

Økonomiske analyser

Nr. 7-1993

- SSBs prognoser 1988-1992
- Effektive satser for næringsstøtte
- Den selvforsterkende arbeidsledigheten
- Skatt på CO₂-utslipp i Norden

Statistisk sentralbyrå

Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo
Tlf. 22 86 45 00. Telefax: 22 86 49 73

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 oversettelse av utvalgte deler av Økonomisk utsyn.

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

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

Redaksjonen kan kontaktes på

Adresse: Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo
Tlf.: 22 86 45 00
Telefax: 22 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.: 22 11 67 70
Telefax: 22 42 05 51

Økonomiske analyser

Nr. 7-1993

INNHOLD

	Side
Artikler:	
<i>Torbjørn Eika:</i> SSBs prognoser 1988-1992: Hvor gode var de?	3
<i>Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland og Øystein Olsen:</i> Effektive satser for næringsstøtte	13
<i>Knut Røed:</i> Den selvforsterkende arbeidsledigheten	26
<i>Thore Jarlset, Tor Arnt Johnsen og Bodil Merethe Larsen:</i> Skatt på CO ² -utslipp i Norden. Virkninger for norsk krafteksport og bruk av olje til oppvarming i Norge	33
Tabell- og diagramvedlegg	45

Statistisk sentralbyrå

Postboks 8131 Dep. N-0033 Oslo
Tlf. 22 86 45 00. Telefax: 22 86 49 73

Publiseringsplan for Økonomiske analyser 1993

Publiseringsmåned	Innhold	Nasjonalregnskap
februar	Økonomisk utsyn	4. kv. 1992 (anslag)
mars	Artikler, konjunkturbildet	årene 1990 og 1991
mai	Artikler, konjunkturbildet	4. kv. 1992 og året 1992
juni	Konjunkturtendensene	1. kv. 1993
september	Konjunkturtendensene	2. kv. 1993
oktober	Artikler	-
november	Artikler	-
desember	Konjunkturtendensene	3. kv. 1993

SSBs prognoser 1988-1992: Hvor gode var de?

Av

Torbjørn Eika

I denne artikkelen gjennomgås hovedtyngden av SSBs prognoser fra de siste fem årene - som er den perioden SSB systematisk har publisert egne modellbaserte anslag for utviklingen i norsk økonomi. SSBs prognoser har i denne perioden truffet rimelig bra - og gjennomgående bedre enn helt naive prognoser av typen "alt blir som før". Presisjonsgraden i våre anslag har vært om lag den samme som sammenliknbare anslag fra Finansdepartementet.

1. Innledning

I Økonomisk utsyn over året 1987 publiserte Statistisk sentralbyrå for første gang tallfestede makroøkonomiske prognoser for utviklingen framover i norsk økonomi. Anslagene som ble offentliggjort i februar 1988 gjaldt årene 1988 og 1989. Etter dette har alle Økonomiske utsyn inneholdt modellbaserte anslag både for publiseringsåret og - med ett unntak - også for det påfølgende år¹⁾. Etter hvert har prognosene også blitt en integrert del av SSBs kvartalsvise konjunkturrapporter. Med ett unntak (hvor årsmodellen MODAG ble benyttet) har prognosene vært basert på beregninger med den makroøkonometriske kvartalsmodellen KVARTS (se Bowitz og Eika (1989) for en beskrivelse av hovedtrekkene i modellen). Beregninger med KVARTS ble også tidligere brukt som verktøy i SSBs konjunkturanalyse, men resultatene ble da stort sett brukt som bakgrunnsmateriale under utarbeidelsen av Konjunkturtrendensene.

Etter å ha drevet med denne prognosevirksomheten noen år, kan det være grunn til å vurdere treffsikkerheten til anslagene. Denne artikkelen går igjennom en del av prognosene vi har gitt for de siste fem årene og sammenlikner dem med historiske tall (fasit). En tidligere analyse av KVARTS-prognoser finnes i Johansen (1987), som sammenlikner upubliserede prognoser fra KVARTS for 1986 og publiserte anslag fra en rekke andre institusjoner. Analysen konkluderte med at Finansdepartementet gjennomgående hadde de beste prognosene for 1986. Jeg har derfor også sett våre prognoser i forhold til anslag utarbeidet av Finansdepartementet.

Før jeg går nærmere inn på presisjonen i anslag-

ene vil jeg imidlertid si noe om hvordan prognosene lages for å belyse hvordan feil oppstår.

2. Prognosefeil

Modellen som benyttes i prognosearbeidet, er et stort likningssystem som dels består av empirisk tallfestede atferdsrelasjoner og dels av definisjonsmessige sammenhenger. Modellen krever at brukeren gir anslag på en rekke såkalte eksogene - modelluavhengige - variable. Videre krever modellberegningene historiske tall for forklaringsvariable som inngår med tilbakedaterede verdier. Med utgangspunkt i generell økonomisk innsikt samt observasjoner av hvordan den enkelte relasjon har fungert i den nære forhistorien kan det også være aktuelt å bruke korreksjonsledd til å justere de empirisk baserte relasjonene. En kan dermed skille mellom fire kilder til feil i prognosene:

- A: Relasjonene kan gi gal verdi på de forklarte variablene som følge av den statistiske usikkerheten og feilspesifiserte sammenhenger.
- B: Anslagene på variable bestemt utenfor modellen er gale.
- C: De historiske verdiene er gale (foreløpige regnskapstall).
- D: Justeringene av relasjonene er feil (gal bruk av korreksjonsledd).

Det vil i praksis alltid være feil i modellberegningene av alle kategorier. Feilene kan motvirke eller forsterke hverandre. En måte å vurdere prognosene på i ettertid er å dekomponere avvikene i de fire kategoriene nevnt ovenfor. Med en stor modell som KVARTS, vil en slik formell eksersis være meget ressurskrevende - noe slikt er derfor ikke gjort i denne omgang.

Det finnes en mengde teknikker og mål til analyse av hvor godt prognosene treffer og i hvilken grad det er systematikk i feilene. Det enkleste er

1) På grunn av tidsnød ble det i Økonomisk utsyn over året 1988 ikke publisert anslag for 1990. Beregningene var imidlertid gjort, og er inkludert i denne gjennomgangen.

naturligvis bare å se på differansen mellom anslag og fasit, som er det jeg i hovedsak vil gjøre. Jeg har også kalkulert noen summariske statistiske mål for hvordan prognosene treffer:

- Gjennomsnittlig avvik = $\frac{1}{n} \sum_{t=T}^{T+n} (P_t - F_t)$

- Gjennomsnittlig tallverdiavvik

$$= \frac{1}{n} \sum_{t=T}^{T+n} (|P_t - F_t|)$$

- RMSE = $\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=T}^{T+n} (P_t - F_t)^2}$

Her står P_t for prognose for år t , F_t for fasit år t og n er antallet prognoser.

Det første målet sier noe om systematikken i prognosefeilene. Høy tallverdi for gjennomsnittlig avvik forteller om systematiske skjevheter i prognosene, mens fortegnet viser til hvilken side en gjennomgående bommer. De to neste målene er alternative mål for spredningen rundt fasiten. Gjennomsnittlig tallverdiavvik fanger trolig opp den vanlige forståelsen av det litt upresise begrepet "gjennomsnittlig feil". Spredningsmålet Root Mean Square Error (RMSE) straffer store avvik "ekstra", mens små avvik fra fasit blir tatt lett på.

Et vanlig vurderingskriterium er å sammenlikne prognosene med naive anslag av typen; "alt blir som før". I praksis er dette tolket som "samme nivå" som året før for variabler som antas å være stasjonære og "samme vekst" som året før for variabler hvor vekstratene kan antas stasjonære.

3. Hvordan har prognosene truffet?

Jeg vil her ta for meg fire nøkkelvariable for norsk økonomi; konsumprisindeksen (KPI), arbeidsledighetsraten (AKU), BNP i fastlands-Norge og driftsbalansen overfor utlandet. De to første seriene skiller seg ut fra de øvrige ved at de historiske tallene ikke revideres, mens nasjonalregnskapstallene (NR) revideres flere ganger før "Endelig regnskap" normalt legges fram i mars tre år etter at det aktuelle året er omme. De rutinemessige revisjonene av NR-tallene innebærer et kompliserende element i vurderingen av prognosene: I den grad vi gir prognoser for "Endelig regnskap", vil en på nåværende tidspunkt strengt tatt ikke kunne vurdere prognosefeilen for NR-tall for årene etter 1990, det siste året der slike tall foreligger. Erfaringsmessig har revisjonene fra det såkalte Novemberregnskapet (som pr. idag innbefatter 1991) og til Endelig regnskap vært forholdsvis små. Tall fra Marsregnskapet

(pr. idag tallene for 1992) har blitt utsatt for noe større revisjoner. Ifølge Mæhle (1990) var gjennomsnittlig tallverdiavvik fra fasit for BNP 0,5 prosentpoeng i Novemberregnskapet mot 0,9 prosentpoeng for Marsregnskapet. Nå er vi imidlertid også i den spesielle situasjon at Endelig regnskap for årene 1991 og 1992 aldri vil foreligge etter gamle definisjoner (som prognosene/modellen er basert på). Årsaken er at Nasjonalregnskapets definisjoner og beregningsmåter er under betydelig omlegning²⁾. Forskjellen mellom prognosene og de ny-reviderte Nasjonalregnskapstallene vil dermed i tillegg til "vanlige" feil også innbefatte avvik som skyldes denne omleggingen.

I vurderingen av prognosene for det enkelte år (år t) har jeg konsentrert meg om anslag gitt på tre ulike tidspunkt: I Økonomisk utsyn over året $t-2$ som publiseres i februar år $t-1$ (ØA nr. 1 år $t-1$), Økonomisk utsyn over året $t-1$, som publiseres i februar år t (ØA nr. 1 år t) og til slutt Konjunktur-tendensene i august/september år t (ØA nr. 6 år t). Grovt sett vil dette være prognoser som er gitt to år før, ett år før og ett halvt år før det aktuelle året er omme. Når det gjelder anslagene fra Finansdepartementet (FD) har jeg bare sett på anslag for år t fra Salderingsproposisjonen for budsjetterminen t som publiseres i desember år $t-1$. Disse anslagene kan sammenliknes med våre anslag for år t fra ØA nr. 1 år t , som er den prognosen jeg vil legge størst vekt på.

Figurene 1-7 viser – i tillegg til fasiten – prognoser for årene 1988-92 gitt på ulike tidspunkt (utgaver av ØA).

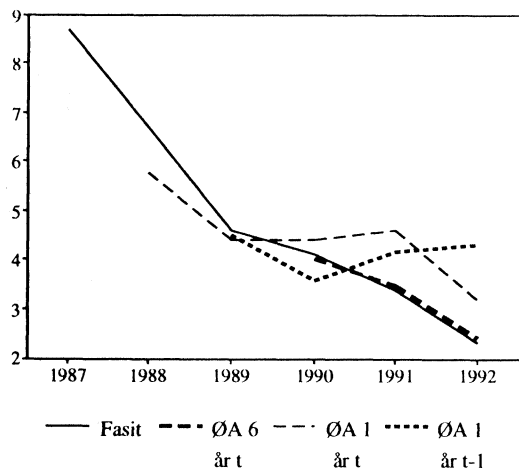
Prisstigning

I 1987 var veksten i konsumprisindeksen (KPI) hele 8,7 prosent. Prisstigningstakten gikk ned til 6,7 året etter. Til tross for den markerte nedgangen i prisstigning går det fram av figur 1 at vi i Økonomisk utsyn over året 1987 (publisert i februar 1988) likevel overvurderte nedgangen i prisvekst fra 1987 til 1988 forholdsvis klart. Bommen på nær ett prosentpoeng kan synes stor, men retningen mot en klart lavere prisstigningstakt var altså riktig. Fordi prisveksten i utgangspunktet var forholdsvis høy, kan ikke anslaget for 1988 betraktes som dårlig (prosentvis er feilen bare 14 prosent).

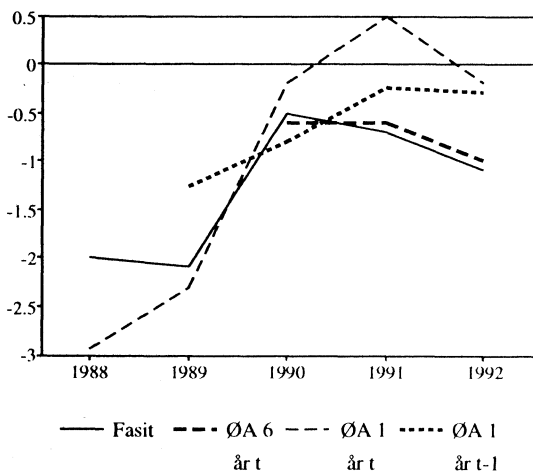
Lønnsveksten i 1988 ble – blant annet på grunn av innføringen av inntektsreguleringsloven – svakere enn det vi hadde i vår prognose. Importprisveksten ble om lag som lagt til grunn i beregningen. Årsaken til undervurderingen av prisveksten lå dermed i stor grad i at produktiviteten ble anslått for høyt.

2) De første resultatene fra Hovedrevisjonen ventes ferdig sommeren 1994.

FIGUR 1. KPI-VEKST



FIGUR 2. ENDRING I KPI-VEKST



Anslaget for prisstigningen som ble gitt for 1989, traff meget godt; både anslagene fra ØA nr.1 1988 og ØA nr. 1 1989 var bare tiendedeler fra full treff. Anslagene for 1990 traff også forholdsvis bra. I prognosen som ble laget tidlig i 1989, ble prisveksten i 1990 noe undervurdert. Prognosene gitt i februar 1990, skiller seg fra de øvrige både ved at det da var årsmodellen MODAG som ble brukt, og at det ble laget to alternative beregninger: Den ene baserte seg på at timelønningene ville vokse i tråd med en "normal" lønnsdannelse etter utløpet av innteksreguleringslovene. I den andre beregningen gikk vi inn og justerte opp lønnsveksten – basert på erfaringene fra lønnsstoppen i 1978-79 – slik at noe av det en "hadde gått glipp av" ble hentet igjen ved en ekstraordinær lønnsvekst (utover det utviklingen i de lønnsdrivende faktorene normalt skulle tilsa). I figurene og tabellene er gjennomsnittet av de to beregningene vist. Holder vi oss til den første (ingen ekstraordinær gjeninnhenting) traff vi per-

fekt 1990-prisveksten, og presisjonen var god også for 1991 (3,7 prosent mot 3,4 prosent som ble fasit). Går vi tilbake til gjennomsnittstallene, fanget vår Utsynsprognose gitt tidlig i 1990, opp noe av nedgangen i prisvekst som fant sted i 1990 - 0,2 prosent mot 0,5 i virkeligheten. Prisveksten i 1991 ble antatt å gå ned med ytterligere 1/4 prosentpoeng mot 0,7 prosentpoeng i virkeligheten. Prognosene for 1991 og 1992 lå alle – bortsett fra den gitt i september samme år – klart over den realisererte prisveksten. Anslaget for 1991 gitt i Økonomisk utsyn over 1990 bommer klart på nivået og impliserte også en oppgang i konsumprisene. Denne prognosen bommet således på retningen i prisutviklingen. For 1992 var imidlertid prognosene for hvilken vei prisstigningstakten endrer seg igjen riktig.

Av figur 1 og tabell 1 går det fram at prognosene gitt i ØA nr. 6 (samme år) har truffet meget bra. For en variabel som konsumprisindeksen er dette ikke så overraskende, i og med at man på det tidspunktet kjenner fasiten for de første 7 månedene.

Ser vi på punktestimater for anslagene på prisveksten, "vinner" den "naive" modellen to ganger, nemlig over 1991-prognosen gitt i Utsynet samme år og 1992-prognosen gitt i Utsynet året før. Ser vi derimot på endringene i utviklingen (forskjell i prisvekst fra ett år til det neste) vinner den naive modellen bare en gang; nemlig igjen over 1991-prognosen fra ØA nr. 1 1991.

Estimatet på prisstigningstakten i 1991 gitt i februar samme år må sies å ha vært det klart dårligste prisvekst-anslaget til nå. Hvorfor bommet vi så mye? Den helt avgjørende feilen var en kraftig overvurdering av importprisveksten. Mens tradisjonelle importvarer gikk ned med 0,7 prosent i pris, hadde vi anslått en oppgang i importprisene på 2 prosent. Prisnedgangen fant sted til tross for at kronens internasjonale verdi i gjennomsnitt i 1991 ble liggende om lag 2 prosent under nivået fra slutten av januar samme år (svak krone). Det var følgelig den internasjonale prisveksten som ble anslått altfor høyt.

Sammenliknet med Finansdepartementets (FD) anslag i Salderingsproposisjonen er det gjennomsnittlige tallverdiavviket ubetydelig større i våre inflasjonsanslag. At FD er forholdsvis gode til å anslå prisveksten er i tråd med en tidligere vurdering av prisprognosene i Nasjonalbudsjettet (Cappelen (1988)). I den analysen ble det funnet en viss skjevhet i retning av å undervurdere konsumprisveksten, mens det i Salderingsproposisjonene for årene 1988 til 1992 har vært liten grad av systematisk skjevhet. I våre inflasjonsprognoser har det derimot vært en tendens til å overvurdere prisveksten.

Alt i alt var SSBs inflasjonsanslag til og med for året 1990 rimelig presise, mens vi bør være mindre fornøyde med Utsynsprognosene for 1991 og 1992.

TABELL 1. PROGNOSEFEIL: KPI-VEKST¹⁾

Differanse i prosentpoeng

	1988	1989	1990	1991	1992	Gjsn.	Gjsn. tallv.	RMSE
Naiv modell	2,0	2,1	0,5	0,7	1,1	1,3	1,3	1,4
ØA nr 6 år t			-0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1
ØA nr 1 år t	-1,0	-0,2	0,3	1,2	0,9	0,3	0,7	0,8
Sald.prop.	-1,2	-0,6	-0,1	0,6	0,7	-0,	0,6	0,7
Naiv modell ²⁾		4,1	2,6	1,2	1,8	2,4	2,4	2,9
ØA nr 1 år t-1		-0,1	-0,5	0,8	2,0	0,5	0,8	1,1

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

2) Her er det tatt hensyn til at man ikke kjenner fasiten for året før det prognosen gjelder for: dvs. modellen blir: "prisveksten til neste år blir slik den var forrige år".

TABELL 2. PROGNOSEFEIL: ENDRING I KPI-VEKST FRA ÅRET FØR¹⁾

Differanse i prosentpoeng

	1989	1990	1991	1992	Gjsn.	Gjsn. tallv.	RMSE
Naiv modell	2,1	0,5	0,7	1,1	1,1	1,1	1,3
ØA nr 1 året før	0,9	-0,3	0,5	0,8	0,5	0,6	0,7

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

Arbeidsledighet

Økningen i arbeidsledigheten har vært et viktig trekk i norsk økonomi i perioden 1988-92. Hvordan har vi truffet utviklingen som fant sted på dette området? Først kan vi igjen slå fast at prognosene gitt i ØA nr. 6 også treffer arbeidsledigheten samme år forholdsvis presist. Dette henger igjen sammen med at vi på prognosetidspunktet har informasjon om utviklingen i ledigheten gjennom første halvår. Når det gjelder Utsynsprognosene går det fram av figur 3 at vi undervurderte nivået på arbeidsledigheten i 1988 og 1989, mens ledighetstallet for 1990 treffes tilnærmet perfekt. 1991-ledigheten ble igjen undervurdert. Utsynsprognosen for 1992 gitt samme år traff svært godt, mens Utsynsprognosen gitt året før undervurderte nivået på arbeidsledigheten i 1992.

I vurderingen av arbeidsledighetsprognosene for 1988 og 1989, må man ta inn over seg i hvor stor grad utviklingen i disse årene avvek fra hva en tidligere hadde sett. På 1960- og 70-tallet lå ledighetsraten i intervallet 1,4 - 2,0 prosent. I første halvdel av 1980-tallet økte arbeidsledigheten gradvis og kom i 1983 opp i "hele" 3,4 prosent. Prognosen for 1988 gitt tidlig samme år, antydte en oppgang i ledighetsraten 0,5 prosentpoeng fra 1987 til 1988, og en sterkere økning året etter. Anslagene

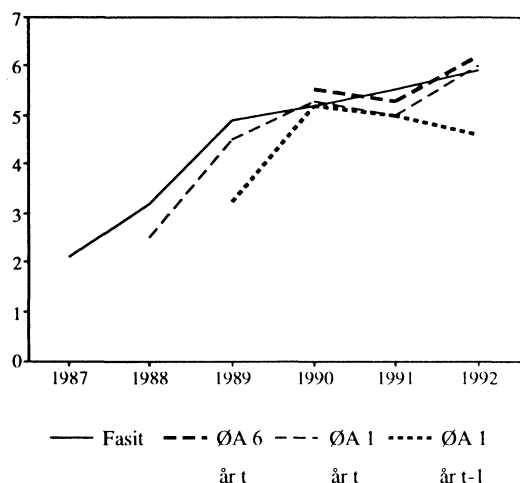
for 1989 gitt i ØA nr. 1 samme år gikk ut på en økning i arbeidsledigheten som ville ha vært den største økningen etter krigen (hvilket også ble tilfellet, bare enda kraftigere enn antatt av oss). Prognosen om en markert økning i arbeidsledigheten i disse to årene, må i ettertid vurderes som god, selv om arbeidsledigheten viste seg å øke enda mer enn våre beregninger tilsa.

Ledigheten i 1991 ble undervurdert med 0,5 prosent og vi bommet på fortegnet i utviklingen. Økningen i ledighetsraten var imidlertid meget moderat - 0,3 prosentpoeng - samtidig som reduksjonen i vår prognose var beskjeden (0,2 prosentpoeng). På denne bakgrunn vil jeg ikke vurdere denne bommen som særlig stygg, til tross for at Utsynsprognosen fra samme år ville blitt slått av en naiv modell.

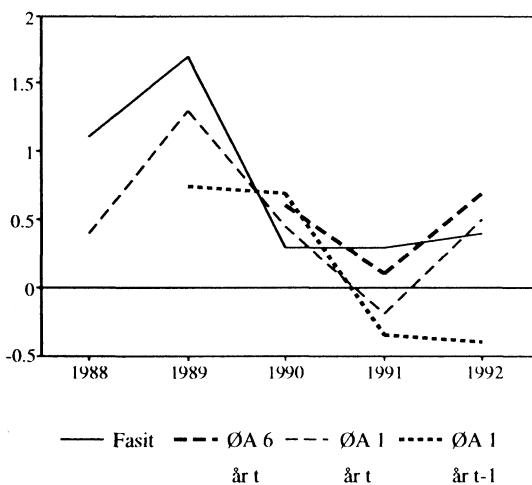
Den naive modellen var noe bedre enn Utsynsprognosene for "inneværende år" i en av fem observasjoner. Når det gjelder Utsynsprognosene for "neste år" var den naive modellen bedre i en av fire tilfeller når vi ser på prognosefeilen for ledighetsraten. Forskjellen mellom prognosene var imidlertid minimal i de tilfeller der den naive modellen lå nærmest fasiten, mens den var stor der våre prognoser var nærmest. Det gjennomsnittlige tallverdivviket er om lag dobbelt så stort med den naive modellen i forhold til våre prognoser når prognose-

tidspunktet var tidlig i året prognosen gjelder for. Beveger vi oss fremover i tid - til prognoser for "neste år" reduseres denne forskjellen til at den naive modellens prediksjoner avviker om lag 40

FIGUR 3. AKU-LEDIGHET



FIGUR 4. ENDRING I AKU-LEDIGHET



prosent mer fra fasit enn våre modellbaserte anslag. Både i våre og i de naive prognosene blir skjevheten og de gjennomsnittlige feilene betydelig større når prognosene gjelder en periode lenger inn i fremtiden. Tallene for det gjennomsnittlige avviket viser en klar tendens til underestimering av arbeidsledigheten i denne perioden.

Ser en på hva prognosen i ØA nr. 1 år t implisitt har sagt om *endringen* i ledighet fra år t til år t+1, blir våre anslag slått av den naive modellen i tre av fire observasjoner. Igjen er det imidlertid slik at den ene gangen vi er best, er vi såpass mye bedre at det gjennomsnittlige tallverdiavviket blir det samme. For 1990 overdrev prognosene i ØA nr. 1 1989 veksten i arbeidsledigheten fra året før. Ettersom en samtidig undervurderte ledighetsnivået i 1989, kan vi her snakke om at feilen kun var en forskyvning i tid. De tilsvarende anslagene for endringene i arbeidsledigheten fra 1990 til 1991 og videre fra 1991 til 1992, var preget av en litt for sterk optimisme på to års sikt: Mens vi anslo en svak nedgang i ledigheten, ble det en svak økning.

Som det går fram av neste avsnitt, har prognosene for årene 1988 til 1991 systematisk overvurdert produksjonsveksten i fastlands-Norge. Dette er den viktigste årsaken til at arbeidsledigheten ble undervurdert. Ellers har det nok også vært en tendens til å undervurdere økningen av arbeidsproduktiviteten.

Med unntak av prognosene gitt i Økonomisk utsyn over året 1990 kan en likevel konkludere med at våre prognoser for arbeidsledigheten har truffet forholdsvis godt. Når det gjelder arbeidsledighet kan vi ikke sammenholde våre anslag mot prognosene fra Finansdepartementet ettersom de ikke publiserer anslag for utviklingen i denne størrelsen.

BNP fastlands-Norge

Når det gjelder produksjonen vil jeg begrense meg til å se på anslagene for BNP fastlands-Norge. Dette

TABELL 3. PROGNOSEFEIL: ARBEIDSLEDIGHETS RATE (AKU)¹⁾
Differanse i prosentpoeng

	1988	1989	1990	1991	1992	Gjsn.	Gjsn. tallv.	RMSE
Naiv modell	-1,1	-1,7	-0,3	-0,3	-0,4	-0,8	0,8	0,9
ØA nr. 6 år t			0,3	-0,2	0,3	0,1	0,3	0,2
ØA nr. 1 år t	-0,7	-0,4	0,2	-0,5	0,1	-0,3	0,4	0,4
Naiv modell ²⁾		-2,8	-2,0	-0,6	-0,7	-1,5	1,5	1,8
ØA nr. 1 år t-1		-1,7	0,0	-0,5	-1,3	-0,9	1,1	1,1

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

2) Her er det tatt hensyn til at man ikke kjenner fasiten for året før det prognosen gjelder for: dvs. modellen blir: "arbeidsledigheten til neste år blir slik den var i fjor".

TABELL 4. PROGNOSEFEIL: ENDRING I ARBEIDSLEDIGHETRATEN FRA ÅRET FØR¹⁾
Differanse i prosentpoeng

	1989	1990	1991	1992	Gjsn.	Gjsn. tallv.	RMSE
Naiv modell	-1,7	-0,3	-0,3	-0,4	-0,7	0,7	0,9
ØA nr.1 år t-1	-0,9	0,4	-0,7	-0,8	-0,5	0,7	0,7

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

har følgende forklaring. For det første kan volumvekster for BNP totalt endre seg endel bare på grunn av skifte i basisår (oljepriser og fraktrater i utenriks-sjøfart kan endres betydelig), noe man ikke i samme grad opplever for BNP fastlands-Norge. For det andre er denne størrelsen mer interessant for utviklingen i arbeidsmarkedet.

De første foreløpige regnskapstallene som første gang presenteres i Økonomisk utsyn, kan på samme måte som KVARTS-anslagene betraktes som en prognose i forhold til Endelig regnskap. Av figur 5 går det fram at prognosene for BNP fastlands-Norge for 1988 gitt i Utsynet ved inngangen til året, traff bedre enn Utsynsregnskapet publisert året etter³⁾, men begge ligger langt over veksten ifølge Endelig regnskap. Også i tallene for 1989 er det et betydelig avvik mellom Utsynsregnskapet og Endelig regnskap, men feilen i våre prognoser var enda større. BNP-veksten for fastlands-Norge ble overvurdert for de fleste årene i perioden, men det er unntak. 1990-prognosene – inklusive Utsynsregnskapet – traff alle godt. Også for 1992 traff prognosene bra, med unntak av Utsynsprognosen publisert året før.

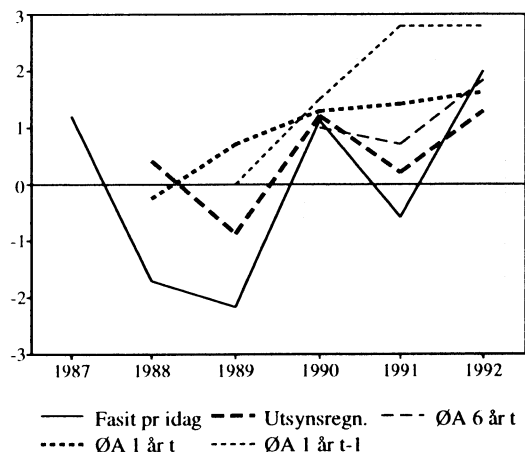
De tre observasjonene av anslag laget i august/september i prognoseåret (ØA nr. 6) har vist seg å være om lag like gode som Utsynsregnskapet: I 1991 var Utsynsregnskapet endel nærere fasiten, mens det motsatte var tilfelle i 1992. I 1990 traff begge tilnærmet perfekt.

Feilene i prognosene for BNP fastlands-Norge er forholdsvis store for årene 1988-89 og 1991. I 1989 og 1991 bommet vi også på retningen i utviklingen og på fortegnet. I 1989 antok vi en svak vekst (0-vekst i ØA nr. 1 1989), mens det ble en moderat nedgang. I 1991 var nedgangen i produksjonen i fastlands-Norge liten - mens vi i Utsynsprognosen for samme år antok en svak vekst (på omlag det halve av den gjennomsnittlige veksten siste 20 år).

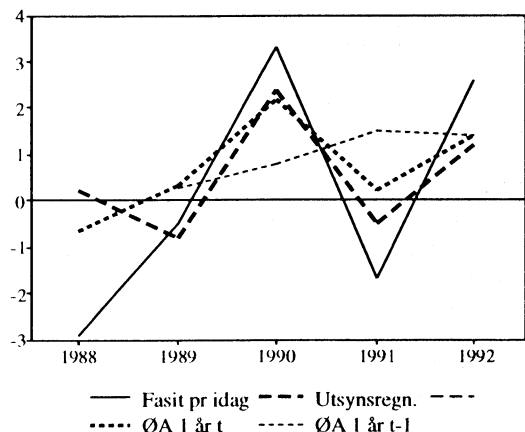
Ser vi på figur 6 som viser endringer i BNP-veksten for fastlands-Norge, er det slående hvordan en i den første tidlige prognosen (Utsynet året før), gradvis er blitt mer optimistisk målt ved endringen

i vekst-anslaget fra innværende til neste år. Med litt godvilje kan man si at disse tidlige prognosene fanger opp en trendmessig økning i vekstretene i denne perioden. Utsynsprognosen for innværende år må kunne sies å komme forholdsvis godt ut av det: redusert vekst i 1988, om lag uendret i 1989, klar økning i 1990, svakt i 1991 og økning igjen i 1992 ble fanget opp i prognosene. Som en kunne vente, "skjærer prognosen igjennom", det vil si;

FIGUR 5. VEKST I BNP-FASTLAND



FIGUR 6. ENDRING I BNP-VEKST I FASTLANDS-NORGE



3) En kilde til avvik mellom utsynsregnskap og endelig regnskap er ulike fastprisår.

endringene i veksten i forhold til foregående periode ble anslått til å bli mindre i tallverdi enn hva som faktisk ble tilfellet.

Sammenliknes prognosene for produksjonsveksten med den tidligere omtalte naive modellen, kommer våre prognoser dårligst ut av det i to av de fem observasjonene for Utsynsprognoser gitt for samme år. Den naive modellen vinner i ett av fire år og ett annet blir uavgjort - når vi ser på prognoser laget i februar året før. Det ene året hvor det naive anslaget for produksjonsutviklingen neste året var best, var det imidlertid så mye bedre at denne hypotetiske prognosen klart får de beste verdiene på de summariske statistiske målene: Det gjennomsnittlige tallverdiavviket er om lag 30 prosent lavere enn de modellbaserte prognosene og den systematiske skjevheten er svært liten. Den naive modellen for inneværende år er imidlertid klart dårligst når det gjelder RMSE og det gjennomsnittlige tallverdiavviket.

De summariske statistiske målene er overraskende nok tilnærmet identisk for Utsynsprognosene gitt ved henholdsvis inngangen til prognoseåret og året før prognoseåret. Dette er klart i motsetning til hva tilfellet er for de andre variablene jeg har sett på. Mye av årsaken ligger i at det var spesielt vanskelig å fange opp den sterke produksjonsnedgangen i 1988, et år vi ikke året i forveien hadde publisert prognoser for.

Sammenholdt med Finansdepartementets anslag fra Salderingsproposisjonen holder våre prognoser det samme presisjonsnivået: Begge institusjoners prognoser har gjennomgående overvurdert veksten i aktivitetsnivået i fastlands-Norge i disse årene fra 1988 til 1992. Våre sammenliknbare anslag har det samme tallverdiavviket og en ubetydelig mindre skjevhet. På grunn av FDs ekstremt store bom i 1991 blir også RMSE noe dårligere ettersom RMSE "straffer" store avvik og ikke belønner tilsvarende at de for to av fem år treffer på tiendedelen riktig.

Årsakene til at vi bommer stygt på BNP-veksten for fastlands-Norge i 1989 og 1991 er flere, men noen forhold går igjen: Etterspørselen fra fastlands-Norge anslås gjennomgående for høyt, noe som i første rekke har sammenheng med at privat konsum og investeringene i fastlands-Norge utviklet seg mye svakere enn det prognosene tilsa. Disse feilene må i stor grad tilskrives de daværende modellblokkene, som på disse områdene hadde betydelige problemer med å forklare utviklingen gjennom perioden. Med unntak av prognosen for 1989 gitt i Utsynet året før, ble veksten i tradisjonell vareeksport i disse årene også anslått alt for høyt. Dette skyldes tildels for optimistiske anslag for veksten i etterspørselen fra utlandet/de generelle internasjonale konjunktorene og tildels at konkurranseevnen

TABELL 5. PROGNOSEFEIL: BNP-VEKST I FASTLANDS-NORGE¹⁾
Differanser i prosentpoeng

	1988	1989	1990	1991	1992	Gjsn.	Gjsn. tallv.	RMSE
Naiv modell	2,1	2,6	-2,0	1,2	0,2	0,5	2,1	2,1
ØA nr. 6 år t			-0,1	1,3	-0,2	0,3	0,5	0,8
ØA nr. 1 år t	1,4	3,1	0,2	2,0	-0,4	1,3	1,4	1,8
Sald.prop.	1,9	1,8	0,0	3,3	0,0	1,4	1,4	1,9
Naiv modell ²⁾		2,6	-0,7	-0,3	-0,8	0,2	0,8	1,2
ØA nr. 1 år t-1		2,2	0,4	3,4	0,8	1,4	1,4	1,9

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

2) Her er det tatt hensyn til at man på tidspunktet prognosene gis bare kjenner Utsynsregnskapet fra to år før året prognosen gjelder for: dvs. modellen blir: "veksten i BNP fastlands-Norge blir til neste år slik den i fjor var i følge Utsynsregnskapet".

