

家族・就労の変化と所得格差

四方理人



文部科学大臣認定 共同利用・共同研究拠点

関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構

The Research Institute for Socionetwork Strategies,
Kansai University

Joint Usage / Research Center, MEXT, Japan

Suita, Osaka, 564-8680, Japan

URL: <http://www.kansai-u.ac.jp/riss/index.html>

e-mail: riss@ml.kandai.jp

tel: 06-6368-1228

fax: 06-6330-3304

家族・就労の変化と所得格差

四方理人



文部科学大臣認定 共同利用・共同研究拠点

関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構

The Research Institute for Socionetwork Strategies,
Kansai University

Joint Usage / Research Center, MEXT, Japan

Suita, Osaka, 564-8680, Japan

URL: <http://www.kansai-u.ac.jp/riss/index.html>

e-mail: riss@ml.kandai.jp

tel: 06-6368-1228

fax. 06-6330-3304

家族・就労の変化と所得格差*

四方理人†

概要

近年の所得格差拡大については、年齢構造の高齢化による「みせかけ」であり、年齢別の所得格差の拡大は生じていないと言われている。しかしながら、先行研究では、等価可処分所得が用いられていない点や、世帯主年齢で分析されている等の問題点がある。本研究では、本人年齢による分析を行った結果、各年齢層で所得格差の拡大が観察された。また、所得格差の寄与度分解から、若年層では親同居の無配偶者が増加やフルタイム雇用者内での格差拡大などが年齢別でみた所得格差拡大の要因であることを明らかにした。

キーワード：所得格差、ジニ係数、平均対数偏差（MLD）分解

*本研究は、平成 23 年度文部科学省「特色ある共同研究拠点の整備の推進事業」による委託を受けて行った研究成果である。

また、本研究の分析結果は、総務省統計局『全国消費実態調査』の調査票情報を独自集計したものである。統計法 33 条に基づく調査表情報の提供の申請を行い承認（総統調第 645 号）を得ている。

† 関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構 統計分析主幹
E-mail: masato.shikata@gmail.com

Change of Family and Work and Income Inequality in Japan[‡]

Masato Shikata[§]

Abstract

It is said that the recent increase of income inequality in Japan is a "fake" by the aging of the age structure and that increase have not appeared within the same age group. However, in previous studies, there is a problem that is analyzed by using age of household head. In this study, using own age, we show the increase of income inequality has been observed in each age group. In addition, from the decomposition analysis of contribution of income inequality, the increase of inequality during young people have been caused by growing number of people living with their parents and the increase of inequality during middle-aged have been caused by inequality by income inequality within each type of household.

Key words: income inequality, Gini Coefficient, MLD (Mean Log Deviation) decomposition

[‡] This work was supported by "a Promotion Project for Distinctive Joint Research" from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT), April 2011 - March 2012.

[§] Senior Researcher for Statistical Analysis, The Research Institute for Socionetwork Strategies (RISS), Kansai University
E-mail: masato.shikata@gmail.com

第1節 はじめに

日本における所得格差は趨勢的に拡大傾向にあるが、所得格差を年齢別にみると異なった傾向にあることが知られている。まず、年齢階層別の所得格差は、年齢が高くなるほど大きくなる。しかしながら、その年齢階層別の所得格差は、近年、拡大の傾向にはない。そこから、年齢階層別の所得格差は拡大していないが、人口高齢化により所得格差の大きい年齢層が人口に占める割合が高くなることにより、総世帯で見た所得格差は拡大していると言われている。すなわち、日本における所得格差の拡大は人口の高齢化による「みせかけ」であり、年齢構造の変化が引き起こしたものであるとされる(大竹 2005 ほか)。

しかしながら、近年の所得格差の拡大が高齢化によるものであるという議論に対して、いくつかの疑問が考えられる。一点目は、所得格差の拡大には、人口高齢化だけではなく、世帯構造の変化などの要因も存在するというものである。特に、人口高齢化により所得格差の拡大が引き起こされたとする先行研究では、人口要因として世帯主年齢が用いられているため、親と同居する未婚者の増加といった世帯構造の変動が見えにくくなっている。二点目は、若年層を中心に非正規雇用の拡大により所得格差が拡大しているのではないかという点である(太田 2006a, 2006b など)。パートタイム労働などの非正規雇用の増加が年齢別にみた場合の所得格差に与える影響について議論する必要がある。三点目は、所得格差の拡大が社会問題として言われた時期は、主に 1990 年代後半から 2000 年代にかけてであるが、多くの研究が 1980 年代から 1990 年代までを対象にしており、1990 年代後半以降の格差の動向が不明である。

そこで本稿では、1994 年から 2009 年までの『全国消費実態調査』(総務省)を用いて、世帯主年齢ではなく、本人年齢による年齢階層内の所得格差が拡大についての検討を行い、また、その年齢階層内の所得格差を家族形態の変化や就労形態の変化による寄与度分解を行うことで、格差拡大の要因を明らかにすることを目的とする。

本研究の構成は、以下のとおりである。次の第 2 節では、先行研究の整理を行い、分析課題を明らかにする。そして、第 3 節では、使用データである『全国消費実態調査』についての説明と、格差の寄与度分解を行う分析手法の説明を行う。第 4 節では、本人年齢でみた年齢階層内の所得格差の拡大が生じているかについて考察を行う。特に、ジニ係数の漸近的標準誤差を推計することで、統計的に有意に年齢別の格差拡大が生じているかを確かめる。そして年齢階層内の所得格差について、第 5 節では、家族構造の変化による寄与度分解を行い、第 6 節では、就業構造の変化による寄与度分解を行う。最後に、第 7 節では、1990 年代後半から 2000 年代における所得格差の拡大についての考察を行う。

第 2 節 先行研究

日本における所得格差の測定に用いられてきた大規模統計調査として、総務省統計局の『全国消費実態調査』、厚生労働省の『国民生活基礎調査』、同じく厚生労働省による『所

得再分配調査』があげられる¹。

これらの統計では近年所得格差は拡大傾向にある点において一致しているものの、格差の水準はデータによって大きく異なっている²。まず、総務省統計局の『全国消費実態調査』における等価可処分所得のジニ係数は、1989年で0.260、1994年で0.265、1999年で0.273、2004年で0.278、2009年で0.283となっている(総務省統計局, 2002; 2011)。次に、厚生労働省の『国民生活基礎調査』の等価可処分所得のジニ係数は、1995年で0.326、1998年で0.336、2001年で0.339、2004年で0.35、2005年で0.344となっている(厚生労働省2008)。同じく厚生労働省の『所得再分配調査』では、1996年0.3119、1999年で0.3372、2002年で0.3227、2005年で0.3218、2008年で0.3268となっている。

したがって、『全国消費実態調査』でみたジニ係数は、他の二つの調査より低い水準となっている。2000年代中頃のOECD諸国と比較すると、2005年の『国民生活基礎調査』のジニ係数0.344は30カ国中上から7番目の高さとなる一方で、2004年の『全国消費実態調査』0.278では21~23番目あたりとなり、国際的な位置づけが全く異なってしまう³。

