＜財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」平成 25 年第 4 号（通巻第 115 号）2013 年 6 月＞

年金制度と家計の消費・貯蓄行動[*1]

濱秋純哉[*2]

要　約

本稿では，年金制度が家計の消費・貯蓄行動に与える影響を，人々の将来受け取る年金の予想に着目して議論した。まず，人々が将来受け取る年金をどのように予想しているかということと，その予想が家計行動にどのような影響を与えているかについて近年の研究動向を展望した。年金の予想については，年金の情報を得る費用が小さい（便益が大きい）者，将来の不確実性が低い者，及び情報交換の機会が多い者に，正確な予想を形成する傾向が見られる。また，年金の支給開始が近づくにつれて予想が更新され，正確性が高まるという結果が多くの研究で得られている。年金の予想に基づいて決まる家計の消費・貯蓄行動についても研究が進んでいる。近年では年金改正を自然実験とみなして年金資産の内生性に対処した研究が行われ，年金資産と家計資産の代替性が従来よりも大きく推定されている。

つぎに，年金の支給開始による所得の変化に対して消費が反応するかを検証することで，世帯の年金予想の正確性を評価した。分析の結果，消費は年金の支給開始時に有意に増加するが，翌年以降は元の水準に回帰することが分かった。年金支給額を過小評価していたことが消費増加の原因なら，消費水準は翌年以降も高いままのはずである。したがって，年金額の過小評価以外の要因で消費の増加が生じたと考えるのが合理的である。

キーワード：年金制度，消費・貯蓄行動，恒常所得仮説
JEL classification：E21, H55, D84

Ⅰ．はじめに

日本を含む多くの国々で，年金は老後の所得保障制度として非常に重要な役割を果たしており，その制度設計は人々の生涯を通じた消費・貯蓄行動に大きな影響を与えると考えられる。人々が実際に年金制度の存在をどのように考慮して消費・貯蓄計画を立てているかについては実証的な課題となっており，これまでに多くの研究が行われてきた。たとえば，恒常所得仮説

＊1　本稿を作成するにあたり，堀雅博氏，村田啓子氏，岩本光一郎氏，新関剛史氏から有益なコメント，及び研究上の支援をいただいた。また，本号の論文検討会議の参加者からも有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。本稿の第Ⅳ節は，内閣府経済社会総合研究所の「個票データの分析による家計行動の研究」のプロジェクトの一環で作成した濱秋（2013）の一部を筆者の責任でまとめたものである。分析に用いた『農業経営統計調査』の個票は，統計法第 33 条第 1 号に基づき農林水産省より提供を受けた。本稿はすべて筆者個人の責任で作成されており，所属する機関の見解を示すものではない。

＊2　一橋大学大学院経済学研究科講師，内閣府経済社会総合研究所客員研究員

から導かれる年金資産と家計資産の代替性を検証する研究や，年金の繰り上げ受給の決定要因の研究などである。このような研究を行うには，通常，二つのステップが必要となる。一つ目は，人々が将来受け取る年金をどのように評価しているかを知ること，二つ目は，その評価が家計行動にどのような影響を与えているかを明らかにすることである。

年金の予想は将来の年金制度のあり方や各個人の将来所得の評価に依存するため，分析者が単純に法定の給付額や支給開始年齢を人々の予想値と考えるのは正しくない。しかし，人々の年金の予想は様々な要因から影響を受けるため，そのメカニズムの解明は非常に難しい。将来受け取る年金額を正確に予想することが難しい点について，McHale（2001）では，OECD 加盟諸国の時系列データを用いて将来の年金水準が政治的な決定で変動する可能性があることが大きな要因として指摘されている。また，Campbell *et al.*（2001）では，年金額が自分の将来の労働所得の変動と関連していることが年金額の予想を難しくするとされている。

分析を行う際には，分析者が対象者の年金の予想を何らかの形で把握することが必要となる。そのために，これまで多くのデータの収集が行われ，年金予想のメカニズムが分析されてきた。本稿では第Ⅱ節で年金予想に関する先行研究の展望を行い，どのような属性を持つ者がより正確な予想を形成しているか，及び，年金の予想は支給開始が近付くにつれてどのように更新されていくかについて，先行研究で得られた知見をまとめる。また，近年では，年金の予想について，より実態に近い回答を得るための質問票の工夫が行われている。どのような工夫を行うことで回答率が高まるのかを，実際の取り組みを紹介しながら説明する。

人々は自身の年金の評価に基づいて現在の消費・貯蓄の意思決定を行うと考えられるが，年金予想の研究が蓄積されるとともに，年金制度と家計の消費・貯蓄行動の関係についても研究が進展してきた。Feldstein（1974）を嚆矢として始まった年金資産と家計資産の代替性の研究では，代替性がそれほど大きく推定されなかったり，代替的な関係が有意に検出されなかったりするものもあった（Feldstein and Pellechio（1979），Munnell（1976），King and Dicks-Mireaux（1982），Diamond and Hausman（1984），Venti and Wise（1996），Gale（1998））。年金資産は世帯や個人の属性と相互に影響を及ぼし合う関係にあるため内生変数と考えられるが，この問題によって代替性が過小評価された可能性がある。近年では年金改正を自然実験とみなしてこの問題に対処した分析が行われている。具体的には，年金改正の効果が生まれ年や従事する職業によって異なることに着目し，操作変数法などによって外生的な年金資産の変動を取り出して推定に用いられている。このアプローチをとることで内生性が緩和され，年金資産と家計資産の代替性が従来よりも大きく推定されるようになっている。第Ⅲ節では，このような分析手法を採用した一連の研究を展望する。

第Ⅳ節では，年金の支給開始による予期された所得の変化に対して世帯消費が反応するかを分析することで，家計の年金予想の正確性を評価する。恒常所得仮説に従えば，年金資産の予想が正確に行われている場合，年金の支給開始に消費は反応しないと予想される。逆に，年金資産の予想が正確でない場合には，支給開始後に明らかとなる真の年金額に基づいて消費額が最適な水準へと調整されるはずである。したがって，年金の支給開始後に世帯消費が有意に変化しているかを分析することで，世帯の年金予想の正確性を評価できる。分析の結果，世帯消費は年金の支給開始時に有意に増加するが，翌年以降は元の水準へと回帰することが分かった。もし支給額を過小評価していたことが支給開始年における消費の増加の原因なら，消費水準は翌年以降も高いままのはずであるから，このことが消費増加の主要因と考えるのは難しい。むしろ，年金の支給開始によって流動性制約が緩和された世帯が，支給開始時に耐久消費財などを購入することで一時的に支出が増加し

たことによる効果と考えた方が結果を理解しやすい。

Ⅱ．将来受け取る年金の予想についての研究動向

この節では，人々の年金についての予想の正確性を分析したアメリカ，イタリア，及び日本の先行研究を紹介する。人々が年金を過大評価して生涯の消費・貯蓄計画が立てられた場合，引退後に生活設計の再考を余儀なくされるであろう。このような問題に対し，年金加入者への教育や情報提供を通じた対処の余地がないかを検討することが，多くの先行研究の問題意識となっている。このような研究は，データの整備が進んだ欧米で多く蓄積されているが，近年では日本でも国際比較が可能なデータの収集が始まり，その成果を使った研究が行われている。各先行研究で用いられたデータ，分析手法，及び推定結果などは表１のようにまとめられる。

Ⅱ－１．アメリカの先行研究

まず，最も研究の蓄積が進んでいるアメリカの研究を紹介する。アメリカの年金制度は，老齢・遺族・障害年金（OASDI: Old-Age, Survivors, and Disability Insurance），公務員など一定の職業に従事する者を対象とする公的年金，及び企業年金や個人退職勘定（IRA: Individual Retirement Account）などの私的年金で構成されている。老齢・遺族・障害年金は，一般に社会保障年金（Social Security）と呼ばれ，連邦政府の社会保障庁（Social Security Administration）が運営している。また，企業年金には，大別すると確定給付型（DB: Defined Benefit Plan）と確定拠出型（DC: Defined Contribution Plan）の二つのタイプがある。

Bernheim（1988）は，Retirement History Survey（RHS）のデータを用いて，社会保障年金の予想額の回答率，社会保障年金の予想額の実際額からの乖離率，及び社会保障年金の予想額と実際額の相関係数を，既婚男性，寡婦，寡夫，未婚女性，未婚男性，裕福な既婚男性，高学歴既婚男性というサブグループ間で比較した。主な結果として，女性（とくに寡婦や未婚女性）の予想は実際の受取額を過小に評価する傾向が見られるものの，実際の受取額との相関が強く，最も正確な予想をしていることが指摘されている。逆に，既婚男性は最も楽観的な予想をしており，正確性が低い。また，学歴や保有資産の水準と予想の正確性の間にはほとんど関係が見られない。寡婦や未婚女性の社会保障年金予想額と実際の給付額の相関が他のグループよりも高いことの解釈としては，社会保障年金への依存度が高いため，正確に予想することから得られる便益が大きいことが挙げられている。

Mitchell（1988）は，1983 年の Survey of Consumer Finances（SCF）のデータを用いて，調査対象者が加入している企業年金のタイプ（DC か DB），労使の保険料負担，及び受給要件をどの程度正確に把握しているかを分析した。SCF データの特長は回答者の年金情報と公的な年金記録をマッチングできる点であり，各人の回答と年金記録を比較することで，年金予想の正確性を知ることができる。自身が加入している企業年金のタイプや保険料率などの基礎的な質問については 80%~90% の回答が年金記録と一致するが，早期退職した後に年金を早期受給するための要件を正確に答えられた者は（早期退職制度の存在を知っている者のうち）32% しかいないなど，制度の詳細についての知識を必要とする質問への回答の正確性は低い。また，加入企業年金や保険料率についての情報を正しく認識しているか否かを被説明変数とするロジット推定により，労働組合への加入者，大企業

