

# 季刊 社会保障研究

貸  
出  
用

Vol. 38

Winter 2002

No. 3

## 研究の窓

所得再分配政策は支持されているのか? .....大 竹 文 雄 184

## 特集：所得格差と社会保障

特集の趣旨 .....松 浦 克 己・玄 田 有 史 186

既婚女性の就業決定と子育て

—これからの社会保障政策に向けて— .....松 浦 克 己・白波瀬佐和子 188

見過ごされた所得格差

—若年世代 vs. 引退世代, 自営業 vs. 雇用者— .....玄 田 有 史 199

引退期所得格差の OECD 9 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— .....山 田 篤 裕 212

地域別に見た所得格差 .....小 島 克 久 229

## 投稿 (研究ノート)

公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定 .....大 日 康 史 239

年金制度の賦課方式から積立方式の移行について

—経済厚生ならびに教育水準への影響— .....伊 藤 健 宏 245

## 判例研究

社会保障法判例 .....橋 爪 幸 代 254

—父から認知を受けることによって, 母が婚姻によら  
ないで懐胎した児童を, 児童扶養手当の支給対象から  
除外することを定めた児童扶養手当法施行令が, 法の  
委任の範囲を逸脱するとされた事例 (原田訴訟上告審  
判例)

## 書 評

平岡公一編『高齢期と社会的不平等』 .....阿 部 彩 260

Martin Feldstein and Jeffery B. Liebman (eds.)

*The Distributional Aspects of Social Security  
and Social Security Reform* .....宮 里 尚 三 263

## 研究の窓

### 所得再分配政策は支持されているのか？

#### 1. 所得格差への関心の高まり

総中流社会・平等社会といわれてきた日本の平等神話が崩れようとしている。橘木俊詔氏は、『日本の経済格差』（岩波新書）で日本の所得の不平等度が高くなったことを指摘した。佐藤俊樹氏は『不平等社会日本』（中公新書）で親子間の職業継承の程度が高まり、機会の平等が失われてきていることを示した。どちらの本もベストセラーになった。確かに、失業率が高まり、生活保護世帯も増え、ホームレスも増えた。一方で、高級品が売れるという。このような動きは多くの人に格差拡大を実感させている。実際、1999年の『国民選好度調査』（経済企画庁）によれば、所得・収入の格差が10年前と比較して拡大したかという問いに対して約4割が「拡大した」と答え、約3割が「縮小した」と答えている。

#### 2. 所得格差は問題か？

所得に格差が生じることについて人々はそれを問題だと思っているのであろうか。『国民生活選好度調査』では、「個人の選択や努力の違いによる所得等の格差は当然である」という考え方を肯定する人は、日本人の7割であり、年取が高い人ほどその割合が高いことを明らかにしている。一方で、「個人の持って生まれた能力が異なるために、所得等の格差は当然である」という考え方を肯定する人は約5割であり、年齢が高いほど肯定的である。努力や能力による所得格差を認める人は日本人の中では多い。

筆者は2002年2月に、所得格差や所得再分配政策に対する人々の考え方を調査するためにアンケートを行った（アンケートの概要は<http://www.iser.osaka-u.ac.jp/~ohtake/>をご覧ください）。このアンケートでは、努力とは無関係に所得格差が決まってくる部分について、人々は反対していることがわかる。このことが所得再分配への支持につながっている。実際、「(税制や社会保障制度を用いた)豊かな人から貧しい人への所得の再分配の強化」という政策への賛否に対する質問には、52%が再分配政策の強化に賛成している。

#### 3. 再分配政策を支持するのはどのような人か？

大阪大学大学院の富岡淳氏と筆者は、再分配政策の強化を支持している人たちはどのような特性をもっているのかについて計量分析を行った。再分配支持の決定要因についての経済学的な仮説としては、いくつかのものが考えられる。(1) 所得階層間移動が低いとすれば、現在の所得水準が低い人々が再分配政策を支持する。(2) 所得階層間移動が高い場合には、いくつかの可能性が考えられる。現在低所得者であったとしても将来高所得層になる可能性が高いと人々が信じている場合には、低所得者は必ずしも所得再分配政策を支持しない。これは Prospect of Upward Mobility (POUM) 仮説と呼ばれるものである。逆に、現在、高所得者であっても将来低

所得者になってしまう可能性を強く感じている場合には、高所得者であっても所得再分配政策の強化を支持する。(3) 失業のような所得階層間移動をもたらすような予想外の所得ショックの大きさと人々の危険回避度の程度は、再分配政策の支持に影響を与えるはずである。所得再分配政策が所得保険制度であるとすれば、所得の不確実性の大きな人や危険回避的な人ほど、より所得保険を需要するはずである。

実証結果は、このような経済学的な予想とはほぼ整合的であった。再分配政策強化への支持が強いのは、低所得者であり、リスク回避度が高い人である。消費水準の落ち込みを経験した回答者や、失業経験、失業不安をもった回答者は、再分配強化政策を支持している。貧困家庭・ホームレスが増加したと認識している人々は、再分配の強化には賛成する確率が高い。所得格差が拡大したという人々の認識そのものは再分配政策の支持につながらないが、ホームレスの増加という通常の生活が破壊されるようなリスクの上昇については、人々は再分配政策の支持を強めるという影響がある。

再分配政策への支持に関する計量分析によって、今後の社会・経済状況の変化が再分配政策への支持にどのような影響を与えるかを明らかにできる。意識調査を用いた分析は経済学では比較的新しいが、筆者は経済学でも有効な方法であると感じている。

#### 参考文献

- 大竹文雄・富岡 淳(2002)「所得再分配政策を支持するのは誰か？」2002年日本経済学会秋季大会(広島大学)報告論文。
- Alesina, Alberto and Eliana La Ferrara (2001) "Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities," NBER Working Paper no. 8267.
- Ravallion, Martin and Michael Loxin (2000) "Who Wants to Redistribute?: The Tunnel Effect in 1990s Russia," *Journal of Public Economics* 76, pp. 87-104.

大 竹 文 雄

(おおたけ・ふみお 大阪大学社会経済研究所教授)

## 特集 所得格差と社会保障

松浦克己(横浜市立大学教授)

玄田有史(東京大学助教授)

経済的な格差や社会的階層の固定化など、様々な側面における格差が近年議論されている。80年代のバブル期における土地、株式という資産価格の高騰は大都市圏での土地所有者とそれ以外の者の間に大きな隔絶を生んだ。当時東京の憂鬱・地方の不満といわれたことは、その問題の例示であろう。90年代以降の経済低迷と財政破綻などから予想される将来の不安は、大きな格差が生じつつ拡大しているのではないかという、漠然たる感想を社会の広い層で生んだように思われる。

「格差」という言葉は、異なる主体のあいだに生じている状態の相違や差異の存在を表すと同時に、それ自体がある種の価値判断を含んでいる。たとえば、日本は極端な平等社会であるから活力が阻害されているので、活力を生むために所得税の最高税率を引き下げる必要がある、あるいはブラケットを少なくする必要があるという政策提言は、日本の「経済的格差」が過少であり、それを拡大する必要があるという認識に基づくものであろう。他方で日本の「所得格差」が米国を上回るという議論の背後には、暗黙のうちに日本の「経済的格差」が何らかの意味で好ましくないほど過大となっている認識がある。

「格差」の程度とその変化の方向をどのように捉えるかあるいは「格差の原因」は何かを把握することは、格差に対する認識と評価の上に税制や年金、医療保険制度などの社会保障政策、広くは再分配政策を構築する上で重要な課題である。にもかかわらず、「格差が過少である」、あるいは「格差が過大である」という一部の議論は、厳密な実証に必ずしも裏付けられたものではなかった場合も含まれる。人々のコンセンサスがより得られる再分配政策に関する社会的な制度設計のためには、厳密な実証の裏付けが望ましいであろう。

このような観点から我々は平成12年度、13年度において厚生労働科学研究「日本の所得格差の現状と評価に関する研究」を実施した。同研究では格差の評価対象や評価単位という概念の問題、異なる資料でなぜ格差の水準に大きな違いが生じるのかという基本的な側面の他、情報化と所得格差、所得格差の現状と推移に関する国際比較、パラサイトシングルと経済格差、OECD諸国における引退期の所得水準と格差の傾向など、時宜に即した問題が取り上げられた(平成12~13年度厚生科学研究報告書「日本の所得格差の現状と評価に関する研究」総合報告書参照)。今特集ではそのなかの報告をリファインした4本の論文を掲載する。

松浦克己・白波瀬佐和子「既婚女性の就業決定と子育て—これからの社会保障政策に向けて」では1986年から98年の5時点にわたる「国民生活基礎調査」を用いて、世帯間の所得格差と少子化に重要な関連を持つ既婚女性の就業決定と出産・育児に注目する。そこでは夫(配偶者)の年収は女性の就業確率を抑制するものの定量的には限定的な効果しかないことが示される。女性の就業選択、特に一般雇用者の選択に決定的に影響するのは子供を持つか持たないかであることやファミリーステージであることが明らかにされる。そこから社会保障改革を考えるに当たって



は、出産・退職による所得格差の拡大のみならず、出産・育児と女性の就業選択の関係を異時点間の世代にわたる所得移転の面も考慮する必要性が示唆される。

玄田有史「見過ごされた所得格差－若年世代 vs. 引退世代，自営業 vs. 雇用者」では、所得格差を論じるにあたってこれまで十分に考慮されてこなかった、若年世代と引退世代との関係と自営業と雇用者との関係に着目する。それぞれに異なる2つのサブグループが、1980年代半ばから1990年代半ばまでの所得格差の変化の中で、どのような関係を持ってきたのか。興味深い議論が展開される。本稿の主たる結論は、次の2点にまとめることができる。まず第1点は、近年年功制度の崩壊が叫ばれているが、実際は10代や20代の若年層での総所得が、60歳以上の引退世代に比べて相対的に低下している。引退世代に比べて、若年世代の所得確保のための対策が手薄であったことが示唆される。第2に、自営業は雇用者に比べてその所得の相対的な低下が認められる。これは1990年代以降の我が国における自営業者数の低下とも関連していると考えられる。これまでの長期勤続雇用を前提とした所得保障から、若年層の経済的自立や自営業の開業を考慮にいたした所得保障政策への展開が必要とされているとする。

山田篤裕「高齢者の所得格差の OECD 9 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」では、高齢者の所得（調整済個人化世帯所得）格差を中心に議論される。各国に共通して所得格差が拡大傾向にあるのは、65歳以上人口割合の増加が主たる要因であることが示される。日本で高齢者内の所得格差がそれほど拡大しなかった理由は、非就労世帯と就労世帯の所得格差の縮小が非就労世帯の増加による格差増大要因を相殺したことにあるとされる。その反面、この10年間我が国で最も純社会保障移転に関して手厚い配分を受けたのは中間所得階層であり、低所得層への配分割合自体が減少していることに問題があるとする。限られた社会保障資源をどの所得階層に集中させるかが今後の重要課題であることを、本稿は示唆する。

小島克久「地域別にみた所得格差」は1987年から95年の4時点における「所得再分配調査」を用い、全国を12地域に分けて所得格差と再分配の推移およびその要因をMLD（平均対数偏差）によって考察する。ここでは地域別所得格差の違い（水準・地理的傾向）を維持しつつも縮小傾向にあること、再分配効果は全ての地域で大きいことが示される。所得格差の要因の多くが、高齢者の増加と高齢者内の所得格差といった高齢化要因によって説明されることを本稿は述べる。

少子高齢化という人口構造の変化に関連して、既存の社会保障制度は社会経済的諸事情の変化に伴い揺らぎを呈している。これらの変化に対してこれから社会保障制度はどのように対応すべきか。本特集では所得格差に焦点をあてて、既婚女性の就業と出産、若年層や自営業の位置づけ、高齢者内での経済格差、地域間格差について検討した。本特集の議論が、これからの経済政策を考えるにあたっての一助になれば幸いである。

## 既婚女性の就業決定と子育て ——これからの社会保障政策に向けて——

松浦克己  
白波瀬佐和子

### I はじめに

少子化は人口の高齢化と連動して、社会保障における世代間の負担と給付のアンバランスをもたらし、これからの経済活性化を考える上で緊急の政策課題となっている。少子化の主たる要因は若年層の晩婚化・未婚化にあり、子どものいない夫婦が急激に増えたわけではない。この若年層の結婚離れの理由の一つとして、結婚・出産による離職率が依然として高いことがあげられよう。1998年の「第2回全国家庭動向調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の結果によると、第1子出産に伴って7割以上の女性が仕事をやめている。この高い離職率は確固とした家庭内性別役割分業体制と密接に関わって、出産に関する女性の機会費用を高めている(白波瀬(2002))。高い結婚や出産のコストは若年層の結婚離れを促している(松浦・滋野(2001))。核家族世帯の一般世帯に占める割合が2000年時点で58.4%と長期的に上昇し親と同居する3世代世帯が減少傾向にある中、世帯内で子育て支援を得ることは難しくなっている。言い換えれば少子化問題の解決には、結婚や出産に伴う家庭責任の増加と家庭外就労継続を両立するための社会的な支援策がどの程度整備されているかが益々重要になっているといえる(松浦・滋野(2001))。

一方、欧米の多くの国々では女性の就労パターンが男性型に近づく状況が生まれている。事実1980年代のアメリカ女性労働における最も大きな変化として、3歳未満の幼い子どもを持ちなが

らも就労を継続する者の増加があげられる。Becker(1964)は人的資本論を提示し、特に女性の高学歴化は女性の継続就業、キャリア形成に積極的な効果をもたらすとした。しかし日本では、女性の高学歴化は彼女らの就業継続へと必ずしも結びつかなかったことが指摘されている(Brinton(1993);大沢(1993))。そこでは既婚女性の就業参加を決定するのは、人的資本ではなく夫の経済状況であることが強調されている(大沢(1993))。これは、ダグラス・有沢の法則とよばれ、夫の所得程度が高いほど、妻は就業をしないというものである。既婚女性の就業は世帯間の所得格差にも影響を及ぼし、松浦(1993)、橘木・八木(1994)は女性の就労参加が世帯間の所得格差を拡大するとした。一方、小原(2001)は1990年代に入り、女性の就業に対する夫の収入の影響が低下していることを示し、大竹(2000)は高所得者同士の共働きカップルの上昇が1980年代以降の所得格差に寄与していることを示唆している。松浦(2001)や岸(2001)も、妻の就業決定に対する夫の収入効果は限定的ではないかと示唆している。

女性の就業が夫の収入に依然として左右される反面幼児の有無や家族構成に影響されないのならば、女性の年金や医療保険問題については、夫(世帯主)によって代表される世帯との緊密な関係が無視できない。つまり、第3号被保険者問題や保険料負担の問題などについて、既婚女性を夫あるいは世帯との関係においてみることの妥当性が依然として高いことになる。一方、女性の就労参加が夫の経済状況よりも幼い子どもや要介護者

の有無によって大きく左右されるとすれば、少子高齢社会に向かって仕事と家庭の両立を支援するための対策が緊急性をもった優先度の高い政策となりうる。松浦・滋野(2001)も出産・育児が女性の就業(特に継続就業)に大きな壁となって立ちふさがっていることを指摘している。子育てと就労が大きく乖離する限り、若年層の結婚離れは進むであろうし(白波瀬(1999)), その結果出生率も上昇しないであろう。

専業主婦に年金保険料負担を求める案は女性の労働供給において中立性を主張する(田近他(1996);小塩(1998))が、そこでは出産・育児が女性の労働供給に及ぼす影響を十分に配慮しているとは必ずしもいえない。出産や育児,あるいは介護役割と女性労働供給が中立的であるためには、ジェンダーフリーとなりうるように女性を社会保障制度の中で位置づけることが重要であろう。

もしも出産が退職に強く結びつくならば、子ども数の増加は離職率の増加という結果をもたらす(ここでは夫の収入については考慮にいけないことにする)。しかし退職をして出産し育てあげた子どもは、自らの母親だけでなく、子どもを生まなかった,あるいは子ども数が少ない女性をも支える役割を担うことになる。賦課年金制度の下では、子ども数が多く家計の苦しい低所得層から子どもがいない,あるいは少ない比較的高所得層へと移転が行われる世代間移転が起こることになる。たとえ仮に八田・小口(1999)が指摘するように積立方式に移行するにしても、移行期の債務を誰かが負担せざるを得ないので、ここで想定した専業主婦の(成長した)子ども世代がその役を担うことには変わりはない。出産・育児と就業の間に存在する問題を無視して3号被保険者に年金保険料負担を求めることは、家庭内責任のジェンダー性や世代間移転に伴う不公平性をなおざりにすることにもなる。このように日本の所得格差や社会保障制度のあり方を考えるにあたって、出産・育児と就業選択との関連を詳しく吟味することが重要である。

そこで本研究では厚生労働省によって1986年から3年ごとに実施されている1998年までの5

時点間の「国民生活基礎調査所得票」(大規模年)を利用し、既婚女性の就業形態選択が配偶者の所得,職業,世帯構造や育児との関係でどのように決定されているのかを実証することを目的とする。本研究においては、妻の就業形態選択を考えるにあたって、夫の収入のみならず夫婦以外の世帯員の収入や世帯構造を考慮に入れている。ダグラス・有沢仮説において、夫の収入のみに焦点が当てられているが、本稿においては夫婦以外の収入を考慮に入れることによって、世帯収入の効果を収入源によって差別化した。妻の就業決定を検討するにあたり、夫のみならず他の同居世帯員との関係も考慮に入れた点が、本研究の新たな視点である。結論を先に述べれば以下のとおりである。

- ① 1986年以降も夫の収入は妻の就業形態選択に統計的に有意な影響を与えている。その関係はダグラス・有沢法則が述べるように、負の関係にある。夫の収入が高ければ高いほど、妻は無業を選択する確率が高くなる。しかし、その定量的効果は限定的である。
- ② 1986年以降、夫婦以外の世帯員の収入も統計的に有意な効果を示し、かつ影響は妻の就業選択にプラスに働いている。
- ③ 第1子を持つこと(出産,夫婦のみ世帯から核家族への移行)は、女性の就業選択確率,特に一般雇用者の選択確率を著しく低下させる。
- ④ 夫が自営業の場合、夫が被雇用者の場合に比べて、女性の就業確率は高まり、かつ妻も非雇用形態(自営業あるいは家族従業者)を選択する傾向にある。
- ⑤ 時系列的な変化として最も興味深い結果は、一般雇用を選択するか否かにおいて、三世帯世帯か否かが1990年代に入り統計的に有意な影響を与えなくなったことである。

## II データおよび変数について

本稿では国民生活基礎調査所得票の世帯票と個人票から既婚女性をとりだし、既婚女性とその配

偶者を特定化したデータを作成した。従って本稿の分析は世帯単位ではなく、既婚女性の個人単位である<sup>2)</sup>。

### (1) 就業形態

既婚女性の就業パターンを(1)無業(「専業主婦」ということがある)、(2)自営・農林業、(3)一般雇用者、(4)期間契約雇用者(内職等含む)、に区分する。ここでいう無業は、「勤めか自営か」という質問に仕事無しと回答しかつ「職業分類番号」の質問について農業作業員、林業作業員、漁業作業員のいずれにも該当しないとした者である。自営・農林業は「職業分類番号」に農業作業員、林業作業員、漁業作業員のいずれかに該当する(農林業)、または「勤めか自営か」の自営業(雇人あり)、自営業(雇人なし)、家族従事者のいずれかに該当すると回答した者である。一般雇用者は農林業に該当せず、かつ「勤めか自営か」の質問について会社・団体等の役員、あるいは一般雇用者、または官公庁と回答した者である。いわゆる正規雇用者に該当する者の他に事実上長期にわたり雇用されている非正規職員を含む点に留意を要する。期間契約雇用者は、農林業に該当せず、かつ「勤めか自営か」の質問に、1年以上1年末満の契約の雇用者、日々または1月末満の契約の雇用者、家庭内職者もしくはその他、のいずれかに該当すると答えた者である。以下の推計に当たっては無業を基準とし、マルチノミアル・ロジットモデルによった。なおマルチノミアル・ロジットモデルの推計から得られる係数は基準に対する各選択肢のオッズを示すもので、解釈は容易ではない。そこで本稿では、理解しやすいように、得られた係数を下に就業形態の選択確率を試算する(Long (1997), Franses and Paap (2001) 参照)。

### (2) 説明変数

女性の就業選択に当たっては、保証所得と家庭内生産が影響すると考え、次の就業関数を基本的に取り上げる。

$$\text{WORK}_{ij} = F(\text{AGE}_{i}, \text{HUSINCOME}_{i}, \text{SETAI}_{i}, \text{CHILDI}_{i}, \text{OLDI}_{i}, \text{HUSJOB}_{i}) + u_{i} \quad (1)$$

ここで  $\text{WORK}_{ij}$  は  $i$  番目の既婚女性が  $j$  番目の就業形態を選択する場合を指し、就業パターンに該当するものである。

$\text{AGE}_{i}$  は既婚女性の年齢に関する変数である。 $\text{HUSINCOME}_{i}$  は夫や他の世帯員の年収に関する変数である。 $\text{SETAI}_{i}$  は世帯の構造(世帯類型)に関する変数である。 $\text{CHILDI}_{i}$  は幼児に関する変数である。 $\text{OLDI}_{i}$  は65歳以上の者の同居に関する変数である。 $\text{HUSJOB}_{i}$  は  $i$  番目の女性の夫が  $s$  番目の職業を選択する変数である。具体的に年齢については、年齢とその自乗項(100で除した)、三乗項(1,000で除した)を取り上げる。保証所得の影響を考慮するために夫の収入(年収)を取り上げる。ダグラス・有沢の法則が該当するならば、夫の収入は女性の就業選択に数量的に大きな影響を与えているであろう。逆にダグラス・有沢の法則が該当しないならば、女性の就業に夫の収入は影響しないか、あるいはその数量的効果は小さいであろう。世帯員収入(当該夫婦以外の世帯員の年収)は、他の就業者の年収をコントロールするものである。なお年収に関しては都道府県別物価地域差指数(総務省)により実質化した。

世帯類型は、夫婦のみ世帯、夫婦と未婚の子どもから構成される核家族世帯(既定値)、三世帯世帯及びその他世帯を取り上げる。三世帯世帯、あるいは65歳以上の者の同居にかかる変数については、家庭内の育児支援効果(就業促進にプラス)と高齢者の世話に伴う家事負担増(就業促進にマイナス)という相反する効果が考えられる。子どもに関する変数としては、6歳未満児の有無と6歳未満児の数を取り上げる(以下それぞれ「子どもダミー」、「子ども数」ということがある)。先行研究が指摘するように、育児に手のかかる子どもが女性の就業、取り分け正規職員としての就業形態選択を抑制すると予想される。その状況に1990年代に入っても変化が認められなければ、出産・育児と就業、年金制度のあり方には慎重な配慮が求められることになる。

夫の就業形態(役員・雇用が既定値)は、自営、農業(農林漁業)、パート・内職、及び無職を取

り上げる。自営業であれば夫の就労時間の柔軟さによる家事分担が女性の雇用形態での就業促進につながったり、あるいはともに営む形での自営業や家族従事につながっている可能性がある。夫が農業であれば女性も農業である可能性が高いであろう。パート・内職、あるいは夫無職は夫の求職中、あるいは失業時や引退時における効果のみることになる。さらに実物資産に関する代理変数として、住居の持ち家ダミー及び畳数を取り上げる<sup>3)</sup>。

なお本稿ではデータ上の制約から、女性の就業選択に強く影響すると予想される女性の学歴(人的資本の蓄積)や保育園の利用可能性など公的な育児支援策は考慮されていない。その意味で女性の有業確率を過小評価している可能性があり、以下の解釈に当たってはその点に留意が必要である。なお記述統計は表1に掲げるとおりである。

### III 推計結果

#### 1 マルチノミアル・ロジットモデルの推計結果

ここでは夫の収入、その他の世帯員の収入、子どもの有無と子ども数、世帯構造、夫の職業に注目し概観する。

##### (1) 夫の収入とその他の世帯員収入の効果

推計結果は表2に掲げるとおりである。夫の収入は、妻無業を基準とした場合の自営業選択、一般雇用選択、期間契約雇用選択に負の影響を与えており、このパターンは1986年以降1998年まで変化していない。夫の収入のオッズが最も大きいのは、一般雇用選択においてであり、本分析結果をみる限りその効果の大きさに一定の時系列的傾向はない。しかし、妻の自営業選択において、夫の収入のオッズが大きくなる傾向がある。

ここでの夫婦以外の世帯員収入とは、仕事に就いている未婚の子どもからの収入や同居する親からの収入をさす。この変数にかかる係数は、夫の

表1 記述統計

	1986		1989		1992		1995		1998	
	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差
年齢	41.7827	9.9417	42.6035	9.7935	43.1926	9.8558	43.4624	9.9307	44.0507	9.9057
専業主婦	0.5337	0.4989	0.5083	0.4999	0.5002	0.5	0.5101	0.4999	0.4979	0.5
一般雇用	0.2511	0.4333	0.2647	0.4412	0.2999	0.4582	0.2942	0.4557	0.2937	0.4554
期間契約雇用	0.0579	0.2327	0.0903	0.2866	0.0733	0.2607	0.0782	0.2684	0.0958	0.2944
自営業	0.154	0.3649	0.1367	0.3436	0.1265	0.3324	0.1175	0.322	0.1126	0.3161
夫婦のみ世帯	0.1325	0.3374	0.1459	0.353	0.16	0.3666	0.1709	0.3764	0.184	0.3875
核家族	0.5505	0.4975	0.5497	0.4975	0.5481	0.4977	0.5455	0.4979	0.5457	0.4979
三世代世帯	0.2596	0.4414	0.2516	0.434	0.2345	0.4237	0.2268	0.4188	0.2173	0.4124
その他世帯	0.0575	0.2363	0.0528	0.2236	0.0573	0.2325	0.0568	0.2315	0.053	0.224
夫一般雇用	0.6807	0.4662	0.6963	0.4599	0.7206	0.4487	0.729	0.4445	0.7291	0.4445
夫農業	0.075	0.2687	0.0655	0.2474	0.0458	0.2091	0.0387	0.193	0.0342	0.1816
夫自営	0.1752	0.3829	0.1694	0.3751	0.166	0.372	0.1598	0.3664	0.1531	0.3601
夫期間契約雇用	0.015	0.1229	0.0221	0.147	0.0156	0.1238	0.0152	0.1222	0.0201	0.1405
夫無業	0.0541	0.2239	0.0467	0.2111	0.0521	0.2221	0.0573	0.2323	0.0635	0.2439
高齢者有無	0.2296	0.4226	0.2319	0.4221	0.2331	0.4228	0.2328	0.4227	0.238	0.4259
夫収入(対数値)	8.0705	1.1324	8.1884	0.8805	8.3482	0.912	8.4457	0.8636	8.4677	0.8604
その他収入(対数値)	2.6948	2.9186	2.6953	3.6512	2.8487	3.7578	2.7803	3.7749	2.8016	3.7704
6歳未満児の有無	0.2439	0.4294	0.2206	0.4147	0.2085	0.4062	0.2056	0.4041	0.1978	0.3984
6歳未満児数	0.3372	0.6561	0.3056	0.6326	0.2837	0.6051	0.2783	0.5988	0.2648	0.5806
持ち家	0.7521	0.4304	0.7701	0.4208	0.7447	0.436	0.7516	0.4321	0.7685	0.4218
畳数	34.8407	17.4989	36.3729	18.6537	36.1934	18.7859	37.1191	18.1069	38.2867	18.9321



表2 既婚女性の就業決定に関するマルチノミアル・ロジット分析結果(1986年~1998年)

	係数 t 値 1986年		係数 t 値 1989年		係数 t 値 1992年		係数 t 値 1995年		係数 t 値 1998年	
[自営]										
定数項	-5.3353	-2.8557	-0.8576	-0.4476	-5.4429	-2.2801	-5.2389	-2.1418	-7.0914	-2.3053
年齢	0.0622	0.4581	-0.1949	-1.3926	0.0900	0.5238	0.1036	0.5829	0.2228	1.0162
年齢自乗	0.2617	0.8094	0.7418	2.2185	0.1726	0.4262	0.0651	0.1545	-0.0793	-0.1551
年齢三乗	-0.0492	-1.9650	-0.0773	-2.9776	-0.0394	-1.2697	-0.0262	-0.8083	-0.0237	-0.6100
ln(夫収入)	-0.2026	-6.9749	-0.2299	-7.5854	-0.2132	-6.4905	-0.2200	-6.4951	-0.3094	-7.9970
ln(他の世帯員収入)	0.0304	3.7662	0.0305	3.6099	0.0391	4.3512	0.0346	3.5882	0.0613	5.5827
夫婦のみ世帯ダミー	0.3527	4.4496	0.1220	1.5148	0.2833	3.2825	0.2298	2.5109	0.3461	3.5120
三世帯世帯ダミー	0.3554	4.4204	0.1324	1.4907	0.3120	3.0756	0.1529	1.3949	0.0392	0.2965
その他世帯ダミー	0.4128	4.0145	0.0197	0.1742	0.2582	2.0652	0.1236	0.9452	0.0832	0.5256
6歳未満児の有無	-0.2060	-1.3149	-0.4093	-2.3766	-0.3401	-1.6392	-0.3251	-1.4881	-0.7181	-2.7362
6歳未満児数	-0.1871	-1.8632	-0.1723	-1.5647	-0.2342	-1.6787	-0.1477	-1.0221	0.1997	1.1813
高齢者の有無	0.1878	2.7129	0.2800	3.6482	-0.0927	-0.1039	0.1696	1.7679	0.0924	0.8112
夫農業	2.8217	38.1752	2.8801	35.8955	2.6990	28.7250	2.9877	28.0880	2.8794	23.1180
夫自営	2.7520	50.7652	2.8740	49.3088	2.8375	46.3321	2.9911	43.7442	2.8540	38.6745
夫期間契約雇用	0.2878	1.2468	0.1117	0.5093	0.2933	1.1556	0.1316	0.4121	0.4481	1.7255
夫無職	0.0850	0.6367	-0.1732	-1.0541	-0.1186	-0.7360	0.1024	0.6364	-0.2473	-1.3889
持ち家ダミー	0.7067	9.5983	0.6414	7.8435	0.4182	5.0463	0.3924	4.2526	0.3081	3.0473
豊数	0.0856	6.1504	0.0112	8.0376	0.0116	7.7411	0.0119	6.6344	0.0154	8.4263
[一般雇用]										
定数項	2.8475	2.6700	6.4411	5.6535	5.1691	4.4567	4.4148	3.5647	6.4818	4.6972
年齢	-0.1576	-1.9178	-0.4180	-4.8026	-0.2835	-0.3224	-0.2653	-2.8309	-0.3932	-3.7838
年齢自乗	0.7199	3.4803	1.3742	6.3258	0.9988	4.5815	0.9230	3.9919	1.2334	4.8307
年齢三乗	-0.0873	-5.1840	-0.1390	-7.9270	-0.1046	-5.9931	-0.0955	-5.1806	-0.1201	-5.9145
ln(夫収入)	-0.4036	-18.0123	-0.4295	-18.6520	-0.4351	-18.2543	-0.3768	-14.9390	-0.4142	-14.5293
ln(他の世帯員収入)	0.0374	5.7900	0.0494	7.9771	0.0546	8.8927	0.0588	9.1708	0.0593	8.2417
夫婦のみ世帯ダミー	0.5054	9.2070	0.3820	7.0890	0.3773	7.0186	0.4238	7.5876	0.4161	6.9484
三世帯世帯ダミー	0.2675	4.0000	0.1998	2.9237	0.1050	1.4401	0.1147	1.4715	-0.0440	-0.4756
その他世帯ダミー	0.3660	4.3036	0.1843	2.1121	0.1964	2.2151	0.1953	2.0760	0.1045	0.9601
6歳未満児の有無	-0.5495	-5.6100	-0.5225	-5.1383	-0.4481	-3.9985	-0.5388	-4.3629	-0.3412	-2.4869
6歳未満児数	-0.1988	-3.1364	-0.2553	-3.8692	-0.3404	-4.5254	-0.2756	-3.3251	-0.3750	-3.9552
高齢者の有無	0.0962	1.6800	-0.0104	-0.1731	0.0190	0.2974	0.1592	2.3027	0.2712	3.3367
夫農業	-0.6079	-7.0776	-0.6379	-7.1762	-0.6187	-6.0163	-0.8664	-6.7972	-0.4156	-3.0232
夫自営	-0.6582	-12.0969	-0.6932	-12.6080	-0.7151	-12.3980	-0.7654	-12.1040	-0.5930	-8.7477
夫期間契約雇用	-0.4347	-3.1341	-0.6709	-5.6061	-0.6337	-4.3904	-0.6963	-4.3225	-0.6308	-3.9484
夫無職	-0.5695	-6.4366	-0.8569	-8.6814	-0.9415	-10.0496	-0.9765	-10.4400	-0.9819	-9.9476
持ち家ダミー	0.3318	7.3889	0.2835	6.0606	0.3296	6.9760	0.3336	6.3457	0.2317	4.0696
豊数	0.0575	4.9382	0.0796	7.2371	0.0445	3.8786	0.0620	4.8639	0.0747	5.7190
[期間雇用]										
定数項	-8.7686	-3.8614	-5.4363	-2.7512	0.6256	0.3019	-6.1053	-2.5878	-0.3643	-0.1529
年齢	0.6155	3.6145	0.3207	2.1784	-0.1378	-0.8835	0.3586	2.0551	-0.0894	-0.5084
年齢自乗	-1.1883	-2.8438	-0.4019	-1.1169	0.6535	1.6970	-0.5212	-1.2343	0.6414	1.5099
年齢三乗	0.0644	1.9311	-0.0087	-0.0302	-0.0787	-2.5549	0.0119	0.3590	-0.0828	-2.4844
ln(夫収入)	-0.3312	-9.2666	-0.2499	-7.2163	-0.2253	-5.6920	-0.2366	-5.9335	-0.2424	-6.0105
ln(他の世帯員収入)	0.0303	2.6088	0.0184	1.9890	0.0267	2.5986	0.0228	2.1633	0.0362	3.4683
夫婦のみ世帯ダミー	-0.1103	-1.0524	-0.0704	-0.8577	-0.0267	-0.2927	0.0119	0.1324	-0.0302	-0.3382
三世帯世帯ダミー	-0.0924	-0.7339	-0.0856	-0.7788	-0.0605	-0.4544	-0.1553	-1.1204	-0.0444	-0.0393
その他世帯ダミー	-0.3170	-1.7930	-0.4026	-2.6375	-0.4686	-2.6306	-0.4221	-2.3456	-0.2263	-1.2550
6歳未満児の有無	-0.7257	-3.9229	-0.3804	-2.2925	-0.7615	-3.7355	-0.4234	-1.8436	-0.8405	-3.7507
6歳未満児数	-0.1942	-1.5878	-0.4737	-4.0593	-0.2570	-1.8568	-0.5501	-3.2727	-0.1289	-0.8450
高齢者の有無	-0.0139	-0.1222	0.0251	0.2491	0.0584	0.4846	0.0531	0.4165	-0.1428	-1.0858
夫農業	-0.7200	-3.8822	-0.5228	-3.5222	-0.8583	-3.7748	-0.4647	-2.1278	-0.3031	-1.3329
夫自営	-0.4055	-4.4043	-0.5521	-6.7412	-0.5599	-5.6764	-0.5885	-5.5716	-0.7553	-6.5770
夫期間契約雇用	1.0561	7.0770	0.5220	4.1998	0.6687	4.1578	0.9834	6.1966	1.1516	7.9435
夫無職	-0.4673	-2.7980	-0.6010	-3.9318	-0.4238	-2.7008	-0.5236	-3.4766	-0.3854	-2.7659
持ち家ダミー	0.3333	4.3574	0.2336	3.5385	0.0594	0.7921	0.1064	1.3254	0.0138	0.1713
豊数	-0.0244	-1.0983	-0.0135	-0.7588	-0.0014	-0.0689	0.0147	0.6779	-0.0144	-0.6928
対数尤度	-24136.2		-24906.8		-21430.9		-18838.0		-16486.3	

収入効果とは逆に有意に正となっている。オッズは夫の収入に比べると大きくないが、概して妻の就業を促す効果が認められる。特に妻の自営業選択においてその傾向が明らかである。世帯構造別に、その他の世帯員の収入額をみると、三世代家族が最も高い。ここでのプラス効果は、未婚の子どもや同居の親など、いずれ将来的になくなるであろう収入源であるので、将来的な収入の減少を避けるべく妻の就業が促されるといえよう。一方、夫の収入の場合には恒久的なものとして捉えられることが多く、いわゆる保証所得としての色彩が濃い。しかしこれから離婚が増え、夫の所得が恒久的であるという仮定の妥当性が低まった時、妻の就業決定パターンに何らかの変化が予想される。

妻の就業決定には、夫の収入やその他の世帯員の収入に影響を有意に受けているが、その影響する方向が将来的な見通しの中で差別化されていることは興味深い。

## (2) 世帯構造

ここでは核家族をベースとして、夫婦のみ世帯ダミー、三世代世帯ダミー、その他の世帯ダミーを取り上げる。これまで母親の就業を支える子育て支援として親族支援が高いウェイトを占めると言われてきたが、その中でも特に三世代同居が妻の就業を支援すると捉えられてきた(永瀬(1997); Nakamura and Ueda (1999))。しかし、本分析を見る限り、三世代同居は妻の一般雇用を促すがその有意な影響は1989年までで、1990年代に入ると統計的に有意な影響は認められなくなる。一般に言われるほど、親との同居が妻の就業決定に大きく貢献しているわけではない。それよりも先にみたように、親との同居によって世帯収入が増えた場合に、妻は就業を積極的に選択しており、単なる同居か否かだけではその効果をみることはできない。事実、親の加齢に伴う介護負担が妻に降りかかる可能性もあり、妻の就業を抑制することも考えられる。

夫婦のみ世帯ダミーにかかる係数は、一般雇用者については各年度とも1%水準で有意に正である。自営業については、1992年以降1%水準で有意にプラスの影響を呈している。6歳未満児関連

変数の結果と併せると夫婦のみ(子ども数=0)というケースに比べて、一般雇用の場合は特に、子どもを持つことによって妻の就業確率が著しく低下することを示唆している。

## (3) 6歳未満児の有無とその数

6歳未満児の有無にかかる係数は、一般雇用について1%水準で有意にマイナスである。6歳未満児がいるかどうかという、一人目の効果に焦点をあてたダミー変数に加え、その人数の効果をみると、どの年度においても統計的に有意なマイナスの影響が認められる。6歳未満児のあるなしとその人数との間の効果の程度の違いは、近年若干縮小の傾向にあるが、1980年代後半においては一般雇用に関して、何人6歳未満児がいるかというよりも、いるかないかの一人目の効果の方が明らかに高いことが特徴であった。

期間雇用者の場合は、6歳未満児の有無によるオッズの高いことが特徴的である。自営についても、1998年には6歳未満児ダミーの係数が1%水準で有意に負である。この結果は先行研究と共通しており、1990年代後半においても出産・育児が女性の就業を、強く抑制することを改めて確認できたといえよう。

## (4) 夫の職業

夫が自営の場合、一般雇用者の夫と比べて、女性の自営業選択にかかる係数は1%水準で有意に正、一般雇用者と期間契約雇用者にかかる係数は全て1%水準で有意に負となることが注目される。このことは夫が自営業である場合、妻は多くの場合家族従業者として共に事業を営んでいる可能性を示唆している。

## 2 選択確率

マルチノミアル・ロジットモデルから得られる推計結果は、基準値(本稿では専業主婦)に対するオッズに関するものであり、当該選択肢に関する効果を直接的に示すものではない。そこで上で得られた推計結果を基に、6歳未満児の数と夫の収入によって妻の就業選択確率がどのように異なるのかを試算する。6歳未満児の有無と数は、一般雇用に関して1986年度以降統計的に有意であ

