

## 年金制度改正と老後不安：家計のミクロデータによる分析

小川 一夫  
関田 静香

### 1. はじめに

公的年金制度は、従来から5年に一度、将来の出生率、死亡率の推計に基づく財政再計算によって将来にわたる年金財政を予測し、財政の安定化をめざして制度改正を行ってきた。その内容は主として給付水準の見直し、保険料率の上昇といった家計に負担を強いるものであった。

このような公的年金の制度改正は、家計の消費・貯蓄行動に少なからず影響を与えるはずである。制度改正が家計行動へどのような影響を及ぼすのか、その方向をとらえるには、年金制度の改正を家計がどのように評価したのか、その心理的な効果を知ることが肝要である。例えば、制度改正を将来給付の減少ととらえた家計にとっては、老後の暮らしへの不安が増幅され、年金給付を補うべく自ら貯蓄を増加させるなどの防衛的な行動をとるだろう。

5年に一度の公的年金制度の改正に対する家計の主観的評価は、家計の消費・貯蓄行動の変化を考える上で重要な要因であるにもかかわらず、先行研究では十分に分析されてこなかった。先行研究の焦点は、もっぱら公的年金への不安や年金給付額の変化が消費・貯蓄行動に与える影響であり、公的年金制度の改正を老後の暮らしへの不安の変化という視点から分析した研究は皆無である。<sup>1)</sup>

本研究は、この点に着目して家計が公的年金制度の改正をどのようにとらえてきたのか、金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データに基づいて定量的に分析することを目的としている。この調査には「あなたのご家庭

では、老後の暮らしについて、経済面でどのようになるとお考えですか。」という、われわれの分析に最適な質問項目が収録されている。それに対して「それほど心配していない」、「多少心配である」、「非常に心配である」という選択肢が用意されており、さらに「多少心配である」、「非常に心配である」と回答した家計に対しては、その理由を尋ねた質問項目も利用できる。選択肢のなかに「年金や保険が十分ではないから」という項目が含まれており、この選択肢を選んだ家計を「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計と特定化できるのである。また、「それほど心配していない」と回答した家計についても、その理由の選択肢が用意されている。選択肢には、「年金や保険があるから」という項目が含まれており、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計も特定化できる。このように2つの全く対照的なタイプの家計を比較できるのである。

これらの質問項目は1984年から2008年までの25年間という長期にわたって利用可能である。上述したように、これまで公的年金制度は財政再計算に基づいてほぼ5年ごとに改正されてきた。制度が改正された時期を特定できるので、改正の前後における「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計の割合の変化を見ることによって、家計が年金制度改正をどのようにとらえたのか、その主観的な評価を定量的に分析できるのである。<sup>2)</sup> しかも、調

査においては世帯主の職業も特定できるから、加入している年金制度の違いによって、公的年金制度改正の受け止め方が異なるのか、この点についても検討を加えることができる。

混合ロジットモデルを適用して得られた実証結果を要約しておこう。われわれは以下の5つの公的年金制度の改正が家計によってどのように受け止められたのか、家計の保有資産、所得などの経済環境および家計の種々の属性をコントロールした上で分析を行った。

基礎年金制度が導入された1985年改正が老後の暮らしに対して及ぼす影響については、加入している年金制度を問わず評価が分かっていた。完全自動物価スライド制が導入された1989年改正、保険料水準固定方式とマクロ経済スライドが採用された2004年改正については、第1号、第2号被保険者を問わず、老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させた。また、厚生年金の支給開始年齢の引き上げが決定された1994年、2000年の年金制度改正についても、第2号被保険者の間で老後の暮らしを心配する家計の割合を有意に低下させた。このように平均的に見ると年金制度の改正は、老後の生活への不安を軽減する方向に働いているものの、制度改正への反応は世帯主の年齢や所得に代表される家計属性によって異なることがわかった。1989年改正については、20歳代、30歳代の第2号被保険者は、年金改正の効果が懐疑的であり老後の暮らしを心配していない家計の割合が低下した。1994年改正、2004年改正に対しても同様の反応が20歳代、30歳代の第2号被保険者の間で見られた。さらに、2000年、2004年の年金制度改正については、所得が低い第2号被保険者世帯ほど老後の生活に対する不安が減じられる程度が小さいことがわかった。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では1985年の基礎年金制度の導入以降の年金制度の改正について概観する。第3節は、個票データに基づき「年金や保険が十分ではないから老後の暮らしを心配している」家計群、「年金や保険があるから老後の暮らしを心配していない」家計群、それぞれの割合の時系列的推移とその家計属性の特

徴を明らかにする。第4節は、混合ロジットモデルを用いて年金制度の改正が、年金が十分ではなく老後の暮らしを心配する確率、年金が十分あるので老後の暮らしを心配しない確率に与える効果を定量的に分析する。第5節では、年金改正に対する評価が年齢、所得階層という家計属性によって、どのように異なるのか検証を行う。第6節は本稿の結びである。

## 2. 基礎年金制度導入以降の公的年金制度の改正

この節では、分析の対象期間である1984年から2008年までに実施された主な公的年金制度の改正について概観する。<sup>3)</sup>

### 1985年改正：基礎年金制度

わが国の公的年金制度は、戦後長らく国民年金、厚生年金、共済年金といったように職域ごとに独立して運営されてきた。しかしながら、産業構造が大きく変化を遂げ、制度間で被保険者の移動が生じるにつれて、被保険者が減少した制度では、負担金の拠出に比べて給付が増大し、年金財政の脆弱性が明らかになっていった。このような制度間の財政基盤の格差を是正し、各制度を安定的に運営する目的で導入されたのが基礎年金制度である。

全国国民共通の基礎年金制度（1階部分）を導入するとともに、被用者については、厚生年金、共済年金がそれぞれ上乗せ部分の給付（2階部分）を行うというのが、年金改正の骨子である。基礎年金給付のための給付は、各制度が負担する拠出金によって賄われ、各制度が負担する基礎年金拠出金の3分の1に対して国庫負担がなされることになった。

### 1989年改正

1989年改正では、物価の変動に対して年金の実質価値を維持するために、年金額の完全自動物価スライド制が導入された。また、20歳以上の学生の国民年金への強制適用が盛り込まれた。

### 1994年改正

高齢化の進行に伴う年金受給者数の急増に対処

し、年金制度を安定的に運営するための措置が急務となった。そのために、厚生年金において定額部分の支給開始年齢を、男子については2001年度から2013年度にかけて、女子についてはその5年遅れで、65歳に引き上げることが決定された。また、厚生年金の保険料負担については、新たに賞与から特別保険料1%を徴収することも盛り込まれた。

### 2000年改正

1990年代後半には、出生率が予想以上に低下し、日本経済も長期低迷の状態が続いていた。このような状況の下で、給付と負担のバランスを維持しながら、将来世代の負担を軽減する目的で年金制度の改正が行われた。将来世代の負担の上限として、厚生年金の保険料率20%（総報酬ベース）が一つの目安として設定された。また、厚生年金については、報酬比例部分の給付水準が5%適正化され、報酬比例部分の支給開始年齢を男子については2013年度から2025年度にかけて、女子についてはその5年遅れで、65歳に引き上げることが決定された。

