

在職老齢年金制度と高齢者の就業行動

岩本 康志

I 序 論

年金制度が退職の意思決定に与える影響は、退職年齢によって生涯で受給する年金の現在価値がどのように変化するかという視点から推測することができる。わが国では、清家(1991)が80年改正による制度のもとで、小塩(1999)が94年改正前後の制度のもとで、このような年金資産の推計をおこなっている。いずれの推計においても、退職年齢が60歳から61歳に動くとき年金資産が減少して65歳まで減少し続け、60歳からの就業継続に「罰則」を与える制度となっていることが示されている。その最大の理由は、現在の厚生年金の制度が、60歳から64歳までの受給権者が在職している場合には、稼得する所得(標準報酬月額)に応じて年金給付が減額される仕組み(在職老齢年金制度)となっていることによる。

減額の仕組みは表1のようにまとめられ、86年と89年改正の制度のもとでの賃金月額と賃金・年金の合計所得との関係は図1のように表さ

れる。95年改正以前の在職老齢年金制度は、賃金と年金を合わせて一定額を保障するという理念であったため、年金が支給停止となる所得水準までは、賃金と年金の合計所得がなかなか増加しないことになる。このため、在職老齢年金制度により、60歳から64歳までの厚生年金受給権者の就業が抑制されているのではないかという問題は、高齢者の就業行動に関する研究の中心的課題となっており、ここで網羅することが困難なほどの多数の研究がおこなわれ、就業を阻害する効果をもつということで、ほぼ意見の一致が見られているといえる。

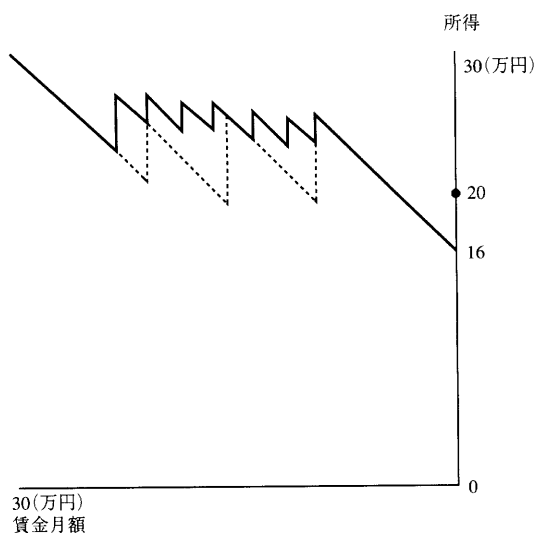
本稿でもこの課題に焦点を当てるが、ここでの主眼は、あらたな結論を導くことにはなく、分析手法の面であらたな貢献をおこなうことにある。これまでのわが国の労働供給の実証研究は、ある時点における意思決定をとらえた静的なモデルに立脚してきた。これは、特定の個人を追跡したパネルデータが長らくわが国には存在せず、ライフサイクルの視点から労働供給の意思決定を考えるとこの動的モデルによる分析をおこなうこと

表1 在職老齢年金制度の仕組み

86年4月改正		89年12月改正 ²⁾		95年4月改正	
報酬月額 ¹⁾ ～95	支給率 0.8	報酬月額 ¹⁾ ～95	支給率 0.8	賃金と年金が22万円未満	支給率 0.8
		95～114	0.7		
		114～138	0.6	賃金と年金が22万円以上	賃金への限界税率
95～155	0.5	138～165	0.5	で賃金が34万円未満	0.5
		165～185	0.4		
		185～210	0.3	賃金が34万円以上	賃金への限界税率
155～210	0.2	210～230	0.2		1

注) 1. 報酬月額の単位は千円。

2. 90年4月から、支給率2割の報酬月額は21～25万円に改正。



注) 年金月額が20万円の場合、実線は89年12月改正、点線は86年4月改正の制度での予算線を示す。

図1 年金減額支給の場合の予算制約式

は不可能であったことが理由である。この点、パネルデータが利用可能な国においては、Heckman and MaCurdy (1980), MaCurdy (1981) によって開拓された、パネルデータを用いた推定が主流となっていることと対照的である。

労働供給のライフサイクルモデルでは、個人のある期の労働供給は、その期の価格変数、選好の決定要因、予算制約式にかかる Lagrange 乗数の関数となる。パネルデータを用いる手法の最大の利点は、ある仮定のもとで、観察可能でない Lagrange 乗数を個人の固定効果として識別することができることにある。しかし、Moffitt (1993) は、継続して調査されている横断面の調査を複数年利用できる場合には、この固定効果が存在するモデルについても、バイアスのない推定をすることができることを示した。本稿はこの示唆にしたがい、男性高齢者就業の動学モデルを、『国民生活基礎調査』(厚生省)の1989~95年までのデータをプールして推定することにする。

また、従来の研究のほとんどが、年金受給額あるいは制度ダミーを説明変数とした誘導型の枠組みをもっていたのに対し、本稿では、在職老齢年金が賃金の限界税率を高めることによって労働供

給に影響を与える構造を明示的にモデル化し、推定された行動パラメータ(就業の賃金弾性値)をもとに政策効果を検証することに特色がある。

II モデル

1 就業決定のライフサイクルモデル

高齢者は、0期から T 期までの生涯について、消費 c と余暇 l から効用を得て、

$$U = \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} u(c_t, l_t) \quad (1)$$

となる効用関数をもつとする。ここで、 ρ は割引率である。高齢者の非人的資産 a の変化は、

$$a_{t+1} = (1+r)a_t + (1-\tau_t)w_t(1-l_t) - c_t \quad (2)$$

にしたがうものとする。ここで、 w は賃金率、 τ は賃金税率であり、高齢者の時間賦存量は1に基準化してある。また、労働時間は負になれないという

$$l_t \leq 1 \quad (3)$$

も制約として課せられる。(3)式を無視したときの望ましい労働時間を

$$h_t^* = 1 - l_t \quad (4)$$

と置き、高齢者の属性変数のベクトルを X とし、効用関数をさらに、

$$u(c_t, l_t) = u_1(c_t) + \frac{l_t^{1-\beta_1}}{1-\beta_1} e^{-\frac{\beta_2}{\beta_1} X_t} \quad (5)$$

