

# ボーナス制度と家計貯蓄率\*

——サーベイ・データによる再検証——

清水谷 諭・堀 雅博

日本の高貯蓄率の要因については、これまで多くの仮説が提示されてきた。本研究は、その中からボーナス制度が家計貯蓄率を高めていると主張する「ボーナス仮説」を選び、金融広報中央委員会が毎年実施している「家計の金融資産に関する世論調査」のマイクロデータを用いて、その検証を行った。実証結果によると、貯蓄率に影響を与える諸要因をコントロールしても、ボーナスを受け取っている世帯の貯蓄率は受け取っていない世帯に比べて明らかに高いことがわかった。しかし貯蓄率がプラスあるいはマイナスのサンプルに絞った場合には、ボーナスの受け取りが貯蓄率を有意に高めているという結果は得られず、ボーナス制度が貯蓄率に与えるプラスの影響は、ボーナスを受け取っていない世帯の中では貯蓄率がマイナスの世帯が不均等に多いという事実によってもたらされていることも明らかになった。

## はじめに

日本の貯蓄率がなぜ「他の先進諸国と比較して明らかに高い」のかについては、これまで数多くの仮説が提示され、実証分析が積み重ねられてきた(Hayashi(1986), Horioka(1990)等を参照)<sup>1)</sup>。しかしこれまで提示されてきたさまざまな仮説、例えば、高い成長率、高額の住宅取得費用、低い社会保障水準、人口構成、貯蓄好きの気質、遺産動機といった要因が、具体的にどの程度日本の高い貯蓄率に貢献しているかについては、それぞれ十分満足すべき実証がなされているとは言い難い。

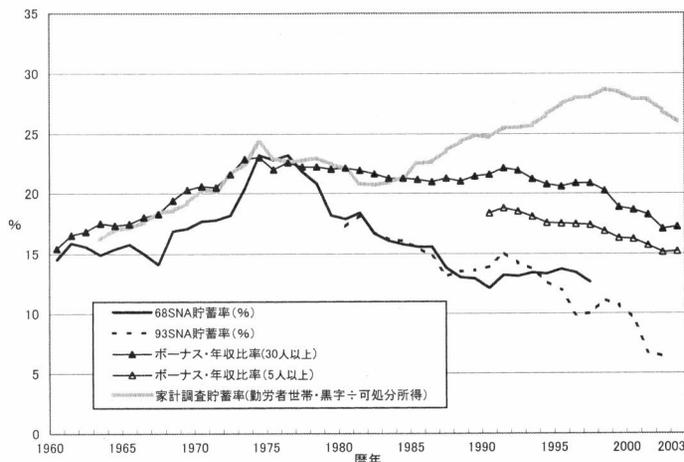
本稿の目的は、そうした数多くの仮説の中から、ボーナス制度の存在と日本の家計貯蓄率との関係(より具体的には、「ボーナス制度の存在が家計貯蓄を高めている」と主張する説、以下「ボーナス仮説」と呼ぶ)を取り上げて、家計レベルのデータで再検証することにある。周知のように、日本では勤労者世帯の多くが労働報酬の相当額を年2回の賞与(ボーナス)として受け取る慣行がある。ボーナスが日本の世帯年収に占める比率は、諸外国に比べても相当程度高いので、ボーナス制度の存在が貯蓄率を高めるなら、国際的に見て日本の高い貯蓄率を説明する

有力な要因となりうるだろう。

後述するように、ボーナス制度が貯蓄率を引き上げるかと主張する仮説には、いくつかのヴァリエーションがある。「ボーナス仮説」を初めて提唱したのは篠原三代平氏(Shinohara(1962)など)だが、「ボーナス仮説」が説得力を持ったのは、マクロデータの時系列データで見ると、年収・ボーナス比率と貯蓄率の強い連動関係がみられたからであった。高度成長期はもちろん、安定成長期以後も80年代半ばごろまでは、両者の相関は明瞭で(図1の左半分)、Ishikawa and Ueda(1984)、吉野(1984)、森口(1988)といった多くの研究が、時系列データを用い、ボーナス制度の存在が貯蓄率を上昇させるという議論を展開した。一方、Sato(1987)は両者の連動がみられるのはボーナスからの貯蓄率への影響によるものではなく、両者が共通の要因に依存していることによって生じている可能性を指摘した。

そうしたマクロデータでの検証に対して、高山他(1990)は「全国消費実態調査」の横断面のマイクロデータを用いた消費関数を推定することにより、ボーナス所得の限界消費性向は非ボーナス所得のその約半分であることを示し、時系列データを用いたそれまでの先行研究と整合

図1. ボーナスが年収に占める比率と家計貯蓄率



的な結果を見出した。

本論文はこうした先行研究の流れを踏まえた上で、90年代以降のマイクロ・データ(横断面)を用いた「ボーナス仮説」の検証を行う。「ボーナス仮説」の検証が盛んに行われた80年代までと異なり、我々の知る限り、少数の例外を除き、90年代以後は「ボーナス仮説」の検証はほとんど行われていない。その理由の1つには、ボーナス比率と家計貯蓄率の連動関係が、80年代半ば以降かつてのような明瞭なものではなくなったことがあげられる(図1の右半分)。また、計量分析手法の発達により、「ボーナス仮説」が必ずしも支持されないという研究もあらわれた。マッケンジー(1992)は1989年までの四半期データを用い、それまでの研究よりも新しい時系列手法(共和分分析)を用いたところ「貯蓄とボーナス制度とに関係があるという先行研究の結果を再確認できなかった」と述べている。

本論文は、マクロデータでみたボーナス比率と貯蓄率の連動が薄れた90年代以降を対象に、金融広報中央委員会が毎年行っている「家計の金融資産に関する世論調査」のマイクロデータを用いて「ボーナス仮説」の検証を試みる。これまでの「ボーナス仮説」の検証には、ごく少数の例外を除いてマクロデータが用いられたが、マクロレベルの貯蓄が個別経済主体の消費・貯蓄選択行動の集計として得られていることを踏まえるなら、ボーナス制度と家計貯蓄率の間の因果関係を特定するためには、マイクロデータに

よる検証が不可欠であろう。

本論文の構成は以下のとおりである。まず第2節では、本稿で用いた金融広報中央委員会の「家計の金融資産に関する世論調査」について簡単に紹介し、分析で用いたデータについて概説する。第3節では、家計貯蓄率に影響する諸要因を先行研究も踏まえつつ列挙した後、いくつかの重回帰分析の推定結果を報告する。第4節は、分析結果をまとめるとともに、本研究の限界及び今後の課題について述べる。

## 2. 「家計の金融資産に関する世論調査」と利用データ

本論文で用いるのは「家計の金融資産に関する世論調査(旧貯蓄と消費に関する世論調査)」のマイクロデータである。この調査は、金融広報中央委員会(旧貯蓄広報中央委員会、事務局：日本銀行情報サービス局内)が、家計の金融資産に対する考え方やその実態、収入・支出状況、生活設計等について、全国の普通世帯(世帯員2名以上の世帯)を対象に、昭和28年以降毎年1回実施してきた。調査対象世帯のサンプリングは、層化2段無作為抽出法により、全国400の調査地点を選び、各調査地点から無作為に15世帯を選ぶことで合計6,000世帯が抽出されている。留置面接回収法によって実施され、回収率が概ね7割程度であるため、1回の調査あたりの回収世帯数は約4,000世帯である。調査世帯は毎年の調査ごとに独立して抽出されるため、

パネルデータではなくクロスセクションデータである。

日本の世帯消費のパネルデータとしては、総務省「家計調査」と家計経済研究所「消費生活パネル調査」があるが、いずれも年間を通した世帯の消費・貯蓄データはなく、後者についてはボーナス関連のデータがない。また、クロスセクションデータとしては、5年に一度実施される総務省「全国消費実態調査」があり世帯数も多いが(5万世帯強)、家計消費に関する調査は9月からの3ヶ月間に限定されるため、年間を通した貯蓄率やボーナスの受領額については、別途推計作業が必要となる。

