

**COE-RES Discussion Paper Series
Center of Excellence Project
The Normative Evaluation and Social Choice of
Contemporary Economic Systems**

**Graduate School of Economics and Institute of Economic Research
Hitotsubashi University**

COE/RES Discussion Paper Series, No.130

September 2005

**賦課方式公的年金による所得再分配政策が
資産格差に与える影響について**

山田 知明
(一橋大学)

Naka 2-1, Kunitachi, Tokyo 186-8603, Japan
Phone: +81-42-580-9076 Fax: +81-42-580-9102
URL: <http://www.econ.hit-u.ac.jp/~coe-res/index.htm>
E-mail: coe-res@econ.hit-u.ac.jp

賦課方式公的年金による所得再分配政策が資産格差に与える影響について

山田知明*

一橋大学 COE 研究員

2005 年 9 月

概要

本稿では、社会保障制度による世代間所得移転が資産格差に与える影響を確率的動学一般均衡モデルを用いて分析する。賦課方式で運営される公的年金制度を考え、勤労所得から定率で徴収する際の年金保険料を様々に変更して政策シミュレーションを行い、異なる公的年金制度が資産格差に与える影響を考察した。一般均衡のもとでは、年金保険料を高めて老後の年金給付額を増加することはライフサイクル動機に基づく貯蓄を低下させ、全世帯を集計した総資本の低下は限界生産性の上昇を通じて利子所得の増加をもたらす。その結果、マクロ経済における資産格差を拡大させる可能性がある事を数値計算を用いて明らかにする。更に、同様の政策は世代間の資産格差に対して非対称的な影響を与える事を示す。資本所得の相対的役割の増大は多く貯蓄を保有する高齢世帯の資産格差を広げる一方で、若年層の資産格差を低下させる。そのため、公的年金制度の変更は世代間資産格差に対してトレードオフが存在することが明らかになる。

JEL Classification Numbers: E62, H21

Keywords: 資産格差、予備的貯蓄、ライフサイクル貯蓄、確率的動学一般均衡、政策シミュレーション

1 はじめに

本論文の目的は、日本経済における社会保障制度が資産格差に与える影響を考察することにある。我が国の年金制度は賦課方式で運営されているため、年金財政を均衡させながら制度を運営していくためには、勤労世帯の保険料を増加させるべきか、それとも引退世帯への給付を減額するべきかというバランスが必要になってくる。そのため、保険料率をどこに設定すべきかは公的年金制度の役割を考える上で最も重要な点である。我々は、公的年金制度が持つ世代間所得再分配の影響を資産格差の観点から分析する。資産格差は家計の貯蓄行動の帰結であると同時に、消費や所得に

*E-mail: tyamada@econ.hit-u.ac.jp. 本論文の作成にあたり、阿部修人助教授及び斎藤誠教授から非常に有益なコメントを頂いた。また、本研究に際し、一橋大学 21 世紀 COE プログラム「現代経済システムの規範的評価と社会的選択」の研究助成を受けた。ここに感謝したい。もちろん、残った全ての誤りは私自身の責任である。

比べてジニ係数で測った格差が大きく、一度拡大すると是正が困難という側面を持つ。資産格差には、異なる世代間の格差だけでなく同一世代内における格差も存在している。そこで、我々は政策シミュレーションを用いて、公的年金政策の違いがこれらの資産格差にどのような影響を与えるかを定量的に分析する。

社会保障制度に基づく世代間再分配政策の効果に関しては多くの先行研究が存在しており、若年層と高齢者層の間の消費・貯蓄に関しては世代重複モデルを用いて様々な分析がされてきた¹。我々は、社会保障制度が作り出す若年層と高齢者層の間の世代間再分配に加えて、同一世代内格差にも注目する。Aiyagari (1994) や Huggett (1996) は、多くの異質な経済主体が存在して各家計が固有の所得リスクに直面している時には、内生的に資産格差が生じることを動学一般均衡モデルを用いて明らかにした。幸運にも所得を多く獲得出来た家計は多額の資産を保有し、不運にも低所得が続いた家計はほとんど貯蓄が出来ない。そのため、同年代でも所得経路の実現に応じて保有する資産は家計間で異質なものとなる。公的年金制度は高齢時の所得保障のために勤労世帯の所得を財源とし、長生きをするリスクに備えた保険であるため、所得再分配効果を持っている。我々は Huggett (1996) を拡張したライフサイクルモデルを用いて、引退世代への年金支給額を増加する保険料率の変更が資産格差を拡大させる可能性がある事を明らかにする。

我々の関心は次の2点にある。第1に、公的年金制度による世代間所得再分配がジニ係数で測ったマクロ経済の資産格差を解消するのか、それとも悪化させるのか。第2に、そのような政策は同一世代内の資産格差にどのような影響をもたらすかである。我々が考える年金制度は「長生き(生存リスク)」に対する保険であると同時に、勤労時の所得の再分配機能を併せ持ち、老後の生活を保証するものである。Imrohroglu et al. (1995) に従い、勤労所得から定率で保険料を徴収し、引退世帯に定額で再分配するような公的年金制度を考える。このようなモデル化は、年金財政をバランスさせた下での厚生年金保険の側面を捉えたものと考えられる。

我々の主要な発見は以下の通りである。第1の疑問に関して、政府が年金保険料(年金拠出率)を増加させた際、マクロ経済における資産ジニ係数が上昇する可能性を指摘する。定率で保険料を徴収しているため、公的年金は異時点間の所得再分配機能に加えて同一世代内における所得再分配効果を持ち、生涯所得格差を縮小させる効果を持つ。恒常所得仮説と異なり、家計が労働所得に関する不確実性(所得リスク)に直面し、保険市場が不完備で流動性制約が存在する場合、若年層から引退世代への所得移転はライフサイクル動機に基づく貯蓄の大幅な変更をもたらす。一般均衡のもとでは、老後の所得保障によってライフサイクル動機に基づく貯蓄が必要なくなるのであれば、総資本供給は低下して資本からの限界生産性の増加を通じて利率は上昇する。我々は各家計の資産が異なる経済環境を考えているため、利子所得の増大は家計間に異なった影響を与える。高資産階層にとって資本所得の相対的役割の増加は更なる資産蓄積を促す一方で、ライフサイクル動機に

¹公的年金に関する基礎理論に関しては、例えば小塩(2005)を参照せよ。

基づく貯蓄が不要となった低資産家計は必要最低限の貯蓄しか保有せず、所得の大部分を消費活動に使う。そのため、年金保険料の増加によって、家計間の資産格差は拡大する。

第2に、世代内資産格差に対して若年層と中高齢層の間で異なる影響を与えることを明らかにする。社会保障政策の変更は資産階層毎に異なる影響を持つため、平均的な資産保有水準が異なる若年層と中高齢層との間に非対称的な資産分配的帰結をもたらす。若年層は平均的な資産保有高が少ないため、公的年金制度の変更による利子所得の影響は受けにくい。保険料率の増加によって利子率が上昇しても、ライフサイクル動機に基づく貯蓄の低下幅が大きければ利子所得による資産格差拡大の影響はほとんど存在せず、平均貯蓄水準低下と流動性制約から資産格差は若干、縮小する。一方、高齢世帯は平均貯蓄額が大きいため、資本所得の増大が資産格差拡大につながる。そのため、高齢世帯の所得安定のための政策が彼等の資産格差を拡大させてしまう。特に異時点間の代替の弾力性がゼロに近く異時点間の消費の平滑化を望む場合、異なる政策間でライフサイクル動機に基づく貯蓄が大きく異なり、その結果として利子率も大幅に変わってくる事から、影響は大きくなる。

