

季刊 社会保障研究

買
出
用

Vol. 44

Winter 2008

No. 3

研究の窓

社会保障財源の抜本的見直しに決断を…………… 橋 木 俊 詔 264

特集：「格差」社会と所得再分配

租税・社会保障制度による再分配の構造の評価

…………… 岩 本 康 志・濱 秋 純 哉 266

2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策

…………… 小 塩 隆 士・浦 川 邦 夫 278

所得税改革—税額控除による税と社会保険料負担の一体調整—

…………… 田 近 栄 治・八 塩 裕 之 291

遺産と格差

…………… チャールズ・ユウジ・ホリオカ 307

所得格差と恒常ショックの推移—家計パネルデータに基づく

共分散構造からみた格差の把握—…………… 阿 部 修 人・稲 倉 典 子 316

格差・貧困と公的医療保険：

新しい保険料設定のマイクロ・シミュレーション…………… 阿 部 彩 332

投稿（論文）

女性の労働供給と子ども数が同時に増加する条件

—家計内生産モデルによる分析—…………… 坂 爪 聡 子 348

動向

平成18年度社会保障費—解説と分析—

…………… 国立社会保障・人口問題研究所 企画部 361

判例研究

社会保障法判例…………… 三 輪 まどか 372

—旧身体障害者福祉法に基づく支援費支給申請に対する
一部不支給決定に理由を提示せず、支給量の勘案にあ
って生活保護法に基づく扶助を考慮したことは違法であ
るが、訴えの利益がないとして、同決定の取消請求を却
下した事例（船引町支援費訴訟）—

書評

馬場康彦著『生活経済からみる福祉—格差社会の実態に迫る—』

…………… 上 枝 朱 美 380



季刊社会保障研究投稿規程

1. 本誌は社会保障に関する基礎的かつ総合的な研究成果の発表を目的とします。
2. 本誌は定期刊行物であり、1年に4回（3月、6月、9月、12月）発行します。
3. 原稿の形式は社会保障に関する論文、研究ノート、判例研究・評釈、書評などとし、投稿者の学問分野は問いません。どなたでも投稿できます。ただし、本誌に投稿する論文等は、いずれも他に未投稿・未発表のものに限ります。
4. 投稿者は、審査用原稿1部とコピー1部、要旨2部、計4部を送付して下さい。
5. 採否については、編集委員会のレフェリー制により、指名されたレフェリーの意見に基づいて決定します。採用するものについては、レフェリーのコメントに基づき、投稿者に一部修正を求めることがあります。
なお、原稿は採否に関わらず返却しません。
6. 原稿執筆の様式は所定の執筆要項に従って下さい。
7. 掲載された論文等は、他の雑誌もしくは書籍または電子媒体等に収録する場合には、国立社会保障・人口問題研究所の許諾を受けることを必要とします。なお、掲載号の刊行後に、国立社会保障・人口問題研究所ホームページで論文等の全文を公開します。
8. 原稿の送り先、連絡先——〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3
日比谷国際ビル6F
国立社会保障・人口問題研究所総務課業務係
電話 03-3595-2984 FAX 03-3591-4816

季刊社会保障研究執筆要項

1. 原稿の長さは以下の限度内とします。
 - (1) 論文：16,000字（図表を含む）。
 - (2) 研究ノート：16,000字（図表を含む）。
 - (3) 判例研究：12,000字。
 - (4) 書評：6,000字。なお、図表は1枚200文字に換算します。
2. 論文、研究ノート、判例研究・評釈、書評には英文題が必要となります。
3. 引用文献の形式は次のとおりとします。
 - (1) 注を付す語の右肩に1) 2) ……の注番号を入れ、全体で通し番号とし、後部に注を一括して掲載して下さい。
 - (2) 著書を引用する場合には、著者名、書名、出版社、出版年、引用頁を記載して下さい。
 - (3) 論文を引用する場合には、著者名、題名、雑誌名、巻号、発行年、引用頁を記載して下さい。
 - (4) 和書の場合には、書名・誌名に『 』、論文に「 」を付けて下さい。
4. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付けて下さい。1図、1表ごとに別紙にまとめ（出所を必ず明記）、挿入箇所を論文右欄外に指定して下さい。
5. 原稿は横書きして下さい。ワードプロセッサによる場合はA4判1枚につき1行40字・30行、横打ちして下さい。

季刊
社会保障研究

Vol.44 Winter 2008 No.3

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

社会保障財源の抜本的見直しに決断を

日本の社会保障制度がきわめて危機的状況にあることは、多くの国民が認めるところであろう。ごく最近のことに限定しても、基礎年金給付額の税額負担を、来年度以内から3分の1を2分の1に上げることが法律で決まっているが、未だにどの財源を充てるかが定かではない。75歳以上の高齢者には負担を軽くする趣旨で発足した後期高齢者医療制度も混乱の極みにある。さらに介護の分野における人不足は深刻であるし、働き手の労働条件は劣悪である。その他にも問題山積である。

なぜこんなに問題山積でありながら問題解決できないかと言えば、政治の世界が有効な策を決定できないからではないか。衆議院と参議院のねじれ国会ということもあろうが、政権維持または政権奪取に目が奪われている政治家に、問題の深刻さの認識に甘さ、ないし解決策を打ち出す熱意の欠如があるのではないか。基礎年金の税負担に関しては、自分達で決めた法律を自分達で守らない、としたら無責任きわまりもないと言ってよい。

マスコミでも政治の不毛さが指摘され、1年で政権を放り投げた内閣総理大臣が2人も続いたことは極めて遺憾である。福田内閣は「社会保障国民会議」を設けて1年かけて議論して、新しい政策を打ち出すべく審議を重ねていたが、内閣が変わったことによりこの会議は存続意義をかなり失ってしまったので、新しい内閣でまたやり直しが避けられないかもしれない。こんなことを繰り返しておれば、半永久的に社会保障制度の改革は期待できない。

もう1つの象徴例は、与野党を問わず政治家の誰もが社会保障制度を安定化するために負担増を言い出せないことにある。将来の年金、医療、介護などの給付を確実に保障するには、国民に税金や保険料においてそれなりの負担を求めねばならないが、どの政党もそれを具体的に政策として導入しようとしなない。中期的には国民の負担増は必要、と口では述べておきながら、誰もが実行に移そうとしなない。

消費税率アップを言えば選挙に敗れるとか、景気回復への障害になるなどという理由で、政治家は恐れてアップを言い出せないでいた。ここで2つの国の例を挙げておこう。1つはオーストラリアのハワード前首相で、消費税率のアップを公約に掲げて選挙に勝った。2つはドイツのメルケル首相で、これも消費税率のアップを公約して、大連立ながら政権を取っている。国民は必要と認識すれば税率アップを容認するのである。

まずは日本国民への期待を述べておきたい。社会保障制度の確実な運営は国民一人ひとりにとって決定的に重要なことなので、負担増に対して前向きであってほしい。国民はそれなりの負担を覚悟しないと、決して年金、医療、介護に関して安心ある生活は期待できないと認識してほしい。スウェーデンなどの北欧の人々は、自分達の所得の70%を税金や社会保険料として徴収されても、社会保障給付の確実な見返りがあるので、70%の負担にに応じているのである。日本人はまだ40%にも満たない負担しかしていないにもかかわらず、負担増を嫌っているのである。多分北欧諸国の

ように70%の負担を日本国民はなかなか認めないだろうが、少しは負担増を容認しないと、日本の社会保障制度は崩壊するかもしれないのである。

次は政治家と官僚への希望である。政治家に対しては、たとえ短期的には不人気な政策であっても、長期的に国民にとって有益な政策であるなら、勇気をもってその政策を主張して実行してほしい。その代表例が社会保障制度の改革である。かりに増税策の導入によって政権が倒れることがあったり、あるいは景気の回復が多少遅れることがあったとしても、抜本的改革によって強固な安心感を日本人がもてれば、長期的な国民的利益はとてつもなく大きいのではないだろうか。むしろ、そうした改革を成し遂げた首相の名前は、歴史上で確実に残るであろう。国民が将来の不安をもたないようにすれば、家計消費が伸びて景気は上昇するかもしれない。

さらに官僚に対しては、国民が負担増を望まない1つの理由が、行政不信にあることを認識してほしい。社会保険庁を筆頭にして、行政当局の信じがたい不祥事の連続によって、国民は政府のすることを余り信じなくなっている。ぜひとも襟を正してほしいし、我々国民による監視活動の強化も必要と言えよう。

橋 木 俊 詔

(たちばなき・としあき 同志社大学教授)

租税・社会保障制度による再分配の構造の評価

岩本康志
濱秋純哉

I 序論

Mirrlees [1971] による最適所得税の議論では、所得再分配政策は格差と貧困を縮小する便益と、労働供給を抑制する費用を比較考量して制度設計すべきであると考えられる。最適所得税理論の視点から実際の政策を議論する場合には、税制のみを対象にすることが通例である。しかし現実には、租税制度と社会保障制度がともに所得再分配をおこなっており、社会保障制度も含めて考察することがより適切と考えられる。すでに、公的扶助制度を所得税と一体として再分配政策を議論することは、Diamond [1998], Saez [2002], Kaplow [2008] 等によっておこなわれている。

本稿では、税制に加えて、社会保険料と生活保護給付を労働所得への課税ととらえて、一体としての効果を検討する。社会保険は給付と対価の関係が明確であれば、再分配政策の枠組みから除外できるが、わが国の公的年金、医療保険、介護保険では現役世代から高齢者への所得再分配がおこなわれており、少なくともその部分は社会保障給付の財源としての労働への課税（目的税）と考えられる¹⁾。社会保険料の影響は量的にも重要である。高齢化の進展で社会保険料率は年々上昇を続けており、平均負担額では社会保険料の被用者負担分だけでも、個人の負担する所得税・住民税を超えている。なお、社会保険の給付については労働への補助金（負の税）として設計されていないので、考察の対象から除外する。医療・介護は

現物給付であり、給付が所得に関係づけられているのではない。公的年金は所得保障の役割をもつが、年齢属性に依存した給付である。

税と社会保障を合わせた労働供給への影響は、税制のみに限定した視点とは大きく異なってくる。所得税は累進的構造をもっているが、被用者の社会保険には報酬上限があり、高所得者の限界税・保険料率が低くなるという逆進性をもっている。収入が約700万円から900万円の階層と約1,300万円から1,700万円の階層で高い限界税・保険料率となることが明らかになる。また、生活保護制度は、低所得者に高い限界税・保険料率を作り出す。

本稿の構成は以下の通りである。II節では、わが国の再分配の実態をまとめる。III節では、税と社会保障制度をあわせて、労働所得への限界的な負担率を計算し、社会保険に報酬上限があることから、所得が上昇すると負担率が低下する現象が生じることを見る。IV節は、最適所得税理論の視点から、わが国の再分配政策の現状を評価する。V節では、本稿の結論が要約される。

II わが国の再分配の状況と国際比較

OECDの所得分配に関する国際比較調査〔Forster and Mira d'Ercole 2005〕と、それを用いた『対日経済審査報告書』2006年版では、わが国の所得分配と再分配政策の状況について、以下のような点が指摘されている（この調査では、2001年の『国民生活基礎調査』（厚生労働省）に

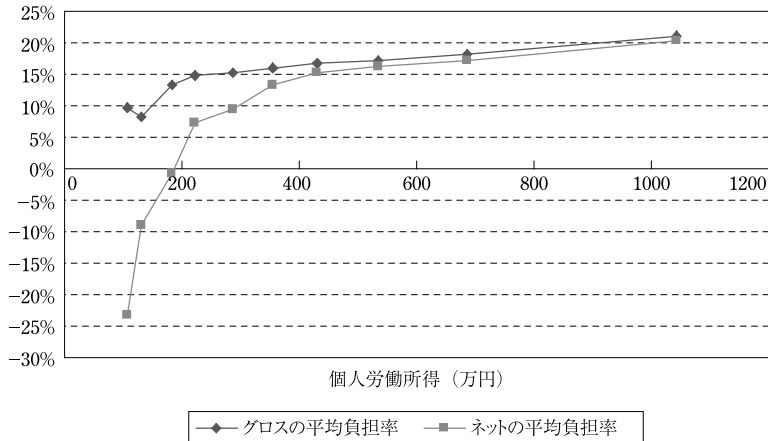


図1 税と社会保険料の平均負担率 (全体)

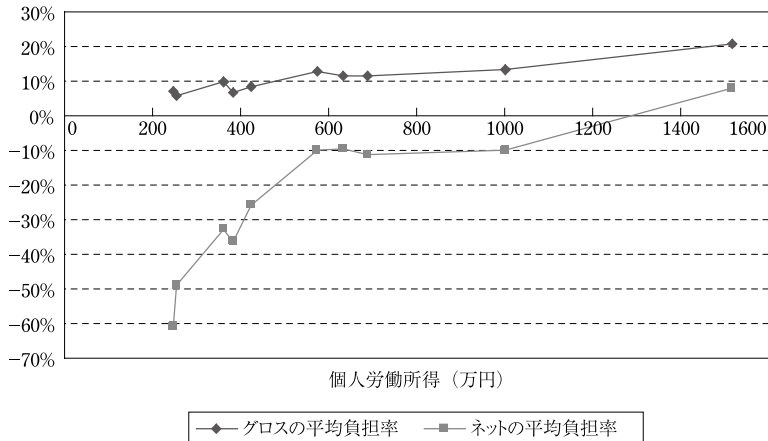


図2 税と社会保険料の平均負担率 (高齢世帯)

よる2000年の所得に関する個票データの再集計結果が使用されている²⁾。

(1) 個人の可処分所得のジニ係数は、1980年代半ば以降大幅に上昇し、OECD平均をやや上回るまでに上昇した。日本の相対的貧困率はOECD諸国で第5位、相対的貧困指標(相対的貧困率と貧困ギャップの積)はメキシコ、米国について第3位である。

(2) 人口高齢化は、賃金のばらつきが比較的大きい50~65歳の労働力の割合を高めるため、格差拡大の一因となっている。しかし、主な要因は労働市場における二極化の拡大にあると考えられる。

(3) 社会支出は相対的貧困を縮小させる役割は小さい。社会支出の約4分の3は高齢者に配分されている。また、税による再分配効果は弱い。

(4) 2000年には働いているひとり親の半数以上は相対的貧困状態にあったが、OECD平均は約20%である。また、日本では無職のひとり親よりも就労中のひとり親における貧困率のほうが高い。ひとり親における著しい貧困が要因となり、2000年の児童の貧困率はOECD平均を大きく上回っている。

これらのことを『国民生活基礎調査』の2003年の所得の再集計データについて見てみよう。図

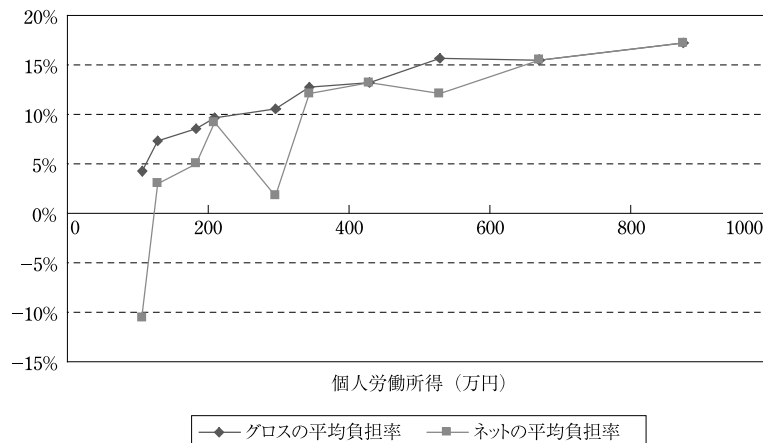


図3 税と社会保険料の平均負担率（母子世帯）

1から3は、個人労働所得（雇用者所得、事業所得、農耕畜産所得、家内労働所得）がある者の年間個人労働所得10分位階級別の税・社会保険料の平均負担率を、世帯属性（全体、高齢者世帯、母子世帯）別に示したものである。横軸には個人労働所得をとっている。高齢者世帯は65歳以上と18歳未満の者から構成される世帯であり、母子世帯は母と18歳未満の子で構成される世帯である。また、グロスの平均負担率は、税と社会保険料の合計額が個人労働所得に占める比率である。一方、ネットの平均負担率は、税と社会保険料の合計額から社会保障給付額を差し引いた額と個人労働所得の比率である。ネットの負担率が負になる場合、社会保障給付額が税・社会保険料負担を上回っている。図1を見ると、上位5分位はグロスとネットの負担率の差が小さく、社会保障給付の影響は目立たない。また、両負担率は所得が高くなるほど緩やかに上昇している。下位2分位では、社会保障給付が大きく、ネットの負担率が大きく低下している。グロスの負担率は低下しているものの、7%以上の負担率である。ネットの負担率の低下は、高齢者が多くの給付を受けていることを反映していると考えられる。図2に示されているように、所得第9分位に属する高齢者でも、平均的には再分配を受けている。図3では、母子世帯については、低所得者が多くの給付を受け取っていることを示す関係は明確には見ら

れない。

III 限界税率と保険料率の現状

II節ではわが国の再分配の状況を国際比較の視点から概観したが、この節では家計の収入と限界税・保険料率の関係を図示することで、税と社会保険が再分配の手段としてわが国でどのように機能しているかを分析する。

本稿で分析の対象となる税制度は所得税、住民税、消費税である。所得税と住民税の限界税率を計算する際には、給与所得控除、人的控除（基礎控除、配偶者控除、扶養控除）、社会保険料控除の各控除を考慮する³⁾。消費税率については、家計が貯蓄をおこなわずに収入をすべて消費にまわすと仮定して計算をおこなう。本稿では実効消費税率を以下のように計算した。まず、消費と可処分所得の関係は、

$$(1+\tau)c = y - t(y) \quad (1)$$

と書ける。ここで、 τ は名目消費税率、 c は消費額、 y は収入額、 $t(y)$ は（消費税を除く）税と保険料の総支払い額である。実際の制度では、収入から経費を控除して所得とし、それに所得税が課される。しかし、本稿では、給与所得控除を含めた所得税制が租税関数に表されているものとし、実質的な経費は発生しないと考え、所得控除前の収入額を y と定義する。(1)式を消費額 c につい

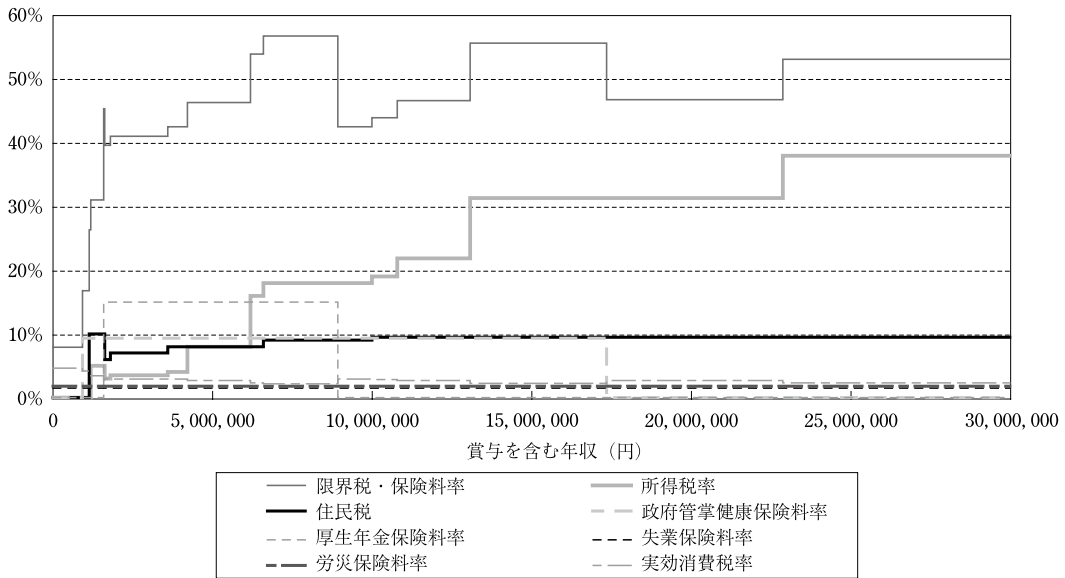


図4 限界税・保険料率 $T'(y)$ の推移 (単身世帯)

て解き、収入額 y で微分すると、

$$\frac{dc}{dy} = \frac{1}{1+\tau} (1-t'(y)) \quad (2)$$

となる。限界税・保険料率を $T'(y)$ と定義して、(2) 式の右辺を $1-T'(y)$ とおけば、限界税・保険料率は、

$$T'(y) = \frac{\tau}{1+\tau} + \frac{t'(y)}{1+\tau} \quad (3)$$

と表される。そして、実効消費税率 τ^* は、

$$\tau^* = T'(y) - t'(y) = \frac{\tau}{1+\tau} (1-t'(y)) \quad (4)$$

となる。

本稿では、社会保険料の負担として医療保険、介護保険、年金、雇用保険、労災保険の各制度の労使負担の合計を考える。被用者はこれらの社会保険に加入することで自らが得る便益（医療保険の現物給付、将来の年金給付など）を評価しないと仮定し、社会保険を税と同様の所得再分配政策とみなして分析をおこなう。ただし、雇用保険と労災保険の給付は保険料を負担する被用者に限定されるので、再分配の要素が小さく、税とは異なる帰着になることも考えられ、これらの保険を除外することが適切となる可能性もある。しかし、

以下でみるように、雇用保険や労災保険の保険料率は他の社会保険に比べて非常に低く、所得水準に関わらず一定であるので、これらを除外するかどうかで以下の分析の結論に大きな違いは生じない。したがって、本稿では雇用保険と労災保険を含めた場合のみを分析する。

社会保険料率の計算に際し、被用者は医療保険と介護保険については政府管掌健康保険に加入し、年金については厚生年金保険に加入すると仮定した。また、雇用保険の負担は、「失業等給付のための保険料率」と「雇用安定事業等のための保険料率」の合計とし、労災保険については、54の事業種類ごとに設定されている労災保険料率の単純平均値（1.8%）を負担していると仮定した。

本稿で分析の対象となるのは、①単身世帯と②夫婦（片方は無職）と1人の扶養家族（子供）で構成される世帯の2つであり、2008年4月時点の制度に基づき、限界税・保険料率 $T'(y)$ が賞与を含む世帯年収の増加にともなってどのように変化するかを検討する⁴⁾。図4と図5には単身世帯と夫婦・子一人世帯の限界税・保険料率の推移が示されている。どちらのタイプの世帯でも、賞与を含む年収が900万円付近までは限界税・保

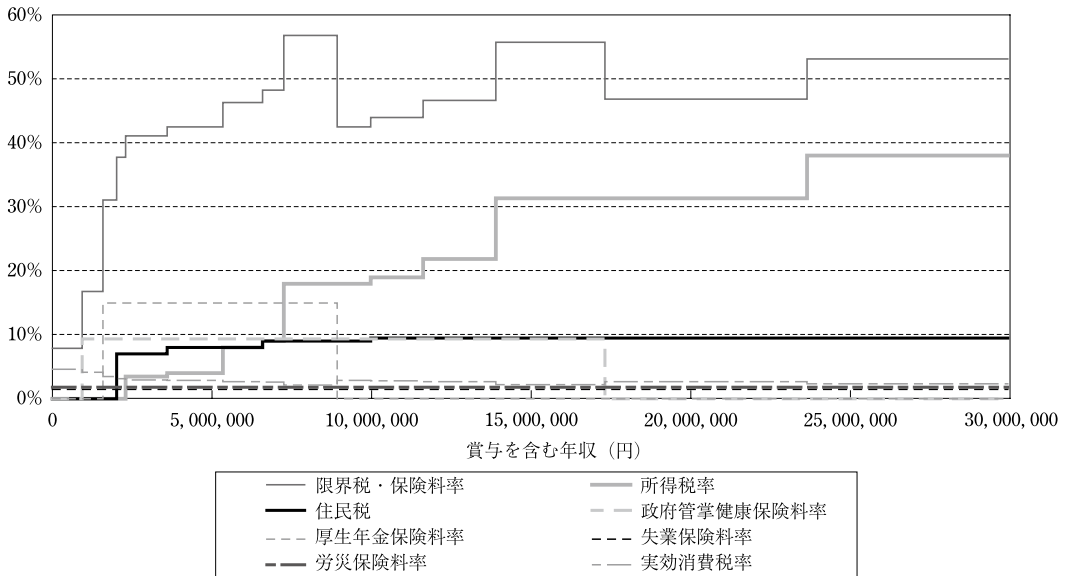


図5 限界税・保険料率 ($T'(y)$) の推移 (夫婦・子一人世帯)

険料率は上昇していく。しかし、その後収入が厚生年金の標準報酬等級の上限を超えると限界保険料率が14.996%から0%へと低下するため、限界税・保険料率も大きく低下することになる。その後は主として所得税の限界税率の上昇にもなって限界税・保険料率も上昇するが、年収が1,700万円を超えたところで政府管掌健康保険の標準報酬等級の上限を超えるので、限界保険料率が再び大きく低下する。このように厚生年金と政府管掌健康保険の標準報酬等級の上限をそれぞれ超える度に限界税・保険料率が大きく低下するので、その値は年収が高くなってそれほど上昇することはなく比較的平坦になる。

つぎに、生活保護制度が適用される場合の、世帯が直面する限界税・保険料率の推移を検討する。本稿では、生活保護制度において2級地-1に分類される地域に居住する単身世帯と、同じく夫婦(片方は無職)と子供1人で構成される世帯の2つを分析の対象とする⁵⁾。これら2つのタイプの世帯ともに、大人は20歳から40歳までのいずれかの年齢とし、子供は3歳から5歳の間として生活保護費の支給額を計算する⁶⁾。本稿では生活扶助の第1類と第2類によって支給される扶助

額の合計を生活保護費として考慮する。また、わが国の生活保護制度には勤労控除制度があり、勤労にともなう必要経費を収入から控除することができる⁷⁾。実際に支給される生活保護費は、最低生活費(本稿では生活扶助額の合計)から収入として認定される額を差し引いた額なので、収入が増えれば生活保護費は減額されることになるが、勤労控除制度が存在することで勤労収入の増加分すべてが減額されてしまわない仕組みとなっている。

図6と図7は、それぞれ単身世帯と夫婦・子一人世帯の勤労収入が増加するにつれて実収入額(生活保護費と勤労収入の合計額)と実効限界税率がどのように推移するかを示したものである。単身世帯と夫婦・子一人世帯ともに月額8,339円までの勤労収入は全額控除されるので、それ以下の収入の範囲では実効限界税率は0%である。しかし、勤労収入が月額8,339円を超えると実効限界税率は約83%まで上昇し、その後この非常に高い限界税率が続く⁸⁾。勤労収入が生活保護費と勤労控除の合計額を超えると生活保護費の支給が打ち切れ、家計は収入に応じて図4と図5に示された限界税・保険料率に直面することになる

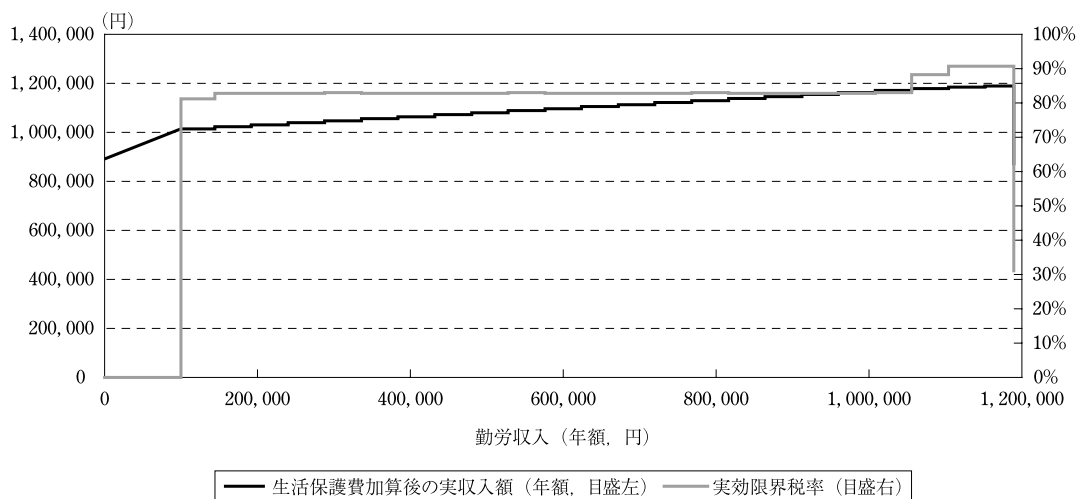


図6 被保護世帯（単身世帯）の実収入額と実効限界税率の推移

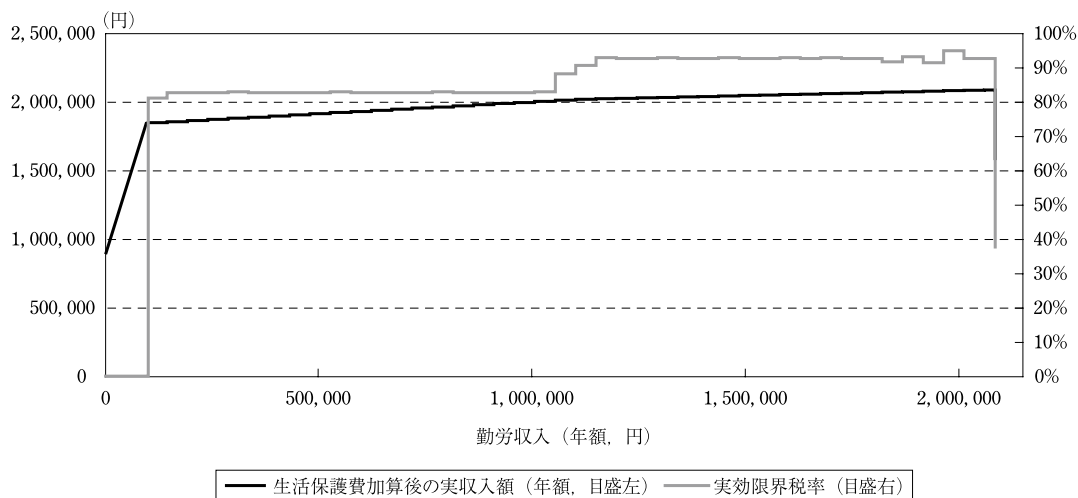


図7 被保護世帯（夫婦・子一人世帯）の実収入額と実効限界税率の推移

が、生活保護制度の適用が打ち切られる段階で100%を超える実効限界税率に直面する⁹⁾。この理由は、生活保護制度の適用が終了するに伴い、それまで実費控除されていた所得税と社会保険料¹⁰⁾、および地方税法（第24条第5項第1号）に基づいて免除されていた個人住民税が課されることとなり、生活保護制度が適用される際の実収入額よりも税・保険料支払い後の収入が小さくなってしまふからである¹¹⁾。このため、生活保護制度の適用打ち切り前後で限界税率が大きく上下することになる。

図4から図7によって示された内容をまとめると、以下ようになる。生活保護の適用を受ける低所得世帯は非常に高い実効限界税率に直面している。それ以上の収入がある世帯については、収入が約900万円までは限界税・保険料率が上昇していくが、それ以降は社会保険の報酬上限を超える度に限界保険料率がゼロとなるので比較的平坦となる。このため、社会保険料を加えた限界税・保険料率が最も高いのは、単身世帯については収入が660万円から894万円の階層、夫婦・子一人世帯については726万円から894万円の階層であ

る。所得上昇にともない、限界税・保険料率が低下する現象は2回生じる¹²⁾。税制だけを見れば、累進的構造になっているが、社会保険料を含めると累進的とはいえ、限界税・保険料率はほぼ一定で、一部の所得階層がやや大きくなるという構造を持っている。

IV 望ましい所得再分配政策

1 最高税率

IV節では、III節で示されたわが国の限界税・保険料率の姿を、Mirrlees〔1971〕によって開拓された最適所得税の議論に即して、規範的に解釈していきたい。Diamond〔1998〕は、労働供給の所得効果がない場合に、最適所得税の限界税率 T' を、

$$\frac{T'}{1-T'} = \frac{11-F(y)}{e \cdot yf(y)}(1-G(y)) \quad (5)$$

と書くことができることを示した。(5)式は、望ましい税率が労働供給の弾力性、所得分布のパラメータ、所得分配の価値判断を示すパラメータの3つに依存することを示している。まず、 e は労働供給の弾力性である¹³⁾。

所得分布に関するパラメータについては、 y は個人の所得、 $f(y)$ を所得分布の密度関数、 $F(y)$ を分布関数として、ハザード率と所得の積として、 $yf(y)/(1-F(y))$ で表される。 y 以上の所得がパレート分布

$$\Pr(Y > y) = 1 - F(y) = Cy^{-a} \quad (6)$$

にしたがうときには、

$$\frac{1-F(y)}{yf(y)} = \frac{1}{a} \quad (7)$$

で表される。ここで、 a はパレート指標 (Pareto index) と呼ばれ、 a が小さいほど高所得者が厚みをもつ分布となる。

$G(y)$ は、個人の所得の社会的評価と公的資金の限界費用の比の平均で定義される。最高税率を考える場合には、このパラメータは小さいか、ゼロと考えられている。最高税率を議論する場合は、所得分配の考慮は小さくなり、このパラメータは小さくなると考えられるが、以下では最高税

率の上限値を求める意味で、 $G(y)=0$ の場合を考えよう。このとき、限界税率は、

$$T' = \frac{1}{1+ae} \quad (8)$$

のように表される。

以下、この2つのパラメータに関する妥当な推定値を展望するが、実証研究の蓄積は十分ではなく、現状では幅をもって考えなければならない。國枝〔2007〕は、本稿でのべた分析枠組みにそって、わが国での最高税率の数値計算をおこなっている。

2 パレート指標

パレート指標については、青木〔1979〕が1977年の『家計調査』(総務省)に基づき、1.3と推定している。溝口〔1987〕は、1975年から1982年の国税庁が発表した高額所得者の上位3千人のデータを用い、 a が2.176から2.743の範囲におさまることを示した。國枝〔2007〕は、溝口〔1987〕の推計値の期間平均である2.5406を用いている。

ここでは、 a を以下のような方法で推計した。所得がパレート分布にしたがう場合、 \bar{y} 以上の所得の平均は、

$$y_m = \frac{1}{1-F(\bar{y})} \int_{\bar{y}}^{\infty} aCy^{-a} dy = \frac{a\bar{y}}{a-1} \quad (9)$$

と計算され、 y_m/\bar{y} は一定値となる。1997年、2000年、2003年の『国民生活基礎調査』の所得票の個人の総所得¹⁴⁾を用い、各観測値について、それ以上の所得者の平均所得と当該者の所得の比を y_m/\bar{y} として計算してプロットしたのが、図8から図10である。高所得者の標本数が十分に確保されていないことが不安定な推計につながっている可能性を考慮して、5,000万円以下の所得のみを図示した。3つの調査とも相似の形状をしており、1997年と2000年はほぼ同じ水準であるが、2003年はやや水準が下がっている。3つの調査とも、2,000万円台では1.5前後の値で、水平に近い部分が現れている。ただし、高所得者の観察数が少ないことの影響からか、Saez〔2001〕で図示されているほどの水平の形状は得られていな

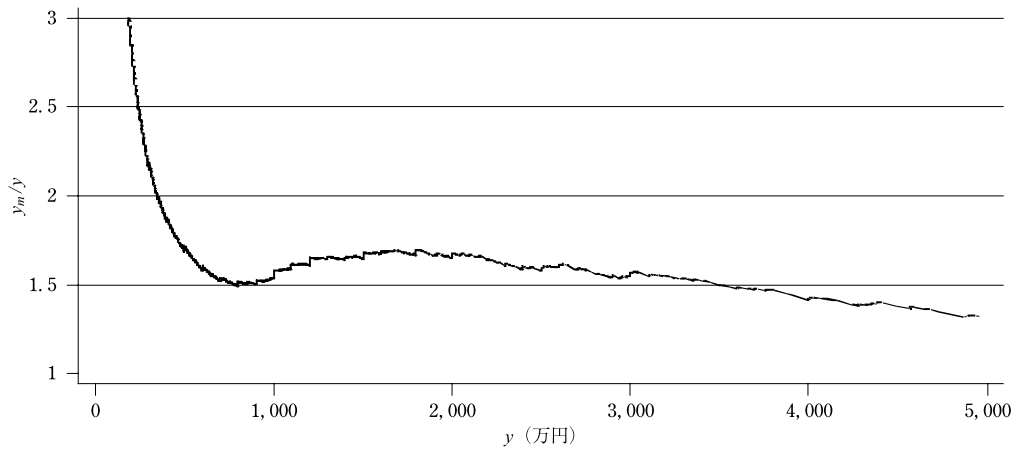


図8 y 以上の平均所得と y の比 (1997 年)

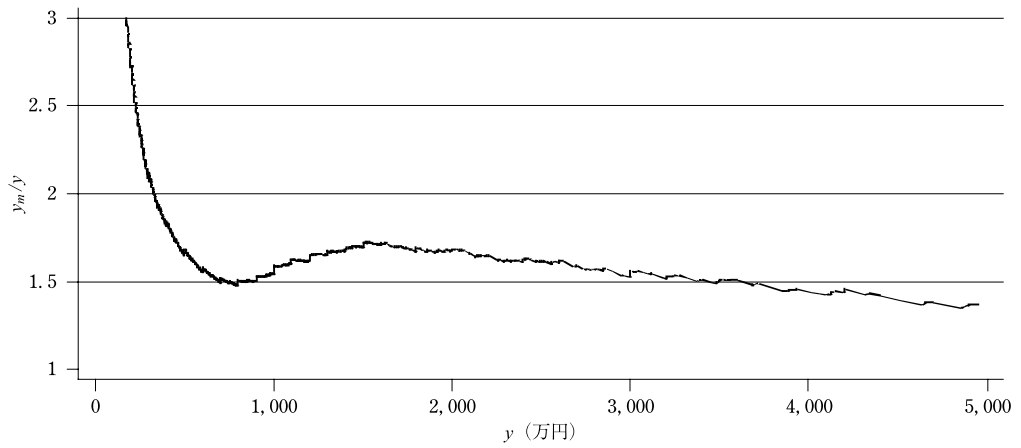


図9 y 以上の平均所得と y の比 (2000 年)

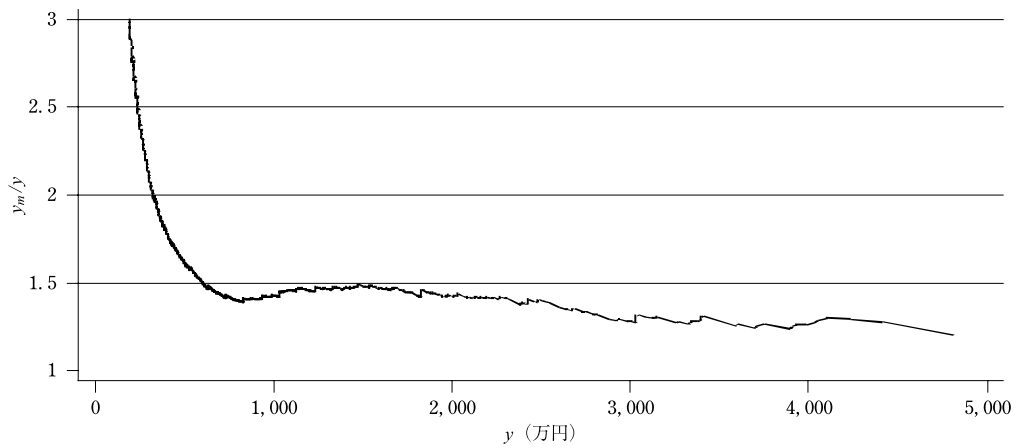


図10 y 以上の平均所得と y の比 (2003 年)

い。また、2003年のデータは高所得者が少ないために、1.5を切る値となっている。かりに y_m/\bar{y} が1.7だと a は約2.4となる。

Feenberg and Poterba [1993] は、1951年から1990年の所得税の納税申告書のデータを用いて、 a が1970年代の2.5に近い値から1980年代後半には1.5に近い値に低下していることを示している¹⁵⁾。Saez [2001] は、1992年と1993年の納税申告書データの有配偶者の賃金所得を使った分析では、 a を2としている。Saez [2004] では、Piketty and Saez [2003] による米国の高額所得者の所得分布の時系列データをもとに、 a として1.6を用いている。

米国での研究に比較して、わが国の a が高いことから、日米の所得分布に違いがあると解釈することも可能だが、ここで使用したデータには高所得者が十分に含まれていないことが a の推計値が大きくなった原因かもしれない。

3 労働供給の弾力性

日本では林 [2005] で展望されているように、男性中核労働者の労働供給に関する弾力性の推定は非常に少ない。林・別所 [2004] では、2002年の『就業構造基本調査』の個票データを用いて、補償弾力性として0.108という値を得ている。これは、Pencavel [1986] が英米の男性中核労働者に関する研究を展望して妥当な推定値とした0.1に近い。

税率上昇によって租税回避行動が起こり、所得税の課税所得が減少する場合には、Lindsey [1987] で用いられた課税所得の弾力性を用いるのが適当である。課税所得の弾力性は労働供給の弾力性よりも大きい値をとると考えられる。Lindsey [1987]、Feldstein [1995] は1を超える弾力性値を推定しているが、Gruber and Saez [2002] によれば、推定方法を改良した後続研究ではより低い弾力性値が求められている。Saez [2001] はこれらの研究成果をもとに、0.25と0.5の2つの値を想定し、Saez [2004] では、0.5としている。わが国ではまだ十分に研究の蓄積がないが、八塩 [2005] は、事業所得者の租税回避

行動は大きくないとしており、高い弾力性値を想定すべき根拠はないといえる。研究の蓄積が少なく、弾力性値の想定は難しいが、暫定的に労働供給の弾力性値の2倍である0.2を想定することにする。

a を2.5、 e を0.2と想定したときの最高税率は67%となり、現在の最高税率よりも高率となる。すでに國枝 [2007] でもパラメータの感度分析がおこなわれているが、最高税率は50%を超えるだろうとされている。Diamond [1998]、Saez [2001] も同様な結論を得ている。

4 低所得者の税率

所得分布と労働供給のパラメータは低所得者の税率に対しては、相反した影響をもつ。ある所得階層の限界税率を高めた場合、それ以上の所得階層の限界税率を高めることなく、税収を増やすことができる。この効果は、それ以上の所得者の多い低所得者により強く働くので、低所得者の税率を高くする。これに対して、低所得者の労働供給は中核労働者に比較して弾力的だとされており、このことは税率を低くする。Saez [2002] では、前者の効果の方が大きく、低所得者の税率は高くなることが示されている。

価値判断に関わるパラメータは、低所得者の税率に大きな影響をもつ。Saez [2002] は、最低所得者の効用だけを評価するロールズの社会厚生関数の場合は、最低保障水準が高く、限界税率が高い生活保護制度に近い税率の姿となり、功利主義的社会厚生関数のもとでは、負の所得税に近い税率の形状になることを示している。

現行制度の是非は価値判断に依存するので、本稿での評価は差し控えたい。わが国の現行制度は、生活保護制度の下で高い税率となっており、ロールズの基準に近いものと解釈できるが、その場合、和田・木村 [1998]、小川 [2000]、駒村 [2003]、橋木・浦川 [2006] 等で指摘されているように、生活保護制度の捕捉率が低く、保護基準以下の生活水準の世帯が存在することとの整合性が問われると考えられる。

V 結論

本稿では、わが国の租税・社会保障制度がどのような所得再分配機能をもっているのかを検討した。III節で現行の税と社会保障で形成される限界税・保険料率の動向を見た。生活保護を受ける低所得世帯は非常に高い実効限界税率に直面する。それ以上の収入のある世帯の限界税・保険料率は40%未満に低下した後、収入が約900万円になるまで段階的に上昇していく。それ以降は医療保険と公的年金の報酬上限を超える度に限界保険料率がゼロとなるので、限界税・保険料率の水準は比較的平坦となる。所得上昇にともない、限界税・保険料率が低下する現象が生じる。このため、社会保険料を加えた限界負担率が最も高いのは、単身世帯では収入が660万円から894万円の階層、夫婦・子一人世帯については726万円から894万円の階層である。税制だけを見れば、累進的構造になっているが、社会保険料を含めると累進的とはいえ、限界税・保険料率はほぼ一定、一部の所得階層がやや大きくなるという構造もっている。

つぎに、このような現状を最適所得税理論に基づいて評価した。社会保険に報酬上限が存在することで、限界税率が逆転することを正当化することは難しい。以前と比較して、社会保険料が上昇してきた現在では、この問題はより深刻になっている。報酬上限と所得税の税率表を調整することで、限界税率を平準化することが必要であろう。

平準化が図られれば、単身世帯では約420万円以上、夫婦・子一人世帯では約540万円以上で40%台半ばの水準でほぼ水平となる。この水準が妥当か否かは、望ましい税率を規定するパラメータの知識が十分でないなかで明確な結論は下せない。現状の知識から望ましい税率の姿を幅をもって考えたときに、そこから明確に乖離しているとはいえない状況である。

所得税の最高税率が適用される約2,300万円以上の水準で、労働保険を加えると限界税・保険料率は50%を若干超える水準となる。最適所得税

の最近の議論を基にすると、最高税率は50%をかなり超えると考えられるので、所得税の最高税率が適用される所得階層の限界税率は少し高める余地があるかもしれない。

最後に残された課題を指摘して、本稿を閉じることにしたい。望ましい税率を規定するパラメータについての知識をより充実させることが必要である。労働供給については、個票データによる研究がより蓄積されることが望まれる。所得分配の研究ではデータの充実が必要である。高所得者を重点的に抽出した標本調査をおこなうか、納税申告書を用いて、より詳細な研究がおこなわれることが望ましい。

所得以外の世帯属性を考慮した分析をおこなうことも、重要な課題である。Kaplow〔2008〕でも議論されているように、最適所得税の理論では所得以外の世代属性に依存した再分配も分析の対象としている。社会保障給付は高齢者世帯、ひとり親世帯のような属性に依存した再分配をおこなっており、そのあり方を適切に評価することが重要である。

付記

本稿での実証分析の基礎となったデータ処理は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」（国立社会保障・人口問題研究所）において使用が認められた（統発第1211006号）『国民生活基礎調査』再集計項目を引用活用して、岩本が行ったものである。

国立社会保障・人口問題研究所の阿部彩室長（国際関係部第二室）と菊地英明研究員（社会保障基礎理論研究部）には、生活保護制度に関する文献や制度の仕組みを詳しく教えて頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。あり得べき誤りはすべて筆者に帰すものである。

注

- 1) 岩本・濱秋〔2006, 2008〕, Hamaaki and Iwamoto

- [2008]は、社会保険料が租税と同様に、労働市場での攪乱効果を持つことを示す実証結果を得ている。
- 2) 『国民生活基礎調査』では前年の所得が調査されるので、調査年と所得のデータは1年ずれる。
 - 3) 本稿の社会保険料控除額は、実際の医療保険、介護保険、厚生年金保険の保険料額表に基づき、各標準報酬月額等級について算出した値を用いており、収入金額の10%を社会保険料額とする財務省の方式とは異なる。このように社会保険料控除額の計算方法が異なるため、財務省が公表している所得税の課税最低限(単身世帯114.4万円、夫婦・子一人世帯220万円)と本稿の課税最低限は必ずしも等しくならぬことに留意が必要である。
 - 4) 賞与を含む年収の賞与部分の額は、2007年の『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)の「きまって支給する現金給与額」と「年間賞与その他特別給与額」の比率を用いて求めた。
 - 5) 級地とは、各地域の生活様式や物価の違いに起因する生活水準の差を生活保護基準に反映させることを目的とした地域区分のことであり、全国の市町村が1級地-1から3級地-2までの6つに区分化されている。本稿で対象としている2級地-1の地域の例として金沢市、静岡市、高知市などが挙げられる。
 - 6) 本稿で、20歳から40歳までの大人と、3歳から5歳までの子供を対象とするのは、生活保護制度の扶助基準を考える際に、「標準3人世帯」として33歳男性、29歳女性、4歳の子供で構成される世帯を対象とするのが一般的だからである。
 - 7) 勤労控除には基礎控除、特別控除、新規就労控除などの控除が含まれるが、本稿ではこのうち基礎控除のみを考慮する。
 - 8) 基礎控除では収入金額別の区分ごとに一定の控除金額が定められているので、同じ区分の収入を得ている世帯の実収入額は等しくなる。したがって、厳密には、同じ収入区分内では家計は100%の実効限界税率に直面しており、齋藤・上村[2007]はこのような考え方に基づいて被保護世帯の実効限界税率を計算している。しかし、本稿では、基礎控除には控除額を勤労収入に比例して増加させる収入金額比例方式が採用されていることを踏まえ、実収入額が同じ区分内においてもなめらかに増加すると単純化して実効限界税率を計算した。橋本[2006]もこのようにして実効限界税率を計算していると考えられる。
 - 9) 生活保護制度の適用が打ち切られた直後に各世帯が直面することになる限界税・保険料率は、対象とする級地、生活扶助以外の生活保護費を考慮するか否か、社会保険料額の計算方法などによって異なる値となることに留意が必要である。したがって、本稿と異なる仮定に基づいて分析をおこなえば、図6と図7とは異なる幅の実効限界税率の低下が見られる可能性がある。
 - 10) 本稿では、被用者は政府管掌健康保険と厚生年金に加入すると仮定しているため、彼らが支払う社会保険料は生活保護制度の実費控除の対象となる。一方、国民健康保険と国民年金に加入する自営業者などは、生活保護が適用されると、国保からの脱退と国民年金保険料の法定免除がおこなわれる。自営業者などは社会保険料の負担自体が発生しないので、実費控除される被用者とは扱いが異なるが、保険料負担が生じないことには変わりはないので、本稿の議論は国民健康保険と国民年金に加入する労働者を含む世帯にも当てはまる。
 - 11) 本稿で分析対象となっている単身世帯の生活保護打ち切り後の収入の減少額は322,848円である。単身世帯については、年間収入1,189,320円を超えるのと打ち切りとなるが、この収入に対応する保険料負担額(労使合計)は317,784円、所得税・住民税額は5,064円となる。両者の合計が322,848円となり、税・保険料支払い後の収入は866,472円となる。同様に、夫婦・子一人世帯については、生活保護制度打ち切り後の収入の減少額は513,386円である。
 - 12) 医療保険と厚生年金で別々に設定されている賞与の上限に達すると、賞与部分の限界保険料率はゼロとなるので、厳密には、限界税・保険料率の低下は計4回生じる。
 - 13) 所得効果がないので、ここでは補償弾力性と非補償弾力性の区別はないが、実証研究の数値を当てはめる場合には補償弾力性を用いる。
 - 14) Gross incomeと呼ばれる概念で、労働所得、財産所得、社会保障給付を含む。『国民生活基礎調査』調査票での所得の合計を用いている。
 - 15) Feenberg and Poterba [1993]で示された数値は本稿での $a-1$ に対応しており、Diamond [1998]はこれを a と混同していることに注意されたい。

参考文献

- 青木昌彦(1979)『分配理論』, 筑摩書房。
 岩本康志・濱秋純哉(2006)、「社会保険料の帰着分析: 経済学的考察」, 『季刊社会保障研究』, 第42巻第3号, 12月, pp. 204-218。
 ———— (2008)「社会保険料の帰着分析」, 未発表。
 小川浩(2000)「貧困世帯の現状: 日英比較」, 『経

- 済研究』, 第 50 卷第 3 号, 7 月, pp. 220-231。
- 國枝繁樹 (2007) 「最適所得税理論と日本の所得税制」, 『租税研究』, 4 月, pp. 69-82。
- 駒村康平 (2003) 「低所得世帯の推計と生活保護制度」, 『三田商学研究』, 第 46 卷第 3 号, 8 月, pp. 107-126。
- 齊藤由里恵・上村敏之 (2007) 「生活保護制度と所得税住民税制の限界実効税率」, 『生活経済学研究』, 第 26 卷, 9 月, pp. 31-43。
- 橋本俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』, 東京大学出版会。
- 橋本恭之 (2006) 「税・社会保障制度と労働供給」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『転換期の雇用・能力開発支援の経済政策: 非正規雇用からプロフェッショナルまで』, 日本評論社, pp. 323-341。
- 林正義 (2005) 「税制と労働供給」, 『経済研究』 (明治学院大学), 第 128 号, 12 月, pp. 19-34。
- ・別所俊一郎 (2004) 「累進所得税の社会的限界費用: 個票データを用いた試算」, 内閣府経済社会総合研究所デイクッションペーパー No. 113。
- 溝口敏行 (1987) 「日本の高額所得者の分布」, 『経済研究』, 第 38 号第 2 号, 4 月, pp. 130-138。
- 八塩裕之 (2005) 「所得税の限界税率変化が課税所得に与える影響: 日本の事業所得者のケース」, 財務省財務政策総合研究所デイスカッションペーパー No. 05A-04。
- 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』, 第 34 卷第 1 号, 6 月, pp. 90-102。
- Diamond, Peter A. (1998), "Optimal Income Taxation: An Example with a U-Shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rates," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 1, March, pp. 83-95.
- Feenberg, Daniel R., and James M. Poterba (1993), "Income Inequality and the Incomes of Very High-Income Taxpayers: Evidence from Tax Returns," in James M. Poterba ed., *Tax Policy and the Economy* 7, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 145-177.
- Feldstein, Martin (1995), "The Effect of marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, June, pp. 551-572.
- Forster, Michael, and Marco Mira d'Ercole (2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s," OECD Social, Employment and Migration Working Paper No. 22.
- Gruber, Jon and Emmanuel Saez (2002), "The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications," *Journal of Public Economics*, Vol. 84, No. 1, April, pp.1-32.
- Hamaaki, Junya., and Yasushi Iwamoto (2008) "A reappraisal of the Incidence of Employer Contributions to Social Security in Japan," *CIRJE Discussion Paper*, F-569.
- Kaplow, Louis (2008), *The Theory of Taxation and Public Economics*, Princeton: Princeton University Press.
- Lindsey, Lawrence B. (1987), "Individual Taxpayer Response to Tax Cuts: 1982-1984 with Implications for the Revenue maximizing Tax Rate," *Journal of Public Economics*, Vol. 33, No. 2, July, pp. 173-206.
- Mirrlees, J. A. (1971), "An Exploration in the Theory of the Theory of Optimum Income Taxation," *Review of Economic Studies*, Vol. 38, No. 114, April, pp. 175-208.
- Pencavel, John (1986), "Labor Supply of Men: A Survey," in Orley Aschenfelter and Richard Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, pp. 3-102.
- Piketty, Thomas, and Emmanuel Saez (2003), "Income Inequality in The United States, 1913-1998," *Quarterly Journal of Economics*, February Vol. 118, Issue 1, February, pp. 1-39.
- Saez, Emmanuel (2001), "Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates," *Review of Economic Studies*, Vol. 68, No. 1, January, pp. 205-229.
- (2002), "Optimal Income Transfer Programs: Intensive versus Extensive Labor Supply Responses," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, Issue 3, pp. 1039-1073.
- (2004), "Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implications," in James M. Poterba ed., *Tax Policy and the Economy* 18, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 117-173.