本論文で用いる「家計の金融資産に関する世論調査」は、毎年次のような質問を行っている。「あなたのご家庭では、(a)過去1年間に手取り収入(税引後)の何%ぐらいを貯蓄しましたか。また、(b)年間手取り収入のうちボーナスや臨時収入(税引後)から何%ぐらい貯蓄しましたか」

残念ながら、この調査ではボーナス所得が世帯収入全体に占める比率のデータがない上に、この質問の中の「貯蓄」の定義が、金融資産の取得に限定され<sup>2)</sup>、実物資産の取得や借入金返済を含んでいないことから、この設問だけでボーナス受取額と家計貯蓄率を関係づけることはできない。しかしこの質問によって、それぞれの世帯がボーナス(ないし臨時収入)を受け取ったかどうかは識別することが可能である。一方、家計貯蓄率については、上の設問とは別に、1991年調査以降、家計全体の過去1年間の収入・支出金額の内訳が加わったことから算出可能となった<sup>3)</sup>。そこで本稿では、「(年間手取り収入-消費支出)÷年間手取り収入×100」で定義した世帯別の貯蓄率を被説明変数とし、それぞれの世帯がボーナスを受け取ったかどうかを示すダミー変数を主な説明変数とする回帰分析を行い、ボーナス制度が家計貯蓄率に与える影響を検証する。

いうまでもなく家計貯蓄率を決定するのは、ボーナス制度だけではない。したがって、ボーナス仮説を検証するためには、家計貯蓄率とボ

ーナスの受け取りに影響を与える可能性のある要因をできるだけ多くコントロールする必要がある。次節で説明する回帰分析では、標準的な消費・貯蓄理論や、先行研究で用いられている変数も参考にしながら、マイクロデータから得られる世帯主年齢、世帯人数、その他世帯属性も制御する(詳細は次節参照)。

さらに以下の分析では、貯蓄率データが入手可能な1991年以降、2002年までの12年分の調査をプールする。サンプル数は約4,000世帯(毎年)×12年間=48,000世帯が見込まれるが、すべての世帯が本論文に必要なすべての質問に回答しているわけではない。具体的には、①ボーナス関連回答がない世帯、②年間収入(税引後)が100万円を下回る世帯、③住宅売買を行っている世帯、④無職世帯、⑤世帯主と配偶者以外にも働き手がいる世帯、⑥借入金関連の回答に矛盾が見られた世帯を除外した20,000弱の世帯を分析の対象とする<sup>4)</sup>。少なくとも世帯主が就労しており、かつ年間収入100万以上の有業世帯に限定したのは、低所得世帯では、定義される貯蓄率が異常値になる問題を回避するためである。また、住宅の売買は消費・貯蓄パターンへの大きな攪乱要因になるために、そうした世帯は分析対象から除外した。

本論文で利用する変数の基本統計量は表1の通りである。平均年間手取り収入(税引き後)は626万円、世帯員数の平均は3.7人、約半数が共働き世帯である。また職業は、勤労者(事務系職員、労務系職員、管理職)が6割強、残りがその他(農林漁業者、自営業者、自由業等)となっている<sup>5)</sup>。世帯主の年齢は40歳台から50歳台が中心である<sup>6)</sup>。また、貯蓄行動に大きな影響を持つ可能性がある住居状況を見ると、53%が自己購入で、15%が贈与・相続等で得た持家で、残りの33%が賃貸家屋に居住している。約半分が何らかの借入金があると答えている。全体の7割以上が老後の生活に心配があり、4分の1が貯蓄商品を決定する上で元本保証を重視すると答えている。目標貯蓄額は2,300万円強、貯蓄残高は約1,200万円である。

表1の右半分は、ボーナスを受領したかどうか

表1. 基本統計量

	全世界帯			ボーナス受領世帯			ボーナス非受領世帯		
	世帯数	平均	標準偏差	世帯数	平均	標準偏差	世帯数	平均	標準偏差
ボーナス受領ダミー (あり=1)	19,591	0.79	0.41	15,382	1.00	0.00	4,209	0.00	0.00
家計の過去1年の貯蓄率 (広義)	19,591	16.47	20.56	15,382	17.33	19.26	4,209	13.32	24.49
年間収入の手取りに占める 貯蓄割合(狭義)	19,509	11.93	10.04	15,324	12.11	9.86	4,185	11.27	10.66
ボーナスや臨時収入に占める 貯蓄割合(狭義)	19,568	16.04	21.78	15,359	20.44	22.68			
年間手取り収入(税引後)	19,591	626.3	330.2	15,382	633.2	305.3	4,209	600.7	407.3
世帯員数	19,591	3.69	1.22	15,382	3.75	1.18	4,209	3.48	1.32
共働きダミー(共働き=1)	19,591	0.51	0.50	15,382	0.49	0.50	4,209	0.60	0.49
勤労者ダミー(勤労者=1)	19,591	0.63	0.48	15,382	0.74	0.44	4,209	0.25	0.43
職業ダミー0 (農林漁業者=1)	19,591	0.03	0.17	15,382	0.02	0.13	4,209	0.08	0.27
職業ダミー1 (自営商工サービス=1)	19,591	0.19	0.39	15,382	0.11	0.31	4,209	0.49	0.50
職業ダミー2 (事務系職員=1)	19,591	0.21	0.41	15,382	0.26	0.44	4,209	0.04	0.20
職業ダミー3 (労務系職員=1)	19,591	0.23	0.42	15,382	0.26	0.44	4,209	0.13	0.33
職業ダミー4 (管理職=1)	19,591	0.19	0.39	15,382	0.22	0.41	4,209	0.08	0.27
職業ダミー5 (自由業=1)	19,591	0.03	0.17	15,382	0.02	0.13	4,209	0.07	0.26
職業ダミー6 (その他=1)	19,591	0.11	0.31	15,382	0.11	0.31	4,209	0.11	0.32
世帯主年齢ダミー0 (20台=1)	19,591	0.04	0.20	15,382	0.04	0.21	4,209	0.02	0.15
世帯主年齢ダミー1 (30台=1)	19,591	0.20	0.40	15,382	0.23	0.42	4,209	0.10	0.30
世帯主年齢ダミー2 (40台=1)	19,591	0.33	0.47	15,382	0.35	0.48	4,209	0.24	0.43
世帯主年齢ダミー3 (50台=1)	19,591	0.28	0.45	15,382	0.28	0.45	4,209	0.29	0.45
世帯主年齢ダミー4 (60台=1)	19,591	0.13	0.34	15,382	0.09	0.29	4,209	0.28	0.45
世帯主年齢ダミー5 (70台=1)	19,591	0.02	0.16	15,382	0.01	0.11	4,209	0.07	0.26
住居ダミー0 (自己持家=1)	19,493	0.53	0.50	15,307	0.52	0.50	4,186	0.55	0.50
住居ダミー1 (相続・贈与持家=1)	19,493	0.15	0.36	15,307	0.14	0.34	4,186	0.21	0.41
住居ダミー2 (非持家同居=1)	19,493	0.06	0.23	15,307	0.06	0.24	4,186	0.04	0.21
住居ダミー3 (非持家民間賃貸=1)	19,493	0.15	0.36	15,307	0.15	0.36	4,186	0.13	0.34
住居ダミー4 (非持家公営賃貸=1)	19,493	0.05	0.22	15,307	0.05	0.22	4,186	0.05	0.21
住居ダミー5 (非持家官舎社宅=1)	19,493	0.06	0.24	15,307	0.07	0.26	4,186	0.01	0.10
住居ダミー6 (非持家間借他=1)	19,493	0.01	0.08	15,307	0.01	0.08	4,186	0.01	0.10
老後の心配ダミー (あり=1, その他=0)	19,486	0.74	0.44	15,294	0.74	0.44	4,192	0.77	0.42
借入金ダミー (あり=1, その他=0)	19,591	0.50	0.50	15,382	0.52	0.50	4,209	0.46	0.50
元本保証重視ダミー (重視=1)	19,591	0.26	0.44	15,382	0.26	0.44	4,209	0.27	0.44
目標貯蓄・家計手取り 収入比率	18,505	3.81	4.11	14,575	3.55	3.68	3,930	4.77	5.31
目標貯蓄額	18,505	2325.9	2776.5	14,575	2207.1	2500.3	3,930	2766.5	3587.6
貯蓄残高	19,296	1183.4	1442.3	15,175	1128.5	1349.1	4,121	1385.9	1728.1

