

【調 査】

## 公的年金と家計資産\*

麻生良文<sup>†</sup>・何 立新<sup>‡</sup>

この論文では、公的年金資産が家計資産にどのような影響を与えているかを個票データをもとに分析した。分析に用いたデータは、日本経済新聞社の「NEEDS-RADAR 金融行動調査(第16回)」の個票データである。対象は首都圏の住民のみだが、調査時期が1998年と新しい。

公的年金と貯蓄の関係は、Feldstein(1974)の有名な研究以来、数多くの実証研究が行われてきた。当初、時系列の集計データを用いて、ライフサイクル消費関数(または貯蓄関数)の説明変数に公的年金資産を加えるという方法でのアプローチが行われたが、Lucasの計量経済学批判に耐えられないことなど、現在では集計データによる分析の欠点が十分に認識されるようになってきた。こうして個票データを用いた分析の重要性が意識されるようになってきたのだが、日本では、個票データの入手が難しいこともあって、これまで十分な研究の蓄積が行われているとはいえない。また、実証研究の結果についての結論もバラバラである。

分析の結果、公的年金資産が家計資産を減らしているという証拠は発見されなかった。この結果は、ライフサイクル仮説に反し、Barro型の遺産動機仮説と整合的である。

### 1. はじめに

この論文では、公的年金資産が家計資産にどのような影響を与えているかを個票データをもとに分析した。分析に用いたデータは、日本経済新聞社の「NEEDS-RADAR 金融行動調査(第16回)」(以下、「日経RADAR」と記す)の個票データである<sup>1)</sup>。

公的年金と貯蓄の関係は、Feldstein(1974)の有名な研究以来、数多くの実証研究が行われてきた。当初、時系列の集計データを用いて、ライフサイクル消費関数(または貯蓄関数)の説明変数に公的年金資産を加えるという方法でのアプローチが行われたが、Lucasの計量経済学批判に耐えられないことなど、現在では集計データによる分析の欠点が十分に認識されるようになってきた。こうして個票データを用いた分析の重要性が意識されるようになってきたのだが、日本では、個票データの入手が難しいこともあって、これまで十分な研究の蓄積が行われているとはいえない。また、実証研究の結果についての結論もバラバラである。

この論文では、個票データ、しかも調査時期が1998年と新しいデータを用いて、公的年金と家計資産の関係を分析した。分析の結果、公的年金と家計資産の関係は有意ではないとの結果を得た。以下で

は、2.において過去の研究を簡単に振り返る。3.において分析のフレームワークを説明し、4.において推計結果を報告する。

### 2. これまでの研究

公的年金と貯蓄の関係は、Feldstein(1974)の有名な研究以来、数多くの実証研究が行われてきた。ライフサイクル仮説が成立すれば、賦課方式の公的年金は資本蓄積を阻害する。Feldsteinの結論は、賦課方式の年金が資本を蓄積を阻害し、それによる損失はGDPの数%にも及ぶというものだった。Feldsteinは、マクロ時系列データを用い、説明変数に公的年金資産を加えたライフサイクル消費関数を推計することでこの問題に取り組んだ。こうした伝統的な方法は、推定されたパラメータが「構造」パラメータではないという問題がある。この点に関して、Auerbach and Kotlikoff(1983)は、世代重複一般均衡モデルのシミュレーションから人工的な集計データを作成し、そのデータをもとに消費関数を推計することで、伝統的な手法の問題点を指摘している。彼らは、データがライフサイクルモデルを前提にしたシミュレーションから生み出されたにも関わらず、年金資産の係数は推計期間の変更によって大きく変化し、場合によっては、ライフサイクルモデルと反

するかのような結果を見出したのである<sup>2)</sup>。

Feldstein 以降、集計データの分析に加えてミクロ・データを用いた分析も数多く行われたが、一致した結果は得られていない。ミクロ・データを用いた推計に関連して、Gale (1998) は、過去の研究で用いられた推計式では公的年金資産と家計資産との代替関係が低めに推計されるバイアスがあることを指摘した。このバイアスを正して推計した結果、ライフサイクルモデルの理論値の 80% 程度の代替が観察されたとしている<sup>3)</sup>。一方、Gustman and Steinmeier (1998) は、Health and Retirement Study (HRS) の 51 歳から 61 歳のコホートの資産の分布を調査し、年金と資産の代替関係はあるとしても非常にわずかなものだとしている。

日本における個票データを用いた分析では、まず、アルバート安藤他 (1986) が 1974 年および 1979 年の「全国消費実態調査」の個票データを用いて消費関数を推計した研究がある。この分析では、年金資産が消費に与える影響は有意ではなかった。しかし、麻生・野口 (1988) が「くらしと家計に関するアンケート調査」を用いた結果は、厚生年金加入者については年金資産が金融資産を有意に減らしており、その大きさはライフサイクル仮説の予測の半分程度であるという。また、高山他 (1990) は、「全国消費実態調査」の個票データを利用して年金給付額が貯蓄率を引き下げていることを確認している。一方、駒村他 (2000) は「社会保障と私的保障に関する意識調査」を用い、説明変数に公的年金資産を加えた貯蓄 (フローの貯蓄) 関数を推計した。その結果、60 歳以上のグループについては公的年金資産と貯蓄の関係は有意ではなかったが、60 歳未満のグループでは公的年金資産が貯蓄率を上昇させるという結果を得た。駒村は、この結果を Barro 的な遺産動機か、公的年金に対する不信感が予備的動機を増加させているのではないかと結論している<sup>4)</sup>。なお、わが国の時系列の集計データを用いた最近の研究に中山 (1997) がある。家計調査を用いた消費関数の推計では、「期待世代間移転」変数は有意ではなかったが、保険料変数は消費に対して有意にプラスの影響を与えていた。一方、国民経済計算のデータを用いた推計では、公的年金資産は消費に関して有意にプラスの影響を与えていた<sup>5)</sup>。このように、日本における実証研究の結果は結論の一致をみていない。

