

# 利潤分配と企業内福利厚生

岸 智 子

## 序

表1は、昭和63年の我が国製造業における労働費用の内訳を示している。製造業に限らず、日本の企業の多くはこのように、さまざまな労働費用を負担している。表中の法定福利費と法定外福利費との合計がいわゆる福利費用である。昭和63年の製造業の場合、福利厚生費用が労働費用に占める割合は約一割であった。

表1 製造業における従業員（常用）ひとりあたり一カ月平均労働費用

内 訳	金 額	構成比
現金給与総額	332,537(円)	83.7(%)
現物給与の費用	1,807	0.5
退職金等の費用	17,130	4.3
法定福利費	31,367	7.9
法定外福利費	11,209	2.8
教育訓練費	1,495	0.4
募集費	878	0.2
その他の労働費用	887	0.2
計	397,399	100.0

法定福利費は健康保険、厚生年金保険、労働保険等の保険料である。これに対して、法定外福利費は、従業員の住宅、教養・娯楽、体育・食事の施設や私的保険、労災附加給付、慶弔見舞金、財形奨励金等を含んでいる。

企業は何故、現金給与のみで済ませずに、様々な福利厚生費用を負担しているのだろうか。

福利厚生費の意義については、様々な考え方があるが、本稿では、次の二つの仮説を検討したい。

一つは、福利厚生は企業の利潤分配（Profit sharing）の性格をもつという仮説である。もう一つは、福利厚生は、賃金の補完という役割を果たしているという考え方である。前者は、Weitzman [18] [19] [20] の利潤分配型企業モデルに依拠している。後者は、現金給与と非貨幣的報酬とは、相互に補完的であり、両者の和が一定の質の労働の対価であると考えられる。

企業が粗利潤の一定割合を従業員に分配する場合は、固定賃金の場合に比べて、労働需要、生産額、純利潤が増大する一方、従業員の給与総額は低下し、長期的には base wage（従業員の最低労働供給価格）に等しくなる。利潤分配はもともと、高すぎる賃金を抑え、労働需要を喚起するための手段として提唱された賃金制度である。しかし、本稿では、利潤の分配には、従業員にインセンティブを与え、彼らの離職行動を抑制する効果があるという考え方をとる。すなわち、企業が利潤

を分配しつつ、効率賃金を支払っているものと仮定するのである。

非貨幣的報酬と現金給与との「補充」仮説は、真の労働報酬は貨幣賃金そのものではなく、貨幣賃金と非貨幣的報酬の和であるという考え方に基づいている。貨幣賃金の低い企業は、労働の環境等の非貨幣的報酬を高めなければ人材を集めることができず、逆に環境の整っていない企業では、貨幣賃金を高めなければ求人ができない。このため理論的には、労働市場において、同じ属性をもった人の非貨幣的報酬と貨幣賃金との和は均等化するはずである。労働の非貨幣的報酬には、仕事のつらさ、清潔さ等さまざまな要素があるが、福利厚生は、その一部分であると考えて差支えないであろう。

日本企業のボーナス制度については、利潤分配型企業モデルによる分析が、すでに多くの研究者によって行なわれている。そそれの分析の結果はまちまちであり、ボーナスに利潤分配の要素を認める研究成果と、必ずしもそうでないものがある。従来のボーナスの分析では、主として企業収益を説明変数とする時系列分析が行なわれてきたが、本稿では、次の二通りの分析を試みる。第一は、従来のボーナスの分析に準じた時系列分析、第二は、工業統計表データをもとに算出した、企業の粗利潤を説明変数とするクロス・セクション分析である。第一の分析では、石油、化学、鉄鋼等6産業で、一年前の従業員ひとりあたり企業収益が、今年ひとりあたり福利厚生費用を決定する、統計的に有意な要因であるという結果が得られた。また、第二の分析からは、従業員ひとりあたり粗利潤が福利厚生費用の有意な決定要因となっているのは、主として従業員100人以上の企業であり、また、企業の粗利潤は、決定福利費用よりも法定外福利費用に対して高い説明力をもつという結果が出た。

他方、福利厚生費用が、同じ属性を持つ従業員の労働報酬を均等化させる機能を果たしているという仮説を支持する結果は、本稿の分析からは得られなかった。年齢階層、学歴をコントロールした1985年および1988年のデータに関する限り、現金給与と福利厚生費用の和は現金給与よりも大きな分散をもつ傾向がある。すなわち、福利厚生費用は、労働報酬を均等化させるのではなく、むしろその格差を増大させているように見受けられる。

第一節で二つの仮説を説明し、第二節でおのおのの実証分析の方法および結果を示す。第三節では実証分析の結果について考察を加え、結びに代える。

## 第一節 福利厚生に関する二つの仮説

### (1) 利潤分配仮説

Weitzman [18][19][20] は、企業がその粗利潤の一定割合を従業員に分配することによって、過大な労働需要が喚起され、企業の生産額および利潤が増大する可能性があるという指摘した。

Weitzman の理論では、従業員の収入は、base wage と企業の粗利潤の一部とから成り立っている。base wage というのは、従業員が受け入れる賃金の最低水準であり、歴史的、制度的に決まっている現行の固定賃金  $\omega$  より低いものと仮定する。

