

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

石井加代子

(慶應義塾大学特別研究講師)

黒澤 昌子

(政策研究大学院大学教授)

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き上げ、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が、これらの制度改革は高齢者の労働供給にどのような影響を与えているのか。これについて本稿では、厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』の2000年調査および2004年調査を用い、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組み込んだモデルの推定、ならびに制度改革に直面する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き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。

目次

- I はじめに
- II 年金制度変更と男性高齢者の就業状況
- III 労働供給モデルの枠組み
- IV 推計に用いるデータと変数の定義
- V 推計結果
- VI シミュレーション結果
- VII おわりに

I 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、実際には、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、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、次いで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。さらに、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なった。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が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ら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、より最近のデータを用いた分析を行う。

推計においては、男性高齢者がフルタイム就業・パートタイム就業・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、以下の2つの推計方法によりそうした問題を回避し

つつ、男性高齢者の就業行動を分析する。まず、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を行う。それに加え、内生性を考慮し、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組み込んだ、より構造的なモデルの推定を行う。これら2つの方法を用いることで、より厳密かつ包括的に年金制度変更の効果を検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。次節ではまず本稿で着目する公的年金制度変更について説明し、男性高齢者の就業状況を叙述的に概観する。Ⅲでは本稿で推計する誘導形および構造的な就業形態選択モデルを提示し、その推計方法を述べる。次いで、Ⅳでは推計に用いるデータを説明した上で、Ⅴでは推計結果を示し、Ⅵではそれに基づくシミュレーションを行う。

Ⅱ 年金制度変更と男性高齢者の就業状況

この節では、本稿で着目する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年調査および2004年調査を用い、叙述的方法で確認する。分析対象は、調査時点57~69歳の男性で、55歳当時雇用者であったもの限定し、調査時点に自営業・家族従業者および役員を除外したサンプルである¹⁾。

2000年から2004年の間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定額部分についての支給開始年齢引き上げが挙げられる。具体的には、それまで60歳であった老齢厚生年金の定額部分の支給開始年齢が、2001年4月2日以降に60歳を迎える男性については、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年の間に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。

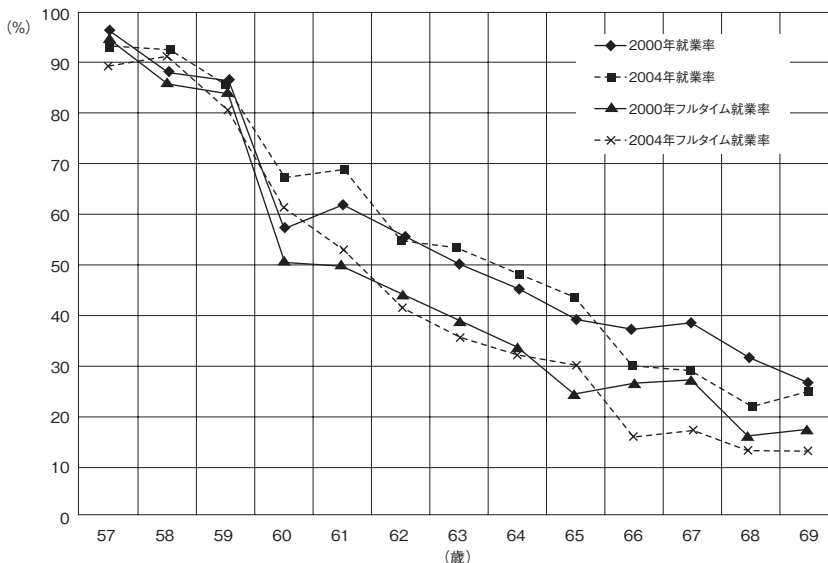
もうひとつの制度変更は、2000 年の法改正による在職老齢年金制度の 60 歳代後半層への適用である。それまで 60 歳代後半層の年金は賃金所得額にかかわらず全額支給されていたが、2002 年 4 月 1 日以降に 65 歳を迎える人々に対しては、70 歳になるまで、賃金（総報酬月額）と老齢厚生年金（報酬比例部分）の合計額が 48 万円を上回る場合、老齢厚生年金の減額措置が適用されることになった。ただし、基礎年金については支給停止されず全額支給される。この制度変更は 2002 年から実施され、2006 年には（4 月 2 日生まれ以降の）69 歳も在職老齢年金制度の対象となる。2004 年時点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

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 10.1%ポイント、フルタイム就業率も 10.7%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。

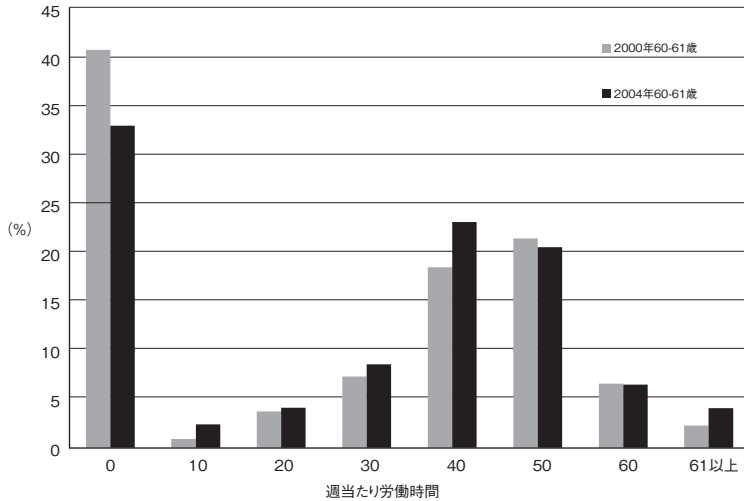
他方、在職老齢年金の制度変更によって年金の減額措置が適用されるようになったのは 2004 年時点の 65～66 歳ならびに 67 歳の一部である。このサンプルと 2000 年時点の同年齢サンプルとを比較すると、とりわけ 66 歳と 67 歳でフルタイム就業率が 10%ポイントも低くなっていることがわかる（図 1）。一方、65 歳については、就業率・フルタイム就業率ともに 2004 年の方が高くなっている。これについては、①65 歳定年を定める事業所の全事業所に占める割合が、2001 年以降増していること（図 3）、②2004 年に『高齢者等の雇用の安定等に関する法律』が改正され、65 歳未満の定年を定めている事業主は、2006 年 4 月以降段階的に、定年の引き上げ、継続雇用制度の導入、定年の定め廃止のいずれかの措置を実施することが義務化されるなど、定年延長の風潮

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



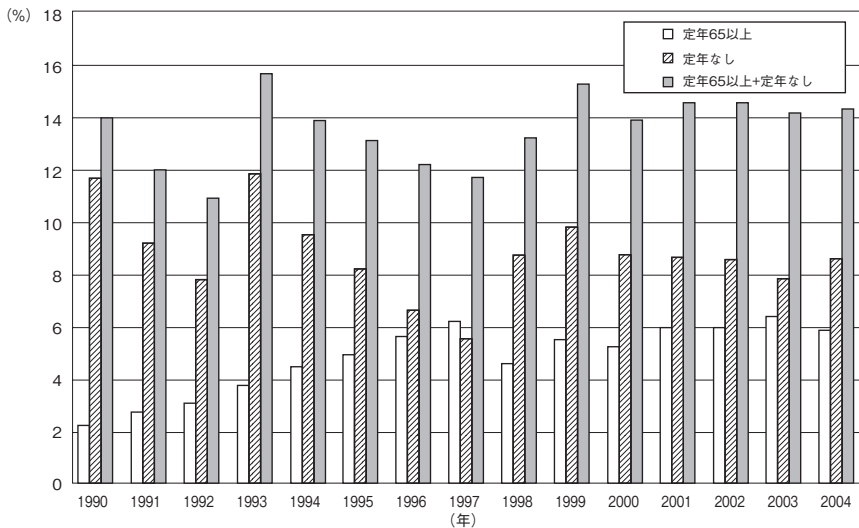
資料出所：厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年調査、2004年調査。

