

所得分配における不平等度の測定

——社会的厚生関数アプローチ批判——

藤 本 喬 雄

はじめに

所得の不平等度あるいは不均等度の係数は、いろいろな経済分析の局面で使用されてきた。時間軸上で言えば、現在の所得分布が過去のそれよりも平等な分布になったかどうかという問題分析においてであるし、空間的もしくはクロス・セクション分析上では、先進工業国の所得分布が発展途上国の分布より平等かどうかの問題、また、一国の経済の中でもあるサブ・グループの所得分布を他のグループの分布と比較分析する時に用いられている。その際、不平等度の係数として、従来、ジニ係数、パレート係数、相対平均偏差 (Relative Mean Deviation)、変動係数等が、随時、それを使用する人の好みにしたがって使われてきた。どの係数が良いかということは、計算の容易さとか、係数の敏感さあるいは係数のわかりやすさによって決められていたようである。そして、その判断も多分に主観的なものであったと考えられる。

この事態を反省し、不平等度の測定法について統一的なアプローチを与えようとした試みが、50年以上前に Dalton [3] によってなされている。彼は従来のすべての係数の背後には、暗黙裏に社会厚生関数的なものが假定されていると考えた (実際には、そう単純には再定式化できないが)。そして、そういうことなら最初から明示的に厚生関数を与えて不平等度を測ろうとしたのである。Dalton は、社会的厚生関数が個人所得を変数とする additively separable かつ symmetric な関数だと假定した。わかりやすく言えば、個人の満足度は彼の所得だけを変数とする効用関数をもって測ることができ、しかもこの効用関数はすべての個人に共通である。そして、社会全体の満足度は個

人の満足度を加え合わすことにより得られると假定するのである。この極めて制限的な假定の下において、1人当たり平均の社会的厚生 W は、

$$W \equiv \int_0^{\infty} u(y) \cdot f(y) dy$$

と書けることになる (積分範囲の上限は無限でなくて、適当な高額値 $\bar{y}$ でもよい)。ここで、 y は個人所得額、 $u(y)$ は所得 y による個人の効用で一次導関数 $u'(y) > 0$ 、二次導関数 $u''(y) \leq 0$ を満たし、 $f(y)$ は y の所得を稼得している人の相対頻度である。そして、Dalton の示した平等度係数 E は、現実の厚生量 W をもし社会の全所得を平等に分配したら得られるであろう厚生量で除したものであった。すなわち、

$$E \equiv W/u(\mu)$$

ここで、 μ は1人当たり平均所得である。 E は効用 u が増加関数、限界効用が逓減するという性質によって、分布が完全平等の時には1となり、‘不平等’になるにしたがって0の方に近づくと考えられる訳である。 $I_D \equiv 1 - E$ と定義して、 I_D を改めて不平等度係数とみなせば、ジニ係数等と同様、完全平等で0となり‘不平等’になるに伴い1に近づく。Wedgwood [10] は $u(y) = \log y$ として Dalton のアプローチを応用している。

最近、Atkinson [2] は上述の Dalton のアプローチを、不確実性の下での決定理論と結合して、不平等度測定に関する見事な理論的展開を示してくれた。Atkinson 論文の主眼点は次の3点に要約できよう。

- i) 2個の同一平均値を有する所得分布が与えられたとしよう。その時、どんな効用関数 u (但し $u' > 0$, $u'' \leq 0$ は假定する) を採用しても、2個の分布の与える社会的厚生の大小順

位が不変であるのは、その2個の分布のローレンツ曲線が両端を除いては1回も交叉しない場合であり、また、その場合に限る。

- ii) 従来の係数には、それが暗黙裏に仮定する効用関数が非現実的であったり、あるいは、Daltonの2個の要請を満たさないものがある。不平等度係数に対するDaltonの2個の要請とは：

