



RIETI Discussion Paper Series 06-J-033

年金制度改正が男性高年齢者の 労働供給行動に与える影響の分析

樋口 美雄

経済産業研究所

黒澤 昌子

経済産業研究所

石井 加代子

慶應義塾大学

松浦 寿幸

経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

年金制度改革が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析

樋口美雄*・黒澤昌子**・石井加代子***・松浦寿幸****

2006年4月

【要 約】

人口の長寿化・高齢化が進む中で、高い能力と経験を持つ高齢者を積極的に活用していくアクティブ・エイジング社会を目指すことは、日本経済の活力維持のためにも、時代の要請であるといえる。そのためには、高齢者の就業意欲を抑制しない形で公的年金制度を維持していくことは、重要な課題である。老齢厚生年金は、2001年より定額部分の受給開始年齢の段階的引上げ、2002年以降より60歳代後半の在職老齢年金制度適用を段階的に進めている。これらの制度改革が高齢者の労働供給にどのような影響を与えているか。これについて、厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年度調査および2004年度調査を用い、各就業形態を選択した場合の期待賃金や、それに応じた年金受給額の調整が労働供給に影響を与えるという構造を明示的にモデルに組み込んだモデルの推定、ならびに制度改革に直面する年齢グループとそれ以外についての制度変更前後の就業状況を比較することを通して、年金の制度改革が高齢者の労働供給に与える影響を検証する誘導形モデルの推定という2つの方法を通して検証を行った。分析の結果、厚生年金定額部分の受給開始年齢の引上げは有意に労働供給を増やしていることが分かった。一方、60歳代後半の在職老齢年金制度適用の効果については統一的な結果が得られなかった。

* 慶應義塾大学商学部教授・経済産業研究所ファカルティフェロー

** 政策研究大学院大学教授・経済産業研究所ファカルティフェロー

*** 慶應義塾大学大学院商学研究科博士課程

**** 経済産業研究所研究スタッフ

1. はじめに

高齢化が進展する日本社会にとって、高齢者雇用の促進は重要な課題である。現在、55歳以上の労働力は労働力人口全体の二割を超えており、その割合は今後10年で三割程度まで増加するものと予測されている。長期的視点に立てば、高い能力と経験を持つ高齢者を積極的に活用していくアクティブ・エイジング社会を目指すことは、日本経済の活力維持のためにも、時代の要請であるといえる。

しかしながら、現実には、寿命の延長や人口構造の変容にあった社会システムにはなっておらず、さまざまな側面でそのひずみが現れている。とくに懸念されるのが社会保障の費用負担問題である。高齢化の進展に伴い、年金や医療保険、介護保険等の給付額の急増は避けられない。これに対する方策として、1994年の厚生年金法改正では年金給付額の引き下げと、定額部分（基礎年金相当部分）についての給付開始年齢の60歳から65歳への段階的な引き上げが、2000年の法改正では在職老齢年金制度の60歳代後半層への適用と、報酬比例部分についても給付開始年齢の60歳から65歳への段階的な引き上げ、そして2004年の法改正では70歳以上の高所得者についても年金給付の抑制が決定された。2004年の法改正において、60歳代前半における在職中一律2割支給停止の仕組みが廃止されることにはなったが、これら一連の改正の背景には、国際的にみても高い高齢者の就業意欲と長期的に労働力不足の見込まれる日本においては、60歳代前半になっても働き続け、年金に頼らない生活が十分にできること、ならびに60歳代後半以降の就業意欲が在職老齢年金の適用によって削がれることはないであろうという政府の想定があるといえる。

しかし、高年齢者の労働供給が年金制度に感応的であることは、既に多くの研究から確認されている。たとえば、清家（1993）、小川（1998a,b）、大石・小塩（2000）、大石（2000）、樋口・山本（2002）などでは、厚生年金の受給や年金資産が高齢者の労働供給に与える影響が示されている。なかでも、在職老齢年金制度の就業抑制効果については安部（1998）、岩本（2000）、樋口・山本（2002）において、また厚生年金定額部分の支給開始年齢引き上げによる労働供給促進効果については菅・清家（2003）においてすでに検証されている。本稿では、これら先行研究で蓄積された手法を取り入れつつ、とくに2000年法改正による在職老齢年金制度と94年法改正による年金支給開始年齢引き上げの効果について、最新のデータを用いた分析を行う。

推計においては、男性高年齢者がフルタイム雇用・パートタイム雇用・失業・非就業という4つの就業形態の選択に直面することを想定し、そうした選択行動の規定要因を分析する。就業と非就業といった二者択一の就業決定ではなく、パートタイムという部分就業や失業をフルタイム就業や非就業と区別することによって、年金制度の変更が高齢者の就業行動に与える影響をより詳細に検証することが可能となる。また、労働供給モデルの推計には、賃金や年金受給額の内生性やセレクション・バイアスの問題などが伴うが、本稿では、内生性を考慮しつつも、各就業形態を選択した場合の期待賃金や、それに応じた年金受給額の調整が労働供給に影響を与えるという構造を明示的にモデルに組み込んだより構

造的なモデルの推定、ならびに、年金制度変更が実施される前の 2000 年と実施後の 2004 年における高年齢者の就業状況を示すデータを用い、内生変数を除去した誘導形モデルの推定という 2 つの方法を用いることを通して、より厳密かつ包括的に年金制度変更の効果を検証することを目的とする。

2. 年金制度変更と男性高年齢者の就業状況

この節では、着目する 2 つの公的年金制度改正が男性高齢者の労働供給にどのような影響を与えたのかについて、厚生労働省『高年齢者就業実態調査（個人票）』2000 年度調査および 2004 年度調査を用い、叙述的方法で確認する。分析対象は、調査時点 55~69 歳の男性で、55 歳当時雇用者であったものに限定する¹。以下、変更のあった 2 つの公的年金制度について説明し、男性高年齢者の労働供給の変化を観測する。

2000 年から 2004 年に変更された公的年金制度として、まず 1994 年の年金法改正に基づき 2001 年より開始された、特別支給の老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢の引き上げが挙げられる。具体的には、それまで 60 歳から支給されていた老齢厚生年金の定額部分が、2001 年 4 月 2 日以降に 60 歳を迎える男性について、支給開始年齢が 3 年ごとに 1 歳ずつ 60 歳から 65 歳に引き上げられることとなった²。2000 年から 2004 年において、受給開始年齢の引き上げに直面した人は、2001 年 4 月 2 日から 2003 年 4 月 1 日までに 60 歳を迎える男性（開始年齢 61 歳）と、2003 年 4 月 2 日から 2005 年 4 月 1 日までに 60 歳を迎える男性（開始年齢 62 歳）であるから、我々の用いる 2004 年時点のデータにおいて、実際に受給できなくなったのは 1943 年 4 月 2 日以降に生まれた 61 歳および 60 歳の人となる。

もうひとつの制度変更は、2000 年の法改正による在職老齢年金制度の 60 歳代後半層への適用である。それまで 60 歳代後半層の年金は賃金所得額にかかわらず全額支給されていたが、2002 年 4 月 1 日以降に 65 歳を迎える人々に対しては、70 歳になるまで、賃金（総報酬月額）と老齢厚生年金（報酬比例部分）の合計額が 48 万円を上回る場合、老齢厚生年金の減額措置が適用されることになった。ただし、基礎年金については支給停止されず全額支給される。この制度変更は 2002 年から実施され、2006 年には（4 月 2 日生まれ以降の）69 歳も在職老齢年金制度の対象となる。2004 年時点では、65 歳から 66 歳と 67 歳の一部の人（4 月 2 日生まれ以降）がこの制度の適用対象となっている。

図 1 は、55 歳当時雇用者であった男性サンプルの就業率（パート等含む）ならびにフルタイム就業率と調査時点の年齢との関係をプロットしたものである。2004 年の調査時点において、老齢厚生年金定額部分の支給開始年齢引き上げに直面していたのは、60 歳ならびに 61 歳の一部であるが、少なくとも 60 歳については、2000 年時点の同年齢サンプルに比べて就業率は 9.0%ポイント、フルタイム就業率も 10.4%ポイントほど高まっている。週労働時間の分布をみる（図 2）と、それが主に 40 時間以上のフルタイム就業率の増加によ

¹ 詳しくは、第 4 節のデータの説明を参照されたい。

² 女子については男子よりも 5 年遅れで切替えが行われる。

ってもたらされていることが推察される。

他方、在職老齢年金の制度変更によって年金の減額措置が適用されるようになったのは2004年時点の65～66歳ならびに67歳の一部である。このサンプルと2000年時点の同年齢サンプルとを比較すると、とりわけ66歳と67歳でフルタイム就業率が10%ポイントも低くなっていることがわかる(図1)。一方、65歳については、就業率・フルタイム就業率ともに2004年の方が高くなっている。これについては、□65歳定年を定める事業所の全事業所に占める割合が、2001年以降増していること(図4)、□2004年に『高齢者等の雇用の安定等に関する法律』が改正され、2006年4月以降65歳までの定年の引き上げの義務化がされることなど、定年延長の風潮が強まったことがその理由として考えられる。65～67歳全体についての週間労働時間の分布をみると、全く働かない人の割合や20時間以下のパートタイム就業の割合も高くなっており、在職老齢年金の適用がフルタイムからパートや非就業への移行を促していることが窺われる(図3)。

3. 労働供給モデルの枠組み

本稿では、誘導形の就業形態選択関数とより構造的な就業形態選択関数を推計し、両者の結果を比較しつつ、公的年金制度変更が高齢者の労働供給に与える影響を観測することが目的である。本節では、各関数の推計モデルと推計における留意点について説明を行う。

高齢者の労働供給関数を推計する際に、注意すべき点のひとつが、厚生年金受給額の扱いである。年金受給には、所得効果を通じて個人の就業を抑制するという、年金受給額が就業形態選択に影響を与えるという関係がある一方で、在職老齢年金制度を通して、個人の就業形態決定が、実際に受け取る年金額に影響を与えるという関係もありうる。在職老齢年金制度のもとでは、一定以上の就業をした場合に年金受給額が減額されるため、減額を避けて就業調整・抑制を行うことが想定される。このような同時性の問題が介在する状況下で、就業形態選択関数の説明変数に厚生年金の実際の受給額を用いると、受給額が就業選択に与える影響と、就業選択が受給額に与える影響の両方を混在して推計してしまう。

この問題を回避するためには、就業形態の決定とは独立に決まる年金変数を用いる必要がある。先行研究では、「年金の受給資格」に関するダミー変数(清家[1993])や、就業の有無に影響を受けない「本来もらえるべき厚生年金受給満額」(小川[1998a][1998b]、樋口・山本[2002])を年金変数として用いるなどの対処がなされてきた。本稿の誘導形の就業形態選択関数では「厚生年金の受給資格」を、また、構造形の就業形態選択関数では実際の就業形態にかかわらず、「その形態を選択したら得られる厚生年金受給額」を各就業形態の価値関数に導入することで、同時性の問題を回避しつつそれらが就業形態選択に与える影響についての推計を行う。

誘導形の就業形態選択関数では、4つの就業形態(j)(フルタイム就業f、パートタイ

ム就業 p 、就業希望（広義の失業） u 、非就業 r ）について、就業形態との間に同時決定のバイアスが生じないように外生変数のみを説明変数に用い、多項ロジット・モデルとしての推定を試みる³。前述したように、年金変数に関しては、実際の受給状況ではなく「厚生年金受給資格」を用いることによって、同時性に起因するバイアスを回避する。賃金に関しても、就業決定と内生的な関係にあるため、誘導形の実業形態選択関数では実際の賃金額を直接用いることはしない。その代わりに年齢や定年経験の有無、55歳当時の企業規模や職種など、期待賃金に影響を与えると思われる外生的変数を説明変数に加える。そのほか就業形態の決定に影響を与える説明変数として、厚生年金以外の公的・企業年金受給額、個人年金受給額、年金以外の非勤労収入、健康状態、就業中の同居家族の有無、勤務延長・再雇用経験の有無、ならびに景気変数（居住都道府県別有効求人倍率および年齢5歳階級の失業率）、首都圏ダミー変数（居住地が東京、千葉、埼玉、神奈川）を用いる。

誘導形の実業形態関数では、『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年調査と2004年調査とをプールしたデータを利用する。年金制度変更を「自然実験」としてとらえ、制度改正に直面する年齢グループとそれ以外についての制度変更前後の実業状況を比較することを通して、年金の制度改正が高齢者の労働供給に与える影響を検証するのが目的であるが、それはこの誘導形のモデルに、公的年金制度変更に影響を受ける年齢層と2004年度調査ダミーとの交差項を加えることによって可能となる。なかでも2004年ダミーと調査時点60～61歳ダミーとの交差項が老齢厚生年金支給開始年齢引き上げの効果を、また2004年ダミーと調査時点65～67歳ダミーとの交差項が在職老齢年金の制度改正の効果を識別することになる。

