Arbeidsnotater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20, 41 36 60

IO 74/9 13. februar 1974

MÅLING AV INNTEKTS-FORDELINGSVIRKNINGER AV SKATTLEGGING*)

AV

ERIK GARAAS

INNHOLD

		Side
1.	Innledning	2
2.	Mål for ulikhet	2
3.	Atkinsons mål for ulikhet	4
4.	Kommentarer til Atkinsons mål	12
5.	Sammenhengen mellom Atkinsons mål og andre mål for ulikhet ...	15
6.	Inntektsfordelingsvirkninger av skattlegging	18
7.	Inntektsbegrepet	19
8.	Skattesystem og skatteendringer	21
9.	Datamaterialet	22
10.	Beregningsmetoder	24
11.	Beregningsresultater	25
12.	Avsluttende kommentarer	36
13.	Litteraturoversikt	37

*) Dette arbeid er opprinnelig skrevet som spesialoppgave ved det sosialøkonomiske studium. Forfatteren har stått fritt i valg av opplegg og undersøkelsesmetoder. Arbeidet gjengis her noe forkortet og med endringer som forfatteren har ønsket å forta. Synspunkter og konklusjoner står for forfatterens regning.

1. INNLEDNING

Hensikten med oppgaven er å diskutere måling av inntektsfordelingsvirkningene av den personlige skattlegging i 1970, samt inntektsfordelingsvirkningene av enkelte hypotetiske skatteendringer. Dette byr imidlertid på flere problemer. Disse kan etter mitt syn deles i to hovedgrupper. For det første, problemer som knytter seg til å finne et mål for endringer i inntektsfordeling. Dette er altså problemer knyttet til spørsmålet: hvordan kan endringene måles. Det andre hovedproblem knytter seg til datamaterialet og behandlingen av det. Stikkord her er: hvilket inntektsbegrep har vi data for, i hvilken grad vil inntekt før skatt bli påvirket av skatteendringer osv.

I tråd med det som er nevnt ovenfor, vil fremstillingen bli delt i to hoveddeler. I de første 5 avsnitt vil det bli en diskusjon av mål for endringer i inntektsfordeling. Jeg vil ta utgangspunkt i et mål fremlagt av Atkinson (1970). Det vil bli drøftet isolert i første omgang; mens avsnitt 5 vil bli viet sammenhengen mellom Atkinsons mål og andre kjente mål (Pareto og Gini-koeffisient). I avsnitt 6-10 vil datamessige problemer bli tatt opp, og det vil bli en drøfting av behandlingsmåten av datamaterialet. Til slutt vil inntektsfordelingsvirkninger - belyst ved det mål som er diskutert i første del - av personlig skattlegging bli beregnet. Videre vil det bli knyttet enkelte kommentarer til beregningsresultatene.

2. MÅL FOR ULIKHET

I dette avsnittet skal vi kort presisere den problemstilling vi skal arbeide ut i fra. Vi ønsker å ta stilling til endringer i den personlige inntektsfordeling som følge av skatteendringer. Første del av setningen "å ta stilling til endringer i den personlige inntektsfordeling" kan presiseres slik:

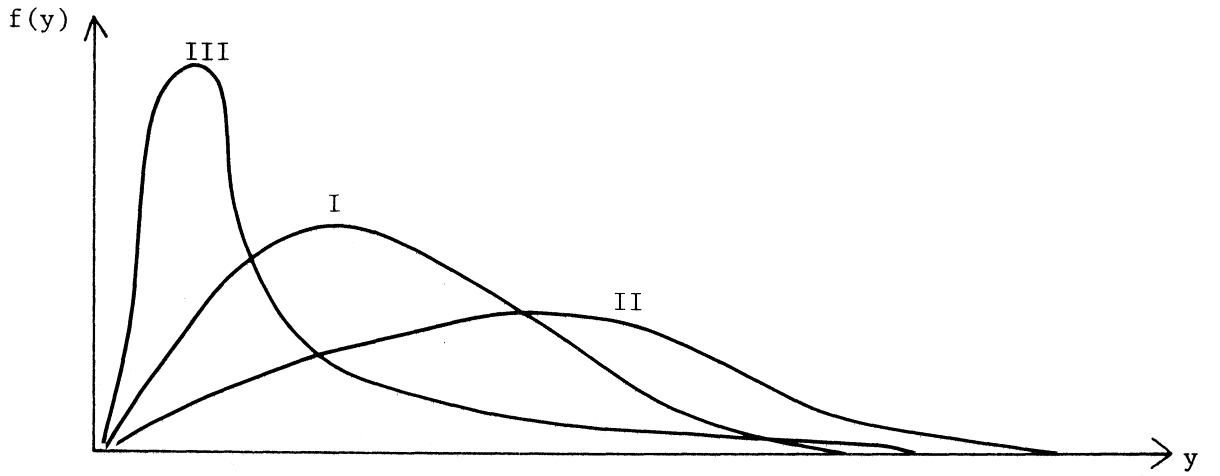
Vi betegner inntekt med y, og lar f(y) være en hyppighetsfordeling for inntektene. Vi skal sammenlikne denne inntektsfordelingen med en annen inntektsfordeling gitt ved $f^{*}(y)$.

Sammenlikningen kan gå ut på to ting:

i) Vi ønsker å rangere fordelinger. Det vil si, vi nøyer oss med å si at f rangeres høyere enn f^{*} (f.eks.).

ii) Vi ønsker å kvantifisere forskjellene mellom fordelingene.

I det følgende skal vi se hva vi kan utlede av mål, ut fra forutsetninger som stilles opp. Figuren nedenfor illustrerer forskjellige inntektsfordelingsfunksjoner. For alle kurvene gjelder at $\int_0^\infty f(y)dy = 1$,



Kurve I likner kanskje en ikke ualminnelig inntektsfordelingskurve i vårt økonomiske system. Kurve II illustrerer tilfellet da det er mange i høye inntektsgrupper, mens kurve III uttrykker at en stor del av befolkningen er i de lavere inntektsgrupper. I en rangering av inntektsfordelinger må det inngå en velferdsvurdering; vårt mål for inntektsfordelinger må bygge på en velferdsfunksjon. I vårt eksempel kan en tenke seg at samfunnet består av 3 grupper som har hver sin velferdsfunksjon. Hver av kurvene I-III kan da representere en velferdsoptimal fordeling ut fra de 3 forskjellige velferdsfunksjoner.

Dalton (1920) påpeker sammenhengen mellom inntektsfordelingsmål og velferdsfunksjon. Ved utledning av et inntektsfordelingsmål må en ta utgangspunkt i en velferdsfunksjon for samfunnet. Et slikt utgangspunkt vil vi ta i neste kapittel, hvor vi utleder Atkinsons mål for inntektsfordeling.

Vi skal imidlertid understreke et viktig moment med en gang. Vi har hittil, og vil i det følgende, anta at inntektsfordelingene kan beskrives med en hyppighetsfordeling. Den gir oss den relative andel av inntektstakere på forskjellige inntektstrinn. Dersom f og f^{*} er to hyppighetsfordelinger for inntekten i et samfunn i to situasjoner, og $f(y) = f^{*}(y)$ for alle $0 \leq y < \infty$, sier vi at inntektsfordelingene er like. Konstant inntektsfordeling i denne betydning innebærer altså ikke at de samme personene har de samme inntektene i de to situasjonene, men at samme relative andel av inntektstakerne befinner seg på de samme inntektsnivåer som før. Den mulighet foreligger også at individer har byttet plass, at de rike er blitt fattige og omvendt. Dette forhold kommer ikke til uttrykk i f og f^{*}. For å si noe om slike inntektsfordelingsendringer måtte vi holde øye med hver enkelt inntektstaker og undersøke om inntekten var endret. Selv om inntektsfordelingen er uendret i den forstand at $f(y) = f^{*}(y)$ for alle y, kan det altså oppstå vanskeligheter med vurderingen.

3. ATKINSONS MÅL FOR ULIKHET

I den tidligere nevnte artikkel utleder Atkinson et inntektsfordelingsmål ut fra forutsetninger om bl.a. velferdsfunksjonen. Denne utledningen og de forutsetninger han gjør skal behandles i dette kapitlet.

Han velger å rangere fordelinger i henhold til

$$(1) \qquad W \equiv \int_0^{\bar{y}} U(y)\, f(y)dy,$$

hvor $\bar{y}$ betegner den absolutt øvre grense for inntektene, slik at vi alltid har $0 \leq y \leq \bar{y}$. U(y) er funksjon som forutsettes å være kontinuerlig og to ganger deriverbar. Vi forutsetter at U(y) er en voksende og konkav funksjon av y, dvs $\frac{dU(y)}{dy} = U' > 0$ og $\frac{d^2U(y)}{dy^2} = U'' < 0$.

I det følgende vil (1) bli omtalt som velferdskriterium og U(y) som nyttefunksjonen. Vi ser at velferdskriteriet W er en additiv separabel funksjon i de individuelle inntektene, og at U(y) gir de vekter som de enkelte inntekter tillegges i velferdsvurderingen. Valget av nyttefunksjon bestemmer altså de enkelte inntektgruppers samfunnsmessige betydning.

Vi ser at (1) er formelt identisk med uttrykket for forventet nytte; dersom $U(y)$ oppfattes som en elementær nyttefunksjon og $f(y)$ som en sannsynlighetstetthetsfunksjon. Denne analogien skal vi i det følgende utnytte. I Malinvaud (1972) s. 281-284 er det vist at forutsetningen om at $U(y)$ er konkav medfører aversjon mot risiko - eller hva vi i denne sammenheng vil oppfatte som ulikhetsaverasjon. Graden av slik ulikhetsaversjon vil inngå som parameter i inntektsfordelingsmålet, og vil bli behandlet senere.

I første omgang er vi interessert i hvilke krav som skal være oppfylt for at fordelingen uttrykt ved f skal være å foretrekke - i henhold til (1) - fremfor fordelingen uttrykt ved f^{x}.

Vi lar $F(y) = \int_0^y f(x)dx$. Det kan da vises at en nødvendig og tilstrekkelig betingelse for at f prefereres fremfor f^{x} er at

$$(2) \qquad \int_0^z \left[F(y) - F^{x}(y)\right] dy \leq 0 \quad \text{for alle } z\varepsilon \left[0, \bar{y}\right] \quad \text{og}$$

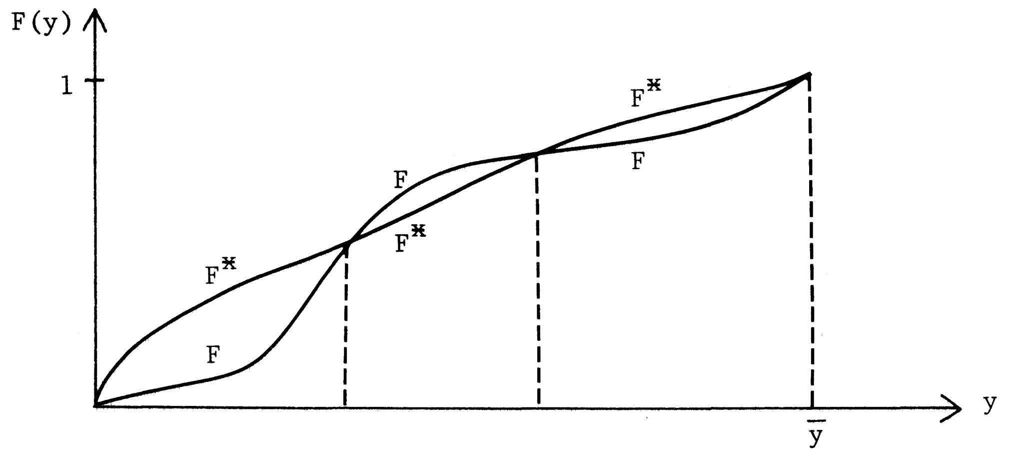
$$F(y) \neq F^{x}(y) \quad \text{for minst en } y\varepsilon \left[0, \bar{y}\right].$$

