

年齢構成、世帯人員構成の変化が世帯の所得及び消費格差に与える影響：1984 1994

第三経営経済研究部研究官 茂木 優寿

〔要約〕

80年代以降日本など先進国では、所得等の格差が拡大しているといわれている。しかし、世帯の経済状態の分布をみるには、全体の分布だけではなく、世帯の属性によるグループ別の分析などにも注目する必要がある。また、世帯の経済状態を表わす代理変数としては、所得に加えて、資産や生涯所得の影響も含む恒常所得仮説に立脚する、消費も有用である。これらの分析により、政策上有用な情報を得ることもできる。

日本では、高齢化に伴い若年層が減少し高齢者が増える、あるいは、核家族化や高齢単身者の増加などに伴い、小人数の世帯が増えるという、年齢構成、あるいは世帯人員構成の変化が起きている。本稿では、年齢別、および世帯人員別の分析を行うことにより、上記社会的変化の世帯消費分布あるいは世帯所得分布に与える影響を検討する。データとしては、1984年、1989年、1994年の全国消費実態調査結果を用いる。この時期は、バブルとその崩壊にあたっている。また、単身世帯も含んだ総世帯について主に分析を行っている。得られた結果は以下のようなものである。

- ① 年齢別の年間収入格差、消費支出格差は、傾向として年齢が増えると共に増加している。これは、各種先行研究の結果と同一である。また、消費については恒常所得仮説と整合的である。
- ② 1984年と1994年間の格差の変化について寄与分解を行うと、年齢別の分析では、年間収入の場合、年齢構成の変化による寄与が8割程度を占め、同年齢層内での格差拡大や年齢層間の格差拡大など本質的な格差増加の寄与は2割程度に過ぎない。消費支出の場合には、本質的な格差はマイナス寄与であり、格差を縮小させている。年齢構成の変化による寄与は全体として分布を拡大させている。一方、世帯人員別の分析では、世帯人員構成の変化による寄与は、年間収入の場合2割程度にすぎないが、消費支出の場合では同寄与が6割程度を占めている。
- ③ 1984年と1989年の間、1989年と1994年の間に分けて消費支出の格差変化の寄与をみると、1989年と1994年間のバブル崩壊時に、グループ内、グループ間の格差が縮小している。
- ④ 上記の結果は、世帯人員の影響を考慮した等価所得、等価消費についてもほぼ同様

である。

⑤ 以上から、1984年と1994年の間の消費、あるいは所得の格差拡大のうち、かなりの部分は年齢構成変化、世帯人員構成変化に伴うある意味で見かけ上のものである。

上記結論は、全体の所得格差等が拡大していたとしても、不平等な経済状態の格差が拡大していると断定することには、慎重でなければならないことを示している。

今後は、雇用環境の変化や世代間の格差移転などにより、経済状態の格差が広がる可能性もあり、経済状態の分布についての研究は必要性を増すものと考えられる。

1. はじめに

(1) 経済状態の格差の状況

人々の経済状態を考察する場合、貧困の克服は重要な問題である。しかし、先進国においては、第2次大戦の終了以降、絶対的、平均的な所得水準は上昇し、貧困層は確実に減少した。一方、平均的な所得水準の問題とは別に、所得水準の格差も問題となる。大きな格差が存在する場合はもちろんであるが、極端な格差がなく、皆がそこそこ豊かだとしても、格差が不合理なものとして意識されるなら、社会的な満足度は小さくなる。こうした所得や消費の格差について、全体だけではなく、より詳細な構造を明らかにすることは有用である。例えば、格差が広がってきていても、それが不平等を反映した真の格差の拡大か、あるいはみかけ上のものかなどが判定できる。そして、真に格差が拡大しているとする、それを緩和するためにどのような政策が必要かを示すことができる。

所得分布の時間的な推移を考える場合、長期的なものとしてクズネッツの逆U字仮説がある。この説は、経済発展の初期には格差が広がるが、ある程度経済発展が進むと格差が縮小するというものである。資本主義の発展初期には資本家に富が集中するが、経済が発展してくると、一般労働者の所得水準も向上して、格差が小さくなることは、先進国の発展過程として一般的に受け入れられよう。米国では戦後1950年代、60年代に所得格差は

大幅に縮小し、貧困率も大きく低下した。日本でも、戦前に比べ、戦後大幅に格差は縮小した。農地開放や財閥解体等の大きな制度改革が行われたことも要因であるが、経済発展の結果でもある。

しかし、先進国の経済状態の格差に関する各種研究によれば、70年代末から、格差は逆に広がってきている。西崎・山田・安藤(1998)(以下西崎他(1998)と記す)では、80年代の所得の分配について各国比較を行っているが、格差の程度を示す指標であるジニ係数(後述第2節2項及びAppendix 1参照)の変化をみると、殆どの国では80年代に格差が拡大している(表1)。

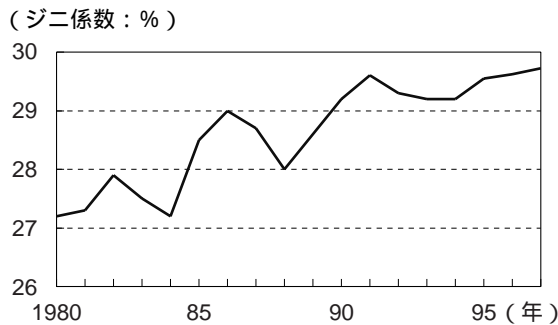
また、日本について、総務庁の家計調査によって年間収入のジニ係数の推移をみても、80年代以降、格差が広がってきていることがわかる(図1)。

表1 市場所得の分配についての各国の80年代のジニ係数の変化

日 本	29.8 (1984年)	(32.6 1994年) 31.7 (1989年)
米 国	38.8 (1979年)	41.1 (1986年)
イギリス	36.5 (1979年)	42.8 (1986年)
フランス	40.6 (1979年)	41.7 (1984年)
カナダ	35.0 (1981年)	37.4 (1987年)
スウェーデン	41.1 (1981年)	43.9 (1987年)
オランダ	33.9 (1983年)	34.8 (1987年)
ベルギー	27.5 (1985年)	27.3 (1988年)

(資料) 西崎等(1998)より一部抜粋、日本以外の原典は Atkinson (1995)

図1 日本の年間収入の分布の推移



1997年の米国大統領経済白書では米国の経済的格差の状況について分析している。その中では賃金の分布が80年代に拡大しているが、学歴間格差、年齢間格差なども同時に広がっていることを示している。この賃金格差の拡大の原因として、次の3つの要因をあげている。第1に、最も大きなものとして、需要サイドの要因を示している。技術進歩や輸入の増大などにより、高熟練者に対する労働力需要が低熟練者より大きい場合、高熟練者の賃金は低熟練者の賃金に比べて相対的に上昇し、格差は拡大することになる。第2は供給サイドの要因である。移民や労働経験の少ない女性の労働参加率上昇などにより、低熟練者の供給が増加した場合、低熟練者の賃金が下落し、やはり格差は拡大する。第3は制度的要因である。労働組合の影響力の低下や、最低賃金の実質価値の低下なども格差拡大に寄与している可能性もある。専門家のコンセンサスとしては、技術変化が最も有力な要因とされている。

上記の要因のうち技術進歩などは、ある程度先進国に共通しており、80年代に各国で共通して格差が拡大したことの大きな要因と考えられる¹。

経済状態の格差として、資産の格差も重要である。経済発展の結果、個人や世帯の貯蓄や土地等

の資産蓄積が進んできており、これから生じる所得や帰属家賃等の効果も大きなものとなっている。この結果、株価や地価などの資産価格変動の与える影響が大きくなっている。さらに、遺産の問題も重要である。高山(1992)や高山・有田(1996)ではマイクロデータを用いて、これらストック面に焦点を当てて分析している。今日の、日本のバブル崩壊の影響や、米国の株価高騰の影響などは興味深い問題であり、研究の充実が望まれる。

