

社会保障と老後のリスクと貯蓄[†]

大来 洋一

(政策研究大学院大学政策研究科教授)

エルビラ・クルマナリエバ

(政策研究大学院大学博士課程)

わが国の貯蓄率が国際的にみて高いという状態は高度成長期が終わった後もかなり長く続いていた。しかし、貯蓄率は、ライフサイクル仮説に従えば人口の高齢化によって低下していくはずであり、その決定要因として人口の年齢構成を重視したHorioka (1989) は、2012年に貯蓄率がマイナスになると予測していた。ところが、中川 (1999) が「90年代入り後も日本の家計貯蓄率はなぜ高いのか」と書くような事態、国民経済計算の旧系列(以下では68SNA)での貯蓄率が90年代に「高止まり」する事態が生じた。中川をはじめいくつかの研究において老後のリスクに対応する予備的貯蓄の増加が有力な説明要因として考えられている。

国民経済計算が93SNAという新系列¹⁾になり、2000年以降のデータが蓄積されてくると、状況はさらに変化した。図表-1にみられるように、旧系列における、1990年代の貯蓄率「高止まり」の傾向に対し、新系列(以下では93SNA)による貯蓄率はまったく異なった趨勢を示し、新系列1992、93年ごろの13%程度から最近では6%以下へと大きく下落している。日本の貯蓄率が国際的にみて高いということはいえなくなってきたのである。

本稿では、このように貯蓄率高止まり現象が新系列には存在しないにもかかわらず、家計の予備的貯蓄、特に老後の不安に関連するそれが、90年代以来最近までの家計の行動にやはり影響を与えていることを明らかにする。

1. SNA統計改訂の影響

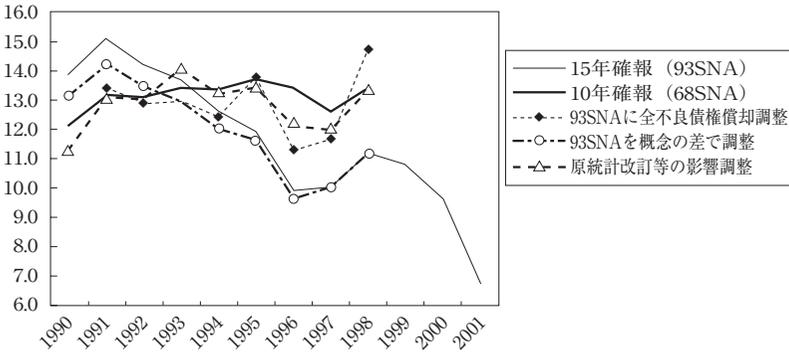
齊藤・白塚 (2003) は、上記の新旧の乖離は内閣府によると、「主として、93SNAでは不良債権償却が可処分所得から控除されていることによるとされている」とし、家計部門の不良債権償却は、新旧ベースの貯蓄率の乖離をいくらか説明し、民間金融機関全体の不良債権償却をそれに合わせたものは、新旧の乖離をほぼ全面的に説明するとした。

93SNAの導入にあたって、経済企画庁経済研究所(当時)が2000年11月に公表した「我が国の93SNAへの移行について(暫定版)」では、「68SNA上での金融機関の不良債権償却の取扱いは明確化されておらず、所得支出勘定の『その他の経常移転』の一つとして位置付けていたものを、「不良債権償却額をストックの調整勘定の『その他の資産量変動』の一項目として新たに表章したことに彼らは着目した。

これを根拠として彼らは、93SNAベースの家計の可処分所得に、家計の調整勘定における不良債権償却額とともに、民間金融機関の不良債権償却額を加算し(齊藤・白塚 2003の中の図4参照)、後者が新旧の乖離を大幅に縮小させることを見出した。彼らが四半期データを用いたのに対し、ここでは暦年で同じ調整を行ったものを図表-1に掲げた。図中で「93SNAに全不良債権償却調整」と凡例で示されているものがそれで、この調整で新が旧の系列に非常に近くなっている。

