

図3 高齢者世帯内ジニ係数

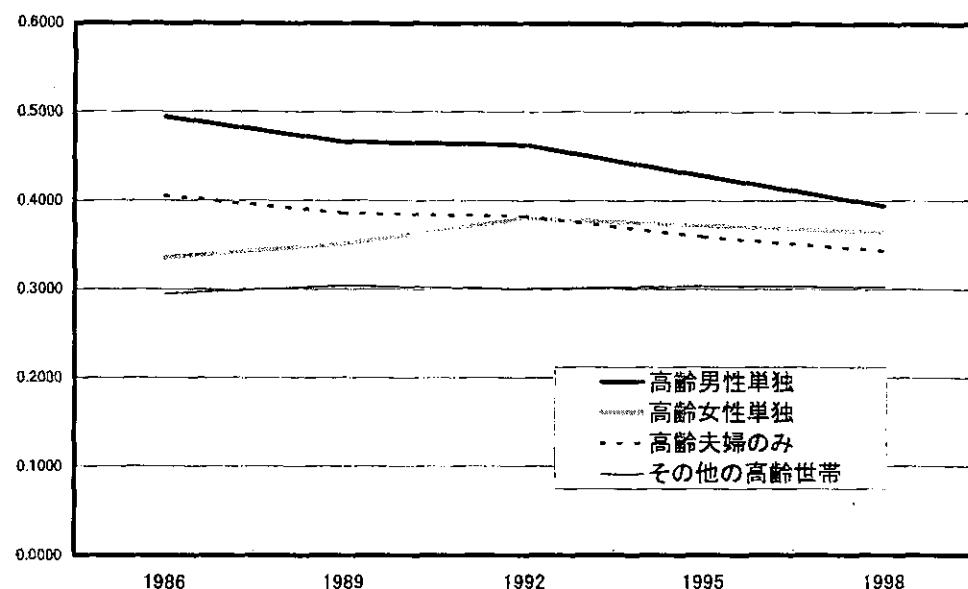
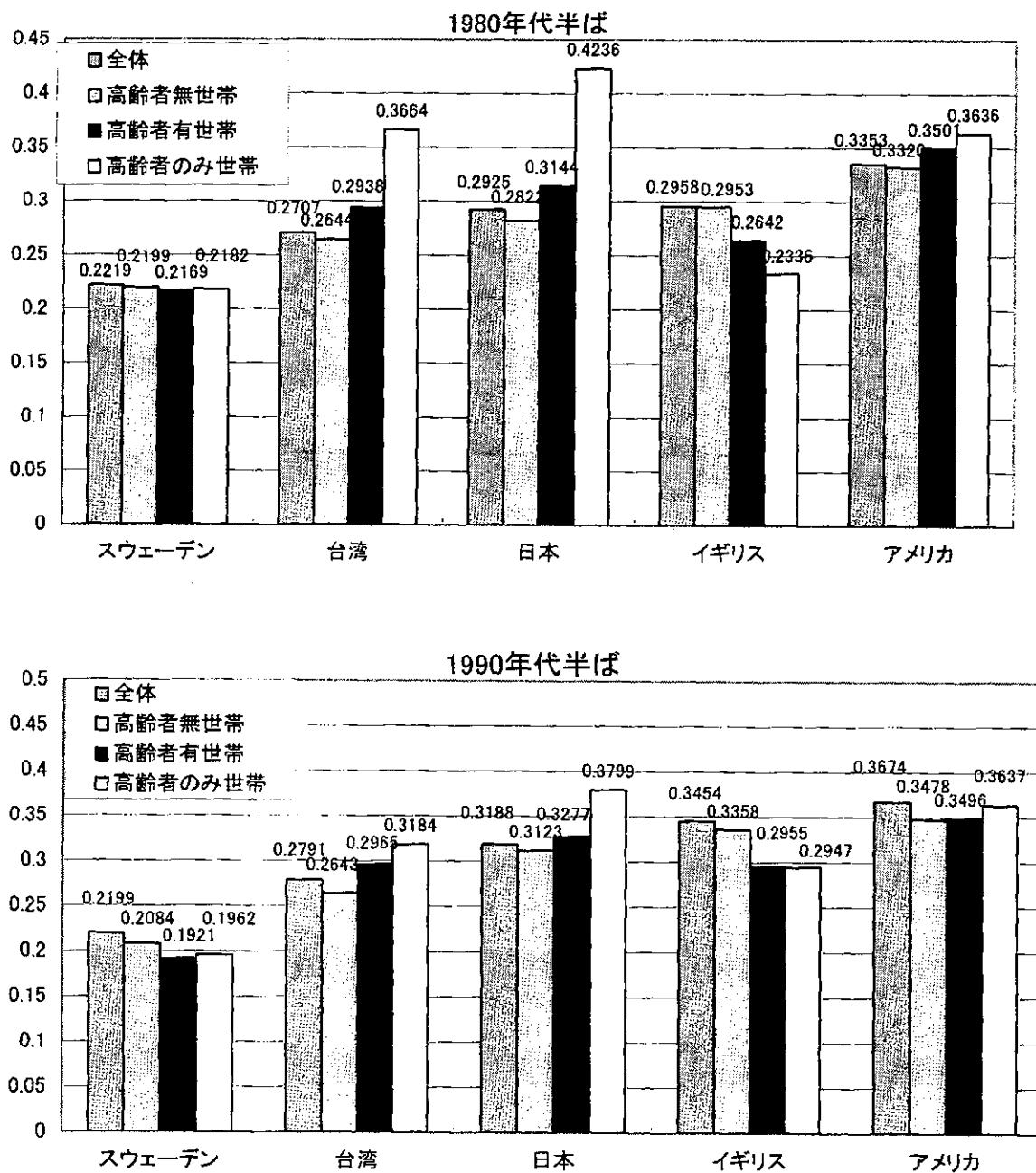


