

高齢者の退職行動(2)：給与所得と退職要件¹

西川 雅史

[要約]

本稿は、『家計における金融資産選択に関する調査』を利用して、高齢者(60～64歳)の退職行動を実証的に分析するものである。主要な結論は、()給与所得は高齢者の退職の機会費用となる、()制度的な差違(退職要件の厳しさ)は高齢者の退職行動へ影響を与えない、()失業率の上昇は高齢者に対して退職抑制効果を有するの3点である。以下で言及する政策的な含意を導くために本稿が重視するのは、このうち()()の結果である。

年金制度改革の具体的なアイデアとして、「退職要件」を規定して高額所得者への年金給付を抑制しようとする動きがある。しかし、退職要件によって早期退職が促される効果が十分に大きいならば、必ずしも年金給付の総額が抑制される保証はない。どんな政策であれ、事後に発生する政策効果をできる限り詳細に検討することが必要な所以である。それゆえ、本稿は、高齢者の就業行動と退職要件の関係について分析し、この政策が意図する成果を挙げうるのか否かについて検討する。

日本のデータを用いて高齢者の就業を扱った先行研究には、清家(1986、1989)、清家・島田(1995)、小川(1998)、安部(1998)、ホリオカ・甲野・奥井(1999)がある。これらのうち、清家(1986、1989)、清家・島田(1995)、小川(1998)、安部(1998)は、厚生年金の在職老齢年金制度を意識して、制度が高齢者の就労へ及ぼす影響を『高齢者就業実態調査』のデータから分析している。在職老齢年金制度を本稿の主旨に立って解釈すると、緩やかな退職要件として年金給付が一定以上の給与所得とトレード・オフになる制度であり、本稿の分析対象とその本質において変わりはない。他方で、ホリオカ・甲野・奥井(1999)は、ライフサイクル理論が示す帰結を実証的に検証する立場から高齢者の就労に関心を寄せた分析を行っている。そこで使用されるデータは、『家計における金融資産選択に関する調査』である。これらの先行研究から、高齢者の就業行動を分析する場合に注意すべき問題点が明らかになっており、これらを克服するために本稿が採用した分析

¹ 本稿は、郵政研究所第二経営経済研究部の研究会(座長：ホリオカ教授(大阪大学))によって動機付けられた部分が多い。草稿段階で、チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授(大阪大学)、鶴瀬由己氏(郵政省郵政研究所)から貴重なご示唆を頂いた。記して謝意を表します。なお、本稿に残されたいっさいの過誤は筆者の責任に帰されるものである。本稿に対するご批判、コメントがあれば、ぜひ以下のアドレスへご送付下さい。(m2_nishi@mpt.go.jp)

手法、データの加工法の特徴は以下の5点である。

- ① 『家計における金融資産選択に関する調査』のデータを利用した。
- ② 『保険料額』、『年金給付額』を厚生年金、共済年金の別で推計している。
- ③ 『年金給付』『給与所得』の推計にTOBITを用いた。
- ④ 就業行動の分析に2SLSを用いた。
- ⑤ 労働市場の数量調整による圧力を考慮するために退職時の『失業率』を用いた。

以上の特徴のうち①は、ホリオカ・甲野・奥井(1999)が有するものでもある。しかし、彼らの分析では、高齢者の退職行動へ制度的な要因が加味されていないので、本稿の分析によって新たなファクト・ファインディングが期待できる。②は本稿の最大の特徴である。先行研究で、サンプルが主に加入する年金制度を厳密に区分した上で、『保険料額』、『年金給付額』を算出した分析はない。これはデータの出典を『高齢者就業実態調査』ではなく、『家計における金融資産選択に関する調査』を使用したことに起因する本稿のアドバンテージである。③④は、高齢者の就業行動を分析する場合の統計的問題を回避するために本稿が採用した推計方法の特徴である。というも、就業行動を分析する時に留意すべき統計的な問題点として下記の3点が指摘されており、これらに対処しなければならないのである。(a)従属変数は就業しているか否かという2値変数が用いられている(清家[1986])。(b)説明変数となる『所得』(と『年金額』)を推計する際にはサンプルセレクションバイアスが発生する。(c)高齢者へ議論を限定するならば、年金給付額、所得、保険料額が同時決定されている(以上清家[1989])。以上の点に対する先行研究および本稿が行った措置は、Figure 1にまとめた。最後に⑤は、先行研究が明示的に考慮しなかった、労働市場の数量調整が退職行動へ与える影響を分析しようとするものである。これは、「労働

Figure 1 高齢者の就労を分析する場合に必要となる統計的工夫

	(a) 従属変数が2値 変数である	(b) 給与所得などの推計 に関するサンプル・ セレクションバイア	(c) 給与所得、年金の 同時決定バイアス	その他の顕著な特徴
清家(1989)	PROBIT	SSM	ダミー変数の工夫	
清家・島田 (1995)	PROBIT	SSM	ダミー変数の工夫	Probit係数の代わりに『 prob/ Var』を利用してい る。
小川(1998)	PROBIT	考慮せず(次善策)	算出段階で工夫	就業行動の分析に世帯類型を 利用。
安部(1998)	PROBIT	給与所得を考慮せず	算出段階で工夫	在職老齢年金制度の効果に非 常に注力している。
本稿(1)	考慮せず	TOBIT	2SLS	『保険料』、『年金給付額』の 算出を、共済年金と厚生年金 の別で推計。
本稿(2)	PROBIT	TOBIT	考慮せず	

SSM：サンプルセレクションモデル。2SLS：二段階最小二乗法。

市場の変数は、賃金を通して調整される限り、退職行動へ重要な影響を与えない」(Blondal and Scarpetta [1997])という一般論もあり、特別に奇異なことではない。しかし、日本の賃金は比較的硬直的であり、数量調整のメカニズムが優勢であると考えるのが妥当であろう。

以上の5つの特徴を有する本分析は、2つの検証結果(上記()())から年金制度へ退職要件を加える政策が早期退職を促すというよりも、退職を抑制する効果を発揮する可能性があることを指摘し、年金制度へ退職要件を付与する政策が年金財政の安定化に資すると結論する。

1 はじめに

いま、なぜ高齢者の就業行動を分析する必要があるのか。この問いに対する答えを明らかにすることで本稿の有する価値は格段に高いものとなる²。

現在の日本の特徴として「高齢者が増える」という社会状況があるが、これ自体は悪いことではないであろう。しかし、「非納税者が増える」というのは非常に困る。ところが、日本の制度において「高齢者=非納税者」の構図が発生していることは珍しくない。日本の税制は所得税に多くを負っているから「高齢者=非就労者」であれば、概ね「高齢者=非納税者」である。また、公営バスの運賃・医療費などは、高齢者が負担すべき費用の一部を国庫(税金)によって補っているので、「高齢者=非負担者」である。もし、費用を負担する就労者の増加が高齢者の増加と歩調を合わせているならばこれらの問題が大きくなることはないであろうが、周知のように日本は少子化傾向にあるので深刻さは募るばかりである。新聞紙上を非常に賑わせている年金財政問題も、「高齢者=年金受給者」かつ「就労者=保険料負担者」であることを鑑みれば、上述の例と同じ構図を内包した問題であることがわかる。

