

年齡 · K層	所得 10 分位				Total
	7	8	9	10	
10-19					0.00
20-29	0.01	0.00	0.00	0.00	0.38
30-39	0.22	0.04	0.00	0.04	0.54
40-49	0.00	0.28	0.13	0.00	1.06
50-64	12.26	6.63	6.03	4.34	18.10
65-	140.79	177.40	208.71	156.42	153.34
Total	6.56	4.68	5.96	7.31	15.14

世帶類型	所得 10 分位				
	1	2	3	4	5
高齡者	168.06	139.82	155.45	165.13	146.78
母子	15.75	5.53	6.68	1.21	26.26

世帶類型	所得 10 分位				
	6	7	8	9	10
高齡者	130.97	134.78	158.74	234.36	190.83
母子	2.24	0.00	19.00	0.00	0.00

世帶類型	所得 10 分位
	Total
高齡者	159.35
母子	8.83

	所得 10 分位					
单身	1	2	3	4	5	6
单身	0.35	8.23	0.14	0.06	0.04	0.00

	所得 10 分位			
单身	7	8	10	Total
单身	0.00	0.00	0.00	0.63

	所得 10 分位					
男女	1	2	3	4	5	6
男	91.59	78.05	58.23	30.23	27.56	12.11
女	12.89	8.20	8.46	4.79	4.60	4.50

	所得 10 分位				
男女	7	8	9	10	Total
男	7.86	5.06	6.37	7.35	20.72
女	2.36	2.91	3.52	6.78	7.17

個人労働所得（万円）

年齢・ K層	所得 10 分位					
	1	2	3	4	5	6
10-19	57.30	99.97	145.07	197.43	254.68	363.00
20-29	67.05	102.60	149.11	199.78	259.98	334.08
30-39	64.11	104.54	151.10	201.91	267.63	338.83
40-49	72.24	107.26	154.66	209.31	276.40	343.40
50-64	111.28	136.11	189.24	231.68	302.06	375.11
65-	242.32	261.12	340.42	407.97	433.34	566.21
Total	106.81	129.98	182.53	222.49	285.66	356.08

年齢・ K層	所得 10 分位				
	7	8	9	10	Total
10-19					111.21
20-29	413.22	504.80	634.19	822.50	230.02
30-39	421.56	526.98	663.66	972.61	373.82
40-49	419.35	532.41	679.66	992.59	449.74
50-64	444.57	541.92	690.86	1056.65	458.03
65-	603.32	784.18	964.95	1536.58	439.11
Total	430.23	535.34	684.87	1042.92	397.71

世帯類型	所得 10 分位				
	1	2	3	4	5
高齢者	247.20	253.14	362.48	381.50	425.02
母子	106.35	128.60	183.24	207.86	296.73

世帯類型	所得 10 分位				
	6	7	8	9	10
高齢者	573.73	633.42	689.25	1002.26	1517.53
母子	343.94	428.95	528.58	669.10	874.98

世帯類型	所得 10 分位
	Total
高齢者	452.29
母子	225.48

单身	所得 10 分位					
	1	2	3	4	5	6
单身	107.62	121.77	150.58	208.34	261.54	339.47

单身	所得 10 分位			
	7	8	10	Total
单身	413.08	487.33	822.50	250.53

男女	所得 10 分位					
	1	2	3	4	5	6
男	186.35	210.05	228.74	241.77	299.99	359.53
女	75.07	109.66	157.45	205.98	268.67	348.57

男女	所得 10 分位				Total
	7	8	9	10	
男	434.87	536.82	685.58	1049.43	512.49
女	415.23	528.41	680.72	974.47	233.69

社会保障負担は、高齢者世帯で 12.9 万円、母子世帯で 3.7 万円、若年単身世帯で 0.4 万円となっている。

高齢者世帯は、母子世帯、若年単身世帯に比較して、社会保障負担額が大きい。社会保障給付も同時に大きいので、年金によって支払い能力を確保する形になっている。同じ低所得者層でも、社会保障の負担の給付の構造に違いがあることがわかる。

## 5. 高所得者の分析

Diamond (1998), Saez (2001)は最適所得税理論に基づく所得税率が、ある特定の仮定を満たす場合に、3つのパラメータからなる簡潔な式で表されることを示した。そのなかの所得分布に関するパラメータは、 $z$  を個人の所得として、 $h(z)$ を所得分布の密度関数、 $H(z)$ を分布関数としたとき、 $zh(z)/(1-H(z))$ で表される。

