

【調 査】

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¹⁾——

阿部修人・山田知明

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ーの推定、および異なるモデル間の Non-Nested Test 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した。得られた割引因子と相対的危険回避度の推定値は、それぞれ 0.98、0.6 程度と、経済学的に許容可能な値となった。また、推定パラメーターに基づき家計貯蓄を予備的動機とライフサイクル動機に分割すると、予備的動機による貯蓄の増分は非常に大きいことになり、2000 年以降の日本の 40 代の家計貯蓄のうち、約 40% が予備的動機であるという結果を得た。

1. はじめに

家計の消費・貯蓄行動を分析する際に、最も重要な要素の一つは家計のリスクへの態度である。もしも家計が将来所得の変動リスクを重視するのであれば、家計貯蓄の多くは、将来の不確実性に対処するための、いわゆる「予備的」貯蓄となるであろうし、そのようなリスクが重視されないのであれば、家計貯蓄は将来消費のための「ライフサイクル」動機、あるいは将来世代のための「遺産」動機に基づくものになるであろう。また、効用関数の形状として相対的リスク回避度一定(CRRA)型を採用する場合、リスクへの態度を示すパラメーターは、同時に消費水準を異時点間でどう配分するかを決定する。この消費の異時点間配分の決定は、経済の定常状態への収束速度を規定し、かつ景気変動の大きさを左右することになる。したがって、家計が将来の所得変動というリスクにどう対応するかを推定することはマクロ経済学にとり極めて重要なものであり、数十年に渡り様々な推定が試みられてきた。

家計のリスク回避度を推定する際には、マイクロあるいはマクロの時系列データを用い、家計の動学最適化問題の一階条件であるオイラー方程式を用いて分析するのが主流である。オイラー方程式は、ある条件の下では消費成長率の非線形関数の条件付期待値に関する制約として表現可能である²⁾。1980 年代に開発された一般化積率法(GMM)は、この条件付期待値の制約そのものを推定することを可能にし、その結果無数の論文が書かれてきた。しかしながら、

使用するデータや期間により、リスク回避度の推定値は大きなばらつきがあり、安定的な結果は得られてこなかった³⁾。

近年、リスク回避度の推定の際、オイラー方程式を使わないアプローチが試みられつつある。数値解析技術の発展により、複雑な家計行動の動学モデルを解くことが可能になったことがその背景にある。オイラー方程式は、同一家計による消費の時系列方向での変化に関する制約を与える。しかし、動学モデルは、その他にも消費と貯蓄間の制約、年齢と消費、または年齢と貯蓄に関する制約など、クロスセクション方向での制約も同時に与える。ある家計の消費額は、その家計の将来所得の期待、リスクの度合い、年齢、および資産額に依存して決まるが、この関係式から、消費と年齢、将来所得等に関する様々な制約を求めることが出来るのである。構造パラメーターを推定する際に、一階条件の一つの形状であるオイラー方程式の情報のみを用いる必然性は存在しない。推定が成功するか否かは、観測可能なデータに含まれる情報が、モデルが提示する制約にどれだけ近いかに決定的に依存してくる。オイラー方程式に基づく推定結果が安定した結果をもたらさない場合、モデルが予測する他の様々な制約を用いて推定を試みることは、構造推定において自然なアプローチであるように思われる。

本論文では、近年の貯蓄研究の標準的ツールとなっている Carroll(1997)による緩衝在庫貯蓄モデル(Buffer Stock Saving Model)に基づき家計行動を定式化し、その背後の構造パラメーターを推定する。

その際、オイラー方程式の推定ではなく、最適化行動を解き、政策関数(Policy Function)を導出し、その政策関数が生み出す制約から、背後の構造パラメータを推定する⁴⁾。類似したアプローチに、カリブレーションと呼ばれるものがある。カリブレーションとは統計的仮説検定は行わず、モデル外の情報から得られたパラメータを所与とし、そのパラメータの下でモデルを解き、その予測値を議論するアプローチである⁵⁾。モデルを解ききること、オイラー方程式以外の様々なモデルの特徴を議論することが可能であり、主に実物的景気循環理論(RBC)で採用されてきている⁶⁾。しかしながら、このアプローチではパラメータの推定を行わないため、統計的な仮説検定が出来ないという欠点がある。本論文で採用する構造推定アプローチは、上記のようなカリブレーションと、伝統的な統計的仮説検定を組み合わせたものといえることができる。

本論文では、Gourinchas and Parker (2002)による消費・年齢間に関する制約を用い、家計消費決定モデルの構造パラメータ推定を日本の個票データを用いて試みる。使用したデータは総務庁による家計調査の個票データである。我々のアプローチは、オイラー方程式を用いるアプローチと比較して、以下のような4つの大きな特徴がある。

- (1) モデルの外生変数及びパラメータを特定することで、予備的動機やライフサイクル動機による貯蓄の数量的評価が可能である。
- (2) モデルが生み出す制約を線形や二次関数等の簡単な関数で近似することなく、非線形な制約を直接分析することが可能である。
- (3) 異なるモデル間の Non-Nested 検定が可能である。
- (4) 政策効果の定量的評価が可能である。

特に、(1)は本アプローチの大きな利点であり、本論文では実際に日本の家計貯蓄がライフサイクル動機と予備的動機にどのように分割されるか、推定量に基づいて評価を試みる。将来所得が不確実である場合、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、将来所得のリスクに直面する家計は貯蓄をすることで、リスクと対峙せねばならない。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。実際、郵政総合研究所による平成14年度「金融資産選択調査」によると、貯蓄目的として、回答者の70%以上が将来のリスクに備えるためと回答しており、老後の生活に備えるためと答えた者の数(50%)を大きく上回っている。家計貯蓄における予備的動機とライフサイクル動機の相対的重要性を分析することは、今後の年金や介護保険等に関して多くの政策含意がある。最後に、モデルの構造を簡素化し予備的貯蓄が存在しないモデルを考察し、予備的貯蓄という要素をモデルに加えることの統計的意義をVuong(1989)による尤度比検定を用いて分析する⁷⁾。モデルを複雑にしていけばモデルの予測値とデータとのフィットは改善していく。Vuong(1989)による統計量は Non-Nested なモデル間の比較を可能にし、各モデルの相対的な説明力の強さを検定することが出来る。予備的動機という要素をモデルに組み込むことで統計的に有意な説明力の改善があったか否かを検定することで、緩衝在庫貯蓄モデルの有効性を論じることが出来るのである。

分析の結果得られた日本の主観的割引因子は年間で0.98程度、相対的リスク回避度は0.6程度と、経済学的に許容可能な値となった。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。推定したパラメータ値を不確実性がない家計消費モデルに取り込み、予備的動機による家計行動と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くものであることが明らかになった。また、予備的貯蓄が存在するモデルと含まないモデルをVuong(1989)の統計量により比較すると、後者は有意に棄却された。これは、日本において、予備的動機による貯蓄を含めたモデルを用いることの必要性を示すものである。

