SOSIAL ØKONOMEN

NR. 2. Februar 1997 – 51. ÅRG.

- Finansiering av kommunene
- Solidaritet og lønnsvekst
- Det 19. nasjonale forskermøte
- Boligpriser

SOSIALØKONOMENES FORENING

Kurs i sosialøkonomi for lærere i videregående skole

Ingeniørenes Hus Møtesenter, Kronprinsensgt. 17, 0251 Oslo, 7. mars 1997 kl. 09.30 – 15.40

Fredag 7. mars

09.30 Registrering og kaffe

10.00 Åpning

10.05 RIKE OG FATTIGE LAND
– *Professor Karl Ove Moene*
Sosialøkonomisk institutt
Universitetet i Oslo

11.05 Pause

11.20 ØKONOMISKE VIRKEMIDLER I MILJØPOLITIKKEN
– *Professor Jon Vislie*
Sosialøkonomisk institutt
Universitetet i Oslo

12.20 Lunsj

13.25 OLJEFOND – VELFERDSSTAT – GENERASJONSREGNSKAP
– *Professor Erling Steigum*
Norges Handelshøyskole

14.25 Pause

14.40 NYE EKSAMENSOPPGAVER
– *Georg Matthiesen og*
Anette Børsum
Eksamenssekretariatet

Den nye læreplanen i sosialøkonomi for allmenne, økonomiske og administrative fag har ført til større vektlegging av en del emner. I tillegg vil det bli endringer i eksamensoppgavenes utforming og i avvikling av eksamen.

Sosialøkonomenes Forening vil bidra til å dyktiggjøre lærerne i sosialøkonomi for å gi grunnlag for bedre undervisning i faget.

Påmeldingsfrist 21. februar.

Programkomité:

Per Gunnar Bergheim, Oslo handelsgymnasium
Grete Dalseg, Fana gymnas
Torill Lødemel, Sosialøkonomenes Forenings kursråd

Teknisk ansvarlig:

Anne Halvorsen, Sosialøkonomenes Forening

Avgift: Kr 1 050 (inkl. lunsj og kaffe).
Påmelding er bindende. Gebyr for avbestilling t.o.m. 21. februar er kr 300. Deretter full pris.
Deltakere vil få tilsendt bekreftelse og bankgiro for betaling av avgiften.
Forhåndsbetaling kan gjøres til bankgiro 6001.05.13408. Husk å angi deltakernavn og kurs.

Påmelding innen 21. januar

SOSIALØKONOMENES FORENING Postboks 8872 Youngstorget 0028 Oslo – fax 22 41 32 93

Jeg melder meg på til

Sosialøkonomi for lærere i videregående skole

Navn..... Arbeidsgiver: .....

Adr.: .....

Tlf.: .....

Medlem av SF? ..... Medl.nr.: ....
Underskrift

NR. 2 1997 – 51. ÅRG.

I DETTE NUMMER ...

2
LARS-ERIK BORGE OG FREDRIK CARLSEN: NOU 1997:8 «Om finansiering av kommunesektoren»

10
SNORRE EVJEN OG RAGNAR NYMOEN: Har Solidaritetsalternativet bidratt til lav lønnsvekst i industrien?

20
BJØRN E. NAUG: Har Solidaritetsalternativet endret lønnsdannelsen i norsk industri?

23
KYRRE AAMDAL: Solidaritetsalternativet og lønnsdannelsen

FORSKERMØTET:

26
GAUTE TORSVIK OG BERTIL TUNGODDEN: Det 19. nasjonale forskermøte for økonomer

27
JAN TORE KLOVLAND: Sosialøkonomprisen 1996

ARTIKKEL

28
PER MATHIS KONGSRUD: Forstår vi prisdannelsen i boligmarkedet?

Forsidebilde: Grafisk Hus/Klisjekunst

SOSIALØKONOMEN
ISSN 0038-1624

LEDER

Høye hus med stor kjeller

Gjennom flere reformer er det norske skattesystemet endret i den hensikt at det skal gi færre insitamenter til samfunnsøkonomisk uheldige tilpasninger. Siste gren på stammen i denne sammenheng er utredning nummer to fra Ratsøutvalget. Det heteste politiske skattetema for tiden synes imidlertid å være en omlegging av boligbeskatningen. Fortjener dette temaet den oppmerksomheten det får?

Den ligningsmessige verdien av eneboliger og boliger i boligselskap kan ifølge inntektsstatistikken for 1994 anslås til om lag 225 milliarder kroner. De fleste kommuner setter ligningsverdien til 20–30 prosent av markedsverdi. Det vil si at boligverdien i Norge er nærmere 1000 milliarder kroner. En prosent beskatning på denne boligverdien kunne dermed utgjøre et skattepotensiale på rundt 10 milliarder kroner for kommunene. Til sammenligning anslås kommunene i 1997 å ta inn om lag 40 milliarder kroner i skatt på alminnelig inntekt. Dagens boligbeskatning gir kommunene kun 1,3 milliarder kroner (anslag på grunnlag av inntektsstatistikken), dvs beskatningen er kun 1 promille av markedsverdien.

En kan ha noe forskjellig utgangspunkt for å argumentere for beskatning av bolig. Det mest anvendte er resonnementet omkring fordeler av å bo i egen bolig kontra det å leie bolig. Et annet utgangspunkt baserer seg på fordelen ved å beskatte en ikke-mobil skattebase kontra beskatning av mer mobile ressurser som arbeidskraft og visse typer realkapital. Det er neppe grunn til å tro at boligskatt er særlig vridende og medfører dermed ikke allokeringsmessige tap i motsetning til skatter på arbeid og kapital. Boligbeskatning kan dessuten virke netto inntektsutjevnende, gi noe mindre luksuriøse boliger og større investeringer i «produktiv» kapital.

Det er knyttet mange følelser til temaet boligskatt. Rasjonaliteten bak hvorfor det er mer følelser knyttet til dette temaet enn til temaet inntektsskatt er imidlertid uklart. Siden det er så mange følelser knyttet til boligbeskatning, synes det å være viktig for politikerne å lage så kompliserte systemer at de tilsynelatende virker rettferdige. Et eksempel på et komplisert såkalt «rettferdig» boligbeskatningssystem er forslaget fra Senterpartiet om en beregningsregel for skattegrunnlag basert på et veid snitt av grunnflate, areal i 1. etasje, andre etasje og kjeller, samt alder, livsløpsstandard og endelig et bunnfradrag. I dette forslaget er andre etasje og kjeller mindre verd enn 1. etasje (et mulig vektforslag er 30 og 20 prosent) uvisst av hvilken grunn. Insitamentet vil være mindre grunnflate kompensert av høye hus med loft og kjeller. Da kan man få større oversikt utover landet vårt (fra andre etasje), en kan få en kald og god kjeller for lagring av våre landbruksprodukter og samtidig få mindre skatt. Systemet er også veldig enkelt – en kan rett og slett taksere boligen fra utsiden. En ytterligere kompliserende faktor er at tomten som huset ligger på også skal skattlegges. Liten tomt – ingen skatt, stor tomt – høy skatt. En kan ihvertfall si at et slikt system er konsistent. En slik tomtebeskatning vil også trekke i retning av mindre grunnflate og flere etasjer for å få frigjort mer areal til uteaktiviteter når tomtestørrelsen minker. Et lite paradoks er det nok at hvis alle bygger høyere hus så blir utsikten dårligere for de fleste. Dessverre er det også slik at livsløpsstandardelementet i skatteopplegget – lavere skattegrunnlag hvis du kan bo i boligen hele livet – trekker i retning av boliger med en etasje, med mindre skattefordelen ved flere etasjer kan finansiere installasjon av heis i småhus.

I ettertid kan to forskningsoppgaver bli interessante: i) Kunne en oppnådd samme skatteinngang og fordelingseffekt ved å lage et enklere system basert på omsetningsverdi med bunnfradrag – en kan for eksempel estimere de vekter som ville passe til et slikt forenklet system, og ii) hvor mange flere etasjer og store kjellere fikk vi som følge av det nye systemet?

Flere år med diskusjoner omkring administrativ forenkling av det norske skattesystemet og vektlegging av insitamentvirkninger ved utforming av dette bar håp om en utvikling i riktig retning.
Nye forslag til boligskattesystem bærer kimen i seg til et tilbakeskritt på dette området. Spesielt er dette tragisk når skattebasen gjennom takstsystemet gjøres liten og skattesatsene er lave slik at betydningen for kommunenes inntekter er forsvinnende liten. De administrative kostnader ved å opprettholde et godt takstsystem, som kan være viktig fra en rettferdighetsbetraktning, vil høyst sannsynlig sluke mye av skatteinntektene. Politikerne bør derfor besinne seg ved enten å lage et enkelt skattesystem for boliger basert på en verdifastsettelse, og med et visst omfang, eller sløyfe hele boligbeskatningen.

LARS-ERIK BORGE OG FREDRIK CARLSEN:

NOU 1997: 8 «Om finansiering av kommunesektoren»

I første delutredning (NOU 1996: 1) la Inntektssystemutvalget (ledet av professor Jørn Rattsø) fram forslag til nytt utjevningssystem for kommunesektoren. I andre delutredning (NOU 1997: 8) drøfter utvalget sammensetningen av kommunesektorens finansiering og beslutningsretten knyttet til ulike finansieringskilder. Tre problemstillinger står i fokus: Hvor stor andel av inntektene bør kommuner og fylkeskommuner skaffe fra egne kilder? Hvilke skatteformer bør kommunesektoren ha tilgang til? Og hvilken handlefrihet bør kommuner og fylkeskommuner ha til å fastsette omfanget av egne inntekter? Utvalget har ikke drøftet hvordan enkelttjenester bør finansieres, herunder hvorvidt kommunesektoren bør privatisere tjenester eller ta i bruk stykkprisordninger eller konkurranseutsetting. Utvalget har lagt til grunn dagens skattesystem. Forslagene vedrørende inntekts- og formuesskatt berører ikke utformingen av skattesystemet, og har ingen konsekvenser for skattyterne. Endring i finansieringen av kommunesektoren handler først og fremst om fordelingen av de ulike skatter mellom kommuner, fylkeskommuner og staten.

1. KOMMUNEFINANSIERINGEN

Det er nå 160 år siden innføringen av formannskapslovene i 1837. Med disse lovene ble det etablert et lokalt folkestyre og lagt til rette for kommunen som institusjon. I den første tiden etter 1837 utviklet kommunene en stor grad av autonomi. Kommunene hadde stor frihet i oppgaveløsningen og det var et klart lokalt ansvar å skaffe til veie de inntekter som var nødvendig for å finansiere virksomheten. Kommunene kunne velge skattesatser og skatteformer, og statlige overføringer hadde liten praktisk betydning.

I dette århundret, og særlig etter andre verdenskrig, er kommuner og fylkeskommuner i økende grad blitt en integrert del av en nasjonal velferdspolitikk. Reguleringen av oppgaveløsningen er fulgt opp med omfattende tilskuddsordninger som har bidratt til å gjøre kommunesektoren mer avhengig av overføringer fra staten. Kommuneskatten er i stor grad blitt en integrert del av det nasjonale skattesystemet og beskatningsfrihten er betydelig redusert. Det er etter hvert blitt et statlig ansvar å gi kommunesektoren tilstrekkelige inntekter til å løse sine oppgaver.

Kommunesektoren har fått ansvaret for vesentlige oppgaver innen tjenesteyting og samfunnsutbygging. For å løse disse oppgavene legger sektoren beslag på en betydelig del av landets ressurser. I 1995 var kommunesektorens inntekter 167 milliarder kroner eller 18 prosent av bruttonasjonalproduktet, jf. tabell 1. Skatteinntektene som er kommunesektorens viktigste inntektskilde, utgjør 45 prosent av inntektene. 40 prosent av inntektene kommer i form av statlige

Tabell 1: Kommuneforvaltningens inntekter. Millioner kroner og prosent. 1995.

	Mill.kr	Andel (pst.)
Skatteinntekter	75 711	45,3
Statlige overføringer	67 060	40,1
Rammeoverføringer	42 453	25,4
Øremerkede overføringer	24 607	14,7
Brukerbetaling	19 771	11,8
Renter og andre inntekter	4 699	2,8
Sum	167 241	100,0

Tabell 2: Kommunenes og fylkeskommunenes skatteinntekter fordelt på skattearter. Millioner kroner. 1994.

	Kommuner	Fylkeskommuner
Personlige skattytere:		
Skatt på alminnelig inntekt[1)]	39 251	21 979
Formuesskatt[1)]	3 537	
Etterskuddspliktige skattytere:		
Skatt på alminnelig inntekt[1)]	3 621	2 569
Formuesskatt[1)]	664	
Eiendomsskatt[2)]	2 792	

[1)] Utliknet skatt for inntektsåret 1994.
[2)] Bokførte skatteinntekter 1994.

overføringer. Av dette er 63 prosent rammeoverføringer gjennom inntektssystemet og 37 prosent øremerkede overføringer. Inntekter fra brukerbetaling har fått økende betydning de siste 15 årene, og utgjør nå 12 prosent av de samlede inntektene.

Tabell 2 viser sammensetningen av kommunesektorens skatteinntekter i 1994. Både for kommuner og fylkeskommuner er skatt på alminnelig inntekt fra personlige skattytere den klart viktigste skatteformen. Inntektsskatt for personer utgjør 80 prosent av kommunenes skatteinntekter og 90 prosent av fylkeskommunenes skatteinntekter. Men spesielt kommunenes skatteinntekter er spredt på relativt mange skatteobjekter. I tillegg til inntektsskatt for personer, mottar kommunene inntektsskatt fra etterskuddspliktige skattytere (selskaper), formuesskatt og eiendomsskatt. Fylkeskommunene kan hverken kreve inn formuesskatt eller eiendomsskatt.

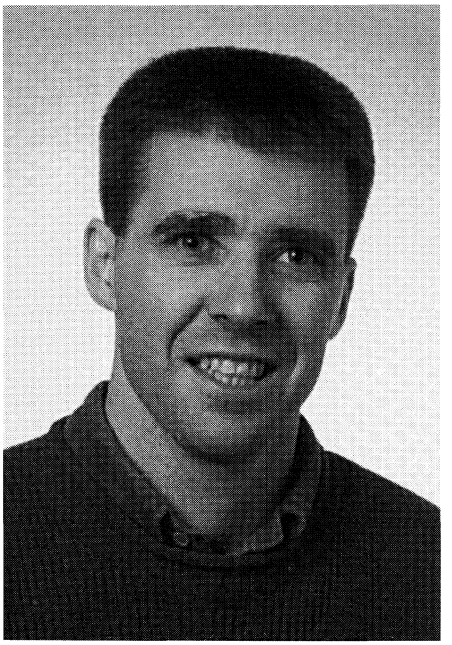
Den kommunale eiendomsskatten skiller seg fra de øvrige skattene ved å være en frivillig lokal skatt hvor skattesatsene varierer mellom kommuner som kan skrive ut eiendomsskatt. De øvrige skattene er obligatoriske, og etter 1978 har alle kommuner og fylkeskommuner uten unntak benyttet de maksimale skattesatsene i inntekts- og formuesbeskatningen. Mens inntekts- og formueskatten deles med staten, er eiendomsskatten en eksklusiv kommunalskatt.

2. MÅLSETTINGER

Valg av finansieringssystem for kommuneforvaltningen må baseres på visse samfunnsmessige målsettinger. Det vil nødvendigvis være delte meninger om hva som bør veie tyngst, men de fleste vil være enige om at følgende mål er relevante: Effektiv ressursbruk, utjevning, lokalt selvstyre og effektiv makroøkonomisk styring.

Effektiv ressursbruk

Effektivitet innebærer både kostnadseffektivitet og prioriteringseffektivitet. Prioriteringseffektivitet innebærer riktig fordeling mellom privat og kommunalt konsum, riktig fordeling mellom ulike kommunale tjenester, og riktig fordeling av kommunalt konsum over tid. Det klassiske argumentet for lokal oppgaveløsning er at kommuner og fylkeskommuner, på en bedre måte enn staten, kan tilpasse beslutninger til lokale preferanser og kostnadsforhold. Realisering av desentraliseringsgevinster (Oates 1972) krever at lokalforvaltningen har tilstrekkelig handlefrihet i økonomiske spørsmål.



Lars-Erik Borge, Dr. polit fra 1995, er førsteamanuensis ved Institutt for sosialøkonomi, NTNU. Han er sekretariatsleder for Inntektssystemutvalget.

Sammenlignet med en nasjon er kommuner og fylkeskommuner karakterisert ved høy grad av mobilitet mellom enheter og dermed sterk konkurranse om arbeidsplasser og skattytere. Jo mer mobilt skattegrunnlaget er, jo sterkere blir konkurransen mellom kommuner og mellom fylkeskommuner. Mobilitet kan virke effektivitetsfremmende når personer og bedrifters lokaliseringsbeslutninger avhenger av kvaliteten på det lokale tjenestetilbudet (Tiebout 1956, Brennan og Buchanan 1977). Det vil være lite attraktivt å etablere seg i områder der lokalforvaltningen drives ineffektivt eller der sammensetningen av tjenester ikke er i tråd med innbyggernes preferanser.

Det er også momenter for at konkurranse gjør det vanskeligere å oppnå prioriteringseffektivitet. For den enkelte kommune eller fylkeskommune kan det være nødvendig å redusere skatter og avgifter eller bruke mye ressurser på tilrettelegging av næringsarealer for å opprettholde lokal produksjon og sysselsetting. På landsbasis kan dette resultere i for lavt kommunalt konsum og/eller nedprioritering av tjenester som brukes av grupper som er lite mobile, for eksempel de eldre.

Betydningen av og behovet for konkurranse avhenger av hvordan den andre viktige kontrollmekanismen, velgerkontrollen, fungerer. Jo svakere demokratisk kontroll og jo større innflytelse bestemte bruker- og profesjonsinteresser har på den lokale beslutningsprosessen, desto viktigere blir mobilitet som disiplineringsmekanisme.

Hvorvidt lokalpolitisk handlefrihet i økonomiske spørsmål faktisk fører til bedre tilpasning til lokale preferanser, avhenger av velgerkontrollen. Dersom velgerkontrollen fungerer dårlig, kan det tenkes at statlig styring av inntekter og låneopptak i den enkelte kommune og fylkeskommune fører til bedre prioriterings- og kostnadseffektivitet.

Utjevning

Kommunesektoren har ansvaret for implementering av nasjonal velferdspolitikk, særlig gjelder dette innenfor utdanningssektoren og helse- og sosialsektoren. En betingelse for delegering av nasjonale velferdsoppgaver til kommuner og fylkeskommuner er at finansieringssystemet bidrar til utjevning av de økonomiske forutsetningene for likeverdige tjenestetilbud. Forskjeller i tjenestetilbud kan oppstå fordi kommuner har ulike kostnadsforhold og befolkningssammensetning, og fordi skatteinntektene er ujevnt fordelt. Forskjeller som skyldes ulike kostnadsforhold og befolkningssammensetning ivaretas gjennom utgiftsutjevningen, som er en ren omfordelingsordning mellom kommuner og mellom fylkeskommuner. Forskjeller i skatteinntekter utjevnes gjennom inntektsutjevningen. Jo mindre skattegrunnlaget varierer, desto mindre vil behovet for ambisiøs inntektsutjevning være.

Lokalt selvstyre

Et tredje mål er knyttet til lokal forankring av kommunesektorens finansieringskilder. Lokalt selvstyre har en egenverdi, både fordi det bidrar til maktspredning og fordi lokalpolitikk innebærer økt kunnskap om og deltakelse i demokratiske prosesser. En forutsetning for et fungerende og legitimt lokalt selvstyre er at befolkningen har innflytelse på forhold som angår innbyggerne. Det tilsier at lokale inntekter utgjør en betydelig del av kommuner og fylkeskommuners finansieringsgrunnlag og at den enkelte kommune og fylkeskommune har innflytelse på omfanget av og anvendelsen av egne inntekter.

Ut fra økonomisk teori er det vanskelig å begrunne at skatteandelen har en selvstendig betydning gitt kommunenes muligheter til å endre sine inntekter på marginen. Utvalget har likevel lagt til grunn at økonomisk selvstendighet og høy skatteandel har en egenverdi for det lokale selvstyret.

Makroøkonomisk styring

Innen makroøkonomisk teori regnes gjerne kommunesektoren som et destabiliserende element. Kommunesektorens skatteinntekter øker i oppgangstider og stagnerer i nedgangstider. I den grad slike variasjoner gir seg utslag i variasjoner i de kommunale utgiftene, vil konjunktursvingningene forsterkes. Hensynet til makroøkonomisk stabilitet tilsier derfor at kommunesektorens skattegrunnlag ikke er for konjunkturfølsomt.

Staten kan styre aktiviteten i kommunesektoren gjennom de årlige økonomisk opplegg. Her fastsettes statlige overføringer og kommunesektorens skatteører. Skal denne styringen være effektiv, må det være mulig å gi treffsikre anslag på skatteinntektene i kommende budsjettår. Er det lokale skattegrunnlaget både konjunkturfølsomt og lite forutsigbart, vil statlig styring av samlede inntektsrammer være et lite effektivt virkemiddel i stabiliseringspolikken med mindre lokale skatteinntekter betyr lite for kommunesektoren.

3. MÅLKONFLIKTER OG KRITERIER FOR LOKALE INNTEKTER

Som det framgår har de forskjellige målsettingene ulike implikasjoner for valg av finansieringssystem. Hverken økonomisk teori eller empiri gir noen éntydig konklusjon om hvilket finansieringssystem som best fremmer effektiv ressursbruk. Dessuten foreligger en grunnleggende målkonflikt mellom på den ene siden effektivitet og lokalt selvstyre og på den andre siden utjevning og makroøkonomisk styring.

Som i andre sammenhenger vil langtgående utjevning gi effektivitetstap. Når forbindelsen brytes mellom det som genereres av lokale inntekter og det den enkelte kommune og fylkeskommune sitter igjen med, svekkes kommunesektorens insentiver til å utvikle det lokale inntektsgrunnlaget. Samtidig reduseres betydningen av mobilitet som disiplineringsmekanisme. Tilsvarende effektivitetstap oppstår når staten overtar en vesentlig del av finansieringsansvaret for kommunesektoren.

Lokalt selvstyre er vanskelig å forene med sterk statlig styring eller langtgående utjevning. Stor lokal handlefrihet kan gi betydelige regionale forskjeller i tjenestetilbud og skattesatser på en måte som bryter med fordelingspolitiske målsettinger.

Fordi finansieringssystemet skal ivareta motstridende mål, er det viktig at kommunesektoren gis beskatningsformer som bidrar til å dempe målkonflikter, dvs. bidrar til å realisere ett eller flere mål uten at det går på bekostning av andre mål. Utvalget har tatt utgangspunkt i vurderingskriterier for lokal skatter basert på en omfattende internasjonal litteratur. Sentrale referanser er Musgrave (1959), King (1984) og Oates (1990).

Jevnt skattegrunnlag

Dersom skattegrunnlaget er jevnt fordelt, reduseres behovet for inntektsutjevning mellom kommuner og mellom fylkeskommuner. En forholdsvis stor andel av kommunesektorens inntekter kan da hentes fra lokale skatteinntekter. Vi får dermed sterk kopling mellom inntektsgrunnlag og inntekter uten å gi avkall på sentrale målsettinger for fordeling av nasjonale velferdsgoder.

Et jevnt skattegrunnlag kan også bidra til effektiv ressursbruk. For personer vil det være attraktivt å flytte til velstående kommuner siden man oppnår høy standard på kommunale tjenester uten at skattesatser og/eller kommunale avgifter er høyere enn andre steder. Slike flyttebevegelser kan være uheldig sett fra samfunnets synsvinkel fordi flytterne ikke tar hensyn til eksterne effekter. Kommuner med høyt skattegrunnlag vil ofte være kommuner som opplever presstendenser og høy utnyttelse av kommunal infrastruktur mens fraflyttingskommuner opplever det motsatte. I en situasjon med store variasjoner i det lokale inntektsgrunnlaget kan således skatte- og tjenestemotivert flytting føre til dårligere utnyttelse av det kommunale tjenestetilbudet i landet som helhet.

Stabilt skattegrunnlag

Et stabilt og lite konjunkturfølsomt skattegrunnlag demper sammenhengen mellom den generelle inntektsutviklingen og kommunesektorens inntekter og fungerer i en viss forstand som en automatisk stabilisator. Et stabilt skattegrunnlag vil også lette kommunesektorens planlegging og fremme effektiv ressursbruk, herunder jevn fordeling av kommunalt konsum over tid.

I likhet med jevn fordeling bidrar stabilitet til redusert behov for statlig styring og finansiering av kommunesektoren. Et stabilt skattegrunnlag demper således målkonflikten mellom effektiv ressursbruk og lokalt selvstyre på den ene siden og hensynet til makroøkonomisk styring på den andre.

Residensprinsippet

Lokalt finansieringsansvar for kommuner og fylkeskommuner bidrar til å kople de som deltar i lokale

beslutningsprosesser og de som finansierer kommunal og fylkeskommunal virksomhet. Det tilsier at residensprinsippet legges til grunn for valg av lokale skatter. Skattene bør avgrenses til kommunens og fylkeskommunens egne innbyggere og næringsliv. Lokale skatter bør omfatte så mange som mulig av de som kan delta i den lokale beslutningsprosessen. Dessuten bør ikke antall lokale beskatningsformer være for høyt hvis innbyggerne skal ha oversikt over hva de bidrar med til egen kommune og fylkeskommune.

Mobilitet

Som det fremgår av diskusjonen ovenfor er det argumenter både for og mot å legge beskatningsformer med mobilt skattegrunnlag til kommunesektoren. Siden graden av mobilitet mellom norske fylkeskommuner, og særlig mellom norske kommuner, er forholdsvis høy, anbefaler utvalget at beskatningsformer med meget mobilt skattegrunnlag legges til staten.

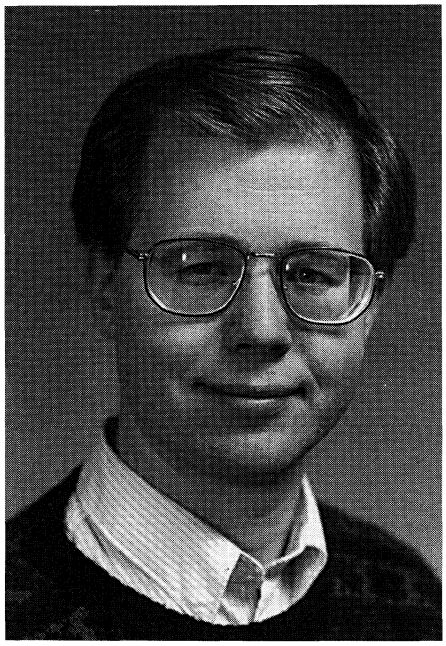
4. VALG AV SKATTEGRUNNLAG

Utvalget har evaluert dagens kommunale og fylkeskommunale skatter i forhold til vurderingskriterier for gode lokale skatter utledet i avsnitt 3.