人々の経済状態を測るのに有効な手段として、消費を使う方法がある。人々の経済状態は、その時々所得よりも、生涯全体で得られる所得によって計測すべきである。しかし、将来得られる所得は不確実であり、生涯所得を実際に計測することはできない。恒常所得仮説によれば、人々は、消費を、その時々の一時的な所得ではなく、恒常的な所得の予測に基づいて決定する。従って、消費は人々の経済状態を図る良い代理変数となる。Cutler and Katz(1992)、Johnson and Shipp(1997)などは、米国について80年代に消費の格差が拡大したことを示している。

(2) 年齢別の所得及び消費格差の先行研究

経済状態の格差を説明する要因としては、学歴、業種、企業規模、性別など様々なものがあるが、年齢による格差も良く知られている。一般に、年齢が上がるにつれて賃金は上昇していくが、この度合いは、特に大企業の勤務年数の長い労働者で高く、転職者や女性などでは小さく、年齢が上がるにつれて、格差も広がってゆくことになる。この理論的な説明として恒常所得仮説を用いると、年齢が上昇するとともに、消費の分布は拡大していく²。

Deaton and Paxson(1994)は、米国、英国、

¹ この時期、米国でレーガン政権、英国でサッチャー政権といった市場重視型の政権が存在していたことも、これらの国の格差拡大に関係があるかもしれない。

台湾の3カ国について、世帯主の年齢階層別の世帯の所得、消費の分布を求め、これから年齢が違ふことによる格差（年齢効果）と、生まれた世代が違ふことによる格差（コーホート効果）を分離して求めている³。そして、年齢効果は、各国とも概ね年齢が上昇すると共に格差が拡大していることを示している。Ohtake and Saito（1998）は、日本について同様の分析を行っている。データとしては、1979年、1984年、1989年の全国消費実態調査の、2人以上の一般世帯の個票を用いている。この研究では、①消費の加齢による格差（年齢効果）が40歳付近から大きくなる、②ライフサイクルの初期の格差（コーホート効果）が、若い世代で大きくなっている、③1979年と1989年間の消費の格差の変化について、年齢構成変化、年齢層内格差変化、年齢層間格差変化の3つに要因分解⁴し、半分が高齢化等による年齢構成変化により、3分の1が各年齢層内格差の拡大による、との結果を得ている。なお、世帯単位の消費をそのまま用いるのではなく、世帯人員を考慮して、世帯員の実感に近い等価消費（後述第3節第6項参照）を用いた場合についても、①の結果は同様になることを示している。大竹・斉藤（1996）では、消費の分布の変化について、年齢構成の変化による影響と、年齢層内格差及び年齢層間格差の変化による影響とに分けて、1959年から1989年の勤労者世帯について分析し、60年代、70年代は年齢構成変化要因はほぼ中立で、年齢層内格差及び年齢

層間格差の変化による影響が分布を小さくさせてきたこと、また、80年代は年齢構成変化要因と、年齢層内格差及び年齢層間格差の変化要因が共に格差を高めていることを示している。

西崎他（1998）では1979年、1984年、1989年、1994年の全国消費実態調査の個票データを用いた分析を行っている。この研究では、単身世帯も含んでいる。また、世帯単位から個人単位に変換して分析している。結果としては、①等価可処分所得は単純な1世帯当たり、一人当たりの可処分所得より平等である、②日本の等価可処分所得は北欧諸国より不平等であるが、G7の中では比較的平等である、③日本の再分配前所得は国際的にみてかなり平等である、④高齢者の属する世帯の所得格差は、高齢者が世帯主となっている世帯よりかなり小さい、⑤84年と94年間で可処分所得格差は拡大したが、これは第1に高齢化による就業者なしの世帯の増加、第2に就業世帯の中での格差拡大による、との結果を示している。同論文では、消費についての分析は行われていない。

松浦・滋野（1998）では、1994年単年度の全国消費実態調査の単身世帯も含んだ個票データを用いて、年齢別の消費、所得、資産の分布を求めている。この結果、①60歳以上の高齢者の消費等の格差のほうが、30代、40代での格差より大きいこと、年齢と消費等の格差の関係が非線形であること、③消費等の水準は60歳以上のほうが30代、40代よりも高いことを示している。

² 恒常所得仮説では、ある時点 t で利用可能な全ての情報を用いて予測した恒常所得をもとに、その期の消費 $\alpha(t)$ は決定されている。そこに、属人的なショック (t) 例えば、予期しない資産の増加や、恒常的な増収の予測などがあると、次期の消費 $\alpha(t+1)$ が変化する。

$$\alpha(t+1) = (t)\alpha(t) + (t)$$

ここで、利率が一定で、時間選好と利率が等しい、つまり、 $(t) = 1$ と仮定してこの分散をとると、

$$\text{VAR}(\alpha(t+1)) = \text{VAR}(\alpha(t)) + \text{VAR}((t))$$

つまり、ランダムウォーク過程となり、時間と共に格差は拡大していく。なお、Hall（1978）はより厳密な説明を与えている。

³ 例えば、1980年時点の30歳の所得分布は、1950年生まれのコーホート効果と、30歳の年齢効果の合計である。

⁴ ①年齢構成変化：高齢化等により人口に占める若年層の比率が減り、高年齢層の比率が増えるという変化、②年齢層内格差の変化：30代、40代など各年齢層の中での格差の変化、③年齢層間格差の変化：30代の平均と40代の平均の格差、30代の平均と50代の平均の格差など各年齢層の平均間の格差の変化。

(3) 本稿のねらい

以上紹介した先行研究では、単身世帯も含んだ総世帯については、消費の分布が年齢構成の変化等によりどのように変化するか要因分解が行われていない。単身世帯は、高齢者や若者で大きな割合を占め、これを除いた分析は不十分である。また、84年から94年までの時期は、途中にバブルの発生と崩壊という興味深い現象を含んでいるにもかかわらず、この時期では消費の変化は見られていない。

また、社会的な変化として高齢化による年齢構成の変化の他、核家族化や若年者、高齢者の単身世帯の増加などにより、世帯人員の減少という変化も起こっている。このような構造変化が所得や消費の格差に与える影響も重要である。

同年齢層グループ内での所得、消費の格差が変化せず、異なる年齢層グループ間での所得、消費の格差も変わらないとすると、各人は格差が拡大しているとは実感しないであろう。しかし、高齢化により年齢構成が変化し、所得、消費の格差が大きい高齢者層の比率が増えれば、それにより、社会全体では所得、消費の分布が拡大してしまう。このような所得、消費の分布の変化は、ある意味で見かけ上のものと言える。また、世帯人員の変化による所得、消費の分布の変化についても、各世帯人員グループ内格差の変化や各世帯人員グループ間格差の変化という真の不平等度変化とは分離して考えるべきであろう。

以上のことから、本稿では、1984年、1989年、1994年の全国消費実態調査を用い、2人以上の一般世帯及び単身世帯まで含めた総世帯について、年齢別の所得と消費の分布を求め、格差の変化の要因分解を行う。また、世帯人員別についても、

同様に所得、消費の分布を求め、格差の変化の要因分解を行っている。なお、主に世帯人員別について、等価尺度を導入し、世帯単位の場合との違いがあるかを確認する。

本稿の構成は、第2節で、用いたデータと分析方法を示す。第3節では実証結果を示しながら分析を行う。まず、全体の格差の変化について示し、その後、年齢別の格差の変化、格差変化の要因分解、また、世帯人員別の格差の変化、格差変化の要因分解について述べていく。そして、以上の結果が、等価尺度を導入しても変わらないことを示す。第4節では、本稿の結論と課題を述べる。なお、本論からやや逸脱する分析は、最後のAppendixで補足的に示されている。

2. データと分析方法

(1) データ

データは全国消費実態調査を用いている。これは、サンプル数で約6万世帯が調査されており、約8千世帯の家計調査に比べ、より信頼度の高い調査と言える。用いた調査は、1984年、1989年、1994年の3時点である。これ以前の調査では、専業農家が除かれており、調査範囲がやや異なっている。本調査では、2人以上の一般世帯と単身者世帯は基本的に別に集計されているが、本稿では、合計した総世帯についての分析を主とする。

本稿の分析の大きな特徴は、個票ではなく、刊行された報告書の集計表のデータを利用していることである。集計表を用いる都合上、所得は、勤労所得、資本所得、自営所得、それに年金等の移転も含めた年間収入を用いる。消費については、消費支出の月額を用いている。これは、住宅・土地購入費、貯金等金融商品の購入、租税等の支払