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。第4-5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。第6節では、Gourinchas and Parker(2001)に基づいて予備的貯蓄の消費成長率への影響を調べ、第7節で今後の課題等を議論する。

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モデルは、Carroll(1997)による緩衝在庫貯蓄モデルである⁸⁾。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⁹⁾。

各消費者は T 期間生存し、そのうち1期から N ($N < T$) 期までは勤労期間であり、労働所得を得ることが出来る¹⁰⁾。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各期の消費量を C_t 選択する。

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

ただし、 $\beta > 0$ は割引因子である¹¹⁾。瞬時効用関数はCRRA型で $u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ とし、 $\gamma > 0$ 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と仮定する。ただし、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、家計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業やボーナスカット等に伴う労働所得の急激な低下に対して、いざという時に備えるという予備的動機に基づき貯蓄活動を行う。こうした労働所得のリスクに関する保険市場が存在すると所得変動のリスクをヘッジすることができるが、本論文では資本市場が不完備であり、保険市場によるリスクヘッジは不可能であると仮定する。したがって、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しようとする。なお、初期時点で家計の資産水準が同一であったとしても、所得の変動により家計の所得・資産水準は変化していくため、モデルにおける各家計は異質(heterogenous)となる。

消費者達は各期、下記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。借入れは不可能であり、 $W_t \geq 0$ と仮定する¹²⁾。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。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 期時点では不確実であり、 $t+1$ 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)な一時的(temporary)ショック U_{t+1} に基づいて決定する¹³⁾。

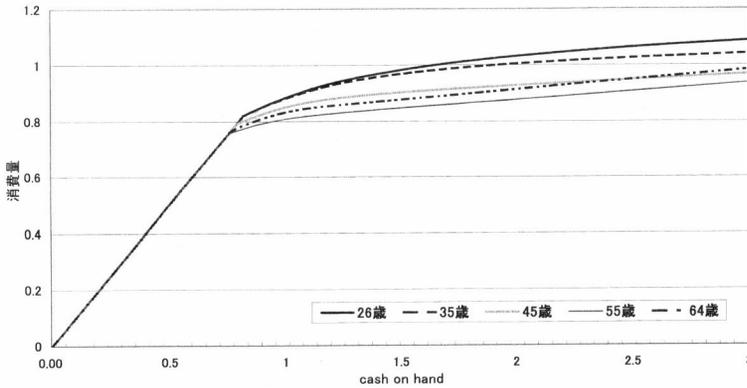
$$Y_{t+1} = P_{t+1} U_{t+1}$$

但し、 U_{t+1} は対数正規分布に従い、 $\ln U_{t+1} \sim N\left(-\frac{\sigma_U^2}{2}, \sigma_U^2\right)$ と仮定する。即ち、平均的には消費者は年齢・所得プロファイルに基づく所得を得られるが、平均値が1となるショックが加わるため、毎年の所得は不確実となる。恒常所得 $\left\{ P_t \right\}_{t=1}^N$ は、勤労期には外生的に与えられた成長率 $\left\{ G_{t+1} \right\}_{t=1}^N$ 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¹⁴⁾。

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

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、

図1. 年齢毎の消費関数



$$V_t(X_t, P_t) = \max\{u(C_t) + \beta E_t V_{t+1}(X_{t+1}, P_{t+1})\}$$

subject to

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

となる。但し、 $V_t(X_t, P_t)$ 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、数値的に解く際にも困難が伴う。本論文では、Carroll(1997)に従って、数値計算の際の負担を軽減する為に、 t 期の恒常所得 P_t で両辺を割って基準化する。利率を一定とした時、基準化した予算制約は

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

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

となる。小文字は全て P_t で割って基準化した変数であり、 $x_t = X_t/P_t$ 、 $c_t = C_t/P_t$ 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単位の所得を得ることが出来る¹⁵⁾。

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。

$$V_t(x_t) = \max_{c_t, x_{t+1}} \left\{ \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \tilde{\beta}_{t+1} E_t V_{t+1}(x_{t+1}) \right\}, \quad (3)$$

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、 $\tilde{\beta}_{t+1} = \beta G_{t+1}^{-\gamma}$ とする¹⁶⁾。

2.2 モデルの特徴

緩衝在庫貯蓄モデルは、消費者の消費・貯蓄行動における予備的動機の重要性を分析する目的で作成されたものである。予備的動機による貯蓄そのものは他のモデルでも発生するが、Carroll(1997)による緩衝在庫貯蓄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、緩衝在庫のための貯蓄を蓄積しようとする。しかし、予備的動機により貯蓄が増加していくだけでは、消費者は無限に蓄積することになる。そのような矛盾を回避し、“緩衝在庫貯蓄”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 $\{G_t\}$ が一定の時には、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、緩衝在庫貯蓄が存在する事が良く知られている¹⁷⁾。

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

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、資産保有高に関して強い凹関数となる¹⁸⁾。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は前述のモデルを数値解析的に解いて、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。26歳時点での消費関数は、無限視野の家計が持つ消費関数とほぼ同一であり、消費関数の凹性は、将来所得の不確実性に伴う予備的動機を反映している。しかし、年齢を重ねると引退後の消費に関する関心が高まり、予備的動機に加え、ライフサイクル動機に基づく貯蓄が増加し消費は低めに抑えられることになる。二つの貯蓄動機の和がピークに達するのは40歳代半ばであり、消費性向は最低となる。引退後には所得の不確実性はなくなるため、40歳を超えると予備的動機に基づいた貯蓄は減少し、引退後には予備的貯蓄は一切なくなる。

3. 推定方法

3.1 オイラー方程式を用いる場合の諸問題

前節で説明したモデルは、消費と資産、年齢に関して様々な構造を与えている。したがって、実際のデータと各種の構造を比較することでモデルに含まれるパラメータ等を推定することが可能となる。先行研究の多くは、消費に関するオイラー方程式を用いた推定を行っている。このモデルにおけるオイラー方程式は(3)式の一階条件及び包絡条件を用い、下記のように書くことが出来る。

$$E_t[c_{t+1} - \beta R c_t] = 0 \quad (4)$$

この方程式は利子率 R が変動しても成立するため、利子率を時間に依存させ、 R_t と記述することにする。ただし、 R_t は外生であるとする。このオイラー方程式は二時点間の消費成長率に関する非線形関数の条件付期待値がゼロであることを示している。未知の変数は主観的割引「因子」の β およびリスク回避度 γ であり、推定に直接必要なデータは消費と金利に関する時系列データである。多くの先行研究では、この非線形のオイラー方程式を線形近似、あるいは二次関数で近似して推定を行っている。 $\beta = (1/(1+\rho))$ 、 $R_t = 1+r_t$ と定義し、上記のオイラー方程式を c_t で二次まで近似すると下記のように記述することが出来る¹⁹⁾。

$$E_t \left[\frac{c_{t+1} - c_t}{c_t} \right] = \frac{1}{\gamma} \left[\frac{r_t - \rho}{1+r_t} \right] + \left(\frac{1+\gamma}{2} \right) E_t \left[\left(\frac{c_{t+1} - c_t}{c_t} \right)^2 \right] + \nu_t \quad (5)$$