いま、ある企業の生産関数を  $F(L)$ 、収益関数を  $R(L)$ 、base wage を  $\omega$ 、利潤の分配率を  $\lambda$  とすると、利潤分配のもとでは、従業員ひとりあたりの収入  $W$  は、

$$\begin{aligned} W &= \omega + \lambda \{R(L) - \omega L\} / L \\ &= (1 - \lambda)\omega + \lambda R\{F(L)\} / L \end{aligned} \quad (1)$$

となる。この時、企業の純利潤は、

$$\Pi = R\{F(L)\} - WL$$

$$\begin{aligned}
&=R[F(L)]-(1-\lambda)\omega-\lambda R[F(L)] \\
&=(1-\lambda)\{R[F(L)]-\omega L\}
\end{aligned} \tag{2}$$

となる。企業は、(2)を最大化するように雇用を決定する。

(2)式を最大化するための必要条件には、 $\lambda=0$ と $R'F'(L)=\omega$ の二種類がある。 $\lambda=0$ は、企業が利潤の分配を全く行わず、base wageのみを支給する場合に相当する。企業はできれば人件費を $\omega$ に抑えて利潤最大化を図ろうとする。しかし、現行賃金 $\theta$ とbase wage $\omega$ との格差が大きい場合には、それは労働組合の強い反発を招くおそれがある。このとき、企業は $R'F'(L)=\omega$ を満たすように雇用数を調整する。 $R'F'(L)=\omega$ のもとでの雇用、生産、企業の純利潤は $R'F'(L)=\theta$ のときのそれらを上回る。これが、Weitzmanの利潤分配型企業モデルである。

人々の勤労意欲が給与水準とは独立で、同一の属性を持つ人の生産性が、base wageのみ支給される場合も、利潤の分配を受ける場合も同じであるとすれば、給与は長期的にはbase wageに等しくなる筈である。しかし、base wageを超える給与に、勤労者の勤労意欲を高め、企業への忠誠心を高め、離職を減らす効果があるとすれば、企業は $\lambda>0$ の条件のもとに、利潤を最大化するような給与水準を選ぼうとするであろう。

いま、ある企業の生産関数が(3)のようであったものとする。

$$Y=f[e(w)L] \tag{3}$$

$Y$ は生産額、 $L$ は従業員数、 $w$ は賃金、 $e(w)$ は従業員の効率で、 $e'(w)>0$ であるものと仮定する。この企業の目標は、

$$\Pi=f[e(w)L]-wL \tag{4}$$

を最大化することである。そのための一階の条件は、

$$\frac{\partial \Pi}{\partial L}=f'[e(w)L]e(w)-w=0 \tag{5}$$

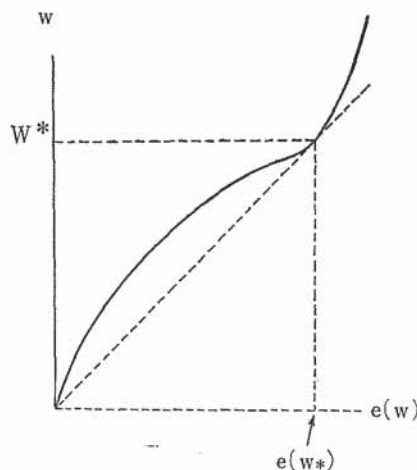
$$\frac{\partial \Pi}{\partial w}=f'[e(w)L]e'(w)L-L=0 \tag{6}$$

である。(5)(6)を満たす賃金、雇用の組み合わせを $(w^*, L^*)$ とすると、

$$f'[e(w^*)L^*]e(w^*)=w^* \tag{5'}$$

$$f'[e(w^*)L^*]e'(w^*)=1 \tag{6'}$$

(5')(6)'の $(w^*, L^*)$ は、下図のように、 $e(w)/w$ を最大化する点である。



この企業が、利潤分配を行なっていて、給与 $p$ は、

$$p=(1-\lambda)\omega+\lambda f(eL)/L \tag{7}$$

のように表されると仮定する。但し、 $\omega$  は base wage,  $\lambda$  は利潤分配係数である。このとき、企業の目標は、(7)の条件のもとに、 $f[e(p)L] - \omega L$  を最大化することである。

$$Z = f[e(p)L] - \omega L + \mu \{ p - (1 - \lambda)\omega - \lambda f[e(p)L]/L \} \quad \text{とおくと,}$$

$$\partial Z / \partial L = f'[e(p)L]e(p) - \omega - \mu \lambda \{ f'[e(p)L]e(p)L - f[e(p)L] \} / L = 0 \quad (8)$$

$$\partial Z / \partial p = f'[e(p)L]L + \mu \{ 1 - \lambda f'[e(p)L]e'(p) \} = 0 \quad (9)$$