高所得者の所得分布はパレート分布で近似できるといわれている。それが妥当するかどうかを検討する。 $\bar{z}$ 以上の所得がパレート分布にしたがうときには、

$$\Pr(z > \bar{z}) = 1 - H(\bar{z}) = C\bar{z}^{-a}$$

$$h(z) = aCz^{-(a+1)}$$

$$\frac{1 - H(z)}{zh(z)} = \frac{1}{a}$$

で表される。 $\bar{z}$ 以上の所得の平均は、

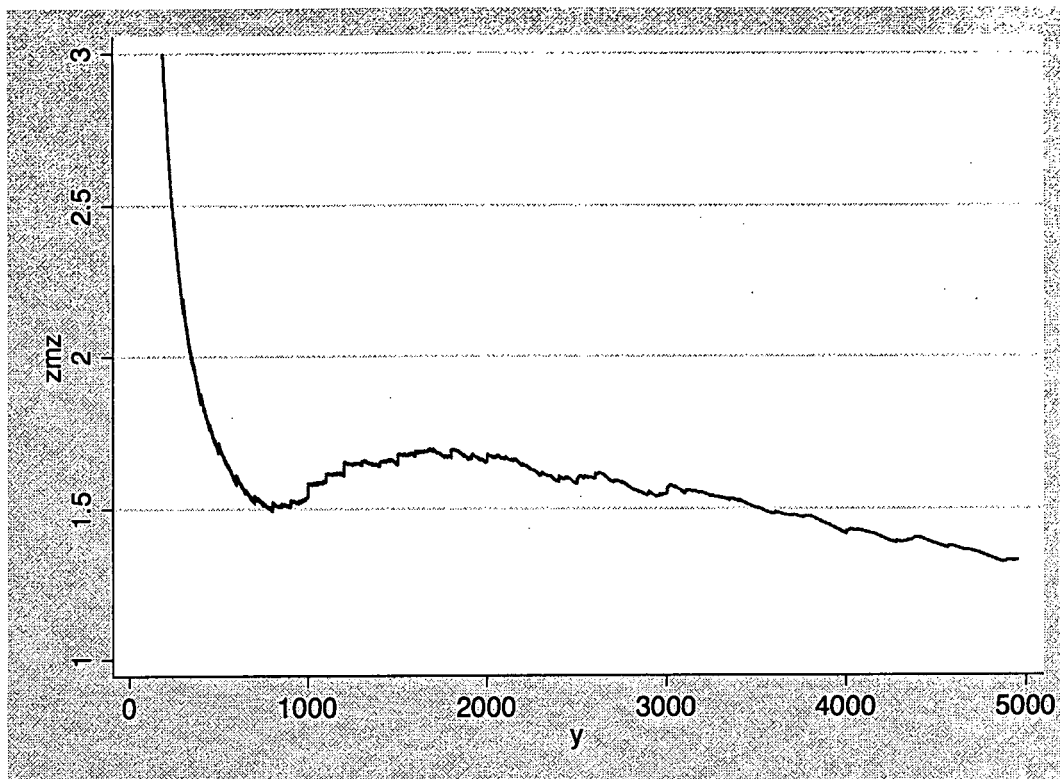
$$\begin{aligned} z_m &= \frac{1}{1 - H(\bar{z})} \int_{\bar{z}}^{\infty} zh(z) dz = \frac{1}{1 - H(\bar{z})} \int_{\bar{z}}^{\infty} aCz^{-a} dz \\ &= \frac{1}{1 - H(\bar{z})} \left[ -\frac{aCz^{-a+1}}{a-1} \right]_{\bar{z}}^{\infty} = \frac{1}{c\bar{z}^{-a}} \frac{ac\bar{z}^{-a+1}}{a-1} = \frac{a\bar{z}}{a-1} \end{aligned}$$

