Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	退職金・企業年金の企業定着効果(庭田範秋教授退任記念号)
Sub Title	Retirement Allowance and the Firm-Attachment under Zero-Profit Wage Path(In Honour of Professor Noriaki Niwata)
Author	清家, 篤(Seike, Atsusi) Tan, Hong Wee
Publisher	
Publication year	1993
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.36, No.1 (1993. 4) ,p.47- 57
JaLC DOI	
Abstract	本稿では退職金・企業年金の持つ企業定着効果の計量分析を行なう。同時に,この転職率関数に退職金・企業年金と賃金を別々の説明変数として含めることの理論的前提となっている賃金と退職金・企業年金の間のトレード・オフ関係についての確認も行う。これらの計測に使用したデータは,労働省政策調査部(旧統計情報部)の『賃金構造基本調査』と『退職金制度・支給実態調査』および,中央労働委員会事務局の『退職金・定年制および年金事情調査』である。計測の結果,勤続者の退職金・企業年金の現在価値はプラスに計測された。この係数の符号は,勤続を続けたときの退職金・企業年金総額は高いほど,転職した場合の退職金・企業年金総額は低いことを示しており,理論枠組と整合的な結果である。また,能力をできるだけ統御したもとで退職金・企業年金の総額を被説明変数,賃金総額を説明変数とする回帰分析を行なうと,賃金総額の係数はプラスに計測され,退職金・企業年金の総額と賃金総額の間にトレード・オフ関係のあるということは確認できなかった。
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19930425-04083936

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって 保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

三田商学研究 36 巻 1 号 1993 年 4 月

退職金・企業年金の企業定着効果等

清家 篤ホン・ウィー・タン

<要 約>

本稿では退職金・企業年金の持つ企業定着効果の計量分析を行なう。同時に,この転職率関数に退職金・企業年金と賃金を別々の説明変数として含めることの理論的前提となっている賃金と退職金・企業年金の間のトレード・オフ関係についての確認も行う。これらの計測に使用したデータは,労働省政策調査部(旧統計情報部)の『賃金構造基本調査』と『退職金制度・支給実態調査』および,中央労働委員会事務局の『退職金・定年制および年金事情調査』である。計測の結果,勤続者の退職金・企業年金の現在価値はマイナス,離職者の退職金・企業年金の現在価値はプラスに計測された。この係数の符号は,勤続を続けたときの退職金・企業年金総額は高いほど,転職した場合の退職金・企業年金総額は低いことを示しており,理論枠組と整合的な結果である。また,能力をできるだけ統御したもとで退職金・企業年金の総額を被説明変数,賃金総額を説明変数とする回帰分析を行なうと,賃金総額の係数はプラスに計測され,退職金・企業年金の総額と賃金総額の間にトレード・オフ関係のあるということは確認できなかった。

<キーワード>

退職金,企業年金,企業定着効果,ゼロ利益賃金経路,シンセティックコーホートデータ,賃金係数

[I] 序 論

退職金・企業年金は、企業による労働者福祉として、もっとも重要なもののひとつであり、かつ長い歴史をもっている。1989年の「賃金労働時間制度等総合調査」(労働省)によれば、日本の企業の中で、なんらかのかたちの退職金・企業年金制度をもっている企業の比率は、平均でも約9割に達し、300人以上規模の企業についてみればほぼ100パーセントの普及率となっている。また定年時にうけとる退職金、あるいは企業年金現価額は、大卒の男子標準労働者を例にとってみると、平均で約1600万円、1000人以上の大企業では約2400万円となり、30人~99人規模でも1400万円ちかくに

^{§ 『}退職金制度・実態調査』の利用にかんして、労働省政策調査部産業労働調査課の協力を得た。また、この研究の一部は全米高齢化財団(National Institute of Aging)および財団法人労働問題リサーチセンターの援助を受けている。記して感謝する次第である。

48

1) なる。

このように広く普及し、またベネフィットとしての額も高額にのぼる退職金・企業年金は、雇用 者の生活設計のうえできわめて重要な要素になっていることはいうまでもない。と同時に、それは 企業にとってもきわめて重要な労務管理上の用具となってきたのである。

それは、従業員の企業定着を高めるための手段としての退職金・企業年金である。年功的な賃金にくわえ、勤続年数を乗数とする退職金の算定方法は、従業員の企業定着率を高めるのに大きな効果をもつことは広く認められており、日本企業における高い定着率を説明するひとつの要因になっている。たとえば尾高[10]によれば、すでに1920年代の三菱造船所において、退職金は生産労働者の定着を高める効果をもっていた。