本論文で用いるのは Aiyagari (1994) モデルにライフサイクル側面を含めた、Huggett (1996) 及び Imrohoroglu et al. (1995) によるライフサイクルモデルである。モデルの特徴は以下の通りである。家計は無数に存在し、各家計は勤労時に労働所得に関する固有リスクに直面しており、そのリスクに関する保険市場は不完備であるとする。一方、生存に関しても固有リスク直面する。即ち、二種類の固有リスクが存在しているが、マクロ経済には不確実性は存在しない。市場が不完備であるため、家計は予備的動機と引退時に備えたライフサイクル動機に基づいて貯蓄を行う。利他的動機が無い状況では、消費者は恒常所得・ライフサイクル仮説に従って行動する。更に、我々は異時点間の代替の弾力性と相対的危険回避度を区別するために、Kreps-Porteus 型効用関数を採用する。この型のモデルには解析解が存在しないため、分析手法として数値解析を用い、政策シミュレーションを行う。日本経済のカリブレーションによって、資産のジニ係数を使って資産に関する不平等性を測ることにする。

本論分の構成は以下の通りである。2節で世代重複モデルを設定する。次に、数値解析を用いてモデルを解くために、3節で均衡が日本経済を複製するようにモデル・パラメータをカリブレートする。4節では得られた数値計算結果に関する議論を行い、5節でまとめる。

2 モデル

2.1 家計行動

T 世代存在する世代重複モデルを考える。本節のモデルは Huggett (1996) を効用関数に関して Kreps-Porteus 型に拡張しており、定常経済のみに注目する。各世代には無数の異質な家計が存在し、 $t = 1, \dots, T$ 歳世代人口を μ_t と書く事にする。経済全体の人口を 1 に基準化し ($\sum_{t=1}^T \mu_t = 1$)、

各世代は連続体上に存在する。人口成長率はゼロとし、人口構成は定常的であると想定する。各家計は最大で T 期間生存する事が出来るが、生存リスクに直面しており、 $s_t \in (0, 1)$ を外生的に与えられた t 歳から $t + 1$ 歳への生存確率とする。人口が連続体上で表現されているため、 s_t は生存確率だけでなく、現在生存している t 歳世代の中でどれだけ $t + 1$ 歳になるかも表現している。即ち、 $t + 1$ 歳世代の人口 μ_{t+1} は $\mu_{t+1} = s_t \mu_t$ となる。

各家計は R 歳 ($T > R$) までは勤労期であり、 $R + 1$ 歳以降は必ず引退する。勤労期である 1 歳から R 歳までは、1 単位の労働供給が可能であり企業に非弾力的に労働供給を行うが、引退した後は労働供給は一切出来なくなり、フロー所得は政府が提供する年金所得のみとなる。

全家計は同じ年齢・平均生産性プロファイル $\{\eta_t\}_{t=1}^R$ を持っており、 t 歳における各消費者は平均的には $w\eta_t$ の賃金を得る事が出来る。しかし、勤労期において労働生産性 $e_t \in E$ は家計毎に異なり、労働所得に関する固有リスクに直面している。よって、 t 歳の労働所得は 3 つの要素 $w\eta_t e_t$ に分解する事が可能である。第 1 に固有の生産性である e_t 、第 2 に外生的に決められた年齢毎の生産効率性 η_t 、第 3 に労働市場で決まってくる単位あたり賃金 w である。各家計は生産性 e_t の変化によって平均的な労働所得 $w\eta_t$ から乖離した賃金を受け取る事になり、幸運な人は平均所得よりも多くを稼ぎ、不運な人は低い所得しか受け取れない。仮定から、 $t > R$ であれば $\eta_t = 0$ である。

労働所得の構成要素のうち労働生産性 e_t は確率的に決定し、有限状態のマルコフ環に従うと仮定する。現在の状態 e から e' への推移確率を $\pi(e'|e)$ と書く事にする。即ち、労働所得リスクは持続性を持ち、労働生産性の確率過程 π には一意的な普遍分布 $\Pi(e)$ が存在すると仮定する。

異時点間の消費の意思決定の為に家計は資産 $a_t \in A \subseteq \mathbb{R}_+$ を保有する。固有リスクに対する保険市場は存在せず、民間の年金市場も存在していないため、労働者は自身の引退に備えて、また予備的動機として貯蓄を行う。資産保有に関して外生的に流動性制約 $a_t \geq 0$ を課しておく。親等からの所得移転は存在しないため、全ての消費者は経済参加時には資産を一切保有していない ($a_1 = 0$)。また、子孫に対する利他的遺産動機はなく、 T 歳までには全ての資産を必ず使い切る。即ち、遺産は死亡による偶発的なものでしかない。意図せぬ遺産は政府によって全て没収され、全ての家計に定額で Tr 単位だけ分配される。

我々の経済において、政府は賦課方式 (pay-as-you-go) で公的年金を運営している。民間市場では生存リスクに対する保険は一切提供されていないため、政府が提供する年金保険が「長生きするリスク」を回避する唯一の手段である。政府は、勤労世帯が得た労働所得に定率で τ だけ年金拠出 (社会保障負担) をさせて、徴収した額を引退世帯に給付する。引退家計は、年金給付として定額 wb 単位だけ死亡するまで支給されるとする。ここで、 $b \in \mathbb{R}_+$ は現行賃金水準を基準とした所得代替率 (replacement rate) である。年金は全家計に等分されるため、結果的に公的年金制度は労働所得に対して再分配の効果を持つ²。日本における社会保障制度は非常に複雑であり、その全て

²年金制度のような社会保障制度が再分配効果を持つべきかという議論には様々な意見がある。特に、再分配機能は税

をモデル化する事は困難であるが、次節で議論するように我々の特定化は日本経済をある程度、カリブレートしている。

家計は再帰的に定義された次の効用関数を最大化するように消費及び貯蓄を決定する³。

$$U_t(\cdot) = \left\{ c_t^\rho + s_t \beta \left[\sum_{e^0 \in E} \pi(e^0|e) U_{t+1}^\gamma(\cdot) \right]^{\frac{\rho}{\gamma}} \right\}^{\frac{1}{\rho}}, \text{ for all } t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

但し、 c_t は t 歳時の消費で β は割引因子である。全ての消費者は最大で T 期間しか生存できないため、必ず $U_{T+1}(\cdot) = 0$ である。

このような効用関数の特定化によって、相対的危険回避度と異時点間の代替の弾力性 (elasticity of intertemporal substitution; EIS) を別々のパラメーターで表現する事が出来る。パラメーター $\frac{1}{1-\rho}$ は異時点間の代替の弾力性を表し、 $1-\gamma$ は消費者の相対的危険回避度を示す。 $\gamma < 1$ 、 $\rho < 1$ 及び $\rho \neq 0$ を仮定する。もし $\rho = \gamma$ であれば、(1) 式は時間加法的な CRRA 型効用関数に退化する。

2.2 市場取引と動的計画法

不確実性の実現及び意思決定のタイミングは次の通りである。まず、 t 歳期初に各家計の労働生産性 $\eta_t e_t$ が決定する。全家計は非弾力的に労働供給を行い、代表的企業は家計が供給する資産を集計した総資本 K と総労働供給 N を使って生産活動を行う。生産活動に伴い賃金及び利子が支払いがなされるが、労働所得の一部は公的年金として徴収され、引退世帯に再分配される。政府からは前期末に死亡した人達の遺産配分も行われ、家計の総所得が決定する。そのため、前期に蓄積した資産保有 a_t を所与として消費と貯蓄を決定する事が出来る。消費活動を終えた後、生存リスク s_t によって一部 $((1-s_t)\mu_t)$ が死亡し、彼等の遺産 $\mu_t(1-s_t)a_{t+1}$ は課税されて次期期初に分配される。

総産出 Y は、総資本ストック K と総労働供給 N を使って生産される。マクロ経済での生産関数は $Y = K^\alpha N^{1-\alpha}$ とする。生産要素市場は競争的であり、賃金 w 及び利子率 r は競争的に決定する。

ここで、各消費者の問題を動的計画法 (dynamic programming) によって記述し直そう。家計の t 歳期初における状態変数は (t, a, e) であり、 $x \stackrel{\text{def}}{=} (a, e) \in X = A \times E$ と定義し直す。 $V_t(x)$ を t 歳で状態が x である消費者の価値関数とする。このとき、 $t = 1, \dots, T$ における消費者問題は次の