しかし、二村 (2005) によると、このような調

図表-1 68年基準と93年基準のSNAによる貯蓄率



整によってあたかも新旧の乖離が説明できたように見えるのは偶然であるという。その理由の詳細は大来 (2006) に譲り、いくつかある家計の所得や消費等に関する新旧概念の違いのうち、2点のみを掲げておく。

(1) 現物社会給付等の取り扱い：現物社会給付 (医療保険及び介護保険に係る社会保障基金からの給付)、教科書購入費等の移転の支出について、68SNAでは家計の可処分所得および消費の双方に含まれていたが、93SNAではいずれにも含めない²⁾。これにより、貯蓄額には影響はないが、可処分所得が減少、家計貯蓄率は68SNAベースに比べて高まる。

(2) 不良債権の償却の取り扱い：68SNAでは、貸出金償却の取り扱いが明確に規定されておらず、慣行上金融機関等による不良債権の償却を「その他の経常移転」とし、可処分所得に含まれるものとした。一方、93SNAでは、金融機関等による不良債権の償却を、従来のような経常取引・金融取引として捉えるのではなく、調整勘定の「その他の資産量変動」において捉え、可処分所得には含めない。この変更により、金融機関等の対家計の不良債権償却分だけ、家計の可処分所得および貯蓄が減少、家計貯蓄率は68SNAベースに比べて低くなる。

齊藤・白塚 (2003) は、上述のように金融機関の不良債権償却全体を加算するという調整を行っ

たが、民間金融機関の不良債権償却額は法人等への債権の償却も含むのに対して、家計貯蓄率の新旧の差に関係するのは、あくまでも家計向けの貸出金の償却分のみである。したがって、このような調整の結果として新旧の計数が近づくのは偶然によるものと二村 (2005) は結論している。

二村は家計貯蓄率乖離の要因は、①以上のような概念の変更の影響、加えて、②93SNAへの移行時における推計方法・基礎統計の改訂等の影響と、③93SNA移行後の基礎統計の改訂等の影響とがあるという。

そして彼は、平成15年確報 (93SNA) の家計貯蓄率を68SNA概念に転換する調整を行った結果 (図表-1 「93SNAを概念の差で調整」、68SNAとの乖離は依然として大きく、概念の違いは貯蓄率の乖離の主因ではないと結論づけている。

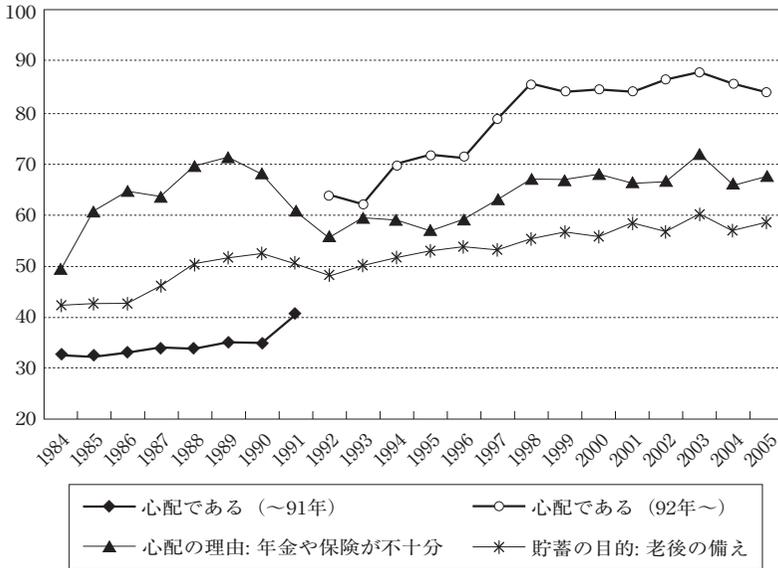
要因②と要因③について、一部大まかな試算を用いつつ、93SNAに調整を施すと新旧の乖離はかなりの程度縮小することがわかる。(図表-1 「原統計改訂等の影響調整」)

