

厚生年金・共済年金の給付水準は過剰か？

——年金相殺モデルを用いた検証——

鈴木 亘

I はじめに

今回(平成11年度)の年金改正案では、これまでの保険料引き上げ主体の改革から、給付水準の引き下げを中心とする改革へと大きな方向転換が行われた。しかしながら、給付削減に関する国民的コンセンサスが必ずしも得られていなかったこと等から、国会審議が混乱し、法案成立が平成12年度にずれ込むという異例の事態に至った。

今回の厚生年金・共済年金給付水準の引き下げは、保険料引き上げスケジュールをこれ以上過大にしないという観点からは必要な措置であったとはいえ、そもそも「なぜ保険料引き上げではダメなのか」、「望ましい給付水準とはどの程度なのか」、「給付削減のやり方として全員一律の削減が望ましかったのか」等の様々な疑問が残り、望ましい給付水準の在り方について十分な議論が尽くされたとはいえない。しかしながら、翻って学術研究の側をみても、年金の給付水準自体¹⁾に関する研究蓄積は非常に乏しいものといえる。その主なものをまとめれば、①高齢者世帯の消費水準との比較から年金水準を論じたもの、②現役世帯の所得代替率から論じたもの、③高所得者グループへの給付削減案に分けられる。

①については、例えば堀(1997)が無職高齢夫婦世帯の消費水準と1996年度のモデル老齢年金と比較して「相当な水準」と結論付けているほか、駒村・渋谷・浦田(2000)も同様の比較から「今回の年金改正は当然の措置」と述べている。しかしながら、消費水準は年金給付水準と無関係に決

まるものではなく、むしろその関数とみるべきであろう。この場合、図1にあるように、両者がたまたま等しいE点を探しているだけのことであり、望ましい給付水準に対して何も述べていることにはならない。

②については、高山(1992)が86年改正で所得代替率が68%になったことを受け、可処分所得ベースでみて高齢者が現役世代と比べて有利過ぎるとしている。また、堀(1997)は現役世代と高齢者の生活費内訳を丹念に比較し、やはり所得代替率は高すぎると論じている。しかし、この方法でも、年金水準によってライフサイクルの消費スケジュールが変化する可能性を排除できず、絶対基準とはいえない。また、「世代と世代の助け合いを保つ指標」という所得代替率の根拠に照らしても、大幅な不公平を生じさせている保険料負担面を全く考慮していない点には矛盾がある。

さらに、こうした相対的な水準比較の延長線上

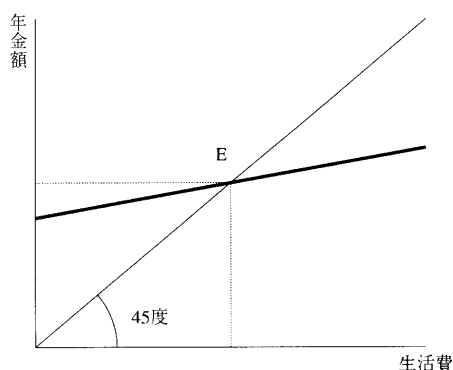


図1 生活費と年金の関係

に、高山(1992, 2000)等が論じる高所得グループの給付削減案がある。これは公平性の視点からはある程度正当化できるものかもしれないが、堀(1997)が述べているように、報酬比例の年金が、個人の積立貯金としての性質を持っていることを考えると、こうした改革はこれまで制度を信用してきた個人に対する裏切り行為となりかねない。

さて本稿は、給付水準を巡るこれらの議論やその批判に対し、直ちに解答を用意するものではないが、年金給付水準を巡る論点を広げるという意味で、「年金相殺モデル(Annuity Offset Model)」による新たな基準を提供する。このモデルによれば、人的資本を守る必要のない高齢者にとって、生命保険の購入行動は年金の売却行動とみることができる。もし、我が国の厚生年金・共済年金受給者において、このような目的の不自然な生保購入(年金相殺)が起きているのであれば、年金給付水準を引き下げることで厚生水準をパレート改善することができる。本稿は、郵政研究所「家計における金融資産選択に関する調査」における高齢者分の個票データを用いることにより、先行研究が陥っていた諸問題を解決し、年金相殺モデルをより厳密に検証した。

本稿の構成は以下の通りである。IIでは、年金相殺モデルを解説し、その政策的含意について述べる。IIIは、先行研究とその問題点について論じる。IVはデータとその加工方法について述べる。Vは推定モデルとその推定結果を論じる。VIは結論である。

II 年金相殺モデルとその政策的含意

年金相殺モデル(Annuity Offset Model)から得られる第一の洞察は、政府が過剰な水準の年金を強制的に課した場合、家計は生命保険(純粋な死亡保険)を購入することによって、年金の過剰分を相殺するというものである。Bernheim(1991)は、次の簡単な2期間モデルにより、この点を説明した。

今、個人は0期の消費を決定後、残った W_0 の初期資産を、年金資産 A と通常の資産(以下、

遺贈可能資産) B という2種類の資産に投資する。年金 A に投資した場合には、1円の投資が翌期(1期)に α 円となるが、個人が死亡した場合には何も受け取れない。一方、遺贈可能資産 B に対する1円の投資は、生死にかかわらず翌期に β 円となる。ここで、年金数理的にフェアな年金は、平均死亡確率のプレミアムが給付されるため、遺贈可能資産よりも収益率が高い($\alpha > \beta$)。

さて、個人の効用関数を、遺贈可能資産と年金を含む総資産の二つに依存すると仮定すると(それぞれ死亡時の遺産額と生存時の資産額に対応)、個人の効用関数は、 $U = U(B, W_1)$ という形で記述できる。個人は、 $W_0 = A + B$ の予算制約下で、効用関数を最大化する。内点解を仮定すると、図2のように、個人は最適資産配分(E_0)を決定し、年金資産を A^* 、遺贈可能資産を B^* だけ所有することになる。

ここで、政府がこの個人に対して強制的な年金 A_g を課したとしよう。まず、単純化のために、この公的年金の収益率は α に等しいとする。もし $A_g < A^*$ であれば、この個人は、個人年金の購入量を A_g だけ減少させて対応するだろう。一方、図2におけるC点のように、 $A_g > A^*$ の場合にはどうなるであろうか。この場合には、個人は生命保険を $A_g - A^*$ 分購入することにより、過剰な年金分を相殺することができるのである。

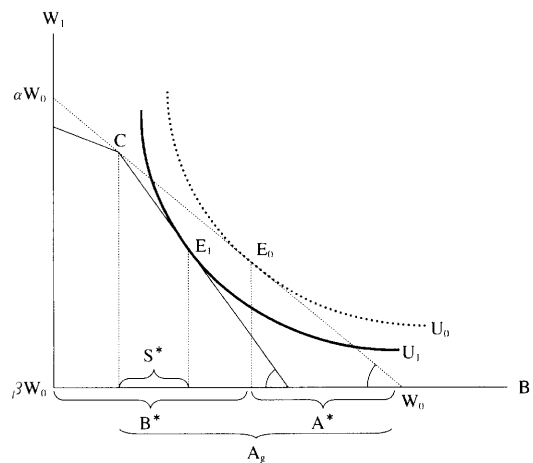


図2 年金相殺モデルとその政策的含意

つまり、生命保険は死亡してから支払われるものであり、死亡すると支払われなくなる年金のいわば逆の性質を持つものなので、遺贈不可能資産を遺贈可能資産へ変換する機能を持つのである。この場合、もし生命保険の価格が a であれば、1:1の相殺が起こるだけであり、公的年金水準は、個人の最適な投資配分 (E_0) の選択に影響しない²⁾。

