

いときがある、この分解に利用されるの一つの尺度が、GE (2) の 0.5 (Coefficient of deviation)¹² である。具体的には以下による。

Y_i の所得種類が A と B からなるとする。すなわち

$$Y_i = Y_{ai} + Y_{bi}$$

C、 C_a 、 C_b を各々全所得、所得種類 A、B の変動係数とする。 λ を A の全所得に占める比率とする。 ρ を A と B の相関係数とする。

$$C^2 = \lambda^2 C_a^2 + [1 - \lambda^2] C_b^2 + 2 \lambda [1 - \lambda] C_a C_b \rho$$

をえる。

具体的な所得種類別 (所得種類を f とする) の要因分解は以下による。

$$s_f = \rho * \sigma(f) / \sigma(\text{Total}) \text{ とする。} \quad (12)$$

ただし ρ は当該所得種類 f と全所得 (total) の相関係数、 $\sigma()$ は各所得種類、全所得 (所得合計) の標準誤差である¹⁴⁾。所得種類は、税金に代表されるように負の値を取ることができる。

Gini 係数の所得種類別分解は次による (Pyat et al[1980], Lerman and Yitzhaki [1985], Stark, Taylor and Yitzhaki[1986])。Gini 係数は次のように書くこともできる。

$$G = 2 \sum_{f=1} \text{Cov}[f, F(\text{Total})] / m(\text{total}) = \sum_{f=1} R_f G_f S_f \quad (13)$$

$F(\text{total})$ は全所得の累積分布。 S_f は当該種類所得の全所得に占めるシェア、 G_f は当該所得における Gini 係数、 R_f は

$$R_f = \frac{\text{Cov}[f, F(\text{total})]}{\text{Cov}[f, F(f)]} \quad (14)$$

である。 R_f は Gini 相関といわれることがある。

j 番目の所得種類が僅かに e 変化したとき

$$\frac{\partial G}{\partial e} = S_j (R_j G_j - G) \quad (15)$$

14) 11) 式の計算において

$$I2_f = 0.5 * [\sigma(f) / \text{mean}(f)]^2 \quad S_f = \sigma(f) * I2(\text{Total})$$

が利用されることがある。

となる。これより

$$\frac{\partial G/\partial e}{G} = \frac{S_j R_j G_j}{G} - S_j \quad 16)$$

を得る。15)、16)式より各所得種類が僅かに変動したとき(通常は各所得種類の1%の変化を考えることが多い)の効果を計算することができる。15)、16)式より、

① ジニ相関(R_f あるいは R_j)が負またはゼロであれば、 R_j の増加は不平等度を必ず低下させる(ただし $S_j > 0$ を仮定する)。

② ジニ相関が正であれば、 R_j の増加の効果は $(R_j G_j - G)$ の符号に依存する。 R_j が増加したとき不平等が上昇する必要条件は

$$G_j > G$$

である($R_j \leq 1$ 。ただし $S_j > 0$ を仮定する)。

更にこの分解方式のメリットは、所得種類の僅かな増減による厚生水準の変化を捉えることができるところにある。 $W = m(1 - G)$ を利用する。

$$\frac{\partial W}{\partial e} = \frac{\partial m}{\partial e} (1 - G) - \frac{m \partial G}{\partial e} \quad 17)$$

所得種類 j の平均を m_j とする。16)式より

$$\frac{\partial W}{\partial e} = m_j (1 - R_j G_j) \quad 18)$$

となる。17)式より所得種類 j が僅かに変化したときの厚生水準に与える効果は、 m_j の所得効果については正($m_j > 0$ を仮定)、 $m_j R_j G_j$ の分布効果は $R_j G_j$ の符号による。さらに $G_j > 0$ を仮定すれば R_j の符号による¹⁵⁾。

4 サンプルの取り上げ方と所得がゼロまたは負のサンプルの扱い

15) 12)式と18)式はGRO2SQ (GROSS2)の分解には有用であるが、税金や社会保険料の支出を含むNETSQ (NET)の分析には限界があることを示している。税金の額や社会保険料額は可処分所得合計と負の相関($\rho < 0$)を持つ。定義によりそれは非正であるから、 $m < 0$ 、 $G < 0$ となるからである。言い換えれば分配の不平等に与える税・社会保険料抛出の効果を知ることはできるが、定義式から厚生改善にはマイナスとなるという限界を抱えている。

(サンプルの取り上げ方)

本稿では分析の必要性和回答の信頼性確保の点から、主に以下の条件を持たずサンプルを対象とする。

- ① 世帯主が生年を回答しているもの、
- ② 世帯主の年齢が20歳以上98歳以下のもの、
- ③ 税・社会保険料の拠出の有無と金額(ゼロを含む)を回答しているもの、
- ④ 消費支出額について正の値を回答しているもの、

GRO1SQ、GRO2SQ、EXPENDSQは以上の①～④の条件を全て満たしたものを取り上げる。ただし可処分所得(NETSQ)については①～④に加えて

- ⑤ 可処分所得が正となるもの、

を取り上げる。ただしNETSQ、NETに関する表の一部では①～④の条件を満たすが⑤の条件を満たさないものも含めた¹⁶⁾。

(所得がゼロまたは負のサンプルの扱い)