でまかない、社会保険は保険機能のみを持つべきであるという意見は多い。この論文における我々の目的は、公的年金による世代間所得移転が再分配効果を持つ「べき」かどうかではなく、結果的に再分配効果を持つという点に注目している。もし、年金制度に再分配効果が一切存在しなければ、いわゆる「強制貯蓄」となる。

³この型の効用関数に関しては、Kreps and Porteus (1978) 及び Epstein and Zin (1989) を参照せよ。

通りとなる。

$$V_t(x_t) = \max_{c,a} \left\{ c_t^\rho + s_t \beta \left[\sum_{e'_{t+1} \in E} \pi(e'_{t+1}|e_t) V_{t+1}^\gamma(x_{t+1}) \right] \right\}^{\frac{1}{\rho}} \quad (2)$$

subject to

$$c_t + a_{t+1} \leq (1+r)a_t + (1-\tau)w\eta_t e_t + Tr \quad (\text{勤労世代})$$

$$c_t + a_{t+1} \leq (1+r)a_t + wb + Tr \quad (\text{引退世代})$$

$$a_1 = 0, a_t \geq 0, a_{T+1} = 0 \text{ and } e_1 \text{ given.}$$

政策関数を $c_t(a, e)$ 、 $a_t(a, e)$ と書く事にする。この問題に解析的な解は存在しないが、 $V_{T+1}(\cdot) = 0$ であるため、バックワード・インダクションを使って近似的に解く事が出来る。

2.3 推移確率と資産分布

政策関数と労働生産性の推移確率 $\pi(e'|e)$ から、状態 x の推移関数 $Q_t(\cdot, \cdot)$ と状態空間上の分布関数を作る事が出来る。即ち、ある資産を保有し、生産性が e' である家計がどれだけ存在しているかの分布を計算する事が出来る。 $(X, \mathcal{B}(X), \Phi_t)$ を確率空間とする。但し、 $\mathcal{B}(X)$ は Borel σ -field であり、 $\Phi_t(B)$ は $B \in \mathcal{B}(X)$ 上の確率測度である。確率測度は個人の状態空間の部分空間上で定義され、状態が $B \in \mathcal{B}(X)$ である人達の割合も示している (均衡においては一定である)。経済に参入したての消費者の分布は、資産 0 の人達しかいないため、 Φ_1 は 0 上で 1 を取る。推移関数 $Q_t: X \times \mathcal{B}(X) \rightarrow [0, 1]$ を

$$Q_t(x, B) = \sum_{e^0 \in B} \begin{cases} \pi(e'|e) \text{ if } a_t(x) \in B \\ 0 \text{ else} \end{cases}, \text{ for all } t = 1, \dots, T.$$

と定義する。即ち、現在の状態が x である t 歳消費者が次期に状態 B へ推移する確率を示している。

初期分布 Φ_1 からスタートして、各年齢 t 毎の分布 $\{\Phi_t\}_{t=1}^T$ は次式で推移する。

$$\Phi_{t+1}(B) = \int_X Q_t(x, B) d\Phi_t, \quad (\forall B \in \mathcal{B}(X)), t = 1, \dots, T \quad (3)$$

分布関数 (3) から、総資本及び総労働供給は同世代家計の供給を分布関数を用いて集計して人口調整を行った

$$K = \sum_{t=1}^T \mu_t \int_X k_t d\Phi_t, N = \sum_{t=1}^T \mu_t \eta_t \int_X e_t d\Phi_t$$

で定義できる。

2.4 競争均衡の定義

我々は総資本、分布関数及び利率が時間を通じて一定となる定常均衡に注目する。

定義 1 定常均衡は、価値関数 $V_t : A \times E \rightarrow \mathbb{R}$ 、政策関数 $a_t : A \times E \rightarrow \mathbb{R}_+$ 、 $c_t : A \times E \rightarrow \mathbb{R}_+$ 、総資本及び総労働 (K, N) 、要素価格 (w^*, r^*) 、社会保障負担率及び年金率 (τ, b) 、移転 Tr と分布関数 Φ_t で、以下を満たすものである。

(i) (w, r) を所与として、価値関数 $V_t(\cdot, \cdot)$ は家計のベルマン方程式 (2) を満たし、 $c_t(a, e)$ と $a_t(a, e)$ はそれに伴う政策関数となる。また、 $V_t(\cdot, \cdot)$ 、 $c_t(\cdot, \cdot)$ 及び $a_t(\cdot, \cdot)$ は $\mathcal{B}(X)$ に可測である。

(ii) 価格 w^* 及び r^* は次の条件を満たす。

$$r^* = \frac{\partial F(K, N)}{\partial K} - \delta, \quad w^* = \frac{\partial F(K, N)}{\partial N}.$$

但し、 $\delta \in (0, 1)$ は資本減耗率である。

(iii) 財、資本及び労働市場は均衡している。

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T \mu_t \int c_t(\cdot) d\Phi_t + \sum_{t=1}^T \mu_t \int a_{t+1}(\cdot) d\Phi_t &\leq Y + (1 - \delta) \sum_{t=1}^T \mu_t \int a_t(\cdot) d\Phi_t, \\ K &= \sum_{t=1}^T \mu_t \int_X a_t d\Phi_t, \quad N = \sum_{t=1}^T \mu_t \eta_t \int_X e d\Phi_t. \end{aligned}$$

(iv) 分布関数は家計行動と整合的である。

$$\Phi_{t+1}(B) = \int_X Q_t(x, B) d\Phi_t, \quad (\forall B \in \mathcal{B}(X)), \quad t = 1, \dots, T.$$

(v) 政府は毎期、予算が均衡するように公的年金を運営している。

$$\tau \sum_{t=1}^R \mu_t \sum_{e_t \in E} \Pi(e_t) \eta_t e_t = \sum_{t=R+1}^T \mu_t b. \quad (4)$$

(vi) 意図しない遺産は再分配されている。

$$Tr = \sum_{t=1}^T \mu_t (1 - \alpha_t) \int_X (1 + r) a_{t+1} d\Phi_t.$$

均衡条件 (i)、(ii)、(iii) は標準的な競争均衡の定義と同じである。条件 (iv) から、個人の最適な意思決定と状態の分布が整合的であることを要求している。また、均衡条件 (v) によって、政府は毎期の移転の為の課税を完全に分配しつくす。最後の条件 (vi) によって、意図せぬ遺産は全ての消費者に等分されて分配される。

ワルラス法則により、(iii) の市場均衡条件の内、2 つが成立していれば残り 1 つは必ず満たされる。また、労働者は非弾力的に効率単位で労働供給をするため、労働市場は必ず清算される。そのため、我々は資本市場の均衡にのみ注目する事にすれば良い。しかし、一般に定常均衡の存在を

解析的に分析する事は困難である。変わりに、我々は数値計算によって近似的に定常均衡を作り出す⁴。

3 カリブレーション

2節で設定されたライフサイクルモデルを解析的に分析する事は不可能なため、数値解析を用いる。定常均衡を出来るだけ日本経済に近づけ、その下で政策変更のマクロ経済的帰結を分析する。

3.1 ファンダメンタル・パラメター

モデルの1期間は1年であるとする。Hayashi and Prescott (2001) は1984～1989年の日本経済のカリブレーションを行っている。彼等の推定に従って、資本分配率及び資本減耗を決定しよう。生産関数はCobb=Douglas型であり、資本のシェア α は0.362で、資本減耗は $\delta = 0.089$ とする。割引因子 β に関して、Hayashi and Prescott (2001)では0.976と推定されている。阿部・山田(2005)は家計調査に基づく構造推定から割引因子(及び相対的危険回避度)を、 $\beta = 0.971 - 982$ と推定している。両者の推定量は非常に近い事から、ほぼ中間値となる $\beta = 0.976$ を用いる事にする。