注) 本文中で述べた基準で異常値をサンプルを除外した後の世帯を対象としている。

かで、サンプルを分けた場合の基本統計量を示している。すべてのサンプルの中で、ボーナスを受領した世帯の比率は79%(約15,400世帯)、ボーナスを受け取っていない世帯の比率は21%(約4,200世帯)である。年収はボーナスなし世帯の平均の方がやや低い、大きな差ではない。年齢階級を見るとボーナスを受け取っていない世帯の年齢層は若干高めで、60歳台が3割弱を占めている。また、職種には予想される通り顕著な違いが見られ、ボーナスを受け取っていない世帯では自営業比率が5割弱に及んでいる(勤労者比率は全体の4分の1程度)。持家比率もボーナスを受け取っていない世帯の方がやや高い。逆に貯蓄残高や目標貯蓄額はボーナス非受領世帯の方が高くなっている。

最後に、次節の分析で被説明変数とする貯蓄率を両グループで単純に比較すると、ボーナス受領世帯の平均が17.33%、ボーナス非受領世帯の平均が13.32%であり、ボーナス仮説と矛盾しないパターンが確認できる。また、金融資産の取得で定義した(狭義の)貯蓄率で見ると、ボーナスや臨時収入に占める貯蓄割合(20.44%)は、同じ世帯(ボーナス受領世帯)の年間収入に占める貯蓄割合(12.11%)をかなり上回っている。

### 3. 推定モデルと推定結果

前節で確認したように、ボーナス受領世帯の平均家計貯蓄率はボーナス非受領世帯よりも明らかに高い。しかしこの事実だけに基づいて、ボーナス制度が貯蓄率を高めると結論することは早計である。こうした単純平均ではそれぞれの世帯属性をコントロールしていないし、ボーナス受領と貯蓄率の双方に影響を与える第3の要因が介在しているために、表面上相関があるようにみえているだけかもしれない。本節では、先行研究で家計貯蓄率に影響を与えるとされたさまざまな要因につき、簡単に整理した上で、それらの要因を取り込む形でボーナス制度の貯蓄率への影響を検討する。

#### 3.1 貯蓄率に影響する諸要因(コントロール変数)

まず、日本の家計貯蓄率を高めているとされたいくつかの要因を概観する。貯蓄研究に関して包括的なサーベイを行ったHorioka(1990)は、日本の高貯蓄要因は、6類型(①文化的要因、②人口学的・社会的要因、③制度的要因、④政策的要因、⑤経済的要因、⑥その他)・36項目にも及ぶと指摘している<sup>7)</sup>。ただ、その中には日本経済全体としての高貯蓄の説明にはなり得ても、世帯間の貯蓄率の違いを説明するには馴染まないものも多い(例えば、高度成長や貯蓄優遇税制など)。以下では、本論文で利用する「家計の金融資産に関する世論調査」で検証可能で、かつ世帯間の貯蓄率の違いに反映されると考えられる要因を特に取り上げる。

##### (1) 人口構成

日本の高貯蓄の要因として80年代頃まで特に説得力を持って語られたのが、日本の人口構成である。急速な高齢化が進む以前の日本の人口構成は、他の先進諸国に比較して、相対的に若く、また期待される平均寿命は世界で最も長い。若年時代に貯蓄を積み、引退後に取り崩すというライフサイクル・恒常所得仮説の下で、人口構成は日本の高貯蓄を説明すると考えられていた<sup>8)</sup>。

人口構成はマクロレベルでみた貯蓄率には影響しても、世帯間の貯蓄率の違いとは無関係にみえるが、人口構成とマクロ貯蓄率を結びつける議論の前提がライフサイクル・恒常所得仮説であることを踏まえると、ライフステージによって貯蓄率が影響を受けることは明らかだろう。本稿の分析では、個別世帯のライフステージが貯蓄率に与える影響をみるため、世帯主の年齢階層(10歳刻み、20歳台から70歳台)を表すダミー変数を説明変数に加える。

##### (2) 社会保障制度の整備の遅れ

社会保障制度整備の遅れも、高度成長期の高い貯蓄率の説明としては説得力があった。当時の日本は先進国に比べ社会保障制度の整備が遅

れており、老後に備え自分で十分に貯蓄する必要があるのがその理由である。しかし「福祉元年」とされた1973年以降、日本の社会保障制度の拡充が進んだ。近年見られる貯蓄率の低下はこの変化に影響を受けている可能性もある。

社会保障の整備状況も、基本的にはマクロレベルの貯蓄率の国による違いを説明できるとしても、世帯同士の貯蓄率の違いには直接結びつかない。しかし、社会保障制度が貯蓄率に影響するという考えの背後には、老後の生活への備えとして貯蓄するという考え方がある。そこで関連のコントロール変数として、「家計の金融資産に関する世論調査」が質問している「老後の暮らしに対する考え」の設問から作成したダミー変数(老後の暮らしが心配とする回答を1とする)を説明変数に加える<sup>9)</sup>。

### (3) 高額な住宅取得費用

日本の土地・住宅価格(の年収比)は他国に比べ著しく高く、また購入する時に高い割合の頭金を要求されることが一般的であるため、多額の貯蓄が必要とされ、それが貯蓄率を押し上げているという議論もある。こうした可能性を捉えるため、重回帰の説明変数として、住居の種類を示すダミー変数(持家、借家の区別など)と借入金の有無を捉えるダミー変数(借入金を有する世帯を1とする)を追加する<sup>10)</sup>。

### (4) 日本人の特殊性

さらに、日本の高い貯蓄率を説明する仮説の中には、農耕民族には貯蓄の伝統がある、日本人はリスク回避係数が高く貯蓄好きであるといった日本の文化や日本人の特殊性を理由に挙げているものもある。これらの要因の検証は容易ではなく、また日本人の特殊性では日本人の世帯の貯蓄率の違いを説明することはできないが、リスク回避度や貯蓄好きの度合いが各世帯の貯蓄率に与える影響をコントロールするため、リスク回避度の代理変数としての元本保証重視ダミー(「貯蓄商品決定上の重点」の質問で、元本保証を重視すると回答した世帯を1とするダミー)、及び貯蓄志向を示す変数として目標貯蓄

額・前年年収比率を説明変数に加える。

次項以下で示す重回帰分析では、以上の要因のほか、世帯属性のコントロール変数として、世帯の年収(過去1年)、世帯の貯蓄残高、世帯人員数とその2乗、共働き世帯ダミー、勤労者世帯ダミーを加えている。高所得世帯には一時所得が高い状態にある世帯が高い割合で含まれるから、年収変数は貯蓄率と正の相関を持つ可能性がある。またすでに十分な貯蓄残高を積み立てた世帯は貯蓄する動機が低くなる可能性がある。そのため貯蓄残高(対数値)も含める。また、高山他(1990)によれば、世帯人員が多い世帯の消費は有意に大きいことが知られている。共働きダミーと勤労者ダミーについては、特定の符号を想定したものではないが、そうした属性が世帯間の貯蓄率の違いに有意な影響を与えている可能性もある。また、勤労者世帯とそれ以外の世帯では、貯蓄行動が異なる可能性があるため、以下の推計では勤労者世帯にサンプルを限った推定も行う。