### 3. 分析方法

#### 3.1 分析のフレームワーク

以下では、分析に用いるモデルを簡単に説明する。寿命や労働所得に不確実性が無く、引退時期も含めて個人の労働供給が固定されている単純な世界を考える。利子率を  $r$ 、 $t$  歳時の個人の消費、労働所得、期首資産を  $c_t$ 、 $w_t$ 、 $A_t$  で表そう。個人は 0 歳から  $R-1$  歳まで働き、 $D-1$  歳まで生存するものとする。利子率は一定であるとする。

まず、公的年金制度が導入される前の世界を考える。個人の生涯の予算制約式は次のように表される。

$$\sum_{t=0}^{D-1} \frac{c_t}{(1+r)^t} + \frac{A_D}{(1+r)^D} = A_0 + HW_0 \quad (1)$$

ここで、 $A_0$  はこの個人の初期保有資産であり、親および他者からの移転の 0 歳時割引価値を表す。また、 $HW_0 = \sum_{t=0}^{R-1} w_t / (1+r)^t$  であり (労働所得の割引価値の合計を表す)、 $A_D$  はこの個人の残す遺産を表す。

次に、この世界に賦課方式の公的年金制度が導入されたとしよう。年金制度導入後の消費、遺産、初期保有資産を  $c'_t$ 、 $A'_0$ 、 $A'_0$ 、生涯保険料負担、生涯給付、純移転を  $ST_0$ 、 $SB_0$ 、 $NSB_0 (= SB_0 - ST_0)$  で表し、さらにグロスの生涯賃金を  $HW_0$  で表すと (すべて 0 歳時割引価値)、予算制約式は次のように書ける。

$$\begin{aligned} \sum_{t=0}^{D-1} \frac{c'_t}{(1+r)^t} + \frac{A'_D}{(1+r)^D} &= A'_0 + HW_0 - ST_0 + SB_0 \\ &= A'_0 + HW_0 + NSB_0 \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $t$  歳時の保険料負担と給付を  $\tau_t$ 、 $b_t$  として  $ST_0 = \sum_{t=0}^{R-1} \tau_t / (1+r)^t$ 、 $SB_0 = \sum_{t=k}^{D-1} b_t / (1+r)^t$  であり、また、 $NSB_0 = SB_0 - ST_0$  が成立する。なお、年金制度の導入によって、年金の純移転の効果、保険料の租税としての側面が経済全体の消費・貯蓄経路を変化させ、資本蓄積の変化を通じてグロスの賃金  $w_t$  に影響を与える可能性がある。しかし、ここではそのような一般均衡効果は無いものとしよう。

さて、一般に賦課方式の年金制度のもとでは  $NSB_0$  は 0 ではない。もし、 $A'_0 = A_0$  で (この個人の相続額が変化せず)、家計の消費行動がライフサイクル仮説通りであるなら、 $A'_D = A_D (= 0)$  が成り立

ち、各時点の消費は  $NSB_0$  に応じて変化する。単純化のため、各時点の消費の変化分が等しいものとしよう。消費の増分を  $\Delta c$  で表すと、 $\sum_{t=0}^D \Delta c / (1+r)^t = NSB_0$  が成立する。したがって、

$$\Delta c = \frac{r}{(1+r)} \left[ 1 - \frac{1}{(1+r)^D} \right]^{-1} NSB_0 \quad (3)$$

が成立する。

さて、予算制約式から、年金制度導入前の  $t+1$  歳の期首資産額  $A_{t+1}$  は

$$A_{t+1} = A_0(1+r)^{t+1} + \sum_{s=0}^t (w_s - c_s)(1+r)^{t-s} \quad (4)$$

に等しい(ただし、 $s=R, R+1, \dots$  について  $w_s=0$ )。一方、 $y_s$  を次のように定義すると

$$y_s = \begin{cases} w_s - \tau_s & (s < R) \\ b_s & (s \geq R) \end{cases}$$

年金導入後の資産保有額は

$$A'_{t+1} = A'_0(1+r)^{t+1} + \sum_{s=0}^t (y_s - c'_s)(1+r)^{t-s} \quad (5)$$

となる。これと(3)式から、資産保有額の変化分  $\Delta A_{t+1} = A'_{t+1} - A_t$  を求めると、 $t < R$  の場合、

$$\Delta A_{t+1} = \Delta A_0(1+r)^{t+1} - \sum_{s=0}^t \tau_s(1+r)^{t-s} - \theta(t) NSB_0(1+r)^t \quad (6)$$

が成立する。ただし、

$$\theta(t) = \frac{1 - 1/(1+r)^{t+1}}{1 - 1/(1+r)^D}$$

である。また、 $t \geq R$  の場合

$$\Delta A_{t+1} = \Delta A_0(1+r)^{t+1} - ST_0(1+r)^t + \sum_{s=R}^t b_s(1+r)^{t-s} - \theta(t) NSB_0(1+r)^t \quad (7)$$

が成立する。

(6)式によれば、年金制度の導入によって、家計資産はその時点までの保険料支払額(第2項)と消費の

増分の累積値(第3項)だけ減少する。そして、消費の増分の累積値は、 $t$  歳時で評価した年金純移転の割引価値  $NSB_0(1+r)^t$  と年齢の関数である  $\theta(t)$  に依存する。なお、(7)式によれば、引退後の資産保有額は、その時点までの給付の受取額の累積値が資産保有額に影響を与える点のみが(6)式と異なる。

