

日本経済における予備的貯蓄と雇用リスク

—— 一般均衡モデルによる数値解析的アプローチ ——

山 田 知 明^{*}

1 はじめに

90年代以降、日本の家計貯蓄率は緩やかに上昇しつづけている。この背景には、バブル崩壊後の不況の長期化や雇用形態の変化によって家計が消費活動に対して慎重になり、将来のリスクに備えて貯蓄を増やそうという行動があると考えられている。しかし、予備的動機によってマクロ経済の貯蓄率がどの程度押し上げられるのかについては、未だ明らかなではない。そこで本稿では、予備的貯蓄が存在する一般均衡モデルを使って、現在の日本経済に予備的動機による貯蓄がどの程度存在しているかという定量的側面に関して、数値解析を用いて分析する。

バブル崩壊以降の日本経済の停滞期における家計貯蓄率の増加と予備的貯蓄の関係に関しては、土居（2001）や Zhou（2003）等が実証研究を行っている。しかし、未だまとまった結論は得られておらず、未解決の問題が多い。特に、総貯蓄に占める予備的動機による貯蓄率の増大がどの程度であるのかについては、1%程度から10%以上と推定値にばらつきがある。そのため、予備的貯蓄が存在したとしても、それが日本経済にどの程度の影響をもたらしたのかについては意見がわかれるところである。

勤労者家計が直面する不確実性の1つに、戦後最高水準にまで高まった失業率による雇用に対する不安が挙げられる。この論文では、不確実性の増加を雇用リスクの増大として表現し、それが貯蓄率に与える影響を検証する。雇用不安として、(1)失業期間の長期化、(2)マクロ経済の失業率の増加、そして(3)雇用保険の問題が考えられる。まず、各家計が直面する不確実性の増大を失業期間の延長とし

て捉え、失業した際のリスクが増大した時にどの程度、予備的動機による貯蓄が増えるかをテストする。次に、80年代におけるマクロ経済の失業率が現在の失業率水準へ上昇した際の、貯蓄率への影響を分析する。最後に、各家計が失業した際に受け取る失業保険給付に応じて、マクロ経済の貯蓄率がどの程度変化するかを分析する。

結論を先取りすると、雇用リスクの増大による予備的貯蓄の増加はどのケースもせいぜい1%程度という小さいものであった。また、通常の実証研究では分析が困難な危険回避度の変化に対する貯蓄率の変化についても試み、雇用リスクと人々のリスクへの態度の変化の複合的な要因が貯蓄率の上昇の大きな原因になることを明らかにする。

我々がこの論文で採用するモデルは、Aiyagari (1994) による予備的貯蓄が存在する一般均衡モデルである。数値解析を使ってモデルを解く事により、直接、数量的インプリケーションが得られるため、実証研究で必要となる不確実性の代理変数探しの問題を回避出来る。そのため、モデルにおける不確実性の変化が、日本経済の貯蓄率にどの程度の影響力を持つかという含意を定量的に検証することが可能になる。Aiyagari (1994) モデルは予備的貯蓄の代表的理論の1つとしてアメリカ経済に対しては Huggett and Ventura (2001) のような応用研究も多く存在しているが、我々が知る限り、日本経済への応用は初めてである。

この論文の構成は次のとおりである。まず、2 節では先行研究をレビューし、日本経済における予備的貯蓄の推定に関して議論する。3 節では、Aiyagari (1994) によるモデルの基本的な設定を解説する。4 節では数値解析のために必要なパラメータをカリブレートし、日本経済の統計に基づいて雇用リスクを近似する¹⁾。5 節は、得られた数値結果を分析する。6 節は、まとめと今後の展望を考える。

2 日本における予備的貯蓄

日本経済に予備的貯蓄が存在するかという問題に関しては、既にいくつかの実証研究が存在している。この節ではこれらの先行研究をレビューし、日本経済に

予備的貯蓄は存在するのか、存在するとすればどの程度と推定されているかについて議論する。

小川(1991)は、石油危機以降80年代までの日本経済に予備的動機による貯蓄は存在したか、存在したとすればどの程度かを貯蓄関数の推定によって実証分析している。予備的貯蓄を実証的に分析をする際、不確実性の表現として何を説明変数として用いるかが常に問題になる。小川(1991)は、カールソン・パーキン法を使って予想可処分所得成長率の分散を計算し、家計の所得に関する不確実性を示す「所得リスク」の代理変数としている。所得リスクが家計貯蓄率及びマクロ経済の貯蓄率にどの程度の影響を与えたかを推定した結果、勤労者家計の総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は、石油危機時で5～11%、80年代では高くても2%程度であった。また、貯蓄率の増分も石油危機時で1.6～2.6%、それ以降は1%未満という緩やかなものである。マクロ効果を見ても、80年代の予備的貯蓄による貯蓄率の増加は1%に満たない。

土居(2001)は、1976～1998年のデータを使って小川(1991)と同じ方法で所得リスクを求め、予備的貯蓄の存在を検証している。この期間では貯蓄関数の推定における所得リスクの係数は有意に正になるが、オイルショック期のデータを抜くと係数が負になったり有意でなくなることを発見した。土居(2001)によって指摘されているように、小川(1991)が使っている所得リスクを90年代以降の不況期の不確実性に適用するには問題がある。所得成長率の分散を不確実性と捉えるということは、将来所得の見通しに対する散らばりが大きいとリスクが大きいということである。これが将来所得に対する不確実性であることは確かであるが、この基準では多くの人が将来所得に対して暗い見通しを持っている際には分散は小さくなり、リスクは減少することになる。

