所得不平等の尺度：再検討*

高山憲之

1. 問題の所在と結論の要約

戦後日本の経済成長がもたらしたものの１つに，所得分布の平等化（「世界史上，まれにみる均質的社会」——小山〔11〕）を挙げる論者は少なくない．また，政府の所得再分配政策は，税制・社会保障制度を通じて，所得分布の平等化に少なからず寄与している，との主張もなされている．

以上のような所得不平等に関する主張——そのランキングの確定，および不平等度の数量化——がなされる場合，その主張の裏づけとしてこれまで伝統的に用いられてきた所得不平等の尺度は，殆んどジニ係数であった．が，いかなる理由でジニ係数が所得不平等の尺度としてレリヴァントであるかを厳密に問うたり，また，どのような価値判断に基づいた尺度であるかを明らかにする等々の試みは，これまでほぼ皆無に等しく，(注1) ジニ係数は，いわば「価値判断からは中立な

*) 本稿は，東京経済研究センター主催「逗子コンファレンス」(1974年春）に提出された筆者の報告論文に若干の加筆・訂正をほどこしたものである．論文作成の過程で数多くの有益なコメントや助言を与えて下さった諸先生方・同僚諸氏に深く謝意を表したい．

(注1) ドルトン〔3〕は，このような試みをした唯一の例外である．

尺度」と無前提に想定され，また，用いられてきた，といえる．

アトキンソン (A. B. Atkinson)〔2〕は，危険回避の理論を読み替える形で，所得不平等の問題（不平等回避の問題）に新たな光を投じた．同論文においてアトキンソンは，社会厚生関数を明示し，それとの関連で所得不平等の尺度を定義すべきであると主張して，自ら新しい尺度を案出している．アトキンソンの結論は，分析し評価を下す当人が不平等をどう考えるか——それは，所得分配の決定のメカニズムのあり方とか，再分配制度がどのよう整備されているかに依存する，と思われる——に関する価値判断を明らかにせずして所得不平等を正しく数量化することはできない，というものである．このような結論に照らして考えると，ジニ係数による所得不平等の評価は，暗黙のうちに前提されている価値判断をふせたままでは，それに全幅の信頼を置くことは許されない，ということになる．

以下では，ジニ係数をはじめとするいろいろな不平等の尺度にインプリシットに前提されている価値判断を明らかにしよう．まず，不平等の尺度の定義がどうなされているかをみ（第２節），ついで，所得分布曲線を移動（shift）させたり，変化（change）させてみる（第３～５節）．第６節では，金持ち，中流，貧乏人にどのような（相対的）ウェートがかけられているかを，それぞれの尺度について調べてみる．第３～６節を要約すると次のようになる．

（ａ）「分散」は，「絶対的不平等回避逓減の原理」を満たさないので，所得不平等の尺度としてレリヴァントでない．

（ｂ）「相対不均偏差」および「対数表示の分散」は，「ドルトンのトランスファー原理」を満たさないので，所得不平等の尺度としてはイレリヴァントである．

（ｃ）「タイル係数」および「アトキンソン係数」に前提されている所得へのウェートづけ（金持ちと貧乏人とにかけられている相対的ウェート）は一般の経済的観念に強くアッピールしている．しかるに，「変動係数」および「ジニ係数」に前提されている所得へのウェートづけは，必ずしもそうとはいえない．

ところで，所得不平等のランク付けをする際に必要なことは，ローレンツ曲線が交叉しているか，いないかを調べることである（第７節）．というのは，アトキンソン〔2〕の証明によれば，ローレンツ曲線が交叉しないケースでは，所得不平等のランキングは一意的に確定するが，ローレンツ曲線が交叉するケースでは，価値判断が異なれば所得不平等のランキングも異なりうるのであって，一般にランキングが一意的に確定しないからである．ところでアトキンソン係数は，パラメーター ε の値によって価値判断——金持ちと貧乏人とにどういうウェートをかけるか，についての分析者の判断——を明示し，ローレンツ曲線が交叉しているケースでは，ε の値をどう選ぶかによって不平等のランキングも異なってくるように作成されている．この点において，アトキンソン係数は，他のすべての尺度——そこに前提されている価値判断は明示されておらず，ローレンツ曲線が交叉する場合でも，不平等のランキングは一意的に決まっている——よりはる

かに優れている．すなわち，

（d） ローレンツ曲線が交叉するケースでは，不平等のランキングが一般には一意的に確定しない．このケースでは，価値判断を明示して評価を下すべきであり，この意味において「アトキンソン係数」のみがレリヴァントな尺度といえ，また，「ジニ係数」，「変動係数」および「タイル係数」による評価には一般性が認められない．

最後に数値例をとって，ジニ係数，変動係数，タイル係数によるランキングが，どのような価値判断の下に決定されているかを，アトキンソン係数のパラメーター ε の値を動かすことで検証してみよう（第8節）．結論を要約すると，

（e） 「ジニ係数」，「変動係数」および「タイル係数」は，貧乏人に最も大きいウェートをつけているものの，中間層・金持ちにも比較的大きなウェートをつけており（$0<\varepsilon\leq 1$ に相当している），場合によっては所得再分配のもたらす中間層への影響が全体の評価をドミネートしてしまうこともありうる（例えば，昭和37年以前の社会保障の役割についての評価はこのようなケースに相当する）．

（f） 「ジニ係数」に前提されている価値判断は，扱う問題が異なるたびに変わってしまうことが少なくなく，きわめてアービトラリーである，

となる．

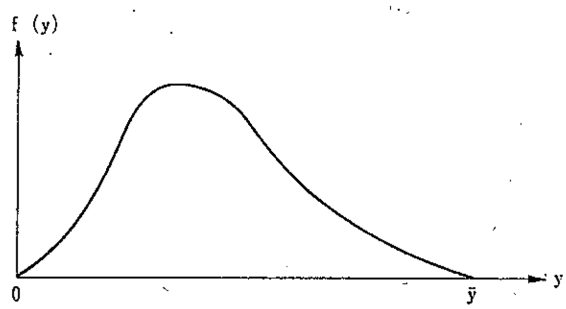
2. 所得不平等の尺度：定義

これまでの経済分析に用いられてきた所得不平等の尺度は7つある．密度関数（度数分布）$f(y)$ とローレンツ曲線 $\phi(y)$ を用いて，それらの定義を明らかにしておこう．

密度関数　$y, \bar{y}$ を所得水準，最高所得とすると，密度関数 $f(y)$ は次式を満たし，

(2-1)　$\displaystyle\int_0^{\bar{y}} f(y)\,dy=1,$

通常，2-1図のようになっている．



2-1図　所得分布

ローレンツ曲線　ローレンツ曲線とは，所得水準が y 以下の階層の人数ウェート F と，その階層が，所得総額のうちに占めている所得のシェア ϕ とを幾何学的に関係づけたものである．すなわち，

(2-2)　$\displaystyle\phi(y)=\frac{1}{\mu}\int_0^{y} tf(t)\,dt,\quad 0\leq\phi\leq 1$

ここで，μ は平均所得水準である．

$$(2\text{-}3)\qquad \mu=\int_0^{\bar{y}} tf(t)\,dt$$

又，分布関数 $F(y)$ は次式で表わされる．

$$(2\text{-}4)\qquad F(y)=\int_0^{y} f(t)\,dt,\quad 0\leq F\leq 1$$

(2-2)，(2-4) 式を全微分すると，

$$(2\text{-}5)\qquad d\,\phi(y)=\frac{1}{\mu}yf(y)\,dy$$

$$(2\text{-}6)\qquad dF(y)=f(y)\,dy$$

となる．この2式を利用して，$d\phi/dF=y/\mu\geq 0$，$d^2\phi/dF^2=1/\mu f(y)>0$ が得られる．すなわち，ローレンツ曲線 ϕ は F 軸に対して必ず凸となることがわかる．したがって，

$$(2\text{-}7)\qquad F(y)-\phi(y)\geq 0$$

ローレンツ曲線は 2-2 図に示されている．

分散　分散 (variance, σ^2) とは次式のように定義され，

$$(2\text{-}8)\qquad \sigma^2=\int_0^{\bar{y}}(y-\mu)^2 f(y)\,dy$$

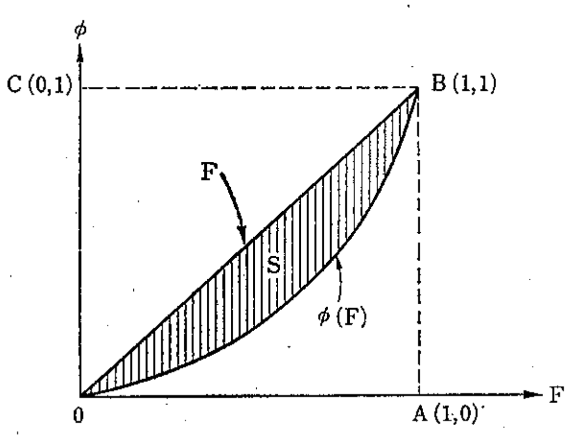
一般に分布のバラツキを表わすものとされているので，所得不平等の尺度としても用いられてきた．これは，各所得と平均との差の平方を密度で加重平均したものである．

変動係数　変動係数 (coefficient of variation, Mv) とは，分散の平方根（標準偏差）を平均所得で除したものである．

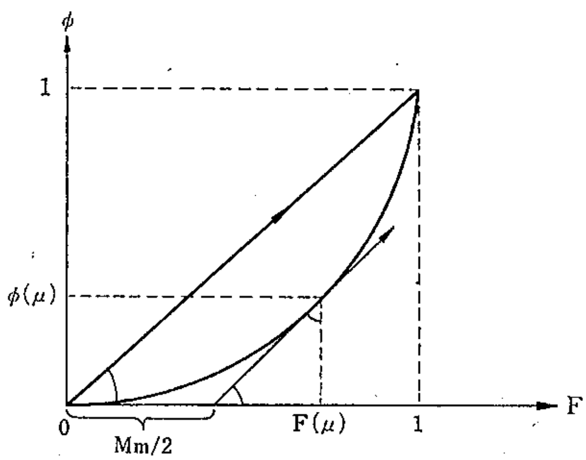
$$(2\text{-}9)\qquad Mv^2=\frac{1}{\mu^2}\int_0^{\bar{y}}(y-\mu)^2 f(y)\,dy$$

相対平均偏差　相対平均差偏 (relative mean deviation, Mm) は，次式のように定義される．

$$(2\text{-}10)\qquad Mm=\frac{1}{\mu}\int_0^{\bar{y}}|y-\mu|\,f(y)\,dy$$



2-2 図　ローレンツ曲線



2-3 図　相対平均偏差

すなわち，相対平均偏差とは，所得と平均との差の絶対値を平均で除したものの加重平均である．(2-10) 式を計算すると，

$$(2\text{-}11)\quad Mm=2[F(\mu)-\phi(\mu)]$$

が得られる．この式から，相対平均偏差 Mm はローレンツ曲線を用いて幾何学的に表示することができる．(2-3 図をみよ．)

対数表示の分散　対数表示の分散（または対数表示の標準偏差）M_l は次式で与えられる．

$$(2\text{-}12)\quad M_l=\int_0^{\bar{y}}\left(\log\frac{y}{\mu}\right)^2 f(y)\,dy$$

ジニ係数　相対平均差 (relative mean difference) はジニ集中比率 (Gini's concentration ratio) またはジニ係数 (Gini coefficient) Gと呼ばれ，次式のように定義されている．(注2)

$$(2\text{-}13)\quad G=\frac{1}{2\mu}\int_0^{\bar{y}}\int_0^{\bar{y}}|y-t|\,f(y)\,f(t)\,dy\,dt$$

この式からもわかるように，そもそもジニ係数とは，所得水準についてすべての組み合わせを考え，その差の絶対値を密度で加重平均し，平均所得で除したものの半分である．今，(2-13)式の2重積分を計算すると，

$$(2\text{-}14)\quad G=\frac{1}{\mu}\int_0^{\bar{y}}[yF(y)-\mu\phi(y)]\,f(y)\,dy$$

が得られる．この式から，ジニ係数はローレンツ曲線によって幾何学的に表示できることがわかる．というのは，2-2 図で斜線を引いた部分の面積を S とすると，

$$2S=\int_0^1 F d\phi-\int_0^1 \phi dF=\frac{1}{\mu}\int_0^{\bar{y}}[yF(y)-\mu\phi(y)]\,f(y)\,dy=G$$

