

『ボータスの伸縮性の実証的研究』

昭和63年度～平成2年度

研究代表者 神代和俊

3478325

横浜国立大学

ボーナスの伸縮性の実証的研究

昭和63年度 - 平成2年度

研究代表者: 横浜国立大学 経済学部教授 神代和俊

- 1. 企業レベルにおける賞与の伸縮性
- 2. 私鉄ボーナスの変動分析
- 3. 自動車
- 4. 造船
- 5. 電機
- 6. 電力
- 7. 繊維
- 8. 鉄鋼
- 9. 結論

(原稿のみ、手刊行)

5~8 は未定稿なのでまだ印刷してありません。

3478325

横浜国立大学

企業レベルにおける賞与の伸縮性¹⁾

—繊維業の事例を中心として—

神代和俊

1. はしがき

1980年代には、欧米の政策立案者や経済学者の中に、マクロ経済のパフォーマンスと賃金伸縮性との関係を重視する考え方が広まった。OECD(1983)(1984)(1985)の議論はヨーロッパ諸国における80年代の高失業率が、ケインズの需要不足によるよりは、むしろ、古典派的な実質賃金の下方硬直性に基づくものだという考え方に基づいているように思われる。マクロ経済的に整合的な賃金の許容可能上昇率については、Sachs(1979)の「保障実質賃金」(warranted real wages)の考え方があり、また近年は、Weitzman(1983)(1984)(1985)の「シェア・エコノミー」の考え方も広い関心を集めている。ワイツマンは、賃金伸縮性を高めるために企業業績を反映した利益分配的要素を労働報酬のなかにとり入れるよう主張しているが、とくに日本のボーナス制度に強い関心を示している。同様の関心は、Hashimoto(1979)、Gordon(1982)らの論稿でも示され、日本のボーナスが、賃金伸縮性を高めていると主張している。

この点に関して、わが国の学者の見解は二分している。小野旭(1983)、水野朝夫(1985)、新保生二(1985)は、日本の賃金の伸縮性を認めているが、水野は、ボーナスの伸縮性を過大評価することをいませめている。他方、村松久良光(1985)や大竹文夫(1986)は、かえって日本の賃金の硬直性を指摘している。

筆者自身(神代:1986)は、主要企業において団体交渉によって決定されたボーナスが企業収益の変動にたいしてかなりの感応性を示してはいるが、同時に前年実績に強くひきずられる形で下方硬直性もかなり大きいことを指摘した。また、民間主要企業におけるボーナスや基準内賃金の決定はかなり企業収益感応的であるにもかかわらず、マクロ経済全体としての賃金決定はサックスの保証実質賃金成長率の概念を尺度として見ると、実は他の先進諸国に比してかえって「利潤圧縮」を生ずる形になっていて、必ずしも伸縮性が高くないことを指摘した。

一般的に考えると、わが国の労働報酬の決定は、制度的に見て他の先進諸国よりも伸縮的に行われる可能性が大きいように思われる。すなわち、(a) ボーナスが平均賃金収入

の約四分の一を占めること、(b) 団体交渉による賃金決定が企業ごとに行われ、各企業の収益動向の変化に敏感に感応しやすいこと、(c) 労働組合の組織率が3割以下に低下しており、中小企業の大半は未組織であるため、いっそう伸縮的に賃金を決めやすいこと、(d) 残業時間が長く、残業収入がかなりの比重をしめること、(e) 最低賃金が地域包括最賃で決定されているが、平均的に見ると全体の平均賃金水準の約4程度の水準におさまっており、フランスのSMIGのような直律的押上げ効果は乏しいこと、等々。

それにもかかわらず、経済全体として観察してみるとサックス的意味での伸縮性が乏しいのは、(イ) 保証実質賃金上昇率の基準となる国民経済生産性が、サービス業、農業、流通業などの分野における相対的低生産性によって比較的抑制されていること、(ロ) 組織化された部門での基準内賃金やボーナスの利益感応性が思ったほど高くはないこと、(ハ) 中小企業、未組織分野の賃金水準は大企業に比べてかなり規模別格差を有するが、それにもかかわらず賃金格差は生産性格差ほどに大きくはないこと、などの理由が仮説として考えられる。

本稿では上記のような問題意識を念頭に置きながら、これまで、ボーナスの伸縮性が集計データによってしか分析されてこなかった実証上の欠点を埋めるために、ゼンセン傘下の繊維業及び関連企業分野（流通等）のうちゼンセンを通して長期間の時系列データの入手しうる42社（内1社は一部データ欠如）について、企業別の分析を行う。

2. これまでの研究結果

わが国のボーナスの伸縮性についての欧米における強い関心にもかかわらず、これまでの諸研究は、いずれも未組織分野を含む集計データによるきわめて間接的な証明に限られている。集計データであっても、ボーナスと企業収益との直接的な統計的関係を確かめたものはない。そこで、筆者は、これまでにまず神代(1986)(1987)においてNerlove(1956)の部分調整モデルを用いて、次の(1)式のごとき回帰式を計測してみた。計測対象は、労働省労政局集計の主要企業約280社前後（原則として東証又は大証一部上場企業のうち、資本金20億円以上、従業員1,000人以上の企業であって、労働組合のある企業^{*1)}の業種別集計データである。

*1) 因みに最近（昭和62年）の年末一時金妥結状況の調査対象は285社であり、その業種別分布は、鉱山(4)、建設(4)、食料品・たばこ(19)、繊維(21)、紙・パルプ(11)、新聞・印刷(7)、化学(45)、石油製品(4)、ゴム製品(4)、セメント(5)、鉄鋼(12)、電線(6)、機

械金属(23),)電気機器(28),造船(6),車両(2),自動車(9),卸・小売(27),証券(6),陸運(18),放送・通信(4),電力(9),ガス(4),サービス(7)となっている。集計対象には毎年若干の異動がある。

計測式

$$B_{i,t} = \alpha + \beta (\pi/L)_{i,t} + \gamma B_{i,t-1} + e_{i,t} \dots (1)$$

ここで、 $B_{i,t}$ は i 産業 (又は企業) の t 年のボーナス水準 (平均額)、 π は経常利益、 L は従業員数、 $B_{i,t-1}$ は i 産 (企)業の前年のボーナス水準、 e は誤差項を表す。分析の主目的は、ボーナス水準の企業収益に対する弾性値を求めることであるから、両対数式で回帰係数 β を求めればよいように思われようが、 (π/L) はしばしば負の値となることがあるので対数回帰は用いられない。そこで、通常の線型回帰で β を求め、それに基づいて平均値における弾性値 ()

$$= \beta \cdot \frac{(\pi/L)}{B}$$

を求めるほかない。

筆者のこれまでの研究 (神代(1986))によると、民間主要企業平均及び主要業種別の (1) 式の計測結果は第1表のとうりである。公益事業である私鉄及び電力の二業種は β の t 値が低すぎるし、鉄鋼及び自動車の β の t 値もやや低すぎるが、その他の業種は、民間業種平均を含めて、 t 値は十分に高く、決定係数もかなり高い。ただし、11本の計測式のうち7本は、ダービン・ワトソン比がやや低く、系列相関の有無を判定できない。そこで、 β の信頼度が著しく低い二業種 (私鉄、電力)を除いた他の業種については (1) 式で計測した β を用いる。また、上記の二業種については、

$$B_{i,t} = a + b (\pi/L)_{i,t} \dots (2)$$

で求めた b を用いる。第2表がその計測結果を示す。なお、同表には、念のための、(1) 式でやはり t 値がやや低い二業種 (鉄鋼、自動車) について、第二説明変数にラグを付けて計測した結果が示してある。これら二業種では、なぜか前年3月期決算値の方が説明力が高い。

以上の計測結果から、ボーナス水準の企業収益に対する弾性値を求めると、第3表のようになっている。

民間主要企業平均についてみると、短期の弾性値は 0.1001、長期では 0.3879 となっている。また、繊維業についてみると、それぞれ 0.0641、0.3448と民間平均よりはやや小さな値となっている。なお短期の弾性値が最も大きいのは機械であり、長期では造船

業が最も大きく、自動車、機械がそれに次いでいる。他方、短期、長期ともに弾性値がもっとも低いのは鉄鋼業である。

同様の分析を繊維業の42社についてやってみるとどうなるのかが本稿の主題である。

3. ボーナス水準の利益感応性

繊維業の主要企業平均（労働省労政局集計値）については、上述のように（1）式が概ね良好な結果をもたらすので（但し、DW比は判定不能域）、企業別の分析についても（1）式がそのまま当てはまるように思われよう。ところが、実際に計測してみると、計測期間をいろいろに変えてみても、（1）式がそのまま当てはまるのは、42社中第4表所載の18社にすぎない。しかも、そのなかには、期間平均の一人当たり経常利益（ π/L ）が赤字のため、弾性値が負になってしまうケースがかなりあるので、それらを除外すると、この基本的で有意な計測結果の得られるものは12社にすぎない。また、短期の弾性値が0.1を越えるものは、ダイエー、日毛、四国化成、ニチイ、日清紡、ナイガイ、尾西の7社にすぎない。

しかし、短期の弾性値は低くても、 $B_{t-1} = B_t$ となった時の長期の弾性値はかなり大きくなるものがある。例えばオーミケンシの長期弾性値は3.29と、ナイガイや尾西を上回る。

これらの計測結果から言えることは、繊維業及び関連会社の企業別のボーナス決定は、かりに企業収益に対する感応性がかなり高い場合でも、同時に前年ボーナス水準により強く規制されているということである。その意味でボーナスは下方硬直性がかなり強いことを物語っている。いま、この「下方硬直性」を、 B_t の B_{t-1} に対する弾性値で計てみると、第4表右端のようになっている、上記18社のうち企業収益に対する弾性値の高い企業であっても、ボーナスはかなり下方硬直性が強いことを物語っている。下方硬直性が最も強いのはオーミケンシ、富士紡などで、逆に最も弱いのは、ニチイ、ユニチカ、四国化成、ダイエーなどである。

それでは、（1）式当てはまらないその他の企業（24社）についてはどうであろうか。（1）式の代わりに、先の（2）式と同じ単回帰で計測してみると、第5表のようになる。驚いたことに、このような単純な回帰式でも、42社中14社は（ π/L ）の係数の t 値が低く、良い結果が得られない。また、この単回帰式の当てはまる28社についてみても、決定係数はあまり高くないものが多く、さらに利益に対する弾性値を求めてみる

と 0.2を越すものは16社にすぎない。弾性値が最も高いのはグンゼの 0.653であって、四国化成(0.638)、ダイエー(0.429)、日清紡(0.398)、片倉工業(0.392)、ニチイ(0.367)、などがこれに次いでいる。逆に、東洋紡、鐘紡などは、回帰式そのものは当てはまっても、ボーナスの利益に対する弾性値は小数点3ケタできわめて低い。

