『経済学大辞典』第Ⅰ巻　抜刷

東洋経済新報社刊

1980年１月

V

分　配

1　富と所得の分布
Size Distribution of Wealth and Income

(1)　階層別分布

分配の不平等を問題にするとき，統計的には富と所得の階層別分布 size distribution in classes について述べるのが通例である．すなわち，一つの社会を構成するすべての個人または家計について，富裕な人々(あるいは貧乏な人々)の割合がどの程度になっているか，また各階層はどのような比率で分布しているか，を問題にする．

所得の階層別分布ないし所得の**人的分配** personal distribution は，(a)社会を構成する個人ないし家計が，それぞれどれだけの生産要素を所有しているか(つまり富の分布がどうなっているか)，(b)それぞれの生産要素の価格がどのように決められるか，の二つに依存して決まる．このうち(b)の問題を説明するのが所得の**機能的分配** functional distribution に関する理論である〔→3 所得の機能的分配〕．今日の経済社会における所得の機能的分配と階層別分布との関係はきわめて錯綜しており，古典派およびマルクス経済学の想定(各所得階層はほぼ同質的な生産要素の所有者で構成されているので，所得の機能的分配が所得の階層別分布ないし社会的階級に対応している)のように簡単ではない．

所得の階層別分布は，所得の低い階層から高い階層までの各層の度数分布 frequency distribution (頻度分布)または累積度数分布で示される．所得の度数分布は強度の非対称分布になるのが通例である．すなわち，低い所得階層に大部分の人員が集中し，しかもかなり高い所得階層にまで残りの人員が及んでいる．富の分布は非対称性がいっそう強まる．

所得(ないし富)の階層別分布が与えられているとき，その不平等は以下の(2)，(3)，(4)で説明する方法のいずれかによって計測・比較される．まず，ローレンツ曲線 Lorenz curve による順序づけ〔(2)参照〕が試みられるのは，それが所得の階層別分布を視覚に訴えて簡単に理解させる力を備えているからにほかならない．最近この順序づけについては，社会厚生関数 social welfare function を用いた不平等の経済理論のなかで新しい意味づけがなされ，その規範的意義が明らかにされた．すなわち，不平等の尺度が満たすべき条件(平等主義的な規準で与えられ，準凹性とかドールトン Edward Hugh John Neale Dalton の移転原理とかの条件で具体的には示される〔(2)の iii)，iv)参照〕)との関連において，ローレンツ曲線の基礎づけがなされたのである．しかしこの順序づけは，(2)の v)で述べるように問題点をいくつか抱えている．とくに，ローレンツ曲線が交差する場合には，各所得階層にどのようなウェイトをつけるかによって不平等の順序が異なってしまうのである．つまり，ローレンツ曲線だけでは不平等をすべて順序づけることができない．他方，ジニ係数に代表される不平等の尺度〔(3)参照〕は，すべての所得分布をそれなりの仕方で順序づけてしまう．したがって(2)との関連から，通常用いられる不平等の尺度に内包されている規範性および各尺度が暗黙のうちに前提している各所得階層へのウェイトづけの二つを知る必要があろう．(3)では，この二つを中心にして議論を展開する．分布法則による順序づけ〔(4)参照〕は(2)，(3)と異なり，経験から所得分布について密度関数の型を特定化して順序づけを行なうものである．その場合，順序づけは密度関数の一つのパラメータを用いてなされる．このような方法は，所得階層別のデータが完全に与えられていない場合においては，それなりに有用なものであるといえる．また，所得分布の生成に関する経済理論〔(7)参照〕ともつながりうる点で，(2)，(3)と異なっている．

(2)　ローレンツ曲線による順序づけ

ローレンツ Max O. Lorenz は，1905年に発表した古典的論文([20])において，不平等計測に関する新しい方法を提起した．彼のねらいは，富の分布が過去と比較して平等化の傾向にあるか否かを知ることにあった．それを知るために案出された分析用具は，後に彼の名にちなんでローレンツ曲線とよばれるようになっ

た.

i) ローレンツ曲線 n 人で構成されている社会において各人の所得が y_i (非負)で表わされるとき，所得ベクトル $\boldsymbol{y}$:

$$\boldsymbol{y}=(y_1, y_2, \cdots, y_n) \qquad (2.1)$$

を分布 $\boldsymbol{y}$ とよぶことにしよう．このとき分布 $\boldsymbol{y}$ のローレンツ曲線は，図1に示されているように直交座標平面(F-ϕ 平面)で原点 O から n 個の点(F_i, ϕ_i)を $i=1$, $i=2, \cdots, i=n$ の順に直線で結んだものと定義される．ここで F_i, ϕ_i はそれぞれ，

$$F_i=i/n;\ 累積人員比率 \qquad (2.2)$$

$$\phi_i=\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{i} y_k/\mu;\ 累積所得比率 \qquad (2.3)$$

の2式で与えられる．ただし $y_1 \leqq y_2 \leqq \cdots \leqq y_n$ であり，μ は平均所得(算術平均)を表わす．

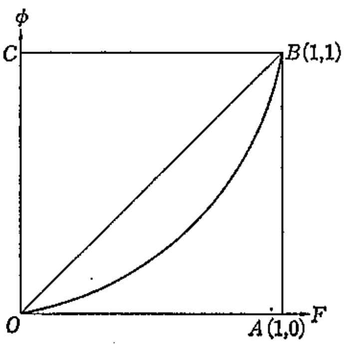

図1 ローレンツ曲線

ローレンツ曲線は一般に下方に凸となるが，$y_1=y_2=\cdots=y_n$ のとき(完全平等の場合)原点 O と B 点を結ぶ対角線(均等分布線といわれている)で与えられ，また $y_1=y_2=\cdots=y_{n-1}=0$, $y_n \neq 0$ のとき(完全不平等の場合)折線 OAB になる．

ii) 不平等の順序づけ ordering of inequality 二つの分布 $\boldsymbol{y}, \boldsymbol{x}$ が(2.1), (2.4)式で与えられているとしよう．

$$\boldsymbol{x}=(x_1, x_2, \cdots, x_n) \qquad (2.4)$$

ただし，$x_1 \leqq x_2 \leqq \cdots \leqq x_n$

さらに，ローレンツ曲線によって分布 $\boldsymbol{x}$ が分布 $\boldsymbol{y}$ より平等でないと判定されるとき，それを $\boldsymbol{y}R_L\boldsymbol{x}$ と表わそう(以下では，添え字付きの R はすべてこのような順序関係を意味している)．$\boldsymbol{y}R_L\boldsymbol{x}$ はすべての i について $\phi_i(\boldsymbol{y}) \geqq \phi_i(\boldsymbol{x})$ という関係が成立していることと同等である．つまり，与えられた二つのローレンツ曲線の一方がつねに他方の内側に位置している(接する場合を含む)という関係 Lorenz dominance relationship が成立するとき，外側のローレンツ曲線(の分布)のほうをより不平等である(正確にはより平等でない)と判定するのである．また，分布 $\boldsymbol{x}$ と分布 $\boldsymbol{y}$ の不平等度がローレンツ曲線で測って等しいことを $\boldsymbol{y}I_L\boldsymbol{x}$ と書くと，

$$\boldsymbol{y}I_L\boldsymbol{x} \rightleftarrows \boldsymbol{y}R_L\boldsymbol{x}\ かつ\ \boldsymbol{x}R_L\boldsymbol{y}$$

である．このとき，二つのローレンツ曲線はまったく同一になっている．

iii) 社会厚生関数による基礎づけ ローレンツ曲線による判定 R_L を社会厚生関数によって理論化した最初の経済学者はアトキンソン Anthony B. Atkinson である．所得の関数 $U(y_i)$ の総和(正確には加重平均)で社会厚生 W:

$$W(\boldsymbol{y})=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} U(y_i);\ U'>0,\ \ U''<0 \qquad (2.5)$$

を表わすとき，社会厚生による不平等の判定 R_W は次のように示される．

$$\boldsymbol{y}R_W\boldsymbol{x} \rightleftarrows W(\boldsymbol{y}) \geqq W(\boldsymbol{x})$$

アトキンソンは危険回避 risk aversion の理論〔→ VIII. 8 資産選択理論〕を不平等回避の問題に読み替える形で，判定 R_L と判定 R_W とが同等 equivalent であることを証明した．すなわち U 関数が厳密な意味で凹 strictly concave でありさえすれば，U 関数の特定化に関係なく $\boldsymbol{y}R_L\boldsymbol{x}$ が $W(\boldsymbol{y}) \geqq W(\boldsymbol{x})$ を意味するというのである．その理由は，厳密な意味での凹性が所得の平等化に高い評価を与えるからにほかならない．図2をみよう．この条件が満たされているとき，所得水準 y_1, y_2 に対応する社会厚生の加重平均 $W^A=\{U(y_1)+U(y_2)\}/2$ は所得の加重平均に対応する社会厚生 $W^B=U\{(y_1+y_2)/2\}$ より小となる([2])．