### 2004年改正

2002年に公表された将来推計人口の予測値は、今後さらなる少子化と高齢化が進むことを示していた。この予測を受けて、給付と負担の調和を保った形で保険料率の抑制された引き上げ、給付水準の抑制、そして国庫負担の増大を柱とする年金改正が実施された。<sup>4)</sup>

まず、「保険料水準固定方式」と「マクロ経済スライド」の組み合わせが採用された。保険料水準固定方式とは、2004年改正前に13.58%であった保険料率を毎年引き上げ、2017年度に18.3%に到達した時点で、それ以降の保険料率を固定するというものである（厚生年金の場合）。保険料率が固定された場合、給付水準も抑えざるを得ず、そのために導入されたのがマクロ経済スライドである。従来、新規裁定者については年金給付額の改定ルールは賃金上昇率に応じてスライドさせ、既裁定年金については消費者物価上昇率についてス

ライドさせることが原則であった。これを賃金上昇率、物価上昇率から「スライド調整率」を差し引いた率に変更した。スライド調整率は、平均余命の延びを勘案した一定率（0.3%）と公的年金被保険者数の減少率と定義されている。

以上のような給付水準の調整を行うことにより、厚生年金の標準的な年金世帯（夫が40年間民間被用者で妻が専業主婦の場合）の給付水準は現役世代の平均収入の5割を超えると喧伝された。<sup>5)</sup>

また、国庫負担の増大については基礎年金の国庫負担割合を3分の1から2分の1に引き上げることが決定された。

### 3. 『家計の金融行動に関する世論調査』からみた年金と老後の暮らしに関する家計の主観的評価

この節では金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』（以下、世論調査と略称）に収録されている質問項目への回答を基に、家計が経済面から老後の暮らしをどのようにとらえてきたのか、また、その評価が年金制度に対する主観的評価とどのように関係してきたのか、時系列的推移とその特徴を明らかにする。

分析に使用する世論調査は、(1) 家計の資産・負債や家計設計などの状況を把握し、これらの公表を通じて金融知識を身につけることの大切さを広報すること、(2) 家計行動分析のための調査データを提供すること、の2つを目的として金融広報中央委員会が毎年実施している調査である。<sup>6)</sup> 調査対象世帯は全国から層化2段無作為抽出法により抽出されている。平成19年調査以降、調査対象世帯は8,000である。<sup>7)</sup> なお、分析対象の世帯は、二人以上世帯である。

標本期間は、1984年から2008年までの25年間であり、4分の1世紀をカバーする長期のクロスセクションデータである。5年に一度行われてきた年金制度の改正が家計に及ぼしてきた影響を見る上でも最適なデータソースといえる。

本稿では、現役世代に着目し、職業を有する60歳未満の者を分析対象とする。というのも、公的年金制度の改正が主として将来における保険料負担や給付水準の調整を目的としており、すでに年

金の給付を受けている世帯には適用されないからである。

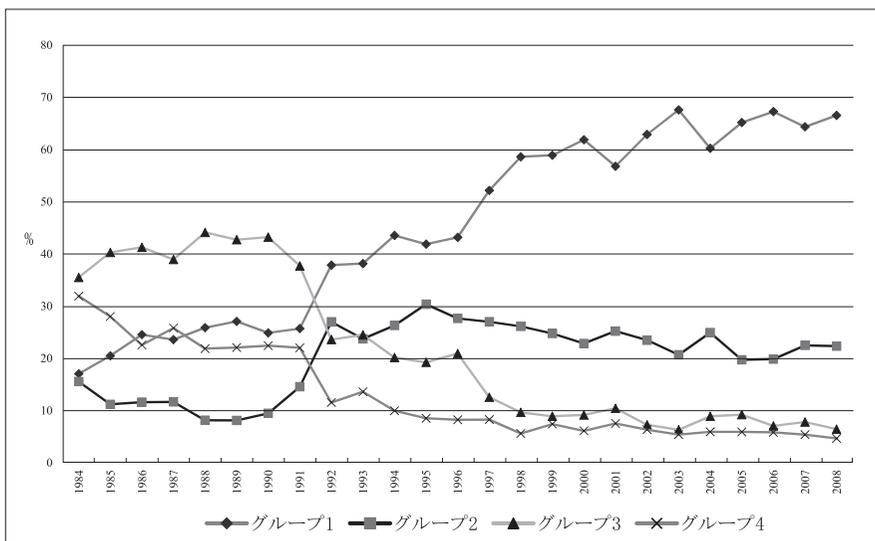
まず、『あなたのご家庭では、老後の暮らしについて、経済面でどのようになるとお考えですか』という質問項目に対する回答、「1. それほど心配していない」、「2. 多少心配である」、「3. 非常に心配である」に基づいて、「老後の暮らしを心配している世帯」を、回答2または3を選択した家計であると定義する。同様に、「老後の暮らしを心配していない世帯」は、回答1を選択した家計と定義される。

世論調査では、老後の暮らしを心配している理由と老後の暮らしを心配していない理由についても尋ねている。選択肢にはさまざまな項目が含まれているが、われわれが注目するのは、「年金や保険が十分ではない（ある）から」という項目である。この項目を選択した世帯の情報と老後の暮らしを心配している（していない）世帯の情報に基づいて、家計を以下の4つのグループに分けることにより、年金制度改正と老後の暮らしに対する主観的な評価に関する以下の議論の見通しをよくすることができる。4つのグループとは、「年金や保険が十分ではないから、老後の暮らしを心配している」家計群（以下ではグループ1）、「そ

れ以外の理由で老後の暮らしを心配している」家計群（以下ではグループ2）、「年金や保険が十分あるから、老後の暮らしを心配していない」家計群（以下ではグループ3）、そして「それ以外の理由で老後の暮らしを心配していない家計群（以下ではグループ4）」である。それぞれのグループの割合の推移を示したものが図1である。

グループ1の大きさは91年まで20%台で推移していたが、バブルの崩壊とともに上昇に転じ、90年代中頃以降グループ1の割合はほかのグループの割合を凌駕していく。1997年には52%を記録し、半数の家計が、年金が十分ではないため老後の暮らしに懸念を表明している。2003年にはピーク（68%）を付け、その後も高い水準で推移している。

老後の暮らしを心配していない家計群に目を転じよう。グループ3の割合は、基礎年金制度が導入された85年には前年に比して5%ポイント上昇している。その後も80年代後半は緩やかな上昇が続き、80年代中頃から後半にかけては4つのグループの中でその割合は最大になっている。しかし90年代を通じてグループ3の割合は急速に低下する。98年にはグループ3の割合は10%を切り、その後も緩やかに割合は低下している。2008年におけるグループ3の割合はわずかに6.4%に過ぎない。