るので、6歳未満児の子どもの数による妻の無業確率と一般雇用確率について検討する。また、夫の収入も各年度とも統計的に有意であるので、モデルケースを設定して夫の収入の増加に伴う妻の就業確率について検討する。

ここでは、既婚女性の年齢を35歳とし65歳以上世帯員は無し、夫婦以外の世帯員収入は無し、持ち家有りで昼数は各年の平均と想定した。まず6歳未満児の数による効果については、夫の年収を700万円とし、夫が一般雇用者の場合の妻の無業選択確率、一般雇用選択確率を求めた。夫の収入効果については、夫が一般雇用者で子どもが一人おり、夫婦以外の世帯員収入がないモデルケースについて、200万円から2,200万円まで夫の年収が100万円ごとに増加した場合の妻の一般雇用確率を試算した。各年度とも傾向は概ね共通するので、以下の説明は主に98年度の例による。

### (1) 無業選択確率

どの年度においても、子どものいない場合から子どもが一人増えた場合の妻の無業選択確率の増加が著しい。1998年度では一般雇用の夫を持つ妻が夫婦のみで無業を選択する確率は、18.77%であるが、一人増えたことで妻の無業選択確率は40.96%と倍以上に跳ね上がる。子どもが二人になると48.49%、三人の場合は55.35%と増加するものの、ゼロから一人への大きなジャンプに比べると無業選択確率の変化の程度はそれほど高くない。このように、86年から98年にかけて、6

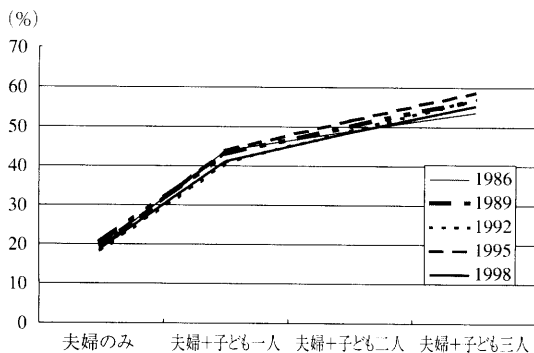


図1 夫が被雇用者の場合の子どもの人数別妻の無業確率

歳未満児がいるかないかで妻の無業確率に大きな差が認められ、その後6歳未満児の数が増えるにつれ無業確率は徐々に上昇するものの、ゼロか一人かとの差に比べると一人か三人かとの違いは小さいことには変わりはない。つまり妻の無業確率は、子どもを持つか持たないかの間で大きく異なり、子どもを持つことのコストの高さをここでも確認することができる。

### (2) 一般雇用選択確率

妻の一般雇用選択確率をみてみよう(図2参照)。ここでも図1と同様に、夫が被雇用者の場合に、6歳未満児数別に妻の選択確率が示されている。ここでの結果は、図1でみた妻の無業選択確率をもう一つの側面からみたものである。夫が一般雇用者の場合、妻も一般雇用であることを選択する確率は、1998年には70.06%であるが、子どもが一人増えることで49.28%へと大幅に減少する。さらに子どもが二人になると40.01%、三人の場合には31.45%と一般雇用選択確率は減少する。その変化の程度はゼロから一人への場合ほどではない。ここでも妻が子どもを育てながら家庭外で仕事を保つことの困難さが認められた。特に、子どもが三人いる場合の妻の一般雇用選択確率は1986年の38.00%から1998年31.46%と減少している点が注目される。

### (3) 夫の収入別、妻の一般雇用選択確率

図3は子どもが一人おり夫が一般雇用者の場合に、妻が一般雇用を選択する確率を夫の収入別にみたものである。どの年度においても、夫の収入

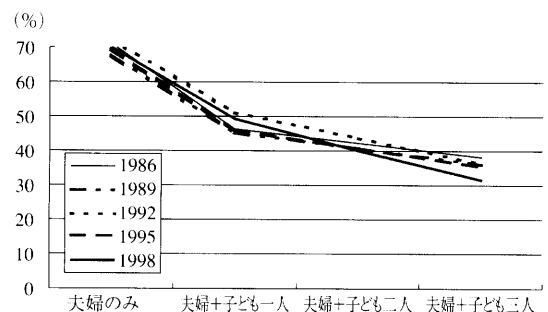


図2 夫が被雇用者の場合の子どもの人数別妻の一般雇用確率

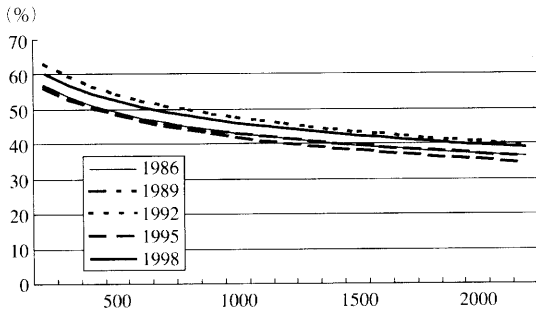


図3 夫の所得階級別妻の一般雇用確率（子ども一人の場合）

が高くなるにつれて妻の一般雇用選択確率は低くなっている。特に夫の年収が500万円以下の場合、夫の年収が100万円上昇することに妻の雇用選択確率の低下が大きく（98年のケースで、300万円から400万円で56.84%から54.31%）、その後は夫の年収が増えるに従って比較的緩やかに妻の一般雇用選択が減少していく（900万円から1,000万円で46.99%から46.03%）。このパターンに大きな時系列的な違いは認められない。強いて言えば、1992年に夫が低収入層の場合に妻の一般雇用選択確率が増えた（例えば夫の年収が300万円の場合に妻が一般雇用を選択する確率は63.18%）が、1995年には一旦減少し（52.89%）、1998年に再び増えるというジグザグの変化を示している。これは景気や雇用機会との関係があると予想される。

しかし、夫の年収が100万円上昇するごとの妻の一般雇用選択確率の変化はそれほど大きくない。1998年度当時で最も大きい変化は200万円から300万円の低所得階層で3.4ポイントで、1,400万円から1,500万円の高所得層で0.58ポイント、700万円から800万円で1.22ポイントである。300万円という低所得階層から1,500万円の高所得階層へ移行しても14.5ポイントである<sup>9)</sup>。ダグラス・有沢の仮説が述べるように、夫の収入が高いほど妻が就業を選択する確率は低下するものの、その変化の程度は一般に言われているほど大きくはない。表2の多項ロジット分析の結果から夫の収入の負の効果は定性的に確認されたが、選

択確率を試算してみると夫の年収の定量的な効果は限定的である。

以上の妻の就業選択確率の推計から、1986年から1998年にかけて時系列的にみて概ね共通した結果が得られた。ここで改めて得られた結果は、6歳未満児を持つことの妻の就業選択への大きなインパクトである。妻の無業確率は6歳未満児を持つことで大きく上昇し、その上昇程度はゼロから一人目の場合が最も大きく、妻の就業選択確率が出産・育児と大きく関連していることを意味する。また、夫の収入効果についても定性的には認められるが、定量的には一般に言われているほど大きくないことが明らかになった。

#### IV 考 察

本研究では、妻の就業選択に対する夫の収入や職業、6歳未満児の数、世帯状況の影響を1986年から1998年にかけて検討した。これまで日本では、妻の就業決定が夫の収入に大きく左右されるといわれてきた（ダグラス・有沢の法則）が、果たして本分析結果をしても妻の就業決定に対する夫の収入効果は有意に負であった。しかし、その効果を定量的に試算してみると、夫の収入が100万円増えるごとに妻の一般雇用選択確率は概して1ポイント以下という限定的なものであった。一方、夫婦以外の世帯員からの収入の効果は、妻の就業選択を促し、同じ収入といえどもその収入源によって差別化され、その方向も異なることがわかった。夫の収入の場合は、半永久的、恒常的に獲得する保証所得としての意味合いが濃いが、同居する子どもや親からの収入は、将来的に無くなるであろう過渡的な所得であり、妻はその将来的な所得の損失を埋め合わせるべく就業を選択するとみなすことができる。

また親との同居を含む三世帯同居は子育て支援の観点から、妻の就業を促すとみられていたが、本分析結果をみる限り1990年代に入って有意なプラスの効果は認められなかった。特に親と同居することが妻の就業に即プラスになると考えるのは少々単純過ぎるきらいがある。親は子育てを支

援する重要な助けになるが、親の加齢と共に健康度の低下や要介助・介護の確率が高まり、妻にとっての負担となりうる両面性を持ちうる。

このように1986年から1998年にかけての大規模データを分析した結果、妻の就業選択は、夫の収入や夫婦以外の世帯員の収入、幼い子どもの有無や人数、さらには夫の従業（特に自営か否か）によって大きく左右されることが明らかになり、このパターンに近年大きな変化は認められなかった。しかし妻の就業選択確率に大きな影響をもたらしていたのは、6歳未満の子どもの数であり、妻の就業選択は6歳未満児の数で代表されるファミリーステージや世帯の状況と大きく関連して実現されていることが認められた。特に夫が被雇用者の場合、子どもを持つという意味での家族形成は一般雇用選択確率を著しく低下させていた。出産・育児は女性の就業確率を大いに低下させ、特に一般雇用に含まれる役員・雇用という常用の正規職員として就業することに大きな阻害要因となっている。女性がその能力や意欲を生かせるような就業の継続を促進することは望ましい。しかし、就業継続、特に正規職員継続を選択するには、出産・育児を断念せざるを得ない場合が多いことが問題である。出産のために就業を断念するか、あるいは就業のために出産を諦める、あるいは希望子ども数よりも少ない子ども数で妥協せざるを得ない事態が生じていることを、我々の結果は示している。事実、子どもの人数別妻の無業確率（図1）と夫の収入別妻の一般雇用確率（図3）をみても、子どもが一人増えることによる妻の無業確率の増加程度は、夫の収入が200万円から2,200万円に増えた場合の妻の一般雇用確率の変化の程度よりも大きい。夫の収入が100万円上がったからといって妻が仕事を辞めるというよりも、子どもを出産して就業継続が困難になったり、自営業に従事することで子どもを産んでも就業を継続していくといった、ライフステージや就業形態の方が妻の就業決定に与える影響力は遙かに大きいものであった。

以上の結果を踏まえ、出産・育児と就業の関係について、出産により就業を断念し、妻の収入が

無くなった分世帯収入が低下するケース（コースA）と、出産せず就業を継続して妻の収入が上昇し、世帯収入が増加するケース（コースB）の二つの単純な例を考える。

この時コースAを選択した既婚女性に年金保険料負担を課すことは、（女性に収入がない以上）夫に保険料負担を課すことに他ならない。結果として短期的にはコースAを選択した家計の可処分所得を更に低め、世帯間の格差を更に拡大することになるであろう。また、コースAを選択した家計の子どもの年金拠出がコースBを選択した家計の夫婦が受給する年金の財源となり、異時点間の異なる世帯間の所得移転を通じてコースAとコースBの家計の間で長期的な所得格差の拡大が促されるであろう。これはコースAで出産・育児を選択した家計に、夫による妻の保険料負担と子どもによる次世代年金の負担という二重の負担を課しているのに等しい状況とも解することができる。家計（夫婦）が賦課年金制度の効果を合理的に計算するならば、コースAを選択する家計の減少とコースBを選択する家計の増加により、少子化が促進されることで年金制度は更に危機に立つことになる。

コースBを選択した既婚女性は、税・社会保険料負担という形で財政や社会保障制度に寄与する。ただし限界税率が100%を超えるという状況でなければ、コースAよりは豊かであろう。これからの少子高齢社会に向けた年金制度をはじめとする社会保障改革を考えるにあたって、出産・育児と女性の就業選択の関係を、異時点間の世代にわたる長期的な所得移転としての側面も考慮に入れて十分に検討する重要性が高まっているといえよう。

### 補論 推計方法

女性の就業形態選択は、無業（専業主婦）、自営・農林業、役員・雇用、パート・内職について並列的に行われるものとしてマルチノミアル・ロジットモデルにより行う。

$Y_i$  を  $i$  番目の経済主体と考え、 $S_j$  を効用関数



と考える。

$$S_j = F(bx_i)$$

$b$  はパラメータ  $x_i$  を説明変数とする。選択肢が 0 番目から 1 番目までであるとする。 $Y_i$  が  $j$  番目の選択を行う確率は

$$P(Y_i = j | x_i) = \frac{\exp(b_j, x_i)}{1 + \sum \exp(b_l, x_i)} \quad (2a)$$

for  $j=1, \dots, J$

で表される。基準となる 0 番目の選択を行う確率は

$$P(Y_i = 0 | x_i) = \frac{1}{1 + \sum \exp(b_l, x_i)} \quad (2b)$$

で示される。対数尤度関数は次式による。

$$\text{Log } L = \sum \sum Y_{ij} \text{Log } P(Y_i = j) \quad (3)$$

for  $j=0, \dots, J$

定義により各選択確率の合計は 1 である ( $\sum P(Y_i = j | x_i) = 1$ )。

(2) 式から得られるパラメータの直接的解釈は容易ではない。関数型が非線形でありかつ説明変数  $x_i$  の値に依存するからである。 $j$  番目のカテゴリと 1 番目のカテゴリのオッズ比を考える。

$$\text{ODDS}_{j|1} = \frac{P(Y_i = j | x_i)}{P(Y_i = 1 | x_i)} = \frac{\exp(b_j, x_i)}{\exp(b_l, x_i)} \quad (4a)$$

for  $l=1, \dots, J$

$$\text{ODDS}_{j|0} = \frac{P(Y_i = j | x_i)}{P(Y_i = 0 | x_i)} = \exp(b_j, x_i) \quad (4b)$$

対数オッズ比を考えると次のようである。

$$\text{Log } \text{ODDS}_{j|1} = (b_j - b_l)x_i \quad (5a)$$

for  $l=1, \dots, J$

$$\text{Log } \text{ODDS}_{j|0} = (b_j)x_i \quad (5b)$$

$(b_j - b_l)$  の符号は  $j$  番目のカテゴリと 1 番目のカテゴリの選好を示す。(5b) 式の定数項の正負は対象カテゴリと基準となったカテゴリとの選好の正負を表す。ただし  $P(Y_i = j | x_i)$  は同一方向に動くとは必ずしも限らない。 $P(Y_i = j | x_i)$  を  $x_i$  について微分すると次のようになる。なお  $x$  は連続変数であると仮定する。

$$\frac{\partial P(Y_i = j | x_i)}{\partial x_i} = P(Y_i = j | x_i) [b_j - \sum b_l P(Y_i = l | x_i)]^0 \quad (6)$$

(6) 式の符号は鍵カッコ内の値に依存する。

それは予め定まらない。すなわち  $x$  の増加は  $j$  番目のカテゴリの 1 番目のカテゴリに対する選好を高めるかもしれないが、 $s \neq 1$  のカテゴリに対する選好を弱めるかもしれない。(6) 式は単調増加(減少)関数である保証がないのである。

このようにマルチノミアル・ロジットモデルから得られる係数は、基準値に対するオッズに関するものであり、当該選択肢に関する効果を直接的に示すものではない。就業選択確率に及ぼす影響は得られたパラメータを (2a), (2b) 式に代入することで求めることができる。これにより未就学児数といった政策的に関心のある変数について数量的な影響を明らかにすることができる。

## 謝辞

本論文執筆にあたり、多くの方々から有益なコメントをいただいた。特に、石田浩氏、荻谷剛彦氏、岸智子氏、玄田有史氏、小原美紀氏(あいうえお順)にお礼を申し上げたい。

## 注

- 1) 本研究は、平成 12 年度から 13 年度にかけて実施された厚生労働科学研究「日本の所得格差の現状と評価に関する研究」の一環である。
- 2) 分析に当たっては、データの信頼性確保から次のサンプルを除いた。それらは、(1) 家計消費支出回答拒否の者、(2) 住居の所有形態回答拒否の者、(3) 建物の構造回答拒否の者、(4) 部屋数、または畳数回答拒否の者、(5) 世帯主の年齢回答拒否の者、である。さらに、モデルの変数に関する情報が得られないサンプル(世帯主の就業について回答拒否の者、世帯主の勤務形態について回答拒否の者、既婚女性の年齢回答拒否の者、既婚女性で勤務形態回答拒否の者)、配偶者の特定が必ずしも容易ではないサンプル(世帯主との続柄が姉妹である者、世帯主との続柄が親族である者、世帯主との続柄がその他である者)を除いた。年齢は 18 歳以上 60 歳以下に限定し、既婚女性自らが要介護である者、さらに単独世帯を除いた。また、夫所得がゼロであるが、調査時点で何らかの勤務に携わっている者は削除した。その結果最終的に分析対象として残ったサンプルは、1986 年 25,520 ケース、1989 年 24,974 ケース、1992 年 21,711 ケース、1995 年 19,335 ケース、1998 年 16,339 ケースである。
- 3) 金融資産の影響を考慮することが望ましいが、

国民生活基礎調査では金融資産に関する情報が必ずしも十分得られないので、ここでは取り上げない。

4) ここでは妻の年齢を35歳としており、夫の年齢はおおよそ37歳と想定できる。そこで年収300万円というのは、生活保護の対象ともなりうるような社会経済的に恵まれない者を想定し、一方、同年齢ですでに年収1,500万円の収入を獲得する夫は大企業の部長クラスといった極めて恵まれた状況を想定する。

4) ここで弾性値を考えることもできる。

$$\frac{\partial P(Y_i=j|x_i)}{\partial x_i} x_i = P(Y_i=j|x_i) [b_j - \sum b_l P(Y_i=l|x_i)] x_i$$

もちろん

$$\sum \frac{\partial P(Y_i=j|x_i)}{\partial x_i} = 0$$

である。

#### 参考文献

- Becker, G. S. (1964) *Human Capital*, New York: Columbia University Press.
- Brinton, M. (1993) *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Franses, P. H. and R. Paap (2001) *Qualitative Models in Marketing Research*, Cambridge University Press.
- Long, J. S. (1997) *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Sage.
- Nakamura, Jiro and Atsuko Ueda (1999) "On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* (13): 73-89.
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論』, 日本経

済新聞社。

- 岸 智子 (2001) 「女性の就業と家庭・保育施設の育児分担」2001年度日本経済学会(秋)報告論文。
- 小塩隆士 (1998) 『社会保障の経済学』, 日本評論社。
- 駒村康平・渋谷考人・浦田房良 (2000) 『年金と家計の経済分析』, 東洋経済新報社。
- 小原美紀 (2001) 「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』 No. 493, pp. 15-29。
- 松浦克己 (1993) 「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響」『日本労働研究雑誌』 No. 407, pp. 10-17。
- 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。
- (2001) 『女性の選択と家計貯蓄』, 日本評論社。
- 永瀬伸子 (1997) 「女性の就業選択」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』, pp. 279-312, 東京大学出版会。
- 大沢真智子 (1993) 『経済変化と女子労働』, 日本経済評論社。
- 大竹文雄 (2000) 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』 No. 480, pp. 2-11。
- 白波瀬佐和子 (1999) 「女性の高学歴化と少子化に関する一考察」『季刊社会保障研究』第34巻第4号, pp. 392-401。
- (2002) 「少子高齢化と男女共同参画社会」金子勇編著『高齢化と少子社会』, pp. 73-98, ミネルヴァ書房。
- 橘木俊詔・八木 匡 (1994) 「所得分配の現状と最近の推移」石川経夫編『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会。
- 田近栄治・金子能宏・林 文子 (1996) 『年金と家計の経済分析』, 東洋経済新報社。
- (まつうら・かつみ 横浜市立大学教授)
- (しらはせ・さわこ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第2室長)

## 見過ごされた所得格差

——若年世代 vs. 引退世代, 自営業 vs. 雇用者——

玄 田 有 史

### I はじめに

1990年代, 所得格差に関する様々な研究がなされてきた。そこからは, 不平等化の実態や格差の動向について, 多くの新たな知見が得られた。所得格差に関する研究について, 経済学をベースに幅広い視点から編まれた著作や特集もすでにあり, それらは格差研究の一つの集大成となっている。

ところが, これらの所得格差についての文献のなかで, 必ずしも研究が十分に蓄積されているとは思えない分野もある。たとえば, 格差研究の論文を取りまとめた石川経夫編『日本の所得と富の分配』(1994年)や宮島洋編『日本の所得分配と格差』(2002年)では, ともに自営業の所得分布や雇用者との所得格差を直接考察した例が見当たらないのである。もちろん, これまでも自営業の所得についての研究がなかったわけではない(三谷(1996), 大日・浦坂(1997), 阿部・山田(1998), 玄田・神林(2000)など)。しかし, そのなかでも90年代に起きた自営業とそうでない人々の所得格差について, その推移をみた研究は, きわめて少ないのが現状なのである。

社会移動の枠組みの中での自営・農業への参入について, 石田(2002)は1980年以降その閉鎖性が高まった可能性を指摘する。実際, 自営業の減少は顕著であり, それが雇用者に対する自営業の所得低下と密接である可能性が高いことを, 本稿は明らかにする。

他方, 年功賃金崩壊の是非に代表される年齢間

の所得格差とその規定要因については, 多くの議論がすでにある。そもそも年齢という要素については, 高齢化という人口構成の変化が所得の不平等化をもたらしたかどうか, 格差研究の一つの焦点だった。しかしながら, 年齢間所得格差についての分析視点の多くは, 学卒後から賃金がピークに到達する40代後半から50代前半までの「賃金プロファイル」の傾きの変化に注目することで検討されている。ところが, 所得のピークを過ぎた世代, なかでも現役を引退した世代と, 若年世代の間での所得格差の動向を把握しようとした例は実際のところ少ないのである。

大竹・齋藤(1999), 大竹(2000)など, 大竹文雄氏の一連の所得格差研究では, 所得不平等化は高齢化による見かけ上のものであるという主張がなされてきた。筆者も格差拡大の理由として, 大竹氏と同様の主張を展開したこともあり, その意見に同意する(玄田(1994))。ただし, このような人口分布の変化が所得格差に与えた影響は1990年代よりも1980年代の方が強かったという指摘(篠崎(2001)), および理論的には人口分布の変化がジニ係数の上昇をもたらすとは限らないという主張(小西(2002))も, 同時に傾聴に値する。そもそも市場要因を強調すれば, 高齢化という労働供給シフトは中高年の賃金を相対的に低下させ, 年功的な賃金制度のもとでは, 世代全体の賃金所得を平等化させる方向に機能するはずである。しかし本稿の結論をもう一つ先取りすれば, そのような市場原理にもかかわらず, 引退世代の所得は若年世代に比べて相対的に高まっていることが発見されることになる。

格差研究のなかには、多くの蓄積がなされる一方で、未だ焦点が十分に当たっているとはいえない観点も少なからず存在する。そこで本論文では、「所得再分配調査」個人票を用いて、分析されることの多い現役世代の雇用者のみならず、自営業者、無業者、引退世代まで含めたすべての人々の所得状況を検討することを目的とする<sup>1)</sup>。

これらの現役雇用者以外の所得状況も分析するため、所得は各個人の「総所得」を対象とする。ここでいう総所得とは、雇用所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、家賃・地代の所得、利子・配当金、仕送りの総和であり、公的年金や各種社会保障給付、企業からの受給金、雑収入は含まない<sup>2)</sup>。再分配所得を含まない総所得に注目するのは、市場環境、経済環境の変化による所得構造を把握するためであり、再分配政策の影響を受ける以前の格差の在りように注目したいからである。

格差の評価としては、ジニ係数など全体の所得ばらつきではなく、異なる属性間の格差に注目する<sup>3)</sup>。分析手法としては、もっともオーソドックスな収入関数の推計を用いる。その上で、一部、サンプルセレクション・バイアスを考慮した推計も行う。同一の属性間での所得分布の変化についての詳細な検討は将来の研究に譲ることにし、ここではあくまで統計的に観察できる異なる属性間での所得格差とその変化に注目する。

## II 所得関数の推計

まず個人毎の総所得がどのような要因によって規定されているのか、そしてその影響が1990年代を通じて変化してきたのかを、所得関数の推計を通じて考察する。被説明変数は、調査された各個人について、年間総所得を自然対数化した値である。説明変数は表1に掲げたとおりである。表左端にある〈〉は、各説明変数ダミー群のリファレンスグループである。婚姻状態を例にとれば、有配偶、死別、離別の係数は、すべて未婚者に対する自然対数差を表している。

表1は所得再分配調査で年間の所得状況が調べ

られている1986、1989、1992、1995年のそれぞれの年次ごとに所得関数を推計した結果である。

年齢階級の係数をみると、総所得と年齢の関係は逆U字型であり、40代もしくは50代でピークとなる点は、各年次ともに共通である。しかし、年齢別の相対所得が、92年と95年では、86年や89年に比べて変化している。相対的に10代の所得が低下しているのに対し、60代や70代以上では逆に上昇している1995年には60代ダミーの係数が有意に正となり、20代に比べて60代の総所得が高くなっている。冒頭でも述べたとおり、ここでいう総所得には公的年金給付は含まれておらず、それを加味すれば、引退世代と若年世代の所得格差はさらに拡大することになる。つまりは、1980年代後半から90年代前半にかけて、若年世代よりも引退世代の方が所得面では相対的に有利になっているのである。

次に「働き方」の項目をみると、自営業の所得状況に顕著な特徴がみられる。雇い人のある自営業者の総所得は、5-29人規模の常用雇用労働者に比べて90年代に大きく低下している。たとえば、1989年に雇い人のある自営業は従業員5-29人企業の常用雇用者よりも、他の属性を考慮すると、20パーセント以上総所得が高くなっていた。ところが、1995年にはその差が10パーセント近くまで半減している。

OECD(経済協力開発機構)による年次報告『エンプロイメント・アウトック』では、その2000年で各国間の非農林業自営業増加率を比較している。それによると、1980年代と90年代を通じて、自営業が減少している先進国はわずかに日本、フランス、デンマークのみである。表1の結果からは、日本の自営業減少の背景には自営業者の雇用者に対する所得の低下があったと考えられる。

一方、雇用者間では、異なる企業規模で働く常用雇用労働者の間にみられる所得格差に、90年代以降、顕著な変化はみられない。雇用の過剰感が強まった大企業の雇用者ほど所得の伸びが鈍化するといった傾向はみられず、その他の規模の相対所得もほぼ安定的に推移している。相対所得に

表1 重回帰分析結果

	調査年	自然対数化総所得(個人単位)							
		1995年		1992年		1989年		1986年	
	被説明変数	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
年齢 <20-29歳>	(自然対数化総所得)	-0.5283	-7.42***	-0.5122	-8.64***	-0.3250	-4.80***	-0.3218	-4.76***
	30-39歳	0.1566	6.54***	0.1134	4.75***	0.1563	6.54***	0.1572	6.65***
	40-49歳	0.3052	12.85***	0.2576	10.66***	0.2829	10.95***	0.2774	11.13***
	50-59歳	0.3221	12.94***	0.2446	9.65***	0.2518	9.21***	0.2579	9.85***
	60-69歳	0.2093	7.80***	-0.0779	-2.66***	-0.0940	-2.96***	-0.1405	-4.45***
	70歳以上	-0.0946	-3.15***	-0.4899	-12.17***	-0.4153	-9.93***	-0.4207	-10.02***
	働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.1036	3.01***	0.2295	6.53***	0.2631	7.39***	0.2167
	自営業(雇人なし)	-0.3988	-13.95***	-0.3221	-11.07***	-0.4029	-13.71***	-0.3462	-12.50***
	家族従業者	-0.3388	-10.20***	-0.2921	-8.86***	-0.3694	-10.44***	-0.3884	-11.32***
	会社・団体等の役員	0.5085	14.37***	0.6332	18.37***	0.6064	16.45***	0.5297	12.63***
	一般常雇者・5人未満	-0.1812	-4.53***	-0.1584	-3.77***	-0.1892	-4.33***	-0.0390	-1.00
	//	0.0785	3.07***	0.1346	5.16***	0.0814	2.86***	0.1623	6.10***
	//	0.2248	8.73***	0.2319	8.95***	0.1812	6.51***	0.2497	9.34***
	//	0.3539	9.40***	0.3061	8.25***	0.3326	8.37***	0.3750	9.91***
	//	0.4634	17.39***	0.4639	17.64***	0.4751	16.97***	0.5372	22.55***
	//	0.6245	21.03***	0.5819	19.48***	0.5465	18.00***		
	1月以上1年未満契約の雇用者	-0.5389	-13.29***	-0.5736	-13.88***	-0.4972	-10.26***	-0.5251	-9.88***
	日々又は1月未満契約の雇用者	-0.6335	-9.40***	-0.5681	-8.13***	-0.6687	-11.39***	-0.5947	-8.99***
	家庭内職者	-0.9810	-11.85***	-1.3129	-16.51***	-1.2581	-17.80***	-0.9102	-11.56***
	その他	-0.3867	-7.80***	-0.5062	-10.17***	-0.4048	-8.36***	-0.3058	-6.02***
	仕事なし	-0.6395	-26.47***	-0.7912	-28.81***	-1.0137	-33.18***	-0.8433	-29.99***
性別	女性ダミー	-0.7530	-58.16***	-0.6139	-42.69***	-0.6452	-42.01***	-0.5995	-39.20***
婚姻の状況 <未婚>	有配偶	0.0683	3.34***	0.1194	5.61***	0.0895	3.92***	0.1625	7.15***
	死別	0.2864	9.73***	0.0944	2.45**	0.0677	1.69*	0.0403	0.99
	離別	0.1306	3.60***	-0.0548	-1.33	0.0509	1.11	0.0305	0.64
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.1592	5.71***	0.2979	9.92***	0.2677	3.85***	0.2181	7.36***
	人口15万人以上の市	0.1550	6.11***	0.2468	8.93***	0.1494	2.44**	0.1312	5.03***
	人口5万人以上15万人未満の市	0.0842	3.32***	0.1564	5.55**	0.1079	1.54	0.0663	2.40**
地域ブロック <東海>	都部	0.0117	0.45	0.0550	2.02**	0.1055	1.50	-0.0589	-2.30**
	北海道	-0.0622	-1.92*	0.0171	0.46	-0.0262	-0.69	-0.0057	-0.15
	東北	-0.0898	-3.62***	-0.1429	-4.93***	-0.1922	-6.84***	-0.1349	-4.61***
	関東-I	0.0843	4.28***	0.1081	4.87***	0.1899	8.55***	0.0714	3.07***
	関東-II	-0.0782	-2.99**	0.0185	0.66	-0.0899	-0.49	-0.0359	-1.22
	北陸	-0.0566	-1.99**	-0.0600	-1.74*	-0.0398	-1.34	-0.1457	-4.53***
	近畿-I	0.0361	1.60*	0.0116	0.44	0.0095	0.36	-0.0014	-0.05
	近畿-II	0.0819	2.14**	0.0508	1.14	-0.0430	-0.80	0.0265	0.63
	中国	-0.0703	-2.64***	-0.0886	-3.03***	-0.0724	-2.33**	-0.0390	-1.26
	四国	0.0615	1.71*	-0.0891	-2.23**	-0.2060	-5.06***	-0.1108	-2.67***
	北九州	-0.1099	-4.16***	-0.1387	-4.72***	-0.1936	-6.30***	-0.0772	-2.60***
	南九州	-0.2085	-7.71***	-0.2324	-6.81***	-0.2057	-6.13***	-0.2820	-8.03***
	定数	5.6126	159.14***	5.4490	141.99***	5.3445	78.83***	5.2762	136.76***
サンプル数	14,871		13,231		13,266		11,425		
F値	393.27		300.98		310.72		293.91		
修正決定係数	0.513		0.475		0.482		0.500		

注) \*(有意水準10%), \*\* (5%), \*\*\* (1%)。左端内<>は、リアレンス・グループ。



増加傾向がみられるのは、官公庁で働く常用雇用労働者だけである。業績悪化による所得の伸びの鈍化が、民間企業の雇用者には直接的に表れるのに対し、官公庁の雇用者にはその影響は間接的もしくは賃金調整の速度も緩やかになっている。

もう一つ、働き方の形態のなかで特徴的な事実として、「家庭内職者」と「仕事なし」の人々の所得が相対的に上昇している。各年次ともに「家庭内職者」と「仕事なし」は最も所得水準の低い働き方である。しかし、1989年と1995年を比べると、各ダミーの係数は有意に負であるものの、その絶対値は徐々に減少しているのである。これら低所得層に属する人々の所得水準が相対的に上昇していることが、統計上、日本の所得格差の拡大が顕著ではない一つの要因となっている可能性がある。

婚姻状態別をみたときも、所得状況に最も改善の兆しがみられるのは、配偶者と死別した場合である。死別者の多くが高齢者だとするならば、先ほどみた年齢別の所得状況とあわせると、高齢者、なかでも単身の高齢者の所得環境が90年代に入って急速に改善していたことがうかがえる。

だとすれば、「家庭内職者」、「仕事なし」、そして「配偶者との死別者」の所得がどのような理由によって増加傾向にあったのだろうか。無業者や死別者の収入改善理由について、断定的な判断は下せないものの、バブル経済の隆盛と崩壊の過程を経験するなかで、家賃・土地収入、利子・配当などを糧に生計を立てることができるようになった世帯や個人が増えつつあることを意味しているのかもしれない。

ただし、無業者や配偶者が死別した個人の総所得を調べてみると、その大部分は家賃や利子所得などではなく、雇用所得である。無業者の所得の大部分が雇用所得であることは、以前は雇用者として就業していながら、現在は離職し、引退もしくは失業状態にある人々が多数いることを示唆している。その意味で90年代の失業率の上昇が、結果的に無業者の所得状況を改善するように統計には映っただけかもしれない。同様に夫が死別した妻の場合もかつては専業主婦が多く、その個人

所得が限られていたのに対し、女性の労働力率がゆるやかに高まるなか、パートタイムも含めて何らかの雇用所得を得ている人々が増えつつあることを表しているのかもしれない。

いずれにせよ、失業者数や非労働力人口が増加傾向にあり、さらには高齢化の進展に伴い配偶者と死別した女性が人口に占める割合も高まるなか、このような人々の所得状況のより正確な把握はさらに重要な政策課題となっていくだろう。総所得に年金や社会保障給付金などを加えた場合、格差はさらにどの程度縮小するのかなど、いずれも今後の重要な検討課題である。

表1に戻り、性別の影響をみると、男性に比べて女性の総所得は低下傾向にある。厚生労働省が毎年調査している「賃金構造基本統計調査」などを用いた分析からは、男女間格差は縮小気味に推移しているという結果を得ている指摘が多い(原嶋・手嶋(2002)など)。しかし、これらの統計で用いられているのは従業員10人以上の企業の一般労働者(フルタイム労働者)に関する賃金データである<sup>9)</sup>。それに対して「所得再分配調査」では、調査設計上、フルタイムおよびパートタイムといった就業形態による区分がされていない。その結果、性別による格差には、男女間での就業形態構成比の違いが影響を与えることになる。

女性の方が男性に比べてパートタイム労働者が多く、かつその構成比は90年代を通じて大きく増加している。パートタイム労働の賃金はフルタイムに対して低だけでなく、90年代にパートの相対賃金がさらに低下する傾向があることも確認されている(篠崎(2001)など)。このような女性パート比率の一層の上昇とパート賃金の下落が、ここでの男女間所得格差の拡大につながっている。

表1の最後に、居住地域の影響をみしてみる。1990年代の大きな地域要因の変化としては、なんといってもバブル経済の隆盛と崩壊による土地価格の高騰と下落である。その影響を最も大きく受けたのは大都市部であり、なかでも東京圏と大阪圏である。表1をみると、たしかに大都市部の相対所得は低下しており、地域別でも東京都および埼玉県、千葉県、神奈川県から構成される「関

東-I」ダミーの係数が大きく低下している。相対的に所得水準の高かった関東首都圏における所得の伸びが鈍化したことも、日本全体での所得格差の拡大にブレーキをかけていたことが想像できる<sup>5)</sup>。

### III 構造変化の検証

ここまでは所得格差の中身がどのように変わってきたのかを、各年別に推計した結果を比較することで考察してきた。しかし、推計された係数に微妙な増減がみられたとしても、それが統計的に意味のある変化かどうかは必ずしも明確ではない。そこで、所得格差の構造が生じたといえるかについて、次のような統計的検証を行った。

1990年代における構造変化の可能性を調べるため、1989年と1995年のデータをプールする。その上で、1995年ダミーと表1に掲げた変数及び、それらの変数と年次ダミーの交差項を説明変数として加え、自然対数化した総所得関数を推計する。この場合、交差項の係数は、1989年から95年にかけて、リファレンスグループに対する総所得の相対値がどの程度変化したかを表すことになる。その係数が統計的に有意であれば、1989年から95年にかけて相対所得に構造的な変化が生じたと考えることができる。

その推計結果が表2である。ここからは、先にみた推計結果からの予想の大部分が、やはり構造変化の結果である可能性が高いことを示唆している。まず年齢ダミーと年次ダミーの交差項の推計結果をみると、20歳未満の係数が有意に負なのに対し、60-69歳と70歳以上の係数が有意に正となっている。ここからは、総所得の伸びが60歳以上の引退世代ほど高くなっていることが確認できる。労働市場における年功賃金の弱まりという指摘や、少子高齢化が引退世代に不利に働くという暗黙の理解とは裏腹に、年齢別の所得格差は90年代に入って明らかに拡大しているのである。

では、10代や20代に比べて60代以上の方が所得面で恵まれている理由は何だろうか。背景にあるのは、まずは若年の就業環境の悪化だろう。

90年代初期には少子化の進展から慢性的な人手不足が予想され、あわせて若年の就業環境も改善することが期待されていた。しかし、実態はそれとは反対に若年の就業環境を悪化させており、その傾向は今後さらに強まるおそれすらある。

なぜ、人手不足から収入の改善が期待できた若年の状況が悪化したのだろうか。実際にはバブル経済の崩壊のなか、中高年の雇用維持のため、若年正社員の新規採用は抑制され、失業・無業のほか、非正社員化の傾向が一気に強まっている(玄田(2000)、太田(聰)(2002)など)。なお、これらの結果は、90年代前半までのものであって、90年代後半にはさらに若年の就業環境は悪化しており、引退世代に比べた若年の相対所得の低下は一層深刻な状況になっている可能性が強い。

もう一つ、太田(清)(2002)も指摘するように、高齢者所得の「底上げ」という側面もある。太田(清)(2002)は底上げの理由として公的年金の役割を強調しているが、何度も繰り返すように、ここでは高齢者の所得に公的年金を含んでいない。にもかかわらず、若年は相対的に収入面で不利になっているのである。

だとすれば底上げの要因とは、高齢者の就業環境の改善による雇用所得の増加の影響が大きいかもしれない。90年代を通じて、定年制も50代後半から60歳に延長され、契約社員などによる雇用も増えるなど、高齢者の就業機会は着実に増えている。今後は年金支給開始年齢の延長をにらんで、一層、60歳前半層の高齢者の就業環境の整備は進む。このことも若年に比べて引退世代の方が裕福であるという状況を加速するかもしれない。

表2に戻ると、雇い人のある自営業の相対所得が減少していることについても、その構造的変化が統計的に確認できる。加えて、会社・団体等の役員の相対所得も低下する傾向がみられ、組織の経営層に対する報酬が伸び悩んでいることが予想される。一方、常用雇用者の規模間格差には、官公庁の相対賃金が上昇していることを除いて統計的な変化はやはりみられない。「家庭内職者」と「仕事なし」の相対所得は、ここでも増加している。女性の男性に対する総所得は大きく減退して

