

家族・就労の変化と所得格差 ——本人年齢別所得格差の寄与度分解——

四 方 理 人

I はじめに

日本における所得格差の趨勢は拡大傾向にあるが、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、近年拡大の傾向になく安定している。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が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、いくつか検討すべき点が考えられる。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増加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（2006）など〕。就労形態の変化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取り上げられた

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は明らかにされていない。

そこで本稿では、1994年から2009年までの『全国消費実態調査』（総務省統計局）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の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について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。

II 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、『全国消費実態調査』（以下「全消」）、厚生労働省による『国民生活基礎調査』（以下「国生」）とそのサブサンプルである『所得再分配調査』があげられる。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。「全消」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おり、2000年代中頃のOECD諸国と比較すると、2003年の「国生」のジニ係数では30カ国中上から11番目の高さとなる一方で、2004年の「全消」の数値で見ると21～23番目あたりとなり、国際的な位置づけが大きく異なる¹⁾。そこで、調査別に日本における所得格差の拡大についての分析を行っている先行研究の検討を行う。

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)、橋木・浦川(2006)をあげることができる。1981年と1993年の同調査を用いた大竹・齊藤(1999)からは、80年代の所得格差の拡大について、中・高齢者のシェアが上昇の影響もあるが、特に再分配後所得において年齢階層内の格差拡大による影響が強いことがみてとれる。一方、1990年と1999年の同調査を用いた小塩(2004)では、年齢階層内の格差は90年代における所得格差を拡大させておらず、そのほとんどが年齢別人口効果の影響により説明される。ただし、橋木・浦川(2006)は、人口の高齢化による所得格差の拡大は自明ではないとし、世帯主の働き方を示す世帯業態による格差の拡大を考察しており、1995年から1998年にかけて格差拡大の約30%が、世帯業態間の格差拡大によるものであるとしている。

次に、「全消」を用いた研究として、大竹(1994)、西崎・山田・安藤(1998)、茂木(1999)、舟岡(2001)、大竹(2005)がある。大竹(1994)は、1984年と1989年の調査から、年齢階層内の所得格差は、この間に拡大傾向にはなく、所得格差の拡大は、人口の高齢化により説明されるとした。西崎・山田・安藤(1998)は、1984年と1994年調査を用い、高齢化によって非就業者割合が増加することにより所得格差が拡大したことを指摘している。茂木(1999)は1984年、1989年、1994年調査から、所得格差拡大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、人口の高齢化だけではなく、高齢者の子の同居率の低下が所得の不平等化に影響していることを指摘している。そして、大竹(2005)は、1984年から1999年までの調査から、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要素に分解した結果、人口高齢化の効果によりこの間の格差の変化のほとんどを説明できるとしている。

最後に、「国生」を用いた分析として、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。ただし、Yamada(2007)の日本と欧米主要国との比較研究によると、日本は稼働年齢層より高齢者層での所得格差が大きく、65歳以上人口のシェアの拡大により所得格差が拡大したが、他の国々では人口高齢化による所得格差への影響は小さいとしている。また、稲垣(2006)は、3世代同居の高齢者や親と同居する未婚の成人を分離した場合、ジニ係数が0.1程度上昇することから、家族との同居がない場合、所得格差が拡大することを示している。

以上、「所得再分配調査」での1990年代を対象とした研究と「全消」を用いた1980年代から1990年代を対象とした研究において、格差拡大が年齢階層内での格差が大きい中高年齢層の人口シェアが高まったことによることがみてとれる。

しかしながら、以上の先行研究においては、分析上いくつかの問題点を指摘することができる。

第1に、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。舟岡(2001)が指摘するように「全消」と「国生」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、舟岡(2001)や稲垣(2006)は、所得格差について家族の変化の影響を指摘しているが、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難しいと考えられる。

