

貧困計測の現段階*

高山 憲之

1 はじめに

貧困の計測問題は、Sen(1976)が発表されて以来、少なからぬ経済学者の関心をよびおこした。今日における議論は、貧困に関するいくつかの個別指標をどのようにしてひとつの総合指標にまとめあげるかという問題に集中しており、これまでに多くの解決方法が提案されてきた。本稿の目的は、貧困計測に関するこれまでの研究を展望し、現在¹⁾におけるその到達点を明らかにすることにある。

まず次節においてどのような個別指標を取上げるべきかという問題を考察し、つづく第3～9節において総合指標化の試みを紹介・整理する。第10節ではケース・スタディに入る前に解決しなければならない技術的問題(ジニ係数の集計問題)に触れ、第11節において戦後日本を例にとり貧困の具体的計測を試みることにしたい。

2 貧困の個別指標

貧困計測のために提案された指標(measure)を以下では紹介し、その特徴および問題点を整理してみたい。まず貧困の個別指標を本節において取上げる。

いま社会は n 人で構成され、その所得分布 y は

$$y = (y_1, y_2, \dots, y_m, y_{m+1}, \dots, y_n)$$

で与えられていると想定しよう。ただし

$$y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_m \leq y_{m+1} \leq \dots \leq y_n \quad (1)$$

である。すなわち所得順位が所得の低い人からつけられた所得分布を仮定する。また貧困線所得 z は所与であり、 y_m に等しいと仮定して分析を進める。

$$z = y_m$$

すなわち貧困者は m 人である。

2.1 貧困者比率 H

貧困線が与えられたとき、まず問題となったのは貧困者の数(How many?)であった。その場合、貧困者の絶対数 m よりもむしろ貧困者の全人口に占める比率(m/n)が問題となった。この比率(ここでは以下「貧困者比率」head-count ratio, H と呼ぶ)が大きければ大きいほど貧困はより深刻であると記述するのである。

[公準 H] 他の事情が等しいかぎり、貧困者比率の増大は貧困指標の値を上昇させる。

$$H = m/n$$

貧困者比率は、貧困の所在を最も簡明な指標で示すものであり、ほとんどの貧困計測に使用されてきた。今日においてもこの事情に変わりはない(たとえば Orshansky(1965)(1966), Abel-Smith & Townsend(1965), Chenery, et al.(1974)などをみよ)。日本においても生活保護率はこの貧困者比率で測られており、人口千分率で表示されている。

指標 H は、貧困の深度(How much?)を知ろうとするときにはほとんど役に立たない。すなわち貧困者のうちの1人がなんらかの事情によって所得の低下を余儀なくされた場合、その者の窮迫度は一層深刻になるというのが通常の事態である。

* この研究は、1981年度文部省科学研究費(一般B[545049])による研究「経済発展段階にともなう貧困政策の変化」(研究代表者=溝口敏行教授)の一部としておこなわれた。また本稿第10, 11節のコンピュータ計算にあたって有田富美子さん(一橋大学経済研究所助手)の助力を得た。記して謝意を表したい。

1) 1981年6月現在。

したがってこのような場合、貧困の程度はより深まったと記述することが貧困の指標に求められよう。しかるに指標 H はこのような場合において変化を示さない。

指標 H はつぎのような所得移転が起こっても変化を通常示さない。すなわち貧困者から非貧困への所得移転とか、より所得の低い貧困者からより所得の高い貧困者への所得移転とかがそれである。このような場合も貧困の程度はいっそう深刻化したと考えるべきではないだろうか。とくに所得移転が相対的に所得の低い貧困者から所得の高い貧困者の間でなされ、しかも相対的に所得の高かった貧困者が所得移転後に貧困線所得を超える所得を手にするような場合、指標 H は低下してしまって、求められている動きとはまったく正反対の事実を示すことになる。

このような問題点を克服するため、貧困の指標が満たすべき条件としてつぎのようなふたつの公準を Sen(1976) は提立した。

[単調性(monotonicity)の公準] 他の事情が等しいかぎり、貧困者の所得減は貧困指標の値を上昇させるべきである。

[逆進的移転(regressive transfer)の公準] 他の事情が等しいかぎり、貧困者から所得の相対的に高い者への所得移転(これを逆進的移転と呼ぶ)は貧困指標の値を上昇させるべきである。

貧困者比率 H はこれらのふたつの公準を満たさない。これは前述したとおりである。したがって指標 H のみで貧困の程度を計測しようとしても十分な情報はかならずしも得られない。

2.2 貧困ギャップ比率 Q

指標 H の有する弱点すなわち貧困深度の計測問題(How much?)を解決する糸口はアメリカ合衆国社会保障庁(Social Security Administration)によって与えられた。行政当局が知りたいのは、貧困対策としてとりあえずどの程度の予算が必要になるかということである。そのためには貧困者の所得不足額($z - y_i$)に着目し、その総計

をとればよい。社会保障庁は、この総計額を貧困の指標として用いている。

所得不足額の総計額は絶対額で示されている。したがってそれは貧困線所得 z の名目的水準から独立でない。また総計額をとってしまったので、それは貧困者数 m から独立ではない。つまり所得不足額の総計額は規準化がなされていない。この難点を克服するため、Sen(1976)はつぎのような規準化を提案した。

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^m (z - y_i)}{(mz)} \quad (2)$$

指標 Q は、所得不足額の総計額をその最大値(貧困者の所得がすべてゼロに等しい場合)で除した値である。ここでは、この指標 Q を「貧困ギャップ比率」(poverty-gap ratio)と呼ぶことにする。

指標 Q は単調性の公準を満たしている。この意味において、それは指標 H の有するひとつの問題点を解決した。この点是指標 Q の長所であり、銘記されてよい。

指標 Q は逆進的移転の公準をかならずしも満たしていない。すなわち逆進的移転が貧困者相互の間で行なわれ、移転後において双方がともに貧困者にとどまる場合、 Q の値はかわらない。

ただし貧困者同士の逆進的移転によって、移転所得の受け手が非貧困者になる場合あるいは貧困者から非貧困者への所得移転がなされる場合、指標 Q の値は上昇する。したがってこれらの場合に関するかぎり指標 Q は逆進的移転の公準を満たしている。

指標 Q は H の値(とくに、その分母 n の値)と独立に決まる。したがって Q 指標をもって指標 H を代替させるわけにはいかない。両指標はそれぞれ異なった貧困情報を提供するものである。

このような点を考慮すると、指標 H , Q をひとつの総合指標 $f(H, Q)$ にまとめあげることに意味がないわけではない。ただし

$$\frac{\partial f}{\partial H} > 0, \quad \frac{\partial f}{\partial Q} > 0$$

である(この条件を満たす総合指標の例として $f(H, Q) = HQ$ がある)。もっとも指標 H , Q がともに逆進的移転の公準を満たさないので、それら

の総合指標 $f(H, Q)$ も移転の公準を満たすことにはならない。

2.3 ジニ係数 G_p

貧困者のみの所得分布を $y_p = (y_1, y_2, \dots, y_m)$ と表わそう。このとき分布 y_p のジニ係数 G_p は

$$G_p = 1 + 1/m - 2 \sum_{i=1}^m (m+1-i) y_i / (\mu_p m^2) \quad (3)$$

で与えられる。ここで μ_p は貧困者の平均所得である。

$$\mu_p = \sum_{i=1}^m y_i / m \quad (4)$$

指標 G_p は、貧困者間で逆進的移転が行なわれ、かつ当事者の双方が移転後も貧困者にとどまる場合、移転の公準を満たすことになる。このような指標 G_p の性質は、指標 H, Q の問題点を克服するものであり、貧困情報として無視しえない。

ただし相対的に低所得の貧困者から高所得の貧困者へ所得移転がなされて後者が非貧困者になってしまう場合、あるいは貧困者から非貧困者への所得移転が行なわれる場合、指標 G_p はかならずしも上昇しない。移転所得の出し手である貧困者の所得が貧困者全体の平均所得を大きく上まわっている場合には、そのような所得移転によって指標 G_p はむしろ低下することがあるからにはかならない。たとえば $y_p = (1, 1, 1, 2, 3)$ という貧困者の所得分布を想定し、 $z=3$ と仮定する。このとき $G_p=0.25$ である。いま所得 2 の貧困者から所得 3 の貧困者へ移転額 1 の所得移転が行なわれると $y_p = (1, 1, 1, 1)$ と変化し、 $G_p=0.00$ すなわち G_p は低下してしまう。また $y = (0, 0, 8, 12, 16)$ かつ $z=15$ と仮定すると、 $G_p=0.55$ である。このとき所得 12 の貧困者から所得 16 の非貧困者へ移転額 4 の所得移転がなされると、 $y = (0, 0, 8, 8, 20)$ となり、 $G_p=0.50$ すなわち G_p は低下してしまって逆進的移転の公準を満たさない。

さらに G_p の値を知っても指標 H, Q のそれぞれの値を知ることはできない。つまり指標 H, Q, G_p はそれぞれ独自の貧困情報を有しているものの、いずれも単独では問題点をかかえており不十分である。ただし、それぞれの指標の問題点は 3 つの個別指標を同時に使用することによって克服

第 1 表 個別指標と公準の関係

	H	Q	G_p
公準 H	○	×	×
単調性の公準	×	○	×
逆進的移転の公準			
(i) 貧困者→非貧困者	×	○	×
(ii) 貧困者→貧困者*	×	×	○
(iii) 貧困者→貧困者**	×	○	×

注:

○印, ×印はそれぞれ公準を満たす場合, 満たさない場合を表わす。

*印, **印は移転によって所得の受け手が貧困線をそれぞれ越えない場合, 越える場合を示している。

することが可能である(第 1 表参照)。つまり関数 $h(H, Q, G_p)$ は、特定化の仕方をうまく工夫することによって公準 H, 単調性および逆進的移転の公準の 3 つを満たすものとなりうる。実際、Sen(1976)以後において試みられた貧困計測に関する研究は、この特定化をめぐるものであったといえよう。

3 センの貧困指標

関数 h の特定化をはじめて試みたのは Sen (1976) である。本節ではその内容を紹介することにしよう。

3.1 定義

センの貧困指標 P_s はつぎのように定義されている。

$$P_s = \frac{2}{(m+1)nz} \sum_{i=1}^m (z - y_i) (m+1-i) \quad (5)$$

この式を H, Q, G_p を用いて書きなおすと、

$$P_s = H[1 - (1-Q)\{1 - mG_p/(m+1)\}]$$

となり、十分に大きい m を想定すると、

$$P_s = H[Q + (1-Q)G_p] \quad (6)$$

が得られる。通常、センの指標として貧困の計測に利用されているのは(6)式で示された P_s である。

3.2 公準体系

センの貧困指標にはつぎに述べる 4 つの公準が用意されている。

[公準 D] 貧困は、貧困者における所得不足額の加重総額を規準化して計測される。

公準 D は貧困の程度についての一般的な定義 (definition) を与えるものであり²⁾、貧困計測の基礎を所得不足額 (poverty gap) に置いている。したがってセンにおける貧困観念の中心に位置するものは、この公準 D に関するかぎり絶対的窮乏感 (absolute suffering) であって相対的窮乏感 (relative deprivation, たとえば貧困者の所得 y_i を貧困線所得で除した値は、この相対的窮乏感を表わしたひとつの指標であるといえよう) ではない。

