

季刊 社会保障研究

Vol. 39

Winter 2003

No. 3

研究の窓

社会保障の政策研究 府川哲夫 214

特集く社会経済変化への公的年金の対応のあり方>

年金改革の財政的帰結—高齢者の就業・引退選択を考慮した

マイクロ・シミュレーション— 小塩隆士・大石亜希子 216

コメント 安部由起子・加藤久和 234

財政収支から見た短時間労働者の厚生年金保険適用拡大の効果 山本克也 238

コメント 安部由起子・清水時彦 247

高齢者の所得に占める公的年金のウエイト 府川哲夫 251

コメント 小塩隆士・加藤久和 264

公的年金における未加入期間の分析—パネル・データを使って—

..... 阿部彩 268

コメント 鈴木亘・清水時彦 281

有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度 大石亜希子 286

コメント 鈴木亘・安部由起子 301

投稿 (論文)

日本の医療保険改革と「管理された競争」 田近栄治・菊池潤 306

投稿 (研究ノート)

DRG/PPS の意義と課題 安部雅仁 322

判例研究

社会保障法判例 秋元美世 339

—難聴のため周囲の人とのコミュニケーション

が困難なので、施設収容による生活保護ではなく居宅での保護を求めた要保護者に対し、住居を持たない者は居宅保護ができないと収容保護決定をしたのは違法であるとして、収容保護決定の取り消しを命じた事例 (佐藤訴訟) —

季刊
社会保障研究

Vol. 39 Winter 2003 No. 3

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

社会保障の政策研究

当研究所の社会保障部門は社会保障に関する「政策研究」を行うこととされているが、その政策研究の定義は大まかに次の3つと考えられる：1) 政策の基礎となるエビデンスの提示：2) 実施された政策の分析・評価：3) 政策の選択肢の影響評価・将来推計。政策研究の実施とあわせて、当研究所には日本の社会保障研究の発展に寄与し、研究（交流）の場を提供するという機能がある。機関誌・ジャーナルを発行する意義もここにある。季刊社会保障研究の役割は大きく分けて次の3つに分類できるであろう。1つは社会保障研究の促進であり、2つ目は hot issue についての最新の研究成果・情報の提供であり、3つ目は研究所の研究活動に関する広報である。1番目は「学会」的な機能とも位置付けられ、投稿論文の掲載はこれに該当する。2番目は特集に該当し、3番目の役割はいわゆる紀要と同様とも考えられる。季刊社会保障研究がこれらの役割を今後とも果たし続けていくためには、適切な編集体制と品質向上のための創意工夫が欠かせない。

本号の特集はそのための新しい試みの一例といえる。家族形態や就労形態の変化は、伝統的な世帯像を前提とした公的年金の負担と給付の両面にさまざまな影響を与えている。また、男女計の平均寿命がほぼ82歳まで伸び、所得保障を就労と社会保障のミックスにおいてどう達成するかが問われている。これらの変化に対して公的年金制度はどのように対応し、どのように制度を維持・発展させていくべきであろうか。このような問題意識のもとに実施された厚生労働科学研究「社会経済変化に対応する公的年金のあり方に関する実証研究」事業（2001-2002年度）の成果をもとに本号の特集は企画された。この特集に向けてワークショップが開催され、ワークショップでのコメンテータにもコメント論文を執筆していただいた。従って、本号では各論文の後にコメント論文を掲載するというスタイルになっている。

本号の特集には5つの論文が掲載されている。「年金改革の財政的帰結－高齢者の就業・引退選択を考慮したマイクロ・シミュレーション－」は高齢者就業実態調査を用いて、高齢者の引退延期による生涯を通じた経済的効用の変化を測る変数を用意して、各種年金改革が高齢者の就業・引退選択に及ぼす影響を分析したものである。「財政収支から見た短時間労働者の厚生年金保険適用拡大の効果」は厚生年金へのパート適用が厚生年金財政に与える影響を独自の（社人研社会保障モデルの一部）年金財政収支モデルを用いてシミュレーション分析したものである。「高齢者の所得に占める公的年金のウエイト」は国民生活基礎調査を用いて高齢者の所得に占める公的年金給付のウエイトを世帯構造や所得階級別に検討し、そこから年金改革への政策的合意を引き出そうとしたものである。「公的年金における未加入期間の分析：パネル・データを使って」はプロジェクトで実施したアンケート調査から得られる個人の経歴から復元したパネル・データを用いて、国民年金の未納・未加入問題を分析している。「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」は国民生活基礎調査等を用いて、夫の公的年金加入状況の違いから各種制度要因

が妻の就業(労働時間, 稼働所得)に及ぼす影響をノンパラメトリック・パラメトリックな手法を用いて分析したものである。

いずれの論文でも2人のコメンテータの視点に加わって, 論点がより多角的に捉えられるようになったと考えられる。これは各コメンテータの貢献によるところが大である。季刊社会保障研究はその機能を果たすために今後とも様々な工夫をしていくことが望まれる。特集に関して言えば, 研究者が集積している利点を生かして, 新しい切り口の企画あるいは政策研究機関にふさわしい企画を生み出す努力が欠かせない。

研究者の集団としての研究所において, その機能・役割を果たすためにはそれなりの仕組みとインセンティブが必要である。研究所の現状を客観的に分析し, その機能・役割を果たすために欠けているものを補い, 障害を除去するための戦略が必要である。研究所のおかれている環境や進むべき方向についての認識が共有されれば, 研究所の目的に沿った研究成果の生産がより効率的に行われることになる。

府 川 哲 夫

(ふかわ・てつお 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部長)

年金改革の財政的帰結

——高齢者の就業・引退選択を考慮したマイクロ・シミュレーション——

小 塩 隆 士
大 石 亜希子

要 約

本稿の目的は、1996年『高齢者就業実態調査』の個票に基づき、年金改革の財政収支に及ぼす影響を、高齢者の就業・引退選択への影響を明示的に考慮したマイクロ・シミュレーションによって定量的に分析することである。引退年齢の延長がもたらす経済的便益を考慮した動学的なモデルによって分析すると、年金改革が高齢者の労働供給に無視できない影響を及ぼすことが確認された。また、年金改革の財政収支への影響を、機械的效果（高齢者の行動に変化がないという仮定の下で、支給開始年齢の引き上げなど年金制度の変更のみによって発生する効果）と行動効果（高齢者の行動の変化を反映した効果）とに分割して、いくつかの年金改革の財政効果を試算した。その結果、行動効果の大きさは異なる年齢間で相殺され、全体としては限定的になることが示された。本稿ではさらに、年金改革の効果を所得階級別に比較することにより、世代内公平の観点から改革を評価した。

I 本稿の目的

少子高齢化が急速に進展する中で、年金改革が重要な政策課題となっている。賦課方式という財政方式を前提とすると、少子高齢化という人口動態の圧力は年金財政の悪化に直結する。そのため、先進諸国では近年、年金の給付条件の厳格化や保険料負担の引き上げなど、さまざまな形で年金改

革が進められている。ただし、年金改革の財政収支への影響を考える場合、改革が高齢者の労働供給にどのような影響を及ぼすかも重要な論点となる。たとえば、支給開始年齢の引き上げは高齢者の引退年齢を延期させ、それによって保険料収入の増加、年金給付の減少という効果を生むということが十分推察される。それ以外の制度改革も、高齢者の就業・引退選択に影響を及ぼす形で財政収支に少なからず影響を及ぼすはずである。

本稿の目的は、高齢者の労働供給に対する社会保障制度の影響を明示的に捉えた上で、年金改革が高齢者の労働供給にどのような影響を及ぼし、また、それを經由する形で財政にどの程度のインパクトを及ぼすかを定量的に示すことである。そのために本稿では、1996年『高齢者就業実態調査』（以下、『実態調査』とする）の個票に基づき、一種のマイクロ・シミュレーションを試みる。

社会保障と高齢者の労働供給の関係については、日本においてもこれまで多くの優れた実証研究が蓄積されてきた。とりわけ研究者の関心を集めてきたテーマは、在職老齢年金の存在やその制度改革が、高齢者の就業行動にどの程度の影響を及ぼすかという点であった。たとえば、同制度の1989年改正の効果については、安部(1998)、大日(1998)、小川(1998)、岩本(2000)などが、そして1994年改正の効果については大竹・山鹿(2003)などが代表的な研究となっている。こうした先行研究においては、個人がその時点で受け取っている、あるいは引退していれば受け取ったであろう年金受給額やその変更が、高齢者の就業・引退選択に及ぼす影響が注目されている。

これに対して本稿では、高齢者が引退年齢を延期することにより、生涯を通じた経済的な便益ないし効用がどのように変化するか、そして、それに応じて彼らの就業・引退選択がどのような影響を受けるか、といった動学的なメカニズムを念頭に置いて年金改革の効果を分析する。大石・小塩(2000)、Oshio and Oishi (2004)は、そのような発想に基づく分析の最初の例である。彼らは、①「オプション・バリュー」(引退を延期することによって得られる期待効用の最大値と、直ちに引退した場合に得られる効用の差)、②「社会保障資産発生額」(その時点で引退した場合に発生する、社会保障資産[生涯にわたって得られる年金受給額の現在価値]の変化額)、という2つの概念(いずれも後述)に注目して、年金改革が高齢者の就業・引退選択に及ぼす影響を分析している。

本稿では、この大石・小塩(2000)、Oshio and Oishi (2004)で提示された分析枠組みに基づいて、年金改革がどの程度財政に影響を及ぼすかを分析することにする。年金改革が財政収支に及ぼす影響については、八代他(1997)、八田・小口(1999)、西沢(2003)のように、マクロ経済や人口動態に対して一定の想定を置いた上で、保険料収入や年金給付の変化を集計データやマクロ的な年金会計をベースにして分析するというアプローチが主流である。これに対して本稿では、年金改革が個々の高齢者の就業・引退選択にどのような影響を及ぼすかという点に注目し、個票をベースにしたマイクロ・シミュレーションの手法を用いて年金改革の財政効果を試算する。

本稿の構成は、以下の通りである。次のIIでは、マイクロ・シミュレーションのベースとなる理論的な枠組みを説明する。IIIでは試算に用いたデータと推計作業の方針を説明する。IVでは、シミュレーションの前提となる賃金プロファイルや社会保障の関連関数の推計結果をまとめる。Vでは、4つのタイプの年金改革の設定をし、その効果を試算する。最後に、VIで全体のまとめを行う。

II 理論的枠組み：オプション・バリューとピーク・バリュー

本稿では、社会保障が高齢者の就業行動に影響を及ぼす経路を分析する場合、「オプション・バリュー」と「ピーク・バリュー」という概念に着目する。本節では、この2つの概念を簡単に紹介しよう。

1 オプション・バリュー

まず、オプション・バリューとは、ある年齢において、直ちに引退したときに得られる効用の現在価値と、将来のそれぞれの年齢において引退したときに得られる効用の現在価値を比較し、後者の最大値と前者の値を差し引いたものとして定義される。このオプション・バリューを高齢者の就業・引退選択の説明に用いた分析としては、Stock and Wise (1990)が嚆矢となっている。オプション・バリューは、その年齢で引退することによって失ってしまう効用の大きさだから、引退の機会費用と解釈することもできる。

オプション・バリューの具体的な計算は、次のように行う。現在 t 歳の個人が $t+1$ 歳以降も就業を続けた場合、得られる賃金の流列を Y_{t+1} , Y_{t+2} , ..., Y_S とするとともに (S 歳は最大生存年齢)、 r 歳で引退した場合は、その後 $B_r(r)$, $B_{r+1}(r)$, ..., $B_S(r)$ だけの年金を各年において受給するものとしよう。このとき、 r 歳で引退した場合に、引退から得られる間接効用の大きさは、

$$V_i(r) = \sum_{s=t}^{S-1} \beta^{s-t} U_w(Y_s) + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} U_r[B_s(r)] \quad (*)$$

として与えられる。ただし、ここで、 $U_w(Y_s)$ は将来の賃金から得られる間接効用、 $U_r[B_s(r)]$ は将来の年金受給から得られる間接効用である。したがって、 t 歳時点において引退を延期することによって得られる、期待効用の現在価値の増分は、個人の完全予見を想定すれば、

$$G_i(r) = V_i(r) - V_i(t)$$

として与えられる。このように定義される、引退延長がもたらす利益を最大にする引退年齢が r^*

であったとすると、 t 歳におけるオプション・バリュー OV_t は、

$$OV_t \equiv G_t(r^*) = V_t(r^*) - V_t(t)$$

として与えられる。個人は、他の条件が等しければ、このオプション・バリューがプラスである限り、またその値が大きいほど就業を続けようとするだろう。

実際の推計に当たっては、効用関数 $U_w(\cdot)$, $U_r(\cdot)$ の形状を想定する必要があるが、ここでは単純化して、

$$U_w(Y_s) = Y_s^\gamma, U_r(B_s) = [kB_s(r)]^\gamma$$

と与えられると仮定する。年金受給額に k という係数がかかっているのは、同じ所得でも賃金と年金では効用を決定する度合いが異なると仮定しているためである（勤労の不効用を想定すれば、 $k > 1$ としてよいだろう）。したがって、(*) 式で与えられる引退の間接効用は、

$$V_t(r) = \sum_{s=t}^{T-1} \beta^{s-t} Y_s^\gamma + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} [kB_s(r)]^\gamma$$

として計算される。パラメータ β , γ , k の値が与えられれば、この値を計算することができる。個人が見せる実際の就業・引退選択からこれらのパラメータの値を推計することも考えられるが、ここでは、Coile and Gruber (2000 b) と同様に、 $\beta = 0.97$, $\gamma = 0.75$, $k = 1.5$ という形で外生的にその値を設定する（したがって、割引率は3%となる）。

2 ピーク・バリュー

一方、ピーク・バリューは、引退延長がどこまで効用を引き上げるかを調べるといふ、オプション・バリューの発想を社会保障資産という変数に関連づけた概念である (Coile and Gruber (2000 a) (2000 b), Gruber and Wise (2004) 参照)。社会保障資産とは、生涯にわたって受け取る年金受給額の現在価値のことである。すなわち、現在 t 歳の個人が r 歳で引退し、その後、引退生活に入ったとすれば、社会保障資産 SSW (Social Security Wealth) は上で定義した変数を用いることにより、

$$SSW_t(r) = \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} B_s(r)$$

となる。そして、この社会保障資産を最大にする

引退年齢が r^{**} であるとしよう。

ピーク・バリューとは、当該年齢以降において、社会保障資産が最大となるように引退年齢を設定したとき、最大となる社会保障資産の額から、当該年齢で引退した場合の社会保障資産の額を差し引いたものとして定義する。すなわち、 t 歳におけるピーク・バリュー PV_t は、

$$PV_t = SSW_t(r^{**}) - SSW_t(t)$$

として定義される。このピーク・バリューは、就業を継続した場合に得られる賃金が効用を高める効果を捨象しているという点で、オプション・バリューより粗い概念であるが、社会保障資産が計算できればそこからただちに導出できるというメリットがある。当然ながら、ピーク・バリューが大きいほど引退を延期しようとする誘因が働くことになる。

このピーク・バリューと関連した概念として、社会保障資産発生額 SSA (Social Security Wealth Accrual) がある。社会保障資産発生額とは、引退年齢を1歳延期することにより、その社会保障資産がどれだけ変化するかを示したものである。この社会保障資産発生額がプラスであれば、他の条件が等しい限り、高齢者は就業を続けようとするだろうし、マイナスになれば逆に就業の抑制要因となる。ピーク・バリューとこの社会保障資産発生額との関係を整理すると、ピーク・バリューは、①社会保障資産が最大となる年齢までは、各年齢時点における社会保障資産発生額を累積した額に一致し、②社会保障資産が最大となる年齢以降は、各年齢時点における社会保障資産の発生額（マイナス）に一致する、という特徴が一般的に見られる。

本稿では、社会保障資産発生額ではなくピーク・バリューに注目する。なぜなら、ピーク・バリューは、“forward-looking” な（将来を見据えた）性格を持つからである。すなわち、社会保障資産発生額があくまでも引退年齢を1歳延期したときに生じる発生額だけに注目するのに対して、ピーク・バリューの場合は、たとえ現時点における発生額が低くても、将来に大きな発生額が生じる可能性があるのなら、それが引退延期の要因と

なるという点を考慮している。

年金改革の効果を分析するためには、高齢者の就業・引退選択に対して、こうしたオプション・バリューやピーク・バリューがどのように影響しているか、また、改革がこれらの値の変更を通じてどのように影響するかを分析すればよいことになる。ただし、実際の分析に当たっては、さらに次の3つの点に留意する。

第1に、社会保障給付を計算する場合、支給開始年齢後に引退して受給する通常の年金だけでなく、在職老齢年金や年金以外の給付、すなわち、高齢雇用継続給付や失業給付も含める。ただし、各個人がどのような経路をたどって就業から引退生活に入るか(たとえば、定年後ただちに年金生活に入る、失業給付と年金を同時に受け取る期間がある、在職老齢年金をしばらく受給する、等々)は不確実である。本稿では便宜的に、『実態調査』から分かる各種給付の受給状況から、各年齢時点における各種給付の受給率を加重平均するという形で平均的な社会保障給付の値を計算している¹⁾。

第2に、社会保障資産を計算する場合、給付額だけに注目したグロス・ベースの値だけでなく、保険料負担や所得税・消費税などの税負担を差し引いたネット・ベースの値についても注目することにする。こうした処理は、年金改革の財政効果をネット・ベースで検討する場合に不可欠となる。ただし、計算の都合上、54歳までに支払った保険料や税については捨象し、55歳以上の高齢者と政府間の社会保障給付及び保険料・税負担の関係に分析を限定する。

第3に、異なる年齢間の社会保障資産やオプション・バリュー、ピーク・バリューなどを比較する場合、55歳時点を基準年齢とした現在価値に直してから比較する。その場合の割引率は、オプション・バリューの計算に用いたものと同じ3%という値を採用する。

III データと推計方法

1 データ

IIで説明した概念を用いて年金改革の効果を分析するためには、各個人の賃金や保険料の拠出実績、年金の受給状況を把握した長期的なパネル・データを用いることが理想的である。しかし、日本ではそうしたデータは入手できないので、ここではクロス・セクション・データである『実態調査』の個票データを利用することによって、年金改革の効果を試算する²⁾。同調査は、55~69歳の男女を対象にして、現在の就業状況、仕事収入、年金の受給状況に加え、55歳当時の就業状況や55歳以降の就業行動を調査しており、高齢者の就業・引退状況を知る上で貴重な統計となっている。また、55歳当時の就業状況や55歳以降の就業行動の情報が含まれていることは、『実態調査』の個票データに一部パネル・データの側面を持たせており、本稿でもそれをできるだけ活用することにする。

2 賃金プロフィールと社会保障関連変数の推計方法

本稿の推計作業は、基本的に次の5つのステップに分けることができる。

第1は、賃金プロフィールの推計である。これは、厚生・国民年金や失業給付など社会保障給付の算定基礎として、また、就業を継続した場合に得られる賃金を予測する上で基礎的な材料となるものである。しかし、『実態調査』からは現在就業している者の仕事収入月額しか得られず、賃金プロフィールの推計には工夫が必要となる。

具体的な推計方法は大石・小塩(2000)に説明した通りであるが、簡単に整理すると次のようになる。すなわち、『実態調査』の対象となる55~69歳については、個票サンプルを用いて55歳当時の属性や年齢各歳ダミーを含めた賃金関数を推計し、そこから市場賃金を推計する(推計結果の紹介は、誌面の制約上割愛する)。その場合、賃金は就業者サンプルからしか得られないので、

しばしば用いられている、Heckman (1976) の 2 段階推定法によってサンプル・セレクション・バイアスを処理する。さらに、就業者については現在の賃金を、不就業者については引退年齢時における推定賃金をベンチマークとして、賃金関数の係数を用いて 55~69 歳の間の賃金プロフィールを推計する。

なお、社会保障給付額の計算のためには 55 歳以前の賃金プロフィールも必要であるが、それは『実態調査』からは得られない。そのため、1996 年『賃金センサス』に掲載された、製造業の年齢 5 歳階級別・企業規模別による、きまって支給する現金給与額をベースにして、55 歳までの生年別・企業別の賃金プロフィールを推計する。『実態調査』では 55 歳時点における企業規模が分かるので、前述のように求めた 55~69 歳の間の賃金プロフィールにこの 55 歳以下の賃金プロフィールを接続させる。

第 2 に、そうして得られた賃金プロフィールに基づいて、各年齢で引退した場合の社会保障給付受給額を計算するとともに、それをベースにして社会保障資産と社会保障資産発生額、さらにはオプション・バリューとピーク・バリューをそれぞれのサンプルについて計算する。この場合、社会保障資産などの諸変数は、未婚の場合は個人ベースで計算するものの、有配偶者の場合は夫婦合算ベースとし、社会保険料や所得税、消費税を控除したネット・ベースの数値も計算する³⁾。消費税については、可処分所得に対する一定比率 (1996 年『国民経済計算年報』及び税務統計から計算された 3.97%) を用いる。

第 3 は、以上で得られる賃金プロフィールや社会保障関連の諸変数を説明変数として、引退行動を説明するプロビット・モデルを推計し、それに基づいて各年齢における引退確率を試算することである。

プロビット・モデルを推計する場合、最大の問題点は、入手可能なデータが、調査時点である 1996 年当時の就業・引退状況を示したクロスセクション・データに過ぎず、過去の就業状況に関する情報がかなり限定されていることである。そ

こで本稿では、1995 年に雇用就業していたと推計される民間部門の従業員に分析対象を限定し、彼らが 1996 年にどのような就業・引退選択を行ったかという点に注目する。しかし、そのような方針でデータに臨むとしても、1995 年に雇用就業の状態にあった者をどのように抽出するかという問題がある。

本稿では、この問題を次のように処理している。まず、1996 年に雇用就業していた者は 1995 年においても雇用就業していたとみなす。また、1996 年においてすでに引退している者については、『実態調査』から得られる 55 歳以降の就業経歴を基にして引退時期を推計し (その具体的な方法については、大石・小塩 (2000) 付録 1 を参照)、1995 年において雇用就業していたと推計される者だけを選び出す。こうして得られたサンプルは、男性 2,629 人、女性 1,075 人となる。なお、このようにサンプルを限定すると、高齢になるほど就業性向の強い個人に偏ることになり、その点で以下の推計結果については慎重に解釈する必要がある。

3 年金改革の効果の推計方法

第 4 ステップにおいては、55 歳以降の各年齢において労働市場から退出し、引退して年金生活に入った場合及び死亡した場合の社会保障資産の現在価値をそれぞれ計算し (引退後、死亡した場合は配偶者が受給する遺族年金を計算に反映させる)、その値を各年齢における引退及び死亡確率に乗じて各個人が生涯を通じて受給できる社会保障資産の期待値を計算する。

この方法を、より具体的に説明すると次のようになる。いま、 t 歳まではすべての者が就業を続け、 $t+1$ 歳から S 歳までに引退するか死亡するかで労働市場から退出すると仮定してみよう。そのとき、労働市場からの退出のパターンとしては、(たとえば、60 歳で引退とか、67 歳まで就業して死亡、といったように) 全部で $2(S-t)$ 通りあることになる⁴⁾。そして、それぞれの確率が q_i ($i=1, 2, \dots, 2(S-t)$) で与えられているとする。また、それぞれの退出パターンに対応した社会保

障資産を55歳時点で評価した現在価値を SSW_t と表現する。このとき、 t 歳まで就業を続けてきた個人が生涯において受給できる社会保障資産の期待値 SSW は、

$$SSW = \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i SSW_i, \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i = 1$$

として計算される。こうして得られる値は、政府が55歳以上の個人に対して、平均的にどれだけの社会保障給付を行うことになるかを示すものと言える。そして、年金改革の財政効果は、この社会保障資産のネット・ベースで見た値の変化として調べることができる。

そこで、第5に、そうした財政効果を2つの部分に分割する。まず、年金改革によって人々の就業・引退選択が変更しないと想定し、年金の給付額や保険料水準などの変更そのものがどこまで年金財政に影響を及ぼすか——これを年金改革の「機械的効果」(“mechanical effect”)と定義しよう——を計算する。たとえば、支給開始年齢が60歳から65歳に引き上げられるとき、人々がこれまでと同様に60歳で引退する(ただし、65歳までは年金は支給されない)と仮定した上で、どこまで財政的な影響が出てくるかを見るのがこの機械的効果である。年金改革の財政効果を分析した先行研究のほとんどは、概念的にはこの機械的効果をマクロ・ベースで計算していることになる。

一方、年金改革がもたらす財政への影響全体からこの機械的効果を差し引いた部分は、改革が人々の就業・引退行動を変化させたために発生する財政効果——これを年金改革の「行動効果」(“behavioral effect”)と定義しよう——とみなすことができる。たとえば、支給開始年齢が60歳から65歳に引き上げられた場合、多くの人々はその間、就業を続けるだろう。この場合、社会保障資産及び財政への影響は2つの経路、すなわち、就業を続けることで保険料や所得税の支払いが増加し、その一方で拠出実績を反映して年金の受給額が引き上げられるという形で発生する。そのため、ネット・ベースの財政効果がどのようになるかは不確定である。

この機械的効果と行動効果の関係を改めてまとめると、次のようになる。すなわち、改革前と改

革後をそれぞれ B と R という上添え字で表現すれば、改革の効果については、

$$\begin{aligned} \text{総合効果} &= SSW^R - SSW^B \\ &= \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i^R SSW_i^R - \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i^B SSW_i^B \end{aligned}$$

$$\text{機械的効果} = \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i^B SSW_i^R - \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i^B SSW_i^B$$

$$\text{行動効果} = \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i^R SSW_i^R - \sum_{i=1}^{2(S-t)} p_i^B SSW_i^R$$

総合効果 = 機械的効果 + 行動効果

と整理することができる。このような要因分解は、ネット・ベースの社会保障資産だけでなく、グロス・ベースの社会保障資産や保険料・税収においても、さらには年齢ごとにも行うことができる。ただし、 p_i のうち、各年齢において死亡という形で労働市場から退出する確率は、改革の前後で変化しないと仮定してよいだろう。なお、本稿における実際の推計作業に当たっては、55歳まではすべての個人が就業を続けると想定している。本稿ではさらに、このような年金改革の効果を所得階級別に分析し、世代内公平の観点からも一定の評価を試みる。

IV 推計結果(1)：年金改革の試算の前提

1 オプション・バリューとピーク・バリューの値

本節と次節では、前節で説明した手法に基づいた推計結果を紹介する。前述のように、本稿での分析対象となるのは、55歳時点で民間部門の雇用者であり、1995年まで就業を続けてきた者である。サンプルの記述統計量は、表1に男女別に示してある。表2は、個人ごとに計算されるネット・ベースの社会保障資産や社会保障資産発生額、ピーク・バリュー、オプション・バリューの中央値が、引退年齢に対応してどのように変化するかを男女別にまとめたものである(55歳時点を基準とした現在価値で表示)。これから、次のような点が指摘できる。

第1に、社会保障資産は、男女とも60歳まで増加し、その後で減少するという傾向をたどる。60歳時点の水準は男性で3,676万円、女性で2,806万円となっているが、このうち男性の値は、

表1 記述統計量

(1)男性		サンプル数=2,629			
変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	
引退・就業 (引退=1)	0.132	0.339	0.000	1.000	
社会保障資産 (万円)	3,275	941	610	7,456	
社会保障資産発生額 (万円)	-5	248	-721	613	
ピーク・バリュウ (万円)	184	376	-721	1,332	
オプション・バリュウ (万円)	6,342	4,395	113	39,641	
財産所得 (万円)	2.1	13.8	0.0	500.0	
健康状態 (あまり元気でない=1)	0.151	0.358	0.000	1.000	
同 (病気がち・病気=1)	0.035	0.183	0.000	1.000	
期待賃金 (年取、万円)	339	226	10	1,442	
平均標準報酬 (年取、万円)	349	179	80	708	
年齢	61.3	3.7	55.0	69.0	
配偶者 (あり=1)	0.858	0.349	0.000	1.000	
(2)女性		サンプル数=1,075			
変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	
引退・就業 (引退=1)	0.186	0.389	0.000	1.000	
社会保障資産 (万円)	3,363	1,484	906	8,091	
社会保障資産発生額 (万円)	24	163	-651	619	
ピーク・バリュウ (万円)	191	300	-651	1,276	
オプション・バリュウ (万円)	10,621	6,622	122	44,293	
財産所得 (万円)	0.8	3.8	0.0	66.0	
健康状態 (あまり元気でない=1)	0.148	0.355	0.000	1.000	
同 (病気がち・病気=1)	0.032	0.175	0.000	1.000	
期待賃金 (年取、万円)	196	127	12	1,200	
平均標準報酬 (年取、万円)	199	116	80	708	
年齢	59.3	3.4	55.0	69.0	
配偶者 (あり=1)	0.735	0.442	0.000	1.000	

清家 (1991), 小塩 (1997), Yashiro and Oshio (1999) など, 社会保障資産を試算したこれまでの先行研究の結果とほぼ見合った水準になっている⁵⁾。社会保障資産が66歳以降ほぼ一定となっているのは, 1996年当時では65歳以上になると就業していても年金は満額支給されていたからである。

第2に, 社会保障資産の変化の様子と連動する形で, 社会保障資産発生額は60歳まではプラス, 61歳から65歳まではマイナスとなっている。これは, 社会保障資産発生額から判断する限り, 60歳になるまで働き続け, その時点で引退すべきであるということを示唆する。また, 仮に60歳以降働き続けても, できるだけ早く引退し, 年金生活に入ることが望ましい。66歳以降, 社会保障資産発生額がゼロになるのは, 上述の理由により

社会保障資産がほぼ一定になるからである。

第3に, オプション・バリュウの値を見ると, 60歳までは一様に減少していき, 就業継続の誘因は次第に弱まっていくものの, 60歳台前半はほぼ横ばいとなり, それ以降は再び減少していくという傾向が確認できる。社会保障資産発生額の変化のパターンからも分かるように, 60歳を過ぎると, 社会保障資産という観点からのみ判断すれば引退延長は不利になる。しかし, その一方で就業の持続によって賃金が得られるため, 引退延長がただちに不利になるわけではない。60歳台前半では, 社会保障資産の削減と賃金収入の増加という, 異なる方向に働く要因が相殺し, 引退延長によるオプション・バリュウは大きく変化しない。一方, 65歳台後半においてオプション・バリュウが再び減少するのは, 66歳以降になると

表2 社会保障資産,同発生額,オプション・バリュウ,ピーク・バリュウ(中位値)

(1) 男性 (万円)				
引退年齢	社会保障資産	社会保障資産発生額	オプション・バリュウ	ピーク・バリュウ
55	2,939
56	3,081	96	1,286	452
57	3,262	135	1,125	380
58	3,389	87	923	277
59	3,518	114	784	196
60	3,676	151	482	151
61	3,511	-175	458	-175
62	3,373	-142	448	-142
63	3,221	-151	421	-151
64	3,074	-144	443	-144
65	2,852	-215	448	-215
66	2,835	0	488	0
67	2,826	0	390	0
68	2,821	0	286	0
69	2,814	0	200	0
70	2,814	0	94	0

(2) 女性 (万円)				
引退年齢	社会保障資産	社会保障資産発生額	オプション・バリュウ	ピーク・バリュウ
55	2,317
56	2,418	70	1,276	331
57	2,556	86	1,174	263
58	2,636	64	1,070	194
59	2,735	71	909	137
60	2,806	84	795	84
61	2,702	-74	506	-74
62	2,594	-65	478	-65
63	2,488	-81	383	-81
64	2,412	-84	553	-84
65	2,396	-101	409	-101
66	2,392	0	524	0
67	2,371	0	322	0
68	2,371	0	156	0
69	2,371	0	163	0
70	2,371	0	62	0

注) 社会保険料や税を差し引いたネット・ベースの値。

社会保障資産が一定となり、また、加齢に伴う死亡確率の上昇によって引退延長のオプション・バリュウが小さくなることを示している。

第4に、ピーク・バリュウは、社会保障資産やその発生額と連動したパターンで変化している。社会保障資産は60歳時点でピークとなり、それ以前は増加、それ以降は減少するというパターン

を示している。したがって、ピーク・バリュウは60歳以前だとプラスの値をとり、しかも60歳に近づくにつれて減少する。60歳以降になると、その年齢で引退しなければ社会保障資産はさらに減少するので、ピーク・バリュウはマイナスの値をとる。しかも、社会保障資産は60歳から66歳にかけて単調減少するので、その間、ピーク・バリュウは社会保障資産発生額と同じになる。66歳以降になると、社会保障資産はほぼ一定の値になるので、ピーク・バリュウはゼロとなる。

2 プロビット・モデルの推計結果

次に、引退確率をプロビット・モデルで推計した結果を紹介する。ここでは、引退確率を左右する、社会保障関連の説明変数として、各年齢時点で計算される社会保障資産のほかに、オプション・バリュウまたはピーク・バリュウのどちらかを採用することにする。そのほかの説明変数としては、引退を延期したときに得られる期待賃金(賃金プロファイルから推計)、その年齢までの平均標準報酬及びそれぞれの2乗値、賃金や公的年金以外の所得、健康状態ダミー、企業の業種・規模ダミー、地域ダミーが含まれている⁶⁾。なお、年齢については、年齢をそのままの形で説明変数に入れる場合(モデルI)と、(55歳を基準として)各年齢のダミー変数を説明変数にする場合(モデルII)、という2通りの処理を行っている。したがって、オプション・バリュウまたはピーク・バリュウのいずれを採用するか、そして年齢をどのように処理するかによって合計4通りのプロビット・モデルが推計されることになる。

推計結果は、男女別に表3にまとめてある(ただし、健康状態ダミー以外のダミー変数の係数は誌面の都合上すべて記載を省略した)。まず、男性についてモデルIの結果を見ると、オプション・バリュウ及びピーク・バリュウの係数はいずれも有意にマイナスとなっており、それらの値が高くなるほど就業を促進していることが確認される。しかし、モデルIIの場合、オプション・バリュウの係数はマイナスではあるものの有意でなくなる。

表3 引退のプロビット・モデル：推計結果

(1) 男性		サンプル数=2,629	
説明変数	モデル I		モデル II
オプション・バリュー	-0.006 (0.002)		-0.001 (0.002)
ピーク・バリュー		-0.119 (0.013)	-0.071 (0.042)
社会保障資産	0.031 (0.006)	0.000 (0.006)	0.004 (0.009)
財産所得	0.007 (0.004)	0.007 (0.004)	0.007 (0.004)
健康状態(あまり元気でない)	0.278 (0.087)	0.287 (0.088)	0.303 (0.091)
健康状態(病気がち・病気)	1.084 (0.150)	1.075 (0.154)	1.158 (0.152)
期待賃金(年取)	-0.990 (0.399)	-0.240 (0.406)	-0.274 (0.494)
平均標準報酬(年取)	1.374 (0.397)	0.781 (0.381)	0.847 (0.458)
期待賃金(年取)の2乗	0.048 (0.020)	0.009 (0.021)	0.011 (0.025)
平均標準報酬(年取)の2乗	-0.127 (0.025)	-0.097 (0.024)	-0.102 (0.027)
年齢	-0.068 (0.021)	-0.038 (0.019)	
各年齢ダミー			記載を省略 記載を省略
Pseudo R ²	0.135	0.175	0.207 0.208
(2) 女性		サンプル数=1,075	
説明変数	モデル I		モデル II
オプション・バリュー	-0.001 (0.002)		0.001 (0.002)
ピーク・バリュー		-0.137 (0.026)	-0.163 (0.067)
社会保障資産	0.014 (0.006)	0.010 (0.004)	0.007 (0.006)
財産所得	0.058 (0.018)	0.056 (0.017)	0.057 (0.017)
健康状態(あまり元気でない)	0.152 (0.130)	0.138 (0.132)	0.209 (0.135)
健康状態(病気がち・病気)	1.129 (0.229)	1.230 (0.231)	1.255 (0.238)
期待賃金(年取)	-0.794 (0.440)	-0.288 (0.461)	-0.664 (0.482)
平均標準報酬(年取)	0.766 (0.536)	0.330 (0.536)	0.618 (0.540)
期待賃金(年取)の2乗	0.068 (0.033)	0.043 (0.033)	0.065 (0.033)
平均標準報酬(年取)の2乗	-0.118 (0.072)	-0.095 (0.071)	-0.110 (0.066)
年齢	0.036 (0.024)	-0.029 (0.022)	
各年齢ダミー			記載を省略 記載を省略
Pseudo R ²	0.125	0.151	0.168 0.172

注) 1. 引退を1, 就業を0とするプロビット・モデル。各推計式ともに, そのほかのダミー変数の係数は割愛。

2. ()内の数字は, 標準誤差。

一方、社会保障資産は、資産効果を通じて引退を促進する方向に働くものと予想されるが、推計結果を見ると符号はプラスであるものの有意ではないことが分かる。また、期待賃金は引退を抑制する一方、過去の賃金水準を反映した平均標準報酬は引退を促進する方向に働いている（ただし、前者はあまり有意ではない）。これは、代替効果と所得効果の方向を示すものとして、直感的にも理解しやすい結果となっている。

なお、女性の場合は、オプション・バリューよりもピーク・バリューの方が有意な形で就業を促進していることが分かる。

V 推計結果（2）：年金改革の効果

1 年金改革の想定：4つのケース

次に、幾つかの年金改革を想定し、その結果を推計することにしよう。ここでは、次の4つの改革を考える。

改革Aは、支給開始年齢の3歳引き上げを目指す改革である。1996年当時の制度では、厚生年金及び国民年金の支給開始年齢はそれぞれ60歳、65歳であったが、それをそれぞれ63歳と68歳に引き上げてみる。

改革Bは、支給開始年齢はそのままとするものの、繰上げ支給、繰下げ支給を認め、その削減率及び上乘せ率を1年当たり6%とする改革である。

改革Cは、支給開始年齢はそのままとし、繰上げ支給、繰下げ支給を認め、その削減率及び上乘せ率を1年当たり6%とするとともに、定額の基礎年金を廃止して報酬比例部分だけとし（所得代替率は平均標準報酬の60%。ただし、平均賃金の90パーセント値を給付月額の上限とする）、さらに妻の遺族年金は夫の受け取るべき年金額の100%とする、というケースである⁷⁾。

改革Dは、日本の2000年改正が想定する最終的な姿にほぼ対応するものであり、厚生年金の支給開始年齢を基礎年金と同様に65歳とし、報酬比例部分の年金額を現行から5%削減するというケースである。

これらの年金改革の効果を推計するに際しては、まず、改革の内容を反映して、各年齢で引退（及び死亡）した場合の社会保障資産の値を計算し直すとともに、オプション・バリューとピーク・バリューについても再計算する。次に、引退確率を計算したプロビット・モデル（前出・表2）にこれらの値を当てはめ、そこから新たな引退確率を推計する。そして、それらの推計結果を用いて、年金改革後における社会保障資産の期待値を、IIIのステップ4で説明した方法で計算するわけである。

ただし、プロビット・モデルの推計に際して、年齢ダミーを採用したモデルIIを用いた場合は、支給開始年齢を引き上げる場合は、年齢ダミーの係数もその分だけ上の年齢ダミーにシフトさせることにする。これは、制度変更の影響では捉えられない年齢特殊的な要因が働く時点の年齢が、支給開始年齢の引き上げに連動して引き上げられると想定するからである。たとえば、60歳に引退する確率が高いのは、年金制度の在り方から判断してその年齢で引退するのが最適であるだけでなく、企業が60歳を定年としていることにもよるだろう。プロビット・モデルに含まれる60歳ダミーはそうした要因を捉えていると考えられる。そこでここでは、支給開始年齢を引き上げると、企業が定年を引き上げるといった形でそれに対応するだろうと大雑把に想定し、年齢ダミーの係数を支給開始年齢の引き上げ分だけ上の年齢に付けるわけである。

以下では、男性高齢者に対象を絞って、年金改革の効果を試算してみよう。

2 年金改革の財政効果とその要因分析

表4は、1に述べたそれぞれの年金改革の効果が、平均的な男性高齢者が獲得を期待できる社会保障資産に、全体としてどの程度の影響を及ぼすかをまとめたものである。分析に際してオプション・バリューとピーク・バリューのどちらを採用するか、そして、プロビット・モデルとしてモデルIとモデルIIのどちらに依拠するかによって、合計4つの推計結果が得られることになる。

表4 年金改革の1人当たり財政効果(総括表)

(万円)

	改革前後の値					改革前からの変化額			
	改革前	改革 A	改革 B	改革 C	改革 D	改革 A	改革 B	改革 C	改革 D
オプション・バリュートモデル I									
社会保障資産(グロス)	2,912	2,570	2,376	2,856	2,188	-342	-536	-56	-724
保険料+税	664	776	656	653	689	112	-8	-11	26
社会保険料	444	543	439	438	459	99	-5	-6	16
税	220	233	217	215	230	13	-3	-5	10
社会保障資産(ネット)	2,249	1,794	1,721	2,203	1,499	-455	-528	-45	-750
オプション・バリュートモデル II									
社会保障資産(グロス)	2,838	2,490	2,334	2,751	2,123	-348	-504	-87	-715
保険料+税	639	824	640	638	764	185	1	-1	124
社会保険料	425	563	426	424	504	138	0	-1	79
税	214	261	215	214	260	47	1	-0	46
社会保障資産(ネット)	2,199	1,666	1,694	2,113	1,359	-533	-505	-86	-840
ピーク・バリュートモデル I									
社会保障資産(グロス)	2,909	2,561	2,407	2,800	2,265	-348	-502	-110	-644
保険料+税	657	742	661	593	671	85	5	-64	15
社会保険料	437	518	440	403	448	81	3	-33	11
税	220	224	222	190	223	4	2	-31	3
社会保障資産(ネット)	2,253	1,819	1,745	2,207	1,594	-434	-507	-46	-659
ピーク・バリュートモデル II									
社会保障資産(グロス)	2,839	2,553	2,333	2,733	2,192	-285	-505	-106	-646
保険料+税	639	805	640	605	722	166	1	-34	83
社会保険料	425	554	425	407	478	128	-0	-19	53
税	214	251	215	198	244	37	1	-16	30
社会保障資産(ネット)	2,200	1,749	1,694	2,128	1,471	-451	-506	-72	-729

改革前の状況は、最左列が示している⁸⁾。一番上の数字がグロス・ベースの社会保障資産であるが、そこから社会保険料、所得税、消費税を差し引いたものがネット・ベースの社会保障資産となる。政府から見ると、このネット・ベースの社会保障資産が減少すれば財政収支が改善することになる。

最初に、年齢をそのままの形で説明変数に加えたモデル I でオプション・バリュートを用いた場合の結果について見てみよう。まず、4つの年金改革案のうち、改革 C はあまり大きな影響を及ぼさないことが分かる。それ以外の3つのケースでは、ネット・ベースの社会保障資産が2割から3割程度減少しており、それぞれの改革が無視できない財政効果をもたらすことが示唆されている。いずれも給付額は削減されるものの、その程度は

2000年改正を想定した改革 D で最も大きくなっている。また、支給開始年齢を3歳引き上げた改革 A では、保険料及び税収の増加が財政収支の改善に大きく貢献していることが注目される。一方、繰上げ・繰下げ支給による年金額の減額・増額パターンを調整した改革 B では、ネット・ベースの社会保障資産の減少のほとんどが受給額の削減によって説明されている。

年齢をダミー変数の形で説明変数に加えたモデル II の場合の結果を見ると、グロス・ベースの社会保障資産の削減幅はモデル I の場合とほぼ同じレベルであるが、支給開始年齢の引き上げを伴う改革 A と D では保険料及び税の増加が顕著となり、その分だけ財政収支の改善の度合いが大きくなっている。

表3の下半分は、ピーク・バリュートを用いた場

表5 年金改革の1人当たり財政効果：社会保障資産(ネット・ベース)の変化額 (万円)

	改革前	改革 A			改革 B			改革 C			改革 D		
		機械的 効果	行動 効果	総合 効果	機械的 効果	行動 効果	総合 効果	機械的 効果	行動 効果	総合 効果	機械的 効果	行動 効果	総合 効果
オプション・バリュートモデル I	2,249	-421	-33	-455	-524	-4	-528	-53	8	-45	-634	-115	-750
オプション・バリュートモデル II	2,199	-382	-151	-533	-505	0	-505	-83	-3	-86	-595	-245	-840
ピーク・バリュートモデル I	2,253	-398	-36	-434	-521	14	-507	-104	58	-46	-619	-40	-659
ピーク・バリュートモデル II	2,291	-383	-68	-451	-506	0	-506	-83	11	-72	-595	-134	-729

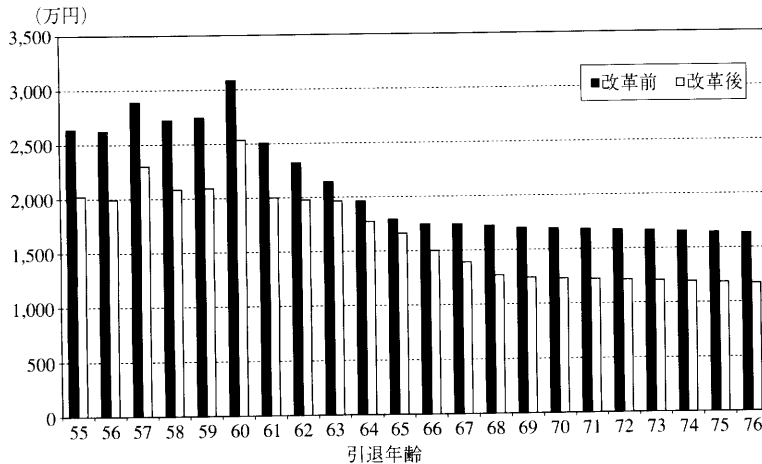


図1 社会保障資産(ネット・ベース)の変化：改革 A の場合

合の結果をまとめている。効果の大きさは、オプション・バリューを用いた場合に比べるとやや小さめとなるが、ほぼ同様の結果が得られている。

次に、このような年金改革の効果を、機械的効果と行動効果に要因分解したものが表5である。ここでも、プロビット・モデルにおける年齢の処理方法と、オプション・バリューとピーク・バリューの違いを組み合わせた上で、4つの改革のケースがもたらす結果を比較している。

この表を見れば明らかなように、ここで取り上げている年金改革の効果は、そのかなりの部分が機械的効果によって説明され、個人の就業・引退効果への影響を反映した行動効果の大きさは限定的である。一例を挙げると、オプション・バリューを用いたモデル I に基づいて改革 A を行うと、ネット・ベースの社会保障資産は改革前の2,249万円から455万円減少するものの、そのうちの421万円は機械的効果によって説明され、行動効

果の寄与は33万円に過ぎない。そのほかのケースでも、もともと効果の小さい改革 C を除くと、同様の傾向が見られる。

なぜ、行動効果の大きさは限定的なのだろうか。年金改革によって人々が引退年齢を引き上げた場合、引退確率が低下する比較的若い層では年金給付額が削減され、行動効果が財政改善に寄与するはずである。しかし、その一方で、高齢層ではむしろ改革前より引退確率が高まるので、他の条件が等しければ年金給付額が増加し、行動効果はむしろ財政悪化につながる。こうした年齢間で異なる効果が相殺されると、行動効果は結果的に小さなものになる可能性が高い。この点については、のちほど具体的に検討する。

3 推計結果の解釈

図1-6は、以上に述べた年金改革の結果を解釈しやすくするため、推計結果の幾つかをグラフに

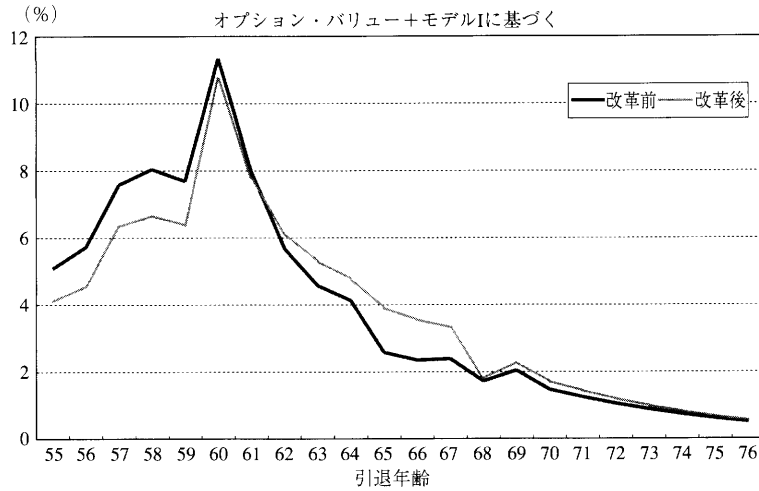


図2 引退年齢の分布の変化：改革 A の場合

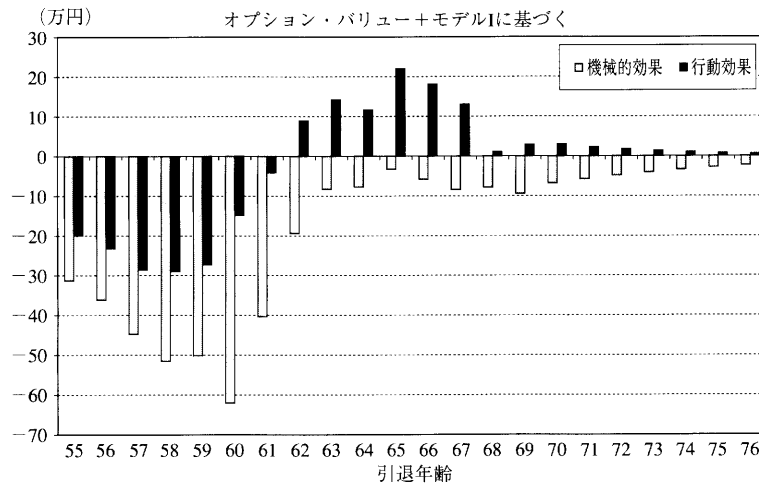


図3 引退年齢ごとに見た機械的効果と行動効果：改革 A の場合

描いたものである。図1は、引退年齢ごとにネット・ベースの社会保障資産が1996年当時の現行ケースからどのように変化するかを、支給開始年齢を3歳引き上げる改革Aを例にとってそれぞれ示したものである。この図から分かるように、社会保障資産はどの年齢で引退しても減少する。

それでは、高齢者の就業・引退選択は年金改革によってどのように変化するだろうか。図2は、オプション・バリューを用いたモデルIに基づいて、改革Aの改革を用いた場合、引退年齢の分

布(どの年齢で引退するか)がどのように変化するかを調べたものである。引退のピークは60歳にとどまっているが、60歳より若い層の引退確率が低下する一方で、60歳より高齢層の引退確率が高まっていることが分かる(ただし、68歳以上の高齢層の引退確率は大きく変化していない)。これは、経済全体で見て引退年齢が平均的に上昇していることを意味するが、年金財政への影響という点では、増加・削減どちらの方向に作用するか微妙である。表4では、年金改革の効果のうち、

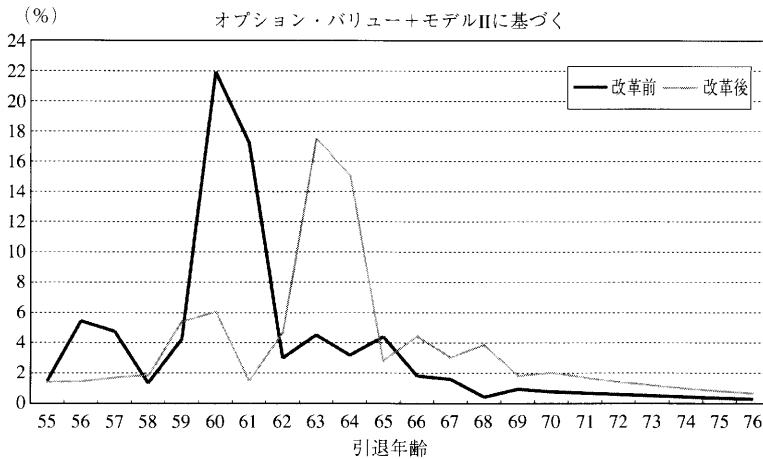


図4 引退年齢の分布の変化：改革 A の場合

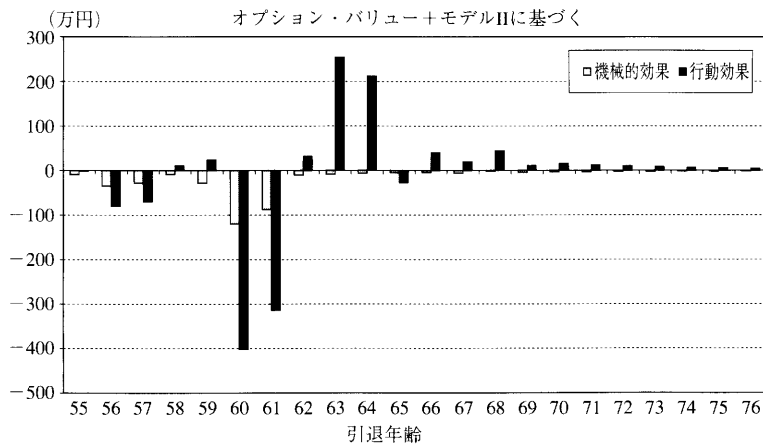


図5 引退年齢ごとに見た機械的効果と行動効果：改革 A の場合

就業・引退選択の変化を反映する行動効果の大きさが限定的であることを指摘した。図2に示された引退年齢の分布の変化は、それと整合的な結果となっている。

図3は、行動効果が年齢間で相殺することをさらに明確に示したものである。この図は、オプション・バリューを用いたモデルIに基づいて、改革Aの改革を用いた場合、引退年齢ごとに機械的効果と行動効果がどのような姿を見せるかを描いたものである。ここから分かるように、機械的効果はすべての引退年齢において財政収支を改善する方向に働くのに対して、行動効果は60歳以

前では財政収支にプラス、60歳前半までは逆にマイナスに寄与している。

ただし、こうした結果は、モデルの想定によって影響を受ける。図4と図5は、オプション・バリューを用いるものの、モデルIの代わりにモデルIIを採用して改革Aの効果調べたものである。図4によると、引退年齢のピークが60-61歳から63-64歳へとシフトすることがはっきりと読み取れる。また、図5を見ると、引退年齢の改革前、改革後のピーク時において、行動効果がかなり明確な形で逆方向に働いていることが確認される。ここでも、行動効果は年齢間で相殺される傾

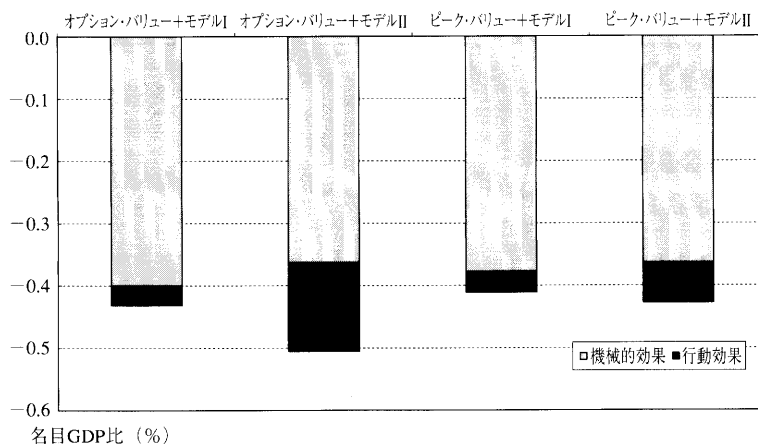


図6 年金改革の財政効果：対名目GDP比(%)：改革Aの場合

向があることが分かる。ただし、こうして得られる行動効果については、定年など制度依存的な行動を考慮すると解釈に難しい面があることは否定できない。

それでは、このような年金改革の財政効果は、GDP全体から見るとどの程度の効果をもたらすだろうか。本稿で分析した年金改革の効果は、厚生年金の加入者を念頭に置いたものである。55歳以上のすべての厚生年金加入者（及び受給者）が、平均的に見てこのような効果を受けると想定した場合、ネット・ベースの社会保障資産が経済全体で見てどの程度減少するか、換言すれば、財政収支がどの程度改善するかを、改革Aを例にとって大雑把に試算してみたのが、図6である。もちろん、ここでの分析では改革の想定する制度への移行過程を捨象し、長期的な効果を試算するものに過ぎないことに留意する必要がある。

