〔論　　文〕

『金融経済研究』第42号，2019年８月

引退前後の中高年家計の貯蓄動向*

北村智紀・臼杵政治・中嶋邦夫

要旨

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，家計年収，夫の就業状態の変化，純金融資産保有額と貯蓄率との関係，及び親族介護の有無，６大疾病の診断，１年以内の退職経験，年金受給，配偶者の収入の有無と貯蓄率との関係を分析した．分析の結果，夫が引き続き就業している家計では，平均的には，正の純貯蓄があった．一方，夫が無業になると貯蓄を取り崩す傾向があり，ライフサイクル・モデルと整合的な結果であった．しかし，就業状況によらず，年収が高い家計では正の純貯蓄，低い家計では貯蓄の取崩しも確認された．配偶者の収入は純貯蓄の取崩しを抑制する効果があり，予備的貯蓄の傾向が見られた．６大疾病の診断は純貯蓄を低める効果があった．親族介護，年金受給の有無，退職経験は貯蓄率に影響を与えていなかった．

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．かつては「貯蓄好きな日本人」による高い貯蓄率が大幅な経常収支の黒字の要因とされた（吉川（1992））．しかし，近年の高齢化の進展により，日本の家計の貯蓄は低下傾向にある（八代・前田（1994），宇南山（2009））．ライフサイクル・モデルに従えば，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（Horioka（2010），中澤他（2015），菊田（2015））．さらに，配偶者あるいは親の介護や病気等による支出がある場合には，貯蓄の取崩しを進める可能性がある．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貯蓄の動向を分析する

＊　本研究は厚生労働科学研究費補助金による研究「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究――雇用・年金・医療・介護に関する実証分析（H27－統計－一般－004）」の一部として実施した．財政支援及び『中高年者縦断調査』のデータ提供に深く感謝したい．本稿作成にあたり，上村敏之先生，足立泰美先生，内藤久裕先生，山本陽子先生，小林徹先生，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，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．また，本誌匿名レフェリー，本誌編集委員の櫻川昌哉先生及び塩路悦朗先生より本稿を改善する貴重なコメントを頂いた．深く感謝したい．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

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だと言える．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』の個票データを基に，引退前後の中高年世帯の貯蓄動向について，家計年収の変化，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，年金受給，配偶者の就業状況が与える影響について考察する．

高齢者の貯蓄とその取崩しに関する研究には多くの蓄積がある．米国における研究では，高齢者家計の貯蓄は貯蓄額自体が十分ではなく，また予備的な動機により取崩しが進んでいないとされている．まず，貯蓄水準が十分ではないとする文献としては，Moore and Mitchell（1997）は米国のHealth and Retirement Survey（HRS）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，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た．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エア（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た．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可能性があるが，高齢になった際の医療費の増加で支出が増加する可能性も指摘している．[1] Poterba *et al.*（2011a）は，HRS データを利用して高齢者の退職後に備えた金融資産の動向を分析し，2008年現在で世帯主が65～69歳の家計のうち，約半数の家計では金融資産が $52,000以下であり，貯蓄が十分ではない家計が多いとした．

次に，高齢者家計の貯蓄動向を分析した文献としては，Bershadker and Smith（2005）は米国の2002年の納税データを利用し，個人退職勘定（IRA）からの取崩しの動向を分析した．その結果，約半数の納税者が退職後２年間は取崩しがなく，ほとんどの人が税法上の最低引出額（RMDs: Required Minimum Distributions）がある70.5歳になるまで，取崩しを行わないとした．Love *et al.*（2009）は，1998年から2004年までの HRS のデータを利用し，金融資産と住宅などの非金融資産を仮想的に年金化し，さらに公的年金と確定給付年金からの給付を合計して算出した年間の期待受取額である「年金化価値（Annualized Comprehensive Wealth）」を定義して，退職後の家計の貯蓄動向を分析した．その結果，退職後の家計は年齢が上がるにつれ平均余命が短くなるので，必要な資産は少なくなるにもかかわらず，金融資産の取崩しが進まず，年金化価値の減少が緩やかであることを示した．この結果は，平均寿命より長生きする可能性があるリスク（長寿リスク）と高齢期の医療費増加リスクによる予備的貯蓄（Palumbo（1999））と遺産動機を同時に考慮したライフサイクル・モデルの予測と整合的であるとした．Smith *et al.*（2009）は，HRS データを利用して住宅と金融資産を合計した Net Worth を算出し，退職後の貯蓄動向を分析した．その結果，富裕層では85歳まで Net Worth の蓄積が進み，中間層の家計では Net Worth は一定であり取崩しは見られず，資産の少ない家計では取崩しが行われるとした．Poterba *et al.*（2011a）は，米国の貯蓄

1）　一方で米国の高齢者は十分な貯蓄を保有しているとする文献もある．Kotlikoff *et al.*（1982）は，米国の Social Security Administration の Retirement History Survey の1969年，1971年，1973年のデータを利用して高齢者の貯蓄動向を分析した．その結果，高齢者の多くが，公的年金と不動産価格の上昇を考慮すれば，高い水準の持続的消費が可能な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と現実のデータとを比較し，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の動向を分析した．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，問題は少ないことを指摘している．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

を保有する家計においては，長寿リスク，高齢時に発生するおそれのある高額な医療費のリスク，株価の低下リスクに直面することに備える予備的貯蓄の傾向があり，退職後しばらくの間は定期的な取崩しを行う家計は少なく，医療費等が発生したなどのショックがあった際に必要額を引き出す傾向があるとした．Poterba *et al.*（2011b）は，米国の1997年から2010年までの SIPP（Survey of Income and Program Participation）と HRS データを利用し，60歳から85歳までの家計の金融資産の取崩しの動向を分析した．その結果，60歳から69歳までの取崩しを行っている家計の年間の取崩率は１～２％程度でしかなく，予備的貯蓄の傾向があるとした．また，RMDs がある70.5歳以上では年間の取崩率は５％程度に上昇するとした．さらに，分析期間では年間の投資収益率が取崩率を上回り，85歳程度までは金融資産額の蓄積は高まる傾向があるとした．

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，退職後の高齢者は（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．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1.44万円の取崩し，平均で0.91万円の取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・モデルと整合的に，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）の世帯当たり取崩額は Horioka （2010）の4.94万円の30％程度にとどまる．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，低所得者層を除くと65歳以上の世帯でも純貯蓄（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と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，などに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）かのほか，特に重要であるのは，同居及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（もしくは取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た．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）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た．このような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．さらに，ホリオカ・新見（2017）では，『家計調査』及びゆうちょ財団『家計と貯蓄に関する調査』を利用して，高齢者家計の貯蓄行動について分析し，働いている高齢者家計は正の貯蓄を行うのに対して，退職後では大きく負であること，主として社会保障給付の削減により，高齢者世帯が資産を取り崩す傾向は緩やかに強まっていること，退職後の高齢者家計は資産を取り崩しているが，取崩率は単純なライフサイクル仮説が予測するほどは高くなく，予備的貯蓄や遺産動機の可能性があるとした．

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する．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年から2010年まで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間の異質性の影響をコントロールしながら，①就業者と無業の者で貯蓄・取崩し行動にどのような違いがあるかを推計したこと，②純金融資産のほかに，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，年金受給の有無の貯蓄行動への影響について分析を行ったこと，が本稿の貢献である．家計の貯蓄

©Japan Society of Monetary Economics 2019

行動がライフサイクル・モデルに整合的であれば，就業している場合には貯蓄を積み増し，退職者は貯蓄を取り崩すはずである．

本稿の結論を先に述べると，平均的には就業者は正の純貯蓄をしており，一方，無業の者は貯蓄の取崩しがあった．これらの結果は，働いている間は貯蓄し，退職してからは貯蓄を取り崩すとするライフサイクル・モデルの予測と整合的な結果であった．ただ，いずれの就業状態でも，家計年収が多いと貯蓄し，少ないと取崩しをするという関係も確認された．親族介護の有無，退職経験，年金受給の有無は貯蓄率と有意な関係はなかったが，６大疾病の診断があると，支出が増え，貯蓄率が低下する傾向があった．配偶者が就業している場合では，支出が増えることはなく，貯蓄率が上昇する傾向があり，将来の生活水準の低下への不安に備えるための予備的な動機である可能性がある．

本稿の構成は以下のとおりである．第２節は分析方法，第３節は分析結果，第４節は頑強性確認のための追加分析，第５節は結論と課題である．

2　分　析　方　法

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』である．[2] 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男女回答者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，男性が正規雇用として働き，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ためである．[3] なお，2005年時点で非正規や自営を除いた理由は，これらは国民年金に加入していることが想定され，厚生年金に加入する正規雇用とは年金受給の影響が異なることが予想されるためである．[4] 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．パネル B は就業状態別のサンプル数の推移である．2005年では，サンプルを正規雇用に限定しているが，時間が経過するとともに，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．パネル C は年齢・就業状態別のサンプル数である．年齢が高まるにつれ無業が増える．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，データをプールして分析する．

2.2　分 析 モ デ ル

本稿では，貯蓄率（S）に関する以下のモデルを推計する．

2)　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．

3)　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．

4)　年金制度が異なれば年金受給額も異なることが予想される．なお，『中高年者縦断調査』では，加入する年金を区別する質問項目はない．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

