

**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

2000 年 10 月

大阪大学
社会経済研究所
〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘6-1

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

大阪大学社会経済研究所

要約

本稿は、年金給付水準を設定する際の新たな視点として、Bernheim(1991)による年金相殺モデル(Annuity Offset Model)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討した。郵政研究所の高齢者個票データを用いることにより、生命保険需要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。分析の結果は過剰年金仮説を裏付けるものとなり、厚生年金・共済年金受給者の中に過剰な年金を抱えている人々が少なくとも2割程度存在することがわかった。したがって、これらの人々の年金給付水準と保険料を両建てで引き下げることにより、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。

Keyword：年金改革 年金給付引下げ 年金相殺モデル

連絡先：大阪府 茨木市 美穂ヶ丘 6-1 大阪大学社会経済研究所

Tel: 06-6879-8581 Fax:06-6878-2766

E-mail: suzuki@iser.osaka-u.ac.jp

* 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、大阪大学社会経済研究所チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授、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、および大阪大学博士後期課程若林緑さんと周燕飛さんには貴重なコメントをいただき感謝している。

1. はじめに

今回（1999年度）の年金改正案では、これまでの保険料引上げ主体の改革から、給付水準の引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から、国会審議が混乱し、法案成立が12年度にずれ込む異例の事態に至ったことは記憶に新しい。

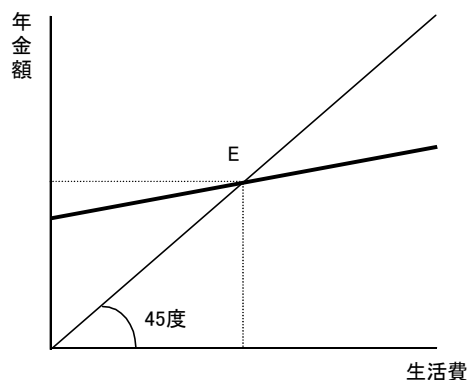
今回の厚生年金・共済年金給付水準の引下げは、保険料引上げスケジュールをこれ以上過大にしないという観点からは必要な措置であったとは言え、「なぜ保険料引き上げではだめなのか」、「そもそも望ましい給付水準とはどの程度なのか」、「給付削減のやり方として全員一律の削減が望ましかったのか」等、給付水準の望ましいあり方に関して十分な議論が行われたとは言い難い。しかしながら、翻って学術研究の側をみても、年金の給付水準自体¹に関する研究蓄積は非常に乏しいと言える。その主なものを敢えて挙げれば、高齢者世帯の消費水準との比較から論じたもの、現役世帯の所得代替率から論じたもの、高所得者グループへの給付削減案などにまとめられるだろう。

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、駒村他（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、むしろその関数と見るべきであろう。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。また、については、高山（1992）が86年改正で所得代替率が68%なったことを受け、可処分所得ベースでみて高齢者が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の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、この方法も年金水準によってライフサイ

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）を初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）、駒村他（2000）等が

クルの消費スケジュールが変化する可能性が排除せず、絶対基準とは言えない。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。

図1 生活費と年金の関係



さらに、こうした相対的な水準比較の延長線上に、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出来るかもしれないが、堀（1997）が述べているように、報酬比例の年金が、積立保険あるいは積立貯金としての性質を持っていることを考えると、このような改革はこれまでの投資行動に対する裏切り行為となる。

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意味で、「年金相殺モデル（Annuity Offset Model）」による新たな視点を提供する。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によって厚生水準を改善することができるのである。本稿は、郵政研究所「家計と貯蓄に関

その実態を明らかにしている。

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、年金相殺モデルを厳密に検証した。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、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。3節はこのモデルを検証した先行研究とその問題点について論じる。4節はデータとその加工方法について述べる。5節は推定モデルとその推定結果を論じる。6節は結語である。

