

SOSIAL ØKONOMIEN



- Arbeidsledighet
- Fordelingsanalyser
- Kryssubsidier

Etterlysning

Gode forslag til norske fagord etterlyses. Er du lei av perverse funksjoner og moralsk hasard? Foreslå noe bedre.

Det nasjonale fagråd for sosialøkonomi har oppnevnt Utvalget for sosialøkonomisk fagspråk. Utvalget skal anbefale norske fagord i sosialøkonomi. Anbefalingene blir kunngjort årlig i Sosialøkonomen og på annen måte utvalget finner passende.

Medlemmer av utvalget er:

Professor Aanund Hylland (leder), Sosialøkonomisk institutt,
Universitetet i Oslo
Førsteamanuensis Kjell Erik Lommerud, Institutt for økonomi,
Universitetet i Bergen
Førsteamanuensis Kjell Salvanes, Norges Handelshøyskole,
Bergen

Utvalget ønsker forslag både til engelske ord som trenger oversettelse og til dårlige oversettelser som trenger forbedring.

Det tar også imot forslag til norske termer med takk.

Send dine forslag til utvalgets leder,
Aanund Hylland, Postboks 1095 Blindern, 0317 Oslo.

En spennende premie utloves til beste forslag i 1995.

I DETTE NUMMER ...

ARTIKLER

2

THOR OLAV THORESEN:
Hvor pålitelige er
fordelingsanalysene?

10

**OLA HONNINGDAL
GRYTEN:**
Dagens arbeidsledighet sett i
lys av arbeidsledigheten i
1920- og 1930-årene

24

HANS OLAV HUSUM:
Kryssubsidier – hva er det?

Forsidefoto:
Knut Snare, Scan-Foto

SOSIALØKONOMEN
ISSN 0038-1624

Gasskraft i Norge?

Selskapet Naturkraft ønsker å bygge gasskraftverk i Norge med tanke på eksport av elektrisk kraft fra Norge til utlandet. I første rekke er det snakk om ett gasskraftverk og eksport av kraft til Finland. På finsk side vil dette komme til erstatning for utbygging av ny kullkraftkapasitet. I debatten omkring en eventuell etablering av et norsk gasskraftverk har tre momenter vært sentrale: Et norsk gasskraftverk skal ikke etableres for å dekke innenlandsk etterspørsel, lønnsomheten ved et eventuelt gasskraftverk er ikke uten videre til stede og de samlede CO₂-utslipp i Norden vil være mindre med gasskraft enn en kullkraftløsning.

Flere norske analyser viser at gasskraftverk i Norge ikke vil være lønnsomt. Dette gjelder både kraftproduksjon med tanke på leveranser til det innenlandske markedet og til det internasjonale markedet. Spesielt gjelder dette hvis en legger til grunn standard gasspriser og at gasskraftverk må stå overfor de samme avgifter på forurensende utslipp som andre sektorer i norsk økonomi til de gitte utslippsmål som eksisterer. Tvert imot vil liberalisering av de nordiske kraftmarkeder og økonomisk vekst på sikt etterhvert gjøre det lønnsomt med etablering av en nordisk rørledning for eksport av gass. Dette skyldes at økningen i elektrisitetsetterspørselen i Danmark, Sverige og Finland på sikt vil komme opp i store volumer, at gasstransport er å foretrekke framfor krafttransport ved disse store volumene og ikke minst at utnyttningen av gassen vil være mer effektiv i disse landene som fra før av har infrastruktur til å ta vare på de store mengdene oppvarmet vann som kommer fra et gasskraftverk.

To forhold kan allikevel gjøre et norsk gasskraftverk «lønnsomt»; lavere gasspriser enn verdensmarkedsprisene og/eller ingen CO₂-avgift. Det sier seg imidlertid selv at dette vil medføre tap for nasjonen. Etablering av et norsk gasskraftverk vil for det første kunne underminere gasseksport til de øvrige nordiske landene på lang sikt. Dessuten har gassforhandlingsutvalget undertegnet gasskontrakter for mer enn det dobbelte av hva Norge idag produserer og flere kontrakter vil opplagt kunne oppnås – gassen til et gasskraftverk vil dermed utvilsomt kunne ha en høy alternativverdi. Lavere CO₂-avgifter vil også enten rokke ved den norske CO₂-målsettingen eller medføre strammere utslippsbetingelser for resten av norsk økonomi.

Et hyppig argument mot CO₂-avgifter på gasskraftproduksjon er konkurranseforholdet til internasjonal kraftproduksjon ved kull eller oljebaserte varmekraftverk. Gasskraftproduksjon i Norge vil fra et klimasynspunkt kunne være bedre enn et kullkraftverk i Finland. På grunn av forskjeller i energitap ved transport av ulike former for energi er imidlertid ikke dette opplagt. Dessuten kan dette argumentet benyttes av de fleste sektorer i Norge. Mesteparten av norsk industri og store deler av norsk tjenesteytende produksjon er konkurranseutsatt. En stor del av de norske bedriftene benytter også en teknologi som er mindre forurensende enn tilsvarende internasjonale bedrifter. Altså skulle alle konkurranseutsatte næringer i Norge slippe CO₂-avgiften da det ville være bedre at denne aktiviteten fant sted i Norge enn i andre land. Noen ville da hevde at det nettopp var slike bransjer vi burde satse på framover. Ved en opprettholdelse av CO₂-målsettingen betyr dette at offentlig sektor og husholdningene på sikt måtte fjerne størsteparten av sine utslipp. Norske husholdninger måtte slutte å bruke olje til oppvarming og redusere sin bilbruk til et minimum. Siden bilhold utgjør en stor budsjettpost for husholdningene vil spørsmålet være hva vi da skulle konsumere som kunne trekke med seg økte utslipp. Kanskje vi kunne reise med fly til Europa eller verden forøvrig og kjøre bil der?

Politikerne synes å ha problemer med å forholde seg til disse spørsmålene. Svaret på dette «politiske dilemma» ligger imidlertid snublende nær: Satse på samfunnsøkonomisk lønnsomme prosjekter nasjonalt og fortsette arbeidet med å forhandle fram en internasjonal klimapolitikk.

THOR OLAV THORESEN:

Hvor pålitelige er fordelingsanalysene?¹

Hensikten med denne artikkelen er å redegjøre for usikkerhet omkring resultatene i analyser av fordelingseffekter av skatter og overføringer. Det fokuseres på modellverktøyet en har til rådighet ved simuleringer av skatter og trygder, ulike metodiske tilnærminger til sammenlikning av inntekt og betydningen av å bringe atferdseffekter inn i analysene. Fordelingseffekter av barnetrygd og barnehagesubsidier benyttes som eksempler.

1. INNLEDNING

Ved utformingen av skatte- og overføringssystemet er det flere hensyn som tillegges vekt, blant annet konsekvenser for den offentlige budsjettbalansen, effekter på arbeidstilbudet, investeringsbeslutninger, etc. Hensynet til en rettferdig fordeling er også en viktig rammebetingelse. Vi skal nedenfor se nærmere på ulike elementer i en fordelingsanalyse og belyse hvorfor det kan være usikkerhet omkring vurderinger av skatte- og overføringssystemets fordelingsmessige betydning.

Det første steget i en fordelingsanalyse er framskaffelse av *data* og *modellapparat* som gir informasjon om hvordan skatter og overføringer påvirker inntektsfordelingen og belyser effekter av eventuelle endringer i skatte- og overføringssystemet. Skatte- og overføringsmodellen *LOTTE* (Arneberg et al. 1995) er utviklet for dette formålet og simulerer effekter på proveny og inntektsfordeling av endringer i skatt, overføringer og trygder for et utvalg av personer. Hovedhensikten med modellen er å predikere de umiddelbare effekter på proveny og inntektsfordeling av endringer i skattesatser, fradrag, trygderegler, etc. Til å vurdere de mer langsiktige, dynamiske effektene av ulike endringer er annet modellverktøy mer egnet, som mikrosimuleringsmodellen *MOSART* (se for eksempel Andreassen et al. 1993).

Videre er det flere *mulige tilnærminger* til vurderinger av den fordelingsmessige effekten av en skatteart eller en overføring eller i en evaluering av endringer i skatter og overføringer. Problemet i denne sammenheng er at resultatene ikke er uavhengige av hvilken angrepsmåte som velges, og vi vil i det følgende diskutere ulike metoder i tilknytning til noen elementer i en fordelingsanalyse. Resultater fra et prosjekt som nylig er gjennomført på oppdrag fra Barne- og familiedepartementet, om fordelings-effekter av overføringer til barnefamilier, vil bli brukt som eksempler.

En hovedskillelinje i denne type analyser går mellom simuleringer som inkluderer *atferdseffekter* av endringer og simuleringer som kun fokuserer på de *direkte effektene* av en inntektsendring. I praksis skyldes valget av den siste tilnærmingsmåten at en enten ikke har tilgang til noen god atferdsmodell eller at atferdseffekter regnes

¹ Takk til Rolf Aaberge, Iulie Aslaksen og Anne Line Bretteville-Jensen for kommentarer.

som neglisjerbare fordi endringene ikke vil influere vesentlig på individenes tilpasning.

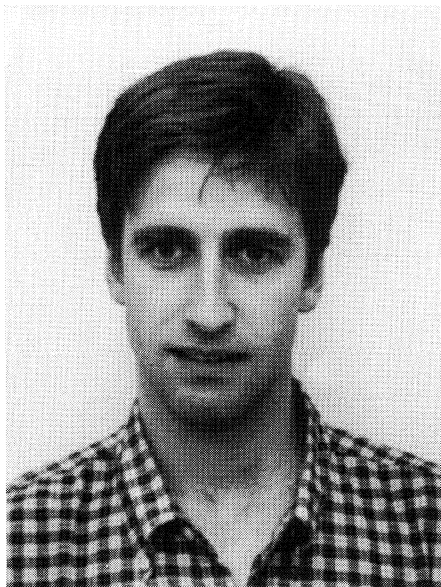
2. MODELLVERKTØYET

Datagrunnlaget i LOTTE er Inntekts- og formuesundersøkelsen, som er basert på et utvalg av selvangivelser. Dette datagrunnlaget, sammen med tilkoblede data fra Rikstrygdeverket, gir opplysninger om inntektsgrunnlag, fradrag, trygdegrunnlag og en hel rekke variable av betydning for bestemmelse av beskatning, motak av overføringer og trygdeutbetalinger. Datamaterialet, framført til beregningsåret, sammen med en modul som inneholder regelverket for skatter, overføringer og trygder, samt en simuleringsrutine for de ulike skatteartene og overføringene, er kjernen i en skatte- og overføringsmodell.² LOTTE har siden tidlig på 70-tallet vært et viktig redskap i den politiske beslutningsprosessen vedrørende utformingen av inntektsbeskatningen.

De nyeste dataene i LOTTE er fra 1992 og inneholder opplysninger om vel 24 000 personer. Materialet framskrives til beregningsåret ved at inntekter og fradrag multipliseres med en vekstfaktor basert på anslag på lønn pr normalårsverk i perioden. Dataene omregnes til å representere totaltall for nasjonen ved et sett oppblåsingsfaktorer som er basert på husholdningenes trekkssannsynlighet. Disse oppblåsingsfaktorene framføres ut fra antatt vekst i normalårsverk. En kalibreringsmetode (Heldal 1992) justerer vektene (oppblåsingsfaktorene) slik at modellens totaltall for ulike inntektsgrunnlag og modellbefolkningens demografiske sammensetning i størst mulig grad bringes i overensstemmelse med de faktiske størrelser.

Økende politisk fokus på trygdesystemet og avhengighet mellom trygdeoverføringer og beskatning har medført at modellen den siste tiden er utvidet med simuleringsrutiner for sentrale trygdeytelser, som alderspensjon, uførepensjon, etterlattepensjon, overgangsstonad, sykepenge, fødselspenge, etc. (se Arneberg og Thoresen 1994, Arneberg 1994a, Arneberg 1994b). Effekter av endringer i trygdereglene på proveny og fordeling kan dermed vurderes etter at også skatteendringer er inkludert. En beslektet modell, LOTTE-KONSUM, simulerer effekter av endringer i de indirekte skattene (Aasness 1993).

Et naturlig spørsmål er hvorfor en ikke kan basere seg på rene mikro-data i denne type analyser og unngå bruk av kompliserende modellverktøy. Svaret er at en til en viss grad kan bygge på vurderinger av datamateriale, men at det er hensiktsmessig å etablere simuleringsrutiner både fordi analysene da kan gjennomføres raskere og fordi kompleksiteten i skatte- og overføringssystemet



*Thor Olav Thoresen,
Cand. polit. fra
Universitetet i Oslo, 1990,
er førstekonsulent i
Statistisk sentralbyrå.*

fordrer en systematisk oversikt over hvordan forskjellige endringer influerer på ulike skattetyper og overføringer. For eksempel eksisterer det avhengigheter i skattesystemet som medfører at en endring i en skattesats kan influere på annen beskatning eller fradrag i skatt.

Skatte- og overføringsmodellens berettigelse hviler på hvor godt en kan framstille et skatte- og trygdesystem i form av algoritmer i en simuleringsrutine. En sentral del i simuleringsrutinen knytter *familiestatus* til personene i utvalget. De anonymiserte personene i grunnlagsdataene blir gitt forskjellig familiestatus på bakgrunn av blant annet intervju om husholdningens sammensetning, familienummer fra det sentrale personregister og personenes sivile status. Personene sies å tilhøre samme husholdning dersom de deler

ett eller flere måltider hver dag, og i de fleste tilfeller vil det være overensstemmelse mellom husholdning og familie. I simuleringer i forbindelse med overføringer til barnefamilier er det viktig å kunne skille mellom enslige forsørgere og par med barn, da disse gruppene ofte står overfor forskjellig størrelse på overføringene. Enslige forsørgere er ugifte, har barn boende hos seg og er lignet i skatteklasse 2. Det er ikke direkte opplysninger i datamaterialet som kan identifisere eventuelle samboere, men med utgangspunkt i husholdningenes sammensetning og familienummer defineres samboer med barn som en person som har omsorgen for barn uten å være gift og uten å være lignet i skatteklasse 2. Dette impliserer at det ikke er mulig å skille mellom fellesbarn og særkullsbarn i modellgrunnlaget. Ved beregning av barnetrygd har dette for eksempel vært et problem, siden et samboerpar med både fellesbarn og særkullsbarn har vært berettiget til utvidet stønad for særkullsbarn. I modellen vil alle disse barna antas å være fellesbarn. Det er imidlertid ikke grunn til å tro at dette har gitt store feil i beregningene, men viser hvor vanskelig det kan være å gjenskape ulike familie kategorier for simuleringsformål.

Inneholder modellsimuleringene mange forenklende forutsetninger, kan dette føre til skjevheter i fordelingsanalysene og gi lite pålitelige resultater. I tilfellet med barnetrygd kan en evaluere overensstemmelsen mellom modellresultater og hva mottakerne faktisk har fått utbetalt. Slike sammenlikninger kompliseres av at databasene for utbetalinger kan inneholde feil og påvirkes av utenforliggende forhold. For eksempel kan de faktiske barnetrygdutbetalingene påvirkes av stopp og opphopninger i utbetalingene, som ved samlivsbrudd.

² Sutherland (1991) gir oversikt over viktige momenter i forbindelse med etablering av en skatte- og overføringsmodell.

Siden simuleringer for 1994 og 1995 også gjøres ved hjelp av datagrunnlag fra 1992, er de framskrevne dataenes representativitet avhengig av at det ikke har skjedd vesentlige endringers i personenes rammebetingelser i perioden mellom innhenting av data og simuleringsåret, som kan ha ført til endringer i individenes tilpasning. Generelt viser evalueringer av modellens treffsikkerhet at det er godt samsvar mellom simuleringsresultater og tall fra statistikk og regnskap.

3. METODISKE TILNÆRMINGER I FORDELINGSANALYSER

3.1. Velferdsvurderinger

Det neste steget i en fordelingsanalyse er å benytte resultatene fra en LOTTE-beregning til analyser av hvordan ulike skatter og overføringer påvirker inntektsfordelingen og til vurderinger av hvilke effekter eventuelle endringer vil ha. Hvordan evalueringen av skatter eller overføringsordninger er påvirket av den metodiske tilnærmingen, kan beskrives ved hjelp av hvordan fordelingen av barnetrygd framstilles i to ulike analyser. I NOU 1988:24 (basert på Aaberge og Wennemo 1988) sies det om barnetrygden at den har en ikke-utjevnen effekt på fordelingen av inntekt fordi familier med høye inntekter mottar mer av overføringen enn familier med lav inntekt. I Aasness (1993) slås det fast at barnetrygden er mer effektiv som fordelingspolitisk virkemiddel enn matmoms, men at både redusert matmoms og økt barnetrygd har inntektsutjevnen effekter.

Det kan synes som om disse to karakteristikkene av barnetrygdens fordelingssegenskaper referer seg til to vidt forskjellige fordelingsprofiler, men forskjellen i beskrivelser skyldes ikke i første rekke at analysene er gjennomført for to forskjellige år (henholdsvis 1985 og 1993), selv om introduksjonen av småbarnstillegget i 1991 medførte en bedring av barnetrygdens fordelingsprofil (Thoresen 1993). Forskjellen i konklusjoner skyldes heller ikke at fordelingen av barnetrygd henholdsvis vurderes i forhold til bruttoinntekt i Aaberge og Wennemo (1988) og disponibel inntekt i Aasness (1993). De to ulike beskrivelsene av barnetrygdens fordelingsprofil skyldes i stor grad ulike tilnærminger til hvordan fordelings effekter måles og det kan vises at konklusjonene er konsistente med hverandre, tatt i betraktning de respektive utgangspunktene. Det kan selvfølgelig diskuteres hva som er hensiktsmessig språkbruk ved vurdering av fordelings effekten av en inntektskomponent eller hva en skal mene med inntektsutjevnen effekter. Men hovedpoenget her er at konklusjonene reflekterer at *analysene er basert på ulike metoder*, som hver for seg er i tråd med konvensjonelle metoder innenfor fordelingsanalyser. De atskiller seg særlig i forhold til to viktige dimensjoner. For det første er analysene basert på to ulike tilnærminger til hvordan en skal ta hensyn til behovsforskjeller i husholdninger av ulik størrelse. For det andre atskiller de seg

i forhold til vurderingen av bidraget fra en enkelt inntektskomponent til det endelige resultatet. Det er derfor grunn til å se nærmere på disse to viktige elementene i en fordelingsanalyse.

Utgangspunktet er at en ønsker å si noe om fordelingen av velferd i befolkningen. Dette kan framstilles ved hjelp av en generell velferdsfunksjon (se for eksempel Coulter et al. 1992a)

$$(1) \quad W = W(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$$

hvor

$$(2) \quad Y_i = f(X_i, a_i)$$

Samfunnets velferdsfunksjon i en tilstand er avhengig av hvert enkelt individs velferd, som igjen er en funksjon av inntekt (X_i) og en vektor som gir uttrykk for ulike egenskaper ved individet (a_i). Formen på velferdsfunksjonen kan blant karakteriseres gjennom valg av ulikhetsmål.³

Hovedproblemet i den generelle tilnærmingen ovenfor er at fordelingen av velferd ikke lar seg observere. Gjennom inntektsdata eller en skatte- og overføringsmodell er det imidlertid mulig å få gode estimater på fordelingen av faktisk inntekt og benytte det som en indikator på fordelingen av velferd. Hva som faktisk bør inngå i inntekten er naturligvis diskutabelt og er ofte i praksis bestemt av datamengdene. Problemstillingen i fordelingsanalysene vil i de fleste tilfeller gi en pekepinn på hvilken populasjon det er naturlig å ta utgangspunkt i.

Et annet moment er at hvis en skulle ta utgangspunkt i individenes inntekter, vil en finne en hel rekke personer med liten eller ingen inntekt, for eksempel barn og hjemmeverende kvinner. Disse personene kan imidlertid allikevel ha høy levestandard som følge av at en deler inntekt med foreldre eller ektefelle. Det er derfor grunn til å ta utgangspunkt i en annen enhet, som familie eller *husholdning*. Husholdning benyttes ofte som enhet i fordelingsanalyser fordi det er stor avhengighet mellom medlemmer i en husholdning og det er en viktig enhet for beslutninger vedrørende individenes velferd. Det antas da at fordelingen innad i husholdningen er lik.⁴ Det melder seg da også et spørsmål om hvilken vekt hver husholdning skal ha i den sosiale velferdsfunksjonen. Med hensyn til at det er individets velferd som er av interesse, er det naturlig å la antall husholdningsmedlemmer bestemme hvor mange ganger hver husholdning skal inngå i velferdsfunksjonen (Danziger og Taussig 1979, Sen 1979).

³ Spørsmål omkring eksistensen av sosiale velferdsfunksjoner og hva som karakteriserer disse er et omfattende tema, som ikke kan gis en utfyllende behandling i denne artikkelen. Se blant annet Arrow (1963) og Sen (1970).

⁴ Se blant annet Wooley og Marshall (1994) for en diskusjon av hvordan inntektsfordelingen påvirkes dersom en også inkluderer ulikhet innad i husholdningene.

3.2. Ekvivalente inntekter

I og med at husholdningen er den naturlige enheten i denne type analyser, gjenstår det å bestemme hvordan en skal *sammenlikne husholdninger med forskjellige egen-skaper*. Disse karakteristika kan være forskjellige forhold som individenes helse, bosted, etc., men den antatt viktigste faktoren er antall husholdningsmedlemmer og forholdet mellom antall barn og antall voksne. Det er hovedsaklig to tilnærminger til dette problemet:

- 1) Lage *sammenliknbare grupper*, for eksempel studere fordelingen av inntekt blant husholdninger med to voksne og to barn.
- 2) Gjøre bruk av *ekvivalensskalaer*, det vil si formulere en sammenheng mellom velferd og inntekt i forhold til bestemte karakteristika.

Aaberge og Wennemo (1988) følger strategi 1, mens Aasness (1993) følger strategi 2. Ved å lage grupper av identiske enheter unngår en til en viss grad sammenlikningsproblemet fordi en ikke tar stilling til hvilket kriterium det skal sammenliknes etter. Således representerer dette en mindre ambisiøs tilnærming. Når Aaberge og Wennemo (1988) blant annet studerer fordelingen av inntekt blant gruppen av familier hvor minst en av ektefellene er yrkesaktive, er det fordi denne gruppen kan sies å bestå av identiske enheter i forhold til problemstillingen. Metodens anvendelighet avhenger blant annet av hvor homogene enhetene er i forhold til problemets karakter og mulighetene for å kunne utlede entydige konklusjoner om en skattetype eller en overføringsordnings fordelings-effekter, basert på resultatene fra ulike homogene grupper.