表１　就業状態・年齢別サンプル数

パネル A　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 B　就業状態別のサンプル数

サンプル数

就業状態	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

構成比　（%）

就業状態	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
正規	100.0	90.7	83.4	76.0	66.8	58.9	79.3
非正規	0.0	4.9	9.5	14.1	18.9	22.7	11.7
自営	0.0	1.5	2.5	3.4	3.6	4.4	2.6
無業	0.0	2.9	4.6	6.4	10.7	14.0	6.4
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

パネル C　年齢・就業状態別のサンプル数

サンプル数

年齢	正規	非正規	自営	無業	合計
50	531	0	0	0	531
51	1,038	16	8	4	1,066
52	1,589	30	14	16	1,649
53	2,137	62	37	22	2,258
54	2,727	87	47	49	2,910
55	3,268	122	61	88	3,539
56	3,480	146	78	65	3,769
57	3,582	168	73	92	3,915
58	3,603	172	92	131	3,998
59	3,374	216	101	147	3,838
60	1,607	992	125	462	3,186
61	997	986	122	452	2,557
62	627	708	97	364	1,796
63	335	407	60	313	1,115
64	112	163	21	153	449
合計	29,007	4,275	936	2,358	36,576

構成比　（%）

年齢	正規	非正規	自営	無業	合計
50	100.0	0.0	0.0	0.0	100.0
51	97.4	1.5	0.8	0.4	100.0
52	96.4	1.8	0.8	1.0	100.0
53	94.6	2.7	1.6	1.0	100.0
54	93.7	3.0	1.6	1.7	100.0
55	92.3	3.4	1.7	2.5	100.0
56	92.3	3.9	2.1	1.7	100.0
57	91.5	4.3	1.9	2.3	100.0
58	90.1	4.3	2.3	3.3	100.0
59	87.9	5.6	2.6	3.8	100.0
60	50.4	31.1	3.9	14.5	100.0
61	39.0	38.6	4.8	17.7	100.0
62	34.9	39.4	5.4	20.3	100.0
63	30.0	36.5	5.4	28.1	100.0
64	24.9	36.3	4.7	34.1	100.0
合計	79.3	11.7	2.6	6.4	100.0

©Japan Society of Monetary Economics 2019

$$
\begin{aligned}
S_{i,t} = {} & \beta_0 + \beta_1 \ln HI_{i,t} + \sum_j \mathbf{I}(Emp_{i,t}=j)(\beta_{2,j} + \beta_{3,j} \cdot \ln HI_{i,t}) \\
& + \beta_4 \frac{NFA_{i,t-1}}{HI_{i,t}} + \beta_5 \left(\frac{NFA_{i,t-1}}{HI_{i,t}}\right)^2 + \sum_d \beta_{6,d} Dd_{i,t} + C'_{i,t}\gamma \\
& + \sum_a \eta_a \mathbf{I}(Age_{i,t}=a) + \sum_y \theta_k \mathbf{I}(Year_t=y) + \delta_i + \varepsilon_{i,t}.
\end{aligned} \tag{1}
$$

ただし，i はサンプル，t は時点を表す添字である．被説明変数は貯蓄率（$S \equiv NS/HI$）である．S は，家計年収（HI）から年間支出（E）を引いた純貯蓄（NS）を HI で除して算出する．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などの年金以外の収入が含まれている．年間支出は10月の月間支出を12倍したものである．[5] 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．[6] NFA 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．貯蓄額には銀行預金の他に株式や投資信託も含まれる．メインとなる説明変数は，家計年収の対数値（$\ln HI$），就業状態（Emp），家計年収の対数値と就業状態の交差項（$\ln HI \times \mathbf{I}(Emp=j)$），家計年収で基準化した純金融資産（$NFA(t-1)/HI$）とその２乗の項，回答者の個人属性（$Dd$）である．$Emp$ は就業状態を表す変数であり $Emp=1$ は正規，$Emp=2$ は非正規，$Emp=3$ は自営，$Emp=4$ は無業である．非正規は，パート，派遣，嘱託が含まれる．[7] $\mathbf{I}(Emp=j)$ は各就業状態を表すダミー変数（その就業状態であれば１，そうでなければ０）である．以下の推計では，正規をベースとする．純金融資産の影響は非線形であることも想定されるので２乗の項を含める．個人属性 Dd は，それぞれ，以下の５つ（$d=1,\cdots,5$）の状態を表すダミー変数である．「親族介護（$D1$）」は同居・非同居にかかわらず親族への介護がある状態を表すダミー変数，「６大疾病（$D2$）」は，糖尿病，心臓病，脳卒中，高血圧，高脂血症，悪性新生物のいずれかの診断があることを表すダミー変数，「退職経験（$D3$）」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）があることを表すダミー変数，「年金受給（$D4$）」は公的年金を受給していることを表すダミー変数，「配偶者就業（$D5$）」は，配偶者が就業していることを表すダミー変数である．その他の変数として，「扶養子供ありダミー」，「住居ダミー（持家，賃貸，社宅，その他）」をコントロール変数 C とした．また，Age は年齢，$Year$ は年を表す変数で，$\mathbf{I}(Age_{i,t}=a)$ は各年齢ダミー変数，$\mathbf{I}(Year_t=y)$ は各年ダミー変数である．年齢ダミー変数は，OLS と変量効果モデルの推計では51歳から64歳までのフルセットの年齢ダミー変数（51歳を基準とする）を用いる．固定効果モデルの推計では，51歳と52歳は同一のダミー変数とし，64歳までの各ダミー変数を用いた（51・52歳ダミーを基準とする）．年ダミー変数は2006年を基準とした．β はメイン変数の回帰係数，γ，η_a，θ_k は，それぞれ，コントロール変数，年齢ダミー，年ダミーの回帰係数であり，δ は固定効果，ε は誤差項を表す．実際の推計では，(1)式より一部の変数や交差

5）ただし，正規の場合はボーナスを月収の2.5か月分とし，ボーナス込みの年収として分析に利用する．

6）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１人ずついると想定）．所得税率は実際の税率，住民税率は10%で現年課税とする．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（『中高年者縦断調査』では配偶者の働き方がわからないためである）．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，配偶者の年収が130万円を超える割合は約27%，高額である頻度は少ない（例えば480万円以上となるのは５%未満）ため，この仮定を採用した．

7）『中高年者縦断調査』の仕事に関する質問に関して「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」を自営とした．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

項を除いたシンプルなモデルについても推計し，各モデル間で共通に観察されるパターンを整理する．

ライフサイクル・モデルによれば，就業状態の違いにより貯蓄率は異なることが予測される．正規雇用者が最も貯蓄率が高く，非正規・自営では貯蓄率が低下し，場合によっては負の貯蓄率，つまり金融資産の取崩しが予測される．また無業では純貯蓄の取崩しを行うはずである．個人属性に関しては，近親者の介護をしている場合や健康状態が悪い場合は，介護費用や医療費が発生する．加えて労働時間の減少による収入の低下が考えられるため，貯蓄率の低下が予測される．１年以内の退職経験があると，退職金により一時的に流動性が高まり，貯蓄をする必要性が低まったと認識され，貯蓄率が低下する可能性がある．また，退職時の旅行等の一時的な支出増による貯蓄率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，貯蓄率の上昇も考えられる．本稿では，どちらが現実に起こっているのかを検証する．年金受給や配偶者収入に関しては，今後の生活への不安が大きいならば，貯蓄率の上昇が予測できる．一方，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，貯蓄率への影響はないことが考えられる．いずれが現実に起こっているのか検証する．

貯蓄率には，世帯間のリスク選好の多様性を反映して，観測されるデータでは説明できない固定効果項 δ_i が存在する可能性が高い．ここで，その固定効果項と説明変数の間に相関関係があると，バイアスの原因となる．例えば，純金融資産については，リスク回避度が高い世帯ほど貯蓄率が高く，その結果として，純金融資産も大きくなる可能性がある．また，家計年収に関しても，例えば，リスク回避度が高い世帯ほど平均収入が低くても低リスクの職業または資産ポートフォリオを選ぶ傾向があるかもしれない．したがって，本論文では，これらのバイアスの可能性に対処するため，『中高年者縦断調査』のパネルデータを活用し，固定効果モデルによる推計を行う．

各就業状態別に貯蓄率の傾向を分析するため，帰無仮説：

$$\mathrm{E}[\hat{S}|Emp=j]|_{\ln HI=h_1,\cdots,h_6}=0, \quad \text{for } j=1,2,3,4. \tag{2}$$

を検証する．これは，正規，非正規，自営，あるいは無業について，それぞれ，貯蓄率の推計式(1)による予測値 $\hat{S}I$ の期待値がゼロかを検証するものである．式(1)では $\ln HI$ と各就業状態（Emp）とに交差項があり，$\ln HI$ の水準の違いにより貯蓄率は異なることが予想されるため，$\ln HI$ を $h_1=5.3$（全体データの５％タイル値），$h_2=5.6$（無業の家計年収の平均278.4万円の対数値），$h_3=6.0$（非正規の家計年収の平均403.2万円の対数値），$h_4=6.4$（自営の家計年収の平均605.8万円の対数値），$h_5=6.5$（正規の家計年収の平均638.5万円の対数値），$h_6=7.0$（全体データの95％タイル値）でそれぞれ評価する．[8] なお，Emp と $\ln HI$ 以外の変数は，それぞれの平均値で評価する．