表 1. 将来受け取る年金の予想についての先行研究

論文	データ	データの調査年	対象国	分析対象の変数（あるいは被説明変数）	分析方法	（有意な）影響を与える主要な変数
Bernheim (1988)	Retirement History Survey	1971年, 1973年	アメリカ	社会保障年金の予想額の回答率	記述統計[1]	高学歴(+)[2]
				社会保障年金の予想額の実際額からの乖離率	記述統計[1]	既婚男性(-), 寡婦(+), 未婚女性(+)（以上1971年調査）, 寡夫(+), 未婚男性(-)（以上1973年調査）
				社会保障年金の予想額と実際額の相関係数[1]	-	寡婦(+), 未婚女性(+), 未婚男性(+)
Mitchell (1988)	Survey of Consumer Finances	1983年	アメリカ	加入企業年金のタイプを知らない（ダミー変数）	ロジット	労働組合への加入(-), 現在の勤務先の在職期間(-), 人種的マイノリティ(+)
				労働者に保険料支払い義務があることを知らない（ダミー変数）	ロジット	勤務先企業規模(-)
				労働者の保険料率を知らない（ダミー変数）	ロジット	勤務先企業規模(+), 女性(-)
				企業に保険料支払い義務があることを知らない（ダミー変数）	ロジット	有意な説明変数なし
				企業の保険料率を知らない（ダミー変数）	ロジット	有意な説明変数なし
Gustman and Steinmeier (2005)	Health and Retirement Study	1992年	アメリカ	社会保障年金の受給額を知らない（ダミー変数）	プロビット	労働組合への加入(-), 女性(+), ヒスパニック(+), 退職についてよく考える(-), 退職セミナーへの参加(-), 過去に社会保障庁へ年金額の計算を依頼(-)
				社会保障年金の予想額と実際の値の乖離	OLS	過去に社会保障庁へ年金額の計算を依頼(-)
				加入企業年金のタイプを知らない（ダミー変数）	プロビット	労働組合への加入(-), 高学歴(-), ヒスパニック(+)
				加入企業年金のタイプを正確に認識（ダミー変数）	プロビット	労働組合への加入(+), 年金額(+), 高学歴(+), ヒスパニック(-)
				企業年金の受給額を知らない（ダミー変数）	プロビット	年金額(-), 高学歴(-), 女性(+), 黒人(+), 退職についてよく友人と話す(-)
				企業年金の予想額と実際の値の乖離	OLS	労働組合への加入(-), 黒人(+)
Bottazzi, *et al*. (2006)	Survey of Household Income and Wealth	1989年, 1991年, 1993年, 1995年, 1998年, 2000年, 2002年	イタリア	予想所得代替率と法定所得代替率の乖離（絶対値）	OLS	年齢(-), 公務員(-), 自営業(+), 引退した世帯員と同居(-), 世帯内に複数の稼得者(-), 初めての職に就いた年齢(+), イタリア南部に居住(+)
				予想所得代替率が法定所得代替率と25%ポイント以上乖離（ダミー変数）	プロビット	年齢(-), 自営業(+), 引退した世帯員と同居(-), 世帯内に複数の稼得者(-), 初めての職に就いた年齢(+), イタリア南部に居住(+)
Dominitz and Manski (2006)	Survey of Economic Expectations	1999年-2002年[3]	アメリカ	70歳時点での社会保障年金受給の予想確率	LAD	年齢(+), 女性(-)
				各人について推計された社会保障年金受給額の中央値	LAD	女性(-), 高校卒以上の学歴(+), 配偶者と死別(+)
				各人について推計された社会保障年金受給額の四分位範囲	LAD	年齢(-), 既婚(+)
Rohwedder and Kleinjans (2006)	Health and Retirement Study	1992年, 1994年, 1996年, 1998年, 2000年, 2002年	アメリカ	将来，社会保障年金を受け取ると予想（ダミー変数）	記述統計	10年以上働いている(+), 女性(-), 未婚(-), 非白人(-), 低所得(-), 保有資産が少ない(-), 健康状態がよい(+)
				社会保障年金の予想額を回答する（ダミー変数）	記述統計	10年以上働いている(+), 調査時点で無職(-), 女性(-), 未婚(-), 非白人(-), 低学歴(-), 低所得(-), 保有資産が少ない(-), 健康状態がよい(+)
				社会保障年金の予想額を回答する（ダミー変数）	ロジット	10年以上働いている(+), 年齢(+), 支給開始年までの年数(-), 62歳以降も働く確率が50%(-), 低所得(-), 保有資産少ない(-), 健康状態がよい(+), 今後失業の可能性が高いと認識(+)
Okumura and Usui (2011)	Japanese Study of Aging and Retirement	2007年, 2008年, 2009年	日本	将来，公的年金を受け取ると予想（ダミー変数）	プロビット	就労(+), 保有資産(+), 75歳まで生きる確率が高い(+), 既婚(+), 低学歴(-)
				年金の支給開始年齢	OLS	女性(-), 就労(+), 高学歴(+), 厚生年金加入者(-), 健康状態が悪い(-)
				支給額	OLS	女性(-), 所得(+), 高学歴(+), 厚生年金加入者(+)
				所得代替率	OLS	所得(-), 既婚(+), 厚生年金加入者(+)
				年金支給額が将来10%以上引き下げられる確率	OLS	年齢(-), 就労(+), 所得(-), 既婚(+)

注 1：既婚男性，寡婦，寡夫，未婚女性，未婚男性，裕福な既婚男性，高学歴既婚男性というサブグループ間での値の比較が行われている。
注 2：1971 年と 1973 年のどちらの調査を用いるかで傾向が大きく変わる場合が多いため，傾向を読み取ることのできる変数が少なくなっている。
注 3：SEE は一年に一度ではなく，数カ月に一度実施される調査であったため，調査年ではなく，分析に用いられた調査の期間を表示している。

で働く者，白人，及び女性がより正確な回答を行う傾向があることが明らかにされた。

Gustman and Steinmeier（2005）では，1992 年に始まった Health and Retirement Study（HRS）を用いて，予想年金額の正確性についての分析が行われた。HRS のデータも社会保障庁の年金記録及び企業年金の詳細情報とマッチングできるため，回答者の予想額と調査時点の制度を前提として推計された年金額を比較できる。社会保障年金については，推計された年金額と予想額の乖離が 25% 以内の回答者が 27%，75% 以内の者が 14%，125% 以上が 10%，残りの 49% が「分からない（don't know）」を選んでいる。企業年金についても同様の結果である。また，労働組合への加入者，高学歴の者，年金額が多い者，白人，男性，及び，退職後の生活について考える機会が多い人がより正確な回答を行う傾向がある。

Bernheim（1988），Mitchell（1988），Gustman and Steinmeier（2005）などの結果から，年金予想が正確な者と不正確な者がいることが分かったが，不正確な年金予想がいったん形成されると，それは年金の受給まで変わらないのだろうか。もし，予想が徐々に更新されて正確性が高まるなら，そうでない場合と比べて引退時の年金予想の不正確さに起因する消費水準の変動は小さくなるだろう。Gustman and Steinmeier（2005）では，予想年金額の正確性についての分析の他に，人々の年金予想の時間に伴う変化も分析されている。彼らは，1992 年と 1998 年の両方で調査対象者となり，1998 年時点で年金の支給が始まっていない者を対象として両年の回答を比較し，年金額の予想についての回答がどのように変化するか分析した。その結果，「（年金額が）分からない」と答える者の割合が 1992 年から 1998 年にかけて，49% から 37% へと低下しており，時間の経過とともに予想の正確性が高まっていることが分かった[1)]。

Rohwedder and Kleinjans（2006）は，1992 年から 2002 年までの HRS を用い，同じ個人の社会保障年金についての予想が時間を通じてどのように変化するかを分析した。つまり，ある時点で間違った回答をしたり，「分からない」や無回答を選んだりした者が，その後も同様の回答を行うのか，それとも正しい回答を行うようになるのかを分析した。まず，将来自分が年金を受け取るか否かの予想については，実際に支給が開始された調査対象者のうち，約 8% が支給開始の 4 wave 前（八年前）の時点で支給開始を予想していないが，この割合は徐々に低下し支給開始の 1 wave 前（二年前）には 5% となる。次に，支給開始年齢については，予想と実際の支給開始年齢の乖離が一年以内となる者の割合は，調査が支給開始に近くなるほど高い傾向があり，支給開始の 4 wave 前の回答率は 61% だが，支給開始に最も近い調査の回答率は 82% となる。同様に，年金の予想額を回答する者の割合も，調査が支給開始に近くなるほど高くなる傾向があり，支給開始の 4 wave 前の回答率は 55% だが，支給開始に最も近い調査の回答率は 74% となる。

近年では，より正確な回答を引き出すために，

1）このような予想の正確性の高まりには，調査対象者が何度も同様のアンケートを受けることで，何らかの値を答えようとする気持ちが高まる効果も含まれているかもしれない。そこで，Gustman and Steinmeier (2005) は，1998 年に新たに調査対象となった 51 歳から 56 歳のコーホートと 1992 年にその年齢だったコーホートを用い，比較対象を初めて調査に答える者に統一して分析したところ，前者の方が「分からない」と答えた人の比率が低かった。この結果から，年金予想の正確性の上昇は，アンケートを何度も受けることによる効果ではなく，社会保障庁による広報活動の活発化によって説明できると結論付けられている。この時期のアメリカ社会保障庁の広報活動の活発化の例としては以下の二つが挙げられる。まず，社会保障庁は 1995 年から，社会保障年金加入者に対して Personal Earnings and Benefit Estimate Statements (PEBES) という年金加入記録を年に一度通知することとなった。また，社会保障庁は，1994 年からインターネット上でも情報の公開を行っている。社会保障庁の 1999 年度の Accountability Report によれば，社会保障庁のウェブへのアクセスは 1994 年の 22,212 件から 1998 年には 4,921,218 件へと飛躍的に増加した。

質問票の工夫が行われている。本稿でここまでに紹介した研究で用いられたデータでは，年金の支給開始年齢や支給額が特定の値で回答されることが多かった。Dominitz *et al.*（2002）とDominitz and Manski（2006）で用いられたSurvey of Economic Expectations（SEE）では，回答者が年金を受給できる主観確率と受取年金額の主観的な分布が尋ねられている。これ以前のデータでは，年金を将来受給できないと答えた者には予想年金額が尋ねられなかったが，そのような回答者の中にも年金を受け取る可能性がゼロではないと予想している者がいるはずである。このような回答者の予想を拾い上げるために，SEEではまず回答者が70歳になった時点で年金を受給する主観確率を尋ね，その値が正の者に将来の受取年金額の分布を尋ねている[2)]。Dominitz and Manski（2006）では，将来の年金受給の確率の回答率は97%で，予想年金額の分布の回答率は66%であった。彼らは予想年金額の分布の回答率（66%）を，HRSの（特定の値を尋ねた場合の）予想年金額の回答率56%と比較し，SEEの回答率が高い一つの要因として質問形式の違いを挙げている。

