

# ØKONOMISK FORUM

NR. 6 • 2005 • 59. årgang

- Schroyen:  
MOBILITET AV YNGRE FORSKERE
- Grytten og Sørensen:  
FORTSATT GRÅDIGE FASTLEGER?
- Carlsen:  
LISTETAKSAVVIK OG TILFREDSHET  
MED FASTLEGETILBUD
- Møen og Tjelto:  
BRUKER ULIKE HØGSKOLER  
KARAKTERSKALAEN ULIKT?



- REDAKTØRER

Leo A. Grünfeld · leo@menon.no  
Hans Jarle Kind · hans.kind@nhh.no  
Ylva Søvik · ylso02@handelsbanken.no

- ORGANISASJONSKONSULENT

Mona Skjold  
mona.skjold@samfunnsokonomene.no

- UTGIVER

Samfunnsøkonomenes Forening  
Leder: Kjell A. Brekke  
Fung. generalsekretær: Ragnar Ihle Bøhn

- ADRESSE

Samfunnsøkonomenes Forening  
Skippergt. 33  
Postboks 8872, Younstorget  
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

- UTGIVELSESPÅN

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.	950.-
Studentabonnement	kr.	250.-
Enkeltnr. inkl. porto	kr.	150.-

- ANNONSEPRISER

1/1 SIDE	kr.	6080.-
3/4 SIDE	kr.	5490.-
1/2 SIDE	kr.	4900.-
Byråprovisjon	10%	

- ANNONSEFRIST

10 dager før utgivelsesdato

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

Trykk: Molvik grafisk AS, Bergen

## Innhold

NR. 6 • 2005 • 59. ÅRG.

- **LEDER**  
Omsorgsøkonomi **3**
- **AKTUELL KOMMENTAR**  
Mobilitet av yngre forskere  
av Fred Schroyen **4**
- **ARTIKKEL**  
Fortsatt grådige fastleger med  
knapphet på listepasienter?  
av Jostein Grytten og Rune Sørensen **12**
- Listetaksavvik og tilfredshet  
med fastlegetilbudet** **22**  
av Fredrik Carlsen
- Bruker ulike høgskoler  
karakterskalaen ulikt?** **33**  
**En analyse av sammenhengen mellom  
skolebakgrunn og faglig suksess**  
av Jarle Møen og Martin Tjelta
- **BOKANMELDELSE**  
Vidar Ringstad: **46**  
**Kulturøkonomi**  
Anmeldt av Karin Ibenholt
- Gunnar Bårdsen, Øyvind Eitrheim,  
Eilev S. Jansen og Ragnar Nymoen: **49**  
**The Econometrics of  
Macroeconomic Modelling**  
Anmeldt av Ådne Cappelen

# Omsorgsøkonomi

Omsorg er et av de store temaene denne valgkampen. Samtlige partier lover oss bedre og mer tilgjengelige eldre-tjenester, flere barnehageplasser og bedre skoler. Skal en tro ventelistene rundt omkring i kommunene er det også et faktisk behov for flere sykehjemsplasser og barnehageplasser. Riktignok skaper gjerne gratis tilbud uendelig etterspørsel, men på ett eller annet sett må vi jo ta oss av vår stadig aldrende befolkning. Og skal en tro befolkningsfremskrivningene vil det bare bli større og større behov for sykehjemsplasser, og andre tjenester rettet mot eldre, i årene som kommer. Samtidig har det blitt mindre og mindre av det historisk sett viktigste tilbudet av denne typen tjenester,- det fra mødre og døtre. Riktignok er kvinner mer enn overrepresentert i denne typen virksomhet også i dag, – men i en annen rolle enn før. Omsorg utføres ikke lenger uten betaling innenfor familien.

Er vi så rustet, rent samfunnsfaglig, til å håndtere de utfordringene denne utviklingen består i? Det er lite som tyder på det, – omsorgsøkonomi kan ikke sies å være et stort felt innen samfunnsøkonomi. Det finnes bare noen få arbeidere der særegne forhold ved en omsorgssituasjon tas inn i analysen av denne typen produksjon. Ett slikt forhold er at den som etterspør omsorg i de fleste tilfeller implisitt også etterspør omtanke. Siden den slags egenskaper ikke finnes hos en standard økonomisk aktør, er det også nær sagt umulig å si noe om hvordan omsorg skal tilveiebringes av en slik aktør. Vi trenger rett og slett analyser av hvordan man kan få en tjenesteleverandør til faktisk å bry seg om den de pleier. Her kan muligens resultater fra eksperimentell økonomi omkring altruisme og preferanser for rettferdighet være til hjelp. Imidlertid er mange av resultatene fra denne litteraturen vanskelige å gi en entydig tolkning, og selv om det finnes miljøer som arbeider

med anvendelse av denne typen tenkning om økonomiske aktører sine preferanser, er det langt igjen. Et annet nært relatert forhold er at en person som trenger omsorg ofte har liten evne til å hevde sine interesser, om det så er ovenfor en bedrift eller et forvaltningsorgan som tilbyr tjenester. Hvordan skal en da få sikret at en tjeneste holder en tilstrekkelig, men vanskelig målbar, kvalitet ovenfor disse brukerne?

Det synes i alle tilfelle en feilslutning å anta at dette er et spørsmål om privat eller offentlig produksjon alene. Det har vel etter hvert sivet inn i den offentlige debatten at offentlig finansiering ikke nødvendigvis tilsier offentlig produksjon. Men et annet forhold som har blitt viet mindre oppmerksomhet er at de som faktisk leverer tjenestene stort sett vil forvente å få betalt for sine tjenester,- selv om omsorg foregår i ikke-kommersielle foretak. Dermed står en ovenfor et liknende insentivproblem hos den enkelte ansatte, uavhengig av om hun er offentlig eller privat ansatt. Det er all grunn til å tro at organiseringen av foretaket og de mål den setter seg vil være av betydning, både for hvem man rekrutterer og hvordan de vil oppføre seg, men det er ikke åpenbart at det relevante skillet går mellom private og offentlige organisasjoner. Videre er ikke fritt brukervalg tilstrekkelig til å sikre kvalitet så lenge den som mottar tjenesten ikke er i stand til, eller i det minste har svært begrensede ressurser til, å hevde sine interesser ved å skifte tjenesteleverandør. På den annen side vil slike personer også ha problemer med å hevde sine interesser ovenfor et offentlig byråkrati. Det eneste som i dag synes klart er at vi trenger bedre kunnskaper om denne formen for produksjon, dersom vi skal være i stand til å løse en stadig voksende oppgave.

FRED SCHROYEN  
Førsteamanuensis ved Institutt for samfunnsøkonomi, Norges Handelshøyskole



## Mobilitet av yngre forskere i Norge\*

*I denne kommentaren presenterer jeg noen indikatorer på mobilitet blant norske forskere ved overgang fra dr. gr. kandidat til postdoktor og til fast stilling. De tallene jeg presenterer viser at mobiliteten i Norge er lav i nordisk forstand, og middels i europeisk forstand. Jeg diskuterer grunnene til det, og presenterer argumenter som taler for en høyere mobilitet, både fra den enkelte forsker sitt ståsted, og fra forskningsinstitusjonens standpunkt. Jeg konkluderer med at en høyere mobilitet er ønskelig men at den bare kan implementeres ved institusjonelle endringer som internaliserer en del eksterne effekter. Jeg avslutter kommentaren med seks forslag til en institusjonell reform innenfor det akademiske samfunnsøkonomiske miljøet i Norge.*

### INNLEDNING

I would have a fair house with a little park, high-walled, of about a mile around.

A provost, or controller, who should be a gentleman and well-educated, and that has travelled in France, Italy and Germany, and an irrevocable order made that neither the provost nor any of the informants should marry, for if they should, their daughters would debauch the young gentlemen, not to say the worse, to become their wives [...]

I would have three informants in grammar, sc. one to every class for the convenience of examining them and correcting their exercises; and none of these should be Englishman, but chosen from Switzerland and Scotland: to be men of presence and *bôn mine* and behaviour [...] (Aubrey, 1972, s. 25)

Slik begynner den Engelse forfatteren og biografen John Aubrey (1626-1697) manuskriptet 'The Idea of Education', hvor han deler sine tanker om hvordan en læreinstitusjon bør se ut.<sup>1</sup> Mistroen til engelskmenn som forelesere, og beundringen av sveitsiske og skotske lærere, begrunner han ikke. Det er heller ikke noe som opptar meg i denne artikkelen. I stedet vil jeg fremme en påstand, begynne den, og foreslå en moderat versjon av Aubreys ansettelses-politikk. Påstanden er at det er lite mobilitet blant yngre norske forskere og at en økning i den kan tjene både den enkelte forsker og det enkelte institutt.

### EN GJENNOMSNITTLIG DOKTOR

En nyslått doktor<sup>2</sup> har gravd dypt i en begrenset problemstilling over flere år (i Norge er gjennomsnittstiden en dr.

\* Jeg vil rette en stor takk til Gaute Torsvik for lange diskusjoner og kritiske, men veldig nyttige kommentarer til et første utkast. Også takk til Kåre P Hagen og Kjell G Salvenes for nyttige innspill og gjennomlesning. Jeg tar likevel selv ansvar for de synspunkt som blir fremmet.

1 John Aubrey, utdannet ved Trinity College, Oxford, er mest kjent for *Brief Lives*, hans livlige og ofte nære biografiske skisser av samtidige, som f.eks. hans venn Thomas Hobbes.

2 I resten av artikkelen referert til som dr.gr. kandidat.

gr. kandidat bruker 4.1 år i følge NIFU og Panelet for evaluering av norsk forskerutdanning, 2002, s. 90). I den perioden har hun vært tilknyttet et institutt ved et universitet eller ved en vitenskapelig høyskole. Arbeidet hennes er blitt veiledet av en erfaren forsker som også er ansatt ved samme institutt. I tillegg til selve forskningsaktiviteten har stipendiaten gjerne tatt flere doktorgradskurs ved samme institusjon, og som oftest har hun tatt hele sin høyere utdanning ved samme sted. Muligens har et kortere utenlandsopphold i stipendiatperioden gitt litt variasjon i hverdagen; et avbrudd som hun opplevde som en rik erfaring.

Etter mange år med studiet er det viktig å validere graden, både for seg selv i form av en jobb man trives i, og for samfunnet. Før var det ofte slik at en førsteamanuensisstilling lå innefor rekkevidde for dr. gr. kandidater som ønsket seg en akademisk karriere. I de senere år har veien oftest gått via et to- eller treårig postdok-stipend.

I St. meld nr. 35 (2001/2002), kapitel 4.3 kan vi lese at et av hovedformålene med postdoktorstillinger er å øke mobilitet mellom norske lærersteder. Her skrives det at «Det er viktig at postdoktorstillingene brukes slik at de fremmer mobilitet i sektoren. Det bør som hovedregel unngås at kandidater tar mastergrad, doktorgrad og går inn i postdoktorstilling ved samme institusjon». Men når NIFU nylig utførte en evaluering av postdoktorordningen i Norge viste det seg at ikke mer enn en tredjedel av postdoktorer gikk til en stilling ved en annen institusjon enn der hvor man tok doktorgraden (Kyvik et al., 2003, tabell 4.1). En annen begrunnelse for postdoktorordningen er at den skal stimulere internasjonalisering av norsk forskning. Her viser tall at færre enn 50% av postdoktorer dro utenlands; og av disse hadde 62% et utenlandsopphold i et år eller mindre. Innenfor fagområdet human- og samfunnsvitenskap er tallene henholdsvis 48% og 94% (Kyvik et al., 2003, tabell 5.1 og 5.2).

NIFUs undersøkelse gjelder postdok stillinger finansiert av NFR (62%), av universitetenes/ høyskolenes grunnbevilgning (11%) eller av andre norske kilder (28%)<sup>3</sup>. Et annet interessant spørsmål er hvor ivrige unge norske forskere er til å søke internasjonale forskningsmidler for utveksling: Hvor mange unge norske forskere har for eksempel deltatt i programmet 'Training and Mobility of Researchers' (TMR), som EU opprettet i 1996?

TMR programmet etterfølger EUs «Human Capital and Mobility» program og har vært den ledende tråden i det 4., 5., og nå 6. rammeprogrammet til Human Potensial Direktoratet. Flere ganger hvert år inviteres forskere til å sende inn søknader for forskningsprosjekter, både på individuell basis, og som fellesprosjekter. Et av satsingsområdene til TMR programmet er de såkalte *Marie Curie Fellowships*, postdok-stipend som utdeles hvert år for et beløp opp til 100 millioner Euro. Betingelsen er at søkeren er en yngre forsker fra et EØS eller assosiert land, med minst 4 års forskningserfaring eller doktorgrad, og at han eller hun er villig til å jobbe i en periode opp til 2 år ved en vertsinstitusjon i et annet EØS eller assosiert land. De finansielle betingelsene for en Marie Curie Fellow er relativt bra; lønnen gjenspeiler levekostnader i vertslandet og suppleres med et månedlig mobilitetstillegg samt et årlig stipend for å dekke reisekostnader (se EU Kommisjonen, 2003).

I et forsøk på å måle og sammenligne graden av mobilitet, har jeg samlet inn tallene fra Marie Curie søknader som EU-kommisjonen mottok i perioden 1999-2001 for fire nordiske land, Nederland og Frankrike. For å gjøre disse tallene sammenlignbare deler jeg antall søkere fra et land på antall doktorgrader som ble tatt i dette landet i samme perioden. Tallene gjengis i tabellen på neste side. De viser at Norge ligger på bunnen av skalaen (ikke bare for hele perioden, men faktisk også for hvert enkelt år).

At muligheten for å oppholde seg i to år ved en fremragende europeisk eller amerikansk institusjon blir så lite benyttet er foruroligende. Særlig fordi de postdoktorer som faktisk dro utenlands nevnte bl. a. utvikling av et nyansert perspektiv på det man holdt på med, og et blikk på studieobjektet fra andre innfallsvinkler og med andre metoder, som et pluss ved utenlandsoppholdet. Etablering av vedvarende faglig samarbeid med utenlandske kollegaer, større kontaktnett og faglig reorientering av forskningsprosjektet blir også nevnt som et resultat av utenlandsoppholdet (Kyvik et al., 2003, s. 59-60).

Hvordan står det til med forskermobilitet ved rekruttering i faste stillinger? Her finnes det per i dag ingen lett tilgjengelige data. Tvede (1992, kap. 7) presenterer resultater fra en analyse av forskerpersonalregisteret på slutten av 80-tallet. Han finner at 81.3% av de som var forskerrekruert ved et universitet i 1981, og som jobber i univer-

3 Den norske kreftforeningen finansierer f. eks. postdok stillinger innenfor medisin

	(1): antall gyldige søknader	(2): antall innvilgete søknader	(3): antall doktorgrader	mobilitetsindeks: (1)/(3) * 1000
Norge	24	12	2018	11.9 ‰
Finland	44	25	3526	12.5 ‰
Sverige	95	48	6729	14.1 ‰
Danmark	58	30	3020	19.2 ‰
Nederland	138	87	7500	18.4 ‰
Frankrike	1096	457	30174	36.3 ‰

(1) og (2): Tall er hentet fra Kommissjonens Annual report on Marie Curie Fellowships 1999, 2000, og 2001 (tilgjengelig på <http://www.cordis.lu/improving/fellowships/publications.htm>).

(3): For N, FIN, S og DK er tall hentet fra NORDBAL-databasen, rapportert av NFR (tilgjengelig på [http://www.forskningsradet.no/bibliotek/statistikk/indikator\\_nytt\\_2003/A-5-13.xls](http://www.forskningsradet.no/bibliotek/statistikk/indikator_nytt_2003/A-5-13.xls)). For NL er tall hentet fra Centraal Bureau voor de Statistiek sin StatLine database (tilgjengelig på <http://statline.cbs.nl/StatWeb/start.asp?LA=nl&DM=SLNL&lp=applet>). For F er tall hentet fra Ministère Nationale de l'Éducation et de la Recherche (2001) Rapport sur les études doctorales, s. 38-45 (tilgjengelig på <http://dr.education.fr/RED/red2001.pdf>).

sitets- og høyskolesektoren 8 år senere, er ansatt ved den samme institusjonen (Tabell 7.12). Han finner også at 71.4% av de som i 1989 har et av de fire universitetene, NTH, NLH eller NHH som arbeidssted, avla embetseksamen ved samme institusjon (Tabell 7.13). Det siste tallet er en proxy for *innavlsraten*; andelen av antall vitenskapelige ansatte ved en institusjon som tok sin høyeste akademiske grad ved samme institusjon.

Før jeg kommenterer disse tallene vil jeg sette dem i et internasjonalt perspektiv. I en nylig studie av det akademiske arbeidsmarkedet i USA bruker Han (2003) data fra det amerikanske forskerregisteret for perioden 1993/1994 til 1999/2000. Han finner at den gjennomsnittlige innavlsraten ligger på 2.14%. På disiplinnivå er ratene som følger: samfunnsøkonomi: 1.26%, engelsk: 2.69%, historie, 1.87%, matematikk, 3.26%, politikk, 1.35%, psykologi, 2.02%, sosiologi, 1.62% (Han, 2003, tabell 1). Soler (2001) samlet informasjon fra 51 institutter for økologi eller zoologi om antall ansatte, deres posisjon og om de var blitt utdannet ved samme lærested. Resultatene var som følgende: Portugal (91%), Spania (88%), Italia (78%), Østerrike (73%), Frankrike (65%), Norge (56%), Belgia (52%), Finland (48%), Danmark (39%), Sverige (32%), Sveits (23%) Storbritannia (5,2%), Tyskland (1%). Navarro og Rivero (2001) trakk et tilfeldig utvalg av 160 forskere som har en fast vitenskapelig stilling ved et institutt for realfag i Spania, Frankrike, Storbritannia og USA (40 per land). De definerte som 'ekstern' forsker en som hadde sin første publisering som ansatt ved et annet lærested (innenfor realfag er det vanlig at ens første publisering blir allerede trykt før dr. gr. disputas). Antall eksterne forskere var som følgende: Spania (5%), Frankrike (50%), Storbritannia (83%), og USA (93%). Ikke overras-

kende er USA det landet med de mest mobile forskerne. I Europa varierer graden av mobilitet; stor mobilitet i Storbritannia, og svært lav mobilitet i Sør Europa. Norge ligger i midten av den europeiske mobilitetsskalaen, men i nordisk sammenheng er mobiliteten i norsk akademia lav.

Som samfunnsøkonomer pleier vi å tolke en observasjon som et resultat av rasjonelle valg basert på individuelle preferanser og gitte handlingsalternativ. Hvis mobiliteten er lav så kan det skyldes to ting: sterk preferanse for å bli værende der man tok sin doktorgradsutdanning, og/eller fravær av andre akademiske lærersteder hvor man kan få de samme vitenskapelige utfordringene man ville ha fått «hjemme». For et lite land som Norge er det noen disipliner hvor det bare finnes ett høyere lærested. Dette er et moment som må tas i betraktning ved tolkning av Tvede sine aggregerte tall. Men for de fleste disipliner, inkludert samfunnsøkonomi, finnes det flere universiteter eller vitenskapelige høyskoler som driver med forskning og høyere utdanning innenfor fagfeltet. Da må vi se på preferansene både til doktorgradskandidater og til instituttene, for å forstå den lave graden av mobilitet.

#### FORDELER OG ULEMPER MED Å SKIFTE INSTITUSJON

Å takke ja til en jobb ved et annet institutt betyr ofte (men ikke alltid) å flytte til en annen by; å etterlate seg et (arbeids-) miljø en er fortrolig med og å pådra seg kostnader og usikkerhet både på det private plan (jobb til samboer/ektefelle, skole til barn, sosiale kontakter) og på det profesjonelle planet (nye kolleger, nye rutiner). Det er også en del gevinster ved å flytte. Noen nevnte jeg allere-

de ovenfor ved å gjengi erfaringene som postdoktorer opplevde ved å dra utenlands. I tillegg kan det sies at det er viktig for en forsker å ha et kritisk blikk på ens egen forskning og disiplin, og en skeptisk innstilling overfor forskningsresultater. En måte å tilegne seg dette på er å bli eksponert for forskjellige forskningstradisjoner, og man kan tenke seg at et nytt forskningsmiljø vil stimulere en slik kritisk holdning til det som ble tatt for gitt ved ens gamle lærested. Jacques Drèze nevner akkurat dette som det beste råd han noen gang har fått:

George Stigler, who was my advisor at Columbia, pushed me out at the end of my third term, insisting that I «should not go back to Belgium having heard only the Columbia Faculty.» Best advice I ever got. Over the following 12 months, I attended or visited at length Harvard, MIT, Chicago (Cowles), Michigan (Survey Research Center) then Carnegie and came out an economist with independence. When I asked Stigler, 30 years later, whether many of his students had benefited from similar advice, he reported his failure in trying to promote such arrangements, pointing out that American universities keep hold of their better students to use them as teaching or research assistants. (2001, s 7)<sup>4</sup>

Nå er det slik at kostnader og gevinster ved flytting til en annen forskningsinstitusjon ikke er konstante over tid. Når det gjelder de private kostnadene ser jeg for meg en invertert U-profil fordi det blir lettere å flytte etter at barn har vokst opp og begynner på høyere utdanning. Akademisk, vil jeg tro, stiger kostnader over tid fordi man selv har begynt å veilede doktorgradstipendiater og har et engasjement i komiteer og lignende. Innenfor realfagene har man ofte fått et ansvar for et laboratorium. På den andre siden vil de akademiske gevinstene -eksponering for nye synspunkter – sannsynligvis etterlate seg færre spor hos en 50-åring enn en 30-åring. Og i motsetning til konsumentene i modellene våre opplever vi at livet, og dermed også karrieren, er endelig slik at avkastningsperioden blir kortere.

Det er vanskelig for meg å sette opp et regnstykke for den enkelte forsker, spesielt siden det er så mange private momenter som må tas med. Men jeg tror det er riktig å si at mobilitet har en høyere avkastning jo yngre man er.

Hvorfor observerer vi da ikke mer mobilitet innenfor norsk akademia? Jeg tror det skyldes tre ting. For det første er alderen ved disputas i Norge ganske høy. Den vil etter hvert gå ned når 3+2+3 reformen er kommet i kryssfart, og det vil da føre til en høyere fleksibilitet hos fremtidige doktorgradskandidater. For det andre tror jeg at yngre forskere ikke er tilstrekkelig klar over de profesjonelle gevinstene ved økt mobilitet, og her ligger det en viktig informasjonsoppgave for veilederen og resten av staben. For det tredje er yngre forskere ikke så annerledes fra folk flest, ved at man legger forholdsmessig mye vekt på de kortsiktige kostnader slik at en plan som virker fornuftig fra et langsiktig perspektiv aldri blir fullført (jfr. Akerlof, 1991). Institusjonelle rammebetingelser vil da kunne løse problemet. Jeg vil komme tilbake til de senere.

#### INSTITUTTETS REKRUTTERINGSSTRATEGIER

Det er også gode grunner for et institutt til først å lete i egne rekker ved nyrekruttering. Interne kandidater er kjent med undervisningsopplegget ved institusjonen. De har, nærmest per definisjon, forskningsinteresser som er felles med minst et medlem av den eksisterende staben (veileder). Staben har dessuten god kjennskap til interne kandidater. De har observert dem over en lengre periode og det gir informasjon man ikke får ved å lese søknadspapirer, eller som ikke avsløres gjennom et kort intervju. Det er med andre ord lett å forstå at man først kaster blikket på egne kandidater i en rekrutteringsprosess. Og det i seg selv gir kandidater en god grunn til å holde seg synlig i miljøet framfor å satse på en midlertidig postdok ved andre institusjoner i Norge eller i utlandet.

Arbeidsmarkedet for dr. gr. kandidater skiller seg fra andre arbeidsmarkeder i den forstand at institusjonene som utdanner dr. gr. kandidater og derfor er ansvarlig for tilbudet, samtidig er aktiv på etterspørselsiden. Staben til et institutt får med andre ord en dobbelrolle; rekruttering til nye stillinger og allokering av tilbud. Dette ble først påpekt av Caplow og McGee (1958) i deres detaljstudie av de amerikanske arbeidsmarkedet for akademia. Denne duale rollen gjør at et institutt har mer informasjon om noen kandidater, og selv om de eksterne i gjennomsnitt er like flinke, fører risikoaversjon (forsterket av de faktum at man skal ansette i fast stilling) til en intern refleks. Vi får

<sup>4</sup> Stigler's observasjon stemmer med analysen som sosiologene Caplow og McGee (1958) gjorde på midten av 50-tallet i USA. Men når Burke (1988) gjennomfører samme analysen på 1987 (ved de samme universitetene) konkluderer hun med at 'Neither inbreeding (hiring one's own PhD's) nor outbreeding or «silver-cording» (hiring one's own PhD's after they have served an initial apprenticeship or established a career elsewhere), both characteristics noted by Caplow and McGee [...] loomed large in the current investigation' (s. 47). At innavlsproblemet i USA er blitt neglisjert bekreftes av ovennevnte tal fra Han (2003).

da noe man kan kalle et etterspørsel-generert tilbud. Selv om det finnes gode argumenter for at det er i instituttets interesse å unngå egenrekruttering, tror jeg at det uten institusjonelle rammebetingelser er veldig vanskelig for et institutt å unngå en blanding av rollene. Mobilitet av flinke forskere kan sees på som et felles gode som man gjerne vil benytte seg av, men ikke bidra til.

«NATURLIG, MEN IKKE KLOKT»

«Naturlig, men ikke klokt» – slik omtalte den for lengst avdøde presidenten ved Harvard Universitetet, Charles W Eliot, denne tilbøyeligheten til å rekruttere fra egne rekker:

«It is natural, but not wise, for a college or university to recruit its faculties chiefly from its own graduates – natural, because these graduates are well known to the selecting authorities, since they have been under observation for years; unwise, because breeding in and in has grave dangers for a university, and also for technical schools and naval and military academies.» [1908, s. 90]

Hva er problemet med utstrakt egenrekruttering? En forutsetning for vitenskapelig framgang er at forskere ikke bare utvikler tanker og ideer og tilegner seg erfaringer, men også at disse utveksles og utsettes for kritisk evaluering. Skal denne interaksjonen mellom forskere bære frukter i form av nye hypoteser og innfallsvinkler til interessante problemer må forskerne være ulike m.h.t. bakgrunn. For stor ulikhet er neppe fruktbart. Setter man en neodarwinist og en kreasjonist på samme kontor vil de sannsynligvis grave seg ned i velkjente skyttergraver. Men deler to neodarwinister med ulik bakgrunn samme kontor, ville det ikke komme som noen overraskelse hvis de i fellesskap produserer forskning utover det de ville ha gjort om de satt hver for seg.

Er mobilitet en nødvendig betingelse for utnyttelse av interaksjonsgevinstene? Holder det ikke at vi reiser på konferanser, deltar i nettverk, laster ned arbeidsnotatene fra kolleger på andre siden av kloden? Jeg tror ikke det. Grunnen er at mye av vår kunnskap ikke er synlig, men skjult inne i hodene våre. «I reconsider human knowledge by starting from the fact that we can know more than we can tell» skrev Polanyi (1966, s. 4) og ga slik kunnskap

navnet *tacit knowledge*. Det handler her om intuisjon, magefølelser, og innsikt. Det er ikke nødvendigvis slik at denne type kunnskap ikke er kodifiserbar. Det holder at bæreren av kunnskapen ikke får nok incentiver til å synliggjøre den, og da er det bare gjennom en langvarig nok sosial interaksjon at andre kan benytte seg av den.<sup>5</sup> Utnyttelse av skjult kunnskap krever mangfold, og tilstedeværelse av slik kunnskap i en sammensatt gruppe av mennesker er det som setter gruppen i stand til å prestere mer enn summen av medlemmene hver for seg. Dette har i de siste årene blitt grundig diskutert i den økonomisk styringslitteraturen (se f.eks. Leonard og Sensiper, 1998). Mangematin og Robin (2003) beskriver den rollen skjult kunnskap spiller i akademisk forskning, og spesielt innenfor naturvitenskapene, ved utføring av eksperimenter og tolking av resultatene. Dette kommer veldig tydelig fram i studiet til Kevin Dunbar (1995) av de kognitive mekanismer som ble brukt ved fire laboratorier for molekylærbiologi ved kjente amerikanske universiteter. Dunbar fant at en heterogen, men overlappende forskningsbakgrunn blant laboratoriets forskere, tillot bruk av mer effektive mekanismer i generering av hypoteser og evaluering av resultater enn en homogen gruppe forskere gjør.

Det er flere måter å rasjonalisere positive effekter av mangfold i kunnskapsbasen. Jeg skal diskutere to av dem. Prat (2002) bruker teamteori for å finne svaret på spørsmålet om teamets medlemmer burde ha homogen eller heterogen bakgrunn. Tenk deg at den virkelige tilstanden til verden er ukjent, men at den påvirker lønnsomheten til et prosjekt. Prosjektets ansatte har forskjellige informasjonsstrukturer; de mottar et informativt men upresist signal om verdens tilstand, for deretter å bestemme seg for en handling. Prat viser at når de to handlinger er ikke-komplementære (når avkastningen til prosjektet er en submodulær funksjon av handlingene) så vil de lønne seg at de to ansatte har forskjellige informasjonsstrukturer.

