



**Discussion Paper Series**

No.37

ライフサイクルにおける消費水準の決定：  
予備的動機とライフサイクル動機に関する構造推定

阿部修人・山田知明

August 2004

**Hitotsubashi University Research Unit  
for Statistical Analysis in Social Sciences**  
A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan  
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

# Life-Cycle Model and Consumption: Structural Estimation of Precautionary and Life-Cycle Motives

Naohito Abe\* and Tomoaki Yamada\*\*

\* Institute of Economic Research, Hitotsubashi University

\*\* Graduate School of Economics, Hitotsubashi University

This version: 2004/08/10

**Keywords:** Precautionary Saving, Structural Estimation

**JEL Classifications:** C61, D12, E21

## Abstract

This paper simulates a “buffer-stock” saving model of precautionary saving and estimates the parameters of the utility function by matching the simulated age-consumption profile with those observed in the micro-level data from the *Family Income and Expenditure Survey* (FIES) in Japan. Our empirical results show that with high degree of patience (small subjective discount rate) and low degree of risk aversion, about 40 % of saving by young consumers is due to the precautionary motives.

# ライフサイクルにおける消費水準の決定: 予備的動機と ライフサイクル動機に関する構造推定\*

阿部修人・山田知明<sup>†</sup>

August 10, 2004

## Abstract

本論文では、ライフサイクル・予備的貯蓄モデルに基づいて、家計調査のマイクロパネルデータを用い構造パラメータの推定を行い、日本経済における予備的貯蓄の重要性について考察する。得られた割引因子と相対的危険回避度の推定値はマクロ時系列データを用いた先行研究と近い値となっているが、予備的動機による貯蓄の増分は非常に大きく、2000年以降の日本の家計貯蓄行動における予備的動機の重要性が明らかになった。

Keywords: 予備的貯蓄、構造推定

JEL Classifications: C61, D12, E21

## 1 導入

家計の貯蓄動機として、退職後の生活費を賄うためのライフサイクル動機に加え、近年多くの研究が、将来消費の不確実性に対処するための予備的動機に注目している。将来所得の不確実性は、保険市場が十分に発達していれば回避することは理論的には可能であるが、Kohara (2001) 等により、そのような保険市場は日本においては未発達であることが知られている。したがって、各リスクに直面する家計は self insurance によりリスクと対峙せ

---

\*本論文では、データセットの整備に関して松井博氏、武下朋広氏の尽力を得た。齋藤誠氏、清水谷諭氏、および『一橋大学 COE 社会科学の統計分析拠点』主催の会議参加者から多くのコメントを頂いた。文部科学省科学研究費特定領域および日本経済研究奨励財団、文部科学省科学研究費若手 (B) から補助を受けた。

<sup>†</sup>阿部修人: 一橋大学経済研究所 nabe@ier.hit-u.ac.jp 山田知明: 一橋大学経済学研究科博士後期課程 ged2109@srv.cc.hit-u.ac.jp

ねばならない。将来所得の不確実性が大きく、かつ保険が提供されていない場合、予備的動機による貯蓄が発生する可能性が高いのである。

予備的貯蓄の研究は、大きく分けて (1) 消費に関するオイラー方程式の期待値を展開する際に、消費の分散を加え、その係数を調べる方法、(2) あるパラメータ集合の下で動学最適化問題を解き、そのパラメータの下での予備的貯蓄の水準を調べる方法、の二種類にわけることができる。前者は伝統的な Consumption CAPM に準拠しており、多くの場合、マクロの消費と金利データを用いた GMM 推定により行われている<sup>1</sup>。この手法を用いた場合、統計的仮説検定ができるため、推定結果の有意性をチェックすることで予備的貯蓄の有無の検定を行うことができる。しかしながら、動学的最適化問題の一部の情報しか用いないため、ライフサイクル動機と予備的動機の相対的重要性の検定等、定量的評価は多くの場合不可能であり、また GMM 推定方法に関しては Weak Instruments によるバイアスが深刻であるという指摘もあり、日本に関しては安定的な結果は得られていない<sup>2</sup>。一方、第二の手法はカリブレーションと呼ばれるものであり、動的最適化問題のモデル構造を完全に利用しているため、異なる貯蓄動機の相対的重要性の評価等の数量的インプリケーションを得やすいという長所を持つ。しかしながら、結果に距離、すなわち標準偏差が伴わないため、統計的仮説検定が出来ず、結果がデータをどの程度説明しているかを評価することが非常に困難となっている<sup>3</sup>。カリブレーションの場合、結果は仮定されているパラメータに依存して決まるが、多くの場合、パラメータは他の実証研究の推定値から得られたものか、研究者がアприオリに「適当」と考えた値が用いられており、モデルに対応した手法でパラメータが設定されているケースは少ない。したがって、パラメータの設定に際し、研究者の恣意性が入る恐れがある。

近年、産業組織論や経済発展論では、カリブレーションと推定を同時に行う研究が進行中である。非線形動的最適化モデルの解法の進歩と数値計算速度の向上に伴い、過去において不可能と思われてきた、現実的な状況下でのモデリングが徐々に可能になってきて

---

<sup>1</sup>アメリカ合衆国では PSID 等、長期のマイクロパネルデータが利用可能のため、マイクロデータを用いた分析が中心になっている。Dynan (1993)、Carroll (1994)、Carroll and Samwick (1997) 等が著名な論文である。Browning and Lusardi (1996) は 1990 年代半ばまでのサーベイであり、マクロ時系列データを用いた研究に対して痛烈な批判を行っている。一方日本に関してはマクロ時系列データを用いた研究が主流である。中川 (1999)、土居 (2001)、齊藤・白塚 (2003) 等を参照せよ。

<sup>2</sup>祝迫 (2001) は日本の Consumption CAPM に関する近年のサーベイを行っている。GMM 推定における統計的諸問題に関しては Stock, Wright, and Yogo (2002) を参照せよ。

<sup>3</sup>カリブレーションによる分析の代表的論文として Aiyagari (1994), Hubbard, Skinner, and Zeldes (1995) をあげることができる。

いるためであり、特に Townsend(1994) や Rothwell and Rust (1995) 等の一連の研究は、二つのアプローチの結合の成功例として広く引用されている。予備的貯蓄の研究において、両者を同時に行うメリットは特に大きいと考えられる。その理由は (1) 予備的動機は将来を見越した行動であり、将来所得等の状態に関する期待形成が極めて重要な要素となっており、動的最適化問題の構造を十分に考慮した分析が必要であること、(2) パラメータを仮定ではなく、統計的に推測し検定を行うことで結果の信頼性を計ることができること、である。

本論文では、Townsend (1994) 等と同様に、二つのアプローチを同時に行う。具体的には、パラメータの構造推定を動的最適化問題と組み合わせて行い、日本の家計貯蓄における予備的動機の重要性を数量的に分析する。分析に用いるデータは総務庁家計調査の家計レベルのパネルデータであり、家計のリスク回避度と主観的割引率の推定を通じて、所得の不確実性による予備的貯蓄の重要性を数量的に評価する。

結果は、日本の主観的割引率や相対的リスク回避度は、マクロ時系列データを用いた GMM 推定による先行研究の結果と整合的であり、極端な相違はなかった。アメリカのライフサイクル動機と予備的動機に基づいた消費行動について研究した Gourinchas and Parker (2002) と比較すると、日本の方が主観割引率が低くより忍耐強い一方で、相対的危険回避度に関してはそれ程、違いが見られないという結論を得た。推定した値を不確実性がない最適化モデルに入れて、予備的動機による貯蓄及び消費行動の違いを分析したところ、若年期から中年期にかけて所得リスクの影響は無視できない程、大きなものであり、若年期の総貯蓄の 4 割は予備的動機に基づいたものであることが明らかになった。

この論文の構成は以下の通りである。まず、第 2 節で、ベンチマークになる予備的動機による貯蓄行動が分析できる動学的最適化モデルを解説する。次に 3 節で、モデルに基づいた推定方法を具体的に解説する。4 節では構造パラメータの推定結果及び予備的動機の貯蓄への影響の大きさについて議論する。最後に、5 節でまとめる。

## 2 モデル

### 2.1 基本構造

我々がこの論文で使うベンチマークは、Carroll (1997) による “buffer stock saving” モデルである。このモデルの最大の特徴は、勤労期間に労働所得に関する不確実性が存在する事により、「いざという時のために備えた貯蓄 (buffer stock savings)」が存在する点にあ

る。そのため、各消費者は所得が大きく減少する引退期のために備えたライフサイクル動機による貯蓄の他に、不確実性に備えるための予備的動機に基づいて貯蓄を行う<sup>4</sup>。

各消費者は  $T$  期間生存し、そのうち 1 期から  $N (< T)$  期までは勤労期間であり、労働所得を得ることが出来る。ただし、得られる労働所得には不確実性が存在し、急激な低下の可能性もあるとする。 $N + 1$  期以降は必ず引退し、確実な年金所得を得ることによって消費活動を行う。消費者は次の期待効用の割引現在価値を最大化するように消費量を選択している。

$$\max E \left[ \sum_{t=1}^T \beta^{t-1} u(C_t) \right]$$

ただし、 $\beta > 0$  は割引因子である<sup>5</sup>。瞬時効用関数は CRRA 型で  $u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$  とし、 $\gamma$  は相対的危険回避度を表すパラメーターである。

勤労期間には不確実ながら労働所得を得ることが出来る一方で、引退後には確定的な年金所得を得ることが出来る。しかし、老後に得られる所得額は勤労期の平均所得を下回るとする。このとき、消費者達は引退後に急激に消費量が減少することを嫌い、生涯の消費経路をスムーズにするため、引退前に備えた貯蓄を行う。更に、勤労期に存在する失職等に伴う労働所得の急激な低下に備えるために、いざという時の予備的動機によって貯蓄活動を行う。こういった労働所得のリスクに関する保険市場は存在していないため、所得の変動を完全にヘッジすることは出来ない。そのため、消費者は予備的動機に基づいて安全資産を多めに保有し、所得が低下した際に貯蓄を切り崩す事によって消費を平滑化する。