ただし、 ν_t は三次以上の消費成長率および金利等の関数である。

Dynan(1993)は(5)式をアメリカ合衆国の Consumer Expenditure Survey による家計パネルデータを用い推定し、消費の二次の項にかかる係数は小さく、 γ の推定量は負であるとした。前者は、消費行動における予備的動機の影響力が小さいことを示し、後者は理論モデルの課す制約をみたしていないことを意味する。イギリスの家計データを用いた Merrigan and Normandin (1996)は γ を 1 以上、5 以下と推定している。PSID を用いた Kuehlwein (1991)は γ を 4 と推定したが、標準偏差が大きく、統計的にゼロと有意に異ならないことを報告している。マクロ時系列データを用いた分析では、アメリカ合衆国ではほとんどの場合推定に成功しておらず、Hansen and Singleton(1983)はリスク回避度が負の値になると報告している。日本では、羽森(1996)がリスク回避度を 0.2-0.6 程度と報告しており、かつオイラー方程式の説明力は良好であるとしている。一方、Nakano and Saito(1998)はリスク回避度を 2.5 と推定し、オイラー方程式のフィットに対して懐疑的な結論を導いている²⁰⁾。(5)の推定で用いる情報は、基本的には消費の成長率の変化と金利の相関である²¹⁾。祝迫(2001)は、日本において両者の相関が極めて小さいことを指摘している。その理由の一つは日本の消費データの質にあると思われる。家計調査による消費の月次データは極めて大きな季節性パターンを有している。季節性を除去するため、多くの場合 X12 のような移動平均法に基づくフィルターを用いているが、これは消費成長率の変化を通時的にスムージングしていることになり、消費成長率の変化という情報に系列相関を持つノイズを導入する危険性が高い²²⁾。オイラー方程式の推定に必要な消費成長率の時間変化に関して、我々がアクセス可能なデータが十分な情報を有していない可能性は無視できないのである。

Ludvigson and Paxson(2001)および Carroll (2001)は、オイラー方程式を用いた推定手法自体に問題があると指摘している。(5)の右辺第三項の ν_t は消費成長率の三次以上の項の関数であり、右辺の

他の項と明らかに相関している。 ν_t を誤差項として扱う線形、または二次関数近似はこの相関を無視して推定を行うことになり、inconsistentな推定量をもたらすことになる。Ludvigson and Paxson (2001)およびCarroll(2001)はモンテカルロ実験を行い、 ν_t と他の項との相関が大きなバイアスを作り出すことを示した。また、Carroll(2001)は同様に、近似を施さないオイラー方程式(4)を用いる非線形GMM推定が、消費データに含まれるMeasurement Errorに極めて敏感に反応することを示している。また、Stock, Wright, and Yogo(2002)は、オイラー方程式の推定に用いられるGMM推定量がWeak Instrumentsによる深刻なバイアスの問題を含んでいることを指摘している。

以上、オイラー方程式を用いた消費関数の構造パラメータの推定には多くの問題があることを指摘した。消費成長率の時系列方向での変化に関して質の高いデータ入手が困難であり、かつ推計上の問題も否定できないのである。本論文では、上記のようなオイラー方程式ではなく、モデルの作り出す他の構造を用いるアプローチを試みる。

3.2 政策関数を用いる推定

図1で示されているように、緩衝在庫貯蓄モデルは消費関数の形状に関して、様々な構造を与える。一家計の生涯消費・貯蓄経路は、その家計の持つ初期資産、選好パラメータ、および生涯所得経路に依存して定まる。この経路は諸変数の関数であるが、closed formで記述することは残念ながら不可能である。しかしながら、パラメータや外生変数を所与とすると、その形状を数値計算で得ることは可能である。したがって、生涯所得や資産水準に関してデータを用意し、リスク回避度や主観的割引率に関して、モデルの作り出す経路とデータ間のギャップを最小化するようなアルゴリズムを用いることで、リスク回避度等の構造パラメータの推定が理論的には可能となる。ここで問題になるのは、家計ごとに生涯所得の経路が異なり、かつ一家計の生涯所得のデータは一般に入手不可能であることである。

我々は、Gourinchas and Parker(2002)等の先行研究にしたがい、シミュレーションを利用することで家計の「平均的な」消費経路を求め、それをデータの「平均的な」消費経路と比較することにする。一家計の生涯にわたる実際の所得経路の情報がなくとも、家計所得の確率過程の情報、ここでは平均値

と分散の情報があれば、シミュレーションにより無数の家計消費を計算することができる。無論、シミュレーションで得られる家計の消費経路は仮想的なものであるが、平均値をとることにより、個々の家計間の異質性を排除し、マクロの消費経路に関する推定量を得ることが可能である²³⁾。

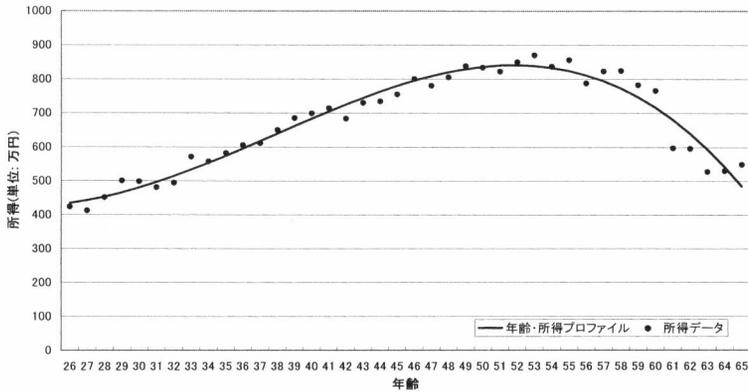
実際の推定方法は次のステップによって行われる。まず、データに基づいて26歳から65歳までの年齢のみに基づいた年齢・消費プロファイル $\{\tilde{C}_t\}_{t=26}^{65}$ を作成する。次に、ある一つの割引因子と相対的危険回避度の組 (β, γ) に対して、前節で解説したモデルを解いて、政策関数(消費関数)を求める。政策関数に基づいて、シミュレーションによって生成された26歳から65歳までの年齢・消費プロファイル $\{\tilde{C}_t(\beta, \gamma)\}_{t=26}^{65}$ を作り出す。モデルから生成された消費・資産経路が実際の年齢・消費ともっとも「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