要するに概念の違いによる差はすべてを説明するには程遠く、推計方法の改善や、原データの改訂、追加による分が非常に大きい。

齊藤・白塚 (2003) のように、乖離の要因は主として不良債権償却の取り扱いという概念の差とすると、不良債権の償却が終わるにつれて、新旧の差が縮まり、旧ベースでの高止まり傾向の延長線への回帰が観察されるということも考えられる。しかし、不良債権償却が新旧貯蓄率の差に与える影響が必ずしも大きくないのであれば、新系列が示すように、日本の家計貯蓄率は国際的に見てもはや高くはないということになる。

かくして中川 (1999) の注目した90年代の家計貯蓄率の高止まり現象は新方式への移行によって一見したところでは存在しなかったことになって

図表-2 老後の不確実性についての意識（家計の金融資産に関する世論調査）



つかの先行研究がある。そのうち、マクロのデータと消費態度などの意識調査を使ったものとしては小川（1991）、中川（1998）、土居（2001）、竹田・大越（2002）などがある。それぞれ、所得の不確実性について、期待所得にどのような指標を使うか、その指標の分散を不確実性とするか、平均を不確実性とするかなどの違いがあるが、所得の不確実性と予備的貯蓄というテーマでは共通している。

しまった。にもかかわらず、中川の分析の内容はやはり重要である。中川は家計調査、貯蓄動向調査、貯蓄と消費に関する世論調査（貯蓄広報中央委員会）などのデータをもとに、90年代に入ってから、「①中高年の低所得者は雇用に対する不安（企業倒産、リストラ）、②若年層は年金に対する不安、③高齢者層は要介護となることへの不安から、貯蓄動機を高めている」とした。さらに、これら3つの不安、リスクは、80年代には、目立たなかったが、「90年代入り後、社会保障制度の充実、人口の高齢化といった貯蓄率を低下させる要因が強まる中であって、これらの新たな『リスク』が登場し、しかも、そのインパクトが予想以上に大きかったことが、当初は下落傾向をたどると思われていた90年代入り後の日本の家計貯蓄率を、緩やかながらも上昇トレンドに押し上げた」という。以下では、この緩やかな上昇トレンドの存在が国民経済計算の改訂によって覆されたにもかかわらず、中川のいう新たなリスクがやはり存在し、貯蓄率に影響を与える要因となっていたことを示す。

中川（1999）の取り上げた「リスク」と消費・貯蓄の関係については、所得の不確実性が予備的貯蓄を増大させるという同様の命題を扱ったいく

これらの分析はカールソン・パーキン（CP）の方法によって不確実性の変数を作成し、予備的貯蓄との関連の検証を行うが、この方法は実質所得成長率の予測値の世帯間分散を用いる。土居（2001）は、「将来における所得の増え方について、人々の予想が大きくばらつく」場合にこの分散は大きくなるが、将来における所得の増え方について人々の予想が一致して大きな変動ありとなっている場合、CP法による所得リスクの値は小さくなるにもかかわらず、実は所得リスクは高まっている、と指摘する。前者はばらつきの増大という形のリスク、後者は予測が一致してのリスク増大と要約できよう。すると、CP法で測った所得リスクは「前者のリスクを捉えることはできても、後者のリスクを捉えることができない」という。この指摘は重要であるので、後段ではCP法を用いない分析を試みる。

以上に対して、ミクロ的分析、すなわち、クロスセクション、パネル・データ、個票による分析にも重要な研究が存在する。

肥後・須合・金谷（2001）は「全国消費実態調査報告」（1994年、1999年）を用いて、「全世帯ベースの貯蓄率は、1984年から1994年までは上昇したが、その後1999年にかけてはほぼ横ばいに推移」

