

などが代表的な研究となっている。しかし、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、あるいは引退すれば受け取ったはずの年金受給額がその変更が、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、社会保障資産を考慮した分析では、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のか、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おいた年金改革の効果に関する分析も進められるようになってきている。その具体的な例として、Yashiro and Oshio (1997)、小塩(1997)、大石・小塩 (2000)、小塩・大石 (2003)、Oshio and Oishi (2004)、Oishi and Oshio (2007) などがある。これら一連の分析は、NBER (全米経済研究所) が主催する社会保障に関する国際比較研究プロジェクト (International Social Security) が設定した枠組みに基づくものであり、その成果は The Chicago University Press から順次刊行されつつある。

3. 年金改革と社会保障資金

3.1 1980年代以降の年金改革

日本の公的年金制度は、高度成長とともにその規模や範囲を拡大させていった。生活水準の向上や家族構造の変化、それに伴う高齢時の福祉向上に対する国民の要求の高まりがその背後にあった。また、経済成長に伴う平均所得の持続的上昇は、年金給付額の引き上げによる国民負担を十分吸収できると期待されたし、さらに少子高齢化がもたらす危惧もそれほど意識されなかった。さらに、1970年代前半のハイパー・インフレは年金給付額の引き上げに対する国民の要求にこたえるという面もあった。

しかし、表1に示すように、1980年代に入ると年金改革のスタンスが大きく変化する⁴。この頃になると、日本の人口構造がほかの先進国に例を見ない速さで高齢化していることが次第に危惧されることになる。また、産業構造の変化などにより制度間で被保険者の移動が顕著となり、制度間の調整に対する認識も強まった。そのため、1985年改正においては、全国民共通の基礎年金が新たに設定されるとともに、その給付の3分の1を国庫負担とする仕組みが作られた。

⁴ 日本の公的年金の制度的変遷やその評価については、駒村(2003)、厚生労働省年金局(2005)、Komamura (2007)などを参照。

さらに、それまでの改正とは異なり、給付額が大幅に削減された点も 1985 年改正の注目点である。すなわち、定額部分の給付額（年額、40 年加入の場合）の支給額がそれまでの 984,000 円から 600,000 円に引き下げられると同時に、報酬比例部分の支給乗率（平均標準報酬月額×加入月数に対する乗率）もそれまでの 10/1000 から 7.5/1000 へと引き下げられた。この結果、40 年間厚生年金に加入し、平均標準報酬月額が 25.4 万円（当時の平均）だった夫と 40 年間国民年金に加入していた妻が合わせて受け取る年金総額（月額）は、成熟期の水準と比較して 250,800 円から 176,200 円（成熟期）へと約 3 割も削減されることになった。

このように、1985 年改正は支給条件の厳格化を明確に打ち出したという点で、それまでの改革とは一線を画している。それに続く 1989 年改正では基礎年金の水準が引き上げられたものの、政府内における改正をめぐる議論を見ると、最終的には見送られたものの支給開始年齢の引き上げが議論されている。さらに、1989 年には合計特殊出生率が 1.57 まで低下したこともあって⁵、この頃から少子高齢化への対応が日本経済の直面する長期的課題として次第に強く認識されるようになった。年金改正をめぐる論議においても、さらなる支給条件の厳格化が重要な焦点となっていく。

そうした中で、1994 年改正は支給開始年齢の引き上げに 1954 年改正以降で初めて着手した点で注目される。具体的には、厚生年金の定額部分の支給開始年齢を、男子については 2001 年度から 2013 年度にかけて、女子についてはその 5 年遅れで、60 歳から 65 歳に引き上げることが定められた。さらに、年金スライドにおける賃金再評価においても、従来の名目賃金の伸びに応じたスライドから、保険料控除後の手取り賃金の伸びに応じたスライドに改められ、高齢者と若年層との公平性改善が追求されるようになる。

その後の 2000 年改正も、これまでの年金改革と同様に、支給条件の厳格化が大きなポイントとなっている。まず、報酬比例部分の給付水準が 5%削減された。また、裁定後の年金額は賃金再評価を行わず、物価スライドだけを適用するという方法に変更された。さらに、厚生年金の報酬比例微分の支給開始年齢を男子については 2013 年度から 2025 年度にかけて、女子についてはその 5 年遅れで 65 歳に引き上げることになった。さらに、月給と賞与に同一の保険料率を適用する総報酬制が導入された⁶。

⁵ この年の合計特殊出生率は「丙午」の 1966 年の 1.58 を下回ったために、「1.57 ショック」と言われた。

⁶ 総報酬制の導入に当たっては、賞与（夏冬計）を 3.6 ヶ月と想定するため、総報酬月額ベースの支給乗率は、平均報酬月額ベースのその 1/1.3 倍となる。さらに、2000 年改正では報酬比例部分の 5%削減が盛り込まれたため、総報酬月額ベースの支給乗率は $7.5/1000 \times 1/1.3 \times 0.95 = 5.48/1000$ となる。

さらに、2004年改正においては、将来の現役世代の過重な負担を回避することを目的として、最終的な保険料水準及びそこに到達するまでの各年度の保険料水を固定して法律で定めるとともに、マクロ経済や人口動態の変化に応じて、給付水準を自動的に調整する仕組みであるマクロ経済スライドを新たに導入した。これは、年金財政の均衡が達成されるまでは、年金の改定率を被保険者数の減少や平均余命の伸びを勘案して調整し、年金額の伸びを抑制する仕組みであり、具体的には、

$$\begin{aligned} \text{(年金改訂率)} &= \text{(1人当たり手取り賃金の上昇率)} \\ &\quad - \text{(年金被保険者数の減少率)} - \text{(平均余命の伸び率)} \end{aligned}$$