Rohwedder and Kleinjans（2006）では，回答者は受給開始年齢や受給額を幅を持って予想しているにも関わらず，特定の値で尋ねる質問形式になっていることが，「分からない」や無回答の割合を高める一つの要因として指摘されている。したがって，それらの予想値の「範囲」を尋ねる形式にすることで回答が容易になる可能性がある。実際，予想年金額を範囲で答える質問形式が導入された2002年においては，値を答えない者の割合は，特定の予想値を尋ねる場合の39%から13%へ低下している。

Ⅱ－２．イタリアの先行研究

イタリアの年金制度は職業別に分立し，民間部門の労働者，公的部門の労働者，及び自営業者が加入する制度はそれぞれ異なる特徴を有していた。1990年代初頭までのイタリアの公的年金の給付水準は高く，50歳代で早期退職して年金を受給できたり，退職前の数年間の給与を基に計算された年金額が保証されたりするなど，受給者にとって非常に有利な内容だった。その結果，財政的な負担が非常に重くなり，制度改革の必要性が高まった。

Bottazzi *et al.*（2006）は，1992年と1995年に行われた抜本的な年金制度改革が職業別及び年齢別（保険料の拠出期間別）に異なる影響を与えることに着目し，人々が所得代替率をどのくらい正確に認識しているかを分析した。1992年と1995年の二つの改革では，支給開始年齢の引き上げ，年金受給に必要な保険料納付期間の延長，及び年金支給額の計算方式の変更が主に行われた。このうち，年金支給額の計算方式の変更は，1995年時点で保険料の拠出期間が18年以上なら従前通りの方式（所得比例方式）が適用され，拠出期間が18年未満なら所得比例方式と拠出比例方式の混合型が適用されることとなった。さらに，1996年以降に新規に労働市場に参入する者については完全な拠出比例方式が適用されることとなった。したがって，二つの年金改正の前後で，拠出期間が18年以上の加入者と比べ，拠出期間が18年未満の加入者と労働市場への新規参入者の所得代替率が大きく低下する。Bottazzi *et al.*（2006）は，1989年から2002年の期間のSurvey of Household Income and Wealth（SHIW）のデータを用いて，回答者の年金改正前後の予想所得代替率を性別，職業別，及び生まれ年別に比較した。すると，年金改正前は65.3%~81.8%の範囲にあったのが，改正後には57.4%~79.9%へと低下したことが分かった。また，回答者の予想所得代替率と法令で定められた年金給付額の計算式に基づいて推計された法定所得代替率を比較すると，年金改正の前後ともに予想が法定の値を上

2）より具体的には，70歳になった時に年金を受給できる主観確率が正の値の者に対して，まず，一年間に受け取る年金の予想額の上限と下限を尋ね，つぎに，上限と下限の範囲内における予想額の確率分布を尋ねている。

回る場合が多く，回答者が所得代替率を過大評価していたことが示唆された。さらに，予想所得代替率と法定所得代替率の乖離の大きさを回答者の属性に回帰すると，年齢が高い者と公務員については乖離が小さいという結果となった。この結果は，退職に近付くほど，あるいは，労働組合の組織率が高い公的部門で働く者ほど正確に所得代替率を予想できることを示している。また，自営業者やイタリア南部に居住する者ほど所得代替率の予想が不正確という結果になっている。自営業者と南部の居住者は所得の不確実性が高いことが知られており，所得変動が大きいほど年金額や所得代替率の正確な予想が難しくなると解釈できる。さらに，既に引退した家族や複数の家族が働いて所得を得ている世帯ほど正確な予想を行っている傾向が見られ，退職や年金についての情報を家族や友人から得ることの効果が見られる。最後に，年金改正によって所得代替率が大きく低下する労働者を実験群，それ以外の労働者を対照群として差の差推定（differences-in-differences estimation）で年金改正による予想所得代替率の変化の大きさを推定すると，人々の予想は有意に変化しているものの，法定所得代替率の変化ほどには変化していないことが明らかとなった。この理由として，人々の年金制度に対する理解が十分ではないことが指摘されている。

Ⅱ－３．日本の先行研究

日本では年金予想を分析するために用いることのできるデータが乏しかったため，これまで研究の蓄積がほとんど無かった。しかし，2007 年から「暮らしと健康の調査」（JSTAR: Japanese Study of Aging and Retirement）が開始されたことで，年金予想の研究が可能となった。このデータを使って分析を行った Okumura and Usui（2011）では，まず，年金の支給開始年齢，支給額，所得代替率，及び支給額が将来 10% 以上引き下げられる確率についての予想が，加入する年金制度，性別，及び生まれ年別にどのように異なるかが調べられている。国民年金の支給開始年齢については，年齢が高いほど正確に支給開始年齢（65 歳）を答える傾向が見られる。厚生年金については，1990 年代に行われた二回の年金改正によって支給開始年齢が引き上げられたため，生まれ年によって支給開始年齢が異なることとなった。厚生年金加入者の回答はこのことをある程度反映したものとなっており，年金改正による支給開始年齢の引き上げが，人々の予想を変化させる効果を持つことが指摘されている。支給額の予想については，基礎年金のみからなる国民年金の方が，報酬比例部分を持つ厚生年金よりも四分位範囲が狭い。また，どちらの制度についても，若い世代と古い世代を比べると，予想の四分位範囲は若い世代の方が大きいことから，支給額の不確実性は若い世代の方が大きいことが示唆される。また，厚生年金の所得代替率に着目すると，若い世代ほど所得代替率の予想を「わからない」と答える傾向や，所得代替率を低めに予想する傾向が見られる。将来の支給額が現在の予想よりも 10% 以上低下する確率についても，若い世代ほど悲観的な予想をする傾向がある。これらのことは，若い世代が将来の支給額の不確実性を高く評価していることを反映したものと考えられる。

また，Okumura and Usui（2011）では，生まれ年が同じであっても誕生日の違いで年金改正の効果が異なることに着目し，回帰不連続設計（regression discontinuity design）を利用して年金改正が回答者の予想をどのように変化させるかが分析されている。被説明変数が支給開始年齢の場合を例にとると，1994 年の年金改正により，男性の厚生年金加入者のうち 1941 年 4 月 2 日から 1943 年 4 月 1 日の間に生まれた者は，定額部分の支給開始年齢が 60 歳から 61 歳に引き上げられた。したがって，同じ 1941 年生まれでも 4 月 2 日より前に生まれたか以後に生まれたかによって支給開始年齢が異なる。このような違いを利用して年金改正の効果を推定すると，4 月 2 日以降に生まれた者の方が，支給開始年齢が有意に約一歳高いという結果となっ

た。しかし，支給額と所得代替率については明確な結論は得られなかった。よって，厚生年金加入者は少なくとも支給開始年齢については，その変化をほぼ正確に把握していることが明らかとなった。

Ⅱ－４．本節のまとめ

ここでは本節での先行研究の展望から明らかになったことをまとめた上で，政策的なインプリケーションを考えたい。本節で展望した論文について，どのような属性が正確な年金予想と関連しているかをまとめると表１の右端の列のようになる。この結果から分かることは，年金の情報を得るコストが低い者（労働組合加入者，高学歴者），正確な年金の情報を得ることの便益が大きい者（年金額が大きい者），将来の不確実性が低い者（健康状態がよい者，将来の失業の可能性が低い者），及び，情報交換の機会が多い者（退職セミナーへの参加経験がある者，退職について友人と話す者）に，正確な年金予想を形成する傾向が見られることである。また，年金予想は支給開始が近付くにつれて更新され，より正確になる傾向があるため，ある時点での予想が不正確でも，支給開始までに更新される可能性がある。これらの知見は，人々が正確な年金予想を形成し，老後の生活設計を適切に行うための施策の検討に活かせるかもしれない。Liebman and Luttmer（2011）では，このような問題意識でフィールド実験が行われ，人々に年金の情報を与えることの効果が計測された。具体的には，引退後の生活設計や社会保障年金の制度について書かれた小冊子を配布した上で，ウェブ上の講習を受けてもらうことで，一年後の労働参加率が 4% ポイント上昇したことが報告されている。したがって，安価なコストで，しかも強制性を伴わない情報介入によって，人々の行動に影響を与えられる可能性がある。

Ⅲ．年金資産と家計資産の代替性についての研究動向

第Ⅱ節の先行研究の展望の結果，人々は年金制度の改正に応じてある程度予想を更新していることが分かった。2000 年代に入り，このような年金改正による人々の予想の変化が資産蓄積にどのような影響を与えるかが分析されている。分析の概要と結果は表２のようにまとめることができる。それまでは，家計資産額を被説明変数，年金資産の推計値を説明変数に含む資産関数を推定することで，家計資産と年金資産の代替性が推定されていた。しかし，年金資産は内生変数であるため代替性を正確に推定するのが難しかった。内生性の原因としては，個人の観察不可能な能力が欠落変数になることや年金資産の測定誤差が考えられる。どちらも代替関係を過小推定するバイアスを生じさせる。そこで，年金改正による外生的な年金額の変化を利用することでこの問題に対処することが近年の研究の潮流となっている。この節では，このような研究の結果，家計資産と年金資産の代替関係についてどのようなことが明らかとなっているかについて，イタリア，イギリス，及び日本の研究を紹介しながら説明したい。

Ⅲ－１．外国の先行研究

Ⅱ－２で説明したように，イタリアでは 1992 年と 1995 年に抜本的な年金制度の改正が行われた。Attanasio and Brugiavini（2003）は，1992 年の年金改正による支給開始年齢の引き上げと保険料納付期間の延長による年金資産の減少が貯蓄率に与える影響を分析した。また，Bottazzi *et al.*（2006）は，1992 年の改正だけでなく，1995 年の改正で年金受給額の計算方式