次に，非正規，自営，あるいは無業の貯蓄率が正規と異なるかを分析するため，帰無仮説：

$$\mathrm{E}[\hat{S}|Emp=j]-\mathrm{E}[\hat{S}|Emp=1]|_{\ln HI=h_1,\cdots,h_6}=\beta_{2,j}+\beta_{3,j}\cdot\ln HI=0, \quad \text{for } j=1,2,3,4. \tag{3}$$

を検証する．これは，就業形態別の貯蓄率と正規の貯蓄率との差がゼロであるかを検証するものである．この差は，$\ln HI$ の水準の違いにより異なることが予想されるため，(2)式と同様に，

8）各 h は見やすくするために小数点１桁の数値を表記しているが，推計では実際の平均値，％タイル値を利用する．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

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
説明変数	本人年収［I］	年万円	32,125	463.9	(285.7)	0	3,311.0
	配偶者年収［$I2$］	年万円	29,728	124.4	(211.6)	0	3,600.0
	家計年収［$HI=I+I2$］	年万円	26,961	595.7	(363.2)	0	6,587.6
	$\ln HI$		26,675	6.26	(0.54)	1.63	8.8
	家計支出［E］	年万円	35,066	405.3	(196.3)	0	2,160.0
	純貯蓄［$NS=HI-E$］	年万円	25,962	162.3	(250.5)	−1,162.5	1,514.1
被説明変数	貯蓄率［$S=NS/HI$］		25,404	23.6%	(33.6%)	−153.0%	100.0%
説明変数	金融資産額［F］	年万円	35,086	928.6	(1247.0)	0	8,500
	借入額［B］	年万円	35,023	462.6	(901.0)	0	10,137
	純金融資産［$NFA=F-B$］	万円	33,649	475.6	(1558.0)	−6,000	7,000
	純金融資産［$NFA(t-1)$］	万円	28,019	424.1	(1542.4)	−6,000	7,000
	$NFA(t-1)/HI$		19,003	0.78	(2.91)	−12.5	15.0
説明変数	就業状態・正規	(d)	36,576	0.79	(0.41)	0	1
	就業状態・非正規	(d)	36,576	0.12	(0.32)	0	1
	就業状態・自営	(d)	36,576	0.03	(0.16)	0	1
	就業状態・無業	(d)	36,576	0.06	(0.25)	0	1
説明変数（個人属性）	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
	配偶者就業	(d)	34,325	0.57	(0.49)	0	1
コントロール変数	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
	既婚	(d)	36,576	1.00	(0.00)	1	1
	年齢	歳	36,576	57.1	(3.23)	50	64

（注）（d）はダミー変数を表す．データは2005～2010年．

$\ln HI=h_1,\cdots,h_6$ で評価する．

貯蓄率の弾力性に関しては，帰無仮説：

$$\frac{\partial S}{\partial \ln HI}\Big|_{Emp=j}=\beta_1+\beta_{3,j}=0, \quad \text{for } j=1,2,3,4. \tag{4}$$

を検証する．ただし，$\beta_{3,1}=0$ とする．これは，就業形態別に $\ln HI$ の変化に対して，貯蓄率の変化，つまり，後述する図２の各線の傾きを推計し，それがゼロであるか検証するものである．

また，非正規，自営，あるいは無業の傾きが，正規と異なるかを分析するために，帰無仮説：

$$\frac{\partial S}{\partial \ln HI}\Big|_{Emp=j}-\frac{\partial S}{\partial \ln HI}\Big|_{Emp=1}=\beta_{3,j}=0 \quad \text{for } j=2,3,4. \tag{5}$$

を検証する．

2.3　データの特徴

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年までのデータを利用した平均値・標準偏差を示している．パネル B は，就業状態別・調査年別の家計年収の平均値・標準偏差である．最右列にある全調査年の平均を見ると，正規では家計年収が638.5万円，無業では278.4万円であり，収入の低下が見られ，貯蓄の取崩しが予想される．パネル C は，就業状態別・

©Japan Society of Monetary Economics 2019

パネルB　就業状態別の家計年収(単位：年万円)

		2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	全調査年
正規	Avg.	634.3	641.3	639.5	637.1	637.8	641.7	638.5
	Std.	(312.3)	(328.4)	(311.6)	(405.5)	(407.9)	(422.9)	(351.2)
	N	5,690	4,939	4,465	1,761	2,456	2,938	22,249
非正規	Avg.		401.7	392.9	388.1	380.9	428.5	403.2
	Std.		(295.1)	(283.8)	(391.2)	(239.4)	(352.9)	(315.1)
	N	0	218	353	303	828	1,065	2,767
自営	Avg.		636.9	618.6	623.9	516.9	644.3	605.8
	Std.		(481.3)	(573.4)	(516.6)	(449.5)	(555.5)	(522.8)
	N	0	73	111	72	144	202	602
無業	Avg.		281.3	288.0	239.3	260.9	311.0	278.4
	Std.		(214.6)	(267.4)	(221.7)	(216.9)	(336.8)	(264.1)
	N	0	142	166	153	495	387	1,343
合計	Avg.	634.3	622.0	610.5	577.1	531.6	564.5	595.7
	Std.	(312.3)	(335.2)	(327.8)	(416.5)	(388.1)	(424.4)	(363.2)
	N	5,690	5,372	5,095	2,289	3,923	4,592	26,961

パネルC　就業状態別の貯蓄率

		2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	全調査年
正規	Avg.	26.7%	27.7%	28.8%	27.6%	27.6%	27.1%	27.6%
	Std.	(28.4%)	(28.6%)	(28.1%)	(29.0%)	(30.4%)	(31.1%)	(29.0%)
	N	5,477	4,754	4,297	1,646	2,352	2,842	21,368
非正規	Avg.		0.0%	1.7%	1.9%	5.0%	6.5%	4.4%
	Std.		(42.2%)	(43.8%)	(41.6%)	(41.1%)	(42.5%)	(42.2%)
	N	0	201	319	279	776	1,005	2,580
自営	Avg.		12.9%	13.6%	23.0%	10.3%	18.6%	15.6%
	Std.		(43.1%)	(42.3%)	(34.4%)	(52.3%)	(45.5%)	(45.4%)
	N	0	64	92	63	132	187	538
無業	Avg.		−0.3%	−3.1%	−19.1%	−19.9%	3.1%	−9.5%
	Std.		(46.5%)	(52.2%)	(59.7%)	(55.6%)	(49.1%)	(54.0%)
	N	0	92	104	94	369	259	918
合計	Avg.	26.7%	25.9%	26.1%	21.9%	17.3%	20.5%	23.6%
	Std.	(28.4%)	(30.6%)	(31.5%)	(35.3%)	(40.2%)	(37.3%)	(33.6%)
	N	5,477	5,111	4,812	2,082	3,629	4,293	25,404

(注)　パネルBの家計年収の単位は年万円．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．

調査年別の貯蓄率の平均値・標準偏差である．最右列にある全調査年の平均を見ると，正規では貯蓄率が27.6%であり貯蓄を行っている．非正規，自営では，それぞれ，4.4%，15.6%であり，正規より貯蓄率は低下するが，貯蓄を行っている．これに対して，無業では−9.5%であり，貯蓄の取崩しが行われている．

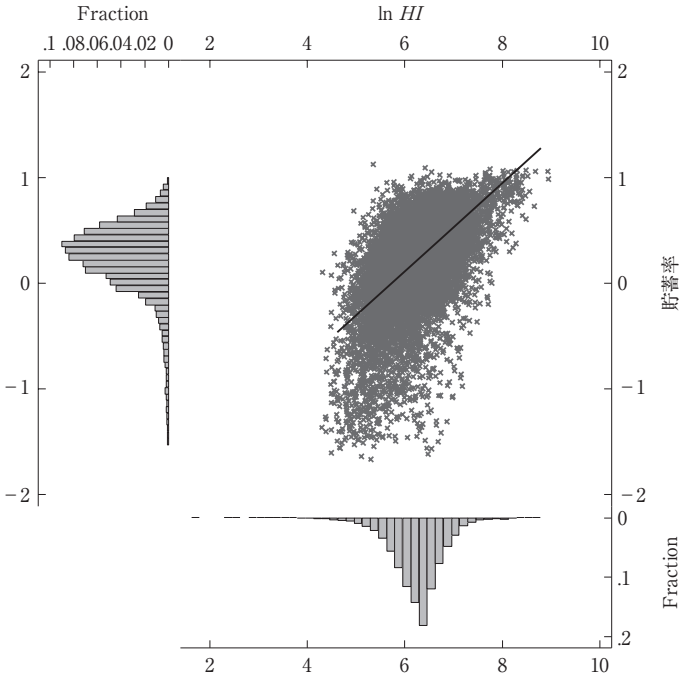
図1のパネルAはメインの説明変数であるln家計年収［ln *HI*］と被説明変数である貯蓄率［*S*］の散布図と，それぞれのヒストグラムである．後述する回帰分析での分析期間である2006〜2010年までのデータを利用している．ln *HI* の分布はおおむね左右対称である．貯蓄率もおおむね左右対称の分布をしているが，一部に貯蓄率が低い家計がある．散布図を見ると，ln *HI* と貯蓄率には正の関係がある．図中の線はOLSによる回帰分析の結果であるが，正の傾きが観察される．パネルBは就業状態別のln *HI* のヒストグラムである．就業状態の違いにより平均や散らばりが異なることがわかる．パネルCは就業状態別のln家計年収と貯蓄率の散布図である．図中の線はOLSによる回帰分析の結果であるが，ln家計年収と貯蓄率は正の関係があり，各就業状態で傾きが異なることが観察される．