Beviset utelates her; det finnes i Hanoch og Levy (1969) s. 338-341. Det er ikke umiddelbart klart hva (2) egentlig uttrykker. Jeg vil derfor forsøke å illustre (2) på 3 forskjellige måter. For å få en enkel geometrisk tolkning, synes jeg det er lettest å omskrive (2) til

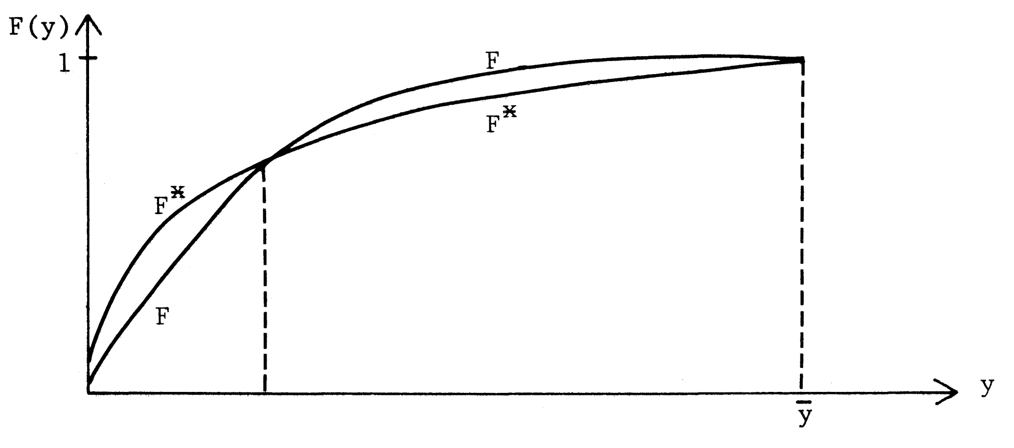
$$(2') \qquad \int_0^Z \left[F^{x}(y) - F(y)\right] dy \geq 0 \quad \text{for alle } z\varepsilon \left[0, \bar{y}\right] \quad \text{og}$$

$$F(y) \neq F^{x}(y) \text{ for minst en } y\varepsilon \left[0 \bar{y}\right]$$

2. linje uttrykker at grafene til de to kumulative fordelingene ikke kan falle sammen for alle verdier av y. Grafene kan skjære hverandre et vilkårlig antall ganger, dersom bare det negative arealet mellom dem (hvor $F > F^{x}$), til venstre for enhver z, forblir mindre i tallverdi enn det samlede positive arealet (hvor $F < F^{x}$). Dette sikrer oss at $\int_0^Z \left[F^{x}(y) - F(y)\right] dy \geq 0$ for alle $z\varepsilon\left[0, \bar{y}\right]$. Figurene nedenfor skulle vise den geometriske tolkningen tydeligere.



Vi ser at det samlede positive arealet hele veien er større enn det negative arealet i tallverdi, slik at (2) er oppfylt, og f prefereres framfor f^*.



Her ser vi at (2) ikke er oppfylt, idet vi ikke har det samlede positive arealet større enn det negative arealet for alle verdier $z \in [0, \bar{y}]$. Følgelig vil f^* prefereres fremfor f. Senere vil vi vise hva (2) innebærer i forhold til Lorenzkurvene for fordelingene uttrykt ved f og f^*.

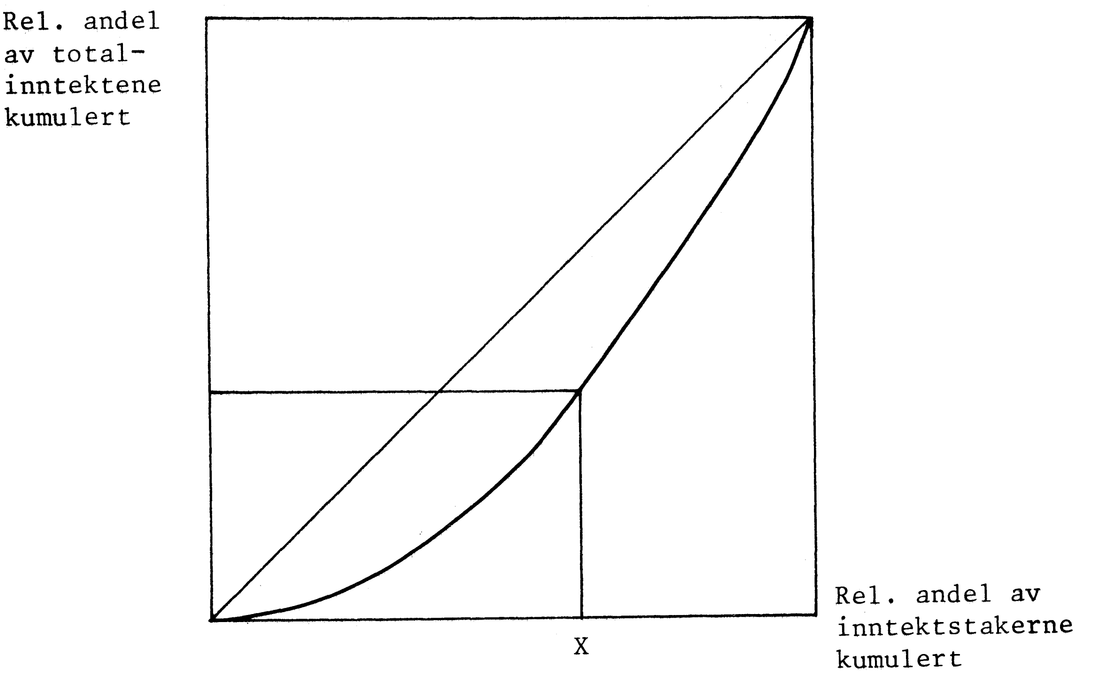
Vi tar igjen utgangspunkt i Daltons artikkel, hvor han påpeker at enhver rangering av inntektsfordelinger må tilfredsstille hva han kaller "the principle of transfers" (s. 351). Med dette mener han at dersom det skjer overføringer fra de rikere A, til de fattigere B, slik at A fremdeles er rikere enn B, er inntektsulikheten i dette samfunnet gått ned. I vår språkbruk vil det si at hvis vi foretar en inntektsoverføring d fra en person med inntekt y_1 til en med en lavere inntekt y_2 (hvor $y_2+d \leq y_1-d$) skal den nye fordelingen bli preferert fremfor den gamle.

Atkinson viser at slike overføringer tilfredstiller kravet om "mean preserving spread", som er introdusert av Rothschild og Stiglitz (1969). De har vist at når to fordelinger tilfredsstiller (2), kan f^* endres til f med en ønsket grad av approksimasjon ved en serie av slike "mean preserving spreads". Tilsvarende kan f endres mot f^*. To fordelinger som er slik at den ene kan genereres fra den andre ved slike overføringer tilfredsstiller altså (2).

Med bakgrunn i dette, kan vi gi en alternativ tolkning av (2): En nødvendig og tilstrekkelig betingelse for å kunne rangere to fordelinger uavhengig av formen på nyttefunksjonen (bortsett fra å kreve at den er voksende og konkav), er at den ene fordelingen kan oppnås fra den andre, bare ved å omfordele inntekt mellom "rike" og "fattige". Forutsetningen om at U(y) er konkav, er altså tilstrekkelig til å sikre at Daltons "principle of transfers" er oppfylt. Det er dessuten ingen større klasse av funksjoner som oppfyller dette prisippet, når en krever at den større klassen også omfatter alle konkave og voksende funksjoner. (Dette følger av at betingelsen ovenfor er nødvendig og tilstrekkelig.)

Kravet i (2) kan også belyses ved hjelp av Lorenz-kurver. Lorenz-kurver viser andelen av totalinntekten som tilfaller de x% av befolkningen som har lavest inntekt.

Figuren nedenfor viser en typisk Lorenz-kurve.



45^o linjen viser Lorenz-kurven dersom praktisk talt alle i samfunnet hadde samme inntekt.

Vi definerer $\mu = \int_o^{\bar{y}} yf(y)dy$ som gjennomsnittsinntekt i samfunnet, og har $f(y_1) = \int_o^{y_1} f(y)dy$ som den kumulerte relative andel av inntektstakere med inntekt $y \leq y_1$. Da er Lorenz-kurven definert som

$$(3) \quad \phi\,(F(y_1)) = \frac{\int_o^{y_1} yf(y)dy}{\int_o^{\bar{y}} yf(y)dy} = \frac{1}{\mu}\int_o^{y_1} yf(y)dy.$$

Hvor $\phi(F(y_1))$ uttrykker Lorenz-kurven for den andel, $F(y_1)$, av befolkningen som har inntekt mindre eller lik y_1.

Delvis integrasjon av (3) gir:

$$(4) \qquad \mu\phi(F(y_1)) = y_1F(y_1) - \int_o^{y_1} F(y)dy.$$

Vi vil belyse (2) ved å sammenligne Lorenz-kurvene for to fordelinger, f og f^*. Vi forutsetter først at f og f^* har samme μ, og i et gitt punkt har vi $\bar{F} = F(y_1) = F^*(y_1^*)$. Samme μ kan tenkes fremkommet ved at vi omfordeler en gitt totalinntekt. Vi har da:

$$(4a) \qquad \mu[\Phi(\bar{F}) - \Phi^*(\bar{F})] = [y_1 - y_1^*]\bar{F} - [\int_o^{y_1} F(y)dy - \int_o^{y_1^*} F^*(y)dy]$$
$$= -\int_o^{y_1^*}(F(y) - F^*(y))dy + [\int_{y_1}^{y_1^*} F(y)dy - (y_1^* - y_1)F(y_1)].$$

I henhold til (2) vet vi at 1. ledd er positivt dersom f er preferert fremfor f^*. Fortegnet på 2. ledd er derfor av betydning for fortegnet for $\mu[\Phi(\bar{F}) - \Phi^*(\bar{F})]$. Vi setter:

$$a = [\int_{y_1}^{y_1^*} F(y)dy - (y_1^* - y_1)F(y_1)] = [G(y_1^*) - G(y_1) - (y_1^* - y_1)g(y_1)]$$

hvor $G(y_1) = \int_o^{y_1} F(y)dy$ og $g(y_1) = \frac{dG(y_1)}{dy_1}$

Etter middelverdisetningen, Sydsæter (1969) (5.2) er $\frac{G(y_1^*) - G(y_1)}{y_1^* - y_1} = g(Z)$

under de gitte forutsetninger for minst en Z som ligger mellom største og minste verdi av y_1 og y_1^*. Vi har dermed

$G(y_1^*) - G(y_1) - (y_1^* - y_1)g(Z) = 0$. Ved subtraksjon får vi

$$(y_1^* - y_1)(g(Z) - g(y_1)) = a.$$

Venstre side er pr.def. ikke-negativ, idet $g(Z) \geq g(y_1)$. Følgelig er a, og dermed 2. ledd i uttrykket ovenfor ikke-negativt. Dersom (2) er oppfylt vil Lorenz-kurven til f ligge over den for f^* for alle verdier av F(y). Vi kan omskrive (4a) til

$$-\int_0^{y_1}\left[F(y) - F^*(y)\right]dy = \mu\left[\Phi(F\{y_1\}) - \Phi^*(F^*\{y_1\})\right] - y_1\left[F(y_1) - F^*(y_1)\right]$$

Etter def. av Lorenz-kurven er $\mu\Phi(\bar{F}) = \int_0^{\bar{F}} ydF$ og det følger at:

$$-\int_0^{y_1}\left[F(y) - F^*(y)\right]dy = \mu\left[\Phi(F\{y_1\}) - \Phi^*(F\{y_1\})\right] + \left[\int_{F^*(y_1)}^{F(y_1)} ydF^* - y_1(F(y_1) - F^*(y_1))\right]$$

Ved hjelp av middelverdisetningen ser vi at 2. ledd på høyre side er positivt, slik at hvis Lorenz-kurven for f(y) ligger over Lorenz-kurven for $f^*(y)$ for alle F, så vil betingelsen (2) være oppfylt. Vi har altså vist at når vi sammenligner fordelinger med samme μ, er betingelsen (2) ekvivalent med å kreve at Lorenz-kurvene ikke skjærer hverandre. Dette sier videre at dersom vi har Lorenz-kurver til to fordelinger, og de ikke skjærer hverandre, så kan vi rangere dem uten å ta stilling til formen på U(y) (bortsett fra at den er voksende og konkav).