TABELL 6. PROGNOSEFEIL: ENDRING I BNP-VEKST I FASTLANDS-NORGE FRA ÅRET FØR¹⁾
Differanser i prosentpoeng

	1989	1990	1991	1992	Gjsn.	Gjsn. tallv.	RMSE
Naiv modell	0,5	-3,3	1,7	-2,4	-0,9	2,0	2,2
ØA nr. 1 år t-1	0,8	-2,7	3,2	-1,2	0,0	2,0	2,2

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

TABELL 7. FORSKJELLIGE REALØKONOMISKE VARIABLER

Prosentvis vekst fra året før

	1987	1988	1989	1990	1991	1992
BNP fastlands-Norge						
Fasit	1,2	-1,7	-2,2	1,1	-0,6	2,0
Utsynsregnskapet	0,4	0,4	-0,9	1,2	0,2	1,3
ØA nr. 6 år t				1,0	0,7	1,8
ØA nr. 1 år t		-0,3	0,7	1,3	1,4	1,6
ØA nr. 1 år t-1			0,0	1,5	2,8	2,8
Etterspørsel fra fastlands-Norge						
Fasit	0,2	-3,8	-4,2	0,6	-0,3	2,3
Utsynsregnskap	-1,0	-1,7	-3,8	0,8	0,0	1,3
ØA nr. 6 år t				1,0		
ØA nr. 1 år t		-1,0	-1,6	0,8	1,7	1,4
ØA nr. 1 år t-1			0,3	1,7	2,3	2,6
Bruttoinvesteringer i fastlands-Norge						
Fasit	1,0	-6,2	-16,5	-8,3	-5,8	0,8
Utsynsregnskap	-2,1	-4,7	-14,5	-7,4	-4,4	-1,4
ØA nr. 6 år t				-6,5	-5,1	-2,3
ØA nr. 1 år t		-3,0	-6,4	3,9	-0,5	-1,9
ØA nr. 1 år t-1			-2,0	2,2	3,8	4,1
Privat konsum						
Fasit	-1,0	-2,8	-2,8	2,8	0,0	1,8
Utsynsregnskap	-1,9	-1,6	-1,7	3,1	-0,1	1,5
ØA nr. 6 år t				3,0	0,3	2,1
ØA nr. 1 år t		-1,0	-1,1	1,5	2,0	2,5
ØA nr. 1 år t-1			0,0	1,4	2,1	2,5
Offentlig konsum						
Fasit	4,0	0,5	2,6	2,1	2,6	4,6
Utsynsregnskap	2,7	1,1	2,1	1,9	3,3	2,7
ØA nr. 6 år t				2,5	2,9	2,8
ØA nr. 1 år t		0,0	1,9	2,4	2,6	1,3
ØA nr. 1 år t-1			2,8	2,1	1,5	1,6
Tradisjonell eksport						
Fasit	8,1	9,0	5,4	9,9	-2,7	4,1
Utsynsregnskap	7,3	11,7	6,5	8,6	-2,1	4,2
ØA nr. 6 år t				8,0	1,0	3,3
ØA nr. 1 år t		1,8	6,4	4,1	3,4	2,9
ØA nr. 1 år t-1			1,0	0,5	4,5	7,4
Tradisjonell import						
Fasit	-6,6	-7,2	-4,8	9,8	0,2	3,9
Utsynsregnskap	-5,8	-2,2	-5,0	8,9	-0,6	4,0
ØA nr. 6 år t				11,0	1,1	1,4
ØA nr. 1 år t		0,3	-3,2	2,2	5,4	3,2
ØA nr. 1 år t-1			-0,3	1,4	6,2	7,0

utviklet seg svakere enn tilfellet var i modellberegningene.

Driftsbalansen

Driftsbalansen er en nasjonalregnskapsvariabel som revideres flere ganger etter Utsynsregnskapet. Revisjonene har gjennomgående vært små, men av

figur 7 går det fram at revisjonene har blitt noe større med tiden (under forbehold at de foreløpige tallene for 1991 og 1992 ikke "revideres tilbake"). Inn- og utflagging av skip er et eksempel på forhold som gjør det litt vanskelig å vurdere hvor gode driftsbalanseanslagene har vært. Faktorer som fraktratene og import knyttet til investeringene i Nordsjøen er andre viktige poster som har gjort

TABELL 8. PROGNOSEFEIL: DRIFTSBALANSE¹⁾

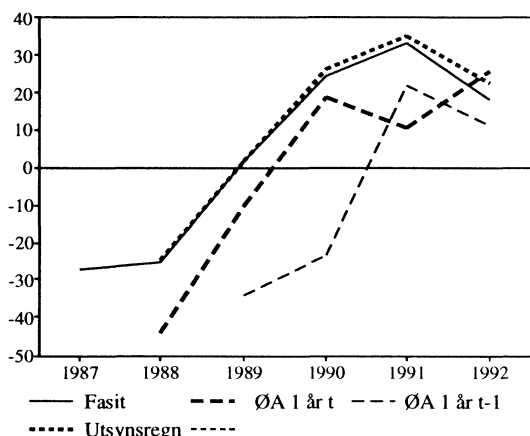
Differanser i mrd. kroner

	1988	1989	1990	1991	1992	Gj.sn.	Gj.tallv.	RMSE
Naiv modell	-2,9	-26,6	-24,3	-7,0	17,3	-8,7	15,6	18,2
ØA nr. 6 år t				-1,4	-4,8	-3,1	3,1	3,5
ØA år t	-18,6	-11,7	-7,5	-23,0	7,5	-10,6	13,6	15,0
Sald. prop.	-9,0	-16,0	-13,1	-22,6	19,5	-8,3	16,1	16,7
Naiv modell ²⁾		-26,4	-51,0	-31,3	8,3	-25,1	29,3	33,0
ØA år t-1		-35,7	-49,5	-11,4	-6,8	-25,9	25,9	31,2

1) Positive tall viser at anslagene er for høye.

2) Her er det tatt hensyn til at man kjenner på tidspunktet prognosene gis er Utsynsregnskapet fra to år før året prognosen gjelder for: dvs. modellen blir: "Driftsbalansen til neste år blir slik den var i fjor ifølge Utsynsregnskapet".

FIGUR 7. DRIFTSBALANSE



prognosearbeidet og vurderingene vanskelig, og som heller ikke har særlige konsekvenser for øvrige deler av norsk økonomi på kort sikt. Fordi vi ikke konsekvent har publisert slike tall hvor en har korrigert for slike forhold, vil jeg se på driftsbalansen totalt.

Driftsbalansen har vært systematisk undervurdert i prognosene - noe som i stor grad kan tilskrives overvurderingen av innenlandsk etterspørsel. Feilene målt som avvik fra fasiten i mrd. kroner virker jevnt over forholdsvis store, men alle bortsett fra to må kunne sies "å være på banen" i den forstand at fortegnet er riktig og at viktige trekk ved utviklingen er fanget opp. Unntaket er først og fremst Utsynsprognosen to år fram i tid for 1990. Noe over halvparten av feilen på nær 50 mrd. kroner i denne prognosen kan tilskrives Iraks invasjon av Kuwait i august som sendte oljeprisene "til himmels". Også i den tilsvarende prognosen gitt for 1989, er bommen stor, men dette skyldes nok i hovedsak overvurderingen av den innenlandske etterspørselen.

Sammenliknet både med anslag av den "naive" typen og de fra Salderingsproposisjonen har våre prognoser hatt noe lavere gjennomsnittlig tallavvik og RMSE, men en noe større skjevhet enn de naive prognosene.

For driftsbalansen har jeg ikke tatt med prognosene fra ØA nr. 6 samme år. Når man er kommet til august/september har man rimelig god føling med hva driftsbalansen blir det inneværende året. Avviket fra fasiten for disse anslagene vil derfor normalt være forholdsvis små.

6. Oppsummering

SSBs makroøkonomiske prognoser for årene 1988 til 1992 har gjennomgående truffet rimelig godt og vi har i stor grad klart å forutse endringer i utviklingen. Ser vi på prognosene som har vært gitt ved inngangen til året (ØA nr. 1 samme år) traff vi svært godt i 1989, 1990 og 1992 med unntak av BNP-veksten i fastlands-Norge i 1989 og inflasjonen i 1992. Prognosene som lages ett år tidligere (ØA nr. 1 året før) treffer generelt noe dårligere, mens prognosene som lages ett halvt år før året er omme treffer meget godt. Sammenliknet med en naiv prognose - "det blir som i fjor" - har våre prognoser som oftest vært de beste.

Det vi kanskje kan være mest fornøyd med er at vi i prognosene "spådde" økningen (riktignok på langt nær hele) i arbeidsledigheten i 1988-89 og at vi sa klart ifra at ledigheten ikke ville gå ned mot det tidligere normalnivået i de følgende årene. Den klare nedgangen i inflasjonen i perioden har vi likeså fanget opp - riktignok ikke helt godt i de siste årene hvor inflasjonen gikk langt mer ned enn forventet. I den grad det er systematikk i feilen har den i stor grad bestått av en overvurdering av den innenlandske etterspørselen og dermed en undervurdering av arbeidsledigheten og overskuddet på drifts-

balansen. I de senere årene har vi også hatt en klar tendens til å anslå en høyere inflasjon enn den realiserte, i stor grad forårsaket av feil i eksogene anslag og ikke av feil med modellen.

I forhold til Finansdepartementets anslag i Salderingsproposisjonen har våre prognoser vært gjennomgående ubetydelig nærmere fasiten for driftsbalansen og ubetydelig dårligere for inflasjonen, mens de to institusjonene har gitt tilnærmet like gode anslag for BNP i fastlands-Norge. Arbeidsledighetsraten gir FD ikke anslag for.

Prognosene utarbeidet ved hjelp av en makromodell som KVARTS gir en konsistent analyse av et mulig økonomisk forløp. Selve punktestimatene for utviklingen kan i en viss grad oppfattes som illustrasjoner og som en måte å formidle vurderinger om fremtiden - på en for mottakeren effektiv måte. Hensikten med bruken av en modell som KVARTS er imidlertid ikke begrenset til det å lage prognoser. Modellen er også ett hjelpemiddel til å forstå økonomiens virkemåte og til å kvantifisere virkningene av ulike økonomisk-politiske tiltak og av endringer i andre mer eller mindre autonome økonomiske størrelser. Ved slike virkningsberegninger er det

imidlertid nødvendig å ha en referansebane (et utgangspunkt for endringene) og som oftest vil en benytte den siste prognosebanen til dette formålet. Graden av ikke-linearitet i modellen er avgjørende for hvor viktig det er at referansebanen har et "riktig" forløp. Erfaringsmessig er ikke-lineariteten forholdsvis liten når arbeidsledighetsraten er 4 prosent eller mer. De senere års prognosefeil har dermed hatt liten betydning for resultatene av virkningsberegninger på modellen.

Referanser:

Bowitz E. og T. Eika (1989): KVARTS-86. Rapporter fra SSB nr. 2 1989.

Cappelen Å. (1988): Kommentarer til Nasjonalbudsjettet 1989. Sosialøkonomen nr. 9 1988.

Johansen P. R. (1987): Hvor godt traff konjunkturprognosene fra 1986? Økonomiske analyser nr. 10 1987.

Mæhle N. Ø. (1990): Kvaliteten på foreløpig nasjonalregnskapsstatistikk. Rapporter fra SSB nr. 7 1990.

Effektive satser for næringsstøtte¹⁾

av

Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland og Øystein Olsen

Nasjonalbudsjettet gir en årlig oversikt over de budsjettpostene som Finansdepartementet regner som direkte næringsstøtte. Det har lenge, senest i Kleppeutvalgets rapport (NOU 1993:11), vært uttrykt ønske om en mer helhetlig beskrivelse av næringsstøtte enn den rent budsjettmessige støtten. I en analyse utført i Statistisk sentralbyrå fordeles støttevirkningen av indirekte skatter og subsidier, tariffær og ikke-tariffær handelspolitikk, prisdiskriminering i markedet for elektrisk kraft, samt forskjeller i effektiv beskatning av realkapital på 18 næringsgrupper i privat sektor. I forbindelse med tallfestingen diskuteres også metodiske problemstillinger. Hovedinntrykket er at alle konkurranseutsatte næringer unntatt konsumvareindustrien og oljeraffinering, var støttet gjennom de tiltakene vi har "fjernet" i ERA-beregningen. Etter jordbruket, som står i en særstilling, er skipsbygging, fiske og leverandørindustrien til oljevirkomheten mest støttet av de tiltakene som omfattes av denne beregningen. For de resterende konkurranseutsatte næringene reduseres utbetalingen til primærfaktorene med 12-14 prosent.

1. Formål

Formålet med denne analysen er å kartlegge og kvantifisere ulike former for næringsstøtte til norske produksjonssektorer i 1989. Tallfestingen av næringsstøtte skal gjøre det mulig å sammenligne den direkte betydningen av forskjellige ordninger, og legge de ulike støttevirkningene sammen til et mål for samlet næringsstøtte. Metoden som er valgt for dette formålet, er å beregne støttevirkningen av ulike økonomisk-politiske tiltak i form av såkalte *effektive støttesatser*, eller *ERA* (etter den engelske betegnelsen "Effective Rates of Assistance"). Den effektive støtten til en næring kan defineres som den ekstra godtgjørelsen til eierne av primærfaktorene i næringen som skyldes den samlede virkningen av offentlige tiltak.

I prinsippet burde alle tiltak, ordninger og politiske beslutninger trekkes inn i ERA-beregninger. I praksis er de utførte beregningene basert på en a priori utvelgelse av offentlige tiltak som det er grunn til å tro omfatter betydelige elementer av næringsstøtte. Når det gjelder bevilgningene over offentlige budsjetter, er den totale virkningen av indirekte skatter og subsidier inkludert, ikke bare de postene som ifølge nasjonalbudsjettets oversikt

regnes som direkte næringsstøtte. Analysen bidrar til å avklare om, og i hvilken grad, de ulike budsjettpostene har støtteeffekt. Blant former for ikke-budsjettmessig næringsstøtte har vi søkt å tallfeste betydningen av tariffær og ikke-tariffær handelspolitikk, kapitalbeskatningen, samt tatt hensyn til prisreguleringer for viktige varer som elektrisk kraft og jordbruksprodukter.

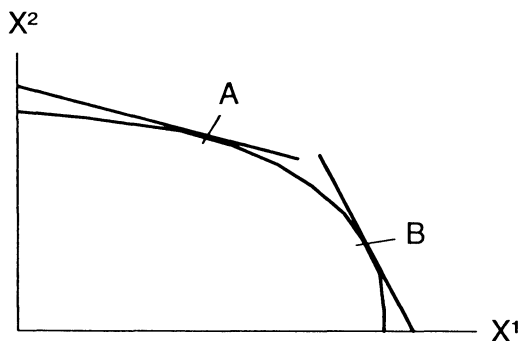
2. Effektive støttesatser som indikator for vridninger i næringsstrukturen

Beregninger av effektive støttesatser (i det følgende kalt ERA-beregninger) representerer en strukturert ramme for å gjøre ulike typer støttetiltak sammenlignbare slik at den samlede støtten til ulike næringer kan anslås. Men ERA-beregninger kan ha et videre siktemål. Resultatene kan, under bestemte forutsetninger, indikere hvordan fordelingen av den samlede støtteeffekten av offentlige politikktiltak har ført til vridninger i allokeringen av arbeidskraft og kapital mellom næringene.

Formålet med næringsstøtte er i mange tilfeller nettopp å påvirke næringsstrukturen, f.eks. hindre bedriftsnedleggelse. Tiltak rettet mot spesielle næringer vil kunne bedre lønnsomheten og dermed øke deres evne til å lønne primære produksjonsfaktorer. Resultatet kan være en sterkere ekspansjon innenfor slike næringer enn det som ville ha vært

1) Artikkelen bygger på Holmøy, Hægeland, Olsen og Strøm (1993).

Figur 1: Sammenhengen mellom relative priser og næringsstruktur.



mulig uten støtte. For å kunne analysere hvilke næringer som totalt sett favoriseres av næringspolitikken, kreves strengt tatt en detaljert økonomisk modell som beskriver økonomiens funksjonsmåte, samt næringspolitiske virkemidler på en realistisk måte. Ved ERA-beregninger løser man i realiteten en modell for en begrenset del av økonomien, nemlig *prissiden*. Alle støtteelementer blir regnet om til en ekvivalent endring i den effektive godtgjørelse som primærfaktorene oppnår.

Ut fra nyklassisk likevektsteori for små åpne økonomier kan man trekke slutninger om endringer i ressursallokeringen som følge av endringer i priser, forutsatt gitt på verdensmarkedet. Når prisen på en vare øker i forhold til andre priser (f.eks. ved at det innføres toll), vil produksjonen av varen generelt øke i forhold til produksjonen av andre varer. Et forenklet skjema med to næringer er vist i figur 1 nedenfor. Den krummede kurven representerer produksjonsmulighetene for økonomien. Helningen på den rette linjen representerer forholdet mellom de to vareprisene. Uten næringsstøtte (toll) antas tilpasningen å finne sted i punktet A. Med toll på importen av sektor 1's produkter øker den effektive prisen som tilfaller eierne av produksjonsfaktorer i denne næringen. Ressursallokeringen vris i retning av økt aktivitetsnivå i sektoren.

Innenfor likevektmodellen er det således en positiv sammenheng mellom den prisen produsenten står overfor, og aktivitetsnivået. Næringene som får mest støtte, vil følgelig ha høyere produksjon enn uten slik næringsstøtte. Dersom man hovedsakelig er opptatt av den kvalitative betydningen av offentlige tiltak for ressursallokeringen, er derfor ERA-beregninger et alternativ til mer omfattende (og ugjennomførbare) modellberegninger av de totale virkninger av næringspolitiske tiltak.

Det er den *relative* forskjellsbehandlingen av næringer som er av betydning for kvantitative ut-

slag i ressursallokering. For at ERA-beregninger skal kunne utnyttes, må de følgelig gjennomføres for alle næringer innenfor en uttømmende sektorinndeling av økonomien.

Samvariasjonen mellom prisbevegelser og ressursallokeringsvirkninger er mindre entydig når modellrammen gjøres mer realistisk enn i den enkle likevektmodellen. Forekomsten av "skjermede" næringer, produksjon med vareinnsats og flervareproduksjon kan hver for seg skape problemer for tolkningen av ERA-beregninger som en indikator for å beskrive hvordan næringsstøtte påvirker næringsstrukturen (se Holmøy, Hægeland, Olsen og Strøm (1993), kapittel 3).

I den modellrammen som danner grunnlaget for ERA-beregninger, er produktprisene gitt på verdensmarkedet. Skjermede næringer, dvs. sektorer som produserer varer som ikke kan importeres fra utenlandske konkurrenter, kan derimot velte hele eller deler av en kostnadsøkning over på produktprisen. For næringer med full kostnadsoverveltning, blir ERA-beregninger meningsløse, idet næringsstøtten etter definisjonen som ble gitt innledningsvis, vil være null. Dersom en næring reagerer på bortfall av støtte ved å heve prisen, vil imidlertid næringen normalt få lavere omsetning. Virkningen av endret næringsstøtte på kostnadsnivået i skjermede næringer gir derved en indikasjon på utslag i ressursallokeringen på samme måte som ERA-beregninger for konkurranseutsatte sektorer. Ut fra dette presenteres i det følgende kostnadsskift som følge av næringsstøtte, både for skjermede og konkurranseutsatte næringer.

3. Nærmere om beregningen av prisvirkningen av næringspolitiske tiltak.

Som nevnt, måler ERA endringen i en nærings evne til avlønning av arbeidskraft og kapital som følge av støttetiltak. Beregningene tar utgangspunkt i identiteten mellom en nærings totale enhetskostnader, gitt ved venstresiden i (1), og produsentpris, P , dvs.

$$(1) \quad b_L w^L (1+t^L) + b_K w^K (1+t^K) + b_V P^V - s = P$$

der b 'ene er faste innsatskoeffisienter som sier hvor mye som trengs av henholdsvis arbeidskraft (L), kapital (K) og vareinnsats (V) pr. produsert enhet. w^L og w^K er godtgjørelse pr. enhet til henholdsvis arbeidskraft og kapital, t^L er arbeidsgiveravgiften og t^K er den effektive skattesatsen på realkapital. P^V er en prisindeks for næringens vareinnsats og er en funksjon via varekryssløpet av priser på andre varer som produseres i økonomien, importpriser, samt vareavgifter. s er netto sektorsubsidier pr. produsert enhet.

Den regnemodellen som er etablert for ERA-be-

regninger, bygger på slike pris-/kostnads-relasjoner for de spesifiserte sektorene. Det er imidlertid viktige forskjeller i tolkningen av (1) for skjermede og konkurranseutsatte sektorer. For en *naturlig skjermet næring* virker (1) til å bestemme P lik enhetskostnadene. Relasjon (1) gir dermed direkte grunnlag for utregning av kostnadsskift for skjermede sektorer som følge av endringer i næringsstøtte.

I konkurranseutsatte næringer antas derimot produktprisen gitt på verdensmarkedet. For slike næringer bestemmer (1) avlønningen til de primære produksjonsfaktorene. For konkurranseutsatte næringer er det prisen inklusive toll som utgjør høyresiden i (1):

$$(2a) \quad P = P^*(1 + t^{NT}),$$

der P^* er en eksogen verdensmarkedspris og t^{NT} er den nominelle tollsatsen på næringens produkt.

Kunstig skjermede næringer står i en mellomstilling. Produktprisene er her i utgangspunktet gitt på verdensmarkedet. Den skjermingsstøtten som næringen nyter godt av, kan imidlertid oversettes til en *ekvivalent tollsats* (som kommer i tillegg til eventuell nominell toll). For slike næringer blir dermed uttrykket for den relevante produsentprisen

$$(2b) \quad P = P^*(1 + t^{NT}) (1 + t^{ET}),$$

hvor t^{ET} er den *ekvivalente tollsatsen* på produktet. Siden næringen er kunstig skjermet, innebærer dette at kostnader veltes over i produsentprisen, dvs. at også for disse næringene er P endogen. Av (2b) ser vi at tolkningen av dette er at t^{ET} tilpasses slik at kostnadsdekning akkurat oppnås. Situasjonen og adferden for en kunstig skjermet sektor endrer seg derimot når en analyserer virkningen av å avvikle skjermingsstøtten. I dette tilfellet blir sektoren tvunget å tilpasse seg som en konkurranseutsatt sektor.

Med utgangspunkt i (1) ovenfor, kan avlønningen til arbeidskraft og kapital for en konkurranseutsatt sektor - kalt den *effektive prisen* - bestemmes ved²⁾

$$(3) \quad P + s - b_V P^V - b_L t^L w^L - b_K t^K w^K$$

ERA er definert som den økningen i den effektive prisen som et støttetiltak muliggjør, under forutset-

ning av at det hele tiden er akkurat kostnadsdekning i sektoren.

Vi kan nå plassere næringpolitiske virkemidler innenfor modellrammen som utgjøres av (1) - (3). For en konkurranseutsatt næring kan godtgjørelsen til arbeidskraft og kapital økes som følge av

- i) økte netto sektorsubsidier,
- ii) økt nominell toll,
- iii) lavere arbeidsgiveravgift,
- iv) lavere effektiv skattesats på realkapital,
- v) lavere priser på vareinnsats, herunder elektrisk kraft.

En næring som mister sitt kunstige importvern, vil i tillegg få redusert godtgjørelsen til arbeidskraft og kapital ved at produktprisen faller tilsvarende størrelsen på den ekvivalente tollsatsen.

Endringer i næringsstøtten gjennom endringer i vareinnsatspriser understreker en viktig side ved ERA-beregninger, nemlig at de tar hensyn til priskryssløpseffekter. Støtte til en næring kan innebære indirekte støtte til andre næringer via innsatsvareleveranser. Slike indirekte effekter vil spille en større rolle desto flere næringer som er skjermet fra konkurranse med utenlandske produsenter. Grunnen er at slike sektorer velter over kostnader i produktprisene, som dermed "spres" til andre næringer gjennom kryssløpet. Støtteeffekten av et gitt sett med tiltak vil derfor generelt være avhengig av hva vi forutsetter om innslaget av kunstig skjerming i konkurranseutsatte næringer.

4. Næringsstøtte gjennom indirekte skatter og subsidier

Nasjonalregnskapet danner datakilden for ERA-beregninger av indirekte skatter og subsidier³⁾. Avgifter og subsidier deles i to hovedgrupper som behandles helt forskjellig i regnskapet. *Vareavgiftene og -subsidiene* omfatter avgifter og subsidier som varierer proporsjonalt med mengden eller verdien av omsatt "kvantum". *Sektorsubsidier* dekker utbetalinger fra det offentlige til næringsvirksomhet som ikke har noen klar varetilknytning. Tilsvarende innbetalinger direkte fra private foretak til det offentlige er klassifisert som sektoravgifter. Sektorsubsidiens andel av de totale subsidiene har økt kraftig de siste årene, og utgjorde i 1989 vel 95 prosent av et totalt statlig subsidiebeløp på 32,3 milliarder kroner. Samme år ble det krevd inn rundt 14 milliarder kroner i sektoravgifter, om lag halvparten av det innbetalte beløpet for vareavgifter. Avgrensningen av hhv. vareavgifter og sektorav-

2) I Holmøy, Hægeland, Olsen og Strøm (1993) divideres dette uttrykket med $(1 - q^V)$, hvor q^V er kostnadsandelen for samlet vareinnsats. Divisjon med $1 - q^V$ skalerer den effektive outputprisen til en pris på en enhet av et aggregat bestående av arbeidskraft og kapital. Så lenge vi bare er interessert i relative prisendringer (ERA-mål) spiller dette ikke noen rolle.

3) En oversikt over det norske nasjonalregnskapet, inklusive en drøfting av begreper og beregningsdefinisjoner, er gitt i Fløttum (1980).

gifter (positive og negative) i nasjonalregnskapet er svært avgjørende for de ERA-beregningene som er utført. Beregningsresultatene vil være forskjellige om en utgiftspost i statsregnskapet føres som et sektorsubsidium enn om den er et subsidium på en vare levert fra den samme sektoren. I det sistnevnte tilfellet vil det i ERA-beregningene være næringer som bruker vedkommende vare som innsatsfaktor som har fordel av subsidieringen, og ikke sektoren som produserer varen.

For å være istand til å beregne støtteeffekten av bestemte poster på statsregnskapet, har vi gått kritisk gjennom hvordan hver enkelt post for subsidier og indirekte skatter inngår i nasjonalregnskapet, og dermed i datagrunnlaget for våre beregninger. I sammenheng med denne kartleggingen har vi sammenholdt den etablerte oversikten over nasjonalregnskapets sektorsubsidier med nasjonalbudsjettets oversikt over statlig støtte til næringslivet. Sammenligningen viser at av statlige sektorsubsidier i 1989 på 30,9 milliarder kroner ifølge nasjonalregnskapet, var det 16,2 milliarder som ikke regnes som næringsstøtte etter Finansdepartementets definisjoner. Av de 17,5⁴⁾ milliarder som av Finansdepartementet klassifiseres som næringsstøtte, er det 2,8 milliarder som ikke regnes som sektorsubsidier i Nasjonalregnskapet⁵⁾. ERA-beregningene gjør det bl.a. mulig å undersøke om og i hvilken grad de sektorsubsidiene som ikke inngår i nasjonalbudsjettets næringsstøtteoversikt likevel innebærer direkte eller indirekte støtte til næringer i privat sektor.

Nasjonalregnskapets konvensjoner for den næringsvise fordelingen av sektorsubsidier gir i en del tilfeller misvisende bilder av hvilke næringer som er reelle mottakere av næringsstøtte. For å få et mer korrekt utgangspunkt for ERA-beregningene har vi derfor foretatt en del korreksjoner i forhold til nasjonalregnskapet. Totalt er det foretatt omposteringer av 6,7 milliarder kr når det gjelder sektorsubsidier, og 470 mill kr når det gjelder sektoravgifter. ERA-beregningene er foretatt i forhold

4) Finansdepartementets oversikt over statlig støtte til næringslivet for 1989 (versjon 13.9.1991) opererer med summen 17 862 millioner. Avviket skyldes revisjoner som ikke er innarbeidet i nasjonalregnskapet.

5) Blant de sektorsubsidiene som ikke regnes som næringsstøtte finner vi blant annet arbeidsmarkedstiltak, tilskudd til diverse forskningsformål, diverse sosiale tiltak, tilskudd til kultur- og idrettsformål, tilskudd til privatskoler, rentestøtte gjennom Husbanken og Statens lånekasse for utdanning, korntrygd, tilskudd via Omsetningsrådet og tilskudd via fond som står under Finansdepartementets forvaltning. Når det gjelder næringsstøtte som ikke regnes som statlige subsidier, gjelder dette blant annet manglende utbytte i statlige aksjeselskaper, tilskudd via GIEK, drift av jord- og skogbruksetater, diverse sosiale tiltak under jordbruksavtalen, samt diverse distriktstiltak som går via kommuner og fylkeskommuner.

til denne reviderte subsidie- og avgiftsstrukturen. Omposteringene kan deles inn i tre hovedgrupper:

i) Omposteringer fordi næringsinndelingen er for grov

Dette problemet gjør seg særlig gjeldende for støtteordninger som er innrettet mot en bestemt sektor (A), men ytes gjennom en annen sektor (B). Denne føringsmåten bidrar i modellen til å redusere prisene på produkter fra sektor B uansett hvem de selges til, ikke bare sektor A som i virkeligheten mottar støtten. Et eksempel på dette er rentestøtte til landbruksbanken som kommer *jordbruket* til gode via billige lån. I nasjonalregnskapet inngår imidlertid landbruksbanken i sektoren *produksjon av bank- og forsikringstjenester* og rentestøtten bidrar til å redusere kostnadene i denne sektoren. Siden dette er en skjermet næring reduseres produsentprisen tilsvarende. Men da blir resultatet i modellen at alle som kjøper bank- og forsikringstjenester betaler en lavere pris. Den selektive støtten til jordbruket spres dermed på alle kjøpere av bank- og forsikringstjenester. I dette og tilsvarende tilfelle har vi derfor valgt å ompostere de aktuelle subsidiebeløpene i nasjonalregnskapet. I stedet for å føre beløpet som subsidier til den formidlende sektoren B, fører vi det direkte som sektorsubsidier til den sektoren (A) som faktisk nyter godt av støtteordningen.

ii) Omposteringer av bevilgninger til forskningsformål

Bevilgningene til forskningsformål føres i nasjonalregnskapet til FoU-sektoren, som inngår i den aggregerte sektoren *Annen privat tjenesteyting* i regnemodellen. Bare næringsrettet forskning er kandidat til å bli regnet som næringsstøtte. Vårt prinsipp har vært at der hvor vi har klart å identifisere betalingsvilje fra næringslivets side for den offentlig utførte forskningen, har vi en indikasjon på at bedriftene på egen hånd ville utført i alle fall en del av denne virksomheten selv om de offentlige bevilgningene falt bort. I disse tilfellene har vi stort sett ompostert hele den offentlig finansierte andelen fra FoU-sektoren til den sektoren som allerede er med på å betale forskningen. Ethvert anslag på disse størrelsene er nødvendigvis beheftet med betydelig usikkerhet.

iii) Omposteringer av subsidier til omsetningsledd o.l.

I nasjonalregnskapet føres en del subsidier, som klart er støtte til vareproduserende næringer, via omsetningsledd. Dette gjelder spesielt pristilskudd under jordbruks- og fiskeriavtalene. I nasjonalregnskapet er tilskuddene ført som subsidier til første omsetningsledd for det aktuelle produktet (f.eks. meierier når det gjelder deler av melkesubsidiene).

Grunnen til at subsidiene føres på denne måten, er at det ofte er den sektoren som representerer første omsetningsledd som faktisk får utbetalt tilskuddet. Produsentene av varene det gjelder nyter likevel indirekte godt av tilskuddet gjennom en høyere, administrert pris på de produktene de leverer. Kombinert med offentlig regulerte eller avtalebestemte priser, skaper dette problemer for ERA-beregningene. Vår løsning har vært å ompostere pristilskudd fra den sektoren der første omsetningsledd inngår til sektoren der produsenten inngår. Når vi så skal foreta ERA-beregninger, d.v.s. beregne effekten av å fjerne dette tilskuddet, lar vi avregningsprisen mellom produsent og første omsetningsledd være uendret, og fjerner det aktuelle subsidiebeløpet fra den vareproduserende sektoren.

5. Næringsstøtte gjennom handelspolitikk

5.1 *Tariffær handelspolitikk*

Toll på en importert vare innebærer næringsstøtte fordi innenlandske produsenter av varen kan øke sin produsentpris med det tilsvarende beløp uten å miste etterspørsel⁶⁾. En næring står i praksis overfor en rekke formelle tollsatser avhengig av hvordan tollsatsene er differensiert mhp næringens produkter og de ulike importlandene. Et inntrykk av de nominelle tollsatsenes prismessige betydning for næringen som helhet får vi ved å beregne gjennomsnittlige betalte tollsatser på næringens produkter. Slike gjennomsnittssatser beregnes ved å dividere importverdier inklusive toll på tilsvarende importverdier eksklusive toll. Med utgangspunkt i handelsstatistikken er slike beregninger gjennomført i nasjonalregnskapet. Kolonne 2 i tabell 1 gir en oversikt over gjennomsnittlige tollsatser i 1989. De viser først og fremst at toll spiller en beskjeden rolle som handelspolitisk virkemiddel.

5.2 *Ikke-tariffær skjerming*

Ikke-tariffær eller kunstig skjerming innebærer at det legges formelle, praktiske og/eller tekniske hindringer i veien for fri import i tillegg til eller i stedet for nominell toll. Dette gir innenlandske produsenter anledning til å sette sine priser uavhengig av importprisene på konkurrerende produkter. Endringer i kostnadsforhold kan veltes over i produktprisene uten at man mister etterspørsel til utenlandske produsenter. Vi har målt næringsstøtten i kunstig skjerming ved ekvivalente tollsatser, dvs. som forskjellen mellom innenlandske produsentpriser og priser på import. Et av problemene med måling av ekvivalente tollsatser er å skille dem fra

de bidragene til prisforskjeller som har andre årsaker, f.eks. kvalitetsforskjeller på norske og utenlandske varer. Bransjekunnskap og innsikt i reguleringer som hindrer importkonkurransen er nødvendig i denne sammenheng. Vårt bidrag har vært å systematisere og sammenstille bransjestudier som allerede finnes. I det følgende gjør vi kort rede for de anslag vi har gjort for ekvivalente tollsatser for de ulike næringene.

Jordbruk

Alle viktige norske jordbruksprodukter er prisregulerte innenfor rammen av jordbruksavtalen mellom jordbruksorganisasjonene og myndighetene. Dette er muliggjort ved streng handelsregulering utad, samt ulike innenlandske markedsreguleringer. Anslag på ekvivalente tollsatser for jordbruket bygger i stor grad på OECDs årlige beregninger av forskjellene mellom jordbruksprisene i Norge og tilsvarende verdensmarkedspriser⁷⁾. For to produktgrupper, hagebruksprodukter og melkeprodukter, har vi basert oss på beregninger utført av Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (Nersten, Hovland, Nersten og Skjeflo (1992)). På grunnlag av PSE-beregningene og informasjon fra Nersten et. al. (1992) har vi anslått den gjennomsnittlige ekvivalente tollsatsen for jordbruksprodukter under ett til hele 190 prosent.

Nærings- og nytelsesmidler

Dette er en næring med betydelige importreguleringer (se Golombek (1991)), tekniske handelshindringer knyttet til bestemte produktkrav (se Steen (1991)), samt imperfekt konkurranse (se Veland og Sørgård (1989)). Det eksisterer imidlertid få konkrete anslag på hvilke prisforskjeller denne skjermingen har forårsaket. En kilde er Statistisk sentralbyrås beregninger av forskjellene mellom varepriser, *eksklusive* avgifter, i Norge og EF-landene (Statistisk sentralbyrå (1990)). Vårt hovedvalg har vært å velge prisnivået i Danmark som sammenligningsgrunnlag. Selv om beregningene har sine klare svakheter for vårt formål, har vi antatt at resultatene kaster lys over kostnadsforskjellene mellom Norge og utlandet. Ved hjelp av prisindekser er prisnivåforskjellene ført frem til 1989. Anslaget på den ekvivalente tollsatsen for nærings- og nytelsesmiddelindustrien blir i dette tilfellet 43 prosent. I dette anslaget omfattes ikke prisforskjeller på lite bearbejdede jordbruksvarer. Skjermingsstøtten for disse er antatt å tilfalle jordbruket⁸⁾.