すなわち，ジニ係数はローレンツ曲線と対角線にはさまれた部分の面積を三角形 OAB の面積で除した値に等しいからである．したがって，ジニ係数は次のようにも表示できる．

$$2S=2\left(\triangle\mathrm{OAB}-\int_0^1\phi dF\right)$$

$$=1-2\int_0^{\bar{y}}\phi(y)\,f(y)\,dy$$

$$(2\text{-}15)\quad G=1-2\int_0^{\bar{y}}\phi(y)\,f(y)\,dy$$

すべての人が等しい所得を得ている時，ローレンツ曲線は，対角線と重なり，ジニ係数はゼロである．又，一人で全所得を独占する場合には，$G=1$ となる．

タイル係数　タイル (H. Theil) は，その著〔18〕第4章において，エントロピーを援用した新しい所得不平等の尺度（以下，この尺度を「タイル係数」と呼ぶことにする）を案出し，その尺度を使って，アメリカ合衆国における所得分配問題——黒人と白人との所得較差とか，地域別の所得較差とかが，アメリカ全体としての所得不平等にどう影響しているか——を分析している．今，個人Iの所得 y_i が社会全体としての所得総額に占める比率を x_i とすると，エントロ

(注2)　Kendall=Stuart〔10〕を見よ．

ピー $H(x)$ は

$$H(x)=\sum_{i=1}^{N} x_i \log(1/x_i),\ i=1,\ 2,\cdots\cdots,N$$

で与えられる．すなわち，エントロピーとは，各人のインカム・シェアの逆数（対数表示）を加重平均したものである．各人のインカム・シェア x_i がすべて $1/N$ に等しい時，エントロピーは最大値 $\log N$ をとり，又，一人が全所得を独占的に保有する社会では，エントロピーは最小となり，$H=0$ である．このような性質から，エントロピーとは，所得分布の平等度を指標化したものである，といえよう．タイルはこのエントロピーを用いて，所得不平等の尺度（タイル係数T）を次のように定義した．

$$T=\log N-H(x)=\sum_{i=1}^{N} x_i \log Nx_i$$

すなわち，タイル係数とは，所得のシェアを平均のシェアで除したもの（対数表示）を所得のシェアで加重平均したものであるTは密度関数 $f(y)$ を用いると次式のように書くことができる

$$(2\text{–}16)\quad T=\int_0^{\bar{y}}\left(\frac{y}{\mu}\log\frac{y}{\mu}\right)f(y)\,dy$$

アトキンソン係数　アトキンソン (A. B. Atkinson)〔2〕は，社会厚生関数を明示し，それを用いて，新しい所得不平等の尺度（以下では，この尺度を「アトキンソン係数」Aと呼ぶことにする）を案出した．アトキンソン係数は，次のように定義されている．

$$(2\text{–}17)\quad A=1-\frac{y^*}{\mu}$$

y^* は "equally distributed equivalent" な所得水準と呼ばれ，問題にしている所得分布がWの社会厚生水準にある時，その水準 W を実現するのに，もしも所得分布が完全平等だったら，一人当たり所得がどの位の水準でよいのかを考えたものである．今，社会厚生関数を$W(y)=\int_0^{\bar{y}}u(y)f(y)\,dy$ で与えると，y^* は次のように定義される．

$$(2\text{–}18)\quad u(y^*)=\int_0^{\bar{y}}u(y)\,f(y)\,dy$$

アトキンソンは，アロウ〔1〕，プラット〔15〕の両論文を手がかりに，$u(y)$を次のように特定化 (specify) した．

$$(2\text{–}19)\quad \begin{cases} u(y)=a+b\dfrac{y^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, & \varepsilon\neq1,\ \varepsilon>0 \\ u(y)=\log_e y & ,\ \varepsilon=1. \end{cases}$$

(2–17)〜(2–19) 式より，アトキンソン係数は次のようなコッブ＝ダグラス型になる．

$$(2\text{–}20)\quad \begin{cases} A=1-\left[\displaystyle\int_0^{\bar{y}}\left(\frac{y}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}f(y)\,dy\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, & \varepsilon\neq1,\ \varepsilon>0 \\ A=1-\dfrac{m}{\mu},\ \log m=\displaystyle\int_0^{\bar{y}}(\log y)\,f(y)\,dy, & \varepsilon=1. \end{cases}$$

完全平等な社会では $A=0$ となり，一人が全所得を独占する社会では $A=1$ となる．

3. 相対的な不平等回避

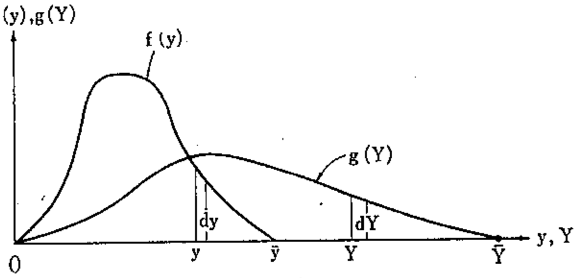
前節に紹介した不平等の尺度は，果たして不平等の尺度としてレリヴァントなものであるだろうか．以下，密度関数を移動させたり変化させて不平等の尺度に暗黙のうちに前提されている諸条件を明らかにする形で，この問題を解明することにする．

まず，各人の所得をθ倍にしてみる（$\theta>1$ とする）．その時，密度関数 $f(y)$ は，$g(Y)$ に移動している（3-1 図を見よ）．ここで，

$\int_0^{\bar{y}} f(y)dy=\int_0^{\bar{Y}} g(Y)\,dY=1$，$Y=\theta y$ だから

(3-1)　$f(y)\,dy=g(Y)\,dY$

となる．密度関数が，このようにシフトした場合，尺度の「相対的な不平等回避（relative inequality aversion)」の程度を調べることができる．不平等度が増大・不変・減少するに応じて，それぞれ「相対的な不平等回避逓増・不変・逓減」と呼ぶことにしよう．



3-1 図　相対的な不平等回避

分散　σ_0^2, σ_1^2 をそれぞれ，密度関数がシフトする前と後の分散としよう（以下，サブスクリプト 0,1 を同様に扱うことにする)。その時，

$$\sigma_1^2=\int_0^{\bar{Y}}(Y-\theta\mu)^2\,g(Y)\,dY=\theta^2\,\sigma_0^2>\sigma_0^2$$

となる．すなわち，分散は「相対的な不平等回避逓増の原理」を満たしている．

相似拡大的な関数　もしも，不平等の尺度Mが相似拡大的（homothetic）に定義され，所得の絶対的水準（y)，平均の絶対的水準（μ）には無関係であるとしよう．

$$M_0=\int_0^{\bar{y}} V(y/\mu)f(y)\,dy$$

直観的に明らかなように，このような尺度で測った不平等度は，各人の所得が一様にθ倍になっても変化しない（$V(Y/\theta\mu)=V(y/\mu)$ だから)．分散以外の尺度がすべて相似拡大的に定義されていることは，(2-9), (2-10), (2-12), (2-13), (2-16), (2-20) 式をみれば明らかである．したがって，分散を除くすべての尺度は「相対的な不平等回避不変の原理」を満たしていることになる．

さて，すべての所得が一様にθ倍された場合，不平等度がどうなれば社会的に公正であると判断されるだろうか．その場合，所得の絶対的較差は拡大し，相対的較差は不変である．したがって，不平等を相対的較差で考える人にとっては「相対的な不平等回避不変」の前提に立つ尺度こそが，不平等の尺度としてふさわしく，納得がゆくもの（plausible）であると判断されよう．しかるに，「健康で文化的な」最低限の生活を維持するのに必要な所得に達しない個人が一人でも存在する社会では，絶対的較差こそが重大で，それを等閑視できない，と主張する人も少なからずいよう．そのような主張をする人にとっては，分散によって与えられる情報こそが不平等評価

の決め手となろう[注3].

このように，何が社会的に公正な尺度であるかは，「公正」の中味に依存し，「公正」についての考え方が異なれば選択すべき尺度も異なってくる．

4. 絶対的な不平等回避

次に各個人の所得をすべて絶対額 θ だけ増大させてみよう（$\theta>0$ とする）．その時，密度関数 $f(y)$ は $h(y+\theta)$ に移動している（4-1 図を見よ）．

4-1 図より明らかなように

(4-1)　$h(y+\theta)=f(y)$

となっている．この時，M_0, M_2, E_2 をそれぞれシフト前後の不平等の程度，およびシフトによる効果とすると，

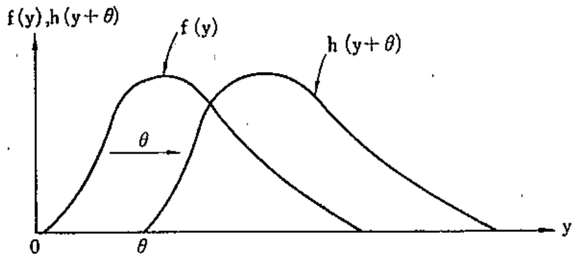


図 4-1　絶対的な不平等回避

$$M_0=\int_0^{\bar{y}}V(y,\mu)f(y)\,dy$$

$$M_2=\int_0^{\bar{y}}V(y+\theta,\mu+\theta)\,h(y+\theta)\,dy$$

$$=\int_0^{\bar{y}}V(y+\theta,\mu+\theta)f(y)\,dy$$

$$E_2=M_2-M_0$$

$$=\int_0^{\bar{y}}[V(y+\theta,\ \mu+\theta)-V(y,\mu)]f(y)dy$$

となる．この時，「絶対的な不平等回避 (absolute inequality aversion)」は $\partial E_2/\partial\theta$ を用いて表わすことができる．すなわち，$\partial E_2/\partial\theta$ が正・ゼロ・負の場合によって，それぞれ「絶対的な不平等回避逓増・不変・逓減」と呼ぶことにする．

分散　　直観的にも明らかなように分散は「絶対的不平等回避不変」となる．というのは，$V(y+\theta,\mu+\theta)=(y-\mu)^2$ となるから，

$$\frac{\partial V(y+\theta,\mu+\theta)}{\partial\theta}=0,$$

したがって，$\partial E_2/\partial\theta=0$ になるからである．

分散以外のすべての尺度は，「絶対的不平等回避減少の原理」を満たすことがわかる．というのは，E_2 が 4-2 図のように $\dfrac{\partial E_2}{\partial\theta}<0$，$\dfrac{\partial^2 E_2}{\partial\theta^2}>0$ となるからである．以下，順をおってみてみよう[注4].

変動係数　　$E_2=\left[\left(\dfrac{\mu}{\mu+\theta}\right)^2-1\right]M^2v_0,$

（注3）もっとも，このようなケースではここで問題にしているような "summary meausures" は無力で，ミニマム以下の絶対的人数だけが重要だともいえる．

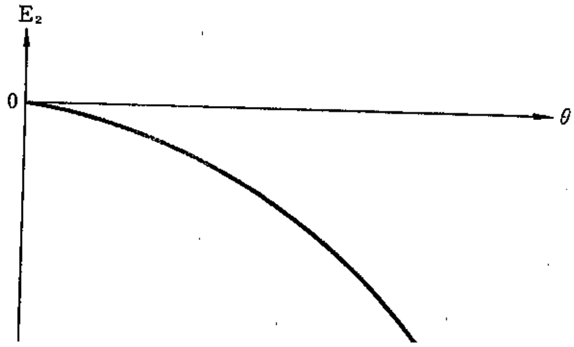
$$\frac{\partial E_2}{\partial \theta}=-\frac{2\mu^2}{(\mu+\theta)^3}M^2{}_{v_0}<0.$$

相対平均偏差　$E_2=\left(\frac{\mu}{\mu+\theta}-1\right)M_{m_0},$

$$\frac{\partial E_2}{\partial \theta}=-\frac{\mu}{(\mu+\theta)^2}M_{m_0}<0.$$

対数表示の分散　$\frac{\mu-y}{y+\theta}\log\frac{y+\theta}{\mu+\theta}\leq 0$

だから，



4-2 図　絶対的な不平等回避逓減の原理

$$\frac{\partial E_2}{\partial \theta}=\frac{2}{\mu+\theta}\int_0^{\bar{y}}\frac{\mu-y}{y+\theta}\log\frac{y+\theta}{\mu+\theta}f(y)\,dy<0.$$

ジニ係数　(2–13) 式より $E_2=\left(\frac{\mu}{\mu+\theta}-1\right)G_0,$

$$\frac{\partial E_2}{\partial \theta}=-\frac{\mu}{(\mu+\theta)^2}G_0<0.$$

タイル係数　$(\mu-y)\log\frac{y+\theta}{\mu+\theta}\leq 0$ だから

$$\frac{\partial E_2}{\partial \theta}=\frac{1}{(\mu+\theta)^2}\int_0^{\bar{y}}(\mu-y)\log\frac{y+\theta}{\mu+\theta}f(y)\,dy<0.$$

アトキンソン係数

(4–2)　$$A^*=\int_0^{\bar{y}}\left(\frac{y}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}f(y)\,dy$$

とおくと，(2–20) 式より，

(4–3)　$$A=1-(A^*)^{\frac{1}{1-\varepsilon}},\quad \varepsilon\neq 1,\ \varepsilon>0$$

となる．ここでは $\varepsilon>1$ の場合のみ考察することにしよう（$\varepsilon=1$, $0<\varepsilon<1$ の場合も同様に考察することができるので省略する)．

さて，(4–3) 式を A^* で偏微分すると，

$$\frac{\partial A}{\partial A^*}=-\frac{1}{1-\varepsilon}(A^*)^{\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}}>0,\quad \varepsilon>1,$$

すなわち，$\varepsilon>1$ の場合，A^* が増加すれば，A も増大する．

(4–4)　$$\frac{\partial A}{\partial A^*}>0,\quad \varepsilon>1.$$

$E_2=A_2^*-A_0^*$, $a=(\varepsilon-1)(\mu+\theta)^{\varepsilon-2}(>0)$ とし，(2–7) 式を用いると，

$$\frac{\partial E_2}{\partial \theta}=a\int_0^{\bar{y}}\frac{y-\mu}{(y+\theta)^{\varepsilon}}f(y)\,dy$$

$$=a\varepsilon\mu\int_0^{\bar{y}}\frac{1}{(y+\theta)^{\varepsilon+1}}[\phi(y)-F(y)]\,dy<0,$$

(注4) 二次微分は容易に計算できるので省略した.

