

2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策

小 塩 隆 士
浦 川 邦 夫

I はじめに

OECD が公表した所得格差や貧困に関する国際比較 (Förster and Mira d'Ercole, 2005) でも明らかになったように、日本は先進国の中で所得分布が平等な国とはいえず、相対的貧困率に至っては上位のグループに属している。所得格差の拡大や貧困率の高まりについては、高齢化や世帯構成の変化の影響を重視する見方や、労働市場を中心とした規制緩和やグローバル化の下で進む非正規労働者の比率上昇に注目する見方など、さまざまな議論がある。しかし、その原因や背景が何であるにせよ、格差や貧困がこれまでより身近で深刻な問題となり、政策的に重視すべきテーマになっていることに疑いの余地はない (大竹 [2005], Tachibanaki [2005], 白波瀬編 [2006], 橋木・浦川 [2006], 小塩・田近・府川編 [2006] など参照)。

本稿の目的は、次の2つである。第1は、2000年代前半における所得格差や貧困の状況を展望し、日本の世帯が全体として貧困化していることを指摘する。日本の所得格差が拡大し、貧困が深刻な問題になっているとの認識は、1980年代から2000年前後にかけての各種指標の動きに基づくものである。しかし、2000年代に入ると所得格差の拡大傾向は頭打ちとなり、貧困指標も大きな動きを見せず、改善傾向すら見られる。本稿では、こうした動きの背景に日本の世帯の全体的貧困化があることを明らかにする。

第2は、そうした全体的貧困化の下で税・社会保障など現行の再分配政策がどのような機能を果たしているかを検討することである。マクロ的にみると、これらの政策は当初所得ベースで見た所得格差や貧困の度合いを大幅に縮小しているものの、そのかなりの部分は高齢層に集中して起こっている。しかも、その大部分は若年層からの所得移転によるものであり、同じ年齢階層内における所得再分配は限定的である。

以下では、IIで分析に用いるデータを紹介した上で、IIIでは2000年代前半における所得格差や貧困の状況を概観する。IVではそうした状況を踏まえて、社会的厚生がどのように変化しているか評価するとともに、所得分布に「極化」傾向が進んでいるかどうかをチェックする。Vでは、再分配政策の格差縮小・貧困軽減効果を年齢階層別に検討する。最後に、VIで本稿における主要な論点をまとめる。

II データ

本稿の分析に用いるデータは、厚生労働省の「国民生活基礎調査」のマイクロデータである。調査年は大規模調査年である1998, 2001, 2004年と小規模調査年である2006年である(分析に用いる所得は調査年の1年前の年収なので、以下では年次の表記を1997, 2000, 2003, 2005年とする)。本稿で基本的に注目するのは、各世帯の等価所得ベースの可処分所得であり、当初所得に公的年金等の社会保障給付額を加え、税(所得

税・住民税・固定資産税) および社会保険料を差し引いたものを世帯構成員の平方根で除した値である。ただし、可処分所得が不明の世帯、負またはゼロの値をとっている世帯は除く。その結果、サンプル数は、1997年27,346、2000年27,711、2003年19,652、2005年5,162世帯となる。2005年のサンプル数は、小規模調査年のためほかの4~5分の1程度にとどまっております、ほかの調査年の結果との比較の際には十分注意する必要があります。さらに、所得水準はすべて消費者物価指数で調整した2005年価格表示とする。

III 格差・貧困指標の動向とその評価

1 格差指標の改善傾向

表1は、1997年から2005年における、等価所得ベースの実質可処分所得の一般的傾向と代表的な格差指標である平方変動係数、ジニ係数、平均対数偏差の動きを概観したものである。数値は、サンプル全体だけでなく、世帯主の年齢に応じて若年層(39歳以下)、中年層(40~59歳)、高齢層(60歳以上)の年齢階層別でも掲げた。この表からは、次の3点が指摘できる。

第1に、日本の世帯の所得水準は、2000年代前半にかけて顕著な形で低下している。実際、大調査年の1997年と2003年を比べると平均所得は13.9%低下しており、長期不況の家計所得への影響がここに明確に出ている¹⁾。世帯所得は2003年以降やや持ち直しているが、1997年の水準には戻っておらず、2000年代前半は家計所得が低迷した時期として特徴づけられる。

第2に、所得水準が低下する一方で、格差指標は2000年以降いずれも幾分改善傾向を示している。ここには示していないが、これらの格差指標は1980年代に入ってから所得格差の拡大傾向を示してきた。そうした所得格差の拡大が、2000年代に入って頭打ちとなっていることは注目される。厚生労働省が公表した2005年「所得再分配調査」でも、等価所得ベースの可処分所得のジニ係数は1998年の0.3372にピークアウトし、2004年には0.3218まで低下している。

