


Økonomiske analyser

Nr. 8 – 1992



Konjunkturbildet

Artikler:

Arbeidsledighet og uførepensjon

Prisindekser for boligmarkedet

**Produktivitet og sysselsetting i et regionalt
perspektiv**

Distriktsskatteloven

Statistisk sentralbyrå

Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo – Tlf. (02) 86 45 00

Økonomiske analyser

utgis av Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå og utkommer med 9 nummer i året. Innholdet omfatter nye nasjonalregnskapstall, oversikter over konjunkturutviklingen i Norge og i utlandet og artikkelstoff med samfunnsøkonomisk innhold. Første nummer hvert år inneholder Økonomisk utsyn over året som gikk.

Economic Survey

Utvalgte deler av Økonomiske analyser utgis også på engelsk. Economic Survey utkommer fire ganger i året. Innholdet omfatter økonomisk utsyn over året som gikk, kvartalsvise konjunkturoversikter og utvalgte artikler. Economic Survey nr. 1 inneholder en engelsk oversettelse av utvalgte deler av Økonomisk utsyn.

Redaksjon: Olav Bjerkholt (ansv.), Ådne Cappelen, Eystein Gjelsvik, Olav Ljones, Øystein Olsen, Tor Skoglund

Redaksjonssekretærer: Wenche Drzwi (artikkelstoff), Lisbeth Lerskau (konjunkturoversikter mv.).

Redaksjonen kan kontaktes på

Adresse: Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo
Tlf.: (02) 86 45 00
Telefax: (02) 11 12 38

Økonomiske analyser (ØA) og Economic Survey (ES) kan bestilles i abonnement fra SSB, Salg- og abonnementservice.

Pris for årsabonnement	(ØA) kr. 310,-
" " "	(ES) kr. 120,-

Publikasjonene kan også kjøpes i løssalg fra SSB og alle bokhandlere i Norge.

Pris for ØA 1/92	kr. 60,-
– for øvrige nummer	kr. 50,-
Pris for ES er	kr. 40,-

Akademika – Avdeling for offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep.
0033 Oslo

Tel.: (02) 11 67 70
Telefax: (02) 42 05 51

Økonomiske analyser

Nr. 8 – 1992

INNHOLD

	Side
Konjunkturbildet	3
Artikler:	
<i>Einar Bowitz:</i> Arbeidsledighet og uførepensjon.....	7
<i>Kurt Åge Wass:</i> Prisindekser for boligmarkedet.....	14
<i>Klaus Mohn:</i> Industrien i REGARD: Produktivitet og sysselsetting i et regionalt perspektiv	21
<i>Per Morten Holt:</i> Distriktsskatteloven.....	28
Tabell- og diagramvedlegg.....	33

Statistisk sentralbyrå

Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo – Tlf. (02) 86 45 00

Publiseringsplan for Økonomiske analyser 1992

Publiseringsmåned ¹⁾	Innhold	Siste regnskapsperiode
februar	Økonomisk utsyn	4.kv. 1991 (anslag)
mars	Artikler	-
april	Nasjonalregnskap	året 1990
mai	Nasjonalregnskap	4. kv. 1991 og året 1991
juni	Konjunkturtendensene	1. kv. 1992
september	Konjunkturtendensene	2. kv. 1992
oktober	Artikler	-
november	Artikler	-
desember	Konjunkturtendensene	3.kv. 1992

1) Økonomiske analyser utgis normalt første torsdag i publiseringsmånenen.

Konjunkturbildet

inneholder en gjennomgang av den aktuelle konjunktursituasjonen i norsk og internasjonal økonomi. Fremstillingen bygger på SSB's økonomiske korttidsstatistikk og annen tilgjengelig informasjon. Tallgrunnlaget er dermed mindre omfattende enn ved utarbeidingen av de kvartalsvise Konjunkturrapportene. Innholdet kan fritt gjengis dersom SSB oppgis som kilde. Neste utgave av Konjunkturtendensene med tall fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR) blir publisert i begynnelsen av desember. Spørsmål om konjunkturutviklingen i Norge og utlandet kan rettes til Knut Moum eller Øystein Olsen.

Arbeidet med denne rapporten ble avsluttet 3. november 1992.

Konjunkturbildet

November 1992

- * Reduserte vekstanslag internasjonalt
 - rentenivået på vei ned
- * Sterk økning i oljeinvesteringene gir vekst i industriproduksjonen
- * Arbeidsledigheten fortsetter å øke

Internasjonal økonomi

Forholdene i det europeiske valutamarkedet stabiliserte seg i løpet av oktober, og flere land har sett en viss nedgang i rentenivået. Den tyske tre-måneders eurorenten endret seg riktignok lite siste måned, etter en viss nedgang gjennom september. Renten på 5 års statsobligasjoner fortsatte imidlertid å gå noe ned, og lå ved utgangen av oktober et halvt prosentpoeng lavere enn en måned tidligere. Etter frikoplingen fra ERM den 16. september har tre-måneders renten på britiske pund falt med 4,5 prosentpoeng, til et nivå 3 prosentpoeng lavere enn da valutauroen startet. Også de nordiske rentene (utenom de danske) har falt markert siste måned. Mens norske og svenske tre-måneders renter ved utgangen av oktober fortsatt lå 1/2 - 3/4 prosentpoeng over nivået gjennom første halvår i år, lå den tilsvarende finske renten 2 prosentpoeng under.

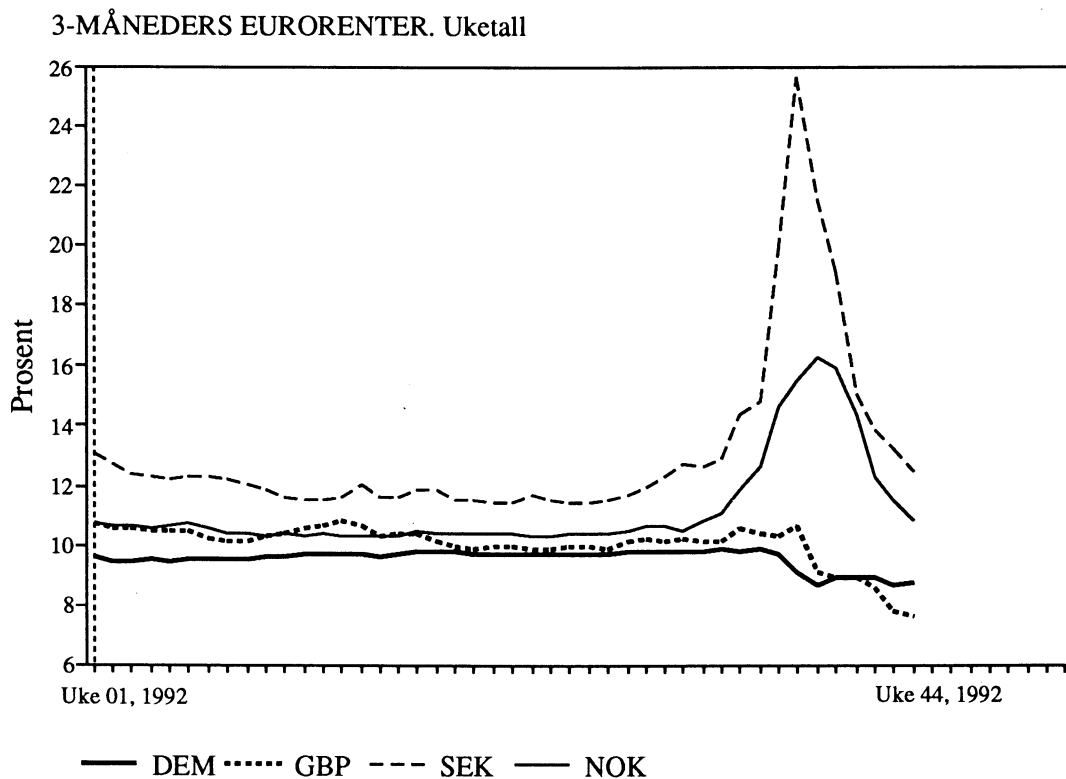
Nedgangen i det tyske rentenivået og forventninger om at det likevel ikke kommer ytterligere kutt i de korte rentene i USA har bidratt til en viss styrking av amerikanske dollar i forhold til ecu-valutaene. Ytterligere reduksjon i renteforskjellen mellom Europa og USA i 1993 vil isolert sett bidra til en videre styrking av dollaren neste år, og dermed bedre europeiske produsenters konkurransevne i det amerikanske markedet. Dette vil etterhvert øke virkningene for de europeiske økonomiene av vekst i USA. Det er imidlertid fortsatt usikkert når oppgangen i amerikansk økonomi vil skyte fart. Riktignok er veksten i USAs BNP i 3. kvartal i år foreløpig anslått til 2,7 prosent, men korttidsindikatorerne gir et noe sprikende bilde av utviklingen, og det argumenteres for at det første 3. kvartalsanslaget vil bli justert ned.

I Tyskland har de fem tyske prognoseinstituttene

nylig lagt frem nye prognoser for 1992 og 1993. Anslaget for veksten i BNP i Vest-Tyskland på 1 prosent for inneværende år er ikke endret, men utsiktene for 1993 vurderes som vesentlig svakere enn tidligere antatt. De fem instituttene regner nå med at veksten fra 1992 til 1993 ikke vil bli høyere enn en halv prosent, og dette anslaget er betinget av en nedgang i det tyske rentenivået gjennom de neste 14 månedene på i størrelsesorden 2 prosentpoeng.

Også i *Storbritannia* ser utsiktene for økonomisk vekst ut til å være svekket. Selv om pundets frikopling fra ERM har gjort det mulig å senke rentenivået, vil depresieringen av valutaen bidra til en høyere prisstigning de neste par årene enn det en tidligere kunne forvente. Samtidig er det skapt usikkerhet om innretningen av pengepolitikken. London Business School legger i sin siste oktoberanalyse til grunn at konjunkturbunnen ikke blir nådd før i 1. kvartal 1993.

I *Sverige* ble regjeringen og det sosialdemokratiske partiet i september enige om en rekke tiltak for å begrense det strukturelle underskuddet i offentlige budsjetter, styrke næringslivets konkurransevne og motvirke veksten i arbeidsledigheten (se "Konjunkturbildet" i ØA nr. 7 1992). Tiltakene vil isolert sett ha en kontraktiv effekt på svensk økonomi i 1993, og både Konjunkturinstituttet og regjeringen har nylig nedjustert sine anslag for den økonomiske veksten neste år. Mens flere prognosemiljøer så sent som i juni regnet med positiv vekst i 1993, innebærer de nyeste prognosene en nedgang i BNP på om lag 1,5 prosent. Først i 1994 regnes det med en eksportledet oppgang i samlet produksjon, mens innenlandsk etterspørsel antas fortsatt å utvikle seg svakt.



Kilde: Norges Bank

Også i *Danmark* er anslagene for den økonomiske veksten i 1993 justert ned. I løpet av den siste måneden er det dermed kommet nye prognoser for fire av Norges viktigste handelspartnere som innebærer tildels betydelige nedjusteringer av forventet vekst neste år. Selv om en nedgang i det tyske rentenivået av det omfang som er lagt til grunn av de fem tyske instituttene kan trekke veksten noe opp i flere europeiske land, innebærer de siste vekstanslagene en betydelig forverring av utsiktene for tradisjonell norsk eksport neste år.

på 3-4 prosent i 1992. Tildels sterk prisnedgang på flere produkter i 1992 vil imidlertid trolig gi nedgang i verdien av den tradisjonelle vareeksporten fra 1991 til 1992; i 3. kvartal i år lå prisene på slike varer i gjennomsnitt 8,5 prosent lavere enn på samme tid i fjor.

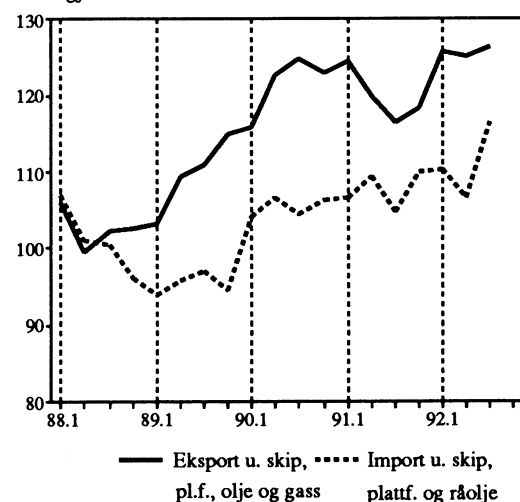
Foreløpige og usikre tall fra *utenriksregnskapet* viser et overskudd på driftsregnskapet overfor utlandet på 8,9 milliarder kroner i de syv første månedene i 1992, en nedgang på 13,6 milliarder fra den samme perioden i 1991. I tillegg til nedgang i

Norsk økonomi

De svake internasjonale konjunktorene setter også i innværende år sitt klare preg på norsk økonomi. Ifølge *handelsstatistikken* førte prisfall på flere viktige norske eksportprodukter til at den samlede verdien av varer (uten skip og oljeplattformer) i de tre første kvartalene i 1992 lå om lag 1 milliard kroner lavere enn i samme periode i 1991. For petroleumseksporten har de lavere prisene i 1992 blitt mer enn motvirket av økt eksportvolum av råolje.

Eksportvolumet av tradisjonelle varer har endret seg forholdsvis lite gjennom store deler av 1992. På grunn av overheng som følge av opptrappingen av eksportkapasiteten for raffinerte oljeprodukter etter vedlikeholdsarbeider på Mongstad, ligger det likevel an til en volumvekst i denne delen av eksporten

UTENRIKSHANDEL MED TRADISJONELLE VARER
Sesongjustert volumindeks. 1988=100

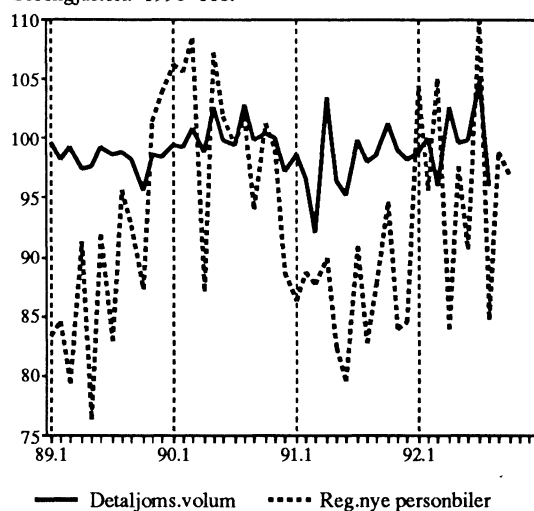


eksportprisene og økt import, skyldes vel en fjerdedel av reduksjonen i driftsoverskuddet til og med juli i år, økte utbetalinger av aksjeutbytte fra oljeselskaper til utenlandske eiere. Disse utbetalingene finner normalt sted i første halvår, og de siste oppgavene tyder på at dette er tilfellet også i år.

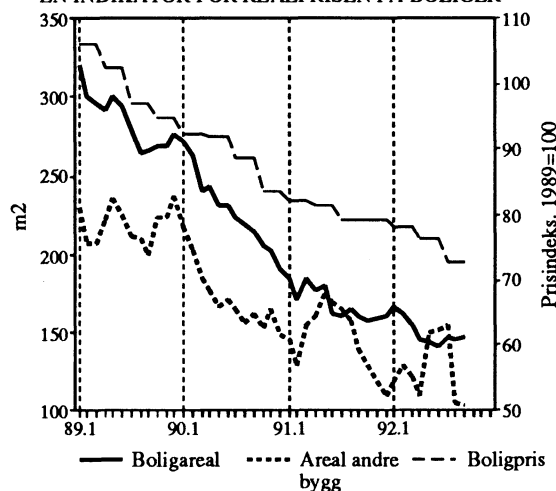
Etter at de norske pengemarkedsrentene ble dratt kraftig oppover av uroen i europeiske penge- og valutamarkeder i slutten av september og i begynnelsen av oktober, har rentenivået i Norge fulgt med internasjonale renter ned igjen, og ligger nå (2. november) nær nivået fra august i år, men over nivået i første halvår. Utviklingen gjennom de siste ukene skyldes først og fremst at presset mot svenske kroner ser ut til å ha stoppet opp, men en viss nedadgående tendens i det tyske rentenivået har trolig også spilt inn. Nedgangen i de norske pengemarkedsrentene var sterkt medvirkende til at Norges Bank med virkning fra 2. november senket "gulvet i pengemarkedet" - dagslånsrenten til private banker - til 10,5 prosent. Samtidig ble renten på bankenes innskudd i Norges Bank, den såkalte kreditrenten, satt ned ytterligere til 9,5 prosent, etter at den ble senket fra 11 til 10 prosent noen dager i forveien. Disse tiltakene fra Norges Banks side må også ses i lys av at det i perioden fra 30. september til 29. oktober ble registrert en valutainngang på om lag 15,5 milliarder kroner, vel 4 milliarder kroner mer enn valutaavgangen måneden før.

Med en såpass rask tilbakevending til et lavere rentenivå, er det grunn til å anta at innenlandsk etterpørsel i Norge bare i liten grad er blitt påvirket i negativ retning av den internasjonale renteuoen. Det er imidlertid for tidlig å trekke klare konklusjoner på dette punktet. De nyeste oppgavene fra korttidsstatistikken refererer seg fortsatt til perioden før valutauroen startet, og gir ikke et entydig bilde av etterspørselsutviklingen gjennom sommermånedene. *Detaljomsætningsvolumet* (sesongjustert) gikk

DETALJOMSETNING
Sesongjustert. 1990=100.



IGANGSATT BOLIGAREAL (EKSKL. OSLO) OG
EN INDIKATOR FOR REALPRISEN PÅ BOLIGER

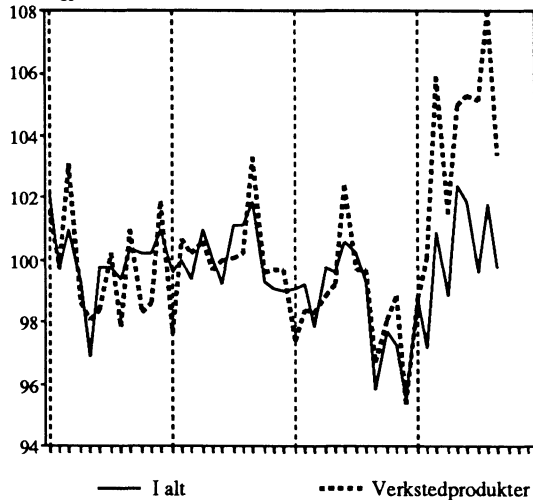


Kilde: Norges Eiendomsmeglerforbund/ECON
Byggeanalyser A/S og Statistisk sentralbyrå

kraftig tilbake i august. På grunn av en klar økning gjennom første halvår 1992, lå varekonsumet ifølge denne indikatoren likevel 2,3 prosent høyere i de åtte første månedene 1992 enn i samme tidsrom i fjor.

Nedgangen i *byggevirksomheten* er i ferd med å flate ut. De siste oppgaver fra byggarealstatistikken er ufullstendige fordi Oslo er holdt utenfor på grunn av registreringsproblemer. Utviklingen i igangsatt areal for resten av landet gir nå klarere signaler enn før om at fallet i igangsatt boligareal er i ferd med å stoppe opp. Det er imidlertid ikke grunn til å vente noe markert oppsving i byggevirksomheten, hverken for bolig eller næringsbygg i nærmeste fremtid. Det høye rentenivået bidrar klart til å bremse byggeaktiviteten. For næringsbygg er det fortsatt en betydelig overkapasitet, og med fortsatt fall i prisene på bruktboliger (se figur) kan det ventes fortsatt lave igangsettingstall en god tid fremover.

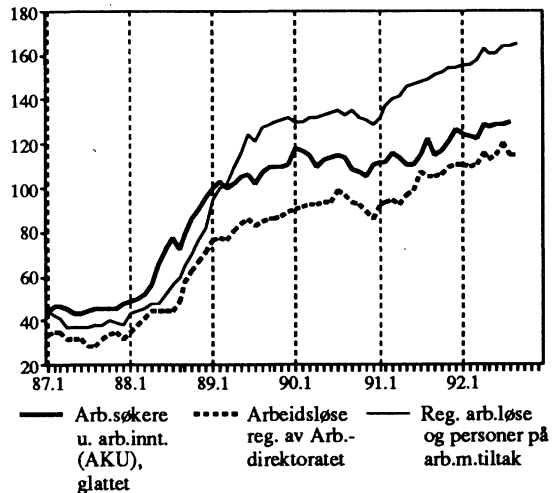
I *Nasjonalbudsjettet* som ble lagt frem i begynnelsen av oktober, kom regjeringen med nye anslag for veksten i *offentlig etterspørsel* i 1992 og i 1993. Offentlig konsum vil ifølge regjeringens fremskrivning øke med 1 prosent fra 1992 til 1993, etter en anslått vekst på 3,0 prosent i 1992. For bruttoinvesteringer i offentlig forvaltning regnes det i nasjonalbudsjettet med en nedgang på rundt 1 prosent i 1993, når en tar hensyn til føringsmessige endringer for Luftfartsverket (nettoføring). Uten denne omleggingen ville anslaget på veksten i bruttoinvesteringene i offentlig forvaltning i 1993 ha vært (+)1,2 prosent. Likevel innebærer nasjonalbudsjettets anslag på offentlige utgifter klart lavere vekstimpulser til økonomien neste år enn lagt til grunn i våre prognoser fra september i år (se ØA nr. 6 1992). Selv om det er en tendens til at offentlig etterspørsel vokser sterkere enn lagt til grunn i nasjonalbudsjettene, trekker det nylig fremlagte budsjettet isolert sett i retning av en viss nedjustering av vår tidligere

INDUSTRIPRODUKSJON
Sesongjustert. 1990=100.

Kilde: SSB

prognose på 2 prosent vekst i etterspørselen fra fastlands-Norge fra 1992 til 1993.

Mens et sterkere oppsving i fastlandsetterpørselen fortsatt kan la vente på seg, bidrar *investeringsaktiviteten i oljevirkksomheten* fortsatt med sterke vekstimpulser til den øvrige produksjonsvirkksomheten i Norge. Den sterke veksten i oljeinvesteringene de siste par årene har ført til sterk produksjonsøkning i deler av næringslivet, spesielt i verkstedsindustrien. Dette har motvirket en svak utvikling i den tradisjonelle norske eksportindustrien, og bidrar til at industriproduksjonen totalt trolig vil vise vekst fra 1991 til 1992. Investeringene i Nordsjøen vil ifølge SSBs siste investeringstilling vise ny sterk økning neste år - 13 prosent i verdi. Dette kan "redde" produksjonsveksten i fastlands-

ARBEIDSLEDIGE, 1000 PERSONER
Sesongjusterte månedstall

Kilde: SSB.

økonomien. I nasjonalbudsjettet er anslaget for veksten i fastlands-Norges BNP fra 1992 til 1993 1,8 prosent, ett prosentpoeng lavere enn i vår september-prognose.

SSBs arbeidskraftundersøkelse (AKU) for 3. kvartal i år viser at det totale tallet på sysselsatte holder seg forholdsvis stabilt. En viss registrert økning i sysselsettingen i industrien representerer et brudd med en langvarig trend, men kan skyldes tilfeldige utslag. På grunn av økning i arbeidstilbudet, fortsatte arbeidsledigheten - antall arbeidssøkere ifølge AKU - å øke i 3. kvartal. Summen av antall registrert ledige ved arbeidskontorene og personer på arbeidsmarkedstiltak har også fortsatt å peke oppover.

Arbeidsledighet og uførepensjon

Av

Einar Bowitz

Artikkelen presenterer resultater fra en analyse av sammenhengen mellom økonomiske variable og antall uførepensjonister. En konklusjon er at uføretilgangen avhenger positivt av nivået på (langtids-)ledigheten. Undersøkelsen gir liten støtte til en hypotese om at økninger i nivået på uførepensjonen (i forhold til lønn) har vært en vesentlig årsaksfaktor til økningen i antall uførepensjonister på 1980-tallet. Men den økte uføretilgangen på 1980-tallet kan bare et stykke på vei tilskrives at ledigheten i 1980-årene var høyere enn ved utgangen av 1970-årene. Selv med en ledighet på 1979-nivå (2 prosent) ville tallet på uførepensjonister steget betydelig i 1980-årene.

1. Innledning

Antall uførepensjonister har steget sterkt det siste tiåret, noe som har vakt bekymring av flere årsaker. Dels medfører utstrakt uførepensjonering at arbeidsstyrken går ned, slik at samfunnets forsørgelsesbyrde (forholdet mellom ikke yrkesaktive og yrkesaktive) øker. Et speilbilde av dette er at utgiftene til uførepensjon er gått sterkt opp. Det er bekymringsfullt også av statsfinansielle hensyn. Økte utgifter kan også gjøre det nødvendig med et økt skattenivå. Det gir for det første lavere disponible inntekter for de yrkesaktive, men kan også medføre uønskede prisvridninger.

Denne artikkelen gir en oppsummering av en analyse av offentlige stønader til husholdningene (Bowitz, 1992) der bl.a. tilgangen til uførepensjon er analysert. Denne analysen er utført på aggregerte tidsserier for antall uførepensjonister, uføretilgang etc., i motsetning til de fleste tidligere undersøkelser i Norge. Begge tilnærmingene har fordeler og ulemper. Bruk av tidsseriedata gjør det mulig å studere eventuelle effekter på tilgangen av uførepensjonister av de store variasjonene som har funnet sted bl.a. i arbeidsledigheten det siste tiåret. Bruk av mikrodata (individdata) innhentet i en relativt kort periode vil ofte gjøre det mulig å ha et større antall forklaringsvariable, mens det har vist seg vanskelig å modellere variasjoner over lengre tidsrom i sentrale variable. Den valgte metoden med bruk av aggregerte tidsserier har også gjort det relativt enkelt å integrere resultatene fra undersøkelsen i makroøkonomiske analyser. Simuleringsmodellen som ble utviklet ved denne undersøkelsen er nå en del av Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell MODAG.

