

高齢者の引退行動と社会保障資産

大石 亜希子
小 塩 隆 士

I はじめに

1994年には、高齢者の引退に重要な影響を及ぼすとみられる制度改正がいくつか行われた。その第1は、厚生年金の満額支給開始年齢の引き上げと部分年金の導入である。対象となるのは、男性は1941年以降、女性は1946年以降に生まれた者で、最終的には男女とも65歳から厚生年金を受給するようになる。また、60歳から支給開始年齢に達するまでの期間は、今まで支給されていた年金の一部（報酬比例部分に対応）が部分年金として支給される。

第2は、在職老齢年金制度の改正（1995年4月実施）である。改正前の制度では、60～64歳の高齢者が老齢厚生年金を受給しながら就業する場合、賃金の上昇に伴って年金の減額幅が大きくなり、結果として総収入があまり増加しない仕組みとなっていたため、高齢者の就業意欲を阻害する効果があることが指摘されていた。そのため1994年改正では、賃金の上昇に応じて賃金と年金の合計額も増加する仕組みに改められた。

第3は、高年齢者雇用継続給付の創設である。これは賃金が60歳到達時と比較して相当程度低下した状態で雇用を継続する60歳代前半の労働者に対し、65歳に達するまで賃金額の最大25%を給付するというものである。この制度のねらいは、定年後に大幅な賃金の低下に直面する高齢者に対して補助金を与えることにより、失業給付を受給するよりも就業を選択する方向に高齢者の行動を誘導することにある¹⁾。

第4は、失業給付制度の変更である。従来の制度では、60～64歳の人に対して従前賃金の6割相当が失業給付として給付されていたが、改正後は賃金日額に応じて50～80%へと変更され、多くの高齢者にとって給付率は低下した。

第5は、失業給付と老齢厚生年金との併給調整の導入（1998年4月実施）である。改正前の制度では失業給付と老齢厚生年金を同時に受給することが可能であったため、両者を合わせた受給額が再就職する場合の賃金を上回ることが多く、高齢者の就業意欲を阻害しているといわれていた。それがこの改正で、65歳未満で特別支給の老齢厚生年金を受給できる者が失業給付を受給する場合には、老齢厚生年金の支給が停止されるという併給調整が導入された。併給調整は、在職老齢年金との間でも行われる。

これらの改正はすべて、高齢期の生活設計の大幅な見直しを迫るものであるが、そのインパクトは十分に理解されているとは言い難い。また、年金・雇用保険制度を生涯タームでとらえて高齢者の就業・引退行動を分析した研究も数少ないのが現状である。一方、海外では1980年代以降、引退行動に関する経済理論的・実証的分析が著しく発展している²⁾。なかでも、ライフサイクル的視点から引退行動を分析するモデルが多数提示され、それらに基づく実証研究も蓄積されてきた。本論文ではそのひとつ、Stock and Wise (1990)、Lumsdaine and Wise (1994) のオプション・バリュー・モデル (Option Value Model) の枠組みを用い、1996年『高年齢者就業実態調査』(労働省)の個票をもとに、個々人について年金だけで

なく雇用保険からの給付を含めた社会保障資産 (Social Security Wealth: SSW) やオプション・バリューを推計することにより、年金・雇用保険制度が高齢者の就業・引退行動に及ぼす影響をライフサイクル的視点から検討する。

日本で年金資産を考慮した研究としては清家 (1991)、小塩 (1997) があるが、これらは標準的なサラリーマン世帯の想定による試算にとどまっていた。高山ほか (1990) は個票をもとに綿密な年金資産の推計をしているものの、研究目的が異なるために引退のタイミングは固定されている。日本では少数のパネル・データしか存在せず、その利用可能性も限られてきたことから従来、動学的な実証分析は困難であった。本論文の主な特徴は、クロスセクション・データに基づいているものの、個票から得られる情報や他の既存統計の情報を最大限利用して個々人の履歴をパネル的に復元し、個人別に社会保障資産を推計して実際の引退行動との関係を確認したことである。また政策シミュレーションを行い、雇用保険を含めた各種社会保障プログラムの就業抑制・引退促進効果を計測し、比較した。

II オプション・バリュー・モデル

Stock and Wise (1990) 等で提示されたオプション・バリュー・モデルの最大の特徴は、雇用者が引退時期を選択する際には、直ちに引退した場合に得られる効用と引退を先送りした場合に得られる期待効用の最大値とを比較し、後者が前者を上回っている限り、就業し続けると考える点である。

ある年齢において、雇用者はその年齢で利用可能な情報に基づき、直ちに引退した場合に得られる効用の現在価値と、将来のそれぞれの年齢で引退した場合に得られる効用の現在価値を比較できると仮定する。ここで期待効用の最大値から、直ちに引退した場合の効用の価値を差し引いたものがオプション・バリューである。すなわち、オプション・バリューは引退の機会費用をあらわしている。

現在 t 歳の個人が翌年以降も就業し続ける場合に得られる賃金の流れを Y_1, Y_2, \dots, Y_s とあらわすことにする。彼 (彼女) が s 年後に r 歳で引退すると、 $B_s(r)$ の社会保障給付が得られる³⁾。ここで r 歳で引退した場合の将来所得の流れを割引率 β で現在価値に直すと、引退の間接効用は、

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

ここで $U_w(Y_s)$ は将来賃金の間接効用、 $U_r(B_s(r))$ は将来の社会保障給付の間接効用である。また、人は S 歳以上は生きられないと仮定している。これにより、 t 歳時点における引退を r 歳まで先送りすることで得られる、期待効用の現在価値の増分は次のようにあらわすことができる。

$$G_t(r) = E_t V_t(r) - E_t V_t(t) \quad (2)$$

引退延長がもたらす利益が最大になる年齢を r^* 歳とすると、オプション・バリューは

$$G_t(r^*) = E_t V_t(r^*) - E_t V_t(t) \quad (3)$$

彼 (彼女) はオプション・バリューがプラスである限り ($G_t(r^*) > 0$) 就業し続けるインセンティブをもつ。

将来賃金や将来の社会保障給付がもたらす効用は、以下のように定式化できる。

$$U_w(Y_s) = Y_s^{\omega_s} \quad (4a)$$

$$U_r(B_s) = (kB_s(r))^{\xi_s} \quad (4b)$$

ここで ω_s や ξ_s は個人固有のランダム効果を表している。(4b) に k がパラメーターとして含まれているのは、同じ所得でも、1万円の年金がもたらす効用と、働いて得られる1万円がもたらす効用とが異なる可能性を考慮しているからである。