Kommunal eiendomsskatt

Internasjonalt er eiendomsskatt den vanligste skatteformen for lokalforvaltningen. Dette har sammenheng med at eiendomsskatten oppfyller de fleste av de kriteriene som stilles til gode lokale skatter. For det første er eiendomsskattegrunnlaget lite mobilt. Grunn og eksisterende bygninger er praktisk talt immobile og kan i liten grad relokaliseres. Eiendomsskatten er trolig den skatteformen som gir det minst mobile skattegrunnlaget.

Eiendomsskatten gir for det andre kommunene stabile og forutsigbare skatteinntekter. Det har sammenheng med at tomte- og bygningsmassen endres relativt lite fra år til år og at tak-



Fredrik Carlsen, Dr. oecon fra 1991, er førsteamanuensis ved Institutt for sosialøkonomi, NTNU. Han er medlem av Inntektssystemutvalget.

seringsreglene er utformet slik at kortsiktige svingninger i markedsverdiene ikke påvirker eiendomsskattetakstene.

For det tredje er eiendomsskatten vanligvis en eksklusiv kommunal skatt. Det gir skatten sterk identifikasjon med den kommunale virksomhet, og man unngår ulempene ved at skatten deles med andre forvaltningsnivåer.

Utvalget betrakter eiendomsskatten som en god lokal skatt, og foreslår følgelig at eiendomsskatten videreføres som en kommunal skatt. Dette er i samsvar med forslaget til ny lov om eiendomsskatt framsatt av et flertall i Eiendomsskatteutvalget (NOU 1996: 20). Med ny lov om eiendomsskatt vil alle kommuner kunne skrive ut eiendomsskatt og eiendomsskatten vil som hovedregel omfatte alle eiendommer i en kommune. I kommunaløkonomisk sammenheng er det viktig at flest mulig av innbyggerne deltar i finansieringen av av det kommunale tjenestetilbudet. På bakgrunn av dette betraktes Eiendomsskatteutvalgets forslag til ny lov som et godt grunnlag for kommunal finansiering.

Eiendomsskatten gir med dagens utforming et begrenset proveny, og Eiendomsskatteutvalget har i sitt forslag lagt til grunn at skatteprovenyet fra de eiendommer som i dag er undergitt eiendomsskatt samlet sett skal være uendret. Et alternativ til dagens formues- og eiendomsbeskatning kan være å erstatte formuesskatten med en utvidet eiendomsskatt. Erfaringer fra andre land tilsier at eiendomsskatten da vil kunne utgjøre 3-4 prosent av bruttonasjonalproduktet. Den ville da hatt potensiale til å være en betydelig finansieringskilde for kommunene. En slik omlegging av formues- og eiendomsbeskatningen er ønskelig fra en kommunaløkonomisk synsvinkel, men må avveies mot skatte- og fordelingspolitiske målsettinger som utvalget ikke vurderer. For at finansieringen av kommunene skal få tilstrekkelig lokal forankring må eiendomsskatten suppleres med andre skatter. Fylkeskommunene har ikke eiendomsskatt og må derfor ha annen lokal finansiering.

Inntektsskatt fra personer

Skatt på alminnelig inntekt fra personlige skattytere utgjør det vesentligste av kommunesektorens skatteinntekter, både for kommuner og fylkeskommuner. Det er først og fremst et nordisk fenomen at kommuner og fylkeskommuner mottar inntektsskatt fra personlige skattytere, noe som har sammenheng at kommunesektoren har relativt stort omfang i disse landene.

Det sterkeste argumentet for lokal skatt på personlig inntekt er nettopp at dette er en skatteform som gir et betydelig proveny. Med det omfanget kommunesektoren har i Norge, er det vanskelig å oppnå betydelig lokal finansiering uten at kommuner og fylkeskommuner mottar inntektsskatt fra personer.

Inntektsskatt fra personer kommer i tillegg relativt godt ut i forhold til to andre vurderingskriterier. Etter som en vesentlig del av det kommunale og fylkeskommunale tjenestetilbudet er rettet mot innbyggerne, gir skatt på alminnelig inntekt fra personlige skattytere en relativt god kopling mellom skattebetaling og tjenesteforbruk. Det forutsetter at skattyterne,

som i dag, er skattepliktige til bostedskommunen.

Ulempen med inntektsskatt for personer er først og fremst at skattefundamentet er konjunkturavhengig, slik at inntektene blir ustabile og lite forutsigbare.

Utvalget anbefaler at skatt på alminnelig inntekt fra personlige skattytere videreføres som kommunal og fylkeskommunal skatt, først og fremst for å gi finansieringen av kommunesektoren en sterk lokal forankring.

Inntektsskatt fra selskaper

Skatt på alminnelig inntekt fra etterskuddspliktige skattytere, i det følgende også kalt selskapsskatten, har mange ulemper som kommunal og fylkeskommunal skatteform. For det første er skattegrunnlaget svært ujevnt fordelt mellom kommuner og mellom fylkeskommuner. I inntektsåret 1994 varierte utliknet skatt pr. innbygger i forholdet 20:1 kommunene imellom og i forholdet 8:1 fylkeskommunene imellom.

For det andre gir skatten relativt liten kopling mellom skattebetaling og tjenesteforbruk. Det har sammenheng med at bedriftseierne ikke nødvendigvis er lokalisert i samme kommune som bedriften. Dette modifiseres av at bedriftenes lønnsomhet er avhengig av kommunale og fylkeskommunale investeringer og annen tilrettelegging.

For det tredje er skattefundamentet for selskapsskatten svært ustabilt og lite forutsigbart. Konjunkturfølsomheten er betydelig større enn for inntektsskatt fra personer. Dette kan f.eks. illustreres ved at utliknede selskapsskatter (utenom sokkelvirksomheten) økte med 30 prosent fra 1993 til 1994. For den enkelte kommune og fylkeskommune vil ustabiliteten i selskapsskatten være enda større enn på nasjonalt nivå. Det har sammenheng med at næringslivet i den enkelte kommune og fylkeskommune er mindre diversifisert enn i landet som helhet. I tillegg vil skatteinntektene fra næringsvirksomhet som inngår i et selskap eller et konsern med virksomhet i andre kommuner, være avhengig av lønnsomhetsutviklingen i selskapets eller konsernets øvrige virksomhet. Det skyldes at den skattbare inntekten kan bli redusert dersom selskapet eller konsernet driver underskuddsvirksomhet i andre kommuner.

For det fjerde kan selskapsskatten bidra til regional skattekonkurranse, siden bedrifter er relativt mobile. Kommunene kan konkurrere om det mobile skattegrunnlaget ved å tilby billige tomter, gunstig leie i kommunale næringsbygg, rådgivning fra det lokale tiltaksapparat, osv. Dette kan gi en uheldig dreining i tjenestetilbudet, fra satsing på velferdstjenester til næringstiltak. I tillegg kan næringslivets lokaliseringsbeslutninger i større grad bli påvirket av kommunale støtteordninger og i mindre grad av reelle lønnsomhetsvurderinger.

For det femte vil en avvikling av selskapsskatten som lokal skatt innebære en vesentlig skatteadministrativ forenkling. Det har sammenheng med at det, for selskaper med virksomhet i flere kommuner, ikke vil være nødvendig å fordele overskuddet på virksomheter i ulike kommuner.

Argumentet for lokal selskapsskatt er særlig knyttet til at kommuner og fylkeskommuner spiller viktige roller som tilretteleggere for næringsvirksomhet, bl.a. ved arealplanlegging, utarbeiding av kommune- og fylkesplaner, utbygging av infrastruktur og og behandling av reguleringsplaner. Selskapsskatten kan gi kommuner og fylkeskommuner direkte økonomiske insentiver til å utføre denne rollen på en god måte. En kommunal selskapsskatt kan også gi kommunene økonomisk stimulans til effektiv skatteinnkreving og bokettersyn. Men det er viktig å understreke at kommunene vil ha insentiver til å drive tilrettelegging for næringsvirksomhet selv om selskapsskatten skulle falle bort. Det har sammenheng med at et velfungerende næringsliv gir inntekts- og sysselsettingsmuligheter for innbyggerne og dermed økt inntektsskatt fra personlige skattytere.

Et annet argument for lokal selskapsskatt er knyttet til likebehandling av aksjeselskaper og personlige virksomheter. Dersom den kommunale og fylkeskommunale selskapsskatten faller bort, vil kommuner og fylkeskommuner få skatteinntekter fra personlige virksomheter, men ikke fra aksjeselskaper. Dette problemet kan i stor grad elimineres dersom kapitalinntekter tas ut av grunnlaget for den kommunale og fylkeskommunale inntektsskatten for personlige skattytere. Et slikt opplegg praktiseres i Sverige, hvor den kommunale selskapsskatten ble avviklet i 1985.

Utvalget anbefaler at selskapsskatten avvikles som kommunal og fylkeskommunal skatt. Det betyr at skatt på alminnelig inntekt fra etterskuddspliktige skattytere i sin helhet bør tilfalle staten, og ikke, som i dag, deles mellom kommune, fylkeskommune og stat. Utvalget har lagt særlig vekt på at skattegrunnlaget er svært ujevnt fordelt, at konjunkturavhengigheten vanskeliggjør styringen av kommunesektorens inntektsrammer, og at forslaget innebærer en vesentlig skatteadministrativ forenkling.

Kommunal formuesskatt for personer

Som kommunal skatt har formuesskatten for personer klare likhetstrekk med inntektsskatten for personer. Utvalget anbefaler likevel at formuesskatten avvikles som kommunal skatt. Det betyr at dagens kommunale formuesskatt heretter bør tilfalle staten. Begrunnelsen for dette er at formuesskatten gir et relativt lite proveny, og en avvikling vil da først og fremst forenkle det kommunale skattesystemet ved å redusere antall skatter.

Kommunale og fylkeskommunale skatter etter utvalgets forslag

Etter utvalgets forslag vil kommunene ha skatteinntekter fra skatt på eiendommer og alminnelig inntekt for personer. Fylkeskommunene vil ha skatt på alminnelig inntekt for personer. Etter Storingets vedtak vil begge forvaltningsnivåer også ha naturressursskatt fra kraftforetak. Utvalgets anbefalinger vil gi et klarere og

mer avgrenset skattegrunnlag for kommuner og fylkeskommuner. Etter utvalgets oppfatning vil det gi et bedre finansieringsgrunnlag mht. stabilitet og fordeling, og vil samtidig gi velgerne en bedre oversikt over finansieringen av kommunesektorens tjenestetilbud.

5. SKATTEANDEL

Utvalget ønsker å redusere kommunesektorens avhengighet av statlige overføringer. Dette oppnås ved å øke den andel av skatt på alminnelig inntekt fra personlige skattytere som tilfaller kommuner og fylkeskommuner, og i et slikt omfang at økt inntektsskatt fra personer mer enn kompenserer bortfallet av selskapsskatt og formuesskatt.

En økning i den kommunale og fylkeskommunale inntektsskatten for personer vil isolert sett påvirke inntektsfordelingen til fordel for kommuner og fylkeskommuner med høye inntekter fra inntektsskatten. Hvor langt en vil gå vil derfor avhenge av fordelingsvirkningene og hvordan disse kan motvirkes gjennom inntektsutjevningen. I tillegg må det tas hensyn til at økt skatteandel isolert sett svekker statens styring med kommunesektorens inntektsrammer. Utvalget anbefaler at skatteandelen kan økes opp til 50 prosent fra dagens nivå på 45 prosent.

6. BESKATNINGSFRIHET

Lokal beskatningsfrihet kan stimulere lokaldemokratiet og gi bedre beslutninger om ressursbruk. Ønsket omfang av offentlig sektor synes å avhenge av partipolitisk tilhørighet, og uenigheten følger i stor grad høyre-venstre dimensjonen i politikken. Venstreorienterte partier ønsker et større offentlig engasjement og høyere skattesatser enn høyreorienterte partier, se f.eks. Sørensen (1997). Det er et viktig bidrag til vitaliteten i lokaldemokratiet at denne konfliktdimensjonen også er representert i lokalpolitikken.

En viss lokal frihet til å fastsette skattesatser kan også gi bedre utnyttelse av lokale ressurser. I enkelte kommuner vil et flertall foretrekke en høy standard på tjenestetilbudet og høye skattesatser, i andre kommuner kan flertallet foretrekke en noe lavere standard på tjenestetilbudet og lavere skattesatser. Lokaldemokratiet fremmer effektiv ressursbruk ved at tjenestetilbud og skattesatser kan tilpasses lokale kostnads- og etterspørselsforhold.

Lokal beskatningsfrihet kan også ha uheldige sider. Stor lokal frihet i beskatningen kan komme i konflikt med ønsket om et mest mulig nøytralt skattesystem, kan svekke statens styring med kommunesektorens inntekter, inntektsfordelingen mellom kommuner og mellom fylkeskommuner, og den finanspolitiske reguleringen av konjunkturene. Lokal beskatningsfrihet kan i tillegg gi store regionale forskjeller i skattesatser og kan øke omfanget av regional skattekonkurranse. Dette tilsier at beskatningsfriheten bør knyttes til relativt immobile skatteobjekter hvor provenyet ikke er så stort at lokale beslutninger om skattesatser skaper vesentlige problemer for statens styring av kommunesektorens inntektsrammer og for inntektsfordelingen mellom kommuner og mellom fylkeskommuner.

I tillegg er argumentene om lokaldemokrati og effektiv ressursbruk basert på en forutsetning om relativt sterk velgerkontroll på lokalt nivå. Dersom velgerkontrollen er svak, kan det bli en lettvint løsning å øke skattene framfor å prioritere mellom kommunale oppgaver eller å effektivisere tjenesteproduksjonen. For å oppnå gode beslutninger om lokale skattesatser er det en fordel at velgerne har oversikt over hvor mye de betaler i kommune- og fylkesskatt, noe som tilsier at kommune- og fylkesskatten bør fordeles på så få skatteobjekter som mulig og at beskatningsfriheten knyttes til skatteobjekter som ikke deles med andre forvaltningsnivåer.

Beskatningsfrihet i eiendomsskatten

Den kommunale eiendomsskatten oppfyller godt kriteriene for lokal beskatningsfrihet. Skatten kreves utelukkende inn av kommuner, skattegrunnlaget er lite mobilt og skatten gir et relativt begrenset proveny. Utvalget anbefaler at kommunene fortsatt gis beskatningsfrihet i eiendomsskatten innenfor et intervall. Dette er i tråd med forslag til ny lov om eiendomsskatt framsatt av et flertall i Eiendomsskatteutvalget.

Utvalget anbefaler ikke at eiendomsskatten skal inngå inntektsutjevningen i inntektssystemet. Dette bidrar til at beslutninger om eiendomsskattesats kan baseres på en ren lokal avveining mellom nytte og kostnader.

Full beskatningsfrihet i inntektsskatten

Skatt på alminnelig inntekt fra personlige skattytere utgjør det vesentligste av kommunesektorens skatteinntekter. Beskatningsfrihet i inntektsskatten for personer må derfor, i større grad enn beskatningsfrihet i eiendomsskatten, ses i sammenheng med statens styring av kommunesektorens inntektsrammer og inntektsfordelingen mellom kommuner og mellom fylkeskommuner.

I de senere årene har de kommunale og fylkeskommunale skattørene vært sentrale virkemidler i statens styring av inntektsrammer. Statens behov for å regulere skattørene skyldes i hovedsak at den underliggende veksten i skattegrunnlaget har vært sterkere enn veksten i kommunesektorens inntektsrammer. Ved å redusere skattørene har en kunnet oppnå en nokså jevn utvikling i skatt og rammeoverføringer, og derigjennom om lag samme inntektsutvikling i skatterike og overføringsavhengige kommuner, innenfor en gitt økonomisk ramme for kommunesektoren som helhet. Tilsvarende kan det være behov for å øke de kommunale og fylkeskommunal skattørene dersom kommunesektorens inntekter vokser raskere enn skattegrunnlaget.

Utvalget mener at skattøren fortsatt må være et virkemiddel for sentrale myndigheter. Dette er nødvendig for samtidig å kunne styre kommunesektorens inntektsrammer og inntektsfor-

delingen mellom kommuner og mellom fylkeskommuner. Full lokal beskatningsfrihet innebærer at sentrale myndigheter mister kontrollen med dette virkemidlet.

Utvalget kan derfor ikke anbefale full lokal beskatningsfrihet i inntektsskatten.

Begrenset beskatningsfrihet i inntektsskatten

Gitt at skattøren for kommuner og fylkeskommuner bør beholdes som makroøkonomisk virkemiddel for sentrale myndigheter, gjenstår muligheten for begrenset lokal beskatningsfrihet i inntektsskatten for personer.

En mulig løsning er at man tillater lokal bestemmelse av inntektsskattesatsen innenfor et intervall, og at sentrale myndigheter bestemmer bredden og plasseringen av intervallet som en del av de årlige økonomiske oppleggene. Utvalget mener i utgangspunktet at begrenset lokal beskatningsfrihet i inntektsskatten kan gi større lokal forankring og klargjøre ansvarsforholdet mellom staten og kommunesektoren. På den andre siden er det en ulempe at nøytraliteten i skattesystemet reduseres, at den nasjonale styringen med kommunesektorens inntektsrammer svekkes og at inntektsgevinsten ved en gitt økning i skattesatsen avhenger av privat inntektsnivå. Hvis forskjellene skal utjevnes, kreves inntektsutjevning etter faktisk skattesats. Med dagens utforming av inntektsutjevningen vil skatteøkninger bli premiert i form av økte overføringer for de fleste kommuner og fylkeskommuner. I tillegg vil begrenset beskatningsfrihet gi et komplisert og uoversiktelig system hvor skattesatsen både påvirkes av statens regulering av intervallet og den enkelte kommunes og fylkeskommunes plassering innenfor intervallet. Utvalget vil på dette grunnlag ikke anbefale begrenset beskatningsfrihet i inntektsskatten.

En annen mulighet er at enkelte kommuner og fylkeskommuner gis tillatelse til finansiering av ekstraordinære prosjekter og ekstraordinær vanskelig økonomisk situasjon ved midlertidig økning av inntektsskattesatsen som en unntaksordning. En slik dispensasjonsordning kan gi statlige myndigheter en bedre posisjon i forhandlinger om tilleggsbevilgninger. Dersom det kreves at en eventuell inntektsøkning helt eller delvis skal komme i form av økt inntektsskatt lokalt, vil en få en bedre lokal vurdering av behovet for økte utgifter. Ulempene ved en slik ordning er at den kan være vanskelig og ressurskrevende å administrere, at det kan være problematisk at department eller fylkesmann gis anledning til å overprøve vedtak i lokale folkevalgte organer, og at det kan være vanskelig å unngå at en midlertidig skatteøkning blir permanent. På bakgrunn av dette vil utvalget ikke anbefale beskatningsfrihet etter dispensasjon

7. TILFØRSEL AV SKATTEINNTEKTER

I dag tilføres kommunesektoren skatteinntekter ved at de løpende innbetalingene fra skattyterne fordeles mellom de tre skattekreditorene kommuner, fylkeskommuner og stat. En arbeidsgruppe nedsatt av Finansdepartementet har utredet et alternativ til dagens modell. Dette alternativet har klare likhetstrekke med de modellene som benyttes i Sverige og Danmark, hvor det kombineres med lokal beskatningsfrihet.

Den alternative modellen innebærer at skatteinntektene tilføres kommunesektoren på forskudd med grunnlag i anslag på innbetalt utliknet skatt, med påfølgende avregning når likningsresultatet foreligger. På denne måten kan skatteinntektene, både for kommunesektoren samlet og for den enkelte kommune og fylkeskommune, fastsettes og gjøres kjent i forbindelse med nasjonalbudsjettet og statsbudsjettet om høsten. Den viktigste ulempen ved denne modellen er at den automatiske koplingen mellom det lokale inntektsgrunnlaget og utbetalt skatt svekkes. Den lokale forankringen svekkes ved at skatteinntektene i en viss grad får karakter av å være overføringer. I bredere forstand kan forskjellen mellom de to opplegg for tilførsel betraktes som strategisk. Ved dagens ordning får kommunene skatteinntektene direkte utbetalt, og de oppnår dermed en strategisk fordel overfor staten i bruken av midlene.

Utvalget finner at spørsmålet om tilførsel av skatteinntekter representerer et dilemma mellom ønsket om lokal forankring (dagens tilførsel) og ønsket om stabilitet og forutsigbarhet (alternativ tilførsel), som også påvirker det strategiske forhold mellom kommunesektor og stat. Utvalget konkluderer med at dagens tilførselsordning beholdes hvis selskapsskatten avvikles og det ikke gis lokal beskatningsfrihet i inntektsskatten. De største problemene med forutsigbarhet, stabilitet og fordeling er knyttet til selskapsskatten og lokal beskatningsfrihet.

8. SAMRÅD MELLOM STAT OG KOMMUNESEKTOR

Kommunesektoren legger beslag på nær 20 prosent av landets samlede inntekter, og styringen av kommunesektorens inntekter er en viktig del av den makroøkonomiske stabiliseringspolitikken. Det er utvalgets oppfatning at de rammene som settes for veksten i kommunesektorens inntekter i stor grad må være et resultat av generelle makroøkonomiske avveininger. Når rammene fastsettes på denne måten, er det viktig å sikre best mulig samsvar mellom inntektsrammene og de forventninger som stilles til utviklingen i tjenestetilbudet.

I Danmark er det et utstrakt budsjettsamarbeid mellom staten og kommunesektoren ved utarbeidelsen av de årlige kommuneoppleggene. Viktige tema i forhandlingene er økonomisk ramme og utviklingen i det lokale skattenivået. I Sverige har det vært forhandlinger mellom staten og kommuneorganisasjonene om de økonomiske oppleggene for 1997 og 1998.

Etter utvalgets mening har staten og kommunesektoren en felles interesse i å klargjøre konsekvensene av den politikk det legges opp til. Det kan være gevinster å hente i samspil-

let mellom stat og lokalforvaltning gjennom økt ansvarlighet hos begge parter. Staten har særlig interesse av å begrense spillet om overføringer, mens kommunesektoren er tjent med at det stilles realistiske forventninger til utviklingen i tjenestetilbudet.

Utvalget anbefaler at det etableres en prosedyre for samråd mellom kommunesektor og stat for å sikre klare ansvarsforhold og god arbeidsdeling mellom nivåene. I denne samrådsprosedyren må det først og fremst utveksles informasjon om økonomiske forutsetninger og oppgaveløsning, slik at kommunesektor og stat kan ha en felles forståelse av det økonomiske opplegget. På lengre sikt kan et slikt samrådsorgan utvikle mer forpliktelse for begge parter.

9. OPPSUMMERING

Utvalget foreslår reformer i kommunesektorens finansiering med sikte på å gi større lokal forankring, bedre stabilitet og fordeling, og klarere ansvarsforhold.

Større lokal forankring oppnås ved at eiendomsskatten blir en frivillig skatt for alle kommuner og ved at kommunesektorens avhengighet av statlige overføringer reduseres. Det foreslås at kommunene fritt kan fastsette eiendomsskatten innenfor et intervall og at kommuner og fylkeskommuner skal kunne fastsette brukerbetalingen innenfor selvkostprinsippet.

Bedre stabilitet og fordeling oppnås ved å avvikle selskapsskatten for kommuner og fylkeskommuner. At skatteandelen øker ved at en større andel av inntektsskatten for personer tilfaller kommuner og fylkeskommuner, trekker isolert sett i motsatt retning. Men den samlede effekten er økt makroøkonomisk stabilitet og jevnere inntektsfordeling mellom kommuner og mellom fylkeskommuner.

Klarere ansvarsforhold oppnås ved at kommunesektoren får et mer avgrenset skattegrunnlag, og ved at det opprettes en prosedyre for samråd mellom kommunesektor og stat med sikte på å etablere en felles forståelse av det økonomiske opplegg.

Til slutt vil vi gjenta at økonomisk teori og empiri ikke gir noen éntydig konklusjon om hva som er det beste finansieringssystem for kommunesektoren. Målkonflikten mellom effektiv ressursbruk og lokal forankring på den ene siden og utjevning og makroøkonomisk stabilitet på den andre, er grunnleggende. Her finnes ingen enkle løsninger, og økonomer er ikke mer kompetente enn andre til å foreta en avveining mellom kryssende samfunnsmessige målsettinger. Men vi kan tilby faglige analyser som viser hvordan målkonfliktene kan reduseres ved en hensiktsmessig utforming av kommunesektorens skattegrunnlag. På faglig grunnlag kan vi også si noe om hvordan ulike finansieringspakker vil virke i forhold til samfunnsmessige mål. Vi ser fram til en spennende faglig og politisk debatt om kommunefinansieringen.

REFERANSER:

Brennan, G. og J.M. Buchanan (1977): Towards a tax constitution for Leviathan, Journal of Public Economics, Vol. 8, 255-273.

King, D. (1984): Fiscal tiers: The economics of multi-level government, Allen & Unwin.

Musgrave, R. (1959): The theory of public finance, McGraw-Hill.

Oates, W.E. (1972): Fiscal federalism, Harcourt, Brace and Jovanovic.

Oates, W.E. (1990): Decentralization in the public sector, i R.J: Bennett (red.) Decentralization, local governments and markets: Towards a post-welfare agenda, Clarendon Press.

Sørensen, R.J. (1997): Styringsmessige konsekvenser av kommunale finansieringsformer, vedlegg 2 til NOU 1997: 8 «Om finansiering av kommunesektoren».

Abonnement

Abonnement løper til oppsigelse foreligger

SNORRE EVJEN OG RAGNAR NYMOEN*:

Har Solidaritetsalternativet bidratt til lav lønnsvekst i industrien?

Det er en utbredt oppfatning at de siste års inntektspolitikk, som inngår som et element i regjeringens solidaritetsalternativ, har endret atferden bak lønnsdannelsen. Vi formulerer en hypotese om strukturelle brudd i lønnsrelasjoner som er estimert på data som ikke inkluderer perioden med aktiv inntektspolitikk. En slik modell finnes i Johansen (1995), som estimerer en lønnsrelasjon for industrien på data til og med 1990. I denne artikkelen forlenger vi datasettet til 1994. Modellen overpredikerer lønnsveksten i årene 1990-1994. Isolert sett bekrefter dette at solidaritetsalternativet har hatt en direkte lønnsdempende effekt. En re-analyse av Johansens data, og en ny økonometrisk analyse av et alternativt datasett, viser imidlertid at sammenbruddet i hovedsak skyldes den valgte funksjonsformen for ledighetsvariabelen. Vår studie gir derfor ingen støtte til hypotesen om at solidaritetsalternativet har medført en «strukturell endring» i lønnsdannelsen i industrien.