2．年金相殺モデルとその政策的含意

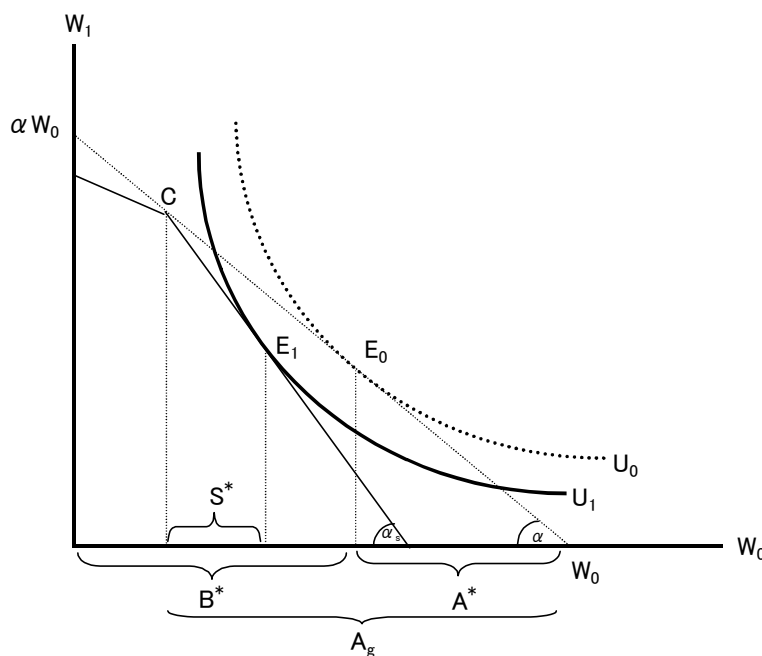
年金相殺モデル(Annuity Offset Model)から得られる第一の洞察は、政府が過剰な水準の年金を強制的に供給した場合、家計は生命保険を購入することによって、年金の過剰分を相殺するというものである。Bernheim(1991)は、次の簡単な2期間モデルにより、この点を説明した。

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 円となるが、個人が死んだ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は 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を支払うため、遺贈可能資産よりも収益率が高い（ $>$ ）。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2つに依存する仮定すると（それぞれ死んだ場合の遺産額と生存した場合の資産額に対応）、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、個人は最適な資産配分（ 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。

ここで、政府がこの個人に対して強制的な年金 A^g を提供する場合を考えよう。まず、単純化のために、この公的年金の収益率も 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、この個人は生命保険を $A^g - A^*$ 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。つ

まり、生命保険として、純粋な死亡保険を想定すれば、これは死亡してから支払われる資産であり、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資産なのである。したがって、過剰な公的年金は、生命保険を購入することにより、遺贈不可能資産から遺贈可能資産に変換できる。もし、生命保険の価格も α 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。

図2 年金相殺モデルとその政策的含意



しかしながら、現実には年金・生命保険市場における逆選択のために、個人年金の収益率と公的年金、生命保険価格は同一ではありえない。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²。一方、生命保険については、逆に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

² また、鈴木・周(2000)は公的年金と個人年金の収益率差を反映させた年金需要モデルを検証している。

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 r_s 、生命保険の価格を p_b とすると、現実には、 $r_s < p_b$ という関係があるだろう。これは、図 2 において、C 点から伸びる 2 つの予算制約線が $W_0 - W_0$ 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）。この場合、もともとの公的年金量を A^g （C 点）から A^* （ E_0 点）に引き下げることにより、効用水準を U_1 から U_0 に改善することができるのである。わが国では厚生年金・共済年金は報酬比例であるから、高所得者ほどにこうした過剰年金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も、政府の財政状況も改善できるのである。

3. 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数多く行われた（大竹(1990)、中馬・浅野（1993）、Chuma(1994)、岩本・古家（1995、1996）、後藤・福重（1996）、浅野（1998）、浦田・駒村・渋谷（1999）、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」を目的としており、過剰年金の検証を直接あるいは間接的にを行っているものはわずかに 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、貯蓄機能のついていない純粋な死亡保険であるという点である。したがって、貯蓄機能のついている生死混合保険から、死亡保険機能を分離する必要がある。もし、両者を区別せずに過剰年金の検証を行うと、Bernheim(1991)自身も認めるように、誤って年金相殺モデルを採択してしまう。つまり、過剰年金の検証方法は、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検証するというものである。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、一般に公的年金の多い高