表 2. 年金資産と家計資産の代替性についての近年の研究

論文	データ	データの調査年	対象国	被説明変数	着目する説明変数	分析方法	推定結果
Attanasio and Brugiavini (2003)	Survey of Household Income and Wealth	1989年，1991年，1993年，1995年	イタリア	貯蓄率	年金資産（所得で除した値）	2SLS	平均的な個人を対象とすると，年金資産（所得で除して基準化した値）が10%増加した場合，貯蓄率が8.65%から4.4%へと低下。
Attanasio and Rohwedder (2003)	Family Expenditure Survey	1974年から1987年までの各年	イギリス	貯蓄率	SERPSとBSPそれぞれの年金資産（所得で除した値）	2SLS	家計資産と年金資産の代替率が，SERPSについては54.7%~74.9%，BSPについては30.6%（有意な値が得られたのは最も若いグループのみ）。
Bottazzi, *et al*. (2006)	Survey of Household Income and Wealth	1989年，1991年，1993年，1995年，1998年，2000年，2002年	イタリア	家計資産（所得で除した値）	年金資産（所得で除した値）	OLS	家計資産と年金資産の代替率が，23.7%~37.9%。
						2SLS	家計資産と年金資産の代替率が，44.1%~81.0%。
鈴木 (2008)	『家計と貯蓄に関する調査』（郵政研究所）	1996年，1998年，2000年，2002年	日本	貯蓄率	年金資産（所得で除した値）	OLS	家計資産と年金資産の代替率が，5.5%~6.2%。
						2SLS	家計資産と年金資産の代替率が，0.4%~0.5%。
Hamaaki (2010)	『NEEDS-RADAR金融行動調査』	1996年，2000年	日本	家計資産（所得で除した値）	年金資産（所得で除した値）	OLS	家計資産と年金資産の代替率が，22.6%~72.4%。
Okumura and Usui (2011)	Japanese Study of Aging and Retirement	2007年，2008年，2009年	日本	貯蓄の最終目標額	予想支給額，予想支給開始年齢，支給額が将来10%以上引き下げられる主観確率，支給額が10%以上引き下げられる主観確率を「わからない」と回答（ダミー変数）	OLS	支給額が10%以上引き下げられる主観確率（+），支給額が10%以上引き下げられる主観確率を「わからない」と回答（+）
						2SLS	支給額が10%以上引き下げられる主観確率を「わからない」と回答（+）

が変更されたことによる年金資産の減少も考慮して，年金資産の変動が家計資産に与える影響を推定した。年金改正による年金資産の減少の大きさは年齢と職業によって異なるため，どちらの研究においても，年齢，職業，及び年金改正の以前と以後に対応する各ダミー変数の交差項を年金資産額の操作変数として推定が行われている。いずれの推定でも，年金資産と家計資産には代替性が存在することを示唆する結果が得られ，その大きさはそれまでに推定されていたものより大きい。年金改正による外生的な年金資産の変化を利用して推定したことで内生性が緩和され，年金資産と家計資産の間の代替関係が大きく推定されるようになったと考えられる。また，Bottazzi *et al*.（2006）では，年金資産額を正確に予想している世帯とそうでない世帯に分けて別々に代替性の推定が行われ，前者の方が代替性が大きく推定されている。したがって，年金資産額を正確に予想できる世帯の方が恒常所得仮説とより整合的な行動をとっていると言える。

Attanasio and Rohwedder（2003）では，イギリスで1970年代から1980年代にかけて行われた二つの年金改正を利用して分析が行われた。イギリスでは私的年金が伝統的に大きな役割を果たしており，1970年代初頭のイギリスの年金制度は，義務教育終了後の全ての国民に加入義務のある基礎国家年金（BSP: Basic State Pension）と私的年金で構成されていた。一つ目の改正はBSPの年金額の改定方法に関するものである。1970年代初頭まではBSPの年金額の改定はアドホックな方法で行われ，賃金上昇率以上に引き上げられることもあった。1975年にそのような改定方法を改め，賃金上昇率に連動させる方式となった。さらに，1980年から81年にかけて，賃金上昇率による改定から物価上昇率による改定へと改められた。これらの変更により，ピーク時には20%に達していた所得代替率が大きく低下することとなった。この制度改正の影響は加入者全員が受けるが，その大きさは改正が行われた時点における加入者の年齢に依存する。二つ目の改正は，1978年に国家所得比例年金（SERPS: State Earnings-Related Pension Scheme）が導入されたことである。これにより，企業が提供する年金制度に加入していない全ての労働者がSERPSに加入することが義務付けられた。したがって，SERPSの導入による年金資産の増加は，企業年金に加入していなかった労働者にとって外生的なものと言える。しかし，1988年にOpting outという制度が導入され，SERPSへの加入が義務ではなく労働者が他の制度と比較して選択できるようになった。Attanasio and Rohwedder（2003）は，1974年からOpting out導入前の1987年までを対象期間として，SERPSとBSPの各年金資産の変化が貯蓄率に与える影響を推定した。彼らは，イタリアを対象とした先行研究と同様，年金資産の内生性に対処するために，生まれ年，職業，及び年金改正前後に対応する各ダミー変数の交差項を操作変数として用いた。この推定により，年金資産と家計資産の間に代替関係があることが示唆される結果が得られた。

近年では，年金改正や年金資産の不確実性が家計資産の量ではなく，その構成に与える影響に着目した研究も行われている。Bottazzi *et al*.（2011）は，Bottazzi *et al*.（2006）で年金資産と家計資産の代替性を推定する際に用いられた手法を用いて，イタリアの年金改正が資産構成に与える影響を推定した。その結果，年金改正による年金資産の減少は，実物資産と安全な金融資産の増加によって代替されることが分かった。また，公的な年金資産の減少に対して私的年金や生命保険への加入を増やす傾向は見られなかった。Guiso *et al*.（2009）とDelavande and Rohwedder（2011）は，年金資産の不確実性の高まりが世帯の資産構成に与える影響を分析した。Guiso *et al*.（2009）では，各回答者が予想する年金の所得代替率の分布の標準偏差を年金資産の不確実性の指標として用いて分析が行われ，年金資産の不確実性が高まると，私的年金，生命保険，及び医療保険への加入確率が上昇す

ることが示された[3)]。Delavande and Rohwedder (2011) では，各回答者が予想する年金支給額の分布の標準偏差を年金資産の不確実性の指標として用いて分析が行われ，年金資産の不確実性が高まると，株式の構成比を引き下げることが分かった。将来受け取る年金も世帯のポートフォリオに含まれる一つの資産であり，その不確実性が高まると他のリスク資産の構成を変えることで保有資産のリスク調整を行っていると考えられる。

Ⅲ－２．日本の先行研究

近年では，日本でも年金改正による年金資産の変動を利用して家計資産との代替性を測定する研究が行われている。1980 年代から 2000 年代初頭にかけて行われた研究では，横断面データを用いて年金資産と家計消費・貯蓄の関係が分析されていたが，恒常所得仮説と整合的な結果は得られていなかった（アルバート安藤他 (1986)，高山他 (1990)，麻生・何 (2001)）。これは年金資産の内生性により，年金資産の係数にバイアスが生じたことが一つの原因として考えられる。鈴木 (2008) と Hamaaki (2010) は，1999 年の年金改正で厚生年金の支給額が大きく減少したことに着目し，年金改正以前と以後のデータをプールして貯蓄率と家計資産額に与える影響をそれぞれ推定した。1999 年の年金改正では，Ⅱ－３で説明した支給開始年齢の引き上げの他，報酬比例部分の支給額の 5% 削減と 65 歳以降の報酬比例部分の支給額の改定を賃金スライドから物価スライドへ変更するという改正が行われた。鈴木 (2008) と Hamaaki (2010) では，年金資産と家計資産の代替関係を示唆する結果が得られており，年金改正による外生的な年金資産の変動を用いることで年金資産の内生性の問題が緩和されたと解釈できる。また，鈴木 (2008) は，1999 年の年金改正で国民年金の給付額に大きな変化がなかったことと，厚生年金加入者の生まれ年によって改正の効果が異なることに着目し，各世帯の世帯主が加入する年金制度，世帯主の生まれ年，及び年金改正の前後にそれぞれ対応するダミー変数の交差項を操作変数として貯蓄関数の推定を試みている。この推定でも年金資産の係数は有意に負となっており恒常所得仮説と整合的な結果が得られている[4)]。

Okumura and Usui (2011) は，予想所得代替率，予想支給開始年齢，支給額が将来 10% 以上引き下げられる主観確率，及びその他の個人属性が貯蓄目標額に与える影響を推定することで，年金資産が資産蓄積に与える影響を推定した。その結果，支給額が 10% 以上引き下げられる確率を「わからない」と答える者ほど貯蓄目標額が有意に大きいという結果が得られた。また，係数は有意ではないものの，将来に支給額が 10% 以上引き下げられる確率が高いほど，予想所得代替率が小さいほど，及び，予想支給開始年齢が高いほど，貯蓄目標額は大きくなる傾向が見られる[5)]。

Ⅲ－３．本節のまとめ

表 2 の右端の列にまとめられているように，近年の多くの先行研究で年金資産と家計資産の間の代替性が確認されている。しかし，結果の

3）Guiso *et al.* (2013) では，年金の不確実性の決定要因が分析され，引退までの期間が長くその後のキャリアの不確実性が高い者が，年金の不確実性をより高く評価していることが報告されている。

4）鈴木 (2008) では，最小二乗推定の結果と比べると操作変数推定の係数は約十分の一になっており，年金資産の変動の効果が非常に小さくなっている。操作変数の係数の有意性や撹乱項との相関の有無を検定するなどして，操作変数推定の妥当性を確認する必要があるかもしれない。

5）年金の支給開始年齢は繰り上げや繰り下げができるため，内生変数の可能性がある。この問題に対処するため，年金改正による支給開始年齢の外生的な引き上げを利用して操作変数推定も行われた。これにより，支給開始年齢の係数は非有意であるものの，符号は最小二乗法を用いた場合の負から正へと変わり，年金の支給開始年齢が上昇して年金資産が減少すると，それを相殺するために貯蓄を増やすことを示唆する結果が得られている。

