

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、

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

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（勤勞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, 就業継続の要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(賃金プロフィールから推計), 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、その削減率及び上乗せ率を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、その削減率及び上乗せ率を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

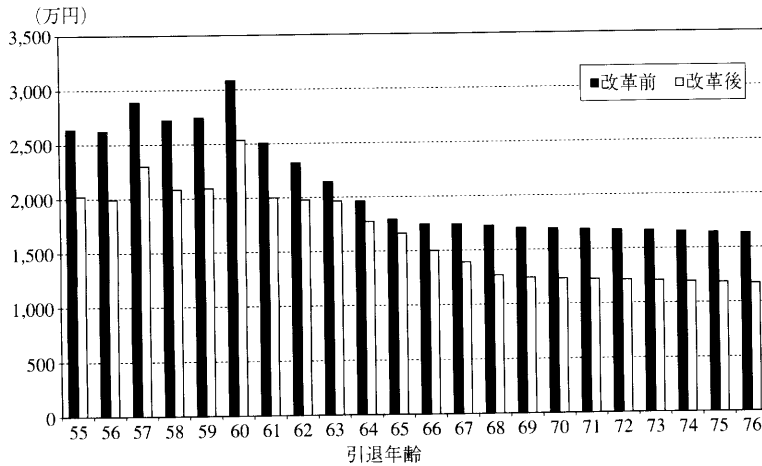


図1 社会保障資産(ネット・ベース)の変化：改革 A の場合

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