出所：金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』

図1 各グループの大きさ

次にグループ1からグループ4の家計がどのような特徴を持っているのか、その属性を見ていこう。各家計グループの属性を表にまとめたものが表1である。

グループ1, 2については、金融資産保有額が4つのグループの中で最も低い(それぞれ894万円, 775万円)。また、借入金を保有している家計の割合が4グループの中で最も高く(グループ1, 2それぞれ52.4%, 49.4%)、借入金の残高も4グループの中で最大である(グループ1, 2それぞれ606万円, 523万円)。したがって、ネットで見えた金融資産残高もグループ3や4と大きな隔りがある。グループ1, 2の純金融資産残高がそれぞれ288万円, 252万円であるのに対して、グループ3, 4はそれぞれ726万円, 523万円である。

世帯所得についても資産残高と同様の傾向が見られる。グループ1, 2の世帯所得はそれぞれ512万円, 485万円であり、グループ3の600万円と比

べて大きな開きがある。<sup>8)</sup> グループ1, 2のもう一つの大きな特徴は、生活設計を立てている家計の割合が低いことである。その割合は両グループとも4割を切っている。

老後の暮らしを心配していない家計群(グループ3, 4)は老後の暮らしを心配する家計群(グループ1, 2)とは明らかに異なった属性を有している。グループ3の大きな特徴の一つは、世帯主の年齢が高いことである。グループ3における20歳代, 30歳代の若年層の割合は、23.7%と4グループのなかで最低であり、逆に50歳代の割合は、42.3%と4グループ中最高である。世帯主の年齢が高いことも反映して、金融資産保有額は4グループのなかで、グロス、ネットともにトップ(それぞれ1,131万円, 726万円)である。持ち家率も73.6%と、4分の3近くの家計が持ち家を所有している。世帯所得についても4グループ中トップである。世帯所得が700万円以上の世帯の割合は27.6%にも達する。

表1 各グループの家計の属性

変数名	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	全体
世帯主年齢分布					
20歳代 (%)	3.56	4.84	3.49	8.07	4.44
30歳代 (%)	23.52	23.44	20.23	29.66	23.61
40歳代 (%)	36.47	36.67	33.96	32.46	35.35
50歳代 (%)	36.45	35.04	42.31	29.80	36.60
世帯所得分布					
300万円未満 (%)	18.79	23.79	13.51	22.60	19.09
300万円ー500万円 (%)	31.03	30.36	29.91	35.31	31.24
500万円ー700万円 (%)	31.65	27.94	29.02	22.72	29.03
700万円ー1000万円 (%)	12.14	11.33	16.35	10.68	12.76
1000万円超 (%)	6.38	6.58	11.22	8.69	7.88
世帯所得(百万円)	5.12	4.85	6.00	5.20	5.29
金融資産保有額(百万円)	8.94	7.75	11.31	8.99	9.26
借入金を保有している家計の割合	52.39	49.41	47.22	39.43	48.75
借入金残高(百万円)	6.06	5.23	4.04	3.76	5.10
純金融資産残高(百万円)	2.88	2.52	7.26	5.23	4.17
持ち家の割合 (%)	66.91	61.80	73.59	61.47	66.69
生活設計を立てている家計の割合 (%)	39.85	36.60	52.58	44.70	42.87
世帯人数	3.95	3.97	4.09	4.14	4.01
大都市に住んでいる家計の割合 (%)	23.23	22.31	23.20	27.49	23.64
リスク回避的な家計の割合 (%)	48.38	43.41	44.93	43.61	45.91

出所：金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』

備考：世帯所得を計算する際には各所得階級の中央値を用いている。なお、300万円未満、1000万円以上の階層の中央値はそれぞれ225万円、1250万円を使用している。

また、生活設計を立てている家計の割合も52.6%と4グループのなかで最大である。

#### 4. 公的年金制度の改正に対する家計の主観的評価：混合ロジットモデルによる計量分析

この節では公的年金制度という視点から老後の暮らしをとらえ、これまでに実施されてきた年金制度の改正が老後の暮らしに関する不安感を取り除く上で効果があったのか、計量的な分析を展開する。

具体的には4つのグループに入る確率を混合ロジットモデル (mixed logit model) により特定化し、家計の属性を説明変数としてコントロールしながら公的年金制度の改正がそれぞれのグループに入る確率にどの程度の影響を及ぼしたのか、定量的な評価を行う。<sup>9)</sup> 本稿では、老後の暮らしに対する不安の有無とその理由によって分けた4つのグループのうち、アンケート回答者がどれを選択するかを被説明変数としている。しかし、グループ1・2は、いずれも老後の暮らしを心配する家計群、グループ3・グループ4は、いずれも老後の暮らしを心配していない家計群というように、各グループには強い類似性があるため、無関係な選択肢からの独立性 (independence of irrelevant alternatives) の仮定は成立しないと考えられる。事実、多項ロジットモデルによる推定も行われたが、この仮定は支持されなかった。そこで、本稿では、この仮定を緩和した推定法である混合ロジットモデルを採用している。なお、このモデルに関する詳細および利用例については、Hole (2007) を参照されたい。

以下では、まずモデルで使用する変数を説明しよう。老後の暮らしがどのようなようになるかを尋ねた質問に対して、回答者は「心配である」と「心配していない」のいずれかを選択し、それぞれの回答に対して、その理由をいくつかの選択肢から選ぶようにアンケート調査は設計されている。まず、われわれは各選択肢に対応する変数を説明変数の候補に選ぶことにした。それらの変数は、

- 1) 実質純金融資産保有額<sup>10)</sup>
- 2) 持ち家の有無
- 3) 借入金の有無
- 4) 生活設計の有無
- 5) 今後、

生活設計を立てる意志の有無 6) 世帯人員数である。これらの変数に加えて、実際の金融資産残高と貯蓄の目標額の比率、実質世帯所得、世帯主の年齢 (4つの年齢階層のどの階級に属しているかを示すダミー変数)<sup>11)</sup>、リスク回避度ダミー変数<sup>12)</sup>、大都市居住ダミー変数、世帯主の居住地域 (9つの地方のどの地方に住んでいるのかを示すダミー変数)<sup>13)</sup> も説明変数に加えた。

また、各年に生じたマクロ的なショックをコントロールするため、地域別の失業率、出生率、高齢化率、インフレ率、地域総生産成長率、消費者の意識を表す「消費者態度指数」を説明変数に加えている。<sup>14)</sup> さらに、これらの変数以外に観察されないトレンド要因をコントロールするために1984年を1とするトレンド変数も追加している。

われわれの関心事である公的年金制度の改正が老後の暮らしに与える効果を計測するために、第2節でみたように5つの異なった年金制度改正に対応するダミー変数を作成した。例えば、1985年改正ダミーは、1985年以前は0、85年以降は1をとるダミー変数である。他の改正ダミーも同様に作成されている。

ここで年金制度改正が老後の暮らしに与える効果を推定する上で注意すべき点を述べておこう。それは、アンケート調査が実施された時点において回答者が年金制度改正の内容に関する情報を有していなければならない点である。年金制度改正が国会で成立した時点がアンケート調査の実施時点よりも先行していればこの条件は満たされる。ちなみに、1985年改正、2000年改正、2004年改正は、それぞれ4月24日、3月28日、6月4日に成立しており、これらの年におけるアンケート調査は6月下旬から7月上旬に実施されているから上記の条件はクリアされている。

