

第5章：引退前後の高齢者世帯の貯蓄動向変化 —就業形態と純金融資産の影響—¹

臼杵 政治²，北村 智紀³，中嶋 邦夫⁴

2016/12/29

<要約>

本稿は厚生労働省の『中高年者縦断調査』を利用して、高齢者家計の貯蓄動向について分析した。2005年時点で正規雇用の既婚家計を対象に、夫の就業状態の変化による純金融資産と純貯蓄との関係、親族介護の有無、6大疾病の診断、1年以内の退職経験、年金の受給、配偶者の収入の有無と純貯蓄との関連性を分析した。分析の結果、夫が引き続き正規雇用の家計では、純金融資産の水準によらず一定額の純貯蓄があったが、夫が無業になると貯蓄を取崩しており、ライフサイクル・モデルと整合的な結果であった。1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果、年金受給と配偶者の収入は純貯蓄を引き上げる効果があった。親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えていなかった。

キーワード：高齢者家計、退職、貯蓄、パネルデータ

JELコード：D14、J26

¹本稿作成にあたり、内藤久裕先生、小林徹先生、山本陽子先生、福田節也先生、山根承子先生、中井教雄先生、及び日本経済学会2016年秋季大会と日本金融学会2016年度秋季大会の参加者より貴重なコメントを頂いた。深く感謝したい。本研究は厚生労働科学研究費補助金より財政支援、厚生労働省よりデータの提供を受けている。深く感謝したい。

²名古屋市立大学大学院経済学研究科

³ニッセイ基礎研究所 金融研究部

⁴ニッセイ基礎研究所 保険研究部

1. 高齢世帯の貯蓄動向

1.1. はじめに

少子高齢化が進行する日本において、引退前後の高齢世帯の貯蓄・消費の動向は経済政策上の重要な課題となっている。かつての「貯蓄好きな日本人」は、引退後も貯蓄し続けており、それが貯蓄投資バランスにおける貯蓄余剰、ひいては経常収支の黒字の要因として指摘されていた。しかし、ライフサイクル・モデル仮説に従えば、退職し収入がなくなれば貯蓄額がマイナスになるはずである。さらに、配偶者あるいは親の介護のための出費や病気等による支出がある場合には、貯蓄の取り崩し額は大きくなるはずである。近年、無年金・低年金の中高年世帯において、「老老介護」などが生活困窮を招く可能性は「老後破産」としてメディアに取り上げられている。しかし、これは特定の状況を想定した場合の生活困窮の例である。平均的な高齢世帯における引退前後の高齢世帯の貯蓄の動向を分析することは、今後の高齢者世帯への支援や年金制度のあり方といった社会・経済政策や、現役世代に対する老後準備の促進等の課題に対応するために重要と言える。そこで本稿では、厚生労働省が2005年から実施している『中高年者縦断調査』の個票データをもとに、引退前後の中高年世帯の貯蓄動向について、雇用形態の変化、介護を要する近親者の存在、6大疾病の診断、過去1年の退職経験、年金の受給、配偶者の就業状況の与える影響について考察する。

1.2. 先行研究と本稿の貢献

高齢者の貯蓄に関する研究には多くの蓄積がある。海外においては、高齢者の貯蓄は不足しているとする研究と、高齢者は十分な貯蓄をしているとする研究とがあり、結論は分かれている。貯蓄は不足しているとする文献として、Moore and Mitchell (1997)は米国のHealth and Retirement Surveyを利用し、1931年から1941年生まれの者に対して、退職時に必要な貯蓄額と、それを達成するための貯蓄率を推計した。その結果、必要な貯蓄率には個人間の格差が大きいが、現実のデータと比較すると、62歳の早期退職が前提では、貯蓄が不足していることを指摘している。Banks et al. (1998)は、英国のFamily Expenditure Surveyの1968年から1992年のデータを利用して、ライフサイクルモデルに沿った高齢者の消費動向について分析した。その結果、退職前後に消費は大きく減少することを指摘している。その原因については、完全には特定されていないが、貯蓄不足の可能性を指摘している。Skinner (2007)は、ライフサイクル・モデルに沿った退職準備の

ためのソフトウェア(ESPlanner)を利用して、退職までに必要な貯蓄額を分析した。その結果、多くの米国家計で必要な貯蓄が不足している可能性を指摘している。支出を削減するか、住居を売却することなどで不足分を補えるが、高齢になった際の医療費の増加で、支出は増加する可能性も指摘している。

一方、高齢者は十分な貯蓄を保有しているとする文献として、Kotlikoff et al. (1982)は、米国の Social Security Administration の Retirement History Survey の 1969 年、1871 年、1973 年のデータを利用して、高齢者が十分な貯蓄を保有しているか分析した。その結果、高齢者の多くが、Social security benefit の上昇と不動産価格の高まりを考慮すれば、ハイレベルな持続的な消費が可能なほどの十分な貯蓄を保有しているとしている。Engen et al (1999)は、ライフサイクル・モデルに沿った理論モデルを構築し、その分析結果と現実のデータとの比較を行った。その結果、多くの家計でモデルの最適解が示す以上の貯蓄を保有しており、ファイナンシャル・プランナー等が推奨する所得代替率は達成可能だとしている。Haveman et al. (2006)は、米国の New Beneficially Survey のデータを利用し、1982 年時点で 62-72 歳の高齢者を対象に貯蓄が十分にあるかを分析した。その結果、貯蓄不足の高齢者は約半数であること、また、新規の退職者で貧困レベルに達する者は 5%程度であり、問題性は少ないと指摘している。

日本においても高齢世帯の貯蓄動向は、1980 年代から学術上の重要テーマとなってきた。例えば、ホリオカ他 (1996)では、郵政研究所『金融資産選択調査』による約 300 世帯の個票データから、退職後高齢者は(実物資産を含めて)貯蓄を年 2.76%取り崩していると推計している。Horioka (2010)は 95 年以降の家計調査から、無職高齢世帯の貯蓄率がマイナスであるだけでなく、働いていても貯蓄を取り崩していることがあるとした。また、消費は主に所得(年金)水準の低下により時系列的にも低下していると指摘した。さらに最近では中澤他 (2015)が 2009 年の『全国消費実態調査』の個票データから、就業世帯で 1.55 万円の貯蓄、非就業世帯で 1.44 万円の取り崩し、平均で 0.91 万円の取り崩しがあるとしている。これら一連の研究結果では、ライフサイクル仮説と整合的に、所得の低い引退後は(純)貯蓄を取り崩している。しかし、中澤他 (2015)の世帯あたり取り崩し額は Horioka (2010)の 4.94 万円の 30%にとどまる。これに対して、大野他 (2013)は「全国消費実態調査」「家計調査」「国民生活基礎調査」の個票データを比較しながら、低所得者層を除く 65 歳以上でも純貯蓄(正の所得消費差額)が存在するとしている。中澤他 (2015)によれば、これら先行研究の違いの要因は、①世帯の属性が異なる、②調査票が家計簿方

式を取っている場合に収入・支出額が過小評価されている、③調査対象月の状況に左右されるなどがあると指摘している。①については、世帯主が有業か無業（引退後）かの他、特に重要であるのは、同居および別居の子供の有無とその数である。例えば、Hayashi et al. (1988)や大竹 (1991)は、同居の子供の数が多いほど貯蓄をする(取り崩しスピードが低下する)傾向にあり、それが遺産動機を反映している可能性があるとしている。また年金受給については、「農業経営統計調査」の個票データを活用した Hamaaki (2013)では、年金の限界消費性向は支給開始年及び翌年に高く(貯蓄性向が低く)なり、消費が2.8~6.1%増加するものの、その後は貯蓄性向が高くなるとしている⁵。

これらの先行研究を踏まえて、本稿では引退前後の高齢世帯の貯蓄動向を分析した。その特徴として、大規模調査である『中高年者縦断調査』の2005年以降の6年分のパネルデータを利用して、固定効果モデルにより時間経過的に変化しない観測できない個人の異質性の影響をコントロールしながら、①世帯主だけでなく配偶者の就業状態の変化により貯蓄行動がどのように変化するかをより厳密に推計したこと、②純金融資産の大小の他に、同居親族への介護状況、6大疾病の診断の有無、1年以内の退職経験の影響、年金受給の有無の影響について分析を行ったこと、が本稿の貢献である。

