

年金が高齢者の就業行動に与える影響について¹⁾

小 川 浩

1. はじめに

平均寿命の伸長や出生率の低下を背景に我が国の人口構造は急速に高齢化しつつあり、団塊の世代が60歳を越える21世紀初頭には世界的にも極めて高齢者の比率が高い社会になると見込まれている。この人口構造の高齢化に伴い、労働力人口の高齢化も進んでおり、60～64歳層の雇用就業の場の確保は政策的に極めて重要な課題であるといえる。

図1に示すように、わが国における60歳台前半層男子の労働力率は1988年までは一貫して低下しつつきていたが、その後1993年までは再上昇した。この理由が解明できれば、高齢者の雇用促進に活用できる可能性がある。さて、年金と高齢者の就業行動に関する先行研究で共通して認められている要因は(1)公的年金、(2)健康状態、(3)賃金率、(4)資産保有状況、(5)年金以外の非勤労所得などである。

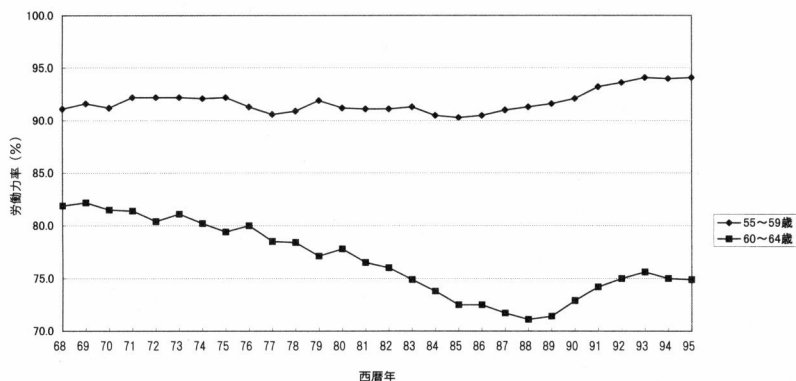
従来の研究では、これらの要因のうち公的年金要因が重視されてきたが、多くの研究では計

測期間が公的年金給付額の単調増加、就業率の単調減少期間のみに限定されていたため、公的年金の効果に他の要素が隠蔽されてしまっていた可能性がある。

1988～1993年の労働力率上昇期間を分析対象とした先行研究としては、1988、1992年の2時点の「高年齢者就業実態調査」の個票データを用いている(八代・大石・二上1995)が挙げられる。(八代・大石・二上1995)では、過去の職種を就業を説明する要因として追加した分析を行っているが、60～64歳については要因自体の変動よりもそれに対する高齢者の反応自体が定年経験や公的年金の引退促進効果が減ずるように変化したことによって就業率が上昇したと結論づけている。

本論文での計測では1983、1988、1992年の3時点のデータをプールして利用した。このデータは1986年改正前後の期間を含んでいるため、公的年金の変動とタイムトレンドを含む他の要素の分離が可能となった。また、従来女子の就業行動の分析では用いられていたものの男子に

図1. 男子高齢者の労働力率推移



資料) 総務庁統計局「労働力調査」。

関しては軽視されてきた世帯類型の要素を説明変数として加えることにより、60～64歳男子労働力率の変動を説明することを試みる。

2. 公的年金制度と高齢者の就業

公的年金と高齢者の就業行動について考慮する場合、我が国には年金給付額や仕事からの収入による減額システムが異なる(1)厚生年金、(2)国民年金、(3)共済年金、があり、それぞれの受給者の就業行動はかなり異なるということを考慮する必要がある。特徴を簡単に整理すると、

厚生年金 民間企業雇用者のための年金制度であり、給付額は比較的高い。65歳未満で民間企業に雇用されている場合は被保険者となるため、仕事からの収入に応じてかなりの割合で年金額が減額される。また、ある一定額以上の月収がある場合は支給停止となる。

国民年金 自営業者や雇用者の妻のための年金制度²⁾。給付額は比較的低い。満額支給開始年齢は65歳であるため、現在の興味の対象である60歳前半層では受給率は低い。

共済年金 主として公務員のための年金制度であり、職域年金相当分が上積みされるため厚生年金よりも給付額は一般に高い。受給資格者が厚生年金の被保険者となった場合には減額されるが、減額は厚生年金の在職老齢年金に比べれば遙かに穏やかである。また、どんなに所得が多くても支給停止にはならない。

のようになる。以下では、特に厚生年金について受給者の就業行動を概観する。これは、厚生年金は(1)被保険者数が最大の年金制度であること、(2)年金が60歳から満額支給されるため、本論文の興味の対象となる層への影響が大きいこと、(3)60歳以上の被保険者に対する在職給付が賃金月収感応的であること、などの理由により厚生年金受給者の就業行動は我が国の高齢者の行動分析にとって重要な意味を持つと考えられるためである。

2.1 1986年改正の影響

本論文の計測対象としている期間中(1983, 1988, 1992年の3時点)に、年金の1986年改正が実施された。厚生年金給付額に関してこの改革で重要な点は、

1. 世代を問わず報酬比例部分を平均標準報酬月額額の30%とするために給付乗率の段階的引下げ(20年かけて10/1000→7.5/1000)を決めた。
2. 定額部分を基礎年金と一致させるための定額単価の段階的引下げを決めた。

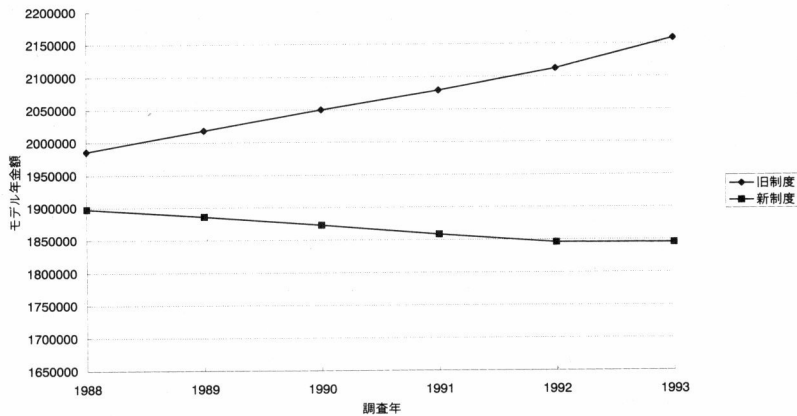
の2つである。この引下げは平均加入期間の伸びの予想のもとに、年金の水準が現役世代の収入と比較して1986年段階とほぼ一定になるようスケジュールされていた。