2. Historisk utvikling

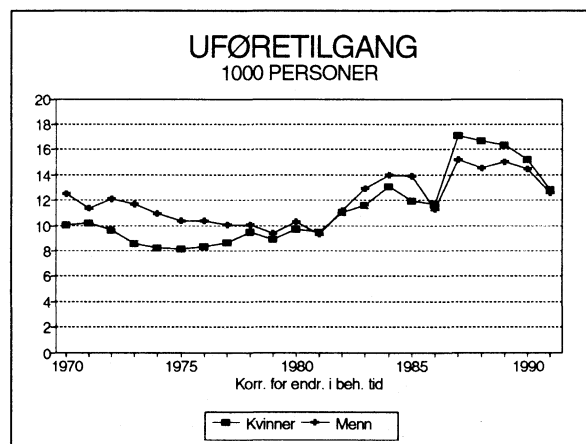
Antall uførepensjonister har økt i hele perioden 1970-1990, og var ved utgangen av 1991 239 000

personer. Antall uføre bestemmes både av tilgang og gjennomsnittlig varighet på uføreperioden. Varigheten har økt både som følge av redusert dødelighet blant de uføre og at uføretilgangen blant yngre aldersgrupper har økt. Dette er nærmere analysert i avsnitt 6.

Tilgangen (brutto) lå årlig på noe under 20 000 i andre halvdel av 1970-tallet, men steg betydelig på 1980-tallet, særlig etter 1986. Veksten i antall uførepensjonister og i tilgangen har vært sterkest for kvinner, jfr. figur 1.

Tilgangsratene for kvinner har gjennomgående vært høyere enn for menn for de yngre aldersgruppene, men har vært lavere for de to eldste, jfr. tabell 1. Økningen fra 1970 til 1990 har vært størst for kvinner, for alle aldersgruppene. Det er for kvinnegruppen 40-49 år økningen har vært sterkest. Det var imidlertid en tendens til avtakende tilgangsrater på begynnelsen av 1970-tallet. Denne tendensen finner vi både for kvinner og for menn; særlig var nedgangen markert for kvinner over 60 år. Nedgangen i tilgangsratene var noe mindre for kvinner enn for menn for hele perioden 1970-1980, men nedgangen i begynnelsen av 1970-tallet var større enn for menn.

Figur 1.



Tabell 1: Tilgangsrate¹⁾ til uførepensjon for menn og kvinner. Prosentvis endring 1970-1990 og tilgangsrate i 1990 (prosent).

Alders - gruppe	Menn		Kvinner	
	Pst.endr. 1970-90	Rate 1990	Pst.endr. 1970-90	Rate 1990
16-39	55	0,2	64	0,3
40-49	40	0,7	123	1,3
50-59	20	2,5	78	3,2
60-64	46	6,9	82	5,2
65-66	53	11,1	70	6,0

1) Uføretilgang i prosent av ikke-ufør befolkning.

3. Tidligere undersøkelser om uførepensjon

Det har vært foretatt en rekke analyser for å forklare den sterke økningen i tallet på uførepensjonister (oppsummert bl. a. i NOU 1990:17). De fleste av undersøkelsene har vært utført med et medisinsk eller sosiologisk utgangspunkt og har fokusert på faktorer som sysselsettingssituasjonen, belastninger i arbeidet, ulike medisinske diagnoser, rettighetstenkning og praksis mht. å innvilge søknader om uførepensjon for å forklare økningen. En rekke andre faktorer har også vært omtalt. Arbeidsledigheten ser ut til å ha hatt stor betydning for lokale variasjoner i uføretilbøyelighet. Det økte antallet uførepensjonister kan ikke forklares av forverret helsetilstand; helseundersøkelser indikerer ingen betydelige endringer de siste 10-15 årene. Økningen i kvinnelig yrkesdeltaking har vært trukket fram som en mulig faktor bak den spesielt sterke økningen i uføretilgangen for kvinner.

Det er utført relativt få undersøkelser med utgangspunkt i økonomiske forklaringsmodeller i Norge. Med et slikt utgangspunkt kan det fortone seg naturlig også å se uførepensjonering et stykke på vei som et valg den enkelte (i samhandling med legen og evt. arbeidsgiveren) gjør. Og i en slik valgsituasjon vil nivået på den uførestønden en kan regne med å få som ufør, stå sentralt. En hypotese kan være at økt uførestønad i forhold til den lønn de ville fått om de hadde fortsatt å jobbe (kompensasjonsgraden), øker sannsynligheten for at en tenkt person vil gå over på uførepensjon.

4. En modell for uførepensjon

En sentral egenskap ved uførepensjonsordningen er at det i praksis ikke er mange som vender tilbake til arbeidsstyrken når en først har fått tilstått uførepensjon. Dette fører til sterke asymmetrier i effektene av f.eks. ledighet på antall uførepensjonister, i hvert fall innenfor en tidshorisont på anslagsvis

5-10 år. Ved økt ledighet tyder mye på at rekrutteringen til uførepensjon går opp, og dermed også antall uførepensjonister. Når ledigheten så går ned igjen, avtar rekrutteringen til et normalnivå, men de som ble rekruttert da ledigheten var høy, er fortsatt uføre. Antall uføre personer går derfor ikke ned igjen før disse personene er gått over på alderspensjon.

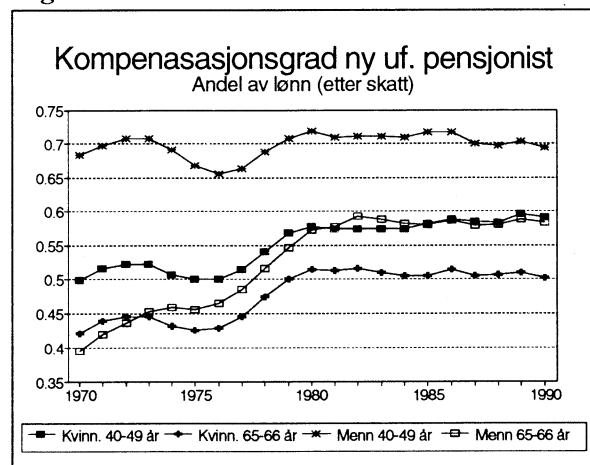
Følgen av dette er at det er nødvendig å modellere tilgang og avgang aldersavhengig for å kunne modellere varigheten av uføreperioden. Det er store forskjeller i uførerater og tilgangsrate mellom de ulike aldersgruppene og en inndeling i befolkningen etter aldersgrupper og kjønn er derfor nødvendig.

Ut fra omtalen av den forskning som er gjort i Norge på uførepensjonsordningen, sier det seg selv at ikke alle disse forklaringsfaktorene kan kvantifiseres på en oversiktlig måte ved hjelp av relativt aggregerte tidsseriedata. Jeg har derfor konsentrert meg om arbeidsmarkedsvariable og variable som sier noe om kompensasjonsgraden (forholdet mellom stønadsnivå og lønn, etter skatt) for nye uførepensjonister. Analyseopplegget tar hensyn til at uføretilbøyeligheten varierer sterkt etter alder og også etter kjønn, idet jeg har sett på tilgangsrate for 5 aldersgrupper og skilt mellom menn og kvinner. Jeg har bare undersøkt om ledighet og kompensasjonsgrad kan forklare endringene i tilgangsrate over tid.

I den økonometriske analysen er tilgangsratene forutsatt å avhenge av ledighet og evt. kompensasjonsgrad. Med beregnede verdier for tilgangsrate og for gitte opphørsrate kan modellen brukes til å beregne antall uførepensjonister i historiske simuleringer.

Kompensasjonsgraden er beregnede gjennomsnittstørrelser for ulike grupper, og det er tatt utgangspunkt i opptjente pensjenspoeng og antall opptjeningsår samt endringer i skattereglene (figur 2). Kompensasjonsgraden har utviklet seg forskjell-

Figur 2.



lig over tid avhengig av hvilken aldersgruppe vi ser på. Det er også klare forskjeller mellom menn og kvinner. Dette kommer bl. a. av at regelverket for utregning av uførepensjon treffer befolkningsgruppene forskjellig.

For menn ser kompensasjonsgraden ut til å ha endret seg lite for aldersgruppene under 60 år, mens det er en klar positiv trend i kompensasjonsgraden for de to eldste aldersgruppene. At kompensasjonsgraden har betydning for uføretilgangen er forenlig med det forhold at den sterkeste veksten i uføretilgangen har funnet sted i de to eldste aldersgruppene. Den svært sterke veksten i uføretilgangen i den yngste aldersgruppen (55 prosent fra 1970 til 1990) kan imidlertid ikke forklares med sterk vekst i kompensasjonsgraden, da den har vært relativt stabil i perioden.

Også for kvinner har kompensasjonsgraden steget klart og er en potensiell variabel for å forklare økningen i tilgangsratene. Det er tendens til økt kompensasjonsgrad for alle kvinnegruppene, i motsetning til for menn hvor dette bare var tilfellet for de eldste aldersgruppene. Økningen i kompensasjonsgraden var klart svakere for kvinner enn for menn for de eldste aldersgruppene, jfr. tabell 2. Dette har særlig sammenheng med økte (tilleggs-) pensjonsrettigheter for menn over tid (relativt få kvinner har tilleggspensjon) sammen med det forhold at kvinnelønningene har steget klart mer enn mannlønningene i perioden.

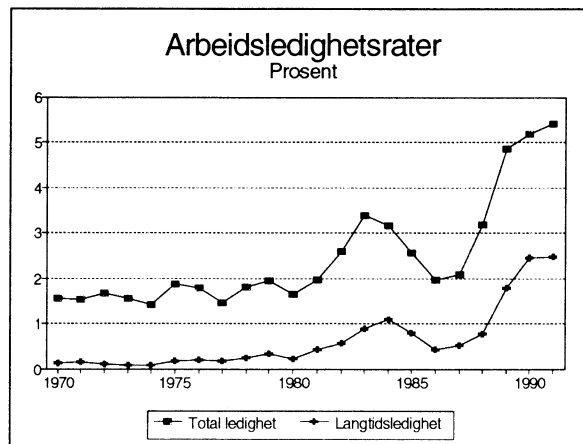
Hovedbildet er at samtidig som tilgangsratene har økt mer for kvinner enn for menn, er kompensasjonsgraden økt mindre enn for menn. Det er imidlertid en mer likeartet utvikling i kompensasjonsgraden for kvinner enn for menn; variasjonene i økningen i kompensasjonsgraden mellom de ulike aldersgruppene er relativt små for kvinner.

I modellen forklares utviklingen i tilgangsratene av endringer i arbeidsmarkedsvareblene og kompensasjonsgraden. Arbeidsledigheten har et klart høyere nivå siste del av perioden, jfr. figur 3.

Tabell 2: Kompensasjonsgrad for nye uførepensjonister. Prosentvis endring 1970-1990 og nivå i 1990 (prosent)

	Menn		Kvinner	
	Endring 1970-90	Rate 1990	Endring 1970-90	Rate 1990
16-39	-8	62	8	56
40-49	1	69	18	59
50-59	7	62	10	53
60-64	31	59	16	51
65-66	49	58	19	50

Figur 3.



Veksten har vært sterkest for menn (ikke vist i figuren); ledigheten for menn var klart lavere enn for kvinner på 1970-tallet, men var høyere de siste årene på 1980-tallet.

Det er en stigende trend i arbeidsledigheten for kvinner hele 20-årsperioden sett under ett. På 1970-tallet må en imidlertid konkludere med at ledigheten var stabil. Langtidsledigheten (ledige i mer enn 26 uker) har hatt den sterkeste relative veksten fra begynnelsen av 1970-tallet til 1990. På hele 1970-tallet var langtidsledigheten svært lav; mindre enn 0,3 prosent.

5. Omtale av resultatene

For en nærmere omtale av den økonometriske analysen vises til vedlegget og til Bowitz (1992). Den økonometriske analysen besto i bruk av minste kvadraters metode på en dynamisk utforming av en relasjon med tilgangsratene som venstresidevariabel og ledighet og kompensasjonsgrad som høyresidevariable. Dataene ble organisert som et panel-datasett, og data for perioden 1973-1990 ble brukt. Her ble imidlertid hver befolkningsgruppe, og ikke enkeltindivider, brukt som enheter.

Vi vet at på mikronivå avhenger uføretilgangen av alder og andre variable, f.eks. type arbeid (arbeider eller funksjonær), helsetilstand, utdanning osv. Disse er ikke spesifisert i analysen og det forutsettes at disse faktorene fanges opp i konstantleddene i ligningene for de forskjellige befolkningsgruppene. Det at dårlig helse medfører mye høyere uføretilgang for eldre enn for yngre vil dermed føre til at konstantleddet i ligningene for de eldre aldersgruppene blir større enn for de yngre. Konstantleddene vil generelt ta vare på alle systematiske forskjeller i tilgangsratene som ikke kan forklares med variasjoner i ledighet og kompensasjonsgrad.

Relasjonene for tilgangsrater er estimert med restriksjoner om at effektene av ledighet og kom-

pensasjonsgrad er lik for alle aldersgruppene for henholdsvis menn og kvinner. Et sentralt resultat er at nivået på langtidsledigheten har en statistisk utsagnskraftig effekt på tilgangsraten.

For kompensasjonsgraden er konklusjonene mindre sikre. Ved estimering på hele perioden 1973-1990 er effektene av denne variabelen statistisk utsagnskraftig men denne variabelen er likevel ikke inkludert i den simuleringsmodellen som er brukt i den historiske analysen (avsnitt 6 nedenfor). Bakgrunnen for dette er at jeg har sett på stabiliteten i de estimerte effektene over tid, når estimeringsperioden er økt suksessivt ett og ett år (såkalt rekursiv estimering). Det viste seg da at estimatene for effektene av kompensasjonsgraden på uføretilgangen inneholdt betydelige trender, mens dette ikke var tilfellet for de estimerte effektene av langtidsledigheten, selv om det var klare år til år variasjoner. Særlig økte de estimerte effektene av kompensasjonsgraden sterkt i perioden 1985-88. Figurer over rekursive estimater er vist i Bowitz (1992). Etter min mening veier stabilitetsmomentet så tungt at jeg har vurdert ligningen uten kompensasjonsgrad som den beste. Kompensasjonsgraden har endret seg lite på 1980-tallet og det synes da usannsynlig at de sterkt økende koeffisientestimatene etter 1985 gjenspeiler noen reell atferd, siden det ikke kunne spores noen økte estimater i de årene hvor kompensasjonsgraden faktisk steg kraftig. En nærliggende tolkning er at de sterkt økende koeffisientestimatene har sammenheng med høye tilgangsrate etter 1985 til tross for at ledigheten falt klart fra 1983 til 1986. I så fall er dette en svakhet med den dynamiske spesifikasjonen av modellen.

Et sentralt resultat er at det tar tid fra ledigheten øker til tilgangsrate øker. Det betyr at det ikke er noen nær år til år korrelasjon mellom uføretilgangen og langtidsledigheten, noe som også framgår av figurene 1 og 3. En slik tidsforsinkelse stemmer godt med resultatene fra annen forskning der det fokuseres mye på såkalte trygdekarrierer. Den arbeidsløse blir først langtidssykemeldt og/eller attføringsmottaker før han eller hun eventuelt til slutt blir tilstått uførepensjon. Mange går også direkte fra å være sysselsatt til å bli sykepengemottaker, uten å gå veien om ledighetstrygd.

Relasjonene som beskriver hvordan tilgangsrate avhenger av arbeidsledigheten er satt sammen med relasjoner for aldring og avgang av uførebefolkningen og danner dermed en modell også for antall uførepensjonister. Modellen blir skjematisk sett, idet jeg ser bort fra alders- og kjønnsinndelingen:

$$UF = UF_{-1} + tr \cdot (NB - UF) - or \cdot UF_{-1}$$

<i>UF</i>	Antall uførepensjonister
<i>tr</i>	Tilgangsrate uførepensjon, andel av ikke-ufør befolkning
<i>or</i>	Opphørsrate uførepensjon, andel av uføre personer
<i>NB</i>	Befolkning

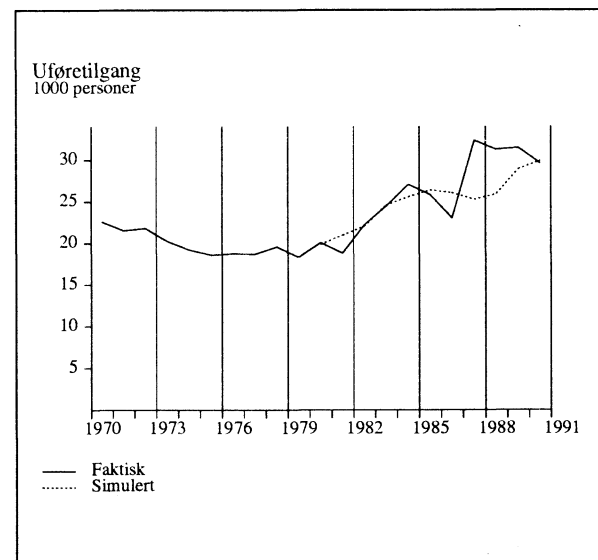
Sammenhengen over sier at endringen i antall uførepensjonister i løpet av et år er lik tilgangsrate multiplisert med ikke-ufør befolkning, fratrukket opphørsrate multiplisert med det eksisterende antall uførepensjonister.

Modellen kan regne ut hvordan antall uførepensjonister endres som følge av endringer i arbeidsledigheten. Effektene på antall uførepensjonister er relativt betydelige på lang sikt. Ved en varig økning i ledigheten på 10 000 personer kan antall uførepensjonister anslås å øke med 6 000 personer etter 10 år. De første årene er effektene små, men en varig høyere ledighet vil altså få betydelige virkninger etter noen år. Når stadig flere går over på uførepensjon vil dette imidlertid i seg selv bidra til å redusere tallet på personer som ønsker arbeid, og dermed ledigheten. En svekkelse av sysselsettingen på 10 000 vil derfor føre til en økning i tallet på uførepensjonister som er mindre enn det som er omtalt over.

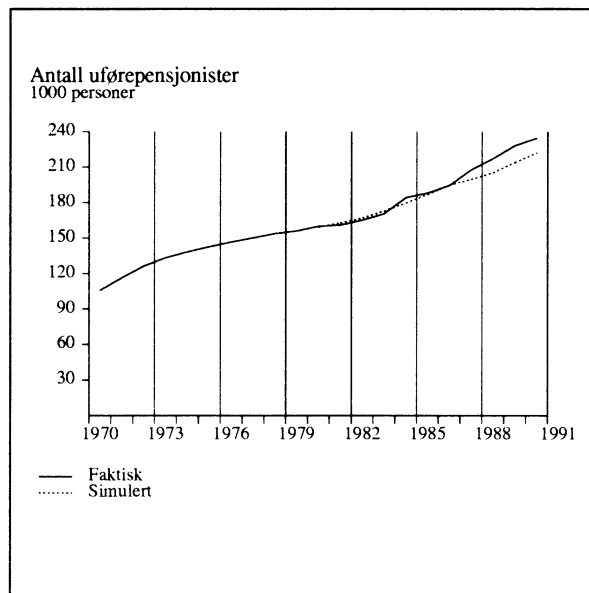
6. Historisk dekomponering

Jeg har også utført flere historiske simuleringer på uføremodellen. Det er gjort dels for å undersøke om modellen kan forklare den historiske utviklingen, og dels for å dekomponere den historiske utviklingen i antall uføre på de ulike forklaringsvariablene i analysen. I simuleringsmodellen er det

Figur 4.



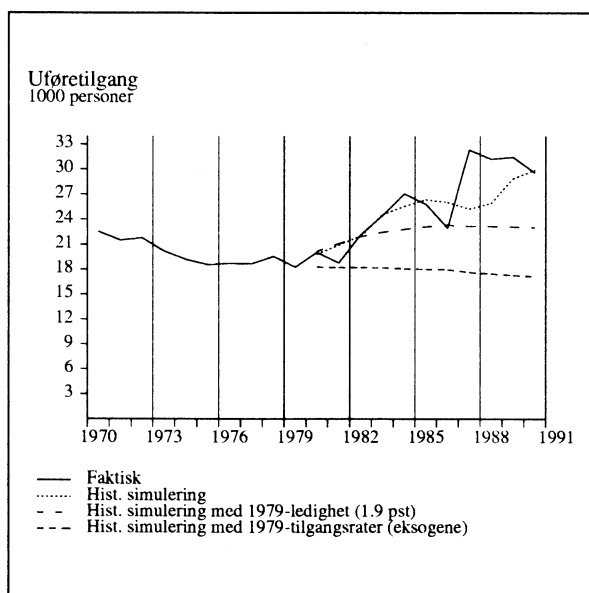
Figur 5.



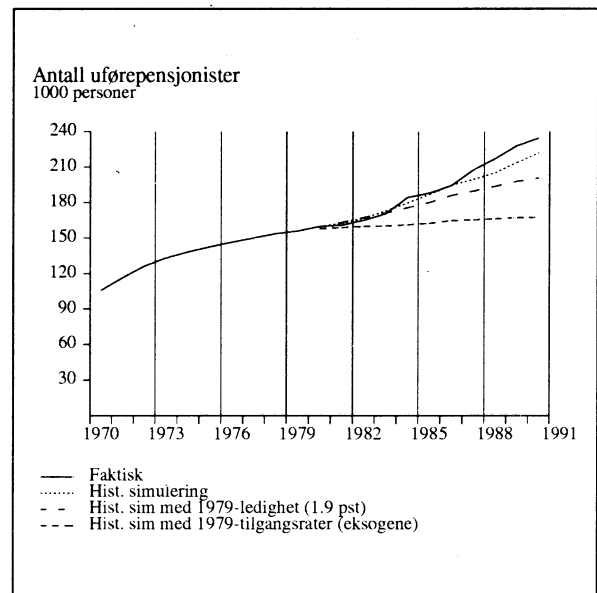
også en estimert sammenheng mellom langtids- og korttidsledigheten (som sammen utgjør den totale ledigheten). Denne relasjonen sier at langtidsledigheten er en stigende funksjon av korttidsledigheten, og at det tar noe tid fra korttidsledigheten øker til langtidsledigheten øker. Videre innebærer relasjonen at andelen langtidsledige er høyere ved høy samlet ledighet enn når den samlede ledigheten er lav.

Figur 4 viser faktisk og modellberegnet uføretilgang i en historisk simulering. Modellen har problemer med å fange opp den sterke uføretilgangen i 1987 og 1988, før ledigheten var begynt å stige vesentlig. Hva årsaken til de store bommene i disse årene skyldes, kan man spekulere over. Det kan tenkes at denne tilgangen har sammenheng med den høye ledigheten tidligere på 1980-tallet og

Figur 6.



Figur 7.



således bare er en forsinket effekt av denne. Dette kan tolkes som at modellen er dynamisk feilspesifisert. En grunn til at jeg ikke har klart å finne en rimelig stabil dynamisk spesifisering som greier å forklare dette, kan være variasjoner i administrativ praksis i trygdeetaten. At jeg har utelatt kompensasjonsgraden i ligningen kan ikke forklare denne bommen. Kompensasjonsgraden har endret seg lite på 1980-tallet og kan dermed ikke forklare sterke år til år endringer i uføretilgang.

Den historiske modellberegningen undervurderer tallet på uførepensjonister i 1990 med 12000 personer, eller vel 5 prosent. Det gjenspeiler den kumulerte virkningen av undervurdert uføretilgang i andre halvdel av 1980-årene.

Jeg har også utført ulike historiske beregninger på en modellversjon hvor tilgangsratene er eksogene. Det vil si at de ikke er bestemt av arbeidsledigheten, men fastlegges av modellbrukeren. Jeg kan da undersøke effektene på samlet antall uføretilgang av a) økte tilgangsrate, b) reduserte avgangsrate og c) endret befolkningsstørrelse og alderssammensetning. Figur 6 og 7 viser uføretilgang og antall uførepensjonister i ulike historiske simuleringer. På denne måten kan vi undersøke om det er økt uføretilgang som bidrar mest til det økte tallet på uførepensjonister, eller om det skyldes at økt varighet og redusert dødelighet blant de som er blitt uførepensjonister.

Tabell 3 dekomponerer endringene i antall uførepensjonister fra 1980 til 1990 fra beregninger med modellen med eksogene tilgangsrate.

Simuleringene er utført på følgende måte: Først har jeg simulert en referansebane med modellen med eksogene tilgangsrate. Virknings-simuleringene er utført ved partielt å la de aktuelle variablene få sine 1979-verdier i alle år fra 1980 til 1990. Avviket mellom simulert verdi og faktisk

Tabell 3: Dekomponering av faktorer bak endring i tallet på uførepensjonister fra 1979 til 1990 (tusen personer). Modell med eksogene tilgangsrater.

(1) Faktisk endring 1979-1990	78
(2) Simulert endring 1979-1990	75
(3) Virkning av økte tilgangsrater	64
(4) Virkning av reduserte avgangsrater	8
(5) Virkning av befolkningsendring	-7
(6) Forklart endring	65
(7) Uforklart (1-6)	13

verdi i 1990 er da det beregnede bidraget fra den aktuelle faktoren. Ifølge denne modellsimuleringen utgjør nettoeffekten av økt tilgang, redusert dødelighet blant uførepensjonistene og befolkningsendring en tilvekst i tallet på uførepensjonister på 65 000, av en samlet økning på 78 000. Det betyr at med 1979-verdiene av tilgangs- og avgangsrater samt befolkningsvariablene ville tallet på uførepensjonister steget med 13 000 personer. Denne økningen må derfor tilskrives den årlige nettotilgangen som 1979-verdiene for tilgangs- og avgangsrater ville medført.

Hovedresultatet er altså at det aller meste av økningen i antall uførepensjonister kan tilskrives økt rekruttering mens effekten av redusert dødelighet blant uførepensjonistene er relativt liten. Denne effekten motvirkes dessuten av endret befolkningsstruktur.

Ved hjelp av de estimerte ligningene for bestemmelsen av tilgangsratene kan vi videre dekomponere endringen i antall uførepensjonister som en funksjon av den faktiske ledighetsutviklingen på 1980-tallet. Det har jeg gjort ved å sammenligne den historiske simuleringen på den samlede uføremodellen med en simulering der arbeidsledigheten på 1980-tallet ble satt lik sin 1979-verdi. Ledigheten var 1,9 prosent i 1979. På 1980-tallet var det store svinginger i ledigheten, med et gjennomsnitt på 3 prosent, jfr. figur 6 og 7.