本稿の結論を先に述べると、正規雇用者は純金融資産に依存せず、一定額の純貯蓄があった。一方、引退後(無業)では、平均的に見れば、貯蓄の取り崩しが確認され、ライフサイクル・モデルの予測と整合的な結果が得られた。無業の家計は、年金を受給して配偶者が働いていない場合に、純金融資産が十分にあれば貯蓄を取り崩していたが、取崩額は多くないものであった。また、年金を受給して配偶者が働いている場合では、純金融資産に関係なく貯蓄の積み増しが確認された。これらの傾向は、将来の生活水準の低下への不安に備える行動だと解釈することも可能である。1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果が確認された。一方、親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えてなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節はリサーチデザイン、第3節は分析結果、第4節は結論と課題である。

2. リサーチデザイン

⁵ 一時的な消費の増加の理由が年金支給額を低く見積もっていた点にあるのなら、受給(予測値の改定)以降、増加は継続するはずである。一時的な支出増加は流動性制約が緩和されたことの反映と考えられる、としている。

2.1. データ

本稿のデータは、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用した⁶。本稿の分析対象は、同調査に対して2005年から2010年まで継続している回答者25,157人のうち、2005年時点で正規雇用であった6,096人の既婚者の男性サンプルに限定した。この理由は、分析対象の世代では、男性が働き、女性が専業主婦(あるいは配偶者控除の範囲で働く)という家計が多いからである⁷。データのスクリーニング上では男性のサンプルに限定しているが、既婚者家計(世帯単位)の分析を意図している。表1のパネルAは年齢別のサンプル数の推移、パネルBは雇用形態別のサンプル数の推移である。サンプルの年齢分布は2005年では50～59歳であり、2010年では55～64歳である。2005年では、サンプルを正規雇用に限定しているが、時間が経過すると共に、正規雇用から就業状態は変化し、無業のサンプル数が増加している。なお、無業には自発的失業(引退)と非自発的失業が含まれる。それぞれを区別して分析することも可能であるが、サンプル数が少ない年もあるため、プールして分析することにした。

[ここに表1を挿入]

2.2. 仮説と分析モデル

このサンプルに対して、本稿では以下の仮説を検証した。

仮説1：就業状態の違いの違いにより、純貯蓄の積み増し、取り崩しは異なる傾向がある。特に、正規雇用者が最も純貯蓄を積み増し、非正規・自営では純貯蓄を積み増しは減少する(あるいは取り崩しを行う)ことが予測される。また引退後は純貯蓄の取り崩しを行う。

仮説2：近親者の介護をしている場合、健康状態が悪い場合、1年以内の退職経験がある場合は、純貯蓄の取り崩しが増加する(積み増しが減少する)。年金を受給している場合、配偶者が働いている場合は、純貯蓄の取り崩しが抑制される(積み増しが増加する)。

⁶ 詳しくは厚生労働省(2016)を参照。同調査は「団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡して、その健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査し、行動の変化や事象間の関連性等を把握し、高齢者対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ること」を目的としている。

⁷ 2005年時点でサンプルを限定する前の本稿データでは、男性は正規で働く者が65.9%、非正規が8.5%、自営が19.7%であったのに対して、女性は正規で働く者が23.2%、非正規が49.0%、無業が32.8%であった。

近親者の介護をしている場合や健康状態が悪い場合は、労働時間の減少や収入の低下が考えられる。また介護費用が発生するため、他の支出を抑制するか、純貯蓄の取り崩しが予測される。1年以内の退職経験があると、退職金等による一時金収入により、一時的に流動性が高まり、貯蓄をする必要が低まったと認識され、純貯蓄が低下する可能性がある。退職時の旅行等の一時的な支出増による純貯蓄の低下も考えられる。あるいは、今後の生活への不安が大きければ純貯蓄の積み増しも考えられる。本稿では、どちらが現実に起こっているのか検証する。年金受給や配偶者収入により、退職後家計では純貯蓄取崩しの抑制が予測される。あるいは、今後の生活への不安が少ないのであれば、これらの収入は支出にまわり、純貯蓄への影響はないはずである。就業者家計では、年金受給や配偶者収入が支出にまわっているならば、純貯蓄への影響はないことが考えられる。あるいは、今後の生活への不安が大きければ、純貯蓄の積み増しも予測できる。どちらが現実に起こっているのか検証する。

ホリオカ他 (1996)では、純貯蓄(正味資産の増減額)と純金融資産(正味資産の残高)との関係について

$$NI = \beta_0 + \beta_1 \cdot NS + \varepsilon$$

を推計し分析している。ただし、NIは純貯蓄 (Net income)であり、純貯蓄 = 所得額 - 支出額として定義する。また、NSは純金融資産 (Net saving)であり、純金融資産 = 貯蓄額 - 借入額として定義する。 β_0 は、純金融資産に依存しない取崩額(貯蓄額)であり、 β_1 は純金融資産による限界的取崩率(貯蓄率)である。ライフサイクル・モデルに従えば、働いている者は貯蓄を積み増し、引退した者は貯蓄を取り崩して生活しているはずである⁸。

本稿では、上記の仮説1、2を検証するため、『中高年者縦断調査』パネルデータを利用し、ホリオカ他 (1996)を参考に、以下の固定効果モデルを推計する。

$$\begin{aligned}
 NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot NS_{it-1} + \sum_j [\beta_{2j} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) + \beta_{3j} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) \cdot NS_{it-1}] \\
 & + \sum_{k,j} [\beta_{4k} \cdot D_{ikt} + \beta_{5jk} \cdot D_{ikt} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) + \beta_{6jk} \cdot D_{ikt} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) \cdot NS_{it-1}] \\
 & + \beta_7 \cdot Z + \delta_i + \varepsilon_{it} \tag{1}
 \end{aligned}$$

⁸ ホリオカ他 (1996)では $\beta_0 = 0$ としている。

ただし、 i はサンプル、 t は時点を表す添字である。NIは純貯蓄であり、家計年収から年間支出を引いたものである。家計年収は、本人の年収と配偶者の年収を足したものである。公的年金収入と働いて得た収入等の年金以外の収入が含まれている。調査票は税引前・社会保険料控除前の収入であるが、一定の仮定をおいた計算方法により税引後・社会保険料控除後の収入を算出している。年間支出は10月の月間支出を12倍したものである⁹。NSは純金融資産であり、貯蓄額から借入額を引いたものである。(1)式では、1年前調査のNSを利用する。EMPは正規(Full)、非正規(Unreg)、自営(Self)、無業(Unemp)の各就業状態を表すダミー変数であり、 $j (= 1, \dots, 4)$ はこれら変数を表す添字である。非正規は、パート、派遣、嘱託が含まれる¹⁰。I(\cdot)は、インディケータ関数であり、以下の推計では正規がベースである。Dは以下の5つの変数（「各変数」とする）を表す各ダミー変数である。 $k (= 1, \dots, 5)$ はこれら変数を表す添字である。「親族介護」は同居・非同居に関わらず親族への介護状態を表すダミー変数、「6大疾病」は、糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、高脂血症、悪性新生物の何れかの診断があることを表すダミー変数、「退職経験」は過去1年以内に退職した経験(転職や同じ会社でも就業状態が変わった場合を含む)を表すダミー変数、「年金受給」は公的年金を受給していることを表すダミー変数、「配偶者収入」は、配偶者に働いて得る収入があることを表すダミー変数である。その他にコントロール変数 Z として、「扶養子供ありダミー」、「住居ダミー(持家、賃貸、社宅、その他)」、「年ダミー」を使用した。 β は回帰係数、 δ_i は固定効果、 ε_{it} は誤差項を表す¹¹。