しかし、もし家計が Barro 型の遺産動機を持っているなら、 $\Delta c=0$  なので、 $t < R$  の時、

$$\Delta A_{t+1} = \Delta A_0(1+r)^{t+1} - \sum_{s=0}^t \tau_s(1+r)^{t-s} \quad (8)$$

であり、 $t \geq R$  の時は

$$\Delta A_{t+1} = \Delta A_0(1+r)^{t+1} - ST_0(1+r)^t + \sum_{s=R}^t b_s(1+r)^{t-s} \quad (9)$$

が成立する。特に、 $t=D-1$  の時、遺産額から相続額を引いたネットの遺産は年金の純移転に等しくなることがわかる。なお、(8)式は、Barro 型の遺産動機を持つ場合でも、年金保険料の支払額の累積値だけ家計資産が減ることを意味するようにみえる。しかし、(9)式からわかるように  $t > R$  の家計では給付の受取額の累積値だけ資産を増加させる。年金導入時に高齢だった世代が家計資産を増加させるが、それは若年世代の家計資産の減少をちょうど相殺させ、経済全体での家計資産に変化は無い。

結局、家計資産と年金資産の関係について年金純移転が家計資産に有意にマイナスの影響を与えているかどうかを分析することで、ライフサイクル仮説か Barro 型の遺産動機のどちらが成り立つかがわかる。なお、(4)式からわかるように、家計資産  $A_{t+1}$  は年齢  $t$ 、労働所得の経路  $w_t$ 、初期保有資産  $A_0$ 、消費  $c_t$  に依存する。そして、消費額はこの家計の生涯所得  $HW_0$  または恒常所得に依存する。今回用いる日経 RADAR のデータの制約上、家計の初期保有資産(将来の相続額も含む)についての情報は得られない。また、消費額や労働所得の経路についても同様である。労働所得については、アンケート調査時の1時点の値のみ利用可能である。そこで、現時点の労働所得から、この家計の恒常所得を推計し、この情報をもとに、公的年金の純移転を推計することにする。これらの推計については後述する。

以上の議論から、推計に用いる基本モデルが以下

のようなものであればよいことがわかる。

$$A_t = f(AGE, Y^p, NSB_t, PST_t, Z) \quad (10)$$

ここで、 $AGE$  は年齢、 $Y^p$  は恒常所得、 $NSB_t$  は年金純移転の  $t$  歳時評価額、 $PST_t$  は過去の保険料支払いの累積額、 $Z$  は他の説明変数である。また、これまでの議論からわかるように  $NSB_t$  の係数は年齢に依存して変化する(年齢の増加関数になる)ことが重要である。

### 3.2 恒常所得の推計

日経 RADAR では調査時点での年間収入(税込み)の情報が利用可能である。しかし、この値をそのままの形で家計資産の推計式の説明変数として用いることは適切ではない。まず、一般に労働者の賃金は一定の年齢に達するまで上昇を続けるが、この「加齢」の効果を分離して、家計の恒常所得を求める必要がある。なお、クロスセクションで観察される年齢と賃金の効果は、この加齢効果とコホート効果の混じった効果である。経済成長があると後に生まれた世代ほど生涯所得が高くなるが、これがコホート効果である。われわれが知りたいのは、コホート効果は除かずに加齢効果のみを除いた恒常所得である。さらに、ある時点で観察された所得には変動所得が含まれている可能性があり、これを分離する必要がある。

これらの効果を分離して恒常所得を求めるために<sup>6)</sup>、まず、税込み年収( $Y$ )の対数値が

$$\ln Y = \alpha + \beta X + h(AGE) + u \quad (11)$$

のように表せるものとする。ここで、 $X$  は職業、学歴など年齢以外の世帯属性のベクトル、 $AGE$  は年齢で、 $h(AGE)$  は年齢の関数を表し、 $u$  は誤差項である。なお、先ほどの説明からもわかるように  $h(\cdot)$  には、加齢効果とコホート効果の二つの効果が含まれている。そこで、加齢効果の部分を  $g(AGE)$ 、コホート効果の部分を  $c(AGE)$  とし、 $h(AGE) = g(AGE) + c(AGE)$  と表せたとしよう。加齢効果を除くためには  $g(\cdot)$  の部分を実際の年齢ではなく、ある基準年齢で評価したものに置き換えればよい。つまり、基準年齢を  $a_0$  とするとき、 $g(a_0) + c(AGE) = h(a_0) - c(a_0) + c(AGE)$  で置き換えればよい。以下の分析では、 $a_0$  は 40、 $c(\cdot)$

の部分、すなわち、世代による恒常所得の違いの部分は、一定の成長率を前提にして求めた<sup>7)</sup>。

ところで、もし、説明変数のリストが恒常所得を規定する要因を全て含んでいるなら、恒常所得の推計値として  $Y$  の推計値  $\hat{Y}$  を用いればよい。しかし、通常、この仮定は満たされない。そこで、誤差項は  $u = w + v$  と二つの部分に分解できるものと想定しよう。 $w$  は恒常所得を規定するが観察不可能な要因、 $v$  は変動所得を表すものとする。さらに、 $w$  と  $v$  は独立で、平均は 0 で分散はそれぞれ  $\sigma_w^2$ 、 $\sigma_v^2$  の正規分布に従うものとする。このとき、恒常所得の推計値として

$$\ln \hat{Y}^p = \alpha + \beta X + g(a_0) + c(AGE) + \hat{w}$$

を用いるのが適切である。 $\hat{w}$  は(11)式の残差  $\hat{u}$  から

$$\hat{w} = \frac{\sigma_w^2}{\sigma_w^2 + \sigma_v^2} \hat{u}$$

により推計する<sup>8)</sup>。

ところで、今までの議論では明示しなかったが、世帯全体としての労働所得の決定には、世帯主の人的資本だけでなく、配偶者の労働供給の決定が重要である。これは、配偶者の留保賃金に依存するが、留保賃金は世帯主の所得(あるいは能力)、配偶者の人的資本に依存する。しかし、こうしたことまでモデル化して世帯全体としての恒常所得を推計することは困難なので、今回の分析では、配偶者の有無、配偶者の労働供給の状況(共稼ぎか、片稼ぎか)については外生的であるものとして恒常所得を推計した。