Kreps-Porteus型効用関数(1)は、相対的危険回避度と代替の弾力性を別々に設定する事が出来る。異時点間の代替の弾力性に関しては、実証的立場から2つの異なる意見が存在している。集計量での消費データに基づく代替の弾力性は0に近く推定される一方で、RBCや経済成長論の分野では1に近いと考えられている⁵。両者の対立する実証結果を厳密に議論する事はこの論文の目的から大きく外れるためここではしないが、後で明らかになるようにこの違いは異なった政策的インプリケーションをもたらす。そのため、 $EIS \in \{0.2, 0.8\}$ ($\rho \in \{-4.0, -0.25\}$)と設定する。

相対的危険回避度を推定する事にも困難が伴う。Epstein and Zin (1991)は代替の弾力性と危険回避度を推定し、EISは0.8～0.2で危険回避度のパラメター γ は0に近いとしている。我々の数値計算では相対的危険回避度の影響は単調であり、結論を大きく変えない事から $\gamma = 0$ とする。

経済に参加したばかりの家計は20歳($t = 1$)で、最大で85歳(i.e., $T = 66$)まで生きる事が出来る。また、65歳(i.e., $R = 46$)で必ず引退する。生存確率 $\{s_t\}_{t=1}^T$ に関しては、国立社会保障・人口問題研究所(2002)による「生残率」を用いた。この時、勤労世帯20～65歳に対する66～85歳人口は、およそ22.57%となる。2000年度の同比率は20.24%であるため2%程度モデルの方が高めであるが、この程度に違いであれば十分に現在の日本経済における公的年金制度を捉えられる。

年齢・所得プロファイル $\{\eta_t\}_{t=1}^R$ は、年齢毎のライフサイクルでの賃金カーブをレプリケートす

⁴具体的な方法に関しては、補論を参照して欲しい。

⁵EISの推定に関しては、例えばGouvenen(2005)を参照せよ。

るように決定する。賃金カーブの計算には平成 14 年の「賃金構造基本統計調査」を用いて、年間所得は男性労働者の [きまって支給する現金]×12+[年間賞与その他特別給与額] によって導出した。平均所得は 50 歳前後をピークとする山型の曲線になる。

3.2 労働所得に関する固有リスク

最後に、確率的に決定する固有リスクをカリブレートしよう。労働生産性の対数値 $y_t = \log e_t$ が AR(1) に従うとする。

$$y_t = \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

但し、 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$ に従う。この特定化から、全てのショックは持続性を持つ。パラメーター θ は持続性の程度を表し、 $\sigma_{\varepsilon_t}^2$ がショックの大きさを特徴付ける。Ohtake and Saito (1998) は日本における年齢毎の対数所得分散を推定し、分散は年齢と共に上昇していく事を明らかにしている。そのため、彼等に従い、対数所得分散 $\sigma_{\varepsilon_t}^2$ は年齢に依存していると仮定する。対数所得分散に関しては「全国消費実態調査」に基づいて地方世帯等についてコントロールをした Abe and Yamada (2005) に従い、年齢毎の対数所得分散を複製するように、図 1 のように所得の不確実性パラメーター $\sigma_{\varepsilon_t}^2$ を決定した⁶。

[図 1: 年齢毎の対数所得分散]

持続性のパラメーター θ は 0.95 に設定した。Abe and Yamada (2005) の推定では対数所得分散の持続性は非常に強く、場合によっては $\theta \geq 1$ の可能性を排除できない事も明らかにしている。しかし、我々の分析手法では残念ながら $\theta = 1$ は扱えないため、0.95 とした。これ以上 θ を 1 に近づけても結論を大きく変更しないため、この設定は一般性を持つ。Tauchen (1986) に従い、(5) 式を状態数が 15 個のマルコフ環で近似する。

4 主要結果

4.1 社会保障と世代間資産格差

前節で設定した世代重複モデルに基づいて定常均衡を計算した結果が表 1 である。異時点間の代替の弾力性 (EIS) を 0.2 と 0.8 に設定し、様々な年金拠出率 ($\tau = 5\%, 10\%, 15\%, 20\%$) の下で資産ジニ係数、均衡利率及びいくつかのマクロ統計量をまとめている。年金保険料収入は労働所得から定率で徴収され、政府の予算制約 (4) を満たすように所得代替率 b が内生的に決定する。例え

⁶Abe and Yamada (2005) は、所得を様々な変数に回帰して年齢毎の対数所得分散経路を推定している。Storesletten et al.(2004) は、アメリカ合衆国で同様の実証分析を行っている。

ば、一律に労働所得の 5% 拠出を行った場合には老後に平均賃金の 18% が支払われ、15% 拠出であれば 55% が支払われる (表 1)。我が国における公的年金制度は、定額拠出の国民基礎年金と定率で拠出する厚生年金に分けられる。我々のモデルにおける定率拠出は厚生年金部分とみなす事が出来、おおよそ 15% の拠出で 55% 給付という均衡での値は、厚生年金 13.58%(+国民基礎年金)の拠出で 59.3% の給付という現行水準におけるモデルケースに近い結果といえる。そのため、定常状態は日本経済における公的年金制度をうまく近似している。

我々の議論の中心であるモデルにおける資産ジニ係数は、日本経済の資産ジニ係数をうまく複製する事が出来ている。資産ジニ係数の計測には、資産の定義として何を用いるかという問題が伴い、持ち家世帯のみと区別なく全世帯を計測した場合、その値は大きく変化する事が知られている。モデルにおいて持ち家かどうかを測る要素は一切含まれていないが、ライフサイクルにおける全資産のジニ係数を計測した場合、我々のモデルにおける資産ジニ係数は日本経済をうまくレプリケート出来ていると考えられる⁷。

モデルにおける公的年金制度は、賃金から定率で年金拠出をして全世帯に同額を給付する。勤労期の所得は労働生産性の違いから家計毎に異なるため、所得再分配効果を持ち、公的年金制度によって生涯所得格差は縮小している。ところが、年金拠出率を増加させて老後の生活を保証することは、マクロ経済における資産ジニ係数の上昇をもたらす。この傾向は、異時点間の代替の弾力性が小さいケースにおいてより明確になる。代替の弾力性が 0.2 で、異時点間の消費の平滑化を強く望む家計が暮らす社会において、年金拠出率 τ が 5% から 20% へ増加すると、資産ジニ係数は 0.638 から 0.705 へと大幅に上昇する。代替の弾力性がより 1 に近い経済においても 0.638 から 0.650 へと、上昇幅は低下しているが、上昇する結果をもたらす。即ち、公的年金制度が異時点間の所得再分配効果を持ち、生涯所得格差を縮小する方向に働いていたとしても、資産格差は拡大する可能性が数値計算から示されている。この結果は、所得再分配政策が意図せぬ経済格差の拡大の可能性を持っている事を意味する。

では、何故、マクロ経済における資産格差は拡大してしまったのであろうか。この点を、社会保障制度が持つ世代間再分配効果と世代内再分配効果という二つの視点から分析をしていこう。まず、賦課方式年金制度が持つ世代間再分配効果に注目する。もし資産市場が完備であり同一コーホート間で所得リスクに対する保険契約が可能であるならば、固有リスクは完全にシェアする事が出来、公的年金の役割は老後の所得保障 (長生きリスク) の為の保険のみになる。同一世代内の資産格差は一切無くなり、貯蓄は引退期に備えた蓄えの役割のみとなる。老後の所得保障額がより大きくなると、引退期に備えたライフサイクル動機による貯蓄があまり必要なくなる。そのため、資本市場を均衡させるために利子率が上昇する。年齢・貯蓄経路のピークが低くなり、平均的な世代間格差は縮まるため、マクロ経済全体での資産格差も縮まっているように感じるかもしれない。

⁷我が国における経済格差に関しては、大竹 (2005) を参照せよ。

ところが、我々のモデルは不完備市場を考えているため、家計の異質性は年齢だけではなく同一世代内でも資産保有量及び所得の違いが存在している。利子率の上昇は資本所得の増加をもたらすため、資産保有量が多い家計ほど高利子率の恩恵を受けやすくなる。そのため、高資産層にとっては更なる資産保有につながり、資産分布の右側の裾が広がる。これが資産格差拡大の第一の要因である。一方、老後の所得保障が確実な為、ライフサイクル動機は低下している。特に、現在の所得水準が低く資産保有も少ない家計にとって、老後の蓄えをしなくても引退後の不安がないため、ゼロ貯蓄付近の家計は増加する。そのため、低資産階層の資産分布はよりゼロに近づく。これが二番目の資産格差拡大要因となる。そのため、公的年金による老後の所得保障は世代内再分配効果を持ち、一般均衡の下では、全体的な資産格差を拡大させる⁸。