Hvilke implikasjonene har dette for sammensetningen til et forskerteam? La oss anta at forskningssjefen har identifisert to hypoteser eller tilnærminger til en problemstilling,  $v$ (enstre) og  $h$ (øyre), og har *a priori* ingen sterke meninger om hvilken av dem som er best. To forskere blir rekruttert til prosjektet, og forskningsinnsatsen til forsker  $k$  ved testing av hypotese  $t$  er  $e_{kt}$ . La  $f_t(e_{1t}, e_{2t})$  være sannsynligheten for at testing av hypotese  $t$  blir en suksess, betinget på at

<sup>5</sup> Vitenskapsfilosofer vil sannsynligvis rynke på øyebrynene ved denne grove tolkningen av konseptet skjult kunnskap. Jeg henviser leseren til Cowan m fl. (2000) og de andre artiklene i temanummeret til *Industrial and Corporate Change* for en mye grundigere diskusjon.



denne hypotesen er sann. Forventet avkastning til forsker-teamet, f. eks. antall A-publikasjoner, er gitt ved

$$P(e_{1v}, e_{2v}, t) = \frac{1}{2} \delta_{tv} f_v(e_{1v}, e_{2v}) + \frac{1}{2} \delta_{th} f_h(1 - e_{1v}, 1 - e_{2v}),$$

hvor  $\delta_{t\tau} = 1$  hvis  $t = \tau$  og 0 ellers, og hvor total innsats til hver forsker er normalisert til 1. For denne avkastningsfunksjonen er submodulæritet ekvivalent med en negativ kryssderiverte til  $f_t$  ( $t=h, v$ ). Prat antar nå at de to innsatsene er perfekte substitutter, d.v.s.  $f_t(e_{1t}, e_{2t}) = F_t(e_{1t} + e_{2t})$  (jeg kommer tilbake til denne antagelse senere), og da gir avtagende skalautbytte i forskning ( $F_t'' < 0$ ) at  $\partial^2 P / \partial e_{1v} \partial e_{2v} < 0$ . Dersom vi antar at ulike bakgrunn gir ulike informasjonsstrukturer, sier Prats resultat at det er lønnsomt for forskningssjefen å ansette to forskere med ulike bakgrunn. Ved å gjøre det sikrer han seg at teamets medlemmer får uavhengige signaler om «sannheten» som kan tas hensyn til i forskningsarbeidet. Å leie inn forskere med lik bakgrunn for så å instruere dem til å utforske ulike hypoteser, ville være suboptimalt siden man da går glipp av informative signaler. Ved å anta perfekt substitusjon mellom innsatserne blir hovedfokus dreiet mot informasjonsstrukturene. I realitet komplementerer forskere selvfølgelig hverandres arbeid – noen er flinke i den empiriske biten, mens andre er flinke i modelleringsbiten – og det vil nyansere konklusjonen. Men jeg tror likevel at Prats poeng er viktig å ta med seg i organiseringen av forskning, siden dette er en aktivitet hvor intuisjon ofte gir en nyttig pekepinn.

En ulempe med Prats modell er at det ikke finnes noen plass for læring, et sentralt fenomen i en hver kunnskapsorganisasjon. Modellen er statisk, med teammedlemmer som er fullt rasjonelle og med diskresjon om deres forskningsinnsats. Men organisasjonsteoretikeren James G. March (1991) understreker at det finnes en annen margin som en kunnskapsorganisasjon står ovenfor: avveiningen mellom utvikling av eksisterende teorier og utforskning av nye teorier (læring) i allokering av forskerressurser. Avkastningen til utforskning er usikker og ligger ofte langt fram i tiden. Forvaltning derimot leverer resultater som er mer sikkert og som blir synlige allerede i morgen.

March bruker en abstrakt modell med begrenset rasjonalitet og to dynamiske læringsprosesser. Han tar for seg en organisasjon som består av et visst antall individer. Organisasjonen har en «kode», en mengde av etablerte oppfatninger om en multidimensjonal virkelighet, som ikke nødvendigvis er korrekte. Individene har også sine

oppfatninger om virkeligheten. Organisasjonen og individene lærer av hverandre. Individer tilpasser gradvis sine oppfatninger til koden (*sosialisering*). Samtidig justerer koden seg til oppfatninger av de individene som viser seg å være «smartere» enn organisasjonens kode (*påvirkning*). Ettersom tiden går vil individenes oppfatninger og organisasjonskoden konvergere mot hverandre, men ikke nødvendigvis til en kode som reflekterer den sanne tilstanden. I hvor stor grad oppfatningene overensstemmer med sannheten kan vi kalle organisasjonens (og individenes) kunnskap.

Jeg skal ikke gå inn i detaljene til Marchs modell, men har lyst til å fremheve noen av resultatene hans. For det første gir en tregere sosialisering en høyere likevektskunnskap, spesielt når påvirkning er høy. Rask sosialisering er altså ikke ønskelig for organisasjonen. Og grunnen er at selv om organisasjonens kode er smartere enn gjennomsnittsindividets, så vil organisasjonen bare kunne lære fra de individene som har en annen oppfatning. Dette medfører et annet resultat, nemlig at organisasjonen er tjent med å ha en hvis andel av individer som sosialiserer seg langsomt. Jo større andel av trege tilpassere, jo flere muligheter har organisasjonen for å lære. Et tredje resultat er at det ved rask sosialisering er nyttig å ha en viss grad av utskifting av individer som utgjør organisasjonen. Intuisjonen er at rask sosialisering reduserer utforskning som gir en lavere likevektskunnskap. Ved å erstatte noen individer med nykommere vil organisasjonen kunne lære mer. Grunnen er ikke at nykommere er smartere. Tvert imot, gjennomsnittskunnskapen til de nye er lavere enn organisasjonskunnskapen. Men nyrekruttering er nyttig fordi koden kan bare lære ved tilstedeværelse av individer som ennå ikke er sosialiserte. Spesielt det siste resultatet har betydning for sammensetning av et forskningsinstitutt. Gjennom utdanningen sin blir doktorgradskandidaten innviet i lærestedets oppfatning av virkeligheten. Ansetter instituttet sine egne kandidater, er det fare for at andelen av individer med konforme oppfatninger blir for stort og at instituttets potensial til å lære mer om virkeligheten blir undergravet. Regelmessig tilførsel av nytt blod er med andre ord nyttig.

Hittil har jeg bare fokusert på forskning, men det er åpenbart at også undervisning vil nyte godt av nytt blod. Da tenker jeg først og fremst på kunnskap om alternative undervisningsopplegg, ideer om nytt pensum, og erfaring med alternative evalueringsformer.

Tilførsel av nytt blod til et institutt betyr at et annet institutt bør sende egne kandidater ut i verden. Av og til har jeg inntrykket av at dette sees ensidig på som et tap i det norske akademiske miljøet. Men er det det? Det er ingen tvil om at et forskningsinstitutt ønsker å yte innflytelse i den akademiske verden, både nasjonalt og internasjonalt. Rangeringslister blir lastet ned, og ivrig lest og diskutert i pauserommet. En publikasjon i en A-journal sees som en seier, og med god grunn. Det som også burde oppfattes som en seier, er hvis ens egne doktorgradskandidater er blitt tilbudt en stilling ved et annet godt institutt, i Norge, i Skandinavia, eller ellers i verden. Kan man tenke seg bedre publisitet for ens doktorgradsprogram enn det å kunne liste opp alle de universitetene der ens kandidater har fått stilling?

#### DET SAMFUNNSØKONOMISKE MILJØET I NORGE

Ved alle de norske akademiske institusjoner hvor samfunnsøkonomisk forskning foregår skjer dette innefor det samme neoklassiske/neokeynesianske paradigmat, som forøvrig også kjennetegner de fleste utenlandske sentere for samfunnsøkonomisk forskning. Dessuten er samfunnsøkonomer – i motsetning til f.eks. fysikere – heller ikke hindret i mobilitet fordi de er avhengige av avansert teknologisk forskningsutstyr. Vi har ikke bruk for en partikkelakselerator; det holder med PC og internettkobling. Det burde derfor ikke være noe problematisk å bli oppfattet som attraktivt for kandidater fra andre institusjoner i in- og utlandet.

Jeg har prøvd å gi noen argumenter for hvorfor mobilitet i det akademiske miljøet kan være ønskelig, både for den enkelte forsker og for det enkelte forskningsinstitutt. Jeg har også vært inne på noen mekanismer som gjør at det enkelte institutt mangler incentiver for å utnytte disse gevinstene. Men selv om institutt A er klar over den positive effekten av ekstern rekruttering, hvorfor skulle det ved nyansettelser nedprioritere sine egne kandidater hvis institutt B ikke slipper sine beste kandidater ut? Dette tyder på at en løsning må være av kollektiv karakter i form av en bindende avtale mellom institutter som gjør det mulig å internalisere de eksterne effektene uten at noen blir gratispassasjer.

Et eksempel på en slik avtale er den som ble inngått av de fire fremste samfunnsøkonomiske institutter i Spania: Universidad Carlos III de Madrid, Universitat d'Alicant, Universitat Pompeu Fabra, og Universitat Autònoma de Barcelona. I mer enn tolv år har disse instituttene fulgt praksisen med ikke å rekruttere egne kandidater. Avtalen er ikke formell – alle som vil, kan søke – men erfaringen er at i den perioden har ingen av de fire institutter mottatt en eneste søknad fra en «egen» kandidat. Kandidater respekterer med andre ord at deres mobilitet er ønsket. Samtidig har man satt inn betydelige arbeid med å skape et dynamisk arbeidsmarked for nye doktorer, knyttet til den årlige forskerkonferansen i desember.<sup>6</sup>

Basert på disse erfaringer fra Spania vil jeg derfor komme med følgende forslag.

- (1) De samfunnsøkonomiske instituttene ved UiO, UiB, NTNU, BI og NHH inngår en lignende avtale som tar sikte på at man ikke ansetter egne doktorgradskandidater i faste stillinger eller kvalifiseringsstillinger med mindre han eller hun har minst to års forskningserfaring ved en annen vitenskapelig institusjon i Norge eller utlandet.<sup>7</sup>
- (2) Doktorgradskandidater blir oppfordret til å søke på stillinger ved andre institusjoner, og det legges ut informasjon på instituttets hjemmeside om kandidater som er klare for det akademiske arbeidsmarkedet.
- (3) Nye vitenskapelige stillinger på førsteamanuensisnivå lyses ut som kvalifiseringsstillinger, for eksempel som tre-årige postdok stillinger med 33% undervisningsplikt. Siste semesteret blir kandidatens kompetanse for fast stilling vurdert.
- (4) Stillinger blir utlyst på engelsk og lagt ut på E-JOE, internetsiden til EEAs Job Openings for Economists. Kunngjøring i det nordiske samfunnsøkonomiske miljøet burde være rutine.
- (5) Utlysning av nye vitenskapelige stillinger skjer sent på høsten, i forkant av det nasjonale forskermøte, og det internasjonale akademiske arbeidsmarkedet i regi av American Economic Association.
- (6) Det arrangeres mulighet for intervju på det årlige nasjonale forskermøte.

<sup>6</sup> Ved Autònoma universitetet blir kandidater til og med trent for det akademiske arbeidsmarkedet: ved å skrive en 'late som'-jobsøknad og ved å gjennomgå et 'late som'-jobbintervju med to fra staben.

<sup>7</sup> Grunnen til at jeg ikke inkluderer UiTø er den spesielle rekrutteringssituasjonen instituttet der befinner seg i. Når den har normalisert seg burde også dette instituttet kunne delta.

(1) er en myk versjon av avtalen mellom de fire spanske instituttene, i og med at karantenetiden er begrenset til to år. Den er også i samsvar med anbefalingen som ble konklusjonen på konferansen *Doctoral programmes in economics in a European context* (Crémer og Gérard-Varet, 1999, s. 3). (3) vil gjøre de rekrutterende instituttene mindre risikoaverse og vil derfor tillate en bedømmelsesprosess som går mye raskere en dagens seks (+) måneders. Det er viktig for søkere å få en raskere avklaring av søknadsprosessen, og for det rekrutterende instituttet er det viktig å kunne delta på det internasjonale markedet på de samme premisene som andre institutter. For å unngå at markedet blir for tynt, er en samkjøring av utlysningstidspunktet av stillinger (5), og en kobling av det norske til det internasjonale markedet (4, 5) nødvendig. Den britiske Royal Economic Society vil starte opp et lignende arbeidsmarked for økonomer i Storbritannia fra 2006 (Sutton, 2005). Her mener jeg at Samfunnsøkonomenes Forening bør uttrykke sin interesse ovenfor RES slik at vi kan bidra til oppbygging av et dynamisk arbeidsmarked for akademiske økonomer i Europa. Mulighetene for et nordisk initiativ bør også undersøkes.

#### REFERANSER:

- Akerlof, G. (1991) «Procrastination and obedience», *American Economic Review* 81, 1-19.
- Aubrey, J. (1972) *Aubrey on Education - A hitherto unpublished manuscript by the author of Brief Lives* (J E Stephens, red.) (London: Routledge & Kegan Paul).
- Burke, D. (1988) *A New Academic Marketplace* (New York: Greenwood Press).
- Caplow, Th. og R. J. McGee (2001) *The Academic Market Place* (London: Transaction Publishers) (1. utgave 1958).
- Cowan, R., P. David og D. Foray (2000) «The explicit economics of knowledge codification and tacitness», *Industrial and Corporate Change* 9, 211-253.
- Crémer, J. og L-A. Gérard-Varet (1999) «Doctoral programmes in economics in a European context», referat fra en konferansen med samme navn under regi av European Economic Association, Toulouse, juni 1999.
- Drèze, J. H. (2001) «Economics and universities in Europe», mimeo, Center for Operations Research and Econometrics, Louvain-la-Neuve.
- Dunbar, K. (1995) «How scientists really reason: scientific reasoning in real-world laboratories», i: R J Sternberg og J E Davidson (red.) *The Nature of Insight* (Cambridge: The MIT Press).
- Eliot, C. W. (1908) *University Administration* (Boston: Houghton Mifflin Company).
- EU Kommisjonen (2003) *Marie Curie Intra-European Fellowships Handbook* (EU: Brussel). Tilgjengelig på [http://europa.eu.int/comm/research/fp6/mariecurie-actions/pdf/handbook\\_eif.pdf](http://europa.eu.int/comm/research/fp6/mariecurie-actions/pdf/handbook_eif.pdf).
- Han, S-K. (2003) «Tribal regimes in academia: a comparative analysis of market structure across disciplines» *Social Networks* 25, 251-280.
- Kyvik, S., T. B. Olsen og A. Vabø (2003) «Postdoktorordningen», NIFU Rapport 37/2003, Oslo.
- Leonard, D. og S. Sensiper (1998) «The role of tacit knowledge in group innovation» *California Management Review* 40, 112-132.
- Mangematin, V. og S. Robin (2003) «The two faces of PhD students: management of early careers of French PhDs in life sciences», *Science and Public Policy*, 30(6), 405-414.
- March, J. G. (1991) «Exploration and exploitation in organizational learning», *Organization Science* 2, 71-87.
- Navarro, A. og A. Rivero (2001) «High rate of inbreeding in Spanish universities», *Nature* 410 (6824), s. 14.
- NIFU og Panelet for evaluering norsk forskerutdanning (2002) *Evaluering av norsk forskerutdanning*. Tilgjengelig på [http://www.forskningsradet.no/CSStorage/Flex\\_attachment/Doktorgradseval.pdf](http://www.forskningsradet.no/CSStorage/Flex_attachment/Doktorgradseval.pdf)
- Polanyi, M. (1966) *The Tacit Dimension* (Gloucester, Mass.: Peter Smith).
- Prat, A. (2002) «Should a team be homogenous?» *European Economic Review* 46, 1187-1207.
- Soler, M. (2001) «How inbreeding affects productivity in Europe», *Nature* 411 (132).
- Sutton, J. (2005) «A 'Job Market' Event for the UK», *Royal Economic Society Newsletter* 127.
- Tvede, O. (1992) «Forskerrekruttering og forskerutdanning: fortsatt vekst?» NAVF's utredningsinstitutt, rapport 6/92, Oslo.

**JOSTEIN GRYTEN**  
 Professor ved Universitetet i Oslo og Handelshøyskolen BI

**RUNE SØRENSEN**  
 Professor ved Handelshøyskolen BI



# Fortsatt grådige fastleger med knapphet på listepasienter?

## Statistiske illusjoner ved bruk av registerdata\*

I mainnummeret av *Økonomisk Forum* fastholder Carlsen, Iversen og Lurås at leger med knapphet på pasienter foretar mer omfattende diagnose og behandling enn leger med tilstrekkelig antall pasienter. Dette strider mot våre tidligere publiserte resultater. Forklaringen er at Carlsen, Iversen og Lurås blander sammen konsultasjoner som fastleger har med egne listepasienter og med pasienter som sogner til andre leger. Leger med knapphet på egne listepasienter tar imot andre legers pasienter! Deres resultater har ikke dekning i data når vi tar hensyn til dette. Tvert imot har bedret legedekning gitt pasientene større valgfrihet og økt velferd.

### 1 INNLEDNING

Dagspressen kunne våren og sommeren 2002 melde at tre av fire fastleger manglet pasienter, og at de kompenserte for pasientmangelen ved å gi mer behandling til hver pasient<sup>1</sup>. Oppslagene bygger delvis på en artikkel av Hilde Lurås og Tor Iversen i *Økonomisk Forum* (Lurås og Iversen, 2002). I en kritisk artikkel i samme tidsskrift påviste vi senere to forhold (Grytten og Sørensen, 2004): Omfattende intervjuundersøkelser tyder ikke på at fastle-

gene står overfor noen betydelig mangel på pasienter eller oppgaver. Mens Lurås og Iversen (2002) offentlig har hevdet at så mange som 75 prosent av fastlegene har færre pasienter enn de foretrekker, tyder vårt materiale på at dette bare gjelder omtrent 20 prosent av legene (Grytten m.fl., 2004a). Våre funn støttes nå også av andre studier av fastlegenes arbeidsbelastning (Carlsen, 2003; Hetlevik og Hunskaar, 2004; Godager m.fl, 2005). Vi noterer også at Carlsen, Iversen og Lurås i en artikkel i mainnummeret av

\* Forfatterne takker Irene Skau for teknisk assistanse og Olav Aasland for bistand ved innsamling av data for Allmennlegeundersøkelsen 2002. Takk også til Norsk Samfunnsvitenskapelig Datatjeneste for utlevering og kobling av data. Prosjektet har finansiell støtte fra Norges forskningsråd, Programmet for fastlegeevalueringen.

<sup>1</sup> For eksempel se oppslag av: Eliassen, 2002; Bjørnstad, 2002; Kronberg, 2002.

Økonomisk Forum nedjusterer sine anslag på andelen fastleger som mangler listepasienter til 21 %, noe som samsvarer godt med det vi tidligere har funnet (Carlsen m.fl., 2005).

I vår artikkel i Økonomisk Forum, og i en annen artikkel i Tidsskrift for Den norske lægeforening, dokumenterte vi dessuten at effekten av pasientmangel på fastlegenes tjenesteproduksjon er beskjeden, og enkelte av våre modellspesifikasjoner tyder på at den er fraværende (Grytten og Sørensen, 2004; Grytten m.fl., 2004b). Vi skal her gi ytterligere belegg for dette. Våre funn tyder på at Iversen og Lurås (2000), og Carlsen, Iversen og Lurås (2005) systematisk overdriver effektene av at leger har færre listepasienter enn de ønsker seg, og at dette skyldes unøyaktig bruk av registerdata.

## 2 FORSKJELLIGE METODER OG ULIKE DATAKILDER – MEN TEMMELIG LIKE RESULTATER

Analysen av legenes praksisatferd kan baseres på ulike metoder. I tidligere arbeider har vi estimert modell (1) (Grytten og Sørensen, 2004; Grytten m.fl., 2004b), mens Iversen og Lurås, og Carlsen, Iversen og Lurås har estimert modell (2) (Iversen og Lurås, 2000; Iversen 2004; Carlsen m.fl., 2005).

$$(1) \text{Log}(K) = b_0 + b_1 * \log(L) + b_2 * X + \text{kontrollvariabler}$$

$$(2) \text{Log}(K/L) = a_0 + a_1 * X + \text{kontrollvariabler}$$

der K er antall konsultasjoner per lege, L er antall listepasienter mens X er en indikator for om legen har «for lite å gjøre» («for lite å gjøre» =1; ellers=0). I den første modellen inngår konsultasjoner *per lege* som avhengig variabel, mens den andre har konsultasjoner *per listepasient* som avhengig variabel. I modell (2) inngår listelengde

som avhengig variabel, mens den er uavhengig variabel i modell (1).

Vi kan estimere modellene på to ulike typer datasett som måler X på forskjellige måter. Gjennom en spørreundersøkelse (Allmennlegeundersøkelsen 2002) kan vi måle X ved å spørre legene om de ut fra en totalvurdering av økonomi, arbeidsbelastning og andre personlige forhold ønsker seg flere, færre eller er tilfreds med det antall listepasienter de allerede har<sup>2</sup>. Ved bruk av registerdata fra Rikstrygdeverket (Legeregningskontrollen 2002) er X definert som differansen mellom det innrapporterte listetaket og faktisk listelengde (L)<sup>3</sup>. Dersom listetaket er høyere enn faktisk listelengde, antas at legen har «for lite å gjøre» – legen foretrekker flere listepasienter<sup>4,5</sup>.

Analysene til Iversen og Lurås omfatter 109 fastleger fra forsøkskommunene over et tidsrom på henholdsvis to og fem år<sup>6</sup>. I artikkelen fra 2004 benytter de en variant av modell (2) der *refusjonsinntekter per listepasient* er avhengig variabel, men uten bruk av listelengde som kontrollvariabel. Det standardiserte takstsystemet gjør at refusjonsinntekter per listepasient vil gi tilnærmet samme resultat som konsultasjoner per listepasient. I artikkelen fra 2000 analyserer de også med antall konsultasjoner per listepasient som avhengig variabel, men her også uten bruk av listelengde som kontrollvariabel. I artikkelen i mainnummeret av Økonomisk Forum estimerer Carlsen, Iversen og Lurås modell (2) på registerdata fra Rikstrygdeverket for årene 2001-03; dvs. etter at fastlegeordningen var innført i hele landet (Carlsen m.fl., 2005). Carlsen, Iversen og Lurås gjør her også en analyse med antall tidstakster per listepasient som avhengig variabel.

Vi har gjenskapt resultatene til Iversen og Lurås, og til Carlsen, Iversen og Lurås ved estimering på våre datasett

<sup>2</sup> Undersøkelsen er et samarbeidsprosjekt mellom Handelshøyskolen BI, Universitetet i Oslo og Legeforeningens forskningsinstitutt. Spørreskjemaet inneholdt også spørsmål om trekk ved legen (kjønn, alder) og praksisen (solo- eller gruppepraksis), listelengde og sammensetningen av pasientene på listen, og legenes faktiske tjenesteproduksjon (konsultasjoner og prøvetakning). 2 306 fastleger besvarte spørreskjemaet, noe som gir en svarprosent på 70 (Grytten m.fl., 2003).

<sup>3</sup> Dataene er fra trygdeetatens legeregningskontroll og omfatter pasientdata som kjønn, alder og diagnose (ICPC) samt refusjonsdata basert på takstbruk. Materialet gir også opplysninger om legens alder, kjønn og om vedkommende er spesialist i allmennmedisin. Pasientkontakter for hver lege er summert opp til en legedatafil der legen er enhet. Datamaterialet er tilrettelagt slik at det for hver lege er inkludert ett månedsoppgjør. Dataene for høsten 2002 omfattet 2 828 leger.

<sup>4</sup> Det vil neppe være mulig å «matche» ønsket og faktisk listelengde eksakt; i praksis vil legen måtte godta noe avvik. Vi har derfor definert at for at en lege skal bli klassifisert til å ha for mange/få listepasienter, må avviket mellom listetaket og det faktiske antall listepasienter være pluss/minus 100 pasienter. Vi har robusttestet våre funn der avviket er satt høyere og lavere enn 100 listepasienter. Hovedresultatene er robuste og endres lite om andre avvikstall brukes.

<sup>5</sup> Tilsvarende, dersom listelengden er større enn listetaket antas at legen har «for mye å gjøre». Dette vil for eksempel være i situasjoner hvor legen har nedjustert listetaket, men hvor fastlegekontoret ikke har redusert listen umiddelbart. Legens ønskede listestørrelse oppnås ved en naturlig avgang av pasienter, for eksempel ved at pasienten flytter eller dør. Prosentfordelingen av fastleger med en listelengde som er større enn listetaket i Legeregningskontrollen 2002 er 5,9 %.

<sup>6</sup> Iversen og Lurås, 2000 og Iversen, 2004.

Tabell 1 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege (modell (1)) og på antall konsultasjoner per listepasient (modell (2))<sup>1)</sup>.

Variabler	Antall konsultasjoner per lege (Modell (1))		Antall konsultasjoner per listepasient (Modell (2))	
	Allmennlegeundersøkelsen 2002	Legeregningskontrollen 2002	Allmennlegeundersøkelsen 2002	Legeregningskontrollen 2002
For lite å gjøre <sup>2)</sup>	0,062* (2,70)	0,116* (5,03)	0,084* (3,68)	0,147* (6,42)
For mye å gjøre <sup>3)</sup>	-0,016 (0,69)	0,005 (0,12)	-0,035 (1,50)	-0,032 (0,77)
R <sup>2</sup>	0,341	0,319	0,023	0,047
n	2 080	2 683	2 080	2 683

\* p<=0.05

<sup>1)</sup> Vanlig regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritmisk form. Absolutte t-verdier i parentes

<sup>2)</sup> Allmennlegeundersøkelsen 2002: = 1 hvis legen ønsker flere pasienter  
Legeregningskontrollen: = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

<sup>3)</sup> Allmennlegeundersøkelsen: = 1 hvis legen ønsker færre pasienter  
Legeregningskontrollen: = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

(tabell 1)<sup>7)</sup>. Uavhengig av modellspesifikasjon, finner vi også at «for lite å gjøre» har en signifikant og positiv effekt: leger med «for lite å gjøre» har fra 6 -15 prosent høyere konsultasjonsfrekvens enn de som har «passe å gjøre»<sup>8)</sup>. Sammenligner vi resultatene for Legeregningskontrollen og Allmennlegeundersøkelsen 2002, finner vi noe sterkere effekter ved bruk av registerdata enn ved bruk av surveydata. Tilsvarende finner vi litt sterkere effekter ved estimering av modell (2) enn ved modell (1), men disse forskjellene er små<sup>9)</sup>.

Resultatene i tabell 1 tyder *tilsynelatende* på at leger som har «for lite å gjøre» induserer etterspørselen etter konsultasjoner. Dette funnet er relativt konsistent over forskjellige datasett, og i to forskjellige modellspesifikasjoner<sup>10)</sup>.

### 3 FASTLEGENS PASIENTPOPULASJON ER IKKE DEFINERT VED LISTELENGDEN ALENE

Tolkningen fra tabell 1 forutsetter at fastlegenes *reelle* pasientpopulasjon er definert ved listelengden alene. Det er slett ikke sikkert. Fastlegene tar i mot to kategorier av pasienter, de som er registrert på legens liste («interne» pasienter) og de som er registrert på andre legers liste, eller som ikke har noen fast lege («eksterne» pasienter)<sup>11)</sup>. Tolkningene av resultatene i tabell 1 forutsetter at legene kun tar imot «interne» pasienter, eller at konsultasjoner med «eksterne» pasienter er tilfeldig fordelt mellom legene. Vi mistenker at leger som har «for lite å gjøre» har flere konsultasjoner med «eksterne» pasienter enn leger som har «for mye å gjøre», eller som er tilfreds med arbeidsbelastningen<sup>12)</sup>.

<sup>7)</sup> Vi presenterer resultater fra Legeregningskontrollen 2002, som er for samme år som data for Allmennlegeundersøkelsen 2002 ble innsamlet. Vi har også analysert data fra Legeregningskontrollen 2001 og 2003, resultatene fra disse analysene samsvarer i all hovedsak med resultatene fra Legeregningskontrollen 2002 (for dokumentasjon se: Grytten m.fl., 2005b).

<sup>8)</sup> I Allmennlegeundersøkelsen 2002 ble fastlegene bedt om å registrere antall konsultasjoner i en vanlig arbeidsuke, og hvor mange arbeidsuker de arbeidet per år. Tall på årsbasis ble oppnådd ved å multiplisere antall konsultasjoner per uke med antall arbeidsuker. I Legeregningskontrollen 2002 er antall konsultasjoner registrert på månedsbasis (ett månedsoppgjør).

<sup>9)</sup> I alle kjøring er relevante kontrollvariabler inkludert. Dette er opplysninger om kjønns- og aldersfordelingen blant listepasientene, karakteristika ved legen (alder, kjønn og spesialitet) og ved praksisen (solo- eller gruppepraksis). Effektene av kontrollvariablene tilsvarer i all hovedsak de effektene som allerede er beskrevet av Grytten m.fl. (2003).

<sup>10)</sup> Carlsen m. fl. (2005) finner også økt bruk av tidstaksten for leger som har «for lite å gjøre». I våre analyser fokuserer vi på antall konsultasjoner per lege/listepasient. Dette fordi indusering på konsultasjoner vil representere et større overforbruk av legenes tjenester relativt til et overforbruk som isolert sett skyldes tidstaksten (tidstaksten brukes i ca en tredjedel av alle konsultasjoner – et overforbruk på denne taksten vil da være aktuelt for 20 % av legene). Siden vi ikke analyserer eksplisitt på tidstaksten kan vi heller ikke utelukke at legene induserer på denne spesifikke tjenesten.

<sup>11)</sup> Den sistnevnte gruppen utgjør to grupper. Den ene gruppen er de som ikke ønsker å stå på noen liste. Disse er i mindretall og utgjør per 31.12.2004 21 700 personer på landsbasis. Den andre gruppen ønsker å stå på en liste, men står enten på en liste uten lege eller har ikke plass på liste – dette skyldes først og fremst mangel på leger. Dette tilsvarende til sammen 74 957 personer ved utgangen av 4. kvartal 2004 (Rikstrygdeverket, 2004)

<sup>12)</sup> Man kan oppsøke en annen fastlege uten å betale økte egenandeler, såfremt man ikke står utenfor selve fastlegeordningen.

Tabell 2 Faktisk og predikert listelengde. Gjennomsnitt. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002.

