

SOSIAL ØKONOMEN

- 
- A hand is holding three ornate silver spoons, fanned out. The spoons have highly reflective bowls and decorative, scrolled handles. The background is dark and textured, possibly a stone or wood surface. The lighting highlights the metallic sheen of the spoons.
- Inntektssystemet for kommuner
 - Lønnsstatistikk 1995
 - Kvarts og Rimini
 - Importprisene

NR. 1. Januar 1996 – 50. ÅRG.

KØBENHAVNS UNIVERSITET

Lektor- og adjunktstillinger i økonomi



Under Det statsvidenskabelige fagområde vil følgende stillinger snarest være at besætte:

- A. 2 lektorstillinger i Økonomi med krav om videnskabelige kvalifikationer inden for **Økonomisk teori og dennes anvendelser (j.nr. 02-221-55/96-2205)**.
- B. 2 tre-årige adjunktstillinger i Økonomi med krav om videnskabelige kvalifikationer inden for **Økonomisk teori og dennes anvendelser (j.nr. 02-221-56/96-2205)**.
- C. 2 tre-årige adjunktstillinger i Økonomi med krav om videnskabelige kvalifikationer inden for **Udviklingsøkonomi (j.nr. 02-221-57/96-2205)** eller **Miljø- og Ressourceøkonomi (j.nr. 02-221-58/96-2205)**.

Til stillingerne er der knyttet undervisningsforpligtelse ved polit.-studiet, matematik-økonomistudiet og ved eventuelt andre uddannelsesopgaver knyttet til fagområdet. For de specificerede stillinger må der påregnes undervisningsopgaver i økonomi, som ikke kun er snævert knyttet til specialiseringsområdet.

Ansættelse som lektor forudsætter forsknings- og undervisningsmæssige kvalifikationer svarende til, hvad der opnås gennem ansættelse som adjunkt, men vil kunne være opnået på anden måde. Det forudsættes, at ansøgeren har dokumenteret videnskabelig produktion på internationalt niveau, jfr. i øvrigt cirkulære om stillingsstrukturen ved de højere uddannelsesinstitutioner under Undervisningsministeriet, 1993. Stillingerne aflønnes efter overenskomst mellem Finansministeriet og den pågældendes organisation. Der ydes pensionsgivende lektortillæg, som pr. 1.4. 1995 udgør kr. 61.496,90 årligt.

Ansættelse som adjunkt forudsætter kvalifikationer svarende til Ph.D.-niveau. Ansættelse finder sted efter overenskomst mellem Finansministeriet og den pågældende organisation. Der ydes et ikke pensionsgivende adjunkttillæg på 36.151,94 kr. årligt.

Yderligere oplysninger kan indhentes hos institutleder Troels Østergaard Sørensen, Økonomisk Institut, Studiestræde 6, 1455 København K., tlf. 35 32 30 40, E-mail: okosto@pc.ibt.dk.

Ansøgning skal være bilagt curriculum vitae og indsendes samtidig med publikationerne. Ansøgerne skal indsende en udtømmende publikationsliste og skal samtidig angive, hvilke arbejder de ønsker at påberåbe sig f.eks. angivet ved *-markering på publikationslisten. Der kan markeres op til 6 publikationer. Der indsendes 3 eksemplarer af de særligt påberåbte arbejder, samlet sætvis.

Endvidere bedes vedlagt en fortegnelse over samtlige bilag, der fremsendes i forbindelse med ansøgningen. Hvert af bilagene ønskes nummereret og mærket med ansøgerens navn. Hvis der vedlægges arbejder, der er resultat af et gruppearbejde, skal omfanget og karakteren af ansøgerens andel i hvert af arbejderne fremgå af ansøgningen, om muligt ved en erklæring underskrevet af en af de øvrige medforfattere eller eventuelt af chefen for den institution eller det kontor, hvor arbejdet er udført.

Der gøres opmærksom på, at

- der vil blive nedsat et fagkyndig bedømmelsesudvalg, hvis sammensætning vil blive meddelt ansøgerne, og hvis indstilling i sin helhed vil blive tilsendt alle ansøgere. Indstillingen er fortrolig f.s.v.a. oplysninger om medansøgere,
- ansættelsesbekendtgørelsen rummer mulighed for indkaldelse til samtale,
- bedømmelsesudvalget er kun forpligtet til at inddrage det påberåbte materiale i bedømmelsen i det omfang, det anser det for nødvendigt for at kunne afgive indstilling,
- bedømmelsesudvalget kan indrage ikke påberåbt materiale i bedømmelsen. I så fald vil den pågældende ansøger blive underrettet herom. Hvis bedømmelsesudvalget ikke i forvejen råder over dette materiale, skal ansøgeren inden for en given frist indsende et for bedømmelsen nødvendigt antal eksemplarer heraf,
- ansøgningen skal indeholde oplysninger om tidligere undervisningsvirksomhed.

Ansøgninger stiles til rektor for Københavns Universitet og fremsendes under angivelse af den ovenfor anførte journalnummer til **Det samfundsvidenskabelige Fakultet**, St. Kannikestræde 13, Postboks 2177, 1017 København K., således at de er fakultetssekretariatet i hænde **senest mandag den 12. februar 1996 kl. 12.00**.

I DETTE NUMMER ...

2

EIVIND JØRGENSEN OG ØYVIND HOLT:
Treffsikkerheten ved kompensasjoner gjennom inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner

DEBATT

10

LASSE EKEBERG:
«Distribusjonskanaler og fusjonspolitikk»

12

SVEIN LONGVA:
Historisk statistikk:
Et svar til Jan Tore Klovland

ARTIKLER

14

ANDERS TARALDSET:
Lønnsstatistikk for sosialøkonome 1995

22

KARI H. EIKA OG TORBJØRN EIKA:
To makroøkonomiske modeller for norsk økonomi

32

BJØRN E. NAUG:
Hva bestemmer utviklingen i importprisene?

Forsidebilde:
Scanfoto,
Janne Møller-Hansen

SOSIALØKONOMEN
ISSN 0038-1624

Salg av arvesølv?

Kommunepolitikere har etterhvert blitt stadig mer opptatt av de potensielle verdier som ligger i kommunale eiendommer og selskaper. En slikt økt fokusering kan skyldes flere forhold. Så langt synes spørsmålet om hvor naturlig det er at kommunen driver eiendoms- og forretningsvirksomhet i konkurranse med private, å ha vært viktig i debatten. Spesiell fokus har også blitt rettet mot slike verdier i forbindelse med salderingen av kommunebudsjettene. To andre tema burde ha vært viet betydelig større oppmerksomhet enn tilfellet har vært så langt. Hvor store verdier representerer de kommunale eiendommer og selskaper, og hvordan kan disse verdiene fastsettes på en god måte? Når vi kjenner verdiene - hvordan skal vi sørge for at disse forvaltes på en forsvarlig måte? Kommunepolitikere må gjennom eierskapet bli flinkere til å skille mellom det å sørge for at avkastningen av ressursene blir høyest mulig og selve anvendelsen av denne avkastningen.

Kommunene i Norge er eiere av betydelige eiendomsmasser og arealer og er innehavere av store produksjonsverdier gjennom blant annet utnyttningen av naturressurser som for eksempel vannkraft. Et hoveddilemma ved verdifastsettelsen av slike eiendommer og virksomheter er at kommunenes utleievirksomhet og produksjonsvirksomhet ofte har vært drevet i et tett samspill med utøvelsen av ulike former for såkalt velferdspolitik overfor kommunenes innbyggere. Inkompetanse i forretningsdrift kan også være utbredt. Dette betyr at kommunene ikke har en tilstrekkelig oversikt over sine egne verdier og dermed heller ikke over det inntekstpotensiale - eller omvendt, de implisitte overføringer til ulike brukergrupper - som dagens forvaltning av disse ressursene representerer.

I løpet av det siste halve året har det foregått en diskusjon om hvorvidt Oslo kommune bør selge Oslo Energi. Oslo Energi har i dag en produksjon som i et fritt kraftmarked kan representere en verdi på om lag 15-20 milliarder kroner. I tillegg besitter selskapet store verdier i distribusjons- og regionalnett for overføring av elektrisitet som kan øke totalverdien med 20-30%. Avkastningen i Oslo Energi burde derfor være nærmere 1.5-2 milliarder kroner per år. Driftsresultatet første halvår 1995 var 670 millioner kroner og bør dermed kunne økes på sikt. Hensyn tatt til Oslo Energi's gjeldsgrad bør avkastningen av selskapet for kommunen kunne bli i underkant av 1.0 milliarder kroner per år. Det faktiske utbyttet som kommunen forventer de nærmeste årene, er 250 millioner kroner. Dette tyder for det første på at kommunen, hvis de fortsatt velger å være eier, bør stille strengere krav til avkastningen i selskapet. Et begrenset uttak av utbytte vil dessuten representere en økning i egenkapitalen i Oslo Energi og må vurderes på lik linje med alternativ formuesplassering. Et turbulent kraftmarked, økt miljøfokusering, og begrenset tilgang på ren energi kan tilsa økte elektrisitetspriser og dermed økt verdi på kraftanleggene. I dagens situasjon er det ikke opplagt at markedet vil ta høyde for dette ved et eventuelt salg.

Kommunale boligeiendommer, forretningseiendommer og arealer utgjør antakelig også en betydelig potensiell kapitalverdi. Det burde være rimelig at kommunen forlangte å få en viss avkastning også på disse eiendommene. I det minste burde det av både økonomiske og politiske grunner være på sin plass å få klarlagt hva den implisitte subsidiering av de som benytter eiendommene er gjennom dagens forvaltning, og hva dette representerer i forhold til utgiftssiden i de årlige budsjettene. Disse verdiene vil antakelig sterkt overgå de relativt små beløpene i eiendomsavgifter som skaper stor diskusjon ved budsjettbehandlingen hvert år.

Det kan være et sterkt behov for en mer markedsorientert holdning til kommunenes eiendommer, forretningsdrift og naturressurser ved at deler av selskapene selges ut, eller ved at kommunen blir en tøffere eier som stiller strengere avkastningskrav. Dette gjelder antakelig de fleste kommuner i Norge og krever at kommunene organiserer sin løpende eierskapsforvaltning på en profesjonell ikke-politisk måte hvis en ikke velger å selge ut.

En realisering av realformuen gjennom salg betyr at salgsværdien må forvaltes på en langsiktig forsvarlig måte. Det betyr at nedbetaling av gjeld eller omplassering i for eksempel finansplassering med rimelig avkastning kan være fornuftig. For kommunene kan imidlertid dette dels representere et fordelingsproblem og dels et forvaltningsproblem. Økt kommunal finansiell styrke kan medføre at staten inntar en annen holdning til overføringer til kommunene. Det kan altså oppstå en konflikt mellom samfunnsøkonomisk optimal forvaltning av de kommunale eiendommer/selskaper og den kommunale-statlige inntektsfordeling. Internt i kommunen kan problemet være at budsjett disiplinen blir svekket slik at en øker utgiftssiden gjennom direkte forbruk eller gjennom investeringer som i neste omgang medfører økte løpende utgifter. Dette trekker i retning av at en plassering i realformue, som er mindre likvid men gir en rimelig avkastning, kan være fornuftig sett fra kommunenes side.

Hvis en kommune skal eie eiendommer eller selskaper bør den stille de samme krav til avkastning av disse som private. I motsatt fall representerer utøvelse av eierskapet en implisitt subsidiering av brukerne som bør framgå og behandles på lik linje med alle andre utgiftsposter i budsjettene. Et aktivt eierskap med eksplisitte krav til avkastning vil medføre en rimelig verdsetting av selskapene. På denne måten kan en klarere skille mellom en sunn drift og forvaltning av inntekter fra driften.

EIVIND JØRGENSEN OG ØIVIND HOLT:

Treffsikkerheten ved kompensasjoner gjennom inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner¹

Rattsø-utvalget, som skal foreta en bred gjennomgang av inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner, skal fremlegge første del av innstillingen i januar 1996. I denne kommentaren gis en fremstilling av inntektssystemet. Viktige sider ved inntektssystemet kommenteres, i tillegg til at konklusjoner fra en analyse Stiftelsen Østfoldforskning har foretatt av kommunaløkonomiske konsekvenser av statlige pålegg til grunnskolesektoren rapporteres.

INNLEDNING

Regjeringen oppnevnte i februar i år et utvalg som skal *foreta en bred gjennomgang av inntektssystemet og eventuelt legge frem forslag til endringer i oppbygging og utformingen av systemet*. Utvalget som blir ledet av professor Jørn Rattsø fikk frist frem til 1.1.96 for å legge frem den første del av innstillingen. I del 1 skal utvalget presentere konkrete forslag til endringer i inntektssystemet og eventuelt andre forslag som det er praktisk mulig å utrede og gjennomføre fra 1/1.97. Del 2, som skal legges frem innen 1/1-97 skal omfatte utvalgets omtale og vurdering av finansiering av kommunesektoren generelt.

I følge mandatet skal utvalget bl.a. vurdere:

- fordelingsvirkninger av inntektssystemet bl.a. etter kommunistørrelse og vurdert opp i mot kommunesammenslåinger
- om pågående reformarbeid og planlagt innlemming av flere større øremerkede tilskudd krever endringer i kostnadsnøkkelen
- hvilke funksjoner de enkelte inntektsarter bør ha
- hvilke tjenester som rammetilskuddet skal omfatte og hvilke kostnader som skal dekkes
- øremerkede tilskudds innvirkning på kommunal ressursbruk
- forholdet mellom skatt og rammetilskudd

Etter innføringen av systemet i 1986 i 1986 har det blitt lagt inn flere store oppgaveendringer og en rekke

øremerkede tilskudd i systemet. Noen av de oppgaveendringene som har blitt gjennomført gjelder grunnskolesektoren. Dette gjelder bl.a. utvidet uketimetall 1.-3. klasse i 1993 som økte rammen for det utgiftsutjevnenende tilskudd med kr. 105 mill., endret lesepliktavtale² i 1994 som bidro til en økning i rammen med kr. 138,3 mill. Ingen av disse oppgaveendringene medførte endringer i hvordan rammetilskudd fra staten blir fordelt mellom kommunene.

Stiftelsen Østfoldforskning har på oppdrag av KS-forskning foretatt en analyse av kommunaløkonomiske konsekvenser av pålegg til kommunesektoren. Økningen i rammen for det utgiftsutjevnenende tilskudd som ble lagt inn som kompensasjon for økte kostnader i kommunesektoren av endret lesepliktavtale for lærerne, er benyttet som eksempel i analysen. Med «treffsikkerhet ved kompensasjon» mener vi i hvilken grad kompensasjonen fordeles mellom kommunene på en måte som avspeiler forskjellene i kostnadsøkning i de forskjellige kommunene. Vi har analysert hvordan den effektive kompensasjonen har fordelt seg på fire casekommuner. Disse fire kommunene er Aurskog-Høland, Råde, Aremark og Trondheim kommuner. I denne artik-

¹ Takk til Karl Gunnar Sanda og tidsskriftets konsulent for mange nyttige kommentarer og forslag til endringer. Eventuelle feil og mangler står selvfølgelig for forfatterens regning.

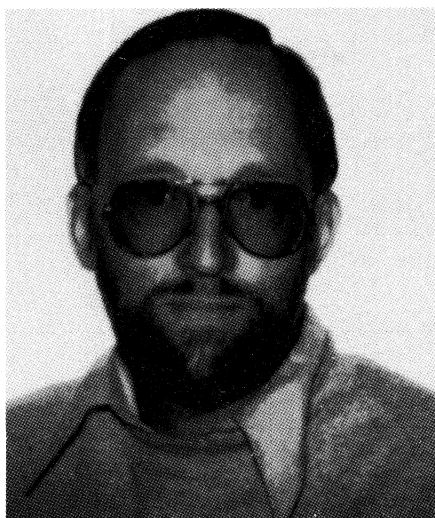
² Avtale mellom staten og lærerorganisasjonene som regulerer lærernes arbeidstidsordninger og arbeidsoppgaver.

kelen vil vi rapportere konklusjonene fra analysen, i tillegg til at vi også vil kommentere noen andre viktige sider ved inntektssystemet.

KOMMUNESEKTORENS INNTEKTER

I tabell 1 nedenfor, gjengis anslag på kommunesektorens inntekter fra 1995 og 1996, samt endringer i prosent.

I 1996 utgjør tilskudd via inntektssystemet kr. 41,511 milliarder.³ Dette utgjør 24,2% av kommunesektorens løpende inntekter. Imidlertid blir rammetilskuddet sett i sammenheng med skatteinntekter og øremerkede tilskudd, slik at det berører en mye større del av kommunens inntekter.



Øivind Holt, Cand. oecon fra 1972, er ansatt som gruppeleder i Stiftelsen Østfoldforskning.

Tabell 1. Kommunesektorens inntekter (Anslag).

	1995 Mill. kr.	1996 Mill. kr.	Endring i %
Løpende inntekter	171 556	175 911	2,5
Gebyrer	24 430	25 550	4,6
Renter	2 300	2 400	4,3
Skatter i alt	75 480	76 530	1,4
Overføringer fra staten	67 126	69 131	3
Andre innenlandske overføringer	2 200	2 300	3,6
Kapitalinntekter	805	815	1,2
Innt. i alt	172 361	176 726	2,5

Kilde: Kommunal- og arbeidsdepartementet

INNTAKTSSYSTEMET FOR KOMMUNER OG FYLKESKOMMUNER

Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner er et system for tildeling av et årlig rammetilskudd til kommuner og fylkeskommuner.

Systemet ble innført f.o.m. inntaktsåret 1986 og har senere blitt revurdert og tilpasset flere ganger, frem til det forenklete inntektssystemet som til å gjelde f.o.m. 1994.

Før det forenklete inntektssystemet ble innført, besto det nåværende ut-

giftsutjevnerende tilskudd av tre sektor-tilskudd til helse- og sosialsektoren, grunnskolesektoren og kultursektoren. For en fremstilling av hvordan systemet fremsto før 1994, vises til Refseth (1991).

Inntektssystemet består nå av følgende fem hoveddeler:

1. Ett *utgiftsutjevnerende tilskudd* til kommunene og ett til fylkene.
2. Ett *inntektstiljevnerende tilskudd* til kommunene og ett til fylkene.
3. En *overgangsordning* der tilskudd etter overgangsordning blir beregnet ved at en veier sammen sum av

tilskudd etter faste kriterier (inntektstiljevning pluss utgiftstiljevning) med *basis*.

4. Ett *særskilt rammetilskudd* til kommunene og ett til fylkeskommunene i Nord-Norge.
5. Ett *skjønnstilskudd* til kommunene og ett til fylkeskommunene.

Basistilskuddet består av fjorårets tilskudd justert for oppgaveendringer, endring i minsteinntektstilskudd eller i trekk p.g.a. skatt, og en justering som skal sikre at basis⁴ summerer seg til bevilgningen for det samme året.

DET INNTAKTSTILJEVNERENDE TILSKUDET

Det inntektstiljevnerende tilskuddet skal sikre at alle kommuner når et minsteinntektsnivå som tilsvarer en prosentsats av gjennomsnittlig skatteinntekt per inbygger på nasjonalt nivå. I 1995 er denne prosentsatsen satt til 96,2%. Kommuner som har en gjennomsnittlig skatteinntekt per inbygger som er over 140% av landsgjennomsnittet, får et trekk som tilsvarer 50% av den delen av skatteinntekten som er over dette nivået.

DET UTGIFTSTILJEVNERENDE TILSKUDET

Det utgiftstiljevnerende tilskuddet skal bidra til å utjevne de ufrivillige kostnadsforskjeller det er mellom kommunene knyttet til å produsere likeartede kommunale tjenester. Utgiftstiljevningen består av to elementer.

- I. Kostnadsnøkkelen som består av 12 kriterier med tilhørende vektorer. Et kriterium er et kjennetegn som man antar påvirker kostnadene i kommunal tjenesteyting. Ved valg av kriterier er det lagt vekt på følgende hovedkrav:

³ St.prp. nr. 1 (1995-96) Kommunal- og arbeidsdepartementet.

⁴ Uttrykket *basis* brukes både slik det fremkommer her, og som et eget kriterium i kostnadsnøkkelen.

- kommunene må ikke ved egne disposisjoner kunne påvirke kriterienes tallverdi.
- antall kriterier bør begrenses.
- kriteriene bør i størst mulig grad kunne tallfestes gjennom lett tilgjengelig og ikke for gammel statistikk.

Kostnads nøkkelen brukes til å beregne et «utgiftsbehov» for hver kommune.

II. *Egenfinansieringsandelen*⁵ som alle kommuner, målt i kroner per innbygger. Differansen mellom det beregnede utgiftsbehovet og egenfinansieringen gis som et utgiftsutjevnenende tilskudd.

Utgiftsutjevnenende og inntektsutjevnenende tilskudd utgjør til sammen *tilskudd etter kriterier*. For 1996 er egenfinansieringsandelen beregnet til 64,4%. Denne egenfinansieringsandelen oppdateres årlig basert på regnskapstall og siste års vedtatte rammetilskudd. Utgiftstall fra sist tilgjengelige regnskapsår framskrives til inneværende års nivå ved hjelp av anslag for nominell vekst i kommunenes driftsutgifter. Hvordan egenfinansieringsandelen beregnes, kommer vi nærmere tilbake til nedenfor.

Kostnadsnøkkelen er gjengitt i tabell 1.

Tabell 2. *Kostnadsnøkkel*

Kriterier	Vekttall
Andel innbyggere 0-15 år	0,054
Andel innbyggere 16-66 år	0,160
Andel innbyggere 67/79 år	0,082
Andel innbyggere 80 år og over	0,175
Andel innbyggere 7-15 år med skoleskudd	0,012
Andel reisetid	0,022
Andel sosialhjelpstilfeller	0,034
Andel enpersonhusholdninger 67 år og over	0,039
Andel beregnet timetall	0,341
Andel storbytillegg	0,022
Andel Troms/Finnmarktillegg	0,003
Andel basistillegg	0,056
Sum	1,000

Ved hjelp av vektene i kostnadsnøkkelen summeres kommunenes andeler av de forskjellige vektene til en veid sum som kalles *andel utgiftsbehov*. Andelene er den enkelte kommunes andel av de forskjellige kriterienes nivå på landsbasis.

OVERGANGSORDNING

Da inntektssystemet ble innført, ble det lagt inn en overgangsordning. Hensikten med denne overgangsordningen var å unngå for store endringer i tilskudd til kommunene ved at man gikk over til nytt system. Overgangsordningen fungerer kort sagt slik at fjorårets tilskudd og tilskudd etter kriterier legges sammen som en veid sum. Vektfordelingen fastlegges hvert år av Stortinget etter forslag fra Kommunaldepartementet. Etter innføringen av det forenklede inntektssystemet, har vektleggingen vært fordelt med tyve prosent vekt på tilskudd etter kriterier og åtti prosents vekt på basis. En mer formell fremstilling av inntektssystemet er gitt nedenfor.

EN MODELLMESSIG FREMSTILLING AV INNTEKTS-SYSTEMET

Nedenfor gjengir vi en enkel modell for inntektssystemet. For en mer

omfattende modellmessig fremstilling, vises til Holt, Jørgensen og Næss (1995).

For de problemstillinger vi skal berøre er det tilstrekkelig å benytte følgende relasjoner

Modellens relasjoner er stort sett selvforklarende. Imidlertid kan det være verdt å påpeke at h_j i ligning (4) er summen av de fire aldersgruppene i kommunen, som fremgår av kostnadsnøkkelen fire aldersgruppekriterier. Dette forklarer fotskriften r , og at $r \in j$.

Som bibetingelse har vi at vektene skal summere seg til én. En konsekvens av dette er at hver enkelt vekt kan betraktes som en funksjon av alle andre vekter.

ENKELTKRITERIENES BETYDNING

Som det fremgår av modellen kan andel utgiftsutjevnenende tilskudd skrives (se (5) nederst på siden).

Første ledd på høyre side av det andre likhetstegnet er kostnadsberegningen i henhold til kostnadsnøkke-

⁵ Med uttrykket egenfinansieringsandel menes noen ganger en prosentsats, andre ganger selve beløpet som den enkelte kommune skal dekke ved andre midler, hvilket ikke nødvendigvis samsvarer med denne prosentsatsen.

$$(1) U_i = \sum_{j=1}^{12} v_j k_{ji} \quad j=1, \dots, 12, i=1, \dots, 435$$

$$(2) T_i = \frac{U_i - E_i}{1 - e}$$

$$(3) E_i = h_i e$$

$$(4) h_i = \sum_{r=1}^4 k_{ri} \quad r \in j$$

$$\text{Betingelse: } \sum_{j=1}^{12} v_j = 1$$

U_i : Andel utgiftsbehov i
 v_j : Vekt tilordnet kriterie j
 k_{ji} : Andel kriterie j kommune i
 h_i : Andel innbyggere i kommune i
 T_i : Andel utgiftsutjevnenende tilskudd kommune i
 E_i : Kommunens egenfinansieringsandel
 e : Egenfinansieringsandelen

$$(5) T_i = \frac{\sum_j v_j k_{ji} - h_i e}{1 - e} = \frac{\sum_j v_j k_{ji}}{1 - e} - \frac{h_i e}{1 - e}$$

len, mens det andre leddet er den kommunale egenfinansieringsandelen. Bidraget fra det enkelte kriterium kan derfor skrives

$$(6) \frac{v_j k_{ji}}{1 - e} \times \text{rammen for det utgiftsutjevne tilskuddet}$$

For å vise enkeltkriterienes betydning, har vi i tabell 2 nedenfor vist hvordan det utgiftsutjevne tilskuddet til Tromsø kommune fremkommer som en sum av enkeltkriterienes bidrag. Hver enkelt kriterieenhets marginale bidrag fremkommer

Marginalt bidrag fra hver innbygger i aldersgruppen 0 til 15

$$= \frac{0,054 \frac{1}{897602}}{1 - 0,644} \times \text{kr. } 17\,625\,000\,000 = 2\,978,4.$$

Tromsø kommune har 12 467 personer i denne aldersklassen, det betyr at de har et beregnet utgiftsbehov for aldersgruppen 0 til 15 år som er 12 467 x kr. 1978,4 = kr. 37 132 230. I uttrykket ovenfor har vi

$$v_j = 0,054 \text{ og } k_{ji} = \frac{12\,467}{897\,602}.$$

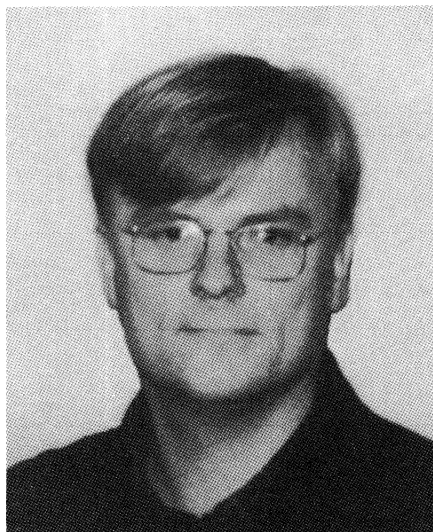
Tallet 897 602 er antallet innbyggere i aldersgruppen 0 til 15 år i hele Norge, og kr. 17 625 000 er rammen for det utgiftsutjevne tilskuddet. Tilsvarende fremgangsmåte er benyttet også for de andre kriteriene. For andel egenfinansiering har vi på tilsvarende måte brukt det andre leddet på høyre side av likhetstegnet, dvs.:

$$\text{Kommunens egenfinansieringsandel} = \frac{0,644 \frac{55\,676}{4348410}}{1 - 0,644} \times \text{kr. } 17\,625\,000\,000 = \text{kr. } 408\,227\,761$$

Årsaken til at Tromsø kommune er valgt, er at denne kommunen både får Troms/Finnmarktillegg og storbytillegg.