Ved å ta i bruk ekvivalensskalaer eller forbruksenheter så omregnes inntekten ifra pengestørrelser til en størrelse i form av velferdsekvivalenter

$$(3) \quad y_i = \frac{X_i}{M_i}$$

M_i er den faktor som som husholdning i's inntekt må deles med for at inntekten til husholdning i skal kunne sammenliknes med inntekten til en referansehusholdning i form av velferd. For eksempel er det grunn til å anta at store husholdninger behøver større inntekt enn en liten husholdning for å nå samme materielle velferdsnivå. En måte å ta hensyn til dette på er å benytte husholdningsinntekt pr person som velferdsindikator. Det er imidlertid stordriftsfordeler i konsumet. En stor husholdning behøver kanskje bare en bil og ett kjøleskap for å ha tilgang til de samme kjøle- og transporttjenestene som en liten husholdning. Selv om det ofte fokuseres på husholdningsstørrelse og antall barn, så er det naturligvis andre dimensjoner og andre karakteristika som er av betydning for velferden i ulike husholdninger. Særlig kan det være problematisk å la ekvivalensskalaene være uavhengige av inntekt (Conniffe 1992). Det er grunn til å tro at behovet

for «kompensasjon» for husholdningsstørrelse vil avta med økende inntekt. Likeledes er det grunnlag for å reise spørsmål om ikke demografiske kjennetegn i seg selv representerer verdier for husholdningen (Pollak og Wales 1979). Det kan blant annet argumenteres for at eksistensen av barn ikke utelukkende burde anses som en kostnad for husholdningen, siden antall barn i husholdningen må betraktes som en endogen størrelse. Det er utledet en hel rekke typer av ekvivalensskalaer, basert på forskjellige tilnærminger og disse kan grovt sett kategoriseres som (Coulter et al. 1992a):

- 1) Skalaer basert på konsumøkonometriske beregninger.
- 2) Subjektive skalaer
- 3) Ekvivalensskalaer basert på budsjettstandarder
- 4) Ekvivalensskalaer implisitt i offentlige overføringsordninger
- 5) Pragmatiske skalaer

Bojer (1977) er ett av de få norske bidragene på feltet innenfor type 1. Bidragene innenfor den konsumøkonometriske tilnærmingen bygger på ulike spesifikasjoner av nyttefunksjoner for å identifisere forskjeller mellom husholdningstyper og de ulike tilnærmingene gir forskjellige resultater (Nelson 1993). Subjektive skalaer er bygd på direkte velferdsmålinger gjennom et sett av spørsmål for å måle husholdningenes velferdsnivå, for deretter å sammenlikne inntektsnivået som kreves av husholdninger med forskjellig sammensetning for å inneha samme velferdsnivå (Kapteyn og van Praag 1976). Innenfor subjektive skalaer kan eksistensen av barn også gi et positivt bidrag til velferden, ved sammenlikninger av husholdninger. Pragmatiske skalaer inkluderer den såkalte «OECD-skalaen» og er ofte svært enkle funksjoner av ulike husholdningskarakteristikk.⁵

Generelt vil resultatene i en fordelingsanalyse variere med hensyn til hvilken ekvivalensskala som benyttes. Det viser seg at følgende enkle sammenheng karakteriserer praktisk talt samtlige ekvivalensskalaer i form av en enkelt parameter (Buhmann et al. 1988):

$$(4) \quad M_i = s_i^\theta$$

der s_i er antall husholdningsmedlemmer i husholdning i og θ er en parameter som gir uttrykk for antakelser om graden av stordriftsfordeler i husholdningene. Den varierer mellom 0 og 1. Jo større θ er, desto mindre er stordriftsfordelene i husholdningene. $\theta=0$ tilsvarer ukorrigert husholdningsinntekt, mens $\theta=1$ tilsvarer husholdningsinntekt pr person. θ kan tolkes som skalaelastisiteten med hensyn til husholdningsstørrelse. Det kan diskuteres om det ikke burde skilles mellom antall barn og antall voksne i husholdningene (Banks og Johnson 1994, Jenkins og Cowell 1994). Buhmann et al. (1988) viser at ved å la θ variere fra 0 til 1 i (4), kan en undersøke resultatenes føl-

⁵ OECD-skalaen tilordner den første voksne person i husholdningen vekten 1,0, de neste personene i husholdningen som er 14 år og eldre har vekten 0,7, mens barn yngre enn 14 år har vekten 0,5.

somhet for valg av ekvivalensskala, da s^0 er en god tilnærming til de aller fleste skalaer i bruk.

OECD-skalaen anvendt på et datasett i LOTTE gir et anslag på skaleelastisiteten på mellom 0,70 og 0,75. OECD-skalaen impliserer med andre ord en antakelse om relativt lite stordriftsfordeler i husholdningene. De subjektive skalaene gir betraktelig større stordriftsfordeler i husholdningene, da anslagene på θ innenfor denne kategori av vektorer ligger mellom 0,12 og 0,36 (Buhmann et al. 1988). Dette illustrerer at det ikke er uten betydning hvilken ekvivalensskala som benyttes. For eksempel er vurderingen av barnetrygdens fordelingsvirkning svært avhengig av valg av ekvivalensskala, noe vi skal komme tilbake til nedenfor. Først er det imidlertid grunn til å se på ulike metoder for å vurdere hvordan en inntektskomponent bidrar til det endelige resultatet.

3.3. Bidraget fra inntektskomponenter

Ulike analyser atskiller seg også i forhold til hvordan en måler bidraget fra en inntektskomponent. Det er en rekke ulike tilnærminger for å vurdere bidraget fra ulike inntektskomponenter, eller bidraget fra faktor k (se blant annet Shorrocks 1989):

- 1) Fordelingen av faktor k vurderes i forhold til fordelingen av total inntekt (f. eks. disponibel inntekt).
- 2) Mål på total ulikhet, som Gini koeffisienten sammenlignes før og etter at faktor k inkluderes i inntektsbegrepet.
- 3) Total ulikhet målt dersom faktor k var den eneste kilden til ulikhet, all annen inntekt fordelt likt.
- 4) Måling av reduksjonen i total ulikhet som ville følge av en eliminering av ulikhet i faktor k .
- 5) Endring i ulikhet ved marginal endring i faktor k .
- 6) Endring i ulikhet ved mer omfattende endringer i faktor k .

Aaberge og Wennemo (1988) følger strategi 1 på dette området, mens Aasness (1993) følger strategi 2 og 6. Betydningen av de ulike tilnærmingerne er nært relatert til egenskaper ved ulikhetsmål, som kan eksemplifiseres ved egenskaper ved *Gini koeffisienten*.⁶ Tilsvarende egenskaper gjelder for alle ulikhetsmål innenfor klassen av den generaliserte Gini koeffisient (Yitzhaki 1983) eller andre ulikhetsmål basert på transformasjoner av Lorenz-kurven (Aaberge 1986).

Gini koeffisienten summerer opp ulikhetsinformasjonen i en Lorenz-kurve, som viser grafisk forholdet mellom den kumulative andelen av befolkningen og den kumulative andelen av inntekten. Gini koeffisienten tilfredsstiller skalainvariansprinsippet og overføringsprinsippet. Med *skalainvariansprinsippet* menes at ulikheten forblir uendret når alle enhetene i populasjonen blir gitt samme prosentvise tillegg. *Overføringsprinsippet* sier at ulikheten i en fordeling blir redusert når det overføres inntekt fra en rikere til en fattigere enhet og denne over-

føringen ikke er så stor at mottakeren blir rikere enn giveren.

Ved vurdering av skattearter, trygder eller overføringsbidrag til ulikhet benyttes Gini koeffisientens *dekomponeringsegenskaper* (Rao 1969, Kakwani 1977, Aaberge 1986)

$$(5) \quad G = \sum_{i=1}^k \frac{\mu_i}{\mu} \gamma_i$$

hvor μ_i/μ er forholdet mellom gjennomsnittet av inntektskomponent i og gjennomsnittet av totalinntekten. Interaksjonskoeffisienten, γ_i , kan tolkes som den betingede ulikhet i komponent i målt ved Gini koeffisienten, gitt rangeringen i totalinntekten, og gir uttrykk for graden av samvariasjon mellom komponent i og totalinntekten. Interaksjonskoeffisienten blir bestemt av arealet under interaksjonskurven, på samme måte som Gini koeffisienten blir bestemt av forløpet til Lorenz-kurven. En positiv interaksjonskoeffisient (gitt positiv μ_i) for en inntektskomponent innebærer at en større andel av inntektskomponenten tilflytter husholdningene med stor inntekt, når husholdningene er ordnet etter størrelsen på totalinntekten. $\gamma_i=0$ innebærer at husholdninger i ulike deler av fordelingen mottar samme andel av faktor i , mens negativ γ_i betyr at det er husholdningene med lavest inntekt som mottar mest av inntektsfaktoren.

I Aaberge og Wennemo (1988) beskrives barnetrygdens fordelingsprofil ved hjelp av Gini koeffisientens dekomponeringsegenskaper. De fastslår at barnetrygden har en ulikhetsskapende effekt og dette skyldes at interaksjonskoeffisienten er positiv, som betyr at husholdninger med høye inntekter i gjennomsnitt mottar mer barnetrygd enn husholdninger med lave inntekter, i *absolutt* forstand. Aasness (1993) hevder at økt barnetrygd har inntektsutjevneende effekt og at en fjerning av barnetrygden medfører økt ulikhet målt ved Gini koeffisienten. Da er det ikke Gini koeffisientens dekomponeringsegenskaper som benyttes, men det er skalainvariansprinsippet som er av betydning. Skalainvariansprinsippet sier at en *prosentvis* lik økning av alle inntekter ikke gir endringer i Gini koeffisienten. I denne sammenhengen betyr dette at en eliminering av barnetrygden fra definisjonen av inntekt vil gi en økning i ulikhet så lenge barnetrygden er mindre ulikt fordelt enn annen inntekt.⁷ En kan dermed ha følgende situasjon: Barnetrygden kan i gjennomsnitt tilgodese husholdninger med høye inntekter mer enn husholdninger med lave inntekter i absolutt forstand, samtidig som det å

⁶ Se for eksempel Sen (1973) når det gjelder vurderinger av egenskaper ved ulikhetsmål og Aaberge (1993) for aksiomatisk begrunnelse for Gini koeffisienten.

⁷ Omrangering, som betyr at husholdninger bytter plass i rangeringene som følge av endringer i en inntektskomponent, er et kompliserende element i dette resonnementet, men den effekten skal vi for enkelthets skyld se bort fra her.

fjerne barnetrygden fra inntektsbegrepet kan gi en økning i total ulikhet. Dette følger av egenskapene til Gini koeffisienten og gjelder generelt for en rekke mål på ulikhet, og er i korte trekk hovedforklaringen til de ulike karakteristikkene av denne overføringsordningen.

Hvilken tilnærming som velges må bestemmes av problemstillingen. Dette innebærer blant annet å gjøre det helt klart om formålet er å beskrive inntektskomponentens faktiske fordeling innenfor dagens system eller om en ønsker å vurdere ulike alternative regelverk. Selv om en beskriver hvordan en inntektskomponent fordeler seg på ulike inntektsnivåer, underslår en ikke at en overføring som er jevnt fordelt blant husholdninger med høye og lave inntekter kan bety *relativt* mer for lavinntektsgruppene, dersom en måler overføringen som *andel* av inntekten.

3.4. Sensitivitetsanalyser

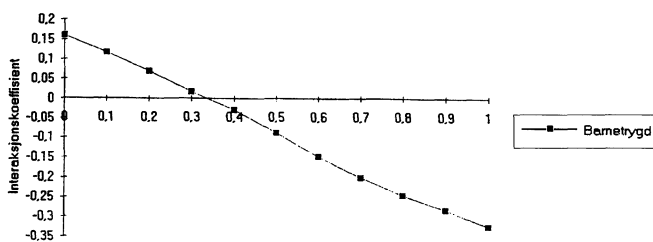
Ovenfor er det vist at analyser av de direkte fordelings-effektene i hvert fall kan atskille seg i forhold til minst to dimensjoner. Oppsummeringsvis, framgår det av figur 1 at dette gir 4 mulige kombinasjoner, hvor tilnærmingene til Aaberge og Wennemo (1988) og Aasness (1993) er kategorisert i henholdsvis rubrikk II og rubrikk III.

Figur 1. Fordelingsanalyser vurdert ved to dimensjoner

		Sammenlikning av husholdninger	
		Ekvivalensskalaer	Enhetlige grupper
Karakterisering av inntektskomponent	Dekomponering	I	II (Aaberge og Wennemo 1988)
	Situasjons-sammenlikning av ulikhetsmål	III (Aasness 1993)	IV

I figur 2 er fordelingen av barnetrygd vist ved tilnærming I (fra figur 1). Fordelingseffekten av barnetrygden er målt i forhold til ekvivalent disponibel inntekt blant hele befolkningen og er basert på en simulering ved skatte- og overføringsmodellen LOTTE med datagrunnlag for 1991 og regelverk for 1993. Interaksjonskoeffisienten er målt langs den vertikale aksen, mens parametere som måler antakelser om stordriftsfordeler i husholdningene er målt langs den horisontale aksene. Figuren viser hvordan fordelingen av barnetrygd er *svært sensitiv* med hensyn til forutsetninger om graden av stordriftsfordeler i husholdningene. For $\theta=0$ er det de med høyest disponibel inntekt som i gjennomsnitt mottar mest av overføringen, mens det for $\theta=1$ er de med lavest disponibel inntekt som i gjennomsnitt mottar mest av overføringen. Ved θ mellom 0,3 og 0,4 skifter interaksjonskoeffisienten fra positive til negative verdier.

Figur 2. Interaksjonskoeffisienten for barnetrygd blant hele befolkningen ved forskjellige forutsetninger om stordriftsfordeler i husholdningene. Beregning ved LOTTE for 1983.



Mønsteret i figur 2 skyldes en empirisk sammenheng mellom husholdningsstørrelse, disponibel inntekt og barnetrygd målt ved sammenhengen mellom s^θ , Gini koeffisienten for total ulikhet og interaksjonskoeffisienten for barnetrygd. Forenklet, skyldes denne fordelingsprofilen at mottakerne av barnetrygd har relativt høye inntekter målt i penger ($\theta=0$ innebærer at inntekten måles i penger) og fordi det i gjennomsnitt er flere personer i husholdninger som mottar barnetrygd, beveger de seg raskt nedover i fordelingen av total ekvivalent inntekt, ettersom det antas stadig mindre grad av stordriftsfordeler i husholdningene.⁸

Det er naturligvis vanskelig å overlate til politikere og andre beslutningstakere å fastlegge en bestemt θ eller å forholde seg til den generelle usikkerheten omkring sammenlikning av velferd. Følsomhet i selve inntektskomponenten for grad av stordriftsfordeler i husholdningene forhindrer imidlertid ikke at konklusjoner om fordelings-effekter av endringer i ordningen kan være relativt robuste for alternative forutsetninger eller kan vise seg å gi entydige effekter for ulike homogene grupper. Dessuten vil det å frambringe informasjon om sammenhenger mellom totale inntekter, komponenters fordeling og husholdningsstørrelse være med på å *utvide informasjonsgrunnlaget* om en skatteart eller en overføring. Det kan være med på å bedre forståelsen av hvorvidt ordningen virker etter sin opprinnelige hensikt.

4. ATFERDSSIMULERINGER

I en dekomponeringsanalyse forholder en seg til inntektskomponenter i en «regnskapsmessig forstand». En skiller ut inntektskomponenter under den betingelse at inntektskomponentene beholder sine opprinnelige verdier, som naturligvis er diskutabelt. Betydningen av atferdseffekter er enda klarere dersom en skal vurdere effekter av å gjøre endringer i skatte- eller trygdesystemet. Det er da grunn til å vurdere hvorvidt eventuelle endringer kan sies å påvirke andre størrelser i økonomien. I

⁸ Se Coulter et al. (1992b) for diskusjon av sammenhenger mellom mål på ulikhet og ekvivalensskalaer.

forbindelse med vurderingene av barnetrygdens fordelingsvirkninger for Overføringsutvalget (NOU 1993:11) ble provenyeffektene av endringene analysert gjennom makromodellen MODAG (Bowitz et al. 1993).

Dersom en mener at individers tilpasning ikke vil påvirkes av endrede betingelser, eller at effekten er så liten at den er neglisjerbar, er det berettiget å avgrense analysene til de direkte effektene av å endre en skattesats eller en overføringsordning. Men dersom det er grunn til å tro at individene vil justere sin beslutninger i forhold til et endret regelverk, er det av stor betydning å vurdere også de indirekte effektene. I praksis vil det si å analysere hvordan individene i modellutvalget i skatte- og overføringsmodellen vil tilpasse seg et nytt sett av regler.

Å vurdere eventuelle atferdseffekter er mer omfattende og krevende enn analyser av de direkte effektene og i en hektisk beslutningssituasjon er det ofte ikke tid til å vurdere disse sidene av endringene utførlig. Dette innebærer at det kan være mangel på tid og ressurser som er utslagsgivende for hvorvidt en vurderer implikasjoner for individenes tilpasning i tilknytning til regelendringer. Det betyr at det kan være andre hensyn enn rent faglige, metodiske betraktninger som er avgjørende for innholdet i slike analyser.

I analysene av overføringene til barnefamiliene har det vært simultant endringer i arbeidstid i forbindelse med en studie av omlegging av støtten til småbarnsforeldre (Thoresen 1995). Simuleringene har vært basert på estimater av en modell for familiens beslutninger om å arbeide og benytte betalt barnepass (Michalopoulos et al. 1992). Utgangspunktet for analysen er følgende forenklede beslutningssituasjon

$$(6) \quad \max U = U(x, z, q)$$

hvor q symboliserer gjennomsnittlig kvalitet på barnepass, z er fritid og x er konsum av alle andre varer enn barnepass. Som i tradisjonelle arbeidstilbudsmodeller antas individet (for eksempel moren) å maksimere konsumet av fritid og konsum av varer og tjenester i forhold til visse betingelser, som en budsjettskranke. Det spesielle med denne modellen er at det også velges kvalitet på barnepass. I optimum vil nyttetapet fra en ekstra time i arbeid, motsvares av økt nytte i form av konsum av andre varer og tjenester enn barnepass som følge av den økte innsatsen på arbeidsmarkedet sammen med nyttegevinsten eller nyttetapet ved å benytte andre personer til pass av barn.

Estimater av parametre i en slik modell benyttes til å simulere effekten av å endre dagens subsidieordning til et kontantstøttesystem. Den statlige subsidieringen av barnehageplasser fjernes og et tilsvarende beløp som benyttes til subsidieringen fordeles likt per barn til husholdninger med barn i førskolealder, noe som fører til en betydelig prisøkning på barnepass. Dette simuleringeksperimentet indikerer en forholdsvis *liten reduksjon* i arbeidstilbudet som følge av endringen i støtten til hushold-

ninger med små barn. Det er imidlertid grunn til å være oppmerksom at atferdseffektene er *lite robuste* i forhold til valg av modelltilnærming og den økonometriske spesifikasjonen. Den teoretiske modellen hviler naturligvis på en rekke forutsetninger som påvirker resultatene. Avgjørelser vedrørende arbeid og barnepass for småbarnsforeldre er uhyre kompliserte beslutninger, som er påvirket av en rekke variable, alt fra attributter knyttet til en eventuell barnepasser til økonomiske variable. I tillegg vanskeliggjøres modelleringen av at det er spesielle egenskaper ved det norske barnehagemarkedet, som rasjonering i store deler av landet og inntektsavhengige priser. Dessuten er det mangler ved dataene.

Dersom en forutsetter at individene ikke endrer sin tilpasning i vesentlig grad som følge av overgangen til kontantstøtteordning, så vil en slik endring gi reduksjon i ulikheten blant husholdninger med barn i førskolealder. Det viser seg at barnehagesubsidiene innenfor dagens ordning (riktignok med tall for 1990) i stor grad tilgodeiser husholdninger med høy disponibel inntekt og en omlegging vil derfor i sterkeste grad gi lavinntektsgrupper høyere inntekter. Et problem i denne sammenheng er naturligvis hvordan verdien av barnehagesubsidiene skal måles for den enkelte husholdning, da det blant annet kan være betydelige eksterne effekter i tilknytning til denne tjenesten.

I studien av fordelingseffekten av å innføre en kontantstøtteordning bygger analysen på at endringene i arbeidstilbudet er forholdsvis små, slik at arbeidsinntektene i store trekk er uforandret etter reformen. Det impliserer at en kan fokusere på de direkte effektene for å beskrive nedgangen i ulikhet ved en kontantstøtte-reform. Mulighetene til å utlede pålitelige simuleringresultater av atferdsendringer kan synes begrensede, men hovedpoenget i denne sammenheng er at slike atferdseffekter må bringes inn i vurderingene eller det må argumenteres for at slike effekter er neglisjerbare. Det å vurdere atferdseffekter bør i seg selv være med på å heve kvaliteten på fordelingsanalysene og utvide informasjonsgrunnlaget for beslutningstakere.

5. OPPSUMMERING

Denne gjennomgangen av elementene i en fordelingsanalyse har fokusert på en rekke usikkerhetsmomenter i forbindelse med de fordelingsmessige vurderinger av skatter, trygder og overføringer. Denne type analyser kan utføres på en rekke måter som er basert på ulike tilnærminger til fordeling av inntekt og ulikhet. I denne framstillingen er det pekt på *noen momenter* som er av betydning for resultatene i fordelingsanalyser, men en vil finne at analyser av denne type også vil atskille seg i forhold til andre dimensjoner.

Det kan reises tvil om beslutningstakere er mottakelig for redegjørelser om resultatenes usikkerhet og avhengighet i forhold til metodetilnærminger. Ovenfor er det argumentert for at sensitivitetsanalyser og diskusjoner av sen-

trale forutsetninger er med på å utvide informasjonsgrunnlaget i denne type analyser og bør være et viktig bidrag til å vurdere den fordelingsmessige betydningen av skatter, trygder og overføringer.