次に、より構造的な就業形態選択関数について説明しよう。誘導形モデルが外生変数のみを扱ったのに対し、こちらのモデルでは期待賃金や各就業形態を選択した場合に得られるであろう厚生年金額を明示的に組み込みながら推計を行う。具体的には、McFadden(1974)のランダム・効用モデル、すなわち樋口・山本(2002)と同様の割引率をゼロとした場合の実業形態選択のモデルを考える。分析には『高齢者就業実態調査（個人票）』の2000年調査を用いる⁴。

個人は毎期、フルタイム(f)、パートタイム(p)、失業(u)あるいは非就業(r)のいずれかの状態を選択すると仮定する。 t 期に就業形態 j ($j=f, p, u, r$) を選んだ場合の現在価値（バリュー）を $\psi(j, t)$ とすると、それは各就業形態を選択した場合に得られるであろう期待賃金 (W) や厚生年金受給満額 (Z)、ならびにフルタイムで働いた場合にはその期待賃金に

³ 就業形態を4つに分類する際は、樋口・山本(2002)に倣い、以下のように設定した。フルタイム就業とパートタイム就業の区別については、厚生労働省『毎月勤労統計調査』をもとに、通常の労働時間を154時間/月とし、その3/4の労働時間(115.5時間)に満たないものをパートタイム就業とみなした。就業希望(広義の失業)と非就業の区別については、就業を希望しながらも「適当な職が見つからない」ことを理由に職に就けていない場合を就業希望と定義し、その他を非就業とした。

⁴ 同調査の2004年のデータについては、年金に関する設問が厚生年金とそれ以外に分類されていないため、本稿で用いる本来年金額ならびに在職老齢年金による年金支給停止額変数を正確に推計することが困難であることから、その利用を断念している。

応じた在職老齢年金制度による期待年金支給停止額（L）、そして失業の場合には失業給付（U）などに依存する。誘導形の就業形態選択関数と大きく異なるところは、期待賃金（W）や厚生年金受給満額（Z）、在職老齢年金制度による期待支給停止額（L）や失業給付（U）など、実際就業形態にかかわらず、各形態を選択した場合に得られるバリューを示す変数を明示的にモデルに組み込むことで、観測された賃金や年金受給額と就業選択との間に介在する内生性の問題を回避している点である。たとえば、期待賃金は同一人物にとっても、どの就業形態（フルタイム、パートタイム）を選択するかによって異なるであろうし、就業形態によって在職老齢年金制度による支給停止額も変わるであろう。また失業の場合には、期待失業給付が厚生年金受給満額よりも大きい場合、失業給付受給を選択することが考えられ、失業のバリュー・ファンクションには失業給付（U）が含まれることになる⁵。

これらの変数以外にも就業形態選択に影響を与える個人属性ベクトル（X）を含めると、i番目の個人についての各就業形態のバリューを以下のように表すことができる⁶。以下の分析では、 $\phi(\cdot)$ を線形関数とし、 ε を観察不能な各人の選好等を示す攪乱項とした定式化を想定する。説明変数の詳しい説明については補論1を参照されたい。

$$\begin{aligned}\phi_i(f,t) &= \Psi_i^f(W_i(f,t), Z_i(t), L_i(f,t), X_i(t)) + \varepsilon_i(f,t) \\ \phi_i(p,t) &= \Psi_i^p(W_i(p,t), Z_i(t), X_i(t)) + \varepsilon_i(p,t) \\ \phi_i(u,t) &= \Psi_i^u(\text{Max}(U_i(u,t), Z_i(t)), X_i(t)) + \varepsilon_i(u,t) \\ \phi_i(r,t) &= \Psi_i^r(Z_i(t), X_i(t)) + \varepsilon_i(r,t)\end{aligned}\quad (1)$$

各人は各期の $\phi(j,t)$ を最大化するような就業形態jを選択するが、 $\varepsilon(\cdot)$ が独立でタイプIのextreme-value分布に従うとすると、その確率はコンディショナル・ロジットの形で表すことができる(McFadden (1974))。

各就業形態を選択した場合の調査時点の期待賃金Wについては、すべてのサンプルについて観察できるわけではないので、前もって推定した値 \hat{W} を用いる必要がある。つまり、調査時点のパートタイム就業者や失業者や非就業者が、フルタイムで働いた場合に得られるであろう賃金や、調査時点のフルタイム就業者や失業者、非就業者が、パートタイムで働いた場合に得られるであろう賃金の理論値を、実際就業サンプルに基づく賃金関数の推定から求めなければならない。

ただし賃金関数の推定においては、フルタイム就業を選択した人と、パート就業を選択した人との間に観察される変数では説明できない属性の違いがあり、そうした属性が賃金にも影響を与えている可能性が高い。そのような場合に就業サンプルのみを用いて賃金関数を推定しても、推定値にはバイアスが生じる。このセレクション・バイアスの問題を回避するために、本稿ではHeckman(1979)の2段階法を応用し、1段階目の就業率関数とし

⁵ 1998年4月以降、雇用保険制度改正により、特別支給の厚生年金と失業給付の併給が禁止された。

⁶ 後で説明する賃金関数との識別のため、最終的に推定する構造的就業選択関数における個人属性ベクトル（X）には学歴および55歳当時職種に関する変数を含めない。賃金関数には含まれ構造的就業形態選択関数からは除外される変数の条件は、賃金には影響を与えるが、就業形態選択には影響を与えないものである。なお、学歴については、『高齢者就業実態調査（個人票）』2004年調査では質問されていないため、2000年調査2004年調査をプールして推計する誘導形の就業形態選択関数では、学歴変数は利用できない。

て順序プロビットを用いたフル・パート・非就業の就業形態選択関数⁷を推計し、そこから計算した逆ミルズ比を含めた線形賃金関数をフルタイム、パートタイムそれぞれについて求めるという2段階推定法を用いる (Ermisch and Wright [1993])。

1段階目の就業率関数では、誘導形の就業形態選択関数で用いたものと同様の説明変数を用いて推計する⁸。2段階目の賃金関数では、1段階目で用いた説明変数から、就業形態選択には影響を与えるが賃金には影響を与えないであろう変数を除いたものに、対応する逆ミルズ比を加えた説明変数を用い、フルタイム月額賃金、パートタイム月額賃金、それぞれについての賃金関数を最小二乗法で推計する。

なお、本来もらえるべき厚生年金受給満額 (Z)、およびフルタイム勤務をした場合に在職老齢年金制度によって減額されるであろう額 (L) については、『高年齢者就業実態調査』の質問項目から直接引き出すことができない。そこで、厚生年金受給満額 (Z) については、小川 (1998a) に倣い、実際の受給額から逆算する方法を採用する。フルタイム勤務した場合の在職老齢年金制度による減額についても小川 (1998a) を倣い、フルタイム就業における期待賃金から算出することを試みた。推計手順についての詳しい説明は、補論1を参照されたい。

失業給付については、『高年齢者就業実態調査 (個人票)』から情報を得ることができない。そこで、樋口・山本 (2002) に倣い、60歳から64歳層について、失業給付を推定フルタイム賃金月額額の50%、同様の考え方で55歳から59歳層については、失業給付を推定フルタイム賃金月額額の60%と仮定し期待失業給付額を求め、それが厚生年金受給満額よりも大きい場合に限り、 $\phi_i(u,t)$ に投入する。

最終段階としての構造的就業形態選択関数では、こうして得られた期待賃金、ならびに年金等の変数データを用いたコンディショナル・ロジット⁹の推計を行う。この就業形態選択関数には、年金受給満額や在職老齢年金による減額が明示的に組み込まれているために、その推計結果をベースに、2000年から2004年の間で起こった2つの年金制度改革が高年齢者の就業形態選択に与える影響をシミュレートすることが可能となる。一方、誘導形モデルからは、同様の効果を公的年金制度変更に影響を受ける年齢層と2004年度調査ダミーの交差項の限界効果から推測することができる。誘導形モデルからは、2000年から2004年の間に生じた、着目する制度変更以外の労働需要側の変動の影響が年齢と調査時点ダミーの交差項の影響に含まれて推定されてしまうが、構造的モデルの推計結果を用いたシミュレーションでは、そのような需要側変動の影響を含むことなく着目している制度変更の効果を測ることが期待できる。

⁷ ここでは就業時間によって就業形態を区分しているため、多項ロジットではなく、順序ロジットを採用した。

⁸ ただし、『高年齢者就業実態調査 (個人票)』2000年調査では、学歴についても質問されているため、2000年調査のみを用いる賃金関数の推計では、学歴変数も含めたモデルを設定する。

⁹ コンディショナル・ロジットでは、就業形態に応じて値が異なる変数 (各就業形態別の期待賃金、在職老齢年金制度による減額、期待失業給付など) を説明変数として扱うことができる。この理由により、ここでは多項ロジットではなく、コンディショナル・ロジットに基づく推計を行う。

最後に、IIA (Independence from irrelevant alternatives) の仮定が満たされているか否かを確認する必要がある。多項ロジットやコンディショナル・ロジットのモデルでは、任意の 2 つの選択肢間の選択確率は他の選択肢の存在によって影響されないという仮定を満たしていることが前提とされている。そこで、通常の推計を行った場合と、失業選択を除いて推計を行った場合とで、係数の変化に有意な違いが生じないかを、ハウスマン検定によって確かめる¹⁰。

4. 推計に用いるデータと変数の定義

いずれのモデルにおいても、分析対象は『高齢者就業実態調査 (個人票)』2000 年調査および 2004 年調査の調査時点における 55～69 歳の男性サンプルで、55 歳当時雇用者¹¹であった者に限定する¹²。前述の通り、誘導形の就業形態選択関数では 2000 年調査と 2004 年調査をプールするが、より構造的な就業形態選択関数ではデータの制約上¹³、2000 年調査のみを用いて推計を行う。分析に用いる変数すべてが揃うサンプルのみを集めた結果、サンプル数は 2000 年調査で 4,374 人、2004 年調査で 5,504 人となった。利用する変数の基本統計量については、表 1-1 および表 1-2 を参照されたい。

そのほか、分析で利用するいくつかの変数についての説明を加えておく。

「厚生年金の受給資格」については、2000 年度調査および 2004 年度調査では受給資格に関する有無が質問されているため、それをそのまま用いる。ただし、2000 年調査では、60～64 歳層のみに厚生年金の受給資格の有無を尋ねているため、65～69 歳層については、実際に厚生年金を受給している者を受給資格者と判断することにする¹⁴。「本来もらえるべき厚生年金の満額受給額」については、小川 (1998a) に倣い、実際の受給額と標準報酬月額に換算した勤労収入月額から逆算する。詳しい計算方法については、補論 I を参照されたい。

「その他の公的年金・企業年金受給額」変数には、共済年金と企業年金 (厚生年金基

¹⁰ 通常のハウスマン検定では、検定にいくつかの限界があるため、本稿では *Seemingly unrelated estimation* を用い IIA の検定を行った。

¹¹ 誘導形モデルでは、厚生年金の制度改革の効果を 2 時点における同一年齢グループの比較から推計するのであるから、本来ならば厚生年金保険加入者のみを分析対象とするべきであるが、調査項目からその情報は得られない。そこで、次善の策として、2000 年度については 55 歳当時民間企業雇用者、2004 年度については 55 歳当時雇用者サンプル (官公庁勤務も含む) に限定して分析を行っている。2004 年度調査では、55 歳当時勤務先についての民間・官公庁の別で質問しておらず、また受給年金額を年金保険の種類別に質問していないため、分析サンプルから 55 歳当時官公庁勤務のサンプルを除くことができない。

¹² なお、調査時点において役員、あるいは自営業として就労しているサンプルも除外している。これらの就業形態の決定メカニズムは、本稿で取り上げるフル・パート・非就業の選択とは異なると考えられるためである。

¹³ 2004 年調査では、受給年金に関する質問項目の変更に伴い、受給年金額について年金の種類に分けることが不可能であり、「本来もらえるべき厚生年金の受給満額」および「在職老齢年金制度による (推計) 減額」を識別することができない。そのため、構造的モデルでは 2000 年調査のみを用い推計する。

¹⁴ 2000 年時点では、60 歳代後半に在職老齢年金制度が適用されていなかったため、この判断方法が可能である。

金を含む)の受給額が含まれている¹⁵。2000年度分析サンプルは55歳当時民間企業雇用者に限定しているため、共済年金の受給額を回答している人は、おそらく55歳以前に共済年金加入期間があったものと想定できる。共済年金と厚生年金の併給は可能なため、この点での矛盾はないだろう。2000年調査サンプルと2004年調査サンプルとも「個人年金」は私的な個人年金のみを含む。分析における「非勤労収入」とは、非勤労収入額に関する回答からこれらの年金受給額を差し引いたものである。