ここでも、結果はモデルの設定などに依存するが、改革Aの場合、名目GDP(1996年時点)の0.4%から0.5%程度の財政改善効果があることが確認される。表4から判断すると、改革Bや改革Dもほぼ同程度の効果をもたらすことが推察される。このような財政効果はけっして無視できない大きさといえよう。なお、その効果の大部分は機械的効果によるものであるが、これも表4の結果と対応したものである。

4 公平性の観点から見た評価

最後に、年金改革の効果が所得階級別にどのように違ってくるかを試算しておこう。ここでは、平均標準報酬月額に注目してサンプルを世帯単位で5つの所得階級に分類し、ネット・ベースの社会保障資産が改革前の水準からどの程度変化するか、そしてそれがどのような形で要因分解できるかを比較してみる。所得階級別のサンプル数の少なさ、オプション・バリュエやピーク・バリュエの標準偏差の大きさなどの問題はあるものの、大まかな傾向をチェックするのがここでの目的である。表6は、オプション・バリュエを用いたモデルIとモデルIIの結果をまとめたものである。特に表の下の部分では、ネット・ベースで見た社会保障資産の変化を、所得が最も高い第5分位と最も低い第1分位とで比較している。

モデルIの場合、次のような点が指摘できる。すなわち、改革A, B, Dの場合、社会保障資産の削減率は高所得層ほど大きくなっており、改革の効果は累進的になっている。また、それを要因分解すると、グロス・ベースの社会保障資産、すなわち給付の削減が高所得層ほど大きくなっていくことが累進性にかなり寄与していることも分かる。一方、この3つの改革とは対照的に、改革Cは逆進的な結果をもたらしている。これは、改革Cの場合、定額の基礎年金を廃止して給付をすべて所得に比例させたことが大きく作用してい

表6 年金改革の所得階級別効果：社会保障資産(ネット・ベース)の変化

(1)モデルIの場合

(オプション・バリュウの場合)

	改革前後の値(万円)					改革前からの変化(%) ¹⁾			
	改革前	改革 A	改革 B	改革 C	改革 D	改革 A	改革 B	改革 C	改革 D
第5分位(最高所得層)	2,735	2,126	1,995	3,544	1,686	-22.3	-27.1	29.6	-38.4
第4分位	2,498	2,012	1,893	2,536	1,656	-19.4	-24.2	1.5	-33.7
第3分位	2,270	1,825	1,745	2,125	1,531	-19.6	-23.1	-6.4	-32.5
第2分位	2,011	1,617	1,582	1,702	1,392	-19.6	-21.3	-15.4	-30.8
第1分位	1,725	1,399	1,393	1,109	1,239	-18.9	-19.3	-35.7	-28.2
第1分位が受ける影響-第5分位が受ける影響 ²⁾ (%ポイント)						3.3	7.8	-65.3	10.2

(2)モデルIIの場合

	改革前後の値(万円)					改革前からの変化(%) ¹⁾			
	改革前	改革 A	改革 B	改革 C	改革 D	改革 A	改革 B	改革 C	改革 D
第5分位(最高所得層)	2,675	1,911	1,961	3,398	1,462	-28.0	-26.1	26.4	-44.3
第4分位	2,446	1,866	1,867	2,436	1,498	-23.2	-23.2	-0.4	-37.9
第3分位	2,220	1,705	1,719	2,039	1,400	-22.7	-22.1	-8.0	-36.1
第2分位	1,968	1,523	1,558	1,632	1,283	-22.1	-20.4	-16.7	-34.0
第1分位	1,683	1,337	1,367	1,063	1,166	-20.1	-18.3	-35.9	-30.0
第1分位が受ける影響-第5分位が受ける影響 ²⁾ (%ポイント)						7.9	7.8	-62.4	14.4

注) 1) 改革前の社会保障資産(ネット)に対する変化率(%)を表わす。

2) 「改革前からの変化(%)」の値が、第5分位と第1分位でどこまで違うかを見たもの。

るものと推察される。逆に言えば、現行制度における定額の基礎年金は公平性の観点から見ると優れた仕組みと解釈することもできる⁹⁾。

モデルIIの場合もほぼ同様の傾向が確認され、改革Cを除くと改革の効果は累進的となっている。ただし、年金の支給開始年齢の引き上げを盛り込んでいる改革AとDでは、ケースIと比べて、高所得層ほど多くの社会保険料・税負担を求められるようになったことが累進的な結果に貢献している。

VI 結 語

本稿では、1996年『高年齢者就業実態調査』の個票データに基づき、年金改革の財政収支に及ぼす影響を、高齢者の就業・引退選択の変化を明示的に考慮したマイクロ・シミュレーションによって定量的に分析した。そこでは、個人が生涯にわたって受給する年金総額の現在価値である社会保障資産や、オプション・バリュウやピーク・バリュウといった変数を用いて、個人による就業・

引退選択の変化を捉えるという工夫をしている。オプション・バリュウやピーク・バリュウはいずれも、引退を延期することによって獲得が期待できる経済的便益、逆に言えば引退することの機会費用を示した変数である。

本稿で得られた主要な結論をまとめると、次のようになる。第1に、引退のオプション・バリュウやピーク・バリュウが高いほど、高齢者が就業を継続し、引退を延期するという傾向が、統計的にはほぼ有意な形で確認される。先行研究の多くは、引退を延期した場合に得られたであろう年金額が、その時点における高齢者の就業を抑制するということを確認する内容であった。これに対して本稿の分析は、高齢者の就業・引退選択を動学的な枠組みの中で説明している。

第2に、幾つかの年金改革の財政収支への影響を、高齢者の就業・引退選択の変化を明示的に捉えた上で推計した。年金改革の財政効果は、高齢者の就業・引退選択を不変と想定した上で、支給開始年齢など支給条件の変更だけで説明できる機械的效果と、高齢者の行動の変化によって説明で

きる行動効果に分割できる。本稿の分析では、年金改革の財政効果はそのかなりの程度が機械的効果によるものであり、行動効果の大きさは限定的であることを明らかにしている。

ただし、第3に、行動効果の大きさが限定的になるといっても、それは人々の就業・引退行動が大きく変化しないことを意味するわけではない。たとえば、支給開始年齢の引き上げといった改革を行うと、平均的に見て引退年齢が引き上げられる。そのため、改革前に比べると、比較的若い層向けの年金給付が減少し、高齢層向けの年金給付が増加するという効果が生じる。そうした年齢間で異なる行動効果が相殺されて、全体としての行動効果が小さめになるという傾向がある。

第4に、年金改革の効果が、所得階級によってどのように違ってくるかを試算した。支給開始年齢の引き上げなど、支給条件の厳格化を伴う改革案は、年金額の削減や負担の増加という経路を通じて、高所得層ほどネットの給付減を求めるという点で累進的な構造を持つ傾向がある。ただし、所得に関係なく定額で支給される基礎年金をなくして給付を所得比例にしようとする、逆進的な効果もたらされる。

もちろん、本稿の分析には幾つかの限界がある。まず、本稿の分析は、もともとクロス・セクション・データである『実態調査』に基づくものであり、データ処理上少なからず無理をしている面がある。社会保障資産やオプション・バリュー、ピーク・バリューの分析を行うためには、本来であれば就業・賃金に関する履歴情報を含んだパネル・データを用いる必要がある。

また、年金改革によって仮に就業が促進されたとしても、ただちにそれが実現されるわけではない。日本の場合、高齢者の就業機会は若年者に比べてかなり限定的であり、高齢者の労働供給が増加しても、それが雇用就業の増加ではなくむしろ賃金の引き下げにつながる可能性もある。したがって、本稿は年金改革の就業促進効果を過大推計している可能性が高い。

付記

本稿の作成にあたり、小塩は文部科学省科学研究費特定領域603「世代間利害調整プロジェクト」による財政支援を、大石は厚生労働科学研究費補助金政策科学研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」(平成13～14年度)の研究助成を受けた。また、国立社会保障・人口問題研究所の「公的年金ワークショップ」において、討論者の安部由起子・加藤久和の両氏を始め、参加者から多くの貴重なコメントをいただいた。深く感謝する。なお、本稿で使用している社会保障資産等のデータは、大石・小塩(2000)の研究において1996年『高齢者就業実態調査』に基づき作成されたものである。

注

- 1) 大石・小塩(2000)は、各種社会保障制度の改革の個別的效果を試算している。
- 2) ただし、岩本(2000)は、『国民生活基礎調査』の個票を7年間にわたってプールし、“擬似パネル・データ”を作成するという方法で在職老齢年金の制度改革の影響を分析している。
- 3) 夫婦合算ベースの社会保障資産を計算するため、『実態調査』のサンプルについて夫婦マッチングを行っている。夫婦マッチングの方法と留意事項については大石・小塩(2000)参照。
- 4) 引退した後で死亡する確率は別途考慮している。したがって、ここで問題にしている死亡は、引退する前の死亡であることに注意されたい。
- 5) ただし、清家(1991)で計算されている年金資産は1916～1921年生まれについてであり、本稿の対象サンプル(1996年で55～69歳)より古い世代のものであることに注意されたい。
- 6) そのほか、家計貯蓄も説明変数に含めるべきかもしれないが、データの制約上そうしていない。
- 7) このケースは、本稿の基になるNBER(全米経済研究所)の国際研究プロジェクト(International Social Security)において、先進各国で共通の年金制度に移行した場合、どのような効果が発生するかを比較するために設定を指示されたものである(Gruber and Wise(2004)参照)。
- 8) 改革前の数字が各ケースによって異なるのは、推計のベースとなるモデルが異なるからである。
- 9) 公的年金の同一世代内における所得再分配効果については、小塩(2003)が詳細に分析している。

参考文献

- Coile, C. and J. Gruber (2000 a) "Social security incentives for retirement," in D. A. Wise ed., *Themes in the Economics of Aging*, Chicago, The University of Chicago Press, pp. 311-341.
- and ————— (2000 b) "Social security and retirement," *NBER Working Paper*, No. W 7830.
- Gruber, J. and D. A. Wise (2004) "Introduction" in *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, eds. by J. Gruber and D. A. Wise, The University of Chicago Press, forthcoming.
- Heckman, J. (1976) "The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models," *Annals of Economic and Social Measurement* 5, pp. 475-492.
- Oshio, T. and A. S. Oishi (2004) "Social security and retirement in Japan: an evaluation using micro-data" in *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, eds. by J. Gruber and D. A. Wise, The University of Chicago Press, forthcoming.
- Stock, J. H. and D. A. Wise (1990) "Pensions, the option value of work and retirement," *Econometrica*, Vol. 58, No. 5, pp. 1151-1180.
- Yashiro, N. and T. Oshio (1999) "Social security and retirement in Japan" in *Social Security and Retirement around the World*, eds. by J. Gruber and D. A. Wise, The University of Chicago Press, pp. 239-267.
- 安部由起子 (1998) 「1980～1990 年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』第 36 号, pp. 50-82。
- 岩本康志 (2000) 「在職老齢年金制度と高齢者の就業行動」『季刊社会保障研究』第 35 巻第 4 号, pp. 366-376。
- 大石亜希子・小塩隆士 (2000) 「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊社会保障研究』第 35 巻第 4 号, pp. 405-419。
- 大日康史 (1998) 「高齢者就業における意思決定の研究: '80 年代後半のコブに関する一考察」『経済と社会保障に関する研究』報告書別冊, 医療経済研究機構, pp. 159-184。
- 大竹文雄・山鹿久木 (2003) 「在職老齢年金制度と男性高齢者の労働供給」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, 東京大学出版会, pp. 33-50。
- 小川 浩 (1998) 「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」『経済研究』第 49 巻第 3 号, pp. 52-64。
- 小塩隆士 (1997) 「年金・雇用保険制度改革と年金資産」『季刊社会保障研究』第 33 巻第 3 号, pp. 286-297。
- (2003) 「公的年金と世代内所得再分配」, 厚生労働科学研究補助金政策科学推進研究事業『家族構造や就業形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究平成 14 年度総括研究報告書』, pp. 69-97。
- 西沢和彦 (2003) 『年金大改革』, 日本経済新聞社。
- 八田達夫・小口登良 (1999) 『年金改革論』, 日本経済新聞社。
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子他 (1997) 「高齢化の経済分析」『経済分析』第 151 号。
(おしお・たかし 東京学芸大学助教授)
(おおいし・あきこ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部第 2 室長)

小塩・大石論文へのコメント I

安部 由起子

年金と就業(高齢者の労働市場からの引退)の問題は、大変重要な研究課題である。とりわけ、年金財政が厳しく、年金への不信が若年層・中年層にも広がっているなか、高齢者の就業が年金(経済的なインセンティブ)とどうかかわっているかは、重要な研究課題である。とりわけ、日本では60歳台男性の労働力率が高いが、この年齢層は、厚生年金支給開始年齢の上昇・在職老齢年金などを通じ、年金と就業のかかわりが最も深い。そういった理由で、この年齢層の就業についての日本のデータを用いた実証分析はきわめて貴重である。この論文では、高齢者就業実態調査をはじめ、利用可能なデータを丁寧に使った分析がなされており、有益な貢献であると考えられる。もし、経済的インセンティブは引退にあまり影響を与えないのだとすれば、年金改革は単に分配上の影響を持つのみである。年金給付の抑制は、年金受給者の実質所得を低下させる。他方、経済的インセンティブが強く働くのであれば、年金給付の抑制は所得効果を通じて就業を促進し、それが個人の可処分所得や年金資産等に影響を与え、全体としての年金財政も改善するかもしれない。この論文で行われたシミュレーションでは、行動効果(引退行動が変化するために財政上生ずる効果)は年齢間で相殺しあうため限定的であり、機械的效果がむしろ大きいという結果になっている。その意味では、分配上の影響が大きいということになるであろう。

日本のデータを用いた引退についての研究には、以下の意味で困難がある。第1は、引退に関する詳細なデータが得にくいということである。定年年齢は60歳が一般的であるとはいっても、60歳前半男性の70%は労働力参加をしており、実際の引退がどのようになっているのかは、集計データからはほとんど識別できない。また、1年間の一部分だけ就業しているとか、いったん仕事を

辞めたあとにまた労働市場に参加するといった行動がどれほどあるのかは、ほとんど識別できない。本来はパネルデータが利用できることが望ましいが、高齢者を対象としたパネルデータは現状では得がたいと考えられる。

この論文では高齢者就業実態調査の個票データを用いることで、1歳刻みの就業の状況を確認できている。ただし、クロスセクションデータであるために、たとえば高齢者が労働市場と非就業の間を行き来するような行動については、確認できないと思われる²⁾。

分析結果に関する留意点として、以下の点があると考えられる。まず、この論文ではオプション・バリューやピーク・バリュー、社会保障資産などが、年金にかかわる経済的なインセンティブを測っているが、これがどの程度、個人の(観察できない)就業意欲と関連しているか、が問題になりえよう。たとえば、年金受給の条件は、生年によって異なる部分があり、これらは外生的な経済的インセンティブの変動ととらえることが可能であろう。一方、過去の標準報酬の高さなどは、仕事における個人の能力を反映していることもあり、それは高齢時の就業意欲とも一定の相関があるかもしれない。この論文では、結局55歳以前の賃金プロフィールについては、55歳時の企業規模と生年を基準に計算されており、また55歳以降については個票データを用いた賃金関数の予測値を用いているため、オプション・バリュー、ピーク・バリュー、社会保障資産の個人間の違いは、企業規模などを除くと、比較的外的であるのかもしれない。

第2は、サンプル選択についてである。この論文では、55歳時に雇用者であり、1995年まで就業を続けてきた個人を分析の対象としている。この場合、55歳時には雇用就業をしていたとしてもデータがとられた時点(1996年)までに引退を

した個人はサンプルから漏れるが、それまで就業し続けてきた個人は含まれることになる。そうすると、選択されたサンプルでは、就業への傾向が強い個人が残り、それが弱い個人は抜けている、ということになる。しかもこの傾向は、より高齢な部分でより強く表れると考えられる。というのは、たとえば62歳で引退する個人は、調査時点で61歳であればサンプルに含まれるが、63歳であるとサンプルに含まれなくなる。この結果、比較的高齢の部分では就業意欲の高い個人に偏ってしまうのではないかという懸念がある。特に、年齢をダミー変数で入れる場合には、年齢ダミーの係数がこのような効果（年齢の高い個人ほど就業意欲が高めである傾向）をピックアップしてしまう可能性があると思われる。

第3は、モデルの前提についてである。年齢ダミーを用いたシミュレーションでは、支給開始年齢を3歳上昇させたときに、たとえばモデルの60歳ダミーの効果を63歳における効果と読み替えることをしている。つまり、年金改革と同時に、

60歳定年が63歳定年になるようなことを、暗黙には想定した上でのシミュレーションとなっている。定年年齢を60歳よりも高い年齢（たとえば65歳）に延長するという議論は、かなり前から起ころってはいるものの、一律定年制を採用している企業では定年年齢が60歳である企業が89%を占めているのが現状である（平成15年雇用管理調査、厚生労働省）。実際問題としては、年金の支給年齢だけが上昇し、定年年齢は上昇しないような場合も多いのかもしれない。

注

- 1) 日本の男性の労働力率は、60-64歳71.2%、65-69歳で48.1%である。（労働力調査（総務省統計局）、平成14年の平均値）
- 2) 特に、60歳前半の男性の労働力率が70%もあることを考えると、この論文のモデルで60歳、61歳での“引退”がかなり一般的である（図4の“改革前”を参照）のは、それなりに驚きである。

（あべ・ゆきこ 亜細亜大学助教授）

小塩・大石論文へのコメント II

加藤 久 和

年金制度改革が秒読みの段階に入り、制度改革の効果を検証する研究が数多く公表されつつある。その研究の多くはマクロ経済環境の変化が年金財政にもたらす影響や、重複世代モデルを利用して世代間の効用水準などを比較するものであり、個人のライフサイクルを通じた行動に対する影響を分析したものは意外と少ない。対象としたデータはやや古いものの、小塩・大石論文が採用した分析手法は今後、年金制度改革の影響を分析する新たな方法として注目すべきものであると思われる。

小塩・大石論文の意義は、高齢者の就業・引退行動に及ぼす年金制度・改革の影響を社会保障資産やこれに関連するオプション・バリュー等の概念を用いて分析したこととあり、同様な目的を持つ従来の研究と比べると以下の三点でオリジナルな貢献を有すると考えられる。第1点は、年金と

高齢者就業に関する従来の研究の多くが、就業・引退の決断時点において、これが賃金所得や年金給付に対してどのように影響するかという点を主として分析しているのに対し、小塩・大石論文では、高齢期以降の生涯における選択の問題として捉えている点にある。第2点は、引退行動が引き起こす社会保障資産の増減と賃金収入の関係を、オプション・バリュー等の概念によって整理し、これによって就業・引退の“価値”を明示的に示した点にある。第3点は、年金改革の効果を、マクロレベルにまで拡張すると同時に世代内公平性にまで議論を拡張した点にある。これらの点を踏まえた上で、以下いくつかのコメントをしたい。

高齢雇用者にあつては、就業を継続することで得られる賃金所得と、その時点で退職・引退して得られる年金等の給付を天秤にかけて、就業継続

か引退かといった決定を行うと考えることができる。引退時期の延長は、賃金所得の増加をもたらす、加えて社会保険料負担を行うことで年金資産が増加する。逆に、引退時期の延長は年金等の支給期間を縮小させることでもあり、個々人の死亡リスクなどが高い場合には必ずしも期待する年金を受給できるとは限らなくなる。その意味でオプション・バリューといった概念を用いることはこうした問題を整理するのに都合がいい手段である。著者らは、いくつかの仮定を設定した後に具体的にこのオプション・バリューを計算しているが、やや技術的ではあるが気になる点がある。まず、引退後の効用のウェイト k に対して 1.5 という数値を仮定しているが、このことは就業が引退よりも苦痛であることを前提としている。“働く喜び”といった側面を考慮すると、この仮定は引退後の効用を過大に評価することにならないであろうか。さらには、両者のウェイトを等しいとした場合、推計結果にどのような違いをもたらされるかについても興味深い。また、割引率、時間選好率ともに 3% を仮定しているが、両者が必ずしも一致するとは限らないし、現状の経済環境を考慮すると現実的であろうか。また、小塩・大石論文では引退を自由に選択できることとなっている。このことは、60 歳を超えても就業継続が自由意思によって可能であることの裏返しでもあるが、しかし現実的には定年制などによる強制的な引退といったわが国固有の“制度”が高齢者の就業・引退行動に大きな影響をもたらしている。この点については著者らも本文の中で認めており、年齢ダミーで処理していると述べているが、それでも十分に制度依存的行動をコントロールできるか疑問である。

オプション・バリューの推計等に関して、より本質的な問題としては私的貯蓄に関する条件が含まれていない点である。明らかに私的資産も就業・引退行動に大きな影響を及ぼす。著者らが使用したデータベースの関係上、これらの変数を用いることができなかつた点は大変残念に思う。とりわけ、企業年金の有無や支給方法なども引退行動にとって不可欠な要因となっていることが推測

されるからである。

小塩・大石論文が用いたシミュレーションの手法は手堅いものであり、データの作成も含め、評価されるものであろう。あえて、考慮すべきいくつかの点を挙げるとすれば、以下の三点がある。第 1 は、一連の推定・シミュレーションに用いたデータの作成である。著者らは調査項目に含まれない若年時の賃金プロフィールを推計・接続するため、過去のプロフィールに対して一定の仮定を置いている。55 歳時点までの就業行動によって年金資産の大きさも大きく影響を受ける。とりわけ、バブル崩壊以降、50 歳代中盤における大企業からの出向・転籍などを考慮すると、個人の社会保障資産の推計に大きな影響を及ぼすことも危惧される。第 2 は、やはり高齢雇用者の制度依存的行動に関するものである。小塩・大石論文では、年金制度改革の効果を機械的效果と行動効果に分割して解釈しているが（このことは年金改革が経済行動に中立的であるかどうかを見極めるために大変重要なものと思われる）、しかしながら、年金制度のみならず、定年等の制度依存的な行動を考慮するとその解釈は難しいものとも思われる。この点は著者らも認めている。第 3 は、サンプルに関する評価である。表 1 で著者らが使用したデータの記述統計量が示されているが、オプション・バリューの標準偏差が非常に大きいことがわかる。この点をいかに評価するかであり、論文の最後に行われている公平性の問題への適用では、オプション・バリューの標準偏差の問題や所得階級別サンプル数等の点から、結論についてはやや制約があるように思われる。

詳細な点を指摘することは容易である。しかしながら、こうした一連の分析作業を遂行することは大変な労力を要する。小塩・大石論文では、困難な作業の中でいくつかの重要な貢献をしており、冒頭でもこの点について触れたが、さらに、①引退の決定に関する二つの異なる効果（賃金所得の継続と社会保障資産の減少）を明示的に数値で示したこと、②年金改革の効果のうち、行動効果の大きさを測定したこと、を掲げておきたい。②に関して著者らは行動効果の大きさを限定的である

と捉えているようにみえるが、しかし定年などの制度依存的な行動を前提とすれば、その効果は意外に大きいように思われる。その評価は別としても、この点を明示化したことが小塩・大石論文の重要な貢献のひとつであると思われる。

今後の研究の方向性として以下の三点を希望したい。第1に、シミュレーションでは年金改革によって個人の根元的選好行動は変化しない(効用関数が変化しない)という前提で行われているが、しかし年金改革によって選好する民間・公的資産の選別が生じれば、これによって引退行動も変化すると思われる。新たなデータベースが入手可能

になった際には、その検討がなされると興味深いと思われる。第2は、オプション・バリューの試算において、仮定すべきパラメータ(kなど)が変化した場合の感応度分析である。第3は、高齢者の就業継続・引退行動に健康状態がどのように関係し、さらにはオプション・バリューにいかなる影響を及ぼすのか、という関係の分析である。データベースの制約等によって難しい問題もあり、やや“ないものねだり”的な側面もあるが、検討課題としていただければありがたいと考える。

(かとう・ひさかず 国立社会保障・人口問題
研究所社会保障基礎理論研究部第1室長)

財政収支から見た短時間労働者の厚生年金保険適用拡大の効果¹⁾

山本 克也

I はじめに

次期公的年金制度改革の議論が本格化している。2005年4月の改正に向けて、厚生労働省は昨年12月に「年金改革の骨格に関する方向性と論点」(以下、方向性と論点)を公表し、行政側の公的年金に対する現状認識およびその改革の方向性を示した。「方向性と論点」の基本姿勢はわが国の公的年金制度に対する若い世代を中心とした現役世代の不安感、不信感を解消するために給付と負担のバランスを保つことにあり、保険数理的に見て給付に見合わない拠出しが徴収してこなかった政策から転換しようとするものという評価を与えることも可能なように思われる²⁾。本稿では「方向性と論点」で提示されている改正案のうち、短時間労働者への厚生年金保険への適用拡大の問題を年金財政収支の視点からシミュレーション分析を試みる³⁾。構成は以下の通り。まずIIで従来の代表的な年金財政シミュレーションを紹介し、本稿のシミュレーションの特長を明らかにする。IIIでは、シミュレーションの具体的な方法を提示する。IVではシミュレーションを実行し、Vでシミュレーションの結果を踏まえた考察を行なう。

II 代表的な年金財政シミュレーション

年金財政のシミュレーションの方法にはいわゆる統計式と定義式から構成される連立方程式体系(マクロ計量モデル)による方法⁴⁾と、一定の仮定のもとに年金制度の被保険者や受給者を推計し、

年金保険料の徴収や年金給付に際して現実の保険料率や給付算定式を用いて財政収支の計算を行なう、いわば保険数理的な方法がある。前者は年金制度と経済全体の相互依存関係を記述するものであるから、年金制度の改正が経済に与える影響、あるいは年金制度の維持のために必要な経済のパフォーマンスを考察するのに適している。後者は、年金制度による世代間・世代内の分配の問題を考察するのに優れている。また、近年では世代重複モデルによるシミュレーションや、物価、賃金上昇率、利回り等の計算基数の平均や分散に着目し、多変量の正規乱数を発生させて積立金や保険料収入などの変数のパスを確率で評価できるようなStochasticモデルも実践されている⁵⁾。本稿においては保険数理的な方法を用いて、短時間労働者が厚生年金保険への適用を拡大された場合の年金財政に与える影響を考察する。

本稿のような保険数理的な方法による年金財政シミュレーションモデルには小椋・山本(1993)、山本(1994)、田近・金子・林(1996)、八田・小口(1999)、山本他(2002)がある。小椋・山本(1993)は、わが国の社会保険制度のうち、医療保険制度がもっとも広範なカバレッジを誇り、かつ、被保険者や被扶養者に関する経済的な情報が年金に関するデータよりも詳細に公開されていることに着目している。具体的には健康保険の財政問題を扱った小椋・入船(1990)に年金モデルとして必要な修正を加えること、すなわち被保険者のデータに関しては組合管掌健康保険および政府管掌健康保険が厚生年金保険に対応し、国民健康保険のデータが国民年金に対応するものとして年

金制度モデルを作成している⁶⁾。山本(1994)は小椋・山本(1993)を基礎に、年金制度の被保険者および受給者の所得構成を厚生労働省の「賃金構造基本調査」の企業規模計・性・年齢階級別・学歴別賃金を用いて再現し⁷⁾、世代間・世代内の年金給付額の格差問題を検証している。一方、田近・金子・林(1996)では年金のデータのみから年金制度モデルを構築しているが、生涯払込保険料と生涯給付額の関係が保険数理的にフェアなものになるように年金制度を再構築するように提言している。八田・小口(1999)では厚生労働省の年金財政予測を再現可能にし、厚生労働省とは異なるパラメーターの設定、例えば積立比率を増加させるといったことで世代間の負担の公平性を考察している。山本他(2002)は、先行するモデルの特長をすべて備え、世代間・世代内の負担と給付の関係、厚生労働省の予測との比較、パラメトリック・リフォーム⁸⁾の検証が可能となっている。また、小椋・山本(1993)と同様に被扶養者の分析も可能であるため、今回の改正案の分析には都合の良いモデルである。本稿ではこの山本他(2002)のモデルを使い、短時間労働者が厚生年金保険へ適用拡大された場合の財政収支への影響を考察する。

III シミュレーションの方法

1 被保険者数・受給者数の推計

短時間労働者の厚生年金保険への適用拡大問題

を考えるには、

(1) 短時間労働者でかつ第1号被保険者であった者が第2号被保険者になるケース⁹⁾

(2) 短時間労働者でかつ第3号被保険者であった者が第2号被保険者になるケース

の二つの場合を考慮に入れて国民健康保険の被保険者(本人)と被用者健康保険の被保険者(被扶養者：配偶者)を推計してから上記二つのケースの人数を求める必要がある。

シミュレーションの方法は小椋・入船(1990)や小椋・山本(1993)に基づく¹⁰⁾。紙幅の関係から、ここでは短時間労働者の厚生年金保険への適用拡大問題、すなわち第2号被保険者化の問題に関わる部分のモデルの説明のみを行なう。推計は国立社会保障・人口問題研究所の日本の将来推計人口(平成14年1月推計)の中位推計を基礎に、「健康保険被保険者実態調査」のデータを用いて被保険者(本人)を按分し、扶養・被扶養クロス・テーブルから被保険者(被扶養者：配偶者)を推計するというプロセスを経る。

まず、被保険者(本人)の推計である。被保険者の推計は二つのプロセスに分かれる。その第一は新規労働力の加入であり、第二は既に制度にいる被保険者の加齢および脱退のプロセスである¹¹⁾。第一のプロセスについては、男・女、各年齢階層人口に対して、表1のような一定比率で各制度の間に配分されると仮定している。

第二のプロセスについては以下のように設定している。組合健保と政管健保の二つの制度でカバ

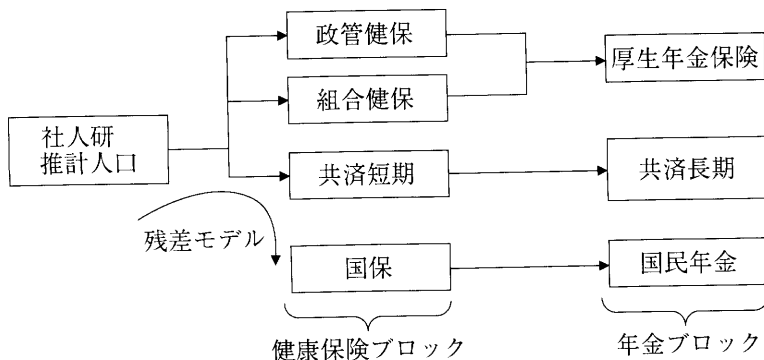


図1 被保険者推計の流れ

一されている被保険者について、その性別、5歳ごとの年齢階層別、所得（標準報酬）階層別の情報は厚生労働省の「健康保険被保険者実態調査報告」から得ることができる。しかし、シミュレーションを年度毎に行なうためには各制度の被保険者の年齢別構成が必要であるが、この情報を「健康保険被保険者実態調査報告」から直接に得ることはできない¹²⁾。よって本稿では平成12年9月の調査結果にもとづいて各制度の男女それぞれの被保険者が5歳ごとのわが国の年齢階層別人口に占める比率を算出し、その比率をわが国の男女それぞれの年齢別人口に乗じて平成12年9月時点の各制度の性別・年齢別の被保険者数を推計した。その意味で、各年齢階層内の構造は一定と仮定していることになる。こうして健康保険の制度別に推計された平成12年現在の性別・年齢別の被保険者データから出発して将来の各年の被保険者を性別・年齢別に推計している。

すなわち、 t 年にある健康保険制度 h でカバーされている i 歳の被保険者ひとりについて、次の年も変わらずにそのまま当該制度でカバーされる $i+1$ 歳の被保険者が何人いるかは、その被保険者の性別と年齢階層によって決まっていると仮定する。この比率（つまり、翌年の $i+1$ 歳の被保険者数 ÷ 今年の i 歳の被保険者数）をここでは便宜的に「残存確率¹³⁾」と呼ぶことにする。いま t

年に h 番目の健康保険制度 ($h=1$ は組合、 $h=2$ は政管、 $h=3$ は共済) には i 歳の男子労働者が $mw_{h,i}(t)$ 人いて、この残存確率が $sv_{mw,h,s}$ とする¹⁴⁾。この場合、次年度のこの制度の $i+1$ 歳男子労働者の数は両者の積、すなわち、

$$mw_{h,i+1}(t+1) = sv_{mw,h,s} \times mw_{h,i}(t)$$

となる。

$$fw_{h,i+1}(t+1) = sv_{fw,h,s} \times fw_{h,i}(t)$$

は女子の場合である。

次は被保険者推計の第二のプロセスである被保険者（家族）の推計である。組合健保および政管健保の被保険者とその家族の関係については、上に述べた「被保険者実態調査報告」から、性別・年齢階層別のクロス表を得ることができる¹⁵⁾。いま、被扶養者の年齢階層を k 、被保険者の年齢階層を s とすれば、両者の関係 (k, s) は各制度で被扶養者と被保険者の性別の組合せが4通り¹⁶⁾あることになる。ここでは保険制度 h の平成12年のデータから、年齢階層 s の男子被保険者数を分母に、扶養を受けている年齢階層 k の男子数を分子にした比率を計算し、扶養率 $d_{h,m,m}(k, s)$ としている。言い換えれば $d_{h,m,m}(k, s)$ は、男子被保険者（年齢階層 s ）ひとりが平均して何人の男子（年齢階層 k ）を扶養しているかを示している。同様に何人の女子（年齢階層 k ）を扶養しているかは $d_{h,f,m}(k, s)$ として表される。具体的には図2を参照のこと。この数値例の場合、 $d_{h,m,m}(1, 3) = 20 \div 200 = 0.01$ となる。このようにして得られた制度毎の四つの扶養率に上述した将来の各年の被保険者推計を乗じることで、被扶養者数を性別・年齢別に推計することができる¹⁷⁾。すなわち、 $t+1$ 年の年齢階層 k の男子被扶養者数を $dm_{h,i}(t+1)$ とすれば、それは、

表1 新規労働力の配分に関する仮定 (万人)

年齢階層	医療保険 年金保険	組合健保 厚生年金	政管健保	共済短期 共済長期
15-19歳	男性	4	5	59
	女性	6	6	3
20-24歳	男性	23	22	3,167
	女性	31	23	180

		扶養者(男性) (人)		
		15-19歳…	85+	合計
被扶養者(男性)	0-4歳	20	…	100
	5-9	30		150
	⋮	⋮	⋮	⋮
	85+	120	…	2000

この場合、 $d_{h,m,m}(1,3) = 20/200 = 0.01$ となる。

図2 被保険者（家族）の推計方法

$$dm_{h,i}(t+1) = \sum d_{h,m,m}(k,s) \times mw_{h,i}(t+1) + \sum d_{h,m,f}(k,s) \times fw_{h,i}(t+1)$$

によって求められる。同じ年齢階層の女子扶養者の数 $df_{h,i}(t+1)$ は、

$$df_{h,i}(t+1) = \sum d_{h,f,m}(k,s) \times mw_{h,i}(t+1) + \sum d_{h,f,f}(k,s) \times fw_{h,i}(t+1)$$

によって求められる。なお、国民健康保険の被保険者については年齢階層別人口（男子の各歳人口であれば $mpop_i$ 、女子であれば $fpop_i$ ）から各健康保険の合計を差し引いた残差、すなわち、男子の国民健康保険被保険者は、

$$km_i = mpop_i - (\sum_{h=1}^3 mw_{h,i} + \sum_{h=1}^3 dm_{h,i})$$

女子の国民健康保険被保険者は、

$$kf_i = fpop_i - (\sum_{h=1}^3 fw_{h,i} + \sum_{h=1}^3 df_{h,i})$$

を、2000年度の国民年金被保険者の実績値を用いて調整係数を作成し、その調整係数を将来にも使用している¹⁸⁾。このようにして推計された被保険者が³⁾、支給開始年齢に達した場合に受給者にかわる¹⁹⁾。

2 財政収支計算部分

以上の被保険者と受給者の推定に基づいて財政収支を計算する。まず、厚生年金については、

$$F_h \cdot r + C_h + T_{G,h} = B_h \quad (h=1, 2)$$

となる。ただし、 F_h ：年金積立金、 r ：利子率、 C_h ：保険料収入、 $T_{G,h}$ ：国庫負担、 B_h ：年金給付であり、さらに C_h, B_h は、

$$C_h = \sum_{i=15}^{64} mw_{h,i} \times w_{h,i} \times p$$

$$B_h =$$

$$\frac{\sum_{i=64}^{85+} mw_{h,i} \times avw_{h,i} \times 7.125/1000 \times avmonth_{h,i}}{\text{報酬比例部分}}$$

$$+ \frac{BP(avmonth_{h,i}/480)}{\text{基礎年金部分}}$$

なる関数である。ここで、 $w_{h,i}$ は健康保険 h 制度の i 歳の被保険者の平均標準報酬月額、 p は保険料率、同様に $avw_{h,i}$ は年金者の既裁定時の平均標準報酬月額、 BP は定額給付部分、 $avmonth_{h,i}$ は平均加入月数を表す²⁰⁾。一方、国民年金の財政収支は、

$$F_k \cdot r + C_k + T_{G,k} = B_k$$

である。ここで、

$$C_k = \sum_{i=15}^{64} (km_i + kf_i) \times c_k$$

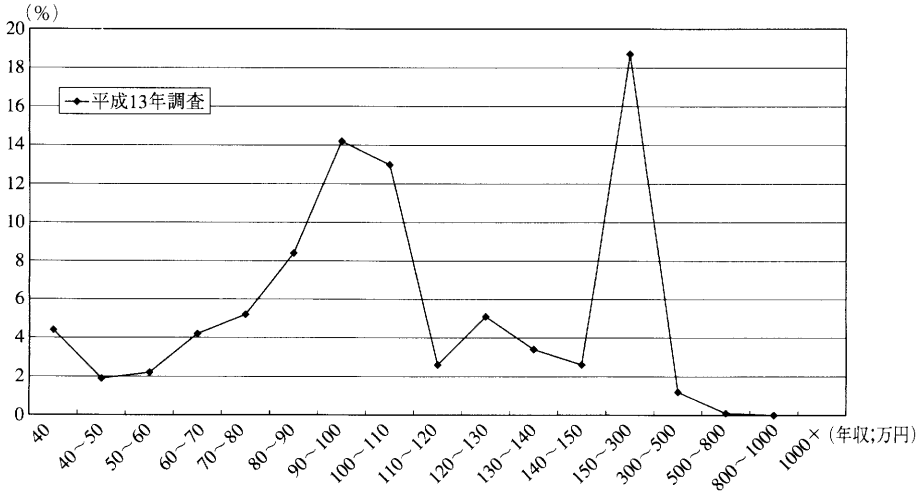
$$B_k = \sum_{i=65}^{85+} (km_i + kf_i) \times b_k$$

であり、 c_k は国民年金の保険料、 b_k は国民年金の給付額を示す。年金財政で重要な基礎年金拠出金は厚生年金、国民年金、共済年金の被保険者数をもとに算出される。具体的には各基礎年金拠出金算定対象者に若干の調整を加えた比率である基礎年金拠出金按分率を用いて算出される。この基礎年金拠出金対象者を求める方法は、『厚生年金・国民年金数理レポート』の p. 152 に示されている方法を採用している。

3 適用拡大者数の推計

ここで、本稿の主題である短時間労働者の厚生年金保険適用拡大問題を考えるには、繰り返しになるが、1) 短時間労働者でかつ第1号被保険者であった者が第2号被保険者になるケースと、2) 短時間労働者でかつ第3号被保険者であった者が第2号被保険者になるケースの両方を考察する必要がある。1) のケースは、例えば厚生労働省の「労働力調査」を考慮に入れた場合、短時間労働者は大半が女性であり、女性に議論を限定しても財政的な影響を考察する上では十分と考えられるからである。2) のケースもまた、女性に限定して議論しても問題は少ないものと考えられる²¹⁾。よって、本稿の分析の対象となるのは、 kf_i = 国民健康保険被保険者 = 第1号被保険者または $df_{h,i}$ = 健康保険被保険者（家族） = 第3号被保険者で、短時間労働に従事するものである。このような被保険者をどのように推計していくかが本稿のシミュレーションのポイントである。

年金制度の改正によって拡大適用される被保険者を推定するには、年金制度の改正により短時間労働者がどのように労働供給行動を変化させるかについて考慮すべきであるが、本稿ではこれには立ち入らない。それは、これまで年金を含む社会保険制度への拠出を強制される所得の下限が90万円から130万円へ引き上げられたことはあるが、反対にこの水準が引き下げられたことはないからである²²⁾。また、労働需要に関しても事業主負担分を考慮して企業が雇用調整をする可能性も存在



資料) 厚生労働省「パートタイム労働者総合実態調査報告」平成13年版より作成。

図3 パートタイマーの年取分布

するが、これを考慮するにも想像の域をでない²³⁾。そこで分析にあたっては、厚生労働省の「雇用と年金に関する研究会報告—多様な働き方に対応できる中立的な年金制度を目指して—」において提出された厚生労働省資料「厚生年金の適用を短時間労働者に拡大する場合の対象者数の推計」を参考にしている。この推計では、その他の経済的な関係は無視し、労働時間と年取のみから被保険者をクロス集計した上で適用拡大される可能性のある被保険者数を推計している。具体的には、3年に一度実施されている社会保険庁の「平成10年公的年金加入状況等調査」と「平成13年パートタイム労働者総合実態調査」から、20時間以上分が4,844千人×62.9%=305万人で20時間未満かつ年収65万円以上分が4,844千人×18.8%=91万人の合計で396万人となるとしている²⁴⁾。しかし、シミュレーションで用いている「健康保険被保険者実態調査」のデータでは被扶養者の労働時間や年取のデータは備えていない。加えて適用拡大されるとするこの396万人の被保険者種別で見た内訳に関する情報は全くない。そこで、本稿においてはもう少し簡便な方法をとる。具体的には、まず、適用拡大される短時間労働者数は、396万人を平成10年の第1号被保険者数(1,045万人)と第3号被保険者数(1,149万人)の比率で

表2 シミュレーションの経済的仮定

	～2007年度	2008年度～
実質賃金上昇率	0.50%	2.00%
物価上昇率	0.00%	1.00%
実質運用利回り	1.75%	3.25%
可処分所得上昇率	0.30%	1.80%

資料) 厚生労働省「年金改革の骨格に関する方向性と論点」、平成14年12月。

按分し、この構成比は今後も変わらないものと仮定した。すなわち、 $396/(1,045+1,149)=0.18$ が適用拡大される人数比で、この内訳は、0.476²⁵⁾が元々の第1号被保険者、0.524が第3号被保険者であるものとし、この構造は将来にわたって一定としている。また、所得分布の構造は厚生労働省の「パートタイム労働者総合実態調査報告 平成13年版」を一定²⁶⁾として利用し、所得水準自体は後述する経済的仮定の賃金上昇率に従わせている。ちなみに平成13年の女子パートの平均年収は121.5万円である。

一方、経済的な仮定は表2に示したように「方向性と論点」の試算で使用されたものと同じものを用いている。

IV シミュレーションのシナリオ

年金財政を考えた場合、厚生年金保険の適用拡大によって、1) 短期的には保険料収入が上昇し、2) 中・長期的には年金給付額が増加する。したがって、今回の改正案は、積立金に対して短期的にはプラスの力を、中・長期的にはマイナスの力を加えるものである。また、今回の改正案²⁷⁾では結果として1号被保険者が減り、2号被保険者が増加するため拠出率の計算方法が変わらなければ、厚生年金からの基礎年金拠出金が大きくなることになる。そこで、本稿では1) sim 1として0.18の比率で女性の第1号被保険者と第3号被保険者が第2号被保険者になる(その内訳は0.476と0.524)というケース、2) sim 2として被保険者はsim 1と同様だが、報酬の水準をパートタイマーのそれではなく、フルタイムの労働者なみ、すなわち、第2号被保険者なみにしたケース、3) sim 3として、保険料賦課の際の標準報酬月額を55,000円まで引き下げたケースの三つの場合について積立金の推移のシミュレーションを行なった。また、これはすべてのケースに共通することだが、移行先の制度で15年間以上拠出がない場合はもとの給付のまま、すなわち、基礎年金のみとした。

このような場合分けをしたのは以下の理由による。現行制度で国民年金の保険料(月額13,300円)を超える水準の保険料を2号被保険者が支払うためには(厚生年金保険の保険料率を13.85%とする)年収116万円は必要ということになる²⁸⁾。これは労使折半の水準であるから、仮に被用者負担分のみで13,300円を超える保険料を課すとした場合、年収は倍の232万円を超える必要がある。実際、平成13年度の数字であるが第2号被保険者女子の平均標準報酬月額が224,000円²⁹⁾であり、12ヵ月では270万円である(ボーナスを3ヵ月分として年収に直せば約337万円となる)。いわば、第2号被保険者なみの賃金をパートタイマーも得ることができれば、第1号被保険者との負担のバランスを取ることができる。この考え方に

基づくのがsim 2である。一方、現行の標準報酬月額の下限が問題であるとの考え方に基づくのがsim 3である。現行の厚生年金保険の場合、平均標準報酬月額の下限は月額98,000円である。現行の厚生年金保険の加入に所得の制限(下限)はない。したがって、これが意味することは、例えば年収の月平均値が80,000円であった者も、90,000円であった者も98,000円の報酬があったものとして年金額が算定される。この場合、保険料は本人負担分で毎月約6,400円となる。いわば、“余分”の給付がもらえるのである³⁰⁾。実際、平成13年の女子パートの平均年収は121.5万円であるが、100万円以下の者が41%を越えている(パートタイム労働者総合実態調査報告 平成13年版)という現実がある。また、改正案では年収65万円を一つの基準としてパートタイマーの厚生年金適用拡大を考えていることから、65万円÷12=約54,200円となり、これを越える額として55,000円を標準報酬月額の下限として設定した。

V 結果と考察

シミュレーションの結果は図4に示した。図中のMHLWは「方向性と論点」で示された厚生労働省の推計(保険料固定方式:短時間労働者適用無し)を参考にプロットしたものである。まず、全体の印象としては、本稿のシミュレーションによる積立金は、すべて当時の厚生労働省の推計を下回る結果となる。これは、2020年以降、改正案による年金給付の上昇が起こること(「方向性と論点」の厚労省推計には、パートの適用拡大は含まれていない)、そして運用利回りの設定が高いことにより少しの収支差が積立金の蓄積に拡大されて投影されることによる³¹⁾。利回りの問題は無視するとして、改正案は将来の給付を引き上げることにより、積立金の蓄積にはマイナスの効果を持つことが示されたといえよう。一方、短時間労働者の賃金の効果は、sim 2の推移を見れば良い。sim 2は賃金を第2号被保険者なみにしたもののだが、予想通りにsim 1と比べれば短期的には積立金の蓄積が進む。しかし、2020年以降の給

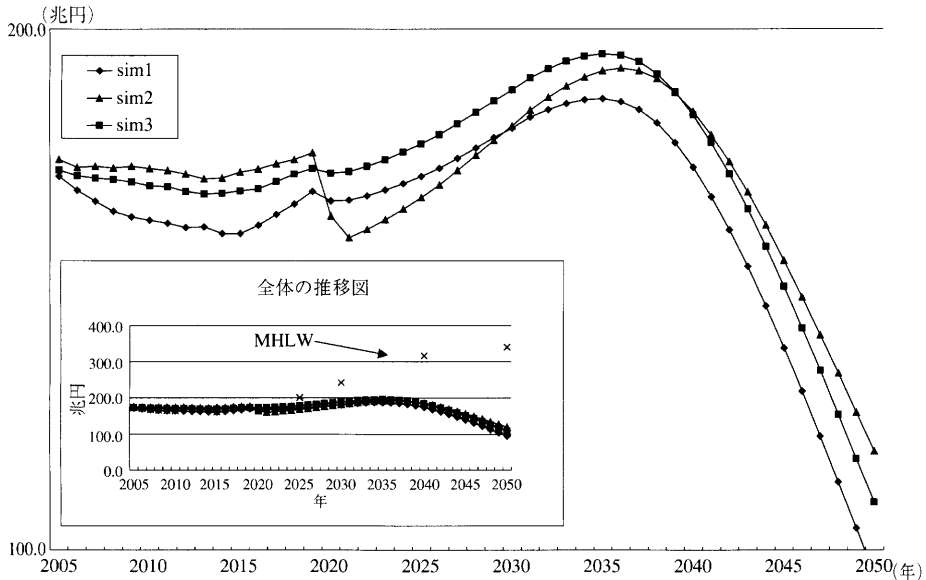


図4 厚生年金積立金推移シミュレーション比較

付の上昇効果により、積立金はsim1を下回って推移する。一方、標準報酬月額の下限設定の効果であるが、このケースは、収入の水準はsim1と変わらないが、給付を減じることができる。それも、もともと第2号被保険者であった者のうち、低所得の者の“余分”な給付も減じることができるので、改正案による給付の上昇を部分的に相殺できるようである。

本稿においては、年金財政、とくに積立金の推移から短時間労働者の厚生年金加入問題を論じた。積立金のパスや保険料収入を基準とすればどの程度保険料を抑制することができるかという試算は今後の課題である。シミュレーションでわかったことは、年金制度の支え手を増やす手段であるパート労働の厚生年金適用は、必ずしも財政収支が好転するとは言えないということである。パートの厚生年金への適用は、むしろ、女性の年金権の確立、あるいは個人に立脚した年金制度への端緒と考えるべきなのかもしれない。その場合、次に問題となるのは給付水準である。例えばパート労働と密接な関係のある第3号被保険者を考えた場合、現在の厚生年金の給付水準は65歳以上の夫婦世帯で23万8,000円(基礎年金6万7,000円

の2人分プラス報酬比例部分10万4,000円)と説明されるが、これは平均的賃金で40年勤続した夫と終身専業主婦であった妻の世帯がモデルである。実際にはこのような世帯は大多数ではなくなりつつあるといわれる³²⁾。産業構造の変化、景気の後退に相まって夫婦の就労形態は多様化しており、例えば夫婦共働きで両方が平均賃金で40年勤続したケースでは、年金額は世帯合計で30万1,000円となる。また現在、女性は平均5年以上の厚生年金加入期間を持っており、これは約8,000円弱の報酬比例部分の年金を受ける権利を保有していることになるため、この世帯では、現行のモデル金額は23万8,000円と8,000円を合計した24万6,000円となる。従って、専業主婦世帯モデルによる給付基準額は、現状を鑑みた基準とするべき給付額を過小評価しており、本来ならば複数の世帯形態を示しながら複数のモデル年金額を説明することが望ましい。いずれにしても、給付水準と財政収支の双方を勘案しながら制度改革を行なうことが必要である。

注

1) 本稿は厚生労働科学研究費補助金政策科学推

- 進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」(平成13~14年度)の成果の一部である。また、平成15年9月12日に国立社会保障・人口問題研究所で開催された公的年金ワークショップでは所内・所外の参加者に貴重なコメントをいただいた。特に討論者である安部由起子氏(亜細亜大学)と清水時彦氏(社会保険庁)からは丁寧なコメントをいただいた。推計プログラムの作成は、慶應義塾大学大学院の岡田壮一郎氏の協力を得た。もちろん、本稿に残される誤りのすべては筆者自身の問題である。
- 2) 「方向性と論点」に関しては、例えば拙稿、山本(2003)を参照のこと。
 - 3) 第3号被保険者制度自体を廃止するという議論もあるが、ここでは直接には触れない。
 - 4) マクロ計量モデルによる先行研究に関しては、佐藤・山本(2001)が詳しい。
 - 5) Stochasticなモデルで年金財政を取り扱ったものには臼杵他(2003)がある。
 - 6) ただし、既裁定者に関しては、年金制度のデータを用いる。
 - 7) 年金の被保険者、受給者の所得に注目して世代内の年金給付額格差が問題となることを示した文献の嚆矢は安藤(1971)である。
 - 8) 世界銀行のHoltzmannによれば保険料率、給付乗率、支給開始年齢の設定等、年金制度の根幹とは関係ない部分の手直しに制度改正が終始することを指す。
 - 9) これ以降、第1号被保険者、第2号被保険者、第3号被保険者はすべて公的年金制度の被保険者を指し示す。
 - 10) ただし、これらとの違いは、本稿では各歳別の推計を行なっていることと、スプレッドシートとVBAマクロを使用してモデルを構築していることである。
 - 11) ここでの残存確率の考え方は以下のである。組合健保でカバーされるA社に勤める労働者がそこを辞めてB社に入ったとする。B社も健康保険組合が存在する大企業であれば、ここでは「在職」に含めることになる。B社が中小企業で政管健保であれば、「脱退」になる。したがって、この確率を引き下げるのは病気や死亡などの労働市場から脱落してしまう場合、「脱サラ」により国保でカバーされる自営業者になる場合などである。これに対して、家庭から労働市場に復帰する女性が集中する年齢階層や中途採用されるような年齢階層ではこの確率は上昇するだけでなく、1を超えることもありうることになる。
 - 12) 個票データを使用しているわけではないので、データは5歳階級に集計されたものを使わざるを得ない。
 - 13) 一方、被保険者の加齢および脱退を規定する「残存確率」は平成元年、平成7年、平成12年の「実態調査」の年齢階層別の被保険者数の推移から算出している。これは、たとえば35~39歳の年齢階層について5年間残存確率を求めるには、まず平成元年について、30~34歳、35~39歳、40~44歳の3年齢階層の被保険者数の和をもとめ、それを3でわったものを分母とする。さらに平成7年について、35~39歳、40~44歳、45~49歳の3階層の被保険者数の和をもとめ、それを3でわったものを分子とするが、もし平成2年のこの制度の雇用者総数が平成元年のその x 倍であるときには、各年齢階層の雇用水準にもひとしく x 倍にするような力が働いたと考え、その影響力を除くために分子を $1/x$ 倍する。こうして計算した比率をもって、平成元年に35~39歳の階層に属した労働者の平成2年までの5年間の在職率とした。同様の操作を、平成7年から平成12年の5ヵ年について繰り返し、この二つの変化率を平均したうえで、年間残存確率としてその5分の1乗を求めた。この残存確率は、組合健保、政管健保、共済の三つについて、それぞれ計算している。
 - 14) ここで、 s が示すのは i 歳を含む s 番目の年齢階層である。例えば2歳(0-4歳階級)の場合の s は1であり、16歳(15-19歳階級)の s は4である。
 - 15) 共済については、小椋・入船(1990)にならって組合健保と同様な構造をもつものと仮定している。
 - 16) 男性が女性、男性が男性、女性が女性、女性が男性を扶養する場合の4通り。
 - 17) ここでも重要な仮定は、各年齢階層内の扶養率は一定となることである。
 - 18) ただし、調整係数によって各被保険者の和が人口を越える場合には、調整係数の値を調整した。
 - 19) シミュレーション開始時期に既裁定者であった者に関しては、社会保険庁の「事業年報」より受給者数を入力し、公式人口推計の死亡率を用いて脱退させている。
 - 20) 平均標準報酬については、被保険者分は「被保険者実態調査報告」を使用している。給付乗率の7.125は、生まれ年によって異なる。既裁定者の平均標準報酬や平均加入月数は社会保険庁「事業年報」を用いている。新規裁定者分の平均加入月数は最新のデータをそのまま使用している。
 - 21) 例えば厚生労働省「公的年金被保険者実態調査」によれば、男性の第3号被保険者は平成4年、7年、10年でそれぞれ9.4万人、12.4万人、8.8万人であるが、女性は、1,193.2万人、1,166.1万人、1,148.9万人である。

- 22) 租税や社会保険料の賦課開始の水準が労働供給を阻害するという結果を示した代表的な文献には安部・大竹(1995)があげられる。
- 23) これに関する議論は <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2002/06/s0605-1i.html> にある(アクセス日平成15年4月12日)。
- 24) この算出根拠のURLは <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2003/02/s0224-5g.html> である(アクセス日平成15年4月12日)。
- 25) $1,045 / (1,045 + 1,149) = 0.476$ となる。
- 26) 本来、所得分布の構造は年齢階級によって異なる。しかし、パート労働者の年齢階級毎の所得分布は得られないので、図3に示したような所得構造が各年齢についても当てはまるものとし、かつ、その構造が将来にわたっても同一であると仮定した。したがって、パート賃金にも年功的な要素があるとすれば、年齢階級の低い方には過大、年齢階級の高い方には過小となる。
- 27) 基礎年金の按分率については、牛丸他(1999)の第4章を参考にした。
- 28) $13,300 \times 12 = 159,600$ であり、これが収入の13.85%となるのは115.23万円であることによる。
- 29) http://www.sia.go.jp/statis/gaikyo2001/ga04_1.htm
- 30) ここには、月額13,300円の保険料で年間約80万円の年金額となる国民年金との関係をどう考えるかという問題と、年金の給付額裁定時には過去報酬が再評価されるため標準報酬の底上げ分だけ給付の方が拠出よりもネットで大きくなる可能性があるという問題がある。
- 31) 収支計算において、事務費の設定も重要であるが、これを本稿では2000年水準を維持するものとしていることも積立金の蓄積に影響を与えている可能性がある。
- 32) 有森(2003)参照。