消費者達は每期每期、次の予算制約に直面している。 $t$  期期初に保有している資産保有高 (cash on hand) を  $X_t$  とした時、現在消費する部分  $C_t$  を除いた残りが来期への純貯蓄 (net saving)  $W_t$  になる。

$$W_t = X_t - C_t \quad (1)$$

純貯蓄  $W_t$  は  $t + 1$  期の期初に (確実な) 粗利率  $R_{t+1}$  だけ増加する。借り入れは不可能であり、 $W_t \geq 0$  と仮定する<sup>6</sup>。更に、勤労期であれば、労働所得を  $Y_{t+1}$  単位だけ得られる。

<sup>4</sup>このモデルは部分均衡モデルであり、生産部門は考えられておらず、利率は外生的に与えられているとする。

<sup>5</sup>有限期間のライフサイクルモデルを採用しているため、通常の無限期間生きる新古典派成長モデルと異なり、 $\beta$  に関して 1 より小さいと仮定する必要はない。

<sup>6</sup>Carroll (1997) や Gourinchas and Parker (2002) では、正の確率で所得が 0 になる可能性を考慮している。このとき、借り入れをしたまま死亡することを許容しなければ、流動性制約を明示的に課さなくとも、 $W_t \geq 0$  は必ず成立することになる。

これらを足し合わせたものが  $t + 1$  期期初の資産保有高 (cash on hand) になる。

$$X_{t+1} = R_{t+1}W_t + Y_{t+1} \quad (2)$$

勤労期における所得  $Y_{t+1}$  は  $t$  期時点では不確定であり、 $t + 1$  期期初に外生的に決まっている恒常所得部分  $P_{t+1}$  と乗法的 (multiplicative) に一時的 (temporary) なショック  $U_{t+1}$  に基づいて決定する。

$$Y_{t+1} = P_{t+1}U_{t+1}$$

但し、 $U_{t+1}$  は対数正規分布に従い、 $\ln U_{t+1} \sim \mathcal{N}\left(-\frac{\sigma_U^2}{2}, \sigma_U^2\right)$  と仮定する。恒常所得  $\{P_t\}_{t=1}^N$  は、勤労期には外生的に与えられた成長率  $\{G_{t+1}\}_{t=1}^N$  で成長し、引退期には所得 (年金) は成長せず、外生的に決められた一定額の年金を給付される<sup>7</sup>。

$$P_{t+1} = G_{t+1}P_t, \text{ if } t \leq N,$$

$$P_{t+1} = P_t, \text{ if } t > N.$$

このとき、 $t$  期における消費者問題は  $(X_t, P_t)$  を状態変数として、

$$\mathcal{V}_t(X_t, P_t) = \max u(C_t) + \beta E_t \mathcal{V}_{t+1}(X_{t+1}, P_{t+1})$$

subject to

$$(1) \text{ and } (2), \text{ for } t = 1, \dots, T$$

となる。但し、 $\mathcal{V}_t(X_t, P_t)$  は  $t$  期の価値関数 (value function) である。この問題には closed form 解が存在しないため解析的に分析することが出来ず、状態変数が複数であり  $P_t$  のサポートが不明なため、数值的に解く際にも困難が伴う。本論文では、数値計算の際の負担を軽減するために、 $t$  期の恒常所得  $P_t$  で両辺を割って基準化する。利子率を一定とした時、基準化した予算制約は

$$x_{t+1} = \frac{R}{G_{t+1}} [x_t - c_t] + U_{t+1} \quad : \text{ worker}$$

$$x_{t+1} = R [x_t - c_t] + 1 \quad : \text{ retiree}$$

となる。小文字は全て  $P_t$  で割って基準化した変数で、 $x_t = X_t/P_t$ 、 $c_t = C_t/P_t$  である。引退後には恒常所得の成長がないため、現在の恒常所得で基準化した 1 単位の所得を得る

---

<sup>7</sup> $G_{t+1}$  は 1 未満の値をとることも可能とする。この  $G_{t+1}$  は、年齢・賃金プロファイルを用いて計算しているため、恒常所得は逆 U 字型となっている。すなわち、 $G_{t+1}$  は当初 1 以上であり、途中から 1 未満となる。

ことが出来る<sup>8</sup>。

以上をまとめると、 $P_t$  で基準化した消費者問題は下記のベルマン方程式によって記述することが出来る。

$$V_t(x_t) = \max \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \tilde{\beta}_{t+1} E_t V_{t+1}(\tilde{x}_{t+1}),$$

subject to

$$x_{t+1} = \frac{R}{G_{t+1}} [x_t - c_t] + U_{t+1}, \text{ if } t \leq N,$$

$$x_{t+1} = R[x_t - c_t] + 1, \text{ if } t > N.$$

但し、 $\tilde{\beta}_{t+1} = \beta G_{t+1}^{1-\gamma}$  とする<sup>9</sup>。

## 2.2 モデルの特徴

この論文の目的の一つは、消費者の貯蓄行動における引退期に備えたライフサイクル動機と不確実性に備えた予備的動機の区別を行う事にある。Carroll (1997) によるバッファーストックモデルの最大の特徴は、労働所得に関する不確実性の存在から、消費者が貯蓄を

<sup>8</sup>Gourinchas and Parker (2002) では、引退直後 ( $N + 1$  期) に非流動資産 (illiquid wealth)  $H_{N+1}$  を受け取り、引退直前までに蓄積した流動資産 ( $X_N$ ) との合計を死亡するまで消費していくと仮定している。この場合、 $N + 1$  期の消費者問題は現在保有する資産 ( $H_{N+1} + X_{N+1}$ ) を  $T - N$  期間の消費に振り分ける問題となるため、引退後は線形の消費関数になる。我々のモデルでは、引退後も每期每期、一定の所得を得られると仮定している。これは、現在の日本において老後の主な収入が年金であり、年金を一括で受け取る事は不可能であることによる。

<sup>9</sup>我々のモデルでは不確実性は一時的なものであるが、恒常所得に関する不確実性 (permanent shock) を導入することによって、ショックを持続的にすることも可能である。 $N_{t+1}$  を恒常所得に対する乗法的 (multiplicative) なショックであるとし、恒常所得は

$$P_{t+1} = G_{t+1} N_{t+1} P_t$$

に従って変化し、恒常所得へのショックも対数正規分布に従うと仮定する。即ち、 $\ln N \sim \mathcal{N}(-\sigma_N^2/2, \sigma_N^2)$ 。このとき、基準化した予算制約は、

$$x_{t+1} = \frac{R}{G_{t+1} N_{t+1}} [x_t - c_t] + U_{t+1}$$

となり、目的関数は、

$$V_t(x_t) = \max \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \tilde{\beta}_{t+1} E_t \tilde{N}_{t+1}^{1-\gamma} V_{t+1}(x_{t+1}).$$

となる。恒常所得に不確実性を導入すると、消費者の所得系列により豊かな構造を与えることが出来るが、観測不能な変数に関するパラメータ (具体的には恒常的ショックの分散) を推定することが必要になる。3 節で明らかになるように、長期間のパネルデータになっていない所得データからでは、恒常所得の分散を推定することは出来ないため、我々はショックを全て一時的なもののみなすことにする。



ショックの緩衝材として用いるという点にある。即ち、所得の急激な低下に備えるための目標となる貯蓄水準が存在し、もしもその水準を下回るようであれば、消費者は現在の消費を多少犠牲にしても貯蓄をして、緩衝在庫 (buffer stock) の蓄積をしようとする。しかし、予備的動機により貯蓄が増加していだけでは、消費者は無限に蓄積をすることになる。そのような矛盾を回避し、“buffer stock saving” が存在するためには、所得が不確実な環境下で、無限に発散しない程度の貯蓄をする条件が必要になる。

無限期間生きる消費者モデルで所得成長率  $\{G_t\}$  が一定であれば、次の条件が満たされれば消費者問題の解を保証しながら、buffer stock saving が存在する事が良く知られている<sup>10</sup>。

$$(R\beta)^{\frac{1}{\gamma}} < G.$$

この条件が満たされている時、消費者は忍耐強くなく (impatience)、もしも不確実性がなければ現在の貯蓄を切り崩してでも、消費をしようとする。しかし、不確実性の存在から貯蓄動機が生まれるため、予備的貯蓄と現在消費とのバランスが保たれることになる。有限期間のライフサイクルモデルにおいて予備的貯蓄が存在するための正確な条件は明らかになっていないが、有限期間しか生きることが出来ず、遺産動機もないため、貯蓄が発散する可能性はない。

この家計の政策関数、即ち最適消費関数  $c(x_t)$  は、資産保有高 (cash on hand) に関して強い凹関数となる<sup>11</sup>。あるターゲットになる資産保有高水準  $x^*$  が存在し、現在の貯蓄が十分に大きければ ( $x_t > x^*$  ならば)、impatience のため消費により多くの資産を配分し、 $E_t(x_{t+1}) < x_t$  となる。逆に、 $x_t < x^*$  ならば、予備的貯蓄を蓄えるために普段より多めに貯蓄を行い、 $E_t(x_{t+1}) > x_t$  となる。

[図 1 挿入: 年齢毎の消費関数]

図 1 は前述のモデルを数値解析的に解いて、各年齢ごとの消費関数を計算したものである。理論どおり、各年齢で消費関数は強い凹関数となっている。しかし、曲率に関しては年齢に応じて大きな相違がある。各資産保有高に応じた最適な消費量は、残りの人生に応じて大きく変わってくる。若年期には、高い所得成長率による将来の高所得を期待しているため、消費性向は高い。しかし、40代に入ってくると、ライフサイクル動機に基づく貯蓄増加の影響もあり、消費は低めに抑えられることになる。引退後には所得の不確実性はなくなるため、予備的動機に基づいた貯蓄は一切なくなる。