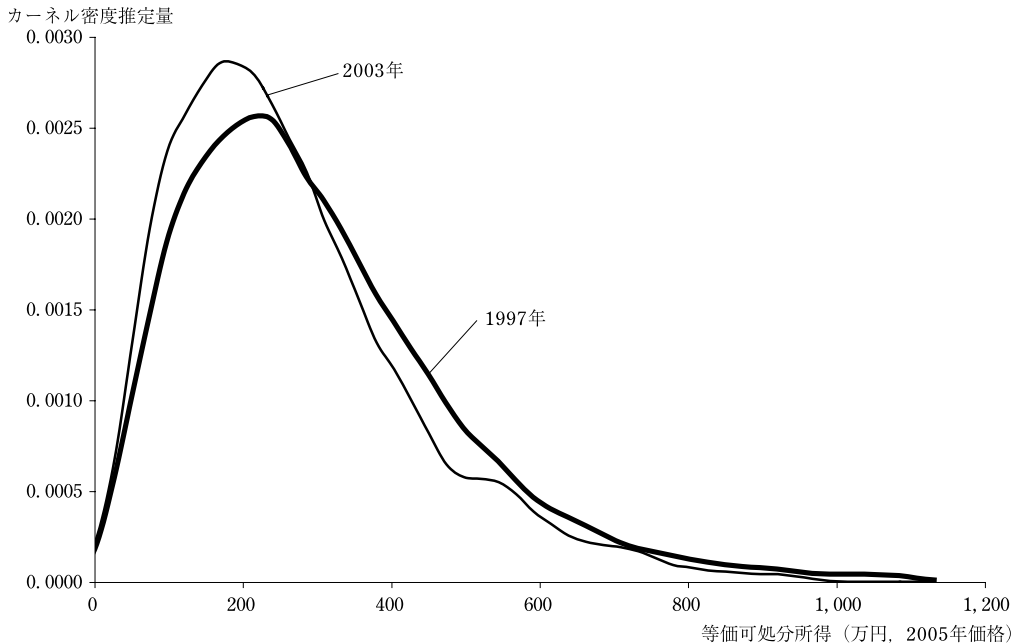
表1 所得および所得格差の推移：1997-2005年

(等価可処分所得ベース)

	1997	2000	2003	2005
平均(万円, 2005年価格)				
全体	315.4	292.2	271.7	277.1
若年層	262.4	243.3	238.9	252.6
中年層	371.5	347.7	329.6	331.4
高齢層	283.3	262.9	241.1	245.3
標準偏差(同)				
全体	246.5	244.3	192.6	194.6
若年層	158.2	145.6	139.3	154.1
中年層	255.9	264.8	211.2	214.9
高齢層	262.7	247.4	184.1	182.8
平方変動係数				
全体	0.611	0.699	0.502	0.493
若年層	0.364	0.358	0.340	0.372
中年層	0.474	0.580	0.411	0.421
高齢層	0.860	0.885	0.583	0.555
ジニ係数				
全体	0.351	0.363	0.349	0.349
若年層	0.300	0.304	0.302	0.293
中年層	0.316	0.340	0.325	0.330
高齢層	0.388	0.383	0.360	0.364
平均対数偏差				
全体	0.228	0.252	0.231	0.223
若年層	0.168	0.187	0.174	0.169
中年層	0.190	0.227	0.210	0.202
高齢層	0.273	0.275	0.242	0.237
サンプル数				
全体	27,346	27,711	19,652	5,162
若年層	5,638	4,817	3,174	897
中年層	11,286	10,681	6,883	1,834
高齢層	10,422	12,213	9,595	2,431

注) 1997, 2000, 2003年は大調査年, 2004年は小調査年の値。
出所) 厚生労働省「国民生活基礎調査」個票より作成。

所得水準の低下は、ほかの条件が等しければ、それ自体としては格差拡大につながる。また、「日本の格差拡大の原因は景気の低迷である」とする見方も一部にある。しかし、実際は、2000年代前半にかけて所得水準の低下と所得格差の縮小が同時進行している。これは、所得の散らばりが所得水準の低下ペース以上に縮小しているからである。実際、表1によると、所得の標準偏差は1997年の246.5万円から2003年には192.6万円へと21.9%縮小しているが、この縮小率は同時期の所得水準の低下率13.9%を大きく上回って



出所) 表1と同じ。

図1 カーネル密度推定量：1997年と2003年

いる。

第3に、こうした平均的な所得水準の低下と所得格差の縮小という同時進行は、程度の差こそあれすべての年齢階層で確認される。もっとも、ここでは年齢階層を世帯主の年齢に注目して分割しているので、親と同居する若年層の所得水準や所得格差の動向を十分把握できていない点には留意すべきである。しかし、平均所得の低下と格差縮小は、ほとんどの年齢階層に共通して見られる、2000年代前半における社会全体の傾向と考えて間違いなさそうである。

2 所得分布の変化

表1に示された結果は、日本の世帯の所得分布が2000年代前半において、これまでより低い水準で厚みを増すような形に変化していることを示唆するものである。この傾向は、カーネル密度推定量を計算し、所得分布をグラフ化することで視覚的に確認することができる。カーネル密度推定量を用いた所得分布の変化は最近盛んに行われるようになってきている。例えば、Burkhauser, Oshio

and Rovba [2008] は1990年代における所得分布の変化を米国・英国・ドイツ・日本の4カ国で比較している。それによると、米英では所得分布を描いた山の重心が右にシフトしているのに対して、日独では山の重心の右シフトがあまり起こらず、山の平坦化で示される所得の散らばりの拡大がそのまま格差拡大につながっていることが分かる。また、Fukawa and Oshio [2007] は、1980年代と1990年代の日本の所得分布をカーネル密度推定量に基づいて比較しているが、1980年代、1990年代ともに山の平坦化が見られるものの、1980年代は90年代と異なり、重心の右シフトが顕著だったことを指摘している。

2000年代に入ってからはどうだろうか。図1は、1997年と2003年の等価所得ベースの実質可処分所得について、そのカーネル密度推定量を計算した結果をグラフ化したものである(2003年の代わりに、小規模調査年である2005年のデータを用いても、曲線の形状は大きく異ならない)。この図からは次のような3点が確認できる。第1に、全体的に所得水準が低下したことを

表2 貧困の推移：1997-2005年

(等価可処分所得ベース)

