遺産動機と生命保険需要*

中馬宏之・浅野 皙

1 はじめに

個々人の「遺産動機(bequest motives)」の強 弱は、各国の貯蓄率の大小を規定するに少なか らざる影響を与えている。この点は、少なくと も経済学者の間では周知の事実である1)。とこ ろが、「遺産動機」の強弱自体をどのような方法 で実証的に計測すべきか、に関する経済学的な 研究はほとんど見受けられない2)。本研究の目 的は、このような「遺産動機」の強弱を、個々 人の生命保険に対する需要行動を手がかりとし て実証的に計測することを試みるものである3)。 敢えて生命保険を取り上げる理由は, 生命保険 を需要するという行動ほど人々の「遺産動機の 強さ」と最も直接的に関係するものはないと考 えられるからである。より具体的には、(i)「遺 産動機の強さ」を計測する際の基礎となる特定 化された Yaari タイプの生命保険需要モデル を構築し、(ii)上記のモデルを使って「遺産動 機」の強弱を計測するための実証的方法を提示 し、(iii)実際の個票データに基づいて実証分析 を試みる。

分析によると,

・男性の場合、「遺産動機」の強弱は「未婚であるか否か」、「子供がいるか否か」、「配偶者が働いているか否か」、「親と同居しているか否か」などの世帯属性に大きく規定される。これとは対照的に、女性の場合、上記の世帯属性の「遺産動機」の強弱にあたえる効果は軽微である。また、男女ともに、「年齢」自体の効果は、有意でない。

- ・推定結果を使った計算によると、既婚・子供有・親と同居の40歳男性の遺産動機は、独身・子供無・親と別居の40歳男性の約3.4倍強い。一方、対応する女性の数値は1.4倍と男性に比較してほとんど差がない。
- ・生命保険需要についての(推定)「遺産動機」尺度の弾力性は男女ともにほぼ1であり、金融資産や本人の所得(年収)の弾力性に比べてかなり高い。
- ・人々の生命保険に対する需要は、「遺産動機」の強弱に加えて所得や(金融・実物)資産の多寡、教育程度の差⁴、職業特性の違い⁵⁾などを示す変数によっても大きく規定される。

などの興味ある結果が導かれている.

2 理論モデル

当節では、Yaari(1965)モデルの簡単な説明と、それを実証分析に対応したものにするための特定化が与えられる。

2.1 Yaari モデル

(『死』の到着)

『死』という出来事は、非常に短い期間をとると、なかなか起きない。また、それが起きる場合かなり突然である。Yaari(1965)では、このような『死』という出来事を数学的に特徴付ける為、『死』という確率事象の到着が外生的に与えられかつ時間に関して連続な到着頻度 $\mu(t)$ を持つポアソン確率過程に従うと見なしている。そうすると、現在時点(=0期)から将来の t期までの間に『死』が(最初に)訪れる確率は、

(1)
$$e^{-m(0,t)}; m(0,t) \equiv \int_0^t \mu(u) du$$

のような指数分布によって表わされることにな

^{*} 当論文へ懇切・丁寧なコメントをしていただいた(匿名)レフェリーの方々に謝辞を申し上げる。当研究は(財)生命保険文化センターの助成・協力を受けて行なわれた。

3.

『死』が t 期目に訪れる場合,消費者は生命保険金 S(t) とその他の資産 W(t) との和である遺産 B(t) を残すことになる、遺産 B(t) は、

「制度的な理由から、人々は、原則として負債を抱えたまま死ぬことはできない。」(Yaari (1965), 139 頁)

ので非負でなければならない。

しかしながら、非負の遺産制約 $(B(t) \ge 0)$ は必ずしも非負の生命保険需要 $(S(t) \ge 0)$ を意味しない。確かに十分に強い遺産動機を持つ人々は生命保険を購入する(S(t) > 0)。しかしながら、遺産動機が極めて弱いかあるいはゼロの人々は、むしろこれまで蓄積してきた資産(W(t))を担保にして年金を購入する(S(t) < 0)。また、Yaari 的な生命保険・年金契約は、必ずしも個々人と保険会社との間においてのみ結ばれるとする必要はない。実際 Kotlikoff and Spivak (1981) の指摘するように、そのような年金契約は年老いた親とその子供達との間に暗黙的に結ばれるものであってもよいのである。

遺産 B(t) 自体は、次のような遺産 B(t) に関して単調増加かつ凹であるような効用関数 V(B(t),t) によって評価されると考える。すなわち、

(2)
$$\frac{\partial V(B(t), t)}{\partial B(t)} > 0$$
 and $\frac{\partial^2 V(B(t), t)}{\partial B(t) \partial B(t)} < 0$

という条件を満たす。さらに,個々人の効用関数が時間に関して分離可能な関数型をしている場合,上記の遺産評価関数 V(B(t),t) が,遺産そのものから直接的に導かれる自分自身の効用であるか,それとも残された家族の効用から間接的に派生する自分自身の効用であるかを識別できない。なお,以下では,簡単化のため消費者物価水準が全ての期間において一定かつ1に基準化されている。

消費者が保有する資産W(t)は、定期預金によって典型的に代表されるような安全資産とされ、したがって、その年々の動きは

(3)
$$\frac{dW(t)}{dt}$$

$$= r_{t}(t) W(t) + Y(t) - c(t) - p(t)$$

(W(0) = 初期保有資産)

によって規定されることになる。ここで $r_l(t)$ とは資産 W(t) の収益率, Y(t) は外生的に与えられた勤労所得, c(t) が消費支出額,そして p(t) が生命保険料である。

消費者が生命保険を購入するときには、保険会社が彼の死亡時に残された遺族に対してS(t) 円の生命保険金を支払う条件のもとに、彼が生きているかぎり毎期p(t) 円の保険料を支払うことに合意している。また、この保険料p(t) は、対応する生命保険契約が1年毎に更新可能な掛け捨て型でありかつ付加保険料が純保険料の(1+g)倍だとすると、

(4)
$$p(t) = (1+g)\mu(t)S(t)$$
 の関係を満たしている⁶.