このような、統計の違いにより格差指標に差が生じる理由について、舟岡(2001)は、各調査の標本設計の方法から検討を行い、『全国消費実態調査』の特徴として、学生単身世帯が含まれていない点、および、ウェイトを用いた母集団の復元において各調査時点の4年前の『国勢調査』によるため4年間の人口の高齢化や高齢者の非同居化などが十分に反映されていないことがあげられている⁴。一方『国民生活基礎調査』については学生の回収率に変動がある点、および、母集団の復元においてウェイトが県および政令都市別の単位区の抽出率の逆数が用いられているため、回収率の低い都市部の情報が実際より小さなウェイトで反映される問題点があげられる(舟岡2001)。ここから、『全国消費実態調査』の低いジニ係数は、学生単身世帯が含まれないこと、および、各時点の実際より古い人口構造が反映されることにより、『所得再分配調査』の高いジニ係数は、回収率により偏った分布が反映されることによることが理由の一部であると考えられる。このように、所得格差の推計についてはどのデータを用いるかということが重要になることから、以下では用いた統計別に先行研究レビューを行う。

まず、『所得再分配調査』を用いた研究として、大竹・齊藤(1999)、小塩(2004)、小塩(2006)

¹ 各調査の調査対象世帯数は、『全国消費実態調査』2人以上の世帯52,404・世帯単身世帯4,402世帯(平成21年調査)、『国民生活基礎調査』世帯票289,363票・所得票35,971票(平成22年調査)、『所得再分配調査』9,144票(平成20年調査)となっている。『国民生活基礎調査』の格差指標の推計は、所得票が用いられる。

² 内閣府(2008)も同じく、これらのデータのジニ係数の比較を通時的に行っているが、世帯規模の調整を行った等価可処分所得による比較ではなく、また、『全国消費実態調査』は2人以上世帯のみのデータとするなど、不十分な比較である。

³ OECD(2009=2010)における図1.1の統計と比較している。なお、同書において日本は2003年の『国民生活基礎調査』が用いられておりジニ係数は30カ国中11番目の高さとなっている。

⁴ なお、『所得再分配調査』は『国民生活基礎調査』のサブサンプルである。

を上げることができる。大竹・齊藤（1999）は、1981年と1993年の所得再分配調査を用い、対数分散を分解する手法から1980年代の所得格差について不平等度の高い中・高齢者のシェアが上昇してきたことが影響すると同時に、年齢階層内での不平等の高まりも指摘している。小塩(2004)は、1990年と1999年の同調査を用い90年代の所得格差の拡大について年齢階層内効果と年齢階層間効果および年齢別人口効果を検証している。その結果、平均対数偏差を用いた分解においても対数分散を用いた分解においても、年齢階層内の格差は90年代における全体の格差を拡大させておらず、ほとんどが、年齢別人口効果の影響により説明されることを明らかにしている。ただし、若年層においての格差の拡大が観察されることも指摘している。そして、小塩(2006)では、同調査の1997年と2003年データから、年齢階層内の税・社会保障の再分配効果について検証を行っている。

次に、『全国消費実態調査』を用いた研究として、大竹(1994)、茂木(1999)、舟岡(2001)、大竹(2005)がある。大竹(1994)は、1984年と1989年の同調査から、年齢階層内の所得格差は、年齢が高くなるほど大きくなるが、この間に拡大傾向にはなく、1980年代の所得格差は、人口の高齢化により説明されるとした。茂木(1999)は1984年、1989年、1994年調査を用いて、世帯人員数の変化による世帯収入の不平等に対する影響を検討している。同論文は、個票ではなく公表データから単身を含んだ総世帯についての分析を行い、年齢別世帯構成員別の格差の分解を行った。その結果、大竹（1994）および大竹・齊藤(1999)と同様に所得格差拡大はのうちかなりの部分は年齢構成の変化と世帯人員構成の変化に伴うある意味で見かけ上のものであるとしている。また、舟岡(2001)は、世帯所得の不平等化に親と子の同居率の低下が影響していることを指摘している。そして、大竹(2005)は、世帯主年齢25歳以上となる2人以上世帯について、1984年から1999年の所得格差を対数分散を用いて年齢別の人口効果、年齢階層内効果、年齢階層間効果の3要素に分解し、人口高齢化の効果により格差の変化のほとんどを説明できるとしている。

最後に、『国民生活基礎調査』を用いた分析として、岩本（2000）、白波瀬(2002)、小塩（2009）がある。岩本（2000）は、89年から95年までの同調査を用いて、消費と所得の格差分解を行っているが、他の先行研究と異なり、この間の所得格差の拡大の寄与度は、年齢別人口の影響が19%程度であるが年齢階級内格差の影響は55%と人口構造の変化ではなく、年齢階級内で格差の拡大が生じているとしている。白波瀬（2002）は、1986年から1998年までの同調査を用いて国際比較を行い、日本の特徴として世帯主年齢が上がるにつれ所得格差が拡大し高齢者の所得格差が大きい特徴があるとしている。小塩（2009）は、再分配政策が年齢階層別の所得格差に与える影響について分析を行っている。その結果、税・社会保障による格差縮小、貧困削減は高齢者で生じており、その大部分は現役世代からの移転によるが、一定の仮定をおいた生涯ベースの推計を行うと、その税・社会保障の再分配効果は生涯を通じて相殺されることを明らかにしている。

このように、『国民生活基礎調査』を用いた岩本（2002）を除き、『所得再分配調査』および『全国消費実態調査』を用いた研究からは、80年代と90年代の所得格差拡大は、年齢

階層内での格差が大きい中高年層の人口シェアが高まったことによるとされ、年齢階層内の格差の影響は小さいと言える。

しかしながら、先行研究においてはいくつかの問題点を指摘することができる。まず、所得格差に対する年齢構造の影響を検討した研究では、年齢の定義として世帯主年齢による分析が行われているが、世帯主を使用することについては、舟岡(2001)が指摘するように『全国消費実態調査』と『国民生活基礎調査』では世帯主の定義が異なり、その定義の違いにより世帯主年齢でみた年齢構成が両調査で異なるという問題がある。また、それだけではなく、世帯主年齢を用いた分析では、親と同居する若年層など世帯主に隠れてしまう属性を持つ人々の所得格差への影響をみてとることができないと考えられる。また、所得の定義やサンプルの範囲が研究によって異なっている点もあげることができる。『国民生活基礎調査』や『所得再分配調査』を用いた研究では可処分所得が用いられているが、『全国消費実態調査』が用いられている大竹(2005)では、所得の定義に可処分所得ではなく税・社会保険料を除く前の収入が用いられ、また、サンプルも全世帯ではなく2人以上世帯が対象となっている。

以上の先行研究をふまえ、本稿の研究目的と位置づけとして、以下の点を上げる。

まず、本研究では、『全国消費実態調査』を用いた分析を行うが、同調査では、年間所得の税・社会保険料は調査票の段階では把握されておらず、可処分所得の算出のためには各所得の区分と世帯人員の属性から税・社会保険料を推計する必要がある。そのため、同調査を用いた先行研究の多くで可処分所得が用いられていないが、本研究では、独自に税・社会保険料を推計を行い、可処分所得を用いた所得格差の推計を行っている。

次に、先行研究においては、世帯主年齢が用いられていたが、本研究では本人年齢を用いた分析を行う。また、世帯主年齢が調査により定義が異なるという問題があるだけでなく、本人年齢による分析を行うことで、親と同居している者を含めた、若年層における所得格差についての考察が可能となる。若年層では、未婚割合が上昇しかつ親との同居が増加している。また、労働市場の変化としてパートなどの非正規雇用が増加している。本人年齢による分析を行うことで、各年齢階層における家族構造と就業構造の変化と所得格差拡大の関係について考察を行うことができる。

そこで、以下では、本人年齢による年齢階層別の所得格差の推計を行い、次に、各年齢階層における格差を家族類型と就業状態のそれぞれの変化による寄与度分解を行うことで、考察する。