	1997	2000	2003	2005
(1) 各年の所得で貧困線を設定				
貧困線 (万円, 2005年価格)	134.4	122.5	117.2	119.3
FGT (0) : 貧困率				
全体	17.0	17.2	17.4	17.5
若年層	18.4	17.2	16.0	12.7
中年層	10.2	11.4	11.2	12.8
高齢層	23.5	22.2	22.3	22.7
FGT (1) : 貧困ギャップ率				
全体	5.8	6.3	6.2	5.8
若年層	5.6	6.2	5.5	4.9
中年層	3.4	4.2	4.1	3.8
高齢層	8.5	8.1	7.9	7.6
FGT (3)				
全体	2.9	3.4	3.2	2.8
若年層	2.7	3.5	2.8	2.6
中年層	1.7	2.3	2.3	1.7
高齢層	4.3	4.4	4.1	3.6
(2) 1997年の貧困線で固定				
貧困線 (万円, 2005年価格)	134.4	134.4	134.4	134.4
FGT (0) : 貧困率				
全体	17.0	20.1	22.1	21.5
若年層	18.4	20.5	21.7	16.6
中年層	10.2	13.5	14.3	15.5
高齢層	23.5	25.8	27.9	27.9
FGT (1) : 貧困ギャップ率				
全体	5.8	7.4	7.9	7.3
若年層	5.6	7.4	7.3	6.0
中年層	3.4	4.9	5.2	4.9
高齢層	8.5	9.6	10.1	9.7
FGT (3)				
全体	2.9	4.0	4.1	3.6
若年層	2.7	4.1	3.6	3.2
中年層	1.7	2.7	2.8	2.2
高齢層	4.3	5.1	5.3	4.7

注) 出所) 表1と同じ。

受けて、所得分布の山の重心が左にシフトしている。実際、山がピークになる所得水準は、1997年の約220万円から2003年は約190万円へと低下している。第2に、所得分布の山は尖り度合いを高めており、それ自体としては格差を縮小する方向に働いている。全体的な所得水準の低下は、所得の散らばり度合いを所与とすれば格差の拡大要因となるが、実際には所得の散らばり度合いも

縮小したために、格差指標は結果的に改善したことになる。第3に、以上の結果として、高所得層の厚みが低下する一方、低所得層の厚みが高まっている。実際、2つの曲線は所得が290万円前後のところでクロスしており、その水準を上回る層が減少し、下回る層が増加している²⁾。

3 貧困指標の推移

2000年代に入って所得格差の各種指標がむしろ改善しているのは、日本の世帯の所得分布が低所得のところでその層の厚みを増しているためである。これは、日本の世帯にとって貧困がこれまで以上に身近になっていることを示唆するものである。そこでここでは、貧困指標の動きを概観する。

ここでは、Foster, Greer and Thorbecke [1984]の指標——以下ではFGTと表記する——を計算する。貧困線を z 、当該世帯の所得を x 、 x の密度関数を $f(x)$ とすれば、FGTは、適当な非負のパラメータ α に対して、

$$FGT(\alpha) = \int_0^{\frac{z-x}{z}} f(x) dx, \alpha \geq 0$$

として定義される。ここでは、 α を0, 1, 2として3つのFGT指標の動きを見る。このうち、FGT(0)はいわゆる(相対的)貧困率(headcount ratio)であり、その貧困線を下回る世帯の全体に占める比率を示す。FGT(1)は、貧困ギャップ率(poverty gap ratio)に対応する。これは、貧困線を下回る貧困層に関して、その下回る度合いをその世帯のウェイトで加重平均したものである。FGT(2)は、貧困線を下回る度合いの自乗を加重平均したものであり、貧困ギャップ率と比較して、より低所得貧困層(いわゆる極貧層)の貧困の深刻さを強く捉える。

表2は、FGT(0)、FGT(1)、FGT(2)の動きを世帯全体及び年齢階層別に見たものである。表は上段と下段に分かれている。上段は、貧困線を通常定義のように、各時点における全世帯の中位所得の50%として与えた場合の計算結果を示している(各年齢階層の貧困線は、社会全体の貧困線に等しく設定している)。ここからは、次のような事実が確認できる。まず、社会全体で見ると、総じて貧困指標の悪化は限定的である。貧困率は1999年の17.0%から2005年の17.5%へと上昇しているが、その上昇幅は限定的であり、貧困ギャップ率やFGT(2)は2000年以降むしろ低下している。次に、年齢階層別に見ると、貧困率については、若年層での低下と中年・高齢層での上昇

が拮抗しているものの、その他の2つの指標では2000年以降はいずれの年齢階層でも低下傾向が見られる。

以上の点は、平均所得の低下傾向(表1)や所得分布の山の重心の左シフト(図1)という事実から見ると意外に思えるかもしれない。しかし、これはすべて貧困指標の算出の基礎となる貧困線の下シフトで説明できる。経済全体の所得が平均的に低下すると貧困線もそれに応じて低下し、その低下した貧困線を下回る世帯はあまり増えない。その場合、相対的な貧困度を測る指標は大きく変化せず、改善する可能性も出てくる。

実際、表2の下段では、貧困線を1997年の水準で固定した場合の各種貧困指標を計算している。ここからも明らかなように、貧困指標は通常計算で求めた上段の値と比べてかなり高めとなっている。例えば、1997年の貧困線を基準にすると、2005年の貧困率は21.5%となり、2005年の所得に基づく貧困線を用いた場合の17.5%を4%ポイントも上回る。

要するに、2000年代前半の日本においては貧困線そのものが低下しているため、貧困化は相対的な意味では進行していないが、絶対的な意味では着実に進行しているということになる。

IV 社会的厚生と所得分布の極化分析

1 社会的厚生への推計

前節で概観した2000年代前半の状況は、所得格差が拡大する一方で、所得水準が順調に上昇してきた1980年代とは対照的である。そして、問題は、全体的な所得低下と格差縮小の同時進行をどう評価するかである。これは、究極的には公平性と効率性のトレードオフをどう考えるかという問題に帰着し、価値判断の問題とされる面もある。