表3は親族介護等の各個人属性を表す変数の変化の状況である．親族介護，退職経験，年金受給，

©Japan Society of Monetary Economics 2019

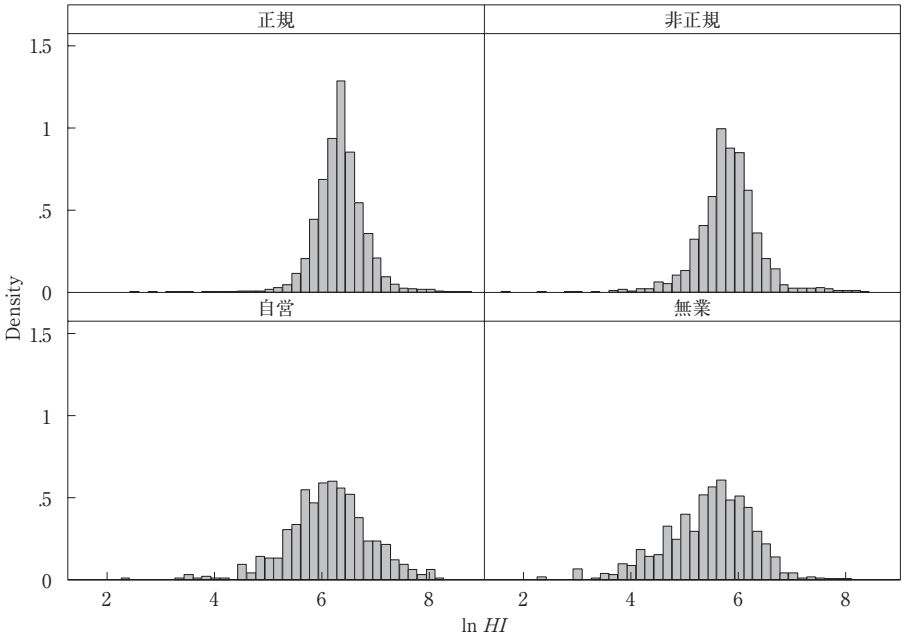
図１　ln 家計年収（ln *HI*）と貯蓄率の散布図とヒストグラム

パネル A　ln *HI* と貯蓄率の散布図とヒストグラム



（注）　横軸は ln 家計年収，縦軸は貯蓄率である．図中の直線は OLS による推計値である．データは2006～2010年.

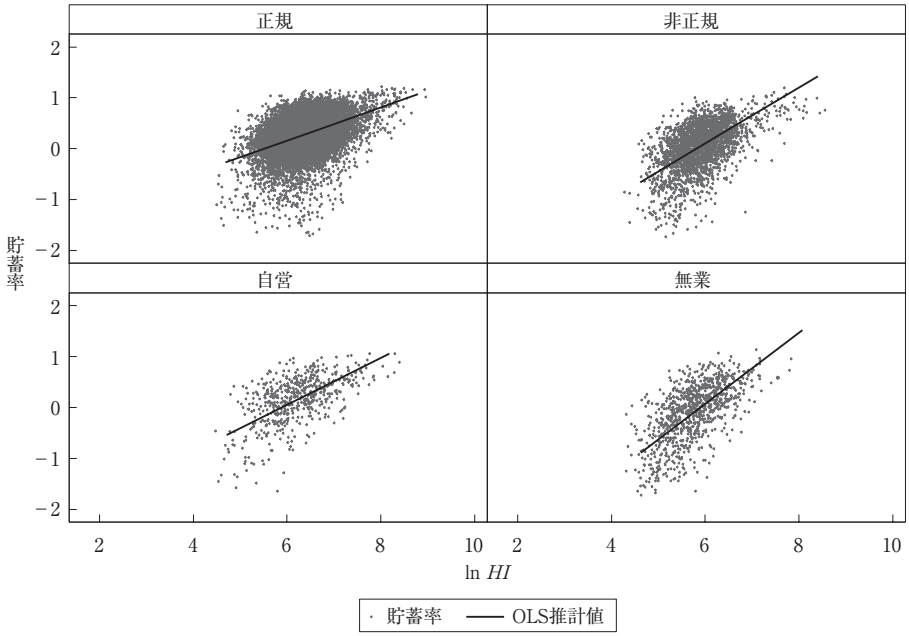
パネル B　ln *HI* 就業状態別ヒストグラム



（注）　データは2006～2010年.

©Japan Society of Monetary Economics 2019

パネルC　就業状態別散布図



（注）　横軸はln家計年収，縦軸は貯蓄率である．図中の直線はOLSによる推計値である．データは2006～2010年．

配偶者就業では，対象年と前年とで状態がどのように変化したかを示している．6大疾病では少なくとも1つの病気について変化があったかについて表している．これらの変数がサンプル期間内であまり変化しないようであると，後述する固定効果モデルによる回帰分析で推定された係数の標準誤差が大きくなる可能性がある．表3を見ると，各変数とも一定の変動があることが確認できる．

3　分　析　結　果

3.1　回帰分析の推計結果

回帰分析の推計結果を表4に示す.[9] 被説明変数は貯蓄率（S）である．標準誤差は各サンプル内での行動に一定の相関があることが予測されるため，サンプルでクラスター化して算出する．列(1)と(2)は，ln家計年収［ln HI］のみを説明変数としたモデルである（コントロール変数，年齢ダミー，年ダミーともに利用していない）．列(1)はOLS，列(2)は固定効果モデル（FE）の推計結果である．列(1)，(2)のいずれも，ln HI の係数は正で有意である．列(3)と(4)は，ln HI，各就業状態，およびこれらの交差項を含めたモデルである．ln HI，各就業状態，交差項の係数は，それぞれ，正，負，正で有意である．列(5)と(6)は，列(3)と(4)の説明変数にコントロール変数，年齢ダミー，年ダミーを追加したモデルである．推計結果は，列(3)と(4)と同様な傾向である．列(7)と(8)は，列(5)と(6)の説明変数に，純金融資産／家計年収［NFA(t−1)/HI］と NFA(t−1)/HI の2乗を追加したモデルである．NFA(t−1)/HI の係数は，列(7)のOLSでは正で有意，列(8)のFEでは有意ではない．また，NFA(t−1)/HI の2乗の係数は，OLSとFEともに負で有意であるが，係数の大きさは異なっており，内生性が疑われる．列(9)，(10)，(11)は，

9)　推計はSTATA13.1による．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

表3　各個人属性変数の変化の状況

親族介護	変化	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
	なし→なし	0	5,533	5,453	5,347	5,301	5,265	26,899
	なし→あり	0	223	247	286	259	281	1,296
	あり→なし	0	167	180	213	245	235	1,040
	あり→あり	0	173	216	250	291	315	1,245
	記録なし	6,096	0	0	0	0	0	6,096
	合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

6大疾病	変化	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
	なし→なし	0	3,381	3,156	3,013	2,875	2,753	15,178
	なし→あり	0	553	495	463	450	429	2,390
	あり→なし	0	270	320	312	307	272	1,481
	あり→あり	0	1,892	2,125	2,308	2,464	2,642	11,431
	記録なし	6,096	0	0	0	0	0	6,096
	合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

退職経験	変化	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
	なし→なし	0	5,452	5,088	4,986	4,762	4,703	24,991
	なし→あり	0	390	446	502	627	560	2,525
	あり→なし	0	142	363	424	467	628	2,024
	あり→あり	0	29	46	71	88	89	323
	記録なし	6,096	83	153	113	152	116	6,713
	合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

年金受給	変化	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
	なし→なし	0	5,964	5,665	4,984	4,354	3,759	24,726
	なし→あり	0	103	285	678	600	653	2,319
	あり→なし	0	4	21	5	40	156	226
	あり→あり	0	7	88	369	998	1,448	2,910
	記録なし	6,096	18	37	60	104	80	6,395
	合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

配偶者有業	変化	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
	なし→なし	0	1,773	1,821	1,922	1,847	2,032	9,395
	なし→あり	0	440	362	292	256	333	1,683
	あり→なし	0	420	452	492	483	473	2,320
	あり→あり	0	3,093	3,047	2,813	2,354	2,168	13,475
	記録なし	6,096	370	414	577	1,156	1,090	9,703
	合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