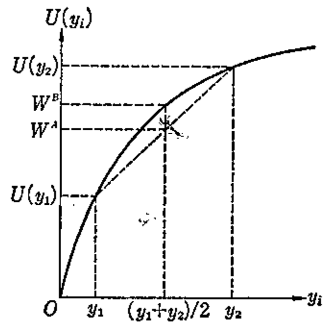

図2 厳密な意味での凹性

アトキンソンの主張は，その後次のように一般化された．(2.5)式で示される社会厚生関数を

$$W(\boldsymbol{y})=H(y_1, y_2, \cdots, y_n) \qquad (2.6)$$

と変換してみよう．(2.6)式はその特殊な一例として(2.5)式を含みうる．この点において，(2.6)式のほうが(2.5)式よりも一般的な定式となっている．アトキンソンの場合，関数 U は厳密な意味で凹であると仮定されていた．この仮定は，関数 H も厳密な意味で凹であることを要求する．この条件はゆるめることができる．すなわち，関数 H が対称 symmetric かつ厳密な意味で準凹 strictly quasi-concave であるとき，関数 H による順序づけ R_H を次のように示すことにする．

$$\boldsymbol{y}R_H\boldsymbol{x} \rightleftarrows H(\boldsymbol{y}) \geqq H(\boldsymbol{x})$$

このとき，順序づけ R_H とローレンツ曲線による判定 R_L とは同等となる([11], [27])．ここで対称とは次のように定義される．すなわち($p_1, p_2, \cdots, p_n$)を($1, 2, \cdots, n$)の順列とするとき，

$$H(y_1, y_2, \cdots, y_n)=H(y_{p_1}, y_{p_2}, \cdots, y_{p_n})$$

であれば，関数 H は対称であるという．また，厳密な意味における準凹性は次のように定義される．すなわち任意の t (ただし $0<t<1$)について，

$$\min[H(\boldsymbol{x}), H(\boldsymbol{y})] < H[t\boldsymbol{x}+(1-t)\boldsymbol{y}]$$

が成立するとき，関数Hは厳密な意味で準凹という．

準凹性の条件は不平等との関連ではどのように解釈されるだろうか．図3においてy_1, y_2はそれぞれ個人1, 2の所得水準を表わしている．2点X, Yは同じ社会的無差別曲線I^A上にあるので同一の社会厚生を与える．また，点Zは2点X, Yの中点となっている．このとき厳密な意味での準凹性は，Zに対応する社会厚生がXまたはYに対応する社会厚生よりも大きいことを要求する．それには社会的無差別曲線が原点に対して凸であればよい．つまり，他のすべての構成員の所得水準を所与とするとき，ある個人の所得の増加に応じて，その所得水準に対する相対的評価を逓減させようというのである．これはまさしく平等主義の特徴である([21])．

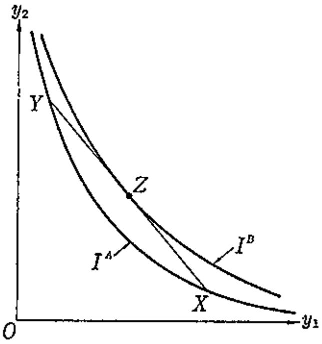

図3　厳密な意味での準凹性

iv)　逆進的移転との関連　分布$\boldsymbol{y}$が所与のとき，それから任意に2人を選び出すことにする．選び出された2人のうち所得の低い(高くない)者から所得の高い(低くない)者へ一定額の所得(正)を移転し，その結果として得られる分布を$\tilde{\boldsymbol{y}}$とする(他のすべての個人の所得は不変としている)．分布$\boldsymbol{y}$を分布$\tilde{\boldsymbol{y}}$に変える操作を**逆進的移転** regressive transfer という．分布$\boldsymbol{x}$がこの逆進的移転を有限回繰り返すことによって分布$\boldsymbol{y}$から得られるとき，$\boldsymbol{y}R_T\boldsymbol{x}$と書こう．この順序づけ$R_T$は，ローレンツ曲線による判定$R_L$と同等となる([27])．すなわち，逆進的移転(貧者から富者への所得移転)は分布をより不平等にする．

v)　ローレンツ曲線による判定の特性　ローレンツ曲線による分配の平等・不平等の判定の特徴および問題点をあげよう．

(1)　**平均所得が異なる場合**　ローレンツ曲線による順序づけは，$\boldsymbol{y}I_La\boldsymbol{y}$: $a>0$ という特性をもっている．すなわち，すべての構成員の所得が一律にa倍になっても不平等度は変化しない．いわばパイの切り方だけが問題で，パイそのものの大きさは問わない．これは貧しきを憂えず，等しからざるを憂うという社会の判断である．またこの特性は，ローレンツ曲線による判断が測定単位に依存しないという意味にも解釈できる．

実証研究においては，平均所得の異なる分布の不平等を比較しなければならない場合が少なくない．国際比較にしても異時点間比較にしても，すべてそういう場合に相当する．このような場合，ローレンツ曲線による判定は所得の相対的較差だけを問題にするが，これで十分な不平等判断をしたことになるであろうか．不平等という意識は，相対的窮乏感 relative deprivation を基底においている．したがって，この相対的側面だけに着目すれば，(2.5)式において関数$U(y_i)$を$U^*(y_i/\mu)$とおきかえてもよい．つまりこの場合，平均所得の異なる二つの分布を比較する際にも，ローレンツ曲線による判定が社会厚生関数によって基礎づけられることになる．

しかし，食べる物にもこと欠いて餓死する者さえ存在するような社会では，相対的窮乏感ばかりでなく所得の絶対的不足 absolute suffering という側面も，不平等判断の際に無視できなくなるかもしれない．ただしこの絶対的側面は，不平等 inequality の問題というよりも貧困 poverty の問題に密接な関連をもっている〔→ XIV. 9 貧乏の経済学〕．他方で，社会が豊かになれば豊かになるほど不平等に対する関心は高まるのが通例である．この場合には，所得の相対的較差が同一であっても，平均所得の高い分布のほうをより不平等であると判断する者もいよう．所得の絶対的較差が拡大するからである．そのような者にはローレンツ曲線による判定は受け入れられない．また後述するように，不平等の尺度はほとんどが相対所得y_i/μを用いて定義されているので，これも失格となる．そのような者にとって満足のゆく尺度は分散しかない．すべての構成員の所得が一律にb倍($b>1$)になったとき，分散のみがより大きな値を与える(より不平等になったという評価を与える)からである．いずれにしても，ローレンツ曲線による判定は平均所得水準とは独立 independent になっている．

(2)　**匿名性** anonymity　ローレンツ曲線による判定の第2の特性として，その匿名性をあげなければならない．これは，(2.6)式で関数Hが対称となっていることを意味し，特定の個人を区別しないことを内容としている．すなわち，パイの切り方が同じでさえあれば，だれがどの部分を受け取ろうとそれは考慮しないというのである．しかし，ある特定の個人がつねに最も小さなパイを受け取っているということは重大な経済問題である．ローレンツ曲線による判定はこの問題を対象としていない．

(3)　**人口が異なる場合**　人口数nがr(正整数)倍にふえても各所得階層の人員比率が不変であれば，ローレンツ曲線も不変にとどまる．いわば，一つのパイをn人に分けた後にそれぞれの受取分をさらに一律にr等分しても，不平等度は変化しない．これが第3の特性である([11],[36])．

(4)　**ローレンツ曲線が交差する場合**　実際にローレンツ曲線を描いて不平等度の比較をしようとしても，その視覚的な検出力はそれほど大きくない例が多い．とくに分布の数が多くなれば，一つの図ですべての分

布を比較しようとしてもそれは不可能に近い．また，すべての所得階級 y_i についてその累積所得比率 ϕ_i を比較しなければならないという手続もめんどうなものである．さらに，３人以上の構成員が存在する社会においてローレンツ曲線で所得分布の順位づけをしようとしても，ローレンツ曲線が交差してしまえば判定基準 R_L は成立しなくなる．

ローレンツ曲線が図４のように点 $M\ (a,b)$ で交差しているとしよう．判定基準 R_L にしたがうと，M 点以下の所得階層については分布 y^A のほうが y^B より不平等であり，M 点以上の所得階層については分布 y^B のほうが y^A より不平等である．このような場合，低所得階層における不平等と高所得階層における不平等とをそれぞれどのように評価するかによって，分布全体としての不平等が左右されることになる．すなわち，ローレンツ曲線が交差する場合には，一意的 unique に不平等の順位を確定できない．つまり，比較基準 R_L ですべての分布を順序づけるわけにはいかなくなる．この意味において，ローレンツ曲線による判定は半順序 partial ordering しか与えない([30])．

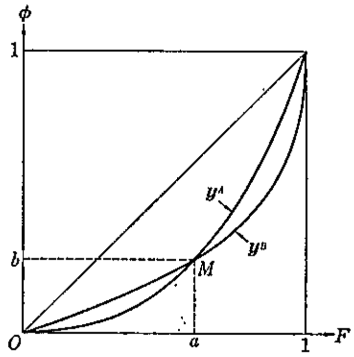

図４　ローレンツ曲線の交差

ジニ係数に代表される不平等の尺度は，ローレンツ曲線が交差しているかいないかを問わず，いかなる分布をもってこようともその不平等度を計測・比較できるように作成されている．したがって，そのような尺度は暗黙のうちに，低所得階層における不平等と高所得階層における不平等とをなんらかの形で評価していることになる．以下では，それらの尺度についてまず定義を与え，次いでそれらの尺度に含まれる不平等の判定基準(とくに各所得階層に対するウェイトづけ)の特性を明らかにしたい．