Hvis vi sammenligner to fordelinger med forskjellig μ, impliserer (2) at gjennomsnittet av f(y) ikke kan være mindre enn gjennomsnittet av $f^*(y)$. Tilsvarende, hvis $\int_0^y yf(y)dy \geq \int_0^y yf^*(y)dy$ og Lorenz-kurven til f(y) ligger over Lorenz-kurven $f^*(y)$ så vil (2) være oppfylt.

Med de forutsetninger vi hittil har arbeidet ut fra, er vi ikke i stand til å rangere fordelinger hvor de tilhørende Lorenz-kurver skjærer hverandre. Vi er derfor nødt til å legge flere forutsetninger på U(y). For å få en fullstendig rangering av alle fordelinger må formen på U(y) spesifiseres opp til linært stigende transformasjoner. Vi blir da istand til å foreta en rangering, altså det som ble kalt i) i avsn. 2. Dessuten vil en spesifisering av formen på U(y) tillate oss å behandle ii) i avsnitt 2.

Atkinson innfører begrepet nytteekvivalent inntekt, y_E, for å komme fram til et mål som er invariant overfor linært stigende transformasjoner av nyttefunksjonen. y_E er definert slik at:

$$(5) \qquad U(y_E)\int_0^{\bar{y}} f(y)dy = U(y_E) = \int_0^{\bar{y}} U(y)f(y)dy, \text{ og}$$

betegner altså den inntekt som hvis den var likt fordelt pr. capita, ville gi samme velferdsnivå som den foreliggende fordelingen. Han definerer så sitt mål for ulikhet som

$$(6) \qquad I = 1 - \frac{y_E}{\mu}.$$

I er altså en minus forholdet mellom den nytteekvivalente inntekt og gjennomsnittet i den faktiske fordeling. Hvis I synker, har altså fordelingen blitt mer lik; vi ville trenge en høyere nytteekvivalent inntekt i forhold til gjennomsnittet for å oppnå samme velferdsnivå som med den faktiske inntektsfordelingen. Dersom vi f.eks. har

$$I = 0.3, \quad \text{er } 1 - \frac{y_E}{\mu} = 0.3 \Rightarrow y_E = 0.7\,\mu \Rightarrow Ny_E = N\mu\cdot 0.7$$

hvor N betegner antall inntektstakere. N μ er totalinntekten i samfunnet, slik at vi bare trenger 70% av den faktiske totalinntekt i samfunnet for å oppnå det samme velferdsnivå hvis vi fordeler y_E til alle N inntektstakere.

Atkinson påstår at $0 < I < 1$. Det er klart at $I < 1$, idet $y_E > 0$. Derimot virker det ikke umiddelbart innlysende at $I > 0$. Det kan imidlertid vises at dette gjelder. Vi kan skrive

$U(y_E) = \int_0^{\bar{y}} U(y)f(y)dy = E(U(y))$ og $\mu = \int_0^{\bar{y}} yf(y)dy = E(y)$. Fra Sverdrup (1964) s. 340 har vi da $U(E(y)) > E(U(y))$ når U er konkav. Dvs. at $U(\mu) > U(y_E)$. Dette gjelder for $\mu > y_E$. Når $0 < y_E < \mu$, følger det at $0 < I < 1$.

Vi ser at I vil avhenge av formen på U(y). Atkinson ønsker at I skal være invariant med hensyn til proporsjonale endringer i fordelingen. Det vil si at graden av ulikhet må være uavhengig av gjennomsnittsinntekten. Følgelig krever han at nyttefunksjonen skal implisere konstant relativ ulikhetsaversjon. Ut fra dette stiller han så opp

$$(7) \qquad \begin{aligned} U(y) &= A + B\,\frac{y^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} && (\varepsilon \neq 1) \quad \text{og} \\ U(y) &= \ln y && (\varepsilon = 1) \end{aligned}$$

hvor $\varepsilon \geq 0$ for å få U konkav. Dette må vel sies å representere et noe spesielt valg av nyttefunksjon. Kravet om konstant relativ ulikhetsaversjon kan jo i seg selv være diskutabelt.

Atkinson antyder også at en økende relativ ulikhetsaversjon kan tenkes. Det kan jo være slik at etter som inntekten i samfunnet øker, blir man mer opptatt av inntektsulikhet. En kan altså tenke seg at I skal øke med proporsjonale inntektsøkninger. Dette vil kreve at størrelsen av gjennomsnittsinntekten inngår i ulikhetsmålet. Vi kommer nærmere tilbake til dette i avsnitt 4.

Vi har hittil betraktet like store relative tillegg i inntekt, men det kan også være av interesse å se hvorledes like store absolutte tillegg til inntekten påvirker I.

Vi definerer et mål for absolutt ulikhetsaversjon slik:

Absolutt ulikhets aversjon er økende/konstant/avtagende avhengig av om

$$\frac{\partial y_E}{\partial \Theta} \lesseqqgtr 1$$

når Θ er den absolutte tilvekst i alle inntekter. Ved å derivere (6) m.h.p. Θ får vi :

$$\frac{\partial I}{\partial \Theta} = 0 - \frac{\frac{\partial y_E}{\partial \Theta}(\mu+\Theta) - y_E \cdot 1}{(\mu+\Theta)^2} = \frac{1}{(\mu+\Theta)}\left[\frac{y_E}{\mu+\Theta} - \frac{\partial y_E}{\partial \Theta}\right]$$

$$= \frac{1}{(\mu+\Theta)}\left[-(I-1) - \frac{\partial y_E}{\partial \Theta}\right] = \frac{1}{(\mu+\Theta)}\left[(1-I) - \frac{\partial y_E}{\partial \Theta}\right].$$

Første ledd er alltid positivt, slik at fortegnet avhenger av det andre leddet. Vi ser at I kan avta ved like store absolutte tilvekster i inntektene, selv om den absolutte ulikhetsaversjon er økende, bare I er stor nok. Atkinson hevder at definisjonen ovenfor av absolutt ulikhetsaversjon er analog med definisjonen av absolutt risikoaversjon. Dette vil bli utnyttet senere i oppgaven. Ut fra de gitte forutsetninger kan vi nå utlede et mål for inntektsulikhet.

Vi har fra (7) at for $\varepsilon \neq 1$ er

$$U(y_E) = A + B\,\frac{y_E^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}\,,$$ som innsatt i (5) gir

$$U(y_E) = A + B\,\frac{y_E^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon} = \int_0^{\bar{y}} \left[A + B\,\frac{y^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}\right] f(y)\,dy.$$

Da blir

$$y_E^{1-\varepsilon} = \frac{1-\varepsilon}{B}\{A + \int_0^{\bar{y}} [B\frac{1}{1-\varepsilon}\, y^{1-\varepsilon}]f(y)dy - A\}$$

$$= \int_0^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon}f(y)dy, \text{ altså } y_E = [\int_0^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon}f(y)dy]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Innsatt i (6) får vi:

$$I = 1 - \frac{y_E}{\mu} = 1 - \frac{1}{\mu}[\int_0^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon}f(y)dy]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} = 1 - [\int_0^{\bar{y}} \frac{y^{1-\varepsilon}}{\mu^{1-\varepsilon}} f(y)dy]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

(8)

$$I = 1 - [\int_0^{\bar{y}} (\frac{y}{\mu})^{1-\varepsilon}f(y)dy]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{for } \varepsilon \neq 1$$

Når $\varepsilon=1$, er det vanskelig å finne et eksplisitt uttrykk for y_E, men $\ln y_E = \int_0^{\bar{y}} \ln y\, f(y)dy$. Følgelig er $I = 1- \frac{1}{\mu}\, e^{\int_0^{y} \ln y\, f(y)dy}$.

(8) er altså Atkinsons mål for inntektsulikhet. Forutsetningene bak (8) kan altså sammenfattes slik: Vi forutsetter (1) som er additiv, og U(y) som er voksende og konkav i de individuelle inntektene, samt at målet er invariant overfor proporsjonale inntektsendringer.

4. KOMMENTARER TIL ATKINSONS MÅL

Dette avsnittet skal brukes til nærmere drøfting av (8) og de forutsetninger det bygger på.

Bruk av (8) som ulikhetsmål krever altså at vi velger en verdi for ε. ε uttrykker som tidligere nevnt graden av ulikhetsaversjon, eller den relative følsomheten overfor endringer på forskjellige inntektstrinn. Økende verdi av ε betyr at den lavere del av inntektsfordelingeskurven gis større vekt, og den øvre del mindre vekt. Vi ser at når $\varepsilon \to \infty$ vil $I \to \min(y)$ som betegner minimumsverdien uttrykket kan få for en gitt inntektsfordeling. Vi får dermed et mål som bare tar hensyn til overføringer til de aller laveste inntektsgrupper. Når $\varepsilon = 0$, er $U(y) = A + By$ lineær. Og $I = 1 - \frac{1}{\mu}\int_0^{\bar{y}} yf(y)dy = 0$ uavhengig av inntektsfordelingen.

Valget av ε kan synes noe tilfeldig. De forfattere jeg har sett bruke dette mål, nemlig Atkinson, Bruno og Habib (1973) og Jakobsson og

Normann (1973) har foretatt beregninger for flere alternative verdier av ε. Atkinson for $\varepsilon = 1.0$, ((8) er utledet under forutsetning at $\varepsilon \neq 1$, slik at beregningen må skje direkte på grunnlag av (6) og (7)) 1.5 og 2.0, samt en grafisk fremstilling som gir I for $\varepsilon \in [0, 2.5]$. Bruno og Habib har foretatt beregninger for $\varepsilon = 1.2$, 1.5, 2.0 og 2.5, Jakobsson og Normann for $\varepsilon = 0.8$, 1.2 og 2.0.

En egenskap ved U(y) som er intressant i denne sammenheng, er ikke omtalt av de nevnte forfattere.

Vi ser at (7) innebærer

$\check{\omega} = El \frac{dU(y)}{dy} : y = -\varepsilon$ hvor $\check{\omega}$ er pengenes grensenyttefleksibilitet.

De forutsetninger Atkinsons mål bygger på, impliserer altså at pengenes grensenyttefleksibilitet og ulikhetsaversjonen som har samme tallverdi.

I den grad vi "vet" noe om størrelsen på $\check{\omega}$, har vi informasjon som jeg synes det er rimelig å benytte for å anslå ε.

Biørn (1972) s. 31 og s. 66 sier at forskjellige undersøkelser fra Norge og andre land kan tyde på at -2 er en rimelig kompromissverdi for $\check{\omega}$. Under visse forutsetninger antyder han også at et 95% konfidensintervall for $\check{\omega}$ kan være $[-12.76, -1.55]$.

Vi ser at området er svært stort, og at det antyder verdier for ε som er mye større enn de som er blitt brukt i de ovenfor nevnte undersøkelser. I tråd med det vi tidligere har sagt, kan dette tyde på at de har overvurdert betydningen av overføringer i den øvre del av inntektsfordelingen på bekostning av overføringer i den nedre del.