所得・高資産所有者ほど高まるであろう。この場合、仮に死亡保険機能と公的年金額との関係が全く無かったとしても、両機能が混在した生命保険では、貯蓄機能のために正の相関が観察されてやすい。Bernheim(1991)以降の研究は、この貯蓄機能と死亡保険機能を如何にして分離するかということ課題としてきた。

図 3 生死混合保険の仕組みと死亡保障機能

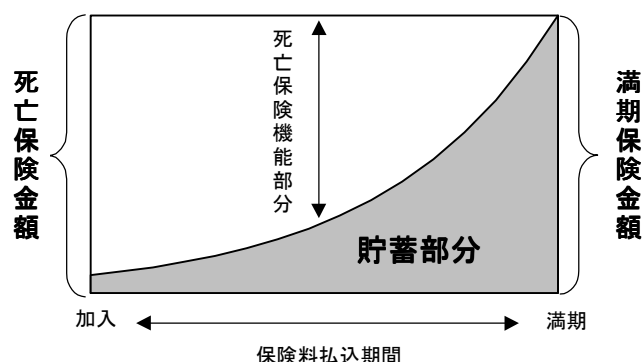


図 3 は、代表的な生死混合保険である養老保険の仕組みを表したものである³。死亡保険金と満期保険金が等しい標準的な養老保険では、加入後毎期毎期、保険料を積み立てていき、満期前に死亡した場合には死亡保険金を受け取り、満期まで生存した場合には満期保険金を受け取るという仕組みになっている。また、満期前に解約した場合には、保険料の払込累積額（積立額）にほぼ等しい解約払戻金を得ることができる⁴。したがって、死亡保険機能と貯蓄機能を分けるには、図に示したように、死亡保険金額から、その時点での解約払戻金もしくは保険料払込累積額を差引けば良い。

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、彼らが用いてい

³ 生命保険は、大きく分けて死亡保険と生死混合保険に分かれる。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、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を生死混合保険と呼ぶ。

⁴ 正確には保険契約後 1～2 年間は、解約払戻金がほとんどなく、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 年の払い込み期間を越え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））。

る日経金融行動調査（レーダー）の限界から、解約払戻金を満期保険金額の半分とみなして計算している。この場合、図3の貯蓄部分の曲線が1/2で水平線となっていることになり、生死混合保険に関して言えば、この方法は何も解決したことになっていない⁵。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見られないと結論づけている。しかしながら、生死混合保険を所有している人の死亡保険金需要を無視していることが、大きなバイアスになっている可能性を否定できない。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たとしている。「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ので、死亡保険により高いウエイトをかけることとなるが、生死混合保険の貯蓄部分を控除していることには勿論ならないし、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良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ので、貯蓄部分を正確に把握でき、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為の保険である。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、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ので、もし、勤労世帯について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、

⁵ 浅野（1998）は、岩本・古家（1995、1996）と同様の日経レーダーのデータを用いているにも関わらず、解約払戻金を推計し除去したとしているが、その方法を明らかにしていない。

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。本稿の分析では Bernheim(1991)、Brown(1999)に比較してサンプル数が少ないという問題はあるものの、高齢者サンプルのみを用いており、我が国で行われた分析の中では、唯一この問題を回避している。

4．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「家計と貯蓄に関する調査」である。調査対象は全国の20才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、世帯主年齢が60歳以上で、厚生年金もしくは共済年金の対象者であり、既に年金受給者であり、無職の者という基準でサンプルを限定した。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する可能性があるからである⁶。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つの種類を用意した。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。勿論、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。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、まさに生死混合保険の貯蓄機能分と考えられる。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」を乗じたものを作り、