貧困の指標を P とすると、 P は公準 D によって

$$P = A \sum_{i=1}^m w_i (z - y_i) + B \quad (7)$$

と書くことができる。ここで w_i はウェートを表わし、 A, B は規準化のための定数である。

センは w_i を特定化するにあたってつぎのような公準を提案した。

[公準 R_s] 所得不足額につけるウェートは、貧困者の上からの所得順位に等しい。

公準 R_s にしたがうとき

$$w_i = m + 1 - i \quad (8)$$

である。

窮乏感は所得不足額が増大すると、その増大率を凌ぐテンポで深められてゆくと考えてよいだろう³⁾。つまり w_i は所得不足額の大きい者ほど大きい。センはこのように考えた上で、 w_i の特定化に際して相対的窮乏感を重要視した。すなわち貧困が他人との比較によって意識されるという側面を否定するわけにはいかない。しかるに所得不足額ではこの側面をうまく表わせない。他人との

比較が最も簡単なのは所得順位である。したがってそれを w_i に用いることに恣意性は残るけれどもとにかくわかりやすい。

Sen (1979) はこのように主張して効用主義の考え方 (utilitarian considerations) につぎのような疑問を呈している。すなわち各人の効用がみずからの所得水準のみに依存して決まる場合、そこには他人との比較という観念の入りこむ余地はまったくない。この場合、貧困観念として欠かすことのできない相対的窮乏感は等閑に付されてしまう。これがセンの疑問である。

定数 A, B の特定化に用いた公準はつぎのふたつである。

[公準 N_0] 貧困者がひとりもない場合、貧困の指標 P はゼロに等しい。

[公準 N_s] 貧困者の所得がすべて等しい場合、貧困の指標 P は HQ に等しい。

公準 N_s が想定している状況においては $G_p = 0$ であり、 H, Q の両指標のみで貧困を計測しても問題はない (2.3 項の末尾をみよ)。センはそこで $h(H, Q, 0) = HQ$ と特定化した。この特定化には、セン自身が承知しているように大きな恣意性が残されている。Takayama (1979 a), Thon (1979) の研究は、この恣意性をゆるめたものであるということができよう (後節参照)。

他方、公準 N_0 は規準化のための公準として誰にでも容易にうけいれられるものである。なおセン自身は $B=0$ をはじめから仮定しており、この公準 N_0 を明示していない。

3.3 特 徴

センの貧困指標 P_s は、個別指標 H, Q, G_p を (6) 式に示したように総合化したものであり、個別指標がそれぞれかかえていた問題点をほとんど克服している。すなわち H, G_p と異なり、 P_s は単調性の公準を満たしている。さらに P_s は H を内包しているので、 Q, G_p とちがって貧困者数 (How many?) の変化に反応しないということはない。くわえて貧困者同士の逆進的な所得移転に

2) 公準 D は指標 H, Q, G_p を特殊例として含みうる。「一般的」と断わったのはこのような意味にはかならない。すなわち (7) 式において $w_i = 1/(z - y_i)$, $A = 1/n$, $B = 0$ とおけば $P = H$ となる。また $w_i = 1$, $A = 1/(mz)$, $B = 0$ とおけば $P = Q$ が得られる。さらに $w_i = (m + 1 - i)$, $A = 2/(\mu_p m^2)$, $B = 1 - z/\mu_i$ とおけば、 m が十分に大きいとき $P = G_p$ となる。

3) 脚注 2) で指摘した H, Q の w_i に関する仮定をみれば、それらが本文で述べた窮乏感の深まり方とは異なっていることをおわかりいただけると思う。

よって当事者の双方が貧困者にとどまるかぎり、 H 、 Q と異なっても P_s は逆進的移転の公準を満たしている。したがってセンによる総合化の試みはほとんど完璧に近い。

センの貧困指標は(5)式をみれば明らかなように、その経済的意味も直観的に理解させることができる。また所得分布さえ与えられれば、その値を計算することも容易である。ちなみに最近における貧困の計測を調べてみると、ほとんどの研究において P_s が利用されている。

センの貧困指標 P_s と所得分布 y のジニ係数 G との関係はつぎのようになっている。

$$G = 2 \sum_{i=1}^n (\mu - y_i) (n+1-i) / (\mu^2) \quad (9)$$

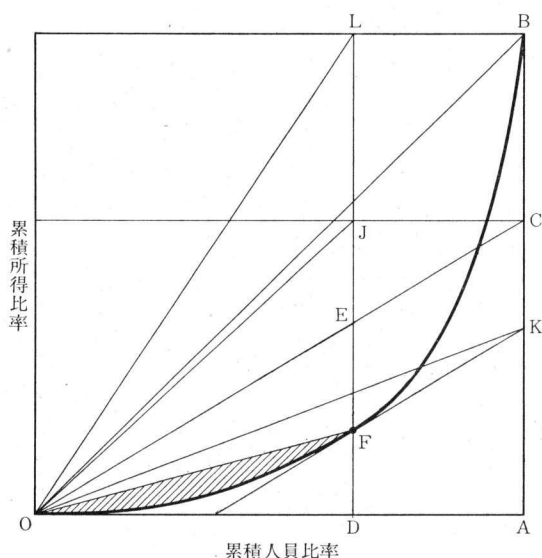
ここで μ は分布 y の平均所得である。

$$\mu = \sum_{i=1}^n y_i / n \quad (10)$$

(5)式と(9)式を比較してみよう。(5)式の m (貧困者数) を n (全人口) にかえ、かつ z (貧困線所得) を μ に置きかえれば、十分に大きな n を想定するとき(9)式が得られる。あるいは(6)式において $H=1$ 、 $Q=0$ を代入してもよい。

このようにセンの貧困指標は、不平等の指標であるジニ係数を貧困計測の枠組の中へ修正・転用したものである。

第1図



センの貧困指標はこのような基本性格を備えているので、ローレンツ曲線を用いて図示することができる。第1図をみられたい。所得分布 y がローレンツ曲線 OFB で与えられているとしよう。このとき分布 y のジニ係数はローレンツ曲線 OFB と対角線 OB に囲まれた部分の面積を三角形 OAB の面積で除したもので示される。他方、センの貧困指標 P_s は、斜線部の面積と三角形 OFE の面積の和を三角形 ODJ の面積で除したものに等しい⁴⁾。

3.4 問題点

センの貧困指標は以上に述べたように多くの長所を有している。しかし問題点がないわけではない。

まず第1に、センの貧困指標はかれの提起した逆進的移転の公準をかならずしも満たしていない。すなわち貧困者同士の逆進的な所得移転によって移転所得の受け手が非貧困者になってしまう場合、そのような移転によってセンの貧困指標が上昇するよりもむしろ低下してしまうことがありうる。一例を示そう。貧困者の所得分布 y_p が (1, 2, 3, 4, 5) であり、 $n=10$ 、 $z=5.1$ であると想定すると、 $P_s=0.271$ である。いま移転額 0.5 の逆進的移転が所得1の貧困者から所得5の貧困者へ行なわれたと仮定する。このとき y_p は (0.5, 2, 3, 4) と変化し、 $P_s=0.258$ となる (Thon (1979) 参照)。この例においては最も恵まれない貧困者の所得が低下したにもかかわらず、貧困の深刻度は弱まったということになってしまうので、センの貧困指標はロールズ (J. Rawls) の公正規準をかならずしも満たしていない。

第2に、所得順位を変えないような逆進的移転が第 i 番目の貧困者から第 $(i+1)$ 番目の貧困者に

4) 第1図における各点の座標を示すと、O(0, 0), A(1, 0), B(1, 1), C(1, z/μ), D(H , 0), E(H , zH/μ), F(H , $zH(1-Q)/\mu$), J(H , z/μ) である。三角形 OFE の面積を三角形 OEJ の面積で割ると商は線分 FE と線分 DJ の比に等しく HQ と計算される。他方 G_p は、ローレンツ曲線 OF と線分 OF に囲まれた部分の面積 (面積 X とする) を三角形 ODF の面積で除したものに等しい。したがって面積 X を三角形 ODJ で除した商は $H(1-Q)G_p$ と計算される。

なされる場合センの貧困指標は i のいかにかわらず同じだけ変化する。たとえば $y_p = (1, 3, 5)$, $z=9$, $n=10$ とすると $P_s = 2/9$ である。いま所得 1 の者から所得 3 の者へ移転額 1 の所得移転がなされると(ケース A), $y_p = (0, 4, 5)$ となり $P_s = (2/9) (41/40)$ と変わる。他方, 所得 3 の者から所得 5 の者へ同様の所得移転が行なわれると(ケース B), $y_p = (1, 3, 6)$ となるが $P_s = (2/9) (41/40)$, つまり変化分に関するかぎりケース A と同じである。

このような結果が導びかれるのは, ウェートが所得順位に等しく設定されている(公準 R_s をみよ)からにはほかならない。貧困意識の相対性(他人との比較)を徹底的に追求するとすれば, 上述の例においてはケース B よりもケース A の変化分を大きくすべきであろう。公準 R_s はたしかに相対的窮乏感に基礎を置いているものの, 徹底性という点で問題がないわけではない。

第 3 に, センの貧困指標 P_s とジニ係数 G の関係はかならずしも直線的ではない。すなわち $m \rightarrow n$ という操作をすれば $z \rightarrow \infty$ となる筈である。しかるに $z \rightarrow \mu$ としないとセンの主張するような関係はでてこない。つまり不平等の指標であるジニ係数を貧困の測定に転用したものであるというセンの主張は十分な説得力をかならずしも有していない。

Sen(1976) が発表された後における貧困計測に関する研究は, 主として以上に指摘した 3 つの問題点をめぐって展開されたといえる。その内容については節を改めて論じることにした。その前に Blackorby-Donaldson(1980) によって試みられたセンの貧困指標の再解釈および一般化について言及することにしよう。

4 アナンドおよびブラッコビイ=ドナルドソンの貢献

4.1 センの貧困指標: 再解釈

Anand(1977, p. 9) は, センの貧困指標が所得分布 y_p の均等分配等価所得 $y_e(y_p)$ を用いて再定式化できることを示唆している。ここで均等分配等価所得 (equally distributed equivalent in-

come)を知るためには社会評価関数 $W = F(y_1, y_2, \dots, y_m)$ を導入しなければならない。社会評価関数は分布 y_p の不平等度が小さいほどその厚生水準(welfare level)は高いと評価するものである⁵⁾。このとき

$$F(y_e, y_e, \dots, y_e) = F(y_1, y_2, \dots, y_m) \quad (11)$$

となるような所得水準を均等分配等価所得と呼ぶ⁶⁾。すなわちそれは, 問題にしている所得分布 y_p の社会厚生と同一の水準を完全均等分布で実現させるとしたら各メンバーの所得はどの位になるかを示すものにほかならない。