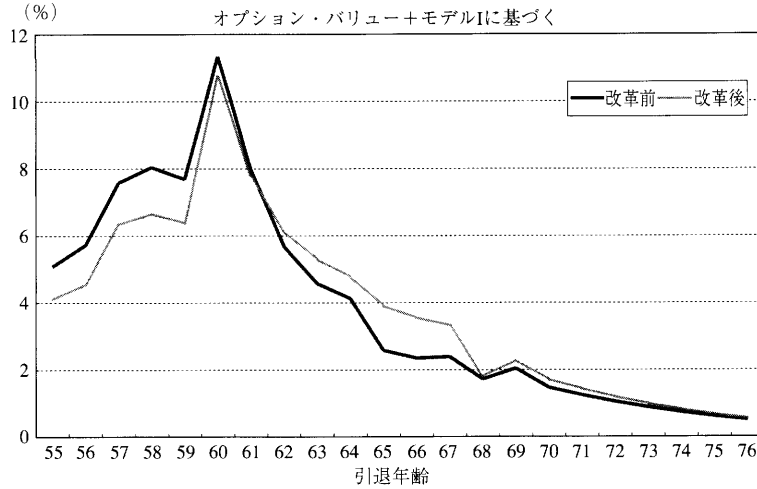


図2 引退年齢の分布の変化：改革 A の場合

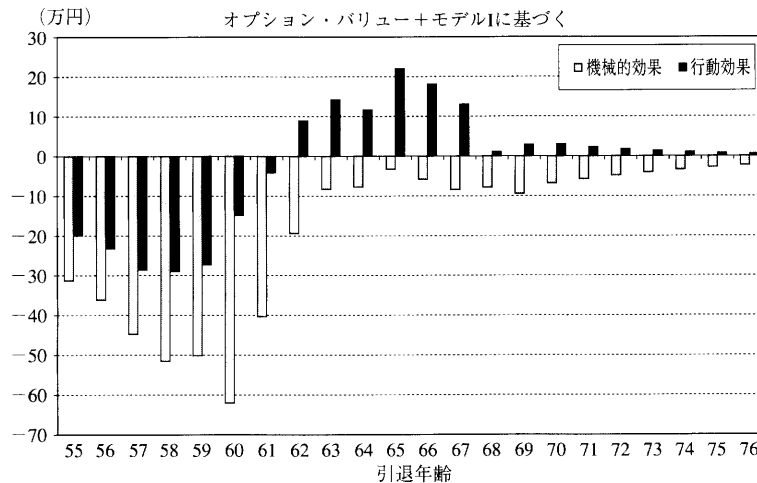


図3 引退年齢ごとに見た機械的効果と行動効果：改革 A の場合

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、

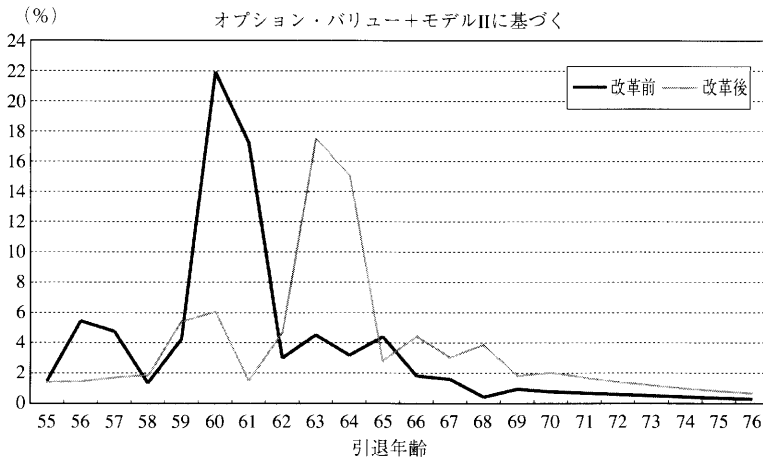


図4 引退年齢の分布の変化：改革 A の場合

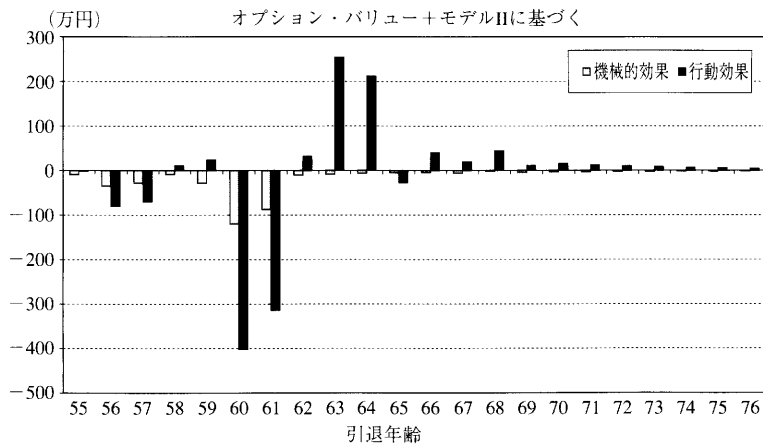


図5 引退年齢ごとに見た機械的効果と行動効果：改革 A の場合

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

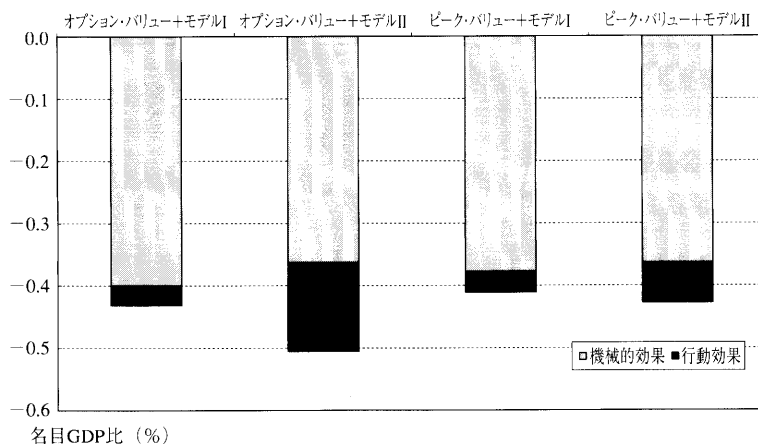


図6 年金改革の財政効果：対名目GDP比(%)：改革Aの場合

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か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、逆進的な効果がもたらされる。

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)