一つの評価の仕方は、不平等回避度を外生的に与えた上で、社会的厚生水準を直接計算することである。具体的には、不平等回避度を示すパラメータを ϵ として、それに対応する世帯当たり社会的厚生水準 $W(\epsilon)$ を、

表3 社会的厚生：1997年と2003年

不平等回避度 (ε)	0.0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5
社会的厚生 $W_{1997}(\epsilon)$	315.4	34.05	5.568	-0.1302	-0.00472	-0.000255
$W_{2003}(\epsilon)$	271.7	31.23	5.373	-0.1475	-0.00714	-0.000989
社会的厚生の変分 $\gamma(\epsilon)$ [1997年平均所得比, %] (A)	-13.8	-15.9	-17.7	-22.0	-33.9	-59.5
平均所得の低下による変分 (B)	-13.8	-17.3	-23.2	-34.9	-61.2	-87.7
格差縮小による社会的厚生引き上げ効果 (C) = (A) - (B)	0.0	1.5	5.6	12.9	27.3	28.2
(C)/(B) (絶対値ベース)	(0.00)	(0.08)	(0.24)	(0.37)	(0.45)	(0.32)

注) ε>0の場合、1997年の可処分所得が43.7万円以下の世帯(全体の約1.9%)は(B)の計算対象から除いている。
出所) 表1と同じ。

$$W(\epsilon) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} \text{ for } 0 < \epsilon, \epsilon \neq 1,$$

$$W(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log y_i$$

と定義する (y_i は世帯所得, n は世帯数)。この社会的厚生関数は、いわゆる危険回避度一定(CRRA)の効用関数に対応して定式化がなされており、Atkinson [1970] の提唱した社会厚生関数をもとにしている。Atkinson [1970] は、εの値を社会全体における不平等回避度として解釈した。

ここでは、不平等回避度の値を0から2.5まで0.5刻みで5通り設定し、1997年と2003年の2時点において、上の式で定義される世帯当たり社会的厚生を計算する。ただし、社会的厚生の変化の度合いを解釈しやすくするために、1997年における各世帯の所得を一律何%変化させれば2003年の社会的厚生を実現できるかを計算する。つまり、社会的厚生の変化率 ($\gamma(\epsilon) \times 100\%$ とする) を等価変分の形で評価する。具体的には、時点を W の下添え字で示すことにより、

$$\gamma(\epsilon) = [W_{2003}(\epsilon) / W_{1997}(\epsilon)]^{1/(1-\epsilon)} - 1$$

for $\epsilon > 0, \epsilon \neq 1,$

$$\gamma(1) = \exp[W_{2003}(1) - W_{1997}(1)] - 1$$

を計算する。

なお、平均所得の低下が社会的厚生の下に對する寄与度も、次のようにすれば粗く試算できる。すなわち、1997年における各世帯の可処分所得から、1997年から2003年にかけての平均所

得の低下分(43.7万円)だけ一律に引き下げたとき、社会的厚生がどうなるかを計算する³⁾。その社会的厚生の変化分を、上と同様に等価変分ベースで評価すると、平均所得の低下による社会的厚生の下げ効果が大きめに計算できる。そして、上で求めた全体の等価変分からこの効果を差し引けば、格差縮小によって社会的厚生が悪化がどこまで相殺できたかが分かる。

表3は、以上の計算結果をまとめたものである。不平等回避度がゼロ、つまり、平均所得の変動だけで社会的厚生が決定されると想定すると、社会的厚生は1997年から2003年にかけて13.8%低下したことになる。これは、同期間における平均所得の低下率そのものである。そして、不平等回避度を引き上げるにしたがって、社会的厚生の下下率は高まっていく。実際、不平等回避度を2.5まで引き上げると、社会的厚生の下下率は6割近くに及ぶ。

そして、こうした社会的厚生の下下はもっぱら平均所得の低下によるものであり、格差縮小がそれを部分的に相殺していることも確認できる。例えば、不平等回避度が1であれば、平均所得の低下によって社会的厚生は等価変分ベースで評価して23.2%低下するが、所得格差の縮小でそのうち5.6%が相殺され、結局、社会的厚生の下下は17.7%となる。不平等回避度を引き上げていくと、平均所得の低下による社会的厚生の下下は(社会的厚生関数の形状からも予想されるように)次第に大きくなっていく。それと同時に格差縮小による社会的厚生の下下効果も高まって

いくが、平均所得の低下による社会的厚生への引き下げ効果のほうが大きくなり、社会的厚生への低下率が高まっていく。以上は大まかな試算だが、2000年代前半の日本では、全体的な所得低下と格差縮小の同時進行の下で社会的厚生も顕著な形で低下したことを示唆するものである。

なお、どの程度の ε が現実の人々の所得分配に対する考え方を反映しているかについての研究は、Amiel et al. [1999]、Gouveia and Strauss [1994]などによってなされており、最適な ε の値は、概ね0.25~2.0の水準で報告されている。今後、日本においても、研究の蓄積が望まれる分野であるといえる。

2 所得分布の「極化」

次に、日本の所得分配にいわゆる二極化が進んでいるかを統計的に分析する（詳細は小塩・浦川 [2008] 参照）。二極化は、単に所得格差の拡大を意味するのではなく、所得の高い層、低い層でそれぞれ分布の山が明確になり、いわば「勝ち組」「負け組」が峻別になる状況を意味する。問題は、そうした形の二極化が日本で実際に進んでいるかどうかである。

ここでは、Esteban and Ray [1994] が定義した極化 (polarization) という概念を用いる。社会を幾つかのグループに分割したとき、それぞれの個人は、そのグループに対する帰属意識 (group identity) を抱くと同時に、異なるグループに属する他人に対して疎遠感 (alienation) を抱く。この両者の組み合わせによって、その個人はその他人に対する敵対感 (effective antagonism) を持つ。この敵対感を当該個人にとってのすべての他人に対して合計し、さらに、それを、社会を構成するすべての個人について合計したものを極化の程度と考える。