所得リスクの観点からすると、90年代の日本には予備的貯蓄はないことになる。しかし、その後土居(2001)は、不確実性に関する新たな代理変数として雇用不安を示す「雇用リスク」を用いて予備的貯蓄の検証を行い、雇用リスクと貯蓄率に正の相関があることを発見している。土居(2001)が定義した雇用リスクとは、有効求人倍率及び完全失業率を基に、カールソン・パーキン法を使って平均(及

び分散)を計算し、不確実性の代理変数として採用するというものである。雇用リスクによって予備的貯蓄が増加するということは、各家計が失業のリスクを感じているということである。雇用リスクが原因で、勤労者世帯の貯蓄率は1%弱押し上げられていることが明らかになった。また、この結果に基づいて勤労者家計の貯蓄額とその内の予備的貯蓄額を計算し、前者は約36兆円で、後者は約4兆円程度と推定している。この結果からすると、予備的貯蓄がマクロ貯蓄率に与える影響は約11%となり無視できない額になる。

一方、Zhou (2003) は家計のクロスセクション・データを使って所得の不確実性の代理変数を作り、日本の予備的貯蓄を分析している。クロスセクション・データを同じ属性のグループに分割し、各グループでの所得の分散を不確実性の代理変数として CARA 型効用関数に基づく消費関数の推定を行った結果、不確実性の増大は消費を減少させ、その係数は有意であることが明らかになった。しかし、係数の値自体は小さく、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は勤労者家計で5.557%であった。但し、彼の結果では失業者はサンプルから外されている。

以上から、日本経済に予備的貯蓄は存在すると考えられるが、どの程度存在するかという量的側面の問題に関しては必ずしも明らかではない。この論文では、土居(2001)や中川(1999)に従って、雇用リスクの側面から予備的貯蓄の数量的インプリケーションを分析する。

3 基本モデル

モデルの特徴は次のとおりである²⁾。各家計は雇用状態に関する固有リスクに直面している下で、消費及び貯蓄の意思決定を行っている。雇用に対する不確実性があるため賃金所得は不確実で、貯蓄手段は資本蓄積のみであるとする。そのため、各家計は不確実性を避けるために自己保険の意味で、予備的貯蓄を行う。利子率が内生的に決定する状況の下、各家計を集計した総貯蓄と雇用リスクとの間を見る。

3.1 雇用リスク

家計全体の集合を $[0, 1]$ 区間とし、各家計をその上の点とする。時間は離散的で、全ての家計は無限期間生きるとする。

各家計は労働初期保有量 (labor endowment) に関する固有の不確実性 (idiosyncratic uncertainty) に直面していて、期初にある $e \in E = \{e^1, e^2\}$ が実現する。但し、各 $i=1, 2$ について $e^i \in \mathbb{R}_{++}$ で、 $e^1 > e^2 > 0$ とする。各実現値 e^1, e^2 を雇用及び失業の状態にあると解釈する。即ち、 e^1 は企業に対して供給可能な労働時間であり、 $w \in \mathbb{R}_{++}$ を賃金とした時、労働供給に対して we^1 だけの労働所得が得られる。一方、 e^2 が実現した時には、不運にも雇用機会が得られなかったとし、 we^2 だけの収入を政府から保証されているものとする。 e^2 は、雇用状態にある人達が労働供給をして得た賃金収入の一部を失業者へと移転した水準であると考える³⁾。つまり、 we^2 は雇用時の給与を基準とした失業保険の給付水準であり、 we^1 は失業保険支払いを済ませた後の収入である。 e^1 と e^2 の比が失業リスクによる所得の落ち込みを表している。各家計は自分の意志とは無関係に常に失業のリスクに直面していて、雇用された人は、非弾力的に e^1 単位だけ労働を供給する。これがこの論文における「雇用リスク」である。

ある家計が来期に雇用されるか失業するかは、現時点で雇用されているかどうかにのみ依存して確率的に決定するとする。現在、ある状態 e^i が実現している時に、次期に e^j が実現する確率を $\pi(e^j | e^i) > 0$ と書くことにする。言い換えると、 $\pi(e^j | e^i)$ は現在 e^i にある人の内、何割が e^j に移るのかも表している。 $\pi_{ij} = \pi(e^j | e^i)$ とした時、 $\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{bmatrix}$ を推移確率行列と呼ぶことにする。 $\pi_\infty = \pi_\infty \Pi$ を満たす2次の行ベクター $\pi_\infty = (\pi_\infty^1, \pi_\infty^2)$ を定常分布と呼び、このようなベクターが一意的に存在すると仮定する。 π_∞^i は定常状態で e^i にある人達の割合であるから、 π_∞^1 が労働供給可能な人達の割合となり、時間を通じて常に一定になる。一意的な定常分布の意味は、家計はミクロ的な「リスク」に直面しているがマクロ経済の労働供給は常に一定になるため、集計量で見たマクロ経済に不確実性は存在しないという意味である⁴⁾。

3.2 家計の行動

各家計は同じ効用関数 $u(\cdot)$ を持つとする。このとき、本論文では各家計は期初に保有している資本ストック $k \in \bar{K} = [0, \infty)$ と期初に実現した雇用状態 $e \in E$ のみで区別するとする⁵⁾。 (k, e) をある個人の状態変数と呼ぶことにする。家計の消費及び貯蓄行動は、現在の個人の状態に基づいて決定されることになる。動的計画法を使って、家計の最適化問題を設定しよう。

