

3 バブルからデフレ期にかけての 家計の予備的貯蓄行動の変化

石井達也

要 旨

1990年代から2000年代にかけて、国民経済計算で見たマクロの家計貯蓄率は、人口構成の高齢化という長期的な趨勢を背景に15%程度から5%を下回る水準へと低下している。一方、「家計調査」により勤労者世帯ベースに着目した場合、家計貯蓄率は20%台後半の範囲内でアップ・ダウンが見られる。先行研究では、家計貯蓄率の長期的なトレンド要因として所得や金融資産残高、人口構成、トレンドからの乖離要因として将来の所得の増え方・雇用環境等に関する消費者マインドの動向が指摘されてきた。消費者マインドは、万が一の将来所得の減少というリスクに備えた「予備的貯蓄動機」を通じて消費・貯蓄行動に影響を与えていると考えられる。

本稿は、予備的貯蓄に焦点をあて、家計の貯蓄行動とその変化を明らかにする。第1に、将来の雇用状況に関するリスクは貯蓄率に有意に影響を与えているが、その影響力は90年代後半以降2000年代にかけて低下している。雇用関係の指標のうち、景気循環に沿った動きをした新規求人よりも、非正規雇用の急速な増加が始まる以前には景気回復局面においても悪化するなど、より労働市場の構造面を反映していた完全失業率のほうが貯蓄率への影響は大きく、90年代終盤の労働市場の構造変化以前の時期において、失業リス

クが予備的貯蓄の重要な要因であったと考えられる。第2に、株式等、価値の変動の大きい資産について見ると、資産価値変動リスクの貯蓄率への影響は有意ではない。2000年代には家計の金融資産増減率において、現金・預金に比べ株式・出資金の寄与度が大きくなったが、そうした資産の種類別の構成の変化は予備的貯蓄動機には影響していない。

本稿の作成にあたっては、「四半世紀の日本経済とマクロ経済政策に関する研究——バブルの発生・崩壊からデフレ克服まで」プロジェクト「マクロ経済、TFP、産業構造、IT分科会」の深尾京司座長、祝迫得夫氏、岡田恵子氏をはじめ参加者の方々に有益なコメントをいただいたことに深く感謝いたします。本稿で示されている意見やありうべき誤りは、すべて筆者個人のものであり、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

1 はじめに

国民経済計算によると、家計貯蓄率は1990年代を通じておおむね15%から10%程度へと低下し、2000年以降も低下傾向を示し、最近では5%を下回っている。この背景には、人口構成が高齢化し、ライフサイクルにおいて貯蓄をとりくずす世代の割合が高まっているという長期的な趨勢があると考えられる。こうした人口構成の変化の影響を除くため、「家計調査」（総務省）の勤労者世帯ベースで貯蓄率の推移を見ると、その変化はゆるやかであり20%台後半の範囲内となっているものの、1998年まで増加傾向、その後は2005年まで低下傾向となっている¹⁾。

『経済財政白書』（2006）でも検証しているように、家計貯蓄率の長期的な変化の要因としては、人口構成の高齢化のほか、所得、金融資産残高が考えられる。また、そうした長期的要因で決まるトレンドと実際の貯蓄率が乖離していること背景には、消費者マインドの動向が影響していると考えられ、同白書は、乖離部分が「消費動向調査」（内閣府）における消費者マインドの指標である消費者態度指数の動きとおおむね整合的であるとしている²⁾。

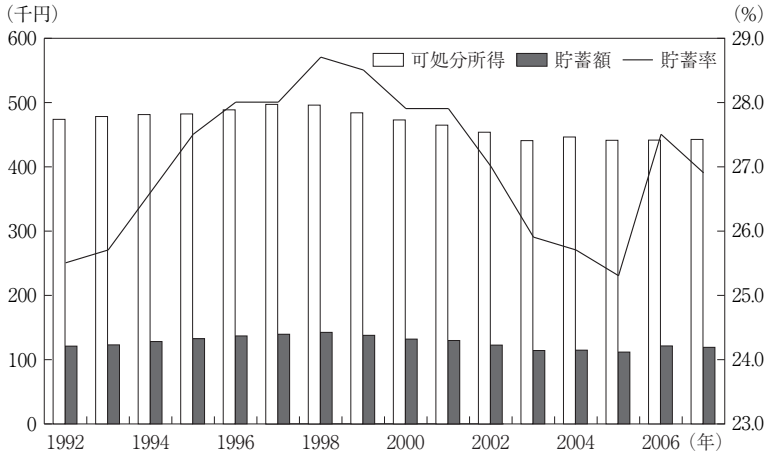
本稿は、「消費動向調査」における「雇用環境」「収入の増え方」「資産価値の増え方」といった質問項目別の調査結果を用いて、貯蓄率の長期的なトレンドからの乖離部分の要因について分析し、とくにバブル後からデフレ期にかけての期間における家計の貯蓄行動とその変化の特徴を明らかにすることを目的とする。

理論的には、恒常所得仮説のもと、家計は一時的な所得の変動に対して毎

1) 貯蓄率等の推移は図表3-1を参照。

2) 『経済財政白書』（2006）では、国民経済計算の実質民間最終消費支出を実質雇用者報酬、実質純金融資産残高、60歳以上人口比率に回帰させ、これらが共和分にあることから、これら説明変数による推計値を消費の長期均衡値としている。

図表 3-1 可処分所得・貯蓄額・貯蓄率



- 注) 1. 総務省「家計調査」により作成。
 2. 貯蓄額は可処分所得から消費支出を差し引いた額とし、貯蓄率は貯蓄額を可処分所得で除した値。

期の貯蓄額を変化させることで恒常所得の水準を調整していると考えられる。現在の消費の最適な水準は、将来の消費を犠牲にすることなく現在可能な最大限度として決まってくることになる。その際、将来所得に不確実性がある場合には、確実な場合と比較して、万が一の将来所得減少に備えた「予備的貯蓄」が行われると考えられる。本稿が焦点をあてる貯蓄率のトレンドからの乖離部分の要因の分析は、予備的貯蓄の要因の分析に相当する。本稿では、不確実性の指標（リスク指標）として消費動向調査で公表している上記の3種類（「雇用環境」「収入の増え方」「資産価値の増え方」）の意識指数を用い、貯蓄率に対する説明力を検証する。

家計の予備的貯蓄の決定要因については、実証分析の面でも先行研究が行われてきており、日本のデータを用いたものでは、90年代に雇用リスクが有意な影響をもつことを指摘したものがある。雇用面でのリスク指標としては、雇用環境のマインド指標を用いた研究のほか、マインド指標を失業率や有効求人倍率の期待値に変換した変数を用いた研究がある。また、93年10月から97年5月の景気拡張局面について見ると、新規求人数が改善していたのに対して完全失業率は悪化が続いており、長期的な構造変化を反映して

完全失業率が上昇（悪化）していたものと考えられるが、一方でこの期間に家計貯蓄率は上昇している。本稿では、こうした雇用面での循環的要因と構造的要因のいずれが消費者マインドというチャンネルを通じて貯蓄率に有意な影響を及ぼしたのかについても検証する³⁾。