以上のモデルは、パネル・データが利用可能であれば誤差項について何らかの仮定を置いた上で最尤法で推定できよう。しかしながらわれわれが利用できるのは1時点の調査個票だけであるため、本論文ではランダム効果を無視して、単純な誘導型モデルを用いる。

誤差項を捨象すれば、(4a)、(4b) を (1) に代入することにより、次の式が得られる。

$$V_t(r) = \sum_{s=t}^{r-1} \beta^{s-t} Y_s^{\omega_s} + \sum_{s=r}^S \beta^{s-t} (kB_s(r))^{\xi_s} \quad (1)'$$

パラメーター β , γ , k の値が与えられれば, r 歳での引退がもたらす総価値を計算することができる。われわれは Coile and Gruber (1999) と同じ値 ($\beta=0.97$, $\gamma=0.75$, $k=1.5$) を想定した。これによりオプション・バリューの推定値は,

$$\widehat{G}_i(r^*) = \widehat{V}_i(r^*) - \widehat{V}_i(t) \quad (5)$$

となり, この推定値は引退決定の Probit モデルに説明変数として含めることができる。

なお, 本論文の引退行動の実証分析では, 社会保障が引退の意思決定に及ぼす影響をあらわす変数として, 上記のオプション・バリューに加え, 小塩 (1997) でも計算されている「社会保障資産発生額」(social security wealth accrual: SSA) を用いている⁴⁾。これは引退を r 歳から $r+1$ 歳に先送りした場合の生涯効用の差に注目したものである。すなわち (1)' より,

$$\begin{aligned} V_i(r+1) - V_i(r) &= \beta^{s-t} Y^r \\ &+ [\sum_{s=r+1}^s \beta^{s-t} (kB_s(r+1))]^r \\ &- \sum_{s=r}^s \beta^{s-t} (kB_s(r))^r \end{aligned} \quad (6)$$

とあらわすことができる。第1項は引退先送りによって得られる1年分の賃金収入を割引現在価値で示しており, 第2項が「社会保障資産発生額 (SSA)」である。引退を先送りすると, 死亡時までの社会保障給付総額は増加することもあれば減少することもある。したがって社会保障資産の変化分である第2項は正值にも負値にもなりうる。ここで $SSA > 0$ であれば明らかに $V_i(r+1) - V_i(r) > 0$ となり, 引退を先送りする強いインセンティブが働く。

III データと社会保障資産の試算方法

本論文で用いるデータは, 1996年『高年齢者就業実態調査』(労働省) (以下, 『実態調査』と略) の個票である。同調査は55~69歳の男女を対象に, 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歳以降の就業状況の変化を調査している。この『実態調査』はクロスセクションの調査でありながら, 調査対象者の過去の情報が得られる点が大きな特徴である。

個々人の社会保障資産は, 以下のような手順で計算される。

1 賃金プロファイルの推計

賃金プロファイルは, (1) 年金や雇用保険給付など社会保障給付の算定の基礎として, また (2) オプション・バリューの構成要素である, 就業を継続した場合に得られる賃金収入を知るためにも必要である。しかしながら『実態調査』では, 現在就業している者の仕事収入月額しか得られない。このため, 以下の手順で賃金プロファイルを推計する。

まず, 『実態調査』の調査対象範囲である55~69歳の期間については, 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説明変数に含めた賃金関数を推定し, その係数から不就業者の市場賃金を推計する⁵⁾。その際, 賃金収入は就業者サンプルでなければ得られないので, Heckman (1979) の2段階推定法によるサンプル・セレクション・バイアスの修正を行う (付録1参照)。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推定賃金を出発点として, 年齢各歳ダミーの係数を用いて55~69歳の期間の賃金プロファイルを作成する⁶⁾。

一方, 55歳以前の期間については『実態調査』から何の情報も得ることができない。しかしながら, 55歳以前の賃金プロファイルが必要なのは, もっぱら年金給付額の算定基礎となる平均標準報酬月額を知るためである。そこで1996年版『賃金センサス』(労働省) 所載の製造業の年齢5歳階級別・企業規模別のきまって支給する現金給与額を出発点として5年おきにコーホート別に遡り, 各年齢間・年次間は線形補間して55歳までの生年別・企業規模別の賃金プロファイルを作成する⁷⁾。こうして得られた各年のきまって支給する現金給与額を再評価率で調整してから55歳までの平均賃金を計算し, 55歳時点のきまって支給する現金給与額に対する比率 (a) に直しておく。最後に, 前述の賃金関数から推計した55歳時点の賃金に, 『実態調査』から得られる55歳当時の勤務先の企業規模に応じて (a) の比率を乗じて

平均標準報酬月額とする。

2 年金給付額の計算

個人への年金給付額を計算するには、(1) 平均標準報酬月額、(2) 被保険者期間、(3) 配偶者の年齢や年金加入状況といった情報が必要である。(2)の被保険者期間に関しては『実態調査』からは何の手がかりも得られないため、厚生年金の受給権があるとみられるサンプルについて年齢にかかわらず一律に、60歳時点で1995年度の新規裁定受給権者平均の被保険者期間(男性399ヵ月、女性274ヵ月)に達していると仮定する。(3)の配偶者に関する情報は、加給年金や振替加算の計算に必要である。『実態調査』では同居する配偶者の有無を尋ねる設問があるので、少なくとも同居している限りにおいて配偶関係を知ることができる。また、世帯内に存在する55～69歳の者を調査対象としているので、夫婦がともにこの年齢範囲に入る場合には、世帯番号による名寄せで夫婦マッチングが可能である。

厚生年金の受給権は、つぎのような基準で判断した。

- ・現在厚生年金か在職年金を受給している人はもちろん受給権者
- ・55歳当時雇用者で、国民年金受給者ではなく、賃金プロフィールから60歳まで継続的に年収130万円以上が見込める(あるいはあったと推定される)者

男性については、妻の年齢に応じて加給年金と振替加算を考慮して60歳以降の年金給付額を計算する。女性は、たとえ厚生年金受給権者でも加給年金を受給することはないと仮定する。男女とも制度にしたがって生年別に報酬比例部分の乗率、定額単価の乗率を適用し、在職老齢年金も制度どおりに考慮する。厚生年金の受給権がないと判断されるサンプルについては、65歳から国民年金を受給すると考えて1995年の平均受給額(男性5.73万円、女性4.67万円)をあてはめる。なお、現在65歳以上のサンプルについては、65歳以降に引退した場合の年金額として『実態調査』に報告された年金受給額を用いる。

小塩(1997)では妻の加給年金や振替加算、老齢基礎年金に加えて夫の死亡後、妻が受け取る遺族年金も含めて年金資産を試算しているが、本論文では作業の簡単化のため遺族年金を含めていない⁸⁾。ただし小塩(1997)では遺族年金を含まないケースも報告しているので、試算結果の比較は可能である。