表2 1990年から1996年にかけての所得格差についての構造変化の可能性

	被説明変数 (自然対数化総所得)	1989年基準		1995年ダミーとの交差項	
		説明変数	係数	t値	係数
年次	1996年ダミー			0.2680	3.59***
年齢 <20-29歳>	20歳未満	-0.3250	-5.02***	-0.2032	-2.06**
	30-39歳	0.1653	6.83***	-0.0086	-0.24
	40-49歳	0.2829	11.45***	0.0222	0.63
	50-59歳	0.2518	9.63***	0.0703	1.90*
	60-69歳	-0.0940	-3.09***	0.3033	7.34***
	70歳以上	-0.4153	-10.38***	0.3206	6.31***
働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.2631	7.73***	-0.1595	-3.22***
	自営業(雇人なし)	-0.4029	-14.34***	0.0041	0.10
	家族従業者	-0.3694	-10.92***	0.0306	0.63
	会社・団体等の役員	0.6064	17.20***	-0.0978	-1.91*
	一般常雇者・5人未満	-0.1892	-4.53***	0.0079	0.13
	〃・30-99人	0.0814	2.99***	-0.0029	-0.07
	〃・100-499人	0.1812	6.80***	0.0436	1.15
	〃・500-999人	0.3326	8.75***	0.0213	0.39
	〃・1000人以上	0.4751	17.75***	-0.0117	-0.30
	〃・官公庁	0.5465	18.82***	0.0779	1.83*
	1月以上1年未満契約の雇用者	-0.4972	-10.73***	-0.0416	-0.66
	日々又は1月未満契約の雇用者	-0.6687	-11.91***	0.0352	0.39
	家庭内職者	-1.2581	-18.61***	0.2771	2.52**
	その他	-0.4048	-8.74***	0.0180	0.26
仕事なし	-1.0137	-34.70***	0.3741	9.69***	
性別	女性ダミー	-0.6452	-43.93***	-0.1078	-5.40***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.0895	4.10***	-0.0211	-0.69
	死別	0.0677	1.76*	0.2186	4.45***
	離別	0.0509	1.16	0.0797	1.37
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.2677	4.03***	-0.1084	-1.49
	人口15万人以上の市	0.1494	2.55**	0.0055	0.08
	人口5万人以上15万人未満の市	0.1079	1.61	-0.0236	-0.33
	郡部	0.1055	1.57	-0.0937	-1.30
地域ブロック <東海>	北海道	-0.0262	-0.72	-0.0360	-0.72
	東北	-0.1922	-7.16***	0.1024	2.74***
	関東-I	0.1899	8.94***	-0.1055	-3.56***
	関東-II	-0.0144	-0.51	-0.0638	-1.63
	北陸	-0.0398	-1.40	-0.0167	-0.40
	近畿-I	0.0095	0.38	0.0266	0.78
	近畿-II	-0.0430	-0.84	0.1249	1.92*
	中国	-0.0724	-2.43**	0.0020	0.05
	四国	-0.2060	-5.29***	0.1444	2.67***
	北九州	-0.1936	-6.58***	0.0837	2.07**
	南九州	-0.2057	-6.42***	-0.0027	-0.06
	定数		5.3445	82.43***	
	サンプル数	28,137			
	F値	346.79			
	修正済決定係数	0.498			

注) \*(有意水準10%), \*\* (5%), \*\*\* (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

いる一方、配偶者が死別した個人の所得は増加していることも表1の結論と共通している。

表1では「大都市」の総所得がバブル経済の崩壊の後、相対的に低下しているようにみえた。しかし表2をみる限り、それは統計的に明確な私たちでは表れていない。反面、地域別にみたとき、もっとも所得の高い「関東-I」地域の相対所得が低下したことはここでも確認できる。反対に所得の低かった「東北」、「四国」、「北九州」といった地域では、所得水準が相対的に上昇する傾向が有意に観察できている。しかし同じく低所得地域であった「南九州」（熊本、宮崎、鹿児島、沖縄）には相対所得の改善傾向はみられない。

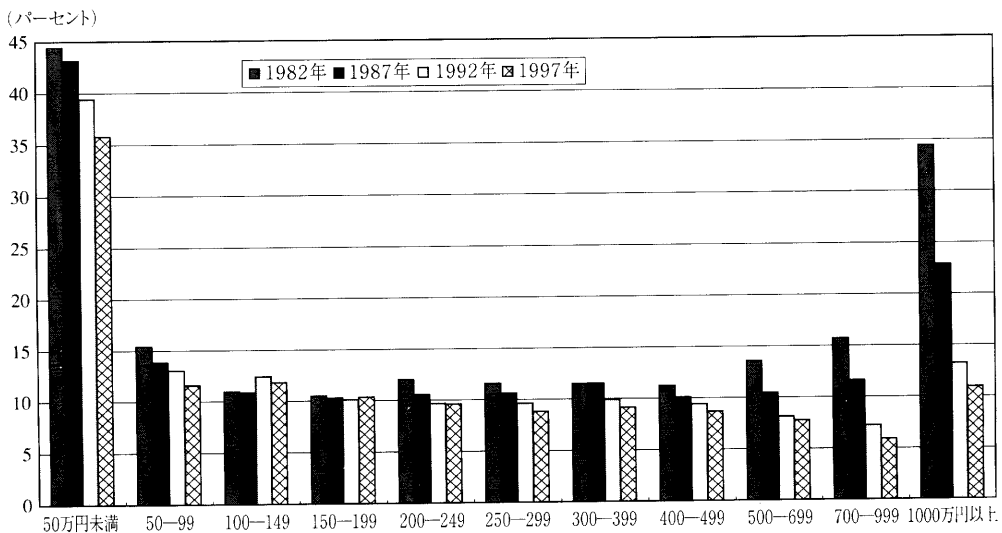
#### IV 自営業と雇用者の比較

これまでの推計から、90年代における所得格差の構造変化の可能性を検証した。なかでも、自営業者の所得状況が雇用者に比べて停滞していることが特徴的であった。しかし、このような変化は90年代にはじめて生じたものではなく、もっと長期的、構造的な変化である。図1は、非農林業就業者に占める自営業者の比率を年間所得階層

別にみたものである。1982年には1000万円以上の収入を得る者のうち、およそ3人に1人は自営業者だった。しかし、その割合は趨勢的に低下し、1997年には10人に1人程度まで低下している。自営業比率はほとんどの年齢階層で低下傾向にあるものの、長期的な低下度合は高所得層ほど顕著になっている。高所得を得るには自営業者となるよりも雇用者である方が有利である状況が強まりつつあるようにみえる。

実際、Genda and Kambayashi (2002) では、総務省「全国消費実態調査」を特別集計することで、自営業減少の背景として、1989年から94年にかけて40代の自営業者で所得の伸び悩みがみられたことを確認している。経済環境の悪化は自営業者の収入を直接的に引き下げる。それに対し、内部労働市場で決定される雇用者の賃金の変化はその影響を間接的に受ける、もしくは影響に時間を要するため、自営業の相対所得がいちはやく低下したことが示唆されている。独立に対する関心が潜在的にも高まりながらも、いざ収入面だけみると、被雇用者よりも厳しさを増していることが、自営業の選択を阻害している。

このような自営業の収入構造の変化がどのよう



出所) 総務省統計局「就業構造基本調査」より作成。

図1 所得階層別自営業割合 (パーセント) <非農林業就業者>

な要因によってもたらされたのかを知るために、今度は自営業者に関する事業所得（自然対数化）を被説明変数とする収入関数を推計した<sup>6)</sup>。対比のために、雇用者に関する雇用者所得（自然対数化）を被説明変数とする収入関数も推計した。その結果が表3である。

自営業の事業所得について、説明変数のうち年齢の効果をみると、年齢一次項の係数は減少、一方で年齢二乗項の係数は上昇している。雇用者の賃金が年齢とともに上昇する傾向があることはよく知られているが、自営業についても年齢を積みまますことで経験やノウハウを蓄積し、一定の年齢までは事業収入の増加につながっている。しかし1989年から95年にかけて、年齢の増加に伴う限界収入は減少している。推計結果から計算すると、事業収入がピークとなる自営業者の年齢は、1989年では46.7歳だったのに対し、95年には39.7歳まで低下している。このことは、他の条件を一定とする限り、40歳代の自営業者の収入が大きく鈍化したことを意味している。

それに比べ、雇用者の年齢の効果には自営業者ほどの顕著な変化がみられない。年功賃金制度の崩壊が叫ばれるものの、実態としては雇用者の年齢に応じて賃金が増加する傾向はさほど変化していない。40歳代などの中年齢の場合、自営業者となるよりも雇用者となる方が、収入条件は良いといった傾向が、1990年代には強まっているのである。

ここで注目してきた自営業の収入状況については、調査に対する回答率の低さ、所得の定義の問題、さらに所得の記入内容の精度の問題など、実際には困難な問題を少なからず含んでいるとされてきた<sup>7)</sup>。しかしながら、先のGenda and Kambayashi (2002) で用いた「全国消費実態調査」と、ここでみた「所得再分配調査」という異なるデータから検証したいいずれの場合でも、自営業の相対所得の減少が確認されたことになる。その意味で、自営業の収益状況の悪化は、データの精度の問題を考慮したとしても発生していた可能性は高いように思う。

このような自営業の相対収入の変化は、自営業

者数の推移にも影響している。図2は年齢階層別にみた自営業者数の動向であるが、50代、60代の自営業が増加気味に推移してきたのに対し、30代、40代の自営業者数が90年代に入って大幅に減少している。このような比較的若い年代における自営業者数の減少には、雇用者に対する自営業者の相対所得の低下が影響を及ぼしている。

その他の自営業収入構造の変化としては、女性ダミーの係数が有意に負であるものの、その絶対値は低下気味である。雇用者の女性ダミーの係数が減少していることと比べれば、女性の収入条件は雇用者となるよりも自営業者の方がやや改善している。しかしOECD『エンプロイメント・アウトLOOK 2000』を再びみると、加盟国のなかで1990年代に女性の非農林業自営業者数が減少している国はわずかであり、なかで最も減少率が高いのは日本である(同161ページ)。表4には日本における男女別の自営業者数を示したが、女性では内職による就業が最も低下している他、雇用者のいない女性自営業者も減少しており、雇用者のいる自営業者も80年代初め以降、ほとんど増えていないのが現状である。

女性の自営業者の収入条件が改善傾向にあるにもかかわらず、なぜ女性自営業者数の伸びが日本では低いのだろうか。女性や若年の自営業収入は、男性や中高年に比べて相対的に改善しているにもかかわらず、である。収入面で有利になっているのに顕著な増加がみられないとすれば、資金制約や家庭環境などが女性の自営業の選択を阻害しているのかもしれない。

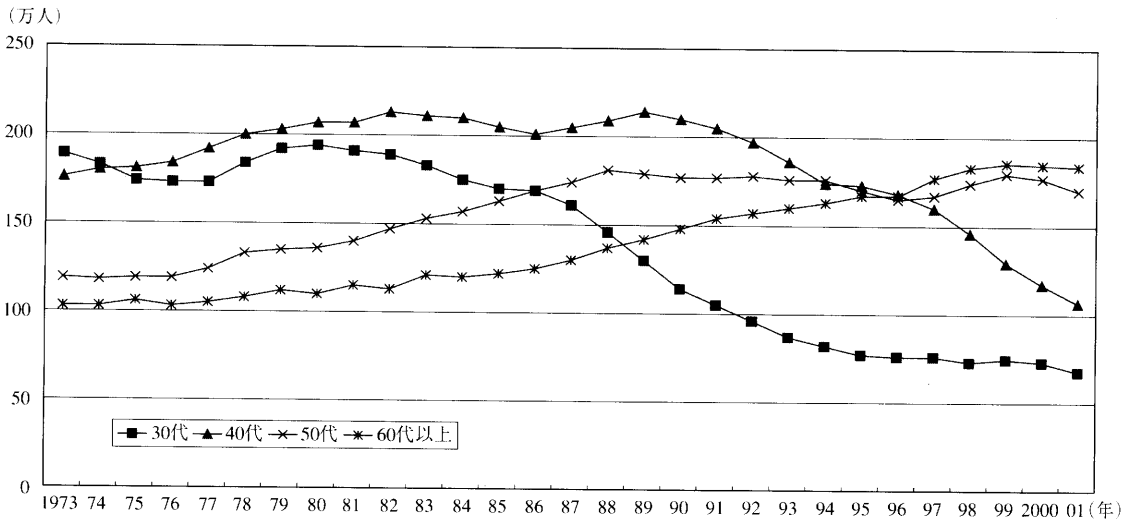
地域別の動向をみると、自営業者、雇用者ともに他の地域よりも「関東Ⅰ」は収入が相対的に高くなる傾向が1989年にはみられた。しかし、バブル経済が崩壊した後の1995年には「関東Ⅰ」地域の所得面の優位性は薄れ、自営業にいたっては特段有意であるといった傾向はなくなっている。また95年には「関東Ⅱ」(茨城、栃木、群馬、山梨、長野)と「南九州」地域の自営業の相対収入が他地域に比べて減少する傾向も強まっている。



表3 重回帰分析結果(非農業就業世帯)

説明変数	被説明変数				事業所得				雇用者所得					
	(自然対数化所得)				自営業者				被雇用者					
	年次	1995年	1989年	1989年	1995年	係数	t値	t値	1995年	係数	t値	1989年	係数	t値
年齢		0.0430 -0.0542	2.06** -2.82**	0.0710 -0.0760	4.12*** -4.81***	0.0803 -0.0856	21.62*** -20.27***	0.0771 -0.0829	22.44*** -21.33***					
働き方 <一般常雇・5-29人>		0.4430	6.38***	0.5401	9.82***	-0.2103 0.0856 0.2357 0.3944 0.5097 0.6279	-6.62*** 4.29*** 11.71*** 13.42*** 24.14*** 27.12***	-0.1798 0.0848 0.1936 0.3414 0.4943 0.5546	-5.97*** 4.42*** 10.27*** 12.76*** 25.95*** 27.01***					
性別		-0.6638	-6.45***	-0.7310	-8.46***	-0.6684 -0.8682	-20.51*** -15.50***	-0.5103 -0.7277	-15.29*** -17.62***					
婚姻の状態 <未婚>		0.1746 0.4341 0.3383	1.10 1.90* 1.54	0.0873 0.1524 0.0629	0.67 0.85 0.32	0.0117 -0.0411 -0.0996	0.61 -0.89 -2.74***	-0.0098 -0.0849 -0.0756	-0.53 -2.07** -1.99**					
市群 <人口5万人未満の市>		0.1986 0.1096 0.0187 0.0886	1.26 0.79 0.13 0.62	0.0917 0.0052 0.1210 0.0288	0.20 0.01 0.26 0.06	0.0855 0.0622 0.0344 0.0001	2.83*** 2.26*** 1.25 0.00	0.1729 0.1236 0.0871 0.0639	3.09*** 2.55*** 1.56 1.13**					
地域ブロック <東海>		-0.3284 -0.0972 0.0677 -0.3527 -0.0046 -0.0591 -0.1775 -0.0724 -0.3055 -0.2140 -0.3421	-1.63 -0.57 0.60 -2.29** -0.02 -0.46 -0.80 -0.42 -1.48 -1.44 -2.22**	-0.0411 -0.0153 0.3488 0.2114 -0.1400 0.0946 -0.0035 0.0469 -0.2321 -0.1969 -0.0608	-0.22 -0.12 3.90*** 1.72* -1.18 0.91 -0.01 0.40 -1.39 -1.64 -0.46	-0.0060 -0.0579 0.1147 0.0050 -0.0268 0.0429 0.0310 -0.1079 -0.0663 -0.0821	-0.16 -2.18** 5.59*** 0.17 -0.90 1.78* 0.73 -3.82*** -1.64* -2.88*** -4.53***	-0.0059 -0.1683 0.1233 -0.0121 -0.0234 0.0353 0.1519 -0.0271 -0.1386 -0.0954 -0.1967	-0.18 -7.01*** 6.55*** -0.47 -0.92 1.63 3.13*** -1.02 -4.07*** -3.60*** -6.35***					
定数		4.5491	7.96***	3.6775	5.93***	4.0839	53.21***	3.9430	47.91***					
サンプル数		775		1,031		7,590		8,072						
F値		6.68		14.51		289.01		299.93						
修正決定係数		0.139		0.223		0.523		0.517						

注) \*(有意水準10%), \*\*(5%), \*\*\*(1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。



出所) 総務省統計局「労働力調査年報」より作成。

図2 年齢階級別自営業数の推移(万人)〈非農林業〉

表4 自営業数の推移(千人)

		1982	1987	1992	1997
男性	非説明変数	6,543	6,271	5,881	5,621
	(自然対数化総所得)				
	うち雇用者有り	1,785	1,787	1,734	1,694
	うち雇用者無し	4,732	4,456	4,113	3,901
女性	うち内職者	26	28	35	27
	自営業総数	2,994	2,800	2,561	2,309
	うち雇用者有り	338	343	373	350
	うち雇用者無し	1,610	1,560	1,406	1,411
	うち内職者	1,046	898	782	548

資料) 総務庁統計局「就業構造基本調査」。

## V セレクション・バイアスの可能性

自営業に対する年齢等の効果を推計する際、注意すべき点がある。サンプルセレクション・バイアスの問題である。

たとえば自営業の後継者であるために経営のノウハウを得ることが比較的容易だったり、生来の資質として起業家精神に恵まれている人々は、年齢や資産とは無関係に高い自営業収入が獲得できるだろう。自営業サンプルには、統計的に観察できないこれら特有な属性を保有するサンプルが多く含まれる可能性がある。一方、年齢が低いために

資産の蓄積が少なく自営業となっていない人々のなかには、自営業に就けば高い収入を得ることもできた場合があるかもしれない。これらの自営業を選択しなかったサンプルまで含めると、年齢と自営業収入の関係は実際に観察できるデータから得られるものと異なる可能性がある。

そこでサンプルセレクション・バイアスを取り除くため、女性や高齢者の収入関数や労働供給関数の推計にしばしば用いられるヘックマン二段階推計方法を用いる。具体的には年齢および性別、大都市居住の各ダミーを説明変数に自営業就業確率関数を推計し、そこからバイアス修正変数(いわゆる Heckman's  $\lambda$ )を計算、それを自営業収入関数の説明変数に加えて最尤推計した。その結果が表5に示されている。

表3の推計では自営業収入に対する年齢蓄積の効果が弱まっていることを指摘したが、表5の結果はさらにドラスティックである。1989年では40代後半に至るまでは年齢の上昇に伴い事業収入が増大する傾向はみられたものの、その関係は1995年には消失している。年齢の効果は一次項、二次項ともに統計的に有意でなく、年齢の増加が収入の増加にはまったく結びついていない。さら

表5 セレクション・バイアスを除去した推計(ヘックマンモデル2段階最尤推計)

	被説明変数	事業所得(自然対数化)			
		自営業者			
	(自然対数化総所得)	1995年		1989年	
	年次	係数	t値	係数	t値
年齢	年齢	-0.0150	-0.73	0.0837	3.96***
	年齢二乗/100	-0.0301	-1.62	-0.0786	-4.92***
	自営業(雇人あり)ダミー	0.4610	7.04***	0.5366	9.76***
性別	女性ダミー	0.0272	0.21	-0.9447	-4.40***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.1472	1.00	0.0868	0.68
	死別	0.4415	2.02**	0.1550	0.88
	離別	0.2512	1.23	0.0614	0.31
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.3071	1.90*	0.0660	0.14
	人口15万人以上の市	0.0977	0.75	-0.0021	-0.01
	人口5万人以上15万人未満の市	0.0606	0.46	0.1174	0.25
	郡部	0.0701	0.52	0.0210	0.04
地域ブロック <東海>	北海道	-0.4038	-2.18**	-0.0383	-0.20
	東北	-0.2210	-1.38	-0.0137	-0.11
	関東-I	0.0708	0.66	0.3476	3.93***
	関東-II	-0.3486	-2.38**	0.2103	1.73*
	北陸	-0.0107	-0.06	-0.1410	-1.20
	近畿-I	-0.0646	-0.53	0.0954	0.93
	近畿-II	-0.1655	-0.77	-0.0105	-0.04
	中国	-0.0852	-0.53	0.0479	0.41
	四国	-0.2556	-1.33	-0.2288	-1.39
	北九州	-0.2715	-1.95*	-0.1955	-1.64*
南九州	-0.3655	-2.57***	-0.0647	-0.49	
	定数	9.2839	13.99***	2.4481	1.90*
	サンプル数	775		1,031	
	Wald chi 2 (22)	209.42		320.76	
	Log Likelihood	-3,548.096		-4,474.028	

注) 1. \* (有意水準10%), \*\* (5%), \*\*\* (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

2. セレクション関数は、年齢、性別ダミー、大都市ダミー、定数項を説明変数とした。

に女性ダミーの係数も1989年には有意に負だったのが、1995年には有意ではなくなっている。

これらを併せると、自営業の収入条件に与える年齢や性別の影響は1990年代には急速に弱まり、自営業者が若くて女性である場合でも高収入を挙げられる市場環境が整いつつあることを意味している。それにもかかわらず、若年や女性の自営業者が増えていない。やはり、開業・起業を阻害する何らかの非市場要因が存在し、このような高収入の機会に実際就く若年や女性の登場を制限している可能性が高い。

さらにセレクション・バイアスを考慮した場合でも、「関東-I」の事業収入面での相対的優位性は1989年から1995年にかけてやはり消失している。加えて、89年時点までは必ずしも収入面で不利であるとはいえなかった「北海道」や「南九州」地域での収入が相対的に低下している。90年代後半には両地域の経済状況は大きく悪化してきたが、その影響は自営業の収入鈍化となって表れているのである。

## VI むすびにかえて

最後に主な結論を整理し、その所得再分配政策への含意を述べて本稿を閉じたい。

第一に、本論のサブタイトルに示した若年世代 vs. 引退世代についていえば、年功の崩壊という声とは裏腹に、60歳以上の引退世代にくらべて、10代や20代の若年世代の総所得が低下していることを確認した。それは公的年金の影響を除いてもいえることであり、高齢者への年金給付を加えれば、若年の所得劣位はいっそう拡大されることになる。このような状況の背景にあるのは、60代に対して定年制延長や多様な就業機会の選択が広がりつつあるのに対し、若年に対して市場環境、経済環境が深刻化していったことである。

第二の自営業 vs. 雇用者に関しては、雇用者に比べたときの自営業者の所得の相対的な低下傾向がみられた。なかでも首都圏の自営業の収入と雇人のいる自営業の所得の下落が著しくなっている。90年代に生じた他の先進諸国にはみられない自営業者減少の背後には、自営業収入の相対的な低下がある。

では、これらの結果が与える再分配政策上の含意とは何だろうか。90年代に入って若年者の失業率が急上昇しているが、失業者のうち若年については雇用保険の受給率も低い等、そもそも所得再分配は手薄である。その結果、無業や失業状態の若年の生活は、もっぱら家族からの支援によって成り立っているのが実態である。しかし、親世代の家計も逼迫している現在の状況では、そのような支援は得られない若者も増えている。2002年9月に出された厚生労働大臣の私的懇談会である「少子化をめぐる懇談会」の中間とりまとめでも指摘されているように、少子化対策としても若年の経済的自立を実現するための分配政策の充実が課題となる。

自営業についても、失業率を改善するために、独立開業の活発化が大きな役割を果たす。照山・玄田(2001)では、従来からマクロ経済全体に占める雇用創出の多くの部分を開業と5人未満の企

業からの成長が担っていることを指摘した。同時にそこでは、1996年から98年にかけての開業による雇用創出力の大幅な低下が失業率急上昇の一因となっていたことも述べている。今後、起業に関連した雇用創出を拡大する方策として、起業促進税制の充実などが自営業の所得を確保し、創業のインセンティブを拡大する上で一つの契機となりえる。さらには開業後、特に2、3年の経済状況はきわめて厳しいことから、自営業者の創業後の一定期間の減税措置の拡充など、その期間中の所得を確保するための政策形成の国民的合意が必要だろう(玄田(2001))。

ところが、実際の再分配政策は、中高年の長期勤続雇用者に相対的に手厚い所得保障など、長期的に若年や独立自営業者には不利な方向に動いてきたのではないだろうか。95年以降の所得格差の動向を、今後、丁寧に把握しながら、若年の経済的自立や自営業の開業を促進する新たに分配政策を考えるとときが来ているように思われる。

## 付記

本稿の作成に際し、石田浩、苅谷剛彦、白波瀬佐和子、松浦克己の各氏からのコメントが有益であった。ただし、ここに含まれるかもしれない誤りのすべては執筆者個人のものである。

## 注

- 1) 就業状態の違いによって所得水準がどの程度異なるかを考えるとき、「所得再分配調査」ほど、詳細に働き方を分類している統計は少ない。雇用・自営、常用・臨時などの他、同じ自営でも雇人の有無、同じ常用雇用でも5人未満の零細企業や官公庁まで細かく分類される。このような詳細な分類は、たとえば総務省統計局「就業構造基本調査」でも採用されているが、その収入は「おもな仕事からの1年間の収入」がどのような所得階層に分類されているかを調べているだけである。したがって所得関数の推計も不可能であると同時に、所得内容ごとの分析もできない。それに対し「所得再分配調査」では、雇用所得、事業所得などの所得項目が数値としてつぶさに把握されているほか、社会保障給付金、年金などの受給金、生活保護法による現物給付・措置費など、豊富な収入・受給金品データが整備されている。したがって、この

- データからは他の統計ではできない所得格差の現状に関する分析が可能なのである。
- 2) 公的年金給付が所得格差の動向に与える影響については、大石・伊藤(1999)、大竹(2000)、橋木(2000)などを参照。
  - 3) 小西(2002)は、ジニ係数で不平等を測定している限り、何が原因で係数が上昇しているかは判断できないこと、そしてジニ係数から倫理的判断を導き出すことの危険性を指摘している。
  - 4) 篠崎(2001)の指摘によれば、全就業者のうち「賃金構造基本統計調査」で調査対象となっているのは、男性で6割であり、女性では実に3割にすぎないという。
  - 5) 地域間での所得格差の動向については、本特集の小島(2002)が詳しい。
  - 6) 事業所得とは事業収入から事業支出(仕入額その他の必要経費)を差し引いた金額として定義されている。「所得再分配調査」では商品の自家消費も事業収入に含まれるものの、その商品の仕入代金についても事業支出として計上することになっている。
  - 7) たとえばこのような指摘として松浦(2002)を参照。松浦が指摘するとおり、期待恒常所得を間接的に把握する方法として、消費支出の分配状況を検討することも、所得分配の動向を把握する上で一案である。

#### 参考文献

- Genda, Yuji, and Kambayashi, Ryo (2002) "Declining Self-Employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, pp. 73-91.
- 阿部正浩・山田篤裕(1998)「中高年齢における独立開業の実態」、『日本労働研究雑誌』第452号。
- 玄田有史(1994)「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」, 石川経夫編『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会。
- (2000)「結局、若者の仕事がなくなった」, 橋木俊詔・デービッド・ワイズ(編)『企業行動と労働市場』, 日本経済新聞社。
- (2001)「開業の匂」, 東京大学社会科学研究所 SSJ Data Archive Research Paper Series。
- 玄田有史・神林 龍(2000)猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会。
- 原嶋耐治・手嶋久也(2002)「賃金格差の実態」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報

- 社。
- 石田 浩(2002)「社会移動から見た格差の実態」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 石川経夫編(1994)『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会。
- 小島克久(2002)「地域別にみた所得格差」, 『季刊社会保障研究』第38巻第3号。
- 小西秀樹(2002)「所得格差とジニ係数」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 松浦克己(2002)「日本における分配問題の概観」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 三谷直紀(1996)「高齢者雇用と自営業」, 『企業変革期の雇用システムと労働市場(II)』, (財)関西経済研究センター。
- 宮島洋編(2002)「日本の所得分配と格差」, 東洋経済新報社。
- 大石亜希子・伊藤由樹子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」, 『日本経済研究センター会報』7月1日号, 40-45ページ。
- 大日康史・浦坂純子(1997)「賃金勾配における企業特殊熟練的人的資本とインセンティブ」, 中馬宏之・駿河輝和(編)『雇用慣行の変化と労働市場』, 東京大学出版会。
- 太田 清(2002)「所得格差と人口の高齢化による影響」, 宮島洋編『日本の所得分配と格差』, 東洋経済新報社。
- 太田聰一(2002)「若年失業の検討」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム—労働移動の経済学』, 東洋経済新報社。
- 大竹文雄(2000)「90年代の所得格差」, 『日本労働研究雑誌』第480号, 2-11ページ。
- 大竹文雄・齋藤 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』第35巻第1号。
- 篠崎武久(2001)「1980-90年代の賃金構造」, 『日本労働研究雑誌』第494号, 2-15ページ。
- 橋木俊詔(2000)「日本の所得格差は拡大しているか—疑問への答えと新しい視点」, 『日本労働研究雑誌』第480号, 41-52ページ。
- 照山博司・玄田有史(2001)「雇用機会の創出と変動」, 『日本労働研究雑誌』第499号, 86-100ページ。

(げんだ・ゆうじ 東京大学助教授)

## 引退期所得格差の OECD 9 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——

山田 篤 裕

### I はじめに

2001 年末, 先進 30 カ国が加盟する国際機関, 経済協力開発機構 (OECD: Organization for Economic Co-operation and Development) は, 高齢者の所得や資産の実態について国際比較可能なデータを駆使し, これまでで最も総合的に引退期所得を分析した報告書 OECD (2001) 『高齢化と所得 (Ageing and Income)』を刊行した。この報告書の分析対象国は, カナダ, フィンランド, ドイツ, イタリア, 日本, オランダ, スウェーデン, イギリス, アメリカの 9 カ国であり, 北米, 北欧, ヨーロッパをバランスよくカバーしている。

筆者は, この報告書の執筆ばかりではなく, 基礎的な資料として, いくつかのワーキングペーパー<sup>1)</sup>を用意する機会に恵まれた。本稿は, その中から特に高齢者の所得格差の動向について分析した部分をまとめている。使用された各国のデータは標準化されており, 国際比較可能であると同時に, 各国専門家の協力により, 各所得要素の分類などについて時系列でも整合性が保たれている。このような整合性をもって日本の高齢者の所得データが含まれるのは, 今回が初めてである。また, 使用された 1990 年代半ばのデータは現時点で国際比較可能な最新データである。

本稿では, ①所得格差の変化が他の 8 カ国でも主に高齢人口比率の上昇によってもたらされているかどうかを再確認した上で, ②日本とアメリカの 2 カ国のみ就労世代の所得格差より引退世代の所得格差のほうが大きいことを示し, さらに③各

国において引退世代の所得構成 (日本では世帯構成も) が過去数十年間大きく変化したにもかかわらずそれほど大きく所得格差が変動しなかった理由, および④日本において公的年金などを中心とする社会移転給付の配分が過去 10 年間 (1980 年代半ばから 1990 年代半ば) に中間所得階層のみに急速に偏ってきていることを定量的に示す。最後の節で, 日本への政策的含意が述べられる。

### II 近年の研究成果

日本において, 所得格差に関する研究はこれまで多数行われてきたが, 1990 年代末からの所得格差研究発展のひとつの契機となったのは橋本 (1998) で言及された国際比較に関するものであろう。論点となったのは, その後修正された点もあるが, 日本の所得格差が拡大し, 現在では (少なくとも) ヨーロッパの大国並みの不平等度になったという点である。つまり, Sawyer (1976) の OECD 12 カ国の国際比較研究<sup>2)</sup>などにより, 一般には信じられていた, 日本の平等性 (のイメージ) について疑義がはさまれたのである。

これを契機として 1990 年代終わりから, 日本の所得格差に関する多くの研究が展開された。その研究は大まかに 2 つの立場に集約できる。第一の主張は, 高齢化により, 見かけ上の所得格差が拡大しているかどうか注目する立場 (大竹・齊藤 (1999), 茂木 (1999), 岩本 (2000), 小島 (2001) など) である。ただし, 格差拡大については, どれくらいの部分が見せかけのものであるかについては, データの選択あるいは格差を所得と消費

のどちらで測るかによって大きく相違している。高い就労収入比率が引退期所得格差の最大の要因であることを指摘した研究(山田(2000))も、見かけ上の格差拡大に注目する立場を補完している。第二は、世帯主以外の世帯員の就労収入に注目した研究(松浦(1993), 大竹(2000), 小原(2001), 舟岡(2001)など)で、それが所得格差を左右するひとつの重要な要因であると主張する立場である。この立場から、同居が所得格差に及ぼす影響や、近年におけるダグラス・有沢法則が弱まりつつあることを検証している。

一方、所得格差についての国際比較研究の多くは OECD あるいは Luxembourg Income Study (LIS) を中心に展開されてきた。OECD については、先に触れた Sawyer (1976) が古典的であるが、特に日本については国際比較上のデータ制約が大きい<sup>3)</sup>。近年、比較可能性を高めたデータを用いて、Atkinson *et al.* (1996)<sup>4)</sup> や、Oxley *et al.* (1999), Förster and Pellizzari (2000)<sup>5)</sup> などの分析が行われている。とはいえ、この一連の国際比較研究では、一国全体の所得格差、あるいは現役世代の中のひとり親世帯や無職世帯の所得格差に研究の焦点があてられており<sup>6)</sup>、また、貧困率についての研究蓄積は比較的多い<sup>7)</sup> とはいえ、引退世代の所得格差の具体的要因について直接踏み込んだ分析は数少ない。

日本の高齢者に関するデータは含まれていないが、Disney and Whitehouse (2002) は、Förster and Pellizzari (2000) のデータを用い、就労世代の所得格差(90/10パーセントタイル比で測定)が大きいと、引退世代の所得格差も大きくなることを指摘している。こうした就労世代の所得格差を引退世代に再現する制度として考えられるのは報酬比例の年金制度である。Whitehouse (2002)<sup>8)</sup> は、15カ国の現行の年金制度について、現役時代の稼得収入の水準と老後の年金給付額との関係をシミュレートし、年金給付額に反映される稼得収入のシーリングが各国で大きく異なることを明らかにしている。

しかし、年金は引退期所得全体の一要素に過ぎないことを考えると、こうした制度設計の差のみ

で高齢者の所得格差のすべてを説明できるとは考えにくい。この点について、各国の引退期の所得構成全体に注目した Rein and Stapf-Finé (2001) は、公的給付割合が高ければ所得格差や貧困率が小さくなるという関係<sup>9)</sup> が、必ずしも成立しないことを示した<sup>10)</sup>。そして、シーリング、基礎年金水準、私的年金(職域年金)<sup>11)</sup> のカバレッジ度合いが複合的に、所得格差拡大(あるいは縮小)要因となっているのではないかと推測している。ただし、各所得要素が引退世代の所得格差にたいしてどの程度の影響を与えているかについては定量的に分析していない。

日本データを含めた高齢者の所得格差に関する国際比較では、白波瀬(2002)が、スウェーデン、台湾、イギリス、アメリカの4カ国の LIS データと日本データとを組み合わせ、2時点間比較を試みている。それによれば、日本の特徴は、台湾と同様、世帯主年齢が上がるにつれ所得格差が拡大すること、および「高齢者のみ世帯」の所得格差は大きいとその格差は近年縮小していることである。また、日本における1990年代の全体の所得格差は安定的に推移しており、その水準は、5カ国中の中程度としている。

このように近年における研究成果を概観すると、一国全体の所得格差についての分析が比較的多く、また引退世代の所得格差に焦点を当てたものでも、直接的に引退世代の所得格差要因まで定量的に分析しているものはそれほど多いとはいえない。特に、近年における引退世代の所得格差の動向について、まだ2つの疑問が残されている。

第一に、高齢者の所得構成は過去10年間に大きく変化している(Disney *et al.* (1998), OECD (2001)) 一方、高齢者の所得格差にそれほど大きな変動がないのはなぜか。とりわけ、日本では三世帯同居比率の低下や高齢無職世帯の増加など、世帯構成も大きく変化している。なぜ、これらの変化にもかかわらず引退世代全体の所得格差には大きな変化がなかったのだろうか。

第二に、社会移転プログラム(租税・社会保障制度)は引退世代の所得格差について、近年どのような影響を与えているのか。特に報酬比例の公

的年金を採用している国では、むしろ引退世代の所得格差を社会移転が拡大させる可能性が指摘されているが、年金が成熟化しつつある近年、それは実際に観察されるのか。

本研究では、これら2点について、1980年代半ばから90年代半ばまでの期間について、定量的な国際比較分析により明らかにする。

### III 使用データおよび分析方法

#### 1 データおよび国際比較分析の際の留意点

表1に使用された9カ国の原データ名が示してある。ドイツ、日本、イタリア以外は、1970年代、80年代、および90年代半ばのデータが分析可能<sup>12)</sup>である。OECDでは統一された集計様式(OECD questionnaire on distribution of household income)を配布し、各国の専門家はそれに従い原データ(個票)から分析の基礎となる準加工データを作成・提供している。本稿の分析はすべてこの準加工データに基づいて行われている。所得は、就労収入、資本所得(私的年金を含む)、社会移転(社会保障給付の中、現金給付のみ)、直接税・社会保険料に分解可能である。間接税、現物給付、雇用主負担分の社会保険料については考慮されていない。日本データに関しては、OECDの集計様式に従った厚生労働省の国民生

活基礎調査の特別集計結果<sup>13)</sup>を利用した。

データ名から明らかのように、いくつかの国ではパネルデータや税務調査等の業務データが元となっている。これらについては、日本の国民生活基礎調査や家計調査などは、データ収集方法が異なっている<sup>14)</sup>ので、国際比較分析の際には注意が必要である。特にパネルデータでは、同一の標本集団に調査を繰り返すことで、脱落サンプルが生じる。この脱落サンプルには特定所得階層に偏るといった系統的発生可能性があるため、パネルデータを横断分析に利用する際には十分な吟味が必要である。

標本集団を調査ごとに入れ替えるデータ(繰り返し横断データ)でも、例えばイタリアのデータのように、租税や社会保険拠出額をシミュレーションで推計している国<sup>15)</sup>もある。所得に関して無回答である場合にその所得を推計して欠損値を埋めている国もあればそうでない国もある。スウェーデンのように、税務行政データを用い、税法上の世帯区分を利用しているがゆえに、18歳以上であれば親と同居していても別世帯として扱われるような、世帯定義上の相違<sup>16)</sup>もある。さらに、こうした個票から得られた所得を、マクロ統計である国民所得の数値と比較すると乖離が生じるが、この乖離幅は国ごとに相違している<sup>17)</sup>。

こうしたデータの相違を考慮すると、比較対象

表1 原データおよび入手可能な年

国	原データ名	入手可能な年次		
		70年代半ば	80年代半ば	90年代半ば
カナダ	Survey of Consumer Finances	1975	1985	1995
フィンランド	Finnish Income Distribution Survey	1976	1986	1995
ドイツ	Socio-Economic Panel <sup>a)</sup>	..	1984	1994
イタリア	Survey of Household Income and Wealth	..	1984	1993
日本	国民生活基礎調査 <sup>b)</sup>	..	1985	1995
オランダ	Income survey and Income panel survey, based on tax files	1977	1985	1994
スウェーデン	Income Distribution Survey, based on tax records	1975	1983	1994
イギリス	Family Expenditure Survey	1975	1985	1995
アメリカ	Current Population Survey	1974	1984	1995

注) a. 旧西ドイツ地域のみが調査対象。

b. 平成11年度厚生科学研究補助金(政策科学推進研究事業)『活力ある豊かな高齢社会実現のための方策に関する研究』による再集計結果。

出典) OECD questionnaire on distribution of households incomes (1999).