また、2000年代に入ってから家計の金融資産増加率に対する寄与率で見ると、現金・預金に比べて、恒常所得とはみなされにくい株式・出資金の比率が上昇している。恒常所得とはみなされにくい資産の価値の変動に関する消費者マインドの動向は予備的貯蓄の要因となっている可能性がある。本稿では、こうした観点から、資産価値の増え方に関する消費者マインドを通じた予備的貯蓄への影響についても検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では先行研究について概説する。恒常所得仮説と予備的貯蓄動機についての理論面での先行研究についてふれた後、日本のデータを用いた予備的貯蓄動機の主な実証分析について紹介する。第3節では、本稿の分析手法について説明する。家計調査の勤労者世帯ベースの家計貯蓄率を被説明変数とし、トレンド部分の説明変数として、可処分所得、保有金融資産残高、トレンドからの乖離部分の説明変数として、完全失業率、新規求人数、消費動向調査の3つの意識指標を用いて、それらの説明力を検証するというものである。第4節では、分析結果について述べる。雇用環境の悪化に関わるリスク指標としては、完全失業率は有意、新規求人数は有意でないとの結果となる。ただし、最近はいずれの指標とも貯蓄率への影響が弱まっていることが示される。資産価値の増え方の悪化に関わるリスク指標としては、マインド指標「資産価値の増え方」の前年差は有意、同指標の分散の前年差は有意でないとの結果となる。2000年以降の期間について見ても同様であり、価値の変動の大きい株式等の資産に関するリスク指標による貯蓄率への影響があるとは言えないことが示される。第5節では、全体を総括し、バブルからデフレ期にかけての家計の貯蓄行動とその変化の特徴を整理する。

3) 景気拡張局面・後退局面の時期については、「景気動向指数」（内閣府）による。

2 先行研究

2.1 恒常所得仮説と予備的貯蓄動機の理論的研究について

消費と所得の関係については、現在の所得のみを考慮したケインズ型の消費関数に対して、まず実証研究により、短期と長期では異なる関係が見出されることが明らかとなった。それらを整合的に説明するため、現在のみでなく将来の所得も考慮に入れた上で、マクロの消費関数をミクロ的に基礎づける理論研究が進むこととなった。その代表的なものがモディリアーニによるライフサイクル仮説とフリードマンによる恒常所得仮説である。

恒常所得仮説を初めて提唱した Friedman[1957]は、ある時点で保有する資産と将来所得の割引現在価値の和を個人の総資産ととらえ、総資産の範囲内で最大限度の年々の消費額を恒常所得と定義し、消費額は恒常所得の一定割合となることを示した。しかし当初の恒常所得仮説は実証分析の面で問題をかかえていた。恒常所得は直接には観察できないため、統計的に推計した値で消費との関係を分析しようとする、結局、所得そのものと消費との関係と区別がつかなくなってしまうという問題である。また、恒常所得と一時点の消費のみとの関係に焦点をあてるアプローチは、貯蓄が増加することにより保有資産が増加し、将来所得が増加するという効果をとらえていなかった。

これに対して Hall[1978]は、恒常所得仮説の理論を家計の効用最大化問題としてとらえ、最適化の条件として現在消費の限界効用と貯蓄（将来消費）の限界効用が等しいという消費の「オイラー方程式」を導き出し、時間を通じた消費の変化は予測不可能であり消費は「ランダムウォーク」とした。また、これにより、消費のランダムウォークを統計的に検証することによって恒常所得仮説を検証することができることを示した。ただし以後の実証研究では、消費のランダムウォーク仮説に対する2つの矛盾点が明らかとなった。第1に、消費の変化が過去の所得によって影響を受けるという「過剰感応」が見られるという点である。第2に、消費の変動幅が恒常所得の変動幅よりも小さいという「過剰平滑」が見られるという点である。もし消費がランダムウォークするのであれば、過去の所得が将来消費の予測力をもつはずはなく、また、消費と恒常所得の分散は等しくなるはずであるが、

多くの統計的な検証結果はそれを否定するものとなった。

一方、予備的貯蓄に関する研究は、主に70年代以降に理論的研究が進んだ。当初は、現在と将来の2期間に限定した単純なモデルを用いたものであったが、主として90年代以降、無限期間モデルを用いた研究も行われるようになっていく。Hall[1978]では、不確実性のない「確実性等価モデル」において消費のランダムウォーク仮説が示され、ここでは効用関数は消費の2次関数というシンプルな形で表現されていた。これに対して、将来の消費の不確実性にとまなう予備的貯蓄動機が存在するのは、効用関数の3階微分、つまり限界効用の2階微分の符号がプラスである場合である。この場合には、限界効用関数が厳密な凸であり、消費量が高い水準である状態からさらに追加的に消費が増加したときの限界効用の低下幅に比べ、消費量が低い水準である状態からさらに追加的に消費が減少したときの限界効用の上昇幅のほうが大きくなっている。このため、将来に不確実性のない場合の消費に対し、不確実性があり期待値の意味でこれと等しい水準の消費を考えると、限界効用は後者の不確実性がある場合のほうが大きいので、不確実性がある場合には将来消費を増加させる、つまり貯蓄を増加させる誘因がある。これが予備的貯蓄動機である。

予備的貯蓄動機がはたらくケースは、絶対的危険回避度一定（CARA）型の効用関数によって表すことができる。絶対的危険回避度とは、効用関数を u とすると、 u'/u で表される。たとえば、Caballero[1990]は、CARA 型効用関数が

$$u = -\exp(-\alpha \times c)$$

と表される場合（パラメータ α は絶対的危険回避度）の予備的貯蓄動機の実証分析を行った。この効用関数は3階微分がプラスとなることから、予備的貯蓄の誘因がはたらくことを表現できる。

また、相対的危険回避度一定（CRRA）型の効用関数を用いた研究も行われている。CARA 型効用関数では、消費の水準にかかわらず貯蓄の誘因が一定であるのに対し、CRRA 型効用関数では、消費の水準の増加にとまなう貯蓄の誘因が低下する。CRRA 型効用関数の場合、オイラー方程式を解析的に解くことは困難であり、モデルの実証にはこれをテイラー展開した近

似式を推計するという方法が考えられるが、オイラー方程式の2階のテイラー展開による近似を用いた推計では確実性等価モデルを棄却できないとの結果も示されており (Dynan[1993]), 現実的かどうか疑問である。このため、シミュレーションによる検証という方法が用いられることも多い。

Carroll[1997]は、絶対的危険回避度が消費の増大にともない遞減するタイプのCRRA型効用関数の下で、あたかも不確実な将来所得に対する緩衝材であるかのように、保有資産残高の在庫水準を調整する役割を果たすのが予備的貯蓄であると位置づけた「緩衝在庫」モデルを提示した。このモデルでは、消費者は保有資産残高と恒常所得の比率を調整しようと行動し、万が一所得がゼロ近くになる場合に備えて貯蓄を行うという予備的動機が存在が示される。また、保有資産残高の増加にともない、期待消費の水準が増加し、将来所得のリスクに対する慎重度が低下することが表されている。このモデルの実証方法としては、資産残高・恒常所得比率をリスク指標等に回帰させる方法がある。石原・土居[2004]は、この「緩衝在庫」モデルを平均値の周りで線形近似し、消費のランダムウォーク仮説に対する矛盾点であった過剰感応、過剰平滑のいずれもが理論面で説明可能であると論じている。

2.2 日本のデータを用いた実証分析

予備的貯蓄に関する実証研究は、米国のデータを用いたものが数多く蓄積されてきた。日本のデータを用いた実証分析では、家計消費・貯蓄や将来所得の不確実性の指標としてマクロデータを用いたものとしては、小川[1991]、齊藤・白塚[2003]、石原・土居[2004]など、マイクロデータを用いたものとしては、村田[2003]などがあげられる。