5. 推計結果

2000年と2004年データをプールして行った誘導形の就業形態選択関数の推計結果について、その係数と限界効果を記載したものが表2である。多項ロジット・モデルでは、各就業形態に対応するパラメータの相対的な値のみが識別できる仕組みになっている。ここでのフルタイム就業、パートタイム就業、就業希望において推計されるパラメータは、それぞれベースである非就業のパラメータからの差として識別される。つまり、フルタイム就業、パートタイム就業、就業希望でのそれぞれのパラメータ(θ)は、 $\theta_f - \theta_r$ 、 $\theta_p - \theta_r$ 、 $\theta_u - \theta_r$ の形で得られることになる。これらの推定値に基づいて計算された就業形態ごとの限界効果は、説明変数が1単位増加した(ダミー変数の場合は0から1に変化した)場合の、当該就業形態を選択する確率の変動を捉えている。

たとえば、年齢が高い、企業年金受給額が高い、健康状態が悪い、そして定年経験がある、といった状況はすべてフルタイムで働く確率を有意に引き下げており、いずれも先行研究と整合的かつ期待されたとおりの結果となっている。年金制度変更の効果について、とりわけ厚生年金定額部分の支給開始年齢にまつわる制度変更の影響を表す2004年調査ダミーと60-61歳ダミーの交差項は、非就業に対してフルタイム就業確率に僅かに有意にプラスの影響を、また失業率にわずかに有意にマイナスの影響があることを表している。限界効果で確かめると、他の変数をコントロールした上で、2000年時点の60-61歳よりも2004年時点の60-61歳の方が、フルタイム就業確率が有意に6.6%ポイント増加、失業確率は有意に3.2%ポイント減少している。

これに対して、60歳代後半の在職老齢年金制度の効果を測った2004年調査ダミーと65-67歳ダミーの交差項は、非就業に対してフルタイム就業確率に僅かにマイナス、また失業確率に僅かにプラスの効果があることを表している。限界効果をみると、他の変数をコントロールした上で、2000年時点の65-67歳よりも2004年時点の65-67歳の方が、フルタイム就業率は5.1%ポイント減少を示しているが統計的に有意でなく、失業確率は有意に5.3%ポイント増加していることが分かる。

一方、2000年調査のみを用いたより構造的な就業形態選択関数の推計結果を示したも

¹⁵ ただし、2004年度では年金保険の種類別に年金額を質問していないため、このような分類が不可能である。そこで、次善の策として、厚生年金受給資格者については「その他の公的年金・企業年金受給額」はゼロと仮定し、非受給資格者については、質問項目における公的年金受給額総額(国民年金、厚生年金、共済年金、恩給、企業年金)を「その他の公的年金・企業年金受給額」の変数として取り扱った。

のが表 3、各変数についての限界効果を計算したものが表 4、そして構造的就業形態関数に含まれる期待賃金の推計で用いた賃金関数の推計結果を示したものが表 5 である。モデルの予測精度を見るために、図 5 では推定就業確率の年齢別推移を示している。これをみると、実際の就業率とよくフィットしており、全体として各形態の就業確率はおおむね正しく予測されていることが分かる。

構造的就業形態選択関数は、コンディショナル・ロジット・モデルを用いて推計しているが、ここでのパラメータの解釈は多項ロジット・モデルと同様、ベースである非就業のパラメータ (θ_r) からの差 ($\theta_f - \theta_r$ 、 $\theta_p - \theta_r$ 、 $\theta_u - \theta_r$) となる。ただし、フルタイム賃金、パートタイム賃金、失業給付、在職老齢年金制度による減額に関する変数については、非就業のバリューに含まれないため、パラメータを直接識別することができる。

厚生年金の受給満額は、非就業と比較した場合、フルタイム就業、パートタイム就業、失業では、有意にそれらのパラメータが小さく、厚生年金受給満額がフルタイム就業やパートタイム就業、就業希望の価値を非就業に比べて有意に低下させていると解釈することができる。在職老齢年金制度による減額の効果については、ベースである非就業のバリューには含まれないため、パラメータを直接解釈することができる。この説明変数は支給停止額を示しており（満額受給の場合は 0）、フルタイム就業に対する在職老齢年金による減額の効果は、支給停止額が多いほどフルタイム就業の価値を下げ、フルタイム就業の選択確率を引き下げると読み取ることができる。

賃金に関しては、フルタイム賃金では有意にフルタイム就業の価値を高めている傾向が見られる。パートタイム賃金については、有意ではないが、パートタイム就業の価値に対するプラスの影響は見られる。また、失業給付も失業の価値に対してプラスの効果を示しているが、有意な結果では出ておらず、失業給付受給を目当てに失業選択を行うといったモラル・ハザードが顕著ではないことを表しているのかもしれない。

最後に、構造形のコンディショナル・ロジット・モデルにおいて、IIA の仮定が満たされていることを確認するために、ハウスマン検定を行った。失業のカテゴリーを除外し同様の推計を行った結果、基本推計における係数との間に有意な差は確認されなかった¹⁶。

6. シミュレーション結果

本節では、上記の推計結果に基づき、2000 年法改正による在職老齢年金制度と 94 年法改正による年金支給開始年齢引き上げが男性高年齢者の就業形態選択行動に与える影響をシミュレートする。表 3 の構造的就業形態選択関数の推計に基づくシミュレーションの結果と、表 2 の誘導形の就業形態選択関数の推定に基づく限界効果を示したものが表 6 である。

まず、特別支給の厚生年金における定額部分の支給開始年齢の引き上げが各就業形態

¹⁶ ハウスマン検定の結果、「基本推計の係数と失業カテゴリーを除外して行った推計の係数は同じである」という帰無仮説は棄却されなかった ($\chi^2(53) = 53.73$ 、 $\text{Prob} > \chi^2 = 0.4462$)。

の選択確率に与える影響について見ていこう（表 6 上段）。シミュレーションの結果では、4つの就業形態における変動を足し合わせると0になる。すなわち制度変更によって、人々の就業選択がどのように移動するのかを表していると理解できる。

誘導形の実業形態選択関数で有意に推計されたフルタイム就業確率の限界効果と失業確率の限界効果を、シミュレーションにおける就業確率の変化幅と比較してみよう。厚生年金定額部分の支給開始年齢が引き上げられたことで、60歳から61歳のフルタイム就業確率は、誘導形では6.6%ポイント増加、構造形では3.8%ポイント増加と推計されている。約2%ポイント強ほどの違いは見られるが、この結果より、厚生年金定額部分の支給開始年齢の引き上げが、該当年齢層のフルタイム就業率を5%ポイント前後上昇させることが確認できる。厚生年金定額部分の支給開始年齢の引き上げによる失業確率の変動については、誘導形では3.2%ポイントの減少、構造形では0.34%ポイントの減少を表している。先ほどよりも乖離が大きいが、両者とも厚生年金定額部分の支給開始年齢の引き上げが失業率を減少させることを示している。これらの結果より、厚生年金定額部分の支給開始年齢の引き上げは、対象年齢層のパートタイム就業を促進するというよりも、フルタイム就業率を5%ポイント前後上昇させ、非就業や失業確率を低めることが確認できる。

一方、60歳代後半の在職老齢年金制度導入の影響をどうであろうか。誘導形で有意な結果を示しているフルタイム就業確率と失業確率の限界効果と、シミュレーションの変動幅を比較すると、誘導形のほうがはるかに大きく推計されている（表 6 下段）。これについて考えられる理由として、誘導形の実業形態選択関数では、2000年から2004年の間に起きた労働市場の変化をコントロール仕切れていない可能性が考えられる。60歳代後半の労働供給をより一層減少させるような他の制度変更などがあった場合、誘導形ではその効果と年金制度変更の効果とを識別して計測することがより困難になる。実際、誘導形の推定において65~67歳ダミーを1歳刻みのダミーに置き換えると、65歳のグループについては、むしろ2004年において就業確率の高い傾向がみられた（表 2 下段）。この背景には図 4 に示されたような65歳定年制をもつ企業比率の増加などの企業側の雇用管理制度の変更があったと考えられるが、66-67歳に対しては、反対に継続勤務を困難化する需要側の変化が生じた可能性がある。不況による雇用調整の進展があった一方で、定年年齢を65歳に延長した企業や再雇用制度等の雇用延長制度を導入した企業が増加したこともまた事実であり、こうした需要側の複合的な要因が誘導形に基づく年金制度の効果推定に反映されている可能性が高い¹⁷。

また、60歳代後半に適用される在職老齢年金制度は、60歳代前半のものと比較して緩く、厚生年金の報酬比例部分（すなわち、基礎年金を除く）と賃金（総報酬制）の合計が48万円を超える人でないと、減額の適用対象にならないことから、誘導形で推計されるほどの大きな影響が年金制度変更によってもたらされることは考えにくい。このように、2000

¹⁷ 厚生労働省『雇用管理調査』によると、再雇用あるいは勤務延長制度をもつ企業比率は2000年の59.6%から2004年には71.6%に増加している。

年と 2004 年の統合データを用いた誘導形の就業形態決定関数では、その間に起こった労働供給側のさまざまな制度変更の影響を考慮することができないことを考えると、構造的就業形態選択関数の推計結果を用いた、2000 年から 2004 年の間で起こった年金制度変更のシミュレーションの方が、より純粋に年金制度変更が高年齢者の労働供給に与える影響を測ることができているのではないかと考えられる。

次に表 7～8 では、構造型の就業選択関数の推計結果に基づき、今後予定されている年金制度変更などが高年齢者の労働供給に与える影響についてのシミュレーションを行った。60 歳から 64 歳層についての結果は表 7 を、65 歳から 69 歳層についての結果は表 8 を、それぞれ参照されたい。

まず、60 歳代前半の労働供給に与える制度変更として、4 つのケースを想定した。ケース 1 は、先述の厚生年金の定額部分の引き上げの効果を、60 歳から 64 歳層の就業確率の変化として捉えたものである。ケース 2 は、2013 年に完了予定されている厚生年金定額部分の支給開始年齢 65 歳への引き上げの効果について、ケース 3 では、2025 年に完了予定されている報酬比例部分を含めた厚生年金の支給開始年齢 65 歳への引き上げの効果についてシミュレーションを行った。ケース 4 では、60 歳代前半に適用されている在職老齢年金制度による厚生年金支給額の減額が廃止された場合に、それが高年齢者の労働供給に与える影響についてのシミュレーションを行った。1994 年の法改正により在職老齢年金制度による減額の仕組みが変更され、以前のものよりも就業促進的な設計になった。しかし、在職に伴い年金が減額されるということ自体には変わりなく、効用関数の形状によっては、この制度が依然として就業を抑制する効果を持つと考えられる（図 6）。

フルタイム就業確率の変動を見ると、ケース 2 では 5.17%ポイントの上昇、ケース 3 では 11.95%ポイントの上昇、ケース 4 では 4.37%ポイントの上昇が確認できる。ケース 2 とケース 3 の違いは、ケース 2 では報酬比例部分の厚生年金が受給可能である一方、ケース 3 では厚生年金の受給額が 0 となる場所であり、厚生年金受給の所得効果が正であることを想定すると、ケース 3 の上昇幅が大きいことは、予想と整合的な結果を示している。また、ケース 3 とケース 4 の違いは、まったく厚生年金を受給できないか（ケース 3）、厚生年金満額を受給できるか（ケース 4）である。同様に、年金受給による所得効果が正であることを想定すると、ケース 3 でのフルタイム就業確率の上昇幅はケース 4 よりも大きくなるはずであり、ここでも整合的な結果が示されている。

ケース 2 とケース 4 を比較すると、フルタイム就業確率の上昇幅はそれほど変わらないが、その要因を他の就業形態の変動から見てみると、ケース 2 では、その主な要因は非就業からフルタイム就業への移動であるが、ケース 4 では、非就業、失業、パートタイム就業からほぼ同等に移動が起きていることが分かる。つまり、ケース 2 では年金受給満額が制度変更によって減少するため、その分の穴埋めをしようという所得効果により、満額を得ることができれば非就業を選んだ人たちがフルタイム就業へと移行することが窺える。一方、ケース 4 では、在職老齢年金制度による減額を避けるため、就業調整していたパー

トタイム就業者や就業を抑制していた非就業者が、減額が廃止されたことにより、価値の高まったフルタイム就業を選択するようになることを表している。なお、ケース 3 はケース 2 同様に、年金受給の正の所得効果により、非就業からフルタイム就業選択への移行が著しいことが読み取れる。