<sup>10</sup>より詳細な議論に関しては、Deaton (1991) あるいは Carroll (1997) を参照せよ。

<sup>11</sup>消費関数の強い凹性に関しては、Carroll and Kimball (1996) を参照せよ。

### 3 推定方法

前節で説明したモデルから得られる一家計の消費経路は、残念ながら closed form の数式で記述することはできない。しかしながら、パラメータを一つの値で固定すれば、数値計算により消費経路を得ることが可能である。もっとも、その経路は設定したパラメータに全面的に依存することになる。主観割引率やリスク回避度は特に重要なパラメータであり、その値によって消費経路は大幅に変化してしまう。本論文の最大の特徴は、日本の家計データと最も整合的なパラメータを統計的に推定することにある。本節ではそのための具体的な方法を解説する。

推定方法は次のステップによって行われる。まず、データに基づいて 26 歳から 65 歳までの年齢のみに基づいた年齢・消費プロファイル  $\{\hat{C}_t\}_{t=26}^{65}$  を作る。次に、ある一つの割引因子と相対的危険回避度の組  $(\beta, \gamma)$  に対して、前節で解説したモデルを解いて、政策関数 (消費関数) を求める。政策関数に基づいて、シミュレーションによって生成された 26 歳から 65 歳まで年齢・消費プロファイル  $\{\hat{C}_t(\beta, \gamma)\}_{t=26}^{65}$  を作り出す。モデルから生成された消費経路が実際の年齢・消費プロファイルともっとも「近く」なるようなパラメータ  $(\beta, \gamma)$  を求めることが我々の目的である。

モデルにおける未知のパラメータは、割引因子及び危険回避度以外にも多く存在する。それらを全て同時に推定することは、必ずしも不可能ではないが、非常に困難である。そのため、推定には二段階のステップを踏む。第一段階として、割引因子及び相対的危険回避度以外のパラメータに関して、別の方法から導出する。第二段階として、それらのパラメータに基づいてモデルを数値解析を用いて解き、 $(\beta, \gamma)$  を推定することにする。

#### 3.1 データ

家計データとして、総務庁による家計調査を用いた。サンプル期間は 2001 年 8 月から 2002 年 12 月までである。家計調査は一つの世帯を 6ヶ月しか追跡調査しないため、期間は 1 年 5ヶ月あるが、個々のユニットは 6ヶ月のデータしか存在しない。本論文では、6ヶ月のバランスパネルとして利用可能な家計データのみを利用した。Frequency は月次であり、世帯主が 26 歳から 65 歳までの勤労者世帯 6181 の 6ヶ月のデータ、合計 41166 の観測値を用いた<sup>12</sup>。

<sup>12</sup>我々のサンプルは単身世帯を除く勤労世帯に限定しているため、現在失業している世帯がサンプルに入らず、またバランスパネルとして attrition を無視しているため、様々な selection bias が発生している可能性を否定することは出来ない。特に、家計調査は長期にわたり安定したアンケート調査が可能な世帯に限

## 3.2 First-Stage Estimation

モデルにおける消費者は26歳で経済活動に参加して85歳まで生存すると想定されている。即ち、 $T$ は60期であり、引退する年齢である $N$ を40期として設定する。モデルを解くために外生的に与えるパラメーターは、未知である $(\beta, \gamma)$ の他にも、粗利子率 $R$ 、労働所得に関する(temporaryな)不確実性を表す分散 $\sigma_U^2$ 、年齢所得成長率 $\{G_t\}_{t=26}^{65}$ 、更に26歳時点で保有している資産 $\omega_{26}$ に関する情報が必要になる。これらのパラメーターをも未知の変数として同時に推定することには、困難が伴う。

**金利水準** 粗利子率は、 $R = 1.02$ に設定する。我々のモデルでは消費者は生涯を通じて一定の金利水準に直面している。そのため、現行のゼロ金利政策の下での金利水準は不相当であり、モデルと整合的な値は生涯を通じて直面するであろう平均的な金利水準であると考えられる。戦後から、高度経済成長そしてバブル経済を経験した家計が直面する金利水準の変動は非常に大きなものである。この点を全てモデル化することは困難である。また、自然利子率の推計においても80年代後半の5–6%程度から、90年代後半の1%を切る水準まで幅がある<sup>13</sup>。そのため、全てをフィットさせることは困難であるが、2%をベンチマークとし、3%水準も試すことにする。

**所得リスク** 所得の不確実性に関するパラメーターである分散 $\sigma_U^2$ を推計するためには、同一家計の時間を通じた所得変動を知る必要がある。しかし、我々が用いた家計調査では年間所得のパネルデータは得られないため、この値を直接、推計することは出来ない。そのため、所得の分散の指針として、家計のWithin方向での消費の分散を用いている。 $\sigma_U^2 = 0.0814$ とする<sup>14</sup>。

---

定されているため、所得等が他の世帯に比べて安定的な世帯が多い可能性がある。この場合、我々の研究結果は、予備的動機による貯蓄が過小評価になる可能性がある。したがって、我々の研究結果はlower bandであると考えることが出来る。単身世帯や失業世帯も含めたパネルデータの利用は日本では非常に困難であり、今後の課題である。

<sup>13</sup>小田・村永(2003)を参照せよ。

<sup>14</sup>具体的には、家計調査の家計ごとの対数消費額から季節性を除去し、かつ家計間の相違をコントロールするために、対数消費を固定効果モデルを用いて期間ダミーにのみ回帰し、そこから得られたwithin errorの分散を用いた。消費の変動を変動所得の分散の代理変数とみなすアプローチはDydan(1993)が採用しているが、その後Carroll(1997)等により批判されている。Carrollによる批判を回避するには同一家計の長期にわたる詳細な所得データが必要であるが、日本においてはデータの制約が大きく、本論文では問題点は認識しながらも、Dydan(1993)流のアプローチを採用することにした。

年齢・所得プロファイル 消費者が直面する所得成長率  $\{G_t\}_{t=26}^{65}$  は、家計調査データにおける年齢・所得プロファイルをレプリケートするように決定した。図 2 における点は各年齢毎の平均年収で、曲線は各点を二次関数により近似しスムーズにしたものである。モデルにおける消費者は、平均的には図の曲線のような所得を得ることが出来る。家計調査における 26 歳から 65 歳までの平均年収は約 672 万円で、50 歳代前半でピークになり、その後緩やかに減少する。引退後は、勤労期の平均所得の 50% 水準である 336 万円を毎年、給付されると仮定する。年金受給額に関しては、制度の複雑さから厳密な設定をすることは困難なため、単純化をしている。また、我々が使用している家計調査は勤労世帯のみのため、65 歳以上の家計の観測数が少なく、誤差が大きいため、高齢者のデータは利用していない。

[図 2 挿入: 年齢・所得プロファイル]

26 歳時資産保有 モデルにおいて経済に参加する年齢は 26 歳であるが、この時点で既にある程度の資産を保有する家計が存在している。そのため、モデルとデータをフィットさせるために、26 歳における資産保有データの平均をモデルの平均に一致させる必要がある。基準化した資産保有高 (cash on hand)  $x_t$  の定義から、資産/所得の対数を用いて、経済に参加した時点で家計はある程度の資産をランダムに受け取ると考える。 $\omega_{26}$  を 26 歳時の労働所得が実現する前の純貯蓄とした時、平均は  $-0.911$  で標準偏差  $1.28$  の対数正規分布に従うと仮定する。

### 3.3 年齢・消費プロファイルの作り方

モデルから得られる年齢・消費プロファイルは、所得経路および将来の不確実性を反映している。しかしながら、実際の家計消費データは、家計構成人数やその構成、住宅事情等に依存する。例えば、大学に通う子供が複数いる場合の家計消費行動は、そうでない家計と大きく異なるものと思われる。そうした家計消費行動に重大な影響を与える要素は、理想的にはモデルに家計構成決定や住宅購入等を組み込み、多くの変数と意思決定を含む大型のモデル構造を用いて分析するべきである。しかしながら、最適家計構成の決定や住宅投資決定はそれ自体非常に複雑な事象であり、本研究の趣旨である貯蓄・消費行動と独立の現象ではなくとも、直接つながるものではない。また、モデルが大型になることで、数値計算にかかるコストは莫大なものとなる。本論文では、家計データの詳細な家計構成データを用い、家計構成等のモデルが想定していない効果を除去した「平均」消費を使用する

ことにする。

推定に用いる年齢・消費プロファイル家計消費を下記の線形変量効果モデルで推定する。

$$\ln C_{t,i} = f_i \pi_1 + \alpha_i \pi_2 + y_i \pi_3 + c_t \pi_4 + v_i + \varepsilon_{t,i}$$

ただし、 $C_{t,i}$  : 家計消費水準、 $f_i$  : 家計属性 (家族構成、住居形態、勤務先産業、勤務先企業規模のダミー)、 $\alpha_i$  : 年刻みの世帯主の年齢ダミー、 $y_i$  : 家計年収、 $c_t$  : 期間ダミー、 $v_i$  : 家計固有の変量効果、 $\varepsilon_{t,i}$  : 誤差項<sup>15</sup>。

次に、上記で得られた係数を用い、各年齢ごとの平均対数消費額を推計する。具体的な手順は下記の通りである。(1) 各年齢ごとの年収と年齢ダミーの平均値を計算する。(2) 年齢ダミーおよび年収以外の全てのデータのサンプル全体の平均値を計算する。(3) 各年齢階層ごとの、年収と年齢ダミー以外の効果をすべてサンプル平均におきかえて、上記の回帰係数を用いて年齢ごとの平均対数消費額を計算する。

$$\ln \tilde{C}_a = \bar{f} \hat{\pi}_1 + \alpha_a \hat{\pi}_2 + \bar{y} \hat{\pi}_3 + \bar{c}_t \hat{\pi}_4$$

ただし、 $x_a$  は  $x$  の年齢階層ごとの平均値、 $\bar{x}$  は  $x$  の全サンプルでの平均値を示す。また、 $\hat{\pi}_i$  は上記変量効果モデルの推定値である。