3.3 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²⁴⁾。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は、未知である (β, γ) の他にも、粗利率 R 、労働所得に関する(一時的な)不確実性を表す分散 σ_t^2 、年齢所得成長率 $\{G_t\}_{t=26}^{65}$ 、更に26歳

図2. 年齢・所得プロファイル



時点で保有している資産 ω_{26} に関する情報が必要になる。これらのパラメータ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。したがって、本論文ではそれらのパラメータの推定はせずに、データの First Moment や他の研究を参考にし、外生的に与えることにする。

金利水準

粗利率は、 $R=1.02$ 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適當であり、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²⁵⁾。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である分散 σ_{ω}^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。 $\sigma_{\omega}^2=0.0814$ とする²⁶⁾。

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 万円が毎年、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い。小標本による誤差が大きいと思われるため、本論文では 65 歳以上の高齢者のデータは使用していない。

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 歳と仮定しているが、実際には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には、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 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。年齢・消費プロファイルの推定において ω_{26} を 26 歳時の労働所得が実現する前の純貯蓄とした時、データから、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。

4. 年齢・消費プロファイルを用いた推定

ここでは、Gourinchas and Parker(2002)に従い、消費と年齢の関係をを用いた推定を試みる。Measurement Error が多いと思われる資産データを直接扱わないことに特徴のある推定法である。

4.1 First-Stage Estimation

モデルから得られる年齢・消費プロファイルは、

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:団地・公社等の賃貸住宅 8:給与住宅 9:借間
家計属性(世帯主)		世帯主情報 その他
	ダミー-(01)	夫 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
家計属性(その他)	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
	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 2子供6歳以下 3子供12歳以下 4子供15歳以下 5子供18歳以下 6子供22歳以下 7子供22歳以下 8子供22歳以下私立大学 9親65歳以上
勤務先企業規模	ダミー-1-10	1:1-4人 2:5-9人 3:10-29人 4:30-99人 5:100-299人 6:300-499人 7:500-999人 8:1000人以上 9:官公 0:不明
勤務先産業	ダミー-1-12	01:鉱業 02:建設業 03:製造業 04:電気・ガス・水道・熱供給業 05:運輸・通信業 06:卸売り・小売業 07:金融・保険業 08:不動産業 09:サービス業 10:公務 11:その他 12:農林漁業

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、直接つながらるものではない。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数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_{it} :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)、 α_i :年刻みの世帯主の年齢ダミー、 y_i :家計年取、 c_t :期間ダミー、 v_i :家計固有の変数効果、 $\varepsilon_{t,i}$:誤差項²⁷⁾。

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)各年齢ごとの年取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取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、年取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。

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

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、 $\bar{\pi}_i$ は上記変数効果モデルの推定値である。

4.2 Second-Stage Estimation

Ist 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 (β, γ) 組以外の、モデル

を解くために必要なパラメーターは得られた。そのため、数値解析を使えば、ある一つの組 (β, γ) 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²⁸⁾。

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、シミュレーション人数(L)が十分に大きければ、モデルにおける各年齢ごとの平均消費量は

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

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、構造パラメーターを推定することが出来る²⁹⁾。

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るだけ近くなるようなパラメーターを探すことになる。我々は、予測誤差が正規分布に従うと仮定し、最尤法により推定した。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

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

と定義する。このとき、最尤法における目的関数は下記のように書くことが出来る。

$$\text{LogLikelihood} = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \left(\frac{1}{\sigma^2} g_t(\beta, \gamma)^2 \right)$$

この関数の値を最大にするようなパラメーターを探す。実際の作業としては、上記のシミュレーション

表2. (β, γ) の推定

	R=1.02		R=1.03		完備市場 (R=1.02, 26-65)
	26-65歳	30-65歳	26-65歳	30-65歳	
β	0.9827	0.9825	0.9710	0.9721	—
std. β	0.0014	0.0012	0.0016	0.0013	—
γ	0.6370	0.5629	0.6664	0.5853	—
std. γ	0.0480	0.0485	0.0525	0.0521	—
Likelihood	187.057				144.458

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、上記の尤度関数に代入し、対数尤度を最大化するようなパラメターの組 $(\beta, \gamma, \sigma^2)$ を求めることになる。

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

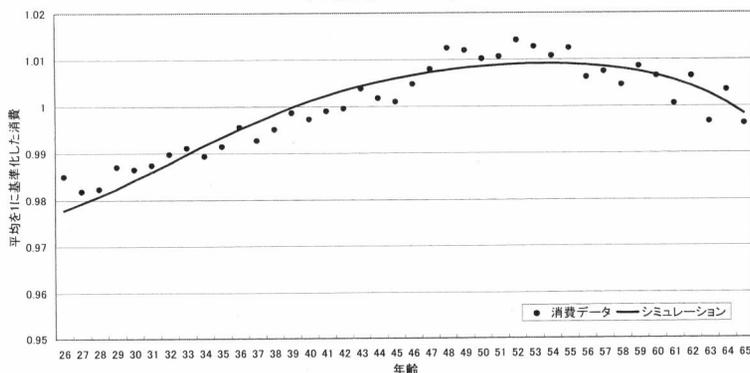
対数尤度が最大になるような $(\beta, \gamma, \sigma^2)$ の組み合わせを見つけるまで、さまざまな $(\beta, \gamma, \sigma^2)$ の下でこのステップを繰り返す。推定量の標準偏差等の距離に関しては、通常の最尤法と同一である。

5. 推定結果

5.1 パラメター推定と年齢・消費プロファイル

前節の推定方法に基づいて、構造パラメター (β, γ) 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 γ と

図3. 年齢・消費プロファイル
(40期間, R=1.02)



いうパラメターに基づいているため、そのどちらの影響が強いかについては残念ながら明らかでない。

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、 β の標準偏差は非常に低い値を取る。これは割引因子の1%の誤差が消費経路を大きく変化させるためである。

消費プロファイ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世帯毎の学歴に関する情報が得られないため、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20歳代前半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ついてもバイアスがある。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ことになる。

実際のデータと推定した (β, γ) を入れてシミュレーションから導出した年齢・消費プロファイ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歳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。

図を見る限り、60歳以降のフ

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歳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。

5.2 不確実性がない経済との比較

本節では、予備的貯蓄モデル以外にもう一つのモデルを考え、両者の説明力の比較を行う。ここで比較対象として、不確実性が一切存在せず、消費者はすべて同質であり、かつ金利と時間選好率が等しい経済を考える。この場合、明らかに最適消費経路は一定値をとり、山形にはならない。この最も単純なケースに比べて、我々の予備的貯蓄モデルが統計的に有意な説明力の向上をもたらすかどうかを検討する。

二つのモデルは入れ子(Nested)になっておらず、かつ非線形であるため、ここではVuong(1989)による最尤法によるNon-Nestedモデルの検定をおこなう³⁰⁾。