図4 ジニ係数の国際比較



出所： 日本「国民生活基礎調査」 所得票、1995年。  
アメリカ、イギリス、スウェーデン、台湾は LIS データ。

図5 世帯主年齢別ジニ係数

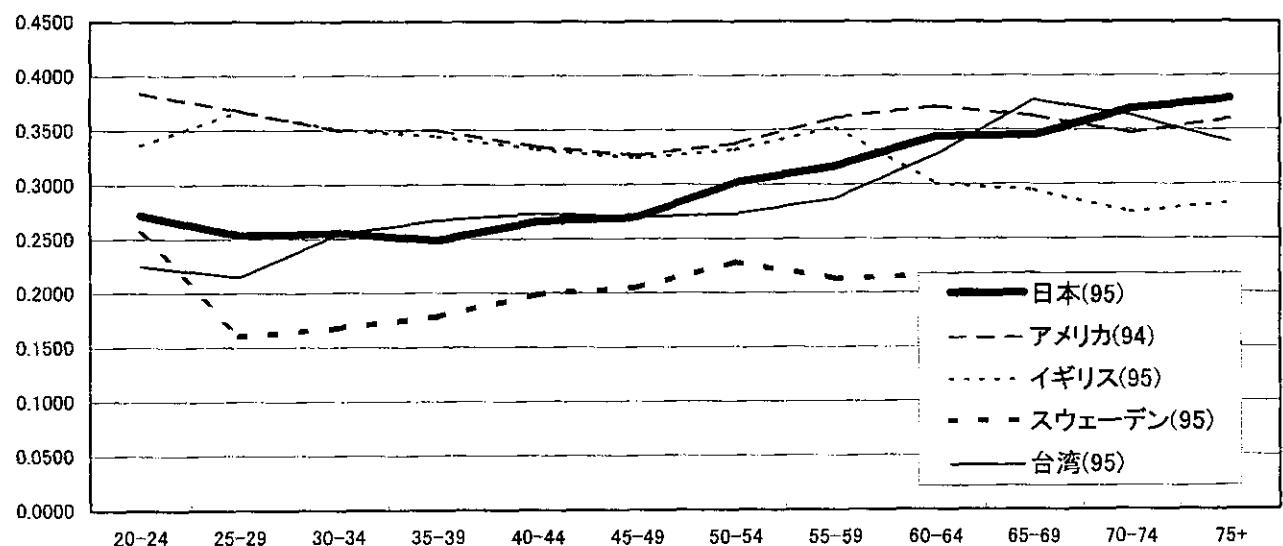


図6 高齢者のみ世帯における10分位別単身者割合

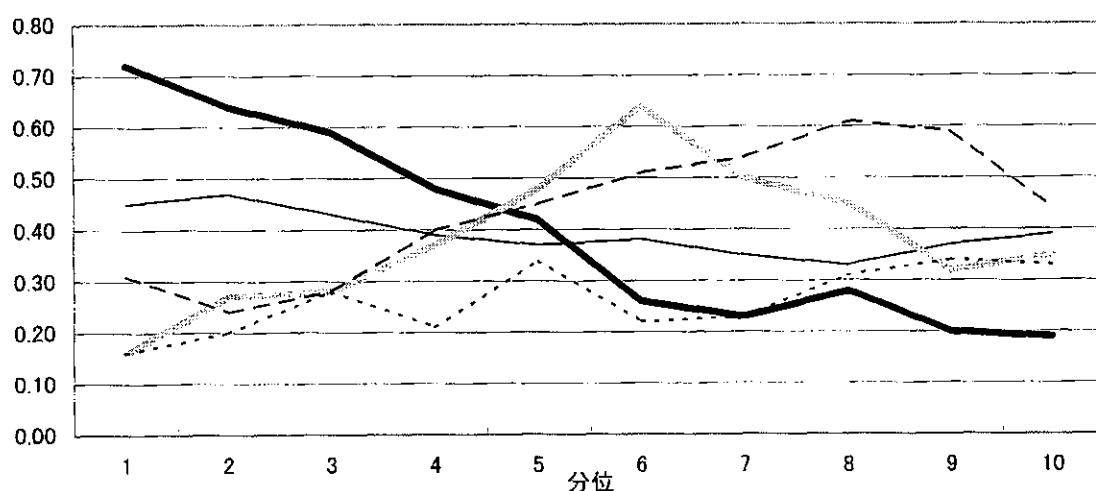
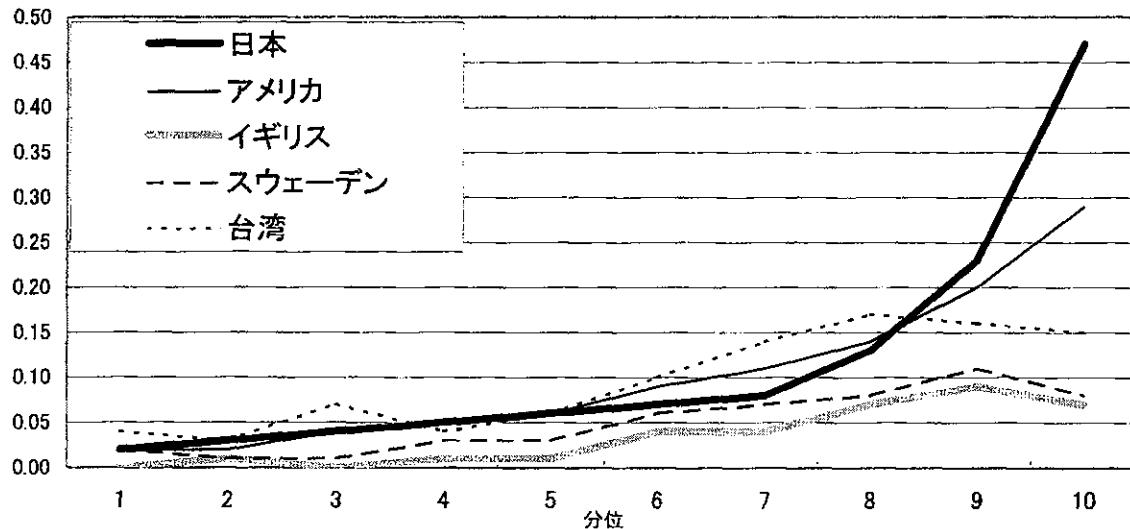