多くは部分的な代替関係を示唆しており，完全な代替関係が確認されることは少ない。一つの理由として，将来受け取る年金の予想が必ずしも正確ではないことを指摘できる。Bottazzi *et al.*（2006）で明らかにされたように，年金の予想が不正確な世帯ではそうでない世帯よりも代替性が小さい。したがって，このような世帯では減少した年金資産を貯蓄で十分に相殺できていないため，老後の生活への備えが不足する恐れがある。このような場合，Ⅱ－４でも議論したように，政策によって正確な年金予想の形成を促すことで，老後に貯蓄不足に陥る人を少なくする余地があるかもしれない。

Ⅳ．年金の支給開始に対する世帯消費の反応：『農業経営統計調査』の個票を用いた実証分析

この節では，年金の支給開始による所得の増加に世帯消費が反応するかを分析することで，人々の年金予想の正確性を評価する。第Ⅱ節で紹介したOkumura and Usui（2011）によると，日本では支給開始年齢はかなり正確に予想されている。したがって，年金の支給開始による世帯所得の増加は予期された所得の変化と考えられる。一方で，年金の支給額や所得代替率については正確な予想がなされていない可能性があるため，支給開始後の所得変化が受給者にとって予想外の大きさとなるかもしれない。恒常所得仮説に従えば，このような予期されていなかった所得の変化に対して消費は反応すると考えられる。

同様の問題意識で行われた研究としてRohwedder and Soest（2006）がある。彼らは支給開始直前の年金の予想額と開始後に判明した実際の支給額の乖離が，消費の変化とどのような関係にあるかを分析した。その結果，年金額を過大評価（過小評価）しているほど，年金支給開始後に消費は大きく減少（増加）するという結果が得られている。

Ⅳ－１．『農業経営統計調査』について

この節で行う実証分析には，農林水産省が個別農家経済の把握のために毎年実施している『農業経営統計調査』（以下，『農経』と略す）の個票パネルデータを用いる。調査対象の母集団は，経営耕地面積が0.1ha（北海道は同0.3ha）以上の農家，または，この条件を満たさない農家のうち過去一年間の農産物販売金額が15万円以上の農家である。この母集団を販売農家（耕地面積30a以上または過去一年間の農産物販売金額が50万円以上）と自給的農家（耕地面積30a未満かつ過去一年間の農産物販売金額が50万円未満）に分け，層化無作為抽出により対象世帯が決定される。調査項目は(1)世帯員及び労働力，(2)労働時間，(3)経営土地，(4)財産，(5)農産物の作付（飼育）規模・生産量，(6)農業粗収益，(7)農業経営費，(8)農外収入，(9)農外支出，(10)年金・被贈等の収入，(11)租税公課諸負担，(12)家計費，及び(13)財産的収入・支出などである。調査は，調査票（日計簿）を対象世帯に配布して記帳を依頼する記帳調査の方法と，調査員による面接調査によって実施される。

本稿で利用可能なデータの期間は1995年から2003年までで，観測値の総数は各年約4100である。このうち標本期間中に年金の支給が始まっていて，分析に用いる変数に外れ値や欠損値を含まない世帯は延べ2425世帯存在する[6)]。年金の支給開始は，「公的年金給付金」の値が

6）外れ値として，等価可処分所得と等価世帯消費の前年からの変化率の上位と下位の1%ずつを除外した。

表 3. 記述統計

年	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	計
世帯消費	50.6	49.0	47.6	46.8	45.4	43.6	44.6	44.4	46.4
	(24.0)	(24.6)	(23.7)	(23.0)	(21.7)	(20.5)	(22.0)	(22.3)	(22.8)
等価世帯消費	26.6	25.7	25.3	24.4	23.9	22.9	23.3	23.3	24.4
	(12.5)	(12.3)	(13.0)	(10.6)	(10.4)	(9.6)	(9.6)	(9.8)	(11.0)
世帯可処分所得	81.4	73.1	71.5	69.8	66.9	70.0	70.5	72.8	71.7
	(55.2)	(47.8)	(36.9)	(42.8)	(35.5)	(47.8)	(43.6)	(51.2)	(45.5)
等価世帯可処分所得	41.0	35.4	34.3	32.7	30.7	31.0	30.1	31.0	33.1
	(28.2)	(24.9)	(17.8)	(21.2)	(17.0)	(23.9)	(20.7)	(26.8)	(23.0)
公的年金給付金	2.7	5.1	5.6	6.2	7.3	9.7	11.2	12.3	7.5
	(5.2)	(7.8)	(7.8)	(8.5)	(8.7)	(12.2)	(10.1)	(8.6)	(9.4)
世帯主年齢	56.8	57.5	57.9	58.4	59.1	60.1	60.2	60.8	58.9
	(7.1)	(7.4)	(7.9)	(7.8)	(7.8)	(7.9)	(8.4)	(8.6)	(7.9)
配偶者年齢	54.1	54.8	55.2	55.7	56.4	57.3	57.5	58.2	56.1
	(7.0)	(7.3)	(7.8)	(7.9)	(8.0)	(8.0)	(8.5)	(8.4)	(8.0)
世帯人数	4.0	3.9	3.9	3.9	3.9	3.9	3.8	3.8	3.9
	(1.8)	(1.8)	(1.8)	(2.0)	(2.0)	(2.0)	(2.0)	(2.0)	(1.9)
世帯主の就業形態ダミー									
自家農業	0.476	0.519	0.529	0.578	0.584	0.621	0.629	0.624	0.572
恒常的勤務	0.385	0.316	0.292	0.243	0.233	0.188	0.176	0.177	0.249
その他（自営農業, 出稼ぎ, 臨時的賃労働, 非就業者）	0.140	0.165	0.179	0.179	0.183	0.191	0.195	0.199	0.179
配偶者の就業形態ダミー									
自家農業	0.671	0.643	0.626	0.639	0.646	0.646	0.652	0.647	0.646
恒常的勤務	0.098	0.103	0.117	0.092	0.081	0.073	0.067	0.071	0.087
その他（自営農業, 出稼ぎ, 臨時的賃労働, 非就業者）	0.231	0.254	0.257	0.269	0.272	0.281	0.281	0.282	0.266
7歳以上18歳以下の子供がいる（ダミー変数）	0.241	0.203	0.198	0.182	0.174	0.169	0.142	0.124	0.179
6歳以下の子供がいる（ダミー変数）	0.227	0.244	0.253	0.272	0.267	0.281	0.281	0.286	0.264
観測値数	286	291	257	346	356	356	267	266	2425
世帯数	-	-	-	-	-	-	-	-	502

注：表中の数値は各変数の平均。括弧内の数値は標準偏差を表す。消費，所得，及び公的年金給付金の単位は十万円。

ゼロから正の値に変化した年に起こったと考える。表 3 には主要な変数の記述統計が示されている[7)]。記述統計に記載されている各変数の定義は以下のとおりである。世帯消費は「家計費」（農産物などの自家消費を含む）と（「農外支出」に含まれる）「通勤用定期代」を足し合わせた値である。家計費の内訳は，飲食費，住居費，家計光熱及び水道料，家具・家事用品費，被服及び履物費，保健医療費，交通通信費，教育費，教養娯楽費，雑費，及び臨時費である。世帯可処分所得は，農家所得（農業所得と農外所得の合計）と年金・被贈等の収入の和から租税公課諸負担を差し引いた値として定義される。消費，可処分所得，公的年金給付は，消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）で実質化した上で分析に用いる。公的年金給付金には，国民年金・厚生年金・共済年金からの給付金の他に，農業者年金に加入している場合にはその給付金も含まれる。世帯消費と世帯可処分所得を，世帯人数の平方根で割ったものがそれぞれの等価額となる。また，世帯主と配偶者の就業形態は，『農経』では自家農業，自営農業，出稼ぎ，臨

7）外れ値の基準として変化率を用いているため，変化率を計算できない 1995 年の変数の記述統計は示していない。

時的賃労働，恒常的勤務，及び非就業者の六つに区分されている[8)]。表3では，世帯消費と等価世帯消費は時間の経過とともに減少する傾向が見られるが，これは主に世帯主と配偶者の加齢によるものと考えられる。世帯可処分所得と等価世帯可処分所得はいったん減少した後に横ばいか増加となっている。この動きは世帯主の年齢変化と年金の支給開始によるものと考えられる。世帯主の就業形態の推移をみると，時間の経過とともに世帯主がサラリーマンを辞めて農業に専念するようになる傾向が観察されており，これによっていったん所得が低下する。しかし，その後年金の支給が始まると所得の低下は止まり，横ばいか増加に転じる。公的年金給付金額の平均値が標本期間を通じて増加していることはこのことと整合的である。

『農経』の調査対象がどのような世帯かを確認するために，総務省が実施している『家計調査』の勤労世帯との比較を行う。比較には両統計の2003年の値を用い，『農経』については世帯消費，可処分所得，世帯主年齢，世帯人数に欠損のない4017世帯を対象とする。『農経』の2003年の家計費（年額の12分の1），可処分所得（年額の12分の1），世帯主年齢，世帯人数の平均はそれぞれ，391,443円，606,920円，60.0歳，4.17人である。一方，『家計調査』の2003年の消費支出（月額），可処分所得（月額），世帯主年齢，世帯人数の平均はそれぞれ，292,217円，401,787円，44.3歳，2.86人である。『家計調査』と比べると『農経』の標本は世帯主年齢が高く，世帯規模も大きいことが分かる。世帯主年齢と世帯人数が異なるので直接の比較は難しいものの，『農経』の調査対象世帯の方がやや裕福と考えられる。

Ⅳ－2．実証モデル

年金の支給開始による可処分所得の変化に世帯消費が反応しているかを分析するために，本稿では等価世帯消費の変化率を被説明変数とする以下の式を推定する[9)]。

$$\ln\left(C_{i,t}/C_{i,t-1}\right) = \alpha_1 + \beta_1 \text{Pension start}_i + \gamma_1 X_{1i,t} + \Phi_1 Z_t + \nu_{1i,t} \quad (1)$$

ここで，$C_{i,t}$は世帯iのt年における等価世帯消費，Pension start_iは世帯iの年金支給開始年に1となるダミー変数，$X_{1i,t}$はその他の説明変数（公的年金給付金を除く世帯可処分所得の等価額の変化率，世帯主年齢とその二乗，配偶者年齢とその二乗，世帯主の就業形態ダミー，配偶者の就業形態ダミー，世帯に6歳以下の子供がいる場合に1となるダミー変数，世帯に7歳以上18歳以下の子供がいる場合に1となるダミー変数）のベクトル，Z_tは年ダミーである。もし年金の支給開始に消費が反応していれば，β_1が有意に正に推定されるはずである。

