

公的年金と労働供給

清 家 篤

I 公的年金と労働供給

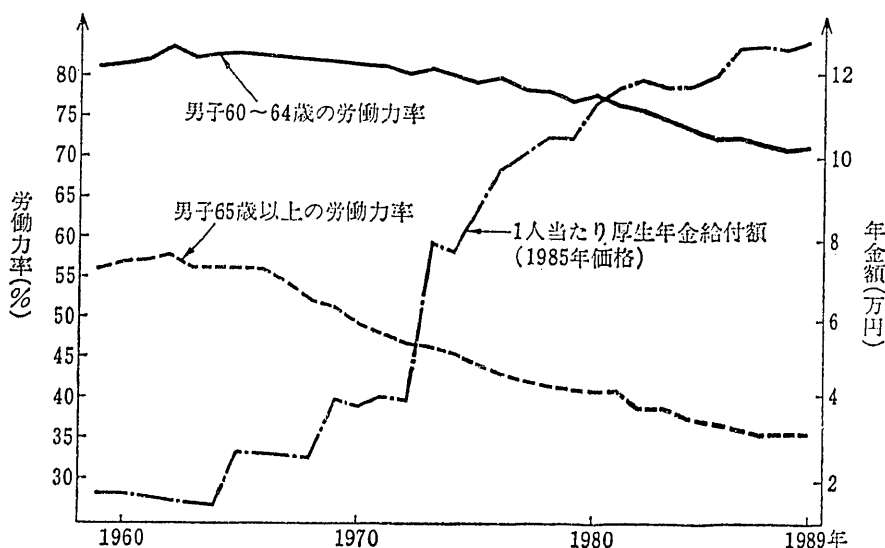
高齢化の進展にともなって、公的年金と労働供給の関係は急速にひとびとの関心を集めつつある。先進国共通にみられる高齢者の早期引退傾向と公的年金の関係は、雇用あるいは年金財政との関係で政策的にも大きなイムパクトをもつからである。このため、公的年金の労働供給に与える影響に関する研究も、最初はアメリカ、イギリスなどで、そして現在では日本でもかなり進んできた。

公的年金の労働供給に与える影響は、労働供給のいくつかの異なる次元において観察されている。ひとつは長期時系列でみた労働力率の動きである。

図1は日本における男子高齢者の労働力率の趨勢と1人当たり(厚生)年金給付額(1985年価格の

実質値)との対比を示している。労働力率の低下傾向と公的年金の(とりわけ1973年大改正以降の)増加傾向は見事な対比をなす。もちろん65歳以上についてみれば、高齢化の進展によってもともと労働力率の低い70歳以上といった高高齢層の比重も増えている。これによって65歳以上全体の労働力率も自然に低下することになる。また、こうした高高齢層の影響を受けない60～64歳層でも、とりわけ1970年代前半のところまでは、自営業比率の低下が労働力率をかなり低下させている。しかし自営業比率の下げ止まった1970年代中盤以降については、年金の影響はあきらかであろう。

ただしこの影響をより厳密に確認するには、横断面において、労働供給に影響を与える他の要因を統御したうえで、労働供給と公的年金の関係をみなくてはならない。すなわち、所得と余暇の選



(注) 労働力率は総務庁「労働力調査年報」、1人当たり厚生年金給付額(実質)は社会保険庁「事業年報」と総務庁「消費者物価指数」から作成。

図1 男子高齢者の労働力率と1人当たり年金給付額の趨勢

好に影響を与える要因や賃金、労働需要側の影響を一定に保ったうえで、年金の影響はたしかにあるのか。その場合その影響の大きさはどれほどなのか、ということである。公的年金と労働供給をめぐる分析の中心はここにある。

具体的には、就業選択や労働時間に対する、年金の支給水準、および受給資格の影響が吟味される。また、支給水準、受給資格の影響だけではなく、年金給付にともなう（勤労）収入制限という、制度的側面の労働供給への影響も重要な政策イムプリケーションをもっている。

このような、時系列、横断面の考察に加えて、1人の個人の生涯における、就業選択と公的年金の関係も最近注目を集めるようになった。生涯にわたる就業選択を考えると、生涯年金資産というかたちで測った年金額は、引退の時期によって変わってくるからである。そしてこの面でも、給付にともなう（勤労）収入制限は大きな意味をもってくるのである。

こうした研究から、公的年金の労働供給に与える影響について、これまでに日本で確認されていることはなにか。本稿の目的は、このことを、労働供給のいくつかの次元で整理してみることにある。

まず次のⅡ節においては、公的年金の就業選択に与える影響をみてみよう。またⅢ節では、年金の給付にともなう収入制限の労働時間選択に与える影響を、またⅣ節では生涯年金資産と引退時期の関係についてみる。そのうえで、確認された事実からの政策イムプリケーション、および残された課題について、最後のⅤ節、Ⅵ節で議論することにしてしよう。