しかしながら、現実には個人年金・生命保険市場では逆選択が起きているため、それらの資産が公的年金と同一の収益率であることはない。Friedman and Warshawsky (1990) や八田・小口 (1999) が分析した通り、個人年金には平均よりも寿命の長い加入者が集まるため、年金数理的にフェアなレートを下回る³⁾。また、生命保険については、平均よりも寿命の短い人が積極的に加入することから、平均的な死亡率から想定される年金数理的にフェアな価格よりも高い価格となる。個人年金の収益率を a_s 、生命保険の価格を a_b とすると、この関係は $a_s < a < a_b$ として表せる。これは、図2上では、C点から伸びる二つの予算制約線が $\alpha W_0 - W_0$ 線の内側にあることで表現されている。このとき、効用を最大化する資産配分は E_1 点であり、生命保険購入量は $A_g - A^*$ よりも少ない S^* となっている (相殺は1:1ではない)。この時、もし政府が元々の公的年金量を A_g (C点) から A^* (E_0 点) に引き下げる措置を行えば、個人の効用水準は U_1 から U_0 に改善する。わが国では厚生年金・共済年金は報酬比例であるから、高所得・高資産所有者ほどにこうした過剰年金の下にいる可能性が高い。もし実際に過剰年金が起きているのであれば、年金保険料と年金給付水準を両建てで減少させることにより、それらの人々の厚生水準と政府の財政状況の双方を改善することができる。

III 先行研究とその問題

Bernheim (1991) 以降、年金相殺モデルを用いた実証研究は、特に我が国において数多く行われてきた (大竹 (1990), 中馬・浅野 (1993),

Chuma (1994), 岩本・古家 (1995, 1996), 後藤・福重 (1996), 浅野 (1998), 駒村・渋谷・浦田 (2000), Brown (1999) 等)。しかしながら、これらの多くは、このモデルのもう一つの重要な側面である「遺産動機の検証」を目的としているものであり、過剰年金の検証を直接的あるいは間接的に行っているものは、Bernheim (1991), 大竹 (1990), 駒村・渋谷・浦田 (2000), Brown (1999) の4研究に過ぎない。

年金相殺モデルを検証する際に重要な点は、このモデルで想定されている生命保険とは、貯蓄機能のない純粋な死亡保険であり、検証に当たっては死亡保険機能のみを抽出しなければならないという点である (生命保険の貯蓄機能部分は遺贈可能資産に含まれる)。Bernheim (1991) 自身が認めているように、生命保険の貯蓄機能と死亡保険機能に対する需要は、異なった動機に基づいており、両者を区別できないと、過剰年金の厳密な検証にはならない。過剰年金の検証方法とは、一般的に、公的年金額が多いほど生命保険需要が高まるかどうかをテストするというものである。一方、生命保険需要のうち貯蓄機能に対する需要は、正常財であれば、公的年金の多い高所得・高資産保有者ほど高まるだろう。この場合、年金と生命保険需要の間に正の相関がみられても、それが貯蓄機能のためなのか、過剰年金のためなのかを区別できない。Bernheim (1991) 以降の研究は、この貯蓄機能と死亡保険機能をいかに分離するかということ課題としてきた。

図3は、代表的な生死混合保険である養老保険の仕組みを表したものである⁴⁾。死亡保険金と満期

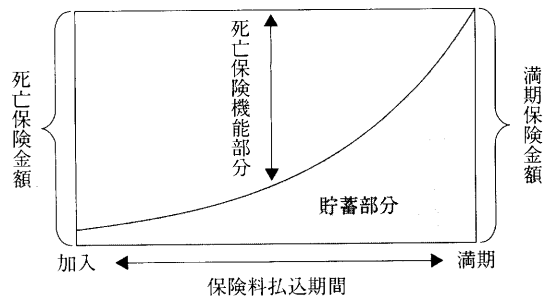


図3 生死混合保険の仕組みと死亡保障機能

期保険金が等しい標準的な養老保険は、加入後、毎期ごとに、保険料を積み立ててゆき、満期前に死亡した場合には死亡保険金を受け取り、満期まで生存した場合には満期保険金を受け取るという仕組みになっている。また、満期前に解約した場合には、保険料の払込累積額（積立額）にほぼ等しい「解約払戻金」を得ることができる⁵⁾。したがって、死亡保険機能と貯蓄機能とを分割するには、図3に示しているように、死亡保険金額から、その時点での解約払戻金もしくは保険料払込累積額を差し引けばよい。

岩本・古家(1995, 1996)は、最初にこの点に着目し、解約払戻金を計算して死亡保険金から控除しようとした。しかしながら、彼らを用いている日経金融行動調査(レーダー)では解約払戻金がわからないために、結局、満期保険金額の半分を貯蓄機能とみなしている。この場合、払込期間にかかわらず同一の解約払戻金ということになり(図3の貯蓄部分の曲線が1/2で水平線となっている)、生死混合保険に関して言えば、この方法では何も解決されない⁶⁾。一方、Brown(1999)は生死混合保険(Whole Insurance)を無視し、死亡保険のうち定期保険(Term Insurance)のみを生命保険需要として採り上げ、生命保険需要と公的年金額の間に相関がみられないと結論づけている。しかしながら、この方法では、生死混合保険所有者の死亡保険金需要が無視されてしまうので、この点が大きなバイアスになっている可能性がある。さらに、駒村・渋谷・浦田(2000)は、死亡保険金額を年間支払い保険料で除した「保険金率」を被説明変数にして問題に対処しようとしている。確かに、「保険金率」は保険料が低い死亡保険の場合に高く、生死混合保険の場合に低く出る可能性があるため、死亡保険により高いウェイトをかけることになるが、生死混合保険の貯蓄部分を控除していることにはもちろんならないし、Brown(1999)同様、生死混合保険所有者の死亡保険需要を低く評価してよいのかという問題が残る。これに対し、本稿で用いるデータでは、保険料累積支払額がわかっているため、貯蓄部分をほぼ正確に把握でき、純粋な死亡保険部分を抽出す