この制度変更の影響を図2に示す。図2は1988年から1993年までの男子老齢年金新規裁定者の平均加入期間と平均標準報酬月額を用いたモデル年金を実際の制度³⁾で計算したもの(図中の新制度)と、1986年以前の制度⁴⁾で計算したもの(図中の旧制度)を1989年価格で表示したものであるが、新制度でのモデル年金額は僅かながら減少している。

この結果と公的年金が引退促進的であるという先行研究の結果と照し合せると1988年から1993年まで観察された高齢男子の就業率上昇は部分的には1986年改正による年金額の減少で説明されうると考えられるが、1988年と1992年を比較した場合のモデル年金実質額での減少は月額で高々4000円強(変化率にして-2.7%強)に過ぎない⁵⁾。表1に示すように、60～64歳男子に関する従来の推計では公的年金の弾力性は大きくても0.9弱であり、3.9ポイントという大きな1988～1992年の労働力率の差を説明するには不十分である。

さらに、(清家1989)で指摘されている就業と年金の同時決定バイアスにより、先行研究における公的年金の引退促進効果は過大に評価されていると考えられる。そのため、年金で説明できる部分は更に小さくなり、1988～1993年の労働力率上昇を説明するためには他の要因を考慮

図 2. 1986 年改正のモデル年金額への影響



資料) 社会保険庁「社会保険事業年報」1992.

男子新規裁定者の平均加入期間と平均標準報酬月額より計算.

表 1. 先行研究での年金の扱いおよび 60~64 歳男子での弾力性

論文	公的年金変数	年金弾力性	データ
(下野・橘木 1984)	受給年金額	-0.136	「高齢者就業実態調査」1980
(清家 1986)	受給年金額	-0.204	「高齢者就業実態調査」1980
		-0.224	「高齢者就業実態調査」1983
(清家 1989)	厚生年金受給権	—	「高齢者就業実態調査」1983
(高山 1992a)	受給年金額	-0.841~0.224	「全国消費実態調査」1984
(八代・大石・二上 1995)	受給年金額	-0.864	「高齢者就業実態調査」1988
		-0.640	「高齢者就業実態調査」1992

する必要がある。

2.2 在職老齢年金と就業

厚生年金の受給資格があっても、60~64 歳の間は就業して厚生年金の被保険者となった場合には仕事からの月収を基準として年金額が減額あるいは支給停止される⁶⁾。そのため、実際に受給している年金の額はもしその人が働かなかったならば受給する権利がある金額とはしばしば大きく異なる。

このことは実際に受給している年金額は労働供給に影響を与えると同時に労働供給から逆に影響を受けていることを意味している。

就業決定を説明する変数として実際に受給している年金額を利用した場合、上記のように両者が独立とは言い難いため、受給年金額について計測される効果は(清家 1989)で指摘されているように

1. 受給年金→就業の負の効果

2. 就業→受給年金の負の効果

の混合したものとならざるを得ない。すなわち、受給年金を用いて就業行動を説明した場合にはその推定には同時決定バイアスがあると考えられる。

従来の研究では、表 1 に示すように

1. 同時決定バイアスを無視して、受給年金額そのものを利用する(下野・橘木 1984, 清家 1986, 高山 1992a, 八代・大石・二上 1995)。

2. 同時決定バイアスを考慮して、年金受給権を変数として利用する(清家 1989)。

の 2 つのアプローチが取られている。つまり大部分の計測では同時決定バイアスについては無視しており、考慮しているものも(1)高齢者就業実態調査の 1983 年調査にのみ存在する年金受給権に関する設問を利用しているため他の年度の調査では使えない。(2)受給権をダミー変数として導入しているため、年金額が変動し

たときにどのような効果があるかが予測できない、という問題がある。

2.3 本来年金の定義

就業と厚生年金受給額の同時決定バイアスを解消する別の方法として、本論文では「本来年金」という概念をあらたに導入し、以下のように定義する。

本来年金 ある個人の年金が全く減額されなかった場合に受取れるであろう年金額。

本来、就業/非就業の選択を行う際に各個人が前提として考える年金額は「高年齢者就業実態調査」で調査されている実際に受給した(減額されているかもしれない)年金額ではなく、ここで定義した本来年金額であると考えられる。これは、就業しなかった時の効用の基礎となる収入は就業時の受給年金ではなく非就業時の本来年金額であることを考えれば自明である。また、本来年金は就業状態とは独立であるため、年金額と就業状態の同時決定バイアス問題は本来年金を利用した場合にはそもそも存在しない。

2.4 本来厚生年金の推定

本来厚生年金の推定手続き⁷⁾は大きく(1)在职老齢年金が支給されている場合、(2)支給停止になっている場合、の2つにわけられる。

2.4.1 在职老齢年金が支給されている場合

厚生年金の減額率は標準報酬月額によって決まっているため、「高年齢者就業実態調査」で調査している仕事からの収入から標準報酬月額を計算し、対応する減額率を求めることにより本来年金を計算することが可能である。つまり、減額率を仕事からの収入の関数と考えて

$$\text{本来年金} = \frac{\text{在职老齢年金}}{1 - \text{減額率(仕事からの収入)}}$$

という計算を行えばよい。

2.4.2 支給停止になっている場合

支給停止になっている場合には、2つの問題がある。1つはそもそも年金受給権がないため

厚生年金額が0である人と、年金受給権があるが仕事からの収入が多すぎるため支給停止になっている人を識別することであり、もう1つは受給権がある人の本来年金額を推定することである。「高年齢者就業実態調査」の1983年調査では厚生年金を実際に受給しているかどうかとは関係無く本来の受給権を聞いているため前者の問題はないが、1988、1992年調査についてはこの設問はなくなっている。また、後者の問題については3時点いずれも「高年齢者就業実態調査」から直接データを得る事はできない。