6) Eksportsubsidiering er i våre beregninger inkludert blant indirekte skatter og avgifter.

7) Disse beregningene inngår i de mer omfattende beregningene av såkalte "Producer Subsidy Equivalent" (PSE).

8) Begrunnelsen er den samme som for de omposteringene vi har gjort av poster på statsregnskapet mellom næringsmiddelindustrien og jordbruket: salgsorganisasjonene for jordbruksprodukter kanaliserte hovedsakelig skjermingsstøtten videre til jordbrukssektoren gjennom høyere priser på jordbrukets leveranser.

Tekstil- og bekledningsindustrien

Innenfor denne næringen har vi bare funnet grunnlag for å anta kunstig skjerming for klesproduksjon. Anslaget på den ekvivalente tollsatsen for denne bransjen bygger på Melchior (1992). Det systemet som gjaldt for importkvoter i 1989, kjennetegnes ved at norske kvoter er rettet mot spesielle lavkostland, og ikke EF- og EFTA-land (med unntak av Portugal før 1986-88). Melchiors metode er følsom overfor anslag som må gjøres på hvor stor importen fra lavprisland ville ha vært dersom det ikke hadde vært kvoter, samt hvor prisfølsom etterspørselen etter klær fra ulike land er. På grunnlag av Melchiors anslag og etterspørselsutviklingen har vi landet på landet på 20 prosent som et punkttestimat for ekvivalent tollsats for klær for 1989. Melchior anser sine anslag som forsiktige under henvisning til anslag og beregninger i Danmark og Sverige.

Sementindustrien

Anslagene bygger på Randøy (1992) og Sørgård (1989, 1992). Sementproduksjonen er svært monopolisert i de fleste land. I Norge er Aker, tidligere NORCEM, den eneste sementprodusenten, med en markedsandel på over 90 prosent. Monopolmakten er likevel begrenset fordi myndighetene regulerer sementprisen på grunnlag av økning i kostnader (kost-pluss prinsippet). Sørgård (1989) gir et bilde av at strategisk markedsatferd har hindret import av billigere sement til Norge. Sørgård (1992) anslår importprisen på sammenlignbar sement til ca. 250 kr pr tonn for siste halvdel av 1980-årene, mens prisen for norskprodusert sement lå mer enn 100 prosent høyere. De kompliserte markedsforholdene gjør imidlertid at man ikke uten videre kan bruke observerte importpriser til å anslå hva norske sementpriser ville være dersom man åpnet det norske markedet for import i stor skala. På denne bakgrunn har vi satt anslaget på den ekvivalente tollsatsen noe lavere enn det prisforskjellen tilsier, tentativt til 80 prosent for 1989.

Kunstgjødsel

Markeds- og produksjonsstrukturen for kunstgjødsel har klare likhetstrekk med den vi beskrev for sementmarkedet. Hydro har en tilnærmet monopolstilling i Norge med markedsandel på over 90 prosent, men også kunstgjødselprisen er regulert av myndighetene. Heller ikke for kunstgjødsel eksisterer det formelle restriksjoner på internasjonal handel. Derimot argumenterer Gabrielsen (1989) for at det eksisterer tekniske handelshindringer idet Norge stiller bestemte krav til kunstgjødselens sammensetning. Gabrielsen foretar prissammenligninger mellom land for kunstgjødsel etter at det er korrigert for forskjeller i råstoffinnhold. Resultatet er at norske gjennomsnittlige gjødselpriser i gjødselåret 1988/89 er anslått til å ligge ca. 30 prosent

over prisene i Sentraleuropa⁹⁾. Rapporten anslår transportkostnadene til 125 kr pr tonn, slik at den norske prisen lå 16 prosent over en tilbudspris på sentraleuropeiske leveranser som dekker transportkostnader. Dette er også vårt anslag for den ekvivalente tollsatsen for kunstgjødsel for 1989.

Farmasøytiske produkter

For denne næringen finner Golombek (1991) betydelige innslag av ikke-tariffære handelshindringer i form av særnorske standardkrav. Norman (1990) anslår den ekvivalente tollsatsen på import fra Sverige til 15 prosent i 1985, mens den i samme år var 42 prosent overfor resten av verden. Resultatene er svært usikre, men vi har valgt å bruke 15 prosent som vårt anslag for ekvivalent tollsats for farmasøytiske produkter i 1989.

Leveranser til oljevirkosomheten

Bakgrunnen for å "mistenke" leverandører til oljevirkosomheten for å være kunstig skjermet, ligger i den uttrykte offentlige holdningen at norske leverandører skal få konkurrere på like vilkår, og at norske produsenter skal foretrekkes dersom anbudet er konkurransedyktig. Når det gjelder kvantitative anslag på prisforskjeller mellom norske og utenlandske leverandører for 1989, har vi basert oss på vurderinger gjort av Olje og energidepartementet (1989). Ifølge denne undersøkelsen lå de norske prisene, vurdert ut fra total kostnader, i gjennomsnitt ca. 15 prosent over de utenlandske i perioden 1986 - 1989. Neglisjerer man de tre dyreste norske anbudene, reduseres imidlertid denne prisforskjellen til ca. 11 prosent. Samtidig synes ikke norske verksteder å ha priset seg ut av markedet¹⁰⁾. I tillegg er en rekke oppdrag ikke gjenstand for internasjonal anbudskonkurranse. På dette grunnlaget har vi valgt 11 prosent som anslag på den ekvivalente tollsatsen i 1989, idet vi holder de tre dyreste norske anbudene utenfor kostnadssammenligningen.

Verkstedindustrien

Bakgrunnen for at det skulle eksistere kunstig skjerming av disse varene skyldes i første rekke krav til produktstandarder og favorisering av norske produsenter ved offentlige innkjøp. Joranger og Lorentzen (1991) gir en oversikt over de norske reglene for offentlige innkjøp, og den lokale praksisen er belyst i ECON (1990). Spesielt har Norge regler som gjør at innkjøp til energi-sektoren, telesektoren og deler av samferdsels-

9) Sammenligningen gjelder bulkleveranser fob/fot av en konstruert blanding som inneholder 15 prosent nitrogen, 6,55 prosent fosfor og 12,45 prosent kalium.

10) Norske leverandører har fått 16 av 19 oppdrag i den kontraktsmassen som er studert. Den faktiske begrunnelsen for valg av anbud er ikke offentlig tilgjengelig.

Tabell 1. Gjennomsnittlige tollsatser for konkurransutsatte varegrupper. Prosent i 1989.

Varegrupper	Nominell tollsats	Ekvivalent tollsats
Jordbruksvarer	1,7	190,0
Skogbruksvarer	0,2	0,0
Fisk	0,0	0,0
Konsumvarer	1,8	9,3
Nærings- nytelsesmidler	1,4	9,5
Tekstil- og bekledningsvarer	3,5	6,2
Investeringsvarer	0,5	3,3
Farmasøytiske produkter	..	15,0
Sement	..	80,0
Treforedling	0,0	
Kjemiske råvarer	0,4	3,2
Kunstgjødsel	..	16,0
Raffinerte oljeprodukter	0,0	0,0
Metaller	0,2	0,0
Verkstedprodukter, varer	1,1	3,2
Kontormaskiner	..	9,0
Elektriske motorer og generatorer	..	42,0
Elektriske husholdningsapparater	..	17,0
Skip	0,0	0,0
Oljeutvinningsplattformer	0,1	11,0

sektoren fra norske bedrifter kan forsvares hvis kostnadsforskjellen ikke overstiger visse grenser. Vi har imidlertid ikke noe grunnlag for å avgjøre hvor stor del av de totale leveransene i hver næring som går til offentlige etater som favoriserer norske produkter. Så langt er derfor ikke støtteeffekter ved enkelte typer av offentlige innkjøp innarbeidet i ERA-beregningene.

Når det gjelder elektriske produkter som er skjermet av standardkrav, har vi basert oss på anslag som Norman og Orvedal (1990) finner overfor Sverige. Anslagene på ekvivalente tollsatser er 42 prosent for elektriske motorer og generatorer, 17 prosent for elektriske husholdningsapparater og 9 prosent for kontormaskiner. Disse anslagene er basert på samme metode som den som ble benyttet for farmasøytisk industri, og er tilsvarende usikre.

Næringsvise anslag på ekvivalente tollsatser

For å komme fra anslag på ekvivalente tollsatser for enkeltbransjer til tilsvarende anslag for de næringene som inngår i vårt beregningsopplegg, er de bransjevise anslagene veid med bransjenes andel av "modellnæringenes" bruttoproduksjonsverdi, målt i verdensmarkedspriser. Kolonne 3 i tabell 1 nedenfor oppsummerer våre anslag på gjennomsnittlige ekvivalente tollsatser.

6. Næringsstøtte gjennom vridninger i prisene på innsatsfaktorer

Prisdiskriminering i markedet for elektrisk kraft

Bakgrunnen for at man kan snakke om næringsstøtte til kjøpere av elektrisk kraft, er de konkurransereguleringer som før innføringen av den nye energiloven preget prisdannelsen i markedet. Den presumptivt viktigste form for prisdiskriminering har skjedd gjennom langsiktige kontrakter som omfatter store mengder kraft til lave priser. I tillegg kunne prisforskjeller mellom ulike kjøpere føres tilbake til regionale prisforskjeller som skyldtes at lokale fordelingsverk hadde leveringsplikt og -rett til alle abonnenter i sitt område.

Tallfestingen av prisdiskriminering mellom ulike brukere av elektrisk kraft i 1989 er basert på Johnsen (1991). Metoden går i korthet ut på å rense observerte prisforskjeller mellom næringer for de kostnadsforskjellene ved kraftleveranser til ulike næringer. Disse kostnadsforskjellene består for det første i at overførings- og fordelingskostnadene er forskjellige. For det andre har næringene ulik sammensetning av fast og tilfeldig kraft. For det tredje er avgiftene på omsetningen forskjellig for de ulike brukerne. De gjenværende prisforskjellene tolkes som prisdiskriminering.

I tabell 2 er den anslåtte prisdiskrimineringen i 1989 angitt i prosent av kjøperprisen på elektrisitet fratrukket moms og elektrisitetsavgift. Det fremgår at prissettingen innebar størst kraftsubsidiering av treforedling, oljeraffinering og metallproduksjon. Subsidieringen var noe mindre til kjemisk råvareproduksjon og produksjon av investeringsvarer. De næringene som betalte mer for kraften enn det en kostnadskalkyle skulle tilsi, var fremfor alt bygge- og anleggsvirksomhet og næringer innenfor privat tjenesteyting.

Næringsvise forskjeller i beskatningen av kapital

Da leiemarkeder for kapitalvarer er en sjeldenhet, er faktorpriser på realkapital ikke direkte observerbare. På grunnlag av økonomisk teori kan en årlig kapitalkostnad utledes på grunnlag av opplysninger om hva avkastningen av de midler som er bundet i realkapitalen ville vært ved alternative plasseringer. Slike *brugerprisberegninger* må i tillegg til renter på lånekapital og rentetap på egenkapital, også omfatte beskatningen av ulike former for kapitalavkastning. Videre må en gjøre anslag på kapitalgevinster og depresiering av realkapitalen. Slike anslag vil nødvendigvis være svært usikre.

Våre anslag bygger på Holmøy, Larsen og Vennemo (1993) og Holmøy og Vennemo (1991). I

disse studiene utledes brukerpriser for 6 ulike kapitalarter for henholdsvis aksjeselskaper og personlig næringsdrivende. For begge eierformer utledes brukerprisene knyttet til de tre finansieringsformene *låneopptak, aksjeemisjon og tilbakeholdt overskudd*. Beregningene er basert på de samme forutsetningene om økonomiske variable som renter, kapitalgevinster, depresiering mv. som i Holmøy og Vennemo (1991). For å komme frem til en generell brukerpris på realkapital for en sektor er brukerprisene for henholdsvis aksjeselskaper og personlig næringsdrivende veid sammen med respektive andeler for bedriftenes fordeling på disse eierformene. For hver eierform er brukerprisen et veid gjennomsnitt av brukerprisen ved lånefinansiering og den billigste formen for egenkapitalfinansiering. De næringsvise brukerprisene avhenger av sammensetningen av realkapitalen på kapitalarter i næringene ifølge nasjonalregnskapet.

Skattesystemets virkning på brukerprisene i 1989 er beregnet ved å sammenligne med et *nøytralt skattesystem*. Hvis investor har valget mellom investeringer i ulike former for realkapital, vil vi ha nøytralitet i beskatningen av disse dersom skattesystemet ikke endrer den relative lønnsomhetsvurderingen av alternativene, se Sandmo (1989). Tilsvarende kan skattemessig nøytralitet defineres i

forhold til valg av eierform og finansieringsform, se Sinn (1987).

I tabell 2 er resultatene av brukerprisberegningene oppsummert i en effektiv skattesats som er beregnet som den prosentvise forskjellen mellom den nøytrale brukerprisen og den beregnede brukerprisen basert på skattereglene i 1989 med førstnevnte som basis. Denne effektive kapital-skattesatsen oppsummerer skattesystemets samlede effekt på kapitalkostnadene. Jo lavere denne satsen er i en næring, desto sterkere er skattesystemets favorisering av investeringer i realkapital i næringen i forhold til avkastning på finansielle plasseringer, f.eks. bankinnskudd.

I alle næringer er investeringer i realkapital skattemessig gunstigere behandlet enn investeringer i finanskapital. Dette skyldes bl.a. at de skattemessige avskrivningene overvurderer den faktiske økonomiske depresieringen som vi har lagt til grunn. Dette fører til at skattebyrden forskyves utover i tid og at investorene dermed oppnår en skattekreditt som kan sammenlignes med et rentefritt lån. Blant de næringer vi betrakter, fremstår boligkapital som særlig lavt skattlagt. Det er liten forskjell i den effektive beskatningen av kapital mellom industri-sektorene. En nærmere diskusjon av resultatene er gitt i Holmøy og Vennemo (1991).

7. Beregninger av effektive satser for næringsstøtte

Helhetsbildet

Vi kan nå "legge sammen" støttevirkningen av indirekte skatter og subsidier, toll og kunstig skjerming, ikke-nøytralitet i kapitalbeskatningen, samt prisdiskriminering i markedet for elektrisk kraft i form av ERA-beregninger for de 18 næringene i privat sektor som vi ser på. Resultatene av denne totalberegningen er vist i tabell 3.

Hovedinntrykket er at alle konkurranseutsatte næringer unntatt konsumvareindustrien og oljeraffinering var støttet gjennom de tiltakene vi har "fjernet" i ERA-beregningen. Jordbruket står i en særstilling. Faktisk viser beregningene at denne næringen ville miste hele sin evne til avlønning av arbeidskraft og kapital hvis fjerning av disse tiltakene ikke kompenseres (jf. ERA-endring på over 100 prosent). Etter jordbruket er skipsbygging og leverandørindustrien til oljevirkomheten mest støttet av de tiltakene som omfattes av denne beregningen. Avlønningen av arbeidskraft og kapital ville måttet falle med 36,7 prosent. Fiske skiller seg også ut som relativt sterkt støttet. For de resterende konkurranseutsatte næringene, eksklusive raffinering av jordolje, endres ERA med en relativt lik proSENTSATS; den støtten som faller bort gjennom fjerningen av tiltakene reduserer utbetalingen til

Tabell 2. Prisdiskriminering på el-kraft (i prosent av produsentpris) og effektive skattesatser på realkapital (i prosent) etter næring, 1989

Næring	Elektrisitet	Realkapital
<i>Konkurranseutsatte næringer</i>		
Jordbruk	36,4	-21,0
Skogbruk	..	-30,8
Fiske	..	-12,4
Produksjon av konsumvarer	29,5	-43,1
Produksjon av investeringsvarer	-9,1	-42,4
Treforedling	-61,9	-42,1
Kjemiske råvarer	-12,8	-40,6
Raffinering av jordolje	-39,2	-43,5
Produksjon av metaller	-40,1	-42,6
Produksjon av verkstedsprodukter	8,9	-45,8
Produksjon av skip og oljeplattformer	43,2	-45,4
<i>Skjermede næringer</i>		
Elektrisitetsforsyning
Bygge- og anleggsvirksomhet	73,6	-33,6
Varehande	154,3	-20,1
Innenriks samferdsel	-14,4	-36,8
Bank og forsikring	62,0	-45,0
Boligtjenester	43,7	-75,7
Annen privat tjenesteproduksjon	52,2	-43,2

Tabell 3. Den samlede betydningen av alle former for støtte

	Endr. i netto sektorskatter i prosent av bruttoproduksjonsverdi	Endring i ekv. tollsats, prosentpoeng	Producentpris, prosentvis endring	Pris på vareinnsats, prosentvis endring	ERA
Potensielt konkurranseutsatte sektorer					
Jordbruk	43,4	-190,0	-66,3	-22,8	-128,3
Skogbruk	5,8	.	-0,2	-12,8	-14,9
Fiske og fangst	10,0	.	0,0	-6,0	-28,2
Prod. av konsumvarer	0,4	-9,3	(-11,6, -9,7)	-20,1	12,9
Prod. av vareinnsats- og inv.varer	1,3	-3,3	-3,7	-2,1	-15,0
Produksjon av treforedlingsprodukt	0,3	.	0,0	21,4	-17,4
Produksjon av kjemiske råvarer	0,2	-3,2	-3,5	-2,7	-12,6
Raffinering av jordolje	0,0	.	0,0	-2,2	0,1
Produksjon av metaller	0,4	.	-0,2	0,2	-14,5
Prod. av verkstedsprodukter	0,6	-3,2	(-4,1, -3,1)	-1,9	-12,5
Prod. av skip og plattformer	2,5	-7,7	-7,2	-3,5	-36,7
Naturlig skjermede sektorer					
Elektrisitetsproduksjon	0,0	.	-0,2	-0,7	.
Bygge- og anleggsvirksomhet	-0,2	.	-1,1	-2,4	.
Varehandel	-2,1	.	-2,4	-1,9	.
Innenriks samferdsel	-0,3	.	3,3	-2,3	.
Bank- og forsikringsvirksomhet	-0,4	.	4,6	-2,7	.
Boligtjenester	-0,4	.	110,4	-1,6	.
Annen privat tjenesteproduksjon	-0,3	.	-0,5	-4,4	.

primærfaktorene med 12 - 14 prosent. Mellom disse næringene er m.a.o. støtten til primærfaktorene tilnærmet nøytral. Det er først og fremst produksjon av konsumvarer som i 1989 særlig rammes av de tiltakene som studeres i denne beregningen; avlønningen til arbeidskraft og kapital kan økes med 12,9 prosent dersom tiltakene oppheves.

Som påpekt i avsnitt 3, vil prisoverveltningen gi informasjon om hvordan kostnadene i skjermede næringer påvirkes av tiltakene. I tabell 3 kan kostnadsvirkningen for disse næringene studeres direkte i kolonnen for endringer produsentprisene¹¹⁾. For varehandel, bygge- og anleggsvirksomhet, og annen privat tjenesteyting er kostnadsvirkningene av de tiltakene som fjernes i denne "totalberegningen" svakt positive, dvs. prisene kunne settes noe ned dersom tiltakene ble fjernet. For innenriks samferdsel, og bank- og forsikringsvirksomhet tilsier fjerningen av tiltakene svakt økte kostnader, h.h.v. 3,3 og 4,6 prosent. For boligtjenester er imidlertid endringen dramatisk; når kapitalbeskatningen gjøres nøytral, vil prisene mer enn fordobles.

Før vi ser nærmere på hvilke støttekomponenter som betyr mye og lite for de ulike næringene, bør vi påpeke noen generelle momenter som man må ta hensyn ved tolkningen av ERA-beregningene. For

det første ser vi på en relativt grov næringsinndeling av privat sektor. Det betyr at de enkelte næringene er til dels svært sammensatte, og ERA-beregningen for en næringsgruppe kan dekke over stor variasjon mellom ulike typer virksomhet innad i næringen. Støtten er selektivt innrettet mot ulike typer produksjon, og forskjeller i enkeltvirksomhetenes kostnadsstruktur gir tiltakene ulik betydning. I praksis er heller ikke enkeltvirksomhetenes lønnsomhet lik i utgangspunktet. F.eks. kan det i jordbruket fortsatt finnes brukstyper med positiv lønnsomhet, selv etter et fall på over 100 prosent i næringens gjennomsnittlige evne til å avlønne primærfaktorene. For det andre ser ERA-beregningene bort fra at næringene i ulik grad kan redusere kostnadseffekten av endringer i relative priser ved å vri seg i retning av innsatsfaktorer som blir relativt billigere. For det tredje bør en selvsagt være varsom med å se på beregningene for ett enkelt år, som 1989, som uttrykk for mer permanente strukturetrekk. Det skyldes ikke bare det trivielle faktum at næringspolitikken endres løpende. Jordbruket kan igjen stå som eksempel. De importprisene som norsk jordbruk hadde måttet konkurrere med i 1989 er påvirket av jordbruksstøtte i andre land. De kan derfor være lite representative som et uttrykk for hva Norge må regne med å betale for jordbruksimport over et lengre tidsrom.

11) Vårt produsentprisbegrep svarer til basisprisbegrepet i nasjonalregnskapet.

Tabell 4. Store poster på statsregnskapet i 1989 rettet mot jordbruket. Mill. kr. (Statsregnskapskapittel i parentes.)

<i>Sektorsubsidier:</i>	
Finansdepartementets fond	1 190
Subs. over jordbruksavtalen (1150.70-74)	9 570
Rentestøtte i Landbruksbanken (2411.71)	145
Tilskudd via Omsetningsrådet (2973)	580
Korntrygd (2980.70)	110
Annet	600
Totalt	12 195
<i>Sektoravgifter:</i>	
Diverse omsetningsavgifter (5973)	460
Annet	285
Totalt	745
<i>Vareavgifter:</i>	
Kraftforavgift (4150)	1 060
Totalt	1 060

Tabell 5. Store poster på statsregnskapet i 1989 rettet mot fiskeriene. Mill. kr. (Statsregnskapskapittel i parentes.)

<i>Sektorsubsidier:</i>	
Subs. over fiskeriatvaten (1040)	830
Subs. via DU (2413)	40
Rente støtte Statens Fiskarbank (2414)	80
Prisreg. fondet for sild (2970)	95
Annet	100
Totalt	1 145
<i>Sektoravgifter:</i>	
Prod. avg. til Rikstrygdeverket (5700.71)	175
Annet	10
Totalt	185
<i>Vareavgifter:</i>	
Diverse utførselsavgifter (4040.70 , 5912.70, 5915.74)	85
Avgift på sildemel (5970.70)	65
Annet	-5
Totale vareavgifter	145

Nærmere om enkelt næringer og betydningen av de enkelte formene for støtte

Jordbruk

For jordbruket domineres næringsstøtten av de budsjettmessige overføringene gjennom indirekte skatter og subsidier, samt den kunstige skjermingen overfor import. Relativt mindre betydning har reduksjonen i evnen til avlønning av primærfaktorene som følger av at kapitalbeskatningen skjerpes ved en overgang til et nøytralt skattesystem for kapitalinntekter. Sammenlignet med størrelsen på den støtten som kommer næringen direkte til gode, betyr det lite at prisene på samlet vareinnsats faller med 22,8 prosent selv om vareinnsatsen utgjør ca. 60 prosent av bruttoproduksjonsverdien.

Når det gjelder de offentlige overføringene, er jordbruket den næringen som mottar klart mest. I vår ERA-beregning mister næringen overføringer som netto beløper seg til 11,5 milliarder kroner. Dette utgjorde 43,4 prosent av bruttoproduksjonsverdien i 1989. Tabell 4 gir en oversikt over de største postene i statsregnskapet som i 1989 direkte rettet seg mot jordbruket.

I en separat beregning har vi "oversatt" støttebidraget fra indirekte skatter og subsidier alene til en ekvivalent prisstøtte. Beregningen viser at overføringene hadde den samme virkningen på næringens inntekter som en prisøkning på 91,2 prosent fra et nivå som i utgangspunktet lå nesten dobbelt så høyt som importprisene. I denne beregningen har vi fjernet alle indirekte skatter og subsidier, ikke bare de som direkte tilfaller jordbruket. Den beregnede prisøkningen tar dermed hensyn til at prisen på innsatsvarene i gjennomsnitt øker med 26,4 prosent. Det dominerende støttebidraget fra avgifter og

subsidier lå imidlertid i de direkte budsjettmessige overføringene.

Fjerning av importvernet fører til at jordbruksprisene i gjennomsnitt faller til ca. 1/3 av nivået i 1989 (j.f. kolonnen for produsentpriser i tabell 3) siden prisreguleringene i jordbruksavtalen ikke vil være effektive når etterspørrene kan importere varene fritt. En separat beregning av ERA-bidraget fra toll og kunstig skjerming alene viser at vel 38 prosent av den samlede støtten målt ved ERA, kan tilskrives handelspolitikken. I dette tallet har vi tatt hensyn til at prisene på innsatsvarer til jordbruket faller med 20,4 prosent.

Skogbruk

For skogbruket er det ikke regnet med noen form for kunstig skjerming, og nedgangen i ERA på 14,9 prosent skyldes hovedsakelig at vi fjerner ca. 207 millioner kroner i netto subsidier. De største subsidiepostene er tilskudd til skogkultur og skogreisning (107 mill.) og tilskudd til bygging av skogsveger (90 mill.). I modifierende retning trekker fallet på 12,8 prosent i prisen på vareinnsats. For skogbruket er jordbruksvarer, verkstedsprodukter og bygge- og anleggsprodukter viktige innsatsvarer. Prisfallet på jordbruksvarer ved overgang til fri import er det som særlig monner i denne sammenheng.

Fiske

I fiskeriene er det heller ingen kunstig skjerming. Næringsstøtten i 1989 skriver seg i hovedsak fra netto sektorsubsidier på 970 millioner kroner. Tabell 5 gir en mer detaljert oppstilling av de postene i statsregnskapet som er rettet direkte mot fiske-

Tabell 6. Store poster på statsregnskapet i 1989 rettet mot industrien. Mill. kr. (Statsregnskapskapittel i parantes.)

<i>Sektorsubsidier:</i>	
Tilskudd til bedriftsutvikling og investeringer i distriktene (551, 552)	600
Støtte via NTNF (920.50)	200
Støtte til statlige aksjeselskap (960 m.fl.)	380
Pressestøtte (1520)	230
Støtte til skipsfinansiering (1634, 1636)	885
Støtte via DU (2413)	255
Støtte via Industrifondet (2415)	310
Annet	115
Totalt	2 975
<i>Sektoravgifter:</i>	
Avgifter Sjøfartsdirektoratet og skipskontrollen (3170)	100
Totalt:	100

riene i 1989. For fiskerinæringen betyr den indirekte effekten av billigere vareinnsats mindre selv om vareinnsatsen utgjør ca. 2/3 av bruttoproduksjonsverdien¹²⁾.

Produksjon av skip og oljeplattformer

Etter jordbruket er denne næringen mest støttet av de tiltakene vi har sett på. Utbetalt lønn til arbeidskraft og kapital ville måttet falle med 36,7 prosent. Sektoren under ett mister netto sektorsubsidier på vel 1 milliard kroner. Det største enkeltbidraget til støtten i 1989 er støtten til skipsfinansiering som utgjorde 890 millioner kroner, jf. tabell 6 som gir en oversikt over de største postene i 1989 som direkte rettet seg mot industrinæringene.

Bortfallet av importvernet gjennom preferanse for norske leverandører til oljevirkosomheten, fører til at næringen i gjennomsnitt mister et innslag av ekvivalente tollsats på 7,7 prosent på sine produkter. En separat beregning av ERA-bidraget fra handelspolitikk gir en nedgang i ERA på 18 prosent, d.v.s. ca. halvparten av det samlede fallet i ERA. Siden skipsbyggingindustrien ikke er skjermet av denne typen importvern, overvurderes skjermingsstøtten av primærfaktorene i skipsbygging mens den undervurderes for den oljerelaterte delen av denne industrien. Når det gjelder støtten gjennom indirekte skatter og subsidier er forholdet motsatt.

Konsumvareindustrien

Denne næringen peker seg ut som rammet av de tiltakene som ble beskrevet i avsnittene 4 - 6 foran. Avlønningen til arbeidskraft og kapital øker med 12,9 prosent dersom tiltakene oppheves. Konsum-

vareindustrien omfatter i vår næringsgruppering produksjon av nærings- og nytelsesmidler, samt tekoindustrien. Dette er næringer som i 1989 hadde relativt beskjedne netto sektorsubsidier, men som nøt godt av kunstig skjerming; den gjennomsnittlige ekvivalente tollsatsen var 9,3 prosent. På den annen side faller prisene på de innsatsvarene som næringen bruker med 20,1 prosent i ERA-beregningen. Bak dette fallet ligger to effekter som trekker i motsatt retning. Fjerning av alle indirekte skatter og subsidier, inklusive jordbruksstøtten, fører isolert sett til at prisen på innsatsvarene øker med 22 prosent når importreguleringene ikke endres. I motsatt retning trekker imidlertid den generelle opphevelsen av handelshindringer. For næringsmiddelindustrien gir denne frihandelseffekten en særlig stor kostnadsreduksjon fordi jordbruksvarer utgjør nær 30 prosent av vareinnsatsen utenom energi i konsumvareindustrien. Virkningene i denne næringen gir derfor et instruktivt eksempel på betydningen av å ta hensyn til kryssløpsstrukturen i økonomien.

Samtidig er resultatene for konsumvareindustrien et eksempel på at den aggregerte næringsinndelingen gjør det problematisk å tolke resultatene. Overgangen til fri import slår ulikt ut for næringsmidler og tekoprodukter fordi besparelsen på kostnadsiden er langt større i næringsmiddelindustrien. At næringen som helhet fremstår som den mest "diskriminerte" av alle i 1989, er åpenbart ikke representativt for f.eks. tekoindustrien.

Andre industrinæringer

Blant de øvrige industrinæringene skiller oljeraffinering seg ut som nesten uberørt av de tiltakene vi har sett på. For denne næringen spiller ikke handelshindringer noen rolle. Resultatet skyldes at effekten av skjerpet kapitalbeskatning går opp i opp med de kostnadsreduksjoner som følger av å fjerne alle indirekte skatter og subsidier. Separate beregninger tallfester absoluttverdien av ERA-bidraget fra begge disse effektene til vel 12 prosent.

For de resterende industrinæringene faller ERA med 12,5 - 17,4 prosent. Selv om støtten til disse næringene, målt ved ERA, er relativt lik, er det interessante forskjeller i støttens sammensetning. Et generelt trekk ved beregningene er at nøytralisering av kapitalbeskatningen gir et fall i ERA for industrisektorene. En separat beregning viser at den isolerte effekten av kapitalbeskatningen er et fall i ERA på 7 - 13 prosent for disse næringene. Støtteeffekten av kapitalbeskatningen er størst for treforedling der den utgjør 13,4 prosentpoeng av den samlede ERA nedgangen på 17,4 prosent. I metallproduksjon står kapitalbeskatningen for 12,0 prosentpoeng av ERA-fallet på 14,5 prosent.

Også nøytralisering av kapitalbeskatningen gir indirekte effekter via varekryssløpet siden lave-

12) Vareinnsatsens kostnadsandel er betydelig større i fiskeoppdrett enn i tradisjonelt fiske.

re kapitalkostnader veltes over i lavere produktpriser i næringer som er skjermet for utenlandsk konkurranse. Potensialet for denne effekten er større desto flere næringer som er skjermet. Imidlertid viser separate beregninger at denne effekten er beskjeden i forhold til den direkte effekten på kapitalkostnadene. I de fleste næringene bidrar nøytralisering av kapitalbeskatningen til at fallet i prisene på innsatsvarene reduseres med under 1 prosentpoeng.

For industrisektorene utenom konsumvareindustri og bygging av skip og plattform, vil en fjerning av indirekte skatter og subsidier totalt sett ha en positiv effekt på avlønningsevnen overfor primærfaktorene. Dette skyldes at disse næringene mister beskjedne netto sektorsubsidier, mens reduksjonen i prisene på innsatsvarene til dels betyr mye, bl.a. som følge av fjerning av elektrisitetsavgiften og mineraloljeavgiften. Særlig gjelder dette raffineringssektoren og metallproduksjonen. En separat beregning av ERA-bidraget fra indirekte skatter og subsidier viser at ERA øker med vel 12 prosent i begge sektorer.

Handelsliberalisering har i første rekke betydning produksjon av innsats- og investeringsvarer, kjemiske råvarer og verkstedsprodukter som mister ekvivalente tollsatser på 3,2 - 3,3 prosent. En separat beregning av ERA-bidraget fra handelsliberalisering viser at nominelle og ekvivalente tollsatser ga ca. 7 prosent lavere avlønning av primærfaktorene enn det næringene hadde i 1989.

I forbindelse med støtten til industrien er det naturlig å se nærmere på støttevirkningen av kraftprispolitikken, d.v.s. prisdiskriminering og elektrisitetsavgiften. En separat beregning av disse to tiltakene alene, der også kunstig skjerming opprettholdes, viser at det er bare de kraftkrevende industrinæringene treforedling, metallproduksjon og produksjon av kjemiske råvarer blir utbetalingen til arbeidskraft og kapital nevneverdig påvirket. I treforedling faller ERA med 6,8 prosent, mens det tilsvarende fallet i metallproduksjon er 3,4 prosent. Når det gjelder produksjon av kjemiske råvarer, kan det være instruktivt å gå litt mer i detalj. Skjermingen av kunstgjødsel gjør at hele næringen betraktes som kunstig skjermet. For kunstgjødsel gjelder en maksimalprisordning som tillater prisene å øke i takt med kostnadene. Når dette prinsippet følges, vil en eventuell reduksjon i kraftstøtten i vårt beregningsopplegg bare erstattes av mer skjermingsstøtte. Imidlertid viser beregningene at evnen til avlønning av primærfaktorene i kjemisk råvareproduksjon ville ha holdt seg oppe selv i det tilfelle der maksimalprisen ble holdt uendret, siden økningen i kraftprisen mer enn oppveies av en nedgang i prisen på andre innsatsvarer. Den kryssløps-korrigerede kraftkostnaden er m.a.o. gått ned; den samlede kostnadseffekten av lavere kraftpriser i næringer som direkte og indirekte produserer varer

som brukes i kjemisk råvareproduksjon, betyr mer enn økningen i prisen på næringens eget kraftforbruk.

Referanser:

ECON (1990): "Konsekvenser ved norsk tilpasning til EFs direktiver for offentlige innkjøp". ECON, senter for økonomisk analyse. Oslo.

Fløttum, E. (1980): "Nasjonalt regnskapet i Norge - system og beregningsmetoder". Samfunnsøkonomiske studier nr. 45, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Gabrielsen, T.S. (1989): "Økonomisk tilpasning i det norske markedet for kunstgjødsel (NPK)". SAF-rapport 24/89. Senter for Anvendt Forskning, Bergen.

Golombek, R (1991): "The impact of 1992 on Norwegian manufacturing industries". SNF-rapport 1/91, Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Oslo.

Holmøy, E., T. Hægeland, Ø. Olsen og B. Strøm (1993): "Effektive satser for næringsstøtte". Rapporter fra Statistisk sentralbyrå, Oslo. (Under utgivelse).

Holmøy, E. og H. Vennemo (1991): "A general equilibrium assessment of a suggested reform in capital income taxation". Forskning om skatteøkonomi, rapport nr. 6. NORAS.