### 3.3 年金資産の計算

個票の各オブザベーション毎に、年齢、恒常所得、配偶者の加入年金制度に応じて年金資産を推計することが望ましいが、この分析においては、麻生(2000)の結果を利用し、一種の簡便法で年金資産を推計した。その方法を次に説明する。

ある世代の生涯給付を  $SB$ 、生涯保険料を  $ST$ 、生涯所得を  $HW$  で表すことにする。このうち生涯保険料は生涯所得に比例するから、同一世代であれば、 $ST = \tau HW$  の  $\tau$  は一定である。一方、給付は定額部分と報酬比例部分からなり、定額部分を  $SB_c$ 、報酬比例部分を  $SB_w$  と表すことにすれば  $SB = SB_c + SB_w$  である。ここで、 $b_2 = SB_w / HW$  は同一

表 1. 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢	2719	22	80	45.7	12.4
金融資産	2719	1	1000	98.4	155.2
世帯年収	2714	5	500	73.2	46.7
住宅ローン残高	861	0	6000	338.4	443.0
公的年金純資産	1522	-8.81	9.36	1.75	3.20
公的年金グロス資産	1522	5.30	22.65	10.67	2.50

注) 資産, 所得の単位は10万円,  
 金融資産は, 預金, 貯金, 株式, 債権等のグロスの金融資産総額である,  
 年金, 金・金貨, 不動産等は含まれていない,  
 世帯年収は調査の回答値,  
 住宅ローンは過去1年の住宅ローン返済額にこれからの返済期間を乗じたもの。

表 2. 年齢階層別年金純資産

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
30歳~34歳	-1.61	-1.47	1.65	-8.81	3.04
35歳~39歳	-0.78	-0.61	1.43	-5.95	2.16
40歳~44歳	0.51	0.60	1.28	-4.20	4.57
45歳~49歳	2.07	2.25	1.07	-1.48	4.45
50歳~54歳	4.09	4.10	1.25	0.87	6.95
55歳~59歳	7.22	7.15	1.35	3.92	9.36

世代ならば同じ値になる。一方,  $b_1 = SB_c / \overline{HW}$  とすると, これも同一世代ならば同じ値になる。なお,  $\overline{HW}$  はその世代の生涯所得の平均値である。τ,  $b_1$ ,  $b_2$  の値は世代別に麻生(2000)の結果から得ることができる<sup>9)</sup>。

さて, 生涯所得と恒常所得の間には安定的な関係がある。つまり, 比例定数を  $k$  とおけば,  $HW = kY^P$  の関係がある。この関係を用いると

$$ST = \tau HW = k(\tau Y^P)$$

および

$$\begin{aligned} SB &= SB_c + SB_w = b_1 \overline{HW} + b_2 HW \\ &= k(b_1 \overline{Y^P} + b_2 Y^P) \end{aligned}$$

を計算することができる<sup>10)</sup>。ここで  $\overline{Y^P}$  は, 同一年齢層の恒常所得の平均値である。なお,  $k$  の値は20から30程度であるが, 以下で行う推計では  $k=1$  として計算した年金資産を用いている。したがって, 年金資産の絶対値自体には意味がないことになる。

#### 4. 分析の結果

##### 4.1 日経 RADAR の概要

最初に, この論文に用いたデータの概要を簡単に

述べる。用いたデータは日本経済新聞社の行った第16回 NEEDS-RADAR「金融行動調査」(日経RADAR)である。調査は1998年10月22日から11月18にかけて行われた。調査地域は, 東京駅を中心とする首都圏40km圏であり, 調査対象者はこの地域に居住する25歳~69歳の男女個人5000人である。対象者抽出法は, 第1次抽出単位を地点(計300地点), 第2次抽出単位を個人(1地点あたり16~17名)とする2段階無作為抽出方法を用いている。個人抽出には住民基本台帳を利用している。調査は質問紙留置法で行われた。

日経RADARでは各種金融資産の保有残高の他に, 回答者の属性(年齢, 職業, 学歴等)や年間世帯収入, を知る事ができる<sup>11)</sup>。

表1に, 年齢, 金融資産, 世帯年収, 住宅ローン残高の基本統計量がまとめられている。表からわかるように, 世帯主年齢の平均値は45.7歳, 金融資産の平均値は980万円, 世帯年収の平均値は730万円, 住宅ローン残高の平均値は3400万円ほどである。また, 表には報告されていないが, 世帯年間収入や家計資産を年齢別にみると, 世帯年間収入は50歳代でピークに達し, その後減少する。一方, 金融資産については世帯主年齢の増加とともに単調に増加を続けており, 60歳以降の取り崩しは, 少なくとも表面的には観察できなかった。図1は30歳から59歳