Esteban, Gradin and Ray [1999] は、この Esteban and Ray [1994] の発想に基づき、次のような形で極化を定式化して実証分析に適用できるようにした。すなわち、社会の構成員を所得の低い者から順番に並べた上で、所得水準が重ならないように n グループに分割し (この分割の仕方を ρ と

する)、それぞれのグループの構成比率を π_i 、平均所得を μ_i (ただし、社会全体の平均所得を 1 に規準化する) したとき、極化の指標 ER は、

$$ER = \sum_i^{i=n} \sum_j^{j=n} \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j|$$

として定義される。

このうち、 $|\mu_i - \mu_j|$ の部分は、第 i グループに属する個人から見た、第 j グループに属する個人との平均的な疎遠感の大きさを、両グループの平均所得の差として表現したものである。ここで、グループに対する帰属意識を捨象し、この疎遠感の社会全体の平均を求めるだけなら、上の式で $\alpha = 0$ とするだけでよく、その場合、 ER はグループ間の格差指標と何ら違わなくなる。実際、グループ分けせず個人単位で考えれば、 ER は通常のジニ係数に一致する (社会全体の平均所得を 1 と規準化していることに注意されたい)。

極化のもう一つの要素である、自分が属するグループへの帰属意識を反映させるためには、 α を正にする必要がある。 α を正にすることは、疎遠感の社会全体の平均を求める際、自分の属するグループのウェイトをほかのグループより高めに設定することを意味する。グループへの帰属意識が強い社会ほど、 α は大きな値をとる⁴⁾。

ただし、極化をこのように定式化するとしても、どのようなグループ分けが望ましいかという問題が残る。例えば、違いが大きい個人を含む形でグループ化すると、個人にとっては自らのグループに対する帰属意識が弱まってしまい、その分だけ極化の度合いが低下する。Esteban, Gradin and Ray はそうしたグループ化による誤差を $\varepsilon(\rho)$ と標記し、その誤差を考慮することによって、極化の度合い P を、

$$P = ER - \beta \varepsilon(\rho)$$

という形で捉えた。ここで、 β はグループ化の誤差を重視する度合いを示すプラスのパラメータである。

最適なグループ分けはこの誤差を最小にするものだが、それは、同じグループに属す個人間の所得差を社会全体で合計した値を最小にするグループ分けのはずである。そのような最適なグループ

表4 極化の推移：1997-2005年

	(1) 2分割の場合			(2) 3分割の場合		
	<i>P</i>	<i>ER</i>	ϵ	<i>P</i>	<i>ER</i>	ϵ
全体						
1997	0.144	0.248	0.103	0.150	0.199	0.049
2000	0.149	0.256	0.107	0.155	0.206	0.050
2003	0.146	0.248	0.102	0.151	0.199	0.047
2005	0.147	0.248	0.101	0.153	0.200	0.047
若年層						
1997	1.134	0.219	0.085	0.125	0.170	0.045
2000	1.134	0.229	0.095	0.097	0.172	0.076
2003	1.139	0.227	0.088	0.116	0.171	0.055
2005	1.124	0.224	0.100	0.091	0.164	0.073
中年層						
1997	1.124	0.218	0.094	0.124	0.176	0.052
2000	1.135	0.235	0.100	0.149	0.192	0.043
2003	1.132	0.226	0.094	0.144	0.184	0.040
2005	1.131	0.225	0.094	0.156	0.189	0.033
高齢層						
1997	1.162	0.275	0.113	0.167	0.220	0.053
2000	1.155	0.269	0.114	0.164	0.217	0.053
2003	1.147	0.254	0.107	0.157	0.205	0.048
2005	1.153	0.258	0.106	0.160	0.208	0.048

注) $\alpha = \beta = 1$ と想定。

出所) 表1と同じ。

分けのためには、Aghevli and Mehran [1981] の研究により、隣接するグループの境目が両グループに所属するすべての個人の平均値であればよいことが示されている。また、このとき、 ϵ は、全体のジニ係数 G から、グループ分けした場合のジニ係数 $G(p)$ (μ_i という所得を得る個人が π_i の比率で存在するとして計算されるジニ係数) を差し引いた値に等しくなることも示される (Esteban, Gradín and Ray [2007] 参照)。したがって、最適なグループ分けを p^* とすれば、Esteban, Gradín and Ray 流の極化指標は、

$$P = ER - \beta[G(p) - G(p^*)]$$

として与えられる。

表4は、全世帯を所得水準に応じて世帯を2分割および3分割した場合に、極化が進んでいるかどうかをチェックしたものである。2分割の場合は境界値を社会全体の平均値にすればよい。3分割の場合は、隣接する2つのグループ (低所得層と中所得層, 中所得層と高所得層) の境目が、いず

れも隣接するグループに属する全世帯の平均になるように、2つの境界値の組み合わせを探すことになる。ここでは、Esteban, Gradín and Ray [1999] および Gradín [2000] に倣って $\alpha = \beta = 1$ としている。

この表において、2分割の場合の結果 (上段) を見ると、 ER と P のいずれで捉えても、2000年代前半に極化が社会全体で進んでいたとはいえないことが分かる。上述のように、2000年代前半は格差拡大を伴わないまま所得水準が全体的に低下しているが、顕著な二極分化も進まなかったことになる。一方、年齢階層別に見ると、高齢層における極化が若年・中年層より高めであることが注目されるが、どの年齢階層でも極化の時系列的な変化に顕著な傾向は認められない。所得を3分割した場合 (下段) も、中年層で極化がやや進んでいるほかは、全体としてみると大きな変化は見られない。この結果も、全般的な所得水準の低下という2000年代前半に見られた状況と整合的で