とはいえ、現役世代が高齢者を扶養する仕組みが望ましくないものとは思えない。むしろ、子供が親の面倒を見るという非常に常識的なものである。これと同時に、『親が十分な収入が得られない子供達へ援助する』こともごく自然なことであろう。本稿は、家族内であれば普通に期待できる高齢者とそれを支える現役世代の幸福の調和について、政策的に導く方途を考えようとしている。このような都合の良い話を作るために、議論を年金問題へ限定する。というのは、「高齢者=年金受給者」という構図は、比較的容易に修正することができ、改善の見込みが高いからである。その具体的なアイデアは、十分に所得のある高齢者に対して年金給付を控えることである。この仕組みによって高齢者の増加ほどには年金受給者が増えないことになり、現役世代の負担を軽減することができる。さらに、高齢者の就業インセンティブを強くすることができれば、「高齢者=保険料負担者」という状況すら期待できるのである。この施策の肝要な点は、『親が十分な収入が得られない子供達へ援助する』ことは自然な所作であり、就労して十分な給与所得を得ている高齢者へ年金給付を行わないという政策は、子供の負担を考える親が許容できるものであると考えるところにある。したがって、年金支給の要件として所得制約

² 西川(1999)を参照のこと。

(退職要件)を付与する政策は、現役世代の負担を軽減するものであり、高齢者にも甘受できるものである。

そこで、本稿では、退職要件が高齢者の就労行動へ与える影響を実証的に分析し、この政策が意図する結果を導きうるか否かを検証する。その中心的な分析対象は高齢者の就業行動である。

2 ライフサイクルモデル

高齢者の退職行動(就業行動と同義)を説明する場合に代表的なモデルは「ライフサイクルモデル」である。Figure 1は、ライフサイクルモデルの基本的な構造を説明するものであり、縦軸に所得、横軸に年齢をとっている。合理的なプレイヤーは、給与所得 Y と退職年齢 R で与えられる生涯所得が、平均的な生活費 C と寿命 D から計算できる生涯消費が等しくなるように R を決定すると仮定している。それゆえ R は(1)式によって求めることができる。

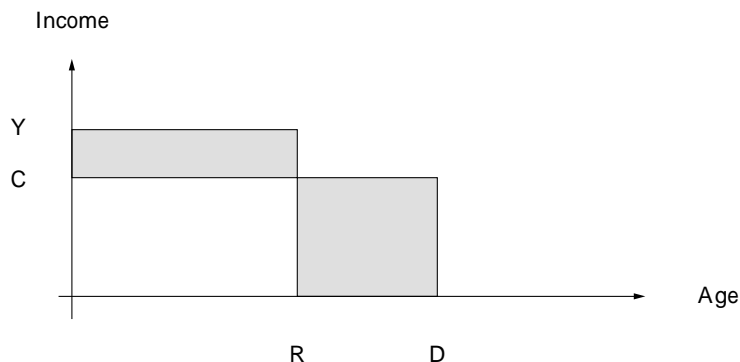
$$(1) R = \frac{CD}{Y}$$

(1)式から明らかなように、ライフサイクルモデルにおいて退職年齢 R は所得 Y の減少関数であり、消費 C の増加関数である。もし、寿命 D が他の要素から独立な確率変数であるとすれば、退職年齢は C/Y (所得に占める生活費の割合)に依存す

ることになる。 C/Y の一つの解釈はエンゲル係数であり、エンゲル係数の低い人ほど早く退職することをライフサイクルモデルは含意していることになる。ホリオカ・甲野・奥井(1999)は、『退職後生活費/退職前所得』が『希望退職年齢』にプラスの効果をもつという仮説を実証的な分析結果によって支持している。ここで、エンゲル係数の低い人は高額所得者であると考えれば、この結論は、高額所得者が早期退職する傾向にあることを要請している。しかしながら、清家(1986、1989)、清家・島田(1995)、小川(1998)の実証分析では、所得(賃金)の代理指標が就業に対してプラスの効果をもっている。つまり、ライフサイクルモデルの説明力は、頑健に支持されるものではないのである。

ライフサイクル理論と現実の齟齬は、ライフサイクルモデルが考える以上に現実の人間が強欲であることに起因しているのだと筆者は考える。つまり、老後のために積み立てた $R \times (Y - C)$ が年金として自分自身に戻されるとして、就労を続けるならばより贅沢な暮らしが可能になる(C が上昇)のであり、少なくともその機会を放棄する合理的な根拠はない。そして、そのような仮定は、ライフサイクルモデルの解釈よりも現実味がある。以下で説明されるOption Value Modelは、その意味では非常に強欲で少しでも多くの収入を得よ

Figure 2 ライフサイクルモデル



うと考えるプレイヤーを念頭においたものである。

3 Option Value Model

本稿では高齢者の就労行動を分析する視座として、Option Value Model (Blondal and Scarpetta [1997] Borsch-Supan [1998]) を採用する。Option Value Modelは、世代会計のモデルとして一般に使用されているものであり、特定の制度からの「損得勘定」をモデルへ導入することに使われている。まず、簡易なOption Value Modelを定式化する。

プレイヤーにとって年金受給と保険料拠出が退職時に入れ替わることを前提とすれば、 i 歳で退職する場合の年金制度からの利得は(1)式のように表すことができる³。

$$(1) W_a = \sum_{i=a} [P(a) \cdot (1+r)^{-(i-x)} \cdot S_i] - \sum_{i=x}^{a-1} [C_i \cdot (1+r)^{-(i-x)} \cdot S_i]$$

以上のモデルで外生変数は、保険料拠出の開始年齢 x ⁴、年金受給額を意味する関数 $P(a)$ 、 i 歳で拠出する保険料 C_i の4つであり、プレイヤーが操作可能な変数は退職年齢 a である。なお、年金受給額と保険料拠出額は i 歳における生存確率 S_i と割引率 $(1+r)^{-(i-x)}$ によって調整される。

(1)式の右辺第一項は退職後に受け取る年金受給、第二項は年金受給を受ける前年までに拠出した保険料を、それぞれ現在割引価値へ調整した上で積算したものである。他の事情に等しければ、年金受給可能な年齢にある合理的なプレイヤーが a 歳で退職する条件の一つは、(1)式の値が a 歳よりも $a+1$ 歳で小さくなることである。この退職年齢の違いによる年金制度からの期待純利益の差分

CiA (Change in Annuity) を(2)式のように定式化する。こうして、(2)式がマイナスなる前(連続なら $CiA_a = 0$)の年齢でプレイヤーは退職することになる。

$$(2) CiA_a = W_{a+1} - W_a$$

Blondal and Scarpetta (以下BSモデル)は、(2)式を所得 Y で除すことで所得に占める年金額の割合 $p(a)$ ⁵と保険料の割合 c_a を算出しモデルの中へ Y を組み込んでいる。それが(3)式であり、ここでは退職時期によって変化する年金受給額の累計(右辺第一項)と、 a 歳で退職することで節約できる保険料と1年早く受給する年金の合計(右辺第二項)とによって退職年齢が決まることが示唆されている。

$$(3) \frac{CiA_a}{Y_a} = \sum_{i=a+1} [P(a+1) - p(a) \cdot (1+r)^{-(i-x)} \cdot S_i] - \{ [c_a + p(a)] \cdot (1+r)^{-(a-x)} \cdot S_a \}$$

(3)式のインプリケーションとして、(ア) c_a が大きいかほど退職は早まり、(イ)年金額 $(p(a+1) - p(a))$ が保険料拠出期間の延長に伴って大きくなる制度ほど退職は遅くなる、(ウ)主観的な余命が長いほど(健康な人ほど)退職は遅くなる傾向にある等が考えられる。

3.1 拡張モデル：給与所得と退職行動

BSモデルでは、給与所得の変化は各人の退職行動へ直接の影響を与えていない。しかし、退職要件を含んだ年金制度を考慮する場合には、必然的に給与所得を考慮に入れる必要がある。何故ならば、退職要件は、退職行動が給与所得に影響を受ける場合に限って機能するからである。この点

³ オリジナルモデルでは、保険料拠出の開始年齢も内生変数として扱っている。

⁴ 満額受給の要件として、保険料拠出期間が設定されているのが一般的である。日本ならば40年、ドイツで45年、イギリスで49年である。ここでは、 x 歳になると自動的に保険料を請求されるモデルを考えるので、年金給付開始年齢は共通になる。