REFERANSER:

- Andreassen, L., T. Andreassen, D. Fredriksen, G. Spurkland og Y. Vogt (1993): *Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning. Mikrosimuleringsmodellen MOSART*, Rapporter 93/6, Statistisk sentralbyrå.
- Arneberg, M.W. (1994a): *Dokumentasjon av prosjektet LOTTE-TRYGD*, Rapporter 94/29, Statistisk sentralbyrå.
- Arneberg, M.W. (1994b): LOTTE-TRYGD. Teknisk dokumentasjon, Notater 94/22, Statistisk sentralbyrå.
- Arneberg, M.W. og T.O. Thoresen (1994): *Syke- og fødselspenger i mikrosimuleringsmodellen LOTTE*, Rapporter 94/10, Statistisk sentralbyrå.
- Arneberg, M.W., H. Gravningsmyhr, K. Hansen, N. Langbraaten, B. Lian og T.O. Thoresen (1995): LOTTE -- en modell for beregning av skatter og trygder, kommer i serien Rapporter, Statistisk sentralbyrå.
- Arrow, K.J. (1963): *Social Choice and Individual Values*, 2nd edition, New York: Wiley.
- Banks, J. og P. Johnson (1994): Equivalence Scales Relativities Revisited, *Economic Journal* **104**, 883-890.
- Bojer, H. (1977): The Effect on Consumption of Household Size and Composition, *European Economic Review* **9**, 169-193.
- Bowitz, E., Å. Cappelen, D. Fredriksen, O. Ljones, T.O. Thoresen og J. Aasness (1993): «Analyser av sysselsettings- og inntektsfordelingsvirkninger av innsparingstiltak i overføringsordningene». Vedlegg til NOU 1993:11 *Mindre til overføringer mer sysselsetting*, Oslo: Akademika.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus, T.M. Smeeding (1988): Equivalence-scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database, *Review of Income and Wealth* **34**, 115-142.
- Conniffe, D. (1992): The Non-Constancy of Equivalence Scales, *Review of Income and Wealth* **38**, 429-443.
- Coulter, F.A.E., F.A. Cowell og S. P. Jenkins (1992a): Differences in Needs and Assessment of Income Distributions, *Bulletin of Economic Research* **44**, 77-124.
- Coulter, F.A. E., F. A. Cowell og S. P. Jenkins (1992b): Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty, *The Economic Journal* **102**, 1067-1082.
- Danziger, S. og M. K. Taussig (1979): The Income Unit and the Anatomy of Income Distribution, *Review of Income and Wealth* **25**, 365-375.
- Heldal, J. (1992): A Method for Calibration of Weights in Sample Surveys. Arbeidsnotat fra avdeling for personstatistikk, 3/1992, Statistisk sentralbyrå.
- Jenkins, S.P. og F.A. Cowell (1994): Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities, *Economic Journal* **104**, 891-1000.
- Kakwani, N.C. (1977): Application of Lorenz Curves in Economic Analysis, *Econometrica* **45**, 719-727.
- Kapteyn, A. og B.M.S. Van Praag (1976): A New Approach to the Construction of Family Equivalence Scales, *European Economic Review* **7**, 313-335.
- Michalopoulos, C., P.K. Robins and I. Garfinkel (1992): A Structural Model of Labour Supply and Child Care Demand, *Journal of Human Resources* **27**, 166-203.
- Nelson, J.A. (1993): Household Equivalence Scales: Theory versus Policy, *Journal of Labour Economics* **11**, 471-493.
- NOU 1988:24 *Inntektsdannelsen i Norge*, Oslo: Akademika.
- NOU 1993:11 *Mindre til overføringer mer sysselsetting*, Oslo: Akademika
- Pollak, R.A. og T.J. Wales (1979): Welfare Comparisons and Equivalence Scales, *American Economic Review* **69**, 216-221.
- Rao, V. M. (1969): Two Decompositions of Concentration Ratio, *Journal of the Royal Statistical Society* **132**, 418-425.
- Sen, A. (1970): *Collective Choice and Social Welfare*, Edinburgh: Oliver and Boyd.
- Sen, A. (1973): *On Economic Inequality*, Oxford: Clarendon Press.
- Sen, A. (1979): Issues in the Measurement of Poverty, *Scandinavian Journal of Economics* **81**, 285-307.
- Shorrocks, A.F. (1989): «Aggregation Issues in Inequality Measures», in Eichhorn, W. (ed.), *Measurement in Economics*, Physica Verlag.
- Sutherland, Holly (1991): Constructing a Tax-benefit Model: What advice can one give?, *Review of Income and Wealth* **37**, 199-219.
- Thoresen, T.O. (1993): *Fordelingsvirkninger av overføringene til barnefamilier. Beregninger ved skattemodellen LOTTE*, Rapporter 93/26, Statistisk sentralbyrå.
- Thoresen, T.O. (1995): Distributional and Behavioural Effects of Child Care Subsidies, Discussion Papers 135, Statistisk sentralbyrå.
- Wooley, F.R. og J. Marshall (1994): Measuring Inequality within the Household, *Review of Income and Wealth* **40**, 415-431.
- Yitzhaki, S. (1983): On an Extension of the Gini Coefficient, *International Economic Review* **81**, 480-496.
- Aaberge, R. (1986): On the Problem of Measuring Inequality, Discussion Papers 14, Statistisk sentralbyrå.
- Aaberge, R. (1993): Theoretical Foundations of Lorenz Curve Orderings, Discussion Papers 88, Statistisk sentralbyrå.
- Aaberge, R. og T. Wennemo (1988): *Inntektsulikhet i Norge 1973-1985*, Rapporter 88/15, Statistisk sentralbyrå.
- Aasness, J. (1993): Fordelingsvirkninger av matmoms -- en analyse basert på LOTTE-KONSUM, *Økonomiske analyser*, 1993, 9, Statistisk sentralbyrå, 80-88.

OLA HONNINGDAL GRYTEN:

Dagens arbeidsledighet sett i lys av arbeidsledigheten i 1920- og 1930-årene

Den høye arbeidsledigheten i Norge i slutten av 1980-årene og i begynnelsen av 1990-årene har klare paralleller til «de harde tredveåra». Parallellene gjelder både ledighetens nivå og årsaker. I denne artikkelen drøftes relevante mål for sammenligning av arbeidsledigheten i dag og i 1920- og 1930-årene. Drøftelsen munner ut i en etablering av sammenlignbare ledighetstall for de to periodene. Deretter diskuteres årsaker til ledigheten. Konklusjonen er at ledighetens nivå i prosent av den samlede arbeidsstyrken var ganske lik og at det finnes en rekke sammenfallende årsaker til den høye ledigheten i de to periodene.

Fra 1988 gikk Norge inn i etterkrigstidens hittil største nedgangskonjunktur, med sterkt stigende arbeidsledighet. I 1993 nådde ledigheten på årsbasis nesten 9 prosent, inklusiv sysselsatte på tiltak.¹ Årene mellom de to verdenskrigene representerer en annen kriseperiode i norsk økonomi. Depresjonene i begynnelsen av 1920- og 1930-årene utgjør de sterkeste tilbakeslagene i norsk økonomi i dette århundret. Retroperspektivt konstruerte nasjonalregnskaper viser kraftig nedgang i reelt BNP per innbygger på 12,6 prosent mellom 1920 og 1921 og 8,4 prosent mellom 1930 og 1931. Selv om gjenoppbyggingen i begge tilfeller tok tid, var veksten i mellomkrigsperioden sett under ett betydelig. Ifølge det retroperspektivt konstruerte nasjonalregnskapet var den økonomiske vekstrenten 1,1 prosent i årene 1865-1918, mot 3,1 prosent i årene 1918-1939.²

Denne artikkelen drøfter likheter i ledighetens nivå og årsaker i perioden 1988-1994 og i mellomkrigstiden. For å foreta en komparativ analyse mellom de to periodene presenteres ulike estimater av ledigheten målt i prosent av arbeidsstyrken i mellomkrigsårene, både på aggregert nasjonalt nivå og på sektornivå.

Eksisterende arbeidsledighetsstatistikk

Vi har i hovedsak to kilder for ledighetsstatistikk i Norge både for mellomkrigstiden og i dag. Dagens statistikk er Arbeidsdirektoratets tall for registrert ledighet ved arbeidskontorene og Statistisk sentralbyrås arbeidskraftsundersøkelser (AKU), som bygger på intervjuer i et utvalg av den arbeidsdyktige befolkningen. Arbeidsdirektoratet gir tall for både registrert ledighet og sysselsatte ved arbeidsmarkedstiltak. AKU-tallene viser arbeidssøkende uten arbeidsinntekt. Direktoratet skiller klart mellom helt ledige og personer på sysselsettingstiltak, mens AKU-ledighet delvis er overlappende med oppgavene over personer på tiltak.

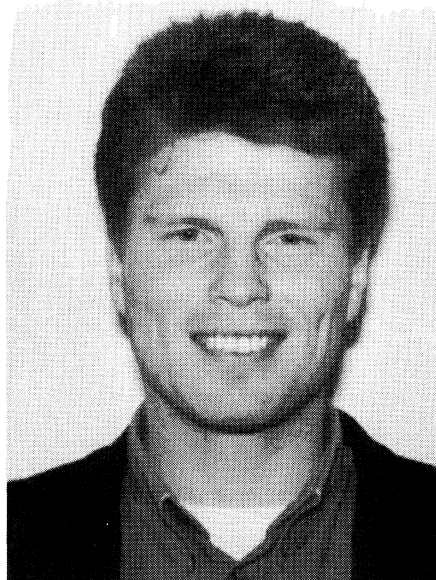
¹ Ifølge Arbeidsdirektoratets statistikk for arbeidsløse registrert ved arbeidskontorene med tillegg av registrerte sysselsatte på tiltak.

² NOS XII. 163, *Nasjonalregnskap 1865-1960*, SSB, Oslo 1968, tabell 51, s. 348-351 og NOS XII. 245, *Historisk statistikk 1968*, SSB, Oslo 1969, tabell 19, s. 42.

Den mest benyttede ledighetsstatistikken for mellomkrigsårene er hentet fra ti fagforbunds forsikringskasser. Den andre viktige kilden er registreringer av arbeidssøkende ved landets offentlige arbeidskontorer. Den største svakheten ved tallene fra arbeidskontorene er dekningen. Det eksisterte ikke mer enn i underkant av 50 slike kontor i mellomkrigstiden. De var lokalisert til byer og større tettsteder og dekket under en tredel av arbeidsstyrken. En annen svakhet ved denne statistikken er at den bygger på egenregistreringer. Siden obligatorisk ledighetstrygd først ble innført i Norge i 1938, og da bare for industriarbeidere, var insentivene for å melde seg ved kontorene små. Tallene fra arbeidskontorene er derfor for lave til å gi et rimelig inntrykk av ledighetens nivå i mellomkrigsårene.

En viktig årsak til at tallene for ti fagforbund oftest er benyttet som mål på ledigheten i 1920- og 1930-årene, er at reliabiliteten er bedre enn i de fleste andre mål av ledigheten i perioden. Svakheten ved tallene ligger primært i deres representativitet. De utgjorde bare rundt 5 prosent av arbeidsstyrken og representerer i hovedsak konjunkturfølsomme næringer, som industri og bygg- og anlegg. Statistikken benyttes derfor ofte som en indikasjon på den industrielle ledighet. Årlig ledighet ifølge fagforbundenes oppgaver varierte mellom 8,5 og 33,4 prosent 1921-1939. (Tabell 2). Registreringer av total ledighet ved folketellingen i 1930, samt spesialundersøkelser av ledigheten blant menn i 1933 og 1935 antyder at samlet ledighetsprosent må ha vært halvparten eller tredjeparten av ledigheten blant forsikrede fagforeningsmedlemmer.³ Andre samtidige vurderinger utført av Statistisk sentralbyrå, arbeidsinspektøren og daværende universitetsstipendiat Erling Petersen stadfester at den samlede ledighetsrate må ha vært betydelig lavere enn fagforeningsledigheten. Statistikerne Morten Tuveng kom i 1946 frem til at ledigheten i 1930-årene, eksklusive jord- og skogbruk, på sitt høyeste bare så vidt passerte 100.000, eller 7-8 prosent av arbeidsstyrken. I 1947 hevdet historikeren Gunnar Ousland at den norske ledigheten kan ha nådd 160.000 på sitt høyeste i 1933, det vil si 12-13 prosent av arbeidsstyrken.⁴ OECD-økonomen Angus Maddison konkluderer, i forbindelse med beregninger av ledigheten i en rekke vestlige land, med at gjennomsnittlig ledighet i Norge var omlag 6 prosent i mellomkrigsårene.⁵

Det er heller ikke uproblematisk å bruke oppgavene fra de ti fagforbundene som mål på industriell ledighet. Ved å utvide det statistiske grunnlag til om lag 30 fagforbund synker reliabiliteten noe, men det representerer et langt bredere



Ola Honningdal Grytten er siviløkonom med høyere avdelingseksamen og Dr. oec. fra Norges Handelshøyskole, 1994. Han er for tiden førsteamanuensis ved Institutt for økonomisk historie, samme sted.

utvalg av industribransjer. Ledigheten blir da liggende 5 prosentenheter under tallene fra de ti fagforbundene.⁶

Fagforbundstallene utgjør heller ikke et representativt geografisk utvalg av arbeidsstyrken. Tradisjonell industri på Østlandet, som hadde store problemer i perioden, er overrepresentert, mens industrielle vekstområder i bygdene på Vestlandet er underrepresentert. Statistikken utelukker dessuten kvinner. En sammenligning av fagforbundsledigheten med samlet industriell ledighet ved folketellingen av desember 1930 viser at fagforbundsledigheten var betydelig høyere; 25,5, mot 14,9 prosent.⁷

Problemer ved sammenligninger av mellomkrigstidens og dagens arbeidsledighet

På grunn av at ledighetsstatistikken er såvidt forskjellig er det problematisk å sammenligne dagens og mellom-

krigstidens arbeidsledighet. En målsetning må derfor være å etablere sammenlignbare ledighetstall for de to periodene. Hvilken statistikk man benytter vil selvsagt være avhengig av hva man ønsker å måle. I denne artik-

³ NOS IX. 61, *Folketellingen i Norge 1. desember 1930*, VIII. hefte, SSB, Oslo 1935, tabell, s. 14*-15* og Statens Inspektør for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring, *Spesialundersøkelse pr. 30. november 1933*, Oslo 1935 og *Spesialundersøkelse pr. 30. november 1935*, Oslo 1937.

⁴ NOS, *Statistiske meddelelser 1933*, SSB, Oslo 1934, s. 95-96, Statens Inspektør for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring, *Årsberetning*, samtlige år 1920-1939. Petersen, E., «Arbeidsledighet og botemidler. Arbeidsledighets karakter og omfang», Storsteen, E. (red.), *Social Håndbok for Norge*, Norsk Forening for Sosialt Arbeide, Oslo 1937, s. 422-430 og Tuveng, M., *Arbeidsløshet og beskjeftigelse i Norge før og under krigen*, Christian Michelsens Institutt, Bergen 1946, s. 86-87. Ousland, G., «De store kampåra 1921-1931», bind II, Ousland, G. og Skaar, A. (red.), *Fagbevegelsen i Norge*, Arbeidernes faglige landsorganisasjon i Norge, Oslo 1949, s. 688-692.

⁵ Maddison, A. *Phases of Capitalist Development*, Oxford University Press, Oxford 1982, s. 200-206.

⁶ Tuveng, M., *op.cit.*, s. 35.

⁷ NOS IX. 61, *op.cit.*, tabell, s. 14*-15*. I forbindelse med folketellingen oppga SSB industriell ledighet i prosent av «personer direkte utsatt for ledighet» til 15 prosent. Det er ikke helt klart hvor grensene for denne gruppen ble satt, men ifølge byrået regnet de i hovedsak en avgrenset gruppe av lønnstakere og selvstendige næringsdrivende, som hadde arbeid av en slik karakter at de på samme måte som lønnstakere kunne risikere å bli arbeidsledige, som «direkte utsatt for ledighet». Industriell ledighet blant menn direkte utsatt for ledighet ble oppgitt til 17,8 prosent. Kilde: NOS, *Statistiske meddelelser 1933*, tabell 1, s. 100-105.

kelen sammenlignes ledigheten i hele arbeidsstyrken. Det er derfor naturlig å finne et sett av ledighetstall for den samlede arbeidsstyrken som er sammenlignbar over tid. Første steg på veien er å gi en definisjon av den ledigheten vi ønsker å undersøke. I tråd med både Statistisk sentralbyrå og Arbeidsdirektoratets definisjon av åpen arbeidsledighet, regner jeg i det følgende arbeidssøkende uten inntektsgivende arbeid eller annen beskjeftigelse og som umiddelbart kan tiltre en jobb, som arbeidsledige.

Etablering av tall for samlet ledighet i prosent av arbeidsstyrken i mellomkrigsårene gjør det lettere å sammenligne ledigheten i Norge med ledigheten i andre vestlige land i perioden, samt mellom- og etterkrigstidens ledighet i Norge. Slike analyser er imidlertid problematiske. For det første er det tildels betydelige forskjeller mellom dagens og mellomkrigstidens arbeidsmarkeder. Antallet selvstendige næringsdrivende i primærnæringene var langt større da enn nå. Det sier seg selv at ledigheten per definisjon ikke kunne være særlig høy i denne gruppen. På den annen side har sysselsettingen i offentlig sektor økt sterkt etter annen verdenskrig. På en lignende måte som selvstendige gårdbrukere i liten grad kunne være utsatt for ledighet i 1920- og 1930-årene, representerer den offentlige sektor «sikre» arbeidsplasser i dag.

For det andre, i tillegg til åpen ledighet utgjorde andre former for underutnyttelse av arbeidskraften, så som undersysselsetting og skjult arbeidsledighet, store problemer i begge periodene. Vi vet imidlertid ikke nok til å gi sammenlignbare størrelser for disse fenomenene.

For det tredje, de sosiale trykdeordninger var langt dårligere utbygd den gang enn nå. Alminnelig ledighetstrygd ble først innført i 1938, og da kun for industriarbeidere. Det innebærer at de sosiale konsekvensene av lediggang var værre den gang enn i dag. I tillegg har økonomer hevdet at trygder og minstelønninger har bidratt til å presse både åpen og skjult arbeidsledighet oppover i nyere tid, avhengig av hvor gode de eksisterende alternativer til sysselsetting til enhver tid er. Fraværet av slike ordninger hadde trolig den motsatte effekt i mellomkrigsårene.⁸ Arbeidere tilsluttet forsikringskassene utgjorde unntaket. De var bedre betalt enn uorganiserte arbeidere. I tillegg til at de hadde både minstelønnsordninger og arbeidsledighetstrygd. Implikasjonen var høyere arbeidsledighet blant organisert enn uorganisert arbeidskraft.

Et fjerde forhold som kompliserer sammenligninger av ledigheten over tid, er de ulike syn som har eksistert på arbeidsledighet blant kvinner. Før annen verdenskrig var det ingen selvfølge at arbeidsløse kvinner skulle regnes med i ledighetsstatistikken. Ledighetsstatistikken ble primært brukt som en indikator på den sosiale tilstand. Myndighetene var derfor i første rekke ute etter å kartlegge hvor mange hovedforsørgere, som oftest menn, som var uten arbeidsinntekt. Historiske oppgaver for kvinnelig ledighet er derfor usikre og undervurderer ofte arbeidsløsheten.

Historikere har argumentert for at ledighet blant lønns-takere i industrien, som fagforeningstallene primært re-

flekterer, er et relevant mål for ledigheten i perioden. Begrunnelsen er at åpen arbeidsledighet ikke er dekkende for sysselsettingsproblemene i primær- og tertiærnæringene i mellomkrigstiden. Gårdbrukere var sjelden utsatt for åpen ledighet. Deres problemer var ofte lave lønner og underbeskjeftigelse.⁹ Begrepet industriell ledighet er på den annen side også problematisk, ikke minst for mellomkrigstiden, da arbeidsmarkedene langt fra var fullkomment segmenterte. Arbeidsledige industriarbeidere tok seg gjerne arbeid i andre næringer og omvendt. I tillegg var kombinasjonsyrker vanlig. Kombinasjonen fiske, småbruk og småindustriarbeid var for eksempel utbredt på Vestlandet. Det er derfor svært vanskelig å kategorisere ledighet etter næring. Så lenge vi ønsker å drøfte de samlede ledighetsproblemer, står derfor ledigheten i den samlede arbeidsstyrke frem som det mest relevante målet, til tross for de innvendinger som kan reises.

Beregninger av ledigheten i mellomkrigstiden i prosent av den samlede arbeidsstyrken

På grunn av at de eksisterende oppgaver over arbeidsledigheten i mellomkrigstiden ikke dekker hele arbeidsstyrken, er det nødvendig å foreta slike beregninger. Det er vanskelig å beregne denne ledigheten ved hjelp historiske data. Folketellingen av 1930 gir imidlertid troverdige tall for den samlede norske ledigheten. Den danner derfor grunnlaget for de beregninger som foretas her. Et viktig fortrinn ved å benytte folketellingen som utgangspunkt for beregninger av ledighetens nivå, er at den bygger på materiale samlet inn ved spørreundersøkelser. Vi unngår på den måten de insentivproblemer som oppstår i forbindelse med egenregistreringer.

Beregningene som foretas her bygger, som tilsvarende beregninger utført for andre land, på kritiske forutsetninger. For å undersøke sensitiviteten i valg av forutsetninger, metoder og data beregnes til sammen syv serier. Hver enkelt serie bør anvendes med forsiktighet, og en viss feilmargen må påregnes. Samlet utgjør de imidlertid et troverdig supplement til fagforbundenes ledighetstall.

Ifølge Statistisk sentralbyrå var den samlede ledigheten ved folketellingen i 1930 på 9,5 prosent.¹⁰ Størrelsen

⁸ Brunstad, R. og Colbjørnsen, T., «Arbeidsløshet som sosial indikator», Brunstad, R., Colbjørnsen, R. og Rødseth, T., *Sysselsettingen i søkelyset*, Universitetsforlaget, Bergen/Oslo/Trondheim 1981, s. 81-90.

⁹ Kjeldstadli, K., «Arbeidsløshet i Norge fram til andre verdenskrig», *Søkelys på arbeidsmarkedet*, nr. 2, 1991, s. 170-176. Kjeldstadli, K., *Et splittet samfunn: 1905-35*, bind 10, Helle, K. (hovedred.), *Aschehougs Norgeshistorie*, Aschehoug, Oslo 1994, s. 199-202. Se Espeli, H., «Arbeidsløsheten i mellomkrigstiden. En kritisk kommentar», *Historisk tidsskrift*, nr. 4, 1994, s. 489-505 og Grytten, O.H., «Arbeidsledigheten i mellomkrigstiden. Svar til Harald Espeli», *Historisk tidsskrift*, nr. 4, 1994, s. 506-523 for en debatt om relevante ledighetsmål for mellomkrigstiden.

