

福利厚生費支出と労働者の定着率との関係について*

松 川 滋

福利厚生費の重要性は、これまでも指摘され(たとえば小野[4]),それが労働者の定着率の向上を意図するものであるとか、労働運動の分断をめざすものであるとかいった仮説も立てられてきたが、それを数量的に検証しようとする試みはなされてこなかった。このノートの目的は、福利厚生費支出は労働者の定着率の向上に寄与するという仮説をとり上げ、これを産業別(製造業)クロスセクションデータによって、数量的に検証しようとするにある。

1. 福利厚生費の年齢別離職率に対する影響

福利厚生費の問題は扱っていないものの、離職率の産業間格差を統計的に説明しようとする試みは、すでに数多く発表されている¹⁾。ところで労働者の離職行動は、年齢に応じてかなり異なっているため、年齢別分析を行なう必要がある。ところがその場合には、少なくとも雇用動向調査からは、離職理由別労働者数が年齢別に得られないために、自発的離職率を算出することができない。そこで以下では、非自発的離職率は産業間で一定、または自発的離職率の説明変数とは独立な攪乱項とみなして分析を行なうことにする²⁾。

はじめに、次の離職方程式を推定する。

$$(1) \log Q_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log W_i + \alpha_2 \log F + \varepsilon_i$$

ここで Q_i , W_i , ε_i はそれぞれ、第 i グループに属する労働者の離職率、当該グループの標準労働者(学校卒業以来引き続いて現在の企業に勤務してきた労働者)の1ヶ月あたり現金給与および攪乱項を表わし、また F は、その産業における労働者1人あたり1ヶ月あたりの福利厚生費支出を表わす。ところで、標準労働者の賃金が、その年齢階級のあらゆる勤続年数の労働者の賃金を代表す

ることができるためには、「同一年齢階級内における勤続年数間賃金格差のパターンは、産業間で不変である」という仮定を置かなければならない。たとえば、第 j 産業における、第 i 年齢階級に属する勤続 τ 年の労働者の賃金 $W_i^j(\tau)$ が、産業間で共通な $f_i(\tau)$ を用いて、

$$(2) W_i^j(\tau) = W_i^j \cdot f_i(\tau)$$

W_i^j ; 第 j 産業における、第 i 年齢階級の標準労働者の賃金

と表わされなければならない。この仮定が現実のデータと、どの程度合致するかは難しい問題であるが、一方、標準労働者の賃金の代りに、その年齢階級の労働者の平均賃金を使用することはできない。なぜなら離職率の低い産業では平均勤続年数が長く、したがって年功賃金(勤続年数間賃金格差)を前提とすると、そのような産業では平均給与も高くなり、労働者の主体的な行動の結果を反映しない、離職率と賃金との関係を検出してしまうからである。

次に F は各性・年齢階級に共通にとられていることに注意しなければならない。福利厚生施設や制度には、その性格上労働者の種類によって、その利用を差別したり、制限したりすることが難しいものが存在する。たとえば、慶弔支出金や生活協同組合に対する補助金等はこの例であろう。これらについては、これを1人あたりの支出額で考えることが可能である。ところが体育館や独身寮のように、その使用が特定の年齢層や性に限定されるものも少なくない。そしてこれらについては、福利厚生費を構成する各項目ごとに分析する必要がある。しかしここでは、サンプル規模が19と少ないことを考慮して、法定外福利厚生費支出を一括して扱い、その1人あたり支出額を問題とするに留める。

さて(1)の単純最小二乗法による推定結果は第1表のとおりである。推定にあたっては、1973年における産業別クロス・セクション・データを使用した³⁾。なお25才

* このノートの作成にあたっては、本誌レフェリーより頂いたコメントに負うところが大きい。

1) アメリカのデータについては Stoikov and Raimon [7], Pencavel [6], Parsons [5], 日本の労働市場については、西川 [2] が毎月勤労統計および労働異動調査に基づいた分析を行なっている。