⁵ まず、各消費支出金額階級について、中間金額（例えば20万円から25万円の階級であれば、22万5千円）と、その階級の世帯数という組み合わせの点を考える。この点を直線で結ぶと、消費支出に対する世帯数の分布の形状が連続的に得られる。この分布のもとで、各消費支出金額階級の平均金額を推計した。

いなどは含んでおらず、一方、家賃を含んでいる。これらの金額階級別の世帯分布と平均金額を用いて不平等尺度を算出する。なお、消費については世帯分布と全体の平均金額しかなく、これから各階級別の平均金額を推計して用いている⁵。以上から、得られた結果は個票を用いた場合に比べ近似的なものにならざるを得ない。しかし、分析を行うのに十分な精度を持つものである(Appendix 2)。

(2) 不平等尺度

各種の不平等尺度はそれぞれ特徴を持っており、所得や消費の格差の変化をみるには、幾つかを組み合わせてみるのが好ましい。本稿では、以下の4つを適宜用いる。なお、定義の数式はAppendix 1 に示している。

・ジニ係数 (Gini)

ジニ係数は一般的によく使用されるものである。完全平等の時は最低値0で、不平等度が高まるほど値が大きくなり、完全不平等の時は最大値1 (100%) となる。ローレンツ曲線⁶との関係では、ローレンツ曲線と45度線との面積の2倍である。この面積が同じであれば、ローレンツ曲線の形が異なっても、ジニ係数は変化しない。つまり、どの所得 (消費) 層の変化によるかは中立的である。

・平均対数偏差 (MLD)

MLDは、エントロピー尺度の一つである。完全平等の時、最低値0をとる。所得あるいは消費0の世帯がある場合は対数が計算できないので調整が必要である。対数をとっていることから、低所得 (消費) 層での変化に敏感である。また、異なる時点の年齢別など構成グループ別のデータか

ら、MLDの変化をグループ構成変化、グループ内格差変化、グループ間格差変化の3つの寄与に要因分解できる。

・平方変動係数 (SCV)

SCVは、変動係数 (標準偏差 / 平均値) を2乗したものである。完全平等の時は最低値0で、完全不平等の時は世帯数をnとすると最大値n - 1となる。所得 (消費) の分散をとっていることから、高所得層での変化に敏感である。賃金所得、資本所得、移転など所得 (消費) 構成の要因分解が容易である。

・対数分散 (VL)

VLは所得あるいは消費の対数の分散である。完全平等の時最低値0をとる。対数をとっていることによる特徴はMLDと同様である。恒常所得仮説のもとで、加齢に伴う属人的なショックがないとした場合、消費のVLの加齢に伴う変化もない。従って、恒常所得仮説の実証に便利である⁷ (Deaton and Paxson, 1994)。なお、異なる時点のVLの変化についても構成グループ別データから寄与別の要因分解ができる。

MLDとVLの要因分解についてもAppendix 1 に示している。

なお、単身世帯と2人以上の一般世帯では、報告書集計データの金額階級が異なり、合計した総世帯の金額階級が作れない。このため、総世帯については、ジニ係数は計算していない。

3 . 実証結果

(1) 全体の变化

2人以上の一般世帯について年間収入の分布の経年の変化をみると (表 2)、84年と89年の間で

⁶ 各世帯を低所得 (消費) から順番にして、横軸に累積世帯数の百分率、縦軸に累積所得 (消費) シェアの百分率をプロットしたもの。

⁷ Deaton and Paxson (1994) では、利子率が一定で、時間選好と利子率が等しいとの仮定をおいている。つまり、脚注2において、 $(t) = 1$ としている。しかし、Ohtake and Saito (1998) が示しているように、消費のVLを用いるのであればこの仮定は必要ない。また、逆に、この仮定のもとであれば、消費のVL以外の不平等尺度でも、ランダムウォークとなる。

表2 年間収入分布の推移(%)

	Gini	MLD	SCV	VL
2人以上世帯				
1984	26.8	13.1	27.7	27.3
1989	28.0	14.4	33.6	29.1
1994	28.8	14.9	31.9	30.9
総世帯				
1984		17.9	35.2	40.0
1989		20.3	42.9	44.6
1994		21.4	41.8	48.4

は全ての指標が上昇しており、年間収入の格差が拡大していることがわかる。一方、89年と94年の間では、ジニ係数およびMLD、VLが上昇する一方、SCVが下がっている。各尺度の特徴を考えると、この間、全体としては分布は拡大したものの、高所得層では格差が縮小した可能性がある(後述図8参照)。

同様に単身世帯も含む総世帯について年間収入の分布をみると、2人以上の一般世帯に比べ、全体的に格差が拡大している。これは、後に分析するが、単身世帯内の格差が2人以上の一般世帯内の格差に比べて大きいためである。経年変化をみると、2人以上の一般世帯の場合と同様の変化の方向となっている。これは、西崎他(1998)の可処分所得についての結果とほぼ同様である。

次に、消費についてみる(表3)。消費支出の分布は、2人以上の一般世帯でも、単身世帯を含む総世帯でも、年間収入に比べると各年とも格差は縮小している。これは、収入が一時的な変化も含むのに対して、消費は、より安定的な恒常所得に基づいて行われているという恒常所得仮説と整合的である。

経年の変化では84年と89年の間では全ての指標で分布が拡大しているが、89年と94年の間には、2人以上の一般世帯では、ジニ係数およびVLが

表3 消費支出分布の推移(%)

	Gini	MLD	SCV	VL
2人以上世帯				
1984	24.5	11.2	24.9	22.4
1989	26.8	12.8	28.6	25.5
1994	27.6	12.6	26.3	25.7
総世帯				
1984		15.0	31.0	32.3
1989		16.5	35.1	34.7
1994		16.3	32.9	34.8

上昇する一方、MLDおよびSCVは低下しており、単身世帯を含む総世帯でも変化の方向は同様である。

以上の結果をみると、1984年と1989年の間では、年間収入も消費支出も分布が拡大した。一方、1984年から1994年にかけては、年間収入は格差はやや広がるか同程度、消費支出も格差は同程度かやや縮小というように余り変化がない。所得や消費の格差は、一般的に、景気が拡大すると格差は縮小し、景気が後退すると格差は拡大するという(counter cyclical)傾向が知られている。1984年、89年、94年という時期は、景気的には各々、弱い拡張期の半ば、強い拡張期のピーク近く、弱い拡張期の初期となっており、景気循環と所得及び消費の分布という点では、84年から89年に格差が縮小して、94年に格差が拡大という形が予想されるが、実際はほぼ逆になっている。これは、平成2年の経済白書で分析されているように、バブル期に資産価格が大きく上昇し、この資産効果の影響が所得や消費に大きく影響したためと考えられる。

(2) 年齢別の変化

図2にみるように、年齢別の年間収入の格差をみると、30未満、30代ではほぼ変わらず、40代か

図2 年齢別の年間収入の分布
(1994年、2人以上世帯)

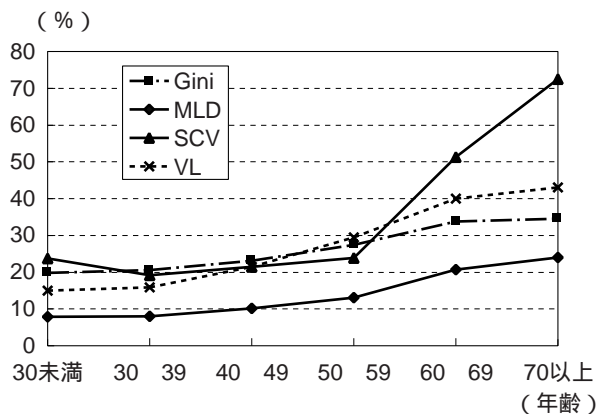


図4 年齢別の消費支出の分布
(1994年、2人以上世帯)