（注）　2005年のデータは記録なしとして扱った．

列(7)と(8)の説明変数に，各個人属性を追加したモデルである．列(9)はOLS，列(10)は変量効果モデル（RE），列(11)はFEの推計結果である．OLS，RE，FEのいずれも，各就業状態の係数は負で有意であるが，係数の大きさは異なっている．$NFA(t-1)/HI$ の係数はOLSとREでは正で有意であるが，FEでは有意ではない．就業形態や $NFA(t-1)/HI$ に同時決定性(内生性)があるとすれば，推計結果はOLSとFE，あるいはREとFEで異なるはずである．列(12)は，列(9)のOLSと列(11)のFEの係数に差があるか，ブートストラップを利用したHausman検定の結果である．[10] 非正規，無業，$NFA(t-1)/HI$，$NFA(t-1)/HI$ 2乗の係数の差は有意に差がある．また，

10）　STATA13.1を利用した1,000回のブートストラップによる．ブートストラップを利用したHausman検定についてはCameron and Trivedi（2009）のp.443を参照．標準誤差の算出をIDでクラスター化せず，ブートストラップを利用しない標準的なHausman検定でも，1％有意水準で棄却する(以下のREとFEの場合も同様に棄却する)．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

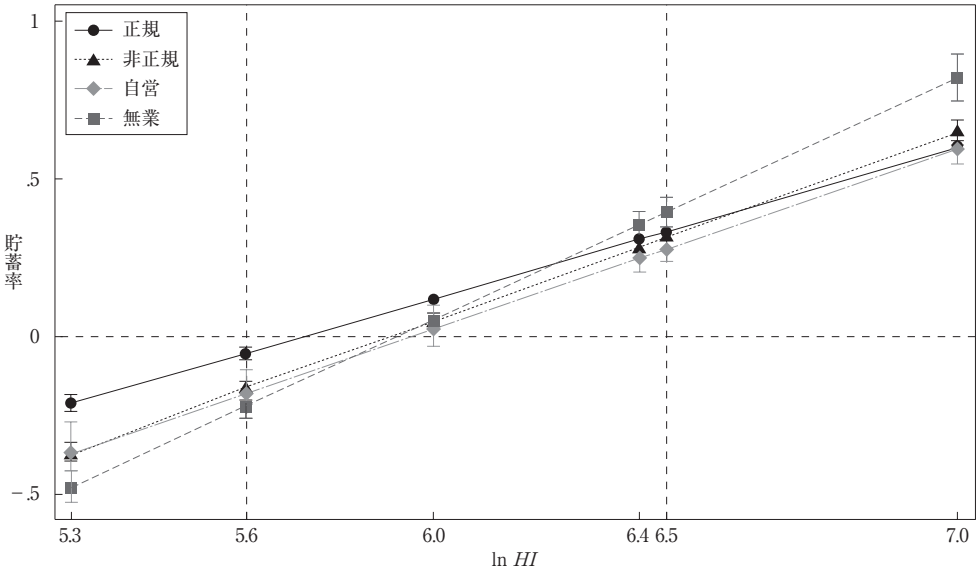
表4　回帰分析の推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
被説明変数	貯蓄率 [$S=(HI-E)/HI$]											差（Hausman 検定）	
推計方法	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS	RE	FE	=(11)-(9)	=(11)-(10)
ln *HI*	0.417**	0.566**	0.326**	0.478**	0.334**	0.487**	0.325**	0.474**	0.308**	0.362**	0.466**	0.158**	0.104**
	(0.007)	(0.010)	(0.007)	(0.011)	(0.007)	(0.011)	(0.007)	(0.012)	(0.007)	(0.007)	(0.012)	(0.013)	(0.008)
非正規			−1.382**	−0.799**	−1.359**	−0.800**	−1.259**	−0.746**	−1.261**	−1.102**	−0.771**	0.490**	0.331**
			(0.110)	(0.112)	(0.110)	(0.112)	(0.112)	(0.116)	(0.112)	(0.102)	(0.118)	(0.119)	(0.051)
自営			−0.903**	−0.631**	−0.868**	−0.660**	−0.857**	−0.658**	−0.946**	−0.824**	−0.633**	0.313	0.191
			(0.201)	(0.210)	(0.202)	(0.210)	(0.205)	(0.228)	(0.229)	(0.217)	(0.243)	(0.265)	(0.115)
無業			−2.310**	−1.899**	−2.291**	−1.910**	−2.089**	−1.719**	−2.122**	−2.015**	−1.744**	0.378*	0.271**
			(0.161)	(0.166)	(0.162)	(0.168)	(0.176)	(0.182)	(0.173)	(0.160)	(0.181)	(0.181)	(0.078)
ln *HI** 非正規			0.221**	0.127**	0.215**	0.123**	0.198**	0.113**	0.197**	0.171**	0.116**	−0.081**	−0.054**
			(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.019)	(0.018)	(0.019)	(0.018)	(0.017)	(0.019)	(0.019)	(0.008)
ln *HI** 自営			0.133**	0.094**	0.126**	0.095**	0.125**	0.094**	0.139**	0.119**	0.089*	−0.049	−0.029
			(0.031)	(0.032)	(0.031)	(0.032)	(0.032)	(0.035)	(0.035)	(0.033)	(0.037)	(0.041)	(0.018)
ln *HI** 無業			0.371**	0.308**	0.365**	0.306**	0.333**	0.276**	0.338**	0.322**	0.280**	−0.059	−0.042**
			(0.027)	(0.028)	(0.027)	(0.028)	(0.030)	(0.031)	(0.029)	(0.027)	(0.030)	(0.031)	(0.013)
NFA(t−1)/*HI*							0.013**	0.004	0.014**	0.010**	0.003	−0.011**	−0.007**
							(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
NFA(t−1)/*HI* 2乗							−0.0018**	−0.0008**	−0.0018**	−0.0015**	−0.0008**	0.0010**	0.0007**
							(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0001)
親族介護									−0.011	−0.006	−0.003	0.008	0.003
									(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.011)	(0.004)
6大疾病									−0.016**	−0.016**	−0.014*	0.002	0.002
									(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.008)	(0.004)
退職経験									−0.032**	−0.020*	−0.007	0.026*	0.013**
									(0.011)	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.004)
年金受給									0.039**	0.034**	0.021	−0.018	−0.014**
									(0.011)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.004)
配偶者有業									0.072**	0.055**	0.028**	−0.044**	−0.027**
									(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.008)	(0.004)
コントロール変数	なし	なし	なし	なし	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり		
年ダミー	なし	なし	なし	なし	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり		
年齢ダミー	なし	なし	なし	なし	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり		
N	19,927	19,927	19,927	19,927	19,924	19,924	18,393	18,393	18,203	18,203	18,203		
F-値	3749.6**	3497.1**	646.43**	620.74**	180.92**	164.6**	161.08**	130.31**	146.63**		112.81**		
カイ2乗(df=14)										6014.2**		199.27**	232.91**

（注）　数値は回帰係数，括弧内は標準誤差，FE は固定効果モデル，RE は変量効果モデルを表す．列(10)の Wald カイ2乗の値は6014.2（1％有意水準）である．標準誤差はサンプル ID でクラスター化して推計している．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

図２　ln 家計年収(ln *HI*)と貯蓄率の関係



（注）　表４列(11)の推計結果を利用して算出．図中の各ひげは期待値の95％信頼区間を表す．ln 家計年収，各就業状態以外の変数は平均値で評価．ln *HI*=5.3は全データの５％タイル値の対数値，5.6は無業平均の対数値，6.0は非正規平均の対数値，6.4は自営平均の対数値，6.5は正規平均の対数値，7.0は全データの95％タイル値の対数値．

列(12)の最下行は，ln *HI* から配偶者有業までのメインの説明変数について，２つのモデルの推計結果が同時（jointly）に異なるかを検定する結果である．検定統計量であるカイ２乗の値は199.27であり，１％有意水準で棄却される．つまり，２つのモデルの回帰係数が異なることを意味しており，列(11)の FE を採用した方が望ましいことが示唆される．同様に，列(13)は列(10)の RE と列(11)の FE の係数が異なるかを検定する Hausman 検定の結果である．列(12)と同様に，非正規，無業，*NFA*(t−1)/*HI*，*NFA*(t−1)/*HI* ２乗の係数の差は有意に差がある．また，列(13)の最下行は，メインの説明変数について，同時（jointly）に異なるかを検定する結果である．検定統計量であるカイ２乗の値は232.91であり，１％有意水準で棄却される．列(11)の FE を採用した方が望ましいことが示唆される．そこで，列(11)のフルセットの説明変数を利用して FE で推計したモデルをメインモデルとして，以下では詳細な分析を行う．

3.2　各就業状態別の貯蓄率の動向

図２は，表４の列(11)のメインモデルの推計結果を利用して，各就業状態別の ln *HI*（X 軸）と貯蓄率（Y 軸）との関係を図示したものである．各線グラフの傾きは貯蓄率の家計年収に対する感応度（$\partial S/\partial \ln HI$），つまり，単位％の家計年収の変化に対する，貯蓄率の％ポイントの変化を表している．各線のひげは95％信頼区間を表している．ln *HI* と就業状態以外の変数は，それぞれの平均値で評価する．[11] 家計年収を正規の平均である638.5万円の対数値の6.5で評価した場合では，正規，非正規，自営，無業のいずれの就業状態でも，貯蓄率は正であり，貯蓄を行っている．これに対して，家計年収を無業の平均である278.4万円の対数値の5.6で評価した場合では，正規，非正規，自営，無業のいずれの就業状態でも，貯蓄率は負であり，貯蓄を取り崩している．つまり，平均的に見れば，ライフサイクル・モデルが予測するように，働いている際には貯蓄し，退職してか