2) 実際には理由別離職者数が得られても、どの範囲を自発的離職とみなすかは、難しい問題である。

3) データの詳細は付表参照。データに関するひとつの問題点は、雇用動向調査、労働費用調査、賃金センサスの間で、調査対象としている企業規模の範囲が不統一なことである。すなわち雇用動向調査は5人以

第 1 表 福利厚生費支出が、性・年齢階級別
離職率に及ぼす影響①

性・年齢階級	α_0	α_1	α_2	σ^2	$\bar{R}^2$
男性・20才—24才	6.306 (1.37)	0.135 (.17)	-.788 (-3.81)	.051	.556
男性・25才—29才	1.434 (.13)	0.627 (.36)	-1.011 (-3.77)	.078	.558
男性・30才—34才	28.666 (4.92)	-1.998 (-2.07)	-.509 (-1.79)	.055	.541
男性・35才—39才	25.272 (5.64)	-1.830 (-2.68)	-.246 (-1.16)	.076	.410
男性・40才—44才	16.353 (3.76)	-.969 (-1.53)	-.458 (-1.43)	.164	.187
男性・45才—54才	15.851 (3.99)	-.959 (-1.53)	-.346 (-1.20)	.139	.228
女性・20才—24才	5.765 (1.75)	-.052 (-.09)	-.333 (-2.49)	.023	.334

()内はt値

以上の女性については、有意な結果が得られず、 $\bar{R}^2$ も極めて低いために、ここではそれらの結果は省略した。これは女性の場合には、結婚・育児のための離職の比重が大きいために、現金給与や福利厚生の良さによって説明される部分がほとんどないことによると思われる。ただし、20才～24才の女性については、福利厚生費支出が定着率の向上に役立っていることがわかる。

男性については、若い年齢層ほど福利厚生費の役割が相対的に大きく、40才までは年齢が上昇するにつれて現金給与の役割が増大する。次に $\bar{R}^2$ はいずれの年齢階級においてもかなり低く、これらの説明変数によっては説明されない非自発的離職がかなりの比重を占めていることがわかる。そして当然のことながら、その比重は高齢者ほど高くなっている。

さてここで、現金給与や福利厚生 of 良さと独立に、

第 2 表 福利厚生費支出が、性・年齢階級別離職率に及ぼす影響②

性・年齢階級	α_0	α_1	α_2	α_3	σ^2	$\bar{R}^2$
男性・20才—24才	6.600 (1.49)	.354 (.47)	-.480 (-1.87)	-.289 (-1.83)	.045	.613
男性・25才—29才	-22.648 (-1.96)	2.739 (1.52)	-.661 (-2.32)	-.468 (-2.27)	.062	.648
男性・30才—34才	20.460 (3.10)	-1.351 (-1.32)	-.165 (-.46)	-.304 (-1.50)	.051	.577
男性・35才—39才	17.301 (3.65)	-1.201 (-1.74)	.174 (.62)	-.428 (-2.08)	.063	.511
男性・40才—44才	11.674 (1.55)	-.594 (-.54)	-.235 (-.51)	-.240 (-.68)	.170	.159
男性・45才—54才	13.997 (2.62)	-.813 (-1.08)	-.237 (-.55)	-.119 (-.35)	.147	.183
女性・20才—24才	4.070 (1.02)	.144 (.21)	-.269 (-1.55)	.144 (.21)	.023	.311

()内はt値

上、労働費用調査は30人以上、賃金センサスは10人以上の企業を調査対象としている。

企業規模が離職率の決定因として作用しているかどうかを調べてみよう。この目的で次の方程式を推定した。

$$(3) \log Q_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log W_i + \alpha_2 \log F + \alpha_3 \log N + \varepsilon_i$$

ここで N はその産業の一社あたり平均従業員数、 ε_i は攪乱項である。

(3)の推定結果は第2表のとおりである。この表からもわかるように、40才以下の男性に対しては、企業規模が現金給与や福利厚生費支出とは独立な影響を離職率に及ぼしている。そしてこのことは、大企業に勤務することの利点が、現金給与や福利厚生 of 良さだけには留まらないことを示唆していると考えられる。ただしこの結果は、企業規模別データを用いた結果ではないので、ここからあまり強い結論を導くことは適当でない。なお第2表で、男性20才～24才、25才～29才については、新しい変数を導入したにもかかわらず、福利厚生費の影響が有意に推定されていることは注目に値しよう。