ることができる。

ところで、過剰年金を検証する際にもう一つ重要な点は、生命保険は、高齢者の生命保険でなければならないという点である。勤労世帯にとっての生命保険とは、本来、将来獲得するであろう賃金や退職金などの人的資本を守るための保険である。したがって、将来の賃金や退職金が高い者ほど、この意味での生命保険需要は高いと考えられる。一方で、将来の賃金や退職金が高いほど報酬比例の厚生年金・共済年金の受取予定額は大きいことから、もし、勤労世帯について先の過剰年金の検証を行えば、年金額と生命保険(死亡保険)需要の間に正の相関が表れることになろう。しかしながら、これは年金を相殺する目的の生命保険需要ではなく、人的資本に対する生命保険需要なのだから、過剰年金の検証にはなっていない。この点、Bernheim(1991)、Brown(1999)はいずれも高齢者のみのサンプルを用いているのに対し、我が国において過剰年金の存在を検証した大竹(1990)、駒村・渋谷・浦田(2000)は勤労世帯を含むデータを用いており、この問題に陥っていると思われる。本稿の分析は高齢者サンプルのみを用いることにより、この問題を回避する。

IV データとその加工方法

本稿で用いるデータは、郵政研究所が1996年11月に行った「家計における金融資産選択に関する調査」である。調査対象は全国の20歳以上の世帯主であり、層化多段無作為抽出法で選ばれた6000世帯を対象としている。また、調査方法は、留置面接法で行われている。本稿ではこの中から、①世帯主年齢が60歳以上で、②厚生年金もしくは共済年金の対象者であり、③既に年金受給者である、④無職者という基準でサンプルを限定した⁷⁾。④で無職者に限定した理由は、有職者の場合には、ある程度将来の賃金収入が見込めることから、人的資本を守るための生命保険需要が発生している可能性があるからである⁸⁾。こうして限定されたサンプル数は325である。

最も重要な変数である生命保険金額は、3種類

を用意した。一つ目は、世帯主の死亡保険金額であり、これを「グロス死亡保障額」とする。もちろん、このグロス死亡保障額には死亡保険機能と貯蓄機能の両方が混在しているので、生死混合保険の貯蓄機能を控除して、純粋な死亡保険機能部分を抽出する必要がある。さて、このアンケートには、他にみられない特徴として、「掛け捨て保険（定期保険等）を含まない（生命保険の）契約時から現在までの払込総額」を尋ねており、これがまさに生死混合保険の貯蓄機能分に対応すると考えられる。ただし、残念ながら、この保険料払込累積額は世帯主の定義ではなく、世帯全体の定義となっている。このため、世帯の保険料払込累積額に「世帯主死亡保険金額/世帯全体の死亡保険金額」を乗じたものを作って調整し、世帯主分の「保険料払込累積額1」と定義した。もっとも、実際には世帯の生命保険のほとんどは世帯主のものなのかもしれない。このため、世帯＝世帯主とみなした「保険料払込累積額2」も作成し、分析のベンチマークとして用いる。真実は、両者の間にあるだろうから、両者の定義で過剰年金仮説が裏付けられれば、頑健な結果といえるだろう。

こうして定義したグロス死亡保障額から保険料払込累積額を差し引いたものが、純粋な死亡保険機能の金額である。「保険料払込累積額1」を差し引いたものを「ネット死亡保障額1」、「保険料払込累積額2」を差し引いたものを「ネット死亡保障額2」と定義した⁹⁾。

一方で年金額は、世帯主の年金受給年額がわかっているため、今後受け取る予定の「年金受給総額」を、「世帯主年金受給年額×年齢別平均余命¹⁰⁾+世帯主死亡後の配偶者の年齢別平均余命×遺族年金額（年金受給年額の3/4）」と定義した¹¹⁾。総資産は、「金融資産額（預貯金、保険商品〈生命保険や損害保険の貯蓄部分〉、有価証券、財形貯蓄等）+実物資産額（土地、建物の時価評価額、貴金属、ゴルフ会員権）+年金受給総額+遺族年金総額（世帯主死亡後の配偶者の余命×遺族年金額）」である。その他、年齢、学歴、居住地、配偶者・子供の有無等の状況を表したのが、表1の記述統計量である。

表1 主要変数の記述統計量

| 変数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------|----------|---------|-------|----------|
| グロス死亡保障額 | 649.9 | 987.9 | 0.0 | 7,000.0 |
| 保険料払込累積額1 | 223.8 | 496.0 | 0.0 | 6,250.4 |
| 保険料払込累積額2 | 342.1 | 912.2 | 0.0 | 11,500.0 |
| ネット死亡保障額1 | 476.0 | 880.6 | 0.0 | 6,176.5 |
| ネット死亡保障額2 | 449.0 | 827.0 | 0.0 | 5,000.0 |
| 金融資産額 | 2,011.4 | 3,212.5 | 0.0 | 40,000.0 |
| 実物資産額 | 3,098.6 | 5,784.2 | 0.0 | 53,000.0 |
| 年金受給年額 | 259.3 | 95.3 | 9.0 | 700.0 |
| 年金受給総額 | 4,779.9 | 2,021.5 | 123.8 | 13,692.0 |
| 総資産額 | 12,586.2 | 9,173.7 | 813.1 | 86,526.0 |
| 世帯主年齢 | 68.4 | 5.3 | 60.0 | 84.0 |
| 配偶者年齢 | 64.0 | 5.7 | 41.0 | 78.0 |
| 配偶者の有無 | 0.83 | 0.37 | 0 | 1 |
| 配偶者の就業状態 | 0.31 | 0.46 | 0 | 1 |
| 都市在住 | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| 子供の人数 | 1.98 | 0.96 | 0 | 5 |
| 健康状態 | 0.28 | 0.45 | 0 | 1 |
| 学歴 | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 |
| 性別（男=1） | 0.83 | 0.38 | 0 | 1 |
| 生命保険の有無 | 0.70 | 0.46 | 0 | 1 |

注) サンプル数は325。金額は万円単位である。

表2 生命保険加入者と非加入者の比較

| 変数 | 生命保険加入者 | | 生命保険非加入者 | |
|----------|---------|---------|----------|---------|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 |
| 金融資産額 | 2,107.6 | 2,294.9 | 1,893.6 | 4,070.6 |
| 実物資産額 | 3,331.0 | 5,301.5 | 2,813.8 | 6,333.2 |
| 年金受給年額 | 269.3 | 96.5 | 246.9 | 92.8 |
| 年金受給総額 | 5,158.0 | 2,047.6 | 4,316.3 | 1,895.1 |
| 世帯主年齢 | 67.1 | 4.7 | 70.0 | 5.6 |
| 配偶者年齢 | 63.0 | 5.1 | 65.5 | 6.2 |
| 配偶者の有無 | 0.90 | 0.30 | 0.75 | 0.43 |
| 配偶者の就業状態 | 0.31 | 0.46 | 0.32 | 0.47 |
| 都市在住 | 0.26 | 0.44 | 0.23 | 0.42 |
| 子供の人数 | 1.89 | 0.86 | 2.09 | 1.05 |
| 健康状態 | 0.27 | 0.45 | 0.28 | 0.45 |
| 学歴 | 0.21 | 0.41 | 0.13 | 0.34 |

注) 生命保険加入者は179サンプル、非加入者は146サンプルである。

一方、表2は、生命保険加入者と非加入者を比較したものである。生命保険加入者は179サンプルであり、全体の半数以上となっている。また、生命保険加入者の方が、金融資産額、実物資産額ともに高く、また年金受給総額も高いことがわかる。