純金融資産と純貯蓄の関係については、その決定が相互に依存するという内生性(同時決定性)を考慮する必要がある。例えば、就業に関して一定の能力があり比較的高い賃金を得ている人は、純貯蓄が大きく、純金融資産を多く蓄積することができる。内生性を考慮せず、純貯蓄と純金融資産の関係について推計を行った場合は、推計結果にバイアスが生じる可能性がある。内生性を考慮する推計方法として、クロスセクションデータを

⁹ ただし、正規の場合はその数値を1.25倍したボーナス込みの年収を分析に利用する。税引後・社会保険料控除後の年収は以下の仮定で算出する。所得控除を年収の30%、社会保険料は正規の場合では年収の15%、非正規は年30.9万円、無業は13.4万円とする。基礎控除、配偶者控除、扶養控除の合計で139万円とする(既婚で中学生と大学生が一人ずついると想定)。所得税率は実際の税率、住民税率は10%で現年課税する。配偶者は本人が正規の場合では税金と社会保険料はないと仮定する。それ以外では社会保険料13.4万円を控除する。この仮定では、配偶者の収入が多い場合に税金・社会保険料が少ない傾向があるが、本人が無業で配偶者の収入がない場合の分析が最も重要だと考えられるので、この仮定を採用した。

¹⁰ 仕事に関する質問への「仕事をしていない」という回答を無業とし、「仕事をしている」場合の選択肢のうち、「会社・団体等の役員」、「正規職員・従業員」を正規雇用、「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員・嘱託」の3つを非正規、「自営業主」「家族従業者」を自営業とした。

¹¹ NSに関して2次の項を入れて分析を行っても、以下の結果に大きな違いはなかった。

利用する場合には操作変数法が利用できる。また、パネルデータを利用する場合は、固定効果モデルの利用が考えられる。固定効果モデルでは、時間経過によって変化しない個人間の異質性を固定効果 δ_i で捉えようとするものである¹²。

次に、上記の仮説 1、2 を検証するために、式(1)の推計結果を利用して、関心のあるそれぞれの変数に対する限界効果、つまりそれぞれの変数に関して、評価の違いによる純貯蓄の差を推計する。仮説 1 の検証には、就業状態の違いによる限界効果：

$$\left[\begin{array}{c} E[\widehat{NI} | EMP = \text{非正規, 自営, or 無業}] \\ -E[\widehat{NI} | EMP = \text{正規}] \end{array} \right] \Bigg|_{NS = -15, -10, \dots, 20} \quad (2)$$

を推計する。これは、非正規、自営、あるいは無業での純貯蓄の予測値 \widehat{NI} の期待値(以下、NI と略して記す)と、正規での NI の差を算出したものである。 \widehat{NI} は式(1)の推計結果から算出する。NS の水準の違いより、NI が異なるため、NS を $-15 \sim 20$ の5刻み(単位：百万円)でそれぞれ評価する。なお、NS と EMP 以外の変数は観測値で評価する。

仮説 2 に関しては、就業状態の違いによる親族介護の限界効果：

$$\left[\begin{array}{c} E[\widehat{NI} | \text{親族介護} = 1] \\ -E[\widehat{NI} | \text{親族介護} = 0] \end{array} \right] \Bigg|_{NS = -20, -15, \dots, 25, EMP = \text{正規, 非正規, 自営, or 無業}} \quad (3)$$

を推計する。6 大疾病、退職経験、年金受給、配偶者収入の限界効果は、式(3)と同様に推計する。

特に無業については、年金受給と配偶者収入の違いより、貯蓄を取崩しているか否か検証するため、式(1)を年金受給の有無と配偶者収入の有無でそれぞれ評価して期待取崩額(貯蓄額)：

$$E[\widehat{NI} | EMP = \text{無業, 年金受給} = m, \text{配偶者収入} = n] \Bigg|_{NS = -15, -10, \dots, 20'}$$

¹² ただし、固定効果でこのような内生性を考慮したとしても、時間経過的に変化する個人間の異質性が残る可能性がある。この場合には、固定効果操作変数法が利用できる。この方法は、時間経過で変化しない個人間の異質性を固定効果で、時間経過で変化する個人間の異質性は操作変数で対応する方法である。しかし本稿では、固定効果モデルによる推計を行い、固定効果操作変数法による方法は、一般に適切な操作変数を見つけることが難しいため、今後の課題としたい。

$$\text{for } m = 0, 1 \text{ and } n = 0, 1 \quad (4)$$

を推計する。なお、推計の際には1年以内の退職経験はなしとして評価し、親族介護と6大疾病は観測値で評価する。

上記の式(1)で、EMPとNSと交差項があるのは、式(2)を推計するためである。また、親族介護等の各変数とNSとの交差項や、親族介護等の各変数、EMP、NSとの3重交差項があるのは、式(3)を推計するためである。

2.3. データの特長

表2のパネルAは分析に利用した変数の記述統計である。2005～2010年までの平均値・標準偏差を示している。パネルBは、就業状態別・調査年別の純貯蓄の平均値、標準偏差である。最右列に記載した全体(全調査年)の平均を見ると、正規では純貯蓄が1.63百万円であり、貯蓄を行っている。無業では、純貯蓄が-0.58百万円であり、貯蓄の取り崩しが行われている。パネルCは、就業状態別・調査年別の純金融資産の平均値、標準偏差である。最右列に記載した全体(全調査年)の平均を見ると、正規では純金融資産が3.51百万円、無業では13.21百万円であり、正規では借入金(住宅ローンだと考えられる)がある分、純金融資産が少ない。一方、無業では、退職金で借入金を返済したものと考えられる。図1のパネルAは純金融資産と純貯蓄の散布図と、それぞれのヒストグラム、パネルBは就業状態別の散布図である。

[ここに表1・図1を挿入]

3. 推計結果

固定効果モデルによる式(1)の推計結果をAppendixに示す。なお、サンプルでクラスター化した標準誤差を算出した。図2は、この推計結果を利用して、就業状態別の純金融資産NS(X軸)と純貯蓄の予測値NI及び95%信頼区間(Predicted net income、Y軸)との関係を示したものである。この線グラフの切片(NS=0の時のNIの値)は、純金融資産とは関わりない純貯蓄の額であり、各線グラフの傾きは純金融資産の限界的取崩率を表している。就業状態が正規の場合は、NIは正であり貯蓄が行われている。また、純金融資産の変化に対する傾きは小さく、純金融資産の額によらず一定額の貯蓄が行われている。非正規、自営、無業の場合は、切片は正規よりも小さく、また純金融資産が増えると純貯蓄

が減る傾向がある。非正規・自営では、分析した範囲では、純貯蓄は減少するが正の範囲(つまり貯蓄している)であり、純貯蓄が負の額(つまり金融資産の取崩し)にはならない。無業の場合は、純金融資産は純貯蓄が負の額となり、貯蓄の取崩しが行われている。

[ここに図2を挿入]

表3のパネルAの列(1)~(4)は、図2で示した就業状態別のNIの数値データである。Appendixにある推計結果を利用して算出している。標準誤差はデルタ法による。(1)列の正規、(2)列の非正規のNIは、純金融資産(以下、NSとする)に関わりなく、正で有意であった。(3)列の自営のNIはNSが5百万円以下では正で有意であった。一方、(4)列の無業では、NSが5百万円以上ではNIは負の額、つまり貯蓄の取崩しが行われている。NSが500万円の場合の年間の取崩額は62.1万円、1000万円では75.1万円であり、Horioka(2010)の推計結果(月4.9万円)に近い。

パネルB列(5)~(7)は就業状態の限界効果(正規とそれ以外の各就業状態とのNIの差)である。図2の正規と各就業状態を表す線グラフの差に相当し、式(2)に対応する。(5)列は非正規の限界効果(非正規と正規との差)である。NSに関わりなく、非正規のNIは有意に低い。(6)列は自営の限界効果(自営と正規との差)である。NSが-5百万円以上の場合で、負で有意である。(7)列は無業の限界効果(無業と正規との差)である。NSをどこで評価しても、限界効果は負で有意である。また、限界効果は非正規・自営と比べて負の値が最も大きい。これらの結果は、働いている間は貯蓄し、退職した場合には貯蓄を取り崩して生活するというライフサイクル・モデルの予測と整合的である。大野他(2013)は貯蓄取崩しが世帯所得に依存することを明らかにしているが、金融資産の保有額にも依存することが確認された。