参考文献

- 安部由起子・大竹文雄(1995)「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』Vol. 31 No. 2, pp. 120-135, 国立社会保障・人口問題研究所。
- 有森美木(2003)「諸外国における給付と負担に関する議論について」『年金と経済』, (財)年金総合研究センター, Vol. 22 No. 2。
- 安藤哲吉(1971)「スライド制年金と財政方式」『共済新報』2月号-12月号, 共済組合連盟。
- 牛丸 聡他(1999)「新たな基礎年金制度の構築に向けて」『経済分析—政策研究の視点シリーズ』第13号, 経済企画庁。
- 臼杵政治・北村智紀・中嶋邦夫(2003)「厚生年金財政の予測とリスクの分析—保険料固定モデルの議論を中心に—」『ニッセイ基礎研究所報』Vol. 29, ニッセイ基礎研究所。
- 小椋正立・入船 剛(1990)「わが国の人口高齢化と各公的医療保険の収支について」, 大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』August-1990, pp. 1-27。
- 小椋正立・山本克也(1993)「公的年金保険のコストと負担のシミュレーション」『日本経済研究』No. 26, pp. 7-33, 日本経済研究センター。
- 厚生労働省(2002)「年金改革の骨格に関する方向性と論点」。
- 佐藤 格・山本克也(2001)「社人研マクロモデルによる社会保障改革の計量分析」(共)佐藤格『季刊社会保障研究』Vol. 37 No. 2, pp. 126-138, 国立社会保障・人口問題研究所。
- 清家 篤・山田篤裕(1998)「Pension Richの条件」, 八田達夫・八代尚宏編『シリーズ：現代経済研究16 社会保障改革』, pp. 99-127, 日本経済新聞社。
- (財)21世紀職業財団(2002)「多様な就業形態のあり方に関する調査報告書」。
- 田近栄治・金子能宏・林 文子(1996)『年金の経済分析—保険の視点』, 東洋経済新報社。
- 古郡頼子(1997)『非正規労働の経済分析』, 東洋経済新報社。
- 八田達夫・小口登良(1999)『年金改革論 積立方式へ移行せよ!』, 日本経済新聞社。
- 山本克也(1994)「わが国の人口構造と報酬比例年金の関係」『日本年金学会会誌』14号。
- ・佐藤 格・岡田壮一郎・齋藤真二(2002)「公的年金財政収支モデルの解説」, *Social Security Policy Evaluation Model Discussion Paper Series*, No. 108, 国立社会保障・人口問題研究所。
- (2003)「2004年公的年金改革の5つの論点」『週間 金融財政事情』第54巻第13号, 金融財政事情研究会。
- 厚生統計協会, 『保険と年金の動向』, 各年度版。
- 厚生省年金局, 『平成11年度版 年金白書—21世紀の年金を「構築」する—』。
- 厚生省年金局監修, 『厚生年金・国民年金数理レポート 1999年財政再計算結果』。
- 厚生省保険局, 『健康保険被保険者実態調査報告』, 各年度版。
- 社会保険庁, 『事業年報』, 各年度版。
- 労働省大臣官房政策調査部, 『賃金構造基本調査』, 各年度版。
- (やまもと・かつや 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部主任研究官)

山本論文へのコメント I

安部 由起子

短時間労働者・非正規労働者は、近年、日本の労働力におけるシェアを急速に高めている。その一方で、社会保険は、従来は正規労働者を念頭において設計されてきており、低収入もしくは短時間就労の労働者は加入しないようなくみとなっていた。しかし、正規労働者の数が減少し、またその賃金も伸びないといった状況があり、また、年収の壁（社会保険においては、有配偶女性が夫の被扶養者となるための130万円の壁）が就業に歪みをもたらしているといった状況もあって、パート労働者の社会保険加入を促す方向が、ここ数年打ち出されてきている。年収の基準を下げた年間65万円とするか、労働時間の基準を週20時間とするか、といった新しい基準の案が出されているが、最近の新聞報道によると、このうち20時間基準が導入される見込みのようである。

パートの社会保険加入の拡大は、比較的長期間、話題になってきている。これまでこれについて話題になってきたことは、(1) 制度変更が労働供給にどのような影響を与えるか、(2) 分配上どのような影響を与えるか、といった点が主であったと思われる。(1)は、これによって、いわゆるパートの壁の影響がなくなり、労働供給の歪みが是正され、効率性の上での問題が小さくなる、といった点である。(2)は、これまでパート労働者の少なからぬ部分は第3号被保険者として社会保険料負担を免れる反面、夫の社会保険から年金を受給しているのは公平でない、あるいは、パート労働者でも一定以上働いていると社会保険料を支払うが、結局老後には夫の遺族年金を受給したほうが受給額が多くなり、そちらを受給するために、支払った保険料はいわば掛け捨てになってしまう、といった論点である。この論文では、こういった観点とは異なり、パート労働者が社会保険に加入した場合に年金財政がどのような影響を受けるか、という視点からの評価となっており、

これまであまり焦点が当たってこられなかった部分であり、重要な貢献であると考えられる。

とりわけ、この論文で強調されているのが、現在の制度では、低所得であると、厚生年金については加入することで結果的に正のトランスファーを受けるという点である。現在の厚生年金には標準報酬の下限（一月に98,000円）がある。厚生年金に加入すると、月収がこの額に満たない場合でも、保険料はこの標準報酬を基準に徴収される。そして、老後の年金支給額も、この標準報酬が基準になる。したがって、いわば実際に稼いでいるよりも高い保険料拠出になる反面、給付もそれに合わせて上昇するが、重要な点は、それが年金数理的にネットでみると、給付のほうが多くなっているということである。すると、現在の制度のまま、厚生年金を月収の低いパート労働者に適用した場合、保険料は徴収できても、長期的には給付の増加により、年金財政が改善するとも言いきれないという点である。

これは、パート労働者の社会保険加入が分配上与える影響は、これまでとは違ったものになる、ということであるのかもしれない。すなわち、これまでではパート労働者が年金については、所得があるのに拠出をしないという意味での「ただ乗り」をしていると考えられていた部分があった。たしかに、パート労働者への社会保険加入をこれまでよりも強化し、パート労働者も保険料拠出をするようになると、保険料拠出という部分ではフルタイム労働者と同じになる。しかしそうだとすると、結果として所得が低いパート労働者は正のトランスファーを得られるというのであれば、分配上の「不公平」は、これまでとは異なる形・度合いをとるにせよ、また違った形で出てくるということであるかもしれない。また、この論文のおわりの部分でも書かれているように、給付の平等を議論する場合には、世帯単位での受給額を問題

にすることも必要であろう。いずれにしても、パート労働者の加入条件・標準報酬基準の下限の設定、多重就労の場合の厚生年金加入のしくみなどについて、今後実務的な方針や方法が示されていくと考えられるので、またこの点について議論が深まることを期待したい。

また、制度変更によってパート労働者や企業の行動が変わる場合、シミュレーションの結果も変わってくると考えられる。第1は、労働供給である。現在はパートの壁のために労働供給を抑制しているパート労働者が、制度変更のあとは就業抑制をやめれば、そういったパート労働者の収入は増加するので、保険財政上もプラスになろう。第

2に、これまで保険料が課されていなかった労働に保険料が課されるようになることで、それが賃金にどのように転嫁されるかという問題も、厳密に言えば、存在する。もし企業負担分が賃金に転嫁されるようであれば、名目の賃金率が低下することも考えられ、そうすると労働時間を一定とすれば、保険料収入は減少する。第3に、多重労働がもし増えるようなことがあれば、それに対してどのようなルールを作るかにも当然依存するが、これも加入者数・年金財政に影響を与えると考えられる。

(あべ・ゆきこ 亜細亜大学助教授)

山本論文へのコメント II

清水時彦

はじめに

年金制度における財政再計算は、法律により政府に義務づけられ、政府が責任を持って実施しなければならないものである。高い給付には重い負担がつきまとうのは当然であるので、どこかで給付と負担のバランスを図らなければならない。財政再計算時に作成される年金財政見通しはその判断を行うための前提となる情報を提供する。従って、年金財政見通しの内容は、現行制度や制度改正内容の細部までもが忠実に反映されるよう、必然的に大がかりなものとなる。

このような年金財政見通しの作成は、これまで行政当局の専管との印象が強かったが、計算処理技術の発達や情報開示の進展等により、最近では、研究機関などが独自にシミュレーションを実施し、現行制度の財政予測や独自に提案する改正事項の評価などを行うようになってきている。本論文は、現在検討されている短時間労働者の厚生年金への適用拡大(以下、単に適用拡大とする)が年金財政に与える影響を、独自の推計モデルに基づいて実施、評価したものであり、時機を得たものといえよう。

研究機関等による年金財政シミュレーションの役割

本論文のような年金財政シミュレーションの結果や内容が提供する知見や情報は価値あるものである。このようなシミュレーションが研究機関等を始めとして様々な場において実施されるようになったこと自体、以下の点で特に重要であり注目すべきことである。

第一に、これにより、年金制度に関する種々の提案について、その財政的な影響を検証できるということである。年金制度改正は、給付と負担のバランスを通じて財政的な健全性が長期に渡って確保されるように行われなければならない。実際、これまでの制度改正は、年金財政上のサステナビリティに対する懸念が契機となって行われてきた面がある。5年に一度の財政再計算の年が近づくにつれて、各方面より、年金制度に関する様々な提言が行われるようになるが、どのような提案も、本論文にあるようなシミュレーションによる財政的な裏付けが検証されて、はじめて説得力のあるものとなる。

第二は、こうした年金財政シミュレーション・

モデルを経済モデル等とリンクさせることにより、年金制度改正を、より巨視的なマクロ経済の枠組みで捉えることができる点にある。本論文のテーマとなっている厚生年金の適用拡大は、論文中にも指摘されているように、その実施により人々の働き方が変わり雇用構造に影響を与える可能性がある。このような年金制度改正の政策効果を、マクロ経済の観点から評価することは今後ますます重要になってくると考えられる。

シミュレーションの信頼性検証の必要性和本論文の課題

このような年金財政シミュレーションについては、その役割が重要となりつつある中で、推計結果が社会に与える影響も大きくなってきている。それ故に、シミュレーション実施者には、推計結果の数値等の信頼性について十分な説明を行うことが求められることとなる。

この観点からは、①推計のベースとなった統計データ上の制約、②データや予算上の制約から生じる推計方法等に関する簡略化等の概要、③行政当局による将来推計との前提条件や推計方法等の違い、について明記することが必要であり、加えて、以上のような点が推計結果に及ぼす影響度を評価し、併せて、推計目的である改正案等の財政影響についての定性的な説明、推計結果を解釈する上での限界をも示すことが重要であると考えられる。

以上のような観点から、本論文の課題を整理すると、第一に、データ上の制約について明記する必要があることが挙げられる。本論文のシミュレーションは、健康保険（組合健保、政管健保）の被保険者を厚生年金被保険者とみなし、全体の人口から健康保険の被保険者及び被扶養者を除いた者を国民年金の第1号被保険者としている。この方法自体ユニークと評価できるが、この方法では、①健康保険の被扶養者である国民年金第1号被保険者である者がカウントされていない、一方、②健康保険の被扶養者を第3号被保険者とみなしているため、厚生年金の基礎年金拠出金が過大に評価されている。③健康保険における標準報酬を、

そのまま年金制度に適用しているため、上限の違いにより、保険料及び年金額が、若干ではあるものの、過大に評価されている、といったことも生じている。これらの影響は、社会保険庁の公的年金加入状況等調査などにより定量的な検証が可能と考えられる。

第二には、厚生労働省の将来推計（方向性と論点）との推計結果の大きな違いについての説明である。本論文では、この違いについて、運用利回りの設定等の影響を示唆するに留まっているが、やはり定量的な説明が不可欠であろう。論文中には、経済的前提は厚生労働省推計と同じものを使用していると記述されているが、論文中の財政収支計算部分のモデル式においては、経済的前提は利子率のみが使用されており、将来の賃金上昇や物価上昇は反映されていないようでもある。利子率を、実質賃金上昇率を上回る運用利回り（2008年度以降で1.25%）としているのであれば、推計結果は、現在の価格水準で表示されていることとなり、各年度の名目価格で表示している厚生労働省推計と数字自体を直接比較することはできない。いずれにしろ、厚生労働省推計がある程度再現可能になって初めてモデルの信頼性が確保されるものである。

第三は、適用拡大の年金財政への影響に関する推計結果の妥当性を、定性的にも説明し検証することである。この観点から、若干の補足説明を行うと、厚生年金の被保険者については、保険料としては、標準報酬に対して定率で負担し、給付面では、定額である基礎年金と報酬比例年金の合計が支給される。このため、厚生年金には所得再配分機能が組み込まれており、低所得であるほど、負担に比べて多くの給付が行われることとなる。従って、賃金が相対的に低い短時間労働者が新規に適用されれば、年金財政上はマイナスの影響として現れる。論文中にもあるように、これまで第1号被保険者であった短時間労働者が厚生年金に適用される場合は、この通りではあるが、第3号被保険者である短時間労働者が厚生年金に適用される場合は、基礎年金拠出金に関して当該第3号被保険者が負担する側に回るので、先のマイナス

影響の他、プラスの影響も生じることとなる。従って、厚生年金財政への影響は、適用拡大によって適用される集団の人数及びそれらの集団の第1号・第3号の割合、それらの集団の平均的な標準報酬の水準によって決定されることとなる。つまり、第3号被保険者からの適用が多ければ、また、標準報酬が高ければ、財政的にプラスの影響が強くなるものといえる。

以上のような定性的な影響を踏まえて、本論文の3つのシナリオであるSIM1(平均賃金121.5万円)、SIM2(平均賃金=第2号被保険者平均)、SIM3(平均賃金65万円)を見ると、推計結果とは異なり、SIM3、SIM1、SIM2の順で財政状況が良くなっていくことが予想される。正確な年金財政への影響を把握するためには、積立金の推

移だけに着目するだけでは足りないが、この点を良く検証する必要があるだろう。

おわりに

以上、やや纏まりを欠いたコメントとなってしまったが、いずれにしろ、こうした研究がますます重要となることには変わりはない。シミュレーション・モデルの妥当性の検証及び改善を進めるなかで、制度改正案の定量的な評価等を独自の立場から行い、その結果に基づく深い知見や的確な情報が、年金制度に関する有益な提言等に活用されることが期待されているといえる。

(しみず・ときひこ 社会保険庁運営部
企画課数理調査室長補佐)

高齢者の所得に占める公的年金のウエイト

府川哲夫

I はじめに

今日では日本の社会保障の規模はGDPの15%に達し、人口の少子・高齢化、低（あるいはマイナス）経済成長のもとで社会保障の役割が見直されるなかで、社会連帯の原則、社会保障のもつ所得再分配機能やリスク・プーリング機能について再検討されるようになってきている。GDPの15.2%（2000年度）を占める社会保障給付費のうち高齢者向け給付は年金（GDPの7.6%、以下同じ）、老人医療（2.0%）、老人福祉（0.7%）等を合計してGDPの10.3%（社会保障給付費全体の68%）に達している（国立社会保障・人口問題研究所、2002）。多くの国で社会保障の財政難を背景に、公的制度のスリム化とそれを補うための私的仕組みが議論されている。社会保障はすでに政府支出の大きな構成要素となっているが、今後さらに人口の高齢化、国民のニーズの高度化・多様化、家族形態の変化、等に対応しなければならない。このため、近年では社会保障制度において個人の選択と責任が重視されるようになってきたが、一方で社会的公正や社会連帯が意味を失っているわけではない（ISSA, 2003）。

少子高齢化の進展にともない、日本では年金財政の観点から公的年金の給付水準引下げが現実の課題となっている。高齢者の経済状況は一様ではなく、豊かな人もいれば貧しい人もいる。また、今日の高齢者と比較した将来の高齢者の給付水準についても関心が高まっている。それにもかかわらず公的年金がどのような給付をするのが望まし

いのか（あるいは公正なのか）について、必ずしも明らかにされていない。社会保障の財源が限られている中で年金を重視するのか、医療を重視するのかという問題に関しても、国民の合意は明らかではない（府川、2001）。本稿では公的年金の給付水準を示す指標として高齢者の所得に占める公的年金のウエイトに注目し、公的年金の規模や機能について考察する。具体的には1998年（平成10年）国民生活基礎調査を用いて、65歳以上の高齢者の所得における公的年金給付の役割を世帯構造や所得階級別に検討し、その実態をもとに日本の年金改革への示唆を考察する。高齢者の所得については、高齢者が単身か夫婦か、子世代と同居しているか、といった世帯人員の違いを調整した「1人当たり所得」を主に用いる。また、日本の年金改革を考える際には比較対象としてアメリカとドイツを取り上げる。日本の年金給付の対GDP比はこの両国の中間に位置し、両国とも日本が解決すべき課題について様々な形で取り組んでいるからである。

II アメリカとドイツの公的年金

日本に限らず先進諸国では公的年金制度が人口高齢化等によって改革を余儀なくされている。改革の方向は平たく言えば「意味のある給付を耐えられる範囲の負担で持続的に実施できる制度」に変えることである。アメリカの老齢・遺族・障害保険（OASDI）は1983年の改正で、1984年以前に採用された連邦公務員を除く全ての被用者（公務員を含む）及び自営業者を適用する普遍的な制

度となった。また、老齢年金の支給開始年齢は65歳から67歳に引き上げられた(実施は2003年から2027年にかけて段階的に)。財源は被用者と事業主からの社会保障税(12.4%を労使折半, 自営業者は全額負担), 年金給付に対する課税及び信託基金の利子収入で全ての年金給付と事務費(給付の0.8%)を賄い, 国庫負担はない。給付は過去の拠出のみに依存し, 受給者の所得や資産には無関係である。定額給付では現役時代の生活水準を反映した老後の所得保障として役立つため, 給付は報酬比例で, 将来にわたって一定の賃金代替率¹⁾が維持されるよう設計されている(府川, 2001)。ドイツの公的年金では被用者は強制加入であるが, 自営業者も同じ制度に任意加入で適用されている。ドイツでは高齢者の所得保障は公的年金が圧倒的に重要である。ドイツでは早期引退が定着し, 平均引退年齢は60歳である(Schmaehl, 2000)。1989/92年改正で「45年加入の標準年金は現役労働者の平均手取り賃金の70%」という水準が政治的合意となった(Schmaehl, 2000)。しかし, 2000/01年の改正で

1) この70%という水準を2030年までに64%に引下げ, 将来における保険料率の引上げ幅を抑制

III データと研究の方法

本稿の分析に使用するのは1998年国民生活基礎調査データのうち65歳以上の高齢者がいる8,989世帯である。65歳以上人口に占める同居高齢者の割合(男女計)は2000年で49%であったが, この割合は年齢階級の上昇とともに増加し, 65-69歳の42%が80歳以上では66%に高まる(厚生労働省, 2001)。単独世帯は1対4の割合で女性の方が多い。高齢者(65歳以上)がいる世帯の世帯構造は, 子世代と非同居か同居かによって大きく2区分することができ, 非同居の場合は単独か夫婦のみに区分される。一方, 子と同居する場合は高齢者が夫婦か単身か, 子世代が夫婦か単身かによって4区分される。年齢階級ごとに世帯構造別世帯数の構成割合をみると図1のとおりである。75歳未満では非同居群の方が多いが, 75歳以上では同居群が過半数となり, 特に「高齢者

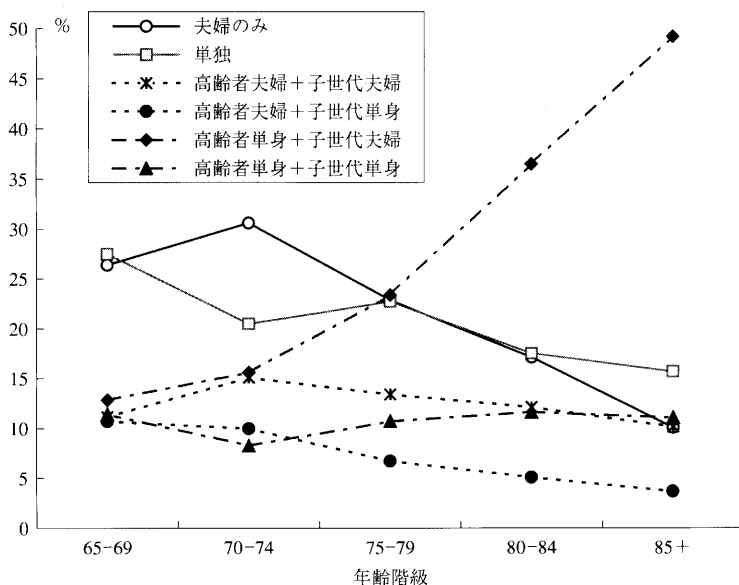


図1 世帯構造別世帯数割合

単身+子世代夫婦」世帯の増加が著しい²⁾。

所得は調査年の前年1年間の所得である。対象とする所得の範囲は、公的年金給付のウエイトを考える際には「高齢者の所得のみ」を基本とするが、同居高齢者の生活水準を考慮するため「世帯内全員の所得」を用いる集計も行う。なお、引退世帯(稼働所得=0の世帯)に限定した集計の場合は「高齢者の所得のみ」を対象とする。

所得の不平等度の測定にはジニ係数を用いる。世帯の所得をその人数や年齢によって調整するための等価所得スケールとして、次の2つを用いる。

スケールA: 15歳以上の1人目=1.0, 同2人目以降=0.5, 15歳未満=0.3

スケールB: 18歳以上の1人目=1.0, 同2人目=0.7, 同3人目以降及び18歳未満=0.5

スケールAを用いた場合の結果は「スケールA」, スケールBの場合は「スケールB」と表示する。

IV 結 果

1 高齢者の所得に占める公的年金のウエイト: 年齢階級別

非同居高齢者の平均所得は「夫婦のみ」で435万円, 単独で191万円と前者が後者の2倍以上であり, いずれも年齢階級の上昇とともに低下する(表1)。高齢者の所得に占める年金のシェアは単独の方が「夫婦のみ」よりやや高く, いずれも年齢階級の上昇とともに増加している(単独の85歳以上は例外)。

同居高齢者の場合, 高齢者の所得は夫婦の方が単身より高いことは非同居の場合と変わらないが, 子世代が単身の方が子世代夫婦の場合より平均所得は高い。高齢者の所得に占める年金のシェアは所得が低い世帯ほど高くなる傾向にある。「高齢者夫婦+子世帯単身」世帯の平均所得は「夫婦のみ」世帯とほぼ互角であるが, 同居群の高齢者単身世帯の平均所得は各年齢階級で「単独」世帯より低い。同居群全体では各年齢階級で非同居高齢者より平均所得は低い(65-74歳で75%, 85歳以

上で53%)が, 高齢者の所得に占める年金のシェアは両者であまり大きな差はない。

表2は世帯人員の違いを調整した1人当たり所得の平均値及び所得源構成比を示したものである。スケールAを用いた結果をみると, 非同居・同居ともに1人当たり所得は低下したが, 高齢者の所得に占める年金のシェアは表1とほとんど変わらない。非同居・同居を問わず, 高齢者の所得に占める公的年金のシェアは年齢計で64%であり, 65-69歳の50%台から75歳以上で概ね70%あるいはそれ以上に増加する。スケールBの結果もスケールAと大差ないので, 以下では省略する。

高齢者の1人当たり所得の分布は図2(a)のように世帯構造別に異なるが, 「夫婦のみ」と「高齢者夫婦+子世代単身」及び「高齢者単身+子世代夫婦」と「高齢者単身+子世代単身」は比較的類似している。高齢者の所得では同居群の高齢者単身に低所得者が多いが, 世帯内全員の所得を対象に1人当たり所得を計算し直すと, 同居高齢者で低所得者の割合が大幅に減少する(図2(b))。年齢階級・世帯構造別に1人当たり平均所得をみると, 高齢者所得を対象とした場合は各年齢階級とも第1グループが「夫婦のみ」と「高齢者夫婦+子世代単身」, 第2グループが「高齢者夫婦+子世代夫婦」と単独, 第3グループが同居群の高齢者単身という順に平均所得が低下する。しかし, 世帯内全員の所得を対象にすると特に同居群の子世代夫婦世帯の1人当たり平均所得が高くなり, 65-69歳を除いて同居群が非同居群より高くなる(図3(a))。

2 高齢者の所得に占める公的年金のウエイト: 所得5分位階級別

高齢者の所得5分位階級別平均所得・所得源構成比は表3のとおりである。非同居高齢者と同居高齢者で平均所得に大きな差があり, 下位60%の高齢者の所得に占める年金のシェアは同居群の方が非同居群より高い。稼働所得及び財産所得が第5・5分位で大きな役割を果たしていることは両者で共通である。世帯人員を調整して1人当たり所得5分位階級別にみても, 平均値は変わるが,

表1 高齢者の世帯構造・年齢階級別平均所得及び所得源構成比：高齢者の所得，1998年
非同居高齢者

年齢階級	合計					夫婦のみ					単独				
	平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)		
			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産
合計	319	0.44	26.6	63.7	6.3	435	0.38	29.1	62.2	6.4	191	0.40	20.2	67.3	6.1
65-69	365	0.44	36.0	54.4	5.8	509	0.38	38.4	53.3	5.7	228	0.40	31.0	56.7	6.1
70-74	356	0.42	26.7	63.9	6.1	459	0.37	29.3	62.5	6.3	202	0.39	18.2	68.7	5.4
75-79	277	0.43	19.2	71.0	6.1	389	0.36	22.6	68.6	6.4	163	0.38	11.0	76.9	5.4
80-84	262	0.44	17.5	72.0	8.7	365	0.38	20.0	69.6	9.3	161	0.39	11.8	77.4	7.3
85+	213	0.47	18.2	70.0	6.4	291	0.39	17.1	74.0	4.5	163	0.47	19.4	65.3	8.6

同居高齢者

年齢階級	合計					高齢者夫婦+子世代夫婦					高齢者夫婦+子世代単身				
	平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)		
			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産
合計	204	0.57	28.1	62.5	7.5	302	0.47	29.1	61.5	8.4	419	0.46	36.9	55.2	6.5
65-69	276	0.53	37.5	52.7	7.5	332	0.41	34.6	57.8	6.0	482	0.46	44.3	46.5	7.8
70-74	266	0.55	31.6	59.8	6.8	359	0.48	33.0	57.5	8.6	430	0.43	35.9	57.4	5.4
75-79	190	0.55	24.9	66.5	7.2	284	0.48	27.4	63.5	8.1	352	0.41	30.1	66.4	2.2
80-84	146	0.55	18.9	70.6	8.9	234	0.46	20.8	68.6	9.3	395	0.56	32.5	51.9	14.3
85+	113	0.54	11.7	77.9	9.4	197	0.48	7.6	77.9	14.3	293	0.44	23.5	71.5	3.7

年齢階級	高齢者単身+子世代夫婦					高齢者単身+子世代単身				
	平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)		
			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産
合計	107	0.54	19.8	70.1	7.8	145	0.48	20.8	68.5	7.5
65-69	142	0.54	30.8	57.6	8.3	179	0.50	31.4	54.8	8.7
70-74	120	0.55	24.9	64.5	5.7	173	0.48	22.6	69.6	5.4
75-79	114	0.56	21.5	67.8	9.0	136	0.46	16.2	71.8	10.1
80-84	94	0.51	12.0	80.2	6.8	110	0.43	12.3	78.3	5.6
85+	86	0.53	12.0	77.5	9.2	99	0.42	6.0	85.7	6.4

高齢者合計

年齢階級	平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)		
			稼働	年金	財産
合計	255	0.52	27.3	63.2	6.9
65-69	324	0.48	36.6	53.7	6.5
70-74	312	0.49	28.8	62.2	6.4
75-79	230	0.50	21.7	69.0	6.6
80-84	186	0.53	18.2	71.2	8.8
85+	139	0.54	14.2	74.7	8.2

年金のシェアはほとんど変わらない(表3)。非同居高齢者について公的年金のシェアをみると、第1・5分位から第4・5分位までの高齢者において85%前後を占め、第5・5分位で40%に低下する。また、第5・5分位では稼働所得の割合が45%に

達している。このように年金給付のシェアは第5・5分位で大きく低下するが、年金額の平均値は第1・5分位の60万円から第5・5分位では228万円と階級が上がるに伴って平均値も上昇する。

表2 高齢者の年齢階級別1人当たり平均所得及び所得源構成比：高齢者の所得，1998年

スケールA

年齢階級	高齢者合計					非同居高齢者合計					同居高齢者合計				
	平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)		
			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産
合計	197	0.48	26.3	63.9	6.8	243	0.40	25.8	64.1	6.3	161	0.53	26.9	63.6	7.6
65-69	250	0.45	35.8	54.1	6.6	282	0.40	35.3	54.7	5.9	212	0.50	36.7	53.1	7.7
70-74	233	0.45	27.9	62.8	6.3	264	0.39	25.9	64.4	6.0	200	0.51	30.8	60.5	6.6
75-79	179	0.46	20.8	69.5	6.8	211	0.39	18.1	71.7	6.0	152	0.51	24.0	66.9	7.6
80-84	149	0.48	17.1	72.5	8.4	202	0.40	16.7	72.7	8.5	122	0.51	17.6	72.3	8.5
85+	119	0.51	14.1	74.7	8.3	175	0.44	18.4	69.1	6.8	99	0.51	11.5	78.2	9.2

スケールB

年齢階級	高齢者合計					非同居高齢者合計					同居高齢者合計				
	平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)			平均所得 (万円)	ジニ 係数	構成比 (%)		
			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産
合計	184	0.47	25.9	64.1	6.9	225	0.40	25.5	64.3	6.3	150	0.52	28.8	68.0	8.1
65-69	232	0.44	35.6	54.2	6.6	263	0.40	35.1	54.7	5.9	197	0.49	39.5	57.2	8.2
70-74	214	0.44	27.6	63.0	6.2	242	0.38	25.5	64.5	6.0	184	0.50	33.4	65.7	7.2
75-79	167	0.45	20.5	69.7	6.8	196	0.38	17.8	72.0	6.0	143	0.51	25.5	71.1	8.0
80-84	141	0.47	16.9	72.9	8.3	187	0.39	16.4	72.9	8.4	116	0.50	18.5	76.0	8.9
85+	114	0.50	14.1	74.8	8.3	166	0.44	18.5	68.8	7.0	96	0.51	11.9	80.9	9.5

表3 高齢者の所得5分位階級別平均所得及び所得源構成比：高齢者の所得，1998年

世帯所得5分位階級別

5分位階級	高齢者合計					非同居高齢者					同居高齢者				
	平均所得 (万円)	構成比 (%)			平均 年金額 (万円)	平均所得 (万円)	構成比 (%)			平均 年金額 (万円)	平均所得 (万円)	構成比 (%)			平均 年金額 (万円)
		稼働	年金	財産			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産	
合計	255	27.3	63.2	6.9	161	319	26.6	63.7	6.3	203	204	28.1	62.5	7.5	128
第1・5分位	24	1.2	96.7	0.8	24	75	3.9	85.2	1.9	641	8	2.6	96.2	1.3	8
第2・5分位	96	4.5	88.9	1.1	85	150	7.0	83.6	1.1	126	59	1.7	96.4	0.5	57
第3・5分位	173	7.5	87.1	1.7	150	237	9.8	85.6	2.0	203	123	5.6	91.9	1.4	113
第4・5分位	288	11.8	83.7	2.9	241	344	9.6	85.1	3.7	292	224	11.7	84.4	2.3	189
第5・5分位	696	42.6	44.1	10.8	307	787	44.9	41.9	10.1	330	607	41.7	44.9	11.5	272

1人当たり所得5分位階級別 (スケールA)

5分位階級	高齢者合計					非同居高齢者					同居高齢者				
	平均所得 (万円)	構成比 (%)			平均 年金額 (万円)	平均所得 (万円)	構成比 (%)			平均 年金額 (万円)	平均所得 (万円)	構成比 (%)			平均 年金額 (万円)
		稼働	年金	財産			稼働	年金	財産			稼働	年金	財産	
合計	197	26.3	63.9	6.8	126	243	25.8	64.1	6.3	156	161	26.9	63.6	7.6	102
第1・5分位	24	0.8	97.0	0.8	23	68	3.7	87.1	1.6	60	8	2.6	94.8	1.3	7
第2・5分位	85	4.7	89.5	1.2	76	130	6.9	82.9	1.4	107	53	1.9	96.6	0.6	51
第3・5分位	147	7.6	86.6	1.4	127	188	7.8	86.8	2.5	163	107	5.8	91.9	1.0	98
第4・5分位	221	10.1	85.9	2.1	189	256	10.1	85.9	2.2	220	183	10.2	86.4	1.8	158
第5・5分位	511	43.3	42.1	11.7	215	571	45.6	39.9	11.0	228	452	42.0	43.3	12.4	196

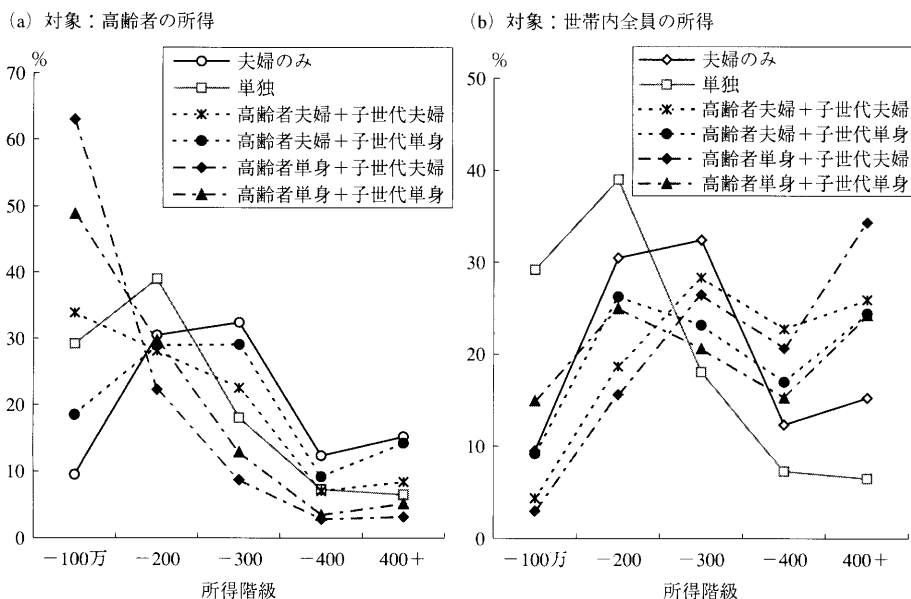


図2 世帯構造別所得階級分布：1人当たり所得（スケールA）

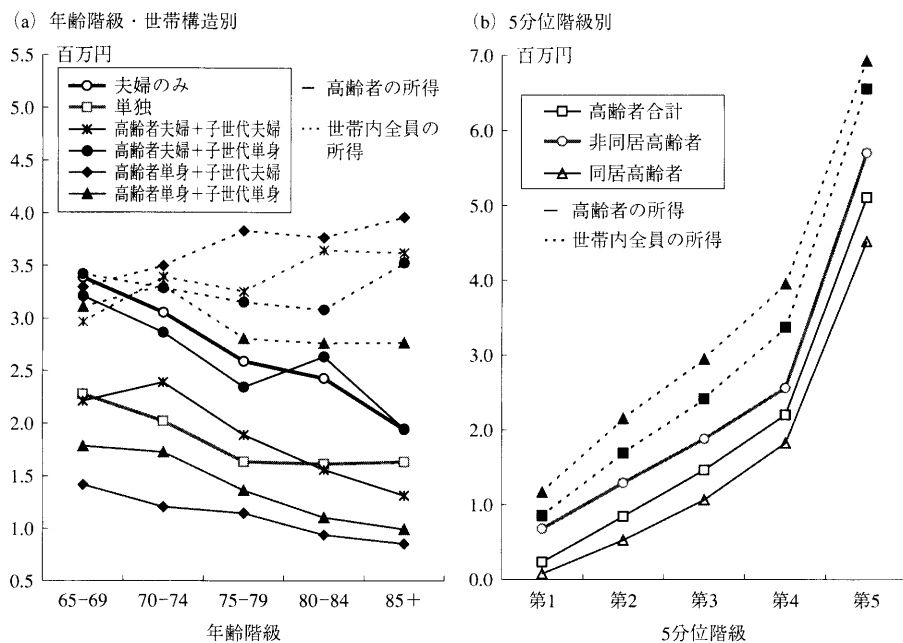


図3 1人当たり所得：スケールA

表3に示されているように、高齢者の所得だけを考慮すると、同居高齢者より非同居高齢者の方が1人当たり所得は高い。しかし、同居高齢者には同居によるメリットが考えられ、世帯内全員の

所得を考慮して1人当たり所得を計算し直すと、同居高齢者の平均値は大幅に増加し、非同居高齢者の平均値よりはるかに高くなる(図3(b))。

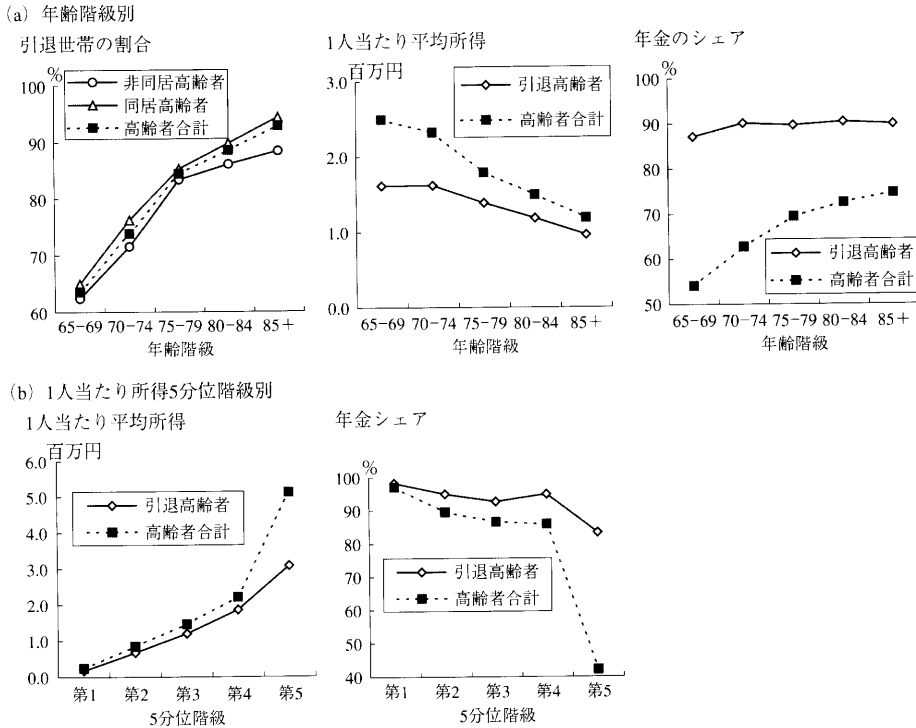


図4 高齢者全体と引退世帯の対比

3 高齢者全体と引退世帯の対比

稼働所得がゼロの引退世帯の割合は65-69歳の60%台から85歳以上では90%台に達する(図4(a))。引退世帯の割合は非同居群と同居群で大きな差はない。1人当たり所得は引退世帯の方が高齢者全体より低いが、年齢階級の上昇とともにその差は縮小する。高齢者の所得に占める年金のシェアは引退世帯では各年齢階級ともほぼ90%と高く、非同居群(88%)と同居群(91%)の差もほとんどない。

1人当たり所得5分位階級別に年金のシェアをみると、引退世帯では第1・5分位から第4・5分位までの年金のシェアが概ね90%を超え、最上位20%の世帯でも年金のシェアは非同居群で80%、同居群で85%と高い(図4(b))。

4 高齢者の所得に占める公的年金のシェア：分配比率を変化させた場合の試算

表4は日本、ドイツ、アメリカにおける高齢者

(65歳以上の単独又は夫婦のみ世帯)の所得5分位階級別所得源構成比を示したものである。表4から公的年金給付の果たしている役割がドイツ、日本、アメリカでそれぞれ大いに異なっていることが読みとれる。アメリカでは企業年金や個人年金が中位以上の所得階級にとっては重要であり(日本は残念ながらデータがない)、稼働所得のウェイトは日本やアメリカでドイツよりはるかに大きい。この3カ国の2000年における老齢・遺族給付の対GDP比は日本9.0%、ドイツ12.3%、アメリカ5.3%と大きな相違がある(OECD, 2001b)。この相違の背景には高齢化率(総人口に占める65歳以上人口の割合)の違いがある(日本17%、ドイツ16%、アメリカ12%)。年金給付の規模とは別に、各5分位階級の平均所得の格差が国によって異なる。例えば第5・5分位の平均所得が第1・5分位の何倍かをみると、アメリカは11倍で日本の8倍より格差が大きい。

各5分位階級の平均所得を5分位階級計の平均

表4 高齢者(65歳以上の単独又は夫婦のみ世帯)の所得5分位階級別所得源構成比

(単位:%)

所得源	ドイツ1996年							日本1997年							アメリカ2000年						
	所得5分位階級						計	所得5分位階級						計	所得5分位階級						計
	1	2	3	4	5			1	2	3	4	5			1	2	3	4	5		
平均所得								6.8	13.0	18.8	25.6	57.1	24.3	6.2	12.1	19.3	31.7	70.7	28.0		
稼働所得	2	6	10	14	19	8	4	7	8	10	46	26	1	3	7	14	35	23			
公的年金	87	80	72	64	55	76	87	83	87	86	40	64	83	85	71	57	29	47			
私的年金	3	3	3	5	8	3	—	—	—	—	—	—	2	4	10	13	9	9			
財産所得	6	10	14	16	18	12	2	1	3	2	11	6	3	5	9	13	24	18			
その他	2	1	1	1	0	1	8	9	3	2	3	4	11	3	3	3	3	3			

注1) 平均所得はそれぞれ10万円, 千ドル。アメリカの平均所得は5分位境界値(ドル)9,295, 14,980, 23,631, 39,719から筆者推計。

2) アメリカの公的年金にはOASDI給付の他にRailroad RetirementとGovernment employee pensionsを加えた。

3) 私的年金は企業年金及び個人年金。

出典) Schwarze and Frick (2000), 府川 (2003), SSA (2002)。

表5 分配比率と高齢者の所得に占める年金給付のシェアの関係

(a) 分配比率 (単位:%)

種類	所得5分位階級					
	1	2	3	4	5	計
日本1	28	54	77	106	235	100
日本2	12	43	74	112	259	100
ドイツ	40	80	100	120	160	100
アメリカ	22	43	69	113	253	100

注1) 日本1は非同居高齢者, 日本2は高齢者合計についてのデータによる(表3の1人当たり所得5分位階級別)。ドイツは全世界を対象としたデータ(Eurostat, 2002)から筆者推計。アメリカは表4から算出。

(b) 高齢者の所得に占める年金給付のシェア (単位:%)

所得5分位階級別年金のシェア (注2)	所得5分位階級								
	1	2	3	4	5	計			
						使用した分配比率			
						日本1	日本2	ドイツ	アメリカ
日本1型	90	85	85	80	40	63	61	70	61
日本2型	95	90	85	82	40	64	62	71	62
ドイツ型	90	83	75	65	55	65	63	69	64
アメリカ型	85	80	70	55	30	50	47	56	48

注2) 日本1型, ドイツ型, アメリカ型は表4をもとに, 一部数値を修正した。

所得で割った値を「分配比率」と呼ぶと, 表4から日本とアメリカの分配比率は表5(a)のように算出される。ただし, 日本の場合には同居高齢者も含めた高齢者全体を対象とした場合の分配比率も「日本2」として掲げた。この表によると高齢

者の所得格差はドイツで小さく, アメリカで大きい。日本1はその中間である。年金給付の対GDP比が同じでも, 年金制度の給付設計によって分配比率は変わる。表4に示されている所得5分位階級別公的年金のシェアと分配比率とを組み

合わせると、所得5分位階級計（つまり高齢者合計）の所得に占める年金給付のシェアが表5（b）のように計算される。この表から、ドイツの分配比率を用いると日本でも高齢者の所得に占める年金給付のシェアが70%を超え、アメリカでも同様に10%ポイント上昇する（つまり、年金給付の対GDP比が増加する）ことがわかる。

V 考 察

1998年国民生活基礎調査の分析から公的年金給付に関して次のような結果が得られた。

- 高齢者の所得に占める年金のシェアは同居群・非同居群ともに65-69歳の50%台から75歳以上で概ね70%あるいはそれ以上に達する。
- 同居高齢者の1人当たり所得は非同居群平均より低い、その水準は世帯構造によって様々である。一方、同居高齢者には同居のメリットも無視できない。
- 1人当たり所得5分位階級別にみると、年金のシェアは下位80%の世帯で80%を超え、上位20%の世帯で40%に低下する。引退世帯では年金のシェアはさらに高い。

表1から単身の子と同居している高齢者夫婦は「夫婦のみ」世帯とほぼ同じ経済力があり、子が高齢者と同居したケースが多いと考えられる一方で、子夫婦と同居している高齢者夫婦の場合は高齢者側が子夫婦のところに同居したケースも多いのではないかと推測される。また、高齢者が単身の場合は、「単独」世帯、「単身の子と同居」、「子夫婦と同居」の順に平均所得が低下し、公的年金のシェアを考える上でも高齢者の性や住まい方が考慮すべき要因として浮かび上がってくる。

表4で3カ国について高齢者の所得5分位階級別所得源構成比を比較しているが、日本では65歳以上の約半数が子と同居している（子との同居率は年齢階級の上昇とともに増加している）。日本の場合には数の上では非同居高齢者は高齢者全体の50%しか代表していないという問題があるが、同居高齢者より非同居高齢者の方が平均所得は高いものの、所得分布や所得源構成比で両者は

類似している。従って、非同居高齢者で全体を代表させてもある程度代表性は確保されていると考えられる。表5（b）は所得5分位階級別の年金のシェアが同じでも分配比率が異なれば年金給付の対GDPは異なってくることを示している。別の見方をすれば、同じ年金給付（対GDP比）でも各所得階級の年金のシェアと分配比率において異なった組み合わせが可能であることを示している。つまり、制度設計に柔軟性があるということである。以下、国民生活基礎調査の分析から離れて、日本の年金改革への示唆を考察したい。

老齢保障の分野に政府が介入する理由としては、1) 将来の不確実性、2) 逆選択、3) 生涯を通じた所得再分配、4) 無思慮に対する保護、5) 親の扶養義務の社会化、が挙げられている（Kingson and Schulz, 1997³⁾）。各国の年金改革では税・社会保険料負担をこれ以上増やさずに公的年金の役割を再定義しようとしているが、生涯所得（lifetime earnings）に基づいた所得再分配を行い、生涯生活水準（lifetime standard of living）を保障しようという考え方は不変である。再定義の中心的な課題は公平性をベースとした制度のresponsivenessの向上、制度の持続可能性、及び就労を高齢期における所得源の1つとして位置付け直すという考え方である。そして、制度の果たしている役割を国民が納得し、信頼していることが必須である。公平性の中には、1) 拠出と給付の関連性の程度、2) 所得再分配の程度、3) 負担と給付に関する世代間の公平性、など様々な要素が含まれている。さらに日本では年金制度に対する国民の信頼を回復するために、制度の整合性を高める努力も重要な課題となる。

アメリカの年金給付は低所得者や被扶養者がかかえている者を厚遇するものである。つまり、給付の十分性（benefit adequacy）を確保するために「拠出に正比例した給付」という公平性の原則からは離れている。低所得者の方が死亡率が高いことを考慮しても、OASDIは所得再分配の機能を十分果たしている。OASDIは1983年の改正以降、大きな改正はない。1990年代後半以降、OASDIの一部を「民営化」する案が大きな関心

を集めているが、国民から広く支持されている OASDI を代替するような議論ではない。OASDI の財政問題を解決するため、ブッシュ大統領は 2001 年 5 月に超党派の年金諮問委員会を発足させた。この諮問委員会は 2001 年 12 月に既存の年金制度を補完するものとして個人退職勘定 (PRA) の導入を中心にすえた 3 案を提案した。抜本的な改革を主張する声は高まっているが、個人退職勘定 (PRA) が近い将来導入される可能性は小さい (Weaver, 2003)。アメリカは高齢者の中で所得格差が大きく、高齢者の貧困も存在しているが、大きな問題になっていない。アメリカの年金改革の議論では保険料率の引き上げという選択肢が存在せず、育児や介護のクレジット、高齢者へのもっと寛大なセーフティー・ネット、などが無視されている (Weaver, 2003)。

早期引退の慣行は年金制度の中・長期的安定性と両立するのが困難である。人口高齢化によって社会保障にかかる圧力を緩和するためには、「早期引退」から寿命の伸びに応じた「引退延期」へと考え方を変えなければならない (ISSA, 2003)。従って、ドイツの労働者は「(早期引退とは正反対に、より長く働き、) 今日と同じ水準の年金を今日とほぼ同じ期間受給する」か「今日より長い期間、減額された年金を受給する」かのどちらかを選択しなければならない (Schmaehl, 2000)。公的年金で最低限の保障だけをしようと考えている国々においては、遅かれ早かれ何らかの形で強制的な制度を作る必要に迫られている (Schmaehl, 1999)。この強制的な制度は公的年金、企業年金、あるいは個人年金といろいろな形をとり得るが、いずれにしても現役時代の所得を代替する公的年金制度をもっている国が 1 つの制度で行っていることを、これらの国は 2 つの制度によって達成しようとしていることになる。これとは逆に、ドイツでは賦課方式による公的年金の給付水準が高く保険料が高いため、積立方式による第 2 の制度を作って、賦課方式の保険料率の上昇を抑える改革を行った。しかしながら、2001 年の改革では不十分で、支給開始年齢の 67 歳への引き上げ及び給付のもう一段階の引き下げを骨子とするさ

らなる改革案が 2003 年 8 月に政府の諮問委員会から提案された⁴⁾。

日本では 1999 年度の年金改正で厚生年金の最終保険料率を年収の 20% にとどめることを目的とした改正が行われた。そのために用いられた手段は財源拡大、給付水準の削減、私的仕組みによる補完、の 3 つの組み合わせで、ドイツの 2000/01 年改正と同様であった。1999 年改正は考え方の上では比較的大規模な改正であったが、次期改正 (2004 年度) でも「保険料引き上げ & 給付水準引き下げ」というパターンを繰り返すことを余儀なくされている。年金制度の主要な機能を退職による稼働所得 (Earnings) 喪失というリスクへの対応と考え、被用者と自営業者で制度を分立させず、稼働所得に対して所得比例の拠出を課し、所得比例の給付を支給しているのがアメリカやドイツの公的年金の姿である (府川, 2001)。そして、ドイツやアメリカにおける年金改革の議論は、67 歳支給、国庫負担の性格付け、雇用促進的仕組み、等の面で日本の制度の持続可能性を向上させる上で重要な論点を提供している。

年金制度は高齢期の稼働喪失というリスクに対して、引退後にも現役時代の生活水準から激変しないよう income smoothing を行い、かつ、何歳まで生きるかわからないというリスクをプールして対処する機能を果たしている。従って、公的年金の給付水準を考える場合には、平均値だけで議論するのは不十分であり、表 4 のような所得階級の議論が是非とも必要である。表 5 でみたように、年金給付の規模が同じでも年金制度の行う再分配は一意には決まらない。また、income smoothing を実現する方法は様々で、スウェーデンでは公的な賦課方式の制度で、シンガポールは公的な積立方式の制度で実施し、アメリカやイギリスでは公的な賦課方式の制度と私的な積立方式のミックスで実現され、チリやオーストラリアではほぼ 100% 私的な仕組みで実現されている (Barr, 2002)。

世代内の垂直的な所得再分配は意図したものであるが、世代間の所得再分配は賦課方式による財政運営によってもたらされた意図せざる機能であ

る。公的年金において所得再分配が行われていることを人々が支持している理由は、1) 人々は個人的利益のみならず、社会的統合や社会連帯にも価値をおいている、2) 将来の不確実性に対するリスク回避の方法である、等が考えられる (ISSA, 2003)。老齢年金の支給開始年齢は高齢者の就業促進及び個人の選択の尊重という方向で合理的に決められることが望ましい。この点で、引退年齢を個人の選択に任せ (61歳以降; 年金額は受給開始年齢に対応して数理的に調整される)、しかも、平均余命の伸びを年金額に反映させるスウェーデンの仕組みは大変参考になると考えられる。退職による稼働所得喪失というリスクに十分対応することができれば、公的年金給付の優遇税制は存続させる意味がない。むしろ、高齢者も納税者としての立場で生活することが重要である。また、非同居高齢者については夫婦・単独とも平均支出額は年齢階級の上昇とともに減少する (府川, 2000 a) ため、年金制度と介護保険等の社会保障制度との整合性も重要な論点である。

社会保障の財源は整合性のある選択肢の中から透明なプロセスを経て1つを選ぶしかない。問題は、社会保障の守備範囲はどこまでか、各制度で負担と給付をどこまで結びつけるべきか、社会保障で所得再分配をどの程度行うべきか、等の基本的な問に対する回答である。税・社会保障負担の公平性は国の基本であり、国民の政府に対する信頼の前提条件である。公的制度を縮小しても老後の総コストが減少するわけではないし、個人に責任の多くを負わせても失敗した個人の救済のために社会的コストがかかることにも留意する必要がある (ISSA, 2003)。どんな制度にも一長一短があり、広範な国民の合意が得られる制度に変えていくプロセスが重要である。所得再分配を伴う公的年金の必要性は明らかだとしても、問題はその程度である。広範な国民の合意を形成するためのプロセスにおいては、社会保障各制度の果たしている機能や公平性・効率性についての実証分析結果が議論の素材として活用されることが重要である。

付記

本研究は厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」の「共同研究3: 所得分配に関する国際比較研究」での筆者の研究成果を加筆修正したものである。平成10年国民生活基礎調査の調査票は同事業において目的外申請を行い、許可を得て筆者が再集計した (統発第117号, 平成13年4月3日)。本稿の執筆にあたり、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」プロジェクトのメンバー及び「公的年金ワークショップ」(平成15年9月12日)の討論者の方々から有益なコメントをいただいた。記して謝意を表したい。

注

- 1) 一定の賃金代替率は、低所得者 (平均賃金の45%) は57%, 中所得者 (平均賃金) は42%, 高所得者 (平均賃金の2倍) は25%である。
- 2) 夫婦の場合の年齢は男性の年齢を採用した。
- 3) 老齢保障の分野に政府が介入する理由としては、
 1. 将来の不確実性: 個人では対処しきれないインフレーションに対しては、政府が最も効果的な保護を提供できる。
 2. 逆選択: 政府のみが制度を強制適用とし得る。強制適用でないと「悪いリスク」だけがプログラムに加入しがちで、従って民間部門では数理的に公正な年金を提供できない。
 3. 生涯を通じた所得再分配: 政府のみが低所得者に十分な保障を与える所得再分配を行うことができる。一時点の所得、特に退職直前の所得、は必ずしも生涯生活水準を反映したものではない。生涯所得に基づいた再分配を行うには税では不可能である。
 4. 無思慮に対する保護: 強制適用の公的制度は無思慮の人や近視眼的な人に対しても適正な負担を強制する。
 5. 親の扶養義務の社会化: 世代間の移転プログラムによって親世代は子世代の寛大さに依存する必要がなくなる。
 が挙げられている。
- 4) ドイツでは中長期的な改革とは別に、次のような短期的な改正案が政府から提案され、大きな議論になっている: 1) 年金給付のスライドを2004年には行わない; 2) 年金受給者の介護保険料負担をこれまでの50%から100%に引き上げ

る；3) 職業訓練期間等の年金算定基礎期間への算入をやめる。

参考文献

- 小塩隆士 (2001) 『社会保障の経済学 (第2版)』, 日本評論社。
- 厚生労働省 (2001) 『平成12年国民生活基礎調査』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『平成12年度社会保障給付費』。
- 高山憲之・有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成』, 岩波書店。
- 橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差』, 岩波書店。
- 西崎文平・山田 泰・安藤栄祐 (1998) 『日本の所得格差』, 経済企画庁経済研究所。
- 八田達夫・八代尚宏 (1998) 『社会保険改革』, 日本経済新聞社。
- 浜田浩児 (2003) 「SNA 概念による高齢者の所得・資産分布—世帯所得・資産と等価尺度による分析—」, *ESRI Discussion Paper Series* No. 61.
- 府川哲夫 (2000 a) 「高齢者の経済的地位—「単独・夫婦のみ」と「子と同居」の対比—」『季刊社会保障研究』35 (4), pp. 353-363.
- 府川哲夫 (2000 b) 「世帯の収支と所得分配」『家族・世帯の変容と生活保障機能』, 東京大学出版会。
- 府川哲夫 (2001) 「定額年金の位置付け」『季刊年金と雇用』19 (4), pp. 9-18。
- 府川哲夫 (2003) 「世帯構造別にみた所得の状況」『家族構造や就業形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究』(平成14年度厚生労働科学研究費補助金 政策科学推進研究事業報告書)。
- 八代尚宏 (1993) 「高齢者世帯の経済的地位」『日本経済研究』No. 25。
- 八代尚宏 (1999) 『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社。
- Barr Nicholas (2002) Reforming pensions: Myths, truths, and policy choices, *International Social Security Review*, 55 (2), pp. 3-36.
- Burtless Gary (2002) Spending and Sources of Finance in the American Welfare State: Options for Reform, *Journal of Population and Social Security: Social Security Study*, Special Issue.
- Clark R. (2003) Social Security Reform in the United States: Implications for Japan, *The Japanese Journal of Social Security Policy*, Vol. 2, No. 1, pp. 14-23.
- Eurostat (2002) *The social situation in the European Union*.
- Glennerster Howard (2003) The United Kingdom's New Health and Welfare Policy: A changed role for markets. In Gunji A. (ed.) *The Role and Limitations of the Market in the Health and Welfare System*, Seigakuin University.
- Hills J. (2002) The Welfare State in the UK: Evolution, Funding and Reform, *Journal of Population and Social Security: Social Security Study*, Special Issue.
- ILO (2000) *Social dialogue and pension reform*.
- ISSA (2003) *Ageing and Social Security: Ten Key Issues*.
- Johnson P. (1992) *Pension Reform in Britain: Problems and Possibilities*.
- Kingson Eric E. and Schulz James H., ed. (1997) *Social Security in the 21st Century*, Oxford University Press.
- Leone Richard C. and Anrig Greg, Jr. Ed. (1999) *Social Security Reform*, The Century Foundation Press, New York.
- Myles John and Pierson Paul (2001) The Comparative Political Economy of Pension Reform. in Pierson (ed.) *The New Politics of the Welfare State*, Oxford.
- OECD (1997) *Family, Market and Community: Equity and Efficiency in Social Policy*.
- OECD (2001 a) *Ageing and Income: Financial Resources and Retirement in 9 OECD Countries*.
- OECD (2001 b) *Social Expenditure Database 1980-1998, 3rd Edition*.
- Report of the President's Commission. Strengthening Social Security and Creating Personal Wealth for all Americans, December 2001.
- Schmaehl Winfried (1999) Public Pension Reform in Germany. — Major Post-War Reforms and Recent Decisions—.『海外社会保障研究』No. 126, pp. 22-33.
- Schmaehl Winfried (2002) New developments and future directions of the Public Pension System in Germany, *Journal of Population and Social Security: Social Security Study*, Special Issue.
- Schwarze J. and Frick J. R. (2000) *Income Distribution among the Elderly—Germany and the United States Compared*. In R. Hauser and I. Becker (ed.) *The personal distribution of income in an international perspective*, pp. 225-243.
- Smeeding T. M. (1997) US Income Inequality in a Cross-National Perspective: Why Are We So Different? *Luxembourg Income Study Working Paper* No. 157.
- Social Security Administration (2002) *Income of the Population 55 or Older-2000*.