11）　グラフ作成は，以下で述べる STATA13.1の margins コマンド実行後の，marginsplot コマンドによる．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

表5　貯蓄率の推計値・限界効果・感応度

パネルA　就業状態別の貯蓄率の推計値

ln *HI*	(万円) *HI*	摘要	(1) 正規 Est.	(1) 正規 S.E.	(2) 非正規 Est.	(2) 非正規 S.E.	(3) 自営 Est.	(3) 自営 S.E.	(4) 無業 Est.	(4) 無業 S.E.
5.3	197.2	全体5％タイル値	−21.5%	(1.3%)**	−37.0%	(1.6%)**	−37.5%	(5.1%)**	−48.2%	(2.5%)**
5.6	278.4	無業平均	−5.4%	(0.9%)**	−16.9%	(1.1%)**	−18.3%	(3.9%)**	−22.4%	(1.9%)**
6.0	403.2	非正規平均	11.9%	(0.4%)**	4.7%	(0.8%)**	2.3%	(2.8%)	5.2%	(1.7%)**
6.4	605.8	自営平均	30.9%	(0.2%)**	28.4%	(1.1%)**	24.9%	(2.0%)**	35.6%	(2.3%)**
6.5	638.5	正規平均	33.3%	(0.2%)**	31.5%	(1.2%)**	27.9%	(2.0%)**	39.5%	(2.4%)**
7.0	1,134.3	全体95％タイル値	60.1%	(0.8%)**	65.0%	(2.1%)**	59.8%	(2.7%)**	82.4%	(3.8%)**

(注)　数値は表4列(11)の推計結果を基に算出した貯蓄率の推計値である．括弧内はデルタ法による標準誤差．家計年収の単位は万円．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

パネルB　貯蓄率の正規に対する限界効果

ln *HI*	(万円) *HI*	摘要	(5) 差：(2)非正規−(1)正規 Est.	(5) 差：(2)非正規−(1)正規 S.E.	(6) 差：(3)自営−(1)正規 Est.	(6) 差：(3)自営−(1)正規 S.E.	(7) 差：(4)無業−(1)正規 Est.	(7) 差：(4)無業−(1)正規 S.E.
5.3	197.2	全体5％タイル値	−15.5%	(1.8%)**	−16.0%	(5.1%)**	−26.7%	(2.7%)**
5.6	278.4	無業平均	−11.5%	(1.3%)**	−12.9%	(4.0%)**	−17.0%	(2.0%)**
6.0	403.2	非正規平均	−7.2%	(1.0%)**	−9.6%	(2.9%)**	−6.7%	(1.8%)**
6.4	605.8	自営平均	−2.5%	(1.2%)*	−5.9%	(2.1%)**	4.7%	(2.3%)*
6.5	638.5	正規平均	−1.8%	(1.3%)	−5.5%	(2.1%)**	6.2%	(2.4%)*
7.0	1,134.3	全体95％タイル値	4.8%	(2.2%)*	−0.3%	(2.7%)	22.2%	(3.8%)**

(注)　数値はパネルAより算出した貯蓄率の正規を基準とした差異(限界効果)，括弧内はデルタ法による標準誤差．家計年収の単位は万円．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

パネルC　就業形態の違いによる貯蓄率の感応度(傾き)

	Est.	S.E.
正規	0.466	(0.012)**
非正規	0.583	(0.019)**
自営	0.556	(0.037)**
無業	0.746	(0.030)**
差：非正規−正規	0.116	(0.019)**
差：自営−正規	0.089	(0.037)*
差：無業−正規	0.280	(0.030)**

(注)　数値は表4列(11)の推計結果を基に算出．感応度は図2の各線グラフの傾きを表す．標準誤差はデルタ法による．差は正規を基準とした傾きの差を表す．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

らは貯蓄を取り崩すという関係に整合的な推計結果である．一方で，いずれの就業状態でも家計年収が高ければ貯蓄し，低いと貯蓄を取り崩すという関係にもなっている．また，非正規，自営，無業のグラフの傾きは正規と比べて大きく，家計収入の変化に対して貯蓄率の感応度が大きい．

表5パネルAの列(1)〜(4)は，図2で示した各就業状態別の貯蓄率の数値データである．表4の列(11)の推計結果を基に算出しており（以下のパネルBとCの分析でも同様），式(2)による帰無仮説の検証結果に対応する．標準誤差はデルタ法による.[12] 列(1)の正規では，家計年収が低い領域では貯蓄率は負であるが，家計年収が正規の平均の対数値である ln *HI*＝6.5 では，貯蓄率は

12)　推計は，STATA13.1の margins コマンドによる（以下の推計でも同様）．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

33.3%であり，貯蓄が行われている．列(4)の無業では，家計年収が無業の平均の対数値である $\ln HI=5.6$ では，貯蓄率は－22.4%であり，貯蓄の取崩しが行われている．一方で，家計年収が高い領域では貯蓄率は正となっている．列(2)と列(3)の非正規と自営は，正規や無業と同様な傾向である．

パネルBの列(5)～(7)は各就業状態別の限界効果（正規とそれ以外の各就業状態との貯蓄率の差）である．図2の正規と各就業状態を表す線グラフの縦の差に相当し，式(3)による帰無仮説の検証に対応する．標準誤差はデルタ法による．列(7)の無業の限界効果（正規との差）は，家計年収を無業の平均の対数値である $\ln HI=5.6$ で評価した場合では，無業の貯蓄率は正規と比べて－17.0%有意に低く，一方，正規の平均の対数値である $\ln HI=6.5$ で評価した場合では，無業の貯蓄率の方が6.2%有意に高い．列(5)の非正規，列(6)の自営も，無業とおおむね同様な傾向である．これらの結果は，働いている時は貯蓄し，退職してからは貯蓄を取り崩すというライフサイクル・モデルの予測と整合的であり，Horioka（2010）や中澤他（2015）の結果に近い．

パネルCの上段は，就業状態別の貯蓄率の家計年収の変化に対する感応度である．図2の各線グラフの傾きに相当し，式(4)による帰無仮説の検証に対応する．標準誤差はデルタ法による．いずれの就業形態でも感応度は正で有意であり，家計年収が高まると貯蓄率が高まる傾向がある．パネルCの下段は，正規を基準とした各就業状態別の感応度の差である．図2の正規のグラフの傾きと正規以外の各線グラフの傾きとの差に相当し，式(5)による帰無仮説の検証に対応する．いずれの就業状態でも，感応度の差は正で有意である．特に，就業による収入がある正規，非正規，自営と比較して無業では，収入の変動に対して，貯蓄率が大きく変化する傾向がある．つまり，無業の世帯は所得が変動しても，あまり支出を調整していない．その理由としては，所得が変動しても，有業世帯と比較して無業世帯では想定した恒常所得の額を修正していないことが考えられる．無業の収入源（年金，近い将来に退職が予測される配偶者の収入，社会保険からの収入）は限られているため，所得の一時的な増減があっても，恒常所得に影響を及ぼす可能性は低い．また，医療費や定額の社会保険料や固定資産税など，所得水準との関係が薄い支出の割合が高いことも支出を調整していない一因であろう．さらに収入が高い家計において就業している家計よりも無業の貯蓄率が高い背景の1つとして，米国における実証分析の結果やホリオカ・新見（2017）での指摘と同様に，将来への不安（予備的動機）による可能性が考えられる．[13] これに対して正規雇用など就業による収入がある世帯では，労働時間の調節など支出の増減に合わせて収入を調整することもできる．こうした調整を行っていれば，収入の高低による貯蓄率の変動がより小さくなることが考えられる．[14]

3.3　純金融資産・各個人属性変数と貯蓄率

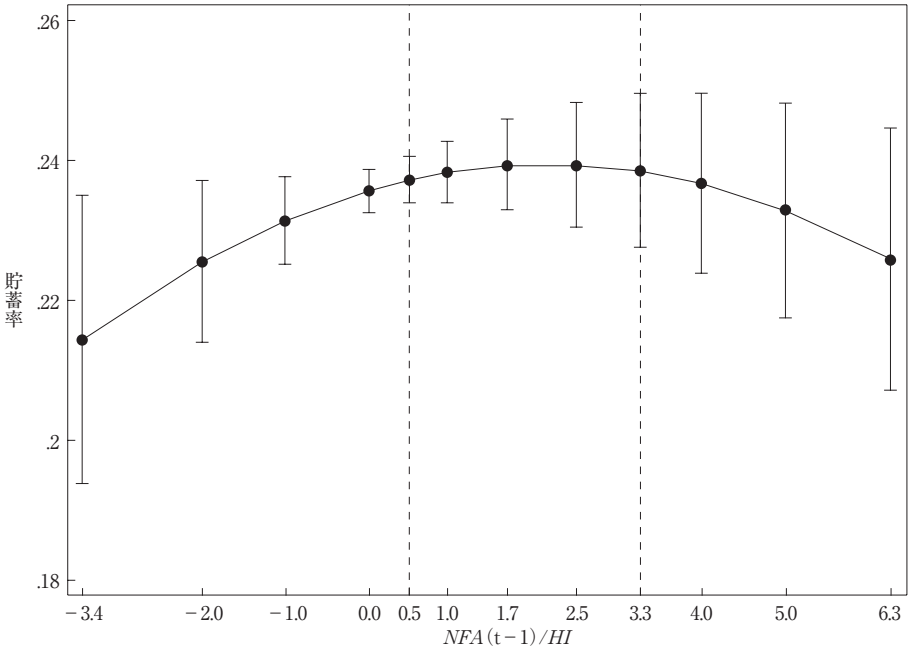
純金融資産に関しては，メインモデルである表4列(11)を見ると，$NFA(t-1)/HI$ は有意ではなく，同2乗の係数は負で有意であり，$NFA(t-1)/HI$ と貯蓄率は上に凸（コンケイブ）の関係になっている．列(11)の推計結果を利用して $NFA(t-1)/HI$ と貯蓄率の関係を図示したのが図3である．$NFA(t-1)/HI$ をどこで評価するかで貯蓄率が異なるため，正規，非正規，自営，無業の平均