尾高[10]のいうように、こうした定着促進策の背景には日本企業における技能形成のありかたがある。最近の樋口[5]は、この技能形成、賃金制度と労働者の転職行動との関係を詳細に分析している。また、樋口・清家・早見[6]においても、生涯賃金と離職行動についての分析をおこなった。

退職金・企業年金のもつ企業への定着効果については、とくにアメリカにおいてここ10年ほどの間に多くの研究がでてきている。その多くは、個票をつかった、企業年金制度、年金額と離職・定2) 着をめぐる研究である。

しかし日本では,個票の整備状況の制約もあって,退職金・企業年金の制度,金額の定着に与える効果について,定量的に厳密な分析はまだあまりおこなわれていない。他の条件をコントロールしたもとで,日本における退職金・企業年金の定着効果を知ることは,われわれにとって残された課題であった。本稿の目的は,労働省のおこなった『退職金制度・支給実態調査』の個票を利用して,日本における退職金・企業年金の企業定着効果を分析してみることにある。

[Ⅱ] 分析の基本的枠組

一般的に、賃金格差による転職行動図式はつぎのように定式化される。

Prob (Q) = f (WS, WQ, Z)

·····(1)

ただし、Prob (Q) は転職確率、WSは勤続した場合の賃金総額の現在価値、WQは転職した場合の

¹⁾ 企業年金現価額とは、将来にわたって支払われる年金額の合計から、その間に生じる利息分を控除して現在の金額に換算したものをいう。

²⁾ たとえば Schiller = Wise [11] など。

³⁾ 退職金・企業年金の整備された企業は他の条件も良い企業であり、従業員の定着率の高いことは、わざわざ分析するまでもない。事実そうした一般的観察は多い。しかし、他の条件を一定としたもとでの退職金・企業年金の効果はかならずしも識別されていない。

賃金総額の現在価値,である。また, Zは転職行動に影響を与える賃金格差以外の要因である。 そこで賃金の範囲に退職金・企業年金を加えると,(1)式は(2)式のようになる。

Prob (Q) = f (WS, WQ, RS, RQ, Z)

....(2)

ただし、RSは勤続した場合の退職金・企業年金総額の現在価値、RQは転職した場合の退職金・企業年金総額の現在価値である。ここで、WSは、勤続を続け定年までその企業にいた場合の賃金総額の現在価値である。他方、WQは転職先の企業で定年まで勤めた場合の賃金総額の現在価値とする。またRSは現在の企業で定年まで勤めた場合にもらえる退職金・企業年金の現在価値と考えてよい。これに対してRQは2つの部分からなる。すなわち現在の職場を辞めるときにもらう退職金と、転職先で定年のときにもらう退職金・企業年金の現在価値の和である。具体的には、この(2)式をプロビット関数に特定化して計測する。

〔Ⅲ〕 デ ー タ

本稿においては,基本的には3つのデータを使う。そのうち2つは,いずれも労働省政策調査部 (旧統計情報部)の『賃金構造基本調査』と『退職金制度・支給実態調査』。そしてもうひとつは,中 央労働委員会事務局の『退職金・定年制および年金事情調査』である。このうち『賃金構造基本調査』についてはすでによく知られているのでここで改めて詳しく説明するまでもないと思われる。 むしろこの節では,われわれの研究目的にとってもっとも重要なデータである『退職金制度・支給実態調査』についてやや詳しく説明することにしよう。また,中央労働委員会事務局の『退職金・定年制および年金事情調査』は,この『退職金制度・支給実態調査』に欠けた調査対象をおぎなうために用いるので,その範囲で説明を加えることにする。

『退職金制度・支給実態調査』は、1975年以降、1978年、1981年、1985年と、3年ないし4年おきに労働省政策調査部(旧統計情報部)によって実施された、退職金・企業年金の制度および支給の実態についての総合的調査である。退職金の制度・支給実態について、それ以前には、同じく労働省の『賃金労働時間制度調査』、あるいは『給与構成調査』等の一部として調査されていた。また後で説明する中央労働委員会事務局『退職金・定年制および年金事情調査』は、従業員1000人以上、