図1. グロス金融資産 年齢別の平均

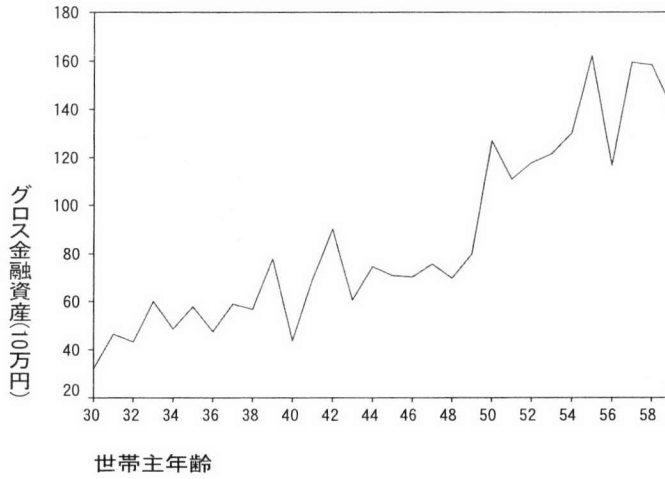


図2. 公的年金純資産 年齢別の平均

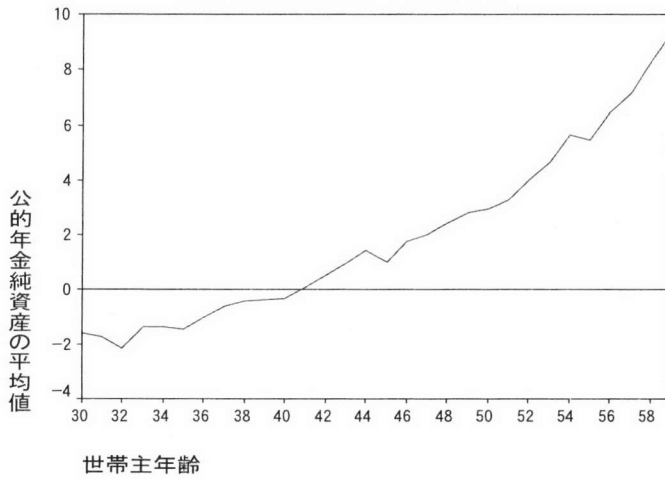
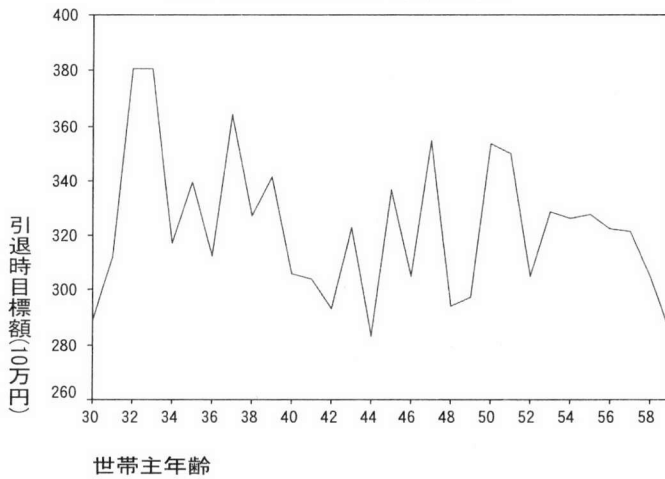


図3. 引退時目標貯蓄額 年齢別の平均



までの年齢層を抜き出して、グロス金融資産と年齢の関係をグラフにしたものである。また、住宅ローン残高については、60歳まで減少を続けるが、60歳台後半で増加がみられた。

日経RADARでは、特に老後生活資金の予想額や、個人年金の受取予想額についても聞いている。これらは、ライフサイクル貯蓄を考える上で重要な情報なので、これらについても簡単に述べておこう。まず、個人年金の受取額の予想値の平均は135万円、老後生活資金の予想額の平均値は377万円であった。特徴的なのは、30歳台までの若い年齢層で個人年金の予想受取額が他の年齢層よりも高いことである。また、年齢が高いほど、予想老後生活資金も高くなっていた。例えば、30歳台から40歳台までの年齢層の予想生活資金の平均がおよそ370万円であるのに対し、50歳台はおよそ390万円、60歳台ではおよそ420万円となっている。これらの結果は、若い世代の公的年金に対する不信の表れであると思われる。

次に、推計された年金資産の値をまとめておこう。公的年金純資産(生涯給付マイナス生涯負担)、およびグロス資産(生涯給付)の全サンプルの記述統計量は表1に、そして年齢階層別純資産の値が表2にま

とめられている。これらの年金資産の値は前述の簡略法によって求められた $NSB (=SB - ST)$ と $SB$ である。ただし、生涯所得 $HW$ と恒常所得 $Y^p$ の比率 $k$ は1として計算してある。したがって、年金資産の絶対値そのものに意味はない。ただし、 $k$ の実際の値は20から30程度と考えられるので、表の値を20倍から30倍すると、意味のある数字が求められる。30倍すると、年金純資産の全サンプルの平均値はおよそ530万円、グロス資産の平均値は3200万円である。

表2には、世帯主年齢階級別の $NSB$ の値がまとめられている。表からわかるように、 $NSB$ については若い世代ほど少なくなる。特に、30歳台はマイナスであり、40歳台前半もごくわずかである( $k=30$ とすると、だいたい150万円程度である)。しかし、50歳台の $NSB$ は非常に大きく、50歳台前半で1200万円程度、50歳台後半になると2200万円程度にもなる。図2は、この $NSB$ の年齢別の平均値(1歳刻み)のグラフである。なお、引退時目標貯蓄額と年齢の関係をグラフにしたのが図3であるが、これには明確な関係はみられなかった。

表3. 恒常所得の推計結果

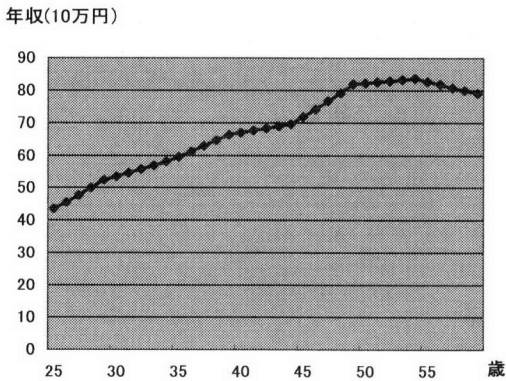
被説明変数：lnY(世帯年収対数値)