Weaver R. Kent (2003) *Public Pension Reform in the United States.*

(ふかわ・てつお 国立社会保障・人口問題
研究所社会保障基礎理論研究部長)

府川論文へのコメント I

小 塩 隆 士

1 本論文の意義

本論文のねらいは、『国民生活基礎調査』（1998年）の個票に基づき、高齢者の所得に占める公的年金のウェイトを世帯構造や所得階級別に検討し、そこから年金改革への政策的含意を得ることである。高齢者の生活における公的年金の重要性については、『厚生労働白書』『高齢社会白書』などを始めとして集計データに基づく分析は広く行われている。しかし、本論文のような個票に基づく分析は数少なく、この分野の研究者にとって貴重な情報を提供している。とくに本論文では、同居・非同居の違いを明示し、世帯人員のスケール化をほどこすなど、詳細かつ丁寧なデータ処理を行っており、高齢者の経済状況を客観的に把握する工夫がなされている。

分析結果の中では、とりわけ次の2点が注目される。第1に、高齢者の所得に占める公的年金のウェイトは高齢になるほど高くなる（年齢計では64%になるものの、65-69歳の50%台から75歳以上の70%前後ないしそれ以上に上昇）。ただし、表2によると、年齢が高まるにつれ、同居高齢者より非同居高齢者のほうが公的年金のウェイトが高くなる傾向が見られる。つまり、稼働所得や資産所得など、公的年金以外に頼れる所得を期待できる高齢者ほど、子ども世帯と同居せずに独立して生計を営む可能性が高いということになる。この結果は、同居選択と年金給付との間に密接な関係があることを示しており、今後さらなる実証分析が望まれるところである。同居する家族構成員間における所得移転も、興味あるテーマであろう。

第2に、所得階級別に見ると、容易に予想されることではあるが、同居・非同居のいずれにおいても、低所得層ほど所得に占める公的年金のウェイトが高くなっている。この点は、年金制度改革を議論する場合、所得階層ごとにその影響を分析する必要があることを示唆するものである。例え

ば、少子高齢化の下で年金給付の削減が求められるとしても、その影響は所得水準によって大きく異なり、低所得層ほど深刻になることが予想される。ただし、その際、所得階層によって受給している公的年金の種類が異なると思われる点（おそらく低所得層ほど国民年金のみを受給している比率が高くなっているであろう）には注意が必要である。

2 各国比較への視点

上記の点に加えて、表5における分析もたいへん興味深い。ここでは、公的年金の所得再分配効果が日米独で比較されているが、このような分析はデータ面の制約もあってほかにはほとんど見当たらない。具体的には、年金を受給した後の所得分布を所与として、(国によって異なる)所得階級別の公的年金のウェイトを変更した場合、公的年金の高齢者所得総額に対する比率がどのように変化するかを試算されている。それによると、例えば、ドイツの公的年金が高齢者に対して発揮しているような所得再分配効果を日本で発揮させようとするれば、公的年金の所得総額に対する比率は現行の62-63%程度から70%程度に上昇すると試算されている。

公的年金の所得再分配効果を分析する場合、もうひとつのチェックの方法がありうる。すなわち、年金を受給する前の所得分布を出発点として、(国によって異なる)所得階級別の年金給付比率分をそれに乗せした場合に、年金給付後所得分布がどう変化するかを見るわけである。実際、表5に基づいて大雑把な計算をすると、ドイツの公的年金が日米より大きな所得再分配効果を発揮することが確認できる。

しかし、どちらにしても、この表は、年金の給付水準や高齢者の所得におけるその重要性を議論する場合、「平均値」に注目するだけでは不十分

であることを強く示唆するものである。この点は、府川氏によるこれまでの研究（本論文の参考文献参照）でも重視されてきたところであるが、社会保障の国際比較を行う場合、こうした点は十分認識しておく必要がある。

3 政策的含意と今後の研究課題

本論文では、以上の実証分析に基づいて公的年金のあり方について幅広く検討しており、示唆に富む指摘が少なくない。そのなかでとくに重要な論点は、高齢者の所得に占める公的年金のウェイトの違いを政策的にどのように評価すべきかという点である。この問題はなかなかやっかいである。もちろん、高齢者の所得に年金がどれだけのウェイトを占めるかは、高齢者にとっては差し迫った問題であろう。しかし、公的年金の世代内における所得再分配効果を総合的に評価するためには、高齢時における年金受給と所得の関係だけではなく、生涯所得ベースで負担と給付のあり方を考えなければならない。

この点に関しては、次のように整理することができる。まず、公的年金が完全に積立方式によって運営されている場合、公的年金は世代内の所得再分配に対して基本的に中立である。生涯を通じてみると、現役時の拠出と引退時の受給が相殺されるからである。しかし、賦課方式の場合は、世代内の所得再分配効果を検討する必要がある。そして、公的年金を、現役時に課税し、引退時に補

助金を与える仕組みとして捉えてみると、その「累進性」を高めるためには、負担はできるだけ所得に連動させ、高所得層ほど多くの拠出を求める一方、給付はできるだけ定額に近づけるといった姿が望まれる。また、職種によって公的年金の仕組みが異なるという現行制度も微妙な問題を含んでいる。

もちろん、公的年金に世代内の所得再分配効果をどこまで期待するかという点については、議論が分かれるだろう。公的年金の意義はむしろ、世代間の所得再分配、あるいは世代間のリスク・シェアリングにこそ認められるという見方もありうる。例えば、少子高齢化の下では、賦課方式の公的年金は構成員の少なくなった若年層に不利に働くという点がしばしば指摘されるが、構成員が少なくなれば1人当たり所得が高まるので、彼らはそうでない人口層に所得を移転すべきであり、それを可能にするのが賦課方式であるという説明もありうる。そして、世代内の所得再分配は、公的年金ではなく税制の担当だと整理することも一つの考え方である。

したがって、本論文を出発点とする今後の研究の方向性としては、①公的年金と所得の関係を高齢時の経済状況だけでなく生涯所得ベースで考える、②社会保障だけでなく税制の所得再分配効果も明示的に捉える、といったことも考えられる。

（おしお・たかし 東京学芸大学助教授）

府川論文へのコメント II

加藤久和

府川論文は、高齢者の所得に占める公的年金の位置づけを明らかにすることを通じて、公的年金制度が果たしている役割やそのあり方を検証する目的でまとめられたものである。しばしば指摘されるように、高齢者という集団を年齢のみに着目して考察すると、その様々な経済環境（所得や労働供給、居住状態等）に応じた実態を見逃してし

まうことになりかねない。その意味で、府川論文は、所得分布や同居形態などの視点に着目して公的年金の役割を検討することで、より現実的な議論展開を目指したものと解釈することができる。加えて、「はじめに」にも述べられているように、著者には「公的年金がどのような給付をするのが望ましいのか」という問題意識があり、分析事実

を示した上で、この点に関する著者の意見表明を行っている。その中には傾聴に値するものも多く、興味深い論文となっている。

府川論文の結論は「考察」の冒頭において要約されているため繰り返すことは不要だが、これに加えて、著者の主張として以下のような点が述べられている。

- ・ 公的年金の給付水準を考える場合、平均値だけではなく所得階級別の議論が必要である。
- ・ 高齢者の平均支出額は年齢とともに低下するので、年金や医療・介護などの整合性も考慮する必要がある。
- ・ 公的年金の所得再分配機能についても議論すべき余地は多い。

本稿では、最初に、府川論文の統計的考察に関する諸点についていくつかコメントを行うとともに、今後の拡張方向について私見を述べておきたい。次いで、府川論文の「考察」における著者の主張について議論を行う。

1 分析に関するコメント

著者の分析方法は丹念に統計数値を捉え、その意味する内容を解説した上で問題提起を行うというものである。ここでは著者の分析方法を踏まえ、分析内容をさらに深める観点からコメントを加えたい。

第一に、著者は「国民生活基礎調査」を用いて、同居・非同居別の所得分配と公的年金のウエイトに関する議論を行っている。一般的に非同居高齢者の所得の方が同居高齢者よりも高いことが示されているが、その原因はどこにあるのかという視点を付け加えることでより深い分析が行えるのではないか。高齢者の同居・非同居は、その所得(年金)のみならず健康状態や同居する子世帯の事情、住居タイプ(持ち家か賃貸か)などとも関係があると考えられる。上記調査ではこの点を明らかにすることは難しいものの、少なくともいくつかの特性をコントロールした上で、現状の年金水準が同居を余儀なくしているのかどうかなどについて検証を行うことが望まれる。

第二に、高齢者の所得源泉別の分析において、

非同居・同居を問わず高所得層(第5・5分位)がそれ以外の層と比べて所得が高いこと、さらにはこの層において稼働所得の割合が高いことを示している。このことは、高齢者の生活水準を考慮する上では“働き方”の問題が密接に関連しているように思われる。統計的な記述のみならず、高齢者労働供給の視点からの一層の分析があると議論がさらに深まるのではないだろうか。例えば、高齢層の自営業比率の違いや経時的変化が、稼働所得の割合にどのような影響を有しているか、あるいは健康状態が労働供給に及ぼす影響を通じて所得分配に影響をもたらしているのではないか、などの仮説の検証へと議論を拡張することも今後の検討課題としていただきたい。

第三に、著者は高齢層の所得分配の状況を分析しており、さらには表5において「分配比率」の試算を行っている。こうした分析は有用な事実を教えてくれるが、しかしこのことは「国民生活基礎調査」の実施時点に限られてしまう。過去の調査結果等が利用可能であれば、一般的な所得分配の状況に公的年金がどのような効果を持っているのか、という点を時系列的な視点から分析を進めていただきたい。近年、所得分配の格差が広がっているという議論がみられるが、こうした議論と組み合わせることで高齢者における年金所得の位置づけがより明らかになるのではないか。

以上、やや論文の守備範囲を超えるコメントをしたが、府川論文にはそれだけ拡張方向に富む原石を備えていると考えるものである。

2 「考察」における主張について

府川論文では、「考察」において公的年金制度を巡るいくつかの主張を行っている。「結果」までの章は、少なくとも統計的事実に基づいた客観的事実の理解を骨子としており、実証的論文であるとみることができる。しかしながら、「考察」では一転して(著者にとっての)規範的な内容の記述となっていると考えられる。論文の全体的な性格を考えると、表題との有機的な関連性について踏み込んだ説明を行う方が読者にとってわかりやすいのではないだろうか。しかしながら、著者

の主張は非常に興味深い観点を有していることは間違いなく、いくつかの主張に関して私見を述べてみたい。

著者は「公的年金の給付水準を考える場合には(途中略)所得階級別の議論が必要」と述べている。これは著者の分析目的でもあり、上記分析はそのための基礎データを示すために行われたものである。今回の年金制度改革では、モデル世帯の給付水準が議論の焦点となっているが、しかし所得分配の状況を考慮すると、著者が主張するように平均所得だけの議論では不十分であろう。

さらに敷衍すれば、受給者の資産や稼働状態、健康状態などの点も欠かせない。高齢者の場合には、とりわけ健康状態が問題であり、論文にあるように「年金制度と介護保険等と他の社会保障制度との整合性」も重要になる。この論点を拡大すると、個別に分立した制度の統合の視点が必要になる。すなわち、高齢者の生活維持という観点から、健康に生活できる高齢者には老後の生活保障が重視されるが、介護や医療が必要な高齢者には介護保険、医療保険を重視しなければならない。そのためには、入院等の状態にある高齢者の年金を減額する代わりに、医療保障をより手厚くするという柔軟な対応も必要になろう。今後高齢者

がさらに増加する中で、限られた資源をいかに効率的に配分するかという点からも、この問題を考えていく必要がある。

また、著者は公的年金の所得分配機能に関する考え方を示している。現行の公的年金制度にどこまで所得再分配機能を持たせるべきかについては議論の分かれる余地があろう。セーフティネットの役割を強調することは、同様に所得再分配の視点を考慮することに他ならないが、その場合、租税など他の政策手段との整合性をいかに考えるかも問題となろう。著者は社会保障の守備範囲、負担と給付の結びつき、再分配の程度、などをいかに考慮すべきかを問いかけているが、難しい問題である。このことは年金の財政方式のあり方をも視野に入れた幅広い議論が必要となる。

高齢者と年金給付のあり方は、年金制度の核心ともいえる問題である。府川論文が示した様々な統計的事実とそこから導かれるインプリケーションは、年金制度改革の方向性にとっても重要な論点である。今後、分析対象とする材料を増やし、さらに分析を深めていただきたいと考える。

(かとう・ひさかず 国立社会保障・人口問題
研究所社会保障基礎理論研究部第1室長)

公的年金における未加入期間の分析

——パネル・データを使って——

阿 部 彩

I はじめに

公的年金における未加入・未納者の増加は、近年大きな問題として取り上げられてきた。社会保険庁(2003 a)の『平成13年公的年金加入状況等調査報告』によると、国民年金の未・非加入者は推定157万人(平成13年10月時点)であり、第一号被保険者2,119万人の7.4%にも上る。未加入の問題は、37%といわれる未納付率の問題(社会保険庁, 2003 b)と並び、公的年金の「空洞化」を象徴する重要な問題である。公的年金未加入者と未納者の増大は、公的年金の財政を圧迫するだけでなく、日本の社会保険の基本的理念である「国民皆年金」の理念そのものを脅かしている。なぜならば、現行の保険制度の下では、未加入・未納年数分の年金を受給することができないからである。また、未加入者は、公的年金が担う老後の保障以外の様々な利益(例えば、障害に対する保障)も受けることができない¹⁾。つまり、未加入・未納者の増加は、全ての国民が老後(およびその他)のリスクに備え安心した生活をおくることができるように公的制度を通じて貯蓄の奨励・所得の再分配・リスクのプールを行うという公的年金の機能の衰退を表しているよう。

たとえ公的年金による国民の生活を保障する機能が衰退してきたとしても、個人々が公的年金に代わって私的な手段を老後やその他のリスクに対する備えとしているのであれば、未加入・未納の問題は、主に公的年金制度の財政の問題となるであろう。しかし、もし、未加入・未納が個人々に

よる代替手段を伴わないものであるのであれば、未加入・未納者の生活保障をどのように行っていくかという根本的な問題が発生する。また、たとえ未加入・未納が自発的であっても、公的年金に代わる保障を備えないままリスクに遭遇した場合に、社会保障制度がどこまで生活保障をするべきかという論点もあろう²⁾。これは、公的年金の範疇に留まらず、例えば、生活保護などの公的扶助制度にも波及する問題である。しかし、このような「アリとキリギリス」的な論争は他稿に譲るとして、本稿は、特に公的年金における未加入行動のパターンを解明し、その規定要因について理解を深めることを目的とする。未加入に特に着目する理由は、未加入は未納と違い、制度そのものからの脱落を意味し、障害をおった場合などに無年金者となる可能性があり、より深刻な問題であるからである。

未加入行動の規定要因を直接にとりあげた先行研究は数少ないのが現状である。未加入の要因としては、世代間の不公平による若者の制度への不信感がメディアなどで取り上げられているが、これまでの先行研究においては、一時点におけるデータを用いた分析しか行われていないため、未加入の規定要因が世代(コホート)効果なのか年齢効果なのかを検証することができないことが指摘されている(岩本・大竹・小塩 2002)。さらに、一時点におけるデータにおいては、調査時に加入しているか、加入していないのかの分析は行うことができても、加入者が未加入になる契機と要因、また、未加入者が加入する契機と要因など加入・未加入のダイナミックな動きを分析することは

きない。

さらに、公的年金の分析においては、ジェンダーの視点も忘れてはならない。公的年金の大きな柱である厚生年金の加入資格は就労と密着に関連しており、就労パターンが異なる男性と女性では公的年金の加入パターンも異なると考えるのが自然である。また、女性は公的年金の加入形態（第一号被保険者、第二号被保険者、第三号被保険者）がライフサイクルにおいて変化することが男性に比べ多いため、女性と男性の公的年金加入行動のパターンが同一と仮定することは無理がある。また、同じ世帯の中でも、まだ圧倒的に第一稼得者であることが多い男性と、所得を得ていても補完的な役割をすることが多い女性では、公的年金に加入するインセンティブも異なるであろう。

このような視点から、本稿では、対象者の記憶を基に再現したパネル・データを用いて、ジェンダーの視点を取り入れながら公的年金の未加入行動に関する分析を試みる。

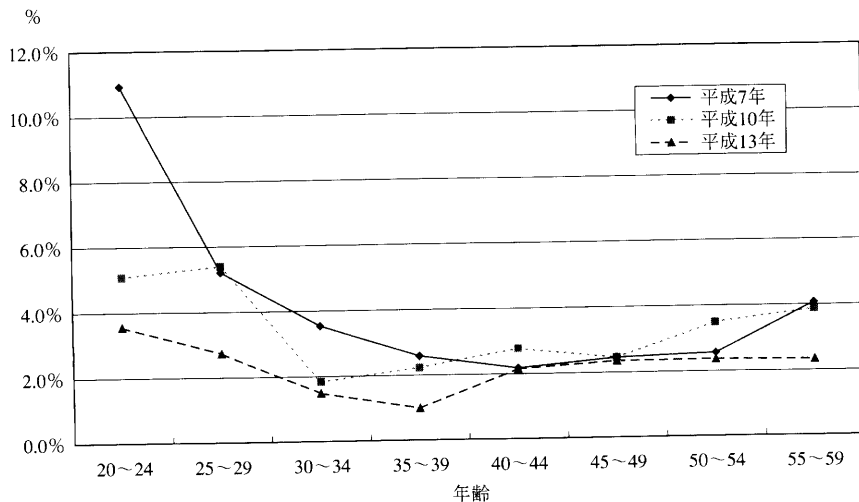
II 未加入の要因：先行研究

未加入行動の規定要因など、未加入問題そのもの

を直接取り扱った論文は少ない。一般には、20歳代の若年者（特に学生）の未加入が未加入率に大きく寄与しているといわれており、これは公式データによっても確認されている。社会保険庁が行った『公的年金加入状況等調査報告』（社会保険庁 1997 a, 2000, 2003 a）の平成7年、10年、13年版によると、未加入率は20～24歳、25～29歳をピークとし、30歳代でいったん減少し、その後緩やかに上昇する（図1）³⁾。

しかし、このデータのみでは、未加入行動の真の要因はわからない。例えば、20代前半で未加入率が高いのは、この年代の個人の多くがまだ学生であり職がないことが関係していると考えられ、その他の年齢層における未加入率の増減もただ単に失業率と比例しているだけかもしれないからである。これよりも深い分析を行うためには、個票を用いた分析が望ましい。

個票による分析を行った先行研究としては、鈴木・周（2001）、阿部（2001）などがある。鈴木・周（2001）は、国民年金の未加入者となる動機として「流動性制約要因」、「世代間不公平要因」、「予想死亡年齢要因」を挙げ、国民年金と個人年金の間で「逆選択」が起こっていると仮説をたて



注) 未加入率 = (第一号未加入者 + 第三号未届者 + その他非加入者) / 総数。
 出典) 社会保険庁『公的年金加入状況等調査報告』平成7年、10年、13年。

図1 年齢階級別未加入率：公式データから

ている。また、国民年金を受給するのに必要な最低加入年数が25年であることから、35～39歳の年齢階層にて予算制約線が屈折しているとしている。鈴木・周は、郵政研究所が行った『家計における金融資産選択に関する調査』(1996年)の個票を用いて推計をし、逆選択要因のほうが流動性制約要因よりも大きいと結論づけ、年齢がさがるほど未加入率があがるとしている。しかし、鈴木・周のサンプルには世帯主しか含まれていないため、未加入者が多いと考えられる世帯主以外の世帯員が対象となっていないのが残念である。

阿部(2001)は、厚生労働省の『平成8年所得再分配調査』の個票を用いて、未加入の要因を推計した結果、保険料率(=保険料/所得)は未加入に影響せず、この点で未加入行動と未納行動は異なることを指摘している。また、年齢要因では、加入する確率は「20代後半から40代前半にかけて徐々にあがり、その後、40代後半にかけて減少し、50代になってまた上昇するという『N字』構造」をしていると推計している。さらに、この年齢効果は世帯の中の最多所得者にサンプルを限ってみると有意な結果は得られず、最多所得者においては年齢は加入・未加入に影響しないとしている。

これらの先行研究に共通する問題点は、一時点のサンプルをもって年齢の未加入行動への影響をみていることである。一時点のデータのみによる未加入行動の分析には以下の制約がある。まず、岩本・大竹・小塩(2002)が指摘するように、現時点のデータのみでは、未加入の要因が年齢効果なのか世代効果なのかを判別することはできない。これをするためには、現在のデータを過去のデータと比較する必要がある。第二に、「未加入」「加入」の行動については、過去との連続性を考慮した分析をするべきであるが、それが不可能である。例えば、同じ25歳の人の未加入行動であっても20歳から継続して未加入である場合と、20歳でいったん加入したのに25歳で未加入に転じた場合とではその要因には違いがあると考えられる。「加入・未加入」をstaticなものではなくdynamicな行動と解釈することによって、未加

入から加入に転ずる要因、逆に、加入していたものが未加入に転ずる要因は何かなど個人の公的年金の加入行動をより詳しく分析することができる。第三に、そして最大の弱点として、一時点のデータでは「未加入行動」の「深さ」を測ることができない。公的年金制度における未加入・加入行動の分析においては、あくまでも「何年間、加入したか」あるいは「何年間、未加入であったか」という視点が不可欠である。そのためには、ある時点の未加入行動がその個人のライフサイクルの上で、一時的なものなのか、または継続的なものなのかを見極めることが重要となる。もし、未加入行動が一時的なものなのであれば、「未加入問題」とは単に年金制度の財政上の問題であり、個々人の老後の生活保障の問題は二次的な問題となるからである。また、例えば、未加入行動とは個人のライフサイクルの上で繰り返し行われる行動であるのか、または20歳到達時点から最初に加入するまでの期間に限定される1回きりの行動であるのか、などは、一時点のデータのみでは把握できない未加入行動の重要な側面である。

これらの視点を踏まえ、本稿では、アンケート調査で得られる個人の経歴から復元したパネル・データを用いて、公的年金の未加入行動の中でも特に「未加入期間」に注目した分析を行う。

Ⅲ データ

本稿で用いるデータは、『女性のライフスタイルと年金に関する調査』(2001年)の個票である。本調査は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」の一環として国立社会保障・人口問題研究所が平成13(2001)年度に民間調査会社に委託して行ったものである。調査対象者は、調査会社のモニターの中から抽出された首都圏に住む30歳から55歳の女性と、配偶者がいる場合は、その配偶者である。調査では、それぞれの対象者について、15歳以降の就業状況、年金加入状況⁹⁾を時系列的に記憶から復元してもらった。パネル・データは、本来であれば長

期に対象者をフォローし、複数の時点においてそのつど調査事項を記録するものであるが、本データは、過去の事実を調査対象者の記憶のみによって再現するものなので疑似的なパネル・データともいえる。しかし、個々人のライフサイクルを通じた情報（この場合は、年金加入状況、結婚、就労状況）をフォローしたデータは現状では入手困難であり、本分析に用いる事項は比較的記憶に残る事柄であるため疑似パネル・データでもある程度の信頼性は確保できると考えられる。本稿で用いられたデータの有効サンプル数は、女性1,141人、男性922人である⁵⁾。データの基本統計量を表1に示す。

ここで本サンプルの特徴と留意点を述べておきたい。まず、調査の対象者が女性とその配偶者であるため、女性のサンプルには既婚者・未婚者の

両方が含まれるが、男性のサンプルはすべて30～55歳の妻をもつ既婚者でありサンプルに偏りが生じている⁶⁾。また、回答者の年齢は調査時点で、女性の場合30～55歳、男性の場合25～64歳であるため、過去の公的年金加入状況、職歴などは、30歳前の若い時期については、すべてのサンプルのデータが揃っているが、それ以降の時期については、回答者がその年齢に到達していない場合は、データがない。そのため、高齢期になるほどサンプル数が減少してしまう。さらに、現在の年齢が高い人ほど過去の経歴が長く、若い時期のデータの信頼性が低下している可能性が高いことには留意が必要である。また、本サンプルの現在の公的年金加入状況を他の大規模調査と比べると女性では第三号被保険者が多く、第二号、第一号被保険者が少ない傾向があり、男性では第二

表1 記述統計

	女性	男性		全加入		加入(1号のみ)	
				女性	男性	女性	男性
現在の年齢、平均	42.04	44.82	最初の加入年齢、平均(加入者のみ)	22.36	24.01	24.92	26.10
標準偏差	7.19	7.94	標準偏差	6.47	7.96	9.44	10.09
Min	30	25	Min	20	20	20	20
Max	55	64	Max	54	60	54	54
教育			最初の加入時の結婚状況				
小・中・高卒	0.351	0.304	第一号被保険者の配偶者あり	0.012	0.042	0.072	0.184
専門学校・短大	0.424	0.115	第二号被保険者の配偶者あり	0.077	0.023	0.090	0.040
大学・大学院	0.215	0.572	第三号又は未加入の配偶者あり	0.021	0.065	0.054	0.032
不詳	0.017	0.010	未婚または不明	0.889	0.869	0.784	0.744
現在の公的年金加入状況			最初の加入時の学生状況				
第一号被保険者	0.215	0.145	学生	0.363	0.395	0.401	0.376
第二号被保険者	0.153	0.831	学生ではない	0.637	0.605	0.599	0.624
第三号被保険者	0.594	0.000	最初の加入時の就労状況				
未加入者	0.039	0.024	正規職	0.645	0.693	0.168	0.240
現在の結婚状況			非正規職	0.090	0.037	0.210	0.120
既婚	0.891	1.000					
未婚・離婚・死別	0.109	0.000					
今年働いたことがあるか							
ある	0.626	0.989					
ない(休職中含む)	0.374	0.011					
最初の加入のタイプ							
第一号被保険者	0.149	0.139					
第二号被保険者	0.779	0.859					
第三号被保険者	0.072	0.002					
1回も加入しなかった人の率	0.018	0.022					
サンプル数	1,141	922					

号被保険者が多く、第一号被保険者が少ない。つまり、サンプルには雇用者(第二号被保険者)と専業主婦の妻が多いといえる。

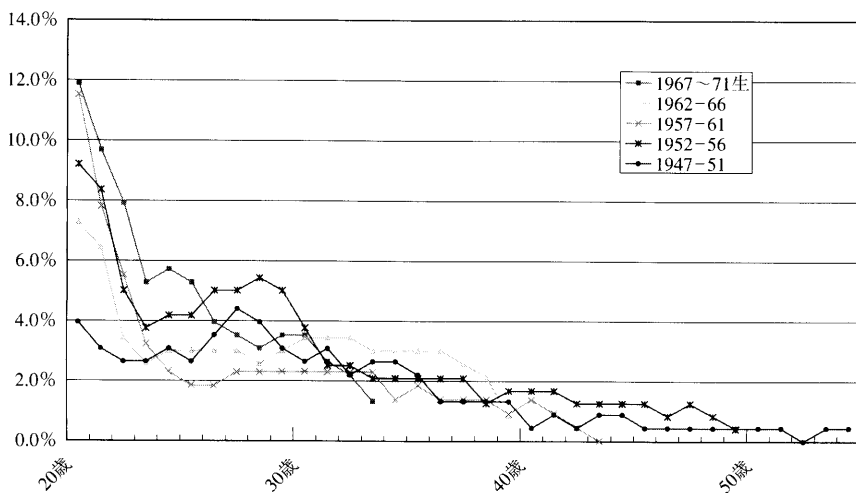
上記データ以外のデータとしては、総務省統計局の労働力調査から年齢5歳階級毎の失業率⁷⁾の変化(前年との差)を用いている。

IV 未加入行動の諸相

一般的に、未加入者は若年層、特に20歳代において多いといわれており、一時点の調査では年齢による未加入率の差ははっきりと現れることは前節の公式データからも明らかである。しかし、一時点の調査では世代効果と年齢効果を個々にみることができないため、未加入におけるコホート効果と年齢効果を別々に見極めることは困難である。また、先に述べたように、未加入行動における女性と男性の違いについては分析がされていない。そこで、本節では、まず単純な集計表を用いてコホート効果と年齢効果、また、性別による違いを概観する。図2(女性)と図3(男性)は、本調査から得られた過去の公的年金加入歴を基にコホート別、年齢別の未加入率を計算したものである。

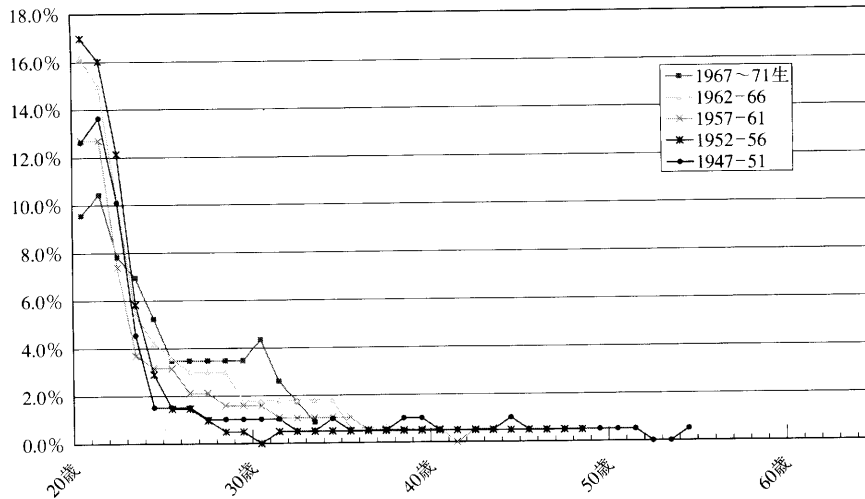
まず、女性のコホート別・年齢別未加入率をみると、どのコホートにおいても、20代前半から後半にかけて未加入率が減少しており、年齢効果が明らかになっている。しかし、コホート効果については図からは一定の傾向を読みとることはできない。例えば、サンプルの中で一番若い世代である1967~71年生まれのコホートは20代前半の未加入率は高いものの⁸⁾、25歳以降はむしろ他の世代のほうが未加入率が高くなっている。コホートによる未加入率の差は一貫性がなく、未加入行動における世代効果は、表からでは判定できない。次に男性のコホート別、年齢別の未加入率をみると、ここでも、はっきりとした年齢効果は特に20歳代において検証されるものの、コホート効果については見極めることができない。例えば、1967~71年生まれのコホートについていえば、20歳代前半の未加入率が高い時期においては、他の世代に比べて未加入率が低いにもかかわらず、20歳代前半から30歳代前半にかけては、他の世代に比べむしろ高い未加入率となっている。30歳代後半以降はどのコホートにおいても未加入率は低く、大きい差はない。

次に、図2(女性)と図3(男性)を比較すると、まず特徴的なのは、20~22歳では、男性の未加



出典) 『女性のライフスタイルと年金に関する調査』(2001)の個票から筆者計算。

図2 コホート別、年齢別の未加入率：女性



出典) 『女性のライフスタイルと年金に関する調査』(2001)の個票から筆者計算。

図3 コホート別、年齢別の未加入率：男性

入率が女性の未加入率を上回るものの、その後、男性の未加入率は23～24歳で大幅に低下することである。女性の未加入率も25歳までに大きく低下するが、その度合いは男性のほうが大きい。20～22歳以前で男性の未加入率が女性より高いのは、男性の方が学生の期間が長く、職に就くのが女性に比べ遅れるからと考えられる。また、25歳以降になると、男性の未加入率は、女性に比べ低いレベルに留まっており、これは男性のほうが女性に比べより社会保険が適用される安定的な職に就く割合が高いからとも推測できる。このように、単純な集計表による分析からも、女性と男性のライフサイクルにおける未加入のパターンには違いがあることが示唆される。

最後に、ライフサイクルを通じた未加入の経験に焦点をあて、全未加入行動を集計すると、以下の通りである⁹⁾。まず、女性については、20歳以降1年でも未加入期間があった者は全体の30.7%であった¹⁰⁾。この殆どは、20歳当時から一定した期間だけ未加入であったケースであり、いったん加入した後に未加入に転じたのは全体の5.4%である。未加入状態から加入に転じるまでの期間を1未加入回数と数えると、大多数の未加入回数は1回のみであり、2回以上の未加入の経

験をもつサンプルは少数(8ケース)であった。また、未加入者の殆どはその後加入しており、分析対象期間の期間中を通じて一貫して未加入であったのは20ケースであった。次に、男性のサンプルにおいては、20歳以降1年でも未加入期間があったのは47.3%であり、女性の約1.5倍の割合が未加入経験をもっている。そのうち加入から未加入に転じたことがある人々は、2.7%であり、これは逆に女性の2分の1の割合である。また、未加入回数は、女性と同様に殆ど1回であり、2回以上は1サンプルのみであった。また、調査対象期間中を通じて未加入であったのは20ケースである。女性と男性の未加入のパターンを比べると、男性の方が女性より最初の加入の時期が遅れる傾向があるものの、いったん加入した後に未加入に転じる傾向は小さいと見てとれる。これは、前節における年齢別、コホート別の分析からも示唆される傾向である。

V モデル

前節の分析から、未加入行動には、以下の二つの異なるパターンがあると考えられる。

- ① 成人となつてから初めての加入を延期す

ることによる未加入

② いったん加入してから未加入へ転じることによる未加入

この二つの未加入行動には、異なる規定要因が存在すると考えられる。前者は、学生であり収入がないこと、将来の設計がたっていないことなどに起因する、いわゆる「若者の未加入パターン」ともいえよう。後者は、離婚・失職などの不意のイベントなどによるものと考えられる。また、この二つのパターンの発生の仕方には、ジェンダーによる差がみられる。これらの理由から、この二つの未加入行動を混同して分析することは適切ではない。そこで、本稿においては、前者の発生頻度のほうが圧倒的に多い事実を踏まえて、前者の成人となってから加入を延期することによって発生する未加入行動を分析の対象とする。

一般的に、個人は、20歳前から既に社会保険を伴う職に就いているか、第2号被保険者の配偶者がいる場合を除き、20歳になった時点で初めて公的年金に加入するか否かの選択を迫られる。そこで、20歳を時間 $T=0$ とし、「最初の加入」までの未加入期間を Survival 分析の手法を用いて分析する。Survival 分析は、リスク（この場合は「最初の加入」）が発生する時点を $T=0$ とし、各時点において、そのリスクの発生（イベント）する危険度（ハザード）を推計することにより、イベント発生までの時間を分析する手法である。Survival 分析を用いることによって、「未加入期間」を直接分析することができる。

20歳以降、個人が取りうる選択肢は、①社会保険を伴う就職をすることにより第2号被保険者となる、②第2号被保険者と結婚し第3号被保険者となる、③第1号被保険者となり保険料を払う、④未加入のままである¹¹⁾、の四つである。このうち、①～③はどれも公的年金に加入することを意味するが、①（就職）と②（結婚）の選択肢は、必ずしも公的年金への加入を動機とするものではない¹²⁾。そこで、①と②のイベントが起きた場合には、その個人は加入か未加入かの選択をする必要がなくなる（つまり、リスク・プールから除かれる）と考えることができる。すなわち、本モデル

表2 未加入期間モデル

選択肢	
①第1号被保険者となる	イベント (failure)
②第2号被保険者となる	Censored
③第3号被保険者となる	Censored
④未加入のままである	No Event

において、イベントとは第1号に加入すること(③)のみとする(表2)。

Survival 分析においては、ハザード・レートという概念を用いる。ハザード・レートは以下に定義される。

$$hi(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t}$$

$hi(t)$ は、個人 i が年 t にイベントに遭遇するハザード・レートを表し、 T はイベントが起こる年を示す(20歳になった年を $T=0$ とする)。用いられる分析時間(Analysis Time)は、データが「年」ごとにとられているため「年」である。例えば、23歳で初めて第1号被保険者となった場合は、 $T=3$ となる¹³⁾。 $hi(t)$ は、以下のモデルによって規定されると仮定する。

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i(t) \beta_x)$$

$t=20$ 歳になった年を 0 とする時間(年数)

$hi(t)$ = 個人 i が年 t にイベントに遭遇するハザード・レート

$X_i(t)$ = 個人 i の年 t における属性のベクトル

X_i は、説明変数のベクトルであり、 $h_0(t)$ は、base hazard function である。 $h_0(t)$ には、様々な形が想定される。図4は、第1号被保険者の加入年齢の分布を示したものである。これをみると、第1号への加入のハザードは20歳時で最も高くその後急激に減少する。このため、Weibull Model が適していると判断される。すなわち、

$$h_0(t) = pt^{p-1} \exp(\beta_0)$$

$$h_i(t) = pt^{p-1} \exp(\beta_0 + X_i \beta_x)$$

となる。

Proportional Hazard Model の特徴は、説明変数で規定されない base hazard function $h_0(t)$ を異なる個人間で同一と仮定しており、説明変数

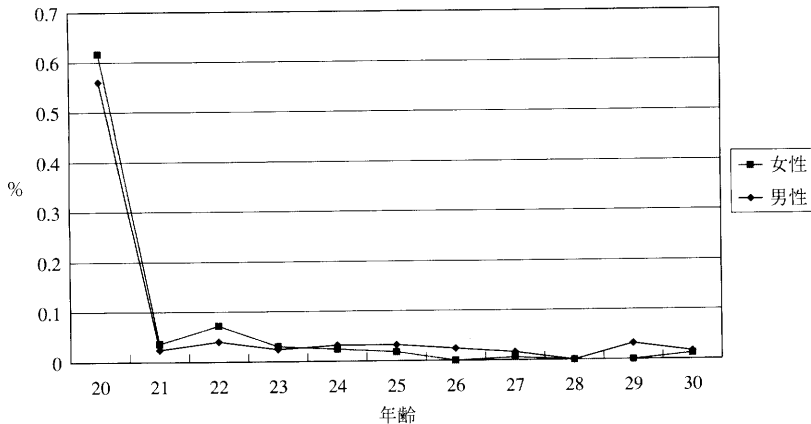


図4 最初の(第一号被保険者)加入年齢の分布

は $h_0(t)$ を並行移動させるだけであると仮定していることである。想定される規定要因のうち、特に着目されるコホート¹⁴⁾については、base hazard function の形そのものが異なる可能性も考えられ、もしそうである場合は Proportionality Assumptions を満たすことができない。このため、分析はサンプルを複数のコホートのグループに分けた Stratified Model を用いる。Stratified Model においては、 $h_0(t)$ の形を規定する ρ とスケールを規定する β_0 が各グループ毎に異なるが、説明変数の係数は同じであるという仮定に基づいている。Stratified Model を用いることにより、コホート変数が $h_0(t)$ の形とスケールにどのような影響を与えているのか、または与えていないのかを推計することができる。また、性別についても、その他の規定要因がこの二つのグループに与える影響が同じであると仮定することには無理があるため、これも別に分析する。

$h_i(t)$ を規定する説明変数 (X_i) には、以下を用いる。まず、学生時代は加入を先延ばしすると考えられるため、学生状況のダミー変数 (個人 i が年 t に学生である場合に 1, そうでない場合は 0) を用いる。また、平成元年の改正後は学生にも強制加入が適用されたので、この改正後に学生であったことを示すダミー変数 (年 t が平成元年改正後であって、かつ、個人 i が学生である場合は 1, そうでない場合は 0) を用いて改正の影響

を推計する¹⁵⁾。また、配偶者の年金加入状況が本人の年金加入の意思決定に影響するとも考えられるため、「第一号の配偶者あり」、「第二号の配偶者あり」のダミー変数 (個人 i が年 t に第一号(二号)の配偶者がある場合は 1, そうでない場合は 0) を用いる。「さらに、就職を表す変数として「正規職」(個人 i が年 t に正規社員としての職に就いている場合に 1, そうでない場合は 0), 「非正規職」(個人 i が年 t にパート・アルバイト・派遣労働者・契約・嘱託社員である場合に 1, そうでない場合は 0) を用いる。最後に、経済状況を示す変数として失業率の前年との差を用いた。モデルにおいては、学生ダミー変数と就職に関する変数の関連性が懸念されたため¹⁶⁾、就職変数を含まないモデル 1 とそれを含むモデル 2 の二つを推定する。

VI 仮 説

上記のモデルにおいては、係数 (β) が正である場合は、加入のハザードを上げる影響がある(つまり加入を促進する)、負である場合は、加入のハザードを下げる(加入を遅らせる)影響があると解釈することができる。まず、コホート要因は、前節の観察事実から hazard function の形とスケールの両方に影響している可能性が示唆される。しかし、その方向性は前節の図からは判断が難し

く、コホートが上がる(若い世代になる)につれ加入のハザードが上がるという通説に従った仮説はたてることができない。学生ダミー変数の係数は、学生である期間は加入するインセンティブが少ないと考えられるため、負であると考えられる。「改正×学生」ダミー変数の係数は、改正の効果があるならば正となるはずである。「第一号配偶者あり」「第二号配偶者あり」ダミー変数については、これらに該当するサンプル数は比較的少ないが、ベースである「配偶者なし、または、第一号・第二号以外の配偶者あり」の場合よりも、それぞれ正、負に働くと予想される。なぜなら、夫婦の1人が既に第一号被保険者である場合、その世帯は公的年金制度に対する信頼度も高く、他方の配偶者も被保険者となると考えられるからである。また、夫婦の1人が第二号被保険者である場合は、他方が第三号となる資格を持つため、第一号被保険者となるインセンティブは薄れると考えられる。職業変数については、正規職は第二号の資格を伴うことが多いため負に影響し、非正規職は正に影響すると予想される。また、「失業率の前年からの増加」については、将来の見通しが暗くなることから加入のインセンティブを下げる事となると予想される。

VII 推計結果

成人となってから最初に(第一号被保険者として)加入するハザード・レートの規定要因の推計結果を表3に示す。まず、コホートのダミー変数に着目すると、女性・男性、モデル1・2ともに、その係数が有意となっていない。 β については、コホート2, 3, 4すべての係数が正であり、コホートが上がる(世代が若い)ほど加入する傾向にあることを示しているが、有意でない。すなわち、本結果からは、コホートが hazard function の形とスケールに影響するとはいえない。その他の変数については、学生状況については、モデル1では有意な結果が出ていないが、モデル2においては、男性・女性ともに負の係数となっており、男性では有意である。つまり、男性においては学生

であると加入する確率が低下する。改正後×学生状況ダミーの係数をみると、すべてのモデルにおいて正であり、特に男性においてはモデル1, 2ともに、女性においてもモデル2で有意となっている。換言すると、本結果は、平成元年の改正が学生を加入に促す影響を与えたことを示唆している。

正規職と非正規職については、すべて有意であり、仮説どおりの結果となっている。正規職は、第二号被保険者の資格を伴うことが多いため、逆に第一号被保険者となるハザードを下げる事となる。非正規職は、職に就いていない時に比べると、第一号被保険者になるハザードを上げる。また、「第一号の配偶者あり」は、仮説に沿った結果となっているが、「第二号の配偶者」は、男性のみ有意に正であり、仮説と逆となっている。男性にとっては、第二号の配偶者を持つことが第一号への加入の抑制とならないことを示唆していよう。「失業率の増加」は、モデル2の女性のみ有意で負となっており仮説がサポートされるものの、他のモデルでは有意な結果となっていない。

VIII 考 察

本稿は、公的年金における未加入行動を、未加入期間の観点、ジェンダーの観点から、調査対象者の記憶によるパネル・データを用いて分析したものである。本稿における分析により、以下の結果が得られた。

第一に、未加入行動は、20歳になってから初めて加入するまでの未加入期間(加入の延期による未加入行動)と、いったん加入してから未加入に転じた場合の未加入期間(転落による未加入行動)に大別することができる。加入の延期による未加入行動のほうが、転落による未加入行動に比べ頻繁であり、未加入行動の多くは前者のパターンである。また、未加入者の殆どがその後加入に転じており、未加入のままであったり、未加入を繰り返すものは少ないことがわかった。

第二に、未加入行動におけるジェンダーの違いについて知見を得ることができた。上記にあげた

表3 未加入期間モデル

	モデル1						モデル2					
	女性			男性(配偶者)			女性			男性(配偶者)		
	Coeff.	Std. Err.		Coeff.	Std. Err.		Coeff.	Std. Err.		Coeff.	Std. Err.	
$t(\beta)$												
学生状況* (tv)	0.0149	0.1990		-0.3955	0.2597		-0.1065	0.2042		-0.5931	0.2778	**
改正後×学生状況 (tv)	0.5521	0.3397		1.5298	0.3721	***	0.6366	0.3426	*	1.5246	0.3680	***
一号の配偶者有り (tv)	1.3545	0.3159	***	2.2912	0.2833	***	1.2757	0.3170	***	2.2313	0.2893	***
二号の配偶者有り (tv)	0.1442	0.2976		1.2365	0.4830	**	0.0407	0.2975		1.3433	0.4861	***
正規職 (tv)							-0.7184	0.2266	***	-0.6192	0.2488	***
非正規職 (tv)							0.7940	0.2081	***	1.0520	0.2999	***
失業率の増加 (tv)	-0.4359	0.2271		0.0149	0.2895		-0.4588	0.2715	*	0.0032	0.2881	***
コホート 2	0.6214	0.5385		0.5754	0.8564		0.5662	0.5420		0.4962	0.8593	
コホート 3	0.3422	0.5453		0.9097	0.8535		0.2522	0.5504		0.8165	0.8578	
コホート 4	0.8916	0.6012		1.6447	0.9088	*	0.7026	0.6116		1.4609	0.9098	
cons.	-2.5820	0.5266	***	-3.2122	0.8417	***	-2.3262	0.5366	***	-2.9553	0.8504	***
ln_p												
コホート 2	-0.1655	0.2458		-0.1063	0.4074		-0.1817	0.2572		-0.1240	0.3992	
コホート 3	-0.1436	0.2548		-0.1494	0.4103		-0.1456	0.2666		-0.1829	0.4029	
コホート 4	-0.1245	0.2850		0.0858	0.4488		-0.1177	0.2979		0.0534	0.4424	
cons.	-0.5411	0.2356	**	-0.7564	0.3958	*	-0.6229	0.2473	**	-0.7040	0.3885	*
Log Likelihood	-613.95			-412.4			-598.472			-402.34		
サンプル(個人)数	1083			796			1083			796		
Event数	160			111			160			111		
Obs.数	4123			4643			4123			4643		

注) (tv) = Time Variant variables. *** = 1%で有意, ** = 5%で有意, * = 10%で有意。
 コホート 2 (1950~59 生), 3 (1960~69 生), 4 (1970~生) = ベースはコホート 1 (1950 年以前生)。
 学生状況 = 当時学生であった場合 = 1。
 改正後×学生状況 = 平成元年の改正後の年で、かつ、当時学生であった場合 = 1。
 結婚状況 = 当時結婚していた場合 = 1。
 正規職 = 当時、正規社員の職についていた場合 = 1。
 非正規職 = 当時、非正規の職(パート・アルバイト・派遣労働者・契約・嘱託社員)についていた場合 = 1。

二つの未加入のパターンにおいても、女性、男性で大きな違いがみられる。女性の場合は、20歳になってから初めての加入までの未加入率は男性の同時期の未加入率に比べ低い。しかし、男性の場合は、20歳に達してから加入するまでの未加入率は高いものの、20歳代後半にかけて急速に低下するのに対し、女性の場合は、その低下幅は男性より小さい。一方、いったん加入した後に未加入に転じる傾向は、男性よりも女性のほうが多い。これらの知見は、男性と女性の雇用とのかかわり方に大きく左右されているとみられる。

第三に、未加入行動におけるコホート効果と年齢効果についての所見が得られた。コホート効果と年齢効果については、本稿の分析に用いたデー

タは30歳以上の女性とその配偶者しか含んでいないため、年金の収支の世代間不公平による制度への不信感が問題視されている近年の若者(20歳代)についての考察は得ることができなかった。しかし、少なくとも30歳以降の世代については、コホートが上がるほど未加入が多くなるという通説は、データでは確認できない。特に、成人となつてからの初めての第一号被保険者としての加入をイベントとするSurvival分析においては、加入のhazard functionの形・スケールともに、コホートによる影響は確認されなかった。

第四に、第一号への加入を促進または抑制するいくつかの規定要因について示唆が得られた。一つは、平成元年の改正の影響である。本分析によ

って、改正が特に男性の学生に加入を促す影響が確認された。また、公的年金への最初の加入は殆どが独身時代に発生しているが、第一号の配偶者をもつことが男女両方の第一号への加入にプラスに影響していることも確認された。パターンにおいて、雇用状況(正規職、非正規職)が最も大きい影響力を持つことが確認された。

これらの結果から、今後の未加入に対する政策に関するいくつかの視点を挙げることができよう。まず、未加入の二つのパターンについて同じ施策で対処すべきかどうかを検討する必要があるといえる。特に、前者(加入の延期による未加入)は、若者による制度への不信感によるコホート効果に着目するよりも、密接な関係が示唆される雇用問題と関連づけて考慮すべき問題であろう。本分析に用いられたデータにおいては、未加入者の殆どがその後加入に転じており、未加入行動が最初の加入の延期による一時的なものであることを示唆している。そうだとすれば、若者をいかに早く公的年金に加入できる状況に導いていくかが未加入率を下げるキーとなろう。次に、女性の未加入行動と男性の未加入行動の違いを念頭に置く必要性がある。特に、女性の未加入がある年齢を過ぎても一定レベルで保たれること、加入から未加入に転じる割合が女性のほうが多いことは、依然として女性が公的年金制度において弱い立場にあることを示している。

最後に本稿の分析について、今後の方向性を述べておきたい。本稿では、データの制約から現在20歳代の若者を分析の対象とすることができなかった。また、本稿の問題意識の一つであり、大きな課題である加入から未加入への移動については、サンプル数の問題などから分析することができなかった。老後や障害時の所得保障の確保という観点からは、むしろ、このような未加入の発生の方が憂慮すべき問題であろう。今後は、データの整備も含め、これらも視野に含めた分析が必要である。

謝辞

本研究は、厚生労働科学研究費補助金政策科学

推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」(平成13~14年度、主任研究者：府川哲夫)の一環として行ったものである。

本稿の執筆の際には、多くの方に有益なコメントを頂いた。特に、平成15年9月12日に行われた「公的年金ワークショップ」で討論者となってくださった大阪大学の鈴木亘助教授、社会保険庁の清水時彦氏ほかワークショップに参加してくださった先生方・社人研研究者の方々には厚く御礼申し上げたい。

注

- 1) 例えば、学生期間中であり公的年金に加入していない期間中に障害をおった無年金者問題などは、これに該当する。
- 2) このような議論は多くの研究者が指摘している。例えば、駒村(2003)は、「未納者の多くが必要な貯蓄を行っていないため、老後、生活保護を受ける可能性がある」としている。
- 3) 図1においては、平成7年から13年にかけて20歳代の未加入率が大幅に減少しているが、これは年金手帳送付による職権適用等による未加入者の減少を表しているものと思われ、本人の意思による未加入者の減少を必ずしも表していない。
- 4) 調査においては、調査対象者自身に公的年金の加入状況を記載してもらっている。そのため、例え公式にはその個人が未加入ではなく未納である場合にも、本人が「未加入」と認識していれば未加入となる。
- 5) 分析の後半のSurvival分析部分においては、説明変数に失業率の変化を用いており、この時系列データが1967年以降に限られていたため、1967年以前に公的年金に加入したサンプルが落ちることとなる。その結果、この部分のサンプル数は女性1,083名、男性796名である。
- 6) 男性のサンプルはすべて既婚者であるため、男性の若いサンプルは、他の同年代の男性に比べ結婚時期が早かったサンプルであると言える。結婚することが公的年金への加入の意思決定にも影響することも考えられるため、男性のサンプルにおいてはセレクション・バイアスがかかっている可能性が否めない。
- 7) <http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>
- 8) 平成元(1989)年の改正により、20歳以上のすべての学生を国民年金の第一号被保険者とする事となった。平成元年に20歳以上の人は

付表1 公的年金加入状況の比較：本調査 vs. 平成10年公的年金加入状況等調査

	本調査		平成10年公的年金加入状況等調査	
	配偶者 (男性)	本人 (女性)	男性	女性
自分で厚生年金または共済年金に加入	82.9%	15.3%	70.6%	37.5%
厚生年金または共済年金加入者の被扶養配偶者	0.0%	59.6%	0.3%	32.1%
国民年金のみに加入	14.2%	21.9%	26.7%	28.3%
まったく加入していない	2.9%	3.2%	2.5%	2.1%

注) 公的年金の加入・未加入行動に関する本サンプルの一般性を検証するために、本サンプルの現在の公的年金加入状況を『公的年金加入状況等調査』のそれと比較したものである。まず、全サンプルにおける現在の公的年金の未加入率は、配偶者・本人ともに、約3%であり、これは、社会保険庁(2000)の推計よりもやや高いものの、ほぼ一致した結果である。他の際立つ違いは、男性では本調査のサンプルの方が第二号被保険者である割合が高く、第一号被保険者である割合が低い。女性では、第三号の割合が高く、第一号、第二号は低い。個々人と公的年金の関わりにおいては、第二号および第三号被保険者の資格は(本人または配偶者の)雇用に伴って得られる場合が多いが、第一号被保険者の資格は、本人が保険料を払うか、または払わずに未加入となるかの選択の余地がある。本調査のサンプルでは、この選択を迫られている人々の割合が小さいため、一般サンプルに比べ、未加入に陥るリスクは小さいと考えられる。出典)『平成10年公的年金加入状況等調査』個票より筆者計算。