Nyttefunksjonen (7) ble valgt ut fra kravet om konstant relativ ulikhetsaversjon. Dersom en antagelse om økende relativ ulikhetsaversjon skal legges til grunn for valg av nyttefunksjon, vil funksjonsformen kunne være av typen

(9) $\quad U(y) = A^{*} - (\bar{y}-y)^{c}$ hvor $y < \bar{y}$, $c > 1$ og $A^{*} > 0$

Funksjonen er voksende og konkav for alle $y \in [0, \bar{y}]$. Rent økonomisk kan vi tolke den som om nytten er avhengig av hvor mye mindre inntekten y er enn den høyeste inntekt $\bar{y}$ i samfunnet. Dersom vi benytter oss av analogien med beslutninger under usikkerhet, har vi fra Malinvaud s. 292 at den absolutte ulikhetsaversjon er $\frac{c-1}{\bar{y}-y}$, og den relative ulikhetsaversjonen er $y^{\frac{c-1}{\bar{y}-y}}$. Både absolutt og relativ ulikhetsaversjon er altså økende med økende verdier av y. I dette tilfellet blir pengenes grensenyttefleksibilitet $\check{\omega} = -\frac{y(c-1)}{\bar{y}-y}$, altså i tallverdi det samme som den relative ulikhetsaversjonen. I følge de samme forutsetningene som tidligere skal (9) være fastsatt på lineært stigende transformasjoner nær. Vi har da

$$U^{*}(y) = G(U(y)) \quad \text{hvor } G' > 0 \quad \text{og} \quad G'' = 0$$

Dermed har $U^{*}(y)$ de samme uttrykk for den relative og absolutte ulikhetsaversjon som $U(y)$, og følgelig den samme verdi for pengenes grensenyttefleksibilitet. Denne størrelsen er altså invariant overfor de transformasjoner av **nyttefunksjonen** vi har innskrenket oss til.

Den sammenhengen vi har påvist mellom den relative ulikhetsaversjon og pengenes grensenyttefleksibilitet, følger direkte av definisjonen av $\check{\omega}$. Dermed impliserer Atkinsons uttalelse om at han kan tenke seg en nyttefunksjon med økende relativ ulikhetsaversjon også en nyttefunksjon med økende tallverdi for pengenes grensenyttefleksibilitet. En slik antagelse står vel noe i motsetning til den vanlige oppfatning. F.eks. hevder Frisch (1962) s. 50 at pengenes grensenyttefleksibilitet er en funksjon av inntekten, og sier:

> "Det er a priori grunn til å anta at tallverdien er stor, betydelig større enn 1, for de lave inntekter, og at den avtar med stigende inntekt, for til slutt å bli mindre enn 1. Dette stemmer med de foreliggende statistiske beregninger."

Det kan være av interesse å se hva slags ulikhetsmål som følger av (9). Ved regning analogt med det vi gjorde for å utlede (8) på grunnlag av (7), får vi:

$$I = 1 - \frac{1}{\mu}\left[\bar{y} - \left(\int_0^{\bar{y}} (\bar{y}-y)^c f(y)dy\right)^{\frac{1}{c}}\right]$$

Som ventet inngår både toppinntekten og gjennomsnittsinntekten i uttrykket for I. Jeg har ikke tenkt å foreta beregninger på grunnlag av dette uttrykket, men det vil være mulig.

5. SAMMENHENGEN MELLOM ATKINSONS MÅL OG ANDRE MÅL FOR INNTEKTSULIKHET

Opp gjennom årene har flere forskjellige mål for inntektsfordeling blitt benyttet. Svakheten ved flere av dem er etter min mening at de ikke knytter forbindelsen bakover til de velferdsvurderinger som en rangering etter dem nødvendigvis må bygge på. Ofte ser det ut til at forfattere bruker flere slike mål samtidig i håp om at ett eller flere fanger opp det som er av interesse.

Sammenhengen mellom Atkinsons mål og Lorenz-kurver ble vist i avsnitt 3. Det ble der vist at rangering av fordelinger etter Lorenz-kurver som ikke skjærer hverandre er ekvivalent med å rangere etter en voksende og konkav nyttefunksjon. Denne sammenhengen vil jeg benytte meg av i det følgende. Både for Pareto- og Gini-koeffisient er det lettere å vise sammenhengen med Lorenz-kurven enn med Atkinsons mål direkte.

Jeg vil først behandle Pareto-fordelingen, og bygger på Serck-Hanssen (1967). Paretos fordelingsfunksjon har formen (omskrevet i forhold til Serck-Hanssen) $F(y) = 1 - \frac{1}{N} Ky^{-\alpha}$, $(\alpha > 0)$ hvor N er antall inntektstakere og K er en parameter. F(y) uttrykket det rel. antall personer som har en inntekt mindre eller lik y, og den antas gjelde for alle inntekter større enn y_o. Vi har dermed $f(y) = \frac{K}{N} \cdot \alpha y^{-\alpha-1} = Ry^{-\beta} (\beta > 1)$ hvor $R = \frac{K}{N}$ og $\beta = \alpha + 1$.

Det er gjort flere undersøkelser for å anslå β, og en har ofte fått estimater nær 2.5. Vi vil senere forutsette $\beta > 2$, slik at dette ikke trenger å være en urimelig forutsetning.

Vi tilpasser K slik at $F(y_o) = 0$, dvs. $K = N' y_o^{\alpha}$. Det gir $F(y) = 1 - y_o^{\alpha} \cdot y^{-\alpha}$ og $f(y) = - y_o^{\alpha} (-\alpha) y^{-\alpha-1} = (\beta-1) y_o^{\beta-1} y^{-\beta}$. Formen på f er av interesse. Økende verdi av y impliserer en stadig fallende kurve idet $y^{-\beta}$ avtar. f(y) har grensene $f(y) = 0$ for $y = \infty$ og $f(y) = \frac{\beta-1}{y_o}$ for $y = y_o$. Tetthetsfunksjonen for Pareto-fordelingen har altså ikke maksimumsverdi for noen verdi av y - slik som det normalt vil være i empiriske fordelinger. Vi ser at kurven vil være sterkere fallende jo større β er. Det hevdes derfor at som mål for skjevhet synes det da rimelig å si at en inntektsfordeling som følger Paretos fordeling blir skjevere jo mindre β er. La f og f^{*} være to Pareto-fordelinger med parametre β og β^{*}. Vi skal vise at f prefereres fremfor f^{*} (etter velferdskriteriet (1)) hvis og bare hvis $\beta > \beta^{*}$. Det vil si at rangering etter (1) når nyttefunksjonen er konkav og voksende er ekvivalent med å rangere fordelingene etter størrelsen på β.

<u>Bevis:</u> Vi har tidligere vist at rangering etter (1) krever at betingelsen (2) er oppfylt, dersom f skal prefereres fremfor f^*. Videre har vi vist at (2) er oppfylt når og bare når Lorenz-kurven til f hele veien ligger over Lorenz-kurven til f^*. Dette skal nyttes for å bevise påstanden ovenfor. Ut fra Pareto-fordelingen utleder Serck-Hanssen i (6.4) et uttrykk for Lorenz-kurven. Med vår symbolbruk blir uttrykket

$$(10) \qquad \Phi(F) = 1 - (1-F)^{\frac{-\beta+2}{-\beta+1}} \text{ hvor } (\beta>2) \text{ og } F = \int_{y_o}^{y_1} f(y)dy$$

(10) uttrykker altså hvilken rel. andel av inntekten i samfunnet som tilfaller de F% av befolkningen som har lavest inntekt. Tilsvarende har vi

$\Phi^*(F^*) = 1 - (1-F^*)^{\frac{-\beta^*+2}{-\beta^*+1}}$, $(\beta>2)$ som uttrykker hvilken rel. andel av inntekten i samfunnet som tilfaller de F% av befolkningen som har lavest inntekt. La $F^* = F = \bar{F}$, da er

$$\Phi(\bar{F})>\Phi^*(\bar{F}) \iff 1 - (1-\bar{F})^{\frac{-\beta+2}{-\beta+1}} > 1 - (1-\bar{F})^{\frac{-\beta^*+2}{-\beta^*+1}} \iff (1-\bar{F})^{\frac{-\beta+2}{-\beta+1}} < (1-\bar{F})^{\frac{-\beta^*+2}{-\beta^*-1}}$$

Vi har $0 < (1-\bar{F})$ slik at

$$\Phi(\bar{F}) > \Phi^*(\bar{F}) \iff \frac{-\beta+2}{-\beta+1} > \frac{-\beta^*+2}{-\beta^*+1} \iff \frac{-\beta+2}{-\beta+1} - \frac{-\beta^*+2}{\beta^*+1} > 0 \iff \frac{\beta-\beta^*}{(\beta-1)(\beta^*-1)} > 0$$

som er oppfylt for alle $\beta>\beta^*$.

Beviset gjelder for $F = F^* = \bar{F}$, men vil gjelde for alle $\bar{F} \in (0, 1)$. La f(y) og $f^*(y)$ være to Pareto-fordelinger med parametre β og β^*. Vi har da vist at

$$W > W^* \iff \int_0^{\bar{y}} U(y)f(y)dy > \int_0^{\bar{y}} U(y)f^*(y)dy$$

gjelder når og bare når $\beta > \beta^*$. Vi har forutsatt at U(y) er voksende og konkav, men vi har ikke vist om konklusjonen ovenfor vil gjelde for en større klasse av nyttefunksjoner. Jeg vil ikke forsøke å bevise det, men bare påpeke at det ikke kan skje ved hjelp av tolkningen av (2). Vi har altså fått svar på spørsmålet: Kan vi rangere etter størrelsen på Pareto-koeffisientene når vi har valgt en konkav og voksende nyttefunksjon? Men ikke på spørsmålet: Hvilken klasse av nyttefunksjoner baserer vi oss på når vi rangerer etter størrelsen på Pareto-koeffisientene.

Dersom inntektsfordelingen kunne beskrives ved en Paretofordeling ville vi ha $f(y) = Ry^{-\beta}$. Dermed blir

$$I = 1 - \left[\int_{y_0}^{\infty} \left(\frac{y}{\mu}\right)^{1-\varepsilon} Ry^{-\beta} dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Vi integrerer her opp til ∞, mens vi tidligere hadde $\bar{y} < \infty$ som øvre integrasjonsgrense, $\bar{y} < \infty$ ble forutsatt for å få et enklere bevis for (2). Pareto-fordelingen krever at vi integrerer til ∞ idet $\int_{y_0}^{\infty} f(y) = 1$. Dette skulle ikke by på vanskeligheter i praksis $\bar{y}$ er jo et vilkårlig valgt tall større enn den største av inntektene, selv om det vil være vanskeligere å gi et krav tilsvarende (2) når vi forlater forutsetningen om at $\bar{y} < \infty$. Fra (5.5) hos Serck-Hanssen vet vi at $\mu = (\beta-1)\frac{1}{\beta-2}y_0$ når $\beta > 2$ og Pareto-fordelingen gjelder for alle $y > y_0$.

Dermed blir:

$$I = - \frac{R^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{\mu} \left[\int_{y_0}^{\infty} y^{1-\varepsilon} y^{-\beta} dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

$$= 1 - R^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left(\frac{\beta-2}{y_0(\beta-1)}\right) \cdot \left[\int_{y_0}^{\infty} y^{1-(\varepsilon+\beta)} dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \qquad (\beta>2, \quad \varepsilon \geq 0 \text{ og } \neq 1)$$

Dette er altså Atkinsons mål for en Pareto-fordeling som gjelder for $y \geq y_0$.

Et annet mål som brukes mye er den såkalte Gini-koeffisienten. Den er definert som forholdet mellom arealet mellom 45° linjen og Lorenz-kurven og hele arealet under 45° linjen. Vi brukte en lengdeenhet langs begge akser, slik at Lorenz-kurven vil ha arealet $\frac{1}{2}$ under 45° kurven. Vi bruker G som betegnelse på Gini-koeffisienter, og har da

$$G = \tfrac{1}{2}\mu \int_{0}^{\bar{y}} \left[yF(y) - \mu\Phi(y)\right] f(y)dy$$

Vanligvis sier man at liten Gini-koeffisient betyr jevn inntektsfordeling. Dette er jo rimelig sålenge en betrakter Lorenz-kurver som i hele sitt forløp ligger innenfor hverandre (dvs. som ikke skjærer hverandre), men gir mindre mening dersom kurvene skjærer hverandre en eller flere ganger.

Sammenligner vi to fordelinger som oppfyller (2) og som har samme μ, vil altså rangering etter Gini-koeffisienten være det samme som rangering etter en voksende og konkav nyttefunksjon.