2. 学歴別にみた福利厚生費の効果

前節において、福利厚生費支出は若年労働者の定着率に対して有意な影響をもっているとの結論が得られた。そこで次に問題となるのは、若年労働者のうちでも、いかなる学歴の労働者の定着率の向上に効果が大きいかという点であろう。ところが雇用動向調査からは、性・年齢・学歴別離職率は得られない。そこでここでは離職率に代って、やはり労働者の定着率を測る指標である、産業別平均勤続年数を使用することを考えてみよう。このデータであれば、賃金センサスより、十分細かい労働者の分類の下で利用できるからである。なお平均勤続年数を被説明変数とするモデルとしては、すでに西村[3]がある。

ところで平均勤続年数は年齢階級別に得られるとはいうものの、ある年齢階級における平均勤続年数には、その年齢における離職行動のみでなく、学校卒業以来、その年齢に達するまでの離職行動が反映されていると考えねばならない。たとえば40才～44才の労働者の平均勤続年数には、この年齢の間の離職行動のみでなく、20才～39才の間の離職行動も反映されているから、これが40才～44才における離職率と1対1に対応

するわけではない。しかしここで問題としたいのは、主として若年労働者の定着率であり、この場合には平均勤続年数と離職率が1対1に対応していると考えることができよう。すなわちここで、25才～29才における平均勤続年数をとるならば、これは中学卒の場合には15才～29才、高校卒の場合には18才～29才、大学卒の場合には22才～29才の間の離職率を反映していることになり、分析をめざす年齢層と一致する。

ところでこの問題をもう少し深く考えてみると、離職率を使用するか平均勤続年数を使用するかという問題は、単純にデータの利用可能性だけで判定できる問題ではなく、その背後では、分析しようとする労働市場の不均衡の性格がどのようなものかという問題が関連してくる。たとえば賃金や福利厚生費に格差が生じて、それが一時的な現象にすぎず、労働移動により短期間で調整されるような労働市場を分析の対象としている場合には、離職率を平均勤続年数で置き換えることはできない。なぜならすでに述べたように、平均勤続年数の変動は、離職率の変動に比べると極めて緩慢だから、たとえこのような経済において、平均勤続年数に産業間格差が存在しても、それは現時点における賃金や福利厚生施設の格差とは、直接的な関連がないからである。実際このような場合には、平均勤続年数に産業間格差が存在すること自体、経済的に合理的な理由を見い出すことが難しいと思われる。

一方日本において見られるように、産業間あるいは企業規模間賃金格差が、かなり長期にわたって存続している場合には、離職によって労働市場の不均衡が短期間で調整されるとは限らない。事実労働者の構成の違いを除去した後においてさえ、離職率の高い部門においては、入職率もまた高いという状態が継続的に現われる可能性がある。そしてこの場合には、平均勤続年数にも離職率の継続した格差が現われることになろう。この研究は、このような労働市場を分析の対象としている点で、従来の離職率の研究とは根本的に性格を異にしている。

離職率に代って平均勤続年数を使用する場合には、この他にもいくつかの技術的問題が生じてくる。まず平均勤続年数は、企業がどのような年齢の労働者をどれだけの人数採用するかによって、大きく影響を受ける。たとえば離職率が高いにもかかわらず、中途採用をほとんど行わず、採用が新規学卒に限定されている場合には、平均勤続年数は相対的に長くなるし、逆に離職率は低くても、中途採用の割合が大きいと、平均勤続年数は相対