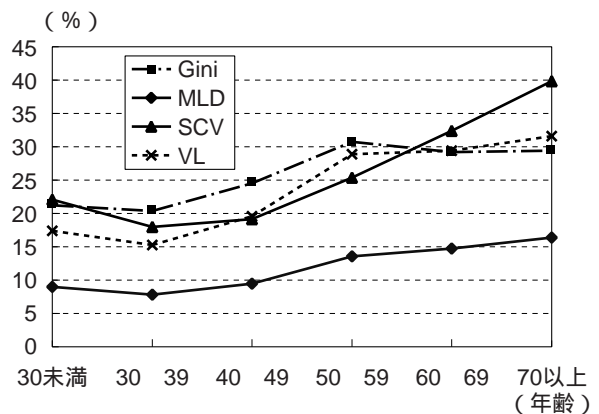


図3 年齢別の年間収入の分布(1994年、総世帯)

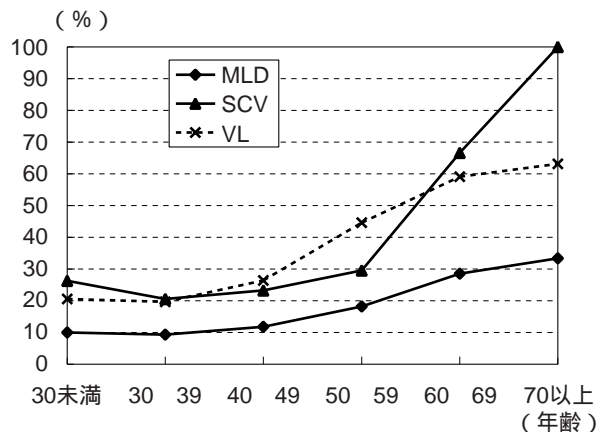
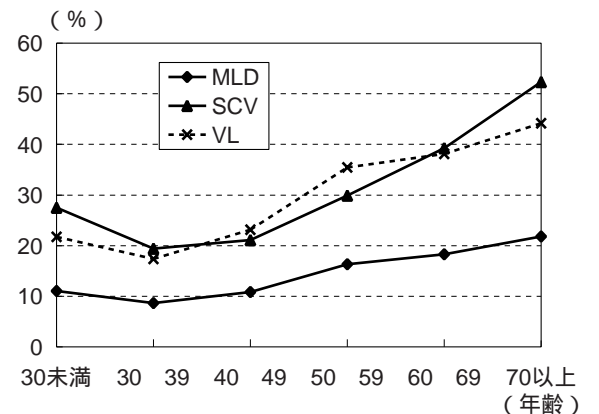


図5 年齢別の消費支出の分布(1994年、総世帯)



ら60代で格差が拡大し、70歳以上は分布は拡大するものの拡大度合いは小さくなるという結果になっている。この傾向は、84年、89年の結果でも変わらない。SCVが高齢者層で大きくなっているが、これは高所得層が多いことを示していると考えられる。

単身世帯も含めた総世帯の場合(図3)も、全体的に格差の水準は上がるものの、ほぼ同様である。

次に消費支出の場合をみても。図4にみるように、2人以上の一般世帯の場合、年間収入の場合と同様、およその傾向としては年齢とともに分布も拡大するが、細かくみると、30歳未満から

30代にかけて分布は縮小している。また、40代、50代と分布が拡大するものの、SCV以外の指標では、60代、70歳以上にかけてほとんど分布は横ばいか小幅の拡大となっている。

単身者も含む総世帯の場合(図5)には、30歳未満の分布の拡大が目立ち、40代とほぼ同じか上回る程度になっている。また、60代、70歳以上での分布拡大もやや大きくなっている。30歳未満及び高齢者での格差拡大は、この年齢層で消費の格差の大きい単身者の占める割合が多くなっているためである。

以上の結果は、Ohtake and Saito(1998)あるいは松浦・滋野(1998)の結果とほぼ一致してい

る。また、恒常所得仮説からの予想に概ね沿うものである。ただし、特に単身世帯を加えた消費支出の場合など、30未満の格差が大きいのが目立つ。

第1節第2項の所で述べたように、Ohtake and Saito (1998)では、恒常所得仮説の理論的枠組みから、消費の年齢別VLについて、79年、84年、89年で共通の年齢効果（年齢により決まる寄与）とコーホート効果（各年代に生まれた集団であるコーホートにより決まる寄与）に分解している。この消費の30未満の格差が大きいことについて、コーホート効果が若年層で大きい、つまり、若年層のコーホートで、コーホート内の格差が拡大しているとの分析を行っている。

しかし、実際には10年間で年齢別分布の形状は大きく変化している。図6には2人以上の一般世帯

図6 年齢別の消費支出のVL（2人以上世帯）

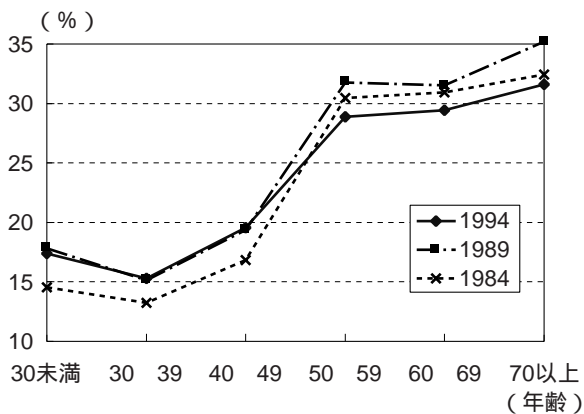
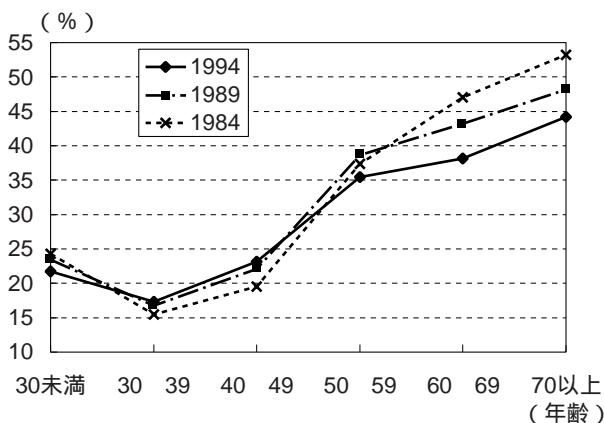


図7 年齢別の消費支出のVL（総世帯）



帯の各年の年齢別の消費支出のVLを示しているが、84年から89年には若干低年齢層で大きい、ほぼ上方に平行移動している。89年から94年にかけては、低年齢層ではあまり変わらず、高年齢層で低下している。図7の単身世帯を含む総世帯の場合では、低年齢層では変化は小さく、高年齢層で大きく低下している。

この間、コーホートは10年しかずれておらず、年齢効果は一定として、若年層のコーホート効果が増大したとしても、カーブの変化は若年層に止まり、高年齢層では変化は少ないはずである。実際には、コーホート効果以外に、調査年次に依存する効果も大きいということである。

(3) 全体の分布変化の年齢別要因分解

以上では年齢別の分布についてみてきたが、次に、この結果を用いて、(1)で示した全体の所得及び消費の格差の1984年と1994年の間の変化を、Appendix 2でMLDとVLについて示した方法により要因別に分解してみる。

年齢別のデータを基礎にすると、年齢構成変化による寄与、各年齢層内の格差変化の寄与、各年齢層間の格差変化の寄与、これら3つの要因に分解できる。

年間収入の1984年と1994年の間の10年間の変化（表4）をみると、年齢構成の変化、あるいは年齢層間の格差変化の寄与が大きくなっている。年齢層内の格差変化の寄与は小さい。

上記10年間で、本節第1項でみたように全体としての所得格差は拡大している。しかし、上記結果から、高齢化が進んでいることによる年齢構成変化による寄与、つまり見かけ上の格差拡大の寄与が大きく、年齢層内の格差拡大の寄与と年齢層間の格差拡大の寄与の合計の、真の格差拡大による寄与は、それほど大きくない。

次に消費支出の1984年と1994年の間の10年間の

表4 年間収入の分布変化の寄与分解
(1984 1994)

	全 体	年齢構成	年齢層内	年齢層間
2人以上世帯				
MLD	1.8	0.4 21%	-0.2 -10%	1.6 89%
VL	3.7	2.9 80%	-0.7 -18%	1.6 44%
総世帯				
MLD	3.5	2.6 75%	-0.0 -1%	1.0 28%
VL	8.4	7.1 84%	0.6 7%	1.9 22%