として年金額が再評価されていくことになる⁷。

日本の公的年金は基本的に賦課方式で運営されているため、少子高齢化の下で財政面での持続可能性を維持するためには、負担の引き上げあるいは給付の引き下げ、またはその両方で臨むしかない。1980年代半ば以降の年金改革は、様々な方法で給付削減を目指してきたといえる。

3.2 試算の方針

それでは、1980年代半ば以降の一連の年金改革は、前節で説明した社会保障資金やそのほかの関連指標にどのような影響を及ぼしたのだろうか。以下では、その点を簡単な数値計算で示すことにしよう。具体的には、1945年生まれの平均的な男子サラリーマンを想定し、彼が受給する厚生年金に注目する（話を簡単にするために、彼の妻が受給する年金の存在は無視する）。このサラリーマンは2000年に55歳となったが、ここでの試算では彼を様々な時点に立たせ（ただし、年齢は変わらないとする）、その時点で適用される年金制度の下でどのような状況に直面するかを比較する。ただし、実際の年金制度は移行措置などが複雑に入り組んでおり、それをすべてフォローすることは難しい。そのため、以下では、改正が支給条件の基本設計として盛り込んだ支給乗率や定額部分の水準を彼に適用し——ただし、支給開始年齢は1945年生まれであることを踏まえて、1994年改正以降においては、定額部分は63歳、報酬比例部分は60歳と設定する——それぞれの制度の下で彼がどのような状況に置かれるかを考えてみる。

⁷ 公的年金の被保険者数の減少率は、2025年頃までの年平均で0.6%程度と見込まれている。また、平均余命の伸び率は実績ではなく、2025年頃までの長期的な予測値として0.3%程度が一定値として与えられる。また、基礎年金についても、厚生年金の報酬比例部分における再評価率と同様の「改定率」を用いて調整することになる。

具体的な試算に際しては、以下のような仮定を置く。第1に、分析対象となる男子サラリーマンの「再評価後」の賃金プロファイルは、2000年の「賃金センサス」のクロスセクション・データから観測される、「きまって支給する給与」の平均値（学歴・産業・企業規模・勤続年数計）の年齢階級別分布に沿ったものであったと仮定する。そして、彼が55歳以降も働こうとする場合、2000年時点で観測される年齢別の平均的な賃金を得ると想定する。ただし、彼は60歳に定年を迎えたとし、60歳以降も就業を続ける場合は勤続年数をゼロから計算し直すとともに、データの制約上、所定内給与の平均値（同上）に切り替える。これは、定年後は企業の嘱託になったり、常勤から非常勤勤務に移行したりするなど、高齢者の実際の就業形態を考慮するためである。賃金プロファイルをこのように想定すると、その生涯にわたる平均値は年金額の新規裁定を行う場合の平均標準報酬月額に概念的に近くなる⁸。なお、既裁定年金の再評価は行われず、彼は新規裁定の年金額を生涯にわたって受給するものと想定する。

第2に、厚生年金の新規裁定額を計算するために、彼は55歳時点において厚生年金に35年間加入していると仮定するとともに、就労を続ければ加入年数も勤続年数に応じて35年から徐々に高まっていき、平均標準報酬月額も修正されていくというメカニズムを組み込む。勤続年数が増えても（とりわけ60歳の定年後は）賃金水準が低下するとすれば、平均標準報酬月額は頭打ちとなって最終的には低下することになる。

ただし、ここでは社会保障資金が引退年齢によってどのように変化するか大まかなパターンを見ることを目的とするので、繰上げ・繰り下げ支給等の仕組みはとりあえず無視し、在職高齢年金や高年齢雇用継続給付制度、失業保険給付などの存在も捨象する。したがって、引退を延期すれば引退するまで年金受給額はゼロとなり、年金を受給しようとするれば平均標準報酬月額と加入年数に応じた年金額がそのまま支給されることになる。ただし、65歳以降においては就業を続けても年金は満額支給されると仮定する。

第3に、社会保障資産などをネット・ベースで評価するために、保険料の支払いを考慮する。まず、厚生年金の保険料は就業を続ける限り、賃金から支払うことになる。これは、加入年数や平均標準報酬月額の調整と整合的にするためである。ただし、65歳を超えると保険料の支払い義務はなくなると仮定する⁹。一方、60歳以前に引退した場合は、60歳に

⁸ 実際、本稿の方法で計算すると、1945年生まれの男子サラリーマンの平均標準報酬月額は60歳で引退した場合、約31.4万円となる。社会保険庁「事業年報」によると、2000年度における平均標準報酬月額の男子平均（新規裁定、年齢計）は30.9万円となっている。

⁹ ただし、2002年4月から厚生年金の加入年齢の上限は65歳から70歳に引き上げられており、65歳

なるまで国民年金の保険料を支払い続けることになる。また、60歳以降に引退した場合は、保険料を支払わない。これは、どの年齢で引退しても、定額部分については40年間の保険料加入実績があること（基礎年金制度が導入された1985年改正以降はその満額支給）を意味することになる。

各制度の比較に際しては、さらに次のような想定を置く。第1に、すべて2000年（55歳）時点の価格で評価する。そのため、定額部分も2000年価格に直す。第2に、割引率 π （s）を計算するために必要な利子率と生存率については、2000年時点における実質長期利子率2.44%（名目長期国債利回り1.66%、消費者物価上昇率マイナス0.78%）と「簡易生命表」から得られる生存率を用いる。第3に、保険料負担についても、それぞれの時点の制度を適用する（国民年金の保険料も2000年価格で評価する）。