ジニ係数 G_p の背後に存在する社会評価関数はつぎのように書けることが知られている(Sen(1973b)をみよ)。

$$W(y_p, G_p) = A + B \sum_{i=1}^m (m+1-i) y_i \quad (12)$$

ここで A, B は定数であり, また $B > 0$ である。

(11)(12)式を用いて $y_e(y_p, G_p)$ を求めると

$$y_e(y_p, G_p) = \frac{2}{m(m+1)} \sum_{i=1}^m (m+1-i) y_i \quad (13)$$

となる。

Blackorby-Donaldson(1980) は (13) 式を用いてセンの貧困指標 P_s を与える (5) 式をつぎのように書きなおした。

$$P_s = (m/n) [1 - y_e(y_p, G_p)/z] \quad (14)$$

つまりセンの貧困指標は, 貧困線所得と分布 y_e の均等分配等価所得との差を貧困線所得で除し, さらに貧困者比率を乗じたものであると解釈することができる⁷⁾。これがアナンドおよびブラッコビイ=ドナルドソンの第 1 の貢献にほかならない⁸⁾。

5) 関数 F の満たすべき条件(symmetry and strict quasi-concavity)については Sen(1973a)を参照されたい。とくにジニ型の社会評価関数の特徴については Newbery(1970), Sheshinski(1972), Dasgupta-Sen-Starrett(1973) が詳しく議論している。

6) 均等分配等価所得を最初に導入したのは Kolm(1969)であり, Atkinson(1970)の紹介によって周知の概念となった。

7) H と Q の積 HQ は $(m/n) [(z - \mu_p)/z]$ に等しい。この式の $[\]$ 内の分子に $[\mu_p - y_e(y_p, G_p)]$ を加えると, すなわち分子を $[z - y_e(y_p, G_p)]$ におきかえると HQ は P_s になる。

4.2 一般化

センは厚生水準の評価にあたってジニ係数の背後にひそむ社会評価関数を用いている。しかるに期待効用型の社会評価関数を利用することができれば、それをあえて避ける理由はない。Anand (1977) および Blackorby-Donaldson (1980) はこのように考えてセンの貧困指標を

$$P_{ba} = (m/n) [1 - y_e(\mathbf{y}_p)/z] \quad (15)$$

と一般化した。ここで y_e は、ジニ型の社会評価関数だけでなく期待効用型の社会評価関数をも想定することが許される場合における均等分配等価所得である。

期待効用型の社会評価関数を最も一般的に定式化したのは Atkinson (1970) であった。その定式化を分布 $\mathbf{y}_p$ に適用すると

$$W(\mathbf{y}_p) = \begin{cases} A + B \sum_{i=1}^m y_i^{1-\epsilon} / (1-\epsilon), & \epsilon \neq 1, \epsilon > 0 \\ \log_e y_i, & \epsilon = 1 \end{cases} \quad (16)$$

と書くことができ

$$y_e(\mathbf{y}_p) = \begin{cases} \left[\sum_{i=1}^m y_i^{1-\epsilon} / m \right]^{1/(1-\epsilon)}, & \epsilon \neq 1, \epsilon > 0 \\ \exp \left[(1/m) \sum_{i=1}^m \log y_i \right], & \epsilon = 1 \end{cases} \quad (17)$$

となる。

もっとも貧困者の中には通常、所得ゼロの者がいる。したがって、ここに示した $y_e(\mathbf{y}_p)$ のうち実際に利用できるのは $0 < \epsilon < 1$ の範囲にかぎられていると考えなければならないであろう。

また (15) 式で示される期待効用型の貧困指標は、センの貧困指標における定義をそのまま踏襲しているもので、3.4 項で指摘した第1の問題点をそのままうけついでいる。くわえてパラメータ ϵ の選択にあたってひとつの合意をとりつけることは決して容易なことではない。

他方、期待効用型の貧困指標は、3.4 項で指摘したセンの貧困指標の有する第2の問題点を克服

している。この点における貢献は Kakwani (1980 b) の方が先であるので、次節においてそれを取りあげることにしたい。

5 カクワニの貢献

Kakwani (1980 b) は、センの貧困指標がかかえる第2の問題点に着目し、それを克服するため、センの公準 R_s をつぎのように改めた。

[公準 R_k] 所得不足額につけるウェイトは、貧困者の上からの所得順位を k 乗したものに等しい。

すなわちウェイト w_i は

$$w_i = (m+1-i)^k \quad (18)$$

である。

公準 D , R_k , N_0 , N_s を満たす貧困指標 $P_k(1)$ は一意的に決まり

$$P_k(1) = \frac{m}{nzK} \sum_{i=1}^m (z - y_i) (m+1-i)^k \quad (19)$$

となる。ここで

$$K = \sum_{i=1}^m i^k \quad (20)$$

である。

$k > 1$ の場合、 $P_k(1)$ には P_s の有する第2の問題は生じない。すなわち所得順位を変えないような逆進的移転が第 i 番目の貧困者から第 $(i+1)$ 番目の貧困者へ行なわれるとき、移転額が同じであるかぎり、 $P_k(1)$ の上昇分は i が小さいほど(所得のより低い貧困者からの移転ほど)大きくなる。

$k=1$ とおくと $P_k(1) = P_s$ である。この意味においてカクワニの貧困指標 $P_k(1)$ はセンの貧困指標を一般化したものであると解釈することができる⁹⁾。

さらに $P_k(1)$ は、(15) 式で与えられた P_{ba} の一種であるということも同様可能である。

$$W(\mathbf{y}_p) = A + B \sum_{i=1}^m (m+1-i)^k y_i \quad (21)$$

とおくと $P_{ba} = P_k(1)$ を導びくことができるから

8) Blackorby-Donaldson (1980) は Anand (1977) を引用していない。ただし (14) 式に示された再定式化は、まさに Anand (1977) の示唆した結果と一致している。この点は次項における一般化においてもまったく同様である。

9) ジニ係数そのものの一般化については豊田 (1977) (1980) を参照されたい。

にほかならない。したがって P_{bd} と同じく、 P_k (1)はセンの貧困指標 P_s の有する第1の問題点を克服したものとはなっていない¹⁰⁾。

6 タカヤマの試み

Takayama(1979 a)は、センの貧困指標と不平等の1指標であるジニ係数との間に連続性がかならずしもない点に着目した。両者の間に連続性を確保することができれば、貧困の計測問題を不平等の計測問題に還元することができるからである。

不平等の計測問題は、Atkinson(1970)を契機にして理論経済学者の間に大きな関心と呼び、今日かなりの理論的蓄積が用意されている。しかるに貧困の計測問題は Sen(1976)によって手がつけられたばかりで、質的な透明度・密度の点において前者にははるかに及ばない。しかも Sen(1976)は、両者の間にひとつの類似性 (analogy) が成立しうすることを主張しているのである。Takayama(1979 a)の試みは、このような意味において貧困計測問題の単純化を目指したものであると位置づけることができよう。

6.1 貧困線で切られた打ち切り所得分布

貧困の計測問題を不平等の計測問題に還元するにあたって、Takayama(1979 a)はひとつの分析用具を準備した。それは「貧困線で切られた打ち切り所得分布」(censored income distributions truncated from above by the poverty line, y^*) と呼ばれ、つぎのように定義されている¹¹⁾。

10) センの貧困指標の有する第2の問題点は、期待効用型の貧困指標には生じない。このポイントはすでに前節末尾で指摘したとおりである。ところで期待効用型の指標のうち最も使用頻度の多いものは変動係数ではないだろうか。Kundu(1980)は、 G_p の代わりに V_p (分布 y_p の変動係数) を用いてつぎのような貧困指標 P_{ku} を提案している。

$$P_{ku} = H[Q^2 + (1-Q)^2 V_p^2]$$

この指標はもとと

$$P_{ku} = \sum_{i=1}^m (z - y_i)^2 / (nz^2)$$

と定義されている。また貧困者間の逆進的移転がおこると、所得差(所得順位の差ではない)および移転額が等しいかぎり相対的に低所得の貧困者間における所得移転の場合の方が P_{ku} の値はより大きく上昇する。

$$y^* = (y_1^*, y_2^*, \dots, y_n^*) \quad (22)$$

ここで $y_i^* = y_i$, $y_i < z$ の場合、

$y_i^* = z$, $y_i \geq z$ の場合。

このような定義の背後にはつぎの公準に示されるような貧困問題の理解がある。

[公準 S] 非貧困者における所得の変動は、それによってかれが貧困者にならないかぎり貧困指標の値を変化させない。

この公準は Sen(1976)においても暗黙のうちに想定されており、また次節で紹介する Thon(1979)においても同様である。非貧困者の所得分布についてはとりあえず判断停止をして(suspend judgment)貧困の計測をしようという公準 S の考え方は、第1次接近として許されるものではないだろうか。

また $y_i \geq z$ の場合、 $y_i^* = z$ とおいたのは分布 y^* と分布 y との連続性に留意したからである。実際、 $z \rightarrow \infty$ とすれば $y^* \rightarrow y$ となる。

6.2 タカヤマの貧困指標：定義および公準

貧困の計測にあたって Takayama(1979 a)はまずつぎのような公準を設定してみた。

[公準 D_i] 貧困は、貧困線によって切られた打ち切り所得分布の不平等指標によって計測される。

不平等の指標は、平均所得と各人の所得との差を加重して総和を求め、さらに規準化したものとして表わすことができる((9)式をみよ)。その場合、タカヤマの貧困指標 P_t は

$$\begin{aligned} P_t &= A \sum_{i=1}^n w_i (\mu^* - y^*) \\ &= A \sum_{i=1}^m w_i (z - y_i) + A \sum_{i=1}^n w_i (\mu^* - z) \end{aligned} \quad (23)$$

11) 統計用語で類似のものに「切れた分布」(truncated distribution)がある。これは分布 y のうち貧困線所得を上まわる所得要素を排除したもの、すなわち分布 y_p を指している。センの貧困指標は第3節で説明したとおり、分布 y_p に基礎をおいたものである。

と書くことができる。ここで μ^* は

$$\mu^* = \sum_{i=1}^n y_i^* / n = H\mu_p + (1-H)z \quad (24)$$

であり、分布 y^* の平均所得を表わしている。

(23)式の右辺第2項を B とおけば、 P_t は(7)式で与えられる P に等しい。つまり公準 D_t はセンの公準 D と一見異なっているかのような印象を与えるものの、両者は基本的に変わる場所がない。