⁴⁾ われわれはかつて,樋口・清家・早見[6]において,転職を決意するのは単に,Wq-Ws>0,ではなく,Wq-Ws>Wrであるという,留保賃金格差Wrという概念を導入した分析を行なった。ここにいうZはこのWr 水準に影響を与える変数である。

⁵⁾ もちろん転職先の企業から再び転職するかもしれない。しかしそのときどきの転職は過去の転職から独立であるとすれば、そのつどまた転職先で定年まで働くとしたらどうかという計算をしてやればよ

⁶⁾ ただし、実際のデータからは、自発的転職とその他の退職は区別できず、一般的に観察されるのは「離職」である。

資本金5億円以上といった大企業に限られた調査であった。その意味で、独立したカヴァレッジの 広い総合的調査としては、1975年からの『退職金制度・支給実態調査』は、日本における退職金・ 企業年金についての実態を知るための最良のデータであるといえる。

われわれはこの『退職金制度・支給実態調査』の1981年版の個票を使って分析をおこなうので、 以下1981年調査について調査の概要を示す。まず調査対象は、常用労働者30人以上を雇用する民間 企業である。これを全国から約6000社抽出している。産業は公務を除く全産業である。

調査項目は大きく分けると3つあって,ひとつは退職金制度について,もうひとつは企業年金制度について,そして最後にモデル条件別の退職金・企業年金支給額についてである。このうちモデル条件別の退職金・企業年金というのは,男子標準労働者(学校卒業後ただちに入社して標準的な昇進経路を経たもの)についての,退職金・企業年金現価額のモデル算定式を示すものである。われわれは本稿において,この3つの調査項目のうち,主としてこの最後のモデル条件別退職金・企業年金にかんする情報を使って分析をおこなう。

その情報はモデル労働者の勤続年数と年齢に応じた、退職金および退職(企業)年金の現価額を、会社都合、自己都合のケースに分けて集計したものである。これを調査対象企業の属性である産業、労働者の学歴別に得られる。

ただしモデル労働者の勤続年数と年齢のクロスは,勤続10年28歳,大卒では32歳からのみとられており,勤続年数10年未満,20歳台の情報が欠けている。その分については,同じ情報を若い年齢層についても調査している『退職金・定年制および年金事情調査』によっておぎなうことにする。

[N] 離職率の計算

まず、離職率の測定から述べよう。これは、『賃金構造基本調査』から作成したシンセティックコーホートデータから計算する。これには5年おきにとった、1971年、1976年、1981年、1986年という4つのクロスセクションを使う。

ここから,製造業に焦点をあてて,産業×学歴×年齢×勤続のクロスセルを作る。産業は製造業中分類20産業,学歴は大卒,旧中・高卒,高小・中卒の3分類,年齢は,20歳~24歳,25歳~29歳,30歳~34歳,35歳~39歳,40歳~44歳,45歳~49歳,50歳~54歳,55歳~59歳の8階層,そして勤続年数は,0年~4年,5年~9年,10年~14年,15年~19年,20年~24年,25年~29年の6階層である。

年齢と勤続年数は5歳きざみになっているので、上の5年おきの『賃金構造基本調査』におけ

^{7) 『}賃金構造基本調査』の年齢,勤続年数階級幅は年によっては,10年きざみになっている場合もある。この場合には,これをインターポレーションによって5歳きざみのものに修正している。

る,各セルの労働者数から5年ごとの残存率を,次のように計算できる。すなわち,

SR (i, j, k, l) = N (i, j, k + l, 1 + 1) $_{t+s}$ /N (i, j, k, l) ……(3) ただし、SR (i, j, k, l) は $_{t}$ は 年における産業 i 、学歴 j 、年齢 k 階層、勤続 l 階層のセルの残存率、N (i, j, k, l) と N (i, j, k + l, 1 + 1) $_{t+s}$ はそれぞれ、 $_{t}$ 年における産業 i 、学歴 j 、年齢 k 階層、勤続 l 階層の労働者数と産業 i 、学歴 j 、年齢 k + l 階層、勤続 l 下層の労働者数と産業 i 、学歴 j 、年齢 k + l 階層、勤続 l + l 階層の労働者数である。 たとえば、1981年に化学産業の大卒労働者で年齢25歳~29歳、勤続 5~9年のセルの残存率は、その年そのセルにいた労働者数で、そのちょうど 5年後にあたる1986年の、化学産業・大卒労働者・年齢30歳~34歳・勤続10年~14年のセルにいる労働者数を割ったものとして計算されることになる。