第2に、所得格差拡大の要因として家族や就労の変化を挙げている先行研究では、年齢構造が考慮に入れられておらず、年齢の効果と家族や就労の効果が識別されていない。若年層や中高年齢層など各年齢層内で生じた家族や就労の変化について検討する必要がある。

第3に、先行研究により所得の定義やサンプルの範囲が異なる点がある。「所得再分配調査」や「国

生」を用いた研究では、可処分所得が用いられる。しかし、「全消」を用いた研究では、西崎・山田・安藤（1998）は世帯所得から税と社会保険料を推計し世帯規模の調整を行った等価可処分所得を用いているが、大竹（2005）は税と社会保険料が考慮されておらず、二人以上世帯（普通世帯）を対象としており、また、舟岡（2001）と茂木（1999）では、世帯規模の調整が行われていない。

第4に、ほとんどの研究が1980年代と1990年代を対象にしており、格差が社会的に問題とされた1990年代後半から2000年代にかけての状況が明らかにされていない。

そこで本研究では、1994年から2009年までの「全消」を使用し、税・社会保険料モデルから可処分所得による格差指標の推計を行い、世帯主年齢ではなく、本人年齢を用いた分析を行う。本人年齢によって区分した分析を行うことで、親と同居している者を含めた、若年層の所得格差についての考察が可能となる²⁾。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が、本人年齢階層別の分析を行うことで、若年層内での家族や就労の変化と所得格差の関係を考察することができると考えられる。親と同居する未婚者の増加は、所得格差の大きい中高年齢層との同居により同一年齢内格差を増大させる可能性がある一方、自身の収入が低くとも所得の高い親と同居することで格差を縮小させる可能性もある。また、非正規雇用の増加が所得格差に与える影響についても、世帯主ではなく本人の就業状態による分析を行う必要がある。橘木・浦川（2006）は、労働市場の変化による所得格差の拡大を指摘しているが、世帯主の就業状態に焦点をあてており、親と同居する若年層や世帯主の妻の就業状態の変化については考慮されていない。本人年齢階層別の分析を行うことで、各年齢階層内における就業構造の変化をみることができ、年齢構造の変化と就業構造の変化を識別した考察が可能となると考えられる。同じ非正規雇用の増加であっても、若年層における非正規雇用の増加と中高年齢女性の非正規雇用の増加では所得格差に与える影響が異なる可能性がある。

Ⅲ 使用データと分析手法

1 使用データと等価可処分所得の推計

本稿の使用データは、1994年、1999年、2004年、2009年の「全消」の個票データであり、分析に用いた可処分所得の定義は以下となる。

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

なお、公的年金以外の児童手当や失業給付および生活保護給付等の社会保障給付は、「全消」の年収・貯蓄等調査票に明示された項目はなく、「その他の年間収入」に含まれていると考えられる。

ここで、可処分所得は総所得から税と社会保険料を控除した所得となるが、「全消」では年間収入についての税と社会保険料が把握されていないため、可処分所得の算出のため田中・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・社会保険料モデルでは、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マイクロシミュレーション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。また、自営収入においてもすべての所得が捕捉されているものとしている³⁾。

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ひとり当たりの所得はひとりで暮らすのに必要な所得より、共通経費があるので少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。この方法で注意が必要となるのは、世帯所得をもとにしているが、各世帯員の厚生水準の所得格差を計測することになるため観測される単位は個人単位となる。ここで個人単位とは、例えば生計をとにもする4人の世帯の場合、世帯で合計した可処分所得を4で除した等価可処分所得が求められ、4人の各々がその等価可処分所得を持つ個人として出現することになる。

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、V節・VI節の世帯類型・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⁴⁾。

2 所得格差の寄与度分解の方法

以下では、格差指標として平均対数偏差 (Mean Log Deviation :MLD) を用い、その2時点間の変化分について、年齢構造、家族形態、就業状態のそれぞれについて、グループのシェア、グループ内格差、グループ間格差の変化による寄与度分解を行う。格差指標としてのMLDは、低所得層の変化に対し比較的敏感に反応する。具体的な分析手法は、Mookherjee and Shorrocks (1982) およ