図7 高齢者のみ世帯における10分位別可処分所得に占める雇用所得(割合)



### 第3章 所得再分配調査と全国消費実態調査による 分配状況の比較－両調査の特徴比較

<分担研究者>

横浜市立大学商学部 松浦 克己

# 所得再分配調査と全国消費実態調査による分配状況の比較

## －両調査の特徴比較

2001・4

横浜市立大学 松浦 克己

### 1 はじめに

かつて高度成長期に日本は先進諸国の中で所得分配が最も平等であるとされた。80代半ば以降は高齢化などにより分配の程度は、先進国の中ではごく普通であるとされた。しかし90年代の後半に入り日本の所得分配状況は先進国の中でも相當に不平等であると議論するものも現れてきた。分配問題については、社会的公平の観点から広範な関心が寄せられている。この分配状況を把握するためには、その基礎となるデータをできるだけ厳格に把握する必要がある。

わが国を代表する家計サーベイである全国消費実態調査・家計調査と国民生活基礎調査・所得再分配調査でジニ係数にかなりの開きがあることは、つとに知られているところである。後述するように修正済みの SQRT ベース(修正世帯可処分所得を世帯人員の平方根で除したもの)のジニ係数は 94 年の全消では 0.25277、94 年の全消の調査時期と時間的に近接する 93 年の所得再分配調査では 0.34396 である。両者には 0.09119 ポイントの差がある。乖離率は 26.51% である<sup>1)</sup>。この差は無視できないものがある。全消によればわが国はまだかなり平等であるといえよう。再分配調査によれば先進国の中では普通である(白波瀬 [2001] 参照)。

両者の差は何によってもたらされたのであろうか。調査によってグロス所得の概念が異なること、あるいは税・社会保険料の把握が困難な場合があること、また対象世帯の類型や分布が異なることなどから、異なるデータセットによる

---

1) 乖離率=(再分配調査ジニ係数-全消ジニ係数)/再分配調査ジニ係数(%)  
によった。

分配状況の比較は困難であることも指摘されているところである。そのために分配状況の把握は、同一調査(たとえば全国消費実態調査なら全国消費実態調査により、あるいは所得再分配調査によるなら所得再分配調査に依拠する)により、その異時点間での推移に関して行うことが望ましいとされることが多い。ただしその場合は、分配状況の時間的変動を捉えることはできるが、分配のレベルそのものを分析することは困難となる。

分配状況のレベルを把握し得ないということ、あるいはその分析を断念するということは、社会保障や税制のあり方を考える上ではいささか不十分である。いうまでもなく年金や生活保護等の生活保障水準の設定が困難となり、また税制による再分配を具体的にどの金額で図るべきかという税体系のあり方を考えることも難しくなるからである。しかしながら全国消費実態調査・家計調査と国民生活基礎調査・所得再分配調査とで不平等の程度が大きく異なるという結果は、再分配をどこまで進めるか(逆に不平等をどこまで許容するか)という分配政策を考える上である種の困惑を生みかねない状況をもたらしている<sup>2)</sup>。