⁶ 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。

世帯主分の「保険料払込累積額 1」と定義した。しかし、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」も用意して、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言えるだろう。さて、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⁷。

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
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。

一方、年金額は世帯主の年金受給年額がわかっているので、今後受取る予定の「年金受給総額」を、「世帯主年金受給年額 × 年齢別平均余命⁸ + 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)」

⁷ ネット死亡保障額 1 がマイナスの値となるサンプルが 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計結果はほとんど変わらない。

⁸ 平均余命は平成 8 年の簡易生命表からとった。

と定義した⁹。総資産は、「金融資産額（預貯金、保険商品、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）＋公的受給総額＋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。

５．推定モデルと推定結果

５.１ 推定モデル

推定モデルは、Bernheim(1991)に従って、次の様な関数形にした¹⁰。

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

⁹ ここでは、遺贈行為とは子孫に遺産を残す行為だと考えて、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計結果にはほとんど影響しない。

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

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、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、配偶者の有無、性別、学歴、都市居住の有無、子供の人数、配偶者の有無、配偶者の就業状態等を用いている。 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で、過剰年金の有無を判定する。

推定方法は、Bernheim(1991)、Brown(1999)や岩本・古家(1995、1996)に従って、Tobit 推定を行った¹¹。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、家計データにありがちな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。

5.2 推定結果

表 3 ～ 5 は推定結果である。まず、グロスの死亡保障額については、先行研究と同様に、年金受給総額との間に、有意に正の関係があることが確認できる(推定式 1)。問題は、ネット死亡保障額であるが、推定式 2 ～ 8 では、ネット死亡保障額 1 を被説明変数とした推定を行っている。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)¹²、推定方法を Censored LAD に変えても変化しない(推定式 4)。その他の変数をみると、総資産額、年齢 × 総資産額、定数項等が有意となるが、有意な変数自体は

¹⁰ モデルからの導出の詳細は、Bernheim(1991)を参照されたい。

¹¹ 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 による推定も行っている。

¹² 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。

少ない¹³。

表 3 生命保険需要関数の推計結果 1

	推定式(1)	推定式(2)	推定式(3)	推定式(4)
推計方法	Tobit	Tobit	Tobit	Censored LAD
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
年金受給総額	0.0976825** (0.0429395)	0.1413544*** (0.0480035)	— —	0.0621967*** (0.0183037)
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)
年齢 × 総資産額	-0.0038717*** (0.000888)	-0.0028544*** (0.0009896)	-0.0037099*** (0.0009412)	-0.0027747*** (0.0005473)
性別 × 総資産額	0.0092049 (0.032193)	0.0521562 (0.0378792)	0.0437494 (0.0374348)	0.0079902 (0.0147774)
学歴 × 総資産額	0.0114379 (0.0097529)	0.009227 (0.0107296)	0.0104368 (0.0107376)	0.0051011 (0.0041646)
都市在住 × 総資産額	-0.0102658 (0.0111743)	-0.0026083 (0.012318)	-0.0038679 (0.0123865)	0.0098201** (0.0044004)
子供の人数 × 総資産額	-0.0035995 (0.0058738)	-0.0043921 (0.0065748)	-0.0049051 (0.00659)	-0.003603 (0.0027614)
配偶者の有無 × 総資産額	0.033144 (0.0312019)	0.0378264 (0.035161)	0.0494457 (0.034694)	0.0148055 (0.0140724)
配偶者の就業 × 総資産額	0.0207455 (0.012902)	0.0288** (0.0138865)	0.031433** (0.0139471)	0.0221922*** (0.0057053)
定数項	-370.8274* (191.585)	-768.1605*** (217.4933)	-760.666*** (233.6868)	-221.6695** (91.50346)
σ	1155.088 (56.25198)	1234.328 (69.42361)	1236.99 (69.65943)	
サンプル数	325	325	325	325
Log likelihood	-2002.899	-1621.5067	-1622.6678	
Pseudo R2	0.0149	0.0143	0.0136	0.0674