V 推定モデルと推定結果

1 推定モデル

推定モデルは、Bernheim (1991) にしたがって、次の定式化を用いた¹²⁾。

$$Y_i^* = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_X X_i) LR_i + \delta_{SSB} SSB_i + \delta_Z Z_i + u_i \quad (1)$$

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^* & \text{if } Y_i^* > 0 \end{cases}$$

Y^* は生命保険需要額であり、先に定義したグロス死亡保障額、ネット死亡保証額1、ネット死亡保証額2を用いる。 LR は総資産である。総資産にかかるパラメータ β は、人口属性 X によって変化するものと考えられる。 X としては、Bernheim (1991) が用いたものよりもやや多く、年齢、性別、学歴、都市居住の有無、子供の人数、配偶者の有無、配偶者の就業状態を用いている。 SSB は年金受給総額であり、 SSB にかかるパラメータが有意に正の値をとるかどうかが、過剰年金の有無を判定する。 Z は人口属性以外の属性とする。

推定方法は、Bernheim (1991)、Brown (1999) や岩本・古家 (1995, 1996) にしたがって、Tobit 推定を行った¹³⁾。これは、生命保険保有額が0となる家計を考慮するためである。また、家計データに起こりやすい分散不均一性を考慮するために、Powell (1984) の Censored LAD を用いた推定も行う。

2 推定結果

表3~5には推定結果がまとめられている。まず、「グロスの死亡保障額」を被説明変数とした推定式1をみると、年金受給総額は正で有意となっており、先行研究と同様の結果が裏付けられる。次に、本稿の関心事である「ネット死亡保障額」を被説明変数とした推定式をみてみよう。まず、最も標準的な推定式2の結果をみると、年金受給総額の係数は正に有意となっており、「過剰年金仮説」を支持する結果となっている。この点は、年金受給総額を年金受給年額に変えても変わらな

いし(推定式3)¹⁴⁾、推定方法を Censored LAD にしても変化しない(推定式4)。さらに、年齢を「年齢×総資産」という交差項ではなく、線形の項に置き換えても、年金受給総額の係数は正で有意に保たれている(推定式5)¹⁵⁾。

その他の説明変数については、総資産額、年齢×総資産額、定数項等が有意となっている一方、他の人口属性(と総資産額の交差項)のほぼ全てが有意ではない¹⁶⁾。特に、本稿のモデルでは、遺産動機の存在が生命保険需要の前提となっているが、遺産動機と密接な関係があると思われる「配偶者の有無」や「子供の数」が有意とならないことは、このモデルの前提に疑問を呈するものである。ただし、本稿で用いているデータ数が325と少ないことや、クロスセクション・バイアス¹⁷⁾のために、属性変数に対する検定力が弱い可能性もあるので、ここから直ちに結論を導くことは性急すぎるだろう。遺産動機が生命保険需要を決定しているかどうかについては、別途慎重な検討をすることにしよう。

さて、遺産動機の存在を考えると、「子供の人数」が(有意ではないものの)負になっていることや、「配偶者の就業」が正に有意となっていることも、やや奇異に感じられる。ただ、前者については生前贈与の可能性を考慮すれば、解釈が可能である。つまり、子供の数が多いほど、教育費や結婚式費用の負担という形で「生前の贈与」が大きくなるため、「遺産」として贈与される金額が少なくなる可能性があり、生命保険需要が小さくなるのである。また、後者については、①配偶者の厚生年金・共済年金加入、②配偶者の年齢という二つの要因が働いているものと思われる。まず、就業している配偶者の中には、厚生年金・共済年金の2号被保険者が存在するが、この場合、世帯主と配偶者を合計した年金受給総額は通常よりも多くなる¹⁸⁾。このため、子供に対する遺産動機を考えると、「世帯」ベースで過剰年金化しやすく、生命保険需要が多くなると考えられる。また、就業している配偶者は年齢が若い¹⁹⁾、世帯主が配偶者の余生を慮って遺産動機を強め、生命保険需要が多くなる可能性がある²⁰⁾。

表3 生命保険需要関数の推定結果1

| 推計方法 | 推定式(1) | 推定式(2) | 推定式(3) | 推定式(4) | 推定式(5) |
|-----------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------|
| | Tobit | Tobit | Tobit | Censored LAD | Tobit |
| 被説明変数 | グロス死亡保障額 | ネット死亡保障額1 | ネット死亡保障額1 | ネット死亡保障額1 | ネット死亡保障額1 |
| 年金受給総額 | 0.0976825** (0.0429395) | 0.1413544*** (0.0480035) | — — | 0.0621967*** (0.0183037) | 0.1173989** (0.0478301) |
| 年金受給年額 | — — | — — | 2.390802** (0.9452593) | — — | — — |
| 総資産額 | 0.2523429*** (0.0674558) | 0.1203979 (0.0763382) | 0.1809947** (0.0716728) | 0.1771218*** (0.0390334) | -0.1114914 (0.0966366) |
| 年齢 | -0.0038717*** (0.000888) | -0.0028544*** (0.0009896) | -0.0037099*** (0.0009412) | -0.0027747*** (0.0005473) | 0.0008969 (0.0013824) |
| ×総資産額 | 0.0092049 (0.032193) | 0.0521562 (0.0378792) | 0.0437494 (0.0374348) | 0.0079902 (0.0147774) | 0.0468267 (0.0374797) |
| 性別 | 0.0114379 (0.0097529) | 0.009227 (0.0107296) | 0.0104368 (0.0107376) | 0.0051011 (0.0041646) | 0.0030304 (0.0106275) |
| ×総資産額 | -0.0102658 (0.0111743) | -0.0026083 (0.012318) | -0.0038679 (0.0123865) | 0.0098201** (0.0044004) | -0.0008055 (0.0121255) |
| 子供の人数 | -0.0035995 (0.0058738) | -0.0043921 (0.0065748) | -0.0049051 (0.00659) | -0.003603 (0.0027614) | -0.0074073 (0.0064907) |
| ×総資産額 | 0.033144 (0.0312019) | 0.0378264 (0.035161) | 0.0494457 (0.034694) | 0.0148055 (0.0140724) | 0.0301742 (0.0347947) |
| 配偶者の有無 | 0.0207455 (0.012902) | 0.0288** (0.0138865) | 0.031433** (0.0139471) | 0.0221922*** (0.0057053) | 0.0129052 (0.0140084) |
| ×総資産額 | — — | — — | — — | — — | -88.25062*** (23.66607) |
| 年齢 | — — | — — | — — | — — | — — |
| 定数項 | -370.8274* (191.585) | -768.1605*** (217.4933) | -760.665*** (233.6868) | -221.6695** (91.50346) | 5327.291*** (1633.601) |
| σ | 1155.088 (56.25198) | 1234.328 (69.42361) | 1236.99 (69.65943) | — — | 1211.011 (67.81199) |
| サンプル数 | 325 | 325 | 325 | 325 | 325 |
| Log likelihood | -2002.899 | -1621.5067 | -1622.6678 | — | -1614.3122 |
| Pseudo R ² | 0.0149 | 0.0143 | 0.0136 | 0.0674 | 0.0187 |