$$\partial Z / \partial \omega = -L - \mu(1 - \lambda) = 0 \quad (10)$$

$$(10) \text{より, } \mu = L / (\lambda - 1) \quad (10')$$

(10)'を(8)(9)に代入して整理すると、

$$f'[e(p)L]e(p) = p \quad (11)$$

$$f'[e(p)L]e'(p) = 1 \quad (12)$$

(5)'(6)'と(11)(12)とを比較すると、(11)(12)の解は、

$$p = w_* \quad (13)$$

および、

$$L = L_* \quad (14)$$

である。即ち、企業は、

$$(1 - \lambda)\omega + \lambda f(eL) / L = w_* \quad (15)$$

となるように、 $\lambda$  を調整することによって、利潤を最大化することができる。

企業が利潤分配によって長期的に利潤を最大化しているのであり、福利厚生費用は従業員に分配される利潤の一部であるというのが、本稿の一つの仮説である。

## (2) 福利厚生「賃金補完」説

もう一つの仮説は、福利厚生費が、現金給与の補完的役割を果たしているというものである。人々は、貨幣賃金が十分に高ければ、非貨幣的報酬（例えば職場の環境や仕事の快適さ）の低い職業に就くに吝かでないが、貨幣賃金が低い場合には、それを埋め合わせるような非貨幣的報酬を求めるといふ議論はアダム・スミスの時代から続いている。非貨幣的報酬は、貨幣賃金の格差を埋め合わせているという考え方である。今、 $(i, j)$  という特性をもつ人の供給価格が  $W_{ij}$  であるものと仮定する。 $W_{ij}$  の内容は 100 パーセント貨幣賃金である必要はない。企業は貨幣賃金と非貨幣的報酬とのあらゆる組み合わせを提供しうる。もし、貨幣賃金と非貨幣的報酬とが相互に補完的であるとすれば、同じ属性を持つ勤労者に対する貨幣的報酬と非貨幣的報酬の和は一定である。非貨幣的報酬には、仕事の強度、ストレスの程度、繰り返しが多いか少ないかといった要素も含まれる (Brown [10])。そういった要素の総和を厳密に測定することは難しい。しかし、福利厚生費用は非貨幣的報酬の一つの指標になっているものと考えて差支えないであろう。同じ質の労働には、同一の貨幣賃金ではなく、同一の「貨幣賃金+福利厚生費用」が対応しているというのが、福利厚生「賃金補完」説である。

## 第二節 実証分析

前節の二つの仮説のいずれが、現実の企業内福利厚生をよく説明しているであろうか。本節では、製造業 2 桁分類の業種別データおよび企業規模別データを対象に、前節で取り上げた二つの仮説を検証し、その結果を比較検討する。

(1) 利潤分配仮説の実証分析

福利厚生費用が利潤分配の性格を持つものであれば、その変動ないし分布は、企業の利潤ないし収益によって説明されるはずである。大橋〔1〕, Ito and Kang〔14〕, Ohashi〔16〕は企業利潤がボーナスの有意な決定要因であるか否かを、企業の経常収益を説明変数とする時系列分析によって検討している。本稿では、次の二通りの分析を試みる。

- 1) 一年前のひとりあたり経常収益を説明変数とする、業種ごとの時系列分析。
  - 2) 一年前のひとりあたり企業粗利潤を説明変数とする、規模ごとのクロス・セクション分析。ただし、企業の粗利潤とは、企業収益から資本のコスト、従業員の base wage を引いた残りである。
- 1) に関しては、(10)式による重回帰分析を行なう。

$$WCOSTS(t) = \alpha_0 + \alpha_1 PROFIT(t-1) + \alpha_2 T + e(t) \quad (10)$$

但し、WCOSTS(t)は第 t 期のひとりあたり福利費用、PROFIT(t) は第 t 期のひとりあたり経常収益、PROFIT(t-1) は、第 (t-1) 期のひとりあたり経常収益、T は時間的趨勢を表す項、e(t) は誤差項である。WCOSTS(t), PROFIT(t-1) のデータは1975—86年の大蔵省『法人企業統計』〔3〕に求め、WCOSTS は産業大分類別賃金指数、PROFIT は国内卸売物価指数でそれぞれデフレートする。(10)を製造業二桁分類の各産業にあてはめた結果、紙パルプ、化学、石油、鉄鋼、電気機械、輸送機械の六産業で、PROFIT(t-1) が統計的に有意な福利厚生費用の決定要因であることがわかった。(表2)。大橋の分析では、有効求人倍率がボーナスの決定要因として、高い統計的有意性を示している。しかし、(10)式の右辺に有効求人倍率の項を加えたところ、統計的に意味

表2 利潤分配型モデルによる推定の結果 (1)

推定式:  $WCOSTS(t) = \alpha_0 + \alpha_1 PROFIT(t) + \alpha_2 PROFIT(t-1) + \alpha_3 T + \varepsilon(t)$

業 種	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>	N
紙パルプ	0.5625 (46.327)**		0.0589 (3.8378)**		0.6207	11
化 学	0.7078 (30.090)*		0.0348 (2.5333)*		0.3513	11
石 油	0.9818 (41.956)**	0.0111 (2.2513)	0.0131 (2.6416)*		0.4575	10
鉄 鋼	0.8814 (46.594)**		0.0526 (2.9253)**		0.4304	11
	0.8281 (39.158)**		0.0396 (3.0021)**	0.0104 (3.2289)**	0.7218	11
電気機械	0.4717 (23.145)**		0.0513 (3.0392)**		0.4517	11
輸送機械	0.4881 (12.533)**		0.0986 (3.5169)**		0.5320	11