Ⅱ 公的年金と就業選択

(1) 公的年金の就業確率に与える影響

日本で公的年金の労働供給に与える影響を横断面データによって厳密に分析できるようになったのは、1980年に労働省の行った第1回の「高齢者就業等実態調査」以来である。このデータを使って、まず労働省の本川・森[5]は、公的年金・私

表 1 就業確率の公的年金所得弾性(計測1~5)と受給資格効果(計測6)

	計測 1	計測 2	計測 3	計測 4	計測 5	計測 6
年齢階層	1980年 Logit 変数は 年金額	1980年 Probit 変数は 年金額	1981年 Probit 変数は 年金額	1983年 Probit 変数は 年金額	1984年 Probit 変数は 年金額	1983年 Probit 変数は 受給資格
60~64	-0.136 (16.51)	-0.204 (22.76)		-0.224 (21.16)		
65~69	-0.278 (14.21)	-0.324 (18.03)		-0.340 (14.76)		$\frac{\partial \text{就業確率}}{\partial \text{受給資格}}$
60~69		-0.258 (28.71)	-0.211 (7.59)	-0.280 (25.71)	-0.268 (7.80)	-0.153 (11.43)

(注) 数値は計測1~5では平均値で計算した就業確率の公的年金弾性、計測6では厚生年金受給資格のある場合の就業確率の変化分。

()内は弾性値のものと係数の漸近的t値。

計測1——1980年「高齢者就業等実態調査」によるロジット計測で、公的年金受給額を説明変数とする(出所：下野・橋本[11])。

計測2——1980年「高齢者就業等実態調査」によるプロビット計測で、公的年金受給額を説明変数とする(出所：清家[6])。

計測3——1981年「国民生活実態調査」によるプロビット計測で、公的年金受給額を説明変数とする(出所：清家[6])。

計測4——1983年「高齢者就業等実態調査」によるプロビット計測で、公的年金受給額を説明変数とする(出所：清家[6])。

計測5——1984年「国民生活実態調査」によるプロビット計測で、公的年金受給額を説明変数とする(出所：清家[6])。

計測6——1983年「高齢者就業等実態調査」によるプロビット計測で、厚生年金受給資格を説明変数とする(出所：Seike[8])。

的年金を合わせた年金総額が就業確率を下げる効果をもつことを確認した。そしてその後、公的年金だけを識別してその労働供給への効果を考察しようとする分析がいくつかでてきた。

表1の計測1, 2は、1980年「高齢者就業等実態調査」による男子高齢者の労働供給関数の計測結果からとった、就業確率の年金弾性である。どちらも就業・非就業の選択を労働供給尺度にとり、それを前者ではロジット分析、後者ではプロビット分析によって計測している¹⁾。

いずれも、公的年金の効果は有意にマイナスに計測されており、年金が就業確率を低下させることを統計的に確認している。その効果の大きさをみると、両者は労働供給関数の特定化、計測方法で異なるにもかかわらず、結果はそれほど大きく違ってはいない。しかも、注目されるのは、前二者の計測に使ったデータとは異なる1981年の「国民生活実態調査」から得られた計測3の弾性値も、ほぼこれに近い値をとっていることである。

次に、計測4, 5は、1983年「高齢者就業等実態調査」および1984年「国民生活実態調査」によっ

て計測された結果である。1980年、81年の結果より若干大きな数値になっているものの、ほぼ似たような値域にある。すなわち、年金給付の1%の上昇は、就業確率を0.2ないし0.3%減少させるということである。さらに、計測1, 2, 4からは、年齢階層を60~64歳と65~69歳に分けた場合、年齢の高い階層ほど、弾性値が大きくなるという事実も共通に観察されている。いずれにしても、労働供給関数のかたち、計測方法、データ、それに時点にかかわりなく、公的年金の就業に与える影響はかなり安定的にとらえられているといつてよい。

ところでこれらの計測結果は、いずれも年金受給額を説明変数にとって、その就業確率への影響をみたものであった。しかしこの方法による計測では、年金の係数に同時決定バイアスを含んでしまう。というのは、雇用者向けの公的年金である厚生年金には、その給付に収入制限をとまうからである。そのため、年金受給資格者でも、働いて勤労収入を多く稼いでいる場合は、その勤労収入額に応じて年金の額を減らされる。このため、計測された年金給付額の係数は、年金給付によって就業の減退した効果と、就業によって年金の減額された効果の両方をひろってしまっている。それゆえ、その後者の効果の分だけ、年金の効果を、純粋の就業減退効果より過大に推計してしまっていることになるのである。

これを避けるために、年金受給額ではなく、年金受給資格を説明変数にとって計測を行ったのが計測6である。ここでは、給付に収入制限をとまう厚生年金の受給資格をもつ場合は1、そうでない場合はゼロとなるダミー変数を説明変数にとってその就業確率に与える影響をみている。こうして測られた年金受給資格のダミー変数は、年金を実際にもらっているように、あるいは収入制限のためにもらっていないと、資格のあるひとは1、ないひとはゼロとなるから、就業の選択とは独立である。