公的年金制度の変更が資産ジニ係数に与える影響の大きさは、異時点間の代替の弾力性に強く依存している。EIS がゼロに近い場合、異時点間の消費経路を平滑化する事を強く望んでいる。老後の所得保証が十分であれば、引退後の蓄えはあまり必要なく、高齢期と同程度の生活水準をするために所得の多くを若年期の消費活動に費やし、貯蓄はあまり行わない。特に所得成長率が高い20歳代にその傾向が強い。そのため、異時点間の代替の弾力性がゼロに近い程、社会保障制度の変更は利子率を大幅に変更する。

図2は年金拠出率 τ を10%と20%にした時の年齢毎の資産保有経路である。異時点間の代替の弾力性が低い方が τ を変更した際の影響をより受けやすく、資本市場の均衡条件から利子率が上昇しやすい事が解る。上で分析をしたように利子率の上昇は資本所得を通じて高資産保有者に有利に働くため、資産格差拡大要因となる。社会保障制度の変更がより利子率に影響しやすいケース程、資産格差を拡大しやすくなる。EIS が1に近い場合、異時点間の消費の代替が可能のため老後の所得が多ければ若年時の消費を諦めて老後の消費活動が活発になる。そのため貯蓄量は高めとなり、公的年金制度が手厚い場合でもライフサイクル動機の貯蓄は比較的減少しづらく、利子率を通じた資本所得の影響は小さい。

[図 2a, 2b: 年齢毎の平均資産保有量]

以上から、公的年金制度の変更はライフサイクルにおける貯蓄経路を変化させ、それが資本市場の均衡条件を通じて資産格差拡大につながる事が明らかになった。同一世代内に異質性があるため、同じ年齢でも経験してきた所得経路の違いから資産保有量に格差が生じ、それがジニ係数で測ったマクロ経済全体の資産格差を作り出している。社会保障政策の変更は、一般均衡の下では利子所得を変え、資産格差拡大要因の可能性がある。利子率の上昇による資本所得の影響は、全世代に等しく影響を与える訳ではない。平均的には若年期には資産保有量は少なく、老後に備えた引退

⁸積み立て方式の公的年金制度で、資本市場の均衡条件の中に積み立てた年金基金が含まれる場合、このメカニズムは生じない。そのため、賦課方式でライフサイクル動機に基づく貯蓄が変化する場合にのみ以下の議論は成立する。日本経済における公的年金制度は事実上、賦課方式であるため以下の議論は我が国の政策に一定のインプリケーションを持つ。

直前期には資産保有量は大きい。そのため、社会保障政策変更の影響は世代毎に異なった影響を与えると考えられる。

4.2 資本所得と世代毎の資産格差

公的年金政策の変更は資本所得の変化を通じて、世代間の資産格差に非対称的な影響を与える。ライフサイクル動機及び予備的動機に基づいて資産を多く保有する高齢世帯とあまり持たない若年世帯とでは、資本所得から受ける影響は異なっている。この点を明らかにしたのが、図3の年齢階層毎の資産ジニ係数である。モデルにおける $\tau = 0.1, 0.2$ と日本経済における資産ジニ係数を、20歳代から80歳代まで5歳刻みでプロットしてある。日本経済における資産ジニ係数は、高山・有田(1994)を参考にした。ある社会保障政策を所与として、資産蓄積が十分に長い期間可能であれば、予備的動機に基づく貯蓄によって資産ジニ係数は低下する事が既にAiyagari(1994)によって指摘されている。そのため図から明らかのように、モデルにおける資産ジニ係数は年齢と共に低下傾向となり、若年期においては日本経済における資産ジニ係数よりも高めであるが、遅くとも40歳代には逆転する。

[図3: 年齢階層毎の資産ジニ係数]

年金拠出率が高く引退後所得が多い場合、若年世代は流動性制約に直面している影響もあり資産格差は縮小傾向となる。定率での拠出はジニ係数で測った所得格差にはまったく影響しない。若年期には資産保有量が少ない為、利子率が高くなった恩恵はほとんど受けられない。ライフサイクル動機に基づく貯蓄量の低下はこの傾向をより強いものとし、流動性制約によるゼロ貯蓄家計の増加によって、 τ の増加は若年期における資産ジニ係数を低下させる。一方、貯蓄額が多い中高齢世帯にとって、利子率の上昇による資本所得の増加は前節の分析理由によって世代内資産格差を拡大させる。

世代内の資産格差に対しても、異時点間の代替の弾力性は重要な影響力を持っている。図2から、EISがゼロに近い場合、年金拠出率が高い経済の方が貯蓄は一様に小さくなる。そのため、若年世帯は資本所得が少ない事から、年金負担率の変更はインパクトは小さく、政策変更の影響は主に中高齢期に現れる。切り崩しが緩やかであるため、60歳以降も $\tau = 0.2$ の方が資産ジニ係数は高い。一方、完全代替に近いケースでは図2より若年期にはむしろ年金拠出率が高い経済の方が貯蓄量は高まる。ライフサイクル動機による貯蓄が大きくなり予備的動機から資本金格差が縮まる影響と資本所得の影響で拡大する影響の両方が存在するが、まだ資本所得が比較的小さい事から、若年期の資産格差は縮小方向に進む。

まとめると、公的年金政策の変更は年齢毎の同一世代内資産格差に関して異なったインプリケーションを持つ。若年期においては、より高い年金拠出は資産格差を低下させる一方で、老後の保障

が大きいことから貯蓄は低下し、利率の上昇は資本所得格差を通じて中高年齢層の資産格差を拡大させる。そのため、社会保障制度の変更は若年層と中高年齢層の間の資産格差に関するトレードオフを持っている。我々は定常状態を比較しているだけであるが、公的年金政策変更は異なる世代の経済格差に対して異なる影響を持ち、結果として資産格差の拡大を作り出す可能性を持っているのである。

4.3 社会厚生に与える影響

前節で、公的年金制度による所得再分配政策が意図せぬ資産格差を生み出す可能性を指摘してきた。我々のモデルにおける資産格差は家計の最適貯蓄意思決定の結果である⁹。そのため、どの程度の年金拠出率が社会的に望ましいかを考える必要がある。我々のモデルでは、日本の年金制度に関して完全なモデル化をしていないため、最適年金拠出率を分析する事は困難であるが、簡単に社会厚生を確認しておく必要はあるだろう。

公的年金制度は民間の年金保険市場の欠落を補う役割を持っている一方で、強制的な所得移転は若年層が流動性制約に直面し易くなり予備的貯蓄が減少する事から、厚生を改善するか悪化させるかは必ずしも自明ではない。ここでは定常状態間の社会厚生比較を通じて社会保障負担率の厚生的影響を分析しよう。İmrohoroğlu et al. (1995) に従って、社会厚生の尺度を次の通りに定義する。

$$\Omega(\{c_t\}) = \sum_{e \in E} \Pi(e) V_1(k_1, e). \quad (6)$$

価値関数は将来の消費流列からの効用の期待割引現在価値であるため、(6)式はこれから経済に参加する家計の生涯期待効用を示している。この厚生基準の解釈は次の通りである。定常状態にある、公的年金政策以外は全て同じ二つの経済が存在する時に、ある消費者が20歳を迎えてどちらの経済に参加する事を望むかを表した尺度である。

表1の一番下の行は、(6)式に基づいて社会厚生を計算した値である。明らかに、年金拠出率が上昇する事によって、社会厚生は低下していく。即ち、年金保険料拠出は長生きリスクを軽減するという役割を持つものの、その効果は小さくなく、自身の貯蓄で生活できる家計の異時点間の消費配分を歪めている。もちろん、この結果が直ちに年金制度の縮小を意味するものではないく、例えば割引因子 β が1より大きい場合、(6)による尺度は厚生改善の可能性を持っている¹⁰。