3 雇用保険給付額の計算

本論文では年金資産に加え、失業給付や高齢者雇用継続給付といった雇用保険からの給付も考慮している点が大きな特徴である。ただし失業給付と雇用継続給付は、異なる経路で引退に影響することに注意する必要がある。われわれは、引退を前提として受給する失業給付は年金給付と同じ性質をもつと解釈し、失業給付も社会保障資産の一要素として扱う。一方、高齢者雇用継続給付は賃金補助金であり、(6)式から明らかなように、大きいほど引退を先送りするインセンティブが働く。

失業給付の算定基礎となる賃金には、55～59歳は実際のあるいは推定された賃金月額を、60～64歳の者は60歳到達時点より賃金が低下しているものとして59歳時点の賃金を適用する。そこから得た賃金日額に応じて50～80%の基本手当日額を300日受給するものとする⁹⁾。

高齢者雇用継続給付についても同様にして算定式に基づいて給付額を計算する。ただし制度導入時(1995年)に60歳に達している人は制度どおり不適用と仮定し、55歳当時公務員のサンプルは60歳到達時に被保険者期間が5年に足りないと仮定して不支給とする。55歳当時非雇用者のサンプルも、雇用保険給付の受給資格はないと仮定する。

4 保険料の計算

民間雇用者の勤務時間や勤務日数が正規職員のおおむね4分の3以上、あるいは年収が130万円を超えると、65歳に達するまで厚生年金に加入して保険料を支払うことになり、その分、手取り賃金は減少する。ここでは推定された賃金プロフ

ファイルから、年収130万円以上の場合には厚生年金保険料を拠出すると想定した。年収が90万円以上の場合には雇用保険の保険料も支払うことにする¹⁰⁾。現実には厚生年金保険料のほかに健康保険の保険料や所得税も課されるが、簡単化のため無視する。また、60歳以前に引退した場合には、60歳に達するまで国民年金保険料を支払う必要がある¹¹⁾。このプロセスでは生涯にわたる社会保険料の支払総額を計算するという考え方もありえようが、本論文の関心は高齢期の引退行動にあるので、55歳以降の保険料支払分についてのみ考慮する¹²⁾。

5 個人別・家族別の社会保障資産の計算

以上のステップで計算された各歳別の年金給付額、失業給付額、保険料支払額をもとに各年齢における引退がもたらす個人ベースでの社会保障資産の割引現在価値を推計できる。その際、各年齢の社会保障給付額は当該年齢における生存確率でウェイトづけする。生存確率には厚生省『平成7年簡易生命表』の男女別・生年別・全国平均データを使用する。

さらに世帯ベースでの社会保障資産 (family social security wealth: FSSW) を推計するために、個票サンプルの夫婦マッチングを再び行い、夫と妻の社会保障資産を合算する。ここで注意が必要なのは、夫婦の年齢差に応じた合算をしなくてはならないことである。たとえば妻が夫より3歳年下ならば、夫が60歳で引退するときのFSSWは、夫の60歳時点の社会保障資産と妻の57歳時点の社会保障資産を合計したものになる¹³⁾。この過程で「同居配偶者あり」と回答しているのに夫婦の年齢差のために妻または夫が調査対象外となっているサンプルを分析対象からはずした。また「同居配偶者なし」と回答しているサンプルのFSSWは、個人ベースの社会保障資産と等しいとして扱う。したがって、FSSWが計算されるのは、夫婦マッチングが可能であったサンプルと、「同居配偶者なし」と回答したサンプルである。

6 各種プログラムのウェイトづけ

以上のようにして各種社会保障プログラムからの給付を組み込んだ社会保障資産とオプション・バリューを計算することができる。しかしながら実際には、すべての人が失業給付や在職老齢年金、高齢者雇用継続給付といったプログラムを経験して引退するわけではない。とくに高齢者雇用継続給付は制度創設直後ということもあり、普及率が低い。そこで(1)老齢厚生年金のみ(在職老齢年金はなし)(2)失業給付+老齢厚生年金(3)在職老齢年金+老齢厚生年金(4)高齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(5)失業給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(6)失業給付+高齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金、の6パターンでそれぞれに対応する社会保障資産やオプション・バリュー、賃金収入を推計した後、『実態調査』の個票から各パターンに該当する者の比率を計算し、それをウェイトとして加重平均を作成する。本来は、パネル・データからコーホート別に適用確率を得てウェイトとすべきであろうが、データの制約上、クロスセクション・データから得られる適用者比率を用いるにとどまった¹⁴⁾。

IV 試算結果

1 使用サンプル

本論文の実証分析の対象とするのは、上述したFSSWが計算可能であったサンプルで、かつ(1)男性(2)55歳当時民間部門の雇用者(3)1995年に雇用就業していた者、という3条件を満たすサンプルである。女性に関する分析結果はOshio, Oishi and Yashiro (2000)を参照されたい。55歳当時民間部門の雇用者に限定した理由は、われわれの関心が厚生年金や雇用保険といった民間部門の被用者を対象とする制度の引退行動への影響にあるからで、厚生年金の受給権がないとみられるサンプルや雇用保険が適用されない公務員を含めると、制度の影響が過小評価されるためである。また今回われわれはオプション・バリューや社会保障資産が引退行動に及ぼす影響をライフ

サイクル的視点から分析するので、個々人について少なくとも2時点で就業状況を観察し、比較できる必要がある。そこで『実態調査』の情報から調査前年(1995年)の就業状況を判断し、雇用就業していたと推定できる2,339サンプルを対象を限定した(付録2参照)。

2 社会保障資産、オプション・バリューの試算結果

表1は社会保障資産、社会保障資産発生額、オプション・バリューの平均を示したものである。小塩(1997)の試算結果(遺族年金を含まないケース、割引率3%)では、1994年の制度改革後の年金資産は、55歳で3,102万円、60歳では3,400万円となっており、本論文の試算結果(55歳3,200万円、60歳3,847万円)はそれらとほぼ同水準である。両者の差は主に失業給付を考慮するか否かによるものとみられる¹⁵⁾。

表1からつぎの3点を指摘することができよう。

第1に、世帯ベースの社会保障資産は59歳まで就業し、60歳で引退する場合に最大となる。その後65歳までは大幅に減少し、65歳以降はほぼ横ばいとなる。清家(1991)、小塩(1997)で

は公的年金に関する限り、60歳まで働きつづけることが有利であること、逆に60歳を過ぎると働きつづけるほど不利になることを指摘しているが、雇用保険給付を含めたベースでも同様であることが確認される。