計測6に示される結果は、このようにして測られた、同時決定バイアスなしの公的年金の効果である。みてわかるように、厚生年金受給資格の就

業に与える影響は統計的に有意に計測されている。公的年金の影響は、同時決定バイアスなしでも確認されているわけである。プロビット係数から計算した ∂ 就業確率/ ∂ 受給資格の値は約-0.15であり、このことは、厚生年金の受給資格のあるひとは、他の条件を一定にして約15%ほど就業の確率が小さくなっていることを意味する。

(2) 就業に影響する年金以外の要因

さて、このように確認された公的年金の就業選択に与える影響は、就業選択に影響を与える他の要因を統御したもとでの計測結果から得られている。それら他の要因の影響はどれほどのものか。これについて、表1の計測6のもとになった就業確率関数の計測結果からみってみることにしよう²⁾。

表2は、この就業確率関数の計測結果と、それに対応する年齢層の賃金関数の計測結果である。まず就業確率関数の結果で注目されるのは、年金

表2 就業確率関数と市場賃金関数の計測結果

変数	就業確率関数 ∂ 就業確率/ ∂ 変数	市場賃金関数 $\partial \ln$ 賃金/ ∂ 変数
定数項	4.141 (11.35)	1.263 (4.32)
年齢	0.017 (-8.38)	-0.028 (-5.08)
健康状態ダミー (健康に問題あり=1, それ以外=0)	-0.331 (26.86)	-0.282 (-4.94)
高卒ダミー (高卒以上=1, それ以外=0)	0.037 (2.75)	0.391 (15.44)
大卒ダミー (大卒以上=1, それ以外=0)	0.087 (2.62)	0.670 (12.33)
年金受給資格ダミー (受給資格あり=1, それ以外=0)	-0.153 (-11.43)	
年金以外の非勤労所得	-0.0002 (-4.37)	
定年経験ダミー (定年経験あり=1, それ以外=0)	-0.177 (-13.10)	-0.361 (-8.30)
首都圏ダミー (首都圏居住=1, それ以外=0)	0.056 (3.69)	0.211 (7.34)
ラムダ変数		0.544 (5.14)
サンプルサイズ	7,014	4,559
対数尤度比	-3,859.3	
自由度修正済み決定係数		0.12737
F-値		96.03786

(注) ()内はt-値(就業確率関数では漸近的t-値)。就業確率関数の定数値はプロビット係数。賃金関数のラムダ変数は就業者サンプルだけで賃金を推計することのサンプルセレクションバイアスを修正するための変数(Heckman[1]参照のこと)。出所: Seike [8]。

を別とすると、健康状態と定年経験の影響の大きさである。健康状態に問題のあるひと、定年経験のあるひとは、そうでないひとに比べて、他の条件一定のもとで就業確率がそれぞれ約33%、約18%低い。これは、健康に問題のあるひとほど余暇選好の高いこと、さらに定年というものは、就業そのものを止める重要な節目になっていることを示している。またこの両者はすぐ後で述べる賃金を決めるうえでも重要な変数になっており、健康問題や定年経験による賃金低下が就業意欲を減退させる効果も含んでいる。

また、教育程度の効果も無視できない。高校(含旧制中)卒のひとは、義務教育だけのひとに比べて約4%、さらに大学卒のひとは約9%も就業確率が高い。これは、教育程度の高いひとほど、働く場合の賃金が高くなるため、高齢者の就業意欲も高まるからである。

実際、表2の右側に示すように、教育程度は、賃金を決定するうえで、健康状態に問題のあることや定年経験よりも大きな影響力をもっている。教育程度の高さは、高齢者になっても賃金に大きな影響を与えているのである。

そしてこのようにして決まる賃金は、公的年金

の充実と歩調を合わせて就業選択における重要性を増している。というのは、年金がよくなればなるほど、賃金の水準によって仕事を選び好みできる程度も高まるからである。

公的年金がほとんどないような時代には、高齢者はとにかくどんな賃金でも働かざるをえなかった。しかし、こんにち標準的なサラリーマンであれば、60歳になると月額20万円程度の公的年金を受給でき、これに企業年金の10万円もあればこれだけで月収30万円になる。月給15万円や20万円程度では働く気がしなくても当然である。そこで、賃金の水準は就業を規定する重要な変数になってくるわけである。

III 収入制限の影響

さて、公的年金の労働供給に与える影響を考える場合、もうひとつ無視できないものがある。年金の給付にともなう収入制限が、年金受給資格者の所得線を屈折させることからくる効果である。そのため、年金は就業選択に影響を与えるだけでなく、就業する場合の働きかたにも影響を与えることになる。