- ① 全員の所得がある一定率で比例的に変化した場合には、係数は不変である。
- ② より多くの所得を稼得している人がより少ない人に移転した場合、係数は減少する(u が厳密な意味で下方に凹であることを意味する)。

- iii) 上の2個のDaltonの要請を満たし、しかも効用関数を明示的にした、新しい不平等度係数を提示する(これを本稿ではAtkinson係数と呼ぶことにする)。

本稿の目的は以上の社会的厚生関数アプローチの批判である。そうは言っても、厚生経済学においてなされたような厚生関数の存在可能性に基づく批判ではなく、たとえ加法的な効用関数が存在したとしても、不平等度の測定においては効用と不平等係数を直接結びつける必要はないということ、時には不適当だということである。この論点を詳しく述べる前に、まず第I節では上記Atkinson論文の概要を紹介し、第II節においてAtkinson係数の図解並びに評価を試みる。次いで、第IIIで我々の議論を展開しよう。自然な成行きとしてIV節において新しい不平等度係数が提示される。

I Atkinson 論文の概要

Atkinson論文〔2〕の第1の主眼点は、採用する効用関数の型に関係なく社会的厚生の大小順位が固定されるかどうかという問題に係わるものである。例えば、今、同一平均所得 μ を有する2個の分布 $f(y)$ と $f^*(y)$ があるとしよう。そして、効用関数 u を採用した時のそれぞれの分布が与える社会的厚生を W , W^* と記し、同様にある特定の効用関数 u_1 を採用した時の厚生量を W_1 , W_1^* と書こう。さて、上述のDalton不平等度係数

I_D を用いるとすれば、 $W_1 > W_1^*$ の時には、他のいかなる効用関数 u を採用しても、 $W > W^*$ であって欲しい訳である(そうでないと、採用する効用関数の型にしたがって平等度の大小順序が入れ代わることになる)。残念ながら、われわれの希望はかなえられない。それを示すのが、不確実性の下での決定理論で提出された次の定理である(Rothchild and Stiglitz〔7〕, Hadar and Russel〔4〕, Hanocho and Levy〔5〕を参照)。

《定理》 採用する効用関数 u の型に関係なく、 f が f^* より $W > W^*$ という意味で選好されるためには、次の条件の成立することが必要十分である。

(条件) すべての正の Z に対して

$$\int_0^Z [F(y) - F^*(y)] dy \leq 0, \text{ かつ}$$

ある y に対して、 $F(y) \neq F^*(y)$

$$\text{ここで、} F(y) = \int_0^y f(y) dy.$$

Atkinson論文の優れた点は、上記の定理とDaltonのアプローチを結合して、一般に平等度の大小順位が採用する効用関数の型に依存することを示し、そして同時に上記定理中の条件をよく知られたローレンツ曲線を用いて表現し直したことであろう。すなわち、定理の中の条件は、分布 f と f^* に対応する2個のローレンツ曲線が両端を際いて交叉しないということの数学的表現であったという訳である。厳密な証明はそれぞれの文献に譲るとして、ここでは図を使いながら直観的な説明を試みよう。以下において、もし2個のローレンツ曲線が図1のように交叉している場合は、 $W_1 > W_1^*$ 、また、 $W_2 < W_2^*$ になるような2個の効用関数 u_1 , u_2 を構成できることを示そう。

まず、ローレンツ曲線 ϕ は、人口の累積度数比を $F \times 100\%$ とすると、 y_1 という所得を媒介変数として次のように表せる。

$$\phi(F) = \frac{1}{\mu} \int_0^{y_1} y \cdot f(y) dy, \quad F = \int_0^{y_1} f(y) dy$$

ここで、媒介変数微分法により、 $\phi'(F) = y_1/\mu$ となることに注意しよう。2個の曲線 ϕ と ϕ^* の交点 C を図1にみるごとく、 (F_0, ϕ_0) とすると、この点における曲線 ϕ の接線勾配に μ を乗じたもの

