

ていること。これは、現行の国民年金の保険料が定額の月額 14100 円で、1 階建ての国民年金の受給するのに対し、月収 7～8 万円程度で厚生年金に加入すると、従業員の負担は月額 5000 円程度で、将来は国民年金と厚生年金の 2 階建て年金を受給することに対する配慮といえる。

- ・所得再配分機能を持つ厚生年金制度において、新たに適用を受けるパート労働者が、厚生年金が適用されている他の労働者との間で連帯感が保てるかどうかという観点からも、一定額以上の賃金を得ていることをメルクマールとする。

- ・また、新たに保険料が徴収される低賃金のパート労働者にとって、保険料の自己負担額の負担感は重くなるために、相当以上の賃金を得ていることを条件とする。

- ・労使折半負担の厚生年金の適用対象にふさわしい「被用者」を考える場合、事業主の事業活動に一定以上の貢献をしている者を対象とするという切り口が考えられる。この場合、賃金が「労働の対償」という性格を持つことに鑑みれば、既適用者との均衡も考慮しながら、事業主が一定以上の賃金を支払っていることを、事業活動への貢献のメルクマールとすることも考えられる」（パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書より抜粋）

本来の適用対象の意図は、こうした非正規労働者と正社員の均等待遇、老後の所得保障の整備であったが、結局は時間給という判断ではなく、月給という判断から正社員並の働き方をする者という狭い範囲での定義となった。

この規定は一見、正規労働者との平準化をねらったものであるが、2つの点での疑問が残る。第1の疑問点は、厚生年金保険の標準報酬を正規労働者は年収ベースで、非正規労働者は月収ベースでという2つの算定方法を並立させることである。つまり、事業主側あるいは被保険者側が意図的に保険料負担を回避するために、月収を減らし、その分賞与で調整するという社会保険料の拠出逃れの抜け道が残されたままになっている。

第2の疑問としては、報告書では、パート労働者への負担感や労使折半の根拠としての収入要件として 98,000 円という基準が設けられているが、すでに被用者に適用される健康保険法では、2007 年度より標準報酬月額の上限と下限にそれぞれ4等級追加され、下限では 58,000 円、上限は 1,210,000 円となっており、月収下限を 98,000 円にしなければならない明確な根拠とはなっていない。

ここまでの労働時間と月収というしぼりが、どの程度パート労働者にとってどれほどのハードルになるか見てみよう。先述と同じ調査のうち、職業が「パート・アルバイト」でかつ年収（本調査では、月収ではなく、年収のみの回答になっている）と週あたりの平均労働時間とのクロス集計を行った結果が表 12 である。ただし、残念なことに 9.8 万円に 12 か月をかけると、117.6 万円となり、本調査では 103 万円から 130 万円未満の階級にひとまとめにされている調査の限界がある。そのため、103 万円以上の層と 103 万円以上の層と 2 種類の場合の比較を行う。ただし、一般的な 103 万円の壁をこえてパート労働者が働く場合は 124 万円程度の年収がないと、103 万円の時の可処分所得には戻らないことから、大半の労働者は 117.6 万円以上の者である潜在的な可能性は高い。

全サンプル 1,695 中に、年収要件を 130 万円以上でみた場合、対象者は表 12 の網掛け部分となる。全パート・アルバイトの 17.1%、やや緩い 103 万円以上の基準（イタリックの文字含む）の場合で 30.1%となる。

表 11 パート・アルバイトの年収と週あたり労働時間の分布

(単位：％、人)

	5時間未満	5～9時間	10～15時間	15～19時間	20～24時間	25～29時間	30時間以上	標本数
25万円未満	0.8	1.1	1.0	0.6	0.8	0.1	2.6	110
25万円～50万円未満	0.4	2.1	3.2	1.2	1.2	0.1	0.4	139
50万円～65万円未満	0.1	0.6	1.3	2.9	1.6	0.3	0.7	120
65万円～103万円未満	0.3	2.9	1.9	7.4	14.7	6.7	6.6	649
103万円～130万円未満	0.1	2.0	0.4	0.7	3.4	2.9	7.5	273
130万円～330万円未満	0.0	1.7	0.2	0.4	0.9	0.8	14.7	300
330万円～500万円未満	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.6	11
700万円～800万円未満	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	1
標本数	27	166	128	212	364	175	531	1603

(3) 勤務期間

パート労働者は、「正社員に比べ、流動性が高く、事業主の事務手続きの負担、煩雑さを回避する」²⁸ために、雇用保険の基準に準じ、「雇用契約期間が1年以上」という項目が加えられた。現行の雇用保険制度では、雇用期間が1年に満たない場合であっても、就労実績などから「1年以上の雇用が見込まれる場合」は、加入できるとされている。

パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書では、平成13年の「パートタイム労働者実態調査」を用いて、この規定による対象者の絞り込みを行っているが、週労働時間が20時間以上で、かつ月収が98,000円以上のパート労働者の場合、1年間の勤務期間の規定がない場合でも、ある場合でも、対象者はまったく変わらないとしている。同試算では、逆に98,000円よりも月収が低い労働者ほど、勤務期間の規定によって対象者が減じるものとしている。

しかし、丸山(2007b)でみたように、先進国で被用者年金の適用基準に、勤続年数を要件としている国はみられない。また、週30時間以上労働であれば、勤続年数を問わないのに対し、29時間の労働者に勤続年数を問わねばならない合理的な理由はなく、転職したての労働者にとっては1年間の適用猶予はきわめて長い時間である。さらに、ワーキンググループでも指摘されたような、事業主側が、保険料の負担が生じないように、適用基準の期間を超えない範囲への契約期間の短縮や「雇止め」等を行う可能性があることに留意すべきである。

さらに、もともと雇用期間の定めがない正社員には「雇用される見込み」を問わないのに対し、パート労働者にのみその見込み期間を問うのも、疑問が残る。厚生労働省「平成18年賃金構造基本統計調査」によれば、女性短時間労働者の平均勤続年数は4.9年である。同調査の正社員の女性労働者の勤続年数平均8.8年よりは短いものの、いわゆる若者の正社員の3年間の離職率(中卒7割、高卒5割、大卒3割)に比較すれば長く、「手続きが煩雑」とするほどの期間ではない。

²⁸ 厚生労働省「平成18年賃金構造基本統計調査」によれば、女性短時間労働者の平均勤続年数は4.9年である。いわゆる若者の正社員の3年間の離職率(中卒7割、高卒5割、大卒3割)に比較すれば、り、同女性労働者の平均8.8年よりは短いものの、極端に短いわけではない。