(消費者の効用最大化)

消費者は、上記の資産 W(t) の蓄積プロセスを制約条件としながら、自分の生涯期待効用を最大にするように消費計画(c(t))と死亡保険金(S(t))とを選択する。期待効用自体の定式化は、以下のようにして与られる。もし『死』がt 期に到着するとした場合、消費者は、t 期以前の生存時には U(c(t)) の効用を、そして t 期には V(B(t),t) の(事前の意味での)効用を得る。(ここで $U(\cdot)$ とは、単調増加かつ凹な効用関数であるとする。)また、(1)式にしたがうと、現在時点(=0 期)を基点として t 歳まで生きている確率、t 歳を過ぎた直後に死亡する確率が、それぞれ $e^{-m(0,t)}$ 、 $e^{-m(0,t)}$ ・ $\mu(t)$ となる。そうすると、消費者の現在時点における生涯期待効用は、時間選好率を ρ とするとき、

(5)
$$J(W(0), 0) \equiv \int_{0}^{T} e^{-m(0,t)-pt} [U(c(t)) + \mu(t) \cdot V(B(t), t)] dt + e^{-m(0,T)-\rho T} \cdot V(B(T), T)$$

と定式化できる。上式における T は,現時点において考えられる最長の計画期間であり外生的に与えられている。

(5)式に対して動的計画法を適用すると,最 適解は,終端条件;

(6) $J(W(T), T) = V(W(T) + S^*(T), T)$ を満たす以下のような Bellman-Jacobi 方程

式;

(7)
$$-\frac{\partial J(W(t), t)}{\partial t} = -\rho J(W(t), t)$$

$$+ U(c^*) + [r_t(t) W(t) + Y(t)$$

$$-c(t) - p(t)] \frac{\partial J(W(t), t)}{\partial W(t)}$$

$$+ \mu(t)[V(W(t) + S^*(t), t)$$

$$-J(W(t), t)]$$

を満足する。上式において、 $c^*(t)$ ないし S^* (t) は、各々1次の最適化条件

(8)
$$\frac{dU(c^*(t))}{dc^*(t)} = \frac{\partial J(W(t), t)}{\partial W(t)}$$

(9)
$$\frac{\partial J(W(t), t)}{\partial W(t)} \cdot (1+g)$$
$$= \frac{\partial V(W(t) + S^*(t), t)}{\partial [W(t) + S^*(t)]}$$

を満たしている。

(8)式は、最適消費 $c^*(t)$ が、現在の消費を 1 円増やすことにより生じる限界効用が将来の消 費のために現在1円貯蓄することにより生じる 限界効用と等しくなるように決定されることを 示している。一方, (9)式は, 最適な生命保険金 額が、保険金を1円増やすことにより生じる限 界的なマイナスの効用(=生存時の消費水準の 低下)とプラスの効用(=死亡時の遺産額の増 加)とが丁度一致するように決定されることを 示している.

2.2 Yaari モデルの特定化

上記の Yaari モデルは、人々が生命保険を需 要する際の基本的な構図を明らかにするもので ある。しかしながら、当モデルの抽象レベルに 留まっている限り、消費者による生命保険金の 決定が本人の生涯(勤労)所得や家族構成などと どのような関連を持っているかについて具体的 に明らかにすることが出来ない。 言い替えれば、 上記のような実証分析上重要と考えられる点を 理論のレベルで明確化する為にはモデルの一層 の特定化が必要となる。以下では、Chuma (1987)に基づいて、このような特定化を行なう。

上記の一次条件, 特に生命保険需要に関する (9)式は、(7)式に表れている J(W(t), t) の関 数型がより明示的にならない限りあまり実証的 に有用な情報を提供してくれない。そこで、本 人が各期の消費量C(t)から得る効用U(C)(t)) と上記の V(W(t)+S(t),t) の関数型を,

(10)
$$U(C(t)) = \frac{C(t)^{\gamma}}{\gamma} (\gamma \le 1)$$

(11)
$$V(W(t) + S(t), t)$$
$$= n(t) \frac{[W(t) + S(t)]^{\gamma}}{\gamma}$$

(12) $n(t) \equiv$ 本人が t 歳時に死亡するとした 場合に、家族のことを思いやる 気持ちの強さを示す外生変数

のように相対的危険回避度 δ(≡1-γ) 一定型 に限定する。 定義から明らかなように、(11)式 における n(t) がゼロであれば、本人に全く遺 産を残す気持ちがないことを意味する。

(10) ならびに(11)式に示される具体的な関数 型を導入すると、(7)式の Bellman-Jacob(偏 微分)方程式の解 I(W(t), t) (Value Function と呼ぶ)を陽表的に

(13)

$$J(W(t), t) = a(t) (1+g) \frac{[W(t) + L(t)]^{\gamma}}{\gamma}$$

として解くことができる。上式において、a(t)は、(9)、(10)式の関数型のもとで(8)、(9)の最 適化条件を利用しつつ(7)の I に関する(偏)微 分方程式を解くことにより導かれた係数である. より詳しくは,

$$(14) \quad a(t) =$$

$$\sqrt[\delta]{e^{\int_t^\tau x(u)du}n(T)^{\frac{1}{\delta}} + \int_t^T y(u)e^{-\int_t^u x(k)dk}du},$$

$$x(u) \equiv \mu(u) + \frac{\rho - r_t \gamma}{\gamma};$$

$$y(u) \equiv 1 + [\mu(t)n(u)]^{\frac{1}{3}}$$

としてモデルの外生変数によって内生的に決定 される 7 。また、L(t)は、本人の t 歳時における 期待将来(勤労)所得の割り引き現在価値であり,

(15)
$$L(t) = \int_{t}^{T} e^{-\int_{0}^{u} r_{t}(s) ds - r(t, u)} Y(u) du$$

 $\{e^{-m(t,u)} \equiv t$ 歳まで生きた本人が、さらに u $(\geq t)$ 歳まで生きている確率} と定義される。

このようにして求められた J(W(t), t) を使 って先の生命保険金に対する一次の最適化条件 (9)を書き換えると,

(16)
$$S(t) = \left[\left\{ \frac{\lambda^*(t)}{1+g} \right\}^{\frac{1}{\delta}} - 1 \right] W(t) + \left\{ \frac{\lambda^*(t)}{1+g} \right\}^{\frac{1}{\delta}} L(t)$$
(17)
$$\lambda^*(t) \equiv \frac{n(t)}{a(t)}$$

のような簡単な形の式になる。そもそも(13)式の Value Function J(W(t),t) とは,本人がt 歳以降まだ生き続けるとした場合に得ることの出来る生涯期待効用そのものである。したがって,この中の係数a(t) を本人自身の「生きることへの執着度」を表す指標と解釈できる。そうすると,上式において $\frac{n(t)}{a(t)}$ と定義されている $\lambda^*(t)$ とは,文字通り本人の家族に対する「遺産動機」の相対的な強さを示していることになる。