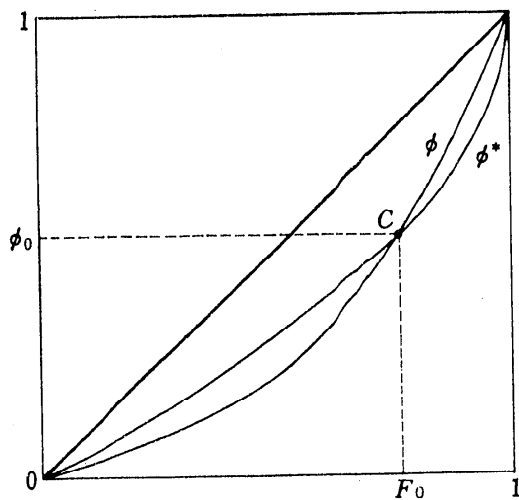


図 1

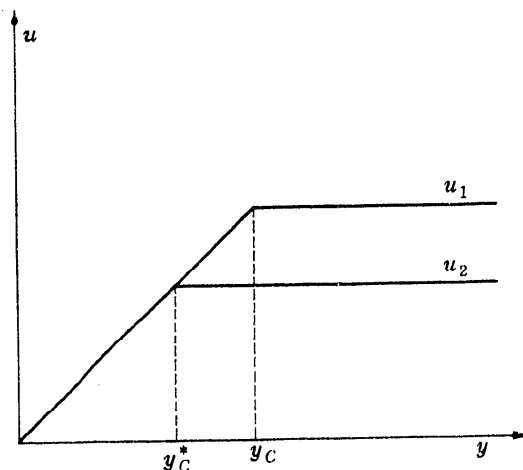


図 2

は、交叉点に対応する分布 f 上の所得 y_c を与える。同様に、 ϕ^* の点 C における接線勾配に μ を乗じたものを y_{c^*} と記そう (図より $y_{c^*} < y_c$)。ここで、 u_1 を図 2 にみるように、

$$u_1(y) \equiv \begin{cases} y & 0 \leq y < y_c \\ y_c & y \geq y_c \end{cases}$$

とすると、 $W_1 > W_1^*$ となる。というのは、

$$W_1 = \int_0^\infty u(y) f(y) dy = \int_0^{y_c} y \cdot f(y) dy + y_c \int_{y_c}^\infty f(y) dy = \phi_0 \cdot \mu + (1 - F_0) \cdot y_c$$

$$W_1^* = \phi_0 \cdot \mu + \int_{y_{c^*}}^\infty u(y) f^*(y) dy$$

$$< \phi_0 \cdot \mu + \int_{y_{c^*}}^\infty y_c \cdot f^*(y) dy = W_1$$

言葉で説明すると、分布 f, f^* 共に人口割合 F_0 までの人たちで、1人当たり効用 $\phi_0 \cdot \mu$ を達成した後、 f は残りの割合 $(1 - F_0)$ の人たちで $(1 - F_0) \cdot y_c$ という大きさの効用を上積みするのに対し、 f^* の方は残余の割合 $(1 - F_0)$ の人たちの中に効用が y_c より小さい人々が含まれてしまうのである。

次に、 u_2 の方は

$$u_2(y) \equiv \begin{cases} y & 0 \leq y < y_{c^*} \\ y_{c^*} & y \geq y_{c^*} \end{cases}$$

とすれば、 $W_2 < W_2^*$ が従う。証明は上とほぼ同様にできる。 u_1, u_2 は途中から微分係数が 0 になるが、これは本質的な問題ではない。

Atkinson 論文の第 2 のポイントは従来から使用されてきた不平等度係数を Dalton アプローチからみて批判することである。特に、Schutz [8] 等が推奨している相対平均偏差が Dalton の第 2 の要請を満たさない事実を指摘している。すなわち、相対平均偏差は

$$\int_0^\infty \left| \frac{y - \mu}{\mu} \right| \cdot f(y) dy$$

と定義されているので、平均値 μ に対して同一の側に位置する個人の間で移転が生じて、不平等度は変化しないことになる。この理由によって、Atkinson は相対平均偏差による不平等度測定を不適切だと考える。