のように特定化すると、就業の選択は、以下のような probit モデルで表現することができる。

$$\begin{aligned} -\ln(1-h_t^*) &= \beta_1 \ln \lambda_0 + \beta_1(\rho-r)t \\ &\quad + \beta_1 \ln(1-\tau_t) + \beta_1 \ln w_t \\ &\quad + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6a)$$

$$\begin{aligned} h_t &= 1 & (h_t^* > 0) \\ h_t &= 0 & (h_t^* \leq 0) \end{aligned} \quad (6b)$$

ここで、 λ は(2)式にかかる Lagrange 乗数、 h は就業・非就業を示す2値変数とする。

2 横断面データによる推定

本稿で使用するデータは個人を追跡したパネルデータではなく、毎年の横断面データであることから、個人の添え字を $i(t)$ とすると、各観測値

について、

$$\begin{aligned} -\ln(1-h_{it}^*) &= \beta_1 \ln \lambda_{0it} + \beta_1(\rho-r)t \\ &\quad + \beta_1 \ln(1-\tau_{it}) \\ &\quad + \beta_1 \ln w_{it} \\ &\quad + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7) \end{aligned}$$

が指標関数 (indicator function) となる。生涯所得の限界効用とも考えられる λ は、各個人についての固定効果となる。横断面データでの問題点は、この λ が識別可能でないことから、推定式に加えることができないことである。したがって、 λ と相関をもつ説明変数の係数推定値はバイアスをもつ。

同一個人を追跡したパネルデータが利用可能な場合には、個人ダミーを説明変数とすることによって、この固定効果を容易に識別できる。適当なパネルデータが利用可能でない場合でも、この場合には幸いなことに、繰り返し調査された横断面データ (repeated cross section data) を使用することが有効である。Browning, Deaton and Irish (1985) は、コーホートに集計可能な線形モデルにおいて、複数年の横断面データからコーホートの平均値を集計した擬似パネルデータ (synthetic panel data) を用いる方法を提案した。同じ個人の集団からなるコーホートを追跡すると、そのコーホートの固定効果の平均値は時間を通して一定である。したがって、コーホートダミーによって、コーホート集団の固定効果の平均値を識別することができる。

非線形モデルをはじめとする複雑なモデルでは、コーホート集計ができない場合がある。Moffitt (1993) は、個別データに対して操作変数法を適用するという解釈で、より広いモデルについて、繰り返し調査された横断面データが有効であることを示した。固定効果にとって有効な操作変数の例は、個人に依存せず時間によって変動する変数である。個人に依存しないことから、固定効果とは相関をもたない。時系列面での変動があることが操作変数として機能する条件であり、複数年の横断面データを同時に用いる意義はここにある。

Moffitt (1993) の方法の一般的な設定は、 Z を生年、性別、学歴等のような、個人に関する情報

で時間的変化のない変数¹⁾、 W_1 、 W_2 を固定効果と相関をもたない変数として、

$$\ln \lambda_{0it} = \beta_3 Z_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (8a)$$

$$\ln w_{it} = \alpha_1 W_{1it} + \alpha_2 Z_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (8b)$$

$$X_{it} = \gamma_1 W_{2it} + \gamma_2 Z_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (8c)$$

のように表される。

本稿での推定は、モデルの設定とデータに関わる理由から、(8) 式にさらに追加的な制約を課している。まず、 Z としては生年ダミーのみをとった。年齢ダミーは W_1 、 W_2 に含まれる。しかし、就業には年齢は重要な決定要因であると考えられるので、 X 自体に年齢ダミーを含めることが適当である。このため、時間ダミーを説明変数に加えることができなくなり、 $\rho=r$ を仮定した。また、最も代表的な操作変数の候補である年齢ダミーが直接の説明変数となってしまうため、他の説明変数のための適当な操作変数を見出すことが困難となった。このため、 X は固定効果のコーホート平均からの乖離の部分 (ε_3 に相当) と相関をもたないことを仮定し、 X に対する操作変数法の適用はおこなわない。最後に、識別のためには、賃金関数と就業関数に違った変数を含める必要があり、ここでは賃金に対するコーホート効果はない ($\alpha_2=0$) ことを最初から仮定した²⁾。

以上の制約を加えて、(8) 式を (7) 式に代入したあとの推定式は、

$$\ln w_{it} = \alpha_1 W_{1it} + \varepsilon_{1it} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} -\ln(1-h_{it}^*) &= \beta_1 \beta_3 Z_{it} + \beta_1 \ln(1-\tau_{it}) \\ &\quad + \beta_1 \ln w_{it} \\ &\quad + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (10) \end{aligned}$$

となる。

III データ

1 サンプル選択の方針

『国民生活基礎調査』では労働時間の調査がされていないので、推定モデルは、賃金所得 (所得票の雇用者所得) と就業状態 (雇用者所得の有無で識別) を被説明変数とする。就業状態を識別する所得票は調査時点の前年の状況を調べたものであるため、本稿では所得票の調査対象年を日付と

して使用する。したがって、本稿のサンプルは1988年から1994年までの7年間の高齢者の就業状態を表すものである。賃金所得は、1995年基準の消費者物価指数で実質化している。

推定に用いたサンプルは、1923年から1935年までに出生した13世代のコーホートである³⁾。コーホートの選択にあたっては、在職老齢年金の影響を見るために、60歳から64歳までの就業に関する情報をもったコーホートをすべて含むことが望ましい。ここでは、その前後を加えた59～65歳までの就業行動が観察できるすべてのコーホートを推定の対象とすることにした。