## 3.2 ボーナス仮説

本節では、前項で説明したいくつかの変数をコントロールした上で、ボーナス制度の存在が世帯貯蓄率を有意に引き上げているかどうかを検証する。ボーナス制度を示す指標としては、前節に述べた理由から、それぞれの世帯がボーナスを受領したかどうかを示すダミー変数を用いる。

ボーナス制度の存在が貯蓄率を高めている(かもしれない)と考える理論的な枠組みは一枚岩でなく、いくつかのヴァリエーションがあるが、代表的なものとして、以下が挙げられる。

### (1) ボーナスが変動所得と受け取られる可能性

もしボーナスが変動所得と解されているなら、恒常所得仮説に基づけば、ボーナス所得の大部分は貯蓄に回されることになる。確かに、ボーナスにはその時々企業の業績に連動する部分があり、定期給与ほどの恒久性は期待で

きないかもしれない。しかし、その金額はかなりの精度で予見可能なことが知られており<sup>11)</sup>、先行研究のいくつかは、恒常所得仮説に基づくシンプルなボーナス仮説の説明に懐疑的である (Ishikawa and Ueda (1984), Horioka (1990))。

### (2) 習慣バッファ所得仮説 (Habit-Buffer Income Hypothesis)

Ishikawa and Ueda (1984) は、(1) で説明した変動所得仮説の代替仮説として、限定合理性に基づく「習慣バッファ所得仮説」を提示した。彼らの議論によれば、家計は新規情報に逐一反応して最適化を図るのはコストに見合わないの、習慣化された大雑把なルールに従って消費を決める。その下で、ボーナス所得は、他の所得とは区別してバッファ所得と見なされており、裁量的に概ね半分が消費に回るため、貯蓄率が上昇する。

### (3) 一時に支払われる多額の所得による貯蓄促進効果

ボーナスのもつ「一時に支払われる多額の所得」という性質が貯蓄を促進ないし容易にするという議論もある (香西・荻野 (1980), Shinohara (1982) 等)。やや心理学の領域にかかわるが、まとまった一時金は受け取った家計に対して貯蓄の必要性を再認識させる効果があることや、一時金の存在により、定期給与の場合のように予算制約 (とそれに基づく自己規制) を余り意識していなくても、比較的容易に貯蓄を行えることが、貯蓄促進につながる可能性が指摘されている<sup>12)</sup>。

### (4) ボーナス所得の不確実性

ボーナス所得が仮に期待値の意味で恒常所得に対して非ボーナス所得と同様の効果を持ったとしても、ボーナス所得の不確実性 (変動) が大きいのであれば、予備的貯蓄動機を有する世帯の貯蓄率はボーナスの存在によって高まるかもしれない。マッケンジー (1992) は、ボーナス所得と非ボーナス所得の貯蓄への影響が異なる理由として、各所得の不確実性、データ形成過程

の違いや流動性制約の存在を挙げている<sup>13)</sup>。

## 3.3 基本モデル定式化

以上の予備的考察を踏まえて、ここでは次の貯蓄率関数を推定する。被説明変数はそれぞれの世帯の家計貯蓄率  $SR_{it}$  である。添え字  $i$  は個別世帯を、 $t$  は時点を示す。

$$\begin{aligned}
 SR_{it} = & \alpha_0 + \sum_t \alpha_t \cdot TimeDum_{it} \\
 & + \beta \cdot BonusDum_{it} + \sum_j \gamma_{1j} \cdot Age(J) Dum_{it} \\
 & + \gamma_2 \cdot OldLifeDum_{it} \\
 & + \sum_K \gamma_{3k} \cdot Resid(K) Dum_{it} \\
 & + \gamma_4 \cdot BorrowDum_{it} + \gamma_5 \cdot RiskDum_{it} \\
 & + \gamma_6 \cdot GoalSave_{it} \quad (A) \\
 & + \omega_1 \cdot \ln AnnualIncome_{it} \\
 & + \omega_2 \cdot \ln FAssets_{it} \\
 & + \omega_3 \cdot Family_{it} + \omega_4 \cdot Family^2_{it} \\
 & + \omega_5 \cdot DoubleIncomeDum_{it} \\
 & + \omega_6 \cdot WorkerDum_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

本研究の最大の関心は、ボーナス・ダミー変数 ( $BonusDum_{it}$ ) にかかる係数  $\beta$  の大きさと統計的有意性である。もしボーナス制度の存在が家計貯蓄率を引き上げているなら、 $\beta$  は有意に正となる。

説明変数のうち、 $TimeDum_{it}$  は、金利や景気のマクロ変動をとらえる時点ダミー変数 (1992年から2002年の各年に対応) である。また、係数  $\gamma$  がかった一連の変数は、3.1項で説明したコントロール変数である。 $Age(J) Dum_{it}$  は、世帯主の年齢階層 (10歳刻み、 $J=30, 40, 50, 60, 70$ ) に対応するダミー変数、 $OldLifeDum_{it}$  は「老後の暮らしに対する考え」の設問から作成したダミー変数 (老後暮らしが心配とする回答を1とする)、 $Resid(K) Dum_{it}$  は「住居の状況」で自己購入の持家を基準に相続・贈与の持家、親族との同居 (非持家)、民間賃貸の家、公営賃貸の家、官舎・社宅、借間のそれぞれを区別するダミー変数である。また、 $BorrowDum_{it}$  は借入金のダミー (借入金を有する世帯を1とする)、 $RiskDum_{it}$  は元本保証重視ダミー (元本

表 2. 最小 2 乗法による貯蓄率関数の推定結果

被説明変数：貯蓄率	全世帯		勤労者世帯	
	推定係数	標準誤差	推定係数	標準誤差
ボーナス・ダミー(ボーナスあり=1)	2.069	0.403***	3.063	0.655***
世帯主年齢階級ダミー 1(30 台=1)	-1.065	0.805	-1.113	0.908
世帯主年齢階級ダミー 2(40 台=1)	-5.912	0.826***	-5.745	0.940***
世帯主年齢階級ダミー 3(50 台=1)	-10.141	0.844***	-10.591	0.963***
世帯主年齢階級ダミー 4(60 台=1)	-8.391	0.918***	-8.878	1.113***
世帯主年齢階級ダミー 5(70 台=1)	-9.333	1.270***	-7.097	2.309***
老後の暮らし懸念ダミー(心配あり=1)	-1.926	0.346***	-1.748	0.413***
住居ダミー 1(相続・贈与持家=1)	-3.882	0.435***	-5.036	0.559***
住居ダミー 2(非持家・同居=1)	-5.023	0.669***	-5.731	0.787***
住居ダミー 3(非持家・民間賃貸=1)	-6.296	0.490***	-7.545	0.589***
住居ダミー 4(非持家・公営賃貸=1)	-5.309	0.712***	-6.164	0.825***
住居ダミー 5(非持家・官舎住宅=1)	-4.143	0.656***	-5.007	0.697***
住居ダミー 6(非持家・間借他=1)	-5.456	1.697***	-6.723	2.237***
借入金ダミー(あり=1)	4.285	0.323***	4.314	0.389***
元本保証重視ダミー(重視=1)	0.447	0.331	0.507	0.388
目標貯蓄額・年収比	0.042	0.040	0.062	0.054
年収(過去 1 年, 対数値)	12.882	0.411***	10.995	0.537***
貯蓄残高(対数値)	1.021	0.172***	1.190	0.210***
世帯人数	-3.657	0.661***	-3.127	0.820***
世帯人数の 2 乗	0.197	0.081**	0.125	0.102
共働きダミー(共働き世帯=1)	0.795	0.302***	0.502	0.355
勤労者ダミー(勤労者=1)	-0.458	0.339		
修正決定係数	0.144		0.140	
Root MSE	18.848		17.937	
標本数	17306		11100	

注) \*\*\*, \*\*, \* は推定係数がそれぞれ, 1%, 5%, 10% 水準で統計学的に有意であることを示す。  
紙幅の関係上省略してあるが, 推定モデルは全て, 切片と時点ダミーを含んでいる。