第 3 のポイントは新しい不平等度係数、Atkinson 係数 I_A の提唱である。Dalton の係数 I_D が効用関数 $u(y)$ を線型変換した時に一般的には変化するという欠点を持っているので、その改良をめざしたのが新係数 I_A である。それは次のように定義される。

$$I_A \equiv 1 - y_{EDE} / \mu$$

ここで、 y_{EDE} (Equally Distributed Equivalent Level of Income) は

$$u(y_{EDE}) = \int_0^\infty u(y) f(y) dy$$

によって定められる値である。すなわち、 y_{EDE} は、もしこの額が全個人に平等に分配されると、現実の分布による社会的厚生と同レベルのものが達成されるような所得額である。

Atkinson は更に、Dalton の第 1 の要請に答え

るため、 $u(y)$ の型を制限する。そのために、不確実性の下での決定理論における Arrow [1] や Pratt [6] の結果を利用している。すなわち、社会を構成する全員の所得が比例的に $p\%$ 変化した時に、 y_{EDE} も $p\%$ 変化するには、 $u(y)$ は

$$u(y) = \begin{cases} A + B \frac{y^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} & \epsilon \neq 1 \\ \log_e(y) & \epsilon = 1 \end{cases}$$

という型でなければならない。パラメータ ϵ のことを Atkinson は不平等忌避度 (degree of inequality aversion) と呼んだ。

結局、離散的な分布が与えられた時には、Atkinson 係数 I_A は

$$I_A = 1 - \frac{[\sum y_i^{1-\epsilon} \cdot f(y_i)]^{1/(1-\epsilon)}}{\mu}$$

となる。Atkinson は実際 ϵ の値をいろいろと試みて、各国の不平等度を計算し順位付けを行い、従来の係数による順位付けと比較している。その結果によると、 ϵ が 1 あるいはそれ以下だとジニ係数による順位付けとよく一致し、 ϵ が 2 ぐらいの時は対数標準偏差 (standard deviation of logarithm) によるものとよく一致している。

II Atkinson 係数の図解と評価

Atkinson 係数 I_A を人口 2 人の場合に図示すると図 3 のようになる。横軸に個人 1 の所得 y_1 、縦軸に個人 2 の所得 y_2 をとる。また、縦軸に個人 1 の効用 u_1 、横軸に個人 2 の効用 u_2 を重ねる (図

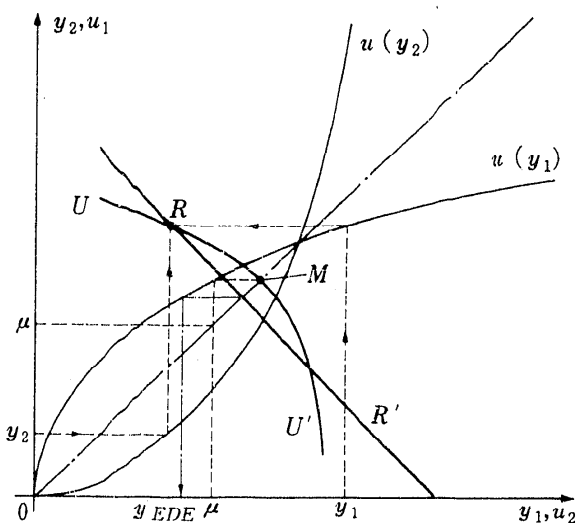


図 3

中に 2 人に共通な効用曲線を書き込んである)。実際の所得はそれぞれの軸上の y_1, y_2 であったとし、平均は μ と仮定しよう。すると、現実の効用分配点 R と平等分配点 (所得を平等に分配した時の効用分配点) M が図にみるように、補助線を介して示される。同様に R, M を通過する効用可能性曲線 $U-U'$ も示しうる (効用可能といっても、ここでは貨幣所得の再分配のみを考慮しての話である)。また、現実の総効用と等効用の線は R を通り y_1 軸と 45 度で交わる $R-R'$ 線である。平等分配で、その総効用を達成するためには 1 人当たり図中の y_{EDE} という所得でよいことが、やはり補助線を介して容易に出てくる。