3.3 社会保障資産の年齢別パターン

以上の想定に基づいて、社会保障資産や関連する指標を具体的に計算した結果が表2にまとめてある。この表では、(1)1980年改正後—85年改正前、(2)2004年改正後、という2つの時点をとって、引退を55歳以上のそれぞれの時点で設定した場合に各指標がどのようなパターンを見せるかを調べている。要するに、日本経済がバブル経済に突入する直前の時点と、バブル崩壊後の調整がある程度進んだ時点との間の約20年間で、日本の平均的な男子サラリーマンが直面する年金制度がどのように変化したかを大まかにチェックするわけである。なお、時点(2)においては、定額部分の支給開始年齢が63歳となっているが、これは1945年生まれの男子サラリーマンが実際に直面している状況でもある。さらに、2004改正に盛り込まれている「マクロ経済スライド」の効果はここでは反映していないことにも留意されたい。

この表から次のような点が確認できる。まず、年齢別にみた各変数の変化のパターンに注目してみると、いずれの時点においても、社会保障資産の年齢別パターンに大きな違いはなく、55歳から60歳にかけて増加し、60歳を過ぎると減少に転じ、65歳以降は一定の値となる形をとる。このパターンは、引退時点を1歳引き上げることによる社会保障資産の変化分である社会保障試算発生額を見ることでも確認できる。

例えば、時点(1)の場合について見ると、55歳で引退した場合の社会保障資産は4,189万円だが、その後は引退を1年延期することに70万円弱ずつ増加し、60歳になると4,459

以上の者も保険料を支払う義務がある。本稿では、この制度変更は反映していない。

万円に達する。つまり、社会保障資産に関する限り、定年まで就業を続けたほうが有利だということになる。50歳台後半は賃金がかかなり高く、就業を続けることで平均標準報酬月額と加入年数がともに高まり、新規裁定年金の水準がそれだけ高まることがその背景にある。また、60歳までは年金を受給できないので、引退を延期しても、足元での年金受給をあきらめるという形のデメリットがまったく発生しないことも影響している。

しかし、60歳の定年後も就業を続けようとする、社会保障資金は毎年200万円前後で減少していく。引退を延期することで加入年数が増加するものの、その一方で賃金が落ち込むために平均標準報酬月額が低下し、新規裁定年金の上昇は限定的となる。その一方で年金受給が1年延期になるため、生涯を通じて受給する年金総額はネットでみて減少する¹⁰。一方、65歳以降になると社会保障資産は一定となる。これは、就業・引退とは無関係に満額の年金を受給できるという想定と、年金受給額の割引現在価値を55歳時点で計算するという想定をおいているためである。したがって、65歳を過ぎると社会保障資産が就業行動に及ぼす影響は変化しなくなる。

第2に、こうした社会保障資産の変化のパターンを受けて、ピーク・バリューは社会保障資産が最大となる60歳まではプラスの値をとり、また、その値は年齢を引き上げるにつれて小さくなる。60歳以降になると社会保障資産は減少し、さらに65歳以上になると一定となるから、ピーク・バリューはその定義上ゼロとなる。こうしたピーク・バリューの変化を見る限り、60歳までは就業を続ける誘因は存在し続けるものの、それ以降は存在しないことが分かる。

第3に、賃金所得から得られる効用も考慮にいった、(2)式で得られる生涯効用、あるいはそこから計算されるオプション・バリューはどうか。ここでまず注意すべきなのは、65歳以降の扱いである。前述のように、65歳以降は就業を続けても年金がそのまま受給されるので、就業を続けるかぎり、生涯にわたる効用は上昇することになる。したがって、65歳以降のオプション・バリューは減速しながらも上昇を続けることになり、オプション・バリューという概念が本来想定している状況と異なってしまふ。そこで本稿では便宜上、生涯効用やオプション・バリューの計算を65歳までとしている¹¹。

¹⁰ なお、(1)の場合、60歳前半における年金受給額は年額280~290万円のレベルであり、それに比べると引退延長による社会保障資産の減少額はやや低めになる。これは、主として加入年数が1年増加することで新規裁定年金が上昇するからである。

¹¹ なお、生涯効用の計算に際しては、賃金所得は年金保険料控除後の値をとるが、60歳までに引退した場合、賃金所得が得られないのに国民年金の保険料を支払う状況をどう処理するかという問題がある。ここでは、簡便的にその状況をゼロ所得の状況として処理した。

そこで、時点(1)の場合について見ると、生涯効用は60歳で引退する時点で最高となり、それに応じて、ピーク・バリューもそれまではプラスの値をとるとともに、60歳に近づくにつれて減少していくことが確認される。定年後も就業を続けることで効用は得られるものの、生涯にわたって発生する年金受給額の減少によるデメリットがそれを上回ることになるからである。しかし、時点(2)では、生涯効用がピークとなる年齢は60歳から65歳にずれ、それに伴ってピーク・バリューもその年齢までは減少傾向を見せながらもプラスの値をとり続ける。ピーク・バリューの変化から判断すると、年金受給が就業を抑制する効果は最近になるほど弱まっていると推察される。

3.4 年金改革の効果

次に、表2に基づいて、時点(1)と時点(2)、つまり、バブル経済が始まる直前と、バブル崩壊後の調整がほぼ完了した時期とを比較し、その間における一連の年金改革の効果を総括的に評価することにしよう。ここでまず注目される点は、社会保障資産の水準が大きく低下していることである。60歳に引退した場合の社会保障資産を比較すると、前述のように時点(1)では4,527万円であったのに対して、時点(2)では2,697万円と約4割の削減となっている(55歳時点における割引現在価値)。もちろん、妻に対する基礎年金の支給などを考慮すると削減率はもう少し低めになるだろうが、ここまで大きな削減は注目してよい。