(4) 従業員 300 人未満の事業所の適用猶予

最後に、適用拡大による中小零細事業主の件費増加による経営への悪影響に配慮する形で、時限的に設けられたのが、従業先の規模であった。

この結果、社会保障制度審議会パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループの報告書によれば、パート労働者などの短時間労働者数 1200 万人のうち、現在第 2 号被保険者として厚生年金などに適用されている者 300 万人を除いた残り 900 万人のうち、週労働時間が 20 時間以上 30 時間未満の労働者が 310 万人いるという。この 310 万人のうち、上記の条件を満たす労働者は 10~20 万人程度にまで減少すると見込まれ、実際に適用対象となるパート労働者数は本来加入すべきであった層の 1 割にも満たないものとされている。江口 (2007) が指摘するように、中小企業への配慮は、税制や融資などを通じて行うべきであり、労働者の不利益を伴う社会保険を通じての優遇策は本末転倒である。

こうした中小企業に対する社会保険上の配慮としては、フィンランドの保険料賦課方法が参考になる。フィンランドの民間被用者年金では、被用者負担分は企業規模にかかわらず一定とされているが、事業主負担分だけを企業規模に応じて減額するという措置で、配慮をしている²⁹。

先ほど表 11 でみた、年収要件と労働時間の要件をみたく労働者を、従業員規模と雇用契約期間でみると、どの程度の対象者になるのであろうか。本来は、「勤続年数」でみるべきであるが、同じ調査項目がないため、より厳しい「雇用契約期間」で判断していることが限界である。

従業員数に 300 人前後の階級わけがされていないため、単純に 100~499 人規模の半数ずつが対象になると仮定すると、以下のように考えられる。年収要件を幅広く考えた場合、さらに対象者は先述の基準をクリアした労働者の 15.1% に絞られることになる。仮に、仕事の雇用契約期間にかかわらず、すべてのパート労働者が「1年以上の雇用が見込まれる」と仮定すれば、32.8% と前者の労働者が対象となる (表 13 参照)。

つまり、1年以上の雇用契約期間を問う場合は、やや広い基準でとつても、年収と労働時間を基準をクリアした 30.1% のうち、さらに 15% になるため、パート労働者全体の 4.5% 程度、雇用契約期間を問わない場合は、30.1% のさらに 32.8% の 9.8% 程度の労働者しか適用対象にならないことになる。

²⁹ 2005 年の法人税額に応じて、障害年金分の 0.6% が調整されている。また、自営業者向け年金では、新規事業者に対しては、48 ヶ月間 25% 分の保険料減額措置が認められている。(丸山 2007b)。

表 12 パート・アルバイトの従業員数と仕事の雇用契約期間（年収 103 万円以上かつ週平均労働時間が 20 時間以上の者）

(単位：%)

		仕事の雇用契約期間						合計
		2ヶ月以内	半年以内	1年以内	1年以上 2年未満	2年以上	雇用契約期間の定めはない	
従業員数	5人未満	0.2	0	1	0.2	1.2	7.4	10
	5～9人	0	0.8	0.4	0	1	6.4	8.6
	10～49人	0.4	1.8	3.6	3	3.6	12.4	24.8
	50～99人	1.2	2.4	1.8	1.4	0.8	7	14.6
	100～499人	1.4	3.6	2.8	0.8	2.2	7.6	18.4
	500～999人	0.2	0.8	0.4	0.4	0.6	1.4	3.8
	1000人以上	1.6	5.8	2.8	1.8	2.2	2.8	17
	官公庁	0.2	0.6	0.8	0	0	1.2	2.8
合計		5.2	15.8	13.6	7.6	11.6	46.2	100

本調査では、従業員数が 100 人に満たない企業に勤務するパート・アルバイトが全体の約半数を占めている。仮にこうした中小零細企業に勤務しているパート労働者が、厚生年金や健康保険の適用拡大の対象となる 300 人以上の企業に転職したとしても、雇用期間を厳密に適用されれば、最大 1 年間の適用除外期間が発生してしまう。

最後に、この該当する人たちの労働時間の調整意向についてみてみよう。対象者に該当するもののうち、すでに厚生年金、共済年金の適用を受けている者を除いたサンプルについて適用拡大への賛否を問うた結果が表 13 である。標本数がきわめて少ないために、あくまでも参考程度ではあるが、表 9 でみた結果と大きな差はみられない。

表 13 パートやアルバイトも厚生年金や健康保険に加入する制度にした方がよいか

	度数	パーセント
受け取る年金額が高くなるので加入には賛成	6.46474	10.0
今支払っている国民年金や国民健康保険の保険料より負担が軽くなるので賛成	23.0511	35.6
新たな保険料負担が生じるので、加入には反対	17.28347	26.7
よくわからない	13.81873	21.4
その他	4.06081	6.3
合計	64.67885	100.0

さらに、労働時間の調整意向についてみた結果が、表 15 である。

表 14 適用拡大がとられた場合、労働時間を調整するか

	度数	パーセント
労働時間を現在よりも減らす	7.35399	11.4
労働時間を現在よりも増やす	12.99029	20.1
労働時間を変えるつもりはない	30.27376	46.8
わからない	14.06081	21.7
合計	64.67885	100.0

表 14 をみると、11%の労働者が労働時間を現在よりも減らすと回答している。ただし、この 65 人中 22.4%が国民年金を未納あるいは未加入の状態にあるために、適用拡大への反対が強くなっていることにも注意が必要である。相殺すると 1 割程度の労働者しか労働時間を増やさないことになり、「年金制度の支え手を増やす」という法案改正の目的は達成しにくい状況となる。

折しも、2008 年からパート労働法が改正され、パート労働者の待遇向上をはかることとされている。少なくともパート労働者の厚生年金の適用拡大については、週 20 時間労働の規定以外は、正社員と同等の適用基準を設けるべきであろう。少なくとも、労働者自身の努力によらない規定（雇用期間の見込み、企業規模）の規定については、見直しが必要と考える。

VI. おわりに

本研究は、生活保護受給者の就労状況を概観し、収入認定率の低下や就労率の低下、非正規化がすすむ現状から、自立支援プログラムが必ずしも生活保護費削減に直結するものではない可能性を指摘した。また、諸外国の適用拡大の状況について概観し、現在国会審議中の厚生年金の適用拡大案の様々な条件によって、実際適用されるパート労働者がどの程度にまでしぼられるかについてみてきた。最初の月収および労働時間の要件によってパート労働者の 3 割程度にしか適用が行われないことになり、さらに雇用契約期間と従業先規模によって適用対象者は 10%未満にまで減少することを明らかにした。また、そのうち 2 割の労働者が労働時間を増加するものの、1 割は労働時間を調整すると回答しており、年金の支え手を増やすという視点からの改革効果は、あまり期待できないという結果となった。社会保険の防貧機能強化のためには、現行の様々な適用対象条件を撤廃する必要がある。

厚生年金の適用拡大の問題は、パート労働者自身の労働供給のあり方にも影響する。今回の対象者層の絞り込みは、労働者自身が労働時間を調整しないという前提であったが、今後は適用対象にならない労働者の行動を含めた対象者の分析を課題としたい。