(16)式によれば、生命保険 S(t) に対する需 要は、本人の生涯(勤労)所得L(t)が増えたり 「遺産動機」λ*(t)が強まったりすると確実に 増大する。また、明らかに、付加保険料率 gの 増大は死亡保障に対する需要を弱めてしまう。 一方, 資産 W(t) の増大は, 遺産動機 $\lambda^*(t)$ が 1+g以下であるか否かによって S(t) に対す る需要を増大させたり下落させたりすることに なる. したがって、資産の効果を明確にするに は $\lambda^*(t)$ の大きさを規定する要因を確定する 必要がある。その為の1つの方法は、次節で展 開されるような推定法を用いて, (17)式の \lambda* (t) を推定することである。 さらにまた、理論 的な観点からすると、Chuma(1987)によって明 らかにされた以下のような結果が重要な手がか りを与えてくれる。

Lemma 1 As long as (i) equation (16) holds by equality and (ii) the individual prefers to die later than sooner, i. e.,

J(W(t), t) > V(W(t), t) for all t, the following three conditions are equivalent each other:

 $(a) \delta > 1, (b) \lambda^*(t) > 1,$

 $(c)(1+g)(W(t)+S^*(t)) > W(t)+L(t).$

(Proof) See Chuma (1987), p. 42.

この Lemma の主張するところによると、 $\lambda^*(t)$

が1を越えるか否かは、付加保険料の大きさにかかわらず、相対的危険回避度 δ が1を越えるか否かに同値になる。また、良く知られたArrow(1974)の公理:「相対的危険回避度は、資産が増大するにつれて増大する」を受け入れる限り、資産家ほど δ あるいは $\lambda^*(t)$ が大きくなることになる。そうすると、保有資産が多額になるにつれ、 $\lambda^*(t)$ が1+gを越える可能性が高まり、その結果、資産保有額の増大とともに死亡保険金への需要が弱まってしまう可能性が出てくるのである。

3 実証分析の方法

本分析においては、(財)生命保険文化センタ ーによって行なわれた「生活保障と生命保険に 関する個人調査 (昭和63年11月~12月)の個 票データを使用した。以後, 当調査を「個人調 査」と呼ぶこととする。「個人調査」は、全国 400ヶ所における18~69歳の男女6000人を, 世帯別ではなく個人別に面接聴取したものであ る. 有効回収数は4313(男子=1877、女子= 2436)であり、有効回収率は71.9%となってい る。男性に比べて女性の有効サンプルが多いの は,「個人別に面接聴取」するという調査方法の 特徴に起因するものと推測される。当分析にお いては、これらの有効サンプルのうち年齢の上 限を65歳としかつ本研究に重要と考えられる 質問項目に関し欠損値を持つサンプルを除外し たため、最終的に男性 1016人、女性 2336人を 分析対象とすることになった。以下では、この 「個人調査」を用いる際に生ずる統計処理上の 問題点とそれらの解決方法について論じる。な お,本論文の実証分析で用いられた諸変数の詳 しい定義は、付録に与えられている.

「個人調査」を用いて上記(16)及び(17)式の 連立方程式体系を実際に推定するには、主に3 つの克服しなければならない問題点が存在する。 まず第1の問題点は、

「個人調査」は、本人に直接的な形で上記(17) 式の $\lambda^*(t)$ に当たる「遺産動機の強さ」を聞いていないので、この値を何らかの方法で推定しなければならない。

ということである。当分析では、この問題に対処するため以下のようなバイナリー変数D_BQを利用することとした。つまり、

1, 「子供に財産を残すつもりである」と答えたか,「自分が不慮の事故や病気で死亡した場合の家族の生活のことを考えて準備しておきたい」と答えた場合

という変数である 8 . 表 3 から分かるように,上記の質問に「はい」と答えた人は,上記の最終有効サンプルに対して男性で約 92 %,女性で約 88 % である。 $\lambda^{*}(t)$ の推定値は,以下のようにして求められる。すなわち,まず上記のバイナリー変数を使って $^{(17)}$ 式を外生変数;

10. その他の場合

X = (年齢, 子供の有無ダミー, 未婚ダミー, 有業配偶者ダミー, 親との同居ダミー)

 $\equiv (AGE, D_KIDS, D_SNGL, \\ D_WifWOK(or\ D_HusWOK), \\ D_LVIN)$

の線形式;

(18)
$$\lambda^{*}(t) = const. + \alpha_{1} \cdot AGE + \alpha_{2} \cdot D_KIDS + \alpha_{3} \cdot D_SNGL + \alpha_{4} \cdot D_WifWOK$$

$$(or \ D_HusWOK) + \alpha_{5} \cdot D_LIVING + \epsilon$$

として(プロビット)推定する。ここで、 ϵ は、正規分布 $N(0, \sigma_{\lambda}^2)$ にしたがう誤差項であるとする。次に、これらの係数値の推定値 \hat{a} を利用して、 $\lambda^*(t)$ の推定値を $\hat{a}\cdot X$ として求めるのである。もちろん、(17)式を直接(16)式に代入して得た誘導方程式を推定するという方法も考えられる。したがって、本分析では、両方の推定結果を求めることとした。

第2の問題点は、「個人調査」において、

(16)式を推定する際に、生命保険需要 S^* (t) や生命保険以外の金融資産 $W_1(t)$ に関する情報は得られるものの、実物資産 $W_2(t)$ に関するデータが得られない、

ということである。言い替えると、(16)式の推定に必要な本人死亡時の(予定)遺産総額 B(t) $(=S^*(t) W_1(t) + W_2(t))$ に関しては知ることが出来ず、遺産データとして得ることが出来るのは実物資産を除く部分 $B_1(t)$ $(\equiv S^*(t) + W_1(t))$ に関してだけである。さらにまた、

生涯勤労所得 L(t) に関するデータも得られない。

という制約がつく、当分析では、これらの難点を回避するため、実物資産 $W_2(t)$ に関しては、自宅が住宅ローン返却済み持ち家であるか否かのダミー変数 D_NLHOME と自宅が住宅ローン返済中の持ち家であるか否かのダミー変数 D_NLHOME とで代用することとした。また、生涯勤労所得L(t) に関しては、調査時点の本人の年収INCOME、年齢AGE、大卒ダミー D_NLG 、高卒ダミー D_NHS 、あるいは職業特性を示すパート労働者ダミー D_NHS のよる外生変数の関数と見なすこととした。このような代理変数の使用にもとない、上記の(16)式は、

$$\log B_{1}(t) = -\delta \cdot \log(1+g) + \delta \cdot \log \lambda^{*}(t) + \log(W_{1}(t) + W_{2}(t) + L(t)) - \log\left(1 + \frac{W_{2}(t)}{B_{1}(t)}\right)$$