とする所得や、所得格差指標の算出方法を厳密に同一に揃えてはいても、所得格差指標（たとえばジニ係数など）の数値自体を直接的に比較することには多くの留保が必要であると考えられる。そこで本稿では、所得格差指標の変化の方向性に注目し、指標の数値自体に注目しなければならない場合には、各国内における異なる人口集団毎の比較（たとえば、就労世代との比較）にとどめる。なお、本文中適宜、18歳以上64歳以下を「就労世代」、65歳以上を「引退世代」と呼ぶ。

## 2 「調整済個人化世帯所得」の概念

所得格差を国際比較分析するには、個人単位の所得概念および世帯単位の所得概念の両方を調和させる必要がある。理由は主に2つある。世帯主年齢で分類された世帯単位で分析を行うと、世帯主が高齢者でない世帯に属する高齢者は分析対象から外されてしまう。2つめの理由としては、長期的変化を観察する場合に、世帯単位に基づく指標では、世帯員数の変化による影響を受けるからである。

表2は、国ごとに平均世帯員数および1980年代半ばから1990年代半ばまでに、どのように変化したかを示している。1980年代半ばにおいて、

表2 1980年代半ばと90年代半ばの平均世帯員数とその変化

国	平均世帯員数 総人口		変化率 (%)
	1980年代半ば	1990年代半ば	
カナダ	2.7	2.6	-5.2
フィンランド	2.4	2.2	-8.6
ドイツ	2.6	2.5	-4.6
イタリア	3.1	3.0	-3.9
日本	3.4	2.9	-14.9
オランダ	2.6	2.3	-11.1
スウェーデン	1.8	1.8	-1.4
イギリス	2.6	2.4	-6.0
アメリカ	2.7	2.7	-1.4

注) 所得調査に基づき算出された平均世帯員数であるため、国勢調査の数字とは相違する可能性がある。

出典) 主にOECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) による推計。

9カ国中最も平均世帯員数が多いのは日本であり、また1980年代半ばから1990年代半ばまでに最も大きな平均世帯員数の減少を経験しているのも日本である。

こうした世帯員数の相違や減少の影響を考慮し、データを国際比較可能なものとするために、本稿では「調整済個人化世帯所得 (adjusted individualized household income)」という所得概念を用いる。この所得概念では、個人単位での所得概念と世帯単位での所得概念とを調和させるために、等価尺度および世帯内の所得分配についての2つの仮定をおいている。

第一の等価尺度に関する仮定は、二人暮らしの生活費は、一人暮らしの生活費の2倍より少なくしかかからないという、世帯にはたらく規模の経済性についての仮定である。日本の生活保護基準や、配偶者死亡時の年金給付額調整など、実際の政策分野でも、単身者の給付額は、有配偶者の給付額の2分の1よりも大きくなっており、規模の経済性を暗黙に仮定している。等価尺度を、どのように設定するかについては、さまざまな方法が考えられる<sup>18)</sup>が、本研究では、世帯員数の平方根(0.5乗)分の1を等価尺度として採用する。たとえば、四人世帯で200単位の所得があったとすると、一人あたりの調整済個人化世帯所得は、 $200/4^{0.5}=100$ 単位となる。

第二の世帯内の所得分配についての仮定とは、全ての社会保障給付を含む、あらゆる種類の所得が世帯内において、等しく世帯の構成員間に配分されているというものである。しかし、たとえば、実際には主たる稼得者が強い交渉力を持っており、選択的に子どもの教育に対して、所得を重点的に配分しているかもしれない。あるいは、高齢者が、成人子ども世帯と同居している場合、実際には、その高齢者に対する年金給付が、成人子ども世帯と共有されていない可能性の方が高い。

このように、いくつかの留保があるが、本稿ではこの2つの仮定をおいて、世帯単位の所得概念と個人単位の世帯概念を調和させる。そして、本稿で「所得」という場合には、すべてこの「調整済個人化世帯所得」を指すものとする。

### 3 所得格差の指標とその分解方法

所得格差の指標には、平方変動係数 (Squared Coefficient of Variation: SCV), 平均対数偏差 (Mean Log Deviation: MLD), 90/10 パーセントタイル比, ジニ係数等いくつかある。これらの所得格差指標には、それぞれ所得分布上のある点で起こった変化について、各々感応度が異なる。たとえば、ジニ係数は所得分布の両極端で生じた変化には鈍感であり、SCV や MLD は所得分布の各極端で生じた変化に敏感であり、90/10 パーセントタイル比は所得分布の両極端付近で生じた変化以外には反応しない。こうした感応性の相違はあるけれども、(普遍化はできないとはいえ) どの指標でも長期的にはだいたい同じ方向で変化している。本稿では、所得格差指標としてジニ係数、SCV と MLD を採用する。

所得格差の分解には、大きく分けて2つの方法がある。まず、所得を構成する要素毎に分解する方法である。もうひとつは、人口属性毎 (年齢、世帯の種類など) に分解する方法である。本研究では、両方の分解方法を用いる。

第一の所得要素ごとの分解には、Shorrocks (1982) によって提案された分解方法を SCV に用いる。この分解方法を用いる利点は、各所得要素の寄与が加法的に分解でき、さらに各所得要素が総所得に占める割合の寄与も考慮されていることである。このことにより、各所得要素の総所得に占める割合変化による所得格差指標への影響を、各所得要素自体の格差変化から識別できる。

Shorrocks (1982) は、所得格差指標分解に望ましい、いくつかの条件を満たす方法を、平方変動係数 (Squared Coefficient of Variance: SCV) に用いて以下のように示している。

$$\begin{aligned} SCV &= \sum_k \frac{\text{cov}(Y^k, Y)}{\mu^2} \\ &= \sum_k \frac{1}{2} \left[ \frac{\sigma^2(Y^k)}{\mu^2} \right. \\ &\quad \left. + \frac{\sigma^2(Y^k) + 2 \text{cov}(Y^k, Y - Y^k)}{\mu^2} \right] \end{aligned}$$

上の式において  $Y^k$  は第  $k$  所得源泉の額、 $Y$  は

可処分所得額、 $\mu$  は可処分所得の平均値を表す。さらに、第  $k$  所得源泉の可処分所得に占める割合を  $r^k$  とおき、 $c^k$  を第  $k$  所得源泉の所得格差 (この場合 SCV) にたいする寄与度とすれば、2 期間の変化  $\Delta SCV$  は、①総所得に占める第  $k$  所得源泉の割合の変化  $\equiv \Delta r^k \cdot \overline{c^k}$  と、②第  $k$  所得源泉自体の格差の変化  $\equiv \Delta c^k \cdot \overline{r^k}$  に分解することができる。ここで、各変数の上にある線は、それが2期間の平均であることを示し、 $\Delta$  は2期間の差をあらわす。

第二の人口属性集団ごとの分解には、Mookherjee and Shorrocks (1982) によって提案された平均対数偏差 (Mean Logarithmic Deviation: MLD) 分解方法を用いる。この方法によって、ある属性をもつ集団「内」における所得格差の寄与分と、異なる属性をもつ集団「間」の所得格差の寄与分とに分解することが可能となる。また、ある属性をもつ集団が総人口に占める割合変化を、MLD 全体の変化から識別することも可能である。

平均対数偏差 (MLD)<sup>19)</sup> は以下のように定義される。

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_i \ln \left( \frac{\bar{Y}}{Y_i} \right),$$

ここで、 $\bar{Y}$  は平均可処分所得額、 $Y_i$  は人口  $n$  人中  $i$  番目の個人の所得である。Oxley *et al.* (1999) は、Mookherjee and Shorrocks (1982) による MLD の経年変化分解法<sup>20)</sup> を、以下のように変形している。

$$\begin{aligned} \Delta MLD &= MLD^t - MLD^0 \\ &\simeq \underbrace{\sum_g \bar{w}_g \cdot \Delta MLD_g}_{\text{Term A}} \\ &\quad + \underbrace{\sum_g \overline{MLD}_g \Delta w_g + \sum_g \left( \ln \frac{\bar{Y}}{Y_g} \right) \Delta w_g + \sum_g \bar{w}_g \Delta \left( \ln \frac{\bar{Y}}{Y_g} \right)}_{\text{Term B}} \\ &\quad + \underbrace{\sum_g \bar{w}_g \Delta \ln \left( \frac{\bar{Y}_0}{Y_g} \right)}_{\text{Term C}} \end{aligned}$$

ここで、 $w_g$  は、総人口に対する各人口集団 ( $g$ ) の比率を示す。また、 $MLD_g$  は各人口集団ごとの MLD である。 $Y_g$  は各人口集団の平均所得で

ある。そして、各変数の上にある線は、それが 2 期間 (0 と t) の平均であることを示し、 $\Delta$  は 2 期間の差を表す。Term A, B, C が、それぞれ所得格差指標全体の変化 ( $\Delta MLD$ ) に対する、人口集団「内」格差の変化、人口構成変化、および人口集団「間」格差の変化の寄与度を表す。

#### IV 分析結果および解釈

##### 1 高齢化の所得格差への影響

まず、各年齢階層における所得格差が一定だとしても、高齢化による年齢構成の変化により所得格差が見かけ上拡大しているのではないかという主張を国際比較で確認する。

表 3 は、最初の 4 列でジニ係数により計測された所得格差が 1970 年代以降、1990 年代半ばまでのどのように変化したかについて示し、最後の 3 列では、就労世代と引退世代の相対的な所得格差の相違について示している。

1980 年代半ばから 1990 年代半ばまでの変化に

ついて、所得格差の拡大は 7 カ国において、引退世代よりも就労世代の方が大きかった。カナダ、ドイツ、フィンランドにおいては、引退世代のジニ係数は減少した。1970 年代半ばから 1980 年代半ばまでの数字が入手可能な 6 カ国中、カナダ、フィンランド、スウェーデンは、この期間、引退世代のジニ係数の値が 12% 以上も低下した。

最後の 3 列で、1990 年代半ばまでに、7 カ国で、引退世代の所得格差の方が、就労世代の所得格差より小さくなってきていることが示されている。日本とアメリカのみ、1990 年代半ばにおいても、引退世代の所得格差のほうが、就労世代の所得格差より相対的に大きいことが分かる。

つぎの図 1 は、別の所得格差指標 MLD (平均対数偏差) を用いて、1990 年代半ばまでの過去 10 年間の所得格差の「変化」が、どの年齢階層に起因するものかを示したものである。年齢階層は、18 歳未満人口、18 歳以上 64 歳以下人口 (就労世代)、65 歳以上人口 (引退世代) の 3 つに区分している。この図では、各年齢階層の所得格差

表 3 所得格差 (ジニ係数) の推移

1970 年代半ば, 80 年代半ば, 90 年代半ば

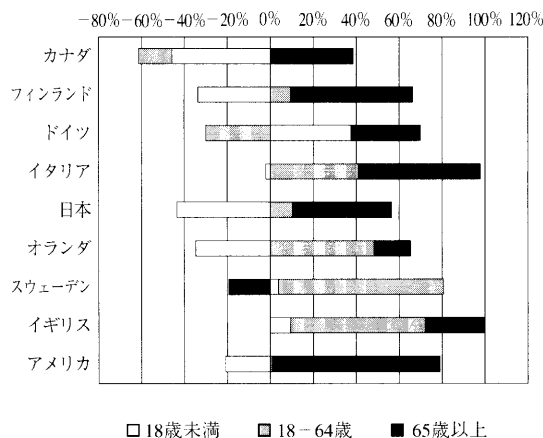
国	ジニ係数の相対変化 <sup>a)</sup>				相対的なジニ係数の大きさ <sup>b)</sup> (18-64 歳 < (>) 65 歳以上)		
	mid 1970 's to 1980 's		mid 1980 's to 1990 's		70 年代半ば	80 年代半ば	90 年代半ば
	18-64 歳	65 歳以上	18-64 歳	65 歳以上			
カナダ	0	---	0	--	<<<	<	>>
フィンランド	--	---	+++	-	<<<	<	>>
ドイツ			++	-		<	>>
イタリア			+++	+		>	>>
日本			+	0		<<<	<<<
オランダ	++	0	++	+	0	>	>>
スウェーデン	-	---	+++	++	<<	>	>>>
イギリス	+++	0	++	++	<<	>>	>>
アメリカ	++	0	0	0	<<<	<<	<

注) 空白セルは、データが入手不能。

- a) +++ (---) 12%以上のジニ係数の増大 (減少)  
 ++ (--) 7%以上 12%未満のジニ係数の増大 (減少)  
 + (-) 2%以上 7%未満のジニ係数の増大 (減少)  
 0 -2%から+2%のジニ係数の変化
- b) <<< (>>>) 12%以上、18-64 歳層のジニ係数のほうが大きい  
 << (>>) 7%以上 12%未満、18-64 歳層のジニ係数のほうが大きい  
 < (>) 2%以上 7%未満、18-64 歳層のジニ係数のほうが大きい  
 0 -2%から+2%までのジニ係数の相違

出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

指標の「変化」に対する寄与度の絶対値の和を100%とおいている。もし、マイナス部分の方が大きければ、その国は、1980年代半ばからの10年間に於いて、MLDの値が減少したことになるが、そうした国は9カ国中、カナダのみである。



注) Mookherjee and Shorrocks (1982) に基づく MLD 分解。  
出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) から推計。

図1 三年齢階層の所得格差 (MLD) 変化への寄与度分解  
(1980年代半ばから90年代半ばへの変化=100%)

所得格差拡大について、引退世代の寄与がほとんどを占めているのは、カナダ、フィンランド、イタリア、日本、アメリカである。就労世代の貢献が、所得格差拡大に支配的であるのは、オランダ、スウェーデン、イギリスである。スウェーデンは、唯一、65歳以上人口の所得格差への寄与はマイナスで、所得格差を縮小させる方向に働いている。

所得格差にたいする各年齢階層の寄与は、さらに①その年齢階層内における所得格差(年齢「内」格差)の寄与、②その年齢階層の総人口に占める割合が変化することによる寄与(年齢構成変化)、③その年齢階層と他の年齢階層との間における所得格差(年齢「間」格差)に分解可能である。その分解結果を示したのが、つぎの表4である。

1980年代半ばから1990年代半ばまでに最も大きな年齢構成の変化を経験したのは日本である。国勢調査に基づいたそれとは異なるが、所得調査の中の高齢化率に基づく、日本では、全人口に占める65歳以上人口割合は約8%増大した。カナダ、フィンランド、ドイツでは約2%の増大、イタリアが約3%の増大だが、その他の国では、

表4 年齢内、年齢間格差および年齢構成変化の所得格差 (MLD) への寄与度分解

1980年代半ばから90年代半ばへの変化解

国	18歳未満			18-64歳			65歳以上		
	年齢「内」	年齢構成	年齢「間」	年齢「内」	年齢構成	年齢「間」	年齢「内」	年齢構成	年齢「間」
カナダ	-	--	0	-	-	0	--	++++	0
フィンランド	0	---	0	++	--	+	0	+++	-
ドイツ	+	++	-	++	---	+	0	+++	-
イタリア	++	--	0	+++	--	0	0	+++	0
日本	0	---	0	++	0	+	0	++++	0
オランダ	+	---	-	+++	++	++	0	++	-
スウェーデン	+	0	0	++++	++	+	+	--	--
イギリス	++	0	-	+++	--	++	+	++	--
アメリカ	+	+	--	++	---	++	+	+++	0

注) +++++ (-----) 37%以上の格差拡大(縮小)への寄与  
+++ (----) 17%以上37%未満の格差拡大(縮小)への寄与  
++ (---) 7%以上17%未満の格差拡大(縮小)への寄与  
+ (-) 2%以上7%未満の格差拡大(縮小)への寄与  
0 -2%から+2%の寄与

Mookherjee and Shorrocks (1982) に基づく MLD 分解。  
出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

1%程度の変動である。そうした、高齢化自体による寄与が表4では識別されて示されている。最後から2番目の列, 65歳以上人口の総人口に占める年齢構成変化(=人口高齢化)についての列が, それである。

表4から明らかなように, スウェーデンを除き<sup>21)</sup>, 各国とも所得格差拡大要因について支配的であるのは, 1990年代半ばまでの65歳以上人口割合の増大である。特に日本とアメリカについては, 表3で示したように, 1980年代半ばにおいても, 1990年代半ばにおいても, 65歳以上の所得格差は, 18-64歳人口のそれと比較して大きいので, 両人口における所得格差が, 一定であったとしても, 65歳以上人口が増大すれば, 全体の所得格差には大きな影響を与えるということがここで確認できた。

引退期所得政策上問題となりうる, 65歳以上人口における, 年齢「間」格差については, 多くの国においてマイナスである。このことは, 引退

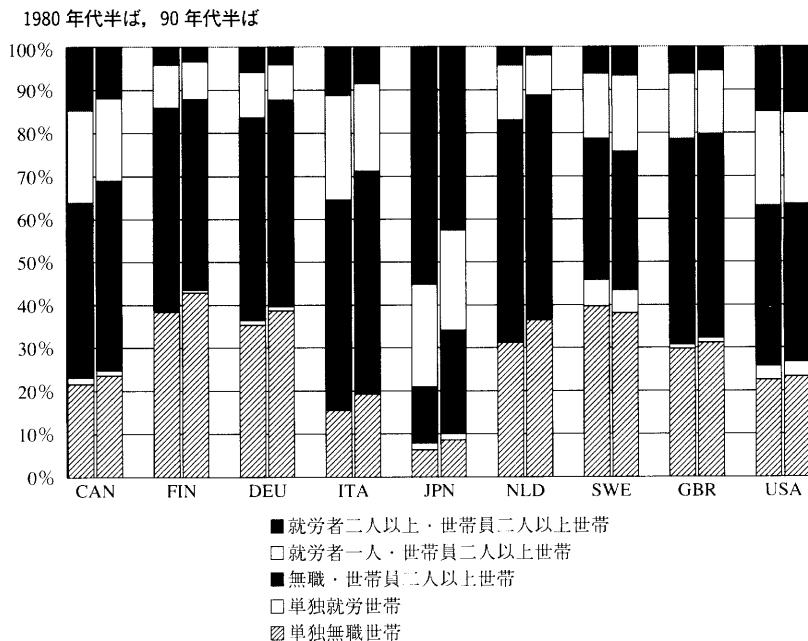
世代と他世代との間の所得格差が縮小していることを意味している。

一方, 所得格差縮小要因については, 9カ国とも, 18歳未満人口あるいは18-64歳人口の減少のどちらか少なくとも一方が, 支配的となっている。

ここで新たに生じる疑問は, 引退世代の総人口に占める割合の変化が, 社会全体の所得格差全体の変化についての支配的な要因であるとしても, 引退世代内における格差はどのように発生しているのかということである。それをつぎにみていく。

## 2 世帯員数および就労者数でみた高齢者世帯の構成変化

年齢構成だけではなく, 世帯員数および就労者数で分類した世帯構成も, 過去数十年間に変化した。図2は, こうした変化を示している。ここでは, OECD集計様式の制約上, 65歳以上人口の中, 65歳以上を世帯主とする世帯に属するもの



注) この図では, データの制約上 65歳以上が世帯主の世帯に属する 65歳以上のみが含まれている。

出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

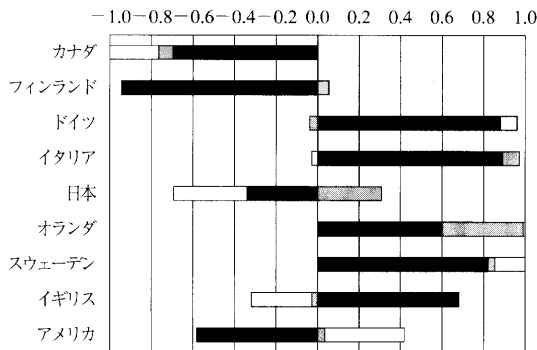
図2 世帯員数および就労者数でみた高齢者世帯の構成変化

に限られてしまっている。

高齢になるにつれ、人々は働くのをやめ、しばしば一人で住むようになる。ほとんどの国において、65歳以上が世帯主となっている世帯に属する高齢者の多くは、就労者数ゼロで二人以上の世帯員がいる世帯に属している。およそ4割の人々がこの種類の世帯に属している。日本のみ、二人以上の就労者を有する世帯に属する高齢者が多い。これは、日本において成人子ども世帯との同居が多く、かつ65歳以上の就労率が高いことを反映している。二番目に多いのが、単身無職世帯に属する高齢者である。

図2は、9カ国すべてに共通する傾向として、単身無職世帯および就労者数ゼロで二人以上の世帯員数がある世帯(=非就労世帯)に属する高齢者が増大していることも示している。就労者数が二人以上の世帯に属する高齢者は、日本では過去10年間に1割以上も減少した。

こうした世帯構成の変化は、所得格差の変化にどのような影響を与えたのだろうか。世帯構成の変化自体、その他の所得格差に変化がなくても、



■ 世帯種「内」 ■ 世帯構成 □ 世帯種「間」

- 注) a. データの制約上、「65歳以上が世帯主の世帯」以外に属している65歳以上の人々は含まれていない。  
b. Mookherjee and Shorrocks (1982) に基づくMLD分解。

出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

図3 引退世代の所得格差(MLD)にあたえた世帯構成変化の影響

(1980年代半ばから90年代半ばへの変化=1.0)

全体の所得格差に影響を及ぼす可能性がある。MLDの分解法により、図3は、1980年代半ばから1990年代半ばまでの所得格差の変化を、①同一世帯種内における所得格差(世帯種「内」格差)の変化による寄与、②世帯構成変化(構造要因)による寄与、③世帯構成を一定にした場合における異なる世帯種間の所得格差(世帯種「間」格差)の変化による寄与に分けて示している。

図3では、各変化の絶対値の和が1とおかれている。正の領域の帯の方が、負の領域の帯より長ければ、MLDによって計測された所得格差は1980年代半ばから1990年代半ばまでの間に拡大している。負の領域の帯の方が長ければその逆で縮小している。

多くの国において、高齢者の所得格差への支配的な影響は、同一世帯種「内」の所得格差の変化である。カナダ、フィンランド、日本、アメリカでは、この影響は負、つまり所得格差を縮小する方向に影響している。

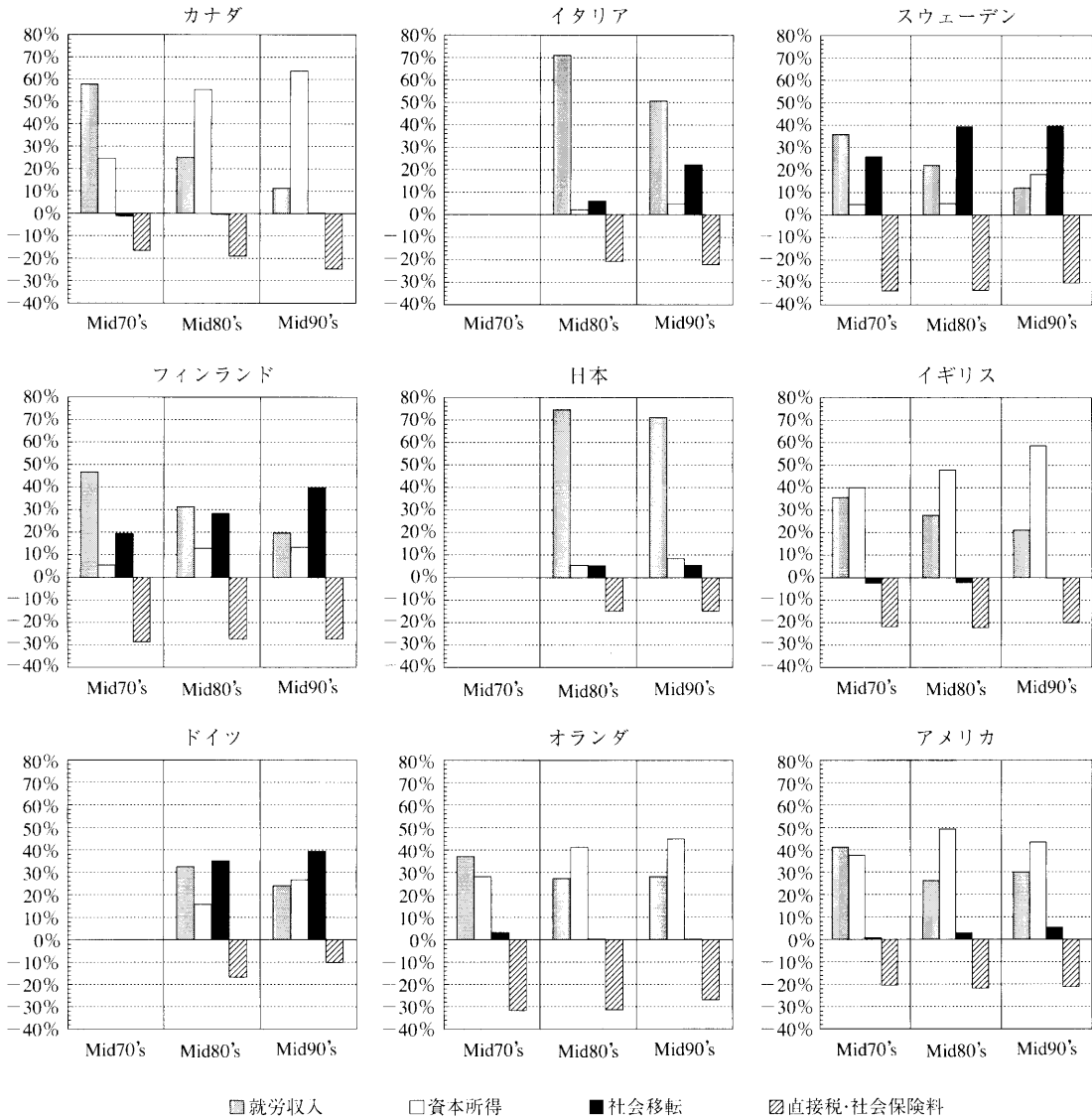
世帯構成の変化による影響は、オランダと日本において、比較的大きな正の値となっている。これは、引退世代の所得格差に対して世帯構成変化が相対的に大きな拡大要因として寄与していることを意味している。カナダ、日本、イギリスにおいて、世帯種間の所得格差の影響は相対的に大きい負の値で、所得格差を縮小させる方向に作用している。

日本について要約すれば、非就労世帯と就労世帯との間の所得格差縮小要因が、非就労世帯の増加による所得格差増大要因を相殺したことで、大きな世帯構成の変化の割に所得格差全体としてはそれほど変化しなかった。

### 3 所得構成の変化と所得格差の動向

OECD (2001) で示されたように、過去10年間に高齢者の所得構成は、多くの国で資本所得(主に私的年金)あるいは社会移転所得(主に公的年金)が伸び、就労所得が減少する方向で変化した。こうした所得構成の変化は、特に高所得層で著しい。こうした変化は、所得格差にどのような影響を与えたのであろうか。つぎの図4は、過去数十

1970 年代半ば, 80 年代半ば, 90 年代半ば



注) Shorrocks (1982) に基づく SCV 分解。

出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

図 4 引退世代の所得格差にたいする各所得要素の寄与率

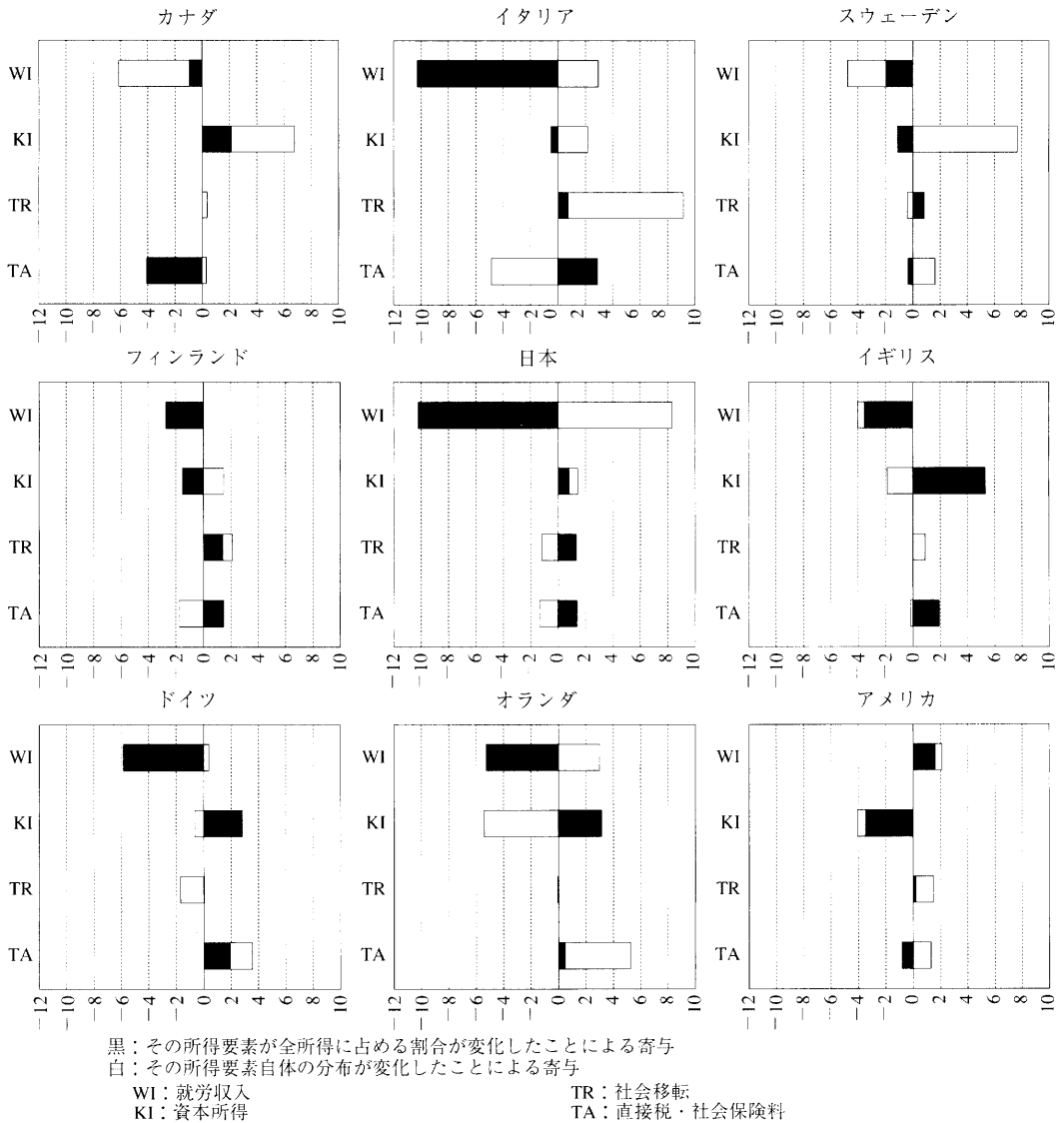
年において引退世代の所得格差にどのような影響を与えているかを各所得要素に分解して示している。

図 4 では, SCV で計測された引退世代の所得格差全体が 100% としておかれている。各年について, 4 本の棒があり, これが各所得要素 (左か

ら就労収入, 資本所得 (主に私的年金), 社会移転 (主に公的年金), 直接税・社会保障税) の格差全体に与える割合を示している。4 本の棒 (絶対値) を足し合わせると, 100% となり, 正の値が格差拡大要因, 負の値は格差縮小要因を示す。

各所得要素が格差全体に及ぼす影響を検討する

1980年代半ばから90年代半ばへの変化分解



注) Shorrocks (1982) に基づくジニ係数分解。

出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

図5 引退世代の所得格差にあてた所得構成変化の影響

とき、各所得要素ごとに分解するだけでは不十分である。その所得要素の格差全体に及ぼす影響は、その所得要素がいかに平等に分布しているかだけでなく、その所得要素の総所得に占める割合にも左右されるからである。そこで、1980年代半ばから1990年代半ばへの所得格差の変動要因に

ついて、さらに①各所得要素の総所得に占める割合の変化と②各所得要素毎の分布の変化に分けて、その影響を別個に確認した。それが、図5である。①の影響は黒い帯で示され、②の影響は白い帯で示されている。各所得要素の黒い帯と白い帯の総和は、1990年代半ばまでの10年間のジニ係数の



変化に等しい。

カナダを例にとると、図4で示されている、就労収入の格差全体への寄与度の縮小は、主に②の影響の縮小によるものであることがわかる。いいかえれば、就労収入の格差全体への寄与度の縮小は、引退期所得全体に占める就労収入割合が低下したことが主な理由ではなく、就労収入がより引退世代で平等に分布するようになったからだと解釈できる。同様に、カナダにおいて格差拡大に対する資本所得の寄与は、資本収入がより不平等に分布するようになったこと、および資本収入の引退期所得に占める割合が増大したこと、の2つの寄与が重なったことによるものである。この例とは相違して、①各所得要素の総所得に占める割合の変化と②各所得要素毎の分配の変化は、必ずしも同じ方向に向かうのではなく、しばしば相殺しあう方向にある。

図4および図5における興味深い発見は以下の通りである。カナダ、オランダ、イギリス、アメリカでは、資本所得が格差全体の最大の要因となっている。特に、カナダ、オランダ、イギリスについてはこれらの要因の与える格差拡大への影響は、私的年金の発達に歩調を合わせ、1990年代半ばまでの10年間に強まってきている。しかし、オランダ、イギリスでは、資本所得の分布自体は格差を縮小させる方向に寄与している。

また、ドイツと日本を除く7カ国では直接税・社会保障税が、格差を縮小させる方向で大きな役割を果たしている。相対的に直接税・社会保障税の格差縮小効果が1980年代半ばにおいて強かった国の中で、1990年代半ばになって、その格差縮小効果を弱めた国もある。

フィンランド、ドイツ、イタリア、スウェーデンにおいて、社会移転は、格差を拡大させる方向に影響している。これは、明らかに、これらの国における、報酬比例の社会移転プログラム(つまり報酬比例年金)を反映している。

日本では、公的な報酬比例年金を採用しているにもかかわらず、社会移転の格差拡大への影響はほとんどない。しかも社会移転自体の分布変化は所得格差を縮小する方向に寄与している(図5の

負の白い帯)。

アメリカを除く8カ国で、就労収入の格差全体に及ぼす影響は小さくなりつつある。しかし、日本とイタリアにおいて就労収入は、1990年代半ばにおいても、格差全体へ支配的な影響を及ぼしている。日本において、就労収入という要素自体の分配は不平等化しつつあるが、総所得に占める就労収入の割合が低下していることで、この不平等化の傾向を相殺している。

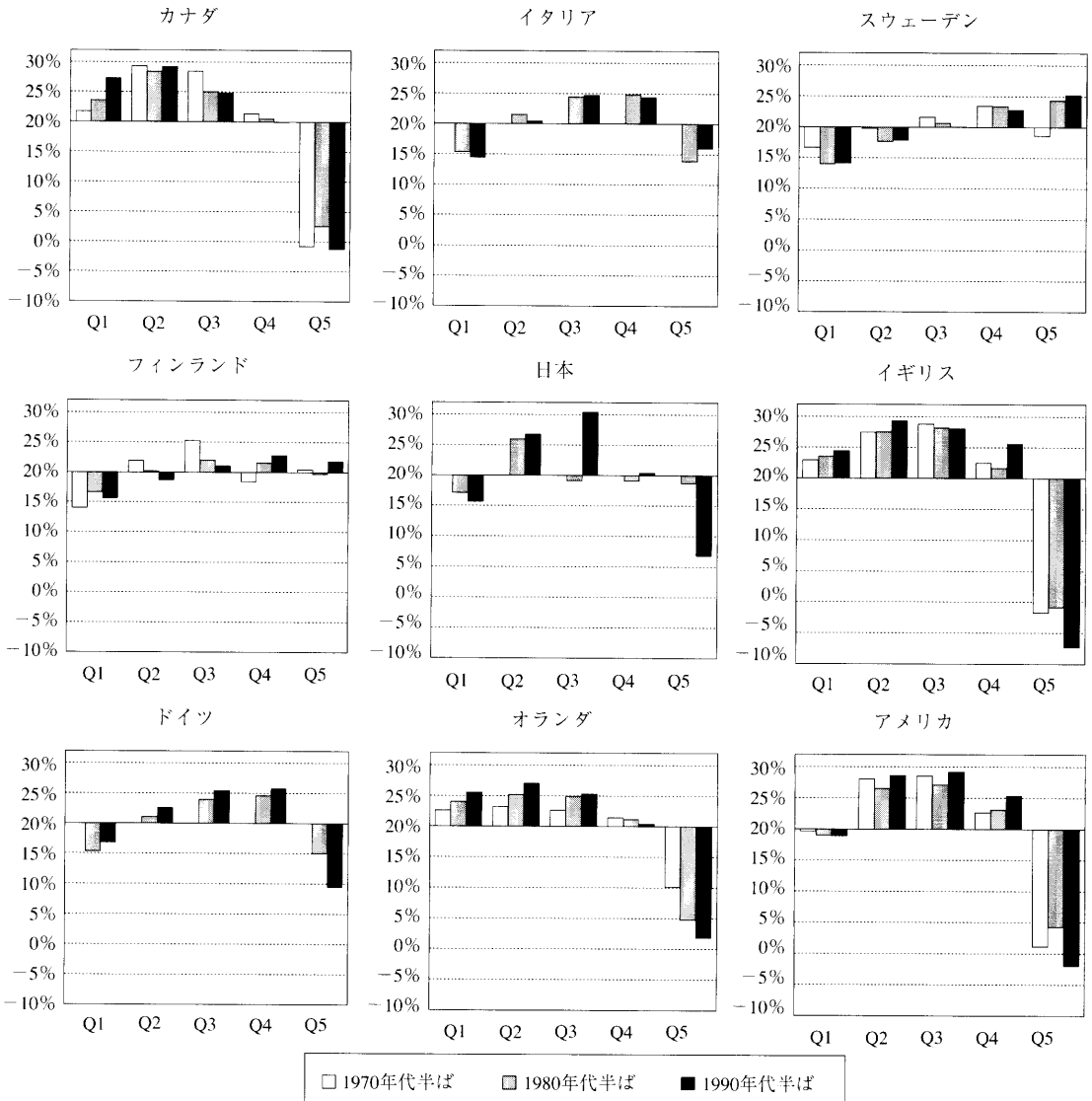
#### 4 純社会移転の分配の変化

つぎの図6は、1970年代半ばあるいは1980年代半ばからの純社会移転の分配の変化を示している。ここで、純社会移転とは、社会移転から直接税・社会保障税を引いたものである。直接税・社会保障税は必ずしも社会移転にのみ関わるものではなく、就労収入や資本収入にも関わるものであるから、この概念は、OECDの純社会支出(Net SOCX)概念とは相違している。ここでは引退世代が受給している純社会移転の総額を100%と示しているため、純社会移転が完全に平等に分配されているならば、各所得五分位は20%ずつ得ることになる。もし、20%以上得ている所得階層があるならば、純社会移転はその所得階層に重点的に分配されていると解釈できる。そこで、図6では、20%を基準として示している。

1990年代半ばにおいて、9カ国における純社会移転の配分は主に3パターンに分類することができる。カナダ、オランダ、そしてイギリスは、①第I—III所得五分位への配分重点化、および②第V所得五分位(最も高い所得階層)への配分削減によって特徴付けられる。OECD(2001)で示されているように、これらの国では、過去数十年間にわたり、私的(職域)年金の伸びが著しかった。

ドイツ、イタリア、日本そしてアメリカは、①第I所得五分位(最も低い所得階層)に対して、20%未満の配分となっており、②純社会移転は第III所得五分位(中間所得階層)に集中している。とりわけ、日本においては、1980年代半ばから1990年代半ばまでの間に、第III所得階層が10%以上も配分を増加させている。これは、この