図表-3 各種公的年金の保険料の推移

	国民年金 保険料 (月額、円)	厚生年金 保険料率(%) (予算ベース)	国家公務員共済 保険料率(%) (同左)	地方公務員共済 保険料率(%) (同左)	私学共済 保険料率(%) (同左)
1986	7,100	12.4	15.3	13.8	10.2
1987	7,400	12.4	12.26	13.8	10.2
1988	7,700	12.4	12.26	13.8	10.2
1989	8,000	12.95	12.26	13.8	10.2
1990	8,400	14.5	15.2	17.6	11.8
1991	9,000	14.5	15.2	17.7	11.8
1992	9,700	14.5	15.2	17.7	11.8
1993	10,300	14.5	15.2	17.7	11.8
1994	10,950	14.5	15.2	17.7	11.8
1995	11,100	14.5	15.4	15.84	12.8
1996	12,300	16.5	17.44	15.84	12.8
1997	12,800	17.35	18.39	16.56	13.3
1998	13,300	17.35	18.39	16.56	13.3
1999	13,300	17.35	18.39	16.56	13.3
2000	13,300	17.35	18.39	16.56	13.3
2001	13,300	17.35	18.39	16.56	13.3
2002	13,300	17.35	18.39	16.56	13.3
2003	13,300	13.58	14.38	12.96	10.46
2004	13,300	13.58	14.38	12.96	10.46
2005	13,580	13.934	14.509	13.384	10.814

出所:「図説日本の財政」各年版から作成

していることを見出した。またミクロ的分析として勤労者以外の世帯で自営業の経営悪化などによる所得の減少、失業者増などにより、貯蓄率が低下していることに注目している。そして「生活意識に関するアンケート調査」の個票分析では、「将来の可処分所得に対する不確実性が高まると消費支出を削減する傾向が存在」し、「雇用や処遇に対する不安、将来の年金給付に対する不安・介護に関する不安、金融システムに対する不安」を持っている家計は消費支出を削減する傾向が高いことを見出した。このうち、年金給付に対する不安、介護に関する不安については、年金改革の実施、介護保険の導入といった政策努力は現時点では人々の不安の改善には十分寄与していない。

村田(2003)は「消費生活に関するパネル調査」を用いて、「景気見通しや公的年金制度に関して家計の抱く不安が貯蓄行動に及ぼす効果を検証」、「親と同居していない家計や親から経済的援助を受けていない世帯を対象とした場合、年金不安のある家計は、不安のない家計に比べ金融資産をより多く保有していることがわか」るなど、貯

蓄行動に影響があることを示している。

2. 老後の生活についての世論調査と年金制度の推移

図表-2は「家計の金融資産に関する世論調査(平成15年)」³⁾の主な結果を示したものである。あえて異なる質問項目の結果をひとつのグラフに集約している。

まず「心配である」という凡例が示されている系列(以下ではA)は、「老後の生活についての考え方」についての調査である。この間について

の回答の選択肢としては、「心配していない」⁴⁾と「心配である」(「多少心配」、「非常に心配」に分かれている)から回答するようになっている。この系列は1992年に質問方法が変更されたため連続した系列とはみなせないが、質問方法の変更の前後についてはそれぞれ上昇傾向がみられ、特に1997年と1998年には目立った上昇となっている。しかしその後は横這い気味に推移し、特に2004、2005年には若干の減少も見られている。

つぎに「老後の生活を心配する理由」を聞いた問に対する答(複数回答)についてみると、「年金や保険が不十分」という回答(以下ではB)が1989年から1992年にかけて減少したものの、その後「老後が心配」という回答と同様に緩やかな増加傾向をみせ、また2004年にはこれも若干の減少をみている。