小川[1991]は、所得リスクの指標として実質可処分所得の期待成長率の分散を用いて、1974年から86年の期間について貯蓄率に与える影響を分析した結果、所得リスクが増加すれば貯蓄率は増加するという正の相関関係を得た。ここでは、所得リスクを実質可処分所得成長率の予測値の世帯間の分散と定義し、期待インフレ率の世帯間分散と名目可処分所得成長率の予測値の世帯間分散の和として求めている。また、推計式の説明変数として資産残高は含まれていない⁴⁾。

齊藤・白塚[2003]は、不確実性の現時点での程度・大きさに応じた貯蓄動

機を予備的動機であるとし、このほかに、将来の不確実性の存在を予想している状態と将来の不確実性が解消されている状態の2種類の状態のうち、前者に限って貯蓄を行う「待ちのオプション」という動機があることを述べ、予備的貯蓄動機との区別を強調している。たとえば、リスク指標の水準は同じであるが、これからリスクが上昇しつつあるAという状態と、最もリスクが高まった状態を経て低下しつつあるBという状態を考えてみる。リスクの水準は同一であるため、A、Bとも予備的貯蓄動機は同一であるが、Aではリスク指標がこれから上昇していこうという局面であるのに対し、Bでは不確実性は解消されている局面であるから、待ちのオプションとしての貯蓄動機があるのはAのみということになる。所得のリスク指標としては、完全失業率、新規求人倍率、有効求人倍率といった雇用統計の指標や、「消費動向調査」の構成指標等の消費者マインド指標を用いて、1983年から99年の期間について国民経済計算の家計貯蓄率に与える影響を個別のリスク指標ごとに検証しており、1980年代には予備的動機としての求人倍率、マインド指標が有意、90年代には、待ちのオプションとしての求人倍率、予備的動機としてのマインド指標が有意であるとの結果を得ている⁵⁾。

石原・土居[2004]は、「緩衝在庫」モデルを念頭に、資産残高を貯蓄率の推計式に含めて、1974年から98年までの期間を対象として「家計調査」の勤労者世帯の貯蓄率に対するリスク指標の影響を検証している。所得リスク指標として、小川[1991]と同様、実質可処分所得成長率の予測値の世帯間分散を用いた場合、80年代以降には影響力が低下しているとの結果となっている。この点に関しては、同指標では将来所得の増え方に関する人々の予想がばらつくという意味での所得リスクはとらえているが、人々が一致して将来所得の減少を予想するという意味のリスクをうまくとらえていない可能性を指摘している。このほか、雇用リスクの指標として、雇用環境に関する消費者マインド指標により有効求人倍率、完全失業率をそれらの予測の世帯間

4) 小川[1991]、石原・土居[2004]では、消費者マインドが「良くなる」「悪くなる」といった定性的な回答項目であるサーベイ調査結果から所得の期待成長率等の世帯間の平均値・分散を導き出すのに、世帯間で一定の分布を仮定するカールソン・パーキン法 (Carlson and Parkin[1975]) を用いている。

5) 齊藤・白塚[2003]での貯蓄率の推計式の説明変数は、リスク指標の前期値、前期値と1・2・4期ラグ値との階差項、可処分所得の逆数、季節ダミー等であり、リスク指標ごとに推計式を求める。

の期待値に変換したものをを用いて、1986年から98年の期間について検証し、有意に貯蓄率に影響しているとの結果が得られている。また、所得のリスク指標として、上記の実質可処分所得成長率の予測の世帯間の分散に代えて期待値を用い、推計式に所得リスク指標・雇用リスク指標の両方を含めた場合、雇用リスク指標は有意、所得リスク指標は有意でないとの結果を得た。

村田[2003]は、「消費生活に関するパネル調査」(家計経済研究所)の1993年から98年までの期間内の個票データを用いて、消費者の公的年金への不安や景気見通しが保有資産・恒常所得比に及ぼす影響について検証している。公的年金への不安については、サンプル全体で見ると有意な影響を及ぼしていないが、親と同居していない世帯・経済的援助を受けていない世帯に限って見ると有意に資産残高を高めるとの結果を得ている。これを資産の内容別に見ると、金融資産のうち預貯金や個人年金・保険には有意な影響があるが、有価証券については有意となっておらず、公的年金不安に対する予備的貯蓄としては、預貯金等のリスクの低い種類の資産を積み増しているとの点を指摘している。住宅・土地など実物資産を含めた総資産についても、公的年金への不安の影響は有意となっておらず、主に居住を目的とする住宅・土地といった実物資産は、予備的貯蓄の調整の手段となっていないものと考えられる。また、景気見通しについては、有意な影響は確認されていない。その理由として、景気の悪化と自分の所得リスクの認識にはズレがある可能性などをあげている⁶⁾。

3 分析手法

3.1 分析モデル

以上の先行研究も踏まえ、バブル後からデフレ期にかけての家計の貯蓄行動とその変化の特徴を明らかにするため、予備的貯蓄動機による家計の貯蓄

6) 「消費生活に関するパネル調査」は、調査開始年(1993年)に24-34歳であった女性を対象とし、初年度の有効回答1500サンプルについて毎年追跡調査を行ったもの。このうち第2回(1994年)調査で景気の先行き見通しについて、第4回(1996年)調査で公的年金制度に対する不安についての質問を行っている。村田[2003]では、それらのリスク指標を用いた資産・恒常所得比の推計式を個別に検証しており、説明変数は、恒常所得、夫の年齢のほか、妻(本人)の学歴、子どもの人数、夫婦の年齢差等を用いている。なお、恒常所得は、所得の年功効果と一時的な変動要因を調整して別途推計したものをを用いている。

率への影響について検証する。あらかじめ人口構成の高齢化といった長期的要因を除き、長期トレンドからの乖離部分に焦点をあてるため、国民経済計算ベースの家計消費支出ではなく、「家計調査」の勤労者世帯ベースの消費・貯蓄額を用いる。具体的には、勤労者世帯の四半期平均1世帯当たりの1カ月間のデータを用いて、貯蓄額を可処分所得から消費支出を差し引いた額と定義し、これを可処分所得で除したものを貯蓄率とする。

推計式については、石原・土居[2004]を参考に、家計の保有資産残高を明示的に扱うこととし、貯蓄関数

$$S = F(Y, W, \text{定数項, その他})$$

S: 貯蓄額, Y: 可処分所得, W: 資産残高

が線形であると仮定して、両辺を可処分所得で除した貯蓄率関数

$$\frac{S}{Y} = f(\text{定数項}, \frac{W}{Y}, \frac{1}{Y}, \text{その他})$$

において、予備的動機に基づき家計にとっての将来所得に関する不確実性の指標が貯蓄率関数 f の変数として入ってくると考える。資産残高を含めている点で、不確実な将来所得に対する緩衝材として資産残高の在庫水準を調整する役割を果たすように予備的貯蓄が行われると考える「緩衝在庫」モデルを踏まえたものである。データはすべて原系列とし、第2・3・4四半期に対する季節ダミー変数を加える。

将来所得に関するリスク指標の作成には、「消費動向調査」の消費者マインド指標を用いる。同調査は、全国の世帯を対象に、今後の暮らし向きなどに関する消費者の意識を質問する調査である。主な質問項目は今後半年間についての「暮らし向き」「収入の増え方」「雇用環境」「耐久消費財の買い時判断」であり、この調査結果は消費者意識指標として公表されるとともに、それらを合成した「消費者態度指数」が作成・公表されている。また、消費者態度指数の構成要素ではないが、「資産価値の増え方」という質問項目についても調査している。これらの質問項目はいずれも、「良くなる」「やや良くなる」「変わらない」「やや悪くなる」「悪くなる」の5段階の選択肢から選んで回答する方式である。5段階評価には良いものから順に、それぞれ「1」、「0.75」、「0.5」、「0.25」、「0」の点数が与えられ、各選択肢の回答数