Dette følger direkte av definisjonen av Gini-koeffisienten. Vi skal derfor drøfte fordelinger som ikke oppfyller (2) - altså fordelinger med Lorenz-kurver som skjærer hverandre. Når (2) ikke er oppfylt, kan vi bestandig finne en nyttefunksjon som medfører at vi prefererer den fordeling som har høyest Gini-koeffisient. Det kan videre vises at det ikke finnes noen additiv nyttefunksjon som gir samme rangering av inntektsfordelingene, som rangering etter Gini-koeffisienten, når (2) ikke er oppfylt. Beviset finnes i Newbery (1970) og er utelatt her. Vi må altså bygge på en ikke-additiv nyttefunksjon for å kunne rangere etter Gini-koeffisientene. Det er interessant ut fra spørsmålet, hvilken nyttefunksjon ligger bak en rangering etter størrelsen på Gini-koeffisienten. I dette tilfellet lar det seg selvfølgelig ikke gjøre å utlede sammenhengen mellom Atkinsons mål og Gini-koeffisienten. Derimot kan Gini-koeffisienten uttrykkes som

$$G = \frac{\beta-1}{2\beta-3} - \frac{1}{2}$$

når inntektene er Paretofordelt. (Serck-Hanssen (6.6)). Vi ser at dette uttrykket blir mindre og mindre jo større β blir, og det går mot 0 når β går mot ∞. Vi vet at rangering etter Pareto-koeffisienter er i overensstemmelse med (2), slik at i dette tilfellet vil også rangering etter Gini-koeffisienten være det.

6. INNTEKTSFORDELINGSVIRKNINGER AV SKATTLEGGING

Hensikten med dette avsnittet er å gjøre nærmere rede for den problemstilling som vil bli tatt opp, samt å gi en oversikt over problemer en i den sammenheng møter. De enkelte problemer vil bli behandlet for seg i de følgende kapitler.

I det foregående har vi diskutert inntektsfordelinger beskrevet ved en tetthetsfunksjon, uten å ta hensyn til hva som har generert funksjonen eller andre kjennetegn ved fordelingen. I det følgende skal vi behandle inntektsfordelingen i Norge før skatt og etter skatt i 1970, både etter faktiske og etter hypotetiske skattesystemer. Målet i (8) kan brukes både på slike fordelinger, og på f.eks. fordelingen av inntekt før skatt i forskjellige land (slik som i Atkinsons artikkel).

Det er spesielt to ting jeg synes er interessant å få belyst empirisk:

a) For det første hvorledes faktiske og tenkte skattesystemer beskrives av målet i (8) i forhold til hverandre, og i forhold til inntekt før skatt for gitt ε.

b) For det annet hvorledes ulikhetsmålet påvirkes av alternative valg av ε. En kan f.eks. tenke seg at for gitt ε_1 blir f preferert fremfor f^{x}, mens det omvendte gjelder for $\varepsilon_2 (\varepsilon_1 \neq \varepsilon_2)$.

Atkinson har funnet eksempler på dette ved sammenligning av inntekter før skatt mellom ulike land. Om vi vil kunne påvise noe lignende i våre regneeksempler er uvisst. Det vil i så fall skyldes at de skatteendringer vi betrakter, er for små til å gi slike virkninger, ikke at det er umulig å konstruere skattesystemer som preferereres forskjellig for mange verdier av ε .

Jeg vil foreta beregninger for å få belyst disse to forhold. Det er imidlertid knyttet flere problemer til dette, slik at det ligger beskrankninger på mulighetsområdet for beregningene.

Det kan nevnes:

i) Hvilket inntektsbegrep er det interessant å se på fordeling etter?

ii) Hva slags skattesystemer er det interessant å beregne virkninger for?

iii) Hvilke data foreligger eller kan skaffes for inntektsfordelinger under faktiske og tenkte skattesystemer?

iv) Hvordan kan verdiene beregnes?

Disse problemene vil bli nærmere drøftet i de følgende kapitler. Jeg tror de resultatene jeg kommer fram til, i stor grad er knyttet til faktorer som nevnt ovenfor. En skikkelig diskusjon vil derfor gjøre det mye lettere å vurdere rimeligheten av de beregningsresultatene jeg har fått.

7. INNTEKTSBEGREPET

Det er to aspekter som er av interesse når det gjelder inntektsbegrepet. For det første hva vi teoretisk vil måle, for det annet hva datamaterialet tillater målt. I dette avsnittet vil vi bare diskutere de teoretiske aspekter ved inntektsbegrepet. Vi kan aller først innsnevre problemet ved å fastslå at vi er interessert i inntekter før og etter skatt.

Kan vi altså finne et uttrykk for y før skatt, er det greit nok å finne et uttrykk for y-t, hvor t er skatten under det skattesystemet vi betrakter.

Inntekten må altså være et uttrykk for det vi ønsker å måle. Flere stikkord faller meg da inn: konsummotiverende inntekt, skattbar inntekt, statusgivende inntekt (et konstruert ord som skal henspille på den inntekt som bestemmer inntektstakerens sosiale status), bruttoinntekt osv. Både konsummotiverende inntekt og statusgivende inntekt er relativt uklare begreper, og vanskelig å anvende. Statusgivende inntekt ligger vel nærmest opp til bruttoinntekten. Konsummotiverende inntekt er vel nærmest noe i retning av skattbar inntekt-skatt+overføringer.

Det sier seg selv at bruttoinntekt er et temmelig uensartet begrep, slik at vi i noen grad må basere oss på ett inntektsbegrep som ligger noe nærmere skattbar inntekt+ikke skattbare overføringer.

Bruker vi skattelovens formulering, er bruttoinntekt definert som " ....rente av formue, livrente, føderåd og pensjon, enhver fordel som er vunnet ved eiendom, kapital, arbeid eller virksomhet ....". Skattbar inntekt er bruttoinntekt fratrukket utgifter til "...inntektens ervervelse, sikrelse og vedlikeholdelse ......". I praksis kan en jo diskutere om fradragspostene oppfyller slike krav. Utgifter til mat og klær er ikke fradragsberettiget, derimot er skattefri banksparing en fradragspost.

Vi har hittil diskutert et inntektsbegrep knyttet til den enkelte inntektstaker. Det kan tenkes at et inntektsbegrep knyttet til den enkelte husholdning kan være vel så interessant. I mange sammenhenger vil husholdningens samlede inntekt være mer avgjørende for dens økonomiske stilling enn de enkelte husholdningsmedlemmers inntekter. Et problem i denne sammenheng er at enkeltpersoner er lette å avgrense, når det gjelder husholdninger kan det tenkes flere alternative avgrensninger. Da det viser seg at det ikke lar seg gjøre å bruke et inntektsbegrep knyttet til husholdning, skal jeg ikke diskutere dette nærmere.

Det kan vel videre diskuteres om og evt. hvorledes inntektstakerens formue skal inngå i inntektsbegrepet. Formuesavkastning vil allerede være i inntektsbegrepet, men det kan kanskje være relevant å inkorporere forbruk av tidligere oppsparte midler. Dette er imidlertid svært vanskelig både teoretisk og praktisk. Alt i alt blir jeg derfor stående ved et inntektsbegrep knyttet til skattbar inntekt pluss overføringer fra offentlige og private.

De endringer i skattesystemet jeg tenker meg foretatt, vil endre den skattbare inntekten. Dette vil det bli tatt hensyn til under beregningene.

8. SKATTESYSTEM OG SKATTEENDRINGER

Skattesystem er et begrep som dekker svært mye. Innenfor et skattesystem vil det være avgrenset hva som er

i) Skatteytermassen (omfanget av skatteplikten)

ii) Skatteyterenheten (skattesubjektet)

iii) Inntektsbegrepet (skatteobjektet, skattegrunnlaget)

iv) Skattesatser

De endringer jeg vil beregne virkningen av, er knyttet til iii), altså til å omdefinere det inntektsbegrepet som legges til grunn for skattleggingen. De skatteendringene jeg beregner virkningene for, er i i seg selv relativt tilfeldig valgt. I noen grad kan de sies å representere forslag som har vært fremmet ut fra inntektsfordelingshensyn. Regneeksemplene vil være knyttet til:

a) Inntekt før skatt i 1970

b) Inntekt etter skatt i 1970. Skattlegging etter ordinære 1970 skatteregler, som omfatter Kommuneskatt, skatteutjamningsavgift, særskatt til utviklingshjelp, statsskatt, formuesskatt og folketrygdpremie, men ikke syketrygdpremie.

c) Som b), men utbetalt barnetrygd regnet som negativ skatt.

d) Som b), men utbetalt barnetrygd regnet som skattepliktig inntekt ved kommuneskatteligningen og statsskatteligningen.

e) Som b), men uten fradrag for sparing i henhold til sparekontrakt (skattefri banksparing)

f) Som b), men uten fradrag for gjeldsrenter.

g) Som b), men med 50% øking i barnetrygdsatsene.

Jeg synes d) og g) er spesielt interessante. Skattlegging av barnetrygd kan ses på som en behovsprøving. Av samme utbetalte barnetrygdbeløp, vil jo inntektstakere med mange barn og små inntekter (altså lav margianlskatt) få mest igjen. Beregningen i g) kan tolkes som et forsøk på å finne omfordelingsvirkningene av at en forhøyelse av barnetrygdsatsene finansieres ved å skattlegge barnetrygden. Det knytter seg flere problemer til at barnetrygden legges til nettoinntekten, og skatten så beregnes av den samlede inntekt. En slik beregningsmåte er grei dersom ektefellene liknes felles, eller når skatteyteren er enslig. Vanskeligheten oppstår imidlertid dersom ektefellene er særskilt liknet. Det er da uklart hvilken av ektefellene som skal liknes for barnetrygden. Dette har betydning, både for fordelingen av inntektstakere på forskjellige inntektstrinn, og fordi totalt skattebeløp og marginalskatteprosent øker for den som mottar barnetrygden. En økt marginalsats vil gjøre det mindre lønnsomt å ta ekstraarbeid, og det kan motivere inntektstakere til å gå over fra skattebelagt arbeid til ikke-skattbart arbeid som f.eks. egeninnsats i hjemmet.

Flere forskjellige fordelinger av barnetrygden på ektefellene kan tenkes. Jeg har valgt å legge barnetrygden til hustruens inntekt. Dette kan medføre at antall inntektstakere med lave inntekter blir mindre enn hvis det var lagt til mannens inntekt.

Det er imidlertid grunn til å tro at den løsning jeg har valgt, vil være gunstigst for familien som helhet. I hvert fall hvis en antar at hustruen har lavest inntekt, eller at dette i hvert fall gjelder de familier som får utbetalt barnetrygd.

Det kan videre kritiseres at jeg har regnet medlemsavgift til Folketrygden for barnetrygd som beskattes. Dette er imidlertid ikke noe stort poeng, det betales f.eks. folketrygdavgift av inntekter av egen bolig.

Noen av de momenter som er nevnt vedrørende alternativene d) og g) er felles for alle regneeksemplene. Jeg har valgt å betrakte små og kanskje temmelig uinteressante skatteendringer. Dette er gjort spesielt ut fra to hensyn: Vi forutsetter inntekt før skatt uendret og vi gjør ikke noe forsøk på å fange opp eventuelle indirekte virkninger i økonomien forårsaket av skatteendringene.

Jeg tror det ville være vanskelig å gi en rimelig tolkning av resultatene, dersom de tenkte skattesystemene hadde vært svært forskjellige fra det faktiske skattesystem i 1970. Alternativ g) kan av den grunn gi kanskje tvilsomme resultater.

9. DATAMATERIALET

Pålitelige beregningsresultater er avhengig av at datamaterialet er relevant for de beregninger som en gjør. Dette er nærmest en selvfølgelighet, men er vesentlig å huske når en vurderer de beregningsresultater jeg kommer fram til.

Det er relativt vanskelig å skaffe datamateriale som kan brukes for våre beregninger. Skattestatistikken og Inntekts- og Formuestellingen gir materiale for beregning av inntektsfordeling før skatt.