このように、 B と (π/L) との間の回帰式が当てはまらず、当てはまるものでも両者の関係は思ったよりずっと弱い企業が多い。これは、一つには繊維産業が昭和40年代からすでに長い間構造不況業種となっていて、経常利益がきわめて低くなっているにもかかわらず、ボーナスには発生的に生活補給金の色彩が強く、不況業種でもある程度世間相場に近いものは支払わねばならないという事情によるものと思われる。この傾向は、とくに石油危機以後の低成長下で一層顕著になっており、計測期間中の平均経常利益が負となっている企業が7社もある。

4. ボーナス水準を利益との間の回帰式は当てはまらなくても、ボーナス支給月数は企業収益と連動しているかもしれない。この点を確認するため

の形で支給月数(B)を売上高経常利益率(π/S)に回帰させたのが第6表である。結果的には、 B と (π/L) との回帰式が当てはまらなかった14社のなかで、 B の動きを (π/S) でうまく説明できた企業は3社(大和紡、オーミケンシ、大東紡)のみである。また、この形の回帰式がなりたたないものは17社に増えている。

全体的には、(2)式の方が(3)式よりも決定係数の高いものが多いが、なかには、ユニチカ、大和紡、日東紡、富士紡、オーミケンシ、旭化成、クラレ、三菱化成、東邦レーヨンの9社のように、(9)式の方がフィットが良く、ボーナス水準よりは支給月数の方が利益感応性の高いところもある。(3)式で決定係数が最も高いのは、三菱レーヨンであり、ユニチカ、富士紡、旭化成、クラレなどがこれに次いでいる。他方、四国化成、大同毛織、ダイエー、イトーヨーカ堂、ニチイなど8社は(2)式でないと説明がつかない。

また、(2)式でも(3)式でも両方とも説明がつかないのは、藤井、ジャスコ、倉庫精練、岐セン、御幸毛織、尾西毛紡、レナウン、セーレン、東海染工の9社である。

次に、ボーナス支給月数(B)の動きを、売上高経常利益率(π/S)、前年支給率(B_{t-1})で5式のように回帰してみる。

第7表は(4)式の当てはまりの良かった17社の計測結果を示す。決定係数が最も高い

のはクラレ (0.955) であるが、短期の弾性値が最も高いのは尾西毛糸紡績 (0.1335) であり、他はいずれも0.1 以下である。また、長期の弾性値が最も高いのも尾西紡績 (0.74) で、そのほか0.1 を越すものはナイガイ、長崎屋の二社にすぎない。ボーナス支給率は景気によってもそれほど大きく変動するものではないから、この結果はある程度まで予想されたところであるが、企業収益に対する感応性の度合が通常考えられているよりもはるかに小さいことは、改めて強調されてよい。上記17社のなかで、(4) 式のあてはまりは良くても、ボーナス支給率の対利益弾性値が負となってしまうところが4社もあり、また東亜紡績のように前年ボーナス (B_{t-1}) の係数 (τ) が1を越えているために、短期の弾性値は正でも、長期の弾性値が負となってしまう意味をなさないところもある。これらを除くと、微弱ではあるがボーナス支給率と企業収益との関係が数量的に確かめられるのは、12社にすぎない。

5. 旭化成の事例分析

以上のように、ボーナス水準 (B) についても、ボーナス支給率 (BM) についても、これまで民間主要企業の集計値については比較的良く当てはまると思われていた(1)式や(4)式が企業別データでやってみると必ずしも普遍性をもたないことが明らかとなった。そこで、できるだけ多数の企業について当てはまる、より普遍性のあるモデルを探してみなければならない。その手がかりを得るために、ボーナス交渉に際して、一定の決定方式を明示的に採用している旭化成の事例を分析してみよう。

旭化成の労使は、一時金の交渉(冬に翌夏の間も同時決定する冬夏型)に当たって、二つの基準を基礎にしている。一つは使用総資本利益率(p/k)であり、いま一つは賃金総額と経常利益との比率($p/w \cdot N$)である。これに基づいて、冬の業績と翌年夏の業績が同じであれば、同月数の一時金とする考え方である。

具体的な算式としては、組合員一人当たり平均62年夏期一時金月数(Y)を、

$$Y = 0.0471 (\pi / K) + 0.0363 (\pi / w \cdot N) + 2.187 \dots \dots (5)$$

という式を用いている。ここで、

$$\pi / K \text{ (年率)} = \frac{61\text{年下期経常利益(百万円)} \times 2}{61\text{年上期} \cdot \text{下期平均使用総資本}(100\text{万円})} \times 100$$

$$\pi / w / N = \frac{61\text{年下期経常利益(百万円)} \times 10^6}{\text{組合員一人平均62年3月15日現在一時金基礎給(円)} \times 61\text{年上期} \cdot \text{下期平均決算対象人員}} \quad (\text{人})$$

(5)式を求めるに当たっては、過去15期(54年夏~61年夏)の経営指標(π/K , $\pi/w \cdot N$)

と一時金との関係を回帰式で求め、

$$Y_1 = 0.0893 (\pi/K) + 2.1443 \dots \dots \dots 1$$

$$Y_2 = 0.0679 (\pi/w \cdot N) + 2.1862 \dots \dots \dots 2$$

両式を単純に平均して合成式を作る。

$$Y = \frac{Y_1}{2} + \frac{Y_2}{2} = 0.04465 (\pi/K) + 0.03395 (\pi/w \cdot N) + 2.16525$$

これを四捨五入して、

$$Y^* = 0.0447(\pi/K) + 0.034(\pi/w \cdot N) + 2.1653 \dots \dots \dots 3$$

とし、 Y^* に61年上期の業績 ($\pi/K = 4.45$, $\pi/w \cdot N = 4.59$) を代入すると、

$$Y^* = 2.521$$

となる。これを基礎データとして、実際には団体交渉で微調整を加え、(5) 式のような形で62年夏のボーナスを決めている。

このように明確な決定方式を採用しているので、(5) 式のような重回帰式、もしくは12 式のような単回帰式が計測期間をもっと過去に遡って延ばしても当てはまるのではないかと予想される。それを計測してみたのが第8表である。

(π/K) を説明変数とした場合も、(π/W ; 但し $W = w \cdot N$) を説明変数とした場合も説明力が高まるのは50年代以降に限られる。また、(5) 式型の重回帰式は、実際には当てはまらない。さらに前年ボーナス支給率実績 (BM_{t-1}) を説明変数に加えてみてうまくいかない。念のために売上高経常利益率 (π/S) をも説明変数として用いてみたが、結果は前と同様であり、50年代以降の説明力は高いが、先の(4) 式と同じモデルで計測してみても、うまくいかない。(第8表21式)。

そこでさらに、経常利益の変化率 (π) を用いて計測してみると、期別の単回帰(

式) のほかに、前年ボーナス支給率 (BM_{t-1}) と組み合わせた重回帰式のうち、昭和51~61年の分(31式) が良い結果を示している。ただ、残念ながら、このモデルは、旭化成についても他の期間については良くなく、また他の企業についても試みてみたが十分な説明力をもたない。

6. 企業収益と世間相場

ゼンセン関係の諸企業のボーナス決定について、(1) 式や(4) 式があまり良く当てはまらないのは、前述したように、繊維業が構造不況業種であるために収益状況が良くないにもかかわらず、ボーナスについては生活補給金として世間相場の波及効果を強くうけてい

るためではないかと考えられる。そこで、民間主要企業の平均ボーナス水準（AV）または平均支給月数（AVBM）を説明変数に加えて、

$$B_{i,t} = \alpha + \beta (\pi/L)_{i,t} + \gamma AV_t \dots (6)$$

$$BM_{i,t} = a + b (\pi/S)_{i,t} + c AVBM \dots (7)$$

の二型式について分析してみた。まず(6)式についての計測結果が企業別期間別に第9表に示してある。全体で42社のうち、(6)式で説明できなかったのは12社のみ（藤井〔手編み毛糸大手〕、片倉工業、神戸生糸、ナイガイ〔アバレル〕、ジャスコ、長崎屋〔衣料品スーパー〕、小松精練〔長繊維染色〕、倉庫精練〔染色加工〕岐セン〔合繊維地染色加工〕、御幸毛織、尾西毛糸紡績、イトーヨーカドー）である。染色、生糸、スーパーなどが主で、綿紡、化繊などの大手は(6)式で良く説明される。

他方、(7)式では説明できない企業は26社と過半数に達するが、(6)式で説明できなかった企業のうち片倉工業は(7)式で説明できる（第10表）。(6)式で説明できなかった12社のうち片倉をのぞく11社は、(7)式でもやはり説明できない。

(6)式で計測結果の良かったものについては、ボーナス水準の対利益弾性値を示してある（第9表）。t値、決定係数の点では良い結果を示すもののなかにも、計測期間中の経常利益の平均値が負のために、弾性値も負になってしまうものがかなりある。それらを除いて、弾性値のもっとも高いのはグンゼ（昭和52～61年）0.508であり、ついで大同毛織（53～61年）0.2579、レナウン（48～61年）0.23、ニチイ（50～61年）0.2095、ダイエー（53～61年）0.2012、四国化成（51～61年）0.1704、帝人（48～61年）0.1233、旭化成（40～61年）0.1075、日本毛織（48～61年）0.1031などが0.1を越す弾性値を示している。旭化成のように、かなり意識的にボーナスを企業収益に関連させようとしているところでも、この型でみた弾性値が0.1をわずかに上回る程度であることは、注目に値する。

(7)式の計測結果の良かったもののうち、さらに利益弾性値が正のもののみは鐘紡（41～61年）、日東紡（40～61年）など12例（11社）にすぎない。また、このうち弾性値が最も高いのは旭化成（40～61年）の0.0983、ついで帝人（40～61年）の0.081であって、0.1を越すものは1社もない。(6)式と(7)式の両方とも計測結果の良かった8社について、弾性値の大きさを比較してみると、鐘紡、オーミケンシ、東レ、の3社のみ、(7)式の弾性値の方がわずかながら大きい。他の5社は(6)式の弾性値の方が大きい（第11表）。

(6)式でボーナス水準（B）の動きを一人当たり経常利益（ π/L ）の動きで説明でき、しかも弾性値が正のものは2社である。他方、(7)式でボーナス支給率（BM）の動

きが売上高経常利益率 (π/S) の動きで説明できて、かつ弾性値の正であるものは半数の11社にすぎない。また、利益弾性値の大きさも総じて(6)式の方が大きく、全体としては、ボーナス水準(B)の利益感応性の方が明確に捉えられる。