- 1969年以降のコホートであるため、1967~71年生まれのコホートの一部には、学生期間においても強制加入が適用されている。それにしても、このコホートの20歳代前半の未加入率が他のコホートよりも高いことは、特記すべきであろう。
- 9) 男性については、年齢不詳、未記入などのサンプルを除いた922サンプルを使用。
- 10) 平成元年の改正以前は、20歳以上であっても学生である場合は、強制加入の対象とされていない。また、現在の年齢が高い人は、国民皆年金が確立される前に20歳になっていた場合も考えられるが、ここでは、20歳以降の未加入をすべて「未加入」と称している。1961年(国民皆年金)前に20歳となっているのは、男性の6サンプルのみである。
- 11) 「未加入のままている」の選択肢は、結婚しても配偶者が第二号被保険者でない場合、未婚の場合など様々なケースがありうる。
- 12) 本モデルの代替案として、公的年金への加入が就職(選択肢①)の大きな動機であると仮定するモデル(イベント=②+③)、公的年金の加入自体をイベントとするモデル(イベント=①+②+③)も考えられるが、これらのモデルにおいては、イベントに就職や結婚など公的年金の加入以外のものも含まれてしまうため、イベントの規定要因が曖昧になってしまう。そのため、本稿では、このモデルを選択した。
- 13) サンプルの多くは20歳時点で公的年金に加入しているが、 $T=0$ であると分析不可能であるので、この場合は $T=0.1$ として推計した。

- 14) コホート変数については、その影響がコホート(世代)特有のものなのか、また、そのコホートが卒業した年の経済状況など年代の影響によるものかを区別することが困難である。本分析においては、「失業率の前年との差」の変数を含めることにより、年代特有の経済状況をコントロールすることを試みているが、この変数のみでそのコホートが面する経済状況をすべて把握しているとはいえず、コホートによる効果による効果を含んでいる可能性は大きい。
- 15) また、平成7(1995)年以降は、国民健康保険に加入しており、国民年金に加入していない人についての強制適用が行われており、その影響が出ている可能性がある。本分析においては、国民健康保険の加入状況のデータがないため、この影響は確認できない。
- 16) 学生ダミーと「正規職」「非正規職」のダミー変数の相関は、どれも0.3以下であり、データ上では強い相関は認められない。

参考文献

- 阿部 彩(2001)「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未納率と逆進性への影響」『日本経済研究』No. 43, pp. 134-154。
- 岩本康志・大竹文雄・小塩隆士(2002)「座談会：年金研究の現在」『季刊社会保障研究』Vol. 37, No. 4, pp. 316-349。
- 厚生省(1999)『平成11年版 厚生白書』。
- 厚生省大臣官房統計情報部『平成8年国民生活基礎調査』。

- 社会保険庁(1997 a)『平成7年公的年金加入状況等調査報告』。
- 社会保険庁(1997 b)『平成8年国民年金被保険者実態調査』。
- 社会保険庁(2000)『平成10年公的年金加入状況等調査報告』。
- 社会保険庁(2001)『平成11年国民年金被保険者実態調査結果の概要』。
- 社会保険庁(2002)『2000年度社会保険事業概要』。
- 社会保険庁(2003 a)『平成13年公的年金加入状況等調査結果の概要』。
- 社会保険庁(2003 b)『平成14年度の国民年金の加入・納付状況』。
- 鈴木 亘・周燕飛(2001)「国民年金未加入者の経済分析」『日本経済研究』No. 42, 2001.3, pp. 44-60。
- Allison, Paul (1995) *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, SAS Institute Inc.
- Blossfeld, Hans-Peter & Rohwer, Gotz (2002) *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis*, Lawrence Erlbaum Associates.
- Cleve, Mario, Gould, William & Gutierrez, Roberto (2002) *An Introduction to Survival Analysis Using STATA*, STATA Corporation.
- STATA Corporation (1985) *Survival Analysis and Epidemiological Tables: Release 8*, STATA Corporation.
(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)

阿部論文へのコメント I

鈴木 亘

1 総括

年金未納・未加入問題は、今回の年金改正でも大きな焦点のひとつであり、時機を得た大変有用な研究である。未加入問題の先行研究としては、既に阿部(2001)、鈴木・周(2001)などがあるが、特に筆者も著者の一人である鈴木・周(2001)においては、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということが示されており、通説を裏付ける政策的に重要なメッセージとなった。しかしながら、岩本・大竹・小塩(2002)の対談の中で、大竹教授が指摘しているように、鈴木・周(2001)の分析はクロスセクションデータによるものなので、未加入率への効果が世代による効果なのか、年齢による効果なのか分離できないという問題を抱えていた。この点、今回の阿部論文では、個人記憶によるパネルデータを用いて、両者を区別することに成功しており、非常に大きな改善である。また、Duration Analysisを使うという点も、斬新であるが極めて自然で適切なアプローチであり、高く評価できる。

さて、そのような利点を持ったアプローチから得られた結論は、「コホートが上がるほど未加入が多くなるという通説は、データでは確認できない」という筆者にとって意外なものであった。もしこれが事実であるとすれば、年金空洞化の原因として公的年金の巨額の世代間不公平が重要ではないことになり、まさに通説を覆す政策的に大変重要な成果である。

ところで、通常、未加入率を定義する際には、1号被保険者と未加入者の合計に対する未加入者の割合をとる。先行研究の鈴木・周(2001)論文においても1号被保険者と未加入者を分析サンプルとしているが、阿部論文の分析には、厚生年金加入者も共済年金加入者も含んでいる。これらの人々は就業後に未加入でいられる選択肢はそもそも存在しないことから、一見すると、適切なサン

プル選定なのかどうか疑問に見る向きもあるかもしれない。実はこの点は表2に記述されているように、Censoringを入れたDuration Analysisを用いることにより、就職後について2号被保険者や3号被保険者が脱落するように巧妙にモデリングされている。技術的にも非常に高いレベルの論文と評価できる。

2 コホート効果が存在しないという点について

しかしながら、未加入行動にコホート効果が観察されないという重大な結論を導くに当たっては、いくつか留保すべき疑問点があるので、それを順にコメントしたい。

第一の点は、図3をみるとわかるように、初期時点の未加入率とその後の未加入率と大きく異なっていることから、平均値として定数項差に現れるStratified Modelのコホート効果では、初期時点の差が大きく反映されてしまうのではないかという疑問である。例えば図3では、初期時点の20歳で既に大きなコホート間の格差が存在しており、若いコホートほど未加入率が低くなっている。しかしながら、初期時点から2・3年の間に急激に未加入率は減少し、25歳から35歳くらいの間では初期時点の関係は逆転し、最も若いコホートの未加入率が一番高く、順に未加入率が低くなっている。つまり、初期時点直後を除いてはむしろ通説を支持する結果のようにもみえるのである。阿部論文が用いたStratified Modelでは初期時点の効果を大きく反映し、その後の逆転の効果を相殺して余りあるものにしてしまうのではないかと思う。問題は、20歳の初期時点直後とその後のどちらが、論文の問題設定として重要なかという点である。筆者は25歳以降も若いコホートで未加入者が多く残っているという事実の方が以下の理由で初期時点直後の効果よりも重要なのではないかと思う。

初期時点において若いコホートほど未加入率が低い要因は、①経済成長により20歳直後の本人所得水準が上がってゆくこと、②平成元年の学生の加入制度改正、③様々な加入促進措置などが考えられる。このうち、②の学生の加入は親が肩代わりしている場合も多く、また、申請はするが実際には免除されるという「未加入から未納へのシフト」が起こっているだけとも見ることができる。つまり、本来未加入者となるはずの人々が制度要因で単に未納者に衣替えしただけであるのかもしれない。③も同様の未納シフトの効果がある。この場合、②③の要因はむしろ取り除いて通説の検証を行うべきであり、うまくコントロールするか¹⁾、例えば就業後のサンプルに限定した分析を加えてみるなどしてはどうであろうか。少なくとも、初期時点をあまり強調するような推定方法だけではバランスに欠くように思われる。

第二に、第一の論点と密接に関連することであるが、筆者は、学生をサンプルに入れることの妥当性に疑問を持つ。もちろん、学生の未加入行動も視野に入れたいという論文の趣旨からみれば当然なのかもしれないが、昔と今では大学進学率も異なるし、年金加入に関する制度も異なる。また、著者自身も触れているように、学生を分析視野に入れるには、サンプルに現在の学生層が含まれていないという問題もある。むしろ、就業後のDurationを分析対象にしたほうが、空洞化の通説や先行研究と直接比較し得るという面で適切なのではないだろうか。また、学生期間の加入行動は肩代わりをする親の意思決定や状況が入るなど、就業後の本人が決定する行動とは異なっていると思われる。両者が別の確率過程にしたがっているのであれば、Duration Analysisとしてひとつの確率モデルを当てはめることが適切とは思えない。確率過程の差を工夫したり、就業後のDurationに限った分析も提示してみてもどうか。また、就業後のサンプルでは、高卒では18歳から、大卒・大学院卒では22歳やそれ以上となるから、コホート効果と年次効果が区別できない²⁾という著者が触れている問題点もある程度緩和することができる利点がある。

第三の点は、筆者自身もどうすべきか提案できないコメントであるが、図2や図3を見る限り、コホート間でSurvival分布はかなり異なっているように思える。このうち女性の図2は平行移動がかかっているだけのようにも見えるが、図3の男性の分布は直近の1967-71年生まれのコホートの違いが著しい。少なくとも、同一の分布が果たして当てはめられるかどうかをチェックすべきであろう。もし、当てはめられないとなった場合、同一の分布を当てはめていることがどのように影響するのだろうか。

第四の点は、サンプルのバイアスである。若いうちは独身者ほど未加入率が高いと想像されるが³⁾、著者も注7)で触れているように、男性サンプルは全て既婚者であるため、男性の若いサンプルは結婚時期が早い加入率が高いサンプルを取り出していると思われる。この点がコホート効果が観察されないように影響している可能性もある。

3 結 語

阿部論文は未加入行動について先行研究や通説を覆す大きな結論が得られており、今後の研究にとって大きな問題提起となった。しかし、結論のメッセージが大きいゆえに、今後、本コメントをはじめとして多くの批判や疑問にさらされるであろう。それに対して、著者自身もしくは他の研究者が検証・再検証を繰り返し、このテーマを発展させてゆくことを期待したい。

注

- 1) もちろん平成元年の改正の効果は説明変数としてコントロールされている。しかしながら、コホート効果も同時にコントロールしていることから、それがどの程度機能しているかどうかはわからない。また、その後の制度普及や改正で学生の申請がしやすくなっていったり、減免などにより未納にシフトした要因は考慮されていない。
- 2) コホート効果と年次効果と年齢効果は1次独立していない。この点を著者は、注15)において「コホート変数については、その影響がコホート(世代)特有のものなのか、また、そのコホートが卒業した年の経済状況など年代の影響によるものかを区別することが困難である。本分

析においては、「失業率の前年との差」の変数を含めることにより、年代特有の経済状況をコントロールすることを試みているが、この変数のみでそのコホートが面する経済状況をすべて把握しているとはいえず、コホートによる効果が年による効果を含んでいる可能性は大きい。」と触れている。

3) もっとも、表3の推定結果では「配偶者有り」のダミー変数が何れもプラスで有意であり、婚姻者が未婚者よりも加入確率が低いという不思議な結果となっている。

参考文献

阿部 彩 (2001) 「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未納率と逆進性への影響」『日本経済研究』No. 43, 134-154。

岩本康志・大竹文雄・小塩隆士 (2002) 「座談会：年金研究の現在」『季刊社会保障研究』Vol. 37, No. 4, 316-349。

鈴木 亘・周 燕飛 (2001) 「国民年金未加入者の経済分析」『日本経済研究』No. 42, 2001.3, 44-60。

(すずぎ・わたる 大阪大学助教授)

阿部論文へのコメント II

清水時彦

はじめに

平成14年度の国民年金の納付率は62.8%と過去最低を記録した。「未納・未加入」は、現行制度の根幹に拘わる問題として、徹底した対策によりその解消が求められている状況にあり、効果的な施策を立案するための分析手法の確立が急がれている。このような中であって、本論文は、国民年金の加入・非加入の規定要因を統計的に分析した大変意欲的かつ政策的なインプリケーションにも富んだ意義あるものといえる。

加入資格の制度的取扱いと未納

国民年金の資格の適用に関する制度的な事項を以下に簡単に整理しよう。まず、平成3年度から、それまで任意加入であった学生が強制加入とされたが、当時は、法的には強制加入であっても、実際の適用は本人の自発的な届出に基づいて行われていたため、顕著な効果はなかった。社会保険庁としての本格的な未加入者対策は、平成7年度から段階的に行われた適用促進策の実施である。具体的には、平成7年度から、新たな20歳到達者に対して、年金手帳の送付による職権適用を実施するとともに、それまでの未加入者に対しては、国保加入者を中心に3年間で計画的に職権適用を実施した。この結果、国民年金第1号未加入者は、平成7年の158万人から平成13年には63万人まで減少するに至り、現在では未加入者問題は概ね

解消の方向に向かっている。なお、社会保険庁が実施している「公的年金加入状況等調査」における「未加入者」は、公的年金に未だ加入したことがない者であり、例えば厚生年金の被保険者資格を喪失して、第1号被保険者の資格取得届出が一時的に遅れているような「非加入者」とは区別されている。これに対し、本論文においては、後者の非加入者も含め、公的年金に加入していない状態の者を全て「未加入者」と定義している。また、論文にもあるように、「未加入」の判定は本人の回答に基づくため、未加入と未納が渾然一体となっている可能性があることにも留意が必要であろう。

さて、このように職権適用された被保険者は、そもそも自発的には加入しなかった者であり、被保険者資格を得ても保険料納付まではなかなか至らない。このため、未加入者の強制的な解消は、一方で未納者の増大、保険料納付率の低下を招くこととなった。すなわち、未加入者への職権適用が的確に実施されている現状では、未加入のみにターゲットを絞った分析よりは、未納を中心においた分析が重要になってきているものといえる。

しかし、このことは本論文の価値を下げるものではない。本論文の分析対象データには、職権適用が始まった平成7年度以降に20歳になるコホートは含まれておらず、それ以前の公的年金への加入は、自発的な加入を意味し、それは

保険料納付を前提としたものと考えられるからである。もちろん、既存の未加入者の職権適用により、サンプルにバイアスが生じている可能性はあるが、本論文のアプローチは、自発的な加入・非加入の選択を分析しているという点で、未納の分析にも適用し得る汎用性を有しているものといえる。

本論文の特長

以下では、本論文の特長として3つの点をあげたい。第一は、年金の加入状況のような大規模のデータを長期に渡ってパネルデータとして蓄積することが相当に困難であるなかで、ある時点の調査対象者について、本人の過去の記憶に基づいて擬似的なパネルデータを構成したことである。論文にもあるように、記憶の限界等からくる制約はあろうものの、このようなデータ収集は、それ自体方法論的な研究が進められる価値がある。この点からは、本論文の調査が、ある一時点に生存している者を調査対象者としていることから、通常のコーホート調査と比べると、調査日以前に死亡した者がデータから除かれている点に留意が必要であろう。仮に年金の加入・非加入の決定において、「予想死亡年齢要因」による逆選択が生じているとすれば、古いコーホートほど長生きの集団のサンプルが多く含まれ、セレクション・バイアスが生じている可能性がある。本論文における調査対象者は年齢が比較的若いため、死亡の影響は少ないとも推測できるが、技術的な課題ではあろう。

第二は、非加入期間の分析に生存解析を適用している点である。非加入期間更には未納期間の分析方法としては、マルチ・ステージの古典的な生命表分析が考えられる。これは、被保険者の状態を第1号、第2号、第3号に区分し、例えば、第1号被保険者が次の期に就業等により第2号となる確率など、各状態間の推移確率を推定し、その推移行列を用いて、トータルの納付状況をシミュレートするものである。確かにこの方法は、現状の未納・非加入の状況が将来の年金水準等に与える影響などについて、かなりの確かな見通しを与え

てくれるであろう。これに対して、本論文で採用されているハザード・モデルによるアプローチは、加入・非加入を規定する個々の要因が加入確率に及ぼす影響を、直接定量的に推計するものであり、加入・非加入要因の特定及び政策へのインプリケーションという観点から極めて有効な手法である。

なお、本論文では、ハザード・モデルの適用に当たり、第1号被保険者が就職や結婚等により第2号被保険者や第3号被保険者に転じる場合については、年金への加入・非加入の選択の余地がないため、その時点でCensoredとして扱っている。従って、本論文の分析は、あくまでも被保険者が任意に加入・非加入を選択できる環境下で、どのような要因が加入行動を規定するのか、という点に置かれている。これは問題を特定化している点で一つの整理の仕方ではあろうが、現在、短時間労働者に対する厚生年金の適用拡大などが年金改正の論点として挙げられているように、政策的、制度論的に有効な分析との観点からは、就職や結婚に伴う年金加入種別の変更を明示的にモデルに組み込むことも有意義ではないかと考えられる。

第三は、ハザード・モデルの適用にあたって、非加入率に対する世代の要因を、卒業時の経済状況等といった非加入に影響を与えるような年代効果と区別するため、失業率の対前年差を変数に含めている点である。本論文において、失業率の変化と非加入率との間の因果関係は確認されていないが、政策的観点からは、世代効果と年代効果の峻別は極めて重要な意味を持つ。経済変数に加えて、国民年金の保険料水準や支給開始年齢の変更などの制度改正による影響を変数として取り入れることが考えられよう。

おわりに——未納の分析に向けて

本論文の手法を未納の分析に拡張して適用する場合、保険料の納付・未納が月単位のイベントである点について工夫が必要となる。社会保険庁では、保険料未納者を、過去2年間一度も保険料を納めていない者としているが、この定義に従って、被保険者が「未納者」になることが「イベント」に相当するものとしてハザード・モデルを適用す

ることが考えられる。更に、未納をいかに納付に結びつけるかという未納対策に特化した分析を行う場合には、「完納者」と「未納者」の中間的な状態として「一部納付者」を設定し、被保険者の納付行動の変化を、①「完納者」－「一部納付者」間の推移、②「一部納付者」－「未納者」間の推移、の二つのステージに区分して分析することも有益と考えられる。

最後になるが、筆者は、マスコミ等で喧伝されているような「年金制度への不信、不安」が、未納・未加入問題の根底に横たわって影響を及ぼしているものなのかどうか、そうだとすれば、その規定要因は何か、これを理論的に分析することが極めて重要と考えている。国民年金には、実態として自主納付でありながらも、極めて高い納付率を維持してきた歴史がある。賦課方式の下では、自分も含めて制度への参加者(＝被保険者)の多くが納付を選択すれば、給付はより確実となり、

一方いくら自分がきちんと納付したとしても、他の参加者の多くが未納を選択すれば、給付は困難になる。この点を踏まえると、一つのアイデアとして、国民年金の納付行動を、保険料納付を「協力」、保険料未納を「非協力」とし、参加者全てが「協力」を選択する場合に利得が最も高くなるようなゲームと捉え、納付率の低下を「協力的な均衡から非協力的な均衡に移行する過程」として比較制度分析の観点から分析することが考えられよう。

以上、本論文のテーマである国民年金の未加入、更には未納について、行政担当者として、思いつくままに少々大雑把な感想を述べさせて頂いたが、いずれにしろ、この分野での研究が活発化することを強く望むものであり、その成果として、様々な政策的な提言が行われることに期待したい。

(しみず・ときひこ 社会保険庁運営部企画課
数理調査室長補佐)

有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度

大石 亜希子

I はじめに

政府は次期の財政再計算に向けて短時間労働者への厚生年金適用拡大を図るため、厚生年金加入に必要な要件を見直す方向で検討をしている。すでに税制面では、2004年度から配偶者特別控除のうち上乘せ部分が廃止されることが決定されており、女性の就労にかかわる税制や社会保障制度は大きく変わりつつある。そうしたなかで、現行制度が女性の就労をどの程度抑制しているのかを定量的に把握することは、制度改正の意味を考える上でも重要であろう。しかしながら、これまではデータの制約などから、税制や社会保障制度が「全体として」どれだけ女性の就労を抑制しているのか、その規模を示したものはなかった。また、従来の制度から便益を受けているのがどのような世帯なのか、分配的な帰着も明らかではなかった。

本稿の目的は、税制や社会保障制度が有配偶女性の就業決定や労働時間、所得に及ぼす影響を明らかにし、分配的な観点から予備的な考察を加えることにある。そのために本稿では、就業者と不就業者の両方を調査対象に含んでいる平成10年『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の個票を用い、妻本人や夫の所得・属性をコントロールした上で分析を行う。

分析から得られた主要な結果は以下の通りである。

第1に、制度要因による就業抑制効果は、20～59歳の有配偶女性全体の4.5～10%に相当する規模になる。第2に、パートタイマーやアルバ

イトとして就労する妻の労働時間の賃金弾力性は、夫の所得をコントロールした上でもマイナスであり、賃金が上昇しても労働時間を短縮して就業調整する傾向が確認された。第3に、妻の稼働所得分布は90～103万円の範囲に集中しており、夫の企業規模が大きいほどその傾向が強いことから、企業の配偶者手当が就業調整の一因となっていることが示唆される。最後に、配偶者控除・配偶者特別控除が適用可能であったり、妻が第3号被保険者となることが可能であったりする世帯の夫の所得は、おしなべて高いほうに分布する傾向にあり、分配的な観点から公平性の問題があることが示唆された。

本稿の構成は以下の通りである。まずIIでは、既存の研究成果と本稿の分析視点について述べる。IIIでは、使用データについて説明した後、女性の公的年金加入状況と就業状況について概観する。IVでは実証分析を行う。Vはまとめである。

II 分析視点

現行制度のもとでは、被用者の妻の年収や労働時間が一定水準以下ならば、所得税や社会保険料が課されることはない(図1)。しかし妻の労働時間が同一事業所の常用労働者のおおむね4分の3以上に達すると、年収や夫の加入する年金保険の種類に関わりなく厚生年金に加入し、標準報酬に対して定率の保険料を負担しなくてはならない。また、労働時間が常用労働者の4分の3未満であっても、年収が130万円を超える場合は国民年金の第1号被保険者となり、定額の保険料を負担す

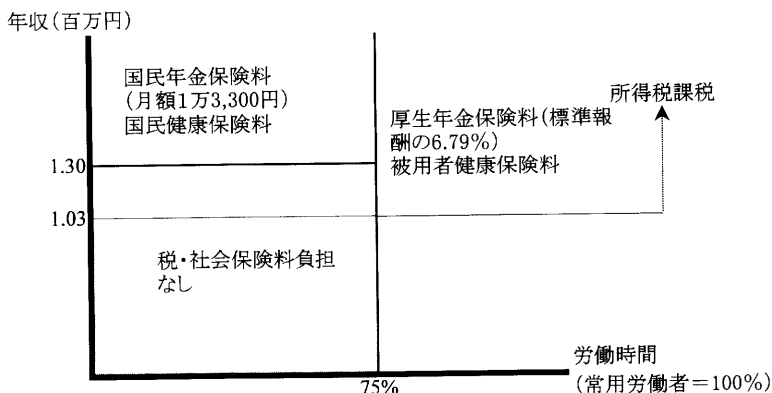


図1 サラリーマンの妻の就業と税制・社会保障制度

ることとなる。所得税については、妻の年収が70万円を超えると夫に適用されている配偶者特別控除が段階的に減額されるようになり、103万円を超えると妻自身に所得税が課税され、141万円を超えると夫には配偶者特別控除が一切適用されなくなる。これらの制度的要因から、一般的に言って有配偶女性は所得税や社会保険料が課されない範囲内での就労にとどめようとする傾向が強いといわれている。

こうした就業抑制効果については、これまでも多くの実証研究が蓄積されてきた。既存研究で用いられた分析手法を大別すると、以下の三つになる。

第1は、就業調整の有無を示すダミー変数を使用し、その有意性や係数の大きさから制度要因のインパクトを計測する方法である(樋口1995; 永瀬1997; 神谷2002)。第2は、未婚女性と既婚女性の比較を通じて制度要因のインパクトを計測する方法で(安部・大竹1995; 樋口ほか2001)、たとえば安部・大竹(1995)は、未婚パートタイマーをcontrol group、DINKS(既婚・子供なし夫婦世帯)のパートタイマーをtreatment groupとする分析を行い、DINKSパートの所得調整や労働時間調整の実態を明らかにした。第3は、構造型のモデルで制度要因が労働供給にもたらす影響を分析する方法である(Akabayashi 2001; 赤林2003; Abe 2002)。

ところで、これらの既存研究ではほとんどの場

合、就業者のみからなるデータが用いられており、分析対象に不就業者が含まれていない。不就業者を含むサンプルを使用している樋口ほか(2001)、金子(2003)にしても、サンプルが特定の年齢層に限られるため、諸制度が全体として女性就業に及ぼしている影響を把握できないという問題が残る。さらに、一部の既存研究では世帯属性のコントロールが十分でなく、しばしば夫の所得というような主要な変数を欠いているため、結果の解釈に留保条件を残していた。これは主な研究のデータソースとなっている『パートタイム労働者総合実態調査』(旧労働省)が世帯情報をほとんど含んでいないため、夫の公的年金上の地位や夫の所得水準など、家計単位での労働供給の意思決定に大きな影響を及ぼすとみられる情報が得られていなかった。

これに対し、本稿が使用する『国民生活基礎調査』は全国の世帯を調査対象としているので、不就業者もサンプルに含まれている。また、夫が加入する公的年金の種類や所得も把握可能である。そこで本稿ではとくに、夫の加入する公的年金の種類に注目した分析を行う。いわゆる103万円や130万円の壁が問題となるのは、夫が被用者年金に加入している場合だからである。たとえば夫が国民年金の第1号被保険者であったり、すでに年金受給開始年齢に達して被保険者資格を喪失していたりする場合、妻は第3号被保険者になることはできないので、第1号あるいは第2号被保険者

として就業状態や所得に関わりなく何らかの社会保険料負担をしているはずである。妻の年収が130万円に達しても、社会保険料賦課による家計の実効限界税率の上昇に直面することはない。また、夫が第2号でなければ配偶者手当が支給されていない可能性が高いので、妻の年収103万円での実効限界税率の上昇幅は、夫が第2号である世帯と比較してはるかに小さくなる。さらに、夫が自営業者(第1号)で妻がその専従者となっている場合、配偶者控除や配偶者特別控除は受けられない。したがって、夫が第1号である世帯の妻と夫が第2号である世帯の妻の労働力率や稼働所得、労働時間の違いには、これらの制度要因が反映されているはずである。そうした夫の公的年金加入状況の違いから制度要因が妻の就業に及ぼす影響を「全体として」把握しようというのが本研究のアプローチである。

III 有配偶女性の公的年金加入状況

1 使用データ

本稿では、主として平成10年『国民生活基礎調査』(厚生労働省)の個票に基づいた分析を行う。ただし、労働時間に関する分析では部分的に平成10年『公的年金加入状況等調査』(社会保険庁)の個票から得られる情報もリンクして使用している。『国民生活基礎調査』(以下、『基礎調査』)には豊富な世帯情報が含まれるが、労働時間に関する情報は得られない。一方、『公的年金加入状況等調査』(同、『加入調査』)は、パート

タイマーやアルバイトについてのみであるが、週当たりの就業日数や出勤した1日当たりの就業時間を調査している。そこで労働時間についての分析では、両者のデータをリンクさせたサンプルを使用する。

なお、『加入調査』の調査対象世帯は同年6月に実施された『基礎調査』の調査対象世帯の中から抽出されているが、実施時期は10月なので時間的なラグがある。さらに、『加入調査』の調査対象世帯のうち、リンケージによって『基礎調査』所得票の所得情報が得られる世帯は一部に過ぎない。また、『基礎調査』の所得情報は、調査前年の所得であることに注意が必要である。

2 有配偶女性の公的年金加入状況と就業状況

はじめに、『基礎調査』のデータを用いて有配偶女性の公的年金加入状況を就業状況との関係で概観しよう(表1)。20~59歳の有配偶女性の約半分は第3号被保険者であるが、そのうち3割近く(27.9%)が所得を伴う仕事をもっている¹⁾。仕事を持つ第3号の従業上の地位としては、「一般雇用者」が11.1%と最も多く、ついで「1年以上1年未満の契約雇用者」が多い。なお、『基礎調査』における一般雇用者とは、「雇用期間について別段の定めがないか、あるいは1年を超える期間の契約で他に雇われている者」であり、期間の定めのないパートタイム労働者なども含まれる。

つぎに、夫と妻の公的年金加入状況をクロス集計してみると(表2)、夫が第2号被保険者である場合、妻の70%は第3号被保険者であり、第1

表1 有配偶女性(20~59歳)の公的年金加入状況別就業状況(%)

	第1号	第2号	第3号	非加入	合計
公的年金加入状況	22.1	24.5	49.9	3.4	100.0
仕事あり	53.0	98.5	27.9	32.3	50.9
うち雇用者	13.5	88.4	20.5	12.4	35.3
一般雇用者	8.7	84.9	11.1	9.2	28.6
1年以上1年未満契約雇用者	3.7	3.3	7.9	2.1	5.6
日々または1年未満契約雇用者	1.0	0.2	1.4	0.7	1.0
仕事なし	47.0	1.5	72.1	67.7	49.1
合計(各年金上の地位別)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注) 平成10年『国民生活基礎調査』から筆者が再集計したものの。

号は2.3%ときわめて少ない。なお、ここで夫が「非加入」とあるのは、60歳に達して被保険者資格を喪失しているケースが多いとみられる。夫が60歳に達してから妻が60歳に到達するまでの期間、第3号であった妻は第1号被保険者として国民年金保険料を納付しなくてはならない。そのため夫が非加入である妻の50%は第1号被保険者となっている。

さいごに、年齢別の状況を示したものが図2である。有配偶女性全体に占める第3号被保険者の割合は、30～34歳で最も高い。一方、就業率は子育てが一段落する30代後半から上昇をはじめ、45～49歳で最も高くなる。就業率の上昇幅と比較して第3号比率の低下幅が小さい一因は、第3

号のまま就業する女性が多いためである。45～49歳では、第3号女性の実に4割近くが就業している。このように、有配偶女性の就業パターンにおいて「働く第3号」の存在はかなり大きいことがわかる。

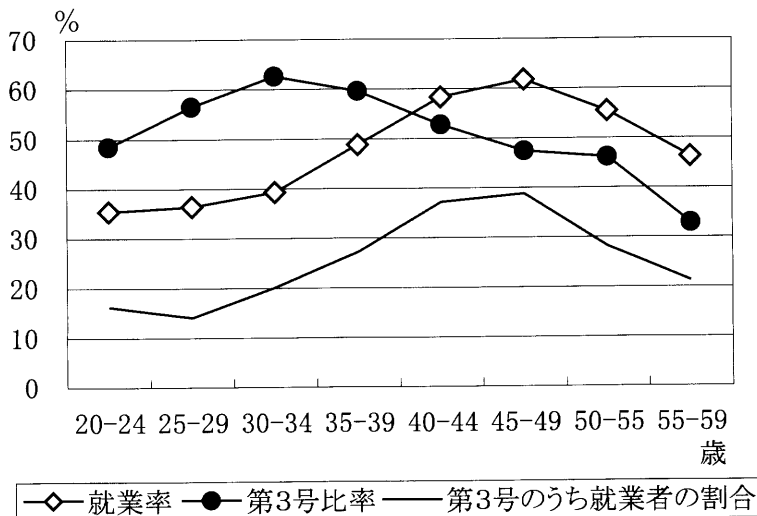
IV 実証分析

本稿では、有配偶女性の(1)就業・不就業決定、(2)労働時間、(3)稼働所得について妻本人や夫の属性をコントロールした分析を行い、制度要因の影響を把握した上で、税制や社会保障制度のもたらす便益の帰着について分配的な観点から考察を行う。

表2 夫と妻(20～59歳)の公的年金加入状況 (%)

夫の公的年金加入状況	妻の公的年金加入状況				
	国年第1号	第2号	第3号	非加入	合計
国年第1号	83.0	14.3	—	2.7	100.0
第2号	2.3	27.2	70.1	0.4	100.0
非加入	50.1	18.2	—	31.6	100.0
合計(対象サンプル全体)	22.1	24.5	49.9	3.4	100.0

注) 平成10年『国民生活基礎調査』から筆者が再集計したもの。夫が第3号である場合や夫の公的年金加入状況が不詳の場合は掲載を省略。ただし合計には含む。



出所) 平成10年『国民生活基礎調査』から筆者計算。

図2 年齢別・有配偶女性の就業率と第3号比率

1 有配偶女性の就業決定要因

はじめに、有配偶女性全体を対象サンプルとし、第2号の妻であることを示すダミー変数を使用した就業・不就業決定関数を probit model で推定する。被説明変数は就業している場合を1、不就業の場合を0とするダミー変数であり、説明変数は夫の所得(対数)、夫の所得が配偶者特別控除の適用範囲を超えていることを示すダミー変数、夫が国民年金の1号被保険者か2号かを示すダミー変数、妻の年齢、三世帯世帯であることを示すダミー変数、借入金があることを示すダミー変数、末子の年齢階級を示すダミー変数、大都市圏を示すダミー変数、都道府県別の完全失業率、都道府県別の保育所定員率である。なお、夫が公的年金に非加入のケースや第3号のケース、そして加入状況が不詳のケースはサンプルから除外している。

夫の所得が高い場合には、所得効果から妻の就業する確率は低下するとみられるので期待される符号は負である。また、夫の所得水準が高くて配偶者特別控除の適用範囲を超えている場合には、妻の就業に伴う世帯ベースでの限界税率の上昇は、特に妻の所得が103万円を超えるところで大きくなる。したがって、これも妻の就業に負の影響を与えることが予想される。夫が第2号の場合には、IIで述べたような制度的要因が妻の就業を抑制するとみられるので、負の効果は予想される。一方、三世帯世帯である場合や末子の年齢が高い場合、あるいは保育サービスの利用可能性が高い地域に居住している場合には、妻の育児負担が軽減され、留保賃金が低下するので就業には正の影響を与えると予想される。これらの変数で育児負担はコントロールされているので、妻の年齢はむしろ、世代による教育水準など人的資本の差や年金収益率の差などを反映しているとみられるが、どちらがより強いかは先験的には不明である。複数時点のデータやパネル・データが利用可能であれば、世代効果と年齢効果を識別することも可能だが、本稿で使用するデータは一時点のクロスセクション・データなので識別は不可能である。大都市圏に居住する場合は、妻本人あるいは夫の通勤時間が長いなど、就業の機会費用が高いとみられるの

で、一般的には負の符号が予想される。最後に、失業率が高い地域では良好な就業機会が少ないとみられるので、就業に負の影響を与えるとみられる。

推定された係数と限界効果は表3に示してある。注目される「夫・第2号ダミー」の係数は有意に負で、夫が第2号被保険者である場合、妻の就業率は6.8%ポイント低い。その他の変数についても、妻の年齢を除きほぼすべて有意で予想通りの結果が得られている。主な変数について述べてと、まず、夫の所得については所得水準が高いほど妻の就業確率は低い。配偶者特別控除が適用されない場合には、就業率はさらに低下する傾向にあるが、係数の有意度はやや低い。育児負担については、末子の年齢が低いほど妻の就業確率は低く、とくに末子が0~3歳の場合でその傾向が顕著である。末子が13歳以上になると、むしろ就業確率は高まるが、これは子どもに手間がかからなくなる一方で家計の教育費負担が高まるためであろう。保育所の定員率が高く、保育サービスへのアクセスが容易な場合や三世帯世帯である場合は、妻の就業率は有意に高く、育児負担の軽減による就業促進効果が高いことがわかる。

なお、ここでは制度要因の影響を「夫・第2号ダミー」で把握しているが、こうした分析を行うと、制度以外の要因に由来する、第1号世帯と第2号世帯の間の系統的な差まで制度要因の影響に帰することになり、バイアスが伴っている可能性がある。そこで【補論】では、プログラム評価でしばしば用いられる「差の差分」(difference-in-differences: DID)の手法を用い、税制や社会保障制度が妻の就業決定に与える影響を「有配偶女性・未婚女性」、「第1号世帯・第2号世帯」の比較を通じて把握する試みも行った。その結果では、制度要因による第2号の妻の就業率低下幅は14%ポイント程度であった。

前述したように、20~59歳の有配偶女性のうち、第2号の妻は約70%を占める。従って、本稿で計測された制度要因による就業抑制効果は、20~59歳の有配偶女性全体の4.5%(6.4%×70%=4.5%)から10%弱(14%×70%=9.8%)

表3 就業決定関数の推定結果

被説明変数：就業・不就業状態（就業=1，不就業=0）

	係数	標準誤差	限界効果	各変数の 平均値
夫・所得（対数）	-0.203***	(0.023)	-0.081	6.285
夫・配特適用外*	-0.099*	(0.056)	-0.039	0.049
夫・第2号*	-0.171***	(0.029)	-0.068	0.784
妻の年齢	-0.002	(0.002)	-0.001	42.730
三世代世帯*	0.371***	(0.027)	0.146	0.223
借入金あり*	0.168***	(0.023)	0.067	0.657
末子0-3歳*	-0.850***	(0.040)	-0.319	0.171
末子4-6歳*	-0.394***	(0.043)	-0.155	0.087
末子7-12歳*	-0.111***	(0.033)	-0.044	0.162
末子13-18歳*	0.100***	(0.034)	0.040	0.140
大都市*	-0.148***	(0.029)	-0.059	0.173
完全失業率	-0.129***	(0.016)	-0.051	3.330
保育所定員率	0.008***	(0.001)	0.003	24.658
定数項	1.778***	(0.165)		
対数尤度	-9550.43			
サンプル数	14,957			

注) 推定対象は、夫が国民年金第1号または第2号被保険者である世帯の妻で年齢が20歳以上60歳未満の女性。*印の説明変数はダミー変数。ダミー変数についての限界効果は、0の値の場合と1の値の場合の差。()内は不均一分散修正後の標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを意味する。

に相当することになる。

2 労働時間に及ぼす影響

つぎに、パートタイマーあるいはアルバイトとして就業する妻を対象に、夫が第1号である場合と第2号である場合とで労働時間に差があるかどうかを分析する。IIIで述べたように、この節で使用する『加入調査』は『基礎調査』とリンク可能であるが、大半は（調査対象者の負担を軽減するため）『基礎調査』世帯票とのリンクにとどまっており、所得票までリンクが可能なのは、6,800世帯強にとどまる。そうした世帯に属する20~59歳の有配偶女性で、夫が第1号あるいは第2号被保険者、かつ、妻本人はパートタイマーやアルバイトとして就業しており、就業日数や就業時間、本人や世帯主の所得情報に欠値がないサンプルは、423サンプルとなる²⁾。このサンプルを使用して、安部・大竹(1995)で行われたのと同様に労働時間の賃金弾力性を計測する。被説明変数は、『加入調査』から得られる「週当たりの

就業日数」に「出勤した日の一日当たり労働時間」を乗じて計算した週当たり労働時間の対数とし、以下のようなモデルを最小自乗法で推定する。

$$\ln(\text{週当たり労働時間}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{時間当たり賃金}) + \beta_2 \text{夫・第2号ダミー} + \beta_3 \ln(\text{夫の所得}) + \beta_4 \text{その他の属性} + u$$

モデルの留保条件について述べておこう。第1に、変数の観測誤差の問題がある。説明変数のうち、「時間当たり賃金」は、『基礎調査』から得られる妻本人の前年の雇用者所得を『加入調査』から計算した週当たり労働時間の52倍で除して算出した。このため、前年の労働時間が調査時点と異なっている場合には観測誤差が伴う上、被説明変数と独立でないという問題点がある。安部・大竹(1995)では『パートタイム就労総合実態調査』で得られる「時間当たり賃金」を操作変数にしてこの問題に対処しているが、本稿ではデータの制約から対処することができない。第2に、この推計は、すでにパートタイマーやアルバイトとして就業している者を対象サンプルとした限定的なも

表4 労働時間の推定結果

被説明変数：週当たり労働時間(対数)

	係数	標準誤差	各変数の 平均値
夫・所得(対数)	0.029	(0.069)	6.346
夫・配特適用外*	0.107	(0.210)	0.031
夫・第2号*	-0.220***	(0.057)	0.846
妻の年齢	0.000	(0.003)	43.965
三世代世帯*	0.042	(0.064)	0.187
借入金あり*	0.022	(0.045)	0.664
末子0-3歳*	-0.090	(0.104)	0.043
末子4-6歳*	-0.051	(0.116)	0.064
末子7-12歳*	-0.106*	(0.056)	0.206
末子13-18歳*	-0.019	(0.052)	0.210
時間当たり賃金(対数)	-0.359***	(0.056)	6.651
完全失業率	-0.012	(0.028)	3.432
大都市*	-0.072	(0.055)	0.246
定数項	5.478***	(0.549)	
決定係数	0.2374		
サンプル数	423		

注) 最小自乗法による推定。*印の説明変数はダミー変数。()内は不均一分散修正後の標準誤差。対象は20~59歳の有配偶女性で、『公的年金加入状況等調査』でパート、その他(アルバイト)と回答した者について。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを意味する。

のであり、一般的な労働供給関数の推定とは異なる。就業しているサンプルのみを使用して労働供給関数を推定すると、サンプル・セレクション・バイアスが伴うことが知られており、結果の解釈には注意が必要である。

推定結果とサンプルの要約統計は表4に示す通りである。まず、賃金率の係数は有意に負であり、パートタイム労働者やアルバイトとして就業する有配偶女性は、賃金上昇に対しておしなべて労働時間を短縮する傾向にあることがわかる。労働時間の賃金弾力性は -0.36 で、安部・大竹(1995)で推定された $-0.24 \sim -0.66$ の範囲に入っている。さらに、「夫・第2号ダミー」の係数も有意に負となっている。すなわち、夫が第2号被保険者である場合、属性や賃金率をコントロールした上でもなお、妻の労働時間は22%短いことを示しており、第3号被保険者の地位をはずれないために労働時間を調整している様子がうかがわれる³⁾。

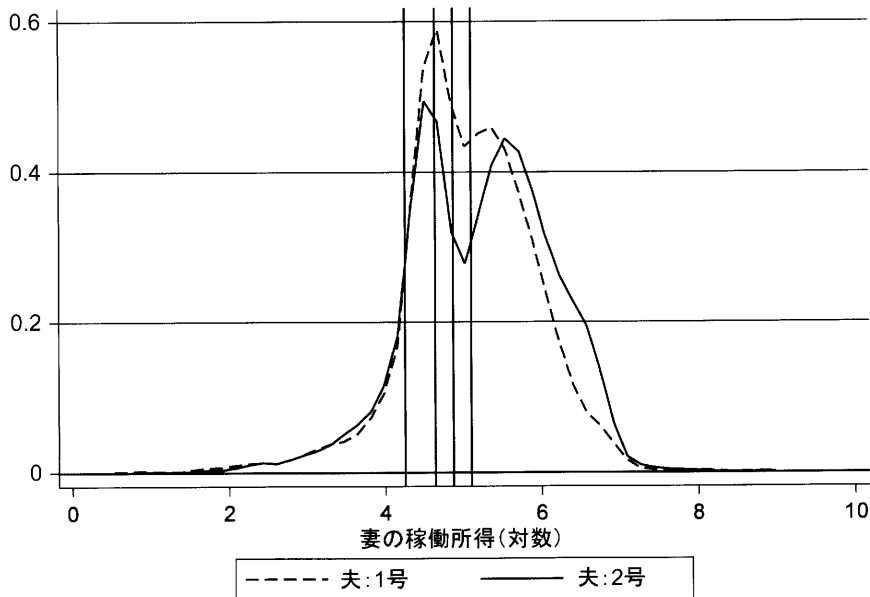
このほかの説明変数については、夫の所得を含

めて労働時間に及ぼす影響は有意には観察されない。

3 稼働所得に及ぼす影響

さいごに、有配偶女性全体を対象として、夫が第1号である場合と第2号である場合の妻の稼働所得分布の違いをカーネル密度推定により検討する⁴⁾。カーネル密度推定はノンパラメトリック推定の一手法であり、パラメトリック推定と比較して先験的にモデルを特定化する必要がなく、極めて弱い制約のもとでモデル構造を推定することができる(元山・両角, 2002)。所得税や社会保険料負担、企業の配偶者手当などに影響されて、妻の稼働所得分布はパラメトリックなモデルが想定するような分布をとっていない可能性が高い。実際、夫婦の所得分布を描いた小原(2001)は、夫の所得分布が左右対称に近い形をしているのに対し、妻の所得分布はイレギュラーな形をしていることを示している。

図3は稼働所得のある妻の所得分布の差を



注) 図の縦線は、左から90万円、103万円、130万円、163万円に相当する。対象サンプルは、夫が1号か2号の妻で、稼働所得があり、現在就業している6,351人(1号の妻1,543人、2号の妻4,808人)。

図3 妻の年収分布(カーネル推定量)

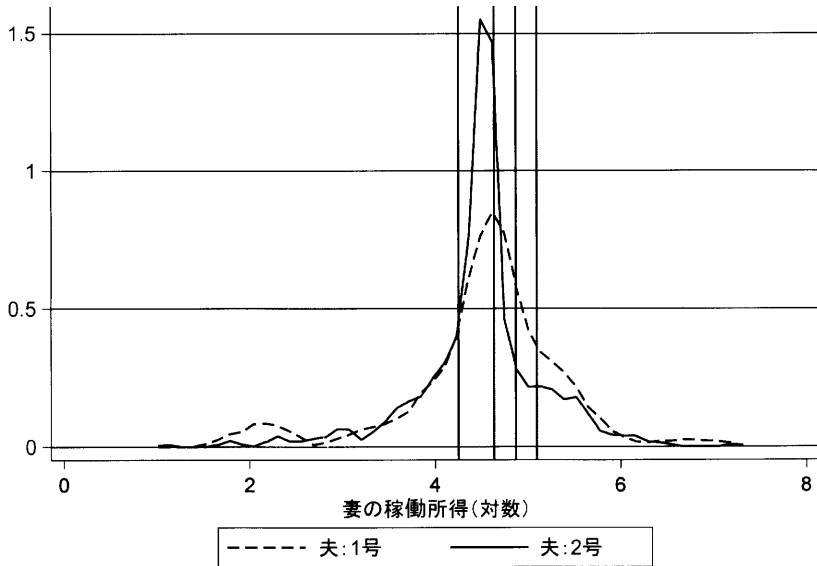
Kernel 推定量で示したものである。どちらについても山が二つあるパターンとなっているが、全体的に、夫が第1号被保険者である妻のほうが、夫が第2号である妻よりも所得が低い傾向にあり、また、所得分布の範囲も狭い。興味深いことに、夫が第1号であるか第2号であるかを問わず、妻の所得分布は103万円の壁で大きなピークを示しており、夫が第1号の場合でも妻は自分の所得を非課税限度額内に収める傾向が強い。一方、103~130万円、あるいは130~163万円といった範囲においては、夫が第1号である妻のほうがより多く分布している。この範囲は第2号の妻であれば所得税や社会保険料負担、配偶者手当の支給停止などから世帯所得に逆転現象が生じる、いわゆる「稼ぎ甲斐のない」所得水準であることが影響しているとみられる。

ところでこのグラフは正規職員・パートといった従業上の地位にかかわらず、就業者全体で示しているが、サンプルを「1月以上1年未満の契約雇用者」および「日々または1月未満契約雇用

者」に限定すると、二つ目の山は消失し、夫が第1号である妻と比較して第2号の夫をもつ妻が103万円の壁以内に所得調整している状況が顕著になる(図4)。すなわち、就業者全体でみたときの二つ目の山は、正規職員として就業している妻の所得が集中する階層をそれぞれ示していたことになる。

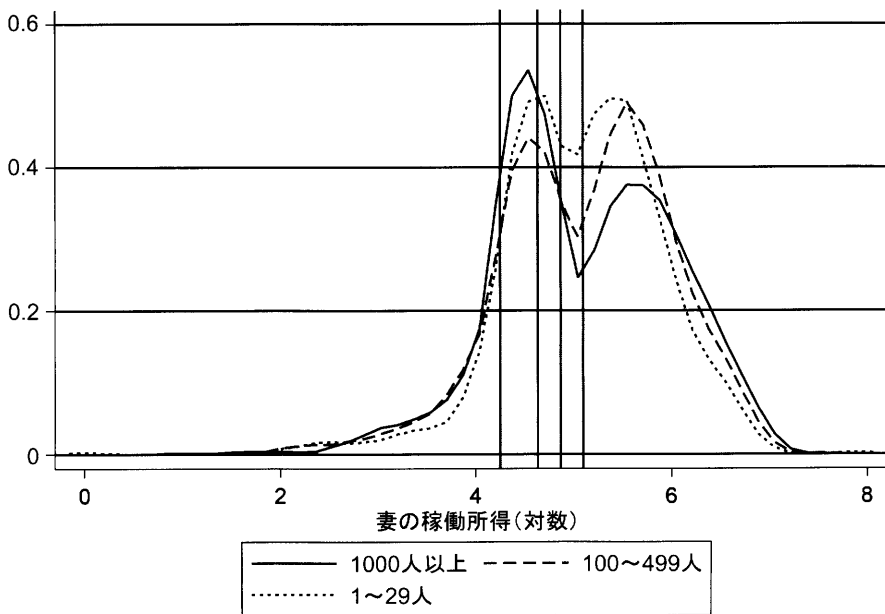
さらに夫が第2号である場合に限定して夫の勤め先の企業規模別に妻の稼働所得分布を観察すると、企業規模が大きくなるにつれて103~163万円の範囲の分布が少なくなり、夫が1,000人以上の規模の企業に勤めている場合、妻の年収分布は103万円で大きなピークをもつ(図5)。

一般に、企業の配偶者手当の支給率や支給額は企業規模と密接な関係にあることが知られており、大企業になるほど配偶者手当打ち切りが世帯所得に及ぼす影響は大きい⁵⁾。図の分布はこうした制度的な誘因を反映したものと考えることができる。また、大企業勤務者ほど所得水準が高いため、103万円の壁を超えることによる限界税率の上昇



注) 図の縦線は、左から90万円、103万円、130万円、163万円に相当する。対象サンプルは、夫が1号か2号の妻で、稼働所得があり、現在、1月以上1年未満あるいは日々または1月未満の契約雇用者である755人(1号の妻100人、2号の妻655人)。

図4 妻の年収分布(カーネル推定量):パートタイマー等



注) 図の縦線は、左から90万円、103万円、130万円、163万円に相当する。対象サンプルは、夫が2号で夫の勤め先の企業規模が不詳でなく、稼働所得がある4,706人。

図5 妻の年収分布(カーネル推定量):夫の勤め先の企業規模別

幅が大きいことも、こうした分布となる一因とみられる。

なお、妻の稼働所得の二つ目のピークは、夫が大企業に勤めている妻ほど高所得に偏る傾向があり、夫婦ともに正規職員として就業しているカップルでは、夫と妻の所得水準に正の相関があることが示唆される⁶⁾。

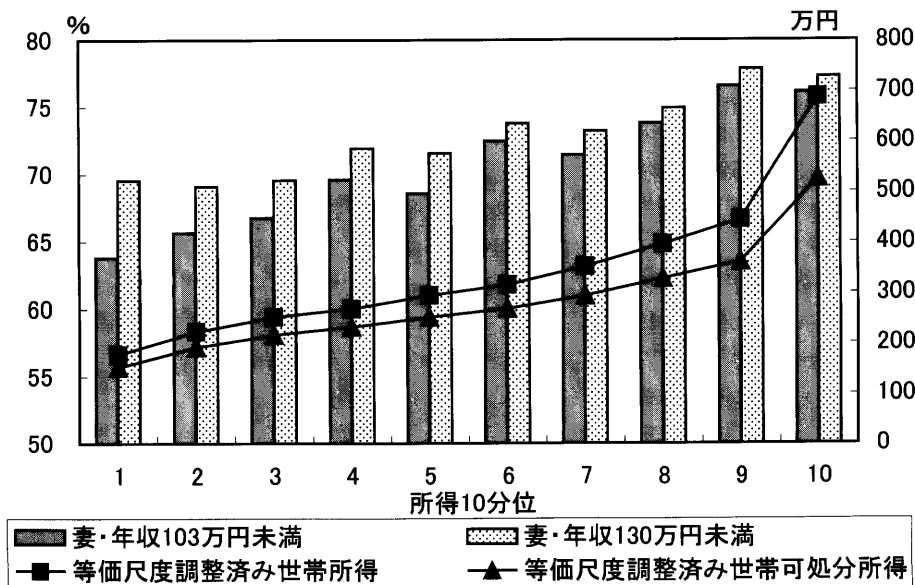
4 分配的考察

以上では、税制や社会保障制度が有配偶女性の就業決定や労働供給に及ぼす影響を把握し、妻の稼働所得のパターンについて検討してきた。本節では、『基礎調査』にもとづき、これらの制度要因がもたらす便益の帰着について、夫と妻の所得から予備的な考察を行う。

しばしば引用される国税統計では、給与所得階級が高い層ほど配偶者控除・配偶者特別控除の適用率も高く、これらの控除は高所得層を優遇するものだといわれている(樋口, 1995)。ただし国税統計は個人ベースの給与所得に基づいているため、世帯ベースでの所得分布に両控除がどのよう

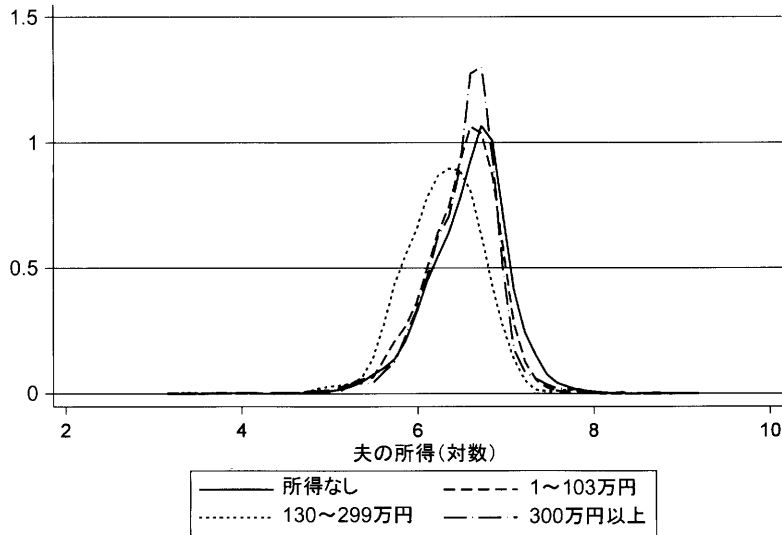
な影響を与えているかを把握することはできない。

そこで夫が第2号被保険者であり、妻が20~59歳である世帯に限定して、夫の所得分位別に配偶者控除が適用可能な妻の割合を示したものが図6である。図中、「妻・年収103万円未満」は妻が無所得の場合を含めて年収103万円未満であることを意味し、「妻・年収130万円未満」は同じく年収130万円未満であることを意味している。前者の場合、夫には配偶者控除や配偶者特別控除が適用されている可能性が高く、後者の場合は、妻は第3号被保険者として年金保険料を負担していない可能性が高い⁷⁾。図に示されているように、等価尺度で調整した世帯所得と世帯可処分所得は、夫の所得分位とともに上昇する傾向にあるので、夫が高所得である世帯は生活水準も高いことがわかる。全体として、夫の所得分位があがるほど、両控除や第3号の適用を受けているとみられる妻の割合は高い。したがって、既存研究でも指摘されている通り、夫が高所得である世帯ほど、税制や社会保障制度からより多くの便益を得ているといえる。



注) 夫が第2号被保険者である妻について。等価尺度調整済み世帯所得と世帯可処分所得は、以下の等価尺度(EQV)で除して算出。 $EQV = 1 + 0.7 \times (18 \text{歳以上世帯員数} - 1) + 0.5 \times (18 \text{歳未満世帯員数})$