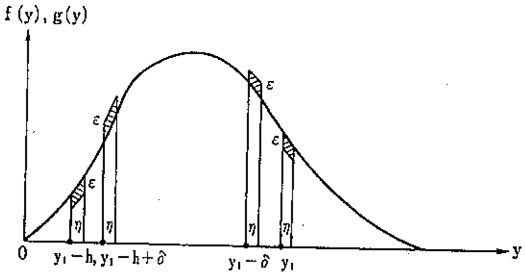
したがって，θ が増大する時，A^* も増大することになり，それは (4-4) 式より A の増大を引き起こす ($\varepsilon>1$ の場合).

「絶対的な不平等回避逓減」という条件は，不平等の前提としてきわめて納得がゆく．しかるに，分散はこの原理を満たしていないので，不平等の尺度としてはイレリヴァントであるといわざるを得ない．

5. ドルトンのトランスファー原理

ドルトン (H. Dalton)〔3〕は，不平等の尺度としてのレリヴァントな一前提として，次のような条件を挙げている．すなわち，金持ちから貧乏人への所得のトランスファーは，所得不平等の程度を減少させる，という条件である．このことを厳密に定式化すると，次のようになる．

〔命題 I〕　所得不平等の尺度を $M=\int_0^{\bar{y}} V(y)\,f(y)\,dy$,（ただし，$V(y)$ は $f(y)$ から独立）とすると，所得水準が y_1 の個人甲の所得を無限小だけ，所得水準が y_1-h, $(y_1>h>0)$ の個人乙にトランスファーする場合，その所得再分配効果は $V'(y_1-h)-V'(y_1)$ で示される.(注5)



5-1 図　ドルトンのトランスファー原理

〔証明〕　この命題にあるような所得再分配を 5-1 図のように行い，再分配前後の密度関数をそれぞれ $f(y)$, $g(y)$ とすると，再分配後の所得再分配効果 E_3 は次のように計算される．

$$E_3=\int_0^{\bar{y}} V(y)\,g(y)dy-\int_0^{\bar{y}} V(y)\,f(y)\,dy$$

$$=\varepsilon\left[\int_{y_1-h+\delta}^{y_1-h+\delta+\eta} V(y)\,dy-\int_{y_1-h}^{y_1-h+\eta} V(y)\,dy\right]-\varepsilon\left[\int_{y_1}^{y_1+\eta} V(y)\,dy-\int_{y_1-\delta}^{y_1-\delta+\eta} V(y)\,dy\right]$$

ここで，$X(y)=\int V(y)\,dy$ とおくと，$E_3=\varepsilon[A-B]$, ただし，

$$A=[X(y_1-h+\delta+\eta)-X(y_1-h+\delta)]-[X(y_1-h+\eta)-X(y_1-h)]$$

$$B=[X(y_1+\eta)-Xy_1)]-X(y_1-\delta+\eta)-X(y_1-\delta)]$$

となる．E_3 を $\varepsilon, \eta, \delta$ で割って $\varepsilon\to 0, \eta\to 0, \delta\to 0$ とすると，

$$\lim_{\varepsilon\to 0}\lim_{\eta\to 0}\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{\varepsilon\eta\delta}E_3=\lim_{\eta\to 0}\lim_{\delta\to 0}\frac{1}{\eta\delta}[A-B]$$

$$=\lim_{\delta\to 0}\left[\frac{V(y_1-h+\delta)-V(y_1-h)}{\delta}-\frac{V(y_1)-V(y_1-\delta)}{\delta}\right]$$

(注5)　この〔命題 I〕を提出したのはアトキンソン〔2〕である．が，証明はそこでは与えられていない．

$$=V'(y_1-h)-V'(y_1). \qquad \text{Q. E. D.}$$

ドルトンのトランスファー原理　所得水準が y_1 の個人甲の所得を無限小だけ，所得水準が y_1-h, $(h>0)$ の個人乙にトランスファーする場合，その所得再分配効果 $V'(y_1-h)-V'(y_1)$ が負であること，すなわち再分配によってより平等化することは，所得不平等の尺度が社会的に公正といえるための一条件である．

以下，このようなトランスファーによって密度関数を変化させた場合の効果を順次検討することにする．

分散　$V'(y)=2(y-\mu), E_3=-2h<0$

変動係数　$V'(y)=2(y-\mu)/\mu^2,\ E_3=-2h/\mu^2<0.$

相対平均偏差

$$V'(y)=\begin{cases} -\dfrac{1}{\mu}, & y<\mu \\ 0, & y=\mu \\ \dfrac{1}{\mu}, & y>\mu \end{cases}$$

となるから，μ に対して y_1, y_1-h が同じサイドにある場合には $E_3=0$ となる．

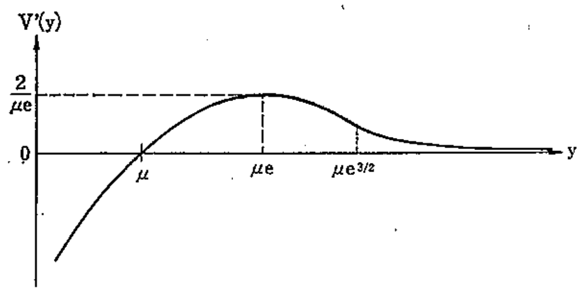
対数表示の分散　$V'(y)=(2/y)\log(y/\mu)$ となるから，5-2 図より明らかなように，所得再分配によって却ってより不平等化する場合がある（例えば，$y_1-h\geq\mu e$）．

タイル係数　$V'(y)=\dfrac{1}{\mu}\left[\log\dfrac{y}{\mu}+1\right],$

$$E_3=\frac{1}{\mu}\log\frac{y_1-h}{y_1}<0.$$

アトキンソン係数　$A^*=\displaystyle\int_0^{\bar{y}}V(y)f(y)\,dy$

と考えると，



5-2 図　対数表示の分散

$$V'(y)=\frac{1-\varepsilon}{\mu}\left(\frac{\mu}{y}\right)^{\varepsilon},\quad E_3=\frac{(1-\varepsilon)\,[y_1^{\varepsilon}-(y_1-h)^{\varepsilon}]}{\mu^{1-\varepsilon}\,y_1^{\varepsilon}(y_1-h)^{\varepsilon}}<0,\ \varepsilon>1.\text{(注6)}$$

ジニ係数　G は $V(y)$ を $f(y)$ と独立な形に変形できないので，〔命題 I〕を利用できない．(2-15) 式において，$G^*=\displaystyle\int_0^{\bar{y}}\phi(y)\,f(y)\,dy$ とおくと，$G=1-2G^*$ となる．G を G^* で微分すると，$dG/dG^*=-2$，すなわち，

$$\text{(5-1)}\qquad \frac{dG}{dG^*}<0$$

である．以下では G^* について考えることにする．G^* について，〔命題 I〕を証明した場合と同様の方法で計算すると，

（注6）$0<\varepsilon\leq1$ の場合についても，アトキンソン係数が「ドルトンのトランスファー原理」を満たしていることは，同様の手続きで証明される．

$$(5\text{-}2)\quad E_3=\frac{1}{\mu}[F(y_1)-F(y_1-h)]>0$$

となる.(注7) したがって,(5-1)(5-2)式より,ジニ係数は「ドルトンのトランスファー原理」を満たしていることがわかる.

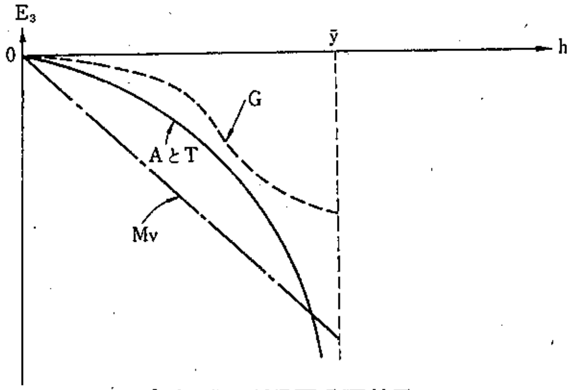
以上まとめると,相対平均偏差(注8)と対数表示の分散(あるいは対数表示の標準偏差)は,「ドルトンのトランスファー原理」を満たしていないので,この二つは所得不平等の尺度としては妥当でない.ドルトンのトランスファー原理を満たさないと,相対的に貧乏人よりも金持ちにより,大きなウェートをつけることになるか,両者に等しいウェートをつけることになるか,のどちらかになるからである.他の五つの尺度は「ドルトンのトランスファー原理」を満たしている.

6. 所得水準へのウェートづけ

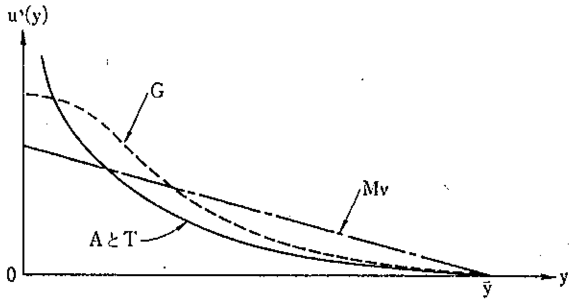
前節の〔命題I〕を利用して,所得へのウェート(換言すれば分析者が貧乏人・金持ちにつけるウェート)づけがそれぞれの尺度ではどう前提されているかを調べてみよう.

今,再分配所得の拠出を最高所得者に命じ(したがって$y_1=\bar{y}$),その所得の受取り人を所得水準に応じて順次変えてみると,6-1図にみるように,不平等の尺度が異なればその効果も異なっている.このような差異は,それぞれの尺度に暗黙のうちに前提されている所得へのウェートづけの差異を反映している.すなわち,社会厚生関数を個人主義的に特定化すると,$W(y)=\int_0^{\bar{y}}u(y)f(y)dy$となるが,このような場合,所得再分配効果が6-1図のようになるためには,所得につけられている限界的ウェートが6-2図のようになっていなければならないからである.さて,アトキンソン係数とタイル係数に前提されている所得の限界ウェート(逓減)は,一般の経済的観念に強くアッピールしている.が,しかし,ジニ係数と変動係数に前提されている所得の限界ウェートは,果たして一般の経済的観念にアッピールするか,疑問がないとは必ずしもいえない.

ジニ係数の場合,典型的な所得分布(例えば2-1図にあるような"unimodal"な所得分布)を



6-1 図　所得再分配効果



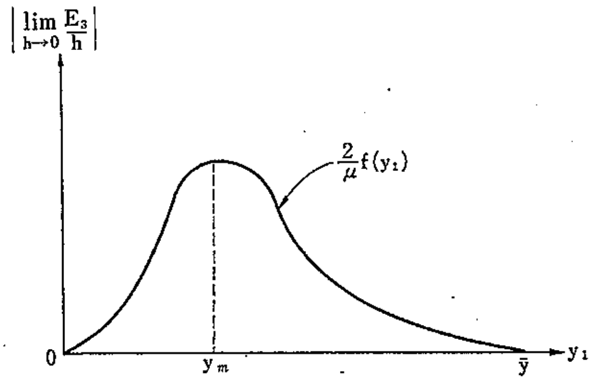
6-2 図　所得につけられている限界的ウェート

(注7) ジニ係数の場合,(2-14)式を変形すると,$G=\frac{1}{\mu}\int_0^{\bar{y}}\left[\int_0^{y}F(t)\,dt\right]f(y)\,dy$ となるから,再分配の効果が(5-2)式で与えられることは,一応,推定される.