1970年代半ば, 80年代半ば, 90年代半ば



注) Q1, Q2, Q3, Q4, Q5は各所得五分位を示す。Q1が第1所得五分位で最も低い所得階層である。

出典) 主に OECD questionnaire on distribution of household incomes (1999) に基づく推計。

図6 引退世代の各所得五分位ごと純社会移転のシェア

所得階層において、実質ベースで35%以上も就労収入が減少し、社会移転がそれを埋め合わせたこと<sup>22)</sup>と表裏の関係にある。

フィンランドおよびスウェーデンにおいては、純社会移転の配分の変化は、より高い所得階層が、より低い所得階層よりも重点的に純社会移転の配

分を受けるようになった。

### V 結びにかえて——日本への政策的含意

国際比較により日本の引退期所得格差の特徴が3点明らかになった。

第一に、就労世代より引退世代の方が、所得格差が大きい。それは日本における引退期所得全体に占める就労収入比率の高さがもたらした結果である。第二に、1980年代半ばから90年代半ばにかけて、世帯構成や所得構成の大きな変化にもかかわらず(就労世代と比べた)引退世代内の所得格差は高止まりしたままであったが、その理由は、世帯員数と就労者数で分類された世帯種「内」および世帯種「間」の所得格差縮小が、世帯構成の急激な変化(特に高齢無職世帯の増加)による所得格差拡大要因を相殺し、また就労収入比率の大幅な減少による所得格差縮小要因を就労収入自体の格差拡大要因が相殺していることによるものであった。第三に、日本の引退世代において過去10年間に社会保障資源の配分を最も手厚く受けたのは中間所得層のみであった。最も低い所得階層では、社会保障資源の配分割合自体はやや低下<sup>23)</sup>している。

高齢者の高い就業意欲を前提とする限り、社会政策的観点からは、所得格差指標の数値自体にそれ程問題があるとはいえない。就労している高齢者と年金生活者とが混在しているならば、就労収入が所得格差指標の値を大きくする。さらに、最初に述べたように、所得格差指標の数字自体を直接国際比較するにはデータ上の制約が多い。指標の数値自体の大小を比較して、政策的含意を得ようとするにはそもそも慎重であるべきであろう。

しかし、少なくとも、限りある社会保障資源を、特に賦課方式で世代間移転されている資源を、低所得層への配分がやや減る一方で、中間所得層にのみ重点配分している点には、議論の余地がある。特に、就労世代の平均所得と比較した高齢者の第I所得五分位の相対的な平均所得は9ヶ国中の最下位に日本は位置しており<sup>24)</sup>、その相対的な平均所得は過去10年間を通じてそれほど変化しなかった。また、報酬比例年金は、制度設計上、就労期の所得格差を引退期において再現する性質を持つ<sup>25)</sup>ので、その成熟化とともに、格差は正装置としての租税制度の役割は今後重要になってこよう。次期年金制度改正に向けてさまざまな検討が

進められているところであるが、限られた資源を引退世代のどの所得階層に戦略的に配分するのかという観点が、世代間の負担バランス是正という観点と共に重要となってくるであろう。

## 謝 辞

本研究は、各国の個票に基づく準加工データを準備していただいた各国の専門家達のご協力およびご助力なしには成立し得なかった。また、ミシェル・フェルシュター氏(社会厚生政策分析欧州センター)からは、OECD家計所得分配調査票の設計とその枠組についての専門的知識を得た。さらに、日本については、OECDの集計様式にしたがった国際比較可能な日本データが存在しなかった。そのため、比較可能なデータ形式への再集計に関し、旧厚生省および国立社会保障・人口問題研究所に多大なるご尽力を賜った。また本稿の改訂にあたっては、バーナード・ケイシー氏、玄田有史氏、ピーター・ヒックス氏、増田雅暢氏、松浦克己氏、アルホナ・ローマン氏、白波瀬佐和子氏(アルファベット順)からの有益なコメントが活かされている。ただし、いうまでもなく、未だ有り得るべき誤謬は全て著者に帰する。なお、本稿は筆者自身の見解を示したものであり、OECD、国立社会保障・人口問題研究所や厚生労働省など特定組織の見解を代表するものではない。

## 注

- 1) Casey and Yamada (2002), Yamada and Casey (2002), Yamada (2002) など。
- 2) ただし、後の注で述べられているように、この研究は特に日本に関してのデータの制約が大きい。
- 3) Sawyer (1976) の国際比較で使用された日本データ(家計調査)は、農家世帯をカバーしていない。当時、日本の民間雇用に占める農林業の比率は2割弱であり、OECDの国際比較研究の本来の目的からすれば、Sawyer自身もAppendix Iで認めているように、不完全なデータであった。したがって、この研究をもって、高度経済成長当時の日本の所得格差が諸外国と比較して低かったかどうかを論じることはできない。
- 4) この第1期所得分配プロジェクトでは、OECDは主にLuxembourg Income Study (LIS)を用いている。日本のデータはLISに格納され

- ていないので、再集計データは旧経済企画庁が提供した。その日本データの詳細な分析は、西崎ら (1998) に所収されている。
- 5) Burniaux *et al.* (1998), Oxley *et al.* (1999) や Förster and Pellizzari (2000) などの第2期所得分配プロジェクトでは、データの項で説明するように (LIS にデータが格納されている国であっても) 各国から直接、準加工データを入手している。LIS でも並行的に、Atkinson *et al.* (1996) のアップデート研究が、Smeeding and Grodner (2000) によって独自に行われている。
  - 6) OECD (1999) の第3章においても、近年の研究蓄積に基づく政策的インプリケーションとして、とりわけ若年者が世帯主となっている世帯やひとり親世帯で、市場所得の分配状況が悪化していることを指摘し、裕福な高齢者から資源を再配分する必要があるかもしれないことを指摘している。
  - 7) 近年における高齢者の貧困率、所得水準についての国際比較研究の動向については、Disney and Whitehouse (2001) および (2002) に詳しいので参照されたい。
  - 8) この研究は OECD (2001) の第3章 (pp. 47-65) の基礎となっている。
  - 9) 引退世代において、所得に占める公的移転比率が高いと所得格差や貧困率が小さいことを1980年前後の LIS データを用いて明らかにした国際比較研究として、Hedstrom and Ringen (1990) が挙げられる。
  - 10) ただし、この研究の所得構成比は、各人の所得構成比をまず算出してから、その比率について平均するという方法を採用しているので、結果解釈には注意が必要である。
  - 11) 職域年金の多くは雇用主が提供するので多くの場合「私的年金」の範疇に從來入れられている。Rein and Stapf-Finé (2001) では、年金が私的であるか公的であるかといった点はあまり重要ではなく、たとえば労働協約などによって、どれほど広範にそのカバレッジが強制的に及んでいるのかという点が重要であるとしている。
  - 12) LIS においても、1990年代半ばのデータが、現時点で国際比較可能な最新データである。
  - 13) 平成11年度厚生科学研究補助金(政策科学推進研究事業)『活力ある豊かな高齢社会実現のための方策に関する研究』による再集計結果を用いた。ただし、この再集計結果は、OECDの集計様式の一部のみに対応している。
  - 14) 日本における各調査においても、さまざまな相違が存在している。こうした相違、および所得格差指標への影響については、梅溪 (2000)、舟岡 (2001) などに詳しい。
  - 15) 日本でも、OECD 経済政策委員会 (第1期所得分配プロジェクト) に1997年に提出された再集計データでは、「全国消費実態調査」を用いているため、個人所得税、住民税、年金保険料と医療保険料の値は全て推計値となっている。固定資産税、自動車税、雇用保険料などは推計されなかった。この推計方法の詳細については、経済企画庁編 (1998), pp. 96-101 を参照されたい。今回の元データは、国民生活基礎調査を用いているため、推計値ではなく、実際の値が用いられている。
  - 16) したがって、定義的に三世帯同居世帯は生じない。もっとも、住居に基づく世帯区分で推計すると、所得格差指標の数値はやや小さくなることは確認されている。
  - 17) Atkinson *et al.* (1996), pp. 34-37.
  - 18) Atkinson *et al.* (1995), pp. 18-21 に、従来の研究で使用されてきたさまざまな種類の等価尺度が簡潔にまとめられている。また、国民生活基礎調査を用いてさまざまな等価尺度による平均所得や所得格差指標の差を比較検討した分析として、寺崎 (1999) がある。この分析によれば、等価尺度に世帯員数の平方根分の1を用いる場合、世帯規模が小さいところの調整が不十分になることが指摘されている。
  - 19) この指標はゼロ所得があると計算不可能となるので、平均可処分所得の1%未満の所得を持つデータについては、1%の所得があるものとして、この指標を計算するときのみ元の値を置換している。
  - 20) この方法は、Jenkins (1995) や Zyblock (1996) などでも利用されている。
  - 21) スウェーデンがマイナスとなっているのは、所得調査の対象者数として、65歳以上人口がわずかに低下しているという特殊事情によるものである。
  - 22) OECD (2001), p. 39.
  - 23) 社会移転の実質額は伸びている。OECD (2001), p. 39.
  - 24) OECD (2001), p. 25.
  - 25) もっとも、金子・山本 (2000) の分析によれば、1981年の年金改正以後、報酬比例部分が給付に占める割合が低下するような改正が逐次行われたために、近年では、所得格差に対する年金給付の影響は低下する傾向がみられるという。しかし、その精緻なシミュレーションに基づき、現行水準よりも報酬比例部分を6割削減しなければ、世代間の公平性を配慮した平均年金収益率を維持しつつ、高所得階層より低所得階層の方の収益率を高くすることはできない、という結果も示している。

#### 参考文献

Atkinson, A. B., L. Rainwater and T. Smeeding (1996) *Income Distribution in OECD Coun-*

- tries : Evidence from the Luxembourg Income Study, Social Policy Studies, no. 18, OECD, Paris.
- Burniaux, J.-M., T.-T. Dang, D. Fore, M. Förster, M. Mira d'Ercole and H. Oxley (1998) "Income Distribution and Poverty in Selected Countries," *Working Paper*, no. 189, Economics Department, OECD, Paris.
- Casey, B. and A. Yamada (2002) "The Public-Private Mix of Retirement Income in Nine OECD Countries: Some Evidence From Micro-data and an Exploration of its Implications," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 311.
- Disney, R., M. Mira d'Ercole and P. Scherer (1998) "Resources During Retirement," *Ageing Working Paper*, OECD, Paris.
- Disney, R. and E. R. Whitehouse (2001) "Cross-Country Comparisons of Pensioners' Incomes," *UK Department of Social Security Research Report*, No. 142.
- (2002) "The Economic Well-being of Older People in International Perspective: a Critical Review," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 306.
- Förster, M. F. and M. Pellizzari (2000) "Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area," *Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, no. 42, OECD, Paris.
- Hedstrom, P. and S. Ringen (1990) "Age and Income in Contemporary Society," T. M. Smeeding, M. O'Higgins and L. Rainwater (eds.) *Poverty, Inequality and Income Distribution in Comparative Perspective*, pp. 77-104, Harvester Wheatsheaf.
- Jenkins, S. (1995) "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86," *Economica*, vol. 62: 29-63.
- Mookherjee, D. and A. Shorrocks (1982) "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality," *The Economic Journal*, vol. 92: 886-992.
- OECD (1999) *A Caring World: The New Social Policy Agenda*, Paris.
- (2001) *Ageing and Income: Financial Resources and Retirement in 9 OECD Countries*, Paris.
- Oxley, H., J.-M. Burniaux, T.-T. Dang and M. Mira d'Ercole (1999) "Income Distribution and Poverty in 13 OECD Countries," *OECD Economic Studies*, no. 29: 55-76.
- Rein, M. and H. Stapf-Finé (2001) "Income Packaging and Economic Well-Being at the Income Last Stage of the Working Career," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 270.
- Sawyer, M. (1976) *Income Distribution in OECD Countries*, OECD, Paris.
- Shorrocks, A. F. (1982) "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, vol. 50, no. 1: 193-211.
- Smeeding, T. and A. Grodner (2000) "Changing Income Inequality in OECD Countries: Updated Results from the Luxembourg Income Study," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 252.
- Whitehouse, E. R. (2002) "Pension Systems in 15 Countries Compares: the Value of Entitlements," *Discussion Paper*, no. 02/04, Centre for Pensions and Superannuation University of New South Wales, Sydney.
- Yamada, A. and B. H. Casey (2002) "Getting Older, Getting Poorer?: A Study of the Earnings, Pensions, Assets and Living Arrangements of Older People in Nine Countries," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 314.
- Yamada, A. (2002) "The Evolving Retirement Income Package: Trends in Adequacy and Equality in Nine OECD Countries," *Labour Market and Social Policy Occasional Paper*, no. 63, OECD.
- Zyblock, M. (1996) "Why is Family Market Income Inequality Increasing in Canada?," *Working Paper*, No. W-96-11E Applied Research Branch, Human Resource Development Canada.
- 岩本康志 (2000) 「ライフサイクルから見た不平等度」, 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』, pp. 75-94, 東京大学出版会。
- 梅溪健児 (2000) 「所得調査の特徴とジニ係数」『日本労働研究雑誌』 No. 480: 21-32。
- 大竹文雄 (2000) 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』 No. 480: 2-11。
- 大竹文雄・齊藤誠 (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: 65-76。
- 金子能宏・山本克也 (2000) 「公平性の基準と厚生年金改革の効果」『季刊社会保障研究』 Vol. 36, No. 3: 435-453。
- 小島克久 (2001) 「高齢者の所得格差」『人口学研究』 No. 29: 43-52。
- 小原美紀 (2001) 「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』No. 493: 15-29。
- 白波瀬佐和子 (2002) 「日本の所得格差と高齢者世帯——国際比較の観点から」『日本労働研究雑誌』No. 500: 72-85。
- 橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差』, 岩波書店。
- 寺崎康博 (1999) 「ルクセンブルグ所得研究における等価所得比率に関するノート」, 国立社会保障・人口問題研究所『国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究報告書』, pp. 221-230。
- 西崎文平・山田泰・安藤栄祐 (1998) 「日本の所得格差——国際比較の観点から」『経済分析——政策研究の視点』No. 11。
- 舟岡史雄 (2001) 「日本の所得格差の検討」『経済研究』vol. 52, No. 2: 117-131。
- 松浦克己 (1993) 「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 407: 10-17。
- 茂木優寿 (1999) 「年齢構成, 世帯人員構成の変化が世帯の所得および消費格差に与える影響」『郵政研究所月報』6月号: 39-57。
- 山田篤裕 (2000) 「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」, 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』, pp. 199-226, 東京大学出版会。  
(やまだ・あつひろ 慶應義塾大学講師)

## 地域別に見た所得格差

小島 克久

### はじめに

近年、所得格差についての議論が盛んである。「我が国は、諸外国に比べて所得格差が小さいと考えられてきた。しかし、その神話は近年崩壊している」というものである。所得格差に関する背景などについて様々な視点からの議論が行われている。その中でも、我が国における人口変動との関係からの分析も行われており、例えば、「高齢化がジニ係数を押し上げている」という議論（大竹・斎藤（1998）等）や「世帯構造の変動が所得格差の動きに影響を与えている」という議論（大竹（1994）、白波瀬（2001）、舟岡（2001）等）もある。

また、地域という視点から所得格差を論じた研究も多い。Williamson（1965）では、日本を含む20を超える国について、地域別に見た一人（1世帯）あたり所得の変動係数（人口ウェイト付きおよびなし）を算出し<sup>1)</sup>、各国間のクロスセクション分析とアメリカ合衆国および主な国々の時系列分析を試みている。我が国においても、篠原（1964）、伊藤（1963）、西岡（1966）による戦後から1960年頃を対象とした地域間所得格差の分析が、経済審議会（1981）、谷沢（1998）、安藤（1981）、綿貫（1984）等による1960～70年代を対象とした分析などが行われてきた。

ただ、これらの研究では県民経済計算で用いられる「一人あたり県民所得」を元に分析を進めている。そのため、①地域間所得格差に重点が置かれており、地域内での格差、地域別に見た所得の

分布の違いが分析されていない、②県民所得には企業所得（企業の内部留保など）が含まれ、公的年金などの社会保障移転が含まれず、個人や世帯の所得が必ずしも把握されていない。

このような問題を回避させるために、世帯を対象とした統計を用いた分析として、綿貫（1984）による「家計調査（勤労者世帯）」や「全国消費実態調査」および「就業構造基本調査」を用いた分析や、谷沢（1992）による「家計調査」、「全国消費実態調査」および農水省「農家調査」を用いた分析などがある。先に挙げた地域間所得格差に関する分析ほど研究例は多くない。

また、これらの研究で用いられた統計を見ると、「家計調査」では単身世帯が含まれていなかった。また、「全国消費実態調査」でも、昭和39年以前の調査では、単身者は一部しか対象にされていなかった<sup>2)</sup>。さらに、「家計調査」では、所得についての詳細なデータは勤労者世帯だけからしか得られない。そのためサラリーマン世帯という均質な集団の所得格差になるので、格差の水準は平準化しやすく、地域の所得格差が過小評価される恐れがある。

我が国は、地理的、社会経済的に様々な地域から成り立っているために、所得格差の現状も地域により異なることが考えられる。また、日本国内をいくつかに分割して所得格差の指標を算出し、その地域差の背景を分析することは、我が国と諸外国の所得格差を比較分析する場合と比べて、均質な集団の分析になるので、我が国の所得格差および各種の社会保障政策等にとって、意味深い結果を得ることが可能ではないかと考えられる。

本研究ではこれらの課題等をふまえて、地域分析の視点から見た所得格差について、地域間および地域内の所得格差の状況および所得格差の要因等について分析を行う。

## I 使用データおよび分析手法

### 1 使用データ

厚生労働省「所得再分配調査」(昭和62年、平成2年、5年、8年)を再集計した。同調査のサンプル数は約8千世帯(平成8年)であるので、都道府県別の分析ではサンプル数が小さすぎる。そこで、今回の分析では地域ブロック別で行った。地域ブロックと都道府県との対応関係は以下の通りである<sup>3)</sup>。

北海道：北海道

東北：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県

関東I：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県

関東II：茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県

北陸：新潟県、富山県、石川県、福井県

東海：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県

近畿I：京都府、大阪府、兵庫県

近畿II：滋賀県、奈良県、和歌山県

中国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国：徳島県、香川県、愛媛県、高知県

北九州：福岡県、佐賀県、長崎県、大分県

南九州：熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

### 2 分析手法——所得の算出方法と所得の種類——

本研究では、一人あたり所得(以下、所得)に注目し、個人を単位として分析を行った。

一人あたり所得は下の式から算出される。

$$W = D/S^\epsilon$$

(W：一人あたり所得，D：世帯の所得，S：世帯員数， $\epsilon$ ：等価弾性値)

$\epsilon$ は等価弾性値であるが、ここでは、等価弾性値=0.5とした。

分析に用いる所得であるが、本研究では、可処分

所得(定義は以下の通り)を用いて分析を行う。ただし、所得再分配効果を分析するために、可処分所得に直接税と社会保険料を加え、社会保障給付を除いた当初所得(定義は以下の通り<sup>4)</sup>)も用いた。

当初所得＝雇業者所得＋事業者所得＋家内労働所得＋農耕畜産所得＋利子・配当金＋家賃・地代＋企業年金等＋仕送り＋雑収入

可処分所得＝当初所得＋公的年金・恩給＋その他の社会保障給付金－直接税－社会保険料

なお、直接税は所得税、個人住民税に限定し、「所得再分配調査」で直接税に含まれる固定資産税、自動車税は除いた<sup>5)</sup>。

### 3 所得格差指標

これらの所得について所得格差の程度を分析するが、格差の指標として、MLD(The Mean Log Deviation, 平方対数偏差)を用いた。まず、MLDの算出式は以下の通りである<sup>6)</sup>。

$$MLD = \frac{\sum_i \sum_j \log\left(\frac{\mu}{W_{ij}^*}\right)}{n}$$

今回の分析でMLDを用いたのは、同質集団別の要因分解が可能であるからである。その要因分解式は以下の通りである。

$$MLD = \underbrace{\sum_g w_g \cdot MLD_g}_{\text{within MLD between MLD}} + \underbrace{\sum_g w_g \cdot \ln\left(\frac{1}{\lambda_g}\right)}_{\left(\lambda_g = \frac{y_g}{\bar{y}}\right)}$$

$g$ ；同質集団(年齢階級別など)  
 $w_g$ ；集団  $g$  人口の地域人口に占める割合  
 $MLD_g$ ；集団  $g$  における集団内の MLD  
 $\bar{y}$ ；地域の平均所得  
 $y_g$ ；集団  $g$  における平均所得

左辺のMLDを分解すると、右辺の2つの項に分けられる。第1項は同質集団に属する人の所得格差(MLD)を各集団に属する人の割合でウェイ



ト付けして合計したものである。それぞれの集団に属する人々の間での所得格差要因とすることができる(集団内格差要因)。第2項は各集団における所得平均値と全体の所得平均値の比を対数表示して人口でウェイト付け平均したものであり、集団の間での所得格差要因とすることができる(集団間格差要因)。

例えば、この分析を年齢階級別で行うと、集団内格差要因は年齢内所得格差要因に、集団間格差要因は年齢間所得格差要因となる。

また、各集団における集団内格差要因と集団間格差要因を合計すると、その集団固有の所得格差要因となる。例えば、年齢階級別での所得格差の要因分解の場合、65歳以上の者の中での所得格差要因と65歳以上の者と他の世代との所得格差要因の合計が65歳以上の者の所得格差要因となる。

このような要因分解により、「所得格差変化の中で高齢化が説明できる要因はどの程度なのか」といったことについて分析を行うことができる。

#### 4 データクリーニング

本研究では、矛盾のあるデータを排除するためのデータクリーニングを行った。なお、データクリーニングに当たっては、地域ブロック別のサンプル数が極端に小さくならないように配慮した。ここでは以下のようなケースを分析から排除した。

- ①所得に対して、直接税と社会保険料の負担割合がそれぞれ60%以上、20%以上のケース(直接税については昭和61年当時の税率構造を、社会保険料については平成10年の公的年金、公的医療保険等の保険料率をもとにして算出)
  - ②可処分所得がゼロ以下のケース
  - ③世帯主年齢が70歳以上であるにもかかわらず年金所得がゼロ
  - ④年齢不詳のケース
- ①は税や社会保険料といった拠出金と所得とのバランスを著しく欠くケースであり、明らかに所得の過少申告、拠出金の過大申告と見なすことができる。②については、固定資産税を直接税から

除いているため、低所得で住宅等の資産が多いケースで可処分所得がマイナスになることは考えにくい。そこで、可処分所得がマイナス以下のケースはあり得ないものとして排除した。③も所得の過少申告の問題に関係する。我が国では、高齢者世帯の所得のおよそ7割が年金・恩給であり、所得が公的年金・恩給のみである高齢者世帯も同受給世帯の6割近くを占める(厚生労働省「平成13年国民生活基礎調査」)。そのため、公的年金・恩給が0であるケースはまれであり、調査の際に申告しなかった可能性が高い。特に労働力率が65~69歳と比べて大きく低下する70歳以上では、この傾向は顕著になるのではと思われる<sup>7)</sup>。このような理由から③のような世帯を排除した。④は所得格差と人口構造(年齢構造)との関係についての分析を容易にするためにとった措置である。データクリーニングの結果は、各年時とも1%程度のサンプルが排除されたが、サンプル数は昭和62年から順に、25,463人、28,036人、26,556人、24,086人確保された。

## II 地域ブロック別に見た所得格差

### 1 地域ブロック別所得格差の水準

平成8年における地域ブロック別MLDを見てみよう。まず、当初所得ベースで見ると、北海道の0.245をはじめ、四国で0.232、近畿Iの0.229、南九州で0.223の順でMLDが高くなっている。一方、MLDが最も低いのは、北陸の0.144であり、以下、関東Iの0.158、東海の0.166が続いている。次に、可処分所得ベースで見ると、四国の0.093をはじめ、南九州(0.084)、北九州(0.082)で高くなっている。一方、東海(0.072)、関東I(0.074)、近畿II(0.074)でMLDは低くなっている。このように、MLDで見た所得格差は、北海道や四国と九州、近畿地方の一部で大きく、その他の地域、特に関東や東海地方で小さいことが分かる。(表1)

また、昭和62年以降の傾向を当初所得ベースで見ると、昭和62年には0.197(南九州)~0.077(北陸)の間にあったものが、平成2年には

表1 地域ブロック別に見た所得格差

所得種類	地域ブロック	所得格差指標 (MLD)				格差				指標の変化 昭和62年→ 平成8年
		昭和62年	平成2年	平成5年	平成8年	昭和62年	平成2年	平成5年	平成8年	
当初所得	平均	0.148	0.169	0.175	0.193					+
	北海道	0.190	0.215	0.238	0.245	++	++	++	++	+
	東北	0.121	0.138	0.156	0.173	-	-	-	-	+
	関東-I	0.132	0.151	0.157	0.158	-	-	-	-	+
	関東-II	0.097	0.144	0.140	0.206	-	-	-	+	+
	北陸	0.077	0.129	0.128	0.144	-	-	-	-	+
	東海	0.120	0.119	0.134	0.166	-	-	-	-	+
	近畿-I	0.164	0.168	0.173	0.229	++	-	-	++	+
	近畿-II	0.141	0.171	0.197	0.198	-	+	++	+	+
	中国	0.181	0.163	0.209	0.186	++	-	++	-	+
	四国	0.157	0.234	0.205	0.232	+	++	++	++	+
	北九州	0.191	0.242	0.215	0.205	++	++	++	+	+
	南九州	0.197	0.232	0.225	0.223	++	++	++	++	+
可処分所得	平均	0.068	0.081	0.078	0.079					+
	北海道	0.073	0.083	0.080	0.068	+	+	+	-	-
	東北	0.062	0.076	0.075	0.074	-	-	-	-	+
	関東-I	0.062	0.079	0.073	0.074	-	-	-	-	+
	関東-II	0.056	0.077	0.068	0.082	-	-	-	+	+
	北陸	0.040	0.062	0.063	0.063	-	-	-	-	+
	東海	0.060	0.066	0.067	0.072	-	-	-	-	+
	近畿-I	0.076	0.081	0.070	0.077	++	-	-	-	+
	近畿-II	0.075	0.080	0.081	0.074	++	-	+	-	-
	中国	0.076	0.070	0.084	0.069	++	-	+	-	-
	四国	0.062	0.082	0.084	0.093	-	+	+	++	+
	北九州	0.073	0.087	0.090	0.082	+	+	++	+	+
	南九州	0.071	0.103	0.086	0.084	+	++	++	+	+

資料) 厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果。

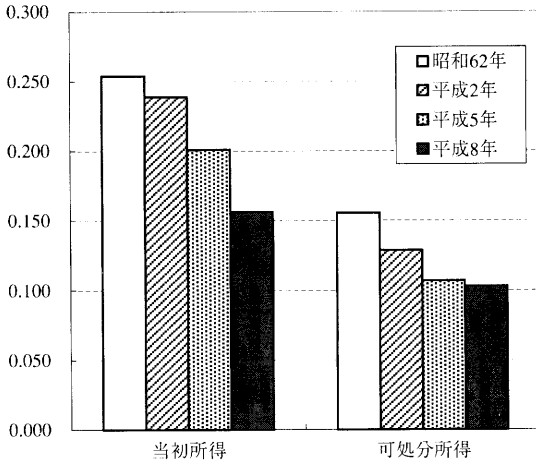
注) 格差について、MLDが全国平均を上回る場合、10%以上高い場合は「++」、0~10%高い場合は「+」、下回る場合は「-」で示した。また、指標の変化(1987年→96年)については、MLDが上昇している場合は「+」、低下している場合は「-」で示した。太字は三大都市圏。

0.242(北九州)~0.119(東海)、平成5年には0.238(北海道)~0.128(北陸)、平成8年には0.245(北海道)~0.144(北陸)へと推移しており、MLDの水準は全国的に上昇している。また、地理的な傾向を見ると、北海道や四国、九州でMLDが高く、北陸、東海、関東IでMLDが低い傾向は安定的であることが分かる。(表1)

また、可処分所得ベースで見ると、昭和62年には0.076(中国)~0.040(北陸)の間にあったものが、平成2年には0.103(南九州)~0.062(北陸)、平成5年には0.090(北九州)~0.063(北陸)、平成8年には0.093(四国)~0.063(北

陸)へと推移しており、ジニ係数の水準は全国的に上昇している。また、地理的な傾向も、四国、九州でMLDが高く、北陸などで低い傾向が安定的であることが分かる。(表1)

MLDは全国的に上昇しており、その高低の地理的な傾向は安定的であった。それでは、MLDの水準の地域差はいかなるものになっているのだろうか。そこで、地域ブロック別MLDのばらつきを計測するために、MLDの変動係数を求めた。可処分所得ベースで見ると、昭和62年の0.254から平成8年には0.156にまで低下しており、当初所得ベースでも昭和62年の0.155から平成8



資料) 厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果より作成。

図1 地域ブロック別 MLD の変動係数

年には0.103にまで低下している。よって、所得格差の現れ方の地域差は小さくなる傾向にあるといえよう。(図1)

このように、地域ブロック別に見た MLD から地域の所得格差を比較すると、北海道と西日本で所得格差が大きく、その他の地域で小さいという傾向が現れている。時系列で見ると、MLD は全国的に上昇しているが、MLD の高低に関する地理的パターンは安定的である。一方で、MLD の地域格差は縮小する傾向にある。よって、地域別の所得格差はその差(水準・地理的傾向)を維持しつつ、縮小する傾向にあることが分かる。

### III 地域ブロック別に見た所得再分配効果

当初所得と可処分所得の MLD を比較すると、税や社会保障による所得再分配の効果を測定することができる。この効果の地域差を見ることで、地域により所得再分配効果がどの程度機能しているかを評価することができる。

当初所得と可処分所得の MLD を比較すると、全ての地域で前者が後者を下回っており、税や社会保障(現金給付と保険料)による所得再分配効果が現れている。当初所得と可処分所得の MLD の変化率を、所得格差の「改善度」として見ると、

表2 地域ブロック別 MLD の改善度

所得種類	地域 ブロック	MLD 改善度			
		昭和62年	平成2年	平成5年	平成8年
改善度 (当初所得 →可処分 所得)	北海道	61.6%	61.4%	66.4%	72.3%
	東北	49.0%	45.5%	51.7%	56.9%
	関東-I	53.1%	47.9%	53.6%	53.5%
	関東-II	42.5%	46.6%	51.4%	60.1%
	北陸	47.5%	52.4%	50.5%	55.9%
	東海	50.6%	44.5%	50.1%	56.3%
	近畿-I	53.8%	52.0%	59.7%	66.3%
	近畿-II	46.9%	53.2%	58.9%	62.8%
	中国	57.8%	57.2%	59.7%	63.1%
	四国	60.5%	64.8%	59.0%	59.7%
	北九州	61.5%	64.1%	58.3%	60.2%
	南九州	64.1%	55.6%	61.8%	62.3%
	平均	54.0%	51.9%	55.7%	59.1%
分散	0.4%	0.5%	0.2%	0.2%	
変動係数	12.4%	13.0%	8.9%	8.3%	

資料) 厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果。

注) 太字は三大都市圏。

平成8年では、北海道の72.3%が最も高く、以下、近畿 I (66.3%)、中国(63.1%)、近畿 II (62.8%)、南九州(62.3%)となっている。ただし、最も低い関東 I でも53.5%の改善度となっている。

時系列で見ると、昭和62年では、改善度が最も高いのは南九州(64.1%)、最も低いのは関東 II (42.5%)となっている。以下、平成2年では四国(64.8%)と東海(44.5%)、平成5年では北海道(66.4%)と東海(50.1%)となっている。

改善度が高い地域は、当初所得ベースの MLD が高い地域で高く、所得格差が大きい地域ほど所得再分配効果が大きい。しかし、最も高い地域(北海道)と低い地域(関東 I)との差は、例えば、平成8年では、19ポイント程度であり、極端に大きな差があるとはいえない。このことから、所得再分配効果は地域による差はある程度あるものの、全ての地域で相当程度機能していることが分かる。(表2)

また、MLD の地域差をその変動係数から見ると、当初所得ベースのものよりも可処分所得ベースのものの方が小さくなっている。そのため、所得再分配機能とは地域の所得格差を縮小させる効

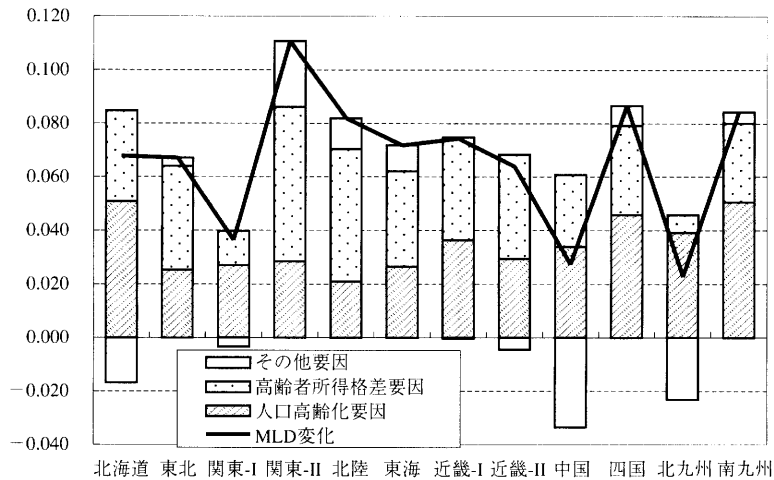
果とともに所得格差の地域差を縮小させる機能も併せ持っていることが分かる。(図1)

#### IV 地域ブロック別所得格差の背景

##### 1 人口高齢化と所得格差の関係

地域ブロック別に所得格差を見るとその水準な

どに差があることが分かった。我が国では社会経済面において、地域的な特徴を持つ。例えば、我が国では全国的に高齢化が進行しているが、東京圏を中心とする三大都市圏とその他の地域では高齢化の水準が異なる<sup>8)</sup>。そのため高齢化が所得格差に与える影響も地域により異なるものと考えられる。そこで、両者の関係について、既に述べた

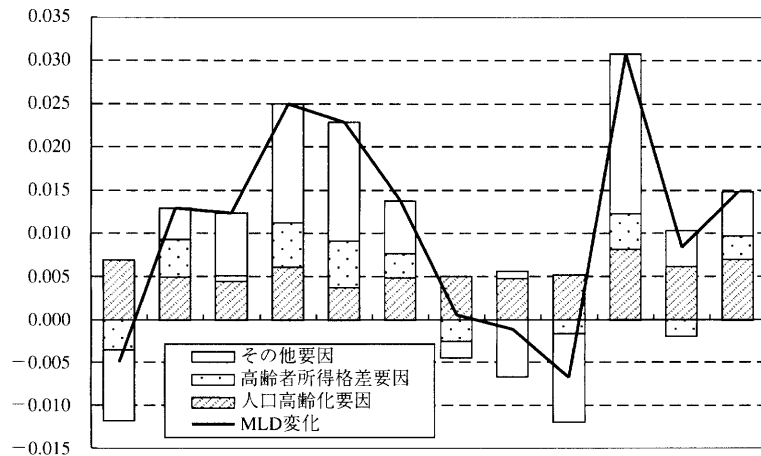


北海道 東北 関東-I 関東-II 北陸 東海 近畿-I 近畿-II 中国 四国 北九州 南九州

資料) 厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果。

注) 「其他要因」とは、人口高齢化、高齢者の所得格差以外の変化を意味する。

図2 MLDの変化と人口高齢化(当初所得:昭和62年→平成8年)



北海道 東北 関東-I 関東-II 北陸 東海 近畿-I 近畿-II 中国 四国 北九州 南九州

資料) 厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果。

注) 「其他要因」とは、人口高齢化、高齢者の所得格差以外の変化を意味する。

図3 MLDの変化と人口高齢化(可処分所得:昭和62年→平成8年)

MLDの要因分解式による分析を行う。なお、年齢階級は15歳未満、15～64歳、65歳以上の3つとした。年齢階級別のMLDのウェイト付けに必要な地域・年齢階級別人口構成比は、サンプリングエラーによる影響を回避させるために、総務省統計局「推計人口」の数値を用いた。

昭和62年から平成8年にかけてのMLD変化から高齢者が増えたことによる要因(高齢化要因)と高齢者の所得格差が変化したことによる要因(高齢者所得格差要因)を取り出してみると、地域を問わず両者はMLDを引き上げる方向で寄与しており、両者の合計がMLD変化のほとんどを説明している。特に、高齢化要因は昭和62年から平成8年の間に高齢化の進行が大きかった、北海道、中国、四国、北九州、南九州といった地域で大きくなっている。このように、高齢化が地

域の所得格差を相当な程度引き上げる効果を有することが分かる。(図2, 3)

2 高齢者の所得格差

高齢者所得格差要因も地域の所得格差を引き上げる方向で寄与している。高齢者の所得格差を見ると、年齢総数の場合と比べて全国的に大きなものになっている。平成8年の数値で見ると、高齢者のMLDは当初所得で0.688～0.411、可処分所得で0.110～0.071の水準にある。同じ年における年齢総数のMLDとの比較を行うと、当初所得ベースの高齢者のMLDはほとんどの地域で年齢総数のMLDの2倍以上であり、可処分所得ベースでも1～2倍程度の水準にある。時系列で見ても、同様の傾向が見られる。これより、高齢者の所得格差は全国的に大きく、これが高齢化(高

表3 地域ブロック別に見た高齢者の所得格差

所得種類	地域 ブロック	高齢者のMLD				高齢者のMLD/年齢総数MLD			
		昭和62年	平成2年	平成5年	平成8年	昭和62年	平成2年	平成5年	平成8年
当初所得	北海道	0.565	0.564	0.713	0.664	2.98	2.62	2.99	2.71
	東北	0.219	0.271	0.363	0.417	1.81	1.96	2.32	2.41
	関東-I	0.447	0.528	0.528	0.535	3.40	3.50	3.36	3.38
	関東-II	0.257	0.338	0.398	0.548	2.64	2.35	2.84	2.66
	北陸	0.174	0.365	0.276	0.411	2.26	2.83	2.16	2.85
	東海	0.306	0.329	0.396	0.497	2.54	2.76	2.95	3.00
	近畿-I	0.535	0.470	0.564	0.688	3.27	2.79	3.26	3.01
	近畿-II	0.384	0.390	0.682	0.563	2.72	2.29	3.47	2.85
	中国	0.422	0.475	0.509	0.532	2.34	2.91	2.43	2.86
	四国	0.441	0.644	0.476	0.567	2.80	2.75	2.32	2.45
	北九州	0.482	0.583	0.551	0.520	2.52	2.41	2.56	2.54
	南九州	0.545	0.570	0.571	0.618	2.77	2.46	2.54	2.77
	可処分所得	北海道	0.117	0.082	0.109	0.091	1.61	0.99	1.37
東北		0.068	0.080	0.076	0.097	1.10	1.06	1.01	1.30
関東-I		0.097	0.130	0.107	0.103	1.57	1.65	1.46	1.40
関東-II		0.070	0.107	0.094	0.106	1.25	1.39	1.39	1.28
北陸		0.047	0.090	0.097	0.081	1.17	1.47	1.53	1.28
東海		0.068	0.092	0.081	0.090	1.15	1.39	1.21	1.25
近畿-I		0.128	0.112	0.111	0.106	1.69	1.39	1.59	1.38
近畿-II		0.094	0.083	0.119	0.100	1.25	1.04	1.48	1.35
中国		0.100	0.100	0.107	0.089	1.31	1.43	1.27	1.30
四国		0.085	0.136	0.092	0.110	1.37	1.65	1.10	1.18
北九州		0.085	0.120	0.086	0.071	1.16	1.38	0.96	0.87
南九州		0.089	0.122	0.091	0.106	1.26	1.19	1.06	1.27

資料) 厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果。

注) 太字は三大都市圏。

高齢者の増加)とあいまって、所得格差を全国的に拡大させる背景となっていることが分かる。(表3)

高齢者のMLDは、当初所得ベースの方が可処分所得ベースよりも高く、その水準も1にかなり近い水準にある。これは、高齢者が就業や資産運用から得る所得の格差は、全国的に非常に大きく、公的年金・恩給等の社会保障給付や税による所得再分配により所得格差を大きく縮小させていることを意味する。これより、高齢者の所得格差の背景には、就業の有無があるものと思われる。実際に、高齢者の有業率を総務省「就業構造基本調査」から見ると、平成9年では、関東Ⅱの30.4%から北九州の21.8%までの分布となっているが、関東Ⅰから東海、中国、四国で高く、その他の地域では低くなっている。時系列で見ても同様の傾向が見られる。有業率の高い地域は、MLDも高く、そうでない地域はMLDが低い地域であった。就業している者がある程度多くなると、所得の高い層と低い(ない)層との差が明確に現れてくるためではないかと思われる。(表4)