(いわもと・やすし 東京大学教授)

(はまあき・じゅんや 東京大学大学院経済学研究科)

2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策

小 塩 隆 士
浦 川 邦 夫

I はじめに

OECD が公表した所得格差や貧困に関する国際比較 (Förster and Mira d'Ercole, 2005) でも明らかになったように、日本は先進国の中で所得分布が平等な国とはいえず、相対的貧困率に至っては上位のグループに属している。所得格差の拡大や貧困率の高まりについては、高齢化や世帯構成の変化の影響を重視する見方や、労働市場を中心とした規制緩和やグローバル化の下で進む非正規労働者の比率上昇に注目する見方など、さまざまな議論がある。しかし、その原因や背景が何であるにせよ、格差や貧困がこれまでより身近で深刻な問題となり、政策的に重視すべきテーマになっていることに疑いの余地はない (大竹 [2005], Tachibanaki [2005], 白波瀬編 [2006], 橋木・浦川 [2006], 小塩・田近・府川編 [2006] など参照)。

本稿の目的は、次の2つである。第1は、2000年代前半における所得格差や貧困の状況を展望し、日本の世帯が全体として貧困化していることを指摘する。日本の所得格差が拡大し、貧困が深刻な問題になっているとの認識は、1980年代から2000年前後にかけての各種指標の動きに基づくものである。しかし、2000年代に入ると所得格差の拡大傾向は頭打ちとなり、貧困指標も大きな動きを見せず、改善傾向すら見られる。本稿では、こうした動きの背景に日本の世帯の全体的貧困化があることを明らかにする。

第2は、そうした全体的貧困化の下で税・社会保障など現行の再分配政策がどのような機能を果たしているかを検討することである。マクロ的にみると、これらの政策は当初所得ベースで見た所得格差や貧困の度合いを大幅に縮小しているものの、そのかなりの部分は高齢層に集中して起こっている。しかも、その大部分は若年層からの所得移転によるものであり、同じ年齢階層内における所得再分配は限定的である。

以下では、IIで分析に用いるデータを紹介した上で、IIIでは2000年代前半における所得格差や貧困の状況を概観する。IVではそうした状況を踏まえて、社会的厚生がどのように変化しているか評価するとともに、所得分布に「極化」傾向が進んでいるかどうかをチェックする。Vでは、再分配政策の格差縮小・貧困軽減効果を年齢階層別に検討する。最後に、VIで本稿における主要な論点をまとめる。

II データ

本稿の分析に用いるデータは、厚生労働省の「国民生活基礎調査」のマイクロデータである。調査年は大規模調査年である1998, 2001, 2004年と小規模調査年である2006年である(分析に用いる所得は調査年の1年前の年収なので、以下では年次の表記を1997, 2000, 2003, 2005年とする)。本稿で基本的に注目するのは、各世帯の等価所得ベースの可処分所得であり、当初所得に公的年金等の社会保障給付額を加え、税(所得

税・住民税・固定資産税) および社会保険料を差し引いたものを世帯構成員の平方根で除した値である。ただし、可処分所得が不明の世帯、負またはゼロの値をとっている世帯は除く。その結果、サンプル数は、1997年27,346、2000年27,711、2003年19,652、2005年5,162世帯となる。2005年のサンプル数は、小規模調査年のためほかの4~5分の1程度にとどまっております、ほかの調査年の結果との比較の際には十分注意する必要があります。さらに、所得水準はすべて消費者物価指数で調整した2005年価格表示とする。

III 格差・貧困指標の動向とその評価

1 格差指標の改善傾向

表1は、1997年から2005年における、等価所得ベースの実質可処分所得の一般的傾向と代表的な格差指標である平方変動係数、ジニ係数、平均対数偏差の動きを概観したものである。数値は、サンプル全体だけでなく、世帯主の年齢に応じて若年層(39歳以下)、中年層(40~59歳)、高齢層(60歳以上)の年齢階層別でも掲げた。この表からは、次の3点が指摘できる。

第1に、日本の世帯の所得水準は、2000年代前半にかけて顕著な形で低下している。実際、大調査年の1997年と2003年を比べると平均所得は13.9%低下しており、長期不況の家計所得への影響がここに明確に出ている¹⁾。世帯所得は2003年以降やや持ち直しているが、1997年の水準には戻っておらず、2000年代前半は家計所得が低迷した時期として特徴づけられる。

第2に、所得水準が低下する一方で、格差指標は2000年以降いずれも幾分改善傾向を示している。ここには示していないが、これらの格差指標は1980年代に入ってから所得格差の拡大傾向を示してきた。そうした所得格差の拡大が、2000年代に入って頭打ちとなっていることは注目される。厚生労働省が公表した2005年「所得再分配調査」でも、等価所得ベースの可処分所得のジニ係数は1998年の0.3372にピークアウトし、2004年には0.3218まで低下している。

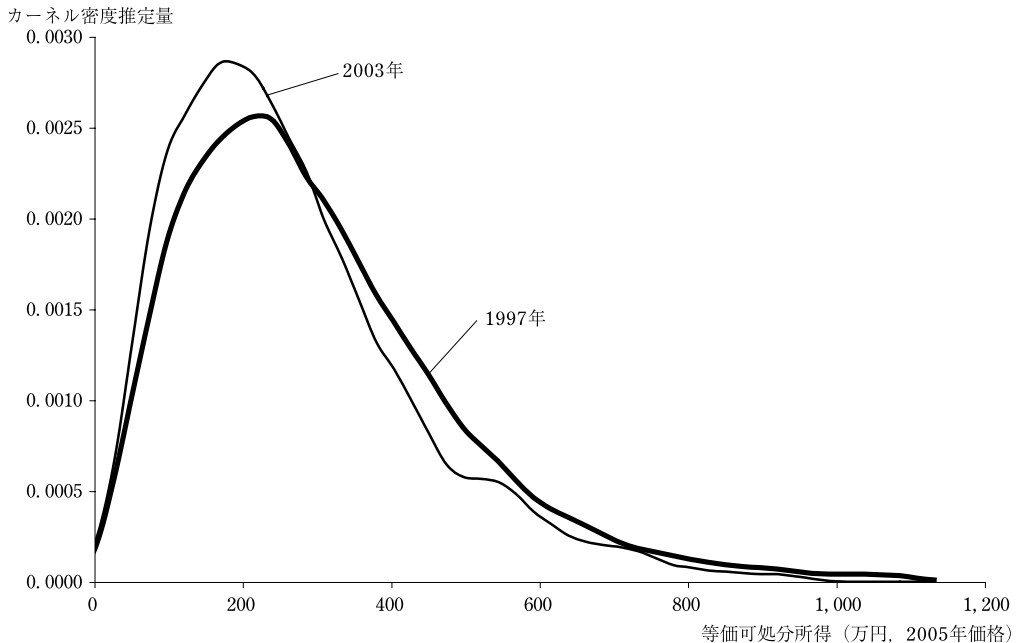
表1 所得および所得格差の推移：1997-2005年

(等価可処分所得ベース)

	1997	2000	2003	2005
平均(万円, 2005年価格)				
全体	315.4	292.2	271.7	277.1
若年層	262.4	243.3	238.9	252.6
中年層	371.5	347.7	329.6	331.4
高齢層	283.3	262.9	241.1	245.3
標準偏差(同)				
全体	246.5	244.3	192.6	194.6
若年層	158.2	145.6	139.3	154.1
中年層	255.9	264.8	211.2	214.9
高齢層	262.7	247.4	184.1	182.8
平方変動係数				
全体	0.611	0.699	0.502	0.493
若年層	0.364	0.358	0.340	0.372
中年層	0.474	0.580	0.411	0.421
高齢層	0.860	0.885	0.583	0.555
ジニ係数				
全体	0.351	0.363	0.349	0.349
若年層	0.300	0.304	0.302	0.293
中年層	0.316	0.340	0.325	0.330
高齢層	0.388	0.383	0.360	0.364
平均対数偏差				
全体	0.228	0.252	0.231	0.223
若年層	0.168	0.187	0.174	0.169
中年層	0.190	0.227	0.210	0.202
高齢層	0.273	0.275	0.242	0.237
サンプル数				
全体	27,346	27,711	19,652	5,162
若年層	5,638	4,817	3,174	897
中年層	11,286	10,681	6,883	1,834
高齢層	10,422	12,213	9,595	2,431

注) 1997, 2000, 2003年は大調査年, 2004年は小調査年の値。
出所) 厚生労働省「国民生活基礎調査」個票より作成。

所得水準の低下は、ほかの条件が等しければ、それ自体としては格差拡大につながる。また、「日本の格差拡大の原因は景気の低迷である」とする見方も一部にある。しかし、実際は、2000年代前半にかけて所得水準の低下と所得格差の縮小が同時進行している。これは、所得の散らばりが所得水準の低下ペース以上に縮小しているからである。実際、表1によると、所得の標準偏差は1997年の246.5万円から2003年には192.6万円へと21.9%縮小しているが、この縮小率は同時期の所得水準の低下率13.9%を大きく上回って



出所) 表1と同じ。

図1 カーネル密度推定量：1997年と2003年

いる。

第3に、こうした平均的な所得水準の低下と所得格差の縮小という同時進行は、程度の差こそあれすべての年齢階層で確認される。もっとも、ここでは年齢階層を世帯主の年齢に注目して分割しているので、親と同居する若年層の所得水準や所得格差の動向を十分把握できていない点には留意すべきである。しかし、平均所得の低下と格差縮小は、ほとんどの年齢階層に共通して見られる、2000年代前半における社会全体の傾向と考えて間違いなさそうである。

2 所得分布の変化

表1に示された結果は、日本の世帯の所得分布が2000年代前半において、これまでより低い水準で厚みを増すような形に変化していることを示唆するものである。この傾向は、カーネル密度推定量を計算し、所得分布をグラフ化することで視覚的に確認することができる。カーネル密度推定量を用いた所得分布の変化は最近盛んに行われるようになってきている。例えば、Burkhauser, Oshio

and Rovba [2008] は1990年代における所得分布の変化を米国・英国・ドイツ・日本の4カ国で比較している。それによると、米英では所得分布を描いた山の重心が右にシフトしているのに対して、日独では山の重心の右シフトがあまり起こらず、山の平坦化で示される所得の散らばりの拡大がそのまま格差拡大につながっていることが分かる。また、Fukawa and Oshio [2007] は、1980年代と1990年代の日本の所得分布をカーネル密度推定量に基づいて比較しているが、1980年代、1990年代ともに山の平坦化が見られるものの、1980年代は90年代と異なり、重心の右シフトが顕著だったことを指摘している。

2000年代に入ってからはどうだろうか。図1は、1997年と2003年の等価所得ベースの実質可処分所得について、そのカーネル密度推定量を計算した結果をグラフ化したものである(2003年の代わりに、小規模調査年である2005年のデータを用いても、曲線の形状は大きく異ならない)。この図からは次のような3点が確認できる。第1に、全体的に所得水準が低下したことを

表2 貧困の推移：1997-2005年

(等価可処分所得ベース)

	1997	2000	2003	2005
(1) 各年の所得で貧困線を設定				
貧困線 (万円, 2005年価格)	134.4	122.5	117.2	119.3
FGT (0) : 貧困率				
全体	17.0	17.2	17.4	17.5
若年層	18.4	17.2	16.0	12.7
中年層	10.2	11.4	11.2	12.8
高齢層	23.5	22.2	22.3	22.7
FGT (1) : 貧困ギャップ率				
全体	5.8	6.3	6.2	5.8
若年層	5.6	6.2	5.5	4.9
中年層	3.4	4.2	4.1	3.8
高齢層	8.5	8.1	7.9	7.6
FGT (3)				
全体	2.9	3.4	3.2	2.8
若年層	2.7	3.5	2.8	2.6
中年層	1.7	2.3	2.3	1.7
高齢層	4.3	4.4	4.1	3.6
(2) 1997年の貧困線で固定				
貧困線 (万円, 2005年価格)	134.4	134.4	134.4	134.4
FGT (0) : 貧困率				
全体	17.0	20.1	22.1	21.5
若年層	18.4	20.5	21.7	16.6
中年層	10.2	13.5	14.3	15.5
高齢層	23.5	25.8	27.9	27.9
FGT (1) : 貧困ギャップ率				
全体	5.8	7.4	7.9	7.3
若年層	5.6	7.4	7.3	6.0
中年層	3.4	4.9	5.2	4.9
高齢層	8.5	9.6	10.1	9.7
FGT (3)				
全体	2.9	4.0	4.1	3.6
若年層	2.7	4.1	3.6	3.2
中年層	1.7	2.7	2.8	2.2
高齢層	4.3	5.1	5.3	4.7

注) 出所) 表1と同じ。

受けて、所得分布の山の重心が左にシフトしている。実際、山がピークになる所得水準は、1997年の約220万円から2003年は約190万円へと低下している。第2に、所得分布の山は尖り度合いを高めており、それ自体としては格差を縮小する方向に働いている。全体的な所得水準の低下は、所得の散らばり度合いを所与とすれば格差の拡大要因となるが、実際には所得の散らばり度合いも

縮小したために、格差指標は結果的に改善したことになる。第3に、以上の結果として、高所得層の厚みが低下する一方、低所得層の厚みが高まっている。実際、2つの曲線は所得が290万円前後のところでクロスしており、その水準を上回る層が減少し、下回る層が増加している²⁾。

3 貧困指標の推移

2000年代に入って所得格差の各種指標がむしろ改善しているのは、日本の世帯の所得分布が低所得のところその層の厚みを増しているためである。これは、日本の世帯にとって貧困がこれまで以上に身近になっていることを示唆するものである。そこでここでは、貧困指標の動きを概観する。

ここでは、Foster, Greer and Thorbecke [1984]の指標——以下ではFGTと表記する——を計算する。貧困線を z 、当該世帯の所得を x 、 x の密度関数を $f(x)$ とすれば、FGTは、適当な非負のパラメータ α に対して、

$$FGT(\alpha) = \int_0^{\frac{z-x}{z}} f(x) dx, \alpha \geq 0$$

として定義される。ここでは、 α を0, 1, 2として3つのFGT指標の動きを見る。このうち、FGT(0)はいわゆる(相対的)貧困率(headcount ratio)であり、その貧困線を下回る世帯の全体に占める比率を示す。FGT(1)は、貧困ギャップ率(poverty gap ratio)に対応する。これは、貧困線を下回る貧困層に関して、その下回る度合いをその世帯のウェイトで加重平均したものである。FGT(2)は、貧困線を下回る度合いの自乗を加重平均したものであり、貧困ギャップ率と比較して、より低所得貧困層(いわゆる極貧層)の貧困の深刻さを強く捉える。

表2は、FGT(0)、FGT(1)、FGT(2)の動きを世帯全体及び年齢階層別に見たものである。表は上段と下段に分かれている。上段は、貧困線を通常定義のように、各時点における全世帯の中位所得の50%として与えた場合の計算結果を示している(各年齢階層の貧困線は、社会全体の貧困線に等しく設定している)。ここからは、次のような事実が確認できる。まず、社会全体で見ると、総じて貧困指標の悪化は限定的である。貧困率は1999年の17.0%から2005年の17.5%へと上昇しているが、その上昇幅は限定的であり、貧困ギャップ率やFGT(2)は2000年以降むしろ低下している。次に、年齢階層別に見ると、貧困率については、若年層での低下と中年・高齢層での上昇

が拮抗しているものの、その他の2つの指標では2000年以降はいずれの年齢階層でも低下傾向が見られる。

以上の点は、平均所得の低下傾向(表1)や所得分布の山の重心の左シフト(図1)という事実から見ると意外に思えるかもしれない。しかし、これはすべて貧困指標の算出の基礎となる貧困線の下シフトで説明できる。経済全体の所得が平均的に低下すると貧困線もそれに応じて低下し、その低下した貧困線を下回る世帯はあまり増えない。その場合、相対的な貧困度を測る指標は大きく変化せず、改善する可能性も出てくる。

実際、表2の下段では、貧困線を1997年の水準で固定した場合の各種貧困指標を計算している。ここからも明らかなように、貧困指標は通常計算で求めた上段の値と比べてかなり高めとなっている。例えば、1997年の貧困線を基準にすると、2005年の貧困率は21.5%となり、2005年の所得に基づく貧困線を用いた場合の17.5%を4%ポイントも上回る。

要するに、2000年代前半の日本においては貧困線そのものが低下しているため、貧困化は相対的な意味では進行していないが、絶対的な意味では着実に進行しているということになる。

IV 社会的厚生と所得分布の極化分析

1 社会的厚生への推計

前節で概観した2000年代前半の状況は、所得格差が拡大する一方で、所得水準が順調に上昇してきた1980年代とは対照的である。そして、問題は、全体的な所得低下と格差縮小の同時進行をどう評価するかである。これは、究極的には公平性と効率性のトレードオフをどう考えるかという問題に帰着し、価値判断の問題とされる面もある。

一つの評価の仕方は、不平等回避度を外生的に与えた上で、社会的厚生水準を直接計算することである。具体的には、不平等回避度を示すパラメータを ϵ として、それに対応する世帯当たり社会的厚生水準 $W(\epsilon)$ を、

表3 社会的厚生：1997年と2003年

不平等回避度 (ε)	0.0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5
社会的厚生 $W_{1997}(\epsilon)$	315.4	34.05	5.568	-0.1302	-0.00472	-0.000255
$W_{2003}(\epsilon)$	271.7	31.23	5.373	-0.1475	-0.00714	-0.000989
社会的厚生の変分 $\gamma(\epsilon)$ [1997年平均所得比, %] (A)	-13.8	-15.9	-17.7	-22.0	-33.9	-59.5
平均所得の低下による変分 (B)	-13.8	-17.3	-23.2	-34.9	-61.2	-87.7
格差縮小による社会的厚生引き上げ効果 (C) = (A) - (B)	0.0	1.5	5.6	12.9	27.3	28.2
(C)/(B) (絶対値ベース)	(0.00)	(0.08)	(0.24)	(0.37)	(0.45)	(0.32)

注) ε>0の場合、1997年の可処分所得が43.7万円以下の世帯(全体の約1.9%)は(B)の計算対象から除いている。
出所) 表1と同じ。

$$W(\epsilon) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} \text{ for } 0 < \epsilon, \epsilon \neq 1,$$

$$W(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log y_i$$

と定義する (y_i は世帯所得, n は世帯数)。この社会的厚生関数は、いわゆる危険回避度一定(CRRA)の効用関数に対応して定式化がなされており、Atkinson [1970] の提唱した社会厚生関数をもとにしている。Atkinson [1970] は、εの値を社会全体における不平等回避度として解釈した。

ここでは、不平等回避度の値を0から2.5まで0.5刻みで5通り設定し、1997年と2003年の2時点において、上の式で定義される世帯当たり社会的厚生を計算する。ただし、社会的厚生の変化の度合いを解釈しやすくするために、1997年における各世帯の所得を一律何%変化させれば2003年の社会的厚生を実現できるかを計算する。つまり、社会的厚生の変化率 ($\gamma(\epsilon) \times 100\%$ とする) を等価変分の形で評価する。具体的には、時点を W の下添え字で示すことにより、

$$\gamma(\epsilon) = [W_{2003}(\epsilon) / W_{1997}(\epsilon)]^{1/(1-\epsilon)} - 1$$

for $\epsilon > 0, \epsilon \neq 1,$

$$\gamma(1) = \exp[W_{2003}(1) - W_{1997}(1)] - 1$$

を計算する。

なお、平均所得の低下が社会的厚生の下に對する寄与度も、次のようにすれば粗く試算できる。すなわち、1997年における各世帯の可処分所得から、1997年から2003年にかけての平均所

得の低下分(43.7万円)だけ一律に引き下げたとき、社会的厚生がどうなるかを計算する³⁾。その社会的厚生の変化分を、上と同様に等価変分ベースで評価すると、平均所得の低下による社会的厚生の下げ効果が大きめに計算できる。そして、上で求めた全体の等価変分からこの効果を差し引けば、格差縮小によって社会的厚生が悪化がどこまで相殺できたかが分かる。

表3は、以上の計算結果をまとめたものである。不平等回避度がゼロ、つまり、平均所得の変動だけで社会的厚生が決定されると想定すると、社会的厚生は1997年から2003年にかけて13.8%低下したことになる。これは、同期間における平均所得の低下率そのものである。そして、不平等回避度を引き上げるにしたがって、社会的厚生の下下率は高まっていく。実際、不平等回避度を2.5まで引き上げると、社会的厚生の下下率は6割近くに及ぶ。

そして、こうした社会的厚生の下下はもっぱら平均所得の低下によるものであり、格差縮小がそれを部分的に相殺していることも確認できる。例えば、不平等回避度が1であれば、平均所得の低下によって社会的厚生は等価変分ベースで評価して23.2%低下するが、所得格差の縮小でそのうち5.6%が相殺され、結局、社会的厚生の下下は17.7%となる。不平等回避度を引き上げていくと、平均所得の低下による社会的厚生の下下は(社会的厚生関数の形状からも予想されるように)次第に大きくなっていく。それと同時に格差縮小による社会的厚生の下下効果も高まって

いくが、平均所得の低下による社会的厚生への引き下げ効果のほうが大きくなり、社会的厚生への低下率が高まっていく。以上は大まかな試算だが、2000年代前半の日本では、全体的な所得低下と格差縮小の同時進行の下で社会的厚生も顕著な形で低下したことを示唆するものである。

なお、どの程度の ε が現実の人々の所得分配に対する考え方を反映しているかについての研究は、Amiel et al. [1999]、Gouveia and Strauss [1994]などによってなされており、最適な ε の値は、概ね0.25~2.0の水準で報告されている。今後、日本においても、研究の蓄積が望まれる分野であるといえる。

2 所得分布の「極化」

次に、日本の所得分配にいわゆる二極化が進んでいるかを統計的に分析する（詳細は小塩・浦川 [2008] 参照）。二極化は、単に所得格差の拡大を意味するのではなく、所得の高い層、低い層でそれぞれ分布の山が明確になり、いわば「勝ち組」「負け組」が峻別になる状況を意味する。問題は、そうした形の二極化が日本で実際に進んでいるかどうかである。

ここでは、Esteban and Ray [1994] が定義した極化 (polarization) という概念を用いる。社会を幾つかのグループに分割したとき、それぞれの個人は、そのグループに対する帰属意識 (group identity) を抱くと同時に、異なるグループに属する他人に対して疎遠感 (alienation) を抱く。この両者の組み合わせによって、その個人はその他人に対する敵対感 (effective antagonism) を持つ。この敵対感を当該個人にとってのすべての他人に対して合計し、さらに、それを、社会を構成するすべての個人について合計したものを極化の程度と考える。

Esteban, Gradin and Ray [1999] は、この Esteban and Ray [1994] の発想に基づき、次のような形で極化を定式化して実証分析に応用できるようにした。すなわち、社会の構成員を所得の低い者から順番に並べた上で、所得水準が重ならないように n グループに分割し (この分割の仕方を ρ と

する)、それぞれのグループの構成比率を π_i 、平均所得を μ_i (ただし、社会全体の平均所得を 1 に規準化する) したとき、極化の指標 ER は、

$$ER = \sum_i^{i=n} \sum_j^{j=n} \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |\mu_i - \mu_j|$$

として定義される。

このうち、 $|\mu_i - \mu_j|$ の部分は、第 i グループに属する個人から見た、第 j グループに属する個人との平均的な疎遠感の大きさを、両グループの平均所得の差として表現したものである。ここで、グループに対する帰属意識を捨象し、この疎遠感の社会全体の平均を求めるだけなら、上の式で $\alpha = 0$ とするだけでよく、その場合、 ER はグループ間の格差指標と何ら違わなくなる。実際、グループ分けせず個人単位で考えれば、 ER は通常のジニ係数に一致する (社会全体の平均所得を 1 と規準化していることに注意されたい)。

極化のもう一つの要素である、自分が属するグループへの帰属意識を反映させるためには、 α を正にする必要がある。 α を正にすることは、疎遠感の社会全体の平均を求める際、自分の属するグループのウェイトをほかのグループより高めに設定することを意味する。グループへの帰属意識が強い社会ほど、 α は大きな値をとる⁴⁾。

ただし、極化をこのように定式化するとしても、どのようなグループ分けが望ましいかという問題が残る。例えば、違いが大きい個人を含む形でグループ化すると、個人にとっては自らのグループに対する帰属意識が弱まってしまい、その分だけ極化の度合いが低下する。Esteban, Gradin and Ray はそうしたグループ化による誤差を $\varepsilon(\rho)$ と標記し、その誤差を考慮することによって、極化の度合い P を、

$$P = ER - \beta \varepsilon(\rho)$$

という形で捉えた。ここで、 β はグループ化の誤差を重視する度合いを示すプラスのパラメータである。

最適なグループ分けはこの誤差を最小にするものだが、それは、同じグループに属す個人間の所得差を社会全体で合計した値を最小にするグループ分けのはずである。そのような最適なグループ

表4 極化の推移：1997-2005年

	(1) 2分割の場合			(2) 3分割の場合		
	<i>P</i>	<i>ER</i>	ϵ	<i>P</i>	<i>ER</i>	ϵ
全体						
1997	0.144	0.248	0.103	0.150	0.199	0.049
2000	0.149	0.256	0.107	0.155	0.206	0.050
2003	0.146	0.248	0.102	0.151	0.199	0.047
2005	0.147	0.248	0.101	0.153	0.200	0.047
若年層						
1997	1.134	0.219	0.085	0.125	0.170	0.045
2000	1.134	0.229	0.095	0.097	0.172	0.076
2003	1.139	0.227	0.088	0.116	0.171	0.055
2005	1.124	0.224	0.100	0.091	0.164	0.073
中年層						
1997	1.124	0.218	0.094	0.124	0.176	0.052
2000	1.135	0.235	0.100	0.149	0.192	0.043
2003	1.132	0.226	0.094	0.144	0.184	0.040
2005	1.131	0.225	0.094	0.156	0.189	0.033
高齢層						
1997	1.162	0.275	0.113	0.167	0.220	0.053
2000	1.155	0.269	0.114	0.164	0.217	0.053
2003	1.147	0.254	0.107	0.157	0.205	0.048
2005	1.153	0.258	0.106	0.160	0.208	0.048

注) $\alpha = \beta = 1$ と想定。
出所) 表1と同じ。

分けのためには、Aghevli and Mehran [1981] の研究により、隣接するグループの境目が両グループに所属するすべての個人の平均値であればよいことが示されている。また、このとき、 ϵ は、全体のジニ係数 G から、グループ分けした場合のジニ係数 $G(p)$ (μ_i という所得を得る個人が π_i の比率で存在するとして計算されるジニ係数) を差し引いた値に等しくなることも示される (Esteban, Gradín and Ray [2007] 参照)。したがって、最適なグループ分けを p^* とすれば、Esteban, Gradín and Ray 流の極化指標は、

$$P = ER - \beta[G(p) - G(p^*)]$$

として与えられる。

表4は、全世帯を所得水準に応じて世帯を2分割および3分割した場合に、極化が進んでいるかどうかをチェックしたものである。2分割の場合は境界値を社会全体の平均値にすればよい。3分割の場合は、隣接する2つのグループ(低所得層と中所得層, 中所得層と高所得層)の境目が、いず

れも隣接するグループに属する全世帯の平均になるように、2つの境界値の組み合わせを探すことになる。ここでは、Esteban, Gradín and Ray [1999] および Gradín [2000] に倣って $\alpha = \beta = 1$ としている。

この表において、2分割の場合の結果(上段)を見ると、 ER と P のいずれで捉えても、2000年代前半に極化が社会全体で進んでいたとはいえないことが分かる。上述のように、2000年代前半は格差拡大を伴わないまま所得水準が全体的に低下しているが、顕著な二極分化も進まなかったことになる。一方、年齢階層別に見ると、高齢層における極化が若年・中年層より高めであることが注目されるが、どの年齢階層でも極化の時系列的な変化に顕著な傾向は認められない。所得を3分割した場合(下段)も、中年層で極化がやや進んでいるほかは、全体としてみると大きな変化は見られない。この結果も、全般的な所得水準の低下という2000年代前半に見られた状況と整合的で

ある。もっとも、極化が進んだかどうかの判断は本来、ここでやっているような7、8年間ではなく数十年にわたる長期間の変化に注目すべきである。

V 再分配政策の評価

1 再分配政策の格差縮小効果

本節では、2000年代前半において、税や社会保障など再分配政策が格差縮小や貧困軽減にどこまで寄与したかを分析する。そのため、再分配を行う前の当初所得も分析対象に含めることにする。しかし、再分配政策の効果を評価する場合、年齢階層間の再分配は解釈に注意が必要である。賦課方式の公的年金に代表されるように、現行の社会保障制度は若年・中年層に保険料拠出を求め、それを財源にして高齢層に社会保障給付を行っている。若年・中年層のほうが稼得所得が高いから、これは社会全体の格差縮小に貢献する。しかし、生涯を通じてみるとこうした年齢階層間の再分配はかなり相殺される。したがって、年間所得ベースでみると再分配政策の効果は過大評価されやすい。

再分配政策の効果を考える上でこの問題を解決するためには、本来は生涯所得に関する情報が必要である。しかし、日本では生涯所得の直接的な

入手はほとんど不可能なので、データ上の制約を間接的にクリアする試みがこれまで数多く試みられてきた。しかし、ここでは所得再分配の状況を年齢階層別に見ることにより、年齢階層内部でどの程度の再分配が行われているか概観する。

具体的には、再分配政策の効果を、格差変動の要因分解を行いやすい平方変動係数を用いて行う。ある時点における世帯所得の平均、分散、平方変動係数を μ, V, SCV とする。また、年齢階層 k の人口比率、所得の平均及び分散をそれぞれ ω_k, μ_k, V_k と表記すると、

$$SCV = \frac{V}{\mu^2}, V = \sum_k \omega_k (\mu_k - \mu)^2 + \sum_k \omega_k V_k$$

となる。そして、再分配後の値をアスタリスク付きで区別すると、各年齢年層における再分配効果は

$$\begin{aligned} \frac{SCV_k^* - SCV_k}{SCV_k} &= \frac{V_k^* / \mu_k^{*2} - V_k / \mu_k^2}{V_k / \mu_k^2} \\ &= \frac{\mu_k^2 + \mu_k^{*2}}{2\mu_k^{*2}} \frac{V_k^* - V_k}{V_k} + \frac{V_k + V_k^*}{2V_k^*} \frac{\mu_k^2 - \mu_k^{*2}}{\mu_k^2} \end{aligned}$$

と分解できる。右辺第1項は、その階層内における所得再分配による分散の変化が所得格差に及ぼす効果であり、年齢階層内再分配効果と呼ぶ。同第2項は、年齢階層間の所得移転による平均の変化が所得格差に及ぼす効果であり、年齢階層間所得移転効果と呼ぶ。当該階層がほかの年齢階層か

表5 再分配政策の所得格差縮小効果：1997年と2003年

	平均所得 (万円, 2005年価格)		平方変動係数			年齢 階層内	年齢 階層間
	当初所得	可処分 所得	当初所得	可処分 所得	変化率 (%)	再分配 効果	所得移転 効果
(1) 1997年							
全体	322.8	315.4	1.064	0.611	-42.6	-38.0	-
若年層	300.4	262.4	0.411	0.364	-11.6	-37.6	26.0
中年層	437.4	371.5	0.586	0.474	-19.0	-49.6	30.6
高齢層	210.9	283.3	2.755	0.860	-68.8	-33.9	-34.8
(2) 2003年							
全体	251.1	271.7	1.117	0.502	-55.0	-32.8	-
若年層	277.5	238.9	0.399	0.340	-14.8	-43.2	28.5
中年層	386.6	329.6	0.503	0.411	-18.5	-48.4	29.9
高齢層	145.2	241.1	2.634	0.583	-77.9	-26.5	-51.3

注) 年齢階層内再分配効果の「全体」は、 $\sum_k \omega_k (V_k^* - V_k) / V$ で計算される。
出所) 表1と同じ。

表6 再分配政策の貧困軽減効果：1997年と2003年

貧困指標 (%)	1997			2003			
	当初所得	可処分所得	変化	当初所得	可処分所得	変化	
FGT(0) 全体	28.1	17.0	-11.2	39.3	22.1	-17.2	
	若年層	16.4	18.4	2.0	19.0	2.7	
	中年層	9.7	10.2	0.5	13.8	14.3	0.5
	高齢層	53.9	23.5	-30.4	64.3	27.9	-36.5
FGT(1) 全体	17.2	2.9	-14.3	26.2	4.1	-22.0	
	若年層	2.9	2.7	-0.2	4.3	3.6	-0.7
	中年層	2.9	1.7	-1.2	4.6	2.8	-1.8
	高齢層	40.1	4.3	-35.8	48.9	5.3	-43.6
FGT(2) 全体	19.7	5.8	-13.9	29.3	7.9	-21.4	
	若年層	5.5	5.6	0.1	7.4	7.3	-0.1
	中年層	4.3	3.4	-0.9	6.6	5.2	-1.4
	高齢層	43.7	8.5	-35.3	53.0	10.1	-42.9

注) 貧困指標の算出に用いた貧困線は、すべて1997年の可処分所得の貧困線134.4万円(2005年価格)である。出所) 表1と同じ。

ら所得移転を受ければ、その分だけ所得格差が縮小する。逆に、当該階層がほかの階層に所得移転を行っていればその階層の格差は拡大する。

表5は、以上の要因分解を1997年と2003年についてそれぞれ行った結果をまとめたものである(小調査年の2005年で計算しても2003年と同じような傾向の結果となる)。この表からは再分配政策の効果が拡大していることが分かるが⁵⁾、さらに、再分配政策の年齢階層別の効果について次の3点を指摘できる。第1に、いずれの時点においても、格差縮小は高所得層で集中的に起こっている。若年層・中年層の平方変動係数の低下率はいずれの年でも20%を下回っているが、高齢層の低下率は1997年で68.8%、2003年で77.9%に達している。社会全体の格差縮小も、この高齢層内部の格差縮小に引張られているものと推察される。第2に、年齢階層によって2つの再分配効果の働き方が大きく異なる。すなわち、若年層・中年層では、年齢階層間所得移転が格差拡大の方向に作用し、年齢階層内再分配の6割強を相殺している。これに対して高齢層では、年齢階層間所得移転が年齢階層内再分配以上に格差縮小に貢献している。そして第3に、以上2つの構図は1997年より2003年のほうが明確になっている。この背景としては、この6年間においても高齢化

が着実に進み、年金など社会保障を経由した世代間の所得移転が拡大していることが推察される。

なお、社会全体における格差縮小に対して、各年齢階層内の所得再分配が全体としてどの程度寄与しているかも容易にチェックできる。すなわち、各年齢階層の構成比率を ω_k と表記すると、平方変動係数の定義から明らかなように、

$$\frac{1}{V} \sum_k \omega_k (V_k^* - V_k)$$

が社会全体における年齢階層内再分配効果を表す(Oshio [2002] 参照)。この計算結果は表5の年齢階層内再分配効果の「全体」の欄に示してあるが、1997年から2003年にかけてその値は38.0%から32.8%へと低下している。これは、再分配政策の格差縮小効果(平方変動係数の減少率)が42.6%から55.0%に高まっている傾向とは対照的である。

2 再分配政策の貧困軽減効果

次に、再分配政策が貧困削減にどの程度寄与しているかを年齢階層別に見てみよう。貧困指標の場合は、残念ながら、平方変動係数のように再分配効果を年齢階層内と年齢階層間に分けることは難しい。しかし、年齢階層ごとに貧困指標が再分

配の前後でどのように変化するかを見ることによって再分配政策の大まかな特徴を把握できる。ここでは、1997年と2003年のそれぞれにおいて、1997年における全世帯の可処分所得の中位値の50%で貧困線（すべての年齢階層に共通）を設定し、その貧困線に基づいて貧困指標を年齢階層別に計算してみる⁶⁾。

計算結果は表6にまとめてあるが、ここから次のような点が指摘できる。すなわち、いずれの時点においても、当初所得から可処分所得にかけての貧困指標の改善のほとんどは高齢層において起こっている。実際、FGT指標の場合、全体の指標の変化は各グループの変化をその構成比率の加重和に等しいことを考慮すると、日本における再分配政策の貧困軽減効果はそのほとんどが高齢層において発揮されていることが確認される⁷⁾。その一方で、若年層・中年層における貧困軽減は限定的であり、貧困率はむしろ上昇している。

もちろん、高齢層はその所得のかなりの部分を年金受給に制度上依存しているため、年金などの再分配政策の効果を貧困削減という観点からのみ評価するのは適切でない。また、若年層・中年層の可処分所得は保険料や税の支払いのために当初所得を下回るので（前出・表5参照）、貧困指標が悪化する面があるのはやむを得ない。しかし、表6からも明らかなように、（所得環境が悪化する前の）貧困線以下の所得に甘んじるリスクや貧困の深刻さは、高齢層だけでなく若年層・中年層にも徐々に広がりつつある⁸⁾。結果的に高齢層にターゲットが絞られ、世代間の所得移転に多くを依存している再分配政策には、若年層・中年層の貧困軽減という観点から見直す余地がある。

VI 結 論

本稿では、厚生労働省「国民生活基礎調査」のマイクロデータを用いて、2000年代前半における所得格差や貧困の状況を大まかに展望するとともに、再分配政策の機能について検討を加えた。主な結論は、次の5点にまとめられる。

第1に、日本の世帯は2000年代に入って全体

的に貧困化している。「国民生活基礎調査」に基づく試算によると、これまで上昇を続けてきた格差指標は2000年に頭打ちとなり、低下傾向すら見せている。こうした状況の背景には、カーネル密度推定量による所得分布の推計でも確認されたように、日本の所得分布がこれまでより低い所得水準での厚みを増す形で全体として貧困化してきたことが挙げられる。

第2に、各時点における相対的な貧困状況を示す貧困指標は大きく変化せず、むしろ改善する動きすら見られる。これは、中位所得の50%という形で通常定義される貧困線が、社会全体の貧困化が進む中で下方シフトしているためである。実際、貧困線を1997年時点のそれで固定すると、2000年代に入ってからの貧困指標の悪化が顕著になる。

第3に、全体的な貧困化に伴って日本全体の社会的厚生も低下している。確かに、格差の縮小傾向は公平性の観点からは肯定的に評価されるが、平均所得の水準低下のマイナス効果のほうが総じて大きく、ネットで見ると社会的厚生は低下している。その度合いは、不平等回避度が高まるほど大きくなることも具体的に確認される。

以上3つの事実は、2000年代前半における日本の所得分布を表すキーワードとしては、「格差」より「貧困化」のほうがふさわしいことを示唆する。もちろん、貧困化という傾向については、全体的な所得水準の低下だけでなく、中高所得層に属していた者が貧困線以下にどの程度移行しているかなど所得階層間移動に関する分析が必要である。本稿では、カーネル密度推定量に基づく所得分布の移動や貧困率の変化に注目しているが、さらに詳細な分析が今後求められる。

そして、第4のファインディングとして、日本の世帯所得の分布がここ数年にかけて二極（あるいは三極）分化しているという状況は確認されないという点が挙げられる。いわゆる「勝ち組」「負け組」の違いが明確になるという傾向は、少なくとも「国民生活基礎調査」からは確認できない。

第5に、こうした状況変化の中で、社会保障や

税など現行の再分配政策は確かに格差縮小・貧困軽減に貢献しているが、その効果のかかなりの部分は高齢層で発揮されている。しかも、その大部分は若年層からの所得移転によるものであり、同じ年齢階層内における所得再分配の効果は限定的である。しかし、少子高齢化の下では世代間の所得移転が次第に難しくなる。また、最近では、高齢層だけでなく、若年層・中年層でも貧困リスクが高まっている。世代間所得移転に依存しない、同一世代内の再分配のウェイトを引き上げることは、再分配政策の見直し策として重要なポイントとなりうる。

付記

本稿における実証分析およびその基礎となったデータ処理は、「平成19年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保障・税との関係に着目した社会保障の給付と負担に関する研究」（国立社会保障・人口問題研究所）において使用が認められた（統発第1211006号）「国民生活基礎調査」の再集計を引用活用して、もっぱら小塩が行ったものである。

注

- 1) 単純な比較はできないが、総務省統計局「家計調査」（農林漁家世帯を除く2人以上の世帯うち勤労者世帯）の1世帯当たり実質可処分所得は、1997年484万円、2000年463万円、2003年439万円、2005年440万円となっており、2003年は1997年から9.3%減となっている。
- 2) Kolmogorov-Smirnovテストを行うと、1997年と2003年の所得分布が同じ分布であるという帰無仮説は、1%有意水準で棄却されることも確認できる。
- 3) $\varepsilon > 0$ の場合、1997年の可処分所得が43.7万円以下の世帯（全体の約1.9%）は計算の対象から除いている。また、所得の水準の変化が散らばりにまったく影響しないと想定しているのもこの計算の問題点である。
- 4) 極化の概念に関するいくつかの公理（「両端への分布の集中が極化を高める」など）を満たすためには、 α の値は0と1.6の間をとる必要があることも分かっている。詳細な証明は

Esteban and Ray [1994] 参照。

- 5) 紙面の制約上、詳細は省略するが、この傾向は平方変動係数だけでなくほかの格差指標でも確認できる。
- 6) ここでは、絶対的な貧困化傾向を考慮しているので1997年の貧困線で固定しているが、2003年の所得に応じた貧困線を用いても結果は同じ傾向を示す。また、貧困線を設定する所得を可処分所得ではなく当初所得にしても結果の傾向はほとんど変わらない。
- 7) 例えば、2003年の場合、高齢世帯の構成比率は48.9%なので、FGT(2)の改善の約98%（ $= 42.9\% \times 48.9\% / 21.4\%$ ）は高齢層内部で起こっていることになる。こうした傾向は、1997年と2003年の間でほとんど変化していない。
- 8) $[1 - FGT(1) / FGT(0)]$ を計算することにより、貧困層の平均所得 μ_p の貧困ライン ε に対する割合を求めることができるが、97年から03年にかけて μ_p / ε は、むしろ若年層・中年層において落ち込みが大きい。若年層は85.3%（97年）→83.4%（03年）、中年層は83.3%（97年）→80.4%（03年）、高齢層は81.7%（97年）→81.0%（03年）にそれぞれ変化している。

参考文献

- Aghevli, B. B., and F. Mehran (1981), "Optimal grouping of income distribution data," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, No. 373, pp. 22-26.
- Amiel, Y., Creedy, J. and Hurn, S. (1999), "Measuring attitudes towards inequality," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 101, No. 1, pp. 83-96.
- Atkinson, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, pp. 244-263.
- Burkhauser, R. V., T. Oshio and L. Rovba (2008), "How the distribution of after-tax income changed over the 1990s business cycle: a comparison of the United States, Great Britain, Germany and Japan," *Journal of Income Distribution*, Vol. 17, No. 1, 2008, pp. 87-109.
- Esteban, J.-M., C. Gradin and D. Ray (1999), "Extensions of a measure of polarization with an application to the income distribution of five OECD countries," *Luxembourg Income Study Working Paper*, No. 218.
- (2007), "An Extension of a Measure of Polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 5, pp. 1-19.
- Esteban, J.M. and D. Ray (1994), "On the measurement

- of polarization," *Econometrica*, Vol. 62, No.4, pp. 819–851.
- Foster, J., J. Greer and E. Thorbecke (1984), "A class of decomposable poverty measures," *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 335–341.
- Förster, M. and M. Mira d'Ercole (2005), "Income distribution and poverty in OECD countries in the second half of the 1990s," OECD *Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 22.
- Fukawa, T. and T. Oshio (2007), "Income inequality trends and their challenges to redistribution policies in Japan," *Journal of Income Distribution*, Vol. 16, No. 3–4, pp. 9–30.
- Gradín, C. (2000), "Polarization by sub-populations in Spain, 1973–91," *Review of Income and Wealth*, Vol. 46, No. 4, pp. 457–474.
- Gouveia, M. and Strauss, P. (1994), "Effective federal individual income tax functions: an exploratory empirical analysis," *National Tax Journal*, Vol. 47, pp. 317–338.
- Oshio, T. (2002), "Intra-age, inter-age and lifetime income redistribution," *Journal of Population and Social Security*, Vol. 1, No. 1, pp. S36–49.
- Tachibanaki, T. (2005), *Confronting Income Inequality in Japan*, MIT Press.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』 日本経済新聞社。
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編 (2006) 『日本の所得分配』 東京大学出版会。
- 小塩隆士・浦川邦夫「貧困化する日本の世帯」『国民経済雑誌』第 198 卷第 2 号, pp. 39–54。
- 白波瀬佐和子編 (2006) 『変化する日本の不平等』 東京大学出版会。
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』 東京大学出版会。
- (おしお・たかし 神戸大学大学院教授)
(うらかわ・くにお 九州大学大学院講師)

所得税改革 ——税額控除による税と社会保険料負担の一体調整——

田 近 栄 治
八 塩 裕 之

I はじめに

近年、わが国では現役世代の格差問題が注目を浴びている。格差の原因としては、経済のグローバル化による賃金格差の拡大や非正規労働の増加によって、特に若年世代で低所得者が増えていることがあげられる。その実態は Shinozaki [2005] や内閣府 [2006] で分析されているが、国連や OECD の年次報告書が問題を詳細に伝えるなど [United Nations 2007, OECD 2008], 国際的にも注目される問題となっている。

こうした現象に対し、わが国の税・社会保障政策は次の2つの理由で問題を抱えている。第1に、わが国では公的年金によって現役世代から高齢世代に対し多額の所得再分配が行われているが [小塩 2006, 国立社会保障・人口問題研究所 2005], その給付額が少子高齢化で増大し、現役世代の社会保険料負担が大きくなっていることである。特に、グローバル化の影響で所得が伸び悩む一部の低所得世帯に対し、保険料負担増大は追い討ちをかける形となり、生活を困窮させている。

第2に税制の問題である。わが国の所得税はこれまで、低所得者に税をかけないことを目的として、所得控除を拡張してきた。しかし、所得控除をいくら拡張しても、すでに課税最低限以下の個人の税負担はゼロのままの一方で、累進税率構造のもとではその負担軽減効果はむしろ所得の高い階層に大きく及ぶという問題がある [田近・八塩

2006]。この問題もやはり、近年の格差拡大で顕著となった。すなわち、賃金が伸び悩む低所得世帯の税負担は所得控除によってすでにゼロであり、これ以上負担を軽減できない。その一方で、所得控除による課税ベース侵食は（低所得者だけでなく）国民全体の税負担を軽減し大規模な税収ロスを引き起こしているため、政府が低所得世帯への所得再分配を行うとしても、その財源を確保することができない。

このように、わが国では低所得者の税負担はゼロの一方で、社会保険料負担が増大し、それが近年の格差拡大で問題となっている。しかし、わが国の医療・年金・介護の保険料は積み立てられているわけではなく実質的に税と変わらないことを考えると、これらの負担は本来、税負担と合計され一体的に調整されるべきものである。本稿ではそうした一体調整の手段として、還付可能な税額控除 (refundable tax credit) の活用を検討する。還付可能な税額控除は、適用される税額控除額が所得税額を上回る場合、その部分が還付（マイナス税が適用）される制度であり、田近・八塩 [2006] はこの制度が所得再分配の手段として有効であることを論じた。本稿ではこれを発展させ、その還付（マイナス税）を低所得者の保険料負担を軽減する手段として用い、税と保険料の負担の一体調整を試みる。そして、シミュレーション分析を通じて、制度の導入が近年の格差問題への対応という点で有効であることを議論する。

税額控除による税と保険料負担の一体調整は実際にオランダやスウェーデンで行われており、議

論を進めるうえでこれらの国の制度は非常に参考になる。その概要を述べると、ポイントは次の3点である。第1に、所得税と社会保険料の徴収を一元化し、個人はそれらの納付を一括で（まとめて）行う。第2に、所得税の所得控除を廃止または縮小して、それを還付可能な税額控除（refundable tax credit）にかえる。第3に、低所得者に対する税額控除の還付（マイナス税）を、現金を直接給付するのではなく、国民が税と保険料を一括納付する制度のもとで社会保険料負担の軽減として行う。たとえば保険料負担が10万円で、5万円の税が還付される時、現在のわが国の制度であれば、納付と還付の手続きは別々になされるが、これらの国では合計して5万円が一括納付される。この個人は10万円の保険料を負担するが、そのうち5万円は実質的に税によって軽減される形で、所得再分配を受けることになる。

こうした制度をわが国で導入することのポイントをあらためて整理すると、次の2点である。第1に、再分配の手段としての還付可能な税額控除の活用である。もともとと経済学の立場からは、Mirrlees [1971] の最適所得税論やFriedman [1962] の負の所得税論など、所得税を再分配手段に用いることが主張されてきた。現実には「税額控除による還付」という方法がとられており、近年多くの国で導入されている。特に、田近・八塩 [2006] でも論じたように、わが国では所得控除による所得税の課税ベース侵食という問題があるが、税額控除導入の財源を所得控除縮小にもとめることで、その問題をあわせて改善できる。すなわち、累進税率構造のもとで所得控除の税負担軽減効果は所得の高い階層に大きく及ぶため、それを縮小して課税ベースを拡大し、増えた税収を税額控除にあてれば、限界税率（最高税率）を引き上げることなく所得再分配が可能となる。これによって、再分配で発生する非効率性を極力抑えることができる。

第2のポイントは、税額控除による還付（マイナス税率）を、社会保険料負担の軽減で行うことである。そのメリットの第1は、すでに述べたように、低所得者の保険料負担軽減を通じた負担の

一体調整であり、この点は本稿でもっとも重要な点である。そしてもうひとつのメリットは、税額控除の還付の執行を容易にする点である。先にふれた田近・八塩 [2006] では、税額控除の還付を政府から低所得者への直接的な現金給付で行うことを想定したが、現実にはわが国でそうした還付を行うと、現在申告の必要がない税額ゼロ（課税最低限以下）の人は給付を受けるためにすべて申告が必要となり、申告者数が急増して制度の執行コストが非常に大きくなるという問題がある。また、アメリカで実際に問題となっている不正受給の誘発が懸念される。しかし、税額控除の還付を直接的な現金給付でなく保険料の軽減で実施すれば、こうした問題が抑制できる。すなわち、納税者の大半を占める給与所得者について、税還付による保険料負担の軽減を雇用者による源泉徴収段階で処理できれば、申告を不要とすることができる。また、不正受給の誘発も、政府が直接的な現金給付をしないことで避けることが可能である。その結果、政策の執行コスト低減が期待できる。

ほかにも制度の導入は、保険料を払っていないなかったり、保険に加入していない低所得者にとって、実質的な保険料負担の軽減となり、未納・未加入を減らす効果が考えられる。また、現在では一部の低所得者に保険料支払いを免除する方法もとられているが、保険の視点からは、被保険者は原則保険料を支払うとしたうえで、税でその負担を軽減するほうが望ましいというメリットもある。

こうした制度の導入に際しては、本来、税・社会保険料の徴収一元化などわが国の税制の抜本的な改革が必要である¹⁾。しかし、そうした改革が実現されない状態であっても、制度の実施は可能である。すなわち、給与所得者については先に述べたように、雇用者による源泉徴収段階で税と保険料の負担調整処理が可能であるし、その他の申告が必要な人についても、申告時に保険料納付書の持参を義務付けるなどすれば、執行は可能と考えられる。これまで述べたように、わが国において税と社会保険料負担を一体調整することのメリットは非常に大きいことを考えると、現状ででき

ることをまず実行に移しつつ、制度のより適正な執行と適用対象者の拡大が可能となる徴税制度の構築を図っていくべきである。

本稿の構成を述べる。第2節では簡単なデータ・分析手法の説明に続き、現役世代の格差問題への対応という観点から、わが国の税・社会保障制度の問題を述べる。そこでは、現役世代の低所得者の社会保険料負担が深刻となっていること、所得税における課税ベース侵食がもたらす問題点を説明する。続く第3節ではオランダやスウェーデンの制度を簡単に説明し、それを踏まえて具体的な税制改革案を検討する。そして、それが負担に及ぼす効果をデータで検証する。第4節はまとめである。

II わが国の税・社会保障政策の問題点

1 分析で用いたデータと分析手法の概要

以下ではまず、わが国の税・社会保障政策の問題点を議論するが、その前に本稿で使用するデータと分析手法を、簡単に説明する（詳細はAppendix 参照のこと）。分析方法は家計の個票データを用いたマイクロ・シミュレーションである。マイクロ・シミュレーションは税制や社会保障の改革効果を分析する方法として広く活用されているが³²⁾、本稿では、この手法を厚生労働省の2004年（平成16年）国民生活基礎調査の所得

票・貯蓄票の個票データに適用し³⁾、わが国の税・社会保障負担の実態とその改革効果について分析する。

本稿ではもっともシンプルな手法を用いる。まず、データのすべての世帯について、その所得や家族構成をもとに税制改革前の所得税・住民税の税法を用いて税負担額（理論値）を計算する。次に、税制改革後の税法を用いて税負担額（理論値）を計算し、それを改革前と比較すれば、税制改革が税負担にもたらす効果を計算できる⁴⁾。また、本稿では社会保険料負担の分析も行うが、それについては理論値ではなく、データに記載された各世帯の保険料支払額をそのまま用いた。分析ではデータの世帯（約2万世帯）を、等価世帯可処分所得（世帯可処分所得を世帯人数で調整したもの）を基準に10の所得階層に分割し、所得階層ごとに集計して、税・社会保険料負担の実態や税制改革の効果を分析した。

表1は分析対象となった世帯の概要を示す。2004年の国民生活基礎調査所得票の対象である25,091世帯から、データに欠損値のある世帯や単身赴任世帯などを除いたため、分析対象は20,550世帯（すなわち、各所得階層に2,055世帯）である。所得最下位である第I階層の世帯平均所得は61万円、最上位の第X階層は1,387万円であり、全世帯の平均世帯所得は531万円である。続いて表では、データの世帯を「勤労世帯」