をウェイトとして加重平均した値が各消費者意識指標である。合成指標である消費者態度指数は、4つの構成項目の各消費者意識指標を単純平均した値である。本稿の分析で用いるデータは、総世帯から単身世帯を除いた一般世帯についての調査結果とし、比較可能な時系列が得られる1992年以降の四半期原系列データとする⁷⁾。

3.2 不確実性の指標

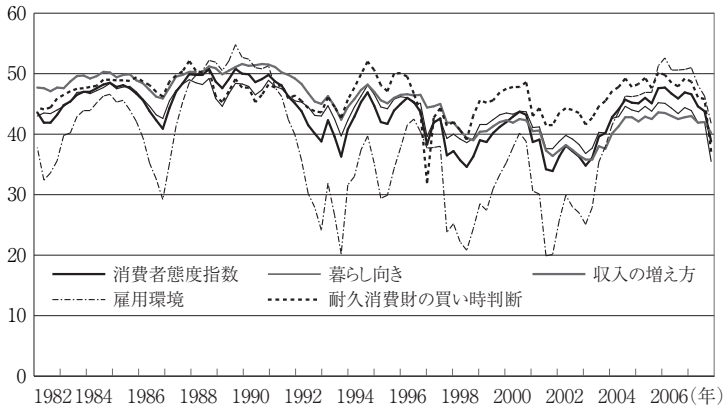
貯蓄率関数の推計式に含めるリスク指標としては、まず所得リスクに関する指標を用いる。先行研究では、所得リスクを将来所得の見通しに関するばらつきとしてとらえ、所得成長率の予測の世帯間の分散を用いたものが多い。所得リスクの指標として将来所得の予想の分散を用いるのは、将来の所得の増え方について、ある人は上昇すると予想し別の人は低下すると予想するような状況は、不確実性が高い状況であるという考え方による。ただし、将来の所得の増え方について、人々が一致して低下すると予想するような状況も、不確実性が高まり予備的貯蓄を促す要因になるのではないかとの指摘（石原・土居[2004]）もあるように、必ずしも所得リスクの指標の選択については評価が定まっていないのが現状である。

一方、日本のデータによる前節で紹介した先行研究は、所得の予想の分散で見た所得リスクが貯蓄率に与えた影響について1980年代から90年代を対象に検証している。本稿では2000年代についても検証するので、ひとまず「収入の増え方」の分散をリスク変数として採用することにする。具体的には、「良くなる」から「悪くなる」までの5段階評価に与えられた点数と、その加重平均として算出された意識指標の値との差の平方を、回答数をウェイトとして加重平均した値とする。

貯蓄率関数のリスク指標として、第2に、雇用リスクに関する指標を用い

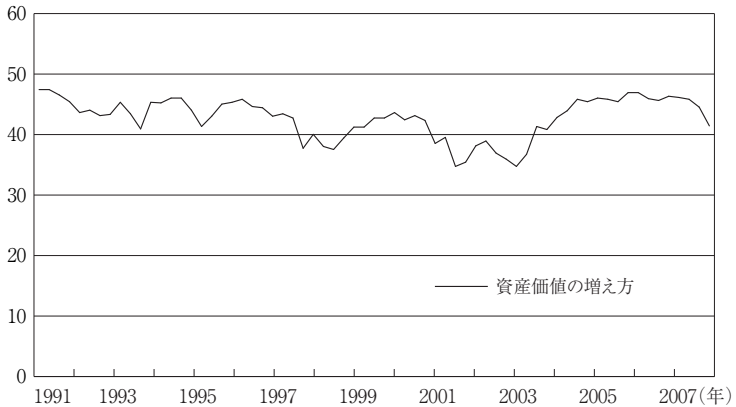
7) 「消費動向調査」の調査票の具体的な質問文は、以下のようなものである。暮らし向き：「お宅の暮らし向きは、今後半年間に今よりも良くなると思いますか。」、収入の増え方：「お宅の収入の増え方は、今後半年間に今よりも大きくなると思いますか。」、雇用環境：「雇用環境（職の安定性、みつけやすさ）は、今後半年間に今よりも良くなると思いますか。」、耐久消費財の買い時判断：「耐久消費財の買い時としては、今後半年間に今よりも良くなると思いますか。」、資産価値の増え方：「お宅で所有している株式・土地などの資産価値は、今後半年間に今よりも増えると思いますか。」資産をもっていない場合は、「変わらない」を回答することになっている。各意識指標の動向は図表3-2を参照。

図表 3-2.1 「消費動向調査」の各意識指標の動向



注) 内閣府「消費動向調査」(季節調整値)により作成。

図表 3-2.2 「資産価値の増え方」の動向



注) 内閣府「消費動向調査」(季節調整値)により作成。

る。雇用環境に関するマインド指標に加え、先行研究における代表的な指標には、完全失業率や新規求人・有効求人数（または倍率）がある。それらを直接リスク変数として用いたものと、マインド指標により失業率や求人倍率を予測の期待値に変換した指数をリスク変数としたものがある。1980年代と90年代について貯蓄率に有意な影響を及ぼしているとの結果を得た先行

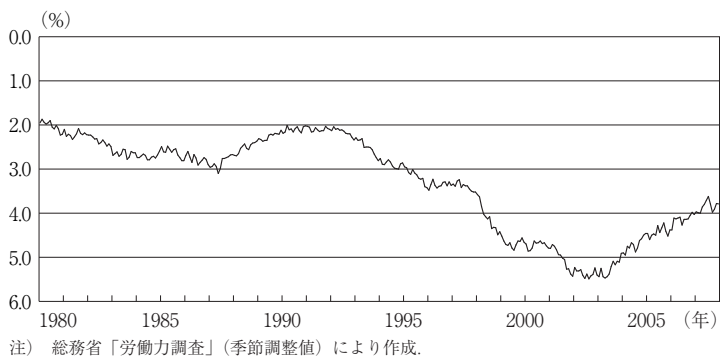
研究は、雇用環境の予測の世帯間の分散ではなく期待値を用いており、その考え方は以下のようなものである。雇用リスクにより将来所得の不確実性が増加し予備的貯蓄が促されるのは、労働市場において失業率の上昇や求人倍率の低下などの現象が起きている状況である。こうした現象下では、目下失業している人々が増加し、自身は失業していなくとも将来の雇用不安をもっている人々が増加しており、将来所得が得られない確率が高まっている。これは、将来所得の分散が大きく、将来所得のリスクが増加している状況である。したがって、将来所得のリスクは雇用環境の予測の世帯間の期待値の動きに沿っていると考えられる。これに対して、雇用環境の予測が人々の間でばらつき、世帯間の分散が大きくなっているからといって、必ずしも将来所得の分散が大きくなっているとは言えないであろう。

一方、失業率と求人については、1980年代と90年代についての先行研究では、いずれかの指標を用いて貯蓄率に及ぼす影響はおおむね有意との結果を得ている。しかし90年代の両指標の動向をより詳しく見てみると、時期によってはかなり異なった動きをしていることがわかる。具体的には、1993年10月から97年5月までの景気拡張局面の期間において相違が顕著である。新規求人数が増加し、求人環境の改善を示していたのに対し、完全失業率は増加傾向であり、悪化を示すものとなっている。この背景としては、当時は非正規雇用の比率が急速に高まるといった変化が生じる以前の時期であり、本格的な労働市場の構造変化はまだ起きていなかったということがある。新規求人は、景気の回復にともなう循環的な動きをしていたのに対して、労働需給のミスマッチへの対応が進まず、失業率は悪化が続いていた。そこで本稿の分析では、完全失業率と新規求人数が貯蓄率に及ぼす影響をそれぞれ個別に検証するのではなく、同時に推計式の変数に含め、雇用リスクが予備的貯蓄に与えた影響を循環的要因か構造的要因かという観点から検証することとする⁸⁾。