的に短くなるだろう⁴⁾。ところで少なくとも、男子労働者および女子高卒労働者については、中途採用者の年齢別分布は産業間でかなり似かよっている。具体的に述べるなら、賃金センサスから得られる勤続0年の学歴別労働者数を年齢階級別にとってみると、年齢の増大につれてどの産業でもその数が減少するが、その減少のパターンは、産業間でほぼ同じである。一方、全採用者中に占める新規学卒採用者の比率には、産業間で大きな相違がある。したがって企業の中途採用の方針の相違に基づく、平均勤続年数の変動を除外するには、この比率を説明変数に加えれば十分であろう。ここではこの比率(以下 D と表わす)を近似的に表わすものとして、賃金センサスより、勤続0年の全労働者数に対する、勤続0年で最も若い年齢階級に属する労働者数の比をとることにする。もちろん同じ離職率に対して、 D が大きいほど平均勤続年数は長くなり、 D が小さいほど短くなると予想される。

また平均勤続年数を使用する場合には、労働者の増加率が企業間で大きく異ってはいはならない。なぜなら一企業あたりの労働者数の増加率が大きい産業では、同じ離職率に対して、平均勤続年数が相対的に短くなるからである。残念なことに、一企業あたりの労働者数の増加率に関する産業別データが得られないので、ここでは企業成長率が平均勤続年数に及ぼす影響を除外することはできない⁵⁾。

さて推定された方程式は、

$$(4) \log E_i = \beta_0^i + \beta_1^i \log W_i + \beta_2^i \log F + \beta_3^i \log D_i + \varepsilon_i$$

E_i ; 第 i グループの労働者の平均勤続年数

ε_i ; 攪乱項

である。 W として、25才～29才の標準労働者の現金給与を用いて推定を行なった結果は第3表のとおりである。ここで女子中学卒および男女生産労働者を除外したのは、

4) 具体例として、次のような極端な場合も考えられる。学校卒業時の年齢が20才、定年が50才とする。企業Aは毎年20才から49才までの労働者を1人づつ採用し、離職者はないとする。企業Bは毎年20才の新規学卒を30名採用し、中途採用は行なわないが、この30名のうち、毎年1名づつが離職すると仮定する。A、Bともに平均勤続年数は10年だが、離職率は明らかにBの方が高い。

5) 産業構造が大きく変化するほどの長期間の離職行動の反映である高齢者の平均勤続年数の分析は、この理由一つによってもほとんど意味を失うであろう。ここではもっぱら若年労働者に分析の対象を限定している。

第 3 表 福利厚生費支出が平均勤続年数に及ぼす影響

労働者の種類	β_0	β_1	β_2	β_3	σ^2	$\bar{R}^2$
男子・中卒・計	1.837 (1.25)	-.358 (-1.39)	.493 (5.32)	.211 (5.93)	.0074	.701
男子・高卒・計	3.116 (.83)	-.249 (-.46)	.098 (.82)	.135 (1.42)	.0122	.262
男子・大卒・計	1.406 (.94)	-.072 (-.33)	.075 (2.02)	.074 (.56)	.0029	.068
男子・高卒・管理 事務技術労働者	-.722 (-.25)	.222 (.53)	.196 (2.16)	.081 (1.27)	.0116	.397
男子・大卒・管理 事務技術労働者	2.791 (2.19)	-.238 (-1.33)	.056 (1.73)	.227 (1.89)	.0022	.253
女子・高卒・計	-2.267 (-1.00)	.471 (1.39)	.141 (1.02)	.200 (1.24)	.0138	.354
女子・高卒・管理 事務技術労働者	-.152 (-.17)	.105 (.86)	.186 (3.04)	.122 (2.77)	.0068	.587

()内はt値

これらの労働者の中途採用の年齢別パターンが産業間でかなり異っているからであり、男子・中卒・事務管理技術労働者を除外したのは、このグループに属する労働者数が少なすぎるからである。

第3表の結果は、男子中学卒を除くといずれも $\bar{R}^2$ がかなり低く、モデルに組み込まねばならない変数がまだ残っていることを強く示唆していると考えられる。しかし次のような推論は可能であろう。まず、福利厚生費支出の影響力は、中卒に対して最も大きい。また高卒については、全労働者を一括するよりも、事務管理技術労働者に限ったほうが、その効果が明瞭である。大卒については、福利厚生費支出の効果がかなり有意に推定されてはいるものの、 $\bar{R}^2$ はかなり低く、大学卒の定着率は現金給与や福利厚生によっては説明されない部分が大いことを示唆している。