PROFIT (t) : t 年における一人あたり実質経常収益。

PROFIT (t-1) : t-1 年の一人あたり実質経常収益。

T : タイム・トレンド。

括弧内はt値。 \* : 有意水準5%で有意。 \*\* : 有意水準1%で有意。

のある結果は得られなかった。

2)に関しては、(17)式より従業員ひとりあたり粗利潤を算出し、1985年と1988年の企業規模別データを用いて単純回帰分析を試みる。

$$GPROFIT = (VA/L - \Delta K/L - Dep/L - \omega L)/L \quad (17)$$

但し、VAは年間付加価値総額、Lは従業員数、 $\Delta K$ は年間投資総額、Depは減価償却費用、 $\omega$ はbase wageである。Weitzmanのモデルのbase wageが具体的に何をさすのかについては様々な考え方があがるが、ここでは、各業種の従業員数30-99人の事業所の「所定内給与」をbase wageと見做す。VA、L、 $\Delta K$ 、Depのデータは通産省『工業統計表』に求め、所定内給与のデータは、労働省『毎月勤労統計』による。

回帰式は(18)のようである。

$$WCOSTS_t = \beta_0 + \beta_1 GPROFIT_{t-1} + \epsilon_t \quad (18)$$

但し、 $WCOSTS_t$ はt期の従業員ひとりあたり福利厚生費用、 $GPROFIT_{t-1}$ はt-1期における従業員ひとりあたり粗利潤、 $\epsilon_t$ は攪乱項である。企業が利潤分配を行なっているものとする、利潤の発生と従業員に対する分配との間には、些かのタイム・ラグがあると考えるのが自然である。右辺に一年前のGPROFITを入れるのはこのためである。 $WCOSTS_t$ のデータは、労働省『労働統計年報』1975-86年によった。t=1985年およびt=1988年の二時点について、企業規模別のデータで、クロス・セクション分析を試みる。企業規模は従業員数30-99人、100-299人、300-999人、1000-4999人の四階層である。左辺の $WCOSTS_t$ には、次の三種類のデータを用いる。

- (1)法定福利厚生費用(年間)
- (2)法定外福利厚生費用(%)
- (3)(1)(2)の合計

表3 利潤分配型モデルによる推定の結果(2)

3-1. 1985年

$$\text{推定式: } WCOSTS_{1985} = \beta_0 + \beta_1 GPROFIT_{1984} + \epsilon_{1985}$$

$$WAGE_{1985} = \gamma_0 + \gamma_1 + GPROFIT_{1984} + \epsilon_{1985}$$

従業員数 1000-4999人

$WCOSTS_{1985}$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.335 (11.052)**	0.005 (2.118)	0.3034	9
法定外福利	0.031 (0.722)	0.016 (4.571)**	0.7132	9
福利計	0.366 (7.072)**	0.021 (5.041)**	0.7532	9
$WAGE_{1985}$	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	3.841 (10.072)**	0.079 (2.514)	0.3994	9

従業員 300—999人

WCOSTS <sub>1985</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.300 (15.068)**	0.007 (2.556)	0.2455	18
法定外福利	0.011 (0.615)	0.018 (7.318)**	0.7556	18
福利計	0.311 (10.381)**	0.024 (6.200)**	0.6877	18
WAGE <sub>1985</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	3.081 (15.523)**	0.105 (4.046)**	0.4749	18

括弧内はt値。\*：有意水準1%で有意。 \*\*：有意水準0.5%で有意。

従業員 100—299人

WCOSTS <sub>1985</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.246 (12.322)**	0.012 (3.273)**	0.3505	19
法定外福利	0.038 (7.610)**	0.008 (8.595)**	0.8019	19
福利計	0.284 (12.446)**	0.020 (4.741)**	0.5440	19
WAGE <sub>1985</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	2.546 (14.247)**	0.143 (4.305)**	0.4934	19

従業員 30—99人

WCOSTS <sub>1985</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.219 (8.313)**	0.020 (2.966)**	0.3023	19
法定外福利	0.042 (5.656)**	0.007 (3.704)**	0.4140	19
福利計	0.260 (8.065)**	0.027 (3.262)**	0.3023	16
WAGE <sub>1985</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	2.065 (10.494)**	0.226 (4.551)**	0.5227	19

括弧内はt値。\*：有意水準1%で有意。 \*\*：有意水準0.5%で有意。

単純回帰分析の結果は、表3のようである。表3には、比較のため、現金給与総額を被説明変数とする(19)式による推定の結果を併せ示す。

$$\text{Wage}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \text{GPROFIT}_{t-1} + e_t \quad (19)$$

$\text{Wage}_t$  は  $t$  期の現金給与総額、 $\text{GPROFIT}_{t-1}$  は(18)式と同様、 $e_t$  は攪乱項である。 $t$  は、福利厚生費用の場合と同じく1985年と1988年である。