こうした大きな削減の最大の理由は、1985年改正において、厚生年金の定額部分の額や報酬比例部分の支給乗率が大きく削減されたことに求められる。この制度変更は、年金財政にも長期的に大きな影響を及ぼしたはずである。1945年生まれの厚生年金加入者は男女計で約47.7万人いるが、彼らがここで説明していたような状況に直面しているとする、彼らの社会保障資産、つまり、生涯において受給する年金総額では、この20年間の一連の年金改革によって単純計算で総額8.8兆円(名目GDP比では2%弱)削減されたことになる。もちろん、女子の加入実績は男子を下回るのも、この試算は過大推計となっているはずだが、年金改革の財政効果が無視できない大きさであったことは否定できない。

図1は、時点(1)、(2)だけでなく、1976年改正以降の各時点において、前述の同じ方法で計算した社会保障資産(60歳引退の場合、55歳時点で評価した割引現在価値)を比較したものである。ここからも1985年改正の効果の大きさが確認できる。1989年改正後に若干の上昇が見られるが、これは定額部分の単価の引き上げに起因するものである。また、1994年改正では、定額部分の単価が引き上げられた一方で、支給開始年齢が63歳に引き

上げられたことが社会保障資金の水準引き下げにつながっている。2000年改正後における若干の水準低下は報酬比例部分の5%削減を反映したもののだが、仮に試算のベースとなる世代がより若い年齢層（1953年生まれ以降）であれば、報酬比例部分の支給開始年齢の引き上げの影響も受けたはずである。

社会保障資金の変化は、その定義を考えれば明らかなように、高齢者の労働供給にも無視できない影響を及ぼすはずである。この点については次節以降で詳細に検討するが、労働供給への影響は前出・表2に掲載されている所得代替率（replacement ratio）——社会保障資産発生額の、引退を1歳延長したときに得られる期待賃金に対する比率（発生額がマイナスであればプラスで表記）——の試算結果やそれを図示した図2からも明らかである。例えば、引退を60歳から61歳に延期しようとするれば、時点(1)においては、社会保障資産発生額はマイナス211万円となる。ところが就業を続けると60歳から61歳になる1年間で232万円の賃金所得（年金保険料控除後）が得られるので、所得代替率は91.1%に達する。したがって、60歳時点において就業には大きな抑制要因が働いていることが推察される。これに対して、2000年改正後の時点(2)の状況を見ると、60歳時点における社会保障資産発生額はマイナス83万円となって、時点(1)の値を大きく下回り、所得代替率も37.8%へと大幅に圧縮されている。

さらに、前述のように生涯効用のピークも60歳から65歳（正確にはそれ以降）にずれ、それに伴ってオプション・バリューもそれまではプラスの値をとり続けており、年金受給が就業を抑制する効果は最近になるほど弱まっていることが分かる。したがって、年金受給による労働供給の抑制効果は、これまでの一連の年金改革によって大幅に引き下げられたと推察される¹²。

4. 年金改革の財政効果¹³

4.1 財政効果の要因分解

前節では、社会保障資産やオプション・バリュー、ピーク・バリューの概念を用いて、1980年代半ば以降における年金改革の効果を概観した。一連の年金改革を通して社会保障

¹² 実際には、在職老齢年金の制度改革や高年齢雇用継続給付の導入により、公的年金の就業抑制効果はさらに縮小されている。1994年におけるこれらの改革の効果については、Yashiro and Oshio (1997) 及び小塩 (1997) を参照されたい。

¹³ 本節は、小塩・大石 (2003)の叙述及び分析の主要結果をベースにしている。

資産の水準が大きく引き下げられたこと、そして公的年金に備わっている高齢者の就業抑制要因が有意に抑制されたと推察されること、がそこでの主要なポイントであった。ここではさらに話を進めて、年金改革が高齢者の労働供給にどのような影響を及ぼすのか、また、それが潜在的に年金財政にどのような影響を及ぼすのかを具体的に分析する方法を説明する。そして、その方法を用いて、これまでの年金改革の最終的な姿である、支給開始年齢の65歳への完全引き上げの財政効果を分析する。

年金改革の効果は、次のような方針で推計される。まず、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値をそれぞれ計算する（引退後、死亡した場合に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。前節では、各年齢で引退した場合の社会保障資産を試算したに過ぎないことに注意されたい。

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 D 歳までに、引退するか志望するかのいずれかの形で労働市場から退出すると仮定する。そのとき、労働市場からの退出のパターンとしては、（例えば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 $2(D-t)$ 通りあることになる。そして、それぞれの確率が p_i ($i=1, 2, \dots, 2(D-t)$)で示されると仮定しよう¹⁴。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歳時点で評価して SSW_i と標記する。このとき、 t 歳まで就業を続けてきた者が生涯において受給する年金額の割引現在価値の期待値 SSW は、

$$SSW = \sum_{i=1}^{s(D-t)} p_i SSW_i, \quad \sum_{i=1}^{s(D-t)} p_i = 1$$

として計算される。こうして得られる値は、政府が55歳以上の者に対して、平均的にどれだけの厚生年金給付を行うかを示したものと見える。したがって、年金改革の給付面における財政的な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。

さらに、そうした財政効果は2つの部分に分割することができる。すなわち、第1に、年金改革によっても人々の就業・引退選択が影響を受けないと想定し、年金の支給条件や

¹⁴ 実際の計算に当たっては、引退してから死亡する確率についても別途考慮している。ここでは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。

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を調べる。この効果を、ここでは「機械的効果」(mechanical effect)と呼ぶ。例えば、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歳で引退すると仮定した上で、どこまで年金財政に影響が出てくるかを見ることが、この機械的効果の推計内容である。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・レベルで計算したものといえる。