Holmøy, E., B. Larsen og H. Vennemo (1993): "Historiske brukerpriser på realkapital". Rapporter nr. 9 1993, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Johnsen, T.A. (1991): "Modell for kraftsektoren". Rapporter nr. 12 1991, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Joranger, P. og T. Lorentzen (1991): "EF-direktivene for offentlige innkjøp og konsekvenser for norsk industrisysselsetting". SNF-rapport 18/1991. Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Bergen.

Melchior, A (1992): "Handelspolitikken for TEKO-varer". NUPI-notat nr. 486, Norsk utenrikspolitisk institutt.

Nersten, N.K., P.A. Skjeflo, R. Nersten og I. Hovland (1992): "Konsekvensvurderinger av ny landbrukspolitikk". Forskningsmelding B-017-92, Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning.

Norman, V.D (1990): "How successful has EFTA been? "Revealed protection" in three Scandinavian industries, 1965 - 85". I "EFTA countries in a changing Europe", EFTA.

Norman, V. og L. Orvedal (1990): "Stordriftsfordeler, konkurranse og markedsintegrasjon". SAF-rapport nr. 1/1990. Senter for Anvendt Forskning, Bergen.

NOU 1993: 11 "Mindre til overføringer - mer til sysselsetting".

Olje- og energidepartementet (1989): "Norsk offshoreindustri konkurransevne". Notat utarbeidet av Oljeavdelingen.

Randøy, T (1992): "The Cement Industry", SNF-rapport 71/92. Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforskning, Bergen.

Sandmo, A. (1989): "Om nøytralitet i bedriftsbeskatningen". Vedlegg 1, NOU 1989: 14.

Sinn, H.W. (1987): Capital income taxation and resource allocation. North-Holland.

Statistisk sentralbyrå (1990): "Analyse av strukturelle prisnivåforskjeller mellom Norge og EF-landene. Delrapport 4: Prisnivåindekser med og uten indirekte avgifter for Norge og 9 EF-land." Statistisk Sentralbyrå, Oslo.

Steen, A. H. (1991): "Ingen over - ingen ved siden? Konkurransmuligheter for norsk nærings- og nytelsesmiddelindustri" FAFO-rapport nr. 126, FAFO.

Sørgård, L (1989): "Privat markedsrett og offentlig avmakt i sementmarkedet". Publisert i SAF-rapport 6/1989. Senter for Anvendt Forskning, Bergen.

Sørgård, L (1992): "Entry Games in the Norwegian Cement Market". Dr.grads avhandling, Norges Handelshøyskole.

Veland, G. og L. Sørgård (1989): "Konsentrasjon i nærings- og nytelsesmiddelindustrien". Publisert i SAF-rapport 6/1989, Senter for Anvendt Forskning, Bergen.

Den selvforsterkende arbeidsledigheten

Av

Knut Røed

1. Innledning

Til tross for stadig stigende arbeidsledighet både i Norge og andre europeiske land, ser det ikke ut til at økonomene som faggruppe er i stand til å enes om noen klare og entydige råd for hvordan problemet skal løses. Uenigheten dreier seg slett ikke bare om nyanser eller ulik vektlegging. De ulike oppskriftene som foreslås går svært ofte i motsatte retninger: Mens enkelte tar til orde for en mer ekspansiv finanspolitikk, mener andre at nøkkelen ligger i å redusere statens budsjettunderskudd. Mens noen hevder at en mer aktiv arbeidsmarkedspolitikk kan hjelpe oss i riktig retning, hevder andre at dette bare gjør vondt verre fordi det bidrar til fortrengning av ordinære arbeidsplasser.

Økonomenes manglende evne til å enes om felles anbefalinger kan ofte ha sammenheng med forskjellige valg av tidsperspektiv. Tiltak som virker i én retning på kort sikt, kan som kjent ofte virke i en annen retning på lang sikt. Men uenigheten har sannsynligvis også sin rot i ulike oppfatninger om arbeidsmarkedets funksjonsmåte. Dette kommer bl.a. til uttrykk i formuleringen av *likevektsbegrepet* for arbeidsmarkedet. Grovt sett kan teoriene for langsiktig likevekt deles i tre hovedretninger:

1. Teorien om den '*naturlige ledighetsraten*' har vært dominerende siden slutten av 1960-tallet. Denne teorien blir vanligvis forbundet med en vertikal langsiktig Phillipskurve, hvis plassering utelukkende blir bestemt av realøkonomiske faktorer knyttet til økonomiens tilbudside. Man tenker seg at lønnsdannelsen finner sted ved en relasjon der reallønnens vekstrate er en funksjon av arbeidsledighetens *nivå*. Dersom ledigheten blir lavere enn sitt "naturlige" nivå presses lønningene oppover. Etterspørselen kan derfor bare ha midlertidig virkning på ledighetsraten. Dersom myndighetene ved hjelp av etterspørselspolitikk søker å holde ledigheten permanent under sitt "naturlige" nivå kan dette bare skje på bekostning av aksellererende inflasjon.
2. I løpet av det siste tiåret er det utviklet nye teorier for lønnsdannelse som innebærer at det ikke er *lønnsveksten*, men lønningenes *nivå*

som er en funksjon av ledigheten. I de såkalte effektivitetslønnteoriene er det bedriftene selv som fastsetter lønnsnivået, hensyn tatt til at arbeidernes produktivitet avhenger av lønna, mens det i fagforeningsmodeller er antatt at også de ansatte kan påvirke lønningene. Mekanismen som knytter sammen ledighet og lønn er den samme: Jo lavere ledighet, desto større er arbeidernes forventede nytte ved ikke å jobbe i bedriften. Når ledigheten går ned, må bedriften derfor betale høyere lønn for å oppnå gitt produktivitet; og fagforeningen kan kreve høyere lønn for et gitt forventet alternativt nyttenivå.

Disse teoriene innebærer generelt at den langsiktige likevektsledigheten ikke nødvendigvis blir bestemt fra tilbudssiden alene. *Også etterspørselen kan få betydning*. En permanent økning i etterspørselen vil riktignok medføre en økning i priser og lønninger, men virkningen på lønns- og prisveksten kan tenkes å dø ut etter hvert, selv om ledigheten ikke vender tilbake til sitt opprinnelige nivå.

3. Den tredje hovedretningen er basert på såkalte '*hystereseeffekter*'. Tankegangen er at det ikke finnes noen langsiktig likevekt som kan beskrives med referanse til andre tilstandsvariable i økonomien, det være seg tilbuds- eller etterspørselsparametre. Riktignok kan det til enhver tid tenkes å eksistere en likevekt i arbeidsmarkedet, men denne likevekten er foranderlig over tid som en funksjon av ledighetens eget faktiske forløp. Man tenker seg vanligvis at det til arbeidsledighet er knyttet en del selvforsterkende mekanismer som gjør at perioder med høy ledighet i seg selv kan forårsake et skift i likevektsledigheten.

2. Hysterese i arbeidsmarkedet

Fokus for denne artikkelen er nettopp slike hystereseeffekter. Uttrykket *hysterese* er av gresk opprinnelse og betyr *ettervirkning*. Når det forekommer hysterese, vil det ikke være mulig å forklare én variabels tilstand utelukkende ved andre variabelers tilstand. Også variablenes historiske forløp vil være

av betydning. Hysterese kan dermed betraktes som en egenskap ved et dynamisk ligningssystem.

La oss f.eks. anta at ledighetsraten styres gjennom følgende lineære differensligning:

$$(1) \quad u_t = au_{t-1} + Z_t$$

der z_t er en vektor av tilstandsvariable som har innflytelse på arbeidsledighetsraten (vi behøver ikke å ta stilling til i hvilken grad etterspørsel- og tilbudsidekomponenter inngår i denne vektoren).

Dersom $a < 1$ og dersom det finnes entydige "steady state"-verdier for tilstandsvariablene z , innebærer ligning (1) at likevektsledigheten er gitt ved:

$$(2) \quad u^* = \frac{\bar{z}}{1-a}$$

der strek over z -vektoren markerer "steady state".

Historiske verdier av ledighetsraten har i henhold til (2) ingen betydning for den langsiktige likevekten i arbeidsmarkedet.

Men dersom $a=1$ er ligning (2) ikke definert. Ledigheten vil på ethvert tidspunkt være gitt ved:

$$(3) \quad u_t = u_0 + \sum_{i=0}^t z_i$$

I en slik situasjon vil enhver *midlertidig* endring i en av tilstandsvariablene få *permanent* virkning på ledighetsraten.

Dette oppgis ofte i litteraturen som definisjonen på hysterese¹⁾. Denne betraktningssmåten innebærer imidlertid at hysterese reduseres til et nokså sært spesialtilfelle. Hysterese blir ensbetydende med en såkalt "random walk"-prosess, der ethvert midlertidig sjokk får fullt gjennomslag i alle framtidige ledighetsrater. Innenfor dette modellapparatet må vi altså enten ha en situasjon der likevektsledigheten overhodet ikke avhenger av historien eller vi må ha en situasjon der et hvert sjokk får fullt gjennomslag.

En mulig mellomløsning kunne være at midlertidige sjokk fikk *noe* (men ikke full) innvirkning på framtidige ledighetsrater. Dette betegnes av og til som *partiell hysterese*. Dette kan modelleres ved å anta at koeffisienten a i ligning (1) ikke er konstant, men at den avhenger av alle tidligere ledighetsrater.

3. Årsaker til hysterese i arbeidsmarkedet

Hva er det som tilsier at likevektsledigheten endres som følge av ledighetens egen historie?

Økonomisk teori tilbyr tre typer forklaringer (som i en viss utstrekning henger sammen):

1. Den første forklaringen har sitt utspring i teorien om at lange ledighetsperioder kan svekke enkeltindividets søkeaktivitet og potensielle produktivitet²⁾. En periode med høy konjunkturskapt ledighet kan som følge av dette resultere i varig svekkelse av det effektive arbeidstilbudet i økonomien. Når ledighetens utløsende årsaker er borte, vil ledigheten ikke vende tilbake til sitt opprinnelige nivå. Likevektsledigheten vil øke fordi redusert søkeaktivitet blant de ledige og økte tendenser til selektivitet blant arbeidsgivere, forårsaker en tregere "matcheprosess" i arbeidsmarkedet.
2. En annen mekanisme som kan generere hysterese, springer ut fra forholdet mellom insiderne og outsiderne i lønnsdannelsen³⁾. Man tenker seg at lønnen fastsettes gjennom en forhandlingsprosess der bare insiderne (de som har jobb) kan delta. Eventuelle midlertidige sjokk som reduserer sysselsettingen i én periode vil redusere antallet insiderne i de påfølgende perioder. Det kan vises at dette medfører en endring i optimal lønnsfastsettelse, selv om sjokket som sådan ikke lenger har effekt. Dette innebærer at heller ikke ledigheten vender tilbake til sitt opprinnelige nivå.
3. Den tredje forklaringen har sitt utspring i kapitalmengdens rolle. Tankegangen er at perioder med høy konjunkturskapt arbeidsledighet vil lede til en reduksjon i investeringene og dessuten til en endring i investeringenes innretning. Mens høykonjunkturer vil bli preget av kapasitetsutvidende investeringer, vil lavkonjunkturer bli preget av kostnadsreduserende investeringer. Når en eventuell lavkonjunktur har passert, tenker man seg at kapitalen kan utgjøre en begrensende faktor i produksjonen (ihvertfall for en periode), og dessuten at kostnadsreduserende investeringer kan ha endret optimal faktorsammensetning. Dermed er det ikke gitt at ledigheten vender tilbake til sitt opprinnelige nivå.

4. Beveridgekurven

Vi skal rette oppmerksomheten mot den første av disse forklaringene⁴⁾, og se på hvilke virkninger

1) Jfr. f.eks. Franz (1990) eller Wyplosz (1987).

2) Sentrale referanser her er Hargreaves Heap (1980) og Phelps (1972).

3) Jfr. f.eks. Blanchard og Summers (1986) og Lindbeck og Snower (1989).

4) Det følgende er basert på en modell som er nærmere presentert i Røed (1993).

denne form for depresiering av personkapitalen kan tenkes å ha på likevekten i arbeidsmarkedet.

Som et analyseverktøy skal vi benytte den såkalte Beveridgekurven⁵⁾.

Beveridgekurven i en situasjon uten hysteresese

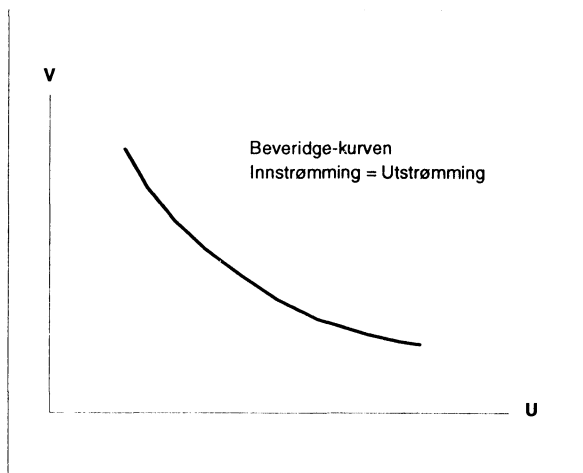
Beveridgekurven har sitt utspring i erkjennelsen av at arbeidsmarkedet ikke består av homogene individer og bedrifter, men at dette markedet tvert imot er karakterisert ved usedvanlig sterk grad av heterogenitet. Det finnes ikke to identiske arbeidssøkere. Arbeidsmarkedet fungerer ikke som ett enhetlig marked for omsetning av arbeidskraft, men er inndelt i en serie undermarkeder for ulike geografiske områder og ulike typer kvalifikasjoner.

Alt dette innebærer at fornuftig "matching" av arbeidssøkere og arbeidsgivere er en tidkrevende prosess. Aktørene i arbeidsmarkedet trenger tid for å "finne hverandre". Dermed vil arbeidsmarkedet alltid være preget av en viss friksjonsledighet. Men prosessen vil gå raskere jo flere ledige stillinger (vakanser) det er og jo flere arbeidssøkere det er.

Beveridgekurven reflekterer likevektssammenhengen mellom arbeidsledighetsraten (u) og vakanseraten (v). Det følger av resonnementene over at dette må være en fallende kurve i uv -diagrammet, jfr. fig. 1. Det skyldes at høy arbeidsledighet og dermed et høyt nivå på arbeidssøkingen, gjør det lettere for bedriftene å få fylt ledige stillinger. Dermed vil antallet vakanser være lavere i en situasjon med høy arbeidsledighet enn i en situasjon med lav arbeidsledighet.

Beveridgekurven reflekterer en såkalt "steady-state"-situasjon. Dersom et av punktene på kurven er blitt realisert, vil økonomien holde seg i ro på

Figur 1. Likevekt i arbeidsmarkedet



5) William H. Beveridge (1879-1963) var økonom og statistiker. Han arbeidet bl.a. som rådgiver for den britiske Regjeringen, og ble spesielt kjent for den såkalte "Beveridge-planen", som inneholdt en serie anbefalinger knyttet til arbeidsmarkedspolitikken.

dette punktet så lenge det ikke finner sted sjokk av en eller annen karakter. Det betyr at Beveridgekurven definerer alle tenkelige kombinasjoner av likevekts-verdier for arbeidsledighetsraten og vakanseraten. Hvilket punkt på kurven som til enhver tid utgjør likevekten i arbeidsmarkedet vil avhenge av en rekke faktorer. Vi skal ikke drøfte dette nærmere her, men anta at det aggregerte etterspørselsnivået i økonomien spiller en rolle.

Dersom man befinner seg over kurven vil det for et gitt antall ledige være flere ledige jobber enn det som skal til for å holde ledigheten konstant. Dermed vil ledigheten gå ned. Tilsvarende vil ledigheten gå opp dersom man befinner seg under kurven.

Beveridgekurvens posisjon i UV -diagrammet blir bestemt av effektiviteten i "matchingen" mellom arbeidssøkere og ledige stillinger. Høy søkeaktivitet og stor grad av samsvar mellom arbeidsgivers behov og arbeidssøkeres kvalifikasjoner, vil resultere i effektiv "matching" og dermed liten grad av friksjon i arbeidsmarkedet. Beveridgekurven vil da befinne seg nær origo. Tilsvarende vil liten søkeaktivitet og dårlig samsvar mellom krav og kvalifikasjoner gi en Beveridgekurve som befinner seg langt ut i UV -diagrammet.

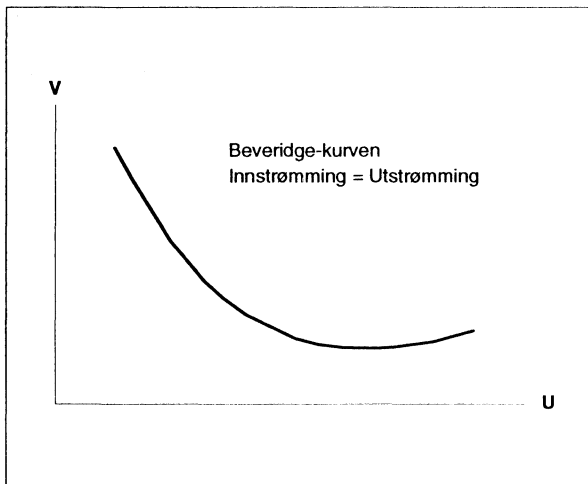
Beveridgekurven i en situasjon med hysteresese

La oss nå anta at det virkelig er slik at (lange) ledighetsperioder bidrar til å svekke enkeltindivids søkeaktivitet i arbeidsmarkedet, og dessuten at sannsynligheten for å få de jobbene man søker avtar som en funksjon av ledighetsperiodens lengde. Da er det ikke lenger opplagt at vi får en pent fallende og stabil likevektssammenheng, slik det er skissert i figur 1.

To viktige modifikasjoner kan gjøre seg gjeldende:

1. For det første er det ikke lenger sikkert at Beveridgekurven er fallende. Grunnen til dette er at økt ledighet (i steady state) nå kan tenkes å ha to motstridende effekter på antallet ledige stillinger. På den ene siden vil et økt antall arbeidsledige isolert sett gjøre det lettere å få fylt ledige stillinger fordi det blir flere søkere pr. ledige jobb. På den andre siden vil økningen i ledighet også innebære at hver enkelt arbeidsledig søker mindre aktivt enn før, og dessuten øke sannsynligheten for at bedriftene ikke er fornøyd med jobbsøkerne. Dette trekker i retning av at matchingen mellom ledige jobber og jobbsøkere blir tregere ved høy ledighet. Dermed kan man faktisk tenke seg at Beveridgekurven blir flat, eller t.o.m. stigende for høye ledighetsnivåer, jfr. fig. 2.
2. For det andre vil Beveridgekurvens posisjon i UV -diagrammet generelt avhenge av arbeids-

Figur 2. Likevekt i arbeidsmarkedet med depreciering av personkapitalen



ledighetens egen forhistorie. Grunnen til dette er at arbeidsstyrkens gjennomsnittlige produktivitet og søkeintensitet vil avhenge av deltagerens tidligere arbeidsledighetserfaring. Kurven i fig. 2 representerer dermed steady-state likevekten på ett bestemt tidspunkt for en gitt historisk utvikling fram til dette tidspunktet. Perioder med høy konjunkturskapt ledighet vil kunne forårsake et varig skift av Beveridgekurven utover i UV-diagrammet.

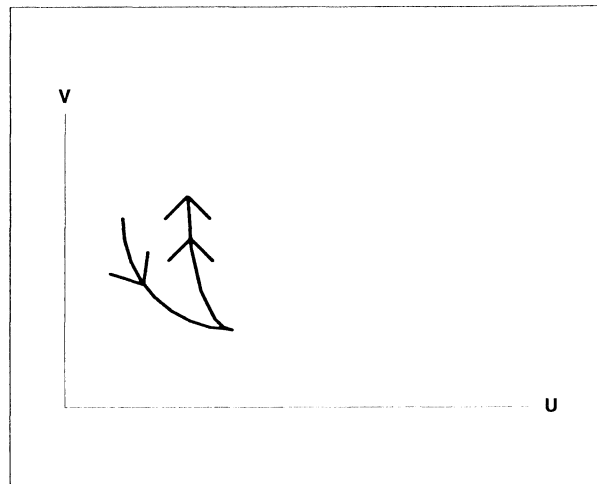
Dette innebærer at arbeidsmarkedet ikke er karakterisert ved ett unikt likevektsnivå. Den til enhver tid rådende likevekt vil avhenge av forhistorien.

Virkninger av sjokk

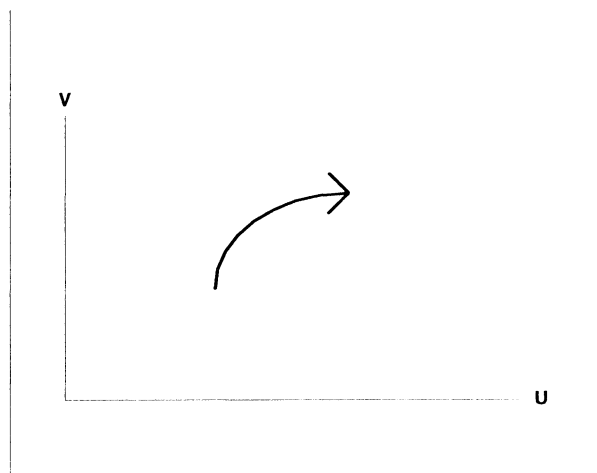
Dette enkle modellapparatet kan nå benyttes til å analysere virkningen av eksogene sjokk i ledighetsraten. Anta f.eks. at det finner sted et *midlertidig* negativt etterspørselssjokk som leder til økt arbeidsledighet og redusert vakanserate. Når sjokket eventuelt har dødd ut, vil ledigheten begynne å skifte tilbake mot sitt opprinnelige nivå. Men i mellomtiden vil arbeidsstyrkens gjennomsnittlige produktivitet og søkeaktivitet bli svekket, som et resultat av perioden med høy arbeidsledighet. "Forhistorien" er endret. Beveridgekurven vil derfor skifte utover. På tross av at sjokket kun var midlertidig vil dermed likevektsledigheten øke.

Dersom denne modellen fanger opp sentrale sider ved arbeidsmarkedets funksjonsmåte, vil dermed et negativt etterspørselssjokk lede til en *observert samvariasjon* mellom vakanser og ledighet som ligger på en brattere kurve når ledigheten går ned enn når ledigheten går opp. Dette er illustrert i figur 3. Vi får med andre ord en slags "mothakeeffekt" som gjør at ledigheten går lettere opp enn ned.

Figur 3. Virkning av et forbigående negativt etterspørselssjokk



Figur 4. Virkning av økte strukturproblemer i arbeidsmarkedet



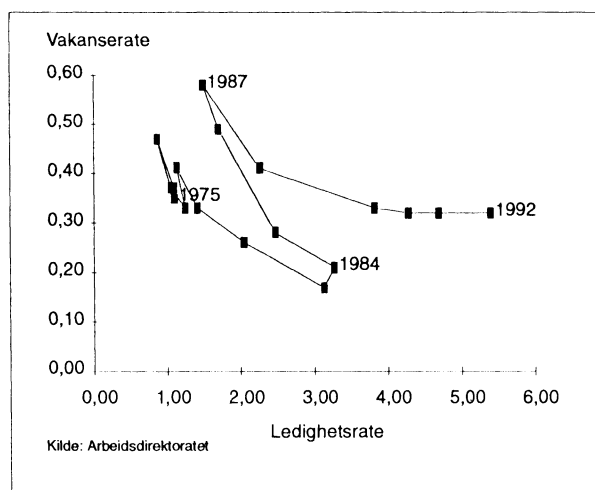
På tilsvarende måte kan man studere virkningen av tilbudssidesjokk, f.eks. i form av økt mistilpassning på arbeidsmarkedet. Et slikt sjokk vil i tråd med drøftingen over, lede til at Beveridgekurven skifter utover i UV-diagrammet. De økte strukturproblemer vil normalt gjøre det vanskeligere både å skaffe seg jobb og å få fylt ledige vakanser. Dette vil dermed gi opphav til en parallell økning i vakanser- og ledighetsraten, slik det er skissert i figur 4.

5. Økonometrisk analyse

Ettersom Beveridgekurven reflekterer en likevektsammenheng er den uobserverbar. Vi kan observere de realiserte kombinasjoner av vakanser- og ledighetsrater, men vi vil aldri kunne vite om de realiserte kombinasjonene representerer en likevektssituasjon eller ikke.

Vi har imidlertid vist over at hysterese-teorien gir noen indikasjoner på hvordan vakanser- og ledighetsratene kan forventes å utvikle seg i kjølvannet av ulike typer sjokk. Dermed vil studier av denne

Figur 5. Vakanser- og ledighetsrater 1975-92



samvariasjonen også kunne gi oss holdepunkter for å vurdere hvilke krefter som til ulike tidspunkter har gjort seg gjeldende i arbeidsmarkedet.

Et hovedproblem knyttet til denne type studier er at *registreringshyppigheten* ikke har vært konstant over tid. Det største problemet her er at Arbeidsdirektoratets rutiner for registrering av ledige stillinger ble lagt om fra og med 1984 på en slik måte at registreringshyppigheten økte noe. De følgende resultater må tolkes i lys av dette⁶⁾.

Den norske kurven for vakanser- og ledighetsrater er illustrert i figur 5. To forhold trer klart fram:

1. For det første synes det ikke som man utelukke at kurven flater ut, eller til og med blir stigende, for høye verdier på ledighetsraten. Til tross for en eventuell økning i registreringshyppigheten er det ganske påfallende at vakanseraten i 1992 faktisk var omtrent den samme som i 1981, mens ledighetsraten nesten ble firedoblet i samme tidsrom.
2. For det andre gir kurven klare indikasjoner på at det gjør seg gjeldende mothakeeffekter av den typen som er beskrevet over, dvs. at ledigheten går lettere opp enn ned. Det er likevel mye som tyder på at denne type effekter først trer i kraft når arbeidsledigheten kommer over et visst nivå.

Vi skal i det følgende benytte statistiske metoder for å teste alternative funksjonsformer på sammenhengen mellom vakanser- og ledighetsrater, i håp om at dette kan gi oss noen indikasjoner på hvordan

6) En sammenligning av tilgangen på ledige stillinger registrert ved arbeidskontorene og antallet stillingsannonser i Aftenposten, indikerer at endringene i registreringshyppigheten har vært små. I 1984 var det faktisk en større vekst i antallet stillingsannonser i Aftenposten enn det var i antallet registrerte vakanser (jfr. H. Falk, 1987).

den underliggende og uobserverbare Beveridgekurven ser ut.

Vi har prøvd ut tre alternative funksjonsformer på årlige data for perioden 1970-1992. Når vi ser bort fra faktorer som kan ha forårsaket skift i kurven og dessuten dropper de stokastiske restleddene, kan modellalternativene formuleres:

$$\text{Modell 1: } v_t = a_1 + a_2 \left(\frac{1}{u_t}\right)$$

$$\text{Modell 2: } v_t = b_1 + b_2 \ln u_t$$

$$\text{Modell 3: } v_t = c_1 + c_2 u_t + c_3 u_t^2$$

Modellene 1 og 2 er svært mye benyttet i litteraturen. De utelukker begge a priori at kurven kan ha stigende partier. Modell 3 åpner for en slik mulighet.

I tillegg har vi prøvd å inkludere fire forskjellige variable som kan tenkes å forklare skift i kurven. To av variablene er knyttet til teorien om at økte strukturproblemer kan forklare Beveridgekurvens positive skift. Det dreier seg om såkalte variasjonskoeffisienter for arbeidsledighetsraten inndelt etter distrikt og yrke⁷⁾. Den tredje variabelen er ment å fange opp eventuelle hystereseeffekter. Den måler andelen av de arbeidsledige som har vært ledige lengre enn henholdsvis tre eller seks måneder. Den fjerde variabelen er en dummyvariabel (D84) som har verdien null for alle observasjoner før 1984, og verdien 1 fra og med 1984. Vi har tatt med denne variabelen både for å fange opp virkningen av endret registreringshyppighet, og fordi det kan tenkes å ha funnet sted andre effekter i kjølvannet av den høye arbeidsledigheten i perioden 1982-84.

Vi har også inkludert en dummyvariabel (DU) knyttet til helningen på kurven. Den har verdi svarende til ledighetsraten for alle år med fallende ledighet og null ellers. Hensikten med denne variabelen er å undersøke om det finnes empirisk belegg for antagelsen om at Beveridgekurven er brattere når ledigheten går ned enn når ledigheten går opp.

De tre modellene er beregnet ved den såkalte instrumentvariabel-metoden (IV)⁸⁾. De viktigste resultatene er oppsummert i tabell 1. Verken de to

7) Disse tallene er hentet fra Stølen, 1993.

8) IV-metoden er benyttet fordi det sannsynligvis gjør seg gjeldende simultanitetsproblemer ved estimering av denne type sammenhenger, dvs. at restleddet er korrelert med regressoren. Som instrumentvariable er benyttet tidsforskjøvede verdier av høyresidevariablene (tidsforskjøvet én periode). Denne metoden vil gi konsistente estimater for modellenes parametre, dersom restleddene ikke er auto-korrelerte.

strukturvariablene (variasjonskoeffisientene) eller andelen langtidslidige, fikk signifikante koeffisienter i noen av modellene⁹⁾, hvilket innebærer at vi ikke kan fastslå med minst 95% sannsynlighet at de aktuelle variablene har betydning. I de fleste av regresjonene var dessuten fortegnet "galt". Av hensyn til antallet frihetsgrader ble disse variablene derfor droppet.

Vi ser at modellversjonene 1 og 3 gir noe bedre føyning enn versjon 2, målt ved ligningenes standardavvik (SE) eller verdiene på de justerte determinasjonskoeffisientene (R^2 just). Determinasjonskoeffisientene uttrykker (noe løselig) hvor stor del av variasjonen i vakanseraten som kan forklares gjennom regresjonen¹⁰⁾.

Man skal naturligvis være forsiktig med å legge for mye i denne type resultater. Men følgende konklusjon synes likevel å stå sterkt: *Estimeringsresultatene gir intet grunnlag for å utelukke forekomsten av en stigende Beveridgekurve.* I henhold til punkt-estimatene i modell 3 er kurven stigende for arbeidsledighetsnivåer som er høyere enn ca. 4%. Dersom kurven ikke har stigende partier, er det ihvertfall sterke indikasjoner på at utflatingen finner sted relativt raskt.

Beregningsresultatene peker i retning av at UV-kurven er brattere når ledigheten går ned enn når ledigheten går opp. Men ikke i noen av modellversjonene ble dette resultatet statistisk signifikant. Dummyvariabelen som søkte å fange opp dette (DU) ble derfor også utelatt i den endelige regresjonen. Den manglende signifikans for denne dummyvariabelen kan ha sammenheng med at de aktuelle effektene først trer i funksjon når ledigheten er relativt høy, samtidig som det kun finnes tre observasjoner i datasettet der ledigheten både er høy og fallende.

D84 ble klart signifikant i alle regresjonene. Det er derfor mye som tyder på at det har funnet sted et positivt skift i den underliggende Beveridgekurven. Det er imidlertid vanskelig å få kartlagt årsakene til dette på en tilfredsstillende måte. I tillegg til økt registreringshyppighet kan det ihvertfall anføres to typer forklaringer: For det første kan det tenkes at lavkonjunkturen i perioden 1982-84, sammen med konjunkturoppgangen fra 1984 bidro til å skape forsterkede strukturproblemer på arbeidsmarkedet, ettersom de nye arbeidsplassene som ble skapt i perioden fra 1984, i stor grad ble kanalisert til andre næringer enn dem som hadde tapt arbeidsplasser i årene før. For det andre kan det tenkes at lavkon-

Tabell 1. Estimeringsresultater¹⁾
(t-verdier i parentes)

	Mod. 1 IV	Mod. 2 IV	Mod. 3 IV
Konstant	0,046 (0,752)	0,430 (22,650)	0,722 (12,022)
u			-0,316 (-5,206)
u ²			0,038 (4,036)
1/u	0,370 (6,090)		
ln(u)		-0,231 (-5,525)	
D84	0,183 (4,137)	0,187 (3,728)	0,207 (4,437)
R ² just.	0,781	0,703	0,751
SE	0,057	0,067	0,061
prob SC	0,043	0,041	0,060
DW	1,107	1,024	1,167

1) Regresjonene er kjørt i Gaussx.

junktoren forårsaket hystereseproblemer av den type som er beskrevet i avsnitt 4, dvs. at arbeidsstyrkens gjennomsnittlige produktivitet og søkeintensitet ble svekket.

Ingen av disse teoriene blir imidlertid entydig bekreftet av de øvrige estimeringsresultatene.

Den manglende statistiske signifikans knyttet til andelen langtidslidige kan tyde på at det *ikke* er den type hystereseeffekter vi har beskrevet over som har vært drivkraften bak det positive skiftet i Beveridgekurven. Men det kan også tenkes at *andelen langtidslidige* ikke på en god nok måte fanger opp mulig depresiering av personkapitalen. Dette siste kan i såfall skyldes at registrert langtidslidighet i Norge nesten bare har forekommet de aller siste årene. Lange ledighetsperioder har hatt en tendens til å bli "kamouflert" i form av flere korte perioder p.g.a. avbrekk i form av arbeidsmarkedstiltak, kortvarige jobber mv. I en viss utstrekning har dessuten de lange ledighetsperiodene resultert i uføretrygding, førtidspensjonering eller annen form for uttrekning fra arbeidsstyrken.

Den manglende signifikans knyttet til variasjonskoeffisientene indikerer at det positive skiftet i Beveridgekurven heller ikke skyldes økte strukturproblemer i arbeidsmarkedet. En nærmere gjennomgang av variasjonskoeffisienter for arbeidsledighetsraten, beregnet etter yrke, distrikt, alder og kjønn indikerer snarere at strukturproblemer i arbeidsmarkedet er blitt redusert siden begynnelsen av 1980-tallet. Dersom det positive skiftet i Beveridgekurven var forårsaket av økte strukturproblemer burde vi dessuten ha opplevd en parallell

9) Dette resultatet ble ikke endret når vi forsøkte å kjøre regresjonene uten D84.

10) I alle modellversjonene er det indikasjoner på autokorrelasjon i restleddet. Ved bruk av modell 3 er det imidlertid ikke grunnlag for å forkaste en nullhypotese om ingen autokorrelasjon, med et signifikanskrav på 5%.

økning *både* i vakanseraten og i ledighetsraten (jfr. drøftingen i avsnitt 4).

Alt i alt virker det ikke urimelig å anta at ihvertfall noe av skiftet i Beveridgekurven kan ha sin rot i at flere mennesker har fått oppleve arbeidsledighet på kroppen, og at dette har gitt varige effekter både på søkeadferd og ansettelsesprosedyrer. Mønsteret i UV-kurvens utvikling, med den karakteristiske "mothakeeffekten" under høykonjunkturen i 1984-87, synes å bekrefte en slik teori.

6. Konklusjon

Hensikten med denne artikkelen har ikke vært å påvise forekomsten av hysteresis i det norske arbeidsmarkedet, men snarere å advare mot at muligheten utelukkes når man formulerer teoretiske og empiriske modeller.

Vi har vist at hysteresis i arbeidsmarkedet kan innebære at den såkalte Beveridgekurven har stigende partier for høy ledighet, hvilket innebærer at en og samme vakanserate kan være assosiert med to ulike ledighetsnivåer. Vi har dessuten vist at en periode med høy konjunkturskapt ledighet kan forårsake positive skift i Beveridgekurven.

Ved en enkel økonometrisk studie av samvariasjonen mellom vakanse- og ledighetsrater i Norge, har vi funnet en viss støtte for disse hypotesene.