公的年金・社会保障以外の収入がゼロ(GROSS1 = 0、GRO1SQ = 0)となるサンプル数は、相当数ある。というよりは1986年から2001年にかけての所得分配に関する推移の中で最も特徴的なことは、この公的年金・社会保障以外の収入がゼロという家計の激増(1986年5.82%→2001年16.21%)である。これを無視した場合、いわゆる当初所得の問題をとらえることはできない。今後の高齢化を考えれば、公的年金・社会保障以外の収入がゼロという家計の分析こそ重要であるとも言える。

税・社会保険料控除後の可処分所得については、その値がゼロ(たとえば2001年1サンプル)またはマイナス(同57サンプル)となるものが、各調査年とも若干存在する。可処分所得が非正というのは、家計がいわゆる「簡生活」の状態に

16)表において①～④の条件を満たすものを cond0==1、①～⑤の条件を満たすものを cond1==1 と表記することがある。

あることを指すものである¹⁷⁾。

非正のサンプルを含む場合と含まない場合では、不平等の尺度や、グループ間の分解あるいは所得種類別の分解で、後述するように数値が劇的に変化することはなかった。しかしそれでも非正のサンプルを含まないケースの方がジニ係数等を小さく評価するという問題があり、その結果として格差の拡大傾向や税金の効果について、非正のサンプルを含む場合と含まない場合で、解釈に微妙な差異がでることがある。他方で非正のサンプルを含む場合は、アトキンソンの尺度やエントロピーによる尺度のかなりの部分を計算しないという問題がある。このメリットとデメリットを踏まえて、NETSQ(NET)については原則として可処分所得が正のサンプルに限定する。ただし再分配の効果をより厳密に捉えるためには、非正のサンプルを含めて計算することが望ましいので、前述のように表の一部では併せて報告する¹⁸⁾。

5 所得、消費水準の全般的な推移

最初に全サンプルについて、分配状況と厚生水準の概要を簡単に見てみたい。各年ごとの主要な記述統計は表1～表4に掲げるとおりである。上段に条件①～④をみたすケース(cond0==1)、下段に条件①～⑤を満たすケースが掲げられている。

最大の特徴は、等価尺度公的年金・社会保障を除く収入(GRO1SQ、万円単位)、等価尺度公的年金・社会保障を含む収入(GRO2SQ、同)、等価尺度可処分所得(NETSQ、同)、等価尺度消費水準(EXPENDSQ、同)のいずれも、2001年の平均値が1995年(GRO1SQ、GRO2SQ、NETSQ)または1998年(EXPENDSQ)の平均値を

17) 所得を得た年と税の支払い年がずれることにより、可処分所得がゼロまたは負となるという問題が発生することもある。

18) 非正のサンプルを含む場合は、尺度はジニ係数とGE(2)、分解はGE(2)、社会的厚生指標はセンの指標だけである。

下回ることである¹⁹⁾。

すなわち所得や消費の平均水準は 20 世紀から 21 世紀にかけて低下したことである。

他方で等価尺度公的年金・社会保障収入 (SOCIALSQ、万円単位) の平均値は調査年毎に増加している。税金・社会保険料拠出 (DONATION、千円単位) の平均値は 1986 → 1995 年にかけて増加した後、1998、2001 年と減少に転じている。SOCIALSQ の増加は高齢化を反映していよう。他方で DOMINATION の減少は最高所得税率の引き下げあるいは GROISQ の低下を反映していよう。これが分配上どのような意味を持ったかは、所得種類別の分解で行うことにしたい。

表 1～4 各年の記述統計

(公的年金・社会保障給付以外の収入の無い家計の急増)

所得や消費水準の低下の中でも GROISQ の低下 (1995 年 330.6 → 2001 年 285.6) は急激であり、2001 年の平均値は 1995 年の平均値 292.9 を約 ▲ 7.0 下回る。この GROISQ は基本的な家計稼得能力である労働所得や財産所得を示すものである。それがここまで低下したということは、わが国家計の困窮が全体として進んだことを示唆している。

この背景の中でも大きなものは、高齢化と無業世帯の増加である (表 5、6 参照)。公的年金・社会保障収入以外の収入が無い家計 (GROISQ=0。GROSSI=0) という家計の比率は 5.82% (1986 年) → 10.78% (1995 年) → 13.10% (1998 年) → 16.21% (2001 年) と急上昇している。表 5 は年代別、婚姻状態別、家族人員別にみたその比率である。60 代以上でこの比率が高いのは、引退を考えれば自然である。世帯主の年代毎の GROISQ=0 の比率が時点を経ても変わらないとしても、高齢化の進展は全体としては GROISQ=0 の比率を上昇させる。その様な状態を超えて、わが国では 60 代以上で GROISQ=0 という家計比率自体が上昇していることが注目される。60 代では 12.73% (1986 年) から 23.86% (2001 年) と約 10% ポイン