<参考文献>

江口隆裕 (2007) 「パート労働者問題」『週刊社会保障』2428 号

倉田聡 (2000) 「短期・断続的雇用者の労働保険・社会保険」日本労働法学会編『講座 21 世紀労働法 第 2 巻 労働市場の機構とルール』有斐閣

倉田聡 (2004) 「非正規就業の増加と社会保障法の課題」『季刊社会保障研究』Vol.40 No.2

厚生労働省社会・援護局保護課 (1994,1999,2004) 『社会保障生計調査 (家計簿) 結果』

厚生労働省社会・援護局保護課 (各年版) 『被保護者全国一斉調査結果報告書』

厚生労働省 (各年版) 『全国母子世帯等実態調査報告』

駒村康平・福山圭一・北野敦也・齊藤香里 (2006) 「諸外国における就業形態多様化に対する年金制度での取り組み状況」『就業形態の多様化に対応する年金制度に関する研究 平成 17 年度総括研究報告書』厚生労働科学研究研究費補助金・政策科学推進研究事業

- 佐藤博樹・小泉静子 (2007) 『不安定雇用という虚像 パート・フリーター・派遣の実像』 勁草書房
- 清水時彦 (2007) 「年金の空洞化問題とその対策—ILO、ISSA の気路から—」 国立社会保障・人口問題研究所『海外社会保障研究』No.158
- 社会保障制度審議会パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ (2007) 『パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書』
- 自立支援プログラム開発研究会 (2006) 『自立支援プログラムに関するアンケート調査報告書』、
(<http://www.ads.fukushima-u.ac.jp/~tanba/Site/C0597533-7498-47CB-944D-AF282A063859.html>)
- 関ふさ子 (2006) 「アメリカの自営業者の年金制度」『自営業者と公的年金制度 平成 17 年度総括・分担研究報告書』厚生労働科学研究研究費補助金・政策科学推進研究事業
- 東京都板橋区・首都大学東京編 (2007) 『生活保護自立支援プログラムの構築~官学連携による個別支援プログラムの Plan・Do・See~』 ぎょうせい
- 戸田恵子 (2007) 「パート労働者への厚生年金の適用問題」『レファレンス』(2007.12 月号) 国会図書館
- 中園桐代 (2006) 「生活保護受給母子世帯と「自立」支援—釧路市での調査を事例として」 布川日佐史編著 (2006) 『生活保護自立支援プログラムの活用〈1〉策定と援助』山吹書店
- 西村淳 (2007) 「非正規雇用労働者の年金加入をめぐる問題—国際比較の視点から—」 国立社会保障・人口問題研究所『海外社会保障研究』No.158
- (財)年金シニアプラン総合研究機構 (2007) 『就業形態の多様化に対応する年金制度に関する研究 平成 18 年度総括研究報告書』
- 布川日佐史編著 (2006) 『生活保護自立支援プログラムの活用〈1〉策定と援助』山吹書店
- 古郡鞆子編著 (2007) 『非典型労働と社会保障』中央大学出版部
- 丸山桂(2007a) 「就業形態の多様化と非典型労働者の公的年金適用問題」『就業形態の多様化に対応する年金制度に関する研究 平成 18 年度総括研究報告書』厚生労働科学研究研究費補助金・政策科学推進研究事業
- 丸山桂 (2007b) 「非正規労働者の公的年金適用問題と被用者年金の一元化問題—国際的な動向とフィンランドの改革」『成蹊大学経済学部論集』第 38 卷 1 号
- 道中隆 (2006) 「生活保護における就労支援の有効性と闕下稼得—被保護者の就労支援方策と就労自立の困難性について」日本社会福祉学会全国大会
- 道中隆 (近刊) 「ホームレス自立支援の結果と今後の課題—S 市における取組みの実践からみえてくるもの—」『社会政策研究』
- 山本克也 (2003) 「財政収支から見た短時間労働者の厚生年金保険適用拡大の効果」『季刊社会保障研究』39 卷 3 号
- Jang, S. (2007), "The Unification of the Social Insurance Contribution Collection System in Korea", OECD Social Employment and Migration Working Papers, No. 55, OECD Publishing.
- OECD (2004) "Employment Outlook 2004"

- Levinsky, Richard and McKinnon, Roddy ed., *Toward Newfound Confidence*, International Social Security Association
 Manchester (1999) "Compliance in social security systems around the world" in O.Mitchell et al. ed, *Prospects for social security reform*, Philadelphia, PA, Pension Research Council, University of Pennsylvania Press
- McGillvray, Warren (2001) "Contribution evasion: Implication for social security pension schmes" in International Social Security Association ed. *International Social Security Review*, Vol.54, 4/2001,pp.3-22
- Queisser,M (1998) *The second generation pension reform in Latin America*(OECD Development Centre Study),Paris, Organisation for Economic Co-operation and Development
- Schmidt-Hebbel (1999) *Latin America's pension revolution:A review of approaches and experience* (paper presented to the World Bank ABCDE conference,28-30 April),Washington DC.
- Stanovnik, Tine(2004) "Contribution compliance in central and eastern European coutries: Some relevant issues" in International Social Security Association ed. *International Social Security Review*, Vol.57, 4/2004,pp.51-65

第4章 所得格差拡大は「みせかけ」か？

－世帯主年齢別所得格差の収入源泉別寄与度分解－

四方理人

(慶應義塾大学経商連携 COE プロジェクト研究員)

要旨

所得格差の拡大が観察されないといわれている世帯主年齢別の世帯所得の格差について、全国消費実態調査の公表データから世帯員の所得源泉による寄与度分解を行った。その結果、1994年から1999年にかけてどの年齢階層においても、世帯主の勤労収入およびその配偶者の勤労収入の寄与による若干の世帯所得の格差拡大が観察された。そして、1999年から2004年にかけては、世帯主年齢30歳未満の世帯において大幅な世帯所得の格差拡大が観察される一方、30歳代40歳代では世帯所得の格差の変化は小さい。そして、寄与度分解の結果、この間30歳代40歳代においては、世帯主所得の格差が拡大しているが、配偶者所得およびその他の所得が世帯所得の縮小に寄与しているため、世帯所得の格差の変化が小さくなっていることがわかった。