¹⁰ NOS, *Statistiske meddelelser 1933*, tabell 1, s. 100-105. I undersøkelsen ble de intervjuede bedt om å oppgi hvor mange uker de hadde vært ledige.

uttrykker imidlertid ikke ledigheten i prosent av arbeidsstyrken, men i prosent av det byrået betegnet som «personer direkte utsatt for arbeidsløshet». Definisjonen av begrepet er uklar, men «personer direkte utsatt for arbeidsløshet» omfattet primært lønnstakere og selvstendige næringsdrivende og andre voksne personer som hadde beskjeftigelse av en slik karakter at de kunne bli arbeidsledige. Om vi ser nærmere på det statistiske grunnlaget, ser vi at en rekke personer som ikke tilhørte arbeidsstyrken, ble regnet med i den siste av disse kategoriene. Det er derfor nødvendig å finne et eget uttrykk for arbeidsstyrken. Begrepet arbeidsstyrke var lite utbredt i mellomkrigstiden, men begrepet ervervende hadde en ganske lik betydning. Ervervsbefolkningen omfattet alle voksne personer i fast eller midlertidig arbeid, med tillegg av arbeidssøkende uten arbeid. Folketellingen fra 1930 rapporterer to ulike størrelser på ervervsbefolkningen: 1.230.417 og 1.167.514. Forskjellen mellom oppgavene skyldes i hovedsak at en stor del kvinner i landbruket som ikke var hovedforsørgere er utelatt i de sistnevnte. I Statistisk sentralbyrås historiske statistikk har byrået lagt mest vekt på de siste oppgavene. Det oppgir en yrkesaktiv befolkning på 1.163.007. Et tall som ifølge byrået selv, er «tilpasset de kvalifikasjonsprinsipper som nyttes i offentlig norsk statistikk i dag». Begrepet yrkesaktiv befolkning er imidlertid ikke synonymt med arbeidsstyrke. I 1990 var den yrkesaktive befolkningen, ifølge Statistisk sentralbyrå, knappe 1,5 millioner. Det samme året utgjorde arbeidsstyrken, ifølge byråets arbeidskraftsundersøkelser, godt over 2,1 millioner personer.¹¹ Gitt dagens forståelse av begrepet arbeidsstyrke, synes det rimelig at kvinnelig arbeidskraft i jordbruket, skal regnes som en del av arbeidsstyrken, til tross for at de ikke var hovedforsørgere. Vi finner det derfor naturlig å ta utgangspunkt i den høyeste oppgaven over ervervsbefolkningen ved folketellingen av 1930 når vi søker å finne et relevant begrep for arbeidsstyrkens størrelse. I tillegg kommer det at ledighetstellingen er foretatt i forbindelse med dette høyeste anslaget, og ledighetstallene settes derfor i folketellingens etterarbeider i forhold til en ervervsbefolkning på 1.230.417. I etterarbeidene regnet byrået i tillegg 9.556 personer, som ikke ble betraktet som ervervende, som ledige. Disse inkluderes i arbeidsstyrken, som da kommer opp i 1.239.973. Folketellingen oppgir 101.568 ledige personer i ervervsbefolkningen. Med tillegg av de 9.556 ledige som ikke ble betraktet som ervervende, var den samlede ledighet 111.124. Vi kommer da frem til en ledighet på 9,0 prosent av arbeidsstyrken 1. desember 1930.¹²

Arbeidsstyrken utgjorde ifølge disse anslagene 61,6 prosent av den voksne befolkning på 15 år og over i 1930, mot 63,1 prosent av den voksne befolkning over 15 år i 1990. Andelene stadfester realisme i estimatet av arbeidsstyrken i 1930. Kvinnelig deltakelse i arbeidsstyrken var nemlig høy helt frem til tiden etter annen verdenskrig, andelen avtok deretter, frem til andre halvdel av 1960-årene, da den begynte å øke. Mens andelen av

voksne kvinner som tilhørte yrkesbefolkningen var 35,2 prosent i 1900 og 29,9 prosent i 1930, sank den til 23,8 prosent i 1960 for så å stige til 29 prosent i 1990.¹³

I den første serien vi beregner for ledigheten i mellomkrigstiden benyttes de årlige ledighetsprosenten fra ti forsikringskasser, som utgjør den konvensjonelle ledighetsstatistikken, som mål på svingningene i samlet ledighet. Oppgavene er nedjustert med kvotienten av gjennomsnittet av fagforbundsledigheten i desember (25,5 prosent) og november (21,4 prosent) og samlet ledighet ved folketellingen. For å finne samlet ledighet hvert år i perioden 1918-1939 er fagforbundsledigheten så dividert med kvotienten 2,62 (23,5:9,0). En kritisk forutsetning er den konstante faktoren for å nedjustere fagforeningstallene. På grunn av at fagforbundene representerte næringer som var særpreget konjunkturømfintlige svingte den virkelige ledigheten blant organiserte etter alt å dømme mer enn i den samlede arbeidsstyrken. Det innebærer at også svingningene i denne beregnede serien for total ledighet er overdrevet.

Den andre serien er beregnet etter samme metode. Datamaterialet er imidlertid ikke det samme. Istedet for å nedjustere ledigheten i ti fagforbund justeres ledigheten i nærmere 30 forbund. Nedjusteringsfaktoren er også her beregnet med utgangspunkt i folketellingen fra 1930. På grunn av at vi kun har årlige tall for fagforbundsledigheten, og ikke månedlige, er folketellingens registrering av ledigheten korrigert for sesongsvingninger. Korreksjonen er utført i to trinn. Først er ledigheten ved folketellingen i desember dividert med antall arbeidssøkende ved de offentlige arbeidskontorene i desember. Kvotienten som da fremkommer er så multiplisert med gjennomsnittlig antall arbeidssøkende ved arbeidskontorene i løpet av hele året 1930. Nedjusteringsfaktoren er på dette grunnlag beregnet til 2,39 på årsbasis (15,3:6,4). Den konstante justeringsfaktor utgjør her, på samme måte som i den første serien, en kritisk forutsetning.

De største svakhetene ved serie 1 og 2 er at de bygger på små og lite representative deler av arbeidsstyrken. Serie 3 bygger på et langt mer omfattende og representativt datamateriale, og er således bedre statistisk forankret. Den er konstruert med utgangspunkt i månedlige registreringer av arbeidssøkende ved arbeidsformidlingens om lag 50 arbeidskontor i virksomhet i perioden.¹⁴ Konto-

¹¹ NOS, *Historisk statistikk 1994*, SSB, Oslo 1994, s. 227, tabell 9.1, s. 236 og tabell 9.7, s. 242 og NOS XII. 291, *Historisk statistikk 1978*, SSB, Oslo 1978, s. 22.

¹² NOS IX. 61, *op.cit.*, tabell, s. 14*-15* og NOS VIII. 196, *Folketellingen i Norge 1. desember 1930*, III. hefte, SSB, Oslo 1932, tabell 2, s. 92-97.

¹³ NOS, *Historisk statistikk 1994*, tabell 9.4, s. 239. I statistikken regnes personer som er 15 år eller mer som voksne frem til 1970, fra da av regnes kun personer over 15 år som voksne.

¹⁴ Data er innhentet fra Statens Inspektorat for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring, *Årsberetning*, samtlige år 1918-1941, tabeller over arbeidssøkende ved de offentlige arbeidskontor.

rene dekket i underkant av en tredjedel av arbeidsstyrken og rapporterte ledigheten i de fleste yrkesgrupper, men på grunn av at de var lokalisert til byer og tettsteder, er primærnæringene underrepresentert. Derfor er oppgavene sannsynligvis mer konjunkturømfintlige enn ledigheten i den samlede arbeidsstyrke. På den annen side medfører underregistrering av ledigheten i jord- og skogbruksnæringen til at de sesongmessige svingninger sannsynligvis er undervurdert. Vi kan velge mellom to datasett; månedsberetninger, som viser *tilfeller* av arbeidssøkende i løpet av hver måned og situasjonsrapporter, som viser *antall* arbeidssøkende på en bestemt dag i måneden. I månedsberetningene er de ledige talt samtlige ganger de ble registrert i løpet av måneden. I situasjonsrapportene er de i prinsippet bare talt en gang, og antall dobbeltregistreringer er betydelig mindre. Jeg benytter derfor situasjonsrapportene.

Vi vet ikke hvor stor forskjellen mellom samlet arbeidsledighet og antall arbeidssøkende ved arbeidskontorene var. I 1920-årene regnet både Statistisk sentralbyrå og Arbeidsinspektoratet med at man fikk et realistisk bilde av den samlede ledighet i Norge ved å legge 60 prosent til arbeidskontorenes tall. Etter folketellingen i 1930 ble det klart at dette var alt for lite, ettersom samlet ledighet var over fire ganger høyere enn hva arbeidskontorenes tall viste.¹⁵ Ledigheten ifølge situasjonsrapportene kan oppjusteres med denne forskjellen for å finne samlet ledighet. På dette grunnlag beregnes årlig ledighet. Oppgavene er justert for vekst i arbeidsstyrken.¹⁶

Den fjerde serien gir utelukkende estimater for 1930-årene. Styrken er at den i det vesentligste bygger på data for hele arbeidsstyrken. På grunnlag av folketellingen, demografiske data fra Statistisk sentralbyrå og nasjonalregnskapet estimeres årlige tall for arbeidsstyrke og sysselsetting i perioden. 1920-årene er utelatt på grunn av usikre sysselsettingsdata. Estimert arbeidsstyrke minus estimert sysselsetting gir arbeidsledighet. Både folketellingen og de demografiske data må regnes som troverdige. Sysselsettingstallene, hentet fra nasjonalregnskapet, er imidlertid ikke så sikre. Et validitetsproblem vedrørende sysselsettingsstatistikken er at den viser utførte årsverk. En kritisk forutsetning er at bevegelsene i utførte årsverk er representativ for bevegelsene i sysselsettingen. Statistisk sentralbyrå mente øyensynlig det, og har brukt oppgavene synonymt. Det kan også settes spørsmålsteget ved sysselsettingstallenes reliabilitet. De bygger i stor grad på detaljerte bransjemessige data, og er ifølge byrået langt mer troverdige enn statistikken for tidligere år. Særlig fra 1935, da det systematisk ble samlet inn kvartalsmessig statistikk i et representativt utvalg næringer. De er likevel ikke like sikre som etterkrigstidens data, og bør anvendes med forsiktighet.¹⁷

De fire metodene jeg har vist ovenfor bygger alle på en kritisk forutsetning: at folketellingen fra 1930 utgjør et troverdig mål for arbeidsstyrkens totale ledighet. Sensitiviteten i forutsetningen testes ved å beregne ytterligere tre ledighetsserier, basert på andre forutsetninger.

Serie 5 gir estimater for ledigheten i årene 1922-1930. Fra desember 1921 ble norske kommuner pålagt å sende månedlige arbeidsløshetsmeldinger til Statens Inspektorat for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring. I utgangspunktet skulle meldingene utgjøre et godt grunnlag for å finne arbeidsledigheten i perioden. Imidlertid lot mange kommuner være å sende inn meldinger. I tillegg ble de stadig mindre troverdige, særlig på 1930-tallet, da arbeidsinspektøren mente at meldingene fra de fleste landkommuner viste alt for høye tall.¹⁸ Det var i hovedsak tre årsaker til overrapporteringen. For det første var det ingen klar operasjonalisering av begrepet arbeidsledighet, som etter hvert ble definert meget vidt i mange kommuner. For det andre ble mange meldinger avgitt på grunnlag av skjønn. Enkeltmeldinger viser at skjønnsmessig satt ledighet ofte var over dobbelt så høy som ved egenregistreringer.¹⁹ For det tredje ble meldingene tillagt stor betydning ved tildeling av statlige bidrag til nødsarbeid.

Ifølge Arbeidsinspektoratet var meldingene fra 1920-årene langt mer pålitelige enn meldingene fra 1930-årene, og gir et troverdig mål på ledigheten i perioden.²⁰ Ved å skjøte meldinger for årene 1922-1930 får vi en serie som representerer over halve arbeidsstyrken.²¹

Med utgangspunkt i de fire første beregningsmetodene jeg har benyttet, samt Arbeidsinspektoratets spesialundersøkelser av ledigheten i november 1933 og november 1935, er det mulig å beregne ytterligere åtte serier. Slike beregninger har imidlertid en marginal verdi. Jeg har derfor konsentrert meg om å beregne to til, basert på spesialundersøkelsene.

Ifølge justerte tall fra spesialundersøkelsen av 30. november 1933 var 14,8 prosent av alle voksne menn arbeidsledige. Kvinner var ikke regnet med i undersøkelsen. Ved hjelp av arbeidskontorenes månedlige rapporter over arbeidssøkende og registreringer av arbeidsledige kvinner ved folketellingen i 1930 er det likevel mulig å

¹⁵ NOS, *Statistiske meddelelser* 1933, s. 93. Tallene fra arbeidskontorene som det her refereres til, gjelder overskudd av arbeidssøkende. Det vil si antall arbeidssøkende med fratrekk for ledige plasser meldt til kontorene.

¹⁶ Merk at for årene 1918-1920 er ledigheten beregnet ut fra arbeidskontorenes månedsberetninger. Nødsarbeidere er inkludert i oppgavene, med unntak av 1921 og 1922, da nødsarbeidere i utgangspunktet ikke ble regnet som arbeidssøkere. Imidlertid hadde arbeidskontorene noe ulike praksis på dette felt.

¹⁷ Aukrust, O. og Bjerke, J., «Realkapital og økonomisk vekst 1900-1956», *Artikler*, nr. 4, SSB, Oslo 1958, s. 29-30, NOS XII. 163, *op.cit.*, s. 60 og Bjerke, J., *Langtidslinjer i norsk økonomi 1865-1960*, SSB, Oslo 1966, tabell 6, s. 29.

¹⁸ Statens Inspektorat for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring, *Årsberetning 1935-36*, Oslo 1937, s. 5.

¹⁹ Riksarkivet, Arbeidsdirektoratet, Inspektoratet for Arbeidsformidlingen, *Kommunale arbeidsløshetsmeldinger*, boks 101-160.

²⁰ Statens Inspektorat for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring, *Årsberetning 1921-22*, Oslo 1923, s. 8 og *Årsberetning 1925-26*, Oslo 1927, s. 19.

²¹ Riksarkivet, *op.cit.*, boks 101-160.

Tabell 1. Beregnet arbeidsledighet i prosent av samlet arbeidsstyrke i Norge 1918-1939.

	Serie nr.1	Serie nr.2	Serie nr.3	Serie nr.4	Serie nr.5	Serie nr.6	Serie nr.7	Endelig serie
1918	0,5	0,6	1,1			1,1	1,3	1,1
1919	0,6	0,6	1,3			1,3	1,5	1,3
1920	0,9	1,0	1,6			1,6	1,8	1,6
1921	6,7	5,8	6,2			6,4	7,1	6,2
1922	6,5	5,4	6,9		7,2	7,1	7,9	6,9
1923	4,0	3,4	5,1		5,2	5,3	5,8	5,1
1924	3,2	2,1	3,9		3,5	4,0	4,4	3,9
1925	5,0	3,9	5,2		5,2	5,4	5,9	5,2
1926	9,3	7,1	8,0		8,4	8,2	9,1	8,0
1927	9,7	8,0	8,1		8,3	8,3	9,2	8,1
1928	7,3	5,8	7,3		7,5	7,5	8,3	7,3
1929	5,9	5,4	6,4		6,6	6,6	7,3	6,4
1930	6,3	6,4	6,4	6,4	6,8	6,6	7,3	6,4
1931	8,5	8,5	8,7	10,4		10,7	11,9	10,4
1932	11,8	8,9	10,3	9,8		10,1	11,2	9,8
1933	12,7	9,2	10,7	10,0		10,3	11,4	10,0
1934	11,7	8,6	10,4	9,5		9,8	10,8	9,5
1935	9,7	8,0	9,8	9,1		9,4	10,4	9,1
1936	7,2	7,4	8,4	8,0		8,2	9,1	8,0
1937	7,6	7,0	6,8	6,7		6,9	7,6	6,7
1938	8,4	8,4	6,6	6,3		6,5	7,2	6,3
1939	7,0	8,4	5,6	5,3		5,5	6,0	5,3

Kilder, Grytten, O.H., *En empirisk analyse av det norske arbeidsmarked 1918-1939*, s. 60-97.

beregne seg frem til en ledighetsprosent på 4,7 blant kvinner i november 1933. Ved hjelp av yrkeshyppighet for kvinner og menn er samlet sesongjustert ledighet beregnet til 10,3 prosent.²² Den sjette ledighetsserien for mellomkrigstiden er deretter beregnet ved å ekstrapolere arbeidsledigheten i 1933 med de årlige bevegelser i ledigheten ifølge serie 3 for 1920-årene og serie 4 for 1930-årene. Svakheter ved beregningene er at spesialundersøkelsen i samtiden ble regnet som et langt mindre troverdig mål på den samlede ledighet enn folketellingen og at undersøkelsen kun omfattet menn.

Serie 7 bygger på samme metode som den sjette. Justerte tall for spesialundersøkelsen av 30. november 1935 rapporterer en mannlig ledighet på 14,6 prosent. På basis av månedlige data for arbeidssøkende kvinner ved arbeidskontorene og kvinnelig ledighet ved folketellingen fra 1930, er kvinnelig ledighet beregnet til 4,6 prosent i november 1935. Sesongjustert ledighet for kvinner og menn er beregnet til 10,4 prosent.²³ Årlige ledighetstall ekstrapoleres ved hjelp av serie 3 og 4. Den samme kritikk kan rettes mot denne som den foregående ledighetsserien.²⁴

Seriene viser godt samsvar. På bakgrunn av de vurderinger som er gitt i forbindelse med beregningene konkluderer jeg med at serie 4, som korresponderer best med nasjonalregnskapet, er mest pålitelig. Siden estimatene i denne serien er begrenset til årene 1930-1939, må vi benytte en annen for årene 1918-1929. Valget faller naturlig nok på serie 3, som synes best statistisk fundert og i tillegg korresponderer best med den fjerde. På denne måten når vi

frem til pålitelige estimater av årlig arbeidsledighet i den samlede arbeidsstyrken 1918-1939. (Kolonne 8, tabell 1).

Den norske økonomien i mellomkrigstiden var integrert i de internasjonale vare-, tjeneste-, arbeids- og kapitalmarkeder. Det er derfor naturlig å sammenligne de norske ledighetstall med tilsvarende estimater for andre land. Beregninger utført for 14 andre vestlige land viser en gjennomsnittlig ledighet på 6,7 prosent av arbeidsstyrken i perioden 1921-1938, mot 7,4 prosent i Norge. Gjennomsnittlig arbeidsledighet i samme periode hos fire av våre største handelspartnere er beregnet til 10,0 prosent i Storbritannia, 9,7 prosent i Danmark, 6,4 prosent i Tyskland, hvor ledigheten var over dobbelt så høy i 1930-årene som i 1920-årene, og 6,2 prosent i Sverige.²⁵

²² Grytten, O.H., *En empirisk analyse av det norske arbeidsmarked 1918-1939*, avhandling for graden dr. oec. og dr. theol., Norges Handelshøyskole, Bergen 1994, s. 74-78. Sesongjustert ledighet er beregnet på grunnlag av arbeidskontorenes situasjonsrapporter, hvor gjennomsnittlig antall arbeidssøkende i november og desember gir et uttrykk for arbeidssøkende per 30. november.

²³ *Ibid.*, s. 74-78.

²⁴ Statens Inspektorat for Arbeidsformidling og Arbeidsledighetsforsikring, *Spesialundersøkelse pr. 30. november 1933*, s. 9-19 og *Spesialundersøkelse pr. 30. november 1935*, s. 12-25.

²⁵ Feinstein, C.H., *National Income, Expenditure and Output of the United Kingdom, 1855-1965*, Cambridge University Press, Cambridge 1972, tabell 58, s. 128, Hansen, S.Aa., *Økonomisk vekst i Danmark*, 2. bind, 2. utgave Akademisk forlag, København 1977, s. 231 og 327, Maddison, A., *Economic Growth in the West*, Allen & Unwin, London/New York 1964, s. 220 og Grytten, O.H., *op.cit.*, tabell 2.2, s. 38.

Tabell 2. Arbeidsledighet og økonomisk vekst 1919-1939.

	Arbeidsledighet					BNP per innb.
	I prosent av arbeidsstyrken				I prosent av medl. 10 fagforbund	i faste priser (1938=100)
	Primærsektor	Sekundærsektor	Tertiærsektor	Samlet		
1919	0,4	2,4	1,0	1,2	1,6	67,1
1920	0,4	3,5	1,2	1,6	2,3	68,4
1921	1,2	15,5	3,2	6,2	17,6	59,8
1922	1,9	15,4	4,1	6,9	17,1	65,0
1923	1,4	10,7	3,7	5,1	10,6	66,5
1924	0,9	7,9	3,3	3,9	8,5	65,8
1925	1,1	11,1	4,0	5,2	13,2	68,3
1926	1,5	18,6	5,5	8,0	24,3	68,1
1927	1,6	18,0	6,1	8,1	25,4	70,5
1928	1,8	14,9	5,9	7,3	19,1	74,0
1929	1,7	12,3	5,3	6,4	15,4	79,7
1930	2,0	11,8	5,4	6,4	16,6	85,4
1931	3,6	19,2	8,8	10,4	22,3	78,2
1932	3,3	17,9	8,2	9,8	30,8	81,7
1933	3,3	18,0	8,7	10,0	33,4	83,0
1934	3,1	16,2	8,4	9,5	30,7	85,5
1935	3,0	14,4	8,2	9,1	25,3	89,2
1936	2,2	12,2	7,3	8,0	18,8	94,8
1937	1,7	10,9	5,8	6,7	20,0	98,3
1938	1,8	10,6	5,0	6,3	22,0	100,0
1939	1,5	8,7	4,3	5,3	18,3	104,2

Kilder, NOS XI. 143, *Nasjonalregnskap 1900-1929*, tabell 14, s. 128-129, NOS XII. 291, *Historisk statistikk 1978*, tabell 83, s. 47 og Grytten, O.H., *En empirisk analyse av det norske arbeidsmarked 1918-1939*, tabell 8.5, s. 177-178.

Arbeidsledigheten fordelt etter hovednæringer

Folketellingen av 1. desember 1930 gir detaljerte oppgaver over arbeidsledigheten fordelt etter hovednæringer. Et problem ved disse oppgavene er, som nevnt tidligere, at kombinasjonsyrker hadde stor utbredelse i mellomkrigstiden. I tillegg er det vanskelig å kategorisere de arbeidsledige etter næring. Likevel, både i folketellingen og i arbeidsformidlingens rapporter er de ledige fordelt etter yrkestilhørighet. I prinsippet er denne fordelingen gjort etter hvilke yrke de primært søkte arbeid innen, eventuelt det siste faste arbeid de hadde eller utdannelse.