就業選択には自営業か雇用者かの選択も重要であり、単純な就業・非就業の2値選択の設定では不適切であるという認識から、多項選択モデルによる推定が、Tachibanaki and Shimono (1985)、高山他 (1990)、八代他 (1997) によって試みられている。本稿では、自営業の就業選択は考察の対象外とするので、公的年金の受給状況と勤めか自営業かの別の情報より、自営業であるか過去にそうであった者をサンプルから除外することにした⁴⁾。具体的には、現在、自営業主であるか基礎年金あるいは国民年金のみを受給している者をサンプルから除外した。さらに耕地のある世帯の世帯員も除外した。また、高所得者の影響を排除するために、雇用者所得の上位1%、また賃金が主要な収入源である個人に限定するために、非雇用者所得の上位1%のいずれかに該当する個人をサンプルから除外した。

賃金所得は就業者のみしか観察できないので、Gronau (1973) の定式化によるサンプル選択モデルとなる。推定は、以下の手順でおこなわれる。まず Heckman (1976) の2段階推定の手法にしたがい、賃金所得関数を就業関数に代入した誘導型をprobit最尤法で推定し、その結果から逆 Mills 比を計算し、それを説明変数に追加した賃金所得関数を推定する。その推定結果から非就業者の市場賃金所得を予測し、それをもとに就業者と非就業者を合わせたサンプルについて就業関数の構造型を推定する。いずれも抽出確率を考慮した推定をおこなう。

2 説明変数

賃金所得関数の説明変数は Lagrange 乗数と相関をもたないと考えることのできる変数のみによって構成する必要がある。ここでは、年齢ダミー、勤めか自営業かの別ダミー、市郡ダミーを説明変数とした。年齢ダミーは、基準値は53歳とし、54歳から71歳でそれぞれ1をとる18個のダミー変数で構成される。賃金を説明する有力な変数は企業規模であり、『国民生活基礎調査』では、「勤めか自営業かの別」として、常用雇用者の場合は勤務先の企業規模が、それ以外の者は自営業主、農業従事者等の区別が調査されている。勤めか自営業かの別ダミーは、基準値は家族従業者とし、後掲する表3の項目に対応する場合を1とする13個のダミー変数から構成される⁵⁾。市郡ダミーは、基準値は大都市とし、人口15万人以上の市、人口5万人以上15万人未満の市、人口5万人未満の市、郡部の4個のダミー変数から構成される⁶⁾。

就業を説明するprobit回帰式の説明変数のうち Z は生年ダミー (1923年生まれが基準値、24年から35年までそれぞれ1をとる12個のダミー変数)、 X は年齢ダミー、勤めか自営業かの別ダミー、有配偶ダミー (有配偶のときに1)、世帯人員数で構成される。

賃金税率は、以下のように扱う。『国民生活基礎調査』では、個人での税負担額は、95年以降に調査されはじめたため、何らかの推定方法を考案する必要がある。総所得をもとに推定する手法も考えられるが、ここで考察の対象とするサンプルのなかでの限界税率の変動は、在職老齢年金による高税率が圧倒的な影響をもつと考えられる。したがって、本稿では限界税率を詳細に特定化することはせずに、在職老齢年金受給者を τ_1 、それ以外を τ_0 とする比例税が適用されるものとして、モデルの推定結果から求めることにした。具体的には、60～64歳の厚生年金受給者を1、それ以外を0とするダミー変数 D を構成する⁷⁾。 D の係数推定値を β_0 とすると、

$$\beta_0 = \beta_1 \ln \frac{1 - \tau_1}{1 - \tau_0} \quad (11)$$

という関係がある。

サンプルの中間にあたる89年12月に在職老齢年金制度の改正があり、旧制度における年金の減額率が高まることで、標準報酬月額の上昇により可処分所得が減少してしまうという問題点を緩和した制度が導入された。この制度改正の効果を見るため、改正前後で在職老齢年金のもたらず限界税率が異なるという想定を置くことにした。そのため、89年までが旧制度、90年以降が新制度の適用を受けるものとし、ダミー変数を2分割し、 D_1 ($D=1$ かつ89年までが1)、 D_2 ($D=1$ かつ90年以降が1)としたものを基本推定とした。

結果の頑健性を検証するために、以上の基本推定に加えて、以下のような代替的な設定にもとづく推定もおこなった。

- (1) 在職老齢年金による高税率の度合いが、89年改正前後で変わらない (D_1, D_2 でなく、 D を用いる)。
- (2) 賃金所得関数と就業関数の説明変数に、勤めか自営かの別を含めない。
- (3) 自営業者およびかつて自営業であった者を除外する作業をおこなわないサンプルを使用する。

3 推定式の問題点

推定結果を説明する前に、上記の定式化がもつ限界点(おもにデータの制約に由来する)について議論しておきたい。

- (1) 『国民生活基礎調査』は労働供給の分析に特化した統計調査ではないため、労働供給の実証研究で必要とされる変数についての制約が存在する。例えば、賃金を説明する重要な変数である学歴が調査されていないので、説明変数として加えることができない。
- (2) 小規模調査年で調査される項目に限定されるため、大規模調査年でしか調査されない健康票に属する項目を利用することができない⁹⁾。
- (3) モデルでは労働時間の選択となっていたが、労働時間の調査がされていない。このため、被説明変数は就業の選択としている。

また、賃金は時間当たりの賃金率をとるべきであるが、1年間の雇用者所得となっており、労働時間の違いを考慮に入れることができない。このため、本来 $\ln w$ をとるべきところが、 $\ln w + \ln h$ をデータとして使用していることになる。(10)式の就業関数では、 $\beta_1 \ln w$ が $\beta_1(\ln w + \ln h)$ となるので、左辺が $-\ln(1-h^*) - \beta_1 \ln h^*$ と変化することになる。もし、 h^* が変化しても、 $\ln(1-h^*)$ と $\ln h^*$ がほぼ比例関係にある(すなわち $\ln(1-h^*) = \alpha \ln h^*$ が近似的に成立している)ならば、 β_1 は正しく推定される。問題は賃金所得関数であり、被説明変数が $\ln w + \ln h$ となるので、正しい係数推定値を得るには、就業関数の説明変数をすべて含めなければならない。しかし、そうなると本来の賃金関数の係数 α_1 の一部は識別できなくなる。