1985年の推定結果(表3-1)では、従業員数1000—4999人、300—999人、100—299人の規模階層において、従業員ひとりあたり粗利潤は法定外福利費用を決定する、統計的に有意な要因といえる。法定外福利厚生費用を被説明変数とする回帰式の自由度修正済み決定係数は、100—4999人の企業で0.71、300—999人の企業で0.76、100—299人の階層では0.80と高い。これに対して、法定福利費用を被説明変数とする推定結果は、決定係数が低く、また従業員1000—4999人、300—999人の規模階層では  $\text{GPROFIT}_{t-1}$  が統計的に有意な要因とはいえない。現金給与を被説明変数とする、(19)式による推定結果も法定外福利費用の場合と比較すると、 $\bar{R}^2$  は低い。しかし、従業員数30—99人の規模階層では、100人以上の企業とはやや異なった結果になる。法定外福利費用を被説明変数とする回帰式のあてはまりは必ずしも良好ではなく、現金給与を被説明変数とする回帰式の方が、高い自由度修正済み決定係数を与える。しかし、法定外福利費用を被説明変数とする推定結果のほうが、法定福利費用を被説明変数とする推定結果よりも高い  $\bar{R}^2$  を示すという点は、他の規模階層と共通である。

1988年の推定結果(表3-2)では、従業員数1000—4999人の規模階層で従業員ひとりあたり粗利潤は法定外福利厚生費用の有意な決定要因である。この規模階層では、法定外福利費用を被説明変数とする回帰式の自由度修正済み決定係数が、法定福利、福利費合計、現金給与を被説明変数とする回帰式のそれより高い。100—299人の規模階層においても、 $\text{GPROFIT}_{t-1}$  は福利厚生費用の統計的に有意な決定要因となっており、法定外福利費用は、法定福利費用よりも高い決定係数を与えている。しかし、この規模階層では、現金給与を被説明変数とする回帰式の  $\bar{R}^2$  が法定外福利費用を被説明変数とする回帰式のそれとほとんど変わりはない。従業員300—999人の規模では、

### 3-2. 1988年

$$\text{WCOSTS}_{1988} = \beta_0 + \beta_1 \text{GPROFIT}_{1987} + e_{1988}$$

$$\text{WAGE}_{1988} = \gamma_0 + \gamma_1 + \text{GPROFIT}_{1987} + e_{1988}$$

従業員1000—4999人

WCOSTS <sub>1988</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.359 (9.852)**	0.006 (2.827)*	0.4663	9
法定外福利	0.014 (0.439)	0.013 (7.177)**	0.8633	9
福利計	0.373 (8.013)**	0.019 (6.967)**	0.8650	9
WAGE <sub>1988</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	3.894 (10.933)**	0.076 (3.623)**	0.6025	9



従業員 300—999人

WCOSTS <sub>1988</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.250 (10.519)**	0.019 (5.884)**	0.7060	15
法定外福利	0.049 (3.115)**	0.007 (3.366)**	0.4246	15
福利計	0.300 (8.551)**	0.027 (5.516)**	0.6776	15
WAGE <sub>1988</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	2.647 (9.141)**	0.200 (5.041)**	0.6355	15

括弧内はt値。\*：有意水準1%で有意。 \*\*：有意水準0.5%で有意。

従業員 100—299人

WCOSTS <sub>1988</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	N
法定福利	0.243 (11.225)**	0.017 (4.919)**	0.5771	18
法定外福利	0.026 (2.722)*	0.010 (6.586)**	0.7137	18
福利計	0.269 (10.697)**	0.027 (6.735)**	0.7230	18
WAGE <sub>1988</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	2,360 (12.322)**	0.200 (6.644)**	0.7174	18

従業員 30—99人

WCOSTS <sub>1988</sub>	$\beta_0$	$\beta_1$	$R^2$	N
法定福利	0.252 (9.901)**	0.017 (3.212)**	0.3681	17
法定外福利	0.051 (6.352)**	0.004 (2.386)	0.2268	17
福利計	0.303 (9.890)**	0.021 (3.293)**	0.3810	17
WAGE <sub>1988</sub>	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\bar{R}^2$	N
現金給与	2,319 (10.837)**	0.206 (4.646)**	0.5626	17

括弧内はt値。\*：有意水準1%で有意。 \*\*：有意水準0.5%で有意。

WCOSTS=法定福利費用の $\bar{R}^2$ がWCOSTS=法定外福利費用の $\bar{R}^2$ を上回っている。従業員30—90人の規模階層では、法定外福利費用の決定要因として、従業員ひとりあたり粗利潤が示す統計的有意性は低い。

以上を総合すると、次のようなことがいえる。

(1)1985年のデータでは、従業員100人以下の規模階層で、従業員ひとりあたり粗利潤が福利厚生費の有意な決定要因といえる。従業員ひとりあたり粗利潤は法定福利費用よりも法定外福利費用に対して高い説明力をもっている。

(2)1988年のデータにおいても、従業員100人以上の規模階層で、従業員ひとりあたり粗利潤は福利厚生費の決定要因として、統計的に有意である。従業員1000—4999人、100—299人の規模階層では、法定外福利費用が法定福利費用よりも、企業の粗利潤の影響を強くうけている。しかし、300—999人の企業では、従業員ひとりあたり粗利潤の効果は法定福利費用の方に強く現われている。