60 歳代後半の在職老齢年金制度導入の効果について、表 8 のケース 1 では、2000 年から 2004 年におきた制度変更について、65 歳から 69 歳の就業確率の視点からシミュレートしたものである。60 歳代後半の在職老齢年金制度は、2007 年までには 65 歳から 69 歳の高年齢者を対象とするため、その場合の労働供給の変化については、ケース 2 でシミュレートした。一定以上の就労に伴い、年金受給額が減額されるため、両ケースともフルタイム就業確率の減少が窺えるが、変化幅は非常に小さい。60 歳代後半の在職老齢年金制度は緩いものであるために、当該年齢層の労働供給行動にはほとんど影響を与えないことが推察される。

7. おわりに

本稿では、最新のデータを用い、2000 年法改正による在職老齢年金制度と 94 年法改正による年金支給開始年齢引き上げがわが国の高年齢男性の就業行動に与える効果についての検証を行った。とくに推計においては、各就業形態を選択した場合の期待賃金や、それに応じた年金受給額の調整が労働供給に影響を与えるという構造を明示的にモデルに組み込んだ構造的なモデルの推定、ならびに、年金制度変更が実施される前後の就業状況を示すデータを用い、内生変数を除去した誘導形モデルの推定という 2 つの方法を用いることを通して、より厳密かつ包括的に年金制度変更の効果を検証した。さらに、構造的モデルで推定されたパラメータに基づき、これまで行われた年金制度変更だけでなく、今後予定されている制度変更の効果についてもシミュレーションを行い、とくに前者の効果については、誘導形モデルの推計に基づく限界効果と比較した。

その結果、2000 年から 2004 年に生じた年金制度変更のなかでも、老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢引き上げは、対象年齢層のパートタイム就業を促進するというよりも、フルタイム就業率を 5%ポイント前後上昇させ、非就業や失業確率を低めることが、誘導形ならびに構造的モデル双方の推計結果より整合的に確認できた。一方、もうひとつの年金制度変更である在職老齢年金の 60 歳後半への導入は、誘導形の推定では 5%ポイント程度の大きな影響を当該年齢層のフルタイム就業確率に与える結果となったが、推計値は統計的に有意ではなく、構造的モデルの推定は、そうした制度変更がほとんど影響を及ぼさないことを示唆するものとなった。

この要因としては、誘導形モデルにおいて、企業における雇用管理制度の変更といった労働需要側の経年的変化を年金制度の効果として推定値に含んで推定している可能性が考えられる。そのほかにも、今回の分析では、厳密に厚生年金受給権者にサンプルを限定できなかった点や、1 時点の意思決定を捉えた静学的モデルにとどまっており、ライフサイ

クルの視点から労働供給の意思決定を考えることができていない点、ならびに考慮できなかった労働者属性が推定値にバイアスをもたらしている可能性がある点などが留意点として挙げられる。また、本稿で推定した構造的モデルでは、可処分所得と時間の関数として定式化した効用関数のパラメータを直接推定するという意味での厳密な構造形モデルになっていない。そのため、たとえば厚生老齢年金の増減が各就業形態を選択する確率に与える影響のどの程度が所得効果によるものかなどを知ることはできない。これらは将来の課題としたい。

Appendix

以下では、可処分所得（Y）と時間（H）の関数として定式化した効用関数に基づく構造形の就業形態選択モデルについての暫定的な推定結果を示す。ここでは、簡略化のために本文と違ってフルタイム、パートタイム、非就業の3つの離散的な就業形態のみ選択可能であると仮定し、次のような効用関数を想定する。

$$U(H, Y) = \bar{U}(H, Y; \alpha) + \text{error} \quad (1)$$

ここでは、 $\partial U / \partial H < 0, \partial U / \partial Y > 0$ となる。次に、 w =期待賃金（時間給）、 H =労働時間、 N =非労働所得であるとする、予算制約は $Y(H, P) = wH + N$ (2) と現すことができる。効用関数（1）式については具体的に次のような定式化を想定する（Kean and Moffitt [1998]）。

$$U(H, Y, P) = \alpha H + Y - \beta_{HH} H^2 - \beta_{YY} Y^2 + \beta_{HY} HY + \text{error} \quad (3)$$

Yの限界効用は1に標準化されるとする。上記のパラメータ α は $H=0$ の場合の就業に伴う限界不効用を示すが、それについては人々の選好によって異なる可能性を考慮する。すなわち、

$$\alpha = X_1 \alpha^* \quad (4)$$

さらに、(2)における賃金 w については、調査時点に実際に就業している者についてしか観察できないことから、本文と同様、ヘックマンの2段階推定を応用した推定方法によって、フル、パートのそれぞれの形態を選択した場合の期待賃金を各サンプルについて推計する。このとき、 w は時間給を示す。

$$\ln(w) = X_3 \delta + \varepsilon_w \quad (5)$$

したがって、推定するフルモデルは、(5)式の推定から得られた w の推定値 \hat{w} を代入した(2)、ならびに(4)を(3)式に代入したものとなる。すなわち、

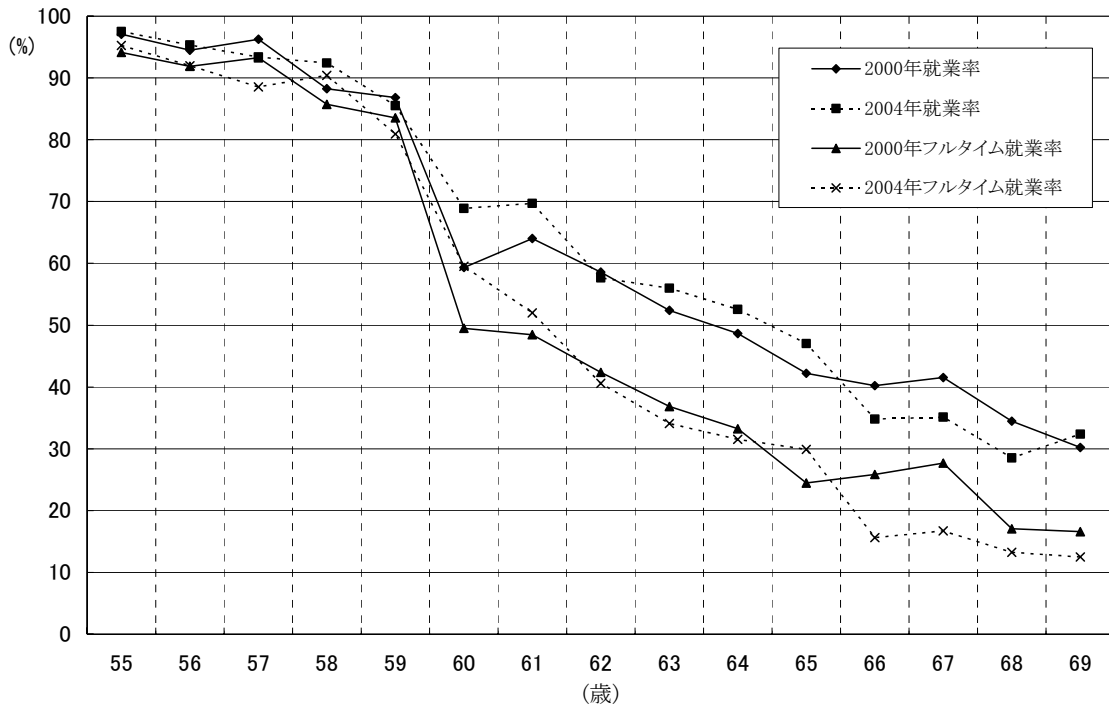
$$U(f) = HX_1 \alpha^* + Y_f - \beta_{HH} H_f^2 - \beta_{YY} Y_f^2 + \beta_{HY} H_f Y_f + \varepsilon_f \quad (6)$$

$$U(p) = HX_1 \alpha^* + Y_p - \beta_{HH} H_p^2 - \beta_{YY} Y_p^2 + \beta_{HY} H_p Y_p + \varepsilon_p$$

$$U(r) = Y_r - \beta_{YY} Y_r^2 + \varepsilon_r$$

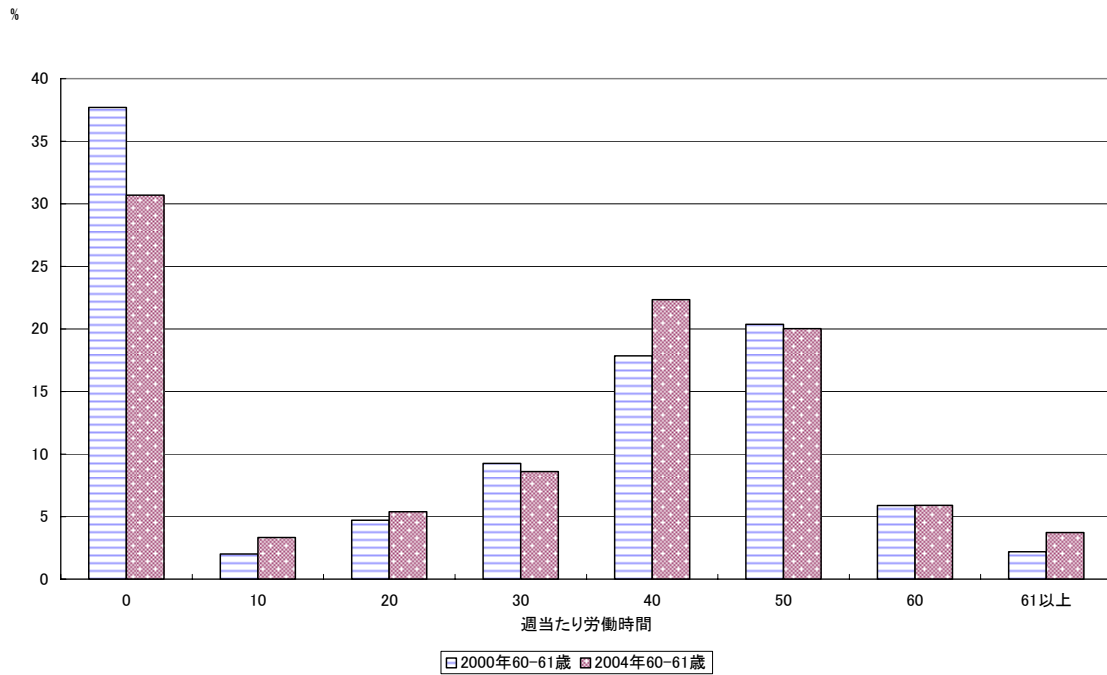
(6)に示される4つの式における各誤差項が互いに独立な極限分布に従うと想定すると、各形態を選択する確率は本文における分析と同様、コンディショナル・ロジットの形で現されることになり、それを最尤法を用いて推定した結果が Appendix 表 9~11 と Appendix 図 7~8 である。

図1 55歳当時雇用者男性の年齢別就業率（パートタイム含む）／フルタイム就業率



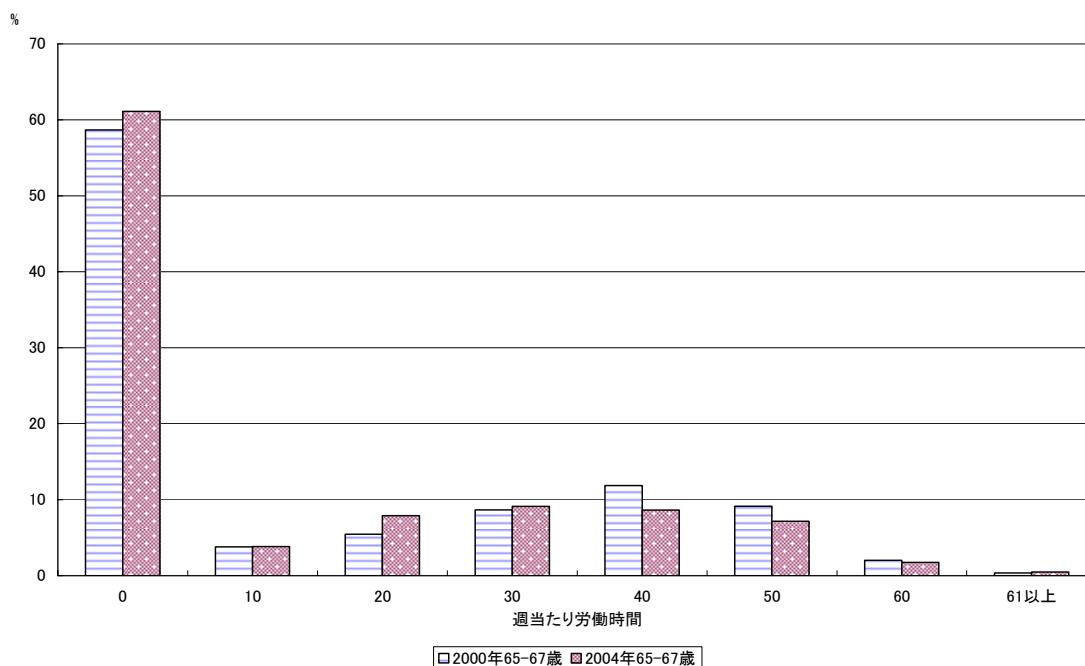
資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年、2004年。