Bearbeiding av folketellingens og arbeidsformidlingens data gjør det mulig å beregne årlige estimater av arbeidsledigheten etter næringer. På grunn av de nevnte svakheter bør det bemerkes at slike estimater er mer usikre jo mer detaljerte de er. Jeg nøyer meg derfor med å presentere aggregerte estimater for ledigheten i de tre hovedsektorene av økonomien.

Bearbeidede data fra folketellingen viser at arbeidsledigheten uttrykt i prosent av den samlede arbeidsstyrke i primærnæringene var 5,3 prosent 1. desember 1930. Tilsvarende ledighet var henholdsvis 14,9 og 7,0 prosent i sekundær- og tertiærnæringene.²⁶ For å finne årlige tall for ledigheten kan vi benytte arbeidssøkende ved arbeidskontorene som mål på svingningene i ledigheten. Alter-

nativt kunne vi for 1930-årene ha benyttet nasjonalregnskapets beregninger av utførte årsverk etter næringer. Imidlertid støter vi da på så mange problemer med kombinasjonsyrker at estimatene ville bli for usikre. Arbeidskontorenes månedsrapporter er som regel mer detaljerte enn situasjonsrapportene. Jeg benytter derfor månedsrapportenes data for overskudd av arbeidssøkende (antall arbeidssøkende med fratrekk av ledige plasser ved arbeidskontorene) som mål på svingningene i ledigheten. En ulempe med disse er, som nevnt, at de snarere rapporterer *tilfeller* enn *antall* arbeidssøkende. Effekten bør imidlertid ikke overdrives. I arbeidskontorenes statistikk for overskudd av arbeidssøkende er nemlig ledige og besatte plasser trukket fra. Personer som meldte seg som ledige ved kontorene flere ganger og hadde arbeid i mellomtiden, er derfor i prinsippet bare talt en gang i de netttotalene jeg benytter her.

Beregningsresultatene er vist i tabell 2, som også viser økonomisk vekst, uttrykt ved BNP per innbygger i faste priser og fagforeningsledigheten i ti fagforbund.

Tabellen rapporterer store forskjeller i ledighetens nivå mellom de ulike sektorer. Gjennomsnittlig ledighet i peri-

²⁶ Beregnet på grunnlag av NOS IX. 61, *op.cit.*, s. 14*-15*, 105*, 2-218 og NOS, *Statistiske meddelelser 1933*, tabell 1, s. 100-105.

Tabell 3. Arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken i Norge.

År	Arbeidsledighet	Sysselsatte ved tiltak	År	Arbeidsledighet	Sysselsatte ved tiltak	År	Arbeidsledighet AKU-tall	Reg. ledighet	Sysselsatte ved tiltak
1920	1,6		1930	6,4	0,2	1985	2,6	2,5	1,7
1921	6,2	0,5	1931	10,4	0,2	1986	2,0	1,7	1,1
1922	6,9	1,1	1932	9,8	0,4	1987	2,1	1,5	0,8
1923	5,1	1,1	1933	10,0	0,5	1988	3,2	2,3	0,9
1924	3,9	0,6	1934	9,5	0,9	1989	4,9	3,8	2,1
1925	5,2	0,5	1935	9,1	1,1	1990	5,2	4,3	2,4
1926	8,0	0,5	1936	8,0	1,5	1991	5,5	4,7	2,7
1927	8,1	0,4	1937	6,7	1,3	1992	5,9	5,4	2,9
1928	7,3	0,3	1938	6,3	0,8	1993	6,0	5,5	3,4
1929	6,4	0,2	1939	5,3	0,6	1994	5,4	5,2	3,4

Kilder, Grytten, O.H., *En empirisk analyse av det norske arbeidsmarked 1918-1939*, tabell 4.7, s. 88 og tabell 5.2, s. 116 og Statistisk sentralbyrå.

oden 1919-1939 er beregnet til 1,9 prosent i primærnæringene, 5,4 prosent i tertiærnæringene og 12,9 prosent i sekundærnæringene. Her skal det bemerkes at det var store sesongsvingninger i primærnæringene. I vinterhalvårene var det ikke uvanlig at ledigheten oversteg 5 prosent i denne sektoren. Særlig i skogbruket kunne ledigheten være høy, og den nærmet seg 40 prosent ved folketellingen fra vinteren 1930. I tjenesteytende sektor var ledigheten høyest innen transport. I skipsfart er gjennomsnittlig ledighet i perioden beregnet til nærmere 16 prosent.²⁷ Ledigheten i industrien var lavere enn i fagforbundene som den offisielle statistikken bygger på. Forskjellen var imidlertid langt mindre på 1920- enn på 1930-tallet.

Arbeidsledighetens nivå i 1980- og 1990-årene

Arbeidsledigheten i de fleste vestlige industriland steg dramatisk fra 1973. I perioden 1960-1967 var OECD-ledigheten 3,1 prosent i gjennomsnitt. Den økte til 3,4 prosent 1968-1973 og til 5,1 prosent 1974-1979. OECD-ledigheten fortsatte å øke i 1980-årene, og nådde i tiåret som helhet opp i en gjennomsnittlig rate på 7,4 prosent.²⁸

Ledigheten i Norge holdt seg likevel forholdsvis lav, det vil si under 2 prosent, til tross for en viss økning fra slutten av 1970-årene. I første halvdel av 1980-årene økte ledigheten betydelig, og både i 1983 og 1984 overskred åpen arbeidsledighet, ifølge både Arbeidsdirektoratets tall og AKU-tallene, 3 prosent av arbeidsstyrken. Inklusive arbeidere på tiltak nærmet ledigheten seg 5 prosent. Etter noen år med redusert ledighet steg den sterkt fra 1988-1989. I perioden 1990-1994, som utgjør de fem toppårene for ledigheten, var gjennomsnittlig åpen arbeidsledighet i Norge ifølge Arbeidsdirektoratet over 5,0 prosent. Inklusiv sysselsatte på tiltak var gjennomsnittlig ledighet de samme årene 7,9 prosent. Ifølge Statistisk sentralbyrås AKU-undersøkelser var åpen ledighet henholdsvis 3,2 og 4,9 prosent i 1988 og 1989. Den fortsatte å stige, og nådde en topp på 6,4 prosent i første kvartal

1993. Gjennomsnittlig AKU-ledighet 1990-1994 var 5,7 prosent.

Akkurat som i mellomkrigstiden er undersyssetting og skjult arbeidsledighet et betydelig problem i dag. Ifølge OECD var den samlede norske ledigheten, inklusiv personer uføretrygdet av andre enn medisinske grunner, nærmere 11 prosent i 1993.²⁹

Sammenligning av ledighetens nivå 1921-1939 og 1980-1994

Nivået på arbeidsledigheten i de beregningene jeg har vist ovenfor bestemmes i første rekke av intervjuundersøkelsen ved folketellingen i 1930. Denne undersøkelsesformen er utvilsomt mer i samsvar med dagens AKU-undersøkelsene enn med Arbeidsdirektoratets tall, som bygger på egenregistreringer. Samtidig representerer de nye beregningene, slik som dagens AKU-tall, en videre operasjonalisering av begrepet arbeidsledighet enn direktoratets tall.

Det er derfor i første rekke naturlig å sammenligne beregningene av mellomkrigsårenes arbeidsledighet i prosent av den totale arbeidsledigheten med dagens AKU-tall. En slik sammenligning viser at åpen arbeidsledighet var høyere i mellomkrigstiden enn i begynnelsen av 1990-årene. Gjennomsnittlig AKU-ledighet var 5,7 prosent i årene 1990-1994. Til sammenligning var samlet åpen arbeidsledighet i perioden 1921-1939 på 7,3 prosent.

Disse tallene for åpen arbeidsledighet kan imidlertid gi et misvisende bilde av hvor store ledighetsproblemene var i de to periodene. Åpen ledighet var klart størst i mellomkrigstiden, mens antall personer på sysselsettingstiltak var størst i den siste perioden. I årene 1990-1994 var nesten 3 prosent av arbeidsstyrken sysselsatt på tiltak,

²⁷ Grytten, O.H., *op.cit.*, s. 177-178.

²⁸ OECD Economic Outlook, *Historical Statistics 1960-1989*, OECD, Paris 1991, s. 43.

²⁹ *Dagens næringsliv*, 15. mars 1994, s. 8.

mens andelen var mindre enn 1 prosent i perioden 1921-1939. Åpen ledighet var ifølge de tall som er presentert her 1,6 prosentenheter høyere i den første enn i den siste perioden, mens antall personer på sysselsettingstiltak, i motsetning, var mer enn 2 prosentenheter høyere i den siste enn i den første perioden.

Når vi legger nødsarbeidere til ledighetstallene for mellomkrigstiden kommer vi opp i en samlet ledighetsprosent på 8,0 prosent 1921-1939. Hvis vi ønsker å finne tilsvarende ledighet for perioden 1988-1994 kommer vi opp i et dilemma. AKU-tallene er nemlig delvis overlappende med tallene for sysselsettingstiltak. Imidlertid gjelder denne overlappingen også for mellomkrigstiden. Vi har ikke noe grunnlag for å foreta alternative ledighetsberegninger for perioden 1921-1939, hvor vi kan unngå denne overlappingen. På grunn av at data-tilfanget for mellomkrigsårene er tynt, synes det naturlig å tilpasse de ledighetstall vi velger for 1988-1994 til ledighetstallene for mellomkrigsårene. Det vil i så fall være AKU-ledighet med tillegg av sysselsetting ved arbeidsmarkedstiltak. Vi kommer da opp i en samlet ledighet på 4,1 prosent i 1988, 7,0 prosent i 1989 og endelig en gjennomsnittlig ledighet på 8,6 prosent i de fem første årene av 1990-tallet, mot 7,9 prosent om vi hadde lagt Arbeidsformidlingens tall til grunn.³⁰ Alt i alt innebærer dette at den samlede ledigheten, inklusiv personer på sysselsettingstiltak, var omtrent like høy som i mellomkrigsårene. (Tabell 3).

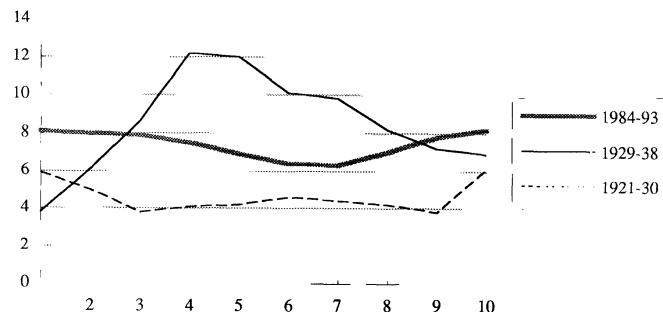
Norsk ledighet ligger i dag under OECD-gjennomsnittet, i motsetnings til 1930-årene, da den norske ledigheten lå ganske nært gjennomsnittlig ledighet i de vestlige land. I 1920-årene var den norske ledigheten over gjennomsnittet. Om vi sammenligner periodene 1921-1930, 1929-1938 og 1984-1993, ser vi at ledigheten i de vestlige land var høyest i 1930-årene og lavest i 1920-årene. Selv om OECD-ledigheten har vært svært høy i perioden 1980-1994, har den aldri nådd samme nivå som i de verste årene på 1930-tallet. Imidlertid lå OECD-ledigheten både i begynnelsen av 1980- og 1990-årene nært gjennomsnittet for 15 vestlige land i 1930-årene. (Figur 1).

Ser vi på vår viktigste handelspartner, Den Europeiske Union, er dagens ledighet der betydelig høyere enn den europeiske ledigheten i mellomkrigsårene; mellom 10 og 11 prosent åpen ledighet i gjennomsnitt i årene 1990-1994, mot mellom 6 og 7 prosent i gjennomsnitt i årene 1921-1938.³¹ For 1994 er den gjennomsnittlige ledigheten, inklusiv personer på tiltak anslått til 14 prosent i EU.

Arbeidsledighetens årsaker i de to periodene

Også når vi ser på arbeidsledighetens årsaker, finner vi likhetstrekk mellom mellomkrigsårene og dagens situasjon. Et spørsmål som står sentralt når en ønsker å undersøke arbeidsledighetens årsaker er hvorvidt ledigheten skyldes faktorer på etterspørselssiden eller tilbudssiden av økonomien. Det behøver selvsagt ikke være enten eller, og for mellomkrigstiden kan vi anvende både etterspørselssideforklaringer og tilbudssideforklaringer på le-

Figur 1. Arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken i vestlige industriland.



Tallene for mellomkrigstiden omfatter 15 vestlige industriland, inklusiv Norge. Tallene for 1984-1993 omfatter OECD-landene.

Kilder, Grytten, O.H., «The Scale of Norwegian Interwar Unemployment in International Perspective», tabell 2, s. 23 og OECD.

digheten. Vi kan måle historisk etterspørsel etter arbeidskraft ved sysselsetting³ og tilbud av arbeidskraft ved arbeidsstyrkens størrelse, det vil si sysselsetting med tillegg av arbeidsledige arbeidssøkere. I 1920-årene og helt frem til begynnelsen av 1930-årene stagnerte sysselsettingen, eller etterspørselen etter arbeidskraft. Total sysselsetting er beregnet til nærmere 1.119.000 i 1920. Ifølge de samme beregninger sank sysselsettingen så til 1.078.000 under den internasjonale nedgangskonjunkturen i 1921 og 1922. Etter en svak og ujevn vekst i sysselsettingen i resten av 1920-årene, sank den igjen dramatisk under det internasjonale tilbakeslaget i 1931, og var da 1.123.000, samme nivå som 11 år tidligere.³² Til sammenligning sank sysselsettingen fra 2.126.000 til 2.004.000 mellom 1987 og 1992. Det tyder på at ledigheten i disse periodene i betydelig grad skyldtes sviktende etterspørsel etter arbeidskraft.

Den sviktende etterspørselen etter arbeidskraft var en konsekvens av internasjonale nedgangskonjunkturer i begynnelsen av både 1920- og 1930-årene. Mellom 1920 og 1921 sank det norske eksportvolumet med 16 prosent. I 1930-1931 var tilbakegangen 12 prosent. I tillegg bidro en sterkt kontraktiv pengepolitikk til det etterspørselsleddet tilbakeslaget i begynnelsen av 1920-årene og til vedvarende høy ledighet hele dette tiåret.

Mellom 1873 og 1875 ble Norge stegvis tilknyttet den internasjonale gullstandarden, et fastkurssystem, som sikret en stabil og konvertibel krone. I august 1914, straks etter utbruddet av første verdenskrig, suspenderte

³⁰ Merk at AKU-undersøkelsene ble noe omlagt i andre kvartal i 1988, med nytt spørreskjema og nye referanseuker. Oppgavene fra tiden før denne endringen ble foretatt er derfor ikke helt sammenlignbare med de tall jeg viser til her.

³¹ Merk at europeiske ledighetsoppgaver for mellomkrigstiden er langt mer usikre enn dagens. De tyske, franske og italienske ledighetstallene er kritisert for å være for lave, mens de danske og til dels de britiske er kritisert for å være for høye. I tillegg mangler det estimater av den samlede ledighet i mellomkrigstiden for flere av de land som nå er tilsluttet EU.

³² Grytten, O.H., *op.cit.*, s. 198.

Norge og de øvrige vestlige land mulighetene for fri gullinnveksling av valuta. Norges Banks strafferente for overskridelse av seddelutstedingsretten ble først satt ned fra 6 prosent til 2 prosent under diskontoen, for så å forsvinne helt i 1916. Både pengemengden (M1) og bankenes totale utlånsmengde ble mer enn firedoblet mellom 1914 og 1920. På grunn av begrenset varetilgang under krigen, var produktetterspørselen langt høyere enn produkttilbudet. Resultatet var sterk inflasjon. Konsumprisene ble tredoblet på mindre enn seks år, mens engrosprisene ble mer enn tredoblet på fire år. Inflasjon og lave nominelle renter medførte realrenter ned mot minus 30 prosent på det laveste i 1915-1917. Akkumulert etterspørsel førte til en sterk konsumboom like etter krigen. I 1919 nærmet eksportunderskuddet seg 20 prosent av BNP. Det ble nødvendig å stramme inn i både offentlige finanser og pengepolitikken i en rekke vestlige land, deriblant Norge.

I løpet av seks år, mellom august 1914 og august 1920, ble den norske kronens verdi halvert i forhold til gull. Fra høsten 1920 begynte Norges Bank å føre kontraktiv pengepolitikk med sikte på å appresiere verdien på den norske kronen, og siden gjeninnføre fri gullinnveksling. Sentralbanken reduserte pengemengden og kreditttilgangen og hevet diskontoen. Norges Bank og regjering og storting kunne imidlertid ikke forenes om den økonomiske politikk, og mellom 1920 og 1924 steg og sank kroneverdien omhverandre. På to og et halvt år, mellom sommeren 1924 og utgangen av 1926 steg imidlertid kronens verdi nesten til det dobbelte. 1. mai 1928 ble gullinnløsning til førkrigsparitet formelt gjenopprettet, etter forventning om økt kronekurs førte til spekulative oppkjøp av norske kroner.³³

Den kontraktive pengepolitikken som ble ført i 1920-årene, den såkalte paripolitikken, hadde i hovedsak tre virkninger. For det første gjorde den norske varer dyrere i utlandet *cet. par.* For det andre resulterte den i svekket investeringsetterspørsel i hjemmemarkedet, som en konsekvens av redusert pengemengde, sterk deflasjon og økt rentenivå. Realrenten før skatt er beregnet til ned mot 30 prosent under krigen. Den steg til over 35 prosent tidlig i 1920-årene. På fire år mellom 1917 og 1921 steg realrenten med mer enn 65 prosent. Bruttoinvesteringsvolum falt med 42 prosent mellom 1919 og 1921.³⁴ Investeringsvolumet sank med nærmere 28 prosent da realrenten igjen nådde et høydepunkt under kontraksjonen 1930-1932. For det tredje førte paripolitikken til depresjon, med sterkt fallende prisnivå. De nominelle lønnene falt i takt med konsumprisene. Produsentprisene falt imidlertid langt mer, og de reelle arbeidskostnadene økte derfor betydelig. Mellom 1917 og 1931 steg industriarbeidernes kjøpekraft, eller reelle lønnsinntekter før skatt, med 60 prosent, mens de reelle lønnskostnadene, eller produktreallønnene, steg med 275-290 prosent. Reelle lønnsinntekter i landbruket falt med 18 prosent, mens de reelle lønnskostnadene steg med 92 prosent.³⁵

Etter en periode på mer enn 25 år med tilnærmet full sysselsetting etter annen verdenskrig økte ledigheten

sterkt i de vestlige land fra 1973 av. OPEC I i 1973, med nesten firedobling av oljeprisene, fra US \$ 3,01 per fat i oktober til US \$ 11,65 i desember forsterket mange OECD-lands problemer med handels- og betalingsbalansen. Uelastisk etterspørsel etter råolje førte til substitusjon bort fra etterspørsel etter vestens egne produkter til etterspørsel etter olje. Prisene steg, etterspørselen sank og ledigheten økte. Norge unngikk på mange måter dette stagflasjonsproblemet ved å føre en aktiv motkonjunkturpolitikk. Motkonjunkturpolitikken ble lånefinansiert i påvente av fremtidige oljeinntekter. Sysselsettingen i offentlig sektor økte og arbeidsplasser i industrien ble sterkt subsidiert. I skipsbyggingsindustrien nådde de statlige bransjetilskuddene helt opp i 90.000 kroner per arbeider i 1981 og 100.000 så sent som i 1985 og 1988.³⁶ Prisstigningen tok av og nådde 11,7 prosent i 1975. Arbeidsledigheten forble imidlertid lav. Problemene i internasjonal økonomi ble i første omgang holdt fra dørene her hjemme, i motsetning til i mellomkrigstiden da problemene i verdensøkonomien umiddelbart fikk store følger for norsk økonomi. Under OPEC II, da oljeprisene nådde US \$ 40 i 1979, ble OECD-landenes problemer igjen forverret. Store oljeinntekter gjorde i forsterkende grad sitt til at ledigheten ble holdt nede i Norge, til tross for at det ble flere ledige i første halvdel av 1980-årene. Inflasjonen steg derimot til nye høyder og nådde 13,6 prosent i 1981.

Om vi ser på pengepolitikken er det klare likhetstrekk mellom de to periodene. På samme måte som i perioden 1914-1920 ble det også i 1980-årene ført en ekspansiv penge- og kredittpolitikk i Norge. Politikken førte til en sterk oppgangskonjunktur 1983-1986, med en gjennomsnittlig vekst i BNP per innbygger i faste priser på 4,6 prosent. Overoppheting av økonomien, fall i oljeprisene og eksportunderskudd gjorde det imidlertid nødvendig å stramme inn i norsk økonomi. Våren 1986 ble de første innsparingspakkene lansert. Norsk økonomi gikk inn i en kriseperiode fra 1988 som tåler sammenligning med de to depresjonsårene i begynnelsen av 1920- og 1930-årene. BNP falt og det tok tid å hente igjen de negative etterspørselssjokkene. Mens gjenhenting tok fire år mellom 1930 og 1934, tok det hele seks år før BNP i fastlands-Norge nådde samme nivå som i 1987.³⁷ Tilbakeslaget var

³³ For en detaljert gjennomgang av den norske pengepolitikken på 1920-tallet, se Hanisch, T. J., «Om virkninger av paripolitikken», *Historisk tidsskrift*, nr. 3, 1979, s. 239-268.

³⁴ Grytten, O.H., *op.cit.*, s. 343. NOS XI. 143, *Nasjonalregnskap 1900-1929*, SSB, Oslo 1953, tabell 14, s. 128-129. Realrenten før skatt er her beregnet ved Norges Banks diskonto på statsobligasjoner justert for endringer i engrosprisindeksen.

³⁵ Grytten, O.H., *op.cit.*, tabell 11.4, s. 257.

³⁶ Espeli, H., *Industripolitikk på avveie. Motkonjunkturpolitikken og Norges Industriforbunds rolle 1975-1980*, Ad Notam Gyldendal, Oslo 1992, s. 133.

³⁷ Rødseth, A., «Om konjunkturane i Norge etter 1980: Vegen til høy arbeidsløse», Sandmo, A. (red.), *Perspektiv på arbeidsledigheten*, SNF årbok 1994, Fagbokforlaget, Bergen 1994, s. 63-64.

i så måte lengre enn noen av tilbakeslagene i mellomkrigstiden, men ikke så dypt.