(3)従業員30—99人の企業では、1985年、1988年いずれのデータに対しても、「利潤分配型企業モデル」のあてはまりは良くない。

## (2) 福利厚生「賃金補完」仮説の実証分析

福利厚生「賃金補完」仮説は、同じ質の従業員の現金給与と福利厚生費用との和が均等化するという考え方である。現実には、同じ質の労働の対価が完全に等しくなる例は稀であろう。しかし、労働の質を一定にした上で、現金給与の分散と「現金給与プラス福利厚生費用」の分散とを比較することによって、福利厚生費用が現金給与の補完機能をもつのかどうかを見ることが出来る。

1985年および1988年の『賃金センサス』より、一定の年齢、学歴、企業規模に対応する男性従業員の年間給与総額（ボーナスを含む）を算出する。年齢、学歴、企業規模を等しくする従業員の間にも、業種により現金給与のばらつきが見られる。業種間の賃金の格差は、福利厚生費用により縮小するのであろうか、それとも拡大するのであろうか。ここでは、次の三種類の値を比較する。

$$(1)\text{Var}(W_{ijk})$$

$$(2)\text{Var}(W_{ijk}+F_{2k})$$

$$(3)\text{Var}(W_{ijk}+F_{1k}+F_{2k})$$

但し、 $W_{ijk}$  は年齢  $i$ 、学歴  $j$ 、企業規模  $k$  の男性従業員の年間給与総額、 $F_{1k}$  は企業規模  $k$  の法定福利費用、 $F_{2k}$  は企業規模  $k$  の法定外福利費用である。年齢、学歴別の  $F_{1k}$ 、 $F_{2k}$  のデータは得られないため、同じ規模階層の従業員は同じ福利厚生費用の支出を受けていると見做す。1985年、19

表4 現金給与、「現金給与+福利厚生費」の分散の比較、1985年および1988年

4-1 1985年、従業員10—99人  
中卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
<17	4800.6	4763.7	4853.7
18—19	194.2	227.5	383.5
20—24	439.5	502.0	730.2
25—29	584.9	644.2	895.2
30—34	891.7	969.9	1259.3
35—39	961.1	1041.6	1323.3
40—44	1209.5	1293.9	1572.0
45—49	1268.0	1345.9	1580.9
50—54	1473.9	1565.6	1832.7
55—59	1143.1	1232.3	1518.8
60—64	618.4	669.9	875.0

高卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
18—19	209.1	240.9	379.3
20—24	1287.5	1326.6	1402.8
25—29	438.7	498.8	792.6
30—34	499.2	552.1	739.9
35—39	939.4	1005.7	2146.2
40—44	1118.5	1184.6	1375.4
45—49	2186.6	2307.3	2624.8
50—54	2306.4	2391.3	2640.9
55—59	2158.2	2251.2	2485.1
60—64	5951.9	5984.0	6362.4

W：年間現金給与額  
F<sub>1</sub>：年間法定福利費用  
F<sub>2</sub>：年間法定外福利費用

大卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
20—24	212.6	230.1	301.9
25—29	519.7	536.4	585.7
30—34	540.8	577.7	696.7
35—39	1411.5	1446.0	1523.2
40—44	5394.1	5469.7	5546.4
45—49	3720.9	3798.6	3946.1
50—54	7476.9	7653.7	8010.1
55—59	4079.8	4244.4	4601.9
60—64	14426.2	14451.5	14650.2

88年のデータについて、上記(1)(2)(3)の値を比較したのが表4である。1985年の1000人以上の企業の中学卒、17歳以下、18—19歳、60—64歳の各年齢層を除く圧倒的多数の年齢・学歴・規模階層で、

$$\text{Var}(W_{ijk}) < \text{Var}(W_{ijk} + F_{2k}) < \text{Var}(W_{ijk} + F_{1k} + F_{2k}) \quad (20)$$

が成り立っている。また、1985年の1000人以上、中卒の17歳以下、18—19歳、60—64歳については、 $\text{Var}(W_{ijk} + F_{2k})$ が $\text{Var}(W_{ijk})$ よりやや小であったが、分散比(21)の検定を行なったところ、二つの分散が等しいという帰無仮説は棄却できなかった。

$$F_{0.2} = \frac{\text{Var}(W_{ijk} + F_{2k})}{\text{Var}(W_{ijk})} \quad (21)$$

即ち、1985年および1988年の製造業に関する限り、福利厚生費用が現金給与の業種間格差を縮小させるのではなく、むしろ拡大させる傾向があるといえる。福利費用、特に法定外福利費用は理論的には、現金給与の水準からは独立であるはずである。しかし現実には、表5のように、法定福利費用と現金給与との間には、強い正の相関関係があり、法定外福利費用と現金給与との間にも、弱いながらも正の相関関係が見いだされる。これが、(20)の不等号が成り立っている理由ではないかと思われる。

## 4-2. 1985年, 従業員1000人以上

## 中卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
<17	773.7	718.4	839.4
18—19	1450.0	1416.6	1567.6
20—24	1703.5	1975.1	2251.9
25—29	1059.8	1061.6	1284.4
30—34	1581.9	2207.3	3634.8
35—39	1927.9	2403.1	2776.7
40—44	2728.7	3231.9	3700.6
45—49	3372.4	3723.8	4198.6
50—54	6624.8	7413.2	8152.2
55—59	5737.7	6581.7	7245.8
60—64	7696.7	7549.5	7575.0

