

高保険料率社会、高齢期の所得格差と相続税のあり方

表 峻 皓

韓国租税研究院

積立方式の公的年金は、①遺産なしや外生的収益率のもとでは（定常状態における）若年期や高齢期の消費分散を縮小させ（Abel 1985）、生涯期待効用を高める（Eckstein et al. 1985）、②子供全員の相続や内生的資本収益率のもとでも、低保険料率が若年期や高齢期の消費分散を縮小させる（Chu 1987）といわれている。

本稿では賦課方式の公的年金と長寿社会型遺産行動（短命時の均分相続、長寿時の選別相続）の経済を想定し、①高保険料率時の所得格差が低保険料率時の所得格差より大きい、②所得格差を縮小する方法として相続税が考慮される場合、低保険料率では前期遺産に重課税、高保険料率では後期遺産に重課税すべきである、という結果を得た。①の理由は、親の（資産を含む）所得が選別相続されて子供の若年期の所得格差が生じるが、これが高い資本収益率や所得比例の年金によって子供の高齢期までつながるからである。

1. はじめに

本稿の目的は、将来の高保険料率の社会において、高齢者の世代内所得（資産を含む所得で、以下では所得と称する）格差が拡大する可能性を示すことである。所得格差の拡大メカニズムは次のようである。親は、賦課方式年金での高い資本収益率¹⁾による大きな貯蓄資産の他に年金をもらう。長寿する親は、子供達の行動をみながら選別的に遺産を残す。これで彼らの子供世代の若年期に所得格差が生じるが、この格差が所得比例年金や高い資本収益率で子供世代の高齢期まで響く。所得格差をもたらす2大要因として、選別相続と賦課方式年金での資本収益率に注目している。外生的に決まる年金収益率は、2つの要因による所得格差を調整する効果を持つ。

Abel (1985) は、遺産がなく賃金や資本収益率が外生的に決まる経済で、資本

収益率が人口増加率より小さいとき ($R < n$)、高い (積立方式の) 保険料率が若年期や高齢期の消費分散を縮小させると主張する。Chu (1987) も子供全員への遺産相続と内生的に決まる資本収益率のもとで、低い (積立方式の) 保険料率が高齢期の消費分散を縮小させると主張する。また、Chu は保険料率の増加で高齢期の消費分散が減少から増加に転じることを確認し、Abel (1985) の主張を部分的に弱めているが、低保険料率より高保険料率のもとで消費分散が大きいことは確認していない²⁾。さらに、高保険料率のもとで所得 (=消費) 格差が大きくなることを否定している。

分析の枠組みからみて本稿と直接的な関係を持つ以上の研究の他に、Deaton-Paxson (1994) は、高齢期の世代内所得格差が若年期のそれより大きいことを理論と実証の両面で確認している。Deaton-Paxson は、恒常所得仮説 (Permanent Income Hypothesis) から得られる「同時期に生まれたコーホート内の消費・所得の不平等が加齢によって増加し、(消費分散で測った) 同不平等が時間とともに増加する」という予測を検証したあと、理論的な解釈を試みている。アメリカ、イギリス、台湾のコーホートデータ (家計調査) による回帰分析結果は、高齢期の世代内の所得不平等が加齢によってアメリカでは増加、イギリスや台湾では横這いか若干減少していることを確認している。またアメリカや台湾で、同不平等が時間の経過によって増加していることも確認している。本稿との相違点は、遺産動機による世代間所得移転が不平等に与える効果の分析が考慮されていない点と、高齢者の世代内所得不平等の時間にともなう変化 (本稿では、保険料率の変化) を分析している点である。

表 1 には、本稿で想定する遺産行動が整理されている。これは Abel (1989) が提示した選別利他主義的 (selectively altruistic) 選好を、均分相続の法律制約と

表 1 2つの遺産行動

区分	相続決定背景	親の寿命	相続パターン	遺産の配分	親の選好、制約
欧米型	遺言	短命	選別相続	$m(b^d)$ $n-m$	選別利他主義 Abel (1989)
	遺言	長寿	選別相続	$m(b^s)$ $n-m$	
長寿社会型	法律	短命	均分相続	$n(b^d)$	均分相続制約下の 選別利他主義
	遺言・慣習	長寿	選別相続	$m(b^s)$ $n-m$	

注) n : 全子供、 m : 相続する子、 $b^d(b^s)$: 短命(長寿)時の相続する子 1 人当たり遺産

関連付けたもので³⁾、この遺産行動を考える理由には2つある。第1に遺言による相続が一般的である欧米と違って、日本では法律による相続（通常、均分相続）が多い⁴⁾。第2に親の年齢が高いほど子供家族との同居率が高く、同居しないときにも親族に世話してもらう場合が多い。当然、同居する子供や世話人が遺産配分で優遇される（総務庁1991、野口1992）⁵⁾。現在の日本で同遺産行動が支配的であるかどうかは明言できない。都会か田舎かによって差があるし、年齢階級別に遺産動機が相異なるからである。しかし、定常状態経済を分析するモデルでは同遺産行動が長期的にみて現れるものであれば十分であるから、現在支配的であるかどうかは重要ではない。

本稿の問題意識と関連し、日本とアメリカの高齢者の経済的地位を簡略に調べよう。日本の場合、①高齢者世帯の所得格差は、若年者世帯の所得格差より大きい。②1984年に比べ1989年では、ジニ係数で測定した高齢前期（60～69歳）の所得不平等度が縮小した。しかし、高齢後期（70歳以上）では同不平等度が拡大した。この結果、高齢者の加齢による所得不平等度が拡大した⁶⁾。③変動係数で測定した60～64歳層での年金受給者（男）の所得不平等度は、1986年に比べ1992年では縮小した。しかし、仕事に就いていない年金受給者の所得不平等度は若干拡大した⁷⁾。④ジニ係数で測定した高齢者世帯の資産不平等度は、若年者世帯の資産不平等度より小さいが、1984年に比べ1989年では同不平等度が拡大した⁸⁾。⑤同居率低下による高齢者単独または夫婦世帯の増加が、高齢者世帯はもちろん全世帯の所得不平等度を拡大させている。また、人口構造の高年齢化が全世帯の所得不平等度を拡大させている⁹⁾。⑥高齢者の貯蓄率がプラスであることが遺産の増加につながると、この増大した遺産を受け取った若年者の所得・資産の格差を拡大させる恐れがある。さらにその世代が高齢者になった場合、年金受給額や貯蓄の格差を通じて所得・資産格差をもたらす可能性がある¹⁰⁾。

アメリカの場合¹¹⁾、①1979年から1984年の間に高齢者の所得格差が拡大した。理由は、就業率の低下にもかかわらず私的年金の増加などで資産格差が広がったからである。②1980年代の消費格差（消費分散で測定）は、60歳台前半層（1980年時点）が1986年をピークに1990年まで縮小し、60歳台後半層（同）が1984年以降縮小している（1989年除外）。