- (4) 図1からわかるように、正確な予算制約式は、いくつかの所得減少点(限界税率がマイナス無限大)をもつ段階的線形関数となっている。正確には、所得減少点以外では、減額支給のもたらず限界税率はゼロである。推定式では、ぎざぎざの部分に勾配の緩やかな線形関数に置き換えており、これはあくまで近似にすぎない。もし制度を忠実にとらえるならば、段階的線形関数の予算制約式を推定する手法を適用することが考えられる。しかし、そのためには労働時間のデータが必要であることから、本稿ではこのような推定手法をとらなかった⁹⁾。
- (5) 本稿の定式化では、年金の減額給付を回避するために、高齢者がとり得る行動の可能性が十分に考慮されていない。まず、雇用者と自営業の選択は対象外としているが、年金の減額支給を避けるために、自営業に従事するという選択をとっている可能性も考えられる。このことはサンプル選択のバイアスを引き起こすので、自営業者も加えた推定も代替的推定として報告する。また、減額給付を避ける手段としては、パート就

業があるが、本稿ではフルタイムとパート就業の区別をしていない。これは所得票で就業を識別しているために不可能であった。このため、在職老齢年金がパートを選択させる誘因効果は、本稿の分析ではとらえられない。

- (6) また、毎月の給料を低くするかわりに、ボーナスを高くすることによって、年金減額を軽減する行動が考えられる。『高年齢者就業実態調査』(労働省)を使用した分析では、ボーナスを含まない定期給与から賃金率が計算されるが、『国民生活基礎調査』では、両者を合わせて賃金所得としている。このようなデータのとり方の違いには、一長一短がある。年金受給権者とそれ以外の者で定期給与とボーナスの比率が大きく違っていれば、ボーナスを含む給与の方がより正確な賃金所得指標となることが期待できる。しかし、在職老齢年金のみならず限界税率は定期給与(標準報酬)にかかるものなので、年金受給権者の定期給与の比重が低い効果が限界税率の項に混入してしまう。いま、総報酬に占める定期給与の比重を γ とすると、限界税率は τ でなく $\gamma\tau$ となる。年金受給権者の γ が低くなるという事実を考慮にいけない場合には、在職老齢年金のみならず限界税率の上昇を過小推定することになる。

IV 実証分析

1 就業・賃金所得関数の推定結果

表2は、基本推定と3つの代替的推定について、おもに関心のある変数と統計量の推定結果を要約したものである¹⁰⁾。基本推定では、対数賃金所得の雇用就業確率への限界効果は0.08となり、弾性値では0.13となる。在職老齢年金の影響を示すダミー変数は、有意に負となっており、在職老齢年金受給者は就業確率が14~17%ポイント低下するという結果が得られている。

係数の推定値をもとにして、在職老齢年金制度

による税率の変化分を推計しよう。表2には報告されていないが、対数賃金所得の係数が0.25、 D_1 の係数が-0.37、 D_2 の係数が-0.45であることから、(11)式にもとづくと、 D_1 については、 $\tau_0=10\%$ では $\tau_1=80\%$ 、 $\tau_0=20\%$ では $\tau_1=82\%$ 、 $\tau_0=30\%$ では $\tau_1=84\%$ となる。 D_2 については同じ τ_0 の範囲で、 τ_1 は94%~95%の水準となる。以上の結果は、在職老齢年金による限界税率は80%以上の高水準になると高齢者が認識していることを示唆している。

また在職老齢年金制度の影響が89年改正前後で異なるかどうかを調べるためには、 D_1 と D_2 の係数が等しいという制約を置いた推定結果(表2の[B]欄)を用いて、制約が棄却されるどうかを検定してやればよい。厳密には、ここでは抽出確率を考慮した推定であるため、最尤法ではなく、疑似最尤法(pseudo maximum likelihood method)となっていることから、尤度比検定によることができず、Wald検定を用いた。基本推定において、自由度1の χ^2 自乗分布にしたがうWald検定統計量は、0.84となり、通常の有意水準のもとで改正前後の在職老齢年金制度の影響に違いがないとする仮説は棄却できなかった。

すでにのべたように、勤めか自営かの別を就業・賃金所得関数の説明変数として使用することには、いくつかの問題点がある。この変数を用いた推定を基本的な定式化としたのは、まず賃金所得関数については、表3が示すように、この属性別の雇用者所得の変化は大きいので、説明力が大きく改善されることが理由である。就業関数についても、賃金所得、Lagrange乗数以外の説明変数は、余暇選択に影響を与えると考えられる変数であるべきであるから、勤めか自営かの別を説明変数に含むことは、あまり説得的ではないかもしれない。あえて、この変数を説明変数に加えた理由は別のところにある。すなわち、この変数は1期後の就業状態を表しており、1期後に就業していれば現在も就業している確率が高い、あるいは1期後に就業していなければ現在も就業していない確率が高いという傾向があれば、このことを理由として就業に対する説明力をもつ。賃金所得関