Dersom man ved hjelp av etterspørselsstimulering greier å øke antallet ledige stillinger i økonomien, er det betydelig fare for at ledigheten ikke vil gå ned så mye som UV-kurven i fig. 5 synes å indikere. Derimot synes det ikke usannsynlig at vi vil oppleve en ny "mothakeeffekt", dvs. at UV-kurven blir brattere når ledigheten eventuelt går ned. Kostnadene ved å *redusere* ledighet kan dermed være vesentlig større enn tilsvarende kostnader knyttet til å *forebygge* ledighet.

Forekomst av hysteresis har viktige politiske implikasjoner:

- For det første fordi denne type effekter øker de samfunnsøkonomiske kostnadene knyttet til konjunkturskapt ledighet.

- For det andre fordi "mothakeeffekten" innebærer at det kan være behov for en helt annen politikk for å *redusere ledigheten* når den først har fått fotfeste, enn det som skal til for å hindre at ledighetsproblemet overhodet oppstår.

Effektene bør derfor tas i betraktning ved eventuelle vurderinger av ulike finanspolitiske alternativ og ved arbeidsmarkedspolitikken utforming.

Referanser

Blanchard O.J. og Summers L., 1986: "Hysteresis and the European Unemployment Problem". Trykket i S. Fischer (red.) NBER Macroeconomics Annual 1986, Cambridge Mass. MIT Press.

Falk, H., 1987: "Naturlig arbeidsledighet i Norge". Hovedoppgave innlevert ved Universitet i Oslo.

Franz W., 1990: "Hysteresis Effects in Economic Models". Physica-Verlag Heidelberg.

Hargreaves Heap S.P., 1980: "Choosing the Wrong Natural Rate: Accelerating Inflation or Decelerating Employment and Growth". Economic Journal 90, 611-620.

Lindbeck A. og Snower D., 1989: "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment". Cambridge, Mass. MIT Press.

Phelps E. S., 1972: "Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning". New York: W. W. Norton.

Røed K., 1993: "Den selvforsterkende arbeidsledigheten. Om hysteresiseffekter i arbeidsmarkedet". Statistisk sentralbyrå, Rapport 93/19.

Stølen N.M., 1993: "Wage Formation and The Macroeconomic Functioning of the Norwegian Labour Market". Statistisk sentralbyrå.

Wyplosz C., 1987: Comments to Franz, 1987. Hysteresis persistence and the NAIRU; an empirical analysis for the FRG. Publisert i Calmfors og Layard: "The Fight Against Unemployment". Cambridge Mass. MIT Press.

Skatt på CO₂-utslipp i Norden

Virkninger for norsk krafteksport og bruk av olje til oppvarming i Norge

Av

Thore Jarlset, Tor Arnt Johnsen og Bodil Merethe Larsen¹⁾

En økt CO₂-avgift i utlandet vil med et åpent kraftmarked gi økte elektrisitetspriser i Norge. Det vil kunne vri prisforholdet mellom elektrisitet og fyringsolje til oppvarming i favør av fyringsolje. I tidligere analyser av CO₂-avgifter og norsk økonomi²⁾ har det vært vanlig å forutsette et lukket norsk kraftmarked der elektrisitetsprisene i Norge bestemmes av utbyggingskostnadene for ny kraft i Norge. I denne studien er innenlandske elektrisitetspriser forutsatt å bli bestemt av kraftprisene i utlandet korrigert for eventuelle overføringskostnader. Kraftprisene i utlandet er i stor grad bestemt av prisen på kullkraft. Størrelsen på eksporten av kraft fra Norge vil avhenge av produksjon og etterspørsel etter kraft innenlands, gitt kraftprisen. Med et strammere kraftmarked i utlandet og innføring av tiltak rettet mot utslipp av klimagassen CO₂, vil verdensmarkedsprisen på elektrisitet øke. Økt elektrisitetspris vil kunne utløse utbygging av vannkraft i Norge, og fortrenge innenlandsk kraftetterspørsel til fordel for eksport.

Innledning

Norsk kraftproduksjon er nær hundre prosent vannkraftbasert. Det innenlandske tilbudet av elektrisitet påvirkes dermed ikke direkte av en avgift på CO₂-holdige brenslere. På etterspørselssiden vil substitusjon fra brenslere som forårsaker CO₂-utslipp til elektrisitet og en eventuell virkning via redusert samlet energiforbruk, være de viktigste virkningene av en ensidig norsk CO₂-avgift. Sverige og Finland har systemer som er basert på vannkraft, varmekraft og kjernekraft, mens kraftproduksjonen i Danmark og Tyskland i stor grad skjer i varme- eller kjernekraftstasjoner. En CO₂-avgift i utlandet vil påvirke elektrisitetsproduksjonen direkte, ved at kostnaden for fossile brenslere til varmekraftverk øker.

Vi har i våre beregninger lagt til grunn at det kan skje en effektiv utnyttelse av kraftsystemene i Norge og utlandet, ved at kraftproduksjonsselskapene konkurrerer fritt i et marked. Likeledes antar vi at de nasjonale nettselskapene reguleres, slik at kraftoverføring mellom landene kan skje til priser som

gjenspeiler variable kostnader og kapasitetsutnyttelsen i nettene (i dag er Sverige og Danmark i stand til å legge kraftige begrensninger på våre muligheter for kraftsalg til f.eks. Tyskland). Vi vil i denne artikkelen ikke gå detaljert inn på diskusjon av utveksling av elektrisk effekt mellom Norge og utlandet. Ved samkjøring av vann- og varmekraftbaserte kraftsystemer, som f.eks. de nordiske landenes kraftsystemer, vil vannkraftsystemet kunne benyttes til å redusere behovet for kostnadskrevede start/stopp og opp-/nedregulering av produksjonen i varmekraftanlegg. Dermed kan det f.eks. skje eksport fra Norge på dagtid og import til Norge på nattid. Våre tall for krafteksport og -import må tolkes som nettotall over året. Dersom norske kraftprodusenter får adgang til et Nord-europeisk kraftmarked der det realiseres en likevektspris på kraft, vil de norske kraftprisene bevege seg i takt med kraftprisene i utlandet. En økt CO₂-avgift i Norge og i utlandet vil dermed føre til økte elektrisitetspriser også i Norge. Økt elektrisitetspris vil kunne fortrenge innenlandsk kraftetterspørsel, utløse ny vannkraftutbygging og gi økt nettoeksport i forhold til utgangspunktet. Et vesentlig poeng i denne sammenheng er substitusjonforholdene mellom elektrisitet og fyringsolje/ parafin til oppvarming i det norske energimarkedet. I våre beregninger blir elektrisitetsprisen bestemt av kostnadsforholdene i kullkraftproduksjon. En CO₂-avgift vil vri konkurranseforholdet mellom elektrisitet og fyringsolje i favør av fyringsolje. Det er tre hovedårsaker til

1) Thore Jarlset er overingeniør i Norges vassdrags- og energiverk, Tor Arnt Johnsen og Bodil Merethe Larsen er henholdsvis forsker og konsulent i Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå.

2) I SIMEN (Bye et al. (1990)), KLØKT (Moum (1993)) og Langtidsprogrammet 1994-97, St.meld. nr. 4 (1992-93), er norsk økonomi og klimapolitikk studert ved bruk av makroøkonomiske modeller.

dette. For det første er CO₂-innholdet pr teoretisk energienhet høyere i kull (86 kg CO₂/GJ) enn i fyringsolje (74 kg CO₂/GJ). Dermed slår avgiften sterkere ut for kull enn for olje. For det andre går energi tapt ved omdanning av kull til elektrisitet. Konvensjonell kullkraft nyttiggjør seg av om lag 35 prosent av det teoretiske energiinnholdet i kull (virkningsgrad 35 prosent). Til sammenligning regner en med en virkningsgrad ved omdanning av fyringsolje til varme i oljebrennere/ sentralvarmeanlegg på rundt 70 prosent. For det tredje innebærer transport av elektrisitet visse krafttap i overføringsnettene (10-12 prosent tap), noe som bidrar til å forsterke effekten av CO₂-avgiften på kull. Samlet sett fører disse tre elementene til at en CO₂-avgift slår langt sterkere ut for elektrisitetsprisen enn for prisen på fyringsolje, dersom kraftprisen bestemmes av kullkraftkostnadene.

I denne artikkelen drøftes trekk ved utviklingen i den innenlandske energietterspørselen og handel med elektrisk kraft, under ulike forutsetninger om klimapolitikk i Norge og utlandet. Vi benytter en referansebane der CO₂-avgiften i Norge forutsettes å holde seg på dagens nivå frem til år 2010. I referansebanen antas CO₂-avgiften i utlandet å bli trappet opp til om lag 50 prosent av den norske avgiften. I det vi har kalt harmoniseringsalternativet ser vi på effekten av at norsk og utenlandsk CO₂-avgift harmoniseres (reduksjon av avgiften i Norge og økning av avgiften i utlandet) i 1993, og deretter trappes opp i takt frem til år 2000, da det er forutsatt at avgiften er tilbake til det norske nivået før harmoniseringen. I opptrappingsalternativet antas det at CO₂-avgiften gjennom perioden 1993-2000 trappes opp både i Norge og i utlandet (raskest opptrapping i utlandet, slik at avgiftene ute og hjemme er like fra år 2000). Beregningene er utført som en del av arbeidet i en interdepartemental arbeidsgruppe for prosjektet "Fossile brenslers plass i det norske energimarked", NOE (1993).

Modellapparat

Beregningsalternativene er utarbeidet ved bruk av Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske likevektmodell MSG-EE (Multi Sectoral Growth Energy and Environment) og en driftssimuleringsmodell (Samkjøringsmodellen) for kraftsystemet i Norden og Nord- og Øst-Tyskland. Samkjøringsmodellen er utviklet ved Energiforsyningens forskningsinstitutt (EFI), men beregningsarbeidet med modellen som rapporteres her er utført av Norges vassdrags- og energiverk (NVE).

MSG-EE modellen

MSG-EE er en flersektor likevektmodell som beskriver likevektssituasjoner i økonomien der de

tilgjengelige produksjonsressurser benyttes fullt ut. Modellen beregner blant annet utviklingen i produksjon, enhetskostnader, sysselsetting og kapitalbeholdning etter sektor. I modellen er det spesifisert om lag 30 produksjonssektorer og 40 varer. En detaljert kryssløpsstruktur og oppsummeringsbetingelser for alle varer sikrer at produsert mengde alltid er lik etterspurt mengde av en vare. Et pris-kryssløp sikrer at alle priser er konsistent modellert.

I produksjonssektorene benyttes innsatsfaktorene realkapital, arbeidskraft, transport, vareinnsats samt energi (til stasjonære formål). Samlet tilgang av primære produksjonsfaktorer (arbeidskraft, realkapital og naturressurser) samt teknisk endring bestemmer produksjonspotensialet i økonomien. Eksport og import av konkurranseutsatte varer bestemmes av relative priser mellom innenlands- og utenlandsproduserte varer, samt av den internasjonale økonomiske vekst. Offentlig konsum og offentlige investeringer er eksogent gitt i modellen. Bruttoinvesteringene bestemmes dels av faktisk depresiering og dels av investeringene som er knyttet til økonomisk vekst, samt brukerprisen på nytt kapitalutstyr. Total forbruksutgift i husholdningene bestemmes tilslutt, dvs. etter at bruttoinvesteringer, eksport, import og offentlig konsum er bestemt, slik at alle produksjonsressurser utnyttes. Modellen er lukket ved å anta eksogen handelsbalanse og eksogen kapitalmengde. Disse to størrelsene er dermed uendrede fra referansebanen, mens lønn og kapitalpris er endogene. Til modellen er det knyttet en utslippsmodell som beregner utslipp til luft av 9 forurensende stoffer. Utslipp beregnes for hver enkelt produksjonssektor og fordelt på kildene prosess-, mobil- og stasjonær forbrenning.

I MSG-EE er det implementert en egen blokk som beskriver kraftproduksjon (vann- og gasskraft) samt produksjon av overførings- og fordelings tjenester for elektrisitet. Det er lagt inn langtidsgrensekostnadsfunksjoner i kraftproduksjonssektorene, og tradisjonelle enhetskostnadsfunksjoner i overføringssektoren (132-420 kilovolt) og fordelingssektoren (0,22-132 kilovolt). Kraftmarkedet fungerer i modellen som et marked der det realiseres en likevektspris. Likevektsprisen gjelder i et tenkt markedspunkt der alle kjøpere står overfor den samme kraftpris. Markedspunktet er lagt til snittet mellom overførings- og fordelingsnettet for elektrisk kraft. Likevektsprisen fratrukket overføringskostnader gir gjennomsnittsverdien av ny kraft ved kraftstasjonsvegg. Denne gjennomsnittsverdien må være høyere enn langtidsgrensekostnaden for ny vann- og/eller gasskraft før produksjonskapasiteten utvides. Kjøperprisene på elektrisitet beregnes ved å legge fordelingsstariff, elektrisitets- og merverdiavgift til den beregnede likevektsprisen.

Bruken av energi splittes i MSG-EE på mobile formål (transportoljer og elektrisitetsforbruk til ba-

netransport), prosessformål (energi som råvare i produksjonsprosesser) og stasjonære formål. Det stasjonære energiforbruket omfatter fast brensel og ulike oljeprodukter som brukes til oppvarmingsformål, og elektrisitet som benyttes til belysning, drift av teknisk utstyr og oppvarming. Vi har i dette prosjektet konsentrert oppmerksomheten om den stasjonære energietterspørselen.

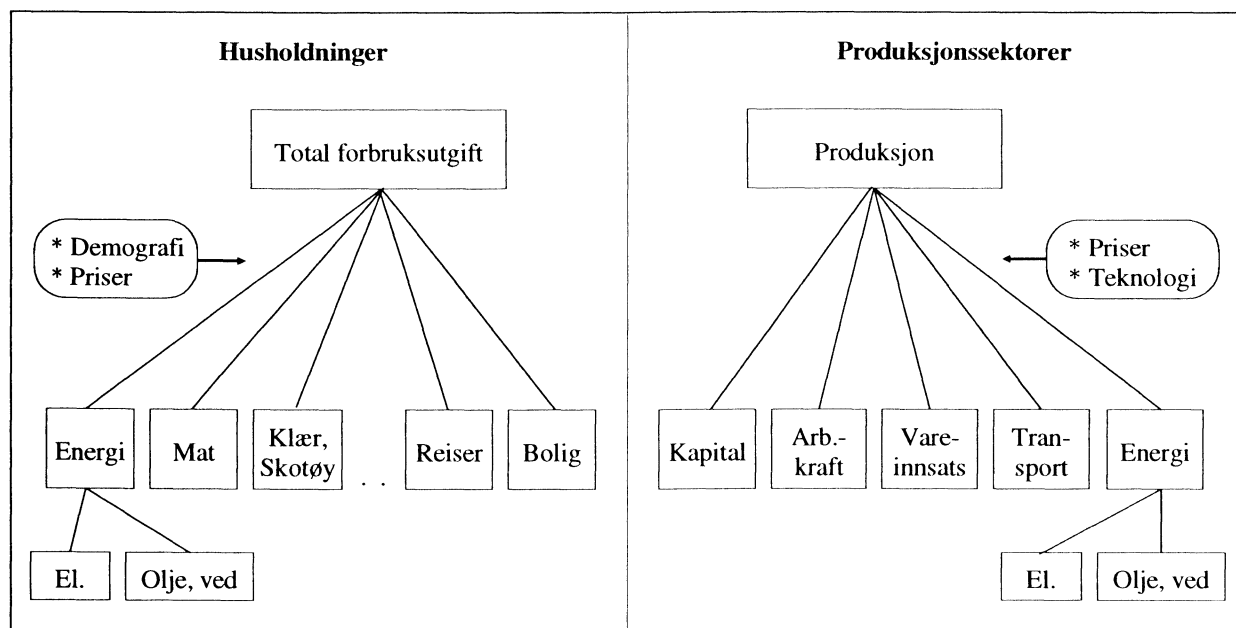
Ved modellering av energibruk i MSG-EE har en valgt å splitte energibruken til stasjonære formål (U) på de to energibærerne elektrisitet (E) og fossile brensler og ved (F). For hver sektor er etterspørselen etter elektrisitet summen av fast og tilfeldig kraft, mens fossile brensler er et lineært aggregat der fast brensel, parafin og fyringsolje inngår. Det er forutsatt at den energi som sektoren etterspør "produseres" som et aggregat av elektrisitet og olje. Parametrene i aggregatet er estimert ved bruk av tidsseriedata (1976-1991), jfr. Mysen (1991).

Samkjøringsmodellen

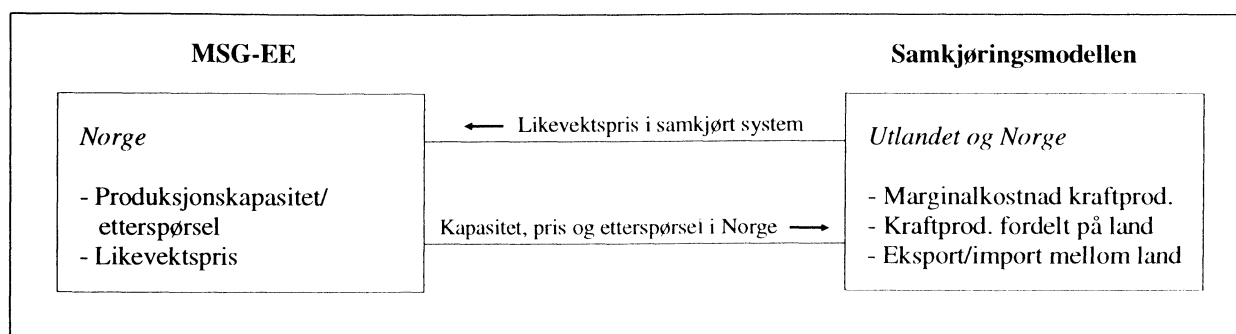
Samkjøringsmodellen er en flerområde-modell, der Norge, Finland, Sverige, Danmark og kontinentet er beskrevet som egne produksjonsområder. Disse områdene er knyttet sammen med et transmisjonsnett med visse kapasitetsskranker for kraftoverføring mellom regionene. Modellen er en driftsmodell hvor etterspørselen etter kraft og produksjonssystemets kapasitet er bestemt eksogent, se figur 2. Modellen betrakter tilrenningen av vann til magasinene som en stokastisk variabel, og driften av kraftsystemet optimaliseres med hensyn på å oppnå lavest mulig driftskostnad.

I modellen beregnes forventet produksjon og variable driftskostnader. For vannkraftverkene baseres beregningen av produksjon på 50 historiske tilrenningsår. Det forutsettes effektiv samkjøring mellom landenes kraftsystemer, og kraftverkene

Figur 1. Stilisert bilde av stasjonær energietterspørsel i MSG-EE



Figur 2: Samspillet mellom elektrisitetsmarkedet i MSG-EE og Samkjøringsmodellen



utnyttes etter stigende marginal driftskostnad. Det blir tatt hensyn til transporttap og eventuelle variable driftskostnader ved transport av kraft internt i landene og mellom land. Etterspørselen etter fastkraft blir i Samkjøringsmodellen gitt eksogent. For tilfeldig kraft avhenger etterspørselen av prisene på lett- og tungolje til kjeler. Når elektrisitetsprisen overstiger prisen på alternativt brensel, kobles kjelelenes elektrisitetsforbruk ut.

Kobling mellom MSG-EE og Samkjøringsmodellen

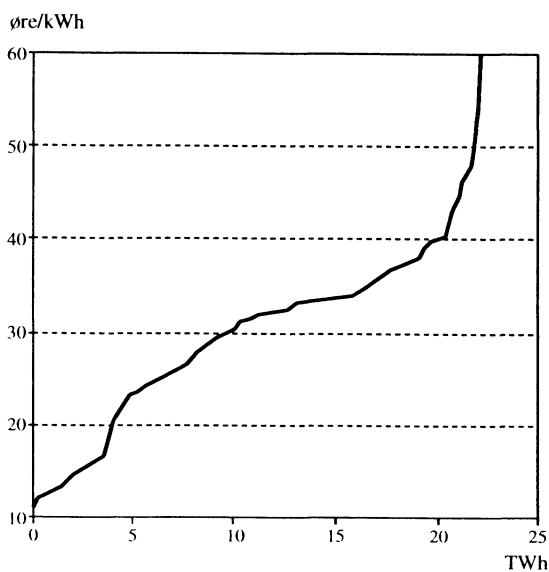
Eksport og import av elektrisitet er eksogent bestemt i MSG-EE modellen. For å bestemme eksport og import av kraft har vi valgt å benytte MSG-EE og Samkjøringsmodellen i et iterativt samspill.

Samkjøringsmodellen benyttes til å bestemme likevektspris på elektrisitet for hvert land, og tilhørende produksjon og utveksling av kraft mellom landene. I MSG-EE bestemmes kraftetterspørselen i Norge og en tilhørende produksjonskapasitet for elektrisitet i Norge, gitt likevektsprisen på kraft og eksport/import av kraft beregnet i Samkjøringsmodellen. Deretter legges norsk etterspørsel og produksjonskapasitet inn i Samkjøringsmodellen, og det bestemmes en ny likevektspris og eksport- og importkvanta. Denne prosedyren gjentas til en finner likevektspriser og import/eksportvolum i de to modellene som er konsistente.

Beregningsforutsetninger

De viktigste faktorer bak den økonomiske utviklingen innenlands som vi har lagt til grunn, er i tråd

Figur 3: Langtidsgrensekostnad for ny vannkraftkapasitet i Norge, øre/kWh. 1992- priser



med forutsetningene for de langsiktige fremskrivningene (referansebanen) i Langtidsprogrammet 1994-97. Vi skal her ikke gå nærmere inn på de generelle økonomiske forutsetningene, men konsentrere oppmerksomheten om de forutsetningene som er av spesiell betydning for energimarkedet. Utviklingen i bruttonasjonalprodukt, konsum, eksport og import blir vist i resultatavsnittet.

Figur 3 viser langtidsgrensekostnaden for ny norsk vannkraft for prosjektene i Regjeringens forslag til Samlet Plans kategori I (inklusive prosjekter som allerede har fått konsesjon eller som er holdt utenfor Samlet Plan), jfr. St.meld. nr. 60 1991-92.

Forslaget til nye Samlet Plans kategori I, tillagt prosjekter som allerede har konsesjon, utgjør et potensiale på omlag 22 TWh i tillegg til de 110,5 TWh som i følge offisielle utbyggingsplaner vil være utbygget i 1995. Av potensialet på 22 TWh kan 4 TWh bygges ut til en pris av 20 øre/kWh referert kraftstasjon. Ytterligere 6 TWh kan tas inn til en pris under 30 øre/kWh, mens ytterligere 10 TWh kan realiseres ved en pris på 40 øre/kWh. Resten av prosjektene (2 TWh) vil ikke bli lønnsomme før prisen kommer over 40 øre/kWh. Fremtidige utbyggingskostnader er usikre. Kostnadskurven i figur 3 er basert på en bestemt dimensjonering av det enkelte verk. Endret dimensjonering av kraftverksprosjektene, som følge av endrede forventninger om fremtidige priser, kan endre utbyggingskostnadene. Regjeringens forslag til Samlet Plan er behandlet i Stortinget våren 1992. På bakgrunn av Stortingets behandling og reviderte grunnlagsdata har NVE, etter at våre beregninger var sluttført, beregnet nye kostnadstall, jfr. NVE (1993). Den reviderte langtidsgrensekostnadskurven ligger om lag 15 prosent lavere enn kurven i figur 3. Med lavere utbyggingskostnader ville en større andel av de norske kraftverksprosjektene blitt bygget ut enn det våre analyser viser. Teknisk fremgang i bygge- og anleggsektoren vil bidra til reduserte kostnader knyttet til investeringer i kraftverk. Det er i de makroøkonomiske beregningene forutsatt en generell teknisk endring på om lag 0,5 prosent pr år. Utbygging av kraftverk bidrar ofte til å redusere naturopplevelsen ved fosser og elver. Slike kostnader er ikke inkludert i langtidsgrensekostnadstallene vi har benyttet i denne analysen. Carlsen, Strand og Wenstøp (1991) beregner miljøkostnadene til å utgjøre et tillegg på om lag 50 prosent til de rene økonomiske kostnadene i figur 3.

Det er forutsatt en tariff i overføringsnettet (sentralnettet) på 3 øre/kWh i 1992. I regionalnettet er tariffen satt til 4,3 øre/kWh, mens tariffen i fordelingsnettet er satt til 11,7 øre/kWh. Tariffene inkluderer krafttap. Samlet svarer dette til en gjennomsnittlig distribusjonstariff på 19 øre/kWh for alminnelig forsyning i 1992. Det er i beregningene lagt til grunn en årlig teknisk fremgang på 0,5 prosent i

Tabell 1. Anslag for varmekraftkostnader i utlandet (Danmark) ved ulike CO₂-avgifter. Brukstid 6000 timer og 7 prosent rente. 1992-priser

	Ikke brensel- kostnader, øre/kWh		Brenselkostnader før avgift, kr/GJ		Avgift, kroner pr tonn CO ₂	Virk- nings- grad	Samlet kostnad, øre/kWh	
	Faste	Variable	Lav	Høy			Lav	Høy
Eksisterende kullkraftverk	0	3	10	25	75	0,35	20	35
	0	3	10	25	150	0,35	27	42
	0	3	10	25	350	0,35	45	60
Nytt kullkraftverk	15	1	10	25	75	0,44	30	42
	15	1	10	25	150	0,44	35	47
	15	1	10	25	350	0,44	49	62
Nytt gasskraftverk	10	1	10	25	75	0,5	21	32
	10	1	10	25	150	0,5	24	35
	10	1	10	25	350	0,5	31	42

fordelingssektoren. Det vil isolert sett bidra til en reduksjon i fordelingstariffen over tid. Høyere kraftpriser, og dermed høyere verdi på krafttapet, trekker i motsatt retning.

Kraftintensiv industri og treforedling antas fortsatt å motta kraft på langsiktige kontrakter med politisk bestemte priser. Forbruket av kraft i kraftintensiv industri er forutsatt uendret på 1988-nivå, dvs. 30,5 TWh pr år. Forbruket i treforedlingssektoren er antatt å bli om lag 4,8 TWh årlig frem til år 2010. Dersom disse sektorene stilles overfor markedsbestemte kraftpriser, kan det frigjøre store kraftmengder. Det vil, i tillegg til å gi en mer effektiv utnyttelse av de norske kraftressursene, kunne øke norsk krafteksport betydelig.

De vedtatte endringene i elektrisitetsavgiften fra 1.1.93 er implementert i beregningene. Det vil si at elektrisitetsavgiften til kraftintensiv industri og treforedling samt veksthusnæringen er fjernet. Elektrisitetsavgiften er satt til 2,3 øre/kWh i andre sektorer innen industri og bergverk. For andre brukere er elektrisitetsavgiften satt til 4,6 øre/kWh fra og med 1993. Videre er det fra 1993 innført en produksjonsavgift på 1,2 øre/kWh, beregnet ut fra gjennomsnittet av midlere produksjonsevne de siste 10 år. Produksjonsavgiften vil i ubetydelig grad påvirke likevektsprisen beregnet i modellen. I første rekke bidrar produksjonsavgiften bare til å redusere driftsresultatet i kraftproduksjonssektoren.

Realprisen på råolje er forutsatt om lag konstant i simuleringsperioden (126 kr/fat, 1992-priser). Oljeprisanslaget medfører at prisene på fyringsolje og parafin før avgifter holder seg om lag konstant etter korreksjon for generell prisstigning. Mineraloljeavgiften, som i 1992 besto av grunn-, svovel- og CO₂-avgift, er i referansebanen fastsatt på bakgrunn av Nasjonalbudsjettet for 1993. Fra 1.1.1993 er grunnavgiften fjernet, mens CO₂-avgiften er satt

til 40 øre/liter (om lag 150 kr/tonn CO₂) i hele simuleringsperioden. Svovelavgiften er uendret, dvs. 7 øre/liter pr 0,25 prosent svovelinnhold i den aktuelle oljetype.

Etterspørsel etter elektrisitet i Norge beregnes i MSG-EE. Etterspørselen etter fastkraft i de andre landene er antatt å vokse med 0,5-1 prosent pr år. Det svarer i grove trekk til etterspørselsveksten i Norge.

Overgangen fra dagens relativt lukkede norske kraftmarked til et marked der norske kraftpriser blir bestemt av kraftprisene i utlandet, er forutsatt å skje gradvis over perioden 1993-98. Prisene på elektrisitet i utlandet reflekterer i hovedsak produksjonskostnaden for kullkraft i utlandet. Det knytter seg stor usikkerhet til utviklingen av kraftproduksjonssystemene og de tilhørende produksjonskostnader i utlandet. De fleste land har frem til i dag ført en utbyggingspolitikk med tanke på egendekning (inkludert en viss sikkerhetsmargin) for elektrisk effekt i toppbelastningsperioder. Denne dimensjoneringen har ført til at det eksisterer en betydelig overkapasitet med hensyn til energi for året sett under ett. Det er tatt hensyn til offisielle utbyggingsprogrammer i de aktuelle regioner frem til år 2000. Ved større grad av samkjøring og bedre fungerende krafthandel mellom landene, er det mulig å dekke forventet etterspørselsvekst i perioden 2000 til 2010 uten ny utbygging. Det antas at det til enhver tid er kraftverkene med lavest driftskostnader som benyttes. Tabell 1 viser anslag for varmekraftkostnadene i utlandet (Danmark) for kull- og gasskraft ved tre ulike CO₂-avgifter og for alternative brenselpriser.

Tabellen viser kostnadene i eksisterende og nye kullkraftverk samt i et nytt gasskraftverk. De faste kostnadene i eksisterende kullkraftverk er uavhengige av driftsbeslutning eller ikke, og er derfor satt

Tabell 2. Forutsetninger om den norske CO₂-avgiften i de tre beregningsalternativene i årene 1993, 2000 og 2010. 1992-kroner/tonn CO₂

	1993		2000		2010	
	kr/tonn	øre/liter	kr/tonn	øre/liter	kr/tonn	øre/liter
Referanse	150	40	150	40	150	40
Harmonisering	50	13	150	40	150	40
Opptrapping	150	40	200	53	350	93

Omregningen fra kroner pr tonn CO₂ til øre pr liter gjelder for mellomdestillater (fyringsolje).

lik 0. For nye varmekraftverk er alle kostnader inkludert. Kostnadsanslagene er basert på tall fra Nordels planleggingsgruppe, Nordel (1990).

Vi har antatt at kullprisen, i likhet med råoljeprisen, holder seg konstant på 10 kr/GJ i simuleringsperioden. Med en virkningsgrad på 0,35 i eldre kullkraftverk medfører det en brenselspris på 10 øre/kWh. Naturgassprisen er også antatt konstant gjennom simuleringsperioden. I ELSAM (1992) refereres en pris i intervallet 75-110 øre/Sm³ for en naturgassavtale mellom danske kraftprodusenter og Dansk naturgass A/S for perioden 1994-2020. Vi har våre beregninger forutsatt en gasspris på 90 øre/Sm³, eller 25 kr/GJ. Med en virkningsgrad på 50 prosent i et nytt gasskraftverk gir det en brenselskostnad eksklusive eventuelle CO₂-avgifter på 18 øre/kWh. Det vil ikke være lønnsomt å iverksette utbygging av nye verk dersom markedsprisen ligger under den samlede kostnaden i slike verk. Kapitalkostnadene er om lag 10 øre/kWh. Det gir en pris på ny gasskraft før avgifter på 28 øre/kWh. Tabell 1 viser at ny gasskraft er konkurransedyktig med eksisterende kullkraft først ved en meget høy CO₂-avgift. Høyere kullpris og/eller lavere gasspris vil føre til at ny gasskraft blir mer attraktiv enn eksisterende kullkraft også ved lavere CO₂-avgifter.

Beregningsalternativer

Vi ser på tre ulike alternativer for utviklingen i energimarkedet i Norge og utlandet i perioden frem til år 2010. Tabell 2 viser de tre alternative forutsetningene om CO₂-avgiften i Norge i 1993, 2000 og 2010.

- I referansealternativet prolongeres dagens CO₂-avgifter (om lag 150 kr/tonn CO₂, eller om lag 40 øre/liter fyringsolje) gjennom hele beregningsperioden. Det forutsettes at avgiften forblir høyere i Norge enn i utlandet (Vest-Europa) gjennom hele simuleringsperioden. Det er forutsatt at avgiften i utlandet trappes gradvis opp i perioden 1993-2000, til et nivå

som tilsvarer om lag 50 prosent av den norske avgiften i år 2000.

- I harmoniseringsalternativet settes CO₂-avgiften i Norge og utlandet til 50 kr/tonn CO₂ i 1993 (dette avviker endel fra avgiftene som er foreslått i EF, nemlig en todelt energi- og CO₂-avgift der avgiften fordeles med 50 prosent som en energiavgift (på all energi) og 50 prosent på CO₂-innhold). Avgiften trappes opp til 150 kr/tonn CO₂ i 2000. I forhold til i referansebanen impliserer dette alternativet en reduksjon av CO₂-avgiften i Norge i perioden 1993-99, mens avgiften fra og med år 2000 er lik avgiften i referansebanen.
- I opptrappingsalternativet forutsettes det at CO₂-avgiften både i Norge og utlandet trappes opp til om lag 200 kr/tonn CO₂ i år 2000 og 350 kr/tonn CO₂ i 2010. Anslagene for hvilket avgiftsnivå som må til for å stabilisere verdens CO₂-utslipp varierer mellom 190 kr/tonn CO₂ og 600 kr/tonn CO₂, men de siste anslag fra OECD antyder at en avgift på 260 kr/tonn CO₂ kan være tilstrekkelig. Vi har ved å forutsette en avgift på 350 kr/tonn CO₂ i 2010 antatt at de vest-europeiske land velger å gå foran med et høyere avgiftsnivå enn andre land.

Resultater

Referansebanen

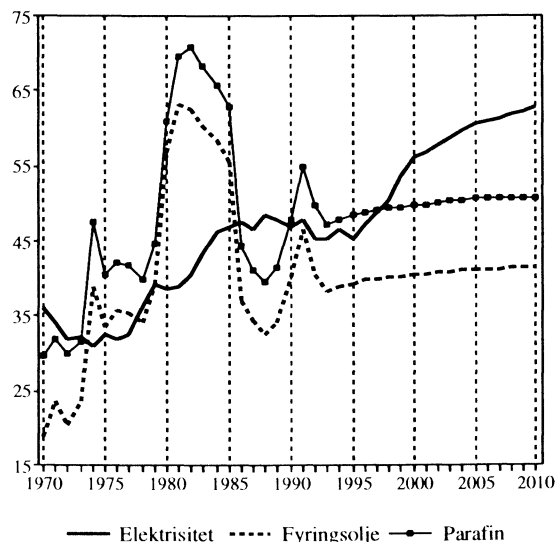
Bruttonasjonalproduktet (BNP) vokser i referansebanen med i underkant av 2 prosent pr år. Vekstretene i tabell 3 viser at det gjennom simuleringsperioden finner sted en vridning i næringsstrukturen i retning av tjenesteytende sektorer, der produktjonsveksten er sterkere enn i andre sektorer. Konsumet øker i om lag samme takt som BNP.