Vurdering av arbeidsmengde	n	Faktisk listelengde	Predikert listelengde <sup>3)</sup>	Differanse	Antall konsultasjoner per år per lege	Konsultasjoner per år per faktisk listelengde	Konsultasjoner per år per predikert listelengde
For lite å gjøre <sup>1)</sup>	469	1 120	1 286	166	3 414	3,05	2,65
For mye å gjøre <sup>2)</sup>	408	1 441	1 291	-150	3 859	2,68	2,99
Tilfreds med antall pasienter	1 329	1 287	1 276	- 11	3 578	2,78	2,80

<sup>1)</sup> = 1 hvis legen ønsker flere pasienter

<sup>2)</sup> = 1 hvis legen ønsker færre pasienter

<sup>3)</sup> Estimert på grunnlag av instrumentvariabler (se Grytten og Sørensen, 2004; Grytten m.fl., 2004b)

Det er to måter å korrigere for «eksterne» pasienter på. Den første metoden er å justere listelengden; dvs. den uavhengige variabelen, slik at den blir mer i samsvar med fastlegens *reelle* pasientpopulasjon. Dette kan gjøres ved bruk av instrumentvariabler. Den faktiske listelengden til de legene som har «for lite å gjøre» får da tilordnet en høyere verdi på variabelen listelengde, mens de med «for mye å gjøre» får tilordnet en lavere verdi. I tabell 2 vises faktisk og predikert listelengde fra vår forrige artikkel i Økonomisk Forum og i Tidsskrift for Den norske lægeforening (Grytten og Sørensen, 2004; Grytten m.fl., 2004b). Vi skal ikke her gjenta hvordan denne er estimert, men nøye oss med å konstatere at predikert listelengde er lavere enn faktisk listelengde for leger som har «for lite å gjøre». Det følger derav også at antall konsultasjoner per predikert listelengde er lavere enn antall konsultasjoner per faktisk listelengde (tabell 2). I våre tidligere analyser der vi har brukt instrumentvariabler finner vi derfor at effekten av «for lite å gjøre» er beskjeden, og til dels fraværende (Grytten og Sørensen, 2004; Grytten m.fl., 2004b).

Den alternative metoden er å korrigere for «eksterne» konsultasjoner direkte i den avhengige variabelen. Ved hjelp av Allmennlegeundersøkelsen 2002 kan vi identifisere «eksterne» og «interne» konsultasjoner. Vi finner at for leger som har «for lite å gjøre» er 9,8 % av konsultasjonene fra såkalte «eksterne» pasienter, dvs. pasienter som ikke tilhører fastlegens egen liste (tabell 3). Tilsvarende prosentandel for de som har «passe å gjøre» er 6,3. For leger som har «for lite å gjøre» er ventetiden for ikke øyeblikkelig hjelp 5,8 dager, mens den er 12,3 dager for de som har «passe å gjøre». Dette underbygger at tilgjengeligheten til fastleger som har «for lite å gjøre» er bedre enn til de legene som har «passe å gjøre». Fordi det ikke er korrigert for denne tilgjengelighetseffekten i

tabell 1 kan denne gi villedende resultater og feilaktige tolkninger.

Vi analyserer derfor data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 på nytt, men da bare med fastlegenes *egne* listepasienter, dvs. vi har trukket ut alle de «eksterne» konsultasjonene. Ved estimering av modell (1) finner vi at effekten av «for lite å gjøre» er redusert fra 0,062 (tabell 1) til 0,028 (tabell 4). Merk også at signifikansnivået faller kraftig; fra en t-verdi på 2,70 (tabell 1) til 1,15 (tabell 4).

Benytter vi antall «interne» konsultasjoner *per listepasient* som avhengig variabel (modell (2)), ser vi at effekten av «for lite å gjøre» er redusert fra 0,084 i tabell 1 til 0,039 i tabell 4. Effektene av «for lite å gjøre» er altså halvert sammenlignet med den opprinnelige analysen. Merk også at her faller t-verdien kraftig; fra 3,68 i tabell 1 til 1,62 i tabell 4. Uavhengig av modellspesifikasjon er altså effekten av «for lite å gjøre» ikke lenger statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ( $p < 0,05$ ).

Vi har dessuten inkludert kommunespesifikke dummyvariabler i analysene for å kontrollere for variasjoner i sykkelighet mellom kommuner. Til en viss grad fanger kjønns- og alderssammensetningen av pasientene på legenes lister opp noe av denne forskjellen i sykkelighet. Men det er også uobserverbare forskjeller i sykkelighet som ikke fanges opp ved observerbare karakteristika ved pasientene. I tråd med Iversen (2004), estimeres derfor også modell (1) og (2) med kommunespesifikke dummyer (tabell 4, kolonnene 3 og 5). I begge modellene blir nå effekten av «for lite å gjøre» tilnærmet lik 0. For eksempel er regresjonskoeffisienten i modell (1) -0,021, med en t-verdi på 0,79, som er langt unna statistisk signifikans på konvensjonelt nivå ( $p < 0,05$ ).

Tabell 3 *Antall konsultasjoner per lege per år totalt, antall konsultasjoner for legens egne pasienter, antall konsultasjoner for pasienter som ikke står på legens liste og gjennomsnittlig ventetid etter legens vurdering av pasientmengden. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002.*

Vurdering av arbeidsmengde	n	Antall konsultasjoner per lege pr år totalt	Antall konsultasjoner per år for legens egne pasienter	Antall konsultasjoner per år for pasienter som ikke står på legens liste	Konsultasjoner for pasienter utenfor listen i prosent av totalt antall konsultasjoner	Ventetid i dager - ikke øyeblikkelig hjelp
For lite å gjøre <sup>1)</sup>	469	3 414	3 078	336	9,8	5,8
For mye å gjøre <sup>2)</sup>	408	3 859	3 663	196	5,1	19,6
Tilfreds med antall pasienter	1 329	3 578	3 351	227	6,3	12,3

<sup>1)</sup> = 1 hvis legen ønsker flere pasienter  
<sup>2)</sup> = 1 hvis legen ønsker færre pasienter

Tabell 4 *Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege (modell (1) og antall konsultasjoner per listepasient (modell (2)). Pasienter på legens liste. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 <sup>1)</sup>.*

Variabler	Antall interne konsultasjoner per lege per år (Modell (1))		Antall interne konsultasjoner per listepasient per år (Modell (2))	
	Vanlig regresjon	Fixed effect-kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect-kommunedummier
For lite å gjøre <sup>2)</sup>	0,028 (1,15)	-0,021 (0,79)	0,039 (1,62)	-0,003 (0,14)
For mye å gjøre <sup>3)</sup>	-0,003 (0,15)	0,014 (0,53)	-0,013 (0,54)	0,003 (0,14)
R <sup>2</sup>	0,353	0,475	0,023	0,206
n	2 061	2 060	2 061	2 060

\* p<=0,05

<sup>1)</sup> Kontinuerlige variabler på logaritime form. Absolutte t-verdier i parentes

<sup>2)</sup> = 1 hvis legen ønsker flere pasienter

<sup>3)</sup> = 1 hvis legen ønsker færre pasienter

Resultatene i tabell 4 svekker induseringshypotesen ytterligere. De «eksterne» konsultasjonene representerer en tilgjengelighetseffekt, de må trekkes ut når vi skal studere om de legene som har «for lite å gjøre» induserer på antall konsultasjoner. Når de «eksterne» konsultasjonene trekkes ut, reduseres den opprinnelige effekten av å ha «for lite å gjøre». Dersom de «eksterne» konsultasjonene ikke blir trukket fra det totale antallet konsultasjoner, blir en tilgjengelighetseffekt feilaktig tolket som en induseringseffekt.

#### 4 FASTLEGENES REELLE PASIENTPOPULASJON KAN VANSKELIG MÅLES I REGISTERDATA

Resultatene fra Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) er basert på aggregerte data over Rikstrygdeverkets årlige refusjonsutbetalinger til fastlegene i forsøkskommunene. Forfatterne har ikke trukket ut refusjonsutbetalinger fra såkalte «eksterne» konsultasjoner. Så vidt vi kan se er det heller ikke mulig i disse data å trekke ut inntektene som kan tilskrives de «eksterne» konsultasjonene.



Tabell 5 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege (modell (1) og antall konsultasjoner per listepasient (modell (2)). Solopraksis. Pasienter på legenes liste. Data fra Legeregningskontrollen 2002 <sup>1)</sup>.

Variabler	Antall interne konsultasjoner per lege per år (Modell (1))		Antall interne konsultasjoner per listepasient per år (Modell (2))	
	Vanlig regresjon	Fixed effect-kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect-kommunedummier
For lite å gjøre <sup>2)</sup>	0,041 (0,76)	-0,010 (0,13)	0,087 (1,64)	0,028 (0,36)
For mye å gjøre <sup>3)</sup>	0,076 (0,72)	0,059 (0,48)	0,023 (0,22)	-0,003 (0,03)
R <sup>2</sup>	0,389	0,629	0,079	0,432
n	506	498	506	498

\* p<=0,05

<sup>1)</sup> Kontinuerlige variabler på logaritime form. Absolutte t-verdier i parentes

<sup>2)</sup> = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

<sup>3)</sup> = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

I Carlsen, Iversen og Lurås sin artikkel i mainnummeret av Økonomisk Forum utføres analysene på data fra Legeregningskontrollen (Carlsen m.fl., 2005). I lys av det vi har funnet i tabell 4 (basert på spørreskjemadata), er det grunn til å tro at estimatene av «for lite å gjøre» er for høye også for data fra Legeregningskontrollen (tabell 1, kolonne 3 og 5). Dessverre er det langt mer komplisert å identifisere «interne» og «eksterne» konsultasjoner (og tilhørende inntekter) i registerdataene. I praksis kan de «eksterne» konsultasjonene bare identifiseres på grunnlag av takstbruk for allmennleger som arbeider i solopraksis. Disse utgjør bare ca. 20 % av alle allmennleger (Grytten m.fl., 2005a). For leger i gruppepraksis er det ikke mulig å skille «interne» og «eksterne» konsultasjoner fra hverandre på grunnlag av takstbruk (for begrunnelse se vedlegget). For å redusere måleproblemet ved bruk av data fra Legeregningskontrollen 2002 så langt som mulig, har vi derfor avgrenset analysen til fastleger som arbeider i solopraksis.

I tabell 5 presenteres resultatene fra modell (1) og (2) for fastleger i solopraksis, og der vi bare har med de «interne» konsultasjonene fra Legeregningskontrollen 2002. I forhold til resultatene i tabell 1, observerer vi et fall i verdiene på regresjonskoeffisientene for «for lite å gjøre» variabelen. Ingen av koeffisientene er nå statistisk signifikante på konvensjonelt nivå. I analysen av modell (1) fra tabell 1 er for eksempel regresjonskoeffisienten 0,116 (t-verdi: 5,03). Tilsvarende analyse, men med de «eksterne» konsultasjonene ekskludert, gir en koeffisient på 0,041 (t-verdi: 0,76) (tabell 5).

Når vi i siste trinn inkluderer kommunespesifikke dummyvariabler som Iversen (2004), reduseres tallverdien for regresjonskoeffisientene for «for lite å gjøre», til å bli tilnærmet lik 0 (tabell 5). T-verdiene reduseres nå til et ubetydelig nivå. Resultatene er helt i tråd med det vi fant fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 når vi ekskluderte de «eksterne» konsultasjonene fra analysen (tabell 4).

Regresjonsanalyser basert på Allmennlegeundersøkelsen 2002 og fra Legeregningskontrollen 2002 dokumenterer at fastlegenes pasientpopulasjon ikke kan defineres ved listelengde alene. Det må være samsvar mellom den pasientpopulasjonen som legen *reelt* har, og den aktiviteten som måles (her konsultasjoner fra egne listepasienter). Iversen og Lurås, og Carlsen, Iversen og Lurås har ikke tatt hensyn til den systematiske målefeilen i sin bruk av registerdata.

Resultatene blir misvisende ved ikke å ta hensyn til de «eksterne» konsultasjonene. Vi har justert for «eksterne» konsultasjoner på to måter; ved bruk av instrumentvariabler (korreksjon av den uavhengige variabelen), og ved å definere avhengig variabel kun ved «interne» konsultasjoner. Begge metoder gir tilnærmet identiske resultater. Funnene i tabell 4 og 5 er derfor robuste for valg av metode.

5 KONTAKTHYPPIGHET BELYST MED LEVEKÅRS-DATA – EN DIREKTE TEST AV TILBUDSINDUKSJON  
Resultatene til Iversen og Lurås, og til Carlsen, Iversen og Lurås kan også etterprøves ved å studere sammenhengen

Tabell 6 Effekter av om respondentens fastlege har for lite/for mye å gjøre på antall legekontakter hos alminnelige lege siste 12 måneder (legevakt ikke inkludert) og på antall oppfølgingsbesøk hos lege siste 14 dager. Data fra Levekårsundersøkelsen 2002<sup>1)</sup>.

Variabler	Antall kontakter hos alminnelige lege siste 12 måneder	Antall oppfølgingsbesøk hos allmennlege siste 14 dager
For lite å gjøre <sup>2)</sup>	-0,020 (1,03)	-0,004 (1,01)
For mye å gjøre <sup>3)</sup>	-0,001 (0,03)	-0,005 (0,72)
R <sup>2</sup>	0,208	0,019
n	6 695	6 736

\* p<=0,05

<sup>1)</sup> Vanlig regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritime form. Absolutte t-verdier i parentes

<sup>2)</sup> = +1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

<sup>3)</sup> = +1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

mellom «for lite å gjøre» og pasientenes kontakthypighet direkte ved hjelp av Levekårsdata 2002<sup>13</sup>. I dette materialet er pasienten analyseenhet. Data inneholder opplysninger om antall kontakter med fastlegen i løpet av ett år<sup>14</sup>, og antall gjenbesøk hos fastlegen i løpet av en 14 dagers periode<sup>15</sup> (Hougen og Gløbøden, 2004). Dersom fastlegene driver med tilbudsinduksjon, vil vi spesielt forvente å finne det på gjenbesøk. Ekstra innkallinger gir legen ytterligere inntekter i form av konsultasjonshonorarer og i form av eventuelle refusjoner.

I tabell 6 presenteres resultater fra to regresjonsanalyser med antall kontakter totalt i løpet av en 12 måneders periode, og antall oppfølgingsbesøk over en 14 dagers periode som avhengige variabler.<sup>16, 17</sup> Pasienter som har en fastlege som har «for lite å gjøre», har ikke flere besøk per år, eller flere oppfølgingsbesøk i løpet av en 14 dagers periode sammenlignet med de som har «passe» eller «for mye» å gjøre. Regresjonskoeffisientene for «for lite å gjøre» er tilnærmet lik 0, og langt fra statistisk signifikante på konven-

sjonelt nivå (p<0,05). Dette gjelder enten den avhengige variabelen er antall besøk i løpet av 12 måneder eller antall oppfølgingsbesøk i løpet av en 14 dagers periode.

Resultatene i tabell 6 svekker funnene til Iversen og Lurås, og til Carlsen, Iversen og Lurås. I lys av deres resultater ville vi ha forventet høyere kontakthypighet hos pasienter som er på en liste hos en fastlege som har «for lite å gjøre», sammenlignet med en pasient som er på liste hos en fastlege som har «passe å gjøre». En forklaring kan være at de fastlegene som blir klassifisert til å ha «for lite å gjøre» ut fra differansen mellom listetak og listelengde, ikke nødvendigvis mener at de har «for lite å gjøre». De har «eksterne» konsultasjoner, blant annet med pasienter fra leger som har «for mye å gjøre», og derfor har de heller ikke behov for å indusere etterspørselen etter sine tjenester.

## 6 MOBILITET AV PASIENTER – FRA LEGER SOM HAR «FOR MYE Å GJØRE» TIL LEGER SOM HAR «FOR LITE Å GJØRE»

Fastlegeordningen knytter den enkelte pasient til en egen lege. Men myndighetene har også lagt opp til fritt valg av fastlege, og mulighet for å konsultere annen lege enn fastlegen (Helsedepartementet 2000). Ordningen bygger imidlertid på regulerte priser og etableringskontroll. I et slikt marked forutsettes noe overkapasitet for at fritt legevvalg skal være reelt. Finnvold m.fl. (2005) viser at omtrent like mange personer benyttet seg av 2 eller flere allmennleger etter, som før at fastlegereformen ble innført. Nesten 10 prosent, eller i overkant av 400 000 personer, har benyttet seg av andre allmennleger.

En av farene med fastlegesystemet er at pasienter låses inne hos leger med for mange listepasienter. Vi forventer at slike pasienter i kommuner med god kapasitet vil søke til andre leger, mens de ikke gjør det i kommuner der kapasiteten er fullt utnyttet. I kommuner med svak legedekning er det vanskelig å finne en alternativ fastlege med ledig kapasitet. Med data fra Levekårsundersøkelsen 2002

<sup>13</sup> Vi har fått påkoblet opplysninger om listelengde og listetak til den legen som hver respondent/pasient er tilknyttet. Vi vet da om respondenten tilhører en fastlege som har «for mye», «passe» eller «for lite å gjøre». Dette gir et godt grunnlag for å etterprøve resultatene foran. Som i de forutgående analysene settes grensen for «passe» på +/- 100 listepasienter.

<sup>14</sup> I det opprinnelige spørsmålet i Levekårsundersøkelsen 2002 er også legevakt inkludert. Det stilles imidlertid et oppfølgingsspørsmål om antall kontakter som gjaldt legevakt. I våre analyser bruker vi antall kontakter totalt minus antall kontakter som gjaldt legevakt.

<sup>15</sup> Her går spørsmålsstillingen direkte på antall oppfølgingsbesøk hos fastlegen.

<sup>16</sup> For ikke å miste respondenter med 0 besøk kjøres regresjonene med  $\log(x + 1)$  der x er opprinnelig venstresidevariabel.

<sup>17</sup> Respondentenes kjønn, alder, utdanningsnivå og indikatorer på objektiv og subjektiv helsestilstand er lagt inn som kontrollvariabler, men rapporteres ikke.

kan vi studere pasientenes valg av allmennlege; mer spesielt hvordan pasientmobiliteten påvirkes av de enkelte fastlegers arbeidsbelastning.

Pasienten er analyseenhet, og vi belyser om leger som har «for lite å gjøre» har fått pasienter («eksterne» konsultasjoner) fra leger som har «for mye å gjøre». Om så er tilfelle vil det underbygge våre funn fra tidligere avsnitt om at listelengden alene ikke definerer pasientpopulasjonen til de legene som har «for lite å gjøre». Analysen utføres slik at vi kan studere pasientmobiliteten mellom fastleger innenfor samme kommune.

Vi konstruerer en indikator for ledig kapasitet i den enkelte kommune. Dette gjøres ved at vi innenfor hver kommune teller opp antall leger som har henholdsvis «passe», «for få» og «for mange» pasienter<sup>18</sup>. Indeksen konstrueres ved å dividere antallet leger som har for få pasienter, med antallet leger som har for mange. Dersom indeksen får en verdi over 1, er det flere leger som har «for få» listepasienter enn det er leger som har «for mange». Da har kommunen et nettooverskudd av ledig kapasitet, og det er gode muligheter for at en pasient som er på en liste til en lege som har «for mye å gjøre», kan få time hos en lege som har «for lite å gjøre», dersom det er nødvendig.

I de kommunene hvor indeksen har en verdi lavere enn 1, er det flere leger som har «for mye å gjøre» enn leger som har «for lite å gjøre». Bufferkapasiteten er lav; tilbudet av leger som kan ta i mot «eksterne» pasienter er lavere enn det potensielle tilbudet av slike pasienter fra leger som har «for mye å gjøre».

Vi grupperer kommunene i to delutvalg, etter verdien på bufferindeksen. I det ene delutvalget er verdien på indeksen større enn 1. Dette er kommuner hvor vi forventer mobilitet av pasienter; her er det flere fastleger som har «for lite å gjøre» enn det er fastleger som har «for mye å gjøre». I tabell 7 vises effekten av at fastlegen har «for mye å gjøre» på sannsynligheten for å ha oppsøkt andre allmennleger enn sin egen fastlege de siste 12 måneder<sup>19</sup>.

Analyseresultatene er helt i tråd med forventningene (tabell 7, kolonne 2). Logitkoeffisienten er lik 0,56 ( $p < 0,05$ ) noe som tilsvarer en oddskoeffisient på 1,75.

Tabell 7 Effekter av om respondentens fastlege har for lite/for mye å gjøre på sannsynligheten for å ha oppsøkt andre allmennleger enn fastlegen siste 12 måneder. Data fra Levekårsundersøkelsen 2002<sup>1)</sup>.

Variabler	Respondenter i kommuner der det er flere leger som har for få pasienter enn leger som har for mange listepasienter (Bufferkapasitet > 1)	Respondenter i kommuner der det er flere leger som har for mange pasienter enn leger som har for få listepasienter (Bufferkapasitet <= 1)
For lite å gjøre <sup>2)</sup>	-0,080 (0,28)	0,088 (0,10)
For mye å gjøre <sup>3)</sup>	0,561* (5,91)	0,064 (0,06)
n	3 154	1 328

\*  $p < 0,05$

<sup>1)</sup> Logistisk regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritme form. Wald Chi-Square verdier i parentes

<sup>2)</sup> = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde  $\geq 100$  listepasienter

<sup>3)</sup> = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde  $\leq -100$  listepasienter

I kommuner med mye ledig kapasitet er det nesten 2 ganger så stor sannsynlighet for å oppsøke en annen allmennlege dersom fastlegen din har «for mye å gjøre», sammenlignet med de som har en fastlege som har «passe å gjøre».

Dersom fastlegen har «for lite å gjøre», øker ikke sannsynligheten for å oppsøke en annen lege («passe å gjøre» er igjen referansekategori) (tabell 7, kolonne 2). Dette er et rimelig resultat: listepasientene til disse legene får trolig time raskt når behovet er tilstede.

I det andre delutvalget er det knapphet på kapasitet (indeksen mindre enn eller lik 1), og vi forventer ikke noe særlig mobilitet av pasienter. Få leger har «for lite å gjøre»; det er liten kapasitet til å ta imot pasienter utenfor sin egen liste. Dette bekreftes også av analyseresultatene (tabell 7, kolonne 3). Logitkoeffisienten for pasientene som har en fastlege som har «for mye å gjøre» er 0,064 og ikke statistisk signifikant på konvensjonelt nivå. Oddskoeffisienten er tilnærmet lik 1. Pasientene benytter seg ikke av en annen fastlege enn sin egen, fordi det er så få leger som har kapasitet til å se dem.

<sup>18</sup> Som i de forutgående analysene settes grensen for «passe» på +/- 100 listepasienter.

<sup>19</sup> Vi har her også brukt samme kontrollvariabler som i de forutgående analyser av Levekårsdata 2002.

## 7 KONKLUSJON

Vårt tallmateriale viser at utålmodige pasienter velger bort sin faste lege. Iversen-Lurås, og Carlsen, Iversen og Lurås anvender registerdata<sup>20</sup>, og dette materialet gir ikke mulighet for å identifisere «interne» og «eksterne» konsultasjoner på en god måte. Dermed brukes et villedende mål på forholdet mellom listelengde og antall konsultasjoner fra *egne* listepasienter. De fastlegene som har «for lite å gjøre» fremstår med flere konsultasjoner fra *egne* listepasienter enn de faktisk har. De «eksterne» konsultasjonene tolker Iversen og Lurås feilaktig som tilbudsinduksjon. Men noen av de «eksterne» konsultasjonene genereres fra listen til fastleger som har «for mye å gjøre». Leger som har «for lite å gjøre», tar i mot disse pasientene fordi de har kapasitet til det. Dette er ikke fastleger som kompenserer knapphet på pasienter ved å øke inntjeningen per listepasient. Så langt mener vi derfor at de foreliggende analysene på norske data ikke kan bekrefte hypotesen om en sammenheng mellom knapphet på pasienter og intensiteten i behandlingen av den enkelte pasient. Selvsagt kan en ytterligere økning i legedekningen utover dagens nivå tenkes å skape tilbudsinduksjon. Våre resultater kan heller ikke tolkes dit hen at andre former for tilbudsinduksjon enn de vi har studert her ikke kan eksistere.

Våre analyser støtter de som tidligere har hevdet at det er verdifullt med åpne lister, siden det gir pasientene reelle valgmuligheter (Bakke, 2003; Dommerud, 2005). Levekårsundersøkelsen dokumenterer flyt av pasienter mellom fastleger. I kommuner med god legedekning søker pasientene seg bort fra leger som har «for mye å gjøre» til de som har «for lite å gjøre». Slik «legeshopping» er kanskje i strid med fastlegeordningens ideologi, men denne pasientmobiliteten bidrar til å redusere ventetiden og øke pasientenes velferd.

## VEDLEGG

Tre takster kan i utgangspunktet brukes for å identifisere pasienter utenfor legens liste (Rikstrygdeverket, 2002).

- 2bd: Tillegg ved konsultasjon hos fastlege for pasient som ikke er tilknyttet fastlegeordningen. Taksten refunderes ikke av folketrygden.
- 2gd: Tillegg ved konsultasjon hos fastlege for fornyet vurdering (second opinion) av pasient tilknyttet fastlegeordningen. Det er en forutsetning for å benytte

taksten at legen sender skriftelig rapport til pasientens fastlege. Tilleggstaksten er 150 kroner.

- 2hd: Tillegg ved konsultasjon hos fastlege for pasient som er tilmeldt annen fastlege, herunder asylsøkere som ikke er tildelt fastlege og borgere av EØS-land som ikke er medlemmer av folketrygden. Her er taksten 50 kroner, og dette er den hyppigst benyttede av disse tre takstene.

Takst 2hd kan ikke kreves a) der legen og pasientens lege er i samme gruppepraksis/kontorfellesskap, b) der legen vikarierer for pasientens lege, c) der legen mottar pasienten under avtalt kollegial fraværdekning eller annen samarbeidsordning med pasientens lege, d) under kommunalt organisert legevakt.

Vi mistenker at det er noe utveksling av listepasienter mellom fastlegene i gruppepraksiser (for eksempel ved sykdomsepidemier), og at denne utvekslingen kan være fra leger som har «for mye å gjøre», til leger som har «for lite å gjøre». Omfanget av slik pasientutveksling kan imidlertid ikke kartlegges ved data fra Legeregningskontrollen, siden fastlegene ikke kan kreve takst 2hd dersom pasientens fastlege er i praksisen. Tilleggsanalyser viser også at dersom de «eksterne» konsultasjonene identifiseres på grunnlag av takst 2bd, 2gd og 2hd, så medfører det underrapportering for de legene som arbeider i gruppepraksis (Grytten m.fl., 2005b).

Analysene foran er utført under antagelse av at fastleger i solopraksis, per definisjon og slik forskriftene i takstheftet er utformet, ikke vil underrapportere på takst 2hd. De «eksterne» konsultasjonene er da identifisert på bakgrunn av forekomst av takstene 2bd, 2gd og 2hd.

## REFERANSER:

Bakke, H.K. (2003): «Fastlegeordningen to år etter», *Tidsskrift for Den norske lægeforening* 123, 1745.

Bjørnstad, S. (2002): «Også fastleger mangler pasienter», *Aftenposten* 2. november.

Carlsen, B. (2003): «Fastlegenes erfaringer med fastlegeordningen», *Tidsskrift for Den norske lægeforening* 123, 1322-1324.

Carlsen, B., T. Iversen og H. Lurås (2005): «Markedsforholdenes betydning for allmennlegenes praksisutøvelse», *Økonomisk Forum* (nr 4), 20-28.

<sup>20</sup> Se Iversen og Lurås, 2000; Iversen og Lurås, 2004; Iversen 2004; Carlsen m.fl., 2005.

Dommerud, T. (2005): «107 kommuner uten byttemulighet», *Dagens Medisin* 10. februar.

Eliassen, H. (2002): «Leger ønsker flere pasienter», *Aftenposten* 15. mai.

Finnvold, J.E., J. Svalund og B. Paulsen (2005): «Etter innføring av fastlegeordning – brukervurdering av allmennelegetjenesten». Rapport 2005/1. Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Godager, G., T. Iversen og H. Lurås (2005): «Utviklingen i fastlegenes listelengde, driftsinntekter og takstbruk». Skriftserie nr 3. Institutt for helseledelse og helseøkonomi, Oslo. [http://www.hero.uio.no/publicat/2005/HERO2005\\_3.pdf](http://www.hero.uio.no/publicat/2005/HERO2005_3.pdf) (avlest 25.2.2005)

Grytten, J., I. Skau, R. Sørensen og O.G. Aasland (2003): «Fastlegereformen. En analyse av fastlegenes arbeidsbelastning og tjenestetilbud». Forskningsrapport nr 11. Handelshøyskolen BI, Sandvika.

Grytten, J., I. Skau, R. Sørensen R og O.G. Aasland (2004a): «Legenes arbeidssituasjon etter ett år med fastlegeordningen», *Tidsskrift for Den norske lægeforening* 124, 358-361.

Grytten, J., I. Skau, R. Sørensen og O.G. Aasland (2004b): «Endringer i tjenesteproduksjon og tilgjengelighet under fastlegeordningen», *Tidsskrift for Den norske lægeforening* 124, 362-364.

Grytten, J. og R. Sørensen (2004): «Grådige leger med knapphet på pasienter? En analyse av tilbudsindusert etterspørsel i allmennelegetjenesten», *Økonomisk Forum* (nr 1), 32-37.

Grytten, J., I. Skau og R. Sørensen (2005a): «Kjennetegn ved solo- og gruppepraksiser i norsk allmennelegetjeneste», *Tidsskrift for Den norske lægeforening* 125, 1357-1360.

Grytten, J., I. Skau og R. Sørensen (2005b): «Fastlegeordningen: marked, legedekning og tilgjengelighet», Forskningsrapport nr 4. Handelshøyskolen BI, Sandvika.

Helsedepartementet (2000). Forskrift om fastlegeordning i kommunene. <http://www.lovdatabasen.no/cgi-wif/wiftdles?doc=/usr/www/lovdata/for/sf/ho/ho-20000414-0328.html&dep=alle&titt=fastlege&> (avlest 8.3.2005).

Hetlevik, Ø. og S. Hunskaar (2004): «Listelengde, arbeidstid, ventetid og jobbtilfredshet blant fastleger i Bergen», *Tidsskrift for Den norske lægeforening* 124, 813-815.