パネルCは、就業状態別の純金融資産NSに対する限界的取崩率(図2の各線グラフの傾き)である。正規の取崩率はゼロを棄却できず、NSに依存せず、一定額の貯蓄を行っていると言える。非正規、自営、無業の取崩率は負で有意であり、NSの取り崩しを確認できるなお、無業の取崩率は-2.60%であり、ホリオカ他(1996)の推計結果とほぼ同じ水準である。また、正規との差を見ると何れの就業状態でも正規より有意に差がある。

従って、仮説1について、就業状態の違いにより貯蓄の傾向が異なることについて支持された。特に正規雇用者は、NSの水準によらず、一定額の貯蓄の積み増しを行っていた。また、非正規・自営であっても、正規雇用者より低いが、依然、純貯蓄は正(ゼロ

も含む)であった。一方、無業になると、NSが正である場合にはNIは負になっていた¹³。また、正規、非正規、自営では、NSが負の場合には、借入の返済が行われていた。

【ここに表3を挿入】

表4は、各変数に対するNIの限界効果である。パネルAは親族介護の限界効果である。これは、就業状態別に親族介護がない場合のNIから、ある場合のNIを引いて算出する。式(3)に対応する。何れの就業形態においても、NSによらず、限界効果は有意ではなかった。パネルBは6大疾病の限界効果である。パネルAの親族介護と同様に限界効果は有意ではなかった。

パネルCは1年以内の退職経験の有無による限界効果である。就業者では退職経験があると、NIが低下する傾向がある。本稿の分析の対象は調査開始時点の正規雇用者であり、退職時に一時金が支給されている可能性が高い。そのためHamaaki (2013)が年金支給について指摘したのと同様に、(10月の収入には反映されていない)一時金の支給によって流動性が高まった効果と考えられる。しかし、この変数は1年以内の退職経験を表すので、退職より一定年数が経過すると、この効果はなくなると解釈できる¹⁴。(1)正規では、NSが15百万円以下で、退職経験があるとNIが有意に低下する。NSがある程度低い家計で、退職一時金による流動性制約緩和の影響が大きいと考えられる。(2)非正規では、NSに関わらず、限界効果は負で有意である。(3)自営、(4)無業では限界効果は有意ではなかった。

パネルDは年金受給の有無によるNIの限界効果である。年金受給があると、NIが高まる傾向がある。これは、支出は一定であり、追加的な年金収入は貯蓄にまわす(取崩しを減らす)ためと考えられる。(1)正規では、NSが減るにつれ、年金受給があるとNIが高まる傾向がある。借入金がある場合には年金により返済が行われていると解釈できる。NSをどこで評価しても限界効果は正で有意である。(2)非正規及び、(4)無業では、NSの水準に関わりなく、年金受給があるとNIが高まる傾向がある。また、無業の限界効果が最も大きい。(3)自営の限界効果は一部を除き有意ではない。従って、自営の一部を除き、年金受給は貯蓄額を高める(取崩を抑制する)傾向があった。これらの結果は、年金により貯蓄性向が高くなるというHamaaki (2013)の指摘と整合的である。ここで、表3のパネルAでは正規と非正規はNSが正の場合にはNIも正であったが、年金で貯蓄を行うのは

¹³ 無業については、以下で年金受給の有無、配偶者収入の有無でそれぞれ評価した詳細な分析を行う。

¹⁴ 退職時の一時的なコストの増加により貯蓄が低下したという解釈も可能である。例えば、一部住民税の前払いや、退職後の旅行などが考えられる。

非合理的な側面がある。なぜなら、年金を受け取らず、繰り下げ受給をすれば、市場金利で運用するよりも将来の年金額が増えるからである¹⁵。それでも年金受給を選択しつつ、貯蓄に回す理由としては、繰り下げ受給の仕組みを知らない、繰り下げ受給の使い勝手が悪い¹⁶、あるいは年金制度の存続や受給可能性に不安を持っている、などが考えられる。

パネル E は配偶者収入の限界効果である。(1)正規、(2)非正規では、NS の水準によらず NI の限界効果は正で有意であり、配偶者に収入があると貯蓄を積み増す傾向がある。配偶者の収入の少なくとも一部が貯蓄されているのは、将来の生活に対する不安（予備的動機）の表れと解釈できる。(4)無業も NS の水準によらず、NI の限界効果は正で有意であり、配偶者の収入により取崩しが抑制されている。(3)自営は有意ではなかった。

従って、仮説 2 については、親族介護と 6 大疾病については支持されなかった。介護や病気では純貯蓄(収支の差)で調整するのではなく、支出項目の内訳を調整していると考えられる。退職経験については、就業者家計では純貯蓄が減少した。年金受給と配偶者収入により純貯蓄は高まる傾向があった。就業者家計では貯蓄を積み増し、退職者家計では貯蓄の取り崩しを抑制する効果があった。

[ここに表 4 を挿入]

表 5 は、無業の純貯蓄 NI について、Appendix の推計結果を利用し、年金受給の有無、配偶者収入の有無別に評価したものであり、式(4)の推計結果である。退職後のライフサイクルにも段階があり、最終的には年金を受給し、配偶者も仕事を辞めることになるが、それ以前の段階では、年金受給の有無や配偶者の収入の有無により、純貯蓄の傾向も異なるはずである。(1)列は、年金受給あり、配偶者収入なしで評価した NI である。この状態はライフサイクルの最終段階と考えられる。純金融資産 NS が 5 百万以下では NI は有意ではなく、公的年金のみに依存して生活していると考えられる。一方、NS が 10 百万円以上では、NI は負で有意であり、ライフサイクルモデルの想定通り貯蓄の取り崩しが行われている。NS が 1,000 万円の場合での年間の取崩額は 28.2 万円であり、他の条件を一定とすると、平均的には 35 年間の取り崩しが可能である。しかし、この結果だけでは、例えば高齢者がそれ以上に長生きするリスクや公的年金の給付水準が低下した場合のリスクに、十分対応できるだけの貯蓄を保有しているとは言い切れない。(2)列は、年金受給あり、配偶者収入ありで評価した NI である。(1)列へ至る途中段階と想定できる。NI は NS

¹⁵ 現状では 5 年まで繰り下げが可能であり、1 年繰り下げることにより、受給額が一生 8.4% 増加する。

¹⁶ 繰り下げ受給する場合は、厚生年金・基礎年金の何れかを繰り下げたり、厚生年金と基礎年金で別の繰り下げ時期を選択できるが、年金額全額を繰り下げる必要があるため生活に必要な金額に限定した繰り下げが難しい。

をどこで評価しても正で有意であり、配偶者の収入は支出にまわらず、純貯蓄の積み増しとなっている。(3)列は年金受給なし、配偶者なしで評価したNIである。分析対象者のほとんどが厚生年金を受給できるはずなので、(1)列へ至るまでの途中段階である。NIはNSをどこで評価しても負で有意であり、純貯蓄を大きく取り崩している。(4)列は年金受給なし、配偶者収入ありで評価したNIである。これも(1)や(2)列へ至る途中段階であり、一時的な状態だと想定できる。NSが5百万以上では、NIは負で有意であり、純貯蓄を取り崩している。一方、NSが0百万以下ではNIは有意ではない。中澤他(2015)は世帯主が就労しているかどうかで貯蓄の符号が変わるとしているが、上記の結果は、世帯主の職の有無に加えて配偶者の収入が貯蓄動向に影響することを示している。

以上により、引退後の年金収入や配偶者収入は、純貯蓄の積み増しや取り崩しの抑制に利用される傾向があった。また、配偶者が働くのを辞めた後も、純貯蓄の取り崩しを確認されたが、取崩額は多くない。これらの背景の1つとして、将来への不安¹⁷(予備的動機)が指摘できる可能性がある。