以下、第2節で基本モデルの概要、第3節で相続税導入時の変化を説明し、第4節のシミュレーションでは前節で得た分析結果の定量的意味を確認し、結論をまとめる。

2. 賦課方式年金＋長寿社会型遺産行動

2.1 選別利他主義

親は、生涯効用関数(1)式を最大化する。効用関数 $U(\cdot)$ は、加法分離、 $U' > 0$ 、 $U'' < 0$ の性質を満たす凹関数である。親は第2期首に n 人の子供を産んで、そのうち m 人を相続人とする「選別利他主義」選好を持っている ($m < n$)。賦課方式の公的年金のもと¹²⁾、親は第1期(若年期)に所得($Y = W + B$)から年金保険料(zY)を払って、第2期(高齢期)に年金($zYn/(1-p)$)をもらう¹³⁾。 W は賃金、 B は遺産、 z は年金保険料率、 ρ は時間選好率、 p は親が第2期首に死亡する確率、 R は資本収益率、 C_1 は第1期消費、 C_2 は第2期消費である。 n は出生率または人口増加率($=n-1$)とも解釈できる。

$$(1) \quad \text{Max}_{C_1} [U(C_1) + \rho p m V\{R((1-z)Y - C_1)/n\} \\ + (1-p)\rho \text{Max}_{C_2} \{U(C_2) + m V(R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2)/m\}]$$

(1)式の $\rho p m V\{R((1-z)Y - C_1)/n\}$ は、親が短命時に残す遺産からの効用を表す項で、1人当たりの遺産額 $R((1-z)Y - C_1)/n$ の関数になっている。また(1)式の第2項の $(1-p)\rho \cdot m V(R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2)/m$ は、親が長寿時に残す遺産からの効用を表す項で、1人当たりの遺産額 $R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2)/m$ の関数である。つまり、短命時には法律に従い子供全員に均分相続が起こるが、長寿時には親の選好で m 人に選別相続が起こると想定される。短命時の遺産は資本所得だけであるが、長寿時の遺産はこれに年金給付が加算され、そして親の第2期消費が差し引かれる。長寿時の相続が2期首の生存贈与の形になっているのは、若年期の消費・貯蓄決定時の所得の不確実性をなくすためである。

2つの遺産は前者が意図せざる遺産、後者が意図的遺産である。これらの2項がない利己主義経済が Abel (1985) の定式化であり、そして $n=m=1$ と $n/(1-p)=R$ の関係を持ち、親の寿命パターンと無関係に子供全員が遺産を相続し、積立方式の年金が考慮される経済が Chu (1987) の定式化である。また、 $V(\cdot)$ の argument が遺産ではなく子供の最適消費、 n の代わりに m 、公的年金の代わりに保険数理(不)公平年金が考慮される経済が Abel (1989) である。Barro (1974) の中立命題は、Abel (1989) の定式化からは導かれるが、(1)式からは導かれない。

これは、本稿が joy of giving の定式化が持つ長所の数値解へのアクセスを目指しているからである¹⁴⁾。

ここで $U(\cdot)$ 、 $V(\cdot)$ を $U(C) = C^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ 、 $V(C) = \theta B^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ の Bergson 型として特定化する。 θ は遺産動機のパラメーター、 $\theta=0$ は利己主義、 $\theta<1$ は自分の効用を子供のそれより優先する意味である。Bellman の最適化原則に従い (1) 式を後ろから解くと、第 2 期の評価関数は (2) 式のように書ける。S は若年期貯蓄 $((1-z-a)Y)$ である。

$$(2) \quad V(I) = \text{Max}_{C_2} [U(C_2) + mV((I-C_2)/m)], \quad I = SR + zYn/(1-p)$$

(2) 式を $U(\cdot)$ 、 $V(\cdot)$ に関する前の仮定の下で解いて、最適解 C_2^* が内点解として得られると $C_2^* = bI$ のように書ける。第 2 期の平均消費性向 b は m 、 θ と (3) 式の関係を持つ。

$$(3) \quad [(1-b)/bm]^\gamma = \theta$$

もし $\theta=1$ で自分の消費と遺産からの効用が同じであれば、 $b=1/(1+m)$ になる。(3) 式から b が保険料率 z と独立なので、 $C_2^* = bI$ を (2) 式に代入し (3) 式を利用すると (4) 式が得られる。(4) 式を (1) 式に代入すると、最大化問題は (1)' 式になる。

$$(4) \quad V(I) = b^{-\gamma} I^{1-\gamma}/(1-\gamma)$$

$$(1)' \quad \phi(Y; z) \equiv \text{Max}_{C_1} [C_1^{1-\gamma}/(1-\gamma) + p\rho m\theta \{R((1-z)Y - C_1)/n\}^{1-\gamma}/(1-\gamma) \\ + (1-p)\rho b^{-\gamma} \{R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p)\}^{1-\gamma}/(1-\gamma)]$$

$\gamma>0$ の場合、上記の目的関数が凹関数で内点解を持つのは明らかである。 C_1 について微分した結果と、最適解 C_1 が Y に比例するという $C_1 = aY$ (a は第 1 期の平均消費性向) の関係を利用し (5) 式を得る。この式は、生涯効用最大化から得られる a と R に関する非線形連立方程式である。(5)' 式は、 t 期貯蓄が $t+1$ 期の資本収益率に依存することを表している。

$$(5) \quad a^{-\gamma} = p\rho \cdot m/n \cdot \theta \{(1-z-a)/n\}^{-\gamma} R^{1-\gamma} + R(1-p)\rho b^{-\gamma} \{R(1-z-a) + zn/(1-p)\}^{-\gamma}$$

$$(5)' \quad a_t^{-\gamma} = p\rho \cdot m/n \cdot \theta \{(1-z-a_t)/n\}^{-\gamma} R_{t+1}^{1-\gamma} + R_{t+1}(1-p)\rho b^{-\gamma} \{R_{t+1}(1-z-a_t) + zn/(1-p)\}^{-\gamma}$$

2.2 内生的要素価格

労働力と貯蓄からなる供給面をみよう。まず、今期の若年者数を N 人すると、来期の労働者数は nN 人である。全家計貯蓄 $\int (1-bz-a_t) Y_t dF_t(Y_t) \equiv (1-bz-$

$a_t)N\bar{Y}_t$ は、(5)式の a_t と Y_t の独立関係から得たものである。ここで $F_t(Y_t)$ は Y_t の条件付き密度関数、 $\bar{Y}_t$ は年金以外の集計所得 Y_t の平均である。集計貯蓄は若年者からの $(1-bz-a_t)N\bar{Y}_t$ で、 $t+1$ 期の資本になる。若年者が行う集計貯蓄が $(1-bz-a_t)N\bar{Y}_t$ になることを説明しよう。議論を簡単にするため次のように仮定する。若年者の総所得 $N\bar{Y}_t$ は、労働所得と親から遺産としてもらう資本所得からなっている。ここで親子間の所得移転が起こる。若年者から高齢者への年金給付が $zN\bar{Y}_t$ 、高齢者から若年者への遺産（年金の一部）が $(1-b)zN\bar{Y}_t$ で、若年者から高齢者への純移転は、 $zN\bar{Y}_t - (1-b)zN\bar{Y}_t = bzN\bar{Y}_t$ になる。このことを考慮して、若年者が払う集計年金保険料が $bzNY$ であると定式化する。

同年金遺産へ税率 t の相続課税（第3節で議論）が行われる場合、税収 $t(1-b)zN\bar{Y}_t$ の全額が同期の若年者に移転されるとすると、若年者から高齢者への純移転は相続課税がないときと変わらない。