I. はじめに－所得格差は拡大したか？－

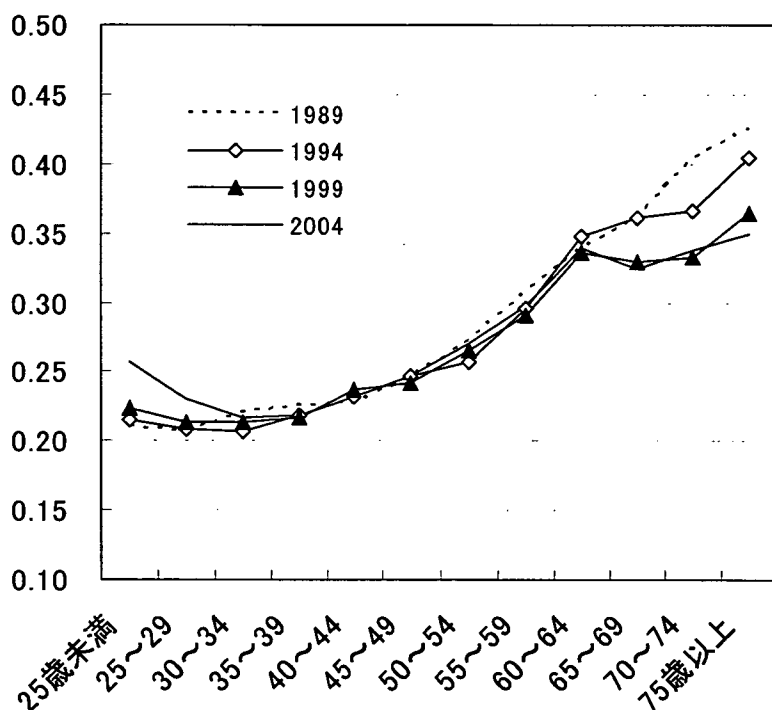
近年、日本における所得格差の拡大による社会問題が生じているといわれており、実際に所得格差の度合いを示すジニ係数も趨勢的に拡大傾向にある¹。しかし、近年の所得格差の拡大は、人口高齢化による「みせかけ」であるということが、所得格差をめぐる一連の研究においてコンセンサスを得ている。大竹(2003, 2005)は、『全国消費実態調査』から二人以上の世帯についての年齢別ジニ係数から、年齢が高くなるほど世代内の所得格差は拡大するが、1979年から1999年にかけて各年齢階級内での所得格差にほとんど変動はないことを示した。そして、この時期における日本の人口構成は、所得格差比較的大きい高齢人口が増加しており、その人口構成の変化により、所得格差の拡大の多くが説明できるとした。ここから、近年の日本における所得格差の拡大は、人口の高齢化により起きたもので、実質的な格差の拡大が起きたのではないと主張されている²。

¹ 日本における当初世帯所得のジニ係数は、0.4394(1993年)、0.4412(1996年)、0.4720(1999年)、0.4983(2002年)、0.5263(2005年)と近年上昇しており、所得格差は拡大傾向にある(厚生労働省『所得再分配調査』(各年)より)。

² 同様の見解の実証研究として、茂木(1999)、大竹・斎藤(1999)、船岡(2001)などが

大竹(2003, 2005)が所得格差の所得格差の分析について用いた最も新しいデータは 1999 年の『全国消費実態調査』によるものである。図 1 は、同じく『全国消費実態調査』による 1989 年から 2004 年にかけての世帯主年齢階級別の二人以上世帯の年間収入についてのジニ係数である。1994 年から 1999 年にかけて 60 歳以上の高齢者層においてジニ係数の低下と、1999 年から 2004 年にかけての 20 歳代における若年層におけるジニ係数の上昇が観察されるが、30-59 歳までの年齢階級ではジニ係数にほとんど変化がない。すなわち、30 歳代以上の就労可能な世帯における世代内の格差は拡大していない。1990 年代後半から近年においても、若年層を除き大竹らの所得格差拡大についての議論は妥当しているようにみえる。

図 1 年齢階級別ジニ係数の推移 (二人以上世帯における年間収入)