Tabell 3. Inntektsutjevne tilskudd til Tromsø 1996

Kriterie	Vekt	W i kr.	Kriterieverdi (K)	Bidrag = W*K i kr.
Innb. 0-15 år	0,054	2978,4	12467	37 132 230
Innb. 16-66 år	0,16	2800,0	38213	106 997 571
Innb. 67-79 år	0,082	9055,6	3755	34 003 872
Innb. over 79 år	0,175	49942,2	1241	61 978 284
Elever med skoleskyss	0,012	5449,4	1481	8 070 590
Reisetid	0,022	18,7	1327871	24 770 175
Sosialhjelpsmottakere	0,034	9470,9	2643	25 031 656
Enpers. husholdninger	0,039	8553,3	1654	14 147 207
Beregnet timetall	0,341	21109,0	10797	227 914 260
Storbytillegg	0,022	1089185,4	16	17 426 966
Troms/Finnm.tillegg	0,003	148525,3	115,45	17 147 244
Basis	0,056	6373498,6	1	6 373 499
Kommunalt utg.beh.				580 993 554
Egenandel	0,644	-7332,2	55676	-408 227 761
Sum				172 765 782



Eivind Jørgensen, Cand. oecon fra 1992, er ansatt som forsker i Stiftelsen Østfoldforskning

av tabellens kolonne W. Med kriterieenhets menes simpelthen en 0-15 åring, en rammetime osv. Kriterieverdi er antall 0-15 åringer i kommunen osv. Tallene i tabellen fremkommer ved å ta utgangspunkt i ligning (6) på følgende måte:

I denne tabellen er

$$W = \frac{\text{Vekt}}{(1 - e)N} \times$$

Rammen for det utgiftsutjevne tilskudd = Tilskudd per enhet kriterieverdi (ikke andel). «N» er de tilsvarende nasjonale tallene. For andel innbyggere er den således lik innbyggertallet i Norge.

De tallene som står i kolonne W er felles for alle kommuner og gjelder per kriterieenhets, dvs per innbygger 0 til 15 år, per rammetime osv. Tallene i kolonne K gjelder for Tromsø kommune, og viser hvor mange innbyggere det er i alderen 0 til 15 år, hvor mange rammetimer kommunen får tilskudd for osv.

Vi ser blant annet at hver kommune mottar kr. 2800 per innbygger i aldersgruppen 16 til 66 år. Det som varierer mellom kommunene er hvor stor andel av kriteriene de har, samt andel egenfinansiering. For Tromsø kommune har vi at beregnet utgiftsbehov i henhold til kostnadsnøkkelen er kr. 580 993 554. Den kommunale egenfinansieringsandelen utgjør kr. 408 227 761. Vi ser av dette at den kommunale egenfinansieringsandelen for Tromsø, er på 70,3%. At den kommunale egenfinansieringsandelen er større enn den nasjonale egenfinansieringsandelen som er på 64,4%, gjenspeiler at denne størrelsen fordeles mellom kommunene etter andel befolkning. Tromsø kommune har enhøyere andel befolkning enn andel utgiftsbehov og får dermed en kommunal egenfinansieringsandel som er høyere enn den som gjelder for kommunesektoren totalt.

Noen kommuner får bidrag fra kriteriet storbytillegg og/eller fra kriteriet Troms/Finnmark-tillegg. Dette fremkommer også som kriterieandel, som i disse tilfellene kan være null. Tromsø kommune som både får stor-

bytillegg og Troms/Finnmark-tillegg får ca. kr. 17 millioner fra hvert av disse kriteriene. Merk at hvis kommunen ikke hadde fått f.eks. storbytillegg, ville ikke dette ha påvirket den kommunale egenfinansieringsandelen regnet i kroner. Det betyr at økningen i det beregnede utgiftsbehovet som slike kriterier bidrar til, i sin helhet medfører økt tilskudd.

I 1996 får hver kommune kr. 6,3 millioner fra kriteriet basis⁶. For enkelte små kommuner utgjør dermed dette tillegget en stor del av rammetilskuddet fra kommunen. Fra kommuner med et innbyggertall på 1000 eller færre utgjør dermed basis ca halvparten eller mer av det utgiftsutjevnenende tilskuddet. Hvis basiskriteriet skal dekke faste kostnader forbundet med administrasjon av en kommune, må småbedriftsulempene ved å drive de minste kommunene være nokså store, hvis dette kriteriet skal begrunnes ut i fra slike forhold.

KOMPENSASJON VIA INNTAKTSSYSTEMET ER LITE TREFFSIKKERT

De kommunene som fikk relativt mest i kompensasjon for endret leseplichtavtale var de kommunene som har et relativt høyt beregnet utgiftsbehov etter kostnadsnøkkelen. Dette er i første rekke kommuner med relativt mange innbyggere i aldersklassen 80 år og over. Årsaken til dette er at dette kriteriet er tilordnet en relativt høy vekt. Kompensasjon som blir gitt ved at staten øker rammen for det utgiftsutjevnenende tilskuddet blir fordelt etter andel utgiftsbehov. Å ha relativt høye andeler på de kriteriene som veier tungt i kostnadsnøkkelen, vil derfor være en fordel i denne sammenheng. Kommuner med mange barn i skolepliktig alder, men med få innbyggere i den høyeste aldersgruppen i kostnadsnøkkelen, fikk dermed relativt lite av denne kompensasjonen.

Når kommuner pålegges nye oppgaver vrir dette ressursbruken i kommunen. Ideelt sett burde derfor vektleggingen endres når kommunene pålegges nye oppgaver av vesentlig stør-

relse. På samme måte som at kommunene får økt tilskuddet via kriteriet basis, når rammen økes, bidrar også slike kriterier som storbytillegg og Troms/Finnmark-tillegg til at noen av kommunene får ekstra tilskudd. Imidlertid er det en vesentlig forskjell mellom disse kriteriene og kriteriet basis, nemlig at basis er likt for alle kommunene, mens det kuner noen kommuner som får tilskudd via storbytillegget og Troms/Finnmark-tillegget.

En endret vektlegging vil selvsagt ha fordelingsmessige konsekvenser. En økning i en vekt må nødvendigvis føre til at en eller flere andre vekter blir redusert tilsvarende. En økning i vekten tilordnet kriteriet *andel befolkning 0-15 år* med en tilsvarende reduksjon i vekten tilordnet kriteriet *andel befolkning over 79 år* vil være til fordel for kommuner som har relativt mange unge innbyggere, mens det vil være en ulempe for kommuner med relativt mange gamle innbyggere. Hvordan en vektendring påvirker andel utgiftsutjevnenende tilskudd til kommune *i* kan rent formelt uttrykkes på følgende måte:

$$(7) \frac{dT_i}{dv_j} = \frac{k_{ji} + \sum_{l \neq j} \frac{\partial v_l}{\partial v_j} k_{li}}{1 - e}$$

Om dette uttrykket er negativt eller positivt er avhengig av om kriterieandel *j* er større eller mindre enn den veide summen av de øvrige kriteriene der de marginale *endringene* i kriterievektene er vekter. En økning i vekt *j* vil bidra til økt tilskudd til de kommuner som er relativt tunge på det relevante kriteriet. Det vil være en ulempe å ha høye kriterieandeler på de kriteriene som reduseres for å gjennomføre en økning i vekten til kriterium *j*.

Det er vanskelig å forutsi hvilke forslag til endringer i kostnadsnøkkelen som vil komme ved fremleggelsen av Rattsø-utvalgets første innstilling. Ett forslag har vært at vekten tilordnet kriteriet *andel basis* blir redusert. Hvilke kommuner som taper eller tjener på dette er bl.a. avhengig av hvilke kriterier som får en økning i

den tilordnede vekten. De kommunene som vil tape på dette, er de kommunene der den veide summen av de kriteriene som får en økning i de tilordnede vektene, er lavere enn 1/435.⁷ Dette er selvsagt de minste kommunene. For de kommunene som ligger rundt gjennomsnittet befolkningsmessig, vil imidlertid utslagene være beskjedne.

Som eksempel på hvordan endret vektlegging kan slå ut, kan vi ta utgangspunkt i økningen i vekten tilordnet kriteriet *andel storbytillegg*.

Den kostnadsnøkkelen som gjelder nå er en rent matematisk sammenslåing av kostnadsnøkkelen til tre tidligere sektortilskudd som inngikk i inntektssystemet før det forenklede inntektssystemet tok til å gjelde fra og med inntektsåret 1994. Hvordan denne sammenslåingen av kostnadsnøkler er gjort er dokumentert i St.meld. nr. 23 (1992-93). I det forslaget til ny kostnadsnøkkel som vi finner i denne stortingsmeldingen, er vektfordelingen noe annerledes enn den som kom til å gjelde da det forenklede inntektssystemet ble innført. Storbytillegget økte fra 0,018 til 0,022, mens *andel befolkning 16-66 år* og *andel befolkning over 79 år* ble redusert med 0,1%-poeng, mens *andel beregnet timetall* ble redusert med 0,2%-poeng. Dette ble gjort samtidig med at fem nye kommuner fikk storbytillegg. Ved å bruke ligning (7) ovenfor kan vi som et eksempel regne ut hvor mye denne vektendringen har hatt å si for det utgiftsutjevnenende tilskudd til Aurskog Høland kommune i 1996.

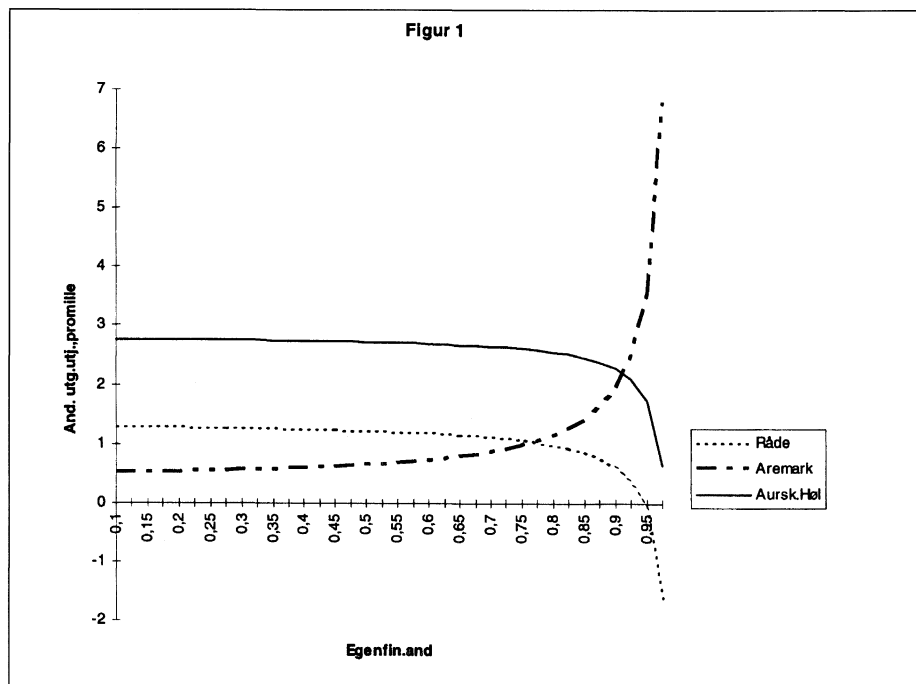
$$dT_i = [0 + 2,8186 (-1/4) + 3,0493 (-1/4) + 2,7608 (-1/2)](0,004/1 - 0,644) \times 17\,625\,000 = -759\,118 \text{ kr.}$$

Det utgiftsutjevnenende tilskuddet for Aurskog Høland ville altså vært kr. 759 118 større i 1996 hadde det ikke vært for denne vektendringen.

⁶ For dette kriteriet har alle kommuner samme andel nemlig 1/435 x 1000, fordi det er 435 kommuner i Norge. At vi multipliserer med 1000, kommer av at kriterieandelen er gitt i promille.

⁷ Fordi det er 435 kommuner i Norge.

Figur 1



ENDRING I EGENFINANSIERINGSANDELEN HAR FORDELINGSMESSIGE KONSEKVENSER

Egenfinansieringsandelen har økt så og si hvert år siden inntektssystemet ble innført i 1986. For årene etter at det forenklede inntektssystemet ble innført i 1994 har egenfinansieringsandelen vært 60,8% og 64,9%, i 1996 er den 64,4%.

Hva som skjer med andel utgiftsutjevningstilskudd når egenfinansieringsandelen øker, kan rent formelt uttrykkes ved at vi setter (3) inn i (2) og deriverer mhp.e.

$$(8) \quad \frac{dT_i}{de} = \frac{U_i - h_i}{(1 - e)^2}$$

Vi ser av dette uttrykket at om andel utgiftsutjevningstilskudd øker eller reduseres ved en økning i egenfinansieringsandelen, er avhengig av det relative forholdet mellom andel innbyggere i kommunen og andel utgiftsbehov. Hvis andel innbyggere h_i er lavere enn andel utgiftsbehov U_i , vil kommunen tjene på en økning i egenfinansieringsandelen e.

Denne sammenhengen er vist i figur 1.

Fra denne figuren og fra uttrykk (8) følger det at når egenfinansieringsandelen går mot 1 så går andel utgiftsutjevningstilskudd mot pluss eller minus uendelig, avhengig av det relative forholdet mellom andel utgiftsbehov og andel befolkning.

Kommuner med høyere andel utgiftsbehov enn andel befolkning vil tjene, mens kommuner med høy andel befolkning i forhold til andel utgiftsbehov vil tape på en økning i

egenfinansieringsandelen. Enkelte kommuner hevder at kostnadsnøkkelten meget dårlig fanger opp de reelle kostnadsforskjellene i kommunene. Dette gjelder i første rekke de folkerike kommunene på Østlandet, og er en av årsakene til det såkalte «fattigkommune-opprøret» og dannelsen av organisasjonen «Lavinntektskommunene» (LIK). Dette er kommuner som «scorer» relativt lavt på andel beregnet utgiftsbehov, blant annet på grunn av en ung befolkning og et lite areal. Hvis det er riktig at de reelle kostnadene i de folkerike kommunene ikke fanges opp av kostnadsnøkkelten, vil en økning i egenfinansieringsandelen ha en meget ugunstig fordelingsmessig effekt.

De kommunene som får tilskudd via disse kriteriene, tjener på det hver gang nye oppgaver kompenseres gjennom en økning i det utgiftsutjevningstilskuddet.

Nedenfor har vi laget en tabell som viser hva Tromsø fikk fra hvert enkelt kriterium som kompensasjon for redusert leseplikt.

Tallene i kolonne I er regnet ut ved å ta utgangspunkt i den sammenheng som er vist i ligning (6), men i stedet for å multiplisere med rammen for det utgiftsutjevningstilskuddet, multipliseres venstresiden av uttrykket med kr. 138 mill, hvilket er samsvarende med hva som ble lagt inn i det utgiftsutjevningstil-

Tabell 4. Kompensasjon

Kriterium	Kolonne I	Kolonne II	Kolonne III
And. innbyggere 0-15 år	253816	19,2	6,4
And. innbyggere 16-66 år	742910	56,1	18,6
And. innbyggere 67-79 år	233704	17,7	5,9
And. innbyggere over 79 år	413130	31,2	10,4
And. innb. 7--15 m. skoleskyss	52810	4,0	1,3
Andel reisetid	173293	13,1	4,3
Andel sosialhjelpstilfeller	168024	12,7	4,2
Andel enpersonshus. over 66 år	94116	7,1	2,4
Andel beregnet timetall	1562322	118,0	39,2
Andel storbytillegg	123918	9,4	3,1
Andel Troms/Finnm.tillegg	121929	9,2	3,1
Andel basistillegg	45320	3,4	1,1
Andel egenfinansiering	-2661391	-201,0	-66,8
Kompensasjon	1323901	100,0	33,2

skuddet som kompensasjon for redusert leseplikt.

I kolonne I vises bidraget fra det enkelte kriteriet til kommunen ved økningen i det utgiftsutjevnenende tilskuddet. Kolonne II viser hva dette betyr i % av økningen i det utgiftsutjevnenende tilskudd, mens kolonne III viser hvor mye hvert kriterium bidro med i % av den beregnede økningen i utgiftsbehovet. Bidraget fra kriteriet *Andel innbyggere over 79 år* utgjorde kr. 413 130, på det utgiftsutjevnenende tilskuddet. Dette utgjorde 31,2% av økningen i utgiftsutjevnenende tilskudd, og 10,4% av økningen i beregnet utgiftsbehov.

Det kriteriet som bidro med mest var kriteriet *andel beregnet timetall*. Hvis kompensasjonen hadde vært gitt for økte kostnader i den hjemmebaserte eldreomsorgen, ville tabellen ha sett ut på samme måte, og beregnet timetall ville ha mest å si for hvor mye kommunen får i kompensasjon.

Alternativet til å yte kommunene kompensasjon via økningen i rammen, er å gi et øremerket tilskudd som er dimensjonert i forhold til det ressursbehov pålegget utløser i den enkelte kommune, eventuelt fordelt etter en eller annen hensiktsmessig variabel som det er lett å skaffe informasjon om, f.eks. ett av kriteriene i kostnadsnøkkel.

Slike tilskudd må da gis også i de etterfølgende år, og har således bidratt til den sterke veksten i øremerkede tilskudd.

ENDRET VEKTLEGGING HAR FORDELINGSMESSIGE KONSEKVENSER

Ved fremleggelsen av Rattsø-utvalgets første innstilling, skal blant annet forslag til endringer i kostnadsnøgkelen fremsettes. Endringer i vektfordeling vil sannsynligvis bli knyttet til spørsmål angående kommunesørrelse og kommunesammenslåing. Det er også aktuelt å legge til og fjerne enkelte kriterier. Blant annet har det blitt foreslått å innlemme støtte til drift av barnehager. At kriterier fjernes eller legges til, må nødvendigvis ha konsekvenser for vektfordelingen i kostnadsnøgkelen.

Egenfinansieringsandelen blir, som det ble nevnt tidligere, beregnet ved at man tar utgangspunkt i utgiftstall fra sist tilgjengelige regnskapsår, og framskriver disse til innebærende ved hjelp av anslag for nominell vekst i kommunenes driftsutgifter. De fremskrevne anslagene på utgiftene fratrasket inneværende års rammetilskudd, viser hvor mye kommunene må dekke av sine utgifter selv. Imidlertid er det slik at når dette gjøres tar man kun utgangspunkt i regnskapstall fra de tre sektorene; grunnskolesektoren, helse- og sosialsektoren samt kultursektoren, men ikke fra teknisk etat og administrasjon. Dette har følgende interessante implikasjoner; hvis kommunene på grunn av en presset økonomisk situasjon reduserer vedlikehold av kommunale bygninger og annen kommunal eiendom, vil kommunale utgifter over teknisk etats budsjett reduseres. Denne utgiftsreduksjonen i teknisk etat kan finansiere et uendret utgiftsnivå i de tre tidligere «tilskuddssektorene». Kommunene vil da ha en beregnet egenfinansieringsandel som er høyere enn den faktiske. I en situasjon hvor kommunene sliter med å få budsjettene til å strekke til, kan dette beskrive en kollektiv opptreden fra kommunesektorens side. Dette vil i neste omgang øke egenfinansieringsandelen for samtlige kommuner til tross for at kommunene ikke har fått noe større økonomisk armslag.

Vi kan dermed få følgende onde sirkel:

1. Kommunene er i en presset økonomisk situasjon bl.a. fordi de får «for lite» rammetilskudd. De reduserer dermed bruken av penger til vedlikehold.
2. Egenfinansieringsandelen stiger og kommuner med et relativt lavt beregnet utgiftsbehov ($U_i < h_i$) kommer i en ytterligere vanskelig økonomisk situasjon.

Hvis kommunene fører en mer ekspansiv økonomisk politikk enn økningen i rammetilskuddet tilsier, vil også det føre til at egenfinansieringen øker. Det vil på samme måte som vi har skissert ovenfor ha nega-

tive konsekvenser for kommuner som har et lavere utgiftsbehov en andel befolkning, mens det vil være en fordel for kommuner der det omvendte er tilfellet.

BALANSERING AV SKATT OG RAMMETILSKUDD

Egenfinansieringsandelen blir også påvirket av hvordan staten balanserer skatt og rammetilskudd. Når kommunenes skatteinntekter øker mer enn rammetilskuddet, kan kommunen dekke en større del av de kommunale utgifter selv.

Det kommunale skattøret ble redusert både i 1994, 1995 og i 1996. Dette bidrar til at skatteinntektene for kommunen blir lavere, imidlertid har skattegrunnlaget økt slik at de kommunale skatteinntektene alt i alt har hatt en reell økning totalt sett. Den årlige gjennomsnittlige veksten i de kommunale skatteinntektene har i perioden 1990 til 1994 vært på 4% (St. prp. nr. 58 (1994-95)).

At staten trekker inn skattemidler ved å redusere skattøret, for så å dele disse pengene ut igjen gjennom rammetilskudd, har fordelingsmessige konsekvenser både via størrelsen på rammen for det utgiftsutjevnenende tilskuddet og via den effekt dette har på egenfinansieringsandelen. Når rammetilskuddet øker, reduseres egenfinansieringsandelen og det vil være en fordel for kommuner som har et høyere beregnet andel innbyggere jfr. ligning (8). Vi har altså tre forskjellige mekanismer som avgjør hvorvidt en kommune taper eller tjener på reduksjonen i skattøret.

1. Redusert skatteinntekt
2. Økt ramme for det utgiftsutjevnenende tilskuddet.
3. Redusert egenfinansieringsandel

Det vil være en tendens til at kommuner med relativt lav skatteinntekt per innbygger, men med et høyt beregnet utgiftsbehov vil tjene på en slik balansering, mens en kommune med høy skatteinngang og lavt beregnet utgiftsbehov vil tape. For kommuner som har en høyere andel utgifts-

behov enn andel befolkning, vil vi i tråd med tidligere diskusjon, ha to effekter som trekker i hver sin retning. Høyere rammetilskudd er en fordel, mens lavere egenfinansieringsandel er en ulempe. En slik økning i rammetilskudd på bekostning av skatteinntektene er i tråd med kommunalkomiteéns innst. nr. 156 (1992-93) der «komitéens flertall prioriterer hensynet til fordeling etter utgiftsbehov og mener at dette taler mot en vridning fra overføring til skaffefinansiering».

AVSLUTNING

Siktemålet med denne artikkelen har vært å sette søkelyset på noen viktige sider ved inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner. Hovedsiktemålet er å få frem hvor lite egnet kostnadsnøkkelen er som fordelingsnøkkel når staten kompenserer kommunene for nye pålagte oppgaver. Én konklusjon er at kostnadsnøkkelen burde endres når staten påleger kommunene nye oppgaver av vesentlig størrelse når det gjelder ressurs-

behov. Som det ble nevnt innledningsvis er en av Rattsø-utvalgets oppgaver å vurdere innlemming av flere øremerkede tilskudd. Innlemming av slike tilskudd vil ha konsekvenser for eventuelle fremtidige kompensasjoner som blir lagt inn i rammen for det utgiftsutjevnende tilskuddet. Utvalget skal vurdere om innlemming av større øremerkede tilskudd krever endringer i kostnadsnøkkelen. Til dette er det å si at hvis disse tilskuddene skal legges in i det utgiftsutjevnende tilskuddet med et eget kriterium, må kostnadsnøkkelen nødvendigvis endres, da vektene skal summere seg til én. En slik vektendring vil ha fordelingsmessige konsekvenser. Det betyr at fordelingen av disse øremerkede midlene nødvendigvis må bli en annen etter at de er lagt inn i kostnadsnøkkelen.

Fylkeskommunene har ikke blitt berørt i denne artikkelen, men alle de generelle poengene som fremkommer ovenfor har en analogi til fylkeskommunene, da systemet er bygd opp på tilsvarende måte for den sektoren. Vi har ikke foretatt noen analyse av inntektssystemet i lys av økonomisk teori.

For de lesere som er interessert i dette henvises til Rattsø (1988) og (1987) og de referanser som finnes der.

LITTERATUR:

- Kommunal- og arbeidsdepartementet. *Beregningsteknisk dokumentasjon til St.prp. nr. 1* (1995-96).
- Kommunal- og arbeidsdepartementet. *Beregningsteknisk dokumentasjon til St.prp. nr. 1* (1994-95).
- Kommunal- og arbeidsdepartementet. *St.prp. nr. 58* (1994-95) *Om kommuneøkonomien*.
- Kommunal- og arbeidsdepartementet. *St.meld. nr. 23* (1992-93) *Om forholdet mellom staten og kommunene*.
- Holt, Øivind, Eivind Jørgensen og Birgitta Næss. *Statlige pålegg i grunnskolen – kommunaløkonomiske konsekvenser*. Oppdragsrapport nr. 45.95 Stiftelsen Østfoldforskning.
- Refseth, Jan Arvid *Inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner*. Sosialøkonomen nr. 2 1991.
- Rattsø, Jørn *Retningslinjer for utforming av statstilskudd til kommunene i Nytt inntektssystem – Nye utfordringer for kommune og stat*. Francesco Kjellberg (red.). Kommune-forlaget 1988.
- Rattsø, Jørn *Evaluerings av kommunenes inntektssystem – og retningslinjer for utforming av utjevningstilskudd*. Noras-rapport nr 4/87.

MEDLEMSKAP I

Tenker du på å melde deg inn i Sosialøkonomenes Forening?

**Be om informasjon i sekretariatet,
telefon 22 17 00 35, telefax 22 17 31 55**

LASSE EKEBERG, UTREDNINGSLEDER I KONKURRANSETILSYNET:

Kommentar til artikkel av Tommy Staahl Gabrielsen i Sosialøkonomen nr. 10 1995:

«Distribusjonskanaler og fusjonspolitik»

I Sosialøkonomen nr. 10 for 1995 har Tommy Stahl Gabrielsen en artikkel kalt «Distribusjonskanaler og fusjonspolitik». Artikkelen gir en interessant oversikt over teori om mulige konkurransebegrensende virkninger av vertikale fusjoner og konglomeratfusjoner (ikke-horisontale fusjoner). Dette er et eksempel på en gledelig utvikling mot økt samvirke mellom økonomisk forskning og praktisk konkurransepolitikk.

Utgangspunktet for diskusjonen er Konkurransetilsynets retningslinjer for inngrep mot bedriftserved. Ifølge artikkelen innebærer retningslinjene at det aldri vil bli vurdert inngrep mot ikke-horisontale fusjoner, fordi slike fusjoner ikke øker konsentrasjonen i det relevante marked. Dette er imidlertid ikke korrekt, selv om vi i praksis i første rekke har rettet oppmerksomheten mot horisontale fusjoner. Jeg vil i det følgende gi en kortfattet fremstilling av retningslinjenes vurdering av ikke-horisontale fusjoner, og relatere dem til enkelte av problemstillingene som tas opp i artikkelen.

Ifølge konkurranseloven § 3-11 kan Konkurransetilsynet gripe inn mot bedriftserved, herunder også fusjoner. Dette kan tilsynet gjøre dersom man finner at vedkommende fusjon vil føre til eller forsterke en vesentlig begrensning av konkurransen i strid med formålet om effektiv bruk av samfunnets ressurser. Retningslinjene skal avklare relevante vurderingskriterier, sikre likebehandling og øke næringslivets sikkerhet om når

det er aktuelt å gripe inn etter konkurranseloven § 3-11. De er bygd opp som en trinnvis saksbehandlingsprosedyre der en fusjon må ha passert alle trinnene før det er grunnlag for å gripe inn. Først vurderes markeds-konsentrasjonen i forhold til retningslinjenes terskelverdier. Deretter vurderes om ervervet kan føre til eller forsterke en vesentlig begrensning av konkurransen. Til sist vurderes om fusjonen er i strid med formålet om effektiv bruk av samfunnets ressurser.

Ifølge retningslinjene er det normalt bare aktuelt å gripe inn mot en fusjon dersom følgende konsentrasjonsterskler er oppfylt i det relevante marked etter fusjonen:

- Summen av fusjonspartenes markedsandeler er høyere enn 40 prosent av det relevante marked, eller
- den samlede markedsandelen til de tre største bedriftene, inklusive den fusjonerte enheten, er større enn 60 prosent.

Retningslinjene setter ikke krav om at markeds-konsentrasjonen skal øke som følge av fusjonen. Dersom konsentrasjonstersklene er oppfylt før fusjonen finner sted, vil de også være oppfylt etter fusjonen. Anvendelse av konsentrasjonsterskler vil derfor ikke utelukke inngrep mot ikke-horisontale fusjoner.

Konkurransebegrensende virkninger av ikke-horisontale fusjoner omhandles i retningslinjenes kapittel 5. Innledningsvis vil jeg bemerke at det i retningslinjene står at de ikke kan dekke alle forhold som må vurderes

av Konkurransetilsynet og at vurderingene må tilpasses til spesielle omstendigheter ved de enkelte erverv. Det er ikke hensiktsmessig at retningslinjene dekker alle mulige teorier for konkurransebegrensende virkninger. Selv om den bakenforliggende teori ikke er omtalt i retningslinjene, kan Konkurransetilsynet gripe inn dersom det kan sannsynliggjøres at inngrepsvilkåret i § 3-11 er oppfylt.