コブ＝ダグラス型生産関数 $F(K, L) = K^\alpha N^{1-\alpha}$ を考えると、 $t+1$ 期の全生産 (O_{t+1}) は(6)式、資本収益率は完全競争要素市場の仮定から資本の限界生産性で決まる(7式)。

$$(6) \quad O_{t+1} = (nN)^{1-\alpha} ((1-bz-a_t)N\bar{Y}_t)^\alpha = n^{1-\alpha} N (1-bz-a_t)^\alpha \bar{Y}_t^\alpha$$

$$(7) \quad R_{t+1} = \alpha n^{1-\alpha} (1-bz-a_t)^{\alpha-1} \bar{Y}_t^{\alpha-1}$$

次に、 $t+1$ 期の全若年者の総要素所得を求めよう。これは、全労働所得 $(1-\alpha)O_{t+1}$ と親からもらう全資本所得 $\alpha O_{t+1}(1-b+bp)$ で構成される。この資本所得は、親が短命時の意図せざる遺産 ($\alpha O_{t+1}p$) と、長寿時の意図的遺産 ($\alpha O_{t+1}(1-p)(1-b)$) の計である。従って、 $t+1$ 期の全若年者の総要素所得 ($nN\bar{Y}_{t+1} = (1-\alpha)O_{t+1} + \alpha O_{t+1}(1-b+bp)$) を、(6)式を利用して書き直すと(8)式になる。

$$(8) \quad \bar{Y}_{t+1} = n^{-\alpha} (1-bz-a_t)^\alpha \bar{Y}_t^\alpha [1-b\alpha(1-p)]$$

(5)(7)(8)式の差分方程式体系は、(5)式が親の生涯(t 期、 $t+1$ 期)における効用最大化行動から a_t, R_{t+1} の関係を、また(7)式と(8)式が t 期の所得分配や親子の貯蓄行動、そして集計生産関数から $R_{t+1}, a_t, \bar{Y}_t$ の関係、そして $\bar{Y}_{t+1}, a_t, \bar{Y}_t$ の関係を表している。これらの関係式を陰関数の形で書くと(9)式になる。

$$(9) \quad f(R_{t+1}, a_t) = 0, g(R_{t+1}, a_t, \bar{Y}_t) = 0, h(\bar{Y}_{t+1}, a_t, \bar{Y}_t) = 0$$

(9)式の陰関数体系は、特定の regularity condition のもとで安定的な唯一の解 $(a, \bar{Y}, R)$ を持つ。ここで分析を簡単にするため、この連立方程式からなる体系が安定条件を満たし¹⁵⁾、所得 $\bar{Y}_t$ が定常状態の水準に至る経路が保証されると仮定する。定常状態では(5)(7)(8)式の添字 t がとれるから、(8)式で平均所得 $\bar{Y}$ について解

くと、 $\bar{Y}^{1-\alpha} = n^{-\alpha} (1-bz-a_t)^{\alpha} [1-b\alpha(1-p)]$ になる。この均衡 $\bar{Y}$ を(7)式に代入して、 R と a に関する(10)式を得る。

$$(10) \quad R = \frac{\alpha n}{(1-bz-a)pb\alpha + (1-bz-a)(1-b\alpha)}$$

(5)式と(10)式で γ 値が決定されると、 a と R に関する連立方程式が確定される。他のパラメーターの値が確定されると、この連立方程式から $(a, \bar{Y}, R)$ の解が求められる。

2.3 定常状態消費分布

これまでの議論で定常状態の $(a, \bar{Y}, R)$ が得られた。以下では、これらの値のもとで定常状態における個別家計の平均所得と所得分散、そして消費分布を求める方法を示す。任意の定常状態の (a, R) のもと、 i 家計若年者 1 人の所得 Y_{t+1}^i の推移ルールは(11)式のように、 W の労働所得と親から移転される資本所得の合計である。

	所得	確率
	$W + (1-z-a)RY_t^i/n$	p
(11)	$Y_{t+1}^i = W + \{[(1-z-a)R + zn/(1-p)]Y_t^i(1-b)\}/m$	$(1-p)(m/n)$
	$W+0$	$(1-p)(1-m/n)$

親が確率 p で短命すると、子供全員が $(1-z-a)RY_t^i/n$ の意図せざる遺産を、確率 $(1-p)$ で長寿すると、相続人にする子供が $(1-p)(m/n)$ の確率で $\{[(1-z-a)R + zn/(1-p)]Y_t^i(1-b)\}/m$ の意図的遺産をもらう。一方、 $n-m$ 人の子供は $(1-p)(1-m/n)$ の確率で相続ゼロである。

(11)式の若年期所得の推移ルールは、マルコフ連鎖になっている。確率変数 Y_t^i の分布が収束するための十分条件は、Doebelin (または D) 条件の充足である¹⁶⁾。D 条件の充足が示す経済的な意味は、親の寿命・相続パターンで、現在の子供世代が相異なる (3つの) 所得を持っていたとしても、子供世代の子孫が (定常状態で) 同じ所得分布 (平均と分散が同じ) を持つ経済を想定して議論してもいいということである。

(11)式から得られる Y^i の平均と分散は(12)(13)式である。ここで $x=1-z-a$ 、 $q=(1-p)$ 、 $F=n/m-q$ である。(12)(13)式は、 i 家計が保険料率 z のもとで世代間移転を続ける場合、定常状態における子供世代の平均所得と所得分散を表している。すると、現在の世代における所得格差は先代からの世代間移転の結果として考えられる。(12)(13)式が意味を持つのは、分母が正のときである。また EY^i と $\text{Var}Y^i$ は i と独立だから、 EY^i と $\text{Var}Y^i$ を社会全体の平均所得や所得分散とみなし、上添字 i を省

くことができる。

$$(12) \quad EY^i = W / (1 - \pi), \quad \pi = (1/n) \cdot [Rp(1-z-a) + (1-b)\{R(1-p)(1-z-a) + zn\}]$$

$$(13) \quad \text{Var} Y^i =$$

$$\frac{(EY^i)^2 \frac{q}{n^2} [x^2 \{(1-b)^2 F - 2p(1-b) + p\} R^2 + \frac{2(1-b)zx \{(1-b)F - p\} Rn}{q} + \frac{z^2 F (1-b)^2 n^2}{q^2}]}{1 - \frac{1}{n^2} [px^2 R^2 + \frac{n}{m} q (1-b)^2 (xR + \frac{zn}{q})^2]}$$

3. 相続税の導入

前節の賦課方式年金の経済に、比例税率 t_a 、 t_b の相続税を導入した場合を考えよう。 t_a は前期遺産に対する税率、 t_b は後期遺産に対する税率である。関連式は以下のように書き直される。後のシミュレーションでは、親の短命時の遺産（前期遺産）と長寿時の遺産（後期遺産）を差別的に課税する場合と、保険料率と相続税率の引き上げを連動させる場合の2つのケースが、高齢期の所得格差に与える影響を分析する。

$$(1a) \quad \text{Max}_{c_1} [U(C_1) + p\rho m V\{R((1-z)Y - C_1)/n \cdot (1-t_a)\} \\ + (1-p)\rho \text{Max}_{c_2} \{U(C_2) + mV\{R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p) - C_2\}/m \cdot (1-t_b)\}]$$

$$(2a) \quad V(I) = \text{Max}_{c_2} [U(C_2) + mV\{(I - C_2)/m \cdot (1-t_b)\}]$$

$$(3a) \quad [(1-b)/bm]^\gamma = \theta(1-t_b)^{1-\gamma}$$

ここで、(4)式を(1a)式に代入すると最大化問題が(1a)'になり、これを微分して(5a)式が得られる。

$$(1a)' \quad \phi(Y; z) \equiv \text{Max}_{c_1} [C_1^{1-\gamma}/(1-\gamma) + p\rho m \theta \{R((1-z)Y - C_1)/n \cdot (1-t_a)\}^{1-\gamma}/(1-\gamma) \\ + (1-p)\rho b^{-\gamma} \{R((1-z)Y - C_1) + zYn/(1-p)\}^{1-\gamma}/(1-\gamma)]$$

$$(5a) \quad a^{-\gamma} = p\rho \cdot m/n \cdot \theta \{(1-z-a)/n\}^{-\gamma} R^{1-\gamma} (1-t_a)^{1-\gamma} + R(1-p)\rho b^{-\gamma} \cdot \{R(1-z-a) + zn/(1-p)\}^{-\gamma}$$