表1 データの世帯概要

所得階層	等価世帯可処分所得区分(万円)	世帯数	世帯人数	世帯所得(万円)	内勤労世帯			内勤労世帯		
					世帯数	世帯人数	世帯所得(万円)	世帯数	世帯人数	世帯所得(万円)
I	～110	2,055	1,753	61	591	2,425	92	997	1,568	70
II	110～127	2,055	2,262	168	913	2,918	199	1,131	1,732	144
III	127～168	2,055	2,547	253	1,048	3,238	296	989	1,819	208
IV	168～240	2,055	2,709	329	1,146	3,349	376	893	1,895	271
V	240～267	2,055	2,835	403	1,251	3,362	449	787	2,017	335
VI	267～325	2,055	3,023	488	1,409	3,476	534	619	1,998	389
VII	325～346	2,055	3,249	598	1,659	3,510	631	366	2,123	466
VIII	346～417	2,055	3,267	724	1,796	3,408	749	227	2,181	559
IX	417～610	2,055	3,256	901	1,885	3,338	923	110	2,173	688
X	610～	2,055	3,063	1,387	1,824	3,122	1,402	21	2,190	881
合計		20,550	2,796	531	13,522	3,281	664	6,140	1,856	257

と「年金世帯」に分類した。「勤労世帯」は世帯所得の半分以上が勤労所得（給与や事業所得）である現役世帯、「年金世帯」は世帯所得の半分以上が年金である高齢世帯である。勤労世帯は13,522世帯、年金世帯は6,140世帯であり、20,550世帯の大半（13,522+6,140 = 19,662世帯）は、どちらかに含まれる⁵⁾。平均世帯所得を比べると勤労世帯が年金世帯よりもかなり高く、勤労の引退が世帯所得に大きな影響を与えることが理解できる。

2 勤労世帯における社会保険料負担の実態

次に、説明したデータを用いて、2007年における税・社会保険料の負担の現状を分析する。結果を表2に示した。表は世帯所得（給与と事業所得、財産所得、政府が支給した公的年金・児童手当・児童扶養手当を合計したもの）に対する税・社会保険料の負担率を、勤労世帯と年金世帯にわけて示した。以下ではこれを用いて、わが国の税・社会保障政策の問題点を議論する。「はじめに」で述べたように、論点は第1に、勤労世帯の社会保険料負担が深刻化していること、第2に所

表2 2007年における税と社会保障 負担と給付の実態

勤労世帯

所得階層	世帯数	課税所得比率	負担率					平均5月等価世帯消費(万円)
			所得税+住民税負担率	税+社保負担率				
				医療・介護保険	年金保険	社会保険料負担率		
I	591	1.1	0.2	9.9	9.9	19.8	20.1	14.22
II	913	4.5	0.8	6.3	5.7	12.0	12.8	13.10
III	1,048	10.3	1.9	5.7	5.6	11.3	13.2	13.14
IV	1,146	15.5	2.7	5.1	5.5	10.6	13.3	15.53
V	1,251	22.2	3.8	4.8	5.3	10.1	13.9	15.99
VI	1,409	26.0	4.3	4.7	5.3	10.0	14.3	15.02
VII	1,659	32.2	5.4	4.4	5.4	9.7	15.1	15.75
VIII	1,796	38.0	6.6	4.4	5.3	9.6	16.3	17.13
IX	1,885	44.3	8.3	4.1	5.2	9.3	17.7	19.41
X	1,824	57.6	13.8	3.7	4.5	8.1	22.0	23.75
合計	13,522	39.2	8.0	4.3	5.1	9.4	17.4	17.03

年金世帯

所得階層	世帯数	課税所得比率	負担率					平均5月等価世帯消費(万円)	平均年金給付受給額(万円)
			所得税+住民税負担率	税+社保負担率					
				医療・介護保険	年金保険	社会保険料負担率			
I	997	0.0	0.0	10.7	1.7	12.3	12.3	9.66	67
II	1,131	0.3	0.1	6.0	1.0	7.0	7.1	11.45	136
III	989	3.6	0.7	5.7	0.7	6.4	7.1	14.84	194
IV	893	11.3	2.0	5.7	0.6	6.3	8.3	16.90	253
V	787	17.2	2.9	5.5	0.6	6.2	9.0	17.18	302
VI	619	22.4	3.7	5.7	0.6	6.2	9.9	17.76	345
VII	366	27.3	4.4	5.3	0.7	6.0	10.4	19.65	385
VIII	227	34.1	5.4	5.0	0.8	5.8	11.3	20.16	429
IX	110	42.1	6.9	5.1	1.0	6.1	13.0	19.51	500
X	21	50.4	9.0	4.4	0.4	4.8	13.8	30.20	596
合計	6,140	16.8	2.8	5.8	0.7	6.5	9.3	15.17	227

得税・住民税の課税ベース侵食の実態である。ただし、課税ベース侵食に関しては勤労世帯と年金世帯で別個の問題が発生しており、それらの議論は別々に行う。

まず、第1の論点である勤労世帯の社会保険料負担をみると、表2（上の表）から明らかなように、大半の所得階層で所得税・住民税負担よりもはるかに大きくなっている。特に低所得世帯では税負担はゼロに近い一方で、世帯所得に対する社会保険料負担率は10%を大きく超えている。低所得者のなかには、保険料未納や保険未加入、保険料支払いを免除されている世帯もいるため、保険料を支払っている世帯だけで見ると、その負担率はもっと大きい⁶⁾。こうした勤労世帯の社会保険料負担は、高齢化の進展で増大を続けており、今後さらに重くなるのが考えられる。

一方、これとくらべると年金世帯の保険料負担は明らかに小さいが、これは年金の受給者は年金保険料を支払う必要がないためである。そして（後述のように）勤労世帯が支払った年金保険料は年金世帯への給付の原資であり、結果的に世代間の大規模な所得再分配が行われている。今後、高齢化の進展による社会保障給付の増大で、勤労世帯の保険料負担はさらに大きくなるが、グローバル化による格差拡大の影響で所得が伸び悩む一部の低所得世帯には、こうした負担増は深刻な影響を与えると考えられる。

3 勤労世帯の所得税・住民税負担の実態

次に第2の論点は、所得控除による所得税・住民税の課税ベース侵食である。それに関してわが国では、勤労世帯と年金世帯でそれぞれ別個の問題が存在する。以下ではまず勤労世帯の問題を説明し、次の4で年金世帯を議論する。まず勤労世帯について表2（上の表）をみると、低所得（第I・II）階層の税負担はほとんどゼロであるが、これは所得控除によって課税所得がほぼゼロとなるためである。わが国では低所得者の税負担軽減を目的として所得控除を拡張し続けたため、低所得者だけでなく国民全体の課税ベースが小さくなった結果、勤労世帯全体でも世帯所得に占める課

税所得の比率は4割（39.2%）に過ぎない。しかし、こうした所得控除の拡張政策には問題がある。すなわち、すでに課税最低限以下である低所得者にとっては控除をいくら拡張しても税負担はゼロのまま不変の一方で、その負担軽減効果はむしろ、高い限界税率に直面する所得の高い階層に大きく及ぶことである。その結果、比較的所得上位である勤労世帯の第VII階層でも、所得税・住民税をあわせた税負担率は5%強に過ぎず、その税負担水準は国際平均を大きく下回っており〔OECD 2007a〕、税収ロスを引き起こしている。

このような所得税の課税ベース侵食は、近年次のような問題を引き起こしている。すなわち、格差拡大と社会保険料負担増大で低所得世帯の生活が苦しくなる一方で、そうした世帯の所得税・住民税負担はすでにゼロに近く、政府はこれ以上の負担を軽減できない。一方で、課税ベース侵食で（低所得世帯だけでなく）国民全体の税負担が軽減され、全体の税収が減少したため、政府が所得再分配を強化しようとしても、その財源を確保できない。とくに、格差拡大や先に述べた社会保険料負担の増大で低所得世帯の生活が困窮し、これらの問題の影響が目立つようになってきた。

4 公的年金等控除による年金世帯の所得税・住民税負担軽減の実態

次に年金世帯をみると、その所得税の課税ベースは、所得控除でさらに侵食されている。表2の下の表をみると、年金世帯の課税所得比率は同じ所得階層の勤労世帯よりも小さく、そのため、たとえば第V階層の税負担率は住民税をあわせても3%以下と、同じ階層の勤労世帯よりもさらに軽減される。この理由は年金に対して認められる公的年金等控除が非常に大きいためであり⁷⁾、これが勤労世帯の格差問題とも関連して問題を引き起こしている。以下では、この点について議論する。

通常、公的年金等控除の問題は、あるべき年金課税の視点から議論される。本来、年金については拠出段階か受給段階のどちらかで所得課税されるべきであり、わが国では年金を受給した段階で

課税される。しかし、実際にはそれに対して公的年金等控除が適用されて事実上非課税となり〔麻生 1995〕、課税ベース侵食という問題がおきている。

しかし、問題はこれにとどまらない。わが国では賦課方式の公的年金のもとで負担と給付に関して世代間格差が存在することがその原因であるが、その実態の一端を表2でみることができる。表2の下の方には、年金世帯が受け取る平均年金給付額を示したが、それは約230万円である。その原資は勤労世帯が負担する年金保険料であり、勤労世帯の負担率は全体平均で5.1%、金額で34万円（この値は表2に示していない）である。そうした保険料と給付を世代ごとに生涯全体で合計して比較すると、現在の年金受給世代の便益が将来世代に比べて非常に大きいことが知られている〔麻生 2006〕。すなわち、表は勤労世帯から年金世帯への大規模な所得再分配の一端を示す⁸⁾。

特に重要な点は、年金世帯の中には、現在は低所得でも、かつて多くの所得を稼ぎそれを資産で保有する豊かな世帯がかなり存在することである。それを示すため、表には世帯の5月消費額（世帯の人数を調整した等価世帯消費額）の平均値を示した。経済理論によると、現役時代に多くの所得を稼いだ世帯はその一部を引退に備えて貯蓄に回し消費を平準化するため、引退後も消費は引き続き高い水準を保つとされる〔大竹・小原 2005〕。実際、年金世帯の第Ⅳ階層の消費額は、勤労世帯の第Ⅷ階級に匹敵する高さであり、こうした世帯は（現在の所得は多くないが）資産を持つ豊かな世帯と考えられる。それに対して平均で250万円以上の年金が給付されているが、その原資（保険料）を負担する勤労世帯で格差問題がおき、低所得者の生活が圧迫されている。

そうした比較的豊かな年金世帯に対する所得税が、公的年金等控除で大きく軽減されている。今後の年金の財政見通しが苦しく、現在保険料を支払う世代が将来受け取る年金給付額は確実に減少すると考えられるなかで、年金世帯、とくに比較的豊かな世帯の所得税が大きく軽減されている点は、見逃せない問題である。

以上、わが国の税・社会保障政策の問題点を述べた。要点を繰り返すと、わが国では低所得者の税負担は所得控除によってほぼゼロの一方で、勤労世帯の社会保険料負担増大が問題となっている。また、公的年金等控除による年金世帯の税負担軽減は重要な問題と考えられる。

Ⅲ 所得控除の縮小と還付可能な税額控除の活用による税制改革

次に前節の議論をうけて、わが国の所得税改革について検討する。これまで述べたように、わが国の問題は低所得者の税負担がほぼゼロの一方で、社会保険料負担が増大を続けていることである。しかし、わが国の医療・年金・介護の保険料は実質的に税と変わらないことを考えると、保険料と税の負担は本来一体的に調整されるべきである。本稿では、そうした一体調整の手段として還付可能な税額控除の活用を検討する。オランダやスウェーデンでは実際にそうした制度が用いられており、以下ではまず1で、これらの国の制度を紹介する。ただし紙幅の都合もあるため、詳細には踏み込まず要点だけを述べる。そのあと、2でこれらの国の制度を参考としつつわが国の税制改革案を検討し、3でそれが負担にもたらす効果をデータで検証する。

1 オランダ・スウェーデンにおける還付可能な税額控除の活用事例

オランダやスウェーデンの制度のポイントは、「はじめに」で触れたように次の3点、すなわち、第1に所得税と社会保険料の徴収一元化、第2に所得控除の廃止または縮小による課税ベース拡大と還付可能な税額控除の導入、第3に税額控除の還付については、直接的な現金給付でなく社会保険料の軽減として認め、それを通じて税と保険料の負担を一体的に調整する、という3点である。以下では、世界の主要国の賃金課税（社会保険料を含む）制度を解説したOECD〔2007a〕をもとに、オランダとスウェーデンの税・社会保険料制度の概要を説明する。ただし、制度の細部に

表3 オランダとスウェーデンの税・社会保険料負担の状況

	オランダ		スウェーデン	
	勤労所得に対する比率 (単位：%)	備 考	勤労所得に対する比率 (単位：%)	備 考
勤労所得	100	29,267 ユーロ (平均勤労所得の3分の2の水準)	100	224,943 クロネ (平均勤労所得の3分の2の水準)
所得税 (税額控除前) (A)	5.65		0.00	税率ゼロのブラケットが適用される。
住民税 (B)	0.00	住民税の課税なし	28.58	税率は自治体で異なる。ここでは平均値31.55%を用いた。勤労所得から基礎控除をひいた課税所得に適用される。
社会保険料 (C)	38.10	年金・特別医療・障害などの保険料率は勤労所得の31.15%。ほかに失業保険や基礎保険など。	7.00	年金保険料7%
負担率合計(税額控除前) (D) = (A) + (B) + (C)	43.74		35.58	
税額控除 (E)	-13.08	税額控除内訳 General Credit -7.78% (全員一律に2,043 ユーロを適用) Work Credit -5.30% (1392 ユーロ)	-10.69	税額控除内訳 年金保険料7%分 -7% In-Work Benefit (EITC) -3.69%
最終負担率(税額控除後) (F) = (D) - (E)	30.67	8,055 ユーロ	24.90	56,003 クロネ

注) 各国の平均勤労所得の3分の2を稼ぐ単身者について記す。
上記以外に雇用者が社会保険料負担をしているが、それについては省略した。
子供がいる場合には、児童税額控除などがつくため税額控除はもっと大きくなる。
OECD [2007a] をもとに作成。

は立ち入らず、還付可能な税額控除による税と保険料負担の一体調整がどのようになされているかに重点をおいて説明する。その際、それぞれの国の平均勤労所得の3分の2を稼ぐ単身の低所得者を例にとった⁹⁾。

最初に両国の制度の共通点を述べると、所得税と社会保険料の徴収を一元化し、国民はその納付を一括で行う。そのうえでまずオランダを述べると、2001年の税制改革で個人所得税の所得控除がすべて廃止され、税額控除が導入された。表3に示したように、勤労所得29,267ユーロ(1ユーロ=150円とすると日本円で約440万円)に対し、税額控除適用前で43.74%の負担が課される(所得控除はなく、ほぼ勤労所得全体に税がかかる)が、そのうち5.65%は所得税分、残りの38.1%は社会保険料分である。オランダでは徴収だけでなく、社会保険料と所得税の税率構造も一体化されており¹⁰⁾、所得税と保険料の合計額に対して General tax credit (基礎的税額控除として

65歳未満の成人に対し一律2,043ユーロを認める)と、就労促進を目的とした Work credit (57歳以下の成人の場合、最大で1,392ユーロの控除を認める)という2つの税額控除が適用される¹¹⁾。その結果13.08%の負担が軽減され、社会保険料も含めた最終的な負担率は30.67%となる。納税者はこの30.67%にあたる8,055ユーロのうち、失業保険など一部を除いた額を一括で払い込む。ここで注目すべき点は、税額控除の負担軽減効果13.08%は所得税の負担率5.65%を大きく超えていることであり¹²⁾、その部分は社会保険料負担の軽減にあてられる。すなわち、オランダでは社会保険料負担が非常に大きい、それを軽減する手段として、税額控除による税と保険料負担の一体調整がなされている。なお、(表3とは直接関係ないが)税額控除額が社会保険料額を超える場合、給付はされず、そこで税額控除は打ち切られる。

一方スウェーデン(表3の右側)では、勤労所

得 224,943 クローネ（1 クローネ = 16 円とすると日本円で約 360 万円）に対し、国の所得税は税率ゼロのブラケットが適用されるため、税額はゼロである。しかし住民税の負担は大きく、若干の所得控除が適用されたあとの課税所得に比例税率（税率は自治体ごとに異なるが、ここでは平均値である 31.55% を用いる）が適用され、その負担率は 28.58% となる。一方、年金保険料は勤労所得全体に対し 7% の負担率が適用される¹³⁾。年金保険料は、かつてはわが国の社会保険料控除と同じように所得税・住民税の課税ベースから所得控除されたが、近年の税制改革で全額税額控除となった¹⁴⁾。加えて、2007 年より就労促進を目的とした税額控除（In-Work Benefit）が導入され、3.69% の税負担が軽減される。その結果、税額控除適用後の税・保険料をあわせた負担率は 24.9%（28.58+7-7-3.69）となる。スウェーデンでは所得税・年金保険料だけでなく住民税の徴収もすべて一元化されており、個人はこの 24.9% にあたる 56,003 クローネを一括で払い込む。ただし、所得税についてみれば税額控除の適用によって、負担率はマイナスである。すなわち、税額控除によって年金保険料や住民税の一部を軽減し、それによって税と保険料負担を一体的に調整する制度となっている。

オランダやスウェーデンの負担率は高く、わが国との直接比較はできないが、それでも制度の運用面からは次のような示唆を得ることができる。すなわち先に述べたように、わが国では所得控除によって低所得者の税負担はゼロの一方で、社会保険料負担が増大を続け問題となっている。そこで、これらの国のように税額控除を活用し、税と社会保険料の負担を一体調整することが考えられる。今後社会保険料負担の問題がもっと深刻となるなかで、そうした制度のメリットは大きいと考えられる。また、「はじめに」で述べたように、こうした方法をとることで、税額控除の還付を直接的な現金給付で行う場合と比べると、制度の執行コストを低減できるというメリットも期待できる。

2 税制改革案の制度設計について

以上の議論を踏まえ、次にわが国の税制改革案を検討する。改革のねらいは近年の格差問題への対処、とりわけ社会保険料負担の軽減という視点から、税額控除を用いた税と社会保険料の負担の一体調整である。改革の方向性は、①所得控除の縮小による課税ベース拡大、②それで得た財源を用いて還付可能な税額控除（refundable tax credit）を導入、③低所得者への税額控除の還付を、直接的な現金給付ではなく保険料の軽減で行い、税と保険料の負担を一体的に調整する、の 3 点である。また、税制改革前後で収収は中立とする。税制改革案の内容を表 4 に示したが、以下ではこれについて説明する。

本稿では、還付可能な税額控除の所得再分配効果を検討した田近・八塩〔2006〕をもとに、税制改革案を検討する。改革案のベースは、田近・八塩〔2006〕にならぬ、基礎・配偶者・扶養の人的三控除を廃止し、それを国民全員一律の基礎的税額控除として分配する制度とする。累進所得税制度のもとでは、所得控除の縮小は高い限界税率に直面する富裕階層の税負担を大きく増やすため、それで得た税収を還付可能な税額控除で戻せば、最高税率を引き上げることなく所得を再分配することが可能となる。基礎的所得控除を還付可能な税額控除にかえる改革は、General tax credit を導入したオランダに類似している。

本稿では税制の複雑化をさけるために所得税と住民税の計算方法は統一するとし、所得税・住民税ともに所得控除を廃止し、税額控除を導入する¹⁵⁾。ただし、田近・八塩〔2006〕と大きく異なる

表 4 本稿で検討する税制改革案の内容

	所得税	住民税
基礎・配偶者・扶養の人的三控除	廃止	廃止
税額控除（国民一人あたり一律額）	還付あり（社会保険料負担の軽減でおこなう）	還付なし
公的年金等控除	最低額 70 万円まで縮小	最低額 70 万円まで縮小
児童税額控除	適用	適用

る点は、所得税の税額控除の還付を、現金を直接給付するのではなく、社会保険料負担の軽減として認めることである（税額控除額が保険料額を超える場合は、そこで打ち切りとする）。一方、住民税に対する税額控除の還付は認めない。そのうえで、所得税・住民税がそれぞれで税収中立となるように、税額控除額を設定する。ただし分析では、近年の若年世代における格差拡大への対処を目的として、税額控除額を全員一律とするのではなく、若年の低所得者に、より多くの税額控除額を認める案についても検討する。

なお、還付可能な税額控除については通常、アメリカの勤労所得税額控除（EITC）のように、その適用を就労所得のある世帯に限定し、低所得階層の就労を促進しつつ経済的支援を行うタイプが注目を浴びる¹⁶⁾。こうした制度の政策目的は、生活保護などに依存し就労をしない貧困世帯の就労促進であるが、わが国では、例えば単親母子世帯の就労参加率は非常に高い〔阿部・大石 2005〕など低所得者の就労参加意欲は低くないとの指摘があり、税額控除でそれを促進すべきかどうかは議論の余地がある〔國枝 2008〕。本稿では、オランダの制度を参考に、国民全員に一律の税額控除額を認めるというシンプルな制度をベースとする。

そのほかに、本稿で検討する改革案のポイントを2点述べる。第1に、基礎・配偶者・扶養の人的三控除の廃止に加えて、公的年金等控除を縮小する。公的年金等控除の問題は前節ですでに述べたが、現在の制度は年金給付額が増えるほど控除も上乗せされる構造となっており、その結果所得の高い年金世帯に税負担軽減効果が大きく及んでいる。そこで改革案では現状の控除最低額である70万円を残し、その上乗せ部分を廃止する。それで得た税収も、税額控除の分配財源とする。

第2に、低所得者に対する所得税の税額控除の還付（マイナス税率）は社会保険料の軽減で行うため、現在保険料を負担していない個人（たとえば給与所得者の配偶者（第3号保険者）やすでに保険料を免除されている人）には還付は適用されない。これは社会保険料の免除で、すでに負担が

軽減されている、との考えに基づく¹⁷⁾。ただし、このときの問題は、子供に対して一切還付ができない（子供は社会保険料を支払わないため）ことである。そこで、22歳以下で所得ゼロの子供には、同居する世帯員の税額から子供の分の税額控除額をひくことができるとした¹⁸⁾（ただし、この場合も還付は保険料の軽減で行う）。これによって、子育て世帯へ税負担軽減効果が大きくなるが、そうした世帯への経済的支援が重要となり〔国立社会保障・人口問題研究所 2005〕、政策的にも望ましいと考えた。表4ではこうした子供に対する税額控除を「児童税額控除」と記した。以上が本稿で検討する税制改革案の内容である。

3 税制改革のシミュレーション分析

表5に税制改革が負担にもたらす効果について分析結果を示した。改革案の内容を簡単に繰り返すと、基礎・配偶者・扶養の人的三控除を廃止し、かつ公的年金等控除を現状の控除最低額70万円に縮小し、それで得た財源を全員一律の税額控除分配にあてる。ただし、所得税の税額控除還付を社会保険料の軽減で行う一方、住民税の税額控除は還付を認めない。表5は（A）と（B）で税制改革前後の税負担を比較するが、先のオランダ・スウェーデンの説明に用いた表3にならい、（B）の税制改革後ではまず、税額控除をひく前の所得税・住民税と社会保険料の合計額（C）を記し、そこから税額控除額（所得税と住民税にそれぞれ適用される税額控除の合計額）（D）をひいて最終的な負担額（B）を記した。また、表5はこれまで同様に勤労世帯と年金世帯をわけて示したが、「児童税額控除」の適用で子育て世帯への税負担軽減効果が大きくなることを考慮し、15歳以下の扶養家族がいる勤労世帯のみをとりだしたケース¹⁹⁾も分析した。

この改革で、国民一人当たりの税額控除額は所得税で5.26万円、住民税で5.74万円となる。まず、改革の全体像をみるために勤労世帯と年金世帯で比較すると、勤労世帯は全体でわずかに減税（0.1%）、年金世帯はわずかに増税（0.4%）とな

表5 税制改革が負担にもたらす効果

一人当たり税額控除額 所得税 5.26万円、住民税 5.74万円

勤労世帯

所得階層	税制改革前 (A)			税制改革後 (B)					税制改革効果 (B)-(A)
	負担率			負担率					
	所得税 住民税	社会保険料	税+社保 合計	(税額控除前)			税額控除 (D)	税+社保合 計 (B)=(C) + (D)	負担率
				所得税 住民税	社会保険料	税+社保合 計 (C)			
I	0.2	21.1	21.3	3.7	21.1	24.7	-9.0	15.7	-5.6
II	0.9	12.6	13.4	6.1	12.6	18.7	-8.4	10.3	-3.1
III	1.9	11.6	13.6	7.5	11.6	19.1	-7.9	11.3	-2.3
IV	2.8	10.8	13.5	7.8	10.8	18.6	-6.8	11.9	-1.7
V	3.8	10.3	14.1	8.5	10.3	18.7	-6.0	12.7	-1.3
VI	4.4	10.1	14.4	8.9	10.1	18.9	-5.3	13.7	-0.8
VII	5.4	9.8	15.2	9.9	9.8	19.6	-4.6	15.1	-0.1
VIII	6.7	9.7	16.3	10.8	9.7	20.4	-3.8	16.6	0.3
IX	8.3	9.3	17.7	11.9	9.3	21.3	-3.1	18.2	0.5
X	13.8	8.1	22.0	16.4	8.1	24.6	-2.0	22.6	0.6
合計	8.0	9.5	17.5	11.8	9.5	21.3	-3.9	17.4	-0.1

勤労世帯 15歳以下扶養家族あり世帯

所得階層	税制改革前 (A)			税制改革後 (B)					税制改革効果 (B)-(A)
	負担率			負担率					
	所得税 住民税	社会保険料	税+社保 合計	(税額控除前)			税額控除 (D)	税+社保合 計 (B)=(C) + (D)	負担率
				所得税 住民税	社会保険料	税+社保合 計 (C)			
I	0.1	23.0	23.1	4.6	23.0	27.6	-12.6	15.0	-8.1
II	0.5	12.7	13.2	7.4	12.7	20.0	-11.0	9.0	-4.2
III	1.5	11.3	12.9	7.9	11.3	19.2	-9.5	9.8	-3.1
IV	2.5	10.6	13.1	8.2	10.6	18.8	-8.1	10.7	-2.4
V	3.5	10.1	13.6	8.8	10.1	18.9	-7.0	11.9	-1.8
VI	4.3	9.9	14.2	9.4	9.9	19.3	-6.1	13.3	-1.0
VII	5.5	9.7	15.2	10.7	9.7	20.4	-5.3	15.1	-0.1
VIII	7.0	9.5	16.4	11.9	9.5	21.3	-4.5	16.8	0.4
IX	8.8	9.0	17.8	13.1	9.0	22.1	-3.8	18.2	0.4
X	14.0	7.7	21.8	17.5	7.7	25.2	-2.7	22.5	0.7
合計	6.8	9.5	16.4	11.7	9.5	21.2	-5.3	15.9	-0.5

年金世帯

所得階層	税制改革前 (A)			税制改革後 (B)					税制改革効果 (B)-(A)
	負担率			負担率					
	所得税 住民税	社会保険料	税+社保 合計	(税額控除前)			税額控除 (D)	税+社保合 計 (B)=(C) + (D)	負担率
				所得税 住民税	社会保険料	税+社保合 計 (C)			
I	0.0	12.4	12.4	0.5	12.4	12.9	-6.6	6.3	-6.1
II	0.1	7.0	7.1	3.6	7.0	10.6	-6.0	4.7	-2.4
III	0.7	6.4	7.1	6.6	6.4	13.0	-6.0	7.0	-0.2
IV	2.0	6.3	8.3	8.1	6.3	14.4	-5.1	9.3	1.0
V	2.9	6.2	9.1	8.7	6.2	14.8	-4.6	10.2	1.2
VI	3.7	6.3	9.9	9.1	6.3	15.4	-4.1	11.2	1.3
VII	4.4	6.0	10.4	9.6	6.0	15.6	-3.9	11.8	1.4
VIII	5.4	5.8	11.3	10.4	5.8	16.3	-3.4	12.9	1.6
IX	6.9	6.1	13.0	11.9	6.1	18.0	-3.0	15.0	2.0
X	9.0	4.8	13.8	13.7	4.8	18.5	-2.5	16.0	2.2
合計	2.8	6.5	9.3	7.9	6.5	14.5	-4.7	9.7	0.4

る。特に所得の低い階層をみると、勤労世帯の第Ⅲ・Ⅳ階層で2%程度の減税、年金世帯では第Ⅳ階層で1%の増税となり、勤労世帯の低所得階層への再分配強化という政策のねらいが鮮明となる。一方、年金世帯は全体で増税となるが、これは公的年金等控除の縮小効果であり、特に所得の高い階層で税負担が増える。しかし先に述べたように、年金世帯の場合、第Ⅳ階層程度でも実際には比較的豊かで、かつ税負担が軽減されている世帯と考えられるため、こうした世帯の若干の負担増は望ましいと考えられる。

次に、第Ⅰ・Ⅱ階層に目を移すと、税制改革でその負担は勤労世帯・年金世帯ともに軽減され、たとえば、第Ⅰ階層の勤労世帯は5.6%の税負担軽減となる。特に、税額控除の負担軽減効果(-9.0%)は税額控除適用前の所得税・住民税の負担率3.7%を大きく上回り、その部分は所得税の負担率がマイナスとなることを意味する。しかし、還付の方法は現金の直接給付ではなく、社会保険料の軽減としてなされる点に注意が必要である。また、年金世帯の低所得階層の税負担率も同じくマイナスとなる。先に述べたように、公的年金等控除の縮小で年金世帯の税負担は全体として増えるが、所得控除を税額控除に変えることで還付がなされ、低所得世帯の負担はむしろ軽減される。

また表5の二番目の表によると、15歳以下の子供がいる勤労世帯への再分配効果は特に大きい。改革案では(社会保険料を負担しないため、本来税額控除の還付が適用されない)子供の分の税額控除を同居する世帯員の税額から控除できる「児童税額控除」を設けたが、これによって税負担はほかの勤労世帯よりも大きく軽減される。

次に表6では第二案として、近年の若年世代における格差問題に配慮し、税額控除を全員一律額ではなく若年の低所得者に手厚くする案を検討した。具体的には、所得控除は前の改革案と同じく全員廃止・縮小としたうえで、税額控除の適用を年収²⁰⁾400万円未満の個人に限定し、なおかつ40歳以上の個人については税額控除額を半分とした。この結果、税収中立の改革のもとで、40歳

未満で年収400万円未満の個人に対する税額控除が特に手厚くなる。ただし、子供の分の税額控除(児童税額控除)は、扶養者の年収が400万円以上の場合適用されないが、年収400万円未満の場合は扶養者の年齢が40歳以上であっても全額適用されるとした。こうした改革を税収中立で行うと、所得税の税額控除額は8.93万円、住民税は10.85万円(年収400万円以下で40歳以上の個人はいずれも半額)と非常に大きくなる。

表6に示したように、こうした制度の効果はかなり大きい。例えば、勤労世帯の第Ⅲ・Ⅳ階層に対する負担軽減は3~4%となり、児童税額控除が適用される15歳以下の扶養家族がいる世帯では、それは5~6%にもなる。また、第Ⅰ・Ⅱ階層では保険料負担の軽減を通じて、所得税負担率は実質的に大きくマイナスとなるが、例えば、勤労世帯の第Ⅰ階層では、税額控除を引く前の所得税・住民税負担率3.7%から10.1%の税額控除が適用されるため、所得税率は6%を超えるマイナスとなる。また、15歳以下の扶養家族がいる勤労世帯の場合、第Ⅰ階層のマイナス税率は11%を超える(4.6-16.0=-11.4)ため、社会保険料負担(23.0%)の半分が軽減される。また、年金世帯の第Ⅰ・Ⅱ階層の負担もやはりマイナスである。公的年金等控除の縮小に加えて40歳以上の税額控除半減によって、年金世帯全体の税負担は+0.9%と表5よりも増えるが、税額控除の還付の効果によって低所得者の負担は依然大きく軽減される。

もっとも、この表6のケースは、所得税の税額控除額が9万円近くと大きくなるため、経済全体の半分である第Ⅴ階層までが所得税の還付の対象となり、逆に税負担が所得上位階層に集中しすぎる問題があり、実際にはさらに税率を調整するといったことが考えられる。また現在の所得税負担が全体として大きく軽減されていることを考えると、税額控除額を減らしてネットで増税とすることも考えられる。しかし、いずれの方法をとるにせよ、表の結果は、勤労世帯の低所得者への経済的支援をいかに行うか、という点で非常に興味深い結果となっている。

表6 税制改革が負担にもたらす効果（若年の低所得者への税額控除額を手厚くするケース）

一人当たり税額控除額 所得税 8.93万円、住民税 10.85万円（40歳以上に適用される控除額は半額）

勤労世帯

所得階層	税制改革前 (A)			税制改革後 (B)					税制改革効果 (B)-(A)
	負担率			負担率					
	所得税 住民税	社会保険料	税+社保 合計	(税額控除前)			税額控除 (D)	税+社保合 計 (B)=(C) + (D)	
所得税 住民税				社会保険料	税+社保合 計 (C)				
I	0.2	21.1	21.3	3.7	21.1	24.7	-10.1	14.7	-6.6
II	0.9	12.6	13.4	6.1	12.6	18.7	-9.8	8.9	-4.5
III	1.9	11.6	13.6	7.5	11.6	19.1	-9.6	9.6	-4.0
IV	2.8	10.8	13.5	7.8	10.8	18.6	-8.3	10.4	-3.2
V	3.8	10.3	14.1	8.5	10.3	18.7	-7.1	11.6	-2.4
VI	4.4	10.1	14.4	8.9	10.1	18.9	-6.0	12.9	-1.5
VII	5.4	9.8	15.2	9.9	9.8	19.6	-5.1	14.5	-0.7
VIII	6.7	9.7	16.3	10.8	9.7	20.4	-3.9	16.6	0.2
IX	8.3	9.3	17.7	11.9	9.3	21.3	-2.7	18.5	0.9
X	13.8	8.1	22.0	16.4	8.1	24.6	-1.3	23.2	1.3
合計	8.0	9.5	17.5	11.8	9.5	21.3	-4.0	17.3	-0.2

勤労世帯 15歳以下扶養家族あり世帯

所得階層	税制改革前 (A)			税制改革後 (B)					税制改革効果 (B)-(A)
	負担率			負担率					
	所得税 住民税	社会保険料	税+社保 合計	(税額控除前)			税額控除 (D)	税+社保合 計 (B)=(C) + (D)	
所得税 住民税				社会保険料	税+社保合 計 (C)				
I	0.1	23.0	23.1	4.6	23.0	27.6	-16.0	11.6	-11.5
II	0.5	12.7	13.2	7.4	12.7	20.0	-13.8	6.2	-7.0
III	1.5	11.3	12.9	7.9	11.3	19.2	-12.3	6.9	-5.9
IV	2.5	10.6	13.1	8.2	10.6	18.8	-10.5	8.3	-4.7
V	3.5	10.1	13.6	8.8	10.1	18.9	-8.6	10.2	-3.4
VI	4.3	9.9	14.2	9.4	9.9	19.3	-7.4	12.0	-2.3
VII	5.5	9.7	15.2	10.7	9.7	20.4	-6.4	14.0	-1.2
VIII	7.0	9.5	16.4	11.9	9.5	21.3	-5.3	16.0	-0.4
IX	8.8	9.0	17.8	13.1	9.0	22.1	-4.2	17.9	0.1
X	14.0	7.7	21.8	17.5	7.7	25.2	-2.6	22.6	0.8
合計	6.8	9.5	16.4	11.7	9.5	21.2	-6.3	14.9	-1.5

年金世帯

所得階層	税制改革前 (A)			税制改革後 (B)					税制改革効果 (B)-(A)
	負担率			負担率					
	所得税 住民税	社会保険料	税+社保 合計	(税額控除前)			税額控除 (D)	税+社保合 計 (B)=(C) + (D)	
所得税 住民税				社会保険料	税+社保合 計 (C)				
I	0.0	12.4	12.4	0.5	12.4	12.9	-6.3	6.7	-5.7
II	0.1	7.0	7.1	3.6	7.0	10.6	-5.6	5.0	-2.1
III	0.7	6.4	7.1	6.6	6.4	13.0	-5.6	7.5	0.3
IV	2.0	6.3	8.3	8.1	6.3	14.4	-4.7	9.7	1.5
V	2.9	6.2	9.1	8.7	6.2	14.8	-4.3	10.6	1.5
VI	3.7	6.3	9.9	9.1	6.3	15.4	-3.7	11.7	1.8
VII	4.4	6.0	10.4	9.6	6.0	15.6	-3.2	12.4	2.0
VIII	5.4	5.8	11.3	10.4	5.8	16.3	-2.4	13.8	2.6
IX	6.9	6.1	13.0	11.9	6.1	18.0	-1.8	16.1	3.1
X	9.0	4.8	13.8	13.7	4.8	18.5	-1.4	17.1	3.3
合計	2.8	6.5	9.3	7.9	6.5	14.5	-4.2	10.3	0.9

IV おわりに

本稿では、現役世代における格差問題への対応という観点から、税・社会保障の負担の現状を考察し、続いて所得税改革のあり方を検討した。わが国の所得税は所得控除による課税ベース侵食によって低所得者の税負担はゼロの一方で、社会保険料負担が増大を続けており、その問題が近年の格差拡大で深刻となっている。そこで、所得控除の一部を還付可能な税額控除にかえ、それを使って税と社会保険料負担を一体的に調整する制度の導入を検討した。具体的には、税額控除の還付を、政府が低所得者に直接現金を給付するのではなく、社会保険料の軽減として実施し、それによって税と保険料負担を一体的に調整する制度であり、実際にオランダやスウェーデンでそうした制度は実行されている。そして、個票データを用いた分析を通じて、制度の導入が有効であること、特に若年の低所得者に税額控除を重点的に配分すれば、効果を一層高めることができることを示した。

こうした税と社会保険料負担の一体管理の導入の際には、オランダやスウェーデンなど多くの先進諸国で行われているように、税と社会保険料の徴収が一元化されることが望ましい。しかし、拡大するわが国の所得格差が、若年労働者に重大な影響を及ぼしていることを考えると、ここで提案している税と社会保険料の一体調整は、待ったなしに必要である。したがって、わが国の税制の現状でできる範囲で、この一元化を進めるべきであり、また、本稿の「はじめに」でも述べたように、現在の制度でも、かなりの程度、実行可能であると思われる。こうした執行上の努力を重ねつつ、税と社会保険料の徴収一元化という抜本改革の実現を図るべきである。

付記

本稿作成にあたり、国立社会保障・人口問題研究所で開かれたワークショップ（2008年3月）において、参加者の皆様からいただいたコメント

は大変有意義であった。なお、八塩は日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究（C））および京都産業大学総合研究支援制度から支援を得た。

注

- 1) OECD〔2006〕による各国の税務行政の実態サーベイによると、調査対象となったOECD加盟国28カ国のうち、税と社会保険料の徴収を一元化する国は11カ国に及ぶ。OECD〔2006〕は税と社会保険料の徴収一元化の利点として、徴収の際の情報共有化による行政の効率化などをあげている。
- 2) 例えばEU各国の税制を比較分析できるEUROMODやアメリカのBrookings InstitutionとUrban Instituteが共同で開発したモデルなどの事例がある。マイクロ・シミュレーションを活用した先行研究の詳細については田近・古谷〔2003〕を参照のこと。
- 3) 本稿のシミュレーション分析の基礎となったデータ処理は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「所得・資産・消費と社会保障・税との関係に着目した社会保障の給付と負担に関する研究」（国立社会保障・人口問題研究所）において使用が認められた（統発第1211006号）「国民生活基礎調査」再集計項目を引用活用して行ったものである。
- 4) よりすすんだ分析としては、税制改革が労働供給などの行動変化に及ぼす影響を考慮することが考えられる。ただし、データの中には引退世帯や単身世帯など、さまざまな世帯が含まれ、税制改革に対する行動変化は一様でないなどの複雑な問題がある。本稿では、分析をシンプルにおこなうことを目的として、こうした点を捨象した。
- 5) 勤労世帯、年金世帯のどちらにも属さない世帯には、どの所得も50%に満たない世帯や財産所得が多い世帯、所得ゼロの世帯などが含まれる。ただし、こうした世帯の数は全体で見ればわずかである。
- 6) データによると、たとえば勤労世帯の第I階層に属する世帯のうち、社会保険料支払いがゼロの世帯は31%にもなるが、勤労世帯全体でそうした世帯の比率はわずか4%である。なお、生活の困窮が低所得世帯の保険料未納・保険未加入を増加させることは、湯田〔2006〕、阿部〔2008〕などで論じられている。
- 7) 現行の公的年金等控除は50万円定額控除に、定率控除（25%、15%、5%の三段階の限界所得控除率）が加算される構造となっており、さらに65歳以上の人には50万円の特別加算が加えられる。また、控除最低額として70

- 万円が設定され、70万円までの年金収入には税がかからないようになっていっている。
- 8) 実際には雇用者が拠出する社会保険料負担が大きい、この表ではそれについては含まれていない。
 - 9) 以下の説明は OECD [2007a], オランダ国税庁ホームページ (<http://www.belastingdienst.nl>), スウェーデン国税庁による解説書 [Swedish National Tax Agency 2007] を参考とした。なお、オランダの制度については田近・八塩 [2007] で概略を論じている。ここでは単身者で議論するが、子供のいる世帯を例にとると児童税額控除などが適用され税額控除はさらに大きくなる。
 - 10) ここで示した 29,267 ユーロを稼ぐ個人の場合、17,319 ユーロまでの所得に 33.65% (所得税 2.5%, 社会保険料 31.15%), それを超える所得に 41.4% (所得税 10.25%, 社会保険料 31.15%) の累進税率が適用される (65 歳以上の場合年金保険料を払う必要がなく、社会保険料は 13.25% となる)。ただし、これ以外に失業保険料や定額の基礎保険料を払う必要があり、表 3 はそれらについても反映した。
 - 11) 65 歳以上の老人に認められる General tax credit は 957 ユーロである。また Work credit は、57 歳を超えると税額控除額が上乘せされる。なお、オランダ政府が発行する解説書には tax credit ではなく levy rebate という単語が用いられるが、ここでは OECD [2007a] にしたがって、tax credit という用語を用いる。
 - 12) オランダでは、税額控除は所得税部分と社会保険料部分に按分されるため、「所得税率がマイナス」という表現は正確でない。
 - 13) ただし負担の上限があり、所得が一定額を超えるとそれ以上の負担は発生しない。
 - 14) スウェーデンの税制で、年金保険料の扱いを所得控除から税額控除に変えた理由は、年金保険料の軽減による中・低所得階層の勤労促進である。税額控除への移行は 2000 年から開始され 2006 年に完了した [Ministry of Employment 2000, OECD 2008]。
 - 15) 先に述べたスウェーデンでは、所得税・住民税の社会保険料控除を廃止したうえで、住民税には税額控除を適用せず、所得税のみに税額控除を適用したが、そうした方法も考えられる。
 - 16) 最適所得税の議論 [Saez 2002] によると、アメリカの EITC のような制度 (税額控除の適用を勤労所得のある世帯に限定する制度) を導入すべきかどうかは、それまで勤労に参加しなかった低所得者の勤労参加率が、税額控除導入でどれだけ高まるか、に依存する。
 - 17) これ以上の経済的支援が必要な場合は生活保

護手当の活用が考えられる。

- 18) 本来、20 歳以上の成人は学生であっても年金保険料を支払うこととなっており、こうした特別措置の適用対象は 20 歳までとすべきとの考えもある。ただし、現状でも「学生特例制度」によって学生は保険料支払いを事実上免除されており、実際データによると 20 歳以上でも学生はほとんど保険料を支払っていないようである。そこで、ここでの制度設計は特別措置の適用対象をあえて「22 歳以下」とした。
- 19) ただし、比較的まとまった給付額を別途で受け取る児童扶養手当受給世帯を外した。ただし、そうした世帯の数は少なく、それを含めても表の結果に大きな変化はおきかない。
- 20) すなわち給与所得控除と公的年金等控除を控除する前の収入である。
- 21) 注 6) を参照。
- 22) 世帯と個人ともに、どの世帯かまたどの個人か特定できないように秘匿されたものであり、シミュレーション分析はそのようなデータの再集計に基づいている。
- 23) このほか、分析で反映できていない給付に生活保護手当がある。しかし生活保護手当を受けける世帯は国民全体の 1% 強であり、本稿のデータで換算すると数百世帯に限られる。

参考文献

- Friedman, M. (1962) *Capitalism and Freedom*, Univ. of Chicago Press (村井章子訳 (2008)『資本主義と自由 (NIKKIEI BP CLASSICS)』日経 BP 社)。
- Ministry of Employment, Swedish Government (2000) *Sweden's Action Plan for Employment 2000*.
- Mirrlees, J. (1971) "An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation," *Review of Economic Studies* 38, 175-208.
- OECD (2006) *Tax Administration in OECD and Selected Non-OECD Countries: Comparative Information Series (2006)*.
- (2007a) *Taxing Wages 2006-2007 Special Feature: Tax Reforms and Tax Burdens*.
- (2007b) *Economic Survey of Sweden 2007*.
- (2008) *Economic Survey of Japan 2008*.
- Saez, E., (2002) "Optimal Income Transfer Programs: Intensive versus Extensive Labor Supply Responses," *Quarterly Journal of Economics* Vol. 117 (3), p1039-73.
- Shinozaki, T. (2006) "Wage Inequality in Japan, 1979-2005," *Japan Labor Review* 3 (4), 4-22.
- Swedish National Tax Agency (2007) *Skattestatistik årsbok (Tax Statistical Yearbook) 2007*.
- United Nations (2007) *Economic and Social Survey of*

Asia and Pacific 2007.

麻生良文 (1995) 「公的年金課税と課税ベースの漏れ」『経済研究』46 (4)。

—— (2006) 「公的年金の世代間格差 — 現状・原因・対応 —」『経済格差の研究 日本の分配構造を読み解く』第2章 貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編著 中央経済社。

阿部彩 (2008) 「国民年金の未加入・未納問題と生活保護」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』第4章 東京大学出版会。

阿部彩・大石亜希子 (2005) 「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』第5章 東京大学出版会。

大竹文雄・小原美紀 (2005) 「消費税は本当に逆進的か — 負担の公平性を考える —」『論座』127号, pp. 44-51。

小塩隆士 (2006) 「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩隆士・府川哲夫・田近栄治編『日本の所得分配 格差拡大と政策の対応』第1章, 東京大学出版会。

國枝繁樹 (2008) 「公的扶助の経済理論 I: 公的扶助と労働供給」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』第2章 東京大学出版会。

国立社会保障・人口問題研究所編 (2005) 『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会。

田近栄治・古谷泉生 (2003) 「税制改革のマイクロ・シミュレーション分析」小野善康ほか編『現代経済学の潮流 2003』第7章 東洋経済新報社。

田近栄治・八塩裕之 (2006) 「税制による所得再分配 所得控除にかわる税額控除の活用」小塩隆・田近栄治・府川哲夫編著『日本の所得分配 格差拡大と政策の役割』第4章 東京大学出版会。

—— (2007) 「還付可能な税額控除をどう執行するか — 欧米の経験 —」『税経通信』2007年6月号, pp. 15-39。

内閣府 (2006) 『経済財政白書』。

湯田道生 (2006) 「国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析」『経済研究』57 (4)。

Appendix 分析方法の説明

以下では、本稿で用いた分析方法について説明する。本文で述べたように、本稿では厚生労働省の2004年(平成16年)国民生活基礎調査の所得票・貯蓄票のデータを用いて、税・社会保険料負担に関するマイクロ・シミュレーション分析を行う²¹⁾。このデータは約2万5千世帯について、家族構成や各世帯員の所得情報²²⁾などを含み、これ

を用いて以下の方法で税・社会保険料負担と給付の実態を分析する。

1 所得税・住民税額の計算

まず、データのすべての個人に関して以下の方法で合計所得を計算する。ただし以下では、データの項目を直接使用する場合、「・」で囲って記載する。

合計所得 = 給与所得 + 年金所得 (雑所得) + 事業者所得 + 「財産所得」

ただし 給与所得 = 「雇用者所得」 - 給与所得控除
年金所得 = 「年金」 - 公的年金等控除
事業者所得 = 「事業所得」 + 「農業所得」 + 「家庭内労働所得」 - 青色申告控除

給与所得控除と公的年金等控除は、それぞれ雇用者所得額と年金額に制度をあてはめることで計算でき、事業所得・農業所得・家内労働所得のある個人には青色申告控除10万円を一律に適用する。また、国民生活基礎調査ではこれまで不動産所得と利子所得を別個の調査項目としてきたが、2004年調査よりこの2つが「財産所得」としてひとつの調査項目にまとめられた。利子所得は本来20%の分離課税となるが、不動産と利子の内訳が不明であるため、分析ではすべて総合課税されると考えて計算を行った。ただし、データに示された財産所得の金額は大きくないため、これと異なる計算方法を用いても結果に大きな違いはおきないと考えられる。

次に、すべての個人に対して所得控除を適用し、課税所得を計算する。

課税所得 = 合計所得 - 所得控除

分析で考慮した所得控除は基礎控除・配偶者控除・扶養控除、社会保険料控除である。配偶者控除や扶養控除は個人が属する世帯の家族関係と各世帯員の所得の大きさより適用可否を判断し、また老年や同居老親、特定扶養(16歳から22歳)による控除上乘せを反映した。社会保険料控除はデータに示された年金保険料、医療保険料、介護保険料、その他保険料(おもに雇用保険料)の値をそのまま合計した。そして計算された課税所得に対して2007年(すなわち定率減税廃止と、国から地方への税源移譲反映後)の税率表を適用し、所得税・住民税の負担額(理論値)を計算した。

データの所得は2003年(調査年である2004年の前年)の情報であるため、本来はまず2003年の税制を用いて税負担を計算し、その後の税制改革が労働供給に与える影響などを考慮しつつ2007年

の税負担をもとめる必要がある。しかし、データには高齢者世帯や単身世帯などさまざまな世帯が存在し、税に対する労働供給の変化も一様ではないなどの複雑な問題がある。以下では、分析の簡単化のためにこれらの行動変化を捨象して、データの所得に2007年の税制を直接当てはめて税負担の分析を行った。

一方、分析では各世帯の児童手当と児童扶養手当の受給額についても計算した。いずれも2007年の制度のもとで世帯の家族関係や各世帯員の所得の大きさから手当の適用可否を判断し、各世帯が受け取る手当の大きさ（理論値）をもとめた（自治体によってはこれらの手当に対する上乘せがあるが、それについては分析から除外した²³⁾。

2 等価世帯可処分所得の計算とデータの概要

次に上記で計算した所得税・住民税額と児童手当・児童扶養手当額、データに示された社会保険料額、固定資産税額、所得額、家族形態の情報を使って、各世帯の等価世帯可処分所得（＝世帯可

処分所得/ $\sqrt{\text{世帯人員数}}$ ）を計算し、これに基づいて全世帯を10の所得階層に分割した。なお、世帯可処分所得の式は以下である（「・」で囲まれた項目はデータに示された項目である）。世帯可処分所得を $\sqrt{\text{世帯人員数}}$ で割り、世帯人数による担税力の違いを考慮している。

世帯可処分所得＝「雇用者所得」＋「事業所得」＋「農業所得」＋「家庭内労働所得」＋「年金」＋児童手当＋児童扶養手当－所得税・住民税－社会保険料－「固定資産税」
 （社会保険料＝「年金保険料」＋「介護保険料」＋「健康保険料」＋「その他保険料」）

そして所得階層ごとに税負担の実態や税制改革の効果などについて分析を行った。

（たちか・えいじ 一橋大学国際・
 公共政策大学院教授）

（やしお・ひろゆき 京都産業大学専任講師）

遺産と格差

チャールズ・ユウジ・ホリオカ

I はじめに

所得、資産、雇用機会などの「格差」が拡大しつつあることに対する懸念が近年内外で高まってきているが、もし遺産が親から子に多く残されるのであれば、遺産によって資産格差が代々引き継がれ、拡大していく恐れがある。したがって、遺産と資産格差との間の関係を明らかにすることは極めて重要なことであり、それが本稿の目的である。

本稿の構成は以下の通りである。まず、この節に続く第II節では本稿で用いたデータを紹介し、第III節では遺産の家計資産に占める割合など遺産と資産格差との間の関係に関するさまざまなデータを紹介し、第IV節では遺産動機・遺産の分配方法に関するデータを紹介し、第V節では結論を述べる。

II データの出所

本稿で用いたデータは財団法人家計経済研究所の委託を受け、社団法人輿論科学協会が2006年10～12月に行った「世帯内分配・世代間移転に関する研究」調査（以下「世帯内・世代間調査」と略す）からの個票データである。この調査の概要は以下の通りである（調査の詳細については、坂本〔2008〕参照）。

調査地域：全国

調査対象：30～59歳の既婚女性

抽出法：二段抽出法

調査方法：訪問留置回収法

完了調査票数：2,814 標本（4,200 標本抽出：回収率 67.00%）

調査時期：2006年10月6日～12月8日

この調査は遺産の有無、遺産の受取額、遺産動機、遺産の分配方法など遺産関連の調査項目を多く含んでおり、遺産に関する分析に非常に適している。

完了調査票数は2,814であるが、遺産の受取額、金融資産残高、実物資産残高、ローン残高などが無回答の標本をサンプルから落とし、残りの1,778標本のサンプルを用いた。

実物資産残高以外の金額に関するデータはカテゴリ・データであるため、最下位と最上位のカテゴリ以外のカテゴリの場合は下限と上限の平均を用い、最下位のカテゴリの場合は上限の0.8倍を用い、最上位のカテゴリの場合は実際の値、実際の値が記入されていない場合は下限の1.25倍を用いた。

III 遺産と資産格差との間の関係に関するデータ

本節では、家計資産に占める遺産の割合など遺産と資産格差との間の関係に関するさまざまなデータを紹介する。

表1の第1列には遺産・資産関連の各変数の平均値が示されているが、この表から分かるよう

表1 遺産・資産の平均値・標準偏差・変動係数

	平均値	標準偏差	変動係数
遺産の受取額（遺産を貰った家計）	1,447.0	2,438.4	1.69
遺産の受取額（全家計）	343.4	595.3	1.73
金融資産残高	1,028.6	1,396.3	1.36
実物資産残高	1,926.0	2,431.6	1.26
総資産残高	2,954.6	3,023.1	1.02
住宅ローン残高	630.1	984.2	1.56
それ以外のローン残高	61.8	185.1	3.00
ローン残高	691.9	1,013.8	1.47
家計資産残高（正味資産）	2,262.7	3,029.0	1.34
ライフ・サイクル資産残高	1,919.3	2,954.2	1.54