ある。もっとも、極化が進んだかどうかの判断は本来、ここでやっているような7、8年間ではなく数十年にわたる長期間の変化に注目すべきである。

V 再分配政策の評価

1 再分配政策の格差縮小効果

本節では、2000年代前半において、税や社会保障など再分配政策が格差縮小や貧困軽減にどこまで寄与したかを分析する。そのため、再分配を行う前の当初所得も分析対象に含めることにする。しかし、再分配政策の効果を評価する場合、年齢階層間の再分配は解釈に注意が必要である。賦課方式の公的年金に代表されるように、現行の社会保障制度は若年・中年層に保険料拠出を求め、それを財源にして高齢層に社会保障給付を行っている。若年・中年層のほうが稼得所得が高いから、これは社会全体の格差縮小に貢献する。しかし、生涯を通じてみるとこうした年齢階層間の再分配はかなり相殺される。したがって、年間所得ベースでみると再分配政策の効果は過大評価されやすい。

再分配政策の効果を考える上でこの問題を解決するためには、本来は生涯所得に関する情報が必要である。しかし、日本では生涯所得の直接的な

入手はほとんど不可能なので、データ上の制約を間接的にクリアする試みがこれまで数多く試みられてきた。しかし、ここでは所得再分配の状況を年齢階層別に見ることにより、年齢階層内部でどの程度の再分配が行われているか概観する。

具体的には、再分配政策の効果を、格差変動の要因分解を行いやすい平方変動係数を用いて行う。ある時点における世帯所得の平均、分散、平方変動係数を μ, V, SCV とする。また、年齢階層 k の人口比率、所得の平均及び分散をそれぞれ ω_k, μ_k, V_k と表記すると、

$$SCV = \frac{V}{\mu^2}, V = \sum_k \omega_k (\mu_k - \mu)^2 + \sum_k \omega_k V_k$$

となる。そして、再分配後の値をアスタリスク付きで区別すると、各年齢年層における再分配効果は

$$\begin{aligned} \frac{SCV_k^* - SCV_k}{SCV_k} &= \frac{V_k^* / \mu_k^{*2} - V_k / \mu_k^2}{V_k / \mu_k^2} \\ &= \frac{\mu_k^2 + \mu_k^{*2}}{2\mu_k^{*2}} \frac{V_k^* - V_k}{V_k} + \frac{V_k + V_k^*}{2V_k^*} \frac{\mu_k^2 - \mu_k^{*2}}{\mu_k^2} \end{aligned}$$

と分解できる。右辺第1項は、その階層内における所得再分配による分散の変化が所得格差に及ぼす効果であり、年齢階層内再分配効果と呼ぶ。同第2項は、年齢階層間の所得移転による平均の変化が所得格差に及ぼす効果であり、年齢階層間所得移転効果と呼ぶ。当該階層がほかの年齢階層か

表5 再分配政策の所得格差縮小効果：1997年と2003年

	平均所得 (万円, 2005年価格)		平方変動係数			年齢 階層内	年齢 階層間
	当初所得	可処分 所得	当初所得	可処分 所得	変化率 (%)	再分配 効果	所得移転 効果
(1) 1997年							
全体	322.8	315.4	1.064	0.611	-42.6	-38.0	-
若年層	300.4	262.4	0.411	0.364	-11.6	-37.6	26.0
中年層	437.4	371.5	0.586	0.474	-19.0	-49.6	30.6
高齢層	210.9	283.3	2.755	0.860	-68.8	-33.9	-34.8
(2) 2003年							
全体	251.1	271.7	1.117	0.502	-55.0	-32.8	-
若年層	277.5	238.9	0.399	0.340	-14.8	-43.2	28.5
中年層	386.6	329.6	0.503	0.411	-18.5	-48.4	29.9
高齢層	145.2	241.1	2.634	0.583	-77.9	-26.5	-51.3

注) 年齢階層内再分配効果の「全体」は、 $\sum_k \omega_k (V_k^* - V_k) / V$ で計算される。
出所) 表1と同じ。

表6 再分配政策の貧困軽減効果：1997年と2003年

貧困指標 (%)	1997			2003			
	当初所得	可処分所得	変化	当初所得	可処分所得	変化	
FGT(0) 全 体	28.1	17.0	-11.2	39.3	22.1	-17.2	
	若年層	16.4	18.4	2.0	19.0	2.7	
	中年層	9.7	10.2	0.5	13.8	14.3	0.5
	高齢層	53.9	23.5	-30.4	64.3	27.9	-36.5
FGT(1) 全 体	17.2	2.9	-14.3	26.2	4.1	-22.0	
	若年層	2.9	2.7	-0.2	4.3	3.6	-0.7
	中年層	2.9	1.7	-1.2	4.6	2.8	-1.8
	高齢層	40.1	4.3	-35.8	48.9	5.3	-43.6
FGT(2) 全 体	19.7	5.8	-13.9	29.3	7.9	-21.4	
	若年層	5.5	5.6	0.1	7.4	7.3	-0.1
	中年層	4.3	3.4	-0.9	6.6	5.2	-1.4
	高齢層	43.7	8.5	-35.3	53.0	10.1	-42.9