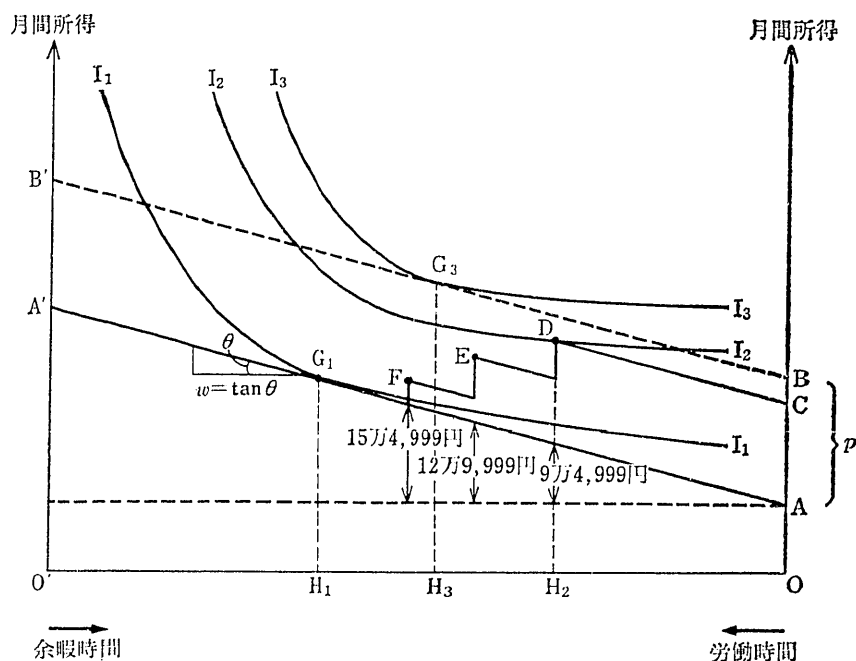


図2 所得線の屈折と屈折点での主体均衡

そこでまず、所得線の屈折メカニズムを整理しておこう。図2は、ある個人の所得と余暇の量を示す座標軸である。縦軸は所得、横軸は右下の原点Oから左へ労働時間、左下の原点O'から右に余暇時間をとっている。この個人に年金以外の非勤労所得がOAだけあるとしよう。そこでもしこの個人の賃金稼得能力が時間あたり w 円だとすると、このひとの所得線は AA' となる。

この個人がいま、BA すなわち p だけの年金受給資格を得たとしよう。すると所得線は BB' のように、 AA' を上方に p だけシフトしたものになるはずである。しかし年金の給付に収入制限をとまうとこうはならないのである。

完全に引退した場合に p だけもらえる年金額は、働いて勤労収入があると減額されるからである。ただし、収入制限の方法は年金制度の改定のために変わっている。ここでは後で述べる実証分析の対象とした1983年の制度にもとづいて説明することにしよう。1983年当時の制度のもとで、60～64歳の厚生年金給付額は、勤労収入9万4999円までは20%、そこから12万9999円までは50%、さらに

15万4999円までは80%減額される。そして勤労収入15万5000円以上になると、年金は100%支給停止になってしまう。

このため、受給資格者の所得線は図2のBCDEFA' になる。そこで、たとえば所得・余暇の無差別曲線が $I_1I_1 \sim I_3I_3$ のようであれば、主体均衡点はD(労働供給時間 H_2) に成立する。働く量を減らして (H_1 から H_2 へ)、年金は80%確保しようということである。年金がないときの均衡点は G_1 (労働供給時間 H_1) であり、収入制限なしで年金をもらえる場合の均衡点は G_3 (労働供給時間 H_3) であるから、この例では収入制限によって労働供給時間は、 $H_3 - H_2$ だけ余分に減少することになる。

もっともこれは労働供給時間を自由に調整できる場合はなしてあって、時間に調整の余地がないと結果は変わってくる。たとえば、極端なケースとして、図3のように、働く場合、労働時間は H_1 しか選択できないとしよう。そうするとこの個人にとって選択可能な点は、Bか G_1 ということになる。しかしこのとき、時間賃金率を w' 円ま