(３)　不平等の尺度

i)　分布範囲　最高所得と最低所得の差を平均所得で除したものを分布範囲 range という．それは完全平等のとき最小値０をとり，完全不平等のとき最大値 n をとる．分布範囲は最高所得者と最低所得者の間に位置するすべての所得階層の分布を無視してしまう．これが不平等の尺度としての難点である．

ii)　四分位偏差・十分位偏差　所得階級を低い所得から順に人員数で４等分するとき，級限界になる所得水準を低いほうから第１四分位所得，第２四分位所得，第３四分位所得，…，という．この第３四分位所得と第１四分位所得の差を平均所得で除したものを四分位偏差 quartile deviation という．また，人員数で所得階級を十等分したとき得られる第９十分位所得と第１十分位所得との差を平均所得で除したものを十分位偏差 decile deviation という．なお，第３四分位所得を第１四分位所得で除したものを**四分位比率** quartile ratio といい，第９十分位所得を第１十分位所得で除したものを**十分位比率** decile ratio という．いずれの尺度も分布範囲と同様，中間に位置している所得階層の不平等をまったく考慮していない．

iii)　相対平均偏差　各個人の所得と平均所得との差の絶対値の合計を総所得額で除したものを相対平均偏差 relative mean deviation (D)という．

$$D=\frac{1}{n\mu}\sum_{i=1}^{n}|y_i-\mu| \tag{3.1}$$

D は完全平等のとき最小値０をとり，完全不平等のとき最大値$(2-2/n)$をとる．

(3.1)式を計算すると次式が得られる．

$$D=2\{F(\mu)-\phi(\mu)\} \tag{3.2}$$

ここで F および ϕ は(2.2)，(2.3)式で与えられたものを表わしている．(3.2)式から，相対平均偏差はローレンツ曲線を用いて幾何学的に表示することが可能となる．すなわち図５において，ローレンツ曲線上の点 K (平均所得 μ を稼得する者が位置する点)を通って均等分布線に平行な直線を引き，横軸との交点を Q とすれば，線分 OQ は相対平均偏差の半分に等しい．

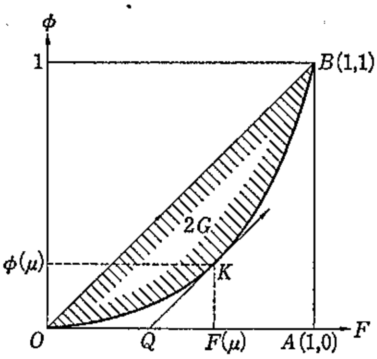

図５　相対平均偏差とジニ係数

相対平均偏差はドールトンの**移転原理** principle of transfers を必ずしも満たさないので，不平等の順序づけに使用する尺度としては適切でない．ドールトンの移転原理とは，相対的富者から相対的貧者に所得を移転したとき，それが所得順位を変えないかぎり，移転後に得られる所得分布のほうが移転前の所得分布より平等である，という規準を意味しており，(2)のiv)で説明した逆進的移転による順序づけをちょうど裏返したものにほかならない([10])．そのような所得移転が平均所得水準以下(または以上)の２人の間で行なわれても，相対平均偏差は変化しない．

iv)　分　散　分布のばらつきを表わす統計学上の尺度として最も代表的なものは分散 variance (V)

である．これは各所得と平均所得との差の平方を人員比率(密度)で加重平均したものである．

$$V=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\mu)^2$$

分散は完全平等のとき最小値0をとり，完全不平等のとき最大値 $\mu^2\cdot(n-1)$ をとる．

既述のように，分散は平均所得の水準とは独立ではない．分散による不平等の順序づけを R_V で表わすとき，yR_Vay; $a>1$ という特性を分散はもっている．

所得分布 y のすべての要素 y_i に，一律に d (正)だけの所得を加える操作をして得られる分布を $\tilde{y}$ で表わすと，分散は $yI_V\tilde{y}$ という特性をもっている．すなわち，そのような操作をしても分散は不変にとどまる．しかしそのような操作をするとき，分布は平等化すると判断するのが妥当であろう(たとえば，d が1億円に等しいと仮定してみよ)．ここに不平等の尺度としての分散の難点がある([2])．

v)　対数分散　分散を対数変換したものを対数分散 variance of logarithms (V_l)という．

$$V_l=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\log y_i-\log\mu^*)^2$$

ここで μ^* は所得の幾何平均である．対数分散は，相対平均偏差と同様に，ドールトンの移転原理を必ずしも満たさない．高額所得階層に所属する2人の間でドールトンの意味における移転を行なうと，対数分散は移転前より大きな値を与えてしまう．これは $-V_l$ が高所得水準において凹でなくなるからである．ここで V_l の前にマイナス符号を付したのは，より高い社会厚生がより低い不平等度 V_l に対応するからである([2]，[30])．

vi)　変動係数　分散の平方根(**標準偏差** standard deviation という)を平均所得で除したものを変動係数 coefficient of variation (C)という．

$$C^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i-\mu)^2/\mu^2 \tag{3.3}$$

変動係数は完全平等のとき最小値0をとり，完全不平等のとき最大値 $(n-1)^{1/2}$ をとる．

$-C$ は厳密な意味における凹性という条件を満たしているので，不平等の尺度として望ましい性質を備えている([30])．

vii)　タイル尺度　タイル Henri Theil はエントロピーを援用した不平等の尺度を考案した．**エントロピー** entropy (E_n)とは，p_i という確率で生じる事象の情報量 $\log(1/p_i)$ の期待値を指している．

$$E_n=\sum_{i=1}^{n}p_i\log\left(\frac{1}{p_i}\right)$$

ここで $p_i=y_i/(n\mu)$ とおくと，E_n は所得分布の平等度の一指標であると解釈できる．すなわち，完全平等のとき E_n は最大値 $\log n$ をとり，分布が不平等化するに応じて E_n の値は小さくなる．最小値0を与えるのは完全不平等のときである．ところで，この最大値と E_n との差は，したがって不平等度を表わしうる．この差がタイル尺度 Theil measure (T)である．

$$T=\log n-E_n=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \tag{3.4}$$

(3.4)式の経済的意味は次のとおりである．すなわちタイル尺度は，それぞれ対数変換された各人の所得と平均所得との差を所得の分け前で加重平均したものに等しい([34])．

$-T$ は厳密な意味で凹となっているので，不平等の尺度としての適性を備えている．

viii)　アトキンソン尺度　アトキンソンは社会厚生との関連を直接的に有する不平等の尺度を提案した．彼は，社会厚生関数 W を(2.5)式のように定式化したうえで，まず**均等分配等価所得** equally distributed equivalent income (y_e)という概念を次のように定義した．

$$U(y_e)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}U(y_i)$$

これは，問題にしている所得分布の社会厚生と同一水準のものを完全平等分布で実現させたら1人当り所得がどのくらいになるかを示している．このとき，

$$A_g=1-y_e/\mu$$

は不平等の程度を表わすと解釈可能である．これが一般にアトキンソン尺度 Atkinson measure とよばれているものである．

しかし，実証研究に際してアトキンソン尺度 A として用いられているのは，このように一般的な A_g ではない．A は $U(y_i)$ を

$$\begin{aligned}U(y_i)&=a+by_i^{1-\varepsilon}/(1-\varepsilon),\quad \varepsilon\neq1,\ \varepsilon>0\\&=\log_e y_i,\quad \varepsilon=1\end{aligned} \tag{3.5}$$

と特定化したものである．このような特定化によって，アトキンソン尺度は平均所得水準から独立となる．このとき，

$$\begin{aligned}A&=1-\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}\right]^{1/(1-\varepsilon)},\quad \varepsilon\neq1,\ \varepsilon>0\\&=1-\exp\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\right],\quad \varepsilon=1\end{aligned} \tag{3.6}$$

が得られる．

(3.5)式で与えられる関数 $U(y_i)$ は厳密な意味で凹となっている．したがって，アトキンソン尺度 A は不平等の尺度として適切である．なお，パラメータ ε は不平等回避の程度 degree of inequality aversion を表わしており，その値が大きくなるにつれ，低所得者のおかれている相対的位置を不平等判断に際してより重要視する，という内容を含んでいる．

アトキンソン尺度 A の一つの利点は，ローレンツ曲線を描くことなくその交差の有無を簡単に調べるこ

とができることにある．すなわち，ε の値を大小二つ(たとえば0.5と5)選んで A を計算したとき，不平等の順序づけが異なっていれば(同じであれば)，ローレンツ曲線は交差している(交差していない)ことになる([2])．

ix) ジニ係数　**相対平均差** relative mean difference はジニ集中係数 Gini's coefficient of concentration，またはたんにジニ係数 Gini coefficient(G)とよばれ，次式のように定義されている([15])．

$$G=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}|y_i-y_j|/(2\mu n^2) \tag{3.7}$$

すなわちジニ係数とは，所得水準についてすべての組合せ combination を考え，その差の絶対値を人員比率で加重平均し，平均所得で除したものの半分である．つまりそれが0.4に等しいとき，任意に選び取った2人の間の所得の差異が全体としてみれば平均所得の80%に相当していることをその値は物語っている．Gは完全平等のとき最小値0をとり，完全不平等のとき最大値$(1-1/n)$をとる．