De ulike norske borgerlige og sosialdemokratiske regjeringer la vekt på å holde en fast kronekurs, og førte derfor en langt mer kontraktiv penge- og kredittpolitikk enn tidligere i 1980-årene. Etter at kronen hadde blitt devaluert 12 ganger siden 1972 ble den formelt knyttet til ECU i 1990. Både den finske marken og den svenske og den norske kronen ble satt høyt i verdi. For å forsvare kursene satte sentralbankene rentenivået høyt. Det høye rentenivået skyldtes ikke bare ECU-tilknyttingen. En svakere produktivitetsutvikling i Norge enn hos våre handelspartnere og en stadig oppskrivning av andre lands valuta i forhold til kronen gjorde at tillitten til den norske kronen var mindre enn tillitten til en rekke sentrale lands valuta som var tilknyttet ECU. Det høye rentenivået var den «premien» Norge måtte betale for usikkerheten omkring kronens evne til å holde en fast verdi i forhold til ECU. Høyt rentenivå skulle redusere denne usikkerheten ved å gjøre den norske kronen til en mer attraktiv valuta. Tanken var at tilknytningen ville føre til økt tillitt til at kronen kom til å holde en fast verdi i forhold til annen europeiske valuta. Dermed kunne rentenivået på sikt senkes.

Flere faktorer drev imidlertid rentenivået oppover: overgangen fra en ekspansiv til en mer kontraktiv pengepolitikk, en skattereform som ga lavere fradragsrett for gjeldsrenter og tilknytningen til ECU ved høy kronekurs. Realrenten etter skatt var 15 prosentpoeng høyere i 1991 enn i 1980, opp fra -8 til +7 prosent. Investeringsvolumet ble redusert med 25 prosent mellom 1986 og 1990. BNP i fastlands-Norge falt med 4,2 prosent mellom 1987 og 1989. Fra 1990 forverret krisen i internasjonal økonomi forholdene i norsk økonomi. Lave oljepriser forsterket inntektsbortfallet i eksportsektoren.

Likehetstrekkene med 1920-årene er slående. På samme måte som det ble ført en ekspansiv pengepolitikk under oppgangskonjunkturen like etter første verdenskrig, ble det ført en ekspansiv pengepolitikk under konjunkturoppgangen i midten av 1980-årene. I begge tilfeller førte dette til en overopphetet økonomi. Etter at norsk økonomi gikk inn i en krise fra 1987-1988 la regjeringen, akkurat som i 1920-årene, vekt på å føre en kontraktiv pengepolitikk for å opprettholde fast kronekurs. Ved siden av at den kontraktive pengepolitikken i begge periodene direkte førte til redusert investeringssetterspørsel, førte ekspansiv penge- og kredittpolitikk etterfulgt av kontraktiv penge- og kredittpolitikk til finanskriser og store banktap både i 1920-årene og i overgangen mellom 1980- og 1990-årene. I tillegg forsterket internasjonale nedgangskonjunkturer krisene i begynnelsen av begge de to tiårene i mellomkrigstiden og i begynnelsen av 1990-årene. Den ekspansive pengepolitikken 1914-1920 førte til konsumboom og økt nominelt lønns- og prisnivå, mens overgangen til kontraktiv pengepolitikk deretter førte til sterkt fallende produsentpriser, økte reelle lønnskostnader, svekket konkurranseevne og arbeidsledighet.

Den ekspansive pengepolitikken og kredittliberaliseringen på 1980-tallet førte også til konsumboom, lønns- og prisstigning og svekket konkurranseevne, som ble tydeliggjort ved overgangen til kontraktiv pengepolitikk.³⁸ På samme måte som tregheter gjorde at det tok lang tid å oppnå bedret likevekt i arbeidsmarkedene etter de negative etterspørselssjokkene i mellomkrigsårene, kan det se ut som om en slik tilpasning tar lang tid også i dagens situasjon.

I slutten av september 1931 ble gullinnveksling til paritetskurs suspendert, kronen falt i verdi og ble *de facto* devaluert. Den kontraktive pengepolitikken ble oppgitt til fordel for en mer ekspansiv pengepolitikk. Sammen med en konjunkturoppgang hos våre største handelspartnere førte dette til ny vekst i norsk økonomi. Etter at verdiskapingen fra 1930 var gjenhentet i 1934 oversteg den årlige vekstraten i reelt BNP per innbygger 4 prosent frem til og med 1939. Realrentene sank, og det var vekst i investeringsvolumet. Totalt antall utførte årsverk var ifølge nasjonalregnskapet 17,4 prosent høyere i 1939 enn i bunnåret 1931, et år som forøvrig var preget av harde arbeidskonflikter og tapte arbeidsdager. Industrisyssetningen økte med mer enn 47 prosent i samme periode. Arbeidsledigheten var synkende, men fremdeles høy.

Etter at Norge ble tvunget til å forlate ECU-tilknytningen 10. desember, sank rentene raskt, og dagens norske rentenivå er betydelig lavere enn under denne tilknytningen. Den økonomiske veksten skjøt fart og arbeidsledigheten har vært svakt synkende. Her skal det imidlertid bemerkes at rentenivået i de landene som har opprettholdt sin tilknytning til ECU også har falt etter desember 1992. Det samme gjelder arbeidsledigheten i disse landene. Selv om vi kan argumentere for at ECU-tilknytningen i sin tid førte til høyt rentenivå og stor arbeidsledighet, kan vi ikke vite hvordan det hadde gått med verken rentenivået eller ledigheten på lengre sikt om vi hadde maktet å holde på denne fastkurs tilknytningen. De negative effektene av ECU-tilknytningen kan i like stor grad skyldes de hyppige devalueringene som ble foretatt i tiden før regjeringen begynte å føre en stram fastkurspolitikk fra slutten av 1980-årene. De hyppige devalueringene før den tid hadde nemlig redusert tillitten til kronen og drev rentenivået oppover. Poenget kan illustreres ved at Tyskland, som har den stekeste valuta i Europa, har ført en vellykket fastkurspolitikk. Landet har ikke hatt problemer med sin ECU-tilknytning, og har hatt det laveste rentenivået i Europa.

Til tross for lavere oljepriser enn i første del av 1980-årene har petroleumsinntektene gitt regjering og storting handlefrihet til å føre en ekspansiv finanspolitikk også i 1990-årene. Helt siden midten av 1970-årene har petroleumsinntektene ført til at landets disponible inntekt har økt. De økte inntektene gjorde det i første omgang mulig å føre en ekspansiv motkonjunkturpolitikk i 1970-årene.

³⁸ Steigum, E., «Nordisk økonomisk krise: Hvilken rolle kan pengepolitikken spille?», Sandmo, A. (red.), *op.cit.*, s. 24.

Finanspolitikken ble strammet noe inn i begynnelsen av 1980-årene. I valgåret 1985 ble så finanspolitikken igjen lagt om i ekspansiv retning. Selv om det ble gjort betydelige innstramminger i statsbudsjettet på forsommeren 1986 har petroleumsinntektene gitt regjeringen tilstrekkelig handlefrihet til å gjennomføre en langsiktig ekspansiv finanspolitikk fra de siste årene på 1980-tallet og frem til i dag. På kort sikt har denne politikken ført til at ledigheten er blitt holdt nede på et lavere nivå enn den ellers ville ha vært. Den langsiktige virkningen er imidlertid økt pris- og lønnsnivå og svekket konkurranseevne. Selektiv næringsstøtte til industrien i 1970- og 1980-årene og økte subsidier til jordbruket i 1970-årene, har bidratt til omstillingsproblemer i næringslivet. Til tross for ekspansiv finanspolitikk fra 1989 økte ledigheten. En viktig årsak er at spareraten som hadde vært sterkt negativ tidligere i 1980-årene, nå ble sterkt positiv. Lav forbrukstilbøyelighet har på den måten ført til at multiplikatoreffekten av den ekspansive finanspolitikken har vært mindre enn ønsket.³⁹

Den finansielle situasjonen i mellomkrigsårene var langt verre, og hverken staten eller kommunene hadde råd til å føre noen effektiv motkonjunkturpolitikk. Kun i 1921 og 1922 virket finanspolitikken klart i ekspansiv retning, men samtidig ble det ført en kontraktiv pengepolitikk.⁴⁰

Sammen med finanspolitikken kan inntektspolitikken ha spilt en sentral rolle for utviklingen i det norske arbeidsmarked i tiden etter andre verdenskrig. En illustrasjon på lønnskostnadenes betydning for økonomien får vi når vi ser på lønnskostnadene i prosent av faktorinntektene. I perioden 1970-1987 utgjorde de om lag 70 prosent. Innenfor industri, eksklusiv oljerafinerier, har andelen beveget seg rundt 80 prosent. I utekonkurrerende industri har andelen vært svært volatil, men i underkant av 80 prosent i gjennomsnitt.⁴¹

I store deler av 1970- og 1980-årene var lønnsveksten sterkere enn produktivitsveksten, noe som bidro til svekket konkurranseevne overfor utlandet. Norges konkurranseevne overfor våre viktigste handelspartnere, målt ved relative lønnskostnader per produsert enhet, sank med mer enn 35 prosent mellom 1963 og 1977. Under den etterfølgende pris- og lønnsstoppen ble konkurranseevnen styrket frem til 1980, deretter ble konkurranseevnen på nytt svekket frem til og med 1988. Etter den tid har Norges konkurranseevne ovenfor utlandet bedret seg moderat, men var likevel så sent som i 1992 hele 30 prosent dårligere enn i 1963.⁴²

Det har vært pekt på at inntektspolitikken via ulike mekanismer har bidratt til mistilpasninger i arbeidsmarkedet. Sentrale oppgjør har ført til manglende fleksibilitet i lønnssettingen, slik at bedriftene ikke har avlønnet sine arbeidstakere etter bedriftenes økonomisk evne, men etter pålegg ovenfra. Sammen med målet om inntektsutjevning har dette ført til liten lønnsdiversifisering og lite fleksible lønninger. Målet om full sysselsetting og en aktiv politikk for å gjennomføre denne målsettingen, har på

kort sikt ført til lav ledighet. På lengre sikt har imidlertid også denne politikken bidratt til mistilpasninger i arbeidsmarkedet. Lønnsnivået er blitt presset oppover i vekstnæringer, for å få tilgang på kvalifisert arbeidskraft. Problemnæringer har på den annen side ikke hatt behov for å foreta de nødvendige omstillinger, på grunn av at de har mottatt selektiv støtte, som har gjort det mulig å opprettholde ulønnsom produksjon.⁴³

Mens problemene i 1920-årenes arbeidsmarked lettest lar seg forklare ut i fra faktorer som begrenset etterspørselen av arbeidskraft, kan den høye ledigheten, til tross for betydelig økonomisk vekst, etter 1933 lettest forklares ut i fra tilbudsideforhold. Siden antall utførte årsverk steg raskt i 1930-årene, kan ledigheten i dette tiåret vanskelig forklares ved sviktende etterspørsel etter arbeidskraft. Derimot var veksten i arbeidsstyrken historisk sett meget høy i 1930-årene. På ti år mellom 1929 og 1939 økte arbeidsstyrken, det vi si voksne personer i arbeid pluss arbeidssøkende voksne personer uten arbeid, med mer enn 14 prosent. Hovedårsakene var at store fødselskull nådde arbeidsdyktig alder og at innvandringen til Nord-Amerika stoppet opp, etter at myndighetene i Kanada og USA innførte innvandringsstopp i 1930. I det første tiåret av det 20. århundret utvandret over 190.000 nordmenn til oversjøiske land. Den største gruppen var unge og arbeidsføre menn. I perioden 1931-1939 var antallet av norske oversjøiske utvandrere redusert til drøye 5.000. Den årlige utvandringen sank med 97 prosent.⁴⁴ Den største gruppen av emigranter hadde vært unge arbeidsføre menn. Disse ble nå kastet inn på et allerede overfylt norsk arbeidsmarked, med høy ledighet som resultat.

Fra midten av 1980-årene nådde igjen store årskull arbeidsdyktig alder, men denne gangen uten at det i første omgang har gjort seg utslag i vekst i arbeidsstyrken. Årsaken er at disse ungdomskullene er blitt tilbudt utdanning i stedet for arbeid, samt at stadig flere av de som har tilhørt arbeidsstyrken i en tid er blitt uføretrygdet eller førtidspensjonert. I 1930-årene manifesterte tilveksten i antall personer i arbeidsdyktig alder seg i arbeidsledighet, mens den samme veksten i dag manifesterer seg i økte studenttall. Sterk vekst i arbeidsstyrken kan likevel bli et problem i det norske arbeidsmarkedet i de nærmeste årene.

³⁹ Isachsen, A. J., *Norsk økonomi – en vei ut av krisen?*, Andresen & Butenschøn, Oslo 1992, s. 10-18.

⁴⁰ Nordvik, H.W., «Finanspolitikken og den offentlige sektors rolle i norsk økonomi i mellomkrigstiden», *Historisk tidskrift*, nr. 3, 1979, tabell 4, s. 234.

⁴¹ NOU 1988: 24, *Inntektsdannelsen i Norge*, Forbruker og administrasjonsdepartementet, Oslo 1988, s. 36-37.

⁴² NOU 1988: 21, *Norsk økonomi i forandring*, Finans- og tolldepartementet, Oslo 1988, s. 109 og Hodne, F. og Grytten, O.H., *Norsk økonomi 1900-1990*, Tano, Oslo 1992, s. 263-264.

⁴³ NOU 1988: 24, s. 141-181 og NOU 1992:26, *En nasjonal strategi for økt sysselsetting i 1990-årene*, Finansdepartementet, Oslo 1992, s. 108-122.

⁴⁴ NOS XII. 291, *Historisk statistikk 1978*, SSB, Oslo 1978, tabell 9, s. 45-47.

Konklusjoner

I artikkelen er det pekt på likhetstrekk i arbeidsledighetsnivå og årsaker i dag og i mellomkrigsårene. I den forbindelse stilles spørsmål ved hvilke mål av ledigheten som er relevant for sammenligninger av de to periodene. Konklusjonen er at den «offisielle» statistikken for mellomkrigstiden, som viser ledigheten i ti fagforbunds ledighetskasser, gir et for snevert bilde av problemene i mellomkrigstidens arbeidsmarked til å foreta en slik sammenligning. Det skyldes i hovedsak at oppgavene primært rapporterer ledigheten blant menn i konjunkturømfintlige industrier, som utgjør et begrenset og lite representativt utvalg av den samlede arbeidsstyrken.

Med utgangspunkt i originale metoder og metoder hentet inn fra internasjonal litteratur, som er tilpasset tilgjengelige norske data, har jeg derfor foretatt ulike beregninger av åpen ledighet i Norge i mellomkrigstiden, uttrykt i prosent av den samlede arbeidsstyrken. Slike estimater vil alltid bygge på kritiske forutsetninger, og de bør derfor anvendes med varsomhet. Beregningene viser, i godt samsvar med lignende estimater fra andre vestlige land, at den samlede norske arbeidsledigheten i de fleste år i perioden 1921-1939 beveget seg mellom 5 og 10 prosent. Det innebærer en ledighetsprosent som er mellom to og tre ganger lavere enn ledigheten i ti fagforbund. Beregninger av ledigheten fordelt etter hovednæringer viser

imidlertid at den industrielle ledigheten var betydelig høyere enn ledigheten i den samlede arbeidsstyrke, mens ledigheten i primær- og tertiærsektoren var lavere. På den annen side utgjorde undersysselsetting og skjult arbeidsledighet store problemer i disse sektorene.

Om vi sammenligner antall arbeidsledige, inklusive arbeidere sysselsatt på tiltak, i prosent av den samlede arbeidsstyrke ser vi at ledigheten lå omtrent på samme nivå i begynnelsen av 1990-årene som i mellomkrigstiden. Det vil si en gjennomsnittlig ledighet på om lag 8 prosent.

Viktige årsaker til ledigheten var i begge periodene ekspansiv penge- og kredittpolitikk, etterfulgt av kontraktiv penge- og kredittpolitikk. Sammen med internasjonale lavkonjunkturer førte denne vekslende politikken til sterke negative etterspørselssjokk, store tilbakeslag i norsk økonomi, finanskriser og rekordhøy arbeidsledighet. De største etterspørselssjokkene var i begynnelsen av 1920-, 1930-årene og i overgangen mellom 1980- og 1990-årene. I tillegg til et sjokk i midten av 1920-årene. Etter sjokkene i mellomkrigsårene maktet ikke arbeidsmarkedene å tilpasse seg ved likevektspunkter som ga samme ledighet som før sjokkene inntraff, til tross for betydelig økonomisk vekst. Arbeidsledigheten gikk lettere opp enn ned. Lignende hysteresefenomener kan se ut til å være situasjonen i dag, både i Norge og i verdensøkonomien.

MEDLEMSKAP I

Tenker du på å melde deg inn i Sosialøkonomenes Forening?

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

ARTIKKELSAMLING

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

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

ARTIKLER FRA SOSIALØKONOMEN/
STATSØKONOMISK TIDSSKRIFT

92 sider. oris kr. 100,-. Til studenter kr. 80,-.

Johansen, L.:

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

Rødseth, A.:

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

Rødseth, A.:

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

Johansen, L.:

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

Sandmo, A.:

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

Holte, F. C.:

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

Holthe, F.C.:

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

Stølen, N.M.:

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

Hagen, K. P.:

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

Hoel, M.:

«Endogen makroøkonomisk politikk med fagforeninger». Sosialøkonomen nr. 7, 1987.

Abonnement

Abonnement løper til oppsigelse foreligger

HANS OLAV HUSUM:*

Kryssubsidier – hva er det?

Artikkelen ser nærmere på noen av de spørsmålene som ble reist av Stortingets kontroll- og konstitusjonskomite i forbindelse med granskingen av Televerkets forretningspraksis, i lys av nyere økonomisk teori for kryssubsidiering.

1. INNLEDNING

Den 5. oktober 1994 avgav Stortingets kontroll- og konstitusjonskomite sin innstilling om Televerkets forretningsmetoder (Innstilling til Stortinget nr. 4: 1994–95). Komiteen la særlig vekt på å undersøke påstander om kryssubsidiering fra Televerkets monopol tjenester til de konkurranseutsatte aktivitetene i datterselskapet Norsk Telekom AS.¹ Innledningsvis i komiteens merknader heter det:

Komiteen har registrert at begrepet kryssubsidiering ikke oppfattes som noe entydig begrep hos de berørte parter. Komiteen konstaterer at til tross for iherdig søking i leksika og økonomisk litteratur har det ikke lyktes å finne en norsk definisjon av begrepets innhold.

Deretter siteres definisjonen av «Cross-subsidization» i «Dictionary of Economics» (Rutherford (1992)), supplert med en oversettelse til norsk utført av statsautorisert translatør. Dessverre er oversettelsen feilaktig; uttrykket «incremental cost» er oversatt som grensekostnad, mens den korrekte oversettelsen er merknad. Grensekostnaden for en vare er kostnadsøkningen ved en marginal økning av produksjonen av denne varen, mens merkostnaden for varen er de totale besparelsene en kan oppnå ved helt å eliminere produksjonen av den og holde produksjonen av alle andre varer uendret.

Målet med denne artikkelen er å gi en sammenhengende framstilling på norsk av hva samfunnsøkonomer legger i begrepet kryssubsidier. Den teoretiske drøftingen knyttes opp til den pågående debatten om omstruktureringen av norsk telekommunikasjonsindustri. Artikkelen starter med en kort oversikt over hva som har skjedd innenfor regulering av telekommunikasjonssektoren i Norge og EU det siste tiåret. Deretter følger en innføring i den økonomisk teorien om kryssubsidiering, inkludert en drøfting av hvordan vi empirisk kan påvise kryssubsidier. I det innledende sitatet fra komiteens innstilling framgår det at partene hadde ulike syn på hva kryssubsidiering er; det siste avsnittet sammenligner de to hovedsynene og den teoretiske definisjonen.

2. REGULERING AV TELEKOMMUNIKASJON

Stortingsmelding 48:1984–85, «Om Televerkets videre organisering og virkemåte», trakk opp nye linjer for Tele-

* Lars Sørgard, Torstein Bye og en anonym konsulent gav nyttige kommentarer, slik at denne artikkelen inneholder færre feil enn det opprinnelige utkastet.

¹ Fra 1.1.95 ble Televerket gjort om til et aksjeselskap og fusjonert med Norsk Telekom AS, under det nye navnet Telenor AS.

verkets ansvarsområde. Meldingen konkluderte med at markedet for brukerstyr til telenettet skulle åpnes for konkurranse. Samtidig ble oppgaver som typegodkjenning o.l. trukket ut og plassert i den nyopprettede Statens Teleforvaltning fra 1. juli 1987. Televerket måtte skille ut den konkurranseutsatte delen av sin virksomhet i et hel-eid datterselskap – TBK AS. EU-kommisjonen (1988) stilte tilsvarende krav overfor teleoperatørene i EU i det såkalte terminaldirektivet.

Fra 1990 åpnet Norge for konkurranse innenfor mobiltelefoni. Igjen ble den nye konkurransevirksomheten skilt ut fra Televerket, til enheten Tele Mobil som senere ble omgjort til et aksjeselskap. Konkurransen er begrenset til den nye, digitale GSM-teknologien. Selskapet NetCom AS fikk i 1991 konsesjon for utbygging av et konkurrerende landsdekkende GSM-nett. Stortingsmelding nr. 8:1991–92 gav Televerket adgang til å opprette aksjeselskaper og tegne aksjer i andre selskaper. Alle de konkurranseutsatte aktivitetene ble nå samlet under eierselskapet Norsk Telekom AS.

EU-kommisjonen (1990) gikk i det såkalte tjenstedirektivet inn for økt konkurranse for teletjenester. På samme tid vedtok EUs ministerråd (1990) det såkalte RNT-direktivet.² Dette er et rammedirektiv som krever at alle teletjenesteleverandører skal ha tilgang til det offentlige telenettet basert på objektive kriterier som sikrer like vilkår. Det skal suppleres etterhvert med direktiver for enkelttjenester. Det første av disse kom i 1992, og gav adgang til videresalg av kapasitet i leide samband.³ Norsk politikk ble tilpasset fra 1. januar 1993, da det ble tillatt å videreselge kapasitet i leide samband. Televerkets monopolstilling for dataoverføring ble dermed opphevet, ettersom det nå var mulig å samle datatrafikk fra flere ulike brukere over samme samband.