財は1種類で、消費 c にも貯蓄 k にも使えるとする。貯蓄手段は資本ストック k のみで、資産市場は不完備である⁶⁾。このとき家計は労働所得（あるいは失業保険） w と利子率 r だけ増えた貯蓄 $(1+r)k$ を元にして、目的関数(1)を最大化するように消費 c と貯蓄 k' を決定する。

$$v(k, e) = \max_{c, k'} \left\{ u(c) + \beta \sum_{e' \in E} \pi(e' | e) v(k', e') \right\} \quad (1)$$

$$\text{subject to } c + k' \leq we + (1+r)k, k \geq 0. \quad (2)$$

ただし、 $v: \bar{K} \times E \rightarrow \mathbb{R}$ は価値関数、 $\beta \in (0, 1)$ は割引因子で、各 k', e' は次期の変数であることを示している⁷⁾。また、瞬時効用関数 $u(\cdot)$ は CRRA 型で相対的危険回避度を γ とする。 $k \geq 0$ なため、Ponzi-Game を排除している。

Miao (2002) の定理3.1から、価値関数 $v(\cdot)$ は増加関数、強く凹関数で、内点では k に関して微分可能であり、政策関数 $c(k, e)$ 、 $k(k, e)$ が存在する。政策関数 $c(k, e)$ 、 $k(k, e)$ とは、ある家計の状態が (k, e) にあるときの最適な消費量及び貯蓄量である。

3.3 一般均衡と定常均衡の定義

各家計の貯蓄を集計して均衡を定義しよう。経済には企業が1つだけ存在し、競争的に利潤最大化をしているとする。企業は各家計が蓄積した総資本 K を利子率 r で借り、総労働供給 N に対して賃金を w だけ支払って雇うことで、生産を行う。総労働供給は、雇用状態にある人達が非弾力的に労働力を供給する為、 $N = \pi_{\infty} e^1$ である⁸⁾。企業の生産関数は Cobb-Douglas 型で、 $Y = K^{\alpha} N^{1-\alpha}$ とする。

各家計の貯蓄の集計量（総資本供給）を $Ek(r)$ と書くことにする⁹⁾。家計が $[0,$

1]区間上に存在しているので、状態 (k, e) 上の確率分布 Φ を使って家計の貯蓄を集計することは期待値の計算と等しい¹⁰⁾。即ち、家計貯蓄の集計とは、ある分布関数 Φ の下で $Ek(r) = \int k(k, e)d\Phi$ となる。

分布関数 Φ は政策関数と e の推移確率と整合的である必要がある。現在の状態が (k, e) の人が次期に $A \times B \subset \mathcal{B}(\hat{K}) \times \mathcal{B}(E)$ に推移する確率を次のように定義する。但し、 $\mathcal{B}(\cdot)$ は Borel σ -field である。

$$Q[(k, e), A \times B] = \pi(\{e' \in E \mid (k(k, e), e') \in A \times B\} \mid e). \quad (3)$$

このとき、分布関数 Φ はあらゆる $A \times B \subset \mathcal{B}(\hat{K}) \times \mathcal{B}(E)$ に関して、 $\Phi(A \times B) = \int_{\hat{K} \times E} Q((k, e), A \times B)d\Phi$ を満たすものである。即ち、分布関数は家計行動に基づいて決まってくる。

定常リカーシブ競争均衡を次のように定義する。

Definition 1 定常リカーシブ競争均衡とは、以下を満たす価値関数 $v: \hat{K} \times E \rightarrow \mathbb{R}$ 、政策関数 $k: \hat{K} \times E \rightarrow \mathbb{R}$ 、 $c: \hat{K} \times E \rightarrow \mathbb{R}$ 、利子率 r^* 、賃金 w 及び確率測度 Φ^* である。

(i) 利子率及び賃金 r, w を所与としたとき、 v は家計の効用最大化問題(1)を満たし、 $k(\cdot), c(\cdot)$ はそれに伴う政策関数になる。

(ii) 企業は総資本 K と総労働供給 N を投入として、利潤最大化をしている。

(iii) 各市場は均衡している。

$$K = \int k(k, e)d\Phi^*, N = \pi_{\infty}^1 e^1$$

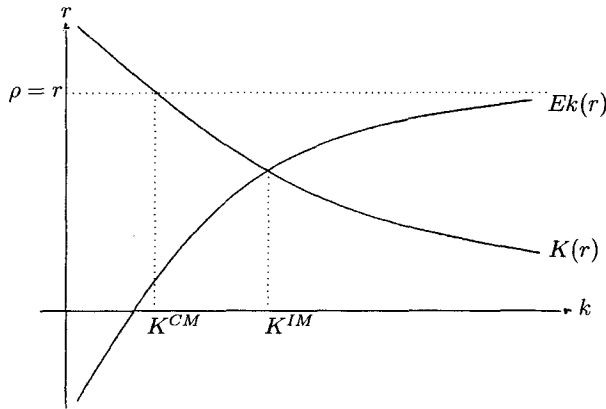
$$\int c(k, e)d\Phi^* + \int k(k, e)d\Phi^* \leq Y + (1 - \delta)K$$

(iv) Φ^* は(3)式から生成される一意的な定常分布となる。

(i) から (iii) は均衡の標準的な定義である。(i) は各家計の最適化であり、(ii) は企業の最適化行動の結果である。(iii) は資本市場、労働市場、財市場の市場均衡条件である。(iv) の定常分布が存在するということは、資本保有分布が時間を通じて一定であることを意味している。また、一意性を要求していることから Φ^* の決定が初期値の選択に依存しない。