(3.7)式を計算すると次式が導かれる．

$$G=1-2\sum_{i=1}^{n}\phi_i/n \tag{3.8}$$

ここで ϕ_i は，(2.3)式で表わされた累積所得比率を表わしている．ただし $y_1\leqq y_2\leqq\cdots\leqq y_n$ と仮定している．この式によって，ジニ係数はローレンツ曲線を用いて幾何学的に表示することが可能となる．前掲図5に示されているように，ジニ係数はローレンツ曲線と対角線 OB に囲まれた部分の面積(斜線部分)を三角形 OAB の面積で除したものに等しい．

ジニ係数の背後に潜んでいる不平等判断の公準体系をさぐるには，次式による定式化が最も便利である．

$$G=2\sum_{i=1}^{n}(n+1-i)(\mu-y_i)/(\mu n^2) \tag{3.9}$$

$$=1+\frac{1}{n}-2\sum_{i=1}^{n}(n+1-i)y_i/(\mu n^2) \tag{3.10}$$

ただし，$y_1\leqq y_2\leqq\cdots\leqq y_n$

(3.9)式の含意は次のとおりである．すなわち，各人の所得と平均所得との差を(上からの)所得順位で加重して総和を求め，それを平均所得で除し正規化したものがジニ係数にほかならない([33])．または(3.10)式にしたがうと，ジニ係数は，2番目に豊かな個人にとっての3万円と3番目に豊かな個人の2万円とを不平等という観点から無差別であると判断していることになる．つまりジニ係数の場合，所得水準が同じであってもそこに位置する者の所得順位が異なれば，不平等に対する判断も異なる([30])．

(3.10)式からも明らかなように，$-G$は所得 y_i の線型関数であるので，厳密な意味で凹となっていない．しかし，$-G$は厳密な意味での準凹性という条件を満たしている．したがって，ジニ係数は不平等の尺度として納得のゆくものである([11]，[30])．

x) 所得水準へのウェイトづけ　以上の説明から，実証研究で使用されている不平等の尺度のうち厳密な意味での準凹性という条件を満たしているのは，変動係数，タイル尺度，アトキンソン尺度，ジニ係数の四つであることが判明した．この四つの尺度は，各所得水準にどのようなウェイトづけをしているのであろうか．ローレンツ曲線が交差しているときの判断の仕方を知るうえで，この点を究明する必要がでてくる．いま最高所得者 y_n に所得(ただし無限小の)を拠出させ，それを他の者に移転することにしよう．このような移転によって所得分布は平等化したと判断されなければならない(ドールトンの移転原理)．このとき，移転所得の受領者の位置している所得水準が低いほど平等化効果は大きくなる．その様相は，不平等の尺度が異なればそれに応じて異なってくる．この場合，移転所得の拠出者は各尺度で共通しているので，効果の差異はそれぞれの尺度が各所得水準にどのようなウェイトづけをしているかを反映している．

図6は，以上に述べたような特殊な所得移転による平等化効果 E を描いたものである．ここで Eは，そのような所得移転が行なわれる前の所得分布の不平等度の値から移転後の所得分布の不平等度の値を差し引いたものと定義されている．四つの尺度を比較すると，不平等評価に際して低所得階層に最大のウェイトをつけているのはアトキンソン尺度 A であり，パラメータ ε の値が大きくなれば大きくなるほど，最低の所得階層へのウェイトは大きくなる．$\varepsilon\to\infty$ の場合，アトキンソン尺度による不平等の判定は，ロールズ John Rawls の**マキシミン原理** maximin principle〔→XIV.3所得再分配の理論〕に相当している．タイル尺度 T のウェイトづけはアトキンソン尺度に準じており，それは $\varepsilon\to 0$ のときに相当している([36])．変動係数 C は，四つの尺度のうちでは高所得階層に相対的な意味で最大のウェイトをおいている．ジニ係数Gは，最頻値(並数)を与える所得水準 modal income に相対的な意味で最大のウェイトをつけている．典型的な所得分布(単峰型)を想定すると，ジニ係数は中間所得階層に対して相対的に最大のウェイトをおいていることになる．ローレンツ曲線が交差する場合，各尺度によって不平等の順序づけは

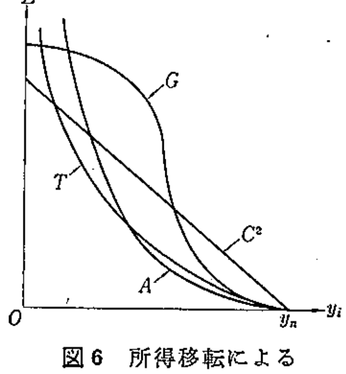

図6　所得移転による平等化効果

異なる．これは上述のような不平等判断(ウェイトづけ)を各尺度がしているからにほかならない([2])．

(4) 分布法則

前項では，分布 y が与えられたときその要素 y_i を直接用いて不平等度を計算する尺度について説明した．ここでは，各所得階層とその人員比率との間の関数的な関係を経験法則から特定化したものについて解説したい．この場合，不平等の尺度として使用されるのは，特定化の際に用いられたパラメータの値である．

i) **パレート法則**　所得分布について最初に見いだされた経験法則は，次のようなものである．すなわち，$N(y_i)$ が所得水準 y_i 以上の人員数 $\{N(y_i)=(1-F_i)n\}$ を表わすとき，

$$N(y_i)=ay_i^{-p};\ a>0,\ p>1 \tag{4.1}$$

という関係が近似的に成立する．(4.1)式に示される関係は，パレート Vilfredo Federico Damaso Pareto が1897年に刊行した書物([25])のなかで明らかにされたので，パレート法則 Pareto's law とよばれる．また，この法則にしたがう所得分布が**パレート分布** Pareto distribution である．

(4.1)式を対数変換すると，

$$\log N(y_i)=\log a-p\log y_i \tag{4.2}$$

となる．この方程式は対数図表における直線を意味している．すなわち，横軸方向に所得の対数をとり，縦軸方向に $N(y_i)$ の対数をとれば，(4.2)式は負の傾き p をもった直線で示される．パラメータ p は**パレート指数** Pareto index とよばれ，その値が大きいほど分布はより平等であるとされている．パレート指数による順序づけは，他の尺度のそれと大小が正反対になっているので，注意が必要である．

(4.1)式を y で微分すると(ただし連続分布に置換されていると仮定する)，所得水準 y における所得人員数が求められる．これを総人員数 n で除せば密度関数 f が得られる．

$$f(y)=apy^{-(p+1)}/n \tag{4.3}$$

(4.3)式で $y\to0$ とすると $f(y)\to\infty$ となる．また $y\to\infty$ とすると $f(y)\to0$ となる．さらに $\partial f(y)/\partial y<0$ であるから，パレート法則にしたがう度数分布は右下がりの曲線で与えられる．しかし，低所得階層においてパレート法則をあてはめようとしても，うまくいかない事例が多い．そこで，通常の場合パレート分布の密度関数は，所得水準 y_0 以下の階層を切り捨てた分布 truncated sample について与えられる．

$$f(y;p)=py_0{}^py^{-(p+1)},\quad y_0\leqq y<\infty \tag{4.4}$$

課税最低限以下の所得階層を含まない所得分布(税務統計)はその一例である．

パレート分布を仮定して変数の推定を行なう例をもう一つあげておこう．ある所得水準(それも比較的高水準の)までの分布は与えられているが，そこで分布が切れてしまっている場合がある．このような場合に，その所得水準以上の分布をパレート法則を援用して推定する，というのがその例である．

なおパレート法則が成立しているとき，パレート指数 p とジニ係数 G の間には，

$$G=1/(2p-1) \tag{4.5}$$

という関係がある．

ii) **ジニ法則**　パレート法則が低所得階層でうまくあてはまらないことを補正しようとして考え出されたのが，ジニ法則 Gini's law である．この法則は，ジニ Corrado Gini が1922年に発表した論文([14])のなかではじめて指摘したので，そのようによばれている．いま，所得金額の累積を $S(y_i)$ と書くと，ジニ法則は次の方程式で定義される．

$$N(y_i)=\{S(y_i)\}^g/b;\ b>0,\ g\geqq1 \tag{4.6}$$

(4.5)式を対数変換すると，

$$\log N(y_i)=g\cdot\log S(y_i)-\log b \tag{4.7}$$

となる．この方程式は(4.2)式と同様に，対数図表において直線で示される．パラメータ g は**ジニ指数** Gini index とよばれ，それは対数図表における直線の傾きに等しい．注意を促したいのは，このジニ指数 g が(3.7)式で定義されたジニ係数 G とまったく別物であるということである．ジニ係数は，ジニ法則があてはまらない分布についても計算可能な尺度である．

一般に，パレート法則が成立するならばジニ法則も成立する．同時に，ジニ法則を成立させるような密度関数をもつ分布はパレート分布しかない．すなわち連続分布を仮定すると，ジニ法則が成立している場合，分布関数 F は，

$$F(y)=1-\{1-\phi(y)\}^g \tag{4.8}$$

と書くことができる．ここで $g=1$ のとき $F(y)=\phi(y)$ となるので，分布は完全平等を意味している．$g>1$ のとき，

$$p=g/(g-1),\ p>1 \tag{4.9}$$

とおけば，(4.8)式から次の関係が導かれる．

$$\phi(F)=1-(1-F)^{1-1/p} \tag{4.10}$$

これは，パレート分布の密度関数 f を与える(4.4)式から得られる分布関数と同一である．つまり完全平等の場合を除けば，ジニ法則とパレート法則とは同等であることになる([36])．