となる。

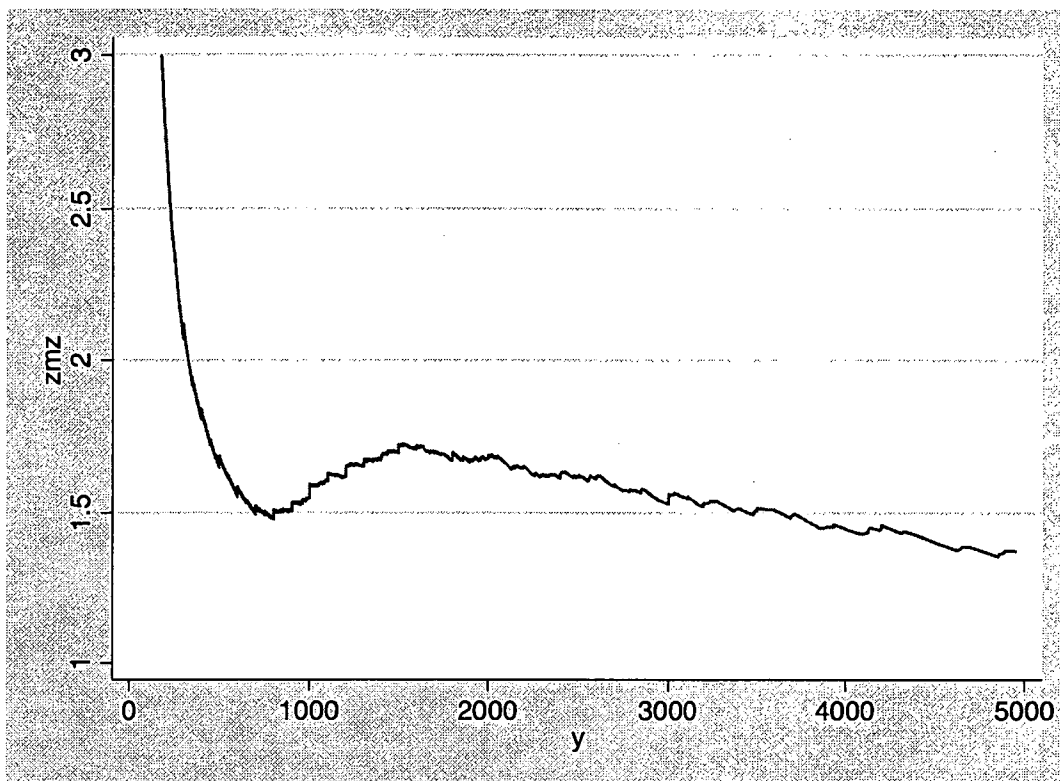
図 1 は、『国民生活基礎調査』で所得税課税の個人の所得合計について、 $z_m/z$  を計算したものである。高所得者の標本数が十分に確保されていないことが不安定な推計につながっている可能性を考慮して、5000 万円以下の所得のみを図示した。 $z$  がパレート分布にしたがうならば、 $z_m/z$  は一定の値をとる。3年の調査で水準は異なるが、2000 万円台では 1.5 前後の値をとる、水平に近い部分が現れる。ただし、高所得者の観察数が少ないことの影響からか、Saez (2001)で図示されているほどの水平の形状は得られていない。

また、2003年のデータは高所得者が少ないために、1.5を切る値となっている。かりに  $z_m/z$  が 1.7 だと  $a$  は約 2.4 となる。

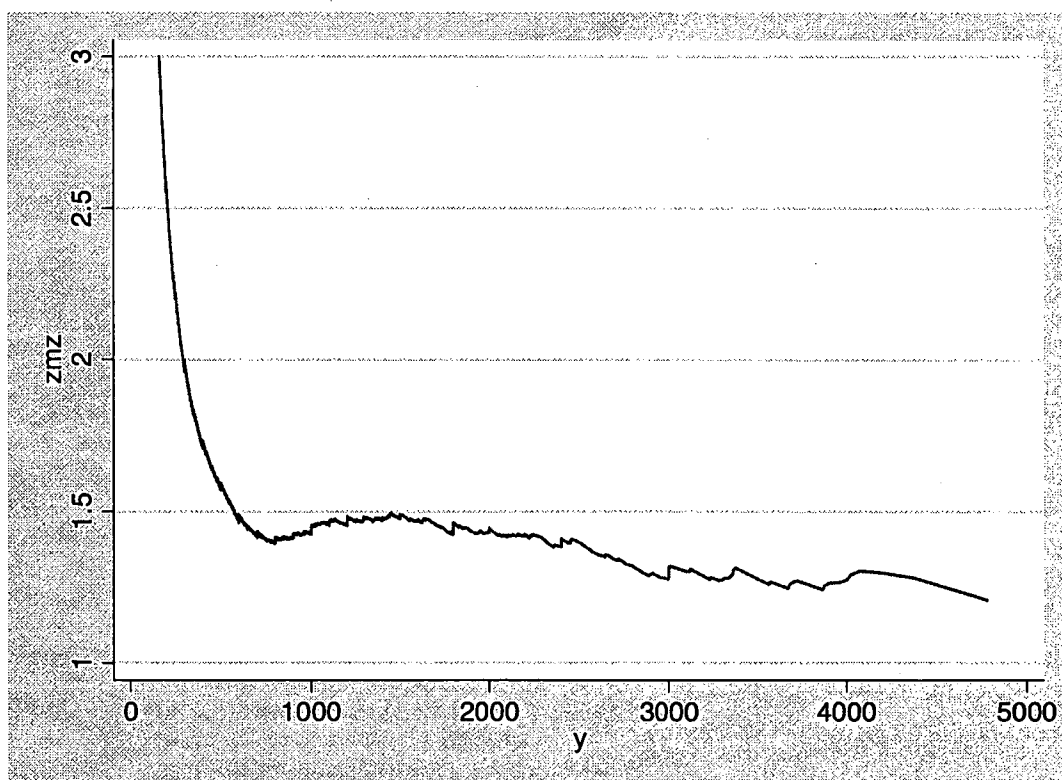
図1 (A) 1997年



(B) 2000 年



(C) 2003 年



## 6.結論

どのような属性の世帯・個人が貧困層となるのかの事実の把握には、世帯単位で考えることと個人単位で考えることで、母子世帯・若年単身世帯で相違が観察される。整合的な解釈を得るには、概念・計測方法の整理、データの精度の検討等が必要であると考えられ、今後の課題としたい。