図2 2000年/2004年 60~61歳 週当たり労働時間分布



資料出所：厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年調査、2004年調査。

図3 全事業所に占める65歳定年制度を設けている事業所割合年次推移



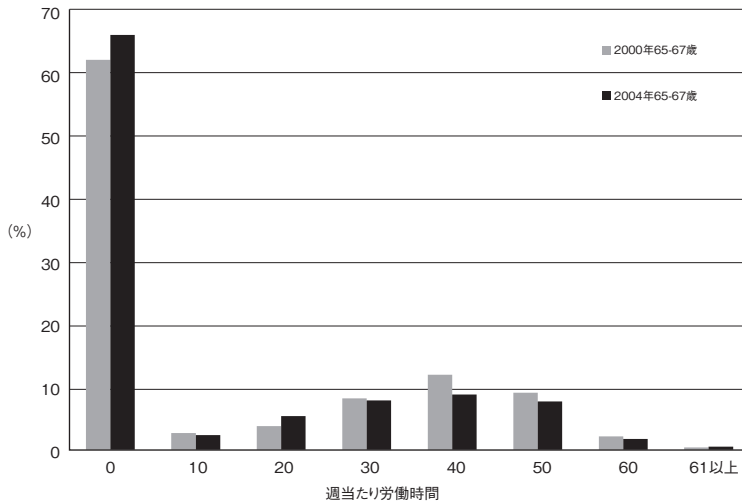
資料出所：厚生労働省『雇用管理調査』（各年については、その年の1月に調査を実施）。
60歳以上定年義務化は1998年4月から。

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当たり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、在職高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可能性がうかがわれる(図4)。

Ⅲ 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という2種類のモデルを推計することにより、両者の結果を比較しつつ、公的年金制度の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

図4 2000年/2004年 65~67歳 週当たり労働時間分布



資料出所：厚生労働省「高齢者就業実態調査（個人票）」2000年調査、2004年調査。

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とになる。

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。本稿の誘導形就業形態選択関数では「厚生年金の受給資格」を説明変数に用いることでこの問題を回避する。また、より構造的な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推定厚生年金受給額」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する。このように同時性の問題を回避したうえで、年金受給が就業形態選択に与える影響についての推計を行う。

1 誘導形就業形態選択関数

誘導形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, 広義失業（就業希望）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⁾。すなわち、個人 i が就業形態 j を選択する確率 P_{ij} は、以下のように示される⁴⁾。

$$P_{ij} = \frac{\exp(\beta_j \mathbf{X}_i)}{\left[1 + \sum_{k \in \{f, p, u\}} \exp(\beta_k \mathbf{X}_i)\right]} \text{ for } j = f, p, u$$

この個人属性ベクトル \mathbf{X} には、年齢やその他の所得、健康状態、ならびに下に記すような、賃金や年金に関する変数が含まれる。

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、誘導形の就業形態選択関数では実際の賃金額を直接用いることはせず、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のみ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、年金以外の非賃金収入、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歳階級別失業率）、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。

誘導形の就業形態選択関数では、『高齢者就業実態調査（個人票）』の2000年および2004年調査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のなかでも、受給資格のある者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の説明変数に、公的年金制度変更に影響を受けるグループダミー（すなわち受給資格のある該当年齢層を示すダミー）と2004年調査ダミー（制度変更後ダミー）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歳ダミーおよび受給資格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、および受給資格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。

2 より構造的な就業形態選択関数

次に、より構造的な就業形態選択関数について説明する。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推定厚生年金受給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就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⁵⁾。

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 $\phi(j, t)$ 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応じた在職老齢年金制度による推定厚生年金支給停止額 (L)、そして失業の場合には期待失業給付 (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) や在職老齢年金制度による推定厚生年金支給停止額 (L) や期待失業給付 (U) など、実際の就業形態にかかわらず、各形態を選択した場合のバリューに影響を与える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、在職老齢年金制度による厚生年金支給停止額はフルタイムを選ばない限りゼロとなる⁶⁾。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る。したがって、フルタイムのバリュー関数には在職老齢年金 (Z-L) が、また失業のバリュー関数には期待失業給付 (U) と厚生年金受給満額 (Z) のいずれか大きい方が、それぞれ含まれることになる⁷⁾。

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、i 番目の個人についての各就業形態 j (j = f, p, u, r) のバリューを以下のように表すことにする⁸⁾。とくに以下の分析では、 $\phi(\cdot)$ 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。

$$\begin{aligned}\varphi_{fi} &= \alpha_{f1} \widehat{W}_i^f + \alpha_{f2} (Z_i - L_i) + \mathbf{X}_i \alpha_{f3} + \varepsilon_{fi} \\ \varphi_{pi} &= \alpha_{p1} \widehat{W}_i^p + \alpha_{p2} Z_i + \mathbf{X}_i \alpha_{p3} + \varepsilon_{pi} \\ \varphi_{ui} &= \alpha_{u2} (\max(Z_i, U_i)) + \mathbf{X}_i \alpha_{u3} + \varepsilon_{ui} \\ \varphi_{ri} &= \alpha_{r2} Z_i + \mathbf{X}_i \alpha_{r3} + \varepsilon_{ri}\end{aligned}$$

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)⁹⁾。

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 \widehat{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、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、実際の就業者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¹⁰⁾。

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、パートタイム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て順序プロビットを用いたフル・パート・非就業という 3 種類の就業形態についての選択関数¹¹⁾ 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ふ 2 段階推定法を用いる (Ermsch and Wright 1993)。

1 段階目の就業率関数は、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¹²⁾。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、『高齢者就業実態調査 (個人票)』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、実際の受給額と標準報酬月額に換算した勤労収入月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) に倣い、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、補論を参照されたい。

失業給付についても、『高齢者就業実態調査 (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 歳層については、失業給付をフルタイム期待月額賃金の 50%、同様の考え方で 60 歳未満の層については、失業給付をフルタイム期待月額賃金の 60% と仮定して期待失業給付額を求め、それと厚生年金受給満額のいずれか大きい方を $\phi_1(u, t)$ に投入する¹³⁾。

最終段階としての構造的な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¹⁴⁾ の推計を行う。この就業形態選択関数には、厚生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、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。同じ制度変更の効果を公的年金制度変更に影響を受けるグループと 2004 年調査ダミーの交差項の限界効果から推測する誘導形モデルの場合、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等の影響が、制度変更の対象グループと調査時点ダミーの交差項の係数に含まれて推定される可能性がある。しかし、より構造的な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のみを測ることが期待できる。

最後に、IIA (Independence from irrelevant alternatives) の仮定が満たされているか否かを確かめる必要がある。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。