⁵ この比率はリプレースメントレート(replacement rate)と呼ばれる指標で、年金制度を国別、制度別で比較する場合の尺度として頻りに利用される。

は、本小節の後半部分で詳しく議論される。こうした解釈から、(2)式を(4)へ拡張し給与所得を明示的にモデルへ導入する。この拡張モデルは、共済年金や厚生年金のように退職要件を含んだ年金制度における就労行動を考慮する時に有益なモデルである。

$$(4) \quad CiI_a = W_{a+1} - W_a + Y_{a+1} \leftrightarrow CiI_a = CiA_a + Y_{a+1}$$

ここで、 CiI_a (Change in Income) と CiA_a の相違は、 $a + 1$ 歳で退職したならば受け取れたはずの a 歳時の給与所得 Y_{a+1} が CiA_a に加えている点にある⁶。ただし、このままでは、 $a + 1$ 歳で退職したならば課されたはずの a 歳時の『労役』に関するコストを考慮していないことになる。給与所得 Y_{a+1} と年金制度からの不労所得 CiA を金額表示で比べるならば、労役のコストをディスカウントする必要がある。そこで(4)式を(5)式へ修正する⁷。

$$(5) \quad CiI_a = CiA_a + {}^p Y$$

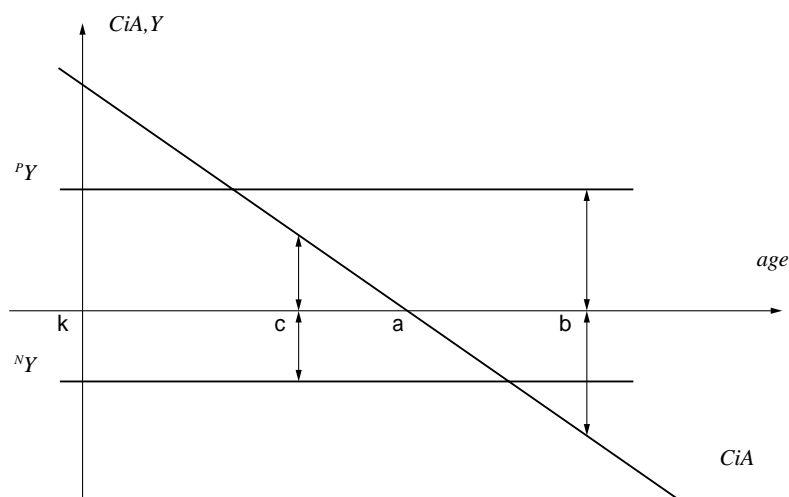
ここで p は、給与所得から労役のコストを差し引くための割引率であり、「給与所得の主観的評価」と解釈する。

このモデルは、もし ${}^p = 0$ ならば退職年齢が(2)

式の導く年齢と異なる可能性を示唆している。つまり、給与所得を考慮しないモデルでは、退職年齢を誤って推計してしまう恐れがある。主観的評価が退職年齢へ与える影響を理解するために、Figure 3 で(2)式と(5)式を図示している。縦軸に CiA と Y 、横軸に年金給付開始可能年齢 k から始まる年齢をとり、等しい CiA と Y に直面するが異なる p を有する 2 人のプレイヤーの選択する退職年齢を比較している。

まず、ベンチマークである(2)式が示唆する退職年齢は CiA がゼロになる a 歳である。これに対して(5)式が示唆する退職年齢は p の正負によって効果が異なってくる。給与所得が労役のコストよりも大きく、給与所得に正の価値を認めるプレイヤー (${}^p > 0$) であれば $CiA_a + {}^p Y_{a+1} = 0$ となる b 歳へ退職年齢は引き上げられる。逆に、給与所得よりも労役のコストが大きいプレイヤー (${}^p < 0$) であれば、 $CiA_a + {}^n Y_{a+1} = 0$ となる c 歳で退職することになり、早期退職のインセンティブが高いことが示唆される。最後に、給与所得と労役のコストが一致している場合 (${}^p = 0$) には、退職行動

Figure 3 給与所得に対する主観的評価と退職年齢



⁶ $\sum_{i=x}^{a+1} Y_i - \sum_{i=x}^a Y_i = Y_{a+1}$

⁷ ここで方便として、労働の開始年齢は x 歳であり、保険料拠出の開始年齢と等しいものと仮定する。さらに、BSモデルと整合的に Y_i は期間 i に関して一定とする。

と給与所得は関係が無くなるので、給与所得なし退職要件の有無は、プレイヤーの退職行動と無関係になるはずである⁸。以上の分析を整理すると以下の仮説になる。

仮説 1：退職要件が付随する年金制度で給与所得の主観的な評価は退職行動へ影響を与える

退職要件が要請される年金制度を分析する場合に、給与所得を考慮せずに実証的な分析を行っているものがある。しかし、 $\beta = 0$ が示されるならばそれらの推計結果に誤りが含まれていることになるであろう。

3.2 退職要件と退職行動

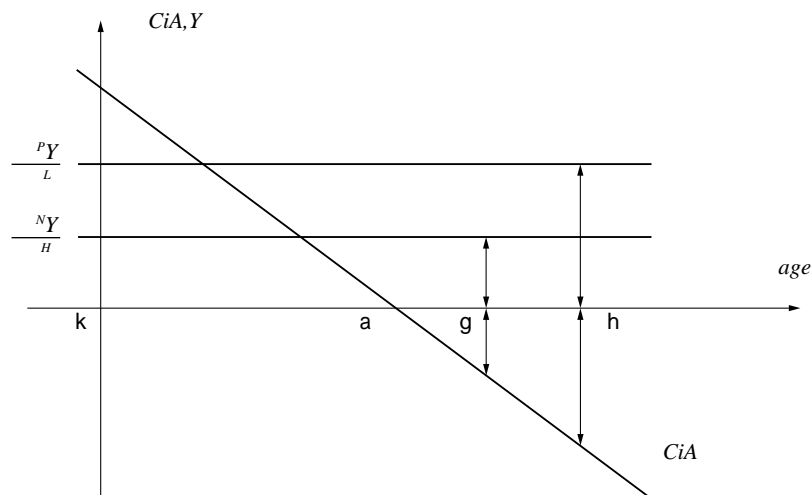
前小節では、プレイヤーの給与所得に対する主観的な評価が退職年齢へ与える影響を検討した。以下では簡便化のために $\beta > 0$ と仮定し、退職要件の厳しさの度合いが退職行動へ与える影響に焦点をあてる⁹。ここで「退職要件の厳しさ」とは、

同額の年金を受給するために削減される給与所得の割合 ($1 < \beta < 10$)で量れるものとする。Figure 4は、Figure 3と比較可能な様式で表されているが、 Y^L が給与であり、制度的パラメタが加わっている点が異なる。この結果、Figure 3が「異なるプレイヤー」の退職行動を比較するものであったのに比べて、Figure 4は「同一のプレイヤー」の退職行動を比較するものとなっている。ここで Y^H (Hard) は厳しい退職要件を、 Y^L (Loosen) は比較的緩やかな退職要件をそれぞれ意味するものである。

Figure 4では、より厳しい退職要件が要請される制度 (Y^H)の下で選択される退職年齢が g 、緩やかな退職要件 (Y^L)の下では h が選択されることが示されている。さらに退職要件が厳しくなり、 $Y^H = Y^L$ においては、退職年齢は a に近づくことになり給与所得と退職行動の関係は無くなってしまふ。よって、2.2節から導かれる仮説は以下ようになる。