ここでは、前者については(1)55歳当時民間雇用者であったこと、(2)現在民間雇用者であること、(3)週労働時間が32時間以上であること、(4)仕事からの収入が当該年の支給停止額を超えていること、の4つの条件を満たす人は本来は厚生年金受給権があるが、支給停止になっていると判断した(1988、1992年)。

55歳当時民間雇用者という条件だけでは、年金加入期間によっては受給権がない人も受給権者と判断される可能性があるが、(1)それ以前の職歴については調査されていない、(2)職種はわかるが産業については個人票で調査されていない、(3)厚生年金の事業統計には雇用形態別の加入率は出ていない、などの資料的な制限のためこのレベルの近似に留まった。規模によるコントロールは可能であるが、1983年データで試験的に行ったところ、大きな改善は見られなかったため採用しなかった。

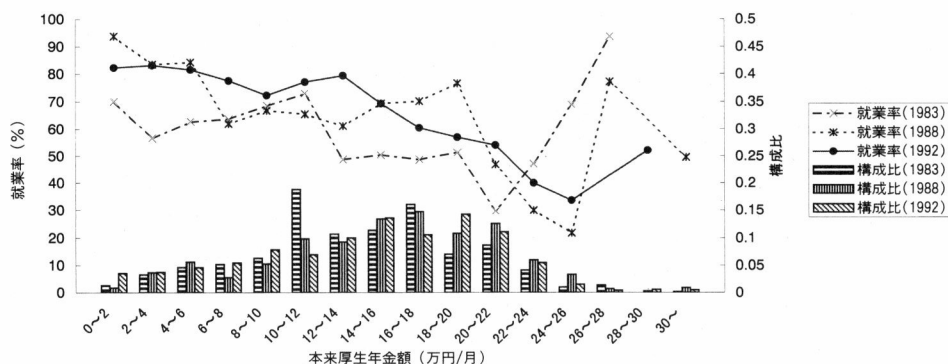
このような推定方法の妥当性を受給権に関するデータが得られる1983年データでテストしたところ、厚生年金額が0である60-64歳男性に関しては90%弱の率で正しく受給権が推定できた。

後者については、過去の職歴が似ている人の厚生年金額は同じ程度の額になるはずである。という仮定を置く事により、減額されていない厚生年金を受給している人の過去の職歴別平均年金を当てはめていくことにより推定を行った。

2.5 本来年金と就業率の時間的变化

本来年金と就業率の関係が時系列的にどのよ

図3. 本来厚生年金と就業率の変化



資料) 労働省「高齢者就業実態調査」1983, 1988, 1992年より筆者が推計。

60~64歳男子から、本来厚生年金額>0かつ国民年金および共済年金を受給していない人を選択した。

就業率のグラフは、当該年金額階層の構成比が0.5%以上の部分のみ表示している。

うに変化しているかを示すために1990年価格で表示したものが図3である。図3を見ると、本来年金と就業率の関係は1988年と1992年では非常に似ており、また1983年についても人数分布が集中している年金額階層については1988, 1992年と傾きはよく似ている。このことは、本来年金の額の変化に関しては調査年間での変動はあまり認められない、ということの意味している。

このことは、3時点でのデータをプールして本来年金と就業率の関係を推計することに特に問題がないことを示している。

3. 世帯類型と就業行動

以上に述べたように1988~1993年にかけて観察された60~64歳男子の労働力率上昇は公的年金の要素だけでは説明しにくいと考えられる。そこで、本論文では追加的な要因として世帯類型を導入する。

3.1 高齢者の就業行動と世帯類型に関する先行研究

女子の就業行動を説明するために世帯全体での効用を最大化するよう世帯内での余暇と勤労収入を決定するという考え方はそれほど珍しいものではないが、男子においても子供世帯との同居・非同居の別や世帯人員数によって高齢者の行動が変化することが(高山・有田1996)によって示されている。

この点について1980年の「高齢者就業実態調査」の個票を用いて分析を行った(下野・橘木1984)では、男子については⁸⁾本人以外の世帯員収入を説明変数に入れた形での計測を行っただけであり扶養形態あるいは世帯類型別の分析は行っていない。これは、扶養形態からみると男子は各年齢層で一貫して「主に自分の収入で生活している」率が70%近く、扶養形態ごとの差異を検討する必要が認められなかったからである、としている。

ここで注意すべき点は、同じ扶養形態ならば同じ就業行動を取っているという仮定が正しいかどうかは検討の余地があるということである。以下では表2に示した(高山・有田1996)の集計データを用いて高齢男子単身世帯と高齢夫婦世帯の行動パターンを比較してみよう。

(下野・橘木1984)で「扶養形態」として利用しているデータは、「高齢者就業実態調査」の「あなたの生活は主に何によっていますか。」という問である。高齢男子単身世帯については、「主に自分の収入で暮している」という回答が大部分であることはほぼ間違いないであろう。また、(高山・有田1996)によると年金を受給している夫がいる高齢夫婦世帯では平均で年間収入の80%が夫の収入であり、やはり主たる生活維持者は夫、すなわち高齢男子本人であるケースが大半であると考えられる。つまり、(下野・橘木1984)的な意味での扶養形態としてはこの両者はほぼ同一と考えて差し支えない。

表 2. 高齢者男子の世帯区分別年間収入

世帯区 帯分	人割 割合	本人年収(人数割合)		本人年収(万円)	
		ゼロ	480 万円以上	平均値	中央値
単身世帯	4.4%	—	8.5%	233	182
夫婦のみ	37.1%	0.3%	21.1%	394	295
既婚の子供と同居	38.0%	27.8%	10.6%	209	124
未婚の子供と同居	16.3%	2.5%	28.4%	430	321
その他と同居	4.2%	1.7%	25.5%	400	315
計	100.0%	11.1%	17.9%	323	250

資料) (高山・有田 1996), p. 166, 表 7-4.