以上が、親の t 、 $t+1$ 期における効用最大化行動の結果である。次に経済の集計労働力は N 人、集計貯蓄は $(1-bz-a_t)N\bar{Y}_t$ である。また、相続税は(3a) (5a)式が

示すように、 $(b, a, \bar{Y}_t)$ を変化させ家計貯蓄水準を変化させる。

コブ=ダグラス型生産関数のもとで、 $t+1$ 期の資本 (K_{t+1}) は $(1-bz-a_t)N\bar{Y}_t$ 、生産 (O_{t+1}) は(6a)式になる。 $t+1$ 期の資本収益率は(7a)式である。

$$(6a) \quad O_{t+1} = (nN)^{1-\alpha} ((1-bz-a_t)N\bar{Y}_t)^\alpha = n^{1-\alpha} N (1-bz-a_t)^\alpha \bar{Y}_t^\alpha$$

$$(7a) \quad R_{t+1} = \alpha n^{1-\alpha} (1-bz-a_t)^{\alpha-1} \bar{Y}_t^{\alpha-1}$$

$t+1$ 期の若年者の総要素所得は、集計労働所得 $(1-\alpha)O_{t+1}$ と、親の集計資本所得からの遺産 $\alpha O_{t+1}[p(1-t_a) + (1-p)(1-b)(1-t_b)]$ の合計である。この資本所得は、親が短命時の意図せざる遺産 $\alpha O_{t+1}p(1-t_a)$ と、長寿時の意図的遺産 $\alpha O_{t+1}(1-p)(1-b)(1-t_b)$ の和である。

従って、 $t+1$ 期の若年者の総要素所得は、 $nN\bar{Y}_{t+1} = (1-\alpha)O_{t+1} + \alpha O_{t+1}[p(1-t_a) + (1-p)(1-b)(1-t_b)] + T_{t+1}$ 、 $T_{t+1} = \alpha O_{t+1}[pt_a + (1-p)(1-b)t_b]$ である。これを(6a)式を利用して書き直すと(8a)式になる。

$$(8a) \quad \bar{Y}_{t+1} = n^{-\alpha} (1-bz-a_t)^\alpha \bar{Y}_t^\alpha [1-b\alpha(1-p)]$$

定常状態で(8a)式で $\bar{Y}$ について解くと、 $\bar{Y}^{1-\alpha} = n^{-\alpha} (1-bz-a_t)^\alpha [1-b\alpha(1-p)]$ になる。この均衡 $\bar{Y}$ を(7a)式に代入して、 R と a に関する(10)式を得る。相続税の導入で (a, b) が変化すると、 R も変化する。以上で得た定常値 (a, R) のもと、 i 家計個人の若年期所得の推移ルールは(11a)式になる。

所得	確率
(11a) $Y_{t+1}^i = W + (1-z-a)RY_t^i / n \cdot (1-t_a) + T_{t+1}^i$	p
$W + [(1-z-a)R + zn / (1-p)] Y_t^i (1-b) / m \cdot (1-t_b) + T_{t+1}^i$	$(1-p)(m/n)$
$W + T_{t+1}^i$	$(1-p)(1-m/n)$
$T_{t+1}^i = [p \cdot (1-z-a)RY_{t+1}^i + (1-p) \cdot [(1-z-a)R + zn / (1-p)] Y_t^i (1-b)t_b] / n$	

T^i は政府から i 家計若年者1人当たりの移転所得を表す。政府は i 家計の遺産に相続税を課して、これを i 家計の若年者全員に平等に配る。従って、政府の予算式は明示的には使用されず、(11a)式に T^i の形で含まれている。相続税の配分は親世代から子供世代への移転であるが、賦課方式年金の配分は逆に子供世代から移転である。 $zn = (z \cdot n / (1-p)) \cdot (1-p)$ が示すように、左辺の保険料徴収分を生きている親 $(1-p)$ 人に1人当たり $z \cdot n / (1-p)$ ずつ給付する。本稿では相続税と年金の予算制約を区分している。

(11a)式から得られる定常状態における Y^i の平均と分散は、(12a)(13a)式になるが、平均は相続税導入前と同じである。

$$(12a) \quad EY^i = W / (1-\pi), \quad \pi = 1/n \cdot [Rp(1-z-a) + (1-b)\{R(1-p)(1-z-a) + zn\}]$$

$$(13a) \quad \text{Var}Y^1 =$$

$$\frac{(EY^1)^2 \left[\frac{p(xR(1-t_a))^2}{n^2} + \frac{q}{nm} \left\{ (xR + \frac{zn}{q})(1-b)(1-t_b) \right\}^2 + \frac{2\nu(\mu-\nu) + \nu^2}{n^2} - \pi^2 \right]}{1 - \left[\frac{p(xR(1-t_a))^2}{n^2} + \frac{q}{nm} \left\{ (xR + \frac{zn}{q})(1-b)(1-t_b) \right\}^2 + \frac{2\nu(\mu-\nu) + \nu^2}{n^2} \right]}$$

$$x = 1 - z - a, \quad q = (1-p), \quad \mu = pxR + q(xR + zn/q)(1-b),$$

$$\nu = pxRt_a + q(xR + zn/q)(1-b)t_b$$

相続税は、高齢期の消費・遺産行動はもちろん若年期の消費・貯蓄にも影響を与える。この結果、資本ストックが変化する。つまり、相続税の導入で (a, b, R) が変化する。当然ながら、相続税が考慮されている(13a)式は、相続税なしの(13)式に比べ小さい値を持つと考えられる。しかし、相続税の影響で両式の (a, b, R) はもはや同じではない。従って、(13a)式と(13)式の直線的比較は意味がなく、相続税の導入がi家計の定常状態所得の分散にどれほどの影響を与えているかを確認するためには、シミュレーションを待たねばならない。

4. シミュレーション分析の結果

以下では、これまでの定性的分析の効果を調べるため、各パラメーターに仮想的な値を与えシミュレーションを試みる。なぜなら、(5)式と(10)式からなる非線形連立方程式を定性的に解釈するのが難しいからである。

4.1 パラメーター・分析方法

基本パラメーター $(\gamma, p, \alpha, \rho, \theta)$ の値は $(2, 0.5, 0.3, 0.4, 0.5)$ で、 (b, m, n, t_a, t_b) だけが変化する。 (n, m, t_a, t_b) は外生であって、 b は (θ, m, t_b) が与えられると(3)式から得られる。また、人口変化は1期を30年とし、期間中一定の変化率を仮定する。