第2に、そうした社会保障資産の動きを反映して、社会保障資産発生額は59歳までプラス、60歳からマイナスとなり、65歳以降はほぼゼロとなる。

第3に、引退のオプション・バリューは年齢とともに減少している。これは(1)社会保障資産が60歳以降は減少することに加え、(2)高齢になるほど就業しても得られる賃金が低下していくからである。したがって、就業するインセンティブは年齢が上がるほど低下することを示している。

3 各種社会保障プログラムの評価

以上はウエイトづけした後の社会保障資産に関する全体的な観察であるが、それぞれの社会保障プログラムの影響をより明示的にとらえてみよう。表2は、(1)老齢厚生年金のみ(在職老齢年金はなし)(2)失業給付+老齢厚生年金(3)在職老齢年金+老齢厚生年金(4)高年齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(5)失業給付+在職老齢年金+老齢厚生年金(6)失業給付+高年齢者雇用継続給付+在職老齢年金+老齢厚生年金、の6パターンの試算について、それぞれのプログラムを経た場合に社会保障資産発生額の賃金収入比(保険料控除後)がどうなるかを示したものである。この数値はすなわち、各種プログラムがもつ課税(あるいは補助金)効果を示していることになる。

まず、(1)老齢厚生年金のみで、就業しても在職老齢年金は一切ない場合、社会保障制度は59歳までの就業に20~30%の賃金補助金を与えているのに対し、60歳以降は一転して40~70%に及ぶペナルティを課している。社会保障資産は60歳でピークを打ち、65歳まで急速に減少するため、60歳代前半層の就業に大きなディスインセンティブを与えている。これに失業給付を加えた(2)では、引退年齢を64歳から65歳に1年

表1 社会保障資産の試算結果

年齢	社会保障資産		社会保障資産発生額		オプション・バリュー	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
55	3,200	102	36	3,533	1,879	
56	3,341	108	35	3,094	1,423	
57	3,479	111	36	2,586	1,130	
58	3,615	112	36	2,111	992	
59	3,749	115	37	1,557	943	
60	3,847	-141	48	1,553	934	
61	3,717	-150	47	1,327	763	
62	3,582	-158	49	1,202	675	
63	3,445	-162	57	1,196	740	
64	3,302	-175	54	1,099	677	
65	3,137	-10	40	1,129	569	
66	3,128	-14	34	908	547	
67	3,119	-14	33	659	446	
68	3,111	-7	25	446	303	
69	3,104	-5	24	231	210	

注) 数値はすべて1995年価格。

表2 各種社会保障プログラムの課税/補助金効果

制度的前提	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	加重平均
老齢厚生年金	○	○	○	○	○	○	
在職年金	×	×	○	○	○	○	
失業給付	×	○	×	×	○	○	
雇用継続給付	×	×	×	○	×	○	
年齢							
55	-0.241	-0.222	-0.241	-0.242	-0.222	-0.222	-0.231
56	-0.251	-0.222	-0.251	-0.252	-0.222	-0.222	-0.235
57	-0.263	-0.243	-0.264	-0.265	-0.244	-0.244	-0.253
58	-0.270	-0.250	-0.271	-0.272	-0.252	-0.252	-0.260
59	-0.275	-0.132	-0.278	-0.279	-0.135	-0.135	-0.198
60	0.410	0.436	0.232	0.234	0.257	0.257	0.373
61	0.507	0.536	0.254	0.254	0.282	0.281	0.450
62	0.601	0.639	0.273	0.271	0.309	0.304	0.527
63	0.684	0.725	0.305	0.301	0.345	0.338	0.597
64	0.513	1.106	0.122	0.128	0.714	0.684	0.726
65	0.040	0.057	0.006	0.006	0.022	0.022	0.041
66	0.042	0.063	0.010	0.010	0.031	0.031	0.045
67	0.037	0.055	0.012	0.012	0.029	0.029	0.040
68	0.035	0.049	0.015	0.015	0.029	0.029	0.037
69	0.019	0.031	0.006	0.006	0.018	0.018	0.022

注) 数値は、社会保障資産発生額÷保険料控除後賃金収入。いずれも生存率調整割引現在価値。
マイナスは補助金効果を示している。

先送りする場合の限界税率が100%を超え、65歳以降も就業を継続する者に大きなペナルティが課されることを示している。一方、失業給付は考慮せず、在職老齢年金と老齢厚生年金を考慮した(3)では、(1)と比較して60~64歳にかけての課税効果は小さくなり、高齢期の就業を促進する効果があることがわかる。これに失業給付を加えた(5)では、在職老齢年金の就業促進効果が失業給付の就業抑制効果によってかなり相殺されてしまい、とくに64歳から65歳にかけて大きな就業抑制効果が残っていることがわかる。高齢者雇用継続給付は補助金として賃金ベースを拡大するので、(4)と(6)のいずれのパターンでも60~64歳の課税効果をわずかに引き下げている。しかし制度創設直後ということもあり、インパクトは小さい。

V 実証分析

1 引退の定義

この節では試算された社会保障資産やオプション・バリューが現実の引退行動に説明力をもつかどうかをProbitモデルで検証する。

分析に先立つ重要なポイントは、何をもって引退とするかという定義である。仕事をやめることを引退とするのか、あるいは年金を受給しはじめたら引退したと理解するのか、定義によって実証分析の結果が変わる可能性がある。とくに問題となるのは、仕事が見つからず失業状態にある者と、家族従業者を含む自営業者の扱いである。『実態調査』では不就業者に仕事をしていない理由をたずねているが、「したいのに仕事が見つからない」と回答していても、どこまで実際に就業する意思があるのかは不明である。自営業者については、実質的に引退生活に入りながら自分にとって可能な範囲で農業などの家業に従事している場合もあ

るとみられ、現役と引退を識別しにくい“グレー・ゾーン”となっている。そこで暫定的に以下の3つの定義によって、引退率がどのように変わるかをみてみよう。

〈定義1〉不就業者で就業する意思がない者+仕事が見つからないと回答しながら公的年金を受給している者

〈定義2〉定義1+自営業者(家族従業者含む)

〈定義3〉何らかの公的年金を受給している者

1995年時点で雇用就業しているサンプルのうち、付録2の手順にしたがって96年に引退したとみられる者の比率は、定義別に表3のように推計される。どの定義でも、59歳と60歳で引退率が大幅に上昇する。また、63歳よりは64歳のほうが引退率は高く、65歳を超えると定義1と定義2では引退率が低下する。定義3では、国民年金が支給される65歳以降は就業状況に関係なくほぼ全員が引退したことになってしまう。このため実証分析では定義1と定義2による引退の有無を被説明変数として使用することにする。