保証を重視すると回答した世帯を 1 とする),  $GoalSave_{it}$  は目標貯蓄額・年収比率である。

さらに, 世帯属性調整するため, 係数  $\omega$  がなかったいくつかの変数も説明変数に加えている。具体的には, 世帯の年収( $AnnualIncome_{it}$ )及び世帯の貯蓄残高( $FAssets_{it}$ )の対数値, 世帯人員数とその 2 乗( $Family_{it}$ ,  $Family^2_{it}$ ), 共働き世帯ダミー( $DoubleIncomeDum_{it}$ )及び勤労者世帯ダミー( $WorkerDum_{it}$ )<sup>14)</sup>である。

### 3.4 推定結果

ここでは上記モデルについて, 2 通りの推定方法で回帰を行う。1 つ目は, (A) 式を単純に最小 2 乗法で推定したものである。2 つ目は, ボーナスの受領自体が内生的に決まっており, 貯蓄率決定との同時性の問題が推定結果を歪めている可能性に配慮して, はじめにボーナスの受領確率を推定した上で, 貯蓄率関数を推定する 2 段階推定法を用いた結果である。推定係数

が少数の異常値によって大きく影響を受けるのを回避するため, 1 人当たり消費が 50 万円に満たない世帯や貯蓄率の絶対値が 90% を超える世帯は推定標本から除いた<sup>15)</sup>。

#### (1) 単純に最小 2 乗法を適用した場合

はじめに最小 2 乗法の結果を見よう(表 2)。「ボーナス仮説」の先行研究の多くは, 単純に最小 2 乗法を適用したものが多く, しかしボーナス変数を説明変数とする貯蓄率関数に最小 2 乗法を用いると, 同時性からバイアスを生じる可能性がある。その意味で最小 2 乗法で得られた結果によって「ボーナスの貯蓄率押し上げ効果」を評価することには問題があるが, 先行研究の追試の意味があろう。

まず全世帯の場合の推定結果を示したのが表 2 の左側である。ボーナス・ダミーの係数  $\beta$  を見ると, 推定係数は 2.1 で統計的にも有意である。文字通りに受け取れば, ボーナスの存在で

世帯貯蓄率は約2.1%高まることになる<sup>16)</sup>。世帯主年齢階級別のダミーを見ると、比較的若い世代の貯蓄率が高く、高齢層の方が貯蓄率が低い。高齢層の方の貯蓄率が低いことはライフサイクル仮説とも整合的ではあるが、60歳台、70歳台の貯蓄率が50歳台よりやや高くなっていることには違和感があるかもしれない。これは、無職世帯を標本から落としていることの影響だろう。次に、老後の暮らし懸念ダミーの係数は、マイナスで有意となった。住居ダミーは、持家世帯(特に自己購入)の貯蓄率が高く、賃貸世帯の場合は4-6%低い。借入金ダミーがプラスで有意になっていることとあわせると、ローン返済による強制貯蓄が貯蓄率を高めている可能性があるだろう。リスク回避の代理変数である元本保証重視ダミーの係数は、プラスだが有意にはならなかった。目標貯蓄額・年取比の係数もプラスだが有意にならなかった。その他の世帯属性変数の係数をみると、年取(対数値)と貯蓄残高(対数)がプラス、世帯人員数はマイナスだが2乗の項がプラス、共働きダミーはプラス、勤労者ダミーはマイナスで、いずれも統計的に有意であった。

次に、勤労者世帯にサンプルを限って推定したのが、表2の右側である。ボーナス・ダミーの係数 $\beta$ は3.1で統計的にも有意である。文字通りに受け取れば、ボーナスの存在で勤労者世帯の貯蓄率は約3.1%高まる。その他の説明変数の結果については、全世帯の場合とほぼ同じである。

## (2) 同時性に考慮した2段階推定

しかし最小二乗法の推定結果にはバイアスが含まれているかもしれない。例えば次のような可能性である。今、たまたまある世帯*i*の勤務する会社の*t*期の業績が、時点ダミーでコントロールされているマクロの状況とは独立に良好で、例年は支払っていないボーナスの支給を急に決めたとする。この場合、ボーナスを受け取った世帯*i*は、それを変動所得と理解すると、恒常所得仮説の下では、大部分貯蓄に回すだろう。こうした場合、(A)式の攪乱項 $\varepsilon_{it}$ はブラ

スとなって、明らかにボーナス受領ダミーと正の相関を生じるから、 $\beta$ の推定値にバイアスが生じてしまう。したがって、「ボーナスの貯蓄率押し上げ効果」を正しく評価するには、この同時性の問題を考慮に入れる必要がある<sup>17)</sup>。

本稿でのボーナス変数は離散的ダミー変数であるため、ボーナス受領確率について追加操作変数を含めてプロビット・モデルを推定し、その推定された受領確率をモデル(A)のボーナス・ダミーに置き換える2段階推定を行ってみた。1段階目のプロビット・モデルの定式化は以下のようになる。

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(BonusDum_{it}=1) = & a_0 + \sum_t a_t \cdot TimeDum_{it} \\
 & + \sum_j e_{1j} \cdot Age(j) Dum_{it} + e_2 \cdot OldLifeDum_{it} \\
 & + \sum_K e_{3K} \cdot Resid(K) Dum_{it} \\
 & + e_4 \cdot BorrowDum_{it} + e_5 \cdot RiskDum_{it} \\
 & + e_6 \cdot GoalSave_{it} \quad (B) \\
 & + f_1 \cdot \ln AnnualIncome_{it} + f_2 \cdot \ln Fassets_{it} \\
 & + f_3 \cdot Family_{it} + f_4 \cdot Family^2_{it} \\
 & + f_5 \cdot DoubleIncomeDum_{it} \\
 & + \sum_I g_I \cdot Job(I) Dum_{it}
 \end{aligned}$$

定式化の $f_4$ 部分までの説明変数は、ボーナス・ダミーを除けば(A)式と同じである。最後の勤労者ダミー部分のみ、ボーナスの有無に関する職種の重要性を考慮して、細かな職業に対応するダミー変数(農林業者が基準、6つのダミーで自営業、事務系職員、労務系職員、管理職、自由業、その他を区分)に置き換えた(これが追加の操作変数に当たる)<sup>18)</sup>。プロビット・モデルの推計結果を見ると(表3(1))、予想される通り、事務系職員、労務系職員、管理職等の勤労者のボーナス受領率が有意に高い。

表3(2)は、上記のプロビット・モデルで推定された受領確率でボーナス受領ダミーを置き換えた2段階目の推定結果である。まず全世帯の場合をみると、ボーナスの係数の大きさは表2の場合とほとんど同じだが、統計的有意性は失