しかしながら、表 2 の単身世帯と夫婦世帯を比較すると本人年収の分布や平均値、中央値には大きな差が認められ、この 2 つの世帯類型が同じ就業行動を取っているとは考え難い。このことは、「高年齢者就業実態調査」での扶養形態としては、同じ選択肢(「主として自分の収入で生活している」)を回答した場合であっても、就業行動には大きな違いがある可能性があることを示しており、同じ扶養形態ならば同じ就業行動を取るという仮定を無条件では受入れることができないことを意味する。

3.2 世帯類型の導出

「高年齢者就業実態調査」1992 年調査の個人調査票から世帯類型についての情報を直接的に得られる項目を抽出すと、(1)同居家族数、(2)同居家族のうち収入がある人数、(3)主に生活が依存している家族構成員、(4)同居家族全体の収入総額、程度であり、同居家族との関係などについての情報は一切含まれていない。そのため、直接的な形で世帯類型による就業行動を分析することはこのデータでは不可能である。

そこで、ここでは幾つかの仮定をおいて上記のデータから世帯を以下の 5 つのパターンに分類することを試みる。

1. 単身世帯(単身世帯)
2. 夫婦世帯(夫婦のみ)
3. 親世代が主たる収入者である親子同居世帯 A(未婚の子供と同居)
4. 子世代が主たる収入者である親子同居世帯 B(既婚の子供と同居)
5. 1~4 以外

()内は、ここで考えた世帯類型と対応させた

い表 2 での世帯区分である。もちろん子供の婚姻状態などは調査票にそもそも含まれていないデータであるため、親子同居世帯 A、親子同居世帯 B の区別が同居の子の未婚/既婚の別と対応している保証はない。しかし、推定された世帯類型の経済的属性は(高山・有田 1996)での再集計値から期待される性質を比較的良好に満たしている。

3.2.1 単身世帯

単身世帯は単純に同居人数が 1 名である世帯を選ぶことで問題なく分離することが可能である。

3.2.2 夫婦世帯

同居人数が 2 名であるような世帯を選ぶだけでは、無関係な 2 名であっても含まれてしまうため、同居人数が 2 名であり、かつ生活維持を本人または配偶者の収入に頼っているサンプルを夫婦世帯と仮定した。

3.2.3 親世代が主たる収入者である親子同居世帯 A

同居人数が 3 人以上であり、かつ生活維持を本人または配偶者の収入に頼っているサンプルをこのカテゴリに分類した。ここでの親世代という用語は、調査の対象となっている高齢者の世代を意味している。60~64 歳層では、調査対象世代のさらに親の世代が同居している可能性もあるが、それもこのカテゴリに分類される。(高山・有田 1996)の区分での「未婚の子供と同居」に対応することが期待されるが、婚姻状態に関する情報が欠落しているため一致している

保証はない。

3.2.4 子世代が主たる収入者である親子同居世帯 B

親-子の2名同居も考慮して、同居人数が2名以上で生活維持を子の収入に頼っているサンプルをこのカテゴリに分類した。夫婦で子供世代からの仕送りに頼って生活しているケースも含まれてしまうが、(高山・有田 1996)の集計によると高齢夫婦世帯で仕送りを受けている世帯は5%にも満たないため問題はないと考えられる。この区分も、子供が既婚である保証はない。

3.2.5 その他

上記の4分類に入らなかったサンプルはその他として扱う。このカテゴリに入るサンプルは生活維持のための収入源が不明であり、具体的にどのような層が該当するかは分からない。そのため、この区分については(高山・有田 1996)の区分と直接対応するものではない。

3.3 世帯類型の概観

上記のような方法で構成した各調査時点ごとの世帯類型別の就業率(図4)および世帯類型別のシェア(図5)を示す。いずれも、本来厚生年金額 >0 となる60~64歳の男子に関する集計である。図4からは、ここで推定した世帯類型での単身世帯と夫婦世帯では夫婦世帯の方が3

時点のいずれの調査をとっても明らかに就業率が高くなっていることが分かる。この結果は、表2と整合的であり、「高齢者就業実態調査」のデータを用いた世帯類型の推定に無理がないといえよう。

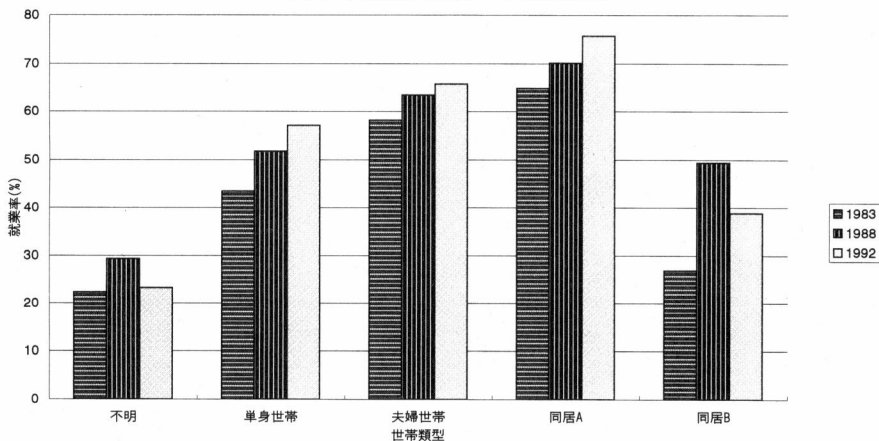
また、図5は、比較的就業率の高い世帯類型(夫婦世帯および同居A)が占める割合が3調査時点で増加し続けていることを示している。このことは、60~64歳層の男子の就業率について(八代・大石・二上 1995)で不明とされていた部分のいくばくかを世帯類型の変動で説明できる可能性が高いことを意味する。

3.4 世帯類型と就業行動の因果関係

年金も貯蓄も存在しない世界では、単身世帯、夫婦世帯あるいは同居A世帯は生活のために就業する必要がある。そのため、何らかの理由で働けなくなったようなケースでは(夫婦、就業)⁹⁾、(単身、就業)あるいは(同居A、就業)から(同居B、非就業)への遷移のみが起こり、(夫婦、非就業)、(単身、非就業)あるいは(同居B、非就業)への遷移はないと考えられる。すなわち、このような世界では就業行動の変化が直接世帯類型の変化を引き起こすため、就業行動の説明に世帯類型を用いることは因果関係が反対であり、世帯類型は適切な説明変数ではないと言える。