Hougen, H.C. og M.A. Gløbøden (2004): «Samordnet levekårsundersøkelse 2002 – tverrsnittsundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport.» Notat nr 22. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Iversen, T. (2004): «The effect of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients», *Journal of Health Economics* 23, 673-694.

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 (2004): «Grådige leger med knapphet på pasienter? En kommentar til Grytten og Sørensen». *Økonomisk Forum* (nr 3), 6.

Kronberg, K. (2002): «Leger håver inn på telefonbehandling», *Dagsavisen* 6. november.

Lurås, H. og T. Iversen (2002): «Legemangel som ble til pasientmangel: variasjoner i listeønsker og pasientknapphet ved innføringen av fastlegeordningen», *Økonomisk Forum* (nr 8), 26-31.

Rikstrygdeverket (2002): «Forskrift om stønad til dekning av utgifter til undersøkelse og behandling hos lege. Takster i kraft fra 1. juli 2002». Rikstrygdeverket, Oslo.

Rikstrygdeverket (2004): «Styringsdata for fastlegeordningen 4. kvartal 2004. Tabell 6A. Antall innbyggere som har plass på fastleges liste (ekskl. lister uten lege), antall som har plass på liste uten lege, antall som har plass på liste (inkl. lister uten lege), antall som deltar i fastlegeordningen, men som ikke har plass på liste, fordelt etter om kommunen er suspendert eller ikke, og antall innbyggere som ikke deltar i fastlegeordningen, etter innbyggerens kjønn og alder». [http://www.trygdeetaten.no/tall\\_mrog\\_mrfakta/Statistikker/folge-rapporter/20041231/06.html](http://www.trygdeetaten.no/tall_mrog_mrfakta/Statistikker/folge-rapporter/20041231/06.html) (avlest 23.2.2005).

# ABONNEMENT

ABONNEMENT LØPER TIL OPPSIGELSE FORELIGGER



FREDRIK CARLSEN  
Førsteamanuensis ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU

# Listetaksavvik og tilfredshet med fastlegetilbudet\*

Artikkelen studerer sammenhengen mellom befolkningens tilfredshet med allmennlegetjenesten og antall fastleger med ledige listeplasser i kommunen. Ledige listeplasser har en positiv og signifikant effekt på tilfredshet med tilgjengeligheten, men ingen effekt på tilfredshet med behandlingskvaliteten.

## 1 INNLEDNING

Fastlegeordningen trådte i kraft 1. juni 2001. Ordningen innebærer at de fleste innbyggere er tilknyttet en fastlege. Fastlegen har ansvar for at innbyggerne på sin liste får et tilfredsstillende allmennlegetilbud. Fastlegene er i hovedsak selvstendig næringsdrivende som delvis får betaling for hver person på listene, og delvis mottar refusjon fra folketrygden og egenbetaling fra pasientene for behandling. Hensikten med reformen er å bedre tilgjengeligheten til allmennlegetjenesten og sikre kontinuitet i forholdet lege/pasient.

I regi av Norges forskningsråd har det foregått en omfattende evaluering av fastlegereformen.<sup>1</sup> Et spørsmål som har fått mye oppmerksomhet, er hvordan legenes tjenesteproduksjon avhenger av listetaksavviket, altså differensen mellom ønsket listetak og faktisk antall personer på listen. To forskningsmiljøer, ved henholdsvis Handelshøyskolen BI og Institutt for helseledelse og helseøkonomi,

Universitetet i Oslo, har gjennomført en rekke analyser av denne problemstillingen. De to miljøene har så langt kommet til ulike konklusjoner. Forskerne ved Institutt for helseledelse og helseøkonomi finner at legenes inntjening per listepasient alt annet like er høyere blant fastleger med positivt listetaksavvik (Iversen og Lurås 2000; Lurås og Iversen 2002; Iversen 2004; Carlsen, Iversen og Lurås 2005). Forskerne ved Handelshøyskolen BI finner derimot at verken listelengde eller listetaksavvik har særlig betydning for antall konsultasjoner per listepasient eller refusjoner per konsultasjon (Grytten, Skau, Sørensen og Aasland 2003, 2004; Grytten og Sørensen 2004; Grytten, Sørensen og Skau 2005).

Ledige listeplasser kan ha både fordeler og ulemper sett fra samfunnets synsvinkel. Økt tjenesteproduksjon gir høyere kostnader for folketrygden og pasientene, mens flere leger per listepasient kan gi høyere kostnader for kommunene. På den annen side kan ledige listeplasser gi økt tilgjenge-

\* Takk til Tor Iversen og tidsskriftets konsulent for nyttige kommentarer.

<sup>1</sup> Helse- og omsorgsdepartementet (2004) oppsummerer mye av forskningen.

lighet og bedre match mellom lege og pasient. Mens eksisterende forskning først og fremst sier noe om kostnadene ved ledige listeplasser, representerer denne artikkelen et forsøk på å studere hvorvidt ledige listeplasser gir bedre tilgjengelighet til allmennlegetjenesten og høyere kvalitet på behandlingen. Som mål på tilgjengelighet og kvalitet brukes innbyggernes vurdering av allmennlegetjenesten i bostedskommunen. Analysen kombinerer survey data fra TNS Gallups siste kommuneundersøkelse (november 2004 – januar 2005) med statistikk fra Rikstrygdeverket om allmennlegetilbudet i kommunen.

Konklusjonen er at antall fastleger med ledige listeplasser har en positiv effekt på tilfredshet med tilgjengelighet, både ventetid for å få time og tilgjengelighet på telefon. Derimot synes ikke listetaksavvik å ha betydning for befolkningens oppfatning av kvaliteten på behandlingen. Kvaliteten på behandlingen avhenger først og fremst av variabler som beskriver hvorvidt kommunen har problemer med å rekruttere og beholde allmennleger.

## 2 PROBLEMSTILLING

Ledige listeplasser innebærer flere fastleger sammenlignet med en situasjon med fulle lister. Flere fastleger kan bety høyere utgifter for myndighetene og pasientene. Da privatpraktiserende fastleger mottar et fast tilskudd per listepasient fra kommunene, vil ikke kommunenes samlede tilskudd påvirkes av antall fastleger. Derimot kan det tenkes at kommunene blir nødt til å bruke mer penger på rekrutteringstiltak dersom det skal rekrutteres flere fastleger. Hvorvidt flere fastleger gir høyere utbetalinger fra folketrygden og økte utgifter for pasientene, avhenger av om tjenesteintensiteten per listepasient går opp.

Fordelene ved at noen fastleger i kommunen har ledige listeplasser er av to typer. For det første vil ikke pasientenes frihet til å bytte fastlege være reell dersom det ikke er noen fastleger å bytte til. Innbyggerne verdsetter ulike egenskaper ved sin lege; for noen er alder og/eller kjønn viktig, andre ønsker en fastlege som kommuniserer bra, mens atter andre er primært opptatt av legens faglige kompetanse. Når innbyggerne har forskjellige preferanser, er samfunnet tjent med at det foregår en sorteringsprosess der kvaliteten på matchen mellom listepasient og fastlege bedres kontinuerlig. Sorteringsprosessen forutsetter at et tilstrekkelig antall leger er villig til å ta i mot nye listepasienter.

For det andre kan ledige lister bidra til å bedre tilgjengeligheten til allmennlegetjenesten. Ventetiden for behandling varierer over tid som følge av endringer på tilbuds- og etterspørselssiden i allmennlegemarket: utbrudd av influensa eller andre smittsomme sykdommer, fastleger som selv blir syke eller tar permisjon, og tilstrømming av turister. For å kunne ta topper, må en tilstrekkelig andel av fastlegene være villig til å øke arbeidsmengden i perioder, både for å ta seg av egne pasienter og for å ta i mot andre legers pasienter. Hvis ingen leger har ledige listeplasser, kan tilgjengeligheten bli dårlig i perioder selv om gjennomsnittssituasjonen er akseptabel.

Siden ledige listeplasser både har potensielle fordeler og ulemper, må det foretas en normativ vurdering av hvor viktig fordelene og ulempene er. Den pågående forskningsinnsatsen kan først og fremst si noe om *ulempene*. En kartlegging av sammenhengen mellom listetaksavvik og praksisatferd forteller om og eventuelt hvor mye tjenesteintensiteten og dermed utgiftene øker når listetaksavviket øker.

*Fordelene* er vanskelige å måle. Undersøkelser av ventetid kan i noen grad fange opp konsekvensene av ledige listeplasser for tilgjengelighet. Men ikke alle konsultasjoner er like viktige. Av og til kan pasienten vente lenge uten negative konsekvenser, andre ganger bør behandling skje raskt. God tilgjengelighet betyr mest hvis sykdommen er alvorlig og rask diagnostisering er viktig for behandlingsresultatet. Det er derfor ikke tilstrekkelig å måle gjennomsnittlig ventetid for konsultasjoner.

Undersøkelser av ventetid vil uansett ikke fange opp langsiktige positive konsekvenser av sorteringsprosessen. Etter hvert som matchen mellom fastlege og listepasient blir bedre, øker kvaliteten på behandlingen. Fastlegen vil bli bedre i stand til å vurdere om rask diagnostisering og behandling er nødvendig, og pasienten vil i større grad stole på fastlegens vurderinger. Økt kjennskap til pasientene og økt tillit til fastlegen setter i gang positive sirkler der kvaliteten på tjenestene blir gradvis bedre, og reell tilgjengelighet øker fordi fastlegen klarer å prioritere riktig.

I denne artikkelen brukes befolkningens tilfredshet med allmennlegetjenesten for å måle eventuelle gevinster ved ledige listeplasser. Det er flere grunner til at brukertilfredshet er en egnet resultatindikator for allmennlegetjenesten. Studier viser at brukertilfredshet er positivt korre-

Tabell 1 Spørsmål om allmennlegetjenesten.

<i>Hvor fornøyd/misfornøyd er du med:</i>			
	Gjennomsn.	St.avvik	Antall respondenter
<b>Tilgjengelighet:</b>			
Ventetid for å få time	4.07	1.48	7,819
Legens tilgjengelighet på telefon	3.69	1.56	7,104
<b>Kvalitet:</b>			
Legens faglige dyktighet	4.82	1.07	7,457
Legens evne til å lytte til deg	4.73	1.22	7,807
Informasjon om behandlingen og hva som feiler/feilte deg	4.72	1.20	7,717
Behandlingsresultatet	4.60	1.23	7,450

lert med pasientens tillit til sin lege (Hall et al 2001, 2002). Høy tillit betyr at pasienten er villig til å gi legen sensitiv informasjon om sin helsetilstand og stole på legens vurderinger. Dessuten viser en rekke arbeider at brukertilfredshet påvirker pasientenes atferd: fornøyde pasienter er mer tilbøyelig til å holde seg til samme lege og møte punktlig, og mindre tilbøyelig til å avbryte behandlingsopplegg (Kincey, Bradshaw og Ley 1975; Berkanovic og Marcus 1976; Linn, Linn og Stein 1982; Marquis, Davies og Ware 1983; Stewart 1995). Studier har også vist at brukertilfredshet er positivt korrelert med objektive mål på allmennlegetjenestens kvalitet, slik som pasientens frihet til å velge lege, gjennomsnittlig lengde på konsultasjoner og omfanget av forebyggende helsetjenester (Scott et al 1995; Kalda, Polluste og Lember 2003).

Helse- og omsorgsdepartementets evaluering av fastlegereformen viser at myndighetene anser brukertilfredshet som en viktig resultatindikator. Evalueringsrapporten vier mye plass til forskning om effekter av reformen på brukertilfredshet (Helse- og omsorgsdepartementet 2004).

### 3 DATA OG EMPIRISK SPESIFIKASJON

TNS Gallup har nylig (desember 2004 – januar 2005) gjennomført en landsomfattende spørreundersøkelse der om lag 20,000 personer fikk tilsendt et skjema med spørsmål om offentlige tjenester. Utvalget trekkes tilfeldig fra telefonlister. Små kommuner er overrepresentert for å sikre at alle kommuner er med i det endelige utvalget. I alt

10,637 personer returnerte skjemaet. Av disse bor 61 i kommuner uten fastlege, mens 1,466 unnlot å gi informasjon om en eller flere personkarakteristika som brukes i analysen. Datasettet inkluderer derfor 9.110 respondenter. 424 av 434 kommuner er representert i datasettet.

Dessverre har ikke TNS Gallup informasjon om de som unnlot å svare, og vi vet derfor ikke hvordan svarprosenten varierer med personkarakteristika. Relativt til befolkningssammensetningen er middelaldrende (45-66 år) overrepresentert. I datasettet som brukes i analysen utgjør denne aldersgruppen 42 % av respondentene, mens befolkningsandelen blant befolkningen 16 år og eldre er kun 35 %. Yngre menn og eldre kvinner er underrepresentert. Alle aldersgrupper sett under ett er kjønnsfordelingen forholdsvis jevn (53 % kvinner og 47 % menn). Mindre kommuner er klart overrepresentert. 26 % av respondentene bor i kommuner med færre enn 5,000 innbyggere. Til sammenligning har disse kommunene bare om lag 13 % av befolkningen. Kommuner med flere enn 50,000 innbyggere er underrepresentert (25 % av respondentene mot 34 % av befolkningen).

For å undersøke om utvalgsskjevhet påvirker resultatene, har jeg delt befolkningen inn i seks kategorier (tre aldersgrupper for både kvinner og menn). Regresjonsanalysene er deretter gjennomført med og uten vektorer, hvor vektene er antall innbyggere per respondent i hver kommune og befolkningskategori. De to typer analyser gir meget like resultater, noe som tyder på at utvalgsskjevhet ikke har



Tabell 2 Variabler som beskriver legesituasjonen i kommunen (per 1/1 2005).

		Gj.snitt (uveiet)	St.avvik
<b>Kapasitet:</b>			
Ledige lister	Antall fastleger med mer enn 200 ledige plasser	1.80	7.69
Antall fastleger	Antall fastleger i kommunen	8.90	25.4
Befolkning	Antall innbyggere i kommunen, i 10 <sup>4</sup>	1.07	3.08
<b>Rekruttering/kontinuitet:</b>			
Turnover	Sum av tilgang og avgang fastleger i 2004, skalert med antall fastleger pr 1/1 2005	0.22	0.42
Andel m/ fast lønn	Andel fastleger med fast lønn	0.24	0.37
Missing	Andel ubesatte lister	0.05	0.13

Variablene er definert på kommunenivå. Gjennomsnittsverdier og standardavvik er basert på de 424 kommunene som er med i analysen. Merk at gjennomsnittet av kommuneverdier ikke er det samme som gjennomsnittet på landsbasis.

betydning for artikkelens konklusjoner. I artikkelen presenteres regresjonsanalyser hvor alle respondenter vektet likt.

Spørreskjemaet inneholder 16 spørsmål om allmennlegen. For å begrense kostnadene ved anskaffelse av data, omfatter analysen kun seks av spørsmålene. To spørsmål angår tilgjengelighet (ventetid for å få time og tilgjengelighet på telefon) og fire spørsmål kvaliteten på behandlingen (faglig dyktighet, evne til å lytte, informasjon og behandlingsresultatet). For hvert spørsmål er respondentene bedt om å karakterisere hvor tilfreds de er med allmennlegen de sist benyttet på en skala fra 1 til 6, hvor 6 er høyest. Det presiseres at evalueringen skal foretas på bakgrunn av egne erfaringer.

Tabell 1 viser spørsmålsformulering og deskriptiv statistikk. Befolkningen er mest fornøyd med legens faglige dyktighet og minst fornøyd med tilgjengelighet på telefon. Svarandelen varierer mellom 85.8 % (ventetid) og 78.0 % (tilgjengelighet på telefon).

Respondentenes svar matches med data fra Rikstrygdeverket om allmennlegetjenesten i bostedskommunen ved årsskiftet 2004/2005.<sup>2</sup> Tabell 2 presenterer seks variabler som beskriver to dimensjoner ved allmennlegetjenesten i kommunen. Variablene er definert på kommunenivå.<sup>3</sup> Tre variabler beskriver behandlingskapasiteten: antall fastleger, antall innbyggere, og antall fastleger med ledig kapasitet.<sup>4</sup> Ledig kapasitet defineres som et listetaksavvik på 200 pasienter eller mer.<sup>5</sup> Antall leger og antall leger med ledig kapasitet forventes å ha positive effekter på rapportert tilfredshet, mens befolkningsstørrelse forventes å ha negativ effekt.<sup>6</sup>

Tre variabler beskriver hvorvidt kommunen har problemer med å rekruttere og beholde fastleger. Turnover er definert som antall fastleger som begynte eller sluttet i løpet av 2004 skalert med antall fastleger på slutten av 2004. På landsbasis var turnover 12 %, mens gjennomsnittet av kommunevariablene var 22 %. Forskjellen skyldes at små kommuner har høyere turnover enn store kommuner. Den andre variabelen er andel fastleger med fast

<sup>2</sup> Analysen er basert på kommunedata som er åpent tilgjengelig på Rikstrygdeverkets web-sider. Det hadde vært ønskelig å koble TNS Gallups database med opplysninger om hver respondents fastlege, men per i dag er det ikke mulig å gjøre en slik kobling.

<sup>3</sup> Merk at gjennomsnittsverdier og standardavvik for variabler som er definert på kommunenivå ikke er identisk med gjennomsnitt og standardavvik på landsbasis. For eksempel er gjennomsnittlig andel fastlønnsleger for kommunene i utvalget lik 0.24, mens gjennomsnittet på landsbasis er 0.08. Forskjellen skyldes at små kommuner har høyere andel fastlønnsleger enn store kommuner.

<sup>4</sup> Rikstrygdeverkets database gir ikke informasjon om hvorvidt fastlegene jobber heltid eller deltid. Statistisk Sentralbyrå publiserer data om antall legeårverk på kommunenivå. Antall legeårverk har imidlertid liten eller ingen betydning for rapportert tilfredshet når antall fastleger eller antall fastleger med ledig kapasitet inkluderes.

<sup>5</sup> Jeg har også prøvd å bruke 150 og 100 ledige plasser som terskelverdier. Resultatene blir svært like i de tre tilfellene.

<sup>6</sup> Analyser av lokale legemarkeder bruker gjerne legetetthet (antall leger eller legeårverk skalert med antall innbyggere) for å karakterisere legetilbudet. Denne fremgangsmåten forutsetter imidlertid at antall leger/legeårverk og antall innbyggere har samme effekt. Jeg foretrekker å inkludere de to variablene separat for å unngå på pålegge bestemte restriksjoner på de estimerte parametrene.

<sup>7</sup> Ordnet logit regresjon gir helt tilsvarende resultater.

lønn. Siden fastlønnsleger ikke mottar refusjon fra folketrygden, bruker kommunene ofte fastlønnsstillinger for å rekruttere leger til områder med begrenset pasientgrunnlag. Den siste variabelen er andel fastlønnshejmaler som var utbesatt ved slutten av 2004. Alle tre variabler forventes å ha en negativ effekt på rapportert tilfredshet.

Siden respondentene angir et heltall fra 1 til 6, brukes ordnet probit regresjon som estimeringsmetode.<sup>7</sup> For hvert av de seks spørsmålene estimeres følgende ligning:

$$\text{Tilfredshet}_{ji} = \begin{cases} 6 & \text{hvis } \text{Tilfredshet}_{ji}^* \geq \mu_5 \\ 5 & \text{hvis } \mu_5 > \text{Tilfredshet}_{ji}^* \geq \mu_4 \\ & \vdots \\ 1 & \text{hvis } \mu_1 > \text{Tilfredshet}_{ji}^* \end{cases}$$

der  $\text{Tilfredshet}_{ji}$  er tilfredshet uttrykt av respondent  $j$  i kommune  $i$ .  $\text{Tilfredshet}_{ji}^*$  er den tilsvarende latente variabelen gitt ved:

$$\text{Tilfredshet}_{ji}^* = \text{Person}_{ji}\alpha + \text{Tilbud}_i\beta + \text{Etterspørsel}_i\gamma + \varepsilon_{ji}$$

hvor  $\text{Person}_{ji}$  er en vektor av personkarakteristika,  $\text{Tilbud}_i$  er en vektor av variablene presentert i tabell 2, og  $\text{Etterspørsel}_i$  er en vektor av variabler som beskriver behandlingsbehovet i kommunen, herunder alders- og kjønnsammensetning, dødelighet og utdanningsnivå.  $\mu_1 - \mu_5$  er terskelverdier som skal estimeres, og  $\varepsilon_{ji}$  er feilleddet.<sup>8</sup>

Et potensielt problem ved bruk av rapportert tilfredshet som resultatindikator er at respondentene bruker ulike målestokk; vi kan ikke være sikre på at en person som oppgir 5 på en skala fra 1 til 6 faktisk er mer tilfreds enn en person som svarer 4. Forskning har vist at rapportert tilfredshet ikke bare avhenger av objektive forhold men også av respondentenes forventninger og psykologiske legning (Diener et al 1999). Alternativkostnader ved tidsbruk kan også tenkes å ha betydning, spesielt for rapportert tilfredshet med ventetid. Til en viss grad vil personkarakteristika kontrollere for forskjeller i målestokk. Disse variablene er dummy variabler som beskriver respondentenes kjønn, alder og utdanning. Variablene er listet opp i tabell 3. Som en ytterligere kontrollvariabel for respondentenes tilbøyelighet til å rapportere høy

tilfredshet brukes det generaliserte residualen fra en regresjon som forklarer tilfredshet med klimaet som en funksjon av objektive karakteristika ved klimaet i kommunen, herunder nedbør og temperatur for de forskjellige årstidene. Spørsmålet om klimaet inngår i spørreskjemaet som spørsmålene om allmennlegetjenesten er hentet fra. Residualen uttrykker hvor tilfreds man er med klimaet når det kontrolleres for variabler som beskriver hvordan klimaet faktisk er, og kan således sies å uttrykke 'subjektive' forhold ved respondentenes vurderinger.

#### 4 RESULTATER

Tabell 3 presenterer regresjonsresultater for de to spørsmålene om tilgjengelighet. Hver kolonne rapporterer koeffisienter og absolutte t-verdier til forklaringsvariablene for én regresjon. Tabellen presenterer altså tre regresjoner for tilfredshet med ventetid og tre for tilfredshet med tilgjengelighet på telefon. Koeffisientene er statistisk signifikante på 5 % nivå dersom absolutt t-verdi > 1.96.

For de tre tilbudsvariablene som beskriver behandlingsskapitet er tre funksjonsformer vurdert, lineær, logaritmisk og invers. Basert på regresjonsligningenes føyning finner jeg at antall leger med ledig kapasitet fungerer best på logaritmisk form, mens antall leger fungerer best på lineær form i analysen av ventetid og best på lineær form i analysen av tilgjengelighet på telefon. Antall innbyggere fungerer best på invers form.

Da antall leger og antall leger med ledig kapasitet er høyt korrelert (korrelasjon = 0.92), presenteres regresjoner både med begge variabler og med kun en av variablene. De øvrige tilbuds- og etterspørselsvariablene er inkludert dersom de er statistisk signifikante på 5 % nivå eller på grensen til å være signifikante på 5 % nivå. Alle seks regresjoner inkluderer alle personvariablene.

Det følger av tabell 3 at når enten antall leger eller antall leger med ledig kapasitet inkluderes, har variabelen en positiv og klart signifikant effekt både på tilfredshet med ventetid og tilfredshet med tilgjengelighet på telefon. Når begge variabler inkluderes, blir antall fastleger statistisk insignifikant, mens koeffisienten til antall fastleger med ledig kapasitet forblir positiv og signifikant på 5 % nivå

<sup>8</sup> STATA 8.0 brukes til å estimere ligningen (oprobit-kommandoen). Det tas hensyn til korrelasjon mellom respondenter fra samme kommune (clustering) ved estimering av en koeffisients standardavvik, men ikke ved estimering av selve koeffisienten.

Tabell 3 Tilfredshet med tilgjengelighet. Ordnet probit regresjoner.

	Ventetid for time			Tilgjengelighet på telefon		
<b>Personkarakteristika:</b>						
<b>Kvinne</b>	<b>Referansekategori</b>					
Mann	-0.049 (1.96)	-0.050 (1.97)	-0.049 (1.95)	0.006 (0.21)	0.005 (0.18)	0.005 (0.20)
<b>Alder 16-25</b>	<b>Referansekategori</b>					
Alder 25-34	0.155 (2.64)	0.157 (2.69)	0.156 (2.66)	0.050 (0.88)	0.045 (0.80)	0.049 (0.86)
Alder 35-44	0.197 (3.40)	0.202 (3.79)	0.200 (3.77)	0.115 (2.28)	0.112 (2.22)	0.113 (2.24)
Alder 45-54	0.280 (4.87)	0.286 (4.99)	0.283 (4.95)	0.259 (4.53)	0.256 (4.45)	0.257 (4.47)
Alder 55-66	0.427 (7.54)	0.434 (7.67)	0.431 (7.63)	0.386 (7.41)	0.383 (7.31)	0.384 (7.34)
Alder 66 +	0.521 (5.80)	0.532 (5.90)	0.526 (5.83)	0.492 (4.92)	0.489 (4.88)	0.489 (4.90)
<b>Uten videregående utdanning</b>	<b>Referansekategori</b>					
Videregående utdanning	-0.110 (3.43)	-0.110 (3.38)	-0.112 (3.45)	-0.101 (3.05)	-0.098 (2.91)	-0.100 (3.01)
<b>Yrkesaktiv / hjemmeværende / student</b>	<b>Referansekategori</b>					
Alderspensjonist	0.142 (1.97)	0.139 (1.93)	0.141 (1.96)	0.093 (1.04)	0.096 (1.07)	0.093 (1.04)
Uførepensjonist	0.113 (2.59)	0.112 (2.58)	0.113 (2.60)	0.098 (2.10)	0.098 (2.10)	0.098 (2.10)
Psyk. legning	0.163 (11.23)	0.165 (11.34)	0.164 (11.36)	0.150 (11.11)	0.149 (11.21)	0.149 (11.11)
<b>Tilbudsvariabler:</b>						
Log(Ledige lister) <sup>a</sup>	0.061 (7.32)		0.045 (2.41)	0.029 (3.23)		0.035 (1.72)
Log(Antall fastleger)		0.073 (5.78)	0.025 (0.96)			
Antall fastleger * 10 <sup>-2</sup>				0.027 (4.05)	-0.010 (0.46)	
-1/Befolkning	-0.048 (4.38)	-0.064 (4.72)	-0.051 (3.87)	-0.042 (4.98)	-0.038 (4.75)	-0.042 (4.98)
Turnover	-0.173 (3.17)	-0.159 (2.86)	-0.168 (3.06)	-0.221 (3.94)	-0.223 (3.98)	-0.221 (3.94)
Andel m/ fast lønn	-0.142 (1.86)	-0.122 (1.57)	-0.137 (1.78)			
<b>Etterspørselsvariabel:</b>						
Andel m/ videreg. <sup>b</sup>	1.155 (3.14)	1.091 (2.97)	1.099 (3.00)			
<b>Observasjoner</b>	<b>7,819</b>	<b>7,819</b>	<b>7,819</b>	<b>7,104</b>	<b>7,104</b>	<b>7,104</b>
<b>Pseudo - R<sup>2</sup></b>	<b>0.0205</b>	<b>0.0202</b>	<b>0.0206</b>	<b>0.0189</b>	<b>0.0187</b>	<b>0.0189</b>

Absolutte t-verdier korrigert for clustering i parentes. En variabel er statistisk signifikant på 5 % nivå dersom absolutt t-verdi > 1.96. Med unntak av variabelen 'Psykologisk legning' er personvariablene dummy variabler. For eksempel: Alder 35-44 er en dummy variabel som settes lik 1 hvis respondenten er mellom 35 og 44 år. Psykologisk legning har null som gjennomsnittsverdi og skal fange opp respondentens generelle tilbøyelighet til å uttrykke høy grad av tilfredshet (se teksten for detaljer)

<sup>a</sup> Da en del kommuner ikke har ledige lister, brukes Log(Ledige lister + 0.5).

<sup>b</sup> Befolkningsandel 16 år og eldre med videregående utdanning.

Tabell 4 Koeffisienter og t-verdier for Log (Ledige lister). Delutvalg.

	Ventetid	Tilgjengelighet på tlf
Hele utvalget	0.061 (7.32)	0.029 (3.23)
Alle kommuner utenom Oslo	0.062 (4.13)	0.030 (1.95)
Kommuner med befolkning < 50,000	0.056 (2.52)	0.038 (1.64)
Menn	0.046 (3.00)	0.046 (3.81)
Kvinner	0.061 (6.45)	0.016 (1.53)
Alder ≤ 45	0.061 (5.91)	0.020 (1.79)
Alder > 45	0.063 (5.87)	0.036 (3.20)
Med videregående utdanning	0.058 (6.99)	0.023 (2.46)
Uten videregående utdanning	0.083 (3.45)	0.072 (3.29)

Tabellen angir koeffisienter og t-verdier (i parentes) for variabelen  $\log(\text{ledige lister} + 0.5)$ . Hver rad presenterer resultatene for to regresjoner, med henholdsvis tilfredshet med ventetid og tilfredshet med tilgjengelighet på telefon som avhengige variabler.

(ventetid) eller 10 % nivå (tilgjengelighet på telefon). Disse resultatene tyder på at antall leger med ledig kapasitet er viktigere for tilgjengeligheten enn antall fastleger. Da de to variablene er sterkt korrelert, er det ikke overraskende at bare en av dem er signifikant når begge inkluderes.

Den positive effekten av ledige listeplasser på tilfredshet med tilgjengelighet er konsistent med resultatene av en studie der Tor Iversen og Hilde Lurås ser på gjennomsnittlig ventetid for fastleger i Trondheim. De finner at fastleger med ledige listeplasser har 3-4 dager kortere ventetid enn de øvrige fastlegene (Iversen og Lurås 2002).