注) 貧困指標の算出に用いた貧困線は、すべて1997年の可処分所得の貧困線134.4万円(2005年価格)である。出所) 表1と同じ。

ら所得移転を受ければ、その分だけ所得格差が縮小する。逆に、当該階層がほかの階層に所得移転を行っていればその階層の格差は拡大する。

表5は、以上の要因分解を1997年と2003年についてそれぞれ行った結果をまとめたものである(小調査年の2005年で計算しても2003年と同じような傾向の結果となる)。この表からは再分配政策の効果が拡大していることが分かるが⁵⁾、さらに、再分配政策の年齢階層別の効果について次の3点を指摘できる。第1に、いずれの時点においても、格差縮小は高所得層で集中的に起こっている。若年層・中年層の平方変動係数の低下率はいずれの年でも20%を下回っているが、高齢層の低下率は1997年で68.8%、2003年で77.9%に達している。社会全体の格差縮小も、この高齢層内部の格差縮小に引張られているものと推察される。第2に、年齢階層によって2つの再分配効果の働き方が大きく異なる。すなわち、若年層・中年層では、年齢階層間所得移転が格差拡大の方向に作用し、年齢階層内再分配の6割強を相殺している。これに対して高齢層では、年齢階層間所得移転が年齢階層内再分配以上に格差縮小に貢献している。そして第3に、以上2つの構図は1997年より2003年のほうが明確になっている。この背景としては、この6年間においても高齢化

が着実に進み、年金など社会保障を経由した世代間の所得移転が拡大していることが推察される。

なお、社会全体における格差縮小に対して、各年齢階層内の所得再分配が全体としてどの程度寄与しているかも容易にチェックできる。すなわち、各年齢階層の構成比率を ω_k と表記すると、平方変動係数の定義から明らかなように、

$$\frac{1}{V} \sum_k \omega_k (V_k^* - V_k)$$

が社会全体における年齢階層内再分配効果を表す(Oshio [2002] 参照)。この計算結果は表5の年齢階層内再分配効果の「全体」の欄に示してあるが、1997年から2003年にかけてその値は38.0%から32.8%へと低下している。これは、再分配政策の格差縮小効果(平方変動係数の減少率)が42.6%から55.0%に高まっている傾向とは対照的である。

2 再分配政策の貧困軽減効果

次に、再分配政策が貧困削減にどの程度寄与しているかを年齢階層別に見てみよう。貧困指標の場合は、残念ながら、平方変動係数のように再分配効果を年齢階層内と年齢階層間に分けることは難しい。しかし、年齢階層ごとに貧困指標が再分

配の前後でどのように変化するかを見ることによって再分配政策の大まかな特徴を把握できる。ここでは、1997年と2003年のそれぞれにおいて、1997年における全世帯の可処分所得の中位値の50%で貧困線（すべての年齢階層に共通）を設定し、その貧困線に基づいて貧困指標を年齢階層別に計算してみる⁶⁾。

計算結果は表6にまとめてあるが、ここから次のような点が指摘できる。すなわち、いずれの時点においても、当初所得から可処分所得にかけての貧困指標の改善のほとんどは高齢層において起こっている。実際、FGT指標の場合、全体の指標の変化は各グループの変化をその構成比率の加重和に等しいことを考慮すると、日本における再分配政策の貧困軽減効果はそのほとんどが高齢層において発揮されていることが確認される⁷⁾。その一方で、若年層・中年層における貧困軽減は限定的であり、貧困率はむしろ上昇している。

もちろん、高齢層はその所得のかなりの部分を年金受給に制度上依存しているため、年金などの再分配政策の効果を貧困削減という観点からのみ評価するのは適切でない。また、若年層・中年層の可処分所得は保険料や税の支払いのために当初所得を下回るので（前出・表5参照）、貧困指標が悪化する面があるのはやむを得ない。しかし、表6からも明らかなように、（所得環境が悪化する前の）貧困線以下の所得に甘んじるリスクや貧困の深刻さは、高齢層だけでなく若年層・中年層にも徐々に広がりつつある⁸⁾。結果的に高齢層にターゲットが絞られ、世代間の所得移転に多くを依存している再分配政策には、若年層・中年層の貧困軽減という観点から見直す余地がある。

VI 結論

本稿では、厚生労働省「国民生活基礎調査」のマイクロデータを用いて、2000年代前半における所得格差や貧困の状況を大まかに展望するとともに、再分配政策の機能について検討を加えた。主な結論は、次の5点にまとめられる。

第1に、日本の世帯は2000年代に入って全体

的に貧困化している。「国民生活基礎調査」に基づく試算によると、これまで上昇を続けてきた格差指標は2000年に頭打ちとなり、低下傾向すら見せている。こうした状況の背景には、カーネル密度推定量による所得分布の推計でも確認されたように、日本の所得分布がこれまでより低い所得水準での厚みを増す形で全体として貧困化してきたことが挙げられる。

第2に、各時点における相対的な貧困状況を示す貧困指標は大きく変化せず、むしろ改善する動きすら見られる。これは、中位所得の50%という形で通常定義される貧困線が、社会全体の貧困化が進む中で下方シフトしているためである。実際、貧困線を1997年時点のそれで固定すると、2000年代に入ってからの貧困指標の悪化が顕著になる。

第3に、全体的な貧困化に伴って日本全体の社会的厚生も低下している。確かに、格差の縮小傾向は公平性の観点からは肯定的に評価されるが、平均所得の水準低下のマイナス効果のほうが総じて大きく、ネットで見ると社会的厚生は低下している。その度合いは、不平等回避度が高まるほど大きくなることも具体的に確認される。

以上3つの事実は、2000年代前半における日本の所得分布を表すキーワードとしては、「格差」より「貧困化」のほうがふさわしいことを示唆する。もちろん、貧困化という傾向については、全体的な所得水準の低下だけでなく、中高所得層に属していた者が貧困線以下にどの程度移行しているかなど所得階層間移動に関する分析が必要である。本稿では、カーネル密度推定量に基づく所得分布の移動や貧困率の変化に注目しているが、さらに詳細な分析が今後求められる。

そして、第4のファインディングとして、日本の世帯所得の分布がここ数年にかけて二極（あるいは三極）分化しているという状況は確認されないという点が挙げられる。いわゆる「勝ち組」「負け組」の違いが明確になるという傾向は、少なくとも「国民生活基礎調査」からは確認できない。