一方、年金制度などが充実しており、老後の生活自体は就業しなくとも問題が無い、という

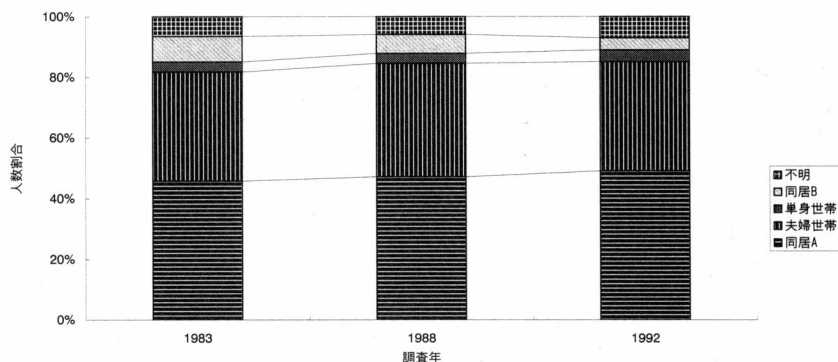
図4. 世帯類型と就業率の時間的变化



資料) 労働省「高齢者就業実態調査」1983, 1988, 1992年より筆者が推計。

60~64歳男子で本来厚生年金 >0 のサンプルに限定。家族類型の導出方法は本文参照。

図 5. 世帯類型とシェアの時間的変化



資料) 労働省「高齢者就業実態調査」1983, 1988, 1992 年より筆者が推計。

60～64 歳男子で本来厚生年金 > 0 のサンプルに限定。家族類型の導出方法は本文参照。

世界では働けなくなったとしてもすべて(同居 B, 非就業)へ遷移するわけではない。(夫婦, 非就業), (単身, 非就業)あるいは(同居 A, 非就業)であっても年金などによって生活可能だからである。この場合は, 世帯類型間のシェア移動は就業行動の変化によって引き起こされているとはいえず, 就業行動の説明に世帯類型を用いても因果関係の逆転はないであろう。

本論文の計測期間は既にかなりの年金給付が達成されている時期であり, 単純に前者のケースに相当するとは考えにくい。以下では, 時系列的な就業行動の変化と世帯類型間のシェア変動をチェックし, 就業行動から直接的に世帯類型が決定されるわけではないことを示す。

表 3 は 1983, 1988, 1992 年の 3 時点について, {夫婦, 同居 A, 同居 B} × {就業, 非就業} のマトリクス¹⁰⁾で求めたシェアから調査時点間の変動を計算したものである。

就業率の低下期間である 1983 → 1988 でのシェア変動を見ると, シェアが減少しているのは(夫婦, 就業), (同居 A, 就業), (同居 B, 非就業)であり, 就業行動によって世帯類型が決定されると仮定した場合に観察されるはずの就業率の低下 → (同居 B, 非就業)のシェア増加という関係は認められない。

就業率の上昇期間である 1988 → 1992 でのシェア変動では(同居 B, 非就業)のシェアは予想通り減少しているが, (同居 B, 就業)のシェア減少の方が大きく, やはり就業状態から直接的に世帯類型が決定されているとは考えにくい。

表 3. 世帯類型と就業状態のシェア変動:
%ポイント

1988-1983	夫婦	同居 A	同居 B
就業	-0.06	-3.07	1.11
非就業	2.42	1.93	-2.33
1992-1988	夫婦	同居 A	同居 B
就業	2.55	3.85	-2.18
非就業	-0.82	-1.55	-1.84

資料) 「高齢者就業実態調査」1983, 1988, 1992 年個人票より筆者が計算。

以上の観察から, 少なくとも本論文の計測期間については就業状態から直接的に世帯類型が決定されてしまうという状況ではないといえる。つまり, 世帯類型を就業状態の説明に用いても因果関係の逆転が問題になることはないと考えられる。

4. 本来年金と世帯類型を用いた就業行動分析

4.1 本来年金世帯類型による分析の枠組み

ここで用いる就業・非就業選択モデルは基本的には多くの先行研究で採用されているものであるが, 日本の高齢者の労働市場の特性に合わせるために若干の変更を加えてある。

従来広く用いられて来た就業選択モデルは, ある個人の就業・非就業の選択はその個人が就業した場合に得られるであろう市場賃金(W_m)と労働供給開始賃金(W_r , reservation wage)の大小関係によると考える。すなわち

$$W_m > W_r \rightarrow \text{就業する}$$

$$W_m < W_r \rightarrow \text{就業しない}$$

である。このようなモデルは, 就業時に得られ

る収入が市場賃金のみであるようなケースでは適当であるが、わが国の高齢者の雇用においては、(高山 1992b, 橘木・下野 1994)などで指摘されているように在職老齢年金を考慮した賃金額のコントロールが広く行われており、市場賃金だけで就業/非就業の決定をしているとは考えにくい。

そこで本論文では、高齢者の意思決定においては市場賃金として観察されている W_m ではなく、 W_m に在職老齢年金を加えた金額と W_r との大小関係で意思決定を行っている、という変更を加えた。すなわち、

$W_m + \text{在職老齢年金} > W_r \rightarrow \text{就業する}$

$W_m + \text{在職老齢年金} < W_r \rightarrow \text{就業しない}$

という判断で高齢者は行動している、としたのである。

さて、就業意欲の決定というモデルの原型からすると、市場賃金と在職老齢年金の合計金額のみが重要であり、2つの変数を別々に計測式に加える必要はない。しかしながら、本論文では被説明変数として就業意欲ではなく実際の就業状態を利用しているため、労働需要に対する影響を考慮する必要が出て来る。労働需要に対する効果は市場賃金はマイナス、在職老齢年金は(橘木・下野 1994)で指摘されているように賃金率を下げる効果があるためプラスの効果を持つと考えられる。合計額として計測すると、この2つの効果の相乗効果で不適切な結果となることが予想されるため、別変数として計測式に採り入れた¹¹⁾。