表2 推定結果の要約

	(A) 基本推定	(B) 代替的推定 (1)	(C) 代替的推定 (2)	(D) 代替的推定 (3)
就業関数				
In w	0.084	0.082	0.127	0.016
	0.037	0.037	0.035	0.023
D_1	-0.136		-0.236	-0.146
	0.034		0.035	0.023
D_2	-0.165		-0.245	-0.150
	0.027		0.029	0.017
D		-0.156		
		0.024		
他の説明変数	生年ダミー 年齢ダミー 勤めか自営か 有配偶ダミー 世帯人員数	生年ダミー 年齢ダミー 勤めか自営か 有配偶ダミー 世帯人員数	生年ダミー 年齢ダミー 有配偶ダミー 世帯人員数	生年ダミー 年齢ダミー 勤めか自営か 有配偶ダミー 世帯人員数
サンプル数	14,718	14,718	14,718	30,600
擬似 R^2	0.46	0.46	0.23	0.37
対数尤度	-5,193	-5,194	-7,460	-13,233
賃金所得関数				
逆 Mills 比	-1.329	-1.330	-1.224	-1.336
	0.089	0.089	0.057	0.092
ρ	-1.356	-1.357	-1.134	-1.195
他の説明変数	年齢ダミー 勤めか自営か 市郡	年齢ダミー 勤めか自営か 市郡	年齢ダミー 市郡	年齢ダミー 勤めか自営か 市郡
サンプル数	9,408	9,408	9,408	15,890
R^2	0.37	0.37	0.22	0.33
s	0.980	0.980	1.079	1.118

注) 就業関数の被説明変数は、就業=1, 非就業=0のダミー変数。賃金所得関数の被説明変数は、対数雇用者所得。

就業関数の上段は限界効果, 下段は標準誤差。賃金関数の上段は係数, 下段は標準誤差。逆 Mills 比の下段は標準誤差。標準誤差はいずれも分散の不均一性を考慮にいれた推定値。

ρ は、誤差項の相関係数の推定値。

R^2 は自由度調整済み決定係数。sは誤差項の標準偏差。

数の説明変数にこの変数を含めたことから、就業関数における賃金所得の説明力が就業状態の継続性という、本来期待されるものと異なる理由によって高まっているおそれがある。その要因を除去することが、基本推定において勤めか自営かの別を就業関数の説明変数に加えた理由である。以上の問題を踏まえて、勤めか自営かの別を説明変数に含まない定式化による推定をおこなった。その結果は表2の(C)欄に示されている。就業関数の誘導型が基本推定と同一のため、賃金関数も基本推定と同一になる。

変数の推定結果に与える影響を検討しよう。賃金所得関数の説明力は落ち、決定係数は0.22に低下している。対数賃金の就業確率への限界効果は0.13で、弾性値では0.2と基本推定より若干大きくなる。

表2の(D)欄は、雇用者あるいは雇用者OBに限定するようなサンプル選択をおこなわないときの推定結果である。雇用就業の賃金弾性値は0.03となり、基本推定よりもかなり小さい。ただし、サンプルが拡大しているの、弾性値の直接の比較は適当でない。

表3 勤めか自営かの別にみた雇用者所得と非雇用者所得

(単位:万円)

	雇用者所得	非雇用者所得
家族従業者	356	185
会社・団体等の役員	852	130
一般常雇者・企業規模 1~4 人	293	134
一般常雇者・企業規模 5~29 人	370	84
一般常雇者・企業規模 30~99 人	422	88
一般常雇者・企業規模 100~499 人	497	90
一般常雇者・企業規模 500~999 人	572	82
一般常雇者・企業規模 1000 人以上	704	61
一般常雇者・企業規模 官公庁	778	59
1 月以上 1 年未満の契約の雇用者	289	197
日々又は 1 月未満の契約の雇用者	213	163
家庭内職者	339	207
その他	385	198
仕事なし	319	225

出所) 本稿で使用したサンプルについての筆者による推計。

2 政策シミュレーション

つぎに在職老齢年金の就業阻害効果を見るために、在職老齢年金による限界税率の上昇効果が発生しないように制度変更をおこなったときの就業率の上昇効果を計測しよう。具体的には、在職老齢年金受給者ダミーをゼロとするシミュレーションにより、雇用就業確率の変化分を見る。このとき、Lagrange 乗数が固定されているので、このシミュレーションは制度変更による個人の効用水準の変化を補償した政策変更を考えている。シミュレーションの結果は、年齢・年別に表4にまとめられており、60歳の4.1%ポイントから64歳の7.5%ポイントまでの間で雇用就業率の上昇がある。この当時の在職老齢年金制度は、60~64歳男性の就業率を5%ポイント程度低下させる影響があったことを示唆している。

代替的推定(2)においては、在職老齢年金の効果も大きくなっている。同様の前提による政策シミュレーションでは、60歳の7.2%ポイントから65歳の17.8%ポイントまでの範囲となっており、就業の反応度は基本推定の2倍以上となる。

代替的推定(3)においては、在職老齢年金による雇用就業阻害効果は、60歳で2.5%ポイント、64歳で5.4%ポイントとなっている。サンプルに在職老齢年金とは無関係な者が加わるので、この

シミュレーション結果は基本推定の数値よりも小さいことは当然である。両者を同一の基準で比較できるように、制度変更による雇用者増加数をサンプル平均で評価する(限界効果と推定母集団人数の積をとる)と、基本推定の場合が243万人、代替的推定(3)の場合が433万人となり、基本推定の方が控えめな結果となっていることがわかる¹¹⁾。

V 先行研究との比較

1 賃金の影響

本稿の分析枠組みでは、就業の賃金弾力性の推定値が在職老齢年金の影響を決めているといえる。そこで、この弾性値について本稿の結果と先行研究との比較をおこなおう。

非就業者の賃金を推定するときサンプル選択バイアスを考慮した推定としては、大日(1998)が、1986,89,92,95年の『国民生活基礎調査』の個票をプールして、60~64歳の要介護状態でない男性高齢者について、就業の賃金弾性値が0.28であることを報告している。本稿の推定値より若干高いものの、大きく離れた推定値とはなっていない。大石(1999)では、1995年の『国民生活基礎調査』から60~69歳男性について、就