19) 統計的には 5%水準で有意に差がある。

ト、70代では同じ期間に26.67%→46.07%と約19%ポイントの増加である。年金財政の窮迫が言われているわけだが、高齢者家計では年金への依存が高まっているように見える。

婚姻状態で特徴的なことは離婚家庭、取り分け男性離婚家計でGRO1SQ=0の比率が高いことである。男性が離婚した場合、かなり窮乏する可能性を示唆している。

家族人員で1名、2名のケースでGRO1SQ = 0の家計比率が高いことは高齢者単身世帯、あるいは高齢夫婦世帯の問題を示唆している。

表5 グループ別公的年金・社会保障収入以外の収入が無い家計比率

世帯主の年代別に勤労所得(雇用者所得、自営業所得、農林漁業所得、家内労働所得)のある家計の比率の推移を見たのが表6である。60代以上で雇用者所得のある家計比率は低下している。これに加えて高齢者が就業することが多い自営業でも、その所得がある比率は60代11.43%(1986年)から7.71%(2001年)、農林畜産漁業所得のある家計比率は60代14.05%(1986年)から5.53%(2001年)に大きく減少している。70代、80代でもこの傾向は変わらない。自営業の廃業の増加や農林漁業家計の減少が指摘されて久しいが、その就業構造・産業構造の変化が高齢化の進展と重なって公的年金・社会保障収入以外の収入が無い家計比率の上昇となっていることがうかがわれる。

表6 世帯主の年代別に勤労所得(雇用者所得、自営業所得、農林漁業所得、家内労働所得)のある家計比率の推移

6 全体的な所得、消費の不平等度と厚生水準

全サンプルの等価尺度で見たNETSQ、EXPENDSQ、GRO1SQ、GRO2SQについて不平等度と厚生水準の推移を見てみたい(表7参照)。その大きな特徴は以下の三点である。

- ① 19896年と2001年の2時点間を比較すると、NETSQ、EXPENDSQ、GRO1SQ、

GRO2SQ の分配の不平等は拡大している。それは Gini、Entropy、Theil、Mean log、をはじめとする全ての尺度で拡大している。

② 不平等の拡大は 1986 → 1995 年にかけて急である。NETSQ と EXPENDSQ については 1995 → 1998 → 2001 年の動きは時期と指標によって異なる。等価尺度でみた可処分所得と消費の格差については一律の拡大、あるいは縮小という動きは観察されない²⁰⁾。

③ センの指標で厚生水準を見た場合、EXPENDSQ は 1998 年がピークで 2001 年は低下している。NETSQ も 1996,1998 年がピークで 2001 年には低下している。GROISQ は 2001 年に大きく低下した。2001 年にかけて、消費水準、可処分所得、粗収入のいずれの平均値も低下していたが、センの厚生水準も 2001 年には全て低下した。

以下この三点について若干触れたい。

(1986 年と 2001 年の格差拡大)

NETSQ についてみると、中位層の分布に敏感な Gini 係数は(非正を含まないケース)は 1986 年の 0.31812 から 2001 年には 0.3603 へ 0.04218 ポイント、13.26%、同じく非正を含むケースでは 0.32138 から 0.36184 へと 0.04046 ポイント、12.59% も格差が拡大した。低所得層への分布に敏感なアトキンソン($e = 2$)のケース(表では A2 と表記)では、0.34437(1986 年) → 0.49466(2001 年)と実に 0.15029 ポイント、64.88%も拡大した。上位所得層の分布に敏感な変動係数自乗の 1/2 のケース(表では Half,GE($a=2$)と表記)のケースでは 0.28242 から 0.33333 である。

Gini 係数でみて約 13%、とりわけ低所得層の分布に敏感なアトキンソン尺度の約 65%という不平等度の拡大は、バブル発生からバブル崩壊、長期経済低迷の影響が低所得層により一層深刻な問題となった可能性を示唆している。

より長期的な所得の見通しを反映すると考えられる消費の等価尺度 EXPENDSQ では、Gini 係数は 0.25619(1986 年)から 0.34570(2001 年)に 0.08951 ポ

20) これは 1993 ~ 1997 年の家計調査によって等価尺度によるグロスの年収と消費を取り上げた松浦[2002]と整合的な結果である。

イント、実に 34.94%も不平等度は拡大している。アトキンソン($e = 2$)のケースでは 0.19344(1986 年)から 0.31894(2001 年)へと 0.1255 ポイントの増加、実に 64.88%の変動である。各種エントロピー指標に基づく尺度($GE, a = 1, 0, -1, 2$)の変動は表 7 にあるようにすさまじいものがある。長期的な所得動向の予測に基づく消費に関する分配状況は、各期の可処分所得の分配状況に比べれば安定した動きを見せることが期待される。この時期の分配に限れば、消費の分配の変動が緩やかであろうということはおよそ当てはまらない。この動きが低消費層(低所得層)に自らの階層の社会的地位が著しく低下させたことを認識させたであろう²¹⁾。

(1986 年から 1995 年、1995 年から 2001 年)