第2に、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、年金改革が人々の就業・引退選択を変化させたために発生する効果であり、ここではそれを「行動効果」(behavioral effect)と呼ぶ。例えば、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、(1)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(2)拠出実績の変化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¹⁵。そのため、ネット・ベースでの財政効果の符号は不確定である。

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、

$$\text{総合効果} = SSW^R - SSW^B = \sum_{i=1}^{s(D-t)} p_i^R SSW_i^R - \sum_{i=1}^{s(D-t)} p_i^B SSW_i^B$$

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

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

$$\text{総合効果} = \text{機械的効果} + \text{行動効果}$$

という関係が得られる。年金改革に関するこうした要因分解は、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・税金においても、さらには年齢ごとでも行うことができる。また、年金改革の効果を所得階層ごとに分析し、世代内公平の観点からも一定の評価を下すことができる。

4.2 試算の方針

¹⁵ ただし、 p_i のうち、各年齢において死亡する確率は、年金改革の前後で変化しないと仮定して構わないだろう。

以下では、前節で説明した枠組みに沿って、年金改革の財政効果を実際に試算する。具体的には、「高年齢者就業実態調査」(1996年)の個票に基づき、そこに登場する各個人について社会保障資産やその他の変数をそれぞれ計算するとともに、それらと各個人の就業・引退選択との関係を分析した上で年金改革による行動変化を試算し、その財政面への影響を分析する。その手順をまとめると次の通りである。

第1に、各個人の賃金プロフィールを推計する。これは、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の賃金を予想する上で基礎的な材料となる。しかし、同調査からは現在就業している者の賃金しか得られないので、大石・小塩(2000)が行っているように、次のような処理を行う。すなわち、同調査の対象となる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(これは同調査から得られる)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。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 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。そして、就業者については現在の賃金を、非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55~69歳の間の賃金プロフィールを推計する。

なお、年金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となるが、それは同調査からは得られない。そのため、「賃金センサス」(1996年)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、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(55歳時点における企業規模は「高年齢者就業実態調査」から分かる)。そして、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歳以下のそれを接続する。

第2に、そうして得られた賃金プロフィールに基づいて、各個人について、各年齢で引退した場合の年金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(SSW_i^B)やその他の変数を計算する。この場合、単身者の場合は個人ベースで計算するが、有配偶者の場合は夫婦合算ベースとする。そして、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¹⁶。

第3は、以上で得られる賃金プロフィールや公的年金に関する諸変数に基づき、就業・引退選択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の推計値(p_i^B)を得る。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

¹⁶ 消費税については、可処分所得に対する比率を「国民経済計算年報」(1996年)及び税務統計から3.97%として計算し、それを各個人の可処分所得に乗じて税額を計算している。

能なデータが 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、ここでは 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・引退選択を選択し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。

ここでは、この問題を次のように処理する。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、同調査から得られる 55 歳以降の就業経歴をもとにして引退時期を推計し（その具体的方法については、大石・小塩（2000）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、男子 2,629 人、女子 1,075 人となる。ただし、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の解釈は慎重でなければならない。

以上のような作業に基づいて年金改革の効果を分析するためには、まず、年金改革の内容を反映して、各年齢で引退（または死亡）した場合の社会保障資産の値（ SSW_i^R ）を計算するとともに、オプション・バリュー、ピーク・バリューの値についても再計算する。次に、引退確率を計算した上述のプロビット・モデルにそれらの値を当てはめ、そこから新たな引退確率（ p_i^R ）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（ SSW^R ）を計算し、前節で説明した方法で改革の効果に関する要因分解を行うわけである。以下では、一つの具体的な試算例として、2000 年改正（2005 年改正も同様であるが）が最終的な姿として想定するように、厚生年金の支給開始年齢を定額部分・報酬比例部分ともに国民年金と同様に 65 歳とするとともに、報酬比例部分の年金額を現行から 5%削減するという改革の効果を試算する。

4.3 試算結果

表 3 は、引退確率をプロビット・モデルで推計した結果をまとめたものである。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・バリューまたはピーク・バリューのどちらか一方を採用することにしている。その他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月額及びその 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。

さらに、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とする場合（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・ダミーまたはピーク・バリュー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・モデルを推計することになる。ただし、表3では、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ている。

この推計結果からは次のような点が確認できる。まず、男子についてのモデルⅠの結果を見ると、オプション・ダミー及びピーク・バリューの係数はいずれも有意にマイナスになっており、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の場合は、オプション・バリューの係数はマイナスではあるものの有意ではない。一方、社会保障資産は、資産効果を通じて引退を促進する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が有意でないことが分かる。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月額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、女子の場合は、オプション・バリューよりピーク・バリューのほうが有意な形で集合を促進していることが分かる。

表4は、このプロビット・モデルに基づいて、上に述べた年金改革の効果を試算した結果をまとめたものである。分析に際しては、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、また、モデルⅠとモデルⅡのどちらに依拠するかで、合計4つの推計結果が得られることになる。この表では、それぞれの場合において、改革前後のグロス・ベースの社会保障資産と、社会保険料と税、そしてそれらを控除したネット・ベースの社会保障資産が示されている（改革前の数値がそれぞれの場合に若干異なるのは、推計に用いるモデルが異なっているためである）。

なお、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の場合、支給開始年齢を引き上げるに際しては、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。例えば、60歳に引退する確率が高いのは、年金精度のあ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

ピット・モデルⅡに含まれる60歳ダミーはそうした要因を捉えているものと考えられる。そこでここでは、支給開始年齢を引き上げると、企業も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——実際、最近では、高齢者促進を目指す一連の制度改革によって定年延長を進める企業が増えている——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、男子高齢者に対象を限って、年齢改革の効果を試算する。まず、モデルⅠでオプション・バリューを用いた場合の結果（第1段）について見てみる。ネット・ベースの社会保障資産は改革前から3分の1程度減少し、年金改革がかなり大きな財政効果をもたらすことが示唆されている。次にモデルⅡ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だが、保険料と税の増加が顕著となり、その分だけ財政収支の改善度合いが大きくなっている。表4の下半分は、ピーク・バリューを用いた場合の結果を示している。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若干小さめとなるが、ほぼ同様の結果が得られている。