分析手順は、まず $(p, \alpha, \rho, b, m, n, t_a)$ の値のもとで、(5)式と(10)式の非線形連立方程式を解いて、第1期平均消費性向と利子率 (a, R) を求める。連立方程式の解の計算には Gauss-Seidel 繰返し法を利用した。 a, R から定常状態の若年期所得 (Y) が決まると、平均期待消費は若年期 (EC_1) が aEY 、高齢期 (EC_2) が $b\{(1-z-a)R + zn/(1-p)\}EY$ 、消費分散は若年期 (VC_1) が $a^2\text{Var}Y$ 、高齢期 (VC_2) が $b^2\{(1-z-a)R + zn/(1-p)\}^2\text{Var}Y$ として得られる。また、両期の定常状態の消費や遺産から(条件なし)期待間接効用 (EU) を計算する。続いて、所得(=消費)

の変動係数 ($h^2 = \text{Var}Y / EY^2$ 、 $h_c^2 = VC_1 / EC_1^2 = VC_2 / EC_2^2$ 、 $h^2 = h_c^2$) を求める。
 z は年金保険料率、 R_1 は意図せざる遺産 $R(1-z-a)$ 、 R_2 は年金を含む第2期首所得 $R(1-z-a) + zn / (1-p)$ である。

消費分散 (VC_1, VC_2) は実際値に 10^6 を、所得の変動係数 (h^2) は 10^2 をかけた数値で表す。消費分散は絶対値、所得格差は所得の変動係数にもとづくものなので、「消費分散の拡大」と「所得格差の拡大」が必ずしも一致しない場合がある。また、所得に比例する保険料に収益率 $n / (1-p)$ がつくから、高保険料率は高給付を意味する。

4.2 分析結果

子供全員が相続人 (表2) 所得格差は前期遺産と後期遺産の大きさの差によって生じる。前期遺産は資本収益率と p 、後期遺産は資本収益率と p の他に年金収益率と b によって決定される。一定の保険料率 (20%) までは、所得格差が縮小する。もっとも所得格差が縮小するのは、前期遺産と後期遺産の額が同額になるときである。保険料率30%でも、年金導入なし (ゼロ保険料率) より所得格差が小さい。

親の長寿時、子供の半分が相続人 (表3) 保険料率の引き上げで、一定の保険

表2 全員相続 (純粋利他主義、 $b, m, n = 0.59, 1, 1$)

z	R_1	R_2	$\bar{Y}$	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.329	0.329	0.655	0.323	0.126	1036	158	-6.262	0.650	0.494	0.991
0.05	0.313	0.413	0.597	0.324	0.144	563	112	-5.988	0.767	0.542	0.538
0.10	0.293	0.493	0.548	0.310	0.158	202	52	-6.005	0.875	0.566	0.209
0.15	0.269	0.569	0.507	0.290	0.169	25	8	-6.203	0.964	0.571	0.030
0.20	0.244	0.644	0.474	0.266	0.179	10	4	-6.529	1.026	0.562	0.014
0.25	0.219	0.719	0.447	0.242	0.188	98	59	-6.960	1.059	0.543	0.166
0.30	0.196	0.796	0.424	0.219	0.198	231	189	-7.492	1.068	0.516	0.482

表3 長寿社会型相続 (均分相続制約下の選別利他主義、 $b, m, n = 0.74, 0.5, 1$)

z	R_1	R_2	$\bar{Y}$	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.337	0.337	0.582	0.339	0.145	2380	437	-5.075	0.807	0.582	2.076
0.05	0.324	0.424	0.520	0.327	0.163	2001	498	-5.018	1.008	0.628	1.874
0.10	0.306	0.506	0.469	0.304	0.175	1601	533	-5.190	1.212	0.648	1.738
0.15	0.283	0.583	0.426	0.276	0.183	1288	569	-5.513	1.398	0.648	1.690
0.20	0.257	0.657	0.392	0.248	0.190	1086	636	-5.950	1.546	0.634	1.762
0.25	0.230	0.730	0.364	0.222	0.196	977	763	-6.481	1.645	0.610	1.981
0.30	0.205	0.805	0.342	0.198	0.203	926	975	-7.099	1.694	0.579	2.363

表4 相続税 (税収全額を移転、 $t_a, t_b, b, m, n=0.3, 0.3, 0.54, 1, 1$)

z	R ₁	R ₂	$\bar{Y}$	EC ₁	EC ₂	VC ₁	VC ₂	EU	R	a	h ²
0.00	0.327	0.327	0.679	0.314	0.120	402	59	-6.901	0.607	0.462	0.408
0.05	0.310	0.410	0.624	0.317	0.139	197	38	-6.547	0.702	0.508	0.196
0.10	0.291	0.491	0.578	0.307	0.154	54	13	-6.511	0.786	0.530	0.057
0.15	0.268	0.568	0.540	0.289	0.166	<u>1</u>	<u>0</u>	-6.669	0.852	0.535	<u>0.001</u>
0.20	0.245	0.645	0.508	0.268	0.177	24	11	-6.965	0.895	0.527	0.034
0.25	0.222	0.722	0.482	0.245	0.188	95	56	-7.377	0.917	0.508	0.158
0.30	0.200	0.800	0.460	0.222	0.199	183	147	-7.903	0.922	0.483	0.371

表5 相続税 (前期遺産重課税 後期遺産軽課税、 $t_a, t_b, b, m, n=0.6, 0.3, 0.54, 1, 1$)

z	R ₁	R ₂	$\bar{Y}$	EC ₁	EC ₂	VC ₁	VC ₂	EU	R	a	h ²
0.00	0.327	0.327	0.690	0.305	0.122	17	3	-7.411	0.586	0.442	0.018
0.05	0.311	0.411	0.642	0.307	0.143	<u>1</u>	<u>0</u>	-7.085	0.661	0.479	<u>0.001</u>
0.10	0.294	0.494	0.603	0.297	0.161	39	12	-7.069	0.721	0.493	0.045
0.15	0.274	0.574	0.570	0.281	0.177	118	47	-7.243	0.765	0.492	0.150
0.20	0.254	0.654	0.544	0.261	0.193	216	118	-7.559	0.793	0.480	0.317
0.25	0.234	0.734	0.521	0.240	0.207	316	236	-8.003	0.808	0.461	0.550
0.30	0.215	0.815	0.500	0.218	0.221	404	414	-8.578	0.814	0.436	0.848

表6 相続税 (前期遺産軽課税 後期遺産重課税、 $t_a, t_b, b, m, n=0.3, 0.6, 0.47, 1, 1$)

z	R ₁	R ₂	$\bar{Y}$	EC ₁	EC ₂	VC ₁	VC ₂	EU	R	a	h ²
0.00	0.323	0.323	0.711	0.301	0.108	605	78	-7.851	0.560	0.423	0.668
0.05	0.306	0.406	0.656	0.310	0.126	427	70	-7.308	0.641	0.473	0.444
0.10	0.285	0.485	0.607	0.304	0.139	236	49	-7.157	0.715	0.501	0.255
0.15	0.262	0.562	0.566	0.290	0.150	95	25	-7.243	0.774	0.512	0.113
0.20	0.237	0.637	0.531	0.270	0.160	20	7	-7.493	0.813	0.509	0.027
0.25	0.213	0.713	0.502	0.248	0.169	<u>0</u>	<u>0</u>	-7.875	0.833	0.494	<u>0.000</u>
0.30	0.191	0.791	0.478	0.226	0.178	16	10	-8.379	0.836	0.472	0.031