IV 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）』の調査時点における57～69歳の男性サンプルで、55歳当時雇用者¹⁵⁾であった者に限定し、調査時点に役員および自営・家族従業者であった者を除外する¹⁶⁾。とくに誘導形の就業形態選択関数では、前述の通り、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¹⁷⁾、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、誘導形の就業形態選択関数のサンプル数は2000年調査で3656人、2004年調査で4418人、より構造的な就業形態選択関数では、調査時点で官公庁勤務である者を除く、2000年調査の3598人となった。利用する変数の基本的な記述統計量については、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年調査および2004年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

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	60.78	3.26	63.92	3.01	63.58	3.17	65.13	2.89
厚生年金受給資格（あり=1）	44.0%	0.50	76.7%	0.42	73.6%	0.44	75.6%	0.43
その他の公的年金・企業年金受給額（万円）	0.91	3.87	3.02	7.16	3.17	7.49	4.59	8.93
個人年金受給額（万円）	0.12	1.10	0.21	1.22	0.31	1.89	0.47	2.33
非賃金収入（年金を除く）（万円）	0.93	5.10	1.01	6.09	2.94	7.68	0.94	4.52
健康状態（悪い=1）	12.7%	0.33	19.4%	0.40	19.1%	0.39	50.8%	0.50
定年経験あり	32.5%	0.47	66.8%	0.47	70.1%	0.46	70.1%	0.46
55歳当時の企業規模								
小企業	45.3%	0.50	37.0%	0.48	35.8%	0.48	39.6%	0.49
中企業	27.3%	0.45	24.9%	0.43	33.1%	0.47	28.3%	0.45
大企業	27.4%	0.45	38.1%	0.49	31.1%	0.46	32.1%	0.47
55歳当時の職種								
専門・技術	14.1%	0.35	13.8%	0.35	11.9%	0.32	12.7%	0.33
管理	19.0%	0.39	18.9%	0.39	22.6%	0.42	23.9%	0.43
事務	8.7%	0.28	9.2%	0.29	10.0%	0.30	8.6%	0.28
販売	7.8%	0.27	7.3%	0.26	7.2%	0.26	5.0%	0.22
サービス	4.3%	0.20	3.9%	0.19	3.0%	0.17	3.8%	0.19
保安	1.8%	0.13	2.2%	0.15	1.9%	0.14	2.3%	0.15
運輸・通信	10.7%	0.31	13.3%	0.34	10.3%	0.30	9.8%	0.30
生産工程・労務	32.4%	0.47	29.7%	0.46	31.7%	0.47	32.5%	0.47
農林漁	1.3%	0.11	1.7%	0.13	1.4%	0.12	1.3%	0.11
都道府県別有効求人倍率	0.79	0.26	0.80	0.25	0.77	0.25	0.78	0.25
5歳階級別完全失業率	5.98	2.33	6.31	2.39	6.55	2.63	5.76	2.32
首都圏ダミー	28.8%	0.45	33.2%	0.47	32.4%	0.47	29.1%	0.45
サンプル数	3,672		819		1,184		2,399	

資料出所：厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年調査および2004年調査。

表1-2 構造的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	60.88	3.33	64.04	3.03	63.21	3.09	65.18	2.85
厚生年金受給資格(あり=1)	41.1%	49.2%	80.4%	39.8%	77.5%	41.8%	86.8%	33.8%
その他の公的年金・企業年金受給額(万円)	1.12	4.16	3.24	6.78	2.78	6.46	3.50	7.00
個人年金受給額(万円)	0.05	0.51	0.08	0.94	0.21	1.54	0.26	1.66
非賃金収入(年金を除く)(万円)	0.91	4.00	1.20	5.19	4.76	9.39	1.07	4.45
健康状態(悪い=1)	12.5%	0.33	18.6%	0.39	18.3%	0.39	52.5%	0.50
定年経験あり	30.0%	0.46	66.0%	0.47	73.7%	0.44	74.3%	0.44
55歳当時の企業規模								
小企業	49.2%	0.50	38.6%	0.49	37.8%	0.49	41.9%	0.49
中企業	28.0%	0.45	28.1%	0.45	31.8%	0.47	29.2%	0.45
大企業	22.8%	0.42	33.3%	0.47	30.4%	0.46	29.0%	0.45
学歴								
中学卒業もしくは同程度	43.7%	0.50	42.5%	0.50	41.1%	0.49	42.7%	0.49
高校・短大卒業もしくは同程度	42.2%	0.49	40.8%	0.49	43.9%	0.50	39.3%	0.49
大学卒業もしくは同程度	14.2%	0.35	16.7%	0.37	15.0%	0.36	17.9%	0.38
55歳当時の職種								
専門・技術	8.1%	0.27	8.8%	0.28	6.7%	0.25	6.6%	0.25
管理	13.9%	0.35	14.1%	0.35	16.9%	0.38	18.9%	0.39
事務	8.4%	0.28	9.2%	0.29	11.2%	0.32	10.2%	0.30
販売	9.3%	0.29	7.2%	0.26	8.1%	0.27	5.8%	0.23
サービス	4.2%	0.20	2.6%	0.16	2.2%	0.15	3.0%	0.17
保安	1.7%	0.13	2.6%	0.16	1.2%	0.11	1.4%	0.12
運輸・通信	11.1%	0.31	14.1%	0.35	11.9%	0.32	10.8%	0.31
生産工程・労務	41.7%	0.49	39.2%	0.49	39.9%	0.49	42.1%	0.49
農林漁	1.5%	0.12	2.3%	0.15	1.7%	0.13	1.4%	0.12
都道府県別有効求人倍率	0.65	0.17	0.64	0.17	0.64	0.16	0.64	0.16
5歳階級別完全失業率	6.70	2.82	7.44	2.87	7.83	2.86	6.74	2.74
首都圏ダミー	25.6%	0.44	28.8%	0.45	32.5%	0.47	28.3%	0.45
月額賃金実数(万円)	29.89	15.76	13.04	11.58	0.00	0.00	0.00	0.00
60歳以上推定厚生年金受給満額(万円)	15.38	7.43	17.53	6.30	16.04	7.74	17.93	6.17
在職老齢年金制度による減額後の推定厚生年金受給額(万円)	9.69	8.20	12.22	7.56	11.06	7.74	14.10	7.33
フルタイム期待月額賃金(万円)	27.61	9.48	21.69	6.78	21.89	6.94	20.08	5.91
パートタイム期待月額賃金(万円)	14.78	7.45	10.79	5.01	10.65	4.35	9.81	3.38
期待失業給付額(万円)(60-64歳層)	11.14	2.48	11.28	2.93	10.76	2.57	10.64	2.89
サンプル数	1,681		306		579		1,032	

資料出所：厚生労働省「高齢者就業実態調査(個人票)」2000年調査。

している者を受給資格者と判断することにする¹⁸⁾。

「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(厚生年金基金を含む)の受給額が含まれている¹⁹⁾。2000年分析サンプルは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「非賃金収入」とは、非賃金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。