Gabrielsen gir et eksempel på en konglomeratfusjon der bedriften «Norsk hundemat» (NH) kjøper opp bedriften «Norsk vaskemiddel» (NV). Motivet for oppkjøpet er å hindre den potensielle konkurrenten «US dogfood» (UD) i å få tilgang til distribusjonskanalen til NH.

Analysen er interessant og relevant og hjelper til med å fokusere oppmerksomheten på disse mulige konkurransebegrensende virkningene. Selv om fusjonen i eksemplet ikke kan kalles vertikal, synes det som at metodikken i retningslinjene for vurdering av vertikale fusjoner er velegnet til å analysere de konkurransebegrensende virkningene. Vertikale fusjoner er behandlet i kapittel 5.3, der det heter at vi med primærmarkedet vil forstå det marked der de konkurransemessige uheldige virkningene kan oppstå. Sekundærmarkedet er det tilstøtende markedet oppstrøms eller nedstrøms, det vil si markedet på leverandør- eller avtakersiden. Relatert til eksemplet vil hundemat være primærmarkedet, mens sekundærmarkedet er distribusjon av hundemat. NV og NH befinner seg opplagt i det samme se-

kundærmarked, fordi begge bedriftene har mulighet til å distribuere hundemat.

Ifølge retningslinjene kan en vertikale fusjon føre til markedsutestengning dersom det kan svares ja på følgende tre spørsmål:

- Er konsentrasjonen i primærmarkedet sterk? Så sant konsentrasjonstersklene er oppfylt vil svaret være bekreftende. I Gabrielsens eksempel er konsentrasjonen sterk fordi NH har monopol.
- Fører fusjonen til en så sterk integrasjon at etablering i primærmarkedet også krever at en potensiell konkurrent etablerer seg i sekundærmarkedet? Gabrielsen forutsetter at antallet passende distribusjonskanaler for UD er begrenset til distribusjonskanalen til NH. Svaret er derfor bekreftende, fordi etablering av UD vil kreve at bedriften også bygger opp sitt eget distribusjonsnett.
- Fører kravet om etablering på begge nivåer i distribusjonskanalen til at etablering blir vanskeligere? I eksemplet heter det at full

etablering kan være kostbart, først og fremst fordi det tar tid å opparbeide en distribusjonskanal, og i mange tilfeller er det grunn til å anta at dette vil være prohibitivt kostbart for UD. Også svaret på dette spørsmålet vil derfor trolig være bekreftende.

Retningslinjene utelukker heller ikke at vertikale fusjoner kan føre til redusert konkurranse, selv om verken eksisterende eller potensielle konkurrenter blir utestengt fra markedet. Dette kunne imidlertid vært klarere og Gabrielsens artikkel peker på flere forhold som det er verdt å rette oppmerksomheten mot.

Artikkelen peker også på at konglomeratfusjoner kan virke konkurransebegrensende fordi partene er potensielle konkurrenter. Denne kanskje viktigste mulige konkurransebegrensende virkning av konglomeratfusjoner er dekket av retningslinjenes kapittel 5.2, som omhandler oppkjøp av en potensiell konkurrent.

Som konklusjon skriver Gabrielsen at når det gjelder distribusjonskanaler og fusjonspolitik, er det å fokusere

på det relevante marked irrelevant. Dette er for generelt formulert. I eksemplet ovenfor er f.eks. det relevante marked «hundemat i Norge». Det er likevel riktig at konglomeratfusjoner kan virke konkurransebegrensende uten at det er mulig å angi eksakt hvilket marked virkningen inntreffer i. Dette vil typisk være tilfelle når det er fare for at fusjonen gir partene en markedsposisjon som setter dem i stand til å iverksette konkurransebegrensende tiltak. Dersom det ikke er mulig å angi i hvilket marked fusjonen vil føre til eller forsterke en vesentlig begrensning av konkurransen, vil det heller ikke være tilstrekkelig grunnlag for å gripe inn etter § 3-11. Konkurransetilsynet kan imidlertid gripe inn mot konkurransebegrensende tiltak fra konglomeratet. Med hjemmel i konkurranseloven § 3-10 kan tilsynet f.eks. gripe inn mot koplingshandel, lojalitetsrabatter, leveringsnektelser m.v.

Gjeldende retningslinjene for inngrep mot bedriftsservv kan fås ved henvendelse til Konkurransetilsynet.

**Abonnementsavgiften
for 1996 har forfalt til betaling**

SVEIN LONGVA – ADM.DIR. STATISTISK SENTRALBYRÅ:

Historisk statistikk:**Et svar til Jan Tore Klovland**

Iet debattinnlegg i desembernummeret av Sosialøkonomen tar Jan Tore Klovland for seg Historisk statistikk 1994 (HS-94). Klovland ønsker seg at en slik publikasjon skal inneholde det meste om og av norsk historisk statistikk. Med dette ambisjonsnivået er det forståelig at han finner mye å utsette på publikasjonen. Begrensningene i publikasjonene i forhold til Klovlands ønsker er der, noe vi i SSB også har vært klar over og forsøkt å forklare bl.a i forordet til publikasjonen. Vi mener at HS-94 fortjener en vesentlig mer hederlig omtale enn det den får av Klovland. Den er nemlig ikke ment å skulle romme alle tallserier av historisk interesse uavhengig av hvilke tidsrom mv. seriene dekker. I forordet heter det: «Denne nye utgaven av Historisk statistikk inneholder hovedtall fra de ulike områder av norsk offisiell statistikk. Tallseriene er ført bakover i tid så langt det har vært mulig å gi sammenliknbare tall. Det er bare tatt med statistikk som strekker seg minst ti år bakover. – Selv med det store volum som Historisk statistikk 1994 har fått, har det i publikasjonen ikke vært mulig å ta med all tilbakegående offisiell statistikk over forhold i det norske samfunn.»

Publikasjonens avgrensning til å omfatte statistikk som beskriver utviklingen i samfunnsforholdene fra et av de senere årene og bakover i tid bare så langt sammenliknbare tall foreligger, gjør at publikasjonen på flere områder har et heller kort historisk tidsperspektiv. Statistikken gir ofte ikke grunnlag for oppstilling av lange tilbakegående tallserier med en rimelig grad av sammenliknbarhet. Selv om det i arbeidet med HS-94 ble lagt til grunn at kontinuitetskravet kunne lempes noe, har jeg ingen van-

sker med å innse at vi kunne gjort større anstrengelser for å forlenge noen av seriene ved kjeding med eldre serier. Jeg synes imidlertid at Klovland overdriver når han karakteriserer HS-94 som en utvidet årbok. Av publikasjonens ca. 6 500 tidsserier har en femdel tall som går tilbake til forrige århundre, og en firedel tall tilbake til årene mellom 1900 og 1940.

Slik kjeding ville krevd mer analyser o.l. enn det tabellpublikasjonene i HS-serien er ment å inneholde. Ofte bør det foreligge egne forsknings- eller analyseprosjekter der slik kjeding er en del av arbeidet, før de koblete seriene formidles videre i en slik publikasjon som HS. Klovland peker både på eksempler på forskningsprosjekter som vi burde ha trukket på, og at det er foretatt koblinger av tvilsom karakter som har kommet med. Vi burde nok gått grundigere inn på enkelte av de feltene han omtaler.

Den redaksjonelle hovedretningslinjen om bare å ta med statistikk oppdaterbar fram mot et av de senere år, gjør imidlertid uansett at mye statistikk av historisk interesse faller utenfor publikasjonens ramme. En rekke tabeller i tidligere utgaver av HS inneholder tall som ikke kan oppdateres. Rene opptrykk av tabeller fra tidligere utgaver har ikke fått plass i HS-94. Da dette synes å være grunnlaget for en del av kritikken vil jeg peke på følgende:

- HS-94 er den sjuende i rekken av oversiktspublikasjoner med tilbakegående tallserier, den første utgaven utgitt for 80 år siden. Selv om HS-94 er en selvstendig statistikkpublikasjon, indikerer serie-tilhørigheten at tidligere utgaver fortsatt kan og vil ha tall av historisk interesse. Å henvise til disse

tidligere publiserte tallserier er en selvsagt del av informasjonen til brukere av den nye publikasjonen.

- Klovland har rett i at mindre typestørrelse, mindre linjeavstand og endringer i layout kunne gitt plass til flere tall i publikasjonen. Slike tiltak ville ha redusert, men ikke fjernet problemene knyttet til publikasjonens innholdsmessige avgrensning. Unnlåtelsen av å ta inn ikke-oppdaterbare tall fra tidligere HS-utgaver reduserte plassbehovet bare i kapitlet om utenrikshandel med vel 80 sider. Alene dette eksemplet sier mye om nødvendigheten og betydningen av avgrensningsregelen. Ettersom store deler av de her omtalte utelatte tall er med blant Klovlands «egentlig historiske tall», er det vanskelig å forstå hans avvisning av plassproblemer som grunn for å regne med tidligere HS-utgaver som datakilder.

Et viktig punkt hos Klovland er hans kritikk av kildehenvisningene i HS-94. I tekstavsnittene til hvert kapittel er det imidlertid lagt stor vekt på å gi kildeopplysninger. Egne avsnitt om statistikkgrunnlaget har oversikter over statistikkens omfang, opplegg og publisering. Oversiktene gjelder både statistikker som inngår i publikasjonen og eventuell annen tidligere publisert statistikk på emneområdet. I tillegg er det under hver tabell gitt opplysning om kilde. Den viser imidlertid bare til kilden for de senest publiserte tallene; og den er ment å skulle vise til primærpublikasjoner med detaljerte oversikter over tidligere utkommet statistikk. Jeg ser nå at kildene under tabellene kan misoppfattes som publikasjonens primære kildebeskrivelser – noe som

framgår av Klovlands kritikk av kildehenvisningene. Formålet og funksjonen til kilden angitt under tabellene burde derfor vært nærmere presisert, bl.a. i forordet. Dette kan også ha bidratt til at Klovland synes å mene at bare «SSBs egne tall er funnet gode nok». Ved bare å vise til kilden for de senest publiserte tallene blir primærkilden av og til borte i HS-94. Men ikke helt: Mer enn 30 andre institusjoner er eksplisitt referert til som kilde (normalt eneste) for ulike tabeller i HS-94.

Mot slutten av innlegget tar Klovland opp forvaltningen av de kulturverdier som statistiske data representerer og hvilket ansvar SSB har i denne sammenheng. Dette synes jeg er en viktig debatt, og det er høyst betimelig å sette temaet på dagsorden. Jeg vil innledningsvis fastslå at SSB følger en klar forpliktelse på dette området. Den nye utgaven av HS er ett men selvsagt meget langt fra det

eneste, bidraget. For øyeblikket er vi særlig opptatt av å sikre og arkivere på en oversiktlig måte de mengder av mikrodata og detaljerte statistikker som fortsatt er oppbevart på magnetbånd, dvs. data for de siste 25-30 år. Samtidig styrkes den sentrale arkiv- og arkivarfunksjon. Dette skal bidra til å bedre oversikten over hva som finnes, hvor og hvordan det er lagret og hvordan dataene er framskaffet og bygd opp (metadata). Status på dette området er ikke slik den burde være og det er derfor et omfattende arbeid å bringe de historiske arkivene i forsvarelig orden.

Når det gjelder etablering av flere konsistente statistiske serier som går vesentlig lengre enn én generasjon tilbake, og som skal danne grunnlag for historiske og økonomiske analyser, har jeg som nevnt mest tro på at dette normalt gjøres som et ledd i konkrete forsknings- og analyseprosjekter. På den måten kan den nød-

vendige emnemessige fagekspertise trekkes inn, i tillegg til den rent statistiske. SSB stiller seg normalt positiv til henvendelser fra fagmiljøene om slike prosjekter, noe det er ferske eksempler på. Statistisk sentralbyrå kan imidlertid kritiseres for ikke selv å ha vært særlig aktive på dette området, selv om lanseringen av tilbakeskuende temaorienterte statistikkprosjekter under fellesbetegnelsen «Norge i det 20 århundre» kan nevnes på plussiden.

Klovland og jeg kan raskt bli enige om at dagens situasjon når det gjelder lange, sammenhengende historiske tidsserier ikke er tilfredsstillende, særlig på området økonomisk statistikk. Statistisk sentralbyrå drøfter disse (og mange andre!) spørsmål i tilknytning til en pågående gjennomgang av statistikkarbeidet. Vi håper å kunne komme med en utviklingskisse om ikke så altfor lenge.

Abonnement 1996

**Abonnementspris kr. 490,-
Studenter kr. 240,-**

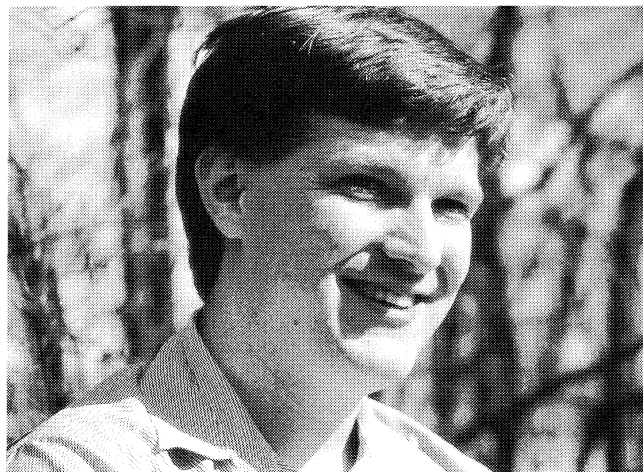
Abonnement løper til oppsigelse foreligger

ANDERS TARALDSET:

Lønnsstatistikk for sosialøkonomer 1995

Jårets lønnsundersøkelse utgjør gjennomsnittslønnen for alle sosialøkonomer (inkl. naturalytelser, men ikke overtidbetaling) 27.127 kr. pr. månedsverk. Dette tilsvarer lønnstrinn 55-56. Den faste månedslønnen utgjør gjennomsnittlig 26.553 kr. som tilsvarer lønnstrinn 54. Reallønnsnedgangen er på 3,1 prosent fra i fjor og er den største reallønnsnedgangen siden 1992. Månedslønnen er høyest for hhv. aldersgruppen 45-49 år og for gruppen med eksamen for 23-25 år siden. Med 34.712 kr. er månedslønnen for ansatte i privat sektor over 52 prosent høyere enn for statsansatte med 22.810 kr. som tilsvarer lønnstrinn 45. For kommuneansatte er månedslønnen 24.953 kr. som tilsvarer lønnstrinn 50. Lønnsforskjellene mellom privatansatte og statsansatte øker fortsatt slik de har gjort hvert år siden 1987 (med unntak av 1992).

Lønnsforskjellene mellom kvinner og menn øker fortsatt og er større enn for hvert av årene 1992-1994. Forskjellene er klart størst og har siden 1992 økt mest i privat sektor. I staten har det vært lønnsutjevning mellom kjønnene, men lønnsforskjellene er fortsatt minst i kommunesektoren til tross for at det er her lønnsforskjellene mellom kjønnene har økt mest fra 1994 til 1995.



Anders Taraldset, cand. oecon fra Universitetet i Oslo, jan. 1991, er rådgiver i Den norske lægeforening.

Materiale og metode

Sosialøkonomenes Forening gjennomfører hvert år en lønnsundersøkelse for sine medlemmer.

I årets undersøkelse ble det sendt ut 1.404 spørreskjemaer, hvorav 689 ble besvart. Dette gir en svarprosent på 49,1. Totalt 21 skjemaer er holdt utenom den følgende analysen av ulike grunner. Med en svarprosent på under 50 må vi være oppmerksomme på mulige skjevheter i utvalget i forhold til hele medlemsmassen til Sosialøkonomenes Forening. Når det gjelder resultater for ulike grupper/intervaller i undersøkelsen, må vi i tillegg være klar over usikkerheten p.g.a. det lave antallet observasjoner i en del av gruppene. Imidlertid må de resultatene som er i samsvar med resultatene i undersøkelsen for 1994, antas å være rimelig sikre.

Svarprosenten er i år som i fjor høyest i kommunesektoren (inkl. fylkeskommuner) med om lag 58 prosent. Deretter følger privat sektor med om lag 57 prosent. I år som i fjor er svarprosenten lavest for kvinner i staten med om lag 49 prosent. For den største gruppen, menn i staten, er svarprosenten om lag 50 prosent. Til tross for at kvinner i staten både i år og i fjor har lavest svarprosent, utgjør de en raskt økende andel av respondentene fordi denne gruppen har økt sin relative andel av medlemsmassen.

Vi har spurt om fast månedslønn (ekskl. pensjonsinnskudd) i september 1995, godtgjørelse for overtidarbeid i september (evt. anslag), samt verdi pr. måned av naturalytelser (fritt hus, lys, telefon, bil o.l.). Enkelte har også oppgitt gratis aviser som naturalytelser. Fra og med 1992 har spørsmålet om gratiale og provisjon vært utelatt da svært få har angitt dette og siden dette har vært oppfattet som et uklart begrep. Noen ganske få ansatte i privat virksomhet har likevel oppgitt årsbonus, og dette er da medregnet under overtid med 1/12 av årsbonusen. Enkelte har oppgitt at de har telefon eller aviser som naturalytelse uten å tallfeste dette. Verdien av telefon er satt til 200 kr. og aviser til 100 kr. pr. måned pr. avis. Alle som ikke har svart på spørsmålene om overtidbetaling og naturalytelser, er blitt registrert med 0 på disse spørsmålene, slik at gjennomsnittstallene gjelder for alle respondenter under ett.

Når svarene på spørsmålet om fast månedslønn for offentlig ansatte som har oppgitt nøyaktige kronebeløp, sammenlignes med lønnstabellen, ser det ut til at i de fleste tilfellene er enten ikke pensjonsinnskuddet trukket fra eller årets lønnstillegg på 300 kr. pr. måned ikke tatt med, eller begge deler. Rikslønnsnemndas kjennelse forelå omtrent samtidig med at spørreskjemaene ble sendt ut, og årets lønnstillegg var ikke utbetalt på det tidspunktet svarfristen utløp. Pensjonsinnskuddet utgjør 2 prosent av brutto månedslønn t.o.m. lønnstrinn 50 og er deretter prosentvis svakt avtagende (men absolutt sett økende) med høyere lønnplassering. Omkring lønnstrinn 21, som ekskl. pensjonsinnskudd utgjør i underkant av 15.000 kr. pr. måned, som er den laveste faste månedslønnen vi har tatt med i analysen, vil disse to feilene utligne hverandre. For høyere lønnplasseringer utgjør pensjonsinnskuddet mer enn økningen på lønnsregulativet, slik at månedslønnen gjennomsnittlig er overestimert dersom begge feil er gjort. Jo høyere lønnstrinn, jo større vil overestimeringen av månedslønnen bli dersom den faste månedslønnen er rapportert uten fradrag av pensjonsinnskuddet. For de offentlig ansatte som har oppgitt nøyaktige kronebeløp som kan identifiseres med et bestemt lønnstrinn på lønnstabellen, er den faste månedslønnen korrigert slik at årets lønnstillegg på 300 kr. pr. måned er medregnet og pensjonsinnskuddet trukket fra. For de som har avrundet den faste månedslønnen til nærmeste 100 kr. og for de som ellers har oppgitt beløp som ikke kan identifiseres i forhold til lønnstabellen, er beløpet ikke korrigert.

Som bakgrunnsvariable har vi spurt om kjønn, fødselsår, eksamensår, og om man er ansatt i statlig, kommunal/fylkeskommunal eller privat virksomhet. Det fremgår av undersøkelsen at privat virksomhet omfatter alle som ikke er tilsluttet Hovedtariffavtalen i staten eller kommunene, dvs. også statsbedrifter, statsaksjeselskaper og Norges Bank. Disse har siden 1984 blitt regnet som privatansatte, mens de tidligere ble regnet som statsansatte. Ingen selvstendig næringsdrivende har oppgitt inntekt.

Lønnsutvikling 1991-1995

Tabell 1 og 2 viser den nominelle lønnsutviklingen for hvert år 1991-1995. For sammenligningens skyld er også tall fra Statens sentrale tjenestemannsregister (SST) samt tall fra Lønns- og personalstatistikk kommunale arbeidstakere (PAI-registeret) tatt med. PAI-registeret utgis av Kommunenes Sentralforbund (KS), og gjelder for ansatte i KS-området. Oslo kommune er derfor ikke med i tallene fra PAI-registeret. Fylkeskommunalt ansatte er inkludert i kommunesektoren både i våre tall og i tallene fra PAI-registeret. For privat sektor finnes NHOs funksjonær-statistikk, men her er sosialøkonomer ikke spesifisert som egen gruppe i tabellene. Tallene fra våre (Sosialøkonomenes Forenings) lønnsundersøkelser er markert med SF.

Månedslønnen i tabell 1 gjelder fast månedslønn pluss verdien av naturalytelser, mens faste og variable tillegg, men ikke variabel overtid, er medregnet i tallene fra SST og PAI-registeret. Når ikke annet er nevnt, er det disse lønnsbegrepene som benyttes i hele denne artikkelen. Det fremgår at lønnsnivået i privat sektor i 1995 er 28,0 prosent høyere enn for alle sosialøkonomer, 52,2 prosent høyere enn i staten og 39,1 prosent høyere enn i kommunesektoren. Lønnsnivået i kommunesektoren er 9,4 prosent høyere enn i staten.

Fra 1991 til 1995 har den samlede nominelle lønnsveksten vært på 5,8 prosent. Bortsett fra i 1992 har lønnsøkningen hvert år siden 1987 vært større i privat sektor enn i både staten og kommunesektoren. Dårligst har lønnsutviklingen vært i staten med en nominell lønnsøkning på 5,7 prosent, mens lønnsutviklingen har vært best i kommunesektoren med 9,7 prosent. Ser vi imidlertid på lønnsutviklingen fra 1990 til 1994, som er det siste året som det foreligger tall for fra SST og PAI-registeret, har imidlertid lønnsutviklingen vært best for privatansatte og dårligere for kommuneansatte enn for statsansatte, både ifølge våre undersøkelser, SST og PAI-registeret.

For alle sosialøkonomer under ett var det en nominell lønnsnedgang på 1,2 prosent fra 1991 til 1992, som skyldtes en nominell lønnsnedgang på 3,9 prosent i privat sektor. Fra 1992 til 1993 og fra 1993 til 1994 var det nominell lønnsøkning i alle sektorer. Fra 1992 til 1993 var det en nominell lønnsøkning på 3,3 prosent, mens lønnsøkningen fra 1993 til 1994 var på 4,5 prosent. Fra 1994 til 1995 har det vært en nominell lønnsnedgang gjennomsnittlig, som skyldes en nominell lønnsnedgang på 1,6 prosent i staten. Best har lønnsutviklingen fra i fjor til i år vært i kommunesektoren med en nominell lønnsøkning på 3,4 prosent. For privatansatte er den nominelle lønnsøkningen på 0,9 prosent som er den minste lønnsøkningen siden 1992.

Den dårlige lønnsutviklingen for statsansatte og privatansatte skyldes delvis reduksjon av naturalytelsene. En viktig del av forklaringen på den nominelle lønnsnedgangen for statsansatte er at kvinneandelen blant statsansatte øker kraftig, og at månedslønnen er vesentlig lavere

for kvinner enn for menn i staten. Den nominelle lønnsnedgangen for statsansatte skyldes trolig også korrigeringen av den faste månedslønnen i forhold til lønnsregulativet slik at pensjonsinnskuddet blir trukket fra, og at effekten av dette minst oppveier effekten av de 300 kr. pr. måned som ble gitt på lønnstabellen i årets oppgjør.

Sammenligner vi med lønnsstatistikken for staten, ser vi at våre tall hvert år ligger noe høyere enn i SST, noe som dels kan skyldes at SST ikke fanger opp naturalytelsene, og dels at SST omfatter flere sosialøkonomer i staten enn våre tall. I kommunesektoren ligger våre tall svært nær tallene fra PAI-registeret alle år selv om våre tall, i motsetning til PAI-registeret, også omfatter ansatte i Oslo kommune hvor regulativlønnsplasseringen gjennomgående er høyere enn i KS-området (resten av kommunesektoren).

Tabell 1: Nominell lønn i kroner pr. måned 1991-1995

	1991	1992	1993	1994	1995
Sosialøkonomer i alt - SF	25.638	25.319	26.160	27.340	27.127
Privat sektor - SF	32.500	31.233	32.890	34.391	34.712
Statssektoren - SF	21.578	21.884	22.413	23.177	22.810
Statssektoren - SST	20.714	21.287	21.718	21.928	
Kommunesektoren - SF	22.737	23.518	23.988	24.140	24.953
Kommunesektoren - PAI	22.972	23.608	23.890	24.041	

Tabell 2: Nominell lønnsutvikling i prosent 1991-1995

	1991-92	1992-93	1993-94	1994-95	1991-95
Sosialøkonomer i alt - SF	-1,2	3,3	4,5	-0,8	5,8
Privat sektor - SF	-3,9	5,3	4,6	0,9	6,8
Statssektoren - SF	1,4	2,4	3,4	-1,6	5,7
Statssektoren - SST	2,8	2,0	1,0		
Kommunesektoren - SF	3,4	2,0	0,6	3,4	9,7
Kommunesektoren - PAI	2,8	1,2	0,6		

Tabell 3: Reallønnsutvikling i prosent 1991-1995

	1991-92	1992-93	1993-94	1994-95	1991-95
Sosialøkonomer i alt - SF	-3,2	1,1	2,8	-3,1	-2,4
Privat sektor - SF	-5,8	3,1	2,8	-1,4	-1,5
Statssektoren - SF	-0,6	0,3	1,7	-3,8	-2,5
Statssektoren - SST	0,7	-0,1	-0,7		
Kommunesektoren - SF	1,4	-0,2	-1,0	1,0	1,2
Kommunesektoren - PAI	0,7	-0,9	-1,0		

Tabell 3 viser reallønnsutviklingen fra år til år i hver sektor i faste 1995-kroner (deflator er konsumprisindeksen for september hvert år). Det fremgår at alle sosialøkonomer sett under ett har hatt en reallønnsvekst i 1993 og i 1994, mens det i 1992 og 1995 har vært en nominell

lønnsnedgang. Fra 1994 til 1995 har den samlede reallønnsnedgangen vært på 3,1 prosent som er en større reallønnsnedgang enn for hele perioden 1991 til 1995 på 2,4 prosent. Tabellen viser at det i både privat sektor og i staten har vært en reallønnsøkning i 1993 og i 1994. I 1992 og i 1995 har det imidlertid vært reallønnsnedgang både for statsansatte og privatansatte. SST viser imidlertid for staten reallønnsøkning i 1992, men reallønnsnedgang i 1993 og i 1994.

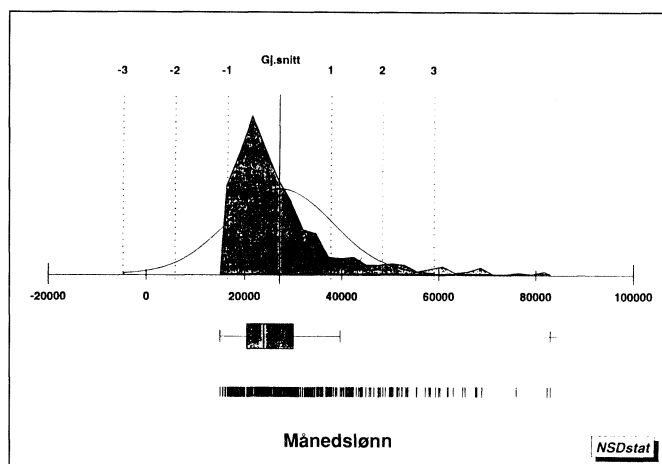
For privatansatte var reallønnsnedgangen 1,5 prosent fra 1994 til 1995. I staten var reallønnsnedgangen fra 1994 til 1995 størst med hele 3,8 prosent. I 1995 var det i kommunesektoren en reallønnsvekst på 1,0 prosent.

Lønnsutviklingen har i perioden 1991 til 1995 vært best i kommunesektoren med 1,2 prosent reallønnsvekst. I denne perioden har reallønnsnedgangen vært størst for statsansatte sosialøkonomer med 2,5 prosent mot 1,5 prosent i privat sektor. Ser vi imidlertid på perioden 1990 til 1994, har lønnsutviklingen vært dårligst i kommunesektoren med en reallønnsnedgang på 1,4 prosent ifølge våre undersøkelser og 1,9 prosent ifølge PAI-registeret. Våre undersøkelser viser at lønnsutviklingen i perioden 1990 til 1994 har vært best for privatansatte med en reallønnsvekst på 2,9 prosent. Lønnsutviklingen har i denne perioden vært bedre i staten enn i kommunesektoren både ifølge våre undersøkelser, SST og PAI-registeret, med en reallønnsvekst i staten på 2,7 prosent ifølge våre undersøkelser og en reallønnsnedgang på 1,5 prosent ifølge SST.