上の計算では、同一産業・学歴グループ内での転職は残存者として数えられているから、離職として表れない。データの制約上やむを得ないとはいえ、実際には転職は同一産業内で行なわれることもあるから、これは留意しておかなくてはならない仮定である。

さて、同一産業・学歴グループについてみたとき、年齢・勤続を5歳・5年伸ばした5年後のセルの人数は、離職者ゼロのときに等しくなり、それ以外の場合にはかならず5年前よりも目減りしているはずである。すなわち、残存率は、1に等しいかまたはそれより小さな値でなくてはならない。しかし、計算してみると、無視できない数のセルでこの値は1をこえる。ここではそうしたセルは分析の対象から除外することにした。

このようにして1971年,1976年,1981年の3年間について,各セル別の残存率を計算する。このとき1986年のデータは1981年からむこう5年間の残存率を計算するためだけに使う。同様に,最後の年齢階層55歳~59歳,最後の勤続年数25年~29年もその前の階層の残存率を計算するためだけに使う。このようにして,理論的には,3年,20産業,3学歴,7年齢階層,5勤続階層について, $3\times20\times3\times7\times5=6300$ とおりの残存率を計算できることになる。ここから上で述べた不適当なセル,労働者数の掲載されていないケースなどを除いた結果,最終的には4761セルについて残存率を計算した。

そこで、上のようにして計算した残存率を下に示すように 1 から引いて、 t 年からみたむこう 5 年間の離職率とする。

QR (i, j, k, l),= 1- SR (i, j, k, l),(4) ただしQR (i, j, k, l),は t 年における産業 i , 学歴 j , 年齢 k 階層 , 勤続 l 階層の離職率である。

[V] 賃金. 退職金・年金の計算

次に、勤続者および離職者の賃金総額の現在価値は次のように計算する。まず、産業・学歴グループ別に年齢と勤続年数を説明変数とする次のような賃金関数を計測する。

 $W (a, t)_{ij} = f_{ij}(a, t) \qquad \cdots (5)$

ただしW (a, t) は年齢 a 歳, 勤続 t 年の賃金で, 関数 f は年齢と勤続にかんする 2 次形式に特定化する。また i と j はそれぞれ産業, 学歴をあらわすサフィックスである。計測は, 上で述べた離職率を計算したセルをつかって産業・学歴グループ別におこなう。賃金Wは消費者物価指数で1980年価格に直した「所定内給与額」, 年齢 a , 勤続 t はそれぞれ, 年数階層と勤続年齢階層の中間値を使って行なう。そこで, 前出の(2)式における勤続者の賃金総額の現在価値 WSi は, 各セル (第 i セル) の年齢, 勤続から, 定年時までの賃金を足し合わせ, その現在価値を計算することでWSi として求められる。ここでは定年は55歳, 定年時の勤続年数は各学歴別の55歳時の勤続年数 (たとえば高卒なら55マイナス18), 割引率は 3 パーセントとして計算する。

同様に、離職者iの賃金総額の現在価値WQiは、次のような製造業平均でみた学歴別賃金関数から求める。

$$W(a, t)_{i} = f_{i}(a, t)$$
(6)

この(6)式は、産業について製造業一本で計測される他は(5)式とまったく同じ方法で計測する。そこで WQi は、各セル(第 i セル)の年齢・勤続に年齢は 1 歳たしたもの、勤続はゼロから、定年時までの賃金を足し合わせ、その現在価値を計算することで求める。なお、勤続者と異なり、定年時の勤続年数は55から各セル(第 i セル)の勤続年数の中間値プラス 1 を引いたものとして計算する。離職者の賃金をこのように求めるということは、以下のような仮定をおいていることを意味する。すなわち、(イ)離職者は製造業内で次の職場を見つける、(中)離職者は失業期間を経ずに再就職する、(ト)離職者は再就職先で定年まで勤めあげる。これらのことは、WQiを過大に推計するおそれをもつことに留意しなくてはならない。

つぎに勤続者および離職者の退職金・企業年金総額の現在価値の求めかたについて説明しよう。 いうまでもなく,本稿の分析にとって最も関心のある変数である。

まず退職金・企業年金総額はこれまで離職率や賃金総額の計算単位となっていた各セルごとに求める。すなわち勤続者については,定年時 (55歳) における退職金と企業年金現価額の,割引現在価値。離職者については,離職時の退職金と,転職先における定年時の退職金・企業年金現価の割引現在価値である。いずれにしても,各セルに対応する退職金・企業年金を『退職金制度・支給実態調査』から求めてあてはめることになる。