表3. プロビット推定によるボーナス受領確率を用いた貯蓄率関数2段階推定の結果

(1)第1段階のプロビット・モデル

(2)第2段階の最小2乗法

被説明変数： ボーナス・ダミー	全世帯		被説明変数：貯蓄率	全世帯		勤労者世帯	
	$dF/dx$	標準誤差		推定係数	標準誤差	推定係数	標準誤差
世帯主年齢階級ダミー1 (30台=1)	0.016	0.017	ボーナス受領確率	2.165	1.470	13.815	5.845**
世帯主年齢階級ダミー2 (40台=1)	-0.047	0.019***	世帯主年齢階級ダミー1 (30台=1)	-1.069	0.806	-1.082	0.909
世帯主年齢階級ダミー3 (50台=1)	-0.095	0.021***	世帯主年齢階級ダミー2 (40台=1)	-5.915	0.829***	-5.330	0.967***
世帯主年齢階級ダミー4 (60台=1)	-0.247	0.029***	世帯主年齢階級ダミー3 (50台=1)	-10.141	0.858***	-9.812	1.046***
世帯主年齢階級ダミー5 (70台=1)	-0.341	0.040***	世帯主年齢階級ダミー4 (60台=1)	-8.371	0.977***	-7.149	1.519***
老後の暮らしダミー (心配あり=1)	-0.019	0.007***	世帯主年齢階級ダミー5 (70台=1)	-9.311	1.357***	-4.854	2.722*
住居ダミー1 (相続・贈与持家=1)	-0.004	0.008	老後の暮らしダミー (心配あり=1)	-1.925	0.347***	-1.647	0.416***
住居ダミー2 (非持家同居=1)	-0.001	0.014	住居ダミー1 (相続・贈与持家=1)	-3.882	0.436***	-4.989	0.559***
住居ダミー3 (非持家民間賃貸=1)	-0.012	0.010	住居ダミー2 (非持家同居=1)	-5.018	0.670***	-5.760	0.788***
住居ダミー4 (非持家公営賃貸=1)	-0.042	0.016***	住居ダミー3 (非持家民間賃貸=1)	-6.292	0.490***	-7.528	0.590***
住居ダミー5 (非持家官舎社宅=1)	0.092	0.011***	住居ダミー4 (非持家公営賃貸=1)	-5.304	0.713***	-5.885	0.844***
住居ダミー6 (非持家間借他=1)	-0.090	0.042**	住居ダミー5 (非持家官舎社宅=1)	-4.146	0.661***	-5.448	0.733***
借入金ダミー (あり=1)	-0.001	0.006	住居ダミー6 (非持家間借他=1)	-5.457	1.700***	-6.210	2.252***
元本保証重視ダミー (重視=1)	0.006	0.007	借入金ダミー (あり=1)	4.283	0.323***	4.339	0.389***
目標貯蓄額・年取比 年取(過去1年, 対数値)	-0.003	0.001***	元本保証重視ダミー (重視=1)	0.447	0.331	0.439	0.390
貯蓄残高(対数値)	0.009	0.003***	目標貯蓄額・年取比	0.042	0.041	0.087	0.055
世帯人数	0.049	0.013***	年取(過去1年, 対数値)	12.877	0.424***	10.577	0.604***
世帯人数の2乗	-0.005	0.002***	貯蓄残高(対数値)	1.018	0.173***	1.134	0.213***
共働きダミー (共働き=1)	0.005	0.006	世帯人数	-3.664	0.664***	-3.466	0.844***
職業ダミー1 (自営商工サービス=1)	-0.086	0.018***	世帯人数の2乗	0.198	0.082**	0.160	0.105
職業ダミー2 (事務系職員=1)	0.215	0.007***	共働きダミー (共働き=1)	0.794	0.303***	0.520	0.355
職業ダミー3 (労務系職員=1)	0.172	0.008***	勤労者ダミー(勤労者=1)	-0.487	0.545		
職業ダミー4 (管理職=1)	0.168	0.008***					
職業ダミー5 (自由業=1)	-0.025	0.021					
職業ダミー6 (その他=1)	0.118	0.008***					
標本のボーナス 受領比率	0.790						
モデル予測のボーナス 受領比率	0.854	(at x-bar)					
LR chi2(37)	4857.00						
擬似決定係数	0.273		修正決定係数	0.141		0.136	
対数尤度	-6459.06		Root MSE	18.861		17.95	
標本数	17306		標本数	17306		11100	

注) \*\*\*, \*\*, \*は推定係数がそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で統計学的に有意であることを意味する。紙面の関係上省略してあるが, 推定モデルは全て, 切片と時点ダミーを含んでいる。

われている。つまりボーナスの受け取りが家計貯蓄率を有意に引き上げているとは結論付けられない。一方, 勤労者世帯の結果を見ると, ボ

ーナスの係数は表2に比べるとかなり大きい。文字通り受け取れば, ボーナス制度の存在によって, 勤労者世帯の貯蓄率は14%程度も引き

表 4. 貯蓄率が正の標本に基づく推定結果

被説明変数：貯蓄率	(1) 最小2乗法				(2) プロビットに基づく2段階法			
	全世帯		勤労者世帯		全世帯		勤労者世帯	
	推定係数	標準誤差	推定係数	標準誤差	推定係数	標準誤差	推定係数	標準誤差
ボーナス受領ダミー(1) /受領確率(2)	-0.180	0.287	0.289	0.480	-1.989	1.033*	0.499	4.214
世帯主年齢階級ダミー-1 (30台=1)	-1.198	0.559**	-1.109	0.640*	-1.191	0.559**	-1.105	0.640*
世帯主年齢階級ダミー-2 (40台=1)	-3.952	0.575***	-3.782	0.664***	-4.042	0.577***	-3.769	0.681***
世帯主年齢階級ダミー-3 (50台=1)	-6.750	0.590***	-6.926	0.682***	-6.933	0.598***	-6.903	0.738***
世帯主年齢階級ダミー-4 (60台=1)	-6.367	0.641***	-7.020	0.786***	-6.786	0.681***	-6.994	1.067***
世帯主年齢階級ダミー-5 (70台=1)	-8.316	0.888***	-7.697	1.602***	-8.919	0.947***	-7.681	1.887***
老後の暮らしダミー (心配あり=1)	-1.302	0.239***	-1.175	0.288***	-1.325	0.240***	-1.171	0.290***
住居ダミー-1 (相続・贈与持家=1)	-2.341	0.310***	-3.040	0.402***	-2.372	0.310***	-3.039	0.402***
住居ダミー-2 (非持家同居=1)	-4.192	0.475***	-4.462	0.563***	-4.198	0.475***	-4.464	0.563***
住居ダミー-3 (非持家民間賃貸=1)	-5.374	0.345***	-5.869	0.419***	-5.399	0.345***	-5.871	0.419***
住居ダミー-4 (非持家公営賃貸=1)	-5.049	0.508***	-5.511	0.598***	-5.106	0.509***	-5.515	0.610***
住居ダミー-5 (非持家官舎宅宅=1)	-3.716	0.453***	-4.172	0.489***	-3.622	0.456***	-4.183	0.514***
住居ダミー-6 (非持家間借他=1)	-4.668	1.194***	-4.312	1.613***	-4.779	1.196***	-4.289	1.622***
借入金ダミー (あり=1)	6.289	0.228***	5.956	0.278***	6.285	0.228***	5.956	0.278***
元本保証重視ダミー (重視=1)	0.281	0.230	0.487	0.273*	0.289	0.230	0.486	0.274*
目標貯蓄額・年取比	0.239	0.029***	0.237	0.039***	0.231	0.030***	0.238	0.040***
年取(過去1年, 対数値)	6.835	0.294***	5.523	0.387***	6.960	0.301***	5.517	0.430***
貯蓄残高(対数値)	1.580	0.122***	1.639	0.150***	1.594	0.122***	1.639	0.152***
世帯人数	-3.731	0.465***	-4.049	0.584***	-3.653	0.467***	-4.054	0.600***
世帯人数の2乗	0.263	0.057***	0.300	0.073***	0.254	0.058***	0.300	0.075***
共働きダミー (共働き=1)	0.530	0.211**	0.285	0.250	0.502	0.211**	0.287	0.250
勤労者ダミー (勤労者=1)	-0.345	0.237			0.194	0.379		
修正決定係数	0.199		0.191		0.197		0.1905	
Root MSE	12.228		11.798		12.227		11.798	
標本数	13938		9670		14938		9670	

注) \*\*\*, \*\*, \*は推定係数がそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計学的に有意であることを意味する。

2段階推計用のプロビット・モデルによる推定結果については、表3のそれとほとんど同じなので、割愛した。また、紙幅の関係上省略してあるが、推定モデルは全て、切片と時点ダミーを含んでいる。

上げられ、かなり大きな効果を持つという結論になる。

### 3.5 逆因果の可能性

上記の結果に基づけば、ボーナス制度の存在は、少なくとも勤労者世帯については家計貯蓄率を押し上げる効果をもったということになる。次に、この結果の頑健性を確認するために、流動性制約の存在が与える影響を検証する意味で、貯蓄率が正の標本(少なくともそうした世帯で