V 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

表2 誘導形の就業形態選択関数

	フルタイム就業		
	係数	限界効果	漸近的 t 値
年齢	-2.351	-0.428***	-2.66
年齢二乗	0.016	0.003**	2.27
厚生年金の受給資格	-0.633	-0.140***	-4.41
非賃金収入（年金を除く）(万円)	-0.036	-0.010***	-7.10
その他の公的年金・企業年金受給額（万円）	-0.081	-0.017***	-10.41
個人年金受給額（万円）	-0.097	-0.015***	-3.09
健康状態（悪い=1）	-2.154	-0.329***	-23.68
就業中の同居家族（あり=1）	0.284	0.066***	4.12
定年経験あり	-0.536	-0.142***	-8.83
55歳当時企業規模			
小企業（レファレンス）			
中企業	-0.259	-0.063***	-3.56
大企業	-0.382	-0.088***	-4.88
55歳当時職種			
専門・技術	0.226	0.062***	2.61
管理	-0.182	-0.006	-0.27
事務	0.101	0.015	0.56
販売	0.315	0.041	1.42
サービス	0.179	0.051	1.36
保安	0.101	0.012	0.24
運輸・通信	0.187	0.019	0.76
生産工程・労務（レファレンス）			
農林漁	0.173	-0.008	-0.13
都道府県別有効求人倍率	0.238	0.055*	1.71
5歳階級別完全失業率	0.028	-0.0002	-0.02
2004年調査ダミー	-0.337	-0.077***	-3.01
60-61歳ダミー	-0.183	-0.081**	-2.04
60-61歳ダミー*厚生年金受給資格ダミー	-0.093	0.012	0.23
2004年調査ダミー*60-61歳ダミー*厚生年金受給資格ダミー	0.502	0.089**	2.23
65-67歳ダミー	0.369	0.036	0.74
65-67歳ダミー*厚生年金受給資格ダミー	-0.371	-0.055	-1.06
2004年調査ダミー*65-67歳ダミー*厚生年金受給資格ダミー	0.210	0.020	0.51
首都圏居住ダミー	0.118	0.008	0.54
定数項	86.150		
N数	8,074		
対数尤度	-7843.68		
LRchi2 (87)	4216.15		
Prob>chi2	0.00		
擬似決定係数	0.2118		

注：***, **, *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。

資料出所：厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年調査，2004年調査。

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・モデルであるから，ここでのフルタイム就業，パートタイム就業，失業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，失業でのそれぞれのパラメータ (β) は， $\beta_f - \beta_r$, $\beta_p - \beta_r$, $\beta_u - \beta_r$ 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，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しており，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注目すると，とりわけ厚

(多項ロジット分析) 推計結果 (2000年・2004年)

パートタイム就業			広義失業 (就業希望)			非就業 (ベース)	
係数	限界効果	漸近的 t 値	係数	限界効果	漸近的 t 値	限界効果	漸近的 t 値
0.588	0.236**	2.41	-2.336	-0.155	-1.37	0.346**	2.52
-0.005	-0.002**	-2.32	0.017	0.001	1.44	-0.002**	-2.20
-0.087	0.029*	1.70	-0.151	0.032	1.52	0.079***	3.48
-0.012	0.000	0.26	0.024	0.007***	9.60	0.003***	2.99
-0.028	0.002***	2.66	-0.025	0.004***	3.94	0.011***	10.28
-0.099	-0.004	-1.36	-0.044	0.004	1.29	0.016***	5.19
-1.539	-0.030***	-3.68	-1.507	-0.040***	-3.99	0.399***	28.47
0.035	-0.012	-1.36	0.036	-0.018*	-1.67	-0.035***	-2.71
-0.096	0.016*	1.72	0.183	0.071**	6.22	0.055**	4.34
-0.155	-0.004	-0.37	0.082	0.037***	2.90	0.030**	2.08
0.132	0.039***	3.55	-0.171	0.003	0.21	0.046***	3.11
0.040	-0.007	-0.55	-0.094	-0.031*	-2.15	-0.023	-1.33
-0.385	-0.024**	-2.16	-0.251	-0.014	-1.02	0.043**	2.49
0.052	-0.002	-0.13	0.084	0.003	0.15	-0.016	-0.79
0.353	0.015	0.85	0.196	-0.006	-0.31	-0.050**	-2.37
0.116	0.005	0.22	-0.168	-0.038*	-1.65	-0.018	-0.63
0.143	0.008	0.28	0.056	-0.003	-0.10	-0.017	-0.46
0.367	0.028*	1.84	0.071	-0.013	-0.81	-0.034*	-1.87
0.498	0.042	1.04	0.230	0.007	0.17	-0.042	-1.02
0.192	0.008	0.46	-0.071	-0.033	-1.52	-0.029	-1.19
0.004	-0.003	-0.57	0.084	0.010*	1.71	-0.007	-1.00
0.016	0.022	1.47	-0.098	0.013	0.76	0.042**	2.05
0.176	0.022	0.80	0.307	0.059*	1.84	0.000	0.00
-0.255	-0.015	-0.52	-0.282	-0.027	-0.86	0.030	0.61
0.252	-0.008	-0.36	0.253	-0.012	-0.46	-0.068**	-2.27
0.056	-0.026	-1.13	0.589	0.055	1.57	-0.065**	-2.16
-0.175	0.009	0.31	-0.369	-0.020	-0.64	0.065*	1.67
0.117	-0.006	-0.30	0.299	0.024	0.88	-0.038	-1.53
0.173	0.009	0.99	0.138	0.007	0.63	-0.024**	-2.01
-15.712			77.683				

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歳ダミーおよび厚生年金受給資格ダミーの交差項は、非就業に対してフルタイム就業確率に有意にプラ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歳受給資格者よりも2004年時点の60~61歳受給資格者の方が、フルタイム就業確率は有意に8.9%ポイント増加し、非就

業確率は有意に6.8%ポイント低くなっている。

これに対して、60歳代後半への在職老齢年金制度適用の効果を測った2004年調査ダミーと65~67歳ダミーおよび厚生年金受給資格ダミーの交差項は、非就業に対してフルタイムやパートタイム就業確率、および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がいずれも統計的な有意性はない。限界効果からは、他の変数をコントロールした上で、2000年時点の65~67歳受

給資格者よりも2004年時点の65～67歳受給資格者の方が、フルタイム就業率が2.0%ポイント高いことが示されているが統計的に有意な効果ではない。

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のが表3、その結果に基づく各変数についての限界効果を計算したものが表4、そして構造的な就業形態選択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²⁰⁾。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。

構造的な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。どの就業形態を選んでも同じ値をとる変数、すなわち個人属性ベクトルXのパラメータは多項ロジット・モデルと同様、ベースである非就業のパラメータ