1 INNLEDNING

Etter at Sysselsettingskommisjonen avga sin innstilling i 1992 har det såkalte solidaritetsalternativet fått en sentral plass i den økonomisk-politiske debatten, se NOU (1992). Et hovedelement i solidaritetsalternativet er at en ved et forpliktende inntektspolitisk samarbeid skal oppnå bedret konkurranseevne som muliggjør sysselsettingsvekst og reduksjon i ledigheten.[1] Når så lønnsveksten på 1990-tallet har vært lav og har bidratt til å forbedre konkurranseevnen i norsk industri, er det nærliggende å tilskrive solidaritetsalternativet en god del av æren for det. Dette illustreres av følgende utsagn:

Utsagn
«I Norge har det inntektspolitiske samarbeidet vært viktig for lønnsutviklingen de siste årene.»[2]
«Moderasjonslinjen i inntektsoppgjørene de foregående to-tre årene har bidratt til en lav pris- og kostnadsvekst.»[3]
«Gjennom det inntektspolitiske samarbeidet har partene dermed gitt et betydelig bidrag til det grunnlaget vi nå har for økt sysselsetting og lavere ledighet.»[4]

Disse utsagnene sier i seg selv ingenting om hvordan inntektspolitikken har ført til lavere lønnsvekst. Minst to tolkninger er mulige:

Tolkning 1 (T1)
«Inntektspolitikken som har vært ført fra og med 1993 har bidratt til at pris- og kostnadsveksten har vært lavere enn den ellers ville ha blitt, gjennom at politikken har endret den funksjonelle sammenhengen mellom lønnsveksten og dens bestemmende faktorer».

Tolkning 2 (T2)
«Inntektspolitikken som har vært ført fra og med 1993 har bidratt til at pris- og kostnadsveksten har vært lavere enn den ellers ville blitt, gjennom at politikken har *forhindret* en endring i den funksjonelle sammenhengen mellom lønnsveksten og dens bestemmende faktorer».

Vi oppfatter T1 som den mest rimelige tolkningen av utsagnene ovenfor, selv om T2 heller ikke er en urimelig tolkning. I resten av denne artikkelen vil vi fokusere på T1. Denne tolkningen innebærer en testbar hypotese om endring i lønnsdannelsen. Ved å teste denne hypotesen får vi en evaluering av om solidaritetsalternativet virkelig har hatt en separat dempende effekt på lønningene i industrien. Tolkning T2 sier at en atferdsendring med medfølgende høy lønnsvekst, *ville* ha inntruffet dersom solidaritetsalternativet ikke var blitt satt ut i livet. Denne hypotesen er ikke testbar på samme måte, siden fravær av strukturelle brudd i 1993 og 1994 er i overensstemmelse med hy-

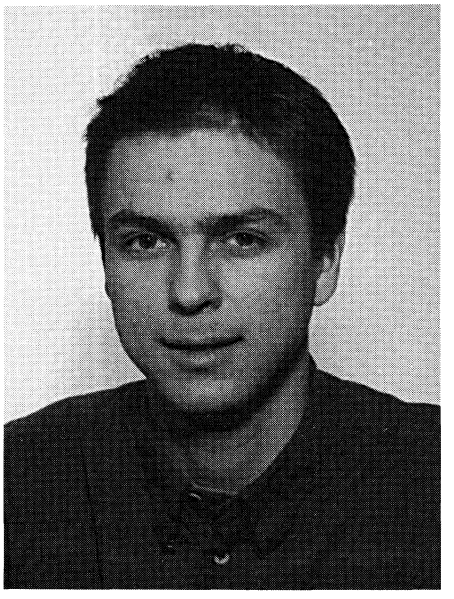
* Alle synspunkter er forfatternes egne og skal ikke tillegges Norges Bank. Takk til Kåre Johansen for tilgang til datasettet i Johansen (1995) og Laila Haakonsen og Torbjørn Eika for hjelp med oppdateringen. Takk også til Torstein Bye, Steinar Holden, Kåre Johansen, Bjørn Naug, Kjetil Olsen, Knut Røed, Asbjørn Rødseth og Fredrik Wulfsberg for kommentarer og synspunkter. Artikkelen springer ut av prosjektet «Lønnsdannelsen i Norden» ved SNF (Oslo). Alle beregninger i denne artikkelen er basert på PcGive versjon 9.01, jf. Doornik og Hendry (1996).

1 Se for eksempel Nasjonalbudsjettet 1993, s. 63.
2 Nasjonalbudsjettet 1996 og 1997, hhv s. 118 og 104.
3 Penger og Kreditt 1996/2, s. A 78.
4 Nasjonalbudsjettet 1996, s. 6.

potesen. En tredje mulighet, som riktignok passer dårlig som tolkning av utsagnene ovenfor, er at solidaritetsalternativet bare er et nytt navn på det etablerte forhandlingsssystemet.[5]

«Strukturelle endringer» i lønnsdannelsen (T1) vil si at det skjer parameterendringer i økonometriske lønnsrelasjoner som er estimert på data som ikke inkluderer perioden med solidaritetsalternativ. En slik effekt kan oppstå på flere måter. For eksempel er det mulig at solidaritetsalternativet førte til rasjonelle forventninger om lavere prisvekst. Lønnsrelasjoner som benytter *faktisk,* istedet for *forventet* inflasjon, som forklaringsvariabel, vil kunne bryte sammen ved slike endringer i forventningsdannelsen. Mange vil gjenkjenne dette som er et eksempel på Lucas' (1976) kritikk av økonometriske modeller: Betingete lønnsrelasjoner bryter sammen fordi, *i*) det skjer endringer i forventningene og *ii*) den økonometriske lønnsrelasjonen benytter (feilaktig) faktisk prisvekst og ikke forventet prisvekst, se (Favero og Hendry (1992) og Ericsson og Irons (1995). Lucas-kritikken rammer potensielt de fleste relasjoner som er estimert på norske data, siden disse nettopp er estimert ved å betinge på prisveksten. Imidlertid tyder høy grad av stabilitet i lønnsrelasjoner som Nymoen (1989a) og Johansen (1995a), på at Lucas-kritikken ikke har vært særlig relevant før1990 – men dette kan ha endret seg som følge av solidaritetsalternativet.

En behøver ikke forutsette at solidaritetsalternativet virker via endrede rasjonelle forventinger, for å begrunne hypotesen om sammenbrudd i eksisterende lønnsrelasjoner. Haavelmo (1944) påpekte at det bare kan være snakk om grader av invarians overfor endringer i den økonomiske politikk. Slik sett er Lucas kritikken et spesialtilfelle av «Haavelmo-kritikken» om potensiell lav grad av invarians (eller manglende autonomi) i empiriske relasjoner. Uavhengig av hvordan hypotesen om ustabilitet eksakt er begrunnet, så er den testbar gjennom å foreta re-estimering av eksisterende lønnsrelasjoner med



Snorre Evjen, Cand. oecon fra 1995, er konsulent i Norges Bank

data fra perioden med solidaritetsalternativ.

I fortsettelsen tar vi utgangspunkt i at T1 impliserer at eksisterende modeller for lønnsdannelsen vil overvurdere lønnsveksten fra og med 1993. Fokuseringen på 1993 som «bruddår», er begrunnet i publiseringen av Sysselsettingskommisjonens rapport i august 1992. Oppgjøret i 1993 var det første som ble berørt av solidaritetsalternativet. Denne begrunnelsen er av en viss formell karakter. Realiteten kan like gjerne være at lønnsfastsettelsen ble endret før 1993, for eksempel fra og med 1987, da arbeidet med å legge om den økonomiske politikken tok til. Imidlertid, siden vi studerer egenskapen til empiriske lønnrelasjoner over hele perioden 1990-1994, så vil også endringer som har inntruffet før 1993 kunne bli avdekket. Et annet forbehold gjelder datagrunnlaget, som ikke kan føres lenger fram enn til 1994, på grunn av hovedrevisjonen av Nasjonalregnskapet. Dette gjør at vi ikke får undersøkt eventuelle effekter av solidaritetsalternativet i 1995 eller 1996. Et beslektet problem er at observasjonene for 1992-1994 ikke er endelige tall etter det gamle nasjonalregnskapssystemet. Dette gjør at vår evaluering blir noe mer usikker enn det den ville vært med tilgang på endelige tall for disse årene. Erfaringsmessig pleier imidlertid ikke revisjoner av nasjonalregnskapstallene alene å medføre særlige endringer i de estimerte parametere i empiriske lønnsrelasjoner for industrien.

Resten av denne artikkelen er organisert på følgende måte: I avsnitt 2 forsøker vi å etterprøve hypotesen om strukturelle brudd i eksisterende lønnsrelasjoner. Vi legger avgjørende vekt på lønnsrelasjonen i Johansen (1995), fordi den er dokumentert i lett tilgjengelig form og fordi denne modellen i stor grad omslutter resultatene i tidligere publiserte studier. Johansen (1995) benytter data til og med 1990. Vi finner at denne modellen bryter sammenover test-perioden, som omfatter årene 1991-94. Isolert sett støtter dette hypotesen om atferdsendringer som følge av solidaritetsalternativet. Imidlertid er ikke bildet entydig, siden lønnsrelasjonene i de makroøkonometriske modellene KVARTS og RIMINI ikke viser tilsvarende parameterustabilitet i 1990-94. Stabiliteten av KVARTS relasjonen er dokumentert i Lindquist og Naug (1996), som konkluderer med at T1 ikke finner støtte i deres data.

Disse observasjonen motiverer en re-analyse av Johansens datasett. Vi finner vi at de dårlige prognoseegenskapene i Johansens modell i stor grad henger sammen med den valgte funksjonsformen for arbeidsledighetsprosenten, som innebærer at ledighetsnivå over 3% ikke har noen lønnsdempende effekt. Samtidig viser det seg at modeller med en mindre konveks funksjonsform (logaritmen til ledighetsprosenten), har akseptable prognoseegenskaper.

I avsnitt 4 forsøker vi å bedre forståelsen av den rollen som forskjellige transformasjoner av ledighetsprosenten spiller i økonometriske modeller for lønnsdannelsen. I dette avsnittet kommer vi fram til en modell som inkluderer både logaritmen til ledigheten og Johansens (sterkt konvekse) funksjonsform. Modellen har stabile parametre over ulike un-

[5] Med terminologien i Skånland (1987), kan vi si at solidaritetsalternativet bygger på en inntektspolitikk som virker «innenfor systemet».

der-sampel, slik at det ikke lenger gjør seg gjeldende en konflikt mellom god forklaringsevne (sterk konveks) og prognoseevnen (log-lineær) slik tilfellet var for Johansens data. Avsnitt 5 konkluderer.

2 SOLIDARITETSALTERNATIVETS EFFEKT PÅ EKSISTERENDE RELASJONER FOR LØNNSVEKSTEN I INDUSTRIEN

Johansen (1995) er den mest oppdaterte og tilgjengelige empiriske undersøkelsen av norske industrilønninger. Johansen bruker et årlig datasett fra 1964 til 1990 til blant annet å teste konkurrerende modeller som ble estimert i tidligere studier på 1980-tallet. Både Inntektsutvalget (NOU (1988)) og (Sysselsettingsutvalget (1992)) la avgjørende vekt på en såkalt Phillips-kurve modell, som innebærer en entydig likevektsledighet («hovedkursledighet»), jf også Stølen (1993). Dette valget var kontroversielt, fordi flere studier på kvartalsdata hadde konkludert med forkastning av Phillipskurven, se Jansen og Nymoen (1994) for en oversikt. Et hovedresultat hos Johansen er at hypotesen om en strukturelt bestemt «hovedkursledighet» forkastes også på hans årlige datasett.

En annen problemstilling som Johansen ser nøye på, er valget av funksjonsform for arbeidsledighetsraten (U). Her konkluderer han med at det er funksjonsformen som er lagt til grunn i de offentlige utredningene, $1/U^2$, som beskriver dataene best. Dette innebærer at Johansens lønnskurve er sterkt ikke-lineær, dvs at krumningen på lønnskurven er mer konveks enn det for eksempel en log-lineær spesifikasjon (ln (U)) tilsier. Den sterke krumningen i lønnskurven impliserer at effekten av redusert arbeidsledighet på lønnsveksten er langt mindre ved høye enn ved lave nivåer påarbeidsledigheten. Johansen finner at lønnskurven flater ut ved cirka 3 prosents (registrert) ledighetsnivå.

Ligning (1) viser vår re-estimering av Johansens foretrukne modell (M4),

$$(1)\quad \widehat{\Delta wci_t} = -0,21\,(wci_{t-1} - pi_{t-1} - yi_{t-1}) + 0,324\,\Delta pi_t + 0,461\,\Delta cp_{t-1} + 0,557\,\Delta T1_t - 0,596\,\Delta h_t + 0,006\,1/U_t^2 + 0,012\,1/U_{t-1}^2 - 0,052\,DUM_t + 0,031.$$

Likningen er også vist i Tabell 1, i kolonnen merket L1, som dokumenterer «t-verdier», føyningsmål og tester av stabilitet. L1 reproduserer modell M4 i Tabell 4 i Johansen (1995) nesten perfekt.

I likning (1) er vekstraten i de nominelle lønnskostnadene (Δwci_t) den avhengige variabelen (Δ er differensoperatoren mens ^ symboliserer predikert verdi). Vi ser at lønnsomheten i industrien, målt med den laggede lønnsandelen, $(wci\text{-}pi\text{-}yi)_{t-1}$, er en svært viktig forklaringsvariabel. Johansen finner empirisk støtte for at denne lønnsandelen er en stasjonær variabel, som innebærer kointegrasjon mellom faktorinntektsdeflatoren (pi), produktivitet (yi) og lønnskostnaden (wci). Denne kointegrasjonsegenskapen er i overensstemmelse med hovedkursteorien, som sier at på lang sikt er lønnsandelen i konkurranseutsatt sektor konstant, jf Aukrust (1977). Det at den laggede lønnsandelen inngår statistisk signifikant (jf L1 i tabell 1), med en numerisk sett stor koeffisient, bekrefter kointegrasjon og viser at nominell lønnstilpasning er én mekanisme som bidrar til å holde lønnsandelen omkring et likevektsnivå.

Stramheten på arbeidsmarkedet påvirker lønningene gjennom både årets og forrige års arbeidsledighetsrate (U), begge på formen $1/U^2$. Modell (1) inneholder også klare lønnsdrivende kortsiktseffekter av økte produktpriser, målt med Δpi_t, og konsumpriser, Δcp_{t-1}, økt arbeidsgiveravgift, $\Delta T1_t$, og redusert arbeidstid, Δh_t. økte produktpriser på industriprodukter (Δpi) gir, alt annet likt, økt lønnsomhet for industrien, som gir grunnlag for lønnsøkninger uten at kapitalavkastningen må reduseres. Den estimerte koeffisienten til veksten arbeidsgivereravgiftssatsen gjenspeiler at satsøkninger ikke umiddelbart har blitt kompensert med redusert timefortjeneste for arbeiderne. Elastisite-

Tabell 1: Relasjoner for timelønnskostnaden i industri, 1964-1990.

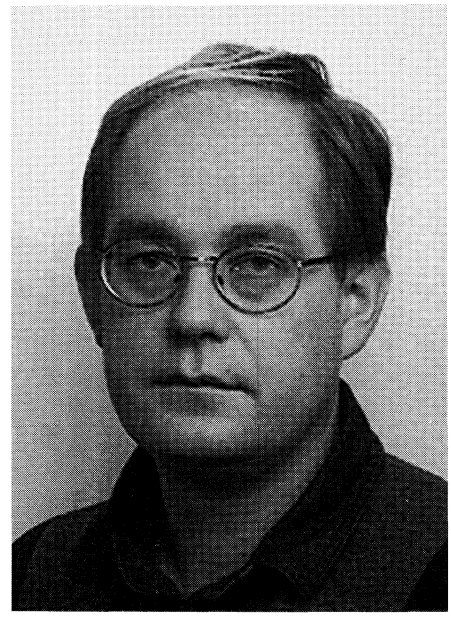
Alternative relasjoner Δwci_t er venstresidevariabel				
Variable	L1	L2	L3	L4
$(wci - pi - yi)_{t-1}$	-0,210 (7,04)	-0,248 (6,93)	-0,254 (-6,57)	-0,301 (10,35)
Δpi_t	0,324 (8,56)	0,356 (8,44)	0,370 (8,36)	0,333 (10,16)
Δcp_{t-1}	0,461 (9,14)	0,419 (7,45)	0,390 (6,45)	0,362 (8,07)
$\Delta T1_t$	0,557 (2,50)	0,797 (3,38)	0,930 (3,86)	
Δh_t	-0,596 (7,57)	-0,545 (5,87)	-0,550 (-5,56)	-0,508 (6,78)
$1/U_t^2$	0,006 (1,90)			
$1/U_{t-1}^2$	0,012 (4,32)			
u_{t-1}		-0,018 (4,98)		
DUM_t	-0,052 (9,89)	-0,058 (10,06)	-0,061 (-10,14)	
tu_{t-1}			-0,020 (-4,38)	-0,018 (2,25)
$1/TU_{t-1}^2$				0,019 (1,28)
IP_t				-0,057 (13,14)
$i67$				0,031 (4,74)
konstant	0,031 (6,97)	-0,031 (2,06)	-0,028 (-1,71)	-0,019 (0,75)
R^2	0,97	0,96	0,96	0,98
$\sigma\%$	0,63	0,73	0,79	0,58
χ_F^2	32,28 [0,000]	4,62 [0,328]	2,84 [0,58]	20,31 [0,00]
F_{Chow}	3,80 [0,021]	0,58 [0,68]	0,44 [0,78]	1,34 [0,29]

Variablene er forklart i teksten; Δ er differensoperatoren. L1 og L2 er identisk med M4 og M2 hos Johansen (1995a, Tabell 4), med unntak av en ubetydelig forskjell for ledighetsraten U, se vedlegg A. t-verdier i parentes til høyre for estimatene; R^2 er den multiple korrelasjonskoeffisienten; $\sigma\%$ er prosentvist residualt standardavvik; χ_F^2 og F_{Chow} er tester for stabilitet over perioden 1991-94, se teksten.

ten til arbeidstidsvariabelen reflekterer at arbeidstidsreformer i stor grad er blitt gjennomført med lønnskompensasjon. Endelig bruker Johansen en dummy-variabel (DUM_t) for lønnsstoppen i 1979 og lønnslovene i 1988 og 1989. Den er satt lik 1 i 1979 og 1988, 0,5 i 1989 og 0 ellers.

L1 er stabil over estimeringsperioden, jf Johansen (1995, Figur 2). X^2_F- og F_{Chow} i Tabell 1 gir informasjon om modellens stabilitet i perioden 1991-1994, altså fire år utover Johansens estimeringsperiode. Prediksjonstesten X^2_F- sammenligner modellens residualvarians i estimeringsperioden med residualvariansen i post-sampel perioden. Nullhypotesen er at alle parametrene i modellen, restleddsvariansen inkludert, er identiske i estimeringsperioden og post-sampel perioden. Chow-testen er en annen (F-fordelt) observator for samme nullhypotese. Begge testene forkaster hypotesen med klar margin og antyder at Johansens modell (M4) ikke predikerer lønnsveksten på 90-tallet særlig presist. Figur 1 avslører at det dreier seg om en signifikant overprediksjon av lønnsveksten. Figuren viser faktisk og predikert lønnskostnadsvekst for årene 1991-94, sammen med 95 prosents prediksjonsintervall.

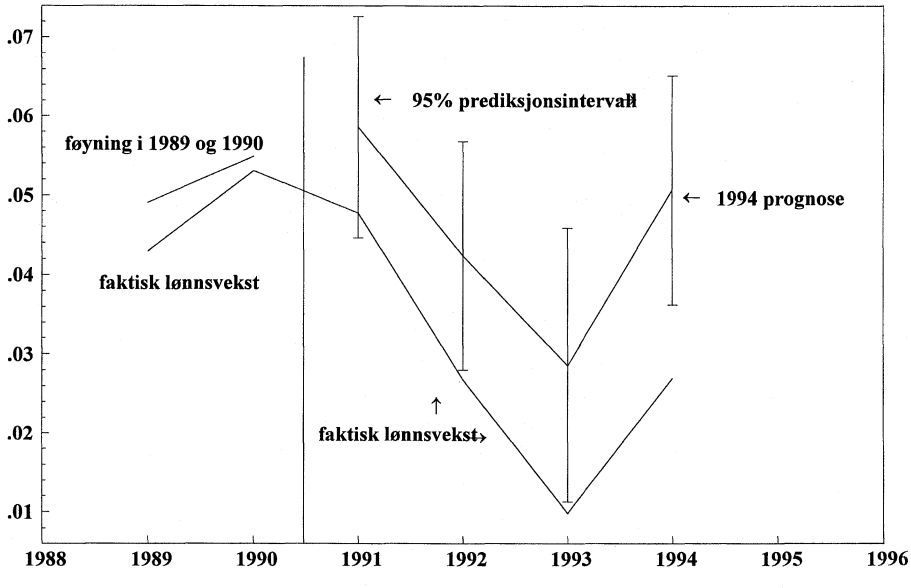
En kan med dette si at modell L1 bryter sammen når dataene inkluderer nittiårene. Isolert sett støtter sammenbruddet av modell L1 hypotesen om at solidaritetsalternativet har medført et strukturelt brudd i lønnsdannelsen. Dersom partene i arbeidslivet har oppført seg annerledes de siste årene, ved at de har tatt større makroøkonomiske hensyn og holdt seg til moderasjonslinjen, er det ikke unaturlig at Johansenmodellen overpredikerer lønnsveksten i denne perioden. Feilprediksjonen er konsistent med at det har skjedd skift i (ikke modellerte) inflasjonsforventninger (Lucas kritikken). Andre mulige årsaker til den betydelige overpredikeringen kan imidlertid være utelatte variable eller uheldig valg av funksjonsform for en eller flere forklaringsvariabler i lønnsrelasjonen. At slike forhold kan ha betydning, indikeres av at modellen overpredikerer allerede i 1991 og 1992.



Ragnar Nymoen, Cand. oecon fra 1984, er førsteamanuensis ved Sosialøkonomisk institutt og spesialrådgiver i Norges Bank

Det finnes også separat informasjon som indikerer at en skal være forsiktig med å tolke prognosefeilene i L1 som «bevis» på at solidaritetsalternativet har hatt en sterk lønnsmodererende effekt. Som vi har sett utfører Lindquist og Naug (1996) stabilitetstester for industrilønnsrelasjonen i SSBs kvartalsvise makromodell KVARTS. Undersøkelsen viser at KVARTS-likningen overhodet ikke viser tegn på ustabilitet i perioden 1990(1)-1994(4). Det er verdt å merke seg at denne perioden ikke var med i samplet da modellen først ble estimert. Lønnsrelasjonen for industri, bygg og anlegg i Norges Banks modell RIMINI synes også å være autonom overfor solidaritetsalternativet. Dette er illustrert i Figur 2, som viser faktisk og predikert lønnsvekst som årlig rate, med tilhørende prediksjonsintervall på 95 prosents nivå. Lønnsrelasjonen er estimert for perioden 1968(1) til 1990(4). Figuren viser ingen systematisk overpredikering av lønnsveksten på 90-tallet i RIMINI-lønnsrelasjonen.[6]

Både KVARTS' og RIMINIs lønnsrelasjoner betinger på faktisk prisvekst. Derfor kan begge modeller, i likhet med Johansens relasjon, gjøres til gjenstand for Lucas-kritikken. Men relevansen av denne kritikken bekreftes altså ikke, fordi disse modellene har parametre som er stabile i årene med «regimeskiftet». Dette indikerer at årsaken til sammenbruddet av L1 ligger et annet sted enn i feilaktig utelatelse av (rasjonelle) forventningsvariable.[7]



Figur 1: 1-stegs prediksjoner, med 95% prediksjonsintervaller for modell L1.

[6] Det estimerte residuale standardavviket for denne modellen er 1,01% ,altså en god del høyere enn i Johansens L1 (0,63%). Prognose-testene $X^2_F(16) = 9,6$ og $F_{Chow}(16,71) = 0,51$(p-verdier: 0,88 og 0,94).

[7] Videre analyse av L1 bekrefter dette: Testing tyder på at Δpi_t er både svakt og sterkt eksogen i denne modellen. Super-eksogenitet understøttes av den høye graden av stabilitet over perioden 1964-90.

3 ALTERNATIVE MODELLER PÅ JOHANSENS DATASETT

En vesentlig forskjell mellom Johansens modell og KVARTS/RIMINI er funksjonsformen til arbeidsledigheten. En mulig kilde til feilspesifikasjon i Johansens modell, over *prognose-perioden*, er nettopp at det negative lønnspresset som følge av høy ledighet i 1991-1994 ble større enn det $1/U^2$ gir mulighet til å fange opp. I relasjon L2 i tabell 1 har vi derfor erstattet $1/U_t^2$ og $1/U_{t-1}^2$ med $u_{t-1} = \ln(U_{t-1})$ som er funksjonsformen i RIMINIs lønnsrelasjon.[8] Standardavviket til L2 er høyere enn for L1, somgjenspeiler at Johansens foretrukne modell omslutter modeller med log-ledighetsrate. I test-perioden 1991-1994 blir vurderingen annerledes: Ingen av de to stabilitetstestene av L2 er signifikante. Ved å forandre funksjonsformen får vi en modell med langt bedre post-sampel egenskaper.[9] Med unntak av koeffisienten foran arbeidsgiveravgiften, er estimatene på de øvrige koeffisientene lite påvirket av hvilken ledighetsvariabel som benyttes.

Modell L3 illustrerer samme egenskap: Her brukes logaritmen til den totale ledighetsprosenten (dvs registrerte ledige og personer på personrettede ordinære arbeidsmarkedstiltak, i prosent av arbeidsstyrken), dette er en variabel som ikke inngår i modell L1. Sammenlignet med L2 føyer L3 enda litt dårligere, men Figur 3 viser at predikert lønnsvekst treffer den faktiske lønnsveksten svært godt. Valg av funksjonsform for arbeidsledigheten har altså stor betydning for modellens prediksjonsegenskaper. Både L2 og L3 tyder derfor på at den sterke ikkelineariteten i L1 impliserer for lite press nedover på lønningene ved 1990-tallets ledighetsnivå.