個人の意思決定問題において Φ^* が入ってこないのは、リスクが固有であるという仮定に基づいている。固有リスクの下では、雇用状態にある人の割合は一定

図1 定常均衡



であり、総労働供給も時間を通じて一定である。また、定常均衡では総資本 K も時間を通じて一定となる。このとき、個人の意思決定に必要な価格 (r, w) も一定になるため、定常状態では消費者は一定の価格の下で自分の状態 (k, e) のみに基づいて意思決定を行えばよくなる。そのため、分布の情報を明示的に扱わなくても良い。このような定常均衡の存在に関しては、Miao (2002) が証明している。

均衡と予備的貯蓄を図1を使って説明しよう。市場均衡の条件は、財市場、資本市場と労働市場の均衡だが、仮定より総労働供給量は常に一定なので労働市場の均衡条件は常に満たされている。ワルラス法則から資本市場のみ均衡していれば全ての市場は均衡する。各家計を集計した総資本供給は $Ek(r) = \int k d\Phi$ で決まる。一方、総資本需要は企業の限界条件によって決まるため、右下がりの曲線 $K(r)$ になる¹¹⁾。よって、資本市場が均衡するのは K^{IM} である。このとき、均衡利子率は主観割引率 $\rho \equiv \frac{1-\beta}{\beta}$ よりも厳密に小さくなる。

各家計に固有リスクが存在しなければ、このモデルは不確実性がない代表的個人の最適成長モデルに退化する。このとき、異時点間の最適化条件であるオイラー方程式： $u'(c_t) = \beta(1+r)u'(c_{t+1})$ から定常状態では $\beta(1+r) = 1$ なので、

総貯蓄は $r=\rho$ を満たす K^{CM} で決まる。しかし、固有リスクが存在して保険がかけられない時には、流動性制約がバインドして、異時点間の消費配分がうまくいかない人達が出てくる。即ち、上記のオイラー方程式が不等式になり、定常状態で $u'(c) > \beta(1+r)u'(c)$ となる人達が存在する。推移確率行列の性質から、長い期間、失業状態 e^2 が続く確率は 0 ではないため、流動性制約がバインドする可能性は 0 ではない。そのため、雇用リスクが存在する時の定常均衡での利子率は $r^* < \rho$ となり、このときの総貯蓄額は図 1 から K^{IM} になる¹²⁾。差額 $K^{\text{IM}} - K^{\text{CM}}$ は保険のかけられない不確実性が原因による予備的動機による貯蓄額の増分である。

以上の説明から、Aiyagari モデルでは予備的貯蓄は必ず存在する。では、このモデルを使って数量的にどの程度の予備的貯蓄を説明できるのであろうか。5 節ではこの疑問について、日本経済のデータを使って様々な雇用リスクに対応した均衡を比較分析してみる。そのために、モデルのパラメータを特定化しよう。

4 カリブレーション

モデルの 1 期間が四半期に対応するようにパラメータを設定する。まず、モデルの 1 期間が 1 年間の時のパラメータを求めよう。Hayashi and Prescott (2002) は 1984-1989 年の日本経済の生産関数、資本減耗及び割引因子の値を推定している。日本経済のパラメータをカリブレーションして数値解析をしている文献はあまり多くないが、他の文献での推定結果も極端な差はないため、彼等の推定結果を採用することにする。資本のシェアは $\alpha=0.362$ 、資本減耗率については $\delta=0.089$ とする。割引因子 β については、Hayashi and Prescott (2002) の結果をそのまま採用するには少し問題がある。既に述べたようにこのモデルの均衡では利子率 r は主観割引率 ρ よりも厳密に小さい値になるため、オイラー方程式を基にして計算することは出来ない¹³⁾。そのため、Aiyagari (1994) に基づいて $\beta=0.96$ を使うことにする。相対的危険回避度 γ は資産収益率との関係を基にして推定された効用関数から、資産価格論において標準的とされている $\gamma=2.0$ を採用する。但し、危険回避度に関しては、未だに意見の相違も見られるた

め、5節で他の値の影響も試すことにする。

次に「雇用リスク」のパラメータをカリブレートして、推移確率行列を作りたい。雇用状態は雇用と失業の2種類とする。雇用された人の労働供給量を1に基準化すると、雇用状態の集合は $E = \{1, \theta\}$ となる。但し、 θ は雇用時と比較した失業時の収入水準である。我々の目的は現在の日本経済の雇用状態と貯蓄率の関係を分析するものであるから、現在の日本経済における失業率、約5%をベンチマークとする。即ち、 $\pi_{\infty} = (0.95, 0.05)$ とする。

失業の平均持続期間 (duration) のデータを使って、推移確率行列 Π を作ることが出来る。 $\frac{1}{1-\pi_{22}}$ が平均失業期間であるから、これによって求めた π_{22} と $\pi_{\infty} \Pi = \pi_{\infty}$ を使って $\pi_{11} = 1 - (1 - \pi_{22}) \frac{\pi_{\infty 2}}{\pi_{\infty 1}}$ を計算することが出来る¹⁴⁾。この方法から、実際の失業の平均持続期間と定常失業率が与えられれば、 E の状態数が2の時の推移確率を計算することが出来る。

小原 (2000) は、マイクロデータを使って、失業保険受給者及び非受給者達の平均失業期間を求めている。それによると、失業保険受給者及び非受給者が混在時の平均失業期間は6.77ヶ月で、失業保険を受給した人達のみの持続期間は9.27ヶ月であった。しかし、この統計はその後無事に再就職が出来た人達に限られているため、下方バイアスがあると思われる。そのため、より長い期間のケースも試すことにする。