(注) 上段は全体の変化及び各寄与(%)
下段は全体の変化に占める各寄与の比率
以下の寄与分解の表も同様

表5 消費支出の分布変化の寄与分解
(1984 1994)

	全 体	年齢構成	年齢層内	年齢層間
2人以上世帯				
MLD	3.2	1.8 56%	1.0 30%	0.7 22%
VL	1.4	0.5 34%	0.2 15%	0.7 50%
総世帯				
MLD	1.3	2.0 153%	-0.6 -50%	-0.0 -4%
VL	2.5	4.3 172%	-0.8 -32%	0.3 11%

変化(表5)を分析してみると、2人以上の一般世帯の場合、年齢構成変化の寄与及び年齢層間格差変化の寄与が大きいという点で年間収入にやや近くなっている。しかし、総世帯では状況が大きく異なっている。MLD、VL共に、年齢構成の変化の寄与が非常に大きく、年齢層間の変化の寄与は小さい。一方、年齢層内の変化の寄与はマイナスの寄与を示している。

表6 消費支出の分布変化の寄与分解(総世帯)

	全 体	年齢構成	年齢層内	年齢層間
1984 1989				
MLD	1.4	1.2 82%	0.4 26%	-0.1 -8%
VL	2.4	2.4 100%	0.5 19%	-0.0 -2%
1989 1994				
MLD	-0.2	0.8 -500%	-1.0 673%	0.1 -69%
VL	0.1	1.6 1919%	-1.5 -1885%	0.3 365%

ここで、総世帯の1984年と1994年間の変化をさらに、1984年と1989年間の、1989年と1994年間の2つの期間に分けてみる(表6)。年齢構成変化の寄与は両期間でプラスとなっているのに対し、年齢層内の変化の寄与は84年と89年間のプラスから89年と94年間のマイナスに転じている。年齢層間の寄与は小さい。

つまり、総世帯の消費支出では、1984年と1994年間の格差拡大は、高齢化による年齢構成の変化によるみかけ上のものであり、年齢層内格差変化の寄与と年齢層間格差変化の寄与の合計の真の格差の寄与は84年と89年の間ではプラスだが、89年と94年の間には逆にマイナスとなり、格差を縮小させている。

なお、89年から94年に格差が縮小していることは、バブル経済の崩壊が、高い消費水準の層に対して、より影響を与えたのであろう。実際、図8に示すように、1984年と1989年の間では、年間収入が高い分位⁸ほど、その平均年間収入の伸び率は高かったが、1989年から1994年まででは、特に第10分位の伸びが鈍っている。消費についての分位データはないものの、所得同様に、高消費層へ

⁸ 世帯を所得(消費)の順番に並べて10等分すると、所得(消費)の低い順に、第1分位、第2分位...第10分位となる。

図8 年間収入10分位別の平均年間収入の伸び率
(2人以上世帯)

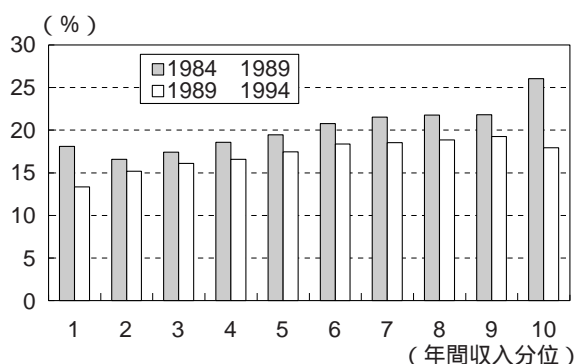
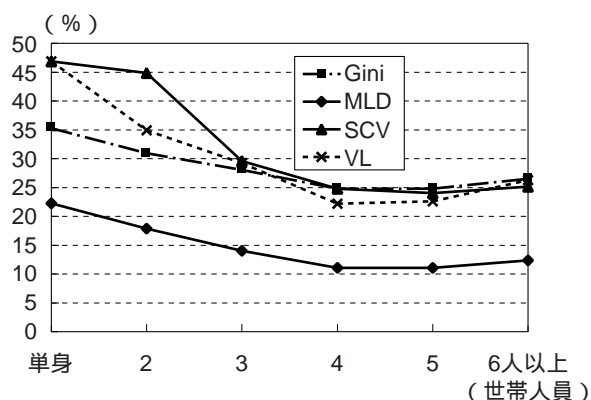


図9 世帯人員別の年間収入分布(1994年)



の影響が大きかったと推測される。

(4) 世帯人員別の変化

以上年齢別の分析と同様に、世帯人員別の分析を行ってみよう。世帯人員は、小人数化という社会的変化が起きており、この所得や消費の分布への影響は興味ある問題である。また、世帯人員で世帯の所得や消費を調整することにより、等価所得や等価消費を用いた分析が可能である。

図9にみるように、世帯人員別の年間収入の分布をみると、単身世帯で一番格差が大きく、2人世帯、3人世帯、4人世帯と格差が減少していくものの、それ以上の世帯人員の世帯では、ほとんど同じ格差となっている。この傾向は、84年、89年の結果でもほぼ同様である。

消費支出の場合には、図10にみるように、年間収入の場合と比べ、全体に格差の水準が下がっているが、形状はほぼ同様である。ただし、単身世帯の分布が収入の場合ほど大きくはなくなっている。

以上、世帯人員が単身や2人の小さい世帯で消費、所得の分布が大きいという事実から、先にみた年齢別の消費、所得の格差のある程度は、その世帯人員の構成から説明できる可能性がある。表7に示すように、実際、格差の大きい高齢者や30

図10 世帯人員別の消費支出分布(1994年)

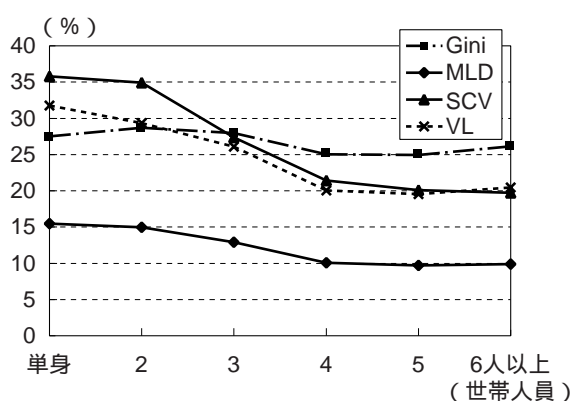


表7 各年齢層に占める世帯人員別比率(1994年)
(単位:%)

	30未満	30 39	40 49	50 59	60 69	70以上
合計	100	100	100	100	100	100
単身	59	12	8	11	26	45
2人	15	10	8	21	42	42
3人	16	19	15	27	17	7
4人	8	36	36	25	6	2
5人	2	16	22	10	3	2
6人以上	0	8	12	5	6	4

未満の若年層では、単身世帯や2人世帯の割合が高くなっている(表7)。

ただし、単身世帯や2人世帯であるという理由から、所得や消費の格差が大きく、世帯人員が多いから格差が小さいということとはできない。むしろ

図11 世帯人員別の年間収入のVL

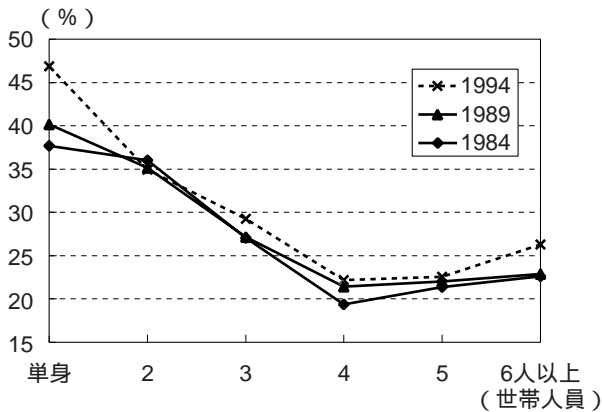
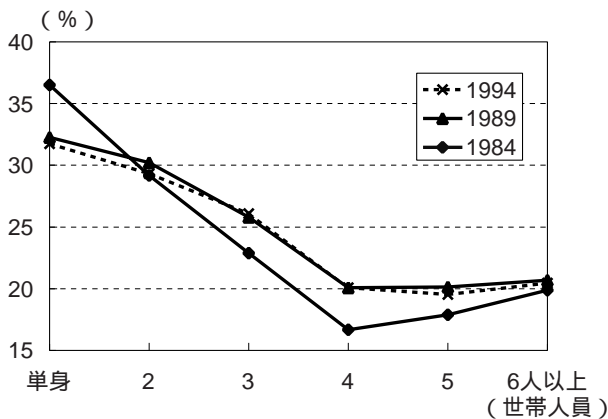