[ここに表5を挿入]

4. 結論と課題

本稿は厚生労働省の『中高年者縦断調査』を利用して、高齢者家計の貯蓄動向について分析した。2005年時点で正規雇用の既婚男性を対象に、その後の就業状態の違いによる純金融資産と純貯蓄との関係、親族介護の有無、6大疾病の診断、1年以内の退職経験、年金の受給、配偶者の収入の有無と純貯蓄との関連性を分析した。その結果、正規雇用者は純金融資産によらず一定額の純貯蓄があった。非正規・自営においても正規ほどではないが、プラスの純貯蓄があった。無業では、平均的に見ればライフサイクル仮説のように貯蓄の取り崩しがあった。また、1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果があり、流動性制約が緩和されたことが示唆される。年金受給と配偶者の収入は純貯蓄を引き上げる効果があり、将来への不安による可能性がある。親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えていなかった。これらの支出は貯蓄の減少ではなく、他の消費を減らすことによって捻出されていると考えられる。無業の家計においては、年金受給があり、配偶者の収入がない場合に、純金融資産が十分にあれば、貯蓄の取り崩しがあった。一方、

¹⁷ 内閣府「国民生活に関する世論調査」(2014)によると、日常生活で悩みや不安を感じていると答えた者の割合は40歳代から60歳代で最も高く、その内容としては「老後の生活設計について」が60%~70%に達している。

年金受給がある家計で、配偶者の収入がある場合には、貯蓄を積み増していた。

本稿の分析の政策的な示唆として、以下の点が挙げられる。まず、高齢者世帯の老後の準備を確保し生活水準の低下を防ぐためには、実務慣行上みられるように定年延長でない嘱託などの非正規雇用、あるいは自営などの形式であったとしても、高齢者の継続的な就労が有効であり、それを促進する必要がある。また、退職後の年金や配偶者の収入がある家計において、それらの収入の全部または一部が貯蓄されている背景に、将来への不安（予備的動機）があるとすると、高齢者雇用を促進し、老後準備を拡充することは、需要サイドからも支出を促し、マクロ経済の刺激に繋がる可能性がある。

最後に今後の課題として、金利低下が貯蓄に与える影響¹⁸、単身者家計の分析¹⁹、持ち家など実物資産を含めた分析²⁰、を挙げておく。

<参考文献>

- Banks, J., R. Blundell, & S. Tanner (1998). “Is There a Retirement-savings Puzzle?” *American Economic Review* 88(4), pp.769-788.
- Engen, E. M., W. G. Gale, C. E. Uccello, C. D. Carroll, & D. I. Laibson (1999). “The Adequacy of Household Saving,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999(2), pp.65-187.
- Hamaaki, J., (2013) “The Pension System and Household Consumption and Saving Behavior,” *Public Policy Review* 9(4), Policy Research Institute, Ministry of Finance
- Haveman, R., K. Holden, B. Wolfe, & S. Sherlund (2006). “Do Newly Retired Workers in the United States Have Sufficient Resources to Maintain Well-being?” *Economic Inquiry* 44(2), pp.249-264.
- Hayashi, F., A. Ando & R. Ferris (1988) “Life Cycle and Bequest Savings: A Study of

¹⁸ 05年から10年の国債利回りは1%台であった。これが2.0%あるいは3.0%以上であれば、将来への不安があったとしても、それに対処するための貯蓄(積み増し)が大きく減少していた可能性がある。

¹⁹ 単身家計について分析を行ったところ、既婚家計と比較して無業の取崩額が大きくなる傾向があったが、サンプル数が少ないためより詳しい分析ができなかった。

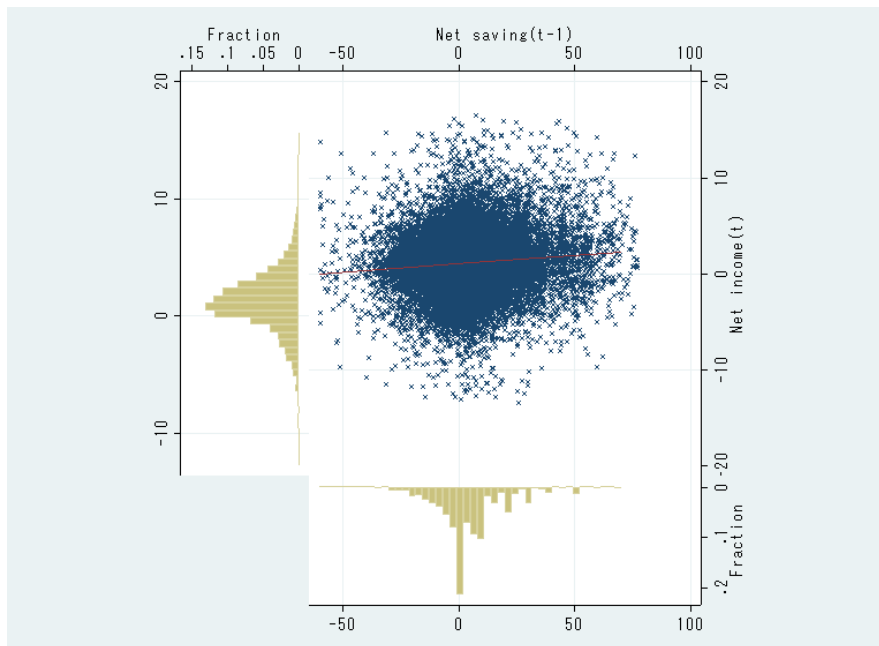
²⁰ 純金融資産(NS)が小さいほど純貯蓄(NI)が大きい理由の1つに、住宅ローンがある世帯ではNSが小さく、それを返済しているためNIが大きくなっていると考えられる。なお、固定効果モデルによる推計(Appendix)では、持ち家を基準とすると、さまざまな賃貸住宅に居住していることは、純貯蓄NIに有意な差をもたらしていない。

- Japanese and U.S. Households Based on Data from the 1984 NSFIE and the 1983 Survey of Consumer Finances,” *Journal of the Japanese and International Economies* 2(4), pp. 450-491.
- Horioka, C. Y. (2010) “The(dis)saving behavior of the aged in Japan,” *Japan and the World Economy* 22(3), pp.151-158.
- Kotlikoff, L. J., A. Spivak, & L. H. Summers (1982). “The Adequacy of Savings,” *American Economic Review* 72(5), pp.1056-1069.
- Moore, J. F., & O. S. Mitchell (1997). “Projected Retirement Wealth and Savings Adequacy in the Health and Retirement Study,” (No. w6240). National Bureau of Economic Research.
- Skinner, J. (2007) “Are You Sure You're Saving Enough for Retirement?” *Journal of Economic Perspectives* 21(3), pp. 59-80.
- Stephens J. M., & T. Unayama (2011) “The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits,” *American Economic Journal: Applied Economics* 3(4), pp.86-118.
- 宇南山卓 (2009) 「SNA と家計調査における貯蓄率の飛離—日本の貯蓄率低下の要因—」, RIETI Discussion Paper 003, 独立行政法人経済産業研究所.
- 大竹文雄 (1991) 「遺産動機と高齢者の貯蓄・労働供給」 『経済研究』 42(1), 岩波書店, pp.21-30.
- 大野太郎・中津正彦・松田和也・菊田和晃・増田知子 (2014) 「家計の税・保険料負担：『全国消費実態調査』を用いた計測」 『ファイナンシャル・レビュー』 118, 財務省財務総合政策研究所, pp.77-94.
- 大野太郎・中津正彦・三好向洋・松尾浩平・松田和也・片岡拓也・高見漂有一・蜂須賀圭史・増田知子 (2013), 「家計の所得・消費・貯蓄：『全国消費実態調査』『家計調査』『国民生活基礎調査』の比較」, KIER Discussion Paper Series No,1307, 京都大学経済研究所.
- 菊田和晃 (2015), 「高齢者の貯蓄の実態『全国消費実態調査』の個票による分析」, ファイナンス, 財務総合政策研究所 2015年1月号 pp.76-84.
- 厚生労働省(2010) 『平成 22 年簡易生命表の概況』
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life10/>)

- 厚生労働省(2016)『中高年者縦断調査』(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/29-6.html>)
- 田中聡一郎・四方理人・駒村康平 (2013),「高齢者の税・社会保障負担の分析—『全国消費実態調査』の個票データを用いて—」『ファイナンシャル・レビュー』115, 財務省財務総合政策研究所, pp.117-133.
- 中澤正彦・菊田和晃・米田泰隆 (2015),「高齢者の貯蓄と資産の実態—『全国消費実態調査』の個票による分析—」, KIER Discussion Paper Series No,1508, 京都大学経済研究所.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ・春日教測・山崎勝代・渡部和孝 (1996)「高齢者の貯蓄行動『日本の高齢者は貯蓄を取り崩しているか?—マイクロ・データによる分析を踏まえて』, 高山憲之・チャールズ・ユウジ・ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』, 日本評論社, pp.55-111.
- 八代尚宏・前田芳昭 (1994)「日本における貯蓄のライフサイクル仮説の妥当性」『日本経済研究』27, 日本経済研究センター, pp.57-76.