最後に、失業時に受け取る所得 θ を決める。一般に、失業保険は前職の月額額の6割から8割程度とされている。ボーナスは当然除かれるため、 θ はこれよりも小さな値である必要がある。また、失業保険給付期間を超えて失業している人や失業保険を受け取らない人達、失業保険に加入していない自営業の人達等を考慮すると平均的には更に低いと考えられる。よって、現在の日本経済の θ をどの程度にするのが適当であるかを一意的に決めるのは難しいが、最大でも6割程度である。雇用保険が貯蓄率に与える影響を分析する意味も含めて、低いケースも分析対象に含めることにする。よって、 $\theta \in \{0.05, 0.1, 0.2, 0.4, 0.6\}$ を試すことにする。

5 数値解析の結果

5.1 予備的貯蓄の変化

前節のカリブレーション値に基づいて均衡利子率、貯蓄率及び資産分布を数値解析を用いて計算をした結果を、分析しよう。具体的なアルゴリズムの解説はテクニカルになるので補論として後ろに付けてある。

まず、雇用リスクの変化が予備的貯蓄にどの程度の影響を与えるかについてみてみよう。マクロ経済の貯蓄率 s は均衡利子率に基づいて $s = \frac{\alpha\delta}{r+\delta}$ から計算出来る¹⁵⁾。以下、不確実性が一切存在しない経済における貯蓄率を s^{CM} 、雇用リスクが存在する経済における貯蓄率を s^{IM} と書くことにする。雇用リスクが一切存在しない経済では代表的消費者が存在する一部門最適成長モデルと同じになるため、主観割引率と利子率が等しくなる。そのため、 $r=\rho$ の関係を上の式に代入すると総貯蓄率は $s^{CM} = \frac{\alpha\delta}{\rho+\delta} \approx 24.656\%$ となる。この固有リスクが一切存在しないケースでの貯蓄率とコンピューテーションによって求めた均衡利子率の下での貯蓄率の差額が、予備的動機による貯蓄である。

表1 平均失業期間の貯蓄率への影響

平均失業期間(月)	4.5ヶ月	6ヶ月	9ヶ月	12ヶ月	18ヶ月	24ヶ月
総貯蓄率：％	24.709	24.765	24.916	25.005	25.512	25.716
予備的動機による貯蓄による増分：％	0.0520	0.1079	0.2590	0.3482	0.8557	1.0590
総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合：％	0.2103	0.4357	1.0396	1.3926	3.3540	4.1182

(備考) 失業保険は5％

では、雇用リスクの増大を考えよう。まず、平均失業期間の長期化が総貯蓄率にどの程度影響を与えるかについてみてみる。この関係をまとめたのが表1である。失業保険がほとんど給付されないケースである $\theta=0.05$ で、純粋に失業期間が延長した時の影響を分析しよう。失業の平均持続期間が4.5ヶ月から最長で2年にまで延びると、マクロ経済の貯蓄率は上昇していく。しかし、予備的動機に

よる貯蓄率 $s^{IM} - s^{CM}$ は最大でも 1% 程度しか上昇しない。

予備的動機による貯蓄率の増加は、現在の日本経済に近い 6 ヶ月から 12 ヶ月の失業持続期間では、1% に満たない。総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合もわずかに 1% 程度に過ぎない。この数字は、2 節でみた土居（2001）における約 11% や Zhou（2003）の 5.557% と比べて非常に小さい値である。平均持続期間を 24 ヶ月にまで伸ばすと、総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は 4% 程度にまで上昇するが、失業期間の平均が 2 年というのは現実的には長すぎる数字である。

表 2 定常失業率の変化

定常失業率：%	2.5	5.0	7.5	10.0
平均失業期間	9 ヶ月			
総貯蓄率：%	24.734	24.822	24.907	25.003
予備的貯蓄による増分：%	0.0776	0.1658	0.2508	0.3467
総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合：%	0.3137	0.6678	1.0069	1.3868
平均失業期間	6 ヶ月			
総貯蓄率：%	24.703	24.765	24.827	24.889
予備的貯蓄による増分：%	0.0459	0.1079	0.1699	0.2326
総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合：%	0.1857	0.4357	0.6844	0.9347

（備考）失業保険は 5%

次に、マクロ経済の失業率の変化によって予備的貯蓄がどの程度増加するかを比較したのが表 2 である。上と同様に失業保険は 5% として、定常失業率のみが変化したときの貯蓄率の変化である。現在の日本経済の失業率である 5% を 80 年代における平均失業率 2.5% と比較しても、雇用リスクによる貯蓄率の増分はわずかでしかない。即ち、このモデルによるとマクロ経済の失業率が増大したことのみの影響はそれ程大きいものではない。土居（2001）は 1% の失業率の上昇は貯蓄率を 1.764% 押し上げると推定しているが、我々の結果では 1% にはるかに満たない。

表3 失業保険の貯蓄率への影響

失業保険(雇用時を1としたとき)	0.05	0.1	0.2	0.4	0.6
総貯蓄率：％	24.765	24.748	24.715	24.684	24.664
予備的貯蓄による増分：％	0.1079	0.0909	0.0583	0.0278	0.0073
総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合：％	0.4357	0.3673	0.2360	0.1127	0.0298