3. 生涯所得との関係

いうまでもなく、労働者が現在の職に留まるか否かは、労働者が現在受け取っている報酬のみでなく、将来受け取ると予想される報酬、すなわち期待生涯所得にも依存する。特に日本のような終身雇用制の下では、生涯所得の持つ意義は大きい。ただし、年齢別賃金曲線が産業間で異っている場合、労働者がどのような年齢一賃金構造を選好するかは、生涯所得を考察するだけでは解決できない難しい問題を含んでいる(Nickell [1])。逆に、年齢別賃金曲線の形状が産業間で同じと仮定するならば、どの年齢における賃金も生涯所得と比例するから、そもそも生涯所得をとり上げる意味がなくなってしまう。ここで生涯所得をとり上げるのは、現在では若年労働者の賃金は、あらゆる側面からみて格差がほとんど解消しており、これと高齢層での格差の存続という事実の併存が、

前節までで、 $\log W$ の係数推定値の符号条件が、若年労働者について満たされなかった一因と考えられるからである。なぜなら格差の解消した若年労働者の賃金は、生涯所得の指標とはなり得ないからである。

さて、(1)で、 $\log W$ としてその年齢から54才までの間に受け取る生涯所得を使用した結果は第4表のとおりである。ここでは生涯所得は年齢別・産業別クロスセクションデータより、割引率6%

として算出したものである。第4表では、男性については有意ではないものの、 α_1 の係数推定値も符号条件を満たしており、一方福利厚生費についての第1節の結論は、そのままあてはまっている。これに対し、女性については、生涯所得を考慮しても、結果は何ら改善されていない。なお第2節のモデルについては、学歴・年齢・産業別賃金データに欠損値が多く、生涯所得を使用した推定は断念せざるを得なかった。

第 4 表 生涯所得を考慮した場合

労働者の種類	α_0	α_1	α_2	σ^2	$\bar{R}^2$
男性・20才—24才	19.068 (1.89)	-.849 (-1.13)	-.635 (-3.38)	0.047	.588
男性・25才—29才	23.143 (2.24)	-1.113 (-1.45)	-.767 (-3.54)	0.069	.606
男性・30才—34才	24.951 (3.22)	-1.335 (-2.26)	-.585 (-2.33)	0.053	.560
男性・35才—39才	24.804 (3.08)	-1.487 (-2.45)	-.232 (-1.04)	0.080	.379
男性・40才—44才	17.960 (1.92)	-.945 (-1.32)	-.426 (-1.37)	0.158	.217
女性・20才—24才	5.614 (1.22)	.008 (.02)	-.343 (-2.81)	0.023	.334

()内はt値

4. 結論および残された問題点

小論において得られた結論は、福利厚生費支出は主として若年労働者の定着率の向上に役立っていること、その中でも男子・中卒労働者に対してその効果が顕著なことである。

サンプル規模が19と少ないこともあって、ここでは福利厚生費の費目ごとの分析を行なうことはできなかった。特に最も大きな費目である住宅関連支出については、別個の分析が必要となろう。もっとも今回使用したデータについては、住宅関連支出はいずれの産業においても、

ほぼ正確に全福利厚生費支出の 1/3 を占めているため、ここで用いたモデルを住宅関連とそれ以外の支出に分けて推定することは、多重共線性の問題もあり、意味のある結果は期待できない。

またこの小論では取り上げられなかったが、福利厚生費支出には、かなりの規模の利益が存在すると考えられる。たとえば大規模なレジャー施設などは、大企業でなければ維持できない。第2表において、企業規模の指標がいくつかのケースで有意に推定されていることの背景には、このような規模の利益の存在も考えられる⁶⁾。なお今回はデータの制約のために、企業規模別データによる分析は行なうことができなかった。またこのような規模の経済性を分析するためには、福利厚生施設のストックに関するデータを使用することが、是非とも必要である。