	係数	t 値	変数の説明
(定数)	2.698	7.316	
AGEHEAD	0.047	3.499	世帯主の年齢
X11	-0.027	-1.301	X11 = d11 * (世帯主年齢 - 29)
X12	0.007	0.421	X12 = d12 * (世帯主年齢 - 34)
X21	-0.018	-1.098	X21 = d21 * (世帯主年齢 - 39)
X22	0.023	1.370	X22 = d22 * (世帯主年齢 - 44)
X31	-0.028	-1.693	X31 = d31 * (世帯主年齢 - 49)
X32	-0.015	-0.810	X32 = d32 * (世帯主年齢 - 54)
YAKU1	0.111	3.972	部課長
YAKU2	0.133	3.084	役員・社長
YAKU3	-0.171	-3.001	嘱託・その他
SIZE1	0.033	1.218	企業規模 200~1000 人
SIZE2	0.133	6.175	企業規模 1000 人以上
E1	-0.216	-11.322	中・高卒
E2	-0.131	-4.534	短大・高専卒
HTMS	-0.248	-7.902	男性単身者
HTFS	-0.434	-12.336	女性単身者
HTMF	0.225	9.156	共働き世帯
修正済み決定係数	0.483		
サンプル数	1784		

注) 会社員と公務員のみを対象。  
変数の説明(補足)

d11: 30歳以上なら1, d12: 35歳以上なら1, d21: 40歳以上なら1, d22: 45歳以上なら1, d31: 50歳以上なら1, d32: 55歳以上なら1.

図4. 年齢と賃金の関係



4.2 恒常所得の推計結果

前に述べた方法に従って恒常所得の推計を行ったが、ここではその結果を報告しよう。世帯年間収入の対数値を被説明変数にして回帰分析を行った結果が表3に報告されている。なお、所得と年齢の関係は非線形であることを考慮して、5歳刻みで折れ線の傾きが変化するような、スプライン関数(折れ線)を当てはめた。最初に、スプライン関数を用いた推計方法を簡単に説明する。まず、年齢階級の区切りとなる年齢を次の通りに定義する。すなわち、 $a_1=30$ 、 $a_2=35$ 、 $a_3=40$ 、 $a_4=45$ 、 $a_5=50$ 、 $a_6=55$ とする。そして、 $AGE$ を世帯主年齢とし、 $i=1, 2, \dots, 6$ について、次のようなダミー変数を定義しよう。

表4. 金融資産と公的年金資産

	(1)		(2) 30歳台		(3) 40歳台		(4) 50歳台	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
(定数)	-4.53	-5.23	-5.40	-3.63	-9.51	-3.49	-6.79	-4.02
NSB	0.02	0.11	-0.01	-0.07	1.50	2.49*	1.16	2.71**
恒常所得	1.56	9.50**	1.82	6.37**	1.97	5.79**	1.67	8.17**
AGE2	0.26	1.39						
AGE3	0.31	2.34*						
AGE4	0.49	3.47**						
AGE5	1.06	3.22**						
AGE6	0.82	0.97						
AGE2 * NSB	0.03	0.33						
AGE3 * NSB	0.07	0.72						
AGE4 * NSB	0.23	2.24*						
AGE5 * NSB	0.07	0.29						
AGE6 * NSB	0.30	0.70						
LIFEINS	0.50	4.98**	0.22	1.41	0.81	4.67**	0.63	3.77**
INDANN	0.29	3.96**	0.14	1.18	0.31	2.99**	0.30	2.69**
RETBEN	0.14	1.66	0.11	0.87	0.18	1.25	0.12	0.97
HOME	0.62	6.37**	0.72	5.03**	0.27	1.72	0.59	3.20**
HLOANI	-0.64	-7.75**	-0.76	-4.89**	-0.47	-3.82**	-0.73	-6.28**
LOAN	-0.70	-7.15**	-0.95	-5.96**	-0.59	-4.20**	-0.72	-4.61**
PLANI	0.17	1.84	0.15	1.27	0.11	0.84	0.49	2.80**
老後生活心配	-0.10	-1.27	0.07	0.58	-0.09	-0.75	-0.14	-1.18
遺産動機	-0.06	-0.83	-0.10	-0.93	0.00	-0.02	0.03	0.28
老後同居	-0.04	-0.48	0.08	0.61	0.14	1.16	-0.26	-2.08
adj R <sup>2</sup>	0.284		0.196		0.213		0.291	
サンプル数	1238		521		527		474	

注) \*\*: 1%水準で有意, \*: 5%水準で有意, 被説明変数は金融資産(グロス)の対数値。

NSBは公的年金純資産で、全サンプルの最小値との差額をとったうえで対数変換した。

恒常所得は40歳で基準化した値の対数値。

年齢ダミーおよび他のダミー変数の定義は次の通り。

AGE1: 30-34歳, AGE2: 35-39歳, AGE3: 40-44歳, AGE4: 45-49歳, AGE5: 50-54歳, AGE6: 55-59歳

LIFEINS 生命保険加入している=1, 加入していない=0

INDANN 個人年金加入している=1, 加入していない=0

RETBEN 将来定年退職金を受け取る予定がある=1, esle=0

HOME 住宅形態は一戸建・マンション・店舗付きである場合=1, else=0

HLOANI 住宅ローン利用返済中=1, else=0

LOAN 証書貸付ローン返済中=1, else=0

PLANI 将来の住まいについて新築または購入する(土地つき)予定がある=1, else=0



$$D_i = \begin{cases} 1 & (AGE \geq a_i) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

その上で

$$X_i = D_i \times (AGE - a_i - 1) \quad (12)$$

という変数を作り、 $Z$  を年齢以外の説明変数のベクトルとして次の回帰式を推計する、

$$\ln Y = \alpha + \beta_0 AGE + \sum_{i=1}^6 \beta_i X_i + \gamma Z + u \quad (13)$$