(備考) 平均失業期間は6ヶ月

失業保険のような社会保障の整備が不確実性に与える影響を分析するために、失業保険が増加した時の貯蓄率への影響について見てみよう。表3は、平均失業期間を6ヶ月に固定して失業保険を雇用時の5%から60%まで増やしていった時の、マクロの貯蓄率の変化である。平均失業期間の変化時同様、予備的貯蓄による増分そのものが非常に小さいが、失業保険が手厚くなる程、貯蓄率は低下するという関係が読み取れる。しかし、雇用保険がわずかに5%のケースでも総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合は非常に小さいことから、失業保険の増額による貯蓄率への影響は非常に限られている。

表4 危険回避度

危険回避度	1.0	2.0	3.0	4.0	5.0
平均失業期間	12ヶ月				
総貯蓄率：％	24.726	24.8239	24.950	25.108	25.290
予備的貯蓄による増分：％	0.0691	0.1673	0.2936	0.4515	0.6333
総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合：％	0.2795	0.6738	1.1766	1.7982	2.5042
平均失業期間	24ヶ月				
総貯蓄率：％	24.824	25.1082	25.564	26.274	27.305
予備的貯蓄による増分：％	0.1670	0.4516	0.9076	1.6172	2.6484
総貯蓄に占める予備的貯蓄の割合：％	0.6726	1.7987	3.5501	6.1552	9.6992

(備考) 失業保険は20%

最後に、相対的危険回避度 $\gamma=2$ の仮定と予備的貯蓄の関係についてチェックしておこう。表4は危険回避度を1から5まで増やしていったときの貯蓄率への影響である。危険回避度を1から5まで増やしていくことによって、より危険回避的になることから貯蓄率は増加していく。失業保険が20%で平均失業期間が2年に及ぶ時、危険回避度が5であれば予備的動機による貯蓄率の上昇は2%を越え、貯蓄に占める予備的部分は10%近くまで増加する。この数字は、実証研究で得られた値に比較的近い。危険回避度が実際にどの程度の値となるかは議論の分かれるところであり、長引く不況の影響から家計の危険回避度が上昇している可能性もあるが、それでも5という値は非常に高い。

以上の結果から、Aiyagari モデルを使うと必ず予備的貯蓄が生み出されるものの、それによって生成される貯蓄率の変化は実証研究における推定結果と大きな隔たりがある。この理由を探るために、モデルの各家計の行動を図から読み取ることになろう。

5.2 家計行動と資産分布

図を使って、各状態に応じた家計貯蓄率を見てみよう。図2-aは、資本保有量に対応した雇用時の各家計の貯蓄率である。雇用されている人達は現在の資本保有量に応じて、18%から44%の貯蓄をする。この結果を日本の家計における年収別の平均貯蓄率と比較してみよう。中川（1999）は、年収を5段階に分けて、家計属性別の平均貯蓄率を求めている。これによると、98年の全国平均での家計貯蓄率は28%程度、収入が1番低い階級で約19%、1番高い階級では33%程度になっている。我々のモデルでは年収別に家計を区別することは出来ないが、賃金収入に利子収入を加えることで資産階層ごとの貯蓄行動を考えることが出来る。この結果と図2-aを比較すると、モデルにおける貯蓄率とのフィットは比較적으로うまくいっているように見える¹⁶⁾。高額所得者の中には貯蓄率が40%を越える人達もいるが、図3の資産分布と対応させてみると、それ程の高い貯蓄率となる高額所得者は非常に少ないことがわかる。図3の資産分布は、横軸の資本保有に対応した人たちがどの程度存在しているかを示している。貯蓄率20%から30%にあ

図2a 家計貯蓄率(雇用時, 平均失業期間=9ヶ月, 失業保険=0.05)

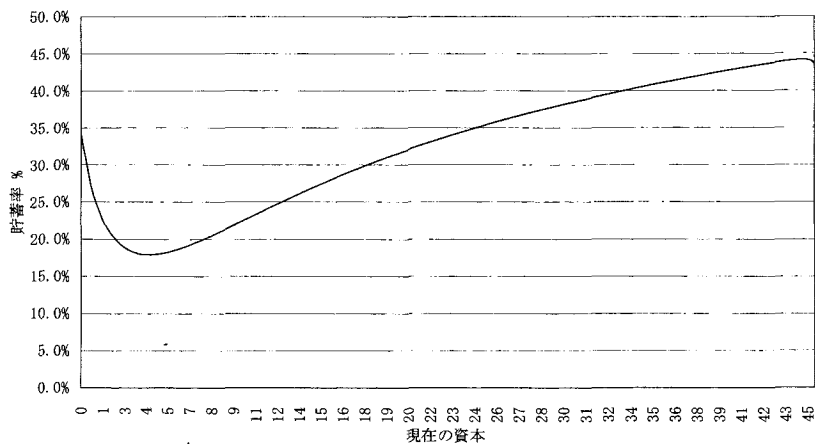


図2b 家計貯蓄率(失業時, 平均失業期間=9ヶ月, 失業保険=0.05)