と変形され、さらに実証分析の俎上にのせる段階で、上式の両辺を各々一次近似する形で、

(19)
$$S^*(t) \simeq const. + \beta_0 \cdot \log \lambda^*(t) + \beta_1 A G E + \beta_2 \cdot W_1(t) + \beta_3 \cdot INCOME + \beta_4 \cdot D_CLLG + \beta_5 \cdot D_HS + \beta_6 \cdot D_PART + \beta_7 \cdot D_JIEI + \beta_8 \cdot D_NJOB + \beta_9 \cdot D_NLHOME + \beta_{10} \cdot D_LHOME + v$$

と変形された。上式において、v は正規分布 N $(0, \sigma_v^2)$ にしたがう誤差項と仮定する。

第3番目の問題点は、

生命保険金 $S^*(t)$ は,プラスの場合には 観察可能であるが,マイナスの場合には観 察不可能である, ということである。言い替えれば,個々人の生命保険金額に関するデータを得ることは出来るが,個人年金払い込み総額に関しては何も知ることが出来ない。したがって,良く知られているように,(19)式を(-致)推定するには,以下のような $S^*(t)$ に関する実際の観察値 S(t);

$$S(t)$$
 $\begin{cases} = S^*(t) & S^*(t) \text{ がプラスの場合} \\ \leq 0 & \text{その他の場合} \end{cases}$

を利用した(トービット)推定法を適用しなければならない。ただし、先に第1の問題点として述べたように、 $\lambda^*(t)$ の推定値はプロビット推定によって得なければならないわけであるから、通常のトービット・モデルとは若干異なっている 9)

4 推定結果

4.1 「遺産動機」の強さに関する推定結果

最初に、遺産動機の強さ $\lambda^*(t)$ に関する結果について触れよう。男女別の推定結果は、それぞれ表 1-1、表 1-2 に示されている。まず、遺産動機は、男女ともに年齢 AGE には有意に影響されていない。このことは、遺産動機というものが単純に年齢を重ねるにしたがって増大するものではなく、むしろ本人が死んだ時に「気がかりとなる」配偶者や被扶養者がいるかどうかであることを確認していることになろう。配偶者が「有業者であるか否か」は、本人が死亡した際に残された家族を誰が支えるかという

点に関連するので遺産動機の強さを規定する重要な要因と考えられる。推定結果によると、この要因に該当するダミー変数 D_WifWOK、D_HusWOK の符合は、男性では全く有意でないのに対し、女性ではかなり¹⁰⁾ 有意にマイナスに効いている。このような男女間での対照的な結果は、女性の労働力率が急速に増大している¹¹⁾ とはいえ、家計の主な稼ぎ手が平均的には依然として男性であるということを反映していると考えられる。

次に、子供がいる場合遺産動機は当熱強まるはずである。推定結果によると、子供の有無を示すダミー変数 D_KIDS の効果は、女性の場合 1% 水準でプラスに有意であるが、男性の場合符合こそプラスであるものの有意ではない¹²⁾. D_KIDS 変数の効果について述べたのと同じような説明が、「親と同居しているか否か」のダミー変数 D_LVIN にも当てはまる筈である。推定結果によると、男女ともに 10% の水準ではあるものの予想通りプラスに有意である。

「未婚であるか否か」を示す変数 D_SNGL の効果は、ダミー変数の定義からも明らかなように、「無業の配偶者を持つ既婚者」グループと比較しての遺産動機への貢献度を示している。したがって、未婚者の中に死・離別者が含まれているもののその割合はそれほど多くないので¹³D_SNGL の効果はマイナスになる筈であ

表 1-1:遺産動機の強さに関するプロビット推定(男子)

| Variable | Coefficient | T-ratio | Prob: $t :> x$ | Mean of X | Std. D. of X |
|----------|-------------|---------|----------------|-------------|----------------|
| ONE | 1.36746 | 4.717 | 0.00000 | 1.0000 | 0. |
| AGE | -0.00134 | -0.227 | 0.82048 | 44.139 | 11.845 |
| D_KIDS | 0.30489 | 1.586 | 0.11272 | 0.79134 | 0.40655 |
| D_SNGL | -0.76697 | -3.675 | 0.00024 | 0.14567 | 0.35295 |
| D_WIFWOK | 0.00054 | 0.004 | 0.99702 | 0.63287 | 0.48226 |
| D_LVIN | 0.24699 | 1.690 | 0.09108 | 0.27264 | 0.44554 |

表 1-2: 遺産動機の強さに関するプロビット推定(女子)

| Log-Likelihood | -816.80 |
|----------------|---------|
|----------------|---------|

| Variable | Coefficient | T-ratio | Prob: $t :> x$ | Mean of X | Std. D. of X |
|----------|-------------|---------|----------------|-------------|----------------|
| ONE | 1.37914 | 7.506 | 0.00000 | 1.0000 | 0. |
| AGE | -0.00373 | -1.168 | 0.243 | 43.107 | 11.426 |
| D_KIDS | 0.33368 | 3.187 | 0.00144 | 0.83005 | 0.37567 |
| D_SNGL | -0.26382 | -2.405 | 0.01616 | 0.14170 | 0.34881 |
| D_HUSWOK | -0.33191 | -3.195 | 0.00140 | 0.81421 | 0.38902 |
| D_LVIN | 0.15157 | 1.792 | 0.07317 | 0.24101 | 0.42779 |

表 2-1(A): 生命保険需要関数のトービット推定(男子)

(構造方程式)

| Log Likelih | ood | 8457.0 | | | |
|-------------|-------------|---------|----------------|-------------|--------------|
| Variable | Coefficient | T-ratio | Prob: $t :> x$ | Mean of X | Std. D. of X |
| ONE | -208.045 | -0.289 | 0.77232 | 1.0000 | 0. |
| LAMBDA | 2030.85 | 5.177 | 0.00000 | 1.5056 | 0.36030 |
| AGE | -54.7661 | -4.119 | 0.00004 | 44.139 | 11.845 |
| ASSET | 0.93785 | 3.614 | 0.00030 | 579.23 | 521.06 |
| INCOME | 2.56093 | 5.236 | 0.00000 | 431.40 | 293.90 |
| D_CLLG | 1635.68 | 4.187 | 0.00003 | 0.27067 | 0.44452 |
| D_HS | 294.414 | 0.929 | 0.35300 | 0.47835 | 0.49978 |
| D_PART | -1161.12 | -0.502 | 0.61542 | 0.00295 | 0.05429 |
| D_JIEI | 554.819 | 1.960 | 0.05003 | 0.29331 | 0.45550 |
| D_NJOB | -1559.81 | -3.217 | 0.00129 | 0.08759 | 0.28285 |
| D NLHOME | -18.6064 | -0.055 | 0.95622 | 0.43996 | 0.49663 |
| D_LHOME | 451.047 | 1.314 | 0.18872 | 0.29134 | 0.45460 |
| SIGMA | 3687.83 | 40.58 | 0.00000 | 0. | 0. |
| | | | | | |