税と社会保障では再分配構造が異なり、世帯構造別にも違いが生じる。低所得者には社会保険料負担の軽減措置があるものの、応益負担によって低所得者も負担する構造をもつ。また、保険料負担は上限があるために高所得者の保険料負担を低める働きをしている。これらのことから、社会保障負担での所得再分配効果は限定的である。労働供給への攪乱の観点からは、両者を合わせた負担構造をとらえなければいけないが、社会保障負担水準が高まっている現在では、社会保障制度がもつ負担構造が全体に与える影響に留意しなければいけないと考えられる。世帯属性によっても負担構造が異なっており、最適所得税制の理論的構造との整合性の検証作業が今後必要であるが、当研究では、その準備としての事実説明をおこなった。

## 参考文献

- Diamond, Peter A. (1998), "Optimal Income Taxation: An Example with a U-Shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rates," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 1, March, pp. 83-95.
- Saez, Emmanuel (2001), "Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates," *Review of Economic Studies*, Vol. 68, No. 1, January, pp. 205-229.



厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した

社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」

分担研究報告書

「**貧困化する日本の世帯——2000年代前半における所得格差・貧困・極化——**」

分担研究者 小塩 隆士 神戸大学大学院経済学研究科教授

#### 研究要旨

本研究は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票（世帯票）を用いて2000年代前半における所得格差、貧困、そして極化の動向を概観した。統計的には、(1)所得格差はジニ係数など通常の格差指標で見るとほとんど変化していない、(2)通常の貧困指標も大きく悪化していない、(3)高所得層と低所得層との間で所得の二極分化も特に進んでいない、という結果を得た。しかし、こうした結果はもっぱら、高所得層のウェイトが低下し、低所得層の厚みが増す方向に日本の所得分布が変化していることに起因するものであり、日本の世帯は全般的に貧困化しているといえる。

#### A. 研究目的

本研究の目的は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の「再集計結果」を用いて2000年代前半における所得格差、貧困、そして極化の動向を等価可処分所得ベースで概観することである。

いる極化（polarization）の状況についても検討を加える。

（倫理面への配慮）

「国民生活基礎調査」の再集計結果については厳重に保管・管理し、分担研究者のみが使用できるようにしている。

#### B. 研究方法

厚生労働省「国民生活基礎調査」の1998、2001、2004、2006年調査の個票に基づき、所得格差や貧困に関する通常の指標の動きをチェックするほか、カーネル分布やTIP曲線によって所得分布や貧困の経時的変化を視覚的に把握するとともに、近年実証分析が進んで

#### C. 研究結果

所得格差は、等価可処分所得のジニ係数など通常の格差指標で見ると、2000年代前半においてほとんど変化していない。また、そうした所得分布の変化を受けて、通常の貧困指標も大きく悪化していない。さらに、高所得層と低所得層との間で、所得の二極分化は

特に進んでいない。

#### D. 考察

2000年代に入って所得格差や相対的貧困が悪化せず、所得の二極分化が進んでいない原因は、雇用・所得環境の全般的な悪化の下で、高所得層のウェイトが低下し、低所得層のウェイトが高まるという形で所得分布が低い水準で厚みを増す形に変化し、全面的な低所得化が進んだためである。

#### E. 結論

日本の世帯は、2000年代前半にかけて格差拡大や二極分化をほとんど伴わない形で、総体として貧困化してきたことになる。ただし、勤務先や世帯構造などの属性に注目して世帯をグループ分けすると、グループ間で所得の違いが強まるといった極化傾向が見られる点には注意が必要である。

#### F. 健康危険情報

なし

#### G. 研究発表

##### 1.論文発表

・なし

##### 2.学会発表

・なし

#### H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

##### 1.特許取得

なし

##### 2.実用新案登録

なし

##### 3.その他

なし

厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した

社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」

## 貧困化する日本の世帯\*

——2000年代前半における所得格差・貧困・極化——

小塩 隆士

（神戸大学大学院経済学研究科教授）

### 要 約

本稿の目的は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票（世帯票）を用いて2000年代前半における所得格差、貧困、そして極化の動向を等価可処分所得ベースで概観することである。そこでは、次の3点が確認された。

第1に、所得格差はジニ係数など通常の格差指標で見ると、2000年代前半においてほとんど変化していない。これはもっぱら、高所得層のウェイトが低下し、低所得層の厚みが増す方向に日本の所得分布が変化しているからである。第2に、そうした所得分布の変化を受けて、中位所得値の50%に等しい水準で設定される貧困線が低下しているため、相対的な貧困指標もあまり変化していない。第3に、高所得層と低所得層との間で所得の二極分化も特に進んでいない。

この3点から判断すると、日本の世帯は、2000年代前半にかけて格差拡大や二極分化をほとんど伴わない形で、総体として貧困化してきたことになる。ただし、勤務先や世帯構造などの属性に注目して世帯をグループ分けすると、グループ間で所得の違いが強まるといった極化傾向が見られる点には注意が必要である。