2 説明変数

社会保障が引退の意思決定に及ぼす影響をあらわす変数として、オプション・バリューを用いる

表3 引退の定義による引退率の違い

1995年時点の年齢	サンプル数	「引退」したサンプル数			引退率(%)		
		定義1	定義2	定義3	定義1	定義2	定義3
54	94	2	2	2	2.1	2.1	2.1
55	134	2	4	6	1.5	3.0	4.5
56	140	1	2	6	0.7	1.4	4.3
57	203	1	1	7	0.5	0.5	3.4
58	227	4	5	15	1.8	2.2	6.6
59	267	67	74	140	25.1	27.7	52.4
60	272	87	95	196	32.0	34.9	72.1
61	171	22	25	111	12.9	14.6	64.9
62	179	30	32	124	16.8	17.9	69.3
63	157	19	20	104	12.1	12.7	66.2
64	131	16	19	113	12.2	14.5	86.3
65	117	11	13	109	9.4	11.1	93.2
66	95	11	12	92	11.6	12.6	96.8
67	88	6	6	82	6.8	6.8	93.2
68	64	4	5	60	6.3	7.8	93.8
合計	2,339	283	315	1,167	12.1	13.5	49.9

モデルと社会保障資産発生額を用いるモデルの2通りを推定する。さらに、コントロール変数によってそれぞれ3パターンのモデルを推定する。いずれのモデルも共通して社会保障資産額、健康状態ダミー、地域ダミーを説明変数に含めている。健康状態ダミーは、「元気」を基準として、「あまり元気でない」と「病気がち、病気」をそれぞれ示すダミーとなっている¹⁶⁾。地域ダミーは首都圏を基準として、北海道から南九州までの地域をそれぞれ示すダミーとなっている。(2)のモデルはそれらに加えて個人属性として同居配偶者ダミー、同居子ダミー、55歳当時の職種ダミー、55歳当時の勤務先の企業規模ダミーを含んでいる。(3)はさらに標準報酬月額²の2乗項、引退しない場合に得られる賃金収入の2乗項、標準報酬月額と賃金収入のクロス項、夫にあわせて妻が引退しない場合に得られる配偶者の賃金収入の2乗項が説明変数に加わっている。また、オプション・バリューを用いるモデルでは、(3)でオプションが最大になる年齢までの賃金収入の割引現在価値を説明変数に含んでいる。

(1)のモデルでは、引退に及ぼす制度要因の影響力が最大限にとらえられる半面、ここで推定された係数は、制度以外の要因の影響までひろっている可能性がある。一方、(3)のモデルでは年齢などほかの変数によって制度要因の影響力が過小になっている可能性がある。表に集約された推定結果は、制度要因の影響力の上限と下限を示すものと理解される。

3 推計結果

表4は、引退の定義や制度要因の変数、コントロール変数の組み合わせによって合計12通りの推定結果を要約したものである。また表5は、それぞれ(3)に対応するモデルの推計結果をコントロール変数の係数を含めて示している。主な発見をまとめると、以下ようになる。

第1に、いずれのモデルでもオプション・バリューや社会保障資産発生額が大きいことは有意に引退を先送りする方向に影響を与えている。しかしながら、社会保障資産発生額の係数は引退の定

表4 Probit 推計の結果1(要約)

被説明変数：引退定義1						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
社会保障資産発生額	-0.3285	0.0274	-0.3382	0.0298	-0.3087	0.0381
社会保障資産額	0.0033	0.0034	-0.0020	0.0040	0.0139	0.0056
年齢			0.0074	0.0116	-0.0376	0.0183
対数尤度	-766.140		-739.542		-708.390	
擬似決定係数	0.112		0.143		0.179	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	
被説明変数：引退定義2						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
社会保障資産発生額	-0.3272	0.0272	-0.3305	0.0298	-0.2948	0.0378
社会保障資産額	-0.0019	0.0035	-0.0097	0.0042	0.0045	0.0054
年齢			0.0118	0.0111	-0.0247	0.0169
対数尤度	-829.041		-798.155		-765.365	
擬似決定係数	0.103		0.137		0.172	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	
被説明変数：引退定義1						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
オプション・バリュー	-0.0171	0.0033	-0.0188	0.0048	-0.0323	0.0120
社会保障資産額	0.0161	0.0028	0.0118	0.0042	0.0048	0.0059
年齢			-0.0036	0.0139	0.2040	0.0306
対数尤度	-815.005		-790.207		-659.489	
擬似決定係数	0.055		0.084		0.236	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	
被説明変数：引退定義2						
	(1) 健康, 地域のみ		(2) (1)+個人属性		(3) (1)+個人属性+所得	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
オプション・バリュー	-0.0200	0.0034	-0.0211	0.0048	-0.0326	0.0111
社会保障資産額	0.0120	0.0028	0.0056	0.0042	-0.0034	0.0056
年齢			-0.0026	0.0135	0.1432	0.0269
対数尤度	-876.015		-846.785		-736.001	
擬似決定係数	0.052		0.084		0.204	
サンプル数	2,339		2,339		2,339	