図12 世帯人員別の消費支出のVL



る、因果関係としては、格差の大きい若年層と高齢者において、単身世帯や2人世帯の比率が高いということのほうが、家族形態の年齢による変化からの自然な説明であると考えられる。

ここで、1984年と1994年の間の10年間での世帯人員別格差の形状の変化をVLを例にとってみると、年間収入では、84年、89年、94年と5年毎に小幅ながら全体的に格差が拡大している(図11)。一方、消費支出では、84年と89年の間で3、4、5人世帯で格差が拡大し、単身世帯では格差が縮小し、89年と94年の間では変化がほとんどない(図12)。

年齢別の場合と同様、世帯人員による分布は、傾向は年が経過しても変化しないものの、細かい形状はそれほど安定ではなく、その時々状況に

より変化するものと考えられる。

(5) 全体の分布変化の世帯人員別要因分解

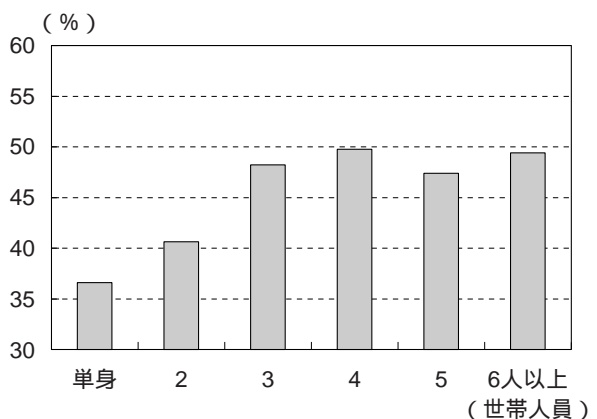
以上の世帯人員別の分布の結果を用いて、1984年と1994年の間の10年間の全体の所得及び消費の分布の変化について、年齢別要因分解で行ったのと同様の手法で分析する。ただし、世帯人員別のデータを基礎にすると、世帯人員構成変化による寄与、各世帯人員グループ内の格差変化の寄与、各世帯人員グループ間の格差変化の寄与の3つに分解できる。

年間収入の分布変化(表8)をみると、MLDでは世帯人員構成の変化の寄与が大きなプラス、世帯人員グループ間の格差の変化の寄与が大きなマイナスとなっている。世帯人員グループ内の格差の変化の寄与もある程度存在する。一方、VLでは各寄与ともある程度存在するが、世帯人

表8 年間収入の分布変化の寄与分解 (1984 1994)

	全体	世帯人員 構成	世帯人員 グループ内	世帯人員 グループ間
MLD	3.5	5.1 148%	1.6 45%	-3.2 -93%
VL	8.4	1.7 20%	3.1 37%	3.5 42%

図13 平均年間収入の伸び率(1984 1994)



員グループ間の格差の変化の寄与がやや大きくなっている。

MLDとVLの結果が食い違っているが、図13に各世帯人員別の平均年間収入の伸び率を示す。これをみると、1984年から1994年にかけて、概ね世帯人員の大きい、つまり平均年間収入の高い層の伸び率が大きく、世帯人員グループ間の格差は拡大していると考えられる。したがって、ここではVLの結果のほうが実態を反映しているといえる⁹。

世帯人員は小さくなる傾向が続いているが、この世帯人員構成変化による世帯年間収入の格差拡

大は2割程度であり、世帯人員グループ内格差の変化の影響、世帯人員グループ間格差の変化の影響が大きいことがわかる。

消費支出の1984年と1994年間の10年間の変化(表9)をみると、MLDでは世帯人員グループ間の格差が大きなマイナスとなっているが、年間収入の場合と同様、実態をうまく表していない¹⁰。VLの結果をみると、収入の場合とは違い、世帯人員構成の変化による要因が6割程度を占めている。

さらに84年と89年の間、89年と94年の間に分解すると(表10)、VLでみた場合、世帯人員構成変化による寄与は両期間で増加しているものの、世帯人員グループ内格差の変化、世帯人員グループ間格差の変化の寄与は84年と89年の間のプラスから、89年と94年の間のマイナスに転じている。これは、年齢別の分析の所で述べたように、バブル崩壊が高所得層(高消費層)に大きく影響したためと考えられる。

表9 消費支出の分布変化の寄与分解 (1984-1994)

	全体	世帯人員 構成	世帯人員 グループ内	世帯人員 グループ間
MLD	1.3	4.0 306%	0.1 9%	-2.8 -216%
VL	2.5	1.4 57%	0.9 36%	0.4 17%

表10 消費支出の分布変化の寄与分解

	全体	世帯人員 構成	世帯人員 グループ内	世帯人員 グループ間
1984-1989				
MLD	1.4	1.7 117%	0.6 39%	-0.8 -56%
VL	2.4	0.8 31%	1.2 49%	0.6 24%
1989-1994				
MLD	-0.2	2.3 -1518%	-0.4 270%	-2.1 1346%
VL	0.1	0.6 703%	-0.3 -369%	-0.1 -171%

(6) 等価尺度の導入

以上の議論での問題点は、世帯単位での年間収入や消費支出をそのまま用いていることである。世帯人員が多ければ収入や消費が多いのは当然であり、各世帯の世帯員の経済状態を正確には反映していない。実際には、世帯員の感じる効用は、世帯の収入や消費を世帯人員で調整したものとなる。具体的には次のような等価尺度¹¹を導入しよう。

等価尺度 = 所得あるいは消費 / (世帯人員)^e
 eは等価弾性値である。e = 0の場合は世帯単位であり、e = 1の場合では、一人当たりとなる。

⁹ MLDは各年で世帯人員グループ内格差と世帯人員グループ間格差に分解できるが、世帯人員グループ間格差は84年の4.8%から94年の6.0%へと拡大しており、MLDの結果がマイナスとなってしまっているのは、計算上各世帯人員グループの構成比が変化していることが反映されていないためである。

¹⁰ MLDの各年の世帯人員グループ間格差は84年の3.0%から94年の3.7%へと拡大している。

¹¹ Buhmann *et al.* (1988) 等参照。

eを単純に1とするのは適当ではない。例えば、消費を考えた場合、食費などは世帯人員の分だけ必要である。しかし、耐久財など世帯で共有して使用する物への支出は、世帯人員が多いからといって、比例的には増えない。以下では、試算結果（Appendix 3）や他の研究（西崎他，1998、Ohtake and Saito, 1998等）を参考に、年間収入、消費支出を世帯人員の0.5乗で割ったものをそれぞれ等価年間収入、等価消費支出として分析することにする。

表11は等価年間収入分布の推移を示している。年間収入の場合に比べると、全体的に格差が縮小していることがわかる。また、表12の等価消費支出でも同様である。これは、西崎他（1998）で指摘しているように、人々は効用水準が他人とあまり変わらないように同居、別居を選択するということも一因であろう。しかし、各年の各指標の分布の増大、減少はほとんど等価尺度導入前と変わっていないことがわかる。

次に、年齢別の分析についてであるが、図14に1994年の総世帯について、等価消費支出を用いた年齢別分布を示している。消費支出の場合に比べて格差は全体的に減少しているが、年齢の上昇につれて格差が拡大するとの傾向は変わっていない。