---

\* 本稿における実証分析及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。

## I はじめに

所得格差は政治的なテーマにもなっており、格差拡大をどのように捉えるか、またどのような政策対応をとるべきかが盛んに議論されている。また、「ワーキング・プア」という言葉が一般化していることが示唆するように、貧困は日本にとってこれまでよりはるかに身近なテーマになっている。所得格差や貧困をめぐる実証研究もここ数年急速に蓄積されており、2000年前後に至るまでの所得格差や貧困化の動向、そしてその要因についてはすでに多くの研究者が研究を進めてきた<sup>1</sup>。

本稿の目的は、厚生労働省「国民生活基礎調査」の1998、2001、2004、2006年調査の個票を用いることにより、2000年代前半における所得分布の状況を概観することである。ただし、所得格差や貧困に関する通常の指標の動きをチェックするだけでなく、カーネル分布やTIP曲線によって所得分布や貧困の経時的変化を視覚的に把握するとともに、近年実証分析が進んでいる極化（polarization）の状況についても検討を加える。

結論を先取りすれば、通常の指標で計測するかぎり、2000年代に入ってから格差がさらに拡大したり、相対的な意味での貧困化が進んだりする傾向は認められない。また、低所得層と高所得層との間で二極分化が進行しているとも言いがたい。2000年代前半はむしろ、所得格差や相対的な貧困、二極分化を伴わない形で日本の世帯所得が全体として低下した時期として位置づけられる。日本の世帯は、高所得層のウェイトが低下し、低所得層が厚みを増す中で総体として貧困化している。ただし、勤務先や世帯構造など世帯を属性で幾つかのグループに分けると、グループによって所得水準の違いが際立っていくという動きも一部に見られる。

こうした結論を導くために、以下では、IIで分析に用いるデータを紹介した上で、IIIで所得格差、IVで貧困、Vで極化の状況をそれぞれ展望し、VIで全体の議論をまとめる。

## 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」の世帯票である。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年だが、分析に用いる所得は調査年の1年前の年収である。したがって、以下では年次の表記を1997、2000、2003、2005年とする。本稿で注目するのは、各世帯の等価所得ベースの可処分所得

<sup>1</sup> 単行本に限定しても、大竹（2005）、Tachibanaki（2005）、小塩・田近・府川（2006）、貝塚編（2006）、白波瀬編（2006）、橘木・浦川（2006）をはじめとして多数ある。

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）及び社会保険料を差し引いたものを世帯構成人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いた。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、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る。

具体的な分析を始める前に、可処分所得の平均（等価所得ベース、名目）が1997年 325万円から、2000年 299万円、2003年 272万円、2005年 277万円と2000年代に入ってからかなり減少している点に注目しておきたい（国民経済計算ベースの1人当たり国民所得も、1997年の305万円から2005年の288万円へと減少している）。以下で詳しく述べるように、このような所得の減少局面においては、所得格差や貧困の度合いを測定する通常の指標について解釈に注意が必要である。

### III 所得格差

#### 1 格差指標の推移

まず、所得格差の状況を概観しておこう。表1は、ジニ係数、変動係数、平方対数偏差の3つの格差指標に注目して1997年以降の8年間の変化をまとめたものである。ここでは、世帯全体と世帯主の年齢に注目して、10歳刻みで6つの年齢階層に分割して各指標を計算している。この表から分かるように、全体としてみると格差は大きく変化していない。例えば、ジニ係数は1997年の0.351から2001年には0.363に上昇したものの、2003年には0.349に低下し、2005年も横ばいとなっている。

こうした傾向は、同じく厚生労働省が公表した2005年「所得再分配調査」において、等価所得ベースの可処分所得のジニ係数が1998年の0.3501から2004年の0.3355へと若干低下していることとも見合っている。年齢階層別に見ると、29歳未満と高齢層で格差が高めになるというパターンには変化がない一方で、中年層で格差の拡大傾向がやや認められるものの、高齢層で格差が縮小しており、高齢化の進展とも相俟って経済全体の格差が結果的に横ばいになったものと考えられる。

#### 2 カーネル分布

しかし、格差論議が盛んになる一方なのに、格差指標がここ数年それほど大きな変化を

見せていないというのはやや意外な結果でもある。そこで、Burkhauser, Couch, Houtenville and Rovba (2003)や Burkhauser, Oshio and Rovba (2007) が用いているように、カーネル分布の推計によって所得分布の変化をもう少し詳しく調べてみよう。

各年の世帯所得を2005年価格に統一した上で、1997年と2003年のカーネル分布を比較したのが図1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違ってこない)。この図は、ジニ係数などの通常の格差指標では把握できない興味深い事実を示している。つまり、2000年代前半においては、全体的に所得水準が低下したことを受けて、所得分布の山の重心が左にシフトしている。その一方で、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<sup>2</sup>。全体的な所得水準の低下は、所得の散らばり具合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具合も縮小したために、格差指標は結果的に若干ながら低下したわけである。