第3節 使用データと分析手法

3-1 使用データと等価可処分所得の推計

所得格差の計測には、可処分所得の算出と世帯規模の異なる世帯所得の比較のための世帯規模の調整をどのように行うかが重要な作業となる。可処分所得の算出には各世帯員の所得および税・社会保険料を把握する必要があり、総所得からそれらを控除することで世

帯の可処分所得が算出される。

本稿の使用データは、総務省統計局『全国消費実態調査』（1994年、1999年、2004年、2009年）の個票データであり、使用した所得の定義は以下のものとなる。

総所得＝勤労収入(勤め先からの年間収入)

＋自営収入(農林漁業収入＋農林漁業以外の事業収入＋内職などの年間収入)

＋公的年金・恩給＋親族などからの仕送り金＋家賃・地代の年間収入

＋利子・配当金＋企業年金・個人年金＋その他の年間収入

可処分所得＝総所得－税－社会保険料

総所得は、税社会保険料は引かれる前の収入に公的年金を加えたものであり、可処分所得は、そこから税・社会保険料を除いたものである。『全国消費実態調査』については、年間収入についての税および社会保険料が調査されていないため、田中・四方（2012）による税・社会保険料モデルの推計を用いた。この税・社会保険料モデルには、所得税、住民税、各種社会保険料（国民年金・厚生年金、国民健康保険、協会けんぽ、後期高齢者医療制度、雇用保険、介護保険）をすべて個別に推計している。さらに各種控除および社会保険料の減免制度についても反映した推計モデルを構築している。なお国民年金の申請免除制度については、利用可能な所得水準にある対象者は、すべて免除申請を行い、社会保険料の軽減を受けているものと仮定する。

次に、各世帯で人員数が異なるため、世帯間の可処分所得を直接比較することには問題があり、世帯規模を調整する必要がある。この世帯規模を調整するために、等価尺度が用いられるが、等価尺度として世帯人員数の平方根で除する方法が他の先行研究や OECD の報告書などで広く採用されてきた。本研究でも、この世帯人員数の平方根で調整した「等価可処分所得」を用いる。すなわち以下のように定式化される。

$$\text{等価可処分所得} = \frac{\text{可処分所得}}{\sqrt{\text{世帯人員数}}}$$

これは複数人で暮らすのに必要な所得は 1 人で暮らすのに必要な所得より、共通経費があることでなくて済むという規模の経済を考慮した指標であり、その世帯で各世帯員が享受する経済的厚生と解釈することができる。この場合、世帯所得が世帯員間で平等に分配されている、という暗黙の仮定が置かれている。この方法で注意が必要となるのは、等価可処分所得は比較可能な世帯員それぞれの厚生の水準と考えられているため、世帯所得をもとにしたものであるが個人単位の各世帯員の厚生水準の比較を目的とした所得格差を計測することになる。したがって、観測される単位は個人単位となる。

なお、ルクセンブルク所得調査(www.lis.org)の方法に従い、世帯人員数でコントロールする前の可処分所得の中位値の10倍以上の場合トップコーディングを行い、世帯人員数でコントロールした等価可処分所得の下位1%についてはボトムコーディングを行った。また、世帯類型・就業状態による寄与度分解の分析においては、学生が除かれている⁵。

3-2 所得格差の寄与度分解の方法

本稿では、年齢構造、家族形態、就業状態のそれぞれについて、全体集団の格差を部分集団の格差と部分集団の構成割合に分解を行う。その手法として、格差指標に対数標準偏差(Mean Log Deviation : MLD)を用い、その2時点間の変化分について、全体集団の格差を部分集団の格差と部分集団の構成割合に分解する⁶。格差指標としてのMLDは、比較的低所得層の変化に対し敏感に反応する。

まず、全人口を n 、第 k グループの人口を n_k とし、全人口の平均所得を μ 、第 k グループの平均所得を μ_k とし、以下のように定義する。

$v_k \equiv n_k / n$: 第 k グループの割合

$\lambda_k \equiv \mu_k / \mu$: 第 k グループの所得の全体の平均との相対所得

$\theta_k \equiv v_k \lambda_k$: 第 k グループの合計所得の合計総所得に占めるシェア

ここで平均対数偏差(MLD)は、

$$(1) I_0 = (1/n) \sum_i \log(\mu / y_i),$$

と定義でき、以下のように書き換えることができる。

$$(2) I_0 = \sum_k v_k I_{0k} + \sum_k v_k \log(1/\lambda_k)$$

(2)は、グループ内格差とグループ間格差による格差指標の分解である。そして、 I_0 について、時点 t と $t+1$ の間での階差とを ΔI_0 とすると(3)式が得られる。

$$(3) \quad \begin{aligned} \Delta I_0 \equiv I_0(t+1) - I_0(t) &= \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k - \sum_k \overline{[\log(\lambda_k)]} \Delta v_k - \sum_k \bar{v}_k \Delta \log(\lambda_k) \\ &\approx \underbrace{\sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k}}_{\text{term A}} + \underbrace{\sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k}_{\text{term B}} + \underbrace{\sum_k [\bar{\lambda}_k - \overline{[\log(\lambda_k)]}] \Delta v_k}_{\text{term C}} + \underbrace{\sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu_k)}_{\text{term D}} \end{aligned}$$

⁵ もともと『全国消費実態調査』においては、単身の学生世帯は含まれていない。

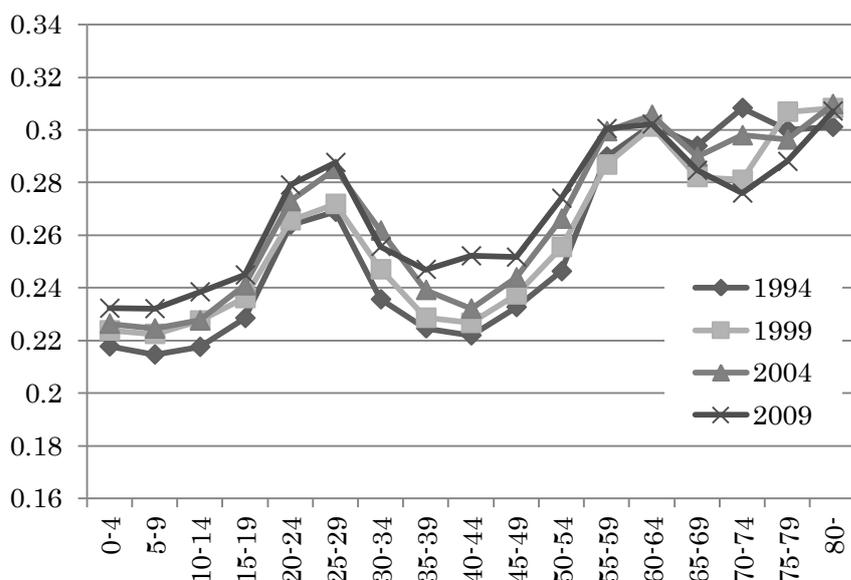
⁶ Mookherjee and Shorrocks(1982)により提唱された方法であり、本研究ではJenkins(1995)による定式化に従っている。なお、同様の方法は山田(2002)、小塩(2006)等でも用いられている。

(3)は、 ΔI_0 を、各グループ内での格差の寄与度(term A)と、各グループのシェアの変化分(term B と term C)および、各グループの相対所得の変化分(term D)に寄与度分解したものである。なお、 $\bar{v}_k = (v_{kt} + v_{k,t+1})/2$ 、 $\bar{\lambda}_k = (\lambda_{kt} + \lambda_{k,t+1})/2$ 、 $\overline{\log(\lambda_k)} = [\log(\lambda_{kt}) + \log(\lambda_{k,t+1})]/2$ 、 $\bar{I}_{0k} = (I_{0kt} + I_{0k,t+1})/2$ 、である。