びJenkins (1995) により定式化された方法を用いた⁵⁾。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 $t+1$ の間での階差を ΔI_0 すると (3) 式が得られる。

$$\begin{aligned} (3) \Delta I_0 \equiv I_0(t+1) - I_0(t) &= \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k - \\ &\quad \sum_k [\bar{\log}(\lambda_k)] \Delta v_k - \sum_k \bar{v}_k \Delta \log(\lambda_k) \\ &\approx \underbrace{\sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k}}_{\text{termA}} + \underbrace{\sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k}_{\text{termB}} + \underbrace{\sum_k [\bar{\log}(\lambda_k)] \Delta v_k}_{\text{termC}} + \underbrace{\sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu_k)}_{\text{termD}} \end{aligned}$$

(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、 $\bar{v}_k = (v_{kt} + v_{kt+1})/2$ 、 $\bar{\lambda}_k = (\lambda_{kt} + \lambda_{kt+1})/2$ 、 $\bar{\log}(\lambda_k) = [\log(\lambda_{kt}) + \log(\lambda_{kt+1})]/2$ 、 $\bar{I}_{0k} = (I_{0kt} + I_{0kt+1})/2$ 、である。

IV 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、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。

そして、1994年から2009年にかけての格差の推移として、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ことがみ

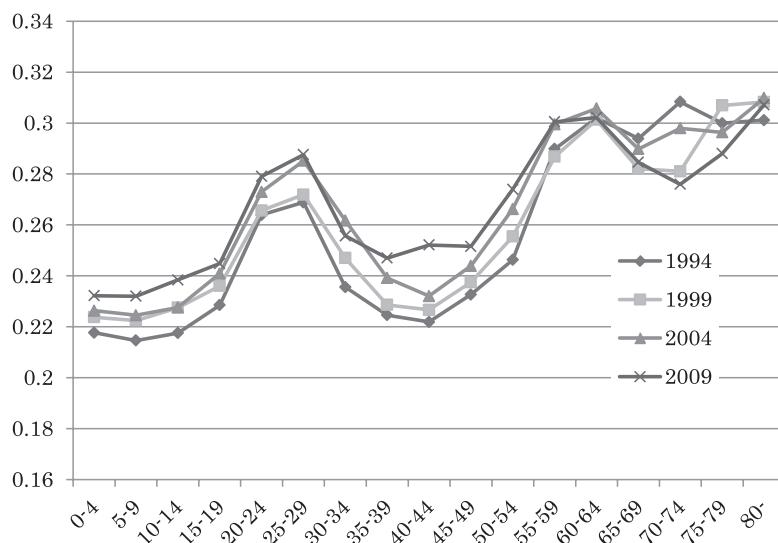


図1 年齢別ジニ係数の推移（1994年－2009年）

注) 全年齢を対象とした個人単位の等価可処分所得によるジニ係数を推計している。
出所)『全国消費実態調査』より作成

てとれる。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。

次に、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が表1である⁶⁾。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、一般的な差の検定よ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。

そして年齢別にみると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有意に上昇している。2004年のジニ係数は、20歳代後半と30歳代前半1999年より有意に高く、10歳代後半、30歳代後半、50歳代前半で1994年より有意に高い。そして、2009年では、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。したがって、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。

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。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(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

表1 年齢別ジニ係数と標準誤差

1994		1999		2004		2009	
	ジニ係数 標準誤差	ジニ係数 標準誤差		ジニ係数 標準誤差		ジニ係数 標準誤差	
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) 全年齢を対象とした個人単位の等価可処分所得によるジニ係数を推計している。