図 1 : 純金融資産と純貯蓄の散布図とヒストグラム

パネルA: 純金融資産と純貯蓄の散布図



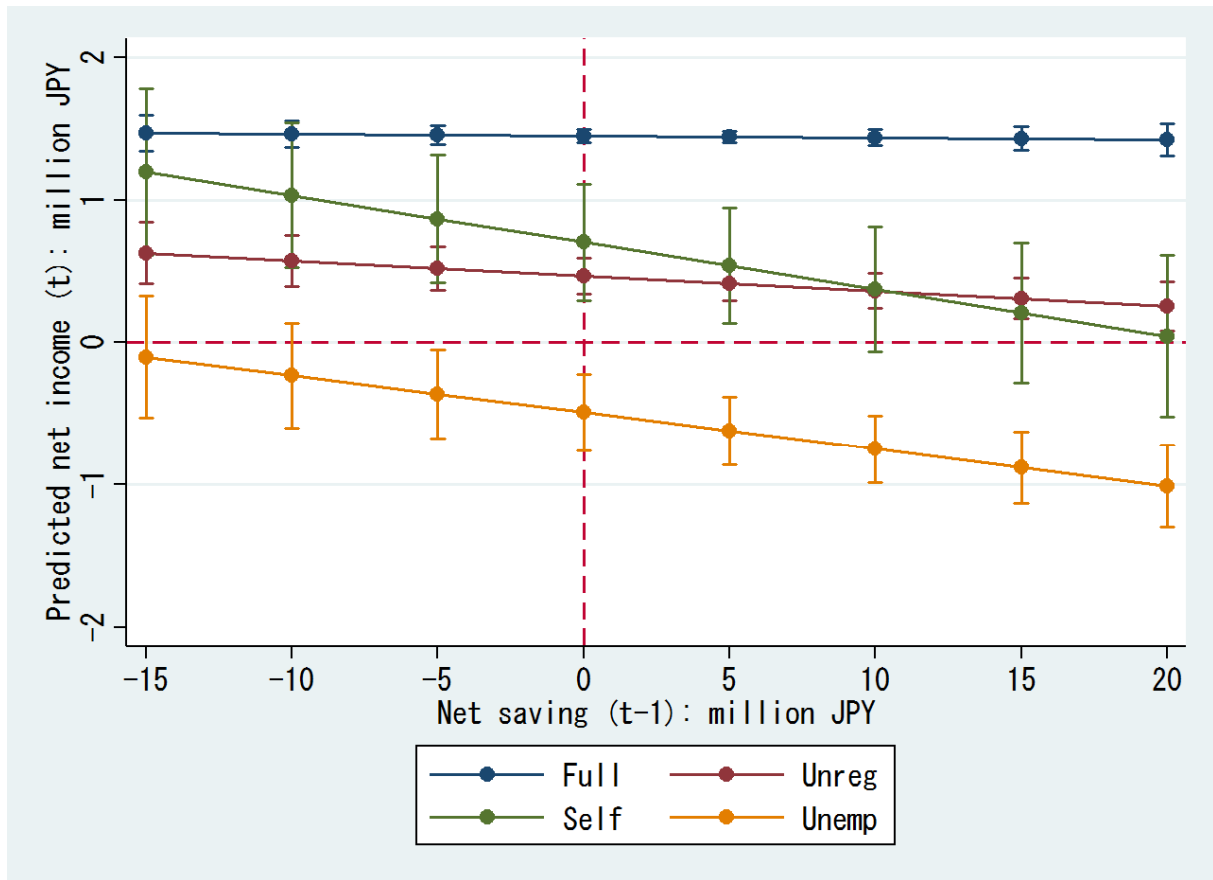
注：横軸は前年度の純金融資産(Net saving (t-1)、単位：百万円)、縦軸は純貯蓄(Net Income (t)、単位：年百万円)である。図中の赤線はOLSによる推計結果である。

パネルB: 就業状態別の散布図



注：横軸は前年度の純金融資産(Net saving (t-1)、単位：百万円)、縦軸は純貯蓄(Net Income (t)、単位：年百万円)である。Full は正規、Unreg は非正規、Self は自営、Unemp は無業を表す。図中の赤線はOLSによる推計結果である。

図2：純金融資産と純貯蓄の関係



注：Appendixにある推計結果を利用して、正規(Full)、非正規(Unreg)、自営(Self)、無業(Unemp)の純貯蓄の期待値(Predicted net income)を算出したもの。図中の各ひげは期待値の95%信頼区間を表す。純貯蓄、就業状態以外の変数は観測値で評価。純貯蓄単位は年百万円、純金融資産は百万円。

表 1 : 就業形態・年齢別サンプル数

パネル 1 : 年齢別のサンプル数

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
50歳	531	0	0	0	0	0	531
51	535	531	0	0	0	0	1,066
52	583	535	531	0	0	0	1,649
53	609	583	535	531	0	0	2,258
54	652	609	583	535	531	0	2,910
55	629	652	609	583	535	531	3,539
56	761	629	652	609	583	535	3,769
57	681	761	629	652	609	583	3,915
58	666	681	761	629	652	609	3,998
59	449	666	681	761	629	652	3,838
60	0	449	666	681	761	629	3,186
61	0	0	449	666	681	761	2,557
62	0	0	0	449	666	681	1,796
63	0	0	0	0	449	666	1,115
64	0	0	0	0	0	449	449
合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

パネル 2 : 就業形態別のサンプル数

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
正規	6,096	5,530	5,082	4,634	4,072	3,593	29,007
非正規	0	296	582	862	1,153	1,382	4,275
・ 自営	0	92	150	207	219	268	936
・ 無業	0	178	282	393	652	853	2,358
合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

表 2 : 記述統計

パネル A : 全体

変数	単位	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
本人年収	年万円	36,379	428.37	(310.88)	0	3414.5
配偶者年収	年万円	34,099	116.95	(204.45)	0	3600
家計年数	年万円	33,941	551.05	(385.62)	0	6688.25
支出	年万円	35,066	405.27	(196.32)	0	2160
純貯蓄 (NI: Net income)	年百万円	32,403	1.30	(2.82)	-12.793	15.6645
金融資産額	百万円	35,086	9.29	(12.47)	0	85
借入額	百万円	35,023	4.63	(9.01)	0	101.37
純金融資産額 (NS: Net saving)	百万円	33,649	4.76	(15.58)	-60	70
就業状態・正規 (Full)	(d)	36,576	0.79	(0.41)	0	1
就業状態・非正規 (Unreg)	(d)	36,576	0.12	(0.32)	0	1
就業状態・自営 (Self)	(d)	36,576	0.03	(0.16)	0	1
就業状態・無業 (Unemp)	(d)	36,576	0.06	(0.25)	0	1
親族介護	(d)	36,576	0.08	(0.27)	0	1
6大疾病	(d)	36,576	0.44	(0.50)	0	1
年金受給	(d)	36,417	0.14	(0.35)	0	1
退職経験	(d)	36,236	0.08	(0.28)	0	1
配偶者収入あり	(d)	34,325	0.57	(0.49)	0	1
扶養子供	(d)	36,576	0.22	(0.42)	0	1
住居・持家	(d)	36,571	0.91	(0.29)	0	1
住居・借家	(d)	36,571	0.06	(0.24)	0	1
住居・社宅	(d)	36,571	0.02	(0.14)	0	1
住居・その他	(d)	36,571	0.01	(0.10)	0	1
年齢	歳	36,576	57.09	(3.23)	50	64