(注8) E'ltetö—Frigyes〔5〕が考案した三つの尺度は相対平均偏差の"simple transforms"であり,又そのために「ドルトンのトランスファーの原理」を満たさないこと,をアトキンソン〔2〕が指摘している.

想定すると，無所得者につけられているウェートも，1円所持者につけられているウェートも大差ないことが前提されている.(注9) さらに，ジニ係数の値が最も（相対的に）大きく変化するのは，最頻値（モード，y_m）の所得水準に影響を与えるような所得再分配が行われた時であって，最下層の所得が動く場合ではない（ジニ係数の所得再分配に対する相対的な動きの大きさ (sensitivity) は，6-3図のようになる）. このような前提が不平等を考える上でプロージブルであるとは必ずしもいえないであろう.

変動係数の場合，再分配効果の相対的変化率はゼロである. 又，所得につけられている限界的ウェートは6-2図にあるように直線的に減少している. このような前提も，不平等の尺度としては受け入れ難いものといえなくもないであろう.



6-3 図再分配効果の相対的変化率(ジニ係数の場合)

7. ローレンツ曲線の交叉の有無

前節の分析で，ジニ係数が暗黙のうちに想定している所得へのウェートづけは必ずしも社会的公正の観念にアッピールするものではないことが明らかになった. ここでは，ジニ係数の使用について，より重要と思われる批判を提起しよう.(注10) それは，ローレンツ曲線が交叉する場合，ジニ係数によるランク付けは2-2図の斜線部分の面積Sの大小によって一方的に確定するが，価値判断——金持ちと貧乏人とにどうウェートをつけるか——によっては，ジニ係数によるランキングと逆のランキングが考えられる，というものである.

アトキンソン〔2〕は，ロスチャイルド＝スティグリッツ〔16〕，ハーダー＝ラッセル〔6〕，ハノッホ＝レヴィ〔8〕等々が導出した不確実性下の意志決定についての命題をローレンツ曲線を用いて所得不平等のランク付けの問題に読み替えることに成功した. そこでアトキンソンが導出した命題は，次のようにいっている.

〔命題II〕　所得不平等のランク付けを $W=\int_0^{\bar{y}}U(y)\,f(y)\,dy$ という関数によって行う場合，ローレンツ曲線が交叉しないケースについては，$U(y)$の形を具体的に特定化しなくとも(ただし，$U'(y)>0$, $U''(y)<0$ という条件だけ満せば）ランク付けが一意的に確定する.(注11)

この〔命題II〕から，ローレンツ曲線が交叉するケースでは，$U(y)$ を具体的に特定化しない

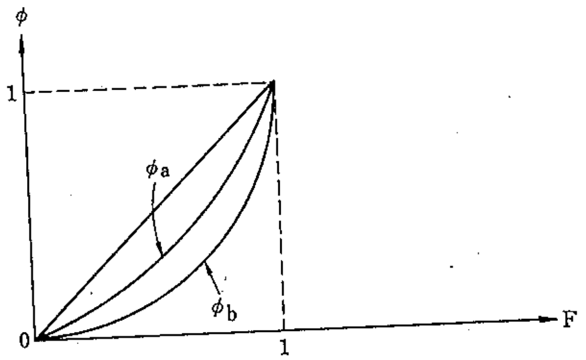
(注9)　ニューベリー〔14〕は，このことを「ジニ係数によるランク付けと同じランク付けをする “concave” な社会厚生関数は，“additive” な形では存在しない」と，定理の形でまとめている.

(注10)　ジニ係数にまつわる他の問題点としてタイル〔18〕の次のような指摘がある. それは，(2-13)式の定義からも明らかなように，“between-set inequality” と “within-set inequality” とにジニ係数を decompose できない，というものである. なお，アトキンソン係数・タイル係数の場合には，そのような decomposition が可能である.

(注11)　証明についてはアトキンソン〔2〕pp. 245〜7 をみよ. ただし，アトキンソンは平均所得が同一のケースに限定して証明しているが，平均所得が異なるケースでも分散以外の尺度は平均所得の絶対値には依存せず，ホモセティックに定義されている（第3節参照）から平均所得が異なってもθ倍して双方をそろえることができるので問題はない. 又，アトキンソンの証明は population のサイズも同一の場合に限定しているが，たとえそのサイズが異なっても〔命題II〕が成立する —Dasgupta＝Sen＝Starrett〔4〕，Rothschild＝Stiglitz〔17〕を見よ.

限りランク付けは不可能であること，換言すれば，$U(y)$ の具体的な特定化の仕方が異なればランク付けもそれに応じて異なることが導かれる.(注12) すなわち，ジニ係数・変動係数・タイル係数・アトキンソン係数等々の尺度によってそれぞれランキングが異なるのは，ローレンツ曲線が交叉するケースについて起こるのである．したがって，所得不平等の度合を比較する際には，まずローレンツ曲線が交叉しているか，いないのかを調べる必要がある，というステートメントを看過してはならない．

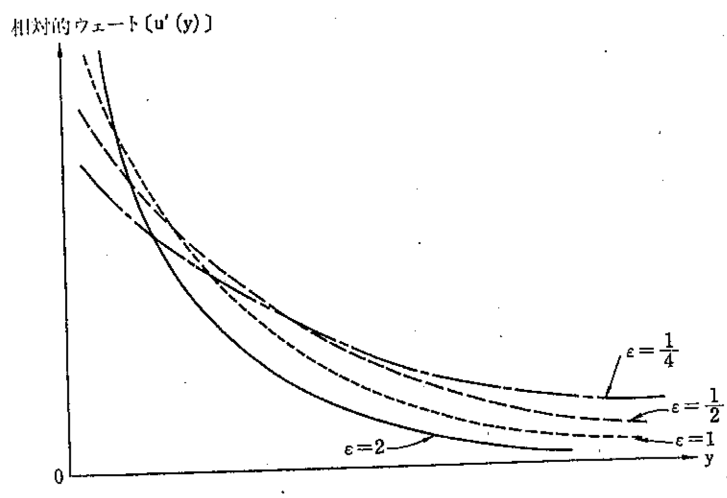
さて，ローレンツ曲線が交叉しない場合には，所得不平等のランキングは一意的に確定する．7-1図において，不平等回避の観点から，ローレンツ曲線が内側に位置している ϕ_a の方が，外側に位置している ϕ_b より選好されるのである．



7-1 図　一意的な不平等のランキング

ローレンツ曲線が交叉する場合には価値判断が異なれば，所得不平等のランキングも異なるので，ランキングは一意的に確定しない．

しかるに，ジニ係数・変動係数・タイル係数によるランキングは，ローレンツ曲線が交叉するケースでもそれぞれ一意的に決まっている．それは，このような不平等の尺度に暗黙のうちに想定されている価値判断——貧乏人・中間層・金持ちにそれぞれどういうウェートをつけるかに関するもの——が一つであることを意味している（ジニ係数・変動係数・タイル係数が具体的にどのような価値判断をしているかについては第8節で扱っている）．ところで，アトキンソン係数は，パラメーター ε の値を変えることで，価値判断を変えることができる．7-2図にあるように，ε の値が大きい程，貧乏人の相対的ウェートは大きい．ε の値が小さくなるにつれて，貧乏人の相対的ウェートは小さくなり，代わって中間層，金持ちの順に相対的ウェートは大きくなる．ε がゼロになると，貧乏人・中間層・金持ちにかけられているウェートは等しくなり（ゼロ），所得の不平等は問題外となる．このようにパラメーター ε は，分析者の不平等問題についての関心の度合——貧乏人に対する配慮の度合——を示したものである．したがって，ローレンツ曲線が交叉す



7-2 図　ε による相対的ウェート

（注12）このようなケースで分析者同士の間に $U(y)$ の特定化に差異がある場合，社会的合意を得るのに appropriate and consistent なルールが果たしてありうるのかを，Hamada (7) が扱っている．

るケースでは，εの値の選択しだいでアトキンソン係数による不平等のランキングは異なってくる．しかもなぜランキングが異なるかを，不平等問題に対する分析者自身の関心度，換言すれば，貧乏人を社会的にどう位置づけるかに関する価値判断，と直接に結びつけた点で，アトキンソン係数はジニ係数をはじめとする他のすべての尺度と比較してはるかに優れている，といえる．(注13, 14)

8. 数値例—戦後日本の所得再分配効果

これまでの分析から得られた結論を数値例をとって検討してみよう．戦後日本において，所得税制・地方税制・社会保障制度が所得不平等を是正する上で，どのように機能してきたか，という問題を扱った pioneering work は貝塚・新飯田〔9〕である．(その後，地主・中桐〔13〕が，〔9〕でひかれた線に沿って分析をしている．) そこでは，ジニ係数が所得不平等の尺度として用いられているので，その分析結果をそのままうのみするわけにはいかない．ここでは，まずローレンツ曲線の交叉の有無を調べ，ついで，アトキンソン係数を用いて（パラメーターεの値を幾つも与える形で）総合的に戦後日本の所得再分配効果を明らかにする．(注15) そして，既存のジニ係数による分析結果〔9〕,〔13〕の一面性——ジニ係数に暗黙のうちに前提されている価値判断——に言及しよう．(データは〔9〕,〔13〕と同じく総理府『家計調査』によった(注16))．

所得再分配効果　所得税および地方税の課税前後のローレンツ曲線を描いてみると，どの年次をとっても，ローレンツ曲線は交叉せず，課税後のローレンツ曲線が必ず内側に位置している(8-1 表を見よ)．したがって，どの尺度を用いても，所得税・地方税は所得不平等を是正する効果をもっていることになる (8-6 表，8-7 表及び 8-1 図，8-2 図)．さらに，所得税課税後のローレンツ曲線は，どの年次をとっても地方税課税後のローレンツ曲線の内側に位置している (8-1 表)．すなわち，どの尺度を用いても所得税の所得不平等是正効果の方が地方税のそれより常に大きかったことになる(注17) (8-6 表，8-7 表)．したがって，ジニ係数を用いて分析した貝塚・新飯田〔9〕，地主・中桐〔13〕の評価は，この二つのポイントに関する限り一般性をもつといえる．

ところで，8-1 図，8-2 図を見ると明らかなように，所得税・地方税の所得再分配効果は，パラメーターεの値が大きくなるにつれて小さくなってきている．すなわち，所得不平等を評価しようとする時，低所得層が相対的にどのように位置づけられているかについての情報を重視すればする程（その分だけ，中・高所得層がどうなろうと，彼等についての関心は薄くなる）それだけ，所得税・地方税の所得不平等是正効果が小さくなることになる．(注18) なお，ジニ係数を用いて計算

(注13) 豊田〔19〕は，ローレンツ曲線が交叉する場合，ジニ指数（ジニ法則が成立していると前提する場合のパラメーターα）やパレート指数βで不平等度を比較するのは誤りである——ジニ法則，パレート法則の下では，ローレンツ曲線は交叉しないから——と，指摘している．倉林〔12〕をはじめとしてパレート指数，ジニ指数を用いた分析には，一般にこの点についての理解がえられていない．

(注14) ただし，パラメーターεをどう決定すべきかという問題は，未解決のまま残されている．

(注15) ここでは，特に所得不平等を是正する上で三つの政策手段がどのように機能してきたか，についての事実の究明に焦点をしぼった．どうしてそのように機能してきたのかに関する原因説明——実証分析——は，ここでは詳しく行わない．それは別の機会にゆずりたい．

(注16) 総理府『家計調査』が統計上もっている大きな欠陥は，単身者世帯を含めていないこと，および，医療サービス・義務教育サービスなどの現物給付が計上されていないこと，等々である．他の制約については〔9〕p. 50 をみよ．

(注17) 以上の分析結果は，所得税・地方税ともに累進税率を採用していること，および，所得税の累進度が地方税のそれより高いこと，を反映している．

(注18) このような分析結果は，低所得層の所得税・地方税負担が累進税率の下で微々たるもの（あるいは非課税）にとどまってきたので，低所得層は所得税・地方税制が存在しても，それから相対的にあまり大きな影響をうけなかったこと，を反映している．