Ovenfor refererte vi at Lindquist og Naug (1996) fant høy grad av stabilitet i KVARTS likningen i perioden med solidaritetsalternativ. Denne modellen benytter AKU ledighet (U_{AKU}) i stedet for registrert ledighet. For det andre er krumningen av lønnskurven også her mer moderat enn i L1, i og med at funksjonsformen for ledighetsleddet er $1/(1+U_{AKU})^2$. Dersom vi erstatter de to $1/U^2$-leddene i L1 med $1/(1 + U_{AKU})^2_{t-1}$, finner vi at også denne funksjonsformen forbedrer prediksjonsegenskapene: Riktignok overpredikeres lønnsveksten for hvert enkelt år i perioden 1991-1994, men de formelle stabilitetstestene er insignifikante.[10]

Siden $1/U^2$ gir best føyning i estimeringsperioden, mens $\ln(U)$ gir best prognoseegenskaper, kan det se ut som vi står overfor et valg mellom føyning til historiske data og prediksjonsevne. Relasjon L4 i tabell 1 kan ses som et alternativ til lønnsrelasjonene L1-L3. «Arbeidsledighetsdelen» i denne likningen benytter begge de to konkurrerende funksjonsformene, men nå for den totale ledighetsprosenten (TU), som inkluderer arbeidsmarkedstiltakene. I tillegg har vi innført nye dummy-variable: IP_t er en litt annen utforming av dummyen for lønnsstoppen i 1979 og lønnslovene i 1988-89. Den er satt lik 1 i 1979 (pris- og lønnsstopp), 0,5 i 1980 (lavt overheng), 1 i 1988 (1. lønnslov) og 0,5 i 1989 (2. lønnslov). $i67_t$ er en dummyvariabel som er satt lik 1 i 1967 og null ellers. Dette er begrunnet i store omleggingar av avgiftssystemet i forbindelse med innføring av Folketrygden i 1967. En stor arbeidsgiveravgiftsøkning i 1967, med tilhørende høyere lønnskostnader, gjør at dummy-variabelen blir signifikant positiv – arbeidsgiveravgiftssatsen blir insignifikant, og er derfor utelatt fra L4. Vi ser at disse to dummyene får konsekvenser for signifikansen av de to arbeidsledighetsmålene: $1/TU^2$, med t-verdi på 1,28, er ikke lenger signifikant, mens tu_{t-1} er klart signifikant. Dette er motsatt resultat av Johansen, som fant at modeller med den kvadrerte og inverse ledighetsprosenten omsluttet modeller som er log-lineære i ledighetsleddet. Dersom vi utelater den insignifikante $1/TU^2$ fra L4, blir det estimerte standardavviket 0,59%, samtidig som ingen av prediksjonstestene lenger er signifikante.[11]

4 EN NY LØNNSRELASJON

Forrige avsnitt viste at det, ved å foreta små endringer, var mulig å formulere en lønnsrelasjon som føyer dataene like godt som Johansens foretrukne modell, samtidig som den ikke viser tegn til et strukturelt brudd i perioden 1990-1994. I dette avsnittet forfølger vi denne muligheten et stykke videre, ved å modellere industrilønningene ved hjelp av et litt annet datasett, som er dokumentert i Evjen og Langset (1997). De viktigste forskjellene fra Johansens datasett er:

1. Vi tar for oss industri og bergverk, mens Johansen modellerte et rent industriaggregat.
2. Både produsentpris og produktivitet er basert på bruttoproduktet i basisverdi. Johansen bruker bruttoprodukt i markedsverdi til å beregne produktiviteten, mens produsentprisen er operasjonalisert med faktorinntektsdeflatoren.
3. Vi introduserer omfanget av arbeidsmarkedsprogrammene og kompensasjonsordningen i arbeidsløshetstrygden som egne forklaringsvariable for lønnsveksten.

For vårt formål går det ut på ett om en modellerer industrilønningene eller lønningene i det noe bredere aggregatet som inkluderer bergverk. For eksempel vil alle resultatene i forrige avsnitt være uforandret dersom vi byttet ut venstresidevariabelen med lønnsveksten i industri og bergverk. Punkt 2 er derimot vesentlig: Både produktiviteten og produsentprisindeksen beregnet ut i fra bruttoprodukt i basisverdi, avviker i ikke ubetydelig grad fra Johansens variable yi_t og pi_t. Vi tror det er viktig at produktivitetsmålet er minst mulig påvirket av avgiftsystemet, og dette leder oss til å

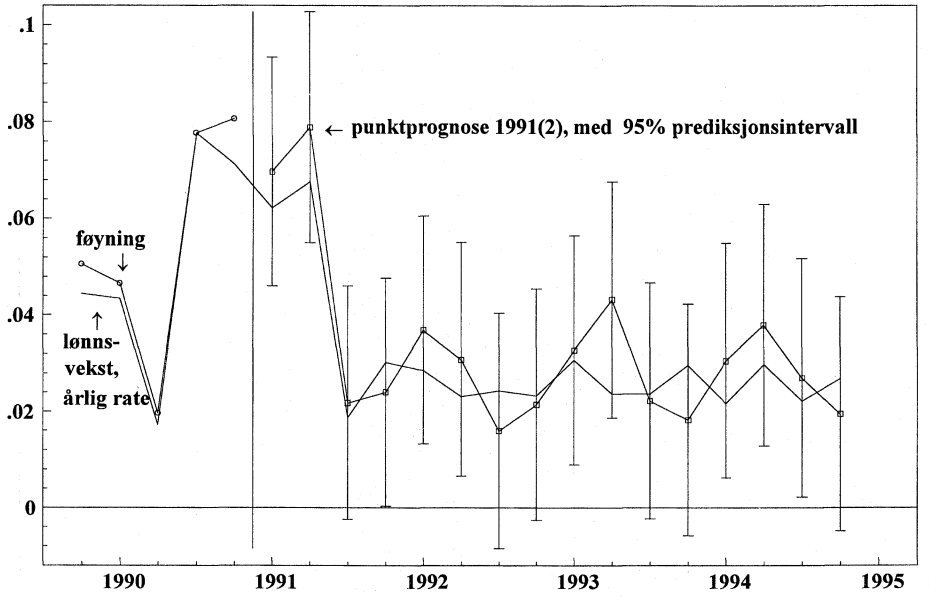
---

8 Inneværende års (log transformerte) ledighetsrate er en insignifikant forklaringsvariabel, dette er i overensstemmelse med Johansens resultater for samme spesifikasjon.

9 I prinsippet kunne de insignifikante forecast-testene skyldes at L2 føyer dårligere over estimeringsperioden (jf at $\hat{\sigma}$% øker). Slik er det ikke: Selve prognosefeilene er markert mindre for L2.

10 $X^2_F(4) = 6{,}68$ [0,15] og $F_{Chow}(4,20) = 0{,}87$ [0,50]. Med et residualt standardavvik på 0,76 føyer denne likningen litt bedre enn L3.

11 Stabilitetstestene gir $X^2_F(4) = 7{,}28$ (0,12) og $F_{Chow}(4,19) = 0{,}90$ (0,48).



Figur 2: RIMINI lønnsrelasjon: 1-steg fram prognoser, med tilhørende 95% prediksjonsintervall, og faktisk lønnsvekst i industri bygg og anlegg (årlig rate);.

måle bruttoproduktet i basisverdi. For å tydeliggjøre disse forskjellene fra Johansens datasett bruker vi i det følgende *p* og *pr* som symboler for logaritmene til produsentpris og produktivitet (til forskjell fra *pi* of *yi* ovenfor). Logaritmen til den nominelle timelønnskostnaden benevnes heretter *wc*.

Punkt 3 ovenfor innebærer at vi også trekker inn helt nye forklaringsvariable, som Johansen ikke tok i betraktning, blandt annet omfanget av arbeidsmarkedstiltakene. På samme måte som for ledighetsraten, er det mange aktuelle funskjonsformer for tiltaksvariabelen. Vi følger Nymoen, Rødseth, Raaum og Wulfsberg (1997) og benytter

$$amo = \ln(1 - AMO), \tag{2}$$

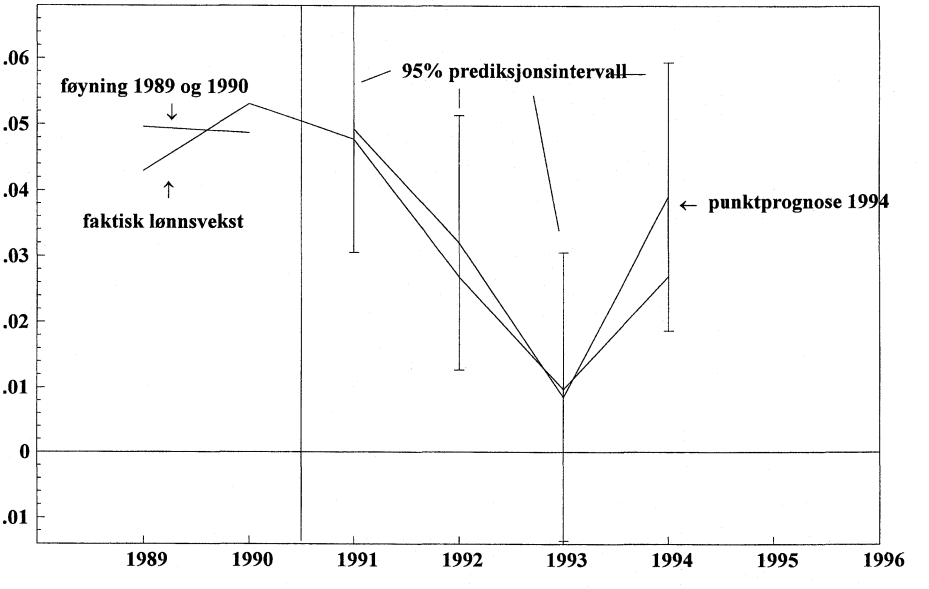
hvor

$$AMO = \frac{\text{antall personer på programmer}}{\text{samlet antall personer på programmer og åpen ledighet}}.$$

dvs akkommoderingsgraden. Økt akkommoderingsgrad betyr altså lavere verdi på *amo*. Fortegnet på effekten av *amo* på lønnsveksten er ubestemt fra teorien. Raaum og Wulfsberg (1995) viser at den såkalte velferdseffekten av tiltakene trekker i retning av at økt akkommodasjon virker lønnsdrivende, mens en jobb-konkurranse effekt virker i motsatt retning. Med denne funksjonsformen for tiltakene er det hensiktsmessig å bruke logaritmen til samlet ledighetsrate (*tu*) som den primære ledighetsvariabelen, jf. Nymoen et al. (1997).[12] Endelig inkluderer vi et «kvadrert inverst ledd» ($1/TU^2$) av samme type som hos Johansen, men basert på den totale ledighetsraten.

Likning (3) viser vår foretrukne modell på dette nye datasettet.[13] Før vi sammenlikner det økonomiske innholdet i denne modellen med Johansens resultater, kommenterer vi observatorene som er rapportert under selve likningen. Vi ser for det første at både R^2 og det estimerte prosentvise standardavviket $\hat{\sigma}\%$ indikerer betydelig bedre føyning for denne modellen enn for noen av likningene i tabell 1, til tross for at estimeringsperioden nå inkluderer også 1991-1994.[14] På den annen side er det flere forklaringsvariable i (3) enn i noen av modellene i tabell (3).

En første indikasjon på at (3) har stabile parametere gis av to av Hansens (1992) tester for parameter ustabilitet, som rapporteres sammen med likning (3): $Stab_{\sigma}(1)$ tester stabiliteten av det residuale standardavviket (σ) alene. $Stab_{\beta,\sigma}(10)$ tester den sammensatte hypotesen om stabilitet av σ og hele settet av regresjonskoeffisienter (β). Vi ser at ingen av testene overskrider sine 5% kritiske verdier, som er oppgitt i hakeparentes sammen med testverdiene, under likning (3).[15] Det viser seg at heller ingen av



Figur 3: 1-stegs fram prognoser og 95% prediksjonsintervall, modell L3

[12] Motivasjonen er at disse funksjonsformene tillater testing av et rikere sett av hypoteser om tiltakenes effekt. Men bruken av TU_t kan selvsagt også motiveres mer direkte, med at den er en bedre indikator på press i arbeidsmarkedet enn den åpne ledighetsraten.

[13] Modellen er hentet fra Nymoen et al. (1997).

[14] Den modellerte lønnssatsen er så lik den Johansen modellerer at denne sammenlikningen er meningsfull.

[15] De kritiske verdiene er hentet fra Tabell 1 i Hansen (1992).

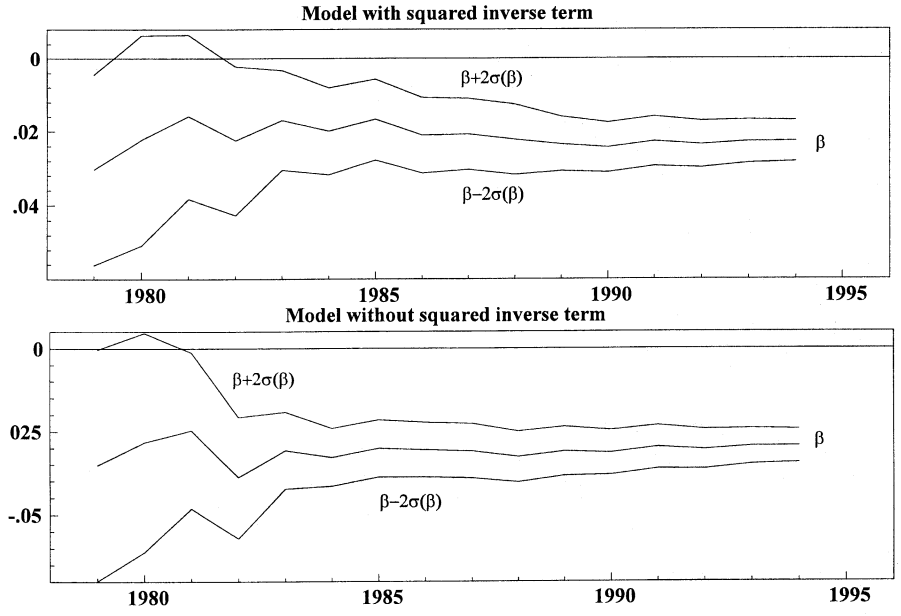
Hansen-testene for de enkelte koeffisientene er signifikante, slik at likningen fremstår som stabil, på tross av at det residuale standardavviket er mindre enn 0,5% av det gjennomsnittlige nivå et på den årlige lønnsveksten.

$$
\begin{aligned}
(3)\ \Delta(\widehat{wc_t - cp_{t-1}}) = & \underset{(0,008)}{-0,03} + \underset{(0,031)}{0,461}\ \{0,5\Delta_2(p+pr)_t - \Delta cp_{t-1}\} \\
& - \underset{(0,091)}{0,344}\ \Delta hr_t + \underset{(0,011)}{0,081}\ rpr_{t-1} - \underset{(0,003)}{0,023}\ tu_t \\
& + \underset{(0,017)}{0,068}\ \Delta amo_t + \underset{(0,008)}{0,028}\ 1/TU^2_{t-1} + \underset{(0,006)}{0,042}\ i67_t, \\
& - \underset{(0,022)}{0,252}\ (wc_{t-1} - p_{t-1} - pr_{t-1}) - \underset{(0,004)}{0,060}\ IP_t
\end{aligned}
$$

Metode: MKM $T = 31\ [1964-1994]$, $R^2 = 0,986$, $\hat{\sigma} = 0,491\%$
$t_{ECM} = -11,6$ $Stab_\sigma(1) = 0,25\ [0.5]$ $Stab_{\beta,\sigma}(10) = 2,01\ [2,54]$
$\chi^2_N(2) = 0,44$ $F_{AR}(1,20) = 2,14$ $F_{HET,x^2}(17,3) = 0,17$

De andre testobservatorene som rapporteres for likning (3) er $F_{AR}(1,20)$ for 1. ordens residual autokorrelasjon, $F_{HET,x^2}(17,3)$ for heteroskedastisitet i form av kvadrerte regressorer og $X^2_N(2)$ for normalitet av residualene, jf Doornik og Hendry (1996). Endelig rapporterer vi t_{ECM}, som er t-verdien til koeffisienten til den laggede lønnsandelen. Vi tolker den her som en test for fravær av spuriøs regresjon, som foreslått av Kremers, Ericsson og Dolado (1992). Behovet for å teste kointegrasjonsegenskapen oppstår fordi vi inkluderer nivåvariable som, selv om de er på rateform, er så autokorrelerte at de godt kan betraktes som variable som domineres av stokastiske trender, jf. Nymoen (1988). Basert på MacKinnon (1991) benytter vi -4,06 som 5% kritisk verdi. Vår observerte t_{ECM} på -11,6, indikerer dermed kointegrasjon mellom lønnsandel, ledighetsrate og kompensasjonsgrad.

I utgangspunktet modellerte vi *nominell* lønnskostnadsvekst, på samme måte som i Tabell 1, men for industri og bergverk (Δwc_t). Modell (3) er imidlertid en *reallønnslikning*. Dette betyr at dynamisk homogenitet er en egenskap som ikke forkastes når den testes:[16] Dynamisk homogenitet vil si at elastisitetene til prisvekstvariablene summerer seg til 1, og at den langsiktige reallønnskurven som kan avledes fra (3) derfor ikke avhenger av inflasjonsraten. En annen data-akseptabel restriksjon gjelder vekstratene for bruttoproduktdeflatoren og produktivitet. Elastisitetene er pålagt å være like, slik at lønningene reagerer likt på inntektsvekst, uavhenging av om den skyldes pris (p) eller produktivitet (pr). I tråd med med Aukrust-modellen, kan vi kalle $p + pr$ «hovedkursen», som altså inngår både på tilvekstformen $\Delta_2(p + pr)_t$ og via den laggede lønnsandelen. Gjennomsnittet $0,5 \cdot \Delta_2(p + pr)_t$, innebærer en glatting av de årlige vekstratene og at bare mer manifistert inntektsvekst tillates å slå ut i lønningene.



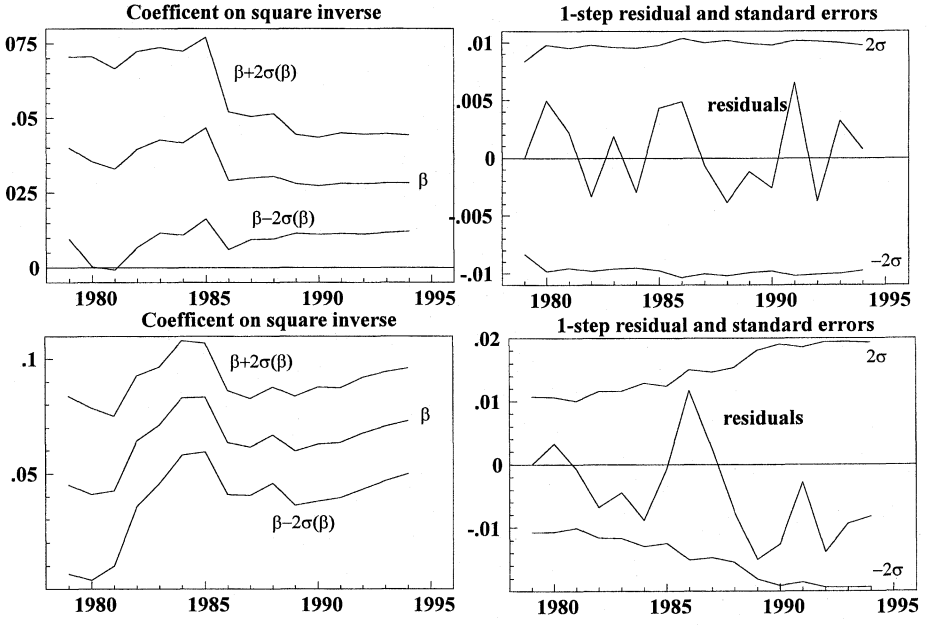
Figur 4: Rekursive estimater for koeffisienten til $\ln(TU)_t$ i relasjon (3), øverst; og uten $1/TU^2_{t-1}$, nederst. β betegner sekvensen med estimerte koeffisienter og $\sigma(\beta)$ betegner sekvensen med estimerte standardavvik.

Vi ser at den kortsiktige homogeniteten gjelder hovedkursen og lagget inflasjon, det vil si Δcp_{t-1} og ikke Δcp_t. Tabell 1 viser akkurat den samme trege reaksjonene på inflasjonen. Tatt bokstavelig, betyr denne egenskapen at lønnstakere venter ett år med å motta (delvis) kompensasjon for økte levekostnader. Denne tolkningen bekreftes imidlertid ikke av studier på kvartalsdata, der det gjør seg gjeldende en signifikant kompensasjonseffekt i løpet av fire kvartaler, jf. Nymoen (1989a). Derfor virker det som om tidsaggregeringen, fra kvartal til år, medfører en for langsom overveltning av konsumprisvekst i lønninger. En alternativ forklaring på at Δcp_t ikke er signifikant går på estimeringsmetode: Dersom vi brukte forventet inflasjon i år t: Δcp^e_t og estimerer med instrumentvariabel metoden (IV), så ville vi få estimert en positiv koeffisient for den variabelen. Det viser seg imidlertid at IV estimering bare returnerer en liten og insignifikant koeffisient for Δcp^e_t. En variant av denne tilnærmingen er å gjøre som Rødseth og Holden (1990) og konstruere en «institusjonelt» bestemt dataserie for forventet inflasjon, ut i fra den informasjon som er tilgjengelig før og under (de sentrale forhandlingene). Når en slik variabel legges til likning (3), som så estimeres med MKM (etter først å ha opphevet restriksjonen på Δcp_{t-1}), oppnår den en estimert elastisitet på 0,17, med $t(18) = 1,7$. De estimerte koeffisientene til Δcp_{t-1} og $\Delta_2(p + pr)_{t-1}$ er nesten uforandret i fra (3).

Arbeidstidsvariabelen (Δhr_t) fungerer på samme måte som hos Johansen, og reflekterer den direkte lønnskompensasjonen som blir gitt i forbindelse med arbeidstidsforkortelsene i 1964, 1968, 1969, 1976 og 1987.[17] En innvending en ofte møter

[16] t(20) =-1,61, testen gjennomføres ved å reestimere (3) med MKM, etter at vi har «sluppet fri» koeffisientene til Δcp_{t-1} og Δp_t.

[17] Denne arbeidstidsvariabelen tar hensyn til at det er forskjellige arbeidstidsordninger for skift- og dagarbeidere. Den er derfor ikke identisk med den variabelen Johansen bruker.



Figur 5: Rekursive estimater for $1/TU^2_{t-1}$ og 1-steg fram residualer: Med tu_t (likning (3)), øverst; og uten tu_t, nederst.

er at disse lønnsrelasjonene utelukker at kostnadskrevende arbeidstidsreformer kan ha virkelig langsiktige effekter på lønningene. Som drøftet i Nymoen (1989b) er det en nær sammenheng mellom restriksjonen på arbeidstidsvariabelen (ingen nivåeffekt, av hr_{t-1}) og selve lønnsandelsformuleringen i (3): Selv om det gis lønnskompensasjon som medfører at årslønna er uforandret på kort sikt, så vil en arbeidstidsreduksjon medføre et fall i årsverksproduktiviteten som vil presse ned timelønnssatsen. Etterhvert vil den initiale lønnskompensasjonen derfor forvitre. Dersom elastisiteten av årslønna med hensyn på produktiviteten er lik 1, vil det på lang sikt ikke være noen spor av lønnskompensasjonen. Virkelig langsiktige lønnseffekter av arbeidstidsforkortelser må derfor komme via økt timeverksproduktivitet eller via endringer i arbeidsledigheten.

En ny variabel i (3) i forhold til Tabell 1 er kompensasjonsgraden i arbeidsløshetstrygden (rpr_{t-1}), som påvirker lønningene positivt. En tolkning av dette er at redusert velferdstap ved å bli ledig fører til lavere søkeintensitet blant de som er uten jobb og dermed til økt press i arbeidsmarkedet. I motsetning til hva tilfellet er for de andre variablene i likning (3), er signifikansen av rpr_{t-1} ikke robust på tvers av likninger med og uten dynamisk homogenitet. For eksempel, dersom vi opphever restriksjonen som gir dynamisk homogenitet og inkluderer et såkalt lønns-kile ledd, blir rpr_{t-1} insignifikant mens kile-leddet oppnår en signifikant elastisitet. Modellen blir da svært lik flere modeller som er estimert på kvartalsdata, for eksempel Nymoen (1989a), med en langsiktselastistet på 0,50 for både hovedkurs og konsumprisindeksen. Vi foretrekker likevel (3), særlig fordi dynamisk homogenitet er en attraktiv egenskap.

Vi er kommet fram til «arbeidsmarkedsdelen» av (3), som i tillegg til logaritmen til den totale ledighetsprosenten (tu_t), også inkluderer $1/TU^2_{t-1}$, altså Johansens foretrukne funksjonform for ledigheten, og en kortsiktseffekt av akkommodasjonsvariabelen, dvs Δamo_t. Den positivt estimerte elastisiteten til Δamo_t betyr at økt akkommodasjon fører til *redusert* lønnspress. Dette står i kontrast til Calmfors og Forslunds (1991) resultat om lønnsdrivende effekter av arbeidsmarkedstiltak i Sverige. Men funnet støttes av paneldata resultatene for Norge i Raaum og Wulfsberg (1995), som i tillegg finner en signifikant nivå-effekt av arbeidsmarkedsprogrammene.

I forhold til Johansen (1995) er det et nytt funn at begge de to «konkurrerende» funksjonsformene for ledighetsraten er signifikante og har stabile estimerte koeffisienter. Resultatet betyr at modellen impliserer en lønnskurve som er svært bratt ved lave ledighetsnivå ($1/TU^2_{t1}$ dominerer), samtidig som den *ikke* blir helt flat ved 90-årenes ledighetsnivå (*tu* dominerer). Resultatet har likhetstrekk med Johansen (1997), som finner indikasjoner på et «knekkpunkt» i en logaritmisk funksjonsform, ved omtrent 1,5% ledighet.

En forklaring på at tidligere studier på årsdata har konkludert med at den «kvadrert inverse» funksjonsformen for ledighetsprosenten utkonkurrerer den log-linære er at den sterke konveksiteten hjelper til å forklare årene med tosifret lønnsvekst på midten av 1970-tallet. Men, nettopp fordi den kvadrert inverse «finstiller» modellen til å forklare 1970-tallet godt, er det en fare for at funksjonsformen medfører parameterustabilitet, som vil bli avdekket i det øyeblikk ledigheten vokser over et visst nivå. Denne tolkningen er konsistent med den tilsynelatende konflikten mellom føyning og prognoseegenskaper som vi fikk demonstrert i avsnitt 3. Likning (3) gjør det mulig å teste denne tolkningen, siden den inkluderer begge de to konkurrerende funksjonsformene for ledighetsraten. Figurene 4 og 5 illustrerer: Øverst i Figur 4 vises den rekursivt estimerte ledighetselastisiteten i modell (3). Nedre del viser den samme sekvensen med estimater, men for en (feilspesifisert) modell som utelater $1/TU^2_{t-1}$. At den nedre grafen er like stabil som den øvre skyldes en kombinasjon av at korrelasjonen mellom ln (TU_t) og $1/TU^2_{t-1}$ er stabil over den perioden grafen dekker og at $1/TU^2_{t-1}$ betyr lite for lønnsveksten over den samme perioden. Dermed får vi også forklart hvorfor modeller som er log-lineære i ledigheten kan predikere forholdsvis godt over perioden 1990-94, slik som RIMINI modellen i Figur 2 og L3 i Tabell 1

La oss nå betrakte den estimerte koeffisienten til den kvadrert inverse av den totale ledigheten, i modell (3) og tilsvarende koeffisient i en modell

som utelater $\ln(TU)_t$. Figur 5 viser den rekursive koeffisienten og 1-stegs residualene med tilhørende standardavvik. Igjen viser den øvre delen resultatene for likning (3), mens de to nedre grafene er for den feilspesifiserte modellen. Ustabiliteten som utelatelsen av $\ln(TU)_t$ forårsaker er som vi ser ødeleggende for kvaliteten av modellen som bare inkluderer det kvadrert inverse leddet.