図6 夫の所得分位別・配偶者控除が適用される妻の割合



注) 夫が第2号である40~54歳の妻(5,329人)について。

図7 夫の所得分布(カーネル推定量):妻の稼働所得階級別

さらに、ライフステージの違いや年功賃金の影響を除くために、妻が40~54歳の年齢階層について、妻の稼働所得階級別に夫の年収のKernel推定量を示したものが図7である。図では妻が無所得(無業)である場合に夫の所得が最も高いように分布している。一方、妻が103万円の壁に収まる範囲で就業している場合は、妻が無職の場合と比較して夫の所得はやや低くなる。注目されるのは、妻の所得が130~299万円の場合に夫の所得が顕著に低いことである。税制や社会保障制度によるメリットを受けることができないにもかかわらず、妻が130~299万円を稼ぐ世帯は、30代夫婦で10%、40~54歳の夫婦で15%存在する。これらの世帯では夫の所得が低いため、税・社会保険料負担を覚悟の上でより多くの所得を稼ぐ必要性に迫られているのだとみられる。しかしながら妻の所得が300万円を超えると、夫の所得は再び高まり、103万円の壁の中で妻が就業している世帯とほとんど差がなくなる。このように、夫と妻の所得が非線形の関係にあることは、これまでの研究ではほとんど指摘されてこなかったことである。無職や103万円の壁以内の就業に止まっている妻は夫が高所得な世帯に多く存在する一方で、

夫が低所得な世帯に税制や社会保障制度からメリットを受けられないグループが存在することを考えると、全体として制度要因は、分配的な観点から望ましくない影響をもっているといえる。

V 結 論

本研究の分析で明らかになった点は、以下の通りである。

- 税制や社会保障制度、配偶者手当などの慣習は、総合してみるとサラリーマンの妻の就業参加率を6.4~15%ポイント前後、引き下げている。これらの制度要因による就業抑制効果は、20~59歳の有配偶女性全体の4.5~10%に相当する規模になる。
- 夫が第2号である場合、夫が第1号である場合と比較して妻は130万円以上稼ぐ傾向が弱く、逆に103万円の壁に収まる傾向が強い。
- 夫が第2号である世帯では、パートやアルバイトとして働く妻の労働時間は制度的要因により20%程度抑制されている。また、賃金が上昇する際には、労働時間短縮による就業調整をする傾向にある。

・夫の所得と妻の所得は非線形な関係にあるが、全体としてみると、103万円や130万円の壁のメリットを受けているのは比較的夫が高所得の世帯に多く、配偶者控除や配偶者特別控除、第3号被保険者制度がもたらす便益の帰着を評価すると、分配的な観点からは問題がある。

これらの発見はいずれも既存研究と総合的であり、有配偶女性について、夫の年金タイプや所得を明示的に取り込んだ形で税制や社会保障制度、配偶者手当による就業調整の実態を明らかにし、分配的な考察を行った点が新たな貢献といえる。今後の研究課題としては、年取制限が変更された前後の複数年次のデータを使用し、DIDによる制度変更の影響を把握することが考えられる。

【補論】「差の差分」による就業決定要因の分析

Ⅲで行ったような「夫・第2号ダミー」による分析では、制度以外の要因に由来する第1号世帯と第2号世帯の間の系統的な差まで制度要因の影響に帰することになり、バイアスが含まれる可能性がある。そうしたバイアスを除去するため、この補論では「差の差分」(difference-in-differences: DID)の手法を用い、税制や社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与える影響を「有配偶女性・未婚女性」、「第1号世帯・第2号世帯」の比較を通じて把握する。

DIDにおいては、外生的な制度変更を除いてcontrol groupとtreatment groupが同質的な集団であることが重要である⁸⁾。本補論のDIDサンプルは、厳密なサンプル選択方針に従って極力、同質性を保つように設計されている。サンプルとなる女性はいずれも主たる生計維持者ではなく、世帯の中にあつて被扶養者となりうる立場にある(なお、後述するようにDIDのサンプルから学生は除外されている)。ここで未婚女性は、労働供給を決定するにあたり、有配偶女性のように配偶者控除や配偶者特別控除、配偶者手当の減額や第3号からはずれる可能性を考慮する必要はない。また、就業しない場合は、1号世帯か2号世帯かに関わりなく国民年金保険料を負担しなくてはならない。この意味で未婚女性はcontrol groupで

ある。一方、有配偶女性の場合は2号の妻だけがこれらの制約を考慮しなくてはならないという意味でtreatment groupである。具体的には、以下のような方針に従ってデータからなるべく同質的な条件を備えた女性サンプルを抽出し、そのうち未婚女性をcontrol group、有配偶女性をtreatment groupとする⁹⁾。

- ・20～59歳の女性。学生や世帯の最多所得者であるケースは除外。
- ・有配偶女性の場合は「世帯主の妻」、未婚女性の場合は「世帯主の子」である者。
- ・世帯主が国民年金の第1号被保険者か第2号被保険者である世帯で、無職の場合は除外。
- ・世帯主の年収が1,231万円以上の世帯は除外。
- ・世帯人員が7人以上の世帯は除外。

・有配偶女性の場合は、「夫婦のみ世帯」もしくは「夫婦と未婚の子のみの世帯」に、未婚女性の場合は、「夫婦と未婚の子のみの世帯」もしくは「ひとり親と未婚の子のみの世帯」に限定。すなわち、世帯主が主たる生計維持者である世帯に限定し、三世帯世帯や単身世帯、極端に世帯規模の大きい世帯を除くことで、扶養関係の違いによる税控除や社会保険料負担の差をコントロールする。こうして得られたサンプルは12,017人である。サンプルの要約統計は配偶関係別に付表1に示す通りである。

制度要因の影響は、世帯主が国民年金の第1号被保険者である世帯と第2号被保険者である世帯間での両グループの労働力率の差(($P_{m1} - P_{m2}$) - ($P_{s1} - P_{s2}$))として計測される(次頁表参照)。

したがって、就業決定関数をつぎのように特定化してProbitで推定する。

$$P = \delta_0 + \delta_1 \text{Married} + \delta_2 \text{EPI} + \delta_3 (\text{Married} * \text{EPI}) + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Marriedは妻であることを示すダミー変数であり、EPIは被用者年金(共済組合を含む)に加入する国民年金の第2号被保険者を示すダミー変数である。Xはその他の属性を含む説明変数から成るベクトルである。ここで注目されるのは第2号被保険者の妻を示す交差項の係数(δ_3)であり、これが有意に0と異なるかどうかを検定する。

付表1 使用変数の要約統計

変数名	有配偶		未婚	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
就業状態(就業=1, 不就業=0)	0.463	0.499	0.862	0.345
世帯主・第2号被保険者(基準:第1号)	0.815	0.389	0.752	0.432
世帯主所得(対数)	6.265	0.525	6.204	0.675
世帯主所得(万円)	589.262	253.232	586.375	290.637
世帯人数	3.411	0.981	3.659	0.807
年齢	42.199	9.588	24.572	3.417
大都市(基準:大都市以外)	0.205	0.404	0.213	0.410
都道府県別完全失業率	3.419	0.745	3.432	0.763
サンプル数	10,180		1,837	

	労働力率	
	第1号被保険者世帯	第2号被保険者世帯
Treatment group (有配偶女性)	P_{m1}	P_{m2}
Control group (未婚女性)	P_{s1}	P_{s2}

推計結果は付表2に示す通りである。Xに相当する説明変数として、世帯主所得(対数)、世帯員数、年齢、大都市ダミー、そして地域の労働力需給を反映させるために平成9年の都道府県別失業率を使用している¹⁰⁾。また、(1)式は誘導型の就業決定関数となっているが、年齢が就業決定に及ぼす効果は未婚の場合と既婚の場合で異なると考えられるので、年齢と有配偶ダミーとの交差項を含めている。

注目される δ_3 の推定値は有意に負であり、限界効果は-13.8%ポイントである。すなわち、税制や社会保障制度、配偶者手当などの慣習は、総合してみるとサラリーマンの妻の就業参加率を14%ポイント前後、引き下げていることになる。

なお、制度要因をDIDで分析する際には、制度変更前後の2時点のデータを使用することが多いが、クロスセクション・データによるDIDの例としてはHanratty(1994)がある。クロスセクション・データのDIDの場合、内生性が問題となるので、本稿では配偶状況(未婚か既婚か)、世帯主の公的年金加入状況(1号か2号か)について、操作変数法によるチェックをした。具体的には、①配偶状況(未婚か既婚か)の操作変数として住居状況(持ち家、給与住宅、民間賃貸等)

付表2 就業決定のDID推定結果

被説明変数: 就業・不就業状態(就業=1, 不就業=0)

	係数	限界効果
妻(基準:未婚)*	-2.753*** (0.290)	-0.622
世帯主・第2号被保険者 (基準:第1号)*	0.187** (0.086)	0.074
妻*×第2号*	-0.353*** (0.091)	-0.138
世帯主所得(対数)	-0.196*** (0.027)	-0.078
世帯員数	0.007 (0.013)	0.003
年齢	-0.043*** (0.011)	-0.017
妻*×年齢	0.061*** (0.011)	0.024
大都市(基準:大都市以外)*	-0.134*** (0.031)	-0.054
都道府県別完全失業率	-0.131*** (0.017)	-0.052
定数項	3.701*** (0.331)	
対数尤度	-7541.5	
サンプル数	12,017	

注) *印の説明変数はダミー変数。ダミー変数についての限界効果は、0の値の場合と1の値の場合の差。()内は不分散修正後の標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを意味する。

を用いた推定, ②世帯主の公的年金加入状況(1号か2号か)の操作変数として地域ブロックを使用した推定, の2通りを行い, それぞれについてHausman検定を行った。操作変数法における「有配偶・世帯主2号」を示す変数の限界効果は, ①で-13.3%, ②で-14.3%となった。しかしながら検定の結果, 配偶状況(有配偶・未婚)は内生変数であることを棄却できなかった。すなわち, DIDによる分析にもバイアスが伴っていたことになる。

付記

本稿で使用した『平成10年国民生活基礎調査』および『平成10年公的年金加入状況等調査』の個票は, 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金のあり方に関する実証研究」(主任研究者: 府川哲夫, 国立社会保障・人口問題研究所部長)において目的外使用申請を行い, 許可を得て筆者が再集計したものである。

本稿の作成に当たっては, 安部由起子先生(亜細亜大学), 鈴木亘先生(大阪大学)から有益なコメントを頂戴した。また, 田宮遊子氏(お茶の水女子大学)に資料作成を手伝っていただいた。記して感謝申し上げる。もちろん, 残りうる誤りはすべて筆者の責任である。

注

- 20~59歳の第3号被保険者のうち, 年収が130万円を超える者は6.4%存在する。しかしながら, ここでの年収は調査前年のものであり, 時間的なラグがあることに注意が必要である。つまり, 前年は第2号で130万円以上の所得を得ていたが, 結婚退職などで調査時点では第3号になっているようなケースもあるとみられる。現在就業している者に限定すると前年の年収が130万円以上の者は第3号全体の2.8%に過ぎず, 少なくとも年収要件に関して基準違反となっているケースはそれほど多くないと見られる。
- このサンプルの代表性を確認する意味で, 同様の属性をもつ『基礎調査』サンプル(リンケージできなかったサンプルも含まれる)との比較も行った。なお, 『基礎調査』では, 『加入調査』のように「パート, アルバイト」といった区分はしていないが, 従業上の地位のうち「1年以上

1年未満の契約雇用者」あるいは「日々または臨時雇い」がこれに該当すると仮定している。その結果, 夫の所得は『基礎調査』サンプルよりもリンケージされた『加入調査』サンプルの方が低い(前者は665万円, 後者は643万円)ことを除くと, 妻の年齢や末子の年齢構成など世帯属性の面で有意な差は観察されなかった。

- 本研究が分析対象とする1998年(平成10年)時点では, 法定労働時間は週40時間であるが, 特例措置対象事業場では週46時間労働であった。したがって, 社会保険加入の際に「常用労働者の4分の3以上」とされる労働時間要件も, 勤め先が通常の事業場である場合には週30時間(40時間×3/4=30)であったはずであるが, 特例措置対象事業場である場合には週34.5時間(46時間×3/4=34.5)だったことになる。
- 変数 x の一般的なカーネル密度推定量は, 下記のように表すことができる。

$$\hat{f}_h(x_0) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K(\varphi_i)$$

ここで h はバンド幅, $K(\cdot)$ はカーネル関数と呼ばれる。カーネル関数には様々なものがあるが, 本稿ではEpanechnikovカーネルを使用している。また, バンド幅としては $h = n^{-1/5} \cdot 0.9 \min[\sqrt{\text{variance}_x}, (75 \text{ percentile}) - 25 \text{ percentile}]/1.349]$ を使用している。具体的なバンド幅は, 図3が0.137, 図4が0.083, 図5が0.153, 図7が0.070である。

- 平成9年『賃金労働時間制度等総合調査』(旧労働省)によると, 調査対象企業のうち配偶者手当制度のある企業の割合は76.6%であるが, 企業規模が大きいほどその割合は高く, 1,000人以上の大企業では92.2%に達する。また配偶者手当を支給する企業における1企業平均の「配偶者手当額」は平均10,500円だが, 企業規模別にみると, 1,000人以上17,400円, 300~999人14,200円, 100~299人11,100円, 30~99人9,600円で, 1,000人以上は30~99人の約1.8倍の額となっている。
- 近年における高所得カップルの増加については小原(2001)参照。
- ただし妻の労働時間が把握できないため, 4分の3条項の適用により厚生年金の第2号被保険者となっている妻が混在している可能性は排除できない。
- DIDにまつわる問題点は, 大日(2001)が詳しい。
- ここでは未婚女性の労働供給は, 世帯主(親)が第1号であるか第2号であるかによって影響されないと仮定している。実際, 未婚女性における1号世帯と2号世帯の労働力率の差は小さい。
- 樋口ほか(2001)では6歳未満の子供ありダミ

ーを含めているが、本稿はクロスセクション・データを使用しているため、子供ありダミーと treatment group を示す妻ダミーが線形結合となり、使用できない。

参考文献

- Abe, Yukiko (2002) "The Effects of the 1.03 Million Yen Ceiling in A Dynamic Labor Supply Model," 日本経済学会 2002 年度秋季大会報告論文。
- Akabayashi, Hideo (2001) "How Do Japanese Wives Respond to the Allowance of Spouse? A Structural Estimate of Labor Supply and a Test of a Unitary Household Model," 日本経済学会 2001 年度秋季大会報告論文。
- Hanratty, Maria J. (1994) "Social Welfare Programs for Women and Children: The United States versus France," in Rebecca M. Blank ed., *Social Protection versus Economic Flexibility*, Chicago: The University of Chicago Press, pp. 301-332.
- 赤林英夫 (2003) 「社会保障・税制と既婚女性の労働供給」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, pp. 113-133。
- 安部由起子 (1999) 「女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析」『季刊社会保障研究』Vol. 35, No. 1, pp. 77-95。
- (2002) 「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」, 小椋正立・デービッド・ワイズ編『日米比較 医療制度改革』, 日本経済新聞社, pp. 87-131。
- ・大竹文雄 (1995) 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給」『季刊社会保障研究』Vol. 31, No. 2, pp. 120-134。
- 大日康史 (2001) 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 497, pp. 22-32。
- 金子能宏 (2003) 「女性パートタイム労働の現状を踏まえた雇用政策と年金制度の役割」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, pp. 71-89。
- 神谷隆之 (1997) 「女性労働の多様化と課題」『フィナンシャル・レビュー』(December), pp. 29-49。
- 小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?」『日本労働研究雑誌』No. 493, pp. 15-29。
- 永瀬伸子 (1997) 「パート賃金はなぜ低いか? 諸制度の足かせ」, 雇用促進事業団『国際化の進展と労働市場——制度政策の影響』, (財) 統計研究会, pp. 159-191。
- 樋口美雄 (1995) 「「専業主婦」保護政策の経済的帰結」, 八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』, 日本経済新聞社, pp. 185-219。
- 樋口美雄・西崎文平・川崎 暁・辻 健彦 (2001) 「配偶者控除・配偶者特別控除制度に関する一考察」, 景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー, DP/01-4, 内閣府政策統括官 (経済財政-景気判断・政策分析担当), 2001 年 8 月。
- 元山 齊・両角良子 (2002) 「ノンパラメトリック回帰-カーネル法の理論と実践」, 美添泰人・大瀧雅之編『家計のミクロ統計分析』, (財) 統計情報研究開発センター, pp. 127-158。
- (おおいし・あきこ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部第 2 室長)

大石論文へのコメント I

鈴木 亘

1 総括

「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」については、わが国においても安部・大竹(1995)、安部(1999)を始め、既に数多くの研究が存在しているが、その政策的な重要性を考えると、方法論やデータを変えてまだまだ深く検証・蓄積されるべきテーマである。大石論文は、まさに新データ(「国民生活基礎調査」「公的年金加入状況等調査」と新手法(ノンパラメトリック推定)を用いて、既存研究に対するいくつかの改善や新事実を提供しており、学術的にも政策的にも重要な貢献として評価できる。

2 分配的インプリケーションについて

さて、本論文のハイライトは、IV章1, 2節の有配偶女性の就業決定要因や労働時間の分析と、3節の稼働所得分布の分析であるが、筆者には、4.分配的考察として提出されている「妻の稼働所得階級別の夫の所得分布」の分析が最も興味深かったので、まずその点についてコメントをしたい。ここでは、図7にあるように、妻の稼働所得を、①無し、②1-103万円、③130-299万円、④300万円以上の4階層に分け、夫の所得のKernel Densityを見た結果、①無しから②③と順に所得の分布が左(低所得)に移動した後、④では一転して所得が右(高所得)に移動する逆転現象が観察されている。著者は、特に③の130-299万円の階層の夫の所得分布が顕著に低いことから、「これらの世帯では夫の所得が低いため、税・社会保険料負担を覚悟の上でより多くの所得を稼ぐ必要性に迫られている」ものとみなし、そのような層が税制や社会保障制度のメリットを受けていないことについて分配上の問題を指摘している。

これは大変重要な発見である。夫の所得が把握できる「国民生活基礎調査」に目を付けた著者の大きな成果である。ただし、ここで行われた分析

は、単に妻の階層を分けたKernel Densityの推定だけであるため、独立した分析としては未完成であり、まだまだ深めてゆくべき点が多い。しかし、夫と妻の所得の非線形性やその分配面の評価というテーマはポテンシャルが大きいものと思われることから、著者自身、もしくは他の研究者がこの論文を出発点として分析を深めてゆくことを期待したい。

拡張の方向として容易に思いつくのは、逆に、夫の所得階層を分けた妻の稼働所得のKernel Densityを推定し、夫の所得が低い層が103万・130万の壁を越えざるを得ないのかどうか、裏から確認するということである。また、妻の稼働所得は④の300万円以上というような粗い括りではなく、どのあたりから逆転が起きているのかを、もう少し細かい括りで確認をしておきたいところである。さらに、「これらの世帯では夫の所得が低いため、税・社会保険料負担を覚悟の上でより多くの所得を稼ぐ必要性に迫られている」という見方は、筆者自身は直感的に正しいと思うが、理論的には妻の労働所得が高いため夫の労働供給が下がる可能性も否定できず、その場合には政策的インプリケーションも異なるので、もう少し掘り下げて分析する必要があるだろう。例えば夫婦の学歴の組み合わせをクラス分けし、③の妻130-299万円・夫低所得の層に低学歴同士の夫婦の割合が多いということであれば、分配上の問題定義もより説得的になる。

さて、最終的に妻の所得と夫の所得等を同時に分析するにはBivariate Kernel Densityを推定する必要があるが、Multivariate Kernel functionとbandwidthの行列を用いてMultivariate densityへの拡張は比較的容易である(Jones, 2000)。また、学歴などの様々な要因をコントロールするにあたっては、Dranove(1998)などが行っているように、それらをパラメトリックにコントロー

ルした後に、分布を推定する Semiparametric estimator の活用も有用であると想像される。

3 就業決定の分析について

就業確率については、配偶者控除など制度的な妻の就業率抑制が 6.8% というものであった。この数字と直接比較し得る先行研究が見当たらないため、意外にその評価は難しいが、例えば樋口ほか (2001) では、95 年の配偶者控除の税制改正の効果単体でも 8.4% の効果を計測しているの、やや小さい効果であったという印象がある。しかしながら、著者自身も認めるように、この効果には「制度以外の要因に由来する、第 1 号世帯と第 2 号世帯の間の系統的な差まで制度要因の影響に帰する」ことになるので、十分に幅をもってみるべきところである。

その他の各説明変数はおおむね予想通りの方向に推定されているが、一点気になったのは夫の所得の符号をマイナスとのみ想定していることである。これは、前にふれた夫の所得との非線形性の発見と整合性を書くものであり、もう少し工夫があっても良いようにおもわれた。

また、第二号の妻ダミーでは、制度以外の要因も含むバイアスが存在するとしているが、それ以外に、第二号の妻になるかどうかという内生性の問題も密接に関連するバイアスとして存在する。これに対しては、後に【補論】で行われているような操作変数法や、Treatment Effect Model による対処が考えられる。さて、【補論】では未婚女性を Control Group、有配偶女性を Treatment Group として両者の類似性を保つように配慮しつつ D-D 推定が行われている。しかしながら、著者自身も触れているように、クロスセクションデータにおいて D-D 推定を行うに当たっては、Control Group が本当に Treatment Group と比較し得る同質的な集団なのかという問題が付きまとい、必ずしもより優れた推定とはいえない。この点について、著者は、配偶状況と世帯主の年金加入の内生性の考慮として操作変数法による推定をして対処しているが、操作変数の住居状況と地域ブロックが果たして適切なものかどうか疑問が

残る。これらの点については、今後の研究がさらに深めてゆく余地となるし、著者自身が触れているように、複数年次のデータを使用した制度変更の影響から適切な検証ができるであろう。

4 労働時間の分析について

労働時間の分析については、まず「国民生活基礎調査」「公的年金加入状況等調査」をリンクさせるという、労働時間や賃金データが無い「国民生活基礎調査」の欠点を埋め合わせるウルトラ C の大技が用いられており、驚いた。しかしながら、最終的に分析対象として用いることができたサンプルは 423 ということであるから、「国民生活基礎調査」の規模に照らして、本当に代表性が高いサンプルなのかどうか疑問が持たれる。

分析も、著者自身が触れているサンプルセレクションバイアスの調整や内生性の考慮をする余地が残されており、まだまだ分析の完成度が高くないように思う。賃金率の係数については、夫の所得との関係性も高いので、例えば交差項を入れたり、賃金率によって弾力性が異なる効果を入れるために局所回帰を用いたり、Quantile Regression を用いたりという拡張が考えられる。

5 稼働所得の分布

稼働所得に対する Kernel Density の適用は、恐らく初の試みであり大変興味深い。得られた結論は、① 1 号の妻よりも 2 号の妻の方が 103 万円の壁に対する所得調整が顕著である、② 夫の就業先が大企業であるほど所得調整が顕著であるという大変重要なものである。その原因としては、限界税率の大きさのほか、所得効果 (Backward bending) が想像され、両者の区別は政策的に重要であるが、パラメトリックな分析も同時に用いるなどしてさらに分析を深めればよい拡張になると想像される。

6 結 語

来年に予定されている公的年金改正によるパート労働者の年金加入や、配偶者特別控除の上乗せ部分廃止など、「有配偶女性の労働供給と税制・

社会保障制度」の解明はますます重要になりつつあり、今後、このテーマに関しては更なる研究蓄積が行われることが期待される。そのひとつの方向が、すでに Akabayashi (2001), Abe (2002), 赤林 (2003) で行われている構造型モデルによる分析であり、政策シミュレーションも可能であることから、その活用・発展が期待される。一方、大石論文で示されたノンパラメトリック・セミパラメトリックな手法を用いた分析も、今回示されたように、ポテンシャルが高く、この論文に触発されて数多くの分析がなされることが期待される。

注

- 1) もちろん、この点、著者は注2)においていくつかの変数で代表性の確認を行っているが、それにしても少ないサンプルである。

参考文献

- 赤林英夫 (2003) 「社会保障・税制と既婚女性の労働供給」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, pp. 113-133。
 安部由起子 (2002) 「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」, 小椋正立・デービッド・ワイズ編『日米比較 医療制度改革』, 日本

- 経済新聞社, pp. 87-131。
 安部由起子・大竹文雄 (1995) 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給」『季刊社会保障研究』 Vol. 31, No. 2, pp. 120-134。
 樋口美雄・西崎文平・川崎 暁・辻 健彦 (2001) 「配偶者控除・配偶者特別控除制度に関する一考察」, 景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー, DP/01-4, 内閣府政策統括官 (経済財政-景気判断・政策分析担当), 2001年8月。
 Abe, Yukiko (2002) "The Effects of the 1.03 Million Yen Ceiling in A Dynamic Labor Supply Model," 日本経済学会 2002 年度秋季大会報告論文。
 Akabayashi, Hideo (2001) "How Do Japanese Wives Respond to the Allowance of Spouse? A Structural Estimate of Labor Supply and a Test of a Unitary Household Model," 日本経済学会 2001 年度秋季大会報告論文。
 Dranobe, D. (1998), "Economies of scale in non-revenue producing cost centers: implications for hospital mergers," *Journal of Health Economics* 17, pp. 69-83.
 Jones, A. M (2000), "Health Econometrics," in Culyer, A. J., and Newhouse, J. P., *Handbook of Health Economics, Vol. 1 A*: Elsevier, pp. 265-344.

(すずき・わたる 大阪大学助教授)

大石論文へのコメント II

安部 由起子

この論文では、既婚女性の労働供給が、税制や社会保障制度からどのように影響を受けているか、とりわけ、いわゆる「パートの壁」の影響を実証的に検証しようとしている。国民生活基礎調査のデータは、まず、社会保険加入状況について詳細かつ比較的情報が得られるであろうという点で、他のデータにはない利点がある。その一方で、労働時間や雇用形態など、雇用にかかわる情報は、少なくともこれまでのところ、あまり多くは収集されていない。この論文は、利用できるデータの制約のもとで、大変丁寧な分析を行っている。

この論文が重点を置いているのは、所得税制・社会保険制度が、全体として有配偶女性の就業をどれだけ抑制しているのか、という問題意識であ

る。先行研究は、パート労働に限ってなされることが多かったのだが、それを、パート労働者以外の女性を含めて分析した点が特徴である。第2号被保険者の妻であると、第3号被保険者制度の影響を受けるのに対し、第1号被保険者の妻であればその影響を受けないという制度上の事情を用い、その2グループの差を測ることで、制度の影響を確認しようとしている。以下、分析に関するコメントを3点挙げる。

第1は、第1号被保険者の妻と第2号の妻とでは、就業状態が結構異なるかもしれない、という点である。第1号被保険者は自営業者などが多いと考えられ、その妻には、家族従業者などとしての就業機会が、第2号の妻に比べるとより開かれ

ているという事情があろう。表1を見ると、第1号被保険者である妻は、仕事をしている割合は53.0%、雇用者として仕事をしている割合は13.5%である。第3号被保険者である妻は、仕事をしている割合は27.9%であるが、雇用者として仕事をしている割合は20.5%である。すなわち、仕事をしている割合では第1号被保険者が第3号よりも25%高いのに対し、雇用者としての就業については、第1号のほうが7%低いわけである。したがって、夫が第1号被保険者である場合には、第2号被保険者である場合と異なり、税制・社会保険制度から影響を受けていない、というだけでなく、就業にかかわるその他の面（たとえば雇用者以外の就業機会の有無や、雇用者として働く傾向等）にも違いがあるかもしれない。そうすると、夫が第1号であることによって、制度の影響のみを抽出することには、やや無理があるかもしれない。

コメントの第2点は、税制・社会保障制度が、就業・非就業の意思決定にどのように影響を与えると理論的に考えるか、という点である。有配偶女性の非正規雇用は、近年増加してきている。一方、低収入での就業については、税制や社会保険制度の影響を受けない。配偶者控除・配偶者特別控除・社会保険などによって、多少なりとも有配偶女性がパート労働をするにあたってこれらの影響が出てくるのは、給与収入が70万円に達したところで配偶者特別控除が減額されてくることである。そして、103万円のところで、夫の勤務先からの配偶者手当が打ち切りになることが多い。この前者の70万円のところでは、妻の労働時間が増加したときに、税制による影響は大幅な可処分所得の減少をもたらすわけではないため、実際問題としては、70万円のところで調整が起こっているようにはあまり観察されない²⁾。むしろ、90万円から103万円付近の間に大きな集中が見られ、103万円をターゲットにしてそこに近づこうとする行動があることが伺える。

その意味では、就業とはいっても、低所得での就業であれば、特に税制・社会保障制度の影響を受けているとも、理論的には、言い切れない。逆

にいうと、短時間就業の意欲があり、そのような就業機会が確保されていれば、たとえば夫が第2号被保険者であるとしても、就業することの金銭的ペナルティはほとんどない可能性がある。そうすると、就業関数（被説明変数を就業・非就業でとった推計式）や就業率のDID分析において、第2号被保険者の影響が表れているものの、就業のうちの一部（低収入での就業）については、第2号被保険者の妻のそれが抑制されると考えるべき理論的な理由は薄いと思われる。

第3点は、分配的視点についてである。この論文では、夫婦の所得分布についても、いくらかの分析結果が示されている。論文では、税制や社会保障制度からの「メリット」（控除の適用や第3号被保険者となること）を利用できるか否か、という面を主に議論しているが、メリットの「額」にも、実は大きな違いがあるかもしれない。たとえば夫が高所得である場合には、妻が就業しない傾向が強くなり、その場合、配偶者控除と配偶者特別控除の両方が適用になり、夫の限界税率も高いため、制度の適用があるというだけでなく、適用によるメリットの規模も大きかったであろう³⁾。夫が低所得であるときに妻が家計補助的な意味で103万円の年収で働く場合、配偶者特別控除と配偶者控除の総額のうち半額のみ適用となり、また、夫の限界税率も低い。税制・社会保障制度からのメリットのある・なしだけでなく、その規模についての議論も、なされていくことが望ましいと考えられる。

注

- 1) これらは、夫の社会保険加入状況ではなく、妻の社会保険加入状況によった集計だが、表2によると、夫が第1号である場合に妻が第1号である場合は83%であるので、夫の社会保険加入状態と妻の就業状態の間に一定のパターンがあるとみなしてよいであろう。
- 2) たとえばこの論文の図1には、妻の所得分布のカーネル推計量があるが、90万円の軸よりも左のところで、特にこれといって大きな“かたまり”などは存在していない。70万円で限界税率が変化することが、それなりの影響をもっているならば、ここで何らかの傾向が観察されるはずである。なおこの点は、他のデータセット

でもおおむね似た傾向にある。なお、配偶者特別控除は平成16年から現在までのものとは変更になるため、70万円での限界税率の変化はなくなる。

3) ただし、夫の所得が1,000万円を超えると、配偶者特別控除は適用されない。また、平成16

年より、配偶者特別控除は、配偶者控除の適用となる場合には適用されなくなるため、この規模は今後縮小する。ただし、限界税率の影響は、今後も同様である。

(あべ・ゆきこ 亜細亜大学助教授)

日本の医療保険改革と「管理された競争」

田 近 栄 治
菊 池 潤

I はじめに

人口の高齢化と低迷する経済のなかでわが国の医療保険財政の厳しさは増している。そうしたなかで、2002年には健康保険法が改正され、70歳以上の高齢者の1割負担、被用者本人の自己負担率の2割から3割への引上げ、および政府管掌健康保険（以下、政管健保）の保険料率の引上げなど一連の負担増が図られた。また、医療機関側では平均1.3%の診療報酬の引下げが行われた。そして、先送りされ続けてきた医療保険改革も動き出そうとしている。

これまで、日本医師会、健康保険組合（以下、組合健保）、（旧厚生省に置かれた）医療保険福祉審議会および全国町村会などから医療保険の改革案が提出され、厚生労働省はそうした改革案を四つにわけて、各案の論点整理と財政効果の検討を行っている（厚生労働省、2001）。その論点整理によれば、日本医師会は高齢者を独立した集団として、その財政を主として公費でまかなう「独立保険方式」、組合健保は、その被保険者を退職後も被用者保険全体で支える「突き抜け方式」、医療保険福祉審議会は、改革の一案として、現行の保険制度を前提として、保険者間の「年齢リスク構造調整方式」を行うこと、全国市町村会は、すべての医療保険の「一本化方式」を主張している。

このようにさまざまな改革案が出されているが、ここでの争点は、今後増大する高齢者医療費をこれまでの老人保健制度への拠出金に代わって、どのようにして負担しあうかである。しかし、わが

国の医療保険がかかえている本質的問題とは何かを正面から論じないまま、保険者や政府の間で負担調整を行っても、問題の解決にはならない。この論文の目的は、こうした改革提案に代わって、日本の医療保険の本質的な問題とは何かを示し、その解決を個人の自由な保険者選択と保険者機能の強化による「管理された競争」を通じて目指すことである。

日本の医療保険の何が問題か。この点に関するわれわれの考えは、以下のものである。第1に診療報酬の支払いの面では、老人慢性疾患の検査・投薬などを除いてほとんどの診療報酬費が出来高（事後）払いとなっており、その結果社会的入院など医師誘発需要が生じ、医療費の増大を招いている¹⁾。その一方で負担軽減のために膨大な公費が投入されている。第2に、個人が自由に保険者を選択できず、消費者による保険者の選別がなされていない。第3に、保険者も診療報酬明細書（レセプト）を直接審査できず、また医療機関と直接契約を結べないなど、被保険者の代理人としての機能が大きく制約されている。第4に、株式会社の病院経営が認められていないなど、医療市場への参入規制が厳しく、開業医、社会福祉法人や医療法人などこれまでの医療サービス供給者が手厚く保護されている²⁾。

以上の認識のもとにわれわれは、日本の医療保険改革の根幹は、個人が医療プランなどを手がかりに自由に保険者を選択できること、および、各保険者のリスク（加入者の疾病にともなうコスト）を調整した上で、国民皆保険を前提として、保険者間の競争を促すことであると考えよう。

した考え方は、Enthoven (1991)、Van De Ven (1990) や Van De Ven and Ellis (2000) らの主張している「管理された競争」に負っているが、それを日本にどのように適用したらよいか考えたい。

論文の構成は次の通りである。IIでは、公費負担に注目して、政管健保、組合健保、共済、国民健康保険（以下、国保）、老人保健の財政を明らかにする。IIIでは、「管理された競争」の考え方を示す。IVでは、現在ある保険者を前提として、日本における「管理された競争」の導入について検討する。「管理された競争」では、個人の保険者選択を通じて、保険者の淘汰が進むことが改革のポイントの一つであるが、ここでは既存の保険者を前提に、改革の会計的な側面にしぼった説明を行う。Vは、本稿の要約と結論であり、あわせて「管理された競争」の適用にあたって今後考慮すべき諸点について述べる。

II 公費負担を含めた保険者財政

1 収入源の一つとしての公費

交通事故であれ、病気、死亡あるいは長生きし所得が枯渇するリスクであれ、保険は予想される費用を被保険者が全員で負担しあう仕組みである。日本では、年金であれ、医療保険であれ、その大きな部分は公的保険として運用されてきた。しかし、給付と負担の間のバランスは図られることなく、保険数的にみれば、多くの給付を少ない負担で支払ってきた。

それを可能にしてきたのは、さまざまな制度の間の財政調整と国や地方団体からの補助金、すなわち公費であった。医療保険も例外ではない。ここでは、老人医療への拠出金と、老人医療だけではなく国保や政管健保の医療給付に対するさまざまな公費負担によって制度が支えられてきた。このうち、拠出金は、出し手である被用者保険の財政を逼迫させ、政管健保の赤字、積立金の取り崩しが生じ、組合健保では、組合の解散が続いている。もはや、これ以上の拠出金負担は、被用者保険の存続を危うくしている。また、拠出金は、保険者の自らの収入からの支払いなので、その負担

感は、その会計を通じて直接伝わってくる。

これに対して、公費負担のほとんどは国からの補助金であるため、保険者にとっても負担感が直接には感じられない。実際は、将来世代までを含めれば、税を通じて何らかの形でその負担は避けることはできないとしても、保険者財政の破綻に直接つながる拠出金と比べれば、負担感は少ない。また、医療保険の担当官庁である厚生労働省としても、公費は外からくる「収入」であり、公費が大きくなれば、その分患者をはじめ他の負担を抑えることができる。

そうしたなかで、財政が厳しくなれば公費負担が増える。この論文の冒頭に述べた2002年の医療保険改正でも公費負担が重要な論点となり、社会保障審議会・医療保険部会において厚生労働省の担当者から次のような発言がなされている。「私どもとしては、例えば（老人医療の対象）年齢を引き上げ、公費負担も2分の1にするという案を出し、かなり大幅な制度の改正ではないかと思っています。その結果、……将来の姿としては、公費負担も現在の公費負担の姿よりもかなり大きくなりますし、患者負担の方は、今の患者負担の比率にとどまりますし、何よりも政府管掌保険の保険料にしても2025年で、総報酬にして10%を切る9.8%という数字を御紹介したことがあると思いますが、そういったことで、2025年まで政管を例に取っても、負担の面でもサステナブルな改革ではないかということで提案をさせていただいているところでございます。」（第4回議事録、2001年10月31日、引用中の括弧内筆者挿入³⁾）

このように、医療保険の政府の担当者にとっても、公費は患者の自己負担や保険料と並んだ収入の一つで、それをだれが、いつ払うかという視点は欠如している。しかし、高齢化が進展し、医療費が増大するなかで、公費負担を無視し続けることはできない。今後、どのような医療保険制度によって負担をまかなうにせよ、われわれが第一に明らかにすべきことは、各保険者の公費負担を明確にした上で、これまでの医療保険の給付と負担の関係を示すことである。

2 現行制度下の保険者財政

田近・菊池(2001)において、保険者財政の現状とその将来推計について論じた。この論文では、年齢階級別医療費をもとに、1998年を開始年として高齢化にともなう国保、政管健保、組合健保、共済および老人保健制度(以下、老健)の財政を推計した。推計に当たって用いた資料・統計については、この論文に譲り、ここでは上に述べた、これまで公費負担によって不透明になっていた各保険者財政の実態を明らかにする。以下では、上記論文の基準年となった1998年度を対象として検討を進める。

保険者財政を考える場合、老健をどのように扱うかという問題がある。老健自身は高齢者医療を管理する会計で、それ自身は国保(市町村)の中に入っており、保険料を徴収したり、そこから支払いを行うといった保険者ではない。しかし、その実態は国保に属する70歳以上の高齢者の医療保険であるので、ここでは老健に属する人々の保険料や医療費を国保とは別立てて推計し、独立し

た一つの保険者として扱った。

なお、被用者本人の退職にともなう本人およびその家族は国保加入者となり、退職者医療制度の適用を受けることになる。しかし、退職者とその家族の医療給付費は、退職者が属していた保険からの拠出金によってまかなわれているので、ここでは、退職者およびその家族は、退職者が所属していた保険に帰属させた。具体的には、50歳から54歳の被用者保険の加入者比率を用いて、退職者医療適用者を各保険に配分した。

結果は表1に示した。政管健保の財政から始める。1998年度において、保険料と(患者)自己負担によって7.29兆円の収入があった。それに対して、政管健保自身の医療費は5.72兆円であったので、収支は1.58兆円の余剰であった。しかし、そこから老健への拠出金が1.89兆円なされる一方、給付費に対して公費から0.5兆円の補助があったので、拠出金と公費を合わせた純移転額である1.38兆円を控除すると、収支は1,940億円の余剰であった。これが、保険者として政管健

表1 現行制度下の保険者別財政(1)―1998年度―
(老健を保険者として考えたケース)

(単位:10億円)

		政管	組合	共済	国保	老健	合計
収入	保険料	6,116	6,014	1,729	2,418	751	17,028
	自己負担	1,178	920	306	978	804	4,186
収入合計(A)		7,294	6,934	2,035	3,396	1,555	21,214
支出(B)	医療費	5,718	4,362	1,428	5,456	11,174	28,137
保険収支(収入-支出)(C=A-B)		1,576	2,572	607	-2,060	-9,618	-6,923
保険者間移転	老健純拠出金	-1,888	-1,962	-633	-1,203	5,686	0
国からの受取額	公費補助(給付費)	506	—	—	2,239	3,111	5,856
	公費補助(拠出金)	—	—	—	—	1,573	1,573
移転額合計(D)		-1,382	-1,962	-633	1,037	10,369	7,429
保険者による公費負担を考慮しない場合の総合収支(C+D)		194	610	-26	-1,023	751	506
公費負担(人数割)(E)		-2,228	-1,990	-620	-1,789	-802	-7,429
保険者による公費負担を考えた場合の総合収支1(C+D+E)		-2,035	-1,380	-645	-2,812	-51	-6,923
公費負担(所得割)(E')		-2,587	-2,612	-751	-1,136	-342	-7,429
保険者による公費負担を考えた場合の総合収支2(C+D+E')		-2,393	-2,002	-777	-2,159	409	-6,923

出所) 筆者計算。

保の管理する会計である。政管健保にとって老健拠出金がいかに大きいかかわかる。

ここまでの公費の負担を考えず、公費は外から入ってくる収入とした場合の収支である。政管健保と同様にして、その他の保険者についてここまでの収支をみる。組合健保では、6.93兆円の収入に対して、4.36兆円の医療費がかかり、2.57兆円の余剰であったが、老健拠出金が1.96兆円に達していたため、総合収支は6,100億円の余剰となった。共済の場合には、それ自身の収支は6,070億円の余剰であったが、老健拠出金によって260億円の赤字となっている。

被用者保険に対して、国保では単独の収支が2.06兆円もの赤字となっているが、老健拠出金を上回る公費の給付があったために、総合収支では赤字は縮小して、1.02兆円となった。老健は、単独ではほとんど使うだけの保険であり、9.62兆円の赤字であったが、他の保険者からの拠出金と公費の給付によって、総合収支は7,510億円の余剰であった。

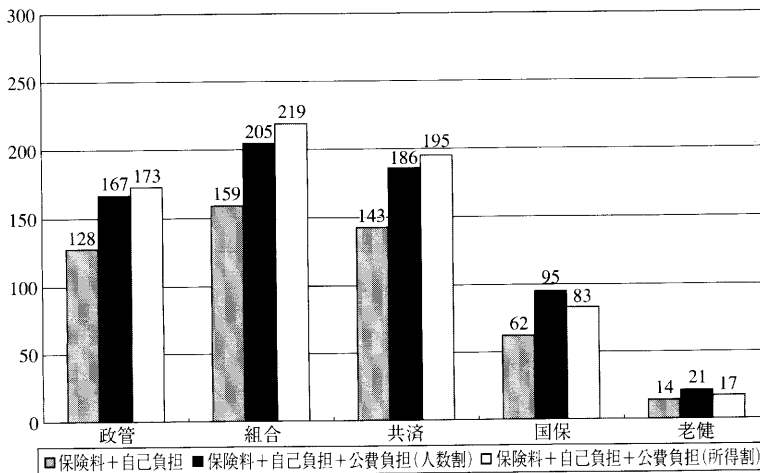
以上が、老健を保険者として考え、公費を収入とした場合の各保険者の収支である。全体をみると、保険料と自己負担で21.21兆円の収入があり、それに対して28.14兆円の医療費がかかったため、

赤字は6.92兆円にも及んだ。しかし、それを上回る7.43兆円の公費が投入されたために、全体の収支は5,060億円の黒字となった。この7兆円を超す公費が、各保険者の会計では、収入となっていることを考えると、日本の医療保険の給付(医療費)と負担の関係がいかに歪んでとらえられているかがわかる。

そこで、公費負担を各保険者に帰属させ、給付と負担の関係を明らかにした。各保険者の公費負担として、ここでは保険者の人数(本人と家族)と所得による二つの按分を考えた。人数割の場合、政管健保は2.23兆円の負担を行うので、収支はさらに悪化して、2.04兆円の赤字となる。かりに、公費負担が消費税のように保険加入者数にしたがってなされるとすると、政管健保は、7.29兆円の負担の上に、さらに2.23兆円の負担を行っていることになる。

同様に、組合健保と共済でもそれぞれ、さらに1.99兆円および6,200億円の負担が必要となる。人数割の場合、国保や老健の公費負担も大きく、国保では1.79兆円となる。結果的には、老健を含むすべての保険で赤字となる。

公費負担を所得で按分した場合の結果は、表1の最下段に示した。この場合は、被用者保険の負



注) 医療費を100としたときの、保険料、自己負担および公費負担の割合。

図1 保険者別にみた医療費に対する負担の割合 (老健を保険者と考えたケース)

担はさらに大きくなり、その分国保と老健の負担は下がる。とくに所得の高い組合健保の負担が大きく増加することがわかる。

このように、消費税にせよ、所得税にせよ何らかの形で支払わなければならない公費負担を各保険者に帰属させると、医療費と負担の関係が明確となる。図1は、この点をさらに明らかにするために、医療費を100として、各保険者が負担した保険料、自己負担および公費負担を示したものである。公費として、人数割と所得割を用いた。組合健保の医療費の2倍を超える負担から、老健の10%から20%程度の負担まで、同じ保険であっても、給付と負担には大きな格差があることがわかる。

しかし、保険者間の給付と負担の格差だけが重要なのではない。国民皆保険を前提とした公的医療保険である以上、所得レベルの違いによって給付と負担の比率にある程度の格差が生じるのは当然である。しかし、大切なことは、公費を収入だとして給付と負担の関係をとらえていたのでは、医療保険の実態を大きく見誤るということである。組合健保であれば、公費を収入として考えた場合、給付に対する負担の比率は1.59であるが、公費の負担を考えに入れると、この比率は2倍を超える。このように、公費で不透明になった負担感を改め、実際の負担に基づいて改革を探ることが重要なのである。

III 「管理された競争」のねらいと仕組み

1 「管理された競争」は何を目指しているのか

日本の医療保険の特徴は、診療報酬のほとんどが出来高払いとなっていること、およびその負担にあたって膨大な公費が投入されていて、負担と給付の関係が被保険者にも、保険者にも正しく伝わっていないことを指摘した。そして、公費負担の実態を検討した。この節では、日本の医療保険の抜本的な改革の視点として、「管理された競争」のねらいについて述べ、それを実際の制度として実施するための仕組みを示す。次節IVでは、IIで検討した保険者財政をもとに、日本における「管

理された競争」の導入を考える。

医療保険における「管理された競争」のもっとも基礎となる考え方は、価格やサービス供給量の規制によって医療費をコントロールするのではなく、個人の自由な保険者選択によって保険者の競争を促し、効率的なサービス供給を達成することである。「管理された競争」の提唱者の一人である Enthoven (1991) は、こうした改革を「消費者選択による医療保険 (Consumer Choice Health Plan)」とよんでいる。また、「管理された競争」による改革のより現実的な検討は、Van De Ven (1990) が1987年にオランダで提案された改革案 (Dekker Plan) に基づいて行っている。Van De Ven and Ellis (2000) は、「管理された競争」のその後の展開について詳細な検討を行っている。

このようにすぐれた先行研究があるので、ここでは「管理された競争」の考え方については論点を絞り、そこで示されたアイデアを制度化するための具体的な方法の検討に力点をおく。まず、「管理された競争」では、皆保険 (open enrollment) の原則、すなわち、保険への加入を求める人々は拒まれることはないという原則が適用される。第2に、出来高による、保険者から医療機関への事後的な支払いに代わって、保険者にはその加入者のリスクを反映した包括的な医療費が事前的に保証される。保険者財政にとって、このもっとも基本となる医療費を「リスク調整医療費 (Risk-Adjusted Payment, 以下RAP)」とよぶ。第3に、個人は保険者を自由に選択できる。第4に、保険者は被保険者の要望に応えつつ、もっとも効率的なサービスを提供するために、個別医療機関や医師と直接的な契約を結ぶことができる。以上が「管理された競争」の骨格であるが、その本質は診療報酬の事後的・出来高払いをやめ、RAPに基づく事前的・包括的な支払いを行うことである。RAPを超えた医療費は、被保険者の負担となること、一方個人は自由に保険者を選択するので、保険者はRAPの予算の範囲でできる限り効率的なサービスを提供しようとする。これが「管理された競争」のねらいであるが、その成

功の鍵は、さまざまなリスクがあるなかで RAP をどれほど適切に推計することができるかである。もし、保険者にとって危険度の高い人々に対する RAP が過小であれば、保険者はそうした人々の加入を認めたがらないであろう。皆保険が原則であっても、待ち時間を長くされたり、サービスの質を意図的に下げられたりすることによって、実質的にこのような人々は望んだ保険から排除される可能性がある。すなわち、リスク・セレクション（保険者による被保険者の選別）が起きる可能性がある。

実際、RAP をどのように推計するかが、オランダやドイツなど「管理された競争」に基づく改革を始めた国々で大きな問題となっている。個人の年齢、性別以外に、居住地や所得などを RAP の説明変数としているが、これらでは説明のつかない医療コストがあり、リスク・セレクションが生じている。これは、RAP の推計を改良することによって解決できる問題なのか、RAP に基づく包括払いと並行して、保険者負担を軽減する何らかの追加的な対策が必要となるかなど、今後の課題は残されている⁵⁾。この問題と関係するが、ドイツでは保険者の選択が進み、地域型保険者から企業型保険者への移動が生じている（健康保険組合連合会、2001 および GreB et al., 2001）。

2 「管理された競争」を制度化する二つの会計方法

このように「管理された競争」には重大な課題も残されているが、以下では RAP が適切に推計され、保険者に示されていることを前提として、「管理された競争」の制度化について検討する。以下では表 2 にしたがって説明を行う。ここでは、1 国内に二つの保険者 A と B が存在するとして、保険者 A の加入者数、総所得、実際にかかった医療費および RAP（リスク調整医療費）をそれぞれ、 P_A 、 I_A 、 C_A および R_A とする。同様に保険者 B の加入者数などは、表に示された通りであるとする。

この二つの保険者を対象にして、「管理された競争」の会計的な仕組みを考える。各保険者に保

表 2 保険者の基礎データ

	保険者 A	保険者 B
加入者数	P_A	P_B
所得	I_A	I_B
医療費	C_A	C_B
RAP（リスク調整医療費）	R_A	R_B

証する RAP をまかなう保険料を国が一元的に徴収するのか、各保険者が徴収するのかによって、二つの方式が考えられる。すなわち、垂直的調整と、水平的調整である。実際、オランダは垂直的、ドイツは水平的な調整によって、保険者への RAP の支払いを行っている。以下では、垂直的調整と水平的調整それぞれについて検討する。（オランダについては、大森、1998、OECD、2000 および Ministry of Health, Welfare and Sport of the Netherlands, 2001、ドイツについては、European Observatory on Health Care System, 2000、および健康保険組合連合会・社会保障研究室、2001などを参考とした。）

まず、垂直的調整による会計を考える。国は RAP を保険者に支払うために必要な保険料を徴収する。保険料を所得比例であるとする、保険料率は、 $s = (R_A + R_B) / (I_A + I_B)$ となる。これによって、国は保険者 A と B に支払う RAP を確保する（実質的には、所得税への上乗せとなる）。保険者 A は、国からその RAP である R_A を受取る。その後、保険者は上に述べたように、その被保険者を満足させつつ、効率的なサービスを提供するように努力するが、結果的にかかる費用は、国から事前に交付を受けた RAP と等しくなるとは限らない。この費用を C_A とすると、保険者 A は、実際にかかった費用と国からの受取った RAP の差額分、すなわち、 $C_A - R_A$ を被保険者から独自に徴収する⁶⁾。以上から、保険者 A に加入する人々が負担する医療費総額は、 $C_A + sI_A - R_A$ となる。

この垂直的調整方式では、人々が払う保険料は加入している保険者を通らず、直接国に支払われる。したがって、上に示したように、保険者 A に加入する人々の実質的な負担額は、 $C_A + sI_A -$

R_A であっても、保険者の会計的な責任は、実際にかかった医療費 C_A とRAPの差額の調達だけである。もし、医療費を十分小さくすれば、理論的には保険者Aは、RAPを受取って、余剰を生み出すこともできる。なお、以上はヨーロッパ諸国のいわゆる連帯を前提にして、保険料を個人のリスクから独立させ、所得比例としているが、保険料の一部に均等割り($= (R_A + R_B) / (P_A + P_B)$)を導入したり、被保険者に自己負担(co-payment)を課すことも考えられる。

次に、RAPの水平的調整を考える。この場合は、保険料はRAPの部分を含めて、すべて各保険者が徴収する。そして、ドイツの制度で用いられている言葉を使えば、国全体で必要となるRAPは、保険者の財政力に従って徴収される。

具体的には、国全体のRAPである $R_A + R_B$ を徴収するにあたって、まず保険者Aの財政力を求める。財政力は、RAP総額を保険者の所得で按分したもので、保険者Aの財政力は、

$$\frac{R_A + R_B}{I_A + I_B} I_A$$

となる。垂直的調整の場合の記号を使えば、これは sI_A であり、保険者Aの加入者が国に直接払う保険料と等しい。

次に、保険者AのRAPと財政力が比較され、もし財政力が小さく、RAPをまかなえないのであれば、その不足分は他の保険者から移転される。すなわち、もし、 $R_A - sI_A$ がプラスであれば、保険者Aは交付金を受け、マイナスであれば、他の保険者に所得移転を行う。一方、実際にかかった医療費は C_A なので、保険者Aは、上記の交付金受取額(あるいは移転額)を合わせた合計額、 $C_A + sI_A - R_A$ をその加入者から徴収する。

このように垂直的調整にせよ、水平的調整にせよ、各保険者の負担は同一である。しかし、会計的に同一であっても、二面においてこの二つの調整方式には差異が生じる。第1に水平的調整では、保険料は保険者段階における1回限りの徴収であり、保険者が課す保険料率は、実際にかかった費用がRAPより大きい場合には、垂直的調整の場合よりも高くなる。垂直的調整の場合、RAP分

の負担は所得税の上乗せであったことと比較すると、水平的調整の場合の負担は、保険加入者にはより直接的に響く。この分、水平的調整の方が、保険者も個人も保険料率に敏感に反応すると思われる。

第2に、垂直的調整であれば、保険者は実際にかかった医療費とRAPを直接比較して保険料率を決めるのに対して、水平的調整では、実際にかかった医療費にプラスであれ、マイナスであれ、他の保険者との間の所得移転額を加えて保険料率を決める。「管理された競争」が目指すのは、RAPをつねに参照しつつ実際にかかった費用をコントロールすることであることを考えると、この場合には垂直的調整の場合の方が、保険者行動をより合理的にさせると思われる。

このように「管理された競争」を実際の制度として運用する上で、垂直的調整と水平的調整の二つの会計方法があり、これらは会計的には同一であっても、個人や保険者の行動には異なった効果を持つと思われる。両者の差異は、IIで論じた公費負担と似ていて、垂直的調整の場合に国に支払う保険料が、所得税と合体されるため、医療保険の負担としての認識が希薄になることから生じる。もし、これに加えて、RAPと実際の医療費の間に大きな格差が生じない場合には、垂直的調整方式における個人の保険者選択の誘因は減少する。しかし、現実には、保険者の努力によって実際の医療費は大きく異なるかもしれず、また、実際にかかった費用であれ、RAPであれ、医療費の一部を個人負担とすることによって、保険者のよりよいサービスに向けた努力も個人の保険者選択も誘発されるであろう。したがって、二つの会計方式に優劣をつけることは一般的には困難であり、各国それぞれの制度上の慣行や制約の上でいずれかを選択するべきである。

IV 日本における「管理された競争」の導入

以上、「管理された競争」を制度化する観点から、その会計的な仕組みに重点をおいて検討を行った。「管理された競争」による医療保険改革の

重要な目的の一つは、保険者選択の自由化とそれを契機とした保険者競争であるが、日本では、政管健保は国を保険者とし、3,800万人の加入者からなる巨大な組織であり、一方、国保は3,000以上の市町村を保険者とする加入者人口1,000人以下から100万人以上にも及ぶさまざまな規模の団体からなっている。

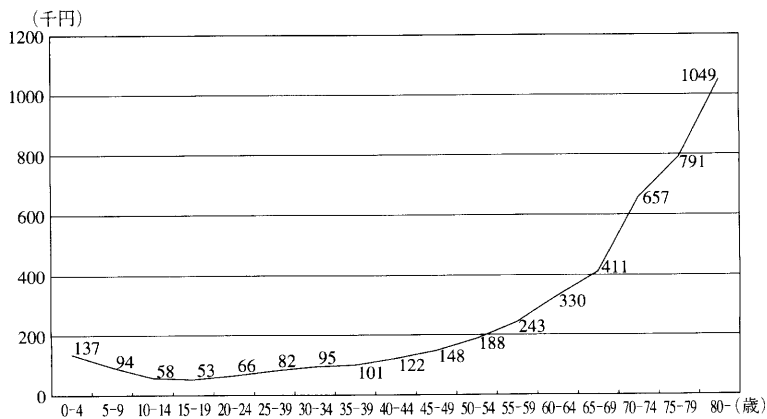
したがって、現行の保険者を前提として、保険者選択を通じてさまざまな個人の求める医療サービスの供給を実現していくことは不可能である。そこで、日本における医療保険改革の第1歩は、地域型であれ、職域型であれ、人々の選択が可能になる保険者体制を整えることから始めなくてはならない。国保であれば、加入者規模が少なくとも数十万人規模以上になるような保険者の再編が必要であり、政管健保では、国鉄のJRへの民営化時のように、全国をいくつかのブロックにわけなくてはならないであろう。いずれにおいても、都道府県への対応にこだわることなく、保険者として効率的な地域や規模の観点から再編を図るべきである。