Resultatet fra denne simuleringen er at med en ledighet i 1980-årene på 1,9 prosent ville det vært 21 000 færre uføre i 1990 enn i den historiske simuleringen for denne modellen. De samlede virkningene av økt ledighet på 1980-tallet er imidlertid ennå (1991) ikke uttømt, siden det tar lang tid fra ledigheten øker til tallet på uførepensjonister øker. Det er også verd å legge merke til at effekten av økt ledighet i denne simuleringen (21 000) er langt lavere enn effekten av økte tilgangsrater (65 000) i den første dekomponeringen (der altså tilgangsratene var eksogene). Det betyr at økningen i ledigheten etter 1979 ikke alene kan forklare de økte tilgangsratene på 1980-tallet. Økningen i uføretilgangen på 1980-tallet må derfor også tilskrives at situasjoner med svært lav ledighet med ledighetsrater under 2 prosent gradvis avtok i andre halvdel av 1970-årene.

7. Avslutning

Økt ledighet har vært en av flere faktorer bak økningen i uføretilgangen det siste tiåret, ifølge

Tabell 4. Estimeringsresultater (t-verdier i parentes)

Koeffisient	Estimat
a	-0,23 (3,0)
b	0,08 (3,4)
c	-0,27 (4,7)
d	0,08 (5,6)
Estimeringsperiode	1973-90
SER ¹⁾	0,1706
SER ²⁾	4,8315
DW ³⁾	2,06
Langtidselastisitet for langtidsledigheten	0,30

1) Standardfeilen i regresjonen

2) Summen av kvadrerte feil

3) Dubin Watson Observatoren

Den endelige modellen ser slik ut:

$$\Delta \log (TUF R_i) = a_{0i} + a \cdot \log (TUF R_i)_{-1} + b \cdot \Delta \log (UR) + c \cdot \log (TUF R_i)_{-1} + d \cdot \log (URLANG)$$

hvor	$TUF R_i$	Tilgangsrate uførepensjon, gruppe i (alder og kjønn)
	a_{0i}, b, c, d	Koeffisienter
	UR	Samlet ledighetsrate
	$URLANG$	Langtidsledighetsrate (ledige over 26 uker)
	Δ	Differanse-operatoren

I ligningen er det gruppespesifikke konstantledd (a_{0i}), men like koeffisienter for høyresidevariablene mellom alle gruppene. Forutsetningen om like koeffisienter kunne ikke forkastes ved en statistisk test.

denne analysen, og økt ledighet kan bare forklare en del av økningen i tallet på uførepensjonister. Undersøkelsen gir derimot liten støtte til en hypotese om at økte gjennomsnittlige stønadsnivåer i forhold til lønn har vært en vesentlig faktor bak den økte uføretilgangen. Effektene er imidlertid usikre.

På 1980-tallet har uførepensjonsordningen fungert også som en måte å dempe ledighetsproblemer på. Norge har internasjonalt sett høy pensjonsalder og uførepensjonsordningen kan også sies å ha fungert som en selektiv alderspensjonering. For eksempel var 49 prosent av mennene som er 65-66 år gamle, uførepensjonister ved utgangen av 1991. Analysen tyder ikke på at det er store muligheter for å redusere antall søknader om uførepensjon ved å redusere ytelsene, for derved å gjøre uførepensjo-

nering mindre attraktivt. En problematisk egenkap med uførepensjonsordningen er at den til nå har vært en enveis-ordning som kan medføre liten fleksibilitet. Hvis f.eks. ledigheten går ned igjen er det ingen mekanisme som trekker de uføre tilbake til yrkeslivet igjen.

Referanser

Bowitz, E. (1992): Offentlige stønader til husholdninger. En økonometrisk undersøkelse og modellanalyse. Sosiale og økonomiske studier (SØS) nr. 80, fra Statistisk sentralbyrå.

NOU 1990:17 Uførepensjon.

Prisindekser for boligmarkedet

Av

Kurt Åge Wass

Det arbeides for tiden med et prosjekt i Statistisk sentralbyrå der man undersøker mulighetene for å kunne utarbeide løpende prisindekser for annenhåndsomsetningen i boligmarkedet. Selv om prosjektet ikke er ferdig er resultatene så langt lovende. Målsettingen er å komme igang med en løpende produksjon av prisindekser i løpet av første halvår 1993. Denne artikkelen gir en gjennomgang av beregningsmetoden for slike prisindekser, samt en presentasjon av noen foreløpige resultater.

1. Innledning

I mange markeder finnes en rekke ulike typer eller modeller av produkter innen samme produktklasse. Dette er også tilfellet på boligmarkedet. Boligene varierer i størrelse, alder, utrustningsstandard osv. Generelt trenger derfor ikke boliger omsatt i en periode være direkte sammenlignbare med boliger omsatt i andre perioder. Måling av prisutviklingen i boligmarkedet blir derfor relativt komplisert. Det forhold at boliger omsatt i ulike perioder er kvalitativt forskjellige, bør ikke påvirke en indeks for boligprisen. Man trenger med andre ord en metode for "kvalitetsrensing".

En vanlig metode for slik kvalitetsrensing er den såkalte hedoniske metoden. Den bygger på en hypotese om at et produkt verdsettes på grunnlag av sine attributter eller karakteristika. Hedoniske priser defineres som implisitte priser på produktets attributter. Et produkts markedspris er således bestemt av de attributter det er i besittelse av.

I denne artikkelen vises det hvordan man kan utarbeide prisindekser i et marked med differensierte produkter. Notatet gir i avsnitt 2 en kort gjennomgang av den teoretiske basis. I avsnitt 3 drøftes noen problemstillinger ved estimering av hedoniske prisfunksjoner. Avsnitt 4 viser ulike typer prisindekser. Avsnitt 5 og 6 gir en nærmere omtale av SSBs boligprisprosjekt.

2. Teoretisk basis

En teoretisk basis for studier av produktmarkeder med differensierte produkter finner man hos Rosen (1974). I dette avsnittet gis det en kort presentasjon av Rosens modell.

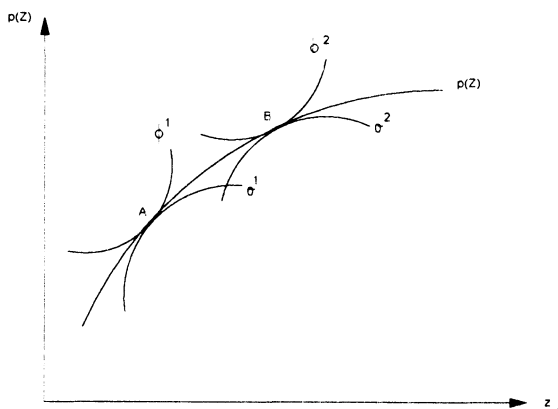
La $Z=(z_1, \dots, z_n)$ være en vektor som består av n objektive målbare attributter ved boliger, og $p=p(Z)$ den tilhørende markedsprisen. Den hedoniske

prisfunksjonen $p(Z)$ gir sammenhengen mellom markedspris og attributter. Generelt er $p(Z)$ ikke-lineær og avhengig av forhold både på tilbuds- og etterspørselssiden i markedet. Det antas at prisfunksjonen tas for gitt i et marked preget av fri konkurranse. Videre forutsettes det at det finnes et så stort antall boliger at valg mellom ulike "pakker" med Z kan oppfattes som kontinuerlig. Boligene antas å være udelelige, slik at valg mellom ulike sammensetninger av Z innebærer valg mellom ulike boliger.

Etterspørernes adferd, f.eks. husholdninger, kan beskrives ved en nyttefunksjon $u=u(x, Z, \alpha)$ der x er utgiftene til andre goder enn bolig, og α er en parametervektor som representerer kjennetegn ved etterspøreren. Husholdningene ønsker å maksimere nytten gitt en ikke-lineær budsjettbetingelse $y = p(Z) + x$, der y er inntekt. Husholdningene vil tilpasse seg slik at det marginale substitusjonsforholdet mellom z_i og x er lik den implisitte prisen på z_i . Rosen definerer videre en "budfunksjon" som viser det beløp en husholdning er villig til å betale for ulike verdier av Z ved gitt nyttenivå og inntekt. Ved å definere en budpris for Z som $\theta=y-x$, og sette inn i nyttefunksjonen får man at $u=u(y-\theta, Z, \alpha)$. Ved å transformere nyttefunksjonen blir budfunksjonen $\theta=\theta(Z; u, y, \alpha)$.

Figur 1 neste side, viser budfunksjonen for husholdninger. Langs θ er en husholdning indifferent. θ viser den ekstra utgiften en husholdning er villig til å betale for en ekstra enhet av z_i når andre attributter enn z_i holdes konstante. Det vil si at dersom en husholdning ønsker mer av z_i , innebærer dette en reduksjon i x . Når $p(Z)$ er gitt, beskriver budfunksjonen det minste beløp en husholdning må betale for å oppnå en bestemt kombinasjon av attributter. I figur 1 er punkt A en optimal tilpasning for husholdning θ^1 , og punkt B en optimal tilpasning for husholdning θ^2 .

Figur 1. Markedsløsninger i den hedoniske modellen



Tilbudssiden i markedet beskrives i Rosens modell analogt med etterspørselsiden. Ved å definere en "offerfunksjon", beskrives det minste beløp tilbyderne er villige til å selge en bolig til ved ulike "pakker" med Z ved et konstant profittnivå. Offerfunksjonen $\phi = \phi(Z; \pi, \beta)$ er en transformasjon av profittfunksjonen på samme måte som budfunksjonen er en transformasjon av nyttefunksjonen. π angir profitt, og β kan være en parameter som beskriver produksjonsteknologiske forhold. Tilpasningen på tilbudssiden kan beskrives ved at $\phi(Z; \pi^*, \beta) = p(Z^*)$, og $\phi_i(Z; \pi^*, \beta) = p_i(Z^*)$. Tilbyder ϕ^1 vil tilpasse seg i punkt A, mens tilbyder ϕ^2 vil tilpasse seg i punkt B. Gjennom denne interaksjonen mellom tilbud og etterspørsel i markedet fremkommer en hedonisk prisfunksjon $p(Z)$. For en mer inngående drøfting av Rosens modell henvises det til originalartikkelen, Rosen (1974).

3. Den hedoniske metoden

Med utgangspunkt i Rosens modell kan det argumenteres for at markedsprisen på en bolig kan beskrives som en funksjon av boligens attributter. Ved å estimere en hedonisk prisfunksjon, kan de ulike attributtenes implisitte priser finnes. Dette gjør det mulig å konstruere kvalitetsjusterte prisindekser for boligmarkedet. Det reiser seg to viktige spørsmål når man skal estimere hedoniske prisfunksjoner; *hvilke attributter bør inngå i prisfunksjonen, og hvilken funksjonsform bør velges.*

Når det gjelder valg av hvilke attributter som bør inngå savner man klare teoretiske holdepunkter. Ut i fra andre empiriske undersøkelser synes det rimelig å klassifisere disse i tre grupper. For det første de attributter som kan knyttes til selve boligen som f.eks areal, alder, antall bad, garasje osv. I tillegg til disse karakteriseres boligen også av dens fysiske og sosiale omgivelser. Flere av disse forholdene gir seg utslag i prisen. Griliches (1971) advarer imidlertid i mot bruk av slike attri-

butter fordi at de ikke er et kjennetegn ved selve boligen, men et kjennetegn ved markedet. Ikke desto mindre viser slike attributter å ha betydning for prisen i empiriske undersøkelser. Et problem ved slike variable er at de kan inneholde mye støy på den måten at de kan gi uttrykk for et samspill av effekter. Wigren (1986) benyttet flere interessante opplysninger om boligens fysiske og sosiale miljø ved estimering av hedoniske prisfunksjoner for det svenske boligmarkedet. Et eksempel på et kjennetegn ved boligens fysiske miljø som var av betydning for boligprisene i Wigren (1986), var avstanden til et nærmere definert sentrum. Som indikator på det sosiale miljøet ble bl.a. andelen av konservative velgere i valgkretsen benyttet. Begge disse forholdene inngikk som forklaringsvariable i Wigrens modell, og ga signifikante estimater med forventede fortegn.

Valg av funksjonsform er også i stor grad et empirisk spørsmål. I følge Rosens modell er prisfunksjonen generelt ikke-lineær. Generelt kan prisfunksjonen skrives som

$$(1) \quad P_i^t = F_i(x_{1i}^t, x_{2i}^t, \dots, x_{mi}^t, u_i^t)$$

P_i^t er den observerte prisen på boligtype i ($i=1, \dots, n$), på tidspunkt t . X_{ji}^t representerer attributt j ved boligtype i på tidspunkt t , mens u_i^t er et tilfeldig restledd. De ulike attributtene trenger ikke nødvendigvis være numeriske. Mange attributter ved boliger er av en slik art at de enten er der eller ikke. Et eksempel kan være at enten har boligen en badstue, eller så har den det ikke. Slike attributter kan representeres med binære variable som har verdien 1 når attributtet er tilstede, og verdien 0 hvis ikke.

Estimering av relasjon (1) gir et sett med hedoniske/implisitte "priser" for de ulike egenskapene. Hva er tolkningen av disse? Den hedoniske prisfunksjonen er hverken en tilbuds- eller en etterspørselsfunksjon, men et resultat av samspillet mellom tilbud og etterspørsel i markedet jfr. figur 1 i avsnitt 2. De hedoniske prisene kan kun tolkes som et uttrykk for hvordan markedet verdsetter et attributt på marginen i en gitt periode. De kan f.eks ikke tolkes som konsumentenes marginale betalingsvillighet for attributtet. Dette skyldes for det første at en slik tolkning krever at markedet er i likevekt. Sannsynligheten for at boligmarkedet er i en likevektssituasjon på kort sikt er ganske stor, slik at man generelt ikke kan gi de hedoniske prisene en slik tolkning. I tillegg til den aktuelle markedssituasjonen vil de hedoniske prisene også være avhengig av nivået på attributtet, og på nivået av andre attributter i den aktuelle perioden. Rosen (1974) sier at dersom alle tilbyderne i markedet var

identiske vil prisfunksjonen representere tilbudsstrukturen i markedet, og følgelig dersom etterpørerne er identiske vil prisfunksjonen representere etterpørselsstrukturen i markedet.

4. Konstruksjon av prisindekser

Det finnes flere alternativer ved konstruksjon av prisindekser basert på hedoniske prisfunksjoner. Et eksempel er såkalt "pooled estimation". La oss anta at man ønsker å få et uttrykk for prisendringen mellom boliger omsatt i periode 0 og 1. Ved å estimere prisfunksjonen i en regresjon der boliger omsatt i begge periodene inngår, kan man ved å innføre en dummyvariabel for tiden T , få et direkte uttrykk for prisforskjellen mellom periodene. Ved å estimere prisfunksjonen på en log-lineær form får vi at ($T = 0, 1$):

(2)

$$\ln P_i^t = a_0 + b_1 \cdot \ln x_{1i}^t + b_2 \cdot \ln x_{2i}^t + \dots + d \cdot T + u_i^t$$

I en slik funksjonsform vil estimatoren d multiplisert med 100 gi et direkte uttrykk for den prosentvise prisforskjellen mellom kvalitativt like boliger i de ulike periodene. Dette er en tiltalende metode fordi den er svært enkel. For at den skal gi et pålitelig anslag på prisutviklingen kreves det at separate regresjoner med samme modell for den enkelte periode gir like resultater. Dette er et krav som kan være vanskelig å oppfylle. Erfaringer med SSBs "Prisindeks for ny enebolig" viser bl.a. at parameterstabilitet over tid neppe kan forventes.

Andre metoder å beregne prisutviklingen på er bruk av en Paasche- eller en Laspeyre-prisindeksformel. Bruk av en Paascheformel innebærer at det er prisutviklingen mellom periode 0 og 1 for "gjennomsnittsboligen" i periode 1 som måles. Ved bruk av en Laspeyreformel er det prisutviklingen for "gjennomsnittsboligen" i periode 0 som måles. Gjennomsnittsprisen for alle boliger omsatt i hhv. periode 0 og 1 kan skrives som en funksjon av gjennomsnittsverdier på kvalitetsegenskapene.

(3)

$$\bar{P}^0 = a^0 + \sum_{j=1}^m b_j^0 \bar{x}_j^0$$

(4)

$$\bar{P}^1 = a^1 + \sum_{j=1}^m b_j^1 \bar{x}_j^1$$

Bruk av Paasche prisindeksformel gir:

(5)

$$I_{01}^P = \frac{a^1 + \sum_{j=1}^m b_j^1 \bar{x}_j^1}{a^0 + \sum_{j=1}^m b_j^0 \bar{x}_j^0} \cdot 100$$

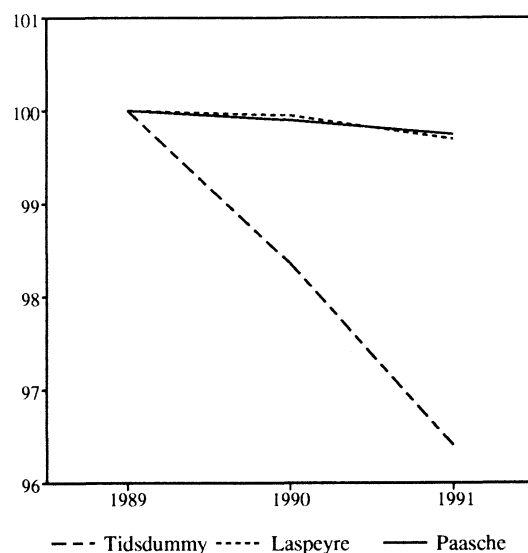
Bruk av Laspeyre prisindeksformel gir:

(6)

$$I_{01}^L = \frac{a^1 + \sum_{j=1}^m b_j^1 \bar{x}_j^0}{a^0 + \sum_{j=1}^m b_j^0 \bar{x}_j^0} \cdot 100$$

De beregnede prisindekser vil være avhengig av hvilken prisindeksformel som benyttes. Figur 2 illustrerer dette. Figuren viser prisindekser for nye eneboliger estimert ved en svært forenklet modell. Figuren kan ikke sammenlignes med SSBs offisielle "Prisindeks for ny enebolig". Forskjellene er blant annet at regresjonsmodellen bak figuren er beregnet med en annen funksjonsform, langt færre forklaringsvariable, pris istedet for kvadratmeterpris som responsvariabel, og år istedet for kvartal ved periodiseringen.

Figur 2. Tre ulike hedoniske prisindekser



5. Datagrunnlaget for SSBs prosjekt

Via det sentrale Grunneiendoms- adresse- og bygningregisteret (GAB) kan SSB innhente opplysninger om hvilke boligeiendommer som er omsatt, såfremt tinglysningen er rapportert til GAB. Pr. i dag rapporteres stort sett alle tinglysninger inn til GAB. Tinglysningsdokumentene gir opplysninger om hvilke boligeiendommer som er omsatt, omsetningstype (fritt salg eller annet), samt omsetningspris. Av omkring 22 000 GAB-registrerte boligeiendomsomsetninger i 1991, ble det trukket ut et utvalg på 14 000 for å gjøre et forsøk på å estimere hedoniske prisfunksjoner. Et tilfredsstillende resultat i estimeringen av disse betyr at man kan utarbeide prisindekser. Kjøperene av de 14 000 boligeiendommene i utvalget fikk tilsendt et spørreskjema der de ble bedt om å gi oppgaver om ulike attributter ved boligen. Svarinngangen etter en påminnelse var i overkant av 75 %, noe som må betegnes som et godt resultat.

Spørreskjemaet

For å kunne estimere hedoniske prisfunksjoner er det nødvendig med opplysninger om ulike attri-

butter ved den enkelte bolig som er av betydning for prisen. Valg av attributter det innhentes opplysninger om må i stor grad baseres på skjønn. Man har ingen teoretiske holdepunkter for dette problemet. Spørreskjemaet som ble utformet var derfor basert dels på resultater fra sammenlignbare undersøkelser i andre land, og dels på egne antagelser. Oppgavegiverne ble bedt om å gi opplysninger om bygningstype (ti alternativer), bruksareal, tomteareal, antall rom, antall bad og vannklosett, parkeringsfasiliteter, og avstand til nærmeste tettsted eller kommunesenter.

Tre nasjonale indekser ?

Formålet med dette prosjektet er primært å undersøke mulighetene for å utarbeide prisindekser for bruktboligmarkedet. En foreløpig konklusjon er at en i det videre arbeidet bør konstruere separate indekser for tre boligtyper. Den første boligtypen *eneboliger*, omfatter bygningstypene enebolig og enebolig med hybel på spørreskjemaet. Den andre boligtypen *småhus*, omfatter bygningstypene vertikal- og horisontaldelte tomannsboliger, rekkehus og eneboliger i kjede. Den tredje boligtypen *leiligheter* omfatter bygningstypene blokker og bygår-

Tabell 1. Gjennomsnittlig omsetningspris for boliger omsatt i 1991 etter boligtype og geografisk beliggenhet.

	Geografisk beliggenhet				
	Landet	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4
Alle boliger	645 366	777 495	736 237	640 385	535 580
Eneboliger	677 381	1 310 402	846 011	781 508	544 489
Småhus	645 463	929 782	707 713	598 851	512 196
Leiligheter	600 374	643 876	590 748	531 366	524 958

Tabell 2. Gjennomsnittlig antall kvadratmeter bruksareal for boliger omsatt i 1991 etter boligtype og geografisk beliggenhet.

	Geografisk beliggenhet				
	Landet	Sone 1	Sone 2	Sone 3	Sone 4
Alle boliger	142	121	145	144	153
Eneboliger	180	232	189	195	169
Småhus	140	165	132	142	132
Leiligheter	90	90	88	92	92

Tabell 3. Gjennomsnittlig kvadratmeterpris for boliger-omsatt i 1991 etter boligtype og geografisk beliggenhet.

	Geografisk beliggenhet				
	Landet	Sone1	Sone2	Sone3	Sone4
Alle boliger	5 194	7 039	5 792	5 033	3 951
Eneboliger	3 964	5 854	5 091	4 240	3 425
Småhus	5 008	6 028	5 681	4 549	4 461
Leiligheter	7 057	7 487	7 070	6 418	6 171

der. Tabell 1-3 viser en oversikt over gjennomsnittstall for de ulike boligtypene på hhv. landsbasis og etter geografisk beliggenhet. Landet er delt inn i fire geografiske soner. Denne soneinndelingen er hentet fra Norsk Byggforskningsinstitutt. Sone1 omfatter Oslo og Bærum, Sone2 omfatter resten av Akershus, Sone3 omfatter storbyene Stavanger, Bergen og Trondheim, mens Sone4 er resten av landet.

Tabell 1 viser at gjennomsnittlig omsetningspris er høyest for eneboliger og lavest for leiligheter. Dette gjelder også innen alle sonene. Vi ser videre at for alle boligtyper er prisen høyest i Sone1, mens Sone2 er nest høyest, Sone3 tredje høyest, og Sone4 lavest. Den største forskjellen i pris innen en enkelt boligtype finner vi mellom eneboliger i Sone1 og Sone4. Gjennomsnittsprisen for eneboliger i Sone1 er nesten to og en halv ganger så høy som i Sone4. Noe av årsaken til denne store prisforskjellen ser man i tabell 2. Eneboliger i Sone1 har gjennomsnittlig over 63 kvadratmeter større bruksareal. I tabell 3 ser vi at kvadratmeterprisene er høyest for alle boligtyper i Sone1. Kvadratmeterprisene er høyest for leiligheter og lavest for eneboliger. Dette gjelder i alle sonene.

6. Noen foreløpige estimeringsresultater

Med utgangspunkt i de opplysningene man har om den enkelte bolig i fra spørreskjemaet er det mulig å spesifisere hedoniske prisfunksjoner for de tre boligtypene i tabell 1-3. Estimeringsmetoden som er brukt er ordinær lineær regresjon. Resultatene er gitt i tabell 4. Som i Rosen (1974) er det valgt en log-lineær funksjonsform, der den naturlige logaritmen av omsetningspris er responsvariabelen. Den eneste kontinuerlige forklaringsvariabelen er bruksarealet. De andre variablene i modellen er dummyvariable. En log-lineær funksjonsform har gode føyningsegenskaper, gir gode parameterestimater, og er relativt grei å tolke. Estimatorene for en kontinuerlig variabel multiplisert med 100 i en slik

funksjonsform angir den prosentvise effekten på responsvariabelen ved en marginal (1 prosent) endring i forklaringsvariabelen. Dummyvariable er variable som enten har verdien 1 eller 0 avhengig av hvorvidt en gitt egenskap opptrer eller ikke. Dummyvariable er f.eks. en grei tilnærming for å måle effekten av ikke-kvantifiserbare attributter som f.eks. geografisk beliggenhet. Tolkningen av estimatorene for dummyvariable i en log-lineær funksjon er enkel. Estimatorene multiplisert med 100 angir prosentvis nivåskift i responsvariabelen ved eksistensen av en gitt egenskap i forhold til en referanse (nullpunktvariable). I regresjonsmodellene opptrer f.eks. de fire geografiske sonene, jfr. tabell 1-3, som en gruppe dummyvariable, der Sone1 er referansen/nullpunktvariabelen. Estimatorene for de enkelte sonene multiplisert med 100 angir da den prosentvise forskjellen i omsetningspris mellom den aktuelle sone og Sone1 ved ellers identiske boliger.