### 3.4 Second-Stage Estimation

1st Stage によるカリブレーションで、ある割引因子と相対的危険回避度の組  $(\beta, \gamma)$  以外の、モデルを解くために必要なパラメータは得られた。そのため、数値解析を使えば、ある一つの組  $(\beta, \gamma)$  が与えられた下で消費者問題を解く事が可能である。消費者問題は有限期間の動的計画法の形で表現されているため、Numerical Dynamic Programming のテクニックを用いて、後ろ向きに解いていくことが出来る。各年齢ごとの消費関数及び貯蓄関数が得られたら、これらを使って、 $L$  人分の消費者のライフサイクル消費経路をシミュレーションにより導出する。勤労期間には不確実性が存在するため、 $L$  人分の  $N$  期間の所得経路をコンピュータ上で仮想的に作り出し、26 歳時の資産保有高 (cash on hand) を所与とした上で、消費関数を使って各年齢ごとの消費を導出する<sup>16</sup>。

シミュレーションした各消費者の (基準化していない) 消費量を  $\ln C_{i,t}(x_{i,t}; \beta, \gamma)$  と書くことにする。このとき、十分にシミュレーション人数が大きければ、モデルにおける各

<sup>15</sup> 推定に用いた変数の詳細は表 1 を参照せよ。

<sup>16</sup> より詳細な議論は、補論を参照せよ。

年齢ごとの平均消費量は

$$\ln \hat{C}_t(\beta, \gamma) = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \ln C_{i,t}(x_{i,t}; \beta, \gamma)$$

で得られる。これにより、各消費者の消費プロファイルを実際のデータとフィットさせるという困難な作業を回避し、年齢のみに依存した消費プロファイルを使って、構造パラメータを推定することが出来る<sup>17</sup>。

実際の推定の際には、このシミュレーションした消費経路と前節で導出した年齢・消費プロファイルが出来ただけ近くなるようなパラメータを探すことになる。これは、巨大な非線形回帰計算を行うことと等しい。t歳時の実際の消費量とシミュレーションから導出した消費量の差を

$$g_t(\beta, \gamma) = \ln \tilde{C}_t - \ln \hat{C}_t(\beta, \gamma)$$

と定義する。このとき、非線形回帰における評価関数は下記のように書くことが出来る。

$$g(\beta, \gamma)' W g(\beta, \gamma), \quad g(\beta, \gamma) \in \mathbf{R}^N$$

この関数の値を最小にするようなパラメータを探す。但し、weighting matrix  $W$  は恒等行列  $I$  とする。実際の作業としては、上記のシミュレーション・データから平均消費経路を求め、データとの誤差を次の形で計算し、それを最小化するようなパラメータの組  $(\beta, \gamma)$  を求めることになる。

$$\epsilon = \sum_{t=26}^{65} \left( \ln \tilde{C}_t - \ln \hat{C}_t \right)^2$$

$\epsilon$  が最小になるような  $(\beta, \gamma)$  の組み合わせを見つけるまで、さまざまな  $(\beta, \gamma)$  の下でこのステップを繰り返す。推定量の標準偏差等の距離に関しては、通常非線形回帰の手法を利用可能であり、得られる推定量  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$  は下記のような漸近的性質を持つ。

$$(\hat{\beta}, \hat{\gamma}) \sim N \left[ (\beta, \gamma), \frac{\sigma^2}{n} (Q_0)^{-1} \right], \quad \text{where } Q_0 = \text{plim } \nabla g(\beta, \gamma)' \nabla g(\beta, \gamma)$$

本論文では、分散・共分散行列は下記の式により求めた

$$\hat{\Sigma} = \frac{\hat{\epsilon}^2}{n} \left( \frac{1}{n} \nabla g(\beta, \gamma)' \nabla g(\beta, \gamma) \right)^{-1}$$

但し、 $n$  は年齢・消費プロファイルのデータ数であり、26歳から65歳までだと40、30歳から65歳の場合は36である。

<sup>17</sup>この手法は Simulated Moment Method と呼ばれ、Gourinchas and Parker (2002) や Cagetti (2003) 等、近年多くの論文で採用されている。複雑な期待値の計算を Monte Carlo Simulation で代用しているわけであり、近年のマイクロ計量でもよく用いられている手法でもある。

## 4 推定結果

### 4.1 パラメータ推定と年齢・消費プロフィール

前節の推定方法に基づいて、構造パラメータ  $(\beta, \gamma)$  の推定を行った結果が表 2 である。割引因子、相対的危険回避度の両方とも、標準的と考えられている範囲内の結果を得た。利子率水準が 2% の下で、割引因子の値が 0.9827 であるから、消費者は非常に忍耐強いと考えられる。一方で、相対的危険回避度は 0.6370 であるから、対数効用関数よりも線形に近い。但し、時間に加法的な効用関数の下では相対的危険回避度と異時点間の代替の弾力性は同じ  $\gamma$  というパラメータに基づいているため、そのどちらの影響が強いのかについては残念ながら明らかでない。

[表 2 挿入:  $(\beta, \gamma)$  の推定]

利子率水準を 3% に上昇させると、それに応じて割引因子は 0.9710 に低下するが、相対的危険回避度に関してはそれ程、変化していない。金利水準が上昇するとそれだけ割引因子が低下することは、当然の結果である。また、推定する期間を 26 – 65 歳から 30 – 65 歳に変更しても結論は大きく変わらず、推定結果が頑健であることがわかる。全てのケースにおいて、 $\beta$  の標準偏差は非常に低い値を取る。これは割引因子の 1% の誤差は消費経路を大きく変化させるためである。

消費プロフィールをフィットさせる年齢をいくつかのケースで試しているのは、以下の理由からである。第一に、26 歳という年齢には大卒、高卒そして中卒を含んでいる。我々が利用可能なデータでは学歴による区別が不可能であるため、それらを区別することが出来ない。しかし、18 歳から働いている人と 22 歳から働き始めた人とでは、同じ 26 歳でも消費及び貯蓄行動に大きな影響があると思われる。そのため、両者が混合していてもそれ程、問題にならない年齢を考える必要がある。また、勤労世帯のみのデータを使っていることから、60 歳以降の消費データに関してバイアスがある。60 歳以上の家計で勤労世帯という事は、通常の会社勤めの家計の多くは含まれない。

実際のデータと推定した  $(\beta, \gamma)$  を入れてシミュレーションをした年齢・消費プロフィールをプロットしたものが図 3 である。日本経済においては、20 代から消費量は増加していき、50 歳代でピークを迎え、その後緩やかに減少していく。Gourinchas and Parker (2002) によると、アメリカ経済では家計消費のピークは 45 歳前後でその後早いペースで減衰していく。日本の方がピークが遅く、消費の減少率も緩やかである。26 – 65 歳のケー

スで図を見る限り、全体的にはシミュレーションによる年齢・消費プロファイルはデータを、うまく説明できているといえる。

[図3挿入: 年齢・消費プロファイル(40期間、 $R = 1.02$ の図)]

図を見る限り、60歳以降のフィットに関しては問題がないように思われるが、20歳代の消費をシミュレーションでフィットさせるためには、26歳時の資産をより詳細に設定する等の工夫が必要になる。そのため、20代をはずしたケースでの推定も行ったが、既に明らかにしたように、結論を極端に変えるような事にはなっていない。

## 4.2 不確実性がない経済との比較

本節では、推定した構造パラメーター( $\beta, \gamma$ )に基づいて、総貯蓄の中に占める予備的動機による貯蓄の割合を数量的に示す。そのために、不確実性がないライフサイクルモデルにおける消費・貯蓄問題を考える<sup>18</sup>。基本的な構造は2節と同じだが、一時的なショックが一切存在せず、年齢・所得プロファイルの平均額を確実に受け取れるとする。このときの年齢・貯蓄プロファイルは純粋にライフサイクル動機に基づく貯蓄であり、これと不確実性が存在する時の年齢・貯蓄プロファイルを比較した時、変化している部分が予備的動機による増分とみなすことが出来る。

所得に関する不確実性が存在していると、どの年齢においても総貯蓄額は増加するため、予備的貯蓄は存在している。では、総貯蓄に占める予備的動機による貯蓄の割合はどの程度あるのであろうか。図4は、所得リスクがある経済における総貯蓄のうち、予備的動機とライフサイクル動機の割合を示したものである<sup>19</sup>。予備的貯蓄の割合は最大で4割にもなり、極めて大きな水準にあるといえる。所得リスクに関する予備的貯蓄は、30歳代後半でピークになり、その後、緩やかに減少していく。我々が考えている経済環境ではリスクの原因は労働所得のみであるため、引退期以降は不確実性がない経済と無差別になる。予備的動機による蓄積の増加は、所得リスクが存在する勤労期の早い時期に行われる。そして、40歳代までに蓄えが出来れば、その後はそれを維持あるいは緩やかに減らしていくことになる。

[図4挿入: 総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合]

<sup>18</sup>但し、2節と同様に流動性制約は存在しているものとし、不確実性以外の要因は全て同じ条件であると考ええる。

<sup>19</sup>不確実性がある経済における総貯蓄額から不確実性がないケースでの総貯蓄額を引き、不確実性がある経済での貯蓄額で割って、導出した。



このような結果を得る背景には、本論文におけるいくつかの仮定の影響があることは否定できない。第一に、モデルでは引退後に存在するリスクを一切考えていないため、老後は予備的貯蓄を行わないことになる。そのため、40歳代以降では予備的貯蓄は減少していき、貯蓄の大部分はライフサイクル動機によるものになる。第二に、遺産動機を考えていないことから、老後には全ての貯蓄を消費することになる。この点は日本経済におけるデータと整合的でない部分であり、今後の課題である。しかし、これらの原因が若年期の予備的貯蓄の割合を減らすことに直接つながるわけではなく、我々の推定結果における予備的動機の重要性に関する結果を大きく左右するとは考えられない。