出所：『全国消費実態調査』（各年）より作成。

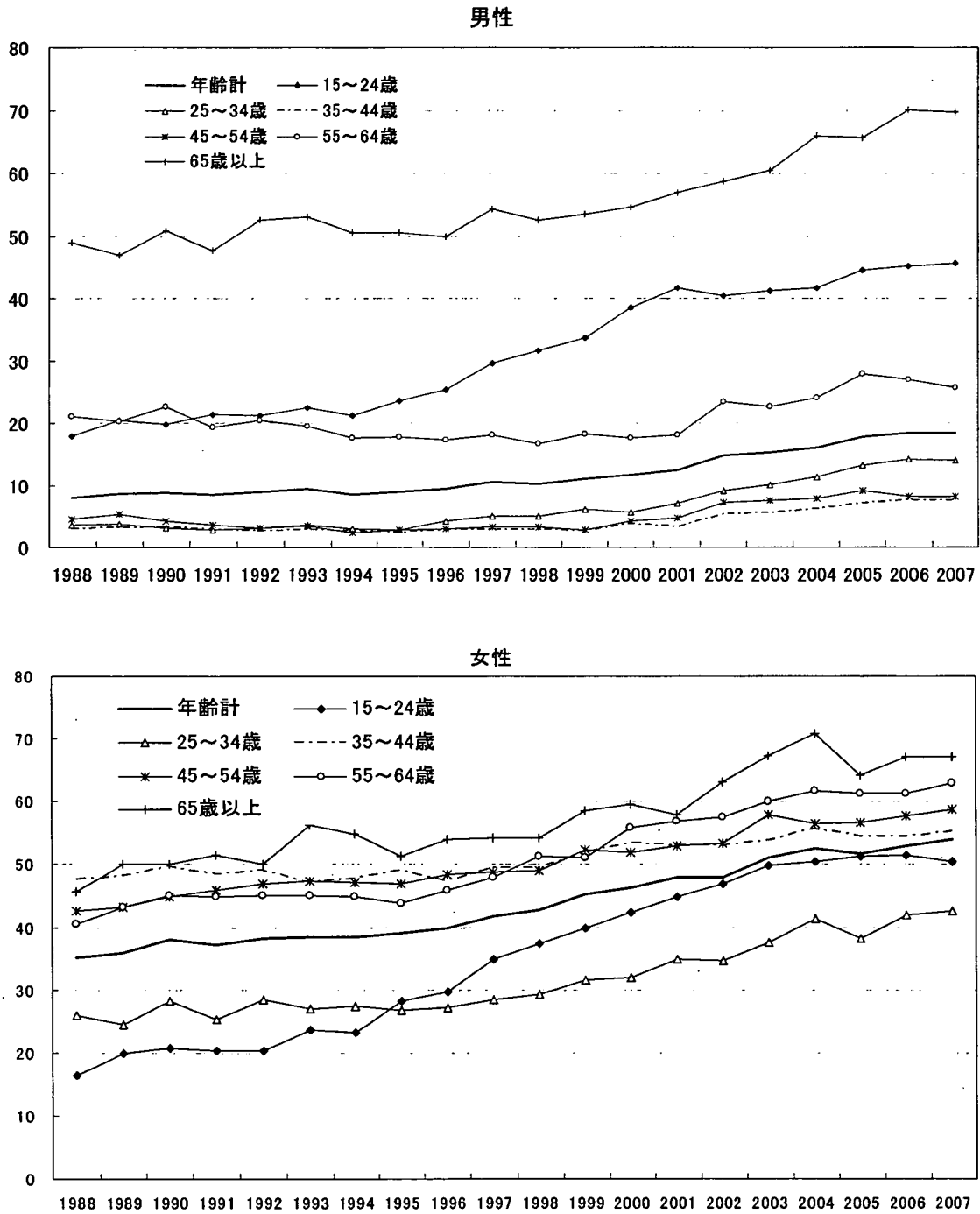
ある。

しかしながら、日本において多くの人々が所得格差の拡大を感じており、その理由として「非正規雇用が増えたから」とする人が多い³。実際に、所得格差の拡大が観察されない年齢階層においても、雇用の非正規化が進んでいる。図 2 は、年齢階層別の雇用労働者に占める非正規雇用の割合である。男性においては、若年層で 90 年代後半以降、30 歳代や 40 歳代においても 2000 年あたりから雇用の非正規化が観察される。女性においてはどの年齢階層においても 90 年代以降雇用の非正規化が進んでいる。雇用労働者については年齢階級別にみても雇用の非正規化が起こっており、低賃金労働が増加することで所得格差の拡大が起こっているのではないだろうか。しかし、図 1 でみたように、若年層以外の年齢階級別の世帯所得の格差の拡大は観察されない。本稿の分析課題は、女性を中心として雇用の非正規化が続いているにもかかわらず、年齢別の世帯所得の格差拡大は起こっていない理由を検証することである。

³ 連合総研により、2006 年 4 月に首都圏と関西圏の民間企業に勤める 20～50 代の 900 人を対象に実施し、781 人から回答を得た調査によると、個人の収入の格差について、63.6%が 5 年前と比較して「拡大した」と答えている。「拡大した」と答えた人に、その理由（複数回答）をたずねたところ、「パート・派遣など非正規雇用が増えた」（51.1%）が最多であった。その他、「失業や就職難で収入のない人が増えた」（43.7%）、「企業の業績格差が拡大した」（42.5%）などが続いた。（連合総研『第 11 回「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」調査結果概要』より

(<http://www.rengo-soken.or.jp/houkoku/kinroukurashi/enquete/No11/KurashiGaiyo11.htm>)

図2 年齢階級別雇用労働者にせめる非正規雇用の割合 (%)



出所：1988年から2001年までは『労働力調査特別調査』の各年2月調査、2002年以降は『労働力調査』の各年1～3月平均のデータである。

Ⅱ. 先行研究と分析課題－世帯所得と世帯員所得－

ところで所得格差についてのほとんどの研究は、世帯所得を分析対象としている。その世帯所得は、当初所得から税・社会保険料を除き、年金などの社会保障の給付を加えた可処分所得を用いているものが多い。同時に、多くの研究では、世帯間の世帯人員数の差を考慮するためにその可処分所得を世帯人員数の根をとった値で除すことで、世帯単位の所得を個人単位の厚生水準に変換した等価可処分所得を用いた研究を行っている。厚生労働省『所得再分配調査』では、世帯人員数を考慮しない世帯単位の分析と可処分所得（再分配所得）を世帯人員数の平方根で除した等価可処分所得による世帯員単位の分析を区別して、それぞれ所得格差および所得再分配についての分析が行われている。しかしながら、世帯単位であっても、世帯員単位であっても世帯内の所得を合算した世帯所得の分析という点では変わらない。この場合、世帯員単位の分析であっても、個人の収入の格差が世帯所得や等価可処分所得における格差に直接反映されるとは限らない。個人の収入の格差が広がったとしても、世帯員との組み合わせにより世帯所得や等価可処分所得の格差は広がらない可能性があると同時に、個人の収入の格差が広がらなかったとしても世帯員の組み合わせの変化により世帯間の所得格差が広がる可能性もある。

この点について大竹（2005）は、90年代においてダグラス＝有沢の法則と呼ばれる夫と妻の所得の負の関係が弱まり、高所得の夫と高所得の妻というカップルが増加したことが、所得格差を増加させているのではないかと指摘している。森(2002)や小原(2001)は、大竹(2005)と同様の見解から分析を行い、高所得の夫と高所得の妻の組合せが増えることにより、近年世帯間の所得格差が拡大したとしている。しかし、彼らの分析は同一個人の追跡調査を行うパネルデータを使用した分析であり、近年になるほど格差が拡大しているのか、年齢が上昇することにより格差が拡大しているのかの区別が困難となっている。一方で、安部・大石(2006)は、1987年と2002年の比較において高所得層における妻の所得シェアの割合の増加が観察されないため、夫と妻の両方が高所得である「高所得夫婦」は増加していないのではないかと指摘している。

これらの先行研究においては、高所得者層における妻の就業が増加することで高所得同士の夫婦が増加し世帯所得の格差が拡大しているのではないか、という問題設定により分析が行われてきた。しかし、多くが有配偶と考えられる30歳代40歳代の女性において雇用の非正規化が起こっており、有配偶女性において非正規雇用として低い収入の就業が増加している可能性もある。一方で、90年代中ごろから35歳以上の男性においても非正規雇用の増加があり、有配偶の男性の間でも収入の格差が広がっている可能性もある。年齢別にみると世帯所得の格差は拡大していないが、非正規雇用の増加から個人の収入の格差は拡大している可能性がある。そこで、世帯員別の収入の組み合わせにより世帯所得の格差が現れてこないのではないかと、というのが本研究の仮説である。世帯主の所得の格差が拡大しているにもかかわらず、主に低所得層においてその配偶者が非正規雇用として就業を

行うことで、年齢別に見た世帯所得の格差が現れてこないのではないだろうか。

Ⅲ. 分析方法—世帯所得のジニ係数の変化の要素所得による寄与度分解—

本研究では、格差指標としてジニ係数から分析を行うが、ジニ係数を個票ではなく所得10分位階級の公表データから推計する。分析方法としては、関(1992)によるジニ係数の変化の寄与度分解法を用いる。この方法では、世帯所得のジニ係数の変化分を各要素所得の擬ジニ係数(pseudo Gini coefficient)の変化分と各要素所得が世帯所得に占める割合の変化分に分解することができる。以下は、関(1992)によるその方法を説明する。

世帯所得が l 個の要素所得の和であるとし、所得が低い順に k 分位に所得を分けた i 番目の所得分位(第 i ・所得 k 分位)における、第 j 要素の所得を E_{ij} ($i=1,2,\dots, k$, $j=1,2,\dots,l$)とおく。そして、各所得分位の世帯所得の合計(総世帯所得)を E 、各要素所得の合計は E_j ($j=1,2,\dots, l$)、 k 個の所得分位毎の各要素所得の合計を E_i ($i=1,2,\dots, k$)とすると、

$$E = \sum_{i=1}^k E_i, \quad E_i = \sum_{j=1}^l E_{ij}, \quad E = \sum_{j=1}^l E_j, \quad E_j = \sum_{i=1}^k E_{ij} \quad (1)$$