次に、診療報酬の面でも、これまでの出来高払い制度から包括払い制度に向けた改革を推進し、それと並行してⅢで述べたRAP(リスク調整医

療費)の導入を図っていくことが必要となる。さらに改革を推進するのであれば、民間営利保険の参入を認め、個人が地域型であれ、職域型であれ非営利保険から民間営利保険に移る自由を与えることも考えられる。実際、1980年代の前半においてオランダでは、非営利団体である疾病金庫と民間営利保険者を同等に扱うことが検討された。

こうした準備を前提として、日本における「管理された競争」が開始される。以下では、RAPの決定要因として年齢だけを取り、かつ実際にかかった一人当たり年齢階級別平均医療費をそれぞれの年齢階級に属する人々のRAPとする。しかし、実際にかかった医療費は、すでに出来高払いによる影響を受けており、本来であれば、診断群別に推計された医療費などをもとに年齢階級別のRAPを推計すべきであることは言うまでもない。また、上で述べたように現在の保険者のままで改革を行うことはできないが、ここでは、日本における「管理された競争」の会計と財政に主眼を置いて、現在の保険者を出発点として「管理された競争」に基づく改革がどのように動き出すのかを示す⁷⁾。

図2は、Ⅱで検討した1998年度の保険者別医療費をもとに、以下RAPとして用いる5歳刻み



注) 各保険者の年齢階級別医療費、年齢階級別加入者数をもとに筆者計算。ここで用いたデータの出所および推計の手順は、田近・菊池(2001)参照。

図2 年齢階級別一人当たり医療費(5歳階級)
(1998年度)

の年齢階級別一人当たり医療費を示したものである。70歳未満は、さまざまな保険者に属する人々の医療費の平均となっているが、70歳以上は老健の加入者の平均と等しくなっている。改めて指摘するまでもなく、60歳以上になると一人当たり医療費は大きく増加する。40歳前後の人の医療費と比べて、80歳以上では一人当たり医療費はじつに10倍となっている。

以上、日本における「管理された競争」の導入を図るためにRAPと保険者に関しておいた仮定について述べた。財政調整方式については、Ⅲにおいて垂直的調整と水平的調整の二つの方式があることを指摘したが、ここでは、実際にかかった費用とRAPとの比較を通じて保険者に効率的な行動を促すと思われる垂直的調整に基づいた保険財政のシミュレーションを行った。また、医療財政の透明性を高めるために、改革にあたって公費負担を行わないこととした。導入後の各保険者の財政の推計結果は、表3から表5に示した。

表3は、Ⅱの表1と同様に、老健を独立した保険者として考えた場合の結果である。表3(A)は、この場合の保険者の基本データである。「管理された競争」による新しい保険は、1億2,600万人からなる皆保険である。所得比例保険料の原資となる所得は216.1兆円、実際にかかった総医療費は28.1兆円である。RAPの総額は上で述べた仮定から実際にかかった総医療費と等しくなる。しかし、各保険者の実際にかかった医療費とRAPを比較すると、政管健保と国保では、実際にかかった医療費は(年齢調整を行った)RAPより大きく、それに対して、組合健保と共済の医療費はRAPよりも小さい。RAPの総額と医療費総額は等しいので、これは、各保険者の医療費の平均からの乖離を意味するものであり、政管健保と国保は平均を超えた医療費がかかり、組合健保と共済は平均以下の費用であったことを意味している。

表3(B)は、RAPの全額が保険者に保証される時の「管理された競争」下の各保険者の財政を示したものである。この場合の所得比例保険料率は13.0%で、ここでは単純化のために所得額に

下限、上限を設けず、すべての所得から等しい率で保険料を徴収すると仮定している。上段の表から、政管健保、組合健保および共済は、他の保険者に膨大な移転を行っていることがわかる。その額は、政管健保では4.1兆円、組合健保では5.3兆円、共済では1.3兆円である。それに対して、国保と老健は、保険者のリスク調整によって交付金(所得移転)を受取ることになり、その額は、国保では8,340億円、老健ではじつに9.9兆円にも達する。

国保が交付金を受けるのは、RAPに対して保険料が少ないためで、これは国保加入者の所得が相対に低いことによる。ここでの推計によれば、国保加入者の平均所得は政管健保、組合健保および共済のほぼ半分程度であり、これが、国保が交付金を受け入れる主要な理由となっている⁸⁾。老健は、11.2兆円のRAPに対して保険料は1.3兆円に過ぎず、その差額である10兆円に近い交付金を受取っている。「管理された競争」においてもまさに、高齢者医療費が問題の核心となっている。

表3(B)の下段の表では、保険者の収入と支出合計が比較されている。その差額は、RAPと実際の医療費の差と等しく、不足額は保険者がその加入者から附加保険料として直接徴収しなくてはならない。すでに述べたように、RAPは年齢階級別平均医療費としたので、ここでは平均医療費以上に医療費がかかった保険者は、その差額の埋め合わせを求められる。そうした追加的な保険料を徴収しなくてはならないのは、政管健保と国保であり、その額はそれぞれ240億円および3,190億円である。一方、組合健保と共済ではRAPが全額保証される結果、実際にかかった費用との差額は余剰となる。

このように、(ここではきわめて限定的ではあるが)これまでの出来高払いの場合と違って、RAPと比べて過大な医療費のかかった保険者は独自の保険料の徴収を求められる。これと並行して、人々は保険者選択を行うので、より効率的なサービスの供給に向けて保険者のより一層の努力が誘発されることになる。

表3 「管理された競争」のもとの保険者財政—所得比例保険料—
(老健を保険者として考えたケース)

(A) 保険者の基本データ

	政管	組合	共済	国保	老健	計
加入者数(千人)	37,945	33,879	10,552	30,460	13,651	126,488
総所得(10億円)	75,274	75,994	21,846	33,051	9,947	216,112
医療費(10億円)	5,718	4,362	1,428	5,456	11,174	28,137
RAP(リスク調整医療費)(10億円)	5,694	4,624	1,508	5,137	11,174	28,137

(B) RAPの全額が保険者に保証されるケース(自己負担率=0%)

保険料率=13.0% (単位:10億円)

	政管	組合	共済	国保	老健	計
RAP	5,694	4,624	1,508	5,137	11,174	28,137
保険料	9,800	9,894	2,844	4,303	1,295	28,137
制度間移転	-4,107	-5,270	-1,336	834	9,879	0
RAP	5,694	4,624	1,508	5,137	11,174	28,137
自己負担	0	0	0	0	0	0
収入計	5,694	4,624	1,508	5,137	11,174	28,137
医療費	5,718	4,362	1,428	5,456	11,174	28,137
支出計	5,718	4,362	1,428	5,456	11,174	28,137
附加保険料	24	-263	-80	319	0	0

(C) RAPの70%が保険者に保証されるケース(自己負担率=30%)

保険料率=9.1% (単位:10億円)

	政管	組合	共済	国保	老健	計
RAP	3,986	3,237	1,056	3,596	7,822	19,696
保険料	6,860	6,926	1,991	3,012	907	19,696
制度間移転	-2,875	-3,689	-935	584	6,915	0
RAP	3,986	3,237	1,056	3,596	7,822	19,696
自己負担	1,708	1,387	452	1,541	3,352	8,441
収入計	5,694	4,624	1,508	5,137	11,174	28,137
医療費	5,718	4,362	1,428	5,456	11,174	28,137
支出計	5,718	4,362	1,428	5,456	11,174	28,137
附加保険料	24	-263	-80	319	0	0

出所) 筆者計算。

表3(C)は、RAPの70%が保険者に保証されるケースである。この場合、保険料率は9.1%となり、RAPの30%は保険加入者が自己負担することになる。その結果、保険者間の移転額は大きく減少する。5.3兆円であった組合健保の移転額は、3.7兆円となる一方、老健への交付額は9.9兆円から6.9兆円へと減少する。

保険加入者がRAPの30%の自己負担を払えば、

保険者の収入には変化はない。したがって、会計的には、この場合の各保険者の附加保険料額や、余剰額にも変化は生じない。しかし、余剰を生み出した保険者は、それによって自らの保険加入者の自己負担を少なくすることも可能で、節約したコストを目に見える形で被保険者に還元することができる。

以上、老健を独立した保険者としてみなした場

合の「管理された競争」を検討した。すでに見てきたように、この場合には、保険者として老健が成立するかという問題がある。10兆円を超える医療費に対して、わずかにその10%程度しか保険料の集まらない保険者を独立させて、「管理された競争」を通じて保険者のコスト節約を喚起しても、保険者財政の基本的な構造は変化しないであろう。また他の保険者は、拠出金に代わる新しい負担の肩代わりを求められているに過ぎないと考え、「管理された競争」に理解を示さないかもしれない。

一方、保険の加入者の立場にたてば、年齢によって保険者を変えなくてはならないという不都合が生じる。これまでの老健の機能は、保険者として保険料を徴収したり、診療報酬明細書を審査することではなく、高齢者の医療費支払いの会計に過ぎなかった。しかし、「管理された競争」において老健が独立した保険者となるのであれば、積極的に人々の選択に応えなくてはならない。そうしたなかで、生涯を通じた医療プランを求める人々が増えれば、高齢者だけを対象にした保険に特別の意義を見出す必要性はなくなるであろう。したがって、老健を廃止して、その他の保険者が高齢者もかかえ、生涯設計に根ざしたさまざまなサービスを競い合う方がより適切であると思われる⁹⁾。

表4と表5は老健を廃止して、高齢者を老健加入以前の保険者に帰属させ、「管理された競争」を行った場合の保険者財政である。この場合、高齢者は政管健保、組合健保、共済および国保のいずれかに属することになる¹⁰⁾。表4では、保険料は所得比例とし、表5では均等割り(加入者一律負担)としている。

表4(A)は、老健を廃止した場合の各保険者の基本データを示している。表3(A)と比較すると、1,360万人の老健加入者は、政管健保、組合健保、共済および国保にそれぞれ、440万人、390万人、120万人および410万人移動する。医療費とRAPについては、老健に属する70歳以上の人々の一人当たり医療費をRAPとしているので、この人たちが他の保険者に移動する時には、

医療費と同額のRAPが増額されることになる。

表4(B)は、RAPの全額が各保険者に保証されるケースであり、保険料率は表3(B)と同様に13.0%である。老健を独立した保険者としていた場合と比べると、保険者間の移転額が大きく減少することがわかる。政管健保では、4.1兆円あった移転額は、9,290億円に縮小する。同様に、健保組合は、5.3兆円から2.4兆円、共済は1.3兆円から3,920億円へと大きく移転額が減少する。これは、老健加入者がそれぞれの保険に加わることによって、RAPが大きく増加することによる。

しかし、国保の場合は事情が異なる。上で見たように国保が新たに迎える高齢加入者は、410万人とほぼ政管健保や組合健保並みの数である。しかし、国保の所得は少ないため、RAPと保険料の差額は3.7兆円にも及ぶ。この部分が、国保への交付金となり、これはその他の保険者が負担する。

このように、老健を廃止することによって、一つの保険者が突出して10兆円に近い交付金を受取るという、他の保険者にとっては拠出金時代を思い起こさせる事態は改められる。上に述べたように、RAPに関するわれわれの仮定から、老健の加入者がその他の保険者に移動しても、医療費と同額のRAPが増えるので、各保険者のRAPと実際にかかった医療費との差額自身には変化は生じない。すなわち、表3の場合と同様に、政管健保と国保はRAPを超えた医療費分に等しい附加保険料の徴収を迫られることになり、組合健保と共済には余剰が発生する。

表4(C)は、RAPの70%が各保険者に保証されるケースである。この場合の保険料率は、対応する表3(C)の場合と同様に、9.1%である。RAPが100%保証される場合と比べると、保険者間の移転額がさらに縮小される。国保への交付額は、3.7兆円から2.6兆円へとほぼ1兆円減少し、それにとまって組合健保の移転額は、2.4兆円から1.7兆円へと減少し、政管健保、共済でも、それぞれ9,290億円から6,510億円、3,920億円から2,740億円へと減少する。このように老健を廃止し、老健に入っている高齢者をその他の

表4 「管理された競争」のものと保険者財政—所得比例保険料—
(老健の高齢者を各保険に帰属させたケース)

(A) 保険者の基本データ

	政管	組合	共済	国保	計
加入者数(千人)	42,353	37,789	11,787	34,558	126,488
総所得(10億円)	78,634	78,718	22,407	36,353	216,112
医療費(10億円)	9,332	7,580	2,445	8,779	28,137
RAP(リスク調整医療費)(10億円)	9,308	7,843	2,525	8,460	28,137

(B) RAPの全額が保険者に保証されるケース(自己負担率=0%)

保険料率=13.0%

(単位:10億円)

	政管	組合	共済	国保	計
RAP	9,308	7,843	2,525	8,460	28,137
保険料	10,238	10,249	2,917	4,733	28,137
制度間移転	-929	-2,406	-392	3,727	0

	政管	組合	共済	国保	計
RAP	9,308	7,843	2,525	8,460	28,137
自己負担	0	0	0	0	0
収入計	9,308	7,843	2,525	8,460	28,137
医療費	9,332	7,580	2,445	8,779	28,137
支出計	9,332	7,580	2,445	8,779	28,137
附加保険料	24	-263	-80	319	0

(C) RAPの70%が保険者に保証されるケース(自己負担率=30%)

保険料率=9.1%

(単位:10億円)

	政管	組合	共済	国保	計
RAP	6,516	5,490	1,768	5,922	19,696
保険料	7,166	7,174	2,042	3,313	19,696
制度間移転	-651	-1,684	-274	2,609	0

	政管	組合	共済	国保	計
RAP	6,516	5,490	1,768	5,922	19,696
自己負担	2,792	2,353	758	2,538	8,441
収入計	9,308	7,843	2,525	8,460	28,137
医療費	9,332	7,580	2,445	8,779	28,137
支出計	9,332	7,580	2,445	8,779	28,137
附加保険料	24	-263	-80	319	0

出所) 筆者計算。

保険者に帰属させ、さらに医療費の一定程度の割合を自己負担として課すことによって、制度間の移転は大きく縮小する。これは、保険者にとって「管理された競争」による改革をより説得的なものとし、適切に管理された環境のなかで保険者がサービスを競い合う環境を作っていくために有用であると思われる。

表5はさらに、RAPをまかなうための保険料を均等割りとした場合の結果である。言うまでも

なく、個人の稼働能力や資産額の違いを考慮せず、医療費の負担を国民に均等に求めるべきではないが、完全な所得比例負担の対極として一律負担の結果を比較することは重要であると思われる。すでに国保の一人当たり所得が低いため、老健を独立した保険者にした場合も、また老健を廃止した場合も、国保は国から交付金を受けることになることを指摘したが、一律負担の保険料となったときそうした事態がどれだけ変わるかをみることも、

表5 「管理された競争」のもとの保険者財政—保険料均等割り—
(老健の高齢者を各保険に帰属させたケース)

(A) RAPの全額が保険者に保証されるケース(自己負担率=0%)

一人当たり保険料=219,780円

(単位:10億円)

	政管	組合	共済	国保	計
RAP	9,308	7,843	2,525	8,460	28,137
保険料	9,421	8,406	2,622	7,687	28,137
制度間移転	-113	-563	-97	773	0

(B) RAPの70%が保険者に保証されるケース(自己負担率=30%)

一人当たり保険料=153,846円

(単位:10億円)

	政管	組合	共済	国保	計
RAP	6,516	5,490	1,768	5,922	19,696
保険料	6,595	5,884	1,835	5,381	19,696
制度間移転	-79	-394	-68	541	0

出所) 筆者計算。

ここでの目的である。

各保険者の一人当たり所得は、表4(A)から求めることができる。得られた結果を比較すると、国保の105万円に対して、政管健保185万円、組合健保208万円、共済190万円であり、国保と被用者保険の間には、ほぼ2倍の格差がある。それに対して、もし一律に保険料を徴収すると、RAPの全額を各保険者に保証する場合には、表5(A)に示されているように、保険料はほぼ22万円になる。この時、保険者間の移転額は激減して、国保への交付額である7,730億円を、政管健保、組合健保および共済が、それぞれ1,130億円、5,630億円および970億円ずつ負担する。

さらに、表5(B)に示されているように、自己負担率が30%となり、RAPの70%が保証されるケースでは、国保への交付金は、5,410億円にまで縮小する。そして、その最大の負担者である組合健保からの移転額も3,940億円へと減少する。このように、国保の保険料はその他の保険者財政にきわめて大きな影響を与える。しかし、実際には保険料は所得比例に近い形で徴収されるであろうことを考えると、すべての保険者が負担に関して納得のいくように、所得の捕捉を徹底させることが非常に重要である。これは、今後「管理された競争」を始めとして、公費負担で不透明になっている日本の医療保険の改革を進めていく上で鍵

となる。なお、RAPと実際にかかった医療費の差額から附加保険料が決まるが、各保険者にとってこの額は保険料が所得比例でも、均等割りであっても変わらないので、表5では省略した。

V おわりに

日本の医療保険は、多くの問題をかかえている。そのなかでわれわれは2点に着目した。第1点は、診療報酬のほとんどが出来高払いになっていて、しかも、負担を軽減するためにさまざまな形で公費が投入されていることである。その結果、給付(医療費)と負担の関係が不透明になり、膨大な公費はむしろ収入とみなされて、保険者や政策当事者の関心は老健拠出金に釘付けにされたまま、医療保険全体を見据えた議論がなされていない。

第2の問題は、保険者機能が発揮されていないことである。これには二つの側面がある。第1に、個人に保険者選択の自由が認められていない。第2に、診療報酬明細書の審査や医療機関との契約など多くの面で、厳しい規制があり、保険者が個人の代理人として医療機関との交渉にあたることができず、その結果、保険者選択の目にさらされないまま、保険者は出来高で請求されてきた医療費の支払い機関となってきた。

こうした問題の改善を図るために、われわれは

「管理された競争」による医療保険改革を検討した。「管理された競争」は、個人の保険者選択と保険者にリスク・セレクションを起こさないための適切なリスク評価を両輪としたものである。実際には、「管理された競争」を導入している諸国においても、まだリスク調整医療費(RAP)の推計は不完全であり、今後この点の改善が改革の成否を決定する重要な要因の一つとなる。

この論文は以上を準備として、日本における「管理された競争」の導入を試みた。RAPの推定方法、現在の保険者を出発点とすることなどを考えれば、ここでの検討は不十分であり、現実の改革とよべるものではない。しかし、そうした制約のなかで改革の会計的な手順を明確にし、いくつかの結果を得た。なお、改革のシミュレーションでは公費を完全に排除して、各保険者の負担と給付の実態を明らかにすることに努めた。

三つの結果について述べる。まず、老人保健制度(老健)を独立した保険者として扱う限り、「管理された競争」においても他の保険者から老健への移転額は膨大な額に達し、改革は玄関先でつまずいてしまうであろう。しかし、老健を廃止し、老健に入っている高齢者をその他の保険に移し、さらに一定程度の自己負担を課すことによって、制度間の移転は大きく縮小する。これは、今後の改革を考える上で前提の一つとなると思われる。

この論文では、RAPとして実際にかかった年齢階級別一人当たり医療費を用いた。第2の結果は、この仮定のもとで「管理された競争」が導入されると、国保と政管健保ではRAPを超える医療費がかかり、附加保険料の徴収を迫られるということである。限定的な結果であるが、効率化に向けた保険者の努力がどのようにして誘発されるか示された。

第3の結果は、保険料のもとになる所得捕捉の重要性である。老健を廃止し、高齢者をその他の保険者に帰属させた場合でも、国保への交付額は非常に大きいことがわかった。その理由の一端が、国保加入者の所得捕捉が徹底していないことによるのであれば、他の保険者に「管理された競争」による改革への参加を求めることは困難となる。

この問題を解決するには、医療保険料を税金といっしょに徴収し、所得の過少申告に厳しく対処するなど、社会保険制度と税制をまたがる抜本的な改革が必要である。

以上、「管理された競争」による日本の医療保険の改革について述べた。改革にあたって、公費を完全に排除したが、個人の負担能力への配慮は必要である。これまで公費は医療給付に対してなされてきたが、それを廃止し、真に救済を必要とする人の保険料軽減に用途を限定して投入するべきであろう。これは、公費による保険料の減免によって保険者の負担を軽減し、その財政を健全化する面からも重要である。

最後に、この論文では検討しなかったが、個人の生涯の観点から病気になったり、要介護状態となるリスクを考えることも重要である。高齢者になった時のそうしたリスクは、それまでの期間に相当予見できるものであることを考えると、医療保険はすべて「管理された競争」にまかせればよいというわけではない。保険者機能の強化とならなくて、単年度ではなく、個人の生涯を対象とした保険も医療保険の重要な課題である。

平成14年10月投稿受理

平成15年5月採用決定

謝辞

本論文の執筆にあたり、本誌の二人の匿名のレフェリー、西村周三氏(京都大学)および澤野孝一朗氏(琉球大学)から貴重なコメントを得た。また、文部科学省科学研究費特定領域研究(B)603「世代間利害調整研究プロジェクト」および、「一橋大学複合領域研究助成金」からの研究支援を得た。記して謝意を表したい。

注

- 1) 医師誘発需要については、西村(1987)、泉田・中西・漆(1998)や山田(2002)などの研究があり、日本の医療制度の非効率性が指摘されている。
- 2) 保険者機能の強化に関しては、総合規制改革会議(2001)や「規制改革推進3ヵ年計画(改定)」(2002年3月29日閣議決定)においても以

下のような具体的な指摘が行われている。すなわち、保険者によるレセプトの審査・支払いを可能にすることで、サービスや診療報酬に関する保険者と医療機関との間の個別契約の解禁、および民間企業経営方式などを含めた医療機関経営の在り方の検討などが、それぞれ期限をつけて明記されている。

- 3) 社会保障審議会「医療保険部会」の第4回議事録は、厚生労働省の下記のホームページに掲載されている。<http://www.mhlw.go.jp/shingi/0110/txt/s1031-5.txt>
- 4) 政管健保では、老健拠出金の16.4%、国保(市町村)では同50%は公費負担とされている。ここでは、政管健保と国保の老健拠出金は、公費負担を除いたネットの額とした。
- 5) RAPの推計方法とリスク・セレクションについては、Van De Ven and Randall P. Ellis (2000)で論じられている。この問題に関する最近のドイツの状況については、健康保険組合連合会(2001)の第2章「各国報告」のなかで興味深い解説がなされている。また、この二つの文献では、リスク・セレクションへの対策として、RAPの推計の改善方法や、政府と保険者の間で必要となるであろうリスク・シェアについても論じられている。
- 6) オランダでは、「管理された競争」の考え方を取り入れた短期保険において、実際の医療費とRAPの差額は、保険者が定額の保険料を課すことで埋め合わせている。
- 7) 日本の医療保険改革の一つとして「年齢リスク構造調整方式」があるが、この改革と「管理された競争」による改革の相違は保険者の機能にあることはこれまで指摘してきた通りである。また、診療報酬としてのRAPは事前・包括払いであることも、「年齢リスク構造調整方式」が出来高払いを前提とした負担調整方式であることと本質的に異なっている。
- 8) 自営業者や退職者からなる国保加入者の所得捕捉が困難なことはよく知られているが、ここでは、『国民健康保険実態調査報告』(厚生労働省保険局)の第7表の2「被保険者の年齢階級別、被保険者数及び世帯の所得状況(5歳階級)——一般世帯——」から、「加入者一人当たり所得=(所得総額)/(所得のある被保険者数+所得のない被保険者数)」として、国保の加入者一人当たり所得を推計した。
- 9) もちろん、ここでの指摘も一つの考え方で、保険者の競争を通じて高齢者だけを対象とした保険が成立することもありえるかもしれない。ここで重要なことは、競争の結果生まれてくるそうした特色ある保険をも排除すべきだということではなく、高齢者となったら老健しか選択肢がないという事態は改めるべきであるというこ

とである。

- 10) 老健加入者の老健加入前の保険者への帰属は、退職者医療制度の加入者の退職前保険者への帰属と同一の方法によった。具体的な手順は、田近・菊池(2001)による。

参考文献

- European Observatory on Health Care System (2000) Health care systems in transition: Germany.
- Enthoven, Alain C. (1988) *Theory and practice of managed competition in health care finance*, North-Holland.
- GreB Stefan, Bernard Braun, Peter Groenewegen and Jan Kerssens (2001) Free choice of sickness funds in regulated competition: evidence from Germany and the Netherlands, mimeo.
- Ministry of Health, Welfare and Sport of the Netherlands (2001) *Health care, health policies and health reforms in the Netherlands*, International Publication Series No. 7.
- OECD (1997) "Reforming the health sector: efficiency through incentive", *Economic Surveys: Germany*, Chapter III.
- OECD (2000) "The health care system", *Economic Surveys: Netherlands*, Chapter IV.
- Van De Ven (1990) "From regulated cartel to regulated competition in the Dutch health care system", *European Economic Review*, 34, pp. 632-645.
- Van De Ven and Randall P. Ellis (2000) "Risk adjustment in competitive health plan markets", *Handbook of Health Economics* (Chapter 14), eds., Culyer A. J. and J. P. Newhouse, Elsevier Science.
- 泉田信行・中西悟志・漆博雄(1998)「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—」『季刊社会保障研究』第33巻第4号, pp. 374-381。
- 大森正博(1998)「オランダの医療・介護制度改革」『海外社会保障情報』124巻, pp. 28-44。
- 厚生労働省(2001)「医療制度改革の課題と視点」。
- 健康保険組合連合会(2001)『医療保険制度に関する国際比較研究』報告書 第3章, 「各国報告」。
- 健康保険組合連合会・社会保障研究室(2001)「欧州三カ国の公的医療保険制度と高齢者(上)(下)」『健康保健』3月号, 4月号。
- 週刊社会保障(2002)「年齢リスク構造調整で被用者保険負担は減少—厚生労働省が高齢者医療3案の財政試算—」No. 2202, pp. 40-45。
- 総合規制改革会議(2001)『規制改革の推進に関する第1次答申』(2001年12月11日)。
- 田近栄治・菊池潤(2001)「日本の医療保険—保険

- 者財政と医療債務の将来推計—『一橋論叢』第126巻第6号, pp. 637-655。
- 西村周三(1987)「[医師誘発需要理論]をめぐって」『医療の経済分析』, 東洋経済新報社。
- 山田武(2002)「国民健康保険支払業務データを利
用した医師誘発需要の検討」『季刊社会保障研究』第38巻第1号, pp. 39-51。
(たぢか・えいじ 一橋大学教授)
(きくち・じゅん 一橋大学大学院博士後期課程
・(財)医療科学研究所研究員)

DRG/PPS の意義と課題

安部 雅仁

I 問題意識

わが国をはじめ各国において医療費が増加する中で、経済成長の停滞に伴って保険料および租税収入といった財源上の制約問題が生じている。これに対する一つの制度対応として、診療報酬の改正を通じた医療費適正化策が選択されている。

本来、診療報酬のあり方は、医療の成果に応じた対価が求められるべきであろう。従来の出来高払い制は、主に診察・検査、薬剤および入院等といった資源投入によって対価が規定されるシステムである。一般的には、それらの数量が多い場合に質の高い医療とみなされ、これが診療報酬と医療費を増加させる誘因にもなっている。

定額払い制は、医療行為を包括化した上で診療報酬(価格)が設定・管理されるシステムである。近年では、その導入または対象範囲拡大を通じた医療費適正化が進められ、さらに投入資源に対する成果を維持・向上させようとする取り組みがなされている。

本稿は、定額払い制の一形態としての DRG/PPS (Diagnosis-Related Groups/Prospective-Payment System: 診断群別分類に基づく定額払い制) を取り上げ、受診機会平等が優先されるわが国の医療において、こうしたシステムがどのような意味をもちうるかを、いくつかの新しい資料と視点に基づいて検討するものである。

まずは II において、DRG/PPS の基本概念を整理した上で、競争・選択的な医療が優先されるアメリカの医療費適正化政策の中で、これがいか

に位置づけられているかを再確認する。アメリカの経験を取り上げる理由は次の点にある。すなわち、1983年に管理医療(Managed care)の一つとして DRG/PPS が導入されて以来 20 年が経過し、これを導入している他国(フランス、ドイツ、オーストラリア、韓国等の 13 ヶ国)と比較して対象範囲が最も広いことから、その効果と課題および性質を明確にする上で有益と考えられるためである。アメリカの経験は、わが国の DRG/PPS 導入論議においても重要な意味をもっている。

次の III では、わが国の医療費適正化の必要性を踏まえ、厚生労働省による DRG/PPS の試行・調査関係資料(2000年7月と2002年4月の中央社会保険医療協議会・総会資料)の要点を整理し、その導入に関する現段階での分析・評価を行う。これについては、「入院医療標準化の基礎研究」、「退院(可能)患者に対する施設と制度面での対応」の2点が重要な前提となることに触れ、IVにおいて導入段階(移行期)にも係る他の課題を提起・検討する。その際には、「受診機会の平等確保と医療費適正化とのトレード・オフ関係への対応」、「医療原価(とくに薬剤と医療機器の価格)の適正化」等といった点から実効可能性を検討した上で、最後に筆者の考えを加える。

II アメリカの医療費適正化政策

アメリカの医療保障は、Medicare(主に65歳以上の高齢者が対象)と Medicaid(低所得者等が対象)の公的制度以外は民間保険が中心になっ

ている。この中でも、HMO (Health Maintenance Organizations: 健康維持組織), PPO (Preferred Provider Organizations: 特約医療組織) 等¹⁾ といった Managed care が普及し、80年代以降これが急速に拡大している。

Managed care が拡大した要因の一つは、医療の競争原理ないし Managed competition²⁾ の浸透によるものである。さらに加入者の保険料が、Indemnity (損害賠償タイプ) または出来高払い制のプランや受診制約の少ないプランよりも低額に設定されるためである。

Managed care においては、医療費増加要因が患者と医師の情報非対称性、保険に伴うモラル・ハザードおよび医師誘発需要にあると判断され、一定の管理を通して競争原理が取り入れられる。この場合の管理とは、①医療の価格、数量および質の審査、②医師・医療機関の選別と任意・個別契約 (契約解除を含む)、さらに③加入者に対する受診制約 (保障内容によって異なる)、を指している。国民・被保険者は、これらに関する情報と所得制約等の諸条件のもとで保障プランを選択する。

近年では、Primary Care Physician (内科・家庭医等の初期診療医師: 以下、PCP と略称) が Gate keeper³⁾ として契約されるケースが増加している。患者・被保険者は、PCP の診察と治療を受けた上で、必要に応じて一部の専門医ないし

医療機関を紹介される⁴⁾。

次に、アメリカの診療報酬は、Doctor's fee と Hospital fee に大別され、それらがいくつかの形態に分類される (表 1)。

DRG/PPS は、70年代末に、HCFA (Health Care Financing Administration: 医療保険財政庁)⁵⁾ から調査・基礎研究委託を受けた Yale 大学のもとで考案された (調査対象は 332 の医療機関と 140 万件の症例、調査期間はおよそ 10 年間)。これは、定額払い制の中でも、医療資源の必要性あるいは実際の投入とは直接的な関連性をもたない Capitation や Per-Diem に比べ、資源配分と医療費適正化の上ですぐれていると考えられる。

DRG は、WHO (世界保健機構) の ICD-9 (International Classification of Disease: 国際疾病分類) に規定される約 7,000 の疾病 (現在は ICD-10 の約 14,000 の疾病) を、それぞれの治療に要した時間、薬剤、材料・機器および入院といった資源の必要性や医学的近似性に基づいて 500~600 程度に分類したものである。これについては、EBM (Evidence-based Medicine: 医師の主観ではなく、治療成果の実績データや科学的根拠に基づく医療)、さらにクリティカル・パス (Critical Path: 看護行為ないし看護度の標準化・効率化プロセス) が応用される。これらは、客観的基準に即して治療方法の較差 (相違) を抑制した上で、医療の質や効率性を向上させる知識

表 1 診療報酬の主な支払い方法

診療報酬	Doctor's fee (医師に対する報酬)	定額払い制	APG/PPS (Ambulatory-Patient Groups/Prospective-Payment System: 外来患者に対する定額払い制) RBRVS (Resource-Based Relative Value Scales: 資源基準相対評価制) Capitation (人頭請負払い制) *通常は 1 人あたり
		出来高払い制	Fee-for-Service Discounted Fee-for-Service (割引き出来高払い制)
		その他	Salary *給与, 日給ないし時間給
診療報酬	Hospital fee (病院に対する報酬)	定額払い制	DRG/PPS Capitation Per-Diem (1 日あたり定額払い制)
		出来高払い制	Fee-for-Service Discounted Fee-for-Service

出所) Folland, Goodman and Stano (2001), 広井良典編 (2000) より作成。

および技術として位置づけられている。

DRGは、医療の評価基準ないし標準的数量を規定する手法として考案されたものであり、これにPPS(標準的価格)が適用された際に診療報酬償還システムとなる。したがって、医療費適正化の実質的効果は、PPSのあり方にも左右される。

PPSは、DRGによって設定された数量を包括化した上で、定額払い制の価格とするものである。その基礎償還額(標準的原価に一定のマーク・アップ率が加味されたもの)に対して、医療機関の機能や規模、地域特性等に応じて調整係数が付加される。

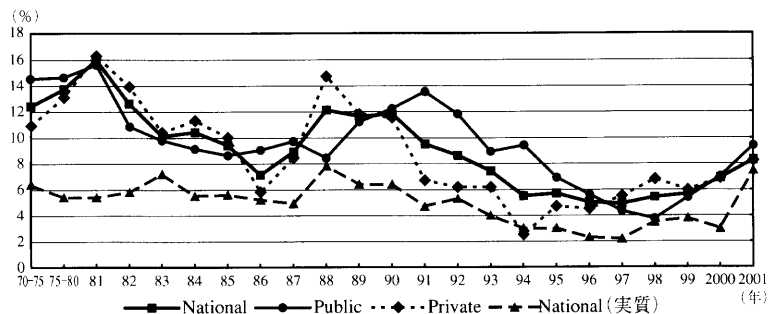
DRG/PPSが唱えられた基本的背景は、70年代以降とりわけ81年に医療費が急増(対前年度名目比で約16%上昇)したことにある(図1)。こうした中で、MedicareとMedicaidに対する公的支出(とくに連邦の財政負担)が拡大し⁶⁾、さらに企業サイドからは、保険料負担上昇と国際競争力への悪影響に対する警戒がなされた。

医療行為の制約に対する抵抗がみられたが、DRG/PPSは、83年にMedicareパートAのHospital feeに導入された。Medicaidの入院医療については、88年にニューヨーク州において

これが導入された後に、多くの州で取り入れられている。こうしてアメリカの公的入院医療は、AP-DRG(All Patient-DRG)に移行している。さらに、民間医療保険やManaged careにおいても、83年ないし84年以降これが段階的に導入されている。

DRG/PPSの運用面において、DRG-creep⁷⁾への対応を中心にいくつかの管理がなされている。この中でも、82年に設置されたPRO(Peer Review Organizations: 同僚監視機構)の一つの役割は、これに所属する医師等の医療関係者がDRG分類やPPSのレセプトを審査・評価することにある。こうした審査において適切・妥当性が認められない場合には、翌月の診療報酬支払いの際に減額清算がなされる。また、Managed careは、一定の管理を通じた医療保障を行うことが本来の目的であったが、患者と医師・医療機関から成る医療において第三者として強く介入する組織に変質し、こうした中でDRG分類の妥当性やPPSの支払い審査を強化している⁸⁾。

DRG/PPSとその運用管理システムとしてのPROとManaged careは、医療費(とくに入院医療費)適正化の上で有効と判断され、80年代以



出所) Folland, Goodman and Stano (2001), Centers for Medicare & Medicaid Services (2002), Health Accounts Data等より作成。

注1) Nationalは、PublicとPrivateの医療制度を通して支払われた総医療費伸び率(自己負担を含む)。

2) Publicは、MedicareとMedicaidを通して支払われた医療費伸び率(FederalとStateを含む)。

3) Privateは、民間保険やManaged care等(Blue-cross, Blue-shieldといった民間非営利団体、およびIndemnityを含む)を通して支払われた医療費伸び率。

4) 70-75年および75-80年は、それぞれの期間の平均値。

図1 医療費の対前年度伸び率(名目)

降段階的に導入されることになった。以下では、こうした政策の経緯と医療費伸び率(図1)との関係をマクロ的に概観しよう。

医師・医療機関は、DRG/PPS への対応上、原価抑制によって利益ないしマージンの拡大が可能になる。これが導入された83年以降(87年までのおよそ4年間)には、次の効果あるいは現象がみられた⁹⁾。

(1) 入院医療費の減少によって医療費伸び率が低下した。なお、カルテやレセプト等の記録・管理業務の増加に伴って、事務系職員の雇用関係費が一時的に上昇した。これは、医療費伸び率の低下を予想よりも抑える要因となった¹⁰⁾。

(2) 平均在院日数が導入前の7.2日から6.6日へと短縮した¹¹⁾。また、184の医療機関と6万の病床がそれぞれ減少し¹²⁾、病床利用率が74.5%から64.1%に低下した。これらによって、年間およそ3,500万人であった入院患者が、導入後には3,100万人程度にまで減少した。

(3) 外来医療と日帰り手術が増加した。外来の日帰り手術(Day-surgery)は、83年には全手術件数の内15%程度であったが、これ以降大きく上昇した。総医療収入に占める外来収入比率(全医師・医療機関を含めた平均)も、83年の12.5%から上昇を続けた¹³⁾。さらに、ナーシング・ホーム(リハビリ施設を含む)への転院と在宅医療が拡大した(前者は退院〈可能〉患者の受け入れ施設としての役割を担い、後者は訪問看護ケアの体制が整えられた)。

(4) 従来の病院経営においては、多くの患者を確保した上で、収入を維持・増加させるマーケティングが中心であった。導入後は、疾患別原価の比較とその抑制を踏まえ、医療の質と患者満足度の向上を通して収入や利益を確保することが求められた。

こうした中で、DRG/PPS のコスト管理によって医師・医療機関の裁量が制約され、粗診粗療につながるの指摘がなされた。これについては、再入院率がわずかに増加したとはいえ、退院後6週間以内の死亡率にはほとんど変化がなかったことから、患者に対する悪影響ないし治療上の弊害

が回避されたものと考えられる。なお、Medicare入院患者の死亡率が83年の6.6%から84年の7.2%へと一時的に上昇したが、これは対象入院患者が減少する中で重症の入院患者割合が増加した結果である。

DRG/PPS が導入された後に、医療費適正化と医療の質に関して一定の成果を確保しえた要因は、PROとManaged careによる管理医療および情報公開のもとで、医療提供者が良質の治療を行うことが要求されたためである。また、退院(可能)患者に対する施設と制度面での対応(医療機関からナーシング・ホームやリハビリ施設および在宅医療へとといった提供体制：これは“垂直的連携”ともいわれる)がなされたこともあげられよう¹⁴⁾。しかしなによりも、その導入までに要した約10年間のプロセスにおいて多くのデータが収集・分析され、さらにEBMとクリティカル・パスを取り入れながら入院医療標準化への対応(知識と技術の習得)が行われた結果である。

ところで、88年の医療費伸び率は、Nationalレベルではおよそ12%(実質でも7.8%)に上昇し、Privateでは14%をこえ、Publicにおいても89年に11%をこえている(図1)。これは、主に上記(3)の外来医療・日帰り手術の増加によるものである。

医師・医療機関は、入院医療収入が減少する中で、一定の収入を維持する上で外来医療・日帰り手術にシフトする必要がある。医学・医療技術の進歩によって外来での対応が可能になったことも、これを増加させる要因になった。

こうして外来医療を中心にあらためて適正化問題が提起され、PROとManaged careによる管理ないし介入強化とあわせ、外来診療報酬のあり方が問われた。Doctor's feeのAPG/PPSとRBRVS(表1)は、主にHCFAと3M-HIS社によって、この問題を踏まえた調査・基礎研究を通して考案されたものである(もっともこれらの支払い方式は、アメリカ医師会や議会の抵抗のため、どの程度まで普及・浸透しているかは現段階では不明確である)。

APG/PPSは、臨床的特質と使用された資源

が類似する外来患者を297程度にグループ化した上で、これに係る報酬を定額払いとするものである。これは、90年以降、MedicareパートB、Blue-crossおよびManaged careの一部に取り入れられている。

RBRVSは、外来医療(手術を含む)に要する時間、労働力、医療過誤保険料および他の経費を包括して医師に支払うものである。これは、心臓・脳神経・整形等の外科医(専門医)に対するPCPの相対的価値=Relative Value Scalesを高めた上で、それぞれの報酬を規定することが一つの目的になっている(専門医報酬が抑制され、PCPのそれがある程度引上げられる中で、全体としてDoctor's feeの伸び率が抑制された)。RBRVSは、92年以降、MedicareパートB、MedicaidおよびManaged careにおいて段階的に導入されている。

こうして、DRG/PPS、PROとManaged care、さらにAPG/PPSとRBRVSの一部の効果により、一時期の10%をこえる医療費伸び率が90年以降徐々に低下して6%前後(実質では2~3%)となった。

しかし90年代末以降、これが再び上昇に転じている(図1)。この要因は、診療報酬多様化に伴って制度が複雑化した結果、入院・外来患者別のカルテやレセプトおよび原価管理に要する労働・設備関係コストが上昇したことにある。また、医学の発展と対象者拡大(高度医療に対する超過需要)¹⁵⁾、さらに薬剤費上昇が医療費増加要因の一つになっている。

以上の諸点からすれば、DRG/PPSが医療費適正化と医療の質に関して一定の成果を確保するためには、適正なDRG分類とPPSの設定、および医療標準化の知識と技術の基礎研究が不可欠といえる。実践段階においては、保険者等による運用面での管理に加え、退院(可能)患者に対する垂直的連携の整備が求められる。さらに、入院・外来医療を含めた適正化の上では、Doctor's feeへの対応が重要といえよう。また、医療技術と治療方法の変化(高度化)に応じてDRG分類を改定し¹⁶⁾、PPSについても、標準的原価や経

済・財政状況の如何によってはこれを見直すことが求められる。

次に、以上の性質を有するDRG/PPSが、わが国の医療にとっていかなる意味をもちうるかを検討しよう。

III 日本の医療とDRG/PPS

わが国は、1961年の国民皆保険が制度的に定着する中で、受診機会平等およびいくつかの健康指標に関して一定の評価が得られている。しかし、高齢化の進行と医療技術高度化等により、近年では医療費が30兆円(対国民所得比では8%)にまで増加する一方で¹⁷⁾、経済の長期的停滞に伴って財源問題が深刻化している。これが、受診機会平等を保証する制度の持続可能性にも影響を与えようとしている。

医療費適正化が求められる基本的背景はこうした現状にあり、制度改革の一つとして診療報酬のあり方が問われ議論がなされている。

出来高払い制と定額払い制の選択問題においては、医療費増加の一要因が前者にあると判断され、近年では後者の導入ないし対象範囲拡大を通じた適正化策が唱えられている。また、定額払い制が選択されるとした場合でも、外来医療と入院医療の両者にはなく、現段階では入院医療への導入が中心テーマになっている。

わが国の入院医療については、他国に比べて平均在院日数が長く、さらに対人口比でみた病床数が多いことも指摘される。近年の平均在院日数(一般病床)は30.4日¹⁸⁾になっており、これはアメリカの約5倍である。なお、アメリカの定義は、在院日数が30日未満の医療機関に限定されるが、わが国では長期療養型施設も含まれる。アメリカと同様の定義に置き換えた場合、わが国の平均在院日数はおよそ20日とされる¹⁹⁾。

一方の病床数は、対人口10万人あたりでみた場合、90年以降減少傾向にあるとはいえ995.9である²⁰⁾。アメリカではおよそ360(医療機関のみ)であり、これはDRG/PPS導入効果の一つと考えられる(病床数は81年の約110万床から、

2000年の90万床程度にまで減少している)。わが国では、約126万の一般病床²¹⁾の効率的利用とその医療費適正化問題が提起される。

これに関連して、2000年11月の第4次改正医療法において、精神、結核および伝染病床以外の「その他の病床」が「一般病床(109万床)」と「療養病床(17万床)」に区分され、療養病床に係る部分では、定額払い制や介護保険を通じた適正化対応がなされつつある(このケースの定額払い制は主に老人医療が対象とされ、Per-Diemタイプが採られている)。

一般病床に係る部分では、98年11月より厚生労働省(保険局・医療課)において『急性期入院医療の定額払い方式の試行に係る関係調査』(以下、「試行調査(98)」と略称)が行われている²²⁾。この目的は、急性期入院医療の一部にDRG/PPSを適用し、これに該当する疾病ないし患者の在院日数や病床利用率等がどのような影響を受けるかを把握することである。実際には、183のDRGが設定され、それぞれに要した入院、薬剤および検査・画像診断が包括の上でPPSの対象とされる(手術や麻酔に対しては出来高払い制が適用される)。

ここで、DRG/PPSの一般的な導入プロセス(以下の[1]~[4]段階)²³⁾を整理し、基本的に

[2]の段階にある「試行調査(98)」の要点を確認しよう(表2,表3)。

- [1] ICD-9ないしICD-10に係るMDC(Major Diagnostic Categories: 主要診断群)²⁴⁾に基づいて適正なDRGを設定する。
- [2] 各DRGの標準的原価とPPS(基礎償還額, 調整係数)を算出した上で試行調査を行う。
- [3] これらの結果と課題を踏まえ、すべての医療機関にDRG/PPSを導入する。
- [4] 定期的にデータを収集・分析し、必要に応じてDRG分類とPPSを改訂する。

「試行調査(98)」では10の病院が対象とされ、DRG/PPSの患者該当率は平均で27.8%になっている。各調査項目の試行前と試行後を比べれば、平均在院日数は24.16日から23.05日へと若干の短縮がみられる。病床利用率については、許可病床のそれが84.1%から81.5%に、稼働病床のそれが88.5%から86.0%に低下している。

再入院率と入院中死亡率は、望ましくない結果になっている。前者は3.2%から6.6%にまで上昇しているが、これには次の3つの理由が考えられる。①医師等の医療関係者がDRG/PPSの内容および対応を必ずしも把握しているわけではない(転勤や異動によって周知徹底がはかられないことも指摘される)²⁵⁾。②上記の平均在院日数短

表2 対象病院と定額払い制(183のDRG)の該当者数および該当率

対象病院	入院患者数	DRG該当患者数	該当率(%)	対象病床数(一般病床)
国立仙台病院	7,575	1,761	23.2	668
国立埼玉病院	4,396	1,360	30.9	400
国立千葉病院	5,778	2,365	40.9	467
国立豊橋病院	2,499	825	33.0	327
国立神戸病院	4,615	1,381	29.9	304
国立南和歌山病院	4,203	1,261	30.0	330
国立岡山病院	7,211	1,567	21.7	661
国立病院九州医療センター	8,336	2,148	25.8	650
岐阜社会保険病院	4,615	1,235	26.8	250
健康保険諫早総合病院	5,008	1,197	23.9	300
合計	54,236	15,100	27.8	4,357

注) 入院患者数は、98年11月1日以降に一般病棟に入院し、なおかつ99年10月31日以前に退院した患者総数。この中には、検査入院、正常分娩および治験等の試行対象外の患者も含まれる。

表3 DRG/PPSの試行前と試行後の対比

調査項目	試行前(96年4月~97年3月)	試行後(98年11月~99年10月)
平均在院日数 ¹⁾	24.16日	23.05日
病床利用率	許可病床に対して	81.5%
	稼働病床に対して	86.0%
再入院率 ²⁾	3.2%	6.6%
入院中死亡率 ³⁾	1.9%	2.4%
(参考)入院比率 ⁴⁾	41.1%	41.0%

出所) 表2・3は、厚生労働省資料(2000年7月)『急性期入院医療の定額払い方式の試行に係る関係調査の概要—平成10年11月1日から平成11年10月31日の状況』より作成。

注1) 平均在院日数は、次により算出。

$$\text{平均在院日数} = \frac{\text{年間在院患者延数}}{(\text{年間新入院患者数} + \text{年間退院患者数}) \div 2}$$

* 年間在院患者延数は「病床数×平均病床利用率×365日」と同義である。

2) 入院日の6週間前までに前回の入院がある場合に「再入院あり」と判断される。

3) 入院日から4週間以内に死亡した場合に「入院中死亡あり」と判断される。なお、試行前は96年4月~12月。

4) 入院比率は、患者総数(入院患者+外来患者)に占める入院患者数の割合。

縮はDRG/PPSへの形式的な対応によるものであり、この結果として再入院治療が必要とされた。さらに③退院(可能)患者に対する施設と制度面での対応、すなわち垂直的連携の整備が不十分である。

一方の入院中死亡率が1.9%から2.4%に上昇した一要因は、アメリカのMedicareと同様に、平均在院日数短縮の中で重症の入院患者割合が増加したことによるものと考えられる。なお、再入院率と入院中死亡率(とくに前者)が上昇した重要な理由として、入院医療標準化対応が必ずしもなされていないことがあげられる(これについては後述する)²⁶⁾。

以上は183のDRGに関する調査概要であるが、2000年11月の中央社会保険医療協議会を踏まえ、2001年4月以降、対象範囲を拡大した上で新たな調査が行われている(正式名称は『急性期入院医療試行診断群分類を活用した調査研究』であり、この結果は厚生労働省によって2002年4月に“中間報告”としてまとめられた²⁷⁾。以下、「調査研究(01)」と略称)。

これによれば、DRGが532に分類され、対象病院は「試行調査(98)」の10機関に加え、これと同等の機能を有する56の国立および民間病院

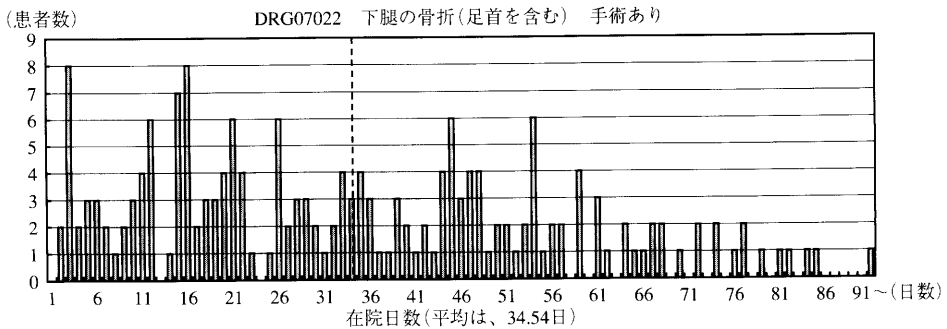
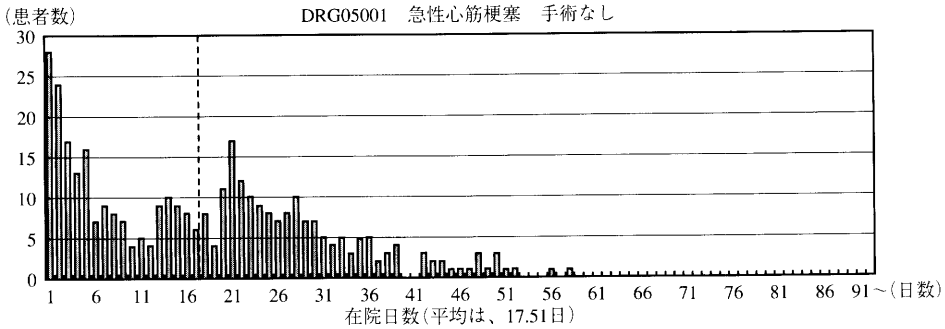
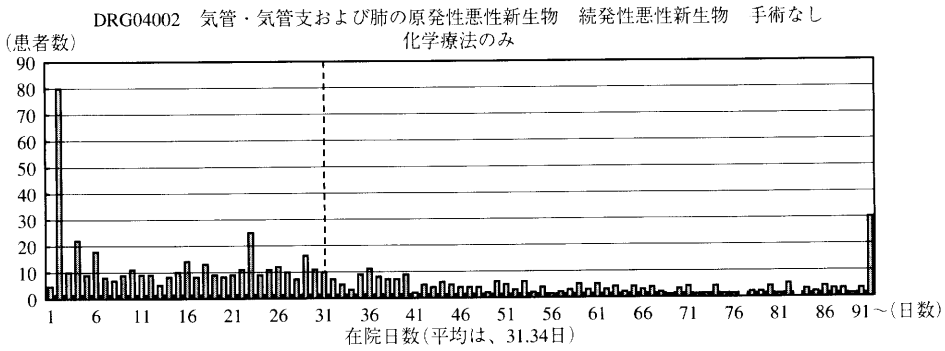
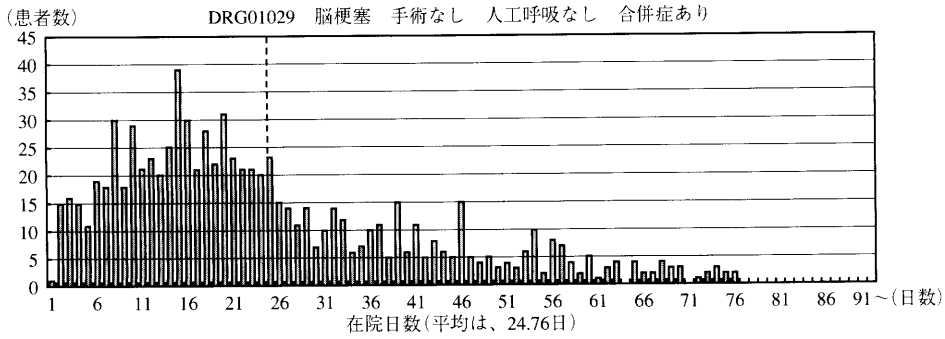
等を合わせ計66機関である(前者の10機関に対してはPPSの適用が継続されるが、新規対象の56機関に対してはそれが適用されない)。なお、平均在院日数(全DRGの平均値)は、15.94日になっている。

「調査研究(01)」では、分析対象症例数が153,612、その内DRG該当数が109,766(該当率は71.46%)といったように調査対象が広く採られ、“中間報告”とはいえ在院日数に関する資料(図2、図3)から重要な示唆を得ることができる。

「調査研究(01)」によれば、532のDRGの中で、図2の01029と同様の在院日数分布を形成するものが60%程度を占める。04002および05001と同様の分布がそれぞれ全体の10%前後、07022のそれが約20%を占めている。これらから、次の3点を指摘することができる。