予備的動機によって貯蓄をするということは、それだけ現在の消費を抑える必要があるということである。図5は、予備的貯蓄を行うために犠牲にした消費の割合である。20歳代では、5%を超える程大きく消費を我慢して貯蓄に回している。図4でも明らかにしたように40歳代までは消費者はバッファーのための貯蓄を蓄積することを好み、そのため、現在の消費を犠牲にしている。それ以降は、所得リスクの低下に伴い、消費量は増加に転じる。予備的動機によって増やした貯蓄にも利子収入はあるため、総貯蓄量の増加は資本収入の増加を促し、結果として総消費量の増加につながる。

[図5挿入: 不確実性による消費量の変化]

#### 4.3 消費成長率に占める予備的部分の貢献

本節では、消費成長率に関する予備的動機の影響を、Gourinchas and Parker (2001)に基づいて議論する。本論文において、全ての家計の消費行動は異時点間の消費の最適化条件である次のオイラー方程式を満たしている。

$$c_t^{-\gamma} = \beta RE_t c_{t+1}^{-\gamma} \quad (3)$$

この(3)式を  $E_t x_{t+1}$  の周りで二次近似をすると、

$$\Delta \ln c_{t+1} = \frac{1}{\gamma} \ln \beta R + \frac{\gamma}{2} \eta_{t+1} (E_t x_{t+1})^2 \text{var} U_{t+1} + \nu_{t+1} (U_{t+1}) \quad (4)$$

を得る。但し、 $\eta_{t+1}(x) = d \ln c_{t+1}(x) / dx$  は資産に対する消費の弾力性で、 $\nu_{t+1}(U_{t+1}) = \eta_{t+1} U_{t+1} + \frac{1}{2} \eta'_{t+1} (U_{t+1}^2 - \text{var}_t U_{t+1})$  は消費成長のイノベーションである。各家計の消費成長率は三つの要素に分解することが出来る。第一の要素は、不確実性がない経済における消費の成長率部分である。第二項は、消費成長率における予備的部分の貢献度合いを示している。より高い不確実性に直面する消費者は現在の消費を少なくして、予備的貯蓄と

して来期に残そうとする。そのため、来期の cash on hand の増加から消費の期待成長率に寄与する。最後の要素は、個人消費の成長率のイノベーションである。

(4) 式を全ての消費者について集計すると、次の関係を得る。

$$\Delta \ln C_{t+1} = \frac{1}{\gamma} \ln \beta R + \Psi_{t+1} + \nu_{t+1}$$

$$\Psi_{t+1} = \frac{\gamma}{2} \int \eta_{t+1} (E_t x_{t+1})^2 \text{var}_t U_{t+1} d\Lambda_t$$

但し、 $\Lambda_t$  は  $t$  歳家計の状態上の測度で、人数を表している。 $\Psi_{t+1}$  が消費の成長率にしめる予備的貯蓄の寄与部分である。

前節で求めた年齢・消費プロファイルと  $(\beta, \gamma)$  の推計値を使って、各年齢ごとの予備的貯蓄部分を計算したのが図6である。不確実性がない無限期間生きる消費者モデルにおいては定常状態では  $\beta R = 1$  となり、割引率と利子率は厳密に一致する。しかし、予備的貯蓄が存在するモデルではこの条件は必ずしも成立しない。消費者がより強く将来を割り引く場合、リスクが存在しなければ消費成長率はマイナスになる。このマイナス効果を打ち消しているのが予備的貯蓄の貢献部分である。

予備的貯蓄の貢献部分は50歳代までは正の値を取り、その後マイナスに転じる。40代半ば以降は、予備的貯蓄の貢献部分はほとんどなくなる。我々のモデルでは不確実性は勤労時の所得のみであるため、引退期が近づく程、予備的動機による貯蓄動機は薄れていく。

[図6挿入: 消費成長率と予備的貯蓄]

## 5 まとめ

我々はこの論文で、日本経済の構造パラメータを推定し、それに基づいて予備的貯蓄の重要性に関する分析を、家計調査のマイクロパネルデータに基づき試みた。その結果、割引因子及び相対的危険回避度に関しては、マクロ時系列データに基づくオイラー方程式を用いた先行研究と比較して、大きな相違はない事が明らかになった。Gourinchas and Parker (2002) 等のアメリカ合衆国における推定量と比較した際には、危険回避度に関しては日本とそれ程、変わりがないが、主観割引因子はより1に近く、忍耐強い。総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合及びそれに伴う消費の犠牲率は共に極めて大きな準であり、2000年以降の日本の家計における予備的動機の重要性が明らかになった。失業リスク等の将来所得の不確実性に関する家計の主観的評価が家計行動に与える影響は極めて大きいことになる。

しかしながら、多くの研究課題が残っている。本論文では先行研究に従いCRRAの効用関数を用いたが、CRRAの場合、リスク回避度と消費のスーミング効果を区別する

ことができない。両者を識別することの可能な効用関数による推計は将来の課題である。また、家計調査では学歴等の個人属性の情報が不足しており、かつパネルの期間が短いため、所得の分散の推定量が不正確である可能性を否定できない。より精度の高い、詳細かつ大規模なパネルデータが日本では存在しないため、擬似パネルを用いて長期のデータを作成する必要があるが、これも将来の課題である。我々が用いてデータセットは2001年から2002年にかけての家計データであるが、当時の日本のマクロ経済指標はかならずしも良好とはいえないものであった。したがって、我々の推計結果が、当時の日本のマクロ状況を反映した一時的なものである可能性も存在する。予備的動機に関する政策インプリケーションを得るためには、より長期のデータに基づく分析が必要である。

## A 補論: 数値解析の方法

この補論では、数値解析で用いた手法を簡単に解説する。まず、あるパラメーター  $(\beta, \gamma)$  を所与として消費者問題を解き、消費関数を近似的に求める。次に、その消費関数を使って、60 期間生きる消費者を 10000 人分シミュレーションし、資産保有高 (cash on hand) 及び消費流列を作り出す。10000 人分の消費流列の単純平均を求めて、データとのフィットを二乗誤差から調べる。この作業を様々なパラメーターセット  $(\beta, \gamma)$  の下で行い、もっとも誤差が小さくなる値が真の構造パラメーターであると考え<sup>20</sup>。

対数正規分布 所得の一時的ショック  $U_t$  に対して対数正規分布を仮定しているため、期待効用を計算する際、積分をする必要がある。対数正規分布の平均と分散が与えられた時、累積密度関数において確率が  $[0.01, 0.999]$  となる時の  $U_t$  の値を求める。0 及び 1 は理論上、計算できないため出来るだけ近い値を求める。この範囲から、Gauss-Hemite Quadrature に基づいて、30 個程のグリッドを取って累積密度関数の近似的な分布を計算する。これによって、数値積分をすることが可能になる。

ダイナミック・プログラミング 資産保有高 (cash on hand) のグリッド  $(x^j)_{j=1}^J$  を作る。グリッドの数は  $J = 300$  個とする。各消費者は有限期間しか生きないため、バックワード・インダクションを使って、後ろから  $T$  期間分の価値関数を計算していく。各グリッド上で最適な消費量を計算して、消費関数を求める。価値関数の近似には 3 次のスプライン

---

<sup>20</sup>数値解析には、Fortran 90/95 を使用し、最適化ルーチンには IMSL を用いた。

補間を用いた。

$$\begin{aligned} \tilde{V}_t(x_t^j) &= \max \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta_{t+1} E_t \tilde{V}_{t+1}(x_{t+1}), \text{ for all } j = 1, \dots, T, \\ &\text{subject to} \\ x_{t+1} &= \frac{R}{G_{t+1}} [x_t^j - c_t] + U_{t+1}, \text{ if } t \leq N, \\ x_{t+1} &= R [x_t^j - c_t] + 1, \text{ if } t > N. \end{aligned}$$

シミュレーション 各年齢及び各資産保有高 (cash on hand) 毎の最適消費関数が得られたので、それを用いてシミュレーションをする。まず、25歳期末に残した純貯蓄  $\omega_{26}$  と26歳期初に実現した  $Y_{26}$  を確率分布から一つ取ってくる。純貯蓄  $\omega_{26}$  及び  $U_{26}$  は対数正規分布に従うと仮定しており、各分布の平均及び分散を既に与えてあるため、そこから乱数を発生させて (random number generator)、初期資産保有高を決定する。同様にして、勤労期間分  $\{U_t\}_{t=27}^{65}$  の労働所得のショックの経路を作り出し、その下での  $\{x_t\}_{t=26}^{85}$  と  $\{c_t\}_{t=26}^{85}$  を計算する。この作業を10000回行うことによって、10000人の消費経路を作り出すことが出来る。

最小二乗誤差 10000人分のシミュレーション・データから平均的な消費経路を計算することが出来る。シミュレーションによって得た一つの消費経路とデータの消費経路の差を、二乗誤差  $\sum_{t=30}^{65} (\ln \tilde{C}_t - \ln \hat{C}_t)^2$  を使って評価し、最小になるような  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$  の組み合わせを見つける。誤差を最小にするパラメータを見つけるためには、Grid Search と最適化ルーチンを組み合わせて計算をした。図7は、様々な  $\beta$  と  $\gamma$  の組み合わせでの二乗誤差を描いたものである。この図から、最小二乗誤差の計算は局所的な点ではなく、最適な組み合わせであることが解る。

[図7挿入: 二変数の最適化]

## References

- [1] Aiyagari, S.R. (1994): “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving” Quarterly Journal of Economics, 109, 659-684.
- [2] Browning, M. and A. Lusardi (1996): “Household Saving: Micro Theories and Micro Facts” Journal of Economic Literature, December 34, 1797-1855.