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		広義失業（就業希望）		非就業（ベース）	
	係数	漸近的t値	係数	漸近的t値	係数	漸近的t値	係数	漸近的t値
推定厚生年金受給満額（万円）			0.046***	3.98			0.075***	7.16
推定在職老齢年金額（万円）	0.020*	1.78						
期待失業給付（万円）※					0.053***	4.26		
フルタイム期待月額賃金（万円）	0.020*	1.77						
パートタイム期待月額賃金（万円）			0.022	1.03				
非賃金収入（年金を除く）（万円）	-0.059***	-4.95	-0.017	-1.05	0.043***	4.29		
その他の公的年金・企業年金受給額（万円）	-0.066***	-6.71	-0.025**	-2.24	-0.031***	-3.28		
個人年金額（万円）	-0.155***	-2.85	-0.144*	-1.93	-0.034	-0.93		
健康状態（悪い=1）	-2.260***	-18.10	-1.630***	-9.87	-1.587***	-11.94		
就業中の同居家族（あり=1）	0.228**	2.01	-0.001	-0.00	0.107	0.86		
定年経験あり	-0.748***	-5.31	-0.300	-1.59	0.274*	1.85		
55歳当時企業規模								
小企業（レファレンス）								
中企業	-0.105	-0.78	0.057	0.32	0.062	0.43		
大企業	-0.185	-1.16	0.315*	1.71	-0.014	-0.09		
都道府県別有効求人倍率	0.308	1.00	-0.028	-0.07	-0.365	-1.05		
57歳ダミー（レファレンス）								
58歳ダミー	-1.140*	-1.72	-0.812	-0.91	-0.241	-0.31		
59歳ダミー	-1.476**	-2.30	-1.401	-1.61	-0.481	-0.63		
60歳ダミー	-1.679***	-2.62	-0.544	-0.67	0.664	0.88		
61歳ダミー	-1.675***	-2.61	-0.208	-0.26	0.259	0.34		
62歳ダミー	-2.021***	-3.15	-0.609	-0.77	0.208	0.28		
63歳ダミー	-2.309***	-3.59	-0.617	-0.77	-0.047	-0.06		
64歳ダミー	-2.577***	-4.02	-0.796	-1.00	-0.042	-0.06		
65歳ダミー	-3.287***	-5.11	-0.802	-1.00	-0.105	-0.14		
66歳ダミー	-3.297***	-5.11	-1.222	-1.53	-0.722	-0.95		
67歳ダミー	-3.153***	-4.89	-1.215	-1.52	-0.330	-0.44		
68歳ダミー	-3.896***	-5.97	-0.875	-1.09	-0.654	-0.86		
69歳ダミー	-3.874***	-5.90	-1.582*	-1.93	-0.920	-1.20		
定数項	4.234***	5.79	0.659	0.74	0.293	0.37		
N数					3,598			
対数尤度					-3,326.0			
LRchi2（87）					3,323.8			
Prob>chi2					0.00			
擬似決定係数					0.333			

※失業選択においては、推定厚生年金受給満額よりも推定失業給付の方が大きい場合、推定失業給付の値をとる変数となっている。

注：***、**、*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。

資料出所：厚生労働省「高齢者就業実態調査（個人票）」2000年調査。

表4 構造的就業形態選択関数推計結果に基づく推定就業確率の変化 (2000年)

	説明変数の変化	推定就業確率の変化幅 (%ポイント)			
		フル	パート	広義失業	非就業
推定厚生年金受給満額 (万円) ※	実績値→1万円増加	-0.53	-0.02	0.05	0.49
在職老齢年金による厚生年金推定減額 (万円) ※※	実績値→1万円増加	0.11	-0.02	-0.04	-0.05
フルタイム期待月額賃金 (万円)	実績値→1万円増加	0.30	-0.06	-0.11	-0.13
パートタイム期待月額賃金 (万円)	実績値→1万円増加	-0.07	0.17	-0.04	-0.06
非賃金収入 (年金を除く) (万円)	実績値→1万円増加	-1.09	-0.01	0.87	0.23
その他の公的年金・企業年金受給額 (万円)	実績値→1万円増加	-0.76	0.07	0.05	0.64
個人年金額 (万円)	実績値→1万円増加	-1.72	-0.54	0.71	1.56
健康状態 (悪い=1)	すべて0→すべて1	-22.31	-3.70	-5.58	31.59
就業中の同居家族有り (=1)	すべて0→すべて1	2.88	-0.90	0.00	-1.97
定年経験有り	すべて0→すべて1	-13.21	-0.14	8.31	5.04
都道府県別有効求人倍率	実績値→1%point増加	6.67	-0.73	-5.23	-0.71
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	-2.14	0.67	1.24	0.23
大企業	すべて0→すべて1	-3.82	3.19	0.31	0.32
57歳ダミー (レファレンス)					
58歳ダミー	すべて0→すべて1	-12.60	-2.28	4.25	10.63
59歳ダミー	すべて0→すべて1	-14.52	-4.32	3.28	15.56
60歳ダミー	すべて0→すべて1	-25.49	-1.50	22.59	4.40
61歳ダミー	すべて0→すべて1	-23.58	2.19	13.95	7.44
62歳ダミー	すべて0→すべて1	-26.75	-0.04	16.19	10.59
63歳ダミー	すべて0→すべて1	-28.93	1.12	13.44	14.36
64歳ダミー	すべて0→すべて1	-31.84	0.27	15.54	16.03
65歳ダミー	すべて0→すべて1	-38.37	1.47	17.81	19.10
66歳ダミー	すべて0→すべて1	-35.36	-0.28	8.09	27.55
67歳ダミー	すべて0→すべて1	-35.62	-1.26	14.10	22.78
68歳ダミー	すべて0→すべて1	-41.45	3.40	10.34	27.71
69歳ダミー	すべて0→すべて1	-39.18	-1.83	7.37	33.64

※推定厚生年金受給満額 (Z) がどの就業形態を選んだとしても1万円増加した場合の各就業形態選択確率の変化を示す。フルタイム雇用を選択した場合は在職老齢年金 (Z-L) が1万円、失業を選択した場合は max (Z, L) における Z が1万円増加することを想定している。

※※在職老齢年金による厚生年金の支給停止額 (L) が1万円減少することを想定している。

(α_{r3}) からの差 ($\alpha_{f3}-\alpha_{r3}$, $\alpha_{p3}-\alpha_{r3}$, $\alpha_{u3}-\alpha_{r3}$) が推計される。ただし、フルタイム期待賃金, パートタイム期待賃金, 期待失業給付, 推定在職老齢年金額 (Z-L), ならびに推定厚生年金受給満額 (Z) については、少なくとも1つの就業形態のバリュウには含まれないという制約を想定していることから、パラメータを直接識別することができる。

たとえば個人年金は、いずれの就業形態においてもマイナスの値をとっているが、それは個人年金の非就業のバリュウを高める効果が、ほかの就業形態のバリュウを高める効果よりも高いことを意味する。なかでもフルタイムとパートタイム就業に対するマイナスの効果は大きく、その結果、個人年金の増加はフルタイムやパートタイムで働く確率を低めるという限界効果が示されており

(表4)、労働供給に対してはマイナスの所得効果をおかかわせる結果となっている。これは非賃金収入についても同様であるが、そのほかの公的年金・企業年金の場合、フルタイム就業確率は減少するが、パートタイム就業確率は若干高まる傾向がみられる。

一方、推定厚生年金受給満額については、各バリュウ関数におけるパラメータが直接推計される。Zが増加すると、パートタイム就業、非就業のバリュウにおけるZだけでなく、フルタイム就業した場合に得られる在職老齢年金 (Z-L) も、また失業を選んだ場合に得られる年金 (max (Z, U)) も高まるが、そのことはいずれも各就業形態のバリュウを高めており、なかでも非就業のバリュウを高める効果の大きいことがわかる。厚生年金の

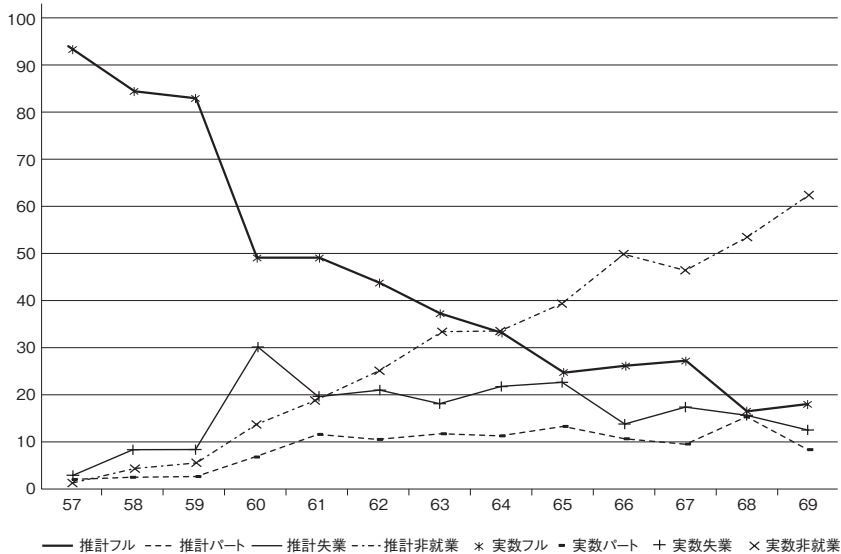
表5 2段階推定法による資金関数（順序ロジット分析と最小二乗法）推計結果（2000年）