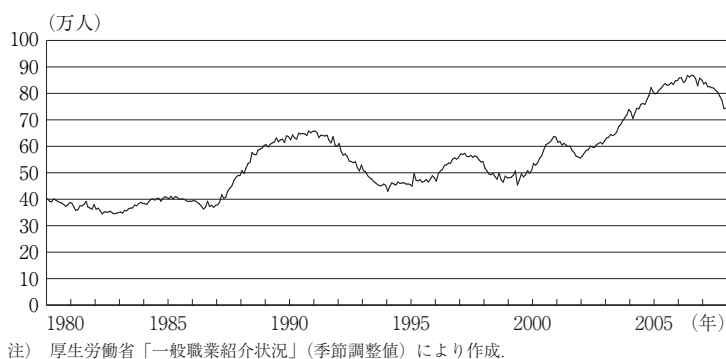
以上を踏まえ、雇用リスクに関する変数としては、「消費動向調査」の

8) 完全失業率、新規求人数、有効求人倍率の動向については図表3-3、3-4、3-5(わかりやすく図示するため、原数値四半期値ではなく、2008年度公表値ベースの季節調整値月次値を用いて作成)参照。新規求人数と有効求人倍率はほぼ同じく循環的な動きをしている。また、正規雇用・非正規雇用者数の動向については図表3-6、3-7を参照。

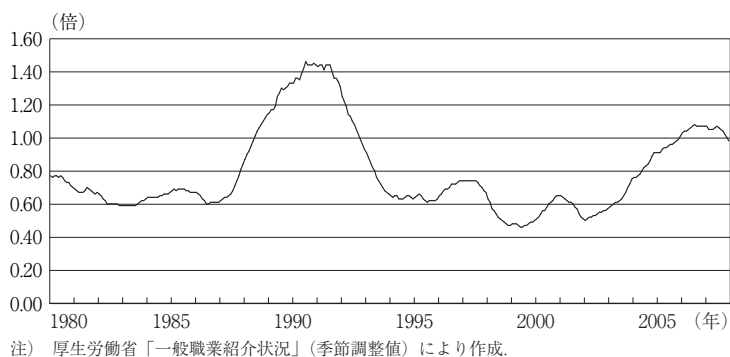
図表 3-3 完全失業率



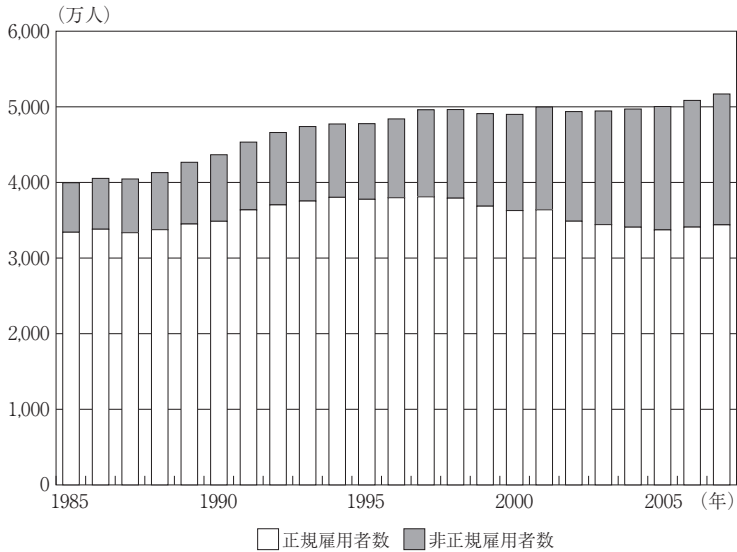
図表 3-4 新規求人数



図表 3-5 有効求人倍率

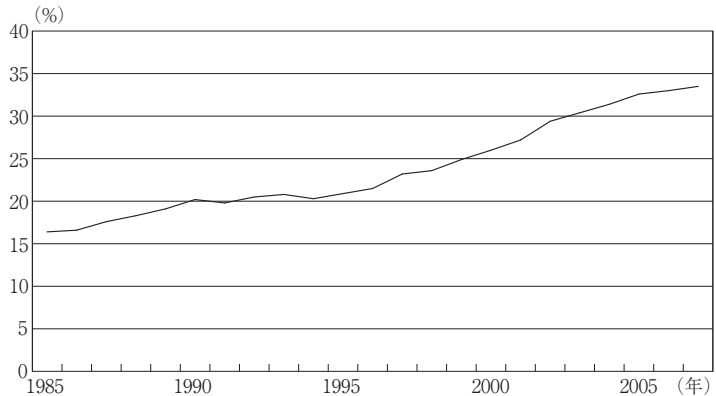


図表 3-6 正規雇用・非正規雇用者数の推移



注) 総務省「労働力調査詳細集計」により作成。

図表 3-7 非正規雇用比率



- 注) 1. 総務省「労働力調査詳細集計」により作成。
 2. 2001年以前は「労働力調査特別調査」(各年2月)、2002年以降は「労働力調査詳細集計」(各年平均)により作成。
 3. 正規雇用者は「役員を除く雇用者数」のうち「正規の職員・従業員」、非正規雇用者数は「役員を除く雇用者数」のうち「非正規の職員・従業員」(「パート・アルバイト」, 「労働者派遣事業所の派遣社員」, 「契約社員・嘱託」, 「その他」の合計)

「雇用環境」の指数（回答数をウェイトとした加重平均として算出される公表値）、完全失業率、新規求人数の3指標を用いることとする。

貯蓄率関数のリスク指標として第3に、資産価値の増え方に関する指標を用いる。先行研究では、石原・土居[2004]が資産残高の役割を強調しており、以下のような点を踏まえれば、資産価値の増え方に関するマインド指標も予備的貯蓄に影響を及ぼしている可能性があると考えられるからである。2000年代には、家計の保有する金融資産増加率に対する寄与度で見ると、超低金利下におかれた現金・預金に比べて株式・出資金が大きくなっている。株式等の価値の変動による保有資産の価値の増加は、不確実性が大きく恒常所得の増加とはみなされにくいものであり、資産残高が増加したといっても、予備的貯蓄を抑えて消費を増加させる要因にはなりにくい可能性が大きいであろう。

一方、そのような資産の価値の変化のすべてが恒常所得の変化と無関係とも考えにくい。変動は大きいとしても、もし恒常所得の増加がまったく見込めないのであれば、そうしたタイプの資産を持つ理由がなくなるからである。したがって、株式等の資産の価値の増え方に関する消費者マインドが将来所得の不確実性と関係を有し、予備的貯蓄の動機に影響している可能性があると考えられる⁹⁾。