Koeffisienten til befolkningsvariabelen (-1/Befolkning) er som forventet negativ, noe som innebærer at for et gitt antall fastleger eller fastleger med ledig kapasitet har antall innbyggere en negativ effekt på tilgjengelighet. Også turnover har den forventete negative effekt på tilgjengelighet, mens andel fastleger på fast lønn har en negativ effekt på tilfredshet med ventetid. Kun én av etterspørselsvariablene slår inn: befolkningsandel med videregående utdanning har en positiv effekt på rapportert tilfredshet. Resultatet er konsistent med en omfattende litteratur som finner en positiv sammenheng mellom utdanningsnivå og helsetilstand (Sosial- og Helsedirektoratet 2005).<sup>9</sup>

<sup>9</sup> Tidsskriftets konsulent påpeker at befolkningsandel med videregående utdanning har en positiv effekt på tilfredshet mens koeffisienten til dummy variabelen som beskriver hvorvidt respondenten har videregående utdanning er negativ. Dette kan virke forvirrende, men begge resultater er rimelige, noe som skyldes at de to variablene har forskjellige roller. Befolkningsandel med videregående utdanning skal si noe om helsetilstanden i befolkningen og dermed behovet for behandling. For et gitt allmennegetilbud vil lavere behov bety bedre tilgjengelighet, noe som forklarer hvorfor koeffisienten er positiv. Koeffisienten til personvariabelen forteller hvordan utdanningsnivå påvirker respondentenes subjektive vurdering av tilgjengelighet gitt de faktiske forhold i kommunen. En negativ koeffisient betyr at personer med videregående utdanning alt annet like har en strengere vurdering av allmennegetjenesten enn personer uten videregående utdanning, noe som kan skyldes forskjeller i forventninger og/eller kostnader ved tidsbruk. Det er for øvrig små forskjeller mellom respondenter med høyere utdanning og respondenter som kun har videregående utdanning.

Tabell 5 Sannsynlighet for rapportert tilfredshet  $\geq 5$ . I prosent.**Tilfredshet med ventetid:**

	Menn	Kvinner	Alder < 45	Alder $\geq 45$	Med utdan.	Uten utdan.
Ingen ledige lister	28.6	32.4	30.0	39.9	32.2	30.9
2 ledige lister	32.1	36.1	33.5	43.8	35.6	35.8
5 ledige lister	33.8	37.9	35.3	45.7	37.4	38.2
Ingen turnover	30.0	33.8	31.4	41.4	33.6	32.0
Ingen leger m/ fast lønn	29.5	33.9	31.5	41.0	33.5	31.7

**Tilfredshet med tilgjengelighet på telefon:**

	Menn	Kvinner	Alder < 45	Alder $\geq 45$	Med utdan.	Uten utdan.
Ingen ledige lister	21.8	26.8	22.1	33.7	24.9	24.3
2 ledige lister	24.0	27.6	23.1	35.9	26.1	28.1
5 ledige lister	25.2	28.0	23.6	36.9	26.7	30.0
Ingen turnover	23.1	28.5	23.7	35.5	26.5	25.8

Basert på resultater for det aktuelle delutvalg.

Ingen ledige lister: Kommune med 25,000 innbyggere, ingen ledige lister og turnover, andel fastlønsleger og utdanningsnivå som i gjennomsnittskommune.

Referanseperson menn og kvinner: 40 år med videregående utdanning, ikke uførepensjonist

Referanseperson alder < 45: Kvinne 30 år, ikke uførepensjonist

Referanseperson alder  $\geq 45$ : Kvinne 60 år, ikke uførepensjonist

Referanseperson m/utdan. og u/utdan.: Kvinne 40 år, ikke uførepensjonist

Når det gjelder personvariablene, finner jeg at eldre er mer tilfreds enn yngre, personer uten videregående utdanning er mer tilfreds enn personer med videregående og uførepensjonister er mer tilfreds enn personer i arbeidsstyrken (inkluderer også studenter og hjemmeværende). Menn er mindre tilfreds enn kvinner med ventetid for å få time, mens forskjellen ikke er statistisk signifikant for tilgjengelighet på telefon. Disse resultatene er konsistente med studier av jobb tilfredshet som finner at eldre, kvinner og personer med lav utdanning alt annet like rapporterer høyere tilfredshet enn yngre, menn og personer med høy utdanning (Clark 1996; Clark og Oswald 1996). Mulige årsaker er forskjeller i forventninger samt alternativkostnadene ved tidsbruk. Resultatet for uførepensjonister kan virke overraskende da det er grunn til å tro at uførepensjonister generelt har dårligere helse enn personer i arbeidsstyrken. Men også her kan forskjeller i tidskostnader forklare effekten. Indikatoren for psykologisk legning har som ventet en positiv og klart signifikant effekt; personer som er tilfreds med klimaet er også tilfreds med allmennlegen.

Tabell 4 viser koeffisienter og t-verdier til (logaritmen til) antall leger med ledige listeplasser for ulike delutvalg. Hver rad presenterer to regresjonsanalyser. I alle regresjonsanalysene er de øvrige forklaringsvariablene som i tredje og sjette kolonne i tabell 3.

Første rad replikerer resultatene for hele utvalget, mens de to neste radene viser resultater for henholdsvis alle kommuner utenom Oslo og alle kommuner med færre enn 50,000 innbyggere. Vi ser at koeffisienten endres lite. Effekten av ledige listeplasser skyldes derfor ikke (bare) forskjeller i brukertilfredshet mellom de største kommunene og resten av landet.

De resterende radene i tabell 4 viser resultater for delutvalg etter personkarakteristika. Effekten av ledige listeplasser på tilfredshet med ventetid er sterkere for kvinner enn for menn, mens det motsatte er tilfellet for tilfredshet med tilgjengelighet på telefon. Alder synes å ha begrenset betydning. Derimot er det forskjeller mellom utdannings-

Tabell 6 Tilfredshet med kvalitet. Ordnet probit regresjoner.

	Faglig dyktighet	Evne til å lytte	Informasjon resultatet	Behandlingsresultatet
<b>Tilbudsvariabler:</b>				
Log(Antall fastleger)	0.065 (4.14)	0.029 (3.66)	0.058 (3.08)	0.029 (3.39)
Befolkning	-0.003 (2.42)		-0.003 (2.06)	
Turnover	-0.150 (2.95)	-0.134 (2.37)	-0.161 (3.25)	-0.114 (2.23)
Andel m/ fast lønn	-0.147 (2.41)	-0.189 (2.98)	-0.225 (3.56)	-0.181 (3.22)
Missing		-0.424 (2.25)	-0.517 (2.69)	-0.512 (2.72)
<b>Etterspørselsvariabler:</b>				
Dødelighet <sup>a</sup>	-0.323 (2.11)	-0.398 (2.59)		
Andel m/ videreg. <sup>b</sup>			0.704 (2.09)	0.564 (1.86)
<b>Observasjoner</b>	<b>7,443</b>	<b>7,801</b>	<b>7,819</b>	<b>7,444</b>
<b>Pseudo - R<sup>2</sup></b>	<b>0.0280</b>	<b>0.0240</b>	<b>0.0317</b>	<b>0.0241</b>

Absolutte t-verdier korrigert for clustering i parentes. Alle regresjoner inkluderer de samme personvariabler som i Tabell 3.

a Standardisert dødelighetsrate for perioden 1998-2002.

b Befolkningsandel 16 år og eldre med videregående utdanning.

kategorier. Ledige listeplasser er viktigere for personer uten videregående utdanning enn for personer med videregående utdanning, særlig gjelder dette tilfredshet med tilgjengelighet på telefon.

Tabell 5 illustrerer den kvantitative betydningen av legetilbudet for tilfredshet med ventetid og tilgjengelighet på telefon. Tabellen viser sannsynligheten for at rapportert tilfredshet er 5 eller 6. Resultatene er basert på regresjonsanalyser for delutvalg med de samme forklaringsvariablene som i tabell 3, tredje og sjette kolonne. Basissituasjonen (kalt «ingen ledige lister») er en kommune med 25,000 innbyggere, ingen ledige listeplasser og med turnover og andel fastlønnsleger lik situasjonen i en gjennomsnittskommune (henholdsvis 0.22 og 0.24).

Når antall ledige lister øker fra null til to, øker sannsynligheten for at rapportert tilfredshet med ventetid er  $\geq 5$  med 3-5 prosentpoeng. En økning fra to til fem ledige listeplasser gir en økning på ytterligere 1-2 prosentpoeng. Vi ser at effekten er sterkest for personer uten videregående

utdanning. En reduksjon i turnover eller andel fastlønnsleger til null øker sannsynligheten med 1-1.5 %. For befolkningens oppfatning av ventetid for å få time er altså ledige lister viktigere enn kontinuitet. Effekten av ledige listeplasser for tilgjengelighet på telefon er noe svakere og varierer mer mellom delutvalg. Men også her er ledige listeplasser kvantitativt viktigere enn kontinuitet.

Tabell 6 viser regresjonsresultater for de fire spørsmålene om behandlingskvalitet. Personvariablene er med i analysene, men av plasshensyn vises ikke resultatene for disse variablene. Som i tabell 3 inkluderes alle personvariablene og tilbuds- og etterspørselsvariabler som er statistisk signifikante. Koeffisienten til antall fastleger med ledige listeplasser er liten og insignifikant. Antall fastleger med ledige listeplasser er derfor ikke inkludert i regresjonsligningene som presenteres. Som for tilfredshet med ventetid har ligningene best føyning når antall fastleger inkluderes på logaritmisk form. Befolkningsvariablen fungerer best på lineær form, men er statistisk signifikant bare i to av fire tilfeller.

Antall fastleger har en positiv og statistisk signifikant effekt på tilfredshet med alle fire dimensjoner ved behandlingsskvaliteten. Så mens antall fastleger med ledige listeplasser er viktig for folks tilfredshet med tilgjengeligheten, er det antall fastleger totalt sett, med eller uten ledige listeplasser, som betyr noe for befolkningens oppfatning av kvaliteten på behandlingen. Dette kan tyde på at sorteringsprosessen som matcher lege og pasient fungerer tilfredsstillende selv om fastlegene i kommunen ikke har ledige listeplasser. En årsak kan være at misfornøyde pasienter er i stand til å bytte fastlege fordi listetaket ikke er bindende. For eksempel kan det tenkes at populære fastleger justerer listetaket oppover mens mindre populære fastleger justerer listetaket nedover. Det kan også tenkes at sammensetningen av fastlegenes lister endres tilstrekkelig mye på grunn av pasienter som dør eller flytter.

De tre variablene som beskriver hvorvidt kommunen har problemer med å rekruttere og holde på fastleger, har alle negative effekter på behandlingsskvaliteten. Kontinuitet synes følgelig å være viktigere for tilfredshet med behandlingsskvaliteten enn for tilfredshet med tilgjengeligheten.

## 5 KONKLUSJON

Som del av den forskningsbaserte evalueringen av fastlegereformen har det vært publisert en rekke rapporter og artikler om konsekvensene av at fastleger har færre listepasienter enn listetaket. Helse- og omsorgsdepartementets oppsummering av reformens første år vier også dette spørsmålet stor oppmerksomhet (Helse- og omsorgsdepartementet 2004). Så langt har konsekvenser av ledige listeplasser for tjenesteproduksjonen stått i fokus. I denne artikkelen studeres hvorvidt ledige listeplasser bidrar til å gjøre befolkningen mer tilfreds med allmennlegetilbudet. Konklusjonen er at ledige listeplasser er viktig for tilfredshet med ventetid for å få time og tilfredshet med tilgjengelighet på telefon. Ledige listeplasser synes ikke å ha betydning for tilfredshet med behandlingsskvaliteten.

## REFERANSER:

Berkanovic, E. og A. Marcus (1976): «Satisfaction with health services: some policy implications», *Medical Care* 14, 873-878.

Carlsen, B., T. Iversen og H. Lurås (2005): «Markedsforholdenes betydning for allmennlegenes praksisutøvelse», *Økonomisk Forum* 59, Nr. 4, 20-28.

Clark, A. (1996): «Job satisfaction in Britain», *British Journal of Industrial Relations* 34, 189-217.

Clark, A. og A. Oswald (1996): «Satisfaction and comparison income», *Journal of Public Economics* 61, 359-381.

Diener, E., M. Eunkook, R. Lucas, H. Smith (1999): «Subjective well-being: three decades of progress», *Psychological Bulletin* 125, 276-302.

Grytten, J., I. Skau og R. Sørensen (2003): «Fastlegereformen - en analyse av fastlegenes arbeidsbelastning og tjenestetilbud», Forskningsrapport 11/2003, Institutt for offentlige styringsformer, Handelshøyskolen BI.

Grytten, J., I. Skau, R. Sørensen og O. Aasland (2004): «Endringer i tjenesteproduksjon og tilgjengelighet under fastlegereformen», *Tidsskrift for den Norske Lægeforening* 124, 362-364.

Grytten, J. og R. Sørensen (2004): «Grådige leger med knapphet på pasienter? En analyse av tilbudsindusert etterspørsel i allmennlegetjenesten», *Økonomisk Forum* 58, Nr.1, 32-37.

Grytten, J., R. Sørensen og I. Skau (2005): «Fastlegeordningen - marked, legedekning og tilgjengelighet», Forskningsrapport 4/2005, Institutt for offentlige styringsformer, Handelshøyskolen BI.

Hall, M., E. Dugan, B. Zheng, og A. Mishra (2001): «Trust in physicians and medical institutions: what is it, can it be measured and does it matter?» *Milbank Quarterly* 79, 613-639.

Hall, M., B. Zheng, E. Dugan, F. Camacho, K. Kidd, A. Mishra, og R. Balkrishnan (2002): «Measuring patients' trust in their primary care providers», *Medical Care Research and Review* 59, 293-318.

Helse- og omsorgsdepartementet (2004): «Statusrapport om fastlegeordningen i Norge etter to og et halvt år - erfaringer fra og med innføringen 1.6.2001 til og med 31.12.2003.»

Iversen, T. (2004): «The effects of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients», *Journal of Health Economics* 23, 673-694.

Iversen, T., H. Lurås (2000): «Economic motives and professional norms: the case of general medical practice», *Journal of Economic Behaviour and Organization* 43, 447-471.

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.

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

Kincey, J., P. Bradshaw P og P. Ley (1975): «Patients' satisfaction and reported acceptance of advice in general practice», *Journal of the Royal College of General Practitioners* 25, 558-566.

Linn, M., B. Linn og S. Stein (1982): «Satisfaction with ambulatory care and compliance in older patients», *Medical Care* 20, 606-614.

Lurås H, T. Iversen (2002): «Legemangelen som ble til pasientmangel: variasjoner i listeønsker og pasientknapphet ved innføring av fastlegeordningen», *Økonomisk Forum* 56, Nr.8, 26-31.

Marquis, S., A. Davies og J. Ware (1983): «Patient satisfaction and change in medical care provider: a longitudinal study», *Medical Care* 21, 821-829.

Scott, R., E. Stone, A. Green, P. Mitchell, S. Nessim, H. Huang og R. Kristopaitis R (1995): «A study of patient satisfaction and adherence to preventive care practice guidelines», *American Journal of Medicine* 99, 590-596.

Sosial- og Helsedirektoratet (2005): «Gradientutfordringen – Sosial- og helsedirektoratets handlingsplan mot sosiale ulikheter i helse.»

Stewart, M. (1995): «Effective physician-patient communication and health outcomes», *Canadian Medical Association Journal* 152,1423-1433.

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





JARLE MØEN

Førsteamanuensis ved Institutt for foretaksøkonomi på NHH

MARTIN TJELTA

Studiesjef ved NHH

# Bruker ulike høyskoler karakterskalaen ulikt? En analyse av sammenhengen mellom skolebakgrunn og faglig suksess ved NHH\*

Karakterer har alltid vært brukt til å måle studenter opp mot hverandre ved opptak til lukkede studier og brukes nå også i økende grad til å måle skoler opp mot hverandre. Skal slike sammenligninger være rettfærdige, må like prestasjoner bedømmes likt på alle skoler. Dette synes ikke å være tilfelle. Analyser av opptaks- og karakterdata fra Norges Handelshøyskole for årene 1998-2003 viser at det var systematiske skjjevheter i bruk av karakterskalaen mellom ulike statlige høyskoler med økonomisk-administrative studier. Skoler som rekrutterte studenter med gode karakterer fra videregående skole praktiserte karakterskalaen strengt og omvendt. Ulik bruk av karakterskalaen har både privatøkonomiske og samfunnsøkonomiske kostnader. Problemet begrenser seg neppe til økonomisk-administrative studier og kan ha blitt forverret etter kvalitetsreformen.

## 1 INNLEDNING

Kvalitetsreformen medførte en felles «3+2» studiestruktur for norske høyskoler og universiteter og en felles karakterskala (A-F). Et viktig siktemål med reformen var å legge til rette for økt studentmobilitet. Dette er åpenbart positivt, men en praktisk konsekvens er at institusjoner som tilbyr masterprogrammer i større grad enn før må rangere

studenter med lavere grad fra ulike læresteder mot hverandre. Innenfor det økonomisk-administrative fagfeltet er antall bachelorprogrammer svært stort. Opptaket videre baseres på karaktergjennomsnitt og et rettfærdig og effektivt opptakssystem forutsetter at like studieprestasjoner evalueres likt på alle skoler. Det har vært hevdet at så ikke er tilfelle. Fjerning av kravet om ekstern sensur og finan-

\* Denne studien er gjort på oppdrag fra NHH i forbindelse implementering av kvalitetsreformen i 2003. Reformen medførte at siviløkonomstudiet ble endret fra et integrert, fireårig studieprogram til et femårig «3+2»-program. Takk til Per Manne, Lars Mathiesen, Magne Supphellen og Erik Ø. Sørensen for kommentarer. Forfatterne står alene ansvarlige for artikkelens konklusjoner.

siering basert på skolenes vekttallsproduksjon har i denne sammenheng vært fremhevet som spesielt problematiske elementer i kvalitetsreformen.<sup>1</sup>

En definisjon av et rettferdig opptakssystem kan være at likt rangerte kandidater er like godt egnet for det studiet de konkurrerer om opptak til, uansett hvilken skole de kommer fra. Siviløkonomstudiet ved Norges handelshøgskole representerer i denne sammenheng et «laboratorium» hvor problemstillingen kan belyses.

Siviløkonomstudiet har en varighet på 4 år og er inndelt i 3 avdelinger.<sup>2</sup> Første og andre avdeling går begge over 3 semestre, mens tredje avdeling går over 2 semestre. Fra 1994 til 2002 konkurrerte studenter med fullført toårig økonomisk-administrativt studium fra de statlige høgskolene om direkte opptak i siviløkonomstudiets andre avdeling.<sup>3</sup> De statlige høgskolene var underlagt en felles «mønsterplan» med stor grad av faglig overlapping med de obligatoriske fagene i siviløkonomstudiets 1. avdeling.<sup>4</sup> Høgskolene opererte videre med en felles karakterskala (1-6), og opptaket til NHH ble basert på et poengsystem som likebehandlet alle skoler.

Dersom alle skoler bruker karakterskalaen likt, vil en gitt poengsum representere samme potensial for suksess på NHH, uansett hvilken skole en student har bakgrunn fra. I en regresjonsmodell hvor man forsøker å predikere studentenes prestasjoner med utgangspunkt i deres opptakspoeng skal hvilken skole det søkes fra da ikke inneholde ytterligere informasjon om forventet suksess. Finner man at for en gitt poengsum gjør studenter fra visse skoler det systematisk bedre eller dårligere enn andre, indikerer det at like gode studenter bedømmes ulikt på ulike høgskoler.<sup>5</sup> Første del av vår analyse undersøker dette. Vi finner at skolebakgrunn inneholder informasjon om studiesuksess ved NHH selv om det kontrolleres for opptakspoeng.

I andre del av analysen forsøker vi å kvantifisere konsekvensene av at ulike høgskoler bruker karakterskalaen

ulikt. Vi finner at forskjellen mellom de mest og de minst strenge skolene er så stor at det kan ta studentene flere semestre å opparbeide tilsvarende tilleggs-poeng. Videre viser analysen at omtrent ti prosent av studentene som ble tatt opp direkte til andre avdeling ved NHH, ble tatt opp på bekostning av faglig bedre studenter med bakgrunn fra «strenge» skoler. De studentene som vår modell klassifiserer som «feilopptatte», har hatt høyere strykpersent og generelt svakere studieprestasjoner enn en kontrollgruppe av marginale, «riktig opptatte» søkere.

## 2 HVORFOR PRAKTISERES KARAKTERSKALAEN ULIKT PÅ ULIKE SKOLER?

En mulig mekanisme er at besvarelser i en eksamensbunke i noen grad blir vurdert relativt til hverandre og ikke opp mot en nasjonal norm.<sup>6</sup> Dette skaper problemer dersom kvaliteten på studentene varierer systematisk fra skole til skole. Hvis en middels flink student går på en skole med lavt opptakskrav og dermed har mange svake medstudenter, vil det være lettere for vedkommende å skille seg positivt ut enn om han eller hun er den sist opptatte studenten på en skole med høye opptakskrav. Holder denne tankegangen stikk, vil ulik bruk av karakterskalaen kunne relateres til hvor lett eller vanskelig det er å komme inn på de ulike studieprogrammene.

Hvis studentene på hver skole vurderes relativt til hverandre kan det også tilsi at studenter på skoler med svake fagmiljøer blir vurdert for mildt. Dårlig studie-kvalitet vil da ikke gi seg fullt utslag i dårlige karakterer. Sterke lærere foretrekker vanligvis store fagmiljøer, og det er derfor mulig at ulik bruk av karakterskalaen indirekte kan relateres til størrelsen på studieprogrammene. En mekanisme som trekker i samme retning er at små kull fremmer tette bånd mellom studenter og lærere. Dette kan skape en psykologisk barriere mot streng sensur.

I vår analyse finner vi at skoler med streng sensurpraksis kjennetegnes ved høye opptakskrav mens skoler med

<sup>1</sup> Veiden (2004) startet en debatt om dette sist sommer. Han advarte mot «lokale karakterkulturer» og spådde en utvikling hvor «[k]arakterene ved høyskoler og universitet kommer til å bli bedre desto lenger unna Oslo man befinner seg og jo dårligere høyskolen eller universitetet er». Se også utspill i Bergens Tidende 20. 21 og 29. juli, Morgenbladet 30. juli og Nationen 17. januar 2005.

<sup>2</sup> Det gamle siviløkonomstudiet som vi her beskriver vil være utfaset i 2006.

<sup>3</sup> Enkelte andre utdannelse kvalifiserte også, blant annet toårige studier ved BI og NHHK.

<sup>4</sup> Det refereres her til «Rammeplan for toårig høyskolekandidatstudium i økonomisk-administrative fag», fastsatt av Kirke-, utdannings- og forskningsdepartementet (KUF) 24. november 1995. Denne inneholder et gitt antall vekttall innenfor fagområdene metodefag, bedriftsøkonomi, administrasjonsfag og samfunnsøkonomi. Ved opptaket til NHH ble det stilt konkrete fagkrav på 13 emner, tilsvarende 26 vekttall, basert på denne rammeplanen.

<sup>5</sup> Se fotnote 8 for referanser til lignende internasjonale studier.

<sup>6</sup> Hægeland, Raaum og Salvanes (2004) finner at en slik effekt gjør seg gjeldende i grunnskolen når de sammenligner standpunkt- og eksamenskarakter for de som gikk ut av 10. klasse i 2002 og 2003.

Tabell 1 Antall eksamensobservasjoner våren 1998 – våren 2003.

	Antall eksamener	Antall studenter	Antall eksamener per student
<b>Alle studenter</b>			
Valgfag	4 621	2 041	2,26
Andreavdeling	25 494	2 313	11,02
Tredjeavdeling	8 119	1 426	5,69
<b>Totalt</b>	<b>38 234</b>	<b>2 313</b>	<b>16,53</b>
<b>Fireårsstudenter</b>			
Valgfag	3 894	1 620	2,40
Andreavdeling	19 380	1 784	10,86
Tredjeavdeling	5 761	1 055	5,46
<b>Totalt</b>	<b>29 035</b>	<b>1 784</b>	<b>16,28</b>
<b>Høgskolestudenter</b>			
Valgfag	727	421	1,73
Andreavdeling	6 114	529	11,56
Tredjeavdeling	2 358	371	6,36
<b>Totalt</b>	<b>9 199</b>	<b>529</b>	<b>17,39</b>

mild sensurpraksis kjennetegnes med lave opptakskrav. Vi finner også en viss støtte for at programmer med mange studieplasser er strengere enn små programmer.<sup>7</sup>

### 3 DATA

Dataene vi har brukt omfatter opptaksinformasjon fra 1998-2002 og eksamensinformasjon fra 1998-2003 hentet fra Felles Studentsystem (FS) ved Norges handelshøgskole.

Karakterdataene inneholder alle emner i siviløkonomstudiets andre og tredje avdeling fra og med våren 1998 til og med våren 2003. Dette omfatter i overkant av 38000 eksamensbesvarelser fordelt på 2313 individer.<sup>8</sup> Vi har dermed et ubalansert panel med 16,5 karakterobservasjoner pr. individ. Databasen inneholder 1784 «fireårsstudenter», dvs studenter tatt opp direkte fra videregående skole til studiets første avdeling, og 529 «høgskolestudenter», studenter tatt opp til andreavdeling med utgangspunkt i et toårig høgskolestudium. Se tabell 1 for mer informasjon. Den mest sentrale delen av vår analyse er gjort på underutvalget med høgskolestudenter.

Opptaksdataene omfatter både opptatte og avviste søkere til siviløkonomstudiets andre avdeling i perioden 1998-2002. Vi har komplett informasjon om individenes opptakspoeng, skolebakgrunn og søknadsår. Opptakspoengene representerer studentenes karaktergjennomsnitt fra høgskolestudiet justert for eventuelle tilleggspoeng. Vi kan ikke skille mellom karakterpoeng og tilleggspoeng. Det tar imidlertid tid å opparbeide tilleggspoeng, og vi kjenner søkerens alder. Dette bruker vi som en proxy for tilleggspoeng. Vi har videre informasjon om antall studie-plasser i de økonomisk-administrative programmene ved de ulike høgskolene samt skolepoengkrav ved opptak to år før opptaket ved NHH. Deskriptiv statistikk om de ulike høgskolene inkludert i studien er gitt i tabell 2.

### 4 SAMMENHENG MELLOM SKOLEBAKGRUNN OG FAGLIG SUKSESS VED NHH

Sammenhengen mellom skolebakgrunn og faglig suksess ved NHH undersøkes ved hjelp av regresjonsanalyse.<sup>9</sup> Vi estimerer fire ulike modeller, rapportert i tabell 3. Den avhengige variabelen er eksamenskarakter ved NHH. Karakterskalaen går fra 0-9 med 9 som toppkarakter,

<sup>7</sup> I praksis er det ikke så lett å skille effektene fra hverandre da opptakskrav og antall studie-plasser er positivt korrelert.

<sup>8</sup> Noen få studenter som ikke med sikkerhet kan kategoriseres som fireårsstudenter eller høgskolestudenter er fjernet fra utvalget.

<sup>9</sup> Se Betts (1997) og Betts og Grogger (2003) for lignende analyser av amerikanske grunn- og videregående skoler. De finner signifikante forskjeller i karakterpraksisen mellom ulike skoler, og påviser bl.a. at streng karaktersetning øker studentenes læring. Figlio og Lucas (2004) finner tilsvarende resultater i en analyse av variasjoner i karakterpraksis mellom amerikanske barneskolelærere.

Tabell 2 Informasjon om skoler med søkere til andreavdeling ved NHH 1998-2002.

Skole	Totalt opptak 1998-2002	Min. årlig opptak	Maks. årlig opptak	Avvist søkere 1999-2002	Min. årlig avslag	Maks. årlig avslag	Min. inntaksgrense	Maks. inntaksgrense	Min. studie-plasser	Maks. studie-plasser
HIST	71	10	17	37	3	13	424	462	260	280
BI	54	0	25	53	4	23	-	-	-	-
HIA	47	8	12	52	9	20	Åpent	469	235	245
HSF	47	6	11	39	0	16	Åpent	442	50	50
HIB	42	5	10	26	4	9	473	523	50	60
HSM	32	5	8	25	3	10	Åpent	370	105	115
HSH	31	2	8	35	5	15	Åpent	411	90	110
HIS	28	3	9	35	6	11	450	480	125	125
HVE	28	3	8	17	1	10	Åpent	454	60	75
HIL	23	2	8	32	6	10	396	452	60	60
HIØ	23	1	7	26	4	11	Åpent	411	110	115
HIBU	16	2	5	21	4	7	Åpent	411	90	165
HIT	13	1	4	12	0	6	Åpent	380	55	65
HIO	13	0	6	35	5	12	414	471	130	130
HIÅ	11	0	5	5	0	3	333	428	35	35
HITØ	9	0	4	3	0	2	Åpent	Åpent	60	90
HIHE	9	0	6	7	1	3	Åpent	Åpent	80	130
HH	8	1	2	8	0	5	Åpent	Åpent	65	80
DIV	6	0	3	19	0	13	-	-	-	-
NHHK	6	0	3	0	0	0	-	-	-	-
HINT	5	0	2	15	1	9	Åpent	Åpent	100	100
HIF	5	0	2	3	0	1	Åpent	Åpent	20	55
HBO	2	0	1	7	0	5	Åpent	416	120	150
Alle skoler	529	96	117	512	114	146	Åpent	523	20	280

Inntaksgrensen er skolepoengene ved opptaket til de toårige økonomisk-administrative studiene ved de respektive høyskolene i årene 1996-2000 (to år før opptak til andreavdeling ved NHH). Studieplasser er antall studieplasser ved opptaket til de toårige økonomisk-administrative studiene ved de respektive høyskolene i årene 1996-2000 (to år før opptak til andreavdeling ved NHH). «Åpent» betyr enten at studiet var definert som åpent, eller at alle kvalifiserte søkere ble tatt opp. Informasjonen om inntaksgrenser (skolepoeng) og antall studieplasser er hentet fra ulike årganger av «Søkerhåndboka», utgitt av Samordna opptak. Opptaksinformasjon fra BI og NHHK er ikke tilgjengelig. Kategorien «DIV» er studenter med opptaksgrunnlag basert på studier ved flere skoler. Avviste søkere er kun med i utvalget dersom de ble poengberegnet. Informasjon om avviste søkeres skolebakgrunn er ikke tilgjengelig for 1998. Disse observasjonene er derfor utelatt.