Tabell 4 neste side viser de estimerte prisfunksjonene. Forklaring på variabelnavn i tabell 4 er

- Ln Bruksar. : Naturlige logaritmen av bruksarealet
- WC(i) : Antall vannklosett,
i = 1 (1 vannklosett),
i = 2 (2 vannklosett) osv.
- Garasje : Egen garasje
- Ingen park. : Ingen parkeringsfasiliteter
- Bygd årstall : Oppføringsperiode
- Senter(i) : Avstand til nærmeste tettsted/
kommunesenter, i = 1 (0-3 km),
i = 2 (3-8 km), i = 3 (8 km -)
- Byggtype(i) : Bygningstype,
i = 3 (tomannsbolig vertikaldelt)
i = 4 (tomannsbolig horisontaldelt)
i = 5 (rekkehus)

her en beregnet prisforskjell på ca. 6 prosent for ellers like eneboliger, mens man i tabell 1 har en forskjell på ca. 7,6 prosent. Ved å sette inn verdier for de ulike variablene i modellene i tabell 4 kan man beregne en pris for en bolig som inneholder bestemte egenskaper. Et rekkehus med følgende egenskaper: 120 kvadratmeter bruksareal, 1 vannklosett, egen garasje, bygd etter 1983, geografisk lokalisert i Sone4, vil få en beregnet omsetningspris på 588 656 kroner. Hvis det samme rekkehuset hadde vært lokalisert til Sone1 ville beregnet pris vært 889 400 kroner. Dette er et eksempel på anvendelse av hedoniske prisfunksjoner hvor man kan lage ulike tabeller etter eksemplet over. Nå bør ikke dette eksemplet bokstavgrokket. Modellene er bl.a. ikke testet for prediksjonsegenskaper. Til tross for de relativt gode estimeringsresultatene som er oppnådd, kan ikke disse modellene anses som endelige. Det gjenstår ennå en god del arbeide med å teste andre modellspesifikasjoner. Blant annet antyder noen tester at hetroskedastisitet kan være et problem i modellene beskrevet i tabell 4.

Hovedmålet med prosjektet er å undersøke om man på grunnlag av hedoniske prisfunksjoner kan utarbeide prisindekser for bruktboligmarkedet. Selv om prosjektarbeidet ikke er ferdigstilt, er konklusjonen så langt klart positiv. De første offisielle prisindekser vil forhåpentligvis kunne publiseres tidlig i første halvår 1993.

Referanser

Rosen S. (1974): Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. Journal of Political Economy 82 (Jan./Feb. 1974) 34-55.

Griliches Z. (1971): Price Indexes and Quality Change, Harvard Univ. Press, Cambridge Mass., 1971.

Wigren R. (1986): Småhuspriserna i Sverige. Forskningsrapport fra Statens institut for byggnadsforskning.

Industrien i REGARD: Produktivitet og sysselsetting i et regionalt perspektiv

Av
Klaus Mohn

REGARD (REGionalt modellsystem for ARbeidsmarked og Demografi) er navnet på et nytt modellsystem som er under utvikling ved Forskningsavdelingens seksjon for offentlig økonomi og personmodeller. Modellen skiller seg fra tidligere regionale modeller på flere punkter. Ett av disse knytter seg til modelleringen av faktoretterspørsel og teknologi for industrisektorene. Denne artikkelen skisserer industrinæringenes tilpasning i modellsystemet, og noen foreløpige resultater fra estimeringen av timeverksligninger for industrisektorene i REGARD blir kommentert.

Innledning

Arbeidet med det regionale modellsystemet DRØM kulminerte med presentasjonen av integrerte arbeidsmarkeds- og befolkningsfremskrivninger i 1990 (se Skoglund m.fl. [1990a]). Det teoretiske fundamentet bak Statistisk sentralbyrås regionaløkonomiske modeller hadde på dette tidspunkt vært uforandret siden slutten av 1970-årene. På grunnlag av drøftinger vedrørende den videre utviklingen av regionale modeller kom man derfor frem til at det var på tide med en viss kursjustering. I den forbindelse ble det foreslått en reduksjon i antallet regioner og produksjonssektorer med sikte på å gjøre nye modeller mer oversiktlige. Videre fremkom det ønsker om at nye regionaløkonomiske modeller skulle legge større vekt på forklaringer av økonomisk atferd i regionale arbeidsmarkeder. Med dette som utgangspunkt skisserte Skoglund m.fl. (1990b) et nytt regionalt modellsystem for arbeidsmarked og flytting, og dette innledet utviklingen av REGARD.

Industrisektorene beskrives i REGARD gjennom estimerte produktfunksjoner, og denne tilnærmingen har en todelt målsetning. For det første er det et siktemål å avdekke hvorvidt det eksisterer regionale forskjeller i størrelser som påvirker produktivitetsutviklingen i den enkelte region. Resultatene fra denne delen av analysen skal benyttes for å fastlegge utviklingen i den enkelte regions markedsandel i det interregionale markedet for industrivarer. For det andre er det et ønske å gi en beskrivelse av regionale forskjeller i faktorene som bestemmer sysselsettingen i industrien. Dersom arbeidskraftetterspørselen ikke er identisk over ulike regioner vil virkningene av økonomisk-politiske

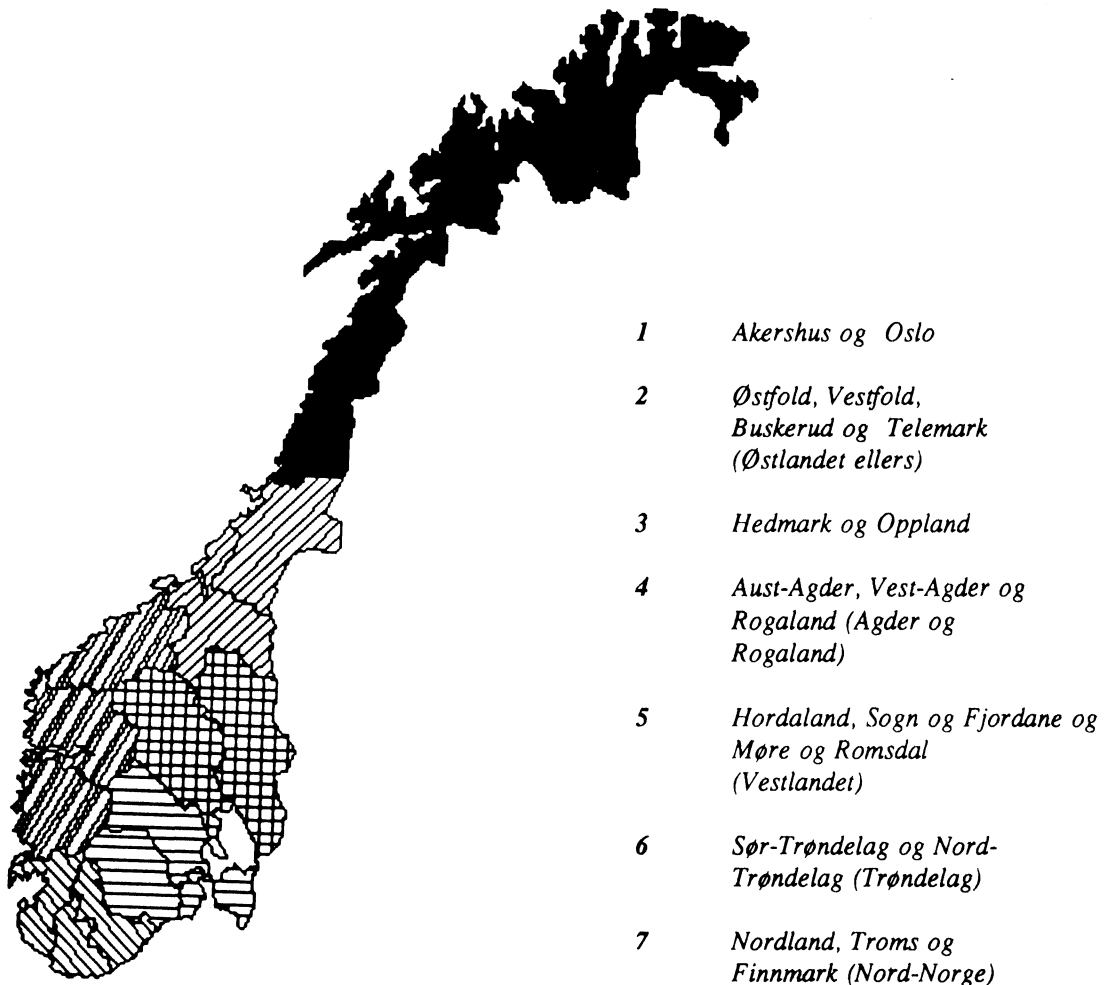
tiltak ikke virke uavhengig av den regionale dimensjonen. For å kartlegge regionale sysselsettingsvirkninger av den økonomiske politikken, er det derfor viktig å ha oversikt over eventuelle forskjeller i produksjonsteknologi.

Noen hovedtrekk ved REGARD

Modellsystemet som helhet består av to deler. Den ene er en demografisk modellblokk som fremskriver det regionale befolkningsmønsteret og yrkesdeltakingen, som følge av aldring, utdanning, pendling og flytting. En forbedring i forhold til DRØM består her i at REGARD introduserer estimerte sammenhenger mellom arbeidsmarkedsforhold og innenlandske flyttinger mellom alle modellens par av regioner. Forklaringen av regional variasjon i tilbøyeligheten til å flytte vil i REGARD bygge på at dårlige arbeidsmarkedsforhold (f.eks. høy ledighet, lav lønn, lav sannsynlighet for å få jobb) fører til økt regional utflytting, mens et gunstig arbeidsmarked på tilsvarende måte vil redusere utflyttingen. Den andre modellblokken er en delmodell for produksjon og inntekt som tar sikte på å fremskrive utviklingen i regionale næringsøkonomiske nøkkeltall.

Den viktigste forbindelsen mellom systemets to modellblokker finner sted i arbeidsmarkedet. Den demografiske modellblokken forsyner den økonomiske delmodellen med et fremskrevet regionalt arbeidstilbud etter flytting. Tilbudet av arbeidskraft er disaggregert i henhold til kjønn, alder og utdanningsstatus. På den andre siden vil delmodellen for produksjon og inntekt generere en fremskriving av arbeidskraftetterspørselen fordelt over region, næring og utdanning. Dermed vil modellen

Figur 1. REGIONINNDELINGEN I REGARD



som helhet kunne gi integrerte fremskrivninger av utviklingen i regionale arbeidsmarkeder på relativt detaljert nivå.

I tillegg kan modellapparatet benyttes for å analysere regionaløkonomiske virkninger på kort og mellomlang sikt som følge av endringer i eksogene rammebetingelser som eksport, investeringer og offentlige utgifter. Anslag for eksogene totalstørrelser (eksport, import, investeringer og produksjon i enkelte næringer) hentes fra Statistisk sentralbyrås nasjonale modeller (MODAG). De regionale fremskrivingene vil bli justert mot tall fra de nasjonale fremskrivingene, noe som innebærer at REGARD er en *top-down* modell.

Et utgangspunkt for regioninndelingen i det nye modellsystemet har vært at den bør representere en

form for funksjonelle arbeidsmarkeder. Med dette menes arbeidsmarkeder som er geografisk avgrenset på grunn av strukturelle og/eller institusjonelle forhold. Strukturelle endringer i arbeidsmarkedene har de senere år økt arbeidsmarkedenes geografiske utstrekning. På etterspørselssiden har utvikling av ny teknologi fjernet tidligere restriksjoner på lokaliseringen av produktiv virksomhet. En konsekvens er at ulike deler av samme foretak ikke lenger trenger å være lokalisert på samme sted. I tillegg har interaksjonen mellom ulike produksjonsheter blitt viktigere, slik at stadig færre bedrifter kan sies å operere uavhengig av hverandre. På tilbudssiden av arbeidsmarkedet finner vi at omfanget av pendling har økt de senere år, noe som også har bidratt til å øke størrelsen på de funksjonelle arbeids-

Tabell 1. Endogene industrisektorer i REGARD

Nr	MODAG-kode	Aktivitet
1	15	Produksjon av konsumvarer
2	25	Produksjon av vareinnsats og investeringsvarer
3	34	Produksjon av treforedlingsprodukter
4	37	Produksjon av kjemiske råvarer
5	43	Produksjon av metaller
6	45	Produksjon av verkstedsprodukter
7	50	Produksjon av skip og plattformer

markedene. Disse aspektene tilsier en mer aggregert regioninndeling enn man tidligere har operert med. Samtidig har datatilgang og anvendelsen av modellen gjort det ønskelig å beholde administrative enheter som grunnlag for regioninndelingen. Valget har som følge av dette falt på syv regioner med utgangspunkt i fylkespar og mindre grupper av fylker (se figur 1).

Teknisk modellspesifikasjon

Med utgangspunkt i nyklassisk produksjonsteori antas det at det eksisterer en produktfunksjon som beskriver sammenhengen mellom faktorinnsats og produksjonsvolum. Produktfunksjonen viser hvordan bruttoproduksjonen (X_t) i den enkelte næring avhenger av innsatsen av realkapital (K_{t-1}), timeverk (L_t) og innsatsvarer (H_t), samt av eventuell autonom teknologisk fremgang (gjennom trendledet t). La A være et konstantledd og produktfunksjonen spesifiseres som:

$$(1) \quad X_t = A K_{t-1}^\alpha L_t^\beta H_t^\delta e^{\gamma t}$$

Parametrene α , β , δ er grenseelastisiteter for henholdsvis realkapital, arbeidskraft og vareinnsats, og disse uttrykker den prosentvise økningen i bruttoproduksjonen som følger av at faktorinnsatsen økes med én prosent. En sentral forutsetning er at en økning på én prosent i innsatsen av arbeidskraft og

vareinnsats gir en økning også i produksjonen på én prosent ($\beta + \delta = 1$). Denne antagelsen vil i det følgende bli referert til som konstant skalaavkastning i variable innsatsfaktorer. Det siste leddet på høyresiden i ligning (1) er inkludert for å fange opp eventuelle teknologiske fremskritt, eller årlig produksjonsvekst som ikke kan tilskrives endringer i faktorinnsatsen. Realkapitalbeholdningen forutsettes konstant fordi resten av analysen (og REGARD) har et kortsiktig preg. Sammen med en eksogen regional fordeling av investeringene innebærer dette at REGARD ikke inneholder noen eksplisitt formulering av den langsiktige produksjons-tilpasningen.

Kostnadsminimering er en dual formulering av produksjonsbeslutningen. Dette innebærer at formen på produktfunksjonen kan avledes dersom man kjenner parametrene i bedriftenes kostnadsfunksjon. Den betingede kostnadsfunksjonen som svarer til produktfunksjonen i ligning (1) er gitt ved følgende sammenheng:

$$(2) \quad C_t = \tilde{A} X_t K_{t-1}^{-\alpha} W_t^\beta P_t^\delta e^{-\gamma t}$$

hvor W_t er lønnsatsen og P_t er prisen på vareinnsats. Ligning (2) viser hvordan bedriftenes kostnader varierer med faktorprisene for gitt produksjonsmengde, realkapitalbeholdning og tidsperiode. Ved hjelp av Shephards lemma kan bedriftens etterspørsel etter arbeidskraft nå avledes fra kostnadsfunksjonen i ligning (2) som:

$$(3) \quad L = B X_t K_{t-1}^{-\alpha} \left(\frac{W}{P}\right)^{-\delta} e^{-\gamma t}$$

hvor B er et konstantledd. Ligning (3) illustrerer at en økning i lønnsatsen innebærer redusert etterspørsel etter arbeidskraft. Det samme gjelder under normale forutsetninger ($\alpha > 0$) for en økning i realkapitalbeholdningen. Vi ser videre at positiv produktivitetsutvikling ($\gamma > 0$) innebærer at innsatsen av arbeidskraft per produsert enhet vil falle over tid. Modellspesifikasjonen innebærer at dersom man kjenner verdien på parametrene i ligning 3, så har man full informasjon om formen på produktfunksjonen.

En innvending mot teoretiske modeller av typen ovenfor er at de er fullstendig statiske. Datasettet som benyttes for å tallfeste parametrene i ligning (3) er tidsseriedata fra perioden 1972-1989, og det er derfor grunn til å anta at prosessen som genererer datasettet er kjennetegnet ved betydelige innslag av dynamikk. Det antas derfor at arbeidskraft- etterspørselen tilpasses kontinuerlig mot en langsiktig underliggende likevektssammenheng av typen beskrevet i ligning (3). I samsvar med dette

spesifiseres den økonometriske modellen som en feilkorleksjonsmodell, hvor *veksten* i sysselsettingen i tillegg til å avhenge av veksten i produksjon, faktorpriser og realkapitalbeholdninger antas å avhenge av *avviket* fra den langsiktige likevekten beskrevet ovenfor, den såkalte likevektsfeilen. Med utgangspunkt i estimerte dynamiske etterspørselsfunksjoner for arbeidskraft avledes så estimater for parametrene i ligning (3), og derigjennom oppnås anslag for formen på produktfunksjonen.

Regional variasjon fanges opp ved hjelp av 6 kategoriske variable (dummyvariable) for region. Dette innebærer at variasjon i teknologiske parametre blir målt som avvik fra en generell funksjonsform for landet som helhet. Fordelen med denne teknikken er at den forenkler estimeringsarbeidet ved at antallet ligninger reduseres, og antallet observasjoner i hver estimering kan økes betraktelig. Dette betyr mye i den foreliggende analysen, hvor datasettet for hver regionsspesifikke produksjonssektor er tidsserier med få observasjoner.

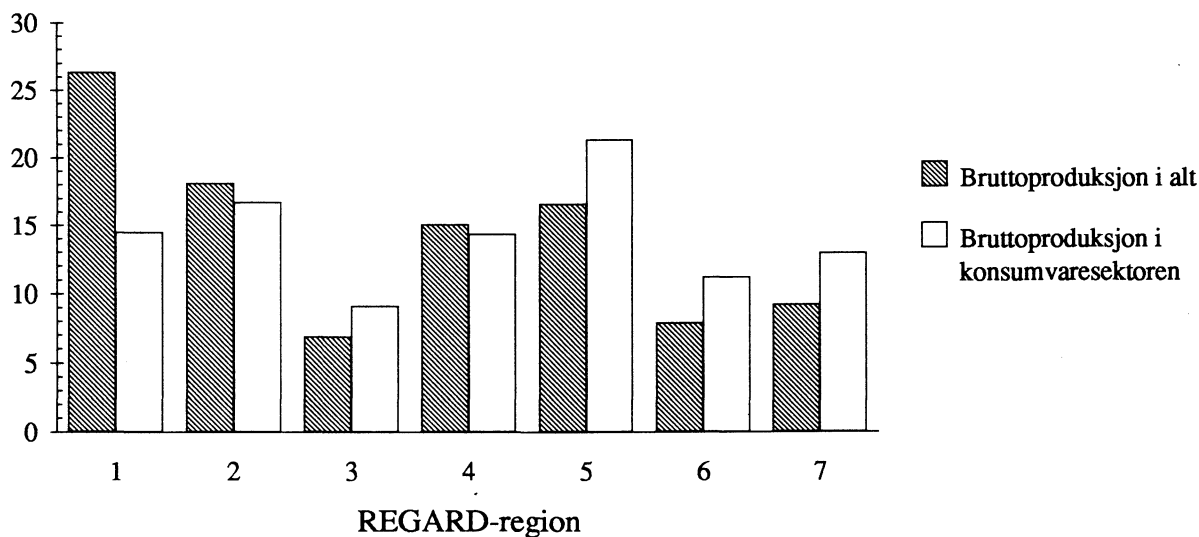
Resultatene

Datasettet som er benyttet er en aggregert versjon av industristatistikkens tidsseriefiler for enkeltbedrifter fra årene 1972-1989. Dokumentasjon av datamaterialet er under utarbeidelse (se Sørensen [1992]). Den beskrevne modellen er estimert for syv industrinæringer i syv regioner. Resultatene fra konsumvaresektoren (MODAG-sektor 15) vil i det følgende tjene som referanse for en belysning av de

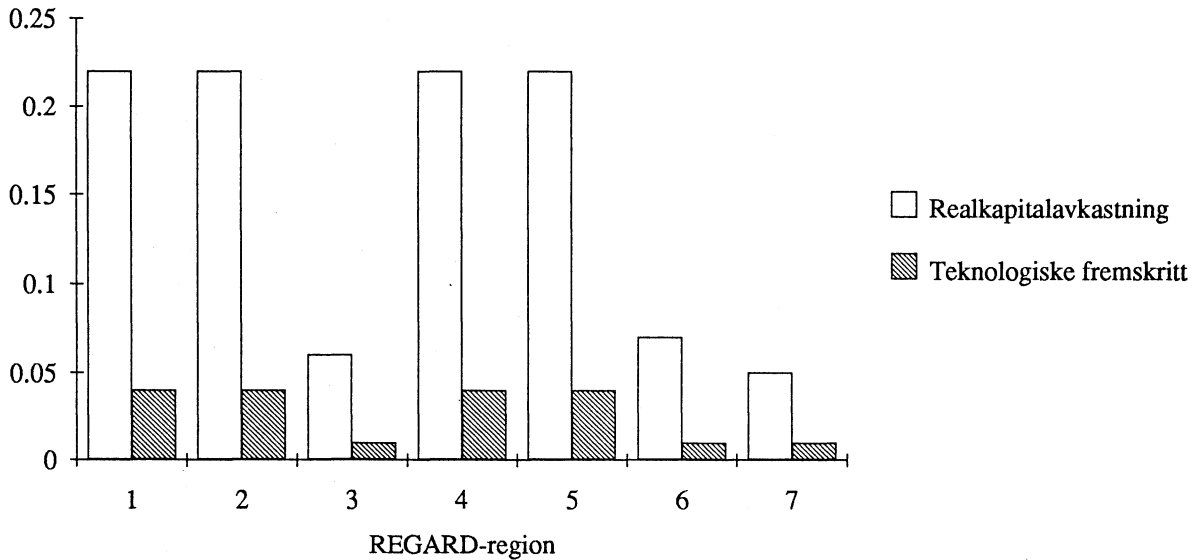
mest iøynefallende resultatene. Det er to grunner til at denne sektoren er valgt som referansesektor. For det første understreker resultatene fra denne sektoren på en karakteristisk måte enkelte hovedtendenser i resultatene for alle industrisektorene sett under ett. For det andre er produksjon av konsumvarer noe som i utstrakt grad foregår i samtlige av REGARDs regioner. Enkelte av de andre industrisektorene er kjennetegnet ved en vesentlig skjeve regional fordeling av aktiviteten enn tilfellet er for konsumvaresektoren. Figur 2 viser at den regionale fordelingen av produksjonsaktiviteten i konsumvaresektoren samsvarer noenlunde med den regionale fordelingen av den økonomiske aktiviteten ellers i regionen.

Det skraverte settet av søyler i figur 2 gjengir den prosentvise regionale fordelingen av landets totale bruttoproduksjon over REGARDs regioner for 1986 (kilde: Fylkesfordelt nasjonalregnskapsstatistikk 1986), mens de øvrige søylene representerer en tilsvarende fordeling av bruttoproduksjonen i konsumvaresektoren. Som vi ser står Oslo/Akershus for over 26% prosent av total bruttoproduksjon, mens andelen av bruttoproduksjonen i konsumvaresektoren her kun beløper seg til rundt 14%. For de andre regionene er det imidlertid et visst samsvar mellom aktivitetsnivået i konsumvareindustrien og den økonomiske aktiviteten forøvrig. Likefullt ser konsumvareindustrien ut til å være av noe større betydning for Hedmark/Oppland og regionene fra Vestlandet til Nord-Norge enn for resten av Sør-Norge.

Figur 2. REGIONAL FORDELING AV TOTAL BRUTTOPRODUKSJON OG BRUTTOPRODUKSJON I KONSUMVARESEKTOREN. Prosent (hele landet = 100). Kilde: FNR 1986.



Figur 3. REGIONALE PRODUKTIVITETSINDIKATORER FOR KONSUMVARESEKTOREN 1972-1989.



Produktivitet

Industriens konkurransevne er et begrep som i løpet av de siste årene har fått stor oppmerksomhet både i fagmiljøer og i samfunnsdebatten generelt. For å vinne internasjonale markedsandeler fremmes det stadige krav om at bedriftene i industrien må produsere mer for gitt innsats av produksjonsfaktorer, med andre ord bli mer produktiv. I et regionalt perspektiv vil industrisektorene i tillegg konkurrere om markedsandeler i det *interregionale* markedet.

De estimerte etterspørselsfunksjonene for arbeidskraft gjør det mulig å avlede to indikatorer for regionale produktivitsforskjeller. Den første er skalaelasticiteten i produksjonen. Skalaelasticiteten uttrykker økningen i produksjonsvolumet som følge av at innsatsen av *alle* produksjonsfaktorer økes med én prosent på et gitt tidspunkt, og gir et mål på skalafordelene i den enkelte region. Denne størrelsen kan anvendes for å gi en ide om regional variasjon i produktiviteten på et gitt tidspunkt. Ettersom modellspesifikasjonen forutsetter konstant skalaavkastning i variable innsatsfaktorer vil skalaelasticiteten fullt og helt være bestemt av hvilken rolle realkapitalen spiller i produksjonsprosessen. Anslag på realkapitalens grenseelasticitet er dermed avgjørende for produktivitsforskjeller på kort sikt i denne modellrammen. For å fange opp utviklingen i produktiviteten over tid, inkluderer de estimerte timeverksligningene i tillegg et trendledd. Denne størrelsen er ekvivalent

med produktfunksjonens mål på autonom teknologisk fremgang, og antyder hvor stor del av den årlige produksjonsveksten som ikke kan tilskrives endringer i ressursbruken. I rene tidsserier kan det være vanskelig å skille disse to effektene fra hverandre ettersom man ofte opplever betydelig korrelasjon mellom realkapitalbeholdningen og trendvariabelen. Dette avhjelpest imidlertid i denne analysen ved at datasettet som legges til grunn for estimeringen er en form for paneldata. Tverrsnittsvariasjonen i datamaterialet vil dermed fange opp den regionale variasjonen i realkapitalavkastningen, mens variasjonen over tid bidrar til å identifisere eksogen teknologisk fremgang.

Figur 3 viser noen estimerte størrelser for konsumvaresektoren som kan gi en ide om regionale produktivitsforskjeller. Det ene settet av søyler representerer realkapitalens grenseelasticitet, mens det andre gjengir estimerte teknologiske fremskritt for de ulike regionene i REGARD. Vi ser at realkapitalens grenseelasticitet er estimert til 0,22 for de fleste regionene. For regionene Hedmark/Oppland, Trøndelag og Nord-Norge (REGARD-regionene 3, 6 og 7) finner vi imidlertid betydelig lavere anslag for denne størrelsen. Den estimerte skalaelasticiteten i produksjonen av konsumvarer antyder dermed at produktiviteten i perifere regioner er signifikant lavere enn for mer sentrale regioner.