このとき問題になるのは,『退職金制度・支給実態調査』の年齢区分が『賃金構造基本調査』のそ

⁸⁾ ここでは離職者の直面する期待賃金は、各産業の賃金とその産業に勤める確率に依存してきまる。もし次にどの産業に勤めるかの確率はその産業の人員規模に比例するものとすれば、期待賃金は各産業の賃金をその人員規模でウエイトづけした平均になる。製造業平均の賃金は、理論的にはまさにそれにあたるはずである。

れと異なることである。すなわち、『退職金制度・支給実態調査』では、年齢・勤続の組合せは、高卒の場合、28歳・10年、33歳・15年、38歳・20年、43歳・25年、48歳・30年、定年年齢・そのときの勤続(企業毎に異なる)、大卒の場合、32歳・10年、37歳・15年、42歳・20年、47歳・25年、52歳・30年、定年年齢・そのときの勤続(企業毎に異なる)となっていて、先述の『賃金構造基本調査』における年齢・勤続区分と一致していない。また、年齢の若い、勤続の短いところも含まれていない。

そこで、ここでは次のような手順で退職金・企業年金を推計することにした。まず、『退職金制度・支給実態調査』から、産業・学歴グループ別に、うえの区分による勤続年数とそれに対応する自己都合および会社都合の場合の退職金・企業年金現価額、およびそのときの所定内賃金を観測する。さらに、『退職金制度・支給実態調査』では欠けている勤続1年、3年、5年の場合の自己都合および会社都合それぞれの場合の退職金・企業年金現価額と所定内賃金を、前出の『退職金・定年制および年金事情調査』から、これも同じく産業・学歴グループ別に観測する。

次にこれらの情報を使って、退職金・企業年金現価額の所定内賃金に対する割合を計算し、これを退職金・企業年金乗率とする。そしてこの退職金・企業年金乗率を次のように勤続年数の関数とする。

$$M (b)_{ijm} = g_{ijm}(b)$$
(7)

ここで M (b) は勤続 b 年のときの退職金・企業年金乗率で、関数 g は 2 次形式に特定化する。また、i と j はそれぞれ産業、学歴のサフィックスで、mは自己都合(m=1)、会社都合(m=2)の別を示す。

こうして推計した退職金・企業年金乗率M(b)を使って、それぞれの勤続に応じた退職金・企業年金を次のように計算する。

$$R (a, b)_{ijm} = M (b)_{ijm} \times W (a, t)_{ij}$$
(8)

ただしR(a, b) はa歳, 勤続b年のときの退職金・企業年金総額である。

そこで、現在 a 歳、勤続 b のセルにおいて、勤続者の定年時の退職金・企業年金総額 R (a, b) は、55歳で勤続 $\{(55-a)+b\}$ の会社都合退職のケースとして次のように求められる。

あとはこうして求めた退職金・企業年金総額を,賃金総額の場合と同様3パーセントの割引率で割り引いて現在価値になおしてやれば,前出(2)式におけるRSとなる。

他方,離職者の退職金・企業年金総額は,現在の企業を離れるにあたって受け取る退職金と,転職先企業を定年で退職するときに得られる退職金・企業年金という,2つの部分からなる。このうち後者は,賃金の場合と同様,製造業平均の企業に,これから55歳まで勤めた場合の退職金・企業年金として次のように求められる。

R (55, 55 -a-1) $_{ii}$ = M (55 -a-1) $_{ii}$ × W (55, 55 -a-1) $_{i}$ ······(10) 転勤先での勤続年数は、ことしゼロで来年1となるから、55歳時には55 -a-1となる。

そこで,現在の企業からもらう自己都合退職金と,上記の退職金・企業年金を合わせて,離職者の退職金・企業年金総額は次のように求められる。

さて、このようにして、退職金・企業年金総額の現在価値を求めるにあたってはいくつかの留保、仮定を必要とする。まず第1に、退職金・企業年金乗率を計算するにあたって、ここでは1981年の『退職金制度・支給実態調査』を使っているということである。上述の方法で退職金・企業年金乗率を計算しうる調査設計になっている個票としては、この年のものしか利用可能でなかったためである。しかし退職金・企業年金総額の現在価値を計算するセルは、1981年だけでない。先に述べたように1971年、1976年を含んでいる(ただし賃金は1980年価格で統一してあることは先述のとおり)。従って、ここでは、他の2年も退職金・企業年金乗率は1981年と同じであるという仮定をおいていることになる。