予備的動機モデルによる、各期消費の残差および対数尤度を下記のように定義する。

$$\begin{aligned} \epsilon_t^1 &= \ln \tilde{C}_t - \ln \bar{C}_t(\beta, \gamma) \\ l_t^1 &= -\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln \hat{\sigma}_1^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{\epsilon_t^1}{\hat{\sigma}_1} \right)^2 \end{aligned}$$

また、一定値の消費経路を予測するモデルの残差を次のように定義する。

$$\begin{aligned} \epsilon_t^2 &= \ln \tilde{C}_t - \ln \bar{C} \\ l_t^2 &= -\frac{1}{2} (2\pi) - \frac{1}{2} \ln \hat{\sigma}_2^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{\epsilon_t^2}{\hat{\sigma}_2} \right)^2 \end{aligned}$$

ただし、 $\hat{\sigma}_2^2$ は一定の消費経路が作る残差の標本分散である。

二つの対数尤度の差を $m_i = l_t^1 - l_t^2$ と定義すると、Vuong(1989)の統計量は下記のように計算することができる。

$$\nu = \frac{\sqrt{N} \sum_{i=1}^N \sum_{i=1}^N m_i}{\sqrt{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N (m_i - \sum_{i=1}^N \sum_{i=1}^N m_i)}}$$

この統計量 ν は2つのモデル間に説明力の格差

がないという帰無仮説の下では、即ち、データとのフィットの度合いが同じであれば、標準正規分布に従う。 ν の値が正であればモデル1の説明力が高く、負であればモデル2のフィットが相対的に良いことになる。我々の ν の値は9.850であり、予備的貯蓄を含むモデルの相対的説明力は極めて高いという結果を得た。

5.3 不確実性がない経済との比較

次に、推定したパラメーターに基づいて日本経済における予備的貯蓄の重要性の数量的評価を考察する。そのために、以前のモデルと同様に流動性制約には直面しているものの、所得に関する不確実性は一切ないモデルとの比較を考える。即ち、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、各家計は年齢・所得プロファイルの平均額を確実に受け取れるとする。このとき家計の貯蓄動機は、引退時に低下する所得を補うためのライフサイクル動機のみに基づくものである。我々が2節で考えていたモデルとの相違は不確実性があるかないかのみであるから、両者の貯蓄量の差は予備的動機に基づいて増やした貯蓄であるとみなすことが出来る。

2つのモデルを比較した際、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、予備的貯蓄は必ず存在している。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³¹⁾。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。所得リスクに基づく予備的貯蓄の割合は、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。但し、貯蓄額自体はその後も増えつづけるため、貯蓄レベルで見ると予備的貯蓄のピークは率で見るとより若干、後ろになる。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。ここで、予備的貯蓄の割合が65歳になっても0にはならない点に注意する必要がある。若年期に予備的動機に基づいて蓄積した貯蓄にも、金利がつく。そのため、予備的動機はほとんどないが、

図4. 総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合
(40 期間, $R=1.02$)

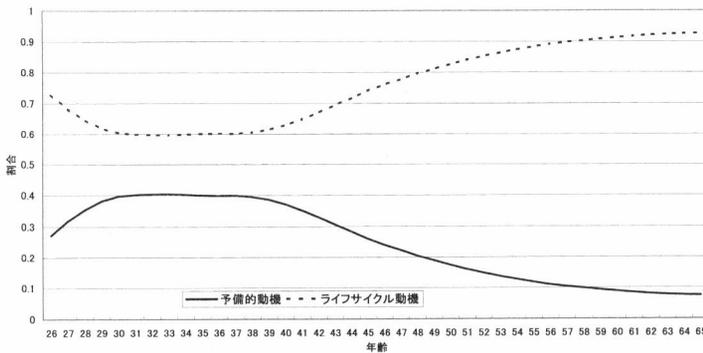
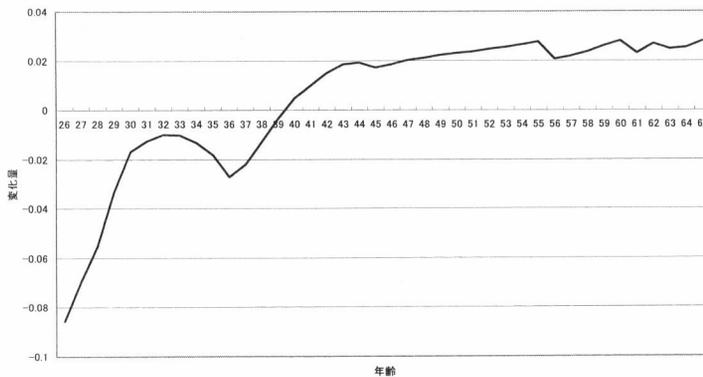


図5. 不確実性による消費の変化
(40 期間, $R=1.02$)



中高年齢期における総貯蓄は不確実性が存在しない経済よりも高くなる。

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。

6. 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。

$$c_t^{-r} = \beta RE_t c_{t+1}^{-r} \quad (6)$$

この(6)式を $E_t x_{t+1}$ の周りで二次

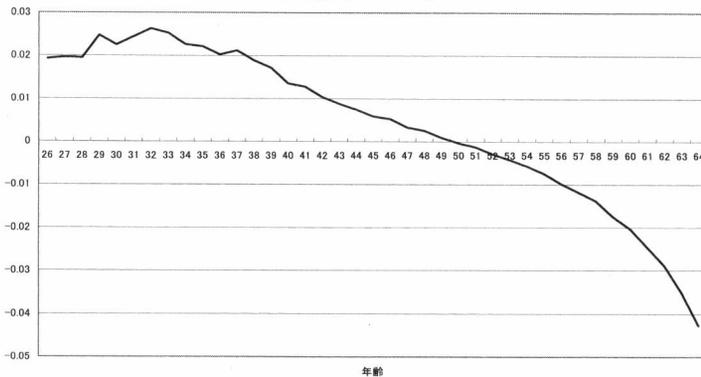
近似をすると、

$$\begin{aligned} \Delta \ln c_{t+1} &= \frac{1}{\gamma} \ln \beta R + \frac{\gamma}{2} \eta_{t+1} \\ &+ (E_t x_{t+1})^2 \text{var} U_{t+1} \\ &+ \nu_{t+1}(U_{t+1}) \end{aligned} \quad (7)$$

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、 $\nu_{t+1}(U_{t+1}) = \eta_{t+1} U_{t+1} + \frac{1}{2} \eta'_{t+1}(U_{t+1}^2 - \text{var} U_{t+1})$ 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、来期の資産保有高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。

(7)式を全ての消費者について集計すると、次の

図 6. 消費成長率と予備的貯蓄
(40 期間, $R=1.02$)



関係を得る。

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

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

但し、 Λ_t は t 歳家計の状態上の測度で、人数を表している。 Ψ_{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 (β, γ) 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 歳代半ば以降は、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。