具体的な計測方法としては、ある個人 i についての W_{mi} , W_{ri} を説明する変数のベクトルを x_i 、サンプル全体に対応するパラメータを β 、攪乱項を e_i とおき、観察された就業状態が「就業」である場合は $y_i^* > 0$ 、「非就業」である場合は $y_i^* \leq 0$ となるように $y_i^* = x_i' \beta + e_i^*$ のパラメータ β をプロビット推定により求めた。

4.2 データと説明変数

推定に利用するデータは、「高齢者就業実態調査」の1983, 1988, 1992年のデータから60~64歳男子を抽出し、3時点のデータをプール

して利用している。本来年金と就業率あるいは世帯類型と就業率の関係は3調査時点間では比較的安定しており、このようなデータのプールには問題がないと考えられる。被説明変数は、「収入になる仕事をしたか」を用いる。仕事をした場合には1、しなかった場合には0である。

表5に示した変数のうち、いくつかの仮定をおいて再構成する必要があるものは賃金月額と在職老齢年金(雇用補助金)である。

4.2.1 賃金月額の推定

実際には就業していない人に対して、実際に労働市場で観察された賃金から求めた賃金を割り当てる場合は、サンプルセレクションバイアスが生じることは(Heckman 1979, 清家 1989)などで指摘されているが、この点については本質的に避けることができない。しかしながら、実際に観察された賃金の割り当て方法については工夫の余地がある。

表4に、就業確率関数推定のために先行研究で行われた賃金の割り当て方法を示す。何れの方法でも、割り当ての基準となっている属性は高齢者の現在の属性であり過去の履歴は重視されていないことが分かるが、実際に高齢男子が就業する場合、過去の履歴によってかなり行動が左右される可能性が高いと考えられる¹²⁾。

ここでは、過去の履歴をある程度調査しているという「高齢者就業実態調査」の特徴を生かし、過去の履歴をできるかぎり生かした形で賃金の割り当てを試みた。具体的には

55歳当時雇用者 (1)調査年, (2)性, (3)5歳階級での年齢, (4)55歳当時職種, (5)55歳当時規模を属性として利用し、引退経験者(定年経験があるか、定年前に離職した)について計算した平均賃金を割り当てる。

55歳当時非雇用者 (1)調査年, (2)性, (3)都道府県, (4)5歳階級での年齢を属性として利用して計算した平均賃金を割り当てる。

という方法を取っている。55歳当時雇用者¹³⁾で適切な平均が得られないケースでは、本来厚

表 4. 先行研究における非就業者への賃金の割り当て方法

論文名	非就業者への賃金の割り当てかた
(下野・橋木 1984)	パート雇用者の平均収入
(清家 1986)	賃金構造基本調査から作った属性別賃金テーブル
(高山 1992a)	都道府県別時間あたり賃金
(八代・大石・二上 1995)	都道府県別男子 60~64 歳企業規模 10~99 人所定内賃金

生年金の割り当てと同様に上で属性を並べてある順序の後ろの方(55歳当時雇用者なら55歳当時規模の属性が一番後ろ)から順に落とし、平均の割り当てを行った。このとき、勤務時間についても同じ属性での平均を割り当てた。

このような方法による賃金の割り当ては、在職老齢年金を考慮した賃金調整が行われるか否かが55歳当時の職種や企業規模に依存していること、すなわち、(橋木・下野 1994)で指摘されているような高賃金率での雇用者と低賃金率での雇用者へのタイプ分けはある程度過去の職歴に依存することを前提としている。

この点について1992年の「高年齢者就業実態調査」¹⁴⁾でチェックすると、定年経験のある高年齢者の場合、再雇用時の職種と55歳当時の職種が同じか否かは55歳当時の職種によって大きく異ることがわかる。別職種で雇用された場合は、過去の経験や技能が正当に評価されず、結果として低賃金率タイプとなる可能性が高いと考えられる。

さらに、1992年の「高年齢者就業実態調査」の個人票を用いた筆者の再集計によると、55歳当時と60~64歳での勤務先や職種が同じであるか否かは55歳当時の職種と企業規模によって大きく変動することが見出された。例えば、規模が1000人以上の専門職であった人が定年後再就職する場合は専門職として働く人が7割近いが、同じ規模であっても技能工の場合は6割近くが別職種についている。

これらの事実からも、過去の職歴を用いて非就業者の市場賃金を割当てるという方法は、再就職の結果が在職老齢年金を考慮した賃金調整が行われるような低賃金率労働であるか、あるいは過去の経験や技能を生かした高賃金率労働であるかまで含めて賃金の推定が行えるといえる。この点においても、小企業での所定内賃金

やパートタイム労働者賃金の平均を利用している先行研究での推定額より「実際に働いたならば得られるであろう賃金」の推定値としては優れていると考えられる。

さて、賃金の変数として賃金率ではなく仕事からの収入(およびその推定値)を直接利用するのは、

1. 在職老齢年金の減額率は賃金月額によって決まるため、賃金率と直接の関係がない。
2. 図6に示すように、本来厚生年金額が正である60~64歳男子サンプルでの観察された労働時間はフルタイム労働に集中しており、希望としての短時間労働が直接労働時間に反映するような労働市場の状況ではないと考えられる。

の2つの理由による。

4.2.2 在職老齢年金の推定

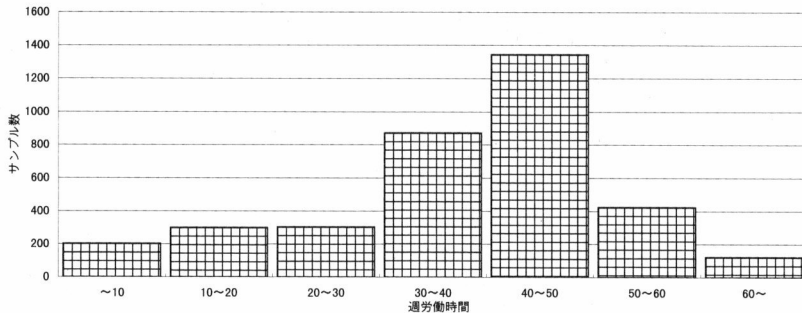
調査時点で実際に就業している人については、その時に受給している厚生年金額あるいは在職老齢年金額をそのまま在職時の厚生年金額と考えればよいが、就業していない人については在職老齢年金についても推定する必要がある。