13）内閣府（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．

14）データでは家計年収と貯蓄率の関係は，上に凸（コンケイブ）の関係となっている．図2でln家計年収と貯蓄率の関係では，正規よりも無業の傾きが大きいということは，家計年収と貯蓄率の関係では，正規よりも無業の曲率が大きいことを意味している．これは，同じ家計年収の変動リスクに対して，正規よりも無業の方が貯蓄率の期待値が大きくなることを示すものであり，予備的貯蓄と整合的である．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

図３　純金融資産(t－1)/家計年収と貯蓄率の関係



（注）　表４列(11)の推計結果を利用して算出．図中の各ひげは期待値の95％信頼区間を表す．*NFA*(t－1)/*HI* 以外の変数は平均値で評価．*NFA*(t－1)/*HI*＝－3.4は全データの５％タイル値，0.5は正規平均，1.0は自営平均，1.7は非正規平均，3.3は無業平均，6.3は全データの95％タイル値．

を含む，全データの５％タイル値から95％タイル値まで複数の値で評価している．*NFA*(t－1)/*HI* が小さい領域では，*NFA*(t－1)/*HI* と貯蓄率は正の関係となっている．これは流動性制約による可能性がある．一方，大きい領域では負の関係になっている．これは，大きな純金融資産を保有する階層では，金融資産が高まるにつれて消費を増加させている可能性を示している．しかし，*NFA*(t－1)/*HI* が大きい領域，小さい領域ともに，貯蓄率の増減の程度は大きくない．正規の平均(＝0.5)から無業の平均(＝3.3)までは，貯蓄率はおおむねフラットである．つまり，純金融資産の大きさの家計の貯蓄率への影響は限定的と言える．[15]

各個人属性に関しては，メインモデルである表４列(11)を見ると，親族介護は有意ではないが，６大疾病の係数は負で有意である．労働時間の減少による収入低下の中で健康状態の悪化と医療費発生による支出の増加があり，貯蓄率が低下するものと考えられる．[16] 退職経験や年金受給も有意ではない．退職時の一時的な流動性制約の緩和により貯蓄性向が低くなるという Hamaaki (2013) の指摘とは異なる結果である．配偶者が有業の場合は，貯蓄率を高める傾向がある．配偶者の収入の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．中澤

15）　表４列(11)の推計結果を利用して，無業について純金融資産の取崩率 $g \equiv NS/NFA(t-1) = S/NFA(t-1)/HI$ を計算すると，家計年収を無業の平均の対数値(＝5.63)，*NFA*(t－1)/*HI* を無業の平均値(＝3.26)で評価した貯蓄率の推計値(S ＝－21.7％)を利用した場合には，g ＝－21.7％ / 3.26＝－6.66％となる(標準誤差は0.57％)．この結果は Horioka (2010) の推計値(1.94％～2.39％)よりも大きいが，この理由として，取崩率の定義の違いによるものだと考えられる．本稿の定義は上述の g であるが，Horioka (2010) では純金融資産の純増減額の期初の純金融資産に対する比率と定義して算出している．

16）　所得の高い仕事の方がストレスが高く，そのため６大疾病のいずれかを発症しやすいなどの関係が想定できる．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

表6　貯蓄率に対する頑健性の分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	表4列(11)再掲				
被説明変数	貯蓄率［$S=(HI-E)/HI$］			家計支出［E］	ln 家計支出［ln$E$］
データサンプル		NFA(t−1)≧0	NFA(t−1)＜0		
推計方法	FE	FE	FE	FE	FE
ln HI	0.466**	0.469**	0.460**	59.42**	0.132**
	(0.012)	(0.015)	(0.023)	(5.78)	(0.013)
非正規	−0.771**	−0.869**	−0.654**	61.60	0.001
	(0.118)	(0.141)	(0.226)	(56.73)	(0.122)
自営	−0.633**	−0.444	−0.848	179.31	0.218
	(0.243)	(0.319)	(0.458)	(137.28)	(0.254)
無業	−1.744**	−1.816**	−1.955**	183.47*	0.182
	(0.181)	(0.219)	(0.386)	(81.99)	(0.172)
ln HI*非正規	0.116**	0.132**	0.097**	−9.64	−0.000
	(0.019)	(0.023)	(0.037)	(9.68)	(0.020)
ln HI*自営	0.089*	0.061	0.122	−24.97	−0.032
	(0.037)	(0.048)	(0.069)	(22.21)	(0.040)
ln HI*無業	0.280**	0.294**	0.307**	−29.61*	−0.030
	(0.030)	(0.037)	(0.063)	(14.23)	(0.029)
NFA(t−1)/HI	0.003	−0.006**	0.008	−0.41	−0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.006)	(1.02)	(0.002)
NFA(t−1)/HI 2乗	−0.001**			−0.01	−0.000
	(0.000)			(0.10)	(0.000)
親族介護	−0.003	−0.007	0.005	2.96	0.011
	(0.009)	(0.012)	(0.018)	(5.64)	(0.011)
6大疾病	−0.014*	−0.010	−0.011	11.04*	0.020*
	(0.007)	(0.009)	(0.013)	(4.86)	(0.009)
退職経験	−0.007	−0.012	0.002	−9.04	−0.023*
	(0.010)	(0.013)	(0.019)	(5.28)	(0.011)
年金受給	0.021	0.018	0.025	−2.58	−0.013
	(0.011)	(0.012)	(0.024)	(5.87)	(0.013)
配偶者有業	0.028**	0.023**	0.035**	−1.37	−0.006
	(0.007)	(0.009)	(0.012)	(4.30)	(0.009)
コントロール変数	あり	あり	あり	あり	あり
年ダミー	あり	あり	あり	あり	あり
年齢ダミー	あり	あり	あり	あり	あり
N	18,203	12,181	6,022	18,368	18,366
F-値	112.81**	80.71**	31.01**	13.39**	18.32**

（注）　数値は回帰係数，括弧内は標準誤差，FE は固定効果モデルを表す．列(1)は表4列(11)の再掲．標準誤差はサンプル ID でクラスター化して推計している．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

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就業が貯蓄率に影響することを示している．

4　頑健性確認のための追加分析

純金融資産が負の家計においては借入制約に直面していると貯蓄行動が変わる可能性がある．その場合には純金融資産の正負により推計結果が異なる可能性がある．そこで NFA(t−1) が正のデータ，あるいは負のデータに限定して，固定効果モデルを利用して式(1)を推計した（NFA(t−1) 2乗の項を除く）．表6列(2)は NFA が正のデータに限定した場合の推計結果，列(3)は負のデータに限定した場合の結果である．列(1)はメインモデルである表4列(11)の再掲である．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

表7　家計支出の推計値・限界効果

パネル A　就業状態別の家計支出の推計値

ln *HI*	(万円) *HI*	摘要	(1) 正規 Est.	(1) 正規 S.E.	(2) 非正規 Est.	(2) 非正規 S.E.	(3) 自営 Est.	(3) 自営 S.E.	(4) 無業 Est.	(4) 無業 S.E.
5.3	197.2	全体5％タイル値	349.9	(6.1)**	360.6	(6.4)**	397.3	(23.3)**	376.9	(10.2)**
5.6	278.4	無業平均	370.4	(4.1)**	377.8	(4.6)**	409.2	(18.0)**	387.2	(8.6)**
6.0	403.2	非正規平均	392.4	(2.1)**	396.2	(4.7)**	421.9	(14.6)**	398.3	(9.5)**
6.4	605.8	自営平均	416.6	(1.1)**	416.5	(7.0)**	436.0	(15.5)**	410.4	(12.9)**
6.5	638.5	正規平均	419.8	(1.3)**	419.1	(7.4)**	437.8	(16.0)**	412.0	(13.5)**
7.0	1,134.3	全体95%タイル値	453.9	(4.2)**	447.7	(12.1)**	457.6	(24.3)**	429.1	(20.2)**

(注)　数値は表6列(4)の推計結果を基に算出した支出の推計値．括弧内はデルタ法による標準誤差．家計年収(*HI*)，家計支出(*E*)の単位は万円．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

