

# SAMFUNNSØKONOMEN

NR. 3 • 2008 • 62. årgang

## TEMA: HELSEØKONOMI

- Fredrik Carlsen
- Jan Erik Askildsen med flere
- Tor Iversen og Hilde Lurås
- Karin Monstad
- Jon Magnussen og Jorid Kalseth

Förvaras oåtkomligt för barn

Dosering: 1/2-1 tablett 1-2 gånger dagligen om läkare ej annat. Tabletten tas i munnen.

# SAMFUNNSØKONOMEN

- ANSVARLIG NUMMERREDAKTØR  
Egil Matsen · egil.matsen@svt.ntnu.no
- REDAKTØRER  
Annegrete Bruvoll · annegrete.bruvoll@ssb.no  
Steinar Vagstad · steinar.vagstad@econ.uib.no
- ORGANISASJONSKONSULENT  
Mona Skjold  
mona.skjold@samfunnsokonomene.no
- UTGIVER  
Samfunnsøkonomenes Forening  
Leder: Trond Tørstad  
Generalsekretær: Ragnar Ihle Bøhn
- ADRESSE  
Samfunnsøkonomenes Forening  
Skippergt. 33  
Postboks 8872, Youngstorget  
0028 Oslo  
Telefon: 22 31 79 90  
Telefaks: 22 31 79 91  
sekretariatet@samfunnsokonomene.no

[www.samfunnsokonomene.no](http://www.samfunnsokonomene.no)

Postgiro: 0813 5167887  
Bankgiro: 8380 08 72130

- UTGIVELSESPLAN  
NR. 1: MEDIO FEBRUAR      NR. 6: MEDIO SEPTEMBER  
NR. 2: MEDIO MARS        NR. 7: MEDIO OKTOBER  
NR. 3: MEDIO APRIL        NR. 8: PRIMO NOVEMBER  
NR. 4: MEDIO MAI         NR. 9: ULTIMO DESEMBER  
NR. 5: MEDIO JUNI

• PRISER	
Abonnement	kr. 1030.-
Studentabonnement	kr. 250.-
Enkeltnr. inkl. porto	kr. 160.-

• ANNONSEPRISER (ekskl. moms)	
1/1 SIDE	kr. 6690.-
3/4 SIDE	kr. 6040.-
1/2 SIDE	kr. 5390.-
Byråprovisjon	10%

- ANNONSEFRIST  
10 dager før utgivelsesdato

Design: [www.deville.no](http://www.deville.no)

Trykk: Grafisk formidling as, Bergen

## Innhold

NR. 3 • 2008 • 62. ÅRG.

- **LEDER**  
Jakten på meravkastning (etisk, takk) **3**
- **DEBATT**  
Evaluering av økonomisk forskning  
- et svar **4**  
av Hege Torp
- **TEMA: HELSEØKONOMI**  
Inntektssystem for helseregionene: **8**  
Somatiske spesialisthelsetjenester  
av Fredrik Carlsen  
  
Hvordan måle prioriteringspraksis **19**  
i helsesektoren?  
av Jan Erik Askildsen, Tor Helge Holmås  
og Oddvar Kaarbøe  
  
Bytte av lege i fastlegeordningen **28**  
av Tor Iversen og Hilde Lurås  
  
Låg fertilitet blant dei høgt utdanna: **36**  
Teoretiske forklaringar og  
internasjonal empiri  
av Karin Monstad
- **AKTUELL KOMMENTAR**  
Fordeling av inntekter mellom regionale **47**  
helseforetak. NOU 2008:2  
av Jon Magnussen og Jorid Kalseth

FORSIDEFOTO: SAMFOTO

SAMFUNNSØKONOMEN / ISSN 1890-5250

# Jakten på meravkastning (etisk, takk)

Statens pensjonsfond - Utland skal være «verdens best forvaltede fond» i følge vårens stortingsmelding om forvaltningen av pensjonsfondet. Intet mindre. Det er uklart akkurat hva Finansdepartementet mener med å være best i denne sammenheng, men det framgår tydelig at «å slå markedet» er en viktig del av det. Stortingsmeldingen bekrefter i alle fall en tendens vi har sett over en del år: Målet for forvaltningen av pensjonsfondet skal være som for et hvilket som helst annet fond. Det viktigste suksesskriteriet er om man oppnår risikjustert meravkastning i forhold til departementets referanseportefølje. Bortsett fra å oppføre etisk riktig, blir andre viktige forhold rundt forvaltningen av den finansielle delen av oljeformuen (som dette i realiteten er) ikke eller svært lite vektlagt.

Det stadig sterkere fokuset på å slå markedet skyldes kanskje at man er oppildnet av egen tidligere suksess? I følge departementet og Norges Bank er det tross alt oppnådd risikjustert meravkastning hvert år fra 1998 til 2006. Riktignok gikk man på en smell i siste halvår av 2007 som raderte ut all tidligere meravkastning i obligasjonsporteføljen, men den slags betrakter departementet som «hendelser som inntreffer svært sjelden».

Det er mer interessant at Stortingsmeldingen presenterer analyser som antyder at det ikke er oppnådd reell meravkastning i den aktive forvaltningen totalt sett. Analysene viser at den avkastning oljefondet har oppnådd utover referanseporteføljen skyldes to faktorer: For det første har fondet tatt mer markedsrisiko enn det som ligger i referanseporteføljen. Dette gir typisk høyere avkastning enn referansen i et stigende marked, som det stort sett har vært i den tiden fondet har vært aktivt forvaltet. Den dårlige nyheten er at denne type risikobæring vanligvis vil gi lavere avkastning enn referansen i et fallende marked. Når man kontrollerer bare for dette framstår det allikevel som om fondet har gitt risikjustert meravkastning, og det er da også denne type enfaktor analyse departementet og Norges Bank bruker for å støtte oppunder utsagn om betydelig risikjustert meravkastning i den aktive forvaltningen.

Analysen i Stortingsmeldingen viser imidlertid at den andre faktoren som har drevet fondets meravkastning er en generell overeksponering mot små aksjeselskaper. Som meldingen påpeker er det grunn til å tro at også dette er en form for risikobæring som

betaler seg i oppgangtider, men som kan forsterke en negativ avkastning i dårlige tider. Mange eksperter mener at høyere risiko knyttet til små selskaper blir priset i finansmarkedene. Høyere avkastning pga. overvektning av små selskaper kan altså skyldes at man bærer mer systematisk risiko.

Oljefondet har ikke oppnådd signifikant risikjustert meravkastning i forhold til referansen når man kontrollerer for høyere markeds- og småbedriftsrisiko i den faktiske porteføljen. Merkelig nok kommenteres ikke dette i Stortingsmeldingen, til tross for at man presenterer analysene. Det er mulig Finansdepartementet mener at fondet bør ta mer systematisk risiko enn det man foreløpig har lagt opp til i referanseporteføljen. Men i så fall er det sammensetningen av referansen som bør endres (f.eks. ved å vekte opp småselskaper), man trenger ikke et svært apparat for å drive aktiv forvaltning av den grunn.

Ingen ting i Stortingsmeldingen tyder imidlertid på at man vil redusere satsingen på aktiv forvaltning. Tvert i mot. For oss reiser det også spørsmålet om den nåværende organiseringen i ett stort fond er hensiktsmessig. Den beste organiseringen av fondsforvaltning vil representere en avveining mellom å utnytte stordriftsfordeler og å fremme effektivitet gjennom å utsette forvaltningen for konkurranse. Hvis man i hovedsak driver indeksforvaltning, slik det opprinnelig var i oljefondet, vil hensynet til kostnadseffektivitet veie svært tungt og det kan være fornuftig med ett stort fond. Det er ikke nødvendigvis tilfelle med en stortilt satsing på aktiv forvaltning. Det er vanskelig å se argumenter for at forvalterne i Norges Bank skal ha bedre evner til å plukke ut feilprisede aksjer og rentepapirer enn andre finans eksperter i Norge og utlandet. Hvorfor ikke la andre aktører få prøve seg i Finansdepartementets jakt på meravkastning?

Statens pensjonsfond representerer et av de viktigste virkemidlene i norsk økonomisk politikk. Vi vet alle at fondsoppbyggingen allikevel ikke er ukontroversiell. Oppslutningen om og holdningene til fondskonstruksjonen er åpenbart avhengig av hvordan midlene forvaltes. Jakten på meravkastning eksponerer fondet for større markedsrisiko og operasjonell risiko enn det som var tilfelle med den opprinnelige indeksforvaltningen. Vi håper at departementet har tenkt gjennom hvilke konsekvenser dette kan få for den politiske oppslutningen om pensjonsfondet.

# Evaluering av økonomisk forskning – et svar

Førsunds kommentar til evalueringen av økonomifaglig forskning inneholder konstruktiv kritikk som Norges forskningsråd vil vurdere i det videre arbeidet med fagevalueringer. Men den inneholder også feil og misforståelser: Rangeringen av fagmiljøene er ikke det sentrale resultatet av fagevalueringen. Vurderingen av hvert enkelt miljø er ikke hovedsakelig basert på den bibliometriske studien, men på et omfattende skriftlig materiale samt intervjuer med representanter for miljøene. Førsund tar feil når han hevder at Forskningsrådet ganske ensidig satser på motebetonte tematiske programmer.

**HEGE TORP**

*Avdelingsdirektør, Norges forskningsråd*

En *aktuell kommentar* i Samfunnsøkonomen nr 1-2008, «Evaluering av økonomisk forskning i Norge» signert professor Finn R. Førsund fortjener et svar. I kommentaren vises det til en nylig avsluttet evaluering av økonomisk forskning i Norge, gjennomført av et internasjonalt ekspertpanel på oppdrag fra Norges forskningsråd.<sup>1</sup> Kommentaren er meget kritisk til evalueringen, måten den er gjennomført på og nytten av resultatene. Førsund synes skeptisk til denne typen evalueringer generelt, og han har lite positivt å si om *denne*. Det er synd, men ikke representativt. Høringsuttalelser fra de evaluerte miljøene viser at de fleste mener evalueringen er gjennomført på en god måte av et ekspertpanel med høy faglig kompetanse. De fleste mener også at den gir viktig informasjon og at utvalgets vurderinger og anbefalinger kan være til nytte for utvikling av eget fagmiljø. Høringsuttalelsene inneholder imidlertid også kritiske kommentarer til evalu-

eringen. Forskningsrådet tar alle tilbakemeldinger på alvor – også Førsunds. Hans kommentar inneholder konstruktiv kritikk, men også feil og

**Evalueringen skal gi forskningsmiljøene kunnskap om egne styrker og svakheter og dermed et bedre utgangspunkt for eget endringsarbeid.**

misforståelser som vi gjerne vil bidra til å rette opp.

Innledningsvis bør det nevnes at ekspertpanelet arbeidet uavhengig av Forskningsrådets administrasjon med en eksternt engasjert sekretær. Forskningsrådets administrasjon har gitt administrativ og praktisk bistand.

FAGEVALUERINGER:

HVORFOR OG HVORDAN?

Evaluering av norsk forskning er en vedtektsfestet oppgave for Norges forskningsråd. En fagevaluering skal være en kritisk gjennomgang av forskningen med hensyn til kvalitet relatert til internasjonalt nivå. Målet er å bidra til fagutvikling og kvalitet i forskningen. Evalueringen skal gi forskningsmiljøene kunnskap om egne styrker og svakheter og dermed et bedre utgangspunkt for eget endringsarbeid. Evalueringen skal også styrke Forskningsrådets kunnskapsgrunnlag som grunnlag for forskningspolitiske råd og avveininger. Målet er at evalueringen skal kunne brukes av både fagmiljøene og Forskningsrådet.

Det siste tiåret er det gjennomført en rekke fagevalueringer. Hele det naturvitenskapelige og teknologiske området er dekket; det samme gjelder medisinsk og helsefaglig forskning. Innenfor samfunnsvitenskapene er statsvitenskap

<sup>1</sup> *Economic research in Norway – an evaluation. The Research Council of Norway. Oslo, December 2007.*

(2002), pedagogikk (2004) og økonomi (2007) evaluert; nå står rettsvitenskap for tur. Evalueringene gjennomføres etter visse overordnede prinsipper, men er også tilpasset fagområdenes særtrekk (institusjonell og faglig organisering, publiseringsmønster etc.) Samtlige er imidlertid basert på *fagfelleevaluering*, *peer review*. Det innebærer at styret i Divisjon for vitenskap oppnevner et uavhengig ekspertpanel med internasjonalt anerkjente og habile forskere som kjenner feltet. Det er med andre ord ikke Forskningsrådets administrasjon eller styresystem som foretar evalueringen, men forskernes fagfeller. Evalueringsutvalget får et mandat fra Divisjonsstyret som beskriver oppdraget, dvs. formålet med evalueringen, en avgrensning av oppgaven, og visse føringer på hvordan evalueringen skal gjennomføres. Evalueringsutvalget får et omfattende skriftlige materiale om fagområdet og forskningsmiljøene, som utarbeides dels i forkant og dels på bestilling fra evalueringsutvalget. En viktig del av materialet er fagmiljøenes egevalueringer. Videre er det vanlig at utvalget møter miljøene som skal evalueres. Dette skjer enten ved besøk «hjemme hos», eller ved at det arrangeres møter mellom evalueringsutvalget og representanter for miljøene. Forskningsrådets fagevalueringer er med andre ord kvalitative, basert på fagfelleevaluering, assistert av kvantitative data fra bibliometriske analyser.

I forkant av evalueringen har Forskningsrådet en omfattende dialog med fagmiljøene. Det var også tilfellet med økonomi. Forskningsrådets administrasjon diskuterte evalueringen på møter med Det nasjonale fakultetsmøtet for samfunnsvitenskapelige fag, Det nasjonale fagråd for samfunnsøkonomi, og Nasjonalt råd for økonomisk administrativ utdanning. Evalueringen av økonomifaglig forskning ble også drøftet på Forskningsrådets årlige dialogmøte med SV-fagene samt på et eget møte med

økonomimiljøene (oktober 2005). Aktuelle miljøer ble også invitert til å gi skriftlige innspill. Faglig og institusjonell avgrensning av evalueringen, evalueringsutvalgets mandat og aktuelle kandidater til evalueringsutvalget var sentrale tema i denne dialogen. Forskningsrådets administrasjon hadde særlig stor nytte av dialogen med enkeltpersoner ved Økonomisk institutt ved UiO og med Det nasjonale fagråd for samfunnsøkonomi. Likefullt er Forskningsrådet ansvarlig for evalueringen og eventuelle svakheter ved metodikken og resultatene.

#### TIL OPPKLARING

Vi vil gjerne kommentere noen av utsagnene i Førsunds kommentarartikkel. Førsund tar opp mange interessante og viktige problemstillinger. Vi har begrenset oss til følgende sju punkter knyttet til selve evalueringen:

1. «*Det sentrale resultat av evalueringen er en rangering av institusjonene hovedsakelig basert på resultatene av bibliometrisk studie ...*» (ingress; se også side 16, spalte 1; side 17, spalte 2). For det første, etter vår vurdering er rangeringen ikke det sentrale resultatet, og det er heller ikke lagt vekt på rangeringen i rapporten fra evalueringsutvalget. På side 4 og i avsnitt 8 presenteres summariske oversikter over totalskåren og de seks delskå-

### Den bibliometriske analysen var bare ett av flere dokumenter som sammen med intervjuene dannet grunnlag for evalueringen.

rene for hvert enkelt miljø. Miljøene er ikke rangert etter skåre i disse oversiktene. Skåringer er nyttige, men kan overskygge hovedbudska-

pet, som i dette tilfellet er av kvalitativ karakter: Den verbale omtalen av økonomisk forskning i Norge og av hvert enkelt miljø. For det andre, vurderingen av hvert enkelt miljø er ikke hovedsakelig basert på den bibliometriske studien.<sup>2</sup> Dette er eksplisitt angitt på sidene 6-7 i evalueringsrapporten, som gir en oversikt over grunnlagsmaterialet, og utdypet på side 33. Denne misforståelsen er noe av forklaringen på Førsunds problemer med «... å forstå den interne konsistens i rangeringene ...» (side 19, spalte 2). Den bibliometriske analysen var bare ett av flere dokumenter som sammen med intervjuene dannet grunnlag for evalueringen. I en note til tabellene 6 og 7 i evalueringsrapporten vises det til innsendte publiseringslister som kilde for tabellenes oversikt over publikasjoner 2001-2005.<sup>3</sup>

2. «*En mangel ved evalueringsutvalgets rapport er at en rekke subjektive vurderinger som må ha vært gjort for å komme fram til karaktersettingene, ikke gjøres eksplisitte for leseren ...*» (ingress; se også side 17, spalte 1; side 19, spalte 2). En fagfelleevaluering vil alltid inneholde elementer av subjektive vurderinger; det ligger i selve metoden. Ideelt sett bør en fagfelle gi eksplisitt uttrykk for sine subjektive vurderinger; uten at de blir mer objektive av den grunn, men kanskje lettere å forstå. Etter vår vurdering gis det gode begrunnelser for evalueringen av hvert enkelt miljø i rapporten. Det empiriske grunnlaget er beskrevet på sidene 6-7 og 33 i evalueringsrapporten, og karakter-skalaen er beskrevet på side 34. Vi noterer oss at det kan være ønskelig med mer eksplisitte overveielser som knytter vurderingene til informasjon hentet fra grunnlagsmaterialet.
3. *Historieløshet*. Førsund viser til at rapporten ikke refererer til evalu-

<sup>2</sup> *Economic research in Norway – Bibliometric analyses. The Research Council of Norway. Oslo, December 2007.*

<sup>3</sup> *Disse listene er ikke publisert i rapporten. Listene regnes som personopplysninger, innsamlet for dette spesifikke formålet. Det ble ikke søkt om tillatelse til å publisere listene.*



ringer av svensk økonomisk forskning i 1992 og 2002 (side 16, spalte 1). Vi er ikke sikre på at «... hovedfunn, hovedkritikk og anbefalinger ... også har høy grad av gyldighet for Norge ...» slik Førstund skriver. En sammenlikning av norsk forskning med ett eller flere naboland som en del av fagevalueringen, kan selvsagt være av interesse, men forutsetter at det foreligger oppdaterte og sammenliknbare evalueringer. For den gjennomførte økonomievalueringen var en slik sammenlikning ikke i utvalgets mandat og trolig heller ikke mulig innenfor de rammer som var satt for utvalgets arbeid.

Førstund viser også til en norskspråklig evaluering av anvendte samfunnsvitenskapelig forskningsinstitutter som ble gjort i 1998 (side 17, spalte 1). Denne evalueringen hadde imidlertid et annet formål og var basert på andre kriterier enn denne evalueringen og berørte bare 3 av de 20 miljøene som er omfattet av økonomievalueringen.<sup>4</sup> Et fjerde institutt var omfattet av en liknende evaluering i 2001.<sup>5</sup> Tilsvarende historiske data finnes ikke for de 16 andre fagmiljøene. Etter vår vurdering ville det være av begrenset verdi å bringe dette materialet inn i evalueringen. Det kunne også bli oppfattet som ulik behandling av miljøene.

4. «Det gis ikke noen nærmere begrunnelse for utvalget av institusjoner ...» (side 17, spalte 2). En beskrivelse av utvalgskriteriene er gitt i rapporten på side 12: Fagmiljøer med minimum 5-6 personer med doktorgrad eller tilsvarende, og som driver økonomisk forskning – uavhengig av

institusjonstype. Ut fra formålet med fagevalueringen (rapporten, vedlegg 1): *To review the overall state of economic research in Norwegian universities and relevant research institutes, ...* mener vi dette valget er godt begrunnet. Miljøer med færre økonomer, og eventuelt lavere kompetanse, kan selvsagt også gi verdifulle bidrag til økonomisk forskning. Ut fra evalueringens fokus på forskningsmiljøer – og ikke enkeltforskere – ble det satt en minstegrense. Som en konsekvens av den valgte avgrensningen basert på kompetanse og størrelse, ble 14 miljøer fra UoH-sektoren og seks miljøer fra instituttsektoren (inkl. forvaltningen) omfattet av evalueringen. Andre kriterier for faglig og institusjonell avgrensning ble drøftet med fagmiljøene i forkant. Førstund anbefaler en avgrensning til alle høyere utdanningsinstitusjoner, eller alternativt alle institutter som mottar støtte fra Forskningsrådet – begrunnet med at det ville gi «... det totale bildet ...» og «... en fullstendig analyse ...» Vi har en mer beskjeden ambisjon for avgrensningen, nemlig å få med de mest sentrale forskningsmiljøene slik at vi får et godt grunnlag for vurdering av økonomisk forskning i Norge.

5. «NFRs ide om at en instituttledelse skal ha en strategi for utvikling av forskningen har jeg liten sans for. ... Evalueringsutvalget fører videre NFRs synspunkter og vil at instituttene skal ha en strategi for forskningspolitikken. Jeg mener dette kan være direkte skadelig for grunnforskning (side 18, spalte 1). ... Det hevdes at spesialisering på få kjerneområder er nødvendig for å følge med internasjonalt. Etter min vurdering

... strategisk prioritering av forskningsområder (...) er synspunkt som deles av flere, blant annet av SV-fakultetet ved UiO.

er dette en klar misforståelse ...» (side 18, spalte 2). Her dreier det seg trolig om ekte og saklig uenighet mellom Førstund og Forskningsrådet. Men det er fristende å minne om at strategisk prioritering av forskningsområder, som et velegnet grep for å utvikle forskningens vitenskapelige kvalitet, ikke er en idé fra Forskningsrådets side. Dette er synspunkt som deles av flere, blant annet av SV-fakultetet ved UiO. I Fakultetets strategiske plan for 2006-2009 heter det blant annet at:<sup>6</sup> «... Konsentrasjon om områder der vi kan hevde oss sterkt prioriteres ... Utfordringen for grunnenhetene blir å peke ut de kjerneområder innen faget som skal bidra til å profilere enheten utad ...». Førstund synes å overse at evalueringsutvalget uttaler seg generelt positivt om at den enkelte forskers arbeid «... is driven by a bottom-up process in the sense that it should reflect the interest and motivation of the researcher ...» (side 18 i rapporten). Utvalget legger imidlertid til at det er viktig at institusjonen har en forskningspolitisk strategi – særlig i forbindelse med ansettelse.

6. Førstund støtter evalueringsutvalgets bekymring over at Forskningsrådets budsjetter for tematisk rettet (samfunnsvitenskapelig) forskning er så mye større enn budsjettet for fri, forskerinitiert (samfunnsvitenskapelig)

<sup>4</sup> Anvendt samfunnsforskning: En evaluering av fem norske institutter. Norges forskningsråd. Oslo, august 1998.

<sup>5</sup> Fafo, ISF, NIBR og NOVA – En evaluering. Norges forskningsråd. Oslo, januar 2001

<sup>6</sup> Sitat fra *Strategisk plan for Det samfunnsvitenskapelige fakultet 2005-2009*, UiO: Fakultetet skal fortsatt dekke det samfunnsvitenskapelige fagområdet i stor bredde. Det betyr at alle de sentrale samfunnsvitenskapelige disiplinene skal være representert med tyngde. Men fakultetet har ingen mulighet til å dekke alle spesialiteter verken når det gjelder forskning eller utdanning. Konsentrasjon om områder der vi kan hevde oss sterkt prioriteres framfor bred dekning av spesialiteter innenfor de enkelte disiplinene. Grunnenhetene må selv prioritere hvilke kjerneområder som skal dekkes innenfor sine fagfelter. Utfordringen for grunnenhetene blir å peke ut de kjerneområder innen faget som skal bidra til å profilere enheten utad, og som kan gi retning og tyngde til nødvendige langsiktige satsinger i forskningen. Fakultetet må være åpent for den nyorienteringen som skjer internasjonalt og lokalt både innenfor og mellom de tradisjonelle disiplinene. Selv om prioritering av fagområder først og fremst må skje innenfor disiplinene, må fakultetet ivareta områder som går på tvers av disipliner og fakulteter.

forskning. Den bekymringen kan vi langt på vei dele. Men Før Sund tar feil når han hevder at Forskningsrådet «... for tiden ganske ensidig satser på de motebetonte tematiske programmer ... » (side 18, spalte 1). Forskningsrådet arbeider meget hardt for vesentlige økninger i de faglige bevilgningene, blant annet til samfunnsvitenskapelig, forskerinitiert forskning. Forskningsrådets inntekter er imidlertid i stor grad ørmerket, og det har vist seg vanskelig å få gjennomslag for alle budsjettforslagene. I Norge er forskningsfinansiering fordelt på departementene etter «sektoransvar», og det er ikke gitt at mindre penger til tematiske forskningsprogrammer vil gi mer penger til forskerinitiert forskning.

7. Før Sund avviser evalueringsutvalgets argumentasjon om *kritisk masse* som grunnlag for utvikling av forskningskvalitet. Han hevder at antallet forskere ikke er avgjørende, men kvaliteten på hver enkelt forsker. «Den enkelte forsker finner fram til relevante

*samarbeidspartnere rundt om i verden og er i liten grad avhengig av at lokale kolleger driver med samme tema ...»* (side 18, spalte 2). Samtidig er Før Sund kritisk til den spredte institusjonsstrukturen, og savner en analyse fra evalueringsutvalgets side av hva dagens spredte struktur koster (side 17, spalte 2). Han viser til at høyskolenes «... streben etter å bli universiteter som sprer ressursene for tynt og gir både for høye kostnader og lavere kvalitet ... » (side 17, spalte 2). Sammenhengen mellom institusjonsstørrelse, kostnader og kvalitet er en interessant problemstilling, men var ikke en del av mandatet for evalueringsutvalget. Ut fra utvalgets anbefalinger er det nærliggende å slutte at evalueringsutvalget mener den spredte strukturen *koster for mye*. Evalueringsutvalget legger særlig vekt på betydningen av et aktivt fagmiljø som grunnlag for god forskerutdanning. Dette viser seg svært vanskelig å få til i (små) miljøer med stor faglig spredning; nettopp derfor argumenterer utvalget for at *kritisk masse* er viktig.

#### AVSLUTNING

Forskningsrådets vurdering av økonomievalueringen er at den ble gjennomført på en god måte og at den foreliggende evalueringsrapporten gir et godt svar på mandatet. Høringsuttalelsene fra de evaluerte fagmiljøene og Før Sunds kommentar i Samfunnsøkonomen har imidlertid satt oss på sporet av forbedringspunkter som vil bli vurdert under planlegging av framtidige evalueringer. Det gjelder både substansielle og metodiske spørsmål, men også kommunikasjon og formidling for å kunne unngå misforståelser. Fagevalueringer er krevende; det skal lages utredninger og analyser og det går med mye tid både for fagmiljøene som blir evaluert, og for evalueringsutvalget. For Forskningsrådet er det helt avgjørende at fagevalueringene har legitimitet og er til nytte for fagmiljøene. Vi arbeider derfor kontinuerlig med videreutvikling. Ressurser brukt til tiltak som kan bidra til å styrke evalueringens kvalitet, legitimitet og nytte må likevel vurderes kritisk i forhold til utbyttet.



FREDRIK CARLSEN

Professor ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU

# Inntektssystem for helseregionene: Somatiske spesialisthelsetjenester\*

Artikkelen til Kalseth og Magnussen i dette nummeret presenterer hovedtrekkene i Magnussen-utvalgets forslag (NOU 2008:2 Fordeling av inntekter mellom regionale helseforetak). Denne artikkelen går nærmere inn på beregningene for somatiske spesialisthelsetjenester, som utgjør om lag  $3/4$  av helseregionenes aktiviteter.

## 1 INNLEDNING

Dagens regionale fordeling av midler til somatiske spesialisthelsetjenester er delvis basert på historisk forbruk og delvis basert på en kostnadsnøkkel der alderssammensetning teller 96 % og bosettingsmønsteret teller 4 %. Dette opplegget har flere svakheter: i) historisk forbruk vil ikke nødvendigvis avspeile fremtidig behandlingsbehov, ii) det ses bort fra regionale variasjoner i sosiale og økonomiske forhold til tross for at sammenhengen mellom helsetilstand og sosioøkonomiske faktorer er vel dokumentert, og iii) faktorer som beskriver behov og kostnader bør inngå multiplikativt (ikke additivt som i dag) fordi ressursbehov er produktet av behandlingsvolum og enhetskostnader.

En regions behov for ressurser,  $G_h$ , kan skrives som produktet av fire faktorer: antall innbyggere ( $n_h$ ), ressursbehov per innbygger på landsbasis ( $G/n$ ), innbyggernes behov for behandling relativt til landsgjennomsnittet, kalt regionens behovsindeks ( $B_h$ ), og kostnadene ved å frem-

skaffe et gitt behandlingsvolum relativt til landsgjennomsnittet, kalt regionens kostnadsindeks ( $C_h$ ):

$$G_h = n_h G/n B_h C_h.$$

Hvis en region har både behovsindeks og kostnadsindeks lik 1, trenger regionen like mye penger per innbygger som landet forøvrig. Hvis regionen har en behovsindeks på 1.1 og en kostnadsindeks på 1.1, trenger regionen 21 % mer enn landsgjennomsnittet per innbygger. Artikkelen til Kalseth og Magnussen gjør rede for hvordan utvalget har kommet frem til regionale kostnadsindekser. Denne artikkelen beskriver analysene som ligger til grunn for de regionale behovsindeksene for somatiske spesialisthelsetjenester.