注) 単位は万円。標本数は1,778である。

に、自分の親または配偶者の親から遺産（預貯金・有価証券などの金融資産、家・土地などの実物資産を含む）を貰った家計の遺産の平均受取額は1,433.4万円にも上るが、日本人の4分の1弱（23.96%）しか遺産を自分の親または配偶者の親から貰っていないため、全家計の遺産の平均受取額は343.4万円にすぎない。金融資産残高（預貯金・有価証券・生命保険）と実物資産残高（家・土地の市場価値）の和から住宅ローン、住宅ローン以外のローンの残高を差し引くことによって算出される家計資産残高（正味資産）は2,262.7万円にも上り、全家計の遺産の平均受取額はその15.18%にすぎない。なお、家計資産残高から全家計の遺産の平均受取額を差し引くことによって算出されるライフ・サイクル資産（本人が自分で稼いだ所得から貯めた資産）は1,919.3万円にも上り、全家計の遺産の平均受取額はその17.89%にすぎない。

家計資産に占める遺産やそれ以外の世代間移転の割合を計算しようとする試みは世界各国で見られる。最初の試みはKotlikoff and Summers〔1981〕であり、彼らは家計資産に占める世代間移転の割合はアメリカでは約8割であるといった衝撃的な結果を得た。それに対し、Modigliani〔1988〕は独自の推定を行い、家計資産に占める世代間移転の割合は約2割にすぎないといった反対極端の結果を得ている〔Kotlikoff 1988も参照〕。

日本についても何人かの研究者が家計資産に占

める世代間移転の割合を推定しようとしており、例としてHayashi〔1986〕（9.6%以上）、Dekle〔1989〕（推定方法によって3~27%、48.7%以下）、Campbell〔1997〕（推定方法によって28.1%以下、23.4%以下）、Barthold and Ito〔1992〕（27.8~41.4%）、ホリオカ他〔2002〕（23.9%）などがある。したがって、日本における家計資産に占める世代間移転の割合はどちらかといえばKotlikoff and Summers〔1981〕の推定値よりもModigliani〔1988〕の推定値に近く、本稿の15.18%といった推定値もその例外ではない¹⁾。したがって、日本では、遺産やそれ以外の世代間移転はそれほど重要ではないようである。

もし遺産とライフ・サイクル資産の間に強い正の相関があれば、遺産によって資産格差が拡大することになる。しかし、両者の間の実際の相関を見てみると-0.170であり、負である。つまり、自分でより多くの資産を蓄積した家計ほど親から貰う遺産の額が少なく、遺産はむしろ資産格差を縮小する方向に働いている²⁾。

表1の第3列に各変数の変動係数が示されているが、この表から分かるように、ライフ・サイクル資産の変動係数が1.54であるのに対し、家計資産全体の変動係数は1.34にすぎず、遺産を家計資産に加えることによって変動係数が減少する。上述の通り、遺産とライフ・サイクル資産との間に負の相関があり、遺産をライフ・サイクル資産に加えることによって資産格差が縮小するこ

とはその結果と整合的である。

今までの議論を要約すると、日本では遺産はそれほど重要ではなく、受け取った遺産は家計資産の約15%にすぎない。しかも、自分でより多くの資産を蓄積した家計ほど親から貰う遺産の額が少なく、遺産は資産格差を縮小する方向に働く。つまり、遺産によって資産格差が代々引き継がれ、拡大していく恐れはなさそうである。

IV 家計の遺産動機・遺産の分配方法

本節の目的は、日本における遺産動機・遺産の分配方法の現状・考え方について吟味し、そうすることによって、日本において利己主義を前提としたライフ・サイクル・モデル、利他主義モデルおよび王朝モデルがどの程度成り立っているのかを明らかにすることである（この節はホリオカ〔2008〕に基づく）。

類似した分析としては、ホリオカ他〔1998〕、Horioka, et al.〔2000〕、Horioka〔2002〕、ホリオカ〔2002〕、ホリオカ他〔2002〕などがあるが、本稿で用いた調査では、遺産動機・遺産の分配方法に関するより詳細な情報を収集している。

本節の構成は以下の通りである。1では3つの家計行動に関する理論モデルの概要を説明し、それぞれのモデルの遺産動機・遺産の分配方法に対する含蓄を述べる。2では遺産動機・遺産の分配方法に関する結果を示し、3では結論を述べる。

1 各理論モデルの遺産動機・遺産の分配方法に対する含蓄

本節では、家計行動に関する3つの理論モデルの概要を説明し、それぞれのモデルの遺産動機・遺産の分配方法に対する含蓄について述べる。

- ① 利己主義を前提としたライフ・サイクル・モデル。このモデルは、親は利己的であり、子に対して利他主義（愛情）を抱いていないと仮定している。したがって、このモデルが成り立っていれば、親は遺産を全く残さないか、余った場合にのみ残すか、何らかの見返り（例えば、老後における世話、介護、経済

的援助など）があった場合にのみ残すはずであり、何らかの見返りを提供してくれた子にはより多く、または全部遺産を配分するはずである。

- ② 利他主義モデル。このモデルは、親は子に対して世代間の利他主義（愛情）を抱いていると仮定している。したがって、このモデルが成り立っていれば、親は何の見返りがなくても子に遺産を残すはずであり、遺産を均等に配分するか、ニーズのより多い子、あるいは所得・財産がより少ない子に多く、または全部配分するはずである。
- ③ 王朝モデル。このモデルは、親は家または家業の存続を望んでいると仮定している。したがって、このモデルが成り立っていれば、子が家または家業を継いでくれた場合にのみ親は子に遺産を残すはずであり、家または家業を継いでくれた子により多く、または全部配分するはずである。

よって、それぞれの理論モデルは遺産動機・遺産の分配方法に対して異なった含蓄を持っており、実際の遺産動機・遺産の分配方法について見ることによってそれぞれの理論モデルがどの程度成り立っているかが分かる。

2 遺産動機・遺産の分配方法に関する結果

本節では、遺産動機・遺産の分配方法に関する結果を紹介する。

本稿で用いた「世帯内・世代間調査」では、回答者の親の遺産動機と回答者本人の遺産動機について調査しており、それぞれの結果を順を追って紹介する。

(1) 回答者の親の遺産動機・遺産の分配方法に関する結果

アンケート調査の問50で回答者の親の遺産動機について調査している。

問50では、まず「あなた方ご夫婦は、あなた方の親から遺産をもらったことがありますか。また、今後もらうことを予想していますか。」と尋

表2 回答者の親の遺産動機

理論モデル	遺産動機	妻		夫	
		回答者数	回答者の割合	回答者数	回答者の割合
利他主義モデル	条件なし	794	29.32	775	28.37
	小 計	794	29.32	775	28.37
利己主義モデル	同居すること	78	2.88	195	7.14
	近くに住むこと	60	2.22	51	1.87
	家事の手伝いをする	60	2.22	42	1.54
	介護をすること	144	5.32	157	5.75
	経済的援助をすること	22	0.81	36	1.32
	遺産なし	1,646	60.78	1,532	56.08
	小 計	1,939	71.60	1,900	69.55
王朝モデル	家業を継ぐこと	17	0.63	75	2.75
	小 計	17	0.63	75	2.75
小 計		2,708	100.00	2,732	100.00
延べ回答数		2,750	101.55	2,750	100.66
遺産実績・予定無回答		106		82	
合 計		2,814		2,814	

ね、遺産をもらった、またはもらう予定の回答者に対し、問50付問3として「遺産をもらうこと
の条件」について尋ねている。

「遺産をもらう条件」に関する選択肢を理論モデル別に分類すると以下の通りとなる。

利己主義を前提としたライフ・サイクル・モデルと整合的な選択肢

- 1 同居すること
- 2 近くに住むこと
- 3 家事の手伝い
- 4 介護
- 5 経済的援助

利他主義モデルと整合的な選択肢

該当条件なし 条件なしで貰った、または貰う予定である

王朝モデルと整合的な選択肢

- 6 家業を継ぐこと

なお、「親から遺産を貰わなかった、しかも貰

う予定もない」という選択肢は、ライフ・サイクル・モデルと整合的であると解釈できる。

結果は表2に示されているが、この表から分かるように、利己的な遺産動機を持っている妻の親と夫の親はそれぞれ全体の71.60% および69.55% を占め、いずれも3分の2を超え、圧倒的に多い。2位は利他的な遺産動機であり、このような遺産動機を持っている妻の親と夫の親はそれぞれ全体の29.32% および28.37% を占める。また、3位は王朝的な遺産動機であり、このような遺産動機を持っている妻の親と夫の親はそれぞれ全体のわずか0.63% および2.75% にすぎない。

個別の選択肢について見てみると、最も多かったのは、「遺産を貰わなかった、しかも貰う予定もない」（利己的）（妻の親と夫の親の場合はそれぞれ全体の60.78% および56.08% を占める）と「条件なしで貰った、または貰う予定である」（利他的）（妻の親と夫の親の場合はそれぞれ全体の29.32% および28.37% を占める）だった。条件を付けて遺産を残した（利己的な）親は比較的少なく、敢えて言えば、最も多かったのは、「同居すること」（妻の親の場合と夫の親の場合はそれ

ぞれ全体の2.88%および7.14%を占める)と「介護をすること」(妻の親の場合と夫の親の場合はそれぞれ全体の5.32%および5.75%を占める)であり、日本の社会的規範を反映し、妻の親の場合よりも夫の親の場合のほうが同居することを条件にすることがはるかに多いようである。

次に、ホリオカ〔2008〕に示されている遺産の分配方法に関する結果を紹介すると、これらの結果は遺産動機に関する結果とほぼ整合的である。遺産の分配方法が利己的だった妻の親と夫の親はそれぞれ全体の79.24%および76.76%を占め、いずれも8割近くであり、圧倒的に多い。2位は遺産の分配方法が利他的だった親であり、そのような親は妻の親の場合と夫の親の場合にはそれぞれ全体の17.59%および16.82%を占める。3位は遺産の分配方法が王朝的だった親であり、そのような妻の親と夫の親の場合にはそれぞれ全体のわずか2.10%および4.46%を占めるにすぎない。

個別の選択肢について見てみると、最も多かったのは、「遺産を貰わなかった、しかも貰う予定もない」(利己的)(妻の親と夫の親の場合にはそれぞれ全体の70.72%および74.36%を占める)、「均等に配分する」(利他的)(妻の親と夫の親の場合にはそれぞれ全体の16.82%および16.12%を占める)だった。子の行動によって差を付ける(利己的な)親は、比較的少なく、敢えて言えば、最も多かったのは、「同居してくれた子に多く、または全部配分した(する予定である)」(妻の親の場合と夫の親の場合にはそれぞれ全体の6.16%および7.43%)と「家業を継いだ子に多く、または全部配分した(する予定である)」(妻の親の場合と夫の親の場合にはそれぞれ全体の1.16%および2.88%)だった。日本の社会的規範を反映し、妻の親の場合よりも夫の親の場合のほうが、同居した子、家業を継いだ子に多く、または全部配分した(する予定である)ことが多い。

要約すると、回答者の親は圧倒的に利己的であり、それに次いで利他的な親もかなりおり、王朝的な親はほとんどいないようである。これらの結果はホリオカ他〔1998〕、Horioka, et al.〔2000〕、

Horioka〔2002〕、ホリオカ〔2002〕、ホリオカ他〔2002〕などのような先行研究とおおむね整合的である。また、利己的な親のほとんどは遺産を残さなかった、または残す予定はなく、交換条件を課したり、子の行動によって差を付ける親はほとんどいないが、敢えて言えば、同居することが、交換条件としても子の間で差を付ける要因としても最も重要である。

(2) 回答者本人の遺産動機・遺産の分配方法に関する結果

次に、アンケート調査の間68では、回答者本人の遺産動機について、「あなた方のご夫婦はお子さんに残す遺産についてどのようにお考えですか。」と尋ねている。

遺産動機に関する選択肢を理論モデル別に分類すると以下の通りとなる。

利己主義を前提としたライフ・サイクル・モデルと整合的な選択肢

- 2 子が老後の世話・介護をしてくれた場合にのみ遺産を残すつもりである
- 3 子が老後において経済的援助をしてくれた場合にのみ遺産を残すつもりである
- 6 自分の財産は自分で使いたいから、いかなる場合でも遺産を残すつもりはない

利他主義モデルと整合的な選択肢

- 1 いかなる場合でも遺産を残すつもりである
- 5 遺産を残したら、子の働く意欲を弱めるから、いかなる場合でも遺産を残すつもりはない

王朝モデルと整合的な選択肢

- 4 子が家業を継いでくれた場合にのみ遺産を残すつもりである

結果は表3に示されているが、この表から分かるように、利他的な遺産動機を持っている回答者は全回答者の71.43%を占め、圧倒的に多い。2

表3 回答者本人の遺産動機

理論モデル	遺産動機	回答者数	回答者の割合
利他主義モデル	いかなる場合でも残す	1,507	60.64
	子の働く意欲を弱めたくないから残さない	268	10.78
	小計	1,775	71.43
利己主義モデル	子が老後の世話・介護をしてくれた場合にのみ残す	218	8.77
	子が経済的援助をしてくれた場合にのみ残す	37	1.49
	自分で使いたいから残さない	407	16.38
	小計	662	26.64
王朝モデル	家業を継いでくれた場合にのみ残す	48	1.93
	小計	48	1.93
	小計	2,485	100.00
	無回答	81	
	付問回答あり	51	
	非該当(子なし)	197	
	合計	2,814	

位は利己的な遺産動機であり、このような遺産動機を持っている回答者は全回答者の26.64%を占め、3位は王朝的な遺産動機であり、このような遺産動機を持っている回答者の割合は全回答者のわずか1.93%にすぎない。

個別の選択肢について見てみると、「いかなる場合でも遺産を残すつもりである」といった利他的な遺産動機が最も多く、この遺産動機を持っている回答者の割合は60.64%にも及ぶ。3位の「遺産を残したら、子の働く意欲を弱めるから、いかなる場合でも遺産を残すつもりはない」(全回答者の10.78%)も利他的な遺産動機であるが、それに対し、2位の「自分の財産は自分で使いたいから、いかなる場合でも遺産を残すつもりはない」(全回答者の16.38%)も、4位の「子が老後の世話・介護をしてくれた場合にのみ遺産を残すつもりである」(全回答者の8.77%)も、利己的な遺産動機である。

次に、ホリオカ〔2008〕に示されている遺産の分配方法に関する結果を紹介すると、遺産の分配方法が利他的だった回答者は全回答者の51.22%を占め、最も多い。2位は遺産の分配方法が利己的だった回答者であり、そのような回答者は全回答者の49.89%を占め、3位は遺産の分配方法が

王朝的だった回答者であり、そのような回答者は全回答者のわずか5.45%にすぎない。

個別の選択肢について見てみると、最も多かったのは、「均等に配分するつもりである」といった利他的な遺産の分配方法であり、この分配方法を持っている回答者は全回答者の48.16%にも及ぶ。4位の「遺産を残したら、子の働く意欲を弱めるから、いかなる場合でも遺産を残すつもりはない」(全回答者の11.87%)も利他的な遺産動機であるが、それに対し、2位の「自分の財産は自分で使いたいから、いかなる場合でも遺産を残すつもりはない」(全回答者の18.03%)、3位の「同居してくれた子に多く、または全部配分するつもりである」(全回答者の12.49%)、5位の「介護をしてくれた子に多く、または全部配分するつもりである」(全回答者の10.77%)のいずれも、利己的な遺産の分配方法である。

要約すると、利他的な遺産動機・遺産の分配方法を持っている回答者は最も多く、利己的な回答者もかなりおり、王朝的な回答者はほとんどいないようである。また、利他的な回答者のほとんどは遺産を均等に配分する予定であり、交換条件を課したり、子の行動によって差を付ける回答者はほとんどないが、敢えて言えば、世話・介護する

ことが交換条件として最も重要であり、同居すること、介護することが子の間で差を付ける要因としても最も重要である。

遺産動機・遺産の分配方法から判断する限り、回答者本人は主に利他的であるといった結果は、ホリオカ他〔1998〕および Horioka, et al.〔2000〕の遺産の分配方法に関する結果とおおむね整合的であるが、それ以外の先行研究は回答者本人は主に利己的であるという結果を得ており、本章で得た結果とは対象的である。なお、Hayashi〔1995〕は異なった方法を用いて本稿と同じ結論に達している。

回答者の親に関する結果と、回答者本人に関する結果を比較してみると、回答者の親の遺産動機・遺産の分配方法は圧倒的に利己的であるのに対し、回答者本人の遺産動機・遺産の分配方法は主に利他的である。（どちらの場合も王室的な遺産動機・遺産の分配方法は全く重要ではない。）この違いの原因究明は今後の課題として残るが、少なくとも3つの可能性がある。①設問のワーディングが異なる。②人々は他人よりも自分のほうが利他的であると思いたい。③人々の実際の行動よりも人々の意図のほうが利他的である。④コーホート効果があり、より早い時期に生まれた世代のほうが利己的である。

3 遺産動機・遺産の分配方法に関する結論

日本人の遺産動機・遺産の分配方法から判断する限り、日本では、利己的な人、利他的な人、王室的な人が混在している。王室的な人は非常に少なく、ほとんどの人は利己的または利他的であるが、利己的な人のほうが多いのか、利他的な人のほうが多いのかは一概に言えない。

また、利己的な人の場合は、遺産を残さないか、遺産を残すが、子に交換動機（見返り）を課す。例えば、子に遺産を残す見返りとして、子が老後において親の世話、介護、経済的援助などをすること、もしくは家または家業を継ぐことを要求する。したがって、遺産がどんなに多くても、遺産に対する子からの見返りの金銭的な価値を推定し、それを遺産から差し引いた後に残る親から

子への純移転を計算したら、それは必ずしも多くはならず、正になるとも限らない。前節で日本では遺産はそれほど重要ではないということが分かったが、遺産が重要だったとしても、子から親への見返りによって相殺され、純移転が多くなるとは限らず、遺産によって家計資産が引き継がれ、拡大していく恐れは全くないように思われる。

V 結論

本稿では、財団法人 家計経済研究所の委託を受け、社団法人 輿論科学協会が2006年10～11月に実施した「世帯内分配・世代間移転に関する研究」調査からの個票データを用いて、遺産と資産格差との間の関係を明らかにし、遺産によって資産格差が代々引き継がれ、拡大していくか否かについて検証した。本稿の主な結論を述べると、日本では遺産はそれほど重要ではなく、受け取った遺産は家計資産の約15%にすぎない。しかも、自分でより多くの資産を蓄積した家計ほど親から貰う遺産の額が少なく、遺産は資産格差を縮小する方向に働いている。さらに、日本では利己的な人が多く、利己的な人の場合は、遺産を残さないか、遺産を残すが、子に交換動機（見返り）を課す。例えば、子に遺産を残す見返りとして、子が老後において親の世話、介護、経済的援助などをすること、もしくは家または家業を継ぐことを要求する。したがって、遺産がどんなに多くても、遺産に対する子からの見返りの金銭的な価値を推定し、それを遺産から差し引いた後に残る親から子への純移転を計算したら、それは必ずしも多くはならず、正になるとも限らない。つまり、日本では遺産はそれほど重要ではないが、重要だったとしても、子から親への見返りによって相殺され、純移転が多くなるとは限らない。したがって、遺産によって資産格差が代々引き継がれ、拡大していく恐れは全くないようであり、相続税などによって資産格差が代々引き継がれることを阻止する必要はなさそうである。

謝 辞

本稿の作成に当たり、財団法人家計経済研究所「世帯内分配・世代間移転に関する分析」研究プロジェクトの各委員、特に坂本和靖氏と村田啓子氏および暮石渉氏、島田加代子氏、白波瀬佐和子氏、廣瀬志津子氏、若林緑氏から有益なコメントをいただき、岡田多恵氏には研究の補助をしていただいた。また、財団法人家計経済研究所には上記プロジェクトの一環として実施された「世帯内分配・世代間移転に関する研究」調査のデータの使用を許可していただいた。さらに、本研究に対し、文部科学省より科学研究補助金（基盤(B)、課題番号18330068および基盤(S)、課題番号20223004)をいただいた。これら機関・個人に対し、ここに記して感謝の意を表したい。

注

- 1) 本稿で用いた調査では生前贈与が世代間移転に含まれていないことによって家計資産に占める世代間移転の割合が先行研究の場合よりも低めに出ていることを説明できる。
- 2) 節税対策などのため、資産額が多い親ほど、生前贈与の形で資産を子に残す傾向が強くなり、その分だけ残す遺産が少なくなるとしたら、遺産とライフ・サイクル資産との間の負の相関が強くなり出すぎている可能性がある。この点を指摘してくださった坂本和靖氏に感謝する。

参 考 文 献

- Barthold, Thomas A., and Ito, Takatoshi (1992) "Bequest Taxes and Accumulation of Household Wealth: U. S.-Japan Comparison" in T. Ito and A. O. Krueger, eds., *Political Economy of Tax Reform* (Chicago: University of Chicago Press), pp. 235-292.
- Campbell, David W. (1997) "Transfer and Life-cycle Wealth in Japan, 1974-1984," *Japanese Economic Review*, Vol. 48, No. 4 (December), pp. 410-423
- Dekle, Robert (1989) "The Unimportance of Intergenerational Transfers in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol. 1, No. 4 (November), pp. 403-413.
- Hayashi, Fumio (1986) "Why Is Japan's Saving Rate So Apparently High?" in S. Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual 1986*, Vol. 1 (Cambridge, Massachusetts: MIT Press), pp. 147-210
- (1995) "Is the Japanese Extended

Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3 (July), pp. 661-674.

Horioka, Charles Yuji (1993) "Saving in Japan," in Arnold Heertje, ed., *World Savings: An International Survey* (Oxford, U.K.: Blackwell Publishers), pp. 238-278.

————— (2002) "Are the Japanese Selfish, Altruistic, or Dynastic?" *Japanese Economic Review*, Vol. 53, No. 1 (March), pp. 26-54.

Horioka, Charles Yuji; Fujisaki, Hideki; Watanabe, Wako; and Kouno, Takatsugu (2000) "Are Americans More Altruistic than the Japanese? A U. S.-Japan Comparison of Saving and Bequest Motives," *International Economic Journal*, Vol. 14, No. 1 (Spring), pp. 1-31.

Kotlikoff, Laurence J. (1988) "Intergenerational Transfers and Savings," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, No. 2 (Spring), pp. 41-58.

Kotlikoff, Laurence J., and Summers, Lawrence H. (1981) "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 4 (August), pp. 706-732.

Modigliani, Franco (1988) "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, No. 2 (Spring), pp. 15-40.

坂本和靖 (2008) 「『世帯内分配・世代間移転に関する研究』調査の目的と方法」, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 財団法人家計経済研究所編, 『世帯内分配と世代間移転の経済分析』(ミネルヴァ書房), pp. 3-17.

ホリオカ, チャールズ・ユウジ (2002) 「日本人は利己的か, 利他的か, 王朝的か」(日本経済学会・中原賞講演), 大塚啓二郎, 中山幹夫, 福田慎一, 本多佑三編, 『現代経済学の潮流2002』(東洋経済新報社), pp. 23-45.

————— (2008) 「日本における遺産動機と親子関係: 日本人は利己的か, 利他的か, 王朝的か?」, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 財団法人家計経済研究所編, 『世帯内分配と世代間移転の経済分析』(ミネルヴァ書房), pp. 118-135.

ホリオカ, チャールズ・ユウジ, 藤崎秀樹, 渡部和孝, 石橋尚平 (1998) 「貯蓄動機・遺産動機の日米比較」, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 浜田浩児編著, 『日米家計の貯蓄行動』(日本評論社), pp. 71-111.

ホリオカ, チャールズ・ユウジ, 山下耕治, 西川雅史, 岩本志保 (2002) 「日本人の遺産動機的重要度・性質・影響について」, 『郵政研究所月

報』(総務省郵政研究所編), 第 163 号 (4 月),
pp. 4-31。

(Charles Yuji Horioka 大阪大学社会経済研究所教授)

所得格差と恒常ショックの推移 ——家計パネルデータに基づく共分散構造からみた格差の把握——

阿 部 修 人
稲 倉 典 子

概要

近年の若年層における所得格差の拡大の中で、消費や経済厚生に多大な影響を与えると考えられる恒常的な所得変動要因の重要性およびその近年の変化を計測した。日本の家計パネルデータの所得や消費の共分散構造に基づく分析の結果、①若年層では恒常的所得ショックは90年代半ば以降増加傾向にあり、②特に2001年において増加が著しく、③その増加のほとんどは大卒未満の家計に集中している、という結果を得た。また、他のクロスセクションデータを用い、学歴と所得格差および加齢との関係を分析した結果、より高い学歴をもつグループは所得格差が少ない傾向にあり、かつ、加齢による所得格差拡大は、低学歴世帯のほうが急速であるという結果を得た。これは、低学歴世帯が直面する恒常所得ショックが高学歴世帯が直面するものよりも大きいことを示すものである。

I 導入

恒常所得・ライフサイクル仮説に基づく家計消費の分析では、家計所得を外生変数とみなし、単純な線形の確率過程に従うと仮定することが多い¹⁾。 y_t を家計所得の自然対数とすると、典型的な所得過程は下記のように書くことができる²⁾。

$$y_t = \alpha + u_t + y_t^p, \quad (1)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + v_t. \quad (2)$$

ただし、 α は家計により異なる定数（固定効果）、 y_t^p は恒常所得、 u_t と v_t は確率変数で、系列相関がなく、互いに直交するとする。所得が上記の確率過程に従うと仮定すると、家計所得は三要素、 α 、 u_t および y_t^p に分解可能であり、家計間の所得格差も三つの起源、①固定効果、 α の違い、②一時的な所得、 u_t の差、および③恒常所得 y_t^p 、すなわち現時点までの v_t の実現値の差を持つことになる。

第一の固定効果による差は、家計が労働市場に参入した時点、あるいは生まれた時点で決定され、その後変化のないものである。これは先天的な能力の差、または労働市場に参入する前に蓄積された人的資本によるものとも解釈可能であるが、いずれにせよ固定効果による格差は固定されており、政府や家計の努力により対処することは困難である。第二の一時的な所得による格差は、たとえば今年たまたま宝くじに当選した、あるいは勤務先企業の業績がよくボーナスが例年よりも多く支給された、など、さまざまな理由により発生する。仮定より、こうした一時的な所得の増減は来年には消滅し、継続しない。一時的な所得変動は恒常所得の変化につながらず、Hall〔1978〕等の恒常所得・ライフサイクルモデルにおいては、消費や家計効用に与える影響は軽微なものとなる。なぜなら、一時的な所得変動は、その変動が巨額でない限り、あるいは人生の最終期に近くない限り、貯蓄や借入れにより相殺することが可能であるためである。ライフサイクルモデルにおいて、最も重要な所得変動は第三の恒常的な変

動である。(2)式から明らかなように、恒常所得の遷移式は単位根を有するため、そのショック項、 v_t の変化は、その後の所得水準に将来にわたり影響を与える。このようなショックの例としては、勤務先での出世あるいは降格、より生産性の高い(低い)職場への転職、長期的な影響をもたらす怪我、病気あるいはそれからの回復、などを考えることができる。標準的なライフサイクルモデルに従えば、消費は恒常所得水準に依存して決定される。したがって、恒常所得の一単位の変動は消費の一単位の変動をもたらし、ひいては生涯効用にも大きな影響を与えるのである。このような恒常的所得変動が常に発生している経済では、一度貧困、あるいは富裕になるとその状態が継続することになり、家計間所得格差は時間とともに拡大し続けることになる³⁾。

所得格差の三つの要素は、それぞれ消費や効用水準に全く異なる影響を与えるものであるが、一時点での家計間所得分布の情報からでは所得をそれら三つの要素に分解することができない。すなわち、家計間所得格差が極めて大きい経済があるとしても、その理由が新規参入家計の固定効果分散が大きいのか(第一要因)、一時的所得変動が大きいのか(第二要因)、深刻な永続的な所得リスクが存在しているためか(第三要因)を識別することができず、したがって、所得格差の厚生評価や所得再分配等の政策介入の効果を測定することはできないのである。家計所得の分布における三つの構成要素の相対的重要性を計測するには、大きく分けて二つのアプローチがある。一つは家計パネルデータを使用し、家計レベルでの所得変動の情報を利用し、さらにその共分散構造を観察することで、一時的ショックと恒常的ショックの分散を計測する手法である。第二の手法は、家計の動学モデルを用い、完備資本市場および確実性等価等の付加的情報を利用し、消費および所得の両方の情報を用いて恒常ショックの大きさを計測する手法である⁴⁾。無論、二つの手法を組み合わせることも可能である。第一の手法は、所得を三つの要素に分解するのであれば、所得に関するさまざまなモーメント情報を加えることで未知

パラメータを識別可能にする手法ということができる。第二の手法は、消費は恒常所得に対応する、とする恒常所得仮説に全面的に依拠するものである。

本論文は、日本の家計パネルデータを用い、1990年代半ば以降、日本の家計所得における恒常的変動要因の分散がどう変化してきたかを分析する。その際、上記の二つのアプローチを用いる。比較的平等とされてきた日本の家計所得も、近年では所得格差の動向に関する関心が高まり、膨大な数の論文・研究書が書かれている。全国消費実態調査や所得再分配調査など、多くのデータを駆使した分析が報告されているが、所得格差拡大の背後にある恒常的所得変動を定量的に測定している論文は筆者の知る限り存在しない⁵⁾。所得格差が実際にどの程度、どのように拡大しているかに関してはさまざまな議論が存在するが、1990年代半ば以降、若年層において所得格差が拡大していると指摘する論文は多い⁶⁾。そこで、本論文でも若年層に注目し、比較的多くのサンプルを確保できる30代に焦点を当てる。分析の結果、恒常的所得ショックは90年代後半から上昇しており、大卒未満の学歴を有する家計においてその増加が顕著であることがわかった。一方大卒家計における所得の分解はあまり成功しておらず、大卒家計の所得過程はより複雑なものである可能性を示唆している。消費の情報を利用した分析は恒常所得変動を過剰に推計してしまい、信頼に足る情報を得ることができない。これは、家計パネルデータにおける消費データにさまざまな問題があるためであると思われる。

家計経済研究所のパネルデータは、サンプルが若年層に偏っているため、パネルデータとして時系列方向の推移を観察可能なのは若年層に限定される⁷⁾。家計パネルデータほど正確ではないが、リピーテッドクロスセクションの個票データからも恒常所得ショックの大きさを測ることは可能である。本論文では、さまざまなデータセットを用い、低学歴層と高学歴層の恒常的所得ショックの大きさの比較も試みた。その結果、低学歴家計が直面する恒常所得ショックは高学歴層よりも大き

いという結果を得た。近年、若年の低学歴家計が直面する恒常所得ショックが増加したという我々の推計結果と併せると、若年低学歴家計が高齢化していく今後、所得格差の拡大はさらに加速する可能性があることが示唆される。

II 恒常所得変動の識別方法

前節のモデルに従えば、家計所得は固定効果、一時的所得、および恒常的所得に分割される。恒常的所得変動は特に重要な要素であり、その分散の上昇は、経済の格差拡大を加速させ、ひいては消費や家計効用の格差も拡大させていく。したがって、本節では家計パネルデータから恒常的所得変動の分散を計測する手法について議論する。

1 所得の共分散構造による識別

所得過程 (1) 式の階差をとると

$$\Delta y_t = u_t - u_{t-1} + v_t, \tag{3}$$

したがって、家計固定効果の影響はこの時点で除外される。これは、家計間 (between) ではなく家計内 (within) の所得変動を計算しているためである。

つぎに、その分散を計算すると

$$\begin{aligned} Var(\Delta y_t) &= Var(u_t) + Var(u_{t-1}) \\ &\quad + Var(v_t). \end{aligned} \tag{4}$$

したがって、家計所得変動の分散は三つの要素、今期と前期の一時的所得変動の分散、および今期の恒常所得変動に分解することが可能である。(3) 式のラグをとると

$$\Delta y_{t-1} = u_{t-1} - u_{t-2} + v_{t-1}, \tag{5}$$

上式と (3) 式の共分散は u_t と v_t がそれぞれ系列相関がなく、かつ独立であるという仮定の下では

$$Cov(\Delta y_t, \Delta y_{t-1}) = -Var(u_{t-1}). \tag{6}$$

したがって、恒常所得ショックの分散は、下記の式で計測可能である。

$$\begin{aligned} Var(v_t) &= Var(\Delta y_t) - Var(u_t) \\ &\quad - Var(u_{t-1}) \\ &= Var(\Delta y_t) + Cov(\Delta y_t, \Delta y_{t-1}) \end{aligned}$$

$$+ Cov(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t). \tag{7}$$

上記の式を推計するには、家計所得の変化率およびそのラグとの共分散情報が必要であり、四期間の家計所得の情報が必要であるが、それ以外の情報には依存していないことに注意する必要がある。また、一時的所得変動の分散は共分散の絶対値と等しくなっている。

2 消費情報による識別

消費情報を用いた家計所得過程の推計は Blundell and Preston [1998] が行っており、動学構造モデルの性質を駆使するものである。 s^t を経済の状態を表す履歴 (history), a を家計の金融資産, π を s の確率分布, r を一定の値をとる金利, c を消費, U を一時点での効用, β を時間割引因子, q を資産価格, λ をラグランジュ乗数とする。また、No-Ponzi Game 条件として下記の制約を課す。

$$\begin{aligned} a_{t+1}(s^t) &\geq - \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \sum_{s^{\tau+1} | s^{\tau}} \frac{\pi_{\tau+1}(s^{\tau+1})}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} \\ &\quad y_{\tau+1}(s^{\tau+1}) \end{aligned} \tag{8}$$

すると、家計の動学最適化問題は、下記のラグランジュ関数で表すことができる。

$$\begin{aligned} L &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t(s^t) U(c_t(s^t), s^t) \\ &\quad + \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^{t+1} | s^t} \lambda_t(s^t) (y_t(s^t) + a_t(s^{t-1}) \\ &\quad - c_t(s^t) - qa_{t+1}(s^t)). \end{aligned} \tag{9}$$

一階条件は

$$\beta^t \pi_t(s^t) U_c(c_t(s^t), s^t) = \lambda_t(s^t), \tag{10}$$

$$\begin{aligned} \beta^{t+1} \pi_{t+1}(s^{t+1}) U_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}) \\ = \lambda_t(s^{t+1}), \end{aligned} \tag{11}$$

$$\begin{aligned} \text{および} \\ q\lambda_t(s^t) = \sum_{s^{t+1} | s^t} \lambda_{t+1}(s^{t+1}). \end{aligned} \tag{12}$$

したがって

$$\beta^t \pi_t (s^t) U_c (c_t (s^t), s^t) = \frac{1}{q} \sum_{s^{t+1} | s^t} \beta^{t+1} \pi_{t+1}(s^{t+1}) U_c (c_{t+1} (s^{t+1}), s^{t+1}), \quad (13)$$

もしくは

$$U_c (c_t (s^t), s^t) = \left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) \sum_{s^{t+1} | s^t} \pi_{t+1} (s^{t+1} | s^t) U_c (c_{t+1} (s^{t+1}), s^{t+1}) = \left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) E_t U_c (c_{t+1} (s^{t+1}), s^{t+1}). \quad (14)$$

$\rho=r$ のとき限界効用はマルチンゲールになることがわかる。

ここで、さらに効用関数が選好ショックに関して分離可能で、かつ消費の二次関数であると仮定する。すなわち、

$$U (c_t (s^t), s^t) = -\frac{1}{2} (c_t (s^t) - \bar{c})^2 + v (s^t), \quad (15)$$

ただし、 \bar{c} は bliss point である。ここで、この bliss point が小さいと仮定すると、この効用関数はピークを越えてしまう可能性が生じてしまう。したがって、変動する所得過程の実現値にくらべて、bliss point は十分に大きく、bliss point を常に実現するような消費経路は Ponzi Game となってしまうようにすることが必要となる。

このとき、オイラー方程式は

$$E_t c_{t+1} = a_1 + a_2 c_t \quad (16)$$

$$a_1 = \bar{c} \left(1 - \frac{1+\rho}{1+r} \right), a_2 = \frac{1+\rho}{1+r}. \quad (17)$$

したがって、 $\rho=r$ のときは、

$$E_t c_{t+1} = c_t \quad (18)$$

すなわち、効用関数が二次式であり、時間選好率と利子率が同じであるとき、消費水準はランダムウォークとなる。このようなモデルは Hall [1978] による恒常所得モデル、あるいは確実性等価モデルと呼ばれる。

生涯の予算制約を下記のように書く。

$$E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{c_{t+s}}{(1+r)^s} = E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} + a_t$$

$$\equiv W_t. \quad (19)$$

いま、(18) 式が成立している経済を考える。

$$E_t E_{t+1} c_{t+2} = E_t c_{t+1} = c_t \quad (20)$$

したがって、有限視野 ($T < \infty$) においては、

$$c_t = \theta_t^{-1} \frac{rW_t}{1+r}, \theta_t = \left(1 - \frac{1}{(1+r)^{T-t+1}} \right). \quad (21)$$

したがって、

$$\theta_t c_t = \frac{rW_t}{1+r}. \quad (22)$$

一階の階差をとり整理すると

$$\theta_t \Delta c_t = \frac{r}{1+r} \sum_{s=0}^{T-t} \frac{(E_t - E_{t-1})y_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (23)$$

上式は、生涯所得の割引現在価値が $t-1$ 期から t 期に変化した量である。

ここで、所得過程が下記で与えられているとする。

$$y_t = \alpha + y_t^p + u_t \quad (24)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + v_t \quad (25)$$

すると

$$y_{t+s} = y_{t-1} + u_{t+s} - u_{t-1} + \sum_{\tau=t}^{t+s} v_\tau. \quad (26)$$

ところで、

$$E_{t-1} y_{t+s} = y_{t-1} - u_{t-1} \quad (27)$$

したがって、

$$\begin{aligned} \theta_t \Delta c_t &= \frac{r}{1+r} \sum_{s=0}^{T-t} \frac{(E_t - E_{t-1})y_{t+s}}{(1+r)^s} \\ &= \frac{r}{1+r} (u_t + v_t) + \frac{rv_t}{1+r} \sum_{s=1}^{T-t} \frac{1}{(1+r)^s} \\ &= \frac{r}{1+r} u_t + \theta_t v_t. \end{aligned} \quad (28)$$

$$\Delta c_t = v_t + \frac{r\theta_t^{-1}}{1+r} u_t. \quad (29)$$

これは、一時ショックに対して、家計は $\frac{r\theta_t^{-1}}{1+r}$ で反応し、恒常ショックに対しては一對一で反応することを示している。いま、利子率 r が十分に小さいと仮定すると、近似的に

$$\Delta c_t = v_t. \quad (30)$$

したがって、消費の変化は恒常所得ショックに

等しくなるのである。ここから容易に恒常所得ショックの分散を計測することが可能であり、消費の分散、あるいは消費と所得の共分散から必要な情報を得ることができる。すなわち、

$$Var(\Delta c_t) = Var(v_t), \tag{31}$$

$$Cov(\Delta c_t, \Delta y_t) = Var(v_t), \tag{32}$$

となる。

III 恒常的所得変動ショックの推計

1 データ

本節では、前節の情報をを用い、実際に日本の家計パネルデータに基づき家計所得の恒常的ショック分散の計測を試みる。本節で使用したデータは財団法人家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」であり、サンプル期間は1993年調査から2004年調査までの12年間である⁸⁾。ここではさらにサンプルを限定し、有配偶者で、かつ夫の年間勤労所得が200万円以上、2000万円以下、月々の家計支出が10万円以上、100万円以下の家計に限定した。また、本調査の対象が比較的若年層に偏っているため、対象家計を夫の年齢で計り、30代(30歳以上、39歳以下)の家計に限定した⁹⁾。

前節で展開したモデルに従うと、家計所得の変動の共分散構造より恒常所得ショックの分散を推計することが可能であるが、実際の家計所得は、モデルで想定していないさまざまな要因にも依存していると思われる。本論文で我々が考察するの

は家計にとってのリスク、であって、観察可能、または予測可能な所得の変動は極力除去することが望ましい。具体的には、所得の年齢や経験に依存する部分、あるいは毎年、一定割合だけ所得が上昇している場合は、たとえ所得が変動していたとしても、それをリスクとして捉えるのは適切ではない。そこで、本論文では、Abowd and Card [1989]等の先行研究に従い、まず所得を消費者物価指数で実質化してから、観察可能なさまざまな変数に回帰し、その残差の分散を用いることにする。具体的には、夫の実質勤労所得の自然対数値、夫婦の合算勤労所得、および家計消費支出の対数値を①夫の年齢、②夫の年齢の二乗、③夫の就業年数、④夫の就業年数の二乗、⑤妻の年齢、⑥妻の年齢の二乗、⑦年ダミー、⑧市郡の規模、⑨家族構成(夫婦のみ、夫婦と子供、親と同居、その他)のダミー、⑩子供の数ダミー、⑪家族の数ダミー、に回帰し、その残差の階差を用いた。

2 推計結果

表1は残差系列から得られた共分散構造を示している。図1は勤労所得水準分散の時系列変化をプロットしたものであり、夫勤労所得、夫婦合算所得ともに、分散はゆるやかな上昇傾向にある¹⁰⁾。(7)式に従い、所得変化率の恒常的ショックの分散を計算しプロットしたのが図2である。表1の所得変化率分散と比較すると、所得変化率分散のうち、恒常的要因によるものは、約1/3から1/2を占めていることがわかる。これは、

表1 家計所得・支出の共分散構造

年	水準分散			変化率分散			自己共分散		共分散	
	Var(v_t)		Var(c_t)	Var(Δy_t)		Var(Δc_t)	Cov($\Delta y_t, \Delta y_{t-1}$)		Cov($\Delta c_t, \Delta y_t$)	
	夫勤労所得	夫婦合算所得	家計支出	夫勤労所得	夫婦合算所得	家計支出	夫勤労所得	夫婦合算所得	夫勤労所得・家計支出	夫婦合算所得・家計支出
1994	0.07211	0.08804	0.09899	0.02119	0.03136	0.11598	-0.00878	-0.00907	0.00380	0.00524
1995	0.07501	0.08374	0.09186	0.02998	0.03157	0.11380	-0.00970	-0.01249	0.00028	0.00281
1996	0.07371	0.09474	0.09988	0.02517	0.02863	0.09459	-0.00969	-0.01144	0.00054	-0.00210
1997	0.07425	0.09588	0.10751	0.02493	0.03159	0.09684	-0.01088	-0.01474	0.00043	-0.00260
1998	0.08803	0.12146	0.11241	0.02855	0.03152	0.10304	-0.01139	-0.01295	-0.00011	0.00153
1999	0.08742	0.11485	0.09336	0.02910	0.03199	0.09603	-0.00998	-0.01106	0.00687	0.00661
2000	0.09127	0.12672	0.10312	0.03009	0.02905	0.11040	-0.01408	-0.00965	0.00953	0.00351
2001	0.11190	0.12189	0.12861	0.03386	0.04525	0.10623	-0.00661	-0.01159	-0.00321	-0.00341
2002	0.09313	0.11661	0.09154	0.02999	0.03061	0.09019	-0.01100	-0.01059	0.00327	0.00561
2003	0.10215	0.11953	0.10177	0.03541	0.04190	0.08147	-0.01374	-0.01273	0.00042	0.00267

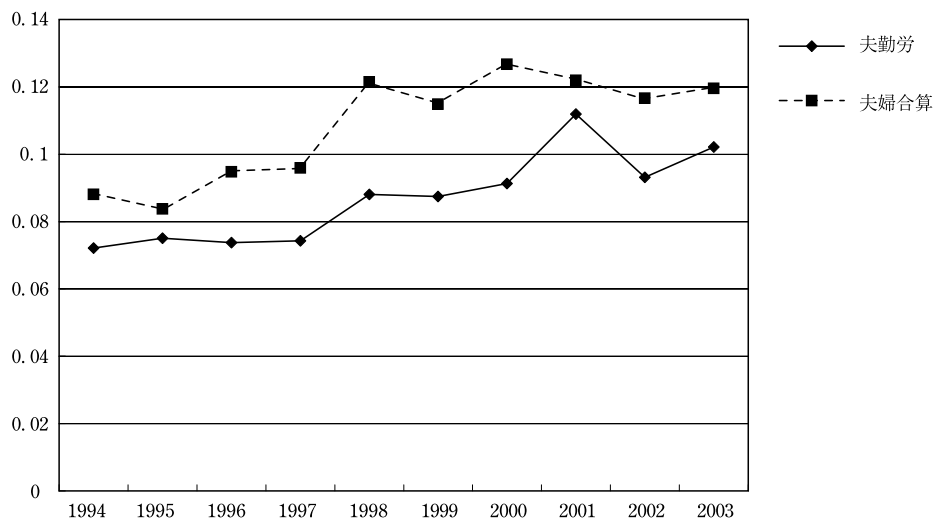


図1 勤労所得水準分散

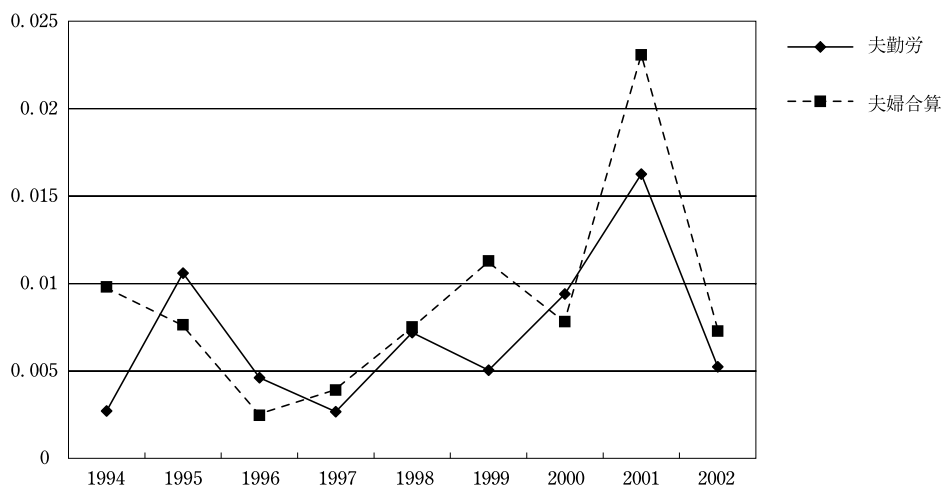


図2 勤労恒常所得ショック分散推計

他の期間を用いて推計した阿部・稲倉〔2007〕と整合的な結果である。次に、恒常的要因の時系列方向での変化をみると1990年代半ばからゆるやかな上昇傾向にあり、特に2001年に大きく上昇していることがわかる。

表1には、同じく家計支出変化率の分散、および所得変化率との共分散も報告されている。(31) および (32) の両式にしたがえば、家計所得変動の恒常的要因は支出変化率分散および所得との共分散でも計測可能であるが、表1からわか

るように、家計支出変化率分散は極めて大きく、所得変化率よりもはるかに大きくなっている。これは支出データを用いた恒常ショックの推計が不可能であることを意味する。所得との共分散もときおり負の値をとり、不安定な挙動を示すなど、信頼できる結果は得られていない。したがって、本パネルデータの支出データでは、(31) および (32) 両式に基づく恒常ショックの推計に成功していない。家計支出データを使用し、所得過程の推計に成功している Blundell and Preston〔1998〕

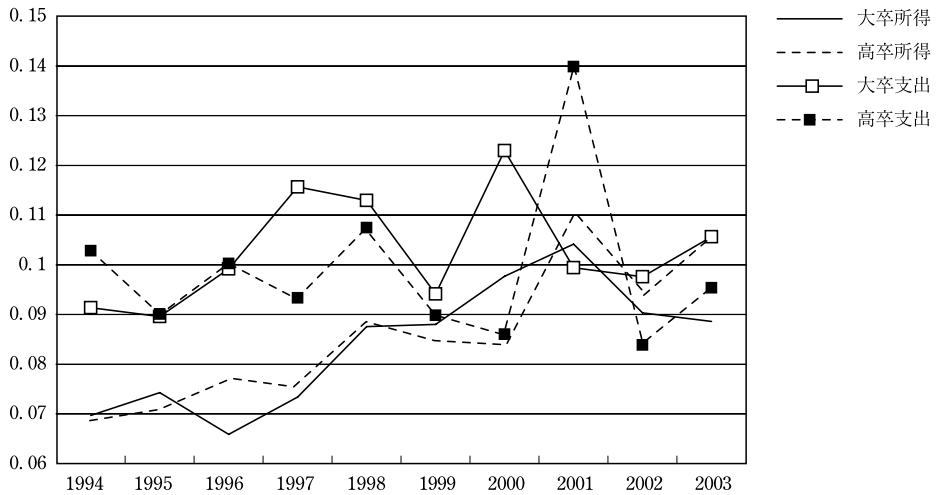


図3 水準分散

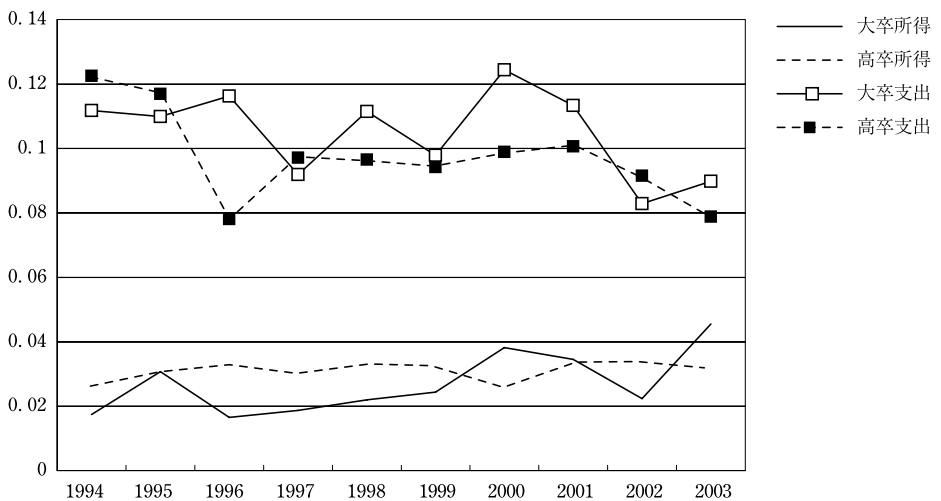


図4 変化率分散

は家計パネルデータではなくクロスセクションデータに基づくコホートデータを使用しており、もともと消費支出に関しても集計されることによるスムージングが行われている。そのため、支出変化率の分散はここでのパネルデータに基づく分散ほど大きくならない¹¹⁾。

3 学歴別推計結果

次に、サンプルを学歴別に分割し、前節と同様に所得変動の恒常的要因の重要性を測定する¹²⁾。

図3は学歴別の所得および支出水準の分散の時系列での変化を表している。支出に関しては明確なパターンは見られないが、所得に関しては、大卒・高卒、ともにゆるやかな上昇傾向にあることがわかる。図4は各項目の変化率の分散を示している。支出変化率の分散は極めて大きく、恒常所得・ライフサイクル仮説と非整合的である。所得変化率の分散に関しては、0.02から0.04の間で安定している。大卒所得に関してはゆるやかな上昇傾向にあるとみることもできるが、明確な変化

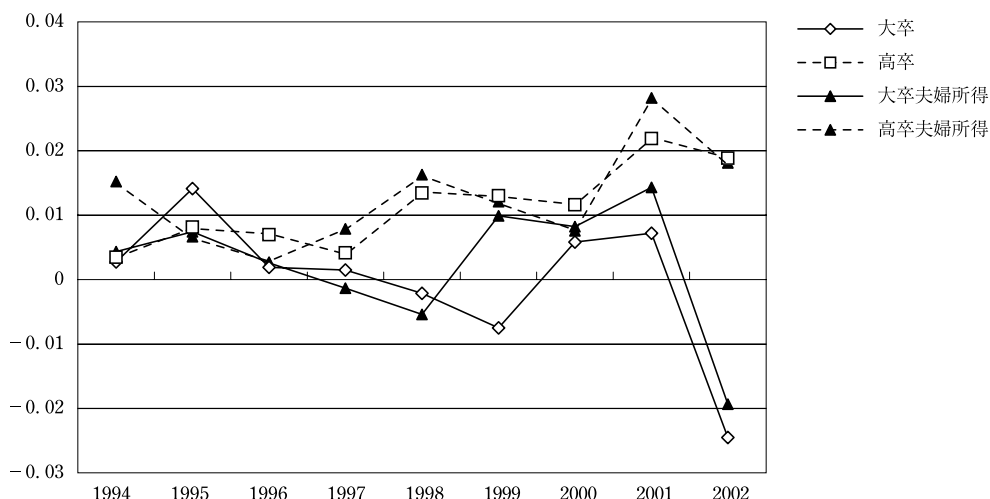


図5 恒常所得ショック分散推計

は生じていない。

図5は、(7)式に従い、所得変化率の恒常的ショックの分散を計算しプロットしたものである。大卒に関しては、恒常所得分散が負の値をとるなど、推計に失敗している。すなわち、大卒家計所得過程は、ここで想定されているよりもさらに複雑な過程に従っていることを示唆している。一方、高卒家計に関しては、図2よりもさらに明確に分散は上昇傾向にあることがわかる。2002年次において、大卒サンプルは高卒サンプルの約半分であり、図2は高卒サンプルの動向を主に反映していることがわかる。

本節の結果をまとめると下記のようになる。①30代の有配偶・勤労家計の勤労所得分散はゆるやかな上昇傾向にある。②家計所得の共分散構造の情報をうい家計所得変動をさまざまな要因に分解すると、大卒未満の学歴を有する家計において恒常的所得ショックの分散が上昇傾向にある。③恒常的所得変動は、特に2001年の所得において上昇している。④消費支出データを用いた恒常ショック、また大卒家計のデータを用いた推計は成功していない。本論文では、恒常所得変動の源泉を分析するのはその範疇を超えるが、2001年は日本にとり景気の谷であり、日本の製造業において早期・希望退職が頻繁に行われた年でもある