図2 2000年／2004年 60～61歳 週当たり労働時間分布



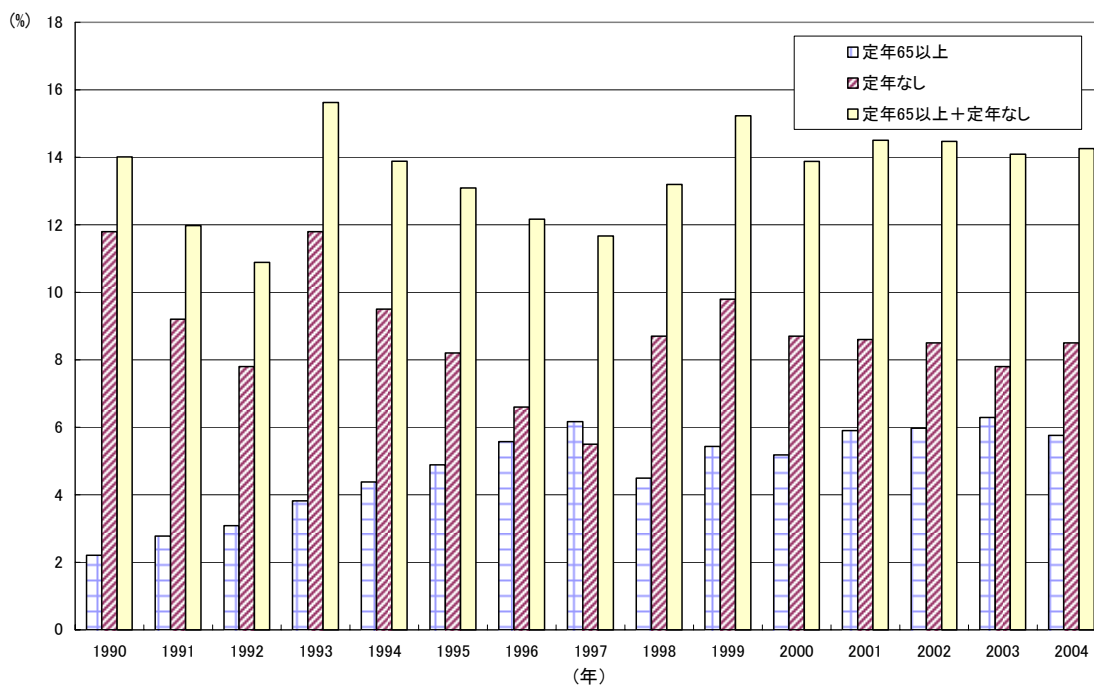
資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年、2004年。

図3 2000年/2004年 65~67歳 週当たり労働時間分布



資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年、2004年。

図4 全事業所にしめる65歳定年制度を設けている事業所割合年次推移



資料出所：『雇用管理調査』（各年については、その年の1月に調査を実施）。
60歳以上定年義務化は1998年4月から。

表 1-1 誘導形就業形態選択関数に用いた変数の記述統計量 (2000年-2004年)

2000-2004年	フルタイム就業		パートタイム就業		広義失業(就業希望)		非就業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢	59.53	3.67	63.81	3.34	63.36	3.40	65.06	2.99
厚生年金受給資格 (=1)	33.3%	0.47	74.8%	0.43	70.8%	0.45	74.8%	0.43
その他の公的年金 (万円)	0.71	3.45	2.85	6.92	2.95	7.27	4.54	8.89
私的年金 (万円)	0.10	0.96	0.20	1.19	0.29	1.84	0.47	2.34
非賃金収入 (年金を除く) (万円)	1.13	7.73	0.98	5.65	3.02	7.76	1.17	7.07
健康状態 (悪い=1)	12.7%	0.33	21.4%	0.41	19.1%	0.39	50.9%	0.50
定年経験あり	25.3%	0.43	65.2%	0.48	67.8%	0.47	69.7%	0.46
55歳当時の企業規模								
小企業	44.4%	0.50	40.9%	0.49	36.2%	0.48	39.6%	0.49
中企業	27.5%	0.45	25.6%	0.44	33.0%	0.47	28.4%	0.45
大企業	28.1%	0.45	33.6%	0.47	30.8%	0.46	32.1%	0.47
55歳当時の職種								
専門・技術	14.7%	0.35	14.8%	0.36	11.7%	0.32	12.5%	0.33
管理	19.0%	0.39	17.1%	0.38	22.4%	0.42	24.0%	0.43
事務	8.9%	0.29	8.4%	0.28	9.6%	0.30	8.7%	0.28
販売	7.8%	0.27	6.8%	0.25	7.3%	0.26	5.0%	0.22
サービス	4.3%	0.20	3.8%	0.19	3.0%	0.17	3.9%	0.19
保安	1.8%	0.13	2.5%	0.16	1.9%	0.14	2.3%	0.15
運輸・通信	10.6%	0.31	13.2%	0.34	10.6%	0.31	9.7%	0.30
生産工程・労務 (レファレンス)	31.7%	0.47	31.9%	0.47	32.0%	0.47	32.5%	0.47
農林漁	1.2%	0.11	1.4%	0.12	1.3%	0.11	1.4%	0.12
都道府県別有効求人倍率	79.1%	0.26	80.3%	0.25	77.3%	0.25	78.4%	0.25
5歳階級別完全失業率	555.3%	2.16	621.3%	2.41	645.8%	2.61	574.8%	2.32
首都圏ダミー	28.3%	0.45	32.4%	0.47	31.9%	0.47	29.3%	0.46
サンプル数	5044		1197		1214		2423	

資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000

表 1-2 構造的な就業形態選択関数に用いた変数の記述統計量 (2000 年のみ)

2000年	フルタイム就業		パートタイム就業		広義失業(就業希望)		非就業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
年齢	59.75	3.72	63.79	3.32	62.99	3.32	65.12	2.93
厚生年金受給資格(50歳代=0)	32.4%	46.8%	78.7%	0.41	74.1%	0.44	85.8%	0.35
その他の公的年金(万円)	1.0	3.9	3.03	6.62	2.42	6.04	3.44	6.93
私的年金(万円)	0.0	0.4	0.08	0.81	0.18	1.45	0.25	1.65
非賃金収入(年金を除く)(万円)	1.1	6.1	1.27	4.85	5.06	9.47	1.58	6.13
健康状態(悪い=1)	12.4%	33.0%	22.0%	0.41	18.3%	0.39	52.7%	0.50
定年経験あり	24.6%	43.1%	65.3%	0.48	71.0%	0.45	74.1%	0.44
学歴								
中学卒業もしくは同程度	40.8%	0.49	43.9%	0.50	42.0%	0.49	42.8%	0.50
高校・短大卒業もしくは同程度	44.3%	0.50	41.2%	0.49	43.6%	0.50	39.3%	0.49
大学卒業もしくは同程度	14.9%	0.36	14.9%	0.36	14.4%	0.35	17.9%	0.38
55歳当時の企業規模								
小企業	48.0%	0.50	42.1%	0.49	38.6%	0.49	41.8%	0.49
中企業	27.8%	0.45	27.8%	0.45	31.4%	0.46	29.2%	0.45
大企業	24.2%	0.43	30.1%	0.46	30.0%	0.46	29.0%	0.45
55歳当時の職種								
専門・技術	8.2%	0.27	9.8%	0.30	6.4%	0.25	6.4%	0.25
管理	14.4%	0.35	11.5%	0.32	16.3%	0.37	19.1%	0.39
事務	9.2%	0.29	9.4%	0.29	10.8%	0.31	10.4%	0.30
販売	9.8%	0.30	6.9%	0.25	8.1%	0.27	5.8%	0.23
サービス	4.2%	0.20	2.9%	0.17	2.4%	0.15	3.2%	0.18
保安	1.5%	0.12	2.7%	0.16	1.2%	0.11	1.3%	0.12
運輸・通信	10.4%	0.31	14.4%	0.35	12.7%	0.33	10.7%	0.31
生産工程・労務(レファレンス)	41.0%	0.49	40.0%	0.49	40.3%	0.49	41.7%	0.49
農林漁	1.2%	0.11	2.3%	0.15	1.7%	0.13	1.4%	0.12
都道府県別有効求人倍率	65.2%	0.17	65.1%	0.17	64.1%	0.17	64.3%	0.16
首都圏ダミー	25.8%	0.44	27.8%	0.45	31.7%	0.47	28.6%	0.45
月額賃金実数(万円)	31.76	16.99	12.04	11.36	0		0	
60歳以上厚生年金満額(万円)	11.92	9.26	14.62	8.51	14.02	8.99	16.03	8.02
推定フルタイム月額賃金(万円)	29.4	10.2	21.54	6.82	22.40	7.60	20.57	6.4
推定パートタイム月額賃金(万円)	14.2	5.7	9.55	3.99	9.75	3.81	8.33	2.9
推定失業給付額(万円)(60-64歳層)	15.86	9.32	6.44	8.19	7.71	8.63	4.41	7.4
60-64歳の推定在職老齢年金制度による減額	6.39	8.13	8.44	6.19	7.27	6.19	9.58	6.1
サンプル数	2264		478		590		1042	

資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年。

表3 構造的な就業形態選択関数（コンディショナル・ロジット分析）推計結果（2000年）

	フルタイム就業		パートタイム就業		就業希望(広義の失業)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
厚生年金満額(万円)	-0.049 ***	0.008	-0.030 ***	0.008	-0.025 ***	0.009
在職老齢年金制度による減額(万円)	-0.026 **	0.011				
フルタイム推定月額賃金(万円)	0.020 **	0.010				
パートタイム推定月額賃金(万円)			0.024	0.026		
推定失業給付(万円)					0.006	0.016
非勤労所得(年金を除く)(万円)	-0.060 ***	0.010	-0.030 **	0.013	0.027 ***	0.008
その他の公的年金・企業年金(万円)	-0.060 ***	0.009	-0.025 ***	0.010	-0.032 ***	0.010
個人年金(万円)	-0.166 ***	0.055	-0.148 **	0.065	-0.041	0.037
健康状態(悪い=1)	-2.216 ***	0.116	-1.429 ***	0.135	-1.625 ***	0.131
就業中の同居家族有り(=1)	0.200 *	0.109	0.009	0.126	0.075	0.122
定年経験有り	-0.699 ***	0.135	-0.172	0.166	0.244 *	0.148
55歳当時企業規模ダミー						
小企業(レファレンス)						
中企業	-0.098	0.130	-0.066	0.159	0.078	0.141
大企業	-0.213	0.152	0.089	0.164	-0.022	0.153
都道府県別有効求人倍率	0.318	0.293	0.215	0.348	-0.215	0.337
55歳ダミー(レファレンス)						
56歳ダミー	-1.368	1.108	-1.484	1.217	-1.133	1.213
57歳ダミー	-1.021	1.167	-0.992	1.270	-0.966	1.287
58歳ダミー	-2.164 **	1.054	-2.189 *	1.172	-1.186	1.143
59歳ダミー	-2.503 **	1.041	-2.440 **	1.141	-1.505	1.129
60歳ダミー	-2.724 ***	1.038	-1.665	1.111	-1.083	1.124
61歳ダミー	-2.704 ***	1.040	-1.275	1.117	-1.511	1.130
62歳ダミー	-3.086 ***	1.038	-1.514	1.113	-1.675	1.128
63歳ダミー	-3.384 ***	1.037	-1.743	1.116	-1.999 *	1.128
64歳ダミー	-3.640 ***	1.038	-1.895 *	1.111	-1.937 *	1.126
65歳ダミー	-4.292 ***	1.041	-1.905 *	1.113	-2.009 *	1.135
66歳ダミー	-4.366 ***	1.042	-2.293 **	1.115	-2.644 **	1.139
67歳ダミー	-4.136 ***	1.040	-2.129 *	1.120	-2.232 **	1.136
68歳ダミー	-4.918 ***	1.045	-2.180 *	1.116	-2.589 **	1.138
69歳ダミー	-5.005 ***	1.048	-2.452 **	1.129	-2.893 **	1.142
定数項	5.273 ***	1.088	2.010 *	1.197	2.240 *	1.162
サンプル数	4374					
対数尤度	-3921.865					
LR chi2(76)	4283.570					
Prob > chi2	0.000					
擬似決定係数	0.3532					