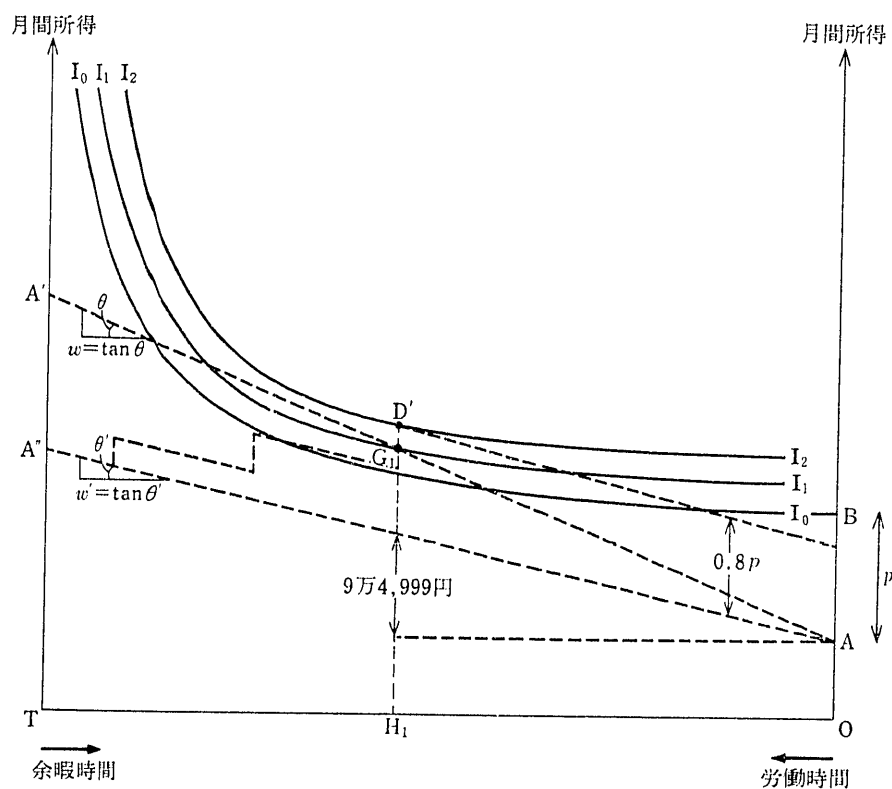
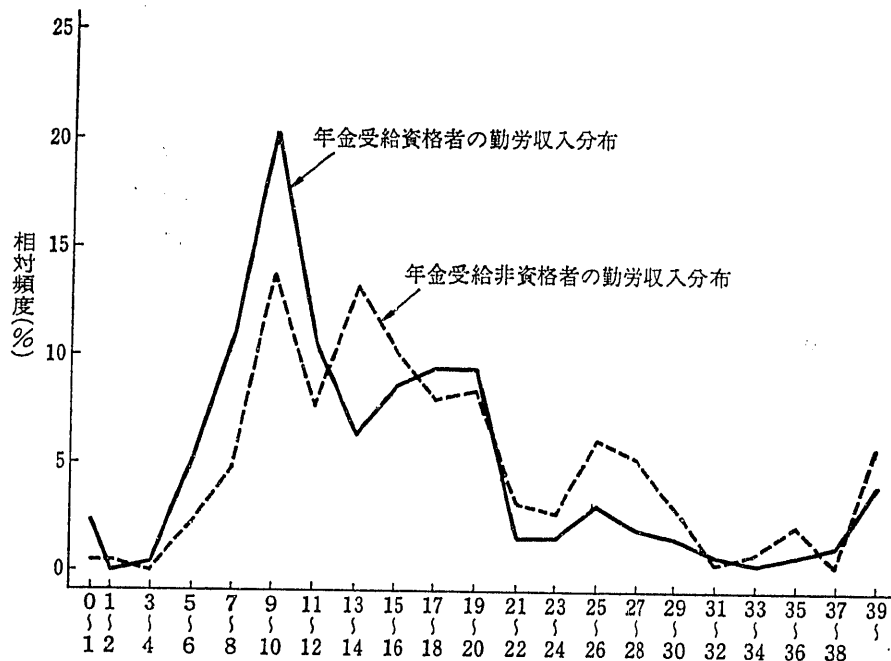


図3 労働時間固定の場合の勤労収入抑制



(注) 清家[7]の図を合成して作成。観察対象は60～64歳の男子で、55歳当時雇用者・定年経験あり・現在健康の条件を満たすもの。

図4 年金受給資格者と年金受給非資格者の勤労収入分布

で下げて、労働時間 H_1 で勤労収入 9 万 4999 円になり、これと 80% の年金を合わせた点が、 D' のように G_1 よりも上方にくれば、選択は B とこの D' ということになる。もし無差別曲線が図 3 の $I_0I_0 \sim I_2I_2$ のようであれば、この個人はこの D' を選択し、労働時間は変えずしかし時間賃金率を下げることで年金を 80% 受給しようとするだろう。

こうした年金の給付にともなう収入制限による所得線の屈折の影響について、清家[7]では、年金受給資格者の勤労収入分布を観察することで分析を加えている。図 4 をみてわかるように、年金受給資格者の勤労収入分布は 9 万 4999 円を含む収入階層にあきらかなモードをもつ分布となっている³⁾。これに対して受給資格のないひとたちの勤労収入分布はこのような特性をもたない。すなわち、年金受給資格をもっているひとは、働く場合、勤労収入を 9 万 5000 円未満ギリギリに抑えて年金を 80% 確保しようとする、すなわち、図 2、図 3 でいえば、点 D や D' に主体均衡点をもちやすいということを示しているのである。