Den videre utviklingen innenfor reguleringen av telekommunikasjon i Norge er, gjennom EØS-avtalen, nært knyttet til utviklingen innenfor EU. Statens Teleforvaltning har ansvaret for oppfølging av RNT-vilkårene og samarbeider med konkurransemyndighetene om markedsobservasjon for telekommunikasjon. Televerkets styre skal ved hvert årsoppgjør avgi en erklæring om at prissettingen for monopol-tjenestene er i samsvar med gjeldende retningslinjer. Priser for monopol-tjenester skal for øvrig godkjennes av Samferdselsdepartementet. For å lette arbeidet med overvåkning av krysssubsidiering har Televerket bygget opp et nytt produktregnskap, der inntekter og kostnader fordeles på de enkelte monopol- og konkurranseproduktene. I tillegg til at Televerkets interne revisjon gjennomgår regnskapet for å sikre at bestemmelsene følges, fungerer Riksrevisjonen som ekstern revisor.

EU-kommisjonen gav våren 1993 sin tilråding for framtidig liberalisering: Innen 1.1.98 skal alle teletjenes-



Hans Olav Husum, siv.øk. NHH 1988, er ansatt som forskningsassistent ved SNF Bergen.

ter innen EU-området åpnes for konkurranse. Kommisjonen anbefalte at man burde utrede konsekvensene av å gi adgang til å tilby teletjenester gjennom alternative kommunikasjonsnett, som kabel-tv og kommunikasjonsnett bygget ut av jernbane- og kraftselskaper. I Norge er det NSB, kraftselskapene og Forsvaret som er de potensielle leverandørene av alternativ infrastruktur. EUs ministerråd (1994) behandlet tilrådingen sommeren 1993, og opprettholdt med enkelte mindre unntak tidsfristen for full liberalisering. På et møte mellom EUs teleministre 17. november 1994 ble det enighet om de nødvendige regulatoriske rammevilkårene for en deregulering av teleinfrastrukturen skulle etableres innen utgangen av 1997. Denne saken blir trolig drøftet i forbindelse med den nye teleloven, i løpet av Stortingets vårseksjon. Samferdselsdepartementets tilråding for ny telelov forelå 7. april, og ble godkjent i statsråd samme dag (Ot.prp. nr. 36: 1994–95), men har ennå ikke blitt behandlet i Stortinget.

I månedsskiftet januar/februar i år ble det kjent at Telenor AS hadde inngått en intensjonsavtale med NSB om retten til bruk av overskuddskapasitet i NSBs fibernett over de neste 10 årene, mot en godtgjørelse på 200 millioner kroner, som skal betales innen utgangen av 1996. Dette førte til sterke reaksjoner blant andre aktører innenfor telekommunikasjon, som ikke hadde fått anledning til å gi bud for bruk av nettet. Høyres Per Kristian Foss (1995) tok opp saken i Stortingets spørretime, og mente at den lange bindingstiden kom i konflikt med den liberaliseringen EØS-avtalen forplikter Norge til å gjennomføre innen utgangen av 1997. Konkurransedirektør Egil Bakke stilte seg sterkt kritisk til avtalen fordi den fordyrer nyetablering innenfor telekommunikasjon (se Finstad (1995)). Avtalen er i skrivende øyeblikk (19. april) til gjennomsyn i Samferdselsdepartementet, og har enda ikke blitt behandlet i Stortinget. Ettersom både Senterpartiet og SV har stilt seg positive til avtalen (se Gran (1995)), er det sannsynlig at Stortinget ikke vil prøve å stoppe den.

3. ØKONOMISK TEORI

Krysssubsidiering er bare et problem dersom foretaket produserer mer enn en vare. Diskusjonen som følger tar utgangspunkt i en stilisert beskrivelse av Telenors situasjon: Et foretak produserer to varer. Den ene produseres under regulert monopol, mens den andre er konkurran-

² Regulerte nettjenester, på engelsk ONP: «open network provisions».

³ Et leid samband er en linje som stilles til brukerens disposisjon 24 timer i døgnet; brukes mest til dataoverføring.

seutsatt. For at dette skal være fornuftig, må en del vilkår være oppfylt for kostnadsforholdene i virksomheten. Neste avsnitt ser nærmere på disse vilkårene, og må derfor lansere noen kostnadsbegreper som er særegne for flervare-produksjon. Deretter går vi gjennom den utviklingen krysssubsidieringsbegrepet har hatt i økonomisk litteratur.

3.1 Kostnadsbegreper

Dersom foretaket akter å produsere r enheter av den regulerte varen og u enheter av den uregulerte varen sier vi at foretaket har produksjonsplanen (r, u) . Kostnadsfunksjonen $C(r, u)$ gir den totale kostnaden for den billigste måten å oppfylle denne produksjonsplanen på.

Vi er særlig interessert i virkningen på de totale kostnadene av endringer i produksjonsplanen. Gitt at r og u er store tall, kan vi tenke på grensekostnaden for den regulerte varen ved produksjonsplanen (r, u) som den økningen vi får i de totale kostnadene dersom produksjonen av den regulerte varen økes med en enhet, mens produksjonen av den uregulerte varen holdes konstant. Når vi skal undersøke muligheten for krysssubsidier er det viktig å kunne vurdere mer radikale endringer i produksjonsplanen.

Den autonome kostnaden for produksjonsplanen $(r, 0)$ er lik kostnaden ved å oppfylle produksjonsplanen når ingen andre varer fremstilles: $C(r, 0)$.⁴ Merkostnaden $IC(0, u|r, 0)$ for produksjonsplanen $(0, u)$ gitt produksjonsplanen $(r, 0)$ er den kostnadsøkningen vi pådrar oss ved å endre produksjonsplanen: $C(r, u) - C(r, 0)$.⁵ Legg merke til at merkostnaden for $(0, u)$ gitt produksjonsplanen $(r, 0)$ avhenger av den autonome kostnaden for $(r, 0)$. Mens grensekostnaden måler kostnadsfunksjonens egenskaper i nærheten av den aktuelle produksjonsplanen, viser disse to begrepene hva som skjer ved ekstreme omlegginger.

Kostnadsfunksjonen kan skrives om ved å skille ut alle kostnadene som kan føres direkte tilbake til produksjonen av r eller u :

$$C(r, u) = C^r(r) + C^u(u) + C^{r,u}(r, u) \quad (1)$$

Restleddet som er igjen, $C^{r,u}(r, u)$, kalles *felleskostnadene*. De kostnadene som kan knyttes opp mot enkeltprodukter, $C^r(r)$ og $C^u(u)$, kalles *særkostnadene*. Hva er sammenhengen mellom sær- og merkostnad?

$$\begin{aligned} IC(0, u) &= C(r, u) - C(r, 0) \\ &= C^r(r) + C^u(u) + C^{r,u}(r, u) \\ &\quad - C^r(r) - C^u(0) - C^{r,u}(r, 0) \\ &= C^u(u) + [C^{r,u}(r, u) - C^{r,u}(r, 0)] \end{aligned} \quad (2)$$

Så lenge felleskostnadene øker når produksjonen av u øker vil altså merkostnaden for u gitt r være større enn særkostnaden for u .

Når er vi i stand til å diskutere hvilke forutsetninger vi

må legge på kostnadsfunksjonen for at scenarioet som ble nevnt innledningsvis, skal være realistisk. Hvorfor er det et regulert monopol i det ene varemarkedet? Forhåpentligvis skyldes dette at å ha en enkelt produsent er den mest effektive måten å organisere næringen på. Vi sier det er *naturlig monopol* i en næring for et gitt kvantum dersom én produsent kan levere dette kvantumet til lavere kost enn en hvilken som helst annen produksjonsstruktur. I vårt tilfelle taler dette for at den *gjennomsnittlige merkostnaden* for den regulerte varen, $IC(r, 0|0, u)/r$, blir mindre desto større r er, for alle verdier av u . Dette er det vi kaller *produktspesifikke stordriftsfordeler* i produksjonen av den regulerte varen. Regulering er nødvendig for å sikre at den potensielle effektivitetsgevinsten ikke går tapt ved at monopolisten begrenser produksjonen for å heve prisene.

Hvorfor produserer den regulerte monopolisten også det konkurranseutsatte godet? Sannsynligvis foreligger det *samdriftsfordeler* mellom de to godene. Vi sier at det er samdriftsfordeler for produksjonsplanen (r, u) dersom det er billigere å produsere de to varene i samme foretak enn hver for seg: $C(r, u) < C(r, 0) + C(0, u)$. Setter vi inn for den autonome kostnaden ved å bruke sammenhengen mellom autonom kostnad for det ene produktet og merkostnad for det andre, ser vi at samdriftsfordeler i et foretak fører til at summen av merkostnadene for hvert enkelt produkt er mindre enn de totale kostnadene:

$$\begin{aligned} C(r, u) &< (C(r, 0) + C(0, u)) \\ &= C(r, u) - IC(u, 0|r, 0) + C(r, u) - IC(r, 0|0, u) \\ &= 2C(r, u) - IC(u, 0|r, 0) - IC(r, 0|0, u) \quad (3) \\ &\Downarrow \\ C(r, u) &> IC(u, 0|r, 0) + IC(r, 0|0, u) \end{aligned}$$

Hvorfor er det andre godet konkurranseutsatt? Det kan vises at samdriftsfordeler kombinert med produktspesifikke stordriftsfordeler for alle enkeltvarer fører til naturlig monopol for alle varene samlet. Vi må derfor anta at $IC(0, u|r, 0)/u$ øker når u øker for at det andre godet skal kunne være konkurranseutsatt.

3.2 Hva er krysssubsidiering?

I det originale oppslaget i «Dictionary of Economics» står det:⁶

Cross-subsidization The financing of an unprofitable part of an enterprise by a more profitable part. Thus a public enterprise, for example, instead of following the rule of attributing costs properly to each division to make each part of that enterprise individually financially accountable, will allow the profitable divisions to finance loss-making divisions. *In the private sector,*

⁴ Autonom kostnad er min oversettelse av «stand-alone cost».

⁵ Merkostnad er min oversettelse av «incremental cost».

⁶ Min utheving.

cross-subsidization occurs within firms which allow some of their products to be sold at less than incremental cost. To ensure maximum efficiency, firms should avoid this practice as far as possible.

Den korrekte oversettelsen av «incremental cost» er merkostnad. Allerede på slutten av forrige århundre la amerikanske økonomer dette såkalte merkostnadskravet til grunn ved vurdering av jernbaneselskapenes prissetting. Inntektene fra en vare må overstige merkostnadene forbundet med varen for at prisstrukturen skal kunne ansees som rettferdig. For vårt eksempel blir merkostnadskravene som vist i ligning (4).

$$\begin{aligned} p_r r &\geq IC(r, 0 | 0, u) \\ p_u u &\geq IC(0, u | r, 0) \end{aligned} \quad (4)$$

Faulhaber (1975) var den første som gav en formell begrunnelse for dette prinsippet, ved å formulere problemet som et kooperativt kostnadsfordelings-spill, med varene som spillere. Han betraktet en regulert monopolist som produserer flere varer, alle uavhengige i etterspørsel. For en gitt produksjonsplan skal prisene fastsettes slik at samlet inntekt er lik de totale kostnadene. På samme tid må det ikke finnes noen undergruppe av varer som har en autonom kostnad mindre enn inntektene fra undergruppen. For vårt eksempel med to varer blir autonomkostnads-kravene da som vist i ligning (5):

$$\begin{aligned} p_r r &\geq C(r, 0) \\ p_u u &\geq C(0, u) \end{aligned} \quad (5)$$

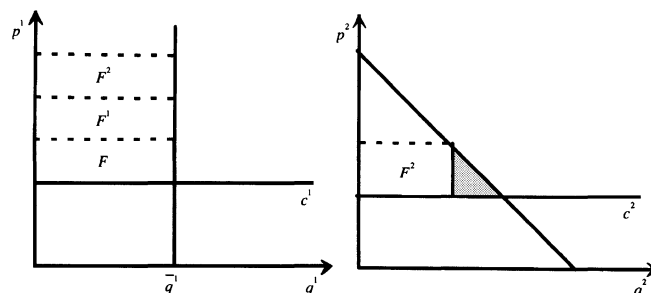
Enhver priskombinasjon som tilfredsstiller disse betingelsene er en *subsidiefri* prisstruktur. Fra ligning (5) ser vi at et prispar (p_r, p_u) er subsidiefritt hvis og bare hvis kostnadsfordelingen (p_r, p_u) er med i kjernen for det kooperative kostnadsfordelings-spillet. *Krysssubsidiering* er indirekte definert som fraværet av subsidiefrihet. Begrepet kan lett knyttes til det tradisjonelle merkostnads-kravet: Den ene varen i vårt scenario tilfredsstiller autonomkostnads-kravet hvis og bare hvis den andre varen tilfredsstiller merkostnads-kravet. Dette ser vi ved å kombinere autonomkostnads-kravet for den ene varen med profittbeskrankningen. Hvis foretaket kan tjene renprofitt, må vi sjekke autonom- og merkostnadskravet hver for seg om vi ønsker å påvise krysssubsidiering. En vare eller varegruppe som ikke oppfyller autonomkostnads-kravet, er en subsidiekilde, mens en vare eller varegruppe som ikke oppfyller merkostnadskravet, er en subsidiemottager.

Etterspørselsavhengigheter produktene imellom fører til komplikasjoner.⁷ Dersom foretaket legger til et nytt produkt, kan forbrukerens betalingsvilje for de opprinnelige produktene endres. Disse kryssvirkningene kan vi ta hensyn til ved hjelp av den såkalte *byrdetesten*. En pris p_i for et produkt utgjør en *byrde* for forbrukerne av andre varer som produseres av samme foretak, dersom mer-

kostnaden for produktet til den prisen er høyere enn netto bidraget produktet gir til inntektene når en tar hensyn til kryssvirkningene på inntektene for andre varer.⁸

Hvordan skal vi velge mellom byrdetesten og autonomkostnadskravet? Ønsker vi å undersøke om prisingen av et bestemt produkt er «rettferdig» overfor foretakets kunder, er det ifølge Baumol (1986) naturlig å bruke Pareto-forbedring som mål. Dersom alle kundene får minst like høy velferd som de ville ha fått dersom produktet ikke ble tilbudt, og minst en får økt velferd, er det en Pareto-forbedring. Om prisen ikke utgjør en byrde, får de av kundene som ikke kjøper det nye produktet, det bedre, ettersom produktet bidrar til inndekking av felleskostnadene. De som kjøper det nye produktet, må klart ha fått det bedre, ettersom de sto fritt til å unnlate å kjøpe det. For forbrukerens del er det altså riktigst å bruke byrdetesten. Men forholdet til foretakets konkurrenter er annerledes: Konkurransens natur er at et foretaks framgang skjer på bekostning av andres. Baumol mener derfor at autonomkostnadskravet er det naturlige kriteriet til dette formålet.

Mer generelt kan vi bruke et kvantitativt mål på velferd: Summen av konsumentoverskudd og profitt er et mål som brukes mye. Vi sier at en ressursallokering er effektiv dersom den gir høyere velferd enn alle andre alternative allokeringer. Etterspørselsfunksjonen spilte ingen rolle i definisjonen av subsidiefrie priser. En konsekvens av dette er at det ikke finnes noen sammenheng mellom subsidiefrie priser og de prisene som gir en effektiv allokering. Et enkelt eksempel hentet fra Zajac (1978) illustrerer dette.



Figur 1: subsidiefrie og effektive priser

Det finnes to varer, 1 og 2. Den variable kostnaden for vare i er konstant, og lik c^i . I tillegg påløper det en spesi-
fikk fast kostnad F^i dersom vare i produseres, og en felles fast kostnad F , dersom minst en vare produseres. Som vist i Figur 1 er etterspørselen etter vare 1 fullkomment uelastisk og lik $\bar{q}^1$ for ethvert prisnivå, mens etterspørselen etter vare 2 er prisfølsom. Den samfunnsmessig opti-

⁷ Faulhaber (1975) påviser at dersom varene er substitutter, er brudd på autonomkostnadskravet en nødvendig betingelse for krysssubsidier, mens det er en tilstrekkelig betingelse hvis varene er komplementær.

⁸ Merk: merkostnaden for det nye produktet avhenger av prisene fordi etterspurt kvantum avhenger av prisene.

male prisstrukturen er å sette $p^2 = c^2$, mens p^1 settes slik at alle de faste kostnadene dekkes inn. Denne prisstrukturen er ikke subsidiefri:

$$\begin{aligned} p^2 q^2(p^2) &= c^2 q^2(p^2) \\ &< F^2 + c^2 q^2(p^2) \\ &= IC(0, q^2(p^2) | \bar{q}^1, 0) \end{aligned} \quad (6)$$

Faulhaber (1975) fokuserer i sin analyse på subsidiefrihet mellom varer. For politikere er det mer interessant med analyser som betrakter forbrukere eller grupper av forbrukere. Den logiske utvidelsen ville være å sjekke autonomkostnadskravet ikke for hver vare eller varegruppe, men for hver konsument eller gruppe av konsumenter. Hvis det er tilfredsstilt, sier vi at prisene er *subsidiefrie på konsumentnivå*. Dette stiller imidlertid store krav til informasjon: Vi må kjenne etterspørselsfunksjonen for hver enkelt konsument. Faulhaber og Levinson (1981) lanserer begrepet anonymt rettferdige priser, som ikke krever så detaljerte opplysninger. En prisstruktur er *anonymt rettferdig* dersom den dekker de totale kostnadene (inkludert normal kapitalavkastning), og kostnadene for enhver produksjonsplan som utgjør en del av den totale produksjonen, overstiger inntektene en får ved å selge denne produksjonen til de gjeldende prisene. Total produksjon er begrenset til å være lik etterspurt kvantum til de gjeldende prisene. Nå ser vi altså på hva som skjer dersom deler av produksjonen av en eller flere varer skilles ut, mens vi tidligere bare undersøkte hva som skjedde dersom all produksjon av en eller flere varer ble skilt ut. Priser som er anonymt rettferdige, er også både subsidiefrie på konsumentnivå og subsidiefrie. Det motsatte er ikke tilfellet.

Det viser seg at vi kan knytte dette siste begrepet til de vanlige optimalitetsbetingelsene i produksjon. For det første vil en prisstruktur som er anonymt rettferdig, prise alle varer til en pris høyere eller lik grensekostnad. For det andre vil en prisstruktur som ikke er anonymt rettferdig, heller ikke tilfredsstille vilkårene for Pareto-optimalitet.

3.3 Hvorfor drive krysssubsidiering?

Litteraturen opererer med to hovedmotiver for at et profittmaksimerende foretak skal finne det lønnsomt å drive med krysssubsidiering. Begge er avhengige av at det finnes en viss grad av markedssvikt.

Rovprismotivet går ut på at foretaket ved å sette priser under merkostnad (rovpriser) kan presse ut konkurrenter og monopolisere et konkurranseutsatt marked, for så å tjene monopolrenter i framtiden som mer enn kompenserer for tapet man pådrar seg i inneværende periode. Krysssubsidiering kommer inn i bildet ved at andre aktiviteter i foretaket sørger for å finansiere det løpende underskuddet. Det store spørsmålet her er hvorfor en ikke kan bruke andre kilder, som f.eks. et banklån. I så fall vil evnen til å

krysssubsidiere være irrelevant. En kan like gjerne tenke seg at framtidige kjøpere i markedet man prøver å monopolisere, krysssubsidierer dagens kjøpere. Det er svært vanskelig å forestille seg at denne strategien skal fungere med et perfekt kapitalmarked: Hvem som helst kan finansiere en lignende kampanje. Altså må historien hvile på at det finnes en imperfeksjon i kapitalmarkedet. Fudenberg og Tirole (1986) skisserer en modell med imperfekt kapitalmarked der rovprisene reduserer konkurrentenes egenkapitalbeholdning. Fordi dette gir økt risiko for lånekapitalen går finansieringskostnadene opp, og konkursrisikoen øker. Dermed kan den forventede egenkapitalavkastningen bli så lav at konkurrentene finner det best å forlate markedet.

Profittbeskrankningsmotivet tar utgangspunkt i at foretaket produserer et eller flere goder som regulert monopol. Reguleringen har form av at de regulerte prisene settes for å gi en «normal» avkastning på kapitalen i den regulerte sektoren; altså at renprofitten for denne virksomheten er begrenset til null. Dersom profitten i den konkurranseutsatte sektoren er uregulert og myndighetenes mulighet til å overvåke kostnadene er begrenset, kan foretaket oppnå maksimal profitt ved å overføre kostnader fra det konkurranseutsatte til det regulerte godet, ettersom denne «kostnadsøkningen» blir kompensert ved fastsettelse av de regulerte prisene. Her er det profittreguleringen som utgjør markedsimperfeksjonen.