Elektrisitetsprisen i Norge blir i simuleringsperioden bestemt av "verdensmarkedsprisen" på kraft som bestemmes i Samkjøringsmodellen. Likevektsprisen på elektrisitet i et samkjørt nordisk/europeisk kraftmarked blir i Samkjøringsmodellen

Tabell 3. Produksjons- og konsumvekst i fastlands-Norge i referansebanen. Gjennomsnittlig årlig prosentvis vekst

	1988-2010	1988-2000	2000-2010
Annen industri	1,9	1,8	2,1
Privat tjenesteyting	2,2	2,0	2,3
Offentlig tjenesteyting	1,8	2,0	1,5
Annen næringsvirksomhet	-0,3	-1,9	1,6
Elektrisitetsforsyning	0,9	1,3	0,5
BNP fastlands-Norge	1,8	1,6	2,0
Privat konsum	1,8	1,4	2,3
Eksport	3,1	4,4	1,6
Import	2,9	2,7	3,1

beregnet til 23-24 øre/kWh i år 2000 og 27-28 øre/kWh i 2010. Årsaken til prisveksten i perioden 2000-2010 er at vi har forutsatt det ikke bygges ut ny kapasitet i utlandet etter år 2000, men at forbruksveksten dekkes med en mer effektiv utnyttelse av det eksisterende kraftsystemet. Det utenlandske kraftsystemet er ikke optimalt dimensjonert i utgangspunktet. Hvert land har en viss reservekapasitet (egendekning pluss en sikkerhetsmargin i topplastperiodene). I et regime med mer effektiv samkjøring og ekspansjon av kraftsystemene i Norden og Nord-Europa, trenger hvert land ikke like stor reservekapasitet. Etter hvert som etterspørselen vokser gir det høyere priser på elektrisitet i normalårene, siden etterspørselen nærmer seg systemets kapasitetsgrense. Figur 4 viser kjøperpris inklusive avgifter for noen energivarer i Norge i perioden 1970-1992, regnet i øre/kWh for nyttiggjort energi, og simulerte priser for perioden 1993-2010.

Figur 4. Kjøperpriser på elektrisitet, parafin og fyringsolje til husholdninger i Norge. Referansebanen. Øre/kWh nyttiggjort energi. Inklusive alle avgifter, faste 1992-priser.

Forutsetningen om tilnærmet konstant realpris på råolje medfører at prisen på parafin og fyringsolje holder seg stabil gjennom simuleringsperioden. Endringen i prisforholdet mellom elektrisitet og olje fra modellens basisår (1988) til simuleringsperiodens utløp (2010) er i alt liten, men det er svingninger i prisforholdet gjennom simuleringsperioden. Frem til 1991 ble olje stadig dyrere relativt til elektrisitet, mens reduksjonen i mineraloljeavgiften bidro til at oljeproduktprisen falt i forhold til elektrisitetsprisen fra 1991 til 1993. Fra 1993 til 1995 gir modellen et tilnærmet konstant prisforhold, mens et strammere elektrisitetsmarked i ut-

Tabell 4. Elektrisitetsbalanse og forbruk av fossile brenslere til stasjonære formål i referansebanen. TWh nyttiggjort energi

	Elektrisitet			Årlig vekst, prosent	Fossile brenslere			Årlig vekst, prosent
	1988	2000	2010		1988	2000	2010	
Produksjon	108,8	117,1	120,1	0,5				
+Import	1,2	0,0	0,0					
- Eksport	6,8	7,6	1,6	-6,4				
= Innenlandsk anvendelse	103,2	109,5	118,5	0,6	18,0	17,6	19,9	0,5
Tap /forbruk i kraftsektoren	8,6	8,1	8,6	0,0				
Kraftintensiv industri	30,5	30,5	30,5	0,0	1,6	1,6	1,6	0,0
Alminnelig forsyning	64,1	70,9	79,4	1,0	16,4	16,0	18,3	0,5
Treforedling	6,0	4,8	4,8	-1,0	2,0	2,5	1,8	-0,4
Annen industri	8,3	9,4	11,7	1,6	3,9	3,7	4,8	1,0
Privat tjenesteyting	10,4	12,6	15,5	1,8	1,8	1,6	2,1	0,7
Offentlig tjenesteyting	8,2	10,5	11,6	1,6	1,3	1,2	1,3	0,2
Annen næringsvirksomhet	1,9	1,4	1,6	-0,8	0,8	0,5	0,6	-1,3
Husholdninger	29,3	32,2	34,3	0,7	6,6	6,6	7,6	0,6

landet etter 1995 gir stadig vekst i kraftprisen i forhold til prisene på fyringsolje og parafin. Prisene på de ulike energibærene påvirker innenlandsk energiforbruk og produksjonskapasiteten for elektrisitet i Norge. Tabell 4 viser elektrisitetsbalansen samt forbruket av fossile brenslers til stasjonære formål i referansebanen.

Elektrisitetsprisen er høy nok til å utløse ny utbygging av vannkraft i Norge. Den innenlandske produksjonskapasiteten simuleres til 117 TWh i år 2000 og 120 TWh i år 2010. Dette svarer til en årlig vekst i produksjonskapasiteten på 0,5 prosent. Simuleringsresultatene gir et lavere utbyggingstempo for vannkraft i den neste 20-års perioden enn hva som har vært vanlig de siste 20 årene. Mens det fra 1973 til 1992 ble bygget ut om lag 32 TWh ny vannkraft blir det fra 1992 til 2010 bare bygget ut 10,5 TWh. I perioden 1973-92 var kraftmarkedet regulert, med regional oppdeckningsplikt og leveringsrett. Dette førte til at utbygging av kraftprosjekter skjedde i en annen rekkefølge enn etter stigende kostnad. Etter dereguleringen av markedet vil vi få en mer effektiv utbyggingspolitikk, der utbygger ikke kan velte kostnader ved dyre prosjekter over på sine lokale kunder. Kombinert med stigende kostnader knyttet til ny utbygging, vil dette bidra til lavere utbyggingsaktivitet frem mot 2010 enn hva en kunne fått med fortsatt regulert elektrisitetsmarked. Det er de rimeligste prosjektene i Samlet Plans kategori I som realiseres, jfr. figur 3. I 2010 er det fortsatt 10 TWh igjen av potensialet i Samlet Plan kategori I (utbyggingskostnad fra 30 til 40 øre/kWh).

Den innenlandske elektrisitetsetterspørselen vokser med 0,6 prosent pr år over simuleringspe-

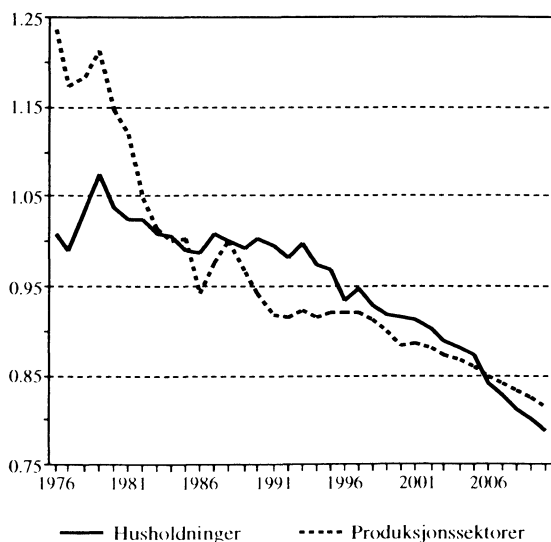
rioden, og veksten i forbruket av fossile brenslers er 0,5 prosent pr år. I den første delen av simuleringsperioden, fra 1988 til 1992, er modellen styrt slik at den i stor grad reproducerer observert forbruksutvikling. I denne perioden vokser elektrisitetsforbruket, mens forbruket av fossile brenslers reduseres. Etter 1992 vokser både forbruket av elektrisitet og fossile brenslers, men forbruket av fossile brenslers kommer ikke opp på 1988-nivå før etter årtusenskiftet. Forholdet mellom forbruk av elektrisitet og fossile brenslers vrir i retning av fossile brenslers etter 1992, på grunn av økende elektrisitetspris relativt til prisen på fossile brenslers. De estimerte substitusjonselastisitetene er imidlertid små, slik at overgangen blir begrenset og ikke sterk nok til å utligne skalaeffekten som trekker forbruket av begge de to energibærene opp. Veksten i elektrisitetsforbruket er sterkest i annen industri samt privat og offentlig tjenesteyting. Endring i energiforbruket kan skyldes endret aktivitetsnivå og/eller vridning mellom undersektorer med ulik energiintensitet. I treforedlingssektoren og annen næringsvirksomhet (primærnæringer/bygg og anlegg) er aktivitetsnivået om lag konstant gjennom simuleringsperioden. Eksogen energieffektivisering (0,5 prosent pr år) og substitusjon fra energi til andre innsatsfaktorer, fører for disse sektorene til redusert energiforbruk over tid. I husholdningssektoren vokser energiforbruket samlet med 0,6-0,7 prosent pr år fra 1988 til 2010. Elektrisitetsforbruket vokser gjennom hele perioden, men veksten er svært liten i perioden med sterkest vekst i elektrisitetsprisen (1995-2000). Forbruket av fossile brenslers i husholdningssektoren faller frem til 1992, for deretter å øke jevnt frem mot år 2010.

Etter at produksjonskapasitet og innenlandsk forbruk av elektrisitet er fastlagt, bestemmes eksport/import av elektrisitet. Eksporten simuleres i år 2000 til 7,6 TWh. Etter år 2000 reduseres elektrisitetseksporten år for år. Skalaeffekten på etterspørselssiden er dermed alt i alt sterkere enn den negative effekten på etterspørselen og den positive effekten på tilbudet av økt elektrisitetspris i perioden 2000-2010.

Figur 5 viser utviklingen i energiintensitetene (energi til stasjonære formål) for husholdningene og produksjonssektorene (eksklusive kraftintensiv industri og treforedling) i perioden 1976-2010. Energiintensitetene er beregnet som energi pr produsert enhet (pr krone inntekt i husholdningssektoren).

Effektiviseringen av energibruken skyldes forutsetningen om eksogen teknisk forbedring (om lag 0,5 prosent pr år), effekten av voksende pris på energi relativt til prisen på andre innsatsfaktorer/varer samt endringer i nærings sammensetningen (konsummønsteret).

Figur 5. Energiintensiteter i produksjons- og husholdningssektorene. Indeks, 1988=1



Gjennom perioden 1976-1988 har energiintensiteten falt raskere i produksjonssektorene enn i husholdningssektoren. I produksjonssektorene har det skjedd en overgang fra tradisjonell industri til tjenesteytende sektorer. Likeledes har det skjedd en vridning i sammensetningen av industrisektoren og i sammensetningen av energiforbruket i industrisektoren. Disse forholdene kan ha bidratt til fallet i energiintensiteten i produksjonssektorene fra 1976 til 1988.

Det innenlandske utslippet av CO₂ fra stasjonær forbrenning følger i hovedsak forbruket av fossile brenslers. Fossile brenslers er et aggregat av oljer og faste brenslers, og innholdet av CO₂ varierer mellom de ulike brenseltyper. Sammensetningen av aggregatet i den enkelte produksjonssektor er bestemt av sammensetningen i basisåret (1988), men vridninger mellom sektorer over tid kan bidra til å endre utviklingen i CO₂-utslippene i forhold til forbruket av fossile brenslers. CO₂-utslippene fra stasjonære formål var i 1988 om lag 8,6 millioner tonn. I følge simuleringsresultatene reduseres utslippene til 7,9 millioner tonn i år 2000, for deretter å øke til om lag 8,9 millioner tonn i år 2010.

Virkningsberegninger

Virkningsberegningene viser noen mulige konsekvenser av endrede CO₂-avgifter i Norge og utlandet. Vi har valgt å se på virkningen av CO₂-avgifter uten å endre forutsetninger om andre variable i forhold til referansebanen. Det vil si at antagelsene om råoljepris, kullpris, andre internasjonale varepriser og markedsutviklingen internasjonalt er de samme som i referansebanen. Årsaken til dette er

stor usikkerhet om virkningene på internasjonale varepriser og markedsutviklingen internasjonalt. Likeledes er elektrisitetsforbruket i kraftintensiv industri antatt å være det samme i virkningsberegningene som i referansebanen. Virkningsberegningene angir derfor betingede effekter. Tabell 5 viser virkninger på utvalgte makroøkonomiske variable som prosentvise avvik fra referansebanen.

Den økonomiske veksten påvirkes lite av endringene fra referanse- til harmoniseringsalternativet. Det er bruttoproduktet i annen industri (industri eksklusive treforedling og kraftintensiv industri) som i sterkeste grad blir påvirket negativt, med 0,9-1,0 prosent reduksjon i forhold til i referansebanen. Bruttoproductet i elektrisitetssektoren er 1,5-2,0 prosent høyere enn i referansebanen som følge av etterspørselsvekst og økt kraftutbygging. Den økte aktiviteten i kraftsektoren trekker, via investeringsvareetterspørselen, med seg bygge- og anleggsektoren. Det forklarer økningen i bruttoproduktet i samlesektoren annen næringsvirksomhet. Det private konsumet reduseres med 0,2-0,3 prosent sammenlignet med referansebanen. Både timelønn og kapitalpris reduseres med rundt 0,2 prosent i forhold til i referansebanen. Lavere aktivitet reduserer kapital- og arbeidskraftetterspørselen, og siden alle ressurser utnyttes faller prisen på disse to primære innsatsfaktorene.

Virkningene er sterkere i opptrappingsalternativet. Reduksjonen i BNP for fastlands-Norge blir 0,8-0,9 prosent i forhold til i referansebanen. Også i dette alternativet er virkningen sterkeste i annen industri, med en reduksjon i bruttoproduktet på over 3 prosent fra referansebanen. Bruttoproductet i kraftsektoren er i dette alternativet 5-6 prosent høyere enn i referansebanen. Reduksjonen i privat konsum fra referansebanen blir 0,4 prosent. Det er en mindre nedgang enn BNP-reduksjonen skulle tilsi. Avgiftsøkningen på fossile brenslers gir økte energipriser og en reduksjon i produksjonen som partielt gir lavere importvolum. Prisøkningen innenlands bidrar videre til at prisen på norske eksportvarer øker. Prisforholdet mellom norske og utenlandske varer vris i favør av utenlandske varer, siden det forenklet er forutsatt uendrede produktpriser i utlandet. Det gir økte importandeler og redusert eksportetterspørsel. Alt i alt realiseres en bytteforholdsgevinst ved at importvolumet reduseres mindre enn eksportvolumet ved en innenlandsk prisøkning. Handelsbalansen målt i verdi er forutsatt uendret fra referansebanen. Dette bidrar til å minske fallet i det private konsumet som følge av avgiftsøkningen.

Likevektsprisene på elektrisitet øker i begge alternativene i forhold til i referansebanen. I 2010 kommer likevektsprisen i harmoniseringsalternativet opp i 30-32 øre/kWh. I opptrappingsalternativet blir likevektsprisen, som følge av den kraftige økte

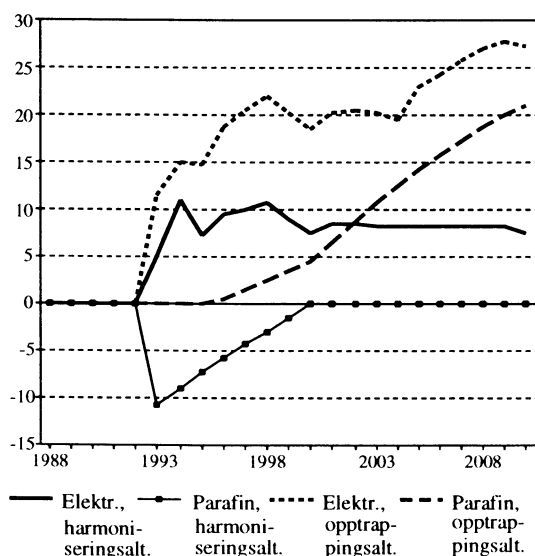
Tabell 5. Utvalgte makroøkonomiske variable i harmoniserings- og opptrappingsalternativet. Prosentvise avvik fra referansebanen

	Harmoniseringsalternativet		Opptrappingsalternativet	
	2000	2010	2000	2010
Annen industri	-0,9	-1,0	-3,4	-3,1
Privat tjenesteyting	-0,2	-0,3	-0,8	-1,0
Offentlig tjenesteyting	0,0	0,0	0,0	0,0
Annen næringsvirksomhet	0,3	0,2	2,0	1,9
Elektrisitetsforsyning	1,5	2,1	4,8	6,4
BNP fastlands-Norge	-0,3	-0,3	-0,8	-0,9
Privat konsum	-0,2	-0,3	-0,4	-0,4
Eksport	-0,6	-0,7	-2,4	-3,5
Import	-0,1	-0,1	-0,7	-0,7
Pris arbeidskraft	-0,2	-0,2	-0,6	-1,3
Pris kapital	-0,2	-0,2	1,1	-1,8

CO₂-avgiften, simulert til 40-42 øre/kWh. Figur 6 viser prosentvise avvik fra referansebanen for kjøperprisene på de to utvalgte energivarene elektrisitet og fyringsparafin.

I harmoniseringsalternativet gir reduksjonen i CO₂-avgiften innenlands fra 1992-93 et fall i parafinprisen på 10 prosent fra 1992-93. Deretter stiger parafinprisen i takt med opptrappingen av CO₂-avgiften, slik at den i år 2000 er tilbake på referansebanens nivå. På grunn av at CO₂-avgiften i utlandet i dette alternativet er høyere enn i referansebanen,

Figur 6. Kjøperpriser på elektrisitet og parafin i harmoniserings- og opptrappingsalternativet. Prosentvise avvik fra referansebanen



blir produksjonskostnaden for kullkraft høyere enn i referansebanen. Det fører til at også den norske elektrisitetsprisen blir 5-10 prosent høyere enn i referansebanen.

Opptrappingsalternativet gir en jevnt stigende pris på fyringsparafin. I år 2000 er CO₂-avgiften 50 kroner høyere pr tonn CO₂ enn i referansebanen. Det medfører at parafinprisen blir om lag 5 prosent høyere enn i referansebanen. Den ytterligere økningen av CO₂-avgiften frem til år 2010 gir 20 prosent høyere parafinpris i 2010 i forhold til i referansebanen. I utlandet vokser CO₂-avgiften fra 0 i 1992 til 200 kr/tonn CO₂ i år 2000, og videre til 350 kr/tonn CO₂ i år 2010. Dette er en kraftig økning i forhold til i referansebanen, hvor CO₂-avgiften i utlandet trappes opp til 75 kr/tonn CO₂ i år 2000 og deretter holdes konstant. Dermed får vi en kraftig økning i kullkraftkostnaden. Dette forplanter seg, gjennom et åpent kraftmarked, til Norge. Følgen er at elektrisitetsprisen blir 20 prosent høyere enn i referansebanen i år 2000, og over 25 prosent høyere i år 2010.

Tabell 6 viser prosentvise avvik fra referansebanen for elektrisitetsbalanse og forbruk av fossile brenslere. På grunn av høyere kraftpriser enn i referansebanen bygges det ut mer norsk vannkraft.

Produksjonskapasiteten for vannkraft ligger i harmoniseringsalternativet 2-3 prosent (2,5-3,5 TWh) høyere enn i referansebanen. Kapasitetsøkningen i opptrappingsalternativet kommer i år 2010 opp på et nivå som er 10 prosent høyere enn i referansebanen. Det vil si at de aller fleste av vannkraftprosjektene i Samlet Plan kategori I er bygget ut. Økt kraftpris i forhold til pris på fossile brenslere

Tabell 6. Elektrisitetsbalanse og forbruk av fossile brenslere til stasjonære formål. Harmoniserings- og opptrappingsalternativet. Prosentvise avvik fra referansebanen

	Harmoniseringsalternativet				Opptrappingsalternativet			
	Elektrisitet		Fossile brenslere		Elektrisitet		Fossile brenslere	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Produksjon	2,3	3,1	0,0	0,0	6,9	10,0	0,0	0,0
+Import	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
-Eksport	52,5	343,1	0,0	0,0	151,2	1143,8	0,0	0,0
=Innenlandsk anvendelse	-1,2	-1,5	1,0	0,7	-3,1	-5,3	-0,4	-7,0
Tap /forbruk i kraftsektoren	0,8	1,1	0,0	0,0	2,7	3,1	0,0	0,0
Kraftintensiv industri	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Alminnelig forsyning	-2,0	-2,3	1,1	0,8	-5,1	-8,3	-0,5	-7,7
Treforedling	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Annen industri	-4,1	-4,5	0,7	0,4	-11,4	-16,7	-3,8	-13,2
Privat tjenesteyting	-4,6	-4,9	-5,0	-5,4	-12,2	-19,0	-14,4	-24,1
Offentlig tjenesteyting	0,0	0,0	2,7	2,6	-1,2	-3,4	3,3	-1,6
Annen næringsvirksomhet	-2,1	-1,9	0,0	0,0	-4,4	-5,9	-0,2	-2,6
Husholdninger	-1,3	-1,4	3,1	2,7	-2,5	-3,6	4,0	-2,9

(fyringsolje/ parafin) i virkningsberegningene bidrar til substitusjon fra elektrisitet til fossile brenslere. Samtidig reduseres samlet energiforbruk som følge av høyere energipriser. Det innenlandske elektrisitetsforbruket blir 1,5 prosent lavere i harmoniseringsalternativet enn i referansebanen i år 2010. I makro forårsaker substitusjonsvirkningene av høyere energipriser at forbruket av fossile brenslere øker med 0,7 prosent i harmoniseringsalternativet i forhold til i referansebanen i år 2010, selv om prisen på fossile brenslere er uendret. I opptrappingsalternativet blir reduksjonen i innenlands elektrisitetsforbruk 3,1 prosent i år 2000 og 5,3 prosent i år 2010 i forhold til referansebanen. Forbruket av fossile brenslere reduseres også i opptrappingsalternativet i forhold til i referansebanen. I makro er skalaeffekten av høyere energipriser sterkere enn vridningseffekten av økt elektrisitetspris i forhold til prisen på fossile brenslere. I år 2010 er forbruket av fossile brenslere 7 prosent lavere i opptrappingsalternativet enn i referansebanen. I tillegg til prisvirkningen i hver sektor endres også sektorsammensetningen, jfr. tabell 5. Kombinert med ulik følsomhet for energiprisøkninger fører dette til at forbruksendringene ikke blir lineære. Utvidet produksjonskapasitet og lavere forbruk av kraft innenlands åpner for økt eksport av elektrisitet i virkningsberegningene i forhold til i referansebanen. I harmoniseringsalternativet blir eksporten simulert til 7,1 TWh i år 2010, og i opptrappingsalternativet til 19,9 TWh i år 2010.

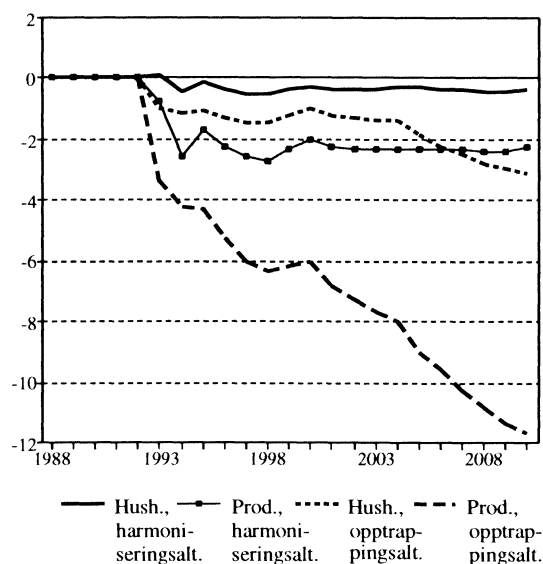
Høyere energipriser bidrar til lavere energiintensiteter. Figur 7 viser prosentvise avvik fra referansebanen i energiintensitetene for produksjons- og husholdningssektoren.

Reduksjonen i energiintensitetene er kraftigere i produksjonssektorene (eksklusive kraftintensiv industri og treforedling) enn i husholdningssektoren. I harmoniseringsalternativet reduseres energiintensiteten i husholdningene med under 1 prosent fra referansebanen i 2010, mens energiintensiteten i produksjonssektorene faller med 2 prosent. I opptrappingsalternativet reduseres energiintensiteten i husholdningene med 3 prosent, og energiintensiteten i produksjonssektorene er 12 prosent lavere enn i referansebanen.

Ved vurdering av CO₂-utslippene i virkningsberegningene har vi også sett på endringer i CO₂-utslipp i utlandet. Endringene i CO₂-utslipp i utlandet er beregnet ut fra nedgangen i kullforbruket som følger av import av vannkraft. Tabell 7 viser endringer i CO₂-utslipp (millioner tonn) fra referansebanen til virkningsberegningene i Norge og utlandet.

Endringene i innenlandske CO₂-utslipp er relativt små, og følger i store trekk endringene i forbruket av fossile brenslere. Den største effekten kommer i opptrappingsalternativet i år 2010, hvor in-

Figur 7. Energiintensiteter i harmoniserings- og opptrappingsalternativet. Prosentvise avvik fra referansebanen



Tabell 7. Endring i CO₂-utslipp fra referansebanen. Millioner tonn

	Harmoniseringsalternativet		Opptrappingsalternativet	
	2000	2010	2000	2010
Norge	0,2	0,1	0,1	-0,5
Utlandet	-3,6	-5,0	-10,4	-16,5
Nettovirkning	-3,4	-4,9	-10,3	-17,0

nenlandske CO₂-utslipp fra stasjonære kilder er 0,5 millioner tonn lavere enn i referansebanen. I utgangspunktet er det overraskende at utslippsreduksjonen i Norge som følge av en såpass høy CO₂-avgift er så liten. Vi må her huske at kraftprisen øker sterkere enn prisen på fossile brenslere ved en CO₂-avgift. Substitusjonsvirkningen og skalaeffekten trekker dermed i hver sin retning. Årsaken til at utslippene i Norge i det hele tatt faller, er at skalaeffekten såvidt er sterkere enn substitusjonsvirkningen. Endringene i CO₂-utslipp i utlandet er derimot langt kraftigere. Eksporten av elektrisitet fra Norge i harmoniseringsalternativet bidrar til at CO₂-utslippene blir 3,6 millioner tonn lavere i år 2000 og 5 millioner tonn lavere i år 2010 enn i referansebanen. I opptrappingsalternativet bidrar krafteksporten til at CO₂-utslippene i utlandet blir 10,3 millioner tonn (år 2000) og 16,5 millioner tonn (år 2010) lavere enn i referansebanen.

Avsluttende merknader

Ved analyser av CO₂-politikk er behandlingen av kraftmarkedet viktig. I mange land er elektrisitetsproduksjonen basert på bruk av kull med lav virkningsgrad og høyt CO₂-innhold. En kostnadseffektiv CO₂-reduksjon innebærer at CO₂-utslippene reduseres der det faller billigst. I et regime der kraftprisene i utlandet bestemmer norske kraftpriser, kan en opptrapping av CO₂-avgiftene i utlandet gi økte elektrisitetspriser i Norge. Økte elektrisitetspriser kan gi en overgang til relativt mer bruk av fossile brensler, og dermed økte CO₂-utslipp i Norge. Årsaken til dette ligger ikke bare i at Norge har en høyere CO₂-avgift enn i utlandet i utgangspunktet. Det er også viktig å være klar over at en CO₂-avgift gir et større tillegg i elektrisitetsprisen enn i prisen på f.eks. fyringsolje regnet pr nyttiggjort energienhet, siden virkningsgraden i kullkraftproduksjon er langt lavere enn ved bruk av olje til oppvarmingsformål i husholdninger og bedrifter.

Økt kraftpris bedrer lønnsomheten av ny vannkraftutbygging i Norge, og den høyere elektrisitetsprisen gir redusert kraftetterspørsel hvilket frigjør norsk vannkraft for eksport til utlandet. Dermed kan CO₂-intensiv kullkraftproduksjon erstattes med kraftimport fra Norge. Nettoeffekten i Norge og utlandet av økt norsk krafteksport og økte priser på elektrisitet vil i følge våre beregninger være lavere utslipp av CO₂. Økte elektrisitetspriser gjør vannkraftressursene mer verdifulle. Det kan kompensere noe for eventuelle fall i verdien av norske oljeressurser som følge av internasjonal CO₂-politikk.

Referanser

Bye, B., T. Bye og L. Lorentsen (1989): "SIMEN Studier av industri, miljø og energi fram mot år 2000". Fabritius forlag.

Carlsen, A., J. Strand og F. Wenstøp (1991): "Beregninger av implisitte miljøkostnader ved utbygging av vannkraft". Sosialøkonomen nr. 10 1991.

ELSAM (1992): "Beretning og regnskap 1991". Elsam - Samarbejdsorgan for syv jysk-fynske kraftværker, Fredericia, Danmark.

Johnsen, T.A. (1991): "Modell for kraftsektoren". Rapporter 91/12, Statistisk sentralbyrå.

Moum, K. (red.) (1992): "KLØKT Klima, økonomi og tiltak". Rapporter 92/3, Statistisk sentralbyrå.

Mysen, H.T. (1991): "Substitusjon mellom olje og elektrisitet i produksjonssektorene i en makromodell". Rapporter 91/7, Statistisk sentralbyrå.

NOE (1993): "Fossile brenslers plass i det norske energimarked". Rapport fra en arbeidsgruppe avgitt til Nærings- og energidepartementet 27.09.1993.

Nordel (1990): "Det nordiske elkraftsystem 2000. Energisamkøring. Effektsamarbejde". Rapport fra Produksjonsgruppen til Nordels Planlægningsudvalg, juni 1990.

NVE (1993): "Fastkraftkostnad for ny vannkraft". ER-notat nr. 13/93, Norges vassdrags- og energiverk.

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 - bygge- og 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*

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.

	1988	1989	1990	1991	1992	-----1993-----					
						Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Råolje	4.7	6.2	6.8	7.8	8.9	9.9	9.7	9.7	8.2	10.1	9.7
Naturgass	2.5	2.6	2.3	2.3	2.4	2.5	2.3	2.5	1.7	2.2	1.8

TABELL B2: PRODUKSJONSINDEKS ETTER NÆRING OG ANVENDELSE

Sesongjusterte indekser. 1990=100.

Årsindeksene er et gjennomsnitt av månedsindeksene for året.

	1988	1989	1990	1991	1992	-----1993-----					
						Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Produksjon etter næring:											
Oljeutv., bergv.dr., ind. og kraft	91	100	100	102	109	111	109	111	107	117	117
Oljeutv. og bergverksdrift	78	100	100	111	123	130	125	131	116	139	142
Industri	100	100	100	98	100	101	101	100	102	106	102
Kraftforsyning	92	100	100	91	97	97	92	91	99	96	97
Produksjon etter konkurransestype:											
Skjermet industri	99	100	100	102	103	103	102	101	100	109	102
Utekonk. industri og bergv.	96	100	100	98	97	100	101	98	103	99	101
Hjemmekonkurrerende i alt	101	100	100	97	100	100	100	101	102	107	102
Hjemmekonk. konsumvareind.	102	100	100	98	96	98	97	96	97	107	96
Hjemmekonk. inv.vareind.	101	100	100	97	101	100	100	102	103	107	104

TABELL B3: INDUSTRIPRODUKSJON - PRODUKSJONSINDEKSEN

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

	1990	1991	1992	-----1993-----					
				Feb.	Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli
Industri ialt	0.1	-1.6	1.5	1.5	1.6	-0.4	0.7	1.0	2.9
Næringsmidler, drikkev. og tobakk	-1.9	3.2	0.7	0.8	2.6	-1.3	-4.2	-4.3	-1.5
Tekstilvarer, bekledn.v., lær mv.	1.3	-0.5	-3.7	-3.7	-6.2	-10.5	-7.4	-6.5	-2.4
Trevarer	-4.8	-7.7	-0.9	-4.6	-5.7	-7.7	-4.7	-2.6	0.4
Treforedling	-1.2	-1.1	-2.1	4.2	6.0	2.7	9.8	5.7	6.8
Grafisk produksjon og forlagsv.	-1.0	0.3	-0.4	-1.1	-1.8	-2.8	-1.1	0.5	2.4
Kjemiske prod., mineraloljep. mv.	6.6	-5.0	-1.1	6.1	6.3	4.3	3.3	5.8	6.3
Mineralske produkter	-2.8	-12.0	4.2	-2.0	-1.1	-0.8	4.5	4.5	2.2
Jern, stål og ferrolegeringer	-1.4	-5.2	3.4	-7.1	-2.1	-2.1	-5.0	-5.4	-2.3
Ikke-jernholdige metaller	1.1	0.8	-1.3	-0.7	-1.7	-3.1	-2.0	-0.4	4.1
Metallvarer	-1.3	-1.6	2.1	5.0	4.6	3.4	3.6	4.0	4.7
Maskiner	0.1	-2.8	11.2	6.7	5.9	4.0	5.0	2.7	2.8
Elektriske apparater og materiell	-0.3	-5.9	1.7	1.8	1.5	1.6	7.5	9.9	14.9
Transportmidler	2.4	3.8	1.8	-2.4	-4.0	-6.3	-4.5	-3.6	-2.6
Tekn. og vitensk. instr. mv.	6.9	4.9	1.8	5.0	4.6	4.1	5.4	5.8	6.3
Industriproduksjon ellers	3.8	4.5	0.3	4.7	7.4	6.8	15.5	15.0	17.9

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.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B4: ORDREILGANG - INDUSTRI

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

	1989	1990	1991	1992	-----1991-----			-----1992-----				--1993--	
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv

Produksjon av kjemiske råvarer:													
Ordretilgang i alt	231	231	244	228	250	250	212	236	234	228	213	248	284
For eksport	273	260	248	253	253	265	204	279	256	248	231	292	316
Fra hjemmemarkedet	172	190	239	192	242	224	225	185	197	197	189	174	209
Produksjon av metaller:													
Ordretilgang i alt	394	318	287	268	302	290	289	271	271	269	261	270	248
For eksport	436	352	321	297	338	328	322	302	302	300	285	300	273
Fra hjemmemarkedet	253	204	171	169	174	168	170	171	162	166	176	174	161
Produksjon av verkstedprodukter ekskl. transportmidler og oljerigger mv.:													
Ordretilgang i alt	214	224	212	208	224	186	231	218	241	193	179	207	213
For eksport	338	339	331	314	348	307	353	318	345	332	261	322	293
Fra hjemmemarkedet	164	177	164	165	169	143	180	179	194	142	144	161	177

TABELL B5: ORDRERESERVER - INDUSTRI

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

	1989	1990	1991	1992	-----1991-----			-----1992-----				--1993--	
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv

Produksjon av kjemiske råvarer:													
Ordreserver i alt	187	165	176	150	168	177	154	166	140	138	156	165	178
For eksport	194	175	174	174	151	173	173	189	152	155	201	197	222
Fra hjemmemarkedet	179	153	179	120	188	181	131	138	126	117	100	109	101
Produksjon av metaller:													
Ordreserver i alt	283	249	242	211	260	239	220	223	222	201	198	223	207
For eksport	334	292	286	251	307	283	260	266	262	238	239	273	251
Fra hjemmemarkedet	150	138	128	106	137	124	117	113	116	103	91	94	93
Produksjon av verkstedprodukter ekskl. transportmidler og oljerigger mv.:													
Ordreserver i alt	253	246	257	278	258	254	264	275	290	285	263	274	276
For eksport	443	466	427	442	435	422	432	445	458	454	410	449	428
Fra hjemmemarkedet	172	152	184	208	182	182	192	202	218	212	200	199	211

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B6: PÅLØPTE INVESTERINGSKOSTNADER FOR OLJEUTVINNING

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

	1989	1990	1991	1992	-----1991-----			-----1992-----			--1993--		
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv
Leting:													
I alt	1251	1285	2034	1920	2046	1947	2604	1840	2065	1732	2042	1403	1096
Undersøkelserboringer	864	904	1326	1288	1277	1318	1702	1257	1343	1240	1311	735	600
Generelle undersøkelser	114	93	256	235	263	287	343	192	340	227	181	103	355
Felt eval. og - undersøk	103	129	212	91	282	166	346	19	102	102	139	93	194
Adm. og andre kostnader	171	159	240	290	224	177	213	372	214	163	411	472	-53
Feltutbygging:													
I alt	5665	4878	5566	7216	4615	5771	7016	6431	6172	7882	8379	8042	8619
Varer	2436	3141	3023	3668	2596	3002	3483	3647	3136	3624	4264	4207	4554
Tjenester	2952	1390	2251	3021	1766	2400	3142	2378	2574	3722	3408	3323	3387
Produksjonsboring	277	347	292	532	253	368	390	406	462	536	724	512	679
Felt i drift:													
I alt	803	994	1274	1269	1398	1364	1313	1337	1308	1183	1247	1245	1702
Varer	85	203	201	166	157	222	309	187	196	157	122	63	168
Tjenester	120	188	256	179	325	232	213	214	199	188	116	123	162
Produksjonsboring	598	603	817	925	916	910	791	937	913	839	1009	1059	1372

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-----			-----1993-----			
				4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv
Utførte	2588	2619	2652	2799	2568	2335	2643	3063	2335	2387	..
Antatte	2962	3101	2700	3004	2680	2843	2903	2375	2864	3046	2648

TABELL B8: BOLIGBYGGING

Antall boliger i 1000. Sesongjustert. 1). Tallene for årene viser gjennomsnittet av månedstallene for det samme året.