## 2 METODE

I tråd med vanlig internasjonal praksis (Sutton et al 2002) har utvalget tatt utgangspunkt i data om *forbruket* av helse-

\* Takk til konsulent og redaktør for nyttige kommentarer. Beate Huseby, Svein Inge Holm, Jon Petter Nossen, Frode Kristiansen og utvalgets ssekreteriat har vært behjelpelig med å fremskaffe data.



tjenester. Et alternativ ville være å bruke data om *forekomst av sykdommer*, men det foreligger ikke uttømmende og sammenlignbare epidemiologiske data for utvalgets formål. Dessuten sier slike data lite om hvor mye ressurser som bør brukes til behandling. Det har inntil nylig ikke vært lov til å koble data om sykehusforbruk med registerdata på individnivå. Utvalget har derfor ikke kunnet basere seg på individdata. Som alternativ har vi laget forbruksdata for celler som kombinerer kjønn, fødselsår og bostedskommune. Basert på registerdata fra Statistisk sentralbyrå er det koblet på variabler som beskriver befolkningen i cellen, herunder dødelighet, inntekts- og utdanningsnivå, tilknytning til arbeidslivet, hvorvidt man mottar trygdeytelser og/eller sosialhjelp, etnisk bakgrunn og sivilstatus. Disse variablene er også laget på kommunenivå. Per 1.1 2005 var det 72 522 celler med én eller flere personer.<sup>1</sup>

Behovsindeksene beregnes i tre steg. Først estimeres en tverrsnittsregresjon som forklarer forbruket på cellenivå som en funksjon av behovsvariabler og tilbudsvariabler. Behovsvariablene skal fange opp variasjoner mellom celler og kommuner i befolkningens helsetilstand, mens tilbudsvariablene skal beskrive spesialisthelsetilbudet til befolkningen i kommunen og andre helse- og omsorgstilbud som kan ha betydning for forbruket.

Basert på regresjonsanalysen og tilleggsinformasjon foretas en utvelgning av behovsvariabler til kostnadsnøkkelen, altså hvilke variabler som skal brukes ved beregning av regionale behovsindekser. Utvalgskriterier er en variabels økonomiske og statistiske signifikans, om den faktisk forteller noe om behandlingsbehovet (og ikke andre faktorer som det ikke bør tas hensyn til), og om det foreligger problemer knyttet til omvendt kausalitet som tilsier at variabelen gir begrenset informasjon om fremtidig behov for behandling. Videre må det tas stilling til om noen variabler bør inkluderes i kostnadsnøkkelen selv om de ikke har betydning for forbruket, for eksempel fordi manglende

effekt på forbruket reflekterer udekte behov i befolkningsgrupper. Endelig må det vurderes om noen av variablene kan påvirkes av helseregionene og derfor bør utelates eller 'låses' for et gitt antall år.

I tredje steg bestemmes hvordan de ulike variablene skal vektlegges. Utgangspunktet vil være de estimerte koeffisientene til variablene, men det kan tenkes spesielle grunner til at noen variabler bør gis større eller mindre vekt enn hva som følger av regresjonsanalysen.

### 3 BEREGNING AV FORBRUK

Somatiske spesialisthelsetjenester omfatter somatiske sykehus, private spesialister, opptreningsinstitusjoner<sup>2</sup> og private laboratorier og røntgeninstitusjoner. Private laboratorier og røntgeninstitusjoner inkluderes ikke i analysen fordi tilgjengelige forbruksdata for offentlige poliklinikker i det vesentlige utelater laboratorieprøver og røntgenundersøkelser. Data for sykehus og opptreningsinstitusjoner er hentet fra Norsk pasientregister, mens data for private avtalespesialister er fra NAV Rikstrykdeverket.

SYKEHUS. For døgn- og dagopphold ved sykehus brukes DRG-systemet til å lage forbrukstall.<sup>3</sup> Per capita forbruk til innbyggerne i en celle settes lik gjennomsnittlig sum av DRG-poeng i 2004 og 2005, skalert med innbyggertallet per 1.1 2005. For liggedøgn utover trimpunktet gis et tillegg på 0.09 DRG-poeng per liggedøgn.<sup>4 5</sup> Da vel definerne trimpunkter ikke eksisterer for rehabilitering, brukes DRG-poeng som forbruksmål for rehabilitering ved sykehus.<sup>6</sup>

OPPTRENINGSinSTITUSJONER. Forbruket omregnes fra oppholdsdøgn til DRG-poeng ved hjelp av regnskapsinformasjon. Totalutgiftene til opptreningsinstitusjoner divideres på antall oppholdsdøgn, og tallet som fremkommer divideres på DRG-enhetsprisen.

<sup>1</sup> Siden mange av cellene vil være tomme for de eldste kohortene, er fødselsårene 1917 og tidligere slått sammen, og fødselsårene 1918-22 slått sammen. Personer født etter 2005 er ikke med i analysene.

<sup>2</sup> For opptreningsinstitusjoner brukes data om alle pasientopphold, det skiller ikke mellom pasientene etter hvorvidt de har somatiske eller psykiske diagnoser.

<sup>3</sup> DRG-systemet grupperer pasientene i om lag 680 homogene kostnadskategorier og tilordner hver pasient et antall DRG-poeng DRG-enhetsprisen i 2007 var 33 647 kr.

<sup>4</sup> Trimpunktet angir maksimal liggetid for et 'normalt' opphold i en kostnadskategori. Liggetid utover trimpunktet tyder på at pasienten er mer kostnadskreven enn andre pasienter i kostnadskategorien.

<sup>5</sup> Forbruket til personer født i 2004 vil beregnes for et kortere tidsrom (fra fødselen til 31.12 2005) enn hva som er tilfellet for resten av befolkningen, og er derfor skalert opp med faktoren 4/3. Tilsvarende gjøres for forbruket av poliklinisk behandling.

<sup>6</sup> For opptreningsinstitusjoner og rehabilitering er det brukt data for 2005.

Tabell 1 Forbruk av somatiske spesialisthelsetjenester (DRG-poeng per innbygger per år).

	Landet	SørØst	Vest	Midt	Nord
Samlet forbruk	0.287	0.291	0.267	0.292	0.301
Sykehusopphold	0.227	0.227	0.214	0.237	0.240
Poliklinikk	0.026	0.026	0.024	0.027	0.031
Private spesialister	0.018	0.021	0.016	0.013	0.010
Rehabilitering	0.008	0.010	0.007	0.005	0.007
Opptreningsinstitusjoner	0.008	0.008	0.005	0.009	0.012

Helse SørØst: Østfold, Akershus, Oslo, Hedmark, Oppland, Buskerud, Vestfold, Telemark, Aust- og Vest-Agder

Helse Vest: Rogaland, Hordaland, Sogn- og Fjordane

Helse Midt-Norge: Møre og Romsdal, Sør- og Nord-Trøndelag

Helse Nord: Nordland, Troms, Finnmark

**POLIKLINIKK.** For poliklinisk behandling brukes informasjon om statlige refusjoner og egenandeler til å beregne forbruket på cellenivå. Beregningene skjer i fire steg. Først beregnes summen av statlige refusjoner og egenandeler utenom ordinær konsultasjonstakst for hver celle.<sup>7</sup> For andre takster enn ordinær konsultasjonstakst settes antall takster lik gjennomsnittet av 2004 og 2005. Beløpet som fremkommer vil undervurdere forbruket av poliklinisk behandling av to grunner, fordi hovedparten av egenandelene ikke er med og fordi helseregionene delfinansierer behandlingen. I andre steg korrigeres for det første forholdet. Dette gjøres ved å multiplisere celleforbruket med forholdet mellom (statlige refusjoner på landsbasis + alle egenandeler på landsbasis) og (statlige refusjoner på landsbasis + egenandeler som er med ved beregning av celleforbruket på landsbasis). I tredje steg multipliseres forbruket med 2. Det forutsettes altså at helseregionene finansierer 50 % av utgiftene til poliklinisk behandling. I siste steg divideres celleforbruket i kroner med DRG-enhetsprisen.

**PRIVATE SPESIALISTER.** Behandlingsvolumet for private spesialister beregnes gjennom de samme fire stegene.<sup>8</sup> Ut fra et tilsvarende resonnement som for poliklinisk behandling er ikke egenbetaling ved konsultasjoner, enkle pasientkontakter og sykebesøk tatt med ved beregning av forbruket på cellenivå i første steg.<sup>9</sup> Tabell 1 presenterer forbrukstall for somatiske spesialisthelsetjenester samlet og for de enkelte tjenester.

Beregningene gir et samlet forbruk av somatiske spesialisthelsetjenester på 0.287 DRG-poeng eller ca 9700 kr per innbygger. Sykehusopphold utenom rehabilitering utgjør i underkant av 80 % av totalforbruket. Poliklinikker og private spesialister står for henholdsvis 9 % og 6 %, mens rehabilitering ved sykehus og behandling ved opptreningsinstitusjoner hver utgjør i underkant av 3 %. Det er betydelige variasjoner mellom helseregionene både mht samlet forbruk og sammensetningen av forbruket.

Forklaringsvariablene skal fange opp variasjoner i behovet for behandling og tilbudet av spesialisthelsetjenester og komplementære/alternative tjenester. Tabell 2 viser forklaringsvariablene som inkluderes i regresjonsligningen; i tillegg kommer 24 dummy variabler for helseforetaksområder. Noen av forklaringsvariablene varierer på cellenivå, mens andre har samme verdi for alle celler i en kommune. Variablene som beskriver alderssammensetning, dødelighet, trykdeytelser, sosioøkonomiske faktorer og klima skal fange opp variasjoner mellom celler og mellom kommuner i behovet for behandling.<sup>10</sup> Dummyvariablene for helseforetaksområder skal fange opp variasjoner mellom helseforetak i tilbudet av spesialisthelsetjenester, mens de øvrige tilbudsvariablene skal fange opp tilbudsvariasjoner mellom kommuner innen et helseforetaksområde. I regresjonsligningen er forklaringsvariablene på cellenivå fratrukket alders- og kjønnskorrigerede kommunegjennomsnitt mens forklaringsvariablene på kommunenivå er fra-

<sup>7</sup> Ordinære egenandeler er utelatt fordi disse primært har en fiskal begrunnelse og gir begrenset informasjon om ressursinnsatsen som medgår ved poliklinisk behandling.

<sup>8</sup> Data om private spesialister er fra 2006 da data for tidligere år ikke er tilgjengelig. Pga dødsfall og flytting eksisterte ikke alle cellene i 2006. For disse er forbruket satt lik gjennomsnittlig forbruk på landsbasis for personer med samme kjønn og alder.

<sup>9</sup> For om lag 20 % av pasientkontaktene (tilsvarende ca 15 % av forbruket) mangler informasjon om pasientens bostedskommune. Disse konsultasjonene brukes ikke ved beregning av forbruket i første steg, men tas med når forbruket skaleres opp for å korrigere for at konsultasjonstakster er utelatt (steg to).

<sup>10</sup> I foreløpige analyser tok vi med variabler som beskriver næringsstrukturen i kommunen, men disse variablene hadde begrenset betydning for forbruket når øvrige forklaringsvariabler inkluderes.

Tabell 2 Forklaringsvariabler.

Alderssammensetning (alle variabler er beregnet på cellenivå)	
Alder 0-5 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 2004-1999
Alder 6-12 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1992-1998
Alder 13-17 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1987-1991
Alder 18-19 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1985-1986
Alder 20-29 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1975-1984
Alder 30-39 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1965-1974
Alder 40-49 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1955-1964
Alder 50-59 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1945-1954
Alder 60-66 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1938-1944
Alder 67-69 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1935-1937
Alder 70-79 år	Dummy = 1 hvis fødselsår = 1925-1934
Alder 80 år +	Dummy = 1 hvis fødselsår <= 1924
Helseindikatorer	
Dødelighet	Gjennomsnittlig antall døde i 2004 og 2005 per 100 innbyggere 1.1 2005. Beregnet på cellenivå
Sykefravær	Andel sysselsatte med legemeldt sykefravær ved utgangen av 2004. Beregnet på cellenivå for personer 20-66 år og på kommunenivå for personer 0-19 år og 67 år og eldre
Uføretrygdede	Andel innbyggere på uføretrygd ved utgangen av 2004. Beregnet på cellenivå.
Rehabilitering	Andel innbyggere med rehabiliteringspenger ved utgangen av 2004. Beregnet på cellenivå.
Sosioøkonomiske faktorer	
Grunnskole, celle	Andel innbyggere uten videregående utdanning per 1.10 2004 på cellenivå
Grunnskole, kommune	Andel innbyggere uten videregående utdanning per 1.10 2004 på kommunenivå
Levekår	Gjennomsnitt av SSBs levekårsindekser for sosialhjelp, vold og attføring, styringshjulet 2005. Beregnet på kommunenivå
Asylsøkere	Antall asylsøkere per innbygger 1.12 2004. Beregnet på kommunenivå.
Klima	
Klimaindeks	Variabel på kommunenivå som beskriver klima. S sammensatt av fire variabler registrert i perioden 2000-2006: breddegrad, nedbør, sommertemperatur og vintertemperatur.
Tilbudet av helse- og omsorgstjenester	
Avstand, sykehus	Reisetid til senteret i nærmeste kommune med somatisk sykehus utenom spesialsykehus i 2004 (i timer)
Avstand, spesialist	Reisetid til senteret i nærmeste kommune med privat spesialist, gjennomsnitt over fem spesialiteter i 2004 (i timer)
Dekningsgrad	Antall plasser i institusjoner og boenheter per innbygger 80 år og eldre, 2004
Andel vikarer	Andel fastlegehjemler dekket av vikarer, januar 2005

trukket kommunegjennomsnitt; unntak er variablene som beskriver alderssammensetning og reisetid. Effekten av forklaringsvariabler tillates å variere med alder. For å begrense totalt antall variabler er det ikke laget interaksjonsledd mellom tre eller flere forklaringsvariabler.

ALDERSSAMMENSETNING. Siden hver celle består av personer med samme fødselsår, kan effekten av alder på forbruket

bestemmes meget presist. Utvalget har eksperimentert med alternative empiriske spesifikasjoner og endte opp med en spesifikasjon med 12 dummyvariabler for aldersintervaller.<sup>11</sup> For å undersøke om effektene av andre forklaringsvariabler er forskjellig for ulike aldersgrupper, multipliseres andre forklaringsvariabler med dummy variabler for alderskategorier: 0-19 år, 20-44 år, 45-66 år og 67 år og eldre.<sup>12</sup> Vi bruker altså færre aldersvariabler til å

<sup>11</sup> Valg av intervallgrenser er blant annet basert på tilgjengelig statistikk for andre spesialisthelsetjenester (psykisk helsevern og rusbehandling) for å kunne sammenligne aldersprofilen til ulike spesialisthelsetjenester. For øvrig ga alternative spesifikasjoner, herunder spesifikasjoner med betydelig flere aldersdummyer eller separate aldersdummyer for hvert kjønn, små utslag på fordelingen av midler mellom helseregionene.

aldersbetingede effektene av andre variabler enn til å estimere direkteeffekter av alder. Dette er gjort for å kutte ned på det samlede antall variabler. Helse Vest har høyest befolkningsandel blant barn, unge og unge voksne. Helse SørØst har høyest andel i gruppen 30-49 år, Helse Nord har høyest andel i gruppen 50-69 år og Helse Midt-Norge har høyest befolkningsandel i gruppen 70 år og eldre.

**HELSEINDIKATORER.** Mye av forbruket skjer i det siste leveåret. Vi har derfor inkludert antall døde per innbygger i en celle som forklaringsvariabel. I tillegg inkluderes tre variabler som beskriver cellepopulasjonens bruk av trygdeytelser: andel sysselsatte med legemeldt sykefravær, andel uføretrygdede og andel som mottar rehabiliteringspenger. Trygdevariablene antas å være korrelert med befolkningens helsetilstand og derfor behovet for helsetjenester. Analysene viser at forbruket til yngre og eldre avhenger av andel sykmeldte på kommunenivå. Andel sykmeldte er derfor beregnet på cellenivå for befolkningen 20-66 år og på kommunenivå for befolkningen 0-19 år og for befolkningen 67 år og eldre.<sup>13</sup> De fire helseindikatorer er basert på registerstatistikk fra Statistisk sentralbyrå. Helse Vest har lavest dødelighet, mens Helse SørØst og Helse Nord har høyest dødelighet. Helse Vest scorer best og Helse Nord scorer dårligst på de andre tre helseindikatorer.

**SOSIOØKONOMISKE FAKTORER.** En rekke studier har etablert en systematisk sammenheng mellom helse og sosioøkonomisk status (Sosial- og helsedirektoratet 2005). Ved hjelp av SSBs registerstatistikk har vi laget variabler på celle og kommunenivå som beskriver utdanning, inntekt, tilknytning til arbeidslivet, sosialhjelp, sivil status og etnisk bakgrunn. Generelt fant vi få effekter av sosioøkonomiske faktorer når helseindikatorer inkluderes. Et unntak er andelen med grunnskole eller mindre utdanning, som har signifikant betydning for forbruket både på celle- og kommunenivå.

I tillegg til sosioøkonomiske variabler basert på registerstatistikk, har vi undersøkt betydningen av SSBs levekårsindekser. Tre delindekser – indekser for sosialhjelp, voldskriminalitet og attføring - har positive og signifikante eller tilnærmet signifikante effekter på eldre og yngres forbruk. Delindeksene er heltall fra 1 til 10, hvor 10 betyr

at kommunen befinner seg blant de 10 % kommuner/bydeler med størst levekårsproblemer. Vi har inkludert gjennomsnittet av de tre delindeksene som forklaringsvariabel. Helse Nord har høyest indeks (dårligste levekår) mens Helse Vest har lavest indeks.

Asylsøkere er ikke registrert bosatte i folkeregisteret og regnes derfor ikke med ved beregning av antall personer i hver celle. Imidlertid registreres deres forbruk av spesialisthelsetjenester i Norsk pasientregisters statistikk. For asylsøkere i mottak regnes vertskommunen for asylmottaket som bostedskommune i pasientstatistikken. De beregnede forbruksratene kan derfor overvurdere det reelle forbruket i kommuner med asylmottak. For å fange opp denne effekten inkluderes antall asylsøkere i mottak per innbygger på kommunenivå som forklaringsvariabel.<sup>14</sup>

**KLIMA.** Meteorologisk Institutt har beregnet gjennomsnittsverdier på kommunenivå for temperatur og nedbør basert på data for perioden 2000-2006.<sup>15</sup> Foreløpige analyser for deltjenester viste at nedbør, temperaturen om sommeren (månedene mai-august), temperaturen om vinteren (månedene november-februar) og kommunesenters breddegrad, har betydning for forbruket. Nedbør, vintertemperatur og breddegrad er positivt korrelert med forbruket, mens sommertemperatur er negativt korrelert med forbruket. Det er laget en indeks for hver kommune i to steg. Først er nedbør, vintertemperatur og breddegrad fratrukket de respektive minimumsverdier på landsbasis og skalert med variasjonsbredden (differansen mellom høyest og lavest verdi på landsbasis), mens sommertemperatur trekkes fra sin maksimumsverdi og skaleres med variasjonsbredden. Dette gir fire variabler som varierer mellom 0 og 1 hvor 1 betyr dårligst klima/høyest forbruk. I andre steg beregnes indeksen som gjennomsnittet av de fire variablene. Helse SørØst har lavest klimaindeks (best klima), mens Helse Nord har høyest klimaindeks.

**TILBUDET AV HELSETJENESTER.** Dummyvariablene for helseforetak kan tolkes som tilbudsvariabler siden de fanger opp systematiske forskjeller i spesialisthelsetilbudet mellom helseforetak. I tillegg tas med variabler som beskriver reiseavstand til sykehus og private spesialister,

<sup>12</sup> Unntak er dekningsgrad innenfor institusjonsomsorgen der variabelen fungerer best for gruppen 81 år og eldre, og utdanningsnivå som fungerer best for gruppen 20-59 år.

<sup>13</sup> Vi kan ikke forkaste en hypotese om at effekten av andel sykmeldte er lik for alle aldersgrupper.

<sup>14</sup> Antall asylsøkere på kommunenivå er hentet fra nettsidene til UDI og er registrert per 1.12.2004.

<sup>15</sup> Klimadata for lengre tidsperioder gir praktisk talt samme resultater.

og variabler som beskriver pleie-, omsorgs- og allmennlegetilbudet. Disse variablene skal fange opp tilbudsforskjeller mellom kommuner innen et helseforetak.<sup>16</sup>

For hver kommune beregnes reisetid i timer fra kommunesenteret til kommunesenteret i nærmeste kommune som har somatisk sykehus (utenom spesialsykehus). For private spesialister lages reisetidsvariabelen i to steg. Først beregnes reisetid i timer til nærmeste kommune med avtalespesialist innen gynekologi, og tilsvarende for hudsykdommer, indremedisin, øre-nese-hals og øyesykdommer. Deretter beregnes gjennomsnittet av de fem reisetidene. Informasjon om den geografiske fordelingen av private spesialister er hentet fra RHFenes nettsider ved årsskiftet 2004/2005. Private spesialister uten avtale omfattes ikke. Variabelen er kvalitetssjekket ved å sammenholde informasjonen på RHFenes nettsider med Norsk pasientregisters oversikt over avtalespesialister som leverte data til pasientregisteret i 2005. Data om reisetid med bil mellom de administrative sentergrunnkretsene i kommunene er utarbeidet av InfoMap. Både for sykehus og private spesialister er gjennomsnittlig reisetid lengst i Helse Nord og kortest i Helse SørØst.

For å karakterisere pleie- og omsorgstilbudet brukes antall institusjonsplasser og antall tilrettelagte boenheter per innbygger 80 år og eldre. Variabelen er hentet fra KOSTRA for 2004. Som mål på rekrutteringsproblemer og ustabilitet i allmennlegetjenesten brukes andel fastlegehjemler som dekkes av vikar. Variabelen er hentet fra NAV Rikstrygdeverkets nettsider ved årsskiftet 2004/2005. For kommuner uten fastlege settes andel fastlegehjemler med vikar lik fylkesgjennomsnittet.

#### 4 RESULTATER

Det er valgt en spesifisering (hvilke variabler som er med i regresjonsligningen) der variabler med statistisk signifikans på 5 % nivå (tosidig test) eller bedre beholdes. For å begrense antall variabler er kvadratledd ikke inkludert. Analysen tar høyde for at antall personer i hver celle varierer ved å bruke antall personer per 1.1 2005 som vektor. Rapporterte t-verdier er korrigert for korrelasjon mellom feilleddene til celler i samme kommune. Størrelsen på en koeffisient viser hvordan forbruket endres når variabelen endres med én enhet. Eksempel: koeffisienten til andel uføretrygdete er 0.271. En uførepensjonist har altså i gjennomsnitt 0.271 DRG-poeng høyere forbruk per år

Tabell 3 Forbruket av somatiske spesialisthelsetjenester, regresjonsresultat. Tabellen viser estimerte koeffisienter (absolutte t-verdier i parentes). Dummy variabler for HF-områder er tatt med. Avhengig variabel: Gjennomsnittlig årlig forbruk per person i DRG-poeng. Antall analysenheter = 72 522 celler. t-verdier er korrigert for korrelasjon mellom celler (clustering) på kommunenivå.

Alder 0-5 år	0.227 (30.73)
Alder 6-12 år	0.066 (9.95)
Alder 13-17 år	0.079 (11.64)
Alder 18-19 år	0.105 (15.28)
Alder 20-29 år	0.149 (21.78)
Alder 30-39 år	0.186 (27.25)
Alder 40-49 år	0.204 (30.00)
Alder 50-59 år	0.323 (46.15)
Alder 60-66 år	0.488 (66.69)
Alder 67-69 år	0.642 (58.49)
Alder 70-79 år	0.850 (80.65)
Alder 80 år og eldre	0.989 (73.91)
<b>Dødelighet</b>	
Alder 20 år og eldre	0.032 (27.76)
<b>Sykefravær</b>	
Alle aldersgrupper	0.328 (17.25)
<b>Uføretrygdete</b>	
Alder 20-66 år	0.271 (12.01)
<b>Rehabilitering</b>	
Alder 20-66 år	0.637 (14.31)
<b>Grunnskole, celle</b>	
Alder 20-59 år	-0.036 (2.25)
<b>Grunnskole, kommune</b>	
Alder 20-59 år	0.104 (4.41)
<b>Levekår</b>	
Alder 0-19 år	0.0014 (2.26)
Alder 67 år +	0.012 (4.60)
<b>Asylsøkere</b>	
Alder 0-44 år	0.264 (2.97)
<b>Klimaindeks</b>	
Alder 0-66 år	0.091 (3.54)
Alder 67 år og eldre	0.285 (5.91)
<b>Avstand, sykehus</b>	
Alder 0-66 år	-0.008 (6.23)
Alder 67 år +	-0.052 (7.31)
<b>Avstand, spesialist</b>	
Alder 30 år og eldre	0.004 (4.67)
<b>Dekningsgrad</b>	
Alder 81 år og eldre	-0.896 (7.74)
<b>Andel vikarer</b>	
Alder 20 år og eldre	0.045 (3.06)
R <sup>2</sup> justert	0.8523

<sup>16</sup> Tidligere undersøkelser på norske data finner at reiseavstand og kommunehelsetilbudet har betydning for sykehusforbruket (Carlsen 2006, Carlsen et al 2006).



enn en person med samme alder, bosted, etc, som ikke er uføretrygdet. Siden gjennomsnittlig forbruk er på 0.287 DRG-poeng, betyr det at uførepensjonister har om lag dobbelt så høyt forbruk av somatiske spesialisthelsetjenester som resten av befolkningen.

Tabell 3 viser utvalgets foretrukne regresjonsligning. Med unntak av de første leveårene øker samlet forbruk med alderen. De fire helseindikatorerne – dødelighet, sykefravær, andel uføretrygdete og andel som mottar rehabiliteringspenger – har alle positive effekter på forbruket. Andel med grunnskole eller mindre utdanning har negativ effekt på forbruket når variabelen måles på cellenivå og positiv effekt når variabelen måles på kommunenivå. Levekårsindeksen har positiv effekt på forbruket til barn/ungdom og eldre men ingen effekt for andre aldersgrupper. Andel asylsøkere ved mottak i kommunen har betydning for forbruket blant personer 44 år og yngre. Klimaindeksen har positiv effekt på forbruket i alle aldersgrupper, effekten er sterkest for eldre. Lang reisetid til sykehus betyr lavere forbruk i alle aldersgrupper - også her er effekten sterkest for eldre – mens lang reisetid til private spesialister medfører høyere forbruk av spesialisthelsetjenester. Høy dekningsgrad i pleie- og omsorgssektoren og lav andel vikarer i fastlegehjemler bidrar til lavere forbruk.

## 5 NÆRMERE OM BEHOVS VARIABLENE

For å sjekke om behovsvariablene faktisk reflekterer befolkningens helsetilstand, har vi brukt survey data til å estimere sammenhengen mellom behovsvariablene og egenvurdert helse. Analysen er basert på de landsomfattende 40-årsundersøkelsene som ble gjennomført i perioden 1997-99 i regi av Statens helseundersøkelser. Undersøkelsene omfattet om lag 76 000 respondenter i alderen 40-42 år. Respondentenes svar er supplert med registerdata fra Statistisk sentralbyrå. Respondentene ble bedt om å karakterisere egen helse, og kunne velge mellom fire svaralternativer: svært god, god, ikke helt god og dårlig.

Det fremgår av Tabell 3 at forbruket til personer i alderen 40-42 år påvirkes av syv behovsvariabler: dødelighet, andel sykemeldte, andel uføretrygdete, andel som mottar rehabiliteringspenger, andel med grunnskole eller lavere utdanning på cellenivå, andel med grunnskole eller lavere utdanning på

kommunenivå og klima.<sup>17</sup> I første kolonne i Tabell 4 har vi inkludert seks av disse variablene (ikke dødelighet, som ville krevd informasjon om dødsfall i etterkant av undersøkelsen) sammen med alder og kjønn som forklaringsvariabler i en ordnet probit regresjon med respondentenes vurdering av egen helse som avhengig variabel (svært god helse = 4, god helse = 3, ikke helt god helse = 2, dårlig helse = 1).<sup>18</sup>

For fem av de seks behovsvariablene er effekten på respondentenes helse konsistent med effekten på forbruket av somatiske spesialisthelsetjenester: sykemeldte, uføretrygdete, personer på attføring og innbyggere i kommuner med lavt utdanningsnivå og dårlig klima (høy verdi på klimaindeksen) har dårligere helse enn resten av befolkningen, mens de tilsvarende variablene på celle- og kommunenivå har positive effekter på forbruket. Effekten av utdanning på individnivå er derimot inkonsistent med forbruksanalysen: personer med grunnskole eller lavere utdanning har dårligere helse enn den øvrige befolkningen, mens andel med grunnskole eller lavere utdanning på cellenivå har negativ effekt på forbruket.

I andre kolonne av Tabell 4 har vi inkludert flere individvariabler. De tilsvarende variablene på cellenivå er ikke med i Tabell 3 fordi variablene ikke hadde signifikante effekter på forbruket. Vi ser at flere av de nye variablene har betydning for egenvurdert helse: personer med lav inntekt, ikke-vestlige innvandrere, sosialhjelpmottakere, ugifte og skilte/separerte oppfatter sin helse som dårligere enn resten av befolkningen.

Konklusjonen synes å være at det er bra samsvar mellom analysene av forbruk og egenvurdert helse med unntak av variabler som beskriver personlige ressurser (inntekt, utdanning og hvorvidt man mottar sosialhjelp), etnisk bakgrunn og sivilstatus. Det kan synes som om personer med små ressurser eller en annen etnisk bakgrunn har lavere forbruk av spesialisthelsetjenester enn deres helse-tilstand skulle tilsi.