第4節 年齢別ジニ係数の推計

図1は、本人年齢別にみたジニ係数の1994年から2009年までの推移である。まず、世帯主年齢を用いた先行研究では、20歳代の格差が最も低く、30歳代、40歳代と進むにつれ格差が大きくなっていったが、本人年齢を用いた場合は、20歳代後半における格差が大きく、年齢が上がるにつれ徐々に低下し、30歳代後半もしくは40歳代前半を底にして再び上昇している。このような20歳代と30歳代の格差の特徴は、親との同居が多く、自身の収入だけではなく、親の収入により格差が生じるためである。

次に、1994年から2009年にかけての格差の推移は、0歳から10代前半において拡大しているものの、10歳代後半から20歳代前半にかけての格差の拡大は、他の年齢に比べて小さい。そして、20歳代後半から40歳代後半にかけてどの年齢層でも大きく格差が拡大している。特に、20代後半では1999年から2004年にかけて、30代後半では2004年から2009年にかけて大きく格差が拡大している。しかしながら、50歳代後半以降については、この間格差が拡大しておらず、60歳代後半では格差が縮小する傾向にあり、70歳代前半では1994年との比較で、2009年の格差は大幅に縮小している。



出所：『全国消費実態調査』より推計

図1 年齢別ジニ係数の推移：全年齢を対象とした個人単位の等価可処分所得

表 1 年齢別ジニ係数と標準誤差

	1994		1999		2004		2009				
0-4	0.2177	(0.0029)	0.2238	(0.0031)	0.2263	(0.0025)	0.2322	(0.0036)	+		
5-9	0.2146	(0.0024)	0.2225	(0.0031)	0.2245	(0.0027)	0.2321	(0.0031)	+		
10-14	0.2175	(0.0024)	0.2275	(0.0030)	0.2276	(0.0034)	0.2384	(0.0027)	+		
15-19	0.2285	(0.0026)	0.2361	(0.0030)	0.2410	(0.0033)	+	0.2449	(0.0033)	+	
20-24	0.2640	(0.0028)	0.2656	(0.0032)	0.2730	(0.0041)	0.2791	(0.0051)			
25-29	0.2689	(0.0031)	0.2719	(0.0027)	0.2852	(0.0035)	*	0.2876	(0.0039)	+	
30-34	0.2356	(0.0026)	0.2470	(0.0027)	*	0.2617	(0.0029)	*	0.2557	(0.0037)	+
35-39	0.2246	(0.0026)	0.2286	(0.0028)	0.2392	(0.0030)	+	0.2470	(0.0034)	+	
40-44	0.2219	(0.0024)	0.2266	(0.0025)	0.2321	(0.0032)	0.2521	(0.0036)	*		
45-49	0.2327	(0.0026)	0.2375	(0.0023)	0.2439	(0.0032)	0.2516	(0.0035)	+		
50-54	0.2463	(0.0025)	0.2555	(0.0029)	0.2663	(0.0029)	+	0.2740	(0.0054)	+	
55-59	0.2898	(0.0032)	0.2868	(0.0036)	0.2995	(0.0030)	0.3005	(0.0042)			
60-64	0.3020	(0.0037)	0.3013	(0.0039)	0.3057	(0.0046)	0.3022	(0.0034)			
65-69	0.2939	(0.0045)	0.2821	(0.0043)	0.2898	(0.0046)	0.2846	(0.0041)			
70-74	0.3083	(0.0059)	0.2810	(0.0040)	*	0.2980	(0.0066)	0.2760	(0.0050)	+	
75-79	0.2999	(0.0049)	0.3069	(0.0048)	0.2964	(0.0062)	0.2880	(0.0079)			
80-	0.3011	(0.0048)	0.3083	(0.0055)	0.3098	(0.0053)	0.3072	(0.0056)			
total	0.2631	(0.0011)	0.2673	(0.0012)	0.2755	(0.0013)	*	0.2781	(0.0014)	+	

注 1：税モデルを用いた等価可処分所得による。

注 2：標準誤差はブートストラップ法による。

注 3：「*」は当該年の 95%信頼区間と前回調査の 95%信頼区間が互いに重ならないことを示す。「+」は当該年の 95%信頼区間が 1994 年の 95%信頼区間と重ならないことを示す。

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

表 1 は、本人年齢別のジニ係数だけではなく、ブートストラップ法による標準誤差を示し、格差拡大について統計的検定を試みたものである⁷。各調査時点のジニ係数の 95%信頼区間とその前回調査の 95%信頼区間に重なりがない場合「*」、当該年の 95%信頼区間が前回調査のそれと重なるものの 94 年のジニ係数の 95%信頼区間と重ならない場合「+」を付けている。互いの 95%信頼区間に重なりがないという基準は、一般的な 2 推定値間の差の検定よりかなり厳しい基準であることに注意が必要である。

まず年齢計でみると、1994 年から 1999 年にかけてのジニ係数の変化はそれほど大きくないが、1999 年から 2004 年にかけてジニ係数は、互いの 95%信頼区間が重ならない程の

⁷ ブートストラップ法によるジニ係数の標準誤差の推定についての先行研究として、Mills and Zandvakili (1997)がある。本研究では、Jenkins (2006)の方法に従った。

拡大が生じている。そして、2004年から2009年にかけてもジニ係数は若干拡大しており、2009年のジニ係数は2004年の95%信頼区間とは重なるものの1994年のそれとは互いに重ならない。

次に、年齢別にみると1994年から1999年にかけては、30歳代前半のジニ係数においてのみ、互いの95%信頼区間に重なりがない上昇がみとれる。そして、2004年においては、20歳代後半と30歳代前半において、1999年と互いの95%信頼区間に重ならない上昇が生じており、10歳代後半、30歳代後半、50歳代前半において1994年との比較で互いの95%信頼区間に重ならない上昇をみせている。20歳代後半から30歳代後半にかけての年齢層で格差拡大が生じていることがみとれる。そして、2009年においては、20代前半を除き子どもから50代前半までの広い範囲で、前回調査もしくは1994年との比較で互いの95%信頼区間に重ならない上昇が生じている。このような、厳しい基準でみても2000年代前半には、20歳代後半から30歳代後半にかけての年齢層で、2000年代後半では、ほとんどの現役世代において所得格差が拡大してきたといえる。

表2 年齢階級による所得格差の寄与度分解

期間	期首の MLD	期末の MLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変 化分	グループ 平均所得
	$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \cdot \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
1994-1999	116.7	120.7	4.0	(3.4)	2.1	2.9	-0.9
1999-2004	120.7	129.5	8.8	(7.2)	7.3	2.5	-1.1
2004-2009	129.5	132.6	3.2	(2.4)	2.3	0.6	0.2
1994-2009	116.7	132.6	15.9	(13.7)	11.9	5.9	-1.9

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

では、この間の格差拡大の要因について、5歳階級の年齢による分解を行ったものが表2である。ここからは、1994年から2009年にかけてのMLDの変化分を、年齢グループ内格差の変化(term A)、年齢グループのシェアの変化(term BとC)、年齢グループの相対所得の変化(term D)に寄与度分解したものである(それぞれ1000倍で表記)。1994年から1999年にかけてMLDは4.0上昇している。これは、MLDでみた格差が3.4%拡大したことを示している。この変化を寄与度分解した結果、グループ内格差によるもの2.1、グループのシェアの変化分が2.9増加させているが、グループ間の平均所得の変化が-0.9と負に寄与している。次に、1999年から2004年にかけては、グループ内格差の寄与が7.3と大きく格差を拡大させる要因になっている。そして、2004年から2009年にかけては、年齢構造のシェアの変化はほとんど寄与しておらず、年齢階層内での格差拡大によって、全体での格差拡大が生じている。結果として、1994年から2009年にかけては、MLD(×1000)は15.9上昇しており、そのうち同一年齢内の格差拡大による寄与が3分の2程度であり、年