そこで本稿では 94 年の全消と 93 年の再分配調査を比較することで、両者がどのような性質を持つのか、両者の乖離はどのような要因によって生じているかを明らかにすることを試みる。そのために第一に全消と再分配調査のデータのクリーニングを行う。サーベイデータでは無回答や回答矛盾が不可避的な問題としてしばしば見受けられるが、分配状況の把握に関してはこれは深刻なバイアスを生むからである。具体的には収入無回答をゼロ収入として扱った場合、不平等の程度を過大に評価することになる(松浦・滋野[1998]参照)。第二には収入の概念の調整が行われる。退職金や生命保険など当期に全て帰属させることが妥当ではない場合があるからである(大竹・斎藤[1998]参照)。この第一と第二のプロセスを欠いた場合、分配状況の把握やその推移については著しくミスリーディングとなる可能性がある。

第三に可処分所得に関しジニ係数、タイルの尺度、アトキンソンの尺度により分配

---

2) たとえば 80 年代以降の所得税最高税率の引き下げ、ブランケット数の縮減、消費税の導入や税率の引き上げは、日本の所得分配が相当に平等であることを前提とした政策である。

状況を計算する。それにより全消と再分配調査でどの程度の乖離があるかを把握する。第四にその乖離の原因をデータに遡って検証する。そこでは記述統計、差の検定に加えて所得階級毎の詳細な把握が試みられる。

## 2 データのクリーニングと所得の修正

### 1) データのクリーニング

個票データでは無回答(欠値)が生じるのは避けがたい。特に質問項目が増えれば増えるほど回答者の負担が重くなるので、無回答の比率も高くなる傾向がある。また質問数が同じでも(少数でも)、質問項目によっては無回答の比率が高くなるものがある。筆者の経験によれば病歴、金融資産・負債、収入・税社会保険料は、この順位で、無回答比率が高いものの代表である。そのために資産や所得については実数ではなく、階級値で調査されることも多い<sup>3)</sup>。ただし階級値による場合は、分配状況の把握は著しく困難となる。

その中で全消は勤労者と無職世帯に関して世帯員毎にかつ収入の種類毎(勤労所得、利子配当所得など)に実数を調査している。その上で世帯単位について直接税と社会保険料負担を調査している。したがって全消では、原理的には勤労者・無職家計については世帯単位での可処分所得を把握することが可能である。再分配調査(世帯票)では全ての家計に世帯の収入とその種類、および税・社会保険料負担を調査している。原理的には全ての家計に関して可処分所得

---

3) 収入・税社会保険料、金融資産負債の実数値を調査しているのは政府関係機関によるものが大半である。これらを職業(勤労者と自営業、無職)と年齢階層(世帯主 20 歳以上)を問わず把握しているのは更に少ない。全消・家計調査では自営業の税・社会保険料負担は調査されていない。所得再分配調査では金融資産負債はかなり簡略である。総務省郵政研究所の「家計の金融資産選択に関する調査」は世帯ベースではこれらを調査しているが、サンプルが少ないので属性別の詳細な分配状況の把握はやや困難である。

を把握することが可能である<sup>4)</sup>。

両調査とも質問項目は膨大かつ詳細であり、また質問内容はセンシティブである。そのために回答者の負担増による欠値や錯誤に基づく回答があるのは避けがたい。そこでサンプル抽出のために、具体的には以下の操作を行った<sup>5)</sup>。

#### (再分配調査)

- ① 後述する修正可処分所得が正のものに限定する。
  - ② 配偶者があると回答して独身と回答したもの、または配偶者の年齢が無回答のものを除いた。
  - ③ 世帯主が職業有りと答えて雇用所得、事業所得、畜産農業所得、内職所得がすべてゼロとしたものを除いた。
  - ④ 世帯主が被雇用者と答えて雇用所得をゼロとしたものを除いた。
  - ⑤ 世帯主が自営業者と答えて事業所得がゼロとしたものを除いた。
  - ⑥ 年金を受給していると答え年金収入がゼロとしたものを除いた。
- ②~⑥は重大な錯誤や回答拒否に該当するものである。可処分所得が負というのも通常は考えにくい。それらを除くことにした。これらの結果サンプル数は当初の 8,814 から 7,390 となった<sup>6)</sup>。

#### (全消)

##### 勤労者・無職家計について(単身世帯と普通世帯を含む)

- ① 世帯主年齢無回答のものまたは世帯主よりも末子の年齢が高いとしたものを除いた。
- ② 後述する可処分所得について正のものに限定した。

---

4) 質問項目等については全国消費実態調査(各年版)、所得分配調査報告書を参照。

5) 全消にかかる作業は総務省(当時郵政省)郵政研究所で、所得再分配調査にかかる作業は国立社会保障・人口問題研究所で行われた。

6) 所得再分配調査での生活保護受給世帯は 50 世帯であった。格別生活保護世帯が多いというわけではない。

これらの結果サンプル数は47,249から46,890となった<sup>7)</sup>。

## 2) 所得の修正について

全消・家計調査と国民生活基礎調査・所得再分配調査とでは(可処分)所得の定義は異なる。これらを厳密に一致させることは困難である。そこで以下のようにデータを修正して可処分所得を近似する<sup>8)</sup>。