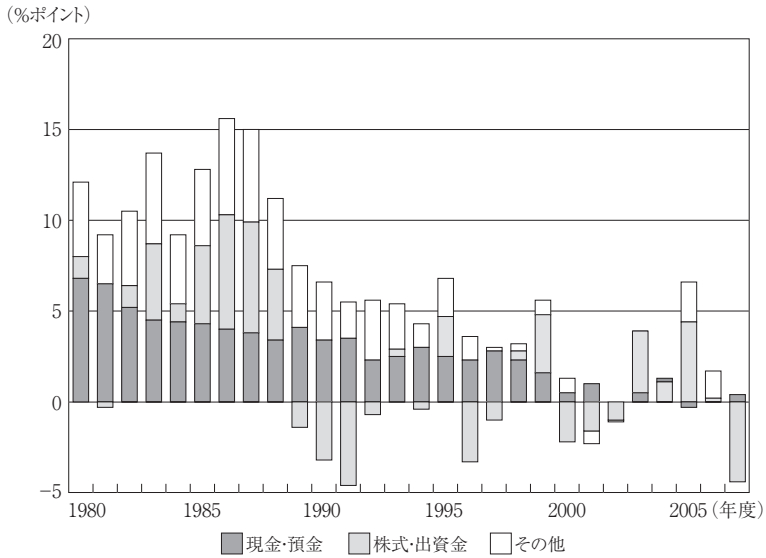
以上の仮説を検証するため、「消費動向調査」の「資産価値の増え方」の指数（回答数をウェイトとした加重平均として算出される公表値）の前年差をリスク変数として用いることとする。加えて、「資産価値の増え方」の分散の前年差をリスク変数として用いる。2つの変数を用いるという点については、次節の分析結果の解釈のなかで詳しく述べる。

3.3 資産残高データの構築について

資産残高は、2002年以降の期間については、「家計調査」の貯蓄・負債編によりフローの消費・貯蓄額と同じく勤労者世帯四半期データが入手できるため、これを用いる。それ以前の期間については、その前身にあたる調査である旧「貯蓄動向調査」があるものの、暦年データしか公表されていない。

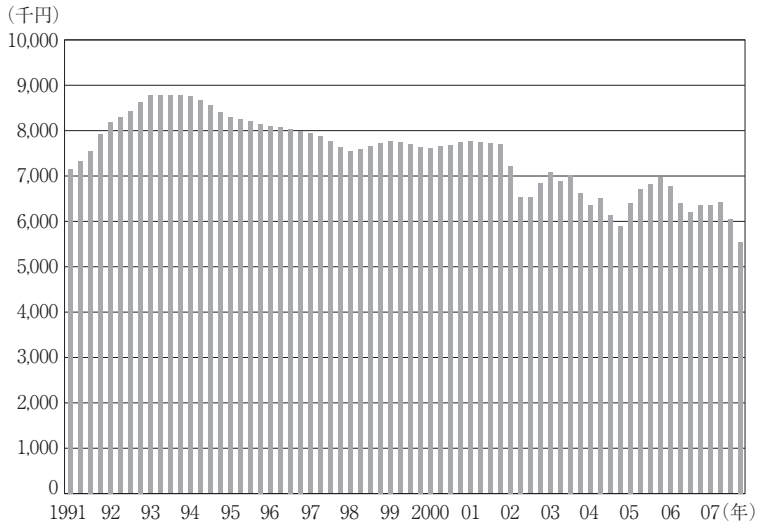
9) 金融資産増加率への資産種類別寄与度は図表3-8を参照。

図表 3-8 家計金融資産の種類別前年比寄与度



注) 日本銀行「資金循環統計」により作成。

図表 3-9 家計の純金融資産残高



「家計調査」と「貯蓄動向調査」とではサンプル等が異なるため、「家計調査」のフローの貯蓄額を1年分累積した値と、「貯蓄動向調査」のストック資産残高の1年分の増加額を比較すると、通常は一致しない。そこで、2001年以前の期間については、「家計調査」の第1-4四半期の貯蓄額に比例して「貯蓄動向調査」の当該年の資産残高の増加分を各四半期に按分し、資産残高の四半期データを推計することにする。

資産残高データは金融資産残高について資産から負債を差し引いたネットの値と定義し、具体的には、2002年以降の期間については「家計調査」の貯蓄・負債編の「貯蓄」から「負債」を差し引いた額を用いる。それ以前の期間については、フローの四半期貯蓄額のネットの値は、「家計調査」における「金融資産純増」、「土地家屋借金純減」、「他の借金純減」、「分割払購入借入金純減」、「一括払購入借入金純減」の各項目の合計値を用い、各暦年末の金融資産残高は、「貯蓄動向調査」の「貯蓄」残高から「負債」残高を差し引いた額を用いる¹⁰⁾。

このようにして資産残高データを構築するに際して、「家計調査」ベースのフローの1年分の合計と「貯蓄動向調査」ベースのストックの1年分の変化額の符号が食い違う年も見られるなど、両統計の整合性や精度という点で一部には問題も残るとというのが現状である。本稿での分析上の問題点・課題については、次節の分析結果の解釈のなかで具体的に述べる。

4 分析結果

4.1 推計結果とその概要

前節の方法による貯蓄率関数の推計結果は、図表3-10のとおりである。推定方法は最小二乗法（OLS）である。標本期間としては、データがとれる全体の期間である1992年から2007年のほかに、資産残高データの精度の影響を見るため、「家計調査」の貯蓄・負債編のデータが得られる2002年以降

10) 2002年以前の期間については、まず、「貯蓄動向調査」における暦年末の金融資産残高から、「家計調査」におけるフローの四半期パターンを利用して四半期末の残高を推計した上で、当該期末とその前期末の残高の単純平均値を求め、期中平均値とする。ここで構築した資産残高データのグラフは図表3-9のとおり。

図表 3-10 貯蓄率関数の推計結果

標本期間	1992-2007	2002-2007	1992-2001	2000-2007	1998-2007
定数項	51.14** (11.93)	66.08** (6.28)	50.85** (8.60)	55.02** (4.43)	54.82** (6.42)
収入の増え方 (分散)	0.00 (0.03)	0.01 (0.99)	-0.01 (-1.07)	0.00 (0.26)	0.00 (0.05)
完全失業率	0.55** (2.05)	1.61 (1.18)	0.88** (2.56)	1.41 (1.09)	1.05* (1.83)
新規求人数	-0.00 (-0.93)	0.00 (0.29)	-0.00 (-0.81)	0.00 (0.34)	-0.00 (-0.32)
雇用環境	0.05 (0.62)	0.12 (0.73)	-0.04 (-0.52)	0.06 (0.62)	0.07 (0.72)
△資産価値の増え 方	-0.17** (-2.11)	-0.30** (-2.72)	-0.34* (-1.75)	-0.25** (-2.42)	-0.21** (-2.26)
△資産価値の増え 方 (分散)	-0.00 (-0.69)	-0.00 (-0.53)	-0.02 (-1.32)	-0.00 (-0.57)	-0.00 (-0.72)
純資産/可処分所得	-0.58** (-2.88)	-0.47 (-1.07)	-0.53 (-1.59)	-0.56 (-1.72)	-0.54* (-1.90)
1/可処分所得	-10676.54** (-3.63)	-23723.72** (-4.17)	-9184.86** (-2.28)	-16126.74** (-2.55)	-13931.32** (-2.80)
第2四半期ダミー	7.73** (7.70)	1.88 (1.01)	9.47** (8.56)	4.93** (2.10)	5.71** (3.07)
第3四半期ダミー	4.54** (6.58)	2.22** (2.31)	5.13** (5.82)	3.37** (2.79)	3.57** (3.73)
第4四半期ダミー	11.13** (5.98)	2.01 (0.61)	13.43** (6.52)	7.16 (1.64)	8.57** (2.39)

注) △は前年差を示す。

**は5%有意, *は10%有意, ()内は White の一致推定量を用いた t 値。

の期間と、推計データを構築する必要のある2001年以前の期間を設けた。また、家計の保有する金融資産増加率に対する寄与度において、現金・預金に比べて株式・出資金が大きくなった2000年代での影響を見るため、2000年以降という期間を設けた。さらに、労働市場において非正規雇用の増加といった本格的な構造的変化が始まったと見られる1998年以降という期間を設定した。