非就業がベースカテゴリー。

資料出所:『高齢者就業実態調査』厚生労働省2000年。

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを表す。

在職老齢年金制度による減額、および失業給付受給による年金支給停止額は額がプラス表記されている。

表4 構造的な就業形態選択関数（コンディショナル・ロジット分析）推計結果（2000年）

	説明変数の変化	推計就業確率の変化幅(%ポイント)			
		フル	パート	失業	非就業
厚生年金満額(万円)	実績値→1万円増加	-0.47	-0.03	0.04	0.46
在職老齢年金制度による厚生年金減額(万円)	実績値→1万円増加	-0.38	0.11	0.13	0.14
フルタイム推定月額賃金(万円)	実績値→1万円増加	0.29	-0.08	-0.10	-0.11
パートタイム推定月額賃金(万円)	実績値→1万円増加	-0.10	0.23	-0.05	-0.08
推定失業給付(万円)	実績値→1万円増加	-0.03	-0.01	0.07	-0.02
非勤労所得（年金を除く）（万円）	実績値→1万円増加	-0.90	-0.08	0.64	0.33
その他の公的年金・企業年金（万円）	実績値→1万円増加	-0.61	0.07	0.01	0.52
個人年金（万円）	実績値→1万円増加	-1.61	-0.61	0.68	1.54
健康状態（悪い=1）	すべて0→すべて1	-20.10	-2.43	-4.73	27.26
就業中の同居家族有り（=1）	すべて0→すべて1	2.52	-0.89	-0.24	-1.40
定年経験有り	すべて0→すべて1	-11.94	1.14	6.81	3.99
都道府県別有効求人倍率	実績値→1%point増加	4.70	0.96	-3.78	-1.89
55歳当時企業規模					
小企業（レファレンス）					
中企業	すべて0→すべて1	-1.57	-0.35	1.45	0.47
大企業	すべて0→すべて1	-3.40	1.80	0.67	0.93
55歳ダミー（レファレンス）					
56歳ダミー	すべて0→すべて1	-9.52	-5.31	-3.21	18.04
57歳ダミー	すべて0→すべて1	-6.81	-3.25	-3.39	13.46
58歳ダミー	すべて0→すべて1	-17.20	-7.18	-0.61	24.98
59歳ダミー	すべて0→すべて1	-19.19	-7.49	-2.34	29.02
60歳ダミー	すべて0→すべて1	-25.29	-3.62	2.86	26.05
61歳ダミー	すべて0→すべて1	-24.60	-0.07	-2.08	26.75
62歳ダミー	すべて0→すべて1	-28.05	-0.63	-1.94	30.62
63歳ダミー	すべて0→すべて1	-30.30	-1.27	-3.64	35.21
64歳ダミー	すべて0→すべて1	-33.09	-1.85	-2.14	37.08
65歳ダミー	すべて0→すべて1	-39.74	-0.42	-1.34	41.50
66歳ダミー	すべて0→すべて1	-38.41	-2.84	-6.21	47.46
67歳ダミー	すべて0→すべて1	-37.25	-2.45	-3.62	43.31
68歳ダミー	すべて0→すべて1	-43.88	-0.91	-5.10	49.90
69歳ダミー	すべて0→すべて1	-43.47	-2.93	-7.04	53.44

資料出所：『高齢者就業実態調査』厚生労働省2000年。

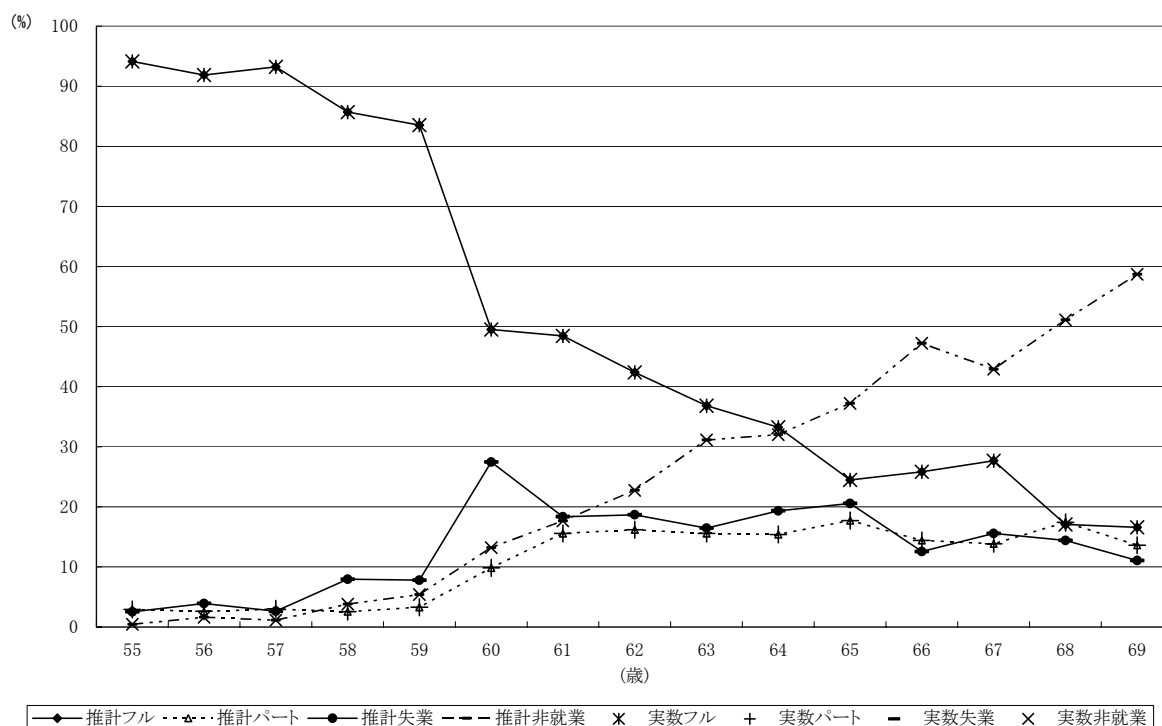
表5 2段階推定法による賃金関数（順序ロジット分析と最小二乗法）推計結果（2000年）

	順序プロビットによる就業 状態決定関数(非就業=0、パート=1、フル=2)			OLSによる賃金関数 (λを含む)				
				ln(フルタイム月額賃金)		ln(パートタイム月額賃金)		
	係数	z値			係数	z値	係数	z値
厚生年金の受給資格	-0.369 ***	-5.21						
その他の公的年金・企業年金受給額(万円)	-0.017 ***	-4.23						
個人年金受給額	-0.073 ***	-3.14						
非賃金収入(年金を除く)(万円)	-0.028 ***	-9.49						
健康状態(悪い=1)	-0.779 ***	-15.93						
就業中の同居家族有り(=1)	0.084 *	1.87						
定年経験有り	-0.475 ***	-9.2	-0.301 ***	-10.08	-0.288 ***	-3.08		
学歴								
中学卒業または同程度(レファレンス)								
高校・短大卒業または同程度	-0.026	-0.51	0.035 *	1.67	0.011	0.13		
大学卒業または同程度	-0.050	-0.66	0.202 ***	6.34	0.179	1.41		
55歳当時企業規模								
小企業<レファレンス)								
中企業	-0.052	-1.01	0.146 ***	6.55	0.231 ***	2.76		
大企業	-0.081	-1.45	0.251 ***	10.35	0.186 **	2.17		
55歳当時職種								
専門・技術的	0.240 ***	2.71	0.250 ***	6.84	0.295 **	2.21		
管理的	-0.011	-0.15	0.275 ***	9.07	0.090	0.72		
事務	-0.023	-0.29	0.143 ***	4.15	0.095	0.77		
販売	0.188 **	2.26	0.059 *	1.82	-0.086	-0.62		
サービス	0.141	1.22	-0.090 **	-1.97	0.231	1.16		
保安	0.062	0.38	-0.196 ***	-2.64	0.272	1.3		
運輸・通信	0.068	0.98	-0.003	-0.09	-0.090	-0.88		
生産工程・労務(レファレンス)								
農林漁	-0.082	-0.52	-0.019	-0.23	0.188	0.85		
都道府県別有効求人倍率	0.214 *	1.69	0.100 *	1.83	-0.007	-0.04		
首都圏ダミー	-0.070	-1.42	0.117 ***	5.44	0.213 ***	2.74		
55歳ダミー (レファレンス)								
56歳ダミー	-0.161	-0.95	-0.039	-1.03	-0.016	-0.05		
57歳ダミー	-0.054	-0.3	-0.035	-0.89	0.010	0.03		
58歳ダミー	-0.473 ***	-2.97	-0.040	-1.04	-0.191	-0.51		
59歳ダミー	-0.558 ***	-3.58	-0.067 *	-1.76	0.175	0.51		
60歳ダミー	-1.019 ***	-6.33	-0.263 ***	-5.21	-0.005	-0.02		
61歳ダミー	-0.887 ***	-5.39	-0.269 ***	-5.3	-0.279	-0.89		
62歳ダミー	-1.028 ***	-6.27	-0.353 ***	-6.74	-0.282	-0.88		
63歳ダミー	-1.121 ***	-6.84	-0.373 ***	-6.64	-0.372	-1.16		
64歳ダミー	-1.280 ***	-7.78	-0.384 ***	-6.54	-0.232	-0.72		
65歳ダミー	-1.454 ***	-8.75	-0.477 ***	-6.9	-0.274	-0.81		
66歳ダミー	-1.437 ***	-8.49	-0.480 ***	-7.03	-0.257	-0.76		
67歳ダミー	-1.369 ***	-8.15	-0.440 ***	-6.71	-0.428	-1.26		
68歳ダミー	-1.653 ***	-9.69	-0.485 ***	-5.89	-0.296	-0.86		
69歳ダミー	-1.726 ***	-9.95	-0.512 ***	-5.94	-0.527	-1.5		
λ			0.021	0.48	0.124	1.36		
定数項			3.250 ***	63.83	2.406 ***	7.35		
カット・ポイント1	-2.006 ***							
カット・ポイント2	-1.593 ***							
サンプル数	4374		2264		478			
擬似決定係数	0.253							
対数尤度	-3108.37							
LR chi2(76)	2099.44							
Prob > chi2	0.000							
F値			50.58		4.11			
Prob > F			0.000		0.000			
調整済決定係数			0.3966		0.1637			

資料出所:『高齢者就業実態調査』厚生労働省2000年、2004年。

***, **, *はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

図5 構造的な就業形態選択関数による推定就業確率の年齢別推移



資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年。

備考：推定就業率は表3の推計結果をもとに算出し、年齢別の平均をとったもの。

表6 構造的なモデルに基づくシミュレーション結果と誘導形交差項に基づく限界効果の比較

60-61歳	フルタイム就業	パートタイム就業	就業希望	非就業
誘導形 2004年*60-61歳ダミー				
限界効果(2000年60-61歳→2004年60-61歳)	6.63% point *	-1.96% point	-3.21% point *	-1.47% point
構造形 シミュレーション				
厚生年金定額部分支給開始60歳→62歳	3.78% point	-0.79% point	-0.34% point	-2.66% point
65-67歳	フルタイム就業	パートタイム就業	就業希望	非就業
誘導形 2004年*65-67歳ダミー				
限界効果(2000年65-67歳→2004年65-67歳)	-5.08% point	-0.82% point	5.32% point **	0.58% point
構造形 シミュレーション				
60歳代後半在職老齢年金制度65-67歳に適用	-0.15% point	0.04% point	0.03% point	0.08% point