- [3] Cagetti, M. (2003): “Wealth Accumulation over the Life Cycle and Precautionary Savings” *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 339-353.
- [4] Carroll, C.D. (1997): “Buffer Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis” *Quarterly Journal of Economics*, 62, 1-55.
- [5] Carroll, C.D. and M.S. Kimball (1996): “On the Concavity of the Consumption Function” *Econometrica*, 64, 981-992.
- [6] Carroll, C.D. and A.A. Samwick (1997): “The Nature of Precautionary Wealth” *Journal of Monetary Economics*, 40, 41-71.
- [7] Deaton, A. (1991): “Saving and Liquidity Constraints” *Econometrica*, 59, 1121-1142.
- [8] Dynan, K. (1993): “How Prudent Are Consumers?” *Journal of Political Economy*, 101, 1104-13.
- [9] Gourinchas, P.O. and J. Parker (2001): “The Empirical Importance of Precautionary Saving” *American Economic Review Papers and Proceedings*, .
- [10] Gourinchas, P.O. and J. Parker (2002): “Consumption over the Life Cycle” *Econometrica*, 70, 47-89.
- [11] Hubbard, R.G, J. Skinner and S.P. Zeldes (1995): “Precautionary Saving and Social Insurance” *Journal of Political Economy*, 103(2), 360-399.
- [12] Kohara, M. (2001): “Consumption Insurance between Japanese Households,” *Applied Economics*, 33(6), 791-800.
- [13] Rust, J. and G. Rothwell (1995): “Optimal Response to a Shift in Regulatory Regime: The Case of the US Nuclear Power Industry” *Journal of Applied Econometrics*, 10(0), 75-118.
- [14] Stock, J., J. Wright, and M. Yogo (2002): “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 518-529.
- [15] Townsend, R.M. (1994): “Risk and Insurance in Village India” *Econometrica*, 62, 539-591.

- [16] 祝迫得夫 (2001): 「資産価格モデルの現状:消費と資産価格の関係をめぐって」, 『現代ファイナンス』 9, 3-39.
- [17] 小田信之・村永淳 (2003): 「自然利子率について: 理論整理と計測」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No. 03-J-5.
- [18] 齊藤誠・白塚重典 (2003): 「予備的動機と待ちオプション: わが国のマクロ家計貯蓄データによる検証」, 『金融研究』 第 22 巻第 3 号 (2003), 1-22。
- [19] 土居丈朗 (2001): 「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」 ESRI Discussion Paper Series No.1
- [20] 中川忍 (1999): 「90 年代入り後も日本の家計貯蓄率はなぜ高いのか? - 家計属性別にみた「リスク」の偏在に関する実証分析 - 」, 日本銀行調査月報、4 月号。

表1: 世代別平均消費額の推定に用いた変数

サンプル 期間 被説明変数 所得 資産 世帯人員数	総務庁家計調査全国勤労者世帯(二人以上) 2001年8月から2002年12月まで(6ヶ月のデータを利用可能なもののみ) 世帯消費額(自然対数値) 昨年度年収 貯蓄現在高		
住宅状況	ダミー1-9	1: 持ち家(一戸建) 2: 持ち家(共同住宅) 3: 持ち家(長屋建・その他) 4: 民営の賃貸住宅(設備専用) 5: 民営の賃貸住宅(設備共用) 6: 公営の賃貸住宅 7: 公団・公社等の賃貸住宅 8: 給与住宅 9: 借間	
家計属性(世帯主)	ダミー(01)	世帯主情報 夫	その他 1夫婦 2夫婦と未婚の子供
	ダミー(91)	夫	上記(01)のうち夫婦のみが有業者
	ダミー(02)	夫以外	1夫婦 2夫婦と未婚の子供
	ダミー(92)	夫以外	上記(02)のうち夫婦のみが有業者
	ダミー(03)		1夫婦と親族 2夫婦と未婚の子供と親族
	ダミー(04)	母親	1母親と20歳未満の子供
	ダミー(94)		1母親と18歳未満の子供
	ダミー(05)		1父親と18歳未満の子供 2片親と18歳未満の子供と未婚の親族 3片親と18歳以上の子供と親族
	ダミー(06)	父親	1両親と子供夫婦 2両親と子供夫婦と未婚の孫 3両親と子供夫婦と未婚の孫と親族
	ダミー(07)	息子	06と同じ
	ダミー(08)	父親・息子以外	06と同じ
	ダミー(09)	父親	1父親と子供夫婦 2父親と子供夫婦と未婚の孫 3父親と子供夫婦と親族 4父親と子供夫婦と未婚の孫と親族
ダミー(10)	息子	1片親と子供夫婦 2片親と子供夫婦と未婚の孫 3片親と子供夫婦と親族 4片親と子供夫婦と未婚の孫と親族	
ダミー(11)	父親・息子以外	10と同じ	
家計属性(その他)	ダミー(12)	1女中、家政婦、使用人のいずれかがいる	
	ダミー(13)	1夫婦と親族以外の人 2両親と子供夫婦と未婚の孫夫婦 3親族の夫婦のいる 4親族の親子のいる 5両親と配偶者の同居しない子供と孫夫婦または孫 6親族の世帯主 7 01-12に該当しない	
子供や両親の属性	ダミー1-9	1子供三歳以下 3子供12歳以下 5子供18歳以下 7子供22歳以下 9親65歳以上	2子供6歳以下 4子供15歳以下 6子供22歳以下 8子供22歳以下私立大学
勤務先企業規模	ダミー1-10	1: 1-4人 3: 10-29人 5: 100-299人 7: 500-999人 9: 官公	2: 5-9人 4: 30-99人 6: 300-499人 8: 1000人以上 0: 不明
勤務先産業	ダミー1-12	01: 鉱業 03: 製造業 05: 運輸・通信業 07: 金融・保険業 09: サービス業 11: その他	02: 建設業 04: 電気・ガス・水道・熱供給業 06: 卸売り・小売業 08: 不動産業 10: 公務 12: 農林漁業

表2: ( , )の推定

	R=1.02		R=1.03	
	25-65歳	30-65歳	25-65歳	30-65歳
	0.9827	0.9825	0.9710	0.9721
std.	0.0014	0.0012	0.0016	0.0013
	0.6370	0.5629	0.6664	0.5853
std.	0.0480	0.0485	0.0525	0.0521