次に、 $\epsilon=1$ とした場合、Atkinson 係数 I_A がどうなるかを示し、それをういつつ I_A の一応の評価を試みよう。 $\epsilon=1$ の場合、 I_A は効用として、 $u(y)=\log_e y$ を採用するので y_{EDE} は

$$\log_e y_{EDE} = \sum (\log_e y_i) \cdot f(y_i)$$

を満たすことになり、結局、 y_{EDE} は元の分布の幾何平均 G に等しくなる。よって、係数 I_A は $(\mu - G)/\mu$ である。 G については完全平等 (分散 0) の時のみ $G=\mu$ であり、その他の場合は $G<\mu$ ということがよく知られている。

今、A と B の 2 国の所得分布が図 4 のごとく、所得階層が大きく 2 つに分かれている形で与えられているとしよう。この 2 つの分布のローレンツ曲線は前出の図 1 のように交叉する。すると、A 国の Atkinson 係数 $I_A(A)$ は 0.20、同じく B 国の $I_A(B)$ は 0.18 となり、A 国の方が B 国より不平等だということになる。一方、ジニ係数では

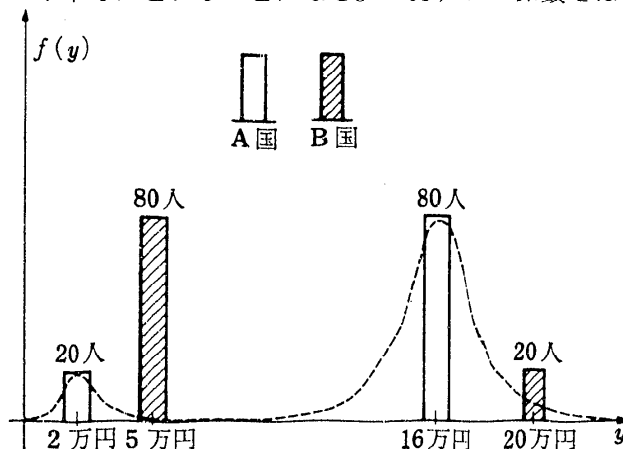


図 4

A国が0.18, B国が0.3で、逆にB国の方が大きく不平等と出てくる。今、A国の80人が得ている16万円という所得を全員12万円に減少させると、 $I_A(A)$ は0.18となりB国のそれと等しくなり、12万円からもっと減らすと $I_A(A)$ は0.18を下回り、ジニ係数同様A国がB国より平等と示すことになる。一方、A国のジニ係数は80人が得ている16万円が仮にいかに大きな額であったとしても、0.2を越えることはなく、A国がB国より不平等であると表示することはできない。このような意味で、Atkinson 係数はジニ係数より分布の変化に敏感である。

このことを、先進国と発展途上国における不平等度の比較を例にとり、もう一度説明しておこう。A国の100人全員の所得を比例的に3倍して、6万円が20人、48万円が80人いると設定し直し、先進国の分布とみなそう。同様に、図のB国の分布を発展途上国のそれとみなすことにする。所得の比例変化で $I_A(A)$ は影響を受けないから依然0.20で、先進国の方がより不平等と出る。仮に、A国の80人の得ている48万円が36万円以下だとすると、今度は先進国の方がより平等と示される。一方、ジニ係数では常に先進国の方を平等であると表示する訳である。これは極端な例であったが、図4の点線分布にみるように、滑らかな分布の極限の場合だと考えると、それ程非現実的な話ではないであろう。