また，年金の支給開始によって実際に可処分所得が有意に増加しているかを確認するために以下の式も推定する。

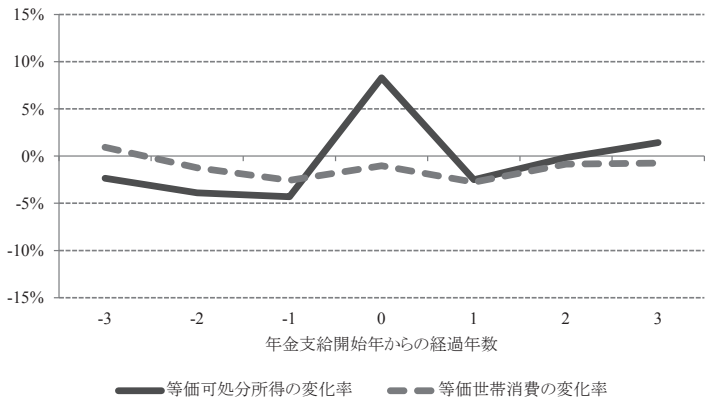
$$\ln\left(Y_{i,t}/Y_{i,t-1}\right) = \alpha_2 + \beta_2 \text{Pension start}_i + \gamma_2 X_{2i,t} + \Phi_2 Z_t + \nu_{2i,t} \quad (2)$$

ここで，$Y_{i,t}$は世帯iのt年における等価可処分

8）各就業区分の概念は以下の通りである。自家農業とは自家の経営する農業，自営兼業とは自家の経営する農業以外の事業，出稼ぎとは他の地域での一定期間の就労，臨時的賃労働とはパート・アルバイト等の臨時的な雇用，恒常的勤務とは一定の勤め先での恒常的な雇用のことである。また，年間の就業日数が60日以上の者は年内の主な就業状態を上記の通り分類し，年間の就業日数が60日未満の者は非就業者に分類される。ただし，学生は年内の労働日数が60日以上であっても非就業に分類される。 さらに，年間労働日数が60日未満であっても，年末に定まった勤務先を有する者は恒常的勤務に分類される。一年間に上記の分類のうちの複数に該当する者は，最も労働日数の多い就業状態に分類される。具体的には，自家の農業の労働日数が最も多い者は自家農業となり，自家農業を行いながら自営兼業（林業，水産業，商業など）を行い，自営兼業の労働日数が最も多い者は自営兼業となる。

9）等価額ではなく，世帯消費そのものの変化率を用いても結果はほとんど変わらない。このことは可処分所得についても同様である。

図 1. 可処分所得と消費の変化率の中央値



注：筆者が『農業経営統計調査』の個票に基づいて作成。

所得，$X_{2i,t}$は$X_{1i,t}$から「公的年金給付金を除く世帯可処分所得の等価額の変化率」を除外した説明変数のベクトルである。年金の支給開始後に可処分所得が増加していれば，β_2が有意に正に推定されるはずである。

式（1）と式（2）を推定する前に，それぞれの式の被説明変数となっている等価消費と等価可処分所得の変化率の動きを確認する。図 1 には，年金支給開始年を時点 0 としてその前後三年間の$\ln(C_{i,t}/C_{i,t-1})$と$\ln(Y_{i,t}/Y_{i,t-1})$の中央値が示されている。年金支給開始の前年から年金支給開始年にかけての等価可処分所得の変化率がそれ以外の年と比べて大きいことが分かる。等価世帯消費については，等価可処分所得の変化率と同調した動きを見せる年もあるが，年金支給開始年に大きくなる傾向ははっきりとは見られない。しかし，この図では他の変数を制御していないため，次項で式（1）を用いて年金支給開始年における消費の変化を推定することを試みる。

Ⅳ－３．推定結果

まず，式（2）を用いて年金の支給開始による可処分所得の変化の大きさを推定する。表 4 に，推定方法の選択の検定の結果選ばれる最小二乗法を用いて推定した結果が示されている。まず，列（A）では Pension start ダミーの係数が有意に正に推定されており，年金の支給開始によって等価可処分所得が 15.5% 増加することが分かる。退職金の受け取りと年金の支給開始が同時に起こる世帯が含まれる場合，年金の支給開始の効果が過大評価されてしまうので，列（B）には標本期間中に退職金を受け取った世帯を除外して推定を行った結果が示されている。ここでも Pension start ダミーの係数は有意に正だが，列（A）と比べると係数は小さくなっており，退職金の受け取りによって年金の支給開始の効果が過大評価されていたことが示唆される。さらに，列（C）と列（D）にはそれぞれ，標本期間中に世帯主か配偶者の就業形態が無職以外から無職へと変化している世帯を除外した推定結果，及び，標本期間中に世帯員数が変化した世帯を除外した推定結果が示されている。年金の支給が始まることで世帯主か配偶者が仕事を辞めた場合，可処分所得の変化には年金の支給開始の効果と仕事を辞めた効果が含まれることになる。また，世帯員数が大きく変化する場合，世帯員数の平方根で除して調整しても，可処分所得が大きく変動するかもしれない。列（C）と列（D）の推定値は列（B）と大きく変わらず，世帯主や配偶者が仕事を辞めることや世帯員数の変化による可処分所得の変

表 4. 年金支給開始に対する等価可処分所得の反応

被説明変数	$\ln(Y_t/Y_{t-1})$			
推定方法	OLS			
	(A)	(B)	(C)	(D)
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Pension start	0.155 ***	0.126 ***	0.116 ***	0.125 ***
	(0.025)	(0.025)	(0.029)	(0.039)
標本期間中に退職金を受け取った世帯を除外	No	Yes	Yes	Yes
標本期間中に無職になった世帯を除外	No	No	Yes	Yes
世帯員数が変化していない世帯に限定	No	No	No	Yes
観測値数	2425	1881	1471	798
F値	3.38 ***	2.8 ***	2.39 ***	1.71 **
自由度修正済み決定係数	0.0183	0.0163	0.0159	0.0113

注：**，*** は，それぞれ 5% 水準，1% 水準で統計的に有意であることを表す。括弧内の値は不均一分散に頑健な標準誤差。推定には，Pension start ダミー以外に，世帯主年齢とその二乗，配偶者年齢とその二乗，世帯主の就業形態ダミー，配偶者の就業形態ダミー，世帯に 6 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，世帯に 7 歳以上 18 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，年ダミーが説明変数として含まれる。

表 5. 年金支給開始に対する等価世帯消費の反応

被説明変数	$\ln(C_t/C_{t-1})$				
推定方法	OLS				
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Pension start	0.028 *	0.035 **	0.035 **	0.053 **	0.061 **
	(0.014)	(0.015)	(0.017)	(0.021)	(0.025)
標本期間中に退職金を受け取った世帯を除外	No	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯主か配偶者が無職になった世帯を除外	No	No	Yes	Yes	Yes
世帯員数が変化していない世帯に限定	No	No	No	Yes	Yes
国民年金受給世帯を除外	No	No	No	No	Yes
観測値数	2425	1881	1471	798	503
F値	4.4 ***	3.14 ***	3.24 ***	1.92 **	1.41
自由度修正済み決定係数	0.0288	0.0242	0.0294	0.0153	0.0074

注：*，**，*** は，それぞれ 10% 水準，5% 水準，1% 水準で統計的に有意であることを表す。括弧内の値は不均一分散に頑健な標準誤差。推定には，Pension start ダミー以外に，公的年金給付金を除く世帯可処分所得の等価額の変化率，世帯主年齢とその二乗，配偶者年齢とその二乗，世帯主の就業形態ダミー，配偶者の就業形態ダミー，世帯に 6 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，世帯に 7 歳以上 18 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，年ダミーが説明変数として含まれる。

動は，年金支給開始の効果を過小あるいは過大に評価する要因とはなっていない。

つぎに，式（1）を用いて年金の支給開始による消費の変化の大きさを推定する。表 5 に，最小二乗法を用いて推定した結果が示されている。全ての列で Pension start ダミーの係数が有意に正に推定されており，年金の支給開始によって等価世帯消費が 2.8%~6.1% 増加する結果となっている。各列の推定結果を比較すると，列（A）から列（C）までの推定では係数の大きさは大きく変わらないが，それらに比べて列（D）と列（E）の係数は大きく推定されている。列（D）では世帯員数が変化した世帯を除外しているため，年金の支給開始と同じタイミングで子供が独立するなどして世帯員数が減少することによる消費の減少の影響が除去されたことで係数が大きく推定されたのかもしれない。列（E）では，年金の支給を繰り上げることで支

給開始年が内生的に決まる可能性のある国民年金受給世帯を除外して推定を行っている[10]。国民年金加入者は，年金の支給を繰り上げることで通常の支給開始年齢である 65 歳よりも早く年金を受け取り始めることができるため，世帯員の入院や介護が必要となった世帯が繰り上げを行う可能性がある。このような消費ニーズの大きい世帯が国民年金を繰り上げ受給している場合，支給開始のタイミングが内生的に決定され，Pension start ダミーの係数が過大に推定される恐れがある。『農経』のデータからは各世帯員が加入している年金制度を特定することはできないため，本稿では以下の二つの条件を満たす世帯を国民年金受給世帯とみなして列（E）で除外した。一つ目の条件は，世帯主と配偶者の就業形態が標本期間を通じて自家農業ということ，二つ目の条件は，標本期間中に一度も「給料・俸給」及び退職金を受け取っていないことである[11]。列（E）の係数は他の列の係数よりも大きく推定されており，内生性による係数の過大評価は生じていないようである。