2) 標準誤差はブートストラップ法による。

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』より筆者作成

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 1000* $I_0(t)$	期末のMLD 1000* $I_0(t+1)$	変化分 1000 $\Delta I_0(t)$	%変化分 % $\Delta I_0/I_0(t)$	グループ内格差 term A	シェア変化分 term B+C	グループ平均所得 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』より筆者作成

化を寄与度分解した結果、グループ内格差が2.1、グループのシェアが2.9の寄与となっているが、グループ間の相対所得が-0.9と負に寄与している。次に、1999年から2004年にかけては、年齢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となっている。そして、2004年から2009年にかけては、年齢のシェアの変化はほとんど寄与しておらず、年齢グループ内の格差拡大によって、全体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が約14%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、年齢間の相対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、主に人口構造の変化により格差が拡大していたが、1999年以降の格差拡大は、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。本人年齢でみた分析においても、1990年代までを扱った主な先行研究の結果と同様である一方、2000年代における所得格差の拡大は人口構造の変化が主な理由ではないと言える。

そこで以下では、年齢階層内での格差拡大が生じていた20歳代から40歳代にかけて、家族形態および就業状態による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。なお、19歳以下についても年齢階層内の所得格差拡大が生じていたが、これは同居する親の所得の影響であり、また、ほとんどが学生であり、

この間の家族形態や就労状態の変化を観察しづらいため、20歳以上を分析対象とした。

V 家族形態の変化による所得格差の寄与度分解

1 家族形態の変化

表3は、男女別に年齢階層ごとに1994年と2009年の各家族類型のシェア(%)をみたものである。一般的な家族類型として核家族の場合であっても、自身が親の位置にいるのか、子供の位置にいるのかで意味が異なる。そこで、自身の配偶関係と親との同居の有無から家族類型を行った。具体的には、配偶者がおらず親と同居していない「単身」、配偶者がおらずかつ親と同居している「親同居シングル」、有配偶で親と同居していない「夫婦」、有配偶で親と同居している「親同居夫婦」、

「その他⁷⁾」の5つの類型に区分した。

まず、表3からは、男女ともに20歳代と30歳代において、1994年と2009年の間に親同居シングルの割合が上昇していることがわかる。そして、40歳代においては、親同居シングルだけではなく、単身の割合も上昇傾向にあり、親同居夫婦の割合が大幅に低下している。

次に、表4は1994年と2009年のMLD(×1000)であり、各家族類型内の格差を示す。まず、男女ともに親同居シングルにおけるMLDが大きく、夫婦のMLDが小さい。親同居シングル内での格差が大きいことがみてとれる。その理由として、若年層での賃金格差より親世代の賃金格差の方が大きい上、低所得を理由に親と同居する若年層だけではなく、単身で生活できる収入があったとしても、離家しない若者も多くいることが考えられ

表3 家族類型別シェア：1994年と2009年

			シェア (%)				
			単身	親同居シングル	夫婦	親同居夫婦	その他
男 性	20-29	1994	18.1	54.9	21.8	4.3	0.9
		2009	13.3	64.6	18.6	2.4	1.1
	30-39	1994	5.9	9.9	65.7	18.0	0.5
		2009	7.9	23.3	62.1	6.1	0.6
	40-49	1994	2.9	2.6	67.8	26.1	0.7
		2009	6.3	9.8	71.7	11.4	0.8
女 性	20-29	1994	12.0	50.4	29.4	6.2	1.9
		2009	9.4	60.0	24.8	3.2	2.7
	30-39	1994	4.2	5.7	67.1	21.0	2.0
		2009	7.1	16.1	65.6	7.0	4.3
	40-49	1994	3.8	1.8	65.8	24.4	4.2
		2009	6.5	6.3	68.5	13.2	5.5

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表4 家族類型別等価可処分所得のMLD：1994年と2009年