格差の拡大は、1986 年から 2001 年にかけて、一様なトレンドで変化したわけではないことは前述した。NETSQ の Gini 係数(非正サンプルを除く)でみると、0.31812(1986 年)→ 0.34225(1995 年)→ 0.34722(1998 年)→ 0.3603(2001 年)と格調調査年ごとに格差が拡大している。変動係数自乗の $1/2(GE(a=2))$ のケースでも同様に 0.28242 → 0.28744 → 0.29558 → 0.3333 と逐年格差が拡大している。Theil の指標($GE(a=1)$ のケース)も同様の傾向にある。

他方でアトキンソン($e = 2$)の尺度によるケースでは 0.34437(1986 年)→ 0.48909(1995 年)→ 0.41295(1998 年)→ 0.49466(2001 年)と、いったん 1998 年に格差が縮小した後、2001 年に再度格差が拡大し、2001 年の不平等度は 1998 年を上回るにいたった。この傾向はアトキンソンの尺度で $e=1$ とするケースでも同様である。

Entropy 指標($GE(a=-1)$ のケース)でも 0.24679(1986 年)→ 0.41522(1995 年)→ 0.34353(1998 年)→ 0.36204(2001 年)である。1998 年にいったん格差が低下し、2001 年には再び拡大している。ただし、2001 年の不平等度は 1995 年よりは低い。

このように可処分所得に関していえることは長期的には格差は拡大している。また一部の指標では 1998 年にいったん格差が縮小するように見えたもの

21) 消費税の問題を無視していることは前述の通りである。

の、2001年には再び格差が拡大し、分析期間中で最も不平等が高まったといことである²²⁾。

消費の EXPENDSQ も指標によって、動きは一律ではない。Gini 係数は 0.25619 (1986 年)から 0.3433(1995 年)と急激に格差が拡大した後、やや格差が更に拡大した 0.35568(1998 年)後は 0.3457(2001 年)と低下している。アトキンソン($e = 2$)のケースでは 0.19334(1986 年)→ 0.297069(1995 年)→ 0.39767(1998 年)と不平等度が大きく増加した後、0.31894(2001 年)と縮小している。他方で Entropy 指標(GE ($a=-1$)のケース)では 0.11992(1986 年)→ 0.2113(1995 年)→ 0.2222(1998 年)→ 0.23415(2001 年)と調査年ごとに格差が拡大している。これからいえることは EXPENDSQ で見た不平等度は、分析期間において多くの指標では 1998 年に格差がピークとなり²³⁾、一部の指標では 2001 年(Standard deviation of logs, GE ($a=-1$)のケース)がピークであるということである。

(厚生水準)

ある社会で格差が拡大することは、その社会の厚生水準(たとえば 10)式の Yitzhaki[1982], Stark and Yitzhaki[1983]、センの指標の意味で)が低下することを必ずしも意味しない。逆に格差が縮小することが厚生水準の上昇を必ずしも意味しない。これは厚生指標の定義式

厚生指標 = サンプルの平均値 × (1 - Gini)

から理解できる。例えば 10)式のセンの指標から、平均値の増加と分配の悪化(Gini 係数の上昇)が打ち消しあうことが分かる。10)式による指標は分配の程度とサンプルの平均、その社会の平均的な所得、消費を共に考慮しているという点で分かりやすい。

センの指標で見た場合、NETSQ は 1995 年の 207.6824 から 2001 年には 189.4474

22) GROISQ のジニ係数は各調査年ごとに格差が拡大している。GRO2SQ ではもはや一律の動きは見られない、

23) 消費税率が 3%(1995 年)から 5%(1998 年)に引き上げられた問題は無視している。

(非正サンプルを含まないケース)、188.5584(非正サンプルを含むケース)とそれぞれ 18.2350 ポイント、19.1240 ポイント低下した。各々▲ 8.78%、▲ 9.21%の水準低下に相当する。EXPENDSQ による場合には 1998 年の 11.66237 から 2001 年の 11.19718 へ 0.46519 ポイント低下し、▲ 3.99%水準が低下した。可処分所得で見ても消費で見ても、厚生水準は 2001 年には低下した。消費については多くの指標により格差は縮小していた、しかし消費水準の平均が低下することにより、厚生水準は低下した²⁴⁾。

家計自らの稼得能力を示す GROISQ では 181.4041(1986 年)→ 181.1803(1995 年)→ 171.8361(1998 年)→ 141.9149(2001 年)と、2001 年には激減した。1986 年と 2001 年を比較すると 39.4892 ポイント、▲ 21.77%の水準低下である。

これらの厚生指標の低下が、わが国家計に全般的な生活水準の低下を認識させたことは疑いないであろう。

表 7 分配、厚生状況の各調査年毎の推移

7 家計の類型別に見た可処分所得、消費の分配状況

ここでは世帯主の年代別、婚姻状態別、家族人員別、就業人員別に見た可処分所得と消費の状況について紹介する。分配の尺度は GE(2)、Gini 係数、アトキンソンの尺度($e = 2$)を主に紹介する。併せて表ではグループ内とグループ間の分解も紹介する。報告は世帯主の年代別と婚姻状態別を主にする。