5 som laudgrense og 2 som laveste ståkarakter.<sup>10</sup> Siden karakterdatabasen er et panel med gjentatte observasjoner av hver student, tillater vi en individspesifikk uobservert effekt i regresjonen. Denne modelleres som en normalfordelt, tilfeldig (random) effekt. Estimeringsmetoden er generalisert minste kvadraters metode (GLS).

Vi starter med å undersøke om høyskolestudentene som gruppe gjør det dårligere eller bedre enn fireårsstudentene. Fra tabell 3, første kolonne, ser vi at det er en statistisk signifikant, men svært liten (-0,13) forskjell i gjennomsnittskarakter mellom høyskolestudenter og fireårsstuden-

ter. Det at forskjellen er liten indikerer at opptaksgrensen ved opptak til andreavdeling i siviløkonomstudiet er satt omtrent riktig.<sup>11</sup>

I neste kolonne undersøker vi om denne svært lille gjennomsnittsforskjellen dekker over vesentlige forskjeller mellom studenter fra ulike statlige høyskoler. Dummyvariabelen for høyskolestudent erstattes derfor med separate dummyvariabler for hver av de 23 høyskolene, utenom NHH, som er representert i utvalget. Merk at høyskolene er anonymisert (rekkefølgen er ikke den samme som i tabell 2).

<sup>10</sup> Kvalitetsreformen med ny karakterskala ble implementert fra og med høsten 2003. Datasettet går til og med våren 2003.

<sup>11</sup> Riktig størrelse på opptakskvoten vil bety at de sist opptatte høyskolestudentene er jevn gode med de sist opptatte fireårsstudentene. Vi har ikke nok informasjon til å sjekke de marginale studentene mot hverandre og må basere oss på gjennomsnittsforskjellen mellom gruppene.

Vi ser at det er tildels betydelige forskjeller i prestasjoner mellom studenter fra ulike høyskoler. Dette kan indikere ulik karaktersettingspraksis ved de ulike høyskolene, men merk fra tabell 2 at flere av skolene er representert med svært få studenter. Vi har heller ikke kontrollert for opptakspoengene til studentene, og tilfeldigheter knyttet til sammensetningen av studentgruppene fra ulike høyskoler kan derfor spille inn.

I kolonne 3 kontrollerer vi for opptakspoengene hver student hadde ved opptaket til andreavdeling ved NHH. I og med at fireårsstudentene ble tatt opp direkte til NHH fra videregående skole og ikke har sammenlignbare opptakspoeng til andre avdeling, er disse utelatt fra den videre analysen. Ny referanseskole er høyskole nr. 1. Dette er en relativt stor høyskole med egne videregående studier.

Opptakspoengene består av gjennomsnittskarakter fra høyskolekandidatstudiet og inntil 0,4 tilleggspoeng for arbeidspraksis, militærtjeneste og/eller annen høyere utdanning utover opptaksgrunnlaget. Vi kontrollerer i kolonne 3 også for alder. Aldersvariabelen løper fra 0-7, der  $0 \leq 21$  år,  $1=22$  år, ... ,  $6=27$  år og  $7 \geq 28$  år. Variabelen fanger opp hvor lang tid studentene har hatt til å opparbeide seg tilleggspoeng.

Når gjennomsnittskarakteren (opptakspoengene) fra forrige studiested øker med 1, alt annet likt, ser vi at forventet karakter på NHH øker med  $1,86 \pm 0,14$ .<sup>12</sup> Merk at hvert karaktertrinn på en skala fra 1 til 6 tilsvarer 1,67 karaktertrinn på en skala fra 0 til 9.<sup>13</sup> Det synes dermed å være nærmest en én til én sammenheng mellom karakternivå på forrige studiested og karakternivå på NHH.<sup>14</sup>

Som nevnt er aldersvariabelen ment å være en proxy for studentenes tilleggspoeng ved opptak. Hvis de aktivitetene man fikk tilleggspoeng for representerte relevant kompetanseoppbygging i forhold til studiet ved NHH, skulle

aldersvariabelen ikke ha signifikant forklaringskraft. Karaktersnittet ville da via tilleggspoengene være riktig justert for ekstrakompetansen. Koeffisienten er imidlertid signifikant negativ og indikerer at tilleggspoengordningen har vært for sjenerøs fra et faglig synspunkt. Når alderen ved studiestart øker med 1 år, alt annet likt, faller forventet karakter med  $0,15 \pm 0,01$ .<sup>15</sup>

De mest interessante variablene i kolonne 3 er dummyvariablene som markerer hvilken skole den enkelte student søkte fra. Når vi nå har kontrollert for opptakspoeng og alder skulle disse ikke ha signifikant forklaringskraft i regresjonen dersom alle høyskoler bedømte like prestasjoner likt. Vi ser at dette ikke er tilfelle. For gitt poengsum og alder er det signifikante forskjeller i studieprestasjonene mellom studenter med ulik skolebakgrunn.<sup>16</sup> Forskjellen mellom de beste og dårligste studentgruppene er nær en hel karakterer. Studenter fra høyskole nr. 18 har i gjennomsnitt 0,59 dårligere karakter enn fireårsstudentene (referansegruppen), mens studenter fra høyskole nr. 13 har i gjennomsnitt 0,32 bedre karakter. Dette er konsistent med at høyskolene bruker karakterskalaen ulikt.<sup>17</sup>

Regresjonen rapportert i kolonne 3 har den høyeste forklaringsgraden i tabellen, men  $R^2$  er likevel bare 19 %. Det viser at det er stor variasjon i karakterene rundt det predikerte, forventede nivået.

Innledningsvis nevnte vi noen mekanismer som kan forklare hvordan ulike skoler kan komme til å legge seg på ulik sensurpraksis. Disse tilsa at skoler med mild sensurpraksis ville kjennetegnes av lave opptakskrav og få studieplasser. Denne hypotesen testes i kolonne 4 hvor dummyvariablene for hvilken skole en student søker fra er byttet ut med skolens karakteristika. Vi har tatt med opptakskravene for ikke-åpne høyskoler, en dummy for om studenten kommer fra et høyskolestudium som var åpent og kullstørrelsen på studiet.<sup>18</sup> Alle karakteristika er målt

<sup>12</sup> Fortegnet i tabellen er negativt fordi opptakspoengene følger karakterskalaen på høyskolene der 1 er beste karakter og 6 dårligste. Gode studenter har folgelig lave opptakspoeng.

<sup>13</sup> Bruker vi bare ståkarakterene, vil hvert karaktertrinn fra 1 til 4 tilsvare 2 karaktertrinn på en skala fra 2 til 9.

<sup>14</sup> Vi har testet spesifiseringen for mulige ikke-lineariteter i opptakspoeng og alder, men får ikke signifikante andreordensledd.

<sup>15</sup> Hansen (2005) gjør et lignende funn i en analyse av medisinstudenter.

<sup>16</sup> En F-test forkaster klart en hypotese om at alle skoledummiene er null samtidig.

<sup>17</sup> En alternativ forklaring som har vært foreslått er at noen skoler pga. god studie kvalitet greier å løfte studentene med et gitt talent til et høyere kunnskapsnivå enn andre skoler. Tabell 3, kolonne 4, innebærer i så fall at skolens studie kvalitet må være omvendt korrelert med skolens inntaksgrenser og antall studieplasser. Det er mulig at små studiesteder har bedre studie kvalitet, men vi finner det lite plausibelt at dette skal drive resultatene våre. Merk dessuten at den «ekstra kunnskapen» disse studentene eventuelt får med seg ikke hjelper dem i deres videre studier på NHH.

<sup>18</sup> Skolepoeng og antall studieplasser oppgitt i informasjonsmateriell fra Samordnet opptak.

Tabell 3 Betydningen av studentenes opptaksgrunnlag for oppnådde eksamenskarakter ved NHH.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Konstantledd	4,597***	(0,028)	4,597***	(0,028)
Høgskolekandidat†	-0,128***	(0,033)		
Høgskole nr. 1†		-0,118	(0,119)	
Høgskole nr. 2†		0,209**	(0,096)	0,195* (0,109)
Høgskole nr. 3†		-0,456***	(0,118)	-0,324*** (0,120)
Høgskole nr. 4†		0,029	(0,124)	0,054 (0,124)
Høgskole nr. 5†		-0,322**	(0,144)	-0,154 (0,134)
Høgskole nr. 6†		-0,033	(0,153)	0,109 (0,139)
Høgskole nr. 7†		-0,107	(0,152)	-0,145 (0,140)
Høgskole nr. 8†		-0,059	(0,144)	-0,080 (0,134)
Høgskole nr. 9†		-0,005	(0,167)	0,252* (0,147)
Høgskole nr. 10†		-0,482***	(0,165)	-0,480*** (0,146)
Høgskole nr. 11†		-0,345	(0,224)	-0,249 (0,184)
Høgskole nr. 12†		-0,264	(0,200)	-0,365** (0,168)
Høgskole nr. 13†		0,103	(0,220)	0,315* (0,179)
Høgskole nr. 14†		-0,212	(0,247)	-0,039 (0,200)
Høgskole nr. 15†		0,134	(0,269)	0,246 (0,214)
Høgskole nr. 16†		-0,618**	(0,262)	-0,512** (0,204)
Høgskole nr. 17†		-0,244	(0,282)	0,121 (0,220)
Høgskole nr. 18†		-0,779**	(0,357)	-0,588** (0,272)
Høgskole nr. 19†		1,176**	(0,569)	0,338 (0,429)
Høgskole nr. 20†		-0,089	(0,351)	-0,087 (0,264)
Høgskole nr. 21†		-0,111	(0,112)	0,139 (0,118)
Høgskole nr. 22†		-0,338	(0,321)	0,089 (0,245)
Høgskole nr. 23†		-0,564*	(0,323)	0,099 (0,250)
Opptakspoeng			-1,857***	(0,144) -1,812*** (0,142)
Alder			-0,150***	(0,014) -0,142*** (0,014)
Åpent studium†				1,220*** (0,375)
Skolepoeng/100				0,293*** (0,085)
Studieplasser/100				0,109*** (0,034)
Antall observasjoner	38 234	38 234	9 199	9 199
R <sup>2</sup>	0,069	0,075	0,187	0,172

Avhengig variabel er eksamenskarakter. Regresjonene er estimert med «random effects» GLS. Standardavvik er oppgitt i parentes. Dummyer for 22 ulike fag er inkludert i alle regresjonene, men ikke rapportert. BEA200 (finansregnskap og finansiering) er utelatt kategori. I siste kolonne er dummyer for høyskole 21-23 beholdt da vi ikke har data for opptakskrav og antall studieplasser ved disse skolene.

† markerer dummyvariabler  
 \* betyr signifikant på 10%-nivå  
 \*\* betyr signifikant på 5%-nivå  
 \*\*\* betyr signifikant på 1%-nivå

to år før opptaket til NHH slik at de skal stemme for kullet til den enkelte student i vårt utvalg.<sup>19</sup>

Vi ser at forventet karakter ved NHH øker med 0,29 ± 0,09 når opptakskravet ved opptaket til høyskolen øker med 1 karakter, alt annet likt.<sup>20</sup> Dette er konsistent med relativ karaktersetting. Kullstørrelsen har også noe å si.

Forventet karakter ved NHH øker med 0,11 ± 0,03 pr hundre studenter ved studiet studenten kommer fra, alt annet likt. Dette gir støtte til hypotesen om at små, muligens svake, fagmiljøer, evt. miljøer med tett kontakt mellom forelesere og studenter, belønner studentenes prestasjoner mer sjenerøst enn store, trolig sterke, fagmiljøer med større avstand mellom studenter og lærere.

<sup>19</sup> Sinking av tilleggs-poeng og forsinkelse i tidligere studium skaper en viss unøyaktighet i timingen, men dette er neppe noe problem da skolekarakteristikaene er relativt stabile over tid.

<sup>20</sup> Opptakskravet er målt ved nødvendig gjennomsnittskarakter fra videregående skole (skolepoeng).

Tabell 4 Estimer for antall feil opptatte og feil avviste søkere til andreavdeling ved NHH.

	opptatt 1999- 2002	(1a) feil opptatt	(2a) feil opptatt	(3a) feil opptatt	(4a) feil opptatt	(1b) feil avvist	(2b) feil avvist	(3b) feil avvist	(4b) feil avvist	opptatt 2001- 2002
Høgskole nr. 1	39			1		1	10		6	17
Høgskole nr. 2	54					6	9	6	5	27
Høgskole nr. 3	38	12	7	6	5					17
Høgskole nr. 4	32			1		2	4			15
Høgskole nr. 5	29	7	4							14
Høgskole nr. 6	24					3	4		1	13
Høgskole nr. 7	24	4	4		1					11
Høgskole nr. 8	25	3		2						11
Høgskole nr. 9	17		3			7		7		5
Høgskole nr. 10	15	11	1	5	1					7
Høgskole nr. 11	11	2	1	3	1					7
Høgskole nr. 12	11	2	2	1						6
Høgskole nr. 13	10					15	3	7		4
Høgskole nr. 14	11	2	6		4			3		10
Høgskole nr. 15	7		1			1				4
Høgskole nr. 16	6	4								0
Høgskole nr. 17	5					2				2
Høgskole nr. 18	4	2		1						3
Høgskole nr. 19	2					3				1
Høgskole nr. 20	2		1							1
Høgskole nr. 21	53		-	3	-	9	-		-	40
Høgskole nr. 22	6		-		-		-		-	0
Høgskole nr. 23	3		-		-		-		-	0
<b>Sum</b>	<b>428</b>	<b>49</b>	<b>30</b>	<b>23</b>	<b>12</b>	<b>49</b>	<b>30</b>	<b>23</b>	<b>12</b>	<b>215</b>
<b>% av opptaket</b>	<b>-</b>	<b>11,4</b>	<b>8,2</b>	<b>10,7</b>	<b>6,9</b>	<b>11,4</b>	<b>8,2</b>	<b>10,7</b>	<b>6,9</b>	<b>-</b>

(1a og 1b) Simulert opptak basert på modell med fullt sett med skoledummier; alle år

(2a og 2b) Simulert opptak basert på modell med skolekarakteristika, alle år

(3a og 3b) Simulert opptak for 2001-2002 basert på modell (1a og 1b) estimert på studenter opptatt i 1998-2000

(4a og 4b) Simulert opptak for 2001-2002 basert på modell (2a og 2b) estimert på studenter opptatt i 1998-2000

Studenter tatt opp på særskilte vilkår er utelatt fra det simulerte opptaket. I kolonne 2a, 2b, 4a og 4b er studenter fra høgskoler med ukjente skolekarakteristika utelatt.

Det kan kanskje virke overraskende at dummyvariabelen for åpent studium er positiv. Skolepoengvariabelen er imidlertid null når denne dummyvariabelen er én. Koeffisienten har verdi 1,220, og det innebærer at de åpne studiene har en kvalitet på studentene som tilsvarer en opptaksgrense på  $1,220/0,00293=416,4$  skolepoeng. Dette er ikke ekstremt lavt, så åpent studium betyr ikke nødvendigvis at studentene er svake.

## 5 KONSEKVENSENE FOR STUDENTENE

Det synes klart fra Tabell 3, kolonne (3) og (4) at det er systematiske forskjeller mellom studenter tatt opp med samme poengsum, men som kommer fra forskjellige høgskoler. I et «rettferdig» opptakssystem burde studenter fra

høgskoler som praktiserer karakterskalaen spesielt strengt hatt kompensierende ekstrapoeng og studenter fra høgskoler som praktiserer karakterskalaen spesielt mildt hatt tilsvarende straffepoeng. Siden et feilfritt opptakssystem neppe lar seg konstruere bør en imidlertid kunne leve med en viss grad av urettferdighet uten å bruke ressurser på å utvikle nye rutiner. Dermed er det viktig å kvantifisere størrelsen på problemet. Størrelsen på problemet kan måles med hvor mange studenter som ville blitt berørt av en omlegging til et «ideelt» opptakssystem. Siden vi har opptaksinformasjon både om opptatte og avviste søkere, kan vi anslå dette tallet.

Vår metode er som følger: Med utgangspunkt i regresjonsmodellen ovenfor predikerer vi forventet studieprestasjon

Tabell 5 Estimert nødvendig poengjustering for å oppnå et rettferdig opptak.

	1999	2000	2001	2002	Gjennomsnitt 199-2002	Gjennomsnitt 1999-2002 avrundet til nærmeste 0,05	Korteste opptjeningstid i semestre (avrundet)
Høgskole nr. 1	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Høgskole nr. 2	0,00	-0,09	-0,06	-0,03	-0,05	-0,05	1
Høgskole nr. 3	0,10	0,17	0,17	0,15	0,15	0,15	-2
Høgskole nr. 4	-0,04	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	
Høgskole nr. 5	0,05	0,06	0,12	0,05	0,07	0,05	1
Høgskole nr. 6	-0,07	-0,02	0,00	-0,03	-0,03	-0,05	1
Høgskole nr. 7	0,03	0,08	0,01	0,03	0,04	0,05	-1
Høgskole nr. 8	0,00	0,00	0,07	0,08	0,04	0,05	-1
Høgskole nr. 9	-0,15	-0,04	-0,04	-0,05	-0,07	-0,05	1
Høgskole nr. 10	0,22	0,12	0,27	0,00	0,15	0,15	-2
Høgskole nr. 11	0,00	0,00	0,06	0,10	0,04	0,05	-1
Høgskole nr. 12	0,11	0,00	0,05	0,00	0,04	0,05	-1
Høgskole nr. 13	-0,15	-0,17	-0,11	-0,08	-0,13	-0,15	2
Høgskole nr. 14	-	0,00	0,00	0,06	0,02	0,00	
Høgskole nr. 15	-0,07	-	-	0,00	0,00	0,00	
Høgskole nr. 16	0,22	-	-	-	0,22	0,20	-3
Høgskole nr. 17	0,00	-0,03	-0,03	-	-0,02	0,00	
Høgskole nr. 18	0,02	-	0,00	0,15	0,08	0,10	-1
Høgskole nr. 19	-0,01	-	-0,07	-0,06	-0,07	-0,05	1
Høgskole nr. 20	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Høgskole nr. 21	-0,01	0,00	-0,04	-0,04	-0,02	0,00	
Høgskole nr. 22	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Høgskole nr. 23	0,00	-	-	-	0,00	0,00	
<b>Opptaksgrense</b>	<b>2,16</b>	<b>2,18</b>	<b>2,14</b>	<b>2,13</b>			

Tabellen oppgir de «tilleggs- og straffepoeng» som må tildeles søkere fra ulike høyskoler for å realisere opptaket simulert i tabell 4, modell 1. Merk at fordi gode karakterer gir lav poengsum, har «tilleggs-poengene» negativt fortegn. Dersom det ikke er opptatte studenter eller avviste søkere fra en høyskole ett år, slik at nødvendig poengjustering kan beregnes, er dette markert med -.

(eksamenskarakterer) ved NHH uten ordinære tilleggs-poeng (dvs for  $alder=0$ ) for alle søkere. Vi rangerer så søkerne i hvert opptaksår etter forventet studieprestasjon, holder antall studieplasser fast og ser hvor mange ikke-opptatte som blir rangert høyt nok til at de burde bli tatt opp. Studenter tatt opp på særskilt grunnlag, dvs med lavere poengsum enn den ordinære opptaksgrensen, holdes utenfor det simulerte opptaket (men ikke utenfor estimeringen, der de tilfører verdifull variasjon).

Poenget med å predikere for  $alder=0$  er at analysen over viser at ikke bare skolebakgrunn, men også ordningen med tilleggs-poeng, skaper skjevheter i opptaket. Vi ønsker å betinge ut tilleggs-poengseffekten, og rendyrke effekten av skolebakgrunn.

Både regresjon (3) og (4) kan legges til grunn for analysen. Dersom man ønsker å teste ut modellens prediktive egenskaper kan man dessuten velge å estimere på første halvdel av utvalget (1999-2000) og deretter simulere opptaket for andre halvdel av utvalget (2001-2002). Man må imidlertid huske på at man for mange høyskolers vedkommende da står igjen med svært få studenter til å identifisere koeffisientene.

6 ANDELEN FEIL OPPTATTE OG FEIL AVVISTE SØKERE  
Vi begynner denne delen av analysen med å bruke tilnærmingene beskrevet ovenfor til å lage estimater for antall feil opptatte og feil avviste søkere til andre avdeling ved NHH 1999-2002. Resultatene er gjengitt i tabell 4.



Tabell 6 Studieprestasjoner til antatt feilopptatte studentene sammenlignet med andre marginale studenter.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
<b>Opptakspoeng</b>				
feilopptatte	2,07	2,12	2,08	2,11
kontrollgruppe	2,11	2,11	2,06	2,11
differans	-0,05 <sup>***</sup>	0,01	-0,02	0,00
<b>Gjennomsnittskarakter</b>				
feilopptatte	4,39	4,43	4,44	4,03
kontrollgruppe	4,93	5,01	4,92	5,04
differans	-0,54 <sup>***</sup>	-0,58 <sup>***</sup>	-0,47 <sup>***</sup>	-1,01 <sup>***</sup>
<b>Strykprosent</b>				
feilopptatte	0,040	0,034	0,046	0,073
kontrollgruppe	0,012	0,006	0,009	0,005
differans	0,028 <sup>***</sup>	0,028 <sup>***</sup>	0,037 <sup>***</sup>	0,068 <sup>***</sup>
<b>Antall kunteksamener</b>				
feilopptatte	2,61	2,10	2,14	1,35
kontrollgruppe	1,49	1,15	1,16	1,65
differans	1,12 <sup>***</sup>	1,61 <sup>***</sup>	0,98 <sup>***</sup>	0,30 <sup>*</sup>
<b>Antall avlagte eksamener(eksl.konting)</b>				
feilopptatte			14,95	12,51
kontrollgruppe			15,68	15,75
differans			-0,73 <sup>***</sup>	-3,24 <sup>***</sup>
Antall feilopptatte	49	30	23	12
Eksamenobservasjoner feilopptatte	867	498	348	150
Eksamenobservasjoner kontrollgruppe	842	520	351	186

Forskjellen på de ulike modellene er forklart i underteksten til tabell 4. Kontrollgruppen er konstruert ved å rangere alle antatt korrekt opptatte studenter etter opptakspoeng og fra bunnen av rangeringen plukke en like stor gruppe studenter som gruppen av antatt feilopptatte. Forskjellen i opptakspoeng er testet med tosidig t-test. Forskjellen i gjennomsnittskarakter, antall kontinueringsksamener og antall avlagte eksamener (eksklusive kontinueringsksamener) er testet med ensidig t-test der nullhypotesen er at differansen i opptakspoeng, gjennomsnittskarakter og antall avlagte eksamener (eksklusive kontinueringsksamener) er null eller positiv, og at differansen i antall kontinueringsksamener er null eller negativ. Forskjellen i strykprosent er testet ved hjelp av alminnelig normaltilnærming og nullhypotesen er at differansen er null eller negativ. Antall avlagte eksamener (eksklusive kontinueringsksamener) er for studenter opptatt i 2001 og 2002 (Modell 3 og 4) et mål på hvor langt de har kommet i studiet.

\* betyr at forskjellen er signifikant på 10%-nivå

\*\* betyr at forskjellen er signifikant på 5%-nivå

\*\*\* betyr at forskjellen er signifikant på 1%-nivå

Vi ser at det i hovedsak er samsvar mellom de ulike modellene mht hvilke skoler det er tatt opp for mange og for få studenter fra. Høgskole nr 3 og 10 skiller seg ut som skoler det klart er tatt opp for mange studenter fra, mens høgskole nr 2, 9 og 13 skiller seg ut som skoler det er tatt opp for få studenter fra. Resultatene indikerer at knappe 10 % av studentene er «feilopptatte».

## 7 HVOR MANGE «GRATISPOENG» FÅR MAN VED Å GÅ PÅ EN SNILL SKOLE?

Konsekvensene av at ulike skoler har ulik karakterpraksis kan også kvantifiseres ved å estimere hvor store justeringer i opptakspoengene som må til for å kunne realisere et «rettferdig» opptak ihht. resultatene i tabell 4. Vi har lagt modell 1 til grunn. For hver skole med feilopptatte studenter er det regnet ut hvor stort poengfradrag som måtte

til for at den beste feilopptatte studenten ikke skulle bli tatt opp, og for hver skole med feilavviste studenter er det regnet ut hvor stort poengtillegg som måtte til for at den svakeste feilavviste studenten skulle bli tatt opp. Resultatene er oppsummert i tabell 5.

Søkere fra høgskole nr 3, 10, 16 og 18 skulle hatt betydelige «straffepoeng» på grunn av for lempelig karaktergivning, mens søkere fra høgskole nr 13 skulle hatt betydelige «tilleggspoeng» på grunn av for streng karaktergivning. I den siste kolonnen er det regnet ut verdien av denne poengjusteringen ved å se på antall semestre det ville tatt å opptjene et tilsvarende antall poeng ut fra de eksisterende reglene for tilleggspoeng. Vi ser at for omkring halvparten av skolene er karakterene så avvikende at studentene ville måtte bruke ett til to semestre for å tjene opp tilsvarende tilleggspoeng. Forskjellen mellom de mest liberale og de

mest strenge skolene kan følgelig tilsvare en poengdifferanse som det vil ta fire semestre å kompensere for.

## 8 STUDIEPRESTASJONENE TIL ANTATT FEILOPPTATTE STUDENTER

Som det fremkommer av tabell 4 og 5 over, bruker høyskolene karakterskalaen så vidt forskjellig at det kan ha betydelige konsekvenser for enkeltstudenter. Anslagsvis 15 til 20 studenter kan årlig ha blitt feilaktig avvist ved søkning til siviløkonomstudiets andre avdeling, og det kan ha tatt flere semestre for disse studentene å skaffe seg tilleggs-poeng som kompenserer for den strenge karaktersettingen på høyskolen de kommer fra.<sup>21</sup>

Å komme inn på det studiet man ønsker betyr åpenbart mye for den enkelte søker, og siviløkonomstudiet ved NHH er blant de studiene i Norge som gir høyest privatøkonomisk avkastning.<sup>22</sup> Tiden man eventuelt bruker (eller slipper å bruke) på å opparbeide seg kompenserte tilleggs-poeng har også stor økonomisk betydning da denne tiden alternativt kan brukes i arbeidslivet.

Et lærested som tar opp feil studenter kan også påføres kostnader ved å få lavere gjennomsnittskvalitet på sin studentmasse. For det første kan svakere studenter føre til høyere strykprosent, og bruk av flere eksamensforsøk. For det andre blir et læresteds omdømme påvirket av kvaliteten på de kandidatene som sendes ut på arbeidsmarkedet.

I og med at NHH opplever kraftig oversøking til sine studier og burde få godt kvalifiserte studenter uansett, er det ikke åpenbart slike effekter vil ha noen målbar praktisk betydning i våre data. I tabell 6 har vi imidlertid forsøkt å belyse opptaksskjevhetene fra NHHs synsvinkel. Vi sammenligner studieprestasjonene til de studentene som i de ulike modellene i tabell 4 klassifiseres som feilopptatte, med en kontrollgruppe av marginale søkere som ikke er klassifisert som feilopptatte. Kontrollgruppen har vi konstruert ved å rangere alle antatt korrekt opptatte

studenter etter opptakspoeng, og fra bunnen av rangeringen plukke en like stor gruppe studenter som gruppen av «feilopptatte».

Vi ser at de antatt feilopptatte studentene har en høyere strykprosent, og bruker flere eksamensforsøk enn studentene i kontrollgruppen (til tross for at de har like god eller bedre opptaksspoengsum). Dette viser at skjevhetene i opptaket også påfører NHH kostnader.

## 9 ER «RELATIV SENSURERING» OGSÅ ET PROBLEM INTERNT PÅ STORE INSTITUSJONER?

Resultatene i tabell 3 er konsistente med at studenter blir sensurert relativt til dem de studerer sammen med snarene enn opp mot en nasjonal norm. Hvis dette er et allment fenomen er det tenkelig at man finner lignende tendenser mellom fagområdene ved store institusjoner som NHH.<sup>23</sup>

For å belyse dette har vi hentet ut over 90 000 eksamensresultater i tidsrommet 1995-2003 for studenter i siviløkonomstudiet.<sup>24</sup> Vi har gruppert eksamenskodene i seks valgfag (databehandling, historie, matematikk, rettslære, språk og økonomisk geografi), fem særrområder (finans, regnskap og økonomisk styring, strategi, organisasjon og ledelse, økonomisk analyse og økonomisk geografi) samt «frie støttekurs» og tredjeavdelingsutredningen.<sup>25</sup> På tilsvarende måte som vi analyserte forskjeller i eksamensresultater mellom studenter fra ulike høyskoler, har vi her brukt gjennomsnittskarakter fra de obligatoriske fagene i de tre første årene av siviløkonomstudiet som en indikator på studentenes faglige styrke, og deretter analysert hvor bra studentene gjør det i valgfrie emner og i spesialiseringsområdet i siste året av studiet. Deskriptiv statistikk (ikke rapportert) indikerer at fagområder som rekrutterer sterke studenter tenderer til å gi dårlige karakterer og omvendt.<sup>26</sup> Dette bekreftes av regresjonsanalysen presentert i Tabell 7.

Vi ser fra kolonne (1) at det er tildels store og signifikante forskjeller i karaktergivningen mellom de ulike fagområ-

<sup>21</sup> Fra og med høsten 2004 skjer opptak av eksterne kandidater til siviløkonomstudiet kun på masternivå, og det vil ikke lenger være mulig å opparbeide seg tilleggs-poeng.

<sup>22</sup> Se for eksempel Moen og Semmingsen (1996).