注) ***は1%基準, **は5%基準, *は10%基準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。

次に、表4の推定式6~10では、問題となった遺産動機が存在を明示的に考慮した推定を行う。高齢者にとっての遺産動機は、ほぼ同時期に寿命を終える配偶者よりも、主に子供に対して発生していると考えられる。そこで、まず、サンプルを子供が存在する家計に限って推定したが、やはり年金受給総額は有意に保たれている(推定式6)。また、このアンケートには、「(様々な理由で)遺産を遺す予定の有無」を直接尋ねるというユニークな質問がある。この質問で何らかの遺産を遺す予定があると答えたサンプルを「遺贈予定有り」のサンプル、それ以外を「遺贈予定無し」のサン

プルとして、それぞれ推定したものが、推定式7、推定式8である。推定式7ではこれまでと同様、年金受給総額が有意であるが、「遺贈予定無し」の推定式8では有意とならない²¹⁾。したがって、過剰年金は、遺産動機があつて初めて成立するというモデルの前提を裏付ける結果となっている。また、推定式9は、より直接的な検証方法として、遺贈予定の有無をダミー変数(遺贈予定有りの時1、それ以外が0)にして、推定式6の説明変数に加えたものである。推定結果は、「遺贈予定の有無」が正に有意であり、確かに遺産動機が生命保険需要の決定要因となっており、したがってモデ

表4 生命保険需要関数の推定結果2

被説明変数：ネット死亡保障額1, 推計方法：Tobit

| | 推定式(6) | 推定式(7) | 推定式(8) | 推定式(9) | 推定式(10) | 推定式(11) |
|-----------------------|-----------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| サンプルの限定 | 子供有り | 遺贈予定有り | 遺贈予定無し | — | — | 70歳以上 |
| 年金受給総額 | 0.1352048*** (0.0522458) | 0.1196381** (0.0557727) | 0.0875147 (0.1778982) | 0.1332219** (0.0522453) | 0.1315699** (0.0527828) | 0.1546577** (0.0725328) |
| 総資産額 | 0.1307927 (0.0818991) | 0.1171358 (0.0866515) | 0.3913087 (0.3227959) | 0.1202902 (0.0824637) | 0.1306728 (0.0819258) | 0.3577117*** (0.1217843) |
| 年齢 | -0.0028889*** | -0.0027545** | -0.0055112 | -0.0028*** | -0.0028769*** | -0.0051775*** |
| ×総資産額 | (0.0010663) | (0.0011358) | (0.0036423) | (0.001069) | (0.0010667) | (0.0016306) |
| 性別 | 0.0475362 | 0.047837 | 0.0494774 | 0.0490572 | 0.0486837 | 0.0255497 |
| ×総資産額 | (0.0410736) | (0.0420334) | (0.2069239) | (0.0411199) | (0.0411663) | (0.0272353) |
| 学歴 | 0.0091702 | 0.0103692 | -0.0296909 | 0.0082646 | 0.0099657 | -0.0230531** |
| ×総資産額 | (0.011456) | (0.0118551) | (0.0620258) | (0.0114571) | (0.0115744) | (0.0112342) |
| 都市在住 | -0.0007803 | -0.0016848 | 0.0139755 | -0.0005624 | -0.0008691 | -0.0040342 |
| ×総資産額 | (0.0132884) | (0.0142388) | (0.0413348) | (0.0132699) | (0.0132874) | (0.0153604) |
| 子供の人数 | -0.0047749 | -0.0037557 | -0.0190322 | -0.0051805 | -0.0047682 | 0.0003098 |
| ×総資産額 | (0.0080084) | (0.0089113) | (0.0248164) | (0.0080383) | (0.0080098) | (0.0055169) |
| 配偶者の有無 | 0.0377261 | 0.0354415 | 0.0391597 | 0.0391533 | 0.0359208 | 0.0310143 |
| ×総資産額 | (0.0376788) | (0.0388355) | (0.1868981) | (0.0376289) | (0.0378548) | (0.0298564) |
| 配偶者の就業 | 0.0282759* | 0.0245048 | 0.0182759 | 0.0275926* | 0.0275478* | 0.0200812 |
| ×総資産額 | (0.0148563) | (0.0161747) | (0.0506376) | (0.0149067) | (0.0149296) | (0.0167367) |
| 住宅ローンの有無 | — | — | — | — | 136.1455 (286.4843) | — |
| 遺贈予定の有無 | — | — | — | 371.1943* (222.5955) | — | — |
| 定数項 | -808.5491*** (240.6387) | -593.6509** (265.9169) | -1399.935** (610.6544) | -1064.435*** (289.4199) | -805.3809*** (240.6025) | -1233.684*** (279.811) |
| σ | 1288.224 (76.3145) | 1283.402 (81.67446) | 1254.596 (202.4754) | 1285.601 (76.11842) | 1287.942 (76.29347) | 779.638 (72.16083) |
| サンプル数 | 298 | 238 | 60 | 298 | 298 | 147 |
| Log likelihood | -1476.7981 | -1259.0025 | -215.03411 | -1475.3819 | -1476.6854 | -564.74962 |
| Pseudo R ² | 0.0137 | 0.0112 | 0.0279 | 0.0146 | 0.0137 | 0.0422 |

注) ***は1%基準, **は5%基準, *は10%基準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。

ルの前提の正しさが確かめられた²²⁾。

さて、推定式10, 11は、遺産動機以外の要素で、高齢者が生命保険を所有する可能性をチェックしている。住宅ローンを返済している場合には、融資先から生命保険への加入を条件とされることがあるため、高齢者であっても生命保険を保有し続けていることが考えられる。この要因をコントロールするために、住宅ローン保有ダミーを説明変数に加えたものが推定式10である。推定結果は、住宅ローン保有ダミーが有意ではなく、また、年金受給総額も正で有意な関係を保っており、過剰年金仮説を支持している²³⁾。また、高齢者が不

必要な生命保険を持つ理由としては、勤労時代から引き続いて惰性(inertia)で保有しているとの見方もある(Brown(1999))。この点を考慮するために、世帯主年齢が70歳以上のものに限って推定したものが推定式11である。この場合においても、年金受給総額の係数は正に有意であり、過剰年金仮説が支持されている²⁴⁾。

表5の推定式12~17は、被説明変数としてネット死亡保障額2の定義を用いて、表3, 表4と同様の推定を行ったものである。全ての推定で、年金受給総額の係数は正で有意となっており、ネット死亡保障額の定義にも、過剰年金仮説は頑健