7.1 世帯主の年代別

(可処分所得、NETSQ)

世帯主の年代別に NETSQ を見た場合(1986 → 2001 年)、Gini 係数は 20 歳代～

24) W(0.5)、W(1.0)、W(2.0)のいずれの指標も 1998 年から 2001 年には低下している。

60歳代では拡大している。逆に70歳代と80歳代では縮小している。エン트로ピー尺度で見た場合も概ね同様の傾向にある。アトキンソンの尺度($e = 2$)では、70歳代以下で拡大している(表8参照)。これからすれば高齢者の中の拡大よりも20～60代の格差が開いたことが分かる。言い換えれば格差の拡大は高齢化による見せかけのものではなく、20代～50代の現役層で起きたことが分かる、それは就職氷河期の影響を受けたと言われる20代にとどまるものではない。

この現役層における格差の拡大はGE(2)による場合でも(20代～60代、80代以上で拡大、70代で縮小)、A(2)による場合でも(20～70代で拡大、80代以上で縮小)同様の傾向にある。

20代が取り分け厳しい状況であることは、この年代のみがセンの厚生水準が155.6044(1986年)→163.4143(1995年)→161.4897(1998年)と低迷した後1986年の水準を下回る152.1613(2001年)まで低下したことにかがわれる。

表8 世帯主の年代別に見た可処分所得の分配、厚生状況

(消費、EXPENDSQ)

消費についてGini係数でみる限り、1986年から2001年にかけて全ての年代で格差の拡大がうかがえる(表9参照)。アトキンソンの尺度ではより明瞭に格差の拡大がうかがわれる²⁵⁾。1986年から1995年に格差が拡大したのは各年代とも共通する。ただしその後は20代では格差が調査年ごとに縮小し、30～50代では1998年まで格差が拡大、80代以上では一貫して拡大するなど、世代によって動きは異なる(Gini係数による場合)。2001年の消費について特徴的なことは、Gini係数とアトキンソンの尺度で概ね年代が高いほど、年代の格差が広がる傾向にあることである(他の年次については必ずしも当てはまらない)。Gini係数の分解では、グループ内の比率が1995年以降上昇していることが目立つ。

25)消費に関する年代別のGE(2)の変化は相当に激しい。

厚生水準で見ると、各年代とも 1986 年から 1998 年にかけて上昇した後、2001 年には全てのグループで低下している。厚生水準の体が実に広範囲であったことが改めてうかがわれる。本稿では消費税率が単純に上乘せされている扱いをしていることを考えれば、2001 年のケースで上乘せ率を控除すると 20 ～ 40 代の厚生水準は 1986 → 2001 年という期間において低下した、せいぜい横ばいであったと理解することもできる。60 代以上の高齢層では若干ともセンの厚生水準が上昇していることと対照的である。またその中で、20 代の厚生水準が 1995 年以降 70 代を下回るに至ったことが注目される。

表 9 世帯主の年代別に見た消費の分配、厚生状況

7.2 世帯主の婚姻状態別

(可処分所得、NETSQ)

Gini 係数で婚姻状態別に過疎分所得の分配状況をみたばあい、1986 → 2001 年の間では一律の動きは見られない。例えば男死別 (0.39567 → 0.37724) と女死別 (0.40506 → 0.38118) のグループ内では低下している。他方で男既婚 (0.29885 → 0.33679) や女既婚 (0.35152 → 0.44687) とグループ内格差が大きく拡大している。ただし貧困層にウエイトを置く A(2) では全てのサブ・グループで拡大し、高所得層に敏感な G(2) では、男女の離死別では格差は縮小、他方で男女の既婚・未婚で拡大と動きは更に様々である (表 10 参照)。さらに婚姻別に見たときの、他の年代別、家族人員別、就業人員別というサブ・グループとの違いは Gini 係数の分解で、グループ内の比率が各年とも 64.9 ～ 53.7 と際だって高いことである。世帯主の年代別では 16.9 ～ 18.4%、家族人員別では 18.4 ～ 20.7%、就業人員別では 29.9 ～ 34.1% である。このことは婚姻状態に加えて更に家族類型、例えば夫婦のみ、夫婦 + 在学中子供、夫婦 + 就業している子供など、多様な形

態を考察することが望ましいことを示唆している²⁶⁾。

婚姻状態別に見たもう一つの特徴は厚生水準の動きにある。そこでは

① 男世帯主のケースが女世帯主のケースを明らかに上回ること

② 男女とも離別のケースで、2001年において初めて明瞭に低水準に落ちたこと

③ 男既婚という、いわゆる標準パターン水準が他のグループを大きく上回ること

がうかがわれる。①と③は男女間格差や標準類型世帯の強さを改めて示している。離別家計が他の類型に引き離されたと言うことは、離婚率の趨勢的状況の中での課題を示唆している。

表 10 世帯主の婚姻状態別に見た可処分所得の分配、厚生状況

(消費、EXPENDSQ)