			MLD*1000				
			単身	親同居シングル	夫婦	親同居夫婦	その他
男 性	20-29	1994	45	116	78	126	144
		2009	68	147	90	134	177
	30-39	1994	55	148	67	105	142
		2009	106	153	81	113	181
	40-49	1994	108	142	79	93	158
		2009	145	183	93	101	122
女 性	20-29	1994	66	109	74	109	153
		2009	78	129	97	130	175
	30-39	1994	125	158	69	100	195
		2009	108	141	85	109	162
	40-49	1994	195	171	82	96	162
		2009	157	171	96	105	14

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表5 家族類型別相対等価可処分所得：1994年と2009年

			相対等価可処分所得				
			単身	親同居シングル	夫婦	親同居夫婦	その他
男 性	20-29	1994	0.78	1.19	0.72	0.98	0.95
		2009	0.86	1.12	0.72	0.85	0.85
	30-39	1994	1.25	1.27	0.92	1.05	1.13
		2009	1.28	1.10	0.93	0.99	0.96
	40-49	1994	1.20	0.92	0.99	1.02	0.86
		2009	1.23	0.92	0.99	1.00	0.82
女 性	20-29	1994	0.68	1.23	0.76	0.94	0.83
		2009	0.74	1.16	0.77	0.84	0.68
	30-39	1994	1.04	1.23	0.96	1.07	0.79
		2009	1.06	1.11	0.99	1.03	0.62
	40-49	1994	0.90	0.89	1.02	1.03	0.68
		2009	1.03	0.85	1.04	1.03	0.58

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

る。そして、20歳代では男女ともに単身のグループ内格差が最も小さいが、その単身のグループ内格差は年齢が上がるにつれ大きくなり、40歳代では親同居シングルに次ぐ大きさとなる。1994年から2009年にかけては、男性はどの年齢階層においても単身と親同居シングルのグループ内格差が上昇している。その一方、女性については、男性とは異なり、単身と親同居シングルのMLDが拡大傾向にあるとは言えない。

最後に、表5は相対等価可処分所得をみたものである。ここで、相対等価可処分所得とは全体の等価可処分所得の平均を1とした場合の各グループの相対所得であり、相対的に所得の高いグループは1を超え、低いグループは1を下回る。男女ともに20歳代においては、単身と夫婦の所得が相対的に低く、親同居シングルの所得が相対的に高い。30歳代では男性の単身で相対所得が高くなる。40歳代になると、男女ともに親同居シングルの相対的な所得が低くなっており、親と同居しているシングルの相対的な所得は年齢が上がるにつれ低下する。単身の場合男性では相対所得が40歳代で高いものの、女性の40歳代では夫婦より単身で低所得となっている。ただし、ほとんどの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られないが、親同居シングルではどの年齢層でも相対等価可処分所得が低下している。

2 家族形態の変化による年齢別所得格差の寄与度分解

ここでは、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の寄与度分解を行う。表6は、1994年から2009年にかけての性年齢階層ごとのMLDの変化分をグループ内格差、グループのシェア、グループの相対所得に寄与度分解を行っている。

まず、男性の20歳代については、家族タイプのグループ内格差が、全体の格差拡大を引き起こしており、シェアの変化による影響は小さい。表4からわかるように男性20歳代においては、どの家族類型においてもMLDが拡大しているが、他の類型よりもMLDの変化およびシェアが大きい親同居シングルにおけるMLDの拡大が主な要因である。また、家族類型間の相対所得の変化は所得格差を縮小させている。これは、表5からわかるように、親と同居するシングルの相対等価可処分所得は低下する一方、単身では上昇しており、家族類型間の格差が縮小していることが、20歳代での格差を縮小させたと考えられる。そして、男性の30歳代については、各家族類型内の格差拡大だけではなく、家族タイプのシェアの変化が格差拡大に寄与しており、主にMLDの大きい親同居シングルの割合が上昇したことによる。男性40歳代については、グループ内の格差拡大の寄与が大きい。