表5 生命保険需要関数の推定結果 3

被説明変数：ネット死亡保障額 2, 推計方法：Tobit

| | 推定式(12) | 推定式(13) | 推定式(14) | 推定式(15) | 推定式(16) | 推定式(17) |
|-----------------------|-----------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|
| サンプルの限定 | — | 子供有り | 遺贈予定有り | 遺贈予定無し | — | 70歳以上 |
| 年金受給総額 | 0.1291809*** (0.0479493) | 0.132247** (0.0521658) | 0.1142654** (0.0556506) | 0.0751312 (0.1737335) | 0.1325825** (0.0527701) | 0.1497583* (0.0817473) |
| 総資産額 | 0.2236818*** (0.0835177) | 0.2239903** (0.089865) | 0.2317278** (0.0987671) | 0.4984025 (0.3333532) | 0.2240032** (0.0898639) | 0.3577342** (0.1449354) |
| 年齢 | -0.0042757*** | -0.0042948*** | -0.0044692*** | -0.0073817* | -0.0042958*** | -0.0053096*** |
| ×総資産額 | (0.0011231) | (0.0012032) | (0.0013382) | (0.0038005) | (0.0012034) | (0.0019234) |
| 性別 | 0.0258967 | 0.0363276 | 0.0362224 | 0.0226655 | 0.0362063 | 0.0120476 |
| ×総資産額 | (0.038532) | (0.0418168) | (0.0425923) | (0.2095608) | (0.0419156) | (0.031523) |
| 学歴 | 0.0219624* | 0.0230716* | 0.0271039** | -0.0745003 | 0.0230032* | -0.0053421 |
| ×総資産額 | (0.011204) | (0.0118566) | (0.0123234) | (0.0655887) | (0.0119668) | (0.012588) |
| 都市在住 | -0.007289 | -0.0059469 | -0.0044882 | -0.0096384 | -0.0059394 | -0.0055351 |
| ×総資産額 | (0.0124831) | (0.0133265) | (0.0140708) | (0.0443064) | (0.0133283) | (0.0179527) |
| 子供の人数 | 0.0010751 | -0.0000702 | 0.0034633 | -0.0186869 | -0.0000733 | 0.000597 |
| ×総資産額 | (0.0068943) | (0.0082908) | (0.0092504) | (0.0239455) | (0.0082912) | (0.0063278) |
| 配偶者の有無 | 0.0334025 | 0.0285931 | 0.0198039 | 0.0772411 | 0.0287712 | 0.0345658 |
| ×総資産額 | (0.0376631) | (0.0400869) | (0.0414399) | (0.1861883) | (0.0403133) | (0.0360766) |
| 配偶者の就業 | 0.021994 | 0.0201707 | 0.0101855 | 0.0293458 | 0.0202405 | 0.0151891 |
| ×総資産額 | (0.0148415) | (0.0158403) | (0.0178153) | (0.0488661) | (0.0159269) | (0.0196527) |
| 住宅ローンの有無 | — | — | — | — | -12.36201 | — |
| ×総資産額 | — | — | — | — | (292.6106) | — |
| 定数項 | -631.3946*** (217.9701) | -710.1511*** (242.8148) | -484.3766* (271.2765) | -1152.803* (578.8045) | -710.55*** (243.0177) | -1150.699*** (312.1139) |
| σ | 1214.662 (70.90626) | 1262.849 (77.49758) | 1253.213 (83.02375) | 1215.716 (195.8384) | 1262.905 (77.51391) | 850.5653 (86.93724) |
| サンプル数 | 325 | 298 | 238 | 60 | 298 | 147 |
| Log likelihood | -1536.9201 | -1398.3839 | -1180.6008 | -214.01028 | -1398.383 | -500.26176 |
| Pseudo R ² | 0.0147 | 0.0153 | 0.0139 | 0.031 | 0.0153 | 0.0326 |

注) ***は1%基準, **は5%基準, *は10%基準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。

であることがわかる²⁵⁾。

さて、推定式2において、生命保険需要(Y^*)に対する年金受給総額(SSB)の微係数は、0.142572である²⁶⁾。最も単純な年金相殺モデルでは、過剰年金の相殺は1:1の関係であるが、逆選択やその他の要因などにより、その関係は小さなものに止まっていることが窺える。また、この推定モデルによって、生命保険需要の予測値が正の値となった家計は全部で158である。厚生年金と共済年金の受給者は743サンプルあるので²⁷⁾、単純に計算して、過剰年金を持っている家計は、厚生年金・共済年金受給者の2割程度(21.2%)ということになる。また、60歳以上の高齢者サ

ンプルは1,286であるから、高齢者全体に占める過剰年金所有者の割合は12.2%である。もっともこれらの数字は、限られたサンプルの中の結果であるので、一定の幅をもってみるべきことはいうまでもない。

VI 結 語

本稿は、年金給付の適切な水準を論じる際の新たな視座として、Bernheim(1991)による年金相殺モデルを用いる方法を提案し、実際に、我が国の厚生年金・共済年金受給者の年金給付水準が過剰であるかどうかを検証した。郵政研究所の「家

計における金融資産選択に関する調査」の高齢者個票データを用いることにより、生命保険から「純粋な死亡保険部分」を分離し、これまでの先行研究が陥っていた問題を回避した。その結果、無職世帯という限られた中ではあるが過剰年金仮説が裏付けられ、また、大雑把な見込みではあるが、厚生年金・共済年金受給者の2割程度の人々が過剰年金を抱えていることがわかった。また、これらの関係は、推定方法の違いや変数定義の違い、対立する様々な仮説等を考慮しても頑健であった。したがって、本稿の結果は、これらの人々に対する「年金水準の引き下げ」が、今後の政策の選択肢として議論・検討されるべきことを示唆するものである。また、これらの人々の年金受給額（または所得や資産）は平均的にみて高いため、高額年金受給者（高所得者、高資産所有者）において、特に年金給付・保険料の引き下げ余地があると思われる。ただし、こうした改革は、高山（1992, 2000）等が論じる「高所得グループへの給付削減案」とは異なるものであることに注意されたい。本稿の主張は、あくまで、過剰に年金を持つ人々の年金給付水準と保険料とを両建てで引き下げるべきだというものであり、給付水準のみを一方向的に引き下げる改革とは本質的に異なる。本稿の改革により、規模はわずかであろうが、年金財政と人々の厚生水準の双方を改善することができる。これは、パレート改善を達成するという意味で、優れた改革案であると思われる。

さて、具体的に年金水準の引き下げ策を行うには、どのような方法が実行可能であろうか。まず考えられる最も単純な方法は、全ての高額年金受給者（高所得者、高資産保有者）の年金を一律に削減するというものである。しかしながら、これらの人々の全てが、必ずしも過剰年金を抱えているわけではないので、改革により厚生水準が下がる者もいるという意味で望ましくない。また、個々人の最適年金水準は、資産や所得だけではなく、推定式でも用いた様々な個人属性にも依存しているので、一律の年金水準を決定することはそもそも困難である²⁸⁾。

それでは、過剰年金のシグナルである生命保険

に着目し、高齢の生命保険保有者に限り年金水準を引き下げるという方法はどうか。この方法では、過剰年金者だけではなく、主観的生存確率が低いために低年金水準を望む者が、審査のために生命保険を保有（審査後すぐに解約）することになるだろう。もし、このような者の選択を許せば、公的年金に「逆選択」が起これり、公的年金の存在自体が危うくなってしまふ。