消費については、可処分所得ほどの男女間の明瞭な厚生水準の格差は見られない。男既婚と女既婚、男未婚と女未婚は概ね同水準にある。ただし男離別家計は1995、1998年には男未婚、男死別を上回っていたが、2001年には逆転している(表 11 参照)。可処分所得と併せて考えると男離別家計がこの間急速に困難な事態に陥ったことがうかがわれる。

女性に関して言うならば、離死別家計は明らかに女既婚・女未婚をかなり下回る。このことは女性が離死別した場合の困窮の程度が、相当なものであることを改めて強く示すものである。

表 11 世帯主の婚姻状態別に見た消費の分配、厚生状況

7.3 家族人員別、就業人員別

26) 多様な家族類型の考察については、本報告所の中の白波瀬佐和子報告を参照。

可処分所得 (NETSQ) を家族人員別にみると、Gini 係数やアトキン村尺度では各調査年と 1、2 名の家計で相対的に高くなっている。逆にセンの指標では、この層はかなり低い。特に 1 名のケースは 2001 年で 133.3 と他の層を 50 ～ 90 ポイント下回っている (表 12 参照)。消費 (EXPENDSQ) についても 1、2 名の階層の Gini 係数が高いという点は共通している。1 名と 6 名 (以上) という単身世帯と多人数家計の値が 10.13、10.34 と 2 ～ 5 名のケースの 10.90 ～ 11.98 より低いことが特徴である (表 13 参照)。

表 12 家族人員別にみた可処分所得の分配、厚生状況

表 13 家族人員別にみた消費の分配、厚生状況

就業人員別で可処分所得を見ると、人員が増えるほど Gini 係数は低下する傾向にあり、逆にセンの指標は高くなる (表 14 参照)。他方で消費については、一律の傾向はもはやうかがえない (表 15 参照)。就業人員がゼロというグループの銭の指標が低いことは予想できる。4 名 (以上) というグループのセンの指標は 1 ～ 3 名グループを下回る。家族人員の結果と併せると大家族・多数就業という家計グループは必ずしも裕福なグループではないことが示唆される。

表 14 就業人員別にみた可処分所得の分配、厚生状況

表 15 就業人員別にみた消費の分配、厚生状況

8 所得種類別に見た不平等の要因分解

8.1 変動係数の自乗によるケース

最初に 12) 式による分解についてみたい (表 16 参照)。ただし可処分所得が

正のものに限定した²⁷⁾。公的年金・社会保障以外の収入である稼得収入 (GROSS1) を世帯主と世帯主以外の収入で分解すると、世帯主収入の要因が 71.7 ~ 68.5% と多くを占めるが、世帯主以外の収入の要因が 1986 → 2001 年にかけて約 3.1% ポイント高まっていることが注目される (表 16 参照)。これは公的年金・社会保障収入を含む場合 (GROSS2) でも同様である (以上は世帯人員 2 名以上)。

粗収入に当たる GROSS2 を稼得収入 (GROSS1) と公的年金・社会保険料収入 (SOCIAL) で分解すると前者がほぼ 100 である。他方で SOCIAL の値が 1986、2001 年では、僅かではあるがプラスとなることが注目される。家族人員を修正しない、単に家計ベースで見た場合、広義の社会保障が分配の改善につながっていないことを示す点で重要な課題である。他方等価尺度で見た粗収入 SOCIALSQ は各年ともマイナスの値を示している (以上世帯人員 1 名以上)。

可処分所得 (NET) を世帯主純所得と世帯主以外純所得の要因に分けると、前者が 64.6 ~ 63.8% を占める。GROSS1、GROSS2 に比較すると不平等度分解について世帯主の比重がやや低いことが分かる。世帯主と世帯主以外のウェイトを等価尺度可処分所得 (NETSQ) でみると、世帯主のウェイトが 70.4 ~ 70.5% と、NET のケースに比べて約 6% ポイント高くなることが分かる (以上は世帯人員 2 名以上)。

等価可処分所得 (NETSQ) を稼得収入 (GROSS1SQ)、公的年金・社会保障 (SOCIALSQ)、税・社会保険料拠出 (MINDONATIONSQ) で分解すると、税・社会保険料拠出が - 19.4% ~ - 19.3% と再分配効果、格差縮小効果が大きく、公的年金・社会保障収入は 0.4 ~ - 0.7% と極めて低いことが分かる。ただし税・社会保険料拠出の効果は 1986 年から 1995 年にかけて - 19.46% から - 31.29% と上昇した後、1998 年には - 28.86%、2001 年には - 19.32% と大きく低下した。このことは 1995、1998 年から 2001 年に厚生水準が低下する中で、税制による格差拡大

27) NET と NETSQ の一部については非正サンプルを含む分解を行った。補表参照。

政策が展開されたことを意味している²⁸⁾。

表 16 所得種類による不平等要因分解(変動係数の自乗)

8.2 Gini 係数の分解によるケース

13)～17)式により、NETSQ と GRO2SQ に関して Gini 係数で見た所得種類別不平等要因と、その平均が 1%変化した場合の効果について全所得種類を取り上げることでみたい。前述の通り定義によりサンプルの平均値 m が負となる税金・社会保険料については、厚生水準に与える影響を取ることは難しいので、それは GRO2SQ に限ることにした。