は、流動性制約によって消費が抑制されている可能性はないと考えた)に限定して回帰(A)、(B)を試みた。

本研究で利用するサンプルの14%弱は貯蓄率がゼロないしマイナスとなっているが、それらを除いても総標本数は16,000近い。もし流動性制約に関係なくボーナスが貯蓄率を押し上げているなら、貯蓄率がプラスの世帯に限定しても当然にボーナス変数の係数は有意に正が期待できる。しかし表4の推定結果によれば、ポ

ーナスの係数は、最小2乗法では有意性を失い、2段階推定の場合には全世帯ではマイナス、勤労者世帯に限っても有意でなくなっている。つまり、全体のサンプルの9割近くが残っているにもかかわらず、ボーナスの貯蓄押し上げ効果は検出されなくなった。

しかし貯蓄率がゼロないしマイナスでも一定額の流動資産を保有している世帯では流動性制約の問題は生じないと考えられる。ところが、サンプル除外の基準を「貯蓄率 $\leq 0$  & 流動資産 $\leq x$ 」という形に変更した場合、 $x$ をかなり高水準にしない限り、回帰結果は表2ないし表3に近づく。したがって、こうした結果がもたらされたのは、流動資産の有無ではなく、貯蓄率がプラスかマイナスによることになる。

そこでボーナスを受け取っているかどうかで2つのグループに分けて、貯蓄率がプラスかマイナスかを確認したところ、推定に用いたサンプルでは、貯蓄率がゼロないしマイナスである割合は、ボーナスを受け取った世帯では12%、受け取っていない世帯では20%となることがわかった。つまり、ボーナスを受け取っていない世帯で、貯蓄率がゼロないしマイナスと回答している世帯が不均等に多い。この事実と「貯蓄率がプラスのサンプルではボーナスの貯蓄率押し上げ効果は見られない」という事実を併せると、ボーナスの受けとりは貯蓄率の符号(2択)を決める形で貯蓄と関係しており、貯蓄率を線形に引き上げるわけではないということになる。

では、貯蓄率の符号とボーナスの受けとりの関係は、「ボーナス制度の存在が世帯貯蓄を有意に引き上げる」という仮説を支持するだろうか。ここでの材料だけで結論は下せないが、ボーナスの受けとりの有無が貯蓄率の符号を決める、あるいはボーナスの受けとりが原因で貯蓄率の符号が結果であると考えた理由は簡単ではない。もし貯蓄率がプラスの場合のサンプルに限定した場合でもボーナス受領と貯蓄率に正相関が見出しているのならまだしも、そうでない下で、ボーナスを受けとってない世帯の貯蓄率だけがマイナスになるとは考え難いからである。この場合、むしろ、貯蓄をしない(ないし取り崩

すと回答する)タイプの世帯が、ボーナスのない職種を選択しているという可能性があろう。あるいは貯蓄率の符号と職種の選択の両方に作用する第3の変数があるかもしれない。そうした場合には、ボーナス変数にかかる正の係数は見せかけの相関に過ぎないことになる。マイクロ・データを用いてボーナス仮説の決着を図るには、そうした点への一層の詰めが欠かせない。

#### 4. 終わりに

本論文では、金融広報中央委員会が毎年行っている「家計の金融資産に関する世論調査」の個票を活用し、90年代以降のマイクロ・データ(横断面)に基づいて「ボーナス制度の存在が世帯貯蓄率を有意に引き上げる」という仮説の検証を試みた。実証分析の結果わかった事実は以下の通りである。

- ① マイクロデータを見る限り、ボーナス受領世帯の平均貯蓄率は、ボーナス非受領世帯より高い。
- ② 貯蓄率に影響するとみられる複数要因をコントロールした上で、貯蓄率をボーナス受領ダミーに単純回帰すると、先行研究と整合的なプラスの係数、つまりボーナスを受け取った世帯ほど、貯蓄率が高いという結果になる。この結果は、ボーナスの受け取りと貯蓄率の同時性に一定の配慮をしても変わらず確認できる。
- ③ ②までの結果は、ボーナスを受け取っていない世帯の中で、貯蓄率がゼロないしマイナスの世帯が不均等に多いという事実に基づいている。

上記の結果からボーナス仮説をどう評価するかは、③で指摘した現象がボーナスの受けとりから貯蓄行動への因果の存在により生じていると考えるか、それとも逆方向の因果ないし両者に作用する第3の要因があると考えたかに依存することになる。本稿で示すことができた材料だけでこの判断を下すことは難しいが、少なくともボーナス仮説の検証は、多くの先行研究が試みているようなマクロ時系列分析などだけでは難しいということがわかった<sup>19)</sup>。

今後は、より精緻に設計されたパネル調査(ないし1回限りの調査の場合、平年度についても聞かす等の工夫を凝らした調査)に基づくマイクロデータでの検証が求められよう。ボーナスのある職業に就く人間とボーナスのない職業に就く人間では本来属性が異なっており、その属性の違いが貯蓄率の違いを生み出している可能性を考えると、ボーナス仮説(制度の存在が貯蓄率を押し上げるか否か)の厳密な検証は横断面データでは行い得ず、同一世帯を複数時点繰り返し観察したパネルデータが必要になる。さらに、ボーナス仮説のより精緻な研究のためには、同一世帯が、ボーナスを受ける環境と受けない環境の両方を体験する標本が不可欠となる。こうしたデータによって、これまで議論が重ねられてきた日本のかつての高い貯蓄率について、知見が深まるとともに、最近低下してきている家計貯蓄率の背景についても、洞察を得ることができるようになることが期待される。

(一橋大学経済研究所・  
内閣府政策統括官付企画官)

## 注

\* 本稿の作成に不可欠なサーベイ・データのご提供を頂いた金融広報中央委員会(事務局：日本銀行情報サービス局内)及び数多くの貴重なコメントをいただいた内閣府経済社会総合研究所でのセミナー及び一橋大学経済研究所定例研究会の参加者に感謝したい。本稿で示される見解は著者の属するいかなる機関のものでもない。残った誤りは著者の責任である。

1) 今日ではむしろ、90年代後半以後の家計貯蓄率の急速な低下傾向が新たな関心事項として取り上げられている(内閣府(2003)、古賀(2004))。

2) この質問で「貯蓄」に含まれるのは、預貯金、郵便貯金、金銭信託・貸付信託、生命保険・簡易保険、損害保険、個人年金保険、債券、株式、投資信託、財形貯蓄、その他の金融商品(抵当証券、金貯蓄口座など)である。

3) (広義の)貯蓄率は、当該金額表の項目に基づき、「年間手取り収入(税引後)+貯蓄金取崩し額+新規借入金額+土地住宅売却金額-年間貯蓄額(狭義)-年間借入金返済額-土地住宅購入費用」として定義される消費支出を、年間手取り収入(税引後)から控除し、その値を年間手取り収入(税引き後)で割ることにより定義した。簡単な計算により、講義の貯蓄は(年間貯蓄額(狭義)+年間借入金返済額+土地住宅購入費用)から(貯蓄取崩し額+新規借入金額+土地住宅売却金額)を引いたものとなる。土地住宅の取引がない場合には、

広義の貯蓄率は(年間貯蓄額(狭義)+年間借入金返済額-貯蓄取崩し額-新規借入金額)/年間手取り収入(税引き後)となる。年間手取り収入には、就業を伴う収入、年金、不動産賃貸収入、利息収入などを含む。

4) ⑥で除外したのは、「借入金なし」と回答しつつプラスの借入金残高を答えた世帯、及び「借入金あり」の回答で借入金残高をゼロと答えた世帯などである。

5) 残念ながら、このデータセットの中には、勤め先の企業規模やボーナス制度の有無といった情報はない。このため、ボーナスの受け取り額がゼロであっても、それがそもそも勤め先にボーナス制度がないからなのか、たまたま企業が業績不振でその年だけボーナスを支給しなかったのかなどの区別はできない。