である。ここで、すべての総世帯所得 E の所得分位別割合を $y_i (= E_i/E)$ 、それを第 i 階級まで累積したものを $Y_i (= \sum_{i=1}^i y_i)$ で表した場合、世帯所得のジニ係数を以下の定式化することができる。

$$G = 1 - \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} (Y_i + Y_{i-1}) \quad (2)$$

k は所得分位の数である。次に、要素所得毎の合計を $y_i^j (= E_{ij}^j/E_j)$ 、それを第 i 階級まで累積したものを $Y_i^j (= \sum_{i=1}^i y_i^j)$ とすると、第 j 要素の擬ジニ係数 \tilde{G}_j は、次の定式化となる。

$$\tilde{G}_j = 1 - \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} (Y_i^j + Y_{i-1}^j) \quad (3)$$

そして、世帯所得のジニ係数と要素所得の擬ジニ係数の関係について、まず、世帯所得の総合計 E の所得分位別割合 y_i は、

$$y_i = \frac{E_i}{E} = \frac{1}{E} \sum_{j=1}^l E_{ij} = \sum_{j=1}^l \frac{E_j}{E} \frac{E_{ij}}{E_j} = \sum_{j=1}^l w_j y_i^j \quad (4)$$

ここで、 $w_j (= E_j/E)$ は、総世帯所得に対する第 j 要素所得の割合である。ゆえに、 y_i の

累積和 Y_i は、

$$Y_i = \sum_{i=1}^l y_i = \sum_{i=1}^l \left(\sum_{j=1}^l w_j y_i^j \right) = \sum_{j=1}^l w_j \left(\sum_{i=1}^l y_i^j \right) = \sum_{j=1}^l w_j Y_i^j \quad (5)$$

となり、(5)を(2)に代入すると

$$\begin{aligned} G &= 1 - \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} \left(\sum_{j=1}^l w_j Y_i^j + \sum_{j=1}^l w_j Y_{i-1}^j \right) \\ &= 1 - \sum_{j=1}^l w_j \left\{ \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} (Y_i^j + Y_{i-1}^j) \right\} \\ &= 1 - \sum_{j=1}^l w_j (1 - \tilde{G}_j) \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 $\sum_{j=1}^l w_j = 1$ であるから、

$$G = \sum_{j=1}^l w_j \tilde{G}_j \quad (7)$$

すなわち、世帯所得のジニ係数は、要素所得の擬ジニ係数を世帯所得に対する要素所得の割合をウェイトとして加重平均したものである。

そこで、1時点と2時点の世帯所得のジニ係数の差を $\Delta G (= G_2 - G_1)$ 、同様に1時点と2時点の要素所得の擬ジニ係数の差を $\Delta \tilde{G}_j (= \tilde{G}_{2j} - \tilde{G}_{1j})$ 、1時点と2時点の要素割合の差を

$\Delta w_j (= w_{2j} - w_{1j})$ とすると、(7)より

$$\begin{aligned} \Delta G &= G_2 - G_1 = \sum_{j=1}^l (w_{2j} \tilde{G}_{2j} - w_{1j} \tilde{G}_{1j}) \\ &= \sum_{j=1}^l \{ (w_{2j} - w_{1j}) \tilde{G}_{1j} + (\tilde{G}_{2j} - \tilde{G}_{1j}) w_{1j} + (w_{2j} - w_{1j}) (\tilde{G}_{2j} - \tilde{G}_{1j}) \} \\ &= \sum_{j=1}^l (\Delta w_j \tilde{G}_{1j} + \Delta \tilde{G}_j w_{1j} + \Delta w_j \Delta \tilde{G}_j) \\ &= \sum_{j=1}^l \left(\Delta w_j \tilde{G}_{1j} + \frac{\Delta w_j \Delta \tilde{G}_j}{2} + \Delta \tilde{G}_j w_{1j} + \frac{\Delta w_j \Delta \tilde{G}_j}{2} \right) \\ &= \sum_{j=1}^l \left(\Delta w_j \frac{2\tilde{G}_{1j} + \Delta \tilde{G}_j}{2} + \Delta \tilde{G}_j \frac{2w_{1j} + \Delta w_j}{2} \right) \\ &= \sum_{j=1}^l \left(\Delta w_j \frac{\tilde{G}_{1j} + \tilde{G}_{2j}}{2} + \Delta \tilde{G}_j \frac{w_{1j} + w_{2j}}{2} \right) \end{aligned} \quad (8)$$

よって、

$$\Delta G = \sum_{j=1}^l (\Delta w_j \bar{G} + \Delta \tilde{G}_j \bar{w}) \quad (9)$$

$$\text{ただし、} \bar{G} = \frac{\tilde{G}_{1j} + \tilde{G}_{2j}}{2}, \bar{w} = \frac{w_{1j} + w_{2j}}{2}$$

となる。すなわち世帯所得のジニ係数の変化分は、各要素所得の1時点と2時点の擬ジニ係数の平均で加重された所得割合の変化分と1時点と2時点の各要素所得の平均で加重された擬ジニ係数の変化分に分解することができる。よって、(9)の第1項は、擬ジニ係数が変化しないと仮定した時の要素所得割合の変化の寄与を表し、第2項は、要素所得割合が変化しないと仮定した場合の擬ジニ係数の変化の寄与を表す。

以下では、総務省による『全国消費実態調査』(以下『全消』)の1994年、1999年、2004年調査の公表統計から分析を行う。『全消』では、1994年以降、世帯人員数が二人以上でかつ世帯主が雇用労働者である「勤労者世帯」についてのみ世帯主の年齢別に所得10分位階級による世帯所得(税・社会保険料を支払う前の実収入)と世帯主の勤労収入および世帯主の配偶者の勤労収入が掲載されている。その公表データから世帯格差の傾向を把握し、その世帯所得の格差の傾向について、世帯主の勤労収入、その配偶者の勤労収入、その他の収入という3つの所得源泉に寄与度分解を行う。したがって、本研究の分析対象は世帯主が雇用労働を行っている世帯のみであり、世帯主が無業の世帯や自営業の世帯は分析対象から外れる。そのため、本研究では世帯主年齢が30歳未満、30～39歳、40～49歳、50～59歳のそれぞれについての分析となり、日本全体の所得格差の分析は行わない。