次に、女性の20歳代では、グループ内格差による寄与が突出して大きいことがみてとれる。これ

表6 家族形態の変化によるMLDの寄与度分解：1994年から2009年

性別	年齢	1994年 MLD	2009年 MLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変化分	グループ 相対所得
		$1000 \cdot I_0(t)$	$1000 \cdot I_0(t+1)$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_0(t)$	term A	term B+C	term D
男 性	20-29	119.2	140.9	21.7	(18.2)	25.3	3.7	-7.4
	30-39	88.7	107.7	19.0	(21.4)	14.3	9.2	-3.8
	40-49	86.4	108.2	21.8	(25.3)	15.3	6.3	0.2
女 性	20-29	125.5	138.8	13.3	(10.6)	19.8	1.9	-8.4
	30-39	88.8	105.9	17.1	(19.3)	7.6	9.8	0.1
	40-49	98.2	116.6	18.4	(18.8)	7.7	7.4	3.5

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

は、親同居シングルを中心に各グループ内の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が、比較的高い水準であった親同居シングルの相対所得が低下してきたことによる。そして、30歳代の女性については、グループ内格差よりもシェアの変化が格差拡大に寄与していたことがわかる。ここでも、格差の大きい親同居シングルのシェアが高まったことによる。また、40歳代について、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。

Ⅵ 就業状態の変化による所得格差の寄与度分解

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⁸⁾。

表7は、男性と女性についての1994年と2009年の年齢別各就業状態のシェアである。

まず、パート雇用の割合が20歳代の男性と全ての年齢層の女性において上昇している。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、無業の割合については、男性はどの年齢層でも上昇する傾向にある一方で、女性においては、どの年齢層でも低下している。

次に、表8の就業状態別にみたMLDである。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が他の就業状態より大きく、30歳代、40歳代のフルタイム雇用におけるMLDが小さい。女性については、男性と同様に非雇用就業のMLDが大きい。一方、女性のパート雇用については、20歳代での格差は大きい、30歳代と40歳代では小さい。そして、1994年から2009年にかけては、男性では、フルタイム雇用のMLDが拡大傾向にあり、女性では、どの就業状態においてもMLDが拡大傾向にあることがわかる。

表9の相対等価可処分所得については、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。男性の20-29歳においては、パート雇用や無業であってもそれほど低い相対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%の程度の相対所得となっている。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との格差は拡大しない。

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10である。

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

表7 就業状態別シェア：1994年と2009年

			シェア (%)			
			フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
男 性	20-29	1994	86.5	1.9	5.5	6.2
		2009	72.0	10.1	5.0	13.0
	30-39	1994	88.5	0.4	9.8	1.3
		2009	82.6	2.6	9.2	5.7
	40-49	1994	82.7	0.2	16.2	0.9
		2009	80.4	1.6	14.0	3.9
女 性	20-29	1994	57.7	8.0	2.6	31.8
		2009	53.5	17.4	2.0	27.1
	30-39	1994	23.4	15.7	8.9	52.0
		2009	30.1	22.4	5.0	42.4
	40-49	1994	26.2	22.8	15.0	36.0
		2009	26.3	32.6	9.0	32.2

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表8 就業状態別等価可処分所得のMLD：1994年と2009年

			MLD*1000			
			フルタイム雇用	パート雇用	非雇用就業	無業
男 性	20-29	1994	112	160	199	131
		2009	136	118	203	153
	30-39	1994	78	134	163	167
		2009	91	140	188	169
	40-49	1994	69	77	158	103
		2009	82	170	189	139
女 性	20-29	1994	116	113	170	95
		2009	126	129	221	112
	30-39	1994	91	62	148	72
		2009	105	87	170	84
	40-49	1994	95	70	150	86
		2009	111	92	204	103

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表9 就業状態別相対等価可処分所得：1994年と2009年