13)。本節の推計結果は、景気後退にともなう労働市場の変化が、特に低学歴家計に大きな影響を与えたことを示唆するものである。

IV 学歴と所得分散プロファイル

前節までは、30代の家計にしぼって議論を行った。これにより、所得格差に及ぼす高齢化の影響を切り離して考えることができた。本節では、対象とする世帯年齢層を広げ、学歴と所得格差および加齢の関係について分析を行う。また、家計研以外のデータセットも用い、得られる結果がある特定のデータセットに固有のものでないことを確認する。利用したデータセットは、日経デジタルメディア社によるNeeds-Scan/Panel（パネルデータ）と、旧郵政総合研究所による「家計における金融資産選択に関する調査」（クロスセクションデータ）である¹⁴⁾。これらのデータセットでは、世帯の所得・消費の情報に加え、全国消費実態調査や所得再分配調査には設けられていない世帯主や配偶者の学歴に関する情報を利用することが可能である。

1 データ

Needs-Scan/Panelについては、阿部・稲倉

表2 各調査の概要

略称	家計研パネル	日経パネル	郵政研データ
正式名称	消費生活に関するパネル調査	Needs-Scan/Panel	家計における金融資産選択に関する調査
調査主体	財団法人家計経済研究所	日経デジタルメディア社	旧郵政総合研究所（現在は財団法人ゆうちょ財団が管理）
調査地域	全国	神奈川、東京の2地域	全国
調査対象	・1993年時点で24～34歳の女性（コーホートA） ・1997年にコーホートB（24～27歳）を追加 ・2003年にコーホートC（24～29歳）を追加	特定のスーパーマーケットを利用している世帯（1年に1度、世帯属性情報の更新が行われる。）	世帯主が20歳以上80歳未満の世帯（単身世帯含む）
標本抽出法	層化2段無作為抽出法		層化多段無作為抽出法
調査方法	留置回収法		訪問留置法
調査年	1993年～継続中	1988年～2001年	1988年～2006年（隔年調査）
データ形式	パネルデータ	パネルデータ	クロスセクションデータ

[2008]に詳しい説明があるため、ここでは旧郵政総合研究所（これ以降、郵政研と記す）の調査について説明する¹⁵⁾。郵政研による「家計における金融資産選択に関する調査」（これ以降、資産選択調査と記す）は1988年の第1回調査から2年おきに2006年まで計10回行われた。資産選択調査が行われていない年は「金融機関利用に関する意識調査」（これ以降、機関利用調査と呼ぶ）という別の調査が行われ、二つの調査が交互に行われてきた。資産選択調査はその名のとおりに、家計が保有する金融資産について調査・分析を行うことを意図しており、各金融資産（預貯金、債券、株式、など）の保有状況や認知度、保有予定などに関する質問項目が充実している。機関利用調査は、家計の利用している金融機関についての調査・分析が主眼におかれ、金融機関の選択理由や利用意向、望ましいサービス等に関する調査項目が充実している。いずれの調査も、上記の調査項目に加え、世帯属性について詳細にわたる質問項目（家族形態、職業、学歴、年取など）が設けられている。ただし、時系列分析を意図していないことから、質問文や変数の定義等について終始一貫していない点があることに留意する必要がある¹⁶⁾。調査の概要については表2の通りであるが、資産選択調査は日本全国でランダムサンプリ

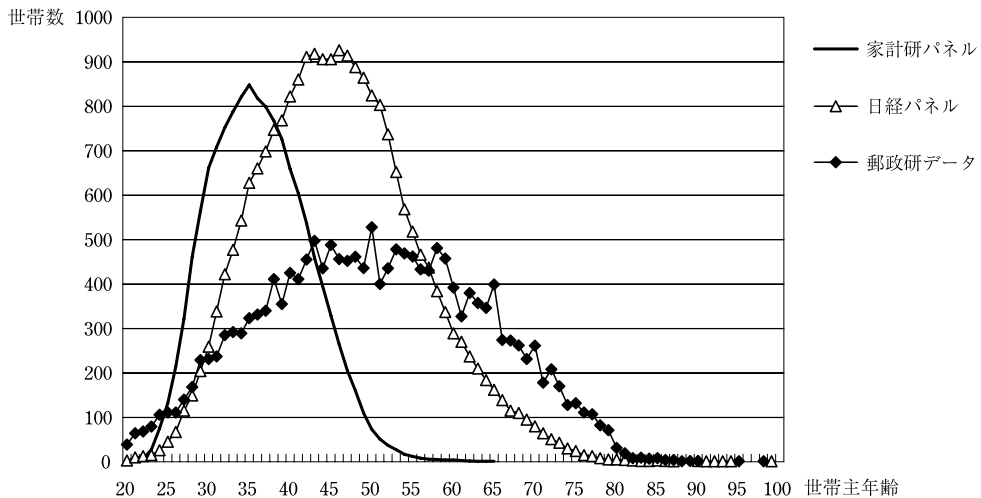
表3 各調査のサンプルサイズ

年	家計研パネル	日経パネル	郵政研データ
1988	—	—	3899
1989	—	897	—
1990	—	1118	3478
1991	—	1226	—
1992	—	1506	3892
1993	1500	1661	—
1994	1422	1831	3924
1995	1342	1999	—
1996	1298	2302	3695
1997	1755	2489	—
1998	1638	2548	3754
1999	1549	2507	—
2000	1488	2363	3111
2001	1425	1230	—
2002	1376	—	5583
2003	2139	—	—
2004	1980	—	4914
2005	—	—	—
2006	—	—	3127

ングを行っており、回答世帯は有業世帯のみならず、退職し年金生活を送っている世帯も含まれ、各年で3000強の世帯が含まれる（表3）¹⁷⁾。

2 各データセットの特徴

本節では、所得、学歴という二つの変数に着目し、三つの調査データにおける相違点について説



注) 1) 家計研パネル、日経パネルは全調査期間すべての世帯をプールした。
2) 郵政研データは、所得データの利用できる1990年、1992年、1994年、1996年、2006年をプールしたもの。

図6 世帯主年齢の分布

明を行う。第一に、これらのデータセットを比較する上で最も留意すべき点は、調査対象の違いである。国勢調査に最も近い調査対象は郵政研のデータである¹⁸⁾。一方、家計研パネルは世帯変動の大きい若年女性の行動に着目する、という調査意図をもっており、図6からもわかるとおり、比較的若い世代が回答者となっていることが大きな特徴である¹⁹⁾。日経パネルでの世帯主年齢を見ると、40歳代中盤の層が厚く、家計研パネルよりもサンプル世帯の平均年齢は10歳ほど高い(勤労世帯に限っていえば、家計研パネルの世帯主平均年齢は36歳、日経パネルでは47歳である)。

さらに、調査対象年齢の違いに加え、もう一点注意すべき点がある。それは、家計研パネルや郵政研データは、全国を対象とした無作為抽出法によりサンプルを抽出しているが、日経パネルでは、そのようなサンプルの抽出が行われていない、という点である。日経パネルにおける勤労世帯の基本統計量を示した表5によると、世帯主の最終学歴が大卒以上であるという世帯が半数を超え、世帯年収も他の二つのデータよりも高いことがわかる²⁰⁾。

図7は、所得の平均年齢プロファイルを示して

いる。この場合の「所得」は以下のように調査ごとに若干定義が異なるものの、50歳前半にピークをむかえる、という点は一致している²¹⁾。

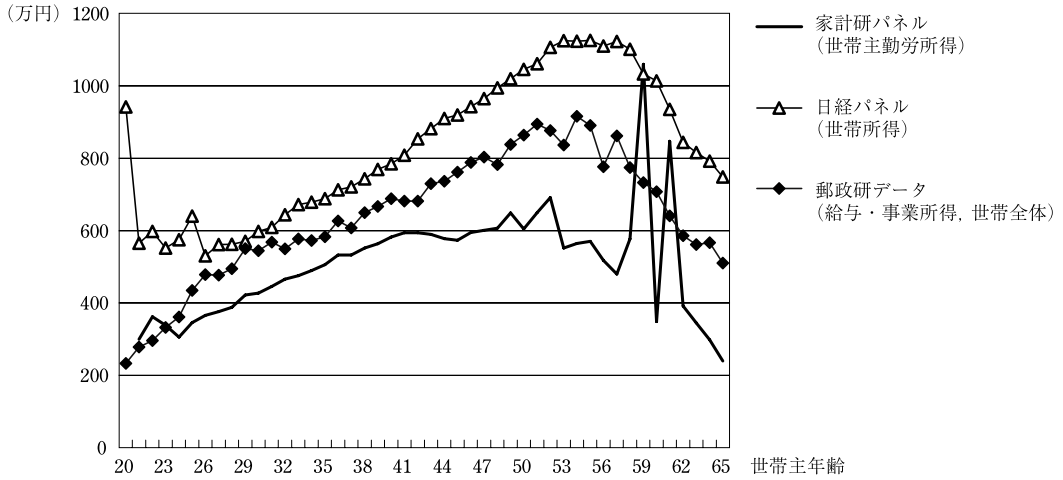
家計研パネル 男性世帯主の1年間の勤労所得

日経パネル 世帯主が勤労者である世帯の1年間の世帯所得(同居している家族の所得も含まれる。例えば、妻の収入や、同居している両親の年金収入も含まれる。)

郵政研データ 世帯主が勤労者である世帯の1年間の給与(ボーナスを含む)と事業収入の合計額(世帯主以外の家族が給与収入もしくは事業収入を得ている場合、これらの所得は世帯所得に含まれる。ただし、年金収入などは含まれない。)

3 所得水準分散プロファイル

上記で説明した三つのデータセットを用い、所得分散の年次変化をプロットしたのが図8である。第III節と同様、各データセットにおける所得を消費者物価指数で実質化してから、観察可能なさまざまな変数に回帰し、その残差の分散を用いている²²⁾。図8から、①所得格差は1990年代後半以降拡大している、②概して、高卒世帯での分散の方が大卒世帯よりも大きい、ということが読み取れる。これらの結果は、高卒世帯で恒常シ



注) 1) 各調査における、所得の定義は以下の通りである。
 家計研パネル：男性の1年間の勤労所得。
 日経パネル：世帯主が勤労者である世帯の1年間の世帯所得（同居している家族の所得も含まれる）。
 郵政研データ：世帯主が勤労者である世帯の1年間の給与（ボーナスを含む）、事業収入の合計額（世帯主以外の家族が給与収入もしくは事業収入を得ている場合、これらは世帯所得に含まれる）。
 2) 日経パネルにおける20代前半、家計研パネルにおける50歳以降ではサンプルサイズが小さい。

図7 所得の年齢プロファイル

表4 基本統計量：家計研パネル

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯主勤労所得（年間・万円）	520.888	200.800	100	1894.317
世帯主年齢	36.398	5.844	25	58
配偶者（妻）年齢	33.636	4.701	24	45
世帯主就業年数	16.851	6.156	2	43
居住地の市郡規模				
13大都市	0.226	0.418	0	1
その他の市	0.585	0.493	0	1
町村	0.187	0.390	0	1
その他	0.002	0.043	0	1
家族形態				
夫婦のみ	0.103	0.304	0	1
夫婦と子	0.568	0.495	0	1
親と同居	0.667	0.471	0	1
子供人数	1.691	0.942	0	5
同居家族人数	4.321	1.435	2	10
サンプルサイズ	9726			

注) 1) 所得を実質化する際には、消費者物価指数（平成12年基準）を用いた。
 2) 世帯主年齢25歳以上59歳以下の有配偶世帯で、かつ世帯主が勤労者である世帯に限定。
 3) 世帯主年間勤労所得が100万円未満、2000万円以上の世帯は除く。

表5 基本統計量：日経パネル

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯年収（万円）	969.711	403.494	193.611	2239.642
世帯主年齢	47.052	7.814	25	69
世帯主最終学歴				
中学（旧制小・高等小）卒	0.033	0.178	0	1
高校（旧制中）卒	0.367	0.482	0	1
短大卒	0.022	0.148	0	1
大学・大学院（旧制高・高専卒）	0.578	0.494	0	1
世帯主職業				
役員・管理職	0.423	0.494	0	1
専門・研究職	0.080	0.272	0	1
事務職	0.248	0.432	0	1
技能職	0.160	0.367	0	1
販売職	0.063	0.244	0	1
その他	0.026	0.158	0	1
配偶者職業				
役員・管理職	0.008	0.087	0	1
専門・研究職	0.026	0.160	0	1
事務職	0.156	0.363	0	1
技能職	0.037	0.189	0	1
販売職	0.135	0.342	0	1
その他	0.042	0.201	0	1
自営業1（弁護士事務所、開業医など）	0.002	0.039	0	1
自営業2（上記以外）	0.013	0.115	0	1
自由業	0.002	0.040	0	1
無職	0.571	0.495	0	1
その他	0.007	0.086	0	1
同居家族人数	3.936	0.968	2	9
サンプルサイズ	11253			

- 注) 1) 世帯年収はカテゴリー値で回答されるため、各カテゴリーの中央値を用いた。
2) 世帯年収を実質化する際には、消費者物価指数（平成17年基準）を用いた。
3) 世帯主年齢25歳以上69歳以下の有配偶世帯で、かつ世帯主が勤労者である世帯に限定。
4) 1988年から2001年までの間に、10回以上登録・更新を行った世帯に限定。

表6 基本統計量：郵政研データ

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯年収（万円）	752.426	334.446	59.583	2300.109
世帯主年齢	45.052	9.927	25	69
世帯主最終学歴				
中学卒	0.118	0.323	0	1
高校卒	0.481	0.500	0	1
短大・高専卒	0.056	0.231	0	1
大学・大学院卒	0.344	0.475	0	1
家族形態				
夫婦のみ	0.142	0.349	0	1
夫婦＋子供	0.674	0.469	0	1
夫婦＋子供＋両親	0.168	0.374	0	1
その他	0.016	0.125	0	1
同居家族人数	3.878	1.201	2	9
配偶者（妻）が勤労者	0.462	0.499	0	1
サンプルサイズ	6479			

- 注) 1) 世帯年収を実質化する際には、消費者物価指数（平成17年基準）を用いた。
2) 世帯主年齢25歳以上69歳以下の有配偶世帯で、かつ世帯主が勤労者である世帯に限定。

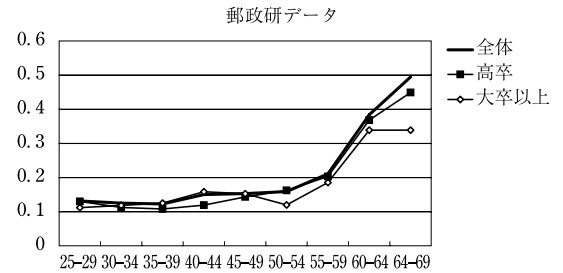
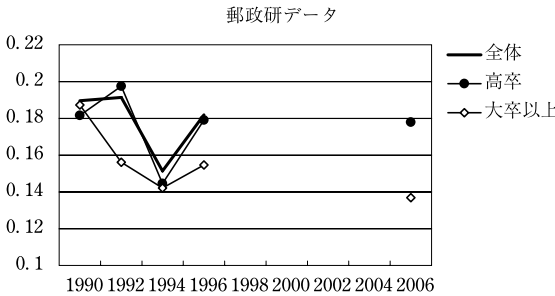
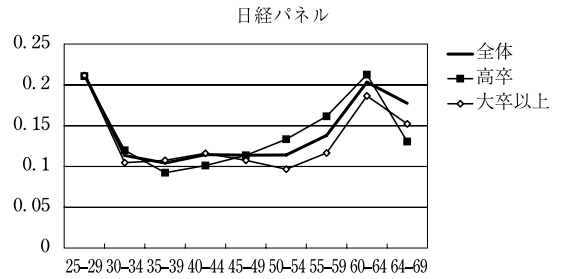
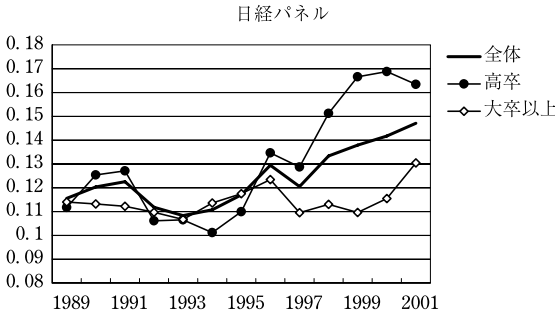
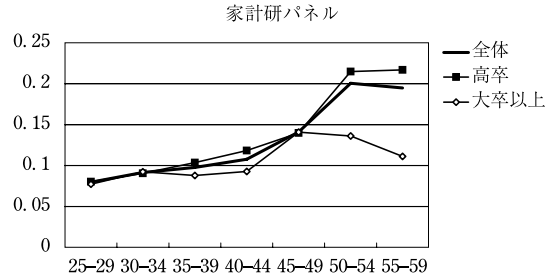
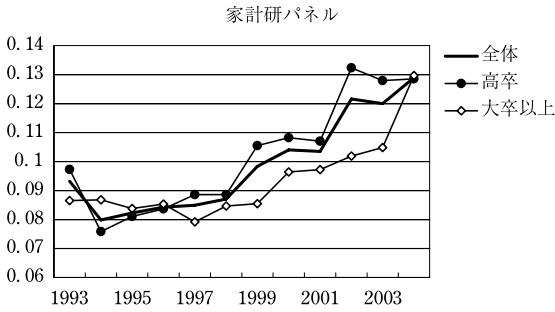


図8 水準分散

図9 水準分散：世帯主年齢別

ショックの拡大が顕著である、という前節までの結果と整合的である。しかし、ここで留意しなくてはならないのは、パネルの加齢効果である。同一世帯を対象に調査が繰り返される場合、このパネルデータは年々年をとっていくことになる。家計研パネルでは、1997年と2003年に若年世帯が新たに追加されているが、日経パネルでは1990年代初頭からほぼ同一世帯をおいかけていることから、特にこの点に注意が必要である²³⁾。よって、上記の①や②は、加齢効果によるものなのか、あるいはそれ以外の要因によるものであるのか、さらに詳しく考察する必要がある。

図9は、横軸に世帯主年齢をとり、所得分散をプロットしたものである。これによれば、世帯主年齢が高くなるにしたがって、分散は増加していることがわかる²⁴⁾。さらに、加齢による所得格差拡大は、低学歴世帯のほうが急速であり、恒常ショックは高卒世帯のほうが大きい、と解釈することができる。

これをふまえてもう一度図8を見ると、特に日経パネルにおける高卒世帯の所得格差拡大は、世帯主の加齢効果プラス、特に、高齢・高卒世帯での恒常ショックの増加がその背景として考えられる²⁵⁾。

V 結論

本論文では、日本の家計パネルデータを用い、家計所得の変動に占める恒常的要因の重要性、およびその推移を計測した。勤労・有配偶の30代世帯における所得格差は90年代半ば以降緩やかな拡大傾向にあり、恒常的要因の重要性も増加している。特に、2001年における恒常所得ショックの増加幅は大きく、家計厚生に大きな影響を与えた可能性がある。一方、消費支出データを用いた分析では分散推計量が負になるなど、推計には成功していない。これは家計パネルデータの消費変化率分散が所得変化率分散よりも著しく大きい等、理論モデルと非整合的な挙動をデータが示していることに起因する。消費データと所得データ間の非整合をどう処理するかは今後の分析課題である。

日経パネルや郵政研データを用いた学歴別の所得分散の推計では、低学歴家計の年齢・分散プロファイルの傾きが急であり、低学歴家計のほうがより大きな恒常所得ショックに直面していることを示している。パネルデータに基づく分析結果である、近年の低学歴家計の恒常所得ショックの分散増大という結果と、低学歴家計が高学歴家計よりも大きな恒常所得ショックに直面しているという結果を併せると、大きな恒常所得ショックに見舞われた若年家計が年をとっていくにつれ、日本家計全体の所得格差の増加スピードが加速していく可能性がある。もっとも、こうしたスペキュレーションは、我々が仮定した極めて単純な所得決定過程の定式化に依存することもまた事実である。本論文では、所得過程として一階の差分方程式を考え、所得を iid 成分と random walk 成分に分割したが、より高次の差分方程式で描写することが適切であれば、本論文で恒常所得ショックとして考えた所得変動は、実際には10年以上の期間を経て元の水準に回帰していく安定的なショックにすぎない可能性もある。そのようなより詳細な所得過程の推計を行うには、さらなるデータの蓄積を待たねばならない。

本論文では、恒常所得ショックの決定要因については全く触れなかったが、さまざまな税制・社会保障改革や労働市場における制度改正、少子化、大学入学率の上昇、景気循環等、恒常所得に影響を与える可能性のある要因は数多く存在する。これらは今後の研究課題である。

付記

本研究において、財団法人家計経済研究所が実施した「消費生活に関するパネル調査」の個票データを使用した。また、日経デジタルメディア社、財団法人ゆうちょ財団からもデータの提供を受けた。ここに感謝したい。さらに、阿部は科学研究費補助金若手(B)の資金援助を受けた。また、十川亜希子氏のRAにも深く感謝する。

注

- 1) 線形の所得過程に基づく恒常所得・ライフサイクルモデルの先行研究としては、Hall [1978], Hall and Mishkin [1982], Altonji and Siow [1987] がある。Deaton [1992] はこの分野の優れた教科書である。
- 2) 家計所得過程の推計の代表的な先行研究として Abowd and Card [1989] をあげることができる。近年では、Meghir and Pistaferri [2004] が極めて一般的な状況下での所得過程の推計を行っている。
- 3) 恒常所得ショックと所得格差の関係については、Deaton and Paxson [1994] が詳しい。
- 4) その他にも、コホートデータを作成し、家計レベルではなくコホートでの分散拡大の情報を用い、恒常所得ショックの分散を計測することも可能である。詳細は Storesletten, Telmer, and Yaron [2004] および Abe and Yamada [2006] を参照せよ。
- 5) 大竹 [2003] は、全国消費実態調査において若年層の消費格差拡大を恒常ショックの増大と解釈しており、本考察に近い分析を行っているが、恒常的所得変動の定量的分析は行っていない。
- 6) 大竹 [2003] 等を参照せよ。
- 7) 例えば、50 代家計の所得分散がこの1994年と2000年でどう変化したかに興味があっても、1994年における50 代家計サンプルが極めて少ないため、家計研のパネルデータで分析することは困難な作業となる。
- 8) 詳細に関しては、阿部・稲倉 [2007] を参照せよ。

- 9) 推計には、夫勤労所得過程 770 家計、2778 観察値を用いた。なお、後の章で、本データと他の家計データとの対比を試みる。
- 10) 家計パネルデータでは同一家計を追いかけるため、時系列方向の変化には加齢効果も含まれる。そのため、サンプル全体が高齢化している場合は、分散も加齢のため上昇する可能性がある。我々は、サンプルを 30 代で限定したため、毎年、分散の計算対象に入る家計と出る家計が存在する。そのため、サンプル全体の年齢分布は各年で大きく変化していない。よって、図 1 で表される分散の上昇は家計の加齢効果ではないことになる。
- 11) パネルデータにおける家計支出の変動要因について、測定誤差や集計期間との関係をより詳細に分析したものに、阿部・稲倉〔2008〕がある。
- 12) ここでは便宜上大卒・高卒と表記しているが、正確には、大卒家計には大学卒業、大学院卒業が含まれ、高卒家計には中卒・高卒・短大・専門学校を卒業しているものも含まれている。
- 13) 正確には 2002 年 1 月が景気の谷である。
- 14) Needs-Scan/Panel はパネル調査であるが、所得はカテゴリー値で回答されるため、1 年間の差分をとる、といった同一世帯での within 効果を分析するには適していない。
- 15) 家計研パネルの詳細については阿部・稲倉〔2007〕を、Needs-Scan/Panel の詳細については、阿部・稲倉〔2008〕を参照のこと。各調査の概要については、表 2 を参照のこと。
- 16) 例えば、ある年では世帯年収を税込みで記入させているが、他の年では税別で記入、といったことがある。郵政研データを用いた結果について次節で紹介するが、第 1 回調査から第 10 回調査のうち、すべての調査結果を報告していないのは、分析対象とする質問項目が利用不可能であったためである。
- 17) 回収率は年によって違うものの、第 1 回調査の 65% から凡そ同じ水準で推移している（第 9 回調査では 62.6%）。ただし、2006 年に行われた第 10 回調査の回収率は極端に低い 16.7% であった。
- 18) 郵政研データと国勢調査の比較については、ゆうちょ財団ホームページを参照のこと。URL: <http://www.yu-cho-f.jp/research/old/research/kinyu/finance/2007/tyosa-gaiyou.pdf>
- 19) 家計研パネルの調査主体は女性であるが、本研究では有配偶世帯の夫の年齢を「世帯主年齢」として抽出した。
- 20) 家計研データの基本統計量は表 4 を、郵政研データについては表 6 を参照のこと。
- 21) すべて、有配偶世帯に限る。
- 22) 表 4, 5, 6 に掲載されている変数を所得の回帰に用いた。また第 III 節では、30 歳代の世帯に限った推計結果が報告されているが、ここでは 25 歳から 59 歳までの勤労者世帯を対象を広げている。ちなみに、日経パネル及び郵政研データでは 25 歳から 69 歳までの勤労者世帯を対象としている。
- 23) 無論、日経パネルにも新規登録世帯が存在するが、1990 年代後半以降はそれほど数が多い。
- 24) 年齢の上昇とともに所得分散が高くなる点については、所得再分配調査を用いてジニ係数を推計した府川〔2006〕などでも報告されている。
- 25) 変数の定義変更により、1990 年代後半の郵政研データは残念ながら利用できない。2006 年の結果によれば、高卒と大卒の分散の乖離幅が大きくなっているが、これについては 2005 年以降の家計研パネルデータが利用可能になった後確認する必要がある。

参考文献

- Abe, N. and T. Yamada (2006) "Nonlinear Income Variance Profile and Consumption Inequality over the Life Cycle," Bank of Japan Working Paper Series.
- Abowd, John M and David Card (1989) "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 411-445.
- Altonji, Joseph G and Aloysius Siow (1987) "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 2, pp. 293-328.
- Blundell, R. and I. Preston (1998) "Consumption Inequality and Income Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 2, pp. 603-640.
- Deaton, A. (1992) *Understanding Consumption*: Oxford University Press, USA.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Consumption Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 120, pp. 437-467.
- Hall, R. E. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *The Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, p. 971-987.
- Hall, R.E. and F.S. Mishkin (1982) "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, Vol. 50, No. 2, pp. 461-481.
- Meghir, C. and L. Pistaferri (2004) "Income Variance Dynamics and Heterogeneity," *Econometrica*, Vol. 72, No. 1, pp. 1-32.

Storesletten, K., C.I. Telmer, and A. Yaron (2004) "Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor Market Risk," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 3, pp. 695-717.

阿部修人・稲倉典子 (2007) 「家計所得過程の共分散構造分析」, 『経済研究』, 第 58 卷, 第 1 号, pp. 15-30。

————— (2008) 「パネルデータにおける家計消費の変動要因——測定誤差とデータ集計期間に関する一考察——」, 『経済研究』, 第 59 卷, 第 3 号, pp. 228-239。

大竹文雄 (2003) 「所得格差の拡大はあったの

か」, 樋口美雄 + 財務省財務総合政策研究所編著 『日本の所得格差と社会階層』 第 1 章, 日本評論社。

府川哲夫 (2006) 「世帯の変化と所得分配? — 1987 年—2002 年「所得再分配調査」を用いて」, 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編 『日本の所得分配—格差拡大と政府の役割』 第 6 章, 東京大学出版会。

(あべ・なおひと 一橋大学経済研究所准教授)
(いなくら・のりこ (社) 日本経済研究センター
研究員 一橋大学グローバル COE 特別研究員)

格差・貧困と公的医療保険： 新しい保険料設定のマイクロ・シミュレーション

阿 部 彩

I はじめに

公的医療保険における「国民皆保険」が、現在、危機的な状況にある。国民健康保険の保険料を滞納している世帯は、全国で約382万世帯、滞納率は18.4%に達する〔厚生労働省2008〕。つまり、約5世帯に1世帯の国民健康保険の被保険世帯（以下、国保世帯）が保険料を払っていない。国民健康保険料の滞納が続くと、保険証を返還させられ、「短期被保険者証」または「被保険者資格証明書」が交付される。「短期被保険者証」は、短期間に更新手続き（保険料納付）をしなければならず、「被保険者資格証明書」は、医療機関での支払いは全額自己負担となるので、事実上の「無保険状態」であることを意味する（全額から自己負担分3割を除いた額は市区町村に返還を求めることができるが、実際に、返還を受けるためには、滞納している保険料を払わなければならない）。滞納世帯の中には、子どもがいる世帯も含まれ、全国で「無保険」状態である（＝資格証明書が発行された）世帯は33万世帯あり、これらに属する中学生以下の子どもは3万2,776人（1万8,302世帯）に上る〔厚生労働省2008〕¹⁾。

無保険となる要因について実証分析を行った先行文献によると、世帯の所得状況や本人の就業状態が無保険者となる確率に有意に影響するという一貫した結果となっており〔鈴木・大日2000, 湯田2006〕、低所得層に対する公的医療保険の保

険料の設定のあり方を再考する必要があることは明らかである。

本稿は、公的医療保険における保険料の設定について「国民生活基礎調査」（厚生労働省）の個票レベルのデータを用いて考察するものである。そもそも、公的医療保険の保険料設計には、いくつかの不公平が内在する。第一に、世帯が負担する保険料は、同じ所得であっても、どの公的医療保険制度に加入するかによって大きく異なる。これは、国民健康保険と被用者保険の間に最も顕著であるが、被用者保険の間においても、政府管掌健康保険（現協会けんぽ）、組合健康保険、共済会など、雇用主の規模やタイプによって保険料率は異なる²⁾。そのため、低所得であっても比較的高い率の保険料を支払っている世帯もあれば、逆に、高所得であっても低い率の保険料を支払っている世帯がある。また、同じ国民健康保険でも、保険料設定は各自治体によって行われているので画一的ではない。第二に、公的医療保険の保険料の設定は、家族構成と密接な関係がある。被用者保険においては、扶養家族の人数にかかわらず保険料の設定がなされているので、同じ所得であっても、扶養家族が多い世帯のほうが「得」である。一方、国民健康保険では、被保険者（保険でカバーされる人、以下同）数に応じて課せられる均等割の部分があるので、扶養家族が多いと、保険料も上昇する。

このような「不公平」は、被用者健康保険と国民健康保険が異なる概念によって保険料設定を行っていることから生じている。被用者健康保険

は、勤労所得に対して定率の保険料を課しており、世帯の支払い能力に応じた負担を求める「応能負担」の考え方に基づいている。つまり、低所得者は低い保険料、高所得者は高い保険料を支払う設定となっている。同じ社会保険であっても、厚生年金においては、負担（支払った保険料）と便益（給付される年金額）が関連づけられているので、「応能負担」の理念がそれほど強いとは言えないものの、医療保険においては、低所得者と高所得者の間には、便益（給付される医療費）の差がないと考えられる³⁾ので、「応能負担」の考え方が色濃いと言えよう。しかしながら、被用者健康保険には、標準報酬月額の下限と上限が定められており（平成20年度は5万8,000円から121万円）、上限以上の高所得者の負担率はほかの被保険者よりも低くなる。つまり、「応能負担」といっても、高所得者には「応能」よりも低い負担しか求めている⁴⁾⁵⁾。

一方で、国民健康保険の保険料には、所得割（収入に応じて徴収）部分、資産割（固定資産税に応じて徴収）部分、平等割（世帯ごとに徴収）部分、均等割（世帯内の被保険者数に応じて徴収）部分があり、「応能」部分と「応益」部分が混在している。国民健康保険の保険料の滞納問題から明らかのように、この「応能」と「応益」が混在した保険料設定は、所得格差が拡大する今日において機能しなくなってきた。

このような問題意識を背景に、本稿は、新しい公的医療保険の保険料設計を想定し、それらが導入された時に、世帯単位の保険料負担がどのように変化するのかをマイクロ・シミュレーション（micro-simulation）という手法を用いて推計する。想定される保険料設定は、保険料収入中立の仮定のもとに、①国民健康保険、被用者健康保険を通じて、被保険者1人あたり保険料を同額とした場合、②国民健康保険、被用者健康保険を通じて、世帯あたり保険料率（対世帯可処分所得）を同率とした場合、③子どもがある世帯について国民健康保険料を半額免除とした場合、の3つである。①は、「応益負担」の考え方をすべての公的医療保険の被保険者に均一に適用した設定、②は

「応能負担」の考え方をすべての被保険者に均一に適用した設定、③は特に子どもの無保険状態を解消するために配慮された設定である。シミュレーションの結果を受けて、どのような保険料設計が望ましいかを保険料の公平性という観点から議論する。

II データと手法

1 データ

本稿で用いるデータは、平成16（2004）年の「国民生活基礎調査」において、世帯票と所得票が揃った標本である⁶⁾。本調査では、世帯内のすべての世帯員について、「公的医療保険の加入状況」（国民健康保険、被用者保険（本人・家族）、その他）、社会保険料（医療）（前年に支払った公的医療保険料）、可処分所得（前年、収入源別）などの情報⁷⁾を調べており、公的医療保険の分析を行うのに適している。2004年は「国民生活基礎調査」の中でも3年に1回行われる大調査年にあたり、標本数は25,091世帯（72,487人）である。

保険料負担の分析およびシミュレーションに用いられたデータは、この標本の中から、可処分所得および公的医療保険納付額がわかっており、かつ、最多所得者が65歳以下の世帯（以下、現役世帯⁸⁾）13,113世帯である。分析の対象を現役世帯に絞ったのは、高齢世帯と現役世帯では所得の源泉や消費行動（高齢世帯は所得が低くとも貯蓄を取り崩して生活をしていると考えられる等）が異なるため、保険料率の解釈などが複雑となるからである。

2 手法

本稿の前半においては、1989年、92年、95年、98年、01年、04年の「国民生活基礎調査」の大調査年6回分の公表データと、2004年の個票を用いて、公的医療保険の加入と負担の状況を記述する。記述される内容は、1989年から2004年の年齢層別、制度別の加入状況の変化および2004年における所得階級別、制度別の加入状

況、負担（世帯あたり保険料、対可処分所得保険料率、被保険者1人あたり保険料）の状況である。これを行うことにより、どのような世帯とどのような世帯の間に保険料の負担の格差が生じているのかを検証する。

論文の後半においては、2004年のデータを用いて、異なる保険料設定のマイクロ・シミュレーションを行う。マイクロ・シミュレーションとは、世帯・個人レベルで集計されたデータをもとに、ある仮定の制度下において、どのような世帯が便益を受け、どのような世帯が負担を被るのかを、模擬的に推計（シミュレート）する方法である。マイクロ・シミュレーションは、税制や社会保障制度の改革が及ぼす影響を世帯レベルで簡単に推計することができるため、多くの国で改革の是非を検討する際に用いられている〔Harding and Gupta 2007〕。日本では、本稿でシミュレートするような改革の前後比較は、ある仮定をおいた「モデル世帯」（典型的な例は、4人世帯、夫、専業主婦、子ども2人）で論じられることが多い。しかしながら、日本の社会には、三世帯世帯や延長型世帯⁹⁾も多く、世帯の形も多様であることから、このような「モデル世帯」の型にあてはまらない世帯も多く存在する。マイクロ・シミュレーションは、実際に社会に存在する世帯形態

をすべて含めたデータセットを基に、新しい保険料設計を課すので、改革の影響をより正確に把握することができる。

なお、本稿で行うシミュレーションでは、改革前と改革後において、世帯構造や人口構成、人々の行動（およびそれに伴う所得の変化）が変わらないと仮定する。このような方法は、Static Micro-simulationと言われ、最も簡単に、改革前後の変化を検討する方法である〔Harding & Gupta 2007〕。

III 「国民生活基礎調査」からみた公的医療保険加入状況と保険料負担

1 年齢別、加入状況

まず、「国民生活基礎調査」からみた公的医療保険の加入状況を概観する。表1は、1989年から2004年の6回分の大調査年の報告書（厚生労働省大臣官房統計情報部編 各年）から得たデータに基づいて、年齢階層別に公的医療保険の制度別の加入者割合の推移を示したものである。これによると、全個人でみると国民健康保険（以下、国保）の加入者の割合が約4割、被用者保険（組合健康保険、政府管掌健康保険、共済組合、船員保険、以下、被用者保険または健保）の加入者が

表1 公的医療保険の加入状況：年齢、性別

	全個人						子ども（20歳未満）					
	1989	1992	1995	1998	2001	2004	1989	1992	1995	1998	2001	2004
国民健康保険	36.6%	35.8%	36.3%	39.0%	40.6%	39.7%	28.8%	27.7%	26.5%	27.6%	27.0%	20.0%
被用者保険	61.5%	63.1%	62.7%	59.6%	58.6%	58.0%	69.6%	71.4%	72.7%	71.1%	72.5%	78.1%
本人	27.9%	29.7%	29.9%	28.6%	29.0%	28.5%	3.0%	3.3%	2.2%	1.8%	1.5%	1.3%
家族	33.4%	33.4%	32.9%	31.0%	29.7%	29.5%	66.6%	68.1%	70.5%	69.3%	71.0%	76.8%
その他	1.9%	1.2%	0.9%	1.4%	1.6%	2.3%	1.6%	0.9%	0.7%	1.3%	1.4%	1.9%
	勤労世代（20-59歳）						高齢者（60歳以上）					
	1989	1992	1995	1998	2001	2004	1989	1992	1995	1998	2001	2004
国民健康保険	30.4%	28.2%	27.9%	29.5%	30.1%	28.0%	69.1%	69.0%	70.0%	72.7%	75.0%	76.6%
被用者保険	67.7%	70.6%	71.2%	69.1%	69.0%	69.5%	28.6%	29.6%	28.8%	25.9%	24.3%	21.3%
本人	45.9%	48.5%	48.9%	47.4%	47.8%	48.8%	9.5%	9.6%	9.8%	0.1	0.1	9.4%
家族	21.8%	22.1%	22.3%	21.7%	21.2%	20.7%	19.2%	20.0%	19.0%	0.2	0.1	11.9%
その他	1.9%	1.2%	0.9%	1.4%	1.6%	2.5%	2.3%	1.5%	1.2%	1.4%	1.6%	2.0%

出所）厚生労働省大臣官房統計情報部編「国民生活基礎調査」平成元年、4年、7年、10年、13年、16年。

約6割であり、1989年から2004年にかけて前者の割合が若干上昇しているものの、大きな変化はない。健保加入者の中では、「家族」の割合が若干減っており扶養家族数の減少を確認することができる。

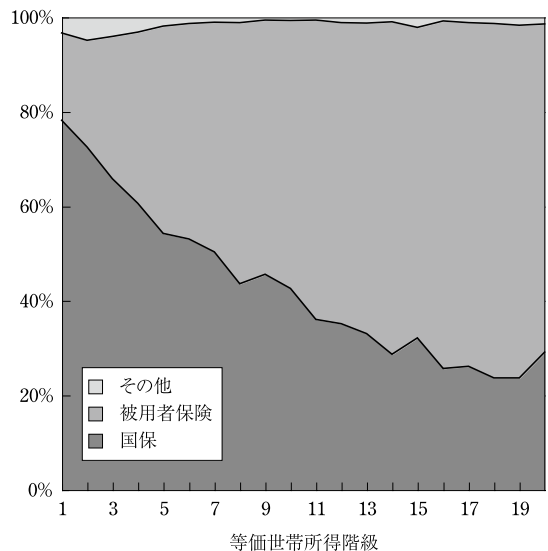
勤労世代（20歳～59歳）に限ってみても、加入状況の割合の大きな変化はみることができない。雇用の非正規化によって、職場から提供される社会保険に加入できず、国保に加入する人が増加していることが推測されたが、1989年から2004年の15年間にわたって、国保は3割弱、被用者保険（健保）は約7割で推移している。

子ども（20歳未満、未婚、職業が「主に仕事」「主に家事」であるものを除く）に着目すると、国民健康保険への加入割合はむしろ減少傾向にある。特に、2004年は2001年に比べて27.0%から20.0%と、7ポイントの減少が見られる。小規模年であるため、サンプル数が少ない2006年の「国民生活基礎調査」においても（表外）、この率は21.0%なので、この減少が2004年データのglitchのみによるものであるとは考えにくい。このことは、国民健康保険の保険料未納世帯の増加によって、無保険状態の子どもが増加することが懸念されるものの、そもそも国民健康保険に加入している子どもの割合は減少していることを示している。

国民健康保険にも被用者保険にも加入しない人は「その他」に含まれる。本データにおいては、「公的医療保険の加入状況」に、「無加入」または国民健康保険において「短期被保険者証」または「被保険者資格証明書」が発行されているかどうかの選択肢が含まれていないため、この「その他」にどのような人が含まれるのかは厳密には定義できない。しかしながら、どの年齢層、性別においても、「その他」の割合は、小さいものの増加しており、この数値が「無保険者」の増加を示唆しているものと考えられる。

2 所得別

次に、各個人の所得階級別（等価世帯所得＝世帯員全員の所得を合算し世帯人数で調整したも

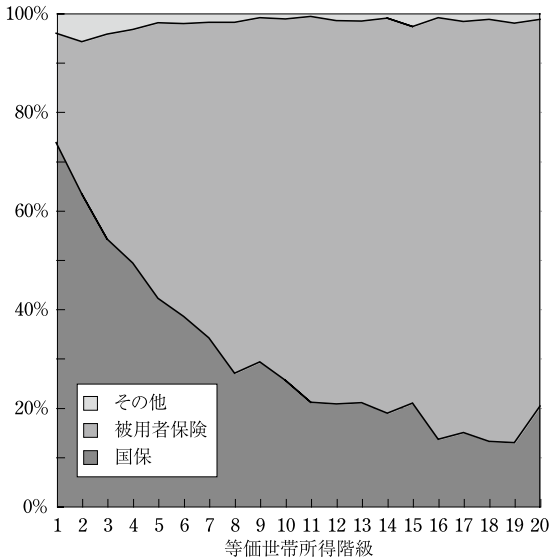


出所) 平成16年「国民生活基礎調査」より筆者計算。

図1 公的医療保険加入状況：等価世帯所得20分位別I（全個人）

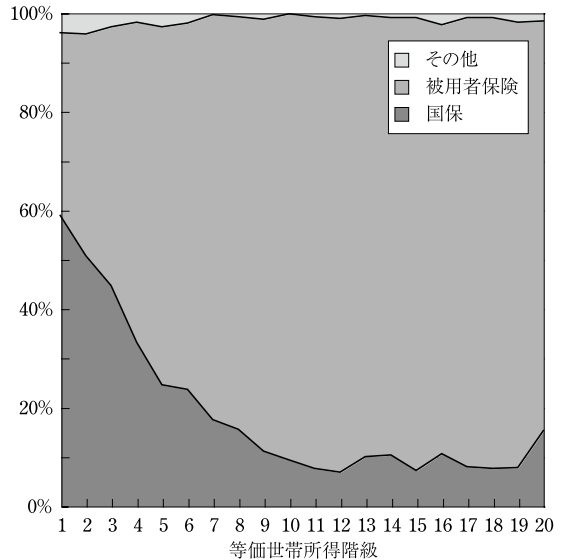
の)に、公的医療保険の加入状況をみることにする。全個人でみると（図1）、低所得層に国民健康保険加入者が偏っていることがわかる。しかし、所得の比較的に少ない高齢者が国民健康保険に加入していると考えられるため、対象を勤労世代（20歳から59歳）のみにしたものが図2である。すると、同様の傾向は、勤労世代のみに対象を絞った場合にもみることができる（図2）。第1・20分位においては、勤労世代でも72%が国保の加入者であり、健保に加入しているのは24%に過ぎない。また、無保険者と考えられる「その他」のものも約4%存在する。逆に、第20・20分位においては、国民健康保険加入者は22%、被用者保険は77%、「その他」は1%となる。つまり、国保加入者は健保加入者よりも比較的に所得が低いことが確認される。しかし、高所得層においても、2割程度の国保加入者が存在し、国保加入者のすべてが低所得層であるわけではない。

同様に、子どもの所得階級別の加入状況（図3）においても、低所得層の国民健康保険への偏りがみることができるが、全体として、子どもは



注) 等価世帯所得階級は、現役世代間の20分位。
出所) 平成16年「国民生活基礎調査」より筆者計算。

図2 公的医療保険加入状況：等価世帯所得20分位別（現役世代）



注) 等価世帯所得階級は、子ども間の20分位。
出所) 平成16年「国民生活基礎調査」より筆者計算。

図3 公的医療保険の加入状況：等価世帯所得20分位別（子ども）

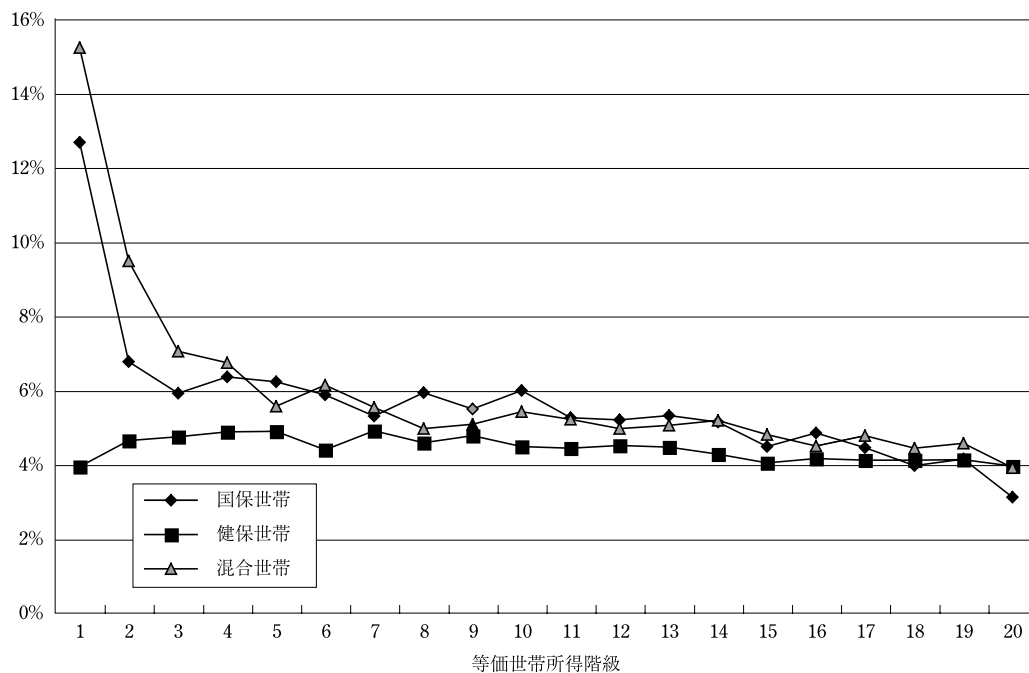
健保の割合が多く、中所得から高所得層にかけて国保の割合は1割前後となっている。

3 所得階級別にみた保険料の負担

次に、公的医療保険制度の保険料の負担の実態を平成16(2004)年「国民生活基礎調査」の個票の再集計から概観していこう。図4、5は、現役世帯を対象に、等価世帯所得階級20分位別の保険料負担の状況を示したものである。応能負担という観点から公平性を計る材料として、世帯の可処分所得に対する保険料の割合（保険料率、図4）、応益負担という観点から公平性を計る材料として、被保険者1人あたり保険料額（図5）という2つの指標を用いる。また、国保世帯（世帯員のすべてが国民健康保険）、健保世帯（世帯員のすべてが被用者保険）、混合世帯（世帯員の一部が国民健康保険、ほかが被用者保険）を分けて表示することにより、制度間の公平性を検証する。

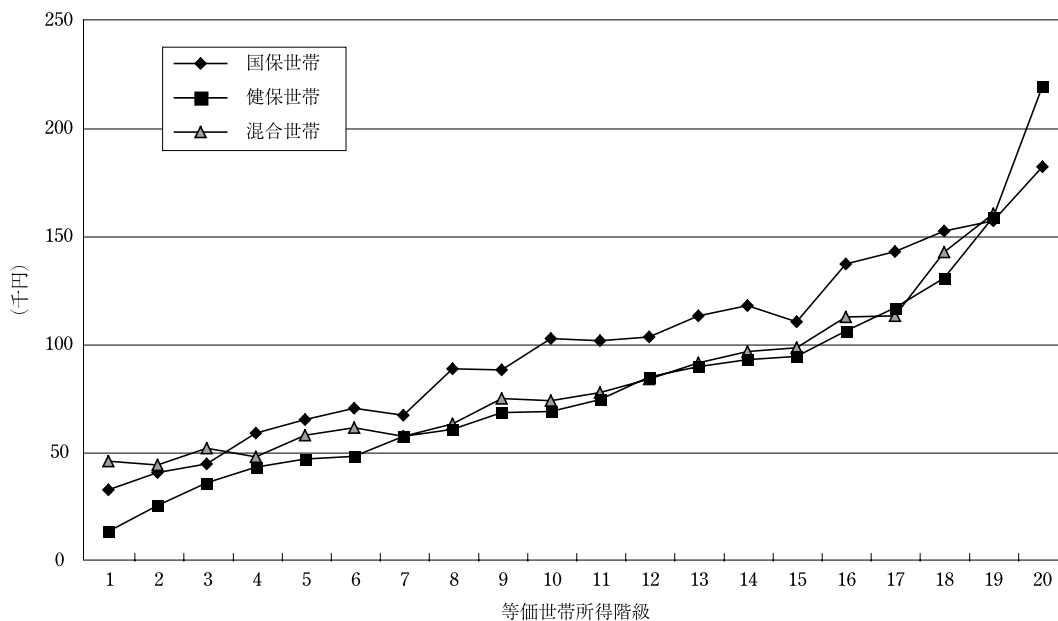
図4からは、国保世帯、混合世帯において、所得階級が低い層において保険料率が高いことがわかる。第1・20分位において顕著に高い率は、国

民健康保険料の算定が前年の所得に基づいており、前年に所得が高くとも当該年で低い場合など、極端に高い保険料率が課せられている場合があると考えられるが¹⁰⁾、それを勘案したとしても保険料率は低所得層（第2・20分位）の7%から高所得層（第20・20分位）の3%にかけて減少している。一方、健保世帯においては、保険料率がほぼ4%と一定となっている。被用者保険において、標準報酬月額の上限が設定されていることによって、高所得層における保険料率が低くなっていることが想像されていたが、第20・20分位で若干の減少が見られる以外は観察されない。また、政管健保、組合健保、共済会など制度ごとに異なる保険料率が所得階層による格差として現れると懸念されたが、それも確認されない。しかし、制度間の公平という観点から、国保世帯と健保世帯の保険料率を比べると、同じ所得階級においても、国保世帯の方が健保世帯よりも高い保険料率を課せられており、「国保—健保」間の格差は確認することができた。混合世帯は、国保世帯と被用者世帯の中間的な位置となっている。



出所) 図1と同様。

図4 平均保険料率：国保，健保，混合世帯別



出所) 図1と同様。

図5 平均1人あたり保険料額：国保，健保，混合世帯別

このような、応能負担の観点からみる保険料の負担の実態は、応益負担という観点からみると異なった局面をみせる(図5)。何故なら、1つの世帯に何人の被保険者(本人+扶養家族)が存在するかは、所得階層によって異なる可能性があるからである。図5は、保険にカバーされる被保険者1人あたりの保険料を制度、所得階級別にみたものである。これによると、1人あたり保険料は、国保世帯においても、健保世帯においても、所得とともに増加し、その増加の度合いはほぼ同じである。しかし、国保世帯と健保世帯を比べると、ほとんどの所得階級において、国保世帯の方が健保世帯よりも高い保険料となっている。これは、国民健康保険の保険料には、少なからず、「均等割」の部分があるためと考えられる。しかし、「所得割」の部分も大きいため、被用者保険と同様に、所得が高いほど、保険料が高いという基本的構造は守られている。

4 特定世帯の保険料負担

それでは、現行の保険料設定は、母子世帯、多子世帯、多人数世帯、低所得世帯など特定の世帯においてどのような負担を課しているのであろうか(表2)。まず、世帯人数別にみると、国保世帯の世帯人数が多い世帯(3人以上)の保険料率が高くなっている。この傾向は健保世帯にはみられないため、多人数世帯においては、国保-健保間の格差が大きくなっている。同様に、子どもの数別でも、国保世帯では子ども数が多いほど負担が大きくなっている。母子世帯では、約半数が健保世帯、残りが国保世帯であり、保険料率の負担は4.6%、4.2%とほかに比べて特に大きいことはない。これは、母子世帯の所得が低いことが要因と考えられる。最後に、低所得の有子世帯をみると、保険料率は、やはり国保世帯において高くなっており、特に所得階級が第1、第2・20分位の世帯の負担率が高い。

IV シミュレーションの設定

前節で行った現行(2003年)の各世帯・個人

の公的医療保険の加入状況および保険料負担の分析をもとに、以下の3つのシミュレーションを行う。どれも、保険料収入(被用者保険の場合は雇用主負担分も含む)を現行と同じという仮定のもと、新しい設計を行っている。

シミュレーション1(Sim 1): 国民健康保険と被用者保険の全被保険者について、被保険者1人あたりの保険料を定額とした場合

シミュレーション1においては、被用者保険、国民健康保険の両方を通じて、被保険者1人あたり保険料を定額とした場合を想定する。この保険料設定とすると、現行の制度と同額の保険料収入を得るためには(保険料収入中立)、被保険者1人あたりの保険料は13.193万円と計算される。被用者保険の場合は、保険料の労使折半を前提として、被用者が65,950円、雇用者が65,950円を負担する。被保険者1人あたりなので、世帯内の被保険者数(配偶者、子どもなどの扶養家族)に応じて、世帯の合計保険料は上記に被保険者数を乗じた額となる。言葉を代えると、この制度は、国保・健保を通じて、保険料設定をすべて「均等割」とする設計である。全被保険者に同額に負担が課せられるという意味で、この設定は「応益負担」の原理に基づく¹¹⁾。

シミュレーション2(Sim 2): 国民健康保険と被用者保険の全加入世帯において、保険料を各世帯の可処分所得に対して定率とした場合

シミュレーション2は、被用者保険、国民健康保険の両方を通じて、各世帯の可処分所得に対する保険料率が一律であるとした場合である。Sim1と同様に現行制度と同じ額の保険料収入を保つと、各世帯の保険料率(対可処分所得)は4.45%(被用者の場合は、これと同率の保険料を雇用者が拠出するため労使合算で8.9%)と計算された¹²⁾。保険料率は均一なので、被用者保険の現行制度にある標準報酬月額の上限や、低所得世帯のための保険料減免も廃止することとなる。また、保険料は世帯の可処分所得のみと連動しているため、国民健康保険であっても、被用者