(6)式が比較的良好な結果をもたらすと言うことは、世間相場(民間主要企業平均ボーナス支給水準)そのものが(1)式で説明できるのであるから、(1)式と(6)式とを合成して、各社のボーナス水準を主要企業全体の平均一人当たり経常利益(π/L)_aと各社の一人当たり経常利益(π/L)_i、ならびに民間主要企業平均の前年ボーナス水準 $B_{a,t-1}$ とを説明変数として、(8)式で計測しても良い結果が得られそうに思われる。

$$B_{i,t} = \alpha + \beta (\pi/L)_{i,t} + \gamma (\pi/L)_{a,t} + B_{a,t-1} \cdots (8)$$

しかしながら、計測の結果は第12表に示すように、あまり芳しくなく、わずかに鐘紡(48~61年)、オーミケンシ(41~61年)、日毛(48~61年)の3社についてのみ期待された結果が得られたにすぎない。t値や R^2 は高くても、弾性値が負となってしまうもの、t値が十分には高くないものを加えても、(8)式は10社にしか当てはまらない。

計測結果の良かった鐘紡、オーミケンシ、日毛の3社について、ボーナス水準の(π/L)_iと(π/L)_aに対する感応性を比較してみると、いずれも自社の利益水準に対する感応性の方が10倍以上も大きい(鐘紡では1.9倍、オーミケンシでは1.10倍、日毛では6.7倍)。

7. 業種別集計値で見たボーナスの利益感応性

最後に、以上の計測結果のうち主なものをゼンセン内部の業種別で計測した結果を示しておこう。第13表は、(2)式及び(3)式を業種別に計測した結果である。いくつかの興味ある事実が見出される。

1) 業種別集計値で見ると、7業種のうち(2)式で説明のつかないのは染色のみであり、(3)式で説明がつかないのは流通と染色のみである。

2) 製造(グンゼ、片倉、厚木、神戸、及び昭栄)及び流通の2業種は(2)式の方が良くあてはまり、ボーナス水準の利益弾性値も0.39, 0.34とかなり高い。羊毛・麻及びアパレルも同じ類型に属する。

3) 化繊は(2)式(3)式ともによく説明されるが、ボーナス支給率の方がより利益感応的であり、弾性値は0.56ときわめて大きい。これを前掲第6表の企業別計測結果と比べてみると、弾性値の最も大きい旭化成でも0.16であるから、ボーナスの利益感応性を集計値

だけであるのは「合成の誤謬」を犯すことになりやすい。個々の企業別に見ると利益感応性はそれほど大きくはなく、かなり下方硬直性の強いことが改めて強調されてよい。4)

綿紡は(2)式の方で一応利益感応性のあることが確認されるが、同型の他の業種に比べると利益弾性値がきわめて低い。

他方、ボーナス水準及び支給率の両方について、それぞれ前年実績値のみの単回帰を求めてみると、第14表のように各業種ともボーナス水準については強い下方硬直性を示している。ボーナス支給率については、前年実績は染色のみはっきりした関係が見出されない。他の業種は、支給率についてもかなり明瞭な下方硬直性を示しているが、ボーナス水準に比べるといずれも決定係数は低く、前年実績値以外の諸要因がかなり強く作用していることを物語っている。

次に、(6)式と同じ型で業種別の計測をしたものが第15表である。最もあてはまりのよいのは化繊(41～61年)で、アパレル(50～61年)、羊毛(41～61年)、綿紡(41～61年)がこれに次いでいる。しかし、流通、染色についてはこの式では全く説明がつかず、製造もあまり良く説明できない。最もあてはまりのよい化繊ではボーナス水準の一人当たり経常利益に対する弾性値は0.1に近いが、綿紡では0.015にすぎず構造不況色の強い綿紡のボーナスが、あまり利益感応的ではなく、主として世間相場準拠の硬直性の強いものになっていることを物語っている(但し、AVの回帰係数そのものは化繊の0.8723に対して綿紡は0.6273となっており、前年実績が当年水準にはね返る割合は、化繊の方が強い。)

最後に(7)式と同じ型で業種別に計測したものが第16表である。企業別の分析からもうかがわれるように、化繊は、とくに昭和52～61年の期間について、支給率と売上高経常利益との間に強い関係が見出される。また、製造(53～61年)もかなり良く説明できるが、その他の業種は全く説明がつかない。

8. むすび

以上、ゼンセン傘下の繊維業及び関連業種の42企業について、8種類の回帰式によって企業収益変動との関係を分析してみた。このうち、(5)式及び(8)式を除く6種類の式について計測結果を集約してみると17表のようになる。

この表では、左端に最も多くの企業について説明力のあった(6)式で説明のできなかった12社が列挙してある。表中 印は利益変数の係数のt値が1以下のもの、△印は $1 < t < 2$ のものを示す。ここに企業名のあがっていない30社は、すべてこの式で説明のつくこ

とを示す。

上記12社のうち、(7)式で説明のつくのは片倉工業のみであり、そのほかに東洋紡以下15社が(7)式では説明がつかないものとして加わってくる。

しかし、(6)式でも(7)式でも説明できないグループ(11社)のうち、神戸生糸、ナイガイ、長崎屋、小松精練、イトーヨーカ堂の6社は(2)式で説明がつく。さらに(2)(3)(6)(7)式でも全く説明のつかなかった6社のうち尾西毛糸紡績は(1)式及び(4)式で説明がついている。(6)(7)式では説明のつかなかった長崎屋も(2)(3)(4)式では説明がつく。そこで、上記6種類の回帰式いずれによっても説明することのできなかったものは、第17表右端の欄に印を付して記した5社(藤井、ジャスコ、倉庫精練、岐セン、御幸毛織)のみである。

上記の5社を除く37社は、何らかの形でボーナス支給額または支給率(月数)の動きを企業収益の動きで説明できる。したがって、ボーナスは、たしかに大部分の企業において利益感応的な動きを示しているが、対利益弾性値で計ってみるとあまり大きくはなく、(1)式で見るとボーナス水準の利益に対する短期弾性値が0.1を越えるものは7社にすぎず、最大値はダイエーの0.3782、次いで日毛の0.2941である。また、同式で計った長期の対利益弾性値が最も大きかったのはオーミケンシの3.29であり、尾西毛糸紡績3.04がこれに次いでいる。

他方、最も多数の企業について当てはまりの良かった(6)式で見ると、グンゼの対利益弾性値0.508が最も高いが、帝人、旭化成などはいずれも0.1を僅かに上回る程度である。また、ボーナス支給率を意識的に一定の定式に従って利益にリンクさせている旭化成でも(7)式で計った対利益弾性値は0.0983にとどまっていて、総じて、ボーナス支給率(月数)よりは、ボーナス水準(金額)の方が利益感応性は大きい。

以上のことは、逆に言えば、ボーナスには戦後のボーナス発生史が物語るように、生活補給金としてきわめて強い下方硬直性がある。したがって、大多数の企業において、ボーナスは何らかの形で企業収益の変動にリンクしてはいるが、その程度はそれほど大きなものではなく、全体としては、むしろ前年支給実績や世間相場によってより強く規程される強い下方硬直性を同時に有している、というべきである。

念のために、(2)式の形で計測した企業別の分析結果を図示しておく。第1図(グンゼ)、第2図(四国化成)、第3図(ニチイ)、第4図(イトーヨーカ堂)、第13図(製造)、第15図(流通)などは一見してボーナス額と一人当たり経常利益との相関度が高

いが、第16図（染色）は全く無相関ないし逆相関の関係がはっきりしている。その他の図は、両者の中間にあって、ある程度の相関関係はあるが、必ずしも一人当たり経常利益のみの動きでは、ボーナス額の動きを説明できない。例えば、第5図（旭化成）は、本文で述べたように、ボーナス支給率を利益指標と意図的にリンクさせているが、ボーナス額は、とくに昭和40年代に収益状況とはあまり関係なく上昇しつづけた様子がはっきりと示されている。しかし、50年代に入ると、概して収益状況の改善につれて、ボーナス額の上昇が認められる。同じような傾向は、第6図（帝人）、第7図（倉敷紡）、第8図（三菱レイヨン）、第9図（東レ）でも見出される。また、業種別に見ても、第10図（綿紡）、第11図（化合繊）、第12図（羊毛）で40年代から50年不況にかけて、収益の停滞もしくは低下にもかかわらず、ボーナス額の上昇が認められる。

本稿では分析の対象を繊維業及び関連流通の一部に限ったが、同様の分析を、他の主要産業についても企業別を実施する必要がある。

私鉄ボーナスの変動分析

- 目次
- 一 ポーナス分析の意義と方法
- 二 私鉄におけるポーナス交渉の推移
- 三 私鉄ポーナスの利益感応性
- 四 結論

一 ポーナス分析の意義と方法

これまでの研究

戦後、わが国の、少なくとも民間大企業においては、団体交渉による賃金決定の慣行が確立した。とくに、昭和三〇年以降、「春闘」による賃金決定の慣行が定着し拡大するにつれて、そのメカニズムや効果は、経済学や労使関係論の立場から様々に分析されてきた。ことに、一九六〇年代に入ると、フィリップス曲線の定量的分析方法が導入され、マクロ経済の安定との

関係から、多くの研究が行われてきた。

これに対して、ポーナスは、戦後、「生活補給金」や「越年資金」として、賃金の補足的地位を占めていたため、一九七〇年代の末までは、あまり経済学的分析の対象とならなかった。わずかに、『労働白書』（一九七三）が簡単な計量分析を試みたにすぎず、しかもその分析の理論的意義は必ずしも明確ではなかった。しかし、第二次石油危機のあと、わが国の経済パフォーマンスの良さが国際的に注目されるようになると、賃金伸縮性との関連において、ポーナスの役割が国際的に注目されるようになった。ワイツマン（一九八四）の「シェア・エコノミー」は、その代表的なものである。これに触発されて、わが国でも、ポーナスの変動に関して、種々の計量的分析が試みられるようになった。