センはウェイト w_i の特定化にあたって、分布 y_p における所得順位を用いた。しかるに他人との比較(窮乏感の相対性)が貧困意識の決定要因となっていると理解するかぎり、非貧困者との比較も考慮されてよい。このような考え方にそってタカヤマは公準 R_s をつぎのように改めた。

[公準 R_t] 所得不足額につけるウェイトは、全人口における上からの所得順位に等しい。

$$w_i = n + 1 - i$$

この公準は、貧困意識の相対的側面を公準 R_s より一層徹底させたものにほかならない。

タカヤマは、センの公準 N_s についてもその恣意性をゆるめる努力をしている。すなわち公準 N_s の想定している状況では、関数 $h(H, Q, 0)$ の特定化が問題となった。タカヤマは状況をさらに限定して、関数 $h(H, 1, 0) = H$ と特定化したのである。

[公準 N_t] 貧困者の所得がすべてゼロに等しければ、貧困は貧困者比率によって計測される。

公準 D_t , R_t , N_t , N_0 を満たす貧困指標 P_t は一意的に決まり、それは分布 y^* のジニ係数 $G(y^*)$ に等しい(Takayama(1979a)をみよ)。

$$P_t = 1 + 1/n - 2 \sum_{i=1}^n (n+1-i) y_i^* / (\mu^* n^2) \quad (26)$$

Takayama-Hamada(1978)は、公準 D_t を期待効用型の不平等指標および不平等の準順序づけ¹²⁾に適用・拡大している。

12) Dasgupta-Sen-Starrett(1973), Rothschild-Stiglitz(1973), Sen(1973a)参照。

6.3 特徴および問題点

Takayama(1979a)は、このようにしてセンの貧困指標の有する第3の問題点の克服を図り、貧困の計測問題が不平等の計測問題に還元されうること主張したのである。窮乏感には既述のように、絶対的側面と相対的側面のふたつがある。タカヤマの試みはこのうち相対的側面を徹底的に重視して貧困を計測しようとするものにほかならない。

(26)式で与えられたタカヤマの貧困指標 P_t は H , Q , G_p を用いると

$$P_t = H[(1-s^*)Q + s^*G_p] \quad (27)$$

と書くことができる。ここで s^* は

$$s^* = H(\mu_p / \mu^*) \quad (28)$$

であり、分布 y^* における貧困者の所得シェアを表わしている。また(27)式の P_t は、第1図を用いて図示することができる。すなわち P_t は斜線部の面積と三角形OFKの面積の和を三角形OAKの面積で除した値に等しい¹³⁾。

タカヤマの貧困指標はセンのそれより理解が容易になった。しかし、そのために支払った犠牲がないわけではない。すなわちタカヤマの貧困指標は単調性の公準をかならずしも満たしていない。分布 y^* において平均所得 μ^* を上まわる所得を得ている者が貧困者である場合その者の所得低下は P_t の値を低下させうるからにほかならない¹⁴⁾。したがって、またタカヤマの貧困指標は逆進的移転の公準も満たしていない(貧困者から非貧困者への逆進的移転を考えてみよ)。

7 トンの貢献

Thon(1979)はセンの貧困指標が逆進的移転の公準をかならずしも満たさないことに着目し、代

13) K点の座標は $(1, \mu^*/\mu)$ である。

14) Takayama-Hamada(1978)およびKakwani(1981)は $H < 1/2$ の場合(貧困線所得が中位所得より低い場合)、 P_t が単調性の公準をかならず満たすことを証明した。したがって、この問題点は実際の計測($H < 1/2$ の場合がほとんどである)においては無視してもかまわないであろう。カクワニは31の開発途上国について調査し、このポイントを確認している(Kakwani(1981, note 1)参照。

わりにつぎのような貧困指標 P_{th} を提案した。

$$P_{th} = 2 \sum_{i=1}^m (n+1-i)(z-y_i) / [n(n+1)z] \quad (29)$$

トン自身は指標 P_{th} の背後にひそむ公準体系には言及していない。ここではそれを明らかにしてトンの貧困指標の基本性格を知ることにはしたい。

トンは貧困の定義に関するかぎり公準 D を採用してセンの立場をそのまま踏襲している。しかしウェートはセンの場合と異なり、 $w_i = n+1-i$ と仮定した。この仮定はタカヤマの公準 R_t と同一である。また(7)式における定数 A を特定化するにあたって

[公準 N_{th}] 社会を構成する者の所得がすべてゼロの場合、 $P=1$ である。

という公準を提立した。タカヤマの公準 N_t は、社会を構成する者の所得がすべてゼロの場合、 $P_t=1$ を意味している。他方、そのような場合、 $G(y^*)=0$ であるので矛盾が生じてしまう。このような矛盾が起こらないようにするために、トンは公準 N_t が想定している状況をさらに限定して公準 N_{th} を導びいたと考えることができよう(ただしトン自身はこのような指摘をしていない)。なお公準 N_{th} は関数 $h(1, 1, 0)$ を 1 に等しいと特定化したものにはかならない。

公準 D, R_t , N_{th} , N_0 を満たす貧困の指標は一意的に決まり、それは(29)式に示されたものに等しい。以上が Thon(1979)における公準体系にほかならない。

トンの貧困指標 P_{th} は、 H, Q, G_p を用いると、十分に大きい m, n に対して

$$P_{th} = H[(2-H)Q + H(1-Q)G_p] \quad (30)$$

と変形することができる¹⁵⁾。

トンの貧困指標を幾何学的に表示しておこう。第1図において P_{th} は、斜線部の面積と台形 OFKC の面積の和を三角形 OAC の面積で除した値

15) P_{th} と P_s , P_t との関係は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} P_{th} &= H[P_s + 2(1-H)Q], \\ P_{th} &= P_t(\mu^*/z) + (1-\mu^*/z) \\ &= P_t(1-HQ) + HQ. \end{aligned} \quad (31)$$

に等しい¹⁶⁾。

トンの貧困指標は逆進的移転の公準を満たしている。この点は、これまでに紹介したすべての貧困指標になかった特徴である。したがってトンの貢献はきわめて大きいといわなければならない。

さらに付言しておきたいことがもう1点ある。非貧困者から貧困者へ所得が移転されるときセンの貧困指標は値が低下する¹⁷⁾。しかしこの場合における低下率は、移転所得が同一であるかぎり相対的に高所得の貧困者に移転されるときの方が大きくなってしまう可能性を残している¹⁸⁾。例をあげてみよう。分布 y_p を(1, 2, 3, 4, 5)と想定し、 $n=10$, $z=5.1$ と仮定する。いま所得10の非貧困者から所得1の貧困者へ移転額0.5の所得移転が行なわれると、 y_p は(1.5, 2, 3, 4, 5)と変わり、 $P_s=0.267$ である。他方、所得10の非貧困者から所得5の貧困者へ同一の移転額0.5の所得移転が行なわれると、 y_p は(1, 2, 3, 4)となり $P_s=0.253$ である。以上がそのような例にはかならない¹⁹⁾。

センの貧困指標の有するこのような可能性は、貧困計測という観点からみるとかならずしも望ましいものではない。他方、トンの貧困指標にはそのような可能性はまったく存在しない。トンの試みは、このような意味においても高く評価されてよい。

トンの貧困指標に問題があるとするれば、それは所得順位でウェートをつけている点だけではない

16) (31)式参照。

17) センの提立した逆進的移転の公準は非貧困者間の移転を除外している。しかし非貧困者間の逆進的移転によって移転所得の出し手が貧困者になってしまう場合は貧困計測において考慮されるべきであろう。逆に言うと、非貧困者から貧困者へ所得移転が行なわれるとき(それによって貧困者が非貧困者になる場合を含む)貧困指標の値は低下すべきである、という性質は逆進的移転の公準とかならずしも同一ではない。このような性質をあらゆる貧困指標が備えるべきであることはいうまでもない。

18) Thon(1979, p. 435)の示唆によっている。

19) 所得10の非貧困者から所得1への貧困者の移転は、所得10→所得5への移転および所得5.5→所得1への移転のふたつに分解できる。後者の移転によって P_s の値は上昇してしまう。ここに P_s の問題点があることはすでに3.4項で指摘したとおりである。

だろうか。この問題点はセンの貧困指標が有する第2の問題点と同じである。ただしその解決方法は、第5節で述べたように Kakwani(1980b)によって与えられている。この点については次節で触れることにしよう。

8 チャクラバーティの貢献

8.1 トンの貧困指標：再定式化

Chakravarty(1981)は、タカヤマの考案した「貧困線で切られた打ち切り所得分布」 y^* を利用してトンの貧困指標を再定式化するのに成功した。その内容はつぎのとおりである。

ジニ係数の背後に存在する社会評価関数はすでに(12)式によって与えられている。いま(12)式を利用して分布 y^* における均等分配等価所得 y_e^* を求めると

$$y_e^*(y^*, G) = \frac{2}{n(n+1)} \sum_{i=1}^n (n+1-i)y_i^* \quad (32)$$

である。

他方、トンの貧困指標 P_{th} は(29)式で与えられており、それは y_i^* および(32)式を用いると

$$\begin{aligned} P_{th} &= \frac{2}{n(n+1)z} \sum_{i=1}^n (n+1-i)(z-y_i^*) \\ &= 1 - y_e^*(y^*, G)/z \end{aligned} \quad (33)$$

と書くことができる。すなわちトンの貧困指標は、貧困線所得と分布 y^* の均等分配等価所得との差を貧困線所得で除したものに等しい。これがチャクラバーティによって再定式化されたトンの貧困指標にほかならない。

(33)式で与えられたトンの貧困指標は(14)式で再定式化されたセンの貧困指標 P_s とよく似ている。ただしトンは分布 y_p を分布 y^* に代え、かつ公準 N_s を公準 N_{th} に代えている。そのような操作をすることによってセンの貧困指標の有する第1の問題点を克服することに成功したのである。

なおタカヤマの貧困指標 P_t は(32)式で与えられた $y_e^*(y^*, G)$ を用いると

$$P_t = 1 - y_e^*(y^*, G)/\mu^* \quad (34)$$

と書くことができる。すなわち P_t において μ^* を z に置き代えたものが P_{th} にほかならない。

8.2 一般化

トンの貧困指標は、センの貧困指標の有する第2の問題点を克服していない。この点はすでに前節末尾において指摘しておいたとおりである。

Chakravarty(1981)は、Kakwani(1980b)、Blackorby-Donaldson(1980)を援用してこの問題点を克服することができるような貧困指標 P_c を提案した。指標 P_c における貧困の定義はトンのそれと同じであり、

$$P_c = 1 - y_e^*(y^*)/z \quad (35)$$

である。ここで $y_e^*(y^*)$ は、ジニ型の社会評価関数だけでなく、期待効用型の社会評価関数をも許容しうる形で定義されている。つまりチャクラバーティの貧困指標 P_c はトンの貧困指標 P_{th} を一般化したものにほかならない。