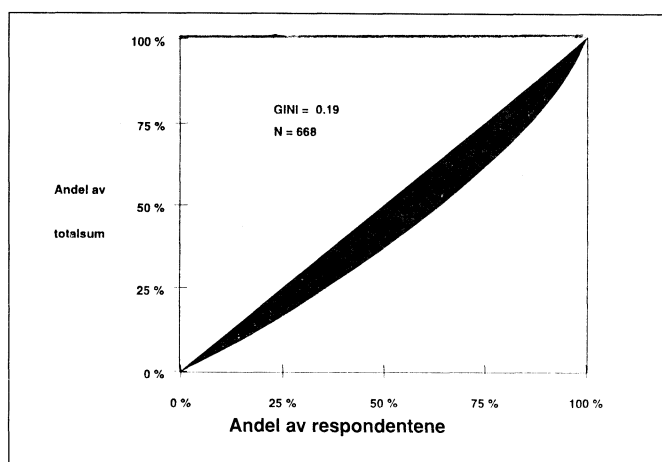
Lønnsfordeling

Figur 1 viser frekvensfordelingen for månedslønnen i 1995. Figuren viser en topp i fordelingen under gjennomsnittet. 1. kvartil for månedslønnen utgjør 20.450 kr., medianen 23.924 kr. og 3. kvartil 30.100 kr. Gjennomsnittet ligger altså i år som i fjor litt nærmere 3. kvartil enn medianen. Det er altså langt flere (65,7 prosent) som har månedslønn under gjennomsnittet enn over gjennomsnittet. I forhold til i fjor er lønnsnedgangen på 1. kvartil 0,6 prosent og minst på 3. kvartil med 0,1 prosent. Medianlønnen er 2,2 prosent lavere enn i fjor, og viser altså en større nedgang enn gjennomsnittlig månedslønn. Dette indikerer at nedgangen er størst rundt midtpunktet av lønnsfordelingen. Figur 2 viser Lorenz-kurven for fordelingen av månedslønn. Gini-indexen er 0,19 i 1995 som er det samme som i 1993 og 1994, mens Gini-indexen i 1992 var 0,18. Det betyr at lønnsforskjellene mellom sosialøkonomene har økt svakt siden 1992.

Figur 1. Frekvenspolygon for månedslønn



Figur 2. Lorenz-kurve for månedslønn



Utvikling av naturallønn og overtid

Tabell 4 viser fordelingen av de ulike lønnskomponentene. Den faste månedslønnen er bare 15 kr. lavere enn i fjor. Det fremgår dermed at praktisk talt hele den nominelle nedgangen i gjennomsnittlig månedslønn kan forklares av reduserte naturaltelseter.

Det er bare i 1992 og 1993 at overtidslønnen tidligere har vært høyere enn naturallønnen, mens de var omtrent like store i 1989 og 1994. Årets undersøkelse viser en fortsettelse av tendensen etter 1991 og 1992 til både synkende naturallønn og synkende overtidbetaling.

Lønn etter alder

Tabell 4 viser at månedslønnen er økende med alder og når toppunktet for aldersgruppen 45-49 år. Etter aldersgruppen 55-59 år er månedslønnen raskt avtagende med alder. Fast månedslønn og total månedslønn viser et til-

svarende forløp. Naturallønnen viser en stigende tendens med alder t.o.m. aldersgruppen 55-59 år for deretter å avta, mens overtidslønnen viser en synkende tendens med alder.

Tabell 4: Gjennomsnittlig månedslønn etter alder

Alder	Antall	Månedslønn inkl. naturallønn	Fast månedslønn	Naturallønn	Overtid	Total månedslønn
-29	76	18.602	18.575	26	1215	19.817
30-34	131	21.515	21.287	228	758	22.273
35-39	113	26.337	25.937	400	909	27.246
40-44	77	30.474	29.826	649	687	31.161
45-49	121	33.456	32.436	1020	733	34.189
50-54	92	30.680	29.782	898	340	31.020
55-59	26	32.034	30.959	1075	158	32.192
60-64	16	28.977	28.394	583	0	28.977
65-	13	24.595	23.907	688	1015	25.610
I alt	668	27.127	26.553	574	725	27.853

Tabell 5 viser hvilke aldersgrupper som har hatt høyest gjennomsnittslønn de siste 10 årene. I 1981 var det aldersgruppen 40-44 år som hadde høyest månedslønn, mens det i perioden 1983-1986 var aldersgruppen 45-49 år som hadde høyest månedslønn. I perioden 1987-1991 var det aldersgruppen 50-54 år som hadde høyest månedslønn. Med de som er 55 år og eldre som høyeste aldersgruppe, vil det være aldersgruppen 45-49 år som har høyest gjennomsnittslønn alle årene 1992-1995. I og med at det i 1993 og i 1995 er aldersgruppen 45-49 år som har høyest gjennomsnittslønn også når materialet inndeles med 65 år og eldre som høyeste aldersgruppe, ser det ut til at tendensen til at det er de samme årskullene som har hatt den høyeste månedslønnen siden 1981, nå er brutt og at det nå er gruppen som er omkring 10 år yngre som nå har den høyeste gjennomsnittslønnen.

Tabell 5: Topplønnsutvikling etter aldersgrupper over tid

År	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Aldersgruppe	45-49	45-49	50-54	50-54	50-54	50-54	50-54	55-59*	45-49	55-59*	45-49

* Merk at dersom aldersgruppene inndeles med 55 år og over som høyeste aldersgruppe, er det aldersgruppen 45-49 år som har høyest månedslønn i 1992 og 1994.

Lønn etter antall år siden eksamen

Tabell 6 viser månedslønnen etter antall år siden eksamen. Antall år etter eksamen bidrar vesentlig sterkere til å forklare lønnsnivået enn alder. Gjennomsnittslønnen er høyest for gruppen med 23-25 år siden eksamen (eksamen i 1970-1972) med 5,8 prosent høyere månedslønn enn i 1994. Også i 1989 og i 1994 var det denne gruppen som hadde høyest månedslønn, mens det i 1990-1993 var

grupper med kortere tid siden eksamen som hadde høyest månedslønn.

Gruppen med 23-25 år siden eksamen har en månedslønn som er 91,2 prosent høyere enn for de nyutdannede (med 0-2 år etter eksamen), 27,3 prosent høyere enn gjennomsnittet og 15,2 prosent høyere enn for de med lengst tid siden eksamen (26 år eller mer). Alle disse relative forskjellene er betydelig større enn i 1994.

Tabell 6: Gjennomsnittlig månedslønn etter antall år siden eksamen

År	Antall	Månedslønn inkl. natural-lønn	Fast månedslønn	Natural-lønn	Overtid	Total månedslønn
0-2	67	18.058	18.040	18	1196	19.254
3-4	90	20.202	20.162	40	511	20.713
5-6	46	21.937	21.752	185	1179	23.116
7-8	49	23.804	23.552	252	629	24.433
9-10	45	27.416	27.087	329	1017	28.433
11-12	35	29.045	28.227	818	1631	30.676
13-15	33	28.466	27.776	690	1002	29.468
16-18	55	33.551	32.538	1012	269	33.819
19-22	94	31.292	30.544	748	612	31.904
23-25	69	34.523	33.012	1511	419	34.942
26-	80	29.966	29.319	647	353	30.319
I alt	668	27.127	26.553	574	725	27.853

Lønn etter alder og kjønn

Tabell 7 viser gjennomsnittlig månedslønn etter alder og kjønn. Det fremgår at kvinnene har en gjennomsnittlig månedslønn som utgjør nøyaktig 3/4 av gjennomsnittet for menn, eller at menn har en gjennomsnittlig månedslønn som er 1/3 høyere enn for kvinner.

Noe av lønnsforskjellen mellom kvinner og menn skyldes forskjeller i alder og ansiennitet. I undersøkelsen er gjennomsnittsalderen for menn 43,1 år og for kvinner 34,9 år som er litt lavere enn i undersøkelsen for 1994 for begge kjønn. Antall år etter eksamen er gjennomsnittlig 15,9 år for menn og 7,1 år for kvinner.

Det fremgår av tabell 7 at gjennomsnittlig månedslønn er høyere for menn enn for kvinner i alle aldersgrupper, noe som ikke var tilfellet for den yngste aldersgruppen i 1994. I motsetning til i undersøkelsen for 1994 er de relative lønnsforskjellene jevnt økende med alder (med unntak av aldersgruppen 50-54 år, hvor det bare er 4 kvinner som har svart). Størst er den relative lønnsforskjellen for aldersgruppene 45-49 år med 27,2 prosent og 55 år og mer med 27,6 prosent, men i disse aldersgruppene er det relativt få kvinner. I aldersgruppen 30-34 år hvor det er flest kvinner, er lønnsforskjellene blitt kraftig redusert i forhold til i 1994. I denne aldersgruppen er lønnsnivået 10,9 prosent høyere for menn enn for kvinner, mot 23,9 prosent i 1994.

Både for menn og for kvinner er månedslønnen økende med alder t.o.m. aldersgruppen 45-49 år, for deretter å

avta. Mens overtidsbetalingen viser en fallende tendens med alder for menn, er overtidsbetalingen høyere for kvinner i 40-årene enn for kvinner i 30-årene både i 1994 og i 1995.

Tabell 7: Gjennomsnittlig månedslønn etter alder og kjønn

Alder	Antall	Månedslønn inkl. natural-lønn	Fast månedslønn	Natural-lønn	Overtid	Total månedslønn
<i>Menn</i>						
-29	41	19.145	19.099	46	1620	20.765
30-34	84	22.266	21.969	297	978	23.243
35-39	77	27.173	26.774	399	1199	28.372
40-44	69	31.022	30.303	719	659	31.680
45-49	112	33.730	32.698	1032	763	34.493
50-54	88	30.948	30.018	930	355	31.303
55-	49	30.156	29.223	933	327	30.483
Menn i alt	523	28.578	27.900	678	801	29.379
<i>Kvinner</i>						
-29	35	17.965	17.963	3	740	18.706
30-34	47	20.174	20.069	106	365	20.540
35-39	35	23.749	23.336	413	298	24.047
40-44	8	25.756	25.714	43	927	26.683
45-49	8	26.510	26.416	93	413	26.922
50-54	4	24.789	24.589	200	0	24.789
55-	5	23.635	23.535	100	216	23.852
Kvinner i alt	142	21.434	21.280	154	460	21.894

Lønn etter sektor og kjønn

Kvinneandelen blant de som svarer i undersøkelsene, øker hvert år og har økt fra 15,4 prosent i 1992 til 21,3 prosent i 1995. Som vi har sett, er lønnsnivået klart høyest i privat sektor hvor kvinneandelen er vesentlig lavere enn for alle sosialøkonomer, og lavest i staten hvor kvinneandelen er klart høyest. Ulik fordeling av kjønnene på sektorer kan derfor trolig i seg selv forklare en del av lønnsforskjellene mellom kjønnene.

Det fremgår av tabell 8 at det er betydelige lønnsforskjeller mellom kjønnene i alle sektorer. I kommunesektoren er omfanget av både naturallønn og overtid lite, men langt mindre for kvinner enn for menn. Både i kommunesektoren og i privat sektor er omfanget av naturallønn omkring 8 ganger større for menn enn for kvinner.

Ser vi på utviklingen fra 1994 til 1995, har menn i staten hatt en nominell lønnsreduksjon på 1,1 prosent i månedslønnen, men en økning på 13 kr. i den faste månedslønnen. Lønnsnedgangen skyldes en kraftig nedgang i naturallønnen fra 422 kr. i 1994 til 154 kr. i 1995. Kvinner i staten har derimot hatt en nominell lønnsøkning på 0,8 prosent som har sammenheng med en liten økning både i fast månedslønn og naturallønnen. Disse tallene for endringer i månedslønnen fra 1994 til 1995 for menn og kvinner i staten kan virke merkverdige når tabell 2 viser at den nominelle lønnsnedgangen for sosialøkonomer

i staten var på 1,6 prosent fra 1994 til 1995. Forklaringen er at siden lønnsnivået i staten er vesentlig lavere for kvinner enn for menn, som vi nettopp har sett, og kvinneandelen blant respondentene i staten har økt vesentlig, fra 23,6 til 27,8 prosent, gjør dette at lønnsveksten for sosialøkonomer i staten blir lavere gjennomsnittlig enn gjennomsnittet for hvert av kjønnene.

Tabell 8: Gjennomsnittlig månedslønn etter sektor og kjønn

	Antall	Månedslønn inkl. natural- lønn	Fast måneds- lønn	Natural- lønn	Overtid	Total måneds- lønn
<i>Menn</i>						
staten	255	23.894	23.740	154	1048	24.942
kommune	76	25.260	25.131	129	450	25.709
privat	185	36.292	34.674	1618	620	36.912
<i>Menn totalt</i>						
	523	28.578	27.900	678	801	29.379
<i>Kvinner</i>						
staten	98	20.013	19.862	151	546	20.559
kommune	9	22.364	22.348	17	93	22.457
privat	35	25.175	24.975	200	313	25.488
<i>Kvinner totalt</i>						
	142	21.434	21.280	154	460	21.894

Også kvinner i privat sektor har hatt en nominell lønnsnedgang fra 1994 til 1995. Dette var den eneste gruppen som også hadde nominell lønnsnedgang fra 1993 til 1994. Nedgangen fra 1994 til 1995 skyldes både en nedgang i fast månedslønn og en fortsatt kraftig reduksjon i naturallønnen, som både i 1994 og i 1995 er blitt langt sterkere redusert for kvinner enn for menn i privat sektor. For kvinner i privat sektor er naturallønnen pr. måned redusert fra 1.749 kr. i 1993, til 481 kr. i 1994 og 200 kr. i 1995. Menn i privat sektor har hatt en nominell lønnsøkning på 1,7 prosent som representerer en liten reallønnsnedgang.

Størst er lønnsveksten fra 1994 til 1995 for menn i kommunesektoren med 3,5 prosent nominelt. Dette er den eneste gruppen som har hatt reallønnsvekst fra 1994 til 1995. Dette skyldes en vekst i fast månedslønn på 3,7 prosent som tilsvarer to lønnstrinn. Kvinner i kommunesektoren har imidlertid hatt en nominell lønnsvekst på bare 0,6 prosent. Dette er motsatt av utviklingen fra 1993 til 1994, hvor lønnsveksten i kommunesektoren var større for kvinner enn for menn.

Vi kan konkludere med at både forskjellig fordeling av kjønnene på sektorer og lønnsforskjeller mellom kjønnene innenfor sektorene bidrar til å forklare lønnsforskjellene mellom kvinnelige og mannlige sosialøkonomer. Særlig betydning har det at kvinneandelen i privat sektor, hvor lønnsnivået er klart høyest for begge kjønn, er vesentlig mindre enn i staten. I tillegg er lønnsforskjellene mellom kvinner og menn i privat sektor svært store, og har økt både i privat sektor og kommunesektoren. Ta-

bell 8 viser at menn i kommunesektoren har fått høyere lønn enn kvinner i privat sektor i årets lønnsundersøkelse, uansett hvilke lønnskomponenter som medregnes.

En multiplere regresjonsanalyse viser en signifikant ($p < 0,01$) negativ nettoeffekt av å være kvinne for månedslønnen når alle bakgrunnsvariable i undersøkelsen tas med som forklaringsvariable. Denne nettoeffekten utgjør 2.484 kr. pr. måned eller om lag 1/3 av de totale lønnsforskjellene mellom kvinner og menn i undersøkelsen.

Lønn etter alder og kjønn i staten

Siden flertallet av sosialøkonomene er ansatt i staten og siden kvinneandelen er klart høyest i staten, er datagrunnlaget her best for å se nærmere på lønnsforskjeller etter alder og kjønn. Dessuten er det interessant for å vurdere hele undersøkelsens kvalitet å sammenligne nærmere med SST som har mer fullstendige tall for staten.

Tabell 9 viser månedslønn inkl. faste og variable tillegg, men uten overtid, for hvert av kjønnene etter alder i følge SST pr. 1.10.1994 og våre undersøkelser for september 1994 og 1995. I tillegg viser tabellen prosentvise forskjeller og prosentvis lønnsvekst i våre undersøkelser. Tallene fra SST bygger på flere observasjoner enn våre undersøkelser. Forskjellene mellom tallene i SST og våre tall for staten i alt uavhengig av alder er kommentert i begynnelsen av artikkelen.

Tabell 9: Gjennomsnittlig månedslønn etter alder og kjønn i staten

Alder	Antall	Månedslønn	Månedslønn	%	Månedslønn	% nominell økning
	SF 95	SST 1994	SF 1994	forskj.	SF 1995	SF 1994-95
<i>Menn</i>						
25-29	28	17.888	17.640	-1,4	17.790	0,9
30-34	49	20.043	20.204	0,8	20.020	-0,9
35-39	42	21.741	23.570	8,4	22.814	-3,2
40-49	72	24.485	26.113	6,6	26.503	1,5
50-59	47	23.300	27.509	18,1	28.093	2,1
60-64	7	23.922	25.270	5,6	24.737	-2,1
65-	8	25.350	24.469	-3,5	25.070	2,5
<i>Menn i staten</i>						
	255	22.531	24.150	7,2	23.894	-1,1
<i>Kvinner</i>						
25-29	27	17.687	17.786	0,6	17.787	0,0
30-34	36	19.521	18.693	-4,2	19.364	3,6
35-39	22	22.088	22.634	2,5	21.990	-2,8
40-49	8	22.135	21.000	-5,1	22.370	6,5
50-59	4	23.114	23.083	-0,1	23.642	2,4
<i>Kvinner i staten</i>						
	98	19.968	19.851	-0,6	20.013	0,8
<i>Staten i alt</i>						
25-29	55	17.793	17.701	0,6	17.788	0,5
30-34	85	19.822	19.525	-1,5	19.742	1,1
35-39	64	21.811	23.289	6,8	22.531	-3,3
40-49	80	24.224	25.642	5,9	26.090	1,7
50-59	51	23.279	27.287	17,2	27.744	1,7
60-64	8	23.922	25.270	3,4	24.970	-1,2
65-	9	25.350	24.469	2,8	24.556	0,4
<i>Staten i alt</i>						
	354	21.928	23.177	3,4	22.810	-1,6

Det er interessant å merke seg at våre tall for september 1994 er litt lavere enn SSTs tall for kvinner pr. 1. oktober 1994, men høyere enn SSTs tall for menn. For begge kjønn under ett er våre tall lavere enn SSTs tall bare for aldersgruppen 30-34 år. Både i 1993 og i 1994 er forskjellen mellom SSTs tall og våre tall klart størst for aldersgruppen 50-59 år for menn (og for begge kjønn under ett). Noe av denne forskjellen kan skyldes at det i denne gruppen er mange som har høy naturallønn, og det er derfor sannsynlig at noe av forskjellen mellom SSTs tall og våre tall kan skyldes mangelfull rapportering av naturallønn i SSTs tall. Viktigere er det imidlertid at det i denne gruppen er en del som har oppgitt spesielt høy fast månedslønn, og som trolig er kontraktslønnet. Disse er muligens ikke medregnet i SSTs datamateriale.

For hvert av kjønnene har den nominelle lønnsreduksjonen i staten fra 1994 til 1995 vært størst for aldersgruppen 35-39 år. For kvinner er det bare i denne aldersgruppen det har vært nominell lønnsreduksjon. Størst har lønnsveksten i staten fra 1994 til 1995 vært for kvinner i aldersgruppen 40-49 år med 6,5 prosent og i aldersgruppen 30-34 år, hvor det er flest kvinner i staten, med 3,6 prosent. For begge kjønn under ett har lønnsveksten i staten fra 1994 til 1995 vært størst for aldersgruppene 40-59 år med 1,7 prosent. Dette representerer likevel en real-lønnsnedgang.

Lønn etter sektor og antall år siden eksamen

I tabell 10 er materialet delt inn etter sektor og antall år siden eksamen. Dette er en interessant tabell fordi sektor og antall år siden eksamen er de variable som i størst grad forklarer månedslønnen. Tabell 10 viser at månedslønnen i staten er økende med antall år etter eksamen og når toppunktet for gruppen med 23-25 år etter eksamen. I 1994 var det gruppen med 19-22 år etter eksamen som hadde høyest månedslønn i staten, men for denne gruppen viser undersøkelsen for 1995 en nominell lønnsnedgang på hele 6,6 prosent. I kommunesektoren viser månedslønnen tilsvarende utvikling med antall år etter eksamen som i staten, men forskjellene i gjennomsnittslønn mellom gruppene er langt mindre enn i staten. I alle tre sektorer når månedslønnen et lokalt toppunkt for gruppen med 13-18 år etter eksamen, mens det absolutte toppunktet er for gruppen med 23-25 år etter eksamen. I tabell 6 hvor vi så på månedslønn etter antall år etter eksamen for alle sektorer under ett, så vi at månedslønnen var betydelig høyere for gruppen med 16-18 år etter eksamen enn for gruppen med 13-15 år etter eksamen.

I kommunesektoren er månedslønnen for gruppen med 5-8 år etter eksamen faktisk noe lavere enn for gruppen med 0-4 år etter eksamen, mens undersøkelsen for 1994 viste svært små forskjeller i månedslønn mellom disse to gruppene. I privat sektor er økningen i månedslønn med antall år etter eksamen mye større, og månedslønnen er 26,8 prosent høyere for gruppen med 5-8 år etter eksamen enn for gruppen med 0-4 år etter eksamen.

Tabell 10: Gjennomsnittlig månedslønn etter sektor og antall år siden eksamen

År	Antall	Månedslønn inkl. natural- lønn	Fast månedslønn	Natural- lønn	Overtid	Total månedslønn
<i>Statssektoren</i>						
0-4	110	18.283	18.275	8	1003	19.286
5-8	56	20.756	20.664	92	1234	21.989
9-12	41	23.422	23.157	265	1906	25.328
13-18	37	26.234	25.956	279	205	26.440
19-22	38	26.078	25.950	128	407	26.484
23-25	26	28.917	28.320	597	674	29.591
26-	43	26.961	26.812	149	345	27.306
I alt	354	22.810	22.657	153	907	23.716
<i>Kommunesektoren</i>						
0-4	9	22.200	22.187	13	611	22.811
5-8	8	21.232	21.232	0	854	22.087
9-12	2	23.525	23.525	0	0	23.525
13-18	16	25.978	25.848	130	124	26.102
19-22	19	25.631	25.476	155	421	26.052
23-25	14	26.582	26.437	145	60	26.641
26-	16	25.228	25.067	161	741	25.968
I alt	85	24.953	24.836	117	412	25.365
<i>Privat sektor</i>						
0-4	37	21.459	21.363	96	278	21.737
5-8	31	27.205	26.698	507	295	27.499
9-12	35	33.254	32.483	770	706	33.959
13-18	34	40.176	38.233	1943	1126	41.301
19-22	36	39.835	38.100	1735	946	40.780
23-25	27	44.541	41.337	3204	284	44.825
26-	21	39.729	37.693	2035	76	39.805
I alt	222	34.712	33.300	1412	566	35.278
<i>Alle sosialøkonomer</i>						
0-4	157	19.287	19.256	30	803	20.090
5-8	95	22.900	22.681	219	895	23.795
9-12	80	28.129	27.586	543	1286	29.414
13-18	88	31.644	30.753	891	544	32.188
19-22	94	31.292	30.544	748	612	31.904
23-25	69	34.523	33.012	1511	419	34.942
26-	80	29.966	29.319	647	353	30.319
I alt	668	27.127	26.553	574	725	27.853

amen enn for gruppen med 0-4 år etter eksamen. Lønnsforskjellene mellom offentlig sektor og privat sektor er derfor sterkt økende med antall år etter eksamen. Til tross for at månedslønnen i kommunesektoren er lavere enn i staten for alle gruppene med mer enn 12 år etter eksamen, er månedslønnen for kommunesektoren likevel høyere enn i staten fordi respondentene i kommunesektoren i gjennomsnitt har flere år siden eksamen enn respondentene i staten. Lønnsutviklingen med antall år etter eksamen er altså desidert sterkest i privat sektor og klart dårligst i kommunesektoren, hvor gruppen med høyest

månedslønn, 23-25 år etter eksamen, bare har 19,7 prosent høyere månedslønn enn gruppen med 0-4 år etter eksamen. I staten har gruppen med høyest månedslønn, 23-25 år etter eksamen, 58,2 prosent høyere månedslønn enn gruppen med 0-4 år etter eksamen, mens det tilsvarende tallet for privat sektor er 107,6 prosent, altså mer enn dobbelt så høy månedslønn for gruppen med 23-25 år siden eksamen som for gruppen med 0-4 år etter eksamen. Fra 1994 til 1995 har disse relative forskjellene økt både i staten og i privat sektor, mens de er blitt ytterligere redusert i kommunesektoren.

Diskusjon

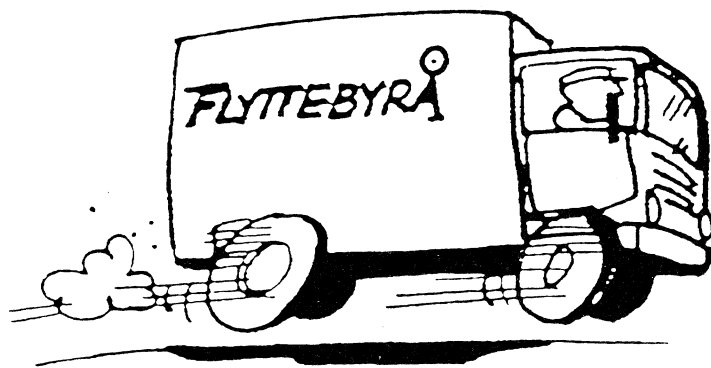
Årets undersøkelse viser at medlemmene av Sosialøkonomenes Forening har hatt en gjennomsnittlig reallønnsnedgang i månedslønn inkl. naturalytelser på 3,1 prosent fra september 1994 til september 1995. Dette skyldes at en mindre andel av respondentene arbeider i privat sektor, at en økende andel av respondentene er statsansatte kvinner, reduksjon av naturallønnen, et dårlig sentralt lønnsoppgjør som har gitt omtrent uendret regulativlønn i staten, samt at den faste månedslønnen for offentlig ansatte er blitt korrigert ved registreringen slik at pensjonsinnskuddet er trukket fra der hvor det har vært mulig, noe som ikke er blitt gjort tidligere.

Mens lønnsveksten fra 1993 til 1994 var minst i kommunesektoren, har lønnsveksten fra 1994 til 1995 vært størst i kommunesektoren med en reallønnsvekst på 1,0 prosent. Statsansatte har hatt en reallønnsnedgang på hele 3,8 prosent. For privatansatte har reallønnsnedgangen vært på 1,4 prosent. I privat sektor har lønnsnivået blitt 52 prosent høyere enn for statsansatte, mot 48 prosent i 1994. I tillegg til menn i staten, har også kvinner i privat sektor hatt en nominell lønnsreduksjon både p.g.a. lavere fast månedslønn og p.g.a. kraftig reduksjon av naturalytelsene. Det siste er en av årsakene til at lønnsforskjellene mellom kvinner og menn har økt hvert år siden 1993 og også er større enn i 1992.

Undersøkelsen viser at kvinners månedslønn utgjør nøyaktig 3/4 av menns gjennomsnittlige månedslønn. Omtrent 2/3 av forskjellen skyldes at kvinner er yngre, har kortere ansiennitet og en mindre andel i privat sektor enn menn, mens ca. 1/3 av lønnsforskjellene mellom kjønnene ikke kan forklares av andre bakgrunnsvariable som er tatt med i undersøkelsen.

Samlet er lønnsforskjellene altså økende både mellom staten og privat sektor og mellom kvinner og menn. Disse lønnsforskjellene øker med alder og antall år etter eksamen. Det motsatte er tilfellet for lønnsforskjellene mellom staten og kommunesektoren, hvor lønnsforskjellene er minst.

FLYTTET?



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 forsinkelsen. Meld flytting pr. telefon 22 17 00 35, telefax 22 17 31 55 eller skriv til oss.

Sosialøkonomens Forening
Postboks 8872 Youngstorget
0028 OSLO

Navn: Ab.nr./medl.nr.