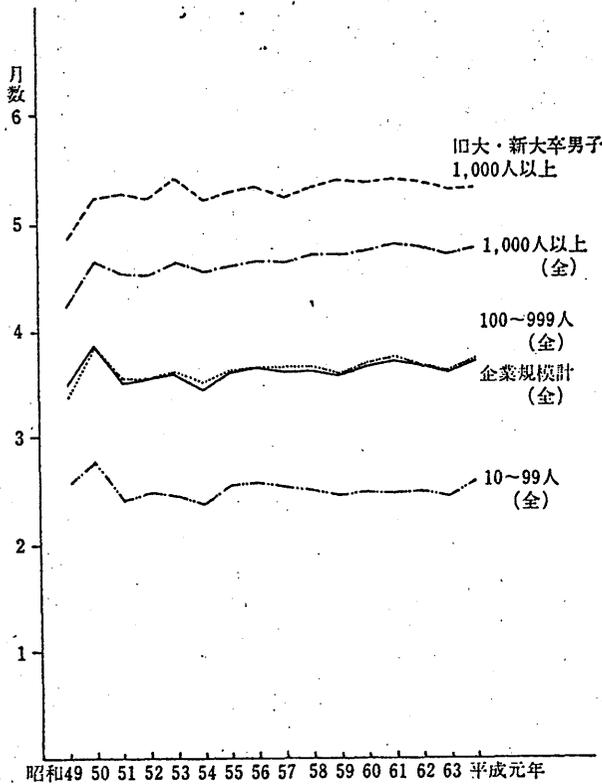
それらは、大別すると、(i)人的資本理論に基

神代 和欣

(横浜国立大学教授)

づいて、ポーナスを人的資本投資の収益に関する一種の利潤分配と見るもの（Hashimoto [1976]）、(ii)労働市場の伸縮性論の一環として、日本の賃金決定の伸縮性に注目し、そのなかでとくにポーナスの伸縮性を論じたもの（Gordon [1979]、OECD [1984]）、あるいはそれらの見解を批判したもの（水野 [一九八五]、神代 [一九八六] [一九八九]、Koshino [1986]、ブルネッロ & 大竹 [一九八七]、Brunello [1989]）。このグループの議論は、大なり小なり、ポーナスの景気変動や企業収益への感応性の有無または程度を重視している。(iii)これに対して、ポーナスを過去の労働に対する報酬であるとする「努力に対する報酬調整型モデル」は、大橋（一九八九）によって主張されている。ポーナスを「残業割増の後払い」と見る浜田（一九八五）の見解も同様の発想に基づくものといえよう。(iv)このほかに、企業理論の立場からポーナスの役割に注目する

図1 ボーナス支給率の格差と推移



出所：労働省「賃金構造統計基本調査」の「年間賞与額」を「所定内賃金」で除した支給月数。(全)とは産業計全労働者を示す。

Okuno (1984), Aoki (1980), 小宮(一九八八)などの見解もある。
これらの研究のうち、筆者が本稿でとくに注目したいのは、ブルネッロ&大竹(一九八七)及び大橋(一九八九)の研究である。

ボーナス制度の発展

分析に入る前に、ボーナス制度の発展を簡単に跡づけておこう。ボーナスの支給率(所定内給与に対する支給月数)は、労働省「毎月勤労統計」で見ると昭和三三年当時の一・八五カ月分(夏、冬の各支給率を単純合計したもの)から三五年には二・一九カ月、四九年には三・五九カ月に

達し、その後漸減して六三年には三・一九カ月となっている。また、労働省「賃金構造基本統計調査」で見ると、全産業企業規模計全労働者では、所定内賃金に対する年間賞与の比率は、石油ショック後の昭和五〇年度に三・九二カ月分のピークに達したあと五一年度に三・五五カ月まで低下したが、その後は景気変動につれて上下しながら、趨勢的には平成元年の三・七五カ月分まで漸増している。また、ボーナスは企業規模別に支給率でも支給水準でも大きな格差があり、さらに学歴別の格差も大きい。例えば、製造業一〇〇九九人規模企業の高小・新卒男子生産労働者の平成元年の支給水準は五九

こうしろ・かずよし 一九三二年生まれ。東京大学大学院博士課程修了。横浜国立大学経済学部教授。主な著書に「日本の労使関係」(有斐閣)、「労働組合読本」(共著・東洋経済新報社)など。労働経済学専攻。

・五万円、支給率二・六七カ月であったのに対して、同一一〇〇人以上旧大・新卒男子の管理・事務・技術労働者では、それぞれ一八九・三万円、五・四二カ月分と水準で三倍以上、支給率でも二倍の格差がある(図1)。さらに、企業規模一〇〇〇人以上の金融・保険業、男子、旧大・新卒では二五〇・七万円、六・三カ月分と一層その格差は拡大する。したがって大企業の大学卒ホワイトカラー層のボーナスには、相対的により多く利潤分配としての要素が含まれていると考えるよからう。

制度面では、やや古いが、労働省「賃金・労働時間制度の実態、昭和五九年版」が、興味ある分析を提供している。すなわち、賞与を支給した企業のうち制度として「成果配分・利潤配分方式を取り入れている」企業の割合は三二・〇%で、企業規模別に見ると大企業よりも中小企業の方がその割合が高い。しかも、このうち、利潤配分の算式を明示しているものは半分以上の四六・二%(賞与を支給している企業全体に対しては一四・八%)にすぎない。大多数の企業は、企業収益をあるていどにらみながらも、主として「労働報酬の追加分」として支払っているといつてよからう。なお、賞与に利潤配分方式を取り入れている企業のうち、その実施時期別に見ると、いずれの規模でも昭和四五年以降に導入したものが過半数を占め、五〇年以降は

約三分の一となっている。

労働報酬と利潤分配

以上のように、ボーナスには、沿革的にも、制度的にも、労働報酬の一部としての性格と利潤分配の一部としての性格が混在している。大橋(一九八九)は、前述のように、この点を過去の労働強度に対する追加労働報酬(具体的には所定外時間を説明変数とする)と見る「E-モデル」と、利潤分配と見る「P-モデル」(但し、有効求人倍率を説明変数を含む)とで比較分析し、両者が「ほぼ対等」の説明力を持つこと(但し、その説明力はE-モデルの方が若干優れるという)を示している。分析の対象は、「毎月勤労統計」による製造業中分類一ないし一二業種の「特別に支払われた給与」(したがって、ベースアップの清算払い分を含む)の年間合計額(実質)、計測期間は一九七一一八六年である。この分析では、利潤分配型モデルの場合に経常利益よりは労働市場要因(有効求人倍率)の方がボーナスに対する説明力の大きいことが強調されている。いいかえれば、ボーナスも基本的には労働報酬としての性格が強く、利潤分配的要素がそれに付加されているということになろう。

大橋氏の分析のなかには、繊維業や電気機械も含まれていて、繊維のホワイトカラー、電機のブルーカラーとホワイトカラーに関しては、有効求人倍率を説明変数に含む利潤分配型モデルが説明力を持っていることが示されている。

Obach (1998) は、この E-モデルの

ータを用いて、残業時間の代わりに売上高を代理変数とし、ボーナスの方が基準内賃金よりも個々の企業の収益により感応的であると結論している。これに対して、ブルネッロ & 大竹(一九八七)は、グレンジャーの因果性テストに基づいて、電機(大手一〇社と中企業八社)と繊維(綿紡、化繊の一五社)に関して利潤とボーナスとの間の因果関係はなく、銀行(都銀三行)についてののみそれが認められると結論している。しかし Brunello (1988) は、繊維、鉄鋼、自動車、電機の大手五八社のマイクロ・データに基づくパネル分析では繊維(一五社)に関してはボーナスの利潤感応性が高く、鉄鋼(一社)が最も非感応的であると結論している。

分析方法

これまで、わが国の賃金変動分析では、月例給与とボーナスとを合わせた「現金給与総額」の変動を、フィリップス曲線によって説明するものが多かった(小野旭(一九七三)、南・尾高(一九七二)のほか、マクロ・モデルのなかの賃金関数も同様)。そこで、ボーナスのみを分離して、その変動メカニズムを分析する場合にも、その労働報酬性に注目するならば、同様の方法を適用するか、あるいは大橋氏のように「効率賃金仮説」に基づくスペシフィケーションが考えられる。

他方、小宮(一九八八)、今井・小宮(一九八九)らの「労働者管理型企業」理論の立場からは、

手に関して、利潤への感応性を明示的に計測することが期待される。ただ、その場合に、モデル・スペシフィケーション及び計測方法については、十分に注意する必要がある。この点に関して、ブルネッロ & 大竹論文は、「労働白書」(一九七三)や Koshiro (1986) が行ってきた簡単な回帰分析、

$$\ln(Y_t) = a + b \ln(X_t) + c + d \ln(W_t) + e$$

を最小自乗法によって推定する方法に関して鋭い批判を提起している。その批判の要点は、(i) スペシフィケーションが理論的に不明瞭で、説明変数の選び方がアドホックであり、ボーナスの労働報酬性を説明すべき変数が含まれていない。(ii) 仮に上記のようなスペシフィケーションを認めるとしても、従業員一人当たり利益は、賃金やボーナスに対して先決変数とは限らず、むしろ、同時決定される可能性が高い。このため、推定結果に同時方程式バイアスを生じやすい。(iii) ラグ構造がアドホックである。また(ii)さらに付け加えるならば、仮に上記の式のように「一期前のボーナス」を説明変数に加えるとなると、自己相関の問題を生ずるので、分析方法としては最小自乗法は不適當であり、最尤法、コクラン・オーカット法などを用いなければならぬ。

批判(i)に関しては、たしかにボーナスは広義の労働報酬(賃金)の一部であるから、その変動は、基本的には、労働需給の均衡式に基づく構

Obach (1998) は、この E-モデルの

生変数のみによって説明される)によって説明されることが望ましい。しかし、それを同時方程式体系によって解くのは複雑にすぎ困難なので、一つの便法として、通常の賃金変動分析にならうって、経験的な単一の修正フィリップス曲線によることとし、そのなかに利潤変数を加えて、基準内賃金(W)とボーナス(B)との対利益指標への相対的感応度を比較するという方法をとる。但し、分析方法としては企業別のパネルデータを用い、年度ダミー(景気変動の影響を吸収するため)を加えたOLSを用いる。

(d)の同時方程式バイアスは、たしかに単純な回帰分析の大きな欠点である。いま、ボーナス(B_t)と利潤(R_t)との間に

$$B_t = a + bR_t + cB_{t-1} + u_t \dots\dots\dots(1)$$

という関係が成り立っているとすると、u_tは攪乱項である。ところが、総売上Y_t、ボーナス以外の費用をZ_tとすると

$$Y_t = B_t + Z_t + R_t \dots\dots\dots(2)$$

という会計的恒等式が成り立つ。そうすると、B_tとR_tは(1)、(2)の二つの方程式から同時決定され、(1)だけを最小自乗法で推定したのでは、係数の推定に下向きの偏り(同時方程式バイアス)を生じる。すなわち、E√○ならば、B_tは大きくなり、(2)式を通してR_tの値は小さくなる。同様に、E∧○ならば、B_tは小さくなり、R_tの値は大きくなる。つまり、大きいRの観測値には負の攪乱項が対応し、小さいRの観測値には正の攪乱項が対応する傾向がある。いま、横軸にR、縦軸にBをとって観測値をプロットする