チャクラバーティの貧困指標の具体例をいくつか示しておこう。まずジニ型の社会評価関数は(21)式で与えられている。これを分布 y^* に適用して P_c を求めると

$$P_c = \frac{1}{zK} \sum_{i=1}^m (z-y_i)(n+1-i)^k, \quad k > 1 \quad (36)$$

となる。ここで K は(20)式で与えたものと同じである。つぎに期待効用型の社会評価関数は(16)式のように書くことができる。これを分布 y^* に適用して P_c を求めると

$$P_c = \begin{cases} 1 - \left[(1/n) \sum_{i=1}^n (y_i^*/z)^{1-\epsilon} \right]^{1/(1-\epsilon)}, & \epsilon > 0, \epsilon \neq 1 \\ 1 - \exp \left[(1/n) \sum_{i=1}^n \log(y_i^*/z) \right], & \epsilon = 1 \end{cases} \quad (37)$$

となる。

なお実際の計測においては $y_1^* = 0$ となる場合がほとんどである。この場合、(37)式に示された P_c のうち利用可能なものは $0 < \epsilon < 1$ の範囲に限られてしまう。この点是指標 P_{bd} と変わりがない。

また(36)(37)式で与えられた P_c は H, Q, G_p などに分解できない($k=1$ の場合を除く)。この点は個別指標との関連を調べようとする者にとっては不都合である。

9 計測目的の変更

Anand(1977), Kakwani(1977)はつぎのような

貧困指標をそれぞれ独立に提案した。

$$P_a = P_k(2) = H(zQ + \mu_p G_p) / \mu \quad (38)$$

ここで $\mu_p = z(1-Q)$ であることを考慮し、かつ(6)式で与えられている P_s を利用すると

$$P_a = P_k(2) = zP_s / \mu$$

となる。すなわちアナンドおよびカクワニの貧困指標 P_a , $P_k(2)$ は、センの貧困指標 P_s に z/μ を乗じたものに等しい²⁰⁾。

したがって指標 P_a , $P_k(2)$ の背後に存在する公準体系は指標 P_s の公準体系とほとんど同じである。異なるのは公準 N_s だけであり、それはつぎのような公準 N_a にとって代わられている。

[公準 N_a] 貧困者の所得がすべて等しい場合、貧困指標の値は所得不足額の合計を社会全体の総所得で除したものに等しい。

すなわち $G_p = 0$ のとき次式が成立している。

$$P = \sum_{i=1}^m (z - y_i) / (n\mu) = zHQ / \mu$$

公準 N_a は、貧困を解消するためには1国経済においてとりあえずどの程度の負担が必要となるかという観点を重視して貧困を計測しようとする立場を如実に物語っている^{21, 22)}。他方、公準 N_s は貧困の実態を単に記述しようという目的に合わせて提案されたものである。つまり貧困計測の目的が両公準では大きく異なっている。

20) 指標 P_a , $P_k(2)$ は第1図において斜線部の面積と三角形 OFE の面積の和を三角形 ODL の面積で除したものに等しい。ここでL点の座標は $(H, 1)$ である。

21) このような立場を一層徹底させた指標として

$$P_f = \sum_{i=1}^m (z - y_i) / \left[\sum_{i=m+1}^n y_i \right] \quad (39)$$

を考えることができる。指標 P_f は、非貧困者から貧困者への所得移転によって貧困者の所得不足額を補うとき非貧困者の負担が平均してどの程度になるかを計測するものである。なお指標 P_f は Fishlow (1972) の示唆に基づいている。

22) Sen (1976) の準備段階における論文 (Sen (1973 b)) において、センは P_a に $(m+1)/n$ を乗じた指標を考案している。この指標は P_s と異なり、非貧困者に所得変化が生じれば値を変えてしまう性質を有している。

話をもっと具体化してみよう。非貧困者の所得増大は他の事情が等しいかぎり P_a , $P_k(2)$ の値を低下させることになる。非貧困者の所得増大は貧困者の所得不足額を補うための負担を一国経済全体として軽減させる可能性につながっている。指標 P_a , $P_k(2)$ はこのような可能性を表現するものにほかならない。他方、公準 S を満たす指標 P_s , P_t , P_{th} などはそのような可能性を表現しえない。

ただし非貧困者に所得増大があっても貧困者の所得に変化がまったくない場合、貧困の実態に変わりはない(相対的窮乏感はいむしろ増幅されるかも知れない)。つまり指標 P_a , $P_k(2)$ は、貧困の実態を記述するという観点からみると不適切である。したがって指標 P_a , $P_k(2)$ を利用するときには、その計測目的を忘れてはならない。

なお指標 P_a , $P_k(2)$ は逆進的移転の公準をかならずしも満たしていない。反例を示しておこう。 $y = (1, 2, 3, 4)$ かつ $z = 3.1$ の場合において所得2の人から所得3の人へ移転額0.2の逆進的移転が行なわれると、 P_a , $P_k(2)$ の値は0.463から0.379へ低下してしまう (Thon (1981) 参照)²³⁾。

10 世帯規模の調整とジニ係数

統計資料を用いて貧困指標の値を計算する前につめておかなければならない技術的問題に言及しておこう。それはジニ係数 G_p の計算問題である。

世帯人員別の詳細な所得分布統計が利用できるであろう。いま世帯人員別所得分布 $y_p(i)$ のジニ係数を $G_p(i)$ と表わすとき (i は世帯規模である)、それぞれの $G_p(i)$ と全体としての G_p との関係はどうなっているであろうか。この問題はジニ係数の集計 (aggregation) に関するものであり、これまであまり関心と呼ばなかった。

以下では次節において利用するジニ係数の集計

23) このような欠陥は Kakwani (1980a) が提案している第3の貧困指標 $P_k(3)$

$$P_k(3) = zH(Q + G_p) / [\mu(1 + G_p)]$$

も免れていない。なお指標 $P_k(3)$ は、所得不足額につけるウェイト w_i を第 i 番目の貧困者よりも所得の多い貧困者の所得合計額 $\left(\sum_{j=i+1}^m y_j \right)$ に等しく設定して導かれたものである。

方法を明らかにしておきたい。それは Mangahas (1975) がジニ係数の分解方法として考案したものである。いうまでもなく、集計と分解(decomposition)はメダルの表と裏であって技術的にはまったく同じ問題にほかならない。ただしその経済的意味については慎重に検討がなされるべきである(10.2 項参照)。

10.1 ジニ係数の集計方法

$G_p(i)$ を集計して G_p にまとめあげる方法は次式によって与えられる。

$$G_p = L + \sum_{i=1}^k v_i G_p(i) \quad (40)$$

ここで k は世帯規模の数を表わし、ウェイト v_i は i 人世帯全体としての貧困者所得が貧困者全体の所得合計額に占める割合に等しい。

$$v_i = m_i \mu_p(i) / (m \mu_p) \quad (41)$$

ここで m_i , $\mu_p(i)$ はそれぞれ i 人世帯における貧困者数, i 人世帯における 1 人当り平均の貧困所得をそれぞれ表わしている。

$$m = \sum_{i=1}^k m_i$$

L は残差として求められ

$$L = \sum_{i>j} D_{ij} m_i m_j / (\mu_p m^2) \quad (42)$$

と計算される。ここで D_{ij} は

$$D_{ij} = (\mathbf{h}_i - \mathbf{h}_j)' \mathbf{X} (\mathbf{h}_i - \mathbf{h}_j)$$

と定義されるものであり, $\mathbf{h}_i$, $\mathbf{h}_j$ は l 次列ベクトル

$$\mathbf{h}_i = \begin{pmatrix} h_{i1} \\ h_{i2} \\ \vdots \\ h_{il} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{h}_j = \begin{pmatrix} h_{j1} \\ h_{j2} \\ \vdots \\ h_{jl} \end{pmatrix}$$

である。ここで l は所得階層数を表わし h_{il} は i 人世帯の貧困者分布 $y_p(i)$ において第 l 番目の所得階層に属する貧困者数 m_{il} の m_i に対する割合に等しい。

$$h_{il} = m_{il} / m_i$$

また $\mathbf{X}$ は

$$\mathbf{X} = \mathbf{A} \mathbf{Y}$$

で与えられ, $\mathbf{A}$, $\mathbf{Y}$ はそれぞれつぎのような l 次

の三角行列, 対角行列

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 2 & 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 2 & 2 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 2 & 2 & 2 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 2 & 2 & 2 & 2 & \cdots & 1 & 0 \\ 2 & 2 & 2 & 2 & \cdots & 2 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & y_3 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_l \end{pmatrix}$$

で表わされている。ここで y_l は第 l 番目の所得水準である。

10.2 ジニ係数の集計と分解

D_{ij} の値は分布 $y_p(i)$ と分布 $y_p(j)$ が完全に一致しないかぎりゼロにはならない。ふたつの分布における平均所得 $\mu_p(i)$, $\mu_p(j)$ が等しいだけでは D_{ij} の値はゼロにならないのが一般である。したがって D_{ij} はふたつの分布そのものを比較して導出される。

この点が L を「残差」としてしまう原因である。かりに D_{ij} が, 分散分析における級間分散と同様に, 平均所得 $\mu_p(i)$, $\mu_p(j)$ のみに依存して決まるのであれば, L は世帯規模間のジニ係数 $G_p(b)$ ²⁴⁾ に等しくなる。しかるにこのような条件を D_{ij} は通常, 満たしていないので, L をそのように意味づけるわけにはいかない。

問題がジニ係数の集計にとどまるかぎり, 個々の $G_p(i)$ と G_p とが関係づけられるだけでよい。他方, 問題がジニ係数の分解に代わるとき, G_p と関係づけられなければならないのは個々の $G_p(i)$ ではなく, むしろグループ間のジニ係数 $G_p(b)$ である。

この点をもう少し詳しく説明しよう。不平等指

24) $G_p(b)$ は次式で与えられる。

$$G_p(b) = \sum_{i>j} |\mu_p(i) - \mu_p(j)| (m_i m_j) / (\mu_p m^2) \quad (43)$$

標の分解が利用されるのはそれが不平等の要因をさぐるのに通常、便利であるからにはかならない。たとえば男女間の賃金較差が全体としての賃金較差とどのように関係しているかを調べようとするとき、不平等指標の分解が利用される。この場合、男女間の賃金不平等と全体としての賃金不平等との関係が問題となる。男子グループ内部あるいは女子グループ内部の賃金不平等は結果的に全体としての賃金不平等と結びつけられるものの、この結びつきの程度を知ることはいくまでも第二義的な意味しかもちえない。

したがってジニ係数の分解を利用しようとするとき、(40)式に示されるようなマンガハスの方法を利用すべきではない。(40)式における L はグループ間のジニ係数を必ずしも意味しないからである。この点、読者の注意を促しておきたい^{25,26)}。