仮説 2 退職要件が厳しくなれば、給与所得が

Figure 4 退職要件の厳しさと退職年齢



⁸ 給与所得と退職行動が無関係であったとしても、replacement rateと退職行動が無関係であるとは言えない。
⁹ 清家 (1989)、清家・島田 (1995)、小川 (1998) の分析結果は、給与所得 (賃金) が就業行動とプラスの関係であることを示唆しておりここでの仮定を支持している。
¹⁰ 年金受給者の就労に対して報奨金が出るような制度が施行されるとも考えにくいので1より小さいこともないと考えた。

就労インセンティブへ与える影響は減少する

以上で導かれた2つの仮説が意味するところを要約しておく。給与所得に対する主観的な価値観がプラスであるならば、給与所得は退職の機会費用となるので退職抑制効果を発揮するであろう。しかし、退職要件が厳しくなると給与所得の退職抑制効果は減少してしまう。つまり、実際に観察される退職要件が退職行動へ与える影響は、この二つの複合的な結果なのである。もし「退職要件」という制度を利用して年金財政の安定化を目指す提案を模索するならば、まず > 0 であることを示す必要があり、さらに > 0 についても同時に観察し、その相対的な大きさを比較しなければ退職要件が退職行動へ与える影響を考慮できないのである。以下では、この点に留意して実証的な分析を行う。

4 実証分析：先行研究と本稿の特徴

これまで、高齢者の就労を分析した実証的な研究として、清家(1986、1989)、清家・島田(1995)、小川(1998)、安部(1998)、ホリオカ・甲野・奥井(1999)がある¹¹。これらのうち、清家(1986、1989)、清家・島田(1995)、小川(1998)、安部(1998)は、厚生年金の在職老齢年金制度を意識して、制度が高齢者の就労へ及ぼす影響を『高年齢者就業実態調査』のデータから分析している。在職老齢年金制度を本稿の主旨に立って解釈すると、緩やかな退職要件として年金給付が一定以上の給与所得とトレード・オフになる制度であり、本稿の分析対象とその本質において変わりはない。他方で、ホリオカ・甲野・奥井(1999)は、ライフサイクル理論が示す帰結を実証的に検証する立

場から高齢者の就労に関心を寄せた分析を行っている。そこで使用されるデータは、『家計における金融資産選択に関する調査』である。これらの先行研究から、高齢者の就業行動を分析する場合に注意すべき問題点が明らかになっており、これらを克服するために本稿が採用した分析手法、データの加工法の特徴は以下の5点である。『家計における金融資産選択に関する調査』のデータを利用した。

- ① 『家計における金融資産選択に関する調査』のデータを利用した。
- ② 『保険料額』、『年金給付額』を厚生年金、共済年金の別で推計している。
- ③ 『年金給付』『給与所得』の推計にTOBITを用いた。
- ④ 就業行動の分析に2SLSを用いた。
- ⑤ 労働市場の数量調整による圧力を考慮するために退職時の『失業率』を用いた。

以上の特徴のうち①は、ホリオカ・甲野・奥井(1999)が有するものでもある。しかし、彼らの分析では、高齢者の退職行動へ制度的な要因が加味されていないので、本稿の分析によって新たなファクト・ファインディングが期待できる。②は本稿の最大の特徴である。先行研究で、サンプルが主に加入する年金制度を厳密に区分した上で、『保険料額』、『年金給付額』を算出した分析はない。これはデータの出典を『高年齢者就業実態調査』ではなく、『家計における金融資産選択に関する調査』を使用したこと(①の特徴)に起因する本稿のアドバンテージである。③④は、高齢者の就業行動を分析する場合の統計的問題を回避するために本稿が採用した推計方法の特徴である。というのも、就業行動を分析する時に留意すべき統計的な問題点として下記の3点が指摘されてお

¹¹ この他に、年金財政の給付と負担に注目した研究に小口(1996)、八田・小口(1999)がある。また、八代・二上(1996)は、雇用保険制度改革から高齢者就業を分析している。

Figure 5 高齢者の就労を分析する場合に必要な統計的工夫

	(a) 従属変数が2値 変数である	(b) 給与所得などの推計 に関するサンプル・ セレクションバイア	(c) 給与所得、年金の 同時決定バイアス	その他の顕著な特徴
清家(1989)	PROBIT	SSM	ダミー変数の工夫	
清家・島田 (1995)	PROBIT	SSM	ダミー変数の工夫	Probit係数の代わりに『prob/ Var』を利用している。
小川(1998)	PROBIT	回避せず(次善策)	算出段階で工夫	就業行動の分析に世帯類型を利用。
安部(1998)	PROBIT	給与所得を考慮せず	算出段階で工夫	在職老齢年金制度の効果に非常に注力している。
本稿(1)	考慮せず	TOBIT	2 SLS	『保険料』、『年金給付額』の算出を、共済年金と厚生年金の別で推計。
本稿(2)	PROBIT	TOBIT	考慮せず	

SSM：サンプルセレクションモデル。2 SLS：二段階最小二乗法。

り、これらに対処しなければならないのである。(a)従属変数は就業しているか否かという2値変数を用いられている(清家[1986])。(b)説明変数となる『所得』(と『年金額』)を推計する際にはサンプルセレクションバイアスが発生する。(c)高齢者へ議論を限定するならば、年金給付額、所得、保険料額が同時決定されている(以上清家[1989])。以上の点に対する先行研究および本稿が行った措置は、Figure 5にまとめた。最後に⑤は、先行研究が明示的に考慮しなかった、労働市場の数量調整が退職行動へ与える影響を分析しようとするものである。これは、「労働市場の変数は、賃金を通して調整される限り、退職行動へ重要な影響を与えない」(Blondal and Scarpetta[1997])という一般論もあり、特別に奇異なことではない。しかし、日本の賃金は比較的硬直的であり、数量調整のメカニズムが優勢であると考えるのが妥当であろう。

4.1 使用するデータ

モデル分析から得られた仮説を実証的に検証するために本稿で使用するデータは、『家計における金融資産選択に関する調査・第5回(平成8年

度)』(以下『家金調』)である。本調査は、全国を対象に、世帯主の年齢が(単身を含む)20歳以上の世帯を層化多段無作為抽出法によって抽出し、調査対象世帯に対して準面接型によって収集されたものである。

4.2 データの作成：保険料、年金額、給与所得

退職行動を決定する要因のうち、ダミー変数を用いない『保険料』、『年金受給額』、『給与所得』については、予めその値を推計しておく必要がある。これは、アンケートの結果から得られる回答は「実現した値」であり、退職行動を決定する時に比較考量された「真の値」とは異なると考えられるからである。

例えば、満額で600万円の年金受給権を有しているが、給与所得が1000万円ある63歳のNさんがいるとする。Nさんは、給与所得が十分に大きいために年金(例えば厚生年金)が給付されないため、実現している金額は、『年金受給額=0万円、給与所得=1000万円』であるとする。つまり、我々がデータとして獲得した結果は、彼が頭の中で比較検討した金額ではないのである。この齟齬を解決するためには、存在していた真のデータ

(この場合なら年金額600万円と給与所得1000万円)を推計する必要がある。アンケートから得られた値を利用して、各サンプルが比較考量したであろう「値」を推計する場合には、清家(1989)がサンプル・セレクション・バイアスとして指摘した問題に留意しなくてはならない。この点を統計的な技法によって克服するために、清家(1989)、清家・島田(1995)ではサンプルセレクションモデル(以下SSM)を利用したが、本稿ではTOBITを用いている。TOBITとSSMの相違点は、SSMが閾値の決定を外生的な変数によって決定する点にあり、いわばSSMはTOBITの発展型である。ここでの目的は、単に説明変数に利用する値を推計することであり、技術的な問題が回避されるのであれば簡易なモデルで十分である。それゆえ、本稿ではTOBITを用いることにした¹²。なお、『保険料』、『年金受給額』、『給与所得』の推計では60-64歳に限らず、使用しうるすべてのサンプルを対象としている。