III 社会的厚生関数アプローチの問題点

まず、話をわかりやすくするため極端な例をとって、 $\epsilon=0$ の場合を考えてみる。この場合、効用関数は線型となり、一般に、 $u(y)=a \cdot y+b$ と書かれる。すると、社会的厚生は $a \cdot \mu+b$ となり、 u_{EDE} は平均値 μ に等しくなる。かくて、 $I_A=0$ で完全平等分配だということを意味する。すなわち、効用関数が線型の時はどんな移転を行っても、社会的厚生に増減はなく一定である。だから、所得分布の分散度がいかに大きくても、それに関係なく平等だということになってしまう。不平等忌避度 ϵ が0なのだから自然な結果だといってしまうがそれまでだが、このあたりに社会的厚生関数ア

プローチの欠点が見えていないだろうか。図5を使いながら、Daltonの方法について再考してみよう。今、われわれは不平等度係数 I を考案したとしよう。そして所与の分布において、より金持からより貧しい人へ移転が行われたとする。この時、効用が下方に凹な限り社会的厚生 W は増加するが、一方、係数 I は減少すべきだというDaltonの要請は自然である。この相反する性質を利用して、 W を用いつつ係数 I を作製しようというのは1個のアイデアであるが、決して W と I の間に本質的な関係があるべきだということではない。ところが、DaltonやAtkinsonは W と I の間に何か本質的な関係があるべきだと考えているように思われる。だから、彼らは従来の不平等度係数が‘暗黙裏に仮定する’効用関数を引き出して、それが非現実的だと考える訳である。しかし、不平等度係数 I はあくまで係数であって、便宜上の1個のパラメータである。無論、種々のアプローチが許容されて良いのである(ただその際、Daltonの2個の要請を満たすことが望ましいし、できれば経済学的解釈の可能な係数の方が好ましいことは事実である)。例えば、変動係数は非現実的な効用関数を‘仮定’しているのではなく、全く別なアプローチから出てくる係数なのである。そのアプローチから見れば、今度はDaltonやAtkinsonの方法が不自然にみえるのである(次のパラグラフ及びIV節を参照)。要約すると、Daltonの方法は社会的厚生 W と係数 I を結びつけるという1個の可能なアプローチであって、必ず I は W を関係づけねばならないということはない。仮に、 $W=W^*$ (それぞれ分布 f, f^* に対応する厚生量)だとしても、不平等度係数 $I(f)$ と $I(f^*)$ とが等しい必要はない訳である。この点において、不確実性の下における個人の決定理論と社会的厚生関

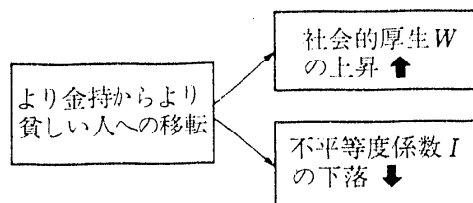


図 5

数による不平等度測定法が断層をみせるのである。もう一言追加すると、図5の示す因果関係のフローと、 $W > W^*$ だから $I(f) < I^*(f^*)$ という推論は同値ではない。というのは、Atkinson も示したように、 f と f^* の2個のローレンツ曲線が交叉している時は、より金持からより貧しい人に移転することにより f^* 分布を f に変形するということが不可能だからである。