図1: 年齢毎の消費関数

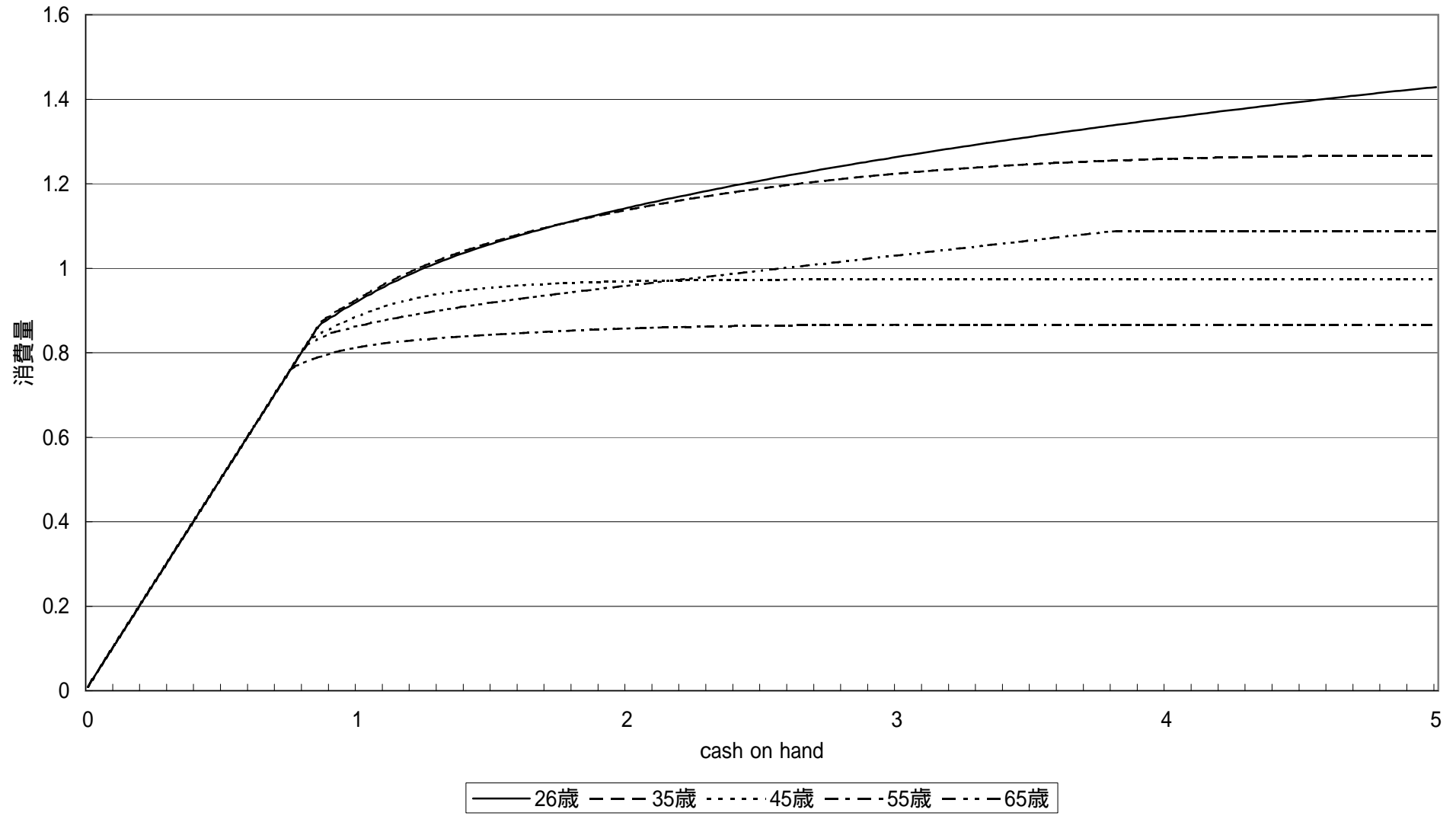
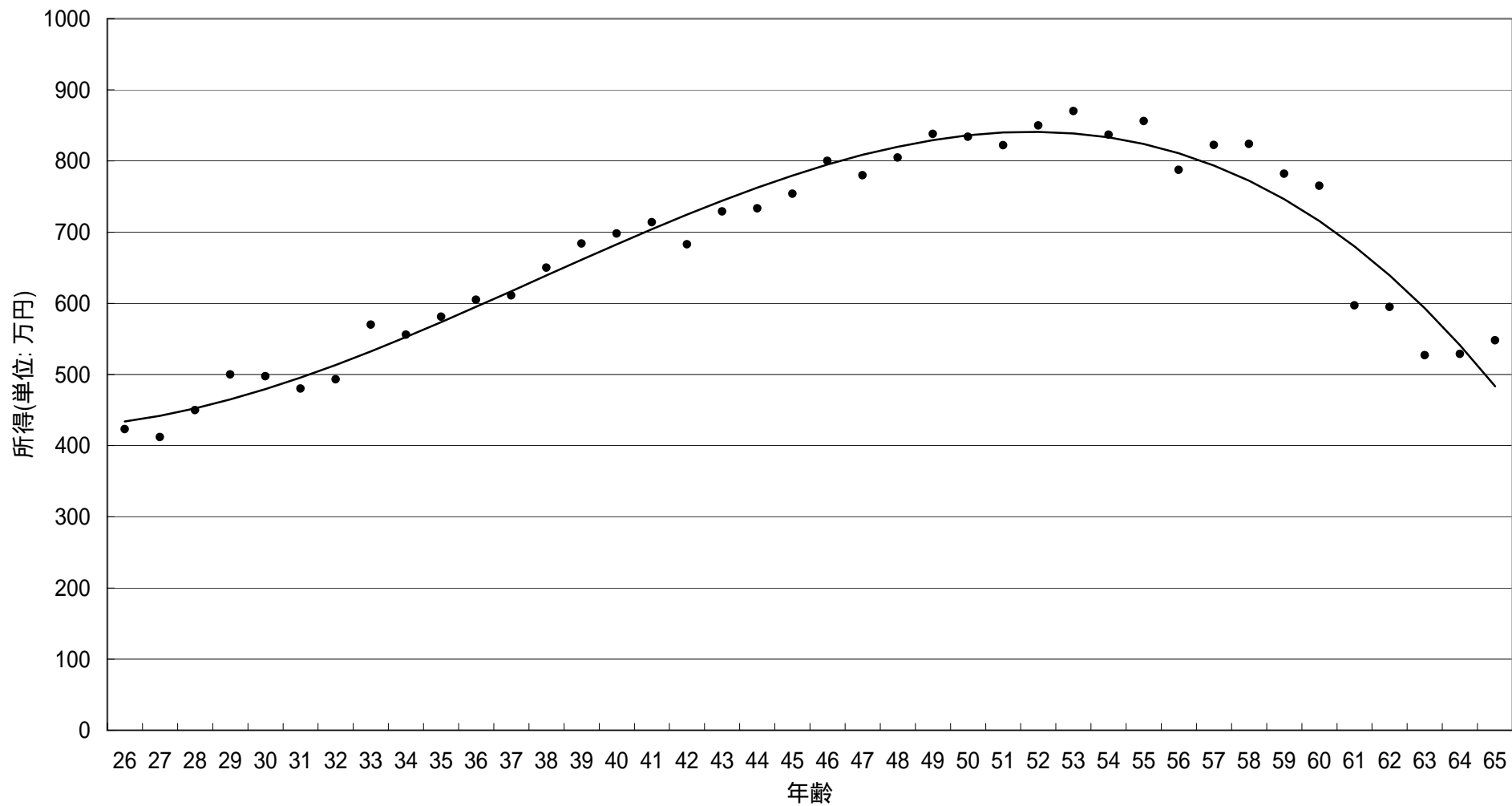
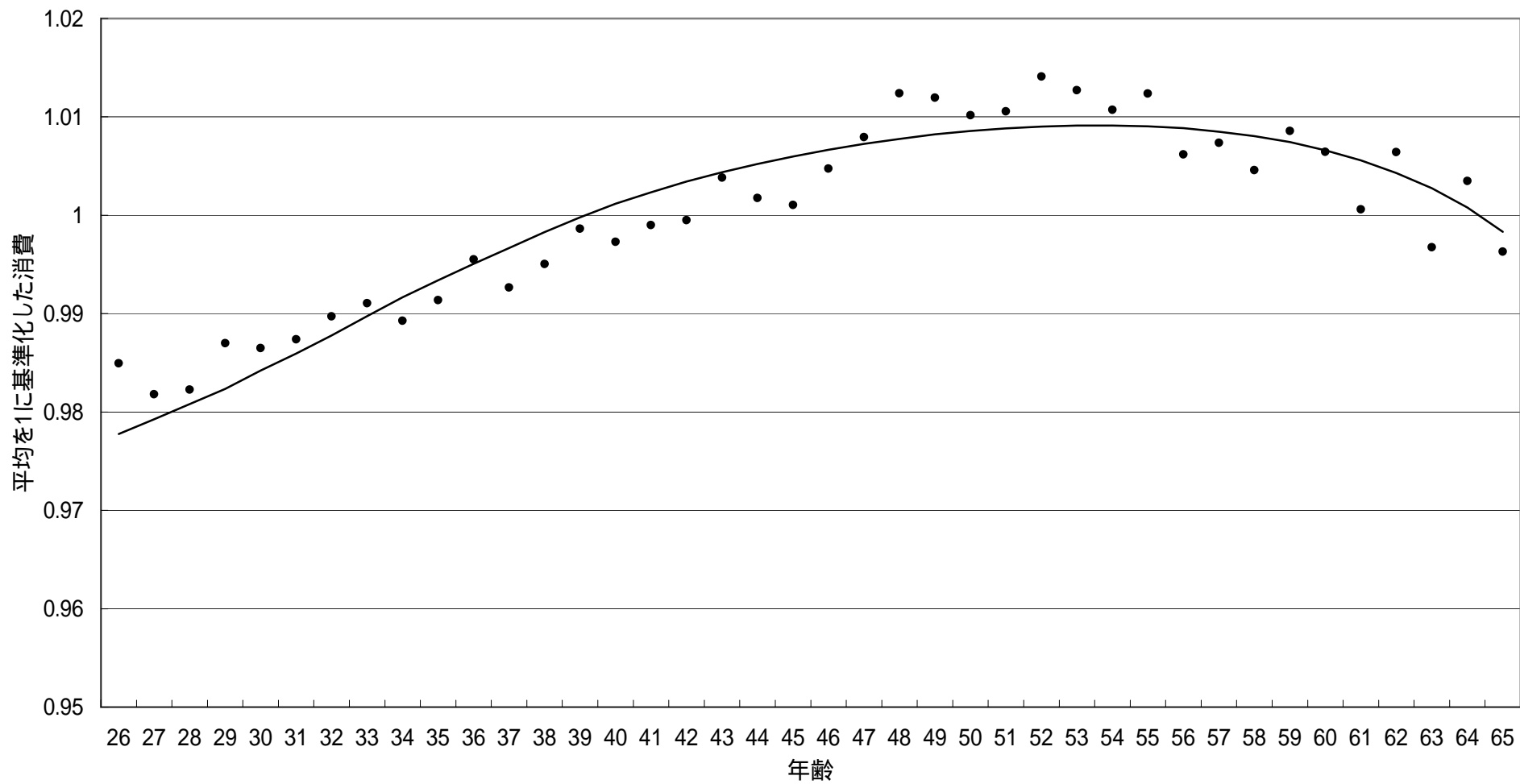