これに対して1989年改正、1994年改正については、それぞれ12月15日、11月2日に成立しているのに対して、アンケート調査は6月下旬から7月上旬に実施されているから、アンケート調査が年金改正に先行していることになる。したがって、1985年改正、2000年改正、2004年改正については、年金制度が改正された同年のアンケート調査の

結果を用いて老後の暮らしに対する効果を推定し、1989年改正、1994年改正については、年金制度改正の効果は次年度に表れると仮定してその結果を計測する。

分析では、年金制度改正に対応するダミー変数に加えて、各世帯があるグループを選択する上で、その世帯の居住地域における前年におけるそのグループの割合が、そのグループを選択する確率に影響を与える点（peer効果）を考慮して、この変数をalternative-specificな変数として追加した。

年金制度の改正が老後の暮らしに及ぼす影響を計測する上で、考慮しなければならない重要な点がある。それは、家計の職業によって加入している年金制度は異なっており、家計が関心のある年金制度の改正もあくまで自らが加入している制度の変更に限られるということである。したがって、われわれは家計を第1号被保険者と第2号被保険者に分類して、それぞれについて別個に混合ロジットモデルを適用することにした。<sup>15)</sup>

計測は1984年から2008年のクロスセクションデータをプールして行われた。計測方法は混合ロジットモデルであり、グループ1を基準に正規化されている。表2は計測結果から求められたパラメータ推定値を用いて各変数の平均値のまわりで評価された限界効果を示している。なお、説明変数がダミー変数の場合は、その変数が0から1に変化したときに、各グループが選ばれる確率の変化分が示されている。

表2から家計の属性がそれぞれのグループに入る確率にどのような効果を与えるのか見ていこう。まず家計の保有している純金融資産残高が増加すれば、グループ1、2に入る確率は有意に低下し、グループ3、4に入る確率は有意に上昇する。借入金を有している家計はどグループ1に入る確率は有意に高まり、持ち家家計はどグループ1、2に入る確率は有意に低下し、グループ3、4に入る確率は有意に上昇する。このように家計が保有する住宅資産や金融資産の多寡、負債の有無が老後の暮らしの評価に対して有意な影響を及ぼしている。同様の傾向は家計の所得についてもいえる。世帯の所得が高ければ高いほど、家計がグループ

3、4に入る確率は高まり、家計がグループ1、2に入る確率は低下する。また、世帯人員の数が増加すれば、それだけグループ1に入る確率は低下し、グループ4に入る確率は上昇する。

以上の結果を解釈すれば、家計の所得水準が高く、十分な資産形成を行っていけば、年金は老後の暮らしの一助として積極的に評価され、その結果老後の暮らしに対する不安は除去されるということである。逆に、資産の保有水準が低く、持ち家もなく、借入金だけが残っている家計は老後の暮らしに対する不安を募らせるのである。さらに、世帯人員数は、グループ1と2を識別し、両者に対して明確に異なる影響を及ぼしている。すなわち、世帯人員の多寡はグループ2に入る確率に影響を及ぼしていないが、世帯人員の数が多ければそれだけグループ1に入る確率は低下する。世帯人員が多いことは、それだけ働き手が多いことを意味し、家族内扶助によって老後の暮らしに備えることができる。しかし、働き手が少なければ、老後の暮らしを支える手段として年金の重要性が高まり、それだけ老後の暮らしの不安が高まるのかもしれない。

マクロショックもグループ間の選択に対して大きな影響を及ぼしている。失業率の上昇は、第2号被保険者にとってグループ1に入る確率を有意に高めている。地域総生産成長率も同様の効果をもたらしている。地域総生産成長率の低下は、グループ2に入る確率を有意に高め、グループ3,4に入る確率を有意に下げている。消費者態度指数の上昇は、世帯を取り巻く経済環境の改善を意味するから、グループ1,2に入る確率を有意に低下させ、グループ3に入る確率を有意に高めている。トレンド変数の効果については、第1号、第2号被保険者を問わず、グループ1に入る確率を有意に高めており、趨勢的に年金や保険が十分ではないから老後の暮らしに対する不安が高まっていることがわかる。

最後に、われわれの最大の関心事である年金制度の改正の効果を見ていこう。まず、基礎年金制度の導入の効果から見ていこう。基礎年金制度の導入は第1号、第2号被保険者ともにグループ1に