その状況は、カーネル分布の曲線の重なり具合からも確認できる。1997年の曲線に対して2003年の曲線は年収300万円前後(2005年価格)のところでクロスしているが、2003年においては、これより高い年収の世帯の比率が低下し、それを下回る世帯の比率が逆に高まっていることが分かる。つまり、この時期においては高所得層が減少し、低所得層が増加したわけである。この状況は、好景気を背景にカーネル分布の曲線が右に重心をシフトし続けていた1980年代後半の状況と対照的である(Fukawa and Oshio (2007)参照)。

カーネル分布に基づく議論をより正確にするためには、年齢階層別に曲線の形状の変化をチェックしておく必要がある。図2は、年齢階層を若年層(39歳以下)、中年層(40～59歳)、高齢層(60歳以上)に3分した上で、中年層と若年層、中年層と高齢層のカーネル分布を、図1と同様、1997年と2005年について比べたものである。この図を見ると、所得分布の変化の様相が年齢階層によって微妙に異なることが分かる。つまり、中年層の曲線は重心を左にシフトさせているだけであり、曲線の尖り度合いはあまり変化していない。これに対して、若年層や高齢層の場合は、高所得層の比率が低下しているものの、重心の左シフトはそれほど明確でなく、曲線全体の尖り度合いの高まりだけが目立っている。要するに、2000年代前半においては、①もともと所得が低い若年層・高齢層において所得の散らばりが縮小する一方で、②中核的な労働力である中年層の所得水準も全般的に低下

<sup>2</sup> Kolmogorov-Smirnovテストを行うと、1998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がわかる確認できる。以下に述べる年齢階層別でも同様である。

し、所得が低い若年層・高齢層との所得格差が縮小する、という2つの動きが働いたために、全体として見ると格差指標に大きな変化が生じなかったという構図になる。

## IV 貧困

### 1 貧困指標の推移

日本の貧困率が先進国の中でかなり上位にあることを指摘した OECD の報告 (Föster and Mira d'Ercole, 2005) も引き金となって、日本の貧困問題に対する関心が最近急速に高まっている。そこで、以下では、2000年代前半において貧困化がさらに進行したかどうかをチェックすることにしよう。最初に、貧困の度合いを示すオーソドックスな3つの指標で貧困の度合いを計測する<sup>3</sup>。

第1の指標は、最も頻繁に用いられる貧困率 (headcount ratio) である。これは、社会全体を構成する全世帯の中位所得の50%を貧困線と定義し、その貧困線を下回る世帯の全体に占める比率を示したものである。第2は、貧困ギャップ率 (poverty gap ratio) である。これは、上と同様に定義した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。第3は、Foster, Greer and Thorbecke (1984)が考案した指標であり、以下では *FGT* と表記する。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  $\alpha$  に対して、

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

で示される。*FGT* は、 $\alpha=0$  のとき貧困率に、 $\alpha=1$  のとき貧困ギャップ率に等しくなる。つまり、*FGT* は貧困率、貧困ギャップ率を特殊ケースとして含む一般的な貧困指標である。以下では、特に  $\alpha=2$  と想定して *FGT* を計測し、特に *FGT(2)* と表記する。

この *FGT* (及び貧困率・貧困ギャップ率) は、分離可能性 (decomposability) という便利な性格を持っている。上の式が示唆するように、社会全体を幾つかのグループに分け、その貧困度を計算し、その値をグループの社会全体に占めるウェイトで加重平均すれば社会全体の *FGT* が得られる。例えば、あるグループの貧困度が大きくても、そのグループの社会全体における比率が低ければ、その社会全体の貧困度に対する寄与は限定的となる。また、異なる時点間における貧困度の変化を、グループ構成の変化で説明できる部分と、

<sup>3</sup> 様々な貧困指標に関する詳細な検討は、橘木・浦川 (2006) 参照。貧困指標には、本稿で検討する指標以外にも Watts 指数、Sen 指数、所得ギャップ率などがある。

各グループ内の貧困度の変化で説明できる部分に分割することもできる。

それでは、実際のデータで貧困度を計測してみよう。貧困率・貧困ギャップ率及び *FGT(2)* を社会全体及び年齢階層別にまとめたのが、表 2 である。まず、社会全体で見ると、貧困率は幾分上昇傾向にあるが、それ以外では方向性は明確でなく、2000 年代に入って貧困化が顕著に進んでいるとは言いがたい。これは、上述のような平均所得の低下傾向やカーネル分布の重心の左シフトという事実を考慮すればやや意外に思えるかもしれない。しかし、こうした状況は、貧困線の低下によって説明できる。貧困指標の算出のベースは貧困線であるが、経済全体の所得が平均的に低下するとこの貧困線もそれに応じて低下するので、その低下した貧困線を下回る世帯があまり増えない状況もあるからである。その場合、実際の計算で示されたように相対的な貧困度を測る指標はあまり変化しない。