### (再分配調査)

93年の再分配調査では再分配所得は以下のように定義されている。

$$\begin{aligned} \text{再分配所得} = & (\text{雇用者所得} + \text{事業所得} + \text{農耕・畜産所得} + \text{家内労働所得} + \text{家賃・地代の所得} + \text{利子・配当金} + \text{雑収入}) \\ & + (\text{被用者年金} + \text{国民年金} \cdot \text{農業者年金} + \text{基礎年金} + \text{福祉年金} + \text{恩給}) \\ & + (\text{仕送り} + \text{企業年金} + \text{退職一時金} + \text{生命保険金} + \text{損害保険金} + \text{個人年金}) \\ & + (\text{生活保護} + \text{傷病手当金} + \text{雇用保険} + \text{児童手当} + \text{その他法令による給付}) \\ & - (\text{所得税} + \text{住民税} + \text{固定資産税} + \text{自動車税} + \text{被用者保険短期・長期} + \text{国民健康保険} + \text{国民年金} \cdot \text{農業者年金長期} + \text{その他}) \end{aligned}$$

1)

これを仮にDISP0と名付けることにする。

このうち退職一時金、生命保険金と個人年金は当該年に一挙に発生したというよりは、過去の労働や貯蓄から発生した所得と考えられる。そのためにこれらの項目を5年間で発生したものと仮定し、5で除して1)式のDISP0の値を修正した。これを修正可処分所得(DISPI)と名付けることにする。

これを世帯当たり(以下においてDISPと表記することがある)、世帯人員一

7) 松浦・滋野[1996].[1998]は過小消費を除くなど更に厳しいデータクリーニングを行っているが、全消が高所得者の可処分所得を過小に推計する可能性を考慮して、本文に掲げる取り扱いをした。

8) Ohtake and Saitou[1988]が指摘するようにこれらは恒常所得ではない。厚生を評価するには消費支出で行うことが考えられる。松浦・滋野[1998]は消費で分配状況を推計した例である。

人当たり(PERDISPと表記することがある)、世帯人員数の平方根で除したもの(SQRTDISPと表記することがある)で分析する。妥当な equivalence scales があればそれを用いることが考えられるが、equivalence scalesについての分析はわが国では不十分であるので、伝統的に用いられることが多い世帯当たりと世帯人員一人当たりを用いる。さらにこれらに加えて、近年 OECD で採用され国際比較で用いられている SQRTDISPを取り上げることにする。

#### (全消)

再分配調査が年間ベースの収入や税・社会保険料負担を直接質問しているのに対し、全消では 9-11 月の収入と税・社会保険料負担を質問している。そのほかに年収が調査されている。年間ベースでの税・社会保険料負担は直接には調査されていない。そのために 9-11 月のデータから以下のように可処分所得比率と年間可処分所得を推計する。

$$\text{可処分所得比率} = (\text{実収入} - \text{直接税} - \text{社会保険料}) / \text{実収入} \quad (\%)$$

2)

$$\text{推計年間可処分所得} = \text{年間収入} * \text{可処分所得比率}$$

この計年間可処分所得を再分配調査と同じく世帯当たり DISP と、 PERDISP, SQRTDISP で評価する。

2)式から明なように、可処分所得比率の推計にはボーナス(公務員であれば 7 月、12 月支給)を含んではいない。ボーナスは毎月の給与に比べれば社会保険料等の負担割合が軽減されている。言い換えば全消は高額所得者の推計年間可処分所得を過小に評価している可能性がある。

#### (対象世帯)

全消は再分配調査と異なり、可処分所得(税・社会保険料負担)の分散が勤労者世帯よりは大きいとみられる自営業、農林業を調査対象世帯に含んでいない。また前述のとおり勤労者家計についても、高所得者の可処分所得を過小に評価している可能性がある。この調査対象世帯と調査時期の違いにより、全消は再分配調査に比べれば、分配の程度をより平等に推計する可能性がある。

### 3 計算方法と分配状況

計算尺度により不平等の程度が異なるので、ここでは3通りの方法によった。ただし以下の説明は主にジニ係数によることにする。

#### 1) 計算方法

計算は以下の各式によりジニ係数、タイルの尺度とアトキンソンの係数によった<sup>9)</sup>。

$$\text{ジニ係数} = 1 - \sum_j \sum_i \min(x_i, x_j) / n^2 \mu \quad 3)$$

$$\text{タイルの尺度} = (1/n) \sum_i (x_i/\mu) \log(x_i/\mu) \quad 4)$$

$$\text{アトキンソンの係数} = 1 - [(1/n) \sum_i (x_i/\mu)^{1-\epsilon}]^{1/(1-\epsilon)} \quad \epsilon \neq 0 \quad 5)$$

$\epsilon$  は 0.3, 0.8, 1.5 で評価した

ここで  $n$  はサンプル数、 $\mu$  は平均所得、 $x_i$  は  $i$  番目の家計所得である。

(表には GINI, THEIL, ATOKIN03, ATOKIN08, ATOKIN15 と示してある。)

なおアトキンソンの係数は  $\epsilon$  の値が大きいほど社会的な厚生評価で低所得者の比重を高めているものである。

#### 2) 分配の状況

全サンプルおよび年齢階層別にみた DISP1, PERDISP1, SQRTDISP1 の値は表 1 (全消)と表 2(再分配調査)に掲げるとおりである。

DISP1, PERDISP1, SQRTDISP1 のいずれの指標に関しても、全サンプル、各年齢階層、5つの評価尺度において全国消費実態調査の方が再分配調査よりも不平等の程度を低く評価し、分配はより平等となっている。たとえば DISP1 では全サンプルでは 0.27961(全消)と 0.37966(再分配調査)であり、両者には約 0.10 ポイントの差がある。PERDISP1 でみても 0.28320 と 0.35735 で両者の開きは 0.07415