	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	漸近的t値	係数	t値	係数	t値
厚生年金の受給資格	-0.44***	-5.71				
その他の公的年金・企業年金受給額（万円）	-0.02***	-4.97				
個人年金受給額	-0.07***	-2.97				
非賃金収入（年金を除く）（万円）	-0.05***	-10.63				
健康状態（悪い=1）	-0.88***	-16.02				
就業中の同居家族有り（=1）	0.11**	2.11				
定年経験有り	-0.52***	-9.27	-0.26***	-8.09	-0.37***	-3.47
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	-0.04	-0.77	0.04*	1.76	-0.06	-0.60
大学卒業または同程度	-0.09	-1.05	0.21***	5.59	0.00	-0.01
55歳当時企業規模						
小企業（レファレンス）						
中企業	-0.07	-1.16	0.14***	5.51	0.08	0.78
大企業	-0.08	-1.29	0.25***	8.65	0.07	0.74
55歳当時職種						
専門・技術的	0.25**	2.51	0.23***	5.57	0.60***	3.72
管理的	0.05	0.58	0.25***	7.11	0.17	1.18
事務	-0.04	-0.46	0.15***	3.71	0.15	1.03
販売	0.26***	2.80	0.01	0.25	-0.04	-0.23
サービス	0.17	1.34	-0.13**	-2.42	-0.04	-0.15
保安	0.16	0.87	-0.24***	-2.96	0.06	0.24
運輸・通信	0.09	1.16	-0.01	-0.20	0.11	0.92
生産工程・労務（レファレンス）						
農林漁	-0.02	-0.10	-0.04	-0.43	0.25	0.98
都道府県別有効求人倍率	0.26*	1.84	0.04	0.62	0.09	0.40
首都圏ダミー	-0.02	-0.46	0.10***	3.84	0.30***	3.29
57歳ダミー（レファレンス）						
58歳ダミー	-0.44***	-2.70	0.01	0.15	-0.42	-1.09
59歳ダミー	-0.52***	-3.31	0.00	0.11	0.39	1.03
60歳ダミー	-0.91***	-5.55	-0.18***	-3.67	-0.26	-0.72
61歳ダミー	-0.78***	-4.63	-0.17***	-3.34	-0.32	-0.95
62歳ダミー	-0.94***	-5.64	-0.27***	-5.16	-0.18	-0.51
63歳ダミー	-1.07***	-6.37	-0.31***	-5.44	-0.35	-1.03
64歳ダミー	-1.21***	-7.21	-0.28***	-4.69	-0.33	-0.96
65歳ダミー	-1.43***	-8.45	-0.33***	-4.68	-0.45	-1.26
66歳ダミー	-1.39***	-8.05	-0.35***	-5.02	-0.26	-0.72
67歳ダミー	-1.38***	-8.01	-0.35***	-5.19	-0.18	-0.49
68歳ダミー	-1.61***	-9.24	-0.32***	-3.76	-0.45	-1.25
69歳ダミー	-1.69***	-9.47	-0.37***	-4.20	-0.39	-1.01
λ			-0.08*	-1.65	0.04	0.46
定数項			3.28***	61.20	2.59***	7.11
カット・ポイント1	-1.93***					
カット・ポイント2	-1.62***					
サンプル数	3598		1681		306	
擬似決定係数	0.247					
対数尤度	-2505.99					
LRchi2（33）	1643.73					
Prob>chi2	0.000					
F値			38.19		3.10	
Prob>F			0.000		0.000	
調整済決定係数			0.38		0.16	

注：***, **, *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。

資料出所：厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』2000年調査。

図5 構造的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：厚生労働省『高齢者就業実態調査（個人票）』、2000年調査。
備考：推定就業率は表3の推計結果をもとに計算し、年齢別の平均をとったもの。

受給満額 (Z) が、どの就業形態を選んだとしても1万円増えた場合、就業確率はどのように変化するのかを示した表4の限界効果によると、フルタイム就業を選ぶ確率は0.53%ポイント減少、パートタイム就業を選ぶ確率は0.02%ポイント減少、そして非就業を選ぶ確率は0.49%ポイント上昇と、やはり僅かではあるが、労働供給へのマイナスの所得効果がうかがわれる結果となっている。なお、在職老齢年金の限界効果は、(Z-L)が1万円増加し、ほかの形態を選択した場合の受給満額Zが一定である場合、すなわち在職老齢年金による支給停止額Lが1万円減った場合の効果を示しており、それはフルタイム就業率を0.11%ポイント高める代わりに、特に非就業や失業確率を減らしている。

期待賃金に関しては、フルタイム期待賃金で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。パートタイム期待賃金については、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が見られる。限界効果でみると、フルタイム期待月額賃金が1万円増加すると、フルタイムで働く確率は0.3%ポイント高まることが示されている。

最後に、こ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、失業のカテゴリーを除外し同様の推計を行った結果とハウスマン検定を用いて比較したところ、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²¹⁾。

VI シミュレーション結果

本節では、まず表2の誘導形の就業形態選択関数の推計結果、ならびに表3の構造的就業形態選択関数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6)。なお、構造的モデルでは、各就業形態を選択した場合の年金受給額が明示的に組み込まれていることから、まだ実際に生じていない年金制度の変更等に男性高齢者の労働供給がどのように反応するかを予測することができる。そこで本節後半では、構造的モデルの推定パラメータを用い、将来的に予定されている年金制度変更についてもシミュレーションを行う。

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になるが、これは制度変更によって、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からである。

誘導形就業形態選択関数で推計されたフルタイム就業確率の限界効果を、構造的モデルの推計値でシミュレートした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によって、60歳から61歳のフルタイム就業確率は、誘導形モデルでは8.91%ポイント増加、構造的モデルでは3.84%ポイント増加すると推計されている。約5%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確率を4%~9%ポイント前後上昇させることが確認できる。いずれのモデルにおいても、パートタイム就業の就業促進効果はみられず、これらの結果は、厚生年金定額部分の支給開始年齢の引き上げが、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、フルタイム就業確率を4%~9%ポイント前後上昇させ、非就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はどうであろうか。誘導形モデルの推計に基づく限界効果では、制度導入の影響について統計的有意性のある結果は得られていない。他方、構造的なモデルからは、在職老齢年金による年金減額がフルタイム就業に有意に負の影響を与えることが推計されたが、この制度変更が高齢者のフル