資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年、2004年。

図6 在職老齢年金制度下での予算制約線と労働供給の決定

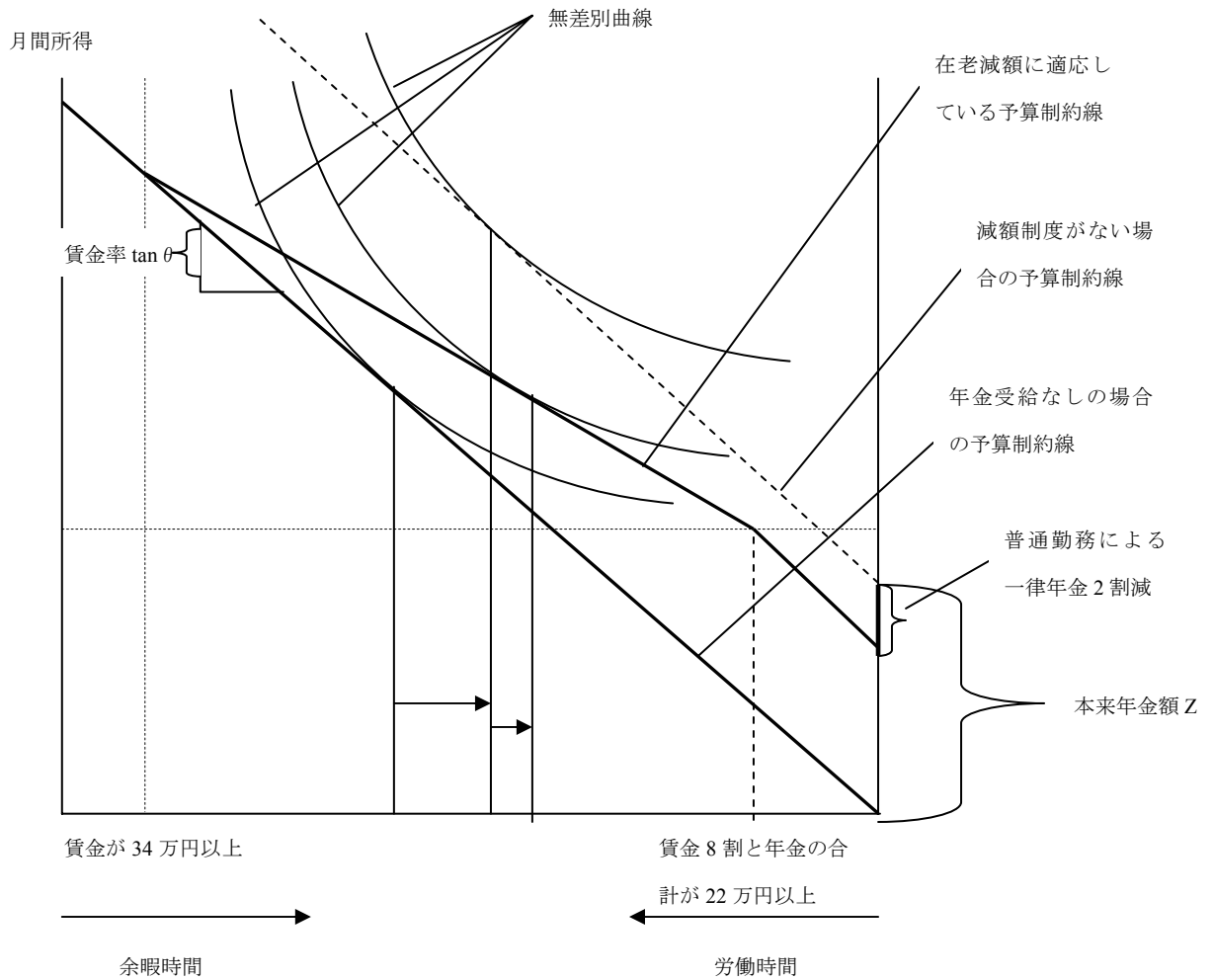


表7 構造的なモデルに基づくシミュレーション結果：60-64歳の推定就業確率の変化

60-64歳	フルタイム就業	パートタイム就業	就業希望	非就業
推計値 ベースライン(当該年齢層の各確率平均)	41.72%	14.59%	19.94%	23.76%
ケース1 厚生年金定額部分の支給開始年齢60歳→62歳	43.13%	14.29%	19.81%	22.77%
変化幅	(1.58% point)	(-0.26% point)	(-0.30% point)	(-1.02% point)
ケース2 厚生年金定額部分の支給開始年齢60歳→65歳	46.45%	13.99%	19.85%	19.71%
変化幅	(5.17% point)	(-0.49% point)	(-0.52% point)	(-4.16% point)
ケース3 厚生年金(報酬比例部分含)支給開始年齢60歳→65歳	54.31%	13.12%	17.26%	15.31%
変化幅	(11.95% point)	(-1.80% point)	(-0.91% point)	(-9.24% point)
ケース4 在職老齢年金制度による減額廃止	45.70%	13.37%	18.78%	22.15%
変化幅	(4.37% point)	(-1.26% point)	(-1.47% point)	(-1.64% point)

資料出所：『高年齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年。

表8 構造的なモデルに基づくシミュレーション結果：65-69歳の推定就業確率の変化

65-69歳		フルタイム就業	パートタイム就業	就業希望	非就業
推計値	ベースライン(当該年齢層の各確率平均)	22.60%	15.44%	14.99%	46.98%
ケース1	65-67歳に在職老齢年金制度が適用	22.50%	15.46%	15.01%	47.03%
	変化幅	(-0.10% point)	(0.03% point)	(0.02% point)	(0.05% point)
ケース2	65-69歳に在職老齢年金制度が適用	22.47%	15.47%	15.02%	47.05%
	変化幅	(-0.14% point)	(0.04% point)	(0.03% point)	(0.07% point)

資料出所：『高齢者就業実態調査』厚生労働省、2000年。

Appendix 表9 構造形モデルにおける可処分所得と労働時間

	フルタイム就業		パートタイム就業		非就業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
平均労働時間	181時間/月		70時間/月		0時間/月	
可処分所得 (万円)	34.47	10.85	28.32	10.69	20.18	10.42
可処分所得 (厚生年金定額部分受給開始65歳ケース)	33.73	10.93	25.52	10.49	17.69	10.52
可処分所得 (厚生年金受給開始65歳ケース)	33.01	11.19	21.67	11.90	14.20	12.20
可処分所得 (在職老齢年金による減額ゼロケース)	36.32	11.37	28.32	10.69	20.18	10.42

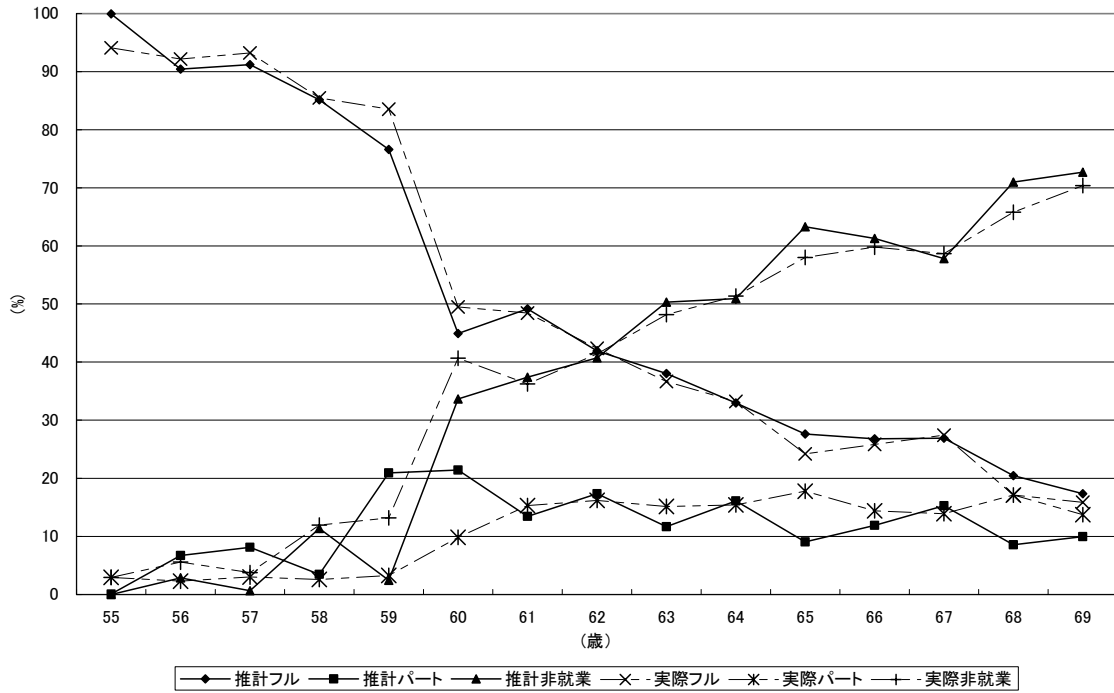
Appendix 表10 構造形モデル推計結果 (H と Y の交差項を含まない)

	係数	標準誤差	z値
$\alpha *1=$ 健康状態 (悪い=1)	-0.020 ***	0.001	-21.95
$\alpha *2=$ 就業中の同居家族有り (=1)	0.001	0.001	0.97
$\alpha *3=$ 定年経験有り	0.001	0.001	0.71
$\alpha *4=$ 首都圏居住ダミー	-0.002 **	0.001	-2.24
55歳ダミー (レファレンス)			
$\alpha *5=$ 56歳ダミー	-0.103 ***	0.004	-28.62
$\alpha *6=$ 57歳ダミー	-0.090 ***	0.003	-27.09
$\alpha *7=$ 58歳ダミー	-0.142 ***	0.003	-50.06
$\alpha *8=$ 59歳ダミー	-0.097 ***	0.003	-35.28
$\alpha *9=$ 60歳ダミー	-0.105 ***	0.002	-44.07
$\alpha *10=$ 61歳ダミー	-0.097 ***	0.002	-42.02
$\alpha *11=$ 62歳ダミー	-0.098 ***	0.002	-43.75
$\alpha *12=$ 63歳ダミー	-0.100 ***	0.002	-44.6
$\alpha *13=$ 64歳ダミー	-0.102 ***	0.002	-45.38
$\alpha *14=$ 65歳ダミー	-0.113 ***	0.002	-47.97
$\alpha *15=$ 66歳ダミー	-0.112 ***	0.002	-46.75
$\alpha *16=$ 67歳ダミー	-0.109 ***	0.002	-45.96
$\alpha *17=$ 68歳ダミー	-0.114 ***	0.002	-47.85
$\alpha *18=$ 69歳ダミー	-0.113 ***	0.002	-47.07
55歳当時企業規模			
小企業 (レファレンス)			
$\alpha *19=$ 中企業	1.682E-04	0.001	0.19
$\alpha *20=$ 大企業	0.005 ***	0.001	4.99
55歳当時職種			
$\alpha *21=$ 専門・技術的	0.017 ***	0.001	12.37
$\alpha *22=$ 管理的	0.013 ***	0.001	11.13
$\alpha *23=$ 事務	0.005 ***	0.001	4.14
$\alpha *24=$ 販売	0.010 ***	0.001	7.41
$\alpha *25=$ サービス	0.010 ***	0.002	5.7
$\alpha *26=$ 保安	0.013 ***	0.003	4.68
$\alpha *27=$ 運輸・通信	0.007 ***	0.001	5.71
生産工程・労務 (レファレンス)			
$\alpha *28=$ 農林漁	-0.002	0.003	-0.8
βYY	-0.011 ***	0.000	-93.24
βHH	3.391E-04 ***	0.000	41.92
サンプル数	4352		
対数尤度	-5717.382		
LR chi2(76)	60076.47		
Prob > chi2	0.000		
擬似決定係数	0.8401		

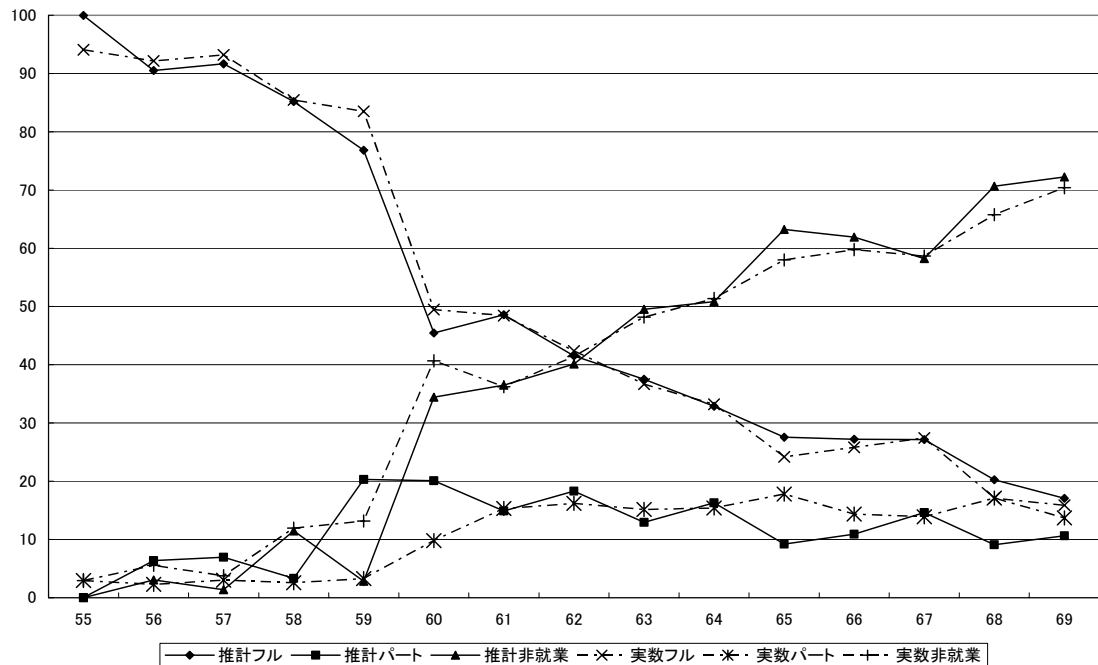
Appendix 表 11 構造形モデル推計結果 (H と Y の交差項を含む)