表 2-2(A): 生命保険需要関数のトービット推定(男子)

(誘導方程式)

| Log-Likelih | | 8455.0 | | | |
|-------------|-------------|---------|----------------|-----------|--------------|
| Variable | Coefficient | T-ratio | Prob: $t :> x$ | Mean of X | Std. D. of X |
| ONE | 2857.42 | 3.820 | 0.00013 | 1.0000 | 0. |
| AGE | -65.9578 | -4.630 | 0.00000 | 44.139 | 11.845 |
| D_KIDS | 542.468 | 1.314 | 0.18872 | 0.7913 | 0.4066 |
| D_SNGL | -1915.69 | -3.812 | 0.00014 | 0.1457 | 0.3530 |
| D_WIFWRK | 269.101 | 0.980 | 0.32730 | 0.6329 | 0.4823 |
| D_LVIN | 1.70713 | 0.006 | 0.99540 | 0.2726 | 0.4455 |
| ASSET | 0.98231 | 3.769 | 0.00016 | 579.23 | 521.06 |
| INCOME | 2.54022 | 5.151 | 0.00000 | 431.40 | 293.90 |
| D_CLLG | 1671.05 | 4.250 | 0.00002 | 0.2707 | 0.4445 |
| D_HS | 321.640 | 1.015 | 0.31015 | 0.4784 | 0.4998 |
| D_PART | -1016.60 | -0.441 | 0.65927 | 0.0030 | 0.0543 |
| D_JIEI | 531.746 | 1.838 | 0.06601 | 0.2933 | 0.4555 |
| D_NJOB | -1485.21 | -3.044 | 0.00233 | 0.0876 | 0.2829 |
| N_NLHOME | 173.888 | 0.488 | 0.62576 | 0.4400 | 0.4966 |
| D_LHOME | 590.996 | 1.670 | 0.09493 | 0.2913 | 0.4546 |
| SIGMA | 3680.50 | 40.59 | 0.00000 | 0. | 0. |
| | | | | | |

る。実際、推定結果も男女ともに 1% ないし 5% の水準でマイナスに有意となっている。

最後に、以上の推定結果を利用して求めた $\lambda^*(t)$ の推定値の特徴について述べておこう。 (17)式は、プロビット推定されているのである から、 $\lambda^*(t)$ の(例えば α で)規準化された推定値しか得られないわけであるが、表 3 によると 男性で平均 1.5056(最小値:0.5168、最大値:1.885)、女性で平均 1.2240(最小値:0.5444、最大値:1.767)といった数値が得られている。 また、これらの推定値を利用してさまざまなタイプの家族属性を持った消費者の遺産動機の強さを計算し、各属性がどれほど遺産動機を高める

ものであるかを具体的に見てみよう。計算結果は、表4にまとめられる。この表によると、例えば40歳男性の場合、既婚・子供有・親と同居・妻無業のときの遺産動機は、既婚・子供無・親と別居・妻有業のときの遺産動機の約1.9倍、独身・子供無・親と別居のときの遺産動機の約3.4倍強いことになる。一方、対応する女性の数値は、1.7倍と1.4倍になり、男性に比較してその差が小さい。つまり、男性の場合、女性に比べて遺産動機が上述したような家族属性によって大きく影響されるという興味深い結果が浮かび出てくるのである。

4.2 生命保険需要に関する推定結果

表 2-1(B): 生命保険需要関数のトービット推定(女子)

(構造方程式)

| Log-Likeli | hood······ | 17514. | | | |
|------------|-------------|---------|--------------|-------------|----------------|
| Variable | Coefficient | T-ratio | Prob: $t:>x$ | Mean of X | Std. D. of X |
| ONE | -683.855 | -1.463 | 0.14351 | 1.0000 | 0. |
| LAMBDA | 1669.09 | 5.766 | 0.00000 | 1.2240 | 0.2373 |
| AGE | -27.8080 | -3.977 | 0.00007 | 43.107 | 11.426 |
| ASSET | 0.52836 | 3.766 | 0.00017 | 565.50 | 518.48 |
| INCOME | 3.32790 | 10.95 | 0.00000 | 247.05 | 278.21 |
| D_CLLG | 925.197 | 4.106 | 0.00004 | 0.2106 | 0.4078 |
| D_HS | 360.380 | 2.052 | 0.04019 | 0.5625 | 0.4962 |
| D_PART | -858.084 | -3.173 | 0.00151 | 0.0822 | 0.2747 |
| D_JIEI | 465.242 | 2.508 | 0.01215 | 0.2063 | 0.4048 |
| D_NJOB | -1086.20 | -5.750 | 0.00000 | 0.3198 | 0.4665 |
| D_NLHOME | 143.830 | 0.800 | 0.42366 | 0.4127 | 0.4924 |
| D_LHOME | 370.446 | 2.053 | 0.04007 | 0.2881 | 0.4530 |
| SIGMA | 3057 46 | 58 37 | 0.00000 | 0 | 0 |

表 2-2(B): 生命保険需要関数のトービット推定(女子)

(誘導方程式)

Log-Likelihood..... 17511. Variable Coefficient T-ratio Prob: t:>x Mean of XStd. D. of X ONE 1845.68 4.260 0.00002 1.0000 AGE -38.0078-5.0810.00000 43.107 11.426 D KIDS 460.730 2.093 0.03637 0.8301 0.3757 D SNGL -747.567-3.1430.00167 0.1417 0.3488 D CUSWOK -416.527-2.2490.02454 0.8142 0.3890 D LVIN -56.4178-0.3270.74394 0.2410 0.4278 ASSET 0.54738 3.880 0.00010 565.50 518.48 **INCOME** 3.32364 10.79 0.00000 247.05 278.21 D CLLG 926.543 4.101 0.00004 0.2106 0.4078 D HS 351.516 2.002 0.04528 0.5625 0.4962 D_PART -939.270-3.4270.00061 0.0822 0.2747 D JIEI 434.352 2.296 0.02166 0.2063 0.4048 D NJOB -1175.01 -6.0700.00000 0.3198 0.4665 D NLHOME 262,220 1.374 0.16960 0.4127 0.4924 D LHOME 428.197 2.294 0.02181 0.2881 0.4530 SIGMA 3053.63 58.37 0.00000 0.