なお、表 2 には、貧困線を社会全体におけるその水準で固定した上で、各年齢階層の貧困指標とその時系列的な変化もまとめてある。これによると、貧困の度合いは若年層と高齢層において高くなっていることが確認できる。また、高齢層の貧困度は改善傾向を示しているものの、20 歳台など若年層のそれが顕著な上昇傾向を示していることも分かる。

それでは、貧困線を 1997 年の水準で固定すればどうなるか。つまり、1997 年の貧困線をベンチマークにして、それ以降の各年における絶対的な貧困の度合いを調べるわけである。表 2 の下段では貧困線を 1997 年の水準で固定し、消費者物価上昇分だけを考慮して毎年度の貧困線として各種貧困指標を計算した結果を示してある。ここでは、貧困指標は通常の計算で求めた上段の値と比べてかなり高めとなり、2000 年代に入って絶対的な意味での貧困化が進んでいることが分かる。相対的な貧困指標が大きく変動していなくても、社会全体で所得水準が低下局面にある場合にはその結果を楽観できないわけである。

以上の点をさらに詳しく見るために、貧困線を各時点で調整する相対的な貧困指標の 1997 年から 2005 年における変化について、次のようにその要因を分解してみよう。貧困率、貧困ギャップ率及び *FGT(2)* は分離可能性が保証されているので、こうした要因分解が可能である。具体的には、

相対的貧困指標の変化 = 人口動態要因 + 年齢階層内貧困化要因

年齢階層内貧困化要因 = 貧困線シフト要因 + それ以外の要因

という 2 段階の要因分解を行う。前者の要因分配のうち「人口動態要因」は、2 時点間における各年齢階層の貧困指標の平均値を、各年齢階層の構成比の変化幅で乗じた値の和である。また、「年齢階層内貧困化要因」は、各年齢階層の貧困指標の変化幅を各年齢階層の



貧困指標の平均値で乗じた値の和である。さらに、後者の要因分解では、そうして得られた年齢階層内貧困化要因のうち、各年齢階層において貧困線シフトで説明できる部分を求め、それを2時点間における各年齢階層の構成比の平均で乗じた値の和を「貧困線シフト要因」とし、年齢階層内貧困化要因のうち残りの部分を「それ以外の要因」としている。この「それ以外の要因」は、人口構成を過去の水準で固定するとともに、過去の貧困線を基準とした場合の貧困度の変化を示したものである。

表3は、その結果をまとめたものである。例えば貧困率について見ると、1997年から2003年の6年間において16.95%から17.39%へと0.44%ポイント上昇したが、このうち、人口動態要因は+1.21%ポイント、貧困線シフト要因は-4.07%ポイント、それ以外の要因は+3.30%ポイントの寄与度となっている。要するに、2000年代前半においては、貧困率は過去の貧困線を基準にすれば3.30%ポイント上昇し、それに高齢化などを背景とする人口動態要因1.21%ポイントが加わって計4.51%ポイント上昇していたはずなのに、社会全体の所得水準が低下して貧困線が下方シフトしたために、そうした貧困化効果の大部分が相殺されている。同様の傾向は、貧困ギャップ率やFGT(2)においても確認される。

## 2. TIP 曲線

以上で分析した貧困化の状況は、Jenkins and Lambert (1998)が提唱したTIP曲線(Three Indices of Poverty Curve)で視覚的に説明することもできる。この曲線は、横軸に所得の低い順番に並べた世帯に対する累積世帯比率をとり、縦軸に、世帯当たりの貧困ギャップ率の累積値をとった曲線である。この曲線はその名前の通り、貧困をめぐる3つの度合いを総合的に捉えることができる。すなわち、TIP曲線が水平になるときの横軸の値が貧困の頻度である貧困率、縦軸の値が貧困の強度である貧困ギャップ率に一致する。さらに、ローレンツ曲線のように、曲線の曲率の程度によって貧困層の所得分布の不平等度を把握することができる。

図3は、1997年と2003年におけるTIP曲線を比較したものである(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、曲線の形状はほとんど変化しない)。ただし、2003年については、貧困線を同年の中位値の50%にした場合と、1997年の中位値の50%で固定した場合の2つの曲線を示した(図の中に示した数字はすべて表2に含まれている)。この図も分かるように、貧困線を各時点で調整すると、2000年代前半では貧困化の進展はかなり限定的であるが、貧困線を1997年のそれで固定すると、貧困は頻度、強

度、不平等度のすべてにおいて強まっていることが明確になる。ここでも、表3で分析したように、社会全体における所得水準の低下が貧困線の下方シフトを通じて、相対的な貧困指標の悪化を大きく抑制したことが確認できる。