このように、就業している高齢者が一定の割合で存在することが高齢者の所得格差を大きくさせる。この程度の地域差が、所得格差に地域差をもたらしているものと思われる。さらに、高齢者の就業率における地域差の背景を考えると、①産業構造の差、②就業形態の差が考えられる。①

では、第1次産業のような高齢者が多く就業している産業のウェイトが大きいほど、高齢者の就業率を引き上げるものと思われる。②では、高齢者にとって就業しやすい形態(パートタイム、嘱託など)が普及している企業などの多い地域ほど、高齢者の就業率を引き上げるものと思われる。

## V ま と め

本稿で明らかになったことは以下のようにまとめることができる。

1. 地域ブロック別に見た所得格差には、西高東低の傾向があること。
2. 所得再分配効果は地域を問わずに機能している。あわせて、所得格差の地域差を縮小させる効果も機能している。
3. 各地域における所得格差変化と高齢化との関係を見ると、地域の所得格差を押し上げる方向で寄与している。
4. 高齢者の所得格差にも地域差が存在する。その背景には高齢者の有業率の格差が背景にあるものと思われる。

地域分析を行うと、日本という、社会構造が諸外国と比べて均質な国の中で、異なる社会経済条件を与えると、所得格差はどのようなのかを明らかにすることができる。特に、今回の分析では、高齢化が所得格差の地域差に大きな影響を与えており、特に有業率の差がその背景にあることが分かった。そうすると、高齢者の就業率を上げていくことが、地域の所得格差を縮小することになる。しかし、高齢期は、就労することだけではなく、(所得の有無を問わず)様々な活動を自由に行うことができる時期であると考えられる。そのため、いたずらに高齢者の就労を進めて、所得格差を小さくさせることは、高齢者の自由なライフスタイルの選択の幅を狭くさせることになる。そのため、高齢化による所得格差の拡大とは、高齢者の多様性を反映させた一面もあることを認識する必要があると思われる。

また、今後高齢化がさらに進むことが見通されている。特に東京圏を中心とする三大都市圏にお

表4 高齢者の有業率

地域ブロック	昭和62年	平成4年	平成9年
北海道	21.2%	21.8%	22.5%
東北	23.0%	25.3%	25.4%
関東Ⅰ	26.1%	27.5%	26.4%
関東Ⅱ	30.0%	32.7%	30.4%
北陸	25.6%	28.0%	28.4%
東海	28.0%	31.4%	29.7%
近畿Ⅰ	23.4%	23.7%	24.0%
近畿Ⅱ	24.7%	25.7%	25.9%
中国	29.3%	30.5%	28.3%
四国	26.3%	28.2%	27.6%
北九州	18.5%	21.5%	21.8%
南九州	22.9%	23.4%	23.5%

資料) 総務省統計局「就業構造基本調査」より算出。

注) 太字は三大都市圏。

ける高齢化が急速に進行することが見通されている。このことから考えると、大都市圏での所得格差の拡大が我が国の所得格差のさらなる拡大をもたらすものと思われる。ただし、それは大都市で高齢者が増えたことを反映していることも考慮する必要がある。

所得格差といえば、格差を表す指標の数値の高さのみに着目した議論をしがちであるが、これらの数値の上昇は、全てを「貧富の拡大」で説明できるわけではないことは、今回の分析である程度示すことができたのではないかと考えられる。地域分析は、とすれば単なる地域の記述に終わる懸念があるが、上記の分析から、全国の所得格差の背景を推し量ることが可能であり、その意味でいえば、地域分析には十分な意味があるものと思われる。

## 付 記

本研究は平成 12～13 年度厚生科学研究補助金(政策科学推進研究事業)『我が国における所得格差の現状と評価に関する研究』において行われた厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果等を活用した。必要な助言等をいただいた関係者に厚くお礼申し上げたい。

## 注

- 1) 国により一人あたり所得や1世帯あたり所得を用いるなど、利用データが統一されていない面があった、という指摘がある。
- 2) 単身世帯を対象にした家計調査として、「単身世帯収支調査」が1995年から行われている。2000年より、「家計調査」と「単身世帯収支調査」を合わせて集計した「家計総世帯集計」が公表されてきたが、2002年より「家計調査」の調査対象に単身世帯が含まれるようになった。
- 3) 「所得再分配調査」で用いられている地域ブロック区分と同じものを採用した。
- 4) 貯蓄の取り崩しは含まない。
- 5) 所得格差を分析する上で、直接税を所得に課税される税に限定することが多く、例えば、OECD, “Income Distribution Project Phase 2”においては、直接税を本文の記述のように定義している。
- 6)  $W$  は個人  $k$  の一人あたり所得、 $n$  は世帯員数、 $\mu$  は一人あたり所得の算術平均。MLD は、所得

などの分布が完全平等の時は0、完全不平等の時は数値が1に向かって大きくなる。なお、MLDの算出の際、 $W$  が  $\mu$  は1%以下のときは、 $W$  は  $\mu$  の1%相当の値に置き換える。

7) 総務省統計局「労働力調査」によれば、2001年の高齢者の労働力率は65～69歳で36.7%、70歳以上で14.7%と大きな差がある。

8) 厚生省(2000)、内閣府(2002)を参照のこと。

## 参考文献

- A. B. Atkinson (1995) *Incomes and the welfare state*.
- OECD (1996) *Income Distribution in OECD Countries*.
- (1998) *Terms of reference for a project analyzing the distribution of households incomes*.
- Williamson (1965) “Regional Inequality and the Process of National Development”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 13, pp. 3-45.
- 伊藤善市 (1963) 「日本経済の地域構造」『国土開発の経済学』, pp. 3-25, 春秋社。
- (1963) 「補論 地域開発と社会福祉」, 『国土開発の経済学』, pp. 252-265, 春秋社。
- 大竹文雄 (1994) 「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済研究』, 第45号, pp. 385-402。
- 大竹文雄・斎藤誠 (1998) 「所得不平等化の背景と政策的含意：年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化」『所得再分配の評価手法に関する研究』(平成9年度厚生科学研究費補助金(政策科学推進研究事業))。
- 経済企画庁 (1987) 『昭和62年地域経済レポート』。
- (1990) 『平成2年地域経済レポート』。
- 経済企画庁経済研究所編 (1998) 『日本の所得格差』, 大蔵省印刷局。
- 経済審議会 (1981) 『地域間経済格差の縮小要因について』。
- 厚生省 (2000) 『平成12年版厚生白書』, ぎょうせい。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2000) 『日本の世帯数の将来推計 全国推計/都道府県別推計』, 2000年3月。
- 小島克久 (2001) 「高齢者の所得格差」『人口学研究』, 第29号, pp. 43-52。
- 坂下 昇 (1987) 「地域格差発生要因の国際比較—理論的分析—」『地域間所得格差の研究』, pp. 137-172, 経済企画庁経済研究所。
- 白波瀬佐和子 (2001) 「日本の所得格差の趨勢と現状—国際比較の観点から—」『日本の所得格差の現状と評価に関する研究』(平成12年度厚生科学研究費補助金(政策科学推進研究事業))。

- 高山憲之・有田富美子(1996)『貯蓄と資産形成』(一橋大学経済研究叢書), 岩波書店。
- 橘木俊詔(1998)『日本の経済格差』, 岩波書店。
- 谷岡弘二・山田浩之(2000)「戦後の日本における地域間所得格差の推移とその要因について」『応用地域学研究』, 第5号, pp. 149-150。
- 内閣府(2002)『平成14年版高齢社会白書』, 財務省印刷局。
- 西岡久雄(1966)『地域間所得較差の研究』, 大明堂。
- H. アームストロング・J. テイラー/坂下昇訳(1998)『地域経済学と地域政策』, 流通経済大学出版社。
- 原 勲(2000)『地域の経済学』, 中央経済社。
- 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。
- 谷沢弘毅(1992)「戦後日本の地域間格差の動向」『経済研究』, 第43巻第2号, pp. 133-148, 一橋大学経済研究所。
- (1998)「地域間格差の動向と地域開発政策のあり方」『季刊 ほくとう』, 第50号, 北海道東北開発公庫。
- 綿貫伸一郎(1984)『所得不平等と地域格差』, 大阪府立大学経済学部。
- (こじま・かつひさ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第3室長)



## 公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定

大 日 康 史

### I はじめに

公的介護保険が導入されて既に2年近く経過するが、その機能を検討するためには、需要側あるいは供給側の情報が必要である。本稿では、ある地域において要介護認定を受けた高齢者の実際の介護需要に関する調査に基づいて、その需要行動を分析する。このように公的介護保険における実際の需要行動を分析した研究は極めて少ない。

従来の研究は、そのほとんどが公的介護保険導入以前に行われていたために、その分析のほとんどが仮想的質問法に依存せざるをえなかった。仮想的質問法では価格も自由に設定できるために、価格弾力性の分析が行えるが、反面、その信頼性は低いといわざるをえない<sup>1)</sup>。

一方、実際の需要行動を分析するのであればその信頼性は高いが、介護報酬として価格が公定されているために、実際の需要行動から厚生分析を検討するための基本的な情報である価格弾力性を導出することは非常に困難である。介護には医療と異なり密接な代替財(家計内生産能力)が存在するために、価格弾力性がかなり大きいと予想される。このように実際の需要行動と仮想的質問法とは互いに補完的であると考えべきであろう。

本稿では困難であるこの価格弾力性の推定にあえて取り組みたい。その基礎となる情報は、「介護保険法の円滑な実施のための特別対策」として実施されている低所得世帯にあって法施行時にホームヘルプサービスを利用していた高齢者に対する自己負担を3%に軽減する措置(厚生労働省

『全国老人福祉担当課長及び介護保険担当課長会議資料 平成11年11月29日』)である。これを利用して同じ要介護度で、同じ所得(低所得)であるが、公的介護保険導入以前に利用していた高齢者としていなかった高齢者とを比較して、その需要の差から価格弾力性を推定する。このような実際の利用データを用いた価格弾力性の推定は筆者の知る限り本稿がはじめてである。

### II データ

本稿で使用するデータはある地域(2つの市と3つの郡)における要介護認定を受けた高齢者世帯の約半数(1500世帯)に対して行った調査である。有効回収は1075世帯で、有効回収率は71.7%である。調査では、その世帯に関する情報や公的介護保険の利用状況、公的介護保険導入以前での利用状況が調査されている。要介護認定を受けた方だけの調査で、調査数が1000世帯を超える調査はきわめて貴重な調査であるといえよう。

冒頭述べたように、本稿での分析の対象は低所得世帯である。そのために状況を可能な限りそろえるために、分析対象はあえて別居世帯に限定し、同居世帯での高齢者は分析の対象としない。

低所得世帯の定義は厳密には家計中心者が非課税である世帯である(生活保護世帯含む)。しかしながら、この調査では課税の有無は直接調査されていない。非課税世帯の定義は、65歳未満単身者で108万円、65歳以上単身者で228万円、65歳未満で控除対象配偶者のいる場合208万円、65歳以上で控除対象配偶者のいる場合では328

表1 記述統計量

	要支援	要介護度1	要介護度2	要介護度3		要介護度4以上
自己負担額	3550.113	7481.608	10146.11	15961.56	自己負担額	20022.79
過去利用	.5882353	.5	.4897959	.5625	要介護度5	.5714286
低所得	.6216216	.4157303	.4	.3541667	過去利用	.6341463
軽減対象	.4117647	.3285714	.2244898	.25	低所得	.3285714
独居	.6081081	.4831461	.1666667	.1666667	軽減対象	.2682927
女性	.8378378	.7303371	.6833333	.6875	独居	.2714286
市部	.4594595	.5168539	.5333333	.3541667	女性	.6571429
世帯所得(対数)	5.104682	5.549041	5.793014	5.659312	市部	.5285714
年齢	81.62162	81.54494	82	85.20833	世帯所得(対数)	5.813413
					年齢	83

注) 標本数は、要支援から順に48, 63, 44, 27, 35である。自己負担額は、推測される自己負担額の範囲の中央値を示しており、推定における被説明変数ではない。

万円となっている。しかしながら年収の正確な数値や年齢や就業状態を含めた詳しい家族構成は不明であるので、以下では単独世帯であれば200万円未満の場合、老夫婦世帯であれば300万円未満の場合に非課税世帯と定義する。

記述統計量が表1にまとめられている。表から明らかなように、公的介護保険導入以前の利用経験はほぼ要介護度間で大きく変わらないものの、低所得世帯である割合は、要介護度が高まるにしたがい減少し、結果として軽減対象の割合も減少する傾向にある。要介護度が上がるに従い世帯所得が増加するのは、同居か別居かの選択と要介護度や所得との相互依存関係による。一般に要介護度が上がると、公的介護保険あるいはそれ以外の市場サービスの利用可能性から、低所得では別居を維持できず、子ども世代との同居を選択することはよく知られている。

### III 推定モデル

被説明変数は公的介護保険を利用した際の自己負担額(対数)である<sup>2)</sup>。これは、利用の有無、自己負担額(2000, 5000, 10000, 20000, 30000円未満, 30000円以上の5段階)、要介護度に応じた支給限度額(要支援から順に6150, 16580, 19480, 26750, 30600, 35830円)から、ある幅を持って知ることができる。さらに、支給限度額を使い切っているか否かの設問があり、その情報も

幅を狭くするのに有用である<sup>3)</sup>。

説明変数は、公的介護保険導入以前の介護サービスの利用ダミー、低所得世帯ダミー、両者の積、世帯形態(独居か否か)、市部か否か、要介護者の性別、世帯所得(対数)、要介護者の年齢である。世帯形態の場合の基準は老夫婦のみ世帯である。こうした世帯構造は、家計の介護能力を意味している。家計の介護能力は公的介護保険における介護サービスとの密接な代替財であると考えられるので、その程度は需要を決定付ける重要な要因である。

本稿では自己負担率が3%に軽減されている高齢者と、所得や世帯構造等の状況が同じである高齢者との需要行動を比較する。その要件は、低所得世帯でかつ公的介護保険導入以前の介護サービス利用者であるので、公的介護保険導入以前の介護サービスの利用ダミーと低所得世帯ダミーの積がそれに該当する。しかしながら、自己負担率軽減による需要喚起以外にも、低所得あるいは公的介護保険導入以前の介護サービスの利用が、公的介護保険下での需要に影響を及ぼす。つまり、自己負担の軽減を別にして、低所得であること自身、需要を抑制することが既に明らかになっている(大日(2002))。また、利用経験も、それを前提とした生活パターンが形成されているために、仮に軽減が無くても需要は高くなる。したがって、こうした影響を適切に制御しなければ、自己負担軽減の純粋な効果を抽出することができない。そ

のために、公的介護保険導入以前の介護サービスの利用ダミーあるいは低所得世帯ダミーを、積とは別に説明変数として加える。このことによって、両者の積の係数は、低所得世帯でかつての利用経験がある高齢者と無い高齢者の需要の比較、あるいはかつての利用経験がある高齢者の内、低所得者とそうでない高齢者との比較をすることになる。言うまでもなく、その差は純粋な自己負担軽減による需要喚起の効果である。

推定方法は、被説明変数がカテゴリー・データであるので、カテゴリー推定法を用いる。この推定法は、Tobit 推定法を一般化したものと理解される。具体的には、被説明変数を  $y$ 、説明変数を  $X$  として、対数尤度関数  $\log L$  は、

$$\log L = \sum_{i=1}^N \log \int_{\underline{S}(i)}^{\bar{S}(i)} \phi\left(\frac{y - X\beta}{\sigma}\right) dy \quad (1)$$

と表される。ここで、 $\underline{S}(i)$ 、 $\bar{S}(i)$  は第  $i$  主体が分類されるカテゴリーの上限と下限であり、これはその主体の置かれている状況に応じて変化する。特に、自己負担額が 0 である場合には  $\underline{S}(i) = -\infty$ 、 $\bar{S}(i) = 0$ 、支給上限に達している場合には  $\underline{S}(i) = \text{支給上限額}$ 、 $\bar{S}(i) = \infty$  である。ここでの問題のように、支給上限額やカテゴリーの幅もその主体の要介護度に応じて異なる複雑な問題の推定に適している。

軽減対象の推定値を  $\alpha$  とすると、被説明変数である利用額の価格に対する弾力性は、

$$\frac{e^{\alpha} - 1}{\frac{3\% - 10\%}{3\% + 10\%}} \quad (2)$$

で表される。ここから、1 を減じた数値が需要の価格弾力性となる<sup>4)</sup>。

なお、推定値あるいは価格弾力性の検定は、小標本に適した Bootstrapping によって信頼区間を求める。具体的には、replication の回数は 1000 回とし、信頼区間は Bias Corrected を用いる (Efron and Tibshirani (1998))。

#### IV 推定結果

推定結果は表 2 にまとめられている。推定された価格弾力性は、同じ表の下にまとめられている。表から、4 つの要介護度分類全てで、いずれも負で有意である<sup>5)</sup>。しかも、要介護度 1 以上の要介護度では、中央値では -1 以下となっている。しかしながら、有意に弾力性が -1 を下回るのは、要介護度 4、5 のみである。

特徴的なのは、全体的に要介護度が上がるにしたがって、弾力性が高まっている点である。これは、点推定量では要介護度 3 を唯一の例外として成り立っている。また、その要介護度 3 においても、信頼区間は要介護度 2 と重なっており、両者が異なるとする帰無仮説は棄却されない。他方で、要介護度 1 以下あるいは要介護度 2 以上では有意な差はなく、両者の間では有意な差がある。

さらに重要なのは要介護度 2 と 4 以上において価格弾力性の信頼区間が -1 を下回っている点である。価格弾力性が -1 であることは、価格低下を補うだけ利用量を増加させ、利用総額は不変である状態を指す。それを下回るということは、価格低下以上に利用量を増加させ、利用総額は増加していることを意味する。

直感的には要介護度が高い方が介護サービスの必要度が高く、非弾力的になると予想されるが、ここでの推定結果では逆である。その解釈として、いくつかの可能性が指摘できる。まず考えられる理由としては、需要側の要因以外の理由によって利用量が決まっている場合である。その典型的な状況は、介護サービス供給の絶対量が不足しており、希望しながらも利用できないという状況である。しかしながら、この場合には要介護度に関係なく非弾力的になると考えられるので、要介護度が上がるに伴い単調に弾力的になることを説明できない。

また、分析対象が別居高齢者であることを考慮すると、ケアプランの作成においてケアマネージャーの役割が重要であり、ケアマネージャーが必要でないと判断している可能性がある。他方で、

表2 推定結果

要介護度	説明変数	中央値	95%信頼 区間下限	95%信頼 区間上限
要支援				
	過去利用	1.2501	0.0415	2.1382
	低所得	3.1445	1.0348	4.5285
	軽減対象	-2.1486	-3.1340	-0.7018
	独居	-1.8494	-2.5714	-0.8540
	女性	-0.6113	-1.2073	0.0640
	市部	-0.1507	-0.5575	0.1930
	世帯所得	0.8202	0.4025	1.2041
	年齢	-0.0167	-0.0423	0.0065
	定数項	4.9736	1.6475	8.1540
	$\sigma$	1.5785	0.8424	1.8737
	価格弾力性	-0.1797	-0.1119	-0.5317
要介護度 1				
	過去利用	0.1219	-0.1815	0.4388
	低所得	0.5523	0.1356	0.9452
	軽減対象	-0.6749	-1.1831	-0.2107
	独居	-0.5170	-0.7912	-0.2542
	女性	-0.6732	-0.8583	-0.4661
	市部	0.1755	-0.0559	0.3983
	世帯所得	0.1463	-0.1180	0.3778
	年齢	0.0125	-0.0004	0.0271
	定数項	7.1780	5.5736	9.1342
	$\sigma$	1.0162	0.9376	1.0911
	価格弾力性	-0.5443	-0.3559	-0.8236
要介護度 2				
	過去利用	0.5173	0.1968	0.8103
	低所得	0.0689	-0.4983	0.6824
	軽減対象	0.5708	-0.0503	1.1572
	独居	-0.5900	-1.1024	-0.0670
	女性	-0.0421	-0.2932	0.2138
	市部	0.2528	-0.0076	0.5093
	世帯所得	0.2330	-0.0918	0.5613
	年齢	0.0108	-0.0080	0.0277
	定数項	6.4293	3.7237	8.6842
	$\sigma$	0.9047	0.7964	1.0034
	価格弾力性	-1.7146	-1.0479	-3.0252
要介護度 3				
	過去利用	0.0117	-0.5249	0.5173
	低所得	0.1305	-0.7332	0.9965
	軽減対象	0.2086	-0.9695	1.2357
	独居	0.2719	-0.7507	1.9942
	女性	0.7004	0.2358	1.2011
	市部	-0.2194	-0.7730	0.3859
	世帯所得	0.3094	-0.2299	1.2097
	年齢	0.0090	-0.0453	0.0368
	定数項	6.2717	0.3030	13.1769
	$\sigma$	1.0885	0.8376	1.2238
	価格弾力性	-1.2154	-0.4236	-3.2664
要介護度 4 以上				
	要介護度 5	-0.0012	-0.2128	0.2411
	過去利用	-0.3778	-0.6628	-0.0700
	低所得	-1.2570	-1.9093	-0.3882
	軽減対象	0.8905	0.3616	1.3290
	独居	-0.3965	-0.8242	0.1329
	女性	-0.2035	-0.4287	0.0363
	市部	0.0417	-0.2230	0.3391
	世帯所得	-0.2263	-0.6216	0.2691
	年齢	-0.0126	-0.0256	0.0002
	定数項	12.8491	9.7458	15.3722
	$\sigma$	0.6970	0.6035	0.7725
	価格弾力性	-2.3338	-1.4045	-3.5789

要介護度が上がると、ケアマネージャーが介護サービスの必要性を高く評価するために、結果的には自己負担額が高くなる程まで需要されている状況が推察される。

もう1つの潜在的な理由としては、調査設計上の問題が指摘されよう。前述したように、自己負担額は要介護度に関係なく同じ定義のカテゴリーで調査されている。そのため、要介護度が低いと回答可能な選択肢は少なく、利用上限額が高まるに従い選択肢が多くなる。つまり、要介護度が高い方がその変化を捉えやすく、要介護度が低ければ捉えにくい。もしこの状況が成り立っていれば仮に価格弾力性が要介護度に依存していなくても、要介護度が低い方がより非弾力的になるであろう。

その他の説明変数では、一貫した傾向は捉えづらいが、少なくとも要介護度2以下では独居高齢者での利用額は老夫婦世帯よりも低い。これは、家事援助で典型的なように、たとえ要介護者でない世帯員にも公的介護保険のサービスの便益が副次的に及びうることが考えられるために、またそれが代替的な市場サービスよりも安価であるために、老夫婦世帯での需要が増えている可能性がある<sup>6)</sup>。その他には、要介護度2以下では公的介護保険導入以前での利用経験や低所得世帯では利用額が増加する傾向があるが、逆に要介護度4以上であれば、負で有意である。利用経験における正の効果は習慣形成によるものである。他方、負の効果は公的介護保険導入以前では無料化もしくは非常に安価であったが、それが1割負担を強いられ、実質的には値上げと捉えられ、利用経験のない高齢世帯よりもむしろ需要を減少させたと考えられる。一方、低所得世帯での負の影響は大日(2002)で見出されている所得効果であると考えられる。しかしながら要介護度1以下では、低所得世帯の方が、そうでない世帯よりも利用額が有意に高い。これは低所得世帯での利用額は、正の世帯所得から予測される低い利用額よりも高いことを意味していると理解すべきであろう<sup>7)</sup>。仮に標本数や情報量が十分多ければ、所得の影響は凸的に影響していると推測される。

## V おわりに

本稿では、介護保険者を通じて実施した利用者に対するアンケートを通じて、自己負担の軽減措置が講じられているであろう世帯の利用状況から、公的介護保険下での実際の介護サービス需要の価格弾力性を求めた。その結果、全ての要介護分類で負で有意であり、また要介護度1以下では-1を上回るものの、要介護2以上では-1以下、つまり、価格が増加した場合にはそれ以上に需要が減退することが明らかにされた。

介護サービスと類似した財と考えられる医療サービスでは、価格弾力性は世界的に見ても、かなりの程度低い(-0.5以上)であろうと考えられている(Newhouse (1993), Phelps (1997), 井伊・大日 (2002))。既に大日 (2002) では、介護サービスが奢侈財である(医療は必需財)ことを示しており、医療と介護は大きく異なる性質を持つ財であることが明らかにされた。このことを踏まえて、所得に応じた自己負担率の設定や補助制度が有効であることを示唆している。

最後に残された課題をまとめておこう。まず、上でも指摘したが、見出された要介護度間での価格弾力性の相違は質問の設計そのものに由来している可能性がある。これを克服するためにより細かい情報を利用者から調査するのは限界があるので、担当しているケアマネージャーの協力が必要となろう。また、価格弾力性が所得と関連している可能性は高い。しかしながら本稿での枠組みでは、低所得世帯でのみの価格弾力性を示したに過ぎない。したがって、それをより広い所得分類においても推定することは、公的介護保険の改善に向けて非常に重要な視点となるであろう。具体的には、福祉政策として市区町村独自に自己負担の軽減措置を行っている地域と、その隣接するが軽減措置を行っていない地域との比較が、自然実験として情報を提供するであろう。

## 付記

本稿は(財)岐阜県産業経済振興センター「介

護サービス事業の育成・振興方策に関する研究会」(主査：下野恵子名古屋市立大学教授)で行われた調査を分析した名古屋市立大学経済研究センター研究プロジェクトの研究成果の一環である。同主査や天津廣子岐阜大学教授をはじめとする研究会のメンバーの活発な議論に感謝する。また、この様な貴重な調査の機会を与えて頂き、さらに多くの労をとっていただいた各介護保険者の方々をはじめとする関係諸団体の方々の協力に心から感謝する。さらに、本稿の作成に当たって、菅原琢磨学習院大学専任講師の示唆が極めて重要であったことを記して感謝する。最後に、研究を補助して頂いた長瀬知子さんに感謝する。なお、本稿は筆者の個人的な意見であり研究会を代表するものではない。また、含まれているかもしれない誤りの責任は筆者にある。

(平成14年5月投稿受理)

(平成14年6月採用決定)

## 注

- 1) 仮想的質問法を用いた介護サービス市場の分析には、阿部(1996)、大日(1997, 1999, 2000)がある。公的介護保険下での需要分析はまだ多くないが、大日(2002)や菅原(2001)がある。他方、介護事業者の実証的な分析はほとんどなく大日(2001)が唯一の例外である。
- 2) 公的介護保険における介護サービスを利用していない場合における被説明変数は0としている。これは、厳密には1円の自己負担額に相当する。
- 3) 本稿では複数の回答(利用の有無、利用金額、支給上限に達しているか否か)から利用額を推測しているが、この様な場合しばしば相互に矛盾した回答がなされることがある。本稿においても約1/8が相互に矛盾している。しかしながら、この矛盾標本を推定に用いなくても結果は全く変わらないので、その報告を割愛する。表での推定は、利用の有無、利用金額、支給上限に達しているか否かの順で優先順位を付けて、利用金額の幅を確定している。
- 4) 被説明変数が自己負担額であるために、それを $\gamma PQ$ (但し $\gamma$ を自己負担率、 $P$ を介護報酬、 $Q$ を数量)とすると、その $\gamma$ に関する弾力性は、 $\frac{\partial \log \gamma PQ}{\partial \log \gamma} = 1 + \frac{\partial \log Q}{\partial \log \gamma}$ である。需要の価格弾力性は $\frac{\partial \log Q}{\partial \log \gamma}$ であるので、それは $\frac{\partial \log \gamma PQ}{\partial \log \gamma}$

-1である。他方で、 $\frac{\partial \log \gamma PQ}{\partial \log \gamma}$ を離散的に近似したのが、

$$\frac{\frac{3\%P_{3\%}Q_{3\%}-10\%P_{10\%}Q_{10\%}}{10\%P_{10\%}Q_{10\%}}}{\frac{3\%-10\%}{3\%+10\%}} \quad (3)$$

である。この分子は $\frac{3\%P_{3\%}Q_{3\%}}{10\%P_{10\%}Q_{10\%}}-1$ であり、

また $\frac{3\%P_{3\%}Q_{3\%}}{10\%P_{10\%}Q_{10\%}} = e^{\log 3\%P_{3\%}Q_{3\%} - \log 10\%P_{10\%}Q_{10\%}}$

より、(2)式を得る。

- 5) 被説明変数が自己負担額であるために、軽減対象の係数が負であってもそれは直ちに利用の低下を意味しない。係数が-1以上であれば、利用は増加しているが、自己負担率が低いために自己負担額が低下していることを意味する。
- 6) もう1つの解釈としてたとえ同じ要介護度であっても、相対的に健康であり、また近隣の親族など高齢者を支える社会的な背景があるが故に独居し続けられ、またそれ故に介護需要が低いことを示しているという可能性が考えられる。このような独居の内生性を厳密に考慮するのであれば、同時方程式体系を推定しなければならない。しかしながら、標本数や情報量の乏しさから、そうした構造的な分析を行うことは困難であるので、本稿ではあえて行わず将来の課題としたい。
- 7) 他の可能性としては、各市区町村が福祉サービスの一環として、介護利用サービスの促進を行っている可能性がある。しかしながら、本稿での被説明変数は自己負担額であるので、そうした福祉政策が結果的に自己負担を押し上げるとは考えにくい。

## 参考文献

- Efron, B. and R. J. Tibshirani (1998) *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & hall/CRC.
- Newhouse (1993) *Free For All*, Harvard University Press.
- Phelps, C. E. (1997) *Health Economics*, Addison-Wisley.
- 阿部信子 (1996) 「介護サービスの需要構造から見たシルバーサービス振興課題」『医療と社会』vol. 6, no. 1, pp. 60-79.
- 井伊雅子・大日康史 (2002) 『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社。
- 大日康史 (1997) 「在宅介護者の選択に関する意思決定—ホームヘルパーに対する需要分析—」『医療経済研究』第4巻, pp. 71-88.
- (1999) 「介護需要関数の推定」, 1998年度中小企業の経営者の実態に関する調査研究会研究報告書。
- (2000 a) 「Conjoint Analysisを用いた介護需要関数の推定—公的介護保険導入前後の追跡調査の分析—」, 病院管理学会報告論文。
- (2000 b) 「介護保険の市場分析」『季刊社会保障研究』, vol. 36, No. 3, pp. 338-352.
- (2001) 「公的介護保険による介護事業所の分析」『病院管理』38, pp. 5-11.
- (2002) 「公的介護保険による実際の介護需要の分析—世帯構造別の推定—」『季刊社会保障研究』, vol. 38, No. 1, pp. 67-73.
- 菅原琢磨 (2001) 「介護保険サービスの利用意向に関する計量的分析—品川区, 松山市における在宅要介護高齢者アンケートに用いた分析—」, 第1回医療経済学研究会議報告論文。
- (おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所助教授)

# 年金制度の賦課方式から積立方式への移行について

## ——経済厚生ならびに教育水準への影響——

伊藤 健 宏

### I はじめに

本稿は、年金制度を賦課方式から積立方式へ移行する際に生じる経済的な影響について検討する。近年、人口の急速な高齢化に伴い、保険料負担が今後も増加することが予想され、現行の年金制度を維持することが大変厳しくなっている。そのため、年金制度を賦課方式から積立方式へ移行しようとする議論が活発になっている。

賦課方式の場合、現役世代から徴収された保険料は引退世代に年金として直ちに給付されるので、政府貯蓄は常にゼロである。一方、個人貯蓄は保険料として引かれた分少なくなるので、資本蓄積にマイナスの効果をもたらす。ゆえに、賦課方式は経済成長の阻害要因となる。積立方式においても個人貯蓄は減少するが、その分政府貯蓄が増加するので資本蓄積に何ら影響を与えない。この年金制度の導入は、経済が動的な非効率の状態に陥っているとき、社会厚生を改善する手段として正当化される。積立方式への移行は経済厚生を改善するので望ましいとする論文も多い<sup>1)</sup>。

さて、日本では、家計の消費支出に占める教育費の割合が上昇を続けている。また、大学、短大、専修学校を含めた進学率は98年では68.3パーセントに達しているが、進学のための費用は親が負担する場合が多い<sup>2)</sup>。財政政策が人的資本に及ぼす影響をシミュレーションを用いて分析したものとしてDriffill and Rosen (1983), Lau (2000), Nielsen and Sørensen (1997), Perroni (1995) などがある。ところがこれらの論文は、人的資本

の蓄積は自らのために自らが行うものであるという前提のもとで分析を行っている。これは、日本における教育事情と異なるものである。また、子供に対する教育費を親が負担するというような私的な世代間所得移転が現実に行われているにもかかわらず、年金制度の移行に関する議論の多くは、個人は利己的であるとして分析している。さらに、年金制度の移行によって教育水準がどのように変化していくかという分析はこれまでなされていない。そこで、この論文では子供に教育をすることで親自身が満足を得るという状況のもとで、親が子供に教育を通じた所得移転をするようなモデルを設定する。個人は3期間生存するものとし、親は子供に対して教育を通じた所得移転を行うが、遺産は残さない。その枠組みの中で、Pecchenino and Pollard (1997), 岩田 (1997), 小塩 (1999) などにみられる数値計算の手法を利用して年金制度の移行に伴う一人あたり物的資本ストック、教育水準、および経済厚生の変化について論じていく。モデルの説明はIIでなされる。IIIで定常状態の存在と一意性について検討する。IVでは定常状態における比較静学分析を行う。Vでは段階的な制度移行について考察する。VIはまとめである。

### II モデル

はじめに個人の効用関数を定義し、個人の最適化行動について検討する。個人は三期間生きることができる。一期目(幼少期と呼ぶ。)は親の保護下にある。二期目(現役期)に個人は労働をする

ことで賃金  $w_t$  を得て、子供を教育し、自らの老後のための貯蓄  $s_t \geq 0$  をし、社会保障制度への保険料  $\tau_t$  を支払う。三期目(退職期)は現役期に蓄えた貯蓄と社会保障制度から受ける給付金  $p_{t+1} \geq 0$  によって生計を立てる。 $t$  期に現役期にある人々を  $t$  世代と呼ぶことにする。 $t$  世代の二期目の消費を  $c_t^y \geq 0$ 、 $t$  世代の三期目の消費を  $c_{t+1}^o \geq 0$ 、子供一人あたりの教育費を  $e_t$  とする。その時個人の効用関数は以下の式で表される。

$$V_t = \log c_t^y + \delta \log c_{t+1}^o + \beta \log e_t \quad (2.1)$$

ここで、 $\delta$  は割引率を、 $\beta$  は利他性を表すパラメータである。ただし、 $\delta > 0$ 、 $\beta > 0$  である。(2.1) には、子供一人あたりの教育費が直接独立変数として入っている。そして後ほど説明するが子供の教育水準は教育費に依存するので、この効用関数は、親は教育費支出を通じて子供の教育水準そのものに効用を見出していることを示している。

ここで Barro (1974) 型の効用関数と比較してみよう。Barro 型の効用関数では、親は子供の効用に関心を示し、結果として無限に先の世代の効用のことまで関心を持つことを意味している。ところが、日本の現役世代、特に 50 代が何を目的に貯蓄をしているのかについて調べてみると、老後に備えて貯蓄をする人の割合が増加し、子供に財産を残すためと考えている人は減少していく傾向にある。このように日本においては遺産動機は弱まってきていると考えられる。次に、老後の暮らしについての親の意識をみてみると、老後を子供に頼ろうとする親は減少し、頼るつもりはないと考える親は逆に増えている。さらに、親はかなりの額の教育費負担をしているにもかかわらずほとんどの人が子供からの実利的な見返りを期待していない。また親が子供に高等教育を受けさせる理由として、「学生生活を十分に楽しませてやりたいから」、「幅広い教養を身につけてほしいから」、「今は大学に通うのがあたりまえだから」の三つをあわせると 6 割ほどになる<sup>3)</sup>。それに加え、教育の収益率は年々低下しているにもかかわらず、子供一人あたりにかかる費用は増加の一途を辿っている。これらのことから、親は必ずしも教育の

もつ投資効果をあてこんで教育を行っているわけではないことが推測される。さらに、親のほとんどは子育てを喜び、楽しみと感じている<sup>4)</sup>。以上から親は教育を「投資」として捉えず、親自らの効用を上昇させる「消費」として捉えていると思われる。ゆえに、この論文では教育の「消費」的側面を強調するため、Barro 型の効用関数ではなく (2.1) を採用する。

次に、予算制約式は、

$$c_t^y = w_t - s_t - (1 + n_t)e_t - \tau_t \quad (2.2)$$

$$c_{t+1}^o = (1 + r_{t+1})s_t + p_{t+1} \quad (2.3)$$

$n_t$  は人口成長率を表す。 $t$  世代の人口を  $N_t$  とすると  $1 + n_t = \frac{N_{t+1}}{N_t}$  であり、人口成長率は外生的に与えられるものとする。 $r_{t+1}$  は利子率を表している。

個人は将来について完全予見が可能であり、また、後に説明する年金制度の運営方法を正確に把握しているものとする。個人は  $(c_t^y, c_{t+1}^o, s_t, e_t)$  を選択変数、 $(w_t, r_{t+1}, n_t, \tau_t, p_{t+1})$  を所与として効用最大化問題を解く。ラグランジュ関数を以下のように定義する。

$$L_t = \log c_t^y + \delta \log c_{t+1}^o + \beta \log e_t + \lambda \left\{ w_t - (1 + n_t)e_t - c_t^y - \tau_t - \frac{c_{t+1}^o}{1 + r_{t+1}} + \frac{p_{t+1}}{1 + r_{t+1}} \right\} \quad (2.4)$$

$\lambda$  はラグランジュ乗数である。(2.4) を解いて整理することにより、次の二式が導出できる。

$$\frac{1}{c_t^y} - \frac{\delta(1 + r_{t+1})}{c_{t+1}^o} = 0 \quad (2.5)$$

$$\frac{1 + n_t}{c_t^y} - \frac{\beta}{e_t} = 0 \quad (2.6)$$

が得られる。(2.5) は最適な消費計画に関する式であり、(2.6) は最適な教育支出に関する式である。(2.2) (2.3) (2.5) (2.6) を用いることにより、次の貯蓄に関する式と、教育支出に関する式を導くことができる。

$$s_t = \frac{\delta(w_t - \tau_t)}{1 + \delta + \beta} - \frac{1 + \beta}{(1 + r_{t+1})(1 + \delta + \beta)} p_{t+1} \quad (2.7)$$



$$e_t = \frac{\beta(w_t - \tau_t)}{(1+n_t)(1+\delta+\beta)} + \frac{\beta}{(1+n_t)(1+r_{t+1})(1+\delta+\beta)} p_{t+1} \quad (2.8)$$

次に生産関数の定義を行い、企業の利潤最大化行動について検討する。ここで考える生産関数には教育水準が要素として含まれる。教育にはそれなりの投資効果がある。そのことを反映させるため、生産関数に教育水準を組み込む必要がある。 $K_t$  を  $t$  期における総物的資本、 $H_t$  を  $t$  世代の教育水準、 $k_t = \frac{K_t}{N_t}$  を  $t$  世代一人あたりの物的資本ストックとしよう。総生産関数を  $Y_t = K_t^\alpha (H_t^\gamma N_t)^{1-\alpha}$  とすると、労働者一人あたりの生産関数は、 $y_t = \frac{Y_t}{N_t} = k_t^\alpha H_t^{\gamma(1-\alpha)}$  となる。ただし、 $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \gamma < 1$  とする。 $\gamma$  は生産効率を表すパラメータである。ここで  $0 < \gamma < 1$  について説明する。生産の教育水準に対する弾力性を  $\eta_H$  と定義すると、

$$\begin{aligned} \eta_H &\equiv \frac{dY_t}{dH_t} \frac{H_t}{Y_t} \\ &= \frac{dy_t}{dH_t} \frac{H_t}{y_t} \\ &= \gamma(1-\alpha) > 0 \end{aligned} \quad (2.9)$$