次に,生命保険に対する需要の決定因について見よう.推定結果は,男子に関するものが表2-1A(構造型)と表2-2A(誘導型)に,女子に関するものが表2-1B(構造型)と表2-2B(誘導型)に示されている.第2-2節でも述べたように,構造方程式の推定には遺産動機の強さを示す $\lambda^*(t)$ の推定値が説明変数として利用されているので,表2-2A,表2-1Bに示されているt-値はあくまでも参考値に過ぎない14)

まず、説明変数の有意性を検討する前に、前節に示された遺産動機の強さを示す $\lambda^*(t)$ 変数の推定値を使った計算例と関連させて、当該変数の生命保険金 $S^*(t)$ の需要へ与える効果

を分析してみよう。このために、表 2-1A ならびに表 2-1B の推定結果を使ってこの λ^* (t) の $S^*(t)$ に対する(全サンプル)平均値の回りでの弾性値^[5] を計算してみると、

男性 = 0.964; 女性 = 1.011

という数値になる。この数値は、金融資産 ASSET 変数や年収 INCOME 変数の場合、

(ASSET) 男性 = 0.171; 女性 = 0.148 (INCOME) 男性 = 0.348; 女性 = 0.407 となっているから、かなり高いといえるであろう。この $\lambda^*(t)$ の弾性値に関する結果を先の計算例と組み合わせると、非常に面白い状況を現出させることができる。そのために、前述の

表 3: 諸変数の記述統計量(Descriptive Statistics)

(男子1016 サンプル)

| Variable | Mean | Std. Dev. | Skew. | Minimum | Maximum |
|----------|---------|-----------|--------|---------|--------------|
| LFPA YD | 3172.1 | 3638.2 | 3.180 | 0. | 0.4500E+05 |
| BQUEST | 3751.3 | 3767.2 | 3.099 | 50.00 | 0.4650E + 05 |
| AGE | 44.139 | 11.845 | -0.179 | 18.00 | 64.00 |
| ASSET | 579.23 | 521.06 | 0.854 | 50.00 | 1500. |
| INCOME | 431.40 | 293.90 | 1.840 | 0. | 1800. |
| LAMBDA | 1.5056 | 0.36030 | -1.558 | 0.5168 | 1.855 |
| D_BQ | 0.92028 | 0.27100 | -3.102 | 0. | 1.000 |
| D_KIDS | 0.79134 | 0.40655 | -1.433 | 0. | 1.000 |
| D_SNGL | 0.14567 | 0.35295 | 2.008 | 0. | 1.000 |
| D_WIFWOK | 0.63287 | 0.48226 | -0.551 | 0. | 1.000 |
| D_LVIN | 0.27264 | 0.44554 | 1.021 | 0. | 1.000 |
| D_JIEI | 0.29331 | 0.45550 | 0.908 | 0. | 1.000 |
| D_NJOB | 0.08759 | 0.28285 | 2.916 | 0. | 1.000 |
| D_PART | 0.00295 | 0.05428 | 18.312 | 0. | 1.000 |
| D_CLLG | 0.27067 | 0.44452 | 1.032 | 0. | 1.000 |
| D_HS | 0.47835 | 0.49978 | 0.087 | 0. | 1.000 |
| D_NLHOME | 0.43996 | 0.49663 | 0.242 | 0. | 1.000 |
| D_LHOME | 0.29134 | 0.45460 | 0.918 | 0. | 1.000 |
| | | | | | |

(女子 2336 サンプル)

| 0. 50.00 | 0.4500E+05 |
|-------------|--|
| E0.00 | 0.40001 1 00 |
| 50.00 | 0.4650E + 05 |
| 18.00 | 64.00 |
| 50.00 | 1500. |
| 0. | 1800. |
| 0.5444 | 1.767 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| 0. | 1.000 |
| | |
| | 0. 0. 0. 0. 0. 0. 0. |

3つのケースはそのままに新しく「独身・子供無・親と別居の40歳男性あるいは女性が,死亡保障1000万円の生命保険に加入している」という情報を付け加えよう。そうすると,他の2つのケース;(i)既婚・子供有・親と別居の40歳,に該当する男性の消費者の場合,それぞれ2857万円あるいは3410万円の生命保険に加入するであろうと予測される。また,対照的な結果であるが,女性の消費者の場合対応する数値はそ

れぞれ 1299 万円ないし 1426 万円となる 16 . つまり,前節の $\lambda^*(t)$ の推定値に示される遺産動機に関する男女間の強弱の差が,そのまま保険金需要の大きさに反映されてくるのである.

次に、生命保険需要に与える各説明変数の効果の有意性に関して見てみよう。このためには、先に述べたた理由から、誘導型に関する推定結果である表 2-2A および表 2-2B を用いることとする。興味の対象となるのは、ASSET 以下 D_LHOME までの変数である。

表 4-1:家族属性と遺産動機(男性)

(括弧内の数値は30歳を1にしたときの比率を示す)

| 家族属性 | 30 歳 | 40 歳 | 50 歳 | 60 歳 |
|-----------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| 既婚・子供無・親と別居・妻有業 | 1.328(1.0) | 1.314(1.0) | 1.301(1.0) | 1.288(1.0) |
| 独身・子供無・親と別居 | 0.561(0.422) | 0.547 (0.416) | 0.534(0.410) | 0.521 (0.404) |
| 既婚・子供有・親と別居・妻無業 | 1.632(1.229) | 1.619(1.232) | 1.605(1.234) | 1.592 (1.237) |
| 既婚・子供有・親と同居・妻無業 | 1.874(1.412) | 1.865 (1.420) | 1.852(1.424) | 1.839 (1.428) |

表 4-2:家族属性と遺産動機(女性)

(括弧内の数値は30歳を1にしたときの比率を示す)

| 家族属性 | 30 歳 | 40 歳 | 50 歳 | 60 歳 |
|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 既婚・子供無・親と別居・夫有業 | 0.936(1.0) | 0.899(1.0) | 0.862(1.0) | 0.825(1.0) |
| 独身・子供無・親と別居 | 1.004(1.072) | 0.967 (1.076) | 0.930(1.079) | 0.893 (1.082) |
| 既婚・子供無・親と別居・夫無業 | 1.268(1.355) | 1.231 (1.369) | 1.194(1.385) | 1.157 (1.402) |
| 既婚・子供有・親と別居・夫無業 | 1.605 (1.715) | 1.568(1.744) | 1.531(1.776) | 1.494(1.810) |
| 既婚・子供有・親と別居・夫有業 | 1.273(1.360) | 1.236 (1.375) | 1.199(1.391) | 1.162(1.408) |
| 既婚・子供有・親と同居・夫無業 | 1.757(1.877) | 1.720(1.913) | 1.683 (1.952) | 1.646 (1.995) |
| 既婚・子供有・親と同居・夫有業 | 1.390(1.485) | 1.388 (1.544) | 1.351(1.567) | 1.314(1.593) |