次に、Atkinson 係数 I_A を違った角度から眺めてみよう（この視角はIV節のアプローチに似ているので留意されたい）。すなわち、 I_A は次のように変形できる。

$$I_A \equiv 1 - y_{EDE}/\mu = (\mu - y_{EDE})/\mu$$

$$= \int_0^\infty \left(\frac{y - y_{EDE}}{\mu} \right) \cdot f(y) dy$$

これは I_A が y の所得を得ている人の指標を、 $(y - y_{EDE})/\mu$ と変換して平均したものだということを表わしている。ところが、この $(y - y_{EDE})/\mu$ は所得 y の人の相対的富裕度と見なしうるものである。ここで、相対的という場合、2重の意味がある。一つは y と比較基準額 y_{EDE} と比べてという意味であり、他はその y_{EDE} との隔りを平均値 μ で正規化しているということである。 y_{EDE} が分布に依存しているという事実にかかわらず、 I_A は相対的個人的富裕度の社会的平均値でもあった訳である。上の書き換えによって、効用関数が線型の時に I_A が0になる事実を別の角度からとらえることが可能になる。というのは、 y_{EDE} より少ない所得の人は負の富裕度を有し I_A を押し下げる働きをするのである（その各所得に対するウェイト付けを図示すると図6の実線のようになる）。

実際、効用というものは種々の要素から成り立っており実態のよくわからないものである。もし、それを関数式で表わすとするならば、貨幣所得だけでなく所得分布そのものにも依存するであろう（資産保有その他の要因は無視しておく）。例えば、 u は $u(y; f(y))$ とでも書かれるものであろう。 $f(y)$ の代わりに分布の各次モーメントを入れてもよい。このことは、個人の効用が分布の‘不平等度’にも依存していることを意味している。

要するに、効用というものを仮定して不平等度

所得 y の人のウェイト

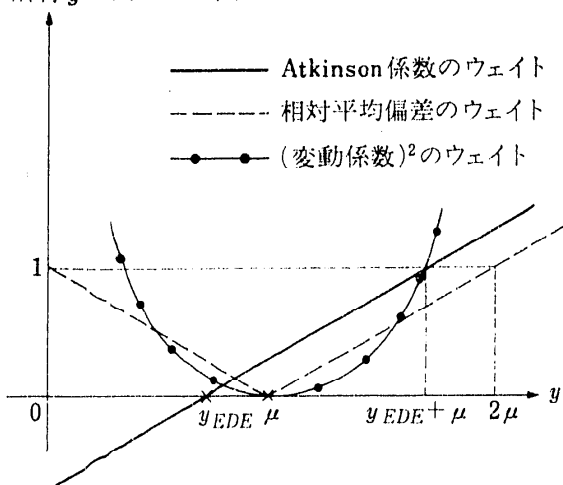


図6

と直接結びつける必要はないようである。もっと便宜的に、ちょうど統計的判定関数理論における損失関数のように、適当に個人の‘不平等感’というようなものを仮定義し、それを個人へのウェイトと考えて社会的平均を計算すればよいのではなからうか。少なくとも筆者には、効用よりも‘個人的不平等感’の方が直接的で素直な概念と思われる（もちろん、不平等度測定問題においてである）。そこで、次節において新しい不平等度係数について考察を行う。

IV 新しい不平等度係数

さて、 y の所得を得ている相対的個人的不平等感を仮に $\left(\frac{y - \mu}{\mu} \right)^2$ で定義したとする（そのウェイト型は図6を見られたい）。すなわち、個人は自分の所得と平均とを比較し、その差額の二乗に比例して、分布に対する‘不平等感’を持つと考える訳である（Daltonの第1の要請を満たすため、平均所得の二乗で正規化しておく）。この不平等感の社会的平均を I_{cv} とすると

$$I_{cv} \equiv \int_0^\infty \left(\frac{y - \mu}{\mu} \right)^2 \cdot f(y) dy = \left(\frac{\sigma}{\mu} \right)^2$$

