

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 tilnærmingmåten 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.

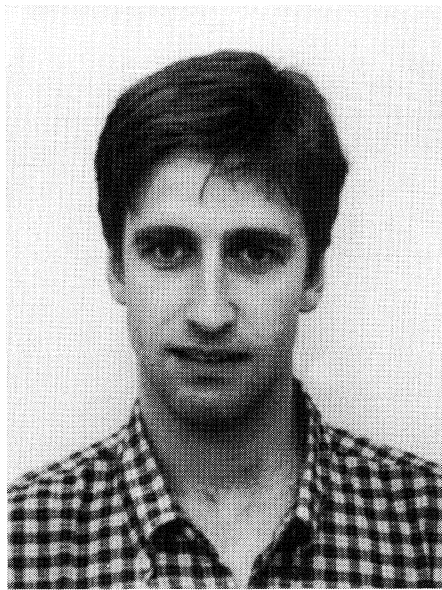
2. MODELLVERKTØYET

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, mottak 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, overgangsstønad, sykepenger, fødselspenger, 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 familiekategorier for simuleringsformål.

Inneholder modellsimuleringene mange forenklede 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-utjevne 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 inntektsutjevne effekter.

Det kan synes som om disse to karakteristikkenes av barnetrygdens fordelingsegenskaper 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 inntektsutjevne 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

$$(2) \quad Y_i = f(X_i, \mathbf{a}_i)$$

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 (\mathbf{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 husholdningskarakteristikker.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 skalaelasticiteten 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 resonnetet, men den effekten skal vi for enkelthetskyld 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

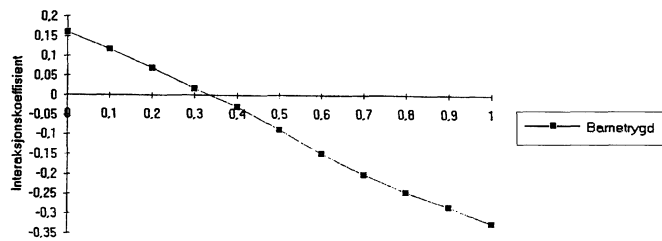
Ovenfor er det vist at analyser av de direkte fordelings-effektene i hvert fall kan atskille seg i forhold til minst to dimensjoner. Oppsummeringsvis, framgår det av figur 1 at dette gir 4 mulige kombinasjoner, hvor tilnærmingene til Aaberge og Wennemo (1988) og Aasness (1993) er kategorisert i henholdsvis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