Når det gjelder estimatene for autonom teknologisk fremgang viser tabell 3 et tilsvarende mønster. Produksjonen for sentrale kyststrøk i Sør-Norge ser

ut til å ha hatt en årlig vekst på rundt 4 prosent som ikke kan tilskrives endringer i faktorinnsatsen. For de tre samme regionene som tidligere viser imidlertid også disse estimatene betydelige avvik. Regionene Hedmark/Oppland, Trøndelag og Finnmark ser nærmere bestemt ut til å ha opplevd en langsommere produktivitetutvikling i produksjonen av konsumvarer enn tilfellet er for resten av landet.

Beregningene antyder at det i produksjonen av konsumvarer finnes visse regionale forskjeller i produktivitet. Lignende tendenser gjør seg gjeldende for flere av industrisektorene i analysen. Nærmere bestemt ser en hypotese om at produktiviteten varierer negativt med sentralitet ut til å finne en viss støtte i datasettet vårt. Slike regionale produktivitetforskjeller kan forklares ved at sentral lokalisering gir fortrinn, eksempelvis i form av fordelaktig infrastruktur, nærhet til råvarene, god forbindelse med andre regioner og velutviklet adgang til internasjonale markeder. I tillegg kommer "spill-over"-effekter i forsknings- og utviklingsvirksomhet.

Det kan imidlertid tenkes at deler av variasjonen i teknologiske parametre skyldes regional variasjon i næringsstrukturen innen den enkelte produksjonssektor. Konsumvaresektoren er eksempelvis en sammensatt produksjonssektor som består av næringsmiddelindustri, nytelsesmiddelindustri, teko-industri og produksjon av sko og lærvarer. Produksjon av nytelsesmidler spiller en betydelig rolle i Akershus og Oslo, mens fiskeforedling er desto viktigere for Nord-Norge.

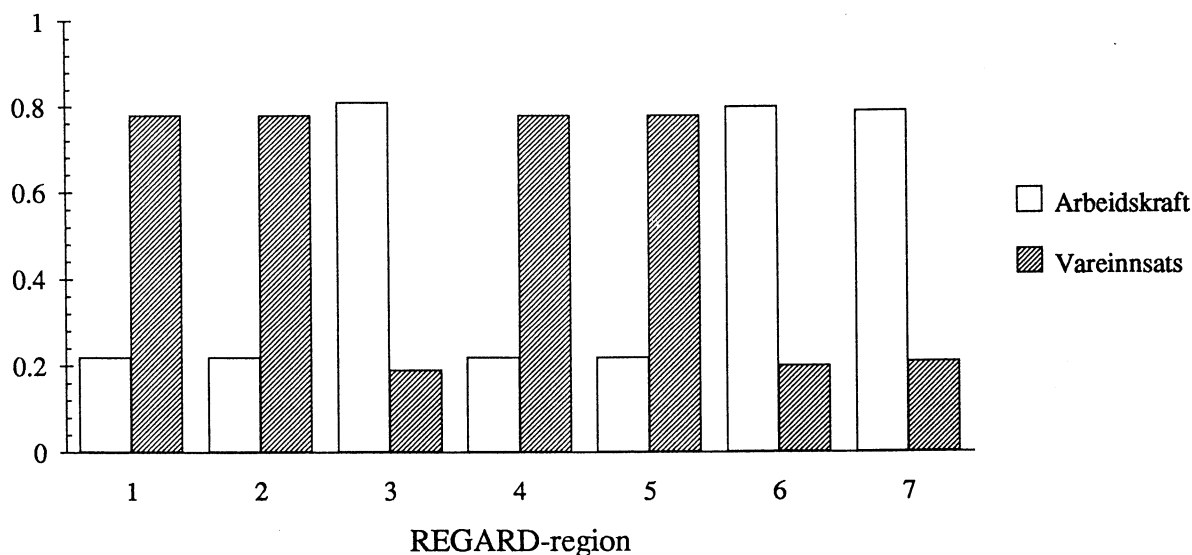
Sysselsetting

På samme måte som for realkapital kan man ved hjelp av den observerte timeverksinnsatsen avlede grenseelastisiteter i produksjonen for arbeidskraft og vareinnsats. Utgangspunktet er lønnselastisiteten i arbeidskraftetterspørselen. Denne størrelsen forteller i hvilken grad sysselsettingen endres når reallønnen stiger med én prosent. Dersom arbeidskraften yter et viktig (marginalt) bidrag til produksjonen, og dermed også til bedriftens inntekter, vil etterspørselen etter arbeidskraft være lite følsom overfor endringer i faktorprisene. Og omvendt: Dersom arbeidskraften på marginen ikke er særlig inntektsbringende, så vil etterspørselen være mer følsom overfor endringer i faktorprisene.

Figur 4 illustrerer de estimerte faktorspesifikke grenseelastisitetene for konsumvareindustrien i REGARDs regioner. Estimeringsresultatene antyder at etterspørselen etter arbeidskraft er mindre lønnselastisk i Hedmark/Oppland, Trøndelag og i Nord-Norge enn ellers i landet. Derfor viser figur 4 høyere grenseelastisiteter for arbeidskraft i disse regionene enn for resten av landet. Siden det er forutsatt konstant skalaavkastning i variable innsatsfaktorer, innebærer dette samtidig at grenseelastisiteten for vareinnsats for disse tre regionene er lavere enn landsgjennomsnittet.

I produksjonen av konsumvarer ser det dermed ut til at grenseelastisiteten for arbeidskraft kan være høyere i REGARD-regionene 3, 6 og 7 enn i resten av landet. En mulig forklaring på dette har

Figur 4. FAKTORSPEISIFIKKE GRENSEELASTISITETER I PRODUKSJONEN AV KONSUMVARER.



sammenheng med bedriftsstørrelsen i de enkelte regionene. En hypotese består i at det er lettere for store bedrifter å justere sysselsettingen enn for små bedrifter. En implikasjon av denne hypotesen er at etterspørselen etter arbeidskraft vil være mer følsom overfor endringer i faktorprisene i store bedrifter enn i små bedrifter. I så fall vil lønnselastisiteten i arbeidskraftetterspørselen i den enkelte region avhenge av gjennomsnittlig bedriftsstørrelse. Tall fra industristatistikken viser at gjennomsnittsbedriften i konsumvaresektoren har langt færre sysselsatte i Hedmark/Oppland, Trøndelag og Nord-Norge enn ellers i landet. Dette kan forklare hvorfor den estimerte lønnselastisiteten er lavere for REGARD-regionene 3, 6 og 7 enn for resten av landet. Derfor vil grenselastisiteten for arbeidskraft i produksjonen være høyere for disse regionene.

Til tross for ulike offentlige avgifts- og støtteordninger med sysselsettings- og distriktsprofil, gir resultatene for konsumvaresektoren signaler om at bedriftene i utkant-Norge fortsatt er noe mer reservert enn sentralt lokaliserte bedrifter når det gjelder tilpasningen av sysselsettingen. Selv om resultatene er noe mer nyanserte for de øvrige industri-sektorene, er det en tendens i retning av at etterspørselen etter arbeidskraft er mer elastisk i sentrale regioner enn i utkantstrøk. Implikasjonen for den økonomiske politikken er at regionale sysselsettingsvirkninger av offentlige avgifts- og støtteordninger vil kunne overvurderes dersom den nasjonale teknologien legges til grunn for virkningsberegninger av denne type tiltak.

Konklusjon

Fremstillingen over har presentert noe av arbeidet som er gjort for å ivareta produsentatferd på en bedre måte i REGARD enn i tidligere regional-økonomiske modeller i Statistisk sentralbyrå. Utgangspunktet er en analyse av etterspørselen etter arbeidskraft for et utvalg av industrisektorer. Ved hjelp av de estimerte timeverksligningene er det avledet estimater for parametre i produktfunksjonene for den enkelte produksjonssektor i den enkelte region.

Resultatene gir inntrykk av at det finnes visse teknologiske ulikheter mellom forskjellige regioner. For det første ser indikatorer for produktivitet og produktivitetsutvikling ut til å være høyere for sentrale regioner enn i distriktene. For det andre ser det ut til at arbeidskraftetterspørselen er mindre elastisk i REGARDS mer utkant-pregede regioner enn i sentrale strøk. Dette impliserer en høyere faktorspesifikk arbeidskraftproduktivitet i disse regionene enn ellers i landet. En mulig forklaring på dette resultatet er at små bedrifter med stivheter i etterspørselen etter arbeidskraft er mer typiske for utkantstrøk enn for sentrale strøk. Ved vurderingen av distriktpolitiske tiltak er det viktig å ta hensyn til at sysselsettingen lettere kan justeres i sentrale strøk enn i distriktene. Ellers vil sysselsettingsvirkningene av distriktpolitiske tiltak lett kunne overvurderes.

Datasettet ser ut til å gi en viss støtte til hypoteser om regionale teknologiforskjeller. Det må likevel understrekes at aggregeringen av produksjonssektorene gjør at til dels viktige produktutvalgs-effekter overses, og disse kan bidra til å modifisere konklusjonene ovenfor. Samtidig er den regionale fordelingen av aktiviteten i de ulike produksjonssektorene i industrien relativt skjev. Dermed vil næringsstrukturen innen industrien i den enkelte region fortsatt være av stor betydning for den regionale variasjonen i produksjonsteknologien for industrien sett under ett.

Referanser:

Skoglund, T., Stambøl, L. S. og Sørensen, K. Ø. (1990a), "Regionale arbeidsmarkeds- og befolkningsfremskrivninger", *Rapporter 90/15*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Skoglund, T., Stambøl, L. S. og Sørensen, K. Ø. (1990b), "En regional modell for arbeidsmarked og flytting", *Interne notater 90/27*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Sørensen, K. Ø. (1992), "Dokumentasjon av databanken for fylkesfordelt nasjonalregnskap", Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Distriktsskatteloven

Av
Per Morten Holt

Distriktsskatteloven av 1969 ble opphevet i 1990, med virkning for inntektsåret 1991. Målsettingen med artikkelen er å gi en deskriptiv analyse av i hvilken grad selskaper har benyttet seg av ordningene som er hjemlet i distriktsskatteloven i 1988. Resultatene viser en omfattende inntektsføring av distriktsskattefond, noe som indikerer at ordningen, ihvertfall i 1988, i stor grad har vært brukt som verktøy for skatteplanlegging.

1. Innledning

Lov av 19. juni 1969 nr. 72 (distriktsskatteloven) gir hjemmel for skatteordninger som skal stimulere til investeringer i bestemte strøk av landet (utbyggingsområder, eller såkalte DU-områder). Kriteriet for å kunne benytte seg av ordningen er hvorvidt selskapet har skattepliktig inntekt til en kommune innenfor utbyggingsområdet. Kommunen hvor selskapet har sitt hovedkontor, kalles i skattesammenheng for innenby(gd)s-kommunen. Selskaper som i utgangspunktet er hjemmehørende (innenby(gd)s skattyter) utenfor utbyggingsområdet, kan drive virksomhet innenfor utbyggingsområdet. Dersom aktiviteten som ligger innenfor utbyggingsområdet gir skattbar inntekt, vil det for denne delen av selskapets inntekt kunne kreves fradrag etter distriktsskatteloven.

Siden denne analysen bygger på en utvalgsundersøkelse (jfr. avsnitt 2 om datagrunnlag nedenfor), vil det kun bli gitt tall for utbyggingsområdene under ett. Dette omfatter fylkene Finnmark, Troms, Nordland og Sogn og Fjordane, og i tillegg en rekke enkeltkommuner i andre fylker (jfr. figur 1).

Distriktsskatteloven inneholdt tre hovedelementer:

- 1 avsetning til distriktsskattefond
- 2 nedskrivning med andel av anvendt fondsbeløp ved investering
- 3 startavskrivninger

Maksimal avsetning til distriktsskattefond var 15 prosent av nettoinntekt ved kommuneskatteliggingen, for inntekt opptjent i kommuner som omfattes av loven. Også personlig næringsdrivende har hatt anledning til å benytte seg av ordningen, men denne artikkelen omfatter kun aksjeselskaper

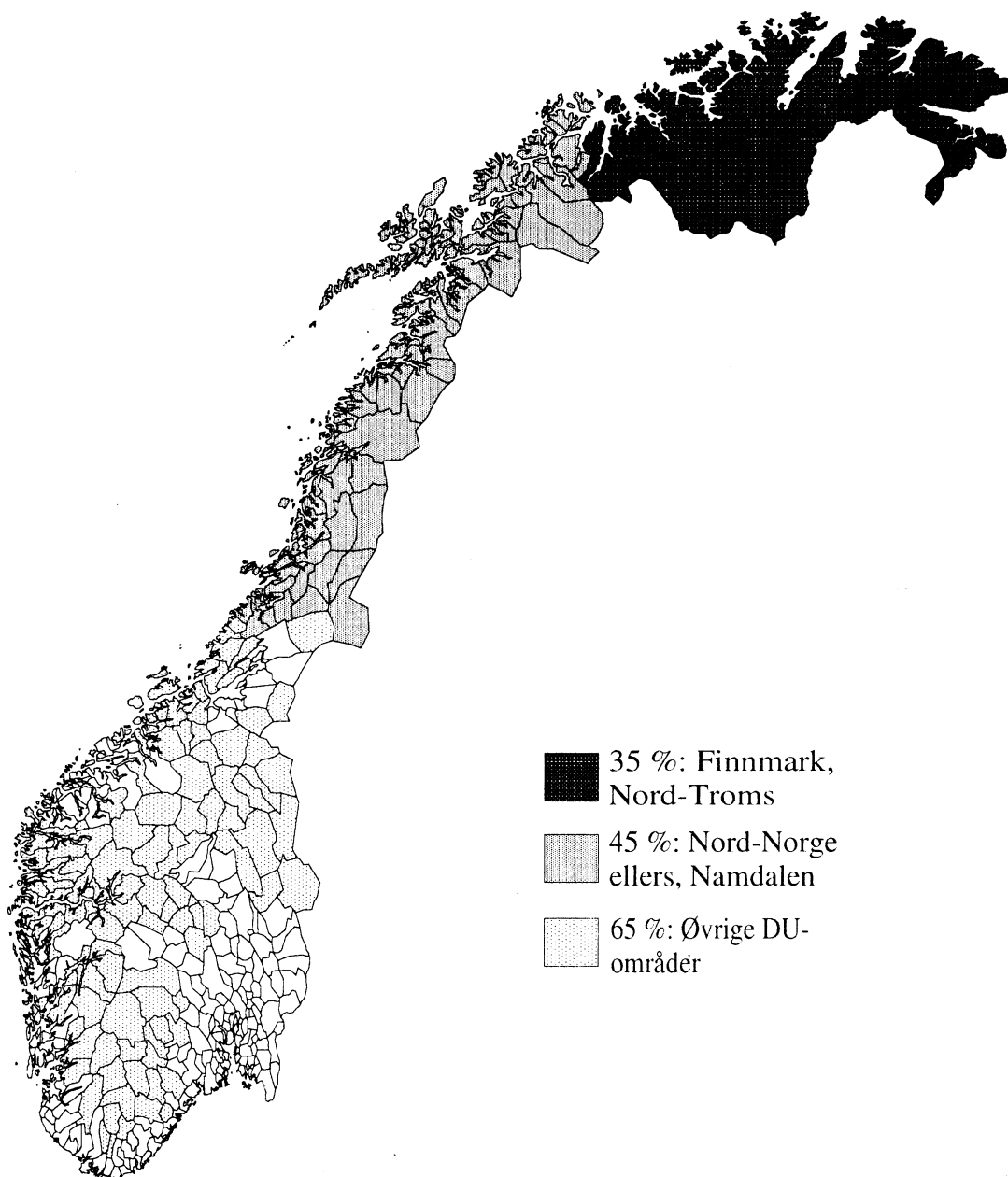
og andre etterskuddspliktige (f.eks. andelsmeierier, samvirkelag o.l.).

Videre kan det kreves fradrag i form av startavskrivninger med inntil 40 prosent av kostprisen på varige driftsmidler til bruk under utøvelse av næring i Finnmark og Nord-Troms, og inntil 25 prosent i Nord-Norge ellers og Namdalen. Startavskrivningene går til fradrag i driftsmidlets saldo før årets avskrivninger etter det ordinære saldossystemet. Driftsmidlets saldo vil si dets skattemessig nedskrevne verdi. Avskrivbare driftsmidler skal etter skattelovens paragraf 44A avskrives med inntil en maksimal avskrivningssats. Driftsmidlets saldo er grunnlaget for årets avskrivninger. Når det foretas av- og nedskrivninger reduseres dette grunnlaget, slik at fremtidige avskrivningsmuligheter, og dermed fradragmuligheter, reduseres.

Når de avsatte midler benyttes til investeringer i driftsmidler, skal en andel av det anvendte beløp nedskrives på driftsmidlets saldo. Nedskrivningssatsen er 35 prosent ved investering i Finnmark og Nord-Troms, 45 prosent i Nord-Norge ellers og Namdalen, og 65 prosent i annet utbyggingsområde. Utbyggingsområdene er vist i figur 1. Nedskrivningen foretas på det aktuelle driftsmidlets saldo, og medfører at grunnlaget for fremtidige skattemessige av- og nedskrivninger reduseres.

Avsetningsadgangen etter distriktsskatteloven er opphevet ved lov av 21. desember 1990 nr. 69, med virkning fra og med inntektsåret 1991. Det er også gitt en rekke overgangsbestemmelser, uten at vi vil komme nærmere inn på disse her.

Opphevelsen av distriktsskatteloven er ikke en del av den generelle skattereformen, men må sees i sammenheng med en av de intensjoner reformen bygger på; utvidelse av skattegrunnlaget gjennom sanering av skattekreditordninger og reduserte skattesatser.



2. Datagrunnlag

Datagrunnlaget består av inntekts- og formuesundersøkelsen for aksjeselskaper og andre etterskuddspliktige for inntektsåret 1988 (IFS-88). Dette er en utvalgsbasert undersøkelse, som omfattet ca. 7200 etterskuddspliktige skattytere. Resultatene av denne undersøkelsen er publisert i Statistisk Ukehefte nr. 37, 1990, mens regnskapsdelen av undersøkelsen er publisert i Statistisk Ukehefte nr. 17, 1991. På grunn av at tallene er utvalgsbasert, må resultatene tolkes i lys av den usikkerhet dette medfører. Utvalget er landsomfattende, og dekker derfor selskaper hjemmehørende i de aller fleste av

landets kommuner. Dette skulle tilsi at materialet har en god representativitet i forhold til temaet for denne artikkelen.

3. Bruk av ordningen

Tabell 1 viser total ubeskattet egenkapital pr. 1. januar og 31. desember 1988. Ubekattet egenkapital består av betinget skattefrie fondsavsetninger som konsolideringsfond, salgsgevinster, nedskrivning på varekontrakter mv. Tabell 1 viser hvor stor andel av ubeskattet egenkapital distriktsskattefondet utgjør. Videre gir tabell 1 tall fra resultatregnskapet, i form av samlede fondsavsetninger mv., og

TABELL 1. Etterskuddspliktige skattytere. Tall fra inntekts- og formuesundersøkelsen for selskaper med tilknytning til distriktsskatteloven. Mill. kr. 1988.

	Alle	Innenfor utb.omr. ¹⁾	Utenfor utb.omr. ²⁾
Total ubeskattet egenkapital pr. 1.1.	122827,2	8568,6	114258,6
Distriktsskattefond pr. 1.1.	1246,5	348,7	897,8
Total ubesk. egenkapital pr. 31.12.	134971,3	10663,6	124307,7
Distriktssk.fond pr. 31.12.	896,0	348,7	547,3
Fondsavsetninger mv.	16244,2	848,8	15395,4
Avsetning til distriktssk.fond	213,8	161,2	52,6
Inntektsførte fondsavsetninger mv.	5235,0	284,6	4950,4
Inntektsført distriktsskattefond	528,9	144,0	384,9
Skattemessige av- og nedskrivninger	65505,3	7177,2	58328,1
Startavskrivninger	161,4	146,0	15,4
Nedskrivning med andel av anvendt fondsbeløp	293,0	86,9	206,1
Antall skattytere	7292	1707	5585

1) Omfatter skattytere med hovedkontor innenfor utbyggingsområdet.

2) Omfatter skattytere med hovedkontor utenfor utbyggingsområdet, men med næringsvirksomhet innenfor.

TABELL 2. Etterskuddspliktige skattytere (ekskl. oljeutvinnings- og kraftselskaper) med positiv nettoinntekt ved kommuneskatteligningen som ligger innenfor utbyggingsområdet etter distriktsskatteloven. Beregning av effektive satser for avsetning til distriktsskattefond. Fordelt på hovedforetakets næring. 1988.

Næring	Effektiv avs. sats	Antall skattytere
Alle	7,2%	408
Jordbruk, skogbruk, fiske og fangst	9,2%	77
Industri	7,8%	43
Varehandel, hotell og restaurantvirksomhet	8,8%	95
Transport, lagring, post og telekommunikasjoner	2,7%	23
Eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting	2,8%	107
Uoppgitt og andre	11,7%	63

avsetning og inntektsføring av distriktsskattefond sin andel av dette. Fondsavsetninger mv. vil si avsetninger til konsolideringsfond, avsetning av salgsgevinster, kontraktavskrivninger o.l. Til slutt viser tabell 1 samlede skattemessige av- og nedskrivninger, samt hvor mye startavskrivninger og nedskrivning med andel av anvendt fondsbeløp utgjør av dette.

Vi legger merke til den omfattende inntektsføringen i forhold til avsetning. Dette resulterer i at alle enheter samlet sett og selskapene utenfor utbyggingsområdet har netto inntektsføring. I alt er det i 1988 avsatt 213,8 millioner kroner til distriktsskattefond, mens det er inntektsført 528,9 millioner kroner. Kun selskaper innenfor utbyggingsområdet har netto avsetning. Disse har avsatt 161,2 millioner kroner, og inntektsført 144 millioner kroner. Av samlede fondsavsetninger mv. som foretas av selskaper innenfor utbyggingsområdet, er 19 prosent avsetning til distriktsskattefond. Det tilsvarende tallet for selskaper utenfor utbyggingsområ-

det er 0,3 prosent. Av den samlede inntektsføring av fondsavsetninger mv., utgjør inntektsføring av distriktsskattefond 50,6 prosent for selskaper innenfor området, og 7,8 prosent for selskaper utenfor.

Denne forskjellen i utnyttelse gjenspeiler seg også i balansetallene, hvor distriktsskattefondet samlet sett utgjør 1 prosent av total ubeskattet egenkapital pr. 1. januar 1988. Pr. 31. desember 1988 har denne andelen sunket til 0,7 prosent. Både for selskaper innenfor og utenfor utbyggingsområdet har andelen distriktsskattefond sunket, og dette henger sammen med den omfattende inntektsføringen. For selskapene innenfor utbyggingsområdet utgjør inntektsføring av distriktsskattefond hele 50,6 prosent av samlet inntektsføring av fondsavsetninger m.v. Det tilsvarende tallet for selskaper utenfor utbyggingsområdet er på 7,8 prosent.

Når vi sammenligner de samlede skattemessige av- og nedskrivningene med ordningene som er hjemlet i distriktsskatteloven, finner vi at startav-

skrivningene og nedskrivningen med andel av anvendt fondsbeløp utgjør en meget liten andel av samlede av- og nedskrivninger. For selskapene sett under ett, utgjør startavskrivninger og nedskrivning med andel av anvendt fondsbeløp henholdsvis 0,2 og 0,4 prosent av samlede av- og nedskrivninger. For selskaper innenfor utbyggingsområdet er andelen noe høyere, med henholdsvis 2 og 1,2 prosent, mens de tilsvarende tallene for selskaper utenfor utbyggingsområdet er på 0,0 og 0,4 prosent.

Kun 2,5 prosent av startavskrivningene gjennomføres av selskaper utenfor utbyggingsområdet, mens de resterende 97,5 prosent foretas innenfor området. Dette gir klart uttrykk for at startavskrivningene har minimal betydning for selskaper som ikke er skattepliktige til de utpekte kommunene.

4. Utnyttelsesgrader

I tabell 2 er det beregnet utnyttelsesgrader for å måle i hvilken utstrekning skattyterne benytter seg av avsetning til distriktsskattefond. Utnyttelsesgraden er beregnet som virkelig foretatt avsetning i prosent av et anslått grunnlag for avsetning. Det anslåtte grunnlaget er virkelig avsetning til distriktsskattefond pluss skattbar (positiv) nettoinntekt ved kommuneskatteligningen.

For å ta hensyn til de geografiske begrensningene, er tallene fordelt på skattytere hjemmehørende innenfor og utenfor utbyggingsområdet. Dette gir ikke helt korrekte tall, siden det avgjørende kriterium for avsetningsadgang ikke er selskapets hjemstedskommune (innenby(gd)s-kommune), men i hvilken kommune inntekten er opptjent. Det mest realistiske anslaget synes likevel å være for selskaper innenfor utbyggingsområdet.

Ved beregning av utnyttelsesgrader er det gjort enkelte begrensninger. For det første er det kun tatt med selskaper som har skattbar (positiv) nettoinntekt ved kommuneskatteligningen. Det vil si selskaper som har mulighet for å foreta avsetning til distriktsskattefond. For det andre er foretak med selskapstypene oljeutvinnings- og kraftselskaper holdt utenfor ved beregningen. Selskaper med en annen selskapstype kan imidlertid drive innen **næringen** oljeutvinning, og disse er plassert under uoppgitt i tabell 2. Distriktsskatteloven setter begrensninger for hvilke typer driftsmidler det kan investeres i ved bruk av distriktsskattefondet. Til slutt omfatter tabell 2 kun selskaper som har virksomhet innenfor utbyggingsområdet. Utnyttelsesgraden er fordelt på hovedforetakets næring. Når et selskap består av flere etterskuddspliktige skattytere, er det næringen til "hovedenheten" (innenby(gd)s-enheten) som ligger til grunn for fordeling-

en. Begrensningene som ligger til grunn for beregningen av utnyttelsesgrader, medfører at utvalget blir svært lite, og resultatene må derfor tolkes forsiktig.