10.3 世帯規模に対するウェート

(41)(42)式において世帯規模に対するウェートは人数シェアを採用しているが、この点も注意を要する。世帯単位の所得分布が与えられているとき、不平等の計測においては世帯規模に対するウェートとして世帯シェアを採用するのが通例であるからにはかならない。

世帯シェアを採用することは、各世帯単位に同一のウェートをつけることを意味している。しかしたとえば単身世帯と5人世帯において1人当りの所得水準が同一であると判断される場合、不平等や貧困の程度は明らかに5人世帯の方が単身世帯より大きい(Sen(1979, p. 292)参照)。そのよう

な場合に、両世帯の不平等や貧困の程度を同じであると考える立場、すなわち世帯シェアの採用はしたがって適切なものではない。

われわれが不平等や貧困の計測において関心を寄せているものは、つまるところ社会を構成している世帯の全メンバーにおける不平等感や貧困感であって、世帯単位のそれではない。世帯シェアではなく人数シェアを採用した理由はここにある。

ただし世帯規模が異なる場合、家計における規模の経済性が通常、認められるので、世帯間の均等所得(equivalence scale, 1人当りの所得水準が世帯間でどの程度異なったら均等と判断されるかを示す)を決めるという問題が残っている。しかしここでは問題の所在を単に指摘するだけにとどめたい²⁷⁾。

10.4 数 値 例

以上に述べたジニ係数の集計方法を簡単な所得分布に適用してみよう。第2表をみられたい。いま社会は9世帯で構成され、その世帯規模構成は第(1)行に示されているように、2人世帯・3人世帯・4人世帯がそれぞれ3世帯ずつであると仮定する。また世帯所得の分布は第(3)行のようになっていると想定しよう。さらにここでは簡単化のため、家計における規模の経済は存在しないと仮定し、世帯規模の相違は1人当り所得に換算することによって調整することができると想定する。このとき1人当り世帯所得の分布は第(4)行のようになる。

以上のような仮定のもとでジニ係数の集計をした過程および結果が第(6)～(11)行に示されている。すなわち第2表が想定しているような所得分布のジニ係数は0.264と計算されるのである。

第(7)～(11)行におけるカッコ内の数字は、世帯規模に対するウェートとして人数シェアではなく世帯シェアを採用して計算された。その結果、4人世帯よりも2人世帯の方が重視されることになり、後者内部におけるジニ係数が相対的に大きいので最終的に集計されたジニ係数の値も0.275

25) Mangahas(1975)は、地域に着目して(40)式を利用している。しかし L はこの場合、地域間の所得不平等を表わすジニ係数 G_b (各地域内の所得分布はすべて完全平等であると仮定して計算した G) という意味をもたない。Takayama(1979b)の検討した数値例によると、 L は G_b より小さいというケースが一般である。

26) ジニ係数をグループ間のジニ係数とグループ内のジニ係数に分解するためには、グループわけにあたって所得順位を変えないという強い条件が必要となる(非貧困者と貧困者のふたつのグループに分ける場合はこの条件を満たしている)。この場合それぞれのグループ内のジニ係数につけるウェートは人数シェアと所得シェアを掛けた値に等しい。詳しくは Takayama(1979b)を参照されたい。

27) この問題の処理には多かれ少なかれ恣意性がつきまとう。詳細についてはとりあえず Sen(1979, p. 292)がリストアップしている文献を参照されたい。

第2表 ジニ係数の集計

	世 帯 規 模		
	2人世帯	3人世帯	4人世帯
(1) 世帯数	3	3	3
(2) 世帯人員数, m_i	6	9	12
(3) 世帯所得の分布	(2, 4, 8)	(3, 3, 6)	(4, 8, 12)
(4) 1人当り世帯所得の分布, $y_p(i)$	(1, 2, 4)	(1, 1, 2)	(1, 2, 3)
(5) 1人当り世帯所得の平均, $\mu_p(i)$	2.333	1.333	2.000
(6) $G_p(i)$	0.286	0.167	0.222
(7) v_i	0.280 (0.412)	0.240 (0.235)	0.480 (0.353)
(8) μ_p	1.852(1.889)		
(9) $\sum v_i G_p(i)$	0.227(0.235)		
(10) L	0.037(0.039)		
(11) G_p	0.264(0.275)		
(12) 世帯所得の分布のジニ係数	0.298		
(13) $G_p(b)$	0.111		
(14) D_{23}	0.333		
(15) D_{24}	0.111		
(16) D_{34}	0.222		
(17) $ \mu_p(2) - \mu_p(3) $	1.000		
(18) $ \mu_p(2) - \mu_p(4) $	0.333		
(19) $ \mu_p(3) - \mu_p(4) $	0.667		

と大き目に計算されている。

ところで世帯規模別の詳細な所得分布は発表されない場合が決して少なくない。この場合、発表されるのは第(3)行の分布を集計・整理した分布(2, 3, 3, 4, 4, 6, 8, 8, 12)にとどまる。この分布のジニ係数は第(12)行に示されているように 0.298である。この値が世帯規模別のジニ係数を集計して得られる 0.264 より大きい理由はふたつある。まず第1に、前者は世帯規模に対するウェイトとして当然のことながら人数シェアではなく世帯シェアを採用している。第2に、前者は世帯規模間で所得の調整をいっさいしていない。その結果、前者は世帯規模間の所得較差を大き目に計算していることになる。

第(13)行に示される $G_p(b)$ は世帯規模間のジニ係数である。この値は第(10)行に示されている L の値より大きい。すなわち L は世帯規模間のジニ係数をいう意味をもたず、あくまでも「残差」にすぎない。なお L が $G_p(b)$ より小さくなる理由は、

第(14)～(16)行と第(17)～(19)行を比較することによって容易に推察することができよう。(42)(43)の両式を比較すると、 L と $G_p(b)$ の差異は D_{ij} と $|\mu_p(i) - \mu_p(j)|$ の差異に基づいていることがわかる。第2表において D_{ij} はいずれも $|\mu_p(i) - \mu_p(j)|$ より小さい(これは、 D_{ij} が $\mu_p(i)$, $\mu_p(j)$ だけでなく分布 $y_p(i)$, $y_p(j)$ そのものを比較して計算されることを反映している)。

11 計測の具体例：戦後日本の場合

以上に述べた貧困指標および計測の方法を実際の統計資料に適用してみよう。ここでは戦後日本の貧困を具体例としてとりあげてみたい。

11.1 資 料

低所得者の所得実態を正確に把握することは一般にきわめてむずかしい。日本の所得分布もこの点に関するかぎり例外ではない。福祉事務所を通して行なわれる厚生省『国民生活実態調査』は他の所得分布統計と比較すると低所得者の捕捉率が高いといわれている。しかしこの調査における所得値は単純なアンケートに基づいており、収支の明細と結びつけられていないので信頼性が高いとはかならずしもいえない。

以下では所得値に関する信頼性を重視し、『被保護者全国一斉調査』を貧困者の所得分布として利用することにした²⁸⁾。すなわち貧困線所得は生活保護基準で与えられると仮定する。この統計は厚生省社会局保護課の業務統計であり、1947(昭和22)年に第1回調査が行なわれた。以後毎年1回ずつ調査が行なわれ、今日にいたっている。この調査は今日「基礎調査」と「個別調査」のふたつに分けられている。前者は、被保護世帯における保護の受給状況を把握することを目的とした全数調査であり、毎年7月1日時点における保護の決定状況を福祉事務所の地区担当員が記録するという方法で実施されている。個別指標 Q はこの調査を利用すれば計算することができる。他方、「個別調査」は、被保護世帯の10分の1を抽出

28) 資料の利用にあたって小林和弘氏(厚生省)には大変お世話になった。厚くお礼申し上げたい。

して毎年7月1日時点における被保護世帯の実態を福祉事務所の地区担当員が記録したものである。個別調査を利用することによって指標 G_p の値を得ることができる。

11.2 被保護世帯の所得分布

まず被保護者の所得実態を調べることにしよう。ここで所得とは生活保護行政上、「収入充当額」と呼ばれるものを指しており、収入から必要経費および諸控除額を差し引いた金額である。つぎに被保護世帯のうち医療扶助単給世帯のほとんどは生活保護基準を上回る所得を有している(昭和50年を例にとると、医療扶助単給世帯における Q の値はマイナス0.08であった)。したがって医療扶助単給世帯を貧困世帯とみなすのはかならずしも妥当ではないので、以下ではこの世帯を原則として除外することにした。

さて世帯規模別の詳細な所得分布が利用できるのは1960~1963年および1972~1977年である。ここでは1960, 1963, 1972, 1975, 1977の5ヶ年をとり出して調べることにしよう。第3表はそれぞれの年次における被保護世帯の分布をまとめたものである。その特徴を列記するとつぎのようになる。

(1) 同一世帯規模内の所得不平等はジニ係数でみるかぎり、一般に世帯規模が大きくなるほど小さくなっている。

(2) 同一世帯規模内の所得不平等はここで調べた年次に関するかぎり、1960年以降今日にいたるまで一貫して不平等の程度を強めている。この点は世帯規模の大小を問わない。

(3) 世帯規模別にみると、被保護世帯のうち最も多いのは1人世帯であり、その比率は1970年代において50%前後である。

事実(1)は、被保護世帯に関するかぎり世帯員数が多くなるほど所得のバラツキ

第3表 被保護世帯の所得分布

その1 (1960年)

世帯人員	世帯シェア(%)	平均所得(円)	5分位所得シェア(%)					ジニ係数 $G_p(i)$
			I	II	III	IV	V	
1人	30.44	849	0.00	14.71	23.56	23.56	38.16	0.3407
2人	15.12	1,819	3.61	11.00	12.79	32.99	39.62	0.3761
3人	14.03	3,137	3.74	12.56	19.13	28.13	36.45	0.3240
4人	13.96	4,052	3.52	14.02	20.48	24.98	37.00	0.3117
5人	11.69	5,069	5.00	14.45	19.73	26.71	34.11	0.2820
6人	8.04	6,124	5.92	14.88	20.70	24.91	33.59	0.2615
7人	4.15	7,409	7.22	15.74	19.82	24.54	32.68	0.2389
8人以上	2.56	9,147	8.23	15.98	19.84	24.68	31.27	0.2191
全世帯	100.00	3,167	2.14	6.32	14.10	26.89	50.55	0.4695

その2 (1963年)

世帯人員	世帯シェア(%)	平均所得(円)	5分位所得シェア(%)					ジニ係数 $G_p(i)$
			I	II	III	IV	V	
1人	38.94	1,017	0.00	0.00	19.25	29.50	51.25	0.5280
2人	16.47	2,854	0.56	9.09	15.73	27.96	46.65	0.4442
3人	13.51	4,833	1.91	10.78	19.41	27.32	40.59	0.3756
4人	12.97	6,195	2.32	12.84	19.92	26.27	38.65	0.3443
5人	9.39	7,394	2.70	13.16	20.14	26.65	37.35	0.3312
6人	4.08	6,582	3.06	14.57	21.40	27.55	33.42	0.2948
7人	2.07	9,714	4.83	15.10	21.26	29.36	29.44	0.2539
8人以上	1.77	10,896	6.24	16.74	24.53	26.25	26.25	0.1981
全世帯	100.00	3,925	0.00	5.17	11.30	27.88	55.65	0.5360