5 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

Vi finner ingen støtte for at inntektspolitikken under solidaritetsalternativet har hatt en selvstendig og signifikant effekt på lønnsdannelsen i industrien. Ustabiliteten i Johansens (1995) modell over perioden 1990-1994, som ved første øyekast støtter hypotesen om atferdsendring, forklares med at denne modellen har lav autonomigrad, på grunn av en sterk ikke-linearitet i lønnskurven. Denne konklusjonen støttes for det første av at industrilønnsrelasjonene i både KVARTS og RIMINI har stabile parametre over perioden 1993(1)-1994(4). For det andre presenterte vi en ny lønnsrelasjon på årsdata, som inkluderer både Johansens funksjonsform og den mer moderate log-transformasjonen av ledigheten og som har svært stabile parametre. Denne modellen gir en klar rollefordeling til de to indikatorene for press i arbeidsmarkedet: Johansens funksjonsform hjelper til å forklare lønnsveksten i perioder med lav ledighet, bedre enn det vi oppnår ved bare å benytte logformen. Den log-lineære transformasjonen er på den annen side helt avgjørende for å oppnå en modell som er stabil på 1990-tallet.

Solidaritetsalternativet har vært beskrevet som et forsøk på å drive igjennom en kollektiv fornuft der poenget var at *både* lønns- og prisveksten skulle ned. Ifølge denne forståelsen ble den lavere lønnsveksten på 1990-tallet godtatt i *forventning* om at dette skulle lede til lavere prisvekst.[18] Dersom dette er riktig betyr det at inntektspolitikken i de siste årene har vært ført under en spesiell forutsetning, nemlig at lønnsdannelsen er preget av framoverskuende og rasjonelle inflasjonsforventninger. Den høye graden av stabilitet over «intervensjonsperioden», som kjennetegner flere av de lønnsrelasjoner vi har sett på ovenfor, innebærer en tilbakevisning av at dette har vært en virkningsfull politikk: Enten har det ikke funnet sted noe skift i inflasjonsforventningene, eller så er ikke lønnsdannelsen kjennetegnet med rasjonelle forventninger. I det første tilfellet er det politikken som ikke har lykkes med å påvirke forventningene; i det andre tilfellet er det Lucas-kritikken som slår feil.

Analysene i dette notatet gir imidlertid ikke grunnlag for en generell påstand om at solidaritetsalternativet ikke har påvirket lønningene. Det gjenstår mange kanaler som inntektspolitikken kan ha virket igjennom. For det første er det godtgjort at de sentraliserte oppgjørene i 1988 og 1989 bidro til lav lønnsvekst i disse to årene. Siden dette bidro til avdempet konsumprisvekst, er det også klart at lønnslovene har hatt effekt i noen tid utover 1988 og 1989. Det er fullt mulig å tolke disse oppgjørene som en del av den solidariske inntektspolitikken, selv om betegnelsen solidaritetsalternativet er formelt knyttet til sysselsettingskommisjonen i 1992. En annen kanal som politikken kan ha virket gjennom er oppgjørene i offentlig sektor, som har vært moderate som en del av det inntektspolitiske opplegget. En tredje mulighet er at solidaritetsalternativet har forhindret en nedbrytning av det eksisterende mønsteret for lønnsdannelse i industrien (altså vår tolkning T2). Vurderingen av denne muligheten må nødvendigvis bli av mer spekulativ karakter, men den motsies i hvert fall ikke av estimeringsresultatene som viser at satsingen på arbeidmarkedstiltak faktisk har dempet lønnsveksten istedet for å virke lønnsdrivende.

A Datadefinisjoner

For årene 1964-1990 er kilden for *WCI, YI, PI, T1, H* og *DUM* Johansen (1995). For perioden 1990-1994 er *YI* oppdatert ved å dividere nasjonalregskapets fastpristall for bruttoproduktet i industrien til markedsverdi, med utførte timeverk for sysselsatte i industrien. Den forlengete serien er en indeks, 1990 = 1, på samme måte som hos Johansen (1995). Timelønnskostnaden *WCI* er beregnet fra nasjonalregskapet ved å dividere lønnskostnaden i millioner kroner med utførte timeverk. *PI* er oppdatert med den faktorinnteksdeflatoren for industri og bergverk som benyttes i Statistisk Sentralbyrås modell KVARTS. *H* og *DUM* er forlenget med nuller for årene 1991-1994.

Arbeidsløshetsratene *U* og *TU* er hentet fra Evjen og Langset (1997) for hele perioden 1964-1994. *U* er antall registrert ledige dividert på arbeidsstyrken i Arbeidskraftsundersøkelsen (AKU). *TU* er er den samlede ledigheten, registrert ledige pluss tiltaksplasser (sysselsettingstiltak og arbeidsmarkedskurs) dividert med AKU arbeidsstyrken. Arbeidsledighetsraten i Johansen (1995) benytter en arbeidsstyrke som er beregnet ut i fra Nasjonalregskapets tall for samlede årsverk, noe som forklarer den lille forskjellen mellom parameterestimatene i L1 og L2 i Tabell 1 i avsnitt 2 og Johansens modeller M4 og M2.

Dataene som er benyttet i avsnitt 4 er dokumentert i Evjen og Langset (1997).

REFERANSER:

Aukrust, O. (1977). Inflation in the Open Economy. A Norwegian Model. I Klein, L.B. og Sålant, W.S. (Eds.), *World Wide Inflation. Theory and recent experience.* Brookings, Washington D.C.

Calmfors, L. og Forslund, A. (1991). Real-Wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience. *The Economic Journal, 101,* 1130-1148.

Doornik, J.A. og Hendry, D.F. (1996). *Emperical Econometric Modelling Using PcGive 9.0 for Windows.* International Thomson Publishing, London.

Ericsson, N.R. og Irons, J.S. (1995). The Lucas Critique in Prectice: Theory Without Measurement. In Hoover, K.D. (Ed.), *Macroeconometrics: Developments, Tensions and Prospects,* chap. 8. Kluwer Academic Publishers.

[18] Denne tolkningen av politikken ble gjort klar for oss av Knut Røed.

Evjen, S. og Langset, T. (1997). Arbeidsledighet og tiltak i Norden. Beskrivelse og dokumentasjon av nordiske makrodata. Kommer som Arbeidsnotat fra SNF Oslo.

Favero, C. og Hendry, D.F. (1992). Testing the Lucas Critique: A Review. *Econometric Reviews, 11,* 265-306.

Haavelmo, T. (1944). The Probability Approach in Econometrics. *Econometrica, 12,* 1-118. Supplement.

Hansen, B.E. (1992). Testing for Parameter Instability in Linear Models. *Journal of Policy Modelling, 14,* 517-533.

Jansen, E.S. og Nymoen, R. (1994). Lønnsdannelsen i Norge i lys av økonometriske modeller. In *Stabilitet og langsiktighet. Festskrift til Hermod Skånland,* pp. 364-384. Aschehoug, Oslo.

Johansen, K. (1995). Norwegian Wage Curves. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 57,* 229-247.

Johansen, K. (1997). The wage Curve: Convexity, Kinks and Composition Effects. *Applied Economics, 29,* 71-78.

Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R., og Dolado, J.J. (1992). The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54,* 325-348.

Lindquist, K.G. og Naug, B.E. (1996). Makroøkonomiske modeller og konkurranseevne. Notater 44, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Lucas, Jr., R.E. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. In Brunner, K. og Meltzer, A.H. (Eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.* Journal of Monetary Economics, Volume 1, supplementary issue, 19-46.

MacKinnon, J.G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. In Engle, R.F. og Granger, C.W.J. (Eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in cointegration,* chap. 13. Oxford University Press.

Norges Offentlige Utredninger (1988). *Inntektsdannelsen i Norge.* 1988:22.

Norges Offentlige Utredninger (1992). *En nasjonal strategi for økt sysselsetting i 1990-årene.* 1992:26.

Nymoen, R. (1988). Integrerte variable og empiriske lønnsrelasjoner. *Norsk Økonomisk Tidsskrift,* 102, 193-215.

Nymoen, R. (1989a). 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. (1989b). Wages and the Length of the Working Day. An empirical test based on Norwegian Quarterly Manufacturing Data. *Scandinavian Journal of Economics, 91,* 590-612.

Nymoen, R., Rødseth, A., Raaum, O., og Wulfsberg, F. (1997). Wage response to the rise in Nordic unemployment. Under arbeid, Universitetet i Oslo.

Raaum, O. og Wulfsberg, F. (1995). Unemployment, Labour Market Programmes and Wages in Norway. Memorandum 24, Department of Economics University of Oslo.

Rødseth, A. og Holden, S. (1990). Wage information in Norway. I Calmfors, L. (Ed.), *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries,* chap. 5. Oxford University Press, Oxford.

Skånland, H. (1987). Vilkårene for en inntektspolitikk. I Moe, T., Schreiner, P., og Skånland, H. (Eds.), *Full sysselsetting og økonomisk vekst.* TANO, Oslo.

Stølen, N.M. (1993). *Wage formation and the macroeconometric functioning of the Norwegian labour market.* Dr. Polit avhandling, Universitetet i Oslo.

INGEGERD OG ARNE SKAUGS FORSKNINGSFOND

Utdeling av legatmidler 1997

Tidligere direktør i Statistisk sentralbyrå, Arne Skaug, og hans hustru, Ingegerd Skaug, har gitt en testamentarisk gave i form av et forskningsfond tilknyttet Statistisk sentralbyrå. Ifølge statuttene har fondet til formål å fremme økonomisk forskning.

Legatmidler for 1997 vil bli fordelt til følgende formål:

1. Stipend til økonomisk studieformål, til en yngre forsker med dr.polit.grad avlagt i løpet av det akademiske året 1996/97 for benyttelse i løpet av de påfølgende to akademiske år.
2. Dekning av utgifter ved invitasjon av utenlandske forskere til Statistisk sentralbyrå etter forslag fra enhet eller ansatt i Statistisk sentralbyrå, eventuelt i samarbeid med andre økonomiske forskningsmiljø.

Søknad om legatmidler med begrunnelse og kostnadsoverslag sendes:

Ingegerd og Arne Skaugs forskningsfond
Statistisk sentralbyrå
Forskningsavdelingen
Postboks 8131 Dep
0033 Oslo

Søknadsfrist 14. mars 1997

Nærmere opplysninger kan fås ved henvendelse til Otto Vaagen, tlf. 22 86 49 12.

BJØRN E. NAUG:

Har Solidaritetsalternativet endret lønnsdannelsen i norsk industri?[1]

Artikkelen benytter en økonometrisk modell for norske industrilønninger basert på kvartalsdata fra 1966-1992 til å teste om Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen i industrien. Ingen av parametrene i lønnsrelasjonen endres nevneverdig når estimeringsperioden utvides med data for 1993 og 1994. Dette indikerer at Solidaritetsalternativet ikke representerer et regimeskifte i industrilønnsdannelsen. Den lave lønnsveksten på første halvdel av 1990-tallet forklares med at lønnsomheten i industrien utviklet seg svakt, at inflasjonen var lav og at arbeidsledigheten økte sterkt fra 1987 til 1993. Sysselsettingsutvalgets anbefaling om lave lønnstillegg var i stor grad begrunnet med disse forholdene. En kan derfor ikke uten videre tolke resultatene som støtte for en hypotese om at Solidaritetsalternativet ikke har *virket.* Snarere er et «solidaritetsalternativ» hva en kunne vente ut fra historiske erfaringer og situasjonen i norsk økonomi på begynnelsen av 1990-tallet.

1. INNLEDNING

Solidaritetsalternativet har spilt en sentral rolle i regjeringens økonomiske politikk etter at Sysselsettingsutvalget la fram sin innstilling høsten 1992. Et hovedelement i Solidaritetsalternativet er at inntektspolitisk samarbeid mellom myndighetene og partene i arbeidslivet skal sikre lave lønnstillegg og derigjennom styrke norsk industris kostnadsmessige konkurranseevne. Den relativt moderate veksten i industrilønningene etter 1992 blir ofte tolket som at Solidaritetsalternativet har virket godt. Første halvdel av 1990-tallet var imidlertid preget av lav prisstigning, dårlig lønnsomhetsutvikling i industrien og (inntil 1993) økende arbeidsledighet. Ut fra historiske erfaringer ville disse forholdene gitt lav industrilønnsvekst også uten en eksplisitt formulert inntektspolitikk. Det er imidlertid en utbredt oppfatning at Solidaritetsalternativet kan ha endret lønnsdannelsen på en slik måte at lønnsveksten de siste årene har blitt lavere enn det tidligere erfaringer skulle tilsi. Følgende sitater illustrerer dette:

- «Den moderate lønnsveksten vi har sett de siste årene kan være et tegn på at det har skjedd en endring i lønnsdannelsen.... Lønnsveksten er blitt lavere enn det historiske erfaringer tilsier i alle de tre årene 1993-1995.» Penger og kreditt 2/95, side 133*.
- «Særlig er det usikkert om lønnsrelasjonene i disse modellene (norske makroøkonometriske modeller) gir en riktig representasjon av de mekanismer som har gjort seg gjeldende for lønnsdannelsen de siste årene. Gjennom det inntektspolitiske samarbeidet sikter en jo nettopp mot å endre atferden i lønnsdannelsen slik at en unngår nye runder med svekket kostnadsmessig konkurranseevne.» Nasjonalbudsjettet for 1997, side 22. Se også Dyvi et al. (1996).

I denne artikkelen tester vi en nullhypotese om at Solidaritetsalternativet *ikke* har endret lønnsdannelsen i industrien mot alternativhypotesen om at industrilønnsdannelsen *er* endret og at industrilønnsveksten de siste årene (derfor) har vært lavere enn hva historiske data skulle tilsi. For å utføre testen benytter vi den økonometriske relasjonen for industrilønninger i KVARTS.[2] Denne likningen inneholder ingen separate effekter av Solidaritetsalternativet og skal overvurdere lønnsveksten i industrien etter 1992 dersom alternativhypotesen er riktig.

2. LØNNSVEKSTEN I NORSK INDUSTRI BELYST VED KVARTS

Ifølge KVARTS avhenger industrilønningene i hovedsak av bruttoproduktprisene og produktiviteten i industrien (som begge sier noe om lønnsomheten i produksjonen), prisene på konsumvarer og arbeidsledighetsraten.[3] Lønningene er homogene av grad én i bruttoproduktpriser og konsumpriser på lang sikt og langsiktig homogene av grad én i produktivitetsnivået. Likningen er estimert på data fra det gamle kvartalsvise nasjonalregnskapet for perioden 1966.1-1992.4. Det gamle regnskapet gir ikke data lenger fram enn til 1994.4. Kvar-

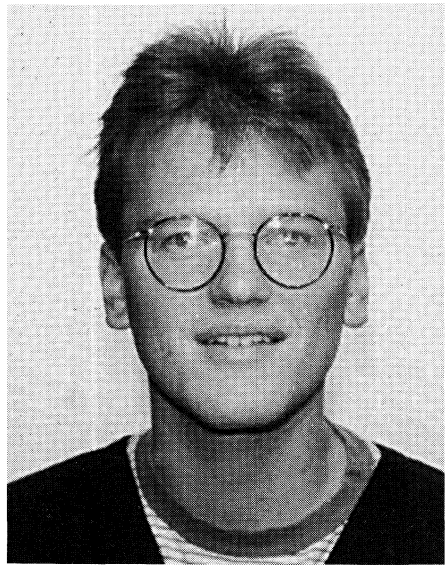
[1] Artikkelen er basert på avsnitt 2 i Lindquist og Naug (1996). Takk til Ådne Cappelen og Knut Moum for gode kommentarer.

[2] KVARTS er en makroøkonometrisk kvartalsmodell for norsk økonomi utviklet i Statistisk sentralbyrå, se Hove og Eika (1994).

[3] Industribegrepet som ligger til grunn for lønnsrelasjonen ekskluderer raffinerte oljeprodukter.

talsvise nasjonalregnskapstall etter ny standard er foreløpig bare ført tilbake til 1993, mens nye årstall i skrivende stund er ført tilbake til 1988. Det er til dels betydelige avvik mellom gamle og nye veksttall for produktivitet og bruttoproduktpriser i industrien, og lønnsrelasjonen kan ikke forventes å være robust overfor disse datarevisjonene. Dataseriene fra de nye regnskapene er ikke lange nok til at det er meningsfullt å estimere en ny lønnslikning på disse. Vi har derfor kun benyttet tall fra det gamle kvartalsvise nasjonalregnskapet i den økonometriske testen. Følgelig er det et viktig forbehold ved analysen at den kunne gitt et annet resultat om vi hadde benyttet konsistente tidsserier for hele perioden 1966-1996. Dette forbeholdet diskuteres nærmere nedenfor.

Figurene 1-3 viser den årlige veksten i industrilønningene mot veksten i henholdsvis bruttoproduktpriser, produktivitet og konsumprisindeksen for perioden 1990-1994. Som det framgår av figurene 1-2, var årene 1990-1994 preget av svak lønnsomhetsutvikling i industrien.[4] Videre viser figur 3 at prisstigningen var lav og avtakende i denne perioden. Disse forholdene førte (ut fra industrilønnsrelasjonen i KVARTS) til lave lønnstillegg, men figurene viser at lønnsveksten gjennomgående var *høyere* enn veksten i bruttoproduktpriser, produktivitet og konsumpriser. Lønnsrelasjonen impliserer også at den sterke økningen i arbeidsledigheten fra 1987 til 1993 bidro sterkt til lav lønnsvekst i perioden 1990-1994.



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

Som omtalt foran, er det mulig at Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen og at lønnsveksten i 1993 og 1994 derfor ble lavere enn det historiske erfaringer skulle tilsi. Lønnsrelasjonen, som er uten separate effekter av Solidaritetsalternativet, skulle da: a) få svakere føyning når sampelet utvides med observasjoner etter 1992, b) overpredikere lønnsveksten fra 1992 til 1994, og c) få skift i én eller flere parametre etter 1992. Det er spesielt grunn til å tro at konstantleddet og sesongdummyvariabelen for 2. kvartal (som fanger opp virkninger av lønnsoppgjør) kan ha fått negative skift. Solidaritetsalternativet kan imidlertid også ha endret lønnsdannelsen ved å gjøre lønningene mindre følsomme overfor faktorer som erfaringsmessig fører til økt lønnsvekst (særlig redusert ledighet og bedret lønnsomhet) og mer følsomme overfor forhold som gir lavere lønnsvekst (spesielt økt ledighet og svekket lønnsomhet).

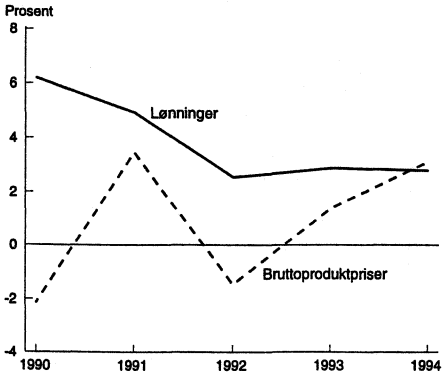
For å undersøke dette nærmere, estimerte vi lønnsrelasjonen rekursivt. Vi startet estimeringen i 1968.1 og undersøkte de rekursive estimatene når vi estimerte med data til og med 1994.4.[5] Vi fikk da følgende resultater:

- Standardavviket ble på 1,36 når vi stanset estimeringen i 1992.4 og 1,32 når vi estimerte med data til og med 1994.4. Føyningen ble altså *bedre* når vi inkluderte data for 1993 og 1994, og disse dataene ble altså ikke benyttet ved konstruksjon av modellen.
- Konstantleddet lå stabilt på 0,62-0,63 i alle estimeringer med sluttpunkt i perioden 1992.4-1994.4 (vurdert mot et standardavvik på 0,12-0,13). Kvartalsdummien for 2. kvartal hadde en koeffisient lik 0,019 i alle disse estimeringene. Også de øvrige estimatene var (for praktiske formål) konstante.
- Lønnsnivået i 1994.4 overpredikeres med knapt 1 prosent når likningen estimeres med data til og med 1992.4 og simuleres dynamisk ut 1994. Avviket mellom faktisk og beregnet lønnsnivå i 1994.4 er langt fra å være statistisk signifikant på vanlige testnivåer.

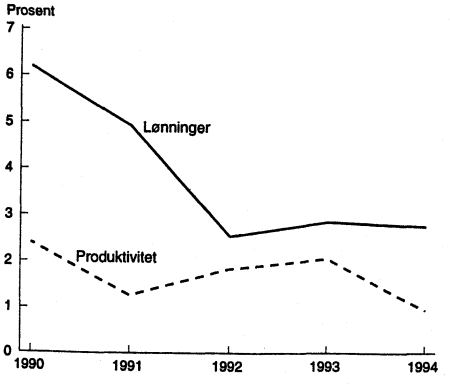
[4] Det sterke prisfallet på industrielle råvarer fra 1989 til 1994 er en viktig forklaring på den svake utviklingen i bruttoproduktprisene.

[5] Rekursive estimater viser tidsutviklingen i estimatene når startperioden for estimeringen holdes fast og sampelet utvides med én og én observasjon.

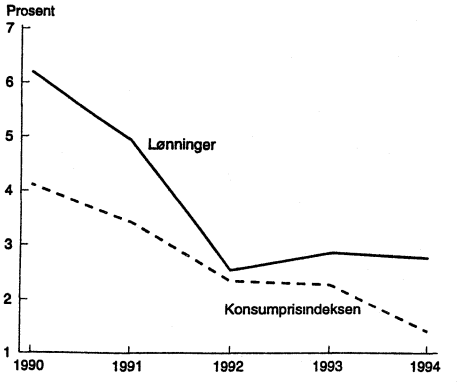
Figur 1. Lønninger og bruttoproduktpriser
Prosentvis vekst



Figur 2. Lønninger og produktivitet
Prosentvis vekst



Figur 3. Lønninger og konsumpriser
Prosentvis vekst



Vi finner altså ikke støtte for en hypotese om at Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen i norsk industri. Den relativt lave lønnsveksten i 1993 og 1994 kan med andre ord forklares med de økonomiske variablene som er inkludert i lønnsrelasjonen.

Et mulig forbehold ved denne konklusjonen er at aktiv inntektspolitikk kan ha endret industrilønnsdannelsen *før* 1993, ved at Solidaritetsalternativet kan sees på som en videreføring av den politikken som ble ført på begynnelsen av 1990-tallet (jf. Evjen og Nymoen (1997)). Resultatene blir imidlertid helt tilsvarende de som er presentert foran om vi ser på perioden 1990.1-1994.4.[6]

Et annet forbehold ved analysen er at vi kun tester for virkninger av Solidaritetsalternativet på lønnsdannelsen til og med 1994. En kan argumentere for at det først er i perioden 1995-1996 – da lønnsomheten i industrien økte sterkt og ledigheten viste markert nedgang – at Solidaritetsalternativet virkelig ble satt på prøve. Nasjonalbudsjettet for 1997 og Dyvi et al. (1996) rapporterer beregninger som viser at likningen for industrilønninger i MODAG klart overvurderer veksten i industrilønningene i 1995 og 1996. Disse beregningene er imidlertid basert på tall fra det nye nasjonalregnskapet. I lys av de store datarevisjonene omtalt tidligere, er det ikke overraskende at en lønnsrelasjon som er estimert på tall fra det gamle nasjonalregnskapet får problemer når den benyttes på data fra nytt regnskap, selv om en korrigerer konstantleddet. Beregningene omtalt i nasjonalbudsjettet for 1997 og i Dyvi et al. (1996) kan derfor ikke uten videre tolkes som støtte til en hypotese om at Solidaritetsalternativet eller andre forhold har endret lønnsdannelsen i norsk industri. Beregninger på industrilønnsrelasjonen i KVARTS og nye nasjonalregnskapstall gir en overvurdering av lønnsveksten i industrien med kun 0,5 prosentpoeng i 1995, mens industrilønnsveksten i 1996 *under*vurderes med 0,2 prosentpoeng. Avviket mellom faktisk og beregnet lønnsvekst i 1995 er ikke spesielt stort vurdert mot lønnsrelasjonens føyning over estimeringsperioden. Beregningene gir derfor ikke særlig støtte til hypotesen om at Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen i industrien.

En annen mulig innvending mot vår analyse er at resultatene kan være følsomme overfor valget av modell for industrilønningene. Evjen og Nymoen (1997) viser at den foretrukne likningen i Johansen (1995) overvurderer lønnsveksten på 1990-tallet sterkt. De finner imidlertid at en forbedret versjon av Johansens modell og likningen for industrilønninger i RIMINI er autonome overfor Solidaritetsalternativet. Evjen og Nymoen (1997) benytter også tall fra det gamle nasjonalregnskapet og tester derfor ikke for eventuelle skift i lønnsdannelsen etter 1994.

3. AVSLUTNING OG DISKUSJON

Resultatene presentert i denne artikkelen og i Evjen og Nymoen (1997) indikerer at Solidaritetsalternativet ikke har endret lønnsdannelsen i norsk industri i forhold til hvordan den har fungert tidligere. En mulig tolkning av dette resultatet er at Solidaritetsalternativet ikke har ført til lavere lønnsvekst i industrien enn hva utviklingen i lønnsomhet, konsumpriser og arbeidsledighet uansett ville gitt. Det at industrilønnsveksten i 1993 og 1994 synes å være i samsvar med det en kunne forvente ut fra historiske erfaringer, impliserer imidlertid ikke at Solidaritetsalternativet var uten selvstendig betydning. Sysselsettingsutvalgets anbefaling om lav lønnsvekst var i stor grad begrunnet med at ledigheten hadde økt sterkt, at industriens kostnadsmessige konkurranseevne var blitt for svak, samt at lav vekst i konsumprisene muliggjorde reallønnsøkninger med lave nominelle tillegg. Et «solidaritetsalternativ» er således hva en kunne vente ut fra situasjonen i norsk økonomi på begynnelsen av 1990-tallet og tidligere erfaringer om hvordan lønnsomhet, prisstigning og arbeidsledighet påvirker industrilønningene. En alternativ tolkning av resultatene er derfor at Solidaritetsalternativet har representert en videreføring av inntektspolitiske tradisjoner i Norge, som er innbakt i lønnsrelasjonen. Uten Solidaritetsalternativet kunne en derfor fått et brudd i den historiske sammenhengen mellom industrilønninger, lønnsomhet, inflasjon og ledighet, med den konsekvens at lønnsveksten i industrien ville blitt høyere i årene 1993-1996 enn hva som faktisk ble tilfelle. Resultatene her og i Evjen og Nymoen (1997) tyder imidlertid på at Solidaritetsalternativet ikke har virket så lønnsdempende som det ble lagt opp til, siden en med Solidaritetsalternativet har siktet mot å bringe lønnsveksten i industrien ned på et lavere nivå enn hva historiske erfaringer skulle tilsi.

Et viktig forbehold ved analysen er at vi ikke har testet om lønnsdannelsen er endret etter 1994 på en tilfredsstillende måte. Den nåværende datasituasjonen tillater ikke en slik test. Beregninger på KVARTS indikerer imidlertid at det heller ikke i 1995-1996 var skift i industrilønnsdannelsen av betydning.