(NETSQ)

等価可処分所得の分解結果を見ると(表 17 参照)、各調査年を通じて、分配不平等を抑制する必要十分条件である Gini 相関(R_k)が負となるのは、仕送り。公的年金以外の社会保障給付、税金・社会保険料抛出である。公的年金収入は 1986、2001 年の両調査年において R_k は正となっている。言い換えれば公的年金収入は、税金・社会保険料抛出を考慮したケース(可処分所得)では、分配の不平等を必ず抑制するとは言えない可能性がある。これは変動係数の自乗による分解と結果が一致する。実際に不平等に占める要因シェアをみると、仕送り(−1.1%～−1.5%)、公的年金以外の社会保障給付(−0.9%～−0.2%)、税金・社会保険料抛出(−20.9%～−20.3%)は格差を縮小させているが、公的年金収入は 1986 年 0.9%、2001 年 1.5%と両調査年では全体の格差を拡大する方向に働い

28) 消費税を除いた上でも、税制を通じた格差拡大政策が展開されたということである。

ている²⁹⁾。

Gini 係数の分解でも 1990 年代後半以降、税による格差拡大政策(1995 年 - 26.5%、1998 年 - 26.3%、2001 年 - 20.3%)が取られたことが裏付けられる。

他方で、所得種類毎 1%の変化による不平等に与える縮小効果は、公的年金収入が最も大きい。その効果も - 0.0785(1986 年)、- 0.1448(1995 年)、- 0.1707(1998 年)、- 0.1963(2001 年)も絶対値の意味で大きくなっている。それは税金・社会保険料拠出の - 0.0326(1986 年)、- 0.0704(1995 年)、- 0.0685(1998 年)、- 0.0204(2001 年)の効果を上回っている。その差も開いている。等価可処分所得に占める等価公的年金のシェアが 8.76%(1986 年)から逐年増加し 20.46%(2001 年)と倍以上増えた反面、税金・社会保険料拠出のシェアが 1995 年の - 19.46%から 2001 年には - 17.84%と絶対値の意味で低下したことなどによる。

これは 15)、16)式の定義により

$$\frac{\partial G}{\partial e} = S_j(R_j G_j - G) \quad \frac{\partial G / \partial e}{G} = \frac{S_j R_j G_j}{G} - S_j$$

税の S_j が負となる ($R_j G_j < 1$) 要素が強く働いてこと、各所得種類の値は 1%しか変化させず、 R_j と G_j は変化しないという仮定にもよっている。

表 17 NETSQ の所得種類による不平等要因分解 (Gini 係数)

(GRO2SQ)

次に税金・社会保険料拠出を考慮しない GRO2SQ を分解した(表 18 参照)。このケースも各調査年を通じて、 R_k が負となるのは、仕送りと公的年金以外の社会保障給付である。仕送りという私的移転は、高所得者から低所得者になされるであろうから、それが不平等の抑制効果を持つことは理解できる。公的年金以外の社会保障給付は生活保護や心身障害者保護など、ナショナルミニマムに関するものが大半と考えられる。それが不平等の拡大を抑制していること

29) 公的年金収入で注目されることは、その Gini 係数が調査年ごとに小さくなっていることである。これは公的年金について低受給者のかさ上げ、あるいは高受給者の引き下げが行われた可能性を示唆している。

も理解できる。この二つの公的・私的移転の不平等要因に占めるシェアは、 -1.82% (1986年)、 -1.10% (1995年)、 -1.46% (1998年)、 -0.51% (2001年)である。この二つの所得種類が GRO2SQ に占めるシェアの低さからすれば、この値は小さなものではない。

公的年金収入は 1986 年には R_k は正となっている。もちろん 1995 年以降における公的年金収入の不平等要因に占めるマイナス・シェアは -1.88% (1995年)、 -2.39% (1998年)、 -0.73% (2001年)と仕送りと年金以外の社会保障給付の合計を上回る。しかし所得種類における公的年金と仕送り・年金以外の社会保障給付のシェアの差を考えれば、この差は大きいものではない。

所得種類毎 1% の変化による不平等に与える抑制効果は公的年金が圧倒的に大きい。ここで厚生水準に与える 18) 式の $m_j(1 - R_jG_j)$ の内、 $(1 - R_jG_j)$ についてみたい。平均値 (m_j) について所得種類により大きな差があること、 m_j の変化でも R_j 、 G_j が一定であるという仮定を考えると、 $(1 - R_jG_j)$ は厚生水準に与えるインパクトを、極微少な意味で取り出したと考えることができる。それによれば仕送りや年金以外の社会保障給付のインパクトは、各年とも公的年金のインパクトよりも大きいことが分かる。仕送りや社会保障給付のインパクトが低下した 2001 年においても、仕送り 1.1415、社会保障給付 1.1527 と公的年金の 1.0157 を 0.1 ポイント以上、上回っている。公的年金以外の社会保障給付の GRO2SQ に占めるシェアは 0.0076(1986年)であったが、それ以降は 0.0066(1995年)、0.0064(1998年)、0.0067(2001年)と低下した。社会保障給付がナショナルミニマムの性格を強く持つこと、厚生水準の改善に低下したとはいえなお公的年金よりも強いインパクトを持つことを考えれば、分配政策におけるその重要性は再考されてよい。しかし実際には、最近における生活保護の見直しなどにみられる動きは、社会保障給付の削減を目指しているように考えられる。