表4 在職老齢年金改革のシミュレーション結果

基本推定		年						
年齢		1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
		60	0.047	0.041	0.056	0.047	0.041	0.041
	61	0.046	0.042	0.048	0.046	0.044	0.064	0.055
	62	0.043	0.050	0.044	0.050	0.046	0.059	0.052
	63	0.050	0.043	0.053	0.060	0.063	0.070	0.065
	64	0.059	0.064	0.075	0.063	0.088	0.068	0.079
代替的推定 (2)		年						
年齢		1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
		60	0.112	0.095	0.114	0.096	0.072	0.092
	61	0.114	0.103	0.098	0.100	0.088	0.121	0.110
	62	0.117	0.123	0.092	0.117	0.093	0.118	0.107
	63	0.132	0.114	0.118	0.129	0.133	0.145	0.134
	64	0.147	0.161	0.160	0.137	0.178	0.142	0.151
代替的推定 (3)		年						
年齢		1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
		60	0.037	0.031	0.034	0.032	0.031	0.025
	61	0.038	0.033	0.031	0.034	0.026	0.039	0.038
	62	0.037	0.042	0.033	0.037	0.039	0.043	0.039
	63	0.045	0.038	0.041	0.040	0.038	0.039	0.049
	64	0.045	0.047	0.047	0.046	0.049	0.041	0.054

注) 数値は、在職老齢年金に対する高税率が除去された場合の就業確率の増加を示す。

業の稼働所得弾性値が0.58と推定されている¹²⁾。

参考のため、サンプル選択バイアスを考慮しない推定結果については、表5のようにまとめられる。先行研究での推定結果には幅があるものの、本稿の基本推定の結果の0.13よりもおおむね大きいといえる。基本推定としては控えめな弾性値を選択しており、本稿の推定結果は先行研究のそれと矛盾するものではない。また、もし先行研究にあるような大きな賃金弾性値の数値をもとにすると、在職老齢年金の影響はもっと大きなものとしてとらえられるであろう。

2 年金の影響

年金の影響を分析した研究の多くは、年金受給額を説明変数としたモデルを推定しており、年金受給額が労働供給に負の影響を与えるという結果を得ている。年金の影響をこのように所得効果としてとらえた場合には、在職老齢年金制度のもつ就業阻害効果はうまくとらえられない。すなわち、

本稿のシミュレーションのように在職老齢年金による減額を停止した場合には、年金所得の増加によって就業率が低下してしまう。

在職老齢年金の政策シミュレーションが可能な設定をもつのは、小川(1997, 1998 a, 1998 b)の一連の研究である。彼のモデルでは、就業者について就業しなかった場合の年金受給額を求めて(これを「本来年金額」と呼んでいる)、就業を選択した場合の所得を市場賃金と在職老齢年金受給額の和、非就業を選択した場合の所得を留保賃金と本来年金額の和として、大きな所得をもたらす選択肢を選択するという行動仮説を考えた。小川(1997)では、1980, 83, 88, 92年の『高齢者就業実態調査』をプールして、60~64歳男性について、就業の公的年金受給額に対する弾性値は、-0.167という結果になっている。また、本来年金額ではなく、受給年金額を説明変数とした推定における弾性値は、-0.222となり、内生性を考慮しない推定が、年金の影響を過大評価すること

表5 男性高齢者労働供給の賃金率に対する弾性値

	データ・調査年 ¹⁾	60~64 歳	65~69 歳
労働時間			
安部 (1998)	高就・1983, 88, 92	-0.178~-0.327 (60~69 歳)	
就業・2 項選択			
下野・橋木 (1984) ²⁾	高就・1980	0.269	0.322
清家 (1986)	国生・1978	0.089 (60 歳~) ³⁾	
	国生・1981	0.473 (60 歳~)	
	国生・1984	-0.103 (60 歳~) ³⁾	
	高就・1980	0.347	0.23
	高就・1980	0.579 (60~69 歳)	
	高就・1983	0.900	0.287
	高就・1983	0.264 (60~69 歳)	
八代・大石・二上 (1995)	高就・1988	0.042	0.259
	高就・1988	0.115 (60~69 歳)	
	高就・1992	0.061	0.391
	高就・1992	0.235 (60~69 歳)	
就業・多項選択			
高山他 (1990) ⁴⁾	全消・1984	0.827	0.309

注) 1. データの「高就」は『高齢者就業等実態調査』, 「全消」は『全国消費実態調査』, 「国生」は『国民生活基礎調査』を示す。

2. 仕事収入に対する弾性値。

3. 統計的に有意にゼロと異なるない。

4. 弾性値は論文に報告されていないので, 筆者が計算した。

を示している。小川 (1998 a) では, 83, 88, 92 年をプールして, 就業の公的年金受給額に対する弾性値として, -0.418 という結果を得ている。また, 小川 (1998 b) では, 1992 年だけのデータを用いて -0.0235 という結果を得ている。最初の 2 つの弾性値の数値は, 岩本 (1998) でまとめられた (年金受給額の内生性を調整しない場合の) 弾性値の範囲内あるいはやや高めに位置している。

小川 (1997) のモデルをもとに, 本稿での政策シミュレーションと類似した精神でおこなうとすれば, 年金減額をなくした (本来年金額と受給年金額が等しい) ときの就業率の変化として表すことができる。このような政策によって, 小川 (1997) の推定結果では就業率の増加が 9.2%ポイント, 小川 (1998 a) では 9.9%ポイント, 小川 (1998 b) では 9.2%ポイントとなると予測される¹³⁾。シミュレーションの設定が大きく違うので, 本稿の結果との直接の比較には十分注意すべきではあるが, あえて比較すると, 本稿の基本推定よりも大きめの就業の反応度となっている¹⁴⁾。