パネル B　家計支出の正規に対する限界効果

ln *HI*	(万円) *HI*	摘要	(5) 差：(2)非正規－(1)正規 Est.	(5) 差：(2)非正規－(1)正規 S.E.	(6) 差：(3)自営－(1)正規 Est.	(6) 差：(3)自営－(1)正規 S.E.	(7) 差：(4)無業－(1)正規 Est.	(7) 差：(4)無業－(1)正規 S.E.
5.3	197.2	全体5％タイル値	10.7	(7.4)	47.4	(24.2)	27.0	(11.2)*
5.6	278.4	無業平均	7.4	(5.5)	38.7	(18.7)*	16.8	(9.3)
6.0	403.2	非正規平均	3.8	(5.4)	29.5	(15.2)	5.8	(10.0)
6.4	605.8	自営平均	−0.1	(7.6)	19.3	(15.9)	−6.2	(13.4)
6.5	638.5	正規平均	−0.6	(8.0)	18.0	(16.4)	−7.8	(14.0)
7.0	1,134.3	全体95%タイル値	−6.2	(12.7)	3.7	(24.7)	−24.8	(20.8)

(注)　数値はパネル A より算出した支出の正規を基準とした差異(限界効果)，括弧内はデルタ法による標準誤差．家計年収(*HI*)と家計支出(*E*)の単位は万円．**は1％有意水準，*は5％有意水準を表す．

NFA(t−1)の係数は，正のデータに限定した列(2)では負で有意，負のデータに限定した列(3)は有意ではない．これらの結果は，図3の形状とおおむね整合的である．

金融資産の取崩しは，ライフサイクル・モデルと整合的であり，必ずしも生活水準の低下を意味しない．しかし，就業状態の変化，親族介護や6大疾病等が高齢者の生活水準を低下させているとすれば，重要な問題である．そこで，式(1)のモデルを利用し，被説明変数を「家計支出（*E*)」及び家計支出の対数値である「ln 家計支出(ln *E*)」に置き換えて回帰分析を行った．『中高年者縦断調査』にある支出額は耐久財を含むすべての項目の10月1か月での支出であり，これを12倍して年間の家計支出とした．「消費」あるいは「生活水準」と解釈するには難しい面もあるが，前節の分析を補完することはできる．表6列(4)が家計支出，列(5)がln 家計支出の推計結果である．列(4)と(5)はおおむね同様な傾向である．列(4)の推計結果を利用して，表5パネル A と同様な分析を行ったのが，表7パネル A である．列(1)～(4)のいずれの就業状態でも，家計年収が増えると家計支出が増える傾向がある．パネル B は，非正規，自営，無業の支出の正規との差（正規に対する限界効果）である．列(5)～(7)を見ると，いずれの就業状態でも正規の支出と比べて有意に減少していない（一部は有意に増加している）．これらの結果は，高齢者は就業状態が変化しても家計支出を減らすことはない（支出のスムージングが行われている）ことを示しており，ライフサイクル・モデルの予測と整合的な結果である．[17] 就業状態の変化により収入が減り，一方，支出が変わらないため，表5パネル B に見られるように，就業状態の違いで貯蓄率が有意に変化することが確認できる．

17)　表6列(5)の推計結果を利用して同じ分析を行っても，同様な結果であった．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

最後に，各個人属性に関しては，表６列(4)を見ると，親族介護は有意ではないが，６大疾病の係数は正で有意である．健康状態の悪化による医療費等の発生が裏付けられる．退職経験と年金受給は有意ではない．配偶者有業も有意ではなく，配偶者の収入は支出ではなく，貯蓄にまわっていることが裏付けられる．

5　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家計収入と貯蓄率との関係，純金融資産と貯蓄率の関係，親族介護の有無，６大疾病の診断，１年以内の退職経験，年金受給，配偶者の収入の有無という個人属性の違いと貯蓄率との関連性を分析した．その結果，平均的には正規雇用者は正の純貯蓄をしており，非正規・自営においても正規ほどではないが，正の純貯蓄があった．一方，無業では貯蓄の取崩しがあった．これらの結果は，働いている間は貯蓄し，退職してからは貯蓄を取り崩すとするライフサイクル・モデルの予測と整合的な結果であった．ただ，いずれの就業状態でも，家計年収が多いと貯蓄し，少ないと取崩しをするという関係もある．また，無業は家計年収の変動に対して貯蓄率の感応度が大きい．これは，収入源が年金等である一方，支出では固定的な費目の割合が高く，収支を調整する余地が限られており，収入の変化が貯蓄率の変化に表れやすいためだと考えられる．純金融資産と貯蓄率との間には非線形の関係があり，純金融資産が低い家計では，貯蓄率と正の関係，一方，純金融資産が多い家計では負の関係がある．個人属性に関しては，親族介護の有無，退職経験，年金受給の有無は貯蓄率と有意な関係はなかったが，６大疾病の診断があると，支出が増え，貯蓄率が低下する傾向があった．配偶者が就業している場合では，支出が増えることはなく，貯蓄率が上昇する傾向があり，将来に備えた予備的貯蓄だと考えられる．

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，定年延長を通じて正規雇用者として継続勤務するだけではなく，実務慣行上見られるように，派遣・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性がある．多くの家計で就業していれば貯蓄率は正であり，金融資産の取崩しを延期できる．また配偶者の収入がある家計において，取崩しの抑制や，それらの収入の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て不安を緩和することができれば，需要サイドからも支出を促し，マクロ経済の刺激につながる可能性がある．最後に今後の課題として，金利低下が貯蓄に与える影響，単身者家計の分析，持家など実物資産を含めた分析，を挙げておく．[18)]

（東北学院大学，名古屋市立大学，ニッセイ基礎研究所）

投稿受付2016年12月29日，最終稿受理2019年１月９日

［参考文献］

宇南山卓（2009）「SNA と家計調査における貯蓄率の乖離――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．

18）　2005年から10年の国債利回りは１％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，運用利回りで一定の対処が可能であるため，貯蓄率が減少していた可能性がある．また単身家計については，予備的な分析を行ったところ，既婚家計と比較して無業では貯蓄の取崩しが大きくなる傾向があった．しかし，サンプル数が限られているためより詳細な分析ができなかった．

©Japan Society of Monetary Economics 2019

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), pp. 21-30.
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(2016)『中高年者縦断調査』
(http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/29-6.html).
内閣府(2014)『国民生活に関する世論調査』
(http://survey.gov-online.go.jp/h26/h26-life/index.html).
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.
ホリオカ，チャールズ・ユウジ・新見陽子（2017）「日本の高齢者世帯の貯蓄行動に関する実証分析」『経済分析』196, pp. 29-47.
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, pp. 57-76.
吉川洋（1992）『日本経済のマクロ経済学』東洋経済新報社.
Bershadker, A. and P. A. Smith (2005) "Cracking Open the Nest Egg: IRA Withdrawals and Retirement Finance," Proceedings, Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association, Vol. 98, National Tax Association.
Cameron, A. C. and K. P. Trivedi (2009) *Microeconometrics Using STATA,* STATA Press.
Engen, E. M., W. G. Gale, C. E. Uccello, C. D. Carroll and 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), pp. 687-716.
Haveman, R., K. Holden, B. Wolfe and 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 and R. Ferris (1988) "Life Cycle and Bequest Savings: A Study of 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 and L. H. Summers (1982) "The Adequacy of Savings," *American Economic Review* 72(5), pp. 1056-1069.
Love, D. A., M. G. Palumbo and P. A. Smith (2009) "The Trajectory of Wealth in Retirement," *Journal of Public Economics* 93(1), pp. 191-208.
Moore, J. F. and O. S. Mitchell (1997) "Projected Retirement Wealth and Savings Adequacy in the Health and Retirement Study," (No. w6240) National Bureau of Economic Research.
Palumbo, M. G. (1999) "Uncertain Medical Expenses and Precautionary Saving near the End of the Life Cycle," *The Review of Economic Studies* 66(2), pp. 395-421.
Poterba, J. M., S. F. Venti and D. A. Wise (2011a) "The Composition and Drawdown of Wealth in Retirement," *The Journal of Economic Perspectives* 25(4), pp. 95-117.
Poterba, J. M., S. F. Venti and D. A. Wise (2011b) "The Drawdown of Personal Retirement Assets," No. w16675, 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.
Smith, K., M. Soto and R. G. Penner (2009) "How Seniors Change their Asset Holdings during Retirement," The Retirement Policy Program: Discussion Paper 09-06.

©Japan Society of Monetary Economics 2019

《SUMMARY》

SAVING TRENDS OF MIDDLE-AGED HOUSEHOLDS AROUND RETIREMENT

By TOMOKI KITAMURA, MASAHARU USUKI and KUNIO NAKASHIMA

We study middle-aged households'saving trends around retirement by examining the relationships between household income, changes in husbands'employment status, net financial asset holdings, and net savings. We also examine how long-term care for parents, diagnosis of six major diseases, retirement experience, pension receipt, and spouse income impact net savings. Consistent with the life-cycle model, we find positive net savings and reduced household savings in households where husbands continue to work and after they retire, respectively. However, regardless of employment status, positive net savings are observed for high-income households. Spouses' incomes and diagnosis of six major diseases impact net savings.

（Tohoku Gakuin University, Nagoya City University and Nissei Research Institute）

©Japan Society of Monetary Economics 2019