## V 極化

### 1 極化の概念

最後に取り上げるテーマは、日本の所得階層において極化(polarization)が進んでいるかどうかである。極化という概念は、Esteban and Ray (1994)によって次のように定義される。すなわち、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, Gradín 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応用できるようにした。すなわち、社会の構成員を所得の順番に並べた上で、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  $\rho$  とする)、それぞれのグループの構成比率を  $\pi_i$ 、平均所得を  $\mu_i$  (ただし、社会全体の平均所得を 1 に基準化する) したとき、Esteban and Ray による極化の指標  $ER$  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。ただし、ここで、 $\alpha$  は、極化に関する感応度を示すパラメータであり、0 と 1.6 の間をとる (詳細は Esteban and Ray (1994) 参照)。極端な場合として、グループの帰属意識をまったく重視せず ( $\alpha=0$ )、しかも、グループ分けを一切行わなければ (このとき、 $\mu_i$  は各個人の所得となる)、 $ER$  はジニ係数そのものとなる。

ただし、この定式化では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ような形でグループを作ってしまうと、個人にとってはそのグループに対する帰属意識がそれだけ弱まってしまう。このように、グループ分けにはどうしても個人間の違いに目を瞑ってしまう面があり、その分だけ極化の度合いが低下することになる。Esteban, Gradín and Ray はそうしたグループ化による誤差を  $\alpha(\rho)$  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、

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

という形で捉えた。ここで、 $\beta$  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ほずである。そのような最適なグループ分けのためには、簡単な計算により、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る。しかも、このとき、 $\epsilon$  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  $G(\rho)$  ( $\mu_i$  という所得を得る個人が  $\mu_i$  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。したがって、最適なグループ分けを  $\rho^*$  とすれば、Esteban, Gradín and Ray 流の極化指標は、

$$P=ER-\beta(G(\rho)-G(\rho^*))$$

として与えられる（詳細は Esteban, Gradín and Ray (1994) 参照）。

このような極化指標は、グループ分けを所得に注目したものだけでなく、年齢やその他の属性に注目したグループ分けにも応用できる（ただし、上述のような意味でのグループ分けの最適化は断念しなければならない）。Gradín (2000) は、それを一般的にグループ極化（group polarization）の度合いとして捉え、

$$GP=ER-\beta(G-G(\rho^*)-1)$$

という値を計算している。ここで、 $G(\rho^*)$  は特定の属性でグループ化した場合のジニ係数である。また、誤差から 1 を差し引いているのは、このグループ化が最適なグループ化とは異なるために誤差がかなり大きくなり、 $GP$  がマイナスになる可能性があるため、それを回避するために誤差を統一的に小さくするためであり、本質的な意味はない。

## 2 計算結果

最初に、所得水準に応じて世帯を 2 分割及び 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てみよう。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。表 4 は、そうした作業を、社会全体、若年層、中年層、高

年齢層に分けて行った結果をまとめたものである。ここでは、Esteban, Gradín and Ray (1999) 及び Gradín (2000) に倣って  $\alpha=\beta=1$  としている。境界値は、2分割の場合は  $z$  ( $=1$ )、3分割の場合は、 $z_1$ ,  $z_2$  で示してある（社会全体の平均所得は1に規準化）。

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が全体的に低下した時期だったが、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・高齢層より高めであることが注目される。ただし、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。

次に、所得ではなく世帯属性に注目して世帯を分割し、所得の極化が進行しているかどうかを表5でチェックしよう。ここでは、若年層と中年層を現役世帯として一まとめにするとともに、高齢層は65歳以上の高齢者のみか18歳未満の子と同居している世帯だけに注目している。このうち現役世帯については、第1に、医療保険の加入状況に注目して、世帯を被用者保険に加入している世帯とそうでない世帯に2分割する。前者の世帯は、所得を得ている世帯員が民間企業や官公庁に常用雇用者として勤務している者であり、後者の世帯は自営業あるいは非正規の雇用者と考えてほぼ間違いないだろう。第2に、従業員規模1,000人以上の民間企業（大企業）及び官公庁に勤務する一般常用雇用者世帯、従業員規模1,000人未満の民間企業（中小企業）に勤務する一般常用雇用者世帯、及びそれ以外の世帯に3分割した。一方、高齢世帯についても2つのグループ分けを試みた。第1は、女子単独世帯、男子単独世帯、それ以外という世帯構成に注目した分割である。第2は、国民年金のみを受給している世帯とそれ以外という年金の受給状況に注目した世帯である。

計算結果を見ると、まず、現役世帯の場合、いずれの分割でも  $GP$  で見た極化は大差ないが、世帯業種に注目した第2の分割のほうで極化が幾分進行している様子が確認できる（ただし、データの制約上、世帯業種による分割は2003年まで）。世帯業種の場合の極化の高まりは、グループ化の誤差の縮小によってほとんど説明できる。同一業種の世帯の所得が、それぞれの業種内で均一化の方向に向かっていることになる。一方、高齢世帯の場合についてみると、いずれの分割でも極化には大差ないが、2003年に入るとともにやや極化の度合いが高まっていることが分かる。ここでもグループ化の誤差が縮小を続け、極化