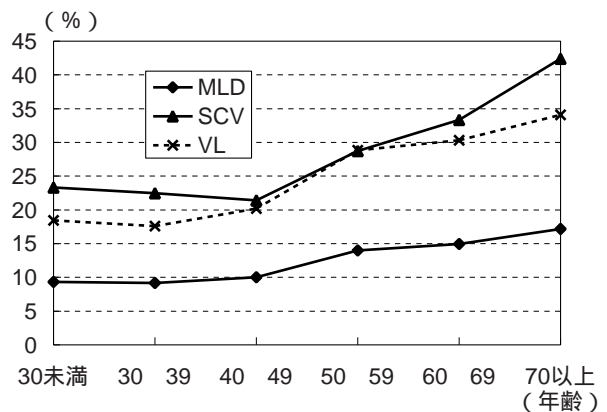
表11 等価年間収入分布の推移（％）

	Gini	MLD	SCV	VL
1984		13.5	29.6	27.9
1989		14.9	35.8	30.2
1994		16.0	34.9	33.4

表12 等価消費支出分布の推移（％）

	Gini	MLD	SCV	VL
1984		12.3	30.3	24.1
1989		13.1	31.2	25.7
1994		12.9	29.2	25.9

図14 年齢別の等価消費支出分布（1994年、総世帯）



Ohtake and Saito (1998) は1979年、1984年、1989年での2人以上の一般世帯についてe=0.5の場合の等価消費の結果を示しているが、やはり年齢による効果は変わらないとしている。西崎他（1998）では、1984年と1994年の可処分所得について、e=0.5で、世帯ベースから個人ベースに変換した世帯員の年齢別の格差を示している。ここでは、65-75歳と75歳超の2つのグループの間では、年齢の上昇による格差の拡大が見られないという点を強調している。しかし、同論文のデータをみる限り、18-25歳から26-40歳では格差が小さくなっているものの、その後41-50歳、51-64歳、65-75歳と年齢が上昇するにつれて等価可処分所得の格差も増大しており、世帯ベースの場合と本質的な差はないと考えるのが妥当であろう。

次に、世帯人員別の分析について、等価尺度を導入してみよう。

等価年間収入の場合（表13）は、MLDもVLもほぼ同様の結果となっており、世帯人員構成変化による寄与は2割程度となっている。この比率は、表8の年間収入のVLの場合と同じである。世帯人員グループ内格差と世帯人員グループ間格差の寄与の比率については、年間収入のVLの場合（それぞれ、4割、4割程度）とはや

**表13 等価年間収入の分布変化の寄与分解
(1984 1994)**

	全体	世帯人員 構成	世帯人員 グループ内	世帯人員 グループ間
MLD	2.4	0.4 18%	1.6 64%	0.4 18%
VL	5.5	1.4 26%	3.1 57%	0.9 17%

**表14 等価消費支出の分布変化の寄与分解
(1984 1994)**

	全体	世帯人員 構成	世帯人員 グループ内	世帯人員 グループ間
MLD	0.6	-0.7 -117%	-0.1 -18%	1.2 199%
VL	1.8	1.1 63%	0.9 51%	0.0 0%

表15 等価消費支出の分布変化の寄与分解

	全体	世帯人員 構成	世帯人員 グループ内	世帯人員 グループ間
1984 1989				
MLD	0.8	-0.1 -16%	0.6 72%	0.3 45%
VL	1.6	0.5 32%	1.2 74%	0.0 2%
1989 1994				
MLD	-0.2	-0.5 327%	-0.4 269%	0.8 -496%
VL	0.2	0.5 288%	-0.3 -180%	-0.0 -11%

や異なるものの、概ね、年間収入の結果と等価年間収入の結果は同様であるとしてよいであろう。

等価消費支出の場合（表14）、MLDは有効な分析となっていないが、VLの結果は、各項目の寄与は表9の消費支出のVLの結果（世帯人員構成変化、世帯人員グループ内格差変化、世帯人員グループ間格差変化それぞれの寄与は、6割、4割、2割程度）に近いものとなっている。

表15の年代を分けた結果でも、VLについてみると、世帯人員構成変化の寄与については84年と89年の間、89年と94年の間ともにプラスであるが、世帯人員グループ内格差変化の寄与と世帯人員グループ間格差変化の寄与の合計は、84年と89年の間のプラスから、89年と94年の間のマイナスに転じており、表10の消費支出の分布変化の場合と同様である。

以上から、世帯単位の年間収入、消費支出を用いて分析した場合と、各世帯員の感じる効用を考慮した等価年間収入、等価消費支出といった等価尺度を用いて分析した場合とを比較すると、等価尺度を用いた場合のほうが、全体的に格差が縮小している。しかし、年齢別、世帯人員別の格差の様子、異なる時点間の格差変化の寄与度分解などにおいて、本質的な違いは見られないことが確認できた。

4. 終わりに

80年代に先進国では所得の格差が広がり、日本でも、各種調査研究の結果により、90年代半ばまで格差の拡大が示されている。しかし、全体の数字をそのままみるのではなく、各種グループ別の分析をすることにより、より正確な姿に近づくことができる。また、それにより、どのグループに対して重点的に施策を行えば良いのかなど、政策に必要な状況把握も可能になる。

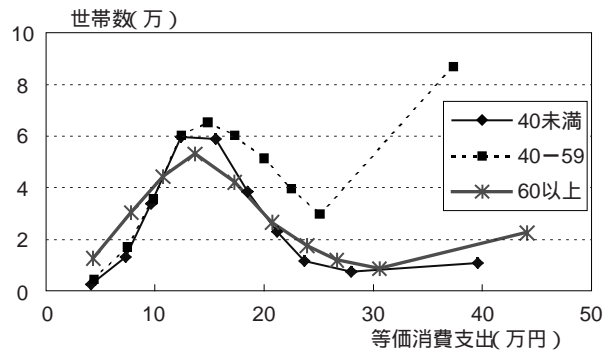
本稿の結果では、1984年と1994年の間の年間収入の分布変化のうち、高齢化による年齢構成の変化による寄与が8割程度を占め、同年齢層内での格差拡大や年齢層間の格差拡大などの本質的な格差増加の寄与は2割程度に過ぎない。消費支出の場合には、本質的な格差の変化はマイナス（格差縮小）寄与であり、年齢構成の変化による寄与は全体での分布を拡大させている。世帯人員の変化についても、年間収入の分布拡大では、世帯人数

の減少傾向という世帯人員構成の変化による寄与は2割程度を占めているにすぎないものの、消費支出の分布拡大では、同寄与が6割程度を占めている。このように、1984年と1994年の間の所得および消費の分布拡大のうち、かなりの部分は年齢構成変化や世帯人員構成変化に伴う、ある意味で見かけ上のものであるとの結果を得た。したがって、全体の所得格差等が拡大していることにより、経済状態の格差が拡大し、不平等さが高まっていると断定することは、やや粗い議論である。

ただし、本稿の結果から、問題が存在しないということを主張するわけではない。例えば、年齢の上昇に伴う所得・消費分布の拡大は、各人の属人的な努力、運などが積み重なった結果であり、ある意味で自然なものである。しかし、これが機会の不平等、例えば親の所得による教育環境の差や、遺産の相続などの結果であれば問題であり、機会平等が保証されるように是正の努力をする必要がある。また、機会の平等等が保障された上での自然な結果としても、実際に高齢化が進むことにより、消費水準の低い層の割合が増えるという状況¹²を、そのままにしておいてよいかどうかは、国民がどのような考え方をするかを選択の問題であり、それを反映して政府の施策が行われることになる。

現在、日本経済は構造改革の必要に直面しており、雇用環境についても、雇用調整や年功序列の廃止などの変化を迫られている。今後は、所得格差の拡大、失業の増大などにより、経済状態の格差も広がる可能性が高い。また、戦後の改革から時間を経て、相続、教育、結婚等により世代間で格差が移転される傾向も出てきている。経済状態の分布についての研究は、今後必要性を増すものと考えられる。

図15 年齢別等価消費支出の世帯分布（1994）



本稿では、年報の集計データをもとにしているため、十分な分析ができていない点も多い。ここでは、年齢と世帯人員という基本的な2つの要因について分析したが、家族構成、職業、学歴などの要因による分析も興味深い。また、Johnson and Shipp (1997) が家族構成と学歴の2つの複合要因について分析しているように、いくつかの要因を組み合わせる必要もある。