最後に、貯蓄の目的を聞いた問に対する答(複数回答)として「老後の備え」とする回答(以下ではC)の割合も1990年代はおおむね上昇傾向にある。

以上から見て、これらの3種の問の回答は相互

図表-4 年金制度改正の経緯

1961	拠出制国民年金実施（「国民皆年金」の実現）
1962	地方公務員等共済組合法制定
1965	厚年法改正（1万円年金、厚生年金基金創設）
1966	国年法改正（夫婦1万円年金）
1969	厚年法・国年法改正〔2万円年金（国年は夫婦）〕
1973	厚年法・国年法改正〔5万円年金（厚年は現役平均賃金の6割を決定、国年は夫婦）、物価スライド導入〕
1980	厚年法改正（支給開始年齢引き上げは見送り）
1985	厚年法・国年法の抜本改正（全国民共通の基礎年金導入）
1989	国年法改正（3年4月から学生も強制加入に、国民年金基金創設）
1994	厚年法改正〔定額部分の支給開始年齢60→65歳へ引き上げ決定（実施は13年度～25年度にかけて）〕
1997	基礎年金番号の実施、JR・JT・NTTの3共済を厚生年金に統合
2000	厚年法改正〔報酬比例部分の支給開始年齢引き上げ決定（実施は25年度～37年度にかけて）、総報酬制の導入決定〕
2004	年金改革法成立（保険料水準の固定、マクロ経済スライドによる給付水準の調整、国庫負担割合を2分の1に引き上げ、在職高齢年金制度の見直し、第3号被保険者期間および離婚時の厚生年金の分割）

に整合的であり、いずれも老後の生活に対する不安、リスクの指標として用いることができるといえよう。そして系列Bと系列Cが1989年、ないしは1990年にかけて上昇しているのは、厚生、共済などの年金の保険料がこの両年の予算で引き上げられたこと（図表-3）に対応しているようにみえる。さらにA、B、C系列とも上昇している時期（1994年ごろから98年）は、この間に国民年金、厚生年金、各種共済年金の保険料率が引き上げられ（図表-3）、厚生年金ほかの定額部分の支給開始年齢が60歳から65歳へ将来的に引き上げられることが決まった（図表-4、1994年）時期である。一方、1999年以降、A系列、B系列とも横這い気味に推移しているのは、保険料率が据え置かれていたことに対応しているものであろう。厚生年金等において2003年度から、保険料に関して総報酬制が導入され（図表-4）、3.6カ月分以上の賞与がある保険料納付者にとって負担の増加となった。またこのような改正は保険料納付者にとって不透明な制度の変更と受け止められた可能性がある。そのためか、いずれの系列でも（特に系列B）2003年に上昇がみられたが、2004年の年金改革法が安心感を作り出したのか、2004年、2005年にはいずれの系列でも2003年より低い水準となった。

このように、年金制度の変更は、老後について

の不安（不確実性）を高め、その不安に対する具体的対処として貯蓄を増やしたい（「老後の備え」が貯蓄の目的）という意識に結びついている。ここまででみた制度の変更は、ほとんどが負担（保険料）に関するものであるが、給付のほうの変化も本来はアンケートの結果に影響を与えるはずである。しかし、負担のほうプラスの貯蓄の主力である世代にとっ

て目に見えて、財布に直結するのに対して、給付側については、支給開始年齢の引き上げは別として、ある時点で政府が示すものが将来時点での確たる生活水準として認識されにくい。したがって、負担率や負担に関する制度の変更が、貯蓄、あるいは老後の不安についての意識に強い影響を与えていると考えてよい。

以上の分析から、次の2点が指摘できる。第1は、負担率の変更を避けつつ、給付のほうで年金財政を維持可能なように調整していくことは、不安感を減少させる上で意味がある。2004年の年金改革法で確定給付型の制度を採用したことは、その意味で正しかったといえる。

第2は、それでも現在の不安感の水準はなお高い、ということである。従って、今後さらに改革を進める必要があり、そのためには、制度の透明性が必要である。透明性とは、年金保険料の引上げないしは増税が必要になるときは、そうした負担の増加と給付の増加の対応関係が明らかになっているということである。あるいは、現時点での負担増が将来の負担増を回避する手だてであるという対応関係が明確に示されていることである。このことは、保険料の支払者や納税者が、家計の貯蓄と社会保障基金の貯蓄とが代替関係にあると認識できるために必要なのである。