Vi legger merke til at utnyttelsesgraden varierer fra 2,7 til 11,7 prosent. Maksimal avsetning til distriktsskattefond er på 15 prosent av grunnlaget, og vi ser at næringen jordbruk, skogbruk, fiske og fangst ligger høyt, med 9,2 prosent. Dette er da også en typisk "distriktsnæring". Næringene transport, lagring mv. og eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting har den mest beskjedne utnyttelsen med henholdsvis 2,7 og 2,8 prosent. Det er her grunn til å understreke det forbehold begrepet hovedforetakets næring representerer. Årsakene til forskjellene kan ligge i de krav distriktsskatteloven satte til hvilke typer driftsmidler det kunne investeres i. Et eksempel på dette er at det i forskrifter av 9. desember 1983 het at de avsatte midler ikke kunne benyttes til investering i fly, helikopter, skip eller annet fartøy uten Finansdepartementets samtykke. Noe av årsaken til at næringen eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting har en lav utnyttelsesgrad, kan være forskrifter av 21. september 1979. Her het det at midler avsatt etter distriktsskatteloven ikke kan nyttes til oppføring eller påkostning på bygning eller annet fast anlegg, dersom eieren skal bruke mindre enn 75 prosent av bygningen eller anlegget i egen næringsvirksomhet. For enkelte typer næringsvirksomhet (industri, hotell- og turistiltak mv.) er det gitt lempninger i adgangen til å benytte midlene til bygninger og anlegg.

5. Konklusjon

Et interessant resultat når det gjelder virkningene av distriktsskatteloven for 1988, er den store inntektsføringen av tidligere avsetninger. Dette kan tyde på at de ønskede realinvesteringer som skulle følge i kjølvannet av avsetningene ikke har funnet sted. Dette indikerer at ordningene i distriktsskatteloven har hatt en viktig funksjon som verktøy for skatteplanlegging. Det vil si at en del selskaper har benyttet avsetning til distriktsskattefond for å skyve skattebelastning fremover i tid.

En svakhet ved analysen er at vi bare ser på data for ett år. En sammenligning over tid ville kunne gitt et noe annet bilde. Tallene for 1988 tyder likevel på at loven har virket etter sin hensikt ved å tilgodese utbyggingsområdene. Selv om tallene for 1988 tyder på at de ønskede realinvesteringer ikke har funnet sted, har loven virket som en generell skattefordel til distriktene.

Tabell - og diagramvedlegg

Innhold	Side
B. KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE	
Tabell B1: Olje- og gassproduksjon	1*
Tabell B2: Produksjonsindeksen etter næring og anvendelse	1*
Tabell B3: Industriproduksjon - produksjonsindeksen	1*
Tabell B4: Ordretilgang - industri	2*
Tabell B5: Ordreserver - industri	2*
Tabell B6: Påløpte investeringskostnader for oljeutvinning	3*
Tabell B7: Industriinvesteringer i verdi - investeringsundersøkelsen	3*
Tabell B8: Boligbygging	3*
Tabell B9: Detaljomsetningsvolum - sesongjustert indeks	4*
Tabell B10: Detaljomsetningsvolum mv. - endring fra foregående år	4*
Tabell B11: Arbeidsmarkedet - arbeidskraftundersøkelsen	4*
Tabell B12: Arbeidsmarkedet - arbeidskontorenes registreringer	4*
Tabell B13: Timefortjeneste	5*
Tabell B14: Konsumprisindeksen	5*
Tabell B15: Engrospriser	5*
Tabell B16: Utenrikshandel - verditall	6*
Tabell B17: Utenrikshandel - indekser	6*
Diagrammer	
Olje- og gassproduksjon	7*
Produksjonsindeksen	7*
Ordreindeksen - industri	8*
Byggearealstatistikk og boliglån, nye boliger	9*
Ordreindeksen - anleggsvirksomhet	9*
Arbeidsledighet og sysselsetting	10*
Antatte og utførte investeringer i industrien	10*
Detaljomsetning mv.	10*
Lønninger	10*
Konsum- og engrospriser	11*
Nominell rente på tre-måneders plasseringer	11*
Utenrikshandel	11*
C. NASJONALREGNSKAPSTALL FOR UTVALGTE OECD-LAND	
Tabell C1: Bruttonasjonalprodukt	12*
Tabell C2: Privat konsum	12*
Tabell C3: Offentlig konsum	12*
Tabell C4: Bruttoinvesteringer i fast realkapital	12*
Tabell C5: Eksport av varer og tjenester	13*
Tabell C6: Import av varer og tjenester	13*
Tabell C7: Privat konsum	13*
Tabell C8: Arbeidsledighet	13*
D. KONJUNKTURINDIKATORER FOR UTLANDET	
Tabell D1: Sverige	14*
Tabell D2: Danmark	14*
Tabell D3: Storbritannia	14*
Tabell D4: Tyskland (vest)	14*
Tabell D5: Frankrike	15*
Tabell D6: USA	15*
Tabell D7: Japan	15*

1*
KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B1: OLJE- OG GASSPRODUKSJON

Produksjon av råolje i millioner tonn og naturgass i milliarder standard kubikkmeter. Tallene for årene viser gjennomsnittlig månedsproduksjon.

	1987	1988	1989	1990	1991	-----1992-----					
						Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Råolje	4.1	4.7	6.2	6.8	7.8	9.1	9.0	8.2	8.7	9.0	8.7
Naturgass	2.4	2.5	2.6	2.3	2.3	2.5	2.4	2.1	2.2	2.1	2.3

TABELL B2: PRODUKSJONSINDEKS ETTER NÆRING OG ANVENDELSE

Sesongjusterte indekser. 1990=100.

Årsindeksene er et gjennomsnitt av månedsindeksene for året.

	1987	1988	1989	1990	1991	-----1992-----					
						Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.
Produksjon etter næring:											
Oljeutv., bergv.dr., ind. og kraft	87	90	98	100	102	110	106	110	111	111	108
Oljeutv. og bergverksdrift	68	75	95	100	111	124	111	125	125	129	124
Industri	101	100	100	100	98	99	102	102	100	102	100
Kraftforsyning	86	90	98	100	91	101	95	98	95	99	99
Produksjon etter konkurransetype:											
Skjermet industri	101	101	102	100	102	104	106	105	102	101	100
Utekonk. industri og bergv.	90	94	97	100	98	97	100	99	93	99	99
Hjemmekonkurrerende i alt	106	102	100	100	97	99	102	100	102	103	101
Hjemmekonk. konsumvareind.	106	99	97	100	97	95	98	96	97	95	96
Hjemmekonk. inv.vareind.	106	102	101	100	97	99	103	101	103	105	100

TABELL B3: INDUSTRIPRODUKSJON - PRODUKSJONSINDEKSEN

Endring i prosent fra foregående år og fra samme periode året før i et tremåneders glidende gjennomsnitt 1).

	1989	1990	1991	-----1992-----					
				Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Industri ialt	0.2	0.1	-1.6	0.0	1.7	1.1	1.3	1.1	2.2
Næringsmidler, drikkev. og tobakk	1.0	-1.9	3.2	-4.3	-1.6	1.5	2.1	1.4	0.7
Tekstilvarer, bekledn.v., lær mv.	-12.0	1.3	-0.5	-2.7	-0.4	-2.0	-3.3	-5.5	-4.3
Trevarer	-3.9	-4.8	-7.7	0.2	1.2	-2.5	-1.4	-2.2	0.6
Treforedling	6.5	-1.2	-1.1	-4.6	-0.2	-7.1	-5.2	-5.3	-1.2
Grafisk produksjon og forlagsv.	0.3	-1.0	0.3	-1.1	1.0	0.2	1.3	-0.3	-0.6
Kjemiske prod., mineraloljep. mv.	3.9	6.6	-5.0	-1.4	-0.7	-0.9	-0.3	-0.7	1.5
Mineralske produkter	-9.5	-2.8	-12.0	-2.3	5.3	4.5	8.6	6.9	9.1
Jern, stål og ferrolegeringer	-2.6	-1.4	-5.2	11.5	8.6	6.4	-2.6	-3.3	-3.0
Ikke-jernholdige metaller	3.4	1.1	0.8	-2.5	-1.4	1.8	0.2	-0.8	-3.3
Metallvarer	-2.2	-1.3	-1.6	-0.7	1.5	1.2	3.3	3.3	3.1
Maskiner	0.0	0.1	-2.8	9.2	11.9	8.4	11.3	11.6	14.1
Elektriske apparater og materiell	2.1	-0.3	-5.9	-0.7	2.4	3.3	1.7	4.3	7.6
Transportmidler	2.1	2.4	3.8	2.7	1.7	-0.6	0.7	1.5	2.3
Tekn. og vitensk. instr. mv.	2.1	6.9	4.9	-0.2	-0.6	-0.4	0.9	0.1	2.0
Industriproduksjon ellers	-5.4	3.8	4.5	1.4	2.4	-6.7	-1.3	0.5	5.6

1) Tallene i kolonnene for månedene viser endring i prosent fra samme periode året før for summen av produksjonen for den aktuelle måneden, måneden før og måneden etter.

2*
KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B4: ORDREILGANG - INDUSTRI

Ordreilgang til utvalgte industrigrupper, fordelt på eksport- og hjemmemarkedet. Sesongjusterte verdiindekser. 1976=100. Tallene for årene viser gjennomsnittet av kvartalstallene for det samme året.

	1988	1989	1990	1991	-----1990-----			-----1991-----				--1992--	
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv

Produksjon av kjemiske råvarer:													
Ordreilgang i alt	227	231	230	244	222	234	248	274	246	249	206	247	229
For eksport	251	273	259	247	268	260	259	272	251	270	197	283	254
Fra hjemmemarkedet	193	172	190	239	154	200	242	267	235	226	228	187	189
Produksjon av metaller:													
Ordreilgang i alt	350	394	318	287	323	320	305	261	303	292	291	264	273
For eksport	380	436	353	321	356	352	340	287	342	330	326	293	306
Fra hjemmemarkedet	250	253	204	171	211	212	184	175	173	168	169	172	161
Produksjon av verkstedprodukter ekskl. transportmidler og oljerigger mv.:													
Ordreilgang i alt	220	215	224	212	218	233	226	198	231	186	234	208	247
For eksport	284	338	339	331	318	347	328	314	352	313	346	314	348
Fra hjemmemarkedet	194	164	177	164	167	193	179	164	170	141	181	179	195

TABELL B5: ORDERRESERVER - INDUSTRI

Orderreserver i utvalgte industrigrupper, fordelt på eksport- og hjemmemarkedet. Verdiindekser. 1976=100. Tallene for årene viser gjennomsnittet av kvartalstallene for det samme året.

	1988	1989	1990	1991	-----1990-----			-----1991-----				--1992--	
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv

Produksjon av kjemiske råvarer:													
Orderreserver i alt	189	187	165	176	147	153	177	207	168	177	154	166	140
For eksport	183	194	175	174	147	180	183	200	151	173	173	189	152
Fra hjemmemarkedet	197	179	153	179	146	120	170	217	188	181	131	138	126
Produksjon av metaller:													
Orderreserver i alt	212	283	249	242	252	244	234	248	260	239	220	223	222
For eksport	251	334	292	286	291	287	275	292	307	283	260	266	262
Fra hjemmemarkedet	109	150	138	128	151	133	127	133	137	124	117	113	116
Produksjon av verkstedprodukter ekskl. transportmidler og oljerigger mv.:													
Orderreserver i alt	255	253	246	257	240	251	245	252	258	254	264	275	290
For eksport	363	443	466	427	478	477	425	421	435	422	432	445	458
Fra hjemmemarkedet	209	172	152	184	137	154	168	180	182	182	192	202	218

3*
KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B6: PÅLØPTE INVESTERINGSKOSTNADER FOR OLJEUTVINNING

Løpende priser, mill. kroner. Tallene for årene viser gjennomsnitt av kvartalene.

	1988	1989	1990	1991	-----1990-----				-----1991-----				--1992--		
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv		
Leting:															
I alt	1040	1251	1285	2034	1289	1285	1548	1540	2046	1947	2604	1840	2076		
Undersøkelsesboringer	645	864	904	1326	916	939	1044	1008	1277	1318	1702	1257	1343		
Generelle undersøkelser	134	114	93	256	109	112	116	132	263	287	343	192	406		
Felt eval. og - undersøøk	115	103	129	212	131	108	226	55	282	166	346	19	103		
Adm. og andre kostnader	147	171	159	241	132	127	162	345	224	177	217	372	225		
Feltutbygging:															
I alt	4921	5665	4878	5566	4891	4535	5166	4862	4615	5771	7016	6431	6172		
Varer	2014	2436	3141	3023	3110	3249	3947	3010	2596	3002	3483	3647	3136		
Tjenester	2594	2952	1390	2251	1530	885	834	1697	1766	2400	3142	2378	2574		
Produksjonsboring	313	277	347	292	251	401	385	156	253	368	390	406	462		
Felt i drift:															
I alt	934	803	994	1274	999	903	1305	1019	1398	1364	1313	1337	1308		
Varer	177	85	203	201	188	161	366	114	157	222	309	187	196		
Tjenester	209	120	188	256	214	193	255	253	325	232	213	214	199		
Produksjonsboring	548	598	603	817	597	548	684	652	916	910	791	937	913		

TABELL B7: INDUSTRIINVESTERINGER I VERDI - INVESTERINGSUNDERSØKELSEN

Antatte og utførte industriinvesteringer. Mill.kr. Sesongjustert.

Tallene for årene viser gjennomsnittet av kvartalstallene for det samme året.

	1990	1991	1992	-----1991-----				-----1992-----			
				1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv
Utførte	2589	2620	NA	2860	2776	2552	2292	2610	2314
Antatte	2964	3102	2731	3006	3172	3212	3018	2626	2839	2957	2502

TABELL B8: BOLIGBYGGING

Antall boliger i 1000. Sesongjustert. 1). Tallene for årene

viser gjennomsnittet av månedstallene for det samme året.

	1989	1990	1991	-----1992-----						
				Feb.	Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	
Boliger satt igang		2.1	1.8	1.4	1.2	1.3	1.3	1.2	1.1	1.0
Boliger under arbeid		28.9	25.2	19.0	16.7	16.1	15.8	15.6	15.4	15.2
Boliger fullført		2.3	2.2	1.7	1.5	1.2	1.9	1.5	1.3	1.3

1) Seriene er sesongjustert uavhengig av hverandre.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B9: DETALJOMSETNINGSVOLUM

Sesongjustert indeks.1) 1990=100. Tallene for årene viser gjennomsnittet av månedstallene for det samme året.

	1987	1988	1989	1990	1991	-----1992-----					
						Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Omsetning ialt	110	100	98	100	98	96	102	100	100	105	96

1) Basert på en foreløpig beregning av sesongfaktorene, spesielt for desember 1988

TABELL B10: DETALJOMSETNINGSVOLUM MV.

Endring i prosent fra foregående år og fra samme periode året før i et tremåneders glidende gjennomsnitt. 1)

	1989	1990	1991	-----1992-----						
				Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	
Omsetning i alt	-1.7	1.8	-1.9	2.3	2.9	4.4	2.6	
Detaljomsättning etter næring:										
Nærings- og nytelsesmidler	0.5	1.3	0.4	3.7	8.6	6.9	5.1	
Bekledning og tekstilvarer	1.9	13.4	5.3	-2.3	-6.4	-2.6	-4.9	
Møbler og innbo	-1.0	2.6	0.7	-1.8	-4.4	-0.4	1.2	
Jern, farge, glass, stent. og sport	-4.4	-4.5	1.6	-2.5	-4.2	-5.8	-9.9	
Ur, opt., musikk, gull og sølv	-5.2	17.5	2.3	0.3	-2.5	0.2	0.9	
Motorkjøretøyer og bensin	-4.9	-2.4	-10.0	4.4	3.6	7.2	5.0	
Reg. nye personbiler	-19.1	11.9	-13.4	9.3	7.0	16.2	12.5	12.6	5.8	

1) Tallet i kolonnene for månedene viser endring i prosent fra samme periode året før for summen av omsetningsvolumet for den aktuelle måneden, måneden før og måneden etter.

TABELL B11: ARBEIDSMARKEDET - ARBEIDSKRAFTUNDERSØKELSEN

Tallet på arbeidssøkere uten arbeidsinntekt og tallet på sysselsatte. 1000 personer. 2)

	1988	1989	1990	1991	--1990---		-----1991-----			-----1992-----			
					3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv
Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt:													
Kvinner	33	45	46	48	49	41	48	46	52	46	48	50	57
Menn	36	61	66	68	66	55	72	64	70	66	84	76	74
Totalt	70	106	112	116	115	97	120	110	123	112	132	126	131

Tallet på sysselsatte 1) 2114 2049 2030 2010 2050 2023 1988 1997 2046 2009 1980 1996 2035

1) F.o.m. 1986 inkluderes også familiemedarbeidere med ukentlig arbeidstid under 10 timer.

2) Omlegging av AKU f.o.m. 2.kvartal 1988.

TABELL B12: ARBEIDSMARKEDET - ARBEIDSKONTORENES REGISTRERINGER

Tallet på registrerte arbeidsløse og ledige plasser. Arbeidsløshetsprosenten.

		1989	1990	1991	-----1992-----					
					Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.
Sesongjusterte tall:										
Registrerte arbeidsløse	1000 pers.	83.0	92.8	100.7	118.8	111.5	116.3	130.9	117.2	111.0
Ujusterte tall:										
Registrerte arbeidsløse	1000 pers.	82.9	92.7	100.7	118.2	104.9	117.5	130.1	122.4	105.4
Herav: Permitterte	1000 pers.	17.4	15.8	9.9	11.0	7.3	5.6	5.0	5.2	5.9
Ledige plasser	1000 pers.	6.9	6.6	6.5	8.6	9.2	6.6	4.9	5.5	5.9
Arbeidsløshetsprosenten 1)		3.8	4.3	4.7	5.6	4.9	5.5	6.1	5.8	5.0
Arb.løse/led.plasser		14.5	14.6	16.9	13.7	11.4	17.8	26.6	22.4	18.0

1) Registrerte ledige i prosent av arbeidsstyrken ifølge AKU.

5*
KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B13: TIMEFORTJENESTE

Gjennomsnittlig timefortjeneste i industri og i bygge- og anleggsvirksomhet.
Kroner.

	1989	1990	1991	---1990---		-----1991-----		---1992---			
				3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv
Industri, kvinner	76.4	81.7	86.6	85.0	84.6	84.4	86.5	87.3	88.3	87.7	88.8
Industri, menn	89.5	94.6	99.5	98.4	96.9	97.3	99.9	100.0	100.8	100.9	103.3
Bygge- og anl., menn	100.9	101.4	107.0	103.3	102.3	104.0	107.0	107.7	109.4	107.7	110.6

TABELL B14: KONSUMPRISINDEKSEN

Endring i prosent fra foregående år og fra samme måned ett år tidligere.

	1989	1990	1991	-----1992-----						
				Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	
Ialt		4.6	4.1	3.4	2.4	2.4	2.5	2.5	2.3	2.0
Varer og tjenester etter konsumgruppe:										
Matvarer ialt		2.7	3.2	1.7	2.7	2.6	2.7	1.2	0.2	-0.2
Drikkevarer og tobakk		5.1	7.0	7.1	8.3	7.8	7.7	10.4	10.4	10.1
Klær og skotøy		3.1	2.1	1.8	1.5	2.3	2.4	2.4	2.4	0.7
Bolig, lys og brensel		6.1	6.4	4.5	2.3	2.3	2.1	2.4	2.4	2.3
Møbler og husholdningsartikler		3.6	2.6	2.2	0.4	0.2	0.1	0.2	-0.0	-0.2
Helsepleie		4.3	8.5	6.9	4.8	4.8	4.8	7.6	7.0	7.4
Reiser og transport		5.3	2.9	3.0	2.1	1.9	1.9	2.0	2.2	2.1
Fritidssysler og utdanning		4.5	4.6	4.4	3.4	3.4	3.4	3.5	3.5	3.0
Andre varer og tjenester		4.4	3.3	3.4	1.7	1.8	2.8	2.8	2.6	2.5
Varer og tjenester etter leveringssektor:										
Jordbruksvarer		2.1	4.8	1.5	3.0	3.2	3.4	0.7	-0.5	-1.1
Andre norskproduserte konsumvarer		4.7	5.3	5.3	2.5	2.1	1.9	2.7	2.7	2.5
Importerte konsumvarer		2.9	1.7	2.0	2.1	2.3	2.2	2.2	1.9	1.2
Husleie		7.6	6.5	4.9	3.5	3.5	3.5	3.5	3.5	3.7
Andre tjenester		5.7	3.7	2.4	1.9	1.9	2.5	2.7	2.7	2.4

TABELL B15: ENGROSPRISER

Endring i prosent fra foregående år og fra samme periode ett år tidligere.

	1989	1990	1991	-----1992-----						
				Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	
Ialt		5.5	3.7	2.5	0.6	0.6	0.6	-0.1	-0.4	-0.6
Matvarer og levende dyr		3.4	4.5	4.4	1.5	1.6	1.1	0.0	0.0	-0.1
Drikkevarer og tobakk		4.1	4.9	4.9	6.3	6.3	5.2	6.6	7.1	7.2
Råvarer, ikke spis., u. brenselst.		10.8	-0.2	-1.0	-3.8	-2.8	-3.0	-3.0	-3.9	-4.7
Brenselstoffer, -olje og el.kraft		8.9	10.2	1.9	-1.2	-1.1	-0.6	-3.0	-4.3	-4.5
Dyre- og plantefett, voks		3.1	1.9	3.1	8.5	6.4	6.4	3.6	4.3	4.7
Kjemikalier		6.5	-1.4	1.8	0.6	0.3	-0.5	-0.2	-0.8	0.2
Bearbeidde varer etter materiale		5.2	1.5	1.1	0.3	0.3	0.2	0.3	0.3	-0.3
Maskiner og transportmidler		3.7	2.6	2.6	1.3	1.2	1.3	1.3	1.2	1.3
Forskjellige ferdigvarer		3.9	2.6	3.6	2.3	2.2	2.1	2.1	1.7	1.6

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B16: UTENRIKSHANDEL - VERDITALL

Verditall for tradisjonell vareeksport og vareimport iflg. handelsstatistikken. Milliarder kroner. Sesongjustert. Tallene for årene viser gjennomsnittet av månedstallene for det samme året.

	1987	1988	1989	1990	1991	-----1992-----					
						Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.
Eksport 1)	6.5	7.8	8.9	9.5	9.2	8.8	9.1	9.0	8.9	9.3	9.0
Import 2)	12.0	11.5	11.5	12.8	12.9	12.6	12.8	13.1	12.6	13.2	13.4
Import 3)	11.8	11.4	11.4	12.7	12.7	12.5	12.7	13.0	12.5	13.1	..

- 1)Uten skip, oljeplattformer, råolje og naturgass.
 2)Uten skip og oljeplattformer.
 3)Uten skip, oljeplattformer og råolje.

TABELL B17: UTENRIKSHANDEL - INDEKSER

Volum- og prisindekser for tradisjonell vareeksport og vareimport iflg. handelsstatistikken. 1988=100. Årene viser gjennomsnittet av kvartals-tallene for det samme året.

	1988	1989	1990	1991	---1990--		-----1991-----		-----1992-----				
					3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv
Sesongjusterte tall:													
Eksportvolum 1)	103	110	121	120	125	123	125	120	117	118	126	125	126
Importvolum 2)	102	95	106	108	105	108	106	110	104	112	110	107	106
Ujusterte tall:													
Eksportpriser 1)	99	106	102	100	98	107	102	101	101	98	93	93	92
Importpriser 2)	100	106	107	105	107	108	102	104	107	107	104	103	101

- 1)Uten skip, oljeplattformer, råolje og naturgass.
 2)Uten skip og oljeplattformer.

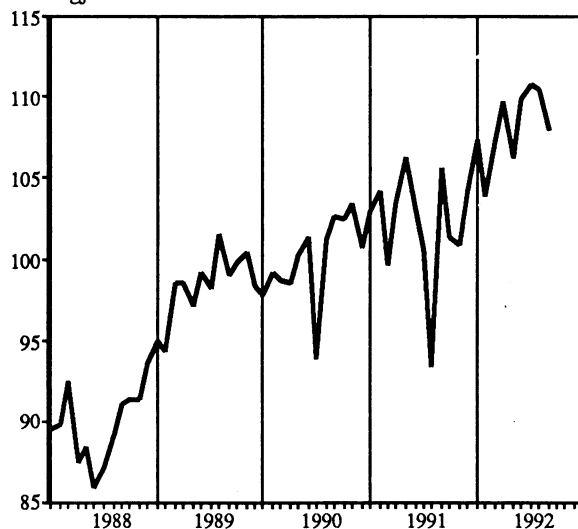
MERKNAD TIL TABELL B2.