## 6 KOSTNADSNØKKELEN

Neste steg er å velge ut variablene som skal være med i kostnadsnøkkeleken - altså hvilke variabler som skal brukes ved beregning av regionale behovsindeksler – og hvilken

<sup>17</sup> Asylsøkere var ikke med i undersøkelsen.

<sup>18</sup> Spørreskjemaet inneholder informasjon om attføring, men ikke om rehabiliteringspenger. Da vilkårene for de to ytelsene var relativt like på slutten av 90-tallet, er det rimelig å anta at effekten på egenvurdert helse er om lag den samme.

Tabell 4 Betydningen av forklaringsvariablene for selvrapportert helse. Ordnet probit regresjoner. Respondenter i alderen 40-42 år. t-verdier er korrigert for korrelasjon mellom individer (clustering) på kommunenivå.

	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi
<b>INDIVIDVARIABLER</b>				
Alder-40	-0.028	-8.62	-0.035	-11.25
Mann	-0.087	-8.67	-0.156	-13.88
Sykmeldt	-1.127	-40.02	-1.100	-42.85
På uføretrygd	-1.250	-36.46	-1.125	-31.37
På attføring	-1.049	-18.54	-0.927	-15.83
Utdanning: universitet ol 4 år +			<b>Referansekategori</b>	
Utdanning: universitet ol 1-3 år			-0.077	-5.81
Utdanning: videregående 3 år			-0.128	-7.82
Utdanning: videregående 1-2 år			-0.206	-15.08
Utdanning: grunnsk. eller mindre	-0.223	-18.94	-0.323	-20.39
Inntekt: < 155 000			<b>Referansekategori</b>	
Inntekt: 155 000 - 227 000			0.098	7.11
Inntekt: 227 000 - 292 000			0.112	7.08
Inntekt: 292 000 -			0.232	14.03
Ikke-vestlig innvandrere			-0.618	-15.77
Arbeidsledig			-0.011	-0.21
Sosialhjelpmottaker			-0.369	-10.00
Gift			<b>Referansekategori</b>	
Ugift			-0.126	-7.94
Skilt / separert			-0.140	-8.34
Enke / enkemann			-0.052	-0.80
<b>KOMMUNEVARIABLER</b>				
Andel med grunnskole og mindre	-0.897	-6.39	-0.602	-4.63
Klimaindeks	-0.320	-6.04	-0.321	-6.26
$\mu_1$	-3.450		-3.492	
$\mu_2$	-1.916		-1.929	
$\mu_3$	0.056		0.071	
Antall respondenter	76 672		76 364	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0527		0.0635	

vekt variablene skal gis.<sup>19</sup> På disse punktene var det omfattende diskusjoner i utvalget. Konklusjonen ble at alle behovsvariablene i Tabell 3 inkluderes i kostnadsnøkkelen med unntak av andel med grunnskole eller lavere utdanning på cellenivå og andel asylsøkere i kommunen. Ingen av tilbudsvariablene inkluderes i kostnadsnøkkelen. Tabell 5 viser utvalgets forslag til kostnadsnøkkel.

**ALDERSSAMMENSETNING.** I forhold til den empiriske spesifikasjonen reduseres antall aldersvariabler fra 12 til 10 ved at de to korteste aldersintervallene slås sammen med et nabointervall. Ved vekting av aldersvariablene må det tas

hensyn til at øvrige forklaringsvariabler (med unntak av reisetid) er fratrukket sine respektive kommunegjennomsnitt. Koeffisientene til aldersvariablene uttrykker forbruket til en gjennomsnittsperson slik at vektene til aldersvariablene i summerer seg til omlag én og vektene til alle variablene i kostnadsnøkkelen summerer seg til mer enn én. Vektene til aldersvariablene er skalert ned med en felles faktor slik at vektene totalsum blir én. Samlet får aldersvariablene en vekt på 58.0 %.

**HELSEINDIKATORER.** Dødelighet og de tre trygdevariablene inkluderes i kostnadsnøkkelen med vekt basert på varia-

<sup>19</sup> En variabls vekt i kostnadsnøkkelen avhenger av regresjonskoeffisienten (eventuelt justert skjønsmessig), variabelens gjennomsnittsverdi på landsbasis og befolkningsandelen som variabelen har betydning for.

blenes estimerte effekter på forbruket. Variablene får en samlet vekt på 29.1 %. Utvalget har vurdert tre mulige problemer ved variablene. For det første vil både dødelighet og antall trygdemottakere bli påvirket av arbeidet som gjøres i spesialisthelsetjenesten og derfor helseregionenes prioriteringer. Dette kan skape uheldige incentiver, for eksempel ved at økt innsats for å bringe ned sykefraværet medfører reduserte inntekter. Utvalget vurderer den praktiske betydningen av problemet som begrenset, men anbefaler at trygdevariablenes verdier låses for et gitt tidsperiode.

Et annet potensielt problem er at terskelen for å motta trygdeytelser kan avhenge av forholdene på arbeidsmarkedet. I så fall skulle effektene av trygdevariablene på forbruket av spesialisthelsetjenester være betinget av arbeidsmarkedssituasjonen. Vi finner visse effekter av interaksjonsledd mellom trygdevariablene og variabler som beskriver det lokale arbeidsmarkedet på forbruket, men effektene er ikke særlig sterke.

Et tredje potensielt problem er at de estimerte effektene av dødelighet og trygdevariablene ikke (bare) reflekterer betydningen av helsetilstanden for forbruket av helsetjenester, men (også) betydningen av helsetjenester for trygdestatus og sannsynligheten for å overleve. Estimaten kan både overvurdere og undervurdere effektene av trygdevariablene. For eksempel kan det være knyttet betingelser til trygdeytelser om bestemte typer behandling (bidrar til å overvurdere effektene), mens et høyt behandlingsvolum kan øke sannsynligheten for å komme tilbake i arbeid (bidrar til å undervurdere effektene). I mangel av sikker kunnskap om problemets omfang valgte utvalget å bruke de estimerte effektene ved beregning av vekter for helseindikatorne.

**SOSIOØKONOMISKE FAKTORER.** Andel med grunnskole og lavere utdanning på kommunenivå og levekårsindeksen inkluderes i kostnadsnøkkelen med vekter basert på variablenes koeffisienter. De to variablene får en samlet vekt på 9.7 %. Andel med grunnskole og lavere utdanning på cellenivå tas ikke med fordi den estimerte effekten på forbruket er den motsatte av hva som kunne forventes ut fra tilgjengelig kunnskap om sammenhengen mellom utdanningsnivå og helsetilstand, herunder analysen presentert i Tabell 4. Andel asylsøkere tas ut fordi variabelen varierer betydelig fra år til år.

Det foreligger ikke god dokumentasjon på at en kommune eller et områdes levekår i seg selv er viktig for befolk-

Tabell 5 Utvalgets forslag til kostnadsnøkkel.

Kriterium	Vekt
Andel i aldersgruppen 0-5 år	0.033
Andel i aldersgruppen 6-12 år	0.012
Andel i aldersgruppen 13-17 år	0.010
Andel i aldersgruppen 18-29 år	0.041
Andel i aldersgruppen 30-39 år	0.054
Andel i aldersgruppen 40-49 år	0.057
Andel i aldersgruppen 50-59 år	0.082
Andel i aldersgruppen 60-69 år	0.098
Andel i aldersgruppen 70-79 år	0.102
Andel i aldersgruppen 80 år +	0.091
Dødelighet, 20 år+	0.113
Andel sykmeldte	0.081
Andel uføretrygdete, 18-67 år	0.069
Andel med rehabiliteringspenger, 18-67 år	0.028
Andel med grunnskole, 20-59 år	0.048
Levekår, 0-19 år	0.009
Levekår, 67 år +	0.040
Klimaindeks, 0-66 år	0.022
Klimaindeks, 67 år +	0.010

ningens helsetilstand. Mange studier har funnet en korrelasjon mellom helse og levekår, men få studier har identifisert en kausalsammenheng (Kawachi og Berkman 2003). Når utvalget allikevel foreslår at levekårsindeksen inngår i kostnadsnøkkelen, henger det sammen med at trygdevariablene ikke er definert på cellenivå for eldre og yngre. Levekårsindeksen har signifikant betydning for forbruket til de eldre og barn/unge, men ikke for forbruket til resten av befolkningen. Dette kan tyde på at indeksen fanger opp faktorer som andre behovsvariabler fanger opp for befolkningen i yrkesaktiv alder. Da levekårsindeksen bygger på delindekser som kan tenkes å variere over tid pga forhold som ikke er knyttet til befolkningens helsetilstand, for eksempel konjunktursituasjonen, anbefaler utvalget at levekårsindeksen beregnes som et glidende gjennomsnitt over en tidsperiode.

Utvalget har vurdert om variabler som beskriver etnisk bakgrunn og personlige ressurser bør inkluderes i kostnadsnøkkelen selv om variablene har insignifikante eller 'gale' effekter i forbruksanalysen. Hensikten vil være å tilgodese områder som har en høy andel av grupper med et lavere forbruk av spesialisthelsetjenester enn deres helsetilstand skulle tilsi. Utvalget konkluderte imidlertid mot å ta inn variabler uten basis i forbruksanalysen, blant annet fordi det ikke er opplagt hvordan slike variabler skal vektet i forhold til de øvrige variablene.

Tabell 6 Regionale behovsindekser.

Hele landet	Helse SørØst	Helse Vest	Helse Midt-Norge	Helse Nord
1.000	1.006	0.934	1.018	1.076

KLIMA. Resultatene presentert i Tabell 3 og Tabell 4 viser at effektene av klimaindeksen på forbruket av spesialisthelsetjenester og på egenvurdert helse er konsistente. Det er også en klar sammenheng mellom indeksen og befolkningens subjektive oppfatning av klimaet.<sup>20</sup> Internasjonal litteratur om klima og helse har fokusert på kortsiktige effekter av klimasvingninger, og resultatene peker i retning av at foreligger en sammenheng (Nayha 2005, Dechenes og Moretti 2007). Det foreligger få studier om langsiktige effekter av klimaet på befolkningens helsetilstand eller sammenhengen mellom klimaet og forbruket av helsetjenester.

I tillegg til direkte effekter av klimaet på helsetilstanden kan det tenkes indirekte effekter via livsstil og seleksjon forårsaket av fraflytting. Sammenhengen mellom klima og forbruk kan også skyldes at klimaet er korrelert med utelatte behovs- eller tilbudsvARIABLE. Dersom årsaken er utelatte behovsvARIABLE, vil det være riktig å inkludere klimaindeksen i kostnadsnøkkelen såfremt sammenhengen mellom klimaet og de utelatte variablene er stabil slik at klimaindeksen bidrar til å predikere fremtidig behov for spesialisthelsetjenester. Hvis klimaindeksen derimot er korrelert med utelatte tilbudsvARIABLE, bør den ikke inkluderes.<sup>21</sup> Utvalget falt ned på en løsning hvor klimaindeksen inkluderes i kostnadsnøkkelen med en vekt på 3.2 %, som er 1/5 av hva vekten ville ha vært dersom den hadde vært basert på den estimerte effekten av variabelen på forbruket.

TILBUDSVARIABLE. Reisetid til sykehus inkluderes ikke i kostnadsnøkkelen. Lang reisetid bidrar til lavere forbruk, særlig for eldre, men ikke nødvendigvis til lavere behov for spesialisthelsetjenester. Reisetid til private spesialister

har positiv effekt på samlet forbruk. Tilleggsanalyser viser at dette skyldes at den indirekte positive effekten på forbruket av poliklinisk og elektiv behandling er sterkere enn den direkte negative effekten på forbruket av private spesialisttjenester. Argumenter mot å inkludere reisetid til private spesialister i kostnadsnøkkelen er at den geografiske fordelingen av private spesialister er helseregionenes ansvar, og at det kan synes urimelig at substitusjon mellom poliklinikk og private spesialister skulle gi høyere samlet forbruk. Mot disse argumentene kan hevdes at regionale forskjeller i spesialistdekning har bestått lenge og må anses å være strukturelle forhold som ikke kan påvirkes særlig på kort sikt, i alle fall ikke uten å bruke betydelige midler. Dessuten kan reisetid si noe om hvilken fagmedisinsk kompetanse som finnes lokalt. Hvis det både er lang reisetid til private spesialister og til sykehus, har primærhelsetjenesten få lokale ressurser å støtte seg til, noe som kan bidra til svekket forebyggende og diagnostisk arbeid og derfor hyppigere sykehusopphold. Utvalget konkluderte med at reisetid til private spesialister ikke tas med i kostnadsnøkkelen.

Heller ikke variablene som beskriver det kommunale pleie-, omsorgs- og allmennlegetilbudet tas med i kostnadsnøkkelen. Forbruksanalysen tyder på at kommuner med et mangelfullt utbygd tjenestetilbud bidrar til å øke presset på spesialisthelsetjenesten. Utvalget understreker derfor at inntektssystemet for kommunesektoren må bidra til likeverdige pleie- og omsorgstjenester.

## 7 REGIONALE BEHOVSINDEKSER

Tabell 6 viser de regionale behovsindeksene som følger av kostnadsnøkkelen i Tabell 5. Utrengningen baserer seg på

<sup>20</sup> I perioden 1995-2005 gjennomførte TNS Gallup åtte landsomfattende undersøkelser der befolkningen ble spurt om ulike aspekter ved sin bostedskommune, herunder hvor fornøyd de var med klimaet i kommunen. Til sammen svarte 127 000 respondenter på spørsmålet om klimaet. Når det kontrolleres for personkarakteristika har de fire variablene som inngår i klimaindeksen hver for seg signifikante effekter på befolkningens oppfatning og effektene er konsistente med analysene av forbruk og egenvurdert helse: befolkningen er minst fornøyd med klimaet dersom det er kaldt om sommeren, varmt om vinteren, mye nedbør og kommunen ligger langt mot nord. På kommunenivå er det en korrelasjon på -0.797 mellom klimaindeksen og gjennomsnittlig tilfredshet med klimaet. Vintertemperatur fanger sannsynligvis opp effekter av vindforholdene i en kommune da det er en sterk positiv korrelasjon mellom gjennomsnittlig vintertemperatur og gjennomsnittlig vindstyrke på stasjonsnivå (utvalget har ikke hentet inn informasjon om vindstyrke på kommunenivå).

<sup>21</sup> Det er imidlertid ingen sammenheng mellom klimaindeksen på helseforetaksnivå og koeffisientene til dummy variablene for helseforetak. Koeffisientene til dummy variablene sier noe om det generelle forbruksnivået i helseforetaket gitt behovsvARIABLE og derfor noe om spesialisthelsetilbudet til innbyggerne i helseforetaket.

siste tilgjengelige statistikk. De regionale behovsindeksene vil ikke være konstante over tid, men endres etter hvert som kriteriene i kostnadsnøkkelen oppdateres med ny statistikk. Variablene som brukes til å beregne de regionale behovsindeksene i Tabell 6 er ikke alders- og kjønnskorrigerede.<sup>22</sup>

De regionale behovsindeksene angir innbyggernes gjennomsnittlig behov for spesialisthelsetjenester relativt til landsgjennomsnittet. Vi ser at Helse Vest og Helse Nord utgjør ytterpunktene. I Helse Vest har innbyggerne et behandlingsbehov som ligger 7.6 prosentpoeng under landsgjennomsnittet, mens behovet til innbyggerne Helse Nord ligger like mye over landsgjennomsnittet. I Helse SørØst og Helse Midt-Norge er behovet om lag på landsgjennomsnittet. Behandlingsbehovet i Helse Vest er lavt fordi regionen har en forholdsvis ung befolkning, og fordi regionen scorer godt (har lave verdier) på alle helseindikatorer og sosioøkonomiske faktorer. Dårlig klima på Vestlandet trekker i motsatt retning, men effekten er på langt nær tilstrekkelig sterk nok til å nulle ut betydningen av de øvrige variablene. Helse Nord får et høyt beregnet behandlingsbehov både pga alderssammensetningen, dårlig score (høye verdier) på helseindikatorer og sosioøkonomiske faktorer og dårlig klima.

Sammenlignes behovsindeksene med faktisk forbruk (Tabell 1), ser vi at forbruket i Helse Nord er om lag 3 % for lavt, mens forbruket i Helse SørØst ligger knapt 1 %

for høyt. Forbruket i Helse Vest og i Helse Midt-Norge ligger om lag det skal være etter utvalgets forslag. Sammenlignet med behovsvariablene i dagens kostnadsnøkkel (kun alderssammensetning) gir beregningene et høyere beregnet behov for somatiske spesialisthelsetjenester i Helse Nord og et lavere behov i Helse Vest. For de to andre helseregionene er utslagene moderate.

#### REFERANSER:

- Carlsen, F. (2006): Betydningen av sosiale helseulikheter for overføringene til helseregionene, Norsk Økonomisk Tidsskrift, 1-24.
- Carlsen, F., J. Grytten, J. Kjelvik og I. Skau (2007): Better primary physician services lead to fewer hospital admissions, European Journal of Health Economics 8, 17-24.
- Deschenes, O. og E. Moretti (2007): Extreme weather events, mortality and migration. NBER Working paper 13227.
- Kawachi, I. og L. Berkman (2003): Neighbourhoods and health. Oxford University Press.
- Näyha, S. (2005): Environmental temperature and mortality. International Journal of Circumpolar Health 64, 451-458.
- Sosial- og helsedirektoratet (2005): Gradientutfordringen
- Sutton, M. et al (2002): Allocation of resources to English areas: individual and small area determinants of morbidity and use of health care resources. Report to the Department of Health. Edinburgh: Information and Statistics Division.

<sup>22</sup> Helseindikatorene i forbruksanalysen er beregnet på cellenivå (med unntak av andel sykmeldtes effekt på forbruket til eldre og yngre som er beregnet på kommunenivå) og fratrukket alders- og kjønnsespesifikke kommunegjennomsnitt. Regionverdiene til helseindikatorene som brukes til å beregne regionale behovsindekser basert på kostnadsnøkkelen burde ideelt sett vært alders- og kjønnskorrigerede (med unntak av andel sykmeldtes effekt på eldre og yngre). Statistisk sentralbyrå publiserer imidlertid ikke alders- og kjønnskorrigerede verdier av trygdevariablene (og heller ikke for dødelighet for små kommuner). Oppdatering av behovsindeksene må derfor baseres på egne oppdrag til Statistisk sentralbyrå. De øvrige variablene i kostnadsnøkkelen er beregnet på kommunenivå og skal derfor ikke alders- og kjønnskorrigeres ved beregning av regi





**JAN ERIK ASKILDSSEN**  
Forskningsdirektør ved Rokkansenteret og professor ved Institutt for økonomi, UiB

**TOR HELGE HOLMÅS**  
Forsker ved Rokkansenteret og Institutt for økonomi, UiB

**ODDVAR KAARBØE**  
Førsteamanuensis ved institutt for økonomi, UiB, og forsker ved Rokkansenteret.

*Alle har tilknytning til Helseøkonomi Bergen (HEB).*

# Hvordan måle prioriteringspraksis i helsesektoren?

Artikkelen foreslår en ny måte å måle prioriteringspraksis på. Målemetoden tar utgangspunkt i medisinskfaglige veiledere. Disse veilederne gir anvisninger om hvilke pasienter (medisinske tilstander) som skal ha rett til nødvendig helsehjelp og den lengste medisinsk forsvarlige ventetid for pasientene. Ved å koble denne informasjonen til pasientdata om faktisk ventetid, gir dette et grunnlag for å vurdere prioriteringspraksis i ettertid. Som et eksempel på hvordan prioriteringsverktøyet kan anvendes diskuterer vi om ulike pasientgrupper blir ulikt prioritert.

## 1 INNLEDNING

I spesialisthelsetjenesten er myndighetenes prioriteringsmålsetninger uttrykt i pasientrettighetsloven og prioriteringsforskriften. Lov om pasientrettigheter definerer retten til helsehjelp. Paragraf 1-1 formulerer formålet med loven «å bidra til å sikre befolkningen lik tilgang på helsehjelp av god kvalitet». Paragraf 1-2 begrenser retten til å gjelde «... bare dersom pasientene kan ha forventet nytte av helsehjelpen og kostnadene står i et rimelig forhold til tiltakets effekt».

Prioriteringsforskriften gir en nærmere presisering av retten til helsehjelp. Den spesifiserer, i tillegg til kriteriene helseforbedring og kostnader, et punkt om alvorlighetsgrad. I forskriften står det at pasienten har rett til nødvendig helsehjelp fra spesialisthelsetjenesten når «pasienten

har et visst prognosetap med hensyn til livslengde eller ikke ubetydelig nedsatt livskvalitet dersom helsehjelpen utsettes» (paragraf 2, punkt 1).

Med bakgrunn i Pasientrettighetsloven og Prioriteringsforskriften blir pasienter ofte kategorisert på følgende måte:

1. Øyeblikkelig hjelp (ØH)
2. Elektive, med rett til nødvendig helsehjelp
3. Elektive, med rett til annen helsehjelp
4. Etterspurte helsetjenester

Gruppe 1 og 2 omfatter pasienter som iflg. § 2 i Prioriteringsforskriften har «rett til nødvendig helsehjelp». For pasienter i prioriteringsgruppe 2 skal det iflg. § 4 «Vurdering av og fastsettelse av frist for nødvendig helsehjelp», settes en frist for når medisinsk forsvarlighet

krever at spesialisthelsetjenesten senest må yte helsehjelp til vedkommende pasient for å oppfylle pasientens rettighet. <sup>1</sup>

Data fra Norsk pasientregister (NPR) viser at andelen som tildeles rett til nødvendig helsehjelp varierer betydelig mellom ulike regioner. I tabell 1 nedenfor ser vi store forskjeller mellom de regionale helseforetak (RHF) og enda større forskjeller mellom de enkelte helseforetak (HF). Noen forskjeller er trolig å forvente, siden det tross alt er variasjon i sammensetning i befolkningen over landet. Det er heller ikke sikkert at forskjellene i hvem som faktisk får behandling, og hvor lenge disse venter, er like store som variasjonene i andelen som får tildelt rett til nødvendig helsehjelp indikerer. Andel pasienter som får 'rett til nødvendig helsehjelp' er imidlertid så ulik at det er grunn til å reise spørsmål om det drives en ensartet praksis over landet.

Et problem med å bruke tildelt rett til nødvendig helsehjelp eller ventetid som mål på hvordan prioriteringene praktiseres i ulike regioner eller mellom ulike pasientgrupper, er at man ikke kjenner det faktiske medisinske behovet til disse pasientene. Så selv om man finner forskjeller i andelen som får tildelt rett til helsehjelp, eller i ventetider, er det vanskelig å si om dette, helt eller delvis, skyldes ulik prioriteringspraksis.

I denne artikkelen foreslår vi en ny måte å måle prioriteringspraksis på. Målemetoden tar utgangspunkt i medisinsk faglige veiledere. Som vi vil gjøre nærmere rede for nedenfor gir disse veilederne anvisninger om hvilke pasienter (medisinske tilstander) som skal ha rett til nødvendig helsehjelp og den lengste medisinske forsvarlige ventetid for pasientene. Ved å koble denne informasjonen til data om faktisk ventetid, gir dette et grunnlag for å vurdere prioriteringspraksis i ettertid. Som et eksempel på hvordan prioriteringsverktøyet kan anvendes diskuterer vi om ulike pasientgrupper blir ulikt prioritert<sup>3</sup>. Vi vil understreke at dette er et pågående arbeid ved Helseøkonomi Bergen, og at analysene som her presenteres bare er et første skritt på veien.

Tabell 1 *Andel pasienter som tildeles rett til nødvendig helsehjelp.*

	Regionale gjennomsnitt*	Gjennomsnitt HF**
Helse Øst	62	46-86
Helse Sør	59	32-81
Helse Vest	73	56-82
Helse Midt	91	85-97
Helse Nord	56	35-77

\* Regionale gjennomsnitt (prosent). Pasienter som tildeles rett til nødvendig helsehjelp:

\*\* Variasjoner mellom helseforetakene i den enkelte regionen i andel pasienter som tildeles rett til nødvendig helsehjelp:

Kilde: Data fra Norsk pasientregister, annet tertial 2005 (Sosial- og helsedirektoratet, 2006)<sup>2</sup>.

## 2 HVORDAN MÅLE PRIORITERINGSPRAKSIS MED UTGANGSPUNKT I FAGLIGE VEILEDERE?

For å sikre en systematisk og rettferdig prioritering mellom pasientgrupper må prioriteringsforskriften operasjonaliseres. Dette har resultert i at flere av helseforetakene har igangsatt arbeid med å lage veiledere for denne type prioritering. Mest systematisk synes arbeidet å ha vært i Helse Vest og tidligere Helse Øst. Det foreligger egne rapporter fra arbeidet i disse to regionene, se Nordheim (2005) og Helse Øst RHF (2006). Det pågår også et nasjonalt arbeid med å utvikle veiledere til spesialisthelsetjenesten som hjelp ved fastsetting av rettighetstildeling. Dette arbeidet, «Riktigere prioritering i spesialisthelsetjenesten» drives som et samarbeidsprosjekt mellom SH-dir og RHF. Prosjektet er planlagt avsluttet ved utgangen av 2008.<sup>4</sup>

Faglige veiledere spesifiserer hvilke pasienter som bør tildeles rett til nødvendig helsehjelp, samt den lengste medisinske forsvarlige ventetid for pasienter som blir tildelt rett til nødvendig helsehjelp. Tildelingen av «rett», samt lengste ventetid, er gjort på bakgrunn av en beskrivelse av medisinsk tilstand. Nedenfor gir vi noen eksempler på hvordan de faglige veilederne ser ut.

Tabell 2 illustrerer flere forhold. For det første er beskrivelsene av de medisinske tilstandene mer eller mindre presise (selvbestemt abort vs alvorlige hoftelidelser og langva-

<sup>1</sup> Siden vi antar at prioriteringspraksis er en mindre aktuell problemstilling når det gjelder ØH-pasienter, er det først og fremst pasienter i prioriteringsgruppe 2 som blir gjenstand for diskusjon i denne artikkelen.

<sup>2</sup> Tabellen er hentet fra notatet 'Variasjoner i rettighetstildeling som prioriteringsutfordring. Saksunderlag til behandling i Nasjonalt råd for prioritering i helse-tjenesten, møte 1-2006', Sosial- og helsedirektoratet.

<sup>3</sup> For en annen anvendelse, se Askildsen et al. (2007).

<sup>4</sup> For mer informasjon om prosjektet se dets hjemmeside: [http://www.shdir.no/prioriteringer\\_helsetjenesten/\\_info\\_samarbeidsprosjektet\\_riktigere\\_prioritering\\_i\\_spesialisthelsetjenesten\\_\\_81046](http://www.shdir.no/prioriteringer_helsetjenesten/_info_samarbeidsprosjektet_riktigere_prioritering_i_spesialisthelsetjenesten__81046)

Tabell 2 Eksempler fra faglige veiledere utviklet av Helse Vest.

Pasientgrupper	Lengste medisinsk forsvarlig ventetid (uker)
Selvbestemt abort	0-2
Epilepsi, anfall mindre en 1 gang/mnd, uten utviklingsavvik, lærevansker eller nevro utfall	4
Langvarig hoste	26
Alvorlige hoftelidelser	12-42

rig hoste). For det andre er tildelingen av lengste medisinsk forsvarlige ventetid mer eller mindre entydig (4 uker vs 12-42 uker). En årsak til at lengste medisinske forsvarlige ventetid varierer er at pasientene i hht prioriteringsforskriften skal vurderes etter prognosetap med hensyn til livslengde eller ikke ubetydelig nedsatt livskvalitet dersom helsehjelpen utsettes» (paragraf 2, punkt 1). Siden nedsatt livskvalitet vil avhenge av smertegrad er det vanskelig å gi klare regler for lengste forsvarlige ventetid.

Vi har valgt å bruke faglige veiledere fra Helse Vest som utgangspunkt for vår analyse av prioriteringspraksis. Vår begrunnelse er at de faglige veilederne fra Helse Vest er de mest komplette som for tiden foreligger. Utarbeiding av veiledere for medisinske og kirurgiske avdelinger i Helse Vest har pågått siden våren 2004, og det er utarbeidet veiledere innen flere fagområder. Veilederne ble implementert 1. september 2004.

Å bruke veiledere utviklet i en helseregion som grunnlag for analyser også i andre regioner er vil kunne påvirke validiteten i analysene. Det er for eksempel ikke sikkert at de faglige begrunnelsene som Helse Vest har lagt til grunn for tildeling av rett til nødvendig helsehjelp og lengste forsvarlige ventetid deles av fagfolk i andre regioner. I tillegg vet vi ikke i hvilken grad tildelingen av lengste forsvarlige ventetid er påvirket av systematiske variasjoner mellom regioner i tilgang til fagfolk og medisinsk utstyr (kapasitet). Vårt utgangspunkt er imidlertid at de faglige veilederne spesifiserer den lengste medisinskfaglige anbefalte ventetiden uavhengig av kapasitetsbeskrankninger over tid og region.<sup>5</sup>

For å kunne koble anbefalingene i veilederne til opplysningene i data fra NPR, må beskrivelsene av medisinsk tilstand oversettes til en ICD10 kode. Vi har fått bistand fra medisinsk hold i å tildele ICD10 koder til tilstandsbeskrivelser, ordnet etter avdelinger og slik de foreligger i Nordheim (2005).<sup>6</sup> I anvendelsen nedenfor benytter vi data fra NPR. Her er det blant annet informasjon om diagnoser (ICD10) og den faktiske ventetiden som den enkelte pasient opplever. På denne måten kan vi sammenligne faktisk ventetid med anbefalt ventetid.