生命保険契約における死亡保障とは, 第2節 のモデルのところでも示されたように、本来被 保険者の死亡と共に失われる筈の将来勤労所得 の保障を主要な目的とするものである。したが って、本人の収入 INCOME は、生命保険需要 に当然プラスの効果を及ぼす筈である。 実際, 推定結果も、INCOME の係数値が男女ともに 1%以上の水準でプラスに有意の結果を示して いる。また、人的資本理論の見地からすると、 平均的にはより教育程度の高い労働者の方が将 来の勤労所得が多いことになる。 そうすると, 中卒者ダミー変数の効果と対比させた大卒者ダ ミー変数 D_CLLG や 高卒者ダミー変数 D_HS の効果が男女ともにプラスの符号を示 し、かつ男性高卒者ダミー変数の効果を除いて すべて有意であるとの推定結果もうなづける。

職業特性と生命保険需要との関係についての結果を示しているのが、雇用者(常用)であることの効果と対比させた自営業者(家族従業者を一部含む)D_JIEI、パート労働者 D_PART、あるいは無業者 D_NJOB であることの効果である。推定結果によると、男女ともに D_JIEI がプラスに、そして D_NJOB がマイナスに有意に効いている¹⁷。本人が自営業者である場合、

その『死』は事業の存続に関係する問題さえも 喚起してしまう可能性が高い。 言い換えれば, 他の条件を一定とするとき自営業者の『死』は 一般の雇用者に比べより多くの(将来)所得保障 を必要とする18)。また、自営業者の属する国民 年金に比べて厚生年金等の被用者年金には手厚 い遺族年金が保障されている。そうすると、こ のような年金制度上の違いが自営業者の生命保 険需要を雇用者に比べてより高くすることもあ りうる、そうすると、D_JIEI 変数がプラスに 効いているという推定結果は,十分に理解でき る19)。また、無業者であることが生命保険需要 に及ぼす影響度が、雇用者(常用)であることの 影響度と比較して小さく出ているのは当然のこ とであろう。本人がパート労働者であることの 効果は、男性サンプルではパート比率が3%に も満たないといった状況を反映してか、男性で は有意でない。一方女性については、(両側)1 %以上でマイナスに有意である。この結果は、 女子雇用者(常用)と女子パート労働者との間の 賃金格差20)を考えれば説明がつく。

最後に、(生命保険以外の)金融資産ないし実物資産の生命保険需要に与える効果について見てみよう。まず、金融資産 ASSET の効果は、

男女でともに1%以上の(両側)水準でプラスに 有意である。このことは, (16)式における $\frac{\lambda^*(t)}{1+\epsilon}$ が1を越えるものであることを予想さ せる。また、このような予想に基づくかぎり、 実物資産の代理変数としての持ち家(ローン無) 保有ダミー変数 D_NLHOME および持ち家 (ローン有)保有ダミー変数 D_LHOME の効果 もプラスになるはずである。推定結果によると、 両変数はともにプラスの結果を示してはいるも のの、有意であるのは男女ともに D_LHOME 変数だけである21)。住宅ローンを組む場合,ロ ーンの借り手は、本人の『死』による支払い債 務不履行といった事態に対処するため生命保険 に加入することが常である。そうすると, D_LHOME 変数がプラスに効くという推定結 果には一理ある。一方, D_NLHOME が有意 でないという結果はあまりうまく説明できない。 ただし、他の条件が一定であれば、持ち家が有 りしかもローン返済が完了している場合、本人 の『死』が残された家族にもたらす生活の深刻 度はその他の場合に比べてより軽微であり, し たがって、当然生命保険への需要を弱めてしま う人々もいる筈である.

(論文受付日1991年7月4日•採用決定日1992年5月13日,一橋大学経済学部•東京都立大学経済学部)

付録:変数一覧

(実数値をとる変数)

ONE: 定数項 AGE: 本人の年齢

INCOME:本人の年収(万円)---実際のデータは、間隔値で与えられている。ここでは、それらの中央値をとった。ただし、1500万円以上のサンプルに対しては、便宜的に1800万円とした。

ASSET: 保有金融資産残高(万円)---実際のデータは、間隔値で与えられている。ここでは、それらの中央値をとった。ただし、1000万円以上のサンプルに対しては、便宜的に1500万円とした。

LFPAYD:本人に掛けられている生命保険金額(万円)---保有生命契約すべてに関する合計値を求めた、 LAMBDA:プロビット推定によって得られた遺産動機の強さの程度を示す指標

(ダミー変数)

D_BQ:質問1で「自分が不慮の事故や病気で死亡した場合の家族の生活のことを考えて準備しておきたい」と答えた人,あるいは,質問2で「子供には出

来るだけ財産を残したい」と答えた人で、遺産動機があると見なすことの出来る人

D_JIEI: 自営業者(農林業や商工・サービス業の自営者ならびに家族従業者,自由業者)