第5に、こうした状況変化の中で、社会保障や

税など現行の再分配政策は確かに格差縮小・貧困軽減に貢献しているが、その効果のかなりの部分は高齢層で発揮されている。しかも、その大部分は若年層からの所得移転によるものであり、同じ年齢階層内における所得再分配の効果は限定的である。しかし、少子高齢化の下では世代間の所得移転が次第に難しくなる。また、最近では、高齢層だけでなく、若年層・中年層でも貧困リスクが高まっている。世代間所得移転に依存しない、同一世代内の再分配のウェイトを引き上げることは、再分配政策の見直し策として重要なポイントとなりうる。

付記

本稿における実証分析およびその基礎となったデータ処理は、「平成19年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保障・税との関係に着目した社会保障の給付と負担に関する研究」（国立社会保障・人口問題研究所）において使用が認められた（統発第1211006号）「国民生活基礎調査」の再集計を引用活用して、もっぱら小塩が行ったものである。

注

- 1) 単純な比較はできないが、総務省統計局「家計調査」（農林漁家世帯を除く2人以上の世帯うち勤労者世帯）の1世帯当たり実質可処分所得は、1997年484万円、2000年463万円、2003年439万円、2005年440万円となっており、2003年は1997年から9.3%減となっている。
- 2) Kolmogorov-Smirnovテストを行うと、1997年と2003年の所得分布が同じ分布であるという帰無仮説は、1%有意水準で棄却されることも確認できる。
- 3) $\varepsilon > 0$ の場合、1997年の可処分所得が43.7万円以下の世帯（全体の約1.9%）は計算の対象から除いている。また、所得の水準の変化が散らばりにまったく影響しないと想定しているのもこの計算の問題点である。
- 4) 極化の概念に関するいくつかの公理（「両端への分布の集中が極化を高める」など）を満たすためには、 α の値は0と1.6の間をとる必要があることも分かっている。詳細な証明は

Esteban and Ray [1994] 参照。

- 5) 紙面の制約上、詳細は省略するが、この傾向は平方変動係数だけでなくほかの格差指標でも確認できる。
- 6) ここでは、絶対的な貧困化傾向を考慮しているので1997年の貧困線で固定しているが、2003年の所得に応じた貧困線を用いても結果は同じ傾向を示す。また、貧困線を設定する所得を可処分所得ではなく当初所得にしても結果の傾向はほとんど変わらない。
- 7) 例えば、2003年の場合、高齢世帯の構成比率は48.9%なので、FGT(2)の改善の約98%（ $= 42.9\% \times 48.9\% / 21.4\%$ ）は高齢層内部で起こっていることになる。こうした傾向は、1997年と2003年の間でほとんど変化していない。
- 8) $[1 - FGT(1) / FGT(0)]$ を計算することにより、貧困層の平均所得 μ_p の貧困ライン ε に対する割合を求めることができるが、97年から03年にかけて μ_p / ε は、むしろ若年層・中年層において落ち込みが大きい。若年層は85.3%（97年）→83.4%（03年）、中年層は83.3%（97年）→80.4%（03年）、高齢層は81.7%（97年）→81.0%（03年）にそれぞれ変化している。

参考文献

- Aghevli, B. B., and F. Mehran (1981), "Optimal grouping of income distribution data," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, No. 373, pp. 22-26.
- Amiel, Y., Creedy, J. and Hurn, S. (1999), "Measuring attitudes towards inequality," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 101, No. 1, pp. 83-96.
- Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, pp. 244-263.
- Burkhauser, R. V., T. Oshio and L. Rovba (2008), "How the distribution of after-tax income changed over the 1990s business cycle: a comparison of the United States, Great Britain, Germany and Japan," *Journal of Income Distribution*, Vol. 17, No. 1, 2008, pp. 87-109.
- Esteban, J.-M., C. Gradin and D. Ray (1999), "Extensions of a measure of polarization with an application to the income distribution of five OECD countries," *Luxembourg Income Study Working Paper*, No. 218.
- (2007), "An Extension of a Measure of Polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 5, pp. 1-19.
- Esteban, J.M. and D. Ray (1994), "On the measurement

- of polarization," *Econometrica*, Vol. 62, No.4, pp. 819–851.
- Foster, J., J. Greer and E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures," *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 335–341.
- Förster, M. and M. Mira d'Ercole (2005), "Income distribution and poverty in OECD countries in the second half of the 1990s," OECD *Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 22.
- Fukawa, T. and T. Oshio (2007), "Income inequality trends and their challenges to redistribution policies in Japan," *Journal of Income Distribution*, Vol. 16, No. 3–4, pp. 9–30.
- Gradín, C. (2000), "Polarization by sub-populations in Spain, 1973–91," *Review of Income and Wealth*, Vol. 46, No. 4, pp. 457–474.
- Gouveia, M. and Strauss, P. (1994), "Effective federal individual income tax functions: an exploratory empirical analysis," *National Tax Journal*, Vol. 47, pp. 317–338.
- Oshio, T. (2002), "Intra-age, inter-age and lifetime income redistribution," *Journal of Population and Social Security*, Vol. 1, No. 1, pp. S36–49.
- Tachibanaki, T. (2005), *Confronting Income Inequality in Japan*, MIT Press.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』 日本経済新聞社。
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編 (2006) 『日本の所得分配』 東京大学出版会。
- 小塩隆士・浦川邦夫「貧困化する日本の世帯」『国民経済雑誌』第 198 卷第 2 号, pp. 39–54。
- 白波瀬佐和子編 (2006) 『変化する日本の不平等』 東京大学出版会。
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』 東京大学出版会。
- (おしお・たかし 神戸大学大学院教授)
(うらかわ・くにお 九州大学大学院講師)