注) 被説明変数は、引退=1, 非引退=0とするダミー変数。

標準誤差はいずれも分散の不均一性を考慮した推定値。

イタリックの係数は、5%有意水準を満たさないことを示している。

表5 Probit 推計の結果2

説明変数	引退定義1		引退定義2		引退定義1		引退定義2	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
社会保障資産発生額 オプション・バリュー	-0.3087	0.0381	-0.2948	0.0378	-0.0323	0.0120	-0.0326	0.0111
社会保障資産発生額	0.0139	0.0056	0.0045	0.0054	0.0048	0.0059	-0.0034	0.0056
年齢	-0.0376	0.0183	-0.0247	0.0169	0.2040	0.0306	0.1432	0.0269
同居配偶者あり	-0.1545	0.1291	-0.0028	0.1264	0.0586	0.1322	0.1970	0.1280
同居子あり	-0.0322	0.0762	-0.0004	0.0735	-0.0276	0.0791	-0.0013	0.0750
55歳当時の職種(基準:事務職)								
専門・技術職	-0.0563	0.1728	0.0963	0.1677	-0.0347	0.1743	0.1614	0.1703
管理職	0.3253	0.1528	0.3487	0.1512	0.4282	0.1560	0.4411	0.1517
販売関係	-0.1107	0.1943	-0.0659	0.1883	-0.0805	0.1993	-0.0500	0.1895
サービス関係	-0.3509	0.2819	-0.3645	0.2800	-0.3084	0.2881	-0.3099	0.2808
保安関係	-0.1857	0.2518	-0.0476	0.2369	-0.1051	0.2561	0.0642	0.2438
農林漁業関係	-0.2264	0.3633	-0.2874	0.3611	-0.2484	0.3604	-0.3123	0.3593
運輸・通信関係	0.0725	0.1618	0.0886	0.1581	0.1757	0.1708	0.1480	0.1626
製造関係, 労務作業	0.0392	0.1361	0.1105	0.1322	0.1654	0.1416	0.2136	0.1345
建設作業関係	-0.0948	0.1806	-0.0977	0.1754	-0.1296	0.1882	-0.1243	0.1787
55歳当時の企業規模(基準:30人未満)								
30-99人	-0.0575	0.1199	0.0115	0.1141	0.0074	0.1241	0.0765	0.1159
100-299人	0.4588	0.1262	0.5587	0.1226	0.5910	0.1442	0.6800	0.1343
300-999人	0.3996	0.1411	0.5496	0.1370	0.5918	0.1568	0.7023	0.1473
1000人以上	0.5139	0.1114	0.5237	0.1086	0.6137	0.1181	0.6079	0.1126
所得								
平均標準報酬(2乗)	-1.2146	0.4104	-1.5461	0.4483	-1.4899	0.5674	-1.8794	0.5734
期待賃金収入(2乗)	-1.4983	0.5089	-1.8882	0.5521	-2.0752	0.7145	-2.5137	0.7181
標準報酬×期待賃金	2.6715	0.9131	3.3945	0.9944	3.3211	1.2628	4.2059	1.2799
配偶者の期待賃金収入(2乗)	0.0176	0.0078	0.0165	0.0078	0.0621	0.0248	0.0596	0.0235
ピーク時までの賃金収入総額					0.2185	0.0247	0.1632	0.0192
健康状態(基準:元気)								
あまり元気でない	0.3242	0.0955	0.3024	0.0930	0.3506	0.0995	0.3135	0.0943
病がち・病気	1.1241	0.1622	1.0847	0.1608	1.1406	0.1588	1.0827	0.1570
地域(基準:首都圏)								
北海道&東北	-0.1225	0.1425	-0.1103	0.1371	0.0062	0.1451	-0.0249	0.1375
首都圏を除く関東	0.0814	0.1426	0.0543	0.1385	0.1051	0.1503	0.0849	0.1440
北陸	-0.2145	0.1899	-0.2334	0.1856	-0.1805	0.1968	-0.2113	0.1867
東海	0.0562	0.1335	0.0762	0.1280	0.1029	0.1361	0.1047	0.1290
京都・大阪・兵庫	0.0970	0.1192	0.0656	0.1166	0.1157	0.1216	0.0806	0.1180
上記を除く近畿	-0.2558	0.2784	-0.2112	0.2517	-0.2611	0.2883	-0.2246	0.2534
中国&四国	0.1143	0.1378	0.1225	0.1325	0.1912	0.1403	0.1741	0.1334
北九州	0.0312	0.1566	0.0187	0.1516	0.1630	0.1633	0.1005	0.1555
南九州	-0.0022	0.2084	0.0166	0.1959	0.2138	0.2164	0.1538	0.1993
定数項	0.4779	1.0752	-0.1361	1.0059	-16.1404	1.9940	-11.6686	1.7698
対数尤度	-708.39		-765.365		-659.489		-736.001	
擬似決定係数	0.179		0.172		0.236		0.204	
サンプル数	2,339		2,339		2,339		2,339	

注) 被説明変数は、引退=1, 非引退=0とするダミー変数。

標準誤差はいずれも分散の不均一性を考慮した推定値。

イタリックの係数は、5%有意水準を満たさないことを示している。

義や説明変数の選択にかかわらず安定的であるのに対し、オプション・バリューの係数は説明変数の選択によってかなり変動する。また、社会保障資産額はモデルにより有意でない場合がある。係数が有意に推定されたケースでは、符号はおおむねプラスであり、社会保障資産の水準が高いと引退を促進する効果がある。

第2に、年齢もモデルにより有意でない場合がある。係数が有意に推定されたケースでは、符号はおおむねプラスで、年齢が高くなるほど引退する傾向にあることを示している。

第3に、標準報酬月額²の2乗項や、引退しない場合に得られる賃金収入の2乗項は有意にマイナスであり、高賃金は引退を先送りする方向に影響している。一方、配偶者の賃金収入は有意にプラスで、妻の高賃金は夫の引退を促進する効果をもっている。

第4に、55歳当時の属性では、職種のなかでは管理職だけが有意に引退しやすい傾向を示している。企業規模の影響では、小企業と比較して100人以上の企業に勤めていた者の引退確率が有意に高い。ただし中企業と大企業の比較ではモデルによってばらつきがあり、一定の傾向は読み取れない。

第5に、健康状態は引退の意思決定にきわめて大きな影響を及ぼしている。モデルの定式化によるが、「あまり元気でない」場合には5~10%程度、「病気がち・病気」の場合には30%程度、それぞれ引退確率は高まる。

4. シミュレーション

VIでは課税・補助金効果を計測して各種社会保障プログラムが引退行動に及ぼす影響を検討したが、本節ではProbit推計の結果を利用して各種

制度が引退確率に及ぼす影響を把握する。具体的には、(1)在職中の年金減額が一切なかった場合、(2)引退前に失業給付が一切支給されなかった場合、(3)高年齢者雇用継続給付がなかった場合という架空の3ケースについて反歴史的シミュレーションを行い、1996年の引退者比率がどう変わるかをみる(表6)。

まず、(1)は就業状況にかかわらず100%の年金給付がされることを意味するが、その場合に引退確率は60歳で7.1%ポイント、64歳で4.6%ポイント低下する。すなわち、この差が現行の在職老齢年金制度の就業抑制効果に相当すると理解される。つぎに失業給付が一切ない場合には、60~63歳までの引退確率の低下幅は1.5%ポイント前後と小さいが、64歳ではじつに18.1%ポイント低下する。このように失業給付制度は64歳で引退する方向に強いインセンティブを与えている。最後に、高年齢者雇用継続給付が導入されなかった場合、60歳の引退確率は3.9%ポイント上昇する。雇用継続給付の対象となるのは1995年4月1日に60歳未満の人であるから、調査時点(1996年10月)で61歳以上の人の引退確率には変化がない。

60歳代前半層の就業に及ぼす各制度のインパクトを比較すると、改正後でも在職老齢年金は最も大きい就業抑制効果をもっている。しかしながら、高年齢者雇用継続給付は60歳における在職老齢年金の就業抑制効果を半分以上相殺しており、今後、制度の適用が進むにつれて高齢者雇用を促進する重要な役割を果たすこととなろう。