3.4 Hvordan påviser vi krysssubsidiering?

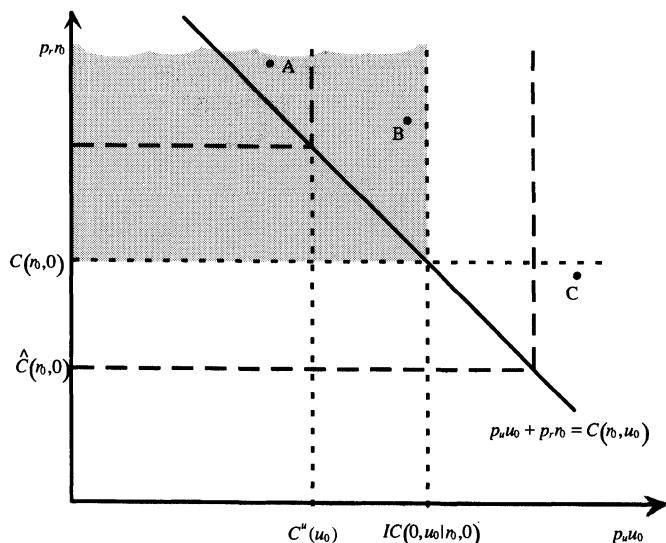
I vårt eksempel er vi utelukkende opptatt av muligheten for krysssubsidier fra det regulerte til det uregulerte markedet. Ettersom det er muligheter for renprofitt vil en krysssubsidie fra det regulerte til det konkurranseutsatte godet ved dagens priser og dagens produksjonsplan, (r_0, u_0) , vise seg ved at inntekten fra det regulerte markedet, $p_r r_0$, er større enn den autonome kostnaden for det regulerte godet, mens inntekten fra det uregulerte markedet, $p_u u_0$, er mindre enn merkostnaden for det uregulerte godet, som vist i ligning (7).

$$\begin{aligned} p_r r_0 &> C(r_0, 0) \\ p_u u_0 &< IC(0, u_0 | r_0, 0) \end{aligned} \quad (7)$$

Hvordan skal vi gå fram for å anvende autonom- og merkostnadskravene i praksis? Figur 2 illustrerer ulikhetene i ligning (7). Anta at vi observerer produksjonsplanen, inntektene $p_r r_0$ og $p_u u_0$, og de totale kostnadene $C(r_0, u_0)$. Vi kjenner altså funksjonsverdien for kostnadsfunksjonen ved (r_0, u_0) , men ikke selve funksjonsformen. Det skraverte området i Figur 2 svarer til de inntektsfordelingene der det foregår krysssubsidiering fra det regulerte til det uregulerte markedet. For å vurdere om det foregår krysssubsidiering må vi kjenne autonomkostnaden for r_0 og merkostnaden for u_0 gitt r_0 , som avgrenser det skraverte området. Fra avsnitt 3.1 vet vi at disse to sum-

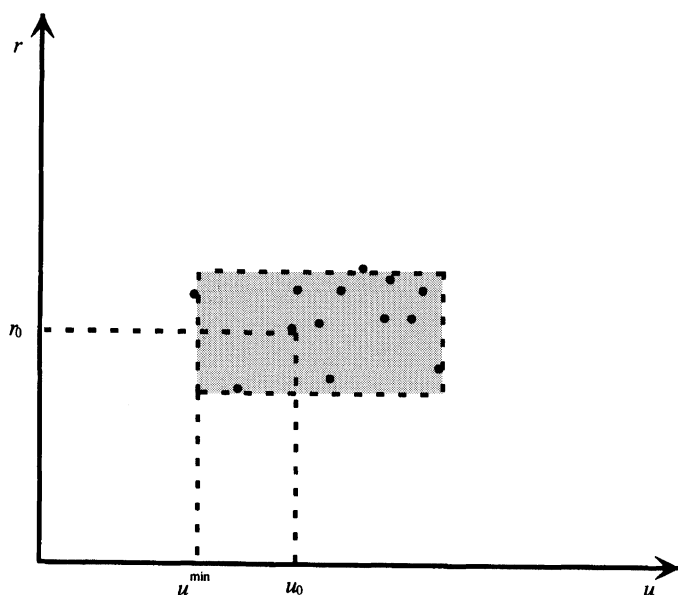
merer seg til de totale kostnadene; nederste høyre hjørnet for det skraverte området ligger altså på linjen som representerer alle inntektsfordelinger der den totale inntekten er lik de totale kostnadene. Derfor er det nok å ha kjennskap til en av disse størrelsene; den andre kan finnes som en restpost.

La oss først prøve å bestemme $C(r_0, 0)$ direkte. Anta at vi har observert totale kostnader for en del historiske produksjonsplaner, og at våre økonometriske teknikker er så



Figur 2: påvisning av krysssubsidier

gode at vi får fullstendig kjennskap til kostnadsfunksjonens form innenfor området som dekkes av de observerte produksjonsplanene, skravert i Figur 3. Problemet er at $(r_0, 0)$ ikke ligger i det området der vi har data. Ettersom økonometrisk analyse bare kan gi oss opplysninger om en funksjons lokale egenskaper kan vi ikke vente å finne



Figur 3: tilgjengelige data

en eksakt verdi for autonomkostnaden. Ved hjelp av en del tilleggsforutsetninger kan vi likevel avgrense størrelsen på $C(r_0, 0)$.

I avsnitt 3.1 definerte vi begrepet produktspesifikke stordriftsfordeler; disse kan måles ved å dele de gjennomsnittlige merkostnadene for produktet på grensekostnaden for produktet. Vi argumenterte for at det forelå produktspesifikke stordriftsulempen i produksjonen av det uregulerte godet. Dersom dette er tilfellet for alle produksjonsnivå u , vil dette forholdstallet være mindre enn 1 ved (r_0, u_0) , som vist i ligning (8).

$$SE_u(r_0, u_0) = \frac{C(r_0, u_0) - C(r_0, 0)}{u_0 \cdot MC_u(r_0, u_0)} < 1 \quad (8)$$

Vi ser at autonomkostnaden for den regulerte varen inngår i dette uttrykket; hvis vi løser ut får vi at:

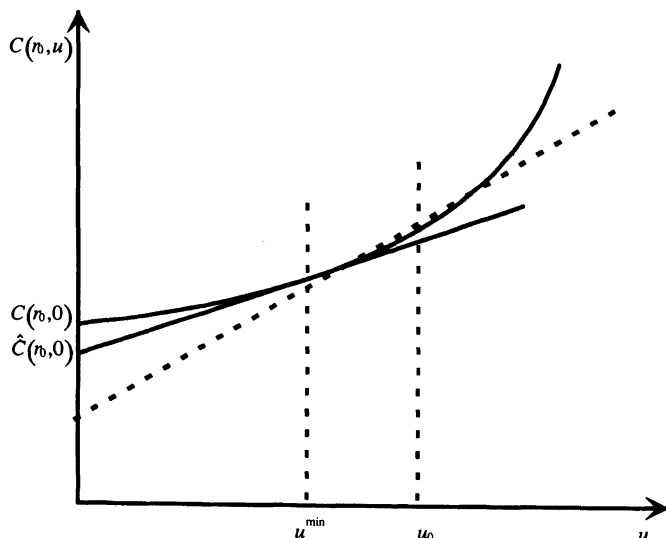
$$C(r_0, 0) > C(r_0, u_0) - u_0 \cdot MC_u(r_0, u_0) \quad (9)$$

Både totalkostnaden og grensekostnaden er lokale egenskaper, og er evaluert innenfor det observert datamaterialet. Altså kan vi finne disse størrelsene ved å bruke økonometriske metoder. Nå har vi funnet en nedre grense for den autonome kostnaden for det regulerte godet. Er det mulig å finne en grense som er bedre? Figur 4 viser hva som foregår. Den heltrukne kurven er snittet gjennom kostnadsfunksjonen der produksjonen av den regulerte varen er lik r_0 . Forutsetningen om at det er produktspesifikke stordriftsulempen for u betyr at vi kan tegne denne kurven med krumming nedover. Skjæringspunktet med den loddrette akse for den stiplede rette linjen som tangerer kurven ved $u = u_0$, gir oss høyresiden i ligning (9). Ettersom vi antar å ha fullstendig kjennskap til kostnadsfunksjonen i det skraverte området i Figur 3, kan vi prøve å benytte samme knep ved den laveste verdien av u vi har observert, $u^{\min}$. Resultatet er den heltrukne rette linjen i Figur 4, som gir oss den strammeste grensen vi kan konstruere for autonomkostnaden med tilgjengelige data:

$$C(r_0, 0) > C(r_0, u^{\min}) - u^{\min} \cdot MC_u(r_0, u^{\min}) C(r_0, 0) \equiv \hat{C}(r_0, 0) \quad (10)$$

Vi må være klar over at vi bare greide å gå fra den globale til de lokale størrelsene ved å gjøre en forutsetning om de globale egenskapene til kostnadsfunksjonen. Det finnes ingen måte å etterprøve denne forutsetningen på. Selv om den er oppfylt innenfor de observerte data, kan den være brutt andre steder. Denne angrepsmåten gir oss en nedre grense for ytterkanten til det kritiske området, markert med vinkelen som har hjørne ved $(C(r_0, u_0) - \hat{C}(r_0, 0), \hat{C}(r_0, 0))$ i Figur 2. Vi kan nå si med sikkerhet at det ikke forekommer krysssubsidiering ved et punkt som C i Figur 2. Det er mulig, men ikke sikkert, at krysssubsidier forekommer ved A eller B.

Vi kan også ta utgangspunkt i merkostnaden for u_0 gitt r_0 . Anta at vi ikke bare kan observere de totale kostnadene, men også kan bryte dem ned til særkostnaden for de to produktene, $C'(r)$ og $C''(u)$. Fra ligning (2) vet vi at i seg selv er en nedre grense for $IC(0, u_0 | r_0, 0)$, og vi kan trekke en øvre grense for ytterkanten til det kritiske om-



Figur 4: avgrensning av autonomkostnaden

rådet, markert ved vinkelen som har hjørne ved $(C''(u_0), C(r_0, u_0) - C''(u_0))$ i Figur 2. Nå kan vi slå fast at det forekommer krysssubsidiering ved et punkt som A, men det er fremdeles ikke mulig å avgjøre om inntektsfordelingen ved B innebærer krysssubsidiering. Legg merke til at vi produserte denne grensen ved å gjennomføre en *ufullstendig* kostnadsfordeling; vi har ikke gjort noe forsøk på å fordele felleskostnadene.

Fra Figur 4 ser vi at jo sterkere krumming kostnadsfunksjonen har, desto slakkere vil den nedre grensen være. Klare produktspesifikke stordriftsulempen gjør altså testen unøyaktig. Uttrykket i ligning (2) viser at den øvre grensen er slakk dersom produksjonen av u har stor effekt på felleskostnadene. Dette er noe som må bedømmes i det enkelte tilfellet, ved å la økonometrikeren kalkulere den nedre grensen, og revisoren den øvre. Er gapet mellom de to grensene stort, er verdien av testen lav.

4. POLITISKE REALITETER

Under komiteens arbeid ble informasjon innhentet fra de ulike partene som ble berørt av saken. I denne informasjonen finner vi ulike definisjoner av begrepet krysssubsidiering. Elektronikkforbundet og Leverandørforbundet Lyd & Bilde la i møte med komiteen 26. mai 1994 fram et notat med tittelen «Krysssubsidier – hva er det», der krysssubsidiering defineres som «direkte overføring av økonomiske midler fra en monopolvirksomhet til en konkurransevirksomhet, eller ved «overføringer» som er vanskelige å oppdage.»⁹ Deretter gis 20 hypotetiske ek-

sempler på slike overføringer. I tillegg la de to forbundene også fram et notat med 15 konkrete eksempler på det de mente var krysssubsidiering innen Televerket.¹⁰ Etter møtet ba komiteen Riksrevisjonen, Statens Teleforvaltning og Konkurransetilsynet kommentere de to notatene.

Konkurransetilsynet svarte at tilsynet ikke er avhengig av en entydig definisjon av krysssubsidiering i sitt arbeid, ettersom dets oppgave er å ta stilling til om Televerkets vilkår, avtaler og handlinger «har til formål, virkning, eller er egnet til å begrense konkurransen» i strid med konkurranseloven.¹¹ I sammenheng med motivene for krysssubsidiering beskrevet i avsnitt 3.3 er Konkurransetilsynets ansvar å undersøke om rovprising foregår. Hvordan denne prisingen finansieres er ikke relevant for anvendelse av Konkurranselovens §3–10, som hjemler inngrep. Krysssubsidiering ut fra et rent profittbeskrankningsmotiv faller altså ikke under deres ansvarsområde, men er en sak for Statens Teleforvaltning og Riksrevisjonen. Tilsynet gjengir den definisjonen som EU-kommisjonen bruker: «Med krysssubsidiering menes at et foretak helt eller delvis overfører kostnadene ved sin virksomhet i forbindelse med ett produkt eller ett geografisk marked til virksomhet det utøver med hensyn til et annet produkt eller geografisk marked.»

Samferdselsdepartementet legger stor vekt på at bransjeorganisasjonenes definisjon er for vid.¹²

«Den definisjon av krysssubsidiering som går fram av notatet fra bransjeorganisasjonene gir etter departementets oppfatning en for vid fortolkning av begrepet. [...]

Eksistensen av stordriftsfordeler p.g.a. samproduksjon er etter dette ikke i seg selv uttrykk for krysssubsidiering. Det er imidlertid en forutsetning at slike stordriftsfordeler ikke ensidig skal komme konkurransevirksomheten til gode.»

Merk at sitatets «stordriftsfordeler p.g.a. samproduksjon» er hva vi kaller samdriftsfordeler. I departementets tilråding til ny telelov (Ot.prp. nr.36:1994–95) diskuteres krysssubsidiering som begrep i proposisjonens avsnitt 3.2. Departementet tar her utgangspunkt i EUs definisjon, og presiserer at det utelukkende er krysssubsidier fra enerettsområdet til det konkurranseutsatte området som ikke er tillatt. Det heter videre at:

Utnyttelse av stordrifts- og samproduksjonsgevinster mellom enerettsområdet og konkurranseområdet innebærer derimot ikke krysssubsidiering så lenge gevinstene fordeles forholdsmessig mellom områdene.

Hvordan fungerer disse definisjonene sammenlignet med vår teoretiske definisjon fra avsnitt 3.2? Dersom vi priser den regulerte varen slik at autonomkostnadskravet

⁹ Se s.6–7 i komiteens innstilling.

¹⁰ Vedlegg 8 i komiteens innstilling.

¹¹ Se s.13 i komiteens innstilling.

¹² Se s.10–12 i komiteens innstilling.

akkurat er oppfylt, vil hele samproduksjonsgevinsten tilfalle produsenten eller forbrukerne i det konkurranseutsatte markedet. Dette er altså et svakere krav enn det som stilles fra departementets side. I Stortingsmelding nr.8:1991–92 settes blant annet følgende krav til prissetting og kostnadsbelastning av Televerkets tjenester:

- Særkostnaden for en tjeneste skal være utgangspunkt for prissettingen. Tjenesten belastes en forholdsmessig andel av felleskostnadene, slik at samproduksjonsgevinster også kommer monopol tjenestene til gode.
- Eventuelle underskudd som akkumuleres i en oppstartingsfase må inndeckes ved senere overskudd.

Man bruker med andre ord fullkostmetoden, dvs. at alle kostnader brytes ned på enkeltvarer. Hvilke konsekvenser har dette for påvisning av krysssubsidiering? Legg merke til at autonomkostnadskravet for ett gode er fullstendig uavhengig av hvor mye som produseres av andre varer. Dette er ikke tilfellet når man sammenligner fullstendig fordelte kostnader med inntekter for et produkt eller en produktgruppe, ettersom fordelingsnøgkelen er knyttet til produserte kvanta av alle goder. Det er altså ingen grunn til å vente samme svar fra de to metodene.

Fullkostmetoden har stor gjennomslagskraft i reguleringspraksis, selv om den avviker fra de økonomiske begrepene. Hva er grunnen til dette? Svaret tror jeg først og fremst er å finne i egenskapene til det økonomiske krysssubsidieringsbegrepet. På den teoretiske siden har anonymt rettferdige prisstrukturer to hovedproblemer: Generelt er de ikke unike, og det er heller ingen garanti for at de finnes i det hele tatt. Dette er ikke et godt grunnlag for praktisk anvendelse. Fullkostmetoden gir alltid et svar, og svaret er tilsynelatende entydig. Jeg skriver «tilsynelatende» fordi fordelingen av felleskostnader nødvendigvis er vilkårlig; det finnes et uendelig antall fordelingsnøkler som alle er like (u)gyldige.

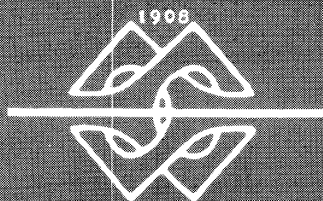
Det er også mer generelle faktorer som gjør seg gjeldende. Mens de fleste økonomer er effektivitets-fikserte, er politikere ofte opptatt av «rettferdighet». Økonomer anser krysssubsidiering som skadelig fordi det påfører samfunnet effektivitetstap. I markedet som er kilden til krysssubsidiene, får vi et dødvektstap fordi prisene er «for høye», mens det i markedet som mottar subsidien, blir et avvik mellom priser og kostnader som kan gi for stor produksjon. Dersom rovprismotivet er tilstede, kan vi få dødvektstap fra utøvelse av markedsrett. Disse potensielle tapene må veies opp mot verdien av samdriftsfordelene når man skal avgjøre om regulerte og uregulerte aktiviteter skal være samlet i samme foretak. Spørsmålet om hvilken effekt som er dominerende er vanskelig å besvare: Det finnes ingen analytiske resultater. Brennan og Palmer (1994) har gjort enkle numeriske simuleringer,

men forutsetningene som er brukt, er så stiliserte at dette arbeidet ikke er til nytte i en realistisk situasjon.

Kan fullkostmetoden bli erstattet av autonom- og merkostnadskrav som verktøy for å hindre krysssubsidiering? Vi har faktisk eksempler på at dette allerede har skjedd. I De forente stater har Florida Public Utilities Commission definert krysssubsidier som prising av konkurranseutsatte tjenester under merkostnad, mens monopol tjenester dekker inn tapet ved å prises over autonom kostnad (NN (1993)). Kommisjonen uttalte at fullkost-metoden ikke var anvendelig fordi den prøvde å gjøre det umulige ved å fordele felleskostnader direkte. Belastningen av felleskostnader ble betegnet som et spørsmål om rettferdighet, som krever separat behandling og er irrelevant for påvisning av krysssubsidier.

REFERANSER:

- Baumol, W.J. (1986). *Superfairness*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Brennan, T.J. og Palmer, K. (1994). Comparing the costs and benefits of diversification by regulated firms. *Journal of Regulatory Economics*, 6, s.115–36.
- EU-kommisjonen (1988). *Kommisjonsdirektiv av 16.5.88 om konkurranse på markedet for telekommunikasjons-terminalutstyr*. Brussel: EU.
- EU-kommisjonen (1990). *Kommisjonsdirektiv av 28.6.90 om konkurranse på markedene for teletjenester*. Brussel: EU.
- EUs ministerråd (1990). *Rådsdirektiv av 28.6.90 om opprettelse av et indre marked for teletjenester ved gjennomføring av tilgang til åpne telenett*. Brussel: EU.
- EUs ministerråd (1994). *Rådsresolusjon av 22.06.94 om undersøkelse av situasjonen innen telekommunikasjonssektoren og av behovet for ytterligere utvikling på telekommunikasjonsmarkedet*. Brussel: EU.
- Faulhaber, G.R. (1975). Cross-subsidization: pricing in public enterprises. *American Economic Review*, 65, s.966–77.
- Faulhaber, G.R. og Levinson, S.B. (1981). Subsidy-free prices and anonymous equity. *American Economic Review*, 71, s.1083–91.
- Finstad, Ø. (1995, 14. mars). Bakke refser Opseth. *Dagens Næringsliv*, s. 9.
- Foss, P.-K. (1995, 7.–8. februar). Spørsmål om intensjonsavtalen mellom Telenor AS og NSB om bruk av NSBs fiberkabelnett. *Stortingsforhandlinger 1994–95*, s. 2196.
- Fudenberg, D. og Tirole, J. (1986). A «signal-jamming» theory of predation. *Rand Journal of Economics*, 17(3), s.366–376.
- Gran, S.-T. (1995, 4. februar). Støttes av Sp og SV. *Dagens Næringsliv*, s. 5.
- Innstilling til Stortinget, nr.4:1994–95. *Innstilling fra kontroll- og konstitusjonskomiteen om enkelte forhold vedrørende Televerket/TBK. Hovedproblemstilling: forretningsmetoder, krysssubsidiering m.v.*
- NN (1993, 15. september). Florida approves competitive service cross-subsidy test. *Public Utilities Fortnightly*, s. 43.
- Odelstingsproposisjon nr.36:1994–95. *Lov om telekommunikasjon*.
- Rutherford, D. (red.). (1992). *Dictionary of Economics*. London og New York: Routledge.
- Stortingsmelding nr. 48:1984–85. *Om Televerkets videre organisering og virkemåte*.
- Stortingsmelding nr. 8:1991–92. *Om televirksomheten i Norge*.
- Zajac, E.E. (1978). *Fairness or efficiency: an introduction to public utility pricing*. Cambridge, Massachusetts: Ballinger Publishing Company.



Redaktør:
Torstein Bye

Redaksjon:
Jan Morten Dyrstad
Tor Arnt Johnsen
Tore Nilssen
Kjell Gunnar Salvanes
Lars Sjørgard
Jon Vislie
Produksjonskonsulent:
Inger Kuras

•
Utgitt av
Sosialøkonomenes
Forening
Leder: Frank Myhre
Generalsekretær
Birgit Laudal

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

•
Utkommer med 11 nummer
pr. år, den 15. i hver måned
unntatt juli.

Abonnement kr 480,-
Studentabonnement
kr 240,-
Enkeltnr. kr 70,- inkl. porto.

ANNONSEPRISER
(ekskl m v a):
1/1 side kr. 4 300,-
3/4 side kr. 3 800,-
1/2 side kr. 3 300,-
Byråprovisjon 10%

Frist for annonser:
Den 5. i hver måned.

Trykt i offset.
Grafisk Hus a/s, Bergen

SAMLEPERMER

til

SOSIAL ØKONOMEN

Prisen er kr. 100,- for 2 permer inkl. porto.

Permene kan bestilles pr. post eller telefon/telefax i sekretariatet.

Vi sender med innbetalingsblankett.

TIL
SOSIALØKONOMENES
FORENING
POSTBOKS 8872
YOUNGSTORGET
0028 OSLO

Samleperm stk.

Navn

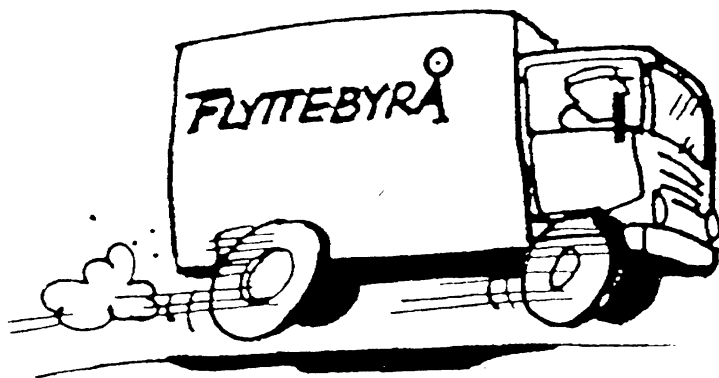
Adresse

Poststed



*Vi ønsker våre
lesere en riktig
GOD SOMMER*

FLYTTET?



Vi vet ikke om våre abonnenter flytter mer enn andre, men det virker slik. Hver måned får vi tidsskrifter i retur fordi adressaten har flyttet. Spar oss for ekstra porto og deg selv for forsinkelsen. Meld flytting pr. telefon 22 17 00 35, telefax 22 17 31 55 eller skriv til oss.

Sosialøkonomens Forening

Postboks 8872 Youngstorget
0028 OSLO

Navn: Ab.nr./medl.nr.

Ny adresse:

.....

Retur:

Sosialøkonomen, P.b. 8872 Youngstorget
0028 OSLO

Blad i postabonnement

**Vi er totalleverandører
av
grafisk
produksjon**

- ➡ **BØKER**
- ➡ **TIDSSKRIFTER**
- ➡ **RAPPORTER**
- ➡ **HEFTER**
- ➡ **BROSJYRER**
- ➡ **SMÅTRYKKSAKER**