ここでは、上で割り当てた月収を標準報酬月額に換算して減額率を求め、非就業者が実際に受取っている厚生年金額を減額するという方法で非就業者が就業した場合に受取るはずの在職老齢年金額を推定した。ただし、月収と同時に割り当て済の労働時間が週32時間に満たない場合は厚生年金の被保険者とならないとみなして減額は行っていない。

4.2.3 推定式

表5にここでの計測に利用した説明変数を示

図 6. 労働時間の分布



資料) 労働省「高齢者就業実態調査」1983, 1988, 1992 年より筆者が推計。

60~64 歳男子で本来厚生年金額 > 0 であり、就業しているサンプルに限定。

す¹⁵⁾。

ここで行う推計は、1988~1993 年にかけて観察された 60~64 歳男子の就業率の上昇を説明するためのものであるため、就業率の変動要因を検討するためには、変動期間前後を含んだデータで推定することが望ましい。ここでは利用可能なデータが 1983, 1988, 1992 年の 3 時点であるため最近時点方向へは不十分であるが 3 時点をプールしたデータで推計を行った。

4.3 就業率変動に関する推計

表 6 に、1983~1992 年の就業率関数推定結果、表 7 に表 6 で推定した結果を用いて計算した 1983~1988 年および 1988~1992 年の就業率変動に関する要因分解の結果を示す。推計式の

各変数は年齢を除いてすべて 1% で有意であり、年齢も 5% では有意となる。また符号条件は表 5 における予想と一致している。

表 8 は 1983~1988 年および 1988~1992 年の変動について、それぞれ影響の大きい順に要因を並べたものである。1983~1988 年の期間では公的年金受給額の上昇による就業率の低下の影響が非常に大きいため、他の要因による就業促進効果は隠蔽されてしまっていたことがこの推計結果よりわかる。

1988~1992 年の変動については、この推計式では、就業率の 4.06 ポイントの変動のうち 1.86 ポイント分 (45.8%) を説明できたこととなる。また、この期間の就業率を押上げた要素としては市場賃金の上昇の効果が一番大きいこともわか

表 5. 就業選択に関する説明変数一覧

変 数 名	変 数 の と り か た	符号条件
年齢	調査時点での実年齢	⊖
健康状態	「元気」→ 0, 「あまり元気でない」または「病気がち・病気」→ 1	⊖
公的年金額	実質本来年金額の合計額 (1990 年価格)	⊖
受給年金額	実質受給年金額の合計額 (1990 年価格)	⊖
私的年金額	退職年金、個人年金などの合計額 (1990 年価格)	⊖
定年経験	定年経験あり→ 1, それ以外→ 0	⊖
東京ダミー	東京在住→ 1, それ以外→ 0	⊕
世帯類型	ベースは同居世帯 B の場合	
	単身世帯ダミー: 単身世帯→ 1, それ以外→ 0	⊕
	夫婦世帯ダミー: 夫婦世帯→ 1, それ以外→ 0	⊕
	同居世帯 A ダミー: 同居世帯 A→ 1, それ以外→ 0	⊕
	その他世帯ダミー: その他世帯→ 1, それ以外→ 0	⊖
賃金月額	実際に就業している場合は 1990 年価格での実額 非就業者の場合は上で割り当てた金額	⊕
雇用補助金	実際に就業している場合は 1990 年価格での実際受給年金額 非就業者の場合は上で割り当てた在職老齢年金額	⊕

表 6. 就業率関数の推定(1983~1992 年)

変 数	係数 ¹⁾	t 値	弾力性 ²⁾	平均
定数項	1.9243	3.13	—	—
年齢	-0.0072	-2.3	-0.6424	61.9132
健康状態	-0.2819	-30.02	—	0.2911
公的年金額	-0.0290	-38.06	-0.4184	10.0372
私的年金額	-0.0094	-6.07	-0.0101	0.7487
賃金月額	0.0060	13.48	0.1691	19.6086
雇用補助金	0.0219	31.47	0.1741	5.5308
定年経験	-0.0975	-9.43	—	0.3910
東京ダミー	0.0612	3.44	—	0.0775
単身世帯	0.1121	4.57	—	0.0364
夫婦世帯	0.2448	16.1	—	0.3193
同居世帯 A	0.3033	20.67	—	0.4861
その他世帯	-0.0951	-4.53	—	0.0593
サンプル数	12402			
対数尤度	10809			
Madalla の擬似 R^2	0.30			
予測的中率(%) ³⁾	80.62			

注 1) 定数項は probit 係数, それ以外は平均で評価した偏微係数.

注 2) 平均で評価した弾力性.

注 3) 予測的中率は, (就業・非就業の予想が正しかったサンプル数)/全サンプル数で計算.