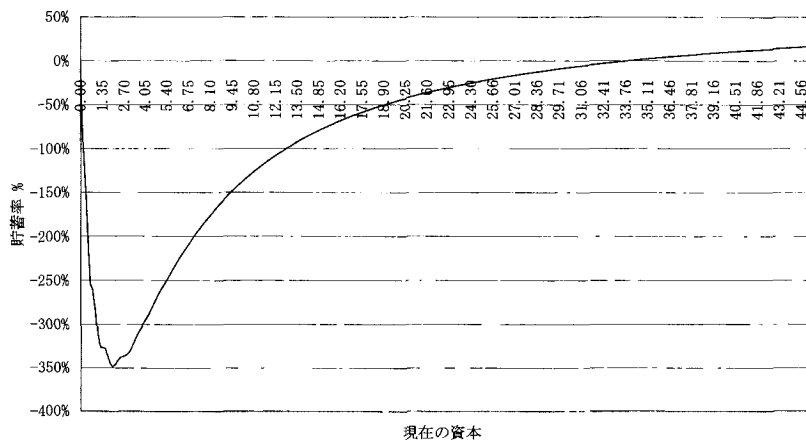
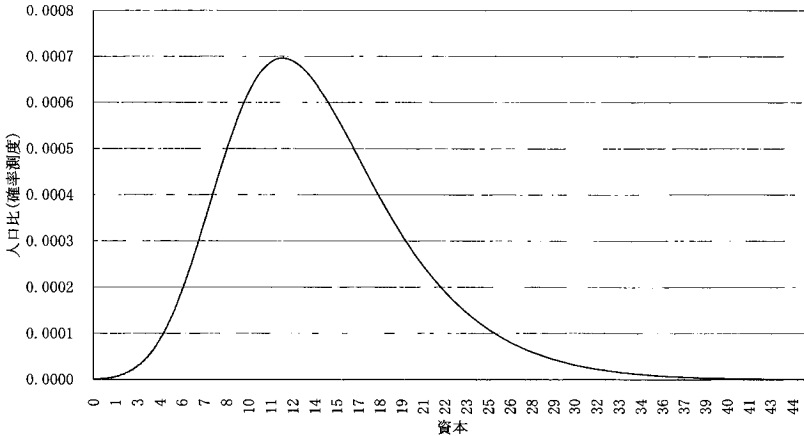


図3 資産分布（平均失業期間＝9ヶ月，失業保険＝0.05）



る人達が多いため，マクロ経済の貯蓄率もその付近になる。

図2-bは失業したときの各家計の貯蓄行動である。失業している家計で現在の貯蓄額が少ない人達は，300%を越える非常に高い率で貯蓄を切り崩している。当然，貯蓄額が多ければ多い程，貯蓄を切り崩す率は減っていく。失業した人達で正の貯蓄が出来る人達は高額所得者のみであるが，図3の資産分布を見るとわかるように，失業していても正の貯蓄が出来る程に高い資産を保有する家計の割合は非常に少ないため，失業することによって，多くの人達は高い率で貯蓄を切り崩すことになる。

6 まとめと今後の展望

雇用リスクの増大による予備的貯蓄の数量的インプリケーションを一般均衡モデルを使ってテストしてみた結果，予備的動機による貯蓄率の上昇は非常に緩やかなものであった。そのため，Aiyagariモデルを用いた場合，日本経済における予備的貯蓄の程度はあまり大きくないと考えられる。しかし，もちろん，この結果が直ちに現在の日本経済における予備的貯蓄が小さいということを示唆するものではない。

各家計が直面する雇用リスクのみでは現在の家計貯蓄率の上昇を説明することは難しいことが、このモデルによって示唆されている。一方、土居(2001)による実証研究では我々の結果よりも大きい予備的貯蓄を得ている。このギャップは、不確実性の代理変数として用いた指標が、実際の雇用リスクのみならず家計の様々な不安を代表してしまっている為に生じた可能性がある。このため、雇用不安を表す有効求人倍率等の指標と貯蓄率が相関していても、家計がどのような不安をどのようなメカニズムを通じて予備的に貯蓄を増やすのかについて明らかではなかった。我々の結果からすると、純粋な雇用リスク要因のみでは予備的動機が貯蓄率に与える影響は少ないと考えられる。

A アルゴリズム解説

この付論では5節の結果を得るために用いた数値解析の手順を簡単に解説する。以下の手順はRíos-Rull(1999)に基づいているため、詳細は原論文を参照して欲しい¹⁷⁾。アルゴリズムは、大きく分けて2つのステップに分けられる。まず、1番目のステップとして、ある所与の利子率 r_0 の下で個人の最適化問題を解き、政策関数を求める。第2ステップでは、ステップ1で求めた政策関数と推移確率行列を使って、ある利子率の下での定常資産分布 Φ_0 を導出する。この利子率と分布関数の下で、資産市場の均衡条件 $Ek(r_0)=K(r_0)$ が成立しているかをチェックし、均衡するまで様々な利子率の下で、第1ステップと第2ステップを計算しなおす。各ステップは次の通りに実行された。

- 1 ある利子率 r_0 の下で、家計の問題(1)、(2)を解く。資本保有に関する空間 $\hat{K}$ を100-500個のグリッドに区切り、スプラインを使って価値関数を近似し、value function iterationを使って政策関数を求める。
- 2 ステップ1で得た政策関数と推移確率行列から、(3)を基に、線形補間によって定常資産分布 Φ_0 を近似する。
- 3 定常資産分布 Φ を使って k に関して積分し、資産市場の均衡条件をチェックする。もしも市場が均衡していなければ、別の利子率に変更してステップ1と2を繰り返し、資産市場が均衡していれば計算終了となる。

* E-mail: ged2109@srv.cc.hit-u.ac.jp. 本論分の作成に当たって、2人のレフェリー及び阿部修人氏（一橋大学）から有益なコメントを頂いた。ここに感謝したい。もちろん、残った誤りの責任は著者のみが負うものである。