Til slutt er det grunn til å understreke at våre resultater ikke impliserer at lønnsdannelsen i norsk industri vil være uendret i tiden framover. Uttalelser fra Yngve Hågensen i Arbeiderbladet 25/11-1996 indikerer at lønnskravene fra LO de neste fire årene vil bli svært moderate selv om arbeidsledigheten igjen skulle komme ned på et (etter norske forhold) lavt nivå. Dette kan i så fall representere et skift i industrilønnsdannelsen i forhold til hvordan den har fungert historisk.

REFERANSER:

Dyvi, Y., E. Storm og K. Aamdal (1996): «Prognosearbeid i Finansdepartementet», *Sosialøkonomen* 50, nr. 10, 16-23.

Evjen, S. og R. Nymoen (1997): Har solidaritetsalternativet bidratt til lav lønnsvekst i industrien? Dette nummer av *Sosialøkonomen.*

Hove, S.I. og T. Eika (1994): «KVARTS: Modellen bak prognosene», *Økonomiske analyser* 9/94, 33-46.

Johansen, K. (1995): «Norwegian Wage Curves», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, 229-247.

Lindquist, K-G. og B.E. Naug (1996): Makroøkonometriske modeller og konkurranseevne. Notater 96/44, Statistisk sentralbyrå.

[6] Dummyvariable for inntektsreguleringslovene i 1988-1989 hindrer oss i å sjekke parameterstabiliteten lenger tilbake.

Kommentar:
Solidaritetsalternativet og lønnsdannelsen

Av Kyrre Aamdal, Finansdepartementet

I dette nummer av Sosialøkonomen publiseres to artikler som undersøker om Solidaritetsalternativet har endret lønnsdannelsen i norsk økonomi (Evjen og Nymoen, og Naug). Begge artiklene analyserer lønnsrelasjoner for industrien for å se om Solidaritetsalternativet har ført til strukturelle brudd i lønnsdannelsen. Konklusjonene i begge artiklene er at forfatterne ikke finner støtte for hypotesen om at Solidaritetsalternativet har ført til en strukturell endring i lønnsdannelsen i norsk industri på 1990-tallet. Den lavere lønnsveksten de senere årene kan tilskrives utviklingen i lønnsomhet, konsumpriser og arbeidsledighet. Nedenfor følger noen kommentarer til disse analysene.

Selv om analysene tester om det har vært et strukturelt brudd i lønnsdannelsen på 1990-tallet fram til 1994, påpekes det i begge artiklene at det kan tenkes at aktiv inntektspolitikk hadde en effekt på lønnsdannelsen allerede i perioden før forfatterne tester for mulige strukturelle skift i lønnsrelasjonene. Det henvises bl.a. til lønnslovene i 1988 og 1989. Dermed kan inntektspolitikken som ble ført tidligere ha påvirket lønnsutviklingen i en del av datamaterialet som inngår i den estimerte lønnsrelasjonen som brukes for å teste for stabiliteten i lønnsrelasjonen etter 1990. Dette vil isolert sett trekke i retning av mindre støtte for et skift i lønnsdannelsen etter 1990.

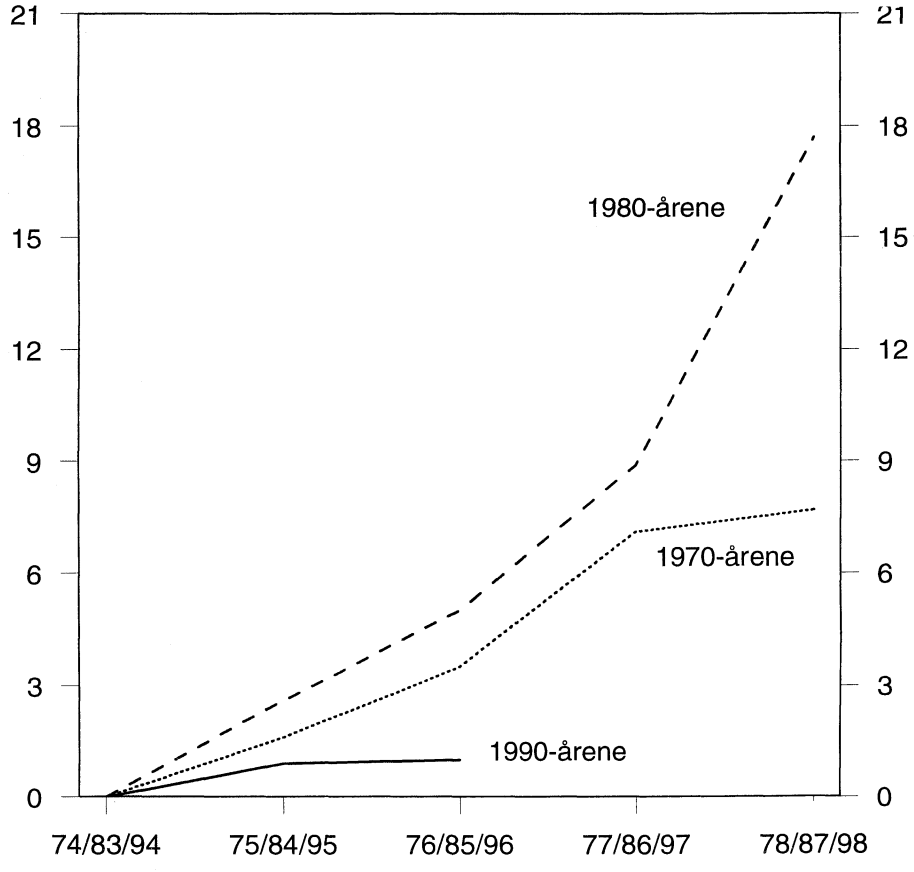
De resultatene som presenteres i de nevnte artiklene skiller seg ikke ut fra Finansdepartementets tidligere anslag. Men de to artiklene vurderer ikke effekten av Solidaritetsalternativet i 1995 og 1996. Begrunnelsen i artiklene er at hovedrevisjonen av Nasjonalregnskapet gjør at datagrunnlaget ikke kan føres fram lenger enn ut 1994. Nasjonalregnskapstall etter ny standard er bare ført tilbake til 1988. Det er et generelt problem med økonometriske analyser av lønnsdannelsen at hovedrevisjonen av nasjonalregnskapstallene ikke er ført langt nok tilbake samtidig som viktige størrelser ble betydelig endret. Naug refererer i sin artikkel til beregninger på industrilønnsrelasjonen i KVARTS med nye nasjonalregnskapstall hvor avvik mellom faktisk og beregnet lønnsvekst i 1995 og 1996 ikke er særlig store. Modellberegninger som er gjort i Finansdepartementet viser derimot at det er spesielt for 1995 og dels i 1996 at lønnsrelasjonen i MODAG klart overpredikerer timelønnsveksten i industrien. For 1995 gir beregninger på MODAG, når lønnsrelasjonene ikke overstyres, en timelønnsvekst i industrien på rundt 7 pst. Dette er om lag 2 1/2 pst. høyere enn den faktiske timelønnsveksten dette året. Tilsvarende gir beregninger for 1996 en timelønnsvekst i industrien på rundt 6 pst. Det ville være overraskende om kommende nasjonalregnskapstall viser en lønnsvekst for industrien som er vesentlig høyere enn 4 1/2 pst. Disse beregningene kan tyde på at Solidaritetsalternativet gjorde at lønnsveksten ble lavere enn det den ellers ville ha vært i 1995 og 1996.

I estimeringer av lønnsrelasjoner generelt er det slik at arbeidstidsforkortelser betraktes som eksogene, og gir et hopp i lønnsveksten det året de innføres. Selv om arbeidstidsforkortelser isolert sett ikke påvirker lønnsutviklingen på lang sikt, virker det rimelig å anta at arbeidstidsforkortelser kan betraktes som en del av lønnsdannelsen på kort sikt. Arbeidstidsforkortelsene både i 1976 og 1987 kom på toppen av oppgangskonjunkturer, og kan ses på som en måte å ta ut høye lønnskrav på. Estimeringer som betrakter arbeidstidsforkortelser som eksogene kan komme til å undervurdere det underliggende lønnspresset i økonomien i en oppgangskonjunktur. Dersom inntektspolitikken nå kan klare å unngå et press i retning av redusert arbeidstid, vil det være en klar forbedring i forhold til de to siste oppgangskonjunkturene i Norge.

I analysen til Evjen og Nymoen inngår arbeidsmarkedstiltak som en eksogen forklaringsvariabel. I analysen vil et økt omfang av arbeidsmarkedstiltak bidra til lavere lønnsvekst. I og med at et høyt omfang på arbeidsmarkedstiltakene har vært en viktig del av Solidaritetsalternativet, underbygger Evjen og Nymoens resultater på dette punktet at dette har vært en vellykket satsing.

En annen måte å vurdere effekten av Solidaritetsalternativet på er å sammenligne hvordan lønnsveksten i norsk industri har utviklet seg i forhold til lønnsveksten i industrien hos våre handelspartnere i konjunkturoppgangene på 70-, 80- og 90-tallet, jf. Nasjonalbudsjettet 1997. Figuren under viser at *så langt* i denne konjunkturoppgangen har ikke veksten i timelønnskostnadene i norsk industri økt i forhold til handelspartnerne. Dette er en klar forskjell fra utviklingen i de to tidligere konjunkturoppgangene. Figuren viser differansen mellom den akkumulerte veksten i timelønnskostnader i industrien i Norge og hos våre handelspartnere (målt i nasjonal valuta) gjennom denne og de to forrige konjunkturoppgangene. Lønnsstoppen som ble innført i 1978 forklarer knekken i

Figur. Differansen mellom veksten i timelønnskostnandene i Norge og hos våre handelspartnere. Akumulerte tall i prosentpoeng.



Kilde: Nasjonalbudsjettet 1997

kurven fra 1977 til 1978. Uten lønnsstoppen ville kurven for oppgangskonjunkturen på 70-tallet vært brattere. Da lønnsstoppen ble opphevet i 1980 tok lønnsveksten seg kraftig opp igjen. Også den sterke relative lønnsveksten på slutten av 1980-tallet medførte lovfestede begrensninger i lønnstilleggene.

Et sentralt element i inntektspolitikken er å bidra til å videreføre et velkjent trekk ved norsk lønnsdannelse, nemlig at lønnsutviklingen i den konkurranseutsatte sektoren skal være veiledende for lønnsutviklingen i øvrige sektorer. Dette var et sentralt siktemål også med Solidaritetsalternativet, og det var viktig å unngå at høye lønnskrav fra grupper i skjermet sektor skulle motvirke en nedgang i den nominelle lønnsveksten. Tidlig på 90-tallet, da lønnsomhetsutviklingen i eksportindustrien var svak, klarte en nettopp å få moderate oppgjør hvor lønnsevnen i denne sektoren ble retningsgivende for andre oppgjør. I nåværende oppgangskonjunktur, med tilløp til knapphet på arbeidskraft i en del områder – særlig i skjermet sektor – har hensynet til konkurranseevnen fortsatt veid tungt i lønnsoppgjørene. Med en sterk vektlegging av jevn lønnsutvikling kan Solidaritetsalternativet ha bidratt til å dempe lønns-lønns spiraler i norsk økonomi så langt i konjunkturoppgangen.

MEDLEMSKAP I SF

Tenker du på å melde deg inn i Sosialøkonomenes Forening?

Be om informasjon i sekretariatet,

telefon 22 41 32 90,
telefax 22 41 32 93

KØBENHAVNS UNIVERSITET

Adjunktstillinger i økonomi

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

2 tre-årige adjunktstillinger i *Økonomi* med krav om videnskabelige kvalifikationer inden for *Økonomisk teori og dennes anvendelser* (j.nr. 201-222-2/97-2205).

Til stillingerne er der knyttet undervisningsforpligtelse ved polit.-studiet, matematik-økonomistudiet og ved eventuelt andre uddannelsesopgaver knyttet til fagområdet.

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 p.t. 37.096,05 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 eksamensbevis og indsendes samtidig med publikationerne. Ansøgerne skal indsende en fuldstændig nummereret 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 fagkyndigt bedømmelsesudvalg, hvis sammensætning vil blive meddelt ansøgerne, og hvis indstilling i sin helhed vil blive tilsendt alle ansøgere. Indstillingen er fortrolig for så vidt angår 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 inddrage 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 nødvendige antal eksemplarer heraf
- ansøgningen skal indeholde oplysninger om tidligere undervisningsvirksomhed.

Ansøgninger stiles til rektor for Københavns Universitet og fremsendes under angivelse af det 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 10. marts 1997, kl. 12.00.

KØBENHAVNS UNIVERSITET

Det 19. nasjonale forskermøte for økonomer

Forskermøtet for sosialøkonomer var i år lagt til Universitetet i Bergen 6. og 7. januar, og samlet ca. 120 deltakere.

Forskermøtet ble åpnet av rektor ved Universitetet i Bergen, professor Jan Fridtjof Bernt, som i sin tale oppfordret økonomer til å delta mer aktivt i samfunnsdebatten. Bernt etterlyste kritiske økonomer som kunne utdype og nyansere noen av de økonomiske sannheter som blir postulert mer eller mindre ukritisk i den offentlige debatten.

Temaet for de inviterte bidragene var helse- og sosialpolitikk. Professor Alf Erling Risa (Universitetet i Bergen) startet med et interessant og engasjerende foredrag om evaluering i velferdsstaten. Risa påpekte hvor lite man egentlig vet om hvordan konkrete velferdstiltak virker, og klargjorde prinsipielle problemer som man står overfor i arbeidet med å evaluere trygde- og sosialordninger. I tillegg presenterte Risa en kritisk vurdering av konsekvensene av å gå fra et system basert på universelle velferdsordninger til et system hvor overføringene er avgrenset til spesielle målgrupper (behovsprøvde ordninger). Universelle ordninger kan være en finansiell belastning for staten; et problem som kan reduseres ved overgang til behovsprøvde ordninger. Behovsprøvde ordninger vil imidlertid gi uheldige virkninger ved at systemet blant annet motiverer folk til å endre sin atferd for å kvalifisere seg for denne typen støtte.

Andre dag innledet forskningsleder Einar Øverby (NOVA) med en kritisk gjennomgang av ulike teorier for hvorfor offentlige velferdsordninger eksisterer. Øverby argumenterte for at anvendelse av moderne forsikringsteori er den mest fruktbare tilnærmingen til dette problemfeltet, hvor asymmetrisk informasjon og risikoaversjon kan gi enkle og robuste forklaringer av stabiliteten i velferdsprogram, differensieringen av velferdsmottakere og sammenhengen mellom krig, fred og privatisering av offentlige velferdsordninger.

Førsteamanuensis Tor Iversen (Universitetet i Oslo) avsluttet plenumsesjonen med et foredrag om hvorfor det er så vanskelig å utforme effektive tiltak i helsevesenet. Iversen ga en interessant redegjørelse for noen av de mest sentrale styringsproblemene man står overfor ved regulering av sykehussektoren. I tillegg presenterte Iversen en analyse av to ulike ordninger ved tildeling av ressurser til sykehus; stykkprisfinansiering og rammetilskudd. Analysen klargjorde noen problemer ved begge ordningene. Stykkprisfinansiering gir incentiv til innsats, men kan føre til en ineffektiv prioritering av ulike behandlingsformer; rammefinansiering gir effektiv prioritering, men kan føre til mindre samlet innsats fra sykehuset.

De omlag 60 innsendte bidragene var inndelt i fem parallelle sesjoner, med stor tematisk spennvidde. Det ble presentert en rekke interessante empiriske og teoretiske arbeider i makroøkonomi, likevektsmodellering, incentivteori, familieøkonomi, arbeidsøkonomi, økonometri, internasjonal økonomi, næringsøkonomi, jordbruksøkonomi, transportøkonomi, offentlig økonomi og normativ teori.

På generalforsamlingen bestemte man at neste års forskermøte skal holdes på Høgskolen i Molde. Bjørn Sandvik, Gaute Torsvik og Tore Nilssen trer ut av komitéen. Neste års komité består av Arild Hervik, Olav Hauge, Bertil Tungodden, Steven Ongena og Ragnar Nymoen.

Årets festmiddag ble avholdt på Fløien Folkerestaurant, hvor deltakerne kunne nyte den vakre utsikten over Bergen mens de ble servert en utsøkt middag. En rekke strålende taler, som blant annet ga innsikt i norrøn mytologi, forskermøtets historie og Koranens matregler, bidro til å skape stor stemning blant deltakerne, og det var en munter gjeng sosialøkonomer som tok Fløibanen ned til Bergen sentrum i nattens mulm og mørke.

Gaute Torsvik og Bertil Tungodden

Sosialøkonomprisen 1996

Sosialøkonomprisen ble innstiftet av Sosialøkonomenes Forening i 1989. Inntil 1995 gikk den under navnet Forskerprisen. Formålet er å stimulere yngre forskere til å publisere artikler i Sosialøkonomen og Norsk Økonomisk Tidsskrift. Det heter i statuttene blant annet følgende:

§ 2 Prisen gis til den forfatter som i sin artikkel best forener et høyt faglig nivå med en god presentasjonsform
§ 4 Dersom artikkelen har flere forfattere, deles prisen mellom disse
§ 5 Prisen kan ved behov deles likt mellom flere artikler av likeverdig kvalitet
§ 6 Dersom bedømmelseskomitéen ikke finner kvalifiserte artikler, deles prisen ikke ut.

Bedømmelseskomitéen har i år bestått av professor Victor D. Norman (NHH), professor Jørn Rattsø (NTNU) og professor Jan Tore Klovland (NHH).

1996-årgangen av Sosialøkonomen og NØT (inkludert siste nummer for 1995, men ikke 1996) inneholder en rekke velskrevne og interessante artikler, som spenner over et vidt område av samfunnsøkonomien: fra fattigdomsproblemer i U-land til den norske stats problemer med å bygge opp et petroleumsfond – og fra markedssvikt i barnehagemarkedet til effisiens i internasjonale finansmarkeder. Komitéen kom derfor nokså raskt til den konklusjon av § 6 (ingen kvalifiserte artikler) ikke kommer til anvendelse. Prisen vil i år derfor utdeles for 8. gang.

Selv om det kunne være fristende å dele prisen mellom flere av de mange gode bidrag til Sosialøkonomen og NØT har komitéen likevel kommet til at det er én artikkel som peker seg ut.

Årets prisvinner har forfattet en meget velskrevet og klargjørende artikkel, som diskuterer et svært aktuelt tema. Dette spørsmålet angår oss både som skatteytere og som konsumenter av offentlige tjenester. Artikkelen inneholder en oversikt og kritisk analyse av argumenter for og imot fri lokal beskatningsrett i kommunene. Den tar utgangspunkt i en enkel modell for kommunal tilpasning under fri beskatningsrett og diskuterer så fire typer av argumenter for en sentralisert finansiering av kommunesektoren: lokal byråkratimakt, skattekonkurranse, eksistens av kommunale fagforeninger og fordelingsargumenter. Artikkelen gir en evaluering av gevinster og kostnader ved ulike fiskale systemer for offentlig virksomhet på lokalplanet, spesielt spørsmålet som graden av mobilitet av lokale skattebaser, lokal fagforeningsmakt og byråkratikontroll som er av sentral betydning. Forfatteren drøfter disse problemstillingene på en balansert måte, hvor både forskjellige teoretiske innfallsvinkler og empiriske erfaringer blir gjort til gjenstand for en grundig analyse.

Prisvinneren, førsteamanuensis Bjarne Strøm.

Årets vinnerartikkel heter «Argumenter for og imot fri lokal beskatningsrett» og er publisert i Norsk Økonomisk Tidsskrift nr. 2, 1996. Det er en stor glede å overrekke prisen[1] – som er en sjekk på kr. 10.000 og det grafiske blad «For lenge siden» av H.M. Buflod – til årets prisvinner, førsteamanuensis *Bjarne Strøm* ved Institutt for sosialøkonomi, Norges Teknisk-Naturvitenskapelig Universitet i Trondheim.

For komitéen
Jan Tore Klovland
NHH

[1] Prisen blir finansiert av *De Eldre Herrers Fond.*

PER MATHIS KONGSRUD:

Forstår vi prisdannelsen i boligmarkedet?[1]

Hvilke drivkrefter ligger bak prisutviklingen i boligmarkedet? Og hvilken betydning har de enkelte forklaringsfaktorene for boligprisutviklingen på kort og lang sikt? Disse problemstillingene forsøkes belyst i denne artikkelen ved å ta utgangspunkt i modelleringen av boligprisdannelsen i MODAG, RIMINI og BUMOD[2]. Disse tre modellene kan på mange måter sies å representere ulike tilnærminger til modelleringen av boligprisdannelsen. Det er klare fellestrekk, men også vesentlige forskjeller mellom de tre modellene, både når det gjelder de helt kortsiktige og de mer langsiktige egenskapene. Til slutt kommenteres utsiktene for boligprisene de nærmeste par årene.

1 INNLEDNING

Prisutviklingen på bruktboliger omfattes med stor interesse, bl.a. fra långivere, boligeiere og fra aktører som skal kjøpe eller selge bolig. Boligprisutviklingen er imidlertid også interessant ut fra en makroøkonomisk synsvinkel:

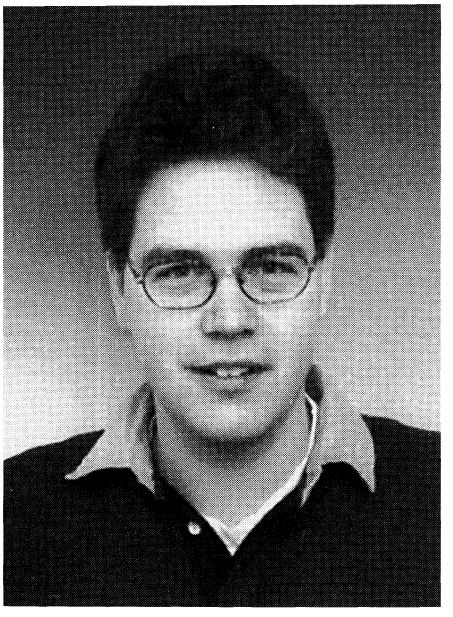
- Utviklingen i boligprisene kan gi informasjon omkring konsumentenes forventninger, og kan således være en ledende indikator for aktivitetsnivået i økonomien.
- Endringer i boligprisen er av stor betydning for verdien av konsumentenes boligkapitalbeholdning, og dermed også for konsumentenes totale formue. Formuesomvurderinger vil i sin tur kunne påvirke husholdningenes konsum. Både MODAG og RIMINI inneholder slike formueseffekter på konsumet. I MODAG vil f.eks. en 10 pst. realvekst i boligprisene bidra til å øke konsumet med $^3/_4$ pst. i løpet av en 2-års periode.
- Prisene på bruktboliger er med på å bestemme hvor attraktivt det er å sette igang med nybygging av boliger. På denne bakgrunnen kan utviklingen i bruktboligprisene gi viktige signaler om hvordan nybyggingen vil utvikle seg framover.
- Boligprisutviklingen er av stor betydning for sikkerheten bak husholdningenes boliggjeld, og dermed også for faren for tap i finansinstitusjonene.

Siden utviklingen i boligprisene synes å være av såvidt stor makroøkonomisk betydning, blir det viktig å ha et visst grep om hvilke faktorer som i særlig grad ligger bak prisutviklingen på bruktboliger. I denne artikkelen nærmer en seg dette ved for det første å få fram hvilke forklaringsfaktorer som benyttes i bestemmelsen av boligprisutviklingen i de tre modellene MODAG, RIMINI og

[1] Det er forfatteren, og ikke Finansdepartementet, som er ansvarlige for de synspunkter som hevdes i artikkelen. Takk til kollegaer i Statistisk sentralbyrå, Norges Bank og Finansdepartementet for kommentarer til utkast til denne artikkelen.

[2] MODAG og RIMINI, som er utviklet henholdsvis i Statistisk sentralbyrå og Norges Bank, er begge makroøkonomiske modeller som beskriver utviklingen i norsk økonomi. MODAG benyttes bl.a. av Finansdepartementet i arbeidet med makroøkonomiske framskrivninger. BUMOD er en modell som gir en detaljert beskrivelse av utviklingen kun i boligmarkedet. Modellen er utviklet av Norges Byggforskningsinstitutt og sosialøkonomisk institutt ved Universitetet i Oslo.

BUMOD. For det andre forsøker en å få fram hvilken betydning forklaringsfaktorene er tillagt i de ulike modellene. På dette punktet har en imidlertid valgt å avgrense gjennomgangen til en sammenlikning av såkalte interimmultiplikatorer[3]. Til slutt drøftes MODAG-modellens prognoser for den videre boligprisveksten. Artikkelen er bygget opp slik: i avsnitt 2 gis det en kort teoretisk motivasjon, i avsnittene 3-5 presenteres de tre modellene og i avsnitt 6 gis det en oversikt over interimmultiplikatorene. Avsnittene 2-5 er kun tatt med for å danne en bakgrunn for gjennomgangen i avsnitt 6, og er ikke ment å gi noe fullstendig oversikt over emnene.



Per Mathis Kongsrud, Cand. oecon fra Universitetet i Oslo, 1995, er førstekonsulent i Økonomiavdelingen i Finansdepartementet

2 TEORETISK BAKGRUNN

I teorimodellene for boligmarkedet tas det som oftest utgangspunkt i en situasjon med et homogent boligmarked med fri prisdannelse (se f.eks. Rødseth (1987)). Markedsløsningen på et hvert tidspunkt kan da illustreres som i figur 1. Tilbudet angir her den totale boligbeholdningen, som antas konstant på kort sikt. Over tid endres imidlertid boligbeholdningen som følge av nybygging og avgang av boliger. Etterspørselen etter egen bolig angir den aggregerte etterspørselen fra konsumentene. Denne vil kunne endres betydelig også på helt kort sikt, enten som følge av endringer i betalingsvilligheten eller som følge av endringer i forventet bokostnad.