注 : (d) はダミー変数を表す。

パネルB：就業状態別の純貯蓄

		2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	全体
正規	Avg.	2.04	1.89	2.02	0.84	0.93	1.62	1.63
	Std.	(2.39)	(2.56)	(2.55)	(3.23)	(3.18)	(2.93)	(2.81)
	N	5,660	5,070	4,640	3,904	3,191	3,246	25,711
非正規	Avg.		0.18	0.24	-0.11	0.15	0.40	0.20
	Std.		(2.42)	(2.16)	(2.16)	(2.18)	(2.27)	(2.23)
	N		261	533	744	989	1,256	3,783
自営	Avg.		1.18	1.11	0.68	0.54	1.24	0.94
	Std.		(2.82)	(3.32)	(3.67)	(3.40)	(3.34)	(3.38)
	N		78	132	171	179	240	800
無業	Avg.		-0.64	-0.43	-0.83	-0.84	-0.31	-0.58
	Std.		(2.31)	(2.36)	(2.48)	(2.15)	(2.47)	(2.37)
	N		158	261	345	553	792	2,109
合計	Avg.	2.04	1.73	1.71	0.58	0.56	1.05	1.30
	Std.	(2.39)	(2.61)	(2.62)	(3.11)	(2.97)	(2.85)	(2.82)
	N	5,660	5,567	5,566	5,164	4,912	5,534	32,403

パネルC：就業状態別の純金融資産

		2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	全体
正規	Avg.	1.84	2.85	3.59	3.86	4.77	5.30	3.51
	Std.	(14.84)	(14.82)	(15.05)	(14.87)	(15.84)	(15.76)	(15.18)
	N	5,450	5,110	4,711	4,302	3,773	3,328	26,674
非正規	Avg.		5.46	7.95	8.11	9.15	9.09	8.51
	Std.		(15.32)	(15.36)	(14.66)	(15.74)	(15.68)	(15.45)
	N		261	533	800	1,078	1,279	3,951
自営	Avg.		1.75	3.35	4.24	5.33	5.88	4.59
	Std.		(14.99)	(16.93)	(17.28)	(17.20)	(17.29)	(17.01)
	N		82	132	189	199	243	845
無業	Avg.		12.27	12.94	13.95	12.75	13.51	13.21
	Std.		(17.25)	(18.12)	(16.10)	(15.91)	(15.91)	(16.32)
	N		164	264	363	608	780	2,179
合計	Avg.	1.84	3.23	4.44	5.12	6.48	7.32	4.76
	Std.	(14.84)	(15.01)	(15.45)	(15.26)	(16.11)	(16.09)	(15.58)
	N	5,450	5,617	5,640	5,654	5,658	5,630	33,649

注：パネルBの純貯蓄の単位は年百万円、パネルCの純金融資産の単位は百万円。2005年時点で正規のサンプルに限定しているため、2005年の非正規、自営、無業のデータはない。

表 3 : 就業状態別の取崩額・取崩率

パネル A : 就業状態別の純貯蓄(NI)予測値

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	1.467	(0.064) **	0.627	(0.11) **	1.197	(0.299) **	-0.102	(0.22)
-10	1.461	(0.049) **	0.574	(0.092) **	1.032	(0.259) **	-0.231	(0.188)
-5	1.455	(0.034) **	0.521	(0.077) **	0.868	(0.228) **	-0.361	(0.16) *
0	1.449	(0.022) **	0.468	(0.065) **	0.703	(0.209) **	-0.491	(0.137) **
5	1.443	(0.02) **	0.414	(0.06) **	0.539	(0.208) **	-0.621	(0.122) **
10	1.437	(0.029) **	0.361	(0.063) **	0.374	(0.223)	-0.751	(0.119) **
15	1.431	(0.042) **	0.308	(0.073) **	0.209	(0.251)	-0.880	(0.129) **
20	1.425	(0.058) **	0.255	(0.087) **	0.045	(0.29)	-1.010	(0.148) **

パネル B : 純貯蓄の正規に対する限界効果

NS	(5) 差:(2)非正規-(1)正規		(6) 差:(3)自営-(1)正規		(7) 差:(4)無業-(1)正規	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.840	(0.112) **	-0.271	(0.302)	-1.569	(0.223) **
-10	-0.887	(0.096) **	-0.429	(0.263)	-1.693	(0.192) **
-5	-0.934	(0.082) **	-0.588	(0.233) *	-1.816	(0.165) **
0	-0.982	(0.073) **	-0.746	(0.215) **	-1.940	(0.143) **
5	-1.029	(0.069) **	-0.905	(0.214) **	-2.064	(0.129) **
10	-1.076	(0.073) **	-1.063	(0.228) **	-2.188	(0.128) **
15	-1.123	(0.082) **	-1.222	(0.257) **	-2.311	(0.138) **
20	-1.170	(0.096) **	-1.380	(0.294) **	-2.435	(0.158) **

注：Appendixにある推計結果を基に算出。純金融資産(NS)の単位は百万円、純貯蓄は年百万円。**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す。標準誤差はデルタ法による。

パネル C：就業形態の違いによる純金融資産に対する限界取崩率（傾き）

	平均	標準偏差	
正規	-0.12%	(0.33%)	
非正規	-1.06%	(0.44%)	*
自営	-3.29%	(1.20%)	**
無業	-2.60%	(0.78%)	**
差(非正規－正規)	-0.94%	(0.45%)	*
差(自営－正規)	-3.17%	(1.20%)	**
差(無業－正規)	-2.48%	(0.79%)	**

注：Appendixにある推計結果を基に算出。取崩率は図2の傾きを表す。標準誤差はデルタ法による。
**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す。

表 4 : その他変数の就業状態別の限界効果

パネル A : 親族介護に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.042	(0.164)	-0.414	(0.305)	-0.412	(0.726)	0.212	(0.304)
-10	-0.041	(0.136)	-0.385	(0.259)	-0.456	(0.640)	0.165	(0.268)
-5	-0.039	(0.112)	-0.357	(0.219)	-0.501	(0.563)	0.119	(0.236)
0	-0.038	(0.095)	-0.329	(0.186)	-0.546	(0.498)	0.073	(0.208)
5	-0.036	(0.090)	-0.300	(0.166)	-0.591	(0.449)	0.026	(0.189)
10	-0.035	(0.098)	-0.272	(0.163)	-0.636	(0.422)	-0.020	(0.179)
15	-0.033	(0.117)	-0.243	(0.178)	-0.681	(0.423)	-0.066	(0.180)
20	-0.032	(0.142)	-0.215	(0.208)	-0.726	(0.450)	-0.113	(0.193)

パネル B : 6 大疾病に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.044	(0.101)	-0.215	(0.185)	-0.236	(0.500)	-0.206	(0.223)
-10	-0.047	(0.086)	-0.207	(0.159)	-0.126	(0.432)	-0.194	(0.194)
-5	-0.049	(0.074)	-0.199	(0.137)	-0.017	(0.377)	-0.183	(0.167)
0	-0.052	(0.066)	-0.192	(0.121)	0.093	(0.341)	-0.171	(0.145)
5	-0.055	(0.066)	-0.184	(0.112)	0.202	(0.329)	-0.160	(0.131)
10	-0.057	(0.072)	-0.176	(0.112)	0.312	(0.345)	-0.149	(0.126)
15	-0.060	(0.083)	-0.168	(0.122)	0.422	(0.385)	-0.137	(0.132)
20	-0.063	(0.098)	-0.161	(0.139)	0.531	(0.442)	-0.126	(0.148)