Det har ikke vært mulig å inkludere alle innleggelses i analysen. For å sikre entydighet i kodetildeling og ventetid, var det nødvendig å sjekke alle diagnosetildelinger mot hverandre. Grunnen er at samme ICD10 kode kan brukes for flere medisinske beskrivelser der anbefalt ventetid kan variere. Hvis ventetid er entydig, er pasientene innenfor vedkommende ICD10 inkludert. Imidlertid har vi utelatt innleggelses knyttet til samme ICD10 kode på ulike medisinske avdelinger når der er gitt ulik anbefalt ventetid. Dermed er det i flere tilfeller angitt ventetider med relativt store intervaller i antall uker (for eksempel 8 – 52 uker). Også disse diagnoser er utelatt, eksempelvis er alvorlige hoftelidelser utelatt, jf. tabell 2.<sup>7</sup>

Tabell 3 gir en oversikt over hvor mange sykehusopphold vi stod tilbake med etter koblingen mellom veilederen og NPR-data.

Tabellen viser antall elektive døgnopphold ved offentlige sykehus i perioden 1999-2005, totalt og for utvalget. Vi har ikke kunnet bruke alle observasjoner fra utvalget på 410,037 sykehusopphold i analysene. Årsakene til dette er flere. Vi har valgt å bare inkludere det første sykehusoppholdet for hver pasient for hvert år, vi mangler ventetider for en del pasienter, vi har valgt bare å inkludere pasienter med oppgitt ventetid mindre enn to år, vi har utelatt pasienter med diagnose innenfor hovedkapitlene «Psykiske lidelser», «Tilstander i perinatalperioden» og «Ytre årsaker», og vi har utelatt pasienter behandlet ved sykehus med svært få behandlinger. Totalt står vi etter dette tilbake med et analyseutvalg på om lag 311.000 pasienter behandlet på 58 ulike sykehus.

<sup>5</sup> I hvilken grad denne antakelsen holder vil vi kunne sjekke når de nasjonale veilederne foreligger. En evalueringsrapport, Sveri (2006), antyder at kapasitetsbegrensninger i liten grad ble lagt til grunn for anbefalingene i veilederne.

<sup>6</sup> Takk til sjefslege ved Diakonhjemmet Jacob Mosvold for utarbeiding av de relevante ICD10-koder.

<sup>7</sup> En måte å øke antall observasjoner på er å inkludere informasjon om prosedyrekoder der de foreligger. Siden poenget i denne artikkelen mest er å illustrere hvordan prioriteringspraksis kan måles har vi valgt ikke å bruke denne informasjonen.

Tabell 3 Antall sykehusopphold per hovedkapitel i ICD10, totalt og for utvalget.

Kapitler i ICD-10	Alle opphold		Utvalget	
	Antall	Prosent	Antall	Prosent
Infeksjonssykdom (A00-B99)	5,445	0,45	684	0,17
Svulster (C00-D48)	203,033	16,88	92,055	22,45
Sykdom i blod (D50-D89)	5,078	0,42	1,903	0,46
Endokrine sykdom (E00-E99)	20,972	1,74	12,523	3,05
Psykiske lidelser (F00-F99)	6,533	0,54	535	0,13
Sykdom i nervesystemet (G00-G99)	71,245	5,92	17,938	4,37
Sykdom i øye (H00-H59)	29,359	2,44	17,944	4,38
Sykdom i øre (H60-H95)	9,590	0,80	7,092	1,73
Sykdom i sirkulasjonssystem (I00-I99)	110,234	9,17	23,966	5,84
Sykdom i åndedrettssystem (J00-J99)	77,580	6,45	47,060	11,48
Sykdom i fordøyelsessystem (K00-K93)	84,634	7,04	30,740	7,50
Sykdom i hud (L00-L99)	17,222	1,43	2,396	0,58
Sykdom i muskel-skjelett (M00-M99)	186,571	15,51	76,488	18,65
Sykdom i urin- og kjønnsorgan (N00-N99)	107,552	8,94	39,737	9,69
Svangerskap, ... (O00-O99)	56,397	4,69	8,911	2,17
Tilstander i perinatalperiode (P00-P96)	1,904	0,16	7	0,00
Medfødte misdannelser, ... (Q00-Q99)	28,188	2,34	4,684	1,14
Symptomer, tegn, ... (R00-R99)	34,718	2,89	4,229	1,03
Skader, forgiftning, ... (S00-T98)	52,060	4,33	17,743	4,33
Ytre årsaker (V00-V99)	12	0,00	0	0,00
Faktorer som ... (Z00-Z99)	94,406	7,85	3,402	0,83
<b>Totalt</b>	<b>1,202,733</b>	<b>100,00</b>	<b>410,037</b>	<b>100,00</b>

Vi har valgt å dele disse pasientene inn i 5 grupper etter medisinsk lengste forsvarlige ventetid:

- Prioriteringsgruppe 1: 0 - 4 uker
- Prioriteringsgruppe 2: 5 – 12 uker
- Prioriteringsgruppe 3: 13 – 26 uker
- Prioriteringsgruppe 4: 27- 52 uker
- Prioriteringsgruppe 5: ikke «rett»

Tabell 4 gir en oversikt over hvordan pasientene i analyseutvalget fordeler seg på disse fem ulike prioriteringsgruppene etter hovedkapitler i ICD10.

Pasienter med ulike diagnoser blir altså plassert i gruppe 1-5 basert på prioritet i forhold til den medisinsk lengste forsvarlige ventetid oppgitt i veilederen. Vi vil da forvente at pasienter i gruppe 1 også vil ha den faktisk laveste ventetiden, mens pasienter i gruppe 5 vil ha lengst ventetid. En observert økende ventetid i data, etter stigende prioriteringsgruppe, oppfatter vi som uttrykk for at foretakene prioriterer i henhold til prioriteringsforskriften.

I tabell 5 viser vi gjennomsnittlige ventetider for de fem gruppene. Vi ser at pasientene i prioriteringsgruppe 1

venter i gjennomsnitt 74 dager, og at ventetiden for gruppene 2, 3 og 4 er stadig lengre desto lavere prioritet pasientene har. For gruppe 5, pasienter uten rett, ligger imidlertid ventetiden mellom gruppe 3 og 4. Vi ser videre at gjennomsnittlig ventetid for gruppe 1 og 2 er høyere enn lengste medisinsk forsvarlige ventetid. For gruppe 3 og 4 er derimot gjennomsnittlig ventetid lavere enn lengste forsvarlige ventetid angitt i veilederne, særlig er avviket stort for gruppe 4. Bare å se på gjennomsnitt kan gi et noe fordreid bilde og vi har derfor også beregnet 25 %, 50 % (medianen), 75 % persentiler og prosentandelen som venter kortere enn lengste forsvarlige ventetid. Ser vi på det siste målet, viser tabellen at andelen som har kortere ventetider enn hva som er medisinsk forsvarlig er omtrent like stor i prioriteringsgruppe 1 (56.8 %) og prioriteringsgruppe 2 (55.9 %). For prioriteringsgruppe 3 og 4 er tilsvarende tall høyere. Fra tallene i tabell 5 kan det ser derfor ut for at gruppene av pasienter som skulle hatt lavest prioritet, til en viss grad overprioriteres. Det er imidlertid nødvendig å korrigere for egenskaper ved pasienter og sykehus, og utviklingen over tid i ventetider, for å kunne trekke klarere slutninger.

Tabell 4 Antall pasienter etter prioriteringsgrupper og hovedkapittel i ICD10, analyseutvalget.

Kapitler i ICD-10	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
Infeksjonssykdom.. (A00-B99)	399	-	24	-	-
Svulster (C00-D48)	38,682	22,238	13,010	-	-
Sykdom i blod.. (D50-D89)	1,315	-	-	-	-
Endokrine sykdom.. (E00-E90)	8,764	-	-	-	-
Sykdom i nervesystemet (G00-G99)	6,206	3,011	-	-	150
Sykdom i øye.. (H00-H59)	-	-	-	-	13,734
Sykdom i øre.. (H60-H95)	-	2,937	-	1,933	-
Sykdom i sirkulasjonssystem (I00-I99)	3,616	5,842	3,737	1,776	-
Sykdom i åndedrettssystem (J00-J99)	200	36,721	88	984	-
Sykdom i fordøyelsessystem (K00-K93)	625	15,100	7,573	1,322	-
Sykdom i hud.. (L00-L99)	-	899	310	-	54
Sykdom i muskel-skjelett..(M00-M99)	-	2,817	46,162	-	11,923
Sykdom i urin- og kjønnsorg (N00-N99)	3,016	11,102	17,668	-	-
Svangerskap,.. (O00-O99)	903	766	4,052	-	-
Medfødte misdannelser, ..(Q00-Q99)	-	2,210	1,030	-	-
Symptomer, tegn,.. (R00-R99)	794	1,585	667	-	162
Skader, forgiftning,.. (S00-T98)	-	-	12,539	27	-
Faktorer som .. (Z00-Z99)	2,308	188	19	-	-
<b>Totalt</b>	<b>66,828</b>	<b>105,416</b>	<b>106,879</b>	<b>6,042</b>	<b>26,023</b>

### 3 EKSEMPEL: PRIORITERINGSPRAKSIS I DEN NOR-SKE SPESIALISTHELSETJENESTEN

I denne anvendelsen benytter vi datasettet beskrevet ovenfor for å analysere prioriteringspraksis i spesialisthelsetjenesten. Med bakgrunn i prioriteringsforskriften skulle man vente at grupper av pasienter, som for eksempel pasienter i ulike helseregioner, blir prioritert likt. I analysen måler vi prioritering ved hvor lenge pasienten venter. Ensartet prioritering vil da innebære at like pasienter venter like lenge. Her vil vi fokusere på følgende to forhold: For det første om pasientene som ifølge veilederne skal ha høyest prioritet faktisk venter kortere enn pasienter som er gitt lavere prioritet, og dernest om de fem helseregionene har en ensartet prioriteringspraksis.

Det er viktig å være oppmerksom på at de prosessene som eventuelt leder til ulik prioritering, kan være av flere typer. Om for eksempel menn og kvinner prioriteres ulikt, for samme lidelse, vil dette trolig skyldes hva vi kan kalle kortsiktige prioriteringsbeslutninger, det vil si beslutninger som treffes i møtet mellom pasient og lege. Om pasienter med ulike lidelser blir ulikt prioritert, for samme forsvarende ventetid, vil dette gjerne skyldes at helseforetakene/regionene har bygd opp for lite kapasitet innenfor enkelte fagområder. Dette kan vi se på som prioriteringsbeslutninger på mellomlang sikt. Om pasienter bosatt i

ulike helseregioner har systematiske forskjeller i ventetid kan dette skyldes generelle kapasitetsforskjeller, noe som kan være et eksempel på langsiktige prioriteringsbeslutninger fra helseregionene (eller tidligere fylkene) og staten. I denne analysen er imidlertid målsetningen å se på om prioriteringspraksisen varierer mellom pasientgrupper og regioner, ikke å isolere de ulike prosessene som eventuelt leder til disse forskjellene.

I analysene estimerer vi to typer regresjonsmodeller, en modell der vi fokuserer på ventetid (en fixed effect modell der vi kontrollerer for case mix ved å ta hensyn til observerte personkarakteristika, samt sykehusspesifikke og tidsspesifikke forhold), og en modell der vi fokuserer på sannsynligheten for å vente lengre enn lengste forsvarende ventetid (en probit modell der vi kontrollerer for personkarakteristika og tidsspesifikke forhold). Resultatene fra disse to modellene er presentert i tabell 6. I diskusjonen legger vi mest vekt på resultatene fra modell 2. Årsaken til dette er at sannsynligheten for å vente lengre enn lengste forsvarende medisinske ventetid er et mål som er enkelt lar seg knytte opp mot prioritering.

Vi identifiserer eventuelle forskjeller i prioriteringspraksis mellom de ulike gruppene ved hjelp av dummy-variabler, og har valgt prioriteringsgruppe 1 som basiskategori. Det



Tabell 5 Ventetid for ulike prioriteringsgrupper, 1999-2005.

	Gjennomsnitt (standard avvik)	25 % persentil	50 % persentil	75 % persentil	Kortere ventetid enn lengste forsvarlige	Lengste forsvarlige ventetid
Prioriterings-gruppe 1	74.36 (125.35)	11	24	70	56.8 %	28
Prioriterings-gruppe 2	120.42 (139.28)	27	70	157	55.9 %	84
Prioriterings-gruppe 3	167.24 (145.99)	60	126	224	65.6 %	182
Prioriterings-gruppe 4	194.34 (171.81)	61	141	284	82.5 %	360
Prioriterings-gruppe 5	183.95 (145.52)	80	142	245	- %	Ikke rett

vil si at vi sammenligner de andre prioriteringsgruppene med den gruppen som i følge veilederne skal høyest prioritet.

Vi noterer oss først at dummy variablene for prioriteringsgruppene er signifikante både i økonomisk og statistisk forstand i begge modeller.<sup>8</sup> Kontrollert for andre forhold, har pasientene i prioriteringsgruppe 2 omtrent 19 prosent lavere sannsynlighet for å vente lengre enn hva som er medisinsk forsvarlig sammenlignet med pasientene i prioriteringsgruppe 1. Pasienter i prioriteringsgruppe 3 har omtrent 25 prosent lavere sannsynligheten, mens pasientene i gruppe 4 har den laveste sannsynligheten for å vente for lenge (omtrent 35 prosent lavere enn pasientene i prioriteringsgruppe 1).

I analysene av ventetid (modell 1) finner vi at pasienter i prioriteringsgruppe 2, kontrollert for andre forhold, venter om lag 36 prosent lengre enn pasienter i prioriteringsgruppe 1. Pasientene i prioriteringsgruppe 3 og 4 venter om lag like lenge (rundt 90 prosent lengre enn prioriteringsgruppe 1), mens pasientene i gruppe 5 venter om lag 80 prosent lengre enn pasientene som skal ha høyest prioritet. Med bakgrunn i gjennomsnittlig ventetid for prioriteringsgruppe 1 (tabell 5) og resultatene i tabell 5, kan vi beregne omtrentlige forskjeller i ventetid mellom gruppene (for «like» pasienter). Vi finner at pasientene i gruppe 2 venter omlag 26 dager lengre enn pasientene i gruppe 1, at pasientene i gruppe 3 og 4 venter omtrent 66 dager lengre og at pasientene i gruppe 5 venter rundt 60 dager lengre.

Vi finner altså at pasienter som har høyest prioritet venter kortest, i tråd med prioriteringsforskriften. Samtidig har pasienter med lavest prioritet relativt sett størst sannsynlighet for å vente kortere enn veilederne tilsier. Det gir seg

utslag i at sammenliknet med prioriteringsgruppe 1, så venter pasientene i prioriteringsgruppene 2-5 i gjennomsnitt færre dager ekstra enn hva som ifølge veilederne kunne vært akseptabelt. Siden de høyest prioriterte pasientene synes å vente lengre enn det som er akseptabelt, kan vi tolke dette som en indikasjon på en viss overprioritering av pasienter med lav prioritet. En forklaring kan være at nedgangen i ventetid i den aktuelle perioden er tatt ut i redusert ventetid for pasienter med lav prioritet.

#### *Prioriteringer i de ulike helseregionene*

For å se på prioritering innen de forskjellige helseregionene har vi estimert de to modellene ovenfor for hver helseregion. Vi har valgt å bare presentere estimatene for de forskjellige prioriteringsgruppene, men de øvrige resultatene er tilgjengelige på forespørsel. Resultatene fra disse analysene (se tabell 7) indikerer en hovedtendens tilsvarende den for hele landet, altså at pasienter med i lavere prioriteringsgrupper venter relativt sett kortest, sett i forhold til det medisinsk anbefalte, noe som kan tyde på en overprioritering av dem sammenlignet med pasienter med mer alvorlige lidelser og bedre behandlingseffekt. Det er imidlertid også en del forskjeller helseregionene imellom. Om vi for eksempel ser på sannsynligheten for å vente utover lengste medisinsk forsvarlige ventetid, synes det som om forskjellene mellom prioriteringsgruppene er minst i Helse Øst.

Vi vil imidlertid være forsiktige med å tolke for mye inn i hva som ligger i forskjellene. For det første er veilederne utarbeidet i kun et av foretakene, og derved kan de som nevnt ha begrenset generell gyldighet. Dernest kan det være strukturelle forskjeller mellom helseforetakene i de (tidligere) fem regioner som ikke fanges opp av denne analysen. På den annen side gir tallene i Tabell 7 et noe

<sup>8</sup> I analysene av sannsynligheten for å vente utover lengste medisinske forsvarlige ventetid (modell 2) måtte vi utelate pasientene som tilhører prioriteringsgruppe 5 (de har ingen lengste forsvarlige ventetid).

Tabell 6 Regresjonsresultat ventetider (modell 1) og sannsynligheten for å vente lengre enn lengste forsvarlige ventetid (modell 2).

	Modell 1		Modell 2	
Mann	0.0096**	(0.0045)	0.0078***	(0.0021)
Antall bidiagnoser	-0.0198***	(0.0018)	0.0010	(0.0008)
Kirurgi	0.2246***	(0.0053)	0.0261***	(0.0024)
<b>Alderskategorier (basiskategori alder 30-66):</b>				
Alder 80 +	-0.1745***	(0.0072)	-0.0896***	(0.0031)
Alder 67-80	-0.0787***	(0.0054)	-0.0461***	(0.0024)
Alder 15-29	-0.0223***	(0.0087)	0.0046	(0.0041)
Alder 0-14	-0.1159***	(0.0082)	-0.0539***	(0.0037)
<b>Helseregioner (basiskategori Helse Vest):</b>				
Helse Øst	-0.0478**	(0.0195)	-0.0536**	(0.0027)
Helse Sør	-0.0632***	(0.0193)	-0.0249***	(0.0028)
Helse Midt	0.0564**	(0.0257)	-0.0025	(0.0032)
Helse Nord	-0.0069	(0.0284)	-0.0614***	(0.0033)
<b>Prioriteringsgrupper (basiskategori prioriteringsgruppe 1):</b>				
Prioriteringsgruppe 2	0.3586***	(0.0075)	-0.1924***	(0.0032)
Prioriteringsgruppe 3	0.9221***	(0.0084)	-0.2535***	(0.0034)
Prioriteringsgruppe 4	0.8955***	(0.0173)	-0.3526***	(0.0022)
Prioriteringsgruppe 5	0.8027***	(0.0140)	-	
<b>År (basis kategori 1999):</b>				
2000	-0.0517***	(0.0079)	-0.0213***	(0.0036)
2001	-0.0678***	(0.0078)	-0.0326***	(0.0036)
2002	-0.0935***	(0.0078)	-0.0365***	(0.0036)
2003	-0.1810***	(0.0077)	-0.0737***	(0.0034)
2004	-0.2095***	(0.0085)	-0.0723***	(0.0037)
2005	-0.2321***	(0.0081)	-0.0841***	(0.0035)
<b>Hovedkappitler ICD10 (basiskategori sykdommer i sirkulasjonssystemet (I00-I99)):</b>				
Infeksjonssykdom.. (A00-B99)	-0.1160**	(0.0551)	-0.0614**	(0.0227)
Svulster (C00-D48)	-0.2222***	(0.0109)	-0.1460***	(0.0046)
Sykdom i blod.. (D50-D89)	0.0858***	(0.0325)	-0.0139	(0.0140)
Endokrine sykdom.. (E00-E90)	0.7157***	(0.0162)	0.1525***	(0.0076)
Sykdom i nervesystem. (G00-G99)	0.9560***	(0.0155)	0.2939***	(0.0068)
Sykdom i øye.. (H00-H59)	0.7791***	(0.0194)	-	
Sykdom i øre.. (H60-H95)	1.2166***	(0.0197)	0.3965***	(0.0074)
Sykdom i åndedr.syst (J00-J99)	1.0568***	(0.0131)	0.3102***	(0.0059)
Sykdom i ford.syst (K00-K93)	0.5813***	(0.0121)	0.1384**	(0.0058)
Sykdom i hud.. (L00-L99)	-0.1580***	(0.0330)	-0.0402***	(0.0157)
Sykdom i musk.-skj.(M00-M99)	0.9096***	(0.0119)	0.2398***	(0.0055)
Sykdom i urin- kj.org (N00-N99)	0.6635***	(0.0118)	0.1635**	(0.0056)
Svangerskap,.. (O00-O99)	0.3942**	(0.0185)	0.2635**	(0.0079)
Medfødte misd. .. (Q00-Q99)	0.6101***	(0.0224)	0.2588***	(0.0097)
Sympt., tegn,.. (R00-R99)	0.2263**	(0.0219)	0.0266***	(0.0103)
Skader, forgift... (S00-T98)	0.4238***	(0.0146)	0.1622***	(0.0069)
Faktorer som .. (Z00-Z99)	0.6205***	(0.0249)	0.1320***	(0.0114)
Konstantledd	3.2400***	(0.0199)	-	
<b>Antall observasjoner</b>	<b>311188</b>		<b>285165</b>	
<b>Antall sykehus</b>	<b>58</b>		<b>58</b>	
<b>R<sup>2</sup>/Pseudo R<sup>2</sup></b>	<b>0.26</b>		<b>0.08</b>	

Tabell 7 Prioriteringspraksis i de fem helseregionene.

	Helse Øst	Helse Sør	Helse Vest	Helse Midt	Helse Nord
<b>Ventetider (modell 1)</b>					
Prioriteringsgruppe 2	0.3541 <sup>***</sup>	0.4375 <sup>***</sup>	0.2874 <sup>***</sup>	0.3471 <sup>***</sup>	0.2958 <sup>***</sup>
	(0.0137)	(0.0150)	(0.0170)	(0.0196)	(0.0219)
Prioriteringsgruppe 3	0.9288 <sup>***</sup>	0.9050 <sup>***</sup>	0.9174 <sup>***</sup>	0.9831 <sup>***</sup>	0.8084 <sup>***</sup>
	(0.0156)	(0.0169)	(0.0190)	(0.0220)	(0.0239)
Prioriteringsgruppe 4	0.9573 <sup>***</sup>	1.1236 <sup>***</sup>	0.9145 <sup>***</sup>	0.7093 <sup>***</sup>	0.5654 <sup>***</sup>
	(0.0344)	(0.0347)	(0.0391)	(0.0496)	(0.0416)
Prioriteringsgruppe 5	0.7998 <sup>***</sup>	0.7389 <sup>***</sup>	0.8922 <sup>***</sup>	0.7727 <sup>***</sup>	0.7663 <sup>***</sup>
	(0.0256)	(0.0301)	(0.0328)	(0.0331)	(0.0419)
<b>Sannsynligheten for å vente lengre enn lengste forsvarlige ventetid (modell 2)</b>					
Prioriteringsgruppe 2	-0.1610 <sup>***</sup>	-0.1884 <sup>***</sup>	-0.2530 <sup>***</sup>	-0.1897 <sup>***</sup>	-0.2106 <sup>***</sup>
	(0.0055)	(0.0065)	(0.076)	(0.0089)	(0.0095)
Prioriteringsgruppe 3	-0.2128 <sup>***</sup>	-0.2758 <sup>***</sup>	-0.3029 <sup>***</sup>	-0.2420 <sup>***</sup>	-0.2753 <sup>***</sup>
	(0.0062)	(0.0069)	(0.0080)	(0.0098)	(0.0096)
Prioriteringsgruppe 4	-0.3168 <sup>***</sup>	-0.3595 <sup>***</sup>	-0.3687 <sup>***</sup>	-0.3839 <sup>***</sup>	-0.3575 <sup>***</sup>
	(0.0043)	(0.0043)	(0.0065)	(0.0052)	(0.0043)

annet bilde enn det som fremkommer fra Tabell 1, som kunne indikere dramatiske forskjeller i rettighetstildeling mellom regioner. Resultater fra denne analysen indikerer en langt større likhet i ventetider over prioriteringsgrupper over landet enn en først skulle bli ledet til å tro, og det som mer makro-baserte rapporteringer tilsier.

#### 4 KONKLUDERENDE MERKNADER

I denne artikkelen foreslår vi en ny måte å måle prioriteringspraksis på. Målemetoden tar utgangspunkt i medisinskfaglige veiledere. Disse veilederne gir anvisninger om hvilke pasienter (medisinske tilstander) som skal ha rett til nødvendig helsehjelp og den lengste medisinske forsvarlige ventetid for pasientene. Ved å koble denne informasjonen til data om faktisk ventetid, gir dette et grunnlag for å vurdere prioriteringspraksis i ettertid. Som et eksempel på hvordan prioriteringsverktøyet kan anvendes diskuterer vi om ulike pasientgrupper blir ulikt prioritert.

For å illustrere anvendelsen av prioriteringsverktøyet bruker vi data fra Norsk pasientregister for perioden 1999-

2005. I analysene har vi brukt regresjonsanalyser hvor vi korrigerer for pasientkarakteristika og for sykehus- og tidsspesifikke forhold. Hovedfokuset i analysene har vært å si noe om i hvilken grad ulike pasientgrupper prioriteres ulikt i den norske spesialisthelsetjenesten. Siden disse analysene heller er ment å være illustrerende enn besvarende, vektlegger vi ikke resultatene i særlig grad. Etter vår mening viser likevel disse analysene at vårt forslag til hvordan man kan måle og overvåke prioriteringspraksis fungerer, men også at det er rom for forbedringer.

Til slutt vil vi derfor påpeke at dette er et felt som krever videre studier. Veilederne som ligger til grunn for vår kategorisering av pasienter i prioriteringsgrupper kan forbedres, og spesielt gjøres mer presise. Koblingen mellom veilederne og ICD10 kodeverket har også et potensial for forbedring, kanskje særlig med tanke på å inkludere flest mulig pasientgrupper, men trolig også i forhold til presisjonsnivået i koblingene. Et potensielt problem er videre at pasientgrupper kan være til dels svært ulike selv innenfor den enkelte prioriteringsgruppe. Hvordan man skal ta hensyn til at kortsiktige prioriteringsbeslutninger delvis vil

være avhengig av tilgjengelig behandlingsskapasitet er et annet viktig spørsmål.

#### REFERANSER:

Askildsen, J. E. T. H. Holmås og O. Kaarbøe (2007): Prioriteringspraksis før og etter sykehusreformen. HEB-notat 05/07. Universitetet i Bergen.

Nordheim, O. F. (2005): Praktisering av prioriteringsforskriften i Helse Vest, Rapport Helse Vest, 2005.

Helse Øst RHF og Sosial- og helsedirektoratet (2006): Rapport. Prosjekt Rett Prioritering i Helse Øst.

Sveri, T. (2006): Prioritering innen spesialisthelsetjenesten - om utarbeiding av faglige veiledere for tildeling av rett til nødvendig helsehjelp. Rapport til Sosial- og helsedirektoratet. Manuskript Rokkansenteret, Bergen.

## Professor Wilhelm Keilhau's Minnefond

Fondet har i det vesentlige gitt støtte til dekning av trykkingsutgifter ved utgivelse av økonomiske forskningsavhandlinger samt til reise- og oppholdsutgifter ved aktiv deltagelse ved økonomisk faglige kongresser eller forskningsprosjekter. Dette vil fortsatt være hovedretningslinjen for fondets virksomhet.

Fondet kan også gi støtte til forskere som ønsker å utvide sine kunnskaper på et spesielt felt inne den økonomiske teori og av den grunn ønsker et kortvarig opphold ved en forskningsinstitusjon som har spesiell kompetanse innen dette felt.

Professor Wilhelm Keilhau's Minnefond er et «siste utvei fond» på den måten at det er først når andre former for støtte ikke er tilgjengelig eller ikke er tilstrekkelig at støtte fra fondet kan bli aktuelt.

Skriftlig søknad sendes til  
**Professor Wilhelm Keilhau's Minnefond**  
v/Karin Jahren - Postboks 4 Skøyen - 0212 OSLO

TOR IVERSEN

Forskningsleder ved Helseøkonomisk forskningsprogram (HERO)

HILDE LURÅS

Seniorforsker ved Helse Sør-Øst kompetansesenter for helsetjenesteforskning (HØKH), Akershus universitetssykehus



## Bytte av lege i fastlegeordningen\*

Vi undersøker hvilke kjennetegn ved en fastlege som forklarer om mange pasienter bytter til en annen lege. Resultatene bekrefter at det er nær sammenheng mellom en leges popularitet og antallet bytter han vil oppleve. Populære fastleger kjennetegnes av fulle lister og en stor andel pasienter som ønsket seg denne legen da fastlegeordningen ble innført i 2001. Vår viktigste konklusjon er at både valget av fastlege og beslutningen om å bytte lege henger nært sammen med behandlingskvaliteten som pasientene opplever at legen tilbyr.

### 1 BAKGRUNN

Da fastlegeordningen ble innført, var den norske befolkningen svært bevisst i valget av lege; over 90 % deltok i valgprosessen, de vurderte flere leger og de hadde klare legeønsker både når det gjaldt praktiske forhold som avstand og tilgjengelighet til legepraksisen, og egenskaper og kjennetegn ved legen (Lurås 2003, Finnvold m.fl. 2003). I forbindelse med legetildelingen i 2001 fikk majoriteten av befolkningen tildelt den legen de hadde som sitt førstevalg på legevalgskjemaet. Resultater fra en spørreundersøkelse til SSBs levekårspanel viste senere at de som fikk innvilget førstevalget, var mer fornøyd enn andre både med legens medisinske kunnskaper, legens personlige egenskaper og legens henvisningspraksis. I tillegg viste analysen at personer som ble tildelt en fastlege som opplevde pasientknapphet, var mindre fornøyd enn andre

både med legens medisinske kunnskaper, legens personlige egenskaper, legens henvisningspraksis og konsultasjonslengden legen tilbød (Lurås 2007).