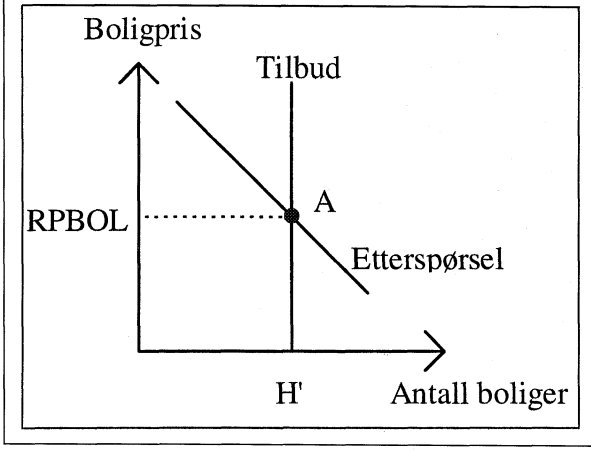
Boligprisene vil på ethvert tidspunkt tilpasse seg slik at boligmarkedet klareres. Løsningen for boligprisen vil måtte være slik at bokostnaden blir lik betalingsvilligheten for den marginale konsument, og denne betingelsen er satt opp i likning (1). I likning (2) defineres bokostnaden, som består av alternativkostnaden ved å sitte med kapital bundet i bolig, skattefordel, forventet prisgevinst og driftskostnader. Den momentane løsningen for boligprisen framkommer da av likning (3), hvor boligtilbudet

Gjennomgangen over trekker fram følgende faktorer som drivkrefter bak den kortsiktige boligprisutviklingen (2-3 år):

- *Betalingsvilligheten* til den marginale konsument. Betalingsvilligheten vil generelt avhenge av dagens inntekts- og formuessituasjon og av preferansene. I tillegg vil forventninger om fremtidig inntektsutvikling, og oppfatningen av usikkerheten knyttet til denne utviklingen, ha betydning. Konsumentenes forventninger vil kunne endres på relativt kort sikt, og kan dermed bidra til betydelige kortsiktige svingninger i betalingsvilligheten.
- *Skattefordelen* knyttet til å plassere formuen i egen bolig. Skattefordelen er et resultat av at både formuesskatten og inntektsskatten reduseres når kapitalen

[3] Interimmultiplikatorene viser effekten på boligprisen av partielle skift i de enkelte forklaringsvariablene. For MODAG og RIMINI betyr dette at en kun sammenlikner boligprisrelasjonene og ikke resultatene fra fullstendige modellsimuleringer. For eksempel vil en renteendring både ha *direkte* effekter på boligprisen gjennom at den inngår som en egen variabel i boligprisrelasjonen, men den vil også gi opphav til *følgeeffekter* gjennom den totale modellen. Disse følgeeffektene vil kunne være forskjellige i MODAG og RIMINI og dette fanges altså ikke opp i interimmultiplikatorene. Motivasjonen for å fokusere på interimmultiplikatorene er dels at en har et avgrensningsbehov fordi MODAG og RIMINI begge er store og tildels svært forskjellige modeller, og dels at BUMOD kun er en modell for boligmarkedet hvor de omtalte følgeeffektene eventuelt måtte legges inn eksogent.

Figur 1
Tilbud og etterspørsel i boligmarkedet på kort sikt



Matte klipp utforutsettes historisk gitt. Denne løsningen er vist som punktet A i figur 1.

$$\left.\begin{array}{l}(1)\,BV^M(H') = BK \\ (2)\,BK = R\cdot RPBOL - S - V^e + D\end{array}\right\} \Rightarrow \quad (3)\,RPBOL = \frac{BV^M(H') + S + V^e - D}{R}$$

Symbolforklaring (kun realstørrelser):

BV^M	Betalingsvillighet marginal konsument
H'	Boligkapitalbeholdning
BK	Bokostnad
RPBOL	Boligpris
R	Realrente
S	Skattefordel
V^e	Forventet realprisgevinst
D	Driftskostnader

plasseres i egen bolig, sammenliknet med alternative kapitalplasseringer. Skattefordelen avhenger bl.a. av boligprisen[4], skattetaksten på boliger og rentenivået.
- *Forventet reell boligprisgevinst.* Denne størrelsen framkommer som avviket mellom kjøpspris og konsumentenes oppfatning av hva som er et mer langsiktig normalnivå for boligprisen. Denne gevinsten, eller tapet, fordeles over den tiden en sitter med boligen.
- *Realrenten.* Realrenten (tilnærmet lik nominell rente fratrukket inflasjonstakten) inngår i alternativskostnadsleddet og er dermed en svært viktig variabel i bestemmelsen av boligprisen.
- *Konsumprisveksten.* Endret konsumprisvekst vil på kort sikt kunne medføre endringer i bl.a. realrenten. Dette vil igjen føre til endringer i den reelle boligprisen.

I drøftingen over skilles det ikke mellom aktive og passive deltakere i boligmarkedet. Et slikt skille kan imidlertid være fornuftig når en skal drøfte hvilke faktorer som ligger bak den helt kortsiktige boligprisutviklingen. Det fordi endringer i konsumentenes forventninger antakelig spiller en vesentlig rolle på kort sikt, samt at slike «forventningseffekter» synes å gjøre seg gjeldende både på tilbuds- og etterspørselssiden. Endringer i konsumentenes forventninger vil kunne påvirke både mengden av aktive etterspørrere og mengden av boliger som legges ut for salg. Dermed vil en forventet boligprisoppgang kunne bidra til økt etterspørsel, uten at antall boliger som legges ut for salg øker tilsvarende. Dette kan f.eks. skje ved at enkelte konsumenter som anskaffer seg ny bolig ønsker å vente med å selge sin gamle, eller at enkelte etterspør flere enn en bolig ut fra et rent investeringsmotiv. Det vil derfor kunne være en tendens til at forventninger om prisoppgang eller -nedgang på kort sikt fører til overvekt av henholdsvis kjøpere eller selgere i boligmarkedet, noe som igjen er av betydning for bestemmelsen av den marginale konsumenten.

En undersøkelse av Nordvik (1993) tyder på at konsumentenes forventninger ikke bygger på noen grunnleggende forståelse av hvordan boligmarkedet fungerer, men at de først og fremst dannes ut fra trender i boligmarkedet (såkalte adaptive prisforventninger). I så fall vil økte boligpriser kunne bidra til forventninger om ytterligere prisvekst, som i sin tur vil kunne trekke boligprisene videre opp. Slike effekter kan føre til større kortsiktige utslag i boligprisene enn det mer grunnleggende forhold skulle tilsi.

Over tid vil utviklingen i bruktboligprisene slå ut i nybyggingen av boliger, og dermed også i boligbeholdningen. Denne tilbudssideeffekten vil på mellomlang og lang sikt bidra til å dempe utslagene i boligprisene. På lang sikt vil bygge- og tomtekostnadene, samt nivået på husbanksubsidiene, bestemme nivået på boligprisene. Siden tilgangen på tomter i gitte avstander fra befolkningssentra er et begrenset gode, vil faktorer på etterspørselssiden også på lang sikt være med å bestemme boligprisene.

På denne bakgrunnen virker det rimelig at f.eks. inntektsveksten både har kortsiktige og langsiktige effekter på boligprisnivået.

3 MODAG

MODAG er en makroøkonomisk modell som er utviklet i Statistisk sentralbyrå (for en gjennomgang av MODAG se f.eks. Cappelen (1992), Bowitz og Holm (1993) eller Bowitz og Holm (1994)). Denne modellen benyttes bl.a. av Finansdepartementet og Statistisk sentralbyrå i utarbeidelsen av makroøkonomiske prognoser. Tabell 1 oppsummerer hvilke forklaringsvariable som inngår i boligprisrelasjonen i MODAG, samt de tilhørende langtidselastisitetene. Disse langtidselastisitetene angir det prosentvise utslaget i nominell boligpris på lang sikt som følge av partielle skift i forklaringsvariablene i boligprisrelasjonen.

Tabell 1 *Langtidselastisiteter for nominell boligpris* [1)]

	MODAG	RIMINI	BUMOD
Disponibel realinntekt [2)]	0,7	0,5	0,0
Nominell lånerente [3)]	-1,6	0,0	-1,0
Skattesats kapitalinntekt [4)]	0,2	0,0	.. [6)]
Konsumprisvekst [2)]	1,0	1,0	0,7 [7)]
Reell bruttogjeld [2)]	0,0	0,5 [5)]	..
Arbeidsledighetsrate [3)]	..	0,0	..
Boligkapitalvolum [2)]	..	-1,0	..
Reelle byggekostnader og husbanksubsidier	..	..	1 [8)]

1) Langtidselastisitetene viser kun effekten av partielle skift i de enkelte forklaringsvariablene i boligprisrelasjonen (her kalt «direkte» effekter). Virkninger gjennom den samlede modellen er altså ikke inkludert.
2) Vekstraten er økt med 1 prosentpoeng det første året og beholdt som i referansebanen for årene etter.
3) Økt med 1 prosentpoeng for alle år i prognoseperioden.
4) Skattesatsen er økt fra 28 til 29 pst. for alle år i prognoseperioden.
5) Dersom en tar hensyn til den endogene bestemmelsen av bruttogjelden vil langtidselastisiteten bli lik 0 i RIMINI.
6) Denne variabelen inngår i BUMOD, men har effekter også via inntektssiden. Skiftet blir derfor ikke sammenliknbart og er utelatt i tabellen.
7) Konsumprisen inngår ikke som en egen variabel i BUMOD. Skiftet er utført ved at realrenten er redusert med 1 prosentpoeng det første året (ellers uendret).
8) I BUMOD er det de reelle byggekostnadene med fratrekk for gjennomsnittlig husbanksubsidium siste fem år som skal bestemme den langsiktige realprisen på boliger.

På bakgrunn av den teoretiske gjennomgangen i avsnitt 2, vil en forvente at boligprisrelasjonen inneholder både variable som inngår i bestemmelsen av konsumentenes betalingsvillighet og i bestemmelsen av bokostnaden. Forklaringsvariable som disponibel realinntekt, nominell lånerente, skattesats for kapitalinntekt og konsumprisin-

[4] Skattefordelen avhenger av boligprisen, slik at en strengt tatt burde skrive S=S(RPBOL) på høyre siden i likning (3). Likning (3) er derfor ikke på redusert form.

deksen inngår da også i boligprisrelasjonen i MODAG[5]. I tillegg er også husholdningenes reelle bruttogjeld inkludert, men denne variabelen har kun kortsiktige effekter på boligprisen. Utviklingen i husholdningenes reelle bruttogjeld kan tenkes å fange opp bl.a. endringer i husholdningenes forventninger omkring framtidige inntektsforhold, siden husholdningenes låneopptak til en viss grad må antas å bygge på slike forventninger. Når det gjelder de mer langsiktige egenskapene, så merker en seg at boligbeholdningen ikke er inkludert, og dermed heller ikke bidrar til å dempe boligprisveksten på lang sikt. Heller ikke bygge- og tomtekostnadene inngår eksplisitt i den langsiktige løsningen. Det at boligbeholdningen ikke inngår blant forklaringsfaktorene innebærer at relasjonen ikke representerer noen etterspørselsfunksjon. Dette er antakeligvis av mindre betydning når en utarbeider prognoser i et kortsiktig perspektiv, men ved utarbeidelsen av prognoser på mellomlang og lang sikt trekker denne mangelen i retning av at MODAG overvurderer prisveksten på boliger.

4 RIMINI

RIMINI er en makroøkonomisk kvartalsmodell som er utviklet i Norges Bank. Boligprisrelasjonen i RIMINI inneholder noen flere forklaringsvariable enn boligprisrelasjonen i MODAG, samtidig som enkelte variable også inngår på en noe annen form. En utfyllende gjennomgang av boligprismodelleringen i RIMINI er gitt i Eitrheim (1993). RIMINI inneholder en eksogen variabel for utviklingen i boligkapitalbeholdningen, samt en variabel for endringen i arbeidsledighetsraten. Bakgrunnen for å inkludere endringen i arbeidsledigheten blant forklaringsvariablene kan være at husholdningenes betalingsvillighet avhenger av bl.a. oppfatningen av jobbsikkerhet, og at endringen i arbeidsledigheten kan være et mål for dette. Til tross for stor grad av likhet når det gjelder valg av forklaringsvariable i MODAG og RIMINI, er langtidsegenskapene til de estimerte relasjonene tildels svært forskjellige, jf. tabell 1. Spesielt gjelder dette for nominell lånerente og skattesats på kapitalinntekt. Også for reell bruttogjeld er det en betydelig forskjellig langtidselastisitet når en kun sammenlikner boligprisrelasjonene, men denne forskjellen «forsvinner» dersom en tar hensyn til den endogene bestemmelsen av bruttogjelden i RIMINI.

Både MODAG og RIMINI inneholder «lagget» boligprisvekst som høyresidevariabel, slik at det er en betydelig grad av egendynamikk i relasjonen. Denne egendynamikken er viktig for å kunne forklare den mer kortsiktige utviklingen i boligprisene. En mulig teoretisk begrunnelse for å ta med «lagget» boligprisvekst som høyresidevariabel, er at en på denne måten kan få tatt hensyn til tendensen til bakoverskuende forventninger hos konsumentene (såkalte adaptive forventninger). I BUMOD, som er en modell for å anslå den mellomlangsiktige og langsiktige utviklingen i boligmarkedet, ligger det ikke inne slike kortsiktige mekanismer.

5 BUMOD

BUMOD er en dynamisk likevektsmodell som benyttes for å simulere utviklingen i boligmarkedet over en lengre tidsperiode. Modellen er utviklet av Norges Byggforskningsinstitutt og Sosialøkonomisk institutt på Blindern, og er konstruert for å fange opp mellomlangsiktige og langsiktige utviklingstrekk (en foreløpig dokumentasjon er utarbeidet av Barlindhaug og Rødseth (1991)). Finansdepartementet og Kommunal- og arbeidsdepartementet er blant de viktigste brukerne av denne modellen.

I BUMOD behandles boligmarkedet på et svært disaggregert nivå. Tilbudet av boliger deles inn etter seks forskjellige boligtyper, og beholdningen av disse seks boligtypene endres over tid gjennom nybygging og avgang av boliger. Avgangen av boliger kan dels tilskrives fysisk avgang av boliger, og dels ombygging av boliger til en annen boligtype gjennom deling eller sammenslåing av boliger (gis eksogent). På etterspørselssiden tas det hensyn til den demografiske utviklingen gjennom befolkningsprognoser. Konsumentene deles inn etter par og enslige, aktive og passive og etter om de etterspør permanent eller midlertidig bolig. I tillegg deles konsumentene inn etter alder i 10 års intervaller.

Etterspørselen etter de seks boligtypene kan grovt deles inn i tre. Først er det en viss andel av boligene som til enhver tid står tomme. Dette omtales som etterspørselen etter tom bolig, og antas svakt fallende med kostnaden av å sitte med tom bolig. For det andre er det en betydelig andel av boligene som er opptatt av konsumenter som uansett ikke vil flytte, og dette omtales som etterspørsel fra passive konsumenter. Til slutt har vi etterspørselen fra såkalte aktive konsumenter. De aktive konsumentene kan for hver av de seks boligtypene velge mellom eie eller leie, samt at de kan velge å ikke ha egen bolig. Dette gir i alt 13 mulige boalternativer. Fordelingen av de aktive konsumentene på de ulike boalternativene skjer ut fra såkalte valgfrekvenser. Valgfrekvensene bestemmes ut fra variable avledet av nyttefunksjonen[6], og avhenger av disponibel inntekt etter skatt, bokostnad og sparing ved de ulike boalternativene.

---

[5] Boligprisrelasjonen i MODAG og RIMINI er vist nedenfor. Små bokstaver betyr at variabelen er på logaritmisk form og -(.) står for endring i variabelen fra foregående periode. I tillegg til variabelnavnene listet opp i avsnitt 2 inngår: PBOL: Nominell boligpris, KPI: Konsumprisindeksen, Y: disponibel realinntekt for husholdningene, N: Nominell rente, U: Arbeidsledighetsraten, S_i: Sesongdummy.

MODAG: $\Delta(pbol\text{-}kpi) = -2{,}67 + 0{,}44\Delta(pbol\text{-}kpi)_{-1} + 0{,}55\Delta bg - 0{,}32(pbol\text{-}kpi)_{-1} + 0{,}21y_{-1} - 0{,}70(N(1\text{-}T)\text{-}\Delta kpi)_{-1}$

RIMINI: $\Delta\text{-}pbol = 0{,}11 + 1{,}12(\Delta kpi+\Delta kpi_{-1}) + 0{,}28(\Delta pbol\text{-}\Delta kpi\text{-}\Delta y\text{-}\Delta U)_{-1} - 1{,}90(\Delta N\text{-}\Delta T) + 1{,}14\Delta bg_{-1} + 0{,}069[(y+kpi\text{-}pbol\text{-}h)_{-1}+(bg+kpi\text{-}pbol\text{-}h)_{-1}] - 0{,}04(S_1+S_2)$

[6] Nyttefunksjonen som benyttes blir kalt for en «hierarkisk multinomisk logitmodell». Denne er additiv i nytten av boalternativet og nytten av annet forbruk, som igjen avhenger av hva som blir disponibelt til annet forbruk ved det aktuelle boalternativet. Modellen er hierarkisk i den forstand at konsumentene først velger mellom egen bolig eller ikke egen bolig. Dersom en har valgt egen bolig, velger en så mellom eie eller leie. Til slutt velger en mellom de 6 ulike boligtypene.

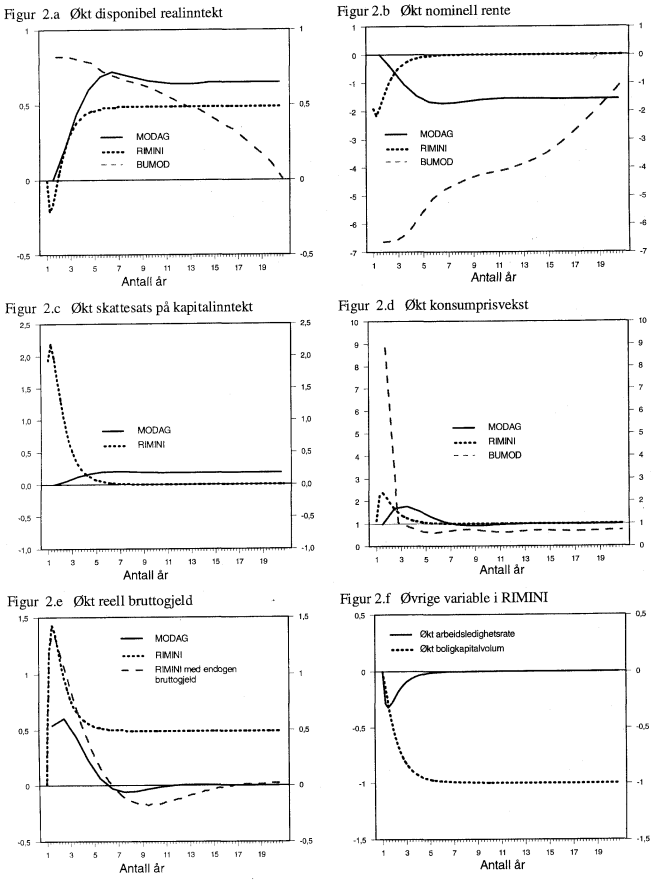
På kort sikt er det etterspørselssiden som bestemmer utviklingen i boligprisene i BUMOD. Ved utgangen av hvert år telles det opp antall boliger av hver type, og antall etterspørrere etter de nevnte kjennetegnene. Boligprisene blir så bestemt som de prisene som gir markedsklarering for de seks ulike boligtypene. I BUMOD vil etterspørselen etter egen bolig fra de aktive konsumentene avhenge av hva som blir disponibelt til annet konsum ved henholdsvis valg av egen bolig og valg av ikke egen bolig. Dersom boligprisene presses opp, f.eks. på grunn av sterkere inntektsvekst, medfører det en høyere totalformue for konsumentene. Dermed går også den såkalte totalinntekten, som inkluderer realavkastningen på formuen, opp. Samtidig som totalinntekten øker, øker også bokostnaden for alle som har egen bolig. Dette skyldes dels at alternativkostnaden av å sitte med kapitalen plassert i boligen øker som følge av høyere boligpriser, og dels det at konsumentene nå vil forvente lavere fremtidig prisgevinst. Mens den økte inntekten isolert sett trekker i retning av at flere ønsker egen bolig, vil den økte bokostnad i noen grad motvirke dette. Siden boligmassen er gitt på kort sikt, blir totaleffekten en marginal økning i realisert etterspørsel etter egen bolig fra de aktive konsumentene, mens etterspørselen etter såkalt tom bolig blir tilsvarende redusert.

Tilbudet av boliger endres over tid i BUMOD gjennom nybygging, ombygging og avgang av boliger. Avgangen av boliger utgjør i BUMOD en fast andel av boligmassen, mens ombyggingen fra en boligtype til en annen gis eksogent. I BUMOD er det egentlig antall fullførte boliger som bestemmes, og ikke antall igangsatte boliger. Antall fullførte boliger i år t blir bestemt ut fra antall fullføringer i år t-1, og av forholdet i år t-2 mellom boligpris og husbanksubsidium på den ene siden og byggekostnadene på den andre. Det tar derfor to år før en prisendring slår ut i det totale tilbudet av boliger i BUMOD.

På lang sikt vil utviklingen i byggekostnadene, med fratrekk for gjennomsnittlig husbanksubsidium siste fem år, fastsette nivået på boligprisene i BUMOD. Både byggekostnadsutviklingen og husbanksubsidiene gis eksogent i modellsimuleringene, og denne modellinputen holdes i all hovedsak uendret over tid. Ulempen med denne løsningen er at en ikke får tatt hensyn til betydningen av endringer i bl.a. inntektsveksten for tomteprisene. På den annen side kan det være en fordel å ha full kontroll over langtidsløsningen.

I BUMOD blir bruktboligprisen bestemt gjennom et relativt komplisert simultant system. En må derfor basere seg på skiftberegninger for å få kartlagt modellens egenskaper. Resultatene av en del slike skift er presentert i tabell 1 og i avsnitt 6, hvor en har forsøkt å gjør dem sammenliknbare med skift i boligprisrelasjonene i MODAG og RIMINI. I BUMOD inngår det mange ikke-lineære likninger. Dette innebærer for det første at effektene av ulike skift vil kunne avhenge av hvilken referansebane en tar utgangspunkt i. Skiftene som er vist i figurene 2.a-2.f er utført med utgangspunkt i referansebanen til Nasjonalbudsjettet 1997. For det andre vil et positivt og et tilsvarende negativt skift ikke nødvendigvis gi samme absolutte utslag i boligprisene. Og for det tredje kan modellen gi veldig kraftige kortsiktige utslag på enkelte skift, noe som igjen kan gjøre det vanskelig for modellen å komme tilbake til langtidsløsningen.

Figur 2 Virkning på nominell boligpris av partielle skift i forklaringsvariable
Prosentvis avvik fra referansebanen



f:databrukerassfirspmk-mod.pre

Også på andre områder skiller BUMOD seg fra de to andre modellene. I BUMOD bestemmes hele seks boligpriser, mens en i MODAG og RIMINI opererer med kun en pris. En aggregert boligprisindeks basert på BUMOD-resultatene kan dannes som et veiet gjennomsnitt av de seks boligprisene, hvor antall boliger av hver kategori benyttes som vekt. Samtidig er det boligprisene ved utgangen av året som bestemmes i BUMOD, mens en i MODAG og RIMINI bestemmer gjennomsnittsprisen for henholdsvis året og kvartalet. I tillegg er enhver modellsimulering på BUMOD en full simulering fra og med basisåret 1980. Modellen er altså ikke kalibrert gjennom de faktiske historiske tallene, slik at prognosene for årene fremover bygger på et noe annet utgangspunkt enn det som ligger bak resultatene fra MODAG og RIMINI.

6 INTERIMMULTIPLIKATORER I MODAG, RIMINI OG BUMOD

Interimmultiplikatorene som er vist i figur 2.a-2.f illustrerer hvordan de *partielle* skiftene i forklaringsfakto-

rene gradvis slår gjennom i den nominelle boligprisen. For eksempel betyr en interimmultiplikator lik 1 at den nominelle boligprisen ligger 1 pst. høyere enn i referansebanen på det gjeldende tidspunktet. Langs den horisontale aksen angis antall år, hvor skiftene utføres i år 1. For BUMOD svarer år 1 til 1996.

a) Disponibel realinntekt

I figur 2.a illustreres betydningen av at inntektsveksten det første året er oppjustert med 1 prosentpoeng sammenliknet med referansebanen. Som det framgår av figuren gir boligprisrelasjonene i MODAG og RIMINI i stor grad sammenfallende resultater både på kort, mellomlang og lang sikt. På mellomlang sikt er også utslagene i BUMOD om lag som for boligprisrelasjonene i MODAG og RIMINI. Over tid vil en imidlertid i BUMOD få effekter via tilbudssiden, slik at boligprisen trekkes tilbake mot referansebanen. Slike effekter ligger ikke inne i MODAG og må foreløpig gis eksogent i RIMINI. Resultatene fra BUMOD tyder imidlertid på at tilbudssideeffektene tar svært lang tid. På denne bakgrunnen synes ikke mangelen på endogen boligkapitalbeholdning i MODAG og RIMINI å være noe stort problem, siden disse modellene først og fremst brukes for å lage prognoser i et kort- og mellomlangsiktig perspektiv.

På bakgrunn av at BUMOD i stor grad er bygget opp i tråd med økonomisk teori, kan det være av interesse å se litt nærmere på de mekanismene som gjør seg gjeldende i denne modellen. I BUMOD vil et varig økt inntektsnivå føre til økt boligetterspørsel fra de aktive konsumentene. Siden boligtilbudet på kort sikt er gitt, vil den økte etterspørselen i første omgang kun slå ut i økte boligpriser. De økte boligprisene vil føre til økt nybygging, og dermed også økt boligbeholdning. I BUMOD tar det to år før boligbeholdningen øker. Effektene på nybyggingen varer ved, og dette bidrar til at boligprisene etter hvert trekkes tilbake mot referansebanen, jf. figur 2.a. På lang sikt vil altså det økte inntektsnivået kun slå ut i økt boligbeholdning i BUMOD, og ikke i endret bokostnad. Bak dette ligger det en forutsetning om at det langsiktige boligprisnivået ikke påvirkes av den økte inntektsveksten. Dette må ses på bakgrunn av at tomtepriser ikke er tatt med i BUMOD, slik at eventuelle langsiktige etterspørselseffekter på tomteprisene ikke fanges opp.

b) Nominell rente

Renten inngår svært forskjellig i de tre modellene. I MODAG benyttes reell lånerente etter skatt som egen forklaringsvariabel, i RIMINI benyttes endring i nominell lånerente og i BUMOD er det realrenten før skatt som benyttes. Skiftet i figur 2.b illustrerer betydningen av en partiell, varig økning i den nominelle renten på 1 prosentpoeng sammenliknet med referansebanen. Skiftet i BUMOD er utført ved at realrenten, som gis eksogent i denne modellen, er økt tilsvarende skiftet i nominell rente. I BUMOD inngår den nominelle renten også i skatteberegningene i modellen. Skiftet er imidlertid utført på en slik måte at denne effekten er holdt utenfor, siden disponibel realinntekt holdes konstant i skiftene i MODAG og RIMINI.

En partiell renteendring får svært forskjellige implikasjoner for boligprisutviklingen i de tre modellene, jf. figur 2.b. I boligprisrelasjonen i RIMINI trekkes boligprisene umiddelbart noe ned som følge av skiftet, men avviket fra referansebanen dempes så raskt mot null. Boligprisrelasjonen i MODAG gir derimot ingen effekter det første året av høyere renter[7], mens en på lang sikt får en negativ effekt. I BUMOD vil effektene på boligprisen dempes på lang sikt, men på mellomlang sikt er virkningen klart sterkere enn i både MODAG og RIMINI.