さらに、ここでの工夫として、「共済年金」と「厚生年金」に加入するサンプルの間では、保険料や年金受給が異なると推察されるのでこの点を考慮することにした。『家金調』では、加入している主要な年金制度についての設問があり、これを利用することで、加入する年金制度に応じて2つのサブ・サンプルを抽出することができる¹³。ここで、「主に加入している年金は何ですか」という質問に対する回答には、共済年金、厚生年金以外に、国民年金があるが、ここでは基礎年金部分である国民年金は、緩やかな意味での皆年金制度と考えてomitした。なお、年金制度に依存して

決まると考えられる『保険料』と『年金受給額』は、2つのサブ・サンプルごとに関数を特定化して推計するが、『給与所得』については、年金制度から独立と考えるべきと考え、2つのサブ・グループをまとめたサンプルで関数を特定化する。このように、加入する年金制度の相違に留意しながら説明変数を推計する試みは、本稿が有する特徴の一つである。

4.3 年齢によるサンプルの限定と推計方法

退職行動を分析するために利用するサンプルは、『家金調』データから世帯主の年齢が60-64歳のものである。ここでサンプルを限定した理由は2つある。一つは、年金制度と退職行動の関係を考慮するのであれば、年金支給が開始される60歳以上に注目する必要があると考えたからである。さらに、ここへ年齢の上限を付与した理由は、65歳を超えた場合には就労と年金の関係は希薄になり、行動様式が変化すると考えられるからである¹⁴。現に、60~64歳のプレイヤーは、何らかの年金を受給できる年齢であるが、その全員が年金を受けているわけではない。また、在職しながら年金支給を受けている人もいる。厚生年金の加入者であれば、給与所得と年金支給額の月額合計が22万円に満たない限り、在職しながらも満額の年金を受けることも可能である。とはいえ、22万円以下という規定は非常に厳しいものであり、幾分かの年金削減を受けながら就業しているのが実体である。こうした個人的な境遇を酌量しながら、退職行動を主体的に判断しているのが60-64歳という年齢層なのである¹⁵。これらのサンプルのうち、

¹² この3つの変数の推計モデルと結果については、巻末に概説を付したので参照のこと。

¹³ 清家(1986、1989)、小川(1998)、安部(1998)など『高齢者就業実態調査』を用いた分析では、この点を考慮できないために、仮想的に加入者を選択する必要があった。本研究はこの問題を回避することはできる。

¹⁴ 65歳以上になると、就労の如何に関わらずに年金支給額が満額支払われるのが一般的である。

¹⁵ 定年制度が退職行動へ与える影響も無視できないが、再就職の途が確保されていると本稿では考える。Grunder and Wise(1997)によれば、OECD諸国の中でも日本の高齢者の就業比率は圧倒的に高い。この点を鑑みれば、本稿の仮定は極端なものではないと思われる。

世帯主が退職していれば1、それ以外をゼロして『退職ダミー』を作成しこれを従属変数として採用する¹⁶。なお、説明変数には、前小節で推計した3つの変数に加えて、個人の属性を表すダミー変数を用いる。

退職行動を分析するにあたって留意すべきなのは、従属変数がゼロないし1をとる変数であり、(c)『保険料』、『年金受給額』、『給与所得』、『退職ダミー』が同時決定していると考えられる点である。(a)の点を考慮するとOLSで不偏推定量を得ることはできないので、LOGITないしPROBITモデルによる分析が推奨される。また、(c)の点を考慮すれば間接二乗法ないし2SLSなどによる分析が望まれる。先行研究では、(a)の克服に重点を置き、(c)については推計方法以外の部分で工夫している。本稿では、この2点を統計的に同時に克服することを諦めるが、(c)についても統計的に処理する必要性を認めている。そこで、先行研究を踏襲するPROBITモデルによる分析以外に、2SLSによる分析も併せて行うことにする。Figure 5にあるように、(c)に留意して2SLSによる分析を行った先行研究はなく、本稿による新しい試みの一つである。

4.4 仮説検証1：「 」の検証

以下では、まず仮説1の検証を行う。この仮説検証を行うためには、逆説的であるが『給与所得』が退職行動の機会費用になっていることを示せばよい。一般には、労働市場が完全であれば給与所得と労働の限界効用（追加的な労役のコスト）と一致しており、給与所得が退職の機会費用になることはない。しかし、仮に、給与所得が退職行動の機会費用になっているとすれば、それは給与所

得が労働の限界効用よりも大きいことを意味しており > 0 を説明したことになるであろう。この点を検討するために、従属変数に『退職ダミー』を採ったモデル(1)で、給与所得の係数を見してみる（Figure 7）。分析の結果は、『給与所得』の係数が有意にマイナスであることを示しており以下のような解釈が可能であろう。

検証結果1：『給与所得』は退職の機会費用になっている
↔給与所得は労働の限界効用より大きい（ > 0 ）

今回の分析を素直に読みとるならば、給与所得が退職行動の機会費用となる可能性を肯定し、労働市場の不完全性を許容する解釈が妥当であるように思われる。また、上記の結論の意味するところを現実的に解釈すれば以下ようになる。

退職要件の付随する制度で給与所得は、退職を抑制する効果を発揮する

この分析結果は機会費用の概念から考えれば当然のことに感じられるが、これを以下のように読み替えると一般的な予想を裏切る帰結であることが分かる。

退職要件の付随する制度では、高額所得者ほど退職時期は遅くなる

これは、本稿のモデルと整合的であるが、ライフサイクルモデルから高齢者の行動を解釈した場合には同意しかねる結論である。高齢者の退職行

¹⁶ 『家金調』では、退職年齢を聞いているので、退職したサンプルを識別できる。

サンプルは、共済年金ないし厚生年金に加入しているので、一方のみをダミー変数（ここでは定数項ダミーとして設定する必要がある）。

動を理解するのに、option value modelとライフサイクルモデルのどちらが妥当であるかの議論は、今回の分析結果のみで断を下せるものではないが一石を投じるものではある。

4.5 仮説検証2：「1」の検証

仮説2を検証するための工夫として、厚生年金の退職要件は、共済年金のそれに比べて厳しいものであるという一般論を利用する。この一般論を前提とすることができるならば、「共済年金の加入者の退職年齢が相対的に遅い」という仮説を検証することで、仮説2を考慮したのと同義になるであろう。そこで、共済年金加入者に「1」を、厚生年金加入者に「ゼロ」を代入した『共済年金ダミー』を作成し、この係数について分析することにする。ただし、二つの制度の相違は退職要件だけではないので、やや拡大解釈の側面を有する点は意識せねばならない。

Figure 7のモデル(2)で、共済年金ダミーの効果を確認することができる。このモデル(2)は、推計モデルがTOBITへ変更されている。これは、モデル(1)が2SLSであるために共済年金ダミーを取り扱いにくいためである¹⁷。ここから得られた分析結果は以下である。

検証結果2：共済年金の加入者が厚生年金のそれに比べて、統計的に有意に高年齢で退職しているとはいえない

予想される分析結果は、共済年金加入者がより高年齢で退職することであり、共済年金ダミーの符号がプラスの符号を有するというものであった。しかし分析結果の符号は予想に反してマイナスで

あり、かつ統計的な有意性も非常に低い。この結果について本稿は、拡大解釈という批判を省みずに、退職要件の厳しさは退職行動へ影響を与えていない(モデル分析に照合すれば $\beta = 1$)と解釈することにする。

4.6 労働市場と退職行動

労働市場が退職行動へ与える影響については、検証すべき対象として事前に言及していないが、重要な示唆が実証分析から得られているので、節を割いて報告すべきであると考えた。