9) 青木[1979]参照。なお不平等の尺度に関する最近の分析として Kolm[1999] がある。

である。

年齢階層別にみるとこの乖離は更に大きくなっているケースがある。たとえば DISP1 に関しては世帯主年齢が 75 歳以上の家計では、ジニ係数は 0.33772(全消)と 0.51754(再分配調査)であり、乖離は約 0.18 ポイントである。アトキンソンの係数( $\epsilon = 1.5$ )では 0.28262 と 0.51408 と約 0.23 もの差がある。国際比較で用いられることが多い SQRTDISP1 では各々ジニ係数で 0.29981 と 0.42968、アトキンソン係数で 0.23009 と 0.38098 である。高齢化社会における高齢者内の社会保障を考えると、この開きは相当なものがある。分配状況を考える上で、この乖離は到底無視し得ないものがある。

=====表 1=====

=====表 2=====

これを SQRTDISP1 に関しジニ係数とアトキンソンの係数( $\epsilon = 1.5$ )で図示したのが図 1-1, 1-2 である。10 代はサンプル数が少ないので特殊だとしても、30 代以降ジニ係数の乖離幅は大きくなる傾向にある。またアトキンソンの係数では 0.15 前後の乖離がみられる。

=====図 1=====

=====図 2=====

全てのケースについて全消の値が再分配調査の値よりも低い(分配はより平等である)という以上の結果は、この差が相當にロバストなものであることを示唆している。

#### 4 乖離の原因 1 一全消の概要

全消と再分配調査のジニ係数等が乖離する要因として、

- ① 対象世帯の違い(全消は勤労者世帯と無職世帯であるのに対して、分配調査は自営業世帯、農林業世帯を含む)、

② 所得の範囲が異なる(全消は 9-11 月の所得を基に年間可処分所得を推計している。そのために 12 月のボーナスを把握していないので、ボーナス比率の高い(ボーナスは月間所得に比べて税・社会保険料負担率が低い)高額所得者の負担率を過大に評価している。これに対し再分配調査では年間の収入と税・社会保険料負担を直接質問している)、

が考えらることは前述した。ここでは異常値(外れ値)の問題等について記述統計をみたい。全消では世帯人員は最小 1, 最大 10 である。就業人員も 0~6 人である。特段の異常は感じられない。

年間収入は全サンプルの平均が 708 万円である。 $\pm 4$  標準偏差の範囲外のものもあるが、所得状況としては普通であろう。むしろ最高が 11,254 万円というのはサンプルの大きさからみればやや低いといえるのかもしれない。

可処分所得比率(税社会保険料負担率)は平均で 84.94% (15.06%) である。消費税などの間接税や利子・配当課税などを考慮していないことからすれば、それほど低いわけではない。これからすれば年収や税・社会保険料負担などの分析の基礎となる項目については、全消の記述統計量は特段の違和感はない。わが国を代表する家計サーベイとしては、かなり自然な値であるといえよう。とすれば異常値(外れ値)や標本設計のゆがみの問題というよりは、分布そのものに全消と分配調査で違いがあるとみられる。

===== 表 3 =====

## 5 乖離の原因 2 ー差の検定

SQRTDISP1 に関する両者の記述統計量と平均、メディアンおよび分散についての差の検定結果が表 4 に示されている。

### 1) 記述統計

最大値と最小値からは、データのレンジは再分配調査の方が広いことがうかがわれる。特に最大値については再分配調査では 11,020 と全消の 4,095 をかな

り上回っている。

さらに標準偏差(全消 165.2、再分配 307.3)、歪度(3.16 と 11.89)、尖度(41.42 と 306.74)の値からは、分配調査の方が全消よりもばらつきが大きく、また裾も広く、さらに上方にもゆがみがあることを示唆している。以下ではこれを踏まえ、分布の中心の尺度に関する平均とメディアン、および全体のばらつき具合に関する分散について、全消と再分配調査との間で差があるか否かの統計的検定を行うことにする。

## 2) 平均の差の検定

平均の差の検定は以下のように行った。全体が G 個のグループに分割されるとする(本件では 2 グループ)。仮にこの各グループの平均が等しければ、サンプル間の平均の変動(between group)は他の全てのグループ内の変動(within group)と等しいであろう。g 番目のグループの i 番目の変数を  $x_{gi}$  と書くことにする。 $\bar{x}_g$  をグループ g の平均、 $\bar{x}$  を全サンプルの平均とする。グループ間変動( $SS_b$ )とグループ内変動( $SS_w$ )は以下のように定義される。

$$SS_b = \sum_{g=1}^G n_g (\bar{x}_g - \bar{x})^2 \quad 6)$$

$$SS_w = \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} (x_{gi} - \bar{x}_g)^2 \quad 7)$$