8-1 表　ローレンツ曲線 ――交叉の有無

（単位：10^{-4}）

年度（昭和）	所得分布	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	E^*	年度（昭和）	所得分布	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	E^*
28	A*	803	2176	3975	6319	—	38 b	A	812	2190	3979	6283	—
	B*	851	2288	4141	6498	○		B	836	2249	4067	6383	○
	C*	809	2190	3994	6339	○		C	821	2210	4006	6313	○
	D*	807	2177	3970	6308	×		D	818	2193	3973	6269	×
29	A	773	2127	3905	6238	—	38 c	A	1015	2517	4384	6672	—
	B	823	2250	4095	6456	○		B	1041	2571	4461	6752	○
	C	781	2144	3929	6261	○		C	1027	2542	4419	6710	○
	D	779	2127	3895	6220	×		D	1029	2528	4388	6668	×
30	A	772	2116	3886	6213	—	39	A	1086	2596	4450	6699	—
	B	818	2229	4060	6413	○		B	1113	2652	4529	6782	○
	C	781	2136	3916	6245	○		C	1098	2621	4483	6733	○
	D	777	2116	3875	6189	×		D	1097	2607	4454	6696	×
31	A	786	2140	3907	6201	—	40	A	1106	2656	4493	6779	—
	B	833	2251	4077	6401	○		B	1134	2712	4571	6859	○
	C	796	2160	3936	6233	○		C	1127	2684	4530	6815	○
	D	792	2141	3899	6185	×		D	1115	2662	4491	6771	×
32	A	765	2100	3844	6125	—	41	A	1107	2612	4456	6743	—
	B	794	2173	3960	6262	○		B	1135	2668	4536	6828	○
	C	773	2120	3873	6157	○		C	1121	2640	4494	6780	○
	D	772	2104	3841	6116	×		D	1120	2626	4465	6741	×
33	A	760	2094	3851	6146	—	42	A	1075	2590	4436	6726	—
	B	786	2159	3952	6263	○		B	1102	2648	4518	6815	○
	C	768	2112	3878	6176	○		C	1088	2618	4474	6764	○
	D	766	2095	3842	6130	×		D	1085	2599	4439	6720	×
34	A	768	2107	3877	6176	—	43	A	1145	2676	4544	6797	—
	B	791	2165	3970	6287	○		B	1169	2726	4613	6868	○
	C	775	2124	3901	6202	○		C	1158	2702	4577	6828	○
	D	772	2106	3865	6156	×		D	1153	2683	4548	6792	×
35	A	769	2102	3836	6111	—	44	A	1182	2769	4663	6903	—
	B	795	2165	3938	6233	○		B	1206	2818	4728	6968	○
	C	776	2117	3859	6136	○		C	1193	2791	4693	6931	○
	D	775	2101	3829	6100	×		D	1189	2772	4664	6896	×
36	A	751	2065	3791	6075	—	45	A	1168	2763	4664	6936	—
	B	772	2119	3876	6177	○		B	1192	2807	4721	6991	○
	C	757	2080	3814	6100	○		C	1180	2786	4694	6965	○
	D	756	2066	3786	6060	×		D	1175	2769	4666	6929	×
37 a	A	786	2145	3904	6197	—	46	A	1175	2751	4655	6928	—
	B	807	2197	3985	6290	○		B	1198	2794	4712	6983	○
	C	793	2162	3927	6222	○		C	1187	2775	4687	6958	○
	D	791	2143	3895	6183	×		D	1186	2763	4658	6925	×
37 b	A	801	2184	3976	6279	—	26	A	664	2009	3806	6158	—
	B	823	2237	4057	6370	○		B	703	2112	3968	6344	○
	C	809	2203	4003	6308	○	27	A	687	2049	3854	6200	—
	D	807	2185	3971	6268	×		B	731	2161	4024	6385	○

（注）A　原所得　　D　社会保障後
B　所得税課税後　　E　Aとの交叉がある（×），ない（○）
C　地方税課税後　　$\phi_i=(1/5\mu)\sum_{j=1}^{i} y_j,\ i=1,2,3,4.$

（資料出所）昭和26年～37年aについては，総理府『家計調査』（現金実収入5分位階級別勤労者世帯年平均1ヶ月間の所得―全都市）より算出
昭和37年b，38年b　〃　〃　（　〃　〃　―人口5万以上の都市）〃．
昭和38年c～46年　〃　〃　（年間収入　〃　―全国）〃．

8-2 表　原所得*の所得不平等度　　（単位：10^{-4}）

年度（昭和）	G		M_v^2		T		A (ε) 1/4		2/4		3/4		4/4		5/4		6/4		7/4		8/4		9/4		10/4		11/4		12/4	
26	2946	12*	2887	11	1432	12	361	12	728	12	1097	12	1464	12	1827	12	2179	12	2518	12	2841	12	3143	12	3424	12	3683	12	3919	12
27	2884	10	2764	7	1371	10	346	10	696	10	1049	11	1399	11	1746	11	2083	11	2408	11	2718	11	3010	11	3282	11	3534	11	3765	11
28	2691	1	2405	1	1178	1	295	1	591	1	886	1	1176	1	1460	1	1736	1	2001	1	2254	1	2494	1	2719	1	2930	1	3125	1
29	2783	2	2594	2	1264	2	317	2	634	2=	949	4	1258	4	1561	4	1853	4	2133	4	2399	4	2650	4	2885	4	3103	4	3306	4
30	2805	5	2646	5	1285	5	322	5	643	5	962	5	1274	5	1579	5	1873	5	2153	5	2420	5	2670	5	2905	5	3123	5	3324	5
31	2786	3	2633	3	1270	3	318	3=	634	2=	946	2	1251	2	1548	2	1833	2	2106	2	2365	2	2608	2	2836	2	3048	2	3244	2
32	2866	8	2813	9	1349	8	337	8	672	8	1001	8	1322	8	1633	7	1932	8	2215	8	2483	8	2734	8	2968	8	3185	8	3385	8
33	2860	7	2782	8	1341	7	335	7	669	7	999	7	1321	7	1634	8=	1935	9	2222	9	2493	9	2747	9	2984	9	3204	9	3406	9
34	2829	6	2712	6	1310	6	328	6	655	6	978	6	1294	6	1602	6	1898	6	2181	6	2448	6	2700	6	2935	6	3153	6	3354	6
35	2873	9	2837	10	1356	9	338	9	674	9	1003	9	1324	9	1634	8=	1931	7	2213	7	2478	7	2727	7	2959	7	3173	7	3371	7
36	2927	11	2946	12	1408	11	351	11	700	11	1042	10	1375	10	1697	10	2005	10	2296	10	2570	10	2826	10	3064	10	3283	10	3485	10
37 a	2787	4	2639	4	1272	4	318	3=	635	4	947	3	1252	3	1550	3	1836	3	2109	3	2368	3	2612	3	2840	3	3052	3	3249	3
37 b	2704	2	2457	2	1195	2	299	2	598	2	895	2	1186	2	1472	2	1748	2	2013	2	2265	2	2504	2	2729	2	2940	2	3135	2
38 b	2694	1	2442	1	1185	1	297	1	593	1	886	1	1173	1	1454	1	1726	1	1986	1	2235	1	2469	1	2690	1	2897	1	3089	1
38 c	2165	9	1541	9	755	9	189	9	377	9	565	9	749	9	931	9	1109	9	1282	9	1450	9	1612	9	1767	9	1916	9	2058	9
39	2067	7	1426	8	690	8	172	7=	342	7=	510	7	674	7	835	7	992	7	1143	7	1289	7	1430	7	1565	7	1694	7	1818	7
40	1986	5	1300	5	634	5	158	5	315	5	471	5	623	5	774	5	920	5	1063	5	1201	5	1335	5	1464	5	1588	5	1707	5
41	2033	6	1365	6	663	6	165	6	329	6	490	6	648	6	803	6	955	6	1101	6	1242	6	1378	6	1508	6	1633	6	1752	6
42	2069	8	1411	7	688	7	172	7=	342	7=	511	8	676	8	840	8	998	8	1153	8	1302	8	1446	8	1584	8	1717	8	1843	8
43	1935	4	1240	4	602	4	150	4	298	4	445	4	588	4	729	4	866	4	999	4	1128	4	1253	4	1373	4	1488	4	1598	4
44	1793	2	1056	3	516	3	129	2=	257	2=	384	2	508	1=	632	1	753	1	871	1	986	1	1098	1	1207	1	1312	1	1413	1
45	1788	1	1036	1	511	1	128	1	255	1	382	1	508	1=	633	2	755	2	375	2	993	2	1108	2	1220	2	1328	2=	1433	3
46	1797	3	1047	2	515	2	129	2=	257	2=	385	3	510	3	636	3	758	3	878	3	996	3	1110	3	1221	3	1328	2=	1432	2

（注）原所得＝実収入－社会保障給付，昭和26年の G について $2{,}946 \times 10^{-4}$ はジニ係数で測った所得不平等度を示し，12は昭和37年 a までの期間の不平等のランキングを示している．以下同様．

（資料出所）8-1 表と同じ．

8-3 表　所得税課税後の所得*不平等度

（単位：10^{-4}）

年度 (昭和)	G		M_v^2		T		A (ε) 1/4		2/4		3/4		4/4		5/4		6/4		7/4		8/4		9/4		10/4		11/4		12/4	
26	2749	11	2468	8	1246	11	316	11	639	11	968	11	1297	12	1627	12	1952	12	2268	12	2572	12	2861	12	3133	12	3385	12	3619	12
27	2680	5	2346	5	1184	6	300	6	606	7	916	8	1227	10	1539	10	1845	10	2144	10	2433	11	2709	11	2969	11	3213	11	3438	11
28	2489	1	2021	1	1005	1	253	1	508	1	764	1	1017	1	1269	1	1516	1	1756	1	1988	1	2210	1	2421	1	2621	1	2809	1
29	2550	2	2126	2	1058	2	266	2	535	2	805	2	1073	2	1339	2	1600	2	1853	2	2097	3	2330	3	2551	3	2760	3	2956	3
30	2592	4	2208	4	1093	4	275	4	551	4	828	4	1102	4	1373	4	1638	4	1894	4	2140	4	2375	4	2597	4	2806	4	3001	4
31	2576	3	2197	3	1080	3	271	3	543	3	815	3	1083	3	1348	3	1605	3	1854	3	2094	2	2322	2	2538	2	2741	2	2932	2
32	2725	8	2499	9	1214	8	304	8	608	8	909	7	1205	7	1495	7	1775	7	2044	7	2300	6	2542	6	2769	6	2982	6	3179	6
33	2736	9	2512	10	1224	9	307	9	614	9	919	9	1218	8	1512	9	1796	9	2069	9	2329	9	2575	9	2806	9	3021	9	3222	9
34	2715	7	2463	7	1203	7	302	7	604	6	905	6	1201	6	1491	6	1772	6	2043	6	2301	7	2545	7	2775	7	2989	7	3188	7
35	2748	10	2554	11	1235	10	309	10	617	10	922	10	1220	9	1511	8	1792	8	2060	8	2315	8	2556	8	2782	8	2993	8	3189	8
36	2822	12	2703	12	1304	12	326	12	651	12	972	12	1286	11	1591	11	1885	11	2165	11	2431	10	2680	10	2913	10	3130	10	3330	10
37 a	2688	6	2428	6	1181	5	296	5	591	5	884	5	1172	5	1454	5	1726	5	1989	5	2238	5	2475	5	2698	5	2907	5	3101	5
37 b	2605	2	2258	2	1107	2	278	2	557	2	834	2	1108	2	1378	2	1641	2	1894	2	2137	2	2369	2	2588	2	2794	2	2987	2
38 b	2586	1	2224	1	1089	1	273	1	547	1	819	1	1087	1	1352	1	1608	1	1856	1	2094	1	2320	1	2535	1	2736	1	2925	1
38 c	2070	9	1397	9	690	9	173	9	346	9	518	9	688	9	857	9	1023	9	1185	9	1343	9	1496	9	1644	9	1786	9	1922	9
39	1970	8	1281	8	624	8	156	8	310	8	463	7=	614	7=	762	7	907	7	1047	7	1184	7	1316	7	1443	7	1566	7	1683	7
40	1890	5	1167	5	572	5	143	5	285	5	427	5	566	5	704	5	839	5	971	5	1100	5	1225	5	1346	5	1463	5	1575	5
41	1933	6	1221	6	597	6	149	6	297	6	444	6	588	6	730	6	869	6	1004	6	1135	6	1262	6	1385	6	1502	6	1615	6
42	1967	7	1261	7	620	7	155	7	309	7	463	7=	614	7=	764	8	910	8	1053	8	1193	8	1328	8	1458	8	1584	8	1704	8
43	1850	4	1123	4	548	4	137	4	272	4	407	4	538	4	669	4	796	4	920	4	1041	4	1158	4	1271	4	1380	4	1485	4
44	1712	1	956	2	470	1=	117	1	234	1	350	1	465	1	579	1	690	1	800	1	907	1	1012	1	1113	1	1212	1	1308	1
45	1716	2	950	1	470	1=	118	2	235	2	353	2	468	2	585	2	699	2	811	2	921	2	1029	2	1134	2	1236	2	1336	2=
46	1726	3	961	3	475	3	119	3	237	3	355	3	472	3	588	3	702	3	814	3	924	3	1032	3	1136	3	1238	3	1336	2=

（注）所得税課税後の所得＝原所得－勤務所得税.