表7 相続税と年金の連動 (前後期遺産無差別に、高保険料率と高率課税、 $t_a, t_b, b, m, n=0.3 \sim 0.6, 0.3 \sim 0.6, 0.54 \sim 0.47, 1, 1$)

z	R ₁	R ₂	$\bar{Y}$	EC ₁	EC ₂	VC ₁	VC ₂	EU	R	a	h ²
0.00	0.327	0.327	0.679	0.314	0.120	402	59	-6.901	0.607	0.462	0.408
0.05	0.310	0.410	0.630	0.315	0.138	157	30	-6.685	0.689	0.500	0.158
0.10	0.290	0.490	0.592	0.304	0.151	28	7	-6.785	0.751	0.514	0.030
0.15	0.267	0.567	0.562	0.286	0.163	<u>1</u>	<u>0</u>	-7.092	0.785	0.509	<u>0.001</u>
0.20	0.245	0.645	0.541	0.265	0.175	29	12	-7.566	0.792	0.490	0.041
0.25	0.224	0.724	0.527	0.243	0.186	72	42	-8.211	0.777	0.462	0.121
0.30	0.205	0.805	0.517	0.220	0.196	105	83	-9.064	0.747	0.426	0.216

料率（15％）まで所得格差は縮小するが、高齢期の消費分散の絶対値は拡大する。長寿社会（小さい p ）では、保険料率の引き上げで所得格差も拡大する。理由は、高年金給付や高い資本収益率で増えた高齢期資産が、長寿で選別相続されるからである。

表2＋税率30％の相続税（表4）（若年期はもちろん）高齢期の所得格差が縮小し、定常状態の所得が増加する。ここでは親が税引後遺産を確保するため、高齢期消費を縮小させたからである¹⁷⁾。

遺産の差別課税（表5、表6） 高保険料率時には後期遺産に重課税、低保険料率時には前期遺産に重課税の方が所得格差を小さくする。前者の場合、年金を含む大きな後期遺産が課税されるので、選別相続による若年期の所得格差が縮小される。表4に比べ、両期の消費性向は減少、所得水準は増加する。後者の場合、より大きい前期遺産への重課税で若年期の所得格差が縮小される。表4に比べ、若年期の消費性向が減少、所得水準は増加する。

保険料率と相続税率の引き上げの連動（表7） 表4の経済に比べ、所得水準は増加し所得格差は縮小する。これは相続税による再分配や若年期・高齢期の消費性向の減少による効果である。

4.3 感応度分析

①高保険料率のもとで所得格差が高い②高保険料率のもとでの後期遺産重課税が高齢期の所得格差を縮小させるという2つの結論の安定性を検証しよう。

まず①と関連して、 $\gamma=0.5$ と $p=0$ のケースを調べよう。 $\gamma=0.5$ ¹⁸⁾の経済では、若年期の貯蓄が低下し資本収益率が高い。選別相続のもとでは保険料率が上昇するほど所得格差が拡大する。また、長寿で p が0（表8、他は表3と同じ）のとき、低保険料率より高保険料率のもとで所得格差が大きい。 p の縮小は、若年期の貯蓄増加を上回る（意図せざる）遺産減少をもたらし、全体貯蓄を減少させ資本収益率

表8 長寿社会型相続 ($p, b, m, n=0, 0.74, 0.5, 1$)

z	R_1	R_2	$\bar{Y}$	EC_1	EC_2	VC_1	VC_2	EU	R	a	h^2
0.00	0.385	0.385	0.516	0.262	0.147	711	223	-7.502	0.784	0.508	1.034
0.05	0.374	0.424	0.484	0.255	0.151	816	288	-7.500	0.883	0.527	1.257
0.10	0.359	0.459	0.452	0.243	0.153	879	349	-7.637	0.994	0.538	1.483
0.15	0.342	0.492	0.421	0.229	0.153	894	399	-7.908	1.116	0.544	1.706
0.20	0.320	0.520	0.390	0.212	0.150	862	431	-8.327	1.249	0.544	1.917
0.25	0.294	0.544	0.359	0.193	0.144	789	440	-8.918	1.394	0.539	2.108
0.30	0.264	0.564	0.328	0.173	0.137	683	423	-9.732	1.549	0.529	2.269

を上昇させる。これに高い保険料率による高給付が結合されると、高齢期の資産が増加し選別相続による所得格差が大きくなる。さらに、 p の縮小で年金収益率が資本収益率より低い場合($p=0$, $z=15\% \sim 30\%$, $p=0.3$, $z=25\% \sim 30\%$)でも、高保険料率で所得格差が大きい¹⁹⁾。そして n が1より小さくなり(つまり人口減少)年金収益率が資本収益率より低い場合でも、低保険料率より高保険料率で所得格差が大きい。

次に、②の高保険料率のもとでの後期遺産重課税の場合、長寿社会型遺産行動でも所得格差が縮小し、表5、表6の全員相続の経済での効果と同じである。

要するに、リスク回避度 γ 、死亡確率 p 、人口 n の変化、そして全員相続から長寿社会型遺産行動への変化に関わらず、本稿で得た定性的結論は逆転されない。

5. 結論

高い保険料率の賦課方式の年金のもと、親による選別相続は若年期はもちろん年金が給付される高齢期の所得格差をも大きくする。本稿で得られた結果は、第1に長寿・高保険料率社会であるほど、高齢期の所得格差(または消費分散)が大きい。この理由は、高給付や高い資本収益率によって大きな(資産を含む)所得を持つ高齢期の親が、子供に選別的に相続させることで生じる若年期の所得格差が、所得比例の年金や高い資本収益率によって子供世代の高齢期までつながるからである。第2に所得格差の是正に相続税を利用する場合、低保険料率では短命して残す前期遺産に重課税、高保険料率では長寿して残す後期遺産に重課税すべきである。他に、相続税率を保険料率の引き上げに合わせ引き上げることも有効策であろう。

第1はAbel(1985)の利己主義モデル・積立方式年金での結果とは逆の結果で、Chu(1987)の全員相続の王朝モデル(dynastic model)・積立方式年金での結果とは、高保険料率のときの所得格差の大きさと相異なる。Chuは保険料率の上昇で消費分散が縮小から拡大に転じる場合があることを指摘しているのに対して²⁰⁾、本稿では高保険料率(30%台)のときにもっとも所得格差が大きいと指摘している。この傾向は、死亡確率 p が小さくなるほど明確である。第2は「保有期間が長く、機会利得が大きい前期遺産に重課税すべき」という議論²¹⁾が、高保険料率のもとでは成立しないことを示している。

本稿から得られる政策含意は、高齢期の所得格差の縮小には、相続税の実効税率の引き上げによる若年期の(資産を含む)所得格差の是正が高齢期の年金給付の充

実化より有効である点である。また、結論は長寿社会型遺産行動という前提にもとづいて得られた。同遺産行動に対する実証的裏付けがなされるまで、本稿は今後の議論の方向性を示した予備的考察としての意味を持つだろう。ここでは高齢期の所得分散だけを議論したが、所得水準や期待効用に注目して適正保険料率を議論することも可能であろう。