表2 混合ロジットモデルから求められた限界係数（ベースケース）

	第1号サンプル				第2号サンプル			
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985 年年金制度改正	0.0941 *** (0.0301)	-0.1008 *** (0.0322)	0.0579 *** (0.0183)	-0.0512 *** (0.0196)	0.0505 *** (0.0183)	-0.0848 *** (0.0207)	0.0369 *** (0.0102)	-0.0027 (0.0083)
1989 年年金制度改正	-0.0555 * (0.0290)	0.0638 *** (0.0226)	-0.0005 (0.0189)	-0.0078 (0.0228)	-0.1040 *** (0.0148)	0.1094 *** (0.0127)	-0.0049 (0.0140)	-0.0006 (0.0103)
1994 年年金制度改正	-0.0093 (0.0278)	0.0598 *** (0.0212)	-0.0050 (0.0236)	-0.0455 * (0.0240)	-0.0301 ** (0.0137)	0.0487 *** (0.0117)	0.0021 (0.0129)	-0.0207 * (0.0111)
2000 年年金制度改正	-0.0236 (0.0331)	-0.0155 (0.0271)	0.0083 (0.0294)	0.0307 (0.0330)	-0.0453 *** (0.0151)	0.0028 (0.0144)	0.0143 (0.0186)	0.0282 * (0.0173)
2004 年年金制度改正	-0.0723 ** (0.0369)	0.0751 * (0.0416)	0.0530 (0.0375)	-0.0558 * (0.0329)	-0.0951 *** (0.0179)	0.0415 ** (0.0173)	0.0166 (0.0208)	0.0370 * (0.0194)
純金融資産額	-0.0011 *** (0.0003)	-0.0008 *** (0.0003)	0.0013 *** (0.0002)	0.0007 ** (0.0003)	-0.0011 *** (0.0002)	-0.0017 *** (0.0002)	0.0026 *** (0.0002)	0.0002 (0.0002)
金融資産保有額/貯蓄目標額	0.0071 * (0.0042)	-0.0001 (0.0035)	0.0062 (0.0039)	-0.0132 * (0.0072)	0.0009 (0.0026)	0.0001 (0.0016)	0.0033 (0.0024)	-0.0042 (0.0028)
借入金あり	0.0562 *** (0.0101)	0.0042 (0.0089)	-0.0056 (0.0083)	-0.0548 *** (0.0084)	0.0495 *** (0.0072)	-0.0044 (0.0055)	-0.0049 (0.0057)	-0.0402 *** (0.0040)
持ち家	-0.0081 (0.0117)	-0.0568 *** (0.0099)	0.0592 *** (0.0099)	0.0056 (0.0104)	-0.0306 *** (0.0063)	-0.0463 *** (0.0057)	0.0689 *** (0.0053)	0.0080 * (0.0043)
生活設計を立てている	0.0133 (0.0134)	-0.0203 (0.0134)	0.0351 *** (0.0106)	-0.0281 *** (0.0100)	0.0216 ** (0.0088)	-0.0281 *** (0.0072)	0.0320 *** (0.0070)	-0.0256 *** (0.0056)
生活設計をこれから立てる	0.0558 *** (0.0144)	0.0302 ** (0.0132)	-0.0349 *** (0.0112)	-0.0511 *** (0.0116)	0.0456 *** (0.0094)	0.0078 (0.0075)	-0.0186 *** (0.0068)	-0.0348 *** (0.0057)
世帯人数	-0.0140 *** (0.0031)	-0.0034 (0.0027)	0.0028 (0.0025)	0.0146 *** (0.0028)	-0.0058 *** (0.0022)	0.0013 (0.0020)	0.0005 (0.0018)	0.0040 *** (0.0015)
30 歳代	0.1200 *** (0.0268)	-0.0342 * (0.0208)	-0.0296 (0.0196)	-0.0562 *** (0.0185)	0.0904 *** (0.0134)	0.0048 (0.0116)	-0.0358 *** (0.0118)	-0.0595 *** (0.0058)
40 歳代	0.1414 *** (0.0248)	-0.0017 (0.0227)	-0.0445 ** (0.0197)	-0.0952 *** (0.0177)	0.1149 *** (0.0131)	0.0271 ** (0.0115)	-0.0369 *** (0.0124)	-0.1051 *** (0.0067)
50 歳代	0.1103 *** (0.0255)	-0.0202 (0.0219)	-0.0033 (0.0216)	-0.0867 *** (0.0196)	0.0925 *** (0.0137)	0.0313 *** (0.0112)	-0.0009 (0.0132)	-0.1228 *** (0.0072)
世帯収入	-0.0001 *** (0.00001)	-0.0001 *** (0.00001)	0.0001 *** (0.00001)	0.0001 *** (0.00001)	-0.0001 *** (0.0000)	-0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
リスク回避度	-0.0031 (0.0097)	-0.0190 ** (0.0078)	0.0040 (0.0067)	0.0181 ** (0.0079)	0.0265 *** (0.0056)	-0.0193 *** (0.0051)	-0.0009 (0.0053)	-0.0063 * (0.0037)
大都市	0.0054 (0.0106)	-0.0187 ** (0.0092)	-0.0008 (0.0097)	0.0140 (0.0095)	0.0090 (0.0061)	-0.0083 (0.0056)	-0.0105 * (0.0055)	0.0097 *** (0.0039)
失業率	-0.0039 (0.0138)	-0.0119 (0.0098)	-0.0038 (0.0112)	0.0196 (0.0127)	0.0165 ** (0.0079)	-0.0183 *** (0.0059)	-0.0110 * (0.0064)	0.0127 ** (0.0055)
出生率	0.3050 ** (0.1524)	-0.0797 (0.1180)	-0.1307 ** (0.0561)	-0.0946 (0.1078)	-0.0873 (0.1037)	0.1933 * (0.1046)	-0.0544 (0.0727)	-0.0516 (0.0488)
高齢化率	-0.4007 ** (0.1929)	-0.1877 (0.2222)	-0.1851 (0.1387)	0.7734 ** (0.3299)	0.1133 (0.3061)	-0.0421 (0.2752)	-0.2478 *** (0.0385)	0.1767 (0.3270)
インフレ率	0.0061 (0.0066)	-0.0137 *** (0.0048)	0.0028 (0.0049)	0.0047 (0.0054)	0.0071 * (0.0037)	-0.0153 *** (0.0032)	-0.0008 (0.0034)	0.0091 *** (0.0029)
地域内総生産成長率	-0.0037 (0.0034)	-0.0063 ** (0.0028)	0.0039 (0.0028)	0.0060 ** (0.0030)	-0.0011 (0.0021)	-0.0084 *** (0.0017)	0.0060 *** (0.0017)	0.0035 *** (0.0014)
消費者態度指数	-0.0048 ** (0.0022)	-0.0028 (0.0023)	0.0067 *** (0.0025)	0.0010 (0.0025)	0.0008 (0.0014)	-0.0039 *** (0.0011)	0.0035 *** (0.0013)	-0.0004 (0.0009)
トレンド	0.0179 *** (0.0014)	0.0064 (0.0072)	0.0008 (0.0097)	-0.0251 ** (0.0129)	0.0170 *** (0.0014)	0.0034 (0.0048)	-0.0059 (0.0079)	-0.0145 * (0.0087)
回答者の居住地域において、前年、各グループが選ばれた割合	2.54E-10 (1.72E-10)	-3.17E-10 (3.60E-10)	-3.47E-10 (2.36E-10)	4.10E-10 (3.72E-10)	2.86E-10 *** (8.34E-11)	-6.2E-10 *** (1.56E-10)	-2.51E-10 *** (8.19E-11)	5.85E-10 *** (1.50E-10)
標本数	10247				30509			
対数尤度	-11993.871				-34328.689			

備考：推定には、STATA の mixlogit コマンドを用いた。なお、地域ダミーの効果は省略されている。

括弧内の標準誤差はブートストラップ法によって求められた。\*、\*\*、\*\*\* はそれぞれ 10%、5%、1%水準で有意を意味する。

入る確率とグループ3に入る確率を有意に高めている。この結果は、新たに創設された基礎年金制度が老後の暮らしへ与える効果について世帯間で評価が分かれていることを意味している。基礎年金制度への評価は家計の属性と関係していると考えられるが、この点については次節でさらなる検討を加える。

完全自動物価スライド制が導入された1989年制度改正は、第1号、第2号被保険者を問わずグループ1に入る確率を有意に低下させており、物価変動に年金給付が自動的に調整されるシステムが老後の暮らしの安定に寄与すると評価していることがわかる。

1994年、2000年の制度改正は、第2号被保険者に対してグループ1に入る確率を有意に低下させており、年金制度の安定的な運営への取組が評価され老後の暮らしへの心配が軽減されたと考えられる。

2004年改正の効果に目を転じよう。制度改正によって第1号、第2号被保険者ともにグループ1に入る確率が有意に低下している。この意味では2004年の制度改革はある程度成功を収めたといえよう。

このように1989年から2004年までの年金制度の改正は、第2号被保険者に対して老後の生活への不安を軽減する方向に働いてきたものの、グループ3に入る確率については有意な変化は見られず、年金制度の改正によって、年金が十分であるから老後の暮らしに対する心配が低下したという、制度改正をプラスに評価する家計の割合が増加したわけではないことに注意されたい。