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。

さて、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薦められるために、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、住宅ローン保有者

¹³ もっとも、CensoredLAD を用いた推定では、都市在住×総資産、配偶者の就業×創始資産が有意となっている。

のダミー変数を X として考慮したものが、表 4 の推定式 5 であるが、この場合でも年金受給総額は正で有意な関係を保っている¹⁴。

表 4 生命保険需要関数の推計結果 2

被説明変数: ネット死亡保障額1、推計方法: Tobit				
	推定式(5)	推定式(6)	推定式(7)	推定式(8)
サンプルの限定	—	子供有り	遺産動機有り	70才以上
年金受給総額	0.1385439*** (0.0484528)	0.1315699** (0.0527828)	0.1133824** (0.055453)	0.1546577** (0.0725328)
総資産額	0.12036 (0.0763614)	0.1306728 (0.0819258)	0.1151031 (0.0846111)	0.3577117*** (0.1217843)
年齢 × 総資産額	-0.0028397*** (0.0009904)	-0.0028769*** (0.0010667)	-0.0027016** (0.0011033)	-0.0051775*** (0.0016306)
性別 × 総資産額	0.052867 (0.0379225)	0.0486837 (0.0411663)	0.0492649 (0.0412598)	0.0255497 (0.0272353)
学歴 × 総資産額	0.0098807 (0.0108405)	0.0099657 (0.0115744)	0.0112854 (0.0117505)	-0.0230561** (0.0112342)
都市在住 × 総資産額	-0.0026958 (0.0123173)	-0.0008691 (0.0132874)	-0.002381 (0.013888)	-0.0040342 (0.0153604)
子供の人数 × 総資産額	-0.004489 (0.0065793)	-0.0047682 (0.0080098)	-0.004631 (0.0084413)	0.0003098 (0.0055159)
配偶者の有無 × 総資産額	0.0363466 (0.0353222)	0.0359208 (0.0378548)	0.0341766 (0.0378614)	0.0310143 (0.0298564)
配偶者の就業 × 総資産額	0.0282774** (0.0139399)	0.0275478* (0.0149296)	0.024908 (0.0158629)	0.0200812 (0.0167367)
住宅ローン有無 × 総資産額	114.3279 (272.8573)	136.1455 (286.4843)	120.8891 (288.8595)	— —
定数項	-765.6726*** (217.4732)	-805.3809*** (240.6025)	-563.9996** (259.7049)	-1233.684*** (279.811)
σ	1234.093 (69.4072)	1287.942 (76.29347)	1262.98 (79.12964)	779.638 (72.16083)
サンプル数	325	298	242	147
Log likelihood	-1621.419	-1476.6854	-1291.3962	-564.74962
Pseudo R2	0.0143	0.0137	0.0112	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。

¹⁴ 住宅ローンダミーとしては、マイホーム取得の為に住宅ローンの有無の他に、増改築の為にローン等も考慮したが、結果は変わらなかった。また、資産との交差項ではなく、直接入れるものも試したが結果は変化しない。