⁹当然、資産格差がそれ自体、問題を生み出す可能性を我々のモデルでは分析できない。実際、所得や資産格差の広がりには犯罪の増加等、多くの社会問題を生み出す可能性を持っている。そのため、ここでは分析出来ない社会的損失をもたらす可能性は否定できない。

¹⁰社会保障負担率と社会厚生に関しては、İmrohoroğlu et al. (1995) を参照せよ。

5 おわりに

本論文で、我々は社会保障制度による所得再分配政策が資産格差にどのような影響を持つかを、ライフサイクルモデルを用いて数量的に分析した。公的年金の拠出率を高める政策変更はライフサイクル貯蓄を減少させ、ジニ係数で測った資産格差を高める可能性があることをシミュレーションを使用して指摘した。政府が年金給付及び拠出率を増加させると、引退後に備えたライフサイクル貯蓄が低下し、一般均衡の下では利子率の上昇から資本所得の相対的な役割が増加する。そのため、同一世代内における貯蓄を持つ家計と持たない家計の間での資産格差は広がってしまう。同時に、社会保障政策の変更は資産保有量が異なる若年層と中高齢層で異なる分配的帰結をもたらす事を明らかにした。相対的に資産が多い中高齢層では資本所得の増加は世代内資産格差の拡大を生じさせる。特に異時点間の代替の弾力性が低い経済において、この効果の影響は顕著である。

我々の結論は、社会保障政策の拡充がマクロ経済における資産格差の拡大を作り出すというものである。しかし、この結果が、ただちに年金拠出率を下げるべきであるという事ではない。賦課方式による公的年金政策の拡充はライフサイクル動機を低下させ、資本市場を通じて労働所得に対する資本所得の役割を高める。そのため、一方で公的年金制度による世代間所得再分配を行うと同時に、資本所得による経済格差拡大を防ぐためには、税による世代内再分配や資本課税といった手段が考えられる。公的年金制度が持つ労働所得が得られない高齢世帯への所得移転がもたらす資産格差拡大という副産物を回避するためには、異なる政策手段のミックス、即ち若年層へのケアが必要である。

我々の分析には多くの課題が残されている。高齢化問題やマクロショックが年金政策を通じて資産分配にどのような問題を与えるかに関しては、未だ明らかになっていない。また、我々のモデルでは定常状態の比較しか行っていないが、現行の公的年金政策から異なる定常均衡に如何にして移行するかは異なる大きな問題である。これらの問題は将来の課題としたい。

A 補論: 数値計算の詳細

この補論では、数値計算手法を簡単に解説する¹¹。定常均衡を解くためには次の3ステップを踏む必要がある。

1. 各年齢 t 毎に価値関数を計算し、そこから政策関数を導出する。
2. 政策関数と推移確率行列を用いて、資産分布を計算する。
3. 得られた分布を使って積分をし、市場均衡となる利子率を探し出す。

¹¹数値計算のためのプログラムは全て、Fortran 90/95 を使って書いている。最適化のために IMSL を使用している。

1. 動的計画法をバックワードインダクションを使って解く 家計の資産グリッド $\{a^1, \dots, a^I\}$ を選択する。ある利子率 r_1 を適当に設定し、そこから賃金 w を導出する。各グリッド上で、次の価値関数の値を計算する。

$$\hat{V}_t(a^i, e^j; r, w) = \max_{c, a} \left\{ c_t^\rho + \beta \alpha_t \left[\sum_{e' \in E} \pi(e'|e) \hat{V}_{t+1}^\gamma(a'_{t+1}, e'_{t+1}; r, w) \right]^{\frac{\rho}{\gamma}} \right\}^{\frac{1}{\rho}}, \quad t = T, \dots, 1,$$

但し、 $\hat{V}_t(\cdot, e^j)$ は資産グリッド上でスプライン補間によって近似された価値関数である。グリッドポイントの数は 100 ~ 200 とする。各 t 、 a^i 及び e^j 上で最適政策 $a_t(a^i, e^j)$ が得られる。

2. 分布関数の近似 前のステップよりも細かいメッシュのグリッド $\{a^1, \dots, a^L\}$ を取る。但し、 L は 6000 個とした。近似した分布関数を計算する。得られた近似分布を用いて積分をし、総資本供給と総資本需要が一致する利子率を探す。より詳しい方法に関しては Aiyagari (1994) 及び Huggett (1996) を参照せよ。

参考文献

- [1] Abe, N. and T.Yamada (2005) “Non-Linearity in Household Income Process and Consumption Inequality over the Life Cycle”, work in progress, Hitotsubashi University and Bank of Japan.
- [2] Aiyagari, S.R. (1994): “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving” Quarterly Journal of Economics, 109, 659-684.
- [3] Epstein, L.G. and S.E. Zin (1989): “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework” Econometrica, 57, 937-969.
- [4] Epstein, L.G. and S.E. Zin (1991): “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis” Journal of Political Economy, 99, 263-286.
- [5] Gouvenen, F. (2005): “Reconciling Conflicting Evidence on the Elasticity of Intertemporal Substitution: A Macroeconomic Perspective” forthcoming in Journal of Monetary Economics.
- [6] Hayashi, F. and E.C. Prescott (2002): “The 1990s in Japan: A Lost Decade” Review of Economic Dynamics, 5, 206-235.
- [7] Huggett, M. (1996): “Wealth Distribution in Life-Cycle Economies” Journal of Monetary Economics, 38, 469-494.

- [8] İmrohoroğlu, A., S. İmrohoroğlu and D.H. Joines (1995): “A Life Cycle Analysis of Social Security” *Economic Theory*, 6, 83-114.
- [9] Kreps, D.M. and E.L. Porteus (1978): “Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory” *Econometrica*, 46, 185-200.
- [10] Ohtake, F. and M. Saito (1998): “Population Aging and Consumption Inequality in Japan” *Review of Income and Wealth*, 44, 361-381.
- [11] Storesletten, K., C.I. Telmer and A. Yaron (2004): “Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor-Market Risk” *Journal of Political Economy*, 112, 695-717.
- [12] Tauchen, G. (1986): “Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions” *Economics Letters*, 20, 177-181.
- [13] 阿部修人・山田知明 (2005) 「消費関数の構造推計：家計調査に基づく緩衝在庫貯蓄モデルと予備的貯蓄に関する実証分析」、『*経済研究*』、第 56 巻第 3 号、pp.248-265
- [14] 大竹文雄 (2005) 『*日本の不平等*』、日本経済新聞社
- [15] 小塩隆士 (2005) 『*社会保障の経済学 第 3 版*』、日本評論社
- [16] 高山憲之・有田富美子 (1994) 「家計資産の分配とその変遷」、石川経夫編 『*日本の所得と資産の分配*』所収、東京大学出版会、pp.59-78.
- [17] 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 「日本の将来推計人口-平成 13(2001)~62(2050) 年- 附: 参考推計 平成 63(2051)~112(2100) 年 (平成 14 年 1 月推計)」

EIS	0.2				0.8			
	5%	10%	15%	20%	5%	10%	15%	20%
τ								
資産ジニ係数	0.638	0.672	0.694	0.705	0.638	0.646	0.650	0.650
均衡利子率	2.19	4.58	6.90	9.06	3.05	3.76	4.38	4.92
総資本	2.11	1.55	1.21	0.99	1.88	1.71	1.59	1.49
貯蓄率 (%)	28.48	23.36	19.85	17.38	26.52	25.02	23.85	22.90
K/Y	3.26	2.68	2.29	2.02	3.03	2.86	2.73	2.62
所得代替率 (b)	0.18	0.37	0.55	0.73	0.18	0.37	0.55	0.73
社会厚生 ($\Omega(\{c_t\})$)	0.16	0.14	0.12	0.11	4.40e-07	4.20e-07	3.99e-07	3.78e-07

(備考：貯蓄率は、 $1 - C/Y$ から導出した。但し、 C は各家計の消費量を積分し、 Y は生産関数から導出した。所得代替率は、勤労世帯の平均所得と比較した時の引退後の所得保証水準である。)