2)For tilbakegående år er produksjonsindeksen etter anvendelse avstemt mot de endelige, årlige nasjonalregnskapene, der verdien av skip og oljeplattformer først regnes som investert når skipet er ferdigbygd eller plattformer er slept ut på feltet. I byggeperioden regnes produksjonen som levert til lager av varer under arbeid og ikke investeringer, noe som vil gi store variasjoner i indeksen mellom de berørte årene.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

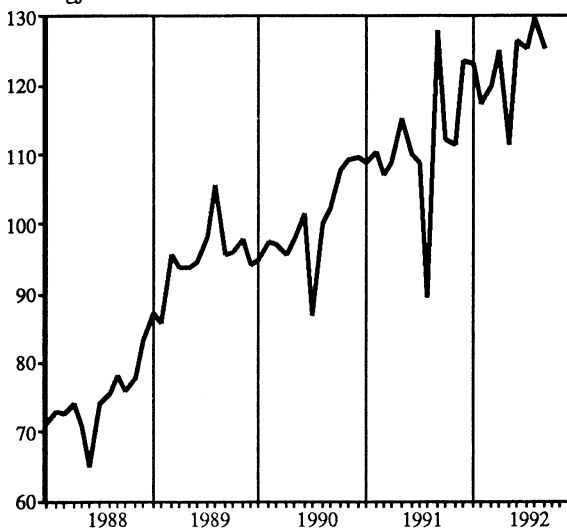
PRODUKSJONSINDEKS

Oljeutvinning, bergverksdrift, industri og kraftforsyning.
Sesongjustert. 1990=100



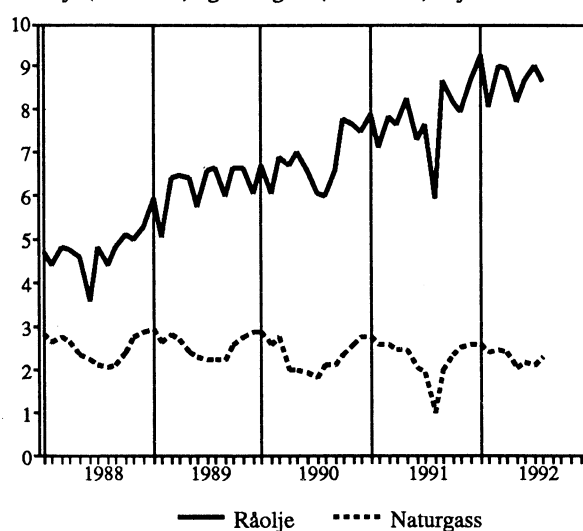
PRODUKSJONSINDEKS

Utvinning av råolje og naturgass.
Sesongjustert. 1990=100



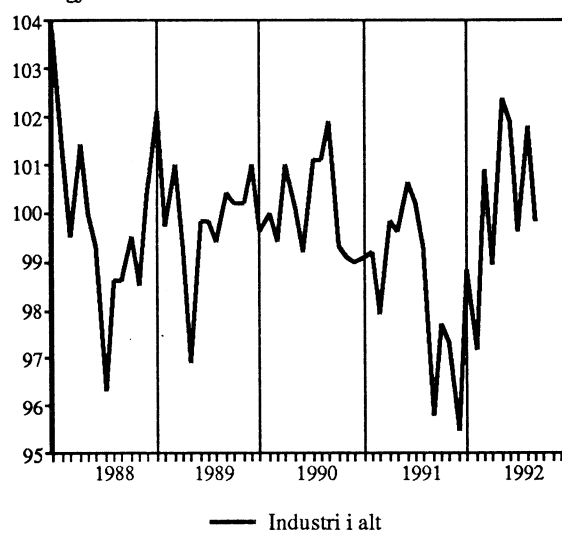
OLJE- OG GASSPRODUKSJON

Råolje (mill. tonn) og naturgass (mrd. S m3). Ujusterte tall



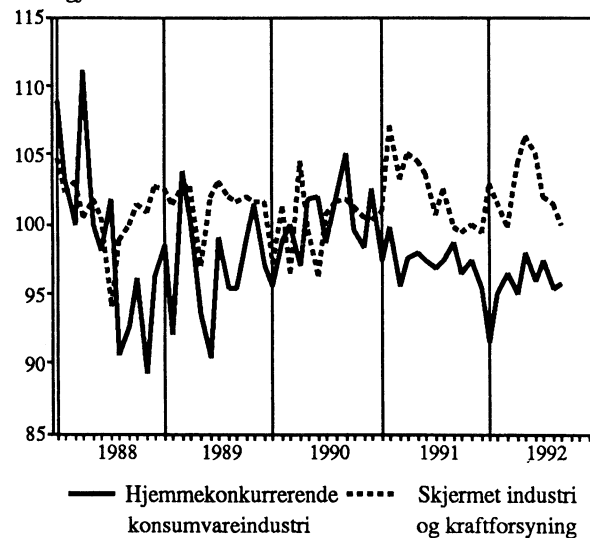
PRODUKSJONSINDEKS

Sesongjustert. 1990=100



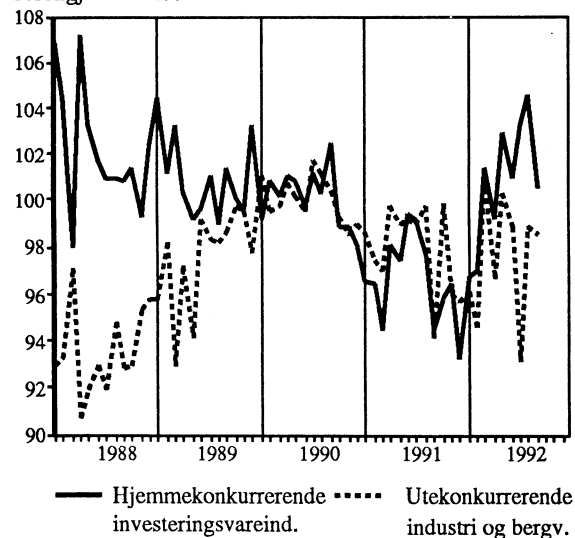
PRODUKSJONSINDEKS ETTER KONKURRANSETYPE

Bergverksdrift, industri og kraftforsyning.
Sesongjustert. 1990=100



PRODUKSJONSINDEKS ETTER KONKURRANSETYPE

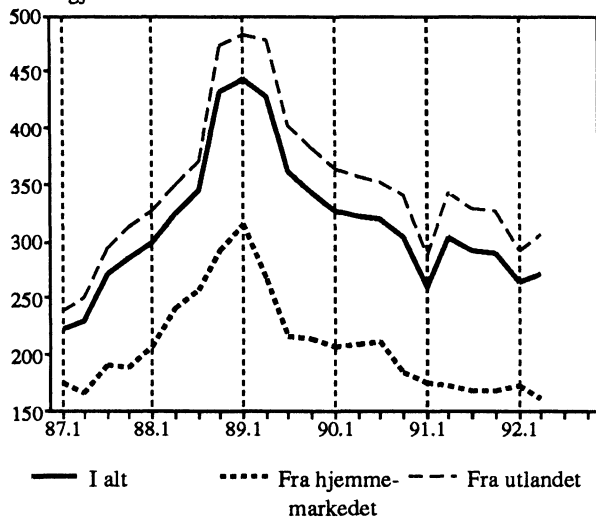
Bergverksdrift, industri og kraftforsyning .
Sesongjustert. 1990=100



ORDRETILGANG.

Metaller

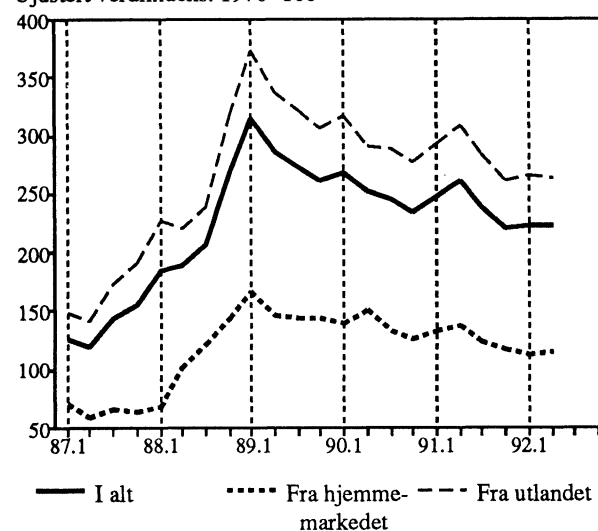
Sesongjustert verdiindeks. 1976=100



ORDRERESERVER

Metaller

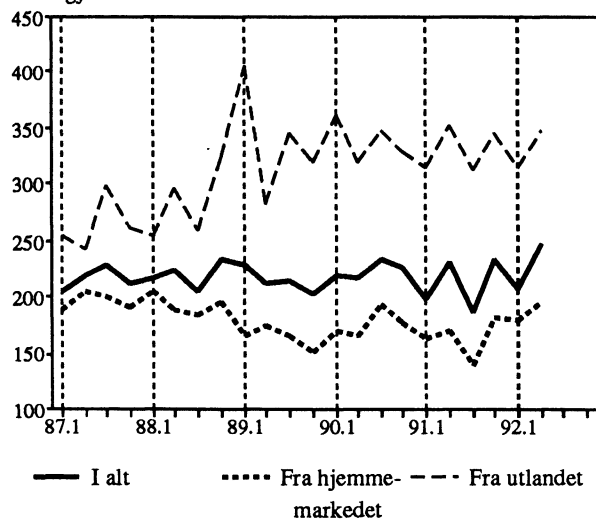
Ujustert verdiindeks. 1976=100



ORDRETILGANG

Verkstedprodukter uten transportmidler og oljeplattformer mv.

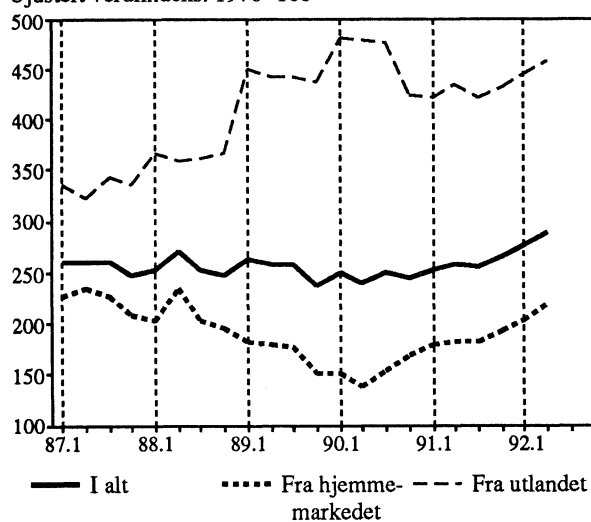
Sesongjustert verdiindeks. 1976=100



ORDRERESERVER

Verkstedprodukter uten transportmidler og oljeplattformer mv.

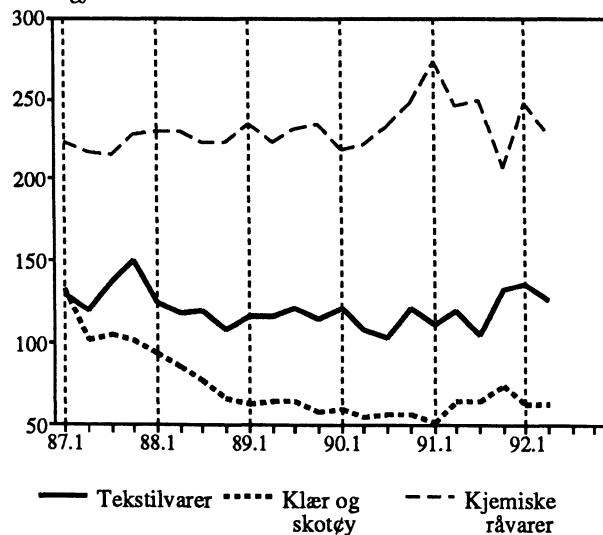
Ujustert verdiindeks. 1976=100



ORDRETILGANG

Tekstilvarer, klær og skotøy og kjemiske råvarer.

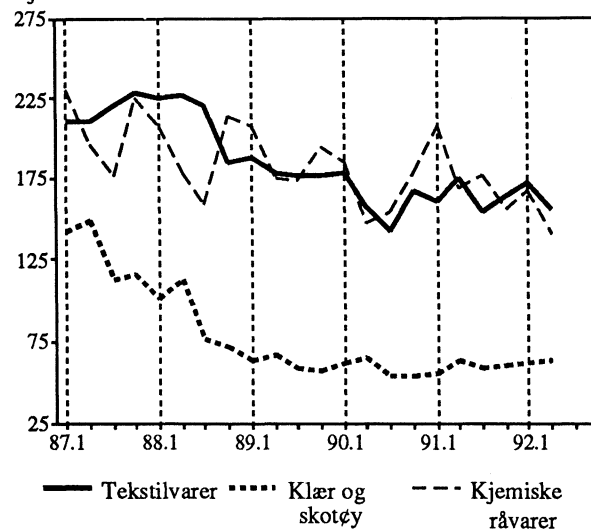
Sesongjustert verdiindeks. 1976=100



ORDRERESERVER

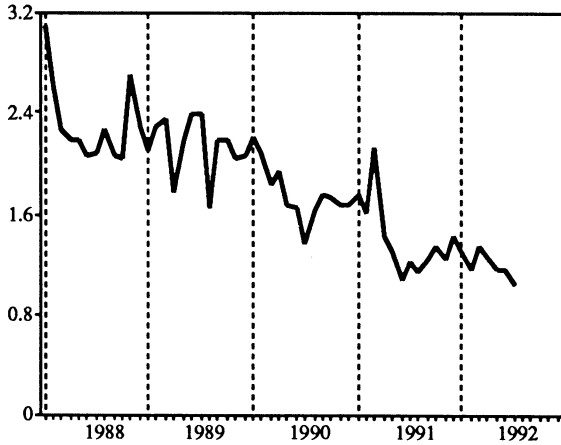
Tekstilvarer, klær og skotøy og kjemiske råvarer

Ujustert verdiindeks. 1976=100



BYGG

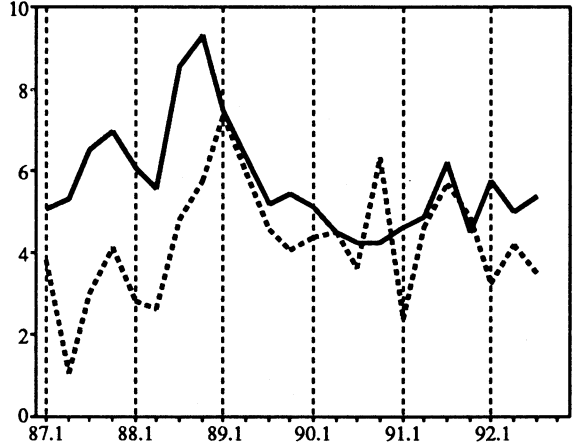
Boliger satt igang. Sesongjustert



— Antall boliger i tusen

BOLIGLÅN NYE BOLIGER

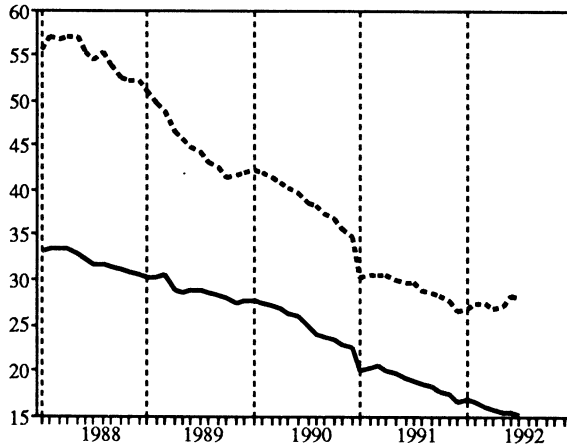
Antall oppføringslån fra Husbanken i 1000. Sesongjustert



— Innkomne søknader Bevilgede/tilviste lån

BYGG UNDER ARBEID

Sesongjustert

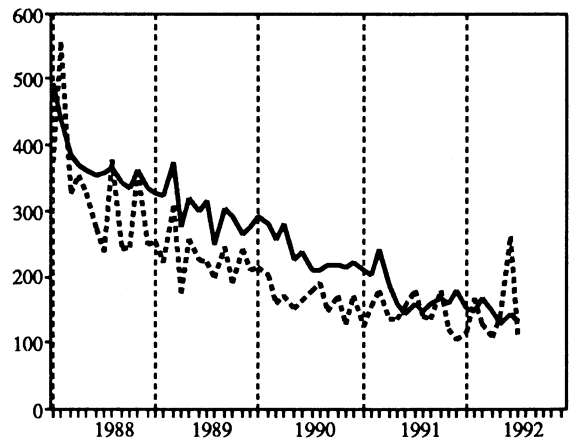


— Boliger antall i 1000 Andre bygg, bruksareal i 100 000 kvm.1)

1) Utenom jordbr., skogbr. og fiske. Over 30 kvm bruksareal

BYGG SATT IGANG

Bruksareal i tusen kvm. Sesongjustert.

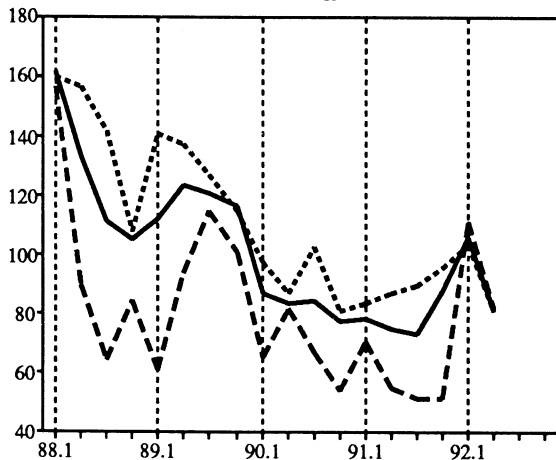


— Boliger Andre bygg 1)

1) Utenom jordbruk, skogbruk og fiske. Over 30 kvm. bruksareal.

BYGGE- OG ANLEGGSVIRKSOMHET

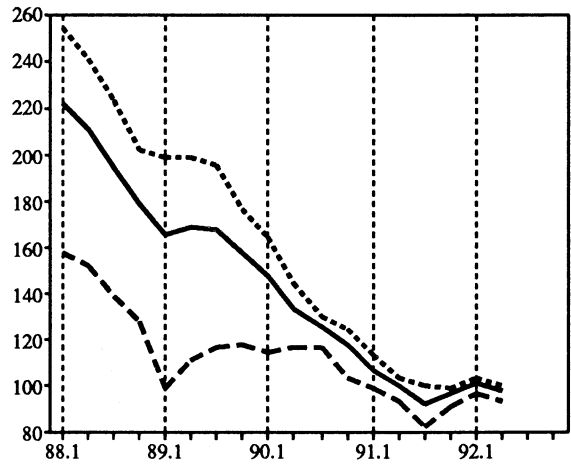
Ordretilgang. Verdiindeks. Sesongjustert. 1. kv. 1992=100



— I alt Byggevirksomhet - - - Anleggsvirksomhet

BYGGE- OG ANLEGGSVIRKSOMHET

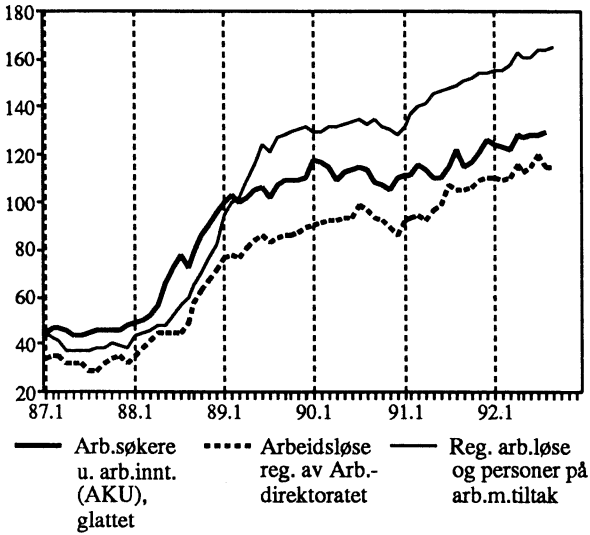
Ordreserve. Verdiindeks. Sesongjustert. 1.kv. 1992=100



— I alt Byggevirksomhet - - - Anleggsvirksomhet

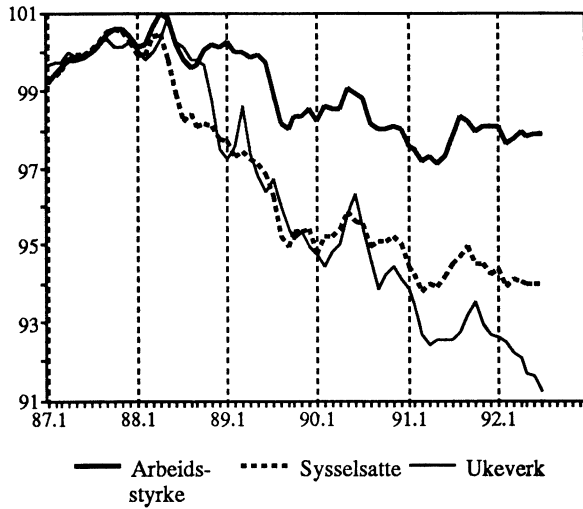
ARBEIDSLEDIGE, 1000 PERSONER

Sesongjusterte månedstall



Kilde: SSB.

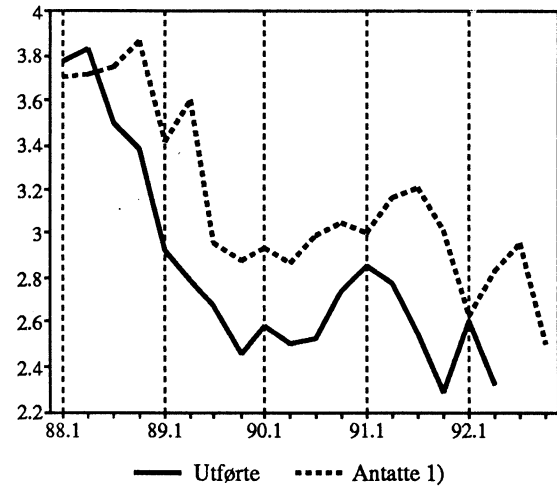
ARBEIDSSTYRKE, SYSELSETNING OG UTFØRTE UKEVERK I ALT IFLG. ARBEIDSKRAFTUNDERSØKELSEN 1987=100. Sesongjusterte og glattede månedstall



Kilde: SSB.

ANTATTE OG UTFØRTE INVESTINGER I INDUSTRI

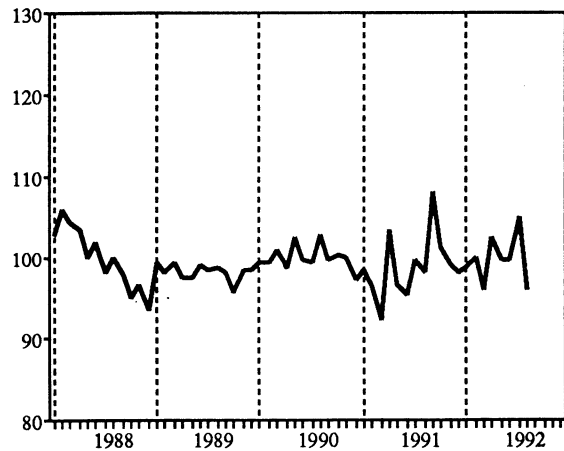
Sesongjusterte verditall. Milliarder kroner pr. kvartal.



1) Anslag gitt i samme kvartal. Tallet for 4. kvartal 1987 inneholder korreksjoner for foregående kvartaler.

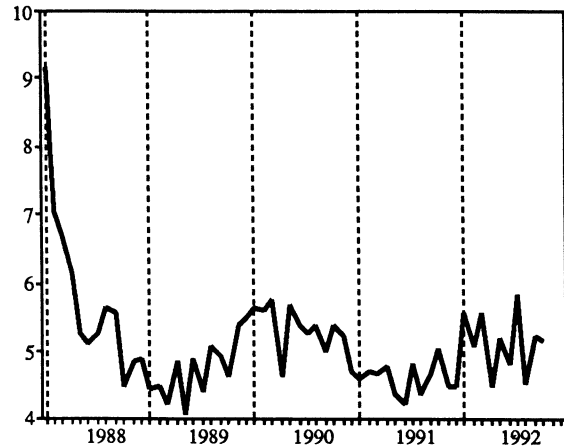
DETALJOMSETNING

Sesongjustert volumindeks. 1990=100



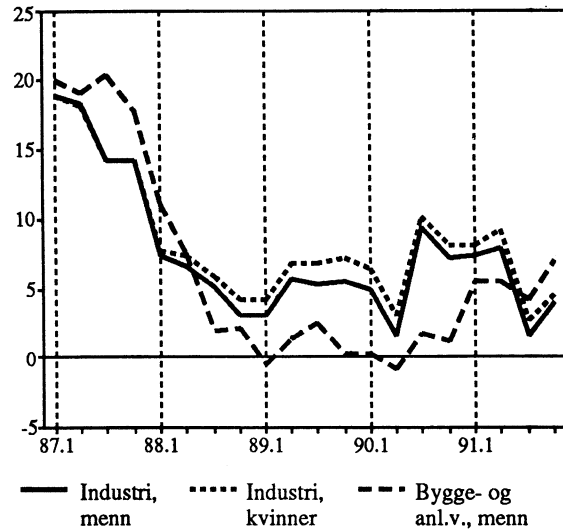
REGISTRERTE NYE PERSONBILER

1000 stk. Sesongjustert.



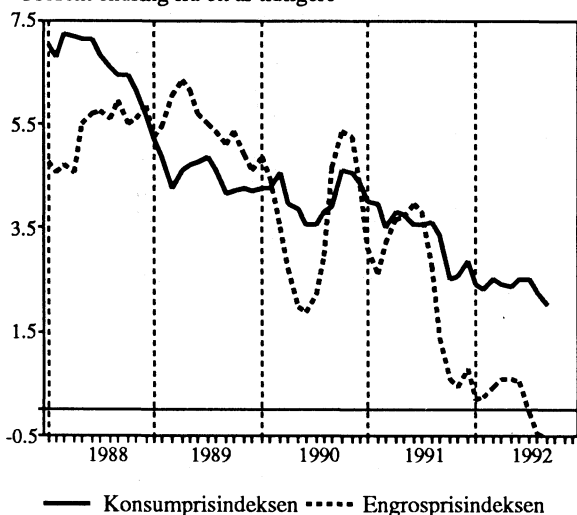
LØNNINGER

Gjennomsnittlig timefortjeneste i industri og bygge- og anleggsvirksomhet, prosentvis endring fra ett år før.



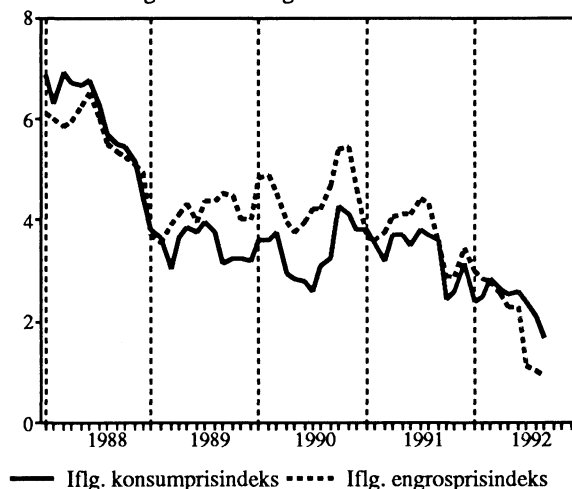
INNENLANDSKE PRISER

Prosent endring fra ett år tidligere



PRISSTIGNING FOR KONSUMVARER 1)

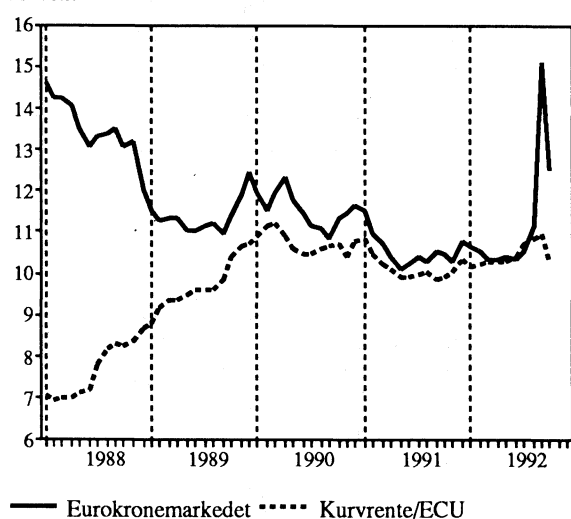
Prosent endring fra ett år tidligere.