したがって、本稿が推薦する方法は、高額年金受給者・受給予定者に、一定の年金水準（例えば平均的年金額）までの引き下げオプションを与えるというものである。この方法ならば、現行の年金水準に止まりたい者を妨げることはないし、また、高額年金受給者を偽装することは困難であるから、逆選択もほぼ起これり得ない。ただし、引き下げ水準の幅や、オプションを与える者の範囲をどうするかなどについては、別途精査が必要であり、それらは今後の研究課題としたい。

いずれにせよ、本稿の結果を基に、給付水準引き下げの妥当性やその実行方法について様々な政策論議・研究が起これり、今後の年金改革に資することを期待したい。

謝 辞

郵政省郵政研究所のご好意により本稿で用いているデータの提供を受けた。また、本稿は郵政研究所特別研究官であるチャールズ・ホリオカ大阪大学社会経済研究所教授の指導により作成した。大阪大学国際公共政策研究科コリン・ロス・マッケンジー教授、および大阪大学大学院における両ゼミナール参加者、特に若林緑さんには貴重なコメントを頂いた。また、本誌による2名の匿名レフェリーのコメントも有益であった。感謝を申し上げたい。

（平成12年10月投稿受理）

（平成13年4月採用決定）

注

- 1) もっとも、給付水準の削減方法やそのスケジュールについては、高山（1992, 2000）、堀（1997）、八田・小口（1999）、八代・小塩他（1998）をはじめ、数多くの研究があるし、今回

の改正についても麻生(2000), 小口・八田(2000), 駒村・渋谷・浦田(2000)等がその実態を明らかにしている。

- 2) 今, この Bernheim (1991) のモデルに, 個々人の主観的生存確率を考慮するため, 効用関数を次の様に特定化しよう。

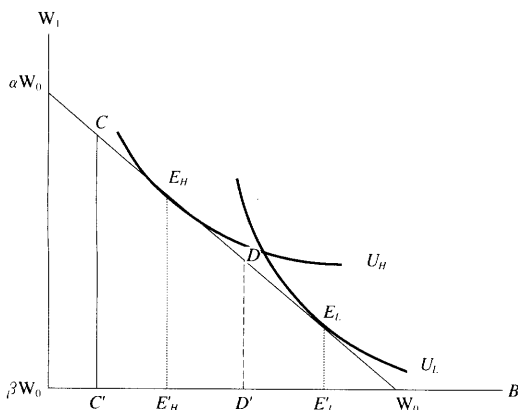
$$U = \rho_i u_1(W_1) + (1 - \rho_i) u_2(B)$$

ただし, $0 < \rho_i < 1$

ρ_i は生存確率であり, したがって $(1 - \rho_i)$ は死亡確率である。 u_1 は生存時の効用関数, u_2 は死亡時の効用関数であり, U は両者からなる期待効用である。

さて, U を全微分して整理すると, $[dW_1/dB] = (1/\rho_i - 1)[u'(c_1)/u'(c_2)]$ となるので, 効用関数の傾きは, ρ_i が大きいほど緩やかになり, ρ_i が小さいほどきつくなる。したがって, 予算制約線との接点は ρ_i が大きいほど左上方, ρ_i が小さいほど右下方となる。脚注図は, このような関係を表したものである。主観的生存確率 ρ_i の高い者の効用関数を U_H , 低い者の効用関数を U_L とすると, それぞれ, E_H, E_L 点で予算制約線に接しており, それぞれに最適な A^*, B^* を選択する。ここで, 本文の図2同様, 強制的な公的年金を課せられた C 点に位置づけられた場合には, U_H の者は $C' - E'_H$, U_L の者は $C' - E'_L$ だけの生命保険需要が発生する。つまり, 主観的生存確率が低いほど年金相殺動機による生命保険需要は多くなる。また, 仮に強制的公的年金が $W_0 - D'$ だけ課せられていれば, U_H の者には $E'_H - D'$ の個人年金需要が生じる。個人年金需要は, 生命保険需要とは逆に, 主観的生存確率が高いほど多くなる。ただし, 生命保険と個人年金の需要変化量は, 強制的公的年金の量に依存するので, その関係は ρ_i に対して対照的ではない。

- 3) これらの詳細は, 鈴木・周(2000)にまとめられている。



主観的生存確率を考慮した年金相殺モデル

- 4) 生命保険は, 大きく分類すると「死亡保険」と「生死混合保険」の二つに分かれる。前者は定期保険や終身保険, 定期付終身保険などのいわゆる掛け捨て保険である。一方, 後者は, 養老保険や定期付養老保険などの貯蓄機能を備えた保険である。
- 5) 正確には保険契約後1~2年間は, 解約払戻金ほとんどなく, 保険料払込期間が長くなるほど, 保険料払込累積額に対する解約払戻金の割合が高くなる。標準的な30年満期の養老保険では, 10年の払込期間を越えたあたりで, その割合が9割を越し, 15年目にほぼ10割となる(畠中・小川(1995))。
- 6) もっとも, 死亡保険と生死混合保険の差を明示的に取り扱っている点は大きな進展である。ところで, 浅野(1998)は, 岩本・古家(1995, 1996)と同様の日経リーダーのデータを用いているにもかかわらず, 解約払戻金を推定し除去してきたとしているが, その方法を明らかにしていない。
- 7) また, 年金受給年額を答えていない世帯(125世帯)もサンプルから除いている。
- 8) 無職者に限定したためにサンプルセレクション・バイアスが存在することは否定できない。このため, 本稿の議論は, 全ての厚生年金・共済年金受給者に通用するものではなく, そのうちの無職者に限定されることになる。
- 9) 「ネット死亡保障額1」の値がマイナスとなるものが, 12サンプル(ネット死亡保障額2では73サンプル)生じた。定義上, マイナスの値はあり得ないので, これらを0に修正して以下の分析を進めているが, これらのサンプルを落としても推定結果はほとんど変わらない。
- 10) 平均余命は平成8年の簡易生命表からとった。
- 11) ここでは, 高齢者にとつての遺贈行為とは子孫へ遺産を遺す行為だと考えて, 配偶者に対する遺族年金を遺贈不可能資産である年金受給総額に含めた。もちろん, 遺族年金を, 配偶者に対する遺贈可能資産として分離することも考えられる。しかし, 分離しても以下の推定結果にはほとんど影響しない。
- 12) モデル導出の詳細は, Bernheim(1991)を参照されたい。もっとも, Bernheim(1991)の定式には Z という項は入っていない。これは, 専ら過剰年金仮説の頑健性をチェックするために用いられる。
- 13) Bernheim(1991)では, このほか, 生命保険の保有の有無に対する Probit 推定や, Heckit による推定も行われている。
- 14) Brown(1999)では, 年金受給総額ではなく, フローの年金受給年額を用いている。
- 15) ただし, 「総資産額」や「配偶者の就業×総資産額」の項は有意ではない。さて, 本稿が用い