年齢構造の変化によるシェア変化分による寄与が 3 分の 1 程度となっている。また、年齢間の平均可処分所得の変化による寄与は、格差を縮小させる方向に寄与している。

したがって、1994 年から 1999 年にかけては、人口構造の変化によるシェア変化分による格差拡大が生じていたが、1999 年以降の格差拡大については、主に年齢階層内での格差拡大によって引き起こされていたと言えよう。

以下では、年齢階層内での格差拡大が大きい 20 歳代から 40 歳代にかけて、家族類型および就業状態で格差の変化分の寄与度分解を行うことで、格差拡大の要因についての考察を行う。

第 5 節 家族形態の変化による所得格差の寄与度分解

5-1 家族形態の変化

表 3 と表 4 は、男女別に年齢階層ごとに各家族類型のシェア、MLD、および相対等価可処分所得をみたものである。家族類型は、配偶者がおらず親と同居していない「無配偶」、配偶者がおらずかつ親と同居している「親同居無配偶」、有配偶で親と同居していない「有配偶」、有配偶で親と同居している「親同居有配偶」、本人がひとり親となる場合やその他の家族と同居している「その他」の 5 つの類型に分けている。

まず、男性についての表 3 からは、20 歳代において 2000 年代以降、無配偶と有配偶および親同居有配偶の割合が低下し、親同居無配偶の割合が高まっていることが分かる。30 歳代においても、親同居無配偶の割合が急速に上昇していることがわかる。そして、40 歳代においては、親同居無配偶だけではなく、無配偶と有配偶の割合も上昇傾向にあり、親同居有配偶の割合大幅に低下している。

同じく表 3 において家族類型内の格差を示す MLD については、20 歳代では親同居無配偶と親同居有配偶という親と同居する家族類型内での格差が大きい一方、無配偶でのグループ内格差が小さいことがわかる。しかしながら、30 歳代、40 歳代と年齢が上がるにつれ無配偶のグループ内格差が大きくなり、有配偶や親同居有配偶より家族類型内の格差が大きい。また、親同居無配偶の MLD はどの年齢層においても一貫して大きく、親と同居する無配偶者は高所得層と低所得層の両方が存在することがわかる。MLD の時系列の変化としては、20 歳代の男性において 1999 年から 2004 年にかけて、どの家族類型においても格差が拡大していることがみてとれる。そして、30 歳代については、特に 2009 年の無配偶で大きく格差が拡大している。40 歳代ではどの家族類型でも 2009 年に格差が拡大している。

そして、家族類型間の相対的な格差である相対等価可処分所得は、男性 20 歳代においては、無配偶と有配偶の所得が相対的に低く、親同居無配偶の所得が相対的に高い。30 歳代では無配偶の相対的な所得が高くなる。40 歳代になると、親同居無配偶の相対的な所得が平均より低くなっており、親と同居している無配偶者の相対的な所得は年齢が上がるにつれ低下する。ただし、このような家族類型間の相対的な格差は、1994 年から 2009 年にかけて大きな変化はみてとれない。

表3 男性家族類型別シェア、MLD、相対等価可処分所得

		シェア(%)					MLD*1000					相対等価可処分所得				
		無配偶	親同居 無配偶	有配偶	親同居 有配偶	その他	無配偶	親同居 無配偶	有配偶	親同居 有配偶	その他	無配偶	親同居 無配偶	有配偶	親同居 有配偶	その他
20-29	1994	18.1	54.9	21.8	4.3	0.9	45	116	78	126	144	0.78	1.19	0.72	0.98	0.95
	1999	18.5	55.2	22.3	3.0	1.0	45	119	80	111	107	0.84	1.18	0.70	1.02	0.92
	2004	17.0	58.7	20.2	3.1	1.1	50	141	94	139	146	0.87	1.14	0.73	0.96	0.81
	2009	13.3	64.6	18.6	2.4	1.1	68	147	90	134	177	0.86	1.12	0.72	0.85	0.85
30-39	1994	5.9	9.9	65.7	18.0	0.5	55	148	67	105	142	1.25	1.27	0.92	1.05	1.13
	1999	7.7	16.1	63.6	12.3	0.4	67	142	72	95	69	1.25	1.22	0.91	1.04	0.95
	2004	8.5	22.1	60.6	8.0	0.8	59	160	78	112	169	1.29	1.16	0.90	1.01	0.91
	2009	7.9	23.3	62.1	6.1	0.6	106	153	81	113	181	1.28	1.10	0.93	0.99	0.96
40-49	1994	2.9	2.6	67.8	26.1	0.7	108	142	79	93	158	1.20	0.92	0.99	1.02	0.86
	1999	3.6	4.0	67.8	23.8	0.9	119	145	82	92	86	1.22	0.95	0.98	1.03	0.95
	2004	5.2	6.9	68.4	18.6	0.9	100	141	81	95	140	1.26	0.89	0.98	1.03	0.81
	2009	6.3	9.8	71.7	11.4	0.8	145	183	93	101	122	1.23	0.92	0.99	1.00	0.82

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

次に、表4の20歳代の女性については男性と同様に、親同居無配偶の割合が近年上昇傾向にある。30歳代と40歳代の女性においては、無配偶と親同居無配偶の割合が上昇傾向にあり、親同居有配偶の割合が低下している。

そして、女性の家族類型内のMLDについて、20歳代では無配偶のMLDは他の家族類型より小さいが、40歳代になると他の世帯類型よりも大きくなっている。時系列にみると、男性ではどの家族類型についても徐々にMLDが大きくなっていったが、女性については、無配偶と親同居無配偶で近年ほど格差拡大しているとは言えない。

最後に、女性の家族類型間の格差を示す相対等価可処分所得について、20歳代では男性と同様に親同居無配偶で高く、親と同居していない無配偶や有配偶で低くなっている。また、男性と同様に親同居無配偶の所得は、30歳では相対的に高いが、40歳代では低くなっている。その一方で、無配偶の場合、男性とは異なり40歳代で有配偶より相対的に低所得となっている。

表4 女性家族類型別シェア、MLD、相対等価可処分所得

		シェア(%)					MLD*1000					相対等価可処分所得				
		無配偶	親同居 無配偶	有配偶	親同居 有配偶	その他	無配偶	親同居 無配偶	有配偶	親同居 有配偶	その他	無配偶	親同居 無配偶	有配偶	親同居 有配偶	その他
20-29	1994	12.0	50.4	29.4	6.2	1.9	66	109	74	109	153	0.68	1.23	0.76	0.94	0.83
	1999	10.6	52.5	29.9	4.5	2.5	63	110	82	111	182	0.70	1.21	0.75	1.00	0.78
	2004	12.7	55.8	24.9	4.0	2.6	61	136	96	127	166	0.72	1.18	0.76	0.96	0.74
	2009	9.4	60.0	24.8	3.2	2.7	78	129	97	130	175	0.74	1.16	0.77	0.84	0.68
30-39	1994	4.2	5.7	67.1	21.0	2.0	125	158	69	100	195	1.04	1.23	0.96	1.07	0.79
	1999	5.2	9.8	66.4	15.7	2.9	103	149	77	93	181	0.97	1.22	0.96	1.08	0.72
	2004	7.3	14.4	64.6	9.9	3.8	100	158	78	109	187	1.07	1.19	0.96	1.06	0.69
	2009	7.1	16.1	65.6	7.0	4.3	108	141	85	109	162	1.06	1.11	0.99	1.03	0.62
40-49	1994	3.8	1.8	65.8	24.4	4.2	195	171	82	96	162	0.90	0.89	1.02	1.03	0.68
	1999	3.2	2.6	66.9	23.0	4.3	193	156	88	96	159	0.97	0.84	1.02	1.04	0.66
	2004	4.5	3.7	65.9	21.0	5.0	197	177	90	102	169	0.97	0.92	1.01	1.06	0.66
	2009	6.5	6.3	68.5	13.2	5.5	157	171	96	105	144	1.03	0.85	1.04	1.03	0.58