## 5. 家計属性と年金制度改正への評価

この節では年金制度改正に対する評価が年齢、所得水準という家計属性によって、どのような影響を受けるのか計量的分析を行う。

具体的には、4つの年齢階層（20歳代、30歳代、40歳代、50歳代）ダミーと各年金制度改正ダミーのクロス項、もしくは世帯所得と各年金制度改正ダミーのクロス項をそれぞれ説明変数とした混合ロジットモデルを推定した。各年金制度改正に対

する年齢階層別限界係数が表3に記されている。また、所得水準と各年金制度改正ダミーのクロス項の限界係数が表4に示されている。<sup>16)</sup>

以下では、各年金制度改正の予想される効果と実際に得られた結果を対照する形で検証を進めていきたい。

### 1985年改正への評価

1985年における年金制度改正は、基礎年金制度をどのように評価するかによって、年金制度改正が老後の暮らしに対する認識へ与える効果は異なったものとなる。基礎年金は制度間における格差を是正して、全国民共通に同額の年金を保障する制度であり、しかも給付の3分の1が国庫による負担であり、所得再分配機能の色彩が強い。このことは所得が低い世帯にとっては負担に比して便益が大きく、逆に所得が高い世帯にとっては便益に比して税負担が大きい制度と映るだろう。したがって、所得が高い世帯ほど基礎年金制度の導入によって老後の暮らしの不安が軽減される度合いは小さいだろう。すなわち所得が高くなるにつれてグループ1における年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

事実、年金制度改正ダミーと所得水準のクロス項に注目すると第1号、第2号被保険者ともにグループ1において有意な正の係数値が得られており、所得水準が高まるにつれて年金が十分ではなく老後の生活を不安視する度合いが高まっていることがわかる。この結果は高所得階層ほど基礎年金制度の所得再分配機能の負担面を重視しているという上記の仮説と整合的である。

### 1989年改正への評価

1989年改正では、完全自動物価スライド制が導入されたが、受給者は所得水準、年齢層に関係なく、この恩恵に与ることができるので、年金改正はすべての階層において老後の暮らしの不安軽減につながると考えられる。

計測結果を見ても、第1号、第2号被保険者とも

表3 混合ロジットモデルから求められた限界係数：年齢階層により反応が異なるケース

		第1号サンプル					第2号サンプル			
		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年改正	20歳代	0.0042 (0.1275)	-0.0955 (0.0670)	0.0323 (0.1459)	0.0589 (0.0954)	20歳代	-0.0324 (0.0723)	-0.0619 (0.0561)	0.1126 ** (0.0511)	-0.0183 (0.0200)
	30歳代	0.0937 (0.0776)	-0.0805 ** (0.0344)	0.1014 ** (0.0517)	-0.1146 *** (0.0265)	30歳代	0.0214 (0.0279)	-0.0675 *** (0.0223)	0.0515 *** (0.0192)	-0.0054 (0.0111)
	40歳代	0.0471 (0.0382)	-0.0583 ** (0.0278)	0.0439 (0.0343)	-0.0328 (0.0244)	40歳代	0.0788 *** (0.0244)	-0.0890 *** (0.0197)	0.0231 (0.0155)	-0.0129 (0.0112)
	50歳代	0.1210 ** (0.0564)	-0.1271 *** (0.0362)	0.0499 * (0.0290)	-0.0438 * (0.0268)	50歳代	0.0216 (0.0311)	-0.0519 * (0.0277)	0.0114 (0.0186)	0.0188 (0.0175)
1989年改正	20歳代	-0.0561 (0.0846)	0.0508 (0.0747)	0.0972 (0.0694)	-0.0918 *** (0.0317)	20歳代	-0.1185 *** (0.0422)	0.1964 *** (0.0565)	-0.0547 ** (0.0244)	-0.0232 (0.0176)
	30歳代	-0.0624 * (0.0364)	0.0650 * (0.0358)	-0.0028 (0.0301)	0.0002 (0.0279)	30歳代	-0.1438 *** (0.0189)	0.1727 *** (0.0259)	-0.0354 * (0.0183)	0.0065 (0.0123)
	40歳代	-0.0647 * (0.0350)	0.0818 ** (0.0370)	-0.0069 (0.0174)	-0.0102 (0.0213)	40歳代	-0.1146 *** (0.0212)	0.1239 *** (0.0253)	-0.0038 (0.0168)	-0.0055 (0.0121)
	50歳代	-0.0536 * (0.0304)	0.0657 * (0.0352)	-0.0006 (0.0226)	-0.0115 (0.0257)	50歳代	-0.0970 *** (0.0197)	0.1176 *** (0.0218)	-0.0039 (0.0160)	-0.0167 (0.0114)
1994年改正	20歳代	0.1026 (0.0879)	0.0408 (0.0652)	-0.0773 (0.0544)	-0.0661 (0.0582)	20歳代	-0.0608 * (0.0345)	0.0796 *** (0.0311)	0.0202 (0.0338)	-0.0391 *** (0.0153)
	30歳代	0.0206 (0.0337)	0.0714 ** (0.0315)	-0.0574 (0.0359)	-0.0345 (0.0324)	30歳代	0.0006 (0.0213)	0.0587 *** (0.0209)	-0.0426 ** (0.0182)	-0.0167 (0.0127)
	40歳代	-0.0324 (0.0314)	0.0608 ** (0.0282)	-0.0106 (0.0318)	-0.0179 (0.0289)	40歳代	-0.0237 (0.0175)	0.0614 *** (0.0156)	-0.0246 (0.0153)	-0.0131 (0.0128)
	50歳代	-0.0152 (0.0359)	0.0628 ** (0.0286)	0.0163 (0.0253)	-0.0639 *** (0.0228)	50歳代	-0.0541 *** (0.0165)	0.0356 ** (0.0164)	0.0374 ** (0.0167)	-0.0190 (0.0149)
2000年改正	20歳代	-0.0849 (0.1091)	-0.0027 (0.0619)	0.0395 (0.1491)	0.0481 (0.1132)	20歳代	-0.0012 (0.0392)	-0.0257 (0.0297)	0.0012 (0.0520)	0.0257 (0.0382)
	30歳代	-0.0206 (0.0407)	-0.0308 (0.0442)	-0.0816 * (0.0459)	0.1330 *** (0.0571)	30歳代	0.0146 (0.0269)	0.0027 (0.0207)	-0.0280 (0.0323)	0.0107 (0.0231)
	40歳代	-0.0410 (0.0334)	0.0017 (0.0340)	0.0347 (0.0494)	0.0046 (0.0428)	40歳代	-0.0386 ** (0.0186)	0.0146 (0.0197)	-0.0167 (0.0243)	0.0407 (0.0262)
	50歳代	-0.0130 (0.0345)	-0.0229 (0.0217)	0.0159 (0.0339)	0.0199 (0.0344)	50歳代	-0.0770 *** (0.0174)	0.0025 (0.0155)	0.0242 (0.0219)	0.0503 *** (0.0231)
2004年改正	20歳代	0.0555 (0.1378)	-0.0413 (0.0880)	-0.0982 (0.1025)	0.0841 (0.1359)	20歳代	-0.0592 (0.0543)	0.0517 (0.0544)	-0.1498 *** (0.0461)	0.1573 *** (0.0677)
	30歳代	-0.0354 (0.0960)	0.1717 (0.1072)	-0.0067 (0.1860)	-0.1296 ** (0.0582)	30歳代	-0.1102 *** (0.0239)	0.0422 * (0.0259)	0.0563 (0.0423)	0.0118 (0.0249)
	40歳代	-0.0736 * (0.0411)	0.0725 (0.0484)	0.0727 (0.0564)	-0.0716 (0.0464)	40歳代	-0.0930 *** (0.0244)	0.0291 (0.0209)	0.0377 (0.0319)	0.0261 (0.0246)
	50歳代	-0.0953 *** (0.0353)	0.0672 (0.0427)	0.0553 (0.0512)	-0.0272 (0.0434)	50歳代	-0.0972 *** (0.0205)	0.0487 ** (0.0220)	0.0076 (0.0255)	0.0409 (0.0274)