表2 特定世帯の負担（現行制度）

	全世帯				国保世帯							
	n	構成比	保険料率 (対 DPI)	被保険者1 人あたり保 険料額	n	構成比	保険料率 (対 DPI)	被保険者1 人あたり保 険料額				
全数	13,113	100%	5.0%	85.9	3,188	100%	6.6%	74.2				
世帯人数												
1人	2,009	15%	4.1%	113.1	781	24%	5.0%	79.0				
2人	3,079	23%	5.4%	105.6	1,042	33%	6.8%	84.7				
3人	2,917	22%	5.1%	85.4	584	18%	7.2%	71.6				
4人	2,999	23%	5.2%	68.9	462	14%	8.0%	62.3				
5以上	2,109	16%	5.2%	58.6	319	10%	6.9%	50.0				
母子世帯	274	2%	3.9%	34.3	113	4%	4.2%	25.1				
子どもなし	7,459	57%	5.1%	105.5	2,217	70%	6.5%	84.6				
子ども1人	2,240	17%	4.8%	69.5	428	13%	6.5%	52.6				
子ども2人	2,507	19%	5.0%	57.2	385	12%	7.3%	51.2				
子ども3人+	907	7%	5.0%	47.0	158	5%	7.0%	42.6				
低所得有子世帯												
所得階級1×有子	279	2%	9.8%	23.0	154	5%	12.8%	29.2				
所得階級2×有子	272	2%	6.5%	30.3	131	4%	7.2%	31.6				
所得階級3×有子	277	2%	5.1%	33.7	108	3%	5.9%	35.4				
低所得層												
所得階級1	654	5%	10.1%	27.9	419	13%	12.7%	32.5				
所得階級2	655	5%	6.0%	37.4	375	12%	6.8%	40.5				
所得階級3	655	5%	5.2%	42.2	304	10%	5.9%	44.5				
	健保世帯				混合世帯							
	n	構成比	保険料率 (対 DPI)	被保険者1 人あたり保 険料額	n	構成比	保険料率 (対 DPI)	被保険者1 人あたり保 険料額				
全数	6,923	100%	4.4%	91.6	2,606	100%	5.4%	84.9				
世帯人数												
1人	1,056	15%	4.0%	138.3								
2人	1,494	22%	4.6%	120.0	459	18%	5.4%	106.7				
3人	1,572	23%	4.4%	85.9	698	27%	5.2%	95.8				
4人	1,908	28%	4.4%	65.6	586	22%	5.4%	84.2				
5以上	893	13%	4.3%	54.6	863	33%	5.6%	65.2				
母子世帯	123	2%	4.6%	41.9	斜線のセルは標本数が50以下であるため省略。							
子どもなし	3,359	49%	4.5%	123.5								
子ども1人	1,346	19%	4.2%	72.7								
子ども2人	1,676	24%	4.4%	57.8								
子ども3人+	542	8%	4.3%	45.5								
低所得有子世帯					斜線のセルは標本数が50以下であるため省略。							
所得階級1×有子	84	1%	3.5%	9.2								
所得階級2×有子	89	1%	5.5%	25.7								
所得階級3×有子	110	2%	4.6%	28.0	斜線のセルは標本数が50以下であるため省略。							
低所得層												
所得階級1	139	2%	3.9%	13.3					49	2%	15.2%	31.5
所得階級2	151	2%	4.6%	25.3					71	3%	9.5%	45.6
所得階級3	206	3%	4.7%	35.8	85	3%	7.1%	44.0				

注) 斜線のセルは標本数が50以下であるため省略。

出所) 「平成16年国民生活基礎調査」より筆者推計。

保険であっても、世帯内の被保険者数に関係しない。全世帯に同率に負担が課せられるという意味で、この設定は「応能負担」の原理に基づく。

シミュレーション3 (Sim 3) : 子どもがある世帯の国民健康保険料を半額免除とした場合

公的医療保険の危機の中でも、特に懸念されるのが子どもの無保険者の増加である。健保世帯においては、世帯に対する新たな負担増を伴わずに子どもがカバーされるので、子どもの医療保険料のための家計の圧迫や子どもが無保険状態に陥るなどの問題は生じていない。問題は、国保世帯の子どもである。そのため、国民健康保険の保険料未納による子どもの無保険者の増加を防ぐために、国民健康保険に加入しており、かつ、子どもがある世帯の保険料に半額免除制度を導入する。これによる保険料収入の減少は、その他の世帯(健保世帯、および、子どもがない国保世帯)の可処分所得に同率に加算される。国保世帯で、かつ、子どもがある世帯は全世帯の中では少数(全世帯の7.4%)であるため、加算される率は比較的小さく、約0.086%となる。健保世帯の場合は、被用者分0.086%、雇用者分0.086%の計0.172%が現行の保険料率に加算される。国保世帯の場合は、国民健康保険料の所得割部分の保険料率が0.086%増加することとなる。

各シミュレーションでは、全体の保険料収入の負担の割合が、国保世帯と健保世帯の間で変るため、雇用者が負担する総保険料も変化する。Sim 1では、雇用者負担分が減少、Sim 2と3では増加となる。

3つのシミュレーションの評価をするために、保険料率(対可処分所得)、被保険者1人あたり保険料額の2つの指標を用いる。これを、世帯タイプ(国保世帯、健保世帯、混合世帯)別、等価世帯所得20分位別に平均を計算した結果表を作成する。また、世帯人数(1人、2人、3人、4人、5人以上)、世帯類型(高齢者世帯、母子世帯、一般世帯)、子ども人数(0人、1人、2人、3人以上)、有子の低所得世帯(等価世帯所得20

分位の第1~3分位)、低所得世帯(同上)別の平均を示して、特定世帯への改革の影響を推計する¹³⁾。

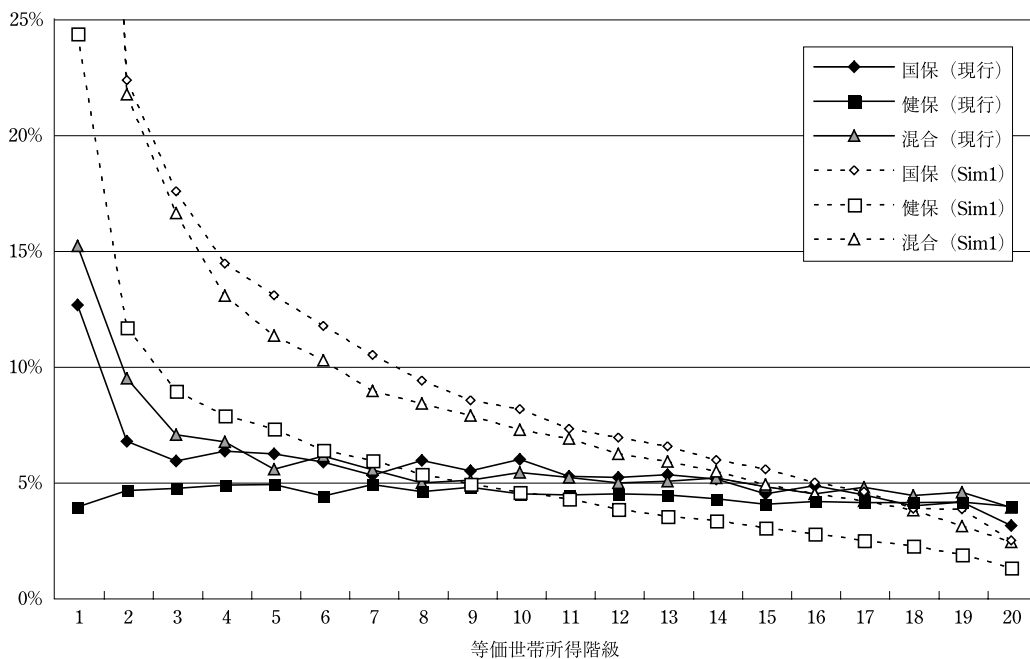
V 結果

1 シミュレーション1

図6、図7は、シミュレーション1の設定による新しい保険料体系を各世帯に課し、等価世帯所得階級別に現行制度とシミュレーション下の保険料率、1人あたり保険料額の平均をみたものである。まず、全体の傾向として、国保・健保両方の制度において低所得層から中所得層にかけての負担が多くなっており、保険料の逆進性が強まっている。これは、保険料が「均等割」となったことにより、保険料の負担が高所得者から低所得者へ、また、健保世帯から国保世帯へ移行したことによる。もともと存在していた国保世帯—健保世帯間の保険料率の格差はますます拡大し、特に低所得層における格差が大きくなっている。図7をみると、1人あたり保険料が定額となったものの、被用者保険の場合はその半額を雇用者が負担するという設計は変えていないため、国保世帯—健保世帯間の保険料の差は固定される。結果として、健保世帯では、所得階級第9・20分位以下、国保世帯では第16・20分位以下の世帯で「1人あたり保険料」が増加していることがわかる。さらに、健保世帯が担う負担分が少なくなったことにより、保険料収入全体における雇用者負担分が減少し、その分、被保険者の負担分が増加している。

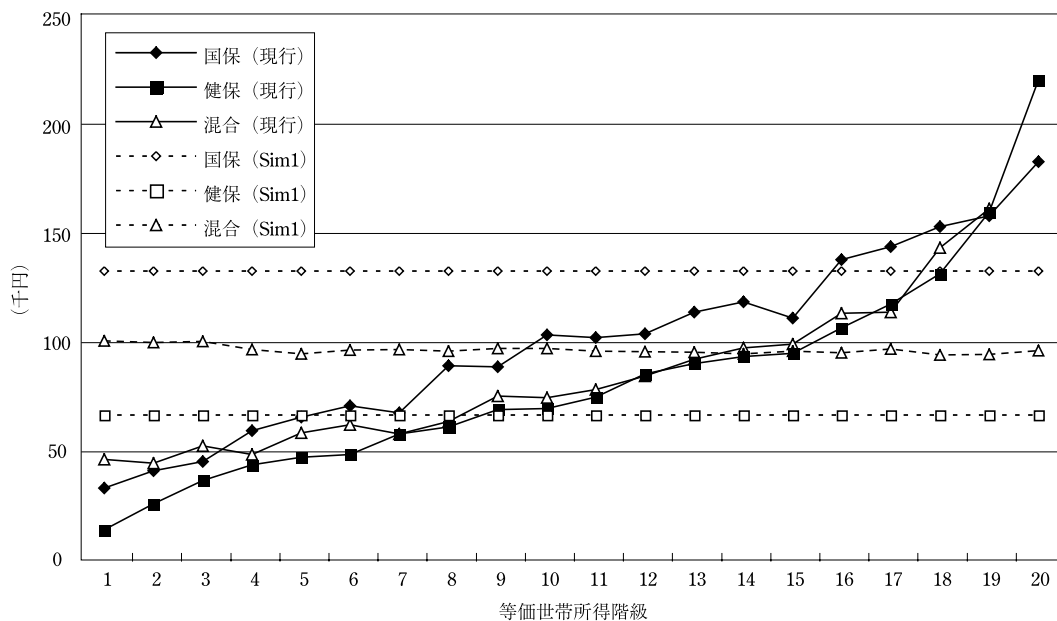
2 シミュレーション2

図8、図9は、シミュレーション2による推計結果である。シミュレーション2では、すべての世帯の保険料率を均一に設計しているので、図8における、国保、健保、混合世帯の新しい負担率は均一となり、点線で示す横線となる。このため、特に低所得層でみられた高い保険料率が大幅に減少する。図9は、現行制度とSim 2の1人あたり保険料額である。国保世帯においては、所得



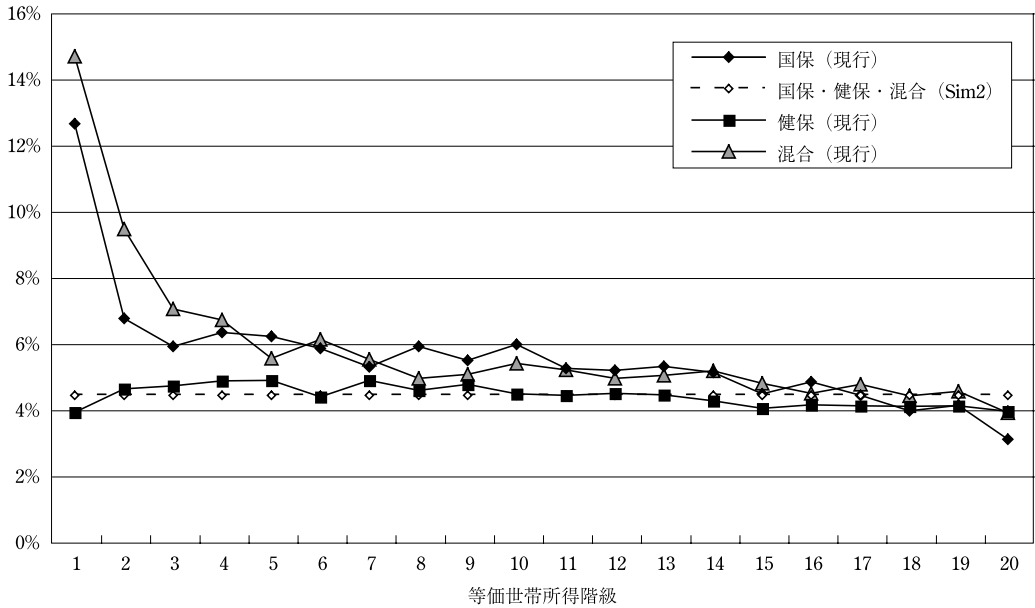
出所) 図1と同様。

図6 平均保険料率：国保，健保，混合世帯別



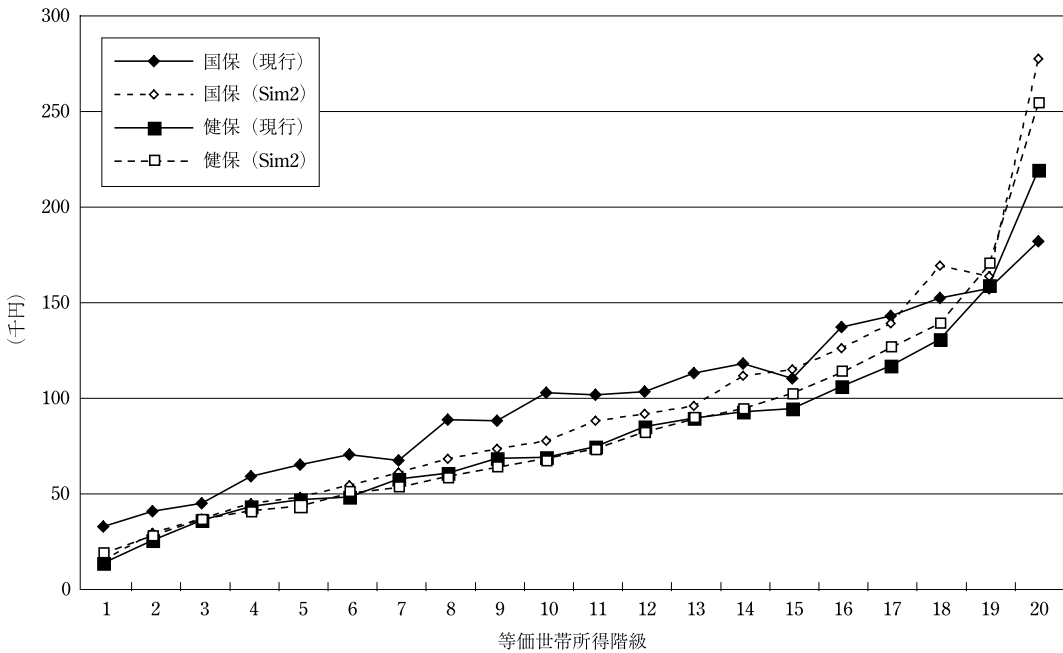
出所) 図1と同様。

図7 平均1人あたり保険料額：国保，健保，混合世帯別



出所) 図1と同様。

図8 平均保険料率：国保，健保，混合世帯別



注) 混合世帯は図が複雑になるため略。

出所) 図1と同様。

図9 平均1人あたり保険料額：国保，健保，混合世帯別

階級が第15・20分位より下の世帯においては、1人あたり保険料の減少が見られる。健保世帯においては、ほとんどの所得階級で大きな変化は見られない。結果として、国保世帯－健保世帯間の1人あたり保険料額の差は縮小し、殆ど同じ負担額となる。

現行制度と比べ、負担の増加がみられるのは、所得が極端に高い世帯である。保険料率でみると、国保世帯・健保世帯・混合世帯において、最高20分位の所得階級において若干の増加が見られる。1人あたり保険料では、国保世帯で所得階級が第18・20分位より上の世帯、健保世帯では第14・20分位より上の世帯で上昇がみられる。これは、標準報酬月額の上限を廃止したことによる。

3 シミュレーション3

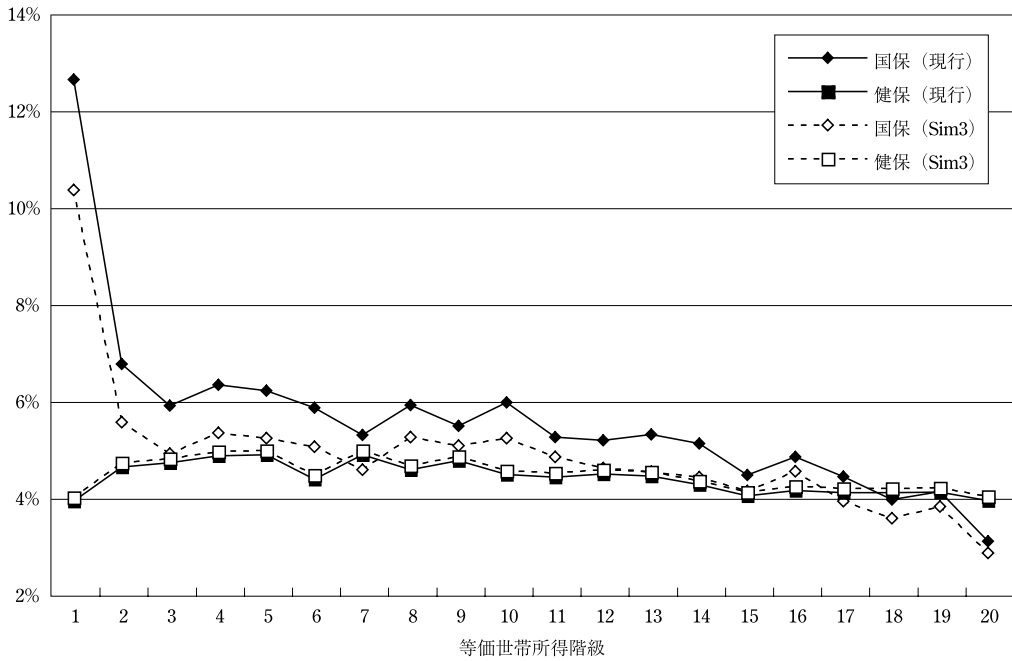
図10、図11は、シミュレーション3による推計結果である（混合世帯においては、ほとんど変化がみられないため、図からは省略）。シミュレーション3は、1や2に比べると、小さい改革であるため、大きな変化がみられないものの、興味深い結果となっている。保険料率でみると、子どものある世帯のみに半額免除とした場合においても、国保世帯のすべての所得階級において保険料率の減少がみられる。特に減少の幅が大きいのは所得階級が第2・20分位から第7・20分位であり、低所得の国保世帯の負担の軽減が認められる。国保世帯においては、子どもがない世帯においては負担増となっているが、それを上回る便益が子どものある世帯に再分配されることとなる。健保世帯においては、全世帯に新たな負担が課せられるが、この上昇は比較的小さく、また、どの所得階層にとっても均等である。1人あたり保険料でみると、国保世帯のそれは若干減少し、健保世帯のそれに近づくこととなる。

4 特定世帯への影響

最後に特定の世帯について、Sim 1から3の影響をみる。表3は、現行制度およびSim 1から3の特定世帯における平均保険料率である。これを

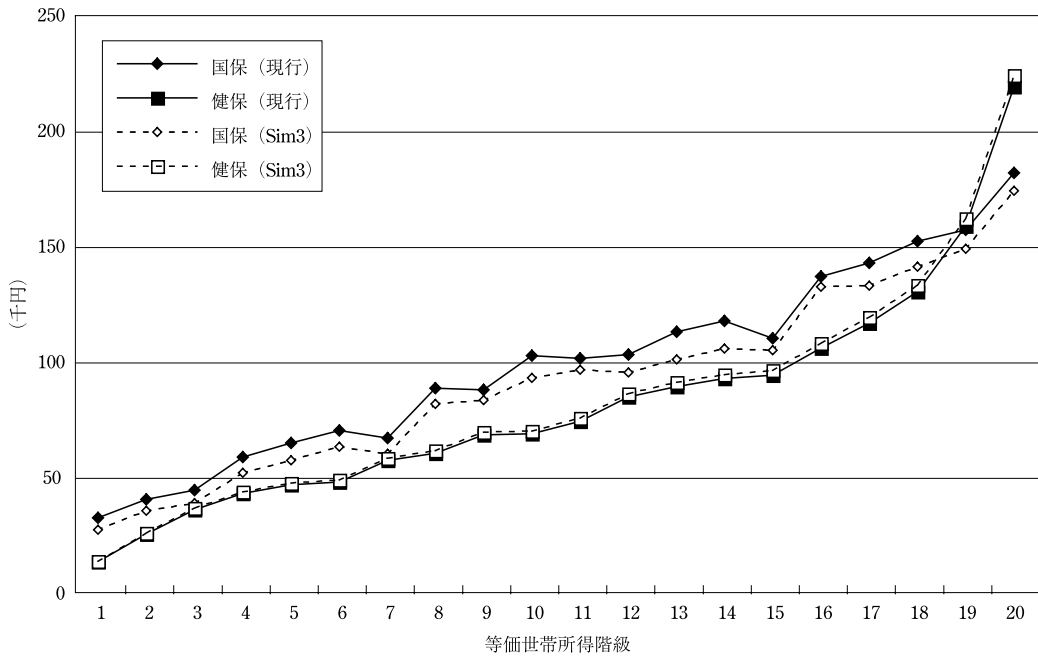
みると、Sim 1では、全世帯の平均保険料率が5.0%から8.9%に上昇するのみならず、ここに挙げられている特定世帯（多人数世帯、母子世帯、有子世帯、低所得世帯）において特に大きい上昇がみられる。特に、国保世帯における上昇は著しい。弱者保護という観点からは、Sim 1は得策とは言えない。対して、Sim 2においては、全世帯の平均保険料率が5.0%から4.5%に減少するだけでなく、特定世帯において、減少の幅が大きい。一番大きい減少が見られるのは現行制度において高い保険料率が課せられていた低所得層であり、国保の第1・20分位では12.7%から4.5%へ、混合世帯では15.2%から4.5%となる。国保世帯においては、ほぼすべての世帯で保険料率の減少が推計される。しかし、健保世帯においては、現行制度に減免制度などがあることもあり、第1・20分位の保険料率が3.9%と低く抑えられていたものが、それらが廃止されたことによってほかの世帯と同率の4.5%まで上昇している。

興味深いのは、Sim 2とSim 3の比較である。Sim 3は、国民健康保険の有子世帯の負担軽減を目的として設計しており、推計によっても、子どもがある国保世帯の保険料率が6.5%から3.2%（子ども1人）、7.3%から3.6%（子ども2人）、7.0%から3.5%（子ども3人以上）と減少している。しかしながら、低所得の有子世帯に限ってみると、第1・20分位では12.8%から6.4%に減少するものの、Sim 2の設計（4.5%）を超える負担となっている。これは、Sim 3は、現行制度に存在する第1・20分位の突出して高い保険料率という状況を基本的に修正していないからである。第2、第3・20分位においては、国保の有子世帯の保険料率が大きく下がり、Sim 2と比べても、低い数値となっている。また、母子世帯をみると、Sim 3は、国保世帯に限れば2.1%と一番低い負担となる。しかしながら、低所得の国保世帯全体では、Sim 3は、Sim 2よりも高い保険料率となっており、子どものない低所得層はむしろ負担増となる。



注) 混合世帯は図が繁雑になるため略。
出所) 図1と同様。

図10 平均保険料率：国保，健保，混合世帯別 (Sim3)



注) 混合世帯は図が繁雑になるため略。
出所) 図1と同様。

図11 平均1人あたり保険料額：国保，健保，混合世帯別 (Sim3)

表3 特定世帯の負担（平均保険料率）：Sim1, Sim2, Sim3

	全世帯				国保世帯			
	現行	Sim1	Sim2	Sim3	現行	Sim1	Sim2	Sim3
全数	5.0%	8.9%	4.5%	4.9%	6.6%	19.3%	4.5%	5.6%
世帯人数								
1	4.1%	8.3%	4.5%	4.2%	5.0%	16.5%	4.5%	5.1%
2	5.4%	9.0%	4.5%	5.4%	6.8%	18.5%	4.5%	6.6%
3	5.1%	7.9%	4.5%	4.9%	7.2%	18.7%	4.5%	5.8%
4	5.2%	8.8%	4.5%	4.8%	8.0%	22.8%	4.5%	5.2%
5以上	5.2%	10.6%	4.5%	4.8%	6.9%	25.1%	4.5%	3.8%
母子世帯	3.9%	18.3%	4.5%	3.1%	4.2%	31.5%	4.5%	2.1%
子どもなし	5.1%	8.1%	4.5%	5.2%	6.5%	17.0%	4.5%	6.6%
子ども1人	4.8%	9.2%	4.5%	4.2%	6.5%	24.0%	4.5%	3.2%
子ども2人	5.0%	9.6%	4.5%	4.5%	7.3%	23.3%	4.5%	3.6%
子ども3人+	5.0%	11.8%	4.5%	4.4%	7.0%	29.8%	4.5%	3.5%
低所得有子世帯								
所得階級1×有子	9.8%	53.8%	4.5%	6.2%	12.8%	68.7%	4.5%	6.4%
所得階級2×有子	6.5%	21.6%	4.5%	4.8%	7.2%	28.7%	4.5%	3.6%
所得階級3×有子	5.1%	15.3%	4.5%	4.0%	5.9%	21.9%	4.5%	3.0%
低所得層								
所得階級1	10.1%	54.2%	4.5%	8.7%	12.7%	67.5%	4.5%	10.4%
所得階級2	6.0%	17.9%	4.5%	5.4%	6.8%	22.4%	4.5%	5.6%
所得階級3	5.2%	13.2%	4.5%	4.8%	5.9%	17.6%	4.5%	4.9%
	健保世帯				混合世帯			
	現行	Sim1	Sim2	Sim3	現行	Sim1	Sim2	Sim3
全数	4.4%	4.6%	4.5%	4.5%	5.4%	8.3%	4.5%	5.5%
世帯人数								
1	4.0%	3.5%	4.5%	4.1%				
2	4.6%	3.5%	4.5%	4.7%	5.4%	6.8%	4.5%	5.4%
3	4.4%	4.5%	4.5%	4.5%	5.2%	6.9%	4.5%	5.3%
4	4.4%	5.4%	4.5%	4.5%	5.4%	9.0%	4.5%	5.5%
5以上	4.3%	6.4%	4.5%	4.4%	5.6%	9.9%	4.5%	5.6%
母子世帯	4.6%	10.2%	4.5%	4.6%	3.3%	22.3%	4.5%	3.4%
子どもなし	4.5%	3.3%	4.5%	4.6%	5.3%	7.1%	4.5%	5.4%
子ども1人	4.2%	5.1%	4.5%	4.3%	5.5%	8.8%	4.5%	5.5%
子ども2人	4.4%	6.0%	4.5%	4.4%	5.8%	12.2%	4.5%	5.9%
子ども3人+	4.3%	7.5%	4.5%	4.4%	5.4%	10.0%	4.5%	5.5%
低所得有子世帯								
所得階級1×有子	3.5%	26.8%	4.5%	3.6%	19.7%	90.7%	4.5%	18.9%
所得階級2×有子	5.5%	13.7%	4.5%	5.6%	9.0%	24.1%	4.5%	9.1%
所得階級3×有子	4.6%	10.4%	4.5%	4.7%	6.1%	17.8%	4.5%	6.2%
低所得層								
所得階級1	3.9%	24.4%	4.5%	4.0%	15.2%	72.7%	4.5%	14.8%
所得階級2	4.6%	11.7%	4.5%	4.7%	9.5%	21.8%	4.5%	9.6%
所得階級3	4.7%	8.9%	4.5%	4.8%	7.1%	16.6%	4.5%	7.1%

出所) 「平成16年国民生活基礎調査」より筆者推計。

VI 考察

本稿は、マイクロ・シミュレーションという手法を用いて、公的医療保険制度の保険料の負担のあり方を考察したものである。本稿によって明らかになった知見の多くは、制度設計や基本統計を熟知しているものにとっては明らかであった。しかし、これらを実際の負担のデータをもって確認したことは意義深い。本稿で確認された公的医療保険制度の保険料負担の実態の主な知見をまとめると以下となる。

第一に、雇用の非正規化によって被用者保険から国民健康保険へ加入者が移行していることが懸念されたが、1989年から2004年にかけて国民健康保険の加入割合の大きな変化は確認できない。高齢者においては、国民健康保険の割合が上昇しているものの、現役世代ではほぼ横ばい、子どもにおいては減少している。第二に、現役世代においては、低所得層に国民健康保険加入者が偏っている。第三に、国保世帯と健保世帯の間には、同じ所得階層であっても保険料負担の格差が生じている。これは世帯の可処分所得に対する保険料率においても、被保険者1人あたり保険料額においてもみることができる。格差は、特に低所得層に大きく、国保の低所得層の負担が高いことが改めて確認される。第四に、国保世帯の多人数世帯、多子世帯は、特に保険料率が高い。第五に、異なる被用者保険（政管健保、組合健保、共済会など）間において保険料率が異なることから生じる所得階層による保険料率の格差はデータからは確認することができなかった。

本稿が行ったシミュレーションは、3つである。その結果をまとめると、以下となる。「応益負担」の原理に基づく保険料設計（シミュレーション1）は、社会的弱者といわれる特定世帯の負担を高めるだけでなく、被保険者間の格差を拡大し、雇用者負担を減少させるため、被保険者全体の負担も増加させる。一方で、「応能負担」の原理に基づいて、どのような制度に加入していても可処分所得の一定比率を課せられる制度（シミュレーション2）であると、特定世帯の負担を軽減させ、被保険者全体の負担も少なくなる。一方で、標準報酬月額上限の撤廃や低所得層の減免措置の廃止によって、健保世帯高所得層と低所得層（第1・20分位）の負担が増えることとなる。しかし、国保世帯の低所得層の負担が軽減されるため、全体としては低所得層に優しい制度となる。最後に、国民健康保険の有子世帯に限った減免制度の導入は、国保世帯の有子世帯の負担を軽減するものの、現行の制度を根本的に改革するものではないので、シミュレーション2に比べ、どちらが有効であるかは不明である。

これらは、あくまでも机上のシミュレーションであり、実際に想定される改革を導入するために必要な諸条件や運用上の制約などを考慮していない空想の産物である。しかしながら、このようなシミュレーションを行うことによって、実際の改革の影響を「モデル世帯」による議論よりもより正確に把握することができるのである。本稿では考慮しなかったが、後期高齢者医療制度の設計などにも、マイクロ・シミュレーションの手法は有効である。本稿が、公的医療保険の保険料設定の理想の形に近づくための議論の出発点となることを願う。

注

- 1) 無保険状態の者の多くは、低所得世帯であり、無保険者の受診率は、一般被保険者世帯の32分の1から113分の1であり〔全国保険医団体連合会2007〕、比較的的健康に問題がないから無保険者になる（なれる）というバイアスを考えたとしても、無保険者が医療受診を抑制している様子がうかがえる。また、鈴木・大日〔2000〕によるConjoint Analysisを用いた分析によると、通常風邪を想定した場合、無保険者は国民健康保険加入者に比べた受診率が36.2%ポイント低いとされている。
- 2) 平成20年度の、保険料率は政府管掌健康保険では4.1%（雇用者負担4.1%）に対し、組合健康保険の平均は3.282%（雇用者負担4.060%）、共済会は2.363%から4.638%（雇用者負担2.363%から4.638%）であり、制度によって、世帯が負担する保険料率、雇用者－被保険者の負担割合も異なる。
- 3) 実際には、低所得層と高所得層の間に健康格

- 差が存在することが知られているが〔近藤2005〕、医療受診行動の違いも考慮すれば、低所得層と高所得層の公的医療保険の便益の差があるかどうかは不明である。
- 4) 例えば、アメリカにおいては1990年において社会保障税の課税対象所得の上限が引き上げられ、1993年には撤廃されている〔阿部2006〕。
 - 5) 逆に、極端に所得が低い世帯に対しては、保険料の減免制度が設けられている。これは、ある一定の所得以下の世帯においては、定率であっても保険料の負担が不可能であるという判断によるものなので、「応能負担」の範囲であるといえよう。
 - 6) 本稿で用いられたデータは、平成16年「国民生活基礎調査」（世帯票、所得票）の個票を、厚生労働省より許可を得て使用したものである（平成19年12月11日統発第1211006号）。
 - 7) 「国民生活基礎調査」においては、公的医療保険の加入状況は調査時点の情報、公的医療保険料、所得情報は前年のものであるため、前年から調査時点にかけて医療保険の加入状況が変化した場合に、若干の齟齬が生じることに留意しなければならない。
 - 8) 現役世帯とその他世帯の区分は、世帯主の年齢によって行われていることが多いが、「国民生活基礎調査」においては、世帯主が最多稼得者とは限らないので、世帯主年齢で現役世代か否かを判定することはできない（例：三世帯世帯においては、世帯主は高齢者、息子が最多稼得者である場合が多い）。本稿で用いられた定義においては、世帯内に世帯主以外の働いている世帯員（世帯主の父母、子、配偶者など）、および、高齢者（息子夫婦と同居している高齢者など）が含まれることに留意されたい。
 - 9) 例えば、三世帯世帯（親—子—孫）に未婚の子が同居したり、成人した兄弟姉妹などが同居することも一般的に行われている。
 - 10) 所得階層が第1・20分位の層において、保険料率が突出して高いことが、保険料の算定が前年の所得に基づくものだとすれば、例え一時的に保険料率が高くとも、それは一過性のものであると考えることができる。また、所得が極端に低い世帯においては、調査時点の所得の申告漏れなどデータの信頼性についても懸念される。
 - 11) 国民健康保険の被保険者は自営業者を想定しているため、労使で保険料を折半する被用者保険の被保険者に比べ保険料を2倍にするべきとの意見もある。しかし、近年では国民健康保険でも被保険者の多くが被用者であるため、被用者保険の被用者との公平性を確保するためにも雇用者負担分を上乗せしないこととする。
 - 12) 被用者世帯の場合、可処分所得の全額が勤労所得でない可能性があるものの、ここでは保険料率が可処分所得全体に課せられると仮定している。
 - 13) なお、国民健康保険には支出の段階で国から5割の補助金が入っているものの、ここでは国以外のセクター（被保険者および雇用主）の保険料のやりくりのみを考慮しているので国からの補助額は変わらないという設定となる。

参考文献

- 阿部彩（2006）「アメリカの社会保障改革と財政」『ファイナンシャル・レビュー』第86号，pp. 3-30。
- 厚生労働省（2008）『「資格証明書の発行に関する調査」の結果等について』（2008. 10. 30. 発表資料）。
- 厚生労働省大臣官房統計情報部編『国民生活基礎調査』平成元年，4年，7年，10年，13年，16年。
- 近藤克則（2005）『健康格差社会』医学書院。
- 鈴木亘（2008）「医療と生活保護」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』東京大学出版会，pp. 147-171。
- 鈴木亘・大日康史（2000）「医療需要行動のConjoint Analysis」『医療と社会』10（1），pp. 125-144。
- 全国保険医団体連合会（2007）『資格証明書の交付を受けた被保険者の受診率（推計）一覽』。
- 湯田道生（2006）「国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析」『経済研究』57（4），pp. 344-356。
- Harding, Ann & Gupta, Anil eds. (2007) *Modelling Our Future: Population, Ageing, Social Security and Taxation*, Elsevier.

（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）

女性の労働供給と子ども数が同時に増加する条件 ——家計内生産モデルによる分析——

坂 爪 聡 子

I はじめに

日本では1970年代半ば以降、合計特殊出生率が低下し続け、少子化現象が急速に進行している。この主要因の1つとして、女性の社会進出のスピードに対して、社会の制度や環境の整備が遅れていることが指摘されている。そのため、少子化対策として重点がおかれているのは、女性にとって仕事と育児の両立が可能となる環境を整えることである。しかし、こうした環境整備がなされれば、確実に女性の就業率と出生率は同時に上昇するのだろうか？ 従来の研究では、女性の就業率と出生率は負の関係にあることが、理論的にはWillis [1973]、実証的にはMincer [1963] や Butz and Ward [1979] によって、証明されてきた。ところが、OECDの国別データを用いた分析では、1980年代半ばから、この2変数は正の関係にあることが指摘されている[Ahn and Mira, 2002; Kögel, 2004]¹⁾。つまり、女性の就業率と出生率の関係は、負の場合もあれば、正の場合もあるといえる。本稿の目的は、この女性の就業率と出生率との関係を決定している条件を理論的に求めることにある。急速な少子化の進行と、それに伴う労働力不足が予測される日本において、この2変数が同時に上昇する条件を求める本稿の試みは重要である。

女性の就業と子どもの需要との関係についての先駆的研究には、Mincer [1963] や Willis [1973] などがある。これらでは、女性の就業と子ども数

との間に負の関係があることが証明されている。Mincer [1963] は、育児の機会費用として妻の賃金に注目し、賃金の上昇により子どものコストが増加すると考え、妻の賃金は出生率に対して負の影響があることを実証している。さらに、女性の就業率と子ども数との間に負の関係があることも証明している。一方、Willis [1973] は、家計内生産物の消費面と生産面とを統合した家計内における一般均衡システムを構築し、子どもの需要について理論的に分析している。この中で、他の家計内生産物より子どもの生産は時間集約的であると仮定することによって、妻の就業と子ども数との間に負の関係が成り立つことを指摘している。さらに、女性の賃金率が子ども数に与える影響は、その代替効果と所得効果の相対的大きさに依存するため、不確定となるとしている。

さらに、近年の女性の就業と出生の同時決定モデルを用いた実証分析においても、女性の賃金率は就業には正、出生には負の影響があることが示されている[Carliner et al., 1980; Ermisch, 1989; Di Tommaso, 1999]。しかしながら、Carliner et al. [1980] ではカナダの1971年、Ermisch [1989] ではイギリスの1980年のデータが使用されており、1985年以前の結果である。一方、Di Tommaso [1999] では、イタリアの1985年以降のデータが使用されているが、イタリアは1985年以降も時系列でみて2変数は明らかに負の相関を示している国である[Engelhardt et al., 2004]。したがって、以上のクロス・セクション分析において、賃金が2変数に正の影響があると示される

可能性は低いと考えられる。ただし、Ermisch〔1989〕では、女性の賃金が増加するに従って、出生に与える負の影響は弱まり、賃金がある水準を超えると、正の影響があることが示されている。さらに、スウェーデンのように保育サービスの価格水準が低い国では、時系列分析でも、女性の賃金が就業と出生に正の影響を与えるという結果が得られる可能性があると指摘されている。そのスウェーデンについては、女性の就業と出生の同時決定の分析はないが、スウェーデンを含めスカンジナビア諸国では、女性の賃金所得と出産確率の間に正の相関があることが示されている〔Andersson, 2000; Hoem, 2000; Vikat, 2004〕。

一方、理論分析においては、女性の賃金率が女性の就業と出生の両方に正の影響があるケースを導出する試みが行われている²⁾。Ermisch〔1989〕は、外部の育児サービスを取り入れたモデルを用いて分析し、女性の賃金が労働時間に与える影響は不確定であるが、子ども数に与える影響については、女性の賃金が高いケース（あるいは、育児サービスの価格が低いケース）では、負の影響が弱まり、正の影響を与える可能性もあることを示唆している。さらに、育児サービスの価格は子ども数に負の影響を与えるが、労働時間に与える影響は不確定であると分析している³⁾。一方、坂爪〔2003〕は、本稿と同様に、Becker〔1965〕の家計内生産の理論を参考にしたモデルを用いて、女性賃金の上昇や育児サービス価格の低下により女性の労働時間と子ども数が同時に増加する条件を導出している。しかし、モデルでは、育児サービスの量は女性の労働時間に依存すると仮定し、2変数の間に特定の関係を与えている。そのため、女性の賃金や育児サービスの価格の影響はこの2変数の関係に強く依存しており、導出された条件は限定的である。加えて、条件に内生変数が含まれるという決定的な問題を抱えている。

本稿でも、Becker〔1965〕の家計内生産に関するモデルを参考にして、女性の労働供給と子どもの需要に関する意思決定をモデル化し、2変数の関係について分析する。しかし、本稿の分析が、先行研究と異なるのは、変数間に特定の関係

を置かないモデルを用い、女性賃金の上昇や育児サービス価格の低下により女性の労働時間と子ども数が同時に増加する条件が、内生変数を含まない形で導出されることである⁴⁾。この条件とは、外部の育児サービスと女性の育児時間との代替可能性が高いことである。ただし、上記の条件が満たされている場合でも、育児サービスの価格が女性の賃金と比較して極めて高いケースでは、労働時間と子ども数が同時に増加しない可能性がある。

本稿は以下のように構成されている。まずIIでは、女性の労働供給と子どもの需要に関する意思決定をモデル化する。続いてIIIで、モデルを用いて比較静学分析を行い、女性の労働時間と子ども数が同時に増加する条件を導き出す。さらにIVにおいて、日本でこの条件が満たされているのか簡単に考察する。以上の分析にもとづき、最後に、日本において必要と考えられる少子化対策を述べる。

II モデル

本節では、子どもを家計内生産物の1つと考え、女性の労働供給と子どもの需要に関する意思決定をモデル化する。

まず、家計内生産物を子どもとそれ以外の家計内生産物にわけ、家計の効用はこの2変数に依存すると仮定する。さらに、簡単化のため、子ども以外の家計内生産物の生産には市場財のみが投入されるとし、家計の効用関数は次のように与えられるとする。

$$U = U(C, x_z) \quad (1)$$

(1)式について、 C は子ども数、 x_z は市場財、例えば食事、住居、娯楽などを表している。ここでは、簡単化のため、子どもについて、数のみを考え、質は考えないことにする。なお、質を考慮する場合、後述する比較静学分析において、質に対する所得弾力性が数に対する所得弾力性より大きく、女性賃金の上昇による所得増加によって、質は上昇するが数は減少する可能性を考える必要がある⁵⁾。しかし、日本を含め先進諸国では、夫の

賃金所得は子ども数にプラスの影響があることが実証されている [Heckman and Walker, 1990; 滋野・松浦, 1995; 八代・小塩・井伊他, 1997; Merrigan and St.-Pierre, 1998]。そのため、質を考慮しても、以下で分析される女性の賃金が子ども数に与える影響に関する定性的な結果に影響はないと考えられる。

ここでは簡単化のため、効用関数を、

$$U = \left(\frac{1}{2} C^\rho + \frac{1}{2} x_z^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \tag{2}$$

とおく。次に、子どもの生産関数についても同様に、

$$C = f_C(x_C, t_C) = \left(\frac{1}{2} x_C^\gamma + \frac{1}{2} t_C^\gamma \right)^{\frac{1}{\gamma}} \tag{3}$$

とおく⁶⁾。ここで、 x_C は子どもの生産に投入される市場財（以下では育児サービスと呼ぶ）、 t_C は子どもの生産に投入される女性の生活時間（以下では育児時間と呼ぶ）を表している。なお、(2)・(3) 式の ρ と γ については、 $\rho < 1$ と $\gamma < 1$ が成立している。このとき、家計の予算制約は次のように与えられる。ただし、 x_z をニューメレルとし、その価格 p_z は 1 とする。

$$p_C x_C + x_z = w_f l \tag{4}$$

ここで、 p_C は育児サービスの価格、 l は女性の労働時間、 w_f は女性の賃金率を表している⁷⁾。女性の労働時間と育児時間については、

$$T = l + t_C \tag{5}$$

が成立している。 T は総時間を表しており、所与とする。このとき、(5) 式より (3) 式は、

$$C = f_C(x_C, T-l) \tag{6}$$

と書き換えられる。

以上の仮定のもとで効用最大化問題を解くと、 l と x_C と x_z に関して以下の式が導出される（補論参照）。

$$l = l(w_f, p_C; \rho, \gamma) \tag{7}$$

$$x_C = x_C(w_f, p_C; \rho, \gamma) \tag{8}$$

$$x_z = x_z(w_f, p_C; \rho, \gamma) \tag{9}$$

さらに、(7) 式と (8) 式を (6) 式に代入することにより、子どもの需要関数が求められる。

$$C = C(w_f, p_C; \rho, \gamma) \tag{10}$$

III 分析

本節では、女性の賃金率や育児サービスの価格の変化によって、女性の労働時間と子ども数がどのように変化するか分析する。分析にあたり、特に女性の労働時間と子ども数がともに増加するケースに注目する。

1 女性賃金の影響

まず、(7) 式と (10) 式を女性の賃金 w_f について微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial l}{\partial w_f} &= \frac{1}{(1-\gamma)(1-\rho)} \frac{1}{p_C} \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} T \\ &\times \left[\frac{\gamma(1-\rho) + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}}}{1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_C} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}} \right] * \\ &\left\{ \gamma(1-\rho) + \rho(1-\gamma) \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\} \\ &* \left[1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right]^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}} \tag{11} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial w_f} &= \frac{\partial C}{\partial x_C} \frac{\partial x_C}{\partial w_f} + \frac{\partial C}{\partial l} \frac{\partial l}{\partial w_f} \\ &= \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} x_C^\gamma + \frac{1}{2} (T-l)^\gamma \right\}^{\frac{1}{\gamma}-1} x_C^{\gamma-1} \\ &\times \frac{1}{1-\rho} \frac{1}{p_C} \left\{ 1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\} T \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \times \left[(1-\rho) + \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}} \right] * \\ & \left[1 + \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_C}\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right] \\ & * \frac{\left\{ 1 - \rho - \rho \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\}}{\left\{ 1 + \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\}^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}}} \quad (12) \end{aligned}$$

が導出される。

ここでは、上記の2式(11)と(12)の符号がプラスになるケース、つまり賃金の上昇によって、女性の労働時間と子ども数がともに増加するケースに注目する。 $\partial l/\partial w_f > 0$ と $\partial C/\partial w_f > 0$ の両方が成立するための条件は、

$$\begin{aligned} & \gamma(1-\rho) + \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}} \\ & \times \left\{ \gamma(1-\rho) + \rho(1-\gamma) \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\} > 0 \quad (13) \end{aligned}$$

かつ

$$\begin{aligned} & (1-\rho) + \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}} \\ & \times \left\{ 1 - \rho - \rho \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\} > 0 \quad (14) \end{aligned}$$

となる。

以下では、この条件を詳しく検討し、条件を満たす γ と ρ の範囲を求める。なお、 γ の値が大きくなると、子どもの生産関数の代替の弾力性 $(1/(1-\gamma))$ が大きくなり、女性の育児時間と育児サービスの代替可能性が高くなる。一方、 ρ の値が大きくなると、効用関数の代替の弾力性 $(1/(1-$

$-\rho))$ が大きくなり、子どもと他の家計内生産物(市場財)の代替可能性が高くなる。

まず、 $w_f=2.5$ 、 $p_C=1.5$ として、(13)式と(14)式の条件を満たす γ と ρ の範囲を求めると図1のようになる。図の最も色の薄い部分が(13)式と(14)式の条件を満たす γ と ρ の範囲であり、この範囲内では $\partial l/\partial w_f > 0$ と $\partial C/\partial w_f > 0$ が成立している。図について詳しく説明すると、最も色の濃い部分は(14)式を満たしていない範囲、次に色の濃い部分は(13)式を満たしていない範囲を示している。つまり、最も色の濃い部分では $\partial l/\partial w_f > 0$ と $\partial C/\partial w_f < 0$ 、次に色の濃い部分では $\partial l/\partial w_f < 0$ と $\partial C/\partial w_f > 0$ が成立している。 γ の値が小さい範囲では $\partial l/\partial w_f < 0$ が成立し、 ρ の値が大きい範囲では $\partial C/\partial w_f < 0$ が成立することについては次のように考えられる。まず、 γ の値が小さい範囲では、育児サービスと育児時間の代替可能性が低いため、賃金の上昇しても育児時間から育児サービスへの代替がスムーズに行われないことが、労働時間が減少する一因と考えられる⁸⁾。次に、 ρ の値が大きい範囲では、子どもと他の家計内生産物の代替可能性が高いため、賃金の上昇によって育児時間のシャドウ・プライスが上昇する場合、子どもから他の家計内生産物に代替が行われることが、労働時間が増加し、子ども数が減少する一因と考えられる⁹⁾。

さて話を戻すと、図1から明らかなように、 γ の値が大きいほど、つまり育児サービスと女性の育児時間の代替可能性が高いほど、(13)式と(14)式の条件は満たされ、 $\partial l/\partial w_f > 0$ と $\partial C/\partial w_f > 0$ が成立する可能性は高くなる。

では、この条件を満たす範囲が、 w_f や p_C の値によってどのように変化するかみていく。図に最も大きな影響を与えるのは w_f/p_C の値である。そのため、 p_C の値を一定として w_f の値を上昇(低下)させても、 w_f の値を一定として p_C の値を低下(上昇)させても、図の変化に大きな違いはない。さらに、 w_f と p_C の値にかかわらず w_f/p_C の値が同じケースでは、条件を満たす範囲が多少異なるものの、図に大きな違いはない。

以上より、ここでは図1と同様に $p_C=1.5$ と

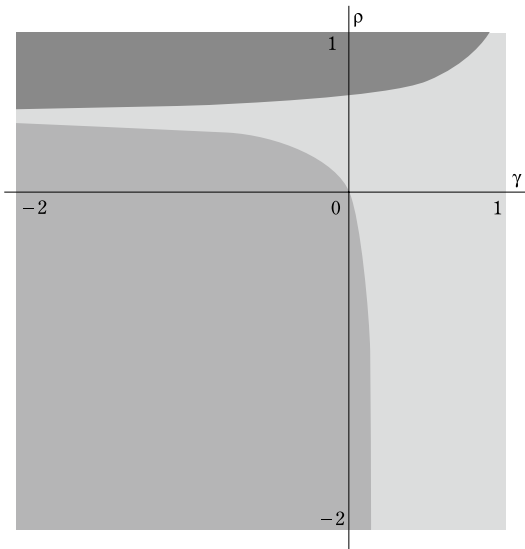


図1 $w_f=2.5$ $p_C=1.5$ のケース

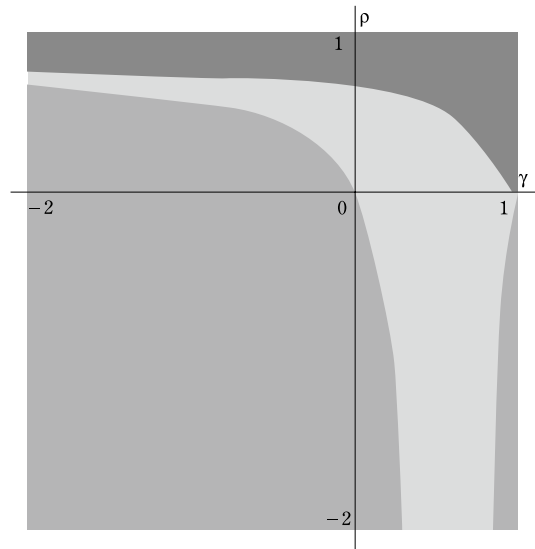


図2 $w_f=0.7$ $p_C=1.5$ のケース

し、 w_f の値が変化するケースのみ考える。なお、 w_f の値が上昇すると、図の条件を満たす範囲は少しずつ拡大するが、大きな変化はみられないため、ここでは w_f の値が低下する場合のみを示す。

w_f の値が大きく低下して $w_f=0.7$ になると、図2のようになる。図2から明らかなように、条件を満たす範囲は縮小する。第1象限(図右上)の最も色の濃い領域は、 w_f の値が低下し、 w_f/p_C の値が小さくなるに従って、拡大する。同様に、第4象限(図右下)の2番目に色の濃い領域は、 $w_f=1.0$ で右端にも出現し、 w_f の値が低下し、 w_f/p_C の値が小さくなるに従って、拡大する。

この第1象限と第4象限の変化は次のように考えられる。たとえ γ の値が大きく、育児サービスと育児時間の代替可能性が高い場合でも、女性の賃金と比較して育児サービスの価格が非常に高いケースでは、賃金が増しても育児時間から育児サービスへの代替がスムーズに行われず、育児サービスはほとんど増加しない¹⁰⁾。そのため、 ρ の値が小さい範囲では $\partial l/\partial w_f < 0$ が成立し、 ρ の値が大きい範囲では $\partial C/\partial w_f < 0$ が成立する。

以上の分析は次のようにまとめられる。子ども

の生産において女性の育児時間と育児サービスの代替可能性が高い場合、女性の賃金が増えると、女性の労働時間と子ども数が増加する可能性が高い。ただし、上記の条件が成立する場合でも、育児サービスの価格が女性の賃金と比較して極めて高いケースでは、労働時間と子ども数が同時に増加しない可能性がある。

2 育児サービス価格の影響

次に、(7)式と(10)式を育児サービスの価格 p_C について微分すると、

$$\frac{\partial l}{\partial p_C} = \frac{1}{(1-\gamma)(1-\rho)} \frac{1}{p_C} \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} T \left[-\gamma(1-\rho) + \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} (\rho-\gamma) \right] \times \left[1 + \left(\frac{w_f}{p_C}\right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_C}\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right] *$$