表 4 と表 5 の推定によって，年金支給開始の前年から年金支給開始年にかけての可処分所得の増加に対応して世帯消費が有意に増加することが分かったが，このような消費の増加は支給開始年だけに見られるのだろうか。もし年金の支給額を実際より過小評価していたのが消費増加の原因なら，年金支給開始年の翌年以降も消費の水準は高いまま維持されるはずである。年金支給開始の前年から年金支給開始の 1 年後，2 年後，及び 3 年後にかけての世帯消費の変化の大きさは，以下の式の$\beta_{3,s}$をそれぞれ推定することで求められる。

$$\ln\left(C_{i,t}/C_{i,t-s-1}\right) = \alpha_3 + \sum_{u=0}^{s}\beta_{3,u}\text{Pension start}_{i,u} + \gamma_3 X_{1i,t} + \Phi_3 Z_t + \nu_{3i,t},\ s = 1,2,3 \quad (3)$$

ここで，$\text{Pension start}_{i,0}$ は式（1）と式（2）における Pension start_i と同一のダミー変数，$\text{Pension start}_{i,1}$，$\text{Pension start}_{i,2}$，及び$\text{Pension start}_{i,3}$ はそれぞれ世帯 i の年金支給開始の 1 年後，2 年後，及び 3 年後に該当する場合に 1 となるダミー変数である。

同様に，年金支給開始の前年から年金支給開始の 1 年後，2 年後，及び 3 年後にかけての可処分所得の変化の大きさは，以下の式の$\beta_{4,s}$を推定することでそれぞれ求められる。

$$\ln\left(Y_{i,t}/Y_{i,t-s-1}\right) = \alpha_4 + \sum_{u=0}^{s}\beta_{4,u}\text{Pension start}_{i,u} + \gamma_4 X_{2i,t} + \Phi_4 Z_t + \nu_{4i,t},\ s = 1,2,3 \quad (4)$$

まず，式（4）を用いて年金の支給開始の前年から年金支給開始の 1 年後，2 年後，及び 3 年後にかけての可処分所得の変化の大きさを推定する。表 6 に推定結果が示されており，列（A），列（C），及び列（D）の s=3 の場合を除き$\beta_{4,s}$が有意に正に推定されている。年金の支給開始によって少なくともその後 2 年ほどは，それ以前と比べて可処分所得が 9%~16% 程度増えることが示唆される。年金支給額の予想を誤り，このような可処分所得の増加を予期できなかった場合，年金支給開始時に増加した世帯消費は年金支給開始年の翌年以降も水準が維持されるはずである。この場合，式（3）の$\beta_{3,s}$は有意に正に推定される。表 7 に式（3）の推定結果が示されているが，列（A），列（C），及び列（D）

10）『厚生年金保険・国民年金事業年報』（平成 15 年度）によれば，本稿の標本期間中に新規裁定者が繰り上げ支給を選択する割合は，23.8%（2000 年度）から 36.8%（1995 年度）の範囲にある。また，平成 15 年度の新規裁定者の繰り下げ支給の割合は 2.2% であり非常に低い。なお，厚生年金加入者にも繰り上げ支給の選択肢がある。特別支給の老齢厚生年金（定額部分）については，2001 年度から 2003 年度にかけて，昭和 16 年 4 月 2 日から昭和 18 年 4 月 1 日の間に生まれた男性の支給開始年が 60 歳から 61 歳に引き上げられた。これらの人々には支給を繰り上げて 60 歳から年金を受給する選択肢があるものの，本稿の分析対象者の中にはあまり含まれていないため考慮しなかった。

11）『農経』の「給料・俸給」とは，「農林業以外の産業に所属する事業所に恒常的に雇用され，主に現場の生産労働に従事した者及びすべての産業の事業所に雇用され，主に管理的，事務的及び技術的な業務に従事した者が受け取る給与一切」である。

表 6. 年金支給開始の翌年以降の等価可処分所得の変化

被説明変数	$\ln(Y_t/Y_{t-1})$											
推定方法	OLS											
	(A)			(B)			(C)			(D)		
	s=1	s=2	s=3	s=1	s=2	s=3	s=1	s=2	s=3	s=1	s=2	s=3
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Pension start$_1$	0.107 ***	-	-	0.128 ***	-	-	0.132 ***	-	-	0.138 **	-	-
	(0.035)	-	-	(0.036)	-	-	(0.042)	-	-	(0.061)	-	-
Pension start$_2$	-	0.088 **	-	-	0.120 ***	-	-	0.140 ***	-	-	0.155 **	-
	-	(0.042)	-	-	(0.044)	-	-	(0.052)	-	-	(0.075)	-
Pension start$_3$	-	-	0.084	-	-	0.095 *	-	-	0.069	-	-	0.087
	-	-	(0.053)	-	-	(0.055)	-	-	(0.065)	-	-	(0.086)
標本期間中に退職金を受け取った世帯を除外	No			Yes			Yes			Yes		
標本期間中に無職になった世帯を除外	No			No			Yes			Yes		
世帯員数が変化していない世帯に限定	No			No			No			Yes		
観測値数	1913	1462	1079	1466	1104	802	1130	840	601	609	442	310
F値	2.61 ***	2.76 ***	2.91 ***	2.11 ***	2.19 ***	1.77 **	2.44 ***	2.25 ***	2.37 ***	1.79 **	1.88 **	1.44
自由度修正済み決定係数	0.0150	0.0217	0.0294	0.0155	0.0169	0.0151	0.0232	0.0259	0.0297	0.0140	0.0110	0.0126

注：*，**，*** は，それぞれ 10% 水準，5% 水準，1% 水準で統計的に有意であることを表す。括弧内の値は不均一分散に頑健な標準誤差。推定には，Pension start ダミー以外に，世帯主年齢とその二乗，配偶者年齢とその二乗，世帯主の就業形態ダミー，配偶者の就業形態ダミー，世帯に 6 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，世帯に 7 歳以上 18 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，年ダミーが説明変数として含まれる。

表 7. 年金支給開始の翌年以降の等価世帯消費の変化

被説明変数	$\ln(C_t/C_{t-1})$											
推定方法	OLS											
	(A)			(B)			(C)			(D)		
	s=1	s=2	s=3	s=1	s=2	s=3	s=1	s=2	s=3	s=1	s=2	s=3
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Pension start$_1$	0.038 *	-	-	0.035	-	-	0.041 *	-	-	0.051 *	-	-
	(0.02)	-	-	(0.022)	-	-	(0.024)	-	-	(0.028)	-	-
Pension start$_2$	-	0.025	-	-	0.009	-	-	0.014	-	-	0.031	-
	-	(0.024)	-	-	(0.026)	-	-	(0.028)	-	-	(0.037)	-
Pension start$_3$	-	-	0.017	-	-	-0.016	-	-	-0.021	-	-	0.029
	-	-	(0.032)	-	-	(0.034)	-	-	(0.036)	-	-	(0.046)
標本期間中に退職金を受け取った世帯を除外	No			Yes			Yes			Yes		
標本期間中に無職になった世帯を除外	No			No			Yes			Yes		
世帯員数が変化していない世帯に限定	No			No			No			Yes		
観測値数	1900	1450	1066	1458	1096	793	1121	833	593	598	433	303
F値	5.66 ***	8.08 ***	7.00 ***	3.80 ***	5.11 ***	4.13 ***	3.52 ***	4.53 ***	4.25 ***	2.17 ***	3.16 ***	3.04 ***
自由度修正済み決定係数	0.0520	0.0846	0.1016	0.0391	0.0659	0.0754	0.0445	0.0696	0.0967	0.0365	0.0730	0.0958

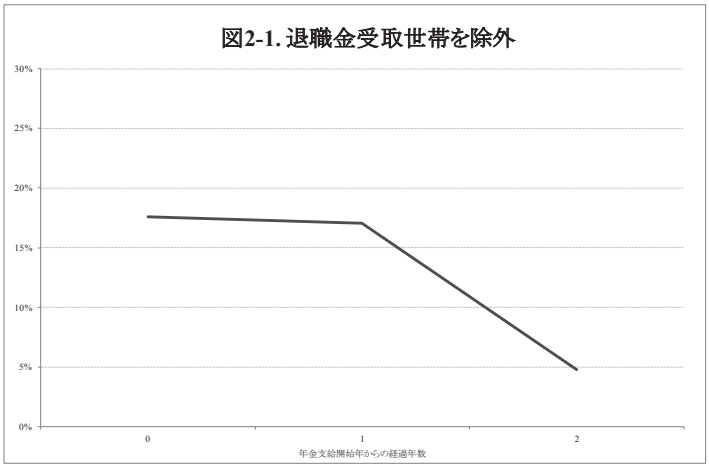
注：*，*** は，それぞれ 10% 水準，1% 水準で統計的に有意であることを表す。括弧内の値は不均一分散に頑健な標準誤差。推定には，Pension start ダミー以外に，公的年金給付金を除く世帯可処分所得の等価額の変化率，世帯主年齢とその二乗，配偶者年齢とその二乗，世帯主の就業形態ダミー，配偶者の就業形態ダミー，世帯に 6 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，世帯に 7 歳以上 18 歳以下の子供がいる場合に 1 となるダミー変数，年ダミーが説明変数として含まれる。

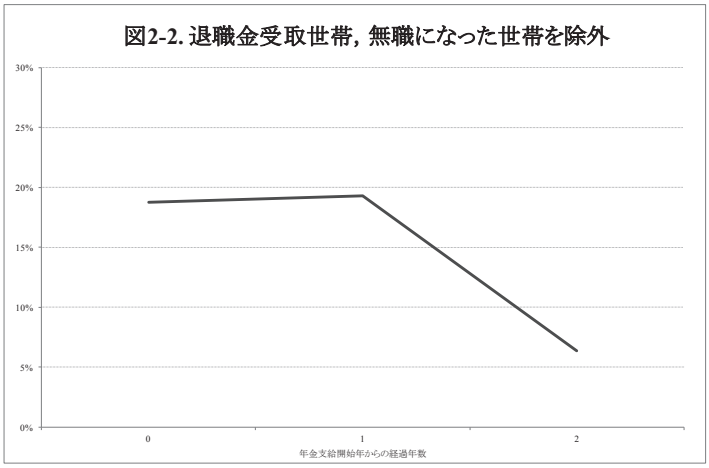
の s=1 の場合を除き$\beta_{3,s}$は非有意となっている。しかも，年金支給開始から時間が経つにつれて係数値が徐々に小さくなる傾向が見られる。図 2 には，表 4 から表 7 の推定値に基づいて計算された，年金所得の限界消費性向が示されている[12)]。限界消費性向は支給開始年においては 18~27% 程度の値となるが，それ以降は徐々に小さくなる傾向が見られ，年金の支給開始への消費の反応は非常に短期的なものであることが示唆される。