表 18 NETSQ の所得種類による不平等要因分解 (Gini 係数)

8.3 世帯主の年代別にみた特徴

Gini 係数を世帯主の年代別に分解した場合の特徴を簡単に指摘したい。ここ

では世代内の分配を主に見ることになる。

第一は所得種類毎に見たシェアの動きである。20代、30代で税金・社会保険料抛出のシェアが中期的短期的に増加あるいは横ばい傾向である。例えば20代は－15.33%(1986年)→－14.63%(1995年)→－14.27%(1998年)→－16.25%(2001年)である。これに対し60代以上では大きく減少していることである(表19参照)。60代では－20.78%(1986年)、→－19.89%(1995年)→－18.45%(1998年)→－15.72%(2001年)である。70代、80代以上でもこの間税金・社会保険料抛出のシェアは3.2%ポイント、3.9%ポイント低下している。60代以上の高齢者は(直接税を中心とした)税金・社会保険料の負担は低下したが、20代、30代の若い世代では逆だということである。

他方で公的年金収入のシェアは60代で23.85(1986年)→38.59%(2001年)、70代で34.24(1986)→59.96%(2001年)、80代では33.76(1986)→57.50%(2001年)と急増している。言い換えれば若い世代では、近年所得が低下する中で税金・社会保険料負担が増加し、高齢世代では負担が減少する中で年金給付は増加しているということである。

日本の高齢者家計は雇用率が高く、所得に占める雇用者所得も高いとされてきたが、就業率の低下(表6参照)もあり、雇用者所得シェアは急激に低下している。例えば70代では55.16(1986)→41.11(1995年)→36.22(1998)→32.11%(2001年)、公的年金シェアと完全に逆転した。

第二は各所得種類の不平等要因に占めるシェアである。税金・社会保険料抛出の不平等抑制効果は全体でみた場合は減少していた。世帯主の年代別に見てもそれは同様で、1998年から2001年にかけて全てのケースで減少している。

仕送り(私的所得移転)の効果は、年代別には20代で最も大きい。これは若い世帯主では困窮しているので仕送りを受けるケースと若い家計が高齢の両親を扶養しているため、仕送りを受けている二つの要因が考えられる。

第三はわずかに所得が変化したときの分配に与えるインパクトである。2001年に税金・社会保険料抛出のインパクトが、20代(0.0044)、30代(0.0321)、40代(0.031)で正になったことである。これは20～40代では、税金・社会保険料抛出が1%増加すると、可処分所得分配の不平等が拡大することを示している。一般的に直接税ベースの課税の増加は分配をより平等とすることが期待され

る。2001年には若い世代では逆に、不平等を拡大するという逆のことが起きている。これは若い世代における税金・社会保険料拠出が増加する中ですが、拠出の増加が世代内での不平等を拡大しているということである。若い世代としては、およそ許容できない状態であろう。

表 19 年代別所得シェア

表 20 年代別所得種類による不平等要因分解

表 21 年代別所得種類によるインパクト

9 豊かさ尺度と貧しさ尺度

豊かな者はより豊かに、貧しい者はより貧しくなったのであろうか。この問題の分析では 6 節や 7 節で取り上げた Gini 係数などの分配尺度では限界がある。この問題を把握するためにある水準以上(例えば可処分所得メディアンの 2 倍)に属する豊かな家計比率、ある水準以下(例えば可処分所得メディアン^{1/2})に属する家計比率を見ることも多い。ただしそれでは貧しい家計比率(豊かな家計比率)が同じでも、その貧しい家計がより貧しく、豊かな家計がより豊かになるという点を把握できない。例えば可処分所得のメディアンは変わらないのに、貧しい家計の可処分所得は 3 万円から 2 万円に低下する。豊かな家計の可処分所得は 200 万円から 300 万円に上昇するというようなケースである。

一定水準以下の貧しい層の中での変化、逆に一定水準以上の豊かな層の中での変化を明示的に解決するために、豊かさ尺度として 11) 式、貧しさ尺度として Foster, Greer and Thorbecke[1984]による

$$FGT(a) = 1/N \cdot \sum ((1 - x_i/r_l))^a \quad (19)$$

式を取り上げる。ここで r_l は貧困ラインである。

11) 式の $Ra(x)$ における a は、豊かな層の中の所得が上昇してもそれにつれて増加するという性質を持つものではない。19) 式における $FGT(a)$ の a はその値が大きいほどより豊かな(より貧しい)分布に敏感である。分析の対象は等価尺度可処分所得(非正サンプルを除く)であり、サブグループは世帯主の年代と婚姻状態である。豊かさラインはメディアン²倍、貧困ラインはメディアン