Ny adresse:

KARI H. EIKA OG TORBJØRN EIKA¹:

To makroøkonometriske modellar for norsk økonomi

Eigenskapar ved KVARTS og RIMINI illustrert ved to verknadsutrekningar²

J denne artikkelen ser vi på eigenskapar ved dei makroøkonometriske modellane KVARTS³, som er utvikla i Statistisk sentralbyrå, og RIMINI⁴ utvikla i Noregs Bank. Modellane har sitt utspring i om lag den same modelltradisjonen. Skilnader i lukking, aggregeringsnivå og talfesting av sentrale parametre fører likevel til enkelte iaugefallande skilnader i korleis verkemåten til norsk økonomi blir framstilt. Vi ser på to verknadsutrekningar: Ekspansiv finanspolitikk gir varig høgare aktivitetsnivå medan endringar i rentenivået synast bare ha forbigåande verknad på etterpørsele. Mest openbar er skilnadene i prisrespons. Bare i RIMINI gir etterspørselsskiftet varig høgare prisar. Ei permanent renteauke gir høgare konsumprisar i KVARTS, men verkar over tid prisdempande i RIMINI.

1. INNLEIING

KVARTS og RIMINI er to makroøkonometriske kvartalsmodellar for norsk økonomi utvikla i forskingsavdelingane i respektivt Statistisk sentralbyrå og Noregs Bank. Modellane blir i hovudsak bruka av institusjonane sjølve til prognosar og konjunkturovervaking og til ulike andre makroøkonomiske analysar. I denne artikkelen vil vi sjå på eigenskapane ved modellane gjennom to skifteksperiment; verknaden av auka offentlege varekjøp og verknaden av ei renteauke. Skifta er prøvt implementert slik at ein i størst mogleg grad kan talfeste skilnadene i modellanes verkemåte. Vi prøvar også å identifisere opphavet til avvik mellom modellane.

Eigenskapar ved makroøkonometriske modellar kan presenterast på fleire måtar. T.d. kan ein sjå på i kva grad modellane er i stand til å forklare den historiske utviklinga eller i ettertid teste kor gode modellbaserte prognosar har vore. Slike øvingar kan vera haldepunkt for å vurdere kor god ein modell er, men gir i liten grad innsikt i dei økonomiske mekanismene som ligg i modellen. Ei liste over sentrale relasjonar i modellen gir ein lesar hint om modellens langsiktseigenskapar, men det vil vera vanskeleg å gjennomskode mekanismene som gjennom samspelet mellom dei ulike delane av modellen fastsett verkemåten til totalmodellen. Det dynamiske aspektet ved modellane er det nærast uråd å ha noko mening om utan å gjera verknadsutrekningar av den typen vi her vil presentere.

¹ Synspunkta i artikkelen er ikkje nødvendigvis samanfallande med Noregs Banks eller Statistisk sentralbyrås syn.

² Forfattarane vil takke kollegaer i Noregs Bank og Statistisk Sentralbyrå for nyttige kommentarar og innspel. Ein særskilt takk til Ragnar Nymoen.

³ Den siste modellversjonen er nærmare omtalt i Hove og Eika (1994).

⁴ Utrekningane er gjort med RIMINI versjon 2.7. Ein tidlegare versjon av RIMINI er dokumentert i Brodin, Jansen og Nesset (1990).

2. NÆRARE OM MODELLANE

Modellane er meint å framstille viktige mekanismar i norsk økonomi, i første rekke på kort og mellomlang sikt. Dei har eit felles opphav i ein empirisk forankra keynesiansk modelltradisjon. Begge modellane er i hovudsak basert på tal frå Nasjonalrekneskapen. Den mest iaugefallande skilnaden mellom modellane er talet på likningar. At KVARTS er større enn RIMINI har i fyrste rekke samanheng med ulikt aggregeringsnivå. Endogenitetsgraden er om lag den same. Ein annan viktig skilnad er at bare KVARTS er bygd opp kring ein kryssløpskje.

KVARTS har 18 produksjonssektorar, 25 ulike basisvaregrupper, 14 konsumgrupper og 7 kategoriar realkapital. KVARTS er altså ein forholdsvis disaggregert modell. RIMINI har til samanlikning 5 produksjonssektorar. Makrostorleikane blir i større grad estimert direkte i RIMINI enn tilfellet er i KVARTS. Det finst t.d. bare ein relasjon for eksport, medan det i KVARTS er implementert 6 økonomisk talfesta likningar for eksport av ulike produkt. Medan KVARTS har om lag 1600 likningar, av desse 120 økonomisk talfesta, har RIMINI i alt 189 likningar, der heile 55 er økonomisk talfesta.

Av dei 5 produksjonssektorane i RIMINI er to endogene; «industri, bygg og anlegg» og «tenesteyting og varehandel». Dei endogene sektorane omfattar det meste av den private delen av fastlandsøkonomien⁵. Her er ikkje skilnaden til KVARTS så stor, bortsett frå at KVARTS har splitta denne delen i 11 sektorar. I kvar av dei endogene produksjonssektorane i RIMINI blir produksjon, sysselsetjing, investeringar og lønningar modellert økonomisk. Når sluttleveringar, import og produksjon følgjer av estimerte atferdsrelasjonar, inneber dette at endring i lager blir fastsett residualt frå generalbudsjettlikninga som differansen mellom tilgang og bruk.

I KVARTS blir derimot varelagra bestemt utanfor modellen. Produksjonen følgjer av samla etterspørsel. Varekryssløpet gjer detaljert greie for korleis sluttleveringar og produktinnsats av kvar vare blir dekkja av produksjon frå ulike sektorar, import og netto tilgang frå lager. I dei fleste sektorane blir produksjonen fastsett gjennom denne varebalanseringa. Dei ulike sluttleveringane og endringane i importandelane (for dei einskilte varene) følgjer frå økonomisk talfesta relasjonar. Sysselsettinga blir for dei fleste sektorane også fastsett i slike relasjonar. Når det gjeld lønningar er sektorinndeling og endogenitetsgrad om lag som i RIMINI. Lønningane er modellert økonomisk for tre aggregat; offentlig sektor, industri og resten av dei varepro-



Kari H. Eika er Cand. Oecon frå 1990 og arbeider i Utredningsavdelingen i Noregs Bank.

duserande næringane saman med den private tenesteytinga. Vidare blir prisane på heimeleveransar av ulike varegrupper bestemt økonomisk av einingskostnadene (igjen fastset av produktiviteten i sektoren, lønningar og produktinnsatspris), konkurranseprisar (importprisar) og ein indikator for graden av kapasitetsutnytting. Priskryssløpet fastset så prisane på ulike innanlandske sluttleveringar ved å vega saman prisindeksane for dei ulike norskproduserte og importerte varene og korrigerer for ulike indirekte avgifter.

I RIMINI går ein ikkje vegen om heimeprisar og kryssløp, men istaden blir prisar på sluttleveringar estimert direkte. Det teoretiske grunnlaget for

prismodelleringa skil seg imidlertid ikkje særleg frå KVARTS. I RIMINI er også importprisane endogene, bestemt av utanlandske kostnadsforhold, valutakurs og av innanlandske konkurransetilhøve. I KVARTS er desse eksogene.

Tilbodssida i arbeidsmarknaden er modellert nokså forskjellig i dei to modellane. I KVARTS blir yrkesaktiviteten til 7 ulike demografiske grupper talfesta økonomisk som funksjon av ulike demografiske og økonomiske variable. Arbeidsløysa følgjer som differansen mellom tilbod og etterspurnad. I RIMINI estimerer ein derimot arbeidsløysa (splitta opp i korttids- og langtidsledige) økonomisk og får residualbestemt arbeidstilbodet.

Lukking

Sjølv om storleiken på modellane er svært ulik, er om lag ein like stor del av norsk økonomi endogen fastsatt. Både RIMINI og KVARTS har som ambisjon å fange dei mest sentrale mekanismane i norsk makroøkonomi og ved det å gje eit totalbilde av økonomien. Ein del variable blir likevel fastsett utanfor modellane. Dette er uproblematisk dersom dei kan oppfattast som uavhengige av forhold elles i økonomien. Handlingsparametre for styresmaktene og råoljepris kan vera døme på dette. Dette gjeld imidlertid neppe for alle variable som er eksogene i RIMINI eller KVARTS. Nokre variable blir fastsett utanfor modellen fordi det ikkje har vore mogleg eller svært ressurskrevjande å finne ein teoritillateleg og empirisk stabil relasjon.

Måten modellane blir lukka på, dvs. valet av eksogene og endogene variable, er noko forskjellig i RIMINI og KVARTS. Dette reflekterer dels praktiske omsyn og dels ulike prioriteringar. I den grad skilnader i lukking skuldast at den eine modellen «manglar» ei likning for

⁵ Utgjer ca. 80 prosent.

ein mekanisme som vi veit finnest, vil det kunne vera ei viktig kjelde til avvik mellom RIMINI og KVARTS i dei mekaniske modellsimuleringane som vi her presenterer. Ved anvendte analysar treng ikkje dette gi opphav til store avvik fordi ein ved slike høve kan gjera endringar i eksogene variable i tråd med korleis ein trur den manglande mekanismen er. Vi ønskjer i denne artikkelen å sjå på modelleigenskapane og har derfor vald å ikkje gjera slike korreksjonar.

Dei to modellversjonane som er brukt i denne skiftanalysen skil seg i lukking på følgjande punkt:

- Importprisar er eksogene i KVARTS og endogene i RIMINI.
- Lager er eksogent i KVARTS og endogent i RIMINI.
- Prisar på elektrisitet og varer frå primærnæringane er også bestemt utanfor modellen i KVARTS. I RIMINI er dei ikkje spesifisert som eigne variable, men innbakt i andre endogene prisaggregat.
- Gjennomsnittleg arbeidstid er endogent i KVARTS og eksogent i RIMINI.

Modellversjonane som institusjonane brukar i si vanlege konjunkturanalyse, skil dei seg også ved at KVARTS har ein relasjon som fastsett pengemarknadsrenta i Noreg (eksogen i RIMINI). I RIMINI blir også til vanleg bustadsinvesteringane og framande renter fastsett utanfor modellen, jf. avsnitt 5.

3. OM SKIFTANALYSAR

I all bruk av modellar vil brukaren måtte gjera val, det vera seg oppfatninga om utviklinga av variable som ikkje blir forklart i modellen eller korreksjonar av dei modellerte mekanismane. I ein analyse basert på skifteksperiment må modellbrukaren vurdere alle slike variable i lys av den aktuelle problemstillinga.

Skifteksperimenta i denne artikkelen tek i første rekke sikte på å klargjera modelleigenskapar. Vi har derfor vald å presentere mekaniske modellutrekningar, der vi til dømes ikkje har søkt å korrigere for brot på eksogenitetsføresetnader eller inkorporere annan modell-ekstern informasjon. Det følgjer av dette at resultat ikkje må sjåast på som våre beste overslag for verknadene på norsk økonomi av for eksempel ei renteauke.

Skifteksperimenta tek til i 1. kvartal 1986, og vi kjører modellane i 14 år, til utgangen av 1999. Fram til og med 1994 er referansebanen lik historia. Dei siste 5 åra er referansebanene modellgenerert og dermed noko ulik for dei to modellane. Nivået langs referansebanen verkar inn på utslaget ein får ved ei gitt endring i eksogene variable. Den klart viktigaste kjelda til slik ikkje-linearitet er nivået på arbeidsløysa: Ved eit lågt nivå, vil endringar i arbeidsløysa slå markert ut i lønnsauke, medan endringar tilnærma er utan verknad når arbeidsløysa initialt er høg. Nivået på arbeidsløysa er imidlertid tilnærma lik i dei to referansebanene med ein svak nedgang frå 1995-nivået til om lag 4,5 prosent i 1999. Dei andre delane av modellane kan i det meste sjåast på som lineære.

I omtalen av modellresponsen må en vera merksam på kva utgangspunkt ein har: På kvart tidspunkt blir nivåa i modellutrekninga samanhalde med nivåa i referansebanen. Med «auke i konsumet» meiner vi ei auke i forbruket jamført med nivået referansebanen.

4. ETTERSPURNADSSJOKK – AUKA OFFENTLEGE VAREKJØP

Offentlege varekjøp er auka med ein sum svarande til 1 prosent av BNP i kvart kvartal frå og med 1. kvartal 1986 og ut 1999. Over året 1986 utgjer dette 6,5 mrd. 1991-kroner. Figur 4.1 viser korleis dette etterspurnadssjokket verkar på sentrale makroøkonomiske variable i dei to modellane. Kurvene viser avvik (absolutt eller relativt går fram av figurteksten) mellom verdien i respektivt skift- og referansebanen.

Ekspansiv verknad også på lang sikt

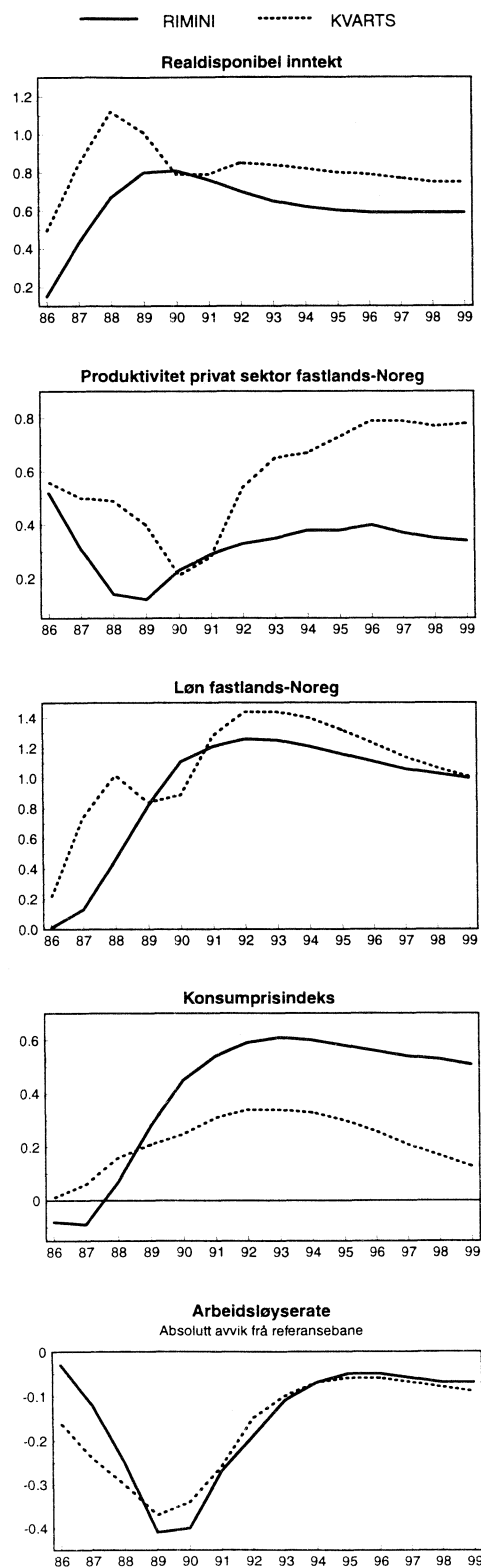
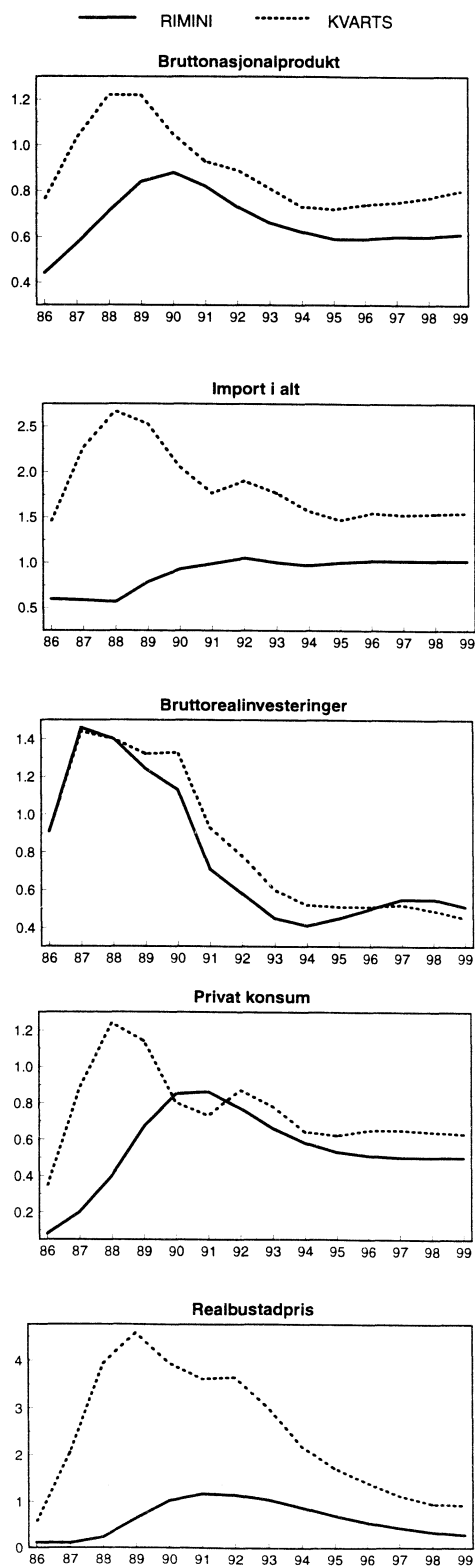
Ekspansiv finanspolitikk gir innanfor vår tidshorisont på 14 år varig høgare aktivitetsnivå i begge modellar. Dei realøkonomiske effektane er sterkast i KVARTS, men skilnaden mellom modellane er mindre på «lang» enn på kort sikt. Ein viktig årsak til avvik er truleg ulik modellering av tilbodssida og ulike eksogenitetsføresetnader.

Som vi ser av figur 4.1 er den ekspansive effekten på BNP av eit etterspurnadssjokk både raskare og sterkare i KVARTS enn i RIMINI. KVARTS når maksimum det tredje året da BNP er 1,2 prosent høgare enn i referansebanen, medan effekten i RIMINI er sterkast først det femte året med ei auke på 0,9 prosent.

Når KVARTS gir meir «boomliknande» effektar enn RIMINI, har dette primært samheng med skilnader på tilbodssida i dei to modellane. Auker i offentlig etterspurnad kan anten dekkjast ved høgare innanlandsk produksjon, ved å tære på lager eller ved å auke importen. I RIMINI er som nemnt både etterspurnad og tilbod (produksjon og import) modellert økonometrisk, og det er endring i lager som sikrar at generaløkosirkelen held. Det tek tid for produsentane å tilpasse seg etterspurnadssjokket, høgare etterspurnad etter norskproduserte varer blir derfor fyrst delvis dekkja ved at produsentane sel frå lager.

I KVARTS er lagerendring eksogent gitt, auka etterspørsel etter innanlandsk produksjon kan derfor bare dekkast ved at produksjonen aukar. Dette bidrar isolert sett også til sterkare import, både som følgje av kortsiktige kapasitetsskranker i produksjonen innanlands og fordi importen av innsatsvarer aukar. Fråverande lagerrespons fører til at førsterundeeffekten på produksjonen blir vesentleg sterkare i KVARTS enn i RIMINI og legg gjennom multiplikatoreffektar i konsum og investeringar også grunnlag for sterkare andrerundeeffektar. Ein rask og sterk reaksjon på bustadsprisane i KVARTS set i gang ei formues- såvel som inntektsmotivert auke i forbruket jamført med utviklinga i referansebanen. Bustadprisane

**Figur 4.1 Verknad av auka offentlege varekj p
tilsvarande 1 prosent av BNP.
Prosentvis avvik fr  referansebane**



synast å reagere sterkare på endringar i inntekt og arbeidsløyse i KVARTS enn i RIMINI.

Forholdet mellom responsen i KVARTS og RIMINI på 2-3 års sikt er svært lik forholdet mellom førsteårseffektane. Privat konsum, import og BNP aukar klart meir i KVARTS enn i RIMINI, medan verknaden på realinvesteringane i desse åra er tilnærma identisk. I begge modellar er nedgangen i eksportvolumet liten.

Frå og med det femte året er verknaden på realøkonomien, med unntak for importen og lagerutviklinga, forholdsvis lik. Dei realøkonomiske effektane ser ut til å stabilisere seg etter om lag 10 år, og dei siste 5 åra av simuleringsperioden må derfor kunne takast som uttrykk for modellanes meir langsiktige eigenskapar. Den ekspansive politikkomlegginga gir i begge modellar varig høgare privat konsum- og investeringsetterspurnad, import og produksjon. Produksjonen aukar imidlertid mindre enn auken i offentleg etterspurnad. BNP-multiplikatoren er på lang sikt 0,6 i RIMINI og 0,8 i KVARTS. Høgare BNP i KVARTS skuldast at privat konsum har auka med 1/4 meir enn i RIMINI, medan investeringsauken er om lag den same. Auken i importen er 50 prosent sterkare i KVARTS enn i RIMINI. Også om ein tek omsyn til høgare aktivitetsnivå i KVARTS, synast importen å auke forholdsmessig sterkare i KVARTS. Dette har m.a. samanheng med lagerutviklinga i RIMINI. Relativt til referansebanen byggast lageret ned også utover i simuleringsperioden. Ein del av etterspurnadsauken i RIMINI blir derfor dekkja frå lager, noko som ikkje krev import.

Ulik lagerrespons synast å vera ein viktig årsak til skilnader mellom RIMINI og KVARTS når det gjeld realøkonomiske effektar av sjokk i etterspurnaden. På kort sikt er eksogen lagerstraum, slik KVARTS føreset, urealistisk, og vil i seg sjølv bidra til urimeleg sterk umiddelbar produksjonsauke. Over tid kan imidlertid nøytrale lagereffektar vera ein rimeleg føresetnad. Dette er ikkje tilfelle i denne simuleringa av RIMINI. Nedgangen i lager (relativt til referansebanen) blir redusert, men held fram utover i simuleringsperioden, og bidreg til å dempe den ekspansive effekten av høgare offentleg etterspurnad. Ein avgjerande årsak til lagernedbygginga er truleg at variable er feilaktig føresette eksogene i RIMINI. Slike brot på eksogenitetsføresetnader har vi vald å ikkje justere for i dette skifteksperimentet. Den viktigaste variabelen i denne samanhengen er truleg arbeidstid. Vi har ikkje teke omsyn til at høgare aktivitetsnivå truleg aukar gjennomsnittleg arbeidstid. Fleire arbeidstimar ville ha auka produksjonen, og dermed også lagerbeholdninga.⁶

Usemje om prisresponsen

Iaugnefallande er også skilnaden i prisrespons på kort sikt, med ei jamn prisauke i KVARTS og initialt eit svakt prisfall i RIMINI. Dette avviket må sjåast i samanheng

med at høgare aktivitetsnivå har motstridande priseffektar, som i dette skiftet har ulik relativ styrke i dei to modellane: Direkte etterspurnadseffektar (produsentane aukar påslagsfaktoren) og etter kvart høgare lønskostnader som følgje av strammare arbeidsmarknad, vil trekke prisnivået opp. På den andre sida gjev produksjonsauken betra produktivitet. Dette dominerer prisutslaget i RIMINI på kort sikt. Fyrst i løpet av det tredje simuleringsåret fører den auka etterspurnaden til høgare konsumprisar i RIMINI.

Sidan arbeidsløysraten inngår ikkje-lineært i lønnsrelasjonane, vil nivået i referansebanen innverke på kor sterk lønnsresponsen av eit etterspurnadsskift vil vera. Dersom vi alternativt starta skifteksperimentet i 1989, altså på eit tidspunkt med langt fleire ledige, ville også KVARTS generere eit initialt fall i konsumprisane.

Trass i høgare aktivitetsnivå, blir etterkvart konsumprisane lågare i KVARTS enn i RIMINI. I RIMINI gir etterspurnadssjokket varig høgare konsumprisnivå, medan dette biletet er mindre klart i KVARTS. Ulik lukking bidrar til denne skilnaden. Ifølgje RIMINI's importprismodell aukar avansesatsen på importvarer med innanlandsk etterspurnad, medan importprisane i KVARTS er eksogene og dermed upåverka av etterspurnadsauken. Ein viktigare faktor bak lågare konsumprisar i KVARTS er at produktiviteten over tid aukar forholdsmessig meir i KVARTS enn i RIMINI.

Forholdsmessig sterkare vekst i arbeidsproduktiviteten i KVARTS enn i RIMINI fører til at sysselsetjinga i siste halvdel av simuleringsperioden er lågast i KVARTS. Forløpet for arbeidsløysraten er likevel samanfallande fordi svakare sysselsetjingutvikling i KVARTS blir motsvart av svakare vekst i arbeidstilbodet enn i RIMINI. I følgje begge modellar vil ei auke i offentlege varekjøp, svarande til 1 prosent av BNP, eller ca. 5 prosent av offentleg konsum, på lang sikt, innanfor vår tidshorisont på 14 år, redusere arbeidsløysraten med 0,1 prosentpoeng.

5. SJOKK I PENGEMARKNADSRENTA

I normalversjonen av KVARTS er pengemarknadsrenta endogen og fastsett i ein økonometrisk relasjon. Vi har imidlertid kopla ut denne relasjonen i dette skifteksperimentet for å kunne samanlikne effekten av ei auke i pengemarknadsrenta i dei to modellane. Vi ser på verknevene av å auke pengemarknadsrenta med 1 prosentpoeng over heile simuleringsperioden. I begge modellar er rentene som aktørane i økonomien står overfor knytta til rentenivået i pengemarknaden. Det er ingen separate effektar av terminstruktur.

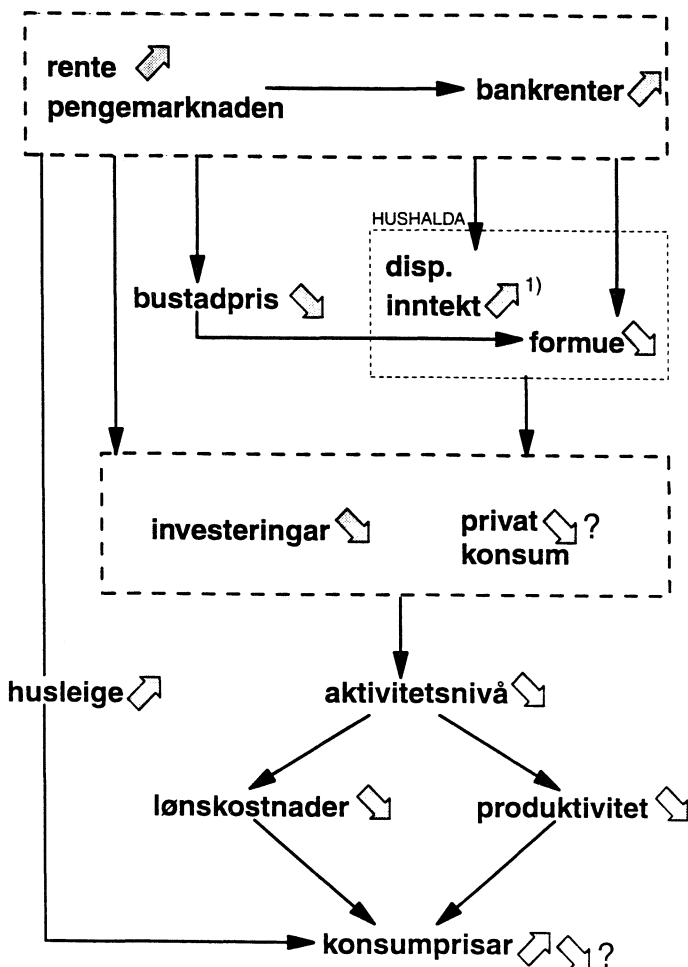
Figur 5.1 gir ei forenkla skisse av korleis ei endring i pengemarknadsrenta vil kunne påverke aktivitetsnivå og prisar.

⁶ Dette støttast av at modellen forklarar lagerrørslene etter måten godt når vi simulerer med korrekte historiske arbeidstidstal.

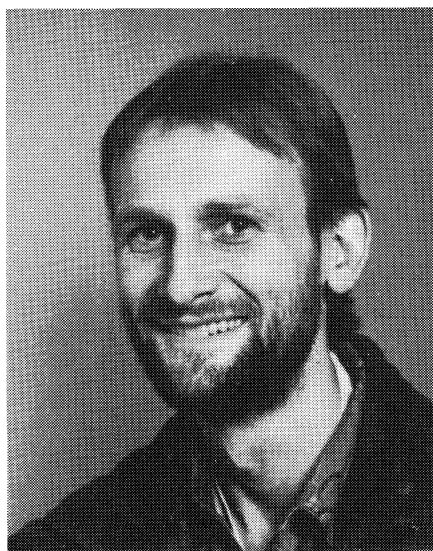
Høgare rente inneber for det fyrste auka kapitalkostnader. Dette reduserer realinvesteringane og også etterspurnaden etter og prisane på bruka bustader. Fall i bustadprisane gjer verdien av bustadformua lågare, som igjen reduserer etterspurnaden frå hushalda. I KVARTS bidrar ei rente-auke også til høgare konsumprisar ved at husleigeindeksen stig.