Ved fulle modellsimuleringer i MODAG og RIMINI vil en renteendring også gi opphav til endringer i enkelte av de øvrige variablene som inngår i boligprisrelasjonen. Slike «følgeeffekter» vil komme i tillegg til de «direkte» (partielle) effektene som er illustrert i figur 2.b. I MODAG vil disse følgeeffektene i stor grad motvirke den direkte langtidseffekten i boligprisrelasjonen, slik at boligprisene på lang sikt blir om lag uendret sammenliknet med referansebanen. Foreløpige simuleringer på RIMINI tyder på at en i denne modellen derimot vil ha en betydelig negativ effekt på boligprisene på lang sikt av et varig økt rentenivå.

c) Skatt på kapitalinntekt

Figur 2.c illustrerer betydningen av en varig økt skattesats fra 28 til 29 pst. I boligprisrelasjonen i MODAG inngår skattesatsen i et multiplikativt ledd sammen med den nominelle lånerenten, slik at effekten av en skatteøkning blir svært liten. I boligprisrelasjonen i RIMINI inngår skattesatsen på samme form, og med samme koeffisient, som den nominelle renten, men den har motsatt fortegn. Økt skattesats får dermed relativt stor positiv effekt på boligprisene på kort sikt i denne modellen, men avviket fra referansebanen avtar så raskt mot null.

For denne variabelen er det vanskelig å gjennomføre et fullt ut sammenliknbart skift i BUMOD. Dersom skattesatsen endres i BUMOD vil dette slå ut i både bokostnaden og disponibel inntekt. Effekten gjennom disponibel inntekt er imidlertid ikke med i skiftet i MODAG og RIMINI, og på denne bakgrunnen er resultatene for BUMOD utelatt i figur 2.c og i tabell 1.

d) Konsumprisveksten

I figur 2.d illustreres betydningen av en økt konsumprisvekst på 1 prosentpoeng det første året. I boligprisrelasjonen i MODAG slår den økte konsumprisveksten umiddelbart fullt ut i boligprisene. Avviket fra referansebanen øker så de neste par årene, slik at realboligprisen også øker. Boligprisrelasjonen i RIMINI reagerer betyde-

[7] Det framgår av Bowitz og Holm (1994) at MODAG på dette punktet avviker fra SSBs kvartalsmodell KVARTS.

lig sterkere enn i MODAG de første årene, mens en på mellomlang sikt får en noe svakere effekt. På lang sikt vil den økte konsumprisveksten slå fullt ut i boligprisene i både MODAG og RIMINI, slik at realboligprisen forblir uendret sammenliknet med referansebanen.

I BUMOD inngår kun realstørrelser. Anslaget for konsumprisveksten inngår derfor ikke direkte i modellen, men benyttes for å lage den eksogene inputen. Dersom alle de nominelle størrelsene justeres tilsvarende den økte konsumprisveksten, vil den eksogene inputen til modellen forbli uendret. I så fall vil heller ikke løsningen for den reelle boligprisen blir endret, dvs. at den nominelle boligprisen momentant vil øke tilsvarende det økte konsumprisnivået. Imidlertid er de nominelle lånerentene holdt fast i konsumprisskiftene i både MODAG og RIMINI, slik at realrenten det første året er redusert som følge av skiftet. Dersom en lar den økte konsumprisveksten slå ut i lavere realrente også i BUMOD, vil en få effekter på boligprisen. Det er dette skiftet som er vist i figur 2.d. Slik modellen nå står vil en i motsetning til de to andre modellene, også få effekter på boligprisen på lang sikt i BUMOD. Dette er ikke tilsiktet, men er et resultat av at modellen ikke finner helt tilbake til langsiktsløsningen. Resultatene for BUMOD viser dessuten at denne modellen på kort sikt er svært følsom for endringer i realrenten. I de «vanlige» kjøringene tar en til en viss grad hensyn til dette ved å benytte et 3-års glidende gjennomsnitt for konsumprisveksten når en beregner realrenten.

e) Reell bruttogjeld

Husholdningenes reelle bruttogjeld inngår som en forklaringsvariabel for boligprisutviklingen i både MODAG og RIMINI. Utviklingen i husholdningenes bruttogjeld er imidlertid endogent bestemt i disse to modellene. I MODAG bestemmes utviklingen i bruttogjelden ut fra utviklingen i sparingen og realinvesteringene. RIMINI inneholder derimot en egen estimert relasjon for utviklingen i husholdningenes gjeld, hvor boligprisen, verdien av boligkapitalbeholdningen, husholdningenes renteutgifter og nominelle inntekter benyttes som forklaringsvariable. Ved fulle modellsimuleringer vil en dermed i begge modellene få tilbakevirkninger på husholdningenes gjeld av endrede boligpriser.

I figur 2.e illustreres effekten av en økt veksttakt på 1 prosentpoeng i husholdningenes reelle bruttogjeld det første året. For både MODAG og RIMINI viser figuren interimmultiplikatorene beregnet ut fra boligprisrelasjonene, slik som for de øvrige skiftene. I tillegg er det for RIMINI også beregnet en skiftbane hvor en har inkludert effektene gjennom bruttogjeld-relasjonen. Denne banen er i figuren angitt som «RIMINI med endogen bruttogjeld». I RIMINI vil bruttogjelden på lang sikt trekkes tilbake mot nivået i referansebanen, og effektene på boligprisen vil dermed gradvis tømmes ut.

I BUMOD inngår ikke husholdningenes bruttogjeld, men det inngår en eksogen variabel for sparingen. Siden inntektene holdes konstante i skiftet i MODAG og RIMINI, kan den økte bruttogjelden ha sin motpost i reduserte realinvesteringer, økte bruttofordringer eller økt konsum. I de to første tilfellene er det bare sammensetningen, og ikke nivået på samlet sparing, som endres. En slik endring har ingen betydning for den eksogene inputen til BUMOD, og påvirker derfor heller ikke boligprisutviklingen ifølge denne modellen. Dersom den økte bruttogjelden helt eller delvis motsvares av økt konsum, medfører dette redusert sparing. Redusert sparing (alt annet likt) vil i BUMOD føre til et positivt skift i etterspørselen etter egen bolig, og dermed til økte boligpriser på helt kort sikt.

f) Øvrige forklaringsvariable

I RIMINI inngår også arbeidsledighetsraten og boligkapitalbeholdningen som forklaringsfaktorer i boligprisrelasjonen. Den partielle betydningen av disse to variablene er vist i figur 2.f. En økning i arbeidsledighetsraten på 1 prosentpoeng vil bidra til å trekke bruktboligprisene ned på kort- og mellomlang sikt, men vil ikke ha noen effekt på lang sikt. Økt boligkapitalvolum vil på sin side slå gradvis sterkere gjennom i boligprisene.

I BUMOD inngår bl.a. reelle langsiktige byggekostnader, husbanksubsidier og ombygging av boliger til andre boligtyper som eksogene variable i modellen. De to første inngår i bestemmelsen av det langsiktige nivået på realboligprisene. I tillegg viser simuleringer at også forutsetningene en gjør angående ombyggingen av boliger til andre boligtyper har betydning for boligprisnivået selv på lang sikt. En varig redusert avgang av boliger vil slik BUMOD nå står gi et varig redusert prisnivå. Denne effekten er ikke tilsiktet, men er et resultat av at de kreftene som skal trekke prisene tilbake mot langsiktsløsningen ikke er tilstrekkelig sterke.

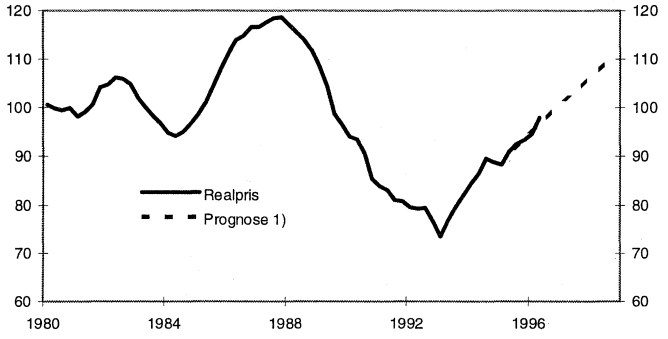
7 OPPSUMMERING

I utarbeidelsen av makroøkonomiske prognoser, herunder også boligprisanslag, baserer Finansdepartementet seg i betydelig grad på MODAG-simuleringer. Det er imidlertid helt nødvendig å vurdere modellresultatene opp mot annen informasjon, bla. tilgjengelig korttidsstatistikk for utviklingen i boligprisene. I tillegg må en ta stilling til i hvilken grad en mener boligprismodelleringen i MODAG fanger opp de relevante drivkreftene bak boligprisutviklingen. Nedenfor følger en presentasjon av modellresultatene fra MODAG basert på tallsettet til Salderingsproposisjonen 1997[8].

På 80- og hittil på 90-tallet har bruktboligprisene vist store, og tildels tiltakende svingninger, jf. figur 3. Etter en markert nedgang ved inngangen til dette 10-året, har

[8] I tallsettet til Salderingsproposisjonen 1997 ble det lagt til grunn en nedgang i de korte pengemarkedsrentene på 1,2 prosentpoeng fra 1996 til 1997. Den 23. januar i år lå denne renten 0,1 prosentpoeng lavere enn det gjennomsnittsnivået som ble lagt til grunn for 1997.

Figur 3 Utviklingen i realprisen på boliger i annenhåndsmarkedet. Prognose for 1996-98. Indeks 1980 = 100



1) Prognosen for 1996-98 er basert på vekstrater fra MODAG-simuleringer utført med utgangspunkt i tallsettet til Salderingsproposisjonen 1997.

boligprisene reelt sett tatt seg opp med hele 35 pst. fra 1. kvartal 1993 til 3. kvartal 1996. Simuleringer på MODAG tyder på at boligprisoppgangen vil fortsette gjennom 1997 og 1998, med en årlig reell prisvekst på gjennomsnittlig 6 pst. for årene 1996-98 sett under ett. I MODAG drives denne oppgangen først og fremst av egendynamikken i boligprisrelasjonen. Dette kan ses på som at det er tidligere endringer i bl.a. inntekter og renter som først nå slår fullt ut gjennom i boligprisene. Utviklingen gjennom prognoseperioden i inntektene, konsumprisene, bruttogjelden og nominell rente bidrar også alle i noen grad til oppgangen i perioden, med et gjennomsnittlig årlig bidrag fra hver av faktorene på om lag 1/2 prosentpoeng. I tillegg bidrar restleddsbruken til at boligprisveksten blir sterkere i 1996 enn i 1995. Dette skyldes at prisveksten i 1995 ble noe lavere enn det modellen ville gitt, noe som korrigeres med et negativt restledd i boligprisrelasjonen dette året. Fra og med 1996 har en imidlertid valgt å benytte nullstilte restledd.

Basert på tallsettet til Salderingsproposisjonen 1997 gir MODAG en reell oppgang i boligprisene på om lag 8 pst. i 1996. Tilgjengelig prisstatistikk for utviklingen i boligprisene tyder imidlertid på en noe sterkere prisoppgang enn det modellen gir. Dette kan skyldes at vi foreløpig ikke har fått det makroøkonomiske bilde på plass (dvs. har «gale» verdier på forklaringsfaktorene i boligprisrelasjonen), men det kan også være et tegn på at modellen undervurderer boligprisveksten for 1996.

Den teoretiske motivasjonen i avsnitt 2 pekte ut rentenivået som en helt sentral variabel i bestemmelsen av boligprisene. Gjennomgangen i avsnitt 6 avdekket videre at rentens betydning var svært forskjellig i MODAG og RIMINI. Dette var kanskje den mest slående forskjellen mellom de to modellene, og avviket på dette punktet er spesielt aktuelt i den situasjonen vi nå befinner oss. På bakgrunn av rentenedgangen de siste par månedene, vil årsgjennomsnittet for de nominelle rentene bli klart lavere i 1997 enn i 1996. I tillegg anslås det også en høyere konsumprisvekst i 1997, slik at realrenten alt i alt vil kunne bli redusert vel 2 1/4 prosentpoeng. I MODAG vil en redusert realrenten i svært liten grad føre til økt boligprisvekst de første par årene. Resultatene fra RIMINI (og dels BUMOD) tyder imidlertid på at en vil kunne få betydelige utslag i boligprisene. På denne bakgrunnen kan en ikke se bort fra at MODAG undervurderer prisveksten i boligmarkedet også for 1997 og 1998[9].

Utgangspunktet for å ta en gjennomgangen av boligprismodelleringen, var at vi ønsket å få et bedre grep om hvilke faktorer som driver boligprisveksten i de tre modellene. Vi var også interessert i å få undersøkt i hvilken grad, og på hvilken måte, modellene skilte seg fra hverandre. Siden Finansdepartementet først og fremst benytter MODAG i utarbeidelsen av makroøkonomiske prognoser, er slik kunnskap av nytte når en skal vurdere rimeligheten av modellresultatene. På bakgrunn av de relativt betydelige forskjellene som avdekkes mellom modellene, kan en spørre seg om en i boligprisrelasjonene i MODAG og RIMINI kanskje i større grad burde ta utgangspunkt i økonomisk teori. På den annen side kunne en ønske seg at BUMOD i større grad klarte å fange opp kortsiktsdynamikken i boligmarkedet. Avslutningsvis kan en vel oppsummere situasjonen med å si at boligprisutviklingen, som mye annet, er svært vanskelig å forutsi. En kan i stor grad peke på hvilke faktorer som er av spesielt stor betydning, men det er betydelig usikkerhet forbudet med hvor raskt, og hvor sterkt, endringer i disse størrelsene vil slå gjennom i boligprisene.

REFERANSER:

Barlindhaug, R. og Rødseth, A. (1991): Brukerdokumentasjon for BUMOD, upublisert foreløpig utgave Norges Byggforskningsinstitutt.

Bowitz, E. og Holm, I. (1993): MODAG. Teknisk dokumentasjon pr. 1.6 1993, Notater 93/26, Statistisk sentralbyrå.

Bowitz, E. og Holm, I. (1994): Nye relasjoner i MODAG, januar 1994. Teknisk dokumentasjon, Notater 94/17, Statistisk sentralbyrå.

Bruce, E. (1995): Dokumentasjonsnotat: BUMOD, upublisert notat Finansdepartementet.

Cappelen, Å. (1992): «MODAG. A macroeconometric model of the Norwegian economy». L. Bergman and Ø. Olsen (red.): Nordic macroeconomic models, North-Holland, Amsterdam 1992.

Eitrheim, Ø. (1993): «En dynamisk modell for boligprisen i RIMINI». Penger og kreditt - 4/93.

Nordvik, V. (1993): Boligpriser og forventningsdannelse, Prosjektrapport nr. 121. Norges Byggforskningsinstitutt.

Rødseth, A. (1987): «Bustadsmarknaden - utviklingstrekk og verkemåte». Sosialøkonomen nr. 11, 1987.

[9] Det arbeides i Statistisk sentralbyrå med en ny boligprisrelasjon hvor renteeffekten trolig vil komme raskere enn den gjør i den nåværende versjonen.

Lektor/adjunkt i sundhedsøkonomi

Ved Odense Universitet, Center for Helsetjenesteforskning og Socialpolitik, er en stilling som lektor/adjunkt i sundhedsøkonomi/mikroøkonomi ledig til besættelse snarest muligt.

Center for Helsetjenesteforskning og Socialpolitik er et tværfagligt institut under Det Samfundsvidenskabelige Fakultet og Det Sundhedsvidenskabelige Fakultet. Centret har specialiseret sig indenfor socialpolitik, sundhedsøkonomi og ældreforskning. Den, der ansættes i denne stilling, tilknyttes den sundhedsøkonomiske enhed.

Stillingen omfatter:

- Forskning inden for sundhedsøkonomi og sundhedspolitik, herunder teorier om planlægning og regulering af sundhedssektorens aktiviteter.
- Undervisning i sundhedsøkonomi, mikroøkonomi og offentlig økonomi på økonomiske bachelor- og kandidatuddannelser ved Odense Universitet, samt tilsvarende fag under 'Åben uddannelse'.
- Vejledning af studerende på ovennævnte uddannelser i forbindelse med projektarbejde, seminarer og hovedopgaver.
- Vejledning og undervisning af centrets Ph.D. studerende.
- Deltagelse i centrets administrative arbejde.

Stillingen ønskes besat med en person, som ud fra et økonomisk synspunkt har arbejdet med problemstillinger indenfor sundhedsøkonomi, eller som har arbejdet med generelle økonomiske problemstillinger og er interesseret i fremover at forske i sundhedsøkonomiske problemstillinger.

Der vil ved bedømmelsen blive lagt vægt på dokumenteret forskning inden for sundhedsøkonomi, sundhedspolitik, mikroøkonomi og velfærdsøkonomi og/eller metodefag som f.eks. økonometri og planlægningsmetoder. Endvidere lægges der vægt på erfaring i tværfagligt samarbejde og internationalt forskningssamarbejde.

Der forudsættes videnskabelige kvalifikationer svarende til, hvad der kan opnås på grundlag af ansættelse som adjunkt. Ansøgere skal dokumentere videnskabelige kvalifikationer på internationalt niveau indenfor stillingsområdet, og ansøgere skal angive på hvilket grundlag videnskabelige, undervisningsmæssige og evt. andre kvalifikationer ønskes bedømt.

Såfremt der ikke er kvalificerede ansøgere til lektorstillingen, kan stillingen besættes som adjunkt for en 3 årig periode. Ansættelsen som adjunkt forudsætter videnskabelige kvalifikationer som Ph.D. i national- eller erhvervsøkonomi eller tilsvarende videnskabelige kvalifikationer. Det skal fremgå af ansøgningen, hvorvidt man er interesseret i adjunktansættelse.

For adjunkter er der i stillingsstrukturen en bestemmelse om, at de ved ansættelsen ikke bør have en kandidatalder på over 8 år, med mindre særlige forhold gør sig gældende.

Ansøgere skal medsende en nummereret publikationsliste og anføre, hvilke 5–10 videnskabelige arbejder de ønsker at påberåbe sig.

Endvidere skal der vedlægges en fortegnelse over samtlige bilag, og hvert af bilagene skal være nummereret og mærket med ansøgerens navn.Bilag skal være samlet sætvis.

Indkomne ansøgninger bedømmes af et fagkyndigt udvalg, hvis indstilling i sin helhed vil blive sendt til samtlige ansøgere.

Bedømmelsesudvalget kan kræve yderligere materiale inddraget, som det i givet fald påhviler ansøgeren at tilvejebringe.

Det Samfundsvidenskabelige Fakultet ser meget gerne ansøgninger fra kvindelige ansøgere.

Ansættelsen finder sted i henhold til overenskomst mellem Finansministeriet og AC med tilhørende cirkulære til stillingsstrukturen for undervisere og videnskabeligt personale ved de højere uddannelsesinstitutioner.

Yderligere oplysninger om stillingen samt Centrets sundhedsøkonomiske forskningsplan kan fås ved henvendelse til kontorfuldmægtig Inger Pedersen, tlf. 65573032.

Ansøgning mærket «Stillingsnr. 341/577-975044« og bilag, incl. curriculum vitae og relevante publikationer i tre eksemplarer, skal være Fakultetssekretariatet i hænde senest den 2. april 1997 kl. 12.00

UNIVERSITAS ODENSIENSIS

Odense Universitet

Campusvej 55 DK-5230 Odense M
Tlf. 66 15 86 00 Fax 66 15 84 28

NORGES FORSIKRINGSFORBUND

NORGES FORSIKRINGSFORBUND er en næringsorganisasjon for forsikringsselskaper i Norge. Forsikringsforbundet har som formål å ivareta forsikringsnæringens interesser utad i næringspolitiske spørsmål, utføre arbeidsoppgaver og gjennomføre prosjekter av felles interesse for næringen samt å yte service overfor medlemmene innenfor bl.a. forsikringsfaglige, juridiske, økonomiske og statistiske saksområder. Norges Forsikringsforbund har 55 ansatte og holder til i Forsikringens Hus på Drammensveien i Oslo.

Aktuar

Vi skal ansette en aktuar, som skal ha *skadeforsikring* som hovedansvarsområde. Vi søker derfor en aktuar eller cand. scient, med aktuarkompetanse. Også en cand. scient med statistikk som hovedfag, uten aktuarkompetanse, men med interesse for forsikringsspørsmål inviteres til å søke.

Stillingen passer for en kandidat med noe erfaring, men også nyutdannete kandidater eller kandidater som blir ferdig våren 1997 oppfordres til å søke.

Stillingen gir god kontakt med aktuarer og statistikere i de fleste forsikringsselskaper, og er velegnet for en analytisk og selvstendig person som ønsker å skaffe seg en omfattende bransjekunnskap.

Lønn og tittel etter kvalifikasjoner.

Ytterligere opplysninger om stillingen kan fåes ved henvendelse til sjefaktuar Tor Eivind Høyland (tlf 22048626) eller direktør Georg Harbitz (tlf 22048622).

Søknad sendes, Norges Forsikringsforbund postboks 2473 Solli, 0202 Oslo innen 15. mars 1997.

Sosial-/siviløkonom

Ved vår næringspolitiske avdeling vil det bli ledig stilling for sosialøkonom eller siviløkonom. Det legges vekt på generell samfunnsøkonomisk kompetanse, men det er også ønskelig at vedkommende som tilsettes har kompetanse innenfor bedriftsøkonomi og finans. Stillingen vil bl.a. by på følgende arbeidsfelt:

- Analyser av utviklingstrekk i norske og internasjonale finansmarkeder og samfunnsøkonomiske forhold av betydning for forsikringsnæringen.
- Analyser av regnskaps- og nøkkeltall, herunder kostnads-, avkastnings- og konkurranseforhold i forsikring og andre deler av finansnæringen.
- Analyser av forholdet mellom offentlige og private pensjonsordninger.

Det søkes primært etter person med yrkeserfaring fra fagøkonomisk miljø, men nyutdannede kan også søke. Lønn og tittel etter kvalifikasjoner.

Ytterligere opplysninger om stillingen kan fåes ved henvendelse til sjeføkonom Bernt Zakariassen (22 04 85 05).

Søknad sendes: Norges Forsikringsforbund postboks 2473 Solli, 0202 Oslo innen 1. mars 1997.

1908

Redaktør:
Torstein Bye

Redaksjon:
Tom Bernhardsen
Jan Morten Dyrstad
Nils-Henrik M. von der Fehr
Kjell Gunnar Salvanes
Lars Sørgard
Jon Vislie
Produksjonskonsulent:
Inger Kurås

•

Utgitt av
Sosialøkonomenes
Forening
Leder: Stein B. Hauglid
Generalsekretær
Birgit Laudal

•

Besøksadresse:
Skippergt. 33
0154 OSLO
Postadresse:
Postboks 8872
Youngstorget
0028 OSLO
Telefon 22 41 32 90
Telefax 22 41 32 93
Postgiro: 0813 5167887
Bankgiro: 6001.05.13408

•

Utkommer med 10 nummer pr. år, den 15. i hver måned unntatt juli og august.

Abonnement kr 500,–
Studentabonnement
kr 240,–
Enkeltnr. kr 75,– inkl. porto.

ANNONSEPRISER
(ekskl m v a):
1/1 side ..... kr. 4 500,–
3/4 side ..... kr. 4 000,–
1/2 side ..... kr. 3 500,–
Byråprovisjon 10%

Frist for annonser:
Den 5. i hver måned.

Trykt i offset.
Grafisk Hus a/s, Bergen

1-BLAD Retur: Sosialøkonomen,
P.b. 8872 Youngstorget
0028 OSLO

KØBENHAVNS UNIVERSITET

Danske Bank - Professorat

Professorat i international økonomi

Ved Økonomisk Institut under Det samfundsvidenskabelige Fakultet, Københavns Universitet er et 3-5 årigt professorat i international økonomi ledigt til besættelse snarest.

Der kræves videnskabelige kvalifikationer i international økonomi, herunder international monetær økonomi.

DANSKE BANK - PROFESSORATET hviler på stipendiemidler fra Den Danske Bank og indebærer fuld individuel forskningsfrihed inden for ovennævnte område.

Stillingen indebærer forpligtelse til:
- forskning inden for ovennævnte fagområde
- varetagelse af vejlednings- og undervisningsopgaver ved Økonomisk Institut inden for ovennævnte fagområde på såvel kandidat- som Ph.D.-uddannelsen svarende til halvdelen af den normale arbejdsforpligtelse til undervisning og administration. Danske Bank Professoren kan kun efter særlig aftale pålægges/påtage sig egentlige administrative forpligtelser på universitetet ud over, hvad der følger af selve arbejdet. Det forventes, at der efter nøjere aftale undervises/holdes indlæg i Den Danske Bank i begrænset omfang.

Universitetet finansierer normale udgifter for et professorat til tjenesterejser, kontorhold m.v. Herudover bevilger Den Danske Bank efter nøjere retningslinier et drifttilskud på op til 150.000 kr. årligt.

Rammeaftale mellem Københavns Universitet og Den Danske Bank kan rekvireres fra Det samfundsvidenskabelige Fakultet, tlf. +45 35 32 35 35, e-mail: cha@adm.ku.dk.

Yderligere oplysninger om stillingen kan indhentes fra institutleder Troels Østergaard Sørensen, Økonomisk Institut, Studiestræde 6, 1455 København K., tlf. +45 35 32 30 40, e-mail: okosto@pc.ibt.dk.

En ansøgning skal indeholde oplysninger om ansøgerens:
- uddannelser
- ansættelser
- undervisningserfaring
- forskningserfaring
- deltagelse i internationalt fagligt samarbejde.

Ansøgerne skal indsende en udtømmende publikationsliste og skal samtidig angive, hvilke arbejder de ønsker at påberåbe sig f.eks. angivet med *-markering på publikationslisten. Der kan markeres op til 10 publikationer. Ansøgeren kan ikke kræve, at bedømmelsesudvalget ser bort fra publikationer, der ikke er påberåbt. De påberåbte publikationer skal indsendes i 5 eksemplarer samtidig med ansøgningen. Hvis bedømmelsesudvalget finder det nødvendigt at inddrage materiale, som ansøgeren ikke selv har påberåbt, underrettes ansøgeren. 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. De fremsendte bilag ønskes nummereret, mærket med ansøgerens navn og samlet sætvis.

Ansættelse finder sted efter overenskomst mellem Finansministeriet og vedkommende faglige organisation. Den samlede løn udgør inklusive det almindelige professortillæg kr. 476.551,16 årligt.

Opmærksomheden henledes på, at bedømmelsesudvalgets sammensætning vil blive meddelt ansøgerne, og dets indstilling i sin helhed vil blive tilsendt ansøgerne; indstillingen er fortrolig for så vidt angår medansøgere.

Ansøgninger stiles til rektor for Københavns Universitet og fremsendes under angivelse af j.nr. 02-211-25/96 til:

Det samfundsvidenskabelige Fakultet
St. Kannikestræde 13
Postboks 2177
1017 København K

således at de er fakultetssekretariatet i hænde senest mandag den 3. marts 1997, kl. 12.00.

KØBENHAVNS UNIVERSITET