3 89 年改正の影響

89 年の在職老齢年金制度改正の就業に与える影響を分析した最近の実証研究には, 安部 (1998), 小川 (1998 a), 大日 (1998) 等がある。

大日 (1998) では, 推定された本来年金額をもとに, 在職老齢年金制度の影響を受給年金額の減額としてとらえている。そして, 受給年金額を説明変数とした就業関数の推定値から, 就業への影響を計測している。89 年改正の影響は, 就業率を 0.1%ポイント上昇させるにとどまり, 80 年代の高齢者就業率の上昇に対する説明力はほとんどもたないとされている。小川 (1998 a) では, 88 年から 92 年にかけては, 在職老齢年金の変化は就業率を 0.53%ポイント上昇させたという結果が得られている。安部 (1998) は, 89 年の在職老齢年金制度改正の影響を受ける 60~64 歳層の厚生年金受給権が就業確率に与える影響の変化が, 制度改正に影響されない 65~69 歳層の影響の変化と比べてどの程度違っているかを観察することによって, 制度改正が就業に与えた影響を検証する differences in differences の手法を用いている。

結論としては、制度改正が労働供給を大きく増加させたとはいえないとしている。

いずれの研究でも、89年制度改正が就業抑制効果を大きく減じたという効果は得られておらず、80年代後半からのこの年齢層の就業率上昇の主たる原因とはなりえないという結論になっている。本稿でも、制度改正前後での就業への影響の違いは統計的に有意ではないという結果が得られており、先行研究の結論を再確認したものと見える¹⁵⁾。

VI 結 論

本稿では、年金の減額支給を賃金への高税率ととらえた高齢者のライフサイクルモデルを基礎とし、在職老齢年金の就業阻害効果を確認することができた。行動モデルに立脚することの長所は、推定された行動パラメータをもとに、さまざまな制度変更の選択枝を検討することが可能となる点にある。本稿の基本推定では、年金の減額支給者は賃金への限界税率が80%以上になると認識していること、就業の賃金弾性値は0.13、在職老齢年金による限界税率の格差を是正する政策は60～64歳の就業率を5%ポイント程度引き上げる効果があることがわかった。代替的推定では、就業の感応度はこの倍程度になる。先行研究との比較の結果、妥当と考えられる行動パラメータと政策効果の数値は、本稿の基本推定を下限とし、その倍程度の数値の間に位置するものと考えられる。

また、89年の在職老齢年金改正の影響を検討したが、就業への影響は統計的に有意ではないという結論を得た。したがって、80年代後半の高齢者就業率上昇の直接的原因を在職老齢年金の制度改正に求める考え方には無理があると考えられる。これは先行研究の結論を支持するものである。図1が示すように、賃金の伸びを年金減額で相殺するという理念は、89年改正によっても維持されており、就業への有意な影響が現れるとすれば、この理念を変えた95年改正においてであろう。残念ながら、95年改正の影響を検証できるデータを本稿では利用できなかった。95年をはさんだデータによる検証は興味深い将来の課題である。

本稿における動学的モデルの推定は、7年間の『国民生活基礎調査』をブールする手法によって可能になった。動学的モデル分析の発展は、ひとえにデータの利用可能性にかかっている。『国民生活基礎調査』は多様な目的に対応した総合的な調査であるので、労働供給に対してのきめの細かい分析には一定の限界がある。他の調査を用いて、本稿と同様の手法による分析をおこなうことは、興味深い将来の課題である。また、最終的には、わが国においても、高齢者の労働供給を分析するのに適したパネル調査が実施されることが望まれる。

付 記

本稿は、「国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究会」(国立社会保障・人口問題研究所)における筆者の研究成果をもとにしている。『国民生活基礎調査』の個票による分析は同研究会における目的外使用(1998年6月16日、総務庁告示第88号)によるものである。本稿改訂の過程で、安部由起子、大日康史、大竹文雄、橘木俊詔、八田達夫、浜田浩児、樋口美雄氏から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

注

- 1) 就学中の者にとっては学歴は変化しうる変数であるが、本稿の対象とする高齢者については、学歴の変化はほぼ無視できる。
- 2) 賃金所得に対するコーホート効果を分析した大竹・猪木(1997)の結果からは、本稿の対象とする世代については、後のコーホートほど賃金水準が高くなる傾向が読み取れる。
なお、賃金所得関数にコーホートダミーを含めた推定をおこなうことは原理的に可能なので試みてみたが、本稿で得られた結論に大きく変更を加えるものではなかった。
- 3) 調査時点の年齢をもとに生年を編成したので、1923年生まれとは、厳密には1922年6月から1923年5月までの生まれに相当する。
- 4) ただし、III.3節でのべる理由により、代替的推定として、自営業者または自営業OBをサンプルから除外しない推定もおこなった。
- 5) Lagrange乗数に影響を与えるような、個人の能力といった変数が企業規模等と相関をもつ

ているような場合には、乗数と説明変数が無関係でなければならないという制約が満たされないおそれがある。また、この調査項目は世帯票にあり、就業の意思決定の翌年の企業規模・職業である。この2つの理由より、賃金の説明変数とすることには十分に注意する必要がある、代替的推定としてこの変数を用いない定式化による推定も試みる。

- 6) 居住地の選択が厚生水準に影響を与える場合（あるいは逆の場合）には、Lagrange 乗数と相関している可能性がある。しかし、都市規模は賃金所得の説明力が高いことから、説明変数に含めることにした。
- 7) 年金所得は所得票で調査されるが、ここでダミー変数を構成するのに使用した受給年金の種類は世帯票で調査されているため、調査対象時期が異なっており、正しく厚生年金受給者をとらえていない可能性は存在する。所得票での年金所得の有無と世帯票での年金受給の有無で個体数をクロス集計すると、

	年金受給あり	年金受給なし
年金所得あり	7,564	23
年金所得なし	1,208	5,923

となり、いったん年金所得がある状態から翌年に年金受給がなくなるケースはほとんどあり得ないことを示している。このことから、翌年の年金受給者を除外することによって、前年の年金受給者を部分的に除外でき、かつ非受給者を誤って除外することはほとんど無視できると考えられる。