			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
男 性	20-29	1994	1.01	0.90	0.96	0.95
		2009	1.03	0.94	0.97	0.89
	30-39	1994	1.01	0.77	0.90	0.81
		2009	1.02	0.80	1.01	0.81
	40-49	1994	1.03	0.53	0.89	0.64
		2009	1.03	0.64	0.98	0.56
女 性	20-29	1994	1.14	0.89	0.92	0.78
		2009	1.14	0.91	0.97	0.77
	30-39	1994	1.22	0.92	0.95	0.93
		2009	1.23	0.89	0.96	0.90
	40-49	1994	1.14	0.97	0.91	0.96
		2009	1.19	0.92	0.98	0.93

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

表10 就業状態の変化によるMLDの寄与度分：1994年から2009年

性別	年齢	1994年 MLD	2009年 MLD	変化分	%変化分	グループ 内格差	シェア変化分	グループ 相対所得
		$1000 \cdot I_0(t)$	$1000 \cdot I_0(t+1)$	$1000 \Delta I_0$	$\% \Delta I_0 / I_0(t)$	term A	term B+C	term D
男 性	20-29	119.2	140.9	21.7	(18.2)	18.4	2.6	0.8
	30-39	88.7	107.7	19.0	(21.4)	13.8	5.7	-0.5
	40-49	86.4	108.2	21.8	(25.3)	17.2	5.0	-0.2
女 性	20-29	125.5	138.8	13.3	(10.6)	13.7	-0.9	0.5
	30-39	88.8	105.9	17.1	(19.3)	15.7	-0.6	2.0
	40-49	98.2	116.6	18.4	(18.8)	22.5	-6.3	2.2

出所)『全国消費実態調査』より筆者作成

こされていることが分かる。ただし、30歳代と40歳代においては、この間の格差拡大のうちの4分の1から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。これは、グループ内MLDの大きい無業およびパート雇用の割合が上昇したことによると考えられる。

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、女性の就労状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7でみた女性の無業の割合の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。

Ⅶ 結びにかえて－1990年代後半以降の所得格差の拡大

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のにもかかわらず、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。若年層の多くが親と同居しているため、世帯単位で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「全消」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を用いて、世帯主年齢ではなく、本人年齢別にみたジニ係数とブートストラップ法による標準誤差を推計し、また、家族形態と就業状態の変化によるMLDの寄与度分解を行った。

1994年から1999年までは、主に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はない。1999年から2004年にかけては、全体のジニ係数が有意に拡大し、本人年齢別にみると20歳代後半から30歳代後半において有意に格差が拡大していた。そして、1999年から2004年の格差拡大について年齢階層による寄与度分解を行うと、年齢シェアの変化ではなく、各年齢階層内での格差拡大によることがわかった。また、2004年から2009年にかけても、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、男女ともに主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、親と同居するシングルにおけるグループ内格差拡大の影響が大きいと考えられる。

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、女性の30歳代においては、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同居シングルの割合が高まることで、所得格差の拡大が生じていた。

次に、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てい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が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。特に、女性の40歳代におけるパート雇用割合の上昇は所得格差を縮小させており、この年齢層の女性における非正規雇用の拡大は所得格差を縮小させると考えられる。

以上、1990年代後半から2000年代後半にかけて、20歳代から40歳代を中心に年齢階層内での所得格差の拡大が観察されたが、格差拡大を引き起こした家族の変化による要因として、親と同居するシングルの増加と、その者の中での所得格差の拡大があり、また、就労の変化の要因については、フルタイム雇用内で格差拡大の影響が大きいと言える。特に、親と同居するシングルは、30代、40代と年齢が上がるにつれ、グループ内格差が大きくなるだけではなく、他の家族類型に対する相対的な所得が低下しており、今後、親と同居するシングルがより高齢化するため、所得格差の拡大だけではなく、低所得の問題も深刻化すると考えられる⁹⁾。

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状態内の所得格差の変化については、その要因が十分に説明されていない点である。特に、「全消」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。