表 1: 社会保障負担と資産格差

図1: 年齢毎の対数所得分散

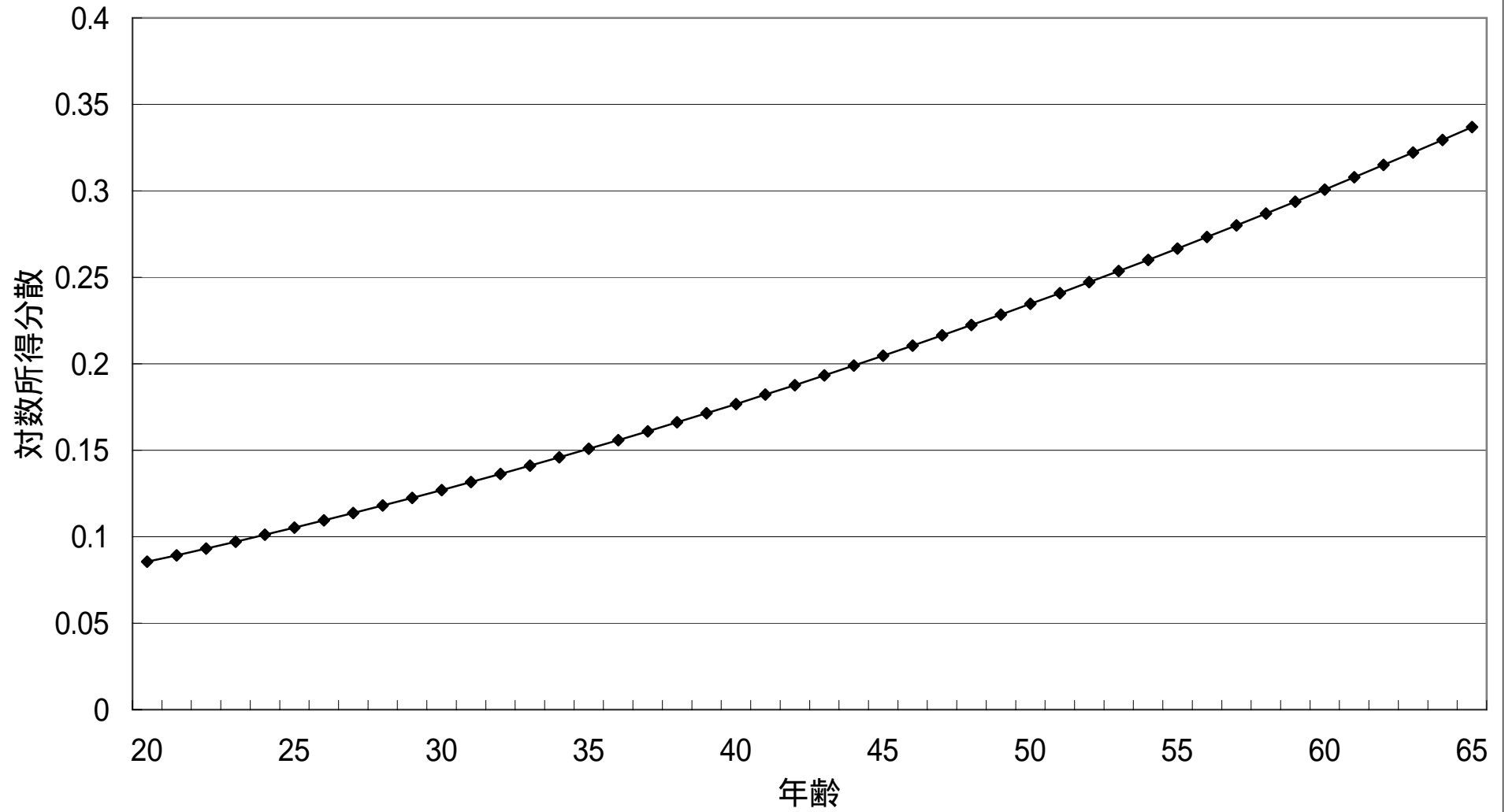
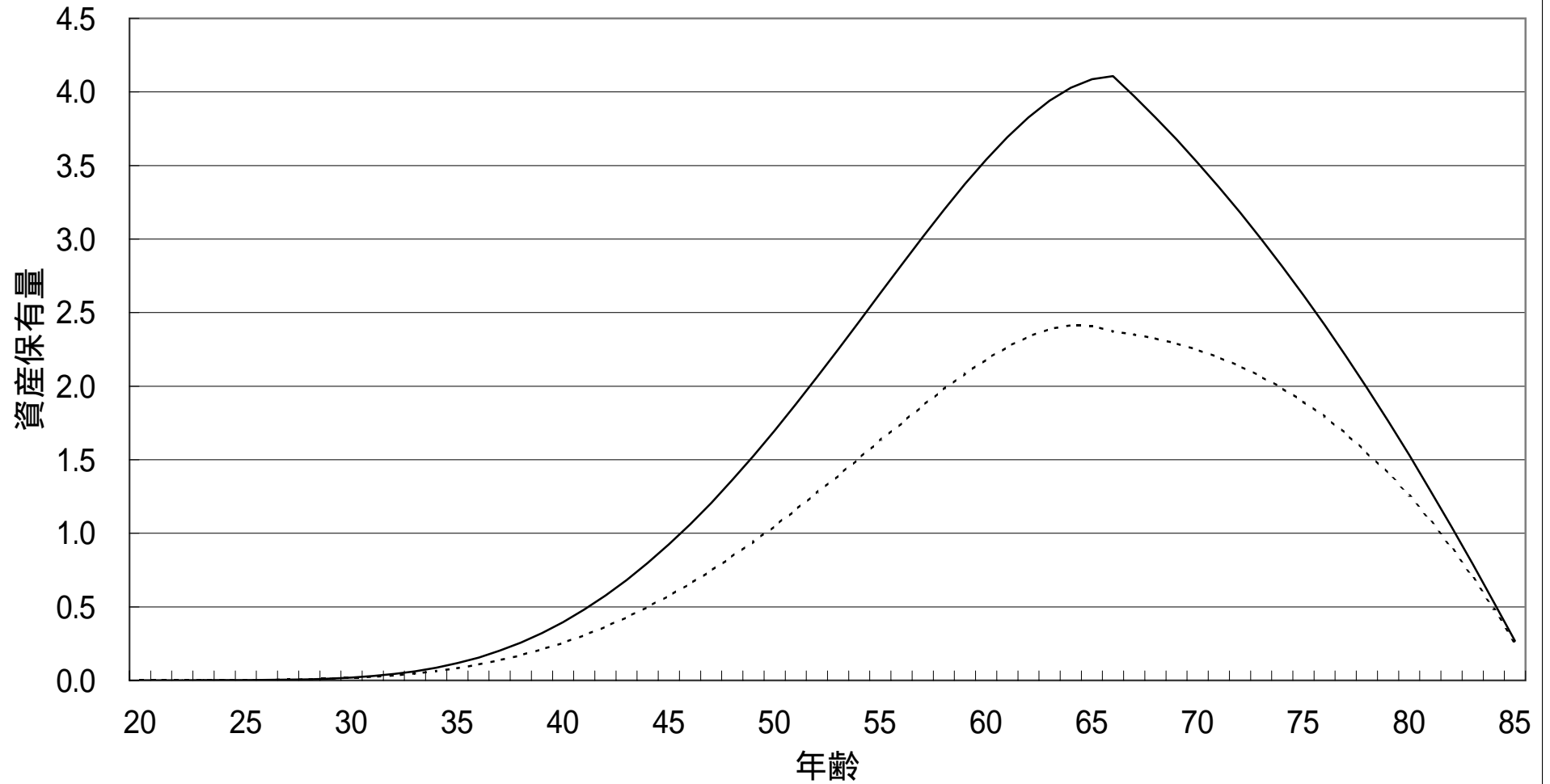


図2a: 年齢毎の平均資産保有量 (EIS=0.2)