と、グラフ上、右にいくと攪乱項はマイナスになり左にいくとプラスになるので、観測値に回帰式を当てはめると、真のbよりも小さな傾きが観測される。このような場合、計量分析の手法としては、通常は、同時方程式バイアスを除去するために、二段階最小自乗法(2SLS)などを用いるのが一般的である。

そこで、本稿では、ボーナスが基準内賃金(W)のαカ月分という形で交渉されていることから、支給率αを企業収益の関数と考え、他方、労働報酬としてのWについては、操作変数を使って別に理論値HWを推定し、二段階最小自乗法によってボーナス水準を推定するという方法を用いる。

すなわち、

$$B_t = \alpha \cdot W_t \dots\dots\dots(3)$$

とし、W_tは企業業績、bは世間相場や景気動向などの影響は年次ダミーで吸収し、HWについては別に売上高(S)などの関数として推定することとする(詳しくは第三節(9)式参照)。

(9)のラグ構造に関しては、次のように考える。たしかに、ボーナスの労働報酬としての性格を考えると、相場賃金や一般の労働需給の影響を受けているはずであり、それを明確に分離計測しないまま、「当期の従業員一人当たり利益」や「一前期のボーナス」だけを説明変数とするのは適切な方法ではない。しかし、他面で、現実のボーナス交渉が企業収益の動向や前

期のボーナス水準を考慮して行われていることも事実である。そこで、企業別のマイクロ・データを用いて、各社の「従業員一人当たり利益」を説明変数の一つに用いるが、そのさい、「当期」ではなく、「一前期」(四月の交渉ならその直前の三ヶ月決算、つまり前年度)の値を用いる。これは、直接には、交渉当事者が実際の団体交渉のさいにそれを重視して行動しているからであるが、統計的に当期利益よりも相関度が高いということもある。また、副次的には、先決変数を用いて同時方程式バイアスの問題を回避するという効果もある。

分析対象

これまでのボーナス変動分析のうち、マイクロ・データを用いたブルネッロ & 大竹(一九八七)及び Ohashi(1989)は、分析対象を主に製造業に限定しており、非製造業では前者が銀行業を対象にしているにすぎない。そこで、本稿では、とりあえず、非製造業に属し、しかもわが国の賃金・ボーナス交渉の歴史のなかで大きな役割を果たしてきた私鉄(民営鉄道業)の大手一三社(営団地下鉄を除く)を分析対象とする。賞与及び賃金のデータは民営鉄道協会の協力を得て作成したものを、売上高、経常利益額、及び従業員数は日経データバンクのZINBDSの財務データを用いる(因みに従来、筆者が公表してきた分析では、賞与について私鉄総連の資料を用いてきたが、これと民鉄協資料との間には、一部の年度について若干の差異がある)。

二 私鉄におけるボーナス交渉の推移

沿革

私鉄は、戦後日本の労使関係、とくに賃金交渉において、ほぼ一貫して、きわめて重要な役割を演じてきた。この業界では、私鉄経協（現在の民鉄協）と私鉄総連との間で、昭和二五年二月五日、中央労働協約が締結され、それに基づいて、全国的に亘る賃金の改訂や退職金の改訂及び労働条件に関して中央交渉を行ってきた。

私鉄総連は、電産労組なきあと炭労とともに民間労組の中核的存在と見られ、また、春闘のなかでしばしば国鉄労働組合等と交連共闘ストを構えて、賃上げのバターンセッターとなってきた。加えて私鉄は公益事業であるため、その賃金改訂争議はしばしば中央労働委員会の争議調整に係属し、世論の注目を集めることが多かった（しかし昭和五二年以降は中労委の手をかりず自主解決路線をとるようになっていた。なお、詳しくは日本民営鉄道協会（一九八七）参照）。

私鉄は、またボーナス交渉の分野においても昭和三年から年間臨給方式をとるなど、他産業に先がけて労使関係の安定に寄与してきた。

いま、その沿革を簡単に振り返ってみると、私鉄総連は、昭和二五年一月に越年資金闘争という形で最初のボーナス交渉を行い、二七年には新たに夏期手当を加え越年資金と二本建ての

関西の私鉄大手が年間臨時給与方式を提案し、名鉄が他社に先がけて年間臨時給協定（夏期分〇・七カ月、冬期分一・五カ月）を制度化した。その後、この方式が他社にも波及し、私鉄総連は昭和三年から年間協定に切り替えた。また、三九年から四六年までは前年実績に一定額を上積みする方式をとっていたが、昭和四七年以降は月数協定に切り替えた（なお、近鉄は四六年に月数で三年協定を締結）。

その後、昭和四九年の石油危機のさいには、物価急騰による先行きの生活不安から、一時年間協定方式を中断し、夏期は賃金と併せ、冬期は別に交渉する方式に戻したが、五〇年以降は再び年間協定方式に復し、しかも賃金と同時決着を図ることになった（それまでの年間協定は春闘賃金交渉のあとで交渉していた）。これは、労働争議をなるべく少なくする主旨から出たものである。また、ボーナスの決定を支給月数方式としているのは、賃上げを自動的にボーナスにもはね返らせるためである。石油危機のあと、大手の年間臨時支給月数は、一部の企業を除いて、五カ月を越し、一九八九年度には大手一三社平均五・四一カ月に達している

表1 私鉄大手のボーナス支給率

(単位:月数)

年度	A社	B社	C社	D社	E社	F社	G社	集7社平均	H社	I社	J社	K社	L社	対5社平均	大手12社平均	M社	大手13社平均
	1975	4.835	4.99	4.725	4.755	4.785	4.785		4.882	4.812	4.805	4.955	4.745				
76	5.135	5.32	5.025	5.055	5.085	5.085	5.182	5.116	5.105	5.307	5.155	5.225	4.765	5.055	5.092	5.5993	5.141
77	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.122	↓	↓	↓	↓	↓	5.061	5.098	5.6048	5.148
78	5.285	5.03	5.1906	5.205	5.235	5.235	5.332	5.280	5.255	5.458	5.305	5.375	4.915	5.206	5.251	5.7587	5.301
79	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.214	↓	↓	↓	↓	↓	5.195	5.206	5.7617	5.266
80	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.209	4.755	↓	5.469	↓	↓	5.129	5.176	5.7657	5.265
81	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.212	↓	↓	↓	↓	↓	5.134	5.180	5.7675	5.269
82	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.215	4.855	↓	↓	↓	5.000	5.181	5.201	5.7686	5.282
83	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.215	5.0	↓	↓	↓	↓	5.207	5.211	5.7701	5.284
84	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.209	↓	↓	↓	↓	↓	5.208	5.208	5.7722	5.283
85	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.214	↓	↓	↓	↓	↓	5.226	5.223	5.7744	5.286
86	5.410	5.2	5.3156	5.33	5.36	5.36	5.457	5.343	↓	5.583	5.594	5.5	5.125	5.211	5.271	5.8994	5.410
87	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.344	↓	↓	↓	↓	↓	5.314	5.332	↓	5.411
88	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.341	5.13	↓	↓	↓	↓	5.335	5.338	↓	5.408
89	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	5.345	5.255	↓	↓	↓	↓	5.353	5.348	↓	5.410
90	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	—	5.380	↓	↓	↓	↓	—	—	—	—

所: 日本民営鉄道協会による。

注: 大手12社は集交7社に対角線5社を加えたもの。

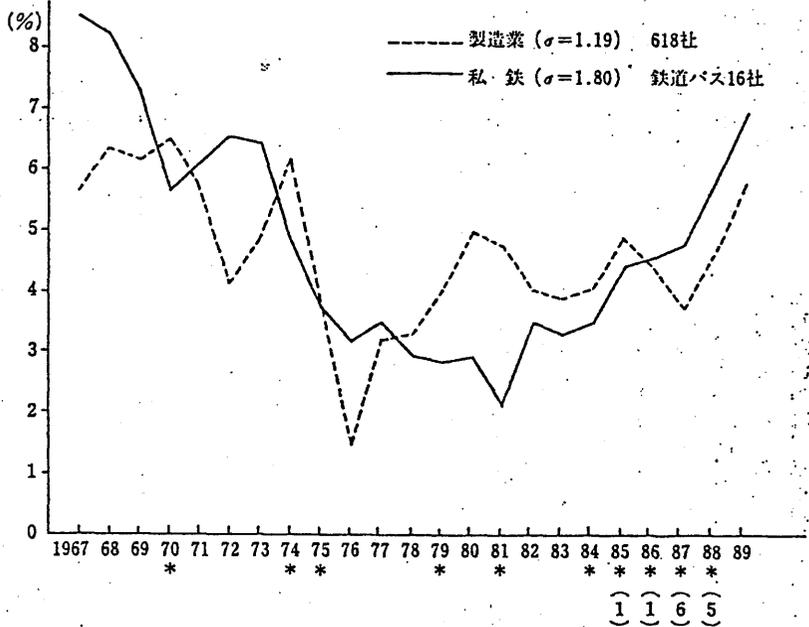
戻したという二例があるのみである。その他の企業では昭和五〇年代の「不況期」にもむしろ徐々に支給率を増やしてきている(前掲表1)。ところが、民営鉄道業の売上高経常利益率の変動幅を見ると(図2)、製造業よりも私鉄の方が振幅が大きい。すなわち、一九六七年三月期決算から一九七九年三月期決算までの利益率の標準偏差(σ)は、

製造業の一・一九に対して私鉄は一・八〇である。これは、運賃規制はあっても、旅客数の変動や設備投資ならびに電力料金等のコスト変動によって売上高及び利益の変動を生ずるためと思われる。しかし、こうした利益率で見たほどの企業

収益の変動は、ポーンナスの変動にはほとんど反映されていないように見える。私鉄業が運賃規制を受けているために、主体的に景気変動に対応しにくいことは、むしろ一人当たり経常利益額の変動幅が小さいことに示されている(図3)。製造業の一人当たり経常利