パネル C : 退職経験に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.585	(0.222) **	-0.394	(0.156) *	-0.327	(0.455)	-0.055	(0.225)
-10	-0.574	(0.173) **	-0.399	(0.132) **	-0.327	(0.390)	-0.041	(0.189)
-5	-0.562	(0.134) **	-0.403	(0.111) **	-0.327	(0.332)	-0.028	(0.155)
0	-0.551	(0.117) **	-0.408	(0.097) **	-0.327	(0.285)	-0.015	(0.128)
5	-0.539	(0.131) **	-0.412	(0.093) **	-0.327	(0.256)	-0.001	(0.110)
10	-0.528	(0.167) **	-0.416	(0.100) **	-0.326	(0.252)	0.012	(0.108)
15	-0.516	(0.216) *	-0.421	(0.116) **	-0.326	(0.272)	0.025	(0.121)
20	-0.505	(0.269)	-0.425	(0.138) **	-0.326	(0.313)	0.039	(0.146)

パネル D : 年金受給に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	0.557	(0.169) **	0.772	(0.155) **	0.071	(0.517)	0.943	(0.225) **
-10	0.528	(0.146) **	0.754	(0.133) **	0.173	(0.447)	0.998	(0.191) **
-5	0.499	(0.125) **	0.736	(0.113) **	0.276	(0.384)	1.053	(0.160) **
0	0.470	(0.111) **	0.717	(0.099) **	0.379	(0.335)	1.108	(0.135) **
5	0.440	(0.103) **	0.699	(0.093) **	0.481	(0.304)	1.163	(0.120) **
10	0.411	(0.105) **	0.680	(0.096) **	0.584	(0.298)	1.218	(0.119) **
15	0.382	(0.115) **	0.662	(0.107) **	0.687	(0.319) *	1.272	(0.131) **
20	0.353	(0.132) **	0.644	(0.125) **	0.789	(0.361) *	1.327	(0.155) **

パネル E : 配偶者収入ありに対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	0.936	(0.096) **	0.878	(0.173) **	0.651	(0.461)	1.030	(0.248) **
-10	0.974	(0.082) **	0.854	(0.147) **	0.597	(0.395)	1.014	(0.210) **
-5	1.011	(0.071) **	0.831	(0.125) **	0.544	(0.339)	0.998	(0.177) **
0	1.048	(0.066) **	0.807	(0.109) **	0.491	(0.299)	0.982	(0.151) **
5	1.085	(0.066) **	0.783	(0.100) **	0.437	(0.282)	0.966	(0.135) **
10	1.123	(0.073) **	0.759	(0.101) **	0.384	(0.293)	0.951	(0.134) **
15	1.160	(0.085) **	0.735	(0.111) **	0.331	(0.328)	0.935	(0.149) **
20	1.197	(0.100) **	0.711	(0.129) **	0.277	(0.381)	0.919	(0.174) **

注：Appendixにある推計結果を基に算出。対象となっている変数以外は観測値で評価。純金融資産(NS)の単位は百万円、純貯蓄は年百万円。括弧内は標準誤差を表す。標準誤差はデルタ法による。**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す。

表5：無業の年金受給有無、配偶者収入有無別に評価した純貯蓄

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	年金受給 配偶者収入 NS	あり なし 平均 標準偏差	あり あり 平均 標準偏差	あり あり 平均 標準偏差	なし なし 平均 標準偏差	なし なし 平均 標準偏差	なし あり 平均 標準偏差	なし あり 平均 標準偏差
-15	0.104	(0.247)	1.134	(0.28) **	-0.839	(0.266) **	0.191	(0.296)
-10	0.027	(0.214)	1.041	(0.239) **	-0.971	(0.229) **	0.043	(0.25)
-5	-0.050	(0.184)	0.948	(0.203) **	-1.103	(0.196) **	-0.105	(0.209)
0	-0.128	(0.158)	0.855	(0.172) **	-1.235	(0.17) **	-0.253	(0.177)
5	-0.205	(0.138)	0.762	(0.151) **	-1.367	(0.154) **	-0.401	(0.157) *
10	-0.282	(0.128) *	0.668	(0.144) **	-1.500	(0.15) **	-0.549	(0.156) **
15	-0.359	(0.129) **	0.575	(0.153) **	-1.632	(0.161) **	-0.697	(0.173) **
20	-0.436	(0.142) **	0.482	(0.175) **	-1.764	(0.183) **	-0.845	(0.205) **

注：Appendixにある推計結果を基に、年金受給と配偶者収入の有無で評価して算出。退職経験はなしで評価。親族介護、6大疾病に関しては観測値で評価。純金融資産(NS)の単位は百万円、純貯蓄は年百万円。括弧内は標準誤差を表す。標準誤差はデルタ法による。**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す

Appendix : 固定効果モデルによる推計結果[被説明変数は純貯蓄 (NI)]

	回帰係数	標準誤差		回帰係数	標準誤差
純金融資産(NS)	-0.004	(0.005)			
非正規	-0.817	(0.119) **			
自営	-0.464	(0.362)			
無業	-2.024	(0.195) **			
非正規×NS	-0.004	(0.007)			
自営×NS	-0.036	(0.021)			
無業×NS	-0.022	(0.010) *			
親族介護	-0.038	(0.095)	退職経験	-0.551	(0.117) **
親族介護×NS	0.000	(0.007)	退職経験×NS	0.002	(0.012)
親族介護×非正規	-0.291	(0.203)	退職経験×非正規	0.143	(0.149)
親族介護×自営	-0.508	(0.503)	退職経験×自営	0.224	(0.310)
親族介護×無業	0.110	(0.227)	退職経験×無業	0.536	(0.170) **
親族介護×非正規×NS	0.005	(0.013)	退職経験×非正規×NS	-0.003	(0.014)
親族介護×自営×NS	-0.009	(0.023)	退職経験×自営×NS	-0.002	(0.020)
親族介護×無業×NS	-0.010	(0.011)	退職経験×無業×NS	0.000	(0.015)
6大疾病	-0.052	(0.066)	年金受給	0.470	(0.111) **
6大疾病×NS	-0.001	(0.004)	年金受給×NS	-0.006	(0.006)
6大疾病×非正規	-0.140	(0.118)	年金受給×非正規	0.248	(0.137)
6大疾病×自営	0.145	(0.342)	年金受給×自営	-0.091	(0.345)
6大疾病×無業	-0.119	(0.146)	年金受給×無業	0.638	(0.169) **
6大疾病×非正規×NS	0.002	(0.007)	年金受給×非正規×NS	0.002	(0.008)
6大疾病×自営×NS	0.022	(0.019)	年金受給×自営×NS	0.026	(0.019)
6大疾病×無業×NS	0.003	(0.008)	年金受給×無業×NS	0.017	(0.010)
配偶者収入	1.048	(0.066) **			
配偶者収入×NS	0.007	(0.004)			
配偶者収入×非正規	-0.242	(0.110) *			
配偶者収入×自営	-0.557	(0.303)			
配偶者収入×無業	-0.066	(0.155)			
配偶者収入×非正規×NS	-0.012	(0.007)			
配偶者収入×自営×NS	-0.018	(0.018)			
配偶者収入×無業×NS	-0.011	(0.010)			
扶養子供	-0.034	(0.078)			
住居・賃貸	0.073	(0.221)			
住居・社宅	0.477	(0.310)			
住居・その他	0.151	(0.233)			
60歳以上	-0.149	(0.069) *			
2007年	0.085	(0.038) *			
2008年	-0.882	(0.050) **			
2009年	-0.784	(0.055) **			
2010年	-0.236	(0.056) **			
定数	1.246	(0.063) **			
N	24,384				

注：NSは純金融資産、数値は回帰係数、括弧内は標準誤差を表す。**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す。標準誤差はサンプルIDでクラスター化して推計した。上記の全説明変数を同時に投入して推計しているが、年金受給と退職経験、及び交差項の係数等はスペースの関係から横に並べて表示している。