年金受給資格者の勤労収入分布の形状に関するこの特性は、さらに Shimono=McCallum[10] によって再確認されている。年金受給資格者は、収

入制限制度のもとでできるだけ年金額を減額されないよう勤労収入を抑えるということ。この行動については複数の分析によって確認されたといっ

てよい。
ただ清家[7]と Shimono=McCallum[10] とでは、収入を抑制するやりかたについて、上の図 2 のケースなのかあるいは図 3 のケースなのかという点で見解を異にしている。すなわち前者では、年金受給資格者と非資格者とで、同じ勤労収入をあげるにあたってのフルタイム雇用者比率で測った労働時間に差がないことから、賃金率の引き下げ(図 3 のケース)はないとみている。これに対して、後者では、週労働時間の分布の少ないことから、労働時間の調整はできない(図 3 のケース)のが一般的であるとみている。

この違いは、ひとつには労働時間をパートタイム比率でみるのと、週労働時間でみるのとの違いによる。観測値としてそのどちらが良いかは一長一短である。週労働時間でみることの利点は、パートタイム比率などに比べて、より直接的でかつ細かく労働時間を測れるということである。他方、パートタイムにみることの利点は、個人調査における観測誤差の影響を避けられるということであ

る。自分がフルタイムかパートタイムかについては紛れなく答えられても、自分の実際の週労働時間を正確に答えることは難しい。事実、1983年「高齢者就業等実態調査」の示す高齢者の週実労働時間は、事業所統計でみた所定労働時間の分布よりも狭い範囲に集中している⁴⁾。

労働時間分布の違いを生み出すもうひとつの要因は、データコントロールの仕方の違いにある。清家[7]の場合、観察対象とするサンプルを、定年退職者に限定している。年金の収入制限を勘案しつつ、就業条件を選択できるのは、定年後の第2の職場（同一企業内での再雇用も含め）に就職するときだと考えられること。また、雇い主としても、定年後の再就職者には就業条件の多様性を認める度合いは高いだろうと考えたからである。その意味で観察対象は就業条件選択の余地のより大きいサンプルであるといえる。これに対して、Shimono=McCallum[10]は、定年経験者に限っていないから、定年のない中小企業などに勤め続けるひとも多く含まれ、労働時間の分布はその分小さくなると考えられる。いずれにしても、収入制限に合わせての収入抑制は、労働時間抑制（図2のケース）、時間賃金率抑制（図3のケース）のどちらで行われるかということについては、なお検討を要すると思われる。

IV 年金資産増加率と引退選択

生涯に受け取る年金総額、厳密に言えばその現在割引価値は、いつ引退するかという、個人の生涯でみた労働供給行動によって変わる。ここでは、この年金総額の現在価値を生涯年金資産とよぶことにして、その観点から公的年金と労働供給の関係についてみてみよう。いま t 歳で引退したときの生涯年金資産を $PENW_t$ とすると、 $PENW_t$ は次のように定義される。

$$PENW_t = \sum_{i=t}^T (PEN_i \times SURV_i) / (1+d)^{(i-t)} \quad (1)$$

ただし、 T は生存限界年齢、 PEN_t は t 歳における年金裁定額、 $SURV_i$ は t 歳からみた i 歳まで

の生存確率、 d は割引率、である。

この生涯年金資産が引退の時期によって異なるのは、主として次の2つの理由による。すなわち、

① 先にみたように、年金給付には収入制限をとまなう。このため、就業を続ける（引退しない）と、その期間は年金の全部または一部を受給できない。したがって、生存限界年齢 T を所与とすれば、引退を先に延ばすほど生涯中に受ける年金の総額は少なくなる。

② t 歳における年金裁定額 PEN_t は、それまでの年金加入期間（被保険者期間）と平均賃金に依存して決まる。このうち年金加入期間は、引退を先に延ばすほど長くなるから、 PEN_t を上昇させる。しかし、平均賃金のほうは、高齢になって賃金が低下するような場合、引退を先に延ばすほど低下することもありうる。したがって、年金裁定額に関しては、引退年齢はプラスにもマイナスにも影響しうる。

こうした生涯年金資産を実際に計算するためには個人の年金加入年数、平均賃金を計算するための職業経歴を含むパネルデータを必要とするが、日本ではまだそうしたデータはない⁵⁾。横断面的個票を使った年金資産の計算例としては、高山他[12]があるものの、そこでの分析目的は世代間の年金資産移転にあったため、引退年齢は固定されている。そこで、清家[9]では、集計量データである「賃金構造基本調査」を使って、平均的な労働者について引退年齢別の生涯年金資産を近似的に求めた。

ここでは、ある年齢（ t 歳）において引退した場合と引退を1年先に延ばした場合で、生涯年金資産はプラス・マイナスどう変わるかを、次のように定義された年金資産変化比からみている。

$$\Delta PENW_t = (PENW_{t+1} - PENW_t - PTAX_t) / YE_t \quad (2)$$

ただし、 $\Delta PENW_t$ は t 歳において引退を1年延ばしたときの年金資産の変化比、 $PENW_{t+1}$ および $PENW_t$ はそれぞれ $t+1$ 歳および t 歳で引退した場合の年金資産、 $PTAX_t$ はその1年間に払う年金保険料、 YE_t はその1年の勤労収入である。