7. まとめ

我々は本論文で、家計調査のマイクロパネルデータに基づき緩衝在庫貯蓄・ライフサイクルモデルの構造パラメータを推定し、モデルの妥当性および予備的貯蓄の重要性を分析した。その結果、予備的動機

モデルは、不確実性のない完全市場下での消費モデルよりも説明力が有意に高いことが示された。また、割引因子及び相対的危険回避度に関しては、それぞれ 0.98, 0.6 程度と、経済学的に許容可能な値であった。Gourinchas and Parker (2002) 等のアメリカ合衆国における推定量と比較すると、危険回避度に関してはそれ程大きな違いは存在しないが、主観割引因子は日本の場合より 1 に近く、日本の家計の方がより忍耐強いという結果となった。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値であり、2000 年以降の日本の家計における予備的動機の重要性が示された。したがって、我々の研究結果によると、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 型の効用関数を用いたが、CRRA 型の場合、リスク回避度と消費のスムージ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、高齢者や失業者を含む、より包括的なデータセットが必要であるが、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。これも将来の課題である。特に、我々のモデルでは先行研究に従い高齢者は遺産を残さず、労働も行わないと仮定したが、この強い仮定を大規模なデータセット、例えば全国消費実態調査のようなものを用いることで緩めることが可能であると思われる。今回我々が用いたのは 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。最後に、我々は、推定の際に先行研究に従い消費・年齢プロファイルに関する二

次元の情報を用いた。しかしながら、モデルは他にも様々な構造を与える。例えば、予備貯蓄に直接関わる消費・資産・年齢に関する三次元の非線形な構造を考えることも可能である。どのような情報を用いることが構造推計においてより有効であるか、データの性質を踏まえたうえで調べる必要があると思われる。

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詳細に解説する。まず、あるパラメーター(β, γ)を所与として消費者問題(3)式を解き、政策関数(ここでは資産保有高 x_t を状態変数とした消費関数 $c(x_t)$)を近似的に導出する。その消費関数に基づいて、60 期間生きる消費者 10000 人分の資産保有高及び消費流列を作り出すために、シミュレーションを行う。10000 人分の消費流列の平均を求めて、データとのフィットを二乗誤差を使って求める。この作業を様々なパラメーター(β, γ)の下で行い、もっとも誤差が小さくなる値が真のパラメーターであると考え³²⁾。

対数正規分布

所得の一次的ショック U_t が対数正規分布に従うと仮定しているため、次期の価値関数の期待値を計算する際、積分をする必要がある。数値積分法には様々な計算手法が知られているが、ここでは Gauss-Hermite Quadrature に基づいて数値計算を行った。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 $\{0.001, 0.999\}$ となる時の U_t の値を求める。0 及び 1 は理論上、計算出来ないため出来るだけ近い値を求める。この範囲から 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。

動的計画法

政策関数の導出には価値関数イタレーション (value function iteration) を用いた³³⁾。具体的には以下のとおりである。まず、状態空間である資産保有高の定義域 $[0, x]$ 上で有限個の点(グリッド) $(x_i)_{i=1}^J$ を作成する。もちろん、理論上はどのような x_t についても価値関数や政策関数が定義されている必要があるが、その全てを計算する事は無限個の点を計算することに等しいため、不可能である。そのため、代表的な x_i 上でのみ価値関数及び政策

関数の値 $\{V(x_i), c(x_i)\}$ を計算し、その間の $x_t \in [x_i, x_{i+1}]$ は何らかの補間法(interpolation)を用いて近似することにする。例えば、Johnson *et al.* (1993) は近似に 3 次のスプライン補間法(cubic spline interpolation)を用いている。グリッド数は $J=100-300$ 個とする。これ以上増やしても、政策関数の大幅な改善は見られない。またグリッドは等間隔である必要はなく、図 1 の消費関数からも明らかのように 1 近傍で曲率が大きくなるため、0 から 1 近辺のグリッドを多めに取る方が近似精度は高まる。

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 期間分の価値関数及び政策関数を計算していく事が可能である。各グリッド x^j 上における最適な消費量を計算して、消費関数 $c_t = c(x_t^j)$ を導出する。ベルマン方程式は

$$\tilde{V}_t(x_t^j) = \max \left\{ \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta_{t+1} E_t \tilde{V}_{t+1}(x_{t+1}) \right\}, \text{ for all } t = 1, \dots, T, j = 1, \dots, J,$$

subject to

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

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

である。いま、現時点の資産保有高である x_t^j 及び次期の価値関数 $\tilde{V}_{t+1}(x_{t+1})$ が既知であるとしよう。もちろん、次期の価値関数は全状態空間上で定義されているが、値を直接知っているのは $\tilde{V}_{t+1}(x^j), j=1, \dots, J$ のみであり、その間における値は補間する必要がある。このとき予算制約から、消費者問題は最適な消費量 c_t を探すための 1 変数 1 方程式の最適化問題になる。ベルマン方程式右辺の第 1 項は効用関数であるから消費に対して単調増加関数である一方、価値関数は x_{t+1} に関する増加関数であるため、予算制約から消費の減少関数となる。そのため、価値関数を最大化するような最適消費量が見つかるはずである。実際の最適化のためには、ニュートン法を用いた³⁴⁾。また、価値関数の近似には 3 次のスプライン補間及び線形補間(bilinear interpolation)を用いた。この作業を全てのグリッド上で行うことによって、各 x^j 上での価値関数及び消費関数が計算できる。グリッドを増やしていくことによって近似的な消費関数の精度は高まっていくはずである。な

お、次期の価値関数を既知としていたが、この点は後ろ向き帰納法を用いている。即ち、最終生存期である $t=T=60$ では次期の価値関数の値は全てのグリッド上で0であるから、最適消費は45度線に一致し、価値関数の値は最適消費量を代入することによって簡単に求められる(CRRA型効用関数そのものである)。ここで導出した価値関数を所与として、 $t=T-1=59$ を各状態変数 $(x^j)_{j=1}^J$ 毎に計算する。同様にして、 $t=1$ 期までさかのぼって計算をすれば、各年齢、各資産保有高毎の消費関数が得られる。

シミュレーション

各年齢及び各資産保有高毎の最適消費関数が得られたので、それを用いて各消費者が選択する消費・貯蓄流れをシミュレートする。賃金所得に対する不確実性は各消費者に固有であるため、全ての消費者は自身の所得の実現に応じて異なる消費流れを選択することになる。家計調査において1次のモーメント(即ち、平均値)を計算しているため、シミュレーションでも多くの消費者の実現値に対する平均値を導出する。シミュレーションに必要な人数は、10000人を超えると結果を大きく変えないため、10000人とした。ある一人の消費者の生涯は次のようにして決まる。まず、25歳期末に残した純貯蓄 w_{26} と26歳期初に実現した Y_{26} が確率分布に基づいて一つ決定する。純貯蓄 w_{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