次にこうした年金改革の効果を、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、改革がもたらす効果を比較している。この表からも明らかのように、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るものの、個人の就業・引退選択への影響を反映した行動効果の大きさも全体の6.1~29.2%を占めており、無視できない大きさであることが分かる。

なお、こうした試算においては、行動効果が結果的に小さめになる傾向があることに注意する必要がある。というのは、行動効果は年齢によって財政収支に及ぼす影響が逆になるからである。つまり、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に対しては年金支給額が削減され、行動効果は財政収支の改善に寄与する。しかし、その一方で、高齢者ではむしろ、改革前より引退確率が高まるので、ほかの条件が等しければ彼らに対する年金支給額が増加し、行動効果はむしろ財政収支を悪化する方向に働く。年齢間で異なるこうした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りやすい。したがって、行動効果の規模が数字の上で結果的に小さくなったとしても、高齢者の労働供給への影響が限定的であることを必ずしも意味しない。

最後に、このような年金改革の財政効果が、GDP全体から見てどの程度の効果をもたらすか大雑把に計算しておこう。これま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、平均的に見て以上の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大雑把に試算した結果を示したのが、図3である。ただし、ここでの分析では改革の想定する制度への移行過程は捨象し、長期的な効果を試算するにとどまっている点には注意が必要である。ここでも、結果はモデルの設定などに依存するものの、名目GDP（1996年時点）の0.6～0.8%程度の財政収支改善効果があることが確認される。

5. 結 論

本稿では、生涯に受け取る年金総額である割引現在価値に注目して、1980年代以降の年金改革の効果を検討してきた。社会保障資産は、高齢者がどの時点で引退し、年金を受給し始めるかで異なってくるため、高齢者の就業・引退選択に少なからず影響する。さらに、年金財政から見ると、社会保障資産は公的年金の財政収支を大きく左右する要因であり、年金改革によってその水準がどのように変化するかは重要な注目点となる。

本稿の分析から得られた主要な結論を改めてまとめると次のようになる。第1に、日本の年金改革は1980年代半ば以降、高齢化による持続可能性への危惧を背景として、乗率の引き下げや支給開始年齢の引き上げなど支給条件の厳格化というスタンスを一貫してとってきた。本稿では、その効果を具体的に調べるために、特定の世代（1945年生まれ）の平均的な男子サラリーマンを、年齢はそのままにして様々な時点に立たせ、その時点で適用される制度の下で彼がどのような状況に直面するか調べてみた。それによると、社会保障資産の水準は1985年改革を境にして4割程度も削減されていることが確認された。これは、これまでの年金改革が年金財政に対して長期的に無視できない影響を及ぼしてきたことを示唆するものである。

第2に、支給条件の厳格化に伴い、公的年金による高齢者の就業抑制効果が削減されてきたことが推察される。この点は、引退延期による社会保障資産の変化額である社会保障資産発生額や、引退延期によって保持される効用あるいは社会保障資産の増分の最大値であるオプション・バリューやピーク・バリューの値の時系列的変化を見ることで具体的に確認できる。特に、社会保障資産発生額の期待賃金に対する所得代替率が、大幅に低下していることは象徴的である。

第3に、1996年の「高年齢者就業実態調査」の個票データに基づき、社会保障資産やオプション・バリュー、ピーク・バリューと高齢者の就業・引退決定を関連づけるモデルを推計した。それによって、引退のオプション・バリューやピーク・バリューが高いほど、高齢者が引退を延期するという傾向を統計的にほぼ有意な形で確認した。

第4に、そうしたモデルに基づいて、支給開始年齢を定額・報酬比例部分ともに65歳に引き上げ、支給乗率を5%削減するという年金改革の財政収支への影響を、高齢者の就業・引退選択を内生化した上で推計した。これは2000年及び2005年改正に盛り込まれたものであるが、この改革によって社会保障資産が3分の1程度削減されることが分かった。さらに、年金改革の効果は、高齢者の就業・引退選択を不変と仮定し、制度変更だけで説明できる部分（機械的効果）と、高齢者の行動変化で説明できる部分（行動効果）に分析できる。本稿の分析によると、この年金改革がもたらす財政効果はそのかなりの部分が機械的効果によるものであるものの、行動効果の大きさも無視できないことが示された。

参考文献

- Coile, C. and J. Gruber (2000a), "Social security and retirement", *NBER Working Paper*, No. W7830.
- Coile, C. and J. Gruber (2000b), "Social security incentives for retirement", in D. A. Wise ed., *Themes in the Economics of Aging*, The University of Chicago Press, pp.311-341.
- Gruber, J. and D. A. Wise eds. (2004), *Social Security Programs and Retirement around the World*, The University of Chicago Press.
- Komamura, K. (2007), "The 2004 Pension Reform and the Impact Aging in Japan," *The Japanese Journal of Social Security Policy*, Vol.6, No.1, pp.144-156.
- Oishi, A. and T. Oshio (2007) "Financial Implications of Social Security Reforms in Japan," in J. Gruber and D. Wise eds. *Social Security Programs and Retirement around the World: Fiscal Implications*, The University of Chicago Press, pp. 295-326.
- Oshio, T. and A. Oishi (2004) , "Social security and retirement in Japan: an evaluation using micro-data," in J. Gruber and D. Wise eds. *Social Security and Programs and Retirement around the World*, The University of Chicago Press, pp. 399-460.
- Stock, J. H. and Wise D. A. (1990), "Pensions, the option value of work and retirement", *Econometrica*, Vol.58, pp.1151-1180.