平均が等しいという帰無仮説は以下の自由度(G-1,N-G)の F 検定による<sup>10)</sup>。

$$F = \frac{SS_b / (G-1)}{SS_w / (N-G)} \quad 8)$$

---

10) この場合は 2 グループであるから

$$Z = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{(\sigma_{x_1}^2 / n_1 + \sigma_{x_2}^2 / n_2)^{1/2}}}$$

$\bar{x}_1, \bar{x}_2$  は第 1 グループの平均と第 2 グループの平均。 $\sigma_{x_1}^2$  と  $\sigma_{x_2}^2$  はその分散。 $n_1$  と  $n_2$  は各々のサンプル数。

の検定を正規分布で行うこともできる。

$$SS_w / (N-G)$$

表 4-2) の F 値は 48.09 で p 値は 0.0000 であるから、全消と再分配調査による SQRTDISP1 の平均値が等しいという帰無仮説は強く棄却されている。いいかえれば平均値は再分配調査の方が高い(表中の t 値は F 値の平方根である)。

### 3) メディアンの差の検定

正規分布に従うことが少ない所得や資産については、分布の中心の尺度としてはメディアンが平均値よりも用いられることが多い。メディアンの差の検定に関する Wilcoxon, Mann-Whitney テストは以下のとおりである。2 つの母集団からサンプル  $N_1$  と  $N_2$  が得られたとする ( $N_1 \leq N_2$  とする)。全てのデータ ( $N=N_1+N_2$ ) について順位 (rank) をつける(同値のものはタイ,tie とする)。

各グループの順位和を  $T_1, T_2$  とする。そのいずれか小さい方を W と表記する。メディアンが等しければ各グループの平均順位は等しいであろう。

$$\mu_w = N_w(N_w + N_1 + 1)/2$$

$$\sigma_w = [(N_w N_1 (N_w + N_1 + 1)/12)]^{1/2}$$

と定義する。

$$z_w = \frac{W - \mu_w}{\sigma_w} \quad (9)$$

が帰無仮説の下で標準正規分布に従う (Pagano and Gauvreau [1993] 参照) ことを利用して検定を行う。

ここでは Wilcoxon, Mann-Whitney テストの検定統計量は 4.548、p 値は 0.0000 である。全消と再分配調査のメディアンが等しいという帰無仮説は強く棄却されている。全消のメディアンの方が再分配調査のメディアンよりも大きい。

すなわち平均値では再分配調査の方が全消よりも大きく、メディアンでは逆に全消の方が再分配調査より大きいという、これらの結果は分布の中心については両調査の間では一方的な偏りはないということを示唆している。

#### 4) 分散の差の検定

記述統計量にみられた標準偏差の違いは、全消と再分配調査で分散に差がある可能性を示唆している。

各グループの推定分散量を  $s_1^2$  と  $s_2^2$  とする。

$$F = s_1^2 / s_2^2, \quad 10)$$

は分散が等しいという帰無仮説の下で、自由度 ( $N_1 - 1, N_2 - 1$ ) の F 分布に従うことを利用して分散の差の検定を行う。

F 値は 3.46 で p 値は 0.0000 であるから、分散が等しいという帰無仮説は棄却されている。分散を比較すると、予想されたように分配調査の方全消より大きいことが分かる。

ジニ係数をはじめとする各分配尺度の開きは、ここに原因があるよううかがわれる。

### 6 乖離の原因 3 一所得階級別の分布の比較

上記の差の検定結果からすると、データの中心というよりはデータのばらつきの程度に全消と再分配調査で開きがあるようである。これがジニ係数等の乖離につがった可能性がある。

ばらつきの状況を実数で見るため SQRTDISP1 に關し、表 5 に全消、表 6 に再分配調査について所得階級別の世帯数、比率(%)、累計世帯数および累積比率(%)が掲げてある。

まず低所得階級をみると 50 万円未満の比率は全消では 0.42% であるが、再分配調査では 1.92% である。両者には 1.50% ポイントの差があることが分かる。50 万以上 100 万円未満の階級での比率は各々 1.80% と 4.83% であり、その開きは 3.03% ポイントと拡大する。両者には倍以上の差がある。100 万以上 150 万円未満の階級での比率は 4.98% と 8.93% である。その開きは 3.95% ポイントである。結局 150 万円未満の低所得階級に属する累積比率は全消では 7.20% にとどまるが、再分配調査では 15.68% である。両者には 8.48% ポイントと倍以上の開きがあることが分かる。このことは再分配調査の方が全消よりも低所得階級を厚く

捉えていることを示すものである。

次に高所得階級についてみると 700 万以上 750 万円未満の階級の比率では全消は 0.81%であるが、再分配調査では 1.18%である。750 万以上 800 万円未満の階級の比率は各々 0.52%と 1.00%であり、再分配調査の方がいずれも多くなっている。700 万円以上の高所得階級に属する累計比率は、全消では 2.48%であるが再分配調査では 4.44%である。両者の開きは 1.96%ポイントであり、高所得階級についても再分配調査の方が全消よりも厚く捉えていることが分かる。

中所得階級では 200 万以上 250 万円未満の階級の比率は全消が 15.80%であるのにに対し再分配では 12.92%である。全消の方が 2.88%ポイント再分配よりも高い。これは 250 万円以上 300 万円未満の階級、300 万以上 350 万円未満の階級でも同様である。このために 200 万円以上 450 万円未満の中所得階級での累計比率は全消が 63.59%であるのに対し、再分配調査は 50.50%にとどまる。すなわち全消の方が再分配調査よりも 13.09%ポイント高くなっている。この結果は全消が再分配調査に比べて、中所得階級をより厚く捉えていることを示しているものである。