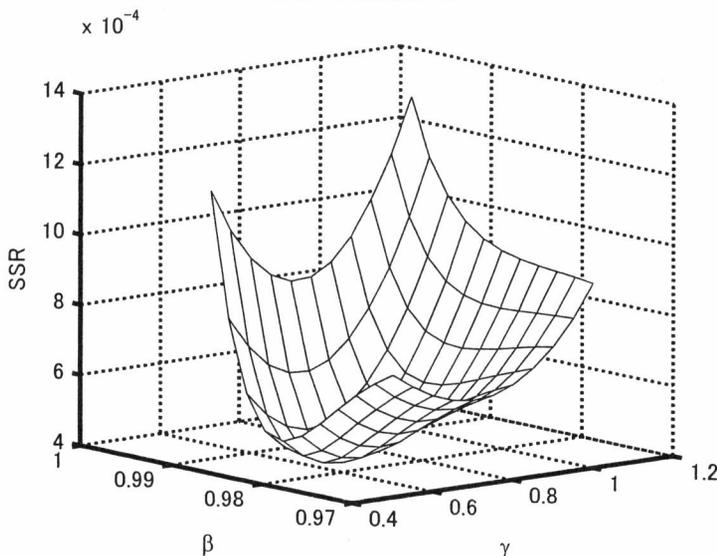
を既に与えてあるため、そこから乱数を発生させて(random number generator)、初期資産保有高 x_1 が決定する。よって、先ほど導出した消費関数から $c_1=c(x_1)$ を計算出来る。同様にして、勤労期間分 $\{U_t\}_{t=27}^{65}$ の労働所得のショックの経路を作り出し、その下での $\{x_t\}_{t=26}^{65}$ と $\{c_t\}_{t=26}^{65}$ を計算する。この作業を10000回行うことによって、10000人の消費及び貯蓄データを作り出すことが出来る。

最尤法

10000人60期間分のシミュレーション・データから(単純)平均的な消費経路を計算することが出来る。我々のフレームワークでは、最尤推定量と非線形最小二乗法の推定値は一致するはずであり(Greene (2003))、したがって、非線形最小二乗法を用いて係数を推定した。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 $\sum_{t=26}^{65} (\ln \tilde{C}_t - \ln \bar{C}_t)^2$ を使って評価し、最小になるような (β, γ) 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 β と γ 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。

(一橋大学経済研究所・一橋大学 COE 研究員)

図7. 二変数の最適化



注

1) 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。齊藤誠氏、祝迫得夫氏、工藤教孝氏、チャールズ・Y・ホリオカ氏、澤田康幸氏、宇南山卓氏および関西大学、社会保障・人口問題研究所、京都大学経済研究所、一橋大学経済研究所、大阪大学社会経済研究所のセミナー参加者から多くのコメントを頂いた。特に、黒崎卓氏からの推定法に関するコメントは本論文にとって極めて貴重なものであり、ここに感謝したい。なお、阿部は本研究に際し、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。

2) 家計の効用関数が時間に関して分離可能な相対的リスク回避度一定(CRRA)型である場合、オイラー

方程式は消費の成長率の関数となる。

3) オイラー方程式を用いた相対的リスク回避度の推定に関しては多くのサーベイが書かれている。金融的側面では Campbell(1999)が、貯蓄に関しては Browning and Lusardi(1996)が優れている。日本の家計に関する研究に関しては、羽森(1996)と祝迫(2001)を参照せよ。

4) 具体的には、動学最適化問題を解き政策関数を導出する作業を、最適なパラメータを求めるループの中にも含めることになる。この手法は1990年代以降、様々な分野で採用されつつある。開発論では Townsend(1994)が農村のリスクと保険に関して、産業組織論では Rust and Rothwell(1995)が原子力発電所の分析に用いている。

5) Calibrate とは、「計器に目盛りをつける」という意味であり、Kydland and Prescott(1991)はモデルに含まれるパラメータ値を定める行為を Calibration と呼んでいる。Cooley and Prescott(1997)はさらに Calibration の意味を拡大し、モデルのセットアップ、モデルの評価基準の設定、扱ったデータの選定等を含む一連の研究レジュームの呼称として用いている。

6) Carroll and Samwick(1997)や Hubbard, Skinner, and Zeldes(1995)が貯蓄・消費に関する近年の代表的なカリブレーションを用いた分析である。日本の消費・貯蓄動向をカリブレートしたものには Braun, Ikeda, and Joines (2004)がある。

7) Vuong (1989)の手法に関しては Greene (2003)が簡潔に解説している。

8) Carroll (2004)はこの緩衝在庫貯蓄モデルの数理構造、特に緩衝在庫が存在するための諸条件や、Deaton(1991)の流動性制約モデルとの関係について詳細に論じている。

9) 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。

10) ここでは、家計は T 期に必ず死亡すると仮定する。したがって、意図せざる遺産(accidental bequest)は発生しない。また、将来世代を重んじる利他性(altruism)も存在しない。したがって、この経済には遺産は存在しない。

11) ここでは有限期間のライフサイクルモデルを採用しているため、通常は無限期間生きる新古典派成長モデルと異なり、 β が1以上であっても効用水準は発散しない。

12) 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。

13) ここでいう恒常所得は、Buffer Stock Saving モデルの諸文献、特に Carroll による一連の研究に従って定義されている。伝統的な意味での「恒常所得」とは異なる定義であることに注意せよ。我々の恒常所得は flow であり、deterministic に定まる外生的な変数である。

14) 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。

15) 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、引退後も每期毎期、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。

16) 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すると、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、

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

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困難なため、我々はショックを全て一時的なもののみとする。

17) より詳細な議論に関しては、Deaton(1991)あるいは Carroll(1997)、Carroll(2004)を参照せよ。

18) 消費関数が資産保有高に関して強い凹関数になることの経済学的インプリケーションに関しては、Carroll and Kimball(1996)が詳細に論じている。

19) 二階のテイラー展開は様々な形で記述可能であるが、ここでは Ludvigson and Paxson(2001)に従った。

20) Kubota, Tokunaga, and Wada(2003)はリスク回避度を30と推定している。祝迫(2001)は、日本における消費CAPMに関して一致した結果が得られていないことに関して詳細な考察を行っており、マクロ時系列データを使用した場合、期間やspecificationによりリスク回避度の推定量が極めて不安定になることを示している。

21) 日本ではオイラー方程式ベースの推定で、マイクロデータを用いた予備的貯蓄の研究は少ない。Shimizutani(2002)は家計調査を用い Dynan(1993)に近い推定を行っているが、1995-1998年のうち、1998年以外は予備的貯蓄の重要性を確認できないと報告している。オイラー方程式を用いない分析では Zhou(2003)、村田(2003)等がある。Zhou(2003)はモデルの誘導系を用い、消費と所得の分散の相関を用い勤労世帯の予備的貯蓄を