（資料出所）8-1 表と同じ.

8-4 表　地方税課税後の所得*不平等度

（単位：10^{-4}）

年度（昭和）	G		M_v^2		T		A (ε) 1/4		2/4		3/4		4/4		5/4		6/4		7/4		8/4		9/4		10/4		11/4		12/4	
28	2667	1	2359	1	1157	1	290	1	581	1	871	1	1157	1	1438	1	1710	1	1972	1	2222	1	2460	1	2684	1	2893	1	3088	1
29	2754	3	2536	3	1238	3	310	3	621	3	930	4	1233	4	1531	4	1818	4	2094	4	2357	4	2605	4	2838	4	3055	4	3256	4
30	2769	5	2569	4	1251	5	313	5	627	5	938	5	1243	5	1541	5	1829	5	2105	5	2367	5	2615	5	2847	5	3062	5	3262	5
31	2750	2	2558	2	1237	2	309	2	618	2	922	2	1221	2	1512	2	1792	2	2061	2	2316	2	2556	2	2782	2	2992	2	3187	2
32	2831	8	2735	8	1315	9	329	8	655	8	977	8	1291	8	1597	7	1890	7	2169	7	2434	7	2682	7	2914	7	3129	7	3329	8
33	2826	7	2709	7	1309	7	327	7	654	7	976	7	1292	7	1600	8	1896	8	2178	9	2446	9	2698	9	2932	9	3151	9	3352	9
34	2799	6	2649	6	1283	6	321	6	641	6	958	6	1269	6	1572	6	1863	6	2142	6	2407	6	2656	6	2889	6	3106	6	3307	6
35	2845	9	2775	9	1329	8	332	9	661	9	985	9	1300	9	1606	9	1899	9	2177	8	2440	8	2687	8	2917	8	3130	8	3328	7
36	2900	10	2884	10	1381	10	345	10	687	10	1024	10	1351	10	1669	10	1972	10	2261	10	2532	10	2786	10	3022	10	3241	10	3442	10
37 a	2758	4	2579	5	1245	4	311	4	622	4	928	3	1228	3	1520	3	1802	3	2071	3	2327	3	2568	3	2794	3	3005	3	3201	3
37 b	2671	2	2391	2	1165	2	292	2	584	2	874	2	1159	2	1440	2	1711	2	1972	2	2221	2	2457	2	2680	2	2889	2	3083	2
38 b	2660	1	2372	1	1154	1	289	1	578	1	864	1	1145	1	1420	1	1686	1	1942	1	2187	1	2418	1	2637	1	2841	1	3032	1
38 c	2121	9	1473	9	725	9	181	9	363	9	543	9	721	9	897	9	1069	9	1237	9	1400	9	1558	9	1710	9	1856	9	1995	9
39	2026	8	1363	8	661	8	165	8	328	8	490	8	647	7=	803	7	954	7	1101	7	1243	7	1379	7	1511	7	1637	7	1757	7
40	1940	5	1236	5	604	5	151	5	301	5	449	5	595	5	740	5	881	5	1018	5	1151	5	1281	5	1405	5	1525	5	1641	5
41	1986	6	1298	6	632	6	157	6	314	6	468	6	619	6	768	6	913	6	1054	6	1190	6	1321	6	1447	6	1568	6	1684	6
42	2022	7	1343	7	656	7	164	7	327	7	488	7	647	7=	804	8	957	8	1106	8	1250	8	1390	8	1524	8	1653	8	1776	8
43	1894	4	1185	4	576	4	144	4	286	4	426	4	564	4	700	4	832	4	960	4	1085	4	1205	4	1321	4	1433	4	1541	4
44	1757	3	1011	3	495	3	124	3	247	3	369	2	488	2	608	2	725	1	839	1	950	1	1059	1	1164	1	1267	1	1365	1
45	1750	1	990	1	489	1	122	1	245	1	367	1	487	1	607	1	725	2	841	2	955	2	1066	2=	1174	3	1279	3	1381	3
46	1757	2	999	2	493	2	123	2	246	2	368	3	489	3	609	3	727	3	843	3	956	3	1066	2=	1173	2	1278	2	1378	2

（注）　地方税課税後の所得＝原所得－その他の税．

（資料出所）　8-1 表と同じ．

8-5 表　社会保障後の所得*不平等度

（単位：10^{-4}）

年度（昭和）	G		M_v^2		T		$A(\varepsilon)$ 1/4		2/4		3/4		4/4		5/4		6/4		7/4		8/4		9/4		10/4		11/4		12/4	
28	2695	1	2420	1	1182	1	296	1	593	1	887	1	1176	1	1460	1	1734	1	1997	1	2249	1	2486	1	2710	1	2918	1	3112	1
29	2792	2	2622	2	1272	2	319	2	637	3	951	4	1260	4	1561	4	1851	4	2129	4	2392	4	2639	4	2871	4	3087	4	3286	4
30	2817	5	2685	5	1297	5	324	5	648	5	967	5	1279	5	1583	5	1875	5	2153	5	2417	5	2664	5	2896	5	3111	5	3309	5
31	2793	3	2659	3	1277	3	319	2	636	2	948	2	1252	2	1548	2	1832	2	2103	2	2359	2	2600	2	2825	2	3034		3228	2
32	2867	7	2824	8	1350	8	337	7=	671	7=	999	7	1318	7	1627	7	1922	7	2203	7	2467	7	2715	8	2945	8	3159	8	3356	8
33	2867	7	2809	7	1348	7	337	7=	671	7=	1001	8	1322	8	1634	8	1932	9	2216	9	2484	9	2735	9	2969	9	3186	9	3386	9
34	2840	6	2747	6	1322	6	330	6	659	6	983	6	1299	6	1606	6	1901	6	2182	6	2447	6	2696	6	2929	6	3144	6	3343	6
35	2877	9	2855	9	1360	9	339	9	675	9	1004	9	1323	9	1632	9	1926	8	2206	8	2468	8	2714	7	2943	7	3155	7	3350	7
36	2933	10	2970	10	1414	10	353	10	702	10	1045	10	1375	10	1696	10	2001	10	2289	10	2561	10	2814	10	3048	10	3265	10	3464	10
37 a	2795	4	2663	4	1280	4	320	4	637	3	950	3	1255	3	1551	3	1836	3	2107	3	2363	3	2605	3	2831	3	3040	3	3235	3
37 b	2708	2	2472	2	1198	2	300	2	599	2	895	2	1185	2	1469	2	1743	2	2006	2	2256	2	2493	2	2715	2	2923	2	3116	2
37 b	2698	1	2459	1	1189	1	297	1	593	1	886	1	1172	1	1451	1	1721	1	1978	1	2224	1	2456	1	2673	1	2877	1	3066	1
38 c	2155	9	1533	9	749	9	187	9	373	9	558	9	739	9	918	9	1092	9	1261	9	1425	9	1583	9	1734	9	1879	9	2017	9
39	2058	7	1419	8	685	8	170	7	339	7	504	7	666	7	825	7	979	7	1128	7	1271	7	1409	7	1541	7	1667	7	1787	7
40	1985	5	1304	5	633	5	158	5	314	5	469	5	620	5	770	5	915	5	1056	5	1193	5	1324	5	1451	5	1573	5	1689	5
41	2020	6	1353	6	655	6	163	6	324	6	483	6	638	6	791	6	938	6	1081	6	1219	6	1351	6	1478	6	1600	6	1715	6
42	2063	8	1408	7	684	7	171	8	340	8	507	8	670	8	831	8	987	8	1139	8	1286	8	1427	8	1562	8	1692	8	1815	8
43	1930	4	1238	4	599	4	149	4	296	4	442	4	583	4	723	4	859	4	990	4	1117	4	1239	4	1357	4	1470	4	1578	4
44	1791	3	1058	3	516	3	129	3	256	3	382	3	506	3	629	3	749	2	866	2	979	1	1090	1	1197	1	1301	1	1400	1
45	1784	1	1036	1	510	1=	127	1=	254	1=	380	1=	504	1=	628	2	750	3	868	3	984	3	1098	3	1208	3	1314	3	1417	3
46	1788	2	1040	2	510	1=	127	1=	254	1=	380	1=	504	1=	627	1	747	1	865	1	980	2	1091	2	1199	2	1304	2	1405	2

（注）社会保障後の所得＝原所得＋社会保障給付－社会保障費．

（資料出所）8-1 表と同じ．

8-6 表　所得税の所得再分配効果*

（単位：10^{-2} %）

年度	G	M_v^2	T	A (ε)											
(昭和)				1/4	2/4	3/4	4/4	5/4	6/4	7/4	8/4	9/4	10/4	11/4	12/4
26	669	1451	1299	1247	1223	1176	1141	1095	1042	993	947	897	850	809	766
27	707	1512	1364	1329	1293	1268	1229	1186	1143	1096	1049	1000	954	908	869
28	751	1597	1469	1424	1404	1377	1352	1308	1267	1224	1180	1139	1096	1055	1011
29	837	1804	1630	1609	1562	1517	1471	1422	1365	1313	1259	1208	1158	1105	1059
30	757	1655	1494	1460	1431	1393	1350	1305	1255	1203	1157	1105	1060	1015	972
31	754	1656	1496	1478	1435	1385	1343	1292	1244	1197	1146	1097	1051	1007	962
32	492	1116	1001	979	952	919	885	845	813	772	737	702	670	637	609
33	434	971	872	836	822	801	780	747	718	689	658	626	597	571	540
34	403	918	817	793	779	746	719	693	664	633	600	574	545	520	495
35	435	998	892	858	846	808	785	753	720	691	658	627	598	567	540
36	359	825	739	712	700	672	647	625	599	571	541	517	493	466	445
37 a	355	800	715	692	693	665	639	619	599	569	549	525	500	475	456
37 b	366	810	736	702	686	682	658	639	612	591	565	539	517	497	472
38 b	401	893	810	808	776	756	733	702	684	655	631	603	576	556	531
38 c	439	934	861	847	822	832	814	795	775	757	738	720	696	678	661
39	469	1017	957	930	936	922	890	874	857	840	815	797	780	756	743
40	483	1023	978	949	952	934	915	904	880	865	841	824	806	787	773
41	492	1055	995	970	973	939	926	909	901	881	862	842	816	802	782
42	493	1063	988	988	965	939	917	905	882	867	837	816	795	775	754
43	439	944	897	867	872	854	850	823	808	791	771	758	743	726	707
44	452	947	891	930	895	885	846	839	837	815	801	783	779	762	743
45	403	830	802	781	784	759	787	758	742	731	725	713	705	693	677
46	395	821	777	775	778	779	745	755	739	729	723	703	696	678	670

（注）所得税の再分配効果＝(原所得の不平等度－所得税課税後の不平等度)/原所得の不平等度.

（資料出所） 8-1 表と同じ.