	1990	1991	1992	-----1993-----						
				Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	
Boliger satt igang		1.8	1.4	1.2	1.1	1.2	1.2	1.0	1.3	1.3
Boliger under arbeid		25.2	19.0	15.4	14.0	13.7	13.6	13.6	13.7	13.5
Boliger fullført		2.2	1.7	1.4	1.0	1.6	1.1	1.0	1.3	1.5

1) Seriene er sesongjustert uavhengig av hverandre.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B9: DETALJOMSETNINGSVOLUM

Sesongjustert indeks.1) 1992=100. Tallene for årene viser gjennomsnittet av månedstallene for det samme året.

	1988	1989	1990	1991	1992	-----1993-----					
						Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Omsetning ialt	99	97	99	97	99	98	99	98	99	101	101

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)

	1990	1991	1992	-----1993-----					
				Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Omsetning i alt	1.8	-1.9	3.3	-1.5	-1.4	-1.5	-0.7	1.8	..
Detaljomsättning etter næring:									
Nærings- og nytelsesmidler	1.3	0.4	4.3	0.1	0.8	-0.1	1.0	2.2	..
Bekledning og tekstilvarer	13.4	5.3	-1.1	-11.8	-10.6	-6.8	-5.7	-2.6	..
Møbler og innbo	2.5	0.7	1.7	-6.6	-6.9	-5.6	-1.8	1.6	..
Jern, farge, glass, stent. og sport	-4.6	1.6	-6.1	-1.6	-0.9	1.7	3.6	9.3	..
Ur, opt., musikk, gull og sølv	17.4	2.4	3.3	-2.6	-2.6	-2.2	-1.8	-0.4	.
Motorkjøretøyer og bensin	-2.4	-10.0	6.0	-2.3	-3.3	-3.8	-3.7	0.1	..
Reg. nye personbiler	11.9	-13.4	11.8	-5.3	-7.7	-5.9	-0.1	8.6	13.6

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)

	1989	1990	1991	1992	----1991----			-----1992-----			--1993--		
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv
Arbeidssøkere uten arbeidsinntekt:													
Kvinner	45	46	48	50	46	52	46	48	50	57	43	49	49
Menn	61	66	68	76	64	70	66	84	76	74	71	86	79
Totalt	106	112	116	126	110	123	112	132	126	131	115	135	130

Tallet på sysselsatte 1) 2049 2030 2010 2004 1997 2046 2009 1980 1996 2035 2005 1970 1998

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.

	1990	1991	1992	-----1993-----					
				Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.
Sesongjusterte tall:									
Registrerte arbeidsløse 1000 pers.	92.8	100.8	114.4	121.0	115.9	120.7	133.8	118.0	115.5
Ujusterte tall:									
Registrerte arbeidsløse 1000 pers.	92.7	100.7	114.4	120.1	108.4	123.7	134.5	128.1	109.4
Herav: Permitterte 1000 pers.	15.8	9.9	8.8	12.1	9.1	7.2	5.7	6.2	6.0
Ledige plasser 1000 pers.	6.6	6.5	6.4	10.8	7.2	7.4	5.3	6.3	6.7
Arbeidsløshetsprosenten 1)	4.3	4.7	5.4	5.6	5.1	5.8	6.3	6.0	5.1
Arb.løse/led.plasser	14.6	16.9	19.4	11.1	15.1	16.8	25.4	20.4	16.4

1) Registrerte ledige i prosent av arbeidsstyrken ifølge AKU.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR NORGE

TABELL B13: TIMEFORTJENESTE

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

	1990	1991	1992	---1991---		-----1992-----				---1993---	
				3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv
Industri, kvinner	81.7	86.6	89.2	87.3	88.3	87.7	88.8	89.7	90.5	90.4	91.8
Industri, menn	94.6	99.5	102.7	100.0	100.8	100.9	103.3	102.9	103.6	103.5	105.9
Bygge- og anl., menn	101.4	107.0	110.5	107.7	109.4	107.7	110.6	111.4	112.5	112.1	112.1

TABELL B14: KONSUMPRISINDEKSEN

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

	1990	1991	1992	-----1993-----						
				Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	
Ialt	4.1	3.4	2.3	2.6	2.5	2.3	2.2	2.2	2.2	
Varer og tjenester etter konsumgruppe:										
Matvarer ialt	3.2	1.7	1.4	-1.4	-1.8	-1.8	-1.1	-1.1	-0.5	
Drikkevarer og tobakk	7.0	7.1	9.1	4.2	4.5	4.4	1.7	1.8	1.8	
Klær og skotøy	2.1	1.8	1.7	2.7	2.5	3.1	3.4	3.7	2.6	
Bolig, lys og brensel	6.4	4.5	2.3	3.2	3.2	2.9	2.8	2.9	2.6	
Møbler og husholdningsartikler	2.6	2.2	0.4	2.0	2.1	2.1	2.1	2.1	2.1	
Helsepleie	8.5	6.9	6.0	6.0	6.0	6.0	3.1	2.5	2.3	
Reiser og transport	2.9	3.0	2.0	4.1	3.9	3.9	3.2	3.1	3.4	
Fritidssysler og utdanning	4.6	4.4	3.3	3.4	3.4	3.2	3.2	3.3	3.3	
Andre varer og tjenester	3.3	3.4	2.2	2.3	2.3	1.1	0.8	1.0	1.0	
Varer og tjenester etter leveringssektor:										
Jordbruksvarer	4.8	1.5	1.3	-2.0	-2.8	-2.8	-1.8	-1.8	-1.4	
Andre norskproduserte konsumvarer	5.3	5.3	2.5	3.3	3.2	3.1	2.6	2.6	2.5	
Importerte konsumvarer	1.7	2.0	1.8	3.1	3.0	3.2	3.4	3.5	3.9	
Husleie	6.5	4.9	3.7	3.2	3.2	2.8	2.8	2.8	2.3	
Andre tjenester	3.7	2.4	2.3	2.7	2.7	2.3	1.5	1.4	1.5	

TABELL B15: ENGROSPRISER

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

	1990	1991	1992	-----1993-----						
				Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.	Sep.	
Ialt	3.7	2.5	0.1	-0.2	-0.4	-0.5	-0.2	0.2	0.1	
Matvarer og levende dyr	4.5	4.4	1.1	-2.2	-1.9	-2.0	-2.6	-2.5	-2.1	
Drikkevarer og tobakk	4.9	4.9	6.5	1.7	1.8	2.0	0.7	0.3	0.1	
Råvarer, ikke spis., u. brenselst.	-0.2	-1.0	-3.1	-4.9	-6.0	-5.4	-4.3	-3.2	-3.1	
Brenselstoffer, -olje og el.kraft	10.2	1.9	-3.5	-2.5	-3.2	-4.3	-2.9	-1.8	-3.0	
Dyre- og plantefett, voks	1.9	3.1	5.4	-0.7	0.6	0.5	0.2	-0.2	-1.3	
Kjemikalier	-1.4	1.8	0.2	1.4	1.6	2.2	2.8	3.6	3.1	
Bearbeidde varer etter materiale	1.5	1.1	0.1	-0.2	-0.3	-0.1	0.0	0.3	0.4	
Maskiner og transportmidler	2.6	2.6	1.4	4.4	4.3	4.2	4.4	4.6	4.6	
Forskjellige ferdigvarer	2.6	3.6	2.0	2.4	2.4	2.4	2.5	2.9	3.0	

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.

	1988	1989	1990	1991	1992	-----1993-----					
						Mars	Apr.	Mai	Juni	Juli	Aug.
Eksport 1)	7.8	8.9	9.5	9.2	9.0	8.3	9.0	9.3	9.5	9.1	10.7
Import 2)	11.5	11.5	12.8	12.8	12.9	12.7	12.3	12.2	13.1	13.5	14.0
Import 3)	11.4	11.4	12.7	12.7	12.8	12.6	12.2	12.2	13.0	13.3	13.9

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.

	1989	1990	1991	1992	-----1991-----			-----1992-----			--1993--		
					2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv	3.kv	4.kv	1.kv	2.kv
Sesongjusterte tall:													
Eksportvolum 1)	110	122	120	126	120	117	119	124	125	126	126	120	129
Importvolum 2)	95	106	108	110	109	106	110	110	106	117	109	108	103
Ujusterte tall:													
Eksportpriser 1)	106	102	100	93	101	101	98	93	93	93	95	94	93
Importpriser 2)	106	107	105	103	104	107	107	104	103	101	103	103	103

1)Uten skip, oljeplattformer, råolje og naturgass.

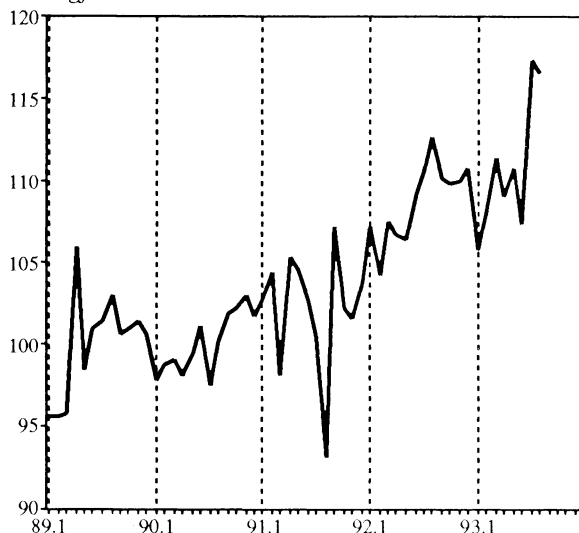
2)Uten skip og oljeplattformer.

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.

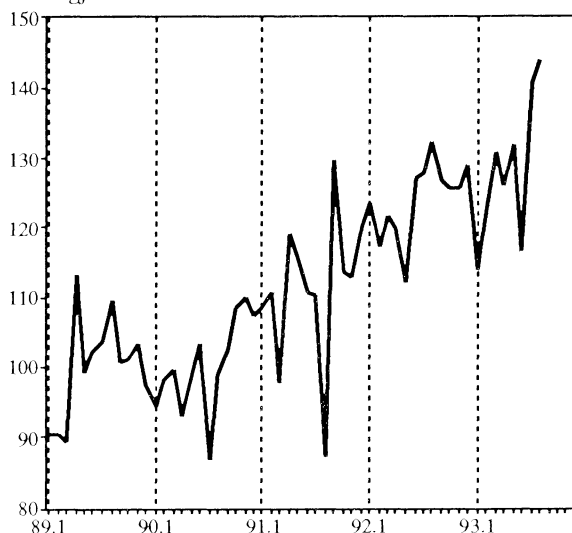
PRODUKSJONSINDEKS

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



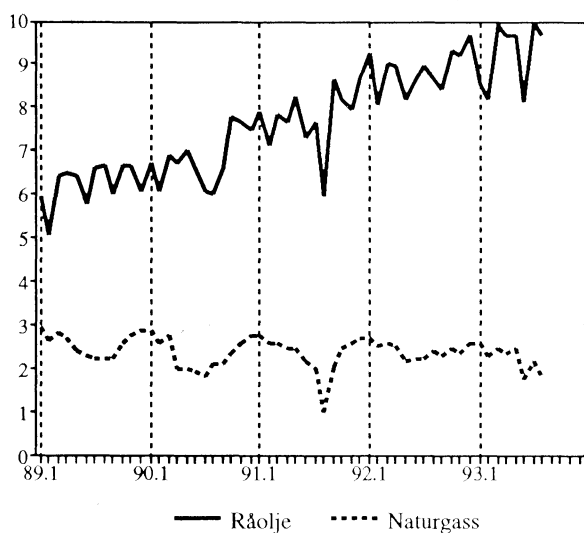
PRODUKSJONSINDEKS

Utvinning av råolje og naturgass.
Sesongjustert. 1990=100



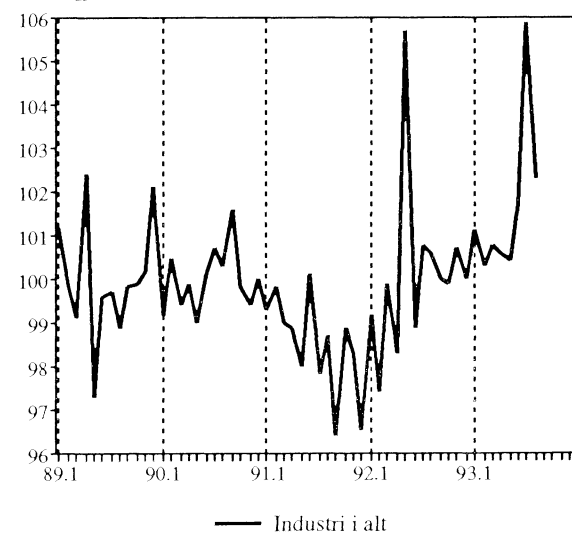
OLJE- OG GASSPRODUKSJON

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



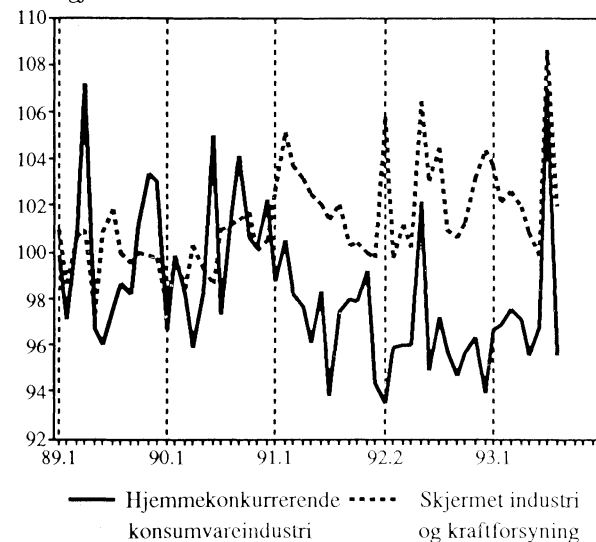
PRODUKSJONSINDEKS

Sesongjustert. 1990=100



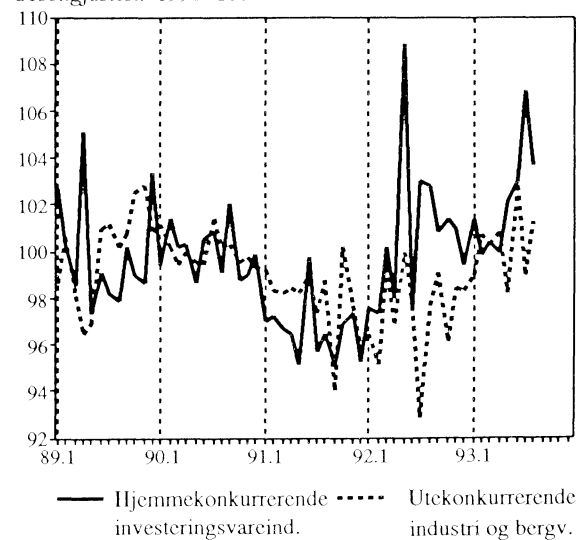
PRODUKSJONSINDEKS ETTER KONKURRANSETYPE

Bergverksdrift, industri og kraftforsyning.
Sesongjustert. 1990=100



PRODUKSJONSINDEKS ETTER KONKURRANSETYPE

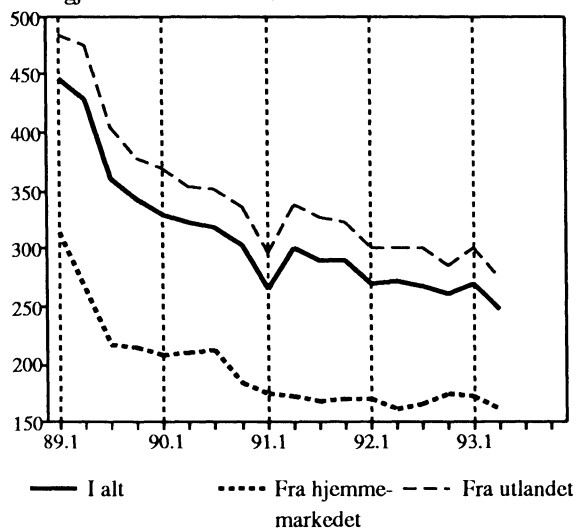
Bergverksdrift, industri og kraftforsyning.
Sesongjustert. 1990=100



ORDRETILGANG.

Metaller

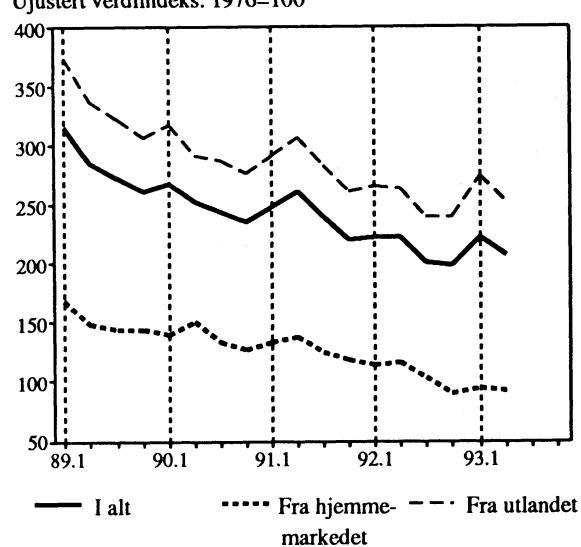
Sesongjustert verdiindeks. 1976=100



ORDERRESERVER

Metaller

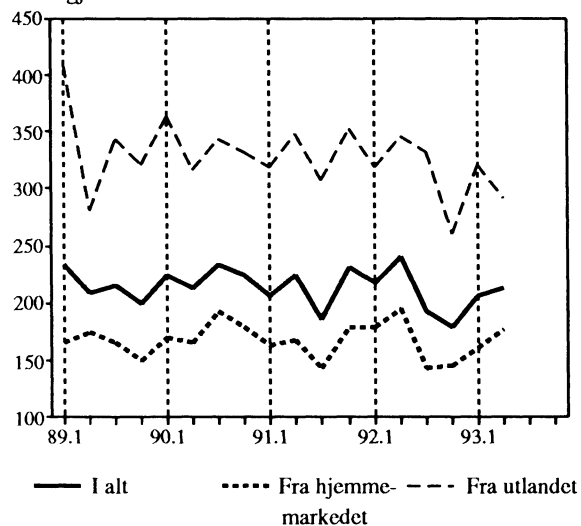
Ujustert verdiindeks. 1976=100



ORDRETILGANG

Verkstedprodukter uten transportmidler og oljeplattformer mv.

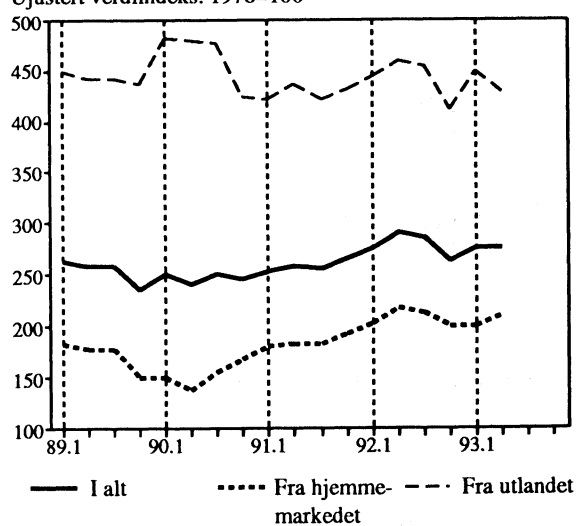
Sesongjustert verdiindeks. 1976=100



ORDERRESERVER

Verkstedprodukter uten transportmidler og oljeplattformer mv.

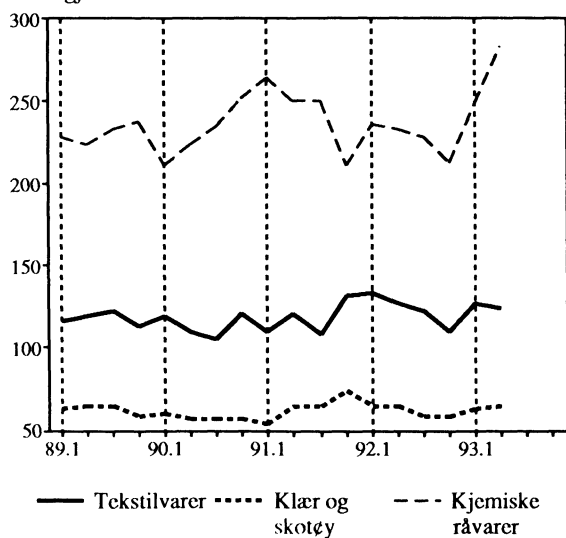
Ujustert verdiindeks. 1976=100



ORDRETILGANG

Tekstilvarer, klær og skotøy og kjemiske råvarer.

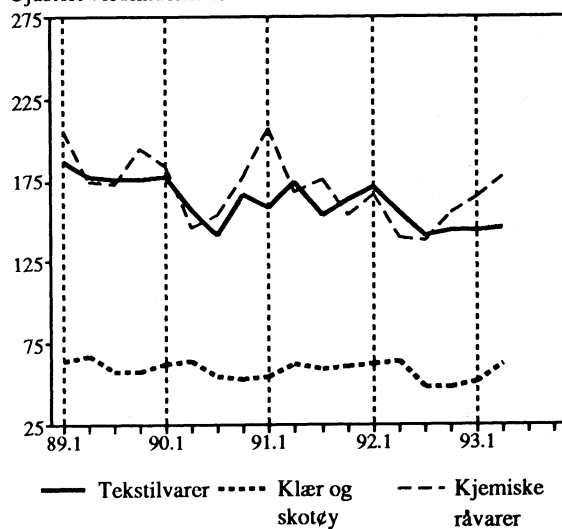
Sesongjustert verdiindeks. 1976=100



ORDERRESERVER

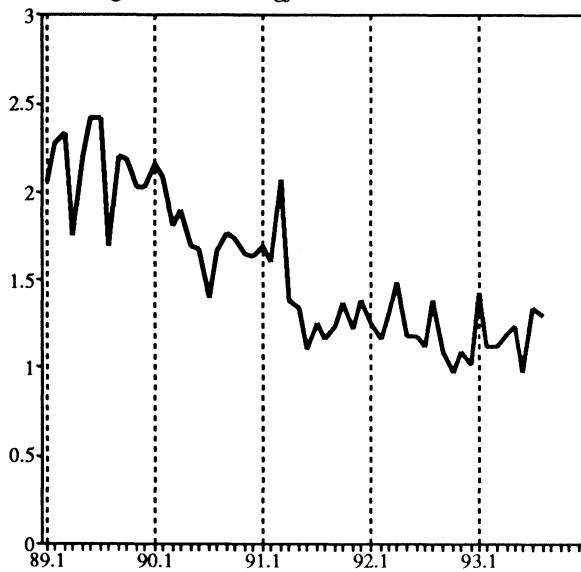
Tekstilvarer, klær og skotøy og kjemiske råvarer

Ujustert verdiindeks. 1976=100



BYGG SATT IGANG

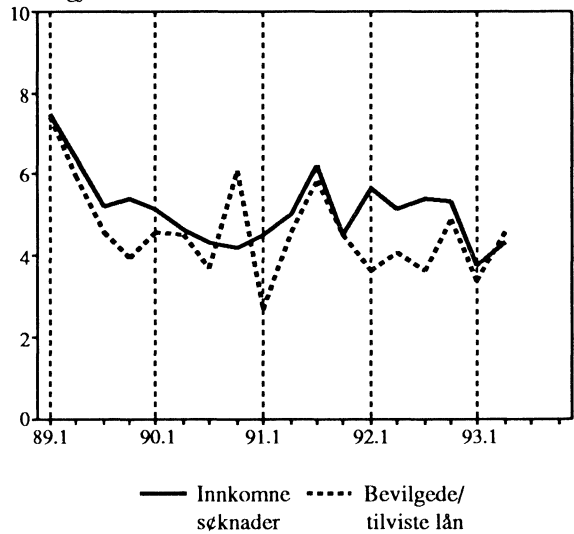
Antall boliger i tusen. Sesongjustert



BOLIGLÅN NYE BOLIGER

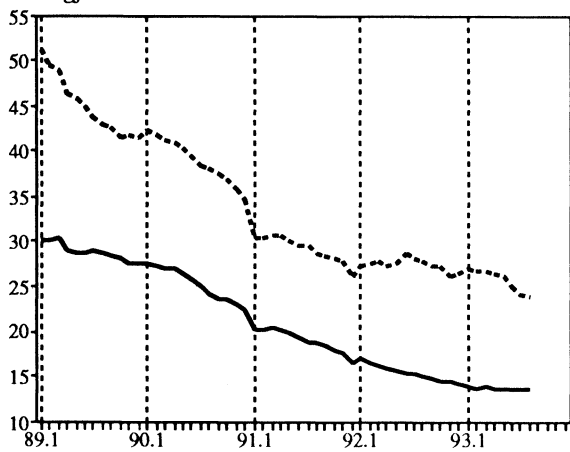
Antall oppføringslån fra Husbanken i 1000.

Sesongjustert



BYGG UNDER ARBEID

Sesongjustert

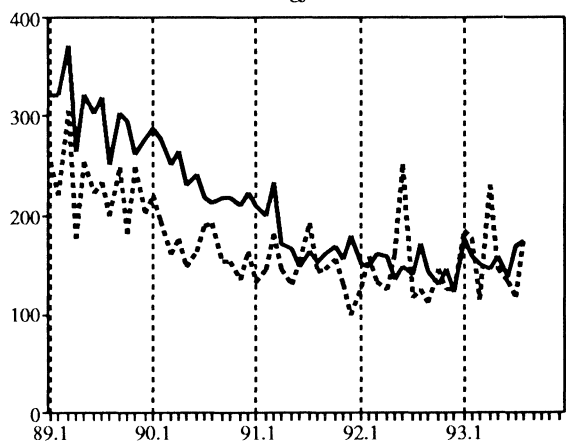


— Boliger antall i 1000 ····· Andre bygg, bruksareal
i 100 000 kvm.1)

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

BYGG SATT IGANG

Bruksareal i tusen kvm. Sesongjustert.

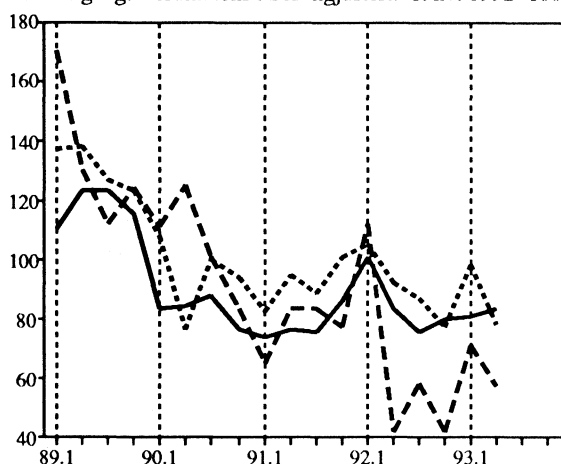


— Boliger ····· Andre bygg 1)

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

BYGGE- OG ANLEGGSVIRKSOMHET

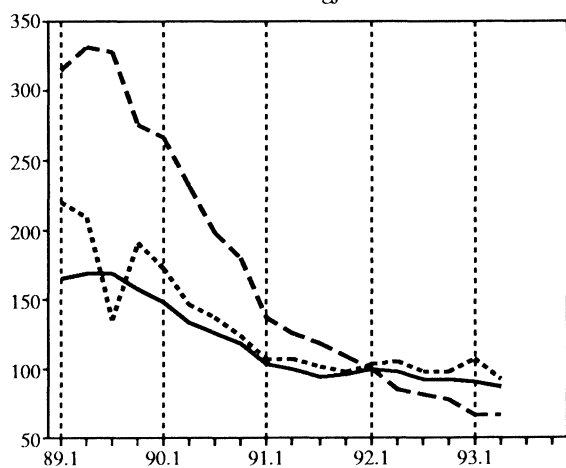
Ordretilgang. Verdiindeks. Sesongjustert. 1. kv. 1992=100



— I alt ····· Andre bygg - - - Boligbygg

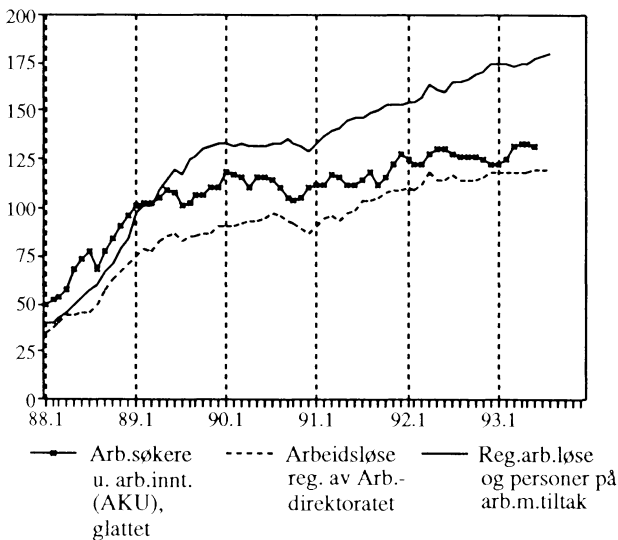
BYGGE- OG ANLEGGSVIRKSOMHET

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



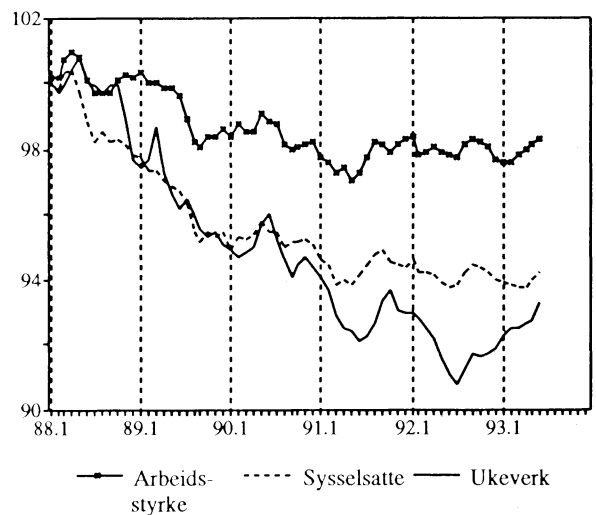
— I alt ····· Andre bygg - - - Boligbygg

ARBEIDSLEDIGE, 1000 PERSONER
Sesongjusterte månedstall



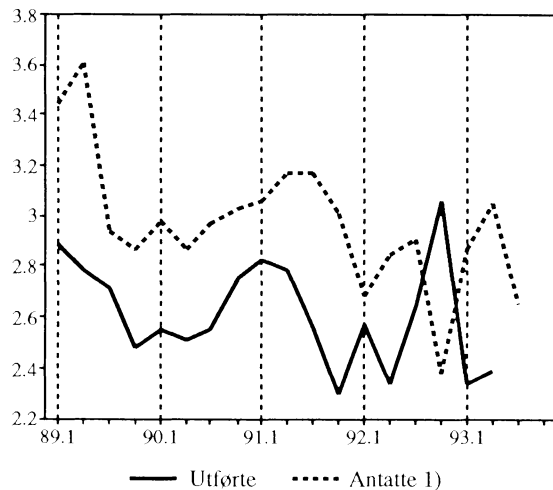
Kilde: SSB.

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



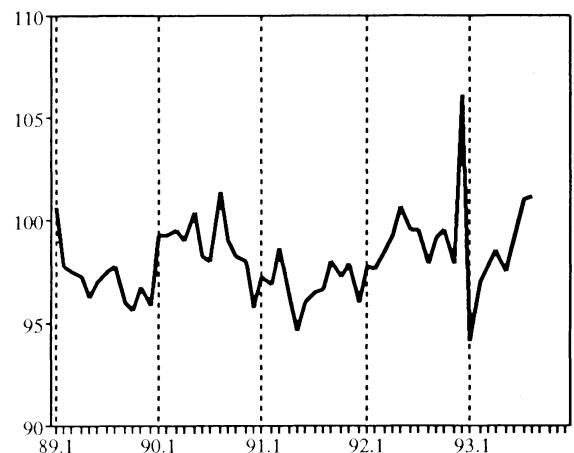
Kilde: SSB.

ANTATTE OG UTFØRTE INVESTERINGER I INDUSTRI
Sesongjusterte verditall. Milliarder kroner pr. kvartal.

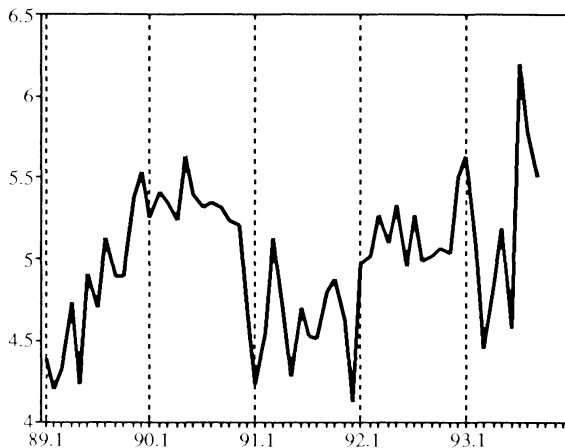


1) Anslag gitt i samme kvartal.

DETALJOMSETNING
Sesongjustert volumindeks. 1990=100

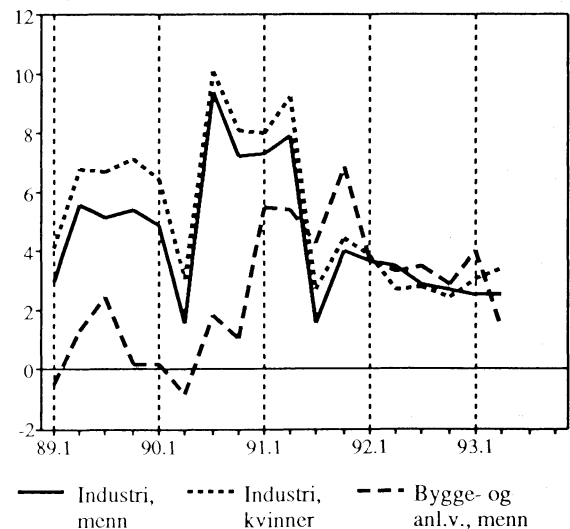


REGISTRERTE NYE PERSONBILER
1000 stk. Sesongjustert.