<sup>23</sup> Ved universitetene er det allment kjent at skalaen ble praktisert ulikt på ulike fagområder/fakultet for kvalitetsreformen. Dette var et av problemene som innføring av ny nasjonal karakterskala skulle rydde opp i, se Universitetsrådet (2000).

<sup>24</sup> Dette er altså en langt større eksamensdatabase enn det som er brukt i hovedanalysen og presentert i tidligere tabeller.

<sup>25</sup> I tabell 7 er fagene kun nummerert, og rekkefølgen er en annen enn i oppramsingen ovenfor.

<sup>26</sup> Studentene i særrområde 1 har best karaktergjennomsnitt fra andreavdeling, dernest kommer særrområde 2, 3, 5 og 4. Tilsvarende rangering for valgfagene er valgfag 6, 1, 2, 5, 3 og 4.

Tabell 7 Karaktergivning i valgfag og tredjeavdelings særrområder på NHH.

	(1)		(2)		(3)	
Konstantledd	1,940***	(0,073)	8,520***	(0,273)	5,597***	(0,303)
Særrområde 2†	0,184***	(0,038)				
Særrområde 3†	0,144***	(0,038)				
Særrområde 4†	0,858***	(0,034)				
Særrområde 5†	1,000***	(0,192)				
Frie støttekurs†	1,441***	(0,137)				
Valgfag 1†	-0,682***	(0,049)				
Valgfag 2†	-0,004	(0,041)				
Valgfag 3†	-0,213***	(0,048)				
Valgfag 4†	-0,149***	(0,046)				
Valgfag 5†	-0,131**	(0,055)				
Valgfag 6†	-0,072	(0,045)				
Tredjeavdelingsutredning†	0,965***	(0,039)				
Kandidatens gjennomsnittskarakter i andreavdeling	0,656***	(0,014)	0,697***	(0,015)	0,722***	(0,015)
Tredjeavdelingskurs†			0,309***	(0,023)	0,230***	(0,036)
Gjennomsnittlig studentkvalitet i faget			-1,435***	(0,057)	-0,845***	(0,075)
Gjennomsnittlig studentkvalitet blant kandidatene					-0,374***	(0,038)
Antall eks. avlagt innen fagområdet/100					-0,826***	(0,110)
Antall eks. avlagt innen fagområdet/100 kvadrert					-0,547***	(0,090)
Antall kandidater oppe til eksamen/100					-0,005	(0,009)
Antall kandidater oppe til eksamen/1000 kvadrert					0,045**	(0,022)
Antall observasjoner	16557		15150		15106	
R <sup>2</sup>	0,25		0,23		0,24	

Avhengig variabel er eksamenskarakter. Regresjonene er estimert med «random effects» GLS. Standardavvik er oppgitt i parentes. «Gjennomsnittlig studentkvalitet i faget» er et veid gjennomsnitt av gjennomsnittskarakterene fra andreavdeling til studenter som har tatt minst en eksamen innen fagområdet med antall eksamener innen fagområdet brukt som vektor. «Gjennomsnittlig studentkvalitet blant kandidatene» er gjennomsnittlig gjennomsnittskarakter fra andreavdeling for de andre studentene som tok samme eksamen i samme semester. «Antall eksamener avlagt innen fagområdet» referer til antall avlagte eksamener i utvalget innenfor de ulike fagområdene. «Antall kandidater oppe til eksamen» er antall studenter som tok samme eksamen i samme semester. Utvalget består av studenter som begynte på førsteavdeling i 1995 eller senere, og studenter som begynte på andreavdeling i 1997 eller senere. Studenter som har avlagt mindre enn fem andreavdelingseksamener er ekskludert. Utredninger er ekskludert i kolonne (2) og (3).

† markerer dummy variabler

\* betyr signifikant på 10%-nivå

\*\* betyr signifikant på 5%-nivå

\*\*\* betyr signifikant på 1%-nivå

dene ved NHH.<sup>27</sup> I særrområde 5 ligger gjennomsnittskarakteren en hel karakter over gjennomsnittskarakteren i særrområde 1 når vi kontrollerer for studentenes gjennomsnittskarakter i andre avdeling.<sup>28</sup> Vi ser også at valgfag 1 sensurerer strengere enn de øvrige valgfagene. Karakterpraksisen i «frie støttekurs» synes å være svært lempelig. Det avlegges imidlertid svært få slike eksamener.

I kolonne (2) forsøker vi å forklare de observerte forskjellene i forventet karakter for studenter med like gode

resultater fra andre avdeling med forskjeller i «gjennomsnittskvaliteten» på de studentene som velger seg til de ulike fagområdene. Vi ser at når gjennomsnittlig andreavdelingskarakter til studentene som velger seg inn til et fagområde øker med én karakter, faller forventet karakter for en student med et gitt karakternivå med 1,4. At koeffisienten i absoluttverdi er større enn én er overraskende, og drives i sin helhet av tredjeavdelingseksamenene i særrområde 5.

<sup>27</sup> Det har vært foreslått at resultatene avdekker forskjeller i studie kvaliteten innad på NHH og ikke forskjeller i bruk av karakterskalaen. Dette kan vi ikke avvise, men da er det i så fall slik at de beste pedagogene systematisk rekrutterer de dårligste studentene og vice versa, jfr. vår merknad ovenfor om at fagområder som rekrutterer sterke studentene tenderer til å gi dårlige karakterer og omvendt. Se fotnote 15 for en lignende drøftelse.

<sup>28</sup> Særrområde 1 kan karakteriseres som et «matematisk-analytisk» fag mens særrområde 5 kan karakteriseres som et «verbalanalytisk» fag. En nærmere undersøkelse av karakterfordelingen (ikke rapportert) viser at problemet ikke består i at særrområde 5 deler ut for mange toppkarakterer, men at svake studenter sjelden «faller igjennom» på dette fagområdet. Det synes relativt enkelt å komme opp mot laudgrensen. I det mer matematisk orienterte særrområde 1 brukes nedre del av karakterskalaen mer aktivt.

I kolonne (3) inkluderer vi ytterligere fem forklaringsvariabler: (i) Gjennomsnittlig andreaddelingskarakter til de kandidatene en blir sensurert sammen med, dvs de øvrige kandidatene som tar samme eksamen samme semester, (ii) størrelsen på fagområdet målt ved antall avlagte eksamener i årene 1995-2003, (iii) størrelsen på fagområdet kvadrert, (iv) antall kandidater som blir sensurert og (v) antall kandidater kvadrert. Variabel (i), (iv) og (v) er karakteristika ved den spesifikke «sensurbunken», snarere enn ved det fagområdet eksamen sorterer under. Vi ser at dersom gjennomsnittlig andreaddelingskarakter til de andre kandidatene øker med én karakter, alt annet likt, faller forventet karakter for en kandidat med et gitt andreaddelingsresultat med 0,4. Vi ser også at forventet karakter faller med antall kandidater som går opp til eksamen. For eksempel faller forventet gjennomsnittskarakter, alt annet likt, med 0,3 når «bunken» øker fra 10 til 70 besvarelser.

Funnene er konsistente med at det tas utgangspunkt i normalfordelingsprinsippet ved karaktersettingen og at dette medfører skjevheter, eller «urettferdighet» i karaktergivingen også mellom ulike fagområder internt på NHH. En konsekvens av dette kan være at studenter lar karakterpraksis være avgjørende når de velger spesialisering. Ulik bruk av karakterkalaen gir også forvirrende signaler til kommende arbeidsgivere. På masternivået kan skjevheter i karaktersettingen lede til en urimelig fordeling av doktorgradsmidler mellom ulike fagområder. Relativt sett svake studenter innenfor særrområde 5 kan få stipend på bekostning av sterkere studenter innenfor særrområde 1.

## 10 OPPSUMMERING OG AVSLUTTENDE KOMMENTARER

I vår hovedanalyse har vi sett på skoleprestasjonene til 529 enkeltindivider fra 23 høyskoler tatt opp midtveis i siviløkonomstudiet. Informasjon om hvilken høyskole en student har bakgrunn fra hjelper oss å predikere vedkommendes studieprestasjoner på NHH selv om vi kontrollerer for studentens opptakspoeng. Det indikerer at like prestasjoner belønnes ulikt ved ulike høyskoler. Forskjellen

mellom de mest og minst strenge høyskolene er så stor at det kan ta studentene flere semestre å opparbeide tilsvarende tilleggs-poeng. Videre viser analysen at så mye som ti prosent av studentene som ble tatt opp direkte til andre avdeling ved Norges Handelshøyskole i årene 1998 til 2002 kan ha blitt tatt opp på bekostning av faglig bedre studenter med bakgrunn fra «strenge» skoler. De studentene som vår modell klassifiserer som «feilopptatte», har høyere strykprosent og generelt svakere studieprestasjoner enn en kontrollgruppe av marginale, «riktig opptatte» søkere.<sup>29</sup>

«Feilallokering av talent» kan gi store konsekvenser både privatøkonomisk og samfunnsøkonomisk. Vi vet for eksempel at ulike typer utdanning gir svært ulik privatøkonomisk avkastning målt i lønn. Sett fra samfunnets side er det også viktig å allokere humankapitalen på en mest mulig effektiv måte.

Hvordan kan situasjonen forbedres? Forskjellene i høyskolenes bruk av karakterskalaen synes å være systematisk relatert til kvaliteten på studentmassen og størrelsen på fagmiljøet. Studieprogrammer som rekrutterer faglig svake studenter gir bedre karakterer for gitte prestasjoner. Det samme gjelder i noen grad programmer med få studie-plasser. Problemet synes dermed å være at sensorene ikke greier å danne seg et riktig bilde av den nasjonale normen som deres lokale studenter skal måles opp mot.

En løsning er å gå bort fra dagens opptakssystem med like opptakskrav uavhengig av hvor søkeren kommer fra, og heller la hver skole vurdere søkerne etter eget skjønn slik man eksempelvis gjør i USA og Storbritannia. Da kan man ta høyde for at «en A fra Harvard ikke er det samme som en A fra Boston Community College». Det vil trolig medføre utbredt bruk av internasjonale, standardiserte tester. En slik prosess vil være kostnadskrevenende både for søkerne og institusjonene.

En mer nærliggende løsning er å iverksette tiltak som hjelper sensorene til å danne seg et riktig bilde av hva som representerer den nasjonale normen for ulike karakter på

<sup>29</sup> I denne studien ser vi bare på et utvalg av de beste høyskolekandidatene, de som søker seg til NHH. Dermed kan vi strengt tatt bare trekke slutninger om hvordan karakteristika ved skolene påvirker karaktersettingen i toppen av karakterfordelingen. I analysen av karaktersettingen på ulike fagområder på NHH ser vi imidlertid på prestasjonene langs hele karakterfordelingen og finner tilsvarende tendenser. Her finner vi dessuten at strykgrensen også påvirkes av kvaliteten på de studentene som tar en eksamen eller velger seg inn til et fagområde (denne analysen er ikke rapportert). Urettferdighet mht. hvem som stryker og hvem som består et studium kan derfor være en like alvorlig side ved problemstillingen som urettferdighet mht. til opptak til videre studier. Lærer- og sykleierutdanningen kan være spesielt interessante å se nærmere på i en framtidig undersøkelse av dette.

hvert nivå og fagområde.<sup>30</sup> Et åpenbart tiltak er å være restriktiv med å avvikle bruk av eksterne sensorer. Alle karakterer brukt i denne analysen er imidlertid satt i samarbeid med eksterne sensorer, så ekstern sensur slik det har fungert til nå er ikke tilstrekkelig. Det kan skyldes at de enkelte faglærere og institusjoner selv velger sine sensorer. Da kan det danne seg samarbeidsmønstre der skoler med snill karakterpraksis velger sensorer fra andre skoler med snill praksis, og tilsvarende for strenge institusjoner. Et mer treffsikkert virkemiddel, som samtidig vil produsere interessante data for myndighetene, er nasjonale prøver.<sup>31</sup> På fagområder der mange skoler tilbyr bachelorprogrammer kan man hvert år velge ut et obligatorisk fag hvor det gis en felles nasjonal prøve. Resultatet fra denne prøven kan rapporteres direkte på vitnemålet og om den enkelte skole ønsket det, erstatte ordinær eksamen i faget. Uten kvalitetssikringsrutiner og mekanismer som gir systematiske tilbakemeldinger til sensorene om hvor «listen skal ligge» kan man vanskelig forvente at alle landets sensorer skal ha en felles oppfatning av karakterskalaen. Selv innad på en stor høyskole som NHH viser vår analyse at det er vanskelig å oppnå konsistent karaktersetting på tvers av ulike fagmiljøer. Kommentarer fra ledende universitets- og høyskolefolk så langt tyder på en manglende bevissthet om denne problemstillingen.<sup>32</sup>

## REFERANSER:

Betts, Julian R. (1997): «Do Grading Standards Affect the Incentive to Learn?», Discussion Paper 22-97, Department of Economics, University of California, San Diego.

Betts, Julian R. og Jeff Grogger (2003): «The Impact of Grading Standards on Student Achievement, Educational Attainment, and Entry-Level Earnings», *Economics of Education Review*, Vol. 22(4), s. 343-52.

Figlio, David N. og Maurice Lucas (2004): «Do High Grading Standards Affect Student Performance?», *Journal of Public Economics*, Vol. 88(9-10), s. 1815-34

Hansen, Marianne Nordli (2005): «Privatskole og karakterer på medisinstudiet», *Tidsskrift for Den norske lægeforsening*, Vol. 125 (16), s. 2216-2218.

Hægeland, Torbjørn, Oddbjørn Raaum og Kjell G. Salvanes (2004): «Pupil achievement, school resources and family background», Discussion Papers No. 397, Statistics Norway.

Moen, Espen R. og Lone Semmingsen (1996): Utdanning og livsløpsinntekt, SNF-rapport 96/96, Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Oslo.

Veide, Pål (2004): «Karakterstyrke», innlegg i Morgenbladet, 9. juli.

Universitetsrådet (2000): «Mål med mening. En utredning om etablering av en felles nasjonal karakterskala», Rapport nr. 1/2000, Det norske universitetsråd, Bergen.

<sup>30</sup> På generelt nivå jobbes det med dette i Universitets- og høyskolerådet (UHR). For å harmonisere forståelsen av hva de ulike karakterene skal innebære er det utarbeidet generelle «kravspesifikasjoner». Innen økonomis-administrative fag har Nasjonalt råd for økonomisk-administrativ utdanning (NRØA) utarbeidet fagspesifikke karakterbeskrivelser. UHRs Nasjonale fakultetsmøter har dessuten satt ned referansepanel som skal samle inn karakterstatistikk og overvåke sine fag. Det er imidlertid ingen av disse tiltakene som representerer en direkte eller fortløpende tilbakemelding til den enkelte sensor på vedkommendes karaktersetting.

<sup>31</sup> NRØA har nylig vedtatt å etablere en testbase med nasjonale tester som skal gjøres tilgjengelig for medlemmene. Disse er tenkt brukt som stikkprøver i de obligatoriske fagene i bachelorutdanningene i økonomi og administrasjon i tillegg til de lokale vurderingene. Se <http://www.uhr.no/nasjonale-rad/nrokad/referat/rm050105.htm>.

<sup>32</sup> Se debatten referert i fotnote 1.

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

**Send på e-post til:**

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

Vidar Ringstad:

# Kulturøkonomi

CAPPELEN AKADEMISK FORLAG, 2005

ANMELDT AV KARIN IBENHOLT  
ECON ANALYSE

Kulturøkonomi er et fagområde som har eksistert i flere tiår, men som først i de senere år har fått noen særlig oppmerksomhet utover den egne kretsen. Den nylig utgitte «Kulturøkonomi» av Vidar Ringstad er et tegn på den økede interessen. Boken presenterer faget på en forholdsvis lettfattelig måte, og tar for seg mange interessante problemstillinger i skjæringsfeltet kultur og økonomi. Boken retter seg mot et bredt publikum, dvs. at den ikke er en samfunnsøkonomisk lærebok i kulturøkonomi – men heller har til hensikt å fortelle andre fagområder, og da kanskje spesielt innenfor kultursektoren, hvorfor og hvordan økonomiske analyser kan være til nytte.

Kulturøkonomi har eksistert som eget fag i omtrent 40 år, og et viktig startpunkt er arbeidet til Baumol og Bown (1966). Tidsskriftet *Journal of Cultural Economics*, etablert i 1973, har hatt og har en sentral rolle i utviklingen av faget. At faget er forholdsvis nytt vitner plasseringen i JEL klassifiseringen om, emnet har «nr» Z100. Innsatsen i Norge har stort sett bestått av mindre omfattende og nasjonale arbeidere, og det er først i de senere år norske økonomer har publisert internasjonalt innenfor dette området. At området ikke har hatt høy forskningsstatus her i landet illustreres av at ikke noen av de store institusjonene har tilbud om studier i kulturøkonomi, det har først og fremst

vært de regionale høyskolene som har arbeidet med dette feltet.

## «Hvordan kan samfunnsøkonomi, den bedrøvelige vitenskapen, si noe fornuftig om slike høyverdige fenomener som teater, opera og klassisk musikk»

Boken begynner med et rask tilbakeblikk på faget kulturøkonomi, og spørsmålet hvorvidt økonomer bør arbeide med kulturspørsmål. Skepsisen til dette kommer dels fra kultursektoren selv, for å bruke Ringstads egne ord: «Hvordan kan samfunnsøkonomi, den bedrøvelige vitenskapen, si noe fornuftig om slike høyverdige fenomener som teater, opera og klassisk musikk». Nå kan vi som økonomer ikke si noe om hva kultur er og ikke er, men heller analysere spørsmål knyttet til for eksempel atferd og tilpasninger hos hhv. tilbydere og etterspørre av kulturelle goder. En god del av skepsisen kommer også fra andre økonomer – er dette virkelig et tilstrekkelig «viktig» område for oss? Nå syns Ringstad selvsagt at kultursektoren er et viktig område for økonomer, og han lister i kapittel 2 opp flere argumenter for dette, for eksempel: konsum av kulturgode gir både privat og kollektiv nytte, konsumet har positive eksterne effekter,

kulturgoder er til en viss grad formyn-dergoder, mye av «produksjonen» karakteriseres av store faste kostnader, det finnes strukturelle kjennetegn i samfunnet som bidrar til fortregning av kulturgoder over tid, nye kulturgoder kan fortrenge gamle, markedskref-tene gir som regel et smalere tilbud enn hva menneskers preferanseforskjeller skulle tilsi og kulturgoder er ulik tilgjengelig geografisk. Det skulle derfor finnes et vell av interessante samfunnsøkonomiske problemstillinger å ta fatt i. Et relevant argument som Ringstad ikke nevner eksplisitt er at kultursektoren, og tilgrensende sektorer som for eksempel reiseliv, synes å bli stadig viktigere næringer, i form av omsetning og antall sysselsatte, og at mange trendanalyser peker på en økt etterspørsel etter kulturelle opplevelser.

Resten av boken er inndelt etter ulike typer av kulturgoder: scenekunst, kulturminner, bildende kunst og skriftkultur (eller litteraturøkonomi). Videre behandles de tre temaene kultur og verdiskaping, kunstnernes arbeidsmarked-satferd og politisk kulturøkonomi. Hvert av disse temaene brukes til å belyse spesielle problemstillinger, som enten er «unike» for temaet eller berører flere temaer (og for så vidt andre økonomiske fagområder også).

Når det gjelder scenekunst har Baumols sykdom vært en sentral problemstilling.

I følge Baumol og Bowen (1966) vil scenekunst over tid tape i konkurranse med andre goder, fordi dette er en arbeidsintensiv aktivitet uten stort potensial for effektivisering. Lønnen til kunstnerne vil følge den generelle lønnsutviklingen. Denne vil være stigende ettersom effektivisering i øvrige næringslivet gir lavere produksjonskostnader og rom for lønnsøkninger. Kulturinstitusjonene vil følgelig stå overfor stadig økende lønnskostnader, som må kompenseres med økte prisene eller økte støttebeløp. Eksistensen av Baumols sykdom har imidlertid ikke latt seg bevise empirisk. Ringstads gjennomgang viser at kostnadene for de store institusjonene for så vidt har økt, men ikke primært som følge av økte lønnskostnader for kunstnerne. Mye av den observerte kostnadsveksten kan for eksempel skyldes økt administrasjon, reguleringer av arbeidsforhold og dyre oppsetninger. En viktig årsak til at Baumols sykdom allikevel ikke er en trussel for scenekunst er at etterspørsel etter kultur øker sammen med levestandarden. På den annen side er scenekunst et tidkrevende konsum, og gode mindre tidkrevende, substitutter (som TV og video/dvd) har blitt alt mer tilgjengelig – et eksempel på at nye kulturgoder kan fortrenge gamle.

*Kulturminner og kulturarv* syns jeg blir litt kort omhandlet. De tema Ringstad tar opp er verdien av kulturminner, metoder for verdsetting og museenes forvaltningsansvar. Her savner jeg for eksempel avveininger mellom bruk og bevaring av kulturminner og konsekvenser av ulike reguleringsregimer. Kulturminner har mange typer av verdier, og Ringstad lister opp opsjonsverdi, eksistensverdi, forvalteransvar og prestisjeverdi. En liste som jeg ville ha komplettert med kunnskaps- og kildeverdi og opplevelsesverdi. Ulike metoder for verdsetting omtales, hvorav de fleste henter metodikken fra verdsetting av miljøgoder og hvor avdekking av betalingsvillighet for bevaring står sentralt. Ringstad referer til flere studier, deriblant folkeavstemninger i Sveits,

som viser at folk generelt har en forholdsviss høy betalingsvillighet for kultur og kulturminner. Mye av kapitlet omhandler museer og deres forvaltningsoppgaver, inkludert argumenterer for hvorfor de bør ha mye offentlig støtte. Museer er til stor del et kollektivt gode, og mange har i tillegg store faste kostnader som ikke kan dekkes inn ved brukerfinansiering.

### En felles konklusjonen fra flere analyser av prisutviklingen er at kunst i gjennomsnitt ikke har hatt høyere avkastning enn alternative plasseringer, dvs. aksjer

Kapitlet om *Bildende kunst* fokuserer på hvorvidt det er lønnsomt eller ikke å samle på kunst, og ulike særtrekk ved kunstmarkedet. Lønnsomhet er i mange tilfeller et underordnet kriterium for kunstsamlere, og dette, i kombinasjon med andre særtrekk ved kunstmarkedet, gjør at «vanlige» likevektsanalyser kan ha begrenset verdi for å analysere utviklingen i dette markedet. Allikevel er prisutviklingen for kunst ikke helt tilfeldig og den kan delvis forklares med inntekt, avkastning på alternative plasseringer og generell prisutvikling. En felles konklusjonen fra flere analyser av prisutviklingen er at kunst i gjennomsnitt ikke har hatt høyere avkastning enn alternative plasseringer, dvs. aksjer. I tillegg er prisindekser for kunst og kursutviklingen på aksjer som regel positivt korrelert – dvs. at investeringer i kunst sannsynligvis ikke er en vellykket diversifiseringsstrategi i forhold til aksjer.

Kapitlet om *Litteraturøkonomi* omhandler tema som tilbud av bøker, konsentrasjon og markedsrett blant forlag og bokhandlere, hvem leser og faste kontra frie bokpriser og den norske bokavtalen. Ringstad peker på at det finnes få

studier innenfor dette fagfeltet, allikevel er dette det lengste kapitlet hvilket kan ha sammenheng med at Ringstad selv har gjennomført flere av de refererte studiene. Samtidig er bokpriser et høyst aktuelt tema, og de aller fleste har sikkert fått med seg den norske diskusjonen pro og kontra frie priser de senere år. Ringstad konkluderer med at det finnes fordeler og ulemper med begge systemene, og at det ikke er opplagt hvilke som er viktigst. I alle de land som har gått fra faste til frie priser, og som det foreligger data for, har det imidlertid ikke skjedd noen dramatiske endringer verken i den ene eller andre retningen. Det skal derfor bli spennende å se hva som skjer i Norge når de faste prisene nå gradvis blir redusert eller forsvinner – her blir det mye stoff for oss økonomer å ta fatt i.

### Det er gjort mange Economic Impact analyser (EI-analyser) som viser hvilken fantastisk avkastning man kan få av å stimulere til ulike former for kulturaktiviteter. Her har det imidlertid vært mye syensing, dårlig forskning og ikke minst misbruk av resultater

*Kultur og verdiskaping* er et tema som har interessert mange, og da kanskje spesielt kultursektoren selv, i flere år. Det er gjort mange Economic Impact analyser (EI-analyser) som viser hvilken fantastisk avkastning man kan få av å stimulere til ulike former for kulturaktiviteter. Her har det imidlertid vært mye syensing, dårlig forskning og ikke minst misbruk av resultater. Som Ringstad helt riktig påpeker er det ofte kultursektoren selv som er ukritisk bruker av EI-analyser, og som bruker dem for å fremme egne interesser. Ringstad

understreker behovet for at vi økonomer som driver innenfor dette feltet er meget nøkterne med hva disse analysene egentlig kan brukes til, og at vi utfører dette håndverket på en faglig forsvarlig måte. Noen vil hevde at seriøse økonomer ikke bør gjennomføre EI-analyser ettersom resultatene så lett kan «misbrukes», men dette er verken Ringstad eller jeg enig i. Og risikoen for misbruk blir redusert hvis analysene har høy faglig kvalitet. I omtalen av verdiskaping savner jeg et tema, og det er hvorvidt kultur kan påvirke tilknytning til og identitet i forhold til et sted/by og dermed indirekte påvirke verdiskapningen på disse stedene/byene (se for eksempel Weissglas m.fl. (2002) Baadsvik og Daugstad (2003) og ECON (2003)).

I kapitlet om *Arbeidsmarkedet for kunstnere* tar Ringstad opp problemstillinger knyttet til preferanser for tidsanvendelse, økonomisk risiko ved jobbvalg, hvorvidt kunstnere er fattige eller ikke, forekomsten av såkalte superstjerner samt opphavsrettigheter. Mange vil kunne hevde at det å være kunstner er et resultat av «indre driv», eller et «kall», og at man derfor ikke kan bruke generelle modeller for arbeidsmarkedetsferd for å forklare hvorfor så mange velger å bli kunstner til tross for en lav forventet inntekt. Flere studier viser imidlertid at kunstnere har forskjellige strategier for å kompensere for lav inntekt, og at generelle modeller dermed kan brukes – dog med hensyn tatt til noen særpreg. Et av disse er forekomsten av flere jobber for å redusere den økonomiske risikoen. For øvrig ser det ut til at inntektsforskjeller mellom kunstnere kan forklares med samme typer av kunnskapskapitalmodeller som brukes for andre arbeidstakere. Dette betyr blant annet at trening, erfaring og utvikling av spesialiteter gjenspeiler seg i inntekten for kunstnere akkurat som for oss andre.

Det siste kapitlet omhandler *politisk kulturøkonomi og kulturøkonomisk forskning*, og knyttes sammen med tråden fra inn-

ledning: det teoretiske fundamentet for kulturøkonomi og hva faget kan bidra med i kulturpolitikken. I følge Ringstad har normative analyser dominert faget, men public choice (eller politisk økonomi som Ringstad foretrekker å kalle det) har blitt en viktigere faglig retning de senere år, og Ringstad etterlyser mer forskning innenfor dette feltet. Dette kan gi oss svar på hvordan kulturpolitikken blir utformet i praksis. Talsmennene for kultursektoren behersker gjerne retorikkens kunst, og er viktige meningsbærere. De kan derfor ha en ekstra fordel i utformingen av politikken, og lettere påvirke «folkets» holdninger til offentlige bevilgninger til kulturformål, på godt og ondt.

Ringstad har skrevet en omfattende bok om et omfattende tema. Det er sikkert noen som vil føle at viktige temaer er for lite, eller overhode ikke, omtalt (for eksempel musikk og film), mens andre temaer kanskje er litt for detaljert beskrevet. Referanselisten er imponerende lang, og internasjonal. Samtidig er den regionalt snever: de norske/nordiske referansene er fokusert rundt egne arbeidere og Telemarksforskning i Bø – men det er gjort mange andre arbeidere både i Norge og øvrige Norden som kunne ha fortjent omtale, for eksempel Ericsson og Vaagland (2002) og Johansson m.fl. (1997). Men, en forfatter må alltid avveie og avgrense stoffet, og boken er lang nok som den er. Fremstillingen er stedvis litt tung og ordrik, og en kraftigere redigering av teksten hadde vært på sin plass – noen steder er det rene gjentakelser som burde ha blitt luket bort. Og hvorfor er det ingen bilder, diagrammer eller andre grafiske fremstillinger? Det ville ha øket leseutbyttet betraktelig, uten å ha gjort boken mindre seriøs. Underveis forklares en del økonomiske uttrykk, og disse kunne med fordel ha blitt satt i bokser slik at leseren fort kunne finne tilbake til dem – til og med jeg gikk litt i surr med alle effekter i EI-analysene, og da hadde det vært fint å slippe å lete seg tilbake i teksten.

Alt i alt har Ringstad skrevet en interessant bok om kulturøkonomi. Kultur blir av mange sett på som en viktig og voksende sektor som kan ha stor økonomisk betydning. Jeg tror at interessen for økonomiske problemstillinger knyttet til kultur vil øke i årene som kommer. Det finnes også et stort behov for gode analyser, som kan overbevise skeptikere i begge leire om nytten av økonomiske analyser. Som innføring i et spennende område anbefales boken både til kulturinteresserte økonomer, såkalte kulturbyråkrater og økonomiinteresserte kulturarbeidere.

#### REFERANSER:

Baadsvik, K. og K. Daugstad (2003): «Kulturminner og kulturmiljøer som grunnlag for verdiskaping», Oppdragsmelding 783 Norsk Institutt for naturforskning, Trondheim.

Baumol, W.J. og W.G. Bowen (1966): *Performing Arts: The Economic Dilemma*, Twentieth Century Fund, New York.

ECON (2003): *Kulturminner og næringsutvikling – Møllebyen i Moss, Levanger-Inderøy-Verdal*, Rapport 2003-131, Oslo.