次に、上の観察から、「家計の金融資産に関する世論調査」の結果を不確実性の代理変数として用いることが可能であることがわかる。この場合、調査結果の分散（あるいは標準偏差）を用いると、土居（2001）の指摘した問題があるので、以下では回答の単純な集計値を、消費関数の説明変数のひとつとして用いる。

3. オイラー方程式からのモデルの計測

中川（1998）は、いわゆるC-CAPM（Consumption-based Capital Asset Pricing Model）を中心とする論文の中で、オイラー方程式に基づく消費関数を用いて不確実性の消費に与える影響を計測した。以下ではこの手法を応用する。

中川は、基本モデルを次のように導いている。以下、省略しつつ引用するので詳細は原典[Nakagawa and Oshima（2002）も参照]にあたられたい。

当期における資産の保有量と当期における非資産所得との合計が、当期の消費と次期の資産保有量の合計に等しいという予算制約式のもとでの、代表的消費者の効用の当期に利用可能な情報に基づく期待値極大化により、次のオイラー方程式を得る。

$$E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} (1+r_{t+1}) - 1 \right] = 0 \quad (1)$$

ここで、

β : 主観的割引率 c_t : t期における（1人当たりの）実質消費支出

y_t : t期における（1人当たりの）非資産所得

$u(c_t)$: 代表的消費者の効用関数

$E_t(\cdot)$: t期に利用可能な情報に基づく条件付き期待値

r_t : 資産の平均収益率（キャピタルゲインと配当からなるもの）。

さらに、代表的消費者の効用関数を相対的危険回避度（ γ ）を一定のタイプに特定化すると、

$$E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} (1+r_{t+1}) - 1 \right] = 0 \quad (2)$$

が得られる。ここで、

$$\xi_{t+1} \equiv \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} (1+r_{t+1}) - E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} (1+r_{t+1}) \right]$$

とし、これを（2）式に代入したものについてlogをとり、2次のオーダーまでテイラー展開を施し、さらに期待値をとると、

$$\begin{aligned} \log(\beta) - \gamma E_t \left[\log \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \right] + E_t [\log(1+r_{t+1})] \\ \cong E_t(\xi_{t+1}) - \frac{1}{2} E_t(\xi_{t+1}^2) \end{aligned} \quad (3)$$

が得られる。 $E_t(\xi_{t+1}^2) = \sigma_t^2$ とし、これ以外の期待値がとられている項について、期待値を現実値と誤差の和に直し、その誤差を集めたものを ε_{t+1} とすると

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) \cong \frac{1}{\gamma} \log(\beta) + \frac{1}{\gamma} \log(1+r_{t+1}) \\ + \frac{1}{2\gamma} \sigma_t^2 + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4)$$

となる。

中川は、（4）式に、①流動性制約を課し、② σ_t^2 を実質所得リスクであるとして、

$$\log(C_t/C_{t-1}) = a_1 + a_2 r_{t-1} + a_3 RISK_{t-1} + a_4 \log(y_t/y_{t-1}) + v_t \quad (5)$$

を標準型としている。ただしRISKは、実質所得リスク、 y_t は実質家計可処分所得である。

中川がいうように、「本来、異時点間に亘る消費選択は、オイラー方程式からもわかるように、理論的には実質金利のみで説明されるはずである」が、現実には流動性制約と実質所得リスク（不確実性要因）を説明変数に加える必要があるのである。

中川は実質所得に関するリスク変数としては、経済企画庁（当時）の「消費動向調査」の消費者意識調査のうち、「収入の増え方」、「物価の上

り方」に、カールソン・パーキン（CP）法を適用し、実質所得成長率の予想値の分散を求めた。しかし、上で紹介したように、CP法は、人々の予想のばらつきの増大という形のリスク増大を捉えることはできても予想が一致してのリスク増大は捉えることができないという土居（2001）の指摘がある。そこで、ここではCP法をとることなく、リスク指標として、前述した、「家計の金融資産に関する世論調査」の「貯蓄の目的」の問に対する答のうち「老後の備え」の割合を用いる。さらに、失業率とインフレ率を「収入の増え方」、「物価の上がり方」に対応するリスクの指標として採用する。これでリスク指標は3種類となる。