備考：表記については表2の備考を参照のこと。

なお、表2で使用したすべての説明変数をコントロールしているが、5つの改正ダミーと年齢階層ダミーのクロス項以外の係数値は省略している。

表4 混合ロジットモデルから求められた限界係数：所得水準により反応が異なるケース

	第1号サンプル					第2号サンプル			
	グループ1	グループ2	グループ3	グループ4		グループ1	グループ2	グループ3	グループ4
1985年改正ダミー* 世帯収入	0.000197 *** (0.000054)	-0.000130 *** (0.000053)	0.000038 (0.000033)	-0.000104 *** (0.000029)	1985年改正ダミー* 世帯収入	0.000132 *** (0.000034)	-0.000161 *** (0.000026)	0.000031 (0.000019)	-0.000002 (0.000014)
1989年改正ダミー* 世帯収入	-0.000058 * (0.000033)	0.000123 *** (0.000034)	-0.000040 ** (0.000017)	-0.000025 (0.000023)	1989年改正ダミー* 世帯収入	-0.000103 *** (0.000020)	0.000190 *** (0.000022)	-0.000078 *** (0.000015)	-0.000009 (0.000013)
1994年改正ダミー* 世帯収入	-0.000002 (0.000025)	0.000065 *** (0.000023)	-0.000010 (0.000018)	-0.000053 *** (0.000021)	1994年改正ダミー* 世帯収入	-0.000006 (0.000016)	0.000014 (0.000013)	0.000000 (0.000013)	-0.000008 (0.000012)
2000年改正ダミー* 世帯収入	-0.000021 (0.000029)	-0.000027 (0.000027)	0.000010 (0.000025)	0.000038 (0.000027)	2000年改正ダミー* 世帯収入	-0.000041 *** (0.000017)	-0.000014 (0.000014)	0.000015 (0.000016)	0.000040 *** (0.000014)
2004年改正ダミー* 世帯収入	-0.000055 (0.000037)	0.000090 *** (0.000032)	0.000015 (0.000032)	-0.000050 (0.000040)	2004年改正ダミー* 世帯収入	-0.000071 *** (0.000022)	0.000053 *** (0.000018)	-0.000006 (0.000020)	0.000024 (0.000015)

備考：表記については表2の備考を参照のこと。

なお、表2で使用したすべての説明変数をコントロールしているが、5つの改正ダミーと世帯所得のクロス項以外の係数値は省略している。

に20歳代の第1号被保険者以外のすべての年齢階層において年金が十分ではなく老後の生活を不安視する確率が有意に下がっており、上述した理論的予想と整合的である。しかし、20歳代、30歳代の第2号被保険者では、年金が十分であるから老後の暮らしを心配していない確率も同時に低下しており、改正が必ずしも肯定的に評価されているわけではない。また、年金改正が老後の暮らしに与える影響の評価は、第1号、第2号被保険者ともに所得水準に依存することがわかった。

### 1994年、2000年改正への評価

1994年、2000年における年金制度改正では、それぞれ厚生年金の定額部分、報酬比例部分の将来における段階的な引き上げ措置が決定された。まず、この影響を受けるのは第2号被保険者であることに注意したい。事実、両年の年金制度改正は、第1号被保険者に対して年齢を問わずグループ1、グループ3に入る確率にほとんど有意な影響を及ぼしていない。

さらに第2号被保険者の中でも50歳代の世帯の多くは引き上げ措置の前に給付が開始するので、老後の暮らしへの認識は変化しないだろう。また、支給開始年齢の引き上げは、貯蓄の蓄えの少ない世帯ほど老後の暮らしに対する不安を募らせるだろう。したがって、第2号被保険者の中で、若年層ほど、また所得が低いほどグループ1において年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

計測結果の一部は、上記の予想を支持しているが、支持しない部分も存在している。94年改正は、30歳代の第2号被保険者がグループ3に入る確率を有意に低下させ、2000年改正については、第2号被保険者の中で、所得が低い世帯ほど老後の生活に対する不安が軽減される程度は小さく、上記の仮説と整合的である。しかし、94年改正では、20歳代の第2号被保険者がグループ1に入る確率は有意に低下しており、同様の結果が2000年改正において40歳代の第2号被保険者の間で観察されている。これは上記の仮説と整合的ではない。

### 2004年改正への評価

2004年改正では、保険料水準固定方式と給付水準に関してマクロ経済スライドの導入によって将来にわたる年金制度が安定すると家計が評価するならば、グループ1に入る確率が下がることが予想される。しかし、マクロ経済スライドの導入を将来における年金給付の抑制ととらえるならば、貯蓄の蓄えの少ない所得の低い世帯ほど老後の暮らしに対する不安が高まることが考えられる。この場合には、所得が低いほどグループ1において年金制度改正ダミーの係数値は大きくなり、グループ3において年金制度改正ダミーの係数値は小さくなることが予想される。

計測結果を見ると、すべての年齢階層について第2号被保険者がグループ1に入る確率は低下している。しかも、その効果は20歳代を除いて有意である。これらの家計群は、年金改正が将来にわたって年金制度の安定性を高めたと評価しており、老後の生活の不安が低下している。しかし、第2号被保険者については2004年改正ダミーと所得のクロス項はグループ1において有意に負である。このように所得が低い世帯ほど年金制度の改正が老後の生活の不安を軽減する効果は小さいことがわかる。

### 6. 結びにかえて

われわれは家計に対するアンケート調査の個票データに基づいて、年金制度の改正が家計にとってどのように映り、老後の暮らしの不安がどのように変化したのか、家計の主観的な評価を実証的に分析してきた。われわれの実証結果によれば、家計は必ずしも年金制度の改正が老後の生活の安定を高めたとプラスに評価してきたわけではなく、制度改正への評価は世帯主の年齢や所得に代表される家計属性によって異なることがわかった。

この研究から導かれる重要な政策的含意は、公的年金制度の改正を設計するに当たって、その改正が果たして家計の老後の暮らしに安心感を与えるものなのか、十分に吟味する必要があるという