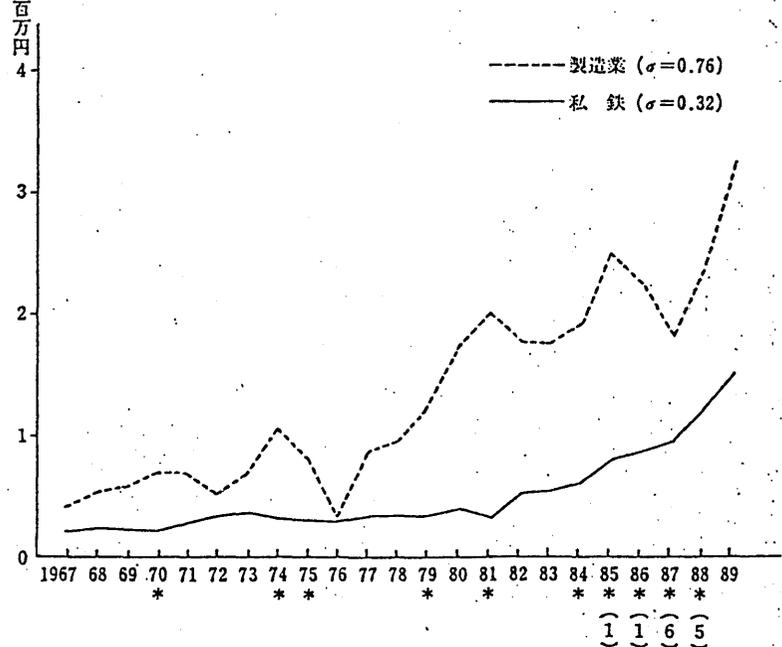
益額の変動幅が小さいことは、むしろ一人当たり経常利益額の変動幅が小さいことに示されている(図3)。製造業の一人当たり経常利

図2 売上高経常利益率の変動



注：*印は運賃改訂のあった年、()内は改訂社数。

図3 従業員1人当たり経常利益の変動(名目値)



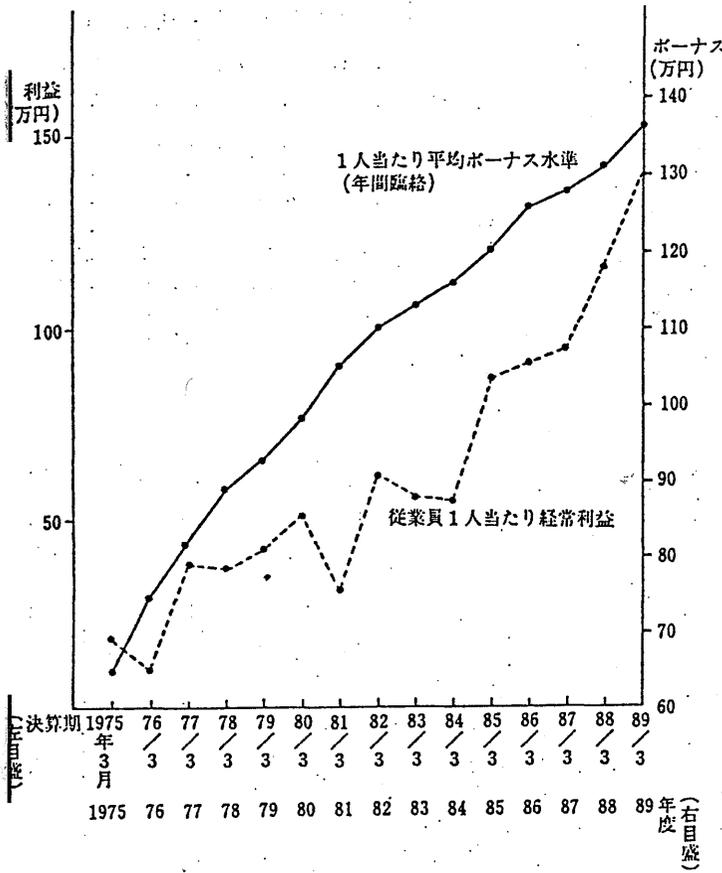
注：*印は運賃改訂のあった年、()内は該当社数。

に対して、私鉄のそれは〇・三二にすぎない。運賃改訂の直前には収益が低下する傾向が見られるものの、製造業に比べると低位安定的であり、ポーンナス支給額もほぼそれに比例して上昇している(図4)。これは、支給率が固定的・下方硬直的であるにもかかわらず、基礎給が年々の賃上げによって上昇してきたためである。一

でも、支給額は上昇しつづけている。唯一の例外は一九八〇年度に支給率を大幅に切り下げた日社であって、支給額も三・八%低下した(前掲表1、2)。

運賃規制があるなかで、賃金・賞与等労働費用の持続的上昇を吸収していくためには、私鉄各社は省力化による生産性向上に大いに努力し

図4 私鉄集交大手7社の企業収益とボーナスの推移(名目値)



年のピーク時からボトム時(一社を除き一九九〇年)まで二四・八%減少している(表3)。また、大手一二社(中央集団交渉八社から営団地下鉄を除いた上記七社)に対角線交渉五社を加えたもの(一九七五~八九年度の人員と生産性(一人当たり車両走行キロ)の動きを見ると、人員は一三・〇%減少しているのに対して、車両走行キロは三〇・四%増加し、その結果、労働生産性は四九・八%上昇している(表4)。それだけ労働密度が上昇したとも考えられ、その一部が労働報酬の追加分として、ボーナスの形で支払われてきたとも考えられる。

三 私鉄ボーナスの利益感応性

単純な観察

このように、私鉄のボーナス支給額は、企業収益(とくに従業員一人当たり経常利益額)の動きとかなり高い相関度があるように思われる。但し、図4はいずれも名目値表示になっているので、これを実質値(卸売物価指数でデフレート)に換算して、両対数式で単回帰分析してみると、両者の相関係数は、全体では約〇・九、または

表4 私鉄大手12社の労働生産性の推移

年度	車両走行キロ(A)	従業員数(B)	労働生産性(A/B)
1975	1,082,540	88,316	12.258(100)
80	1,198,116	82,518	14.519(118.4)
85	1,271,945	78,868	16.128(131.6)
89	1,411,199	76,867	18.359(149.8)

出所：(A)は「民族統計年報」、(B)はNEEDSの年度末値。

注：大手13社のうち営団地下鉄を除く12社分。

表3 私鉄大手各社の従業員数の減少

企業	ピーク年		ボトム年		比率(B/A)
	従業員数(A)	人	従業員数(B)	人	
大手7社計	1971	61,350	1990	46,163	0.752
B社	1966	9,176	1990	7,378	0.804
A社	1969	17,061	1990	11,017	0.646
C社	1969	15,348	1980	11,070	0.721
E社	1968	6,763	1990	5,373	0.794
F社	1966	3,848	1990	2,246	0.584
D社	1971	9,211	1990	4,855	0.527
G社	1972	3,963	1990	3,421	0.863

注：各社「有価証券報告書」に基づく日経NEEDSの各年3月末の数による。従業員数については民族協は別に各種の数値を収集しているが、部外秘のものが多い。

表5 私鉄の利益とボーナス、基準内賃金との関係

企業名	従業員1人当たり経常利益(前年度、実質)との関係(1975~89年度)			
	ボーナス(実質)		基準内賃金(実質)	
	相関係数	弾性値	相関係数	弾性値
集交7社	0.9046	0.1005	0.9083	0.0774
大手12社	0.8940	0.1099	0.9478	0.0915
B社	0.7872	0.1400	0.8150	0.1019
C社	0.8652	0.1361	0.8269	0.0843
E社	0.7654	0.1035	0.7249	0.0862
F社	0.9753	0.0874	0.9273	0.0649
G社	0.8338	0.1701	0.8285	0.1451
K社	0.7347	0.1802	0.7761	0.1444
L社	0.9615	0.2390	0.9475	0.1793
M社	0.9041	0.1626	0.8858	0.1302

ボーナスの対利益弾性値は約0.1(最高は、L社の0.239、最低はF社の0.0874)となっている。さらに同様の分析を、基準内賃金についてしてみると、相関係数は概ね類似しているが、利益弾性値ではいずれもやや低くなっている(表5)。この簡単な分析から、どうやらボーナスの方が基準内賃金よりも利益感応性が高いように思われる。しかし、このような簡単な分析では、世間相場等の影響が考慮されていないので、「見せかけの回帰」となっている可能性がある。また、両対数式による計測をしているために、計測期間中に一人当たり経常利益額が負(赤字)となる年のある五社(A社、I社、J社、H社、D社)のデータは含められない。

に指摘した問題点を踏まえて、もう少し精密な計測を試みなければならぬ。

パネルデータによる分析

わが国のボーナスは、基準内賃金と同じように、労働報酬としての性格と利潤分配としての性格とを併有していると考えられるから、一方では世間相場、景気変動などの影響を受けながら、他方で各社の収益動向をも反映して決定されていると考えられる。そこで、私鉄大手一三社(集団交渉八社から営団地下鉄を除いた七社に対角線交渉五社及び小田急を加えたもの。いずれも私鉄総連加盟の労働組合との団体交渉でボーナスを決定している)の企業別データを用いて、一九七五年度(この年から、前述のように春の賃上げ交渉と同時に年間臨給協定で支給率の改訂交渉を行う現行方式が続いている)以降のボーナス水準の変動を、パネルデータによって分析してみる。 W_{it} は卸売物価でデフレートした各社の従業員一人当たり年間臨給の実質値、 R_{it} は卸売物価でデフレートした各社の前年度の従業員一人当たり経常利益の実質値、各年度の世間相場は年次別ダミー変数(D_1, D_2, \dots, D_n)で吸収することにし、誤差項を u_{it} とすると、

$$\log B_{it} = a_0 + a_1 D_{it} + a_2 R_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

の半対数式を最小自乗法によって計測する。この場合、右辺の R_{it-1} の単位は一〇〇万円である。したがって、係数 a_2 は、一人当たり経常利益が一〇〇万円増加した時の実質ボーナス水準

表6 パネルデータによるボーナスと賃金の変動分析の比較

被説明変数	説明変数		検定値		
	定数項	1人当たり経常利益(前年度値)	\bar{R}^2	D.W.	F値
$\log B_{it}$	13.362 (1039.3)	0.0403 (4.85)	0.922	1.45	153.8
$\log W_{it}$	11.818 (821.5)	0.0369 (3.97)	0.884	1.71	99.4

注：年次ダミーの係数値は省略してある。計測はOLSによる。標本数169。

準内賃金水準についても、誤差項を v_{it} として、 $\log W_{it} = b_0 + b_1 D_{it} + b_2 R_{it-1} + v_{it} \quad (5)$ の形で計測し、 b_2 の大きさと a_2 の大きさを対比すれば、ボーナスと基準内賃金とのいずれが利益感応性が強いかを比較できる。表6は、その一九七五~八七年度についての計測結果を示す(一九八九年度までを含めると利益の係数のt値が低下するので、最近二年間を除外した)。

両式の計測結果を対比してみると、ボーナスの利益感応性は、一人当たり経常利益(実質)一〇〇万円につき四・〇%で、基準内賃金の三七%よりもわずかながら高い。

しかしながら、上記(4)式には、各社の賃金水準の影響が含まれていない。そこで(4)式に各社の実質賃金水準(W_{it})を説明変数として追加

表7 パネルデータによるボーナス変動の分析

被説明変数 及び計測期間	説明変数			R ²	D.W.	F
	定数項	賃金水準 (log W _{it})	1人当たり経常 利益 前年度値 (R _{it,t-1})			
log B _{it} (1975~87)	5.659 (9.72)	0.6518 (13.23)	0.0162 (2.71)	0.963	1.68	315.7
log B _{it} (1975~89)	5.320 (9.96)	0.6806 (15.07)	0.0100 (1.85)	0.974	1.81	454.0