なお，(4.9)式より $dp/dg<0$ であるから，ジニ指数が大きいほど所得分布は不平等であるとされている．またジニ法則が成立しているとき，ジニ指数 g とジニ係数 G との間には，

$$G=(g-1)/(g+1) \tag{4.11}$$

という関係のあることが，(4.5)，(4.9)式より導かれる．

iii) **ジブラ法則**　低所得階層でパレート法則がう

まくあてはまらないという難点は，上述のように，ジニ法則によっても克服されなかった．ところで，所得をはじめとする経済変数の分布は，対数変換によって正規型になる場合が少なくない．ジブラ Robert Pierre Louis Gibrat はこのような経験に着目し，1931年に著わした書物([13])のなかで，**対数正規分布** lognormal distribution (**ジブラ分布** Gibrat distribution ともいう)で所得分布が近似できると主張した．これをジブラ法則 Gibrat's law という．

正規型の分布は，一般にただ二つの統計量(平均と分散)によって，その構造を写し出すことが可能である．すなわち，対数変換された所得 $\log y$ が平均 m，分散 s^2 の正規分布にしたがっているとき，密度関数は，

$$f(y;m,s)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}sy}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\log y-m}{s}\right)^2\right] \tag{4.12}$$

で与えられる．このとき $\sqrt{2}s$ の逆数は**ジブラ指数** Gibrat index とよばれ，$100\sqrt{2}s$ の値が不平等の尺度として用いられる．またこのとき，y の期待値 μ (平均所得)は，

$$\mu=\exp[m+s^2/2]$$

に等しい．さらに y の分散 V は，

$$V=\exp(2m+s)\{\exp(s^2)-1\}$$

で与えられる([1])．

対数正規分布のローレンツ曲線は，$\phi(F)+F=1$ (前掲図1において対角線 CA を表わす方程式)に関して対称である([36])．

日本の所得分布はジブラ法則でうまく説明できると考えた者が少なくない．その検証は，確率紙(半対数グラフ)を用いて容易に行ないうる．横軸方向に対数で測った所得 $\log y$ をとり，縦軸方向に累積人員比率 $F(y)$ をとったとき，直線が得られれば所得分布はジブラ法則を満たしていることになる．通常の所得分布の場合，低所得階層においてジブラ法則はよくあてはまるものの，高所得階層にいたるとうまくいかない例が多い．つまり，ジブラ法則はパレート法則の難点をかなりの程度まで克服したが，同時にそれ自体が新しい難点をつくり出している．

iv) ローレンツ曲線との関連　いずれの分布もパレート法則にしたがっている二つの所得分布が与えられたとしよう．このときそれらの分布が描くローレンツ曲線は交差しない．すなわち，密度関数が(4.8)式で与えられているとき，累積人員比率 F と累積所得比率 $\phi(F)$ の関係は(4.10)式で示される．このとき，

$$p_1\leq p_2 \rightleftarrows f(y;p_1)\leq f(y;p_2) \tag{4.13}$$

である．

同様にして，対数正規分布の描くローレンツ曲線は交差しない．すなわち，密度関数が(4.12)式で与えられているとき，

$$\phi(y)=\psi\{(\log y-m)/s-s\},$$
$$F(y)=\psi\{(\log y-m)/s\}$$

となる．ただし，関数 ψ は標準正規分布の分布関数である．このとき，

$$\phi(F)=\psi\{\psi^{-1}(F)-s\}$$

という関係が導かれるので，

$$s_1\leq s_2 \rightleftarrows f(y;m_2,s_2)\leq f(y;m_1,s_1) \tag{4.14}$$

である．

(4.13)式および(4.14)式から明らかなように，パレート指数あるいはジブラ指数による分布の比較は，ローレンツ曲線による判定 R_L と矛盾しない．すなわち，ローレンツ曲線が交差しない場合に，パレート分布ないしジブラ分布へのあてはめが許されることになる．もっともその場合，不平等の比較はそのような特定の分布を仮定しなくても容易に行ないうる．厳密な意味で準凹になっている不平等の尺度でことたりるからである．他方，ローレンツ曲線が交差している場合には，パレート法則もジブラ法則も仮定すべきではない．そのような場合，特定の分布へのあてはめ自体が疑問となる．要するに不平等の順序づけに関するかぎり，パレート分布とかジブラ分布とかを仮定する必要もないし，またそれを仮定すべきでもない([36])．

(5)　不平等の尺度の分解

以上で，所得分布の不平等を計測・比較する方法に関する説明が済んだことになる．ところで，不平等の是正策を講じることは，その順序づけと直接的に結びつかない．不平等の順序づけに関する議論が教えてくれるのは，次の2点である．すなわち，一国における不平等が時間的推移にともなってどのように変化したかということ，およびある一時点，たとえば1980年においてどの国(あるいは地方)が最も不平等であり，どの国が最も平等であるかということである．しかるに，それではいったいいかなる理由で時とともに平等化したのかとか，あるいはなぜある国が最も不平等なのか，という問題に対する解答は，一つの尺度 single summary measure による情報(順序づけ)だけではなしえない．

そのような問題を解くための一つの手がかりは，不平等の尺度の分解 decomposition という作業によって与えられる．分解の方法は，大別して2通りある．一つは，統計学で周知となっている級間分散および級内分散への分解という方法を，いくつかの不平等の尺度に適用するものである(構成集団による分解 decomposition by sub-populations)．この方法は，もともと標本抽出の設計や実験計画に使われていた．もう一つは，所得を賃金，地代，利子，配当，贈与，年金などの要素に分割して，それぞれの要素の分布をとり，

それを全体としての所得分布と関連づけるものである(所得要素による分解 decomposition by income components).

i) 構成集団による分解　所得分布を各種の統計にあたってみれば，年齢別，職業別，地域別，世帯人員別，性別などさまざまの要因別にクロス・テーブルが与えられている事例をいくつか見いだすであろう．そのとき，たとえば各世代内の不平等と世代間の不平等とを全体としての不平等に結びつけることができれば非常に便利である．すなわち，全体としての不平等 overall inequality，グループ間の不平等 between-group inequality，グループ内の不平等 within-group inequality を，それぞれ I，I_b，I_{wj} と表わすとき，

$$I=I_b+\sum_{j=1}^{m} w_j \cdot I_{wj} \tag{5.1}$$

という関係が成立していればきわめて好都合である．ここで w_j はウェイトを意味し，また m はグループの数を表わしている．

I_b は，それぞれのグループ内の平均所得 μ_j，およびそのグループに属する人員の総人員 n に対する比率 $h(\mu_j)$ の二つを用いて計算される．したがって，それはグループ間の所得較差を指標化したものである．すなわち，I_b の計算においては $I_{wj}=0; j=1,2,\cdots,m$ が仮定されている．つまり，I_b はいかなる I_{wj} からも独立となっている．したがって，I_b/I の値がかなり大きければ(1に近ければ)，グループ間の不平等が全体としての不平等をほとんど説明しうることになる．このことは，(5.1)式で示された分解が不平等の要因をさぐるうえで大きな意味をもつことを物語っている．

ギャストワース Joseph L. Gastwirth および豊田敬は，**期待効用型の尺度** I:

$$I=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} V(y_i) \tag{5.2}$$

の場合，(5.1)式のような分解が可能になることを証明した([12]，[36])．ところで，変動係数，タイル尺度，アトキンソン尺度は期待効用型の尺度とみなしうる．すなわち，

$$V(y_i)=(y_i/\mu)^2-1$$

とおけば，変動係数(の平方) C^2 が得られる((3.3)式)．また，

$$V(y_i)=(y_i/\mu)\log(y_i/\mu)$$

とおけば，タイル尺度が得られる((3.4)式)．さらに，

$$V(y_i)=[1-(y_i/\mu)^{1-\varepsilon}]/(1-\varepsilon),\ \ \varepsilon>0,\ \ \varepsilon\fallingdotseq 1$$
$$=-\log(y_i/\mu),\ \ \varepsilon=1$$

とおけば，アトキンソン尺度 A となる．ただし，

$$A=1-V^{-1}(I)$$

である((3.6)式)．アトキンソン尺度はそのままでは分解可能とならない．そこで A と1対1の対応を示す分解可能な尺度を豊田は提案している([36])．それを**豊田尺度** B とよぼう．

$$B=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}[1-(y_i/\mu)^{1-\varepsilon}]/(1-\varepsilon),\ \ \varepsilon>0,\ \ \varepsilon\fallingdotseq 1$$
$$=-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log(y_i/\mu),\ \ \varepsilon=1 \tag{5.3}$$

このとき A と B の関係は，

$$A=1-[1-(1-\varepsilon)B]^{1/(1-\varepsilon)},\ \ \varepsilon>0,\ \ \varepsilon\fallingdotseq 1$$
$$=1-\exp[-B],\ \ \varepsilon=1$$

となっている．豊田は分解可能な尺度 B のパラメータ ε の範囲を正の領域にとどめず，それをゼロ以下の領域まで体系的に拡大した．

$$B=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right),\ \ \varepsilon=0$$
$$=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}[(y_i/\mu)^{1-\varepsilon}-1]/(1-\varepsilon),\ \ \varepsilon<0 \tag{5.4}$$