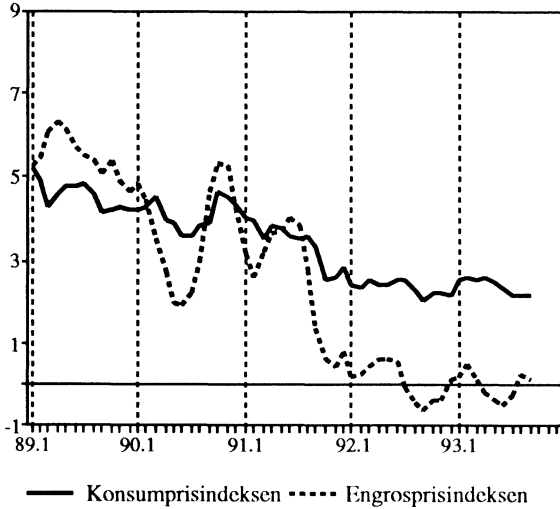


LØNNINGER

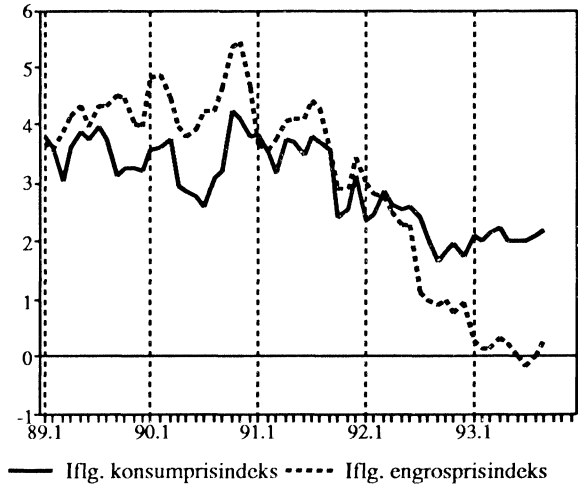
Gjennomsnittlig timefortjeneste i industri og bygge- og anleggsvirksomhet, prosentvis endring fra ett år før.



INNENLANDSKE PRISER
Prosent endring fra ett år tidligere

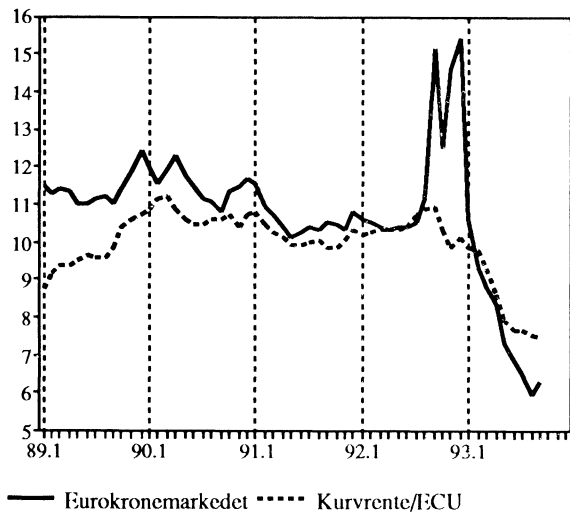


PRISSTIGNING FOR KONSUMVARER 1)
Prosent endring fra ett år tidligere.

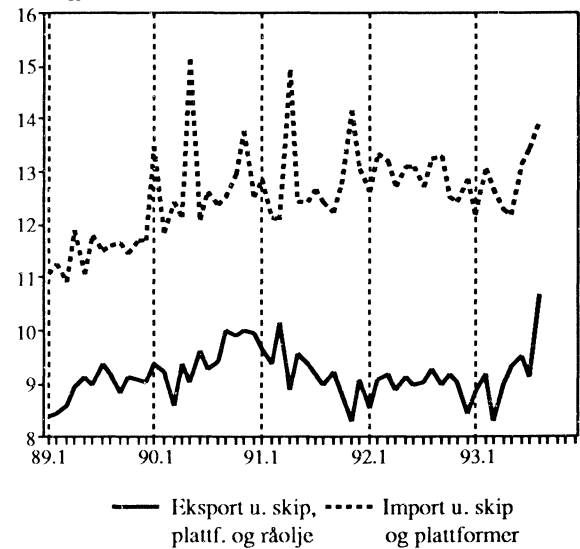


1) Konsumprisindeksen for varer omsatt gjennom detaljhandelen og engrosprisindeksen for varer til konsum.

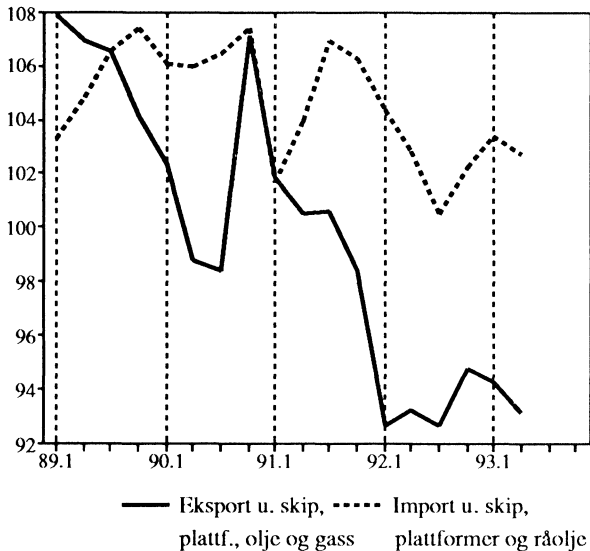
NOMINELL RENTE PÅ TRE-MÅNEDERS Plasseringer
Prosent



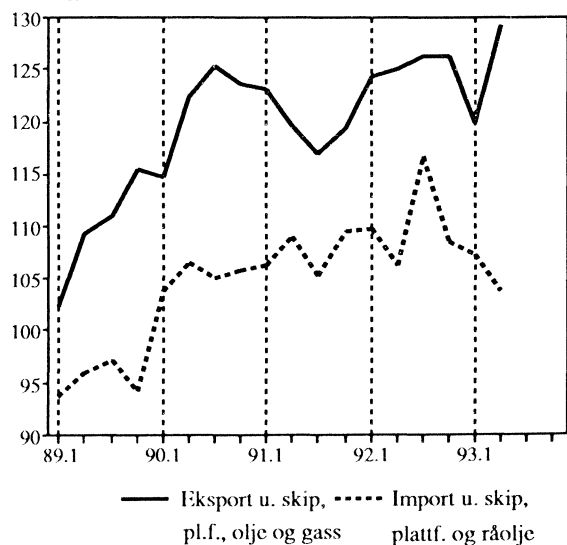
UTENRIKSHANDEL MED TRADISJONELLE VARER
Sesongjusterte verditall. Milliarder kroner.



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.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	0,3	1,2	0,8	2,0	1,2	1,1	0,7	2,8
Frankrike.....	2,3	4,5	4,1	2,5	0,7	1,3	-0,7	1,5
Italia.....	3,1	4,1	2,9	2,1	1,3	0,9	-0,2	1,7
Japan.....	4,1	6,2	4,7	4,8	4,0	1,3	1,0	3,3
USA.....	3,1	3,9	2,5	0,8	-1,2	2,1	2,6	3,1
Storbritannia.....	4,8	4,4	2,1	0,5	-2,2	-0,6	1,8	2,9
Sverige.....	2,8	2,3	2,3	1,4	-1,7	-1,7	-2,0	1,4
Tyskland ¹⁾	1,3	3,6	3,3	4,8	3,7	2,0	-1,9	1,4
Norge.....	2,0	-0,5	0,6	1,7	1,6	3,3	1,5	2,9

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

¹ Samlet Tyskland fra 1992.TABELL C2: PRIVAT KONSUM
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	-1,5	-1,0	-0,4	0,6	1,2	1,3	1,4	3,5
Frankrike.....	2,9	3,3	3,3	2,9	1,4	1,7	0,7	1,6
Italia.....	4,2	4,2	3,5	2,5	2,3	1,8	0,1	1,0
Japan.....	4,2	5,2	4,3	3,9	2,2	1,8	1,0	3,4
USA.....	2,8	3,6	1,9	1,2	-0,6	2,3	2,7	2,5
Storbritannia.....	5,5	7,4	3,3	0,7	-2,1	0,2	2,2	2,1
Sverige.....	4,6	2,5	1,4	-0,1	0,8	-1,9	-3,9	-0,3
Tyskland ¹⁾	3,3	2,5	3,0	5,3	3,6	1,6	-0,8	0,2
Norge.....	-1,0	-2,8	-2,8	2,8	0,0	1,8	1,7	3,0

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

¹ Samlet Tyskland fra 1992.TABELL C3: OFFENTLIG KONSUM
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	2,5	0,9	-0,3	-0,4	-0,2	1,7	2,1	1,7
Frankrike.....	2,8	3,4	0,3	2,0	2,5	2,7	1,9	1,5
Italia.....	3,4	2,8	0,8	1,2	1,5	1,1	0,1	0,7
Japan.....	0,4	2,2	2,0	1,9	1,7	2,4	2,2	2,3
USA.....	3,0	0,6	2,0	2,8	1,2	-0,4	-1,5	0,2
Storbritannia.....	1,2	0,6	0,9	3,2	3,3	-0,2	0,2	1,6
Sverige.....	1,0	0,6	1,9	2,6	1,6	0,3	-0,8	-0,8
Tyskland ¹⁾	1,5	2,2	-1,7	2,4	0,5	2,8	-0,7	0,4
Norge.....	4,0	0,5	2,6	2,1	2,6	4,6	2,3	2,0

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

¹ Samlet Tyskland fra 1992.TABELL C4: BRUTTOINVESTINGER I FAST REALKAPITAL
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	-3,8	-6,6	-0,6	-0,9	-4,2	-10,4	-1,2	6,6
Frankrike.....	4,8	9,6	7,0	2,9	-1,5	-2,3	-3,3	0,7
Italia.....	5,0	6,9	4,3	3,8	0,6	-1,4	-4,4	3,0
Japan.....	9,6	11,9	9,3	8,8	3,0	-1,1	0,9	3,6
USA ¹⁾	-0,5	4,2	0,1	-2,8	-8,5	5,5	7,8	9,8
Storbritannia.....	9,6	14,2	7,2	-3,1	-9,9	-0,6	1,6	3,9
Sverige.....	7,6	6,0	11,6	0,7	-9,0	-11,0	-10,7	-3,8
Tyskland ²⁾	2,1	4,6	6,5	8,7	6,5	4,6	-1,2	4,6
Norge.....	-2,1	1,6	-3,9	-26,8	1,7	3,5	5,0	2,5

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

¹ Private bruttoinvesteringer. ² Samlet Tyskland fra 1992.

NASJONALREGNSKAPSTALL FOR UTVALGTE OECD-LAND

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

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	5,1	7,8	5,0	8,5	7,9	3,8	-0,2	3,4
Frankrike.....	3,1	8,1	10,2	5,3	3,9	6,5	0,6	4,1
Italia.....	4,7	5,4	8,8	7,0	0,3	5,0	6,3	6,4
Japan.....	0,1	7,0	9,0	7,3	4,9	4,9	2,5	3,1
USA.....	10,5	15,8	11,9	8,1	5,8	6,3	3,8	6,5
Storbritannia.....	5,6	-0,1	3,8	4,9	0,2	1,9	4,9	6,7
Sverige.....	3,9	3,0	3,0	1,9	-2,5	2,0	5,3	8,1
Tyskland ¹⁾	0,5	5,6	11,9	11,7	12,7	-0,5	-2,6	2,1
Norge.....	1,2	5,5	10,7	8,1	6,1	6,1	1,0	5,2

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

¹ Samlet Tyskland fra 1992.TABELL C6: IMPORT AV VARER OG TJENESTER
Prosentvis volumendring fra foregående år.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	-2,0	1,5	4,4	2,4	4,9	0,2	0,8	5,6
Frankrike.....	7,7	8,6	8,2	6,3	2,9	3,0	1,3	4,2
Italia.....	9,1	6,8	7,6	8,0	2,9	4,6	0,6	4,5
Japan.....	7,8	18,7	17,6	8,6	-4,5	0	2,2	4,1
USA.....	4,6	3,7	3,8	3,0	-0,1	9,6	7,0	6,7
Storbritannia.....	7,8	12,2	7,4	1,0	-3,1	5,1	4,1	5,5
Sverige.....	7,2	4,7	7,1	0,7	-5,1	1,1	-0,8	3,2
Tyskland ¹⁾	3,9	5,6	8,8	12,4	12,1	2,1	-0,6	2,4
Norge.....	-7,3	-1,7	0,9	2,2	1,7	2,2	2,0	4,0

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

¹ Samlet Tyskland fra 1992.TABELL C7: PRIVAT KONSUM
Prosentvis prisendring fra foregående år.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	4,6	4,0	5,0	2,6	2,5	1,9	0,9	1,9
Frankrike.....	3,2	2,7	3,5	2,9	3,0	2,4	2,4	2,0
Italia.....	5,3	5,7	6,3	6,2	6,8	5,4	5,7	5,1
Japan.....	0,2	-0,1	1,8	2,6	2,5	2,0	1,4	1,3
USA.....	4,2	4,2	4,9	5,2	4,3	3,0	2,9	2,8
Storbritannia.....	4,3	5,1	5,9	5,3	7,1	5,0	3,4	3,8
Sverige.....	5,3	6,0	6,9	9,6	10,0	2,5	5,7	3,6
Tyskland ¹⁾	0,6	1,3	3,1	2,7	3,6	4,7	4,3	3,1
Norge.....	7,9	6,2	4,3	4,8	4,1	2,6	2,8	2,0

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

¹ Samlet Tyskland fra 1992.TABELL C8: ARBEIDSLEDIGHET
I prosent av den totale arbeidsstyrken¹.

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993 anslag	1994 prognose
Danmark.....	8,0	8,6	9,3	9,5	10,4	11,1	12,4	11,7
Frankrike.....	10,5	10,0	9,4	8,9	9,5	10,2	11,2	12,1
Italia.....	10,9	11,0	10,9	11,1	11,0	10,7	10,9	11,0
Japan.....	2,8	2,5	2,3	2,1	2,1	2,2	2,5	2,6
USA ²⁾	6,1	5,4	5,2	5,5	6,7	7,4	7,0	6,5
Storbritannia.....	10,3	8,6	7,1	5,9	8,3	10,1	10,7	10,4
Sverige.....	1,9	1,6	1,4	2,0	3,1	5,3	7,3	7,4
Tyskland ²⁾³⁾	6,2	6,2	5,5	4,9	4,3	7,7	10,1	11,3
Norge.....	2,1	3,2	4,9	5,2	5,5	5,9	5,7	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. ³ Samlet Tyskland fra 1992.

KONJUNKTURINDIKATORER FOR UTLANDET

TABELL D1: SVERIGE

		1990	1991	1992	1993					
					Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	110	101	97	96	97	99	100
Arbeidsløshetsprosent		1,6	2,9	5,3	7,1	7,7	7,5	9,0	9,6	..
Ujusterte tall:										
Ordretilgang ¹	1985=100	135	126	122	150	130	130	152
Konsumpriser	1985=100	135,1	147,8	151,1	157,9	158,5	158,1	157,6	157,3	157,6

¹ Verdi av tilgang på nye ordrer til industrien.

TABELL D2. DANMARK

		1990	1991	1992	1993					
					Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.
Sesongjusterte tall:										
Salgs volum, industrien	1985=100	109	112	113	109	108	104	112
Detaljomsætningsvolum	1985=100	100	102	100	101	102	99	101	102	103
Arbeidsløshetsprosent		9,5	10,4	11,2	12,0	12,3	12,2	12,3
Ujusterte tall:										
Ordretilgang ¹	1985=100	123	129	125	146	146	121	134
Konsumprisindeks	1985=100	121,2	124,1	126,7	127,6	127,7	128,5	128,4	128,2	..

¹ Tilgang på nye ordrer i investeringsvareindustrien.

TABELL D3: STORBRIANNIA

		1990	1991	1992	1993					
					Feb.	Mars	April	Mai	Juni	Juli
Sesongjusterte tall:										
Industriproduksjon	1985=100	118,7	112,4	111,2	114,1	113,8	114,5	116,5	114,1	..
Ordretilgang ¹	1985=100	112	100	99	102	103	93	109
Detaljomsætningsvolum	1985=100	120,8	119,3	120,2	123,2	123,4	123,3	123,2	124,7	124,5
Arbeidsløshetsprosent		5,8	8,1	9,8	10,6	10,5	10,5	10,4	10,4	10,4
Ujusterte tall:										
Konsumprisindeks	1985=100	133,4	141,3	146,8	147,2	147,6	149,2	149,5	149,6	149,4

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

TABELL D4: TYSKLAND (VEST)

		1990	1991	1992	1993					
					Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	117	121	118	110	109	110	110	100	..
Ordretilgang ¹	1985=100	133	138	130	107	108	116	110	117	..
Detaljomsætningsvolum	1985=100	124	131	128	125	124	119	120
Arbeidsløshetsprosent		7,1	6,3	6,7	7,8	8,0	8,1	8,2	8,3	8,4
Konsumpriser	1985=100	107,0	110,7	115,1	118,9	119,2	119,6	119,7	120,2	120,3

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

KONJUNKTURINDIKATORER FOR UTLANDET

TABELL D5: FRANKRIKE

		1990	1991	1992	----- 1993 -----					
					Feb.	Mars	April	Mai	Juni	Juli
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	113	113	113	111	110	109	109	109	..
Arbeidsløshetsprosent		9,0	9,4	10,2	10,6	10,7	10,9	11,5	11,6	11,7
Ujusterte tall:										
Konsumpriser	1985=100	116,4	120,2	123,0	124,7	125,3	125,4	125,7	125,5	125,7

TABELL D6: USA

		1990	1991	1992	----- 1993 -----					
					Mars	April	Mai	Juni	Juli	Aug.
Sesongjusterte tall:										
Total industriproduksjon	1985=100	115,6	113,4	114,9	116,4	116,5	116,9	116,9	117,5	117,7
Ordretilgang ¹	Mrd. dollar	123,3	117,9	122,5	129,9	129,8	126,8	132,2	128,1	..
Detaljomsætningsvolum ²	Mrd. dollar	136,1	133,4	139,2	141,0	143,3	143,9	144,9
Arbeidsløshetsprosent		5,5	6,7	7,4	7,0	7,0	6,9	7,0	6,8	6,7
Konsumprisindeks	1985=100	121,6	126,7	130,5	133,5	134,1	134,2	134,2	134,3	134,7

¹ Verdi av tilgang på nye ordrer på varige varer.

² I 1987-priser.

TABELL D7: JAPAN

		1990	1991	1992	----- 1993 -----					
					Feb.	Mars	April	Mai	Juni	Juli
Sesongjusterte tall:										
Industriproduksjon ¹	1985=100	125,6	127,8	120,0	116,7	119,6	116,2	113,4	115,6	115,2
Ordretilgang ²	Mrd. yen	1627	1682	1536	1423	1604	1242	1364	1431	..
Arbeidsløshetsprosent		2,1	2,1	2,2	2,3	2,3	2,3	2,5	2,5	2,5
Konsumpriser	1985=100	107,0	110,5	112,3	113,4	113,4	113,4	113,3	113,7	114,5

¹ Industriproduksjon og gruvedrift.

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

Nye forskningsrapporter

RAPPORTER

Torbjørn Eika:

NORSK ØKONOMI 1988-1991: HVORFOR STEG ARBEIDSLEDIGHETEN SÅ MYE?

Rapporter 93/23, 1993. Sidetall 38.

ISBN 82-537-3912-5

Etter 1987 har utviklingen på arbeidsmarkedet vært dramatisk; ledigheten ble mer enn fordoblet gjennom 1988 og den steg ytterligere i de påfølgende tre år, om enn ikke i samme takt. Ved hjelp av beregninger på SSBs makro-økonomiske modell KVARTS, tallfestes disse faktorenes virkning på blant annet arbeidsledigheten. Samlet kan de analyserte sjokkene som norsk økonomi ble utsatt for i perioden 1988-90 forklare om lag en tredjedel av den kraftige økningen i arbeidsledigheten i denne perioden. De vesentligste bidragene til høyere ledighet kom fra investeringsutviklingen i petroleumssektoren, raffineringindustrien og kraftforsyningen, men også den kommunale ressursbruken og realrenteutviklingen bidro. Endrede demografiske utviklingstrekk, inntektsreguleringen 1988-90 og etterspørselen fra utlandet, er faktorer som har motvirket økningen i arbeidsledigheten, samtidig som tidsforsinkete effekter av sjokk økonomien ble utsatt for før 1988 som kreditt- og boligprisliberaliseringen, ikke er vurdert i det hele tatt. Beregningene kan betraktes som et pilot-prosjekt innenfor SSBs konjunkturhistorie-prosjekt hvor konjunkturutviklingen fra 1970-tallet og utover skal analyseres.

Thor Olav Thoresen:

FORDELINGSVIRKNINGER AV OVERFØRINGENE TIL BARNEFAMILIER. BEREGNINGER VED SKATTEMODELLEN LOTTE

Rapporter 93/26, 1993. Sidetall 42.

ISBN 82-537-3923-0

Økonomiske støtteordninger til barnefamilier er sentrale virkemidler i velferdsstaten. Støtten kommer dels gjennom tjenester, rene kontantoverføringer og spesielle skatteregler.

Det har vært en økende fokusering på overføringsordningene til privatpersoner de siste årene. Våren 1993 kom innstillingen fra Overføringsutvalget (NOU 1993:11 Mindre til overføringer - mer til sysselsetting) som skisserer konsekvensene av ulike valg dersom intensjonen er å redusere overføringene. I rapporten fra Overføringsutvalget dokumenteres også behovet for beslutningsstøttemodeller, d.v.s. modeller som viser konsekvensene av ulike endringer i overføringsordningene. Skattemodellen LOTTE er en sentral modell når endringer i skatten for personer skal analyseres. Intensjonen er å utvikle modellen til også å kunne simulere endringer i trygde og overføringer. Prosjektet "Overføringer til barnefamilier", finansiert av Barne- og familiedepartementet, er satt igang for å utvikle modellen med hensyn til de overføringsordningene som omfatter barn- og barnefamilier, og for å gi en beskrivelse av overføringenes betydning for inntektsfordelingen.

Denne rapporten dokumenterer hvordan barnetrygd, forsørgerfradrag og foreldrefradrag beregnes i modellen og viser de fordelingsmessige konsekvensene av regelverket for 1993, samt viser følgene av eventuelle endrin-

ger i disse overføringene. Det legges stor vekt på å redegjøre for den metodiske tilnærmingen til studier av inntektsfordeling og ulikhet.

Resultatene viser at foreldrefradraget har en ugunstig fordelingsprofil sammenlignet med forsørgerfradraget og barnetrygden. Innenfor barnetrygden tilgodeser småbarnstillegget lavinntektshusholdninger i sterkest grad når populasjonen av husholdninger med barn, uavhengig av valg av forbruksvekter.

Barnetrygdens totale, fordelingsmessige betydning viser seg å være svært avhengig av valg av forbruksvekter.

DISCUSSION PAPER

Rolf Aaberge, Ugo Colombino og Steinar Strøm:

LABOR SUPPLY IN ITALY

Discussion Paper no. 92, 1993. Sidetall 42.

The present study tries to overcome some of the shortcomings of the standard empirical labor supply models by applying an alternative approach which allows for complex non-convex budget sets, highly non-linear labor supply curves and imperfect markets with institutional constraints.

The model is estimated on Italian microdata. The empirical results demonstrate that the model reproduces the distributions of labor supply for married males and married females quite well. Moreover, the results show that male labor supply is rather inelastic while labor supply among females, especially participation, is considerably more elastic.

Tor Jakob Klette:

IS PRICE EQUAL TO MARGINAL COSTS? AN INTEGRATED STUDY OF PRICE-COST MARGINS AND SCALE ECONOMIES AMONG NORWEGIAN MANUFACTURING ESTABLISHMENTS 1975-90

Discussion Paper no. 93, 1993. Sidetall 56.

This paper presents an integrated study of price-cost margins and scale economies. The model is estimated on the basis of a comprehensive data set for individual establishments covering almost the whole Norwegian manufacturing sector over the period 1975-90. For most manufacturing industries prices significantly exceed marginal costs. However, the price cost margins are fairly small (1.06-1.16) compared to other findings by Hall (1988) and others. There is a tendency for larger firms to obtain a higher markup. None of the samples reveals significant scale economies, while 7 out of 20 samples exhibit moderate decreasing returns.

John K. Dagsvik:

CHOICE PROBABILITIES AND EQUILIBRIUM CONDITIONS IN A MATCHING MARKET WITH FLEXIBLE CONTRACTS

Discussion Paper no. 94, 1993. Sidetall 50.

The purpose of the paper is to develop discrete and continuous probabilistic choice models for a matching market of heterogeneous suppliers and demanders.

The point of departure is similar to that of Tinbergen (1956) which considers equilibrium conditions in a matching market with a particular continuous distribution of preferences and attributes of the agents. The present paper extends Tinbergen's analysis to allow for rather general specifications of the preferences and the distribution of agent-specific attributes.

Tom Kornstad:

EMPIRICAL APPROACHES FOR ANALYSING CONSUMPTION AND LABOUR SUPPLY IN A LIFE CYCLE PERSPECTIVE

Discussion Paper no. 95, 1993. Sidetall 60.

During the last decade several approaches for estimation of structural life cycle models of labour supply and consumption from micro data have been proposed. Ideally, estimation requires complete, individual, life cycle data for a variety of variables such as labour supply, consumption of durables and non-durables, and their expected prices; including interest and income tax rates. No single data set includes all these variables, and the challenge has been to find specifications that can be used for estimation of the unknown parameters of interest from the data actually available. This paper surveys these approaches.

Tom Kornstad:

AN EMPIRICAL LIFE CYCLE MODEL OF SAVINGS, LABOUR SUPPLY AND CONSUMPTION WITHOUT INTERTEMPORAL SEPARABILITY

Discussion Paper no. 96, 1993. Sidetall 50.

This paper formulates and estimates a structural life cycle model of married couples' labour supply and consumption of durables and non-durables. The purpose of this work has been to find a specification of this class of life cycle models that can be estimated in the absence of observations of consumption of non-durables, and the price and the physical stock of durables. We allow for a particular kind of non-separability in the demand durables, and treat durables and non-durables as a (single) Hicks composite good.

Snorre Kverndokk:

COALITIONS AND SIDE PAYMENTS IN INTERNATIONAL CO₂ TREATIES

Discussion Paper no. 97, 1993. Sidetall 42.

Most numerical studies analysing the costs and benefits of international CO₂ emissions abatement assume full cooperation by all countries and regions in the world. Based on the experience from the 1992 Rio conference on the one side, and the theory of self-enforcing agreements to restrict pollution among sovereign countries on the other, full cooperation will probably not be the outcome of an international treaty on reducing CO₂ emissions. In this study we focus on coalitions and side payments in international CO₂ treaties by answering questions such as: Given the commitment of cooperation by a defined group of countries, what is the optimal policy of the group? What is the global loss of partial cooperation compared to full cooperation (social optimum), and how is the optimal abatement level affected by the number of countries committed to cooperate? The framework of the analysis is as follows. A group of OECD countries have committed themselves to coope-

rate on the global warming problem. The coalition (or the cooperating countries) chooses emission levels and offer the non-cooperating countries transfers if they restrict their emissions. The abatement and side payments made by the coalition are chosen so that its intertemporal utility function is maximised. Compared to the social optimum, limited participation implies a significant global loss. However, compared to doing nothing, a treaty signed by a group of countries may be important. Side payments are an effective policy instrument for making a limited treaty significant.

Torbjørn Eika:

WAGE EQUATIONS IN MACRO MODELS. PHILLIPS CURVE VERSUS ERROR CORRECTION MODEL DETERMINATION OF WAGES IN LARGE-SCALE UK MACRO MODELS

Discussion Paper no. 98, 1993. Sidetall 33.

In this article the implications of implementing either a Phillips curve or an Error Correction type of wage equations in macro models are investigated. First the implications in a small theoretical model is studied. Secondly, stylized wage equations of the two types is implemented in two large scale UK macro models (HM Treasury and Bank of England) and the multipliers are studied. The exercise highlights some undesired properties with the rest of the macro models and the results shows large differences in responds depending on the rest of the macro model. Generally a Phillips curve wage determination seems to make the reactions more unstable than an ECM type of wage formation.

Anne Brendemoen og Haakon Vennemo:

THE MARGINAL COST OF FUNDS IN THE PRESENCE OF EXTERNAL EFFECTS

Discussion Paper no. 99, 1993. Sidetall 34.

The Marginal Cost of Funds (MCF) is useful in cost-benefit and tax reform analysis. This paper presents general equilibrium estimates of the MCF in an economy with environmental external effects. Environmental externalities affect the estimates in the following way: If increased taxes leads to substitution away from activities that have external effects, then the estimate of the MCF will be lower than would have been the case otherwise. Substitution into activities with external effects will increase the estimate of the MCF. Environmental externalities are uncertain. We treat them as random variables to account for the uncertainty.

Our results indicate that the "base-case" estimate of the MCF is reduced by around 0.2 when environmental externalities are taken into account. The impact of externalities however depends greatly on which tax is being used to increase public revenue. This indicates a significant potential for tax reform.

Kjersti-Gro Lindquist:

EMPIRICAL MODELLING OF NORWEGIAN EXPORTS: A DISAGGREGATED APPROACH

Discussion Paper no. 100, 1993. Sidetall 37.

Using annual observations, export equations for ten commodities are estimated, of which eight are manufactured goods. Important differences across commodities regarding both long-run elasticities and dynamics are revealed. Both Armington equations, assuming differentiated products and monopolistic competition, and equa-

tions consistent with price taking behaviour (the small open economy case) are estimated. The small open economy approach is assumed particularly promising for raw materials and intermediate goods, but the data supports the price taking hypothesis only for metals. The merits of using alternative empirical proxies for world demand and competitors' prices in the Armington model are also investigated. The paper concludes that both careful modelling of the dynamics and the choice of explanatory variables are important for the encompassing properties and the estimated long-run elasticities. In addition, inference about competitiveness in trading industries depends critically on the choice of variables describing foreign markets.

Anne-Sofie Jore, Terje Skjerpen og Anders Rygh Swensen:

TESTING FOR PURCHASING POWER PARITY AND INTEREST RATE PARITIES ON NORWEGIAN DATA

Discussion Paper no. 101, 1993. Sidetall 38.

In this paper we are investigating the cointegrated relationships within a VAR-model containing the Norwegian inflation rate, the foreign inflation rate, the depreciation, the Norwegian short run interest rate and the foreign short run interest rate (quarterly data). Since we were unable to obtain a well-behaved equation for the change in the depreciation, we have chosen to treat the change in the depreciation as a weakly exogenous variable (with respect to the long run parameters). This is implemented by conditioning on the depreciation. Under this assumption, the residuals in the remaining equations are reasonably well-behaved. From an economic point of view our main aim is to test whether the Uncovered Interest rate Parity (UIP), the Purchasing Power Parity (PPP) and the Real Interest Rate Parity (RIRP) are contained in the cointegrating space. In the maintained model we conduct structural hypotheses under two different values for the cointegrating rank. When the cointegrating rank is set to two the PPP and the UIP hypotheses are easily rejected, whereas we cannot reject the RIRP at the 5 percent significance level. These results are somewhat modified when the cointegrating rank alternatively is set to three.

NOTATER

Mario A. De Franco, Solveig Glomsrød, Henning Høie, Torgeir Johnsen og Eduardo Marín Castillo:
SOIL EROSION AND ECONOMIC GROWTH IN NICARAGUA
Notater 93/22, 1993. Sidetall 59.

Bjart Holtsmark:

FOLKETRYGDENS ALDERSPENSJONER. DOKUMENTASJON AV EN MODELL FOR FREMSKRIVNING AV UTGIFTENE OG FOR ANALYSE AV REGELENDRINGER
Notater 93/24, 1993. Sidetall 33.

Olav Bjerkholt:

REVIEW OF MACROECONOMIC MODELLING NEEDS OF THE MINISTRY OF PLANNING OF THE KINGDOM OF SAUDI ARABIA
Notater 93/25, 1993. Sidetall 44.

This report from a two months assignment for the United Nations in June-August 1993 to work in the Ministry of Planning of the Kingdom of Saudi Arabia reviews the macroeconomic modelling needs of the Ministry in connection with the five-year Development Plans (DP). The assignment has been part of a long-term technical cooperation provided to economic planning in the Kingdom within the framework of the United Nations Development Programme. The cooperation project is called *Development Planning Advisory Services, SAU/92/002, phase IV*, having as one of its objectives the strengthening of planning capabilities of the Ministry of Planning.

After consultation with the Ministry of Planning the task was defined as reviewing the existing macroeconomic model tools in the Ministry, proposing appropriate model tools to be developed according to the Ministry's need in connection with the 6DP and future Development Plans including the statistical requirements needed to support the Ministry's macroeconomic responsibilities, and improving the currently used macroeconomic tools.

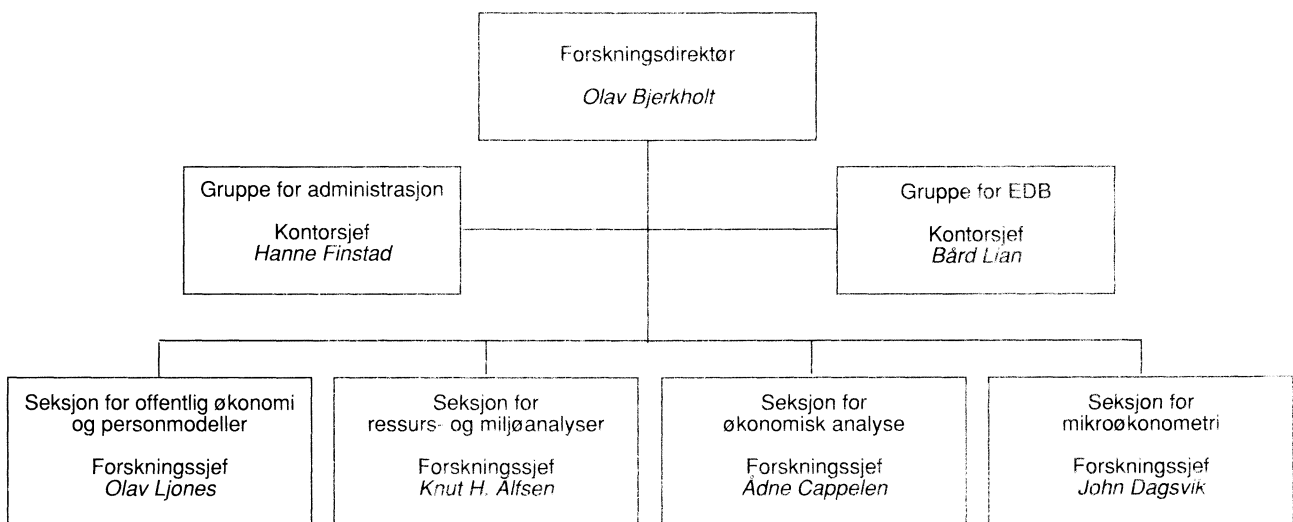
The main report is kept short with additional material in appendices. The report has been written on the basis of somewhat incomplete knowledge about the national planning process of the Kingdom, and I apologize in advance for shortcomings. The models proposed in the report are represented in brief outline, not as drafted model structures. The outlines should be read as suggestions about directions in which to develop new tools rather than as definitive proposals.

Forskningsavdelingen i SSB ble opprettet i 1950. Avdelingen har ca. 110 ansatte (mai 1993). Avdelingens budsjett for 1993 er på ca. 36,5 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:



BLAD I POSTABONNEMENT

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 abonnementservice.
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. 22 86 45 00. Telefax: 22 86 49 7.

Trykk:  **Falch** Hurtigtrykk, Oslo

ISBN 82-537-3894-3
ISSN 0800-4110