注：年次ダミーの係数値は省略してある。計測はOLS、標本数は上段169、下段195。

$$\log B_{it} = c_0 + c_1 D_{it} + c_2 R_{it,t-1} + c_3 \log W_{it} + z_{it} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (6)$$
 の形で計測する。表7はその結果を示す。賃金水準の影響がきわめて強いが、世間相場(景気動向)や賃金水準の影響を除いて見た場合、実質ボーナス水準に対する利益の影響は、一〇〇万円につき一・六%程度に限られていることがわかる。計測期間を一九八九年度までのばすと、R_{it,t-1}のt値が低下し、係数の大きさも低下する。これは、円高不況を脱してからの好況下で、収益の急増にもかかわらず、将来への不

確実性の増大などから、賃金及びボーナスの決定メカニズムに変化が起きているためと思われる。

二段階最小自乗法による分析

ところで、上記の(6)式右辺第五項の説明変数W_{it}は、各社別の賃金水準であり、被説明変数であるB_{it}と同時決定されているという問題がある。このため、係数の推定値に同時方程式バイアスが含まれていると考えなければならぬ。そこで、このバイアスを取り除くために、log W_{it}の代わりに操作変数法を用いて別にlog W_{it}を推定し、それを(6)式のlog W_{it}に代入して再推定するという二段階最小自乗法によってボーナス水準の動きを分析することにする。すなわち、

$$\log B_{it} = \alpha + \beta_1 D_{it} + \gamma R_{it,t-1} + \delta \log W_{it} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (7)$$

但し、

$$\log W_{it} = a + b_1 D_{it} + c R_{it,t-1} + d \log S_{it} \dots \dots \dots (8)$$

ここでS_{it}は各社の売上高(実質値)である。(7)式の分析結果は、表8に示してある。すなわち、従業員一人当たり経常利益(実質)が一〇〇万円増加すると、ボーナス水準(実質)は約一・八%増加する(因みに期間中の平均実質ボーナスは五九万円程度である)。これが、世間相場の影響や同時方程式バイアスを取り除いた場合の純粹の利益感応性の大きさであると判断される。つまり、石油危機後の私鉄大手一三社に關

ILOの統計

Economically Active Population: 1950-2025

「経済活動人口 推計と予測：1950-2025年」

世界各国における1950年以降の経済活動人口統計を集大成し、2025年までの動きを予測した必携のシリーズ全6巻。

- ①アジア ②アフリカ ③ラテンアメリカ ④北アメリカ・ヨーロッパ・オセアニア・ソ連
- ⑤全世界の要約 ⑥推計と予測の方法 ①~⑥セット価格 18,250円

Surveys of Economically Active Population, Employment, Unemployment and Underemployment

「統計調査におけるILOマニュアル：経済活動人口・雇用・失業・不完全就業」

労働統計分野におけるデータ収集(サンプリング、調査票の設計、調査の実施、データの処理と評価)のガイドラインを解説。 409pp. 4,000円

ILO東京支局<ILOの本>7,000冊常備・販売>

〒100 東京都千代田区内幸町2-2-1 日本プレスセンタービル5F 電話03-3508-9217-9 振替東京4-19221

表 8 パネルデータによるボーナスの利潤感応性 (2SLS) (1975-89年度)

(7)式中の 係数記号	係数の値 (t値)
α (定数項)	7.9319 (8.11)
γ (利益感応性)	0.0182 (2.89)
δ (賃金感応性)	0.4596 (8.46)

$R^2=0.970$
D.W.=1.44
F=398.9
標本数=195

なお年次ダミーの係数 β の計測値は省略してあるが、そのt値はいずれも5.3~9.0の間できわめて高い。

するかぎり、ボーナスはたしかに各社の収益状況に応じて動いているが、その感応性は、Weizman (1984) によって当初想定されたほど大きなものではない。

他方、実質基準内賃金の1%の上昇は、ボーナス水準を0・四六%ほど上昇させる傾向がある。ところが、この基準内賃金そのものが、前掲(5)式のようにある程度利潤感応的であることを考えると、一人当たり経常利益(実質)一〇〇万円の増加は、係数 γ 相当分のほかに、 β ・ δ (一・七%)の分を加えて、三・六%ほどボーナス水準を上昇させる効果がある。これは前掲(4)式の計測結果四%(表6上段)よりも若干低い。

以上の計測結果は、わが国のボーナスの利益感応性が比較的限られたものであるというFreeman & Weizman(1986)やBurrnell(1989)の他産業についての結論とほぼ一致している。

四 結 論

私鉄大手は、わが国の労使関係のなかではきわめて例外的に、長い間、産業レベルでの使用者団体と単産との間の集団交渉及び対角線交渉によって賃金及びボーナスを決定してきた。その石油危機後のボーナスの変動を、集団交渉七社、対角線交渉五社に企業別交渉の二社を加えた大手一三社について、パネルデータによる二段階最小自乗法で分析してみると、従業員一人当たり経常利益(実質)一〇〇万円の増加につき、ボーナス水準(実質)は約一・八%増加する。これに、基準内賃金の変動に対する利益の影響をも加味すると、全体として、ボーナス水準は三・六%ほど上昇することがわかる。

このように、私鉄のボーナス水準は、たしかに利潤感応的に動いているが、その感応性の度合は、通常思われているほど大きなものではなく、その大部分は、労働需給や景気動向を反映した世間相場等によって決定されているといえよう。したがって、日本の労働市場の伸縮性の主たる原因を、ボーナスの利潤感応性に求める見解は、少なくとも私鉄大手企業の実証分析からは支持されない。むしろ、基準内賃金そのものの利潤感応性と併せて論ずべきである。さらに、一般化していえば、すでにこれまでの研究からも示唆されているように、下請・協力会社などを広く活用する労働市場の重層構造(dis-

functional)及び内部労働市場の存在が、活用のシステム(human resource management)や作業組織(work organization)の伸縮性などに、全体的に評価される必要がある。

しかしながら、ボーナスの伸縮性に関するこれまでの計量分析には、その伸縮性を過小評価する傾向があることを指摘しておかなくてはならない。なぜなら、わが国の労働法制においては、ボーナス(三月を越える期間ごとに支払われる報酬)は、残業割増の基礎給に算入されておらず(労基法三七条二項)、労基法上の「平均賃金」にも算入されない(法二条四項)ので解雇予告手当や休業手当の基礎にも算入されないからである。さらに、社会保険においても、雇用の「賃金日額」(雇用保険法一七条一項)、健康保険法の「報酬」(健保法一条)、厚生年金の「報酬」(厚年法三条一項三号)などには、いずれもボーナスは算入されていない。したがって、企業にとっては、それだけ労働費用を軽減させる効果がある。ボーナス制度の持つこうした側面は、単に企業収益との量的相関のみを問題とするこれまでの計量分析においては(本稿をも含めて)、全く考慮されていないことを銘記すべきであろう。ボーナス制度が雇用に及ぼす効果を考える場合には、これらの点をも併せて検討する必要がある。

謝辞

本稿は、昭和六三年度、平成二年度文部省科学研究費による研究成果の一部である。研究にさいして、基礎データの提供やヒヤリングに協力を惜しまれなかった日本経済道協会の須藤光榮専務理事及び藤田輝彦専務部長に感謝す。

立大卒経済学部と同僚である長友小林正人氏の貴重な助言と指導を得た。計算作業に協力してくれた許黎明君の労苦に改めて心から感謝の意を表した。

参考文献

Aoki, M. (1980). "Equilibrium Growth of the Hierarchical Firm: Shareholder-Employee Cooperative Game Approach," *The American Economic Review*, 70, September: pp. 1097-1110.
ノルマロ・シモニ&大竹文雄(一九八七)。「ボーナス・資金の決定メカニズムと雇用：企業別データによる再考」『大塚大卒経済学』三十一、六月号。
Brunello, G. (1989). "Bonuses, Wages and Performance in Japan: Evidence from Micro Data," Center for Labour Economics, London School of Economics, *Discussion paper* No. 359, September.
Gordon, R. J. (1982). "Why U. S. Wage and Employment Behavior Differs from that in Britain and Japan?" *Economic Journal*, 92, March.
坂田幸一(一九八五)。「賃金制度の経済分析—中国華北」経済研究会「労働力市場の構造変化と雇用政策」論文集「一」。
Freeman, R. B. & Weitzman, M. L. (1986). "Bonuses and Employment in Japan" NBER Working Paper Series No. 1878.
Hashimoto, M. (1979). "Bonus Payments, On-the-Job Training, and Lifetime Employment in Japan," *Journal of Political Economy*, 87-5.

今井賢一・小宮隆太郎編(一九八九)。「日本の企業」東京大学出版会。とくに第一章「日本企業の特徴」。
小宮隆太郎(一九八八)。「日本企業の構造的・行動的特徴—若手の覚書」東京大学「経済学論集」五四—二、七月及び五四—三、一〇月。
Koshro, K. (1986). "Labor Market Flexibility in Japan," *Discussion Paper Series*, 86-2, Center for International Trade Studies, Yokohama National University.
神代和成(一九八六)。「賃金伸縮性の国際比較」労働問題リサーチセンター「国際的視点から見た我が国労働市場の柔軟性に関する調査研究」。
——(一九八九)。「雇用制度と人材活用戦略」今井・小宮編(一九八九)所収。
南亮雄・尾高輝之助(一九七二)。「賃金変動—数量的接近」岩波書店。
日本民営鉄道協会(一九八七)。「民鉄二十年史」同協会。
水野朝夫(一九八五)。「賃金伸縮性と雇用変動」中村・西川・香西編「現代日本の経済システム」東京大学出版会。
OECD (1984). *Employment Outlook*, September.
大橋勇米(一九八九)。「労働報酬」の「メカニクス」今井・小宮編(一九八九)所収。
Ohashi, I. (1989). "On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 3, No. 4, December, pp. 451-479.
Okuno, M. (1984). "Corporate Loyalty and Bonus

Payments: An Analysis of Work Incentives in Japan," in M. Aoki ed., *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, Amsterdam: North Holland.
小野旭(一九七三)。「戦後日本の賃金決定」東洋経済新報社。
労働省(一九七三)。「労働白書」昭和四八年版。
——(一九八五)。「賃金・労働時間制度の実態」昭和五九年版。
Weitzman, M. L. (1984). *The Share Economy*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press. 林敏彦訳「シヤリー・エコノミー」岩波書店 一九八五。