1) Konsumprisindeksen for varer omsatt gjennom detaljhandelen og engrosprisindeksen for varer til konsum.

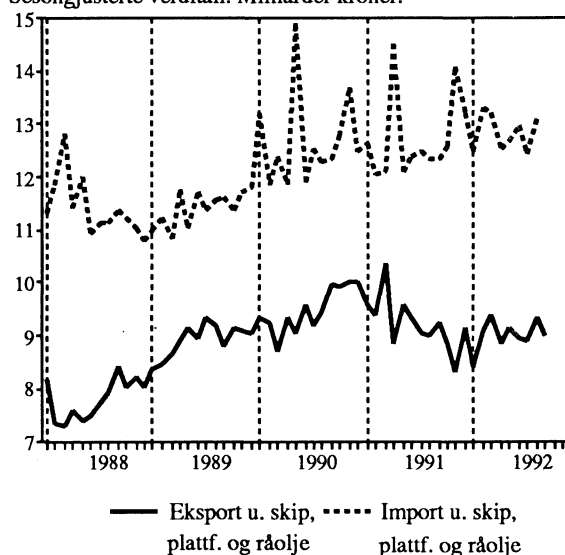
NOMINELL RENTE PÅ TRE-MÅNEDERS PLASSERINGER

Prosent



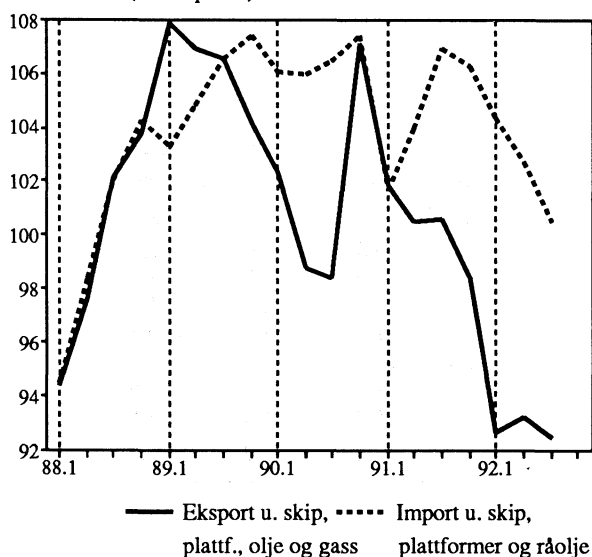
UTENRIKSHANDEL MED TRADISJONELLE VARER

Sesongjusterte verditall. Milliarder kroner.



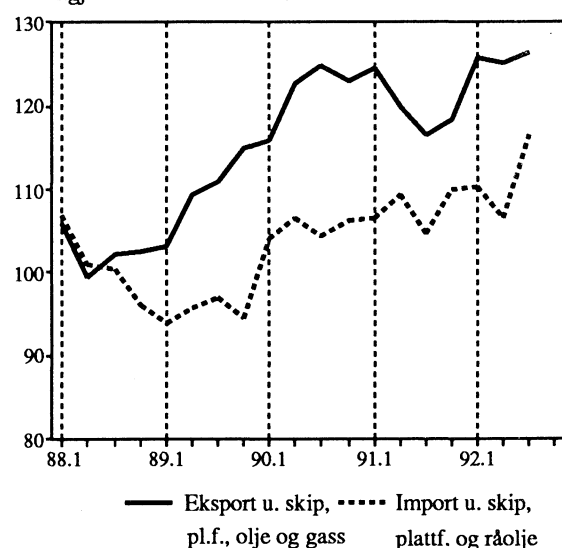
UTENRIKSHANDEL MED TRADISJONELLE VARER

Prisindekser (enhetspriser). 1988=100



UTENRIKSHANDEL MED TRADISJONELLE VARER

Sesongjustert volumindeks. 1988=100



NASJONALREGNSKAPSTALL FOR UTVALGTE OECD-LAND

TABELL C1: BRUTTONASJONALPRODUKT
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	3,1	-0,6	0,9	0,8	1,7	1,0	2,1	2,9
Frankrike.....	2,3	2,4	4,2	4,1	2,2	1,3	2,0	2,6
Italia.....	2,5	3,0	4,1	2,9	2,2	1,4	1,5	2,1
Japan.....	2,5	4,6	6,2	4,8	5,2	4,5	1,8	3,1
USA.....	2,8	3,7	4,5	2,5	1,0	-0,7	2,1	3,6
Storbritannia.....	3,2	4,7	4,2	2,3	1,0	-2,2	0,4	2,6
Sverige.....	1,1	2,9	2,3	2,4	0,5	-1,2	-0,3	0,9
Tyskland (vest).....	2,3	1,7	3,7	3,8	4,5	3,1	1,3	2,3
Norge.....	4,2	2,0	-0,5	0,6	1,8	1,9	2,0	1,9

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

TABELL C2: PRIVAT KONSUM
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	4,1	-1,7	-0,8	-0,4	0,4	2,2	2,4	3,0
Frankrike.....	3,7	3,0	3,4	3,3	2,9	1,5	2,5	2,5
Italia.....	3,8	4,2	4,1	3,5	2,8	2,8	2,2	2,4
Japan.....	3,1	4,3	5,2	3,4	4,2	2,6	2,7	3,0
USA.....	4,3	2,8	3,6	2,8	1,2	-0,1	2,6	2,7
Storbritannia.....	5,7	6,0	6,9	3,5	0,8	-1,7	0,6	2,6
Sverige.....	4,8	4,6	2,5	1,4	-0,2	1,2	0,2	0
Tyskland (vest).....	3,4	3,5	2,8	1,4	4,7	2,5	1,2	2,4
Norge.....	5,6	-1,0	-2,8	-2,8	2,9	-0,3	1,5	3,2

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

TABELL C3: OFFENTLIG KONSUM
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	1,5	2,5	0,2	-0,3	-1,0	-2,2	0	0,1
Frankrike.....	1,7	2,8	2,9	0,3	1,9	3,2	1,8	2,0
Italia.....	2,9	3,7	2,8	0,8	1,3	1,7	1,1	1,2
Japan.....	6,2	-0,6	2,2	2,0	1,9	3,4	3,0	2,8
USA.....	4,0	2,6	0,2	1,5	3,2	0,9	-0,8	-0,8
Storbritannia.....	2,0	1,1	0,6	0,9	3,1	2,4	1,6	2,2
Sverige.....	1,2	1,3	0,6	1,9	2,1	1,0	0,2	-0,5
Tyskland (vest).....	2,5	1,5	2,2	-1,7	2,1	0,8	1,5	1,2
Norge.....	2,2	4,0	0,5	2,6	2,0	2,3	2,9	2,3

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

TABELL C4: BRUTTOINVESTERINGER I FAST REALKAPITAL
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	16,2	-7,4	-4,8	-0,6	-0,5	-2,1	-0,1	4,8
Frankrike.....	3,3	5,2	8,6	7,0	2,9	-0,6	-0,6	2,9
Italia.....	1,6	5,8	6,8	4,3	3,3	0,9	1,7	2,9
Japan.....	5,8	10,4	11,9	9,3	9,5	3,5	-0,5	3,0
USA.....	0,0	2,6	5,6	0,4	-1,6	-7,6	3,4	9,4
Storbritannia.....	1,7	8,6	14,1	6,8	-2,4	-10,3	-1,0	3,7
Sverige.....	-0,6	7,6	6,0	11,8	-1,7	-7,3	-8,3	-1,6
Tyskland (vest).....	3,2	2,2	4,6	7,0	8,8	6,7	1,6	2,8
Norge.....	23,9	-2,1	1,6	-3,9	-26,6	1,0	-3,7	11,3

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

¹ Private bruttoinvesteringer.

NASJONALREGNSKAPSTALL FOR UTVALGTE OECD-LAND

TABELL C5: EKSPORT AV VARER OG TJENESTER
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	-0,3	4,8	7,3	5,0	8,0	5,8	4,7	5,7
Frankrike.....	-1,1	2,7	8,1	10,2	5,5	4,0	5,2	6,1
Italia.....	3,8	3,3	4,8	8,8	7,8	-0,8	3,8	6,1
Japan.....	-5,2	3,9	10,7	14,9	10,7	5,0	4,2	6,1
USA.....	3,0	13,5	18,3	11,3	7,7	6,6	7,2	7,9
Storbritannia.....	3,7	5,1	0,3	4,2	5,0	0,7	3,4	4,8
Sverige.....	3,3	3,9	3,0	3,0	2,0	-2,7	1,7	4,0
Tyskland (vest).....	0,0	0,8	5,8	11,4	11,0	12,1	3,7	5,1
Norge.....	1,6	1,2	5,5	10,7	8,1	6,3	3,0	3,5

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

TABELL C6: IMPORT AV VARER OG TJENESTER
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	6,4	-2,2	1,4	4,4	2,1	3,8	4,0	5,8
Frankrike.....	7,0	7,9	8,7	8,2	6,5	2,8	3,2	5,7
Italia.....	4,6	10,1	7,0	7,6	7,8	2,9	5,2	6,0
Japan.....	2,8	8,7	21,3	22,1	12,0	-2,7	3,4	5,9
USA.....	9,4	7,5	7,1	3,7	2,2	0,3	6,9	8,6
Storbritannia.....	6,4	7,6	12,8	7,4	1,0	-2,9	4,7	6,0
Sverige.....	5,5	7,2	4,7	7,1	1,2	-6,9	1,0	3,0
Tyskland (vest).....	3,6	4,8	5,7	8,4	11,6	12,6	4,1	5,2
Norge.....	9,9	-7,3	-1,7	0,9	2,3	1,3	0	4,5

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

TABELL C7: PRIVAT KONSUM
Prosentvis prisendring fra foregående år.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	3,5	4,8	4,9	5,0	2,1	2,5	2,2	2,2
Frankrike.....	2,7	3,1	2,7	3,5	3,0	3,1	2,8	2,6
Italia.....	5,8	4,9	5,3	6,3	6,3	6,7	5,3	4,2
Japan.....	0,6	-0,2	-0,1	2,4	2,6	2,6	1,4	1,6
USA ¹	2,4	4,7	3,9	5,4	5,1	4,0	3,1	3,2
Storbritannia.....	4,3	4,1	5,0	5,8	5,6	7,4	5,6	3,8
Sverige.....	4,5	5,3	6,0	6,9	9,7	10,2	3,2	2,7
Tyskland (vest).....	-0,5	0,6	1,4	3,0	2,6	3,6	4,2	3,5
Norge.....	7,6	7,9	6,2	4,3	5,1	3,7	2,6	2,0

Kilde: Regnskapstall for Norge: Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

TABELL C8: ARBEIDSLEDIGHET¹
I prosent av den totale arbeidsstyrken¹.

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992 anslag	1993 prognose
Danmark.....	8,0	8,0	8,6	9,3	9,5	10,4	10,7	10,2
Frankrike.....	10,4	10,5	10,0	9,4	8,9	9,4	9,8	9,8
Italia.....	10,5	10,9	12,2	12,1	11,1	11,0	11,2	11,5
Japan.....	2,8	2,8	2,5	2,3	2,1	2,1	2,2	2,3
USA ²	6,9	6,1	5,5	5,3	5,5	6,7	7,1	6,5
Storbritannia.....	11,2	10,3	8,2	6,2	5,9	8,3	9,8	9,7
Sverige.....	2,7	1,9	1,6	1,4	1,5	2,7	4,5	5,2
Tyskland (vest) ²	6,4	6,2	6,2	5,6	4,9	4,3	4,7	4,8
Norge.....	2,0	2,1	3,2	4,9	5,2	5,5	5,8	5,3

Kilde: Historiske tall for Norge: AKU-tall fra Statistisk sentralbyrå. Forøvrig OECD.

¹ Alle land unntatt Danmark følger ILO-definisjon av ledighet.² Unntatt militære styrker.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR UTLANDET

TABELL D1: SVERIGE

	1989	1990	1991	1992						
				April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.	
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	108	105	97	93	95	90	99
Arbeidsløshetsprosent		1,4	1,5	2,7	4,2	4,4	4,6	5,3	5,8	..
Ujusterte tall:										
Ordretilgang ¹	1985=100	137	135	126	123	114	171
Konsumpriser	1985=100	122,3	135,1	147,8	150,8	150,9	150,6	150,4	150,4	152,6

¹ Verdi av tilgang på nye ordrer til industrien.

TABELL D2. DANMARK

	1989	1990	1991	1992						
				Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	
Sesongjusterte tall:										
Salgsvolum, industrien	1985=100	109	109	112	111	114	113	114
Detaljomsætningsvolum	1985=100	100	100	102	99	99	100	101	101	101
Arbeidsløshetsprosent		9,2	9,5	10,4	10,9	11,0	11,1	11,1	11,2	..
Ujusterte tall:										
Ordretilgang ¹	1985=100	124	123	129	133	123	136	129
Konsumprisindeks	1985=100	118,1	121,2	124,1	126,2	126,4	127,3	127,3	126,7	126,8

¹ Tilgang på nye ordrer i investeringsvareindustrien.

TABELL D3: STORBRITANNIA

	1989	1990	1991	1992						
				Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	
Sesongjusterte tall:										
Industriproduksjon	1985=100	119,1	118,7	112,4	111,8	111,7	111,0	111,5
Ordretilgang ¹	1985=100	123	112	100	101	100	83	101	105	..
Detaljomsætningsvolum	1985=100	119,8	120,4	119,5	118,9	119,7	120,0	120,2	119,6	120,6
Arbeidsløshetsprosent		6,3	5,8	8,1	9,4	9,5	9,6	9,6	9,8	9,9
Ujusterte tall:										
Konsumprisindeks	1985=100	121,9	133,4	141,3	144,6	147,0	147,5	147,7	147,4	147,5

¹ Volumet av tilgangen på nye ordrer til verstedindustrien fra innenlandske kunder.

TABELL D4: TYSKLAND (VEST)

	1989	1990	1991	1992						
				Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.	
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	111	117	121	121	120	121	119	119	120
Ordretilgang ¹	1985=100	120	133	138	137	135	133	127
Detaljomsætningsvolum	1985=100	114	124	131	127	128	127	124	127	..
Arbeidsløshetsprosent		7,9	7,2	6,3	6,3	6,5	6,5	6,6	6,7	6,7
Konsumpriser	1985=100	104,2	107,0	110,7	114,1	114,2	114,7	115,1	115,2	..

¹ Volumet av tilgangen på nye ordrer til investeringsvareindustrien fra innenlandske kunder.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR UTLANDET

TABELL D5: FRANKRIKE

		1989	1990	1991	1992					
					Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	111	113	113	113	115	113	113
Arbeidsløshetsprosent		9,6	9,0	9,4	9,9	10,0	10,0	10,3	10,3	..
Ujusterte tall:										
Konsumpriser	1985=100	112,5	116,3	119,9	122,5	122,8	123,2	123,3	123,6	123,7

TABELL D6: USA

		1989	1990	1991	1992					
					April	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sept.
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	114,6	115,6	113,4	114,5	115,3	114,6	115,4
Ordretilgang ¹	Mrd. dollar	124,8	123,1	117,1	122,4	119,8	123,1	119,9	119,8	..
Detaljomsætningsvolum ²	Mrd. dollar	123,2	123,5	121,4	123,9	124,3	124,2	125,4	124,4	..
Arbeidsløshetsprosent		5,3	5,5	6,7	7,2	7,5	7,8	7,7	7,6	7,5
Konsumprisindeks	1985=100	115,3	121,6	126,7	129,9	130,1	130,4	130,6

¹ Verdi av tilgang på nye ordrer på varige varer.

² I 1982-priser.

TABELL D7: JAPAN

		1989	1990	1991	1992					
					Feb.	Mars	April	Mai	Juni	Juli
Sesongjusterte tall:										
Industriproduksjon ¹	1985=100	120,1	125,6	128,2	123,8	120,8	120,9	118,6	121,6	122,1
Ordretilgang ²	Mrd. yen	1468	1627	1682	1635	1742	1525	1352	1509	1491
Arbeidsløshetsprosent		2,3	2,1	2,1	2,0	2,0	2,0	2,1	2,1	2,2
Konsumpriser	1985=100	103,5	107,0	110,5	111,9	112,1	112,5	112,3

¹ Industriproduksjon og gruvedrift.

² Verdien av tilgangen på nye ordrer til maskinindustrien fra innenlandske kunder.

Nye forskningsrapporter

SOSIALE OG ØKONOMISKE STUDIER

Einar Bowitz:

**OFFENTLIGE STØNADER TIL HUSHOLDNINGER.
EN ØKONOMETRISK UNDERSØKELSE OG
MODELLANALYSE**

SØS nr. 80, 1992. Sidetall 119.

ISBN 82-537-3785-8

Dette arbeidet presenterer en analyse av faktorer bak endringer i viktige offentlige stønader til husholdninger. Et resultat av analysen er at endringer i arbeidsledigheten har vært en vesentlig faktor bak utgiftsveksten i flere offentlige stønader det siste tiåret. Ikke minst når det gjelder uførepensjonene har økt ledighet spilt en rolle, men slike effekter er også funnet for attføringsstønadene og sosialhjelpen. Undersøkelsen gir få eller bare svake holdepunkter for å kunne si at økningen i tallet på uførepensjonister kan forklares av økte stønadsnivåer i forhold til lønn.

Stønader i stor grad rettighetsbasert. Dette gir opphav til en sammenheng mellom arbeidsledigheten og antall stønadsmottakere og dermed automatisk stabilisering av de offentlige utgiftene, ut over den direkte effekten via ledighetstrygden. Stønadene vil ha en tendens til å vokse særlig sterkt i perioder med økende ledighet og motsatt når ledigheten er synkende.

Stønadsanalysen er integrert i en modell for bestemmelse av arbeidstilbudet og inngår i en versjon av Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell MODAG. En sentral egenskap ved den beskrivelsen av arbeidsmarkedet som denne modellen gir, er at redusert etterspørsel etter arbeidskraft fører til at arbeidstilbudet går ned. Det innebærer at ledigheten øker mindre enn sysselsettingen avtar. En har funnet at nedgang i sysselsettingen på 20 tusen personer på lang sikt medfører en økning i ledigheten på 6 tusen og en nedgang i arbeidstilbudet på 14 tusen. Dette er noe sterkere nedgang i arbeidstilbudet enn i tidligere analyser. Antall stønadsmottakere utenom de arbeidledige øker i samme størrelsesorden som nedgangen i arbeidstilbudet.

Resultatet av dette arbeidet kan brukes i politikk-analyser via makromodellen MODAG, f.eks. i utarbeiding av konsistente framskrivninger av sentrale variable for norsk økonomi, bl.a. anslag for arbeidsstyrke, stønadsmottakere og pensjonsutbetalinger. Sammen med tilleggsinformasjon kan stønadsanalysen også brukes til å inkorporere framskrivninger for utbetalinger til alderspensjoner og enkelte andre demografisk påvirkede stønader.

RAPPORTER

Knut A. Magnussen og Terje Skjerpen:

**CONSUMER DEMAND IN MODAG AND KVARTS
Rapporter 92/22, 1992. Sidetall 73.**

ISBN 82-537-3774-2

In the Norwegian large scale macroeconomic models MODAG and KVARTS (annual and quarterly respec-

tively), the specification of consumer demand has changed considerably over the last years. In former versions of the models total consumption expenditure was determined by real disposable income and credit expansion, while the allocation to different groups of durables and non-durables took place in a static expenditure system. Now, the demand for durables are modelled separately by single equation error-correction models which allow for a stock adjustment process. A single equation error correction model in which disposable income is the main explanatory variable is used in the determination of total consumption of non-durables. As earlier there are no wealth effects present in the consumption model. Furthermore the allocation of total expenditure of non-durables to different consumption categories is modelled by means of a two stage dynamic expenditure system. The two stage approach is adopted in order to introduce durable stock effects in the demand for different groups of energy and transport consumption. It should also be noted that the new versions of the two models are more similar than before, both with regard to the aggregation level and the econometric specification.

This report describes in detail the structure and the properties of the 1989-version of the model. Both estimation and simulation results are discussed and the models are also compared with large scale macroeconomic models of other countries.

The report has been written by the authors in common, but Knut A. Magnussen has had the main responsibility for the modelling of demand for durables and the consumption function for non-durables, while Terje Skjerpen has had the main responsibility for the estimation of the demand systems.

Statistisk sentralbyrå:

**SKATTER OG OVERFØRINGER TIL PRIVATE.
HISTORISK OVERSIKT OVER SATSER MV.
ÅRENE 1975-1992**

Rapporter 92/23, 1992. Sidetall 70.

ISBN 82-537-3778-5

Ved skatteanalyser og liknende arbeid er det ofte behov for et arkiv med opplysninger om satsene for direkte og indirekte skatter, trygdeavgifter, visse trygdeytelser o.a. over et lengre tidsrom. Dette er bakgrunnen for at Statistisk sentralbyrå ajourholder en historisk oversikt over satser mv. for skatter og overføringer til private.

Den foreliggende publikasjonen, som hovedsakelig er en ajourført utgave av RAPPORTER 91/14, omfatter satser mv. fra og med 1975. Når det gjelder satser for tidligere år, vises til RAPPORTER 88/20 og til "Historisk oversikt over satser mv. Del I. Årene til og med 1969", ANO IO 75/5. For indirekte skatter og subsidier foreligger ingen tilsvarende oversikt for årene før 1969.

Oversiktene i avsnitt 1, tabellene 1.1 og 1.2, er fullstendige, dvs. at de omfatter alle skatter, avgifter og overføringer til private som inngår i nasjonalregnskapet, mens publikasjonen ellers ikke er komplett.

Forskningsavdelingen i SSB ble opprettet i 1950. Avdelingen har ca. 95 ansatte (feb. 1992). Avdelingens budsjett for 1992 er på ca. 37 mill.kr. Ca. 45 prosent av virksomheten finansieres av eksterne oppdragsgivere, hovedsakelig forskningsråd og departementer.

Forskningsavdelingen er delt i 4 seksjoner med følgende hovedarbeidsområder:

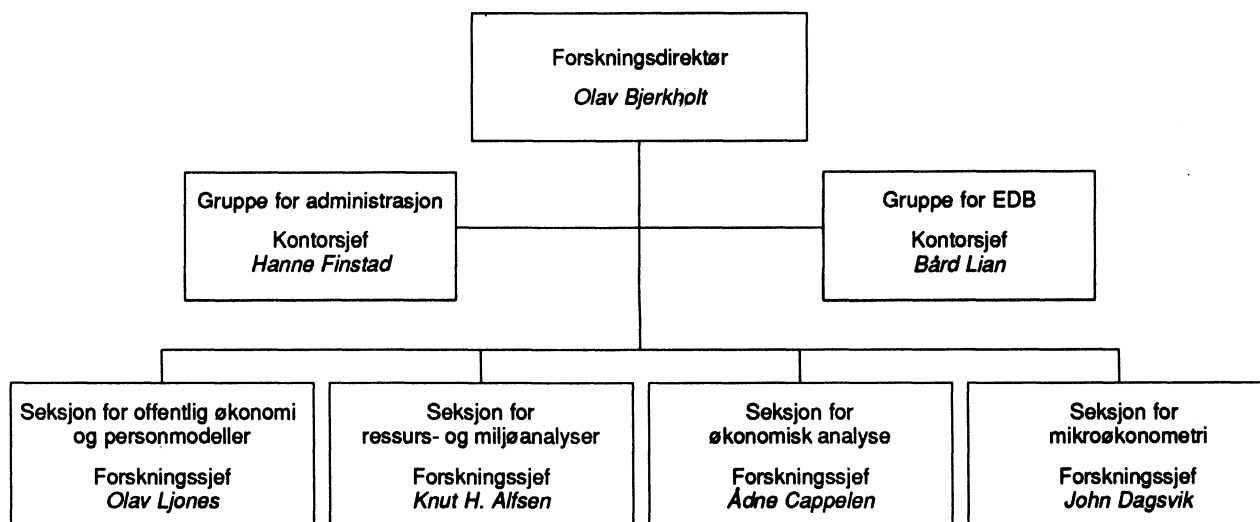
- o Seksjon for offentlig økonomi og personmodeller
 - * Offentlig økonomi, skatt
 - * Arbeidskraft og utdanning
 - * Regional analyse

- o Seksjon for ressurs- og miljøanalyser
 - * Miljøøkonomi
 - * Petroleumsøkonomi
 - * Energiforsyning

- o Seksjon for økonomisk analyse
 - * Konjunktur- og makroøkonomiske analyser
 - * Makroøkonomiske modeller
 - * Likevektsmodeller

- o Seksjon for mikroøkonometri
 - * Fordelingsanalyser, arbeidstilbud
 - * Konsumentatferd
 - * Bedrifters produktivitetsutvikling

Organisasjonskart:



Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
Salg- og abonnementservice
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo



Økonomiske analyser

Utkommer med omlag 9 nummer pr. år.
Prisen for et årsabonnement er kr. 310,-,
løssalgpris Nr. 1 kr. 60,-, ellers kr. 50,-.
Forespørsler om abonnement kan rettes til
Statistisk sentralbyrå, Salg- og abonnements-
service. Publikasjonen utgis i kommisjon hos
Akademika – Avdeling for offentlige
publikasjoner, Oslo, og er til salgs hos alle
bokhandlere.

Statistisk sentralbyrå

Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo
Tlf. (02) 86 45 00

Trykk: Statistisk sentralbyrå, Oslo

ISBN 82-537-3799-8
ISSN 0800-4110