タイム就業確率に与える影響はわずかな範囲にとどまっていることがわかる。

誘導形と構造的モデルの推計結果に相違がみられたが、その理由として、誘導形就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しきれていないという可能性が考えられる。60歳代後半の就業状況に影響を与える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困難になる。事実、先述の図3に示されるように、2000年から2004年の間に65歳定年制をもつ企業比率の増加など企業側の雇用管理制度の変更があった一方で、66~67歳に対しては、反対に不況による雇用調整など、継続勤務を困難化する需要側の変化が生じた可能性が考えられる。誘導形に基づく年金制度の効果推定には、こうした需要側の複合的な要因が反映されている可能性が高い²²⁾。このように考えると、構造的な就業形態選択関数の推計結果を用いた、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および表8は、構造的な就業形態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齢者の労働供給に与える影響についてシミュレートした結果である。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。

表6 構造的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	広義失業	非就業
誘導形 2004年*60-61歳ダミー*厚生年金受給資格ダミー 限界効果 (2000年60-61歳→2004年60-61歳)	8.91%point **	-0.84%point	-1.22%point	-6.84%point **
構造的モデル シミュレーション 厚生年金定額部分支給開始60歳→62歳	3.84%point	-0.73%point	-0.13%point	-2.98%point
65-67歳	フルタイム就業	パートタイム就業	広義失業	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)	1.98%point	-0.59%point	2.39%point	-3.78%point
構造的モデル 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	-0.12%point	0.03%point	0.03%point	0.06%point

資料出所：厚生労働省「高齢者就業実態調査（個人票）」、2000年調査、2004年調査。

表7 構造的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	広義失業	非就業
推計値	ベースライン（当該年齢層の各確率平均）	42.4%	10.2%	22.0%	25.5%
ケース1	厚生年金定額部分の支給開始年齢60歳→62歳	43.9%	9.9%	21.9%	24.3%
	変化幅	(1.44%point)	(-0.28%point)	(-0.05%point)	(-1.12%point)
ケース2	厚生年金定額部分の支給開始年齢60歳→65歳	47.3%	9.5%	22.0%	21.1%
	変化幅	(4.93%point)	(-0.62%point)	(0.07%point)	(-4.38%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	52.2%	8.1%	24.5%	15.2%
	変化幅	(9.81%point)	(-2.09%point)	(2.53%point)	(-10.26%point)
ケース4	在職老齢年金制度による減額廃止	45.5%	9.5%	20.9%	24.2%
	変化幅	(3.05%point)	(-0.69%point)	(-1.09%point)	(-1.27%point)

資料出所：厚生労働省「高齢者就業実態調査（個人票）」、2000年調査。

表8 構造的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	広義失業	非就業
推計値	ベースライン（当該年齢層の各確率平均）	22.39%	11.08%	16.13%	50.40%
ケース5	65-67歳に在職老齢年金制度が適用	22.32%	11.09%	16.15%	50.44%
	変化幅	(-0.07%point)	(0.02%point)	(0.02%point)	(0.04%point)
ケース6	65-69歳に在職老齢年金制度が適用	22.29%	11.10%	16.16%	50.46%
	変化幅	(-0.10%point)	(0.02%point)	(0.02%point)	(0.05%point)

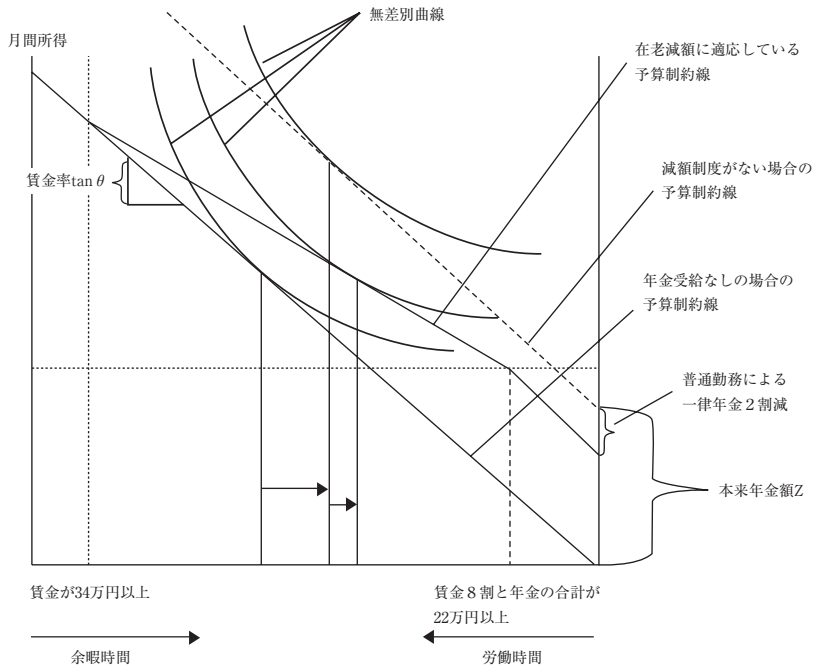
資料出所：厚生労働省「高齢者就業実態調査（個人票）」、2000年調査。

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のシミュレーションである。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変わりはなく、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化を見ると、ケース2では4.93%ポイントの上昇、ケース3では9.81%ポイントの上昇、ケース4では3.05%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となることであり、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。

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



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ケース2の方が大きい、他の就業形態からの変化にも違いのあることがわかる。ケース2では、その主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、非就業だけでなく、失業、パートタイム就業からも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、変更前の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動することがうかがえる。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、年金受給の正の所得効果により、主に非就業からフルタイム就業選択へ移動の生じていることが読

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シミュレートした表8では、まずケース5で、2000年から2004年におきた制度変更を想定している。さらに、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歳の高齢者を対象とするため、その場合の労働供給の変化をケース6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うかがえるが、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。

VII おわりに

本稿では、最近のデータを用い、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、わが国の男性高齢者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て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、フルタイム就業確率を4%~9%ポイント前後上昇させ、非就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歳代後半への導入は、誘導形の推定では統計的に有意な影響は見られず、構造的モデルの推定では、普通勤務に伴う年金の減額が有意にフルタイム就業確率を低めることが示されたが、今般の制度変更が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及ぼさないことを示唆する結果となった。

ただし、構造的モデルに基づくシミュレーションによると、60~64歳層に対して在職老齢年金制度による年金減額を廃止した場合、当該年齢層のフルタイム就業率は約3.0%ポイント高まるとされており、在職老齢年金制度が60歳代前半層の就業意欲を抑制している現状がみてとれる。なお、今後実施される制度変更として、定額部分、および報酬比例部分を含む厚生年金の支給開始年齢が65歳へ引き上げられたケースについてもシミュレートしたところ、主に非就業からの移行という形で、フルタイム就業率がそれぞれ4.9%、9.8%ポイント高められることが示された。

本稿の分析では誘導形モデルと構造的モデルによる推計結果に若干の相違がみられたが、その理由としては、誘導形モデルが、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も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、今回の分析における留意点としては、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めている可能性がある点などが挙げられる。また、本稿で推定した構造的モデルでは、賃金率や非労働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満額の増減が各就業形態を選択する確率に与える影響のうち、どの程度が純粋に所得効果によるもので、どの程度がそもそも高い厚生老齢年金を得ることのできる人々のもつ選好による影響な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。

補論：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（2000年時点）

*厚生年金受給満額の計算方法

在職老齢年金の減額法則²³⁾

- ・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。
- ・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。

計算式

R：在職老齢年金額

Z：厚生年金満額（フルタイム就業者以外の場合、厚生年金受給額となる）

W：月額賃金（もしくは、フルタイム期待月額賃金）

L：在職老齢年金制度による支給停止額（＝

R-Z)