企業規模別データを使用しなかったこととともに、同時方程式誤差を考察していないことも、このノートの問題点の一つである。すなわち企業の側が、労働者の離職性向を与件として、高い定着率のもつ効率性と、福利厚生施設・制度のために必要な追加的費用をどのように調和させるかを考えねばならない。そしてこのようなモデルを前提とするならば、 $\log W$ や $\log F$ もまた、内生変数と考えなければならない⁷⁾。

当然のことながら、福利厚生費支出の問題は、労働者の定着率に関連した問題だけにつきるものではない。たとえばこれが、企業規模間所得分配に及ぼす影響などは、より重要な問題であろう。また福利厚生施設の多くは、企業内において一種の公共財として機能していると考えられる。したがって、福利厚生施設が公共財としてもつ企業内所得再分配効果や、この種の公共財が政府によってではなく、企業によって供給されていることに対する経済学的評価なども、今後に残された問題であろう。

(筑波大学社会学系)

6) (3)より $\alpha_2 \log F + \alpha_3 \log N = \alpha_2 \left(\log \frac{FN}{N^{1-\alpha_3/\alpha_2}} \right)$ と変形すると、 $\alpha_3/\alpha_2 > 0$ の場合には、 N が増加するほど、一人あたりの福利厚生費の「実質的」効果が増加することがわかる。

7) $\log W_i$ に代って、これをその産業における資本労働比率および、そのグループに属する労働者数のその産業の全労働者数に対する比率に回帰させた推定値を用いた(1)の推定結果は別表のとおりである。なお資本労働比率は、1973年版工業統計表の、「産業別・従業者規模別企業統計表」より求めたものである。

付表 データ

変数	利用した資料	備考
従業員1人あたり法定外福利厚生費	労働省「福利厚生施設と労働費用の実態」第30表 産業・企業規模および労働費用の内訳別労働者1人、1ヶ月平均労働費用より	円/年
性・年齢階級別離職率	労働省「雇用動向調査」第28表 産業(中分類)、性および年齢階級別離職者数および第1表 産業(中分類)、企業規模、性及び雇用形態別常用労働者数より	パーセント/年
標準労働者現金支給額	労働省「賃金センサス」産業・性・労働者の種類、学歴、年齢、勤続年数別現金給与の平均並びに労働者数より	円/月
勤続0年の労働者数	同上	
平均勤続年数	労働省「賃金センサス」産業・性・労働者の種類、学歴別現金給与の平均、平均勤続年数、ならびに労働者数より	年

参考文献

- [1] Nickell, S. J., "Wage Structures and Quit Rates," *I. E. R.*, Feb. 1976.
- [2] 西川俊作「最近における工業労働者の労働異動と賃金格差」『リーディングス・日本経済論・労働市場』日本経済新聞社, 1971.
- [3] 西村敬子「企業の労働力配分と賃金格差」『季刊理論経済学』1977年12月号.
- [4] 小野旭『戦後日本の賃金決定』(特に第8章), 東洋経済新報社, 1973.
- [5] Parsons, D. C., "Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates," *J. P. E.*, November/December, 1972.
- [6] Pencavel, J. H., "Wages, Specific Training, and Labor Turnover in U. S. Manufacturing Industries," *I. E. R.*, Feb. 1972.
- [7] Stoikov, v. and R. Raimon, "Determinants of Differences in Quit Rate among Industries," *A. E. R.*, Dec. 1968.

別表 同時方程式誤差を考慮した離職方程式の推定結果

労働者の種類	α_0	α_1	α_2	σ^2
男性・20—24才	29.118 (4.03)	-3.794 (-2.98)	-.142 (-.59)	.033
男性・25—29才	31.280 (1.98)	-3.628 (-1.46)	-.635 (-2.29)	0.69
男性・30—34才	16.132 (1.18)	-1.324 (-.62)	-.747 (-2.19)	.069
男性・35—39才	2.585 (.12)	.399 (.13)	-.543 (-1.52)	.109
男性・40—44才	22.055 (.93)	-2.473 (-.69)	-.329 (-.64)	.170
男性・45—54才	14.541 (.98)	-1.410 (-.60)	-.310 (-.63)	.157
女性・20—24才	-1.082 (-.09)	1.210 (.59)	-.487 (-1.83)	.022

()内t値