Data for inntekt etter skatt publiseres ikke i Norge, og det publiseres selvfølgelig ikke data for inntekt etter hypotetiske skattesystemer.

Det er følgelig nødvendig å beregne inntekt etter skatt og dette vil bli gjort på grunnlag av oppgavene fra Inntekts- og Formuestellingen 1970.

Tellingen omfattet et tilfeldig utvalg på 4 800 husholdninger og en fullstendig telling av alle skatteytere som hadde minst kr. 125 000,- i nettoinntekt og/eller minst kr. 750 000,- i nettoformue. Tellingen bygger på oppgaver fra likningskontorene. Primærmaterialet fra denne tellingen behandles ved hjelp av et regnemaskinprogram, kalt LOTTE, utviklet ved Gruppe for Analyse i Statistisk Sentralbyrå. En har ut fra skattestatistikken beregnet oppblåsningsfaktorer for tallet på skatteytere og størrelsen av henholdsvis inntekts/fradragsposter og formues/gjeldsposter. Ved hjelp av disse oppblåsningsfaktorene blåser man opp husholdningsutvalget, og legger det til totaltellingen. På denne måten får en anslått inntektstall for hele befolkningen. LOTTE beregner skatt på grunnlag av den informasjon en har om hver skatteyter. Disse opplysningene omfatter stort sett opplysningene på selvangivelsen for 1970. I programmet utelates dødsbo, slik at i alt beregner LOTTE skatt på grunnlag av skjemaene fra 14041 pers. inntektstakere, hvorav 5107 er fra totaltellingen.

Resultatet av beregningene ved hjelp av LOTTE kan vanskelig antas å gi uttrykk for de faktiske virkninger en ville få ved de tidligere nevnte skatteendringer.

Som tidligere nevnt vil inntekt før skatt tas som gitt, og upåvirket av skattesystemet. Det regnes ikke med tilpasning eller reaksjon fra skatteyterens side på endringer i f.eks. fradragsregler. Spesielt forutsettes arbeidstilbudet og inntektsfastsettelsen å være upåvirket av en endring i marginalskattene. Det er ikke tatt hensyn til noen indirekte virkninger på økonomien av endringer i skattesystemet.

Programmet vil ikke nødvendigvis gi et korrekt bilde av fordelingen av disponibel inntekt i den private sektor i og med at alle beregninger er basert på inntekter registrert ved skattelikningen. Foruten de inntekter som ulovlig er unndratt skattlegging, har vi heller ikke oppgaver over skattefrie ytelser fra folketrygden og Statens Lånekasse for Utdanning, og andre skattefrie inntekter.

Videre ligger det nok en ikke uvesentlig feilkilde i at undersøkelsen er basert på en oppblåst utvalgstelling.

På grunnlag av de opplysninger som er innsamlet ved Inntekts- og Formuestellingen 1970 har jeg valgt å se på fordelingen av inntektstakerne etter nettoinntekt ved **statusskattelikningen** pluss eventuelt særtillegg for alder, uførhet, forsørgelse o.l.

10. BEREGNINGSMETODER

I dette avsnitt vil det bli beskrevet hvorledes beregningene er foretatt.

Vi har utledet:

$$(8) \qquad I = 1 - \left[\int_0^{\bar{y}} \left(\frac{y}{\mu}\right)^{1-\varepsilon} f(y)dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{hvor } \varepsilon \geq 0 \neq 1$$

Dette uttrykket for I er relativt komplisert å anvende, idet f(y) er ukjent i materialet vårt. Det er to muligheter som kan brukes:

i) Å finne en funksjon som føyer seg godt til de rel. hyppighetene vi har i materialet. Dernest beregner vi integralet ved hjelp av en tilnærmingsformel (f.eks. Simpsons formel).

ii) Vi tenker oss intervallet mellom 0 og $\bar{y}$ delt inn små stykker. Vi vet at inntektsbeløpene fra inntektsstatistikken er heltallige verdier, slik at det vil være natutlig å inndele i intervaller á 1 kr. Vi finner dernest den relative andel av inntektstakere innenfor hvert av disse $\bar{y}$ intervallene.

Da kan (8) tilnærmet skrives som

$$I = 1 - \left[\sum_{y=o}^{\bar{y}} \left(\frac{y}{\mu}\right)^{1-\varepsilon} h(y)\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{hvor } h(y) = \frac{n_y}{N}$$

): den relative andel av inntektstakerne som har inntekten y. n_y betegner altså antall inntektstakere med inntekten y, og $\sum_{y=o}^{\bar{y}} n_y = N$.

Omskrives uttrykket får vi:

$$I = 1 - \frac{1}{\mu}\left(\frac{1}{N}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left[\sum_{y=0}^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon} n_y\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

I dette uttrykket foretar vi en summering over <u>inntekter</u>; av rent praktiske grunner vil jeg fram til et uttrykk hvor summeringen går over de N <u>inntektstakerne</u>. Det kan vi oppnå på følgende måte:

Vi skriver ut innholdet av hakeparantesen, det blir

$$\sum_{y=0}^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon} n_y = n_o 0^{1-\varepsilon} + n_1 1^{1-\varepsilon} + \text{----} + n_y y^{1-\varepsilon} + \text{---} + n_{\bar{y}} \bar{y}^{1-\varepsilon} =$$

$$0 + n_1 + \text{---} + n_y y^{1-\varepsilon} + \text{---} + n_{\bar{y}} \bar{y}^{1-\varepsilon}$$

Betegner vi en tilfeldig inntektstaker med j (j=1, ---, N) og lar hans inntekt være y_j, har vi altså

$$\sum_{j=1}^{N} y_j^{1-\varepsilon} = y_1^{1-\varepsilon} + y_2^{1-\varepsilon} + \text{-----} + y_j^{1-\varepsilon} + \text{--} + y_N^{1-\varepsilon}$$

hvor n_o av y-ene er 0, n_1 er 1, n_y er y osv. Følgelig kan vi ordne dem slik at de n_o første er 0, de n_1 neste er 1, osv. Da blir uttrykket identisk med

uttrykket for $\sum_{y=0}^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon} n_y$ ovenfor. Følgelig er $\sum_{j=1}^{N} y_j^{1-\varepsilon} = \sum_{y=o}^{\bar{y}} y^{1-\varepsilon} n_y$,

slik at

$$\text{(11)} \qquad I = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{N}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left[\sum_{j=1}^{N} yj^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Her går altså summeringen over N inntektstakere.

For ε=1, er I beregnet direkte på grunnlag av (6) og (7). Først bestemmes

$$\ln y_E = \sum_{j=1}^{N} \ln y_j \frac{1}{N}, \text{ og derav } I = 1 - \frac{y_E}{\mu}.$$

For alle beregningene kan det diskuteres om inntektstakere med null eller mindre i inntekt skal tas med. Dette vil bli drøftet nærmere i avsnitt 11, på grunnlag av de beregningsresultater jeg har kommet fram til.

11. BEREGNINGSRESULTATER

I dette kapitlet vil jeg gi en vurdering av beregningsresultatene ut fra den problemstilling som er skissert tidligere.

På de to neste sidene er det gjengitt I-verdier for forskjellige-ε-verdier under de ulike skattealternativer. Beregningene er foretatt både når nullinntekter er inkludert og når nullinntekter er utelatt.

Tabell I. Resultattabell for I, når nullinntekter er inkludert

Antall inntektstakere ialt: 1845291

ε =	ALTERNATIVER						
	Alt. a)	Alt. b)	Alt. c)	Alt. d)	Alt. e)	Alt. f)	Alt. g)
0.500	0.165	0.135	0.132	0.130	0.135	0.135	0.130
0.600	0.213	0.179	0.173	0.171	0.177	0.177	0.171
0.700	0.270	0.233	0.223	0.220	0.228	0.228	0.220
0.800	0.350	0.312	0.294	0.291	0.301	0.301	0.291
0.900	0.502	0.471	0.434	0.432	0.447	0.447	0.432
1.000	0.514	0.473	0.442	0.439	0.453	x)	x)
1.100	-0.105	-0.222	-0.097	-0.104	-0.128	-0.128	-0.104
1.200	0.165	0.070	0.130	0.123	0.116	0.116	0.123
1.300	0.271	0.179	0.222	0.216	0.213	0.213	0.216
1.400	0.345	0.252	0.288	0.281	0.280	0.280	0.281
1.500	0.408	0.314	0.345	0.338	0.338	0.338	0.338
1.600	0.468	0.373	0.400	0.394	0.395	0.395	0.394
1.700	0.528	0.433	0.457	0.451	0.452	0.452	0.451
1.800	0.589	0.496	0.518	0.512	0.513	0.513	0.512
1.900	0.653	0.563	0.583	0.577	0.578	0.578	0.577
2.000	0.716	0.634	0.651	0.646	0.647	0.647	0.646
2.100	0.776	0.705	0.719	0.714	0.715	0.715	0.714
2.200	0.828	0.770	0.781	0.778	0.778	0.778	0.778
2.300	0.872	0.826	0.835	0.832	0.832	0.832	0.832
2.400	0.905	0.870	0.877	0.874	0.875	0.875	0.874
2.500	0.929	0.903	0.908	0.906	0.906	0.906	0.906
2.600	0.947	0.927	0.921	0.930	0.929	0.929	0.930
2.700	0.959	0.944	0.947	0.946	0.946	0.946	0.946
2.800	0.968	0.956	0.959	0.958	0.958	0.958	0.958
2.900	0.975	0.965	0.967	0.967	0.967	0.967	0.967
3.000	0.979	0.972	0.974	0.973	0.973	0.973	0.973
3.100	0.983	0.977	0.978	0.978	0.978	0.978	0.978
3.200	0.986	0.981	0.982	0.982	0.981	0.981	0.982
3.300	0.988	0.984	0.985	0.984	0.984	0.984	0.984
3.400	0.990	0.936	0.987	0.987	0.987	0.987	0.987
μ=	22020.00	16162.00	16843.00	16638.00	16282.00	16870.00	16780.00

x) (ikke beregnet for f) og g)).

Tabell II. Resultattabell for I, når nullinntekter ikke inkluderes. μ og N for hvert alternativ betegner gjennomsnittsinntekt og antall inntektstakere med positiv inntekt

ε=	ALTERNATIVER						
	Alt. a)	Alt. b)	Alt. c)	Alt. d)	Alt. e)	Alt. f)	Alt. g)
0.500	0.127	0.095	0.099	0.027	0.095	0.097	0.100
0.600	0.158	0.121	0.125	0.055	0.121	0.123	0.126
0.700	0.190	0.147	0.152	0.084	0.147	0.150	0.153
0.800	0.222	0.174	0.180	0.113	0.174	0.177	0.181
0.900	0.255	0.202	0.209	0.142	0.202	0.206	0.210
1.000	0.289	0.231	0.239	0.175	0.231	0.235	0.239
1.100	0.325	0.261	0.271	0.214	0.262	0.266	0.270
1.200	0.361	0.293	0.303	0.248	0.293	0.299	0.303
1.300	0.400	0.327	0.338	0.284	0.327	0.333	0.337
1.400	0.440	0.363	0.375	0.324	0.363	0.369	0.373
1.500	0.482	0.402	0.414	0.366	0.402	0.408	0.413
1.600	0.528	0.445	0.457	0.412	0.444	0.451	0.455
1.700	0.576	0.492	0.505	0.463	0.492	0.498	0.502
1.800	0.629	0.545	0.557	0.520	0.544	0.551	0.555
1.900	0.684	0.604	0.615	0.582	0.603	0.609	0.612
2.000	0.740	0.666	0.676	0.648	0.665	0.671	0.674
2.100	0.794	0.729	0.737	0.715	0.729	0.734	0.736
2.200	0.842	0.789	0.795	0.777	0.788	0.792	0.794
2.300	0.881	0.839	0.844	0.830	0.839	0.842	0.843
2.400	0.912	0.880	0.883	0.873	0.880	0.882	0.883
2.500	0.934	0.910	0.912	0.905	0.910	0.912	0.912
2.600	0.950	0.932	0.934	0.928	0.932	0.934	0.934
2.700	0.962	0.948	0.949	0.945	0.948	0.949	0.949
2.800	0.970	0.959	0.960	0.957	0.960	0.960	0.960
2.900	0.976	0.968	0.969	0.966	0.968	0.969	0.969
3.000	0.981	0.974	0.975	0.972	0.974	0.975	0.975
3.100	0.984	0.978	0.979	0.977	0.979	0.979	0.979
3.200	0.987	0.982	0.982	0.981	0.982	0.983	0.982
3.300	0.989	0.985	0.985	0.984	0.985	0.985	0.985
3.400	0.990	0.987	0.987	0.986	0.987	0.987	0.987
μ=	23026.00	16918.00	17479.00	16025.00	17040.00	17508.00	17458.82
N=	1764571	1762805	1777998	1777342	1763099	1778001	1773678