VI ま と め

本論文ではライフサイクル的観点から引退行動

表6 シミュレーション結果

年齢	60	61	62	63	64
在職老齢年金による減額を一切なくした場合	-0.071	-0.067	-0.052	-0.042	-0.046
失業給付を一切なくした場合	-0.016	-0.017	-0.015	-0.014	-0.181
雇用継続給付がなかった場合	0.039	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 数値は、引退確率の変化幅を示している。

を分析するために、オプション・バリュー・モデルの枠組みを用い、1996年『高年齢者就業実態調査』（労働省）の個票をもとに、個々人について年金だけでなく雇用保険からの給付を含めた社会保障資産やオプション・バリューを推計した。その結果、つぎの3点が明らかになった。

- ・社会保障資産は厚生年金の支給開始年齢である60歳でピーク(3,847万円)に達し、それ以降、65歳まで急速に減少する。これは清家(1991)、小塩(1997)らの先行研究と整合的である。
- ・社会保障資産発生額の賃金比でとらえると、社会保障制度は59歳までの就業に対して20~30%の賃金補助金を与える半面、60歳以降の就業には一転して40%を超える課税効果をもっている。しかも60歳到達時点の賃金水準にリンクした失業給付が65歳以降は支給されなくなるため、引退を64歳から65歳に1年先送りすると限界税率は100%を超える。
- ・引退のオプション・バリューは年齢とともに減少し、就業するインセンティブは年齢が上がるほど低下することを意味している。

また、これらを説明変数として引退確率を推定した結果、有意な関係があることを確認した。政策シミュレーションからは、つぎの3点が明らかになった。

- ・在職老齢年金は60歳代前半層の引退確率を4~7%ポイント引き上げている。
- ・失業給付は65歳以降の就業に強いディスインセンティブを与えている。
- ・高年齢者雇用継続給付は在職老齢年金の就業抑制効果を半分以上相殺しており、今後、制度の普及によって60歳代前半層の就業が進む可能性がある。

したがって今後、厚生年金の満額支給開始年齢の引き上げに向けて60歳代前半層の就業を促進する上では、在職老齢年金の実質的な給付率を引き上げる政策(=就業抑制効果を緩和する政策)や、高年齢者雇用継続給付の普及が効果的と思われる。ただし、これはあくまでも供給面のインプ

リケーションであり、これらの政策がとられてもそれに見合った雇用需要が生まれない場合には、高齢労働者の賃金低下、失業の深刻化につながる可能性もある。とくに高年齢者雇用継続給付は、高齢者を雇用する企業に対する補助金と化す可能性があり、そのコストは他の企業や被保険者、国によって負担されることから、労働市場にdistortionを生んでいないか注意深く観察する必要がある¹⁷⁾。さらには今後、高学歴の高齢労働者が増加するとみられるなかで、彼(彼女)らの質に見合った賃金が支払われるような制度設計を進めていくことが重要と考えられる。

付 記

本論文は八代尚宏上智大学教授との共同研究の一部である。研究の機会と貴重なコメントをいただいた八代教授に感謝申し上げる。本論文で使用した『高年齢者就業実態調査』の調査票は労働大臣官房政策調査部長より目的外使用の承認を得ている(1998年9月30日、政調収第156号)。なお、調査票の個票にもとづく計算はすべて大石が行った。本論文は著者らの個人的見解を示したものであり、所属機関の見解を示したものではない。

付録1：賃金関数の推定結果

推定の対象としたのは55歳当時雇用者で現在就業中のサンプルである。55歳当時非雇用者で現在就業中の者については、55~69歳の期間の就労所得は現在の仕事収入と同じ(横ばい)と仮定した。賃金収入は就業者サンプルでなければ得られないので、サンプル・セレクション・バイアスを修正するためにまず、賃金関数のすべての説明変数を含む誘導型の就業決定関数を推定し、そこから得られたラムダ変数(inverse Mills ratio)を賃金関数の説明変数に含めて推定した。2段階目の賃金関数の推定結果は表の通りである。

付録2：引退時期の判断

まず、調査時点(1996年)で就業している者は

付録1 賃金関数の推定結果

		男性		女性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	56	-0.020	0.025	0.056	0.050
	57	-0.074	0.027	0.150	0.056
	58	-0.087	0.028	0.126	0.060
	59	-0.099	0.029	0.016	0.059
	60	-0.160	0.037	0.073	0.075
	61	-0.290	0.043	-0.099	0.072
	62	-0.400	0.045	0.059	0.088
	63	-0.457	0.050	0.060	0.084
	64	-0.470	0.048	0.007	0.106
	65	-0.551	0.061	0.019	0.100
	66	-0.579	0.061	0.142	0.123
	67	-0.524	0.070	0.053	0.136
68	-0.597	0.073	-0.185	0.149	
69	-0.675	0.086	-0.075	0.177	
定年経験	定年経験あり	-0.183	0.035	-0.291	0.091
	定年経験×60～64歳	-0.214	0.050	0.240	0.119
	定年経験×65～69歳	-0.230	0.066	0.113	0.141
55歳当時の職種 (基準：事務職)	専門・技術職	0.151	0.043	0.138	0.076
	管理職	0.304	0.037	0.405	0.091
	販売関係	-0.061	0.044	-0.297	0.050
	サービス関係	-0.163	0.057	-0.383	0.051
	保安関係	-0.182	0.068	-0.261	0.317
	農林漁業関係	-0.171	0.063	-0.581	0.099
	運輸・通信関係	-0.229	0.041	-0.304	0.154
	製造関係、労務作業 建設作業関係	-0.194	0.036	-0.491	0.043
55歳当時の企業規模 (基準：30人未満)	30-99人	0.069	0.026	0.112	0.040
	100-299人	0.082	0.031	0.245	0.043
	300-999人	0.054	0.036	0.101	0.060
	1000人以上	0.181	0.028	0.146	0.053
	官公庁	0.018	0.036	0.098	0.085
地域 (基準：首都圏)	北海道	-0.180	0.043	-0.035	0.081
	東北	-0.404	0.034	-0.070	0.055
	首都圏を除く関東	-0.190	0.035	-0.060	0.054
	北陸	-0.268	0.045	0.017	0.076
	東海	-0.151	0.031	0.029	0.046
	京都・大阪・兵庫	-0.039	0.028	-0.018	0.054
	上記を除く近畿	-0.225	0.066	-0.076	0.091
	中国	-0.300	0.043	-0.053	0.061
	四国	-0.443	0.061	-0.093	0.082
	北九州 南九州	-0.313 -0.473	0.038 0.047	0.001 -0.085	0.059 0.085
定数項		3.809	0.040	2.765	0.056
ラムダ変数		-0.319	0.026	-0.402	0.080
Log likelihood		-7,269		-4,144	
サンプル数		5,024		2,377	