Fastlegeordningen tillater inntil to legebytter hvert år. Resultater fra studier i andre land tyder på at folk bytter lege av ulike grunner hvor rent praktiske forhold som flytting er i den ene enden av skalaen (Salisbury 1989), mens misnøye med den mellommenneskelige relasjonen til legen er i den andre enden (Gandhi m.fl. 1997, Wolinsky m.fl. 1982). En hensikt med undersøkelsen vi skal presentere resultater fra i denne artikkelen, er å få kunnskap om den norske befolkningens bytte av fastlege. Vi er særlig opptatt av å studere om noen av funnene fra det initiale legevalget og legetildelingsprosessen har konsekvenser for befolkningens bytter av fastlege. Medfører for eksem-

\* Takk til tidsskriftets anonyme konsulent for kritikk og forslag til forbedringer av manuskriptet. Data som er benyttet i artikkelen, er hentet fra Fastlegedatabasen. Arbeids- og velferdsforvaltningen (NAV), Statistisk Sentralbyrå (SSB) og Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) har levert data til basen, og NSD har tilrettelagt dem for analyseformål. Verken NAV, SSB eller NSD er ansvarlig for de analyser eller tolkninger som er gjort i artikkelen. Forfatterne takker NSD for tilrettelegging av data. Iversen takker Norges Forskningsråd for økonomisk tilskudd til prosjektet gjennom Helseøkonomisk Forskningsprogram ved Universitetet i Oslo (HERO).

Tabell 1 Beskrivende statistikk. Totalt antall legebytter. 2001 – 2007.

År	Totalt antall legebytter	Tildelte legebytter pga avsluttet/reduisert legepraksis	Legebytter etter innbyggernes eget ønske	Ordinært legebytte
2001	551535	120770	430765	367739
2002	510790	230158	280632	188719
2003	515675	247534	268141	168480
2004	499943	218608	281335	187965
2005	557934	253912	304022	193198
2006	530213	200933	329280	210802
2007	576566	245179	331387	226338

Kilde: Styringsdata for fastlegeordningen, NAV.

pel uttrykt misnøye med en fastlege større sannsynlighet for å bytte lege og er det slik at pasientene i mindre grad bytter lege hvis de fikk tildelt førstevalget sitt?

I tidligere arbeider har vi analysert forskjeller i praksisprofil blant fastleger som opplever pasientknapphet og fastleger hvor det er samsvar mellom oppgitt listetak<sup>1</sup> og faktisk listelengde. Vi har funnet at fastleger som opplever pasientknapphet, både gjør mer for personene på lista, målt som flere og lengre konsultasjoner, og har kortere ventetid enn de andre fastlegene (Iversen og Lurås 2000 og 2002, Iversen 2005). I artikkelen vil vi se pasientknapphet og tjenesteintensitet i sammenheng med antallet legebytter. Er det slik at listepersoner som får mange tjenester som følge av pasientknappheten fastlegen opplever, i mindre grad bytter lege?

## 2 TOTALT ANTALL LEGEBYTTER HAR ØKT I HELE PERIODEN

NAV registrerer antall og årsak til bytte av fastlege. Hvis vi ser bort fra 2001 hvor det var mange fluktasjoner på listene som følge av den initiale legetildelingen, har totalt antall legebytter økt i hele perioden, og i 2007 var det totalt nesten 600.000 bytter (tabell 1). Totalt antall legebytter inndeles i tildelte bytter som skyldes at fastlegen har avsluttet eller redusert sin praksis, og bytter som skjer etter innbyggernes eget ønske. Regnet i forhold til antall innbyggere med listeplass utgjorde antallet bytter etter innbyggernes eget ønske 7 % i 2007 (NAV 2008). Dette er betydelig høyere enn hva som er registrert i andre land som har fastlegeordning: i en studie fra UK rapporteres denne typen bytter å utgjøre 1,6 % av registrert popula-

sjon (Thomas m.fl. 1995), mens byttedefrekvensen i Danmark rapporteres til 1 % (Bjerrum m.fl. 1992).

I denne artikkelen er vi interessert i de legebyttene som innbyggerne selv har tatt initiativet til, og særlig de byttene som blir karakterisert som et ordinært legebytte og som ikke skyldes at innbyggeren har flyttet til en annen kommune (høyre kolonne i tabell 1). I perioden fra 2002 til 2007 var mellom 30 og 40 % av alle byttene et ordinært legebytte. Men det er stor variasjon mellom fastlegene. I gjennomsnitt foretar årlig 3 % av personene på en fastleges liste et ordinært legebytte, men dette varierer fra fastleger som ikke har noen ordinære legebytter til at 30 % på lista gjennomfører et ordinært legebytte. Er det individuelle egenskaper ved legen som bidrar til denne variasjonen eller er det rent tilfeldig? Har det dessuten betydning hvor informert innbyggeren er om sin fastlege? Dette er sentralt i den empiriske analysen i avsnitt 4 som tar utgangspunkt i data fra fastlegedatabasen for perioden fra 2001 til 2004. I tabell 2 beskrives variablene som benyttes i denne analysen, mens tabell 3 inneholder beskrivende statistikk om utvalget.

## 3 BESKRIVENDE STATISTIKK OM UTVALGET

Kolonnen lengst til høyre i tabell 3 inneholder gjennomsnitt og standardavvik for hele utvalget, mens vi i de tre andre kolonnene har inndelt utvalget med utgangspunkt i avviket mellom fastlegens listetak og den faktiske listelengden. Delutvalget *Knapphet* mangler mer enn 100 personer for å nå listetaket, *Gråson* har et avvik mellom faktisk liste og listetak på mellom 1 og 100 personer, mens *Nøk* har en liste som er lik listetaket eller høyere.

<sup>1</sup> Alle fastleger oppgir et listetak (maksimal listelengde) til NAV. Når den faktiske listelengden når listetaket, lukkes fastlegens liste.



Tabell 2 Variabelbeskrivelse.

Variabel	Beskrivelse
Legebytter	Antall ordinære legebytter ut av en liste per år (n =10859)
Antallut	Antall totalt ut av lista per år (n =10779)
Antallinn	Antall totalt inn på lista per år (n =10764)
Listelengde	Listelengde i 1000 personer på lista (n =10784)
Andførste	Antall personer hvor legen var førstevalg som andel av legens liste per 1.1. 2002 (n = 9868)
Andgamle	Andel på lista som er 70 år og eldre (n =10540)
Andkvinn	Andel på lista som er kvinner (n =10713)
Takstpercap	Gjennomsnitt inntekt fra takster (unntatt pasientenes egenbetaling) per person på lista (n = 8056)
Konsult	Gjennomsnitt antall konsultasjoner per 1000 på lista i løpet av 1 mnd (n = 4480)
Langekons	Gjennomsnitt antall lange konsultasjoner per 1000 på lista i løpet av 1 mnd (n = 4559)
Mann	Dummy variabel lik 1 hvis legen er en mann (n =10900)
Alder	Legens alder (n =10900)
Spesallm	Dummy variabel lik 1 hvis legen er spesialist i allmenntilleggsmedisin (n = 10900)
Spessamfun	Dummy variabel lik 1 hvis legen er spesialist i samfunnsmedisin (n =10900)
Kapasitet	Antall leger i kommunen som har åpen liste (n =10790)
Befolkning	Kommunens befolkningsstørrelse i 1000 (n = 10900)

Det er stor variasjon i antall nye personer på lista (*Antallinn*) mellom de tre gruppene av leger. Knapphetslegene får i gjennomsnitt 155 nye hvert år, mens legene som har nok pasienter får 65 nye. I gjennomsnitt har fastlegene en netto tilgang på 13 personer hvert år (*Antallinn* – *Antallut*). Det er knapphetslegene som har en størst netto tilgang på 25 personer, legene i gråsonen får 15 flere på lista, mens legene som har nådd listetaket, har en stabil listelengde. I denne artikkelen er det de ordinære legebyttene (*Legebytter*) vi er særlig opptatt av, og også her ser vi at det er stor variasjon mellom gruppene av leger: fra 71 ordinære legebytter blant knapphetslegene, til 25 blant legene som har nådd sitt oppgitte listetak.

I forkant av fastlegeordningen fikk alle innbyggere mulighet til å uttrykke preferanser for inntil tre leger i avtagende orden på et legevalgskjema, mens fastlegene ga beskjed om det maksimale antallet personer de ville ha på sine lister (listetak). Hvis antallet som ønsket en fastlege var større enn legens maksimale listestørrelse, ble pasientene prioritert ut fra ansiennitet hos legen som var førstevalg. Fra tabell 3 ser vi at de tre gruppene av leger adskiller seg når det gjelder andelen av personene på lista som hadde oppgitt den tildelte legen som sitt førstevalg (*Andførste*). For knapphetslegene var det 60 % av personene på lista som hadde denne legen som sitt førstevalg, for gråsonelegene

hadde 80 % av personene valgt akkurat denne legen som sitt førstevalg, mens i gjennomsnitt alle personene på lista til legene som har nok pasienter, hadde denne legen som sitt førstevalg. Fra survey undersøkelsen til levekårspanellet i 2002 fant vi at et viktig kriterium for valg av fastlege var at den enkelte kjente legen fra før (Finnvold m.fl. 2003). Ut av dette kan vi trolig konkludere med at personene på de tre typene av legelister i ulik grad er informert om legens praksisstil. Jo mer rasjonert legen er for pasienter, jo færre er det på lista som er informert om legens praksisstil.

I den beskrivende statistikken gjenfinner vi resultatene fra våre tidligere analyser om at legene som opplever pasientknapphet, har flere og lengre konsultasjoner (*Konsult* og *Langekons*) og at de har høyere takstinntekter per person på lista (*Takstpercap*) enn fastlegene som har nådd listetaket (Iversen 2005)<sup>2</sup>. I tabell 3 er det også inkludert to variable som beskriver sammensetningen av lista (*Andgamle* og *Andkvinn*), fire variable som karakteriserer den enkelte fastlege (*Mann*, *Alder*, *Spesallm*, *Spessamfun*) og variable som beskriver markedsforholdene fastlegen praktiserer under (*Kapasitet*, *Befolkning* og kommunens sentralitet). Disse variablene er kontrollvariable i analysen i neste avsnitt. Variabelen som beskriver antallet fastleger i praksiskommunen som har ledig kapasitet (åpen liste), er i så

<sup>2</sup> Vi ser samtidig at fastlegene i Gråsonen har noe mindre verdi av *Takstpercap* enn de som har full liste (*Nok*). Dette gjenspeiler trolig at mange av dem i Gråsonen har så få ledige plasser at det for praktiske formål ikke har noen innflytelse på tjenesteintensiteten deres sett i forhold til de som har full liste.

Tabell 3 Beskrivende statistikk. Legebytter. Gjennomsnitt (st.avvik).

	<i>Nok</i> (ønsket - faktisk ≤ 0)	<i>Gråsone</i> (0 < ønsket - faktisk ≤ 100)	<i>Knapphet</i> (ønsket - faktisk > 100)	<i>Hele utvalget</i>
Legebytter	24,9 (32,0)	41,2 (38,9)	70,8 (60,8)	44,5 (47,5)
Antallut	65,4 (63,5)	92,8 (74,1)	130,8 (90,8)	95,0 (79,9)
Antallinn	65,0 (76,0)	107,6 (91,6)	155,2 (113,3)	108,1 (99,7)
Listelengde	1,382 (0,379)	1,280 (0,377)	1,174 (0,365)	1,281 (0,382)
Andførste	1,0 (0,4)	0,8 (0,3)	0,6 (0,3)	0,8 (0,4)
Andgamle	0,11 (0,06)	0,12 (0,06)	0,12 (0,06)	0,12 (0,06)
Andkvinn	0,55 (0,10)	0,51 (0,09)	0,47 (0,08)	0,51 (0,10)
Takstpercap	429,5 (168,4)	416,6 (191,3)	455,9 (268,8)	430,0 (207,9)
Konsult	207,4 (72,9)	210,2 (83,3)	224,1 (99,1)	212,8 (85,1)
Langekons	57,4 (42,8)	61,3 (42,8)	69,5 (55,8)	62,2 (46,5)
Mann	0,67	0,71	0,83	0,73
Alder	47,3 (7,1)	46,4 (8,3)	46,5 (8,6)	46,7 (8,06)
Spesallm	0,69	0,57	0,50	0,59
Spessamfun	0,07	0,09	0,08	0,08
Kapasitet	29,8 (71,0)	56,2 (106,8)	94,6 (132,2)	59,2 (108,8)
Befolkning	70 (116)	109 (169)	158 (206)	111,2 (170,6)

måte svært sentral fordi den gir oss mulighet til å kontrollere for befolkningens mulighetsområde for legebytter.

#### 4 EMPIRISK ANALYSE

Listepasientsystemet har mange fordeler for oss som er interessert i å utforske det. Med tilnærmet full deltakelse blant befolkningen, trenger vi ikke bekymre oss for at det kan være seleksjonsskjevhet i dataene. Siden hver lege har en kjent listestørrelse, vet vi om et stort volum av tjenester skyldes mange tjenester til få pasienter eller få tjenester til mange pasienter. Siden takstene er et resultat av forhandlinger mellom staten og Legeforeningen, er de gitt utenfra (eksogene) for den enkelte fastlege.

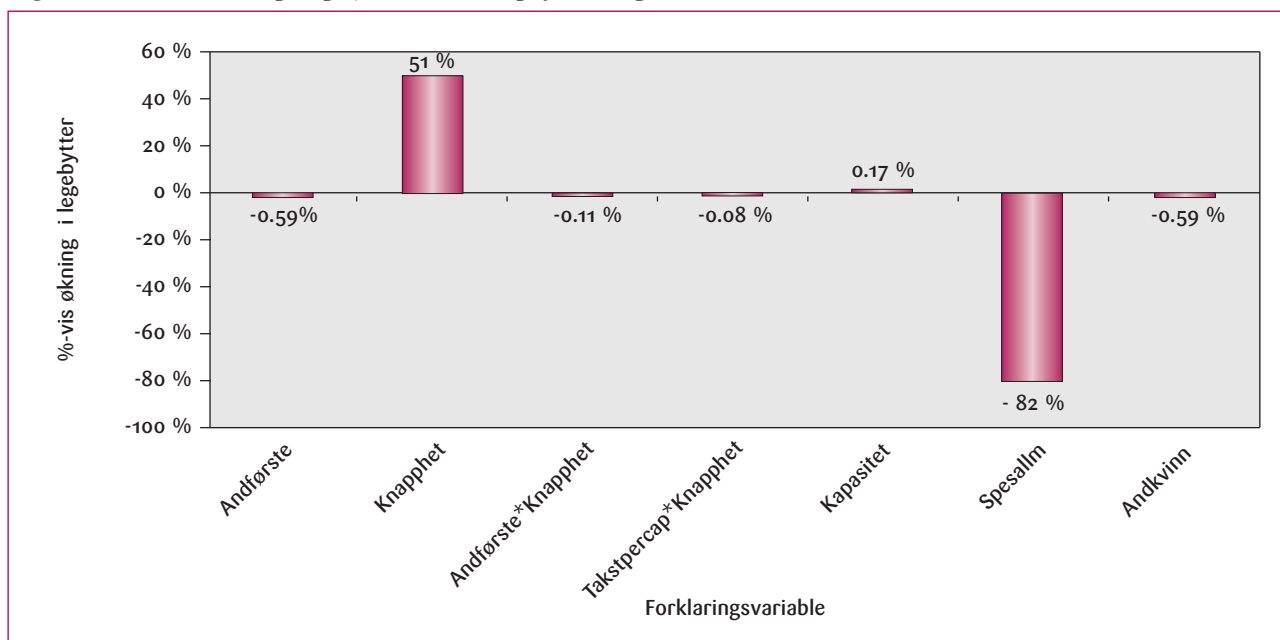
Vi estimerer faktorer som virker inn på omfanget av legebytter en fastlege kan forvente å oppleve. Datamaterialet består av 9357 årlige observasjoner av 2456 fastleger i perioden 2001 til 2004. Det er dermed et tilnærmet balansert panel, siden vi i gjennomsnitt har 3,8 av 4 mulige observasjoner av hver lege<sup>3</sup>. Det er grunn til å tro at hver lege har sin særegne praksisstil som ikke er observerbar for oss. Praksisstilen vil gjenta seg som en uforklart komponent i alle periodene. Slik uobserverbar heterogenitet medfører at estimering ved hjelp av ordinære minste kvadraters metode gir forventningsskjevne estimater siden det

ikke lenger er uavhengighet mellom restleddene. Forventningsrette estimater kan oppnås ved hjelp av såkalt fixed effects estimering der en i estimeringen kun gjør bruk av variasjonen over tid for den enkelte lege. Det tilsvarende å innføre en dummyvariabel for hver enkelt lege. Ulempene med fixed effects estimering er for det første at vi mister mange frihetsgrader ved å måtte innføre en fast effekt for hver lege og for det andre at vi ikke kan estimere effekter av variable som ikke endrer seg over tid, siden disse effektene inngår i de faste legeeffektene. Random effects estimering, der den uobserverbare lege-effekten antas trukket fra en sannsynlighetsfordeling, tar hensyn til begge de nevnte svakhetene. Samtidig krever random effects estimering at det er uavhengighet mellom det legeavhengige stokastiske leddet og de observerbare forklaringsvariable. Hvis det ikke er tilfellet, kan ikke metoden brukes. En tredje mulighet er da såkalt Hausman-Taylor estimering, der det tas hensyn til at noen av (men ikke alle) forklaringsvariablene er endogene (Biørn, 2007). Denne metoden kan dermed ses på som mellomting mellom random effects og fixed effects estimering.

De sentrale effektene estimert med Hausman-Taylor metoden er framstilt i Figur 1. En mer detaljert framstilling finnes i Iversen og Lurås (2008). Effektene måles i form av prosentvis økning i ordinære bytter ut av fastlegens liste. For de

<sup>3</sup> Vi har observasjoner av 2115 leger i alle fire årene, 250 leger observeres i tre år, 56 leger i to år og 35 leger i ett år.

Figur 1 Prosentvis økning i legebytter ved endring i forklaringsvariable.



binære variable (*Knapphet* og *Spesallm*) er tolkningen prosentvis økning når egenskapen (for eksempel *Knapphet*) er til stede. For de kontinuerlige variable (*Andførste*, *Andførste\*Knapphet*, *Takstpercap\*Knapphet*, *Kapasitet* og *Andkvinn*) er tolkningen prosentvis økning når forklaringsvariabelen øker med en prosent (elastisitet). I de neste avsnittene gir vi en beskrivelse og tolking av resultatene.

## 5 SAMMENHENGEN MELLOM LEGEBYTTER,

### LEGEKJENNETEGN OG GRAD AV INFORMASJON

Gravelle og Masiero (2000) forklarer legebytter med utgangspunkt i om pasientene er informert om kvaliteten på den medisinske behandlingen legen tilbyr. Hvis kostnadene ved å bytte lege er mindre enn gevinsten, vil pasientene som overvurderte kvaliteten da de initialt valgte lege, bytte lege når de får mer informasjon, mens de som undervurderte den medisinske kvaliteten, blir hos legen også etter at de får mer informasjon. Fordi vi ikke har pasientdata, kan vi ikke sjekke denne sammenheng direkte. I stedet undersøker vi om de fastlegene som fikk en mindre andel førstevalg på lista (*Andførste*), har flere ordinære bytter enn andre. Fra figur 1 ser vi at en prosent økning i andelen pasienter på lista som har legen som sitt førstevalg, kan forventes å medføre 0,59 % færre ordinære legebytter. Det tyder på at de som ikke fikk innfridd førstevalget sitt og dermed trolig var uinformert om den tildelte legens medisinske kvalitet, har større tilbøyelighet til å

bytte fastlege enn andre. Personer som fikk innfridd sitt førstevalg, har trolig brukt denne legen lenge før fastlegeordningen ble innført. Dermed har de god kjennskap til den medisinske kvaliteten legen yter. Når de velger å bli hos denne legen, er det fordi de er fornøyd med legens praksisstil og den måten legen behandler dem på (Kalda m.fl. 2003, Hjordahl og Lærum 1992). I analysen finner vi videre at fastleger som er spesialister i allmennmedisin (*Spesallm*), forventes å ha 82 % færre legebytter enn fastleger uten denne spesialiteten, noe som kan tolkes i retning av at befolkningen foretrekker erfarne leger.

Fra tabell 1 ser vi at en lege som opplever pasientknapphet (*Knapphet*), kan forvente å oppleve 51 % flere legebytter enn legene som har oppnådd ønsket listelengde. Dette tyder på at den uttrykte misnøyen med knapphetslegene som vi fant i Lurås (2007), også slår ut i bytte av lege; personene avslører sine preferanser ved å bytte lege (Dixon m.fl. 1997). Vi kan dermed konkludere med at pasientknapphet ikke bare er en teknisk størrelse som har noe med allokering av befolkningen på et antall legelister å gjøre. Det er trolig også en indikator som både forteller oss noe om egenskaper og kjennetegn ved legen og noe om opplevd behandlingskvalitet. En implikasjon av dette funnet er at personer som bytter lege har (alt annet likt) større sannsynlighet for å bli fornøyd med sin nye lege hvis den nye legen har en tilnærmet full liste enn om legen opplever pasientknapphet.

Vi har også inkludert en interaksjonsvariabel (*Andførste\*Knapphet*) i analysen, og vi ser at effekten av denne variabelen bidrar til å redusere antallet legebytter. Denne variabelen ivaretar at noen personer kunne ha en lege som førstevalg på legevalgsskjemaet selv om denne legen opplever pasientknapphet. Dette er i samsvar med resultatene vi fant da vi koblet surveyundersøkelsen til levekårspanelet med data om fastlegene og deres lister, og hvor vi konkluderte med at folks preferanser er forskjellige: om du fikk oppfylt førstevalget ditt, er du fornøyd med fastlegen din selv om mange andre i befolkningen er misfornøyd med akkurat den legen (Lurås 2007).

I analysen finner vi også at det i kommuner med mange åpne lister (*Kapasitet*) er flere som bytter lege enn i kommuner med få åpne lister. Det at mulighetsområdet for valg av lege avspeiles i bytteraten er ikke overraskende. Myndighetenes ønsker om økt allmennlegedekning i kommuner med få ledige listeplasser er nettopp et tiltak for å øke befolkningens valgfrihet. Samtidig viser våre analyser at befolkningen stiller krav til sin fastlege og at det ikke bare er et spørsmål om mange nok leger å velge mellom, men også et spørsmål om kvaliteten på den enkelte lege. Et siste resultat vi vil fokusere på, er at det er færre bytter jo flere kvinnelige pasienter det er på lista (*Andkvinn*). Dette kan selvsagt skyldes at kvinnelige pasienter er mer lojale enn menn, men mer trolig er årsaken også her markedsforhold på tilbudssiden. Det er få kvinnelige fastleger og de som finnes, har overvekt av kvinnelige pasienter. Når en kvinnelig pasient først har fått plass på en slik liste, skal det derfor mye til før hun ønsker å bytte lege.

## 6 KAN FASTLEGEN KOMPENSERE FOR NEGATIVE KVALITETSKJENNETEGN VED Å YTE FLERE TJENESTER

Selv om vi vet at fastleger som opplever pasientknapphet både tilbyr sine pasienter flere og lengre konsultasjoner og en kortere ventetid, er personene på disse listene mindre fornøyd og de bytter lege oftere enn andre. I forrige avsnitt konkluderte vi derfor med at pasientknapphet trolig kan tolkes som en indikator på negative kvalitetskjennetegn ved en lege. Disse legene har noen egenskaper eller kjennetegn som pasientene generelt ikke liker. Innledningsvis stilte vi spørsmål ved om fastlegen kan kompensere for slike negative kvalitetskjennetegn ved å øke sitt tjeneste-

omfang. Denne hypotesen kan begrunnes med at pasientene vil være mer fornøyd med leger som kan tilby flere og lengre konsultasjoner og kortere ventetid. Effekten av interaksjonsvariabelen *Takstpercap\*Knapphet* viser at fastlegen i svært liten grad kan motvirke legebytter ved å tilby flere tjenester. Riktignok er effekten negativ og statistisk signifikant, men tallverdien er liten. Tallet i figur 1 innebærer at dersom en lege med pasientknapphet øker antallet tjenester tilvarende en takstinntekt på 200 kroner per pasient (omtrent en ekstra konsultasjon per år), kan han forvente å oppleve fire prosent færre bytter. Nyten ved de ekstra tjenestene som tilbys, blir altså av pasientene på lista vurdert som gjennomgående mindre enn kostnadene ved å bytte lege. Det er dermed ikke opplagt at pasientene har preferanser for en tjenesteintensiv praksisstil, og vi konkluderer med at det i liten grad er en trade-off mellom det pasientene opplever som negative kvalitetskjennetegn ved fastlegen og legens tjenesteomfang. Det blir som en upopulær foreleser som forsøker å holde på studentene ved å gjøre forelesningstimen lengre.

## 7 ALLMENNLEGETJENESTEN I FREMTIDEN

I disse analysene av legebytter finner vi at leger som fikk fylt opp lista si med personer som hadde valgt dem da fastlegeordningen startet, har færre bytter enn andre leger. Dette kan tolkes som at innbyggere som fikk førstevalget sitt innfridd, i større grad enn andre velger å bli hos den legen de ble tildelt. Vårt andre funn er at den uttrykte misnøyen med fastleger som opplever pasientknapphet som kom frem i spørreundersøkelsen til levekårspanelet i 2002, avspeiles i at bytteraten på disse listene er høyere enn bytteraten på listene til fastleger som har nådd sitt listetak. Vi gjenfinner med andre ord funnene fra legevalg- og legetildelingsprosessen i forbindelse med innføringen av fastlegeordningen i befolkningens byttemønster. Vårt tredje funn er at flere tjenester til personer på lista i liten grad kan kompensere for de mange byttene legene som opplever pasientknapphet har, med andre ord at økt tjenesteomfang ikke kan kompensere for negative kvalitetskjennetegn ved legen. Til sammen tyder disse resultatene på at folks valg av fastlege og beslutningen om å bytte lege henger nært sammen med kjennetegn ved legen og den behandlingen pasientene opplever at legen tilbyr.

Allmennlegetjenesten beskrives som selve grunnmuren i helsevesenet, og LEON-prinsippet<sup>4</sup>, som betyr at pasien-

<sup>4</sup> LEON = laveste, effektive, omsorgsnivå.

tene skal behandles på det laveste nivået som kan håndtere sykdommen, er førende for hvordan norsk helsevesen er bygd opp. Innføringen av fastlegeordningen var i sin tid med på å styrke allmennlegetjenesten og øke allmennlebens status. Imidlertid har økt spesialisering og fokus på spesialisthelsetjenesten og kanskje særlig på virksomheten i sykehus, de siste årene bidratt til igjen å trekke oppmerksomheten vekk fra aktiviteten i primærhelsetjenesten. Dette gjenspeiles i at det for tida er tegn til uro blant fastlegene. I et intervju med Bergens Tidende 8/1/2008 slår Steinar Hunsbakk, professor i allmennmedisin ved Universitetet i Bergen, alarm om fastlegesystemet. Mye er galt, i følge Hunsbakk. Pasientene er misfornøyd med tilgjengelighet og service, og sykehusene får både oppmerksomheten og ressursene. Fastlegene ser ut til å være mer eller mindre uteglemt i det politiske systemet.

Trolig er et viktig tiltak for å motvirke problemene i sykehusvesenet spesielt og helsevesenet generelt, å styrke virksomheten i allmennpraksis slik at flere pasienter kan bli ferdigbehandlet der. Det kan tenkes at en reorganisering av fastlegeordningen kan være en god ide. For eksempel er det mye oppmerksomhet om pasienter med kroniske sykdommer, og enkelte mener at fastlegene arbeider for isolert til å kunne ta hånd om disse store pasientgruppene på en god nok måte. Det er kanskje noe av bakgrunnen for at enkelte sykehus planlegger å legge større vekt på å organisere poliklinisk behandling av pasienter med kroniske sykdommer. Hvis fastlegene skal stå imot denne trusselen, må de trolig organisere seg i større enheter, slik at de kan tilby tilsvarende klinikker med sykepleiere og annet personell. Med større enheter vil det også kunne bli mer meningsfylt å inkludere en komponent for behandlingskvalitet i betalingsystemet. En fastlegeordning som i følge fastlegene selv går den gale veien, kan være et godt utgangspunkt for å prøve ut endringer i både organisasjon og betalingsordning.