表3 年金資産変化比(割引率6%)

引退 年齢	生 年					
	1921	1920	1919	1918	1917	1916
59	0.41					
60	-0.10	-0.34				
61	-0.20	-0.10	-0.33			
62		-0.20	-0.10	-0.30		
63			-0.20	-0.11	-0.31	
64				-0.22	-0.12	-0.32

(出所): 清家[9]。

したがって(2)式は、ことし(t 歳)引退した場合と引退を1年先($t+1$ 歳)に延ばした場合の生涯年金資産の差をとり、さらにその差から年金保険料支払い分を差し引いたものを、その1年間に稼ぐ勤労収入で割ったものである。

なおここでは、働くときには常用雇用のフルタイムで本格的に働き、年金給付の収入制限以上の勤労収入を得る場合を考えており、また引退する場合は完全な引退であるとしている⁶⁾。したがって、働いているあいだは年金はまったく受給せず、逆に引退したら年金を全額受給することになる。

表3はこの年金資産増加比を、平均的な労働者について、割引率6%のケースで計算した結果である。表頭に生まれ年、表側に引退年齢をとっている。みてわかるように、どのコーホートでも、60~64歳の年齢層では、年金資産増加比はマイナスである。上に示した式からわかるように年金資産増加比は、引退を1年先に延ばしたときの生涯年金資産の利得損失と、その1年働いて得られる勤労収入の比を示す。したがって、たとえば1921年生まれのコホートのケースでみれば、60歳になってなお引退しないでいると、生涯年金資産は、その1年の勤労収入の約10%相当分だけ減少することになる。

引退を1年先に延ばすことは、理論的には生涯年金資産にプラスの影響もマイナスの影響も与える。しかし、計測の結果は、引退の先延ばしによって、年金資産はあきらかに減少することを示している。この主たる原因は、本格的に働き続けると、年金給付にともなう収入制限によって年金をもらえなくなることにある。60歳をこえて常雇のフルタイムとして本格的に働き続け、収入制限

の上限をこえるような収入を得ることは、すくなくとも生涯に受け取る年金資産の観点からいうとマイナスであるといえる。このことは、60歳以降のひとにとっての引退の誘因になるだろう⁷⁾。あるいは、60歳をすぎても本格的に働きたいと考えているひとの意欲を、くじくような効果をもっているといえる。

V 政策インプリケーション

これまでみたような、日本における公的年金の労働供給への影響はどのような政策インプリケーションをもつだろうか。

まず高く評価しなくてはならないのは、公的年金によって、高齢者に引退の自由がでてきたことである。このことは、政策的には2つの点でとくに評価される。

ひとつはいうまでもなく、経済成長の成果配分ということである。生産性を向上させ、経済成長をしてきた目的は、歳をとってもう働きたくないひとには引退の自由が与えられるような、選択の余地の大きい社会を作ることにあった。その意味で、公的年金によって引退の自由の増えたことは、経済成長の目的からみてまことに喜ばしいことといえるのである。

2つ目のポイントは、引退の自由を確保することで、高齢者の雇用機会を拡大するにあたっての、低賃金・多就業の心配を減らせることである。これから高齢化社会、引退したいひとには引退の自由を与えると同時に、働きたい高齢者にはどんどん働いてもらわなくてはならない。しかしそのとき、高齢者は生活のためにどんな条件でも働きますというのでは、高齢者だけでなく、労働市場全体の労働条件をも低下させてしまうことになる。その意味で、よくない労働条件なら働かないという自由を確保する公的年金の役割は大きい。

しかし、公的年金の引退促進効果に問題がないわけではない。とくにその給付にともなう収入制限は、年金受給資格のあるひとのなかで、働こうとするひとに年金減額というペナルティーを与えるかたちになっている。

このため、働く場合でも、できるだけ年金額を減らされないように勤労収入を抑えるということになる。本格的にバリバリ働こうとすると、年金は完全に支給停止となって、生涯年金資産の観点からも大きな損失になる。これから本格的な高齢化社会をむかえて、働く意思のある高齢者の能力をもっと活用しなくてはならないときに、その働く意思をわざわざ制度的に減らしてしまうというのは、いかにももったいない。その意味で、年金給付にともなう収入制限のやりかたについてはそろそろ再検討すべきときにきているように思われる。

VI まとめと残された課題

以上の小論で、公的年金と労働供給の関係について確認したことを整理しておこう。

すなわちそれは、

- ① 日本でも公的年金は就業選択にあきらかな影響を与えるようになっており、その影響の大きさは、時点、計測方法、データを異にしてもかなり安定的にとらえられる。
- ② 年金による就業選択の自由拡大はまた、賃金といった年金以外の経済変数の重要性をも高めている。
- ③ 年金の給付にともなう収入制限は、年金受給資格者の勤労収入抑制という行動をもたらす。
- ④ 引退を先に延ばし本格的に就業を継続しようとする、現在の年金制度のもとでは、生涯にわたって受け取る年金資産は目減りしてしまう。