注) 被説明変数は賃金月額対数の対数である。

昨年(1995年)も就業していたとみなす。つぎに1996年時点で不就業の者については、『実態調査』から得られる55歳以降の就業経歴をもとに、引退時期を以下のようにして推測する。

- ・定年を経験し、再雇用や勤務延長した後、55歳当時の会社を退職後は勤務経験なし

引退年齢 = (定年年齢 + 勤務延長年齢 + 現在年齢) ÷ 2

- ・定年を経験し、再雇用や勤務延長なし、55歳当時の会社を退職後は勤務経験なし

引退年齢 = 定年年齢

- ・定年を経験し、再雇用や勤務延長なし、55歳当時の会社を退職後に別会社に勤務したが現在は勤務していない

引退年齢 = (定年年齢 + 現在の年齢) ÷ 2

- ・定年経験なし、定年前に退職した後、55歳当時の会社を退職後は勤務経験なし

引退年齢 = 退職年齢

このようにして推測された引退年齢から、1995年当時の就業状況を判断した。

注

- 1) 八代・二上(1996)。
- 2) 詳細なサーベイとして Lazear (1986), Lumsdaine and Mitchell (1999)。
- 3) 英語の social security は公的年金に相当するが、本論文で「社会保障給付」、「社会保障資産」と名づけているのは、公的年金だけでなく失業給付など雇用保険からの給付を考慮しているためである。
- 4) ただし小塩(1997)は公的年金資産だけを対象とした「年金資産発生額」となっている。
- 5) 『実態調査』の問題点は、調査前月(9月)の仕事収入をたずねているだけで、ボーナスが把握できないことである。高齢雇用者は、在職高齢年金の減額を避けるために毎月の給与を低く抑える代わりにボーナスを高くするといった操作が多くこの事業所で行われていると一般にはいわれている。そうした操作が広範に行われているとしたら、ここでの賃金収入は実際よりも低くなっている可能性がある。
- 6) ここでの年齢各歳ダミーの係数には、年齢効果とコーホート効果が含まれていると考えられるが、残念ながら1年次のデータしか利用可能でなかったため、両者を識別していない。
- 7) 対象を製造業に限定したのは、『賃金センサス』で長期的に時系列分析可能なデータを収録

しているのは製造業だからである(鈴木(1995)参照)。また、『実態調査』では現在就業中の者の所属産業はわかるが、55歳当時の所属産業は不明ということもある。したがって、ここでは産業間で賃金上昇率は同じと仮定していることになる。また、企業規模も不変と仮定している。

- 8) したがって、同居配偶者なしのサンプルはすべて未婚者と仮定していることになる。実際の年金額を当てはめている65歳以上の、とくに女性には遺族年金を受給している人も存在すると思われるが、『実態調査』では死別・離別を含んだ配偶関係や死亡時期が特定できないため、識別することができない。
- 9) 55歳当時公務員で現在も公務員の者については、雇用保険給付はなしとする。また、55歳当時公務員で現在は民間部門の就業者である者については、56歳から雇用保険に加入したと仮定して被保険者期間に応じた日数分の給付を受けると考える。
- 10) ただし厚生年金、雇用保険とも事業主負担は考慮していない。
- 11) 第3号被保険者(サラリーマンの妻)で夫が60歳以前に引退した場合には、妻は国民年金の保険料を60歳になるまで納めなくてはならない。
- 12) 55歳以前の保険料を考慮しても、オプション・バリューや社会保障資産発生額の大きさは影響を受けない。
- 13) ここでは暗黙裡に共働きの場合でも夫婦は協調して引退すると仮定している。共働き夫婦の引退決定については Hurd (1990), 中馬(1991) といった研究があるが、本論文では踏み込まない。
- 14) ただし高齢者雇用継続給付を組み込む(4)や(6)のようなパターンでも、現実と同じく制度導入時(1995年)に60歳に達している人には不適用と仮定して計算している。(1)~(6)の各パターンのウェイトは、それぞれ男性(1)31.7%、(2)41.1%、(3)10.6%、(4)1.2%、(5)13.7%、(6)1.6%、女性(1)42.2%、(2)36.4%、(3)10.8%、(4)0.6%、(5)9.3%、(6)0.6%である。
- 15) 高山ほか(1990)の試算では、1984年当時に55~59歳階層の場合、割引率をベースアップ率(1984年で3~4%程度)に等しいと想定すれば年金資産は3,632万円となっている。一方、清家(1991)では、1981年当時に60歳の場合、割引率6%で年金資産は2,503万円である。
- 16) したがって、1995年時点の健康状態が現在(1996年)と同じと仮定していることになる。
- 17) Oishi (1994), 八代・二上(1996)。

参考文献

Coile, C. and J. Gruber (1999) "Social Security

- and Retirement,” mimeo.
- Heckman, J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47: 1, January, pp. 153-62.
- Hurd, Michael (1990) “The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives,” in D. A. Wise ed., *Issues in the Economics of Aging*, University of Chicago Press, pp. 231-258.
- Lazear, E. (1986) “Retirement from the Labor Force,” in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, pp. 305-386.
- Lumsdaine, R. L. and D. A. Wise (1994) “Aging and Labor Force Participation: A Review of Trends and Explanations,” in Y. Noguchi and D. A. Wise eds., *Aging in the United States and Japan*, University of Chicago Press, pp. 7-42.
- Lumsdaine, R. L. and O. S. Mitchell (1999) “New Developments in the Economic Analysis of Retirement,” in O. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, pp. 3261-3307.
- Oishi, A. (1994) “The Growing Supply of Aged Labor in Japan,” *JCER REPORT*, Vol. 6, No. 3.
- Oshio, Oishi and Yashiro (2000) “Public Assistance, Pensions and Retirement in Japan: An Evaluation Using Micro-Data,” mimeo.
- Stock, J. H. and D. A. Wise (1990) “Pensions, The Option Value of Work and Retirement,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 5, pp. 1151-1180.
- 中馬宏之 (1991) 「共働き世帯の Joint Retirement Decision」『日本労働協会雑誌』第 33 卷, pp. 11-25。
- 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』Vol. 33, No. 3, pp. 286-297。
- 清家 篤 (1991) 「生涯年金資産と就業行動」『経済研究』第 42 卷 1 号。
- (1993) 『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社。
- 鈴木不二一 (1995) 「賃金構造基本統計調査」『日本労働研究雑誌』No. 419, pp. 30-31.
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸・上野 大・久保克行 (1990) 「人的資産の推計と公的年金の再分配効果」, 経済企画庁『経済分析』第 118 号。
- 八代尚宏・二上香織 (1996) 「雇用保険制度改革と高齢者就業」『日本経済研究』No. 33.
- (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)
(おしお・たかし 東京学芸大学助教授)