W: 年間現金給与額

F<sub>1</sub>: 年間法定福利費用F<sub>2</sub>: 年間法定外福利費用

## 高卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
18—19	460.7	823.8	1083.8
20—24	435.3	742.8	1017.2
25—29	871.6	1327.6	1683.1
30—34	1728.1	2337.0	2723.6
35—39	1876.4	2382.9	2732.0
40—44	4632.8	5395.0	5830.7
45—49	5464.2	6040.4	6533.2
50—54	11624.4	12376.3	12927.4
55—59	11445.2	12228.3	12661.8
60—64	28334.7	31211.5	32365.4

## 大卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
20—24	318.2	386.2	581.8
25—29	528.8	854.0	1136.1
30—34	1955.9	2581.4	3008.0
35—39	3359.7	4159.0	4606.3
40—44	6842.8	7788.5	8306.5
45—49	8164.4	9130.6	9664.1
50—54	18848.6	19693.5	20137.1
55—59	10844.6	11538.9	12022.4
60—64	45594.8	48215.2	48295.2

W: 年間現金給与額

F<sub>1</sub>: 年間法定福利費用F<sub>2</sub>: 年間法定外福利費用

## 4-3. 1988年, 従業員10—99人

## 中卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
<17	109.1	137.3	244.5
18—19	437.2	482.9	695.6
20—24	1508.7	1560.2	1776.1
25—29	714.9	780.8	971.5
30—34	1064.2	1143.3	1402.3
35—39	1636.9	1744.3	2009.6
40—44	1685.7	1770.5	1973.9
45—49	1670.5	1767.9	1995.8
50—54	1914.3	2029.2	2324.2
55—59	1327.2	1424.3	1677.1
60—64	1351.6	1433.9	1711.1

## 高卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
18—19	175.5	211.4	368.4
20—24	352.8	403.7	606.9
25—29	542.0	611.6	858.3
30—34	868.4	929.9	1144.8
35—39	1086.6	1157.2	1347.3
40—44	1579.4	1669.0	1879.1
45—49	2786.2	2903.7	3089.3
50—54	2387.6	2480.7	2663.5
55—59	1858.1	1955.2	2074.8
60—64	1507.3	1605.1	1839.5

W: 年間現金給与額

F<sub>1</sub>: 年間法定福利費用F<sub>2</sub>: 年間法定外福利費用

## 大卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
20—24	447.8	474.3	624.9
25—29	746.7	796.0	909.5
30—34	985.9	1054.1	1224.2
35—39	889.2	948.2	1093.3
40—44	2120.3	2217.3	2527.1
45—49	3779.6	3895.6	4202.8
50—54	4575.4	4666.1	4886.2
55—59	5179.4	5338.4	5822.4
60—64	6540.4	6555.1	6362.6

## 4-4. 1988年, 従業員1000人以上

## 中卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
18—19	646.8	731.0	886.5
20—24	3615.6	3817.1	3925.0
25—29	2018.2	2303.9	2538.6
30—34	2505.4	2638.7	2851.1
35—39	2854.2	3234.5	3323.7
40—44	6379.4	7207.6	7525.1
45—49	6199.3	6892.6	7173.1
50—54	5433.5	5908.5	6026.4
55—59	5208.5	5755.8	5830.5
60—64	13825.9	14168.1	14480.8

W: 年間現金給与額

F<sub>1</sub>: 年間法定福利費用F<sub>2</sub>: 年間法定外福利費用

## 高卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
18—19	351.9	532.9	638.5
20—24	3097.7	3228.8	3329.7
25—29	567.3	742.6	815.5
30—34	1138.8	1387.0	1482.2
35—39	2997.4	3432.0	3551.2
40—44	4542.4	4846.0	4882.8
45—49	6656.2	7089.8	7125.0
50—54	7252.2	7772.6	7863.0
55—59	12909.7	12990.0	12853.3
60—64	27249.3	27266.5	27968.1

## 大卒男性

年齢階層	Var(W)	Var(W+F <sub>2</sub> )	Var(W+F <sub>1</sub> +F <sub>2</sub> )
20—24	766.6	1009.8	1102.2
25—29	1199.8	1355.6	1372.6
30—34	1664.6	1985.9	2164.9
35—39	2283.1	2574.3	2732.8
40—44	5835.5	6254.6	6515.7
45—49	6199.0	6668.5	6970.9
50—54	6502.3	7026.2	7348.5
55—59	16261.6	16672.1	16947.7
60—64	29010.0	29206.7	30024.2

W: 年間現金給与額

F<sub>1</sub>: 年間法定福利費用F<sub>2</sub>: 年間法定外福利費用

表5 福利厚生費用と現金給与との相関関係

5-1. 1985年

企業規模	法定福利費と現金給与 ピアソンの相関係数	法定外福利と現金給与 ピアソンの相関係数
1000—4999人	0.8955	0.5365
300—999人	0.8440	0.6519
100—299人	0.9251	0.7418
30—99人	0.9245	0.9221