表 5 生命保険需要関数の推計結果 3

被説明変数: ネット死亡保障額2、推計方法: Tobit					
	推定式(9)	推定式(10)	推定式(11)	推定式(12)	推計式(13)
サンプルの限定	—	—	子供有り	遺産動機有り	70才以上
年金受給総額	0.1291809*** (0.0479493)	0.1299178*** (0.0484605)	0.1325825** (0.0527701)	0.112321** (0.0563675)	0.1497583* (0.0817473)
総資産額	0.2236818*** (0.0835177)	0.2236688*** (0.0835088)	0.2240032** (0.0898639)	0.2345271** (0.0968878)	0.3577342** (0.1449354)
年齢 × 総資産額	-0.0042757*** (0.0011231)	-0.0042793*** (0.0011235)	-0.0042958*** (0.0012034)	-0.004591*** (0.0013167)	-0.0053096*** (0.0019234)
性別 × 総資産額	0.0258967 (0.038532)	0.0256727 (0.0385974)	0.0362063 (0.0419156)	0.0318657 (0.0426869)	0.0120476 (0.031523)
学歴 × 総資産額	0.0219624* (0.011204)	0.0218035* (0.0113045)	0.0230032* (0.0119668)	0.0276082** (0.0124077)	-0.0053421 (0.012588)
都市在住 × 総資産額	-0.007289 (0.0124831)	-0.0072661 (0.0124866)	-0.0059394 (0.0133283)	-0.0061242 (0.0140183)	-0.0055351 (0.0179527)
子供の人数 × 総資産額	0.0010751 (0.0068943)	0.0010962 (0.0068974)	-0.0000733 (0.0082912)	0.0051531 (0.0089486)	0.000597 (0.0063278)
配偶者の有無 × 総資産額	0.0334025 (0.0376631)	0.0338365 (0.0379015)	0.0287712 (0.0403133)	0.0263459 (0.0415911)	0.0345658 (0.0360766)
配偶者の就業 × 総資産額	0.021994 (0.0148415)	0.0221401 (0.0149058)	0.0202405 (0.0159269)	0.011908 (0.017444)	0.0151891 (0.0196527)
住宅ローン有無 × 総資産額	— —	-29.57009 (279.6724)	-12.36201 (292.6106)	3.781708 (299.1334)	— —
定数項	-631.3946*** (217.9701)	-632.2577*** (218.1639)	-710.55*** (243.0177)	-486.2869* (269.9847)	-1150.699*** (312.1139)
σ	1214.662 (70.90626)	1214.791 (70.92813)	1262.905 (77.51391)	1253.941 (82.88582)	850.5653 (86.93724)
サンプル数	325	325	298	242	147
Log likelihood	-1536.9201	-1536.9145	-1398.383	-1190.8002	-500.26176
Pseudo R2	0.0147	0.0147	0.0153	0.0139	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。

また、年金相殺モデルでは暗黙に遺産動機があることが仮定されている。子供がいない家庭では、そもそも遺産を残す可能性が低いだろう。この点を考慮する為に、サンプルを子供が居る家庭のみに限って推定したものが、推定式 6 である。また、このアンケートには、遺産動機の有無を直接尋ねる質問がある。この質問で何らかの遺産動機があるとした家庭のみにサンプルを限ったものが推定式 7 である。しかしながら、その結果は、両者とも年金受給額は正で有意な関係が保たれている。

最後に、高齢者が不必要な生命保険を持つ理由として、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が、結果は変わらなかった¹⁵。

表 5 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いる¹⁶。しがたって、ネット死亡保障額の定義に結果は頑健である。

さて、推定式 2 の係数から年金受給総額の弾力性 (限界効果) を計算すると、1 万円の年金受給総額上昇に対して、生命保険需要は 704 円増加することがわかった。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伺える。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、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。

6 . 結語

本稿は、年金給付水準を設定す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「家計と貯蓄に関する調査」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、厚生年金・共済年金受給者の少なくとも 2 割の人々が過剰な年金を抱えていることがわかつ

¹⁵ 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。

¹⁶ このほか、総資産額も全ての推定で有意である。

た。したがって、これらの人々に対する年金供給水準を引き下げる改革が必要であると言える。表2にみたように、これらの人々は、高所得、高資産保有者であることから、本稿の結果は、高所得者グループの給付削減論を支持するものと受け止められるかもしれない。しかしながら、現在議論されている高齢者グループの給付削減論は、保険料は減らさずに給付水準のみを削減するというものであるから、本稿の得た結論とは本質的に異なる。本稿の主張は、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ことにより、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というものである。

< 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, 郵政研究所, pp.59-90
- 岩本康志・古家康博 (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』, 日本評論社, pp.247-262
- 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』ぎょうせい, pp.99-131
- 小口良登・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, 近刊

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

高山憲之(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・小口良登(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," In T.Tachibanaki ed., *Savings and Bequests*, Ann Arbor; The University of Michigan Press, pp.15-38

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