以上の結果は全消が中堅層に比較的特化しているのに対し、再分配調査は高所得者も低所得者もまんべんなく捉えている可能性を示唆している。

すなわち再分配調査は低所得階級も高所得階級も、全消に比べ厚く捉えている。逆に全消は中所得階級を厚く捉えている。この捉え方の違いが、全消のジニ係数をはじめとする各尺度が再分配調査のジニ係数等よりも低くなった原因と考えられる。

## 7 乖離の原因 4 - 勤労者・無職家計

全消で可処分所得を知りうるのは勤労者・無職家計に限定されることは前述した。そこで再分配調査で対象家計を勤労者・無職家計(世帯主)に限定して、全消と再分配調査の分配を比較してみる。それにより両者の乖離する原因が、対象世帯の違いによるのかどうかを更に詳細に検討する。

(再分配調査による勤労者・無職家計の分配)

勤労者・無職家計に限定すると、再分配調査の対象サンプルは 6,592 となる。

DISP1, PERDISP1, SQRTDISP1 についてのジニ係数等は表 7-1 に掲げるとおりである。SQRTDISP1 のジニ係数は 0.33222 である。これは自営業等を含む場合のジニ係数 0.34401 を 0.0118 ポイント下回る。ジニ係数の乖離率は 3.43% である。わずかに勤労者・無職家計に限定する方が分配はより平等となる<sup>11)</sup>。これは自営業や農業世帯の方が所得についてばらつきが大きいことを反映している。

他方で全消との乖離は 0.0795 ポイントで、乖離率は 23.93% であり、両者には依然としてかなりの開きがある。この開きは、再分配調査で世帯を勤労者・無職家計に限定する場合と自営業等を含む場合に比べて格段に大きいものがある。この乖離状況からすれば、全消と再分配調査による分配状況の差は、対象世帯の違いは限られた一部の要因ではあるが、決して主因ではないといえるようである。

#### (差の検定)

勤労者・無職家計に限定したときの記述統計量は表 7-2 に示すとおりである。平均とメディアンの差の検定、および分散の差の検定を試みる(表 7-3 参照)。

平均の差に関する F 値は 40.02、p 値は 0.0000 であるから、差はないという帰無仮説はやはり強く棄却されている。平均は再分配調査の方が全消よりも高いといえる。

メディアンの差の検定に関する Wilcoxon, Mann-Whitney 統計の検定量は 2.59 であり、p 値は 0.0097 である。これから両者のメディアンに差はないという帰無仮説は 1% 水準で棄却されている。メディアンに関しては全消の方が再分配調査よりも高い。中心の尺度については、勤労者・無職家計に関しても一方的な偏りはないようである。

分散の差に関する F 値は 2.79、p 値は 0.0000 である。分散に差が無いという帰無仮説はやはり強く棄却されている。

以上の傾向は、再分配調査の対象に自営業等を加えて比較した場合と共通し

11) 勤労者・無職家計に限定する方が分配が平等となるのは他の尺度による場合も共通している。

ている。全消と再分配調査の分配状況の開きは、対象を勤労者・無職に限定した場合でも、やはりばらつきにあるようである。

#### (所得階級別の分布)

SQRTDISP1 に関し、表 8 に再分配調査の所得階級別の世帯数、比率(%)、累計世帯数および累積比率(%)が掲げてある。

低所得階級をみると 50 万円未満の比率は 1.93% であり、自営業等を含むケースとほとんど差はない。50 万以上 100 万円未満の階級での比率は 4.51% であり、自営業等を含むケースの 4.83% よりは低いが、全消の 1.80% との開きは 2.71% ポイントと依然大きなものがある。100 万以上 150 万円未満の階級での比率 8.54% であり、全消との開きは 3.56% である。150 万円未満の低所得階級に属する累積比率は 14.97% (自営業等を含むケースでは 15.68%) であり<sup>12)</sup>、全消との開きは 7.77% ポイントと、対象を勤労者・無職家計に限定したとしても依然倍以上の開きがあることが分かる。

高所得階級についてみると 700 万以上 750 万円未満の階級の比率 1.17%、750 万以上 800 万円未満の比率は 1.00% である。700 万円以上の高所得階級に属する累積比率は 5.28% であり、全消を 2.80% ポイント上回る結果となっている。

これに対し 200 万円以上 450 万円未満の中所得階級の累積比率は 51.37% (自営業等を含むケース 50.50%) であり、全消の 63.59% を 12.22% ポイントも下回る結果となっている。

これは勤労者・無職家計に限定したとしても、再分配調査は低所得階級も高所得階級も全消に比べ厚く捉えている。逆に全消は中所得階級を厚く捉えていることを示すものである。

#### 8 むすび

代表的なサーベイである全消・家計調査と国民生活基礎調査・再分配調査のジ

12) 勤労者・無職家計に限定したケースと自営業等を含むケースとの開きは自営業等の所得のばらつきが大きいことを示唆している。