図2: 年齢・所得プロファイル



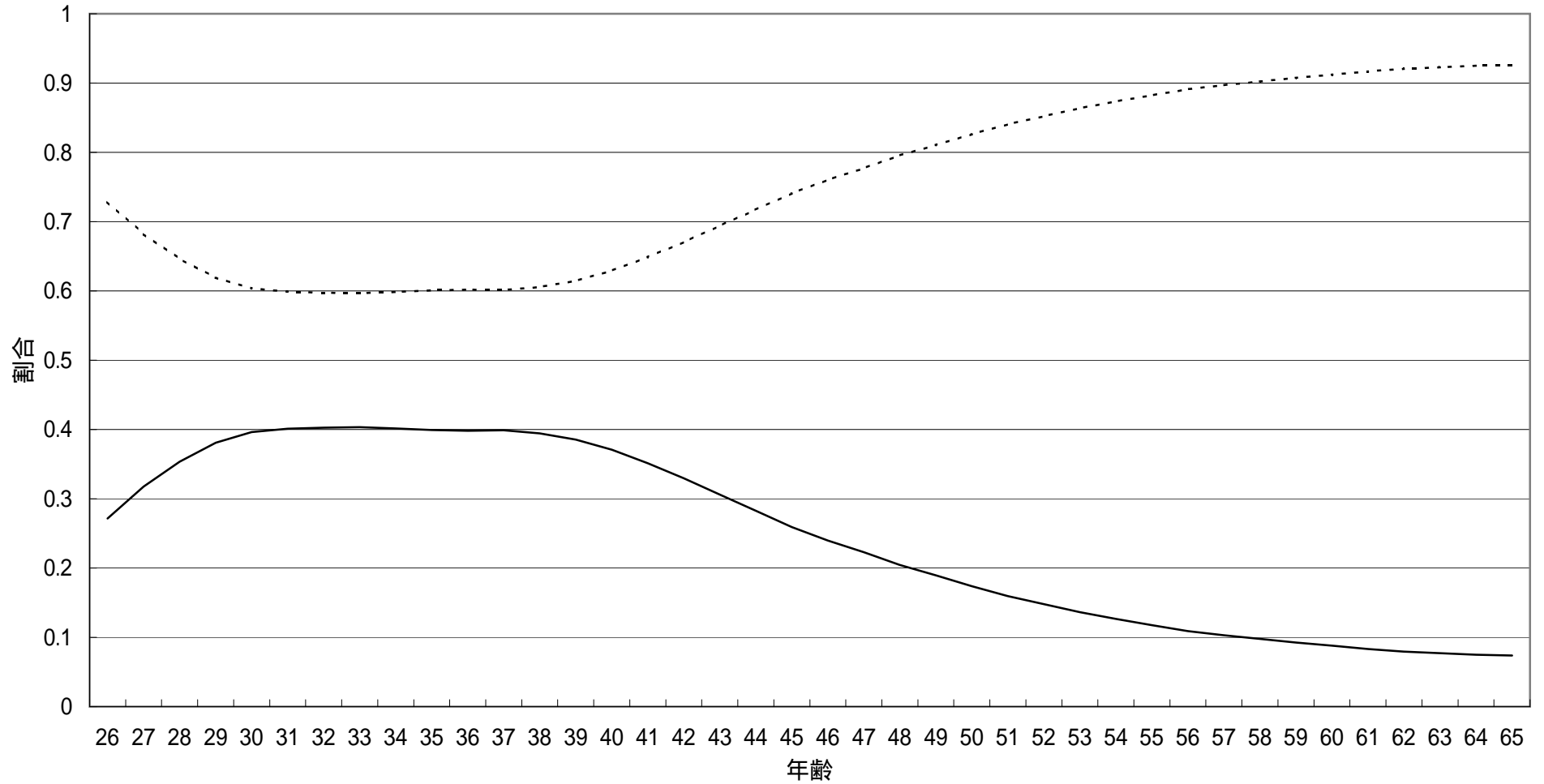
— 年齢・所得プロファイル    • 所得データ

図3: 年齢・消費プロファイル  
(40期間, R=1.02)



● 消費データ — シミュレーション

図4: 総貯蓄に占める予備的貯蓄の割  
(40期間,  $R=1.02$ )



— 予備的動機    - - - - - ライフサイクル動機

図5: 不確実性による消費量の変化  
(40期間,  $R=1.02$ )

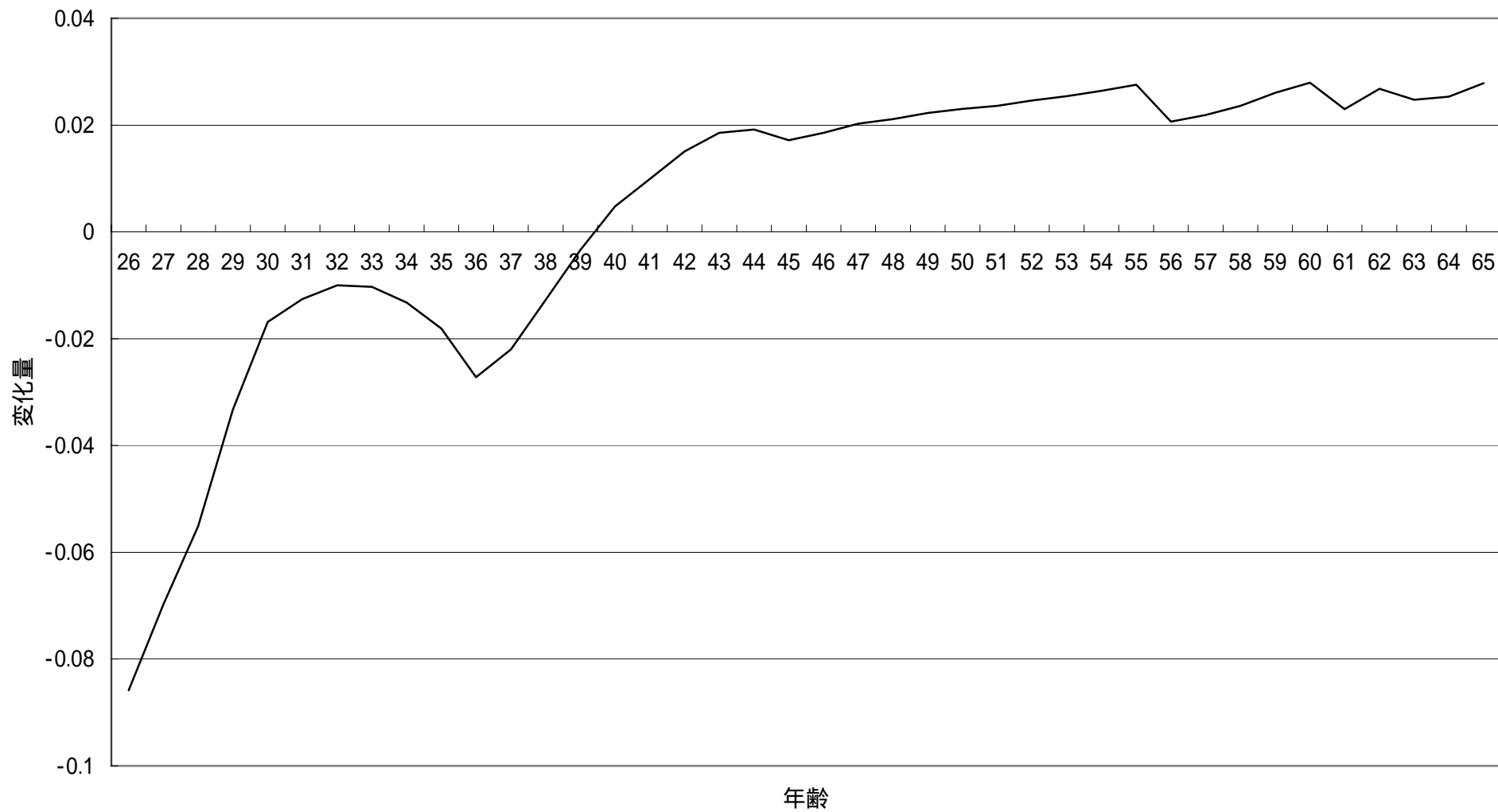


図6: 消費成長率と予備的貯蓄  
(40期間,  $R=1.02$ )

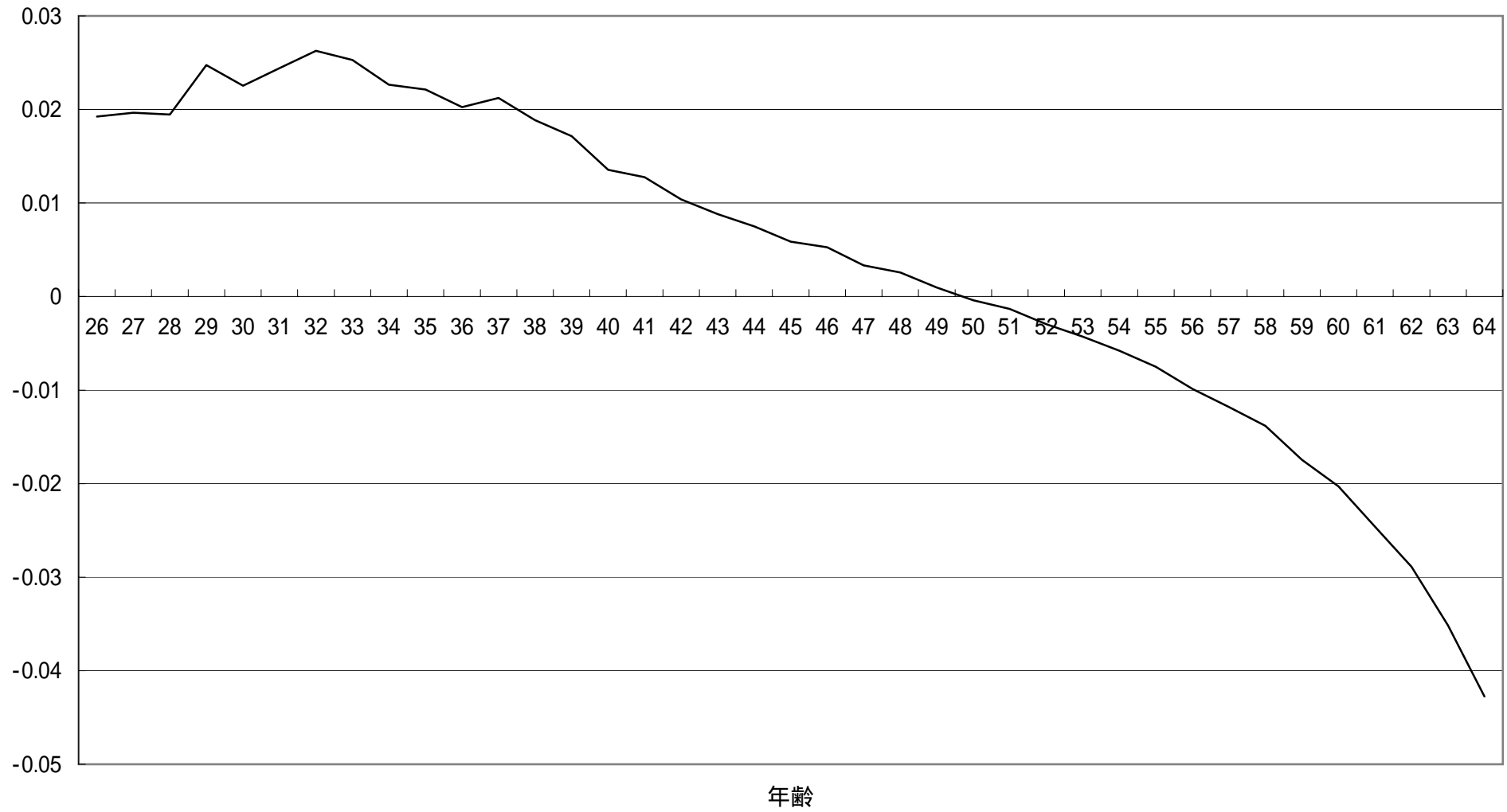


図7: 二変数の最適化