IV. 分析結果—世帯主年齢別所得格差の収入源泉別寄与度分解—

(1) 1994年から2004年にかけての世帯所得のジニ係数の変化

表1は、世帯主の年齢階級別、各収入源泉が総収入に占める所得割合と擬ジニ係数および経年のジニ係数の変化の寄与度分解である。30歳未満における94年の世帯所得のジニ係数は0.137であり、99年のそれは0.144と、この間0.006上昇している(それぞれ小数点以下4桁を四捨五入した値)。同様に、94年から99年にかけての世帯所得のジニ係数の変化は、30～39歳では0.006、40～49歳では0.009、50～59歳では0.011の上昇となっている。94年から99年にかけてどの年齢階層でも若干所得格差が拡大している(ジニ係数の変化の割合としてそれぞれ4～6%程度)。そして、99年から04年にかけてのジニ係数の変化は、30歳未満で0.026、30～39歳で0.008、40～49歳で-0.001、50～59歳で0.012の上昇となっており、特に30歳未満の若年層と50～59歳の高年齢層において比較的格差が拡大していることがわかる。だが、30～39歳では94-99年と99-04年の格差の拡大がほぼ同じ水準であり、40～49歳においては99-04年にわずかながら世帯所得の格差が縮小す

る傾向にある。このように、勤労者世帯における年齢階級別の世帯所得の所得格差は、50～59歳において比較的拡大傾向が大きく、30歳未満では99-04年に世帯所得の格差が大きく拡大している。その一方で、30～39歳と40～49歳では世帯所得の格差拡大がそれほどおこっていないように見える。

(2) 30歳未満におけるジニ係数の変化に対する所得源泉による寄与度

では、世帯所得の格差の拡大を、世帯主の勤労収入、世帯主の配偶者の勤労収入およびその他の収入により分解した部分を見る。まず、世帯主年齢30歳未満の世帯について、それぞれの要素所得の擬ジニ係数の変化による寄与度 ($\Delta \bar{G}_i / \bar{w}$) は、94-99年の世帯主と配偶者の勤労収入の擬ジニ係数が格差を拡大させる一方でその他の収入が格差を縮小させている。そしてその間、各所得割合の変化 ($\Delta w_i \bar{G}$) は、配偶者の勤労収入とその他の収入が占める割合が拡大したことにより格差を拡大させている。結果、94-99年にかけて世帯主の勤労収入とその他の収入は世帯所得の格差拡大に対する影響は小さいが、配偶者の勤労収入が世帯所得の格差拡大に寄与していることがわかる。

次に、99-04年の世帯所得のジニ係数の変化については、世帯主の擬ジニ係数による寄与度が0.013と世帯所得のジニ係数を拡大させている。逆に、配偶者の擬ジニ係数の変化による寄与度は、-0.004と世帯所得の格差を縮小させる影響を与えている。だが、その配偶者の勤労収入の所得割合の上昇により、配偶者の勤労収入が世帯所得のジニ係数の変化に与える寄与度は0.005と世帯所得を拡大させている。そして、その他の収入も世帯所得を拡大させる方向に寄与しており、どの所得源泉も世帯所得の格差を拡大させている。世帯主年齢30歳未満の世帯においては、99-04年に主に世帯主所得の格差拡大が主因となり、どの要素所得も世帯所得の格差拡大に寄与している。

(3) 30～39歳におけるジニ係数の変化に対する所得源泉による寄与度

次に、世帯主年齢が30～39歳における世帯所得の格差の拡大について要素所得の寄与度分解を行う。まず、94-99年では、それぞれの所得源泉の格差および所得割合の変化が、-0.001から0.003の間の寄与度として全体の世帯所得の格差に影響を与えており、若干世帯所得の格差が拡大している。

そして、99-04年では、世帯主の勤労収入の擬ジニ係数の拡大の寄与度が0.014と大きくなっている一方、配偶者の勤労収入については、擬ジニ係数の変化と所得割合の変化が相殺され世帯所得について影響を与えていない。そして、その他の収入は、世帯所得を縮小させるように寄与している。全体としては世帯主収入の擬ジニ係数拡大の寄与が大きく、世帯所得格差は若干拡大している。

(4) 40～49歳におけるジニ係数の変化に対する所得源泉による寄与度

世帯主年齢が40～49歳における世帯所得の格差の変化についての各所得源泉への寄与度

分解をみる。94-99年では、世帯主と配偶者の勤労収入の擬ジニ係数の変化が世帯所得の格差拡大に寄与する一方、その他収入が世帯所得の格差を縮小するように寄与している。その結果として、世帯所得の格差はこの間拡大している。

次に、99-04年の世帯所得のジニ係数の変化の寄与度分解については、30-39歳と同様に世帯主の勤労収入の格差拡大による影響が観察される。世帯主の勤労収入について擬ジニ係数の変化による世帯所得のジニ係数への寄与度が0.010であり、所得割合の変化の寄与度が0.002となり、世帯主の勤労収入は世帯所得のジニ係数を0.012高めている。一方、30-39歳と同様に配偶者の勤労収入のジニ係数の変化とその他の収入のジニ係数の変化および所得割合の変化が世帯所得のジニ係数を縮小させるように寄与している。その結果として、世帯主所得の寄与が配偶者所得とその他所得の寄与に相殺され世帯所得のジニ係数は-0.001の変化となっている。したがって、99-04年にかけてこの年齢階級では、世帯主所得の格差の拡大により世帯所得の格差が拡大するが、配偶者の勤労収入とその他の収入によりその格差拡大が相殺され、世帯所得の格差に変化が生じていないと言えるだろう。

(5) 50-59歳におけるジニ係数の変化に対する所得源泉による寄与度

最後に、世帯主年齢が50-59歳における世帯所得の格差の拡大を各所得源泉に分解する。まず、94-99年において、世帯主所得と配偶者所得の擬ジニ係数および世帯割合の拡大が世帯所得のジニ係数を拡大させている。そして、その他収入の擬ジニ係数は世帯所得の格差拡大に寄与しているが、同時にその他収入の世帯割合が低下することで世帯所得の格差縮小への寄与となっている。結果として94-99年の世帯所得は、世帯主と配偶者の勤労収入の影響により格差が拡大することとなっている。

この世帯主と配偶者の勤労収入が世帯所得の格差拡大に寄与しその他収入が世帯所得の格差縮小に寄与するパターンは、99-04年でも変わらず、その結果世帯所得の格差も拡大する傾向にあることも94-99年の変化と同様である。ただ、世帯主所得の擬ジニ係数が拡大する影響とその他収入が世帯所得に占める割合が縮小する影響が、それぞれ逆の方向であるが強まっていることがわかる。