その3 (1972年)

世帯人員	世帯シェア(%)	平均所得(円)	5分位所得シェア(%)					ジニ係数 $G_p(i)$
			I	II	III	IV	V	
1人	53.10	2,725	0.00	0.00	9.46	24.94	65.60	0.6246
2人	21.29	8,949	0.12	5.07	12.69	26.72	55.40	0.5288
3人	10.73	16,220	0.23	6.74	16.84	28.16	48.02	0.4680
4人	7.59	20,978	0.26	7.69	17.21	27.75	47.09	0.4549
5人	4.00	24,965	0.87	7.81	17.08	27.22	47.02	0.4468
6人以上	3.29	34,689	2.17	9.96	18.31	27.52	42.04	0.3893
全世帯	100.00	8,825	0.00	1.59	7.57	20.40	70.44	0.6388

その4 (1975年)

世帯人員	世帯シェア(%)	平均所得(円)	5分位所得シェア(%)					ジニ係数 $G_p(i)$
			I	II	III	IV	V	
1人	45.98	794	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.8000
2人	25.13	5,590	0.00	0.00	0.00	7.59	92.41	0.7696
3人	12.71	16,293	0.00	0.00	6.31	31.58	62.11	0.6232
4人	8.58	22,175	0.00	0.00	13.35	29.98	56.67	0.5733
5人	4.39	28,348	0.00	1.11	16.10	29.09	53.70	0.5415
6人以上	3.22	39,708	0.00	3.53	16.70	29.48	50.29	0.5061
全世帯	100.00	8,258	0.00	0.00	0.00	5.66	94.34	0.7774

その5 (1977年)

世帯人員	世帯 シェア (%)	平均所得 (円)	5 分位所得シェア(%)					ジニ係数 $G_p(i)$
			I	II	III	IV	V	
1人	55.42	560	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.8000
2人	20.45	6,904	0.00	0.00	0.00	3.62	96.38	0.7855
3人	10.60	21,741	0.00	0.00	5.88	30.69	63.42	0.6302
4人	7.16	29,643	0.00	0.00	11.89	29.93	58.18	0.5851
5人	3.66	36,368	0.00	0.52	13.67	29.10	56.71	0.5680
6人以上	2.71	50,331	0.00	2.11	15.79	29.04	53.06	0.5322
全世帯	100.00	8,858	0.00	0.00	0.00	0.78	99.22	0.7969

資料：厚生省『被保護者全国一斉調査(個別調査)』

注：資料の制約により、1963年・1972年・1977年の場合には医療扶助単給世帯が含まれている。また同様の理由によって、1972年の場合は「収入月額」を、1975年・1977年の場合は「就労月額」をそれぞれ所得概念として採用している。

が少なくなって生活の安定度が増すことを物語っている。この点是非農家一般世帯の場合(世帯員数が4人を越えると逆に所得不平等の程度が強まる。高山(1976)参照)と異なっており、興味深い。また事実(2)は第I 5分位および第II 5分位の所得シェアが低下し、第V 5分位の所得シェアが上昇してきていることと無関係ではない。特に最近年においては世帯所得ゼロの世帯ウェイトが圧倒的に大きい。1975年を例にとると、被保護世帯の7割が所得ゼロの状態にある。なお事実(3)は、「世帯分離」規定の適用をうけて単身世帯とみなされているものを1人世帯が多数含んでいることに注意して読むべきである。

11.3 貧困の計測

貧困世帯が被保護世帯によって代表されると仮定して以下、貧困の計測をしてみよう。まず個別指標 H については、生活保護制度の適用をうけている者が全貧困者の何%になっているかを知らなければ計算ができない。しかるに生活保護制度の捕捉率(coverage, C)に関する推計は、あまり試みられていない。ここでは筆者の知ることのできた厚生省当局による推計と江口・川上推計のふたつを紹介しておこう。

前者は『厚生省報告例』の1965年度版に発表されている。保護基準以下の消費水準にあるにもかかわらず保護の適用をうけていない世帯を「低消費水準世帯」とよぶ。その世帯員数は第4表のように推計されている。捕捉率は15~25%程度

である。これが当局の推計結果にほかならない。ただしこれらの推計は1965年まで試みられたにすぎず、以後発表されていない。

後者は江口・川上(1974)に発表され、1972年東京都N区における捕捉率を6%強と推計している。しかし江口・川上推計において利用されているのは税務統計であり、所得の申告額が低目に押さえられていること、および低所得者の所得把握が不十分であることの2点において信頼性に疑問を残している。つまり江口・川上推計は過小推定を免れていない。

以下では捕捉率 C を5通り想定して指標 H の値を計測することにした。想定された C の値は0.05, 0.10, 0.15, 0.20, 0.25である。

指標 G_p の値は前節に述べた方法を利用し、世帯規模別の $G_p(i)$ を集計して計算した。ただし、 L の値を導出する際に考察することが必要な世帯規模間の均等所得については生活保護基準における1人当り世帯所得で調整した。生活保護基準は、第5表に示されているように世帯における規模の経済性を認めている。1975年を例にとると、世帯人員が1人増える毎に生活費は0.6ずつ増大するという傾向がある(他の年次についてもおおよそ同じことがいえる)。

第6表は以上の手続によって得られた H , Q , G_p , P_s , P_t , P_{th} の計測結果である。その特徴を

第4表 生活保護の捕捉率

年 度	生活保護者数 A	低消費水準世帯員数 B	捕 捉 率 C
1955	193 万人	999 万人	16.2 %
56	178	980	15.4
57	162	851	16.0
58	163	742	18.0
59	167	685	19.6
60	163	667	19.6
61	164	498	24.8
62	167	505	24.9
63	175	511	25.5
64	168	460	26.8
65	160	478	25.1

出所：『厚生省報告例』1965年度版。

注： $C=A/(A+B)$

第5表 世帯における規模の経済

世帯人員	世帯数 (千世帯)	最低生活費 総額 (億円)	1世帯当り 最低生活費 (千円)	1人当り 最低生活費 (千円)
1人	231.7	68.80	29.7(100)	29.7
2人	130.4	62.45	47.9(161)	24.0
3人	66.8	44.06	66.0(222)	22.0
4人	45.7	37.56	82.2(277)	20.6
5人	23.5	23.26	99.2(334)	19.8
6人以上	17.4	22.25	127.7(430)	19.9

出所：厚生省『被保護者全国一斉調査(基礎調査)』1975年版。

いくつか指摘しておこう。

(4) 貧困者比率 H は1960年から1963年にかけて上昇したものの、以後1975年まで大きく低下した。ただし1977年における H の値は微増を示している。

(5) 貧困ギャップ比率 Q は1960年から1975年までの期間、一貫して上昇した。

(6) 分布 y_p のジニ係数 G_p は計測期間を通じ一貫して上昇した。

(7) センの貧困指標で測ると、1960年以降の日本に関するかぎり1963年の貧困が最も深刻であった。また1972年以降については若干ながら貧困深刻化の傾向がある。ただし1977年の貧困水準は1960年のそれより改善されている。

(8) タカヤマおよびトンの貧困指標 P_t , P_{th} で測ると、1960年以降の日本に関するかぎり1963年の貧困が最も深刻であった。その後における貧困水準は改善の方向にむかっているものの、1977年の貧困水準は1960年のそれには及ばない。

まず事実(4)から補足説明をしてみた。第6表その1に示されている H_{pa} は生活保護率を人口比で表わしたものである。1963年の値が最も高いのは、石炭産業の斜陽化により産炭地域において離職者が大量発生したことが影響している。この年度における被保護人

員は174万4000人に達していた。以後1975年までこの比率が低下したのは、言うまでもなく高度成長によって労働需要が著しく増大したからにほかならない。

事実(5)(6)についてはすでに本節2項で触れたので多言を要さない。ここでは2点だけ指摘するにとどめたい。ひとつは、最近年における Q および G_p の値がかなり大きいことである。たとえば1975年の場合、 Q および G_p の値はいずれも0.7前後であった。もうひとつは、集計された G_p の水準についてである。この水準は、 $G_p(i)$ を集計しないで分布そのものを単に集計しただけの(したがって世帯規模の差異をまったく考慮しない分布の)ジニ係数より明らかに小さい。後者の値は

第6表 戦後日本の貧困

その1 ($C=0.05$)

年次	1960	1963	1972	1975	1977
H	0.3004(4)	0.3270(5)	0.2062(3)	0.1980(1)	0.2028(2)
Q	0.4541(1)	0.6052(2)	0.6970(4)	0.6985(5)	0.6686(3)
G_p	0.3080(1)	0.3585(2)	0.4866(3)	0.7195(4)	0.7347(5)
P_s	0.1869(4)	0.2442(5)	0.1741(1)	0.1813(2)	0.1850(3)
P_t	0.1281(1)	0.1849(5)	0.1406(4)	0.1386(3)	0.1366(2)
P_{th}	0.2470(1)	0.3462(5)	0.2641(4)	0.2577(3)	0.2537(2)
H_{pa}	0.0150	0.0164	0.0103	0.0099	0.0101
$P_t(b)/P_t$	0.8628	0.8980	0.9479	0.9288	0.9152

その2 ($C=0.10$)

年次	1960	1963	1972	1975	1977
H	0.1502	0.1635	0.1031	0.0990	0.1014
Q	0.4540	0.6052	0.6970	0.6985	0.6686
G_p	0.3080	0.3585	0.4866	0.7195	0.7347
P_s	0.0935(4)	0.1221(5)	0.0871(1)	0.0906(2)	0.0925(3)
P_t	0.0663(1)	0.0961(5)	0.0711(4)	0.0692(3)	0.0680(2)
P_{th}	0.1300(1)	0.1855(5)	0.1379(4)	0.1336(3)	0.1312(2)
$P_t(b)/P_t$	0.9387	0.9563	0.9763	0.9670	0.9605

その3 ($C=0.15$)

年次	1960	1963	1972	1975	1977
H	0.1001	0.1090	0.0687	0.0660	0.0676
Q	0.4541	0.6052	0.6970	0.6985	0.6686
G_p	0.3080	0.3585	0.4866	0.7195	0.7347
P_s	0.0623(4)	0.0814(5)	0.0580(1)	0.0604(2)	0.0617(3)
P_t	0.0446(1)	0.0647(5)	0.0476(4)	0.0461(3)	0.0453(2)
P_{th}	0.0881(1)	0.1264(5)	0.0932(4)	0.0901(3)	0.0885(2)
$P_t(b)/P_t$	0.9604	0.9722	0.9846	0.9785	0.9743