注 釈

本稿の作成について一橋大学の石弘光、野口悠紀雄、寺西重郎、刈屋武昭、田近栄治、田中勝人、中馬宏之、深尾京司、福田慎一の諸教授、また本誌のレフェリーから貴重なコメントを戴いた。残る誤謬はすべて筆者に帰する。

- 1) 資本収益率が内生化される場合、①資本収益率 R は積立方式より賦課方式で高く、両方式間の資本収益率差は低保険料率より高保険料率で大きい。② $R < n$ の場合 (n は人口増加率)、年金収益率は積立方式の $R/(1-p)$ より賦課方式の $n/(1-p)$ が高い (p は死亡確率)。①②の成立時、若年期貯蓄と年金給付による高齢期所得と、所得分散に比例する消費分散は、積立方式より賦課方式で、低保険料率より高保険料率で大きい。
- 2) Chu (1987) の table 1～3 参照。ただ、table 3 の $\gamma=0.5$ の場合、高保険料率での高齢期の消費分散が低保険料率での消費分散より大きい。しかし、この場合にも変動係数で比較した所得 (=消費) 格差は、低保険料率より高保険料率で縮小している。
- 3) ここでは、親が子供の行動までを考慮する Bernheim et al. (1985)、Cox (1987) などの戦略的遺産動機と違って、子供のアクションを親が考慮していない。駒村 (1994) は高齢者の資産データ、大竹・ホリオカ (1994) は仕送り金や同居行動のデータを利用したそれぞれのプロビット分析を通じて、親が子供の行動に対する見返りとして遺産を配分するという利己的な遺産動機を確認している。選別遺産動機または利己的な遺産動機は、一定規模以上の資産を所有している高齢者ほど強く現れる。Altonji et al. (1992) は、アメリカで純粋利他主義の存在が検証されないと主張する。
- 4) (財)日本チャリティ協会が、東京の各地区老人クラブに所属する1780人 (男1004人、女776人、60代26%、70代60%、80代13%) を調査した。相続対策に関心を持つ者が男52%、女42%なのに、遺言書を書いている者は7%、6%であった (朝日新聞1989. 9. 13)。
- 5) 優遇の根拠は、遺言か家族間の暗黙的了解であろう。1980年の民法改正 (第904条の2) で、親への貢献に対する寄与分として財産分与を受けられるようになった。しかし、寄与分の算定をめぐるトラブルが多く、同居相続人の寄与分の明確な規定が問題になっている (田原想介、朝日新聞1990. 4. 25)。
- 6) 野口 (1992)、八代 (1993) p.40 (図4)、大竹 (1994) p.388 (図2) 参照。後者の記述

は、大竹 (1994) p.388 (図 2) 参照。この結論は、クロスセクション・データからのジニ係数にもとづいている。1984年の60～64歳層に比べ1989年の65～69歳層でジニ係数が高い。このことは1984年の65～69歳層や70～74歳層にも適用される。

- 7) 厚生省 (1988, 1994) を利用した本稿の分析。所得の変動係数は、全体が1986年の0.709から1992年の0.658に、仕事ありが0.713から0.618に縮小しているが、仕事なしは0.622から0.627に拡大した。仕事ありの所得格差縮小の理由の一つとして、在職老齢年金が持つ間接補助金効果と1990年の同年金の減額率改定による中間所得層の就労増加が考えられる。
- 8) 高山 (1992)、高山他 (1994)。同じ「全国消費実態調査」1989を利用した八代 (1993) は、高齢者世帯の資産分布が勤労者世帯のそれより偏っていると指摘している (p.41の図 5 A)。
- 9) 大竹 (1994) p.388。60歳以上の世帯で単独か夫婦のみの世帯の比率は、29.9% (1980年) から40.4% (1992年) に増加した。後者の記述は大竹 (1994) の図 1 と表 1 参照。「貧しい」高齢者世帯数の増加による「世帯構成変化効果」は、真の不平等度の増加とは区別されなければならない。世帯構成変化効果による不平等は、照山・伊藤 (1994) が指摘する「見せかけの不平等(1)」にあたる (p.284)。
- 10) 高山他 (1994)。Weil (1994) もアメリカの高齢者の貯蓄率がプラスであると指摘している。一方、大竹・ホリオカ (1994) は親から子供への純移転 (遺産-子供が遺産をもらうまでにかけた諸コスト) が、それほど多くないと主張する。その根拠として、親の高い貯蓄率にも関わらず子供世帯の資産格差がそれほど進んでいないことを上げている (p.240)。
- 11) ①は Hurd (1990) table11～12、②は Deaton-Paxson (1994) fig.2。
- 12) 長寿社会型遺産行動+積立方式年金の場合、保険料率の増加によって消費分散は一定保険料率 (10%) までは減少し、その後増加に転じる。これを全員相続+積立方式年金を想定する Chu (1987) と比較すると、低い保険料率 (Chu では20%) で消費分散が増加に転じる点が相異なる。従って、保険料率の増加で消費分散は増加する本稿の結果は、長寿社会型遺産行動に賦課方式年金を考慮した点から来ると考えられる。つまり、高い資本収益率や年金収益率が高齢期の所得を増加させ、これが選別相続され若年期の所得格差を拡大させるからである。
- 13) 労働所得に保険料率を掛けるのが現実的である。しかし、本稿では若年期の所得差が遺産などの資産所得から生じる (労働所得は一定) ので、差が出る総所得に保険料率を掛けると想定する。この Chu (1987) の想定を採用する理由は、本稿の目的が彼の結果と比較することにあるからである。この設定が本稿の結論を導いたとする野口教授のご指摘があるが、同じ設定から得られる結論は本稿と Chu では大きく相異なる。資産所得が若年期の人的資本の蓄積につながる場合、資本所得から保険料をとるという設定の非現実性は弱まるだろう。関連議論として Chu (1987) p.193の注 3 参照。
- 14) このような定式化は、Yarri (1965) などで利用されている。これを Abel and Warshawsky (1987) が「joy of giving 遺産動機」と定義している。
- 15) 定常状態の存在と安定性に関する議論は、線形の場合は Gandolfo (1980) pp.108-115、136-139、非線形の場合は同書の pp.428-459参照。「安定条件」とは、差分方程式から誘導

された特性方程式の根が、実数または複素数であれ絶対値が1より小さい条件である。つまり、すべての根が複素数平面上の単位円 (unit circle) の内部に存在する条件である。本稿の(8)式は非線形の差分方程式になっているので、通常はこれらを線形近似して得た線形体系から安定条件を求める方法がとられる。線形近似については Stokey-Lucas (1989) pp.148-156参照。