先行研究におけるリスク指標が主観的指標であるのに対して、失業率とインフレ率は客観的指標であり、貯蓄目的についてのアンケート結果は主観的指標であるが、上で見たように、公的年金の保険料など年金制度との密接な関係が認められるものである。

ここで変数の一覧と計測結果を示す。（以下でSNAの場合「実質」は固定基準年の系列）

C：実質家計消費（暦年、国民経済計算年報2000年版、05年版、06年版）、10億円

Y：実質家計可処分所得（同上、家計消費デフレーターで実質化）、10億円

R：実質金利（預金金利－消費者物価上昇率）、%を100で除した

RISK1：「家計の金融資産に関する世論調査」、「貯蓄の目的」中「老後の備え」の割合、%にせず

RISK2：完全失業率（労働力調査）、%にせず

RISK3：家計消費デフレーター上昇率（当期と前期の平均、出所はCと同じ）、%にせず

計測期間1964～2004年（暦年）、1980年以前は旧系列で延長推計

推計方法：2SLS。操作変数： R_{t-1} 、 $RISK1_{t-1}$ 、 $RISK2_{t-1}$ 、 $RISK3_{t-1}$ 、財・サービスの輸入デフレーター前年比上昇率、 $\log(X_t/X_{t-1})$ 、 $\log(G_t/G_{t-1})$ [Xは財・サービスの輸出、Gは実質公的固定資本

形成]

$$\log(C_t/C_{t-1}) = 0.0474 + 0.631 \log(Y_t/Y_{t-1}) - 0.136R_{t-1} - 0.071RISK1_{t-1} \\ (2.94^{***}) \quad (3.60^{***}) \quad (1.88^*) \quad (3.45^{***}) \\ - 0.081RISK2 - 0.218RISK3 \\ (0.34) \quad (2.37^{**})$$

Adjusted R² = 0.910 S.E. = 0.0043 DW比 = 1.95

()内はt値 ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意

3種類のリスク変数はいずれも符号はマイナスであり、不確実性が消費を抑制することが判明した。老後の不安の指標も、消費との関係が強いことが明確になった。（なお、RISK1の変数にだけ、ラグがつけてあるのは、原データのアンケート調査が夏前後の時期に実施されるため、その年の行動に影響を与えるというのは非現実的である、と考えたからである。）しかも、実質金利の係数は符号条件も正しく（マイナス）、有意にゼロから離れている。

4. 結語

共和分分析による長期的関係でみると、社会保障基金の貯蓄は家計の貯蓄と代替的であるものと思われる（大来 2006）。したがって、過去の長期の関係としては、社会保障の充実は貯蓄の減少、消費の増加につながるということになる。

しかし、これは社会保障に関する不安、裏をかえせば老後の生活に関する不安がないという条件が満たされている場合である。しかるに、肥後・須合・金谷（2001）や村田（2003）のミクロ・データなどによる研究では、景気見通しや公的年金制度に関して家計の抱く不安が貯蓄行動に影響を与えているという結果が得られている。オイラー方程式を流動性制約と老後のリスクなどリスク要因で拡大する本稿の分析でも、これらの先行研究の見出した関係をマクロのデータによって確認することができた。中川（1999）は1990年代における貯蓄率の高止まりに注目して、その背景に人々の不安があることを見出したが、国民経済計算の方式の変更によってこの高止まりが見られなくなったことは上で述べたとおりである。にもかかわ