2つ目の問題は、退職金・企業年金乗率の計算にあたって、勤続の若いところは『退職金・定年制および年金事情調査』からとっていることである。これは前述のように、従業員1000人以上、資本金5億円以上の大企業を対象としているから、勤続年数の少ないところの退職金・企業年金乗率は過大推計されていると考えなくてはならない。ただし、このデータで観察している勤続1年、3年、5年では、退職金・企業年金乗率はたかだか所定内賃金の3か月分程度なので、それほど大きな誤差ではないと考えられる。

なお計測に際しては、上で詳しく説明した賃金、退職金・企業年金以外に、退職金・企業年金制度の有無、現在の賃金、企業規模、勤続、年齢、学歴、調査年をコントロール変数として含める。 先の(2)式における変数 Z である。

〔VI〕 計測結果

退職金・企業年金と離職行動にかんする計測結果は表1に示されている。ここで、賃金,退職金 100 関係の変数はすべて自然対数をとって計測をおこなっている。示されている係数はプロビット係数

⁹⁾ ただし、いうまでもなく(11)式の右辺中、現在の企業からもらう退職金の部分は割り引かない。

¹⁰⁾ なおこれらの変数を対数をとらない、そのままの値で説明変数にとった特定化のもとでおこなった計測では良好な結果を得られなかった。

説 明 変 数	プロビット係数	漸近的標準誤差
定数項	-1.339	. (1.842)
勤続者賃金現在価値	-1.423	(0.607)
離職者賃金現在価値	1.422	(0.560)
勤続者退職金・企業年金現在価値	-0.128	(0.135)
離職者退職金・企業年金現在価値	0.067	(0.027)
対数尤度	4386.59	
サンプルサイズ	4761	· .

[表1] 退職金・企業年金現在価値と離職確率

[表注] 他のコントロール変数の計測結果についてはここでは省略した。

II) である。

賃金総額の現在価値を表わす変数についてみると、勤続者の賃金総額はマイナス、離職者の賃金 総額はプラスでそれぞれ有意に計測されている。これは、勤続を続けたときの賃金総額は高いほ ど、転職した場合の賃金総額は低いほど転職は抑制されるという理論枠組と整合的な結果である。

さて,問題の退職金・企業年金総額の現在価値の影響はどうだろうか。みて分かるように,勤続者の退職金・企業年金の現在価値はマイナス,離職者の退職金・企業年金の現在価値はプラスに計測されている。この係数の符号は,勤続を続けたときの退職金・企業年金総額は高いほど,転職した場合の退職金・企業年金総額は低いほど転職は抑制されるという理論枠組と整合的な結果である。

しかし、その有意性はどうかというと、離職者の退職金・企業年金については有意になったものの、勤続者の退職金・企業年金は統計的に有意に計測されなかった。そこで、この点について検討すべき問題を最後に議論してみよう。

勤続者の退職金・企業年金はわれわれの最も興味ある変数であるから,この変数の有意性が小さいということは検討すべき重要な課題である。すでに触れたデータ測定上の留保条件は別として,ここではより本質的な問題について検討したい。それは,いわゆるゼロ利益賃金経路の問題(zeroprofit wage path)である。

そもそも前述の第(2)式に賃金総額と退職金・企業年金総額を別々の変数として含めた意味である。もし、賃金と退職金・企業年金とまったくパラレルに動くのならば、これらを分ける必要はとくにない。極端なケースをいえば、上述の実験計画で、退職金・企業年金は退職金・企業年金乗率と賃金の積として計算されるのだから、もしすべての企業で退職金・企業年金乗率一定ならば、賃

¹¹⁾ なお推定はグループプロビット分析によって行なった。詳しくは、Amemiya [2], Judge = Griffiths = Hill = Lee [7] 参照のこと。

¹²⁾ これについてはたとえば Lazear [8] を参照のこと。

金と退職金・企業年金の動きはまったく一致するだろう。従ってここで両者を分けているのは,両 者は必ずしも同じ動きをしないということを前提にしている。

というのは、理論的には、他の条件を一定にすれば、賃金と退職金・企業年金との間にはトレードオフの関係があるはずだからである。ゼロ利益賃金経路(zero-profit wage path)である。つまり、企業の支払う賃金プラス退職金・企業年金の報酬額は、各自の勤続中の生産額に等しいとすれば、同じ能力のある労働者について、賃金と退職金・企業年金はトレードオフ関係にある。そこでこれを1981年の『退職金制度・支給実態調査』でチェックしてみよう。