所得リスクの影響

所得リスクの変数である「収入の増え方」の分散の係数は、いずれの標本

図表 3-11 貯蓄率関数の推計結果(所得のリスク指標として「収入の増え方」を用いたケース)

標本期間	1992-2007	2002-2007	1992-2001	2000-2007	1998-2007
定数項	48.98** (3.86)	86.09** (5.18)	35.61** (2.20)	58.31** (2.75)	54.10** (3.51)
収入の増え方	0.05 (0.23)	-0.39 (-1.49)	0.28 (0.95)	-0.04 (-0.15)	0.02 (0.09)
完全失業率	0.65 (1.20)	1.92 (1.44)	1.39* (2.02)	1.43 (1.12)	1.10 (1.50)
新規求人数	-0.00 (-0.50)	-0.00 (-0.04)	-0.00 (-0.57)	0.00 (0.28)	-0.00 (-0.19)
雇用環境	0.03 (0.29)	0.23 (1.34)	-0.07 (-0.62)	0.06 (0.44)	0.06 (0.49)
△資産価値の増え方	-0.17** (-2.26)	-0.31** (-2.86)	-0.35 (-1.67)	-0.24** (-2.51)	-0.21** (-2.34)
△資産価値の増え方(分散)	-0.00 (-0.71)	-0.00 (-0.74)	-0.02 (-1.23)	-0.00 (-0.58)	-0.00 (-0.67)
純資産/可処分所得	-0.59** (-3.08)	-0.46 (-1.10)	-0.47 (-1.49)	-0.55* (-1.87)	-0.55* (-2.05)
1/可処分所得	-10711.86** (-3.58)	-24688.91** (-4.32)	-10313.56** (-2.82)	-16349.81** (-2.50)	-13972.73** (-2.75)
第2四半期ダミー	7.76** (6.88)	0.84 (0.42)	9.55** (8.40)	4.79* (1.80)	5.71** (2.83)
第3四半期ダミー	4.57** (5.15)	1.46 (1.43)	5.56** (5.34)	3.23** (2.37)	3.56** (3.35)
第4四半期ダミー	11.19** (5.77)	0.85 (0.23)	13.39** (6.41)	7.00 (1.48)	8.58** (2.29)

注) △は前年差を示す。

**は5%有意, *は10%有意。()内はWhiteの一致推定量を用いたt値。

期間をとっても有意ではないことから、1990年代から2000年代にかけての期間に、所得リスクが貯蓄率に有意な影響を及ぼしていたとは言えない。先行研究では、80年代に所得リスクが貯蓄率に正の影響を及ぼす効果は低下したことが示されており、90年代以降も引き続き貯蓄率への効果は小さいものにとどまっていたものと考えられる。

なお、先行研究においては、将来所得の増え方の分散ではなく期待値のほうが適切な変数ではないかとの指摘もあることから、意識指標「収入の増え方」の値そのものを将来所得の世帯間の期待値に相当するものと考えて、同指標の分散に代えて貯蓄率関数の推計を行ったところ、結果はおおむね同様

であり、所得リスクが有意な影響を及ぼすことは確認できなかった¹¹⁾。

雇用リスクの影響

雇用リスクの変数として用いた3つの指標のうち、完全失業率は、1992年から2007年の期間、1992年から2001年の期間について5%水準で有意、1998年から2007年の期間は10%水準で有意な影響が認められる。有意とはならなかった期間は、2000年から2007年の期間、2002年から2007年の期間であり、いずれも2000年代の期間である。

一方、新規求人数と意識指標「雇用環境」は、期間によっては係数の符号が理論的に想定されるものと逆転しているなど、いずれの期間で見ても有意な影響をもつとは言えない結果となっている。

こうしたことから、第1に、1990年代から2000年代にかけて雇用関係で貯蓄率に影響を及ぼしていたのは、景気の循環局面に応じて推移した新規求人ではなく、景気回復局面においても悪化するなど、この時期の労働市場の構造的な要因を反映して長期間にわたり低迷した完全失業率であったと言える。第2に、完全失業率についても、90年代と比べ2000年代には、貯蓄率に及ぼす影響が低下し有意な影響力をもたなくなったと言える。

なお、マインド指標「雇用環境」について有意な影響が見られなかった理由としては、同指標は、新規求人が示すような循環的要因か、完全失業率が示すような構造的な要因かを区別して質問したものでないため、両方の要因が混じりあったものとなっているということが考えられる。

資産価値変動のリスクの影響

資産価値変動リスクの変数は、「資産価値の増え方」の前年差については、1992年から2001年の期間は10%水準で有意、それ以外の期間では5%水準で有意となっているのに対し、「資産価値の増え方」の分散の前年差については、いずれの期間も有意な影響は認められない。また、純資産残高・可処分所得比は、1992年から2007年の期間は5%水準で有意、1998年から2007年の期間は10%水準で有意となったものの、それ以外の期間には有意性が認

11) 図表3-11を参照。「所得の増え方」の分散を用いた場合より、総じて各リスク変数の説明力は低下している。

められない結果となっている。

この結果の解釈にあたっては、いくつかの点を考慮すべきと考えられる。まず、理論・実証分析の両面での先行研究により、純資産残高が有意に貯蓄率に影響を与えているとの結果が報告されているところであり、ここでの結果は一見それと矛盾している。一方、本稿の分析では、資産残高データは旧「貯蓄動向調査」と「家計調査」貯蓄・負債編から推計して新たに構築したものであり、先に述べたように精度に一部問題がある。また、リスク変数「資産価値の増え方」は、調査対象世帯が保有する資産の価値の変化についての意識指標であり、金融資産だけに限定せず土地等も含めた資産全般について尋ねたものではあるが、その長期的動向を見ると、家計の金融資産残高前年比が落ち込んだ1996-97年や2000-2002年の時期に同指標も低下するなど、金融資産残高の動きを反映したものであることがうかがわれる。

こうした点を踏まえると、ここでの推定結果の解釈としては、有意性が認められなかった期間についてただちに金融資産残高と貯蓄率は無関係であると判断すべきではなく、むしろ、資産価値変動リスク変数が有意であるとの結果が得られたことにより、家計の金融資産が貯蓄率になんらかのチャンネルを通じて影響を与えていることが確認されたと考えるべきであろう。ただし、データの精度面の問題から、貯蓄率のトレンド部分を説明するはずの金融資産残高の説明力が有意でない結果となっている可能性があり、意識指標「資産価値の増え方」の前年差が金融資産残高に代わって貯蓄率のトレンド部分を有意に説明している可能性がある¹²⁾。

次に、資産の種類別に見て、現金・預金といった資産の価値の増え方に関する消費者マインドには、大きなばらつきが生じるとは考えにくいことから、資産価値の変動による将来の所得の不確実性に関する2つ目のリスク変数「資産価値の増え方」の分散の前年差は、主に株式など価値の変動の大きい資産についての消費者マインドの動向を反映した指標と言うことができる。同指標の推定結果は、いずれの期間においても有意とはなっていない。

12) なお、2002年から2007年の期間について、「家計調査」貯蓄・負債編からデータをとれるものの金融資産残高の項の係数が有意となっていない点に関しては、同調査ではサンプル替えを毎月全体の6分の1ずつ行い、貯蓄・負債額は同一サンプルについて6カ月間横ばいとみなす扱いをしており、精度面で一定の制約となっている可能性が考えられる。