Nullinntekter brukes som betegnelse for alle ikke-positive inntekter. Vi ser at når nullinntekter tas med, får vi negative verdier for ε-verdier nær 1. Dette stemmer dårlig med de antagelser som er gjort tidligere. Vi viste at $0 \leq I < 1$, ut fra $0 < y_E \leq \mu$ som fulgte av forutsetningen om at U(y) var konkav. Negative I-verdier må bety at $y_E > \mu$, og dette er selvmotsigende når U(y) er konkav. De negative I-verdier kan gis en nærmere forklaring på følgende måte:

Vi lar N_o betegne tallet på inntektstakere når nullinntekter er inkludert, N_1 når disse ikke er inkludert (dvs. når alle har inntekt $\geq$ 1 kr.). Da er $N_1 \leq N_o$. Videre defineres

$$\mu_o = \frac{\sum_{i=1}^{N_o} y_i}{N_o} \text{ og } \mu_1 = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} y_i}{N_1}.$$

Telleren er lik i begge uttrykkene, slik at $\mu_1 \geq \mu_o$.

Vi har fra avsnitt 10 at

$$I = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{N}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left[\sum_{j=1}^{N} y_j^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \tag{11}$$

Tilsvarende har vi

$$I_o = 1 - \frac{1}{\mu_o} \left(\frac{1}{N_o}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left[\sum_{j=1}^{N_o} y_j^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

$$I_1 = 1 - \frac{1}{\mu_1} \left(\frac{1}{N_1}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left[\sum_{j=1}^{N_1} y_j^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

For samme ε er uttrykkene i hakeparentesene like, dvs.

$$I_1 = 1 - \frac{1}{\mu_1} \cdot \frac{\mu_o}{\mu_o} \cdot \left(\frac{1}{N_1} \cdot \frac{N_o}{N_o}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \left[\sum_{j=1}^{N_1} y_j^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

og

$$I_1 = 1 - \left(\frac{\mu_o}{\mu_1}\right)\left(\frac{N_o}{N_1}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\left\{\frac{1}{\mu_o}\left(\frac{1}{N_o}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\left[\sum_{j=1}^{N_o} y_j^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\right\}$$

Dvs. $I_1 = \left(\frac{\mu_o}{\mu_1}\right)\left(\frac{N_o}{N_1}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}(1-I_o)$ og tilsvarende $I_o = 1 - \left(\frac{\mu_1}{\mu_o}\right)\left(\frac{N_1}{N_o}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}(1-I_1)$

Vi har $\frac{\mu_o}{\mu_1} \leq 1$ og $\frac{N_o}{N_1} \geq 1$, slik at

for $0 \leq \varepsilon < 1$ er $I_1 < I_o$ og

for $\varepsilon > 1$ er $I_1 > I_o$.

Med andre ord: Dersom vi inkluderer null-inntektene får vi større verdier for $o \leq \varepsilon < 1$ og lavere verdier for $\varepsilon > 1$ enn hvis null-inntektene er utelatt. Dette er som vi ser i overensstemmelse med beregningsresultatent.

Dersom vi skriver $N_o = N_1 + n_o$, hvor n_o er antallet inntektstakere med null i inntekt, har vi

$$I_o = 1 - (1 - I_1) \cdot \frac{\mu_1}{\mu_o}\left(\frac{N_1}{N_1 + n_o}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Av dette uttrykket ser vi at avviket mellom I_o og I_1 er størst for ε nær 1, og avtar når $\varepsilon \to 0$, eller $\varepsilon \to \infty$.

Det går også fram av dette uttrykket av aviket er større jo større n_o er i forhold til N_1. Virkningen kommer via uttrykket $\frac{\mu_1}{\mu_o}$ og grunntallet $\left(\frac{N_1}{N_1 + n_o}\right)$. Dette ser vi er i overensstemmelse med beregningene.

Med utgangspunkt i konklusjonene ovenfor kan det være av interesse å se nærmere på uttrykket for I når ε går mot 1 fra høyre og fra venstre. Jeg vil vise at I_o går mot 1 når $\varepsilon \to 1$ fra venstre, og at I_o går mot $-\infty$ når ε går mot 1 fra høyre.

<u>Bevis:</u> La $R = \left[\sum_{j=1}^{N_1} y_j\right]$ slik at vi ved en enkel omskrivning får

$$I_o = 1 - N_o^{-\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}} \frac{\left[\sum_{j=1}^{N_o} y_j^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{R}$$

Vi ser at $\left[\sum_{j=1}^{N_o} y_j^{1-\varepsilon}\right] = \left[\sum_{k=1}^{N_1} Y_k^{1-\varepsilon}\right]$

Denne likheten er det sentrale i beviset. En slik likhet gjelder ikke generelt for inntekter y^x og y^x-1, følgelig gjelder heller ikke beviset generelt.

Vi har da:

$$I_o = 1 - \frac{1}{R}\left[\frac{\sum_{k=1}^{N_1} y_k^{1-\varepsilon}}{(N_1+n_o)^{\varepsilon}}\right]$$

og

$$\lim_{\varepsilon\to 1^+} I_o = 1 - \frac{1}{R}\lim_{\varepsilon\to 1^+}\left[\frac{\sum_{k=1}^{N_1} y_k^{1-\varepsilon}}{(N_1+n_o)^{\varepsilon}}\right]$$

Vi ser at telleren går mot N_1, nevneren mot N_1+n_o slik at hele uttrykket går mot ∞.

Følgelig $\lim_{\varepsilon\to 1^+} I_o = -\infty$

Tilsvarende

$$\lim_{\varepsilon\to 1^-} I_o = 1 - \frac{1}{R}\lim_{\varepsilon\to 1^-}\left[\frac{\sum_{k=1}^{N_1} y_k^{1-\varepsilon}}{(N_1+n_o)^{\varepsilon}}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

Her går telleren mot N_1 og nevneren mot N_1+n_o som før, men hele uttrykket går nå mot 0.

Følgelig $\lim_{\varepsilon\to 1^-} I_o = 1$

En ting er å finne en forklaring på denne forskjellen, en annen ting er å klargjøre de praktiske konsekvenser dette har.

Dersom det var inntektsforskjeller mellom f.eks. ulike land som skulle undersøkes, kunne det kanskje være greit å utelukke alle med null i inntekt fra beregningene.

I dette tilfellet betrakter vi forskjeller i inntekt før og etter skatt. Dersom nullinntektene utelukkes dvs. ikke tillegges noen vekt- vil det være vanskelig å sammenlikne skattesystemer som gir forskjellige antall skatteytere med null i inntekt.

Ved å utelukke inntektstakere med null i inntekt mister vi altså informasjon som kan telle med når vi vurderer inntektsfordelingsvirkningene av et skattesystem.

Hva kan så ligge bak slike ikke-positive inntekter? Det spørsmålet er sentralt når vi skal vurdere den informasjon som går tapt.

For det første: Datagrunnlaget består av et antall tilfeldige selvangivelser, hvorav mange kanskje opprinnelig har null i antatt inntekt ved statsskattelikningen. De har altså ikke plikt til å sende inn selvangivelse dersom ikke formuen er over minstegrensen for selvangivelsesplikt. Det kan allikevel være mange grunner til at de sender inn selvangivelse. For noen kan f.eks. nullinntekten være tilfeldig som følge av sykdom o.l.

Andre kan ha svært liten inntekt i forhold til formuen, slik at når skatten trekkes fra nettoinntekten, blir den inntekten vi betrakter negativ.

Antall inntektstakere med nullinntekter under hvert alternativ finner vi ved å sammenholde tall for antall inntektstakere angitt i tabell I og tabell II.

En nærliggende tanke er å prøve å eliminere problemet ved å innføre en nyttefunksjon, f.eks. $U(y) = A^{*} + B^{*} (y+\theta)^{1-\varepsilon} \frac{1}{1-\varepsilon}$, hvor θ er bestemt slik at alle får positiv inntekt.

Vi får da:

$$y_E = \{ \left[\int_0^{\bar{y}} (y+\theta)^{1-\varepsilon} \, f(y+\theta)dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} - \theta\}$$

og

$$(12) \qquad I_\theta = 1 - \frac{y_E}{(\mu+\theta)}$$

$$= 1 - \left[\int_0^{\bar{y}} \left(\frac{y+\theta}{\mu+\theta}\right)^{1-\varepsilon} f(y+\theta)dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} + \frac{\theta}{\mu+\theta}$$

Vi benytter analogien med beslutninger under usikkerhet. Det gir en relativ ulikhetsaversjon ε, og en absolutt ulikhetsaversjon $\frac{\varepsilon}{y+\theta}$. Den absolutte ulikhetsaversjon er altså avtagende med økende inntekt. Vi kan oppfatte θ som er like stort tillegg til alle inntektstakere, og benytte oss av de resultater som vi kom fram til i avsnitt 3. Vi fant der

$$\frac{\partial I}{\partial \theta} = (I - 1) - \frac{\partial y_E}{\partial \theta}$$

hvor $\frac{\partial y_E}{\partial \theta} > 1$ når den absolutte ulikhetsaversjonen er avtagende. Dette impliserer $\frac{\partial I}{\partial \theta} < 0$ for alle verdier av $I (0 < I < 1)$.

Et like stort absolutt tillegg til alle inntektstakere fører altså til at ulikhetsmålet synker.

Ulikhetsmålet blir nå:

$$(12) \qquad I = 1 - \frac{1}{N_o} \left[\sum_{j=1}^{N_o} \left(\frac{y_j+\theta}{\mu_o+\theta}\right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

$$= 1 \frac{1}{N_o} \left[\sum_{j=1}^{N_o} \left(\frac{y_j}{\mu_o+\theta} + \frac{\theta}{\mu_o+\theta}\right)^{1-\varepsilon} \right]$$

Virkningen av tillegget θ blir større jo større θ er i forhold til μ_o. Når θ er svært liten i forhold til μ, er I_θ tilnærmet lik I. Dette fører oss over i et annet problem som oppstår når en skal sammenligne to fordelinger. Vi kaller fordelingene f og f^*, og lar α og α^* være laveste inntekt som observeres i hver av fordelingene. Tillegget som må tenkes gitt er altså så stort at alle inntektene i hver av fordelingene blir positive. α og α^* kan imidlertid godt være forskjellige, men skal vi da gi begge fordelingene det samme tillegget (altså det som svarer til minste verdi av α og α^*) eller ikke. Hvis begge fordelinger tenkes gitt det samme tillegget vil en av fordelingene kunne forskyves mye i forhold til den andre, og virkningen av dette, målt ved I, er det vanskelig å beregne.

En kunne tenke seg en nyttefunksjon som hadde konstant absolutt ulikhetsaversjon. Det ville da være lett å regne seg over fra en I-verdi for en fordeling til en I-verdi for en annen fordeling som bare skilte seg fra den første ved at alle inntektstakere hadde fått et like stort tillegg i inntekten.

Slike betraktninger kan kritiseres ut fra det forhold et nyttefunksjon skal være et uttrykk for den samfunnsmessige vurderingen i preferansekriteriet, og ikke valgt ut fra beregningstekniske hensyn.