注

- 1) 総務省統計局 (2002) におけるジニ係数の推計とOECD (2009=2010) における図1.1の統計と比較している。なお、舟岡 (2001) は、「国生」と「全消」の調査設計の違いを検討し、両調査の所得分布の差が学生単独世帯を含むか否かと母集団復元の仕方により生じるとしている。
- 2) 稲垣 (2006) は、反実仮想的に未婚の子を分離した所得格差を推計しているが、本稿での本人年齢による所得格差の推計では、各年齢階層の所得格差をみることで、若年層における実際の所得格差の拡大について分析を行うことになる。
- 3) 所得の捕捉について実際の税収と照らし合わせた場合、推計された各年の税収は、所得税の決算値の約80%、住民税の決算値の約90%と過少な推計となっている。この差のほとんどは、利子・配当金の記載が過少となっていることによる。推計値からそれらを差し引き、決算値から利子所得・配当所得・譲渡所得による税収分を差し引いた場合、所得税・住民税の差は数%程度となり、現実に近い推計となっている (田中・四方 2012)。
- 4) もともと「全消」においては、単身の学生世帯は含まれていない。
- 5) 同様の方法は山田 (2002)、小塩 (2006)、橋木・浦川 (2006) 等でも用いられている。
- 6) 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。
- 7) 「その他」には、本人がひとり親の場合と親族と同居せずに非親族と同居している者が含まれている。
- 8) 2009年調査では、就業者の区分において、これまで「就業うちパート」という区分が「パート・アルバイト」と変更され、「労働者派遣事業所の派遣者社員」という項目が追加されたが、「パート・アルバイト」をパート雇用とし、「労働者派遣事業所の派遣者社員」はフルタイム雇用に割り当てた。
- 9) 稲垣 (2006) は、現在の親と同居する未婚者が独居老人となることによる将来の所得格差拡大について、マイクロシミュレーションの手法による検証を行っている。

謝辞

本研究は、平成25年度厚生労働省科学研究費補助金 (政策科学推進研究事業) 「新しい行動様式の変化等の分析・把握を目的とした縦断調査の利用方法の開発と厚生労働行政に対する提言に関する研究 (研究代表

者：駒村康平)」の一環として行われた。また、統計法33条に基づき、総務省「全国消費実態調査」の調査票情報を利用した。関係者各位に感謝申し上げる。

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』Vol.52, No.2。
- 稲垣誠一 (2006)「家族構造の変化と所得格差」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。
- 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。
- Jenkins, Stephen P. (1995) "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86", *Economica* 62 (245).
- (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』No.129。
- Mills, Jeffrey A. and Sourushe Zandvakili (1997) "Statistical Inference Via Bootstrapping for Measures of Inequality", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, No. 2.
- Mookherjee, Dilip, and Anthony F. Shorrocks (1982) "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality", *Economic Journal*, 92 (368).
- 西崎文平・山田泰・安藤栄祐 (1998)『日本の所得格差: 国際比較の視点から』経済企画庁経済研究所。
- OECD (2009=2010) *Growing Unequal? : Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing (小島克久・金子能宏訳『格差は拡大しているか —OECD加盟国における所得分布と貧困』明石書店)
- 太田清 (2006)「非正規雇用と労働所得格差」,『日本労働研究雑誌』No.557。
- 大竹文雄 (1994)「1980年代の所得・試算分配」『The Economic Studies Quarterly』No.480。
- (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』Vol.35, No.1。
- 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』Vol.40, No.3。
- 橋本俊詔・浦川邦夫 (2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 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」『ソシオ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』Vol.38, No.3。
- Yamada Atsuhiko (2007) "Income Distribution of People of Retirement Age in Japan", *Journal of Income Distribution*, Volume 16, Number 3-4.
- 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)。

(しかた・まさと 関西学院大学
総合政策学部専任講師)