家計の金融資産の増減率に対し、現金・預金に比べて株式・出資金の寄与度が増した2000年代の期間で見ても同様である。したがって、価値の変動の大きい株式等の資産価値変動リスクによる予備的動機を通じた貯蓄率への有意な影響は認められないと言える。なお、所得リスクの場合と同様に、資産価値の増え方についても予備的動機の検証には分散の前年差でなく期待値の前年差のほうが適切な変数ではないかとの仮説は立てうるが、上で述べたとおり、「資産価値の増え方」の前年差が金融資産残高に代わって貯蓄率のトレンド部分を有意に説明している可能性があるため、その適否は判断できない。

4.2 バブルからデフレ期にかけての家計の貯蓄行動の変化の特徴

以上より、バブルからデフレ期にかけての家計の貯蓄行動とその変化の主な特徴を次のように整理することができる。

まず、貯蓄率の長期的なトレンドからの乖離部分の要因となる予備的貯蓄動機のうち、最も影響力をもっていたのは雇用リスクによるものであり、バブル後の1992年から2007年までの期間で有意な影響が認められる。雇用リスクの指標のうち貯蓄率に対する説明力が有意であるのは、景気の循環局面に応じた動きをした新規求人ではなく、労働市場における非正規雇用の増加など構造変化に応じた動きをした完全失業率であることから、この期間の家計の貯蓄行動は、トレンドからの乖離部分に関しても循環的要因よりも構造的要因が支配的であったと言える。ただし、対象期間を2000年以降の期間とした場合、完全失業率も有意ではなく、90年代後半以降2000年代にかけて雇用リスクの影響力は次第に低下している。したがって、90年代終盤の労働市場の構造的変化が本格化する以前の時期において、失業にともなう将来所得の不確実性がより深刻なリスクとして意識され、万が一に備えた貯蓄の動機として大きな影響を持ったと考えられる。

次に、資産価値の変動リスクについて、価値の変動の大きい株式等の資産価値変動リスクを反映する指標である「資産価値の増え方」の分散の前年差は、貯蓄率への有意な影響は認められない。2000年代には、家計の金融資産の増減率に対し、超低金利下におかれた現金・預金に比べ株式・出資金の寄与度が増したものの、同指標が有意でないということに変わりはなく、こ

うした資産の種類別の構成の変化は予備的貯蓄動機には影響していない。また、意識指標「資産価値の増え方」の前年差は1992年から2007年までの期間で貯蓄率に有意な影響をもつことが認められる。しかし、資産残高データの精度上の問題から、金融資産残高・可処分所得比に代わって同意識指標が貯蓄率のトレンド部分を説明している可能性があるため、予備的動機としての影響力があるのかどうかはあいまいである。

5 結論

本稿は、家計の貯蓄率の動向のうち、人口構成の高齢化や金融資産ストック額といった長期的要因で決まるトレンドと実際の貯蓄率の乖離部分に焦点をあて、その要因を分析することにより、バブルからデフレ期にかけての家計の貯蓄行動とその変化の特徴を明らかにした。

恒常所得仮説のもと、効用最大化を図る家計にとって現在の消費の最適水準は、将来の消費を犠牲にすることなく現在可能な最大限度の額であり、恒常所得の一定割合となる。実際の所得の変動に対して、家計は毎期の貯蓄額を変化させることで消費水準を最適化する。さらに、将来所得には不確実性があるため、万が一の所得減少に備えて貯蓄を行うのが予備的貯蓄動機である。貯蓄率のトレンドからの乖離部分の要因の分析は、予備的貯蓄の要因を分析することに相当する。

本稿では、将来所得の不確実性に関する消費者マインドを測るいくつかの指標を用いて貯蓄率関数を推計し、各指標の説明力を検証することで、予備的動機を通じて具体的にどのような要因が貯蓄率に影響を与えているのかを分析した。

1980年代から90年代を対象とした先行研究によると、80年代前半までは将来所得の増え方に関する予想の世帯間のばらつきが貯蓄率に有意に影響を与えているが、80年代後半以降にその影響力は低下している。また、80年代後半から90年代にかけては、失業や求人といった将来の雇用状況に関する予想の世帯間の期待値が有意な影響を与えている。

本稿は、「消費動向調査」の3つのマインド指標「所得の増え方」「雇用環境」「資産価値の増え方」等を用いて、比較可能なデータの得られる1992年

から 2007 年を対象として分析を行った。その結果、第 1 に、将来の雇用に関するリスクは貯蓄率に有意な影響を与えているが、その影響力は 90 年代後半以降 2000 年代にかけて低下している。また、雇用関係の指標のうち、景気の循環局面に応じた動きをした新規求人ではなく、非正規雇用の急速な増加が始まる以前は景気回復局面においても悪化するなど、より労働市場の構造面を反映した動きをした完全失業率の説明力が支配的である。したがって、90 年代終盤以降の労働市場の構造変化以前の時期において、失業による将来所得の不確実性が予備的貯蓄の重要な要因であったと考えられる。

第 2 に、将来の資産価値の変動に関するリスクについて、株式等、価値の変動の大きい資産の価値変動リスクを反映する指標として資産価値の変動に関する予想の世帯間のばらつきを用いて検証したところ、貯蓄率への有意な影響は認められない。2000 年代には、家計の金融資産の増減率に対し、超低金利下におかれた現金・預金に比べ株式・出資金の寄与度が増したが、こうした資産所得の種類別の構成の変化は予備的貯蓄動機には影響していない。また、将来の資産の増え方に関する予想の世帯間の期待値は貯蓄率に有意な影響を与えている。ただし、資産残高データの精度上の問題から、リスク変数たるマインド指標が金融資産残高に代わってトレンドを説明している可能性があり、予備的動機の要因と言えるかどうかについては、はっきりしていない。

以上の分析結果と関連し、今後の課題としては、「家計調査」貯蓄・負債編のデータが蓄積し、より精度の高い長期の資産残高データが整備されていけば、資産価値変動に関するリスクが予備的貯蓄の要因かどうかをさらに精緻に分析することができるようになる。また、所得階層別のデータによる分析によって、予備的貯蓄の要因をより詳細に検証するといったことも有意義であると思われる。本稿の分析の対象期間の最後の時期にあたる 2007 年第 4 四半期には、景気が長期の回復局面から後退局面に転じ、家計を取り巻く環境も大きく変化していると見られる。予備的貯蓄をはじめ家計の貯蓄行動について、今後とも引き続き注視していきたい。

参考文献

- 石原秀彦・土居丈朗[2004], 「1990年代の日本における消費・貯蓄行動について——予備的貯蓄動機を中心とする理論展望と実証研究」『経済分析』第174号, 内閣府経済社会総合研究所.
- 小川一夫[1991], 「所得リスクと予備的動機」『経済研究』第42巻, 一橋大学経済研究所, pp. 139-152.
- 齊藤誠・白塚重典[2003], 「予備的動機と待ちのオプション: 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, 日本銀行金融研究所, pp. 1-22.
- 内閣府[2006], 『経済財政白書』.
- 村田啓子[2003], 「ミクロ・データによる家計行動分析——将来不安と予備的貯蓄」『金融研究』第22巻第3号, 日本銀行金融研究所, pp. 23-58.
- Caballero, Ricardo J. [1990], "Consumption Puzzles and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, 25(1), pp. 113-136.
- Carlson, J. A. and M. Parkin [1975], "Inflation expectation," *Economica*, 42 (166), pp. 123-138.
- Carroll, Christopher D. [1997], "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp. 1-55.
- Dynan, Karen E. [1993], "How prudent are Consumers?" *Journal of Political Economy*, 101 (6), pp. 1104-1113.
- Friedman, Milton [1957], *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Hall, Robert E. [1978], "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971-987.