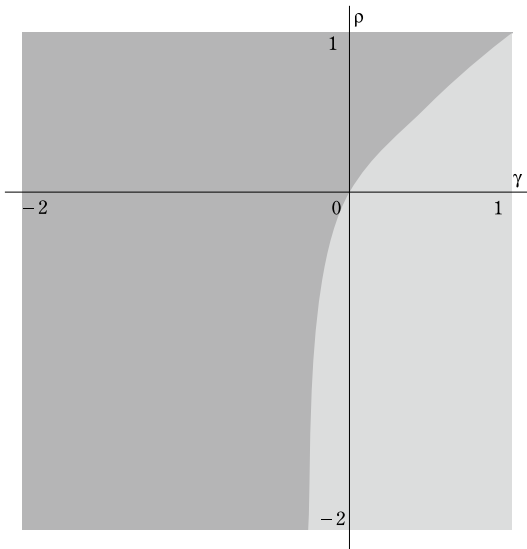


図3 $w_f=2.5$ $p_C=1.5$ のケース

$$* \frac{\left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}}}{\left\{ 1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\}^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}}} \tag{15}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial p_C} &= \frac{\partial C}{\partial x_C} \frac{\partial x_C}{\partial p_C} + \frac{\partial C}{\partial l} \frac{\partial l}{\partial p_C} \\ &= \frac{1}{2} \left[\frac{1}{2} x_C^\gamma + \frac{1}{2} (T-l)^\gamma \right]^{\frac{1}{\gamma}-1} x_C^{\gamma-1} \frac{1}{1-\rho} \frac{w_f}{p_C^2} \\ &\times \left[1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right] T \\ &\times \frac{\left[-(1-\rho) - \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \right]}{\left[1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_C} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right]} * \end{aligned}$$

$$* \frac{\left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}}}{\left\{ 1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\}^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}}} < 0 \tag{16}$$

が導出される。(15)式と(16)式より、 $\partial l / \partial p_C < 0$ と $\partial C / \partial p_C < 0$ の両方が成立する、つまり育児サービス価格の低下によって、女性の労働時間と子ども数がともに増加するための条件を求めると、

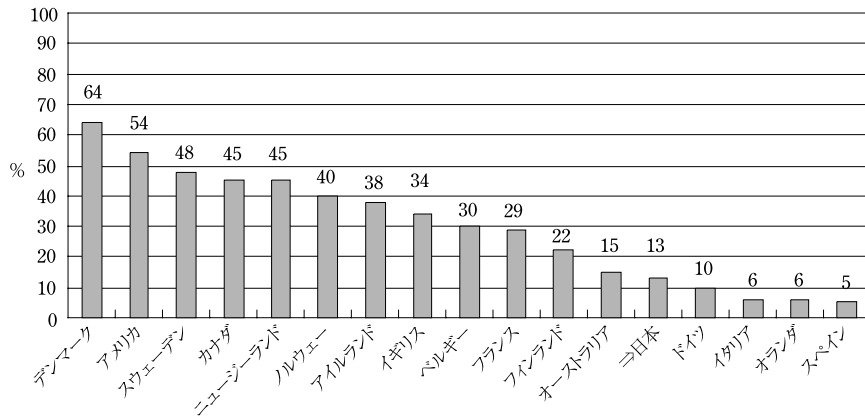
$$\begin{aligned} &-\gamma(1-\rho) + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} (\rho-\gamma) \\ &\times \left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(1-\gamma)}{\gamma(\rho-1)}} < 0 \end{aligned} \tag{17}$$

が得られる。

以下では、(17)式の条件が満たされる γ と ρ の範囲を、先と同様に図で示してみる。 $w_f=2.5$ 、 $p_C=1.5$ として、(17)式の条件を満たす γ と ρ の範囲を求めると図3のようになる。図の色の薄い部分が(17)式の条件を満たす γ と ρ の範囲であり、この範囲内では $\partial l / \partial p_C < 0$ と $\partial C / \partial p_C < 0$ が成立している。一方、色の濃い部分では、(17)式は満たされておらず、 $\partial l / \partial p_C > 0$ と $\partial C / \partial p_C < 0$ が成立している。これは、 γ の値が小さい範囲では、育児サービスと育児時間の代替可能性が低いいため、育児サービスの価格が低下しても育児時間から育児サービスへの代替がスムーズに行われなことが、労働時間が減少する一因と考えられる¹¹⁾。

さて話を戻すと、図3から明らかなように、 γ の値が大きいほど、つまり育児サービスと女性の育児時間の代替可能性が高いほど、(17)式の条件は満たされ、 $\partial l / \partial p_C < 0$ と $\partial C / \partial p_C < 0$ が成立する可能性は高くなる。

この(17)式の条件を満たす色の薄い部分は、 p_C の値が低下(上昇)するに従って、あるいは w_f の値が低下(上昇)するに従って、徐々に拡



出所) OECD [2001] より作成。

図4 3歳未満児の保育サービス利用率

大(縮小)する。しかし、(17)式から明らかのように $\partial l/\partial p_C$ の符号に最も影響を与えているのは γ と ρ の値である。 p_C と w_f の値にかかわらず、 $\gamma > 0$ かつ $\gamma > \rho$ では、 $\partial l/\partial p_C < 0$ が成立し、 $\gamma < 0$ かつ $\gamma < \rho$ では、 $\partial l/\partial p_C > 0$ が成立する。

以上の分析は次のようにまとめられる。子どもの生産において女性の育児時間と育児サービスの代替可能性が高い場合、育児サービスの価格が低下すると、女性の労働時間と子ども数とともに増加する可能性が高い。

最後に、育児サービスに量的制約があるケースについて簡単にふれておく。本稿のモデルでは、暗黙に育児サービスの量的制約はないと仮定している。しかし、現実的には、政府の規制等によって民間企業の参入が妨げられ、育児サービスに量的制約が存在するケースは少なくない。そのため、以下では、育児サービス x_C に制約があり、その上限を \bar{x}_C とするケースについて、女性の賃金と育児サービスの価格の影響に関する分析結果を簡単に示す¹²⁾。(8)式で導出された x_C が \bar{x}_C を上回っているとき、つまり $x_C = \bar{x}_C$ のときは、女性の労働時間と子ども数とともに増加する可能性はない¹³⁾。このとき、女性の賃金が上昇すると、他の変数の値にかかわらず、 ρ の値が小さく、子どもと他の家計内生産物の代替可能性が低い場合は、子ども数は増加するが、労働時間は減少する。対して、 ρ の値が大きく、子どもと他の家計

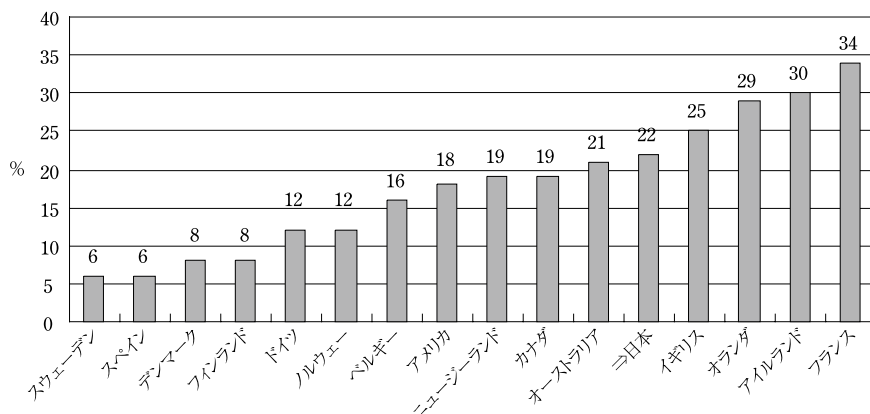
内生産物の代替可能性が高い場合は、逆に労働時間は増加するが、子ども数は減少する。一方、育児サービスの価格が低下すると、子ども数は増加するが、労働時間は減少する。

IV 日本における同時増加の条件に関する考察

本節では、必要な対策を明らかにするため、日本について前節で導いた条件が成立しているのか簡単に考察する。ちなみに、日本では、出産の意思決定は就業選択に影響を与えるという逐次的な同時決定モデルを用いて、就業し労働所得の高い女性ほど出産確率が低く、賃金が高い女性ほど就業確率が高いことが実証されている〔滋野・大日, 2001〕。この分析結果を踏まえると、日本では導出された条件が成立していない可能性が高いといえる。以下では、育児サービスについて保育サービスに焦点をあてる。なぜなら、育児の必要性が高く、女性の育児時間と育児サービスとの代替可能性が特に問題となるのは、子どもが乳幼児のときと考えられるからである。

1 女性の育児時間と保育サービスの代替可能性：保育サービスの供給状況

初めに、保育サービスの供給状況をみる。保育サービスの種類・内容が多様性に富み、サービスの質の水準が高い場合、女性の育児時間と保育サ



注) 認可保育施設の保育料。

出所) Immervoll and Barber [2005] より一部抜粋。

図5 生産労働者の平均総収入 (APW) に対する保育料の割合

サービスの代替可能性は高いと考えられる。つまり、保育サービスが充実している場合、女性の賃金が上昇するか保育サービスの価格が低下すると、サービス利用は増加し、女性の就業と出生が促進される可能性が高い。そのため、まず保育サービスの利用率を OECD 諸国について比較してみる¹⁴⁾。図4から明らかなように、3歳未満児の保育所利用率は他の OECD 諸国と比較して日本は低くなっている。日本の利用率が低い理由の1つに、量の不足が挙げられる。日本では、待機児童の数は減少傾向にあるが、都市部において依然多く、2006年時点で19,794人となっている。この中で低年齢児の占める割合は69.0%となっており、0~2歳児の保育サービスが不足していることがわかる。さらに、サービスの内容・種類の多様化は依然充分とはいえず、柔軟性も乏しい。2004年時点において特別保育を実施している保育所の割合は、延長保育56.8%、休日保育3.0%、夜間保育1.7%、病後児保育14.4%となっている〔厚生労働省、2005〕。最も充実している延長保育でも、実施している保育所はほぼ半数程度であり、他の保育についてはほとんど実施されていないといつてよい。預かり時間や場所の問題で、保育サービスがあっても利用できない女性も少なくない。現状では、多様化するニーズに対応しておらず、働いている女性には利用しにくい

サービスであるといえる。加えて、サービスの質についても、近年、保育所定員の弾力化や非常勤保育士の導入が進んでおり、向上しているとはいえない。

以上より、日本は、保育サービスが充実しておらず、女性の育児時間と保育サービスの代替可能性は低いと考えられる。その上、保育サービスに量的制約が存在する可能性も高い。

2 女性の賃金に対する保育サービス価格の水準

次に、保育サービスの価格水準を女性の賃金水準と比較する。まず、日本の保育サービス価格の水準をみるため、生産労働者の平均総収入 (APW) に対する保育料 (2~3歳児) の割合を OECD 諸国について比較してみる。図5から明らかなように、他の OECD 諸国と比較して日本は保育費の水準が高くなっている。ただし、保育料の決定方法など保育サービスのシステムは国によって異なっており、保育料の比較はシステムが似ている国と行う必要がある。そこで、以下では、公的保育サービスが充実し、保育料の決定方法が日本と似ているスウェーデンを取り上げ、女性の賃金に対する保育料の水準を比較してみる。ちなみに、スウェーデンは、前出の Andersson [2000] などの実証研究の結果から、導出された

条件が成立している可能性が高い国の1つと考えられる。

ここでは、子育て期の女性(25~34歳)の収入に対する保育料の割合を、フルタイムとパートタイムにわけて比較する。なぜなら、日本では、フルタイムとパートタイムの賃金格差が非常に大きくなっているからである。2003年の女性の年収は、フルタイム女性の場合、スウェーデンでは22万5千クロネ(中央値)、日本では25~29歳で337万4千円(平均)、30~34歳で371万7千円(平均)となっている〔スウェーデン統計局(SCB), 内閣府, 2004〕。一方、パートタイム女性の場合、スウェーデンでは15万6千クロネ、日本では25~29歳で129万7千円、30~34歳で122万3千円となっている〔内閣府, 2004〕¹⁵⁾。なお、ここでは、子ども1人の年間保育料を、スウェーデンは2002年のマキシマム料金制度から1万2千クロネ、日本は平均的世帯の保育料から36万円とする¹⁶⁾。このとき、女性の収入に対する保育料の割合は、フルタイム女性の場合、スウェーデンでは5.3%、日本では25~29歳で10.6%、30~34歳で9.7%となる。一方、パートタイム女性の場合、スウェーデンでは7.7%、日本では25~29歳で27.8%、30~34歳で29.4%となる。日本は、スウェーデンと比較すると、女性の収入に対して保育料が高くなっていることがわかる。特に、パートタイム女性については、極めて高いといえる。

以上より、日本は、前節の条件を満たしていない可能性がある。つまり、女性の育児時間と育児サービスの代替可能性は低く、かつ育児サービスの価格が女性の賃金と比較して高い水準にある可能性がある。この可能性は、低賃金のパートタイム女性のケースではより高くなる。そのため、前出の図で考えると、日本は図1や図3の第2象限(図左上)か第3象限(図左下)、さらにパートタイム女性のケースでは図2の第2象限か第3象限に位置している可能性が高い。加えて、育児サービスに関して量的制約が存在する可能性も高い。とすると、日本では、女性賃金の上昇や育児サービス価格の低下により、女性の就業と出生が同時

に促進される可能性は極めて低いといえる。

したがって、日本では、前述の条件が成立することが重要であり、そのための対策が必要と考えられる。つまり、保育サービスについて、量的制約を解消すると同時に、女性の育児時間との代替可能性を高めるための対策を講じることが必要不可欠である。加えて、女性の賃金に対する保育料の水準についても検討する必要がある。現状のまま、たとえ保育サービスを充実させても、図2の第1象限か第4象限に位置することになり、女性の労働時間と子ども数が同時に増加しない可能性もある。最終節では、以上の考察を踏まえて、日本において必要な少子化対策を述べる。

V おわりに

本稿では、家計内生産に関するモデルを用いて、女性の労働時間と子ども数との関係について分析した。本稿のモデル分析からは以下のことが明らかになった。女性賃金の上昇や育児サービス価格の低下により、女性の労働時間と子ども数とともに増加する可能性が高いのは、育児サービスに量的制約がなく、かつ女性の育児時間と育児サービスの代替可能性が高いときである。ただし、育児サービスの価格が女性の賃金と比較して非常に高い水準にあるときは、女性の労働時間と子ども数が同時に増加しない可能性がある。以上の結果と日本の現状を踏まえて、以下では日本において必要と考えられる少子化対策を挙げる。

まず、保育サービスの充実が必要不可欠である。日本では依然、保育サービスの供給が不十分である。保育サービスの量的拡充のみならず、種類や内容の多様化が必要となる。女性の働き方の多様化に対応するため、特別保育などを充実させ保育サービスの多様化を進めると同時に、預かり時間や日数を利用者のニーズに応じて柔軟にしていくことが重要である。それには、自治体の役割が重要となるであろう。なぜなら、保育需要や保育サービスの供給状況は、地域により大きく異なっているからである。各自治体が保育所と連携し、地域のニーズに応じた保育サービスが提供で

きるような体制を整えることが急務である。

同時に、継続的な保育者の確保や保育者対子どもの割合の改善など、保育サービスの質を向上させる対策を講じる必要がある。就業している母親の子どもが、発達において専業の母親の子どもと差がでないための条件は、保育の質と安定性の確保、つまり信頼できる保育者と場が安定的に確保されていることであるとする研究結果がある〔柏木, 2003〕。とすると、母親の育児時間と代替可能性の高い保育サービスを提供するためには、継続的な信頼できる保育者の確保が不可欠となる。そのためには、質の高い常勤の保育士の配置を促進させることが必要である。

加えて、保育サービスの価格を低下させるか、あるいは女性の賃金を上昇させる対策が必要となる。日本では、保育サービスの価格が、女性の賃金と比較して高い水準にある可能性が高い。特に、パートタイムの女性の場合、極めて高くなっている可能性がある。この一因として、保育料の決定方法が考えられる。男女賃金格差が大きい日本では、世帯所得に応じて保育料が決定される場合、女性の賃金と比較して保育サービスの価格が非常に高くなる可能性がある。そのため、保育料の決定方法を変更することも考える必要がある。保育料の負担方式については、現在の応能負担から応益負担、さらには一律負担にすることが議論されているが、保育料は女性の賃金や労働時間(保育時間)に応じた水準に設定されるべきではないか。

しかし、長期的な観点から考えると、重要なことは女性の、特にパートタイム女性の賃金を引き上げる対策ではないか。現在のパート女性の収入を考えると、それに応じて保育料を設定する場合、極めて低い水準となることも考えられる。このような保育料の引き下げは、運営費(保育コスト)の財源確保の問題をより深刻化させる。さらに、前述した保育サービスの充実には保育コストの上昇が伴い、その財源確保も必要となる状況では、保育料を引き下げることは極めて困難であろう。とすると、女性の賃金、特にパートタイム女性の賃金を上昇させるための対策をとることが不

可欠となる。

最後に、本稿の残された課題を述べる。今後は、本稿のモデルが適切かどうかを実際のデータを用いて確認する必要がある。前述したように、女性の就業と出生の同時決定モデルを用いて、女性の賃金が就業と出生に与える影響を実証した分析はある。しかし、その影響と保育サービスとの関係について分析したものはない。さらに、保育サービスの価格の影響に関して、女性の就業と出生の同時決定モデルを用いて分析した研究はない。そのため、本稿のモデルの妥当性を実証分析によって検証していくことが必要であろう。

補論

(7)・(8)・(9) 式は、ラグランジュ関数

$L = U + \lambda(w_f l - p_c x_c - x_z)$
を、 l , x_c , x_z , λ について偏微分してゼロとおくことによって得られる1階の条件から以下のように導出される。なお、2階の条件は成立している。

$$l = \frac{T \left[1 + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{p}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_c} \right)^{\frac{p}{\rho-1}} \right]}{1 + \left(\frac{w_f}{p_c} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{p}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_c} \right)^{\frac{p}{\rho-1}}} * \\ * \frac{\left\{ 1 + \left(\frac{w_f}{p_c} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\}^{\frac{p-\gamma}{\gamma(\rho-1)}}}{\left\{ 1 + \left(\frac{w_f}{p_c} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right\}^{\frac{p-\gamma}{\gamma(\rho-1)}}} \\ x_c = \frac{w_f T}{p_c \left[1 + \left(\frac{w_f}{p_c} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{p}{\gamma(\rho-1)}} \left(\frac{1}{p_c} \right)^{\frac{p}{\rho-1}} \right]} *$$

$$x_z = \frac{\left[1 + \left(\frac{w_f}{p_C} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right]^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}} w_f T}{1 + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{-\rho}{\gamma(\rho-1)}} \left(p_C^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + w_f^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \right)^{\frac{\rho(\gamma-1)}{\gamma(\rho-1)}}$$

上記の変数について、 $0 < l < T$, $0 < x_C$, $0 < x_z$ が満たされている。

(平成 19 年 10 月投稿受理)

(平成 20 年 7 月採用決定)

謝辞

本稿の作成段階において、報告した学会・研究会の参加者の方々をはじめ、多くの方々から有益なコメントをいただいた。とりわけ、遊喜一洋准教授（京都大学）と本誌のレフェリーの方々からは適切かつ建設的なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。また、分析結果の可視化（図 1・2・3）に関して安藤韶一教授（京都女子大学）から多くのご支援をいただいた。重ねて謝意を表したい。

注

- 1) 加えて、Kögel [2004] では、時系列でみても、地中海諸国以外の国（例えば、スカンジナビア諸国）において、負の有意性が失われていることが示されている。さらに、Martinez and Iza [2004] では、アメリカにおいて、1980 年以降、2 変数の相関は正に転じたことが示されている。
- 2) 動学的に、女性の就業と出生の同時決定モデルを用いて分析した研究はほとんどない。その中で、Martinez and Iza [2004] では、2 変数がともに増加するケースが示されている。ただし、彼らのモデルでは、就業と出生の決定が行われるのは初期のみとされ、外部の育児サービス（育児時間）と女性の育児時間は完全代替的であると仮定されている。分析の結果、スキルプレミアの上昇により、女性の賃金に対して育児サービスの価格が低下するため、育児サービスの利用が増え、女性の労働供給と子ども数が

増加するケースがあることが示されている。

- 3) 女性の就業と出生の同時決定モデルを用いて、育児サービスの価格が女性の就業と子ども数に与える影響について分析した実証研究はない。ただし、女性の就業に与える影響についてのみ分析した研究は多い。しかし、保育サービスのシステムの違いにより、分析結果は国によって異なっており、そのサーベイは Del Boca and Vuri [2007] を参照。
- 4) 本稿と同様に、家計内生産モデルを用いる坂爪 [2008] では、労働時間短縮（時短制度導入）の効果を分析するため、本稿と異なり、女性の就業状態を時短制度を利用して就業する、利用せずに就業する、就業しないの 3 ケースにわけ設定している。さらに、家計の効用は対数関数の形で与えられている。以上のモデルを用いて、労働時間の短縮と保育サービス価格の低下が女性の就業選択と子ども数に与える影響を分析し、2 対策の効果をその関係性を踏まえ明らかにしている。その結果、保育サービス価格の低下によって、女性の就業と出生がともに促進される可能性があることがいえた。本稿では、労働時間を内生変数とすることにより、就業選択でなく労働時間への影響が分析される。さらに、効用を CES 関数の形で与えることによって、対数関数より同時増加の条件に関して一般的な含意が導出される。
- 5) 所得が子どもの数と質に与える影響に関する理論的分析は Becker and Lewis [1974] を参照。
- 6) なお、子どもの生産関数が規模に関して収穫逓増の場合では、本稿の規模に関して収穫一定の場合と比較すると、 x_C と t_C を増やす（減らす）と、それ以上に C が増える（減る）ため、効用関数が CES 関数の場合、 x_C や t_C の増加分（減少分）を減らし、 x_z や l に配分する分を増やす（減らす）可能性がある。しかし、収穫逓増の程度がさほど大きくない限り、以下で分析される女性賃金と育児サービス価格が女性の労働時間と子ども数に与える影響に関する定性的な結果に影響はないと考えられる。
- 7) 単純化のため、男性の労働所得と生活時間を表す変数は省略している。
- 8) この範囲では、 ρ の値が小さく、子どもと他の家計内生産物の代替可能性が低いため、育児時間は増え、子ども数は増加する。
- 9) この範囲では、 γ の値が小さく、育児サービスと育児時間の代替可能性が低いため、子どものコストの上昇が大きく、その結果、子ども数は減少する。
- 10) このケースでは、 γ の値が大きいほど、つまり育児サービスと育児時間の代替可能性が高いほど、子どもの生産に投入される育児サービス

の量は減少する。

- 11) 第1象限の $\partial l / \partial p_C > 0$ が成立する範囲については、次のように考えられる。(17)式より明らかのように、この範囲では、 $\rho > \gamma$ が成立している。そのため、育児サービス価格の低下は、育児時間から育児サービスへの代替より、他の家計内生産物から子どもへの代替のほうにより大きな影響を与える。従って、この範囲では、育児サービスの価格が低下すると、育児時間が増加し、労働時間は減少すると考えられる。
- 12) $x_C = \bar{x}_C$ のケースについて、効用最大化問題を解くと、 x_z については、

$$x_z = \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{w_f} \right)^{\frac{1}{\rho-1}} \left\{ \frac{1}{2} x_C^\gamma + \frac{1}{2} (T-l)^\gamma \right\}^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}} (T-l)^{\frac{\gamma-1}{\rho-1}}$$

l については、

$$w_f l - p_C \bar{x}_C - \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{w_f} \right)^{\frac{1}{\rho-1}} \left\{ \frac{1}{2} x_C^\gamma + \frac{1}{2} (T-l)^\gamma \right\}^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}} \times (T-l)^{\frac{\gamma-1}{\rho-1}} = 0$$

が導出される。

さらに、1階の条件を w_f と p_C について偏微分し、クラメル公式を用いることによって、それぞれ以下の式が導出される。

$$\frac{\partial l}{\partial w_f} = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} C^\rho + \frac{1}{2} x_z^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}-1} x_z^{\rho-2} (\rho w_f l - p_C \bar{x}_C)$$

$$\frac{\partial l}{\partial p_C} = \bar{x}_C \frac{\partial^2 U}{\partial C \partial x_z} \frac{dC}{dt_c} - w_f \bar{x}_C \frac{\partial^2 U}{\partial x_z^2} > 0$$

$\partial l / \partial w_f$ の符号は $(\rho w_f l - p_C \bar{x}_C)$ の符号に依存する。 $(\rho w_f l - p_C \bar{x}_C)$ は、 $\rho \leq 0$ では、他の変数の値にかかわらず、必ずマイナスになり、 ρ の値が大きいときはプラス、小さいときはマイナスになる。

また、 C を w_f と p_C について微分すると、

$$\frac{\partial C}{\partial w_f} = \frac{dC}{dl} \frac{\partial l}{\partial w_f} = - \frac{dC}{dt_c} \frac{\partial l}{\partial w_f}$$

$$\frac{\partial C}{\partial p_C} = \frac{dC}{dl} \frac{\partial l}{\partial p_C} = - \frac{dC}{dt_c} \frac{\partial l}{\partial p_C} < 0$$

が得られる。 $\partial C / \partial w_f$ の符号は $\partial l / \partial w_f$ の符号に依存し、 $\partial l / \partial w_f > 0$ ではマイナス、 $\partial l / \partial w_f < 0$ ではプラスになる。

- 13) ただし、図2のように育児サービスの価格が女性の賃金と比較して極めて高いケースでは、(8)式の x_C の値は非常に小さく、 $x_C < \bar{x}_C$ が成立する可能性が高い。
- 14) もちろん利用率の水準は保育サービスの充実

度だけでなく他の要因にも依存している。図4を例にとると、スウェーデンやフィンランドのように、育児休業や養育手当の制度が充実しているため、子どもが1~2歳に達するまで育児に専念する親が多く、それを含む3歳未満児で見ると利用率が低くなっているケースがある。

- 15) スウェーデンのパートタイム女性の年収は、パートタイム女性の賃金がフルタイム女性の賃金を100とするとき92.3となり〔OECD, 1999〕、かつ復職後にパートタイムで働く女性のうち、フルタイムの75%以上働く女性が60%以上を占めることから〔内閣府他, 2005〕、15万6千クロネとする。なお、この場合、年間保育料を9千クロネ（保育時間を3/4）とすると、収入に対する保育料の割合は5.8%となる。

- 16) 公立（認可）保育所の保育料は、スウェーデンでは家計の所得や保育時間に、日本では世帯の所得や子どもの年齢に応じて設定されているが、2か国とも、その水準は地域によって異なり、地域間や所得間の格差は大きくなっている。そのため、本稿では、保育料を、スウェーデンについては、2002年のマキシム料金制度（1ヶ月の保育料の上限額を、第1子は1,260クロネ、第2子は840クロネ、第3子は420クロネとする）より、1ヶ月1千クロネと設定する。一方、日本については、約60%の世帯が属している第4・5・6階層のうち、第5階層の1ヶ月の保育料（3歳児未満では2万円から4万5千円、3歳児以上では2万円から3万円の範囲でおおよそ設定）より、1ヶ月3万円と設定する。なお、図5では、保育料を基準の最高額（日本：8万円、スウェーデン：1,140クロネ）に設定している。

参考文献

柏木恵子（2003）『家族心理学—社会変動・発達・ジェンダーの視点—』、東京大学出版会。
 厚生労働省（2005）『平成17年版厚生労働白書』。
 坂爪聡子（2003）「女性の労働時間と子供数は同時に増加するか」、『現代社会研究』Vol.4・5、京都女子大学現代社会学部、pp.41-47。
 ———（2008）「少子化対策として効果的なのは保育サービスの充実か労働時間の短縮か?」、『季刊社会保障研究』第44巻第1号、pp.110-120。
 滋野由紀子・松浦克己（1995）「日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動—家計の属性を考慮したクロスセクション分析—」、『季刊社会保障研究』第31巻第2号、pp.165-175。
 滋野由紀子・大日康史（2001）「保育政策が女性の就業に与える影響」、岩本康志編『社会福祉と家

- 族の経済学』, 東洋経済新報社, pp. 51-70。
- 内閣府 (2004) 『平成 16 年版少子化社会白書』。
- 内閣府経済社会総合研究所・財団法人家計経済研究所 (2005) 『スウェーデンの家族生活—子育てと仕事の両立—』。
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子他 (1997) 『高齢化の経済分析』, 経済企画庁経済分析シリーズ第 151 号。
- Ahn, N. and Mira, P. (2002) “A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries,” *Journal of Population Economics*, Vol. 15, No. 4, pp. 667-682.
- Andersson, G. (2000) “The Impact of Labour-Force Participation on Childbearing Behaviour: Pro-Cyclical Fertility in Sweden during the 1980s and the 1990s,” *European Journal of Population*, Vol. 16, No. 4, pp. 293-333.
- Becker, G. S. (1965) “A Theory of the Allocation of Time,” *Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517.
- Becker, G. S. and Lewis, H. G. (1974) “Interaction between Quantity and Quality of Children,” in T. W. Schultz ed., *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, University of Chicago Press, pp. 81-90.
- Butz, W. P. and Ward, M. P. (1979) “The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility,” *American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, pp. 318-328.
- Carliner, G., Robinson, C. and Tomes, N. (1980) “Female Labour Supply and Fertility in Canada,” *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 13, No. 1, pp. 46-64.
- Del Boca, D. and Vuri, D. (2007) “The mismatch between employment and child care in Italy: The impact of rationing,” *Journal of Population Economics*, Vol. 20, No. 4, pp. 805-832.
- Di Tommaso, M. L. (1999) “A trivariate model of participation, fertility and wages: the Italian case,” *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 23, No. 5, pp. 623-640.
- Engelhardt, H., Kögel, T. and Prskawetz, A. (2004) “Fertility and women’s employment reconsidered: A macro-level time-series analysis for developed countries, 1960-2000,” *Population Studies*, Vol. 58, No. 1, pp. 109-120.
- Ermisch, J. F. (1989) “Purchased child care, optimal family size and mother’s employment: Theory and econometric analysis,” *Journal of Population Economics*, Vol. 2, No. 2, pp. 79-102.
- Heckman, J. and Walker, J. (1990) “The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: Evidence from Swedish longitudinal data,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 6, pp. 1411-1441.
- Hoem, B. (2000) “Entry into motherhood in Sweden: the influence of economic factors on the rise and fall in fertility, 1986-1997,” *Demographic Research*, Vol. 2, Article 4.
- Immervoll, H. and Barber, D. (2005) “Can Parents Afford to Work? Childcare Costs, Tax-Benefit Policies and Work Incentives,” *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 31, Paris: OECD.
- Kögel, T. (2004) “Did the association between fertility and female employment within OECD countries really change its sign?,” *Journal of Population Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 45-65.
- Martinez, D. F. and Iza, A. (2004) “Skill premium effects on fertility and female labor force supply,” *Journal of Population Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 1-16.
- Merrigan, P. and St.-Pierre, Y. (1998) “An econometric and neoclassical analysis of the timing and spacing of births in Canada from 1950 to 1990,” *Journal of Population Economics*, Vol. 11, No. 1, pp. 29-51.
- Mincer, J. (1963) “Market Prices, Opportunity Costs and Income Effects,” in Christ, C. et al. ed., *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld*, Stanford University Press, pp. 67-82.
- OECD (1999) “Recent Labour Market Developments and Prospects,” *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- (2001) “Balancing Work and Family Life: Helping Parents into Paid Employment,” *Employment Outlook*, Paris: OECD.
- Vikat, A. (2004) “Women’s Labor Force Attachment and Childbearing in Finland,” *Demographic Research*, Special Collection 3, pp. 177-212.
- Willis, R. J. (1973) “A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, Part 2, pp. S14-S64.

(さかづめ・さとこ 京都女子大学准教授)

平成 18 年度 社会保障費 ——解説と分析——

国立社会保障・人口問題研究所 企画部

2008年（平成20年）11月18日「平成18年度社会保障給付費」を公表した。本稿では平成18年度の解説と分析を行う。なお、研究所のホームページで、配布資料全ページを公開している。公開形式はHTML形式とエクセルファイルのダウンロード形式で、配布資料同様の内容もPDFファイルのダウンロード形式で提供されている。

第1部 解説編

I 平成18年度社会保障給付費の概要

- 1 平成18年度の社会保障給付費は89兆1,098億円であり、対前年度増加額は1兆3,270億円、伸び率は1.5%で、調査開始以来最も低かった平成15年度（0.8%）、2番目に低かった昭和30年度（1.4%）に次ぐ低さであった。
- 2 社会保障給付費の対国民所得比は、平成17年度を0.07%下回る、23.87%となった。
- 3 国民1人当たりの社会保障給付費は69万7,400円で、対前年度伸び率は1.5%であった。
- 4 社会保障給付費を「医療」、「年金」、「福祉その他」の部門別にみると、「医療」が28兆1,027億円で総額に占める割合は31.5%、「年金」が47兆3,253億円で同53.1%、「福祉その他」が13兆6,818億円で同15.4%であった。
- 5 「医療」の対前年度伸び率は△0.0%であった。前年度と比べてほぼ横ばいとなった要

因としては、平成18年度の診療報酬が△3.16%とマイナス改定であったことが考えられる。制度別にみると、老人保健、公衆衛生を中心に減少している一方、国民健康保険等の増加があり、それらが相殺して、全体では66億円の減少となった。老人保健は、平成14年の医療保険改革によって対象年齢の段階的引き上げが行われ、平成18年10月からは75歳以上になった。その結果、受給者数の減少等により、総額で3.6%の減少となった。公衆衛生の減少は、障害者自立支援法の施行により、公衆衛生に含まれていた精神障害者に係る費用の一部が社会福祉へ移行したことが減少の要因と考えられる（障害者自立支援法の施行に伴う社会保障給付費の集計方法の変更については、後述参照）。

- 6 「年金」の対前年度伸び率は2.2%であった。増加に最も影響を与えたのは、国民年金（寄与率68.88%）、次いで厚生年金保険（寄与率25.95%）である。また、厚生年金基金等（寄与率7.74%）は、それ以前の年に比べて厚生年金基金数の減少の程度が緩やかであったため、給付が増加している。なお、公的年金給付全般については、平成18年度は平

表1 部門別社会保障給付費

社会保障給付費	平成17年度	平成18年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	877,827 (100.0)	891,098 (100.0)	13,270	1.5
医療	281,094 (32.0)	281,027 (31.5)	△66	△0.0
年金	462,930 (52.7)	473,253 (53.1)	10,322	2.2
福祉その他	133,803 (15.2)	136,818 (15.4)	3,015	2.3
介護対策(再掲)	58,795 (6.7)	60,601 (6.8)	1,806	3.1

注) ()内は構成割合である。

表2 機能別社会保障給付費

社会保障給付費	平成17年度	平成18年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
計	877,827 (100.0)	891,098 (100.0)	13,270	1.5
高齢	436,042 (49.7)	446,618 (50.1)	10,576	2.4
遺族	63,684 (7.3)	64,479 (7.2)	795	1.2
障害	22,227 (2.5)	25,618 (2.9)	3,392	15.3
労働災害	9,704 (1.1)	9,829 (1.1)	124	1.3
保健医療	275,067 (31.3)	274,696 (30.8)	△371	△0.1
家族	31,306 (3.6)	30,705 (3.4)	△601	△1.9
失業	13,444 (1.5)	12,396 (1.4)	△1,048	△7.8
住宅	3,305 (0.4)	3,416 (0.4)	112	3.4
生活保護その他	23,048 (2.6)	23,341 (2.6)	293	1.3

注) 1) ()内は構成割合である。

2) 平成18年度については、障害者自立支援法の施行に伴い、「家族」や「保健医療」から「障害」に移行した費用があることや、障害者自立支援対策臨時特例交付金の支出があること等に留意する必要がある。平成17年度以前と単純に比較することができない。

成17年の消費者物価指数が0.3%の下落を示したことにより、スライド率0.997の物価スライドが実施された。それにもかかわらず、「年金」の対前年度伸び率が平成17年度における伸び率(1.7%)を上回ったのは、人口の高齢化による受給者の増加等が背景にあったものと考えられる。

7 介護保険、児童手当、生活保護、雇用保険、社会福祉などからなる「福祉その他」の対前年度伸び率は2.3%であった。増加に最も影響を与えたのは、児童手当(寄与率60.70%)、次いで介護保険(寄与率58.59%)である。児童手当は、26.4%の伸び率であり、その背景には次のような制度改正があった。①支給対象年齢の引き上げ(小学校第3学年修了前から小学校修了前までに)、②受給世帯の所得制限の緩和(支給率を概ね85%から概ね90%に引き上げ)。一方、介護保険は、伸び率は3.0%と前年度の伸び率(4.4%)より低い水準にとどまったが、「福祉その他」の全体の規模からすると介護給付の規模は大きく影響力はあった。介護保険の伸び率の縮小は、平成17年10月に実施された施設給付の減少などの影響が平成18年度において満年度ベース化したことなどが考えられる。

機能別(表2)で最も大きいのは高齢年金や老人福祉サービス給付費などからなる「高齢」であり、44兆6,618億円、総額に占める割合は50.1%であった。2番目に大きいのは医療保険や老人保健などの医療給付などからなる「保健医療」であり、27兆4,696億円、総額に占める割合は30.8%であった。これら上位2つの機能分類の合計が、総額の80.9%を占めている。

対前年度伸び率では「障害」が15.3%と最も高いが、これは平成18年度における障害者自立支援法の施行に伴い、児童福祉サービス給付費の一部が「障害」に移行していることが要因の1つであると考えられる。一方、給付費全体の伸びに最も影響を与える「高齢」は2.4%の増加、「保健医療」は0.1%の減少を示した。また、「失

表 3 項目別社会保障財源

	平成 17 年度	平成 18 年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	億円	億円	億円	%
計	1,173,897 (100.0)	1,043,713 (100.0)	△130,184	△11.1
I 社会保険料	547,072 (46.6)	562,016 (53.8)	14,944	2.7
事業主拠出	263,603 (22.5)	269,847 (25.9)	6,245	2.4
被保険者拠出	283,469 (24.1)	292,169 (28.0)	8,699	3.1
II 公費負担	299,525 (25.5)	310,750 (29.8)	11,225	3.7
国	219,857 (18.7)	218,703 (21.0)	△1,155	△0.5
地方	79,668 (6.8)	92,048 (8.8)	12,380	15.5
III 他の収入	327,300 (27.9)	170,947 (16.4)	△156,353	△47.8
資産収入	188,465 (16.1)	87,222 (8.4)	△101,243	△53.7
その他	138,835 (11.8)	83,725 (8.0)	△55,110	△39.7

注) 1) () 内は構成割合である。

2) 「他の収入」については、厚生年金等における積立金の運用収入は時価ベースで評価していること等に留意する必要がある。また、「その他」は「積立金からの受入」を含む。

業」が対前年度比で△7.8%と大きく減少している。この要因は、景気の回復による雇用環境の改善などを背景として、平成17年度から平成18年度にかけて雇用保険の一般求職者給付の受給者実員数が減少したことである。

II 平成 18 年度社会保障財源の概要

- 平成 18 年度の社会保障収入総額は 104 兆 3,713 億円で、対前年度伸び率は 11.1% の減少であった。なお、収入総額には、社会保障給付費の財源に加えて、管理費および給付以外の支出の財源も含まれる。
- 大項目では「社会保険料」が 56 兆 2,016 億円で、収入総額の 53.8% を占めている。

次に「公費負担」が 31 兆 750 億円で、収入総額の 29.8% を占めている。

- 収入額の伸びを見ると、「資産収入」の減少が大きく対前年度伸び率では△53.7%となっている。社会保障給付費において「資産収入」を計上している制度は、年金制度を中心とした積立金を保有する制度である。公的年金（厚生年金および国民年金）の年金積立金管理運用独立行政法人による運用状況は、平成17年度は活況を呈していた国内株式市場が平成18年度には低迷し、厚生年金の収益率が平成17年度の6.82%から平成18年度の3.10%と大きく低下した¹⁾。厚生年金基金については、国内株式市場の低迷による運用利回り（修正総合利回り）の低下（平成17

年度 22.70% →平成 18 年度 5.59%)²⁾により資産収入が大きく減少した。これらの結果、平成 18 年度の「資産収入」が大きく減少したものである。年金制度においては積立金の運用収入は時価ベースで評価していることにより、当該年度の市場環境の変化に影響を受ける。なお、収入額の減少に最も影響を与えたのは、資産収入（寄与率 77.77%）であるが、次に大きいのは「その他」（寄与率 42.33%）である。「その他」が減少したのは、厚生年金および国民年金における「積立金からの受入」が減少したためである。

「社会保険料」については、事業主拠出が 6,245 億円（2.4% 増）、被保険者拠出は 8,699 億円（3.1% 増）増加した。事業主拠出の増加に最も影響を与えたのは、厚生年金（寄与率 74.06%）、次いで存続組合（寄与率 18.68%）である。厚生年金は、被保険者数の増加と保険料率の引き上げ（平成 18 年 10 月 1 日より 14.288% から 14.642% へ）による。存続組合は、それに含まれる日本鉄道共済組合の事業主拠出が移管金業務の終了により平成 18 年度に増加したことによる³⁾。一方、被保険者拠出の増加に最も影響を与えた制度は、厚生年金（寄与率 53.17%）、次いで介護保険（寄与率 32.02%）である。厚生年金は、事業主拠出の増加と同様の要因による。介護保険は、第 1 号被保険者保険料の引き上げや、高齢化による第 1 号被保険者数の増加などの影響と考えられる。

「公費負担」については、対前年度比で国は 0.5% の減少、地方は 15.5% の増加を示した。国の減少に最も影響を与えた制度は、国民健康保険（寄与率 172.46%）、次いで社会福祉（寄与率 92.45%）、雇用保険（寄与率 86.29%）、児童手当（寄与率 78.28%）である。国民健康保険は、平成 17 年度の制度改正で導入された都道府県財政調整交付金による都道府県の負担割合が引き上げられたことに伴い、国の負担割合が引き下げられたことによる。社会福祉における減少は、三位一体改革により児童扶養手当の国庫負担割合が低下したこと、児童手当も同様の要因である。雇用

保険は、雇用環境の改善により給付が減少したことによる。

地方の増加に最も影響を与えたのは、国民健康保険（寄与率 51.11%）、次いで児童手当（寄与率 21.78%）、社会福祉（寄与率 16.39%）、介護保険（寄与率 11.55%）である。国民健康保険は、平成 18 年度に新たに導入された「保険財政共同安定化・高額医療費共同事業」による拠出金が生じたこと⁴⁾などによる。児童手当は、三位一体改革により地方の負担割合が上昇したことによる。社会福祉は、同じく三位一体改革により児童扶養手当の地方の負担割合が上昇したことが主な要因である。介護保険は、給付の増加に伴う「一般会計繰入金」における「都道府県負担金」の増加と、三位一体改革による施設介護給付費に対する都道府県の負担割合の引き上げがあった。

III 障害者自立支援法の施行に伴う社会保障給付費の集計方法の変更について

障害者自立支援法は平成 17 年 11 月に公布され、原則として平成 18 年 4 月および 10 月に施行されている。この法律による改革のねらいは、①障害者の福祉サービスを一元化する②障害者がもっと働ける社会にする③地域の限られた社会資源を活用できるよう規制緩和を行う④公平なサービス利用のための手続や基準の透明化・明確化を図る⑤増大する福祉サービス等の費用を皆で負担し、支え合う仕組みの強化を行うことであるとされている⁵⁾。

この法律の施行に伴い、平成 18 年度の機能別社会保障給付費の集計においては、障害者自立支援法に基づく介護給付のうち医療以外のサービス、訓練等給付および地域生活支援事業等は、「障害」の区分に、また介護給付のうち療養介護等の医療サービスと自立支援医療については「保健医療」の区分に分類して集計している。平成 18 年度においてこれらの集計を行った結果、例えば、従来の「児童福祉サービス給付費」の一部が機能別で「家族」から、「精神保健対策費」の一部が「保健医療」から、それぞれ「障害」の区

分に移行するなどの変化が生じている。制度別分類⁶⁾においては「公衆衛生」の給付の一部が「社会福祉」に移行した。また、児童・家族関係給付の集計⁷⁾においては、児童福祉サービス給付費だった、知的障害者施設訓練費等支援費負担金などが障害者自立支援給付に統合されたことで対象から除かれることになり、減少した。

最後に、平成 18 年度における障害者自立支援法の施行を契機に、障害者自立支援給付に移行した費用の内容を精査したところ、機能別分類の「高齢」に含まれていた費用の一部についてその金額を見直すとともに、過去に遡って「障害」の分類に含めるよう再整理している。これを受けて全体を整理した結果、社会保障給付費総額についても、前年度公表値から平成 16 年度については 1,049 億円、平成 17 年度については 1,323 億円減少している。

第 2 部 分析編

社会保障財源における「資産収入」の動向

今回、社会保障給付費の公表を行った平成 18 年度は、年金積立金管理運用独立行政法人が発足した年であることから、本稿第 2 部では、公的年金積立金の運用と深く関わる社会保障給付費財源の「資産収入」に着目した議論を行う。

1 社会保障財源項目で「資産収入」に着目する意味

社会保障給付費の財源の項目において、「資産収入」は、前述（第 I 部 II 3）のように、厚生年金等の公的年金における積立金の資産運用収入をその内容としており、他の項目と比べ、年度による変動が大きい。経済・金融情勢が好転すると、「資産収入」は大幅に増加するが、逆に経済情勢等が悪化すれば、大きく減少する。表 4 は、社会保障財源における「資産収入」の推移を最近 10 年間について示したものである。一見して分かる

表 4 社会保障財源における「資産収入」の推移

	平成 9 年度	10	11	12	13	14	15	16	17	18
社会保障財源の対前年度比 (%)	3.46	△ 0.97	8.78	△ 7.15	0.26	△ 2.40	18.73	△ 5.84	19.02	△ 11.09
資産収入の対前年度比 (%)	8.11	△ 13.82	60.44	△ 55.00	△ 33.11	△ 62.90	844.14	△ 54.01	169.22	△ 53.72
資産収入が社会保障財源に占める割合 (%)	11.6	10.1	14.9	7.2	4.8	1.8	14.5	7.1	16.1	8.4

出所) 平成 18 年度社会保障給付費, 社会保障費統計資料集 (平成 19 年度週及版)。

表 5 社会保障財源における「資産収入」・「社会保険料」・「公費負担」の推移

	平成 9 年度	10	11	12	13	14	15	16	17	18
社会保障財源の対前年度比 (%)	3.46	△ 0.97	8.78	△ 7.15	0.26	△ 2.40	18.73	△ 5.84	19.02	△ 11.09
資産収入の対前年度比 (%)	8.11	△ 13.82	60.44	△ 55.00	△ 33.11	△ 62.90	844.14	△ 54.01	169.22	△ 53.72
社会保険料の対前年度比 (%)	4	0.29	△ 0.81	0.8	2.1	△ 0.44	△ 2.23	△ 1.6	1.77	2.73
公費負担の対前年度比 (%)	1.98	1.08	12.15	2.25	5.84	0.08	4.01	3.88	3.77	3.75

出所) 平成 18 年度社会保障給付費, 社会保障費統計資料集 (平成 19 年度週及版)。

表6 「資産収入」等の社会保障財源の増加に対する寄与率(%)の推移

	平成9年度	10	11	12	13	14	15	16	17	18
資産収入	26.0	164.8	69.4	114.3	△918.8	126.0	82.4	134.4	63.2	77.8
社会保険料	69.9	△18.0	△5.7	△6.2	493.9	11.4	△7.6	14.3	5.1	△11.5
公費負担	14.0	△26.8	34.1	△8.0	629.5	△1.0	6.5	△17.6	5.8	△8.6

出所) 平成18年度社会保障給付費(第10表)より筆者計算。

表7 厚生年金, 国民年金, 厚生年金基金等の「資産収入」の推移(対前年度比(%))

	平成10年度	11	12	13	14	15	16	17	18
厚生年金	△6.24	△9.35	△8.92	△38.37	△89.71	2251.8	△42.5	148.81	△53.44
国民年金	△6.67	△3.47	△13.5	△53.56	△88	2511.62	△39.99	138.76	△54.18
厚生年金基金等	△41.97	446.98	△98.02	△18.35	△22.99	7677.67	△75.28	294	△72.44

出所) 平成18年度社会保障給付費, 社会保障費統計資料集(平成19年度週及版)。

表8 国内株式等のベンチマーク収益率(%)と相関係数

	積立金の修正総合収益率 ^{注)}	国内株式	外国株式	国内債券	外国債券
平成13年度	△2.48	△16.18	4.14	0.95	8.12
14	△8.46	△24.83	△32.37	4.26	15.47
15	12.48	51.13	24.7	△1.74	0.15
16	4.60	1.42	15.7	2.09	11.32
17	14.37	47.85	28.52	△1.4	7.73
18	4.75	0.29	17.85	2.17	10.24
	標準偏差	32.22019	22.2818	2.299415	5.085939
	各資産と積立金の修正総合収益率との相関係数	0.952139	0.921868	△0.87062	△0.727

注) 市場運用分。

出所) 平成13年度~17年度は資金運用業務概況書(年金資金運用基金)。

平成18年度は業務概況書(年金積立金管理運用独立行政法人)。

※標準偏差, 相関係数は筆者計算。

ように、「資産収入」と社会保障財源とはかなり並行的に推移している。表5は, 社会保障財源の中で、「資産収入」とそれ以外の項目である「社会保険料」, 「公費負担」の推移を示したものである。

また, 各項目(資産収入, 社会保険料, 公費負担)の10年間の対前年度伸び率についての標準偏差は, それぞれ277.6, 1.99, 3.35となっており, 他の財源に比べて「資産収入」の変動が大きいことが分かる。経済・金融情勢の変動の影響を強く受ける「資産収入」が, 制度改正や受給者数の変化から影響を受ける「社会保険料」や「公費負担」などの収入と異なる財源であることを示している。近年の社会保障財源の総額の変動は主に

「資産収入」の変動の影響を受けている。このことは, 表6において示した「資産収入」・「社会保険料」・「公費負担」の各項目の社会保障給付費財源全体の増加に対する寄与率の10年間の推移を見れば明らかである。すなわち, 殆どの年において, 「資産収入」の寄与率が最も高い結果となっているのである。

以下では, 社会保障財源のうち「資産収入」に着目し, その変化を解説する。なお, 社会保障給付費財源の「資産収入」には, 公的年金だけでなく, 企業年金としての厚生年金基金等⁸⁾が含まれている点に注意する必要がある。そこで, 表7に厚生年金, 国民年金, 厚生年金基金等の「資産収入」の推移を示す。

公的年金積立金の運用収入は、国内株式、外国株式、国内債券、外国債券等への運用により得られる。これらの運用資産の動向が、「資産収入」にどのような影響を与えているかについて、「資産収入」のうちでも大きな部分を占める公的年金（厚生年金および国民年金）の運用収入に関して見ることにする。表 8 は、旧年金資金運用基金による市場運用が開始された平成 13 年度以降における国内株式等、積立金の運用資産のベンチマーク収益率の推移を示している。その標準偏差を見れば分かるように、国内株式の一変動が一番大きい。また、これらの収益率と旧年金資金運用基金等における運用資産（市場運用分）収益率との相関係数を見ると、国内株式との相関が一番強い⁹⁾。旧年金資金運用基金等における市場運用資産のポートフォリオにおいては、50% 以上を国内債券が占めており、国内株式は 20% 程度に過ぎないが、平成 13~18 年度の 6 年間に於いては、国内株式市場の動向が積立金の運用実績に大きな影響を与えていると考えられる。そして、こうした影響は、社会保障財源における「資産収入」の動向にも影響を与えていると考えられる。

2 公的年金積立金の自主運用（市場運用）開始に至る経緯と現在の運用の仕組み

平成 13 年度、公的年金（厚生年金および国民年金）の積立金の市場運用が開始され、「資産収入」が社会保障給付費の重要な財源として大きくクローズアップされることとなった。この節では、まず平成 12 年度以前の財政投融资制度下における公的年金の運用の制度的な解説、およびこの制度から市場運用の開始に至る議論を、厚生省（当時）の年金自主運用検討会報告書（1997 年）および「財政投融资の抜本的改革について」（資金運用審議会懇談会とりまとめ）（1997 年）などを参考にして整理する。その後で、平成 13 年度以降の年金資金運用基金、平成 18 年度以降の年金積立金管理運用独立行政法人による運用の仕組み等について説明する。

(1) 公的年金積立金の運用と財政投融资制度

昭和 35 年に国民年金制度が発足した際、国の制度・信用を通じて集められた公的資金を統合管理し、公共の利益の増進に寄与するよう運用すべきという観点から、従来からの厚生年金と同様、旧大蔵省資金運用部への全額預託義務が課されることとなった。

年金積立金については、郵便貯金と同様、旧大蔵省資金運用部への全額預託が義務付けられ、その資金は社会資本整備や政策金融に使用され、その一部は、厚生年金および国民年金の被保険者への「還元融資」として、年金福祉事業団における住宅資金貸付事業等に活用されてきた。預託に伴う資金運用部からの利息は、国債金利その他の市場金利を考慮しつつ、年金財政の安定等に配慮して利率を定めることとされていた。

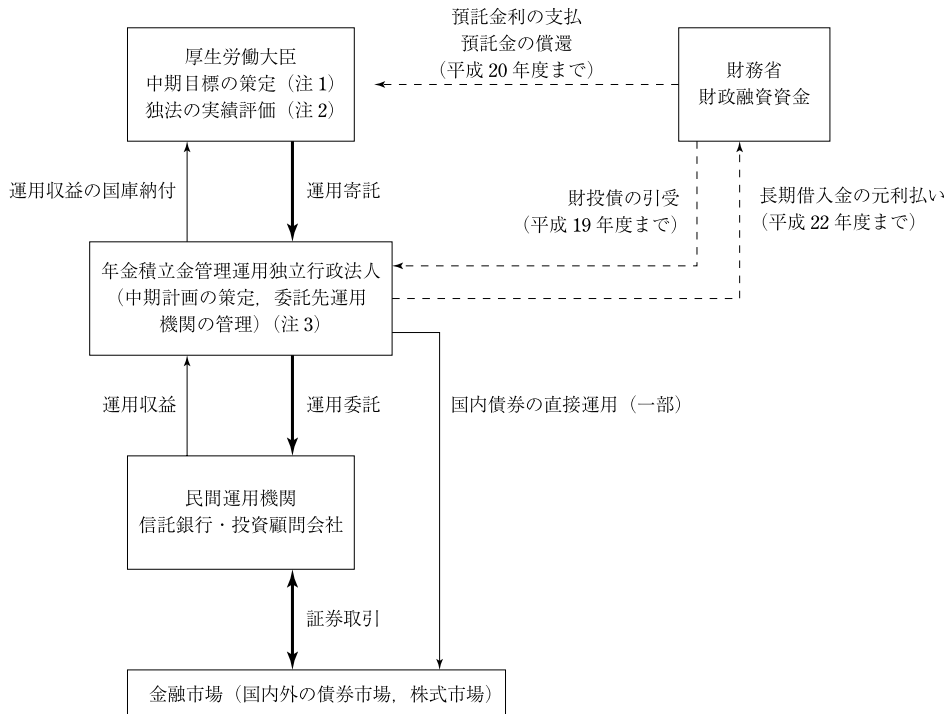
昭和 50 年代後半から 60 年代前半において、金利水準の低下が続く中で、預託金利も相次いで引き下げられた。