年金制度が高齢者の就業へ与える影響について分析した先行研究では、労働市場の数量調整メカニズムが高齢者の退職行動へ与える影響について考慮していない¹⁸。これは、「労働市場の変数は、賃金を通して調整される限り退職行動へ重要な影響を与えない」(Blondal and Scarpetta [1997])という一般論を鑑みれば特段に奇異なことではない。しかし、日本の賃金は比較的硬直的であり数量調整のメカニズムが優勢であると考えるのが妥当であろう。『家金調』には、退職年齢と現在の年齢が含まれており、容易に退職年次を算出できる。ここへ、退職年次の平均的な失業率を代入すれば、サンプルが労働市場から受けた影響を加味できるのである。それゆえ、本稿ではこの説明変数を採用した分析を行っておりFigure 7の参考モデルで『失業率』の効果を確認することができる。ここでは、従属変数である退職年齢に対して『失業率』が有意にプラスの係数を示しており以下の解釈が可能となる。

分析結果3：失業率が上昇すると60-64歳のカテゴリーに属する人の退職年齢は上

¹⁷ 給与所得や保険料にとって共済年金ダミーは外生変数であると考えべきであり、操作変数として扱うことになってしまう。

¹⁸ 清家(1989)以来、価格調整を重視し、賃金(給与所得)が市場圧力を反映するものとして扱われている。

Figure 6 経済状況（企業倒産数）と高齢者の退職・就業行動

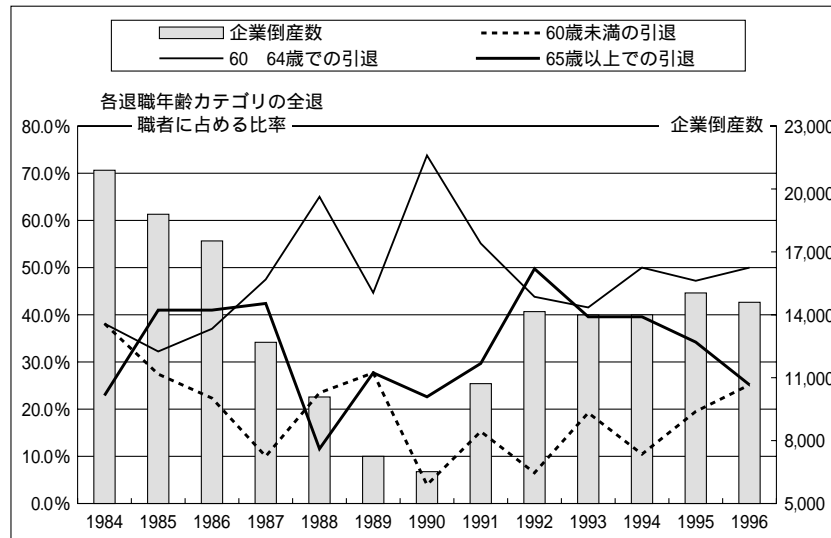


Figure 7 退職行動、退職年齢

サンプルの属性	(1) 厚生 + 共済	(2) 厚生 + 共済	参考 厚生 + 共済
分析方法	2 SLS	PROBIT	TOBIT
説明変数 / 従属変数	退職ダミー (退職 = 1)	退職年金	退職年齢
定数項	2.4577 (2.00)	1.1635 (3.07)	50.1901 (16.34)
推計：年金受給額	-0.0025 (-1.17)		
推計：保険料額	0.0009 (0.20)		
推計：給与所得	-0.0007 (-0.41)	-0.00016 (-2.69)	
共済年金ダミー (該当 = 1)		-0.383461 (-1.23)	-4.39473 (-2.93)
退職した年次の失業率 (年平均)			4.99087 (4.24)
借入金額		-0.00015 (-1.24)	0.00035 (0.51)
貯蓄額		-0.00002 (0.53)	0.00040 (2.25)
大卒ダミー (該当 = 1)		0.2208 (0.88)	0.5327 (0.51)
両親と同居ダミー (該当 = 1)		-0.0368 (-0.76)	-3.0368 (-1.53)
世帯主の不健康ダミー (不健康 = 1)		-0.0131 (-0.06)	-0.5271 (-0.59)
SIGMA			3.9597 (14.70)
サンプル数	204	204	108
AD-Esq / (Kullback-Leibler Rsq)	0.232	(0.092)	
Fraction of Collect Predictions		0.637	
F値			
残差平方和	39.311	45	21
残差の分散 (対数尤度)	0.197	(-128.136)	(-301.872)

・ NL 2 SLSの内生変数： 世帯主の年齢，官公庁就業ダミー，大卒ダミー，世帯主の不健康ダミー，両親と同居ダミー借入金額，貯蓄額。

・ 括弧内の値はt値。

Figure 8 分析に使用したデータの概説

従属変数	説明
退職ダミー 退職年齢 説明変数	世帯主が退職していれば1、それ以外はゼロ 世帯主の退職年齢（既に退職している場合のみ）
給与所得 保険料（厚生年金） 年金受給額（厚生年金） 高卒・短大卒ダミー 大卒ダミー 大企業就業者ダミー 官公庁就業者ダミー 第一次産業就業者ダミー 同居する親の有無（有 = 1） 退職ダミー（退職 = 1） 不健康ダミー（不健康 = 1） 退職した年次の失業率 退職年齢	世帯の給与所得の合計額 世帯の保険料支出額の合計額 世帯の年金受給額の合計 世帯主が高卒・短大卒なら1、それ以外はゼロ 世帯主が大卒なら1、 世帯主が従業員数3000人以上の企業に就業している（いた）なら1 世帯主が官公庁に就業していれば1、 世帯主が第一次産業に就業していれば1、 親と同居している世帯ならば1、 世帯主が既に退職していれば1、 世帯主の健康状態（自己申告）が悪ければ1、 世帯主が退職した年次の平均失業率 世帯主の退職年齢（既に退職している場合のみ）

Figure 9 推計値の記述統計量

	推計した値の平均値（上段）と分散（下段）				サブ・サンプルの平均値 （0、1のダミー変数の平均値）			
	サンプル数	年金受給額	保険料額	給与所得	退職時の年齢	大企業就業ダミー	官公庁就業ダミー	不健康ダミー
共済年金	36	630 2,605	35 178	946 13,058	59.9	0.06	0.08	0.19
厚生年金	168	588 1,040	26 254	598 33,473	63.5	0.02	0.01	0.26
共済 + 厚生	204	595	28	659	63.2	0.024	0.019	0.249

・金額は年間の額を示している。単位は万円。

昇する（退職抑制効果）

この結論は、昨今のリストラの動向を考えると直観的には受け入れ難い。しかし、これを技術的なミスであると断じてはならない。Figure 6では、企業倒産数と退職行動を比較する材料を図示してある。『家金調』データから既に退職したサンプルを選び出し、退職した年次ごとに集計する。その中で、何歳で退職したのかによって60歳未満、60-64歳、65歳以上の3つのグループにサンプルを割り振り、全退職者に占める割合を算出した。これを企業倒産数と比較したのがFigure 6である。

注目すべきは、60-64歳の年齢で退職した人の割合である。企業倒産が減少していた1985-90年にかけて、60-64歳で退職する人の割合が増加する傾向を示している。つまり、就労と年金生活という二つの選択肢を用意されている60-64歳のプレイヤーは、好況期においてより退職する傾向にあったのである（除1989年）。念のために、この点を年齢階級別労働力人口比率で確認したが、60-64（65-69）歳の急激な落ち込みとその後の回復が確認できる¹⁹。この行動は、「好況期 = インフレ = 資産効果」という構図によって将来の不安が払拭された結果である、というような解釈が可能か