5-2. 1988年

企業規模	法定福利費と現金給与 ピアソンの相関係数	法定外福利と現金給与 ピアソンの相関係数
1000—4999人	0.9563	0.6950
300—999人	0.9266	0.5914
100—299人	0.9333	0.8572
30—99人	0.8855	0.7586

### 第三節 結びに代えて

企業内福利厚生費用とは、如何なる意義をもつのか—本稿では、二通りの仮説を立て、それぞれについて実証分析を行なった。一つは、企業内福利厚生費用の支出が、企業の利潤分配の一環であるという仮説であり、もう一つは、福利費用が、現金給与の補完の機能をはたしているという仮説である。

第一の仮説に関しては、二種類の計量分析を試みた。一つは企業の経常収益を説明変数とする業種別の時系列分析、もう一つは企業の粗利潤を説明変数とする、企業規模別のクロス・セクション分析である。前者の分析からは、紙パルプ、化学、石油、鉄鋼、電気機械、輸送機械の六産業で、人員ひとりあたりの経常収益が、福利厚生費用を決定する有意な要因であるという結論が導かれた。後者の分析は、企業の粗利潤は福利厚生費用の中でも特に法定外福利費用に対して強い正の効果をもつことを示している。また、従業員100人以上の企業と30—99人の企業とでは、「利潤分配型企業モデル」の説明力が異なり、100人以上の企業では企業の粗利潤が福利費用の決定要因として統計的に有意であるのに対して、30—99人の企業では必ずしも有意ではないという結果も得られた。

第二の仮説に関しては、年齢階層・性別・学歴を等しくする従業員について、「現金給与プラス福利厚生費用」の分散を現金給与のそれと比較したが、一部を除き、前者が後者を上回り、福利厚生費用は現金給与の格差を縮小させるのではなく、むしろ拡大させる傾向があることがわかった。製造業二桁産業に関する限り、福利厚生「賃金補完説」よりも、利潤分配仮説のほうが、現実に近いといえよう。

企業の利潤分配には、勤労者にインセンティブを与え、従業員の離職を減らす効果があると考えられる。それでは、企業内福利厚生は、現実にそのような役割を果たしているのだろうか。企業内福利厚生と従業員の「効率」との関係を探明するのが、今後の一つの課題である。もし、企業内福利厚生が実際に従業員の効率を高めるのであれば、企業にとって、その充実が重要な目標のひとつとなるであろう。

#### 参考文献

- [1] 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』東洋経済新報社。
- [2] 佐野陽子(1989)『企業内労働市場』有斐閣選書。
- [3] 大蔵省『法人企業統計』, 1975—86年。
- [4] 通産省『工業統計表』, 1984年, 1987年。
- [5] 労働省情報統計部『賃金センサス』, 1985年, 1988年。
- [6] 労働省大臣官房『労働統計年報』, 1985年, 1988年。
- [7] 労働省政策調査部『毎月勤労統計』, 1988年。
- [8] Akerlof, G. (1984) "Gift Exchange and Efficiency Wages: Four Views," *American Economic Review Proceedings*, vol. 74, May, pp.79—83.
- [9] Bartel, A.P. (1982) "Wages, Nonwage Job Characteristics, and Labor Mobility," *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 35, No.4, July, pp.578—89.
- [10] Brown, C., (1980) "Equalizing Differences in the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. XCIV, February, pp. 113—134.
- [11] Dickens, W.D., Katz, L. and K. Lang (1986) "Are Efficiency Wages Efficient?" NBER Working Paper No. 1935, June.
- [12] Duncan, G. J. (1976) "Earnings Functions and Nonpecuniary Benefits," *Journal of Human Resources*, vol. 11, No.4, Fall, pp. 462—483.
- [13] Freeman. R. and M.L. Weitzman (1987) "Bonuses and Employment in Japan." *Journal of Japanese and International Economies*, vol.1, pp. 168—194.
- [14] Ito, T. and K. Kang (1989) "Bonuses, Overtime, and Employment: Korea vs. Japan," *Journal of Japanese and International Economies*, vol. 3, pp.424—450.
- [15] Lazear, E.P. and R.L. Moore (1984) "Incentives, Productivity, and Labor Contracts", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. XCIX, May. pp. 275—296.
- [16] Ohashi, I. (1989) "On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms," *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 3. pp. 451—479.
- [17] Stiglitz J.(1974) "Wage Determination in L.D.C.'s: The Labor Turnover Model," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 88, May. pp.194—227.
- [18] Weitzman, M. (1983) "Some Macroeconomic Implications of Alternative Compensation Schemes," *Economic Journal*, vol. 93, December, pp. 763—83.
- [19] — (1985) "The Simple Macroeconomics of Profit-Sharing," *American Economic Review*, vol. 75, December, pp. 937—53.
- [20] — (1987) "Steady State Unemployment under Profit-Sharing" *Economic Journal*, vol. 97, March, pp.86—105.
- [21] Yellen, J.L. (1984) "Efficiency Wage Models of Unemployment," *American Economic Review Proceedings*, vol. 74, May, pp. 200—205.