- Yashiro, N. and T. Oshio (1997) "Social Security and Retirement in Japan," in J. Gruber and D. Wise eds. *Social Security and Retirement around the World*, 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 小塩隆士・大石亜希子(2003)「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——」『季刊社会保障研究』第38巻第4号
- 厚生労働省年金局数理課(2005)『厚生年金・国民年金 平成16年財政再計算結果』.
- 駒村康平(2003)『年金はどうか』岩波書店.

表1. 厚生年金・国民年金の支給条件の推移

改正	厚生年金			国民年金	
	報酬比例部分 乗率(/1,000)	定額部分(円)		40年加入の場合	
		名目値(円)	実質値(2005年価格)	名目値(円)	実質値(2005年価格)
1954	5	24,000	[127,292]	-	-
1959	6	24,000	[127,620]	42,000	[223,336]
1965	10	120,000	[473,412]	96,000	[378,730]
1969	10	192,000	[624,086]	153,600	[499,269]
1973	10	480,000	[1,185,185]	384,000	[948,148]
1976	10	624,000	[1,022,951]	624,000	[1,022,951]
1980	10	984,000	[1,279,584]	806,400	[1,048,635]
1985	7.5	600,000	[681,044]	600,000	[681,044]
1989	7.5	666,000	[729,463]	666,000	[729,463]
1994	7.5	780,000	[773,810]	780,000	[773,810]
2000	7.125	804,200	[786,888]	804,200	[786,888]
2004	7.125	804,200	[801,795]	804,200	[801,795]

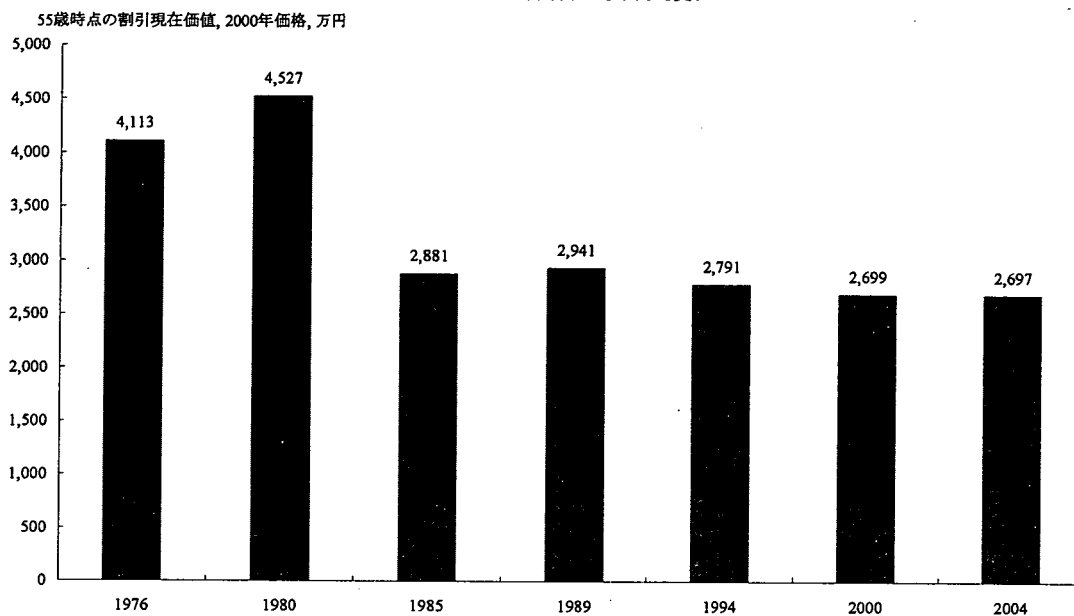
(注)1. 厚生年金の報酬比例部分の支給乗率は、「平均標準報酬月額×加入月数」に対する乗率。
 2. 厚生年金の定額部分は、加入年数が40年の場合。1959年の場合は、900円×20年未満加入年数+1,200円×20年加入年数。1954、59年改正では加入年数に関係なく支給される額。

表2. 社会保障資産及び関連指標の試算結果

引退年齢	賃金(年額)	(55歳時点の割引現在価値, 2000年価格, 万円)						
		社会保障資産 SSW	社会保障資産 発生額 SSA	所得代替率 (%, -SSA/賃金)	ピーク・バリュー PV	生涯効用	オプション・バリュー OV	
(1) 1980年改正後-1985年改正前								
55	486.5	4,188.9	66.8	-13.7	338.5	803.6	334.5	
56	471.6	4,255.6	67.3	-14.3	271.7	873.8	264.3	
57	460.2	4,322.9	67.7	-14.7	204.5	942.1	195.9	
58	445.9	4,390.6	68.2	-15.3	136.8	1,009.1	129.0	
59	434.8	4,458.8	68.6	-15.8	68.6	1,074.3	63.8	
60	231.6	4,527.4	-211.0	91.1	0	1,138.1	-	
61	234.4	4,316.4	-207.9	88.7	0	1,131.0	-	
62	226.7	4,108.5	-204.5	90.2	0	1,124.8	-	
63	238.2	3,904.0	-200.3	84.1	0	1,118.3	-	
64	230.1	3,703.8	-196.9	85.5	0	1,113.7	-	
65	221.7	3,506.9	0.0	0	0	1,108.7	-	
66	213.9	3,506.9	0.0	0	0	-	-	
67	207.5	3,506.9	0.0	0	0	-	-	
68	199.7	3,506.9	0.0	0	0	-	-	
69	193.4	3,506.9	0.0	0	0	-	-	
70	176.0	3,506.9	0.0	0	0	-	-	
(2) 2004年改正後								
55	464.2	2,536.1	30.6	-6.6	161.2	559.0	393.4	
56	450.1	2,566.8	31.5	-7.0	130.6	624.9	327.5	
57	439.1	2,598.3	32.2	-7.3	99.0	689.0	263.4	
58	425.5	2,630.5	33.1	-7.8	66.8	751.8	200.6	
59	414.9	2,663.6	33.7	-8.1	33.7	812.9	139.5	
60	221.0	2,697.3	-83.4	37.8	0	872.6	79.8	
61	223.7	2,613.9	-83.5	37.3	0	908.9	43.5	
62	216.3	2,530.4	-83.2	38.4	0	945.4	7.0	
63	227.3	2,447.2	-147.9	65.1	0	914.0	38.5	
64	219.6	2,299.3	-145.3	66.2	0	949.8	2.6	
65	211.6	2,154.0	0.0	0	0	952.4	0.0	
66	204.1	2,154.0	0.0	0	0	-	-	
67	198.0	2,154.0	0.0	0	0	-	-	
68	190.6	2,154.0	0.0	0	0	-	-	
69	184.5	2,154.0	0.0	0	0	-	-	
70	168.0	2,154.0	0.0	0	0	-	-	