その4 ($C=0.20$)

年次	1960	1963	1972	1975	1977
H	0.0751	0.0818	0.0516	0.0495	0.0507
Q	0.4541	0.6052	0.6970	0.6985	0.6686
G_p	0.3080	0.3585	0.4866	0.7195	0.7347
P_s	0.0467(4)	0.0610(5)	0.0435(1)	0.0453(2)	0.0462(3)
P_t	0.0336(1)	0.0488(5)	0.0358(4)	0.0346(3)	0.0340(2)
P_{th}	0.0666(1)	0.0959(5)	0.0704(4)	0.0680(3)	0.0667(2)
$P_t(b)/P_t$	0.9708	0.9796	0.9886	0.9841	0.9809

その5 ($C=0.25$)

年次	1960	1963	1972	1975	1977
H	0.0601	0.0654	0.0412	0.0396	0.0406
Q	0.4541	0.6052	0.6970	0.6985	0.6686
G_p	0.3080	0.3585	0.4866	0.7195	0.7347
P_s	0.0374(4)	0.0488(5)	0.0348(1)	0.0363(2)	0.0370(3)
P_t	0.0270(1)	0.0392(5)	0.0286(4)	0.0277(3)	0.0272(2)
P_{th}	0.0535(1)	0.0772(5)	0.0566(4)	0.0546(3)	0.0535(2)
$P_t(b)/P_t$	0.9769	0.9839	0.9910	0.9874	0.9848

出所：厚生省『被保護者全国一斉調査』

注：1. カッコ内の数字は順位を示している。

2. $P_t(b)$ は分布 y^* における貧困者・非貧困者間のジニ係数である。

第7表 順位相関係数

	H	Q	G_p	P_s	P_t
P_s	0.70	-0.80	-0.50	*	0.00
P_t	0.30	0.30	0.00	0.00	*
P_{th}	0.30	0.30	0.00	0.00	1.00

第3表の最下行に示されている。世帯規模別の詳細な所得分布が利用できない場合、やむなく全世帯ベースの所得分布を用いることが少なくない。しかしその利用はジニ係数を過大に計算してしまうことを意味している²⁹⁾。

事実(7)(8)はきわめて興味深い。1972年以降における貧困水準は、センの指標で測る場合とタカヤマおよびトンの貧困指標で測る場合とでは正反對の動きを示すことになる。しかも1960年と1977年の貧困水準は指標によって上下が逆転してしまう。このような結果が得られるのは、いうまでもなく指標によって定義が異なるからである。ここでは指標 P_s および P_t , P_{th} が個別指標

29) Takayama-Hamada (1978) における計測例は全世帯ベースの所得分布を利用してジニ係数を計算している。その結果、貧困順位は P_s と P_t で変わりが無い。この点は本稿と著しい対照をなすものである。

とどの程度に関連しているかを調べるため、順位相関係数を計算することにした。第7表をみられたい。 P_s は H とかなり強い正の順位相関を示しているが、 Q および G_p とは負の順位相関にある。他方、 P_t および P_{th} は H および Q との間に正の順位相関があるものの、 G_p との間の順位相関はゼロに等しい。また P_t と P_{th} の順序づけはまったく一致している。すなわち、このような事例に関するかぎりタカヤマの指標とトンの指標はいずれであっても貧困順位に差異がない。他方、両者とセンの指標の間の順位相関係数はゼロである。なお以上の論点は、捕捉率 C の値が 0.05~0.25 の範囲にあるかぎりいずれであっても成立している³⁰⁾。

第6表の最下行に示されている $P_t(b)/P_t$ の値は、タカヤマの貧困指標

において貧困者と非貧困者の間の所得較差(より正確にいうと、 μ_p と z の較差)が全体としての貧困水準をどの程度に説明しているかを調べるためのものである。戦後日本に関するかぎり、その説明力は圧倒的に高い。 $C=0.1$ を例にとると、その説明力は95%前後に達している。これは、(28)式で示される s^* (分布における貧困者の所得シェア)の値が著しく小さいからにはほかならない。

11.4 残された問題

本節における計測は適当な資料が得られないため、いくつかの仮定を置いて試みられている。ここではその点を再度確認し、今後の研究方向をみきわめておきたい。

まず第1に、貧困世帯は被保護世帯によって代表されると仮定した。被保護世帯が貧困世帯の中心に位置していることはまず間違いないだろう。

30) P_s, P_t, P_{th} を実際に計測した例は現在あまり多くない。マレーシアについて計測した Anand (1977), Thon (1979), インドに関する Dutta (1978) の計測、台湾の貧困研究をした Chen (1979) などが今日、利用可能である。なお上記3つの指標による順序づけについてはあまり大きく異ならない、というのがこれらの研究における結論であった。

第8表 生活扶助基準額の推移

年 ¹⁾	基準額(円) ²⁾	CPI	実質基準額(円) ³⁾	実質指数
1960	9,621	100	34,427	100
1963	14,289	121	42,212	123
1972	44,364	196	80,879	235
1975	74,952	301	88,968	218
1977	95,114	358	95,114	276

出所:『国民の福祉の動向』各年版

注: 1. 各年4月1日現在である。

2. 1級地標準4人世帯の場合。

3. 1977年価格表示。

しかし前者が後者をどの程度代表しているかについては慎重な検討を要する。その検討には低所得者を対象とした信頼度の高い調査がどうしても必要である。

第2に、生活保護制度の捕捉率は計測期間を通じて変わらないと仮定している。また捕捉率についてはパラメトリックに値を与えており、値を決めていない。この点に関する究明も今後の課題である。

第3に、生活保護基準は計測期間において実質的にかなり上昇した(第8表をみよ)。本節における計測はこの点の調整をいっさいしていない。かりに調整をするとすれば事実(7)(8)は変わるかもしれない。とくに事実(8)において指標 P_t , P_{th} で測ると1977年の貧困水準は1960年のそれに及ばないとするステートメントは修正される可能性が強い。

最後に、本稿全体を通じて貧困線所得 z を所与と仮定し、考察の焦点をもっぱら貧困の計測問題にあててきた。この問題は、既述のようにセンの先駆的業績によって道が切り開かれ、アナンド、ブラッコビイ=ドナルドソン、タカヤマ等の貢献を経て、トンおよびチャクラバーティにより一応の解決をみている。他方、貧困線所得をどのように決めたらよいかという問題は依然として残されている。その解明は今後の課題としなければならない。

(一橋大学経済研究所)

参 考 文 献

[1] Abel-Smith, B. & Townsend, P. (1965), *The Poor and the Poorest*, Bell.

[2] Anand, S. (1977), "Aspects of Poverty in Malaysia," *Review of Income and Wealth*, 23(1).

[3] Atkinson, A.B. (1970), "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 2(3).

[4] Blackorby, C. & Donaldson, D. (1980), "Ethical Indices for the Measurement of Poverty," *Econometrica*, 48(4).

[5] Chakravarty, S.R. (1981), "Censored Income Distribution, Representative Income, and the Measurement of Poverty," mimeo., Indian Statistical Institute.

[6] Chen, C.C. (1979), "Changes in Poverty Indexes over Time and Censored Income Distribution in Taiwan (1964—1976)," *Philippine Economic Journal*, 18(4).

[7] Chenery, H., et al. (1974), *Redistribution with Growth*, Oxford Univ. Press.

[8] Dasgupta, P., Sen, A. K. & Starrett, D. (1973), "Notes on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 6(2).

[9] Dutta, B. (1978), "On the Measurement of Poverty in India," *Indian Economic Review*, 13(1).

[10] Fishlow, A. (1972), "Brazilian Size Distribution of Income," *American Economic Review*, 62(2).

[11] Kakwani, N.C. (1977), "Measurement of Poverty and Negative Income Tax," *Australian Economic Papers*, 16(29).

[12] ——— (1980a), *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications*, Oxford Univ. Press.

[13] ——— (1980b), "On a Class of Poverty Measures," *Econometrica*, 48(2).

[14] ——— (1981), "Note on a New Measure of Poverty," *Econometrica*, 49(2).

[15] Kolm, S. (1969), "Optimal Production of Social Justice," in *Public Economics* (eds. by J. Margolis and H. Guitton), Macmillan.

[16] Kundu, A. (1980), "Measurement of Poverty: Some Conceptual Issues," mimeo., Jawaharlal Nehru Univ.

[17] Mangahas, M. (1975), "Income Inequality in the Philippines: A Decomposition Analysis," in *Income Distribution, Employment, and Economic Development in Southeast and East Asia*, Japan Economic Research Center (Tokyo) and Council

for Asian Manpower Studies (Manila).

[18] Newbery, D.M.G. (1970), "A Theorem on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 2 (3).

[19] Orshansky, M. (1965), "Counting the Poor," *Social Security Bulletin*, 28.

[20] ——— (1966), "Recounting the Poor," *Social Security Bulletin*, 29.

[21] Rothschild, M. & Stiglitz, J. (1973), "Some Further Results on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 6 (2).

[22] Sen, A. K. (1973 a), *On Economic Inequality*, Clarendon Press.

[23] ——— (1973 b), "Poverty, Inequality and Employment," *The Economic & Political Weekly*, 8 (reprinted in *Poverty & Income Distribution in India*, eds. by T. N. Srinivasan & P. K. Bardhan, Statistical Publishing Society, 1974).

[24] ——— (1976), "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement," *Econometrica*, 44 (2).

[25] ——— (1979), "Issues in the Measurement of Poverty," *Scandinavian Journal of Economics*, 81 (2).

[26] Sheshinski, E. (1972), "Relation between a Social Welfare Function and the Gini Index of Inequality," *Journal of Economic Theory*, 4 (1).

[27] Takayama, N. (1979 a), "Poverty, Income Inequality, and Their Measures: Professor Sen's Axiomatic Approach Reconsidered," *Econometrica*, 47 (3).

[28] ——— (1979 b), "Methods of Decomposing Inequality Measures: A Review Article," *Musashi Journal of Economics*, 27 (3~5).

[29] ——— and Hamada, K. (1978), "Measures of Poverty and Their Policy Implications," forthcoming in *Research in Human Capital and Development*, 2 (eds. by M. A. Khan & I. Sirageldin).

[30] Thon, D. (1979), "On Measuring Poverty," *Review of Income and Wealth*, 25 (4).

[31] ——— (1981), "Income Inequality and Poverty: Some Problems," forthcoming in *Review of Income and Wealth*.

[32] 江口英一・川上昌子 (1974) 「大都市における低所得・不安定階層の量と形態および今後について」『季刊社会保障研究』9 (4)。

[33] 高山憲之 (1976) 「所得・金融資産分布の不平等とその要因」『経済研究』27 (2)。

[34] 豊田敬 (1977) 「ジニ型の尺度」『商学論集』45 (3)。

[35] ——— (1980) 「ジニ係数の一般化とその分解」『商学論集』48 (4)。