- 16) Stokey-Lucas (1989) pp.344-351、および Doob (1953) p.192、256。D条件は、状態空間で ergodic set と不変分布が、無限にあるか一つもないときを排除し、 Y_t^i の推移確率を示す Markov 行列が収束することを保証する。つまり、D条件の充足 $\rightarrow Y^i$ の推移確率を表す推移行列の収束 $\rightarrow Y^i$ の分布収束のように整理される。
- 17) 相続税の課税対象を表3にしなかった理由は、相続税の効果が長寿社会型遺産行動の効果と混じってしまうことを防ぐためである。また、所得増加は純粹利他主義仮定と γ 値に起因するので、長寿社会型相続や利己主義で、貯蓄が増加するとは限らない。これは相続課税で遺産価格が高くなり、需要減少が起こるからである。
- 18) $\gamma=2.0$ の場合、期待効用から判断される適正保険料率は5%か10%の水準である。これが $\gamma=0.5$ の場合にはゼロになる。つまり期待効用からみると、年金なしの経済がもっとも好ましいことになる。保険料率ゼロのコーナ解は、固定要素価格を採用する Eckstein et al. (1985)、Abel (1985) などが full-insurance のコーナ解を得ていることと対比される。
- 19) p の縮小は、資本の収益率に2つのルートで影響を与える(7式)。遺産の減少と Y の減少をもたらし R を増加させる効果が1つ、 a の減少が貯蓄を増加させ R を低下させる効果もう1つである。例えば、保険料率 $z=0\%$ の場合は後者の効果が大きく働き R が低下する。しかし $z=30\%$ の高保険料率では、可処分所得の縮小で後者の効果がそれほど働かないから R が増加する。つまり、 p の変化は年金の収益率と資本収益率とともに影響を与える。
- 20) 積立方式年金+長寿社会型遺産行動のもとでは、保険料率30%でも低保険料率(ゼロ率含む)よりも所得の不平等を押さえている。 h^2 は30%が0.01338、0%が0.02784、5%が0.01578。
- 21) 野口 (1994) p.120参照。

参考文献

朝日新聞 1989.9.13、1990.4.25

大竹文雄 (1994) 「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』Vol.45、No.5、pp.385-402

大竹文雄・チャールズ・ユウジ・ホリオカ (1994) 「貯蓄動機」『日本の所得と富の分配』東京大学出版会、pp.211-244

厚生省 (1988,1994) 『国民生活基礎調査1986,1992』

駒村康平 (1994) 「高齢者家計における遺産行動の経済分析」『社会保障研究』夏、pp.62-74

- 総務庁長官官房老人対策室 (1991) 『老人の生活と意識：国際比較調査結果報告書』
- 高山憲之 (1992) 「高齢者夫婦世帯の所得・消費・資産」 『経済研究』 Vol.43、No.2、pp.158-178
- 高山憲之他 (1994) 「家計資産の増加とその原因」 『経済研究』 Vol.45、No.1、pp.16-31
- 照山博司・伊藤隆敏 (1994) 「見せかけの不平等と真の不平等」 『日本の所得と富の分配』 東京大学出版会、pp.279-320
- 野口悠紀雄 (1992) 「家族内の世代間移転」 『日本経済研究』 No.22、pp.166-189
- (1994) 「相続税に関する基礎的考察」 『税制改革の新設計』 日本経済新聞社
- 八代尚宏 (1993) 「高齢者の経済的地位」 『日本経済研究』 No.25、pp.34-57
- Abel, Andrew B. (1985) "Precautionary Savings and Accidental Bequests," *A.E.R.*, Vol.75, No.4, Sep., pp.777-791.
- Abel, Andrew B. (1989) "Birth, Death, and Taxes," *J. Pub. E.*, Vol.39, pp.1-15.
- Abel, Andrew B. and M. Warshawsky (1987) "Specification of Joy of Giving: Insights from Altruism," *The Wharton School WP*, No.3-87, Univ. of Penn.
- Altonji, J. G. et al. (1992) "Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data," *A. E. R.*, Vol.82, No.5, pp.1177-1198.
- Barro, Robert J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?," *J. P. E.*, Vol.82, No.6, pp.1095-1117.
- Bernheim, B. D. et al. (1985) "The Strategic Bequest Motive," *J. P. E.*, Vol.93, No.6, pp.1045-1076.
- Chu, Cyrus, C. Y. (1987) "The Effect of Social Security on the Steady State Distribution of Consumption," *J. Pub. E.*, Vol.34, pp.189-210.
- Cox, Donald (1987) "Motive for Private Income Transfer," *J. P. E.*, Vol.95, No.3, pp.508-546.
- Deaton A. and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *J. P. E.*, Vol.102, No.3, pp.437-467.
- Doob, J. L. (1953) *Stochastic Processes*, John Wiley & Sons, Inc.
- Eckstein, Z. et al. (1985) "The Distribution of Wealth and Welfare in the Presence of Incomplete Annuity Markets," *Q. J. E.*, Vol.100, pp.789-806.
- Gandolfo, G. (1980) *Economics, Dynamics: Methods and Models*, North-Holland.
- Hurd, Michael D. (1990) "Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving," *J. of Econ. Liter.*, Vol.28, June 1990, pp.565-637.
- Stokey, N. L. and R. E. Lucas, Jr. (1989) *Recursive Methods in Economic Dynamics*, Harvard Univ. Press.
- Weil, D. N. (1994) "The Saving of the Elderly in Micro and Macro Data," *Q. J. E.*, Vol.109, pp.55-81.
- Yaari, M. E. (1965) "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer," *Review of Economic Studies*, Vol.32, pp.137-150.

付 録

(11)式から $EY_{t+1}^1 = W + \pi EY_t^1$ の関係式を得る。 $1 - \pi > 0$ であると、定常状態の平均所得 EY^1 は $W / (1 - \pi)$ になる。また(11)式から次の関係式が得られる。

$$E(Y_{t+1}^1 | Y_t^1) = W + \pi Y_t^1,$$

$$\text{Var}(Y_{t+1}^1 | Y_t^1) =$$

$$Y_t^1{}^2 \left[\frac{p(1-z-a)^2 R^2}{n^2} + \frac{1}{nm} (1-p)(1-b)^2 \left\{ (1-z-a)R + \frac{zn}{1-p} \right\}^2 - \pi^2 \right]$$

ここで

$$\text{Var}[E(Y_{t+1}^1 | Y_t^1)] = \pi^2 \text{Var} Y_t^1$$

と、

$$E[\text{Var}(Y_{t+1}^1 | Y_t^1)] =$$

$$EY_t^1{}^2 \left[\frac{p(1-z-a)^2 R^2}{n^2} + \frac{1}{nm} (1-p)(1-b)^2 \left\{ (1-z-a)R + \frac{zn}{1-p} \right\}^2 - \pi^2 \right] =$$

$$[\text{Var}(Y_t^1) + (EY_t^1)^2] [\Phi - \pi^2]$$

の関係を得る。

ここで Φ は

$$\frac{p(1-z-a)^2 R^2}{n^2} + \frac{1}{nm} (1-p)(1-b)^2 \left\{ (1-z-a)R + \frac{zn}{1-p} \right\}^2$$

である。

次に、公式の

$$\text{Var} Y_{t+1}^1 = E[\text{Var}(Y_{t+1}^1 | Y_t^1)] + \text{Var}[E(Y_{t+1}^1 | Y_t^1)]$$

を利用して、

$$\text{Var} Y_{t+1}^1 = \Phi \text{Var} Y_t^1 + [\Phi - \pi^2] (EY_t^1)^2$$

の関係を得る。

このとき、 $1 - \Phi > 0$ 、 $[\Phi - \pi^2] > 0$ の関係が満たされると、定常状態における所得 Y_t^1 の分散が存在する。 $x = 1 - z - a$ 、 $q = 1 - p$ 、 $F = n / m - (1 - p)$ と入れ替えて式を整理すると、(13)式が得られる。