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

5-2 家族形態の変化による年齢別所得格差の寄与度分解

このような、家族形態の変化によってどのように各年齢層の所得格差が変化するかについて、年齢による寄与度分解を試みた前節と同じく MLD の寄与度分解を行ったものが表 5 と表 6 である。

表5 男性の家族形態の変化による MLD の寄与度分解

年齢	期間	期首のMLD	期末のMLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変化分	グループ 平均所得
		1000*I _t	1000*I _{t+1}	1000*ΔI ₀	%ΔI ₀ /I _t	term A	term B+C	term D
20-29	1994-1999	119.2	119.4	0.2	(0.2)	1.5	-0.1	-1.2
	1999-2004	119.4	131.4	12.0	(10.0)	17.2	1.3	-6.6
	2004-2009	131.4	140.9	9.5	(7.2)	6.1	3.3	0.1
	1994-2009	119.2	140.9	21.7	(18.2)	25.3	3.7	-7.4
30-39	1994-1999	88.7	93.8	5.1	(5.8)	1.1	4.7	-0.6
	1999-2004	93.8	106.8	13.1	(13.9)	9.2	4.5	-0.6
	2004-2009	106.8	107.7	0.8	(0.8)	4.1	0.0	-3.3
	1994-2009	88.7	107.7	19.0	(21.4)	14.3	9.2	-3.8
40-49	1994-1999	86.4	89.3	2.9	(3.3)	1.6	1.1	0.1
	1999-2004	89.3	91.2	2.0	(2.2)	-0.9	2.1	0.8
	2004-2009	91.2	108.2	17.0	(18.6)	15.6	2.1	-0.7
	1994-2009	86.4	108.2	21.8	(25.3)	15.3	6.3	0.2

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

表6 女性の家族形態の変化によるMLDの寄与度分解

年齢	期間	期首のMLD	期末のMLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変化分	グループ 平均所得
		$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
20-29	1994-1999	125.5	126.5	1.0	(0.8)	2.9	0.6	-2.5
	1999-2004	126.5	141.1	14.6	(11.5)	18.1	0.5	-4.0
	2004-2009	141.1	138.8	-2.3	(-1.67)	-1.5	1.1	-2.0
	1994-2009	125.5	138.8	13.3	(10.6)	19.8	1.9	-8.4
30-39	1994-1999	88.8	95.1	6.3	(7.1)	1.5	4.5	0.4
	1999-2004	95.1	103.8	8.7	(9.1)	3.8	4.9	0.0
	2004-2009	103.8	105.9	2.1	(2.0)	1.6	1.3	-0.8
	1994-2009	88.8	105.9	17.1	(19.3)	7.6	9.8	0.1
40-49	1994-1999	98.2	102.1	3.9	(4.0)	3.4	0.0	0.5
	1999-2004	102.1	108.7	6.6	(6.4)	3.7	3.1	-0.2
	2004-2009	108.7	116.6	7.9	(7.3)	0.5	4.0	3.4
	1994-2009	98.2	116.6	18.4	(18.8)	7.7	7.4	3.5

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

まず、表5は男性についてみたものである。20-29歳については、1994年から2009年にかけての格差の拡大させる要因のほとんどが、家族類型の各グループ内格差の拡大であり、グループのシェアの変化による影響は小さい。表3から特に親同居無配偶におけるMLDの拡大が観察されることから、親と同居する若年層内での格差拡大が大きな要因であったと言えよう。なお、家族類型間の平均所得の変化は所得格差を縮小させている。

次に、30-39歳については、1994年から1999年および1999年から2004年にかけては、各家族類型内の格差拡大だけではなく、家族類型のシェアの変化が格差拡大に寄与していたことがわかる。これは、特にMLDの大きい親同居無配偶の割合が急速に上昇したことによる。そして、40-49歳については、2004年までの変化は小さいが、2004年から2009年にかけて、グループ内の格差拡大により急速に格差拡大が引き起こされたことがみてとれる。これは、表3でみたように、無配偶者と親同居無配偶者のそれぞれの家族類型内のMLDが大幅に上昇したことによる。

次に、女性についてみたものが表6である。女性の20-29歳については、1999年から2004年にかけての家族類型のグループ内格差の拡大による寄与が突出して大きいことがみてとれる。これは、2004年に親同居無配偶を中心に各家族類型内のMLDが大幅に上昇したことによる。また、男性と同様に家族類型間の平均所得の変化は所得格差を縮小させている。これは、比較的高い水準であった親同居無配偶の相対所得が低下してきたことによる。

そして、30-39歳の女性については、1994年から1999年および1999年から2004年にかけて、家族類型のシェアの変化が格差拡大に寄与していたことがわかる。また、40-49歳については、1994年から2009年にかけて、男性ほど格差は拡大していないものの、家族類型のグループ内格差の拡大とシェアの変化分が同程度格差拡大に寄与していること

がみてとれる。

以上、1990年代後半から2000年代にかけての所得格差の拡大の要因をまとめると、まず、男女ともに20-29歳の格差拡大は、主に1999年から2004年にかけての親と同居している無配偶者内での格差拡大によることがわかる。そして、30歳代、40歳代においては、男女ともに、各世帯類型内の所得格差の拡大だけではなく、無配偶および親同居無配偶の割合が上昇するシェアの変化により格差が拡大している。

6節 就業状態の変化による所得格差の寄与度分解

6-1 就業状態の変化と年齢別所得格差

以下では、「フルタイム雇用」「パートタイム雇用」「非雇用就業」「無業」という就業状態のグループにより男女別に各年齢層の所得格差についての分析を行う。

表7と表8は、男性と女性についてと各就業状態のシェア(%)、MLD(×1000)、相対所得の平均の推移である。

表7 男性週上状態別シェア、MLD、相対等価可処分所得

		シェア(%)				MLD*1000				相対等価可処分所得			
		フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業	フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業	フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
20-29	1994	86.5	1.9	5.5	6.2	112	160	199	131	1.01	0.90	0.96	0.95
	1999	81.3	3.6	5.1	10.0	115	134	153	131	1.01	0.98	0.94	0.95
	2004	77.5	5.5	5.1	11.9	123	139	212	146	1.01	1.00	0.96	0.94
	2009	72.0	10.1	5.0	13.0	136	118	203	153	1.03	0.94	0.97	0.89
30-39	1994	88.5	0.4	9.8	1.3	78	134	163	167	1.01	0.77	0.90	0.81
	1999	87.8	0.9	8.5	2.8	78	134	163	167	1.01	0.84	0.97	0.81
	2004	86.4	1.0	8.3	4.3	94	128	181	192	1.02	0.89	0.93	0.80
	2009	82.6	2.6	9.2	5.7	91	140	188	169	1.02	0.80	1.01	0.81
40-49	1994	82.7	0.2	16.2	0.9	69	77	158	103	1.03	0.53	0.89	0.64
	1999	83.7	0.4	14.2	1.8	71	187	161	138	1.03	0.52	0.89	0.61
	2004	84.0	0.4	12.9	2.7	77	130	144	120	1.03	0.54	0.87	0.64
	2009	80.4	1.6	14.0	3.9	82	170	189	139	1.03	0.64	0.98	0.56