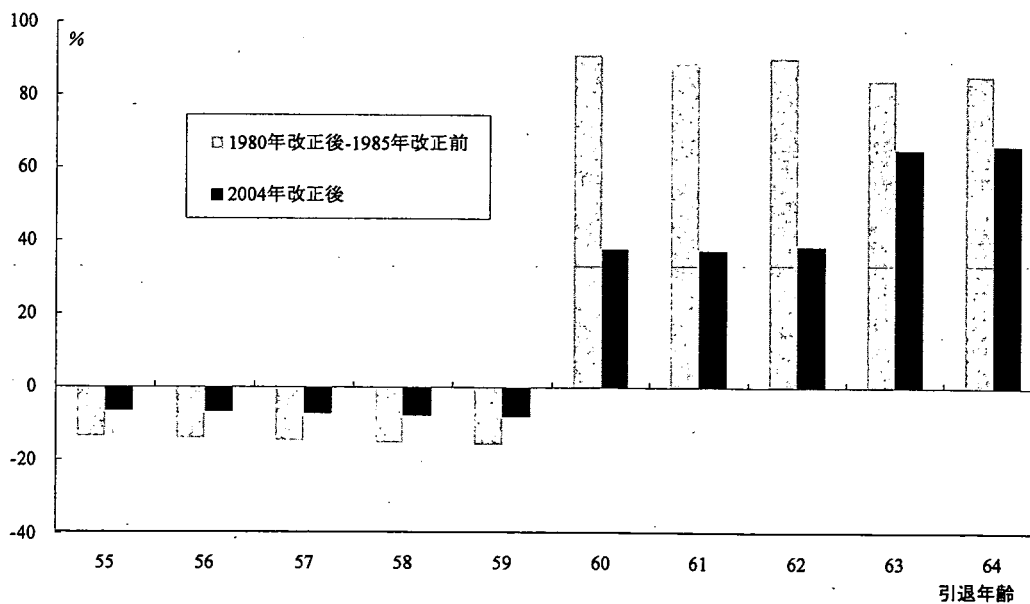
(注)1945年生まれの平均的男性サラリーマンが直面する状況を各時点における制度の下で55歳時点で評価したもの。

図1. 社会保障資産の時系列的変化



(注) 1945年生まれ averages 男子サラリーマンが、各時点における制度の下で60歳で引退したときの社会保障資産(55歳時点における割引現在価値)。

図2. 所得代替率の変化



(注) 表2 (注) 参照。

表3. 引退のプロビット・モデル：推計結果

(1) 男子

サンプル数=2, 623

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)	0.001 (0.006)
財産所得	0.007 (0.004)	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)	0.299 (0.090)
健康状態（病気がち・病気）	1.084 (0.150)	1.075 (0.154)	1.158 (0.152)	1.133 (0.167)
期待賃金（年収）	-0.990 (0.399)	-0.240 (0.406)	-0.274 (0.494)	-0.227 (0.485)
平均標準報酬（年収）	1.374 (0.397)	0.781 (0.381)	0.847 (0.458)	0.793 (0.447)
期待賃金（年収）の2乗	0.048 (0.020)	0.009 (0.021)	0.011 (0.025)	0.009 (0.025)
平均標準報酬（年収）の2乗	-0.127 (0.025)	-0.097 (0.024)	-0.102 (0.027)	-0.099 (0.027)
年齢	-0.068 (0.021)	-0.038 (0.019)		
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) 女子

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)	0.010 (0.004)
財産所得	0.058 (0.018)	0.056 (0.017)	0.057 (0.017)	0.056 (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)	0.194 (0.134)
健康状態（病気がち・病気）	1.129 (0.229)	1.230 (0.231)	1.255 (0.238)	1.242 (0.238)
期待賃金（年収）	-0.794 (0.440)	-0.288 (0.461)	-0.664 (0.482)	-0.535 (0.485)
平均標準報酬（年収）	0.766 (0.536)	0.330 (0.536)	0.618 (0.540)	0.626 (0.539)
期待賃金（年収）の2乗	0.068 (0.033)	0.043 (0.033)	0.065 (0.033)	0.061 (0.033)
平均標準報酬（年収）の2乗	-0.118 (0.072)	-0.095 (0.071)	-0.110 (0.066)	-0.121 (0.065)
年齢	0.036 (0.024)	-0.029 (0.022)		
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記載は省

2. () 内の数字は標準誤差。

(出所) 小塩・大石(2003)。以下の図表も同じ。