らず、中川（1999）が見出したリスク、不安と貯蓄率のマクロでの関係はやはり存在する。

以上の観察から得られる政策的含意は次のようなものである。不安を高めたくないような社会保障基金の収支改善策は家計の貯蓄を減少させるため、デフレ的影響をそれほど心配する必要はない。年金の将来に関する不安に強く結びついているのは、年金の保険料の引き上げである。本来は、保険料の引き上げは、老後の生活に関する不確実性を減じて予備的貯蓄を減らす〔深谷（1977）のリスク・プール効果〕か、マクロでは貯蓄率に中立であるはずである。しかるに、出生率の予測のはずれなどによって、保険料の引き上げが度重なった結果、むしろ人々の意識においては老後生活に関する不確実性が増大する結果になったと思われる。その結果、保険料の引き上げは不安を高め貯蓄率に対してプラスに作用したものであろう。これに対して2004年の年金改革については、全般的な評価は小塩（2005）に譲るが、不安心理を回避する方向での改革であったという観点からも評価することができる。

† この論文は財団法人家計経済研究所の調査研究プロジェクト「消費行動の変化に関する研究」の成果の一部である。

注

- 1) 93SNAというのは、1993年に国連によって採択された方式であり、2001年からわが国の国民経済計算はこの方式で計算されることになった。
- 2) 教科書購入費等は相対的に少額。
- 3) 金融広報中央委員会（事務局 日本銀行情報サービス局）、「家計の金融資産に関する世論調査（平成15年及び平成17年）」の時系列データによる。項目は「4.生活の設計、老後の生活より、46.老後の生活についての考え方<問30>」（心配である、ない）、「48.老後の生活を心配する理由<問32>」によった。
<http://www.shiruporuto.jp/down/down.html>
- 4) 平成8年までは「全く心配していない」と「それほど心配していない」という選択肢の合計であったが、それ以降は、前者は回答がゼロないしは設問自体がなくなっている。

文献

大来洋一，2006，「社会保障と貯蓄率の関係——マクロ的実証分析」GRIPS Research Report Series 1-2006-

- 0005，政策研究大学院大学。
(<http://www3.grips.ac.jp/~pinc/>)
- 小川一夫，1991，「所得リスクと予備的貯蓄」『経済研究』42: 139-152.
- 小塩隆士，2005，『人口減少時代の社会保障改革』日本経済新聞社。
- 齊藤誠・白塚重典，2003，「予備的貯蓄と待ちのオプション——わが国のマクロ貯蓄データによる検証」『金融研究』2003年9月号。
- 竹田陽介・大越利之，2002，「日本における家計の予備的貯蓄——理論と実証」『季刊家計経済研究』55: 69-79.
- 土居丈朗，2001，「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」Discussion Paper Series 1，内閣府経済社会総合研究所。
- 中川忍，1998，「不確実性下の消費者行動——不確実性の理論とその定量化」Working Paper 98-6，日本銀行調査統計局。
- ，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』1999年4月号: 69-100.
- 肥後雅博・須合智広・金谷信，2001，「最近の家計貯蓄率とその変動要因について——総務庁「全国消費実態調査報告」（1999年）・日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」（第11回・2000年9月の分析から）」日本銀行 Working Paper Series 01-4.
- 深谷昌弘，1977，「社会保障と個人貯蓄率」『季刊社会保障研究』13 (2).
- 二村秀彦，2005，「家計貯蓄率について（整理メモ）」（内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部企画調査課）。
- 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』22 (3): 23-58.
- Horioka, Charles Yuji, 1989, "Why Is Japan's Private Saving Rate So High?" in R. Sato and T. Negishi, eds., *Developments in Japanese Economics*, Tokyo: Academic Press, 145-178.
- Nakagawa, S. and K. Oshima, 2000, "Does a Decrease in the Real Interest Rate Actually Stimulate Personal Consumption?: An Empirical Study," Bank of Japan Working Paper Series, *Working Paper* 00-2.

おおきた・よういち 政策研究大学院大学政策研究科教授。主な著書に『世界経済読本 第7版』（東洋経済新報社，2002，共著）。マクロ経済学・日本経済論専攻。
(okita-yo@grips.ac.jp)
エルビラ・クルマナリエバ 政策研究大学院大学博士課程。