- 8) 小規模調査年の世帯票では、通院状況の調査があるが、今回の目的外使用ではこの項目は利用可能でなかった。
- 9) 段階的線形関数の突起部分に選択点が集中しているかどうかを検証する手法もあり、清家(1983)が先駆的研究である。しかし、減額の基準となる賃金所得は定期給与であるが、『国民生活基礎調査』では定期給与とボーナスを区別できないため、選択点を正確に記述できない問題点をもつ。
- 10) 推定結果の問題点の1つに、理論的には絶対値が1以下である、賃金関数と就業関数の誤差項の相関係数が-1以下に推定されてしまっていることである(表2の ρ の欄)。したがって、本来は2段階推定ではなく、相関係数にかかる制約を考慮にいった(擬似)最尤法推定をおこなう必要がある。
- 11) 推定母集団の人数は推定に使用した7年間のべ人数である。
- 12) 参考のため、労働時間の賃金率に対する反応の研究をまとめると、清家(1989)は、1983年の『高齢者就業等実態調査』での60~69歳男性について、賃金率1%の上昇が、月間労働時間を

9.4時間増加させるという結果が得られている(残念ながら論文では弾性値は報告されていない)。一方、金子・高橋(1998)は、1988, 92年の『高齢者就業実態調査』の個票をプールして、1923年から1932年生まれの男性について、賃金月額1万円の上昇は月間労働時間を23.8時間減少させるという結果を得ている。これは、労働供給曲線が後方屈折していることを意味し、清家(1989)の推定結果と対立する。したがって、労働時間の賃金弾性性について、わが国では確定的な推定値は得られていない。

- 13) 受給年金額(小川[1997]等で雇用補助金と呼ばれる)のサンプル平均と本来年金額(公的年金額)のサンプル平均の差だけ受給年金額が上昇したとし、受給年金額の限界効果に乗じて、就業確率の変化を予測した。
- 14) 小川(1997, 1998 a, 1998 b)のサンプルは、55歳時点で雇用者であった60~64歳男性であり、手順自体は異なるが、概念的には本稿のサンプルに近いものを構成していると考えられる。
- 15) では、80年代後半から高齢者就業率の高まりの原因は何だったのか。本稿で推定された就業関数の説明変数では考えられる要因のすべてを取り込んでいるとはいいがたく、この問題に関する議論は、より広い観点から論じた他の研究にゆだねたい。

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』第36号, 7月, 50-82頁。
- Browning, Martin, Angus Deaton, and Margaret Irish (1985) "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demand Over the Life-Cycle," *Econometrica*, Vol. 53, No. 3, May, pp. 503-543.
- Gronau, Reuben (1973) "The Effects of Children on the Housewife's Value of Time," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp. S 168-S 199.
- Heckman, James J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5, No. 4, Fall, pp. 475-492.
- Heckman, James J. and Thomas E. MaCurdy (1980) "A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, January, pp. 47-74.
- 岩本康志(1998)「2020年の労働力人口」、『経済研究』第49巻第4号, 10月, 297-307頁。
- 金子能宏・高橋桂子(1997)「企業年金の普及と高

- 齢者の就業・引退行動], 『季刊社会保障研究』第33巻第2号, 9月, 177-190頁。
- MaCurdey, Thomas E. (1981) "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6, December, pp. 1059-1085.
- Moffitt, Robert (1993) "Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections," *Journal of Econometrics*, Vol. 59, Nos. 1/2, September, pp. 99-123.
- 小川 浩 (1997) 「年金と男性高齢者の就業行動」, 『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究 I』, 日本労働研究機構, 17-57頁。
- (1998 a) 「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, 7月, 245-258頁。
- (1998 b) 「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』第461号, 11月, 52-64頁。
- 大日康史 (1998) 「高齢者就業における意思決定の研究: '80年代後半のコブに関する一考察」, 『「経済と社会保障に関する研究」報告書別冊」, 医療経済研究機構, 159-184頁。
- 大竹文雄・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』, 東京大学出版会, 297-320頁。
- 大石亜希子 (1999) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響: 『国民生活基礎調査』による分析」, 日本経済学会 1999年度秋季大会報告論文。
- 小塩隆士 (1997) 「年金・雇用保険制度改革と年金資産」, 『季刊社会保障研究』第33巻第3号, 12月, 286-297頁。
- 清家 篤 (1983) 「年金の収入制限の効果」, 『季刊社会保障研究』第19巻第2号, 9月, 198-211頁。
- (1986) 「高齢者就業の趨勢と公的年金」, 『日本労働協会雑誌』第328号, 10月, 9-16頁。
- (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面分析」, 『日本労働協会雑誌』第359号, 8月, 11-19頁。
- (1991) 「生涯年金資産と引退行動」, 『経済研究』第42巻第1号, 1月, 12-20頁。
- 下野恵子・橘木俊詔 (1984) 「高齢者の就業行動分析: 男女比較」, 『季刊社会保障研究』第19巻第4号, 3月, 398-413頁。
- Tachibanaki, Toshiaki, and Keiko Shimono (1985), "Labor Supply of the Elderly: Their Desires and Realities about Full-time Jobs, Part-time Jobs, Self-employed Jobs or Retirement," 『経済研究』第36巻第3号, 239-250頁。
- 高山憲之他 (1990) 「公的年金と男子高齢者の労働供給」, 『経済分析』第121号, 52-66頁。
- 八代尚宏・大石亜希子・二上香織 (1995) 「高齢者就業の決定要因」, 『人的資源の高度活用と職業行動の変化に関する調査研究: 高齢者の活用を中心として』, 日本経済研究センター, 18-48頁。
- 八代尚宏他 (1997) 「高齢化の経済分析」, 『経済分析』第151号。

(いわもと・やすし 京都大学助教授)