で、変動係数の二乗となる。この係数 I_{cv} は、Daltonの2個の要請を満たしている。

一方、相対平均偏差は平均の同一側の移転に対して反応しなかったが、それが仮定する相対的個

人的不平等感を $\left| \frac{y-\mu}{\mu} \right|$ から $\left| \frac{y-\mu}{\mu} \right|^\epsilon$, ($\epsilon > 1$) と定義し直せば, Dalton の要請を満たすようになる。 $\epsilon=2$ の場合が上述の変動係数の二乗 I_{cv} である。この ϵ を改めて, 不平等忌避度と呼べよう。この係数をもっと敏感なものにするため, 上式の μ を幾可平均 G で置換するのも一工夫である。すなわち,

$$I \equiv \int_0^\infty \left| \frac{y-G}{G} \right|^\epsilon \cdot f(y) dy$$

ϵ の値を適宜とって, 数値計算を遂行することは容易であろう。

以上のことを, もう一度振り返ってみると比較基準が μ あるいは G であるべしという理由はなさそうである。 μ の場合を再度書き改めると

$$I \equiv \int_0^\infty \left| \frac{y-(\mu+k\sigma)}{\mu} \right|^\epsilon \cdot f(y) dy$$

となって, 2 個の係数 ϵ と k を含めてよいと考えられる。 k は比較基準所得を構成する係数である。 k を 2, 3 にとり, より低所得により大きいウェイトを与えることができる。かくて, 不平等度はその測定に際して 2 個の係数を定めてから取りかかる必要がある (Stone [9] の 21 頁の叙述と比較されたい)。

結 語

こう書いてくると, 新しい係数は非常に ad hoc なアプローチのように思われるかも知れないが, 決してそうではない。使う人がどういう '不平等感' あるいは '富裕感' を仮定するか, どの階層に大きなウェイトをおきたいかということに不平等度係数は依存する訳であるが, 逆に新しいアプローチはそういうことを許容するという意味で自由度が広いとも考えられる。大事なことは, 一度採用した立場を統一的に維持することであり, むやみに変更してはならないということである。

次に, Dalton の第一の要請についてであるが, 一見これは極めて自然なものに考えられる。というのは, 分布を円, ドルと異なる単位で測る毎に不

平等度係数が増加しては困るからである。しかし, 単位変換でなく本当に全員の所得が比例的に変化した場合には, 不平等度も変化してよいであろう。特に, 最低生活費以下の所得を得ている人には大きなウェイト ('不平等感') を与えて係数を求めたいという要求もあろう。そのような時には図 6 において, 最低生活費以下の所得階層に不連続的にでも大きなウェイトを与えるということによって解決できる。

最後に追加すべきことは, 以上の考え方は所得分布だけでなく, 各種の分布統計, 分布の順序付けに適用可能だということである。

この小論をまとめるにあたり, 東京大学大学院の木下富夫氏から有益なコメントを得たので感謝申し上げたい。また, 筆者にこの問題について考える機会を与えてくれた社会保障研究所の方々に対して感謝申し上げたい。

文 献

1. Arrow, K., "Aspects of the Theory of Risk Bearing," Helsinki, 1965.
2. Atkinson, A., On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, 2, 1970.
3. Dalton, H., The Measurement of the Inequality of Incomes, *Econ. J.* 30, 1920.
4. Hadar, J. & Russel, W., Rules for Ordering Uncertain Prospects, *Rev. Econ. Studies*, 59, 1969.
5. Hanooh, G. & Levy, H., The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk, *Rev. Econ. Studies*, 36, 1969.
6. Pratt, J., Risk Aversion in the Small and Large, *Econometrica*, 32, 1964.
7. Rothchild, M. & Stiglitz, J., "Increasing Risk: A Definition and its Economic Consequences," Cowles Foundation Discussion Paper 275. 1969.
8. Schutz, R., On the Measurement of Income Inequality, *Amer. Econ. Rev.* 41, 1951.
9. Stone, R., "System of National Accounts: Supplementing the National Accounts for Purposes of Welfare Measurement," E/CN.3/459, United Nations, 1974.
10. Wedgwood, J., "The Economics of Inheritance," Penguin Books, London, 1939.