である。同様に、生産の労働人口に対する弾力性を  $\eta_N$  と定義すると、

$$\eta_N \equiv \frac{dY_t}{dN_t} \frac{N_t}{Y_t} = 1-\alpha > 0 \quad (2.10)$$

ゆえに (2.9) (2.10) より、

$$\frac{\eta_H}{\eta_N} = \gamma \quad (2.11)$$

を導くことができる。(2.11) から、 $0 < \gamma < 1$  ということは  $\eta_N > \eta_H$  ということと同値である。

物的資本は一期後完全に償却されるものとする。総利潤を  $\Pi_t$  とおくと競争市場では  $\Pi_t = Y_t - w_t N_t - R_t K_t$  であるから、利潤最大化条件より賃金と資本のレンタルプライスは、

$$w_t = (1-\alpha) k_t^\alpha H_t^{\gamma(1-\alpha)} \quad (2.12)$$

$$R_t = 1+r_t = \alpha k_t^{\alpha-1} H_t^{\gamma(1-\alpha)} \quad (2.13)$$

となる。

次に教育水準についてである。 $t+1$  世代の教

育水準  $H_{t+1}$  は、 $t$  世代の教育費  $e_t$  の大きさに依存する。

$$H_{t+1} = e_t \quad (2.14)$$

資本市場については次のように考える。 $t$  期の総貯蓄が翌期の物的資本として使用される。 $N_t s_t = K_{t+1}$  より、

$$s_t = (1+n_t) k_{t+1} \quad (2.15)$$

年金制度は賦課方式を採用する。政府は  $t$  期において、 $t$  世代から一人あたり保険料  $\tau_t$  を徴収し、それを  $t-1$  世代に一人あたり  $p_t$  を給付する。 $N_{t-1} p_t = N_t \tau_t$  より、

$$p_t = (1+n_{t-1}) \tau_t \quad (2.16)$$

ここでは、 $t$  期の年金保険料率を  $0 \leq l_t < 1$  とし、賦課方式の年金制度が以下の式のように運営されているものとする。

$$p_t = (1+n_{t-1}) l_t w_t \quad (2.17)$$

ただし、 $l_t = 0$  の時は積立方式の年金制度に完全に移行したことを表す<sup>5)</sup>。

### III 均衡と安定性

この節では定常均衡の存在と一意性について検討する。賦課方式の年金制度が存在する時、(2.7) (2.8) (2.14) (2.15) (2.17) より以下の二つの式を得る。

$$k_{t+1} = \frac{\delta \alpha (1-l_t)(1-\alpha)}{(1+n_t)[(1+\beta)\{\alpha+l_{t+1}(1-\alpha)\} + \delta \alpha]} \times k_t^\alpha H_t^{\gamma(1-\alpha)} \quad (3.1)$$

$$H_{t+1} = \frac{\beta\{\alpha+l_{t+1}(1-\alpha)\}(1-l_t)(1-\alpha)}{(1+n_t)[(1+\beta)\{\alpha+l_{t+1}(1-\alpha)\} + \delta \alpha]} \times k_t^\alpha H_t^{\gamma(1-\alpha)} \quad (3.2)$$

上の二つの式から、各パラメータと、物的資本ストックおよび教育水準の各初期値が与えられれば、内生的に各期の物的資本ストックおよび教育水準が決定される。ここで  $l_t = l_{t+1} = l$ 、 $n_t = n_{t+1} = n$  とし、その場合の定常均衡を求める。均衡を、初期条件  $k_0 > 0$ 、 $H_0 > 0$  を所与として (3.1) (3.2) を満たすような数列  $\{k_t, H_t\}_{t=0}^\infty$  と定義する。(3.1) および (3.2) から、

$$H_t = \left[ \frac{\beta\{\alpha+l(1-\alpha)\}}{\delta \alpha} \right] k_t \quad (3.3)$$

(3.1) に (3.3) を代入して、

$$k_{t+1} = \tilde{A} k_t^{\alpha + \gamma(1-\alpha)} \quad (3.4)$$

となる。ただし  $\tilde{A} \equiv \frac{\delta\alpha(1-l)(1-\alpha)}{(1+n)[(1+\beta)(\alpha+l(1-\alpha))+\delta\alpha]}$   
 $\left(\frac{\beta\{\alpha+l(1-\alpha)\}}{\delta\alpha}\right)^{\gamma(1-\alpha)}$  と定義する。(3.4) に  $k_t = k_{t+1} = k$  を代入し  $k$  について解くと、

$$k = \tilde{A}^{\frac{1}{1-\alpha(1-\gamma)}} \quad (3.5)$$

(3.3) に  $k_t = k_{t+1} = k$ ,  $H_t = H_{t+1} = H$  を代入し、(3.5) を利用することにより、

$$H = \frac{\beta\{\alpha+l(1-\alpha)\}}{\delta\alpha} \tilde{A}^{\frac{1}{1-\alpha(1-\gamma)}} \quad (3.6)$$

を得る。次に (3.4) の安定性について検討する。

(3.4) を対数変換すると、

$$\log k_{t+1} = \{\alpha + \gamma(1-\alpha)\} \log k_t + \log \tilde{A} \quad (3.7)$$

を得る。 $0 < \alpha + \gamma(1-\alpha) < 1$  より (3.4) は安定的である。よって差分方程式体系 (3.1) (3.2) もまた大域的に安定である。以上のことから、均衡は長期定常状態 ( $k, H$ ) に一意に収束することがわかる。

#### IV 定常状態での比較静学分析

この節では III で求めた定常均衡を利用して、第一に、現実的なパラメータを設定し定常状態における年金制度の違いが経済にどのような違いを与えているのかを具体的にみる。第二に、賦課方式の年金制度の導入が正当化されるケースの検討を行う。第三に、 $\gamma$  の変化についても検討する。

##### 1 現実的なパラメータのケース

パラメータの設定は次の通りである。まず、 $\alpha = 0.3$ ,  $n_t = n_{t+1} = n = 0.01$  とする。また、小塩 (1999 a) によると、社会保障負担率<sup>6)</sup> は 1995 年度で 13.3 パーセントとなっている。そこで  $l_t = l_{t+1} = l = 0.15$  と設定する。年金制度が存在しない場合については  $l_t = l_{t+1} = l = 0$  である。

$\delta \equiv \frac{1}{(1+\rho)^{30}}$  とし、小塩 (1999 b) と同様に  $\rho = 0.03$  のもとで  $\delta$  を算出する。次に  $\beta$  を算出する。

$\beta$  の算出に際しては厚生省 (1999) の『世帯類型別 1 世帯当たり 1 か月間の収入と支出 (勤労者世帯)』のデータを利用した。このうち、夫婦と子供一人の三人世帯で、子供が大学生のデータを使う。教育費は「教育関係費」のデータをそのまま用いる。(2.6) より、個人は現役期の教育費を除いた消費と教育費の比が  $\beta$  と等しくなるように行動している。得たデータをもとに計算を行うと、子供が大学生の場合  $\beta = 0.365146222$  となる。そこで、ここでは  $\beta = 0.36$  とする。 $\gamma$  は次のようにして算出する。(2.9) と (2.12) より  $\gamma = \frac{dy}{dH}$

$\frac{H}{w}$  が導出される。 $w$  は  $\beta$  の算出の際用いたデータの「勤め先収入」を使う。 $H$  は教育費に完全に依存するので、前に利用した「教育関係費」のデータをそのまま利用する。さて、ここで問題になるのは大学教育の収益率である。田中 (1994) によると近年の大学教育の収益率はおよそ 7 パーセントで推移している。そこで、 $\frac{dy}{dH}$  を 1.07 とする。これらの数値を先ほど求めた数式に代入すると  $\gamma = 0.240029903$  となる。そこで、ここでは  $\gamma = 0.24$  とする。

その結果、表 1 より明らかなように、一人あたり物的資本ストック、教育水準、賃金、効用水準は積立方式のもとでの定常状態の値のほうが賦課方式のそれより大きく、利率は積立方式のもとでの定常状態の値のほうが賦課方式のそれより小さくなる。

表 1 現実的なパラメータのケース

	賦課方式	積立方式
賃金	0.104073106	0.134639598
レンタルプライス	2.778664758	1.861751884
物的資本ストック	0.016051868	0.030993757
教育水準	0.018935579	0.027082794
現役期の消費	0.053124819	0.075982282
退職期の消費	0.060815863	0.058279712
効用水準	-2.395851194	-2.192108506

## 2 賦課方式の年金制度の導入が正当化されるケース

ここでは賦課方式の年金制度の導入が正当化される場合について検討してみよう。例として、 $\alpha = 0.09$  とし他のパラメータはIV, 1と同じものを利用する。この場合、表2より明らかのように、一人あたり物的資本ストック、教育水準、賃金は積立方式のもとでの定常状態の値のほうが賦課方式のそれより大きく、利子率と効用水準は積立方式のもとでの定常状態の値のほうが賦課方式のそれより小さくなる。このケースはDiamond (1965)などで議論された動学的非効率の状態に対応するものである。しかし、設定したパラメータの値ならびにそれに伴いレンタルプライスが1以下になってしまうということが果たして現実的かどうか、十分に検討する必要がある。

### 3 $\gamma$ の変化について

この小節では $\gamma$ の変化がどのような影響をもたらすのかについてみていくことにする。 $\gamma$ の変化は、間接的には教育の収益率の変化と捉えてもよいだろう。ここでは例として $\gamma=0.33$ とし、

表2 賦課方式の年金制度が正当化されるケース

	賦課方式	積立方式
賃金	0.383199436	0.434334681
レンタルプライス	1.093821423	0.42963505
物的資本ストック	0.03464811	0.099982944
教育水準	0.076194652	0.087366545
現役期の消費	0.21376833	0.245111697
退職期の消費	0.096332548	0.043385739
効用水準	-1.491235866	-1.553146699

表3  $\gamma=0.33$ のケース

	賦課方式	積立方式
賃金	0.0610841	0.082916143
レンタルプライス	2.778664758	1.861751884
物的資本ストック	0.009421396	0.019087125
教育水準	0.011113945	0.016678606
現役期の消費	0.031180791	0.046792756
退職期の消費	0.03569493	0.035890845
効用水準	-2.805907251	-2.565171459

他のパラメータはIV, 1と同じものを利用する。すると表3の計算結果を得る。IV, 1の分析と比較してみると、退職期の消費についてのみ賦課方式と積立方式の大小関係が逆になっている。直観的には次のような説明が成り立つ。賦課方式下での貯蓄と積立方式下での貯蓄(=積立方式下での年金給付額)の退職期における大小関係を比較すると、賦課方式下の貯蓄のほうが小さい。 $\gamma$ が小さいと $k$ と $H$ の値が大きくなり、賃金水準がかなり大きくなる。それに伴い、退職期の消費の大小関係が賦課方式下での貯蓄と積立方式下での年金給付額のそれと逆になってしまうほどの年金給付額が実現する。逆に $\gamma$ が大きい場合には賃金水準はそれほど大きい値にならないので、そういったことがおこらない。

## V 年金制度の移行の影響

IV, 1で設定したパラメータのもとでは、賦課方式から積立方式への移行は、長期的には一人あたり物的資本ストック、教育水準、賃金、効用水準を上昇させ、利子率を低下させることがわかった。しかしこの分析だけでは、第一に年金制度の移行期に生じる「二重の負担」問題について何も言及できない。年金制度の賦課方式から積立方式への移行は、それによって経済的に悪い影響を受ける世代の人々の負担をいかに軽減できるかにかかっている。ゆえに賦課方式から積立方式への移行が行われた後の経済がどのような経路を辿るのかを明らかにすることはきわめて重要である。第二に制度の移行の方法はPecchenino and Pollard (1997)、小塩 (1999 b)などにみられるように複数の政策が考えられるが、定常状態の値の比較だけではそういった分析は不可能である。そこで年金改革に伴う経路を数値計算の手法によって求めていく。計算式は(3.1)(3.2)を、パラメータはIV, 1のものを利用するが、 $l_t$ は各期で変わりうる。初期値は賦課方式の年金制度が存在している時の定常状態の値を用いる。

表4 政策別の各値の変化

	賃金				レンタルプライス		
	A	B	C		A	B	C
第0期	0.10407311	0.10407311	0.10407311	第0期	2.77866476	2.77866476	2.77866476
第1期	0.10407311	0.10407311	0.10407311	第1期	2.77866476	2.77866476	2.77866476
第2期	0.11061204	0.10714055	0.10525645	第2期	2.32791317	2.55770792	2.69124738
第3期	0.12280597	0.11665213	0.10881432	第3期	2.06699226	2.19138598	2.53965162
第4期	0.12896583	0.12589999	0.11364143	第4期	1.95513604	2.0093465	2.36622038
第5期	0.13195385	0.1304764	0.11924359	第5期	1.90488703	1.92942571	2.18987631
第6期	0.13337593	0.13267494	0.12540092	第6期	1.88181617	1.89312256	2.01843946
第7期	0.13404672	0.13371654	0.13023409	第7期	1.8711152	1.87636812	1.93350705
第8期	0.1343618	0.13420682	0.13255957	第8期	1.86612807	1.86857805	1.89499564
第9期	0.13450952	0.13443688	0.13366211	第9期	1.86379866	1.86494342	1.87723673
第10期	0.13457871	0.13454469	0.13418125	第10期	1.8627095	1.86324484	1.86898283
第11期	0.1346111	0.13459517	0.1344249	第11期	1.86219999	1.86245044	1.86513248
	物的資本ストック				教育水準		
	A	B	C		A	B	C
第0期	0.01605187	0.01605187	0.01605187	第0世代	0.01893558	0.01893558	0.01893558
第1期	0.01605187	0.01605187	0.01605187	第1世代	0.01893558	0.01893558	0.01893558
第2期	0.0203638	0.01795255	0.01676171	第2世代	0.01779418	0.01843246	0.01874768
第3期	0.02546266	0.02281377	0.01836264	第3世代	0.02224964	0.019935	0.0194151
第4期	0.02826968	0.02685308	0.02058281	第4世代	0.02470246	0.02346461	0.02050354
第5期	0.02968767	0.02898192	0.02333666	第5世代	0.02594151	0.02532482	0.02181934
第6期	0.0303755	0.0300354	0.02662614	第6世代	0.02654255	0.02624537	0.02326631
第7期	0.03070286	0.0305415	0.02886703	第7世代	0.02682861	0.0266876	0.02522443
第8期	0.03085728	0.03078127	0.02997962	第8世代	0.02696354	0.02689712	0.02619662
第9期	0.03092981	0.03089413	0.03051494	第9世代	0.02702692	0.02699574	0.02666439
第10期	0.03096381	0.03094709	0.03076874	第10世代	0.02705663	0.02704202	0.02688617
第11期	0.03097974	0.03097191	0.03088825	第11世代	0.02707055	0.0270637	0.0269906
	現役期の消費				退職期の消費		
	A	B	C		A	B	C
第0世代	0.05312482	0.05312482	0.05312482	第0世代	0.06081586	0.06081586	0.06081586
第1世代	0.04992257	0.05171328	0.05259766	第1世代	0.04787921	0.05449245	0.05831809
第2世代	0.04583081	0.05592875	0.05447015	第2世代	0.05315744	0.05049371	0.05699228
第3世代	0.06930411	0.06583126	0.05752382	第3世代	0.05582378	0.05449671	0.05607718
第4世代	0.07278036	0.07105019	0.06121538	第4世代	0.05711717	0.05647764	0.05522852
第5世代	0.07446661	0.07363283	0.06527491	第5世代	0.05773272	0.05742929	0.05428068
第6世代	0.07526915	0.07487355	0.07076854	第6世代	0.05802308	0.05788016	0.05637275
第7世代	0.0756477	0.07546137	0.07349608	第7世代	0.05815947	0.05809238	0.05737936
第8世代	0.07582551	0.07573805	0.07480844	第8世代	0.05822341	0.05819197	0.0578566
第9世代	0.07590887	0.07586788	0.07543065	第9世代	0.05825335	0.05823863	0.05808131
第10世代	0.07594792	0.07592872	0.07572362	第10世代	0.05826737	0.05826048	0.05818678
	効用水準						
	A	B	C		A	B	C
第0世代	-2.3958512	-2.3958512	-2.3958512				
第1世代	-2.4753649	-2.4314006	-2.4092452				
第2世代	-2.4588569	-2.3987521	-2.3926984				
第3世代	-2.2541484	-2.2888177	-2.3633775				
第4世代	-2.2211432	-2.2373684	-2.3293684				
第5世代	-2.2056967	-2.2132901	-2.2945412				
第6世代	-2.1984678	-2.2020215	-2.240047				
第7世代	-2.1950847	-2.1967478	-2.2145437				
第8世代	-2.1935013	-2.1942797	-2.2026082				
第9世代	-2.1927604	-2.1931246	-2.1970224				
第10世代	-2.1924136	-2.192584	-2.1944082				

注) A…即積立方式移行政策

B…二段階積立方式移行政策

C…五段階積立方式移行政策

### 1 年金制度の移行のための政策

年金制度の移行は第2期より開始する。よって、年金制度の移行に一番最初に関わるのはこの期に退職している第1世代とこの期に労働をしている第2世代である。次の三つの政策について検討する。: 1. 第2期に年金保険料率を即ゼロにする。(『即積立方式移行政策』と呼ぶ。) 2. 第2期に年金保険料率を半分にし、第3期にゼロにする。(『二段階積立方式移行政策』と呼ぶ。) 3. 第2期より段階的に年金保険料率を3パーセントずつ下げ、第6期で年金保険料率をゼロにする。(『五段階積立方式移行政策』と呼ぶ。)

賦課方式のもとで保険料の削減は給付の削減を意味する。そして、この給付の削減が年金の暗黙の債務を償還するための暗黙の増税を意味する。さて、即積立方式移行政策は基本的に増税の全てを第1世代に負わせることに等しい。二段階積立方式移行政策は基本的には第1世代と第2世代の負担で積立方式に移行するという政策に等しい。同様に五段階積立方式移行政策は第1世代から第5世代に負担を負わせることに等しい。ただし、積立方式への移行が完了した後でも暫くの間、資本蓄積の水準は低いままにとどまる。

### 2 計算結果

いずれの政策においても長期的には厚生が改善し、物的資本ストック、教育水準、賃金が上昇する。また、利子率は長期的には低下する。

しかし、表4より次の二つのことがわかる。第一に、年金制度の移行は全ての世代の厚生を改善するわけではない。即積立方式移行政策、二段階積立方式移行政策では第1世代と第2世代の効用水準が、五段階積立方式移行政策では第1世代の効用水準が第0世代のそれより悪くなっている。しかし第1世代と第2世代の厚生に着目すると、年金制度の積立方式への移行は段階を踏んで行ったほうが彼らの厚生に及ぼす悪い影響を小さくすることができる。しかし、多段階にすればするほど、定常状態において計算された積立方式での効用を実現するまでに時間がかかることになる。

第二に教育水準についてみると、即積立方

式移行政策、二段階積立方式移行政策、五段階積立方式移行政策のいずれの政策においても第2世代が第0世代より教育水準が低下している。第2世代同士と比較すると、即積立方式移行政策が最も教育水準を低くし、ついで二段階積立方式移行政策、五段階積立方式移行政策となる。このように、教育水準についても効用に関する考察と同じような問題が起こりうる事が示される。また、積立方式への移行を段階を重ねて行っていくことで、第2世代の教育水準の低下の度合いを抑えることができるが、定常状態において計算された積立方式での教育水準を実現するまでには、段階を重ねるほど時間がかかることになる。

## VI おわりに

本稿では親が子供に教育をするモデルを用い、数値計算の手法を利用して年金制度の移行に伴う経済的な影響について分析した。そして次の結論を得た。

長期的には年金制度を賦課方式から積立方式へ移行することは、親が子供に教育をするモデルのもとでも厚生を改善する可能性が高い。また、物的資本ストックも増加する。これらは利己的な個人を導入しての分析と整合的である。さらに教育水準も増加し、賃金水準も高くなる。そして利子率は低下する。しかし、このモデルのもとでも年金制度の移行が全ての世代の厚生を改善することはできない。また、年金制度の移行によって、教育水準が移行前の世代より低下する世代が現れる可能性のあることがわかった。

さらに、Pecchenino and Pollard (1997)、小塩 (1999 b) などで提唱されている、段階的な制度移行についても議論した。第1世代と第2世代が負う厚生における負担を軽減するために段階的に積立方式への移行を進めていく場合、なるべく多段階にしたほうが第1世代と第2世代が負う厚生における負担は軽減される。また、第2世代が被る教育水準の低下という形での「負担」もなるべく多段階で移行したほうが軽減される。しかし、多段階にすればするほど積立方式が持っている利

点, すなわち, 定常状態において計算された積立方式での効用および教育水準を実現するまでに時間がかかることになる。

さて, 年金制度を積立方式へ移行することが避けられないのであるならば, 教育水準の低下をなるべく防ぐためにどのような政策を行っていくべきなのか, 今までの議論を踏まえて考察してみよう。まず, 即積立方式移行政策において移行期にあたる世代の視点から見ると, 年金制度の移行を多段階にして行うべきである。これは, いわゆる「二重の負担」問題も緩和する。しかし, 多段階にすると, 即積立方式移行政策が採られていた時には移行による負担を負わなかった世代も負担を負わなければならないとなり, それに伴い, 本来あるべき教育水準に達しないおそれがある。そこで, 年金制度の移行を進めると同時に, 奨学金などのような教育支援政策を各世代において充実させる必要がある。教育支援政策の充実, 実は年金制度改革をスムーズに行うための一つの手段といえることができる。

### 謝 辞

本論文の作成にあたっては堀元先生(東北大学)より丁寧な指導をいただいた。また, 村上雅子先生(国際基督教大学)ならびに本誌の匿名のレフェリーからも有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。なお, 論文中に残存するかもしれない誤りの責は全て筆者に帰する。

(平成 14 年 6 月投稿受理)

(平成 14 年 6 月採用決定)

### 注

- 1) Breyer and Straub (1993), Pecchenino and Pollard (1997), 岩田 (1997), 小塩 (1999 b), 八田・小口 (1989) 参照。これらの論文は Diamond (1965) 型の利己的な二世代重複モデルを用いて分析している。小塩 (1999 b) はそれに加えて六世代の世代重複モデルについても分析している。
- 2) 経済企画庁編 (1998) 参照。
- 3) 以上, 富士総合研究所 (1999) 参照。
- 4) 経済企画庁 (1998) 参照。
- 5) 完全な積立方式の年金制度が採用された場合は, 個人が現役期に支払った保険料が資本市場

で運営され, その後自分の老後の年金給付に充てられる。よって, 積立方式のもとの資本市場の均衡式は  $s_t + \tau_t = (1+n_t)k_{t+1}$ , 政府の予算制約式は  $p_{t+1} = (1+r_{t+1})\tau_t$  となる。ただし  $\tau_t = l_t w_t$  である。この制度が用いられると (3.1) (3.2) において年金保険料率をゼロとした時の式と全く同じになる。よって賦課方式の年金制度がない経済と完全積立方式が実施されている経済は同等なのである。

- 6) 社会保障負担  
国民所得 のことである。詳しくは小塩 (1999 a) 参照。
- 7) 子供が大学生の時のみ計算したのは, 後ほど触れる教育の収益率との関係のためである。日本における教育の収益率の計算は大学教育に関するものがほとんどである。そのため  $\beta$  についてもそうせざるを得なかった。ちなみに夫婦と子供一人の三人世帯の平均の  $\beta$  はだいたい 0.06 である。この値に比べると設定した値はかなり高い。ゆえにレンタルプライスが大きめの値で計算されることになる。しかしこのことが議論の妨げとなることはない。

### 参考文献

- Barro, R. J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy*, 82, 6, pp. 1095-1117.
- Breyer, F. and Straub, M. (1993) "Welfare Effects of Unfunded Pension Systems When Labor Supply Is Endogenous," *Journal of Public Economics*, 50, pp. 77-91.
- Diamond, P. (1965) "National Debt in a Neoclassical Growth Model," *American Economic Review*, 55, pp. 1126-1150.
- Driffill, E. J. and Rosen, H. S. (1983) "Taxation and Excess Burden: A Life-cycle Perspective," *International Economic Review*, 24, pp. 671-683.
- Hansson, I. and Stuart, C. (1989) "Social Security as Trade among Living Generations," *American Economic Review*, 79, pp. 1182-1195.
- Lau, M. I. (2000) "Assessing Tax Reforms When Human Capital Is Endogenous" in *Using Dynamic General Equilibrium Models for Policy Analysis*, ed. Harrison, G. W. et al: North-Holland.
- Nielsen, S. B. and Sørensen, P. B. (1997) "On the Optimality of the Nordic System of Dual Income Taxation," *Journal of Public Economics*, 63, pp. 311-329.
- Pecchenino, R. A. and Pollard, P. S. (1997) "The Effect of Annuities, Bequests, and Aging in an Overlapping Generations Model of Endogenous Growth," *The Economic Journal*, 107, pp. 26-46.

- Perroni, C. (1995) "Assessing the Dynamic Efficiency Gains of Tax Reform When Human Capital Is Endogenous," *International Economic Review*, 36, pp. 907-925.
- Sheshinski, E. and Weiss, Y. (1981) "Uncertainty and Optimal Social Security System," *The Quarterly Journal of Economics*, 96, pp. 189-206.
- 井堀利宏 (1993) 「年金, 社会保障制度と貯蓄, 遺産行動」『季刊・社会保障研究』Vol. 29 No. 3, pp. 198-209.
- 岩田一政 (1997) 「日本とアメリカの公的年金制度民営化と経済厚生」『季刊・社会保障研究』Vol. 33 No. 2, pp. 149-156.
- 小塩隆士 (1999 a) 『社会保障の経済学』, 日本評論社。
- (1999 b) 「年金民営化の経済厚生分析」『日本経済研究』No. 39, pp. 1-20.
- 醍醐 聰 (1998) 「年金財政の課題と将来」『週刊社会保障』No. 1999, pp. 102-105.
- 田中 寧 (1994) 「戦後日本の大学教育需要の時系列分析—内部収益率理論の再考察—」『京都産業大学経済経営論叢』第 28 巻第 4 号, pp. 73-95。
- チャールズ エウジ ホリオカ・浜田浩児編著 (1998) 『日米家計の貯蓄行動』, 日本評論社。
- 八田達夫・小口登良 (1989) 「賦課方式から積立方式への移行と財政収支」『季刊・社会保障研究』Vol. 25 No. 2, pp. 166-176。
- 経済企画庁 (1998) 『平成 10 年度国民生活選好度調査』。
- 経済企画庁編 (1996) 『平成 8 年版国民生活白書』, 大蔵省印刷局。
- (1998) 『平成 10 年版国民生活白書』, 大蔵省印刷局。
- 厚生省 (1999) 『平成 11 年全国消費実態調査』。
- 富士総合研究所 (1999) 『怖くない少子・高齢社会』, 読売新聞社。
- (いとう・たけひろ 東北大学大学院  
博士後期課程)

## 社会保 障 法 判 例

橋 爪 幸 代

父から認知を受けることによって、母が婚姻によらないで懐胎した児童を、児童扶養手当の支給対象から除外することを定めた児童扶養手当法施行令が、法の委任の範囲を逸脱するとされた事例（原田訴訟上告審判決）

最高裁平成14年1月31日第一小法廷判決（平成8年（行ツ）第42号）・民集56巻1号246頁

### I 事実の概要

1 婚姻によらないで児童を懐胎出産したX（原告、被控訴人、上告人）は、児童扶養手当法（以下、「法」という。）4条1項5号、平成10年政令第224号による改正前の同法施行令（以下、「旧施行令」という。）1条の2第3号（「母が婚姻（婚姻の届出をしていないが事実上婚姻関係と同様の事情にある場合を含む。）によらないで懐胎した児童（父から認知された児童を除く。）」）に基づき、児童扶養手当を受給していた。ところが、血縁上の父から当該児童に対する認知があったため、同号の「父から認知された児童を除く。」とする括弧書<sup>1)</sup>（以下、「本件括弧書」という。）に基づき、平成5年10月27日付けでY（奈良県知事、被告、控訴人、被上告人）は児童扶養手当受給資格喪失処分（以下、「本件処分」という。）をした。Xは、本件処分を不服として、同年11月8日、Yに対して異議申立てをしたが、平成6年1月5日付けで棄却された。Xは本件処分の取消しを求めて、奈良地裁に出訴した。これに対し、

同地裁は平成6年9月28日、本件括弧書は「父が婚姻を解消した児童及び事実婚を解消した後父から認知された児童に比較して婚姻外の児童をその社会的な地位又は身分により経済的關係において明らかに差別するものであり、右差別は合理的な理由によるものとはいえないから、法の下での平等を定めた憲法14条に違背し、無効」であるとして、本件処分を取り消した（判時1559号31頁）。

2 これに対し、Yは本件処分の取消しを不服として、大阪高裁に控訴した。同高裁は平成7年11月21日、旧施行令1条の2第3号は、本件括弧書を含め全体として児童扶養手当の支給対象を定める規定であるとした。それゆえ、本件括弧書のみを無効とし、本件処分を取り消すことは、母が婚姻によらないで懐胎した児童であって父から認知されたものをも支給対象に含める法律又は政令が存在するものとし、立法府又は政令制定者の権限を侵すこととなるから許されないとした。さらに、父の不存在という指標によって児童扶養手当の支給対象を画することが不合理とはいえない



いから、本件括弧書を設けたことは、立法府又は政令制定者の裁量の範囲内に属し、憲法14条に違反するものとはいえないとした。それゆえ、本件処分は適法であるとして第一審判決を取り消し、Xの請求を棄却した(判時1559号26頁)。

3 これに対し、Xは最高裁に上告した。しかし最高裁は平成14年1月31日、本件括弧書部分は法の趣旨に反するとして、原判決を破棄し、Yの控訴を棄却した。ただし、本件判決には町田裁判官の反対意見が付されている。

## II 判 旨

1 「認知された児童を児童扶養手当の支給対象から除外するという判断が違憲、違法なものと評価される場合に」、本件括弧書部分のみを無効としても、「いまだ何らの立法的判断がなされていない部分につき裁判所が新たに立法を行うことと同視されるものとはいえない」。したがって、裁判所が本件括弧書を無効として本件処分を取り消すことは可能である。

2 (1) 法は、「4条1項1号ないし4号において一定の類型の児童を掲げて支給対象児童とし、同項5号で「その他前各号に準ずる状態にある児童で政令で定めるもの」を支給対象児童としている。同号による委任の範囲については、その文言はもとより、法の趣旨や目的、さらには、同項が一定の類型の児童を支給対象児童として掲げた趣旨や支給対象児童とされた者との均衡等をも考慮して解釈すべきである」。

(2) 「法4条1項1号ないし4号が法律上の父の存否のみによって支給対象児童の類型化をする趣旨でないことは明らかであるし、認知によって当然に母との婚姻関係が形成されるなどして世帯の生計維持者としての父が存在する状態になるわけでもない。また、父から認知されれば通常父による現実の扶養を期待することができるともいえない」。したがって、「施行令1条の2第3号が本件括弧書を除いた本文において、法4条1項1

号ないし4号に準ずる状態にある婚姻外懐胎児童を支給対象としながら、本件括弧書により父から認知された婚姻外懐胎児童を除外することは、法の趣旨、目的に照らし両者の間の均衡を欠き、法の委任の趣旨に反するものといわざるを得ない」。

## III 解 説

### 1 はじめに

本判決は、婚姻外懐胎児童が、その父に認知されたためになされた児童扶養手当の受給資格喪失処分の取消しを求めた一連の裁判例における最初の最高裁判決である。本件と同じ理由により児童扶養手当の受給資格喪失処分を受け、その取消しを求めた裁判例には以下のようなものがある。

①奈良地裁平成6年9月28日判決・判時1559号31頁(本件第一審)、②大阪高裁平成7年11月21日判決・判時1559号26頁(本件控訴審)、③最高裁14年1月31日判決(本件)、④京都地裁平成10年8月7日判決・訟月47巻4号944頁、⑤大阪高裁平成12年5月16日判決・訟月47巻4号925頁(④の控訴審)、⑥最高裁平成14年2月22日判決・判時1783号50頁(④の上告審)、⑦広島地裁平成11年3月31日判決・判例自治195号52頁、⑧広島高裁平成12年11月16日判決・判時1765号37頁(⑦の控訴審)、⑨最高裁14年1月31日判決・賃社1322号47頁(⑦の上告審)。

このような一連の裁判例においては、(1)本件括弧書の司法審査の可否、(2)本件括弧書が憲法14条1項に違反するか否か、(3)本件括弧書が法の委任の趣旨に反し違法か否か、という点が争点となっていた。(1)について、③④⑤⑦⑧⑨判決は本件括弧書のみを無効と判断することができるとしており、②判決は本件括弧書と本文とは全体として支給対象を定める規定であり、本件括弧書のみを無効と判断することはできないとしている。(2)について、①⑧<sup>2)</sup>判決は本件括弧書を違憲と判断し、②⑤⑦判決は合憲と判断していた。(3)について、③④⑥⑧⑨判決は違法としており、⑤判決は、政令制定権者の裁量の範

圏内であるとして適法とした。

このように下級審においては、これらの争点について判断が分かれていたが、本判決によって一定の結論が示された。ただし、本判決では(2)についての判断は下されず、(1)(3)についてのみ判断が下された。本判決は、政令の規定が法の委任の趣旨に反し違法とした数少ない最高裁判決の一つであり、特に社会保障の分野においては、おそらく初めてのものであろう。

本件括弧書の違憲性の問題は興味深い論点ではあるが、本稿では本判決において争点とされた(1)(3)を中心に解説したい。

## 2 本件括弧書の司法審査の可否

本件括弧書の違法性を検討する前提として、本件括弧書のみを無効と判断することができるか否かが問題となる。旧施行令1条の2第3号が本件括弧書を含め全体として児童扶養手当の支給対象を定めていると解した場合、本件括弧書のみならず本文をも無効とする必要が生じる。

前述したように、一連の下級審においては、本件控訴審判決のみが本件括弧書のみを無効と判断することはできないという結論を下している。本件控訴審判決は、法4条1項各号が積極要件を定めていることを踏まえ、旧施行令1条の2第3号は同項5号の委任を受けて制定されたものであるから、本件括弧書を含め全体として支給対象を定めた規定であるとした。しかし、本件判決は旧施行令1条の2第3号は「認知された児童を児童扶養手当の支給対象から除外する」という明確な立法的判断を示しているとし、「いまだ何らの立法的判断がされていない部分につき裁判所が新たに立法を行うことと同視されるものとはいえない」として、本件括弧書のみを違法性を判断することができるとした。

本件括弧書のみを無効と判断することによって問題となるのは、司法が立法府又は政令制定権者の権限を侵すことになるか否かである。司法の判断によって、立法府又は政令制定権者が支給対象とするか否かを判断していないものを支給対象として創設することは許されない。つまり、父と生

計を同じくしていないが、法又は旧施行令において支給対象となるか否かについて全く想定されていない児童を支給対象とするような判断を司法がすることは許されない。しかし、本件括弧書は、婚姻外懐胎児童のうち「父から認知された児童」を支給対象としないことを定めており、「父からの認知」が支給対象となるか否かを画することが明確になっている。それゆえ、本件括弧書のみを無効とすることができるかと判断した本判決の結論は妥当であると考えられる。

なお、当該条文が可分か不可分かを判断する基準として、「もし法律の違憲的な部分または違憲的な適用が除去されてしまえば、議会は、残りの有効な部分または有効な適用だけでは満足しなかっただろう、という蓋然性が明白かどうか、つまり、それだけを有効な法として存立させようと意図したかどうか」(芦部1973, p.172)という基準が提示されている。この基準に照らし本件括弧書の性質を検討すると、本件括弧書が無効とされた場合、政令制定権者が「婚姻によらないで懐胎した児童」を支給対象としなかったか否かを判断することになる。この際、本件は政令の規定の一部が問題となっているため、政令に規定を委任した法律の制定者の意思をも考慮する必要がある。法は、「父と生計を同じくしていない児童が育成される家庭の生活の安定と自立の促進」を目的としており、政令制定権者は、この法の委任を受け法4条1項1号から4号に準ずる状態にある児童を旧施行令1条の2に規定している。「母が婚姻によらないで懐胎した児童」が法に規定される支給対象児童に準ずる状態であるという判断は、法の目的に合致するものであり、本件括弧書なしには婚姻外懐胎児童を支給対象としなかったであろうとは考えられない。したがって、このような基準に照らすと、政令制定権者は、旧施行令1条の2第3号から「父から認知された児童を除く」という規定を除去した場合、「母が婚姻によらないで懐胎した児童」という支給対象では満足しなかったであろうという蓋然性は明白ではなく、括弧書のみを無効と判断することはできると考えられる。

### 3 本件括弧書の違法性

#### (1) 委任立法の限界

本件括弧書は、法4条1項5号により政令に委任された規定にある。本判決は、委任立法の限界から、本件括弧書が法4条1項5号による委任の趣旨に反し違法か否か、という点を問題とした。

委任立法の限界を超え違法となるものには、憲法に違反するもののほか、「授權された規律対象以外の事項を規律するものや授權法律が指示する行政立法の目的以外の目的をもつもの」のほか、「法律がすでに前提としている事項に限定を加える行政立法」(平岡1984, pp. 83-84)があるとされている。委任立法の限界を超えているか否かは、法の趣旨目的や規律される私人の権利・利益を考慮して判断される<sup>3)</sup>。

委任立法の限界を超えていると判断された判例として、最高裁昭和46年1月20日判決・民集25巻1号1頁がある。この事案では、農地法80条1項が明らかに買取農地の売払い認定の対象として予定している土地を、一部除外する農地法施行令16条は法の委任の範囲を超えるものであるとされた<sup>4)</sup>。

本判決は、法の委任の範囲について、法の文言及び、法の趣旨、目的、法4条1項の規定の趣旨、支給対象児童との均衡をも考慮して解釈すべきとしており、前述した学説や判例を踏まえたものである。

#### (2) 本判決と反対意見の相違

本判決では、法4条1項5号の委任を受けて同項1号ないし4号に準ずる状態にある婚姻外懐胎児童を支給対象児童としながら、旧施行令1条の2第3号は本件括弧書により父から認知された婚姻外懐胎児童を除外しており、これが法の趣旨、目的に照らし両者の間の均衡を欠き、法の委任の趣旨に反するとされた。これは、法が世帯の生計維持者としての父による現実の扶養を期待できない児童を支給対象としていると解した上で、婚姻外懐胎児童が認知を受けたからといって、世帯の生計維持者としての父が存在する状態になるわけではないことから、法の委任の趣旨に反するとしたものである。

これに対し本判決の反対意見は、児童扶養手当の制度が死別母子世帯に支給される母子福祉年金との均衡から、生別母子世帯の経済状態の悪化に対する施策のために創設されたことを述べ、父と生計を同じくしていない児童のすべてを支給対象とするものではないとしている。さらに、どのような状態にある児童を支給対象とするかは、政令制定権者である内閣の裁量に委ねられており、婚姻外懐胎児童を支給対象とする場合に、父からの認知によって異なる扱いをしても、合理的理由があるのであれば裁量の範囲内であるとしている。その上で、認知によって父に対する扶養請求権を得るのであるから、認知されていない婚姻外懐胎児童のみを支給対象とすることには合理的な理由があるとしている。また、反対意見は事実上の婚姻関係にある父母の間で出生した児童が、認知によって受給資格を失わないことに関して、婚姻外懐胎児童とはその父が新たに出現するか否かという違いがあり、取扱いに差異があっても整合性に欠けることにはならないとしている。本判決に比べると、制度創設過程から「父と生計を同じくしていない児童」すべてを支給対象としているわけでないとし、法の規定に準ずる状態の児童の判断に関して政令制定権者の裁量を広く認めたところに大きな違いがあるものと思われる。そのような広範な裁量の下で、婚姻外懐胎児童が認知の有無による状況の差をもって、受給資格の有無を規定することに合理的な理由があったとしたものである。