— =0.1 =0.2

図2b: 年齢毎の平均資産保有量 (EIS=0.8)

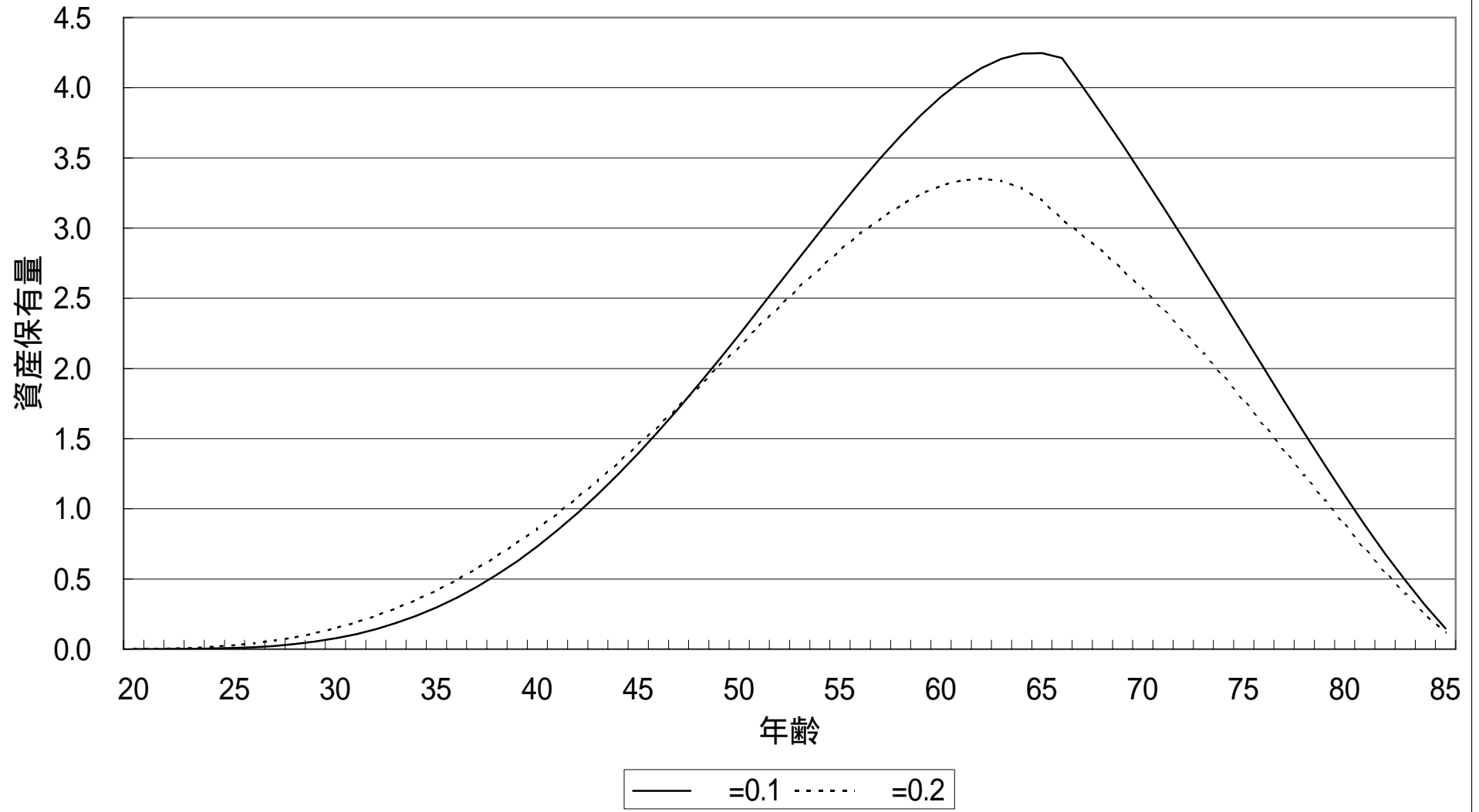
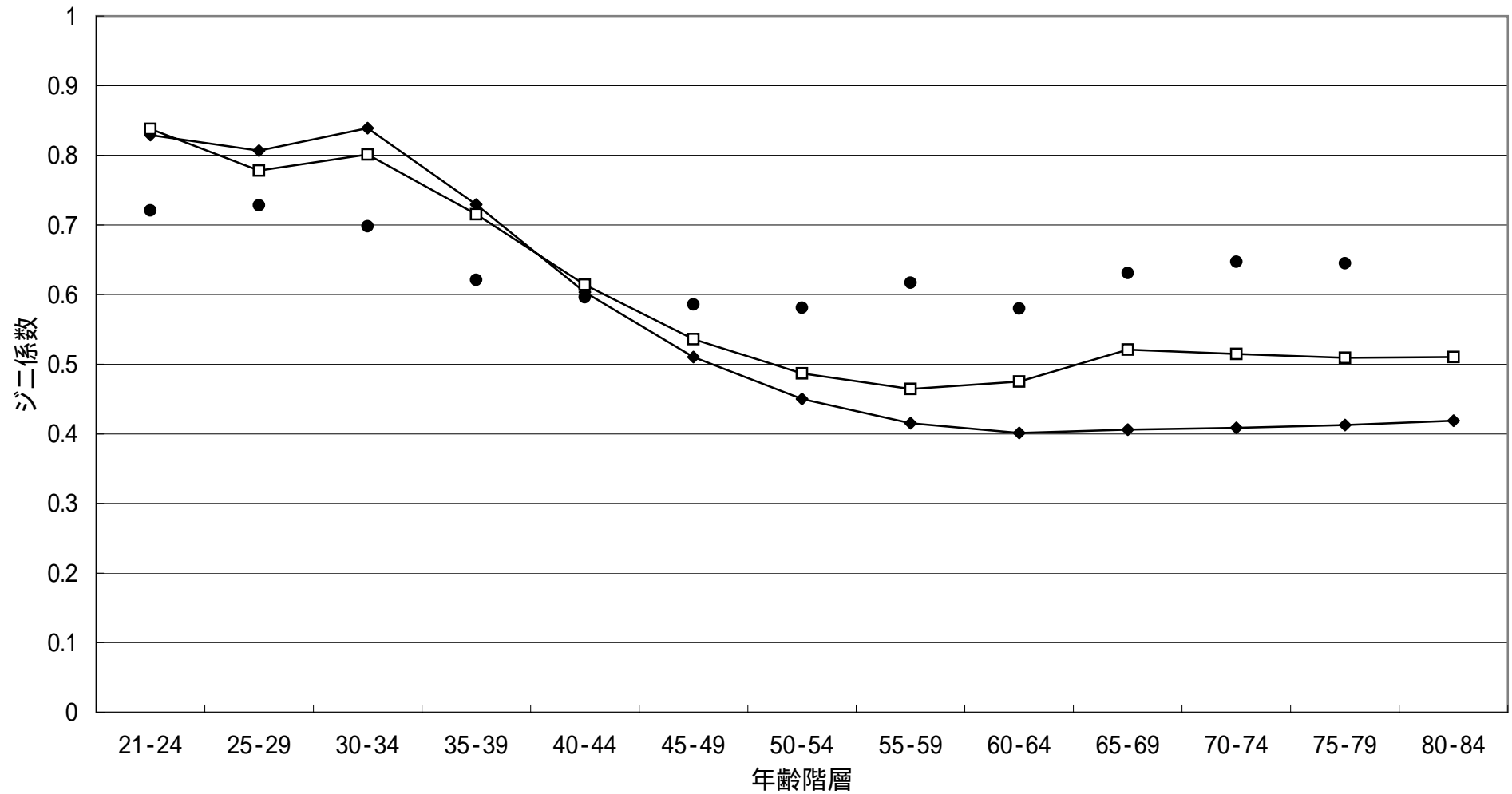


図3a: 年齢階層毎の資産ジニ係数:(EIS=0.2)



—◆— =0.1 —□— =0.2 ● 高山・有田(1994)

図3b: 年齢階層毎の資産ジニ係数:(EIS=0.8)