Samtidig er det viktig å dokumentere at fastlegene tilbyr kvalitativt gode legetjenester slik at pasientene ønsker å bli behandlet der. Det er åpenbart både behov for en etterprøving av virksomheten fastlegen utøver, og behov for kvalitetsindikatorer som kan avdekke grunnleggende trekk ved praksisutøvelsen. Etter å ha arbeidet med data om fastlegene gjennom mange år vil vi påpeke de utnyttede mulighetene som ligger i fastlegeordningen. Denne ordningen knytter befolkningen til leger og ligger derfor til rette for systematisk kartlegging av hva fastlegene gjør i sin

praksis. Dette kan selvsagt bli unyansert fordi det i de offisielle databasene foruten alder og kjønn, er lite informasjon om pasientkjennetegn, og vi får derfor ikke kontrollert så godt for pasientbehov. Allikevel kan det gi viktig informasjon å kartlegge hva som skjer i den enkelte fastlegepraksis. Vi etterlyser systematisk rapportering av ulike legetyper, for eksempel antall konsultasjoner per person på lista, antall laboratorieprøver per konsultasjon og frekvens av legebytter på lista (se for eksempel Godager, Iversen og Lurås 2007). Som denne analysen viser, er den siste variabelen svært viktig fordi den kan si oss noe om fornøydhet og pasientopplevd kvalitet. Vi ønsker også å trekke frem SSBs levekårsundersøkelser som på en enkel måte kan gi svar på hvordan befolkningen opplever den behandlingen de får. Kobling av levekårsundersøkelsen med informasjon om fastlegene er i så måte unik fordi den kobler surveydata om befolkningen mot registerdata om fastlegene (se Lurås 2007).

#### REFERANSER:

- Biørn, E. (2007): «Econometric Analysis of Panel Data - an introduction. Unipub kompendier», Universitetet i Oslo.
- Bjerrum, L. og A. S. Sorensen (1992): (Why do patients change physicians?) *Ugeskrift for Læger* 154(50), 3587-9.
- Dixon, P. et al. (1997): «Patient movements and patient choice», Report from the University of York, Health Economic Consortium.
- Finnvold, J. E., H. Lurås og B. Paulsen (2003): «De fleste fikk den de ville ha», *Samfunnsspeilet* nr. 5, Statistisk sentralbyrå.
- Gandhi, I.G., J. V. Parle, S. M. Greenfield og S. Gould (1997): «A qualitative investigation into why patients change their GPs», *Family Practice* 14(1), 49-57.
- Godager, G., T. Iversen, og H. Lurås (2007): «Fastlegeordningen. Status og utviklingstrekk», Helseøkonomisk forskningsprogram ved Universitetet i Oslo (HERO), Hero skriftserie 2007:6.
- Gravelle, H. og G. Masiero (2000): «Quality incentives in a regulated market with imperfect information and switching costs: capitation in general practice», *Journal of Health Economics* 19, 1067-1088.
- Hjortdahl, P. og E. Lærum (1992): «Continuity of care in general practice: effect on patient satisfaction», *British Medical Journal* 304, 1287-90.
- Iversen, T. (2005): «A study of income-motivated behavior among general practitioners in the Norwegian list patient system», Health Economics Research Programme at University of Oslo, HERO Working Paper 2005:8.

Iversen, T. og H. Lurås (2000): «Economic motives and professional norms: The case of general medical practice», *Journal of Economic Behavior and Organization* 43, 447-470.

Iversen, T. og H. Lurås (2002): «Waiting time as a competitive device: An example from general medical practice», *International Journal of Health Care Finance and Economics* 2, 189-204.

Iversen, T. og H. Lurås (2008): «The impact of service provision on patient switching in a list patient system», Health Economics Research Programme at University of Oslo, HERO Working Paper 2008:4.

Kalda, R., K. Polluste og M. Lember (2003): «Patient satisfaction with care is associated with personal choice of physician», *Health Policy* 64, 55-62.

Lurås, H. (2003): «Individuals' Preferences for GPs. Choice Analysis from the Establishment of a List Patient System», Health Economics Research Programme at University of Oslo (HERO), Working Paper 2003:5.

Lurås, H. (2007): «The association between patient shortage and patient satisfaction with general practitioners», *Scandinavian Journal of Primary Health Care* 25, 133-139.

NAV (2007): Styringsdata for fastlegeordningen, 4. kvartal 2007, [www.nav.no](http://www.nav.no)

Salisbury, C. J. (1989): «How do people choose their doctor?» *British Medical Journal* 299, 608-610.

Thomas, K., J. Nicholl og P. Coleman (1995): «Assessing the outcome of making it easier for patients to change general practitioner: practice characteristics associated with patient movements», *British Journal of General Practice*, 45(400), 581-6.

Wolinsky, F. og S. Steiber (1982): «Salient issues in choosing a new doctor», *Social Science and Medicine*, 16,759-67.

# ABONNEMENT

---

ABONNEMENT LØPER TIL OPPSIGELSE FORELIGGER



KARIN MONSTAD

Postdoktor ved Institutt for økonomi, Helseøkonomi i Bergen (HEB), Universitetet i Bergen



# Låg fertilitet blant dei høgt utdanna: Teoretiske forklaringar og internasjonal empiri\*

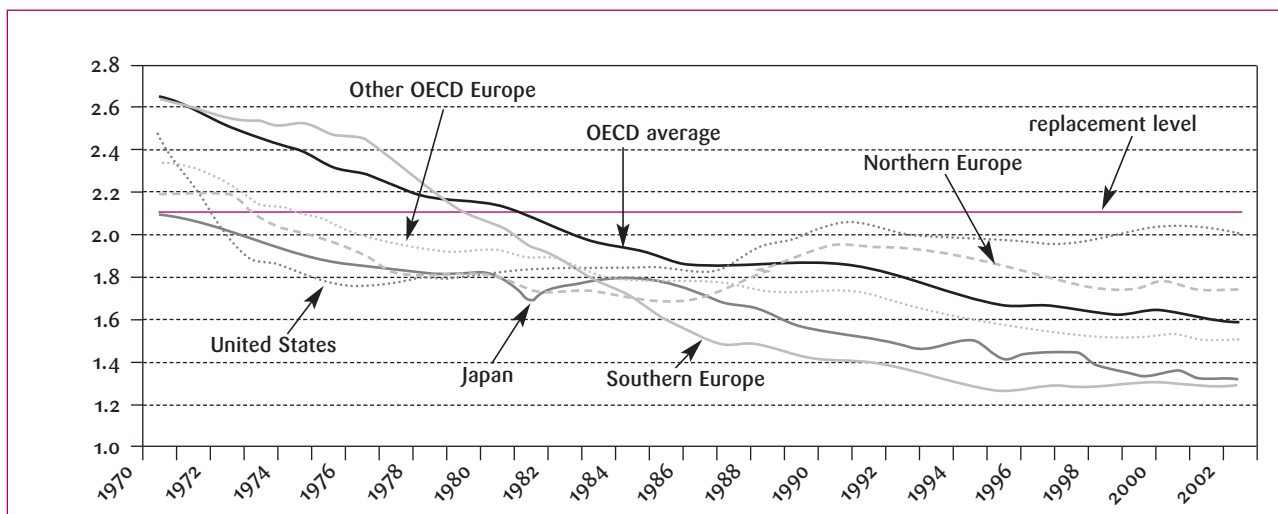
Kva for faktorar som driv fertilitetsutviklinga er eit aktuelt tema i mange OECD-land som er uroa over låge fødselstal, og auka utdanning for kvinner vert ofte nemnt som ei forklaring. Økonomisk teori gjev ikkje eintydige prediksjonar om samanhengen mellom fertilitet og utdanning, men ein vanleg prediksjon er at meir utdanning fører til færre born og utsette førstegangsfødselar. For empirisk arbeid er det er ei stor metodisk utfordring å måla årsaks-samanhengane når individa sjølve vel utdanning. Analysane som er presenterte i denne artikkelen har valt ulike tilnæringsmåtar, og resultata er sprikande. Prediksjonen om at utdanning fører til færre born synest ikkje å finna særleg støtte, medan det er meir støtte for at utdanning leier til utsette førstegangsfødselar.

## 1 INNLEIING

Å forstå kva som skaper endringar i fertilitetsmønsteret har sidan Malthus si tid oppteke økonomar og andre samfunnsvitarar, først og fremst fordi fertilitet er knytt til levestandard og økonomisk vekst. I våre dagar skaper den demografiske utviklinga uro i ein del rike land som opplever at fødselsraten er lågare enn dødsraten, slik at folke-

talet vil minka med mindre landet får innvandring i stor skala. Til dømes vil folketalet i Italia, Tyskland, Austerrike, Spania og Hellas verta halvert på 44 år dersom trenden ikkje snur ([www.forsking.no](http://www.forsking.no), 13.03.08). Samstundes vert alderssamansetjinga ugunstig; det er færre hender i arbeid som kan finansiera aukande utgifter til pensjonar, helse og omsorg, og den økonomiske veksten er venta å bli vesent-

\* Takk til redaktøren og til ein anonym konsulent for nyttige kommentarar til eit tidlegare utkast. Artikkelen er basert på prøveforelesinga til PhD-graden ved Norges Handelshøyskole, 28. september 2007.

Figur 1 *Trender i samla fertilitetstal i OECD-landa (d'Addio og Mira d'Ercole, 2005).*

leg redusert (Turner, Giorno et al., 1998). Låge fødselstal kan derfor truga velferdsutviklinga, slik EU-kommisjonen har påpeika.

Fertilitetsutviklinga har også direkte konsekvensar for helse og for helseutgifter. Danske legar åtvara nyleg mot at kvinnene ventar for lenge med å få barn, fordi sjansane for å bli gravid dersom ein ønskjer det, er halvert for ei kvinne på 35 år samanlikna med ein 25-åring. Så har også etter-spørselen etter kunstig befruktning auka med 50 prosent på ti år i vårt naboland i sør (www.aftenposten.no, 24.12.07). Kor gamal mora er ved fødselen kan dessutan påverka både mora og barnet si velferd. Tenåringsfødselar ser ut til å ha uheldige sosiale og helsemessige konsekvensar for barnet (for referansar, sjå Black, Devereux og Salvanes, 2008). På den andre sida viser det seg at svangerskap ved *høg* alder har uheldige medisinske konsekvensar (fleire dødfødselar, fleire tilfelle av spedbarnsdød og fødselskomplikasjonar, fleire for tidleg fødde, barnet får oftare lærevanskar (Gustafsson, 2001 og Kirchengast, 2007).

Kva er så drivkreftene bak fertilitetsendringar? Eit historisk tilbakeblikk viser at dei landa som i dag er rike, har brukt fleire hundreår på ei endring frå eit preindustrielt samfunn der fødsels- og dødsratene var høge, men om lag i balanse, til ein situasjon der begge ratene er låge. Landa

opplevde først eit fall i dødsratene, og fleire generasjonar etter fall fødselsratene. Prosessen har fått namnet «den demografiske overgangen», og den leiande økonomen på dette feltet, T. Paul Schultz, reknar utdanning som den mest sentrale faktoren både for å forstå den demografiske overgangen og endringar i helse og fødselskontroll (Schultz, 2007).<sup>1</sup> I vår tid er fødselsratene typisk låge i land der utdanningsnivået gjennomsnittleg er høgt, og innanfor eit land ser vi ofte det same mønsteret.

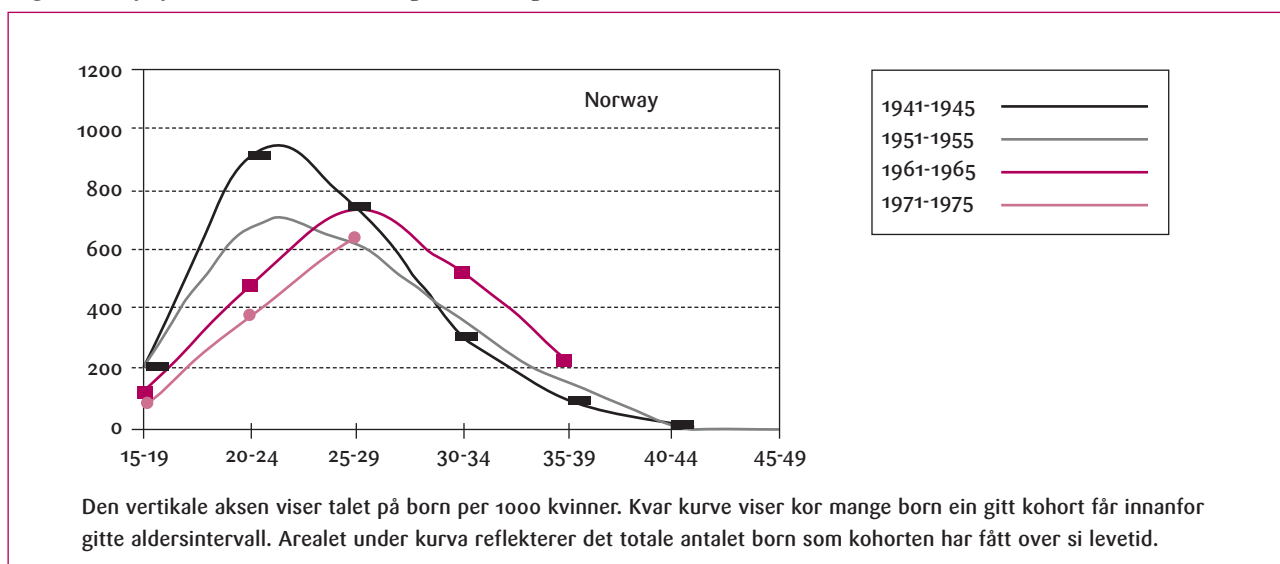
Trass i at det er påvist sterke negative korrelasjonar mellom utdanning og antal born, er det ikkje opplagt korleis årsakssamanhengen er. Det er mange faktorar som påverkar korleis individet tilpassar seg når det gjeld fertilitet, utdanning og arbeid, og det er rimeleg å tru at faktorar som ikkje let seg observera, spelar inn. Derfor er det vanskeleg å avdekka kausalitet. Dette er eit bakteppe som vi må ha i mente når vi les empiriske arbeid innan feltet.

For å diskutera fertilitet treng vi nokre sentrale omgrep frå demografi. *Samla fertilitetstal* for eit bestemt år finn vi ved å summere fødselsratene som galdt det året i dei ulike aldersgruppene av kvinner i reproduktiv alder, det vil seia 15-49 år. Det er samla fertilitetstal som vert brukt i prognoser. *Kohortbarnetalet*<sup>2</sup> fortel kor mange born ei kvinne gjennomsnittleg får gjennom livet. Omgrepet relaterer seg til ein kohort, som kan vera kvinna sitt fødselsår eller eit

<sup>1</sup> I tillegg til utdanning vert den demografiske overgangen gjerne forklart med teknologisk utvikling og betre helsestell, blant andre sosiale og kulturelle endringar (Dyrvik, 2004).

<sup>2</sup> Engelsk: *cohort fertility*, bokmål: *kohortfruktbarhet*. Talet kan i prinsippet målast ved ulike aldrar i kvinna sitt liv. Slik eg har definert det, er det målt ved slutten av den fertile perioden, og tilsvarer termen «completed fertility».

Figur 2 Profil for kohortbarnetal, Noreg (d'Addio og Mira d'Ercole, 2005).



utval av år. Dersom dei førstegangsfødande er eldre enn før, vil samla fertilitetstal gå ned, men det kan godt vera at desse kvinnene berre har utsett fødslane, slik at kohortbarnetalet vert den same som for tidlegare kull.

Denne artikkelen omhandlar både kohortbarnetalet og tidspunkt for fødsjar. Den internasjonale empirien er henta frå OECD-landa, fordi det er der låg fertilitet er rekna som eit problem. Figur 1 viser at samla fertilitetstal er fallande i OECD-området sett under eitt, med ein del interessant variasjon: I 2002 var samla fertilitet vesentleg lågare i Sør-Europa enn i USA og Nord-Europa. USA har ein særprega trend, og i Nord-Europa vart den fallande trenden broten omkring 1985. Noreg kan tena som døme på kor viktig fordelinga av fødsjar over livssyklusen er, sjå figur 2. Den vertikale aksen viser talet på born per 1000 kvinner og kvar kurve fortel kor mange born ein gitt kohort får innanfor gitte aldersintervall, medan arealet under kurva avspeglar kohortbarnetalet. Grafane viser at kohortane 1941-45 fekk fleire born enn kohortane 1951-1955. Kohortane 1961-65 fekk færre born tidleg i livet, men kompenserte for det når dei vart 25 år og eldre, slik at over levetida fekk dei om lag like mange born som årskulla 1951-55. Nedgangen i fødsjar før fylte 30 år har vore endå sterkare i den yngste gruppa, dei som er fødte i perioden 1971-1975. Det interessante spørsmålet er om også desse årskulla vil «ta att det forsømte» seinare i livet. Hittil har dei nordiske landa merkt seg ut ved at kohortbarneta-

let har halde seg oppe, trass i at førstegangsfødslane er utsette. Døme på det motsette er Japan og Spania (d'Addio og Mira d'Ercole, 2005).

I det følgjande vil eg i avsnitt 2 presentera teoriar som forklarar samanhengen mellom fertilitet og utdanning. Å estimera denne samanhengen byr på metodemessige utfordringar som vert kommenterte i avsnitt 3, før empiriske resultat vert presenterte i avsnitt 4. Avsnitt 5 oppsummerer.

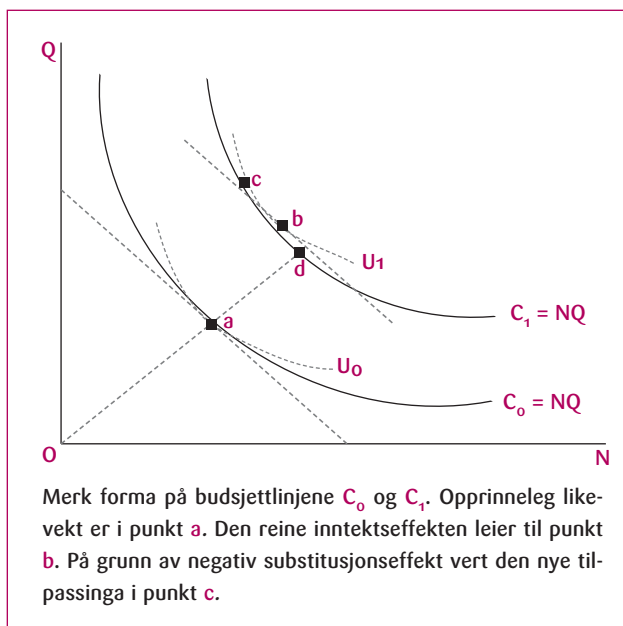
## 2 TEORI OM FERTILITETSVAL OG UTDANNING

Som økonomar føreset vi at fertilitetsåtferda er rasjonell, det vil seia at folk på ein eller annan måte veg fordelar og ulemper opp mot kvarandre når dei bestemmer når og kor mange born dei skal ha. Dette synet vert støtta av empirisk forskning (Schultz, 2007). Modellane som vert presenterte i det følgjande, ser bort frå uvisse med omsyn til fruktbarheit, inntekt og prisar i framtida. Diskusjonen vil fokusera på høgt utdanna *kvinner*, noko som er konsistent med at eit par opptre som om det var ei eining, ein avgjerdstakar som maksimerer paret sin nyttefunksjon<sup>3</sup>.

Utdanning kan påverka rasjonelle fertilitetsval på fleire måtar. Til dømes kan utdanning gje betre kunnskap om prevensjon, og mange finn det vanskeleg å vera student og samtidig ha omsorg for born. Utdanning kan ha konsumaspekt, men økonomisk teori reknar utdanning først og

<sup>3</sup> Prediksjonane har ikkje vist seg særleg sensitive til korleis ein modellerer avgjerdstakinga i familien (Schultz, 1997).

Figur 3 Avveginga mellom antal born  $N$  og kvalitet per barn  $Q$  (Willis, 1973).

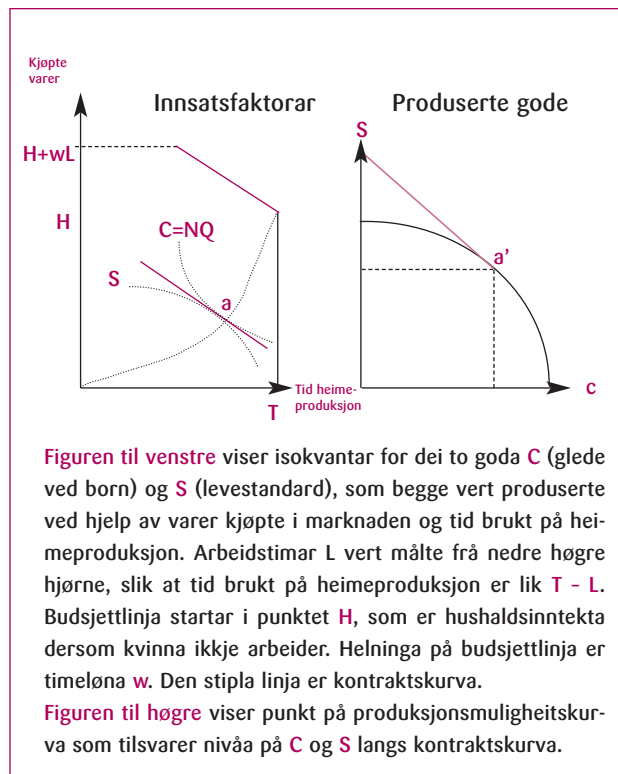


fremst som ei investering i humankapital som gjev avkastning i form av betre jobbtilbod og høgare inntekt, og det er denne påverknadskanalen faget fokuserer på. I det følgjande vil eg drøfta korleis økonomisk teori har knytt saman utdanning, løn og inntekt med fertilitetsval.

### 2.1 Statistiske fertilitetsmodellar

Statistiske fertilitetsmodellar tek sikte på å forklara kohortbarnetalet, og det var Becker som først analyserte fertilitet innanfor den nyklassiske teoriramma (Hotz, Klerman og Willis, 1997). I den kjende artikkelen frå 1960 ville han forklara kvifor inntektsvekst hadde vorte følgd av eit fall i fertilitet, noko som er eit viktig element i «den demografiske overgangen» nemnt innleiingsvis. For å forklara dette fenomenet lanserte Becker eit nytt omgrep, «the quality of children», for å skilja frå «the quantity of children», det vil seia antal born (Becker, 1960).<sup>4</sup> Becker sine idear vart formaliserte av Willis (1973). Familien maksimerer ein nyttefunksjon  $U=U(N,Q,S)$  gitt budsjettvilkåret, der livsinntekta  $I$  må vera lik realverdien av forbruket over levetida, det vil seia  $I = \pi_c NQ + \pi_s S$ . I modellen er  $C$  definert som «child services», produktet av antal born  $N$  og kvalitet per barn  $Q$ , medan  $S$  er «alle andre gode».

Figur 4 Fertilitet og allokering av tid. (Hotz, Klerman og Willis, 1997).



Førsteordensvilkåret viser at skuggeprisen per barn aukar med  $Q$ , og leikeeins at skuggeprisen for  $Q$  aukar med  $N$ .

Figur 3 illustrerer effekten av ein inntektsauke. Becker føresette at born er eit normalt gode, men han såg det som plausibelt at inntektselastisiteten for kvalitet per barn er høgare enn for antal born (jf. figuren, der inntektseffekten leier til eit punkt som  $b$ , til høgre for  $a$ , men også på eit høgare nivå av  $Q$ ). Når kvaliteten per barn går opp, oppstår det ein substitusjonseffekt bort frå  $N$ . Slik det er teikna i figur 3, vert den positive inntektseffekten nær oppvegd av substitusjonseffekten; i den nye tilpassinga i punkt  $c$  er antal born er så godt som uendra.

I dei fleste nyare fertilitetsanalysene gjeld budsjettvilkåret ikkje inntekt, men korleis hushaldet allokerer tid mellom ulike aktivitetar (Schultz, 1997). Ein av dei største bidraga Becker har gitt, var idèen om at grunnleggjande gode – i denne samanhengen, glede av born  $C$  og levestandard  $S$  – ikkje kan kjøpast rett frå marknaden. I staden brukar

<sup>4</sup> Den grunnleggjande idèen er at foreldre, som er opptekne av at barnet får eit godt liv, vil investera i barnet sin humankapital eller overføra formue direkte til barnet. Derfor kan vi tenkja på «kvalitet» som «utgift per barn». Vidare er det føresett i modellen at alle born innan ein familie vert behandla likt.

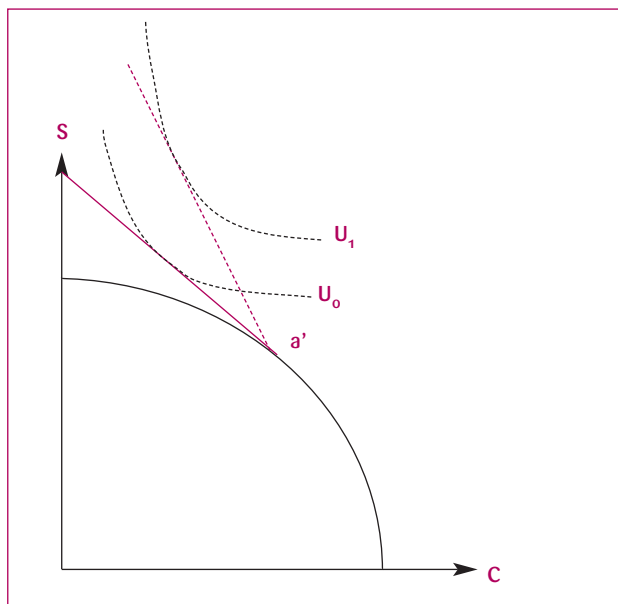
hushaldet uløna tid saman med innkjøpte varer som innsatsfaktorar til produksjonen av desse gode (Becker, 1965). Dette er illustrert ved hjelp av ein standard bytteboks med isokvantar for  $C$  og  $S$ , sjå figur 4. Becker føreset at omsorg for born er tidsintensiv<sup>5</sup>, slik at dersom hushaldet skal produsera høge nivå av  $C$ , er verdien av tid i heimeproduksjon spesielt høg. For at kvinna skal ønskja å delta på arbeidsmarknaden, må marknadsløna vera stor nok. I punkt  $a$  i figur 4 er skuggeprisen på tid lik marknadsløna, og for ei marginalt høgare løn vil ho tilby arbeidskrafta si. Høgre del av figuren viser den tilhøyrande produksjonen.<sup>6</sup> Figuren illustrerer også at hushaldet kan oppnå ein effektivitetsgevinst ved at kvinna går inn i arbeidsmarknaden, i situasjonar der skuggeprisen på tid er lågare enn løna. I figuren ser vi dette ved at produksjonsmuligheitskurva flyttar ut, sjå det lineære segmentet til venstre for  $a'$  (teikna for eit gitt lønsnivå).

Ein auke i lønsnivå inneber at produksjonsmuligheitskurva flyttar endå lenger ut, sjå figur 5. Merk at den horisontale aksen viser  $C=NQ$ . Slik indifferenskurvene er teikna her, er  $C$  uendra sjølv om løna har gått opp. Likevel kan antal born ha gått ned, medan kvalitet per barn har auka. Ein utvida modell kan innehalda somme kvalitetskostnader som ikkje avheng av antal born. Slike kvalitetskostnader kan vera lågare for høgt utdanna foreldre, slik at dei vil etterspørja meir kvalitet, noko som vil auka prisen knytt til eit ekstra barn.

Dersom vi introduserer kjøpt barnepass i modellen, må analysen modifierast slik at det vert ein svakare samanheng mellom kvinna si løn og kostnaden ved eit ekstra barn. I land med sterkt subsidisert barnepass tek mora mykje mindre del i omsorga, noko som gjer det meir sannsynleg at kvinner med høg inntektsevne etablerer store familiar (Ermish, 2003).

Dei statiske fertilitetsmodellane kan oppsummerast slik: Økonomisk teori gjev ikkje klare prediksjonar om samanhengen mellom utdanning/lønsnivå og fertilitet. Utfallet avheng av retninga på inntektseffekten og av kva for effekt som er sterkast, inntekts- eller substitusjonseffekten. Ein

Figur 5 Verknaden av ein auke i løn (Hotz, Klerman og Willis, 1997).



sentral faktor er kor tidsintensiv omsorg for eigne born er samanlikna med produksjonen av andre gode i hushaldet. Det er ei vanleg hypotese at talet på born per kvinne vil gå ned når kvinnene får meir utdanning. Teorien peikar på fleire situasjonar som er foreinlege med ei slik hypotese:

- Når inntekta stig, føretrekkjer foreldra høgare kvalitet per barn framfor fleire born.
- Å oppdra eit barn krev mykje tid. Teorien predikerer at utdanning hevar lønsnivået slik at alternativkostnaden for tid aukar, og det vert dermed meir sannsynleg at kvinna deltek på arbeidsmarknaden.
- Somme kvalitetskostnader kan vera lågare for høgt utdanna foreldre, slik at dei vil etterspørja meir kvalitet, noko som vil auka prisen knytt til eit ekstra barn.