(5.4)式で与えられる豊田尺度 B において，$\varepsilon=0$ とおくと $B=T$ (タイル尺度)となり，また $\varepsilon=-1$ とおくと $B=C^2/2$ (変動係数 C)となる．つまり豊田尺度は，アトキンソン尺度と1対1に対応しているばかりでなく，タイル尺度，変動係数をもその特殊例として内包している．

グループ内の不平等につけられるウェイト w_j は豊田尺度 B の場合，次式で与えられる．

$$w_j=h(\mu_j)(\mu_j/\mu)^{1-\varepsilon} \tag{5.5}$$

ここで $h(\mu_j)$ は既述したように，グループ j に属す人員の総人員 n に対する比率である．とくに，ε が1または0に等しければウェイト w_j の総和は1になる．したがってこのような場合，(5.1)式右辺の第2項はグループ内不平等の加重平均に等しくなる．

(5.5)式に示されたウェイトづけの体系(不平等判断の際に各所得水準の相対的位置どりをどう評価するか)は，きわめて一般的なものである．パラメータ ε の値を複数個選び出して計算しさえすれば，不平等に対する判断の恣意性を免れることができるからである．加えて，ウェイトづけはすぐれて体系的になっている．ε の値の大きさが不平等回避の程度を表わしているからである．要するに，分解可能な豊田尺度 B は，一般的かつ体系的な不平等判断の構造をもち，また厳密な意味で準凹になる通常の尺度をすべて部分として内包している．このような意味で豊田尺度にまさる尺度はない．

各グループが互いに重なり合わないように分割されているという条件 non-overlapping grouping が満たされているとき，ジニ係数も分解可能となる．所得分布が五分位データで与えられているとき，第2五分位を境にして二つのグループに分ける場合がその例である．このとき，グループ内の不平等につけられるウェイトは次式で与えられる([7])．

$$w_j=\{h(\mu_j)\}^2\cdot(\mu_j/\mu) \tag{5.6}$$

所得順位を変更しないという分解可能条件は，実際にはかなり強い制約になる．たとえば，年齢要因別に所得分布をグループ分けすると，所得順位は通常の場合変わってしまう．どの世代をとっても低所得階層と高所得階層が存在するからである．そのため，(5.1)式のような分解式を用いる分析はジニ係数によらないのが一般的傾向である(一つの例外が[33]で示されている)．

なお，(5.1)式で与えられる分解法の弱点は，互いに独立であるような要因を選んでこないかぎり全体としての不平等の原因を説明したことにはならない，という点にある．

ii) 所得要素による分解　世帯単位の所得を調べてみよう．それは，世帯主の基本給，付加給付に加えて，利子・配当などの所得，さらには配偶者の勤労収入など，さまざまな所得要素によって構成されている．これらの所得要素の分布が全体としての所得分布とともに与えられているとき，要素分布の不平等を全体としての所得分布のそれと結びつけることができるだろうか．もしその結びつけができれば，分布の不平等に関する研究をいっそう深めることが可能となる．

不平等の尺度が所得の線型関数になっていれば，それは所得要素による分解が可能となる．(3.10)式から明らかなように，ジニ係数は所得の線型関数で与えられている．したがって，ジニ係数は所得要素による分解ができる．他方，変動係数，タイル尺度，アトキンソン尺度は所得に関して線型でないので，この意味における分解が不可能となっている．

ラオ V. M. Rao は，所得要素によってジニ係数が次のように分解されることを証明した([26])．

$$G=\sum_{k=1}^{l}\theta_k\cdot\tilde{G}_k \tag{5.7}$$

ここで l は所得要素の数を表わし，θ_k は所得要素 k (たとえば賃金所得)が社会全体として総所得の何%になっているかを意味している．また，$\tilde{G}_k$ は所得要素 k の分布のばらつきを表わしたものであり，**擬ジニ係数** pseudo Gini coefficient とよばれている．これは，所得要素 k の分布を全体としての所得の順位に並べ，形式的に(3.10)式を適用してジニ係数を計算したものである．一例を示そう．妻の勤労収入の順位は世帯単位の所得順位とは一般に異なる．このとき妻の勤労収入をその収入順位で加重せず，世帯単位の所得順位で加重して形式的にジニ係数を計算したとき，妻の勤労収入分布の擬ジニ係数が出てくることになる．

(5.7)式によって，(a)所得分布の不平等を左右しているのはどのような所得要素の分布であるか，(b)所得分布を平等化する作用をもったのはいかなる要素の分布であったか，(c)要素所得のシェア θ_k の変動が所得分布にどのように影響したか，等々を分析することができる．また，各財に対する消費支出の分布や貯蓄分布を所得分布と結びつけることも可能になる．したがってジニ係数は，構成集団による分解には不向きであったものの，他の尺度では不可能な所得要素による分解式を与えるので，それなりにかなり有用な分析用具である．

なお，擬ジニ係数は負の値をとりうる．所得要素(たとえば出稼ぎ収入)のローレンツ曲線が上方に凸になれば，その擬ジニ係数は必ず負となる．そのような所得要素の存在は，世帯所得の分布を大きく平等化するのに貢献する．したがって，各要素の擬ジニ係数を計算する意味は非常に大きい．他方，所得要素分布をその収入順に並べ替えて算出された通常の意味のジニ係数 G_k には，それほど計算する価値がない．また，$\tilde{G}_k \leqq G_k$; $k=1,2,\cdots,l$ という関係が成立することも一般に知られている．

(6)　経験的事実に関する実証的仮説

経済発展の初期の段階において所得分布は不平等の度合を強めるものの，ある時点を境に一転して平等化の傾向を示すという**逆U字仮説**をクズネッツ Simon Smith Kuznets が提起している([19])．この仮説は，先進18カ国の経験から導き出されたにすぎず，すべての国について検証されたわけではない．日本についてはキャピタル・ゲインを含まない所得データを使用している点で制約があるものの，この逆U字仮説は第2次世界大戦後20年間の高度成長期に成立したといわれている([24])．平等化への転換点は1960年代初頭に求められ，それは労働市場における需給の逼迫によって実現されたようである．なお，人口移動が所得分布にどのように作用するかについて，一意的解答は理論的にも経験的にも見いだされていない([24]，[34])．

現在の発展途上国における所得分布は，先進国のそれと比較すると著しく不平等である([17])．日本の所得分布とくに勤労者世帯のそれは，1970年代でみるかぎり世界のなかで最も平等な部類に属している．社会主義国で賃金分布のデータを発表している国は少ないが，そのなかで最も平等な国といわれるブルガリアやチェコスロヴァキアと比較しても，日本の(勤労者世帯の)所得分布は遜色ないといえる([17]，[24])．

所得分布は一般に世帯単位でみるより世帯構成員単位 household income per household member でみたほうが，より平等となる傾向がある([17])．またそれを年齢階層別にみると，年をとるほど世代内の不平等は大きくなる傾向がある．さらに世帯当りの有業人員が多くなれば，世帯所得の安定度は高まる傾向にある([32])．

資産分布については，資料の制約もあって実証的仮説はほとんど提示されていない．ただし所得分布の不

平等と比較すると，資産分布のほうがはるかに不平等となる([32])．

所得と富の分布に関する実証研究は1960年代の終りごろから，経済学者，統計学者および International Labour Office, World Bank, CAMS (Council for Asian Manpower Studies) などの各種研究機関によって精力的に進められている．その多くは，不平等の順序づけに主たる関心を寄せているといえなくもない．ただしそれらの研究において，経済理論との関連づけは必ずしもうまく行なわれていない〔→XIV.1 分配の不平等〕．

(7) 経済理論による基礎づけ

所得および富の階層別分布がどのようなメカニズムを通して生成され，また時間的推移とともにどのように変容してゆくかという問題は，最近になって理論経済学者の大きな関心をよぶにいたった．ここでは彼らの提起した理論的仮説を整理し，その評価を試みることにしたい．

i) 所得較差の規定要因　**(1) 確率過程モデル**　パレート分布および対数正規分布の生成について，最初に理論化を試みたのは，チャンパーナウン David Gawen Champernowne，ジブラ，エイチソン John Aitchison＝ブラウン James Alan Calvert Brown である([9]，[13]，[1])．彼らは推論に際して，マルコフ連鎖 Markov chain に代表される**確率過程の理論** theory of stochastic process を援用した．彼らの理論が確率過程モデルといわれるのはそのためにほかならない．そのモデルの基本的特徴は，所得分布が経済循環のメカニズムとか，あるいは制度的要因とかにまったく関係なく，純粋に確率的 purely random な要因だけによって，決定されるということにある．つまり，運と不運の巡り合せのみに所得較差の原因を求める立場を彼らは表明している．所得分布は，純粋に確率的な要因に左右される側面をたしかにもっている．しかしそれと同時に，経済循環のメカニズムとか，あるいはもろもろの制度のあり方とかにも所得分布は深いかかわりをもっている(後述参照)．したがって，確率過程モデルは所得分布の生成に一つの洞察を与えたものの，部分的理論の域を出ていない．