Ericsson, B. og J. Vaagland (2002): «Arrangementer og destinasjoner. Lokalsamfunnsmessige og lokaløkonomiske sider ved kulturfestivaler», Rapport nr 16:2002, Østlandsforskning, Hamar.

Johansson, R., P. Brosse og L.E. Korsell (1997): *Kartläggning av konstnärernas verksamhetsinriktning och ekonomiska förhållanden*, SOU 1997:190, Stockholm.

Weissglas, G., M. Paju, L. Westin, T. Danell (2002): *Kulturarvet som resurs för regional utveckling – En kunskapsöversikt*, Rapport 2002:1, Riksantikvarieämbetet, Stockholm.



Gunnar Bårdsen, Øyvind Eitrheim, Eilev S. Jansen and Ragnar Nymoen:

# The Econometrics of Macroeconomic Modelling

OXFORD UNIVERSITY PRESS, OXFORD, UK, 2005

ANMELDT AV ÅDNE CAPPELEN  
FORSKNINGSAVDELINGEN SSB

Tema for denne boken er hvordan man går fram for systematisk å teste ulike makroøkonomiske hypoteser, snarere enn hvordan man kan illustrere empiriske egenskaper ved en spesifikk, men ad hoc valgt, økonomisk teori. Boken ble til på oppfordring fra prof. C. Granger som fikk Nobelprisen for et par år siden for arbeidet som har betydd mye nettopp for utviklingen av den modelleringsstrategien som forfatterne benytter seg av. At boken er kommet ut i serien *Advanced Texts in Econometrics* på OUP er en flott anerkjennelse av forfatternes virksomhet. Det meste av innholdet i boken er dessuten bearbejdede versjoner av artikler som forfatterne har publisert i internasjonale tidsskrift over en årrekke. I forordet skriver forfatterne at boken omhandler den tilnærmingen til makroøkonomisk modellering som de hadde valgt i forskningsavdelingen i Norges Bank de siste 15 årene. I Norge er det på mange felt slik at en god evaluering kan være «farlig», og modellutviklingen i Norges Bank har i senere år gått i en helt annen retning enn det forfatterne av denne boken forfekter.

I et innledningskapittel gis det en oversikt over opplegget og innholdet i boken. Det andre kapitlet presenterer den metodiske ansatsen som boka bygger på. Dette anvendes så i kapitlene 3-8 som særlig diskuterer modellering av

lønns- og prisdannelsen. Kapittel 9 og 10 omhandler transmisjonsmekanismer i økonomien, f.eks. hvordan endringer i den nominelle renten påvirker realøkonomiske forhold og inflasjon. Det siste kapitlet drøfter prognoser, og fokuserer blant annet på hvorfor statistiske modeller ofte gir bedre prognoser enn strukturelle modeller. Boken inneholder også et vedlegg som diskuterer Lucas-

**Etter mitt syn er den imidlertid et fruktbart utgangspunkt for å forstå de hindre som må passeres for å kunne etablere et troverdig empirisk modellprosjekt hvor det å lære mer om økonomiens funksjonsmåte står sentralt**

kritikken, løsning og estimering av modeller med rasjonelle forventninger samt beregning av interim multiplikatorer i lineære dynamiske modeller.

Det andre kapitlet i boken gir altså en presentasjon av den generelle metodiske tilnærmingen. Denne oppsummeres i tre punkter. Utgangspunktet er den simultane sannsynlighetsfordelingen for de relevante makroøkonomiske varia-

ble. Gjennom et valg av relevante variable, defineres og analyseres deler av økonomien. Dette skjer ved marginalisering av den simultane fordelingen. I trinn to skilles det mellom eksogene og endogene variable gjennom betinging slik at partielle modeller kan analyseres. Det tredje punktet innebærer en kombinasjon av disse partielle modellene i en makromodell. Denne framgangsmåten er på ingen måte ukontroversiell slik forfatterne selv redegjør for. Etter mitt syn er den imidlertid et fruktbart utgangspunkt for å forstå de hindre som må passeres for å kunne etablere et troverdig empirisk modellprosjekt hvor det å lære mer om økonomiens funksjonsmåte står sentralt. Denne læreprosessen kan delvis oppsummeres gjennom kravene til hva LSE-skolen kaller kongruente modeller som i tillegg omslutter alternative modeller. Forfatterne diskuterer også i hvilken grad kombinasjonen av submodeller til en makromodell kan være gyldig i streng forstand rent statistisk. De tilkjenner at det nok sjelden vil være tilfellet. Alternativet er å nøye seg med en liten simultan modell mellom noen få makroøkonomiske størrelser. Selv om man da kan slippe unna å pålegge lite troverdige identifikasjonsrestriksjoner, vil man i stedet pålegge aggregeringsrestriksjon som etter mitt syn er helt uten troverdighet, som aldri testes, og som normalt vil gi en lite stabil modell, og

derfor ikke oppfyller kravet til kongruens.

Kapittel 3 er et kort kapittel som omhandler hovedkursen for lønns- og prisdannelse og ikke minst de statistiske implikasjonene av teorien. Siden denne modellen er mye brukt i praktisk orientert økonomisk diskusjon i Norge (og Sverige), burde den interessere mange norske økonomer. Særlig kritiserer forfatterne den praksis som mange av oss ofte følger, nemlig å formulere modellen på vekstform og ikke på nivåform. I kapittel 4 kontrasteres denne modellen med Phillips-kurven, som internasjonalt fortsatt er den dominerende inflasjonsmodellen. Et viktig poeng som forfatterne viser i dette kapitlet er hvordan disse to modellene kan kombineres slik at Phillips-kurven fanger opp korttidsegenskaper og hovedkursen langtidsegenskaper i lønns- og prisdannelsen. I kapittel 5 presenteres så i første omgang den såkalte Layard-Nickell modellens teoretiske bakgrunnen. Her presenteres en modell for imperfekt konkurranse både i produkt- og arbeidsmarkedet. Innenfor dette perspektivet vil begrepet NAIRU, som har en presist tilbudsside-tolkning innenfor en Phillips-kurve modell, generelt være avhengig av forhold også på etterspørselsiden. Bare i et spesialtilfelle vil NAIRU ha en tolkning som likner på den som følger av Phillips-kurven (pålagt dynamisk homogenitet). Videre diskuteres betingelsene for at parametrene i separate lønns- og prislikninger skal være identifiserbare, og dette illustreres så på norske og britiske data.

**Et viktig hovedfunn i kapitlet er at forfatterne forkaster synspunktet om at stabil inflasjon faller sammen med at den faktiske arbeidsløsheten konvergerer til den «naturlige ledigheten»**

Kapittel 6 presenterer så en fullstendig submodell for lønns- og prisdelen av økonomien som illustreres med økonomiske analyser på data for flere land. Dette kapitlet lever opp til hovedtemaet i boken, nemlig å teste ulike makroøkonomiske hypoteser mot hverandre. For eksempel kan Phillips-kurven ses på som et spesialtilfelle av en mer generell modell. Et viktig hovedfunn i kapitlet er at forfatterne forkaster synspunktet om at stabil inflasjon faller sammen med at den faktiske arbeidsløsheten konvergerer til den «naturlige ledigheten». En slik oppfatning støter en på til stadighet i norsk debatt og i utenlandske analyser. Selv siste OECD-rapport om norsk økonomi synes å være basert på dette synet. Det presiseres at hypotesen om statisk homogenitet i lønns- og prisdannelsen, som følger av de fleste økonomiske teorier på området, og som gjerne finner god støtte i data, men kan ikke utvides til å gjelde dynamisk homogenitet. Denne hypotesen forkastes som regel empirisk og det er utviklet mange ulike teoretiske hypoteser de siste tiårene for å forklare nominell rigiditet. Slik rigiditet er også en sentral faktor bak sentralbankers forståelse av sin oppgave i utø-

**Forfatterne viser også til studier som entydig peker i retning av at Phillips-kurven forkastes som modell for lønnsdannelsen i de fleste europeiske land til fordel for en såkalt lønnskurvemodell i tråd med Layard og Nickell, men også forfatternes formulering av hovedkursmodellen**

velsen av pengepolitikken. Forfatterne viser også til studier som entydig peker i retning av at Phillips-kurven forkastes som modell for lønnsdannelsen i de fleste europeiske land til fordel for en

såkalt lønnskurvemodell i tråd med Layard og Nickell, men også forfatternes formulering av hovedkursmodellen. Konklusjonen fra empiriske analyser er at man ut fra en analyse av lønns- og prisdannelsen alene, ikke kan komme fram til et entydig nivå på arbeidsledigheten. Det er nødvendig å integrere dette subsystemet i et større system som inkluderer andre deler av økonomien. Dette kommer forfatterne tilbake til i kapittel 9.

Kapittel 7 omhandler et av de mest aktuelle forskningstema i makroøkonomisk litteratur for tiden, den nykeynesianske Phillips-kurven (heretter NKPC). Her illustreres igjen bokens hovedtema, en hypotese testes opp mot en alternativ hypotese. Forfatterne nøyer seg ikke med å finne empirisk støtte for gitt modell som man helst vil tro på, men den må måles opp mot en konkurrent. Dette gjøres delvis på de samme data som andre har brukt for å gi støtte til denne spesielle versjonen av nykeynesiansk makroteori. Forfatterne kommer fram til at hypotesen må forkastes i hovedsak til fordel for en modell som likner på det de har kommet fram til i kapittel 6. Et sentralt trekk ved NKPC er at modellen eksplisitt inneholder forventninger om framtidige størrelser. Det betyr at en modell ikke kan løses rekursivt i tid ut fra initiale betingelser alene. Fortid, nåtid og framtid er koblet intimt sammen. I prinsippet har dette også betydning for muligheten til å lage delmodeller siden slike betingede modeller nå vil være integrert med resten av modellen på en langt mer komplisert måte enn når man har en tidsrekursiv modell. Ved å åpne for en mer generell modell for prisdannelsen, som inkluderer både framoverskuende inflasjonsledd og lagget inflasjon, viser forfatterne at en vanlig hybrid versjon av NKPC som rapporteres i tidsskriftlitteraturen må forkastes til fordel for en prisrelasjon som korresponderer med teorien for imperfekt konkurranse og er uten framoverskuende ledd. Dette er et eksempel på bruken av «encompassing» (på norsk gjerne kalt omslutning). Ved å

inkludere sentrale ledd fra en alternativ hypotese, må to hypoteser konkurrere med hverandre og det kan settes opp en rekke empiriske kriterier for hvordan man skal velge mellom de to. Forfatterne av denne boken redegjør for sitt i valg i kapittel 2. Gitt disse kriteriene, forkastes altså den vanlige NKPC til fordel for en modell uten framoverskuende variable. Merk at dette ikke er en teoretisk begrunnet forkastning, men kun at gitt et sett av modellseleksjonskriterier, velges NKPC bort. Forfatterne er ikke alene om en slik konklusjon i litteraturen (og studier vi har gjort i SSB på norske data med ulike aggregeringsnivåer finner det samme som forfatterne). Resultatene for Norge burde åpenbart være av interessere for pågående modellarbeid både i Norges Bank og andre steder.

I kapittel 8 drøfter forfatterne betydningen av penger for inflasjonen. I de inflasjonsmodellene som er presentert tidligere i boka, glimrer nemlig penger med sitt fravær. Hvordan er det mulig når en ikke ukjent økonom har sagt at inflasjon alltid og overalt er et monetært fenomen? Nå er den modellen forfatterne foretrekker ikke uforenlig med en modell hvor ubalanser i produkt- og arbeidsmarkedet står sentralt for å forstå inflasjon. Slike ubalanser kan skyldes pengepolitikk. Men forfatterens modell er ikke forenlig med den enkle kvantitetsteorien. Forfatterne viser først at selv om det er mulig å finne en stabil etterspørselsrelasjon for penger for Euro-området, kan ikke en slik relasjon inverteres for å gi en inflasjonslikning (under forutsetning om at sentralbanken kan styre pengemengden (M3), noe som har vist seg vanskelig i de land som har forsøkt). En tilsvarende studie på norske data (nå med M2) lar seg ikke så lett passe inn i denne framgangsmåten fordi forfatterne finner at inflasjonen ikke spiller noen selvstendig rolle for Norge. Den estimerte pengeetterspørselsrelasjonen kan derfor ikke inverteres uten videre. Selv om en forsøker å tillempe modellen litt, finner forfatterne at heller ikke på norske data kan en finne

noen fornuftig økonometrisk modell for inflasjonen basert på en invertert pengeetterspørselslikning.

### Selv om en forsøker å tillempe modellen litt, finner forfatterne at heller ikke på norske data kan en finne noen fornuftig økonometrisk modell for inflasjonen basert på en invertert pengeetterspørselslikning

Forfatterne nester så flere konkurrerende inflasjonsmodeller for Euro-området for om mulig å kunne finne fram til en kongruent modell som omslutter rivalene. Den europeiske sentralbankens aggregerte modell kommer i så måte godt ut sammenliknet med flere alternativer. Når en tar i betraktning de ulike modellenes prognoseegenskaper, er konklusjonen litt mindre klar. Vi skal ikke gjengi resultater herfra, men bare framheve hvordan forfatterne bruker det metodiske rammeverket i kapittel 2 i full bredde i dette kapitlet og således lever opp til sitt program. Dette gjentas i kapitlets siste avsnitt som går gjennom det samme basert på norske data. Modeller testes opp mot hverandre og i forhold til en mer generell ikke-restriktert modell, og modellenes prognoseegenskaper studeres nøye. Her er boken på sitt beste som en lærebok for økonometrisk orienterte modellbyggere. Resultatene for Norge viser at forfatternes foretrukne modell på aggregerte data støtter hypotesen om en modell for imperfekt konkurranse for lønns- og prisdannelsen som vi har blitt presentert for tidligere i boken. En viktig konklusjon er at monetære variable ikke spiller noen direkte rolle i for den betingede modelleringen av aggregerte pris- og lønnsrelasjoner.

Kapittel 9 viser hvordan overgangen fra trinn 2 til trinn 3 (jf. kapittel 2) i modellingsstrategien kan gjennomføres i

praksis. Hva kreves for at en delmodell skal kunne integreres i en totalmodell og hvilke egenskaper ved modellen trenger vi å studere i denne prosessen? I den foretrukne lønns- og prismodellen fra kap. 8 peker variable som arbeidsproduktivitet, arbeidsledighet, produksjon og importpriser seg ut som potensielt viktige variable som kan sette i gang og vedlikeholde lønns- og prisspiraler i en liten åpen økonomi som den norske. Politikkvariable knyttet til finans- og pengepolitikk derimot oppfattes som strengt eksogene variable, dvs. variable som ikke påvirkes av modellens endogene variable. Forfatterne presenterer så (marginale) økonometriske modeller for de sentrale makrovariable som trengs for å få en ganske komplett liten makromodell for norsk økonomi. Her er likninger for valutakursen, ledighetsraten, BNP for fastlandsøkonomien, gjennomsnittlig arbeidsproduktivitet og finansielle variable som påvirker BNP og som er knyttet til sentralbankens styringsrente (som altså ikke er modellert). Innenfor denne rammen testes så svak eksogenitet og parameter invarians. Det siste gjøres ved å inkludere intervensjonsvariable i de marginale modellene i lønns- og prisklokken for å se om de blir signifikante der. Dessuten testes hvorvidt feiljusteringsleddene i de marginale modellene spiller en rolle for lønns- og prisrelasjonene. Gjennomgående finner forfatterne da god støtte for sin modell, selv om alle tester ikke passerer. Modellen suppleres så med visse identiteter og estimeres deretter med full informasjon maksimum likelihood metoden (FIML). Estimaten som da framkommer avviker ikke mye fra det som er oppnådd gjennom den mer skrittvis framgangsmåten som er presentert i kap. 2. Normalt vil en i større makromodeller ikke være i stand til å bruke FIML. Det er derfor et interessant funn at valg av estimeringsmetode ikke spiller så stor rolle. Det hadde vært interessant om forfatterne hadde vurdert systematisk andre estimeringsmetoder enn FIML opp mot den trinnvise metoden de har brukt, slik f.eks. Ray Fair har gjort i sine

bøker. I denne sammenhengen ville det også være interessant å få vite om prognoseegenskapene varierte mellom modeller estimert med ulike metoder. Det burde ikke være en for omfattende jobb med en såpass aggregert modell. Den aggregerte modellen som forfatterne bruker, har noen relasjoner som er av typen kvasi-redusert form, og det er ikke lett å se klart den strukturelle modellen (eller mikrofundamentet om en vil) som ligger bak. Det står ellers i motsetning til lønns- og prismodellen hvor teoribakgrunnen eksplisitt er presentert i tidligere kapitler. Men det er prisen man antakelig må betale hvis man skal arbeide med en så aggregert og liten økonometrisk modell.

**Forfatterne konkluderer med at et økonometrisk modellprosjekt av den typen de har gjennomført, er relevant for sentralbanker som styrer etter inflasjonsmål, men påstår ikke at deres nødvendigvis er det eneste saliggjørende modellprosjektet**

Modellen har gode egenskaper mht. til å reproducere historien ved dynamiske simuleringer, men sliter litt mer med reproduksjonen av data etter estimeringsperioden. Det er et vanlig fenomen og verst er det med valutakursen. Her er det verd å minne om at en liten modell som denne blir svært simultan, og mer simultan enn en stor disaggregert modell vanligvis vil være, særlig på kort- og mellomlang sikt. Det gjør at vansker med prognoseegenskapene i en likning, fort smitter over på resten av modellen. Deretter viser forfatterne hvordan et permanent renteskift virker på inflasjon, valutakurs og realøkonomi. Effektene er kvalitativt som en

kanne forvente, men jeg merket meg at de tallmessig er noe mindre enn f.eks. vi har i KVARTS (uten at det er noen fasit). Forfatterne konkluderer med at et økonometrisk modellprosjekt av den typen de har gjennomført, er relevant for sentralbanker som styrer etter inflasjonsmål, men påstår ikke at deres nødvendigvis er det eneste saliggjørende modellprosjektet.

Kapittel 10 følger opp det forrige kapitlet ved å analysere hvordan den aggregerte modellen fungerer dersom en inkluderer ulike renteregler i modellen. Mens modellen i kapittel 9 hadde eksogen styringsrente, blir modellen nå supplert med en renteregulering. Fire ulike regler studeres og alle er av den bakoverskuende typen. Den første er en variant av Taylor-regel hvor et strikt mål om inflasjonsstyring er et spesialtilfelle, den andre vektlegger også en gradvis endring i styringsrenta, den tredje vektlegger også stabil valutakurs. Den fjerde er også basert på et strikt inflasjonsmål men med tillegg for realtidsvariable som ledighet, lønnsvekst og kredittvekst som kan si noe om økonomien uten å være beheftet med måleproblemer i samme grad som f.eks. BNP-gap, som ofte inngår i Taylor-regelen. Makromodellen simuleres så med endogen rente, dvs. ulike renteregler i seksårsperioden 1995-2000 for å vurdere hvordan slike regler ville ha virket i en periode med ulike typer sjokk i økonomien. En standard Taylor-regel klarer seg ganske bra. Å supplere denne med andre hensyn bidrar rimeligvis til å øke volatiliteten i andre målvariable som inflasjon og/eller BNP-vekst. Regler som tar hensyn til den volatile utviklingen i BNP, vil normalt produsere stor volatilitet i renten. Å vektlegge valutakursstabilitet har sin pris i form av mer volatilitet i produksjon og arbeidsløshet, noe som selvsagt er en interessant lærdom i Norge siden det var dette vi forlot i 1999 eller 2001 (litt avhengig av tolkningsviljen).

Bokens siste kapittel dreier seg om prognoser ved hjelp av økonometriske modeller. Her diskuteres kildene til

prognosefeil, og forfatterne sammenlikner prognosefeil ved en stor strukturell økonometrisk modell med mer rendyrkede tidsseriemodeller. Noen viktige egenskaper ved prognosene basert på en strukturell modell påpekes tidlig. Hvis en er dårlig til å lage prognoser for de eksogene variablene i modellen, kan man komme svært dårlig ut, selv i forhold til en så enkel modell som «veksten neste år blir som i år». Hvis vi ser bort fra dette, og tenker oss at vi klarer å lage gode prognoser for eksogene variable, er vi likevel ikke i mål. Hva om det skjer strukturelle endringer i modellen? Da kan den enkle modellen gjøre det bra hvis bruddet allerede har skjedd, men vi har ikke klart å få det inn i modellen. Hvis bruddet skjer i perioden som det lages prognose for, vil alle modeller gjøre det dårlig med mindre vi vet hva strukturbruddet består i. Men det er verd å merke seg at en prognosefeil pga. et brudd ikke uten videre gjør den strukturelle modellen unyttig for politikkanalyser, siden noen viktige parametre kan være invariante overfor strukturendringen. De prinsipielle synspunktene belyses så ved å sammenlikne ulike varianter av RIMINI-modellen som Norges Bank brukte tidligere. For det første har man den foretrukne modellversjonen basert på de økonometriske metodene forfatterne forfekter. Så benyttes en versjon hvor man utelukker feiljusteringsleddet i den normale versjonen av modellen. En forventet bedre versjon av denne modellen er å reestimere en versjon RIMINI hvor dynamiske ledd er med, men ikke feiljusteringsleddene. Endelig vurderes noen enkle univariate modeller. Resultatene av denne sammenlikningene av ulike modeller illustrerer stort sett teoretiske antakelser. Særlig over korte horisonter vil helt håpløse modeller både sett med en teoretisk økonoms og en økonometrikers øyne kunne være bedre enn alle konkurrenter. På litt lengre sikt vil modeller med mer teoriinnhold normalt gjøre det bedre. Det finner forfatterne gjelder i sin studie, og det har andre funnet tidligere. Det er tolkningen av hvorfor dette skjer som

gir ny innsikt. Igjen må en minne om at i virkelige prognosesituasjoner hvor strukturelle brudd kan forekomme, gjelder ikke konklusjonene uten videre. I den situasjonen forfatterne analyserer, vet vi at feiljusteringsleddene er «gode». Post-sampel, vet vi ikke det.

## Makromiljøet i SSB vil vi ha stor nytte av å bruke denne boken i sitt arbeid, og jeg håper vi ikke blir alene om det

Som jeg har vært inne på underveis, er dette en bok som kanskje først og fremst tar sikte på å vise hvordan et bestemt forskningsprogram (eller metodikk) er nyttig for å utvikle empirisk baserte makromodeller. Metodene brukes i stor grad gjennom hele boka på ulike data og forfatterne viser dermed at metoden er anvendbar. I tillegg til å illustrere at programmet er fruktbart som strategi, presenteres det delinnsikter om f.eks. lønns- og prisdannelsen som kan være nyttige selv om man ikke er opptatt av helheten i boka.

Sims oppsummerte for tre år siden makromodellutviklingen litt generelt og mer spesielt ved å analysere modellbruken flere store sentralbanker rundt om i verden.<sup>1</sup> Han vurderer da utviklingen

fra de store makromodellene på 1970-tallet til dagens modeller slik

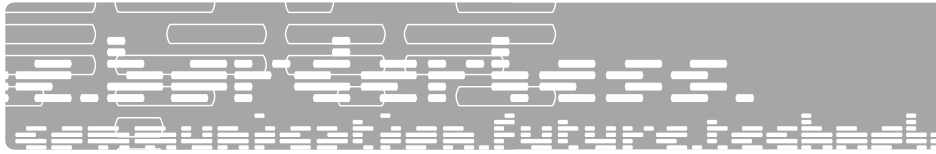
«by and large, the changes in these models over time have been more regress than progress.» (s. 23).

Sims sier at akademisk forskning har fokusert på rasjonelle forventning og mer generelt DSGE-modeller, kalibrering og unit-root økonometri. Forsøk fra sentralbankene på å anvende disse metodene i sine modeller har bare gjort tingene verre. VAR-modeller som Sims selv pionerte, har heller ikke vært mye til nytte ifølge Sims. Den metoderammen som forfatterne av denne boken presenterer blir ikke eksplisitt kommentert av Sims selv om en av diskutantene (Durlauf) viser til det, og derfor mener Sims vurderinger er for negative. Etter mitt skjønn og egen erfaring, mener jeg det programmet de forfekter både har god teoretisk forankring i statistisk teori, og gjør at sentrale elementer fra økonomisk teori lar seg forene i en økonometrisk ramme. Forfatterne viser imidlertid at det ikke er lett å få dette til fullt ut i praksis. Det skal mye til å få en modell gjennom alle testene særlig når de holdes opp mot alternative modeller. Omsluttende kongruente modeller er vanskelige å lage. Makromiljøet i SSB vil vi ha stor nytte av å bruke denne boken i sitt arbeid, og jeg håper vi ikke blir alene om det.

<sup>1</sup> C.A.Sims, *The Role of Models and Probabilities in the Monetary Policy Process*, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:2002, s. 1-62, med diskusjon.

## Veiledning for bidragsyttere

1. Økonomisk Forum trykker artikler om aktuelle økonomiske 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. Ingressen 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 bidragsyttere for NØT, se [www.samfunnsokonomene.no](http://www.samfunnsokonomene.no).



# Samfunns- eller siviløkonom til Telenor R&D, avdeling Fornebu

## Forskningsgruppen Marked og regulering

søker etter 1-2 nye medarbeidere.

Fokusområdet for gruppen er analyse av nasjonale og internasjonale markeder der Telenor opererer, med vekt på regulatoriske og konkurransestrategiske problemstillinger.

## Stillingens hovedoppgaver:

- Delta i forskningsprosjekter (også internasjonale samarbeidsprosjekter) der en bruker mikroøkonomisk teori for å belyse hvordan markedene for Telenors tjenester fungerer.
- Rådgivnings- og utredningsoppgaver relatert til Telenors virksomhet nasjonalt og internasjonalt.

## Kompetansekrav:

Mastergrad, gjerne doktorgrad, i økonomi med spesialisering i et eller flere av følgende fagområder: Konkurransanalyse/"industrial organization", marketing/kjøpsatferd eller anvendt økonometri/statistikk.

## Personlig egenskaper:

- Løsningsorientert
- Engasjert, initiativrik og selvstendig
- Gode samarbeidsevner
- Evne til å kommunisere godt skriftlig og muntlig
- Gode kunnskaper i engelsk

## Vi tilbyr:

- Gode betingelser
- Utfordrende arbeidsoppgaver og svært gode muligheter for faglig utvikling
- Godt arbeidsmiljø

Alle henvendelser behandles konfidensielt.

For nærmere informasjon, kontakt forskningsleder Haakon Flage Bratsberg, tlf. 906 60 433 eller e-mail: [haakon-flage.bratsberg@telenor.com](mailto:haakon-flage.bratsberg@telenor.com).

Søknad med CV sendes til Telenor Research & Development, 1331 Fornebu.

**Søknadsfrist er 30. september**

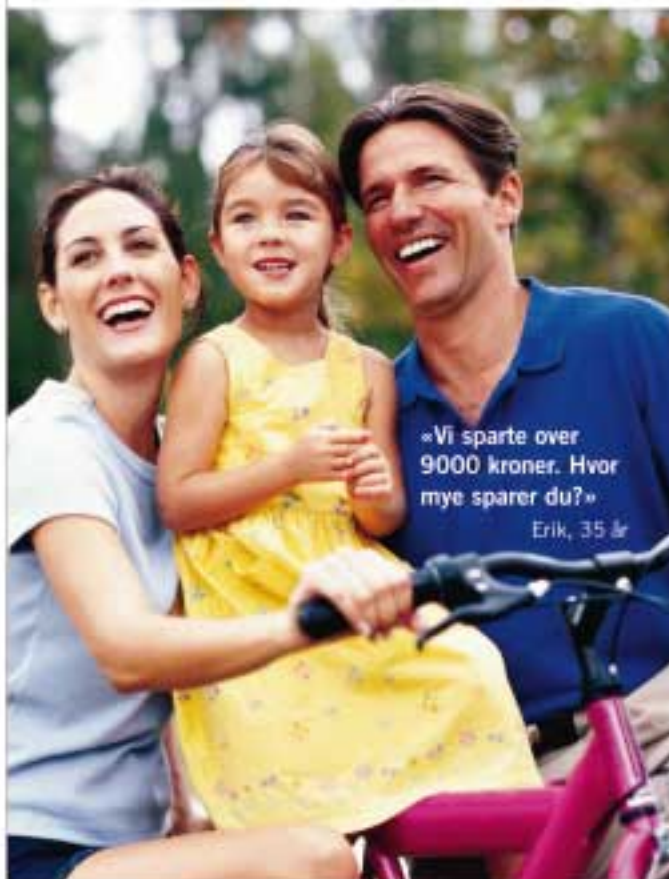
**Telenor Research & Development (R&D)** er en av Norges største forskningsinstitusjoner innen informasjons- og kommunikasjonsteknologi (IKT). Telenor R&D består av nær to hundre forskere/rådgivere med kompetanse innen teknologi, brukerbehov og forretningsmodeller. Telenor R&D har et spesielt ansvar for utvikling av fremtidige produkter og tjenester for Telenors kunder.

**Telenor** er et av Norges største børsnoterte selskaper med en omsetning i 2004 på 61,3 milliarder kroner. Antall årsverk ved utgangen av 2004 var 20 900, hvorav 9 500 utenfor Norge. Telenor er markedsleder i Norge innen telekommunikasjon, datatjenester og mediedistribusjon, og har en betydelig internasjonal virksomhet, spesielt innen mobilkommunikasjon. Telenor er notert på Oslo Børs (TEL) og på Nasdaq i New York (TELN)





Medlems  
Rådgiveren



«Vi sparte over  
9000 kroner. Hvor  
mye sparer du?»

Erik, 35 år

## Foreningsgruppeliv

– ditt førstevalg på livsforsikring

Samfunnsøkonomenes fagforening har gjort jobben for deg og forhandlet frem det beste tilbudet på livsforsikring.

**Ring Medlemsrådgiveren  
på 04700 eller les mer på  
[www.medlemsradgiveren.no](http://www.medlemsradgiveren.no)**



## B-BLAD

Retur: Samfunnsøkonomenes Forening  
PB. 8872 Youngstorget  
0028 OSLO