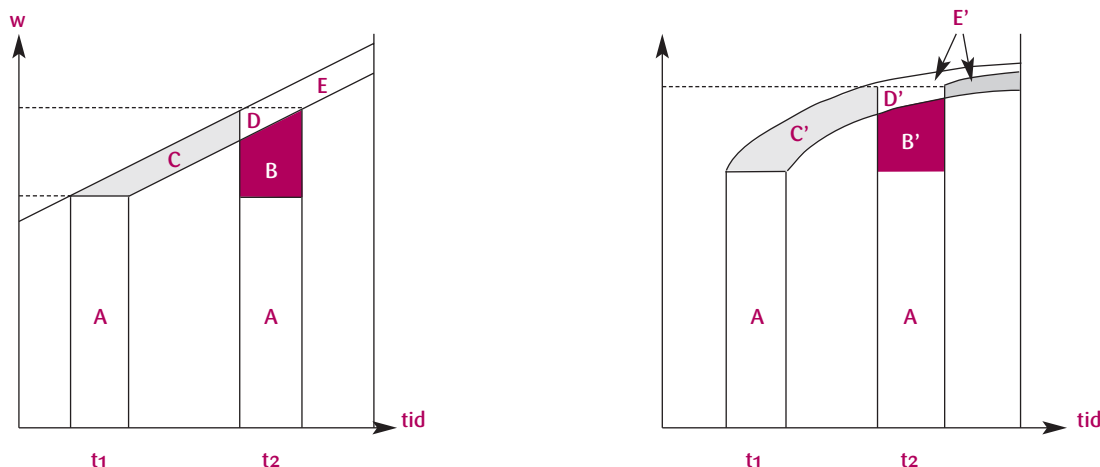
## 2.2 Dynamiske fertilitetsmodellar

Å vera foreldre er ei oppgåve som varer lenge. For å forklara kor tid kvinner vel å få det første barnet sitt, er det nyttig å bruka modellar som ser forbruk, arbeidstilbod og investering i humankapital i eit livsløps-perspektiv. Dynamiske fertilitetsmodellar presenterer to hovudforkla-

<sup>5</sup> Det inneber at kontraktsskurva (den stipla linja), som viser effektiv bruk av innsatsfaktorane, må liggja under diagonalen frå origo til det nordaustre hjørnet av boksen. På kvart punkt på kontraktsskurva er skuggeprisen av kvinna si tid gitt ved den tekniske substitusjonsraten mellom tid og varer kjøpt i marknaden. Modellen føreset konstant skalautbytte, som impliserer at den tekniske substitusjonsraten berre avheng av faktorintensiteten. Såleis vil skuggeprisane variera langs kontraktsskurva.

<sup>6</sup> Punkt  $a'$  på produksjonsmuligheitskurva tilsvarer dei nivåa av  $C$  og  $S$  som gjeld i punkt  $a$ . Ved punkt nordaust for  $a$  på kontraktsskurva er skuggeprisen på tid høgare, noko som også aukar grensekostnaden for det tidsintensive godet  $C$ . Når  $C$  overstig nivået ved  $a'$ , må såleis produksjonsmuligheitskurva verta brattare.

Figur 6a og 6b Val av optimalt tidspunkt for førstegangsfødsel (Gustafsson, 2001).



Figur 6a (til venstre) og 6b (til høgre) viser ulike lønsprofilar. Figurane viser karrierekostnader knytt til å få eit barn i periode  $t_1$  eller  $t_2$ , der samanlikningsgrunnlaget er ein lønsprofil utan barn. Skraverte felt viser kostnadsskilnadene mellom dei to alternativ.  $w$  er realløna.

ringar til at kvinner kan ønska å utsetja fødselar: karriereplanlegging og konsumglatting. Det sistnemnde er ein viktig faktor dersom kapitalmarknadene er imperfekte, noko som vert reindyrka i ein modell der det er føresett at verken lån eller sparing er mogleg (Happel, Hill og Low, 1984). Dermed vert den mannlege partneren sin inntektsprofil viktig: dersom han får auka inntekt over tid, vil paret utsetja barnefødselar så lenge dei kan, det vil seia til fruktbarheitsgrensa. Dette gjeld for alle utdanningsnivå. Det er verdt å merka seg at i denne spesielle modellen er nytten av born berre knytt til antalet, ikkje til kor mange år foreldra opplever saman med dei.

Men den viktigaste faktoren som dreg i retning av utsette fødselar er kvinnene si tilpassing til arbeidslivet. Gustafsson (2001) oppsummerer fem ulike faktorar som påverkar kvinna sine karrierekostnader, basert på ein syntese av artiklane av Happel, Hill og Low (1984), Cigno og Ermisch (1989) og Walker (1995):

- Kor mykje humankapital kvinna har i starten av planleggingsperioden
- Avskrivning av humankapitalen når den ikkje er i bruk
- Avkastninga på investeringar i humankapital
- Profilen på investeringar i humankapital
- Kor lenge kvinna er ute or arbeidsstyrken i samband med ein fødsel

Figur 6a og 6b illustrerer avveginga mellom å få eit barn i periode  $t_1$  eller  $t_2$ . Dei viktigaste karrierekostnadene er det direkte lønstapet i fråversperioden og tapet av humankapital, som er målt ved hjelp av realløna  $w$ . For å forenkla er lønsprofilane teikna utan diskontering. Begge figurane viser tre alternative lønsprofilar: utan born, med eit barn fødd i periode 1 og med eit barn fødd i periode 2. Det er skilnaden mellom dei to sistnemnde profilane som er interessant her, medan lønsprofilen utan born tener som nullalternativ.

Figur 6a viser eit tilfelle der løna stig med den same summen for kvart år med yrkesaktivitet. Dersom fødselen skjer i periode 1, vert lønstapet under fråveret arealet A og kapitaltapet areala C+D+E. Tilsvarande tap ved fødsel i periode 2 er lønstap lik A+B+D og kapitaltap lik E, slik at skilnaden mellom alternativa er areala B og C. Stort areal B tilseier fødsel i den første perioden, medan stort areal C tilseier å utsetja fødselen. Utfrå figur 6a er det ikkje openbert kva som er det optimale valet.

Kurvane i figur 6 kan så relaterast til utdanningsnivå. Skjeringspunktet med y-aksen reflekterer kor mykje humankapital kvinna har på «planleggingstidspunktet», før det i det heile er aktuelt å få det første barnet.<sup>7</sup> For høgt utdanna er det viktigare enn for andre kor mykje human-

<sup>7</sup> At skjeringspunktet ligg høgere for høgt utdanna, er ikkje viktig, med mindre ein tenkjer seg at humankapitalen kan forvitra heilt medan kvinna er borte frå arbeidsmarknaden.



kapitalen depresierer i fråversperioden, sidan kapitalslitet skal reknast av ein større sum. I figuren er det sett bort frå depresiering; realløna etter fråveret er den same som før fødselen. Det momentet som skaper skilnader i tilpassinga mellom ulike utdanningsnivå er helninga på lønsprofilen, det vil seia produktet av avkastninga på investeringar i humankapital og investeringsprofilen. I denne samanhengen tenkjer vi på investeringar som humankapital tileigna på arbeidsplassen, «on-the-job training». Det har vore debatt innan økonomisk teori om det er ein bratt eller slak inntektsprofil som gjev insentiv til å utsetja fødselane. Kva som er det optimale fertilitets-tidspunktet vert klarare dersom vi, i staden for ein lineær profil som i figur 6a, føreset at inntektsprofilen er *konkav*, som i figur 6b. Grunngevinga for denne forma er for det første at produktivitsauken ved ei gitt investering er størst for tilsette med lita erfaring, og for det andre at levetida er endeleg - insentiva til å forbetra ferdigheitene minkar med alderen, sidan det er færre periodar att til å hausta avkastninga (Lazear, 1998).<sup>8</sup> Ein konkav inntektsprofil inneber at dei som har investert i formell utdanning og såleis har hatt fleire år utan arbeidsinntekt, må kompenseras ved at inntektene stig raskare i den yrkesaktive perioden.

Med ein konkav inntektsprofil som i figur 6b vil kapitaltapet av ein førstegangsfødsel seint i livet verta mykje lågare: arealet E' vert mindre, dess flatare del av profilen ein er på.<sup>9</sup> Dette illustrerer kor viktig det er å vera godt etablert i arbeidsmarknaden før det første barnet kjem. Endeleg viser figuren at for kvinner med ein bratt inntektsprofil vil det vera meir attraktivt å utsetja førstegangsfødselen dess lenger dei må vera borte frå arbeidslivet på grunn av ein fødsel. Tilbod om barnepass og barnehagedekking spelar derfor inn.

Teorien om optimalt tidspunkt for fødsel kan oppsummerast med at det finst to hovudforklaringar til at kvinner kan ønskja å utsetja fødsel: karriere-planlegging og konsumglatting. Dei viktigaste karrierekostnadene er det direkte lønstapet i fråversperioden og tapet av humankapital som følgje av fråveret. Blant dei faktorane som påverkar karrierekostnadene, er kor mykje humankapital kvinna har i starten av planleggingsperioden og kor bratt lønsprofilen er. Prediksjonen om at høgt utdanna vil utsetja førstegangsfødselen meir enn andre, byggjer på at dei har

meir humankapital i utgangspunktet og at løna stig meir med alderen for høgtutdanna.

### 3 METODISKE UTFORDRINGAR FOR EMPIRISKE FERTILITETSANALYSER

Synet på kva for metodar som skal brukast for å estimera samanhengen mellom fertilitet og utdanning varierer mellom økonomar og andre samfunnsvitarar, og også mellom økonomar innbyrdes. Problemet er som følgjer: Vi observerer individ indekserte  $i$  og ønskjer å estimera effekten av eit visst «tiltak»,  $T_i$ , til dømes eit år ekstra skulegang. Utfallet  $Y_i$  er til dømes antal born. Det vi er interesserte i, er skilnaden mellom utfallet med og utan «tiltaket», det vil seia  $Y_{1i} - Y_{0i}$ , men vi observerer berre eitt av desse utfalla, fordi ein person «kan ikkje vera to plassar på ein gong». Og vanlegvis er det individet sjølv som avgjer kva for eit utfall vi observerer, vi manglar randomiserte eksperiment. Derfor må vi estimera tiltakseffektar definerte på populasjonsnivå, til dømes den gjennomsnittlege tiltakseffekten: den forventede effekten for ein tilfeldig utvald person frå populasjonen. Ein enkel regresjonsmodell kan brukast til å illustrera problemet (Moffitt, 2005):

$$(1) \quad Y_i = \alpha + \beta_i T_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

$$(2) \quad T_i = \delta + \theta_i X_i + \varphi Z_i + v_i$$

$X_i$  er ein vektor av forklaringsvariablar som er eksogen i begge likningane,  $Z_i$  er ein vektor av forklaringsvariablar som berre påverkar sannsynet for å oppleve  $T_i$  utan å ha nokon direkte innverknad på  $Y_i$ .  $\varepsilon_i$  og  $v_i$  er filledd.

I prinsippet er det altså to likningar og vi ønskjer å estimera  $\beta_i$ . Å estimera  $\beta_i$  berre på grunnlag av likning (1) vil gje forventningsskeive og ikkje-konsistente estimat dersom  $T_i$  ikkje er uavhengig av både  $\varepsilon_i$  og  $\beta_i$ . Det er såleis to hovudproblem: For det første kan vi ha endogenitet på grunn av simultanitet og uteletne variablar. Problemet oppstår fordi individet sitt val av «behandling», til dømes utdanningslengd, truleg er påverka av uobserverbare faktorar som hamnar i filleddet, slik at  $\text{Corr}(T_i, \varepsilon_i) \neq 0$ . Vi kan til dømes tenkja oss at dei som investerer i utdanning er individ med svake preferansar for born i høve til arbeid/inntekt, eller dei er meir villige til å byta bort nytte i dag

<sup>8</sup> Prediksjonen om at løna stig med erfaring, men at lønsprofilen flatar ut etter kvart, vert støtta av empiriske resultat (Mincer og Polachek, 1974).

<sup>9</sup> Ved tidleg fødsel er tapet areala A+C+D'+ heile E', medan tapet ved utsett fødsel er areala A+B'+D'+ uskravert del av E'. Skilnaden mellom alternativa er summen av C' og skravert del av E' samanlikna med B'.

med nytte seinare. Slike eigenskapar kan ikkje observerast direkte, men dei påverkar truleg både utdannings- og fertilitetsavgjerdene. Dette seleksjonsproblemet kan i prinsippet avhjelpast ved å bruka ein instrumentvariabel  $Z$ .

Det andre problemet, heterogene tiltakseffektar, betyr at effekten av utdanning varierer frå person til person. Dersom vi lukkast i å finna eit valid instrument  $Z_i$  slik at seleksjonsproblemet er løyst, så er det vi estimerer likevel ikkje gjennomsnittleg effekt i populasjonen. I staden estimerer vi gjennomsnittleg  $\beta$  for ein subpopulasjon, nemleg dei som reagerer på instrumentet, det vil seia endrar verdi på  $T_i$  som følgje av variasjonen i  $Z_i$ . Det vi estimerer, vert kalla «a local average treatment effect» (Angrist og Krueger, 2001).

I empirisk forskning brukar økonomar to botemiddel for problemet med uteletne variablar: Det eine er å ta med ei rekkje ulike kontrollvariablar i modellen, vanlegvis basert på det teorien peikar ut som relevant. Dersom paneldata er tilgjengelege, er det mogleg å estimera ein individuell fast effekt. Dei enklaste analysane inneheld berre ei likning, medan meir sofistikerte analyser tek omsyn til at det er ein samanheng mellom ulike utfall og estimerer fleire likningar. Til dømes kan uobserverte faktorar som påverkar fertilitet, tenkjast å også påverka samlivsform og tilpasning til yrkeslivet. Det andre botemidlet er å leita etter gode instrument som kan gje eksogen variasjon i  $T_i$ . Det er såleis ei avveging mellom å løysa endogenitetsproblemet (og oppnå «intern validitet») og det å få estimat som kan generaliserast til ein breiare populasjon («ekstern validitet»). Instrumentvariabel-estimering siktar seg inn mot det første, men det går utover den eksterne validiteten. Nedanfor følgjer nokre eksempel på desse tilnæringsmåttane, både for analyser av antal born og tidspunkt for førtstegangsfødsel. I begge tilfelle er analyser som brukar instrumentvariabel-teknikkar presenterte til sist.

## 4 EMPIRI

### 4.1 Empiri vedkomande utdanningsnivå og antal born

Det er talrike studiar på individnivå som viser ein negativ samanheng mellom antal born og utdanning. Heckman og Walker (1990) skriv: «The only strong empirical relationship concerning completed fertility is a negative association between mother's education and children ever born». Mange analyser er utførte av demografar og er heller deskriptive. Blant arbeid som er gjort av økonomar, vil eg nemna fire som presenterer ulike resultat.

Merrigan og St.-Pierre (1998) brukte kanadiske data frå spørjeundersøkingar, og estimerte ein hazard-modell med individuell heterogenitet, som dei tolka som biologisk fruktbarheit. Dei ønskte også å kontrollera for lønsnivå for kvinner, region, religiøs aktivitet, antal søsken og menns inntekt. Analysen lir av at dei manglar data for sentrale variablar: dei må bruka opplysningar om gjennomsnittleg realløn for ulike aldersgrupper i staden for individuelle data. Analysen finn at utdanning hadde ein negativ effekt på antal born.

Bloemen og Kalwij (2001) analyserte nederlandske data med simultane likningar, slik at dei også tok omsyn til om kvinna var i arbeid eller ikkje. Kontrollvariablane inkluderer partneren sitt utdanningsnivå og kvinna sitt fødselsår. Dei tolka den uobserverte, individspesifikke effekten som «preferansar for arbeid og born», altså annleis enn i den overnemnde studien. Data er henta frå spørjeskjema, med heller få observasjonar (587), og utvalet er selektert i og med at einslege kvinner ikkje er med. Bloemen og Kalwij finn ikkje nokon signifikant effekt på antal born.

Naz, Nilsen og Vagstad (2006) estimerte ein teljedatamodelle på norske data. Observasjonane er kvinner fødte i 1955, både gifte, sambuarar og einslege. Dei brukar registerdata, som er meir pålitelege enn spørjeskjema. Kontrollvariablane er mellom anna region og mannens utdanning, men dei tek ikkje med inntektvariablar fordi dei finn det rimeleg å tru at både mannen og kvinna si inntekt er påverka av antal born. For gifte kvinner finn dei først ein positiv og signifikant effekt på oppnådd barnetal, men denne effekten vert insignifikant når dei kontrollerer for partneren si utdanning. For ugifte finn dei ein liten, negativ effekt av utdanning. Forfattarane peikar på at fertilitetsåtferd og samlivsform neppe er upåverka av kvarandre, noko som inneber at sivilstatus er endogen.

I dei tre ovannemnde studiane er det ingen eksogen variasjon i data. I Monstad, Propper og Salvanes (2007) er ei norsk skulereform brukt som instrument for utdanningslengd. Kommunane innførte 9-årig skule til ulike tider, utan at det kan påvisast nokon samanheng mellom innføringstidspunktet og fertilitet på kommunenivå. Den gradvise innføringa gjer det dessutan mogleg å kontrollera for faste kohort- og kommuneeffektar. Vi estimerer ein sterk korrelasjon mellom utdanningslengd og kohortbarnetal, men finn ingen signifikant effekt av utdanning når vi brukar reforma som instrument.

Tanken om at potensielle foreldre gjer ei avveging mellom kvalitet per barn og antal born (Becker, 1960) har leidd til ei hypotese om at høgt utdanna - med høg inntekt - vil føretrekkja få born, men investera meir i kvart einskilt barn. Ny forskning har testa den underliggjande hypotesa om ei slik avveging direkte: er det slik at å veksa opp i ein stor familie påverkar utfalla borna får, slik som utdanningslengd, arbeidsmarknadsutfall og IQ? Black, Devereux og Salvanes har brukt norske data og tvillingfødslar som instrument for å finna årsakssamanhengen.<sup>10</sup> Resultata deira støtt ikkje hypotesen om at det, for vanlege fødslar, er ein negativ samanheng mellom familjestorleik og ulike utfall for borna (Black, Devereux og Salvanes, 2005 og 2007).

#### 4.2 Empiri vedkomande utdanningsnivå og tidspunkt for førstegangsfødsel

Gustafsson, Kenjoh og Wetzels (2001) har estimert ein «Cox Proportional Hazard»-modell for fire europeiske land, med ein heller grov modell der den einaste kontrollvariabelen er tiårskohortar. Dei finn at meir utdanning fører til seinare førstegangsfødsel i alle land, mest markert i Storbritannia og Nederland, men også i Sverige og Tyskland. Bloemen og Kalwij (2001) trekkjer den same konklusjonen ut frå nederlandske data.

Det er no fleire studiar som brukar instrumentvariabelteknikkar til å estimera effekten av utdanning på tidspunkt for førstegangsfødsel. McCrary og Royer (2006) brukar data frå Texas og California. I desse statane må elevane ha nådd ein viss alder når dei startar i 1.klasse, samstundes som dei har lov til å avslutta den obligatoriske skulegangen når dei fyller eit visst antal år. Elevar som er fødde med få dagars mellomrom kan såleis ha eitt års differanse i obligatorisk skulegang, noko analysen utnyttar. Utvalet er selektert fordi studien baserer seg på fødselstestar, det vil seia at barnlause kvinner ikkje er inkluderte. McCrary og Royer finn ingen effekt av mors utdanning på tidspunktet for førstegangsfødsel.

Fort (2006) brukar ein italiensk skulereform som påla ein auke frå 5 til 8 års skule. Det viste seg at innføringa tok lenger tid enn planlagt og var halvhjarta, særleg i Sør-Italia. Denne analysen korrigerer ikkje for region. Dermed dukkar seleksjonsproblemet opp att, fordi tradisjonar og

økonomiske tilhøve, til dømes på arbeidsmarknaden, varierte vesentleg mellom regionane. Effekten er estimert for dei som hadde 8 års utdanning eller mindre. Fort finn at reforma førte til at desse kvinnene utsette førstegangsfødselen, men kompenserte for det før dei var 26 år gamle.

Monstad, Propper og Salvanes (2007) kan kontrollera for variasjon både i tid og mellom kommunar. Utvalet er alle norske kvinner som potensielt er omfatta av reforma, det vil seia kvinner fødde i 1947-1958. Studien unngår derfor dei seleksjonsproblema som er nemnde over, men det må understrekast at resultata må reknast som lokale tiltakseffektar og såleis berre er gyldige for dei kvinnene som utan reforma ville ha valt sju eller åtte års utdanning. Resultata viser at å auka obligatorisk skulegang fører til at dei unge kvinnene utset førstegangsfødselen. I særleg grad fører reforma til færre tenåringsfødsel og i staden kjem det første barnet når mora er i tjuetåra eller seinare.

#### OPPSUMMERING AV FUNNA

Dei empiriske studiane som er presenterte over har valt ulike tilnæringsmåtar, og resultata er sprikande. Dei utvalde analysene er dessutan hefta med ulike typar datamanglar og metodiske problem. Det synest likevel klart at prediksjonen om ein negativ effekt av utdanning på antal born, ikkje finn særleg støtte, det gjeld tre av fire arbeid. Eit fleirtal av arbeida støttar prediksjonen om at utdanning fører til seinare førstegangsfødsel. Det gjeld mellom anna to arbeid som har valt ulike tilnærmingar for å løysa endogenitetsproblemet; Bloemen og Kalwij (2001) og Monstad, Propper og Salvanes (2007).

#### 5 OPPSUMMERING

Prediksjonen om at utdanning fører til færre fødsel, er hovudsakleg basert på teorien om allokering av tid: utdanning hevar lønsnivået slik at alternativkostnaden for tid aukar og fleire deltek på arbeidsmarknaden, noko som går ut over tidskrevjande aktivitetar i hushaldet slik som omsorg for born. Prediksjonen om at utdanning fører til at førstegangsfødselane vert utsette, byggjer hovudsakleg på argumentet om karrieomsyn, at det er viktig å vera godt etablert i arbeidslivet før det første barnet kjem. Det ligg store metodiske utfordringar i å måla effekten av utdanning når individet sjølv vel utdanningslengda. Dei empi-

<sup>10</sup> *Instrumenta dei har brukt for å oppnå eksogen variasjon i antal born er tvillingfødsel og/eller om dei to første borna har same kjønn.*

riske studiane som er presenterte i denne artikkelen har valt ulike tilnæringsmåtar, og resultatene er sprikande. Ei rimeleg oppsummering kan vera at prediksjonen om ein negativ effekt av utdanning på antal born ikkje finn særleg støtte, medan det er meir støtte for at utdanning fører til utsette førstegangsfødsler. Det er såleis berre delvis samsvare mellom empiri og det som synest rimeleg å forventa ut frå teorien på dette feltet.

#### FRAMTIDIG FORSKING

Rike land opplever ulik utvikling i fertilitet. Før 1990-åra fann vi lågast fertilitet i dei OECD-landa som hadde høgast yrkesdeltaking blant kvinner. I 1990-åra vart denne samanhengen snudd. «Somme land klarer begge deler», heiter det i ein OECD-rapport (d'Addio og Mira d'Ercole, 2005), og dei nordiske landa vert ofte trekte fram som gode føredøme, med mellom anna generøse omsorgspermisjonar. Men mønsteret er ikkje eintydig. USA og dei nordiske landa har alle høgt nivå både på utdanning og yrkesdeltaking blant kvinner, men under svært ulike institusjonelle rammevilkår. Likeeins opplever så ulike land som Japan og Italia at yrkesdeltakinga er låg samstundes som fertiliteten er låg. Det trengst openbert meir forskning for å finna dei kausale samanhengane på dette feltet, noko som er grunnleggjande viktig for å utforma politikk.

Men på grunn av dei metodemessige problema som er nemnde over, er det vanskeleg å avdekka klare årsakssamanhengar. Trygve Haavelmo trekte ein analogi mellom to typar av eksperiment: «those we should like to make» og «the stream of experiments that nature is steadily turning out from her enormous laboratory, and which we merely watch as passive observers» (Haavelmo, 1944). Ser vi så ei lys framtid for «naturlege eksperiment» eller instrumentvariabel-teknikk generelt? Slik oppsummerer Robert Moffitt stoda: «Within economics, thinking about causal estimation has shifted dramatically in the past decade toward a more pessimistic reading of what is possible and a retreat in the ambitiousness of claims of causal determination» (Moffitt, 2005). Ein annan måte å sjå det på er at vi som forskarar bør leita etter gode instrument, og også beskriva utførleg korleis kvasi-eksperimentet verkar, slik at det er avklart kva for samanhengar resultatene gjeld for. Angrist og Krueger (2001) har sagt det slik: «We make no claim that natural experiments are the only way to obtain useful results, only that they have the potential to increase our understanding of important economic relationships greatly».

#### REFERANSER:

Angrist, J.A. og A. B. Krueger (2001): «Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments.» *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 15(4), s. 69-85.

Becker, G. (1960): «*An Economic Analysis of Fertility*». Demographic and Economic Change in Developed Countries, Conference of the Universities - National Bureau Committee for Economic Research.

Becker, G. (1965): «A Theory of the Allocation of Time». *Economic Journal*, vol. 75, s. 493-517.

Black, S.E., P.J. Devereux og K.G. Salvanes (2005): «The More the Merrier? The Effects of Family Size and Birth Order on Children's Education». *The Quarterly Journal of Economics*, vol.120 (2), s. 669.

Black, S.E., P.J. Devereux og K.G. Salvanes (2007): «Small Family, Smart Family? Family Size and the IQ Scores of Young Men». NHH Discussion Paper no. 21.

Black, S.E., P.J. Devereux og K.G. Salvanes (2008): «Staying in the classroom and out of the maternity ward? The effect of compulsory schooling laws on teenage births», *The Economic Journal*, vol. 118 (531).

Bloemen, H. og A. Kalwij (2001): «Female labor market transitions and the timing of births: a simultaneous analysis of the effects of schooling». *Labour Economics*, vol.8 (5), s. 593-620.

Cigno, A. og J. Ermisch (1989): «A Micro-Economic Analysis of the Timing of Births». *European Economic Review*, vol. 33, s. 737-760.

d'Addio, A. og M. Mira d'Ercole (2005): «Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries: The Role of Policies». OECD Working Paper no. 27, Directorate for Employment, Labour and Social Affairs.

Dyrvik, S. (2004): *Den demografiske overgangen*. Oslo, Samlaget.

Ermisch, J. (2003): *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press.

Fort, M. (2006): «Education and the Timing of Births: Evidence from a Natural Experiment in Italy». ISER Working Paper no. 20-2005(15th version).

Gustafsson, S. (2001): «Optimal age at motherhood. Theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe». *Journal of Population Economics*, vol. 14(2), s. 225-247.

Gustafsson, S., E. Kenjoh og C. Wetzels (2001): «The Role of Education in Postponement of Maternity in Britain, Germany, the Netherlands and Sweden». 15 th Annual Conference of the European Society for Population Economics 2001 Athens.

- Happel, S. K., J. K. Hill og S.A. Low (1984): «An economic analysis of the timing of childbirth». *Population Studies*, vol. 38, s. 299-311.
- Heckman, J. J. og J. R. Walker (1990): «The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: evidence from Swedish longitudinal data». *Econometrica*, vol. 58(6). s. 1-41.
- Hotz, V. J., J. A. Klerman og R.J. Willis. (1997): «The Economics of Fertility in Developed countries» i M. R. Rosenzweig og O. Stark (ed): *Handbook of Population and Family Economics*. Amsterdam, Elsevier Science, North-Holland. 1A: 276-348.
- Haavelmo, T. (1944): «The Probability Approach in Econometrics». *Econometrica*, (July 12) s. 1-115.
- Kirchengast, S. (2007): «Maternal age and pregnancy outcome—an anthropological approach». *Anthropol Anz.*, vol. 65(2), s. 181-91.
- Lazear, E. P. (1998): *Personnel Economics for Manager.*. John Wiley & Sons, Inc.
- McCrary, J. og H. Royer (2006): «The Effect of Maternal Education on Fertility and Infant Health: Evidence From School Entry Policies using Exact Date of Birth». NBER Working Paper no. w12329.
- Merrigan, P. og Y. St.-Pierre (1998): «An econometric and neoclassical analysis of the timing and spacing of births in Canada from 1950 to 1990» *Journal of Population Economics*, vol.11(1), s. 29.
- Mincer, J. og S. Polachek (1974): «Family Investments in Human Capital: Earnings of Women». *The Journal of Political Economy*, vol. 82(2), S76.
- Moffitt, R. (2005): «Remarks on the analysis of causal relationships in population research». *Demography*, vol. 42(1), s. 91-108.
- Monstad, K., C. Propper og K.G. Salvanes (2007): «Education and Fertility: Evidence from a Natural Experiment». Kapittel 2 i K. Monstads PhD-avhandling, NHH 2007.
- Naz, G., Ø. A. Nilsen og S.Vagstad (2006): «Education and Completed Fertility in Norway» i S. Gustafsson and A. Kalwij (ed): *Education and Postponement of Maternity*, Springer Netherlands, s. 285-306.
- Schultz, T. P. (2007): «Population Policies, Fertility, Women's Human Capital, and Child Quality». IZA Discussion Paper no. 2815.
- Schultz, T. P. (1997): «Demand for children in low income countries» i M.R. Rosenzweig, O. Stark, (eds): *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A. Elsevier Science, North-Holland, Amsterdam, s. 349-420
- Turner, D., A. Giorno, et al. (1998): «The Macroeconomic Implications of Ageing in a Global Context». OECD Economics Department Working Papers (193).
- Walker, J. R. (1995): «The Effect of Public Policies on Recent Swedish Fertility Behavior». *Journal of Population Economics*, vol. 8, s. 223-251.
- Willis, R. (1973): «A new approach to the economic theory of fertility behavior». *Journal of Political Economy* vol. 81, S14-S64.



**JON MAGNUSSEN**  
 Professor ved Institutt for samfunnsmedisin NTNU, og Institutt for helseledelse og helseøkonomi, UiO

**JORID KALSETH**  
 Forskningsjef ved SINTEF Helse

## Fordeling av inntekter mellom regionale helseforetak. NOU 2008:2

Ansvar for at befolkningen får dekket sitt behov for spesialisthelsetjenester ligger i dag hos fire regionale helseforetak. Disse er under statlig eierskap og får sine inntekter dels gjennom en aktivitetsbasert finansiering, dels gjennom en basisramme og dels gjennom øremerkede midler. Helseforetaksmodellen ble innført i 2002, og innebar at staten overtok ansvaret og eierskap for spesialisthelsetjenesten fra fylkeskommunene. Opprinnelig var det fem regionale helseforetak; Helse Sør, Helse Øst, Helse Vest, Helse Midt-Norge og Helse Nord. Fra 1/7 2007 ble Helse Sør og Helse Øst slått sammen til ett foretak, Helse Sør-Øst.