このとき、 $\ln Y$  は  $AGE$  に関して連続性を持つが、 $AGE = a_i$  の点で直線の傾きが不連続に変化する。回帰式の係数  $\beta_i$  は年齢が  $a_i$  を超えたとき、前の年齢階級にいる場合に比べて直線の傾きがどのくらい変化するかを示している。

推計結果は表3に示されている。自由度修正済み  $R^2$  は 0.48 と高く、年齢の係数もほぼ妥当な値となっている。図4はその推計結果に基づき算出した恒常所得と年齢の関係をグラフにしたものである。50歳代前半まで年齢の増加に伴い所得は上昇を続けるが、50歳代後半ではわずかに減少に転じていることがわかる。なお、年齢以外の変数の係数も妥当な結

果である。世帯類型を表すダミー変数では、片稼ぎ世帯がベースであるが、共稼ぎ世帯はそれより23%所得が高くなる(男性の独身世帯であれば、片稼ぎ世帯に比べて25%低く、女性の独身世帯は43%低くなっている)。学歴や企業規模、役職のダミー変数も妥当な結果であった。

#### 4.3 金融資産と年金資産

分析のフレームワークの説明のところで述べたように、この場合の公的年金資産の係数は年齢によって変化する。そこで、世帯主の年齢階級ダミーと公的年金資産のクロス項が説明変数に加えられている。また、年齢階層別にも回帰を行った<sup>12)</sup>。表4は家計の保有するグロスの金融資産の対数値を被説明変数にして推計を行った結果である<sup>13)</sup>。表からわかるように、公的年金資産は有意ではなかった。年齢階層別の回帰では、むしろ40歳台、50歳台では公的年金純資産の大きい家計ほど金融資産が大きいことがわかる。いずれにしても、公的年金資産と他の資産との代替関係は認められなかった。

日経RADARでは、「お宅では老後の生活のために、退職・引退時にどのくらいの額を目標として準備しておきたいと思いますか」という設問がある。この回答値を貯蓄目標額とみなして回帰分析をおこ

表5. 貯蓄目標額と公的年金資産

	(1)		(2)30歳台		(3)40歳台		(4)50歳台	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
(定数)	2.03	4.48	3.21	3.62**	1.27	0.74	3.01	3.10
NSB	0.00	0.04	-0.02	-0.26	0.09	0.25	-0.25	-1.02
恒常所得	0.76	9.53**	0.53	3.09**	0.87	4.10**	0.72	6.13**
AGE2	0.03	0.45						
AGE3	-0.05	-0.69						
AGE4	0.08	1.07						
AGE5	0.27	3.37**						
AGE6	0.21	2.31*						
LIFEINS	0.01	0.14	-0.01	-0.16	-0.03	-0.25	0.10	1.07
INDANN	0.03	0.73	0.02	0.23	0.06	0.95	0.03	0.41
RETBEN	0.01	0.14	-0.12	-1.50	0.14	1.50	0.06	0.90
HOME	0.16	3.02**	0.10	1.18	0.20	2.06*	0.13	1.22
HLOANI	-0.21	-4.76**	-0.12	-1.32	-0.28	-3.65**	-0.20	-3.06**
LOAN	-0.15	-2.80**	-0.01	-0.16	-0.22	-2.45*	-0.17	-1.93
PLANI	0.10	2.16**	0.10	1.43	0.05	0.55	0.20	2.01*
老後生活心配	0.02	0.36	0.05	0.68	0.03	0.35	-0.04	-0.53
遺産動機	0.01	0.19	0.01	0.09	-0.02	-0.36	0.05	0.80
老後同居	-0.04	-0.87	0.01	0.12	-0.08	-1.12	-0.02	-0.33
adj $R^2$	0.098		0.018		0.117		0.147	
サンプル数	1496		511		519		466	

注) \*\*:1%水準で有意, \*:5%水準で有意.

被説明変数は貯蓄目標額の対数値. 説明変数の意味は表4と同じ

なった結果が表5である。この場合、分析のフレームワークで述べたモデルから考えるとNSBの係数は回答者の年齢に関わらず一定となるはずである。そこで、年齢ダミーと年金資産のクロス項は説明変数に含めていない。結果は、表4と同様に公的年金資産の係数は有意ではなかった。

## 5. まとめ

以上のように、公的年金資産が家計資産保有に影響を与えているとの結果は得られなかった。この結果は、ライフサイクル仮説とは矛盾し、Barro型の遺産動機仮説と整合的である。しかし、日本の家計行動においてBarro型の遺産動機仮説が妥当するかという問題については、さらに注意深い検討が必要であろう。今回用いたデータは1998年の日経RADARであるが、別の調査時期のデータを用いて、今回の結果がやはり成立するか調べる必要があるだろう。

(一橋大学経済研究所<sup>†</sup>・一橋大学大学院経済学研究科<sup>‡</sup>)

## 注

\* 本研究は「少子化および外国人労働をめぐる経済理論的・計量的研究」(文部省科学研究費特定領域研究B「世代間の利害調整に関する総括的研究」)のもとで行われた。また、一橋大学経済研究所定例研究会、公共選択学会で報告し、多数の方から貴重なコメントを頂いた。

1) この調査は、資産の保有状況や金融機関の選択の理由についてのアンケート調査で、今回用いた第16回の調査は、1998年10月から11月にかけて行われたものである。対象は、東京駅を中心とする首都圏40km圏に居住する25-69歳の男女5000人が対象である。

2) Feldstein(1996)では、その後の21年間のデータを加えて1974年の論文の再検証を行い、1974年の論文と同様の結果が得られたので、最初の結果は頑健だとしている。