D_NJOB: 無業者ならびに学生 *D_PART*: パートタイム労働者

D_CLLG: 短大・旧制専門学校・大学・大学院卒業

D_HS:旧中学·(新)高校卒業者

D_LVIN: (義)父(義)母と同居している人

D_KIDS:子供のいる人

D_SNGL:未婚者,死·離別者

D_WifWOK: (既婚者で)妻の働いている人 D_HusWOK: (既婚者で)夫の働いている人

D_NLHOME: 持家(一戸建, マンションなど)があ

り、しかも住宅ローンのない人

D_LHOME: 持家(一戸建, マンションなど)があり, しかも住宅ローンのある人

注

- 1) この点については、例えば Hayashi (1986)を参照されたい。
- 2) 本論文と同じような試みとして Bernheim (1991)があげられる。ただし Bernheim は、本論文と異なり(少なくとも実証のレベルでは)人々の「(意図的)遺産動機の有無」と「生命保険需要の有無」とを区別していない。
- 3) ただし、以下に示されるように、本論文では遺産動機を個人レベルの決定としているために、夫婦間での同一世代に対する遺産動機と子供への異世代に対する遺産動機とを区別していない。つまり、本論文で「遺産動機」と言う場合、このようなより広い意味での遺産動機であることに注意されたい。
- 4) 以下では、短大・旧専門・大・大学院卒、旧中・高卒の旧小・中卒に対する違いを考察した。特に、短大・旧専門・大・大学院卒ダミー変数が、男女ともに、プラスに有意であった。
- 5) 以下では、自営業者、パート労働者、無業者の (常用)雇用者に対する違いを考察した。結果は、自営 業者ダミーがプラスに、パート労働者ダミー、無業者 ダミーがマイナスに有意となった。
- 6) わが国においては、掛け捨て型生命保険に加えて(特に平準保険料方式の)貯蓄型生命保険も一般的であるから、両者を共に考慮することが望ましい。ただし、理論的な観点からすると、Yaari モデルでは両者を識別できない。この点に関しては、Chuma(1990)を参照されたい。
- 7) 具体的な導出方法に関しては, Richard (1975), Chuma (1987), Chuma and Ehrlich (1987)等を参照されたい.
- 8) このようなバイナリー変数の定義の採用は、本 論文の「夫婦間での同一世代に対する遺産動機と子供 への異世代に対する遺産動機とを区別していない」と いう特徴に起因している。
- 9) より一般的に言うと、我々の分析では、プロビット・モデルとトービット・モデルとが入り交じった 複雑な同時方程式体系を扱わなければならないという

ことになる。このような同時方程式体系の推定に関しては、Nelson and Olsen(1978)、Amemiya(1979)、Lee(1982)等によって様々な推定法が開発されている。当節で述べた推定方法は、(13)、(14)式の同時方程式体系が再帰的(recursive)な形をしていることから、実質上 Nelson and Olsen の方法にしたがっていることになる。ただし、Amemiya(1979)の指摘するように、推定パラメーターの一致性(consistency)のみならず有効性(efficiency)にも十分に考慮を払うには、Amemiyaの二段階 GLS 推定法の採用が望ましい。このような Amemiya の推定法を実際に応用したものとして中馬(1991)がある。

- 10) 5%以上の有意水準.
- 11) 表 3 によると, 分析対照サンプルにおいて, 妻 (夫)が働いている割合は, 約 63% (81%) である.
- 12) 本分析では、一般的に女性の場合の方が男性に比べて t-値がかなり高くなっている。このような傾向は、1つには、「男性サンプル数が女性サンプル数の約半分しかない」というデータ特性に起因していると考えられる。
- 13) 全サンブルで見たときに,男(女)性の未婚者, 既婚者(配偶者あり),死・離別者の割合は,それぞれ 14.8(9.3)%,82.5(81.2)%,2.7(9.6)%となっている。
- 14) 前述したように、 $\lambda^*(t)$ の推定を説明変数として使っていることを明示的に考慮した場合のt-値の求め方については、理論的には Ameriya (1979)、Lee (1982) そして実際の計算例としては中馬 (1991) などに述べられている。しかしながら、ここでは、 (\mathcal{P}) 計算の複雑さを避けること、 (\mathcal{A}) (18)式と(19)式とに共通な外生変数は年齢 AGE 変数だけである為年齢以外の変数の係数値は誘導値から識別可能である、等の理由から、今後の検討課題とした。
- 15) トービット・モデルにおける弾性値の計算方法に関しては、Maddala (1983), pp. 159-60 を参照されたい。
- 16) ちなみに、「個人調査」の集計結果では、40歳 代の男(女)性の実際の加入額は2440万円(825万円) となっている。
- 17) 前者の有意水準は,男性が(両側)10%,女性が (両側)5% であり,後者が男女ともに(両側)1% 以上 である。
- 18) ただし、生命保険を公的年金の売却手段としてとらえる Bernheim (1991)的立場からすると、厚生年金等の被用者年金に比べて国民年金の給付水準が低いわけであるから自営業者の方が雇用者よりも生命保険需要が低いこともあり得る。
- 19) キーマン・プランなどといった1億円を越える死亡保障を特徴とするタイプの生命保険が,中小企業などの経営者に高い人気を持っていることは良く知られている。また,自営業者に多い高額資産保有者の場合には,相続税支払相当額の生命保険に加入することは一般的である。
- 20) 女性パート労働者の賃金は,時給換算で女性常用労働者の約7割程度である。
- 21) それぞれ 10% ないし 5% の (両側) 水準で,プラスに有意に効いている.

参考文献

- [1] K. Arrow, Essays in The Theory of Risk Bearing, Amsterdam: North Holland.
- [2] T. Amemiya, "Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models When the Dependent Variables are Truncated Normal", *Econometrica*, 1974, Vol. 42, pp. 999-1012.
- [3] T. Amemiya, "The Estimation of A Simultaneous Equation Tobit Model", *International Economic Review*, 1979, Vol. 20, pp. 169-81.
- [4] T. Amemiya, *Advanced Econometrics*, Basic Blackwell, 1985.
- [5] B. D. Bernheim, A. Shleifer and L. Summers, "The Strategic Bequent Motive", Journal of Political Economy, Vol. 93, No. 6, pp. 1045-1076.
- [6] 中馬宏之「共働き世帯の Joint Retirement Decision」, 日本労働研究雑誌, 1991年11月号, 24~37頁,
- [7] H. Chuma, "Why Do People Demand Life Insurance Savings?", 『季刊理論経済学』Vol. 41, No. 4, December 1990, pp. 317-325.
- [8] H. Chuma and I. Ehrlich, "Market Insurance, The Demand for Life Protection and The Value of Life Saving", December 1987, mimeo.
- [9] H. Chuma, "Life Insurance Savings, Life Protection and Inflation", 『ファイナンス研究』No. 6, January, 1987, pp. 31-53.
- [10] F. Hayashi, "Why is Japan's Saving Rate So Apparently High?", in *NBER Macroeconomics Annual 1986*, ed. by S. Fischer, 1986, Cambridge, Mass, M. I. T. Press, pp. 145–210.
- [11] L. J. Kotlikoff and Spivak, A., "The Family as an Incomplete Annuities Market", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 2, April 1981, pp. 372 –391.
- [12] L. F. Lee, "Simultaneous Equation Models with Discrete and Censored Variables", in C. F. Manski and McFadden, D. ed., Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications, MIT Press, 1981, pp. 346-64.
- [13] G. S. Maddala, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press. 1983.
- [14] F. D. Nelson and Olsen, L., "Specification and Estimation of a Simulaneous Equation Model with Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, 1978, Vol. 19, pp. 695-709.
- [15] S. F. Richard, "Optimum Consumption, Portfolio and Life Insurance Rule for an Uncertain Lived Individual in a Continuous-Time Model", *Journal of Financial Economics*, Vol. 2, 1975, pp. 187-203.
- [16] M. E. Yaari, "Uncertain Lifetime, Life Insuracne and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, Vol. 32, 1965, pp. 137-150.