対象者：60～64歳かつ就業者かつ厚生年金受給資格者で、在職老齢年金受給者もしくは厚生年金全額支給停止者

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

※構造的な就業形態選択関数では、パートタイム就業者や非就業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)、フルタイム期待月額賃金を元に推計。

→ 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

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カ月と仮定

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）

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

制度非該当者

$$Z_{c1} = Z$$

○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月額賃金

フルタイム就業者以外のW：フルタイム就業した場合の期待月額賃金

付表2 在職老齢年金額の逆算式

条件式	在職老齢年金逆算式
$W + 0.8Z_{c1} < 22$	$R_{c1} = 0.8Z_{c1}$
$22 \leq W + 0.8Z_{c1}$ $W < 34$ $0.8Z < 22$	$R_{c1} = 0.8Z_{c1} - 0.5(W + 0.8Z_{c1} - 22)$ $R_{c1} = -0.5W + 0.4Z_{c1} + 11$
$22 \leq W + 0.8Z_{c1}$ $W \geq 34$ $0.8Z < 22$	$R_{c1} = 0.8Z_{c1} - 0.5(34 + 0.8Z_{c1} - 22) - (W - 34)$ $R_{c1} = -W + 0.4Z_{c1} + 28$
$22 \leq W + 0.8Z_{c1}$ $W < 34$ $0.8Z \geq 22$	$R_{c1} = 0.8Z_{c1} - 0.5W$
$22 \leq W + 0.8Z_{c1}$ $W \geq 34$ $0.8Z \geq 22$	$R_{c1} = 0.8Z_{c1} - 0.5 * 34 - (W - 34)$ $R_{c1} = -W + 0.8Z_{c1} + 17$

※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 (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、在職老齢年金による減額 (L) をすべて0にする。

Case5 (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²⁴⁾
- ・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。

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ヵ月と想定。

標準報酬月額を月額の1.4倍と計算)

対象者：65～67歳かつフルタイム就業かつ
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
$If(1.4W + Z) < (48 + 5.3)$	$R_{c5} = Z$
$If(1.4W + Z) \geq (48 + 5.3)$	$R_{c5} = Z - 0.5(1.4W + Z) - (48 + 5.3)$

L：在老による減額 $L_{c5} = R_{c5} - Z$

Case6 (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

Case5 (60歳代後半)の対象を65～69歳に拡大して、 R_{c6} と L_{c6} を推計

*本稿は樋口・黒澤・石井・松浦(2006)に加筆したものである。『高齢者就業実態調査(個人票)』の特別集計は、RIETIプロジェクト(2005年度主要政策研究課題「公的負債、年金、医療、介護、保育に対する総合的アプローチ(高齢者雇用研究)』において、使用承認を受けたものである。執筆にあたり、樋口美雄、松浦寿幸、山口一男、中田大悟各氏から有益なコメントをいただいた。この場を借りて厚く御礼申し上げる。また、本稿の初期段階のドラフトは2005年12月15日に独立行政法人経済産業研究所主催で行われたシンポジウム「日本の年金制度改革——16年度改正の評価と新たな改革の方向性」で報告した。なお、本稿に未だ有り得る誤謬については筆者がすべての責を負う。

1) 本節で用いるサンプルはVの誘導形モデルの推計で用いられるサンプルと同じである。詳しくは、IV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。
- 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「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) $P_f + P_u + P_{fu} + P_{fu} = 1$ という制約から、 f , p , u についての確率が定まると、 P_f も一意的に定まる。
- 5) 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、本稿で用いる厚生年金受給満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。
- 6) 労働時間から判断するとパートタイム就業である場合でも、在職老齢年金制度によって年金の一部が支給停止されているケースが24人観測された。労働時間が通常の3/4に満たない場合は、制度上、在職老齢年金制度による年金の支給停止は実施されることはないため、本研究ではこれらのケースについて不整合なデータと判断し、いずれの分析からも除外して推計を行った。
- 7) 1998年4月以降、雇用保険制度改革により、特別支給の厚生年金と失業給付の併給が禁止された。限界的な失業給付と年金の増加がバリューに与える影響は、失業給付受給に対するスティグマなどによって異なる可能性があるが、ここではそれが同じであることを想定している。
- 8) 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形態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、期待賃金には影響を与えるが、就業形態選択には直接的な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。
- 9) たとえば各就業形態を選択した場合に得られる厚生年金受給額については、どの就業形態のバリュー関数においてもパラメータが同一であるという定式化も可能であるが、その場合、厚生年金についての所得効果は考慮されず、たとえば在職老齢年金制度の廃止と厚生年金受給額を0に下げるという制度変更が全く同じ就業選択を予測することになる。この問題を根本的に解決するには、バリュー関数における期待賃金を賃金率に修正し、同一種類の所得から得られる限界効用を一定にした上で労働時間とそれに伴う限界不効用が人々の嗜好によって異なる可能性を明示的に組み込んだ、より厳密な構造形モデルにすべきであろう。しかしながら、賃金率の予測を正確にできなかったため、これを断念し、本稿では次善の策として、パラメータを就業形態に依存させる定式化を適用している。
- 10) 推計では、調査時点の就業状況にかかわらず、すべてのサンプルについて、推計された月額賃金を用いる。
- 11) 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ている。
- 12) ただし、『高齢者就業実態調査(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して

いる。

- 13) 65歳以上の労働者については、雇用保険の対象外として、失業給付額は0とした。
- 14) 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、推定厚生年金受給額、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とから、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。
- 15) とくに、2000年については55歳当時民間企業雇用者、2004年については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。
- 16) とくに自営業という選択肢は、年金減額を避ける働き方として、在職老齢年金制度の影響をみる上では重要であるが、自営業主や役員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・失業・非就業の選択とは大きく異なると思われるためである。
- 17) 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。なお、構造的モデルの推計では、調査時点における官公庁勤務者もサンプルから除外している。
- 18) 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。2004年調査では60歳代後半にも受給資格を尋ねているのでそちらを用いる。
- 19) ただし、2004年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。
- 20) 表5の賃金関数では、概ね期待されたことの結果が得られている。ちなみに逆ミルズ比はフルタイム賃金関数においてのみ統計的に有意であり、セレクション・バイアスを考慮する必要性を示す結果となっている。
- 21) 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（ $\chi^2(48) = 38.41$, $\text{Prob} > \chi^2 = 0.8373$ ）。
- 22) 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。
- 23) 推定額を逆算する際、月額賃金は標準報酬月額に換算されてから計算されている。
- 24) 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）「在職老齢年金制度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（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.
- 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.
- 小川浩（1998a）「年金・雇用保険改正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.
- （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巻第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。
- 清家篤・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。
- 樋口美雄・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』21(2), pp. 31-78.
- 樋口美雄・黒澤昌子・石井加代子・松浦寿幸（2006）「年金制度改正が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」RIETI Discussion Paper Series 06-J-033.
- 八代高弘・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(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(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(1), pp. 106-128.
- いしい・かよこ 慶應義塾大学大学院商学研究所特別研究講師。最近の主な著作に「貧困の動態分析」（山田篤裕共著）、樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』所収（慶應義塾大学出版会、2007年）。社会保障専攻。

くろさわ・まさこ 政策研究大学院大学教授。最近の主な論文に「企業内訓練と人的資源管理策——決定要因とその効果の実証分析」、林文夫編『経済停滞の原因と制度』第9章（共著、勁草書房、2007年）。労働経済学専攻。