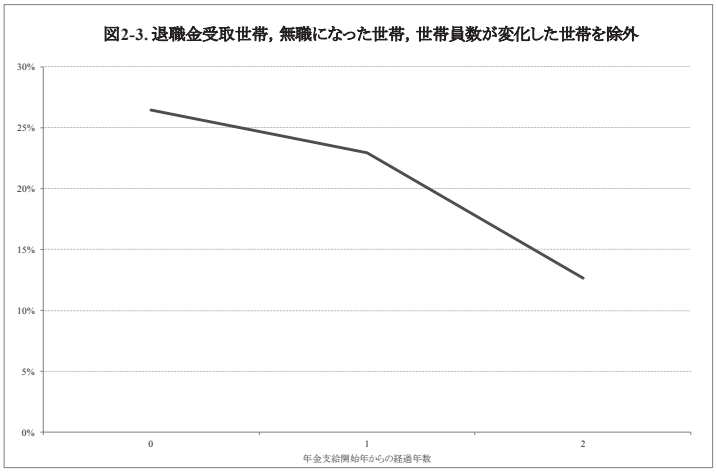
以上の結果から，『農経』の対象世帯の消費は，年金の支給開始年とその翌年にのみ有意に増加し，それ以降は元の水準に回帰することが分かった。もし年金支給額を過小評価していたことが支給開始年における消費の増加の原因なら，それは翌年以降も続くはずである。しかし，実際には支給開始前と比べた消費の増加はせいぜい支給開始の翌年までであり，年金額の過小評価が消費の増加の主な要因と考えるのは難しい。むしろ，年金の支給開始によって流動性制

12）年金の支給開始を特定できた全ての世帯を対象とした推定結果には，退職金の受け取り，世帯主や配偶者の就業状態の変化，及び世帯員の変化などの影響が含まれていると考えられるため，全ての世帯を対象とした限界消費性向の結果は示していない。

図 2. 年金支給開始年以降の限界消費性向の推移







注：筆者が表 4 から表 7 の推定結果に基づいて作成。

約が緩和された世帯が，年金支給開始年に耐久消費財などを購入することで一時的に支出が増加したことによる効果と考えた方が理解しやすい。したがって，このデータ分析の結果からは，世帯の年金支給額についての予想が不正確とは言えない。ただし，本稿での分析対象が農家であるため，厚生年金よりも額の小さい国民年金の受給世帯がデータに多く含まれると考えられる。国民年金の支給額が小さいために予想がそれほど難しくない可能性もあり，厚生年金や共済年金の予想については別途検証が必要であろう。

Ⅴ．結語

本稿では，まず，人々が将来受け取る年金をどのように評価しているかということと，その評価が家計行動にどのような影響を与えているかについて先行研究を展望した。年金予想については，年金の情報を得るコストが低い者，正確な年金の情報を得ることの便益が大きい者，将来の不確実性が低い者，及び情報交換の機会が多い者に，正確な年金予想を形成する傾向が見られる。ある時点でみれば，年金制度の詳細な知識を必要とする質問には正確な回答をできない者もおり，人々は完全に制度を理解して予想を形成しているわけではないようだが，支給開始が近づくにつれて予想が更新され，精度が高まるという結果が多くの研究で得られている。このように年金予想の実態が明らかとなるにつれ，年金制度と家計の消費・貯蓄行動の関係についても研究が蓄積されてきた。近年では年金改正を自然実験とみなして年金資産の内生性に対処した分析が行われており，このアプローチをとることで内生性が緩和され，年金資産と家計資産の代替性が従来よりも大きく推定されるようになっている。

つぎに，年金の支給開始による所得の変化に対して世帯消費が反応するかを分析することで，わが国世帯の年金予想の正確性を評価した。分析の結果，世帯消費は年金の支給開始時に有意に増加するが，翌年以降は元の水準へと回帰することが分かった。もし年金支給額を過小評価していたことが支給開始年における消費の増加の要因なら，消費水準は翌年以降も高いままのはずである。したがって，年金額の過小評価が支給開始年における消費増加の主な要因と考えるのは難しい。むしろ，年金の支給開始によって流動性制約が緩和された世帯が，年金支給開始年に耐久消費財などを購入することで一時的に支出が増加することによる効果と考えた方が理解しやすい。

参　考　文　献

麻生良文･何立新（2001）「公的年金と家計資産」『経済研究』第 52 号，4 巻，348-358 頁。

アルバート安藤･山下道子･村山淳喜（1986）「ライフサイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析」『経済分析』第 101 号。

鈴木亘（2008）「公的年金と貯蓄率 - 平成 11 年金改正による再計測 -」『学習院大学　経済論集』第 45 巻，第 3 号，199-210 頁。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・有田（宇野）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 - 公的年金との関係に焦点を当てて -」『経済分析』121 号，

1-51 頁。

濱秋純哉（2013）「予期された所得変化に消費は反応するか？ - 公的年金の支給開始を事例とする分析 -」*ESRI Discussion Paper* No. 298.

Attanasio, Orazio P., Brugiavini, Agar. (2003) "Social Security and Households' Saving" *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, No.3, pp.1075-1119.

Attanasio, Orazio P., Susann Rohwedder. (2003) "Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom." *American Economic Review*, Vol.93, No.5, pp. 1499-1521.

Bernheim, Douglas. (1988) "Social Security Benefits: An Empirical Study of Expectations and Realizations" In *Issues in Contemporary Retirement,* eds. Rita Ricardo-Campbell and Edward P. Lazear. Stanford: Hoover Institution Press, pp. 312-345.

Bottazzi, Retana., Tullio, Jappelli, Mario Padula. (2006) "Retirement Expectations, Pension Reforms, and Their Impact on Private Wealth Accumulation" *Journal of Public Economics*, Vol.90, No.12, pp.2187-2212.

Bottazzi, Retana., Tullio, Jappelli, Mario Padula. (2011) "The Portfolio Effect of Pension Reforms: Evidence from Italy" *Journal of Pension Economics and Finance*, Vol.10, No.1, pp.75-97.

Campbell, John Y., João F. Cocco, Francisco J. Gomes, and Pascal J. Maenhout. (2001) "Investing Retirement Wealth: A Life-Cycle Model." In *Risk Aspects of Investment-Based Social Security Reform,* eds. John Y. Campbell and Martin Feldstein. Chicago: University of Chicago Press, NBER Books: pp. 439-82.

Delavande, Adeline, Susann Rohwedder. (2011) "Individuals' uncertainty about future social security benefits and portfolio choice." *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 26, No.3, pp. 489-519.

Dominitz, Jeff., Charles F. Manski, Jordan Heinz. (2002) "Social Security Expectations and Retirement Savings Decisions," *NBER Working Paper* No.8718.

Dominitz, Jeff., Charles F. Manski. (2006) "Measuring Pension-benefit Expectations Probabilistically." *Labour*, Vol. 20, No.2, pp. 201-236.

Diamond, Peter A., Jerry A, Hausman. (1984) "Individual Retirement and Savings Decisions" *Journal of Public Economics*, Vol.23, No.1-2, pp.81-114.

Feldstein, Martin. (1974) "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation" *Journal of Political Economy*, Vol.82, No.5, pp.905-926.

Feldstein, Martin., Anthony Pellechio. (1979) "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconometric Evidence" *Review of Economics and Statistics*, Vol.61, No.3, pp.361-368.

Gale, William G. (1998) "The Effects of Pension Wealth on Household Wealth: A Reevaluation of Theory and Evidence" *Journal of Political Economy*, Vol.106, No.4, pp.706-723.

Guiso Luigi, Tullio Jappelli, Mario Padula. (2009) "Pension risk, retirement saving and insurance" *EUI Working Papers* ECO 2009/18.

Guiso Luigi, Tullio Jappelli, Mario Padula. (2013) "Pension Wealth Uncertainty" *Journal of Risk and Insurance*, forthcoming.

Gustman Alan L., Thomas Steinmeier. (2005) "Imperfect Knowledge of Social Security Pensions." *Industrial Relations*, Vol.44, No.2, pp. 373-397.

Hamaaki, Junya. (2010) "The Effects of the 1999 Pension Reform on Household Asset Accumulation in Japan: A Test of the Life-Cycle Hypothesis." In *Essays on the Behavioral Effects of Social Security and Taxation: Evidence from Japanese Micro Data*, Ph. D Dissertation, University of Tokyo, pp. 40-79..

King, Mervyn A., Louis Dicks-Mireaux. (1982) “Asset Holdings and The Life-Cycle” *The Economic Journal*, Vol.92, No.366, pp.247-267.

Liebman, Jeffrey B., Erzo F.P. Luttmer. (2011) “Would People Behave Differently if they Better Understood Social Security? Evidence from a Field Experiment” *NBER Working Paper* No.17287.

McHale, John. (2001) “The Risk of Social Security Benefit-Rule Changes: Some International Evidence.” In *Risk Aspects of Investment-Based Social Security Reform*, eds. John Y. Campbell and Martin Feldstein. Chicago: University of Chicago Press. NBER Books: pp. 247-90.

Mitchell, Olivia S. (1988) “Worker Knowledge of Pension Provisions,” *Journal of Labor Economics*, Vol.6, No.1, pp. 21-39.

Munnell, Alicia H. (1976) “Private Pensions and Saving: New Evidence” *Journal of Political Economy*, Vol.84, No.5, pp.1013-1032.

Okumura, Tsunao., Emiko Usui. (2011) “Effect of Pension Reform on Pension-Benefit Expectations and Savings Decisions in Japan” *RIETI Discussion Paper Series* 11-E-065.

Rohwedder, Susann. Kristin J. Kleinjans. (2006) “Dynamics of Individual Information about Social Security,” mimeo.

Rohwedder, Susann. Arthur van Soest. (2006) “The Impact of Misperceptions about Social Security on Saving and Well-Being,” *Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement Discussion Paper* No.2007-035.

Venti, Steven F., David A. Wise. (1996) “The Wealth of Cohorts: Retirement Saving and the Changing Assets of Older Americans” *NBER Working Paper* No.5609.