Appendix 1 各種不平等尺度の定義と要因分解

例えば、各世帯*i*の消費を c_i 、消費の平均を μ 、世帯数を n 、とすると、各不平等尺度の定義は以下ようになる。

$$Gini = \frac{2cov\left(c_i, \frac{i}{n}\right)}{\mu^2}$$

$$MLD = \frac{\sum_i \ln\left(\frac{\mu}{c_i}\right)}{n}$$

$$SCV = \frac{var(c_i)}{\mu^2}$$

$$VL = var(\ln c_i)$$

なお、MLD、VLの異時点間の変化 MLD、VLは以下のように分解できる。

¹² 高齢者層では、消費の格差が拡大しているが、消費の絶対水準でみた場合、消費水準の低い層が多くなっている。図15でみると60歳以上で、等価消費支出が10万円以下の低い世帯が他の年齢層に比べ多くなっている。

$$MLD = MLD^2 - MLD^1$$

$$\approx \left[\overline{MLD_x} + \overline{\ln\left(\frac{\mu}{\mu_x}\right)} \right]$$

(構造変化要因)

$$+ \overline{MLD_x} \quad (\text{グループ内格差変化要因})$$

$$+ \overline{\ln\left(\frac{\mu}{\mu_x}\right)} \quad (\text{グループ間格差変化要因})$$

ここで、xは属性の異なる各グループを示す。
xはxが全体に占める比率。

$$VL = VL^2 - VL^1$$

$$\approx \overline{\text{var}(\ln c_i)} - \overline{\text{var}(\ln c_i)}$$

$$+ \overline{(\text{ave}(\ln c_i))^2} - (\overline{\text{ave}(\ln c_i)})^2$$

$$- \overline{(\text{ave}(\ln c_i))^2} + (\overline{\text{ave}(\ln c_i)})^2$$

(構造変化要因)

$$+ \overline{\text{var}(\ln c_i)} - \overline{\text{var}(\ln c_i)}$$

(グループ内格差変化要因)

$$+ \overline{(\text{ave}(\ln c_i))^2} - (\overline{\text{ave}(\ln c_i)})^2$$

$$- \overline{(\text{ave}(\ln c_i))^2} + (\overline{\text{ave}(\ln c_i)})^2$$

(グループ間格差変化要因)

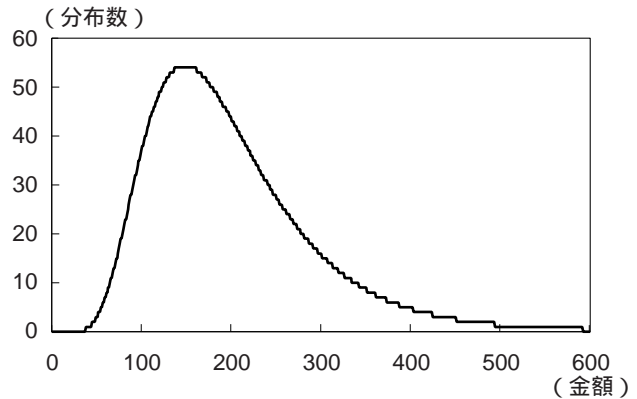
Appendix 2 金額階級を用いて算出した不平等尺度の値の評価

所得や消費金額の世帯分布は高所得側に歪んだ形をしていることから、対数正規分布に従う分布モデルと考えられる。

例として、対数平均5、対数分散0.2、分布数1000という対数正規分布を考えると、各種統計量は平均200.3、標準偏差94.0、最小値38、最大値592、最頻値148などとなる(補図1)。千円単位とすれば、実際の消費支出金額と近似することになる。

この分布から、①1刻み(個票ベースに近い)、②両端以外は50の等金額階級の10階級、③各階級の分布数がほぼ等しくなるようにした10分位、の3つの方法でGini、MLD、SCV、VLの各不平等尺度を計算する。

補図1 対数平均5、対数分散2の分布モデル



補表1 各種不平等尺度の試算(対数分散=0.2)

	Gini	MLD	SCV	VL
1刻み	24.6	10.2	20.4	19.6
10階級	21.5	9.8	19.9	18.4
10分位	24.2	9.9	19.2	18.9

結果は補表1のようで、10階級、10分位とも1刻みの場合に比べて小さくなっている。これは、各階級内での分布を無視していることから生じるものであり、個票ベースの真の値に対する差は、ある意味では安定的である。

これを確認するため、対数平均2、対数分散0.22、分布数1000、各種統計量は平均206.3、標準偏差101.7、最小値35、最大値630、最頻値148という分布を考える。

各不平等尺度について対数分散0.22の場合から初めの対数分散0.2の場合を引くと、補表2のようになる。

補表2 各種不平等尺度の変化(対数分散=0.2 0.22)

	Gini	MLD	SCV	VL
1刻み	1.1	1.0	2.1	2.0
10階級	1.1	0.9	2.1	1.9
10分位	1.1	0.9	1.9	1.9

補表2の結果は、同じ方法同士で比較する場合には、各種不平等尺度の変化は非常に安定的であることを示している。本稿では、10階級を用いているが、その結果は、絶対値は個票ベースに比べ小さいが、そのずれはそれほど小さくなく（ずれの大きいジニ係数の場合でも1割強程度）、また、10階級同士で変化をみた場合は、かなり正確なものであると予想される。

Appendix 3 等価弾性値による分布の変化

1994年の消費支出について、等価弾性値 e を0（世帯単位）から1（一人当たり）まで連続的に変えた場合の各不平等尺度の値を補表3に示す。この結果、等価弾性値が0.5付近で各不平等尺度が最小となっていることがわかる。人々は効用水

補表3 等価弾性値の変化による分布の変化(%)

等価弾性値	MLD	SCV	VL
0.0	16.3	32.9	34.8
0.1	15.0	31.0	31.6
0.2	14.0	29.6	29.1
0.3	13.4	28.8	27.4
0.4	13.0	28.6	26.3
0.5	12.9	29.2	25.9
0.6	13.2	30.5	26.2
0.7	13.8	32.6	27.2
0.8	14.8	35.6	28.9
0.9	16.1	39.6	31.3
1.0	17.7	44.5	34.4

準が他人とあまり変わらないように同居、別居を選択するということが正しいとすると、等価弾性値を0.5とするのが妥当ということになる。

参考文献

- Atkinson, A. B., L. Rainwater and T. M. Smeeding (1995) *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies, No. 18, OECD.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus and T. M. Smeeding (1988) "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database," *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.
- Cutler, D. M. and L. F. Katz (1992) "Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980's," *American Economic Review*, 82(2), 546-551.
- Cutler, D. M. and L. F. Katz (1991) "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged," *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 1-74.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, 102(3), 437-67.
- Gouveia, M. and J. Tavares (1995) "The Distribution of Household Income and Expenditure in Portugal: 1980 and 1990," *Review of Income and Wealth*, 41(1), 1-17.
- Hall, R. E. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-87.
- Johnson, D. and S. Shipp (1997) "Trends in Inequality Using Consumption-Expenditures: The U.S. from 1960 to 1993," *Review of Income and Wealth*, 43, 133-152.
- Kuznets, S. (1955) "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Ohtake, F. and M. Saito (1998) "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of*

- Income and Wealth*, 44(3), 361-381.
- Pendakur, K. (1998) "Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality between 1978 and 1992," *Review of Income and Wealth*, 44(2), 259-283.
- The Council of Economic Advisers (1997) "Inequality and Economic Rewards," in *Economic Report of the President*, Chapter 5.
- 石川経夫編 (1994) 『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 大竹文雄、斉藤誠 (1996) 「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』(33)、11-35。
- 経済企画庁編 (1990) 「経済力の活用と成果配分」『経済白書』第3章。
- 下野恵子 (1991) 『資産格差の経済分析』名古屋大学出版会。
- 高山憲之編著 (1992) 『ストック・エコノミー』東洋経済新報社。
- 高山憲之、有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成』岩波書店。
- 橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差』岩波書店。
- 西崎文平、山田泰、安藤栄佑 (1998) 『日本の所得格差』経済企画庁経済研究所。
- 松浦克己、滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配』日本評論社。
- 松浦克己、滋野由紀子 (1998) 「年齢別の消費・所得・資産の不平等」、郵政研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ, 1998-03。