表1 世帯主年齢別所得格差の収入源泉別寄与度分解

	擬ジニ係数 \tilde{G}_j		所得割合 w_j		寄与度 94年から99年への変化 $\tilde{\Delta G}_j w_j \Delta w_j \tilde{G}_j$ 計	寄与度 99年から04年への変化 $\tilde{\Delta G}_j w_j \Delta w_j \tilde{G}_j$ 計			
	94年	99年	94年	99年					
30歳 未満	世帯所得	0.137	0.144	0.169	1.000	1.000	0.013	-0.001	0.012
	世帯主	0.071	0.073	0.090	0.805	0.785	0.771	-0.004	0.005
	配偶者	0.510	0.537	0.507	0.112	0.122	0.139	0.010	0.009
	その他	0.283	0.226	0.332	0.083	0.093	0.091	0.019	0.007
30歳 ~39歳	世帯所得	0.141	0.147	0.155	1.000	1.000	1.000	0.014	0.014
	世帯主	0.092	0.095	0.112	0.835	0.828	0.829	-0.002	0.000
	配偶者	0.471	0.476	0.456	0.099	0.104	0.108	-0.005	0.002
	その他	0.271	0.277	0.205	0.066	0.068	0.064	0.007	0.001
40歳 ~49歳	世帯収入	0.159	0.168	0.167	1.000	1.000	1.000	0.010	0.012
	世帯主	0.111	0.119	0.132	0.782	0.783	0.800	-0.004	0.000
	配偶者	0.368	0.403	0.370	0.123	0.127	0.127	-0.005	0.000
	その他	0.281	0.256	0.194	0.095	0.091	0.073	0.000	-0.002
50歳 ~59歳	世帯所得	0.175	0.186	0.198	1.000	1.000	1.000	0.008	0.012
	世帯主	0.141	0.147	0.159	0.694	0.713	0.737	0.004	0.004
	配偶者	0.268	0.313	0.347	0.097	0.104	0.115	0.005	0.004
	その他	0.245	0.266	0.279	0.209	0.183	0.148	0.004	-0.010

$$\tilde{w}_j = \frac{\tilde{G}_{1j} + \tilde{G}_{2j}}{2}, w_j = \frac{w_{1j} + w_{2j}}{2}$$

注：総務省『全国消費実態調査』から筆者作成

V. おわりに

日本においては、近年所得格差が拡大している。だが、日本の所得格差についての実証研究においては、年齢階層別の所得格差は変化がなく、所得格差の拡大は人口の高齢化による「みせかけ」とであると指摘されてきた。一方で、どの年齢階層でも女性を中心に雇用の非正規化が進んでおり、低い賃金の職の増加が所得格差に影響を与えるのではないかと考えられる。世帯所得において所得格差は観察されないが、個人の所得においては所得格差が観察される可能性がある。これまでの所得格差の議論の多くが世帯所得についての分析を行ってきたが、本研究ではその世帯所得の格差に世帯員の個人所得がどのように影響しているかについての分析を行ってきた。世帯員の所得についての先行研究においては夫婦ともに高所得のカップルが増加しているのではないかという実証分析が行われてきたが、世帯主年齢別の世帯所得の格差の拡大が観察されない理由として、逆に世帯主の配偶者の収入が世帯主の格差の拡大を相殺しているのではないかという仮説の検証を行った。分析手法としては、世帯所得の格差の傾向について、世帯主の勤労収入、その配偶者の勤労収入、その他の収入という3つの所得要素に寄与度分解を行った。その結果、勤労者世帯について、1994年から1999年にかけてどの年齢階級においても、世帯所得の格差拡大が観察され、寄与度分解の結果、世帯主およびその配偶者の勤労収入は世帯所得の格差を拡大させる方向に寄与している一方、その他の収入が世帯所得の格差を縮小させていることがわかった。

そして、世帯主年齢が30歳未満の世帯における1999年から2004年にかけての所得格差拡大は、1994年から1999年にかけてのそれより大きく、若年層において世帯所得格差がより拡大していることが観察される。また、1999年から2004年にかけて、世帯主年齢が30歳代では若干の世帯所得の格差拡大と40歳代では世帯所得の格差は若干の縮小となっていた。しかし、この間それらの世代においては、世帯主の勤労所得において相対的に大きな格差拡大が観察される一方、配偶者の勤労所得とその他の所得における格差は世帯所得を縮小させる方向に寄与している。すなわち、世帯主所得の格差拡大が、配偶者所得とその他所得により相殺されて、世帯所得の格差拡大が現れていないことがわかる。1999年以降、世帯主年齢30歳代40歳代においては、世帯所得においては観察されない格差拡大が、世帯主所得では観察される。世帯所得という「みせかけ」では格差拡大が観察されないと言えるかもしれない。また、今後世帯主所得の所得格差の拡大傾向が続くことで、30歳代、40歳代の世帯においても世帯所得の格差拡大が現れるかもしれない。なお、世帯主年齢50歳代の世帯においては、世帯主の所得も配偶者の所得も世帯所得の拡大に対して寄与しており、世帯所得の格差拡大が観察された。これは、図1における年齢別のジニ係数の推移と異なった結果であるが、本研究の分析対象が勤労者世帯を対象にしていることが影響しているのではないだろうか。すなわち、勤労者世帯における格差の拡大が、比較的所得層が多い自営業世帯が減少することによる格差の縮小と相殺されているのかもしれない。

れない。

最後に、本研究では公表データからの分析という理由により、世帯員が二人以上かつ世帯主が勤労者の世帯のみを対象とした分析となっている。そのため、単身世帯の増加、自営業世帯の減少および失業の増加による無業世帯の増加などの影響については把握できない。これらの分析のためにはマイクロデータを用いた分析が必要であり、今後の課題となる。

文献

参考文献

- Burtless, G. (1999) "Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution" *European Economic Review*, 43, pp.853-865.
- Shorrocks, A. F. (1982) "Inequality decomposition by factor component" *Econometrica*, vol 50, No.1, January, pp.193-211
- 安部由紀子・大石亜希子 (2006)「妻の所得が世帯所得の及ぼす影響」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, pp.185-209.
- 大竹文雄 (2000)「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』480, pp.2-11
- 大竹文雄 (2003)「所得格差の拡大はあったのか」樋口美雄+財務政策総合研究所(編著)『日本の所得格差と社会階層』(第1章) 日本評論社
- 大竹文雄 (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 (1996)「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』No.3,19, pp11-35.
- 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.34、No.3, pp65-76,
- 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』第40巻第3号 pp.277-285
- 小原美紀 (2002)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?—妻の就業と所得不平等に税制が与える影響—」『日本労働研究雑誌』Vol.43, No.8, pp.15-29.
- 関 彌三郎 (1992)『寄与度・寄与率—増加率の寄与度分解法—』産業統計研究社
- 舟岡史雄 (2001)「日本の所得格差についての検討」『経済研究』第52巻 第2号 pp.117-131
- 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』, pp39-57
- 森 剛志 (2002)「夫婦間の所得の組み合わせの変化が所得格差に与える影響」『大原社会問題研究所雑誌』524号、2002年7月号