もしれない。また、労働白書（平成3年度版）は、「一律定年制を定めている企業に占める60歳以上定年制の企業割合は年々着実に増加し...（中略）...高年齢層の雇用環境の改善に寄与したものと思われる」と指摘しているが、本稿の分析が示した60-64歳の「離職の増加」とは逆の説明をしている。ただし、制度的な要因が多分に含まれているという示唆は有意義である。このように多様な解釈ができるものの、人口動態に関して分析を加える場合には「ベビー・ブーム」、「丙午」、「長長期のトレンド」等を考慮すべきであり、この点で本稿の分析は詳細さに欠けている。したがって、分析結果3が本当は「何」を意味しているのかは明らかでない。とはいえ、労働市場の代表的な指標である『失業率』と60-64歳の退職行動との間にプラスの関係（退職抑制効果）がある点は非常に興味深いものであり、今後の研究課題として提示できる。

5 まとめと政策的含意

本稿は、高齢者の就労を促進することで年金の財政問題を構造的に緩和できる点を指摘し、年金制度改革の具体的なアイデアを検討しようとするものであった。

2節の「option value model」を拡張する形から、退職要件が高齢者の就業へ与える影響には2つのルートがある点を指摘した。一つは給与所得に対する各人の主観的な評価であり、他方は退職要件が給与所得と年金受給を背反させる厳しさの度合いによる影響であった。それゆえ、退職要件が就労行動へ与える影響について分析するならば、この2点について明らかにする必要がある。そこで、本稿はこれを実証的に検証し以下の2つの結果を得た。

検証結果1 『給与所得』は退職の機会費用になっている（ > 0 ）

検証結果2 制度（厚生年金と共済年金）の違いが退職年齢へ与える影響は、統計的に有意ではない

検証結果2で、制度間の相違を退職要件の厳しさの違いと解釈するならば、「退職要件の厳しさは退職行動へ影響を与えない」と結論できる。ここから、退職要件を導入した場合の高齢者の就労行動は、給与所得に対する主観的な評価に依存することになり、 > 0 の実証結果から退職抑制効果（検証結果1）が支配的になると考えることができる。

また、理論モデルから示唆される点ではないが興味あるファクト・ファインディングとして、失業率と退職行動の関係について言及した（分析結果3）。そこでは、労働市場の代表的な指標である『失業率』の上昇が、60-64歳の退職を遅らせる効果を有しているという結論が得られた。直観的に、失業率の上昇は退職促進効果を持つことを予想できる。しかし、結論は全く反対の事実を証明したのである。本稿では、「好況期＝インフレ＝資産効果」という構図から、失業率と退職はプラスの関係にあると解釈したがけして満足のいく説明ではない。この点については、より精緻な枠組みによって再考されるべきである。

以上のような結論を導いた本稿の実証分析には問題点が少なくない。(ア)退職行動へ大きな影響を与えると思われる定年制度を考慮に入れていない、(イ)説明変数に利用された値の信頼性が低い、(ウ)推計モデルの妥当性の問題などが考えられる。先行研究が考慮しているアの要素をomitとしたのは、『家調金』データを使用したことによる本稿の

¹⁹ 詳細は巻末Figure 11を参照。ただし、Figure 6が全退職者に占める割合を図示したものである点に注意して比較して欲しい。

ディスアドバンテージである。また(ウ)についてはFigure10からも明らかなように、その説明力と妥当性の低さは深刻であり今後の課題として残されている。また、理論モデルにも問題点が含まれている。もし、本稿が仮定したように、給与所得が退職行動の機会費用を構成すると解釈するならば、労働の限界効用が給与所得よりも大きいと仮定する必要がある。これは、労働市場が不完全であり、マーケットでクリアされた労賃が市場で達成されていないことを仮定することに等しい。労働市場の不完全性については、別途の詳細な分析が必要である。

最後に本稿の政策的含意について言及する。年金制度改革の具体的なアイデアとして、「退職要件」を規定して高額所得者への年金給付を抑制しようとする動きがある。しかし、退職要件によって早期退職が促されるならば、必ずしも年金給付の総額が抑制される保障はない。それゆえ、退職要件の効果について十分に分析することが必要とされるのである。本稿は2つの検証結果から、年金制度へ退職要件(所得制約)を加える政策は、早期退職を促すというよりも、退職を抑制する効果を発揮する可能性があることを指摘した。したがって、年金制度へ退職要件を付与する政策は、年金財政の安定化に資すると期待できると本稿は結論する。

参考：『保険料』、『年金受給額』、『給与所得』
の推計

『年金受給額』

年金受給額は、被験者が加入する年金制度に応じて異なるはずである。そこで、本稿では利用可能な「厚生年金」と「共済年金」という尺度(世

帯主が主な年金制度として加入しているもの)を利用してサンプルを区分し、別々の推計モデルから年金給付額を推計する。推計式には、従属変数が切断された分布であることに配慮してTOBITを用いる。ここで推計モデルとして採用するために注目したのは退職年齢との関係であり、この係数が有意となるモデルを採用した。退職年齢が遅くなるほど年金支給額が増える仕組みを有する制度が存在することを考慮したのである。なお、現時点で退職していないサンプルの『推計年金受給額』については、現時点で引退したならば得られる年金受給額を算出してこれを用いている。(Figure 10参照)

『保険料』

年金給付額と同様に、保険料も加入する年金制度によって異なるのが妥当であろう。それゆえ、厚生年金と共済年金に加入するサンプルごとに推計モデルを特定化した²⁰。この際に留意したのは、給与所得との関係である。年金給付額は定額部分と報酬比例部分で構成されると考えられるので、定数項および給与所得の係数の有意性と符号条件を満たすモデルを採用した。ここで問題なのは、以上の条件を満たしながら、かつサンプルセレクション・バイアスを考慮した推計モデルを特定化できなかった点である。それゆえ、保険料の推計値は下方バイアスを含むことを認識しながらも、OLSを採用している。(Figure10参照)

『給与所得』の算出について

給与所得の推計は、年金制度から独立と仮定することが妥当であると考え、全サンプルを対象として推計している。いわゆる賃金関数の推計にあたるこの作業には、就業先、教育の変数が有効で

²⁰ 保険料を算出する時のサンプルは、保険料支払いが未記入のサンプルは除外している。しかし、本アンケートでは、ゼロと回答する人の多くが未記入で処理しているケースが散見される。それゆえ、未記入者の排除は、保険料支払いがゼロのサンプルをomitする可能性があるのだが、ここでは、恣意的にコントロールする愚を避けることとする。

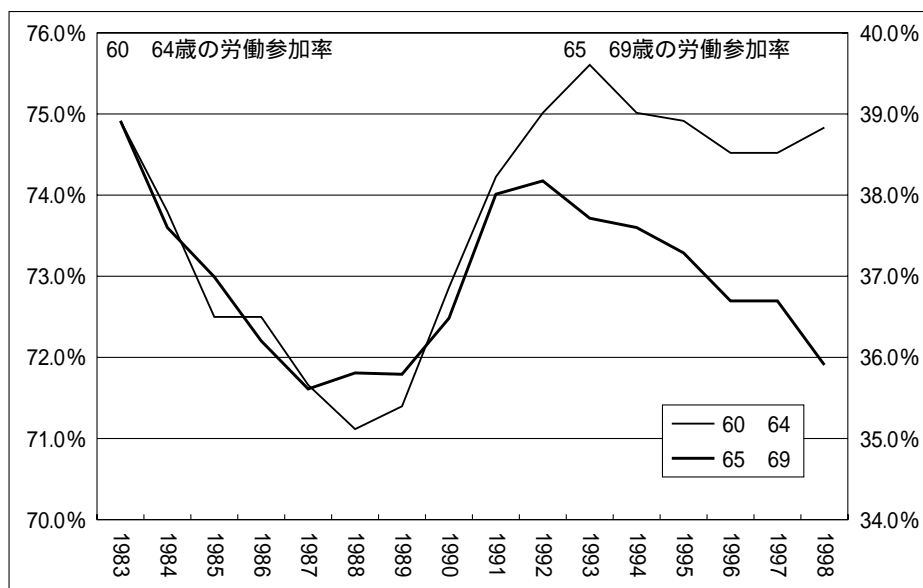
あることは先行研究から明らかであるのでこの変数は利用している。しかし、なお熟練度の代理変数である勤続年数などのデータは『家金調』から