For det andre påverkar renta hushaldas disponible inntekter. I kva retning og kor mykje avheng av både netto og brutto fordringsposisjon i referansebanen. Høgare rentenivå vil på lang sikt auke eller redusere hushaldas disponible inntekt (og med det cet. par. privat konsum) avhengig av om hushalda har positiv eller negativ netto finansformue. På kort sikt vil endringar i rentemarginen og med det storleiken på bruttobehaldningane også verke inn.

Figur 5.1 Verknad på rente på produksjon av prisar



1) Eksklusive framande renter er effekten negativ.



*Torbjørn Eika, Cand Oecon
frå 1986, er forskar i Økonomisk
analysegruppe i
Statistisk sentralbyrå.*

I referansebanen har hushalda positiv netto finansformue over heile perioden dersom ein inkluderer livsforsikringskrav. Livsforsikringskrava er ein stor post i hushalda bruttoformue som over simuleringsperioden utgjør 30-40 prosent av totale fordringar. Eitt prosentpoengs høgare avkastning på livsforsikringskrav (framande renter) vil gje eit bidrag til disponibel inntekt på vel 1/2 prosent. Avgjerande for effekten av renteendringar er derfor kor raskt og kor mykje ei endring i pengemarknadsrenta vil påverke framande renter, og i kva grad framande renter påverkar privat forbruk. I begge modellar vil høgare penge-

marknadsrente over tid gje ei like sterk auke i framande renter. På dette punktet er RIMINI for vårt føremål tilpassa KVARTS⁷. I begge modellar har framande renter same konsummotiverande effekt som andre hushaldsinntekter.

Raskast respons i RIMINI, men små prisutslag på kort sikt

I renteeksperimentet blir 3 månadersrenta auka med 1 prosentpoeng i høve til referansebanen frå og med 1. kvartal 1986 og ut simuleringsperioden. Figur 5.2 viser resultatane av skifteeksperimenta på KVARTS og RIMINI, igjen som avvik frå referansebanane.

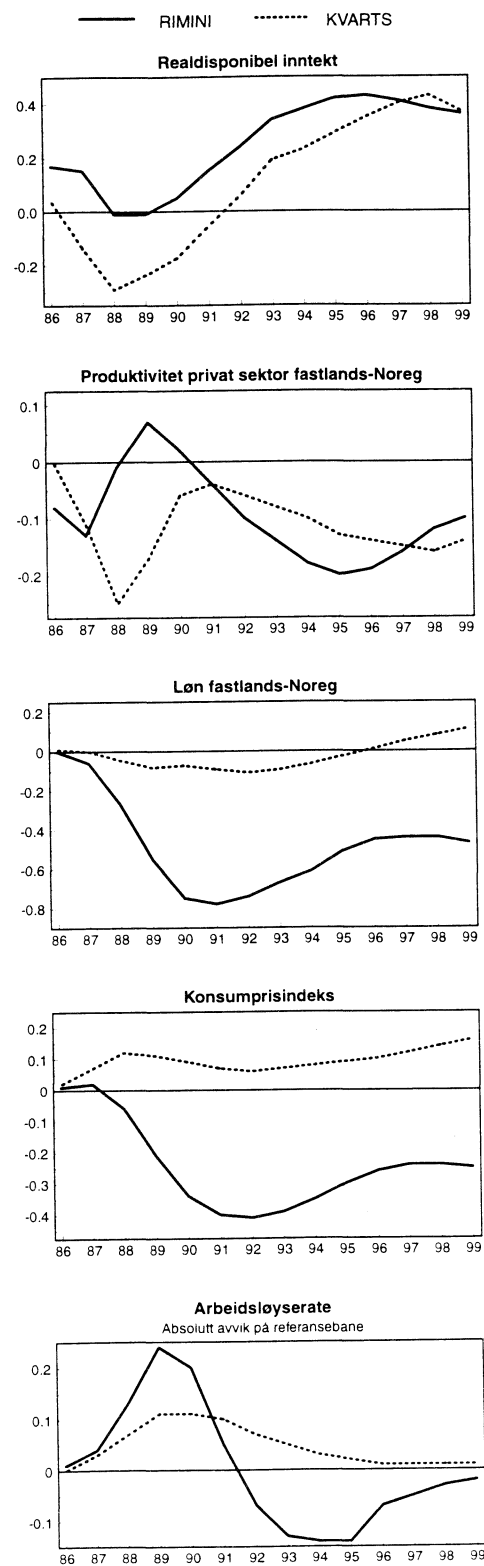
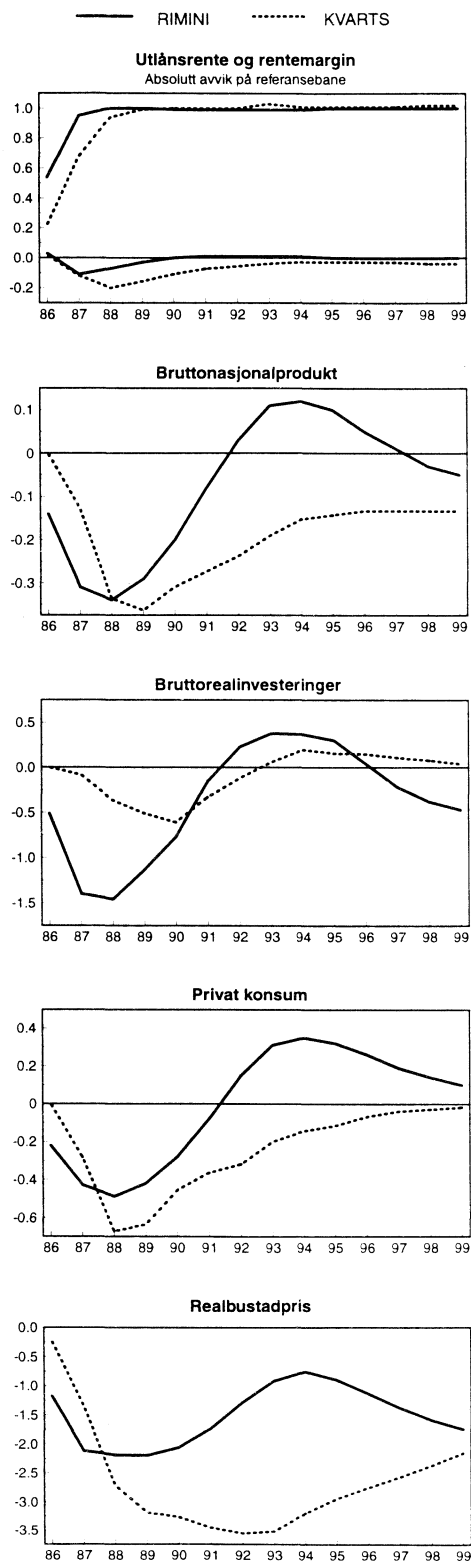
I motsetnad til ved etterspørselssjokket er det RIMINI som nå reagerer raskast, i hovudsak som følgje av at bankrentene i RIMINI stig raskare enn dei endogene rentene i KVARTS. Tilpassinga av RIMINI til KVARTS i denne skiftesimuleringa (framande renter følgjer bankrenter) bidrar truleg likevel til at RIMINI på kort sikt overvurderer auken i renteinntekter i hushalda.

Raskare rentefall i RIMINI bidreg til umiddelbart sterkare fall i brukt bostadprisane i RIMINI, og ved dette til lågare privat etterspurnad. Medan etterspurnad og produksjon i KVARTS knapt blir påverka det første året, fører renteoppgangen i RIMINI til 1/2 prosent lågare næringslivsinvesteringar, og ein nedgang i privat konsum på knapt det halve. Bortfallet av etterspurnad fører til at lageroppbygginga aukar i RIMINI. Denne positive lager-effekten fyrst i perioden gjer at den kontraktive effekten på BNP ikkje blir så forskjellig i dei to modellane.

Med unntak av brukt bostadprisen (ikkje med i konsumprisindeksen) har renteendringa på kort sikt ikkje synleg verknad på prisar og lønningar i nokon av modellane.

⁷ I RIMINI er til vanleg framande renter eksogene. Det er dermed opp til modellbrukaren å vurdere kor raskt og i kva grad framande renter blir påverka av endringar i rentenivået.

**Figur 5.2 Verknad av 1 prosentpoeng h gare penge-
marknadsrente. Prosentvis avvik fr  refe-
ransebane**



Usemeje om prisverknader av renteauke

Aktivitetsnivået er lågast etter 3-4 år da BNP i begge modellar er om lag 0,4 prosent lågare enn i referansebanen. Nedgangen i etterspurnaden er imidlertid mest langvarig i KVARTS. Dette har truleg samanheng med at bustadprisen synast å reagere sterkare i KVARTS enn i RIMINI. I KVARTS blir fallet i etterspurnaden gradvis eliminert gjennom dei siste ti åra av simuleringsperioden, medan utviklinga i RIMINI er meir syklisk, med ei auke i aktivitetsnivået på mellomlang sikt som gradvis blir redusert mot slutten av simuleringsperioden. På lang sikt er verknaden på samla etterspurnad tilnærma nøytral i begge modellar.

Størst skilnad mellom modellane er det i synet på prisverknadene. Medan høgare rente bidrar til lågare prisar i RIMINI, gir KVARTS ei svak auke i prisane. I KVARTS har renta direkte positive prisseffektar gjennom modelleringa av husleigene som er ein tung komponent i konsumprisindeksen. Saman med lågare produktivitet som følgje av lågare aktivitetsnivå, fører renteoppgang i KVARTS til varig høgare prisnivå, trass i at mindre stram arbeidsmarknad isolert sett dempar lønnspresset. Som i forrige skift, vil arbeidsløysa langs referansebanen også her vera viktig: Ein arbeidsløyserate på i underkant av 2,5 prosent langs referansebanen, vil snu forteiknet på den langsiktige prisresponsen i KVARTS.

I den nåverande konsumprismodellen i RIMINI har ein ikkje funne empirisk støtte for at rentenivået påverkar konsumprisane direkte. Prisresponsen blir mykje den same som ved etterspurnadssjokket, men nå med motsett forteikn. Fyrst gir lågare produktivitet noko høgare prisar enn i referansebanen, etterkvart fell prisane som følgje av lågare lønningar.

Renteauke ser ut til å ha langvarige negative effektar på produktiviteten i begge modellar. Høgare rentenivå vil særleg redusere investeringsetterspurnaden og dermed over tid bidra til lågare kapitalbeholdning enn i referansebanen. Med komplementaritet mellom arbeidskraft og kapital verkar dette negativt på arbeidsproduktiviteten. Samstundes går også reallønene ned, sterkast i RIMINI.

Eksporten aukar svært lite. Nedgangen i importen i fyrste del av simuleringsperioden er sterkast i KVARTS. Også om ein tek omsyn til at den kontraktive etterspurnadseffekten er meir kortvarig i RIMINI, synast importutslaget (iallfall i nokre år) å vera sterkare i KVARTS.

Når det gjeld arbeidsmarknaden er det små skilnader på heilt kort og på lang sikt. RIMINI har likevel ei meir syklisk utvikling både for sysselsetjing og arbeidsløyserate.

6. OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

I både KVARTS og RIMINI gir ekspansiv finanspolitikk varig høgare aktivitetsnivå innanfor vår tids-

horisont på 14 år. Dei realøkonomiske effektane er sterkast i KVARTS, men skilnaden mellom modellane er mindre på «lang» enn på kort sikt. Mykje av skilnadene kan forklarast ved brot på eksogenitetsføresetnader. Eksogent lager i KVARTS bidrar til at modellen overvurderer den ekspansive effekten på kort sikt. På lengre sikt er truleg forholdet omvendt. Eksogen gjennomsnittleg arbeidstid i RIMINI trekker i retning av at RIMINI over tid undervurderer produksjonsauken. Desse brota på eksogenitetsføresetnader er forhold som modellbrukaren vil prøve å korrigere for i realistiske skifteksperiment og ved framskrivingar.

Permanent høgare rentenivå har kontraktive effektar i begge modellar sjølv om nedgangen i aktivitetsnivået ikkje ser ut til å vera varig. Etterspurnaden reagerer raskast i RIMINI, men nedgangen er meir langvarig i KVARTS. Sterkare effektar frå realøkonomien i bustadprislikninga i KVARTS ser ut til å vera ein viktig årsak til denne skilnaden.

Mest openbar er forskjellane i konsumprisrespons, særleg over tid. I begge modellar, men tydelegast i RIMINI, kan konjunkturrelle svingingar i produktiviteten på kort sikt generere eit motsyklisk forløp i konsumprisane. I det ekspansive etterspurnadsskiftet fører dette til at konsumprisane ikkje tek til å auke i RIMINI før etter 2 år. Over tid stig likevel prisane meir i RIMINI enn i KVARTS. Dette har samanheng med sterkare produktivitsauke i KVARTS og tyder på større stordriftsfordelar i KVARTS enn i RIMINI.

I renteskiftet er det også ein annan årsak til ulik prisutvikling; direkte effektar av renta på prisane i KVARTS. I RIMINI har ein ikkje funne empirisk støtte for slike direkte renteeffektar. På kort sikt har imidlertid høgare rente liten verknad på prisane i begge modellar. Etter 2 år fører dei kontraktive effektane på aktivitetsnivået til at prisane i RIMINI blir lågare enn i referansebanen. I KVARTS gir derimot renteauken noko høgare prisnivå enn i referansebanen.

Vi kan konkludere med at skilnadene mellom hovudlinjene i modellresultata kan sporast tilbake til følgjande faktorar:

- Samanhengen mellom rente og konsumprisindeks via husleige som er inne i KVARTS. Ingen direkte renteeffekt på prisnivået i RIMINI. Dette fører til ulik langsiktig prisrespons på renteendringar.
- Produktivitet: Sterkare stordriftsfordelar i KVARTS. Dette medverkar også til ulik prisutvikling.
- Modellering av bustadprisar: Bustadprisane synast meir følsomme for endringar i inntekt og arbeidsløysenivå i KVARTS enn i RIMINI.
- Lukkinga av modellane: Lager, importprisar og nokre primærnæringsprisar er eksogent i KVARTS. Gjennomsnittleg arbeidstid eksogent i RIMINI. Ved renteendringar vil også handsaminga av bustadinvesteringar og framande renter, som er eksogene i «normalversjonen» av RIMINI, også vera avgjerande.

Det er viktig å skilje mellom avvik som skuldast ulik lukking av modellane, ved at ein i den eine modellen ikkje har modellert ein mekanisme som ein veit finst, og avvik som følgjer av andre årsaker. Ved anvendte analysar treng ikkje ulik lukking gi opphav til store avvik fordi ein ved slike høve kan gjera endringar i eksogene variable i tråd med korleis ein trur den manglande mekanismen i modellen er. Sjølv om slike «utanfor-modellen»-resonnement ikkje er like godt empirisk underbygd som relasjonane i modellen, kan ein eksplisitt rapportere kva for føresetnader ein har lagt til grunn og gjennomføre enkle følsomhetsanalysar av desse.

Noka grunnleggande usemje mellom Norges Bank og Statistisk sentralbyrå er det ikkje når det gjeld økonomisk teori eller økonometriske metodar, og dette kan derfor ikkje forklare forskjellar i modellresultat. Dei mest openbare forskjellane mellom modellane gjeld aggregeringsnivå og bruk av kryssløp. Ulikt aggregeringsnivå vil medverke til avvik på fleire måtar: Eit disaggregert opplegg gjer det mogleg å modellere samspelet mellom ulike sektorar. Viktige eigenskapar ved økonomiske prosessar kan tenkjast bli vanskelege å identifisere ved estimering på store aggregat. På den andre sida fører eit disaggregert opplegg til at ein må estimere langt fleire parametre, og dette kan auke usikkerheten i modellanslaga. At Norges Bank ikkje har kunna påvise nokon direkte verknad frå rentene til konsumprisindeksen, når ein i KVARTS har

funne klare haldepunkt for ein slik samanheng til husleigekomponenten i konsumprisindeksen, *kan* skuldast aggregeringsskeivhet. Samanhengen mellom rente og prisnivå blir det arbeid vidare med i Norges Bank.

Modellsammenlikninga vi har gjennomført set fingeren på enkelte sentrale punkt der mykje av forskjellane i modelleigenskapar har sitt utspring. Her er det openbart rom for vidare forskning. Usemja mellom modellane må imidlertid ikkje overdrivast. Vi har i vår analyse ikkje vurdert skilnadene i modellresultat i lys av den estimerte usikkerheten som er knytta til dei økonometriske relasjonane. Ein årsak til dette er at stokastiske simuleringar er langt meir ressurskrevjande enn deterministiske simuleringar. Til vanleg er det også primært modellanes deterministiske utsagn det blir fokusert på. Imidlertid ville ei stokastisk simulering, ved eksplisitt å ta omsyn til usikkerhet, truleg vist at bare eit fåtal av forskjellane i modellresultat er signifikante.

REFERANSAR:

Brodin, A., E.S. Jansen og E. Nettet (1990): RIMINI. Teknisk dokumentasjon av en aggregert makroøkonometrisk modell. Arbeidsnotat 1990/2. Norges Ban, Oslo.

Hove, S.I. og T. Eika (1994): KVARTS: Modellen bak prognosene. Økonomiske analyser nr. 9 1994, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Professor Wilhelm Keilhau's Minnefond

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

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

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

Skriftlig søknad sendes til

Leif Høegh & Co A/S

Postboks 2596 Solli,

0203 Oslo

Telefon 22 86 97 00

ARTIKKELSAMLING

I samarbeid med studenter og lærere ved Sosialøkonomisk institutt, Universitetet i Oslo har Sosialøkonomenes Forening laget en artikkelserie basert på utvalgte artikler fra tidsskriftene Sosialøkonomen og Statsøkonomisk Tidsskrift fra 1958 til i dag. Forfatterne har vederlagsfritt stilt sine artikler til disposisjon til dette formål.

Vi tror at samlingen kan ha interesse for økonomistudenter også andre steder i landet. Interesserte kan henvende seg til sekretariatet pr. brev eller telefon.

ARTIKLER FRA SOSIALØKONOMEN/
STATSØKONOMISK TIDSSKRIFT
92 sider. oris kr. 100,—. Til studenter kr. 80,—.

Johansen, L.:

Forholdet mellom næringene under økonomisk vekst. Statsøk. Tidsskrift (1958).

Rødseth, A.:

Nyare teori om stabiliseringspolitikk i opne økonomiar. Sosialøkonomen nr. 6. 1979.

Rødseth, A.:

Inflasjonen i opne økonomiar. Sosialøkonomen nr. 8, 1982.

Johansen, L.:

Arbeidsløsheten: Lettere opp enn ned? Sosialøkonomen nr. 10, 1982.

Sandmo, A.:

Normativ beskatningsteori – problemstillinger og resultater. Statsøk. Tidsskrift (1982).

Holte, F. C.:

Hvorfor er det så vanskelig å bli kvitt arbeidsløsheten i OECD-landene? Sosialøkonomen nr. 8, 1985.

Holthe, F.C.:

Mer om arbeidsløsheten i OECD-landene. Sosialøkonomen nr. 9, 1985.

Stølen, N.M.:

Virkninger av en endring i lønssatsene og valutakursene analysert ved modellen MODAG A. Sosialøkonomen nr. 10, 1985.

Hagen, K. P.:

Optimal prissetting i offentlige bedrifter – en oversikt. Statsøk. Tidsskrift (1986).

Hoel, M.:

«Endogen makroøkonomisk politikk med fagfor- eninger». Sosialøkonomen nr. 7, 1987.

Abonnement

Abonnement løper til oppsigelse foreligger

BJØRN E. NAUG:

Hva bestemmer utviklingen i importprisene?¹

Teorimodeller for små, åpne økonomier og analyser av konjunktursituasjonen i Norge legger vanligvis til grunn at utviklingen i importprisene fullt ut er bestemt av prisveksten i utlandet og valutakursbevegelser. I denne artikkelen undersøkes rimeligheten av en slik hypotese for prisene på norsk import av industrivarer med konkurrerende innenlandsk produksjon. Vi modellerer importprisene økonomisk på kvartalsdata for perioden 1969–1994 og åpner for at også forhold ved norsk økonomi kan spille en rolle i importprisdannelsen. Endringer i utenlandsk prisnivå og valutakursen slår sterkt igjennom på importprisene, men resultatene tyder også på at utenlandske eksportører (og norske importører) tar hensyn til kostnads- og markedssituasjonen i Norge ved prisfastsettelsen.

1. INNLEDNING

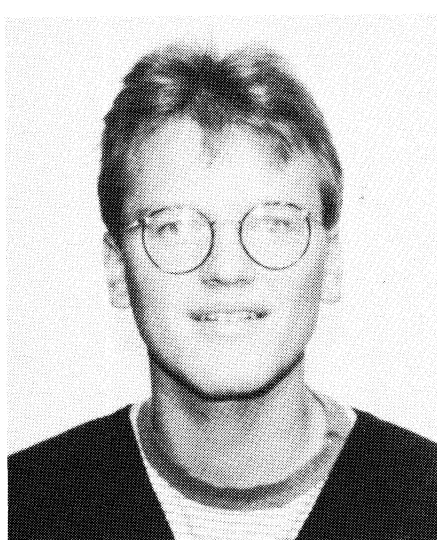
Veksten i prisene på importvarer er av stor betydning for utviklingen i norsk økonomi på kort og lang sikt. For det første påvirker endringer i importprisene bytteforholdet overfor utlandet og dermed handelsbalansen i løpende priser. Dernest er forløpet til relative priser mellom importerte og norskproduserte industrivarer viktig for utviklingen i importvolumet og industriens markedsandeler på hjemmemarkedet (Naug (1994, 1995)). For det tredje utgjør importvarer og norske produkter med priser som er påvirket av prisene på utenlandske varer gjennom konkurranse eller gjennom importert vareinnsats, henholdsvis 22 og 18 prosent av vektgrunnlaget i konsumprisindeksen. Inflasjonen i Norge er derfor sterkt påvirket av prisveksten på varer produsert i utlandet. Endelig reagerer lønningene på økte importpriser, enten direkte eller gjennom den påfølgende veksten i konsum- og produsentprisene (Nymoen (1988, 1989, 1991) og Johansen (1995)). I tillegg til at utviklingen i prisene på importerte varer er viktig, bør også *prisdannelsen* på disse varene være av stor interesse, fordi effektene på driftsbalansen, lønns- og prisutviklingen og industriens konkurranseevne av ulike typer sjokk og politikktiltak avhenger av om, og eventuelt hvordan, disse sjokkene/tiltakene påvirker importprisene. Spesielt har endringen i norsk valutapolitikk fra og med 10. desember 1992 – med redusert bruk av rentenivået og intervensjoner i valutamarkedet for å holde valutakursen stabil på kort sikt – økt relevansen av kunnskap om hvor raskt og hvor sterkt valutakursbevegelser reflekteres i importprisene.

I tradisjonelle teorimodeller for små, åpne økonomier benyttes en svært enkel antakelse om importprisdannelse: En vare som handles internasjonalt omsettes til samme pris (korrigert for forskjeller i toll og transportkostnader) i alle markeder, målt i felles valuta. Dermed vil endringer i utenlandsk prisnivå og valutakursen raskt slå fullt igjennom på importprisene, og forhold i importmarkedet er uten betydning for prisdannelsen. En slik hypotese synes også (i hovedsak) å ligge til grunn for omtalen av importprisutviklingen i nasjonalbudsjettene og i konjunkturrapportene fra Statistisk sentralbyrå og Norges Bank.² Det

¹ Artikkelen bygger på Naug og Nymoen (1993, 1995). Takk til Ådne Cappelen, Knut Moum, Ragnar Nymoen og tidsskriftets redaktør for gode kommentarer.

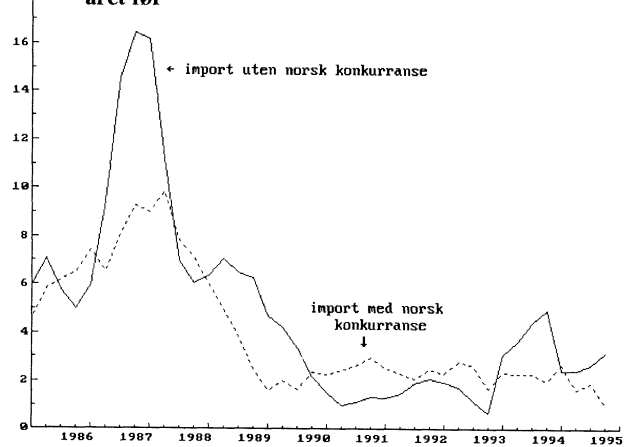
² Økonomisk utsyn for 1993 (side 82) og Penger og Kreditt 1995/3 (sidene 145 og 152-153) utgjør unntak i så måte. I begge publikasjonene benyttes resonnmenter som er konsistente med resultatene som presenteres nedenfor.

eksisterer nå imidlertid flere økonometriske undersøkelser, herunder von der Fehr (1987, 1988) og Naug (1990) på norske data, som finner at utenlandske eksportører; a) tar hensyn til prisene på konkurrerende varer produsert i importlandet ved prissettelsen; og b) ikke lar endringer i egne kostnader eller valutakursen slå fullt ut i importprisene så lenge konkurranseprisene i importmarkedet ligger fast. Et uformelt bilde av at slik atferd gjør seg gjeldende for norske importpriser, kan en få ved å studere utviklingen i *konsumprisindeksene*³ for importvarer med og uten norsk konkurranse etter devalueringen i mai 1986 og etter depresieringen av norske kroner da ECU-tilknytningen ble opphevet i desember 1992. Figur 1 viser at veksten i konsumprisene på importvarer *uten* motsvarende norsk produksjon (som for eksempel biler) økte sterkt rett etter disse hendelsene, mens konsumprisveksten for importvarer *med* norsk konkurranse økte forholdsvis lite.⁴



*Bjørn E. Naug, Cand. oecon
fra Universitetet i Oslo
1991, er forsker i Statistisk
sentralbyrå*

Figur 1 Prosentvis vekst i konsumpriser fra samme kvartal året før



Siktemålet med denne artikkelen er å bidra med ny innsikt om hvilke faktorer som bestemmer utviklingen i de norske importprisene på industrivarer med konkurrerende innenlandsk produksjon. Vi estimerer en importprislikning på kvartalsdata for perioden 1969–1994, og drøfter virkninger på importprisene av endringer i utenlandsk prisenivå, valutakursen og innenlandske forhold med utgangspunkt i denne relasjonen. Mens tidligere studier på norske data har representert innenlandske forhold ved prisene på konkurrerende norske produkter, tester vi i tillegg for effekter av (indikatorer for) den generelle konjunktursituasjonen i Norge på importprisene.

I avsnitt 2 presenterer vi det teoretiske grunnlaget for analysen og dataseriene som benyttes ved estimeringen.

Den økonometriske importprisrelasjonen kommenteres og evalueres i avsnitt 3, mens avsnitt 4 diskuterer politikimplikasjoner av resultatene.

2. TEORETISK BAKGRUNN OG EMPIRISK IMPLEMENTERING

Teorigrunnlaget for den empiriske analysen bygger på Krugman (1987), Dornbusch (1987) og Hooper og Mann (1989). Det antas at den internasjonale handelen med industrivarer er preget av imperfekt konkurranse mellom differensierte produkter, og at handelsmarkedene – som følge av

transportkostnader, (formelle og uformelle) handelshindringer og ufullstendig informasjon – er tilstrekkelig segmenterte til at det er mulig å drive prisdiskriminering mellom disse markedene.

Vi tar utgangspunkt i en representativ utenlandsk eksportør som setter prisen på eksport til Norge som en «mark-up» over grensekostnadene:

$$(1) \quad PX = \theta \, CM,$$

hvor PX er eksportprisen på varen, CM den utenlandske eksportørens grensekostnader, begge målt i utenlandsk valuta, og θ er påslagsfaktoren som benyttes ved salg til Norge. Importprisen i norsk valuta, PB , får vi ved å multiplisere begge sider av (1) med den bilaterale valutakursen, E :

$$(2) \quad PB = E \, PX = E \, \theta \, CM.$$

Generelt avhenger påslagsfaktoren θ av alle forhold som påvirker etterspørselen etter varen i det norske markedet. I forhold til dette gjør vi en forenkling og modellerer θ som en funksjon av prisene på konkurrerende norske produkter samlet sett, PH , relativt til importprisen og (et mål for) graden av etterspørselspress i norsk økonomi, DP :⁵

³ Disse deflatorene utgjør henholdsvis 8,3 og 13,4 prosent av vektgrunnlaget i konsumprisindeksen.