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

表8 女性就業状態別シェア、MLD、相対等価可処分所得

		シェア(%)				MLD*1000				相対等価可処分所得			
		フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業	フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業	フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
20-29	1994	57.7	8.0	2.6	31.8	116	113	170	95	1.14	0.89	0.92	0.78
	1999	52.4	12.9	2.6	32.1	110	121	141	109	1.16	0.91	0.87	0.79
	2004	57.0	13.1	2.4	27.4	129	131	230	118	1.13	0.90	0.99	0.79
	2009	53.5	17.4	2.0	27.1	126	129	221	112	1.14	0.91	0.97	0.77
30-39	1994	23.4	15.7	8.9	52.0	91	62	148	72	1.22	0.92	0.95	0.93
	1999	25.4	17.6	6.6	50.5	98	71	161	73	1.26	0.92	0.99	0.90
	2004	30.9	18.5	5.6	45.0	114	76	160	80	1.21	0.90	0.97	0.90
	2009	30.1	22.4	5.0	42.4	105	87	170	84	1.23	0.89	0.96	0.90
40-49	1994	26.2	22.8	15.0	36.0	95	70	150	86	1.14	0.97	0.91	0.96
	1999	25.7	26.8	11.4	36.1	102	79	150	87	1.19	0.93	0.91	0.94
	2004	27.3	29.4	9.8	33.5	119	80	174	89	1.18	0.92	0.98	0.93
	2009	26.3	32.6	9.0	32.2	111	92	204	103	1.19	0.92	0.98	0.93

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

まず、就業状態のシェアについては、1994年から2009年にかけてのパート雇用の割合は、20歳代の男性と全ての年齢層の女性において上昇した。その一方、フルタイム雇用の割合については、男性ではどの年齢層でも低下傾向にある一方、女性では30歳代において上昇している。そして、男性においては、どの年齢層でも無業の割合が上昇する傾向にある一方で、女性においては、ほとんどの年齢階層において無業の割合が低下する傾向にある。

就業状態別にみたMLDについて、男性ではどの年齢層でも自営・家族従業などの非雇用就業におけるMLDが他の就業状態の場合より大きく、30-39歳および40-49歳においてフルタイム雇用におけるMLDが小さい。女性については、男性と同様、非雇用就業のMLDが大きく、30-39歳および40-49歳においてパート雇用者および無業におけるMLDが小さい。そして、1994年から2009年にかけては、男性においてはどの年齢層においても、フルタイム雇用者の所得格差が拡大傾向にある。女性においては、年齢層にかかわらず、どの就業状態においても所得格差が拡大傾向にあることがわかる。

最後に、相対所得については、男性においてはどの年齢層でもフルタイム雇用で高く、その他の形態で低くなっており、この傾向は、年齢層が高くなるにつれ顕著になる。20-29歳においては、親など同居している場合が多く、パート雇用や無業であってもそれほど低い等価可処分所得とはなっていないが、40歳代になると、パート雇用や無業の場合の所得はフルタイム雇用に比べて50-60%の程度の所得となっている。一方、女性については、男性と同様にどの年齢の相対所得においても、フルタイム雇用で高く、その他の雇用形態で低くなっている。しかしながら、男性と異なり、年齢が上昇してもフルタイム雇用とパート雇用や無業の場合の格差拡大していない。パート雇用や無業の女性の可処分所得は、同居の配偶者の所得に大きく依存しており、フルタイム雇用と比較してパート雇用や

無業の労働収入が低くとも、可処分所得でみた場合に大きな差が生じていないことがみてとれる。

6-2 就業状態の変化による年齢別所得格差の寄与度分解

では、1994年から2009年にかけての所得格差の変化分について、男女別に就業状態による寄与度分解を行ったものが表9と表10である。

表9 男性の就業状態の変化によるMLDの寄与度分解

年齢	期間	期首のMLD	期末のMLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変化分	グループ 平均所得
		$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
20-29	1994-1999	119.2	119.4	0.2	(0.2)	-0.9	1.1	0.0
	1999-2004	119.4	131.4	12.0	(10.0)	11.2	0.7	0.0
	2004-2009	131.4	140.9	9.5	(7.2)	8.4	0.1	1.0
	1994-2009	119.2	140.9	21.7	(18.2)	18.4	2.6	0.8
30-39	1994-1999	88.7	93.8	5.1	(5.8)	5.0	0.6	-0.5
	1999-2004	93.8	106.8	13.1	(13.9)	11.4	1.3	0.3
	2004-2009	106.8	107.7	0.8	(0.8)	-2.3	3.2	0.0
	1994-2009	88.7	107.7	19.0	(21.4)	13.8	5.7	-0.5
40-49	1994-1999	86.4	89.3	2.9	(3.3)	3.0	-0.3	0.2
	1999-2004	89.3	91.2	2.0	(2.2)	1.6	0.4	0.0
	2004-2009	91.2	108.2	17.0	(18.6)	11.8	5.3	0.0
	1994-2009	86.4	108.2	21.8	(25.3)	17.2	5.0	-0.2

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

表10 女性の就業状態の変化によるMLDの寄与度分解

年齢	期間	期首のMLD	期末のMLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変化分	グループ 平均所得
		$1000 \cdot I_t$	$1000 \cdot I_{t+1}$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_t$	term A	term B+C	term D
20-29	1994-1999	125.5	126.5	1.0	(0.8)	0.6	0.0	0.4
	1999-2004	126.5	141.1	14.6	(11.5)	17.3	-0.6	-2.1
	2004-2009	141.1	138.8	-2.3	(-1.67)	-3.9	-0.4	2.0
	1994-2009	125.5	138.8	13.3	(10.6)	13.7	-0.9	0.5
30-39	1994-1999	88.8	95.1	6.3	(7.1)	4.6	-1.1	2.9
	1999-2004	95.1	103.8	8.7	(9.1)	8.6	1.8	-1.7
	2004-2009	103.8	105.9	2.1	(2.0)	2.0	-0.7	0.8
	1994-2009	88.8	105.9	17.1	(19.3)	15.7	-0.6	2.0
40-49	1994-1999	98.2	102.1	3.9	(4.0)	4.3	-3.0	2.6
	1999-2004	102.1	108.7	6.6	(6.4)	8.1	-0.8	-0.7
	2004-2009	108.7	116.6	7.9	(7.3)	9.0	-1.4	0.3
	1994-2009	98.2	116.6	18.4	(18.8)	22.5	-6.3	2.2

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

表 9 の男性については、1994 年から 2009 年にかけて、どの年齢層でも主に、各就業状態のグループ内格差の拡大により、全体での所得格差拡大が引き起こされていることが分かる。ただし、30-39 歳と 40-49 歳においては、グループ内格差の 3 分の 1 程度の寄与であるが、シェアの変化による格差拡大への寄与もみてとることができる。