先にも述べたように、『退職金制度・支給実態調査』では、学歴別に勤続、定年年齢別に、所定内賃金、退職金・企業年金を調べている。そこで、各企業で、学歴別に学卒(高小・中卒なら15歳、旧中・高卒なら18歳、大卒なら22歳として)から定年までの賃金総額を計算(階級値をインターポレイションで各歳になおして)する。そこでこれを説明変数として、退職金・企業年金総額に回帰させてみれば、両者にトレードオフのあるときには賃金総額の係数はマイナスになるはずである。

なお,ここでは,賃金総額以外の変数として,企業規模,定年年齢,労働組合の有無を説明変数に加える。企業規模,組合の有無は企業の支払能力,労使関係要因と同時に,学歴に表れない労働者の質の差をコントロールするものと考えられる。

結果は表2のとおりである。賃金総額の係数はプラスでしかも統計的にきわめて有意である。この限りでは、ゼロ利益賃金経路は否定される。ただし定年年齢の係数はマイナスに有意に計測されており、定年の遅いほど退職金・企業年金は少ないことを示している。これは、勤続中に支払うかたちの報酬(賃金)と退職してからの報酬(退職金・企業年金)との間のトレードオフの存在を示唆す

説 明 変 数	回帰係数	標準誤差
定数項	1966.920	(387.852)
賃金総額	0.167	(0.008)
定年年齢	-42.914	(7.126)
大企業(1000人以上)ダミー	406.753	(51.326)
中堅企業(300人~999人)ダミー	161.087	(46.321)
中企業(100~299人)ダミー	42.315	(43.338)
労働組合有無ダミー	178.656	(33.658)
自由度修正済決定係数	0.487	(F-値=162.8)
サンプルサイズ	1042	

「表 2] 退職金・企業年金と賃金総額

(表注) 非説明変数は退職金・企業年金総額

¹³⁾ 賃金にかんするゼロ利益賃金経路と,賃金プロファイル,定年年齢にかんする厳密な分析をおこなった例として,大橋[9]がある。

¹⁴⁾ ここでは、全ての勤続階層について所定内賃金を答えており、かつその他の説明変数、退職金・企業年金のデータの揃っている1042サンプルについてOLS推計を行なった。

る。その意味で、ゼロ利益賃金経路は完全に否定されたわけではない。労働者の質をもっと厳密に 15) 当御すれば、賃金総額と退職金・企業年金との間にマイナスの関係を見出せるかもしれない。そこで、これについてはもう少しデータ、計測を工夫するこれからの課題としたい。

参考文献

- [1] Allen, S. G., Clark, R. L. and McDermed, A., "Why Do Pensions Reduce Mobility?", NBER Working Paper No. 2509, 1988.
- [2] Amemiya, T., Advanced Econometrics, Havard University Press, Cambridge, 1985.
- [3] Ash, B., "Pensions wages and sorting: a theoretical and empirical analysis", mimeo, University of Chicago, 1983.
- [4] Hashimoto, M. and Raisian, J., "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the U. S.", American Economic Review, Vol. 75, No. 4, September 1985.
- [5] 樋口美雄『日本経済と就業行動』東洋経済新報社,1991年。
- [6] 樋口美雄・清家篤・早見均「労働市場:男女労働力の就業行動の変化」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会,1987。
- [7] Judge, G. G., Griffiths, W. E. Hill, R. C. and Lee, T. C. The theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, New York, 1982.
- [8] Lazear, E. P., "Why is There Mandatory Retirement?", Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 6, December, 1979.
- [9] 大橋勇雄『労働市場の論理』東洋経済新報社,1990年。
- [10] 尾高煌之助『労働市場分析』岩波書店,1984年。
- [11] Schiller, B. R. and Weiss, R. D. "The Impact of Private Pensions on Firm Attachment", Review of Economics and Statistics, Vol. 61, No. 3, August 1979.

ホン・ウィー・タン「世界銀行]

¹⁵⁾ Ash [3]による, 地方消防職員についての属性を個人ベースでコントロールした分析では, 賃金一年金のトレードオフの存在を確認している。