⁴ Den sterke veksten i konsumprisene på importvarer uten norsk konkurranse fra 1992 til 1993 har også sammenheng med at prisene på japanske varer økte sterkt som følge av at japanske yen appresierte med 30 prosent mot norske kroner i denne perioden. Varer fra Japan veier ikke like tungt i delindeksen for importvarer med konkurrerende norsk produksjon.

⁵ Vi ser altså bort fra konkurranse mellom utenlandske eksportører i det norske markedet. Omfanget av slik konkurranse er potensielt viktig for hvor raskt den enkelte eksportør lar endringer i valutakursen og egne kostnader slå ut i prisene på eksport til Norge. Det ville imidlertid komplisert analysen betydelig om vi skulle tatt hensyn til dette.

$$(3) \theta = K (PH/PB)^{\delta} DP^{\tau}, \delta \geq 0,$$

hvor K er en konstant. Fortegnet på τ er usikkert ut fra økonomisk teori,⁶ men det virker mest sannsynlig at påslagsfaktoren er uendret eller justeres opp dersom etterspørselstrykket øker. Ved å løse (2) og (3) samt å ta logaritmen til variablene, får vi følgende importprislikning:⁷

$$(4) pb = k + (1 - \phi)cm + (1 - \phi)e + \phi ph + \phi dp, 0 \leq \phi \leq 1.$$

Her og i det følgende markerer små bokstaver at variable er målt på logaritmisk skala. Parametrene i (4) har tolkning som partielle elastisiteter. For eksempel uttrykker ϕ hvor mange prosent importprisen endres når PH øker med én prosent og de andre variablene i (4) er uendret. Den teoretiske formuleringen innebærer at importprisen er homogen av grad én i innenlandske priser og utenlandske kostnader målt i norsk valuta.

Konkurrans- og markedssituasjonen i Norge medfører at utenlandske eksportører: a) tar hensyn til prisene på konkurrerende norskproduserte varer og etterspørselstrykket i norsk økonomi ved fastsettelsen av priser på eksport til Norge; b) ikke lar økte kostnader eller en depresiering av norske kroner slå fullt ut i økte importpriser, fordi de da vil tape for mye av sitt salg til norske konkurrenter; c) tilpasser seg til reduserte kostnader og appresiering av norsk valuta ved å nedjustere importprisene prosentvis mindre, slik at påslagsfaktorene ved salg til Norge øker. I grensetilfellet med $\phi = 0$ faller PH ut av (4), og skift i CM eller E slår da ut én-til-én i importprisene. Hvis i tillegg $\phi = 0$, blir $\theta = K$ og (4) svarer til den hypotesen om importprisdannelse som benyttes i Mundell-Fleming modeller for små, åpne økonomier.⁸ Merk at denne antakelsen er konsistent med prisdiskriminerende atferd, siden θ ikke trenger å være identisk med den/de påslagsfaktorene(e) som benyttes ved eksport til andre land.

Tilpasningen beskrevet under punkt b) gjelder så lenge prisene på konkurrerende norske produkter ligger fast. Økningen i importprisene som følge av økte kostnader i utlandet eller en depresiering av valutakursen fører imidlertid til at prisene på konkurrerende varer produsert i Norge (PH) øker. For det første øker kostnadene som følge av at importert vareinnsats blir dyrere. Dermed vil de norske produsentene sette opp prisene på varer levert til hjemmemarkedet siden prisene på konkurrerende import har gått opp, på tilsvarende måte som utenlandske eksportører justerer importprisene til endringer i prisene på norske varer. Økningen i PH medfører ny vekst i importprisene. Prisstigningen på importerte og norskproduserte varer fører også (etter en tid) til økte lønninger innenlands, som presser opp PH (og dermed PB) ytterligere. I en fullstendig (dynamisk) makroøkonomisk modell vil – dersom alle lønns- og prisrelasjonene er statisk homogene av grad én i de nominelle forklaringsvariablene – økning i CM eller E med én prosent gi økte

importpriser med én prosent på lang sikt. En tilsvarende prosess med motsatt fortegn gjør seg gjeldende når utenlandske kostnader reduseres eller norske kroner appresierer. Likning (4) med $\phi > 0$ har derfor de samme langsiktige implikasjonene for importprisene av valutakursendringer og kostnadssjokk i utlandet som den tradisjonelle tilnærmingen, men *transmisjonsmekanismen* er en annen.

Likning (4) er i utgangspunktet basert på at det er utenlandske eksportører alene som bestemmer importprisene. Ofte fastlegges imidlertid prisene på handelsvarer i forhandlinger mellom importører og eksportører. Dersom norske importører legger vekt på pris- og markedssituasjonen innenlands i slike forhandlinger, gir dette en supplerende begrunnelse for (4).

Den økonometriske analysen benytter kvartalsdata for perioden 1969 1. kvartal – 1994 4. kvartal.⁹ Variabelen som modelleres er en implisitt deflator for norsk industriimport med konkurrerende innenlandsk produksjon – import som de siste ti årene har stått for 85–90 prosent av vareimporten og 55–65 prosent av norsk import totalt. Gode data for utenlandske grensekostnader er ikke tilgjengelige. Vi anvender derfor en indeks for utenlandske eksportpriser, PX , som proxy for CM . Denne indeksen er konstruert ved å veie sammen deflatorer for samlet eksport av varer fra Norges 14 viktigste handelspartnere med vekt som reflekterer disse landenes betydning i norsk vareimport. En importveid valutakursindeks er konstruert med bruk av de samme vektene.

Gjennomsnittlige lønnskostnader pr. produsert enhet i industrien, WCY , blir benyttet som proxyvariabel for prisene på konkurrerende norske produkter. Denne operasjonaliseringen av PH gir bedre føyning og høyere grad av parameterstabilitet enn om vi benytter hjemmeprisene på norske industrivarer direkte. De andre resultatene påvirkes (med ett unntak som kommenteres nedenfor) lite av valget av proxy for PH . Vi bruker vekst i innenlandsk etterspørsel, arbeidsledighetsraten og den kvartalsvise inflasjonsraten som (ufullstendige) indikatorer for graden av etterspørselspress / konjunktursituasjonen i Norge. Informasjon om disse variablene er lett tilgjengelig, og utenlandske eksportører kan derfor velge å legge vekt på dem ved prisfastsettelsen dersom det er kostbart å innhente og bearbeide mer detaljert markedsinformasjon.

Flere av dataseriene omtalt foran viser betydelig sesongvariasjon. Den økonometriske importprislikningen inneholder derfor tre sesongdummier. I tillegg inkluderer

⁶ Se for eksempel kapittel 7.1 i Hoel og Moene (1987).

⁷ Følgende sammenheng gjelder mellom parametrene i (3) og (4): $k = \ln K / (1 + \delta)$, $\phi = \delta / (1 + \delta)$ og $\tau = \tau / (1 + \delta)$.

⁸ I tosektormodeller (se for eksempel Rødseth (1979)) gjelder også (4) med $\phi = \phi = 0$. Da følger imidlertid denne sammenhengen av forutsetninger om at handelsvarer produsert hjemme og ute er homogene, at det ikke er noen form for markedssegmentering, og at importlandet ikke kan påvirke verdensmarkedsprisen på handelsvarer. Vår forutsetning om differensierte produkter er med andre ord ikke avgjørende for analysen.

⁹ Presise datadefinisjoner er gitt i et vedlegg. Naug og Nymoen (1993, 1995) diskuterer ulike dataproblemer.

vi en dummyvariabel med verdi lik én fra og med 1. kvartal 1978 multiplikatv med sesongdummie. På denne måten får vi tatt hensyn til at sesongmønsteret i seriene fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (som følge av endrede beregningsmetoder) skiftet i 1978. Av presentasjonsmessige hensyn er leddene med dummyvariable utelatt fra relasjonene nedenfor og fra omtalen av resultatene.

Naug og Nymoen (1993, 1995) viser at koeffisienten ϕ i (4) ikke endres når vi erstatter CM med PX og PH med WCY. Ved å aggregere over utenlandske eksportører og åpne for stokastikk, får vi følgende empiriske motstykke til (4):

$$(5) \quad pb_t = konst + (1 - \phi)px_t + (1 - \phi)e_t + \phi wcy_t + \phi_1 \Delta anv_t + \phi_2 u_t + \phi_3 \Delta cpi_t + \xi_t,$$

som vil være utgangspunkt for den økonometriske analysen. Fotskriften t betegner periode t ; Δ er endringen (i en variabel) fra foregående kvartal; anv , u og cpi er henholdsvis logaritmene til innenlandsk etterspørsel, arbeidsledighetsraten og konsumprisindeksen, og ξ_t er et stokastisk restledd. Dersom (5) er tilnærmet korrekt spesifisert, oppfyller dette restleddet de vanlige forutsetningene fra lærebøker i økonometri.

3. RESULTATER¹⁰

Likning (5) impliserer at hele virkningen på importprisene av endringer i høyresidevariablene er utspilt etter ett kvartal. I praksis vil det imidlertid være tregheter i tilpasningen, som følge av tilpasningskostnader, ufullstendig informasjon, usikkerhet om varigheten av sjokk, inngåtte kontrakter eller bakoverskuende forventningsdannelse. Vi har derfor estimert en *dynamisk* modell for importprisene, mens (5) kan tolkes som den langsiktige løsningen av en slik modell.

Modellspesifikasjonen som presenteres i denne artikkelen er den samme som i Naug og Nymoen (1993, 1995). Der var estimeringsperioden 1970.1–1991.4, fordi vi ikke hadde tilgang på gode data lenger enn til 1991 da analysen ble utført. Nedenfor reestimerer vi modellen med data til og med 4. kvartal 1994. Dersom parameterestimaterne er robuste overfor en slik (ikke ubetydelig) utvidelse av informasjonssettet, gir dette sterk støtte til at modellen er fornuftig spesifisert.

Estimeringsarbeidet i Naug og Nymoen (1993, 1995) foregikk i to trinn. Først benyttet vi kointegrasjonsmetoden foreslått av Johansen (1988) til å estimere *partielle* langtidselastisiteter for PX, E og WCY og til å teste restriksjonene mellom disse elastisitetene fra (5). Teori-restriksjonene fikk sterk støtte i data, og parameteren ϕ ble estimert til 0,37, med en t -verdi på 4,6. Ifølge disse resultatene gir altså en økning i lønnskostnadene pr. produsert enhet i norsk industri med én prosent økte importpriser med 0,37 prosent på lang sikt. Økt utenlandsk prisnivå eller en depresiering av valutakursen med én prosent

gir – dersom WCY er uendret – økte importpriser med 0,63 prosent på lang sikt. Som påpekt i avsnitt 2, fører imidlertid økte importpriser til vekst i lønningene. Når det tas hensyn til dette, vil endringer i utenlandsk prisnivå og valutakursen slå fullt igjennom på importprisene på lang sikt.

I det andre trinnet av modelleringsprosessen estimerte vi en strukturell importprislikning hvor $\phi = 0,37$ ble pålagt a priori. Vi startet ut med følgende feiljusteringsmodell:¹¹

$$(6) \quad \Delta pb_t = \alpha + \sum_{i=0}^4 \beta_{1i} \Delta px_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{2i} \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i} \Delta wcy_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{4i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{5i} \Delta anv_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{6i} \Delta u_{t-i} + \beta_7 u_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \beta_{8i} \Delta pb_{t-i} + \gamma FJM_{t-1} + \varepsilon_t.$$

I (6) avhenger Δpb_t av løpende og tilbakedaterte verdier av veksten i px_t , e_t og variablene for innenlandske forhold, tilbakedaterte verdier av Δpb_t og u_t , samt et feiljusteringsledd og et restledd (ε_t). Feiljusteringsleddet er definert ved $FJM_{t-1} = \{(pb - px - e)_{t-1} - 0,37(wcy - px - e)_{t-1}\}$, og måler (på et konstantledd nær) foregående periodes avvik fra den estimerte langtidssammenhengen mellom importprisene, utenlandske priser, valutakursen og innenlandske kostnader. En andel γ av dette avviket korrigeres i inneværende periode ved at importprisene justeres ned (opp) dersom de lå for høyt (lavt) relativt til langtidssammenhengen perioden før.

Likning (6) inneholder 37 parametre og er klart overparametrisert. Vi la derfor (på bakgrunn av innledende estimeringsforsøk) restriksjoner på parametrene i den grad dette var mulig uten at residualene fikk dårlige egenskaper og uten at føyningen ble signifikant svekket. Tabell 1 viser resultater for den foretrukne spesifikasjonen når den estimeres med minste kvadraters metode over perioden 1970.1–1994.4, samt parameterestimaterne i Naug og Nymoen (1993, 1995). Resultatene endres ubetydelig om vi (som i Naug og Nymoen (1993, 1995)) benytter instrumentvariable for inflasjonsraten. Modellen passerer standard-tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet.

Vurdert mot standardavvikene på estimatene, er det liten forskjell mellom resultatene i Naug og Nymoen (1993, 1995)) og de koeffisientverdiene som fram-

¹⁰ Den empiriske analysen er utført ved bruk av PcFiml 8.10 og PcGive 8.10 (Doornik og Hendry (1994a, 1994b)).

¹¹ Feiljusteringsmodellen er trolig den mest benyttede dynamiske spesifikasjonen i økonometriske analyser på tidsrekke-data. Se avsnitt 3 i Nymoen (1988), avsnitt 4 i Strøm (1988) og avsnitt 6 i Nymoen (1991) for nærmere omtale av slike modeller.

Importprisene

Tabell 1. *Dynamisk modell for norske importpriser*

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode. Estimeringsperiode: 1970.1-1994.4

Venstresidevariabel: $\Delta p_{it} - \Delta p_{xt}$. $\sigma = 1,69\%$. DW = 1,92.

Variabel	Estimat ¹	Standardavvik	t-verdi
konstant	-0,030 (-0,027)	0,010	-2,914
$\Delta \epsilon_t$	0,252 (0,222)	0,077	3,266
$\Delta_3 \Delta cpi_t$	0,650 (0,675)	0,157	4,152
$\Delta_3 \text{anv}_{t-1}$	0,190 (0,217)	0,052	3,665
u_{t-1}	-0,026 (-0,024)	0,005	-5,259
Δp_{t-1}	-0,237 (-0,229)	0,065	-3,654
$(p_{b-t} - p_{x-t})_{t-1} - 0,37(wcy - p_{x-t})_{t-4}$	-0,327 (-0,377)	0,059	-5,532

¹ Koeffisientestimatene i Naug og Nymoen (1993, 1995) er oppgitt i parentes.

kommer når vi estimerer over perioden 1970.1-1994.4. Standardavviket for regresjonen er på 1,69 i tabell 1, mot 1,71 når modellen estimeres med data til og med 1991.4. Føyningen blir altså *bedre* når vi utvider estimeringsperioden med observasjoner som ikke var tilgjengelige da modellen ble konstruert.

Estimeringsresultatene indikerte at endringer i utenlandsk prisnivå slår fullt igjennom på importprisene etter ett kvartal. Koeffisienten for Δp_{xt} er derfor (etter utprøving på det kortere sampelet) pålagt å være lik én i likningen i tabell 1. Korttidseffekten på importprisene av endringer i utenlandsk prisnivå er derfor markert sterkere enn langtidseffekten vurdert ut fra importprislikningen alene, men denne «overshootingen» blir altså modifisert ved at lønnskostnadene pr. produsert enhet (WCY) endres.

De estimerte korttidseffektene av endringer i valutakursen avviker i betydelig grad fra korttidsvirkningene av skift i utenlandske priser: En depresiering av valutakursen med én prosent gir økte importpriser med 0,25 prosent etter ett kvartal, som er signifikant lavere enn langtidselastisiteten på 0,63. I tillegg finner vi at utenlandske eksportører (og norske importører) på kort sikt tilpasser importprisene ut fra endringen i valutakursen over to kvartaler, noe som kan sees på som en glatting av $\Delta \epsilon_t$ for delvis å «rense ut» valutakursbevegelser av mer kortsiktig karakter. Disse resultatene kan ha sammenheng med at norske kroner varierte innenfor et valutakursbånd over det meste av data-perioden, og at endringer i valutakursen innenfor svingningsmarginene ofte ble reversert forholdsvis raskt: Hvis utenlandske eksportører har kostnader forbundet med å endre importprisen, kan de finne det rasjonelt å tilpasse seg tregt til en depresiering av norske kroner hvis de forventer at en appresiering vil finne sted på et senere (ukjent) tidspunkt. Et problem med denne tolkningen er at det ble foretatt flere devalueringer

og én revaluering i den perioden vi studerer. Disse endringene i valutakursen og depresieringen av norske kroner da tilknytningen til ECU ble opphevet i 1992 må antas å ha blitt oppfattet som (mer eller mindre) permanente. Det kan derfor ha vært optimalt for de utenlandske eksportørene å tilpasse importprisene raskt etter disse hendelsene. Nedenfor diskuterer vi nærmere om det kortsiktige gjennomslaget på importprisene av endringer i valutakursen avhenger av *hvilken type* valutakursendring som har funnet sted.

Veksten over tre kvartaler i den kvartalsvise inflasjonsraten ($\Delta_3 \Delta cpi_t$) er klart signifikant i tabell 1, med en koeffisient på 0,65. Endringer i den kvartalsvise inflasjonsraten synes altså å slå sterkt ut i importprisene på kort sikt, men den langsiktige effekten er lik null. En tolkning av denne effekten er at informasjon om utviklingen i konsumprisene er lettere tilgjengelig enn informasjon om priser på konkurrerende norske produkter. På kort sikt bruker derfor utenlandske eksportører den norske inflasjonsraten som en indikator for markedssituasjonen i Norge.¹² Likningen inneholder også klart signifikante tilbakedaterte effekter av veksten i innenlandsk etterspørsel over tre kvartaler ($\Delta_3 \text{abs}_{t-1}$) og arbeidsledighetsraten (u_{t-1}), med koeffisienter på henholdsvis 0,19 og -0,026: Økt press i norsk økonomi fører (alle andre forhold like) til at importprisene settes opp. Langtidselastisiteten for ledigheten er på -0,079, som impliserer at en økning i arbeidsledighetsraten med ett prosentpoeng fra nivåer mellom 3 og 5 prosent gir reduserte importpriser med 2-3 prosent på lang sikt, gitt nivåene på de andre forklaringsvariablene. Økt ledighet fø-

¹² Det er normalt den *årlige* inflasjonsraten, Δcpi_t , som tillegges vekt, siden det er sterke sesongvariasjoner i Δcpi_t . Den kvartalsvise inflasjonsraten er imidlertid implisitt renset for (deterministiske) sesongsvingninger fordi importprislikningen inkluderer sesongdummier. Dersom vi isteden hadde målt den kvartalsvise inflasjonsraten som årlig rate, ville koeffisienten for konsumprisleddet i tabell 1 tilnærmet vært en fjerdedel av 0,65.

rer imidlertid også (isolert sett) til lavere industrilønninger, og dette gir ytterligere fall i importprisene. Nymoen (1989) (likning 16) og Johansen (1995) (likning 2) finner langtidselastisiteter av ledigheten i lønnsrelasjoner for norske industriarbeidere på henholdsvis -0,21 og -0,073. Likningen i tabell 1 og lønnsrelasjonene i Nymoen (1989) og Johansen (1995) tyder altså på at endringer i arbeidsledighetsraten gir sterke utslag i importprisene på industrivarer med norsk konkurranse.

Et feiljusteringsledd som måler avvik fra den estimerte langsiktige sammenhengen mellom importprisene, utenlandske priser, valutakursen og lønnskostnadene pr. produsert enhet i norsk industri inngår i importprislikningen med en t-verdi på -5,53. Den estimerte feiljusteringskoeffisienten på -0,327 impliserer rask korrigering av avvik fra langtidssammenhengen. Merk at feiljusteringsmekanismen nå er definert som $\{(pb - px - e)_{t-1} - 0,37(wcy - px - e)_{t-4}\}$, dvs. $(wcy - px - e)$ er tilbakedatert fire kvartaler. Denne omformingen av FJM_{t-1} fra (6) var hensiktsmessig fordi estimeringsresultatene tydet på at endringer i lønnskostnadene pr. produsert enhet først påvirker importprisene etter ett år. De betydelige tilpasningstregighetene ved skift i WCY er delvis en konsekvens av at denne variabelen er en proxy for prisene på konkurrerende norske produkter og at kostnadsendringer påvirker hjemmeprisene med tregheter. Alternative estimeringer hvor WCY ble erstattet med en indeks for hjemmeprisene på norske industrivarer indikerer at endringer i disse prisene påvirker importprisene etter to kvartaler.

Importprisene, utenlandske priser og lønnskostnadene pr. produsert enhet i norsk industri øker trendmessig over tid, mens $\Delta_3 \Delta cpi_t$, $\Delta_3 abs_{t-1}$ og u_{t-1} viser begrenset variasjon på lang sikt. Valutakursvariabelen varierer også lite over sampelet når det korrigeres for politikkintervensjonene beskrevet ovenfor. Utviklingen i WCY blir i stor grad forklart av forløpet i de andre variablene i modellen, og prisveksten i utlandet er derfor hoveddrivkraften bak utviklingen i importprisene.

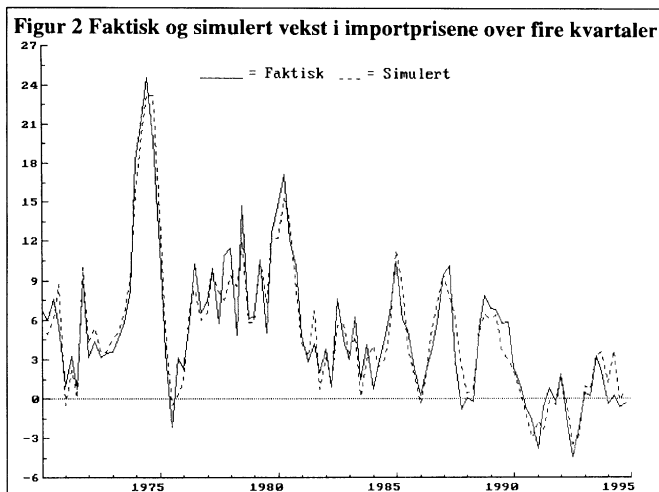
Vi skal så gå over til å evaluere hvor godt modellen i tabell 1 føyer de historiske dataene og stabiliteten i de viktigste parameterestimaten. Figur 2 viser de faktiske og simulerte verdiene av $\Delta_4 pb_t$ multiplisert med hundre, som tilnærmet er lik den prosentvise endringen i importprisene over fire kvartaler, mens figur 3 viser rekursive estimater med $\pm$ to estimerte standardavvik for parametrene for $\Delta_2 e_t$, $\Delta_3 \Delta cpi_t$, u_{t-1} og feiljusteringsleddet.¹³ Modeller med stabile (og signifikante) rekursive estimater er (alle andre forhold like) langt mer troverdige enn likninger med estimater som varierer over tid; ustabilitet i parameterestimaten kan ofte henføres til at en relasjon er feilspesifisert, for eksempel ved at viktige forklaringsvariable er utelatt eller at det er benyttet en inkonsistent estimeringsmetode. Feilspesifiserte modeller har i alminnelighet lav autonomigrad overfor sjokk og politikkintervensjoner i markedene som analyseres, og dermed blir estimaten ustabile hvis sjokkene/intervensjonene er tilstrekkelige store (og hyppige), jf. Lucas-kritikken av økonometriske modeller.

Plottet i figur 2 viser at veksten i importprisene svingte sterkt over estimeringsperioden 1970.1-1994.4, og at modellen i tabell 1 forklarer disse svingningene forholdsvis godt. Modellen føyer *svært* godt i 1992 og 1993, men den overvurderer importprisene i 1994. Den sterke veksten i prisene på importvarer i 1974 og 1979-1980 forklares av betydelige prisøkninger på (utenlandske) industrielle råvarer. Oppgangen i den norske arbeidsledighetsraten fra 1981 til 1984 var (ifølge vår modell) en viktig faktor bak den lave importprisveksten i samme periode. En appresiering av valutakursen med 6 prosent fra 1981.1 til 1982.2 bidro også, men et fall i kroneverdien med 7 prosent fra 1982.2 til 1983.1 (hovedsakelig som følge av to devalueringer) trakk opp importprisveksten i 1983 og 1984. Den sterke økningen i importprisene i årene 1984-1987 kan i stor grad forklares med at den importveide valutakursen deprimerte med 17 prosent fra 1984.1 til 1987.1, med devalueringen i mai 1986 som det klart viktigste enkeltbidraget. Konjunkturoppgangen i norsk økonomi i perioden 1985-1987, med sterkt fall i ledigheten og høy lønnsvekst, betydde også mye. Den lave prisveksten mot slutten av 1987 og begynnelsen av 1988 kan i noen grad føres tilbake til at norske kroner appresierte med 3 prosent fra 1987.1 til 1987.3. På tross av konjunkturtilbakeslaget i Norge på slutten av 1980-tallet og en stabil kronekurs tok importprisveksten seg opp fra midten av 1988 og utover i 1989. Hovedårsaken til dette var en sterk økning i prisene på industrielle råvarer. Den svake importprisutviklingen i perioden 1990-1992 kan henføres til det sterke fallet i prisene på industrielle råvarer i denne perioden og økningen i ledigheten fra 1988 til 1992, med påfølgende svak vekst i lønnskostnadene. Redusert kroneverdi med 3 prosent fra 1. til 2. kvartal 1991 førte til at importprisveksten tok seg opp fra 1991.2 til 1992.1, mens en appresiering med 3 prosent fra 1991.2 til 1992.3 bidro til nedgangen i 1992. Depresieringen av norske kroner mot ECU og japanske yen fra 1992 til 1993 (jf. fotnote 4) var, sammen med økte internasjonale priser, hovedfaktorene bak oppgangen i importprisene i 1993.

Koeffisientene for ledighetsvariabelen og feiljusteringsleddet viser en viss ustabilitet mellom 1975 og 1980, men de rekursive estimaten i figur 3 er stabile og signifikante i perioden 1980-1994. Spesielt endres koeffisientene lite fra og med 1991.4. Det stabile parameterestimatet for $\Delta_2 e_t$ tyder på at det kortsiktige gjennomslaget på importprisene av valutakursendringer ikke var raskere ved devalueringer/revalueringer enn ved valutakursendringer innenfor svingningsmarginene (jf. også figur 1),¹⁴ og at parameteren for $\Delta_2 e_t$ er autonom

¹³ Et rekursivt estimat viser tidsutviklingen for estimatet når startpunktet for estimeringen holdes fast og estimeringsperioden utvides med én og én observasjon. Standardavvikene er også beregnet rekursivt.

¹⁴ Vi testet også formelt for dette ved å inkludere dummyvariable for kvartaler med devalueringer/revalueringer multiplikativt med $\Delta_2 e_t$. Koeffisientene for disse leddene var da langt fra å være signifikante, både enkeltvis og samlet.