- ている Bernheim (1991) による定式化では、全ての人口属性変数は、総資産額との交差項という形で説明変数となっている。しかしながら、いくつかの属性変数は、総資産を介して限界的に生命保険需要に影響を与えるというよりも、直接的に線形の形で影響を及ぼす可能性がある。特に、「年齢」については、直接影響するという経路も理論的に存在し得るので、推定式5のような定式化も行った。年金受給総額を年金受給年額に置き換えても結果は変わらない。ちなみに、全ての人口属性変数を直接、線形の形で説明変数とした定式化も行ったが、やはり、「年金受給総額」は正で有意な関係を保っている。
- 16) Censored LAD を用いた推定では、「都市在住×総資産」、「配偶者の就業×総資産」が有意である。
- 17) クロスセクション・データでは、どうしても、個々人が「元来」持っている遺産動機の強さをコントロールすることができないことから、観察できない個人効果 (individual effect) が障害となって、人口属性の効果が明瞭にならない可能性もある。
- 18) 配偶者に占める厚生年金・共済年金加入者の割合は、就業者である場合が 25.5%、非就業者である場合が 22.4% となっており、やはり就業者の方が高くなっている。しかしながら、配偶者の厚生年金・共済年金加入者の中には、本人の年金を支給される者他に、世帯主の年金から支給を受ける者を一部ながら含んでしまっている。つまり、このアンケートでは、60歳未満の3号被保険者(サラリーマンの配偶者)は除けるものの、60歳以上のサラリーマンの配偶者については、本人の年金を受け取っているのか、それとも、世帯主の年金からの支給である加給年金や旧法下の厚生老齢基礎年金(みなし基礎年金)を受け取っているのかを区別できない。このようなアンケートの欠陥のために、直接、「配偶者の厚生年金・共済年金加入ダミー」を作って、説明変数に加えることができなかった。
- 19) 就業している配偶者の平均年齢は 61.0 歳であり、就業していない配偶者の 64.7 歳に比べて若い。
- 20) ちなみに、推定式 2 の説明変数に、「世帯主と配偶者の年齢差×総資産額」、「配偶者の厚生年金・共済年金加入ダミー×総資産額」を加えると、「配偶者の就業×総資産額」は 10% 基準でしか有意にならない。したがって、やはり 3 者が相関していることが分かる。
- 21) 推定式 8 では、「年金受給総額」の他に、「年齢×総資産額」も有意とはなっていないが、後出の推定式 15 (ネット死亡額の定義を変えた同様の推定式) では、年金受給総額のみが有意ではなくなっている。したがって、サンプルを分割した効果は主に年金受給総額に影響しているといえそうである。
- 22) 推定式 7~9 の分析を加えるに当たっては、本誌レフェリー・コメントが有益であった。
- 23) 住宅ローンダミーとしては、「マイホーム取得のための住宅ローン」の他に、「増改築のための住宅ローン」等も考慮したが、結果は変わらなかった。また、「資産×住宅ローンの有無」の交差項の形で試したが結果は変化しない。
- 24) また、サンプルが 61 まで小さくなるが、75 歳以上に限った推定も行った。その場合でも、年金受給総額との関係は正に有意に保たれた。
- 25) このほか、総資産額も全ての推定で有意である。
- 26) 年金受給総額 (SSB) は、総資産 (LR) の一部分であるので、潜在変数の Y^* に対する SSB の (X の平均、 μ_x で評価した) 微係数は、 $\beta_0 + \beta' \mu_x + \delta_{SSB}$ となる。
- 27) 推定に用いた 325 のサンプルに、有職者 (293 サンプル) および年金受給年額の欠損値 (125 サンプル) を加えたもの。
- 28) それでは、個々人が「最適年金水準」を選択することを許可する制度改正はどうであろうか。これでは公的年金に「逆選択」が起きることになり、公的年金の存在が危うくなるという意味で望ましくない。

参考文献

- 浅野 哲 (1998) 「公的年金制度と個人年金、生命保険需要 1990、94 年度日経レーダーデータの分析」『日本経済研究』No. 36, pp. 83-102。
- 麻生良文 (2000) 「公的年金の所得移転——「5つの選択肢」と 1999 年度改正案——」『経済研究』Vol. 5, No. 2, pp. 152-161。
- 岩本康志・古家康博 (1995) 「生命保険需要と遺産動機」『郵政研究レビュー』6 号, pp. 59-90, 郵政研究所。
- (1996) 「遺贈可能資産の調整行動と生命保険需要」高山憲之, チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 太田清『高齢化社会の貯蓄と遺産相続』, pp. 247-262, 日本評論社。
- 浦田房江・駒村康平・渋谷孝人 (1999) 「家計の生命保険加入行動」『生命保険経営』第 67 巻第 1 号, pp. 3-16。
- 大竹文雄 (1990) 「公的年金資産と家計の資産選択行動」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』, pp. 99-131, ぎょうせい。
- 小口登良・八田達夫 (2000) 「1999 年政府年金改革案の評価」『日本経済研究』No. 40, pp. 1-18。
- 厚生省年金局 (1998) 『年金改革に関する有識者調査』。
- 後藤尚久・福重元嗣 (1996) 「貯蓄動機と生命保険需要——個票データによる実証分析——」『ファ

- イナンス研究』No. 21, August, pp. 85-102。
 駒村康平・渋谷孝人・浦田房江(2000)『年金と家計の経済分析』, 東洋経済新報社。
 鈴木 亘・周 燕 飛(2000)「国民年金未加入者の経済分析」『日本経済研究』No. 42, pp. 44-60。
 生命保険文化センター(1999)『生命保険ファクトブック』, 生命保険文化センター。
 高山憲之(1992)『年金改革の構想』, 日本経済新聞社。
 ———(2000)『年金の教室 負担を分配する時代へ』, PHP 研究所。
 中馬宏之・浅野 哲(1993)「遺産動機と生命保険需要」『経済研究』第44巻第2号, pp. 137-148。
 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。
 畠中雅子・小川千尋(1995)『入門の入門：生命保険の仕組み』, 日本実業出版社。
 堀 勝洋(1997)『年金制度の再構築』, 東洋経済新報社。
 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰弘・五十嵐義明・宮本正幸・山岸祐一(1997)「高齢化の経済学」『経済分析』No. 151, 経済企画庁。
 Bernheim, B. D. (1991) “How Strong are Bequest Motives? Evidence Based on Estimate of the Demand for Life Insurance and Annuities,” *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 5, October, pp. 899-927.
 Brown, J. R. (1999) “Are the Elderly Really Over-Annuitized? New Evidence on Life Insurance and Bequests,” *NBER Working Paper*, 7193.
 Chuma, H. (1994) “Intended Bequest Motives, Saving and Life Insurance Demand,” pp. 15-38, In T. Tachibanaki ed., *Savings and Bequests*, Ann Arbor; The University of Michigan Press.
 Powell, L. J. (1984) “Least Absolute Deviation Estimation for the Censored Regression Model,” *Journal of Econometrics*, 25, pp. 303-25.
 Friedman, B. and W. Warshawsky (1990) “The Cost of Annuities: Implication for Saving Behavior and Bequests,” *Quarterly Journal of Economics*, 105 (1), pp. 135-154.
 (すぎき・わたる (社)日本経済研究センター 研究員)