8-7 表　地方税の所得再分配効果*

（単位：10^{-2}　%）

年度 (昭和)	G	M_v^2	T	A (ε) 1/4	2/4	3/4	4/4	5/4	6/4	7/4	8/4	9/4	10/4	11/4	12/4
28	89	191	178	169	169	169	162	151	150	145	142	136	129	126	118
29	104	224	206	221	205	200	199	192	189	183	175	170	163	155	151
30	128	291	265	280	249	249	243	241	235	223	219	206	200	195	187
31	129	285	260	283	252	254	240	233	224	214	207	199	190	184	176
32	122	277	252	237	253	240	234	220	217	208	197	190	182	176	165
33	119	262	239	239	224	230	220	208	202	198	189	178	174	165	159
34	106	232	206	213	214	204	193	187	184	179	167	163	157	149	140
35	97	219	199	178	193	179	181	171	166	163	153	147	142	136	128
36	92	210	192	171	186	173	175	165	165	152	148	142	137	128	123
37 a	104	227	212	220	205	201	192	194	185	180	173	168	162	154	148
37 b	122	269	251	234	234	235	228	217	212	204	194	188	180	173	166
38 b	126	287	262	269	253	248	239	234	232	222	215	207	197	193	185
38 c	203	441	397	423	371	389	374	365	361	351	345	335	323	313	306
39	193	442	420	407	409	392	401	383	383	367	357	357	345	336	336
40	232	492	473	443	444	467	449	439	424	423	416	404	403	397	387
41	231	491	468	485	456	449	448	436	440	427	419	414	405	398	388
42	227	482	465	465	439	450	429	429	411	408	399	387	379	373	364
43	212	444	432	400	403	427	408	398	393	390	381	383	379	370	357
44	201	426	407	388	389	391	394	380	372	367	365	355	356	343	340
45	213	444	431	469	392	393	413	411	397	389	383	379	377	369	363
46	233	458	427	465	428	442	412	425	409	399	402	396	393	377	377

（注）地方税の再分配効果＝(原所得の不平等度－地方税課税後の不平等度)/原所得の不平等度.

（資料出所）8-1 表と同じ.

8-8 表　社会保障の所得再分配効果*　　(単位：10^{-2} %)

年度 (昭和)	G	$M_v{}^2$	T	A (ε) 1/4	2/4	3/4	4/4	5/4	6/4	7/4	8/4	9/4	10/4	11/4	12/4
28	−15	− 62	−34	−34	−34	−11	0	0	12	20	22	32	33	41	42
29	−71	− 108	−63	−63	−47	−21	−16	0	11	19	29	42	49	52	60
30	−43	− 147	−93	−62	−78	−52	−39	−25	−11	0	12	22	31	38	45
31	−25	− 99	−55	−31	−32	−21	− 8	0	5	14	25	31	39	46	49
32	− 3	− 39	− 7	0	15	18	30	37	52	54	64	69	77	82	86
33	−24	− 97	−52	−60	−30	−20	− 8	0	16	27	36	44	50	56	59
34	−39	− 129	−92	−61	−61	−51	−39	−25	−16	− 5	4	15	20	29	33
35	−14	− 63	−29	−30	−15	−10	8	12	26	32	40	48	54	57	62
36	−20	− 81	−43	−57	−29	−29	0	6	20	30	35	42	52	55	60
37 a	−29	− 91	−63	−63	−31	−32	−24	− 6	0	9	21	27	32	39	43
37 b	−15	− 61	−25	−33	−17	0	8	20	29	35	40	44	51	58	61
38 b	−15	− 70	−34	0	0	0	9	21	29	40	49	53	63	69	74
38 c	38	52	79	106	106	124	134	140	153	164	172	180	187	193	199
39	44	49	72	116	88	118	119	120	131	131	140	147	153	159	171
40	5	31	16	0	32	42	48	52	54	66	67	82	89	94	105
41	64	88	121	121	162	143	154	149	178	182	185	196	199	202	211
42	29	21	58	58	58	78	89	107	110	121	123	131	139	146	152
43	26	16	50	67	67	67	85	82	81	90	98	112	117	121	125
44	11	− 19	0	0	39	52	39	47	53	57	71	73	83	84	92
45	22	0	20	78	39	52	79	79	66	80	91	90	98	105	112
46	50	67	97	155	117	130	118	142	145	148	161	171	180	181	189

(注)　社会保障の再分配効果＝(原所得の不平等度－社会保障後の不平等度)/原所得の不平等度.

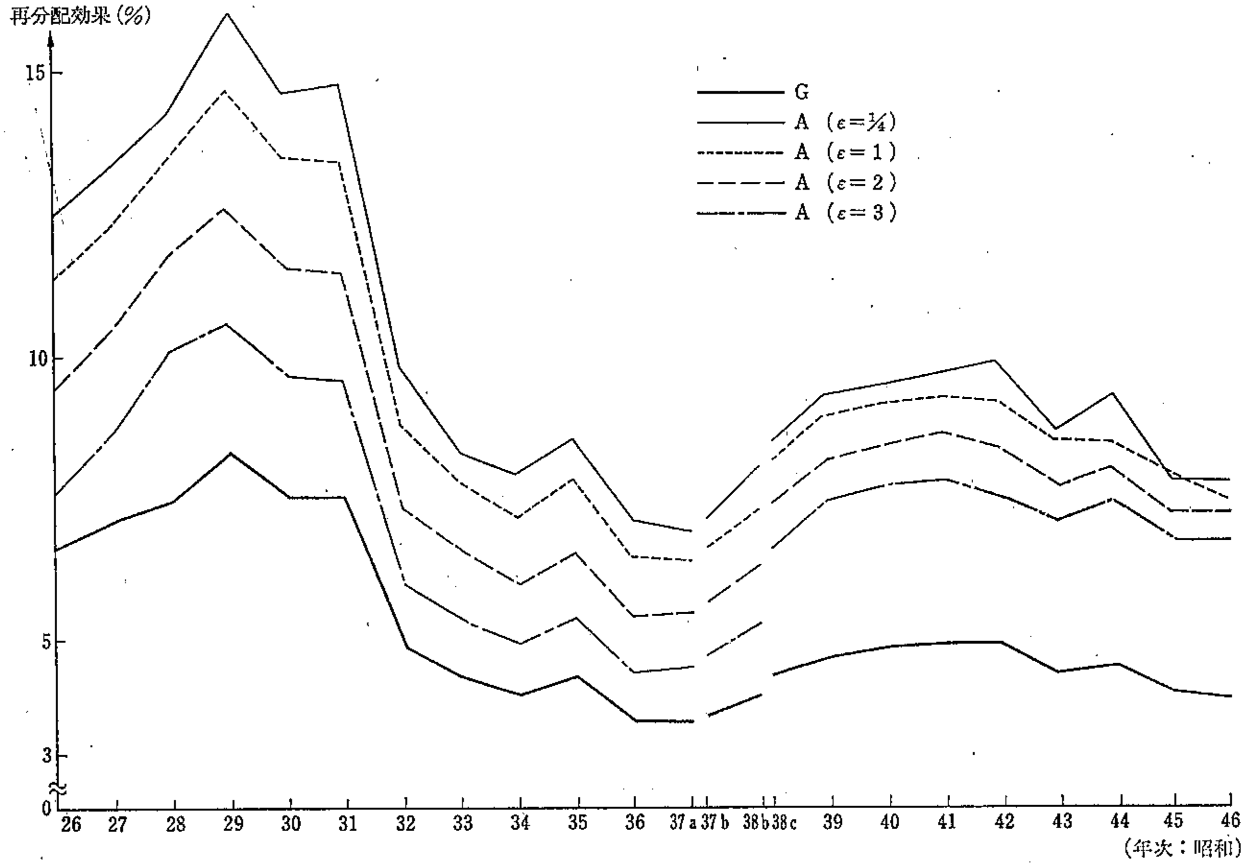
(資料出所)　8-1 表と同じ.

8-9表 順位相関係数

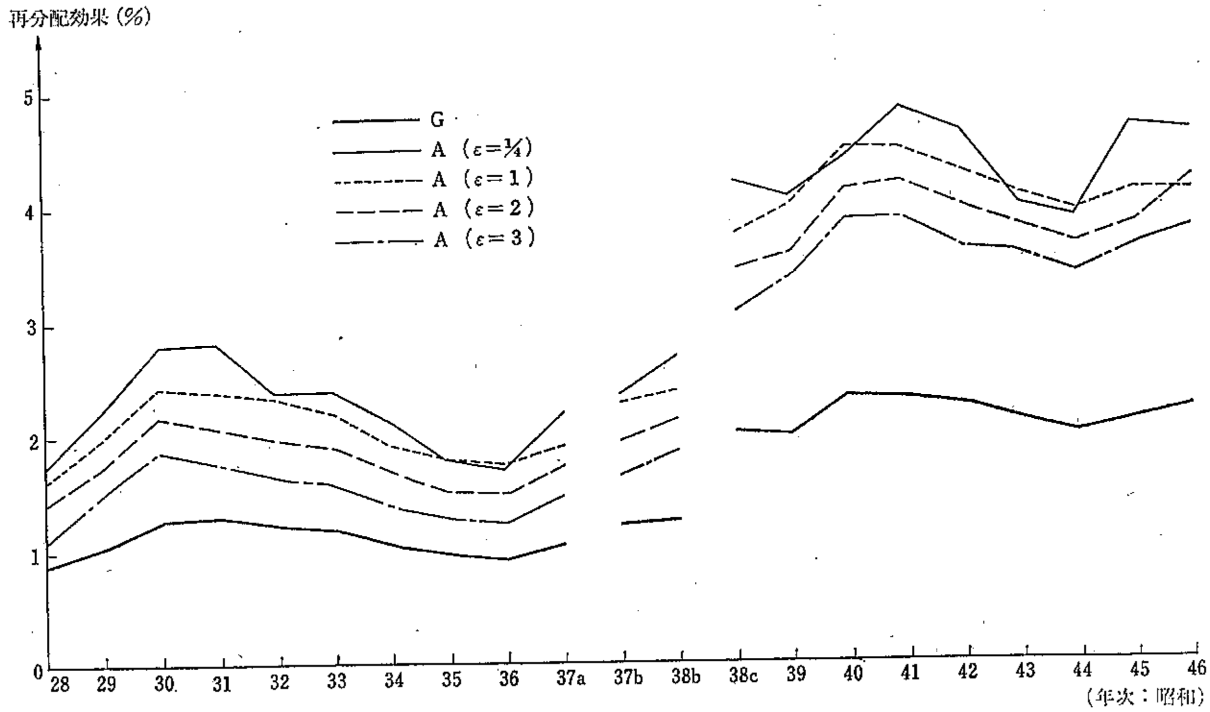
（単位：10^{-3}）

所得分布	期間	尺度	A (ε) 1/4	2/4	3/4	4/4	5/4	6/4	7/4	8/4	9/4	10/4	11/4	12/4
A	I	G	997	997	972	972	962	944	944	944	944	944	944	944
		M_v^2	948	948	906	906	878	867	867	867	867	867	867	867
		T	1000	997	972	972	962	944	944	944	944	944	944	944
	II	G	983	983	1000	992	983	983	983	983	983	983	975	950
		M_v^2	983	983	967	942	933	933	933	933	933	933	933	917
		T	983	983	967	942	933	933	933	933	933	933	933	917
B	I	G	993	979	958	888	881	881	881	812	812	812	812	812
		M_v^2	951	937	909	804	797	797	797	727	727	727	727	727
		T	1000	993	979	923	916	916	916	860	860	860	860	860
	II	G	1000	1000	992	992	983	983	983	983	983	983	983	975
		M_v^2	983	983	975	975	967	967	967	967	967	967	967	958
		T	992	992	983	983	975	975	975	975	975	975	975	967
C	I	G	1000	1000	988	988	976	976	952	952	952	952	952	939
		M_v^2	988	988	964	964	952	952	927	927	927	927	927	921
		T	988	988	976	976	952	952	939	939	939	939	939	952
	II	G	1000	1000	983	975	942	933	933	933	933	917	917	917
		M_v^2	1000	1000	983	975	942	933	933	933	933	917	917	917
		T	1000	1000	983	975	942	933	933	933	933	917	917	917
D	I	G	994	982	958	958	958	933	933	933	927	927	927	927
		M_v^2	988	976	952	952	952	927	927	927	915	915	915	915
		T	988	976	952	952	952	927	927	927	915	915	915	915
	II	G	992	992	992	983	983	950	950	933	933	933	933	933
		Mv^2	975	975	975	967	967	933	933	917	917	917	917	917
		T	983	983	983	975	975	942	942	902	902	902	902	902