3) Galeが指摘したのは、家計資産と公的年金資産の代替は1対1ではなく、年齢に依存するという点である(死亡時にちょうど1対1になる)。Galeは、年齢、利率、時間選好率、異時点間の代替の弾力性から理論的に計算される代替度合いを求め、これに公的年金資産を乗じたものを説明変数に用いて家計資産の推計を行った。我々が以下で行う分析は、公的年金資産の係数は年齢に依存することを考慮しているため、基本的にGaleと同じ考え方に立脚したものである。

4) 駒村は、フローの貯蓄を被説明変数にし、可処分所得や公的年金資産(生涯給付)を説明変数にした回帰式の推計を行ったが、この定式化には問題がある。賦課方式の公的年金制度が消費に影響を与えない場合でも、保

険料や給付の存在は可処分所得の経路を変化させ、フローの貯蓄に影響を与えるからである。

5) この研究の変数の作成方法には問題がある。まず、「期待世代間移転額」は国庫負担額(各時点における現役世代から年金受給世代への移転だと考える)の割引価値の合計として求められているが、これは公的年金の世代間移転の一部でしかない。つまり、生涯保険料負担と生涯給付の差額が考慮されていない。また、年金資産や負担については、将来の保険料率の上昇や給付の削減については考慮されていないという問題がある。

6) 以下の推計方法は、King and Dicks-Mireaux(1982)にならったものである。

7) 成長率は1970年以降のTFP成長率(独自推計)の平均値、年率1.7%を用いた。なお、家計資産と年金資産の代替に関する分析に用いたサンプルは1998年時点で20歳から60歳までの人である。彼らのうち、50歳から60歳の人は1960年代の高度成長期を経験しているが、この部分は無視している。彼らが高度成長期を体験した期間は、彼らが20代で賃金が高い水準ではなかったこと、また、生涯の労働期間に比べれば、その期間はそれほど長くなかったため、大きな問題にはならないと思われる。ちなみに、1960年代のTFP成長率(独自推計)は6.6%であった。

8) 残念ながら、 $\sigma_w^2$ 、 $\sigma_v^2$ の値は未知である。そこで、以下の分析では $\sigma_w^2 = \sigma_v^2$ として恒常所得の推計を行った。

9) 論文では5歳刻みでしか結果を報告していないが、ここでは1歳刻みの結果を利用して年金資産を求めた。

10) ここで、恒常所得 $Y^P$ は、ある年齢で標準化した恒常所得である。年齢との関係では、加齢効果は取り除かれ、コホート効果のみを反映している。基準年齢は40歳としている。なお、世代によって、年金の支給期間に時期的なずれがあるため、SB等はある一定の割引率を適用して割引価値に直してある。割引率は、麻生(2000)の計算の前提にしたがって、実質で1.5%である。

11) 世帯主の基本属性は以下の通り。まず性別では男性が52%、女性が48%だった。学歴別では、中卒が9%、高卒が35%、短大・高専卒が11%、大学・大学院卒が45%であった。職業では、民間企業勤務が62%、官公庁が8%、自営業が11%、個人経営者が4%、自由業が2%、パート・アルバイトが3%であった。また、年齢別では20台が12%、30台が24%、40台が25%、50台が24%、60台が16%であった。なお、日経RADARの質問では、回答者と回答者の配偶者についての属性を聞くようになっている。そこで、この分析では、世帯主とは、回答者が既婚女性の場合には配偶者(男性)を世帯主だとみなして分析を行った。回答者が男性であるか単身者の場合には、回答者自身が世帯主であるとした。

12) 以下の分析では、異常値を排除するために、恒常所得、金融資産について平均値から標準偏差の3倍以上の乖離が認められるサンプルは排除した。

13) 公的年金資産は対数値を用いている。ただし、この値が負のサンプルも多いため、全サンプルの最小値との差額をとり、その値を対数変換した値を用いている。

## 参 考 文 献

- 麻生良文・野口悠紀雄(1988)「公的年金制度が貯蓄・労働供給に与える影響」1988年度理論計量経済学会報告論文。
- 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』第51巻第2号, pp. 152-161.
- アルバート安藤・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」『経済分析』第101号, 経済企画庁経済研究所。
- 駒村康平・渋谷孝人・浦田房良(2000)『年金と家計の経済分析』東洋経済新報社。
- 高山憲之ほか(1990)「家計の貯蓄と就労等に関する経済分析」『経済分析』第121号。
- 中山光輝(1997)「個人の貯蓄行動と公的年金の経済効果」『フィナンシャル・レビュー』Dec. 1997, 大蔵省財政金融研究所。
- Auerbach, A. J. and Kotlikoff, L. J. (1983) "An Examination of Empirical Tests of Social Security and Saving," in *Social Policy Evaluation: An Economic Perspective*, E. Helpman, A. Razin, and E. Sadka eds. New York: Academic Press, pp. 161-79.
- Barro, R. J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, pp. 1095-1117.
- Browning, M. and Lusardi, A. (1996) "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 4, pp. 1797-1855.
- Feldstein, M. (1974) "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 5, Sep/Oct, pp. 905-926.
- Feldstein, M. (1996) "Social Security and Saving: New Time Series Evidence," *National Tax Journal*.
- Gale, William G. (1998) "The Effects of Pensions on Household Wealth: A Reevaluation of Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 4, pp. 706-723.
- Gustman, Alan L. and Thomas L. Steinmeier (1998) "Effects of Pensions on Savings: Analysis with Data from the Health and Retirement Study," *NBER Working Paper*, No. 6681.
- King, M. A. and L.-D. L. Dicks-Mireaux (1982) "Asset Holdings and the Life-Cycle," *The Economic Journal*, Vol. 92, No. 366, pp. 247-267.