ということになる。

そこで最後に、公的年金と労働供給の関係についてなお一層の検討を要することについて触れておくことにしよう。ひとつは、第Ⅲ節の最後でも述べたように、年金の収入制限に対する勤労収入の抑制が、労働時間の短縮をもたらすのか、あるいは時間賃金率の低下をもたらすのかということをやより細かく検討することである。また収入制限の影響は、その上限をアップしかつ刻み幅をより

細かくした最近の制度改定以降のデータによっても再認識しておくのがよいと思う。

もうひとつは、パネルデータの開発である。日本では、たとえばアメリカの Retirement History Survey にあたるようなパネルデータがない。このため、第Ⅳ節の年金資産も、横断面集計量データによって近似的に計算せざるをえなかった。また最近アメリカで引退行動の研究によく使われるようになった Survival Analysis なども、パネルデータの存在によって可能になったものである。こうした観点から、パネルデータの整備が望まれる。

いずれにしても、公的年金と労働供給の関係を知ることは、これから高齢化社会にむけての政策立案のためにきわめて重要である。その意味からも、この分野の研究はさらに一層精緻なものに発展させなくてはならないだろう。

注

- 1) なお女子高齢者の労働供給と年金に焦点をあてた研究としては、たとえば三上[4]を参照されたい。
- 2) ここでの計測は、基本的には最近、労働供給分析の標準的枠組みになってきている Heckman[1]のモデルになっている。なお、引退に関する労働供給分析の最近の発展については Lazear[3]を参照されたい。
- 3) なおここで年金受給資格者について、勤労収入15万5000円以上の観測値も観察されている。これは受給者だけでなく、受給資格者をみていることからありうることである。そのひとたちは、受給資格はあるものの、収入の多さゆえ年金は受給していないわけである。
- 4) 図4で収入階級を2万円刻みにしたのも、個人調査の場合、10万円、15万円といった答えるうえで区切りのよい収入階級に回答の集中することを緩和するためである。
- 5) アメリカでは、たとえば Hurd = Shoven[2]や後出の Ward[13]などパネルデータによる年金資産の計算はすでに数多い。
- 6) 実際、後出の表3の計算に使った「賃金構造基本調査」における60～64歳の常用労働者の平均月間給与は、収入制限の上限以上の水準であった。
- 7) パネルデータによって、生涯年金資産と就業行動を同一個人について観察した Ward[13]では、年金資産目減りによる引退促進効果を確認している。

参考文献

- [1] Heckman, J. J., "Sample Selection Bias as a

- Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, 1979, pp. 153-162.
- [2] Hurd, M. D. and J. Shoven, "The Distributional Impact of Social Security," in D. A. Wise ed., *Pensions, Labor and Individual Choice*, Chicago University Press, Chicago, 1985, pp. 193-221.
- [3] Lazear, E. P., "Retirement from the Labor Force," in Ashenfelter O. C. and R. Layard eds., *Handbook of Labor Economics*, North Holland ; Amsterdam, New York, Oxford, Tokyo, 1986, pp. 305-355.
- [4] 三上芙美子「女子高齢者の労働供給パターン」『季刊・社会保障研究』Vol. 19, No. 2, 1983年, 212-222頁。
- [5] 本川 明・森 隆司「高齢者の就業率変化に関する要因分析」『労働統計調査月報』労働省統計情報部, 1981年5月号, 4-21頁。
- [6] 清家 篤「高齢者就業の趨勢と公的年金」『日本労働協会雑誌』No. 328, 1986年, 9-16頁。
- [7] 清家 篤「高齢者の労働供給」労働省編『労働力需給の長期予測』(2000年の労働シリーズ4), 大蔵省印刷局, 1987年, 30-60頁。
- [8] Seike, A., *The Effect of the Employee Pension on the Labor Supply of the Japanese Elderly*, A RAND NOTE, Rand Corporation, Santa Monica, 1989.
- [9] 清家 篤「生涯年金資産と引退行動」『経済研究』第42巻第1号, 1991年, 12-20頁。
- [10] Shimono, K. and J. McCallum, "The Means Test on the Japanese Kosei Nenkin Pension: Wages versus Hours Adjustment," Paper presented at the Annual Meeting of the Japan Association of Economics and Econometrics held in Kansei Gakuin University, on October 13-14, 1990.
- [11] 下野恵子・橘木俊詔「高齢者の就業行動分析」『季刊・社会保障研究』Vol. 19, No. 4, 1984年, 398-413頁。
- [12] 高山憲之, 舟岡史雄, 大竹文雄, 関口昌彦, 渋谷時幸, 上野 大, 久保克行「人的資産の推計と公的年金の再分配効果」『経済分析』第118号, 経済企画庁, 1990年3月。
- [13] Ward, M. P., "The Effect of Social Security on Male Retirement Behavior," *Working Draft*, Rand Corporation, Santa Monica, 1984.
(せいけ・あつし 慶応義塾大学助教授)