ことである。いかに政策当局が年金制度の改正により年金財政の基盤が安定すると喧伝したとしても、それが家計にとって全く評価されない場合も考えられる。将来予測には常に不確実性が伴うことは事実であるが、将来における給付と負担のバランスや年金財政の安定化に関する不確実性をできるだけ軽減させることを念頭におき、そのためにはどのような方策が必要なのか、国民に対して客観的なデータを示すとともに年金制度の改革を真剣に議論する必要がある。

\* 本稿は国立社会保障・人口問題研究所で開催された「社会保障の給付と財政の在り方に関する研究会」, 2010年度日本経済学会秋季大会における報告論文に加筆, 修正を行ったものである。その際, 本誌レフェリーをはじめとして, 殷亭(大阪大学大学院経済学研究科), 梶谷真也(明星大学), 金子能宏(国立社会保障・人口問題研究所), 菅万理(兵庫県立大学), 菊池潤, 暮石渉, 黒田有志弥, 佐藤格, 野口晴子, 山本克也(以上国立社会保障・人口問題研究所), 坂田圭(立命館大学), 玉田桂子(福岡大学), 濱秋純哉(一橋大学), チャールズ・ユウジ・ホリオカ(大阪大学), 中村さやか(横浜市立大学), コリン・マッケンジー(慶應義塾大学), 宮里尚三(日本大学), 村田啓子(首都大学東京), 吉田恵子(桃山学院大学), 若林緑(大阪府立大学)の各氏から多くの有益なコメントを頂いた。ここに謝意を表したい。また, 本稿を作成する上で, 『家計の金融行動に関する世論調査』の個票データを使用することができた。データの利用に便宜を図っていただいた金融広報中央委員会事務局増田氏に謝意を表したい。

(平成25年7月投稿受理)

(平成27年2月採用決定)

## 注

- 1) 肥後・須合・金谷(2001)や村田(2003)は, 家計の年金制度への不安定度によって消費・貯蓄行動が影響を受けることを実証的に明らかにした。肥後他(2001)では, 日本銀行『生活意識に関するアンケート調査(2000年9月実施)』を用いて, 老後生活を賄う手段についての意識と消費支出の変化との関係に着目している。また, 村田(2003)は, 家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査(1993-98年)』の個票データを用いて, 予備的貯蓄の実証分析を行っている。
- 2) 長井(2007)は, 公的年金制度に対する認知度が将来に対する生活不安をもたらすという, 比較的, 本稿と関連の深い実証結果を報告している。長井(2007)においては年金制度の理解が, 保険料増大に伴う近い将来への不安に与える影響を見ているのに対し, 本稿では年金制度の改正によって家計が将来における年金給付をどのようにとらえ直し, その結果老後生活への不安感がどのように変化するかを見ている。村上他(2012)はウェブ調査を通じて正確な年金知識の獲得によって年金制度に対する信頼性の低下に歯止めがかかることを見いだしている。そして老後生活への不安を軽減する上で, 年金教育や年金制度の仕組みの周知が重要であると指摘している。中嶋(2004)は, 生命保険文化センターが1998年と2001年に実施した「生活保障に関する調査」を用いて潜在クラス分析の手法に基づき公的年金に対する評価の高さに応じて5つのグループ分けを行い, それぞれのグループの特徴を明らかにしている。しかし, 中嶋による各グループの特性を明らかにする分析は, 記述的なものであり, 統計的な分析はなされていない。
- 3) 以下の記述は, 主として厚生労働省(2005)に依拠している。
- 4) 2004年の年金制度の改正については, 例えば西沢(2008)を参照のこと。
- 5) この率は「所得代替率」と呼ばれている。
- 6) なお, 当該調査は平成12年までは『貯蓄と消費に関する世論調査』, 平成13年から平成18年までは『家計の金融資産に関する世論調査』と呼ばれていた。
- 7) 調査対象世帯は, 平成15年調査までは6,000, 平成16年から18年調査では10,080である。
- 8) グループ4の世帯所得は520万円と低いが, これは世帯主の年齢が低いことを反映している。
- 9) STATAのmixlogitと呼ばれるuser written commandを用いて推定を行った。詳細については, Hole(2007)を参照のこと。
- 10) 実質純金融資産保有額は「金融資産保有額」から「ローン残高」を差し引いた額を消費者物価指数で実質化したものである。
- 11) 4つの年齢階層とは, 20歳代, 30歳代, 40歳代, 50歳代である。
- 12) リスク回避度ダミー変数は以下のように定義される。『家計の金融行動に関する世論調査』では, 「あなたのご家庭では, 貯蓄商品を決める場合に, どのような要素に最も重点をおいて選びますか。」

という質問項目がある。家計が、元本保証あるいは取扱金融機関が信用でき安心であるという項目を選択した場合には1をとり、それ以外は0となるダミー変数である。

- 13) 9つの地域とは、北海道、東北、関東、北陸、中部、近畿、中国、四国、九州である。
- 14) 高齢化率は、地域別の高齢人口を生産年齢人口で除したものと定義されている。また、消費者態度指数は、「暮らし向き」「収入の増え方」「雇用環境」「耐久消費財の買い時判断」それぞれの項目に関し、人々が、今後半年間の見通しについて、良くなると思えば正の方向に、悪くなると思えば負の方向に動くよう集計された指数である。出所は、内閣府経済社会総合研究所『消費者動向調査』である。
- 15) 第1号被保険者とは、世帯主の職業が農林漁業、自営商工・サービス業、自由業に属する場合(2007、2008年調査では自営業主、パートタイム雇用、通学の場合)、第2号被保険者とは、世帯主の職業が事務系勤め人、労務系勤め人に属する場合(2007、2008年調査ではフルタイム雇用の場合)である。
- 16) その他の説明変数に関する係数値は省略されているが、基本的には表2に示されたものと大きく変わらず安定的である。

#### 参考文献

- 肥後雅博・須合智広・金谷信(2001)「最近の家計貯蓄率とその変動要因について」  
日本銀行調査統計局 Working Paper 01-4。
- 厚生労働省(2005)『厚生年金・国民年金 平成16年財政再計算結果』厚生労働省年金局数理課。
- 村上雅俊・四方理人・駒村康平・稲垣誠一(2012)「正確な年金知識の獲得と年金制度に対する信頼度の分析」『季刊家計経済研究』10月 No.96, 78-88ページ。
- 村田啓子(2003)「ミクロデータによる家計行動分析—将来不安と予備的貯蓄—」日本銀行金融研究所 IMES Discussion Paper Series 2003-J-9。
- 長井毅(2007)「社会保険料負担の推移と家計への影響に関する一考察」『季刊家計経済研究』7月 No.75, 44-54ページ。
- 中嶋邦夫(2004)「公的年金に対する国民の意識—新たな視点からの分析—」  
『ニッセイ基礎研究所Report』10月, 1-6ページ。
- 西沢和彦(2008)『年金制度は誰のものか』日本経済新聞出版社。
- Hole, A. R. (2007). "Fitting Mixed Logit Models by Using Maximum Simulated Likelihood," *Stata Journal*, vol. 7, no. 3, pp. 388-401.  
(おがわ・かずお 大阪大学教授)  
(せきた・しずか 京都産業大学准教授)