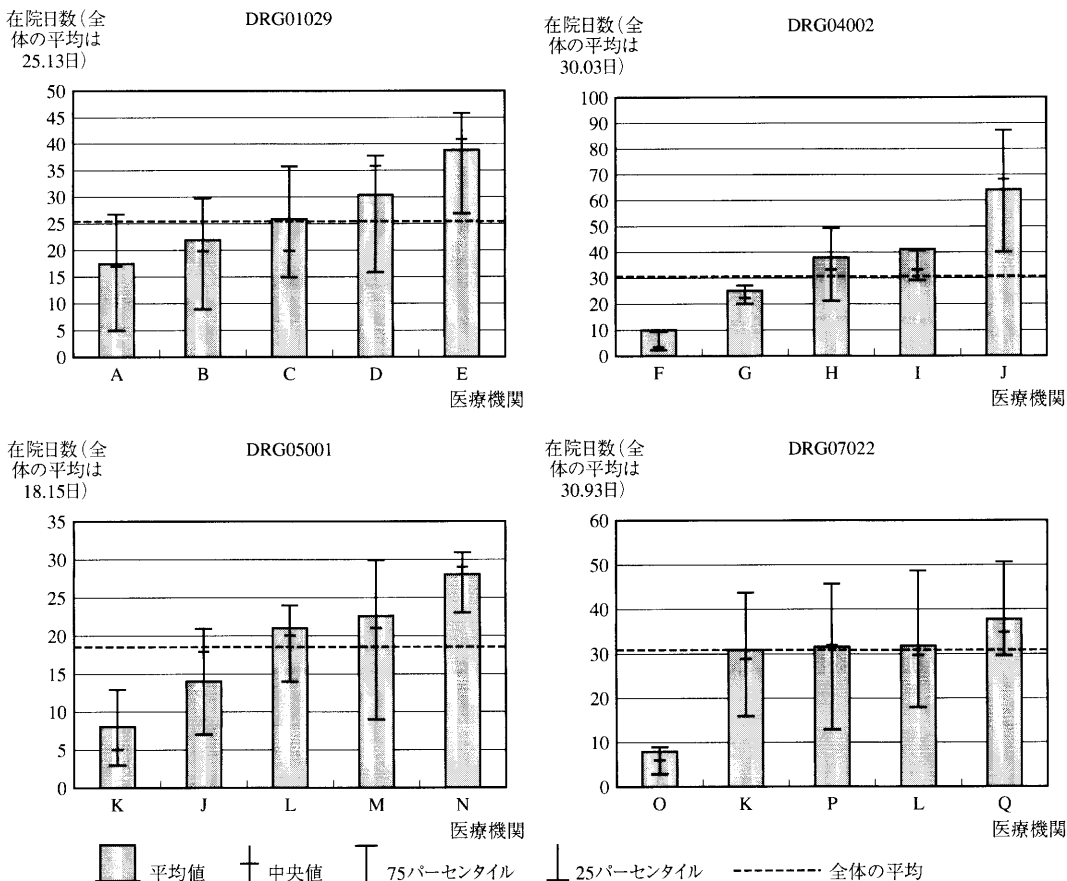
(1) 多くのDRGでは、平均値よりも短い在院日数の方にピーク(中央値・最頻値)があり、長期入院の方にテールがみられる(01029のタイプ)。

(2) 各DRGの在院日数には大きな較差(いわゆるバラツキ)がある(04002,05001および07022の各タイプ)。とくに、04002では2日間の超短期入院の一方で、91日間をこえる超長期入



注) 各図の!は平均値。

図2 DRG (01029~07022:一例)の在院日数分布および平均在院日数



出所) 図2・3は、厚生労働省資料(2002年4月)『急性期入院医療試行診断群分類を活用した調査研究(中間報告)』より作成。

注1) 各図には、それぞれのDRGに関係する医療機関の中で5機関を選択して掲載(内訳は、平均在院日数が「最短」と「最長」の2機関、それらの「中間」の1機関、および最短と中間、中間と最長のそれぞれにおける「中間」の2機関)。なお、A~Qの所在地は全国に点在している。

2) 各図の「在院日数(全体の平均)」は、上記5機関の平均値ではなく、当該DRGに関係する全機関の平均値。なお、図2と図3では、各DRGの平均在院日数が一致していないが、この理由は、図2は「関係医療機関での患者入院日数の“実数”に係る平均値」、図3は「関係医療機関の“平均”在院日数に係る平均値」になっているため。

図3 在院日数較差(対象DRGは図2と同じ)

院がみられ、05001の分布には3つ程度のピークが形成されている。

(3) 患者の在院日数較差の理由は、各医師・医療機関の医学的判断、あるいは財政や経営上の判断によるものと思われるが、これを考慮した場合でも“患者”に対する治療方法には大きな相違があると考えられる。

また、図3のデータから、次の3点を指摘する

ことができる。

(4) 各DRGにおいて、医療機関ごとの在院日数には大きな較差がみられる。平均値の最短と最長を比べれば、01029ではおよそ2.2倍、04002では6.7倍、05001では3.5倍、さらに07022では4.7倍の較差になっている(中央値においても同様の傾向がみられる)。

(5) 在院日数のマクロ的な地域間較差と医療

機関較差の他に、ミクロ的に同一機関内においても、DRGによっては他の機関と比べて長短のバラツキが生じている。たとえば、J病院の在院日数は、04002の平均値が最長(中央値も同様)の一方で05001のそれが全体の平均よりも短く、K病院の在院日数は、05001の平均値と中央値が最短の一方で07022のそれらが中位に属している(こうしたケースが図に記したDRG以外にもみられる)。

(6) 医療機関の在院日数較差の理由は、上記(3)と同様に医学的判断あるいは財政・経営上の判断によるものと思われるが、これを考慮した場合でも“医師・医療機関”が行う治療方法には大きな相違があると考えられる。

わが国では、医療制度改革の一つの問題提起において、長期入院に伴う医療費増加問題が取り上げられる。この対応として、平均在院日数の短縮が唱えられるが、これを優先ないし一律に短縮させる政策選択は、以上の諸点から適切ではないと考えられる。

DRG/PPSとの関係においては、導入後に期待される効果等が中心テーマになっている。しかしこうした状況からすれば、臨床に導入する際的前提を整理・再検討する必要がある。その前提としては、入院医療標準化、退院(可能)患者に対する施設と制度面での対応、および医療原価の適正化があげられる。この中でも標準化については、基礎研究と医学(部)教育等を通して、その知識と技術を普及・浸透させることが重要と考えられる。

もっともこれとは反対に、DRG/PPS導入によって標準化が進められるとの見方も可能であろう。しかしこうした方法は“制度による強制”のもとで治療方法の較差(相違)を抑制しようとするものであり、とくに急性期医療(=突発的または急に症状を発して進行の早い段階にある疾病や怪我に対する医療)においては、いくつかの弊害が予想される。

ここで“弊害”とは、一般的にいえば医師裁量や医療行為の制約に伴う治療上の悪影響であるが、具体的には、{1}標準的在院日数(適正なDRG

に基づく在院日数)²⁸⁾に達した後の再入院(転院)と重複医療、{2}続発性ないし転移による合併症の併発や転帰に伴うQOL(Quality of Life)の低下、さらにこれらによる{3}追加的医療費の発生、を指している(疾病と怪我の種類<=DRG>や患者特性によっては、以上の内容と程度が異なるであろう)。

急性期医療が調査対象とされる2つの資料の内、「試行調査(98)」では治療の成果に関して望ましくない結果が報告され、「調査研究(01)」のデータからは上にみた較差が明らかにされている。これに関連してDRGによっては、転帰の判断が医師の主観を通してなされるケースが指摘され、看護行為においても客観的基準が把握されていないことが報告されている²⁹⁾。

こうした中でDRG/PPSが導入されたとすれば、医師・看護師は臨床での経験ないし試行錯誤を通して標準化の知識と技術を習得することにもなるため、とりわけ医学的に長期入院や濃厚治療が求められる患者および医師・看護師にとって、適切な医療提供は期待しえないと考えられる。この場合には、再入院率(あるいは入院中死亡率)の増加につながる事が予想され、結果的に在院日数短縮や医療費適正化効果も確保することができないであろう(表3)。これらについては、医療の需要側(患者)における需要の価格弾力性とその性質に置き換えて検討しておこう。

現代のDRG/PPSの導入対象にもなっている急性期医療の価格弾力性は、他の医療、たとえば慢性期医療、予防医療・健康診断および美容形成等のそれと比較した場合には、非弾力的と考えられる³⁰⁾。なぜなら急性期医療は、慢性期医療等(救急・救命医療を除く)に比べて健康あるいは生命にも直接的に係りうることが多いとされ、治療の緊急性・必需性が高い性質をもっているからである(なお、DRGと転帰によっては需要曲線の傾きの変化や右上方シフト<所得弾力性にもよる>が生じ、医療提供者が医学・経営上の判断からこれに影響を与えるケースもあろう)。

いいかえれば、患者は急性期疾患によってQOLあるいは効用が低下した時に医療サービス

を消費する(消費しなければならない)のであり、他の方法ないし財・サービス消費を通じた対応行動によって“健康状態”に回復しうる選択の機会が少ない(DRGや転帰の如何では、こうした機会がほとんどない)とみる必要があろう³¹⁾。

以上の性質をもちうる急性期医療の標準化においては、医師・看護師の知識と技術に加え、垂直的連携の整備および医療原価適正化への対応(これについては後述する)がとくに求められる。DRG/PPSの導入段階(移行期)においてこれらの対応がなされていないとすれば、上記{1}～{3}の“弊害”が避けられないであろう。

医療費適正化とその標準化・効率化(質の維持)といった目的の上で、“制度による強制”あるいは診療報酬の上限設定によって経済的誘因を活用(優先)する手法が必ずしも望ましくないと考えられる理由は以上の諸点にある。アメリカにおいてDRG/PPSが導入された後に、それらの目的に関して一定の成果を確保しえた要因の一つは、先にも触れたように、導入までのプロセスにおいて多くのデータが収集・分析され、標準化の基本的対応や垂直的連携の整備がなされたことにある。

わが国でも、まずはEBMとクリティカル・パスを踏まえ、標準化の知識と技術対応を通して以上の弊害を回避しうる環境を整えておくことが望まれる。このためには、各医療系の大学と医療機関等において、症例研究や治療の成果と課題に関する情報公開を進め、基礎研究・教育の拡充をはかることが求められよう。また、いわゆる患者と医師の情報非対称性の中で、患者が事後的に情報(とくにカルテの内容)を知ることができれば、医療への参加を通して標準化・効率化の向上に寄与することが期待される。

IV 展望—今後の課題

わが国においてDRG/PPS導入による医療費適正化策が選択された場合(上記、導入プロセスの[3]段階)、実効可能性に関していくつかの課題が提起される。これについては「コスト(とく

に原価)を抑制した上で、医療の成果を維持・向上させることが可能か」といった点に集約される。以下では、個別の課題を取り上げることにしよう。

1 医師等の医療従事者と病院経営者が、DRG/PPSの内容および対応を把握する

DRG/PPSはわが国の医療にとって新しいシステムとなるため、まずは医療提供サイドがその内容と実施上の対応を把握することが必要である。

アメリカでは、導入までのプロセスにおいてこれらに関する情報提供がなされ、また、医療関連情報(カルテや疾患別原価)を詳細に記録・管理する習慣が早くから浸透していた。このため、事務系職員の増員がなされたとはいえ、導入後の対応においてはとくに混乱が生じることはなかった。

わが国においても、情報提供を進めた上で、診療記録と原価管理部門の設置および人員の確保が求められよう。さらに、わが国の医療にとって適正なDRGを設定することが必要である(これについては、HCFA-DRG、AP-DRGおよびAPR-DRGの中でも、AP-DRGが望ましいといわれる：注16)参照)。

2 保険者(将来的には民間保険者を含む)の機能を強化する

保険者は、患者と医師・医療機関から成る医療において第三者として介入する組織であり、その役割や方法および程度に関してはいくつかの考え方があ

わが国では、国民の加入する医療制度＝保険者が原則的に就業形態・居住地域によって定められる。各保険者に与えられた基本的役割は、保険料等収入の確保とレセプトに記載された診療報酬償還業務であり、これらは公的に管理・規定されたものである。

アメリカにおいてDRG/PPSが一定の成果をもちえた背景は、PROやManaged care等によって運用面での管理がなされたことにもある。わが国でも、保険者による管理機能強化が要件の一つとなろう。たとえば、DRG分類の妥当性(DRG-creepへの対応を含む)とPPSのレセプ

トに対する厳密な審査、医療の成果（内容）に関する情報公開といった裁量を保険者に認める必要がある。

なお、近年わが国では、次の2つの保険者機能ないし裁量について検討がなされている。すなわち、「医師・医療機関の選別および任意・個別契約」、「多様な保障プラン提供とこれに応じた保険料設定」である。

これらは、競争・選択的な医療が優先される場合には、各保険者の財政安定化や国民・被保険者のプラン選択の上で有益と考えられる。わが国でも、民間医療保険や民間と公的保険による二階建て医療保険が導入され、診療報酬と保障内容が多様化する際には、それらの機能・裁量は望ましいと思われる。しかし、受診機会平等が優先される現段階では、必ずしも適切とはいえない。これが維持・優先される一つの結果として、受診率上昇を通じた医療費増加問題が指摘されるとはいえ、早期の診断と治療（健康診断を含む）によって、その抑制効果が期待されうることを評価する必要がある。

とくに“医師・医療機関の選別”については、これを保険者に委ねるのではなく、患者・被保険者が医療の成果（内容）に関する情報に基づいて選択行動を行った結果、それらが選別されるといった方が望ましく、国民的合意を得やすいものと考えられる。

上記2つの機能・裁量は、DRG/PPS導入との関係においても、現段階では必ずしも有益ではないと思われる。

3 Doctor's fee と Hospital fee の合理的区分を行い、医療機関選択の中立性を確保する

わが国の診療報酬は、Doctor's fee と Hospital fee を分けた上で設定がなされているわけではない。DRG/PPSの基本目的は入院医療費の適正化にあるため、これらを合理的に区分する必要がある。

これに関連して「試行調査(98)」では、入院、薬剤および検査・画像診断のHospital feeに相当する医療がPPSの対象になっている。ただし、

その適用機関はカルテや情報管理システムが整備された高機能病院であり、入院医療費は他の病院よりも高額とされる。これを基準にしてPPSが設定された場合には、医療費が増加する可能性があるため³²⁾、医療機関の規模や専門領域等に応じて調整係数を加減することが求められる（調整係数に関しては、病床数の地域間較差〈注20参照〉に対する配慮も必要であろう）。

また、導入段階（移行期）においては、アメリカと同様に外来医療・日帰り手術または術後の短期入院医療へのシフトが予想される。これについては、外来診療報酬やDoctor's feeの適正化に加え、退院（可能）患者に対する施設と制度面での対応が求められる。

さらに、特定の医療機関がDRG/PPSの対象とされるのではなく、中立性の観点から全機関が対象とされる必要がある。患者・被保険者が医療機関を選択する際に、診療報酬の相違によってこうした行動が歪められることを回避するためである。

この点について、「試行調査(98)」の対象病院はこれに参加していない他の病院（出来高払い制のもとで医療が行われる病院）との比較で“不利な状況となっている”ことが報告されている³³⁾。アメリカの競争・選択的な医療とは異なり、受診機会平等が優先される場合には、医療機関選択の中立性確保は重要な要件といえる。

4 受診機会の平等確保と医療費適正化とのトレード・オフ関係の乖離を抑制する

上記の中立性を考慮してDRG/PPS導入がはかられる場合でも、「受診機会平等」確保と「医療費適正化」において生じうるトレード・オフ関係への対応が必要である。

わが国では、前者の維持が国民の基本的選択とされ、今後の制度改革においてもこれが優先されるものと考えられる。後者の問題に関しては、医療費“抑制”手段としてのDRG/PPSではなく、“適正化”手段としてのそれが選択されるべきであろう。

わが国の医療制度内容は、患者・被保険者およ

び医師・医療機関において原則的に統一されているため、医療費“抑制”手段としてのDRG/PPSが選択された場合、この影響が広範囲に、しかも同時発生的に強く現れることが予想される。

これは、医療費の抑制あるいは削減の上では重要な要件であり、したがってわが国はそれが可能な条件下にあるとはいえ、こうした導入方法はいわゆるhard-landingにもつながる。とくに急性期医療がDRG/PPSの導入対象となることからすれば、先にあげた{1}~{3}の弊害が予想されるため、強い抑制効果を目的とした導入は避けるべきであろう。

繰り返し触れているように、医療標準化と垂直的連携といった導入前提、さらに(次の5において取り上げる)医療原価適正化への対応を通して、soft-landingしうる環境を整えておくことが必要である。この上でDRG/PPS導入をはかり、受診機会平等を基本的に維持する中で、医師・医療機関に対して一定の適正化誘因を与えることが求められよう。これらによって、両者のトレード・オフ関係の乖離を抑制することが可能と考えられる。

5 医療原価としての薬剤と医療機器の「価格」を適正化する

DRG/PPSの実効可能性を判断する上では、以上の他にも医療原価の適正化問題を検討する必要がある。これには医療用材料・備品、人件費および他の経費等が含まれるが、以下では、原価比率と治療上の必要性が高く、さらに競争原理が作用しえないと考えられる薬剤と医療機器を取り上げることにしよう。

わが国は、他国に比べて医療費に占める薬剤比率が高く、ジェネリックよりも価格の高い新薬が使用される傾向にある³⁴⁾。また、医療機器(とくにMRI、CTスキャナー等の高度・高額機器)についても、対人口比でみた設置数が最も多くなっており、必ずしも施設規模とは係りなくその設置によって近代化が進められている³⁵⁾。

ところで、薬剤の効能と医療機器の技術が向上し、これらが多数の患者ないし疾患に対して使用

される際には、通常は価格が低下すると考えられる。実際に、薬剤や医療機器によっては価格の低下傾向がみられるとはいえ、こうしたケースは必ずしも一般的ではない。とりわけ、少数の患者・疾患が対象とされる新薬と高度機器に対しては、基本的に製造・販売側によって高価格が設定される(輸入医療機器はとくに高額と思われる)。

こうした中で医師・医療機関は、薬剤の購入資金(製薬側にとっては研究開発・製薬費)回収の上で投与数量を、さらに医療機器の投下資金(製造側にとっては技術開発・製造費)回収の上で検査回数(数量)をそれぞれ増加させる必要がある³⁶⁾。

これらは医療原価(=価格×数量)を上昇させる要因となるため、医療機関にとっては「原価の下方硬直性」にもつながる。DRG/PPS導入後の医療費適正化効果は、原価の適正化がどの程度まで可能かによっても影響を受けるであろう。

この点について、たとえばDRGの標準的原価をC、それに係るマーク・アップ率をmとすれば、DRGの診療報酬(=PPS)は、

$$PPS=C(1+m)$$

と定式化される(mのあり方は医療費適正化目標等によって左右される)。

PPSはCを基準にして設定されるため、原価下方硬直性のもとでCが上昇した際には、原則的にPPSの引上げがなされる(短期的にはmの調整による対応も可能であろう)。Cに医療機器の価格ないし減価償却費が算入されるとすれば、PPSはさらに高く設定される。

DRG/PPSの導入対象とされる急性期医療の需要は価格に関して一般に非弾力的と考えられることから、需給関係のみた場合、PPSの上昇は急性期医療費を(弾力性に応じて)増加させる誘因をもっている³⁷⁾。したがって、医療標準化とあわせ、原価適正化に対する検討と対応も重要テーマとなろう。

DRG/PPSのもとでは、薬剤と医療機器・検査の数量が標準化の上で適正化されうるとはいえ、それらの価格の適正化効果が作用しないとすれば(とりわけ数量抑制の中で規模の経済性が後退し、

これによって価格が上昇した際には) PPS の上限設定がなされている限り、投入可能数量の追加的制約に伴って医療の質が低下すると考えられる。また、質を維持するために数量が抑制されない場合には、結果的に医療費適正化効果を確保しえないであろう。

アメリカでは、PRO や Managed care の他にも、DUR (Drug Utilization Review: 薬剤利用審査) を通して薬剤の価格と数量に対する管理がなされている(ただし、Indemnity 等の出来高払い制が適用される一部の医療保険を除く)。また、医療機器については、とくに高額機器の重複購入を防ぐために CON (Certificate of Needs: 必要証明書) によって購入が認められるケースが一般化している(近隣の医療機関での共有・共同利用も進められている)³⁸⁾。

わが国でも、薬剤と医療機器の適正化、とりわけ価格の適正化対応ないし管理を通して、医療の標準的原価(上記式の C) を抑制することが求められよう。

V むすびにかえて

本稿は、DRG/PPS の基本概念と性質をアメリカでの経験等を参考にして整理した上で、わが国でのこれまでの経緯と実効可能性について考察を行った。以下では、「DRG/PPS の意義と課題」の要点をまとめ、わが国の実情に即して今後の方向を展望することにしよう。

DRG は、医療の質に関する評価基準としての性質をもっているため、客観的根拠に基づいて適正な分類がなされた場合、投入資源に対する成果や効率性向上を通して医療費適正化の必要条件を得ることができる。

PPS は、DRG において規定された医療行為を包括化した上で定額払い制の価格とするものであり、標準的原価を踏まえた基礎償還額と調整係数の設定によって医療費適正化の十分条件を得ることができる。

いいかえれば、DRG は医療の標準的数量を、PPS はその価格をそれぞれ適正化しうするため、

DRG/PPS としてのシステムは、本来、医療資源と医療費配分の合理性向上の上ですぐれた性質をもちうる。

DRG/PPS の意義はこうした点にあり、競争・選択的な医療が優先されるアメリカでは管理政策の一つとしてこれが導入され、医療費適正化等の目的に関して一定の成果を得ることができた(事後的にはいくつかの対応が求められたとはいえ、それは DRG/PPS の本来的性質に係るものではない)。受診機会平等が優先されるわが国の医療において、これによっていかなる効果が得られ、課題が提起されるかが問われている。

現代の DRG/PPS の導入対象は、治療の緊急性・必需性が高いとされる急性期医療である。これに関する 2 つの厚生労働省試行・調査資料によれば、再入院率と入院中死亡率に対して望ましくない影響を与えたことが報告され、さらに各 DRG 患者と医療機関の在院日数較差が明らかにされている。また、医師・看護師において、DRG によっては標準化対応がなされていない現状が指摘される。

こうした中で、DRG/PPS 導入を通して医療費や在院日数の適正化が進められるとした場合には、DRG と転帰の如何によっては治療上の弊害が予想され、本来これに期待された効果を得ることができないと考えられる。わが国では DRG/PPS の効果を確保する上で、導入の前提ないし課題を整理し、これに対する検討・対応を行うことが必要である。

入院医療較差(バラツキ)への対応においては、適正な DRG 分類および標準化の知識と技術の普及・浸透が重要といえよう。しかし、医療費適正化誘因の上でこれに PPS が活用されることに限っては、現段階では程度問題を含め慎重な判断が求められる。この点については、DRG と PPS の位置づけを分けて検討することが重要であり、前者の導入と一定の標準化対応が可能となった段階で後者の導入がはかられるべきであろう。

また、退院(可能)患者に対する施設や制度面での連携に加え、保険者の管理機能強化と医療原価適正化等の対応が求められる。さらに、外来医

療および(将来的には)歯科医療の適正分類とこれに対するPPSのあり方を含めた検討が必要であろう。

DRG/PPSは、医療費適正化を通して受診機会平等を維持する管理政策の一つとして望ましいシステムと考えられるが、導入の前提としていくつかの重要課題が残されている。

平成14年11月投稿受理

平成15年5月採用決定

謝辞

本稿の作成においては『季刊社会保障研究』の2名のレフェリーより有益なご指摘・ご示唆を頂戴しております。また、東北経済学会・第56回大会(2002年9月)での報告の際には、吉田浩東北大学助教授(座長)、栗山規矩東北大学助教授より、生活経済学会・北海道部会研究大会(2002年11月)での報告の際には、蓮池稜札幌学院大学教授(座長)、黒田重雄北海道大学名誉教授より、さらに現代財政金融研究会(2003年1月)での報告において、林健久・加藤栄一両東京大学名誉教授、渋谷博史東京大学教授ならびに根岸毅宏國學院大学助教授より、重要なコメントを頂きました。資料提供および最新動向に関する情報供与については、厚生労働省(保険局・医療課)の江浪武志課長補佐(MD)より甚大なご協力・ご助言を賜っております。ここに記して謝辞を述べさせていただきます。

注

- 1) PPOに類似するプランとして、POS(Point of Service Plan:受診時選択プラン)、EPO(Exclusive Provider Organizations:指定医療提供組織)があげられる。なお、HMOは、86年以降Medicaidにおいて、91年以降Medicareにおいてそれぞれ部分的に参入している。
- 2) Enthoven(1988), McPake, Kumaranayake and Normand(2002), pp.238-242.
- 3) Mayer and Tanaka(1999), McPake, Kumaranayake and Normand(2002), pp.201-204, p.219.
- 4) 高額医療や特殊治療に対しては事前審査が行われ、医師・医療機関がこれに応じない時には、診療報酬の支払いが減額あるいは拒否されることもある。薬剤についても管理が行われ、価格の値引きやジェネリックの使用を通して薬剤費抑制がはかられている。さらに医療費抑制の上

で、予防医療と健康診断が奨励されている。

- 5) HCFAは、2001年7月よりCMS(Centers for Medicare & Medicaid Services)に改組された。
- 6) MedicareとMedicaidの導入時期(65年)には、前者の加入者がおよそ1,200万人、後者の対象者が1,100万人であったが、81年にはそれぞれが2,200~2,300万人にまで増加している。こうした中で、Medicareの医療費が66年の56億ドルから81年の350億ドルへと6倍以上に、Medicaidのそれが34億ドルから550億ドルへと約16倍にそれぞれ拡大した。
- 7) これは、医療提供者が患者のDRG分類を行う際に、近似する疾病分類の中でもより高い報酬の得られるDRGに患者を該当させる現象である(Upcodingともいわれる)。Folland, Goodman and Stano(2001), p.485, McPake, Kumaranayake and Normand(2002), p.132, p.153.
- 8) 医療の質と内容審査および情報公開を行う第三者(民間非営利)機関として、NCQA(National Committee for Quality Assurance:全米品質保証委員会)、JCAHO(Joint Commission on Accreditation of Health-care Organizations:医療機関評価合同委員会)があり、これらも効率化・適正化の上で一定の役割を担っている。Folland, Goodman and Stano(2001), p.199, p.201, p.403. 広井良典編(2000)第1・2章。
- 9) 川淵(1999), p.7, pp.51-59. 廣瀬(2002), pp.112-135. Folland, Goodman and Stano(2001) ch.12・21等。
- 10) DRG/PPS導入前には、病床数が200程度の中規模の病院では、およそ10名の診療記録・管理系職員が雇用されていたが、導入後には15~16名程度に増員された。これは、いわゆる医療過誤訴訟対策のためでもある。
- 11) 2000年には5.9日になっている。
- 12) 医療機関の減少は、主に統廃合ないし吸収・合併によるものである。とくに、全米で病院チェーンを運営するコロンビアHCAやTENET社は、吸収・合併を積極的に展開していた。
- 13) 90年代後半には、全手術件数に占める外来日帰り手術の割合が60%にまで増加し、総医療収入に占める外来収入比率は35%以上になっている。
- 14) しばしば“sicker and quicker”(完治していない中での早期退院)といったことが指摘されるが、こうした連携によって、退院(可能)患者に対する弾力的対応が行われている。
- 15) こうした医療には、脳死臓器および異種・再生移植が含まれる。これは、損傷あるいは機能不全の臓器や組織を「治療する医療」ではなく、新しいものと「交換する医療」である。この中でも異種・再生移植は、ES細胞(Embryonic

- Stem cell：胚性幹細胞)の発見と培養条件の基礎研究, さらにヒト・ゲノム計画による遺伝子解読と診断によって, 2010年までには臨床応用が可能といわれる。これらは通常は高額とされ, 初期段階の「特殊医療」から対象者拡大に伴って「一般的医療」にシフトする際には, 医療費や国民負担の増加が予想される。
- 16) これは, HCFA等によって行われている。なお, DRGのタイプに関しては, MedicareパートAに適用されたものがHCFA-DRG(499のDRGコード)であり, これにAP-DRG(641のDRGコード)が追加された。近年では, APR-DRG(All Patient Refinement-DRG: AP-DRGが精緻化されたもので, 1,422のDRGコード)に移行するための調査・基礎研究が進められ, 現在では3タイプのDRGが作成されている。
 - 17) 医療費の対前年度(名目)伸び率でみれば, 80~2001年までは(介護保険が導入された2000年以外)概ね4~6%で推移している。厚生労働白書(2001)。(財)厚生統計協会(1995)『国民衛生の動向』。
 - 18) 一般病床の平均在院日数は, 精神病床(390日)と結核病床(102日)を除いたものである。厚生労働白書(2001), p. 350。
 - 19) 川淵(2002), pp. 181-182, p. 309。
 - 20) (財)厚生統計協会(2002)『国民衛生の動向』, pp. 185-187, p. 479。なお, 病床数(対人口10万人比)には地域間較差があり, 最多の高知県(1,960.4)と最少の埼玉県(683.3)とでは2.8倍の較差がある。
 - 21) 現在の病院数は, 一般病院, 老人病院, 特定機能および専門病院を合わせておよそ9,300であり, これに設置される病床数が約126万である。これには, 約18,000の有床診療所での病床(22万程度)は含まれていない。
 - 22) 「試行調査(98)」ではDRG/PPSといった用語は必ずしも使われていないが, 一般に日本型DRG/PPSとして取り上げられる。
 - 23) 各段階の進み方は, EBMとクリティカル・パスの導入状況等によって変わりうる。なお, 救急・救命医療は, 症例の分類・類型化が困難であり, DRG/PPSの設定が不可能と思われる。
 - 24) MDCは25程度に分類される。詳細は川淵(1999)等を参照。なお「試行調査(98)」のそれは13である。
 - 25) 厚生労働省資料(2000), pp. 212-215。
 - 26) 以上の調査に関連して「試行調査(98)」では, 入院患者の平均費用が約38万円(基礎償還点数が38,000点)とされる。しかし, 97年に(財)医療経済研究機構が行った調査研究(17の民間病院が対象)では, これが約80万円と推計された。こうした差額の理由の一つは, 「試行調査(98)」ではすべての費用が包括されていないことにある(手術と麻酔がDRG/PPSの対象外)。また, それぞれが異なる医療機関とDRGを対象にしているためである。「試行調査(98)」と比較して(財)医療経済研究機構の調査では高度・高機能病院が対象とされ, さらに症例の少ない重症疾患のDRGが含まれていることが, 高い入院費用として推計されたものと考えられる。(財)医療経済研究機構(1998)『米国における疾病分類の妥当性に関する研究』。野口一重(2000)『早わかり図解でみるDRG』, 日本医療企画。
 - 27) これは, DRG患者別および医療機関別の在院日数調査が主な目的であり, 在院日数や再入院率・入院中死亡率等がいかに変化するかを把握するための事前(Benchmark)調査である。今後, それらの変化・動向を把握する事後調査が行われる予定とされ, 対象DRGと患者数および医療機関数からみて, この調査結果がDRG/PPS導入論議にも大きな影響を与えるものと思われる。
 - 28) 標準的在院日数は, 平均値ないし中央値が一つの判断基準にもなる。ただし, 医療費適正化目的からすれば, これらよりも短い日数が設定されるであろう(アメリカでは, 日帰り手術が適用されるDRGの標準的在院日数は1日であり, 他の大半のDRGでは3日~1週間, 最長の場合でも10日~2週間程度である)。
 - 29) 厚生労働省資料(2000), pp. 212-215。
 - 30) 救急・救命医療(=短時間の中で生死にも係りうる医療)については, これが“ゼロ”ないし“極めて非弾力的”と考えられる。価格弾力性に関しては, 救急・救命医療, 急性期医療, 慢性期医療, 予防医療・健康診断, および美容形成の順に“弾力的”となる。
 - 31) 上記の「医療の性質(およそ5つの分類)」と「価格弾力性」の関係およびその分析・応用と解釈については, 現在, 調査・研究を進めている段階であり, 詳細は別稿において取り上げることとする。
 - 32) 韓国では98年に, 正常分娩, 虫垂炎, ヘルニア, 白内障および扁桃腺摘出の各手術と入院に対してDRG/PPSが導入されたが, 中小の医療機関では収入(医療費)が増加した。
 - 33) 厚生労働省資料(2000), pp. 212-215。
 - 34) 薬剤比率は, (80年以降)97年までは27~30%であったが, 薬価基準引下げと自己負担引上げ(および薬価差益縮小)により, 近年では低下傾向にある。ジェネリックの価格は他の先進国と同程度であるが, 医薬品市場に占めるその割合(数量ベース)は11%程度である(アメリカではおよそ50%)。なお, 新薬の価格については“世界一高い”といわれる。(財)厚生統計協会(2002)『国民衛生の動向』。二木立(2000)『介護保険と医療保険改革』, 勁草書房, p. 114。

『日本経済新聞』2003年1月1日。

- 35) 36) 近年の医療費増加要因の一つは、これに関連するものである。廣瀬(2002), pp. 282-285, 日本医療企画(2001)『保健+医療+福祉の現代用語(WIBA)』, pp. 945-952。
- 37) 医療保険によって患者の自己負担が抑えられる際には、医療費はより大きく増加するであろう。なお、「医療需要の価格弾力性」と「医療保険の患者自己負担」の関係(部分均衡)については、需要の価格弾力性が非弾力的な医療ほど保険に伴う厚生損失(dead-weight loss)が抑制され、価格弾力的な医療ほどそれが拡大することが一般に知られている(漆博雄編(1999), Folland, Goodman and Stano(2001))。前者の例が急性期医療であり、後者としては慢性期医療があげられる。すなわち、医療の性質と価格弾力性(一例として5つのタイプ:注30参照)の如何では、医療保険が社会的余剰に与える影響は異なるものと考えられる。医療の性質と価格弾力性に応じた自己負担の「差別化」問題については、注31と同様に別稿において取り上げる(平成15年度文部科学省科学研究費・萌芽研究対象課題:課題番号15659125)。
- 38) Folland, Goodman and Stano(2001), pp. 473-479。なお、NCQAとJCAHOによる治療内容等の審査においても、薬剤と医療機器および検査がその対象とされる。

参考文献

- 漆 博雄編(1999)『医療経済学』, 東京大学出版会。
 川淵孝一(1999)『DRG/PPSの全貌と問題点』, 葉業時報社。
 ———(2002)『医療改革』, 東洋経済新報社。

- 厚生労働省資料(2000)『急性期入院医療の定額払い方式の試行に係る関係調査の概要』。
 ———(2002)『急性期入院医療試行診断群分類を活用した調査研究(中間報告)』。
 広井良典編(2000)『医療改革とマネジドケア』, 東洋経済新報社。
 廣瀬輝夫(2002)『皆保険を守る医療改革を』, 篠原出版新社。
 二木 立(2002)『21世紀初頭の医療と介護』, 勁草書房。
 Enthoven A. C. (1988) *Theory and Practice of Managed Competition in Health Care Finance*, Amsterdam, North-Holland.
 Feldstein M. S. (1981) "The Rising Price of Physician's services," *Review of Economics and Statistics*, No. 52.
 Folland S., Goodman A. C. and Stano M. (2001) *The Economics of Health and Health Care* (3rd. ed), Prentice-Hall Inc.
 Fuchs V. R. (1992) "The Best Health Care System in the World," *Journal of the American Medical Association*, Vol. 268, No. 7.
 McPake B., Kumaranayake L. and Normand C. (2002) *Health Economics-An International Perspective*, Routledge, London.
 Mayer L. G. and Tanaka S. (1999) "The Changing Role of the Primary Care Physician in Managed Care," *Journal of Health Care and Society*, Vol. 8, No. 4.
 (あべ・まさひと 北海道医療大学助教授)

社会 保障 法 判 例

秋 元 美 世

難聴のため周囲の人とのコミュニケーションが困難なので、施設収容による生活保護ではなく居宅での保護を求めた要保護者に対し、住居を持たない者は居宅保護ができないと収容保護決定をしたのは違法であるとして、収容保護決定の取り消しを命じた事例（佐藤訴訟）

大阪地方裁判所平成14年3月22日判決（平成10年（行ウ）第72号生活保護開始決定取消等請求事件）『賃金と社会保障』1321号10頁

I 事実の概要

1 野宿生活をしていた原告X（昭和7年3月生まれ）は、被告Y（大阪市立更生相談所長¹⁾）による生活保護開始決定を受け、平成8年5月17日から更生相談所の付属施設である一時保護所に入所し、その後さらに保護変更決定を受け、同年6月19日からは社会福祉法人の経営する更生援護施設A寮に入所したが、同年11月下旬頃、A寮を退所したい旨の意向をA寮の職員に伝えた。その際職員は、原告から事情聴取をしたが、居宅保護への変更が可能である旨の説明はしなかった。原告Xは、同年12月3日、A寮を退所した。被告Yは、Xに対し、退所を理由として保護廃止決定をした。

2 その後また、野宿生活を送るようになったXは、保護の申請を行い、Yは、平成9年1月30日、一時保護所で収容保護を行う旨の保護開始決定をし、同年3月12日、前記とは別の社会

福祉法人の運営する更生援護施設B寮で収容保護を行う旨の保護変更決定をした。原告は、上記決定に従い、一時保護所及びB寮に入所し、同年4月、大阪市から補聴器の給付を受けるために聴力の検査を受けたが、給付の基準を満たさないと判断され、補聴器の支給を受けることはできなかった。

その後、原告は、補聴器のないままB寮で生活したが、同年8月14日同施設を退所した。B寮退所に先立ち、同年7月ころ、原告は同寮職員に対し、退所したい旨の意向を伝えた。その際、職員は原告に対し、事情聴取をしたが、居宅保護への変更が可能である旨の説明はしなかった。XがB寮を退所した際、被告Yは、Xに対して退所を理由として保護廃止決定（以下、A寮を退所した際の保護廃止決定と併せて「本件廃止決定」という）をした。

3 退寮したXは、その後、寮生活の間に蓄えた所持金もつき、野宿することになった。Xは、平成9年10月16日から20日にかけて、更生相

談所の職員に対し、難聴のため集団生活についていけず、施設での生活に強いストレスを感じることを理由に、居宅での生活保護を希望する旨述べ、同月20日、被告Yに対し、その旨を記載した生活保護開始申請書を提出した。これに対し、被告Yは、同年11月5日付で、一時保護所での生活扶助(収容保護)を開始する旨の本件収容保護決定をした。しかしXは一時保護所に出頭しなかった。

4 原告Xは、本件収容保護決定後、平成9年11月10日まで法外援助(法に基づかない、自治体独自の援助事業)として法38条2項所定の救護施設であるCケアセンターに宿泊した後、同月11日に同市内において賃貸住宅を借りて生活し始め、同月12日(本件収容保護決定の7日後)、D区福祉事務所長に対して、生活保護開始申請をした。D区福祉事務所長は、原告に対し、同日付で居宅保護を行う旨の保護開始決定をした。

5 原告は、平成9年11月12日、本件収容保護決定を不服として、大阪府知事に対し、審査請求(以下「本件審査請求」という)をした。大阪府知事は、平成10年11月16日、本件審査請求を棄却する旨の裁決をした。

6. そこでXは、①2回にわたり収容保護を受けていたが、その施設からそれぞれ退所した際に、被告Yが、正当な理由なく生活保護を廃止し、Xに野宿を余儀なくさせた、②上記各退所の際に、被告Yが、居宅保護についての調査義務・説明義務を怠ったことにより、Xの居宅保護への保護変更の可否等の決定を受ける権利及び居宅保護の受給権を侵害した、③被告Yが、居宅保護を希望したXに対し、一時保護所への収容保護を内容とする生活保護開始決定(本件収容保護決定)をした、④被告大阪府は、本件収容保護決定を不服とする審査請求を放置した、として、被告Yに対して本件収容保護決定の取消しを、また被告大阪府に対して、①、②、③の行為によってXが被った精神的損害並びに本件収容保護決

定により居宅保護を受けられず、出捐を余儀なくされた敷金及び家賃相当額の損害の国家賠償を、さらに被告大阪府に対し、④の行為によりXが被った精神的損害の国家賠償、を求めた。

判決は、本件収容保護決定の取消しを求めた原告の請求には理由があるとして、原告の主張を認めたが、被告大阪府に対する請求及び被告大阪府に対する賠償請求は、いずれも理由がないとして棄却した。

II 判 旨

1 本件収容保護決定を取り消す法律上の利益の有無について

「被告Yは、本件収容保護決定は、その翌日に取り消されていること……を理由に、原告には本件収容保護決定を取り消す法律上の利益がないと主張する。」

「収容保護決定に応じないとの一事をもって、弁明の機会を与えることもなく、いったん開始した保護を廃止することは許されないものと解される。被告相談所長の主張する取消しは、この手続を潜脱して、取消しの名の下に本件収容保護決定を廃止するものであるから、無効と解すべきである。」

2 本件各廃止決定の違法性

「被保護者が保護を辞退した場合には、保護の実施機関は、保護の廃止によって直ちに急迫した状況に至ると認められない限り、保護を継続する義務を負うものではなく、法26条にいう『保護を必要としないとき』に当たるものとして、保護を廃止することができる」と解するのが相当である。……認定事実によれば、原告は、Aを退寮したときも、B寮を退寮したときも、保護を辞退したものと認めることができる。」

3 被告Yが居宅保護について指導・調査、説明をしなかったことの違法性について

「更生施設に収容されている被保護者が退寮を希望した場合において、被告Yは、被保護者の

真意等の調査を行うに当たり、被保護者につき新たな内容の保護への保護変更の可能性があると思われるときは、保護変更申請権を保障するため、当該保護の内容につき説明する義務があると解される。

しかし(当時の大阪市の更生相談所においては)、施設に収容されている被保護者に対する敷金給付の運用は、……「法令又は管理者の指示により社会福祉施設から退所するに際し帰住する住居がない場合(当該退所が施設収容の目的に達したことによる場合に限る)」に該当しないとして、敷金給付による収容保護から居宅保護への変更は行わない取り扱いであったことが認められる。このような運用の実情の下においては、被告Yが退寮を希望する原告に対する調査を実施したとしても、原告について居宅保護への変更が可能であると認識したとは考えられず、また、認識しなかったことにつき過失があるともいえない。したがって、被告相談所長が居宅保護について説明しなかったことにつき注意義務違反があるとはいえない。」

4 本件収容保護決定の違法性について

「(生活保護)法30条1項の趣旨に照らすと、要保護者が現に住居を有しない場合であっても、そのことによって直ちに同項にいう『これによることができないうき』に当たり、居宅保護を行う余地はないと解することは相当ではない。」

「認定事実によれば、被告Yは、住居を有しない要保護者に対して居宅保護(金銭給付による住宅扶助及び生活扶助)を行うことはできないとの法解釈を前提として、本件収容保護決定を行ったものと認められる。

しかし、現に住居を有しないとの一事をもって居宅保護を行うことができないと解すべきでないことは前記のとおりである。したがって、被告相談所長は、住居を有しない要保護者に対する保護の内容を決定するにつき、必要な裁量判断を行わず、誤った法解釈を前提として本件収容保護決定を行ったものであり、この点において、本件収容保護決定は違法というべきである。」

5 本件裁決が請求から約1年を要したことの違法性について

「(定められた)期間内に裁決がされなくとも、審査庁が不当な目的の下に裁決を遅延させた等の特段の事情のない限り、国家賠償法上違法になるものではないと解される。そして、本件においては、……本件審査請求につき本件裁決がされるまでに約1年を要したことにつき、前記特段の事情は認められず、したがって、本件裁決の遅延は国家賠償法上違法であるとまではいえない。」

6 原告の損害について

「(上記のとおり)原告に対して居宅保護について説明しなかったことに注意義務違反があるとは認められない。そうすると、前記認定の事実関係の下において、仮に被告相談所長が原告の退寮希望の事実を知り、法25条2項に基づく調査を行ったとしても、その結果、原告が居宅保護への保護変更を申請し、これに基づいて居宅保護への保護変更が行われたであろうとは認めがたいというべきである。したがって……(被告相談所長の義務違反により)原告の保護受給権や保護変更の要否等の決定を受ける法律上の利益が侵害されたと認められることはできない。」

III 解 説

1 本件訴訟の背景

野宿生活者(ホームレス)に対する生活保護法の運用に関しては、これまでしばしば次のような3つの問題の存在が指摘されてきた。すなわち、第1に住所不定を理由に保護をしないこと、第2に稼働能力があること(65歳未満で疾病がないこと)を理由に保護をしないこと、第3に住宅保護ではなく施設での収容保護しかしないという問題である²⁾。もっともこのうち、第1、第2の問題については、国もそのような法運用の問題性を指摘するようになってきた。例えば、2001年3月の生活保護関係全国係長会議において、「いわゆるホームレスに対する生活保護の適用については、単に住居地がないことや稼働能力があることのみ

をもって保護の要件に欠けるということはなく、真に生活に困窮する方々は、生活保護の対象となるものである」といった指摘を行っている³⁾。しかしながら第3の問題については、收容保護主義を前提とする運用を国は基本的に変えていない⁴⁾。本件訴訟は、この收容保護主義の違法性を問うものである。

本件では、次の5点が争点となった。すなわち、①本件收容保護決定を取り消す法律上の利益の有無、②本件各廃止決定及びこれに際して被告相談所長が居宅保護について調査・指導、説明をしなかったことの違法性、③本件收容保護決定の違法性、④本件裁決が本件審査請求から約1年を要したことの違法性、⑤原告の損害である。このうち、收容保護主義の問題に直接関わるのは、①と③の争点である。そこで以下では、この2つの争点を中心に解説を加えることにしたい。

2 本件收容保護決定を取り消す法律上の利益の有無

この点について被告行政庁は、本件收容保護決定が既に被告によって取り消されているので、原告には決定の取消しを求める法律上の利益はないと主張している。問題は、收容保護決定の取消しが有効に成立しているかどうかである。判決は、判旨で示したように、收容保護決定の取消しが無効であり、原告には取消しを求める法律上の利益があるとした。ここで注目すべきは、聴聞・理由付記などの手続的要請との関係で、取消しを無効とした点である。つまり聴聞等は、原告の意に反する收容保護決定の取消しの場合のように、相手方に不利益を及ぼさないときには必要ないとする行政の主張に対して、判決は「(生活保護が弁明手続を置いているのは)法30条2項が被保護者の意に反して入所を強制することを禁止していることを受けて、收容保護を拒否する要保護者ないし被保護者が、意に反する收容保護を受け入れるか、さもなければ保護を受けることを断念するかという選択を強いられる事態を可能な限り避けるために、要保護者ないし被保護者に弁明の機会を与えたものであり、保護の実施機関としては、弁

明の結果に基づいて要保護者ないし被保護者の実情を再度調査した上で、保護廃止が真にやむを得ないか、要保護者の実情により適合した内容の保護に変更すべきであるかを検討すべきである」としたのである。

かつて福祉給付は、権利ではなく恩恵的利益としての特権 (privilege) としてとらえられた段階があった。特権論的な考え方によれば、福祉給付に関しては、様々な条件を自由につけることができ、その条件が嫌な者に対しては、給付をしなくてよいとされた。なぜなら給付をしなくても、それは元のままといいことであり、その者の権利は何ら侵害されていないからというのが理由である。もちろん今日こうした考え方が、ストレートに持ち込まれることはさすがになくなったが、それでも公的扶助に関しては、この種の特権論的な考え方が入り込みやすいところがある。「意に反する收容保護を受け入れるか、さもなければ保護を受けることを断念するかという選択を強いられる事態」というのは、まさにそうした特権論的な面が現れ出たものといえよう。その点で、手続的保障の重要性を指摘し、そうした特権論的な要素が入り込むのを明確に否定した本判決の意義は大きいと考えられる⁵⁾。

3 本件收容保護決定の違法性

生活保護法30条1項は、居宅保護を原則とし、但し書きで收容保護を例外的に認めている。そして例外が認められる場合としては、①居宅保護によることができないとき、②居宅保護によっては保護の目的を達しがたいとき、または③被保護者が希望したとき、が想定されているのである。この但し書き規定が生活保護法に置かれた経緯については、小山が次のような解説を加えている。すなわち、「收容保護はどのような場合に行うべきかという点については、これを本人の希望する場合に限るか、或いは本人の意思を問題とせず保護の目的を達する為に必要と認める場合に行うべきものとするかという点が議論されたのであるが……これら二つの相反する立場から慎重に検討された結果、原則としては後者の考え方に立ち法文

を整理するが、被保護者の立場を能う限り尊重する建前に立ち条文の表現も具体的で明確であるようにする事に意見が一致し、初め原案に『但し、保護の目的を達するために必要があるときは、』とあったのを、『これによることができないとき、これによっては保護の目的を達しがたいとき、』と少々抑制的な表現に改め、いずれでもよい場合は、『被保護者が希望したとき』に限り収容保護を行うことになったのである。」(小山, 1951, p. 434)

問題は、本件が、この但し書き規定に該当するとした行政庁の決定(収容保護決定)に、違法性がなかったかどうかである。これについて被告行政庁側は、①住所不定の居宅を有しない単身者については、原則として収容保護を行うとするのは、法30条1項の趣旨に照らして合理性を有している、②厚生省の通知が、住所を有しない要保護者への住宅扶助(より正確には「敷金給付」)を認めていない点をあげ、その正当性を主張している。

これに対して判決は、まず①との関係で、「(居宅保護を原則とする30条1項の趣旨は)生活に困窮するすべての国民に対して必要な保護を行い、その最低限度の生活を保障するとともに、その自立を助長するという生活保護法の目的(法1条)に鑑み、被保護者の生活の本拠である居宅において保護を行うという居宅保護が法の目的により適うものであるとの考慮によるものと考えられる。このような法30条1項の趣旨に照らすと、要保護者が現に住居を有しない場合であっても、そのことによって直ちに同項にいう『これによることができないとき』に当たり、居宅保護を行う余地はないと解することは相当ではない」とした。

また②に関して判決は、「(被告の)援用する246号通達(昭和38年4月1日社発第246号厚生省社会・援護局長通達)や34号通達(昭和38年4月1日社保第34号厚生省社会・援護局保護課長通達)も、現に住居を有しない要保護者に対する住宅扶助の可能性を否定する趣旨と解することはでき」(括弧内引用者)ないとしたうえで、住居を有しない要保護者に対して金銭給付の方法による住宅扶助を認めている通知(昭和50年2月7

日社保第25号厚生省社会局長通知「雇用情勢急迫下における生活保護法の実施等について」)が存在していること、さらに東京都、横浜市、川崎市、広島市、神戸市などにおいて、本件収容保護決定当時から、住居を有しない要保護者に対して、敷金や家賃の金銭給付(住宅扶助)をする方法での居宅保護を実施していた事実が認められることを指摘して、「現に住居を有しないとの一事をもって居宅保護を行うことができないと解すべきでない」とした。そして「現に住居を有しない要保護者に対して保護を開始するに当たっては、要保護者の身体面、精神面の状況(更生施設等における養護、補導を必要とするか、居宅における自立した生活を送ることが期待できるか)、保護の内容に関する要保護者の希望、収容保護の対象として考えられる施設の内容、居宅保護を実施する場合の住宅の確保の可能性等の諸要素を総合的に考慮して、保護の内容(居宅保護か収容保護か)を決定すべきなのであり、(そのような)必要な裁量判断を行わず、誤った法解釈を前提として本件収容保護決定を行った……点において、本件収容保護決定は違法というべきである」と結論づけている。冒頭で触れたような野宿生活者(ホームレス)をめぐる生活保護法の運用をめぐる問題の存在を考えると、居宅を有しない要保護者に対する保護に関して、収容保護主義が原則であるとする実務での法解釈を正面から否定した本判決の持つ意味は大きいと言えよう。

なお、ここで判決が「必要な裁量判断行為を行わず」ということを、違法性判断の根拠の1つに上げている点は注目しておきたい。一般に、行政裁量の逸脱・濫用の基準として、考慮すべき事柄を考慮しないこと(要考慮事項に関する考慮不尽)の問題があることは認められているが、これには実体的な判断を多分に伴う面もあるため行政法学上の一般的な議論というよりも、「本来的には関係“特殊法”の条理によって精確に見定められるべき」(兼子, 1997, p. 135)問題であると言われている。多様で個別的なニーズを扱う社会保障法の領域では、積極的な意味での裁量の行使ということが本来的に求められる面があり、その意

味で社会保障法の領域は、こうした「要考慮事項に関する考慮不盡」という裁量統制基準が、大きな役割を果たす領域の1つだと言えよう。本判決は、このような文脈においても一定の意味を持っていると考えられる。

注

- 1) 大阪市立更生相談所は、大阪市西成区の愛隣地区において、居住地がないかまたは明らかではない要保護者についての保護の決定・実施、一時的な生活困難者に対する生活費の貸付け、生活相談等の各種相談、保護施設である一時保護所での保護等を行うものとして設けられた。
- 2) 小久保, 2002, p. 5.
- 3) 林訴訟一審判決のようにそうした運用を違法をした判例(名古屋地判平成8・10・30, 判時1605-34)もある。また、野宿状態のまま生活保護申請を行った64歳のAさんに対して、生活保護を開始したものの、ホームレス状態であった期間については保護を実施せず、自力で住居を確保した日からのみ開始したことに対して、申請日から保護を行うように求めて行った不服審査請求に対して容認する裁判(審査庁静岡県知事)が、昨年(2002)の11月25日出ている。本件判決については笹沼, 2003を参照。
- 4) 例えば、平成15年全国厚生労働関係部局長会議資料「生活保護制度の運営について(保護課・監査指導課)」において、次のような記述が見られる。「保護の方法としては、要保護者の生活状況等の十分な把握や自立に向けての指導援助が必要であることから、基本的には、保護施設、自立支援センター等において、健康管理、金銭管理能力や生活習慣の回復のための指導及び就労の支援等を図りながら、自立した生活が営めるように支援し、施設入所等の目的が達せられた場合には、必要に応じて居宅での保護の適用

を行うことが適切なものである」(<http://www.mhlw.go.jp/topics/2003/bukyoku/syakai/1-j1.html>・2003.8.31現在)。また、収容保護主義を行政庁の裁量の問題として是認する判例を紹介したものと、堀, 1990がある。

- 5) 特権論は、英米法系の権利論の文脈で論じられてきた。憲法やコモン・ローに基づく法的利益である権利(right)に対して、政府によって与えられたものにすぎないとみられる法的利益は特権とされたのである(典型的には、運転免許、酒場営業免許、公務員の雇用関係、政府が提供する物品・サービス・社会保障給付などがこれにあたる)。かつてアメリカの憲法論では、privilegeについては、rightと異なり、政府が自由に奪うことができ、したがっていかなる条件をつけることも可能であるという権利・恩恵の利益区分論(doctrine of right-privilege distinction)が行われていたが、現在はもはやこのような理論は一般的でなくなったとされる。なお福祉給付と特権論の関係については、秋元, 1991を参照。

参考文献

- 秋元美世(1991)「アメリカにおける福祉受給権と福祉裁判の動向」『季刊社会保障研究』Vol. 27 No. 2。
- 堀 勝洋(1990)「社会保障法判例・古川訴訟控訴審及び上告審判決」『季刊社会保障研究』Vol. 25 No. 4。
- 兼子 仁(1997)『行政法学』, 岩波書店。
- 小久保哲朗(2002)「野宿者に敷金支給・居宅保護の道開く」『賃金と社会保障』No. 1321。
- 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。
- 笹沼弘志(2003)「生活保護裁判が問うもの(第9回) 静岡事件判決の意義」『福祉のひろば』2003年1月号, 総合社会福祉研究所。
- (あきもと・みよ 東洋大学教授)

海外社会保障研究 No. 145 目 次

特集：社会保険医療制度の国際比較：日，独，仏，蘭，加5カ国の

医療保険制度改革の動向

特集の趣旨	尾形裕也
社会保険医療制度の国際比較（収斂と発散）：	
ISSA Initiative における研究動向を踏まえて	尾形裕也
ドイツの医療保険制度改革	田中耕太郎
フランスの医療保険制度改革	稲森公嘉
オランダの医療保険制度改革	大森正博
カナダの国民医療制度の改革—連邦財政主義のもとでの	
皆保険の課題と展望—	金子能宏
日本の医療保険制度改革—国保改革の重要性—	泉田信行

論文

中国のWTO加盟と雇用構造の変化および雇用創出の対策	紀韶
----------------------------	----

動向

自殺の社会経済的要因と自殺予防対策の国際比較	山下志穂・金子能宏・反町吉秀
------------------------	----------------

書評

舟場正富・齋藤香里著 『介護財政の国際的展開 イギリス・ドイツ・日本の現状と課題』	松田亮三
--	------

編集後記

本特集では、公的年金にまつわる論点を取り上げました。年末を迎え、厚生年金の保険料率の上限や国庫負担のあり方についてようやく大枠での合意が達成されました。今後は、本号で取り上げたような個別の論点について、さらに議論されることでしょう。今回は、一つ一つの論文に研究者や実務担当者からのコメントをつけるという新しいスタイルを試みました。年金改革の方向性について、読者の皆様により多角的な視点を提供できたのであれば幸いです。

(A. O.)

編集委員長

阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

岩村正彦 (東京大学教授)

岩本康志 (一橋大学教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

菊池馨実 (早稲田大学教授)

新川敏光 (京都大学教授)

田近栄治 (一橋大学教授)

永瀬伸子 (お茶の水女子大学助教授)

平岡公一 (お茶の水女子大学教授)

島崎謙治 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

中嶋潤 (同研究所・総合企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

松本勝明 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

編集幹事

後藤玲子 (同研究所・総合企画部第2室長)

大石亜希子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

西村幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長)

小島克久 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

泉田信行 (同研究所・社会保障応用分析研究部主任研究官)

宮里尚三 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 39, No. 3, Winter 2003 (通巻 162 号)

平成 15 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>

制作 (株) UTP 制作センター