一方、表 10 の女性については、各年齢層における格差拡大のほとんどが、各就業状態におけるグループ内での格差拡大により引き起こされていることがわかる。その一方で、男性と異なり、女性の就労形態のシェアの変化は、どの年齢層においても格差を縮小させる方向に寄与している。特に、40-49 歳において、シェアの変化は全体の所得格差を縮小させており、表 8 でみた女性の無業の割合が低下とパート雇用の割合が上昇は、所得格差を縮小させる影響があることがわかる。

第 7 節 1990 年代後半以降の所得格差の拡大についての考察

多くの先行研究において、日本の所得格差の拡大は主に年齢構造の変化によると指摘されてきた。しかしながら、そこでは世帯主年齢が用いられているという年齢の定義に問題があっただけでなく、ほとんどの研究が 1990 年代までのデータによる分析であり、格差拡大が社会的問題となった 1990 年代後半から 2000 年代にかけてのデータによるものではなかった。一方で、若年層における未婚割合の上昇や親と同居の増加といった家族形態の変化や非正規雇用の拡大による賃金格差の拡大が指摘されているにもかかわらず、それらの変化が所得格差に与える影響についての研究が不十分であったと言えよう。若年層の多くは親と同居しているため、世帯単位の分析ではとらえることが難しかったことが理由の一つであると考えられる。

そこで、1994 年から 2009 年までの『全国消費実態調査』を用いて、税・社会保険料を推計することで可処分所得を求め、個人単位の等価可処分所得とし、世帯主年齢ではなく、本人年齢を用いて、この間の所得格差の拡大についての検討を行った。

その結果、1994 年から 1999 年までは、年齢階層のシェアの変化により格差拡大が引き起こされていたものの格差拡大の幅そのものは大きくなかった。そして、1999 年から 2004 年にかけては、大きな格差拡大が観察され、特に 20 歳後半から 30 歳後半の年齢階層で大きく格差が拡大している。その結果、1999 年から 2004 年の格差拡大を引き起こした主な要因は、年齢シェアの変化ではなく、各年齢階層内での格差拡大であった。また、2004 年から 2009 年にかけては、格差拡大の程度は大きくないものの、格差拡大の要因のほとんどが年齢階層内での格差拡大であった。

次に、年齢階層内の格差が大きく拡大した 20 歳代から 40 歳代における所得格差について、家族形態と就業状態のそれぞれの変化による寄与度分解を行った結果、以下の点が明らかになった。

まず、家族形態について、20 歳代における所得格差拡大は、男女ともに家族類型のシェアの変化ではなく、各家族類型内の格差拡大によって引き起こされていた。特に、1999 年

から 2004 年にかけて親と同居する無配偶者内での格差拡大が生じており、「パラサイト・シングル」と呼ばれている若年層内の格差拡大により、20 歳代での格差拡大が生じたと言えよう。ただし、この親と同居する無配偶者の所得水準は相対的に高いが、徐々に低下しており、他の家族類型の等価可処分所得の水準に近付いており、その影響は、20 歳代の所得格差を縮小させる方向に寄与していた。

一方で、30 歳代、40 歳代においては、家族類型内の格差拡大だけではなく、家族類型のシェアの変化も格差拡大に寄与しており、女性においては、各家族類型内の格差拡大より、シェアの変化による要因が大きい。特に、他の家族類型よりグループ内の格差が大きい親と同居する無配偶者の割合が高まることで、所得格差の拡大が引き起こされていた。

そして、就業状態について、男女ともにフルタイム雇用内での格差拡大が観察されることが格差拡大の主な要因であった。就業状態のシェアの変化については、男性については無業割合が上昇し、女性についてはパート雇用の割合が上昇していたが、この変化の結果、男性では所得格差の拡大を引き起こされた一方、女性では所得格差の縮小が生じていた。

このように、1990 年代後半から 2000 年代後半にかけて、年齢階層内での所得格差の拡大が観察されたが、20 歳代から 40 歳代における格差拡大における格差拡大を引き起こした要因として、親と同居する無配偶者の増加と、その者の中における所得格差の拡大であったと言える。また、就労の変化については、フルタイム雇用内で格差拡大の影響が大きい。

最後に以上の分析結果の限界として、各家族類型内および各就労形態内の所得格差の変化については、その要因が十分に解明されていない点である。特に、使用した『全国消費実態調査』では、フルタイム雇用について正規雇用なのか非正規雇用なのかについて把握されておらず、雇用形態の変化が十分に捉えられていないと考えられ、今後の課題となる。

参考文献

- 舟岡史雄, 2001, 「日本の所得格差についての検討」『経済研究』52 (2):117-131.
- 岩本康志, 2000, 「ライフサイクルからみた不平等度」国立社会保障・人口問題研究所編、『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会：75-94.
- Jenkins, Stephen P, 1995, "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86." *Economica* 62 (245):29-63.
- , 2006, "Estimation and interpretation of measures of inequality, poverty and social welfare using Stata" *North American Stata User's Group Meetings 2006*.
- 茂木優寿, 1999, 「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」『郵政研究所月報』129:39-57.
- Mookherjee, Dilip, and Anthony F. Shorrocks, 1982, "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality." *Economic Journal* 92 (368):886-902.

- 太田清,2006a,「非正規雇用と労働所得格差」,『日本労働研究雑誌』No.557, pp.41-52.
- ,2006b,「非正規雇用と所得格差」『Business & Economic Review』第194号, pp.2-18.
- 大竹文雄,1994,「1980年代の所得・試算分配」『The Economic Studies Quarterly』480:385-401.
- 大竹文雄,2000,「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』480:2-11.
- ,2005,『日本の不平等 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 大竹文雄・斎藤誠,1999,「所得不平等化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果,年齢階層間効果,人口高齢化効果—」『季刊社会保障研究』35(1):65-76.
- 小塩隆士,2004,「1990年代における所得格差の動向」『季刊社会保障研究』40(3):277-285.
- ,2006,「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩隆士、田近栄治、府川哲夫編『日本の所得分配—格差拡大と政策の役割』東京大学出版会:11-39.
- 小塩隆士,2009,「社会保障と税制による再分配効果」国立社会保障・人口問題研究所編『社会保障財源の効果分析』(東京大学出版会) pp.147-170.
- Shorrocks, Anthony F, 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica* 50 (1):193-211.
- , 1983, "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes." *Quarterly Journal of Economics* 98 (2):311-26.
- , 1984, "Inequality Decomposition by Population Subgroups." *Econometrica* 52 (6):1369-85.
- 白波瀬佐和子,2002,「日本の所得格差と高齢者世帯」『日本労働研究雑誌』500号.
- 田中聡一郎・四方理人,2012,「マイクロシミュレーションによる税・社会保険料の推計」『ソーシャルネットワーク戦略ディスカッションペーパーシリーズ』第25号.
- 山田篤裕,2002,「引退期所得格差のOECD9カ国における動向,1985-95年—社会保障資源配分の変化および高齢化,世帯・所得構成変化の影響—」『季刊社会保障研究』第38巻第3号.
- 総務省統計局(2002)『全国消費実態調査トピックス-日本の所得格差について-』(<http://www.stat.go.jp/data/zensho/topics/1999-1.htm>) 最終確認日2012年5月20日.
- 総務省統計局(2011)『平成21年全国消費実態調査—各種係数及び所得分布に関する結果』(<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2009/keisu/pdf/yoyaku.pdf>) 最終確認日2012年5月20日.
- 内閣府(2009)『年次経済財政報告—危機の克服と持続的回復への展望—』(<http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je09/09p00000.html>)
- 厚生労働省政策統括官(2009)『平成20年所得再分配調査報告書』厚生労働省.