Ved den statlige overtakelsen i 2002 ble det foretatt et uttrekk fra fylkeskommunenes frie inntekter som så ble fordelt på de fem regionale helseforetakene etter relativ historisk fordeling. Et offentlig utvalg (Hagen-utvalget) ble nedsatt for å vurdere modeller for finansiering, og i påvente av dette utvalgets innstilling (NOU 2003:1) ble den regionale inntektsfordelingen basert på historiske kostnader også i 2003 og 2004. Deretter vedtok Stortinget en modell hvor rammetilskuddet ble fordelt med 50 % vekt på kriterier foreslått av Hagen-utvalget og 50 % etter den historiske fordelingen mellom de regionale foretakene. Begrunnelsen for ikke å basere hele fordelingen på Hagen-utvalgets kriterier var i hovedsak de omfordelingseffekter dette ville gi. Opprinnelig var også tanken at (50 % av) Hagen utvalgets kriterier skulle innføres over en 5 års periode, men denne ble siden redusert til 3 år.

Det har i perioden etter dette vært knyttet betydelig støy til den regionale ressursfordelingen. Dels har det vært misnøye fra de regionale helseforetak (Helse Midt Norge og

Helse Vest) som har tapt på at man ikke implementerte kriteriene fra Hagen-utvalget fullt ut. Det har imidlertid også vært en faglig debatt knyttet til analysemetoder og valg av kriterier (Carlsen, 2006; Hagen 2007). Blant annet med denne bakgrunn ble det i desember 2006 nedsatt et nytt utvalg for å vurdere kriterier for fordeling av de aktivitetsuavhengige inntektene mellom de regionale helseforetakene. Utvalget ble særlig bedt om å «benytte nye data og nye metoder» i sitt arbeide. Utvalgets innstilling foreligger som NOU 2008:2. I denne kommentaren beskrives kort de faglige utfordringer som oppstår i denne typen arbeider, og hvilke løsninger utvalget har valgt. I en annen artikkel i dette nummeret (Carlsen, dette nr) beskrives i mer detalj det arbeidet som er foretatt knyttet til analyser av behov for somatiske spesialisthelsetjenester.

### PROBLEMSTILLINGEN

Et inntektsfordelingssystem skal sette de regionale helseforetakene i stand til å gi befolkningen et likeverdig tilbud



av tjenester. Begrepet likeverdig kan gis ulike tolkninger avhengig av hva som er målsettingen med inntektsfordelingssystemet. Én mulig målsetting vil være å søke å utjevne ulikheter i helse mellom ulike grupper i befolkningen, en annen vil være å søke å maksimere produksjonen av helse. Tradisjonelt har inntektsfordelingssystem i Norge vært rettet inn mot å muliggjøre tilbudslikhet. Dette innebærer at individer med samme behov skal ha lik tilgang til tjenester. Hva som presist ligger i dette er ikke grundig diskutert i norsk helsetjeneste, men en rimelig tolkning er at behov i denne sammenhengen må forstås som «forekomst av tilstand» og ikke som «forventet helsegevinst ved å nyttiggjøre seg en tjeneste». Utvalget har i sin tilnærming til dette valgt samme tolkning; det er m.a.o. et mål med inntektsfordelingssystemet å sikre tilbudslikhet, mer enn resultatlikhet.

#### BEHOV, ETTERSPORSEL OG FORBRUK

Det er i prinsippet to tilnærminger som kan benyttes for å identifisere hvilke forhold som påvirker behovet for helse-tjenester: Epidemiologiske data vil gi kunnskap om forekomst av ulike typer sykdommer, og koblet mot befolkningens karakteristika vil de også kunne benyttes til å identifisere hvilke egenskaper ved individene som påvirker behovet. Fordelen med å benytte epidemiologiske data er at man fanger opp reell forekomst og ikke bare den delen av behovet som manifesteres i forbruk. Det er imidlertid også problemer ved bruk av epidemiologiske data. For det første er epidemiologiske data ofte basert på selvrapporert helse og/eller diagnostisert tilstand. Dette stiller krav til en felles forståelse av begrepet forekomst og til lik diagnostisk praksis som vi ikke vet om er oppfylt. For det andre er epidemiologiske data gjerne begrenset til et mindre utvalg sykdommer. Det er derfor vanskelig å benytte denne typen data til å beregne et mål på «samlet behov for spesialisthelsetjenester».

Det er derfor vanlig å ta utgangspunkt i faktisk forbruk av helsetjenester når man skal identifisere hvilke forhold som påvirker behovet. I analyser av forbruk er det imidlertid flere forhold som må ivaretas. For det første kan forbruket være påvirket av nivået på tilbudet. Det som kan synes som regionale forskjeller i behov kan dermed egentlig være regionale forskjeller i kapasitet. Dette tas i hovedsak hensyn til ved å analysere forbruksvariasjoner innen områder med likt tilbud, men også gjennom å inkludere variable som fanger opp tilgjengeligheten til et (ellers likt) tilbud. For

det andre behøver ikke forbruksmønsteret nødvendigvis reflektere behovsmønsteret. Det kan være tjenester hvor det er manglende kapasitet (men ikke nødvendigvis geografiske forskjeller i tilbud) som gjør at behovsdekningen er lavere enn ønskelig. Det kan også være grupper som av ulike årsaker har en høyere terskel for å oppsøke helsetjenesten. Denne typen udekket behov vil heller ikke fanges opp i analyser av forbruk, og er vanskelig å håndtere uten bruk av skjønnsmessige vurderinger.

Et tredje forhold som skal trekkes fram er overgangen fra behov for behandling for enkelte lidelser til et samlet mål for behov for helsetjenester. Det er her en utfordring knyttet både til valg av analysenivå og til kriterier for aggregering. Som det framgår av Carlsen (dette nr) er for eksempel behovet for somatiske tjenester analysert gjennom å først å konstruere et samlet mål på forbruk. Alternativt kunne man analysert på ulike tjenestetyper (dagbehandling kontra døgnet, ø-hjelp kontra elektiv, diagnosegruppe for diagnosegruppe etc), og så aggregert de ulike behovsindeksene sammen i etterkant.

Endelig er det ikke klart hvilke kriterier som skal benyttes for å velge de variable som skal forklare forskjeller i forbruk, enn si hvilke prinsipper som skal ligge til grunn for å velge kriterier. På den ene siden kan man ønske å stille strenge krav til kausalitet mellom de kriteriene som skal benyttes som forklaringsvariable og behov for helsetjenester, på den andre siden begrenses man i praksis både av tilgang på data og av manglende kunnskap om kausalitet.

#### UTVALGETS TILNÆRMING

Utvalget har valgt å benytte analyser av faktisk forbruk av helsetjenester som grunnlag for sine vurderinger. Videre har utvalget valgt å gjennomføre separate analyser for fire grupper tjenester; somatiske tjenester, psykisk helsevern, tverrfaglig spesialisert rusbehandling og prehospitale tjenester. Utvalgets overordnede ønske har vært å kunne lage så få behovsindekser som mulig, men det er (blant annet) av datamessige årsaker ikke hensiktsmessig å aggregere opp disse fire områdene i analysene.

Utgangspunktet for å vurdere regionalt behov for helsetjenester har vært behovet på individnivå. Det har imidlertid ikke vært mulig å fremskaffe data som gjør det mulig å koble individuelt forbruk mot individuelle karakteristika som kan antas å påvirke behovet for alle tjenestene. Det er

Tabell 1 Regionale behovsindekser.

	Behovsindeks somatikk	Behovsindeks psykisk helsevern	Behovsindeks tverrfaglig spesialisert rusbehandling	Samlet behovsindeks «behandling»
<b>Andel kostnader:</b>	<b>0,776</b>	<b>0,194</b>	<b>0,030</b>	<b>1,000</b>
Helse Sør-Øst	100,6	103,2	105,2	101,3
Helse Vest	93,4	95,3	91,7	93,7
Helse Midt-Norge	101,8	94,9	91,6	100,2
Nord	107,6	99,2	100,3	105,8

derfor valgt analysestrategier for de ulike tjenesteområdene som er betinget av tilgjengelige data. For somatiske tjenester er analysene basert på forbruk innen ca 72000 befolkningsgrupper, hvor hver gruppe er kjennetegnet ved lik alder, samme kjønn og samme bostedskommune (se Carlsen, dette nr). Dette representerer et betydelig framskritt i forhold til det datagrunnlaget som var tilgjengelig ved beregning av nøklene i Hagen-utvalget. For tjenester innen psykisk helsevern er det i stor grad benyttet samme tilnærming som i Hagen-utvalget. Det er imidlertid gjennomført nye analyser av tverrfaglig spesialisert rusbehandling og av prehospitaltjenester. Prehospitaltjenester omfatter her bil- og båtambulanse, luftambulanse og pasienttransport. Tverrfaglig spesialisert rusbehandling og pasienttransport lå ikke innen ansvaret til de regionale helseforetakene da Hagen-utvalget leverte sin innstilling i 2003.

For de tre tjenesteområdene som dekker pasientbehandling (somatikk, psykisk helsevern og rusbehandling) har utvalget beregnet en regional behovsindeks. Hvert tjenesteområde er så vektet inn med sin andel av samlet ressursbruk, i beregning av en samlet behovsindeks for de regionale helseforetakene (tabell 1).

Det er, til dels, betydelige regionale variasjoner i behovet for tjenester. Særlig utmerker Helse Vest (lavt) og Helse Nord (høyt) seg med avvikende behov. Helse Vest har en befolkning som er ung, og som gjennomgående scorer godt på de kriteriene som påvirker bruken av helsetjenester. Tilsvarende scorer Helse Nord dårlig på de fleste sosioøkonomiske kriterier. I forhold til de kriteriene som i dag benyttes viser utvalgets analyser en betydelig lavere vektlegging av alder som forklaring på behovet for somatiske tjenester. I dag benyttes kriteriene for psykisk helsevern også for rusområdet. Vi ser at separate analyser av psykisk helsevern og rusbehandling gir til dels forskjellige resultater for de fire regionale helseforetakene.

#### HVILKE KRITERIER BØR INNGÅ I BEREGNING AV BEHOVSINDEKSENE?

Kriteriebaserte modeller for fordeling av inntekter bør oppfylle to krav. For det første skal de kriteriene som ligger til grunn for fordelingen ikke kunne påvirkes av motakerne, for det andre bør det være rimelig sammenheng mellom kriteriet og behovet for tjenester. I utvalgets forslag ligger flere kriterier som i prinsippet kan påvirkes av de regionale helseforetakene. Både andel med sykemelding, andel med uføretrygd og andel på rehabilitering er størrelser som bestemmes av helsepersonell. Utvalget mener at sannsynligheten for at disse størrelsene faktisk vil bli brukt i strategisk tilpasning til inntektssystemet er lav, men foreslår allikevel å låse disse kriteriene. Hva så med (det kausale) forholdet mellom kriteriene og befolkningens behov for helsetjenester? Både i utvalget og i ettertid har denne diskusjonen særlig vært knyttet mot inklusjonen av en «klimavariabel». I en merknad påpeker tre av utvalgets medlemmer at det ikke er etablert kunnskap som tilsier at det skal være noen sammenheng mellom klimaforhold og behov for helsetjenester.

Generelt er det imidlertid vanskelig å etablere sikker kunnskap om sammenhengen mellom de fleste kriterier og et individuelt behov for helsetjenester. For ellers like individer vil behovet for helsetjenester kunne variere med genetiske, miljømessige, og livsstilsrelaterte forhold. Usunt kosthold, lite mosjon og røyking er for eksempel allment aksepterte risikofaktorer for en rekke sykdommer, men uten at man har tilgjengelig data over geografiske variasjoner i disse forholdene, enn si sikker kunnskap om det kausale forhold mellom for eksempel livsstil og helse. I praksis er man derfor henvist til å finne kriterier som man tror fanger opp forhold som kan påvirke helsen, og også i valg av kriterier skjele til hvilke data som er tilgjengelig. Et mye brukt kriterie som dødelighet motiveres derfor både ut fra kunnskap om høyt helsetjenesteforbruk hos individer i den avsluttende delen av livet, men også ut fra en tanke om at høy

Tabell 2 Behovsindeks behandling, kostnadsindeks og ressursbehovsindeks behandling.

	Behovsindeks behandling	Kostnadsnivå	Ressursbehov behandling
Helse Sør-Øst	101,3	98,5	99,7
Helse Vest	93,7	98,0	91,8
Helse Midt-Norge	100,2	102,0	102,1
Helse Nord	105,8	109,5	115,8

dødelighet fanger opp generelle trekk ved befolkningen som er høyt korrelert med behovet for helsetjenester.

I de kriteriesettene som utvalget har valgt finner vi flere eksempler på kriterier som må antas å fange opp bakenforliggende (ikke observerbare) forhold som påvirker behovet for helsetjenester. Dette gjelder for eksempel levekårsindeksen som inngår i behovsindeksen for somatiske tjenester, barn som bor med én forelder i indeksen for psykisk helsevern, andel med kun grunnskole som inngår i alle behandlingsindeksene etc. Det spesielle med klimavariabelen i denne sammenhengen er derfor ikke den manglende kunnskapen om en kausal sammenheng, men dens fordelingsmessige konsekvenser. Klima er det kriteriet som uten sammenlikning viser størst regional variasjon, og da i disfavør for Helse Sør-Øst. Det er naturlig å se diskusjonen rundt denne i sammenheng med dette.

#### BRUK AV SKJØNN

På flere områder har utvalget benyttet skjønn i sine vurderinger. Dels vil enhver empirisk analyse inneholde elementer av skjønn knyttet til for eksempel inndeling av aldersvariable, bruk av interaksjonsvariable, regresjonsteknikker og lignende. Utvalget har vært opptatt av at dette skjønnnet i så stor grad som mulig skal være tydelig. Samtidig har utvalget på noen områder valgt å (ikke) inkludere kriterier på utsiden av de empiriske modellene. Dette gjelder særlig tre forhold: For det første er klima kun innvektet med 20 % av sin empiriske verdi. Dette reflekterer i hovedsak den diskusjon og usikkerhet som har vært knyttet til kriteriet. For det andre er ikke-vestlige innvandrere vektet inn i behovet for tjenester innen psykisk helsevern med et forbruk som tilsvarer det dobbelte av etniske nordmenn. Utfordringen her har vært at det ikke finnes data som gjør det mulig å analysere forbruket i denne gruppen, men en viss litteratur som tyder på at det er i den størrelsesorden utvalget har lagt til grunn. For det tredje er det i behovet for rusbehandling lagt til grunn at Oslo skal

ha 5 % av rammen, i tillegg til det som tilkommer som resultat av de andre kriteriene.

#### REGIONALE FORSKJELLER I KOSTNADER

Fordeling av inntekter mellom regionale helseforetak skal ivareta forskjeller i behov for tjenester, men må også korrigerer for forskjeller i «ikke selvforskyldte» kostnader. Dette er et område som er vanskeligere å håndtere empirisk, i hovedsak fordi datagrunnlaget er spinkelt. Det finnes, for eksempel, ikke data som gjør det mulig å analysere kostnadsforskjeller i produksjonen av tjenester innen psykisk helsevern og rusbehandling. Utvalget har derfor basert sine vurderinger på analyser av kostnadsforskjeller innen somatisk sektor, men valgt å applisere disse på hele behandlingsområdet. Analyseopplegget tilsvarer det som er benyttet i analyser av kostnadsforhold i fordeling av ressurser internt i helseforetakene (se for eksempel Hagen et al, 2007). Datagrunnlaget har vært hentet fra 29 helseforetak for perioden 2003 til 2005. I analysene har utvalget konsentrert seg om tre typer faktorer som kan forklare observerte kostnadsforskjeller; *befolkningsstruktur, forskning og undervisning* og *aktivitetssammensetning*. På grunnlag av analysene anbefaler utvalget en kostnadsindeks som dels er basert på kostnader korrigert for reisetid til sykehus og dels basert på historiske kostnader (tabell 2). Begrunnelsen for å inkludere historiske kostnader er at disse ventelig fanger opp kostnadsulempet knyttet til bl.a. forskning og undervisning som man ikke klarer å etablere i de empiriske analysene.

Det er åpenbart et betydelig innslag av skjønn i utvalgets valg av kostnadsindeks. Når man dels velger å basere seg på historiske kostnader innebærer dette både at man tror at kostnadsforholdene i denne perioden har relevans også for perioden som kommer, og at kostnadsforholdene i mindre grad reflekterer forskjeller i effektivitet. Begge disse forholdene kan diskuteres, men det er vanskelig å se alternative løsninger som ikke også er skjønnbaserte.

Tabell 3 Samlet ressursbehovsindeks.

	Ressursbehov behandling	Prehospitale tjenester	Samlet ressursbehovsindeks
<b>Andel:</b>	<b>0,941</b>	<b>0,059</b>	<b>1,000</b>
Helse Sør-Øst	99,7	65,4	97,7
Helse Vest	91,8	79,8	91,1
Helse Midt-Norge	102,1	125,5	103,5
Helse Nord	115,8	300,8	126,7

Utvalget påpeker imidlertid behovet for et bedre data-grunnlag og for analyser som kan gi en bedre forståelse av hvilke forhold som faktisk påvirker kostnadsforholdene i sektoren.

#### SAMLET MODELL

Utvalgets endelige forslag innebærer altså at behovsindeksen korrigeres for kostnadsforskjeller. Videre vektes en indeks for prehospitale tjenester, som er basert på reisetid til sykehus, inn med disses relative andel av samlet ressursbruk. Dette gir dermed en samlet regional ressursbehovsindeks (tabell 3).

#### SÆRLIG FORHOLD – KAPITAL OG FORSKNING

I tillegg til ressursbehovsindeksen har utvalget gjort en særskilt tilpasning slik at forskjellene i realkapital mellom de fire regionale helseforetakene utjevnes. Utjevningsperioden er satt til 20 år, og innebærer at om lag 80 millioner kroner årlig overføres fra de to RHF med høy kapitalbeholdning (Helse Nord og Helse Midt Norge) til de to med lav beholdning (Helse Vest og Helse Sør-Øst).

Endelig skal vi knytte noen kommentarer til utvalgets behandling av finansieringen av forskning. Forskning er, på samme måte som pasientbehandling, en lovpålagt oppgave for helseforetakene. Finansieringen skjer dels gjennom øremerkede tilskudd; fordelt på et flatt tilskudd til hvert RHF og en aktivitetsbasert komponent, og dels gjennom bruk av det generelle rammetilskuddet. Med basis i tall fra NIFU –Step påpeker utvalget at det er variasjoner i bruken av basisrammen i finansiering av forskning, og at dette i særlig grad bidrar til høye kostnader i Helse Sør-Øst. Dette vil delvis kompenseres for gjennom at kostnadsindeksen for behandlingstjenester også er basert på historiske kostnader. Utvalget anbefaler en vurdering av innretning og omfang av forskningsfinansiering.

#### OPPSUMMERING – IMPLEMENTERING

Samlet gir utvalgets forslag en omfordeling mellom de fire regionale helseforetakene som innebærer en reduksjon i bevilgningen til Helse Sør-Øst på 781 millioner kroner, som fordeles ut på de tre andre med henholdsvis 246 til Helse Vest, 324 til Helse Midt-Norge og 211 til Helse Nord. 1 % innebærer det en nedgang på ca 2,2% for Helse Sør-Øst og en økning på mellom 2,1% og 3,7 % for de tre andre. Dette er (i %) betydelige mindre omfordelingseffekter enn hva tilfellet var med forslagene fra Hagen-utvalget, hvor Helse Nord ville ha fått en reduksjon i vel 9 % og Helse Vest en økning på nær 8 %. Samtidig vil nok utslagene oppleves som dramatiske i og med at hele reduksjonen faller på ett regionalt helseforetak.

Innstillingen har fått høringsfrist til 11.april og regjeringen vil etter dette komme tilbake med sitt forslag. Debatten i etterkant av overleveringen har vist seg, ikke overraskende, å være preget av geografisk snarere enn politisk ståsted. Høsten vil vise om denne regjeringen tør følge et, på alle områder, enstemmig utvalg, eller om den regionale inntektsfordelingen også kommende periode blir gjenstand for (distrikts)politisk støt.

#### REFERANSER:

- Carlsen, F. (2006): *Betydningen av sosiale helseulikheter for overføringene til helseregionene*. Norsk Økonomisk Tidsskrift 120.
- Carlsen, F. (2008): *Inntektssystem for helseregionene: Somatiske spesialisthelsetjenester*. Samfunnsøkonomen, dette nr.
- Hagen, T. P. (2006): *Fordeling av ressurser til de regionale helseforetakene - Kommentar til Fredrik Carlsens analyser i NØT 1/2006* Økonomisk forum no. 8.
- Hagen, T. P. (2007): *Budsjettmodell for Helse Nord RHF*. HORN Skriftserie 2007:3. Oslo: Institutt for helseledelse og helseøkonomi, Universitetet i Oslo.
- NOU 2003:1 *Behovsbasert finansiering av spesialisthelsetjenesten*.
- NOU 2008:2 *Fordeling av inntekter mellom regionale helseforetak*.



«Stiftelsen Frischsenteret for samfunnsøkonomisk forskning» er en stiftelse opprettet av Universitetet i Oslo for å drive anvendt samfunnsøkonomisk forskning i samarbeid med Økonomisk institutt og andre fagmiljøer ved Universitetet i Oslo.



**Statistisk sentralbyrå**  
Statistics Norway

Ved Frischsenteret/Statistisk sentralbyrå er det nå ledig

## En Stipendiatstilling

Stillingen er knyttet til et petroleumsøkonomisk prosjekt, som er finansiert av Norges forskningsråd under programmet Petrosam. Her skal det gjennomføres teoretiske og empiriske analyser av oljemarkedet, gassmarkedet og klimaavtaler ved å besvare spørsmål av typen: Hva er OPECs rolle i oljemarkedet og hvordan vil OPEC respondere på internasjonale klimaavtaler? Under hvilke betingelser kan et kartell bli etablert i gassmarkedet? Hva er mulige utvinningsprofiler av gass i Russland? Hva er de mest sannsynlige klimaavtalene som kan bli etablert og hvilke egenskaper har disse? Hvordan vil internasjonale klimaavtaler påvirke markedene for fossile brenslere? Stipendiatstillingen er delt mellom Frischsenteret (formell arbeidsgiver) og Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå, og stipendiaten vil derfor ha sin daglige arbeidsplass i Statistisk sentralbyrå i omtrent halve stipendiatperioden.

Det kreves samfunnsøkonomisk embetseksamen, samfunnsøkonomisk hovedfag, mastergrad innen samfunnsøkonomi eller tilsvarende. Relevant erfaring med teoretisk og empirisk analyse vil bli vektlagt, men er ingen forutsetning. Personer som avslutter utdanningen i løpet av 2008 er også velkomne til å søke.

Engasjementene vil gå over fire år inkludert ett års pliktarbeid innenfor prosjektrelatert arbeid, og det er gode muligheter for utenlandsopphold i løpet av engasjementet. Den som engasjeres må søke opptak ved doktorgradsstudiet ved Økonomisk institutt. Temaet for avhandlingen må velges innenfor prosjektet, men for øvrig vil den som engasjeres være fri til å utvikle problemstillinger i samråd med veileder. Lønnplasseringen vil ta utgangspunkt i rammen for stipendiater ved Universitetet i Oslo (lønnstrinn 43 – 47). Stipendiaten vil bli meldt inn i den kollektive pensjonsforsikringen ved Frischsenteret, og 2 % av lønnen vil bli trukket som egenandel.

Nærmere opplysninger kan fåes ved henvendelse til Rolf Golombek (22 95 88 12 og 950 45 696, [rolf.golombek@frisch.uio.no](mailto:rolf.golombek@frisch.uio.no)). Opplysninger om stipendiatstillingen kan også fåes fra Knut Einar Rosendahl (21 09 49 54, [knut.einar.rosendahl@ssb.no](mailto:knut.einar.rosendahl@ssb.no)). **Søknadsfrist er 15. mai 2008.** Søknaden må inneholde CV, publikasjonsliste og eventuelle vitenskapelige arbeider som søkeren ønsker det skal tas hensyn til ved bedømmelsen, inkludert evt. hovedoppgave eller masteroppgave. Ved samforfatterskap må arbeidsdelingen mellom forfatterne angis. Søknaden mailes til [rolf.golombek@frisch.uio.no](mailto:rolf.golombek@frisch.uio.no), eller kan sendes til: Frischsenteret, Att: Rolf Golombek, Gaustadalleen 21, 0349 Oslo.

# Veiledning for bidragsytere

1. Økonomisk Forum trykker artikler om aktuelle økonomfaglige emner, både av teoretisk og empirisk art. Temaet bør være av interesse for en bred leserkrets. Bidrag må ha en fremstillingsform som gjør innholdet tilgjengelig for økonomer uten spesialkompetanse på feltet.
2. Manuskripter deles inn i kategoriene artikkel, aktuell kommentar, debatt og bokanmeldelse. Bidrag i førstnevnte kategori sendes normalt til en ekstern fagkonsulent, i tillegg til vanlig redaksjonell behandling.
3. Manuskriptet sendes i elektronisk format til Samfunnsøkonomenes Forening, ved sekretariatet@samfunnsokonomene.no. Det kan også sendes direkte til en av redaktørene (se side 2). Det oppfordres til innsending av elektroniske manuskripter (fortrinnsvis i Word). Artikler bør ikke være lengre enn 20 A4-sider, dobbel linjeavstand, 12 pkt. skrift. Aktuelle kommentarer skal ikke overstige 12 sider av tilsvarende format. Debattinnlegg og bokanmeldelser bør normalt ikke være lengre enn 6 sider av samme format.
4. Artikler og aktuelle kommentarer skal ha en ingress på maks. 100 ord. Inngressen bør oppsummere artikkelens problemstilling og hovedkonklusjon.
5. Matematiske formler bør brukes i minst mulig grad. Unngå store, detaljerte tabeller.
6. Referanser skal ha samme form som i Norsk Økonomisk Tidsskrift. Veiledning for bidragsytere for NØT, se [www.samfunnsokonomene.no](http://www.samfunnsokonomene.no).



ANNONSE

# FLYTTEPLANER?

Vi vet ikke om våre abonnenter flytter mer enn andre, men det virker slik. Hver måned får vi tidsskrifter i retur fordi adressaten har flyttet. Spar oss for ekstra porto og deg selv for forsinkelser.

Meld flytting per telefon 22 31 79 90/telefaks 22 31 79 91,  
e-post: sekretariatet@samfunnsokonomene.no eller skriv til oss.

Navn:

---

Ab.nr./medl.nr:

---

Ny adresse:

---

SAMFUNNSØKONOMENES FORENING Postboks 8872 Youngstorget • 0028 OSLO

**Er du medlem av Samfunnsøkonomenes Forening,  
vil vi gjerne ha din e-post adresse.**

**Send på e-post til:**

**[nina.risassen@samfunnsokonomene.no](mailto:nina.risassen@samfunnsokonomene.no)**



**SAMFUNNSØKONOMENE**

100 ÅR • 1908 - 2008

## Jubileumskonferanse

Tirsdag 16. september kl. 13 - 18 feirer foreningen seg selv med en jubileumskonferanse på Hotel Bristol i Oslo.

Det vil bli holdt foredrag fra kl. 13 - 16 og lettere bevertning fra kl. 16 - 18.

Foredragsholdere og program blir annonsert senere.

Hold av dagen allerede nå!

### Litt historikk:

Samfunnsøkonomenes Forening ble stiftet 12. mars 1908. Den gang het den Statsøkonomiske Studenters Forening. Tre år før hadde Stortinget vedtatt en lov om statsøkonomisk eksamen, og i 1908 ble eksamen avlagt for første gang. I sitt første år tok foreningen initiativ til å opprette et eget særutvalg for de statsøkonomiske studentene. Tidligere hadde statsøkonomene kun én representant i det juridiske studentutvalg.

Foreningen har skiftet navn mange ganger i løpet av sin 100 års historie:

- 1908 - Statsøkonomiske Studenters Forening
- 1912 - Yngre Statsøkonomers Forening
- 1918 - Yngre Sosialøkonomers Forening
- 1932 - Sosialøkonomisk Samfund (nå også som fagforening)
- 1947 - Sosialøkonomisk Samfunn
- 1986 - Sosialøkonomenes Forening
- 2001 - Samfunnsøkonomenes Forening

Foreningen står som utgiver av to tidsskrifter:

#### Samfunnsøkonomen:

- 1958 - 2000 Sosialøkonomen
- 2001 - 2007 Økonomisk forum
- 2008 - Samfunnsøkonomen

#### Norsk Økonomisk Tidsskrift:

- 1887 - 1986 Statsøkonomisk Tidsskrift
- 1987 - Norsk Økonomisk Tidsskrift (publiseres kun på nett fra 2004)

# B-PostAbonnement

Retur: Samfunnsøkonomenes Forening  
PB. 8872 Youngstorget  
0028 OSLO



Förvaras oåtkomligt för barn

Dosering: 1/2-1 tablett 1-2 gånger dagligen om läkare ej skriver annat. Tabletten tas i munnen.