表 7. 男子高齢者就業率の変動要因分解

変 数	サンプル平均の変動		偏微係数×サンプル平均変動	
	1988 平均-1983 平均	1992 平均-1988 平均	1983~1988 変動要因	1988~1992 変動要因
就業率	-0.0343	0.0406	-0.0476	0.0186
年齢	-0.0016	0.1145	0.0000	-0.0009
健康状態	-0.0304	-0.0049	0.0080	0.0014
公的年金額	2.9310	-0.0358	-0.0794	0.0011
私的年金額	0.0072	-0.0426	-0.0001	0.0004
賃金月額	0.5087	2.8476	0.0029	0.0178
雇用補助金	1.0822	-0.2314	0.0221	-0.0053
定年経験	0.0363	0.0305	-0.0033	-0.0031
東京ダミー	-0.0021	0.0069	-0.0001	0.0004
単身世帯	-0.0013	0.0149	-0.0001	0.0017
夫婦世帯	0.0361	0.0096	0.0083	0.0025
同居世帯 A	-0.0214	0.0109	-0.0061	0.0035
その他世帯	-0.0020	0.0104	0.0002	-0.0010

る。これは、バブル期に大幅な賃金上昇があったことを考慮すれば当然の結果と言える。

本来年金額の引下げ効果は 0.11 ポイント程度, 世帯類型間の移動の効果は全体で 0.66 ポイント程度であり年金制度変更による年金額の低下の影響より世帯類型間の人口移動の影響の方が大きかったことが明らかになった。

世帯類型間のシェア移動は 1983 年と 1988 年で比較しても同居 A, 夫婦世帯の高就業率グループが増加する方向であるが, この期間は年金額が上昇することによる就業率低下の影響が大

きかったため, 世帯類型間の人口移動による就業率上昇の影響は観察不可能であったと考えられる。

5. まとめ

本論文では, (1)男子高齢者の就業行動の決定要因に世帯類型という要因を追加した, (2)公的年金の実質支給額が減少している期間をも計測期間に含めた, (3)本来年金と在職年金を分離して推計式に含めたことにより,

表 8. 男子高齢者就業率変動要因

効果の大きさ	1983～1988		1988～1992	
1	公的年金	-0.0794	賃金月額	0.01782
2	雇用補助金	0.0221	世帯効果	0.0066
3	健康状態	0.0080	雇用補助金	-0.0053
4	賃金月額	0.0029	健康状態	0.0014
5	世帯効果	0.0022	公的年金	0.0011

1. 従来は女子の意思決定においては重視されていたものの男子では殆ど無視されていた世帯類型は、男子高齢者においては女子と同様に意思決定の要因として無視できない。特に近年の夫婦世帯および独立していない子供との同居世帯の増加は男子高齢者の就業率に公的年金以上の効果を持っている。この効果は公的年金額が上昇している期間には年金額の上昇による引退効果に隠蔽されて無視されてきたが、公的年金額が低下している期間を推計に含めることによって明らかになった。
2. 1988～1993年に観察された男子高齢者の就業率の上昇は、バブル期の賃金上昇によって説明される部分が多い。
3. 1986年の年金制度改革によって、公的年金の実質支給額は若干ながら減少しているが、減少額が僅かであるため就業率の上昇にはほとんど寄与していない。

という結論を得た。

(論文受付日 1996年10月8日・採用決定日
1998年1月21日、関東学園大学経済学部)

注

1) 本論文で用いた「高齢者就業実態調査」の個票データは、日本労働研究機構におかれた総合プロジェクト「年金制度改革が就業引退行動に及ぼす影響に関する研究」のために労働大臣官房政策調査部より供与されたものである。研究会、および資料についてご協力頂いた労働大臣官房政策調査部に感謝する次第である。本報告は当該研究会で小川が行った計測によるものであるが、内容は全て小川個人の見解である。

2) 1986年改正により、基礎年金は全ての年金に共通の制度となったが、本論文ではそれ以前の期間をも分析の対象としているため、混乱を避けるため自営業者や雇用の妻の年金、つまり改正前の意味を表す時は「国民年金」、改正後の各年金制度共通の1階部分を表す時には「基礎年金」という用語を用いる。

3) 当該年に60歳になった人に適用された定額単

価および給付乗率を用いて計算。加給年金は考慮していない。

4) 定額単価 2603円、給付乗率 10/1000 で計算。加給年金は考慮していない。

5) このモデル年金は加給年金を無視しているため、制度変更による支給額の変化率は実際より大きくなる。

6) 被保険者となることによって平均標準報酬月額と加入期間が変化し、年金額も変化するが、男子の場合は60～64歳での被保険者期間によって受給権自体が追加的に発生することは多くないため、この変化ここでは無視している。

7) ここでは概略のみを示す。詳細は(小川1997)を参照。

8) 女子については扶養形態や世帯類型によりデータをコントロールして推計を行っている。

9) 世帯類型と就業状態の組合せパターンを(世帯類型、就業状態)と略記する。

10) 高齢男性では単身世帯は少なく、またその他世帯は具体的にどのような世帯なのか不明であり、評価が困難であるため捨象した。

11) 合計額でも推定を行ってみたが、予想通り合計額では著しく説明力が低下した。

12) 研究会として1995年6月に大分県経営者協会で行ったヒアリングでは、高齢者雇用における労働者側の問題点として「給与が減ってまで仕事をしたくない」というものがあつた。

13) 本来は都道府県も属性として利用したかったが、上記の属性区分に都道府県を追加すると分類が細かくなりすぎて、それぞれの属性区分での有効な平均が計算できなくなるため、過去の履歴の情報を優先した。

14) 調査結果の概要第24表。

15) 東京・大阪の両方の居住者を1とした大都市ダミーでの計測も行ったが、大阪を含めた場合には有意性が著しく落ちたため東京居住者のみを特別扱いにした。

参考文献

- 金子能宏(1997)「企業の高年齢者雇用と雇用政策の効果」『年金制度改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究1』第6章、日本労働研究機構。
- 小川 浩(1997)「年金と男性高齢者の就業行動」『年金制度改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究1』第2章、日本労働研究機構。
- 清家 篤(1986)「高齢者就業の趨勢と公的年金」『日本労働協会雑誌』第328号、pp.9-16。

- 清家 篤(1989)「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定」『日本労働 協会雑誌』第 359 号, pp. 11-19.
- 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』Vol. 19, No. 4, pp. 398-413.
- 橘木俊詔・下野恵子(1994)『個人貯蓄とライフサイクル』第 5 章, 日本経済新聞社.
- 高山憲之ほか(1992a)「公的年金と男子高齢者の労働供給」高山憲之編著『ストック・エコノミー』第 7 章, 東洋経済新報社.
- 高山憲之(1992b)『年金改革の構想』日本経済新聞社.
- 高山憲之・有田富美子(1996)『貯蓄と資産形成』岩波書店.
- 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構造の変化に関する調査研究報告書』第 1 章, 日本経済研究センター.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.