得られないので、この要素はomitしている。なお、推計方法はTOBITである。(Figure10参照)

Figure 10 給与所得、保険料、年金受給額の推計結果

	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
分析手法	TOBIT	OLS	OLS	TOBIT	TOBIT
説明/従属変数	給与所得	保険料 (厚生年金)	保険料 (共済年金)	年金受給額 (厚生年金)	年金受給額 (共済年金)
定数項	- 1 372.0 (- 11.54)	17.10 (6.01)	21.32 (5.58)	165.433 (- 0.93)	- 143.34 (- 0.66)
年齢	80.60 (16.31)				
年齢二乗	- 0.86 (- 17.36)				
高卒・短大卒ダミー	51.44 (1.99)				
大卒ダミー	151.32 (4.85)	9.17 (4.55)	3.58 (0.93)	- 4.26 (- 0.13)	- 53.88 (- 0.91)
大企業就業者ダミー	242.12 (8.48)				
官公庁就業者ダミー	289.31 (7.29)				
第一次産業就業者ダミー	- 24.60 (- 0.43)				
同居する親の有無(有=1)		- 2.18 (- 0.94)	1.05 (0.20)	9.32 (0.21)	154.21 (2.06)
給与所得		0.0414 (9.30)	0.0370 (6.16)		
退職ダミー(退職=1)		- 1.02 (- 0.33)	- 4.58 (- 1.20)		
不健康ダミー(不健康=1)		3.34 (1.05)	5.90 (1.48)		
退職年齢				6.34 (2.22)	7.03 (2.02)
SIGMA	538.3			169.6	174.5
ROH	(67.14)			(16.42)	(10.27)
サンプル数	3,186	1,018	270	175	65
自由度調整済み決定係数		0.328	0.269		
F値		100	21		
尤度関数の対数	- 19,669.5			- 10,001.6	- 385.1

Figure 11 労働参加率 (= 労働力人口 / 当該人口) の推移



【参考文献】

Axel Borsch-Supan (1998) “Incentive effects of Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and across Europe .” *NBER Working Paper Series*, 6780.

Alan L. Gustman and Thomas L. Steinmeier (1999) “Changing Pensions in Cross-section and Panel Data: Analysis with Employer Provided Plan Descriptions.” *NBER Working Paper Series*, 6854.

Auerbach, Alan J. and Laurence J. Kotlikoff (1987) *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.

Blondal, Sveinbjorn and Scarpetta, Stefano (1997) “Early retirement in OECD countries: The role of social security systems ” *OECD Economic Review* No. 29.

Kotlikoff, Laurence J. (1991) *Generational Accounting: Knowing Who Pays, and When for What We Spend*. The FreePress . (香西泰監訳 (1993) . 『世代の経済学』 日本経済新聞社 .)

Feldstein, Martin S. (1971) “Social Security, Induced Retirement and Saving Behavior,” *Journal of Political Economy* 85(5)

Feldstein, Martin S. (1995) Would privatizing social security raise economic welfare ? , *NBER Working Paper Series*, 5281.

Genetski, Robert. (1999) “Administration Cost and the Relative Efficiency of Public and Private Social Security Systems,” *Social Security Privatization* 15.

Gruber, Jonathan., and Wise, David. (1997) “Social Security Programs and Retirement around the World ” *NBER Working Paper Series*, 6134.

Tanner (1996) “Privatizing Social Security: A Big Boost for the Poor.” *The Cato Project on Social Security Privatization* No. 4.

Mitchell, Olivia. S. (1992) “Trend in Pension Benefit Formulas and Retirement Provisions ”. In *Trends*

- in Pensions* eds. John Turner. and Daniel J.U.S. Governmnet Printing Office pp 177 216.
- Tanner Michael.(1996) “Privatizing Social Security: A Big Boost for the Poor,” *Social Secutiry Privatization* (4)
- 麻生良文・吉田浩(1996) , 「世代会計からみた世代別の受益と負担」『フィナンシャルレビュー』39号 .
- 安部由起子 (1998) , 「1980 ~ 1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』36号 .
- 大淵寛 (1997) , 「人口政策と社会保障政策 最近の低出生率に関連して」『季刊・社会保障研究』32号(4) .
- 小川浩 (1998) , 「年金が高齢者の就業構造に与える影響について」『経済研究』49号(3) .
- 小口登良 (1996) , 「基礎年金の財源と受給及び負担の世代間格差」『日本経済研究』33号 .
- 塩野谷祐一 (1997) , 「社会保障と道徳原理」『季刊・社会保障研究』32号(4) .
- 清家篤 (1986) , 「高齢者就業の趨勢と公的年金」『日本労働協会雑誌』328号 .
- (1989) , 「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定 二つのバイアスを除いた横断的分析」『日本労働協会雑誌』359号 .
- 清家篤・島田晴雄 (1995) , 「日本の公的年金と高齢労働者の供給」『高齢化の日米比較』(野口悠紀雄 / デービット・ワイズ編), 日本経済新聞社 .
- 高山憲之 (1998a) , 「年金改革」『経済研究』49号(1) .
- (1998b) , 「厚生年金の保険料負担問題」『季刊・社会保障研究』34号(2) .
- 橋木俊詔 (1999) , 経済教室 . 日本経済新聞1999年 5月11日 .
- 田近栄治 (1998) , 「日本の年金改革 『国民共通の基礎年金』と『基礎年金を超える年金の民営化』」『季刊・社会保障研究』34号(2) .
- 田近栄治・林文子 (1995) , 「個人年金の収益率 国民年金基金、簡易年金および生命保険会社の個人年金の比較」『季刊・社会保障研究』31号(2) .
- チャールズ・ユウジ・ホリオカ・甲野貴嗣・奥井めぐみ (1999) , 「日本人の老後貯蓄と退職行動」, 郵政省郵政研究所ディスカッション・ペーパー .
- 長峯純一 (1998) , 「公共財としてみた地域福祉・介護サービス」『季刊・社会保障研究』33号(4) .
- 西川雅史 (1999) , 「高齢者の就業行動(1): 年金財政と高齢者の就業行動」MIMEO.
- 八田達夫・小口登良 (1999) , 『年金改革論』日本経済新聞社 .
- 堀勝洋 (1997) , 「年金における公私の境界」『季刊・社会保障研究』33号(2) .
- (1999) , 経済教室 . 日本経済新聞1999年 5月13日 .
- 本間正明・跡田直澄・大竹文雄 (1988) . 「高齢化社会の公的年金の財政方式: ライフサイクル成長モデルにおけるシミュレーション分析」『フィナンシャルレビュー』7号 .
- 丸尾直美(1993) , 「人口高齢化と社会保障への影響」『人口動態と経済政策: 日本経済政策学会年報XLI』
- 宮里尚三 (1998) , 「世代間再分配政策と世代間負担」『季刊・社会保障研究』34号 .
- 八代尚宏・二上香織 (1996) , 「雇用保険制度改革と高齢者就業への効果」『日本経済研究』33号 .
- 山田剛史 (1999) , 「年金制度改革のマクロ経済分析 世代重複モデルによる考察」『日生基礎研』9

号 .

参考資料

郵政省郵政研究所 (1998), 『家計における金融資産選択に関する調査 第五回 (平成八年度)』.
労働省 (1991), 『労働白書』(平成3年版).