6) 設問が10歳刻みの項目択一形式であるため、正確な年齢は特定できない。

7) ここでは、Horiokaらが別途指摘している貯蓄率計測上の問題(貯蓄率データの定義の違い)については除いている。

8) 人口構成が若かったことが日本の高い貯蓄率の要因とするならば、高齢化の進展が近年の貯蓄率の低下を説明するという主張につながる。この文脈に沿う近年の議論として、古賀(2004)を参照。

9) 老後の暮らしが心配と答えた中には、何らかの理由で現在十分貯蓄をすることができないという世帯も含まれる可能性がある。この場合「心配あり」を1とするダミー変数は貯蓄率をむしろ押し下げる要因となりうる。

10) 借入金ダミーの係数は、住宅ローン返済等の負債削減の必要性が強制的に貯蓄率を高めるという契約貯蓄仮説の検証ともみなし得る。

11) すでに小宮(1963)は臨時収入と貯蓄のデータを示した上で、「臨時収入(ボーナス)がつねにそっくりそのまま全額貯蓄されることを意味するのではない。(中略)ボーナスは、かなりの程度に勤労者の予想する年間総所得の固定的な構成要素となっている」と述べ、「日本の勤労者の方が年々の所得の変動はアメリカはじめ諸外国の勤労者よりも少ないであろう。したがって、日本の勤労者世帯の貯蓄率が高いのは、フリードマンの意味での「一時的所得」の比率が多いためであるとは必ずしも言えない」と結論付けている。

12) 篠原(1981)も、ボーナスが一般に予想しない所得ではないことを認めており、モディリアーニやフェルドシュタインといった海外の研究者に、予想される所得(ボーナス)によって貯蓄率が高くなることは説明できないと指摘されたこと述べている。さらに「私はラショナルリティの仮定はすでに放棄している」とし、「ラショナルでない消費者を想定した上で、ボーナス比率の上昇はたとえボーナスの受領が100%期待されているときでも貯蓄率を引き上げるだろうと主張したい。ちょうど、退職金を受け取った人が退職金の受取日、受取額を100%予想できたとしても、退職金からは高い貯蓄率を示すのと全く同じである。したがって、私の考え方は合理的期待形成を前提としない形の“lump-sum payment hypothesis”(一括払い仮説)と名づけることが適当かもしれない」と述べている。

13) 但し、マッケンジー自身が明示的に予備的貯蓄の議論を展開しているわけではない。また、流動性

制約についても、ボーナス所得と非ボーナス所得の貯蓄への影響が異なり得る理由として挙げており、ボーナスの存在が貯蓄率を高める要因となる理由として論じているわけではない。

14) 勤労者に含まれるのは、事務系職員、労務系職員、管理職であり、勤労者に含まれないのは、農林漁業者、自営商工サービス業種、自由業、その他である。

15) この操作により本稿の結論が質的に変化することはないが、この操作を行わないと、推定パラメータにより極端な値が現れる場合(ボーナス・ダミーの係数が2桁に及ぶ場合)があった。

16) 世帯貯蓄率が2.1%上がるのはボーナスを受領している個別世帯についての結果である。受領率が約8割なので、マクロレベルの貯蓄率は概算で1.6%程度高まることになる。

17) 同様の内生性の問題は、コントロール変数である年取(対数値)にも生じる可能性もある。

18) すでに説明したように、ボーナスの受け取りの有無に大きな影響を与える勤め先の企業規模や従業員の地位(正規労働者か、パートか)といった情報は、残念ながら得られない。

19) 本研究で検証した対象時間は90年代に限定されている。一方、「ボーナス仮説」に関する議論が盛んに行われたのは高度成長期や80年代半ば頃までの安定成長期で、その間に家計の貯蓄行動やボーナスに対する家計の認識も大きく変化している可能性がある。その意味で、本研究の結論はかつての日本で「ボーナス仮説」が成り立っていたかもしれない可能性を否定するものではない。

### 参考文献

- 金融広報中央委員会(旧貯蓄広報中央委員会)『家計の金融資産に関する世論調査(旧貯蓄と消費に関する世論調査)』、各年版。
- 金森久雄(1967)『日本経済をどうみるか：新しい経済学への道』日本経済新聞社。
- 香西泰(1981)「個人貯蓄とその他貯蓄との関係——その最近の傾向」『貯蓄時報』No. 127, pp. 22-33。
- 香西泰・萩野由太郎(1980)『日本経済展望』日本評論社。
- 古賀麻衣子(2004)「貯蓄率の長期的低下傾向をめぐると実証分析：ライフサイクル・恒常所得仮説に基づくアプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 04-J-12。
- 小宮隆太郎(1963)「個人貯蓄の供給」、小宮隆太郎編「戦後日本の経済成長：東京経済研究センター主催第1回コンファレンス議事録」第8章 岩波書店。
- 篠原三代平(1958)『消費函数』勁草書房。
- 篠原三代平(1973)「高度成長の諸要因」江見康一・塩野谷祐一編『日本経済論』有斐閣双書。
- 篠原三代平(1981)「貯蓄率のなぞ」『貯蓄時報』No. 127, pp. 2-12。
- 高山憲之、舟岡史雄、大竹文雄、有田富美子、上野大、久保克行(1990)「家計の貯蓄と就労等に関する経済分析」第1章(消費・貯蓄行動の要因分析)、『経済分析』第121号, pp. 7-39。
- 内閣府(2003)「高齢化・人口減少の下での経済成長の展望」、『平成15年度年次経済財政報告——改革なくして成長なしIII』、第3章2節。
- マッケンジー・コリン(1992)「貯蓄とボーナス制度との関係：再検討」、『フィナンシャル・レビュー』、第25号, pp. 1-18。
- 溝口敏行(1964)『消費関数の統計的分析』一橋大学経済研究叢書16。
- 溝口敏行(1973)『貯蓄の経済学——家計からの発言』勁草書房。
- 森口親司(1988)『日本経済論』、現代経済学選書1, pp. 82-92。創文社。
- 吉野直行(1984)「日本の貯蓄構造について——マル優の効果めぐって——」、『季刊現代経済』、pp. 55-69。
- Hayashi, Fumio (1986) “Why is Japan's Saving Rate So Apparently High?” in Fischer ed. *NBER Macroeconomics Annual 1986*, Vol. 1, pp. 147-210。
- Hayashi, Fumio (1997) *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, MIT Press。
- Horioka, Charles Yuji (1990) “Why is Japan's Household Saving Rate So High? A Literature Survey,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 4, Issue 1, pp. 49-92。
- Ishikawa, Tsuneo and Kazuo Ueda (1984) “The Bonus Payment System and Japanese Personal Savings,” in Aoki ed. *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, pp. 133-192。
- Mizoguchi, Toshiyuki (1970) *Personal Savings and Consumption in Postwar Japan*, Economic Research Series No. 12, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Kinokuniya。
- Sato, Kazuo (1987) “Saving and Investment,” in Yamamura and Yasuba ed. *The Political Economy of Japan Volume 1: The Domestic Transformation*, pp. 137-185。
- Shinohara, Miyoehei (1959) “The Structure of Saving and Consumption Function in Postwar Japan,” *Journal of Political Economy*, Vol. 67, No. 6, pp. 589-603。
- Shinohara, Miyoehei (1962) *Growth and Cycles in the Japanese Economy*, Economic Research Series No. 5, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Kinokuniya。
- Shinohara, Miyoehei (1970) *Structural Changes in Japan's Economic Development*, Economic Research Series No. 12, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Kinokuniya。
- Shinohara, Miyoehei (1982) “Japan's High Savings Ratio: Its Determinants and Behavior Patterns, with Some Comparisons with Asian NICs,” *Industrial Growth, Trade, and Dynamic Patterns in the Japanese Economy*, University of Tokyo Press。