- 1) ここでのカリブレーションとは、「実証研究に基づいて、もっともらしいと考えられる値をモデルのパラメータとして特定化する」事を指している。
- 2) 我々がここで使うモデルは Aiyagari (1994) に基づいている。そのため、モデルの理論的な特徴付けの詳細に関しては、原論文及び Miao (2002) を参照してほしい。
- 3) 政府は失業保険支払いと受け取りが均衡するように行動しているとする。 e^2 は雇用された人の労働時間と比較した、失業給付水準であり、政府が労働時間で計っているものとする。
- 4) この点から明らかなように、小川 (1991) による石油危機のようなマクロショックにおける予備的貯蓄の可能性を排除していることになる。
- 5) 状態空間の取り方から、 $k \geq 0$ である。貯蓄が負にならないという制約は、流動性制約と呼ばれている。
- 6) ここでの市場の不完備性とは、固有リスクに対する条件付債券市場が存在せず、異時点間の資源配分が資本蓄積という (non-contingent な) 手段しかないことを意味している。
- 7) 価値関数の存在及び特徴付けに関しては、例えば、Miao (2002)、定理3.1を参照せよ。
- 8) 以下、集計量といった時には、各家計の平均の単位を取るものとする。即ち、 $N = \pi_{\infty} e^1$ は平均労働時間単位であるとする。
- 9) 家計の問題から、政策関数 $k(k, e)$ はある利子率 r の下で決定する。そのため、依存関係を明示的にするために $Ek(r)$ と書いている。
- 10) 各家計を $i \in [0, 1] = I$ で表し、 ϕ をその上での Lebesgue 測度とする。このとき分布関数は $\Phi(A \times B) = \phi(i \in I: (k^i, e^i) \in A \times B)$ となる。但し、 $A \times B \in \mathcal{B}(\tilde{K}) \times \mathcal{B}(E)$ で、 $\mathcal{B}(\cdot)$ は Borel σ -field とする。このとき、 i に関する積分は Φ で置き換えられ、 $\int_I k^i \phi(di) = \int_{K \times E} k d\Phi$ となる。
- 11) 総資本の需要は、企業の1階条件から $r = \alpha K^{\alpha-1} N^{1-\alpha}$ を満たすように決定される。 N は一定の為、総需要 K は r の関数になる。
- 12) 厳密な証明は、Miao (2002) を参照せよ。
- 13) Hayashi and Prescott (2002) はオイラー方程式 $\frac{1}{c_t} = \beta(1+r_t) \frac{1}{c_{t+1}}$ の関係を使って、消費経路 c_t と利子率 r_t のデータの下で、 β を推定している（但し、効用関

数は対数型である)。しかし、我々のモデルでは流動性制約の存在から、端点解では異時点間の一階条件は不等式(オイラー不等式)で成立する。そのため、 β を一意的に推定することは出来ない。

- 14) 例えば $(\pi_{21}, \pi_{22}) = (0.5, 0.5)$ であれば、現在失業している時に、2回に1回は失業が持続することになる。よって、平均的な失業の持続期間は2期間である。より一般に $\left(\frac{\pi_{21}}{\pi_{21} + \pi_{22}}\right)^{-1} = \frac{1}{1 - \pi_{22}} = \text{duration}$ である。ただし、推移確率行列の要素は0以上1以下であるから、 $\text{duration} \geq 1$ でなければならない。
- 15) 均衡の定義(ii)の生産者の最適化の一階条件から、 $r^* + \delta = \alpha K^{\alpha-1} N^{1-\alpha} = \alpha \frac{Y}{K} = \frac{\alpha \delta}{s}$ より導出した。但し、 $s = \frac{\delta K}{Y}$ は定常均衡での貯蓄率である。
- 16) 0近傍における右下がり部分は、瞬時効用に稲田条件があるため来期の消費が0に近づかないように、どんなに所得が少なくても貯蓄するためである。実際、所得が少ない人達でも生存可能額を残しておかないといけないという理由から、極端に貧しい家計の貯蓄率が高くなる可能性はあると思われる。
- 17) 本論文のプログラムはFortran 90/95で書かれている。ソース・コードが必要であれば著者に問い合わせたい。

参考文献

- [1] Aiyagari, S.R. (1994): "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving" *Quarterly Journal of Economics*, 109, 659-684.
- [2] Hayashi, F. and E.C. Prescott (2002): "The 1990s in Japan: A Lost Decade" *Review of Economic Dynamics*, 5, 206-235.
- [3] Huggett, M. and G. Ventura (2000): "Understanding Why High Income Households Save More Than Low Income Households" *Journal of Monetary Economics*, 45, 361-397.
- [4] Miao, J. (2002): "Stationary Equilibria of Economies with a Continuum of Heterogeneous Consumers" mimeo, University of Rochester.
- [5] Rios-Rull, J.V. (1999): "Computation of Equilibria in Heterogeneous Agent Models" in Marimon and Scott (eds.), *Computational Methods for the Study of Dynamic Economics*, Oxford University Press.
- [6] Zhou, Y. (2003): "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A Household-Level Analysis" *Journal of the Japanese and International Economics*, 17, 192-212.
- [7] 小川一夫 (1991) 「所得リスクと予備的貯蓄」『経済研究』Vol.42, 139-152.
- [8] 小原美紀 (2000) 「失業給付は失業を長期化させるか?」『季刊・社会保障研究』Vol.36, 365-377.

- [9] 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.
- [10] 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? 一家計属性別にみた「リスク」の偏在に関する実証分析一」『日本銀行調査月報』6月号, 111-139.

2003年11月18日受稿
2004年3月4日レフェリーの審査をへて掲載決定

(一橋大学大学院博士課程)