(2) 能力説　所得較差の規定因を個人の能力 ability に求める論者は少なくない．フリードマン Milton Friedman に代表される新自由主義者の多くは，能力説を信奉している(あるいは，かつて信奉していた)といっても過言ではない．各人の保有する生産要素の限界生産性は，機会均等という条件が満たされるかぎり当該個人の能力を映し出したものであるというのである．能力説の信奉者は，人的分配問題のなかで**ピグー・パラドックス** Pigou paradox とよばれる現象に特別の関心を示した．それは，能力が通常の場合，正規分布にしたがっていると考えられるのに対して，所得はそうでないという現象を指している．ロイ Andrew Donald Roy，ティンバーゲン Jan Tinbergen，マンデルブロー Benoit Mandelbrot らはこの現象を究明し，次のように分析している([28]，[35]，[22])．すなわち，たんに能力といわれているものを詳しく調べてみると，それは体力，知力，決断力，統率力等のさまざまな次元にまたがっている．正規分布にしたがっているのは，この各次元に区分された能力(属性 attribute)にほかならない．各属性は乗数的 multiplicative に結合してさまざまな職種を生み出す．その結果として，職業別所得は対数正規分布にしたがうことになるというのである．

能力説は経済主体の効用最大化を想定している点において，確率過程モデルより優れた側面をもっている．しかし限界生産性は，生産過程において協働する他のすべての生産要素(道路・港湾・通信設備などの社会的共通資本を含む)の量および質と独立には決まらない．また，その価値は生産物価格に依存しており，後者は市場全体としての需要面，とくに他の経済主体の所得水準に大きく左右される．つまり，個人に帰属する限界価値生産物をすべて孤立した個人の能力発揮による貢献とみなすわけにはいかない．さらに，能力はすべて生得的で不変であると想定するのも非現実的といわなければならない．家庭の環境，教育制度，社内訓練等，能力を規定するものにはさまざまな要因が考えられるからである．したがって，能力説の根拠はきわめてあやしい．ただし，能力説に関連して今日注目を集めているのは，ライダル Harold French Lydall のいうD要素である([21])．これは精力 drive，推進力 dynamism，根気 doggedness，決断力 determination を総称したものであり，英語つづりがすべてDで始まっているのでそのようによばれる．D要素はケインズ John Maynard Keynes のいう動物的精神 animal spirits と密接な関連をもち，また経営者層の所得をパレート分布にしたがわせる機能を有している．

(3) 人的資本の理論　個人の所得稼得能力を左右する要因のなかで，とくに教育(社内教育訓練を含む)期間の長さに着目したグループが存在する．ベッカー Gary Stanley Becker，ミンサー Jacob Mincer に代表される論者である．彼らの主張は次のようなものである．すなわち，それぞれの個人は教育を一つの投資と考え，投資の限界効率がその機会費用に等しくなるように教育期間の長さを決定する．個人の稼得収入は，このようにして決まった教育水準および報酬率の二つによって決定される．これが**教育投資** investment of education の理論にほかならない([6]，[23])．

この理論は，教育水準の決定に関する個人の主体的

均衡理論，および社内訓練の水準決定に関する企業の主体的均衡理論としては，それなりに有用な分析用具となりえている．しかし，所得の階層的分配を説明する理論としては，あまりに単純にすぎて貢献といえるものをあまり残していない．すなわち，この理論は労働の供給面を分析しているが，需要面を与件として扱っているので不完全である(つまり，教育の報酬率がどのように決められるかについて，この理論はなにも説明していない)．また，投資収益の予想が正確であることを前提にしているが，この想定は非現実的である．さらに，卒業生の生産性水準は卒業時に確定してしまい，社内訓練を受けないかぎり不変にとどまるという考え方も説得力をもたない．経験なり学習 learning-by-doing が生産性の水準を高める作用をもつからである．加えて，労働市場も完全競争的には機能していない．そのために，大きな資力を有する家庭に生まれた者ほど教育水準は高くなる傾向がある．

この傾向は教育に消費価値を認めるといっそう強まる．つまり教育投資の背後には，各家庭の歴史的・経済的・文化的制約が存在しており，また奨学金，授業料減免措置などの制度的要因も無視しえない．学校教育以前の家庭教育および学校教育とはまったく別物である家庭のしつけの2要因も，学校教育とならんで個人の生産能力形成に大きな機能を発揮する．したがって，たんに教育期間が同一であっても所得は異なるというのが，一般に観察される傾向である．ちなみに，実証的研究における教育期間の現実説明力は10%程度で，それほど大きくない．学校教育の期間よりも社内訓練期間(勤続期間をダミー変数にしている研究者が多いが，これはむしろ経験といったほうが適切であろう)のほうが，賃金較差を説明する力は大きい．しかしこの二つを合わせても，説明力はたかだか35%どまりであるというのが通説であろう〔→ X.11 人的資本〕．

(4)　**制度的要因**　上述したように，各人の所得水準は教育制度のあり方に少なからず依存している．同時にそれは他の経済制度，とくに労働市場をめぐる諸制度ないし労働慣行にも大きく左右される．まず最低賃金法の存在は，ある一定水準以下の賃金率で労働者を雇用することを許さない．また，労働者の団結権，団体交渉権などを認めた日本国憲法第28条の存在も賃金契約の仕方に大きな影響を与えている．労働者の交渉力は，労働組合を結成していると結成していないとで大きく異なる．さらに，労働需要側には情報の不完全性という事情が作用して，内部労働市場 internal labor market とよばれるものを成立させるに十分な契機が存在している．この市場は，一般にそれぞれの企業の内部に見いだされ，他企業内の労働者ないし新規労働者にはほとんど参加する機会が与えられていない．職能というものは普遍的な形では存在しない．存在するのはそれぞれの企業に固有の職能だけである．この意味において，一企業内における経験 on-the-job training は重要な役割を果たしている．同一の経験を積んだ者のみが，1階級上の職能に関する労働市場に供給側として新規に登場するのである．つまり労働市場は，各企業の内部でそれぞれの職能に対応して分割されている．このような内部労働市場の存在は，全体としての労働市場を完全競争的には機能せしめない．競争はこの場合，同一の生産性を有する者の賃金を同一なものにせず，較差の存在を許してしまう．

制度的要因はこれだけにとどまらない．職業安定所による求職相談や中高年雇用促進法，身体障害者雇用促進法の存在，さらには各種の租税制度，社会保険制度，補助金制度のあり方等，所得分布に影響を与える制度は枚挙にいとまがない．ただし，それぞれの経済制度がどのような機能を果たしているか，とくに所得較差をどのように生み出したり縮小・拡大させたりしているかという問題は，重要であるにもかかわらず，そのほとんどが十全には解明されていない状態にある([4])．

(5)　**その他の要因**　所得較差を生じせしめる要因はまだほかにも指摘できる．たんに年齢が異なるというだけで他のすべてが同一であっても，賃金水準に差をつける慣行がないわけではない．また女性であるからというだけで，賃金が男性の7割程度に決められる事例も少なくない．あるいは所属する産業・職業が異なるというだけで，賃金水準も異なってしまう場合が多い．さらに生活地域が違うと，移動の自由がかなり確保されていても，賃金水準に多少の差異がどうしても生じてしまう．他方，各人のもろもろのレベルにおける選択行動のあり方も，結果に大きな影響を与える．アリとキリギリスの寓話にもあるように，額に汗して刻苦勉励し節約に努めた者とそうしなかった者では，おのずから結果が違ってくる．また，不確実性 uncertainty ないし危険 risk に対する対処の仕方，すなわち危険回避者 risk-averter であるか危険愛好者 risk-lover であるかによっても，所得に差異が生じうる．最後に，各人がどのような資産をどの程度保有しているかによって，所得に大きな較差が発生する．これは資産較差の問題であるので，ここではふれない〔→ 3 所得の機能的分配，4 賃金，5 利子と利潤，6 地代，7 混合所得，8 キャピタル・ゲイン，X.7 賃金構造，11 人的資本〕．

ii)　資産較差の規定要因　(1)　**貯蓄**　資産には自らの才覚と英知，さらには体力のかぎりを尽くして築いたものと，親ないし親族から生前贈与されたり遺産相続によって受け継いだものがある．両者の経済的機能は必ずしも同一でないので，別々に説明することにしよう．まず，前者の蓄積を可能ならしめるのは貯蓄

である．持家取得のためであれ老後に備えるためであれ，貯蓄をしないことには資産を形成できない．この意味で，貯蓄行為とくに低所得階層におけるその存在は，社会全体の資産較差を縮小せしめる要因として機能しうる．もっとも，所得水準が上昇するにしたがって貯蓄性向は増大する傾向にあるので，貯蓄分布 distribution of saving は所得分布より較差が大きい([18])．また，貯蓄が所得の非線型関数で与えられるとき，金融資産の分配は長期的に完全平等を実現しない．その場合，複数の資産階級が永続し，各人の運命は当初にどれだけの資産を有していたかによって左右されることになる([31])．

(2) **資産収益率** 貯蓄を有効に生かすためには，その運用を首尾よくしていかなければならない．すなわち，どんな資産構成を組んで収益をあげてゆくかが問題となる．一般に資産が低額にとどまっている段階では，定期預金，生命保険などの安全資産を保有する傾向が見受けられる．それらの収益率はそれほど高いものではない．資産額が増大するにつれて割引金融債，公社債を保有したり，あるいは株式投資ないし投資信託を始めるようになる．平均的にみれば，このような資産の収益率 earning rate of assets は安全資産より大きい．また，ある程度の資産を保有している者にとってはそれを担保に銀行借入れを利用することも可能となり，土地・建物などの実物資産を購入する道が開けてくる．そのような実物資産を保有すればキャピタル・ゲインも享受しうる．以上に述べた事情が作用して，一般に個人保有資産の収益率は資産額が大きいほど高くなる傾向を否定できない．この傾向は，資産分布を長期的にはより不平等なものにしてしまう機能を有している．