	係数	標準誤差	z値
$\alpha *1$ = 健康状態 (悪い=1)	-0.013 ***	0.001	-16.64
$\alpha *2$ = 就業中の同居家族有り (=1)	0.001	0.001	1.5
$\alpha *3$ = 定年経験有り	0.001	0.001	1.02
$\alpha *4$ = 首都圏居住ダミー 55歳ダミー (レファレンス)	-0.004 ***	0.001	-4.84
$\alpha *5$ = 56歳ダミー	-0.118 ***	0.003	-34.41
$\alpha *6$ = 57歳ダミー	-0.108 ***	0.003	-33.77
$\alpha *7$ = 58歳ダミー	-0.153 ***	0.003	-58.41
$\alpha *8$ = 59歳ダミー	-0.114 ***	0.003	-43.79
$\alpha *9$ = 60歳ダミー	-0.123 ***	0.002	-56.58
$\alpha *10$ = 61歳ダミー	-0.117 ***	0.002	-54.91
$\alpha *11$ = 62歳ダミー	-0.118 ***	0.002	-56.86
$\alpha *12$ = 63歳ダミー	-0.119 ***	0.002	-57.78
$\alpha *13$ = 64歳ダミー	-0.121 ***	0.002	-58.64
$\alpha *14$ = 65歳ダミー	-0.131 ***	0.002	-61.23
$\alpha *15$ = 66歳ダミー	-0.130 ***	0.002	-59.32
$\alpha *16$ = 67歳ダミー	-0.128 ***	0.002	-59.08
$\alpha *17$ = 68歳ダミー	-0.131 ***	0.002	-60.76
$\alpha *18$ = 69歳ダミー	-0.131 ***	0.002	-59.71
55歳当時企業規模 小企業 (レファレンス)			
$\alpha *19$ = 中企業	-0.005 ***	0.001	-6.06
$\alpha *20$ = 大企業	-0.004 ***	0.001	-4.53
55歳当時職種			
$\alpha *21$ = 専門・技術的	0.005 ***	0.001	3.94
$\alpha *22$ = 管理的	0.003 ***	0.001	3.19
$\alpha *23$ = 事務	-0.001	0.001	-0.76
$\alpha *24$ = 販売	0.006 ***	0.001	4.71
$\alpha *25$ = サービス	0.013 ***	0.002	7.91
$\alpha *26$ = 保安	0.013 ***	0.002	5.49
$\alpha *27$ = 運輸・通信 生産工程・労務 (レファレンス)	0.006 ***	0.001	5.72
$\alpha *28$ = 農林漁	-2.059E-04	0.002	-0.09
βYY	-0.015 ***	0.000	-80.91
βHH	1.455E-04 ***	0.000	15.47
βHY	0.002 ***	0.000	36.14
サンプル数	4352		
対数尤度	-5150.199		
LR chi2(76)	61210.83		
Prob > chi2	0.000		
擬似決定係数	0.856		

Appendix 図7 (Ap表10) 構造形就業形態選択関数による推定就業確率の年齢別推移



Appendix 図8 (Ap表11) 構造形就業形態選択関数による推定就業確率の年齢別推移



補論 1：厚生年金受給満額、および、在職老齢年金制度による減額の推計方法

* 厚生年金満額の計算方法

在職老齢年金の減額法則¹⁸

- ・ 普通勤務で賃金のある場合は、年金が 2 割減額。
- ・ 年金の 8 割と賃金月額の合計が 22 万円未満の場合、2 割減額のみ。
- ・ 年金の 8 割と賃金月額の合計が 22 万円以上かつ賃金が 34 万円以下の場合、賃金 1 に対し年金 0.5 が減額される。
- ・ 年金の 8 割と賃金月額の合計が 22 万円以上かつ賃金が 34 万円を超える場合、賃金 1 に対し年金 1 が減額される。

計算式

R：在職老齢年金額

Z：厚生年金満額（＝厚生年金受給額 if 非就労）

W：月額賃金（or 推定フルタイム賃金月額）

L：在職老齢年金制度による支給停止額（＝R-Z）

対象者：60~64 歳 & 就業者 & 厚生年金受給資格者 & (在老受給者 | 全額支給停止者)

付表 1 厚生年金満額逆算式

条件式	年金満額逆算式
$W+0.8Z<22$	$Z=R/0.8$
$22\leq W+0.8Z$ $W<34$ $0.8Z<22$	$Z=0.25(5W+10R-110)$
$22\leq W+0.8Z$ $W\geq 34$ $0.8Z<22$	$Z=0.25(10W+10R-280)$
$22\leq W+0.8Z$ $W<34$ $0.8Z\geq 22$	$Z=0.125(5W+10R)$
$22\leq W+0.8Z$ $W\geq 34$ $0.8Z\geq 22$	$Z=0.125(10W+10R-170)$
全額支給停止 (R=0)	55 歳当時職種ごとの厚生年金満額の平均を導入

※ 構造形の就業状態選択関数では、パート就労者や非就労者の推定在職老齢年金額が必要
付表 2 の逆算方法に基づき (Z_c1 を Z で代入)、推定フルタイム賃金月額を元に推計。

→ 在職老齢年金制度による減額＝在職老齢年金額 - 厚生年金満額

¹⁸ 推定額を逆算する際、月額賃金は標準報酬月額に換算してから計算されている。

*** Case1 : 特別支給の厚生年金定額部分の支給開始年齢が 62 歳に引き上げ**

○ 厚生年金満額再計算：60-61 歳厚生年金受給資格者の満額から定額部分を除く

Z_c1 : Case1 の制度変更後の厚生年金満額

※加入期間を平成 11 年新規裁定者の平均加入期間 418 ヶ月と仮定

60 歳の年金満額（平成 12 年厚生年金定額部分基本単価：1676 円、支給率：1.208）

$$Z_{c1} = Z - (0.0001 * 1676 * 1.208 * 418) / 12$$

61 歳の年金満額（平成 12 年厚生年金定額部分基本単価：1676 円、支給率：1.246）

$$Z_{c1} = Z - (0.0001 * 1676 * 1.246 * 418) / 12$$

制度不適用者

$$Z_{c1} = Z$$

○ 新しい年金満額における在職老齢年金による減額の再計算

フルタイム就業者の W : 調査時点での実際の賃金月額

パート就労者・非就労者の W : フルタイム就業した場合の推定賃金月額

付表 2 在職老齢年金額の逆算式

条件式	在職老齢年金額逆算式
W+0.8Z_c1<22	R_c1 = 0.8Z_c1
22<=W+0.8Z_c1	R_c1 = 0.8Z_c1-0.5(W+0.8Z_c1-22)
W<34 0.8Z<22	R_c1 = -0.5W+0.4Z_c1+11
22<=W+0.8Z_c1	R_c1 = 0.8Z_c1-0.5(34+0.8Z_c1-22)-(W-34)
W>=34 0.8Z<22	R_c1 = -W + 0.4Z_c1 +28
22<=W+0.8Z_c1	R_c1 = 0.8Z_c1 - 0.5W
W<34 0.8Z>=22	
22<=W+0.8Z_c1	R_c1 = 0.8Z_c1-0.5*34 - (W-34)
W>=34 0.8Z>=22	R_c1 = -W+0.8Z_c1+17

※もともと全額支給停止者については、制度変更後も全額支給停止となる。

→ この在職老齢年金額より、在職老齢年金減額額 (L_c1 = R_c1 - Z_c1) を計算

*** Case2 : 厚生年金定額部分の支給開始年齢が 65 歳に引き上げ**

Case1 と同様の推計方法を 60 歳から 64 歳までに適用する。厚生年金定額部分を各年齢において推計する際、支給率は 62 歳で 1.286、63 歳で 1.327、64 歳で 1.369 とする。

*** Case3 : 厚生年金定額部分・報酬比例部分支給開始年齢が 65 歳に引き上げ**

厚生年金満額 (Z_c3) : 55-64 歳層で 0

在職老齢年金による減額 (L_c3) : 55-64 歳層で 0

*** Case4 : 在職老齢年金制度による減額が廃止**

厚生年金受給満額の変数はそのままに、在職老齢年金のよる減額 (L) をすべて 0 にする。

*** Case1 (60 歳代後半) : 在職老齢年金制度が 65-67 歳に適用される場合の在老の計算方法
新制度の内容**

- ・ 総報酬制による計算
- ・ 定額部分は減額の対象外 ※国民年金受給額を 5.3 万円と想定¹⁹
- ・ 賃金と老齢厚生年金 (報酬比例部分) との合計が 48 万円未満 : 減額なし。
- ・ 賃金と老齢厚生年金 (報酬比例部分) との合計が 48 万円以上 : 賃金 1 に対し年金 0.5 が減額される。

計算式

R : 在職老齢年金額

Z : 年金満額 (= 厚生年金受給額)

W : 月額賃金 (年間賞与を月収 5 ヶ月と想定。標準報酬月額を月額の 1.4 倍と計算)

対象者 : 65 歳~67 歳 & フルタイム就業 & 厚生年金受給者

付表 3 在職老齢年金額の逆算式

条件式	在職老齢年金計算式
If (1.4W+Z) < (48+5.3)	R_c3 = Z
If (1.4W+Z) >= (48+5.3)	R_c3 = Z - 0.5((1.4W+Z) - (48+5.3))

L : 在老による減額 L_c3 = R_c3 - Z

(減額されるのは 29 人)

*** Case2 (60 歳代後半) : 在職老齢年金制度が 65-69 歳に適用される場合の在老の計算方法**

Case1 (60 歳代後半) の対象を 65-69 歳に拡大して、R_c4 と L_c4 を推計

(減額されるのは 44 人)

¹⁹ 各年齢における新規裁定時期の新規裁定者平均の平均を取った。(2000 年 65 歳は 2000 年の新規裁定者の国民年金受給額平均、2000 年 66 歳は 1999 年の新規裁定者の国民年金受給額平均、2000 年 67 歳は 1998 年の新規裁定者の国民年金受給額平均)

参考文献

- 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』、No.36、pp.50-82。
- 岩本康志 (2000)、「在職老齢年金と高齢者の就業行動」『季刊社会保障研究』、No.35、Vol.4、pp.364-376。
- 大石亜希子・小塩隆士 (2000)、「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊社会保障研究』、No.35、Vol.4、pp.405-419。
- (2000)、「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』、No.481、pp.51-62。
- 小川 浩 (1998a)、「年金・雇用保険改革と男性高齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』、No.461、pp.52-64。
- 小川 浩 (1998b)、「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」『経済研究』、第 49 卷第 3 号、一橋大学経済研究所。
- 菅 桂太・清家 篤 (2003)、「厚生年金給付の基礎年金相当部分が労働供給にあたる影響」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』、東京大学出版会
- 清家 篤 (1993)、『高齢化社会の労働市場』、東洋経済新報社。
- ・山田篤裕 (1996)、「Pension Rich の条件」『日本経済研究』、No.33、pp.38-61。
- ・——— (2004)、『高齢者就業の経済学』、日本経済新聞社。
- 樋口美雄 (2001)、『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社。
- ・山本 勲 (2002)、「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム—年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像—」『金融研究』、2002 10、pp.31-78。
- 八代尚弘・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』、No.33、pp.177-203。
- Ermisch, John F., and Wright, Robert E. (1993), “Wage Offers and Full-Time and Part-Time Employment by British Women”, *The Journal of Human Resources*, Vol.28, No.1, pp.111-133.
- Heckman, James J. (1979), “Sample Selection Bias as Specification Error”, *Econometrica*, 47 (1), pp.153-161.
- Keane, Michael., and Moffitt, Robert. (1998), “A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply”, *International Economic Review*, Vol.39, No.3, pp.553-589.
- Lazear, Edward P. (1979), “Why is There Mandatory Retirement?”, *Journal of Political Economy*, 87(6), pp.1261-1284.
- McFadden, Daniel. (1974), “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior”, in Zarembka, P. (ed.), *Frontiers of Econometrics*, Academic Press, New York.
- Powell, Lisa, M. (2002), “Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers”, *The Journal of Human Resources*, Vol.37, No.1, pp.106-128.