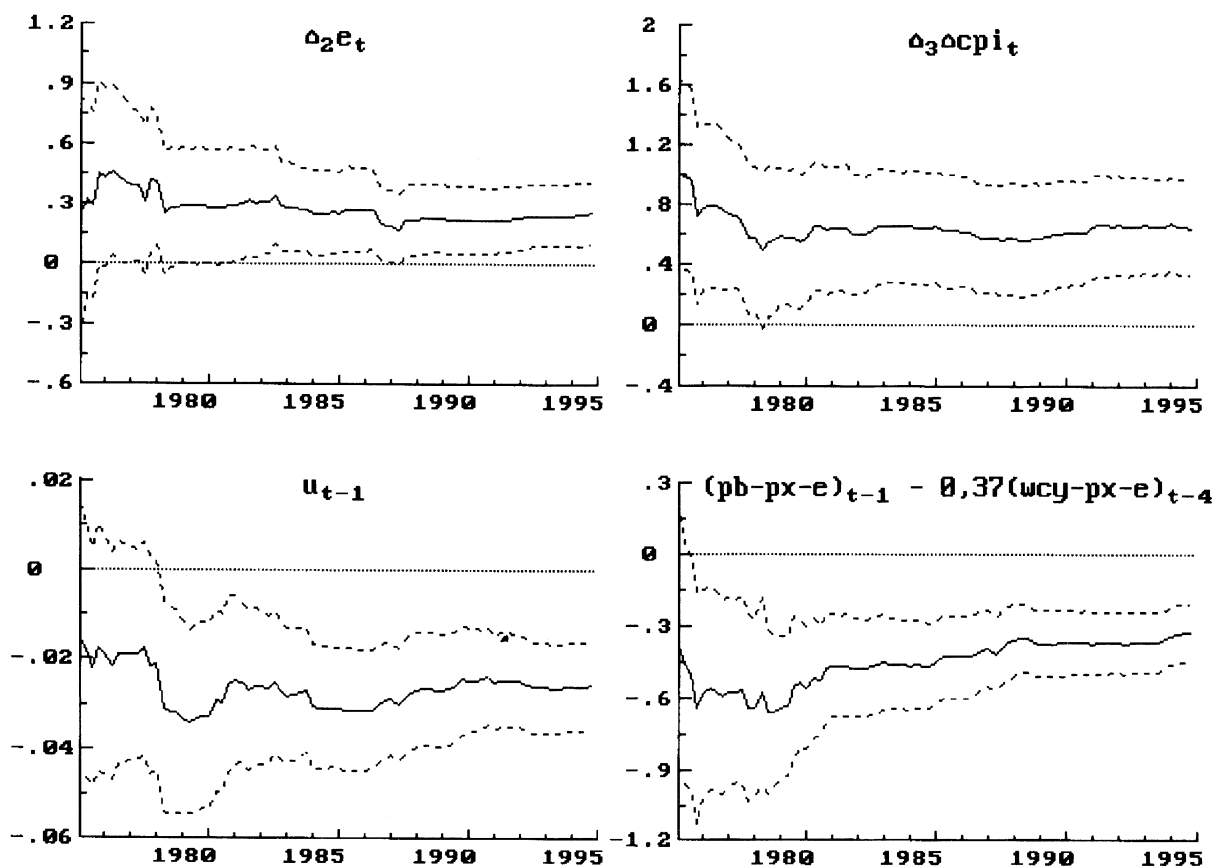


overfor regimeskiftet i valutapolitikken 10. desember 1992. På tross av en liten ustabilitet 1987, ser det også ut til at koeffisienten for $\Delta_2 e_t$ er autonom overfor de tre periodene med appresiering av valutakursen omtalt oven-

for. I Penger og Kreditt 1995/3 skrives det (i forbindelse med appresieringen av norske kroner den senere tid) at: «Det er ikke gitt at priseffektene av en appresiering er symmetriske med virkningene av en depresiering.» Våre resultater gir altså ikke særlig støtte til en slik mulighet når det gjelder importprisene på industrivarer med norsk konkurranse.

Tidligere har von der Fehr (1987, 1988) og Naug (1990) estimert importprislikninger på norske data som er konsistente med modellen i tabell 1. De disaggregerte importprisrelasjonene for industrivarer med norsk konkurranse i von der Fehr (1987, 1988) har langtidselastisiteter for innenlandske priser mellom 0 og 0,7, mens det veide gjennomsnittet av disse elastisitetene er om lag 0,5. Naug (1990) estimerer en langtidselastisitet for innenlandske priser på 0,24 i en likning for deflatoren for norsk import totalt, eksklusive råolje. Ingen av disse studiene inkluderer proxyvariable for etterspørselspress eller generelle markedsbetingelser i Norge. I Herd (1987) estimeres importprisrelasjoner for alle landene i OECD-om-

Figur 3 Rekursive estimater $\pm$ to standardavvik



rådet. Han finner at Norge – med en estimert langtidselastisitet for innenlandske priser på 0,44 – er det av OECD-landene som har sterkest gjennomslag på importprisene av endringer i innenlandsk prisnivå. Den gjennomsnittlige vekten for innenlandske priser er på 0,25 i Herds studie. Våre resultater ligger også nær opp til estimater i publiserte analyser som har brukt data for USA, Storbritannia og Australia, se Naug og Nymoen (1993, 1995) for en oversikt.

4. AVSLUTNING OG DISKUSJON

Vi har i denne artikkelen presentert en økonometrisk prisrelasjon for norsk industriimport med konkurrerende innenlandsk produksjon, som utgjør hoveddelen av den norske vareimporten. Den hypotesen om importprisdannelse som vanligvis legges til grunn i teoretiske makromodeller og i offentlige utredninger og konjunkturrapporter om norsk økonomi blir forkastet av data. Ifølge vår analyse slår – som forventet – endringer i utenlandsk prisnivå og valutakursen sterkt igjennom på importprisene, men resultatene tyder også på at utenlandske eksportører (og norske importører) i betydelig grad justerer prisene på importvarer til endringer i kostnads- og markedssituasjonen i Norge; vi finner sterkt signifikante, positive, effekter på norske importpriser av økte lønnskostnader pr. produsert enhet i industrien, redusert arbeidsledighetsrate, økt vekst i innenlandsk etterspørsel og (på kort sikt) høyere inflasjon. De estimerte virkningene på importprisene av endringer i variablene for innenlandske forhold er sterke, men ikke urimelige. Troverdigheten av de empiriske funnene underbygges av at vi benytter en teoriformulering som er standard i empiriske analyser av prisdannelse, at resultatene samsvarer godt med det som er funnet i tidligere studier på norske og utenlandske data, at parameterestimaterne er signifikante og stabile i perioden 1980-1994, og ikke minst av at modellen forblir stabil og føyer godt ut over perioden den ble konstruert på.

Resultatene presentert ovenfor kan bidra til å kaste lys over relevansen av indikatorer for utviklingen i industriens konkurranseevne. Den mest benyttede konkurranseevneindikatoren er endringen i forholdet mellom lønnskostnader pr. produsert enhet i norsk industri og i industrien hos våre viktigste handelspartnere målt i felles valuta, RLPE. I Naug (1995) er det argumentert for at en – uavhengig av hva som bestemmer importprisene – får et bedre bilde av utviklingen i industriens konkurranseevne på hjemmemarkedet ved å sammenholde estimerte importandelsfunksjoner mot utviklingen i relative priser og i markedsandelene på hjemmemarkedet (eller ekvivalent importandelene). Resultatene ovenfor forsterker denne konklusjonen; oppgang i importprisene som følge av økt press i norsk økonomi fører, alle andre forhold like, til at norske industrivarer blir mer konkurranse-

dyktige på hjemmemarkedet. Dette reflekteres både i relative priser og i hjemmemarkedsandelene, men ikke i RLPE.

Importprisrelasjonen presentert ovenfor har også flere interessante politikkimplikasjoner, når den sammenliknes med den tradisjonelle antakelsen om at endringer i utenlandsk prisnivå og valutakursen raskt slår fullt igjennom på importprisene og at innenlandsk forhold ikke påvirker importprisutviklingen:

- Ekspansiv økonomisk politikk fører til sterkere økning i inflasjonen, og dermed (*ceteris paribus*) til svakere vekst i det private konsumet og mindre reduksjon i ledigheten, enn det som følger av makroøkonomiske beregninger hvor importprisene holdes fast.
- Ekspansiv politikk gir også sterkere svekkelse av industriens konkurranseevne på eksportmarkedet enn det som impliseres av den konvensjonelle hypotesen om importprisdannelse; oppgangen i importprisene innebærer høyere priser på vareinnsats og (over tid) økte lønnskostnader. Som beskrevet foran, fører imidlertid importprisøkningen partielt sett til en bedring av konkurranseevnen på *hjemmemarkedet*.
- Redusert vekst i lønnskostnadene pr. produsert enhet i industrien (for eksempel som følge av reduksjoner i arbeidsgiveravgiften, inntektspolitisk samarbeid eller en lønnslov) fører til at utenlandske eksportører (av hensyn til salget i Norge) senker importprisene. Dermed blir økningen i industriens markedsandeler på hjemmemarkedet av kostnadsreduksjonene mindre enn om importprisene hadde vært bestemt av valutakursen og prisnivået på verdensmarkedet alene, men nedgangen i inflasjonsraten blir sterkere.
- Valutakursbevegelser påvirker prisene på importvarer tregere og mer gradvis enn det som følger av vanlige forutsetninger om hva som bestemmer importprisene. Importprisdannelsen bidrar derfor til å jevne ut virkningene på innenlandsk prisnivå og industriens konkurranseevne på hjemmemarkedet av midlertidige sjokk i valutakursen.

Det siste punktet er relevant for utformingen av valutapolitikken etter at tilknytningen til ECU ble opphevet i desember 1992. I revidert nasjonalbudsjett for 1994 heter det om politikken i det nye regimet at: «Det vil ikke være aktuelt å benytte så sterke virkemidler når det gjelder kjøp og salg av kroner og kortsiktige rentendringer for å holde kronekursen som innenfor et fastkursregime, men hvis det skjer vesentlige endringer i kursen vil virkemidlene bli innrettet med sikte på at valutakursen *etter hvert* bringes tilbake til utgangsløiet.»¹⁵ En vanlig innvending mot å tillate (store) svingninger i valutakursen er at dette kan føre til uønskede sterke svingninger i inflasjonen og i industriens konkurransevilkår overfor utenlandsk industri. Det siste punktet

¹⁵ Uthevingen er min.

innebærer isolert sett at disse ulempene ved ustabilitet i valutakursen er av noe mindre betydning enn det som vanligvis legges til grunn.

REFERANSER:

- Doomik, J.A. og D.F. Hendry (1994a): *PcFiml 8.0: Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*. International Thomson Publishing, London.
- Doomik, J.A. og D.F. Hendry (1994b): *PcGive 8.0: An Interactive Econometric Modelling System*. International Thomson Publishing, London.
- Dornbusch, R. (1987): «Exchange Rates and Prices», *The American Economic Review* 77, 93-106.
- Herd, R. (1987): «Import and Export Price Equations for Manufacturers», Discussion Paper No. 43, OECD Balance of payments division.
- Hoel, M. og K.O. Moene (1987): *Produksjonsteori*. Universitetsforlaget, Oslo.
- Hooper, P. og C.L. Mann (1989): «Exchange Rate Pass-through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufactures», *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 297-337.
- Johansen, K. (1995): «Norwegian Wage Curves», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, 229-247.
- Johansen, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Krugman, P.R. (1987): «Pricing to Market When the Exchange Rate Changes», kapittel 3 i S.W. Arndt og J.D. Richardson (red.) *Real-Financial Linkages Among Open Economies*. MIT Press, Cambridge.
- Naug, B. (1990): «Importvolum og importpriser», *Arbeidsnotat 1990/8*. Norges Bank.
- Naug, B.E. (1994): «En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelen for industrivarer 1968--1990». *Sosiale og økonomiske studier* 84. Statistisk sentralbyrå.
- Naug, B.E. (1995): «Importandeler, relative priser og konkurranseevne. En analyse basert på importandelsmodellen i MODAG», *Økonomiske analyser* 7, 29-37.
- Naug, B.E. og R. Nymoen (1993): «Import Price Formation and Pricing to Market: A Test on Norwegian Data», *Arbeidsnotat 1993/9*. Norges Bank. Ble presentert på ESEM-konferansen i 1993.
- Naug, B.E. og R. Nymoen (1995): «Import Price Formation and Pricing to Market: A Test on Norwegian Data», Discussion Paper No. 157 fra Statistisk sentralbyrå. Revidert utgave av Naug og Nymoen (1993).
- Nymoen, R. (1988): «Integrerte variable og empiriske lønnsrelasjoner», *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 102, 181-192.
- Nymoen, R. (1989): «Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 239-258.
- Nymoen, R. (1991): «A Small Linear Model of Wage- and Price Inflation in the Norwegian Economy», *Journal of Applied Econometrics* 6, 255-269.
- Nymoen, R. (1991): «Testing av økonomiske teorier ved hjelp av nyere økonometriske metoder for analyse av tidsrekke-data», *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 105, 117-138.
- Rødseth, A. (1979). «Nyere teori for stabiliseringspolitikk i opne økonomiar», *Sosialøkonomen* 33, Nr. 6, 22-27.
- Strøm, B. (1988): «Lønnsdannelsen i norsk grafisk industri», *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 102, 157-179.
- von der Fehr, N-H.M. (1987): «Prisdannelsen på importvarer – en MODAG rapport», *Rapporter 87/23*. Statistisk sentralbyrå.
- von der Fehr, N-H.M. (1988): «Prisdannelse på importvarer», *Økonomiske analyser* 6, 38-43.

VEDLEGG. DATADEFINISJONER:

ABS = Innenlandsk anvendelse målt i faste 1991 priser. ABS = CP+CO+JP+JO, hvor CP = privat konsum, CO = offentlig konsum, JP = private bruttoinvesteringer i fast kapital eksklusive olje og utenriks-sjøfart, JO = offentlige bruttoinvesteringer i fast kapital. Kilde: Det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR).

CPI = Den offisielle konsumprisindeksen. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

E = Importveid valutakursindeks. Indeksen inkluderer valutakursene til de 14 landene som inngikk i Norges Banks valutakurv inntil oktober 1990. Vekten for et land er dette landets gjennomsnittlige andel av norsk vareimport fra de 14 landene over perioden 1978-1987. Kilde: Norges Banks databank for økonomiske tidsserier og Naug (1990).

PB = Implisitt deflator for import av industrivarer med norske substitutter. Kilde: KNR.

PX = Prisindeks for utenlandsk vareeksport. Serien er konstruert på tilsvarende måte som valutakursindeksen. Kilde: IMF og Naug (1990).

U = Den registrerte arbeidsledigheten i prosent av sysselsatte og arbeidsledige lønnstakere. Kilde: Arbeidsdirektoratet og Norges Bank.

WCY = Variable lønnskostnader pr. produsert enhet i industrien. Kilde: KNR.

Alle indeksene er lik én i 1991.

SAMLEPERMER til SOSIALØKONOMEN

Kr. 100,- for 2 permer inkl. porto

For bestilling: Fax: 22 17 31 55
 Tlf.: 22 17 00 35

Innholdsfortegnelse

Sosialøkonomen 1996

50. årgang

LEDERARTIKLER

	Nr.	Side
Salg av arvesølvet?	1	1
Etikk og økonomi i helsevesenet	2	1
Sulteforing av oppdrettsfisk	3	1
Gasskraft i Norge	4	1
Fri konkurranse i norsk luftfart?	5	1
Den evinnelige konflikten mellom effektivitet og fordeling	6	1
Videreutdanning bra – hvem betaler?	7/8	1
Kraftsjekk!	9	1
Søndagsåpne butikker	10	1
Nye veiprosjekter	11	1

AKTUELLE KOMMENTARER

Askildsen Jan Erik og Carlsen Fredrik: Rattsø-utvalgets utredning	2	6
Bræin Lasse og Hervik Arild: Et samfunns- økonomisk perspektiv på egenkapital- ordningen i SND	10	2
Christiansen Vidar og Moe Thorvald: Politikk for et bedre miljø og høy syssel- setting: Noen kommentarer til Grønn Skattekommisjon	7/8	12
Jørgensen Eivind og Holt Øyvind: Treff- sikkerheten ved kompensasjoner gjennom inntektssystemet for kommuner og fylkeskommuner	1	2
Isachsen Arne Jon: Ord om olje	11	2
Orvedal Linda: Norsk næringslivs konkurranseevne	7/8	2
Schjelderup Guttorm: Bør rederiene gis skattemessig særbehandling?	2	2
Solstad Kjell: Innsatsstyrt finansiering – løsning på ventetidsproblemene i norske sykehus	9	2
Steen Frode: Er mer regulering svaret på utfordringene i norsk oppdrettsnæring?... ..	5	2
Sørgard Lars: «Hvor fartøy flyte kan»	6	2
Sørgaard Nils E.: Konkurransen fra de nye industrilandene: En pedagogisk kommentar	4	2

Wærness: For utlandet – i Norge?

Kommentarer til Bergo-gruppens forslag til endret kapitalbeskatning	9	8
--	---	---

ARTIKLER

Austvik Ole Gunnar: Avgifter og petroleums- priser. Tar forbrukslandene olje- og gass- inntektene	5	16
Bjerve Petter Jakob: Røynslar frå råd- gjeving i utviklingsland	11	32
Dyvi Yngvar, Storm Erik og Aamdal Kyrre: Prognosearbeid i Finansdepartementet ...	10	16
Eika Kari H. og Eika Torbjørn: To makro- økonometriske modellar for norsk økonomi	1	22
Hagen Terje P. og Iversen Tor: Modeller for finansiering av sykehustjenester	10	32
Hervik Arild: Utvikling av småbedrifts- politikk	11	20
Holden Steinar: Nytt avgiftssystem kan gi dyrere biler	4	30
Johansen Per Richard og Magnussen Knut A.: Eksport og investeringsledet konjunkturoppgang i USA – mulige konsekvenser for amerikansk og europeisk økonomi	3	22
Klette Tor Jakob: Teorier om økonomisk vekst og næringsutvikling i et mikro- økonomisk lys	3	14
Knivsflå Kjell Henry: Derivat, risiko og intern kontroll	6	14
Magnussen Jon: Effektivitetsproblemer ved alternative styringsformer i sykehus- sektoren	4	22
Magnussen Jon: NOU 1996:5 – Hvem skal eie sykehusene?	6	10
Mathiesen Lars: Skog og skogproduksjon som virkemiddel for å binde klimagasser: En CGE-analyse	5	29

	Nr.	Side
Matsen Egil og Thøgersen Øystein: Kapitalmobilitet og risikodeling mellom land: Hvordan påvirker globaliseringen av finansmarkedene konsumutviklingen?	9	22
Naug Bjørn E.: Hva bestemmer utviklingen i importprisene?	1	32
Olsen Øystein: Statens petroleumsfond – et styringsverktøy for finanspolitikken	2	22
Ringstad Vidar: Phillipskrøller og konjunktursyklus	11	10
Storvik Kjell: Nye internasjonale ramme- betingelser – hva er konsekvensene for europeisk økonomi?	10	24
Sørgard Lars: Slaget om Fjord Line: Phyros-seier eller delspillperfekt likevekt?7/8		28

DEBATT

Borge Lars-Erik og Rattsø Jørn: Kommune- overføringer i offentlig debatt	3	10
Borge Lars-Erik og Rattsø Jørn: Svar til von der Fehr, Schweder og Econ	4	19
Borge Lars-Erik og Rattsø Jørn: Analytiske svakheter ved Mønnesland/Thoresens kritikk	5	13
Dale Kristin: Rattsø-utvalget: Kritikk av utvalgets bruk av kommuneregnskap ...	6	7
Devold Edvard og Lunde Geir: Kommune- overføringer i offentlig debatt	4	18
Ekeberg Lasse: «Distribusjonskanaler og fusjonspolitik	1	10
Fehr Nils-Henrik von der: Rattsøutvalgets innstilling – holder den mål?	4	12
Knudsen Kristen: Fagøkonomisk grunnlag for særbehandling av rederiene	4	10
Longva Svein: Historisk statistikk: Et svar til Jan Tore Klovland	1	12
Mønnesland Jan og Thoresen Jøran: Analytiske svakheter ved Rattsø-utvalgets innstilling	5	9
Reve Torger: Næringsklynger og nærings- politikk	9	16
Schjelderup Guttorm: Kommentarer til Rattsø-utvalgets utredning	3	2
Schweder Tore: Rattsøutvalgets regresjoner	4	15
Sørensen Rune J.: Et enklere og mer rettferdig inntektssystem for kommuner og fylkeskommuner	3	6
Sørgaard Nils E.: Konkurransenebegrepet – En kommentar til Bergo-utvalget	11	8
Vennemo Haakon: Håpet er lysegrønt, for såvidt	7/8	20

	Nr.	Side
Wilhelmsen Lars: Kommentar til Rattsø- utvalgets innstilling	2	12

BOKANMELDELSER

Altruism and beyond av Oded Stark anmeldt av Kjell Erik Lommerud	4	38
Bærekraftig økonomi av Stein Hansen, Pål Frøyen Jespersen og Ingeborg Rasmussen anmeldt av Asbjørn Aaheim	3	36
Competition Policy: A game-theoretic approach av Louis Philips anmeldt av Lars Sørgaard	6	22
«En ny miljøpolitikk» av Kåre Willoch anmeldt av Michael Hoel	11	39
Naturressurser og miljø, og Miljøtilstanden i Norge 1996 anmeldt av Anders Skonhoft	7/8	36
Hvor mye politikk tåler Norge? av Egil Bakke anmeldt av Fredrik Carlsen	6	26
Perspektiv på fiskeoppdrett – Mellom marknad og regulering av T. Bjørndal og K. Salvanes anmeldt av Ola Flåten	10	40
Public Economics in Action av A.B. Atkinson anmeldt av Vidar Christiansen	2	32
Regulatory Reform. Economic Analysis and the British Experience av Armstrong, Cowan og Vickers anmeldt av Trond Olsen	9	29
Specialization and Economic Organization: A New Classical Microeconomic Frame- work av Xiaokai Yang og Yew-Kwang Ng anmeldt av Nils E. Sørgaard	6	23
Troen på nøkken av Ragnar Frisch anmeldt av Victor D. Norman	4	39
Økonomisk intern-kontroll i kommunen av Richard Brattli anmeldt av Kristin Dale	9	28

DIVERSE

Fehr Nils-Henrik von der: Sosialøkonom- prisen 1995	2	21
Grünfeld Leo Andreas: Det 18. nasjonale forskermøte for økonomer – Året vi fokuserte mindre på miljø og mer på næringer og vekst	2	18
Hagen Kåre P.: Nobelprisen i økonomi for 1996	10	10
Kleppestø Tom O.: LOS-dagene tar pulsen på norsk samfunnsutvikling	6	21
Taraldset Anders: Lønnsstatistikk for sosialøkonomer 1995	1	14



DET KONGELIGE FINANS- OG TOLLDEPARTEMENT

KONTOR: AKERSGATEN, 42 - TELEFON: 22 34 90 90 TELEFAX: 22 34 95 13

POSTADRESSE: POSTBOKS 8008 DEP., 0030 OSLO

AVGIFTS- OG TOLLAVDELINGEN

Ledig stilling som rådgivar i Finansdepartementet, (fornya kunngjering) Avgifts- og tollavdelinga, Økonomisk seksjon

Avdelinga har ansvaret for særavgiftene, meirverdiavgifta og tollavgiftene. Avdelinga er inndelt i ein juridisk og ein økonomisk seksjon. Samla er det om lag 30 tilsette, i økonomisk seksjon er det 7 stillingar.

Seksjonen har ansvar for økonomiske utreiingar og analyser i samband med meirverdiavgifta, særavgiftene og på tollområdet. Utvidingar av meirverdiavgiftsgrunnlaget, endringar i kjøretøyavgiftene og miljøavgiftene i tillegg til utforminga av det tollbaserte vernet for jordbruksvarer er sentrale arbeidsoppgåver for seksjonen i 1996. Den ledige stillinga er knytta til økonomiske analyser i samband med utforminga av den generelle avgifts- og tollpolitikken. I stillinga ligg det eit ansvar for vidareutvikling og oppdatering av seksjonens analyseverktøy.

For stillinga vert krevd utdanning som sosialøkonom eller tilsvarande. Vidare vert det krevd god skriftleg og muntleg framstillingsevne og gode analytiske eigenskapar. Det er ønskjeleg med erfaring frå forsknings- og utgreiingsarbeid. Kvinner vert oppfordra til å søkje.

Lønnstrinn 33-45.

Nærmare opplysningar ved ekspedisjonssjef Knut Eggum Johansen i tlf. 22 24 42 00 eller avdelingsdirektør Tom Rådahl i tlf. 22 24 42 93. Søknader merka «3896» innan 3 veker til

**Finans- og tolldepartementet,
Avgifts- og tollavdelinga,
Postboks 8008 Dep., 0030 OSLO.**



Redaktør:
Torstein Bye

Redaksjon:
Jan Morten Dyrstad
Nils-Henrik M. von der Fehr
Tor Arnt Johnsen
Kjell Gunnar Salvanes
Lars Sorgard
Jon Vislie
Produksjonskonsulent:
Inger Kurås

Utgitt av
Sosialøkonomenes
Forening
Leder: Frank Myhre
Generalsekretær
Birgit Laudal

Besøksadresse:
Storgt. 26 IV
0184 OSLO 1
Postadresse:
Postboks 8872
Youngstorget
0028 OSLO
Telefon 22 17 00 35
Telefax 22 17 31 55
Postgiro: 0813 5167887
Bankgiro: 6001.05.13408

Utkommer med 11 nummer
pr. år, den 15. i hver måned
unntatt juli.
Abonnement kr 490,-
Studentabonnement
kr 240,-
Enkeltnr. kr 70,- inkl. porto.

ANNONSEPRISER
(ekskl m v a):
1/1 side kr. 4 400,-
3/4 side kr. 3 900,-
1/2 side kr. 3 400,-
Byråprovisjon 10%

Frist for annonser:
Den 5. i hver måned.

Trykt i offset.
Grafisk Hus a/s, Bergen

SIVIL-/SOSIALØKONOMER

Vår oppdragsmengde innenfor samfunnsøkonomisk analyse har den siste tiden vært økende. Vår oppdragsmengde er særlig knyttet til:

- ✓ Næringsøkonomi
- ✓ Transportøkonomi
- ✓ Miljø-økonomi

Vi ønsker derfor å øke vår bemanning ved vårt kontor i Sandvika med en seniorøkonom med min. 5 års erfaring, samt 1-2 sivil-/sosialøkonomer med 2-5 års erfaring.

Kvalifikasjoner

Ønskede kvalifikasjoner er sosialøkonom eller siviløkonom med høyere avdeling som har faglig styrke innenfor de ovennevnte områdene. Videre er det en fordel med kreative evner som åpner for å tenke annerledes, samt ha god muntlig og skriftlig framstillingsevne.

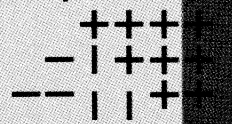
Betingelser

Vi kan tilby et stimulerende tverrfaglig miljø og konkurransedyktige betingelser. Foruten å inngå i et spennende økonommiljø i Sandvika vil det være aktuelt å samarbeide med andre fagmiljøer eksternt og våre øvrige kontorer. I tillegg til dette har vi internasjonale oppdrag for bl.a. Verdensbanken og NORAD. Det kan derfor bli aktuelt med oppdrag som helt eller delvis gjennomføres i utlandet.

Nærmere opplysninger om stillingene kan rettes til daglig leder Morten Lie og Cand. oecon Helge Dønnum, tlf. 67 52 52 00.

Søknadsfrist: Mandag 12. februar 1996

Asplan Viak



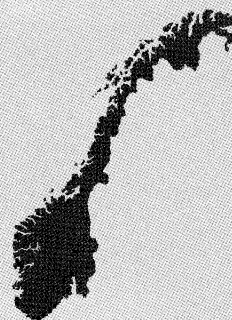
Asplan Viak er et landsdekkende nettverk av konsultentselskaper, med mer enn 30 års erfaring som rådgivere for offentlige og private oppdragsgivere.

Asplan Viak er organisert som et konsern, bestående av et morselskap Asplan Viak AS, og seks heleide datterselskaper.

Konsernet er representert med i alt 16 kontorer rundt i Norge og har ca. 280 medarbeidere.

Asplan Viak AS eies i sin helhet av Stiftelsen Asplan.

Internasjonalt arbeider Asplan Viak gjennom Norway Mapping Group og Norplan.



SANDVIKA · KONGSBERG · LILLEHAMMER · TØNSBERG · BERGEN · KRAGERØ · BRYNE · STAVANGER · ARENDAL · KRISTIANSAND · LYNGDAL · MOLDE · SKIEN · RISØR · TRONDHEIM · STEINKJER

Asplan Viak AS
Rådhusstorget 5
Pb. 25
1301 Sandvika
Telefon 67 52 52 00
Telefax 67 52 52 99

Asplan Viak Trondheim
Klostergata 35
Pb. 2885, Elgeseter
7002 Trondheim
Telefon 73 53 16 75
Telefax 73 53 35 17

Asplan Viak Bergen
Fabrikkgaten 3
5037 Solheimsviken
Telefon 55 59 67 00
Telefax 55 59 67 50

Asplan Viak Stavanger
Østervåg 7
4013 Stavanger
Telefon 51 89 10 19
Telefax 51 89 47 89

Asplan Viak Sør
TK-senteret
Pb. 1699, Myrene
4801 Arendal
Telefon 37 03 55 60
Telefax 37 02 32 80

Asplan Viak IT
Storeveitvegen 98
5032 Minde
Telefon 55 27 17 10
Telefax 55 27 17 35