(3) **事業家報酬** 平均所得を稼得している者の場合，いくら貯蓄に励んだとしても，100億円を超える資産を形成することはまず不可能とみてよいであろう．しかし，そのようなオーダーの資産を1代で形成してしまう者がいないわけではない．画期的な発明をしたり新製品を開発したりして，市場における多大な賛同・歓迎を受けた者，また多くの危険にさらされながら新たに自然資源の開発・発掘に成功した者，さらには政府の各種の規制と保護のもとに多大な利益を引き出した者，等がそれである．このような者の資産は，事業家報酬 enterpriser's returns として稼得した所得に負うところが少なくない．

(4) **相続・贈与** 相続 inheritance，贈与 donation で取得した資産はほとんど代価を払っていない．その意味でこれまで説明してきた資産と異なり，無償の資産である．この存在は資産蓄積レースのスタートを不平等にする性格をもっている．100億円を超える資産保有者のなかには，相続・贈与で先代からの資産をうまく運用してきた者がけっして少なくない．また長子相続という慣行は，資産分布を平等化する機能をそれほど強く有しない．ただし，均分相続は資産較差を縮小させる作用をもっている．

(5) **制度的要因** 相続税，贈与税は一般に資産分布 distribution of assets を平等化する機能がある．とくに両者を一本化し，累積課税の原則を採用した年齢中立的な取得税 accessions tax の場合，その機能は著しく強い．また富裕税，土地譲渡税も同様の機能をもっている．他方，家族制度も資産分布の長期的傾向に少なからず関係する．すなわち，子だくさん主義で均分相続しないかぎり，過去から受け継いだ資産較差は拡大してしまうおそれが強い([3])．さらに，金融制度が不完全であって金融市場が完全競争的に機能しない場合，資産較差はいっそう拡大してしまう([16])．

iii) 今後の課題 不平等の規定因としては，上述のようにさまざまなものが考えられる．資産分布の不平等の場合，その規定因は最近の研究によってかなり解明が進んだといえる．しかし，所得分布の不平等については，いったいなにが最も本質的な規定因であるかという点についてさえ意見の一致をみていない．また，i)でとり上げた各要因がどのようなメカニズムによって相互に関係しあっているかという点についても不明な部分が多い．まして，実証的分析に首尾よくつながる形での理論モデルは構築されている状態にない．今後におけるいっそうの展開が期待されているゆえんである([4]，[8]，[29])〔→ XIV. 1 分配の不平等〕．

〔文 献〕

[1] Aitchison, J. and Brown, J. A. C., *The Lognormal Distribution*, London: Cambridge Univ. Press, 1957. [2] Atkinson, A. B., "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 1970. [3] Atkinson, A. B., "Capital Taxes, the Redistribution of Wealth and Individual Savings," *Rev. Econ. Stud.*, Vol. 38, 1971. [4] Atkinson, A. B., *The Economics of Inequality*, Oxford: Clarendon Press, 1975. [5] Atkinson, A. B. and Harrison, A. J., *Distribution of Personal Wealth in Britain*, London: Cambridge Univ. Press, 1978. [6] Becker, G. S., *Human Capital*, New York: NBER, 1st ed., 1964, 2nd ed., 1975(佐野陽子訳『人的資本』東洋経済新報社, 1976). [7] Bhattacharya, N. and Mahalanobis, B., "Regional Disparities in Household Consumption in India," *Journ. Am. Stat. Assoc.*, Vol. 62, 1967. [8] Blinder, A. S., *Towards an Economic Theory of Income Distribution*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1974. [9] Champernowne, D. G., "A Model of Income Distribution," *Econ. Journ.*, Vol. 63, 1953. [10] Dalton, H., "The Measurement of the Inequality of Incomes," *Econ. Journ.*, Vol. 30, 1920. [11] Dasgupta, P., Sen, A. K., and Starrett, D., "Notes on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, 1973. [12] Gastwirth, J. L., "The Estimation of a Family of Measures of Economic Inequality," *Journal of Econometrics*, Vol. 3, 1975. [13]

Gibrat, R., *Les inégalités économiques*, Paris: Sirey, 1931. [14] Gini, C., "Indici di concentrazione e di dipendenza," *Biblioteca dell'economista*, Vol. 20, 1922. [15] Gini, C., "On the Measure of Concentration with Special Reference to Income and Wealth," in *Abstracts of Papers presented at the Cowles Commission Research Conference on Economics and Statistics*, Colorado: Colorado College Press, 1936. [16] Ishikawa, T., "The Dynamics of Wealth Accumulation and Education under Different Family Institutions as Determinants of the Size Distribution of Income," unpublished Ph. D. thesis, Johns Hopkins Univ., 1972. [17] Jain, S., *Size Distribution of Income: A Compilation of Data*, Washington, D. C.: IBRD, 1975. [18] Kakwani, N. C., "Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis," *Econometrica*, Vol. 45, 1977. [19] Kuznets, S., "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: Part VIII, Distribution of Income by Size," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 11, 1963. [20] Lorenz, M. O., "Methods of Measuring the Concentration of Wealth," *Publications of the American Statistical Association*, N. S., No. 70, 1905. [21] Lydall, H. F., "Theories of the Distribution of Earnings," in A. B. Atkinson (ed.), *The Personal Distribution of Incomes*, London: Allen and Unwin, 1976. [22] Mandelbrot, B., "Paretian Distributions and Income Maximization," *Quart. Journ. Econ.*, Vol. 76, 1962. [23] Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: NBER, 1974. [24] 溝口敏行・高山憲之・寺崎康則「戦後日本の所得分布(II)」『経済研究』第29巻, 1978. [25] Pareto, V., *Cours d'économie politique*, 2 vols., Lausanne: Rouge, 1896-97. [26] Rao, V. M., "Two Decompositions of Concentration Ratio," *Journ. Royal Stat. Soc.*, Series A, Part 3, Vol. 132, 1969. [27] Rothschild, M. and Stiglitz, J. E., "Some Further Results on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, 1973. [28] Roy, A. D., "The Distribution of Earnings and of Individual Output," *Econ. Journ.*, Vol. 60, 1950. [29] Sahota, G. S., "Theories of Personal Income Distribution: A Survey," *Journ. Econ. Lit.*, Vol. 16, 1978. [30] Sen, A. K., *On Economic Inequality*, Oxford: Clarendon Press, 1973 (杉山武彦訳『不平等の経済理論』日本経済新聞社, 1977). [31] Stiglitz, J. E., "Distribution of Income and Wealth among Individuals," *Econometrica*, Vol. 37, 1969. [32] 高山憲之「所得・金融資産分布の不平等とその要因」『経済研究』第27巻, 1976. [33] Takayama, N., "Poverty, Income Inequality, and Their Measures: Prof. Sen's Axiomatic Approach Reconsidered," *Econometrica*, Vol. 47, 1979. [34] Theil, H., *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1967. [35] Tinbergen, J., "On the Theory of Income Distribution," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 77, 1956. [36] 豊田敬「所得分布の不平等度：不平等度の比較と尺度」『国民経済』第134号, 1975.

（高山 憲之）

2 巨視的分配論

Macro Theory of Distribution

（1） さまざまな巨視的分配論

i） 巨視的分配論の課題　巨視的分配論は，自由企業経済において，国民所得がどのように勤労所得の合計と財産所得の合計とへ分配されるかを説明しようとする理論である．このように総称される理論を，それぞれの中心となる原理がなんであるかによって，いくつかの類型に分けることができる．たとえば剰余原理にもとづくもの，限界生産力原理にもとづくもの，有効需要原理にもとづくものなどである．また，所得分配の問題をどのような観点から考えるかによって，所得範疇の分け方にも，若干の差異があることに注意しておかなくてはならない．

国民所得は財および用役の生産によって発生し，人人は生産に参与することを通じてその分配にあずかる．勤労所得とは，生産において労働が果たす機能に対する報酬であり，財産所得とは，土地および資本財のような労働以外の実物生産手段が果たす機能，または貨幣が果たす機能に対する報酬である．個々人が稼得する所得の大きさは，それぞれが生産活動のために提供する労働，土地，資本財，貨幣の量によって定まる．同じ人がたとえば労働と土地を生産活動のために提供することがあるから，勤労所得と財産所得とへの分配を考えることは，ただちに人々の異なる集団間，あるいは異なる階級間の分配を考えることにはならない．所得をこのような範疇に分けること自体が，実は所得分配の問題を考える観点を定めているともいえる．

別の観点をとって，社会をいくつかの階級に分け，所得の階級間分配を問題にすることもできる．生産における異なる機能の間での分配を**所得の機能的分配** functional distribution of income というのに対して，人々の異なる集団あるいは階級の間での分配を**所得の人的分配** personal distribution of income という．しかし階級間分配の理論も，生産における機能の相違を階級識別の重要な要件としていることが多い．たとえば，アダム・スミス Adam Smith の地主，資本家，労働者という三階級間の分配理論では，生産の三要素 factors of production すなわち土地，資本，労働が，三階級のそれぞれに対応している．別の階級間分配理論であるマルクス Karl Heinrich Marx の剰余価値論 theory of surplus value についても同様のことがいえる．それは，資本と労働の間の所得分配を問題としている．

このように機能的分配の理論も人的分配の理論も，