計算し、資産の6%以下と推定している。村田(2003)は家計経済研究所のパネルデータを用い、家計の将来不安のインデックスの金融資産との相関を調べ、将来不安の大きい家計ほど金融資産の保有割合が大きいことを明らかにしている。

22) 家計調査は六ヶ月のパネルデータなので、前年度比を計算することはできない。また、月ダミーを利用すると、金利と多重共線性が発生し、金利変数の係数の推定が不可能になってしまう。

23) この手法は Method of Simulated Moments (MSM) と呼ばれる。

24) 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、またバランスドパネルとして 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 bound 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。

25) 小田・村永(2003)を参照せよ。

26) 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 Dynan(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、Dynan(1993)流のアプローチを採用することにした。

27) 推定に用いた変数の詳細は表1を参照せよ。

28) より詳細な議論は、補論を参照せよ。

29) この手法は Method of Simulated Moment 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。

30) 比較するモデルは、不確実性が存在しないだけではなく、消費の完全なスムージングが行われるように外生パラメータの値や完備な資本市場を仮定しているため、入れ子にはならない。

31) 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ている。

32) 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。

33) ここで我々が用いた価値関数イタレーションによる計算方法の詳細に関しては、Judd(1998), pp. 434-435 及び Johnson *et al.* (1993)を参照せよ

34) ニュートン法を用いる時には計算途中で消費量が負値のケースを計算する可能性がある。もちろん、このような値は経済学上、意味をなさないため、最適消費量が負値にならないようにペナルティを置く必要がある。また、対数効用関数のように定義域以外でも関数が定義されている必要がある。詳細は、Judd (1998), pp155-156 を参照せよ。

参 考 文 献

- 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.
- 羽森茂之(1996)『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社。
- 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』No.9, pp.3-39.
- 村田啓子(2003)「マイクロ・データによる家計行動分析:将来不安と予備的貯蓄」IMES DISCUSSION PAPER SERIES, No. 2003-J-9.
- 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。
- 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.
- 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, pp.1-22.
- Aiyagari, S. R. (1994) "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3, pp. 659-684.
- Braun, A., D. Ikeda, and D. Joines (2004) "Saving and Interest Rates in Japan: Why They Have Fallen and Why They Will Remain Low," mimeo.
- Browning, M. and A. Lusardi (1996) "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, December Vol. 34, No. 4, pp. 1797-1855.
- Cagetti, M. (2003) "Wealth Accumulation over the Life Cycle and Precautionary Savings," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 21, Issue 3, pp. 339-353.
- Campbell, J. Y. (1999) "Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle," in Taylor and Woodford ed. 'Handbook of Macroeconomics Volume 1C', North-Holland, Elsevier.
- Carroll, C. D. (1997) "Buffer Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 62, No. 1, pp. 1-55.
- Carroll, C. D. (2001) "Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation! (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation)," mimeo.
- Carroll, C. D. (2004) "Theoretical Foundations of Buffer Stock Saving," mimeo.
- Carroll, C. D. and M. S. Kimball (1996) "On the Con-

- cavity of the Consumption Function," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 981-992.
- Carroll, C. D. and A. A. Samwick (1997) "The Nature of Precautionary Wealth," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, No. 1, pp. 41-71.
- Cooley, T. F. and E. C. Prescott (1997) *Economic Growth and Business Cycles in Cooley ed 'Frontiers of Business Cycle Research'*, Princeton University Press, NJ.
- Dardanoni, V. (1991) "Precautionary Savings under Income Uncertainty: a Cross-sectional Analysis," *Applied Economics*, Vol. 23, No. 13, pp. 153-160.
- Deaton, A. (1991) "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, Vol. 59, No. 5, pp. 1221-1248.
- Dynan, K. (1993) "How Prudent Are Consumers?" *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 6, pp. 1104-1113.
- Gourinchas, P. O. and J. Parker (2001) "The Empirical Importance of Precautionary Saving," *American Economic Review*, Papers and Proceedings.
- Gourinchas, P. O. and J. Parker (2002) "Consumption over the Life Cycle," *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, pp. 47-89.
- Greene, W. H. (2003) *Econometric Analysis* Fifth Edition, Prentice Hall, Pearson Education International, NJ.
- Hayashi, F. (1997) *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Hubbard, R. G., J. Skinner and S. P. Zeldes (1995) "Precautionary Saving and Social Insurance," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 2, pp. 360-399.
- Johnson, S., J. R. Stedinger, C. A. Shoemaker, Y. Li and J. A. Tehada-Guibert (1993) "Numerical Solution of Continuous-State Dynamic Programs using Linear and Spline Interpolation," *Operations Research*, Vol. 41, No. 3, pp. 484-500.
- Judd, K. L. (1998) *Numerical Methods in Economics*, the MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Kohara, M. (2001) "Consumption Insurance between Japanese Households," *Applied Economics*, Vol. 33, No. 6, pp. 791-800.
- Kuehlwein, M. S. (1991) "A Test for the Presence of Precautionary Saving," *Economic Letters*, Vol. 37, No. 4, pp. 471-475.
- Kubota, K., T. Tokunaga, and K. Wada (2003) Consumption Behavior, Asset Returns, and the Risk Aversion: Evidence from Japanese Household Survey, mimeo.
- Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1991) "The Econometrics of the General Equilibrium Approach to Business Cycles," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 93, No. 2, pp. 161-178.
- Ludvigson, S., and C. H. Paxson (2001) "Approximation Bias in Linearized Euler Equations," *the Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 2, pp. 242-256.
- Merrigan, P. and M. Normandin (1996) "Precautionary Savings Motives: An Assessment from UK Time Series of Cross Sections," *the Economic Journal*, Vol. 106, No. 438, pp. 1193-1208.
- Nakano, K. and M. Saito (1998) "Asset Pricing in Japan," *Journal of the Japanese and the International Economics*, Vol. 12, No. 2, pp. 151-166.
- 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*, Vol. 10, No. 0, pp. 75-118.
- Shimizutani, S. (2002) "Are Japanese Consumers Prudent in the Late 1990s? Evidence from Japanese Micro Data," ESRI Discussion Paper Series No. 15 (Part II), *Economics and Social Research Institute*, Cabinet Office.
- 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*, Vol. 20, No. 3, pp. 518-529.
- Townsend, R. M. (1994) "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, Vol. 62, No. 3, pp. 539-591.
- Vuong, Q. H. (1989) "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses," *Econometrica*, Vol. 47, No. 2, pp. 307-333.
- Zhou, Y. (2003) "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A Household-level Analysis," *Journal of Japanese and International Economics*, Vol. 17, No. 2, pp. 192-212.