#### (3) 私見

法は、1条において児童扶養手当を支給する目的を、「父と生計を同じくしていない児童が育成される家庭の生活の安定と自立の促進」及び、「児童の福祉の増進を図る」ことであると規定している。また、具体的な支給要件に関しては法4条において規定されており、反対意見がいうように、法1条において「父と生計を同じくしていない児童」の生活の安定が法の目的であると規定していても、そのすべての児童を支給対象とすべきとまではいえず、政令制定権者には一定の裁量が認められよう。法4条1項5号は、同項1号から4号までに規定された支給対象児童に準ずる状態

にある児童の規定について、政令に委任している。内野は、「立法裁量にかかわる事項については司法審査権は消極的にふるまうべしという主張の根拠の重要なひとつは、民主的基礎をもつ国会が多数決で決めた法律を裁判所が違憲無効とするには慎重でなければならない、というところにあるからである。内閣による政令制定は、国会による立法と比べて民主的性質が弱まるのであってみれば、司法審査権との関係での裁量の範囲も、より狭くなる、と考えることができよう。また、政令制定権者の裁量の範囲は委任立法の限界という見地からも、より狭くなると論じうる」としている(内野1996, p.106)。つまり、政令の制定は法の制定に比べてより裁量の範囲が狭くなり、政令の制定に当たっては法の趣旨目的によって一定の制限を受けると考えられる。

では、問題となる本件括弧書はその制限の範囲内にあるのであろうか。反対意見は、認知によって父に対する扶養請求権を得ることをもって、認知された婚姻外懐胎児童を支給対象から除外することに合理的理由があるとした。しかし、法は父の存在しない児童のみを児童扶養手当の支給対象としているのではなく、父が存在する場合でも父がいないのと同様の事情にある児童をも支給対象としている。認知によって当然に母との婚姻関係が形成されるなどして、父が世帯の生計維持者となるわけではないため、認知された場合でも父がいないのと同様の事情が継続する可能性が高い。また、反対意見は認知によって扶養請求権を得ることを合理的理由とするが、扶養請求権を得ることによって必ずしも現実に扶養が期待できるとはいえない現状では、支給対象から除外することに合理的な理由があるとは考えられない。また父母が婚姻を解消した場合、子は父に対する扶養請求権を有しているが、法はこのような児童を支給対象としている。法にこのような規定があることからも扶養請求権の有無が受給資格に影響を及ぼさないことは明らかである。それゆえ、婚姻外懐胎児童が認知により扶養請求権を得、それにより扶養を受けることができたとしても、直ちに受給資格を失うとはいえない。さらに反対意見は、婚姻

を解消した児童と婚姻外懐胎児童とは、父が新たに出現したか否かという相違があることを理由に、そのような取扱いの差異が認められるとしている。しかし、前述したように法は父の存在、不存在によって受給資格を規定しているわけではなく、父がいる場合でも、父がいないのと同様の事情にある場合には支給対象としている。婚姻外懐胎児童は、たとえ認知を受けたとしても直ちに父と生計を同じくするとは限らず、父がいないのと同様の状況が継続する可能性が大きい。以上のような理由から、本件括弧書は、認知を受けた婚姻外懐胎児童を支給対象から除外し、支給対象を限定する規定であるため、法の趣旨目的に反し、委任の範囲を逸脱したものであるとした本判決は妥当なものと考えられる。

#### 4 おわりに

児童扶養手当の受給資格喪失処分取消しをめぐる他の2事件についても最高裁判決は、本判決とほぼ同旨の結論に至っており、控訴審まで争点として取り上げられていた本件括弧書が憲法14条1項に違反しているか否かについての判断はなされていない。ただ、認知された婚姻外懐胎児童を除外する本件括弧書が法の委任の趣旨に反するか否かの判断において、認知されていない婚姻外懐胎児童と認知された婚姻外懐胎児童とを比べ両者の間の均衡を欠くとしており、本件括弧書の違憲性を推測させる判断をしているのではないかと思われる。本判決が、委任の範囲を判断する際に、法の趣旨や目的以外に、その他の支給対象児童との均衡をも考慮して判断したのは、一連の下級審での争点を踏まえてのことではないだろうか。もっとも、本件括弧書が法に規定されていた場合に、立法者の裁量の範囲を超えるものであるか否かまでは不明である。

#### 注

- 1) なお、問題となった本件括弧書は、平成10年政令第224号の改正によって削除された。
- 2) ⑧判決では、婚姻外懐胎児童について児童が認知されたことにより児童扶養手当の支給対象外とする本件括弧書は、父母が婚姻を解消した

児童及び事実婚を解消した後に父から認知された児童に比して、婚姻外懐胎児童を社会的な地位又は身分により経済的関係において明らかに差別するものであり、当該差別は著しく不合理なものであるため、憲法14条1項に違反し無効であるとした。

- 3) 塩野宏(1994)『行政法I』, 有斐閣。  
4) その他, 最高裁平成3年7月9日判決・民集45巻6号1049頁, 最高裁平成2年2月1日判決・民集44巻2号369頁が参考となる。

#### 引用文献

- 芦部信喜(1973)『憲法訴訟の理論』, 172頁~173頁, 有斐閣。  
内野正幸(1996)「認知された結婚外の子に対する児童扶養手当不支給は合憲か」『月刊法学教室』187号, 106頁。  
平岡 久(1984)「行政立法」『現代行政法大系2』,

83頁~84頁, 有斐閣。

#### 参考文献

- 高作正博(1996)「認知された婚外子に対する児童扶養手当の不支給と憲法14条」『上智法学論集』第40巻3号。  
長尾英彦(2000)「児童扶養手当支給における非嫡出子差別」『中央法学』第106巻。  
平岡 久(1995)『行政立法と行政基準』, 有斐閣。  
山元裕史(1996)「法律上の婚姻及び事実上の婚姻のいずれにもよらずに懐胎, 出生した児童が父から認知された場合に児童扶養手当を支給しない児童扶養手当法施行令の合憲性(積極)」『民事研修』469号。  
横田守弘(2002)「委任立法の合憲性と授權法律適合性」『法学セミナー』No. 569。  
(はしづめ・さちよ 上智大学大学院)

平岡公一編

## 『高齢期と社会的不平等』

(東京大学出版会, 2001年)

阿部 彩

日本の社会保障制度の発展段階において、高齢者は社会的弱者と捉えられており、高齢者対策は社会保障政策の第一課題であった。この結果、高齢期の所得保障を担う年金の拡充を始め、医療保険、高齢者福祉など高齢者を対象とする施策が次々と整備され、現在は社会保障給付費の67%が高齢者関係となっている(国立社会保障・人口問題研究所2001)。しかし、近年になって、従来の「貧しい高齢者」から「富める高齢者」へのイメージ転換が図られてきている。平成12年度『厚生白書』では、「新しい高齢者像を求めて」と題して、高齢者の平均所得が若年層のそれとひけをとらないレベルになっていること、高齢者世帯が高い貯蓄をもっていることなどを挙げて、必ずしも高齢者が経済的弱者でないことを指摘している(厚生省2000)。一方で、高齢者のいる世帯または世帯主が高齢者の世帯は若年層に比べ不平等度が高い(内閣府2002, 白波瀬2002)ことが知られており、前掲の『厚生白書』にても、特に所得が200万以下の世帯が高齢者世帯に多く存在していることに留意している。しかし、高齢者層の中でも特に社会的不利(disadvantage)にさらされている人々に焦点を当て、彼らの生活状況を経済・社会参加・住居・健康など多方面にわたって分析した研究は今までなかったといってもよい。本書は、高齢期における不平等と貧困・低所得問題を緻密なデータに基づいた分析をもって明らかにしようとする試みであり、今後の高齢者に対する社会保障のあり方に重要な示唆を与える貴重な一冊である。

本書は、著者らが1996年に東京23区の65歳以上の高齢者1,000名に対して行った調査から得られたデータを基に7名の著者が多分野における角度から分析を行ったものである。本書は、以下の3点において貴重な一冊であるといえよう。

まず、本書の第一の学術的貢献は、マイクロデータを用いて高齢者内の不平等を多角的に明らかにし、高齢者層における社会的不利の蓄積が相当の割合で存在す

ることを実証したことである。比較的に豊かになったと言われる高齢者層において、依然、多くの人々が「貧困」「低所得」といった経済的観点、また、「孤立」「未アクセス」といった社会的サポートの観点、また健康・住居といった観点から社会的に不利な立場におかれているということは、社会保障制度の再構築を図る上で高齢者の福祉の向上という原点に戻る必要があることを示唆している。

本書の第二の貢献は、高齢期の不平等の要因を、ライフコース上の社会的不利の蓄積と捉えて分析していることである。例えば、50歳時の階層が高齢期の社会的不利の要因となりうるといった本書の分析は、公的年金の所得比例部分の存在が勤労時の社会的不平等・社会的不利をそのまま高齢期に持続させているといった指摘がある程度裏付ける重要な資料である。

そして最後になるが本書の特徴ともいえる功績は、タウンゼンドの相対的指標の日本への適応性を実証したことである。これまでの日本における「貧困」の測定は、生活保護基準を貧困線としたもの(星野1995, 小川2000, 山田2000等)、あるいは所得の中央値の50%といった相対的貧困基準を用いたもの(星野・岩田1994, 和田・木村1998等)が多く、どちらも収入・消費のみに着目したものであった。本書における平岡の分析は、イギリスなどにおいて既に20年前から導入されている相対的剝奪指標の手法を用いて、経済的定義のみではない多角的な「貧困」を初めて日本において測定している。そして、日本においても、相対的剝奪指標が収入と負の関係を持っていることを示したことは、本概念が日本においても適応可能であることを示しており日本の貧困研究の歩みの中において大きな前進であるといえよう。

ここで、簡単に各章で展開されている分析を紹介しよう。本書は、2部で構成されており、第一部では、社会参加と社会的ネットワーク、健康と心身機能、収入状況と就業行動・同居行動、低所得と生活不安定、

住環境、職業キャリアと社会階層の六つの角度から高齢期の不平等を検証している。第二部においては、編者の平岡がタウンゼンドの相対的剝奪指標を応用した日本版の剝奪指標を用いた分析を行っているほか、高齢期における低所得と社会的不平等・公正についての概念をまとめている。

まず、「高齢期と社会的不平等の諸側面」と題された第一部について紹介しよう。第一章では藤村正之が、高齢者の趣味・娯楽と社会参加活動（ボランティア、講演会、墓参り等）、パーソナル・ネットワーク（親しくおつきあっている人数）・サポートネットワーク（悩み事を聞いてくれる人、用事を頼める人、看病や世話を頼める人等）、医療・福祉に関する情報源と相談相手について分析している。藤村によると、夫婦収入、性別がこれらの社会活動に正に影響しており、学歴、50歳時所属階層もいくつかの項目において影響が確認された。第二章では、深谷太郎が高齢者の健康を規定する要因を分析している。深谷は、客観的健康（老研式活動能力）と主観的健康（健康度自己評価）の二つを健康指標として用いており、前者においては年齢の他に健康維持習慣、後者においては50歳時所属階層が規定要因として有意に検証されている。しかし、客観的健康と主観的健康で何故規定要因が異なるのかについては議論されていない。また経済的要因として夫婦収入額ではなく個人の年金額を用いている点が残念である。夫婦を個人単位で分析した場合、妻の年金額が少なくても夫の年金（または収入）が高い場合があり、個人の年金額は必ずしも経済的状况を示しているものではないからである。

第三章では、塚原康博が高齢者の収入と就業・同居行動について分析している。塚原は、生活保護の一般基準と住宅扶助を除いた基準を貧困線として高齢者の貧困率を計算している。これによると高齢者夫婦の4.7%、3.6%、単身高齢者の34%、23%がそれぞれ一般基準、住宅扶助を除いた一般基準以下の収入しか得ていない。分析には高齢者本人（または夫婦）の収入のみを生活保護基準と比べており、子等と同居している場合においても他の世帯員の収入を考慮していない。通常では、同居の場合には家計を共にしていると仮定し、世帯全体の収入を貧困線と比較するため、このデータのみをもって高齢者の貧困の実態と言うことはできないが、単身高齢者の約3分の1が一般扶助以下の収入しか得ていないという事実は政策提言の際に

重要な考慮材料である。さらに本章では高齢者の年金額が就労に与える影響を分析しているが、夫と妻の就労行動には関係があると考えられ、特に既婚の女性の場合は、本人の年金額のみをもって就労行動を説明しようとするのは無理があると思われる。例えば、男女サンプルに分け、夫婦収入、夫の年金額、夫の就労などを妻の就労行動のモデルに入れることが考えられる。第四章は、柴田謙治による低所得と低消費の分析である。本章は、収入がある貧困線の上か下かの判断のみで貧困を測定することに疑問を唱えており、「貧困かどうかの判断は、（次節の）消費生活を中心とする検証に委ねる」必要があるとしている（p.85）。そして、高齢者の耐久消費財の保有率の高さをあげて、従来貧困のメルクマールとして採用されてきた冷蔵庫、カラーテレビなどの耐久消費財がメルクマールとして機能しなくなったこと、また衣類乾燥機やビデオデッキなど生活の質にかかわる品目が本人の50歳時の所得階層などの変数と関係していることを示唆している。また、第五章では、武川正吾が高齢者の住環境について分析を試みており、劣悪な住環境を余儀なくされている高齢者が少数だが存在すること、また学歴・職業が家屋の種類や所有状況に関係すること、また居住環境が健康・社会生活に関連していることを示している。第六章では、野呂芳明が、職業キャリアと高齢期の社会階層の関係を分析しており、男性においては、職業階層が退職時期、退職金額、現在の夫婦年収などに関連しているとし、女性においては職業キャリアよりも結婚の影響が大きく出ていると結論づけている。

第二部は「総合的分析と政策論」と題して、まず第一章にて、柴田が高齢期の生活問題をどう検討するか理論的枠組みを議論している。柴田は、既存文献をレビューした上で、「必要よりも欲望を重視した」生活スタイルに依存する消費社会においては、従来のメルクマールを用いて生活問題を実証することが困難であり、常に「生活に追われる」「潜在的に不安定」層を生み出していると理論立てている。それに対して、平岡が上記の高齢者のデータにタウンゼンドの相対的剝奪（relative deprivation）の概念を適応して、高齢者の「生活問題」を実証しようとした試みが第二章である。平岡自身が言及するように本書で用いられたデータは相対的剝奪の概念図式に基づいて行われたものではないため、タウンゼンドまたその後のイギリス貧困研

究において改善された相対的剝奪指標に必要な項目が全て含まれているわけではない。しかし、このような試みは、今までの日本における貧困研究では行われてきていないものであり、非常に重要であると思われるので、ここで詳しく説明する。平岡が相対的剝奪指標に用いた項目は、①社会参加と情報アクセス（新聞、テレビなどの学習機会、医療・福祉に関する情報源・相談相手、余暇）、②パーソナル・ネットワーク（家族・親族つきあい、近所つきあい、それ以外のつきあい）、③社会的支援網（心配事を聞いてくれる人、留守を頼める人、看病してくれる人など）、④住環境（日当たり、風通し、地震の心配、火事の心配、食寝分離）、⑤住宅内の設備（風呂、炊事場の給湯、洗面所の給湯、エアコン）の5分野である。平岡は、これらの項目を2値変換しそれを合計したものを相対的剝奪指標とし、これと（夫婦）所得との関連を調べている。結果として、平岡は、単身者と有配偶者の両サンプルにおいて所得と剝奪指標の負の関連が認められるとしており、特に有配偶者のサンプルにおいては所得が225万円未満で剝奪指標が著しく高くなっていることを指摘している。しかし、残念なことにサンプル数が少ないため、タウンゼンドが示したような閾値は確認できていない。さらに平岡は剝奪指標を2値変数に変換してロジスティック分析を行っており、男性においては教育年数が負、離婚・未婚ダミー変数（ベース既婚）が正に有意に影響するとしている。しかし、50歳時の所得階級はどれも有意でなかった。女性の場合は、教育年数が負、既婚ダミー、死別ダミー（両方もベースは未婚）、50歳時の所属階級が中小企業マニュアル（ベースは大企業マニュアル）が正に影響している。平岡は、男女ともに婚姻関係が剝奪指標に影響している点に注目しているが、婚姻関係は社会階層と相互関係がある点を留意点としている。

第三章では、藤村が「貧困」「不平等」「不公正」「リスク」といった諸概念を整理し、特に高齢者における社会的不平等・不公正の問題を、高齢者世代内の問題、高齢者世代と若年世代間の問題と整理し直している。藤村は、高齢者世代内の不平等をライフコース上の社会的不利の累積による帰結なのか、それとも個人の業績・努力の結果の帰結と理解するのかによって不平等の評価が異なってくると指摘している。しかし、社会的不利が「生存権を剝奪されるあるいは人権侵害に該当するような絶対的な状態にある場合」、な

んらかの再分配的な政策が必要であるとしている。この点は、本書が多分野にわたって実証してきた高齢期における格差を解釈する上で重要な視座であろう。

本書においては、「高齢期における社会的不利をどのような定義をもって測定・実証するか」が大きなテーマであった。しかし、柴田が本書の中で言及するように、多角的な社会的不利はおろか「貧困」「低所得」といった経済的貧困に関しても一般的なコンセンサスに至っていないのが現状である。塚原が用いた生活保護基準を貧困線とする方法についても、生活保護基準そのものが科学的ではなく「貧困の基準として妥当なのか」という批判も予想される」（柴田, p. 85）。しかし、それを代替する貧困の定義が確立しているわけではなく、タウンゼンドの相対的剝奪指標は一つの方向性として大きな意義があるといえよう。一方で、平岡自身が指摘するように、相対的剝奪指標を本格的に作成するためには一般市民を対象とする予備調査を含めた独自の調査が必要であろう。また、近年脚光を浴びている「社会的排除」の概念と照らし合わせた指標の検討など、高齢期のみならず日本の社会全体において「貧困」「社会的不利」をどう捉えるかについてさらに深く議論を展開する必要がある。その意味で、本書は議論のきっかけとなる貴重な文献である。

最後に今後の発展として期待したい点をいくつか指摘して、締めくくりとしたい。まず、ライフコースにおける社会的不利の蓄積を高齢期の社会不平等の要因とするのであれば、50歳時の社会階層のみならずその個人が生まれついた社会階層、また50歳までのライフコースを包括する項目も分析の対象としてほしかった。職業キャリアが高齢期の社会的不利に及ぼす影響については野呂が第一部第六章で分析しているが、職業・結婚などのライフコースのイベントが社会的剝奪指標に及ぼす影響などの分析を今後期待したい。さらに、子等と同居している高齢者とそうでない高齢者（夫婦および単身）を、多くの場合において一緒に分析している点が気になった。例えば、子等と同居している場合は世帯員全員の所得を合算した世帯所得を用い、それを等価世帯スケールなどで調整するのが一般的であるが、本書の場合、データの中に高齢者以外の世帯員の所得の情報が含まれていないせいか夫婦または単身所得を用いている。同居率が高い我が国においては、同居世帯内では家計が同じとみなす方が一般的であろう。これらデータの改善も含め、今後の研究が



楽しみである。

### 参考文献

- 小川 浩 (2000) 「貧困世帯の現状—日英比較—」『経済研究』Vol. 51, No. 3, Jul. 2000, 220-231。  
 内閣府 (2002) 『平成 13 年度国民生活白書』。  
 厚生省 (2000) 『平成 12 年版厚生白書』。  
 国立社会保障・人口問題研究所 (2001) 『平成 11 年度社会保障給付費』。  
 白波瀬佐和子 (2002) 「日本の所得格差と高齢者世帯—国際比較の観点から」『日本労働研究雑誌』No. 500, Feb.-Mar. 2002。  
 星野信也 (1995) 「福祉国家中流階層化に取り残された社会福祉—全国消費実態調査のデータ分析 (1)」『人文学報』No. 261, 1995. 3, 23-86, 東京都

- 立大学人文学部。  
 星野信也・岩田正美ほか (1994) 『福祉国家における所得再分配効果に関する研究—福祉国家中流階層化の検証』(科研費研究成果報告書) in 埋橋孝文 (1997) 『現代福祉国家の国際比較—日本モデルの位置づけと展望』, 日本評論社。  
 山田篤裕 (2000) 「社会保障制度の安全網と高齢者の経済的地位」『家族・世帯の変容と生活保障機能』国立社会保障・人口問題研究所編, 東京大学出版会。  
 和田有美子・木村光彦 (1998) 「戦後日本の貧困—低消費世帯の計測」『季刊・社会保障研究』Vol. 34, No. 1, Summer 1998, 90-102。  
 (あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第 2 室長)

Martin Feldstein and Jeffery B. Liebman (eds.)  
*The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*  
 University of Chicago Press, 2002

宮里尚三

ここ数年 NBER では、社会保障改革、特に社会保障の民営化に関する議論を書籍として出版してきた。代表的なものに *Privatizing Social Security* (1998), *Administrative Cost Aspects of Social Security Reform* (2000), *Risk Aspects of Investment-Based Social Security Reform* (2001) がある。社会保障改革といえば世代間の格差について議論されることが多いが、本書は社会保障改革が世代内の格差 (世代内の内部収益率の格差や資産や消費の格差など) に与える影響について議論が行われている点でこれまでの書籍とは異なる。社会保障改革と世代間格差の議論が依然として重要であることに変わりはないが、社会保障改革と世代内格差の議論も同様に重要である。というのも社会保障制度は低所得者層に手厚く給付が行われており、完全民営化や部分民営化などの社会保障改革が低所得者の経済厚生を低下させるのではないかという懸念があるからである。本書はそれぞれ独立した論文をまとめたものであるため、必ずしも社会保障制度と世代内格差について一致した結論が出ているわけでは

ない。しかしいずれの論文も緻密な分析を行ったうえでの結論であり、社会保障制度と世代内格差を考える際に有益であることに間違いはない。

本書の特徴としては、個票データにもとづいた試算やシミュレーションが多く行われていることがあげられる。これまでのシミュレーション分析ではマクロデータを利用することが多かったが、本書の多くの研究は個票データを活用したシミュレーション分析を行っている。そうすることで世代内格差をより緻密に分析することが可能となっている。また、多くの研究でネットの収益や内部収益率で世代内格差を分析しているが、死亡率が所得または学歴や人種といった社会経済的要因で異なることも考慮して分析を行っている点も特徴的である。死亡率が異なることがネットの収益や内部収益率の算出に影響を与えるためである。

本書は独立した 10 本の論文より構成されているので、以下では構成順にそれぞれの章 (論文) の紹介とコメントをすることにしたい。

第 1 章は Jeffrey B. Liebman による “Redistribu-

tion in the Current U. S. Social Security System”である。この章は社会保障制度の再分配の程度を定量的に分析することを目的としている。この章は所得の違い以外に死亡率の違いや配偶者の有無や配偶者の所得も再分配に影響を与えているという点でこれまでの先行研究とは異なる着眼点のもとに分析を進めている。死亡率の違いは性別、人種別、学歴別によるものである。分析手法には個票データにもとづいたマイクロ・シミュレーション・モデルを用いて、内部収益率、ネット・トランスファー、純税率を算出し、それらの値をグループ間（所得階級別、性別、人種別、学歴別）で比較することで社会保障の再分配を分析している。社会保障制度は低所得者に対する優遇措置が行われているため一般に低所得者の内部収益率は高いと予想される。Liebmanの算出結果では低所得者の内部収益率が高いことが確認される一方で白人と黒人の内部収益率はそれほど変わらないことが示されている。これは、黒人は概して所得は低い死亡率が高いため内部収益率がそれほど高くないということである。また男性よりも女性の内部収益率がかなり高いが、これは死亡率が低いことよりも配偶者年金や遺族年金によるところが大きいと分析している。この章で所得以外に死亡率、配偶者の給付といった要因で個人の受け取る社会保障給付が異なるということが示された点は興味深い。ただし、この章では再分配額を算出する際に市場収益率を用いるか内部収益率を用いるかで結果が大きく異なる。その点は留意する必要がある。

第2章はKathleen McGarryによる“Guaranteed Income: SSI and the Well-Being of the Elderly Poor”である。この章は補足的保障所得(Supplemental Security Income: SSI)が高齢貧困層の生活水準に影響を与えているかについて分析を行っている。研究の背景には補足的保障所得を受ける権利があるにもかかわらず保障を受けていない人が多くいるという事実がある。分析手法は、補足的保障所得を受け取らないをプロビットで推計し、その推計値をもとにシミュレーション分析を行っている。それらの手法はそれほど難しいものでないにも関わらず有益な分析結果となっている。プロビット分析の主な推計結果は給付額、健康状態の悪さがプラスで有意となる一方で制度に対する知識は有意となっていない。これは恥辱心により補足的保障所得を受けないということを示した結果といえる。シミュレーションの結果から補足的

保障所得は貧困率を引き下げる効果は比較的小さいが、高齢者の貧困ギャップを約30%縮小させる大きな効果を持っていることが確認されている。ただし、この章では補足的保障所得のような公的扶助を受けている人というセンシティブな問題を扱っているため分析に用いるデータの信頼性が問題になってくる。Meyerのコメントでは、分析に用いたAHEAD(Asset and Health Dynamics) dataは補足的保障所得を受けている人が過小である可能性を指摘している。したがってこの章の推計結果はバイアスがかかっている可能性があることに留意する必要がある。

第3章はJagadeesh Gokhale and Laurence J. Kotlikoffによる“The Impact of Social Security and Other Factors on the Distribution of Wealth”である。この章は社会保障制度が人々の資産格差にどの程度影響をおよぼしているか定量的に分析することを目的としている。それと同時にスキルの違い、親からのスキルの伝達、結婚相手の組み合わせ、消費の増加率、累進税率、遺産、社会保険税の上限設定などが資産格差に与える影響も分析している。分析で必要となる人口に関する情報はCORISM(マイクロ・シミュレーション・モデルの一つ)の人口データを利用し、所得に関してはPSID(Panel Study of Income Dynamics)を利用してシミュレーションの結果、社会保障制度は資産格差を広げる効果を持っていることが示されている。理由は社会保険税を徴収する際に設定された上限が結果的に高所得者に有利に働いていることによる。また、社会保障制度は人々の貯蓄を減少させるが、高所得者は低所得者に比べて貯蓄を減少させる比率は低い。それは遺産額の格差をもたらす(偶然遺産モデルが前提になっている)。したがって、社会保障制度は遺産を通じて資産格差をもたらす効果も持っている。この章では毎年4,000人(男性が2,000人、女性が2,000人)の個人が登場するモデルをもとに、社会保障制度やスキルの伝達、結婚相手の組み合わせといった多くの視点から資産格差に与える影響を分析しており、有益な情報を提供してくれる。ただし、ここでのシミュレーションが上位1%や5%、10%といった上位の資産分布をうまく再現できていないという点は今後の研究の課題になるであろう。

第4章はAngus Deaton, Pierre-Olivier Gourinchas, and Christina Paxsonによる“Social Security and Inequality over the Life Cycle”である。この章

は社会保障改革と消費の不平等について分析することを目的としている。この章では、まず恒常所得仮説の枠組みに社会保障を組み込んだモデルや予備的貯蓄動機と社会保障を関連づけたモデルを提示し、モデルにもとづいてシミュレーションを行うことで社会保障改革と消費の不平等について分析を行っている。この章で行われている分析手法は非常に洗練されたものとなっている。分析結果によると社会保障は消費の不平等を縮小させる効果を持っており、仮に社会保障制度を完全な個人勘定に移行したとすると消費の不平等は5.6%ポイント上昇させることになるという結果になっている。これは1980年代中頃のアメリカにおける消費のジニ係数の上昇(1981年が0.37で1986年は0.41)を上回る大きなインパクトである。社会保障が消費の不平等を縮小させる理由は、社会保障がリスクシェアリングの機能を持っていることによる。興味深い点は第3章と第4章で社会保障制度が不平等に与える効果が逆となっていることである。これは第4章では社会保障のリスクシェアリング機能に分析の主眼をおき、社会保障が保険数理的にフェアかどうかは分析の対象外であるのに対し、第3章では現行の社会保障が保険数理的にフェアではないことを前提に分析を行っている違いによるものである。

第5章はJulia Lynn Coronado, Don Fullerton, and Thomas Glassによる“Long-Run Effects of Social Security Reform Proposals on Lifetime Progressivity”である。この章はアメリカで提案されている代表的な4つの社会保障改革案が社会保障制度の持っている累進性に与える影響を分析することを目的としている。分析されている4つの案は① The Feldstein-Samwick Plan, ② The National Commission on Retirement Policy (NCRP) Plan, ③ The Aaron and Reischauer (A & R) Plan, ④ The Moynihan Planである。社会保障制度の持っている累進性の議論は所得階級別(5階級)の生涯の純負担を比較することで議論を行っている。試算結果によると、現行の社会保障制度より累進度が高まるのは③のThe A & R Planであり、ほかの案は累進度を低める結果となっている。また、感度分析(割引率を変えたり、生涯所得の定義を変えたりしている)も行っているが、結論は変わらない。この章は現実の制度に基づいた制度変更(例えば年金給付額を算出する際の基本となる式の変更、年金支給開始年齢を62歳から64歳に引き上

げるなど)の影響を試算しているため、現実の制度改革の議論に有益な情報を提供する研究となっている。

第6章はJagadeesh Gokhale and Laurence J. Kotlikoffによる“Social Security's Treatment of Postwar Americans: How Bad Can It Get”である。この章は社会保障制度がどの世代に損をもたらしているのかを定量的に分析するとともに10の改革案の効果も分析している。世代別でみた社会保障の損得論はこれまで多く研究がなされてきたが、この章では世代別に加え性別、人種別、学歴別、所得階級別の生涯の純負担、内部収益率、などを試算しているのが新しい点である。試算に必要な人口に関するデータはCORISM(マイクロ・シミュレーション・モデルの一つ)より情報を得ている。保険料や給付額を今後変更しないという前提のもとで試算を行うと、戦後世代(分析は1945年以降を5歳階級別に行っている)で特に若い世代の生涯の純負担額が明確に大きいということにはなっていない。所得階級別で見ると低所得のグループは生涯の純負担がマイナスとなっている、高所得よりも中所得グループが生涯の純負担で高い値となっているというのはどの世代でも共通である。また性別、人種別、学歴別でも分析を行っている。次に社会保障改革を10通り(保険料を即座に38%に引き上げる、給付を即座に25%引き下げる、給付開始年齢を引き上げるなど)シミュレーションを行っている。シミュレーションのケースによって改革の負担をどの世代がより多く負うかという違いはあるが、いずれのケースもかなりの負担を強いられる結果となっている。この章では多くのシミュレーションの結果が示されており、第5章と同じく現実の制度改革の議論に有益な情報を提供する研究となっている。

第7章はMartin Feldstein and Jeffrey B. Liebmanによる“The Distributional Effects of an Investment-Based Social Security System”である。この章では、現行の制度から完全な確定拠出型年金制度に制度変更したときや、確定拠出型年金と確定給付型年金を組み合わせたときの給付水準や内部収益率のシミュレーション分析を行っている。完全な確定拠出型年金制度や確定拠出型年金と確定給付型年金を組み合わせた制度に関する研究はこれまでも行われてきたが、性別、人種別、学歴別、所得階級別に給付水準や内部収益率を求めている点が新しい。データはSurvey of Income and Program Participation (SIPP) dataとSocial

Security Administration (SSA) data を利用している。結果はまず確定拠出年金の収益率が5.5%の場合、完全な確定拠出年金(賃金の9%が保険料)だと全体で97.9%の人が現行制度より給付水準が上昇する結果となっている。次に確定拠出型年金(賃金の12.4%が保険料)と確定給付型年金(賃金の3%が保険料で収益率は5.5%)を組み合わせた場合は、全体で96.2%の人が現行制度より給付水準が上昇する結果となっている。また、性別、人種別、学歴別、所得階級別で見ても9割以上の人が、給付水準は上昇する結果となっている。次に確定拠出型年金の収益率が3.5%の場合、完全な確定拠出型年金だと全体の72.1%、確定拠出型年金と確定給付型年金の組み合わせだと全体の53.7%の人が現行制度より給付水準が上昇する結果となっている。ただし、この研究は移行期の世代を分析しているのではなく移行が終わった後の世代を分析している点は留意する必要がある。

第8章は Laurence J. Kotlikoff, Kent Smetters, and Jan Walliser による“Distributional Effects in a General Equilibrium Analysis of Social Security”である。この章ではこれまで Auerbach と Kotlikoff が共同で開発してきたシミュレーション・モデルをヘテロな個人(所得階級の異なる個人)が存在するモデルへと拡張し社会保障改革を分析している。Auerbach and Kotlikoff モデルでは代表的個人を仮定し分析するケースが多いが、この章では所得階級を12階級に分け分析を行っている。所得階級を12階級に分けることで社会保障の民営化が低所得層にどのように影響を与えるのか明示的に分析することを可能にしている。シミュレーション分析では個人勘定(ここでは民営化と同義)への移行期の財源を賃金税、所得税、消費税でそれぞれ調達するケースの他に、個人勘定への参加が任意に選択できるケース(移行期の財源は消費税)、フラットな基礎的給付を行うケース(移行期の財源は所得税)、所得に比例した基礎的給付を行うケース(移行期の税源は所得税)などを分析している。いずれのケースにおいても移行期の世代の効用水準は引き下げることになるが、長期的には高所得者の効用水準も低所得者の効用水準も引き上げる結果となっている。また、フラットな基礎的給付より所得に比例した基礎的給付の方が長期的には低所得者の効用水準を引き上げる結果となっている。この章では先に述べたシミュレーション分析の他に人口に関してより現実に近

づける拡張(出産や寿命の長さ、遺産を受け取る年齢など)を行っているが、一般均衡分析の中でそのような拡張を行う必要性がどの程度あるのか考察する必要があると思われる。

第9章は Martin Feldstein and Elena Rangelova による“The Economics of Bequests in Pensions and Social Security”である。この章は個人勘定(personal retirement accounts: PRAs)と遺産について分析したものである。なぜ個人勘定と遺産について考察するのかといえば、個人勘定や確定拠出型年金を採用している国では本人が退職する前または退職後に死亡したとき、個人勘定に蓄積された資産を遺産として認める国があり、アメリカにおいてもそのような資産を遺産として認めようという提案がなされているからである。分析では個人勘定に蓄積される資産の収益は平均5.5%、分散12.5%という仮定のもとで行われている。まず、退職前の死亡時に蓄積されていた資産を遺産と認めると(Preretirement Bequests)、その分だけ生存している人に対する支払額が減少することが予想されるが、シミュレーションの結果それほど大きくは減少しない結果となっている。また、個人勘定への貯蓄を賃金の6%から7%に引き上げれば Preretirement Bequests を認めない場合と同程度の給付額が得られる結果となっている。また、退職後の死亡時に蓄積されていた資産を遺産と認める(Postretirement Bequests)ケースを分析している。Ten-Year Certain Annuities の場合、0.42%ポイント個人勘定への貯蓄率を引き上げると Preretirement Bequests のみを認める場合と同程度の給付額が得られる結果となっている。この章の研究は、個人勘定に蓄積されている資産がその個人の遺産として認められる場合を考察しており、蓄積された資産が誰のものであるかを考える契機となり興味深い。

第10章は Jeffrey R. Brown による“Differential Mortality and the Value of Individual Account Retirement Annuities”である。この章では性別や人種、学歴によって異なる死亡率を考慮し個人勘定(personal retirement accounts: PRAs)から得られる期待収益を分析している。個人勘定と死亡率について研究している点では第9章と同じであるが、この章では性別や人種、学歴といった社会経済的な要因で異なる死亡率に着目している点が第9章とは異なる(性別、人種別、学歴別の死亡率に関しては Appendix に

詳しく掲載されている)。まず死亡率に関しては、人種別だと黒人、ヒスパニック、白人の順、学歴別だと高卒以下、高卒、大卒の順に死亡率が高いという結果になっている。性別だと男性の死亡率が女性より高い。この結果を踏まえて個人勘定について分析している。退職前の死亡時に蓄積されていた資産を遺産と認める (Preretirement Bequests) 場合、死亡率が高い黒人が期待遺産額が高くなっている。次に、個人勘定から得られる Money's Worth ratio (内部収益率とほぼ同じもの) は逆に黒人が最も低くなっている。Period-Certain option (退職後の死亡時に蓄積されていた資産を遺産と認める制度) を考慮すると人種間の Money's Worth ratio の格差は縮小する。また Joint and Survivor Annuities を考慮すると人種間の Money's Worth ratio の格差はさらに縮小する結果となっている。この章では人種や学歴といった社会経済的要因と死亡率の関係を考慮した分析となっているが、所得と死亡率の関係は考慮していない。所得と死亡率の関係も考慮するとさらに有益な結果が得られる

と思われる。

本書は社会保障制度と世代内の格差をキーワードに様々な視点から分析が行われており、非常に示唆に富むものとなっている。本書は社会保障改革の際に世代間だけでなく世代内の視点からの考察も重要であることを教えてくれるものであり、今後の我が国の社会保障改革の議論にも有益な書である。

#### 参考文献

- Campbell, John Y. and Martin Feldstein, eds. (2001) *Risk aspects of investment-based Social Security reform*, Chicago: University of Chicago Press.
- Feldstein, Martin, ed. (1998) *Privatizing Social Security*, Chicago: University of Chicago Press.
- Shoven, John, ed. (2000) *Administrative aspects of investment-based Social Security reform*, Chicago: University of Chicago Press.
- (みやざと・なおみ 国立社会保障・人口問題研究所  
社会保障応用分析研究部研究員)

**編集後記**

数年前、所得格差に関する議論が国会でさらに盛んになったことがあった。ジニ係数に関する大臣レクにおいても、当時の大臣は熱心にレクに望んでおられたという話を聞いたこともある。長引く不況の中、ジニ係数などの所得格差指標の値の上昇は、貧富の格差の拡大ともとられかねない。しかし、ジニ係数の変動は、所得格差そのものの拡大だけではなく、高齢化等の所得格差とは一見関係のない要因からも説明できる。そのため、ジニ係数の変動だけで一喜一憂するべきものではなく、格差を変化させる要因について、深い研究とその成果の理解が必要である。これまで、我が国では所得格差に関する研究が多く行われてきた。当研究所に於いても、今後もより一層、社会保障が持つ所得再分配機能の役割を中心に研究を進め、国民の期待に応えていかなければならないと思うところである。

(K.K.)

**編集委員長**

阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所長)

**編集委員**

岩村正彦 (東京大学教授)

岩本康志 (一橋大学教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

菊池馨実 (早稲田大学教授)

新川敏光 (北海道大学教授)

田近栄治 (一橋大学教授)

永瀬伸子 (お茶の水女子大学助教授)

平岡公一 (お茶の水女子大学教授)

山崎泰彦 (上智大学教授)

山田 亮 (厚生労働省政策評価官)

植村尚史 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

中嶋 潤 (同研究所・総合企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

松本勝明 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

**編集幹事**

後藤玲子 (同研究所・総合企画部第2室長)

東 幸邦 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長)

大石亜希子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

加藤久和 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第4室長)

小島克久 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

泉田信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

宮里尚三 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

周 燕飛 (同研究所・客員研究員)

**季刊****社会保障研究** Vol. 38, No. 3, Winter 2002 (通巻158号)

平成14年12月25日 発行

**編集**

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>

制作 (株)UTP制作センター