既に、基礎年金導入を中心とした公的年金制度改正案の審議において、関係審議会から年金積立金の必要性が強く指摘されていたこともあり、こうした状況を踏まえ、昭和 61 年には、旧年金福祉事業団が行う貸付事業等の資金を確保するため、同事業団による資金確保事業が、翌昭和 62 年には、年金財政の基盤強化を図る年金財源強化事業がスタートした。

21 世紀初めの財投改革は、公的年金の資金運用に一大転機をもたらした。

財政投融资制度は、国内の貯蓄を社会資本整備等に効率的に活用する財政政策手段として我が国の経済発展に貢献してきたものであるが、財政投融资制度の抜本改革の議論の中で、政府部門の肥大化や非効率、政策金融の拡大による民業の圧迫、民間の資金循環の阻害等の問題が提起されていた。

財投改革では、財政投融资の対象範囲の見直し、コスト分析手法の導入・充実と併せ、資金調達についても、郵便貯金および年金積立金の全額預託をやめ、財投機関債発行等により資金調達が行われることになり、公的年金について、自主運用の途が開かれた。



- 注) 1) 平成 13～17 年度は、「運用の基本方針の決定」。
- 2) 平成 13～17 年度は、「基金の指導・監督」。
- 3) 平成 13～17 年度は、「年金資金運用基金（委託先運用機関の管理）」。

図 1 年金積立金管理運用独立行政法人発足（平成 18 年度）以降の年金積立金運用の仕組み

こうした状況の中で、公的年金の自主運用の考え方を整理した、厚生労働省の「年金時検討会報告書」（平成 9 年 9 月）は、公的年金積立金の意義およびその運用の基本的考え方について触れているが、その概要をまとめると、次のとおりである。

我が国の公的年金制度は、世代間扶養の考え方を基本としつつも、世代間の負担の不公平を是正するため、年金積立金を保有し、その運用収入によって将来の保険料負担の増加を抑制するという財政方式（修正積立方式）を取っている。この積立金は、年金給付に充てるため国民から強制徴収した保険料の集積であり、運用収入の如何によって将来の保険料負担が影響を受けることを考えれば、年金積立金は保険料拠出者の利益のために運用しなければならない。また、年金積立金は、次のような性格を有する資金であることに留意する

必要がある。

①長期の資金

我が国の公的年金制度の長期的な収支見通しによれば、今後とも年金積立金は着実に増加することが見込まれており、長期的な総合収益（実現収益に評価損益の増減を加えたもの）の確保を目指して運用することが求められている資金である。

②安全性・確実性が求められる資金

保険料拠出者の最大の関心は、将来にわたり年金給付を確実に受けられるかどうかということであり、安全・確実に運用することが求められている資金である。

③有利性・効率性が求められている資金

将来における保険料負担の増加を抑制するため、長期的に高い収益があがるよう効率的な運用を行うことが求められている資金である。人口構造の少子・高齢化が急速に進む中、年金積立金の

表 9 市場運用における運用資産の構成割合

平成 17 年度の構成割合		平成 18 年度の構成割合		長期的な構成割合目標	
預託金		預託金		—	
国内債券	42%	国内債券	47.8%	国内債券	67%
国内株式	8%	国内株式	11.1%	国内株式	11%
外国株式	6%	外国株式	7.4%	外国株式	9%
外国債券	5%	外国債券	5.7%	外国債券	8%
短期資産	6%	短期資産	6.1%	短期資産	5%

注) 長期的な構成割合目標は、平成 20 年度末に達成。
出所) 厚生労働省年金局資料 (2006 年)。

表 10 年金積立金の運用実績 (承継資産の損益を含む場合)

(億円, %)

		平成 14 年度	15	16	17	18	6 年間 [上段: 累積収益額] [下段: 平均収益率]
		合計					
資産額 (年度始め)	1,443,315	1,415,415	1,456,311	1,479,619	1,500,231		
資産額 (年度末)	1,415,415	1,456,311	1,479,619	1,500,231	1,491,337		
収益額	2,360	68,714	39,588	98,344	45,669	282,461	
収益率	0.17	4.90	2.73	6.83	3.10	3.26	
厚生年金							
資産額 (年度始め)	1,345,967	1,320,717	1,359,151	1,382,468	1,403,465		
資産額 (年度末)	1,320,717	1,359,151	1,382,468	1,403,465	1,397,509		
収益額	2,731	64,232	36,934	91,893	42,790	265,121	
収益率	0.21	4.91	2.73	6.82	3.10	3.27	
国民年金							
資産額 (年度始め)	97,348	94,698	97,160	97,151	96,766		
資産額 (年度末)	94,698	97,160	97,151	96,766	93,828		
収益額	△ 371	4,482	2,654	6,451	2,879	17,341	
収益率	△ 0.39	4.78	2.77	6.88	3.07	3.04	

注) 1) 承継資産は、旧資金運用部からの借入金を原資としているため資産額には計上していない。
2) 承継資産に係る収益額については、厚生年金および国民年金の積立金の平均残高により按分している。
3) 6 年間 (平成 13~18 年度) の平均収益率は、相乗平均である。
資料) 厚生労働省「平成 18 年度年金積立金運用報告書」平成 19 年 8 月。

効率的な運用により、将来の保険料負担の増加を抑制し、公的年金制度の長期的な安定を図ることが大きな課題となっている。

こうした年金積立金の性格を踏まえて、運用の基本的考え方としては、年金財政計画との整合性を確保すること、長期的観点に立った分散投資が必要である。特に後者については、資本市場においては一般に、高い収益率が期待できる資産は収益率のぶれが大きく、低い収益率の資産は収益率が安定しており、安全性と有利性を両立させることは困難であると言われている。このため、年金積立金の運用に当たっては、安全性・確実性を重視しつつ、適度な収益率のぶれを許容した上で、長期的な総合収益の確保を目指し、各種資産への

分散投資を行うことが適当と考えられた。

昭和 60 年以降、市場金利の低下に合わせ、預託金利の引き下げ等が行われ、財政投融資の一環として、年金福祉事業団が資金運用部から資金を借り入れ、市場運用を行う事業が創設された。しかしながら、この市場運用は、年金財政に貢献する等の目的で行われていたものの、利払いや償還期限のある借入金の運用であり、長期的視点に立った年金積立金本来の運用とはなっていないという問題点があった。このようなことを踏まえ、資金運用部への預託義務の廃止と自主運用の確立が目指された。すなわち、年金積立金は公的年金の制度運営全般について権限と責任を有する保険者 (厚生労働大臣) がその判断により、保険料拠出

者の利益のため、年金積立金に最もふさわしい方法で運用すべきとされた。

また、年金福祉事業団の市場運用事業の仕組みについても、抜本的な見直しが急務とされた。その一方、国が自ら運用業務を行うことは、行政の肥大化につながるおそれがあること、専門的知識を有する人材の確保が困難であること等により、適当ではないと考えられた。自主運用に当たっては、責任体制を明確にすることが必要とされた。年金積立金の運用結果は、年金財政に影響を与え、最終的には保険料率に反映されるものであり、その開示の内容としては、例えば、財政再計算時に想定した運用の見通しと実績の乖離や運用結果が年金財政や保険料率に及ぼす影響等などがある。

こうした議論等を経て、平成13年度より公的年金積立金については、年金資金運用基金を実施主体として、厚生労働大臣権限による市場自主運用が開始されたのである。

その後、組織改革により、平成18年度には年金積立金管理運用独立行政法人（GPIF）が発足し、年金資金運用基金から業務が引き継がれた。GPIF発足後の平成18年度以降現在までの運用の仕組みは図1のとおり¹⁰⁾である。なお、注書きで付記したものは、年金資金運用基金（平成13～17年度）の下での運用の仕組みにおいて、現在の仕組みと相違する点を示したものである。GPIFによる市場運用は、法人自らが定めた運用資産の構成割合に基づいて行われている（平成17年度までは厚生労働大臣が定めた運用資産の構成割合に基づいて、年金資金運用基金が行っていた¹¹⁾。表9に、積立金の市場運用における運用資産の構成割合の推移を示す。各年度の構成割合は平成20年度末に達成する長期的な構成割合目標を円滑に達成するように、毎年度策定されているものである。

3 資産収入の社会保障財源における役割・意義

前述のように経済・金融情勢そのものが社会保障財源に影響を及ぼすものとなっており、この意

味から公的年金積立金を市場運用することの意義について考察する。平成16年の年金制度改正で100年間にわたる有限均衡が定められた中で、公的年金積立金の役割に対しては、以下に述べる役割が与えられたと川瀬（年金積立金管理運用独立行政法人理事長）はまとめている¹²⁾。すなわち、①将来の給付のバッファファンドとして積立金の残高を徐々に取り崩しながら給付に充てていくこと、②賃金上昇率を上回る実質的な運用利回りの確保によって年金財政に貢献すること。②については、年金支給額は概ね名目賃金にスライドするため、プラスの貢献をするためには名目賃金の上昇率を上回るような運用が必要であるという意味である。いずれにせよ、積立金の原資は国民の勤労の果実である年金保険料であることから、上記①、②の意味から市場運用を行うことの意義は多いに認められるものの、その運用にあたっては慎重なスタンスが必要であることは当然といえよう。

本稿第2部を締めくくるに当たり、改めて強調しておきたいことは、表10に示すように、公的年金積立金が約150兆円という巨額に上る以上、その市場運用の結果は、社会保障給付財源（資産収入）に大きな影響を及ぼすだけでなく、日本経済全体に大きな影響を及ぼすということである。厚生労働大臣「年金積立金の運用に関する基本的方針」¹³⁾にあるように、公的年金積立金の運用は、「専ら被保険者の利益のために、長期的な観点から安全かつ効率的に行うこと」が重要であり、年金積立金の運用は、わが国経済へ与えるマクロ的な影響についても十分留意して行われなければならない。

注

- 1) 厚生労働省「平成18年度年金積立金運用報告書」。
- 2) 企業年金連合会「2006年度年金資産運用状況」。
- 3) 平成9年の厚生年金との統合に伴って必要となった給付財源（厚生年金移換金）を厚生年金へ納付する業務を日本鉄道共済組合が行っていたが、平成19年2月、残額を一括償還して当該業務を完了させた。JR各社と鉄道・運輸機構

- 国鉄清算事業本部が負担していた給付財源を事業主拠出と位置付けたため、一括償還に伴い、事業主拠出が単年度で増加したものである。
- 4) 国民健康保険団体連合会にプールされた共同事業拠出金については、30万円を超える医療費に着目して、改めて対象市町村国保に交付される仕組みであることから、すべての市町村国保をならせば、新たに負担が生じる性格のものではない。
 - 5) 最新「障害者自立支援法—逐条解説—」(京極高宣, 新日本法規, 2008)。
 - 6) 「平成 18 年度社会保障給付費」第 7 表制度別社会保障給付費の推移, 参照。
 - 7) 「平成 18 年度社会保障給付費」第 6 表児童・家族関係給付費の推移, 参照。
 - 8) 厚生年金基金等は、石炭鉱業年金基金を含む。
 - 9) 相関係数は、国内・外国株式については正、国内・外国債券については負となっている。このことは、株式と債券という反対の値動きをする資産に分散投資することで、運用リスクの分散を図ることが可能であることを意味する。
 - 10) 厚生労働省年金局 厚生年金, 国民年金の積立金運用ホームページ。
 - 11) 社会保障と日本経済(京極高宣, 慶應義塾大学出版会, 2007)。
 - 12) 「公的年金運用を考える」川瀬隆弘(年金積立金管理運用独立行政法人理事長)(日本証券アナリスト協会講演会, 2008. 3. 25)。
 - 13) 2001 年 4 月厚生労働大臣告示。
- (ひがし・しゅうじ 企画部長)
(かつまた・ゆきこ 情報調査分析部長)
(よねやま・まさとし 企画部第 1 室長)
(たけざわ・じゅんこ 企画部研究員)

社会保 障 法 判 例

三 輪 まどか

旧身体障害者福祉法に基づく支援費支給申請に対する一部不支給決定に理由を提示せず、支給量の勘案にあたって生活保護法に基づく扶助を考慮したことは違法であるが、訴えの利益がないとして、同決定の取消の訴えを却下した事例（船引町支援費訴訟）

福島地判平成 19 年 9 月 18 日 賃社 1456 号 54 頁

I 事実の概要

原告 X は、両上肢機能全廃の障害がある身体障害者（1 級）である。X は訴外船引町（以下 A 町）で、長女と 2 人で生活し、障害基礎年金と特別障害者手当を受給しているほか、生活保護法に基づく生活扶助等を受給している。

A 町長は、X に対し、旧身体障害者福祉法（以下「旧身障法」）等による支援費制度に基づき、支給期間を平成 15 年 4 月 1 日から平成 16 年 6 月 30 日まで、支援の種類を居宅介護、支給量を日常生活支援中心月 125 時間とする支援費の支給決定をした。なお、A 町長は、同制度の援護の実施者として、支援費制度の利用に関する情報提供や相談、支援費支給申請手続等の事務を行っていたが、平成 17 年 3 月 1 日、町村合併により被告 Y 市長にその職務を承継した。

平成 16 年 6 月 29 日、X は、支援の種類を居宅介護、その内容を月 165 時間として、支援費支給を申請した。A 町の支給検討会議を受けて、A 町長は同年 7 月 29 日、支給期間を同年 7 月 1 日から翌年 6 月 30 日まで、支援の種類を居宅介護、

支給量を日常生活支援中心月 125 時間とする決定を行った（以下「本件決定」）。本件決定には、支給量について申請内容と異なる決定がなされたことについての理由の付記がなかった。そこで、X は理由の開示を求めたところ、A 町長は、日常生活支援中心月 125 時間を処分内容とし、理由を支援費と生活保護の福祉サービスを効果的に組み合わせた全体の中で、申請のあった買い物などを計画的に行うことにより可能と判断した旨を、同年 8 月 30 日付書面により X に通知した。

X は A 町長に対し、行政不服審査法に基づき、本件決定に対する異議申立てを行った。A 町長は、生活保護の他人介助が利用できることや、作業所において作業に従事していることから、生活保護による有料介助を工夫することにより十分に対応できると判断し、当該異議申立てを棄却した。

そこで X は、A 町長が旧身障法に基づいてなした本件決定のうち、支給量の 125 時間を超える部分について X の申請を棄却したのは、行政手続法（以下「行手法」）5 条及び 8 条に違反し、支給量の定めが不十分であり違法であるとして、X の申請を棄却した部分の取消しを求め提訴し

た。

II 判旨

訴え却下

1 訴えの利益の有無

① 福島地裁は、最一小判昭57・4・8民集36-4-594を参照の上、Xが求める処分を行う「根拠規定は存在しておらず、申請に係る法律上の地位ないし法的利益を取得しうる可能性は消滅したというほかないから、訴えの利益は失われた」とした。

② 障害者自立支援法（以下「支援法」）附則36条1項の経過措置規定（以下「経過規定」）は、「居宅支給決定身体障害者が改正法の施行日前に受けた指定居宅支援について、施行日後であっても同様に居宅生活支援費を支給するという趣旨であって、支援法の施行後も旧身障法17条の5第2項による居宅支給決定を行うことができるとするものではない。」

2 行政手続法違反

(1) 審査基準の設定

① 行手法5条に定める審査基準は、「公開がされている限り、規則であるか内規であるかなどの法形式は問わ」ず、「できる限り具体化されることが望ましいが、許認可等の性質上、個々の申請について個別具体的な判断をせざるを得ないのであって、法令の定め以上に具体的な基準を定めることが困難である場合には、必ずしも審査基準を定めることは要しない。」

② 「法令〔旧身障法17条の5第2項及び同法施行規則9条の3：筆者注〕の定める勘案事項は、判断要素として相当程度に具体的なものであるし、上記の勘案事項は身体障害者の個別的事情及び意思など個々の異なる事情により判断せざるを得ない制度の性質上、居宅生活支援費の支給について、法令の定める勘案事項以上に具体的な基準を定めることが必ず求められているとはいえず、……要綱のほかに居宅生活支援費の支給について審査基準を定めていないことが直ちに違法と

はいえない。」

③ 兵庫県西宮市のように、支援費の支給量を決定するための客観的な審査基準もあるが、「このような基準を制定することは行手法5条の趣旨に照らして望ましいにしても、上記判断を左右するものではない。」

(2) 理由の提示

① 行手法8条1項の趣旨は、「申請の拒否処分に当たり、その理由の提示を義務づけることによって、行政庁の判断の慎重性、合理性を担保し、申請者に対し当該拒否処分を争うための便宜を与えるという点にあり、これは、申請に対する一部拒否処分であっても同様であると解される。……本件決定は、処分庁による支給量の判断に対する不服を理由にしても行政不服審査法等に基づく不服申立てができるのであって、行手法8条1項の趣旨が及ぶ」。

② 本件決定に係る申請でXが記載した「月165時間」は、「単なるXの希望というにとどまらず、申請にかかる居宅支援の具体的内容とみることが可能であり、「居宅介護『月125時間』とする処分は、Xの申請を一部拒否する処分というべきであり、これに対し、Y市が理由を付記しなかったことは行手法8条1項本文に反する」。

3 支給量の判断基準

① 旧身障法17条の5第2項及び同法施行規則9条の3が、居宅生活支援費の具体的な支給量決定について規定していないことに鑑み、「支給量の決定の違法性を判断するにあたっては、市町村が上記勘案すべき事項をもとに合理的な裁量に基づいて判断することを予定しているというべきであるから、支給量の判断が考慮すべき事項を考慮しない場合や考慮すべきでない事項を考慮した場合など、裁量権の逸脱が認められる場合に限り違法になる」。

② 支援費制度は、「障害者自らがサービスを選択し、契約によりサービスを利用することを可能にしたものであるとはいえず、その助成の程度は、依然として、上記旧身障法等の法令によって

も行政庁の合理的な裁量に委ねられている」。

③ 「居宅介護の必要性を認めながら生活保護による扶助の存在を理由に、居宅生活支援費の支給を拒否することはもちろん、支給量を認定しないことも、考慮すべきでない事項を考慮した裁量権の逸脱が認められる場合に当たる」。

④ 旧身障法施行規則9条の3第5号につき、「生活保護制度の趣旨に照らせば、……生活保護以外のサービスとの利用調整等を想定しているというべきで、これを根拠に、生活保護による扶助があることを居宅生活支援費の支給を拒絶する理由とすることはできない」。

III 検討

判旨賛成

1 本判決の意義

2000年からはじまった障害者関連法規の改正は、今もなお続いている。めまぐるしく変わる法制度のもと、法律が改廃された場合の訴えの利益の有無、ならびに行政手続、行政裁量の適法性について争われたのが本判決である。本判決は、訴えの利益がないとしてXの訴えを却下したものの、障害者行政における手続のあり方のほか、措置制度から支援費制度への大きな制度変更の中での行政庁の裁量権行使のあり方について判示している。特に、(i) 支援費制度に基づく支給量申請の一部を減ずる処分は一部拒否処分であり、理由の提示が必要である旨を明示した点、(ii) 障害者福祉サービスの提供体制が複雑化する中で、支給量の決定にあたり生活保護に基づく扶助を考慮することは、制度趣旨が異なるため違法とした点で意義があると言えよう。

2 訴えの利益について

(1) 法の改廃と訴えの利益

行政事件訴訟法9条に定める「回復すべき法律上の利益」に、法の改廃の場合をも含むのかどうかについて、判例は一貫して、法律上の利益を回復できず、訴えの利益が失われるとしている〔古城1989, p. 146〕。例えば、本判決で参照された

家永教科書第二次訴訟上告審判決は、「拒否処分後の法令の廃止・改正の結果、当該申請に対する処分がされる余地がなくなり、回復すべき法的利益が消滅しあるいは回復不可能になった場合には訴えの利益は失われる」と判断している。

学説の中には、取消訴訟において、「将来何らかの法律効果について、その要件事実としての意味をもっている場合」〔伊藤1983, p. 259〕や、原処分や根拠法規の趣旨から、残存する不利益が本来の趣旨や目的の範囲内である場合に〔園部1981, p. 454〕、法律上の利益ありとして、より実質的な解釈をしようとするものがある。本件においてXは「仮に、訴えの利益が消滅したとしても、法の改廃というXの責に帰すべからざる事情によるものであり、少なくとも訴えの提起時において適法な訴えである場合は実体判断すべき」との主張をしているものの、裁判所は、従来の判例に従い訴えの利益を認めず、実質的な判断を行うことなく、Xの訴えを却下している。

(2) 経過規定、みなし規定の趣旨

一般に法の改廃にあたり、経過規定やみなし規定が策定される。本件においてXは、旧身障法に代わって定められた支援法附則36条1項の趣旨に基づき、改正前の条項により、改正法施行前の支援費の支給に関する訴えの利益は消滅しない、と主張している。

同種の事例として、支援法施行令附則5条6項、7項のみなし規定に基づき、訴えの利益を争った鈴木訴訟（東京地判平18・11・29賃社1439-55）がある。鈴木訴訟において裁判所は、旧身障法は廃止されており、処分を取り消しても、処分行政庁が原告の求める処分をする法律の根拠がないとして、原告の訴えを却下・棄却している。

経過規定をめぐるやや特殊な事案として、著作権法改正にあたり、映画の著作物の保護期間が問題となった「ローマの休日」事件（東京地決平18・7・11判時1933-68）がある。ここでは、経過規定の立法趣旨が問われたが、文理解釈を重んじ、解釈にあたって立法趣旨や審議過程を考慮に入れることを悉く否定している¹⁾。また、同種の

「シェーン」事件（最三小判平19・12・18判時1995-121）でも、経過規定に立法者意思を考慮する場合には、立法者意思が明白であることを要し、その意思が国会審議や附帯決議等によって明らかにされることを要するとしている。

判旨1②によれば、本経過規定によって、一定の期限までは旧制度の決定が維持され、期限経過後は新制度が適用されることになる。新制度施行後に突然の支給打ち切りや、法改正の趣旨に反する事態が生じるわけではない。上記裁判例のように、本経過規定の立法趣旨や立法者意思を鑑み、「ソフトランディング」〔阿部2004, p.12〕の意味合いを持たせるとしても、本経過規定自体の違法性や解釈の誤りを主張することは難しい。となれば、X主張のような訴えの利益を認めることは難しく、本判決はやむを得ない判断と言うほかない。

3 行政手続法違反について

(1) 審査基準の設定

行手法5条で審査基準の設定・公開を定めたのは、申請側の予測可能性、行政側の申請処理事務負担の軽減、判断の公正性・合理性の確保という目的があるからである〔宇賀2005, p.86〕。そして、本判決では、判旨2(1)①の理由から、必ずしも審査基準の設定を要しないとした。

法令の解説書によれば、審査基準の具体性の程度は、許認可等の性質による。つまり、羈束性の強い処分は、「一義的な判断が可能な程度までできる限り具体化されることが望ましい」が、行政庁に広範な裁量がある許認可等は、法が行政庁に裁量を与えた趣旨に照らし、方針や考慮事項でも足りるとしている〔総務省2002, p.95〕。

具体的な関連事例を管見すると、(i)労働組合の地域別組織がなした労働会館の目的外使用許可申請につき、行手法5条違反により不許可処分の取消しを求めた事案（奈良地判平12・3・29判自204-16）や、(ii)産廃最終処分場の建設開発を予定する者が、行手法5条違反により不許可処分の取消しを求めた事案（仙台高判平18・1・19判例集未搭載）〔越智2006, p.76〕、(iii)別居中の

妻が遺族共済年金の決定請求をしたところ、事前審査において行手法違反があり、精神的苦痛を被ったとして国家賠償を求めた事案（東京高判平19・5・31判時1982-48）がある。

特に(ii)事件では、法令の定め自体が抽象的で、許認可についての予測可能性が害される場合には、審査基準の定めなくされた許認可等は瑕疵を帯びる一方、法令の定めがなくとも、行政庁の許認可等の透明性と公正さの確保、及び適切・公正な処理が可能である場合には、審査基準の定めの有無は、許認可等の違法性を招来するものではないとしている。そして農業振興地域の整備等に関する法律の規定は、開発行為自体の客観的性質と市町村の地域整備計画とを照合することによって比較的容易に判断できること、知事の恣意が入る余地が少ないことから、審査基準の定めがなくともよいとしている。

また、(iii)事件では、「審査基準の設定は、上級行政庁等の他の行政庁に係る運用通達等をそのまま借用し自らの基準として用いる方法によることも許される」として、地方公務員等共済組合法上、遺族生計維持要件の認定に関し、総務省の運用方針ならびに各支部長宛ての理事長長通知文書の中で、審査基準の設定につき特段の措置を講ずる必要はないとしている。

判旨2(1)②は、法令の具体性、制度の性質から、審査基準の未設定は違法性を招来しないとしており、従来の考え方を踏襲するものといえよう。ただし本判決は、結論に直接影響を与えないとしつつも、一步踏み込んで、判旨2(1)③で先進的な行政の取組みの例を挙げ、行手法5条の趣旨に照らして望ましいと適示している。この点は、障害者福祉行政にとって意義あるものといえよう。

(2) 理由の提示

行手法8条は、申請者の申請を拒否する場合、処分と同時に拒否の理由を書面で提示することを義務づけている。本判決で理由の提示がなかったことについては、争いがない。Y市の主張によれば、本件で理由の提示が不要であるのは、「支給

量は市町村が決定するものであって、申請の内容には含まれておらず、申請時に支給量について申請者による記載がされていたとしても申請者の希望や意見が事実上記載されているに過ぎないから、居宅支給決定をした本件決定は申請に対し拒否する処分ではな」いからとしている。この点、本判決は判旨2(2)②のように述べ、行手法8条に反するとした。

理由の提示については、行手法制定前から、とりわけ租税法分野を中心に判例法理が形成されてきた。リーディングケースである青色申告に係る処分に関する最判昭38・5・31民集17-4-617は、法律が行政処分に理由を付記すべきとしている趣旨として「処分庁の判断の慎重、合理性を担保してその恣意を抑制するとともに、処分の理由を相手方に知らせることによって、不服の申立ての便宜を与える」ことを挙げている。また、理由付記の程度につき、「処分の性質と理由付記を命じた各法律の規定の趣旨・目的に照らして」決定すべきとしている。この判断は、旅券法に基づく一般旅券発給拒否処分や情報公開条例に基づく非開示処分にも適用され、不利益処分に限らず、申請拒否処分にも拡大、適用されている〔石崎2004, p. 7〕。

法施行後の裁判例では、(i) 前出仙台高判平18・1・19, (ii) 競馬法に基づく馬主登録の申請に対する拒否処分において、条文の適示では理由の提示とならないとした東京地判平10・1・27判時1660-44, (iii) 医師国家試験受験資格認定申請に対する拒否処分において、「貴殿の医学に関する経歴等からみて」との理由のみでは理由の提示とならないとした東京高判平13・6・14判時1757-51 などがある。

本判決でも、理由の提示を義務づける理由として、従来の判例と同様、行政庁の判断の慎重性と合理性の担保、申請者に不服申立ての便宜を与えることを挙げている。行政庁に裁量権が付与されているのは、恣意的な判断をするためではなく、事案の状況にふさわしい適切な判断を期待されることである。そして理由の提示は、行政庁の判断過程における恣意・独断の排除を積極的に明ら

かにすることにつながるといえる。行政裁量が存する場面でも、理由の提示はその機能を十分に発揮するという指摘もあり〔藤巻1993, p. 160〕、本判決の結論は評価できよう。

4 支給量の判断基準について

(1) 市町村の合理的な裁量

そもそも「法律による行政の原理」をあらゆる事態に適用しようとするのは無理である〔塩野2003, p. 107〕。今日、行政裁量が認められるのは、行政実務において専門技術的判断や政策的判断が求められ、その判断を行政庁に一任することが公益実現にとって適切だと考えられているからである。一歩進んで、個々具体的な裁量権行使は、公益目的の実現にとって現に合目的なものでなければならぬのであるから、その行使のための指針となる行為規範が不可欠となるという帰結も導かれることとなる〔巨理2004, p. 116〕。とりわけ、社会保障分野において、社会保障基準を設定するにあたっては、設定された法的基準についてある程度専門技術の見地から判断せざるを得ないため、朝日訴訟以降の諸判例は、司法審査に一定の限界を伴うことを否定できないと判断してきた〔河野2008, p. 5〕。そこで、ある程度の行政裁量を認めざるを得ない点から、「行政庁が処分形成過程において恣意、独断、他事考慮等を行わなかったか否かを裁判所が審査し、もし行ったらすれば行政庁が裁量権を逸脱・濫用したと判断できる」とする見解がある〔堀2004, p. 218〕。よって、本判決が本件決定の「個々の異なる事情により判断せざるを得ない制度の性質」を考慮し、市町村の合理的な裁量にゆだねると判断した点は、判例及び学説を鑑みても、それなりに首肯できる。

しかしながら、Xが指摘したように、支援費制度は、従来の措置制度から、自律的にサービスを選択しうることを趣旨とした契約制度へと移行している。判旨3②に示されるように、助成の程度が行政庁の合理的な裁量に委ねられるのなら、措置制度と契約制度との差異をどこに見出すかという問題にぶつかるだろう。「サービスの自力購

入が困難な多くの障害者にとっては、サービス購買力の確保という点に係わって、支援費支給についての行政の決定システムが適正かつ公正に機能するか否かが死活問題となってくる」〔竹中2000, p. 429〕との指摘もあり、契約制度へと転換した意味に配慮する必要があるだろう。つまり、「決定システム」の構築と、そのシステムの「適正かつ公正」な運営により、障害者自身が納得し、選択したといえるような制度となることが望まれる。

学説の中には、社会福祉行政に認められる専門技術裁量の行使にあたり、社会福祉援助技術の見地を行政庁の判断過程に取り入れた裁量の必要性、ならびに専門家内部の規律を前提とした指針の定立・公表、個々のケースごとに作成されたケアプラン等の考慮事項への加味について説くものがある〔前田1997, p. 30〕。この視点からすれば、現在、支給検討会議には福祉の専門職が参画しており、行政庁の判断過程にその知見を活かしているところ、一步進めて、西宮市のような基準の設定により、更なる公正・透明な行政手続の実施が望まれよう。

(2) 考慮事項裁量審査

考慮すべき事項を考慮せず、逆に考慮すべきでない事項を考慮したことを検証して裁量審査をするという手法（以下「考慮事項裁量審査」）は、古くは国道拡幅のための収用事業が適正・合理性要件を満たすか否かが争われた日光太郎杉事件控訴審判決（東京高判昭48・7・13行集24-6・7-533）に見られる〔亘理2004, p. 119〕。ここでは、「本来最も重視すべき諸要素、諸価値を不当、安易に軽視し、……本来考慮に容れるべきでない事項を考慮に容れもしくは本来過大に評価すべきでない事項を過重に評価し」たとして、事業計画の適正・合理性を否定した。学説も、考慮事項裁量審査を、多様な公的、私的な諸利益間の調整の結果として行われる行政作用に関する適法性審査手法として、合理的であると評価する〔芝池1985, p. 571〕。

具体的な関連事例は、考慮事項を拡張ないし限

定する事例に分けられる〔芝池1985, p. 580〕。前者の事例として、「かけがいのない景観、風致、文化的諸価値、環境保全」の考慮（前出日光太郎杉事件控訴審判決）、保健衛生上の危害発生防止の考慮（ストロングライフ事件第一審判決/東京地判昭50・6・25行集26-6-842）、相手方の生命や生活の保全の考慮（最判昭34・11・10最民集13-12-1493）がある。後者の事例として、行政行為の目的と法定目的との相違（最判昭53・6・16刑集32-4-605）、法規定やそれを手掛かりとした私権の制約（最判昭55・7・15判時982-111）、登録制の趣旨や羈束行為あるいは警察許可（ストロングライフ事件控訴審判決/東京高判昭52・9・22高民集30-4-310）がある。

判旨3③は、支援費支給量の決定にあたり、生活保護に基づく他人介助や有料介助を考慮・勘案したことにつき、支援費制度と生活保護との制度趣旨が異なり、考慮すべきでない事項を考慮した裁量権の逸脱が認められるとしている。この点本判決は、制度の趣旨という考慮事項を限定する一事例を示したものといえよう。

(3) 支援費制度と生活保護制度の関係

本判決は、さらに具体的に旧身障法施行規則9条の3第5号の勘案事項につき判旨3④で判断し、生活保護法に基づく扶助（以下「扶助」）を理由に支援費の支給を拒絶する根拠として、同規則を採用できないと述べた。支援費制度の解説書は、勘案事項の具体的な例として、デイサービスや短期入所に係る受給の状況などを挙げる〔障害者福祉研究会2004, p. 150〕。本件決定で考慮した扶助を定める生活保護法では、補足性の原理（4条）に基づき、保護の実施要領において「他の法律又は制度による保障、援助等を受けることができる者又は受けることができる」と推定される者については、極力その利用に努めさせること（厚労省告示）とし、活用できる法律の例として、旧身障法を挙げている（局長通知）〔生活保護手帳編集委員会2007, p. 161〕。よって、法解釈上、判旨3④は妥当な判断であろう。

もっとも本判決の範疇ではないが、仮に本判決

の論理を貫徹すると、旧身障法において扶助を考慮することが裁量権の逸脱によって違法であることを受けて、補足性の原理に基づき旧身障法と重複するサービスに対する扶助の妥当性が別途問われかねない。その結果、扶助の受給により成り立ってきたXの生活が損なわれるのではないかという懸念が生じる²⁾。この点、そもそも補足性の原理の趣旨は、生活保護制度の濫用防止にあり、他の法律によって行われるべき領域に対する保護の実施を絶対的に排除するわけではない〔小山1951, p. 120, 122〕。それ故、支援費で賄われないサービス、例えば、本判決に言う不定期な時間に利用するサービスについてのみ、扶助を行うことができると言えなくはない。また、学説の中には、「生き方や暮らし方に関する本人の基本的な選択が認められないという状況を、当該本人の境遇として見た場合、それを福祉が欠如している状態、したがってある種の貧困状態と見なすという視点もありうるのではないか」〔秋元2006, p. 51〕とする見解もある。また、「我が国のパーソナル・ソーシャル・サービスに係る最低保障（憲法25条1項）について、どのような法体系で行うのか明確ではない。基本的には、生活保護ではなく、社会福祉がこれを行うことを明確にすべきではないか」〔堀2001, p. 53〕という指摘もあり、立法政策上検討すべき課題であろう。

5 本判決の射程

法の改廃により訴えの利益が失われるとする本判決は、従来の判例法理に沿った判断であり、今後も改正が予想される障害者福祉法制に対して影響を及ぼすものと思われる。ただし、当該法制において、法的安定性を損なうような法改正がなされる可能性も否定できず、今後より詳細な検討が必要となろう。

また現在、支援法に基づく障害者自立支援制度へと変更されているが、支援費制度の趣旨ならびに市町村が支給決定する仕組み（支援法22条）は維持されている。よって、行政手続及び支給量の判断基準のあり方につき、本判決の判断が今後とも及ぶものと解される。

注

- 1) 条文の書きぶりや他法の用例を踏まえ、経過措置が設けられる制度趣旨に照らし、法文の概念が意味するものを、法体系としての合理性を勘案して判断すべきという批判がなされている〔作花2007, p. 185〕。
- 2) 本判決の言渡し後、Xは事業者との契約更新にあたり、支援法に基づき、本件の申請時間より多い、日常生活支援中心月207時間、移動介護中心月20時間を申請し、認められている〔齊藤2007, p. 51〕。

参考文献

- 秋元美世（2006）「生活保護における『補足性の原理』再考—福祉の欠如と個人責任をめぐって」『週刊社会保障』2382号。
- 阿部泰隆（2004）「法制度設計におけるいくつかの視点」『公共政策研究』4号。
- 石崎誠也（2004）「申請拒否処分における処分理由の追加・変更について」『法政理論』37巻1号。
- 伊藤真（1983）「訴えの利益」雄川一郎ほか編『現代行政法体系 第4巻』有斐閣。
- 宇賀克也（2005）『行政手続法の解説〔第五次改訂版〕』学陽書房。
- 海老沢俊郎（1999）「理由の差替えと理由付記」成田頼明ほか編『行政法の諸問題（中）』有斐閣。
- 越智敏裕（2006）「仙台高判平18・1・19判批」Lexis判例速報6号p. 76。
- 河野正輝（2008）「最大判昭42・5・24判批」社会保障判例百選〔第4版〕p. 4。
- 小山進次郎（1951）『改訂増補生活保護法の解釈と運用』中央社会福祉協議会。
- 古城誠（1989）「訴えの利益—九条カッコ書きを中心に」『ジュリ』925号。
- 齊藤正俊（2007）「本判決判批」賃社1456号p. 46。
- 作花文雄（2007）「東京地決平18・7・11判批」判時1947号p. 185。
- 芝池義一（1985）「行政決定における考慮事項」『論叢』116巻1-6号。
- 塩野宏（2003）『行政法I〔第三版〕行政法総論』有斐閣。
- 嶋貫真人（1998）「生活保護における行政裁量とそのコントロールについて—司法審査の問題を中心に—」『社会福祉研究』73号。
- 障害福祉研究会編（2004）『改訂支援費制度Q & A』中央法規出版。
- 生活保護手帳編集委員会（2007）『生活保護手帳（2007年度版）』中央法規出版。
- 総務省行政管理局編（2006）『逐条解説行政手続法〔増補新訂版〕』ぎょうせい。
- 園部逸夫（1981）「制裁的処分における『回復すべ

- き法律上の利益」遠藤博也編『公法と経済法の諸問題(上)』有斐閣。
- 高橋滋(1999)「行政裁量論に関する若干の検討」小早川光郎=高橋滋編『行政法と法の支配』有斐閣。
- 竹中康之(2000)「支援費の支給決定をめぐる法的課題—改正障害者福祉法制の給付行政システムとしての側面に焦点をあてて—」『同志社法学』54巻3号。
- 田村悦一(1980)「裁量権の逸脱と濫用」『行政法の争点』有斐閣。
- 西鳥羽和明(1995)「理由付記判例法理と行政手続法の理由提示(一)(二・完)」『民商』112巻6号, 113巻1号。
- 原田啓一郎(2007)「東京地判平18・11・29判批」賃社1439号p.14。
- 藤岡毅(2007)「東京地判平18・11・29判批」賃社1439号p.4。
- 藤巻秀夫(1993)「行政処分における理由付記の法理—最近の判決と行政手続法要綱案を手がかりとして—」『札幌法学』4巻1-2号。
- 深澤龍一郎(2003)「裁量基準の法的性質と行政裁量の存在意義(二・完)」『民商』128巻1号。
- 堀勝洋(2001)「新世紀における社会保障の課題(終)生保の補足性の原理を緩和」『週刊社会保障』2124号。
- (2004)『社会保障法総論[第2版]』東京大学出版会。
- 前田雅子(1997)「生存権の実現にかかわる行政裁量の統制」『社会問題研究』46巻2号。
- 松尾卓憲(2006)「訴えの利益理論の現状と課題(一)—訴えの利益の実体法的把握批判」『修道法学』28巻2号。
- 宮崎良夫(2001)「手続的権利と訴えの利益」小早川光郎=宇賀克也編『行政法の発展と変革(上)』有斐閣。
- 森田寛二(1987)「行政処分の”内容”面に対するコントロール見地」『法学』51巻5号。
- 亘理格(2004)「行政裁量の法的統制」『行政法の争点[第三版]』有斐閣。

〔追記〕

本稿脱稿後、本件の判例研究として、中野妙子「生活保護の受給を勘案した支援費支給決定の適否—船引町支援費訴訟」ジュリ1364-158に接した。

(みわ・まどか 大分大学講師)

馬場康彦著

『生活経済からみる福祉——格差社会の実態に迫る——』

(ミネルヴァ書房, 2007年)

上 枝 朱 美

I はじめに

なぜ低所得世帯に関する分析を行った章の中に、大学生のいる世帯が含まれているのだろうか。しかし目次を見た最初の疑問は、本書を読み進めていくうちに明らかになった。著者は、既に1994年の論文で日本の高等教育費が高いために、大学生の子どもを持つ世帯が赤字であることを示している(p. 146)。さらに本書においては、母子世帯が食費を削って教育費を支払っていることも明らかにしている(p. 181)。

近年、格差や貧困に関する書物が増えているが、本書は消費支出面での格差に焦点を当て、消費の内容について詳細な分析を行っている。生活経済学の視点から福祉の対象となっている世帯の家計の現状を分析し、問題点や今後の課題を明らかにしている。タイトルの生活経済と社会福祉を結ぶキーワードは、「貧困」と「格差」である(p. 11)。なおここでの貧困とは、絶対的剥奪と相対的剥奪の統一概念であり、「生活形成力能」を形成する「権利」や「機会」を剥奪され、「競争」から「排除」された状態をさすとしている。「生活形成力能」とは、経済力に加えて、収入の範囲内で支出を計画するという管理統制能力や家事・育児・介護を行う能力をも含んでいる。また「格差」とは、「資本主義的競争」によって生み出される「差別」「選別」「排除」関係の総括的現象としている。競争で勝者となったものがモデル・規範となり、それに適合しない「規格外」の存在は排除され、貧困層となる可能性が高いとしている。

II 本書の構成と概要

本書の大きな特徴は、格差や貧困の問題を消費の観点から明らかにしようとしていることであり、耐久消費財の1969年以降の普及状況や世帯属性による消費

支出の違いについて詳しい分析を行っている。全体は、「第I部 生活経済の視点」と「第II部 生活経済からみる福祉」の2部構成になっている。それでは各章の概要を順に述べていく。

第1章「生活経済の理論」では、分析で用いる理論や概念の説明を行っている。生活経済学が対象とするのは消費過程であり、ヒトとヒト、ヒトとモノとの間の関係を明らかにすることを課題としている。貧困概念の説明の後に貧困に陥る主体的な要因の一つとして「生活形成力能」の欠如を挙げている。現代では居住地域や職業とは無関係に「標準的な生活」＝「人並みの生活」を送ることを社会が強制しており、この「生活の標準化」の影響を低所得階層も受けている。主要耐久消費財の標準化については、「全国消費実態調査」のデータを用いて収入階級別や年齢階級別に普及率やジニ係数の分析を行っている。その結果、電子レンジやルームエアコンは標準化された財になっており、1989年以降「標準化」の法則はさらに強化されている。エアコンは保有数量についても標準化が進んでおり、保有の個人別化も進んでいる。またビデオカメラは、所得要因ではなく、年齢要因が大きく影響していた。

第2章「家計構造の分析視角」では、家計構造の基本的枠組みを説明し、その変化を考察している。最初に社会的固定費や準固定費について説明がなされている。社会的固定費とは、社会的共同消費手段の利用や消費に関する費用をさす。社会的共同消費の費用とは、公共料金あるいは公共料金に近いもの(電話代など)のことである。家計は、準固定費を含む社会的固定費の増大と生活標準の圧力の両方を受けて「収入優先型家計段階」から「支出優先型家計段階」に構造的転換をした。収入と支出の差額を埋めるために、世帯で複数の者が就業する多就業化、消費者信用の利用、

貯蓄取り崩しの3つの方法をとっている。そして社会的固定費目のウエイトが高まり、私的費目としての「自由裁量部分」を圧迫して家計の硬直化を招いている。

第3章「家計の金融化と消費者信用」では、家計における貨幣の役割が変化していること、また消費者信用の普及とそれに伴って生じた消費者金融の問題点を示している。家計における貨幣の役割は、消費手段としての役割が相対的に低下する一方で、資金運用手段、利殖手段、投資手段といった範囲にまで拡大しており、これを「家計の金融化」と呼んでいる。貨幣の役割の変化と消費者信用の利用によって、低所得・中所得階層の生活者意識のうちに、所得に関係なく商品が入手できるという幻想が起きている。この幻想によって家計破綻＝自己破産の危険性が増している。つまり現代では収入が少ないためではなく、支出の膨張によって生活困難に陥るケースが増加している。

第4章「勤労者世帯の家計構造の変化」では、1989年から2005年の期間について家計構造の変化をみている。消費支出には、「食料」「家具・家事用品」「被服及び履物」などウエイトの低下が続くもの、「光熱・水道」「保健医療」「交通・通信」「教養娯楽」などウエイトの上昇が続くもの、「住居」「教育」など実収入に連動して変化しているものがある。高所得階層と低所得階層の間で収入に占める賞与のウエイトとその金額の低下は共通であり、消費支出についても食料のうち外食以外はウエイトと金額が変化した費目は同じであった。ただし低所得階層の方が、低下の幅は大きい。生活の利便性・快適性を高める「交通・通信」や教養を高めるための「教養娯楽」は増加している。収入階級間の格差は、1991年に最大となった後に1995年まで縮小したが、1996年からは再び拡大傾向で2006年には1965年以降最大となった。

第5章「低所得世帯と生活保護世帯の家計」では、低所得階層、生活保護世帯、そして赤字家計として大学生のいる世帯の家計の分析を行っている。1989年までは赤字家計は、20代の若年単身勤労者（男性）世帯、50代の大学生を持つ世帯、65歳以上の女性の高齢単身世帯だけであった。低所得階層は、世帯平均と比べて持家率を反映して家賃などの住居費が高くなっている。逆に「その他の消費支出」や「食料」「交通・通信」については世帯平均よりもかなり低くなっている。また失業したことにより収入が低下してもすぐには消費支出を引き下げられない履歴効果（アフタ

ー・エフェクト）が見られた。大学生のいる世帯については、子どもが通っているのが私立大学か国公立大学かによる違いも見ている。全体的・平均的にみると「国公立大」のほうが「私大」よりも生活水準は高いが、収入階級間の格差は「国公立大」の方が大きく、低所得階層では、「国公立大」では持家率の低さと「教育関係費」によってより苦しい生活を送っている。単身世帯で赤字となっているのは、「男女平均の年収100万円未満」を除けばすべて女性の世帯であり、この原因は男女間の賃金格差にある。生活保護世帯では、「住居」のウエイトが一般世帯よりも大きく上回っている。

第6章「母子世帯の家計と福祉」では、母子世帯の消費構造の水準と問題点を説明し、母子世帯の類型別問題点と貧困、生活形成力能との関係を明らかにしている。母子世帯の中でも死別か離別か、子どもの状況（年齢・就学状況・人数）、また母親の就労形態によって消費構造は大きく異なっている。一般世帯との比較では「その他の消費支出」が低いこと、低所得階層との比較においては「教育」が高くなっており、子どもの教育に大きな関心を寄せていることがわかる。そして教育費の上昇は食料に対する支出で調整を行っている。被服・履物については子どもが成長するので、買い換える必要があり、調整することは難しい。子どもの成長とともに「保健医療」「被服及び履物」から「教養娯楽」そして「教育」へと消費構造のウエイトは変化している。また親との同居によって「生活標準」を維持している場合も示された。

第7章「障害者世帯の家計と福祉」では、障害者の人数や障害の原因などについて説明し、障害者年金や生活保護などの仕組みとその問題点が示されている。障害年金の問題としては、評価の中心が医学的レベルでの障害であって「生活」する能力を判断の基準にしていること、そして厚生年金と国民年金との間や都道府県によって障害の認定の程度が異なることとしている。さらに東京都社会福祉基礎調査「障害者の生活実態調査」（平成10年、15年）と厚生労働省の「社会保障生計調査」（平成15年）を用いて、障害者世帯の収入や消費支出をみている。その結果、「住居」や「食料」のウエイトが高く、障害者世帯の方が一般世帯よりも高コストであるが実収入の水準は低いことが示されている。

第8章「高齢者世帯の家計と福祉」では、高齢夫婦

世帯（無職の世帯主 65 歳以上と配偶者 60 歳以上の夫婦のみの世帯）、無職で 65 歳以上高齢単身世帯の家計の現状と生活問題、介護費用の実態と問題点について分析を行っている。その結果、高齢夫婦世帯は単身世帯以上に大幅な赤字を抱えていることが明らかとなった。無職の高齢夫婦世帯では、交際関係費が高く、また医療保険の改革による自己負担率の引き上げによって「保健医療」が増加している。高齢単身世帯は、住居費のために食料支出を圧縮している。60～64 歳の単身世帯では、退職後も消費支出は多いが、公的年金の受給年齢との関連で社会保障給付は低く、このため赤字率が高くなっている。

終章「格差社会における生活問題と今後の課題」では、現代生活の特徴と今後の課題について述べている。福祉の民営化は、サービスの提供側・利用者側双方に大きな打撃を与えている。「家計調査年報」のデータから実収入のジニ係数が拡大しており、その要因として、高所得層に対する税制上の優遇措置、高齢や若年の単身世帯の増加、高所得階層ほど妻の就業率が高いこと、賞与の格差拡大をあげている。この影響を受けているのは福祉の対象世帯である。生活者にとっても必要なものは、救済と共生と信頼の論理で創られた交流の泉であると締めくくっている。

III 本書に対する批判と疑問

それでは、本書に対する批判や疑問を次に述べる。生活者や世帯に対する標準の強制力が、「必要からの乖離」を伴って作用している（p. 22）とあるが、「なくてはならないもの」と「できれば欲しいもの」とはどこで線引きがなされるのだろうか。著者は、耐久消費財について普及率や世帯当たりの保有数量について分析を行っているが、家計ごとに「なくてはならないもの」は異なるだろう。

また家計支出のうちで自由裁量部分が少なくなることをマイナスに捉えているように思えるが果たしてそうだろうか。準固定費の中には、住宅ローンも含まれている。賃貸住宅に居住する場合は家賃を支払うだけで後には何も残らないが、持家は資産として残る。たとえ修繕費がかかるとしても、持家を所有しているかどうかで世帯の消費支出は異なっている。賃貸住宅に居住して家賃を支払うことにより、他の消費支出を抑制していることが本書でも明らかになっている。一時点だけを見るのではなく、長期的な観点から収支を見

ることも考えられる。

さらに本書で用いられている用語やその内容の中には理解しにくいものがあった。「社会的共同消費手段」は、12 ページにおいて「公共的に供給される」（12 行目）としており、同じページで「住宅、学校、病院、上下水道等のように誰の目にもわかる」（31 行目）としている。しかし住宅や学校、病院は公的以外にも供給されている。

教養娯楽費の支出は、自分の子どもに対する「人並み志向」＝「生活標準化」の影響を受けているとし、著者の「社会的固定費」の中には、子どもの教育費として英会話やピアノ、習字、珠算、バレエ、絵画、水泳等の月謝が含まれている（p. 46）。だが、社会的固定費とは、自由裁量が行えない費目のことであり、おけいこ事の月謝と公共料金の支払いを同じ扱いをすることには疑問を持った。

IV おわりに

なぜ人並みの生活を送らなければならないのだろうか。必要最低限のものだけで生活を送ることも可能である。実際、多くの家庭が保有しているエアコンやテレビを持たない（持てないではない）生活を送っている人も存在する。人並み志向に縛られない生き方をするためには、強い意志が必要なのかもしれない。

本書を読み進むうちに、多重債務の問題など消費者教育の重要性を改めて考えさせられた。生活を送る上ですべての人が消費者である。これまでは、地域や家族を通じて学んでいたことを今後は教育を通じて行うことが必要であろう。現代において消費者として暮らすために必要な能力は、自然に身につくものではないと思う。

最後に著者に望むことを付け加えたい。生活保護世帯、障害者世帯についてはデータの制約もあって詳細な分析を行うことが難しいことはわかるが、今後の研究に期待したい。著者は、「資本主義的競争の呪縛からすべてを解放して、皆が共に助け合い相互に高めあっていく次元の高い「共同的競争」を提案していきたい」と述べている（「はじめに」）。また終章において「生活形成力能」を養成するプログラムがあれば、「貧困」から脱出できる可能性が高まり、その機会を得ることができると考えられる。」（p. 313）としている。「生活形成力能」を高めるプログラムをどう構築するのか、またどうすれば共同的競争へと移行することが

できるのか、それは私たちにとっても今後の課題となるだろう。

(うえだ・あけみ 東京国際大学准教授)

編集後記

ここ数年来、盛り上がりを見せてきた「格差」議論ですが、その中には、感情的に「格差」という言葉に結びつけ、公平性や客観性を欠いた議論も少なくありません。今回の特集は、「格差」と所得再分配に関する議論の実証的な側面をあらためて浮き上がらせ、従来の議論の有効な「整理」になっていると同時に、今まで十分に論じられていなかった点にも光を当てています。今後も、日本の「格差」議論と所得再分配の在り様が、実証的な根拠に基づいて論じられることを願っております。

(T. S.)

編集委員長

京極 高宣 (国立社会保障・人口問題研究所長)

東 修司 (国立社会保障・人口問題研究所企画部長)

編集委員

岩村 正彦 (東京大学教授)

勝又 幸子 (同研究所・情報調査分析部長)

岩本 康志 (東京大学教授)

府川 哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

遠藤 久夫 (学習院大学教授)

金子 能宏 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

小塩 隆士 (神戸大学教授)

編集幹事

泉田 信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部第1室長)

菊池 馨実 (早稲田大学教授)

西村 幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長)

新川 敏光 (京都大学教授)

野口 晴子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

永瀬 伸子 (お茶の水女子大学教授)

尾澤 恵 (同研究所・社会保障応用分析研究部主任研究官)

平岡 公一 (お茶の水女子大学教授)

酒井 正 (同研究所・社会保障基礎理論研究部研究員)

高橋 重郷 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

佐藤 格 (同研究所・社会保障基礎理論研究部研究員)

西山 裕 (同研究所・政策研究調整官)

菊池 潤 (同研究所・企画部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 44. No. 3, Winter 2008 (通巻 182 号)

平成 20 年 12 月 25 日 発行

編 集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区千代田 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>

印 刷

株式会社ヒライ

〒112-0004 東京都文京区後楽 2 丁目 21 番 8 号

ヒライビル 1 階

電話 (03) 3813-6421 (代)/FAX (03) 3813-6269

e-mail: hiraipri@oak.ocn.ne.jp