Jeg har en sterk følelse av at uavhengig av den løsning som velges, vil resultatet være svært vanskelig å tolke ut fra den problemstilling en hadde. For det første vil man jo nå regne på en inntektsfordeling som ikke eksisterer, for det annet vil slike tenkte tilskudd kunne slå svært forskjellig ut avhengig av det tilskudd som gis.

Som en oppsummering kan vi altså si vi har tre muligheter:

i) Regne på grunnlag av en inntektsfordeling hvor nullinntekter inngår. Velger en ε- verdier nær 1, er nok denne metoden tvilsom. Jeg har imidlertid argumentert for verdier av ε nær 2, slik at dette kan være en brukbar løsning. De I-verdier vi da får ligger mellom 0 og 1.

ii) Regne på grunnlag av en inntektsfordeling hvor nullinntekter ikke inngår, men ta skjønnsmessig hensyn til antallet nullinntekter. Dette kan kritiseres ut fra den problemstilling som ligger til grunn for oppgaven, nemlig å finne et mål basert på de forutsetninger som ble stilt opp. Skjønnsmessige vurderinger er vanskelige å behandle innenfor rammen av disse forutsetningene.

iii) Regne på grunnlag av en inntektsfordeling hvor nullinntekter er eliminert ved et tenkt tilskudd til alle. Dette kan som tidligere nevnt kritiseres med hensyn til uklarhet angående hva som egentlig måles, og problemer når en sammenlikner to slike fordelinger.

Alt i alt kan en kanskje si at ingen av de tre metodene utpeker seg som "best". Det må imidlertid presiseres at dersom alle inntektstakere har positive inntekter, vil metodene falle sammen.

Ut fra de betraktninger som er gjort, vil jeg se nærmere på I-verdier beregnet etter metode i) og ii) for ε-verdier mellom 1.5 og 3.0. Det ble i avsnitt 6 pekt på to ting som kunne være av interesse å få belyst:

a) hvorledes faktiske og tenkte skattesystemer beskrives av ulikhetsmålet i forhold til hverandre, og i forhold til inntekt før skatt for gitt ε.

b) hvorledes ulikhetsmålet påvirkes av alternative valg av ε.

Resten av dette avsnittet skal brukes til å diskutere disse to punktene.

Ulikhetsmålet I var definert som $1 - \frac{y_E}{\mu}$ hvor y_E er den nytteekvivalente inntekten. Det ble vist at $0 < y_E \leq \mu$. Lavere I betydde at inntektsfordeling var blitt jevnere. Samme velferdsnivå kunne nå bare oppnås ved en høyere **nytteekvivalent** inntekt (i forhold til gjennomsnittsinntekten) enn ved den opprinnelige inntektsfordelingen. Den nytteekvivalente inntekten uttrykte som nevnt i avsnitt 3, den inntekt som hvis den var likt fordelt pr. capita ville gitt samme velferdsnivå i samfunnet som den faktiske inntektsfordelingen.

Som ventet finner vi størst I for alt. a) - inntekter før skatt. Dette er rimelig dersom skattlegging i det hele tatt skal ha noen inntektsutjevnende virkning.

Etter metode ii) har vi $I = 0.74$ for $\varepsilon = 2.0$. Dette innebærer at dersom alle N_1 fikk inntekten y_E ville vi ha samme velferdsnivå i samfunnet som før, men det ville kreve bare $\frac{N_1 y_E}{N_1 \mu} \cdot 100 = (1-I) \cdot 100$ prosent av den samlede inntekt før skatt.

Dvs. at med bare 26% av den samlede inntekt før skatt kunne vi få samme verdi av W som før, hvis alle hadde inntekten y_E. I dette tilfellet er forøvrig y_E = kr. 5 987,00. Om en synes dette er et rimelig svar eller ikke, kan jo diskuteres. Jeg hadde her valgt en relativt stor verdi for den relative ulikhetsaversjonen. Lavere ε verdi ville gitt større y_E, og omvendt. Når $\varepsilon \to 0$ vil $y_E \to \mu$, og $\varepsilon \to \infty$ impliserer $y_E \to 0$.

Dette henger sammen med at økende verdi av ε betyr at overføringer til de lavere inntektsgrupper tillegges økende betydning på bekostning av overføringer fra de høyere inntektsgrupper. Alle de andre alternativene gir lavere I-verdier for samme ε. De andre alternativene gir dermed nytteekvivalente inntekter som ligger nærmere gjennomsnittsinntektene under dette alternativet.

For å gjøre det lettere å sammenlikne metodene og alternativene, ordnes de etter økende I-verdi. Lavest tall i tabellen nedenfor betyr altså lavest I-verdi, osv. Vi får følgende rangering av fordelingene etter de to metodene.

Tabell III.

	ε=1.5 METODE		ε=2.0 METODE		ε=2.5 METODE		ε=3.0 METODE	
	i)	ii)	i)	ii)	i)	ii)	i)	ii)
Alt. a)	7	7	7	7	7	7	7	7
Alt. b)	1	2	1	3	1	2	1	2
Alt. c)	6	6	6	6	6	4	6	4
Alt. d)	2	1	2	1	2	1	2	1
Alt. e)	2	2	4	2	2	2	2	2
Alt. f)	2	4	4	4	2	4	2	4
Alt. g)	2	5	2	5	2	4	2	4

Vi ser at rangeringen for hver av metodene er omtrent den samme for alle 4 verdier av ε. Det er dessuten ganske stort samsvar metodene imellom. Det er imidlertid et tydelig trekk ved rangeringene. Metode i) rangerer alt. b) som nr. 1 og alt. d) som nr. 2, mens metode ii) rangerer alt. d) som nr. 1 og alt. b) som nr. 2 og nr. 3. Dette viser tydelig at valget av metode kan ha betydning for konklusjonene.

Som tidligere nevnt var alt. b) ordinære 1970 skatteregler, mens alt. d) var ordinære 1970 skatteregler, men med utbetalt barnetrygd regnet som skattepliktig inntekt ved kommune- og statsskattelingningen.

Grunnen til at metodene rangerer alternativene forskjellig må være behandlingen av nullinntekter. Alt. d) gir det største tillegget til grupper med liten inntekt og lav marginalskatt. Det medfører en forskyvning av inntektsfordelingskurven mot høyere. Økningen i den relative hyppighet av inntektstakere på forskjellige inntektstrinn blir liten for store inntekter, og større for midlere og små inntekter. Den relative andel av inntektstakere på hvert inntektstrinn er avhengig av om inntektstakere med nullinntekter medregnes. Dette kan altså gi seg utslag i ulike rangeringer etter de to metoder.

I alternativ c) ble barnetrygd regnet som negativ skatt. Dette gav altså en forskyvning av inntektsfordelingskurven som bare var avhengig av familiestørrelsen og ikke av inntektsnivået. Når barnetrygd utbetales uten noen form for behovsprøvning, får vi altså en effekt som bidrar til å øke inntektsulikhetene i forhold til inntektsfordelingen etter skatt (alt. b)).

Jeg er noe forundret over at alternativ g) ikke virket mer inntektsutjevnende enn tilfellet var. Begge metodene viser at det for alle ε-verdier er relativt liten utjevnende virkning av kombinasjonen 50% økning i barnetrygdsatsene og skattlegging av barnetrygd. En mulig forklaring kan være at en inntektstaker med gjennomsnittsinntekt og f.eks. 2 barn kan ha så høy marginalskatt at det alt i alt blir en ugunstig kombinasjon. Det må imidlertid presiseres at alt. g) kan være noe urealistisk under de forutsetninger som ligger til grunn for beregningene.

Det er vanskelig å finne sikre tegn på at alternativene rangeres forskjellig for ulike verdier av ε. Noe annet er kanskje ikke å vente idet de inntektsfordelingene vi betrakter er generert av den samme opprinnelige fordelingen. Slike effekter er imidlertid konstatert ved sammenlikninger mellom ulike land.

Bak beregningen av I-verdier ligger det en relativt komplisert formel, med en summering over 14041 inntektstakere. Det er derfor vanskelig å si sikkert at det og det er forårsaket av de og de faktorer. Forklaringen ovenfor av beregningsresultatene må oppfattes som et forsøk på å si noe om hvilke forskjeller mellom alternativene som kan tenkes å ha påvirket resultatene i en eller annen retning.

Det kan være at interesse å sammenlikne våre verdier med de I-verdier som er beregnet av Atkinson. Det er ganske bra samsvar mellom I-verdier for ε= 1.0 og 1.5 etter metode ii) og etter Atkinsons beregninger. For ε = 2.0 ligger våre I-verdier noe høyere - uten at jeg kan uttale meg om årsaken til det. Svært mange ting kan her spille inn.

Det viktigste er kanskje at han betrakter inntekt før skatt mellom ulike land, og jeg regner på inntekt etter skatt under alternative skattesystemer. Videre er selve beregningsmetoden ulik. Atkinson baserer seg på beregninger for 7 inntektsgrupper i hvert land, mens vi foretar en beregning på grunnlag av opplysninger fra et stort antall inntektstakere.

12. AVSLUTTENDE KOMMENTARER

Dette avsnittet skal gi en slags oppsummering og en konklusjon. Jeg vil se dette ut fra synspunktet om det målet vi har brukt er praktisk anvendbart.

For det første må vi huske at det bygde på forutsetninger om et additivt preferansekriterium, og en voksende og konkav nyttefunksjon. Dette kan i seg selv diskuteres, både innholdet av forutsetningene og berettigelsen av den teori som ligger bak slike forutsetninger.

Vi krevde videre at nyttefunksjonen skulle implisere konstant relativ ulikhetsaversjon, og valgte ut fra det en spesiell nyttefunksjon. Dette valget er i seg selv høyst diskutabelt, og alternative nyttefunksjoner ble også drøftet.

Selv om det skulle være enighet om forutsetningene hittil, ville det være problemer forbundet med bruken av det ulikhetsmålet som ble utledet. For det første er dataproblemene store, og det er knyttet problemer til beregningene. Dette gjelder spesielt behandlingen av inntektstakere som ikke har positive inntekter.

Beregningsresultatene var kanskje i overensstemmelsen med hva en kunne vente av de forskjellige tiltakene. Resultatene ville kanskje vært mer å stole på dersom en hadde gjort eksplisitte anslag for inntekt etter skatt, og virkninger på økonomien som helhet for hvert alternativ. Dette vil i hvertfall være nødvendig dersom en sammenlikner alternativer som skiller seg mer fra hverandre enn de vi valgte.

En konklusjon kan altså være at vi ikke har utledet noe inntektsfordelingsmål i objektiv forstand, men det kan kanskje være et hjelpemiddel ved sammenligninger mellom ulike inntektsfordelinger.

13. LITTERATUROVERSIKT

Under arbeidet med oppgaven har jeg benyttet meg av følgende litteratur:

Atkinson (1970): "On the Measurment of Inequality". Journal of Economic Theory, no. 2, 1970.

Biørn (1972): Det private konsum i MODIS IV, Arbeidsnotat fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1972.

Bruno og Habib (1973): Alternative Tax-Transfer Systems and Income Redistribution, Jerusalem 1973.

Dalton (1920): "The Measurement of the Inequality of Incomes" Economic Journal, vol. 30, 1920.

Frisch (1962): Notater til økonomisk teori, Oslo 1962.

Hanoch og Levy (1969): "The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk". Review of Economic Studies Vol. 36, 1969.

Jakobsson og Normann (1973): Redistributive Effects of Discretionary and Automatic Tax Policies, Stockholm, 1973.

Malinvaud (1972): Lectures on Microeconomic theory. Amst. 1972.

Newbery (1970): "A Theorem on the Measurement of Inequality". Journal of Economic Theory, No. 2, 1970.

Rothschild og Stiglitz (1969): "Increasing Risk: A Definition and its Economic Consequences" Cowles Foundations Discussion Paper, 275, 1969 (sitert etter Atkinson).

Serck-Hanssen (1967): Trekk av fordelingslæren, Oslo 1967.

Sverdrup. E (1964): Lov og tilfeldighet, bd I, Oslo 1964.

Sydsæter (1969): Matematisk Analyse, del I, Oslo 1969.