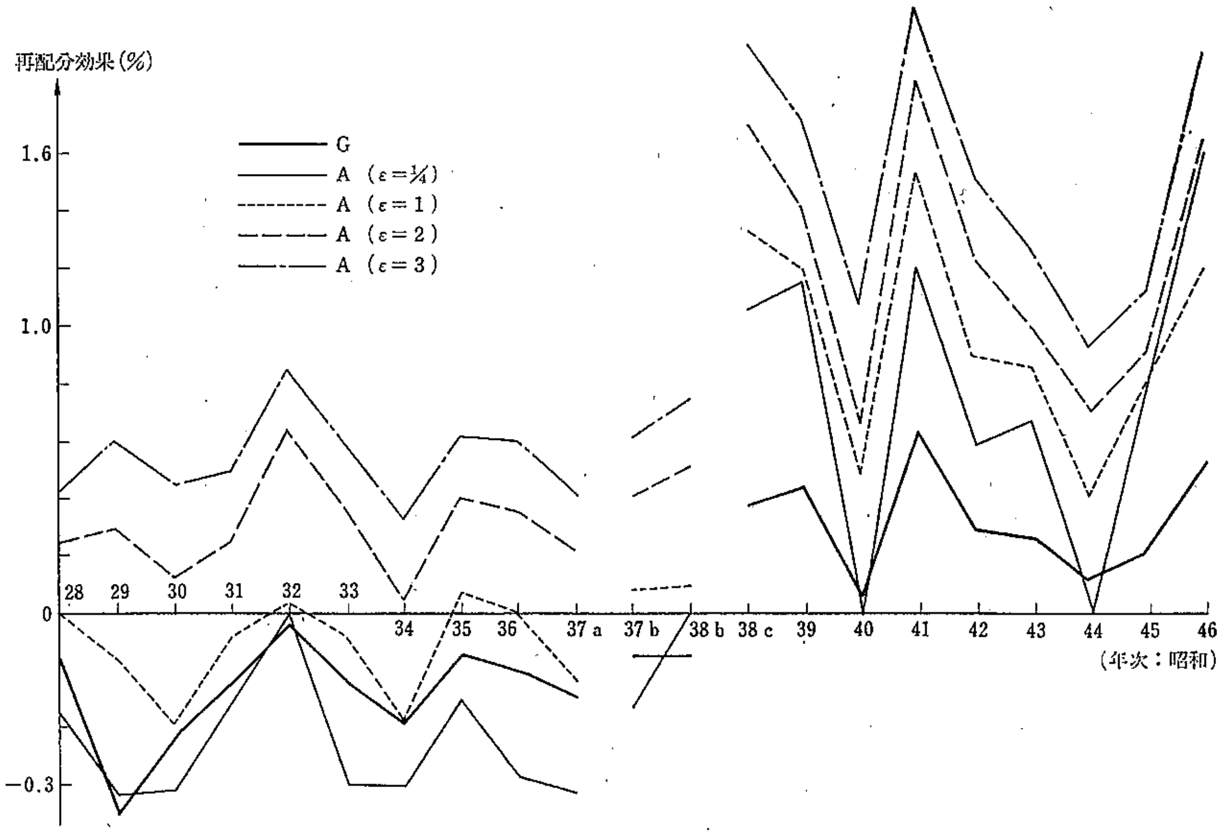
（注） A～D は 8-1 表と同じ，Ⅰは昭和 26（または 28）年～昭和 37 年 a，Ⅱは昭和 38 年 c～昭和 46 年.
（資料出所） 8-1 表と同じ.



8-1 図　所得税の所得再分配効果



8-2 図　地方税の所得再分配効果



8-3 図　社会保障の所得再分配効果

した所得税・地方税の所得再分配効果は，アトキンソン係数でパラメーター ε の値を 3 よりも大きく選んで計算した効果に符合している．したがって，所得税・地方税の所得再分配効果に関する限りジニ係数は低所得層に対する相対的ウェートをかなり大きくつけている，といえる．

社会保障を伴った所得のローレンツ曲線 (ϕ_a) と，それが存在しない場合の所得のローレンツ曲線 (ϕ_b) とは，どの年次をとっても交叉している (8-1表)．ϕ_a は低所得層段階では ϕ_b の内側に位置しているが，所得階層が高くなると，逆に ϕ_b の外側に位置するようになっている．このようなケースでは，低所得層・中所得層・高所得層に，それぞれどのようなウェートをかけるか（パラメーター ε の値をどう選択するか）によって，評価が正反対になってしまう (8-8表)．パラメーター ε の値を比較的小さく選択すると（低所得層に最大のウェートをつけるものの，中・高所得層も無視しえないとして彼等にもかなりのウェートをつける)，社会保障の所得不平等是正効果は負となる．つまり，社会保障の存在は所得分布をますます不平等なものにする，と結論されることになる．ところがパラメーター ε の値を徐々に大きくしてゆくと（低所得層に対する関心を次第に強め，中・高所得層をその分だけ軽視してゆくにつれ)，社会保障の所得不平等是正効果はゼロから正へと転じ，評価が全く変わってしまう (8-3図)．したがって，社会保障の所得再分配効果についての評価は一意的に確定しない．しかるに，貝塚・新飯田〔9〕，地主・中桐〔13〕はジニ係数による計測結果から「社会保障の効果がむしろ不平等化の方向へ働いている」，「社会保障は所得分配に不均等化作用をもつ」としている．この点に関する限り，評価は一方的

である，といわざるを得ない．

ところで，8-1表において B,C,D を比較すると $\phi^B>\phi^C>\phi^D$ となっている．すなわち，どの尺度を用いても，社会保障制度の所得不平等是正効果は税制のそれより常に小さかった，という結論が得られる．

8-8表によれば，ジニ係数・変動係数・タイル係数の三つに前提されているウェート付けは，パラメーター ε の値が1またはそれ以下の時に対応していることがわかる．したがって，社会保障を考える際に，これら三つの尺度は，中間層・高所得層にも比較的多くのウェートを置いていることになる(注19)．しかるに，所得税・地方税の所得再分配効果を考える際には，前述の如くジニ係数はこのようなウェートの置き方をしていない．(ε は3より大きい．なお，変動係数(注20)・タイル係数のウェート付けは，所得税・地方税・社会保障の三つを考える際に，差異はなく共通している)．つまり，ジニ係数が前提としている価値判断は一貫したものではなく，扱う問題によってアービトラリーに価値判断が動くのである．このようなジニ係数にまつわる前提は，一般的な評価を下す際に許容できない，といわざるを得ない．

所得分布の年次推移　原所得の所得不平等度は，昭和26年以降どのように推移してきただろうか．8-2表によると，昭和28年において所得分布がいったん平等化するが，翌年には前年より不平等が強まって．昭和37年までかかっても28年の水準に復せず，むしろ昭和36年までは年を追って不平等をより深刻なものとしていった（例外は昭和31年)，といえなくもないことがわかる．昭和36年以後，所得分布は一転して平等化を進める形で推移してきた（例外は昭和42年)，と一応いえる．以上のステートメントは，ローレンツ曲線の交叉の有無を調べることで検証される(注21,22)．

なお，8-9表は，ジニ係数・変動係数・タイル係数が前提している価値判断を調べるために，原所得・所得税課税後の所得・地方税課税後の所得・社会保障を伴った所得の分布について，これら三つの係数による所得不平等の順位とアトキンソン係数による順位との間の相関をとったものである．この表から，ジニ係数・変動係数・タイル係数に前提されているウェーティング・システムは，パラメーター ε の値が1または1より小さい場合に符合していること，および，扱う問題が異なれば，そのウェーティング・システムも，$0<\varepsilon\leq 1$ の間をアービトラリーに動くこと，が確認される．(ただし，タイル係数・変動係数は，ε の値が1/4または，それ以下と予想される場合がほとんどであり，ジニ係数と比較すれば，ε の変域が狭い，といえる(注23)．)

(注19)　これまでの社会保障制度は，費用の面では中間層の負担が相対的に最も重いのに，給付は全体としても少なく，それもほぼ低所得層に集中されて中間層にほとんど届いていなかったと，いわれている．このことを前提とすると，中間層のウェートを相対的に上げれば，社会保障が所得不平等を是正せず，却って不平等度を高める役割を果たしてきた，という結論がでてくるのであり，それは当然ともいえる．

(注20)　変動係数による再分配効果は，正確には $M^2{}_v$ を M_v に直して計算する必要がある．

(注21)　8-1表から原所得の分布について (28) P (29,30) P (26,27,31～37) および (44～46) P (43) P (40,41) P (42,39) P (38) P (37) P (36) というランク付けができる．なお，(a) P (b) とは，a年がb年より所得不平等回避の上で選好されることを意味している．(c,d) とは，c年とd年との選好順序が一意的に決まらないことを意味している．

(注22)　10カ年を越える年次比較によって得られる計測結果が一般性をもつためには，その間に世帯構成・年令構成が変化しないこと，あるいは，それらが変化しても，その影響が微々たるものであることが前提されなければならない．しかるに，このような条件がこの時期の日本に現実に満たされていたと前提するには少なからず疑問があろう．(このポイントは小宮隆太郎教授の指摘に負っている)．また，インフレーションが及ぼす影響も所得階層毎に異なっている，と予想されるから，名目所得だけで評価するのにも問題が残ろう．このようにインカム・ベースを何にするかという問題は一般的結論を出す上できわめて重要である．したがって，上述のステートメントには大きな制約条件がついていることを忘れてはならない．

(注23)　第8節に掲げた図表の作成に先立つコンピューター計算は青井倫一氏にお願いした．記して謝意を表したい．

9. おわりに

本稿では，これまでに用いられてきた所得不平等の尺度（summary measures）をサーヴェイする形で，そのような尺度に暗黙のうちに前提されている価値判断を明らかにした．この過程で得られた結論を一言で要約すると，次のようになる．すなわち，これまで経済学（あるいは統計学といつた方がよいかもしれない）のトゥール・ボックスの中にあつた所得不平等の尺度のうち，これからもなお，有用性を発揮すると思われるものは，ローレンツ曲線とアトキンソン係数しかない，ということである．いい換えると，所得不平等を分析・評価する上で crucial なことは，分析者の拠つて立つ価値判断を明示することであり，それなしに，一般性をもつ評価を下すことはできない．

ただ，ローレンツ曲線・アトキンソン係数の有用性も，それにふさわしい所を得てはじめて発揮されるものであり，その点で細心の注意を要することはいうまでもない．所得不平等にまつわる経済問題は，ローレンツ曲線・アトキンソン係数などの summary measures を用いなくとも十分に意味のある分析が可能となることが少なくない．むしろ summary measures を用いたために却つて問題の核心がぼやけてしまうことすらありうる．(例えば，インカム・ベースの選択において扱う問題にふさわしいベースが得られない場合——典型としては，昭和30年代後半以後の急成長の過程で土地・株式に多大なキャピタル・ゲインが持続的に発生し，そのほとんどが金持ちに帰属している，と推定されるにもかかわらず，それらの所得が計上されていない所得データをベースに使うと，近年の経済成長は所得不平等を是正する形で進んでいる，とのバラ色の結論が導びかれるが，果たして本当にそうなのかは少なからず疑問である．(注24)）所得不平等にまつわる経済問題は具体的・個別的な側面こそが重要であり，そのような問題を一つの summary measure で評価するにはあまりにも，問題が深刻すぎる点を見落としてはならない．くれぐれも，この点を分析者の肝に命じる必要がある．

(注24) この疑問は稲田献一教授によって提起されたものである．

引用文献

1) K. J. Arrow, Aspects of the Theory of Risk Bearing, Helsinki, 1965.
2) A. B. Atkinson, "On the Measurement of Inequality", J. E. T., 1970.
3) H. Dalton, "The Measurement of the Inequality of Incomes", E. J., 1920.
4) P. Dasgupta, A. Sen, and D. Starrett, "Notes on the Measurement of Inequality", J. E. T., 1973.
5) O. Éltetö and E. Frigyes, "New Income Inequality Measures as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning", Em., 1968.
6) J. Hadar and W. R. Russell, "Rules for Ordering Uncertain Prospects", A. E. R., 1969.
7) K. Hamada, "A Simple Majority Rule on the Distibution of Income", J. E. T., 1973.
8) G. Hanoch and H. Levy, "The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk", R. E. S., 1969.
9) 貝塚啓明・新飯田宏,「税制の所得再分配効果」(館・渡部編『経済成長と財政金融』1965. 所収)
10) M. G. Kendall and A. Stuart, The Advanced Theory of Statistics, Vol. 1, chap. 2, 1958.
11) 小山茂樹「日本社会の近代性と保守性（上)」エコノミスト, 1973. 2. 6.
12) 倉林義正「わが国における所得と富の階層別分布」東洋経済, 1973. 10. 4.
13) 地主重美・中桐宏文「財政と分配政策」(木下他編『財政学 (2)』1970. 所収)
14) D. Newberry, "A Theorem on the Measurement of Inequality", J. E. T., 1970.
15) J. W. Pratt, "Risk Aversion in the Small and Large", Em., 1964.
16) M. Rothschild and J. E. Stiglitz, "Increasing Risk: A Definition", J. E. T., 1970.
17) ——and——, "Some Further Results on the Measurement of Inequality", J. E. T., 1973.
18) H. Theil, Economics and Information Theory, chap. 4, 1967.
19) 豊田敬「ジニ指数について」(未刊ノート) 1973.