日本労働研究雑誌



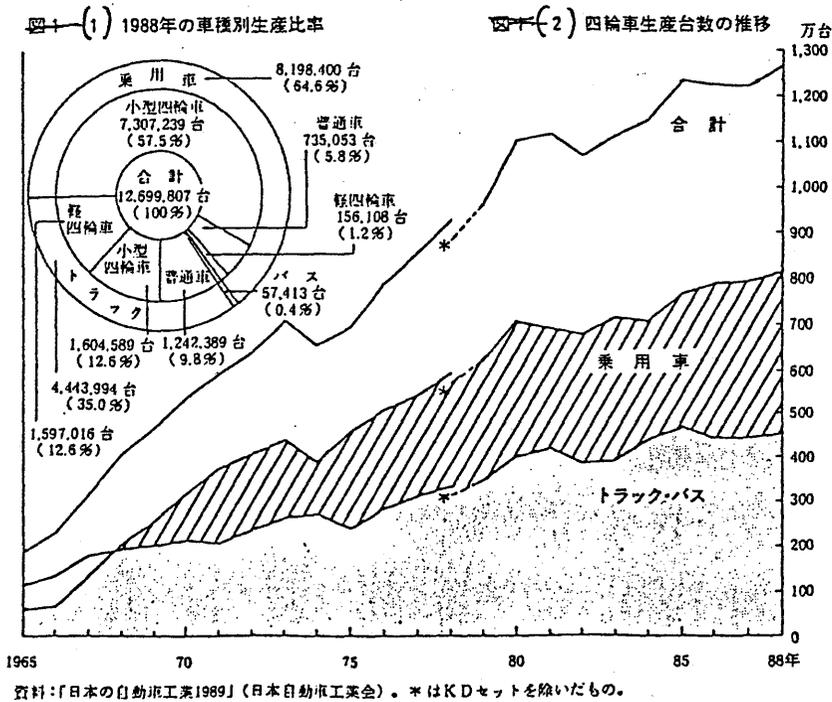
第二章 分析対象（自動車産業及び 造船重機産業）の特徴

第一節

自動車産業の特徴と構造

日本の自動車産業は、1989年時点で年間1,270万台（トラック、バスを含む）を生産し、一国内の生産台数では、世界のトップを占めるに至っている。図4-1は、1965年から1988年までの四輪車生産台数の推移と1988年の車種別生産比率である。

図4-1



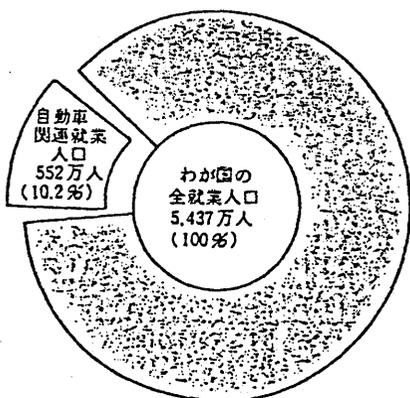
現在までのところ世界の自動車生産の約8割は、欧、米、日のOECD諸国で占められている。欧、米、それぞれの地域で1,200万台前後が生産されているわけであるから、日本は世界の主要自動車生産を三分する形になっている。

こうして日本の自動車産業の生産台数は世界有数のレベルに達しているのであるが、このように1,000万台ベースに達したのは1980年以降であって、それ以前、例えば1975年は700万台で、それ以降、年間平均にして約80万台の割合で増加している。敗戦直後の日本の自動車工業は年間二万台のトラック、バスを生産していたにすぎなかったことを思えば、わずか40年余りの間に、実に600倍に生産台数を増やしたことになる。

このような短期間に、これだけの急速な生産台数の増加がみられた例は世界でもほとんどなかった。この間、日本の自動車産業が減産を経験したのは、第一次オイルショック直後の1973～74年と対米乗用車輸出自主規制が実施された1981～82年の二回だけで、それ以外はきわめて高い伸びを続けている。

1987年には日本の自動車産業は、全体（自動車車体、同部品及び付属品の製造を含む）で、年間3兆8066億円の生産額を達成、この数字は全製造業生産額の12.6%に当り、対GNP比10.2%に相当する。日本経済において、まさに基幹産業の地位を築いた。また、自動車産業は最大の輸出産業であり、輸出額は602億9,000万ドルで、日本の全輸出額（3,648億ドル）の22.8%を占める。輸出産業のトップになったのは1976年以降で、それまでは鉄鋼がトップの座を占めていた（下川〔1990〕）。

図4-2
自動車関連産業と就業人口



資料：「日本の自動車工業1989」（日本自動車工業会）

自動車産業の特徴として、第一に上げられるのは裾野の広さである。これは日本に限らず、自動車産業は、総合機械産業としてきわめて広い裾野をもち、最終組立メーカー、即ち自動車メーカーを頂点に、多数の部品メーカー、材料メーカー、販売及び整備業、ガソリンスタンドなどの支援部門、そしてタクシーやトラック運送業などの利用部門から成り立っている。

日本の場合、乗用車メーカー9社とトラックメーカー2社の11社が競争併存し、その下に、直接・間接に自動車及びその関

連産業に従事する就業人口は約559万人、全有業労働人口の11%弱を占めている。関連産業を含めた雇用吸収率の高さでもトップに立っている（図4-2、表4-1）。

表4-1

1988年の会社別四輪車生産・国内販売・輸出台数

会 社	生産台数	国内販売台数	輸出台数
トヨ タ	3,968,697	2,120,194	1,815,721
日 産	2,164,218	1,160,260	1,042,935
マ ツ ダ	1,220,664	405,063	820,418
三 菱	1,261,409	622,283	633,387
本 田	1,293,416	613,096	680,569
鈴 木	845,923	521,995	323,146
ダ イ ハ ツ	643,485	521,580	123,485
富 士 重 工	595,286	328,029	268,908
い す ゞ	575,978	205,584	360,733
日 野	80,962	55,030	21,314
日産ディーゼル	49,288	33,123	13,536
その他・輸入車	—	134,767	—
合 計	12,699,807	6,721,004	6,104,152

注=1. 国内販売台数は新車の新規登録・輸出台数でシャシーベース調べ。大型特殊車を含まず。トラックには特殊用途車を含む。

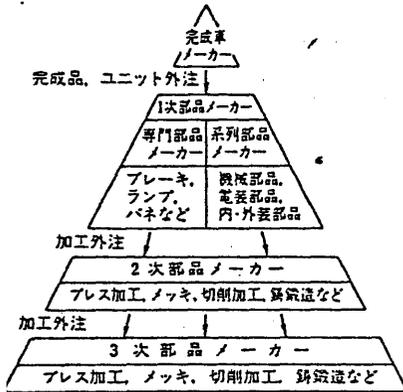
2. 輸出台数は国産新車の船積実績。

資料：「日本の自動車工業1989」（日本自動車工業会）

第二の特徴として指摘されているのは、「効率」の問題である。自動車は一台あたり一万数千～二万点近くの部品から成り立っているが、日本の場合、部品の内製率が欧米、特にアメリカに比べて低く、外注依存度が高い。その一方で、部品メーカーと自動車メーカーが垂直分業し、関係が緊密であるため、極めて効率的な生産が行われている（図4-3）。自動車メーカーと部品メーカーとの緊密な協力関係は、系列部品メーカーとの関係だけでなく、独立部品メーカーとの間にも確立されている。このことが、日本の自動車産業の特徴である多品種少量生産や、自動車技術の変化と技術革新に伴って頻繁に起こる設計

変更、新モデル導入などへの対応を柔軟なものにしたといえよう。

図4-3
自動車産業の分業構造



注=()内は中小事業所の占めるウエート。
資料：中小企業庁など。「長短調査月報No. 221」より。

日本の自動車産業の第三の特徴としてあげなければならないのは、労使関係がきわめて安定している点である。安定した労使関係を土台として労使が協力し、生産性・品質を高めるために最も効率的なシステムを作り上げてきた。これは、一つには自動車産業の労働組合が企業別組合で、会社ごとに分かれたままの時代が長く続き、全国的な連合組合組織、自動車総連の結成がかなり後になったということもあるが、鉄鋼や電機、化学等では春闘があると、時として小規模ながらストライキがあったにもかかわらず、自動車産業では、1953年の日産争議以来、36年間ストライキが皆無であったという点に最も象徴される。

ストライキがまったくないということが、それだけで果して本当の労使関係の安定度を図る尺度といえるかどうかという点については、多少の疑問の余地はあるだろう。しかし、自動車産業の場合は、1950年のトヨタ争議や53年の日産争議は、いずれも企業の存続にもかかる大争議となり、労使ともに苦い経験を味わってきた。そこから、労使協調の重大性を学び、双方が色々な努力をし、安定した労使関係をつくりあげてきた点は見逃せない。その結果、自動車メーカーの業績にもはずみがつき、急成長が可能になると同時に、賃金水準も福利厚生を含めて上昇し、雇用の安定を実現したのである。

尚、労使関係の安定は、自動車産業だけの特徴ではなく、他産業にも見られる現象である。これの解釈として、「良好な雇用機会の稀少性意識」(神代[1982])等の仮説がある。

第二節

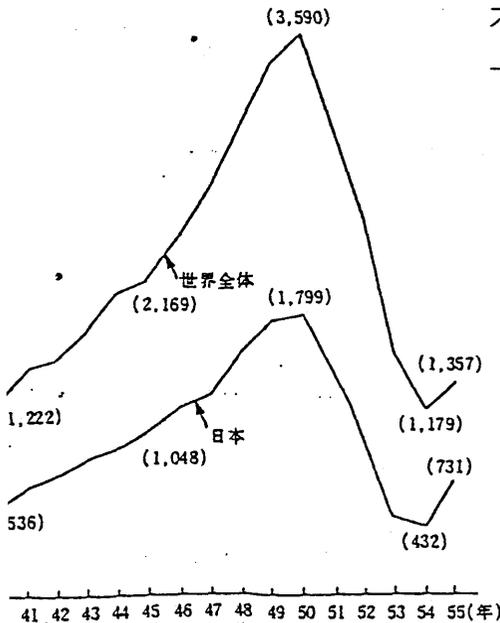
造船重機産業を取り巻く環境

昭和30年代前半にブロック建造法を導入して以来、日本の造船業は躍進を

つづけ、昭和31年に日本の新造船進水量はイギリスを抜いて世界一になった。第一次オイルショックまでの2年間(1972~73年)に、造船業界はピークを迎えている。この時期、世界的な景気上昇の局面の中で、工業用資材、一次産品が不足、国際的なインフレが進行した。そのうえ、ソ連の穀物の不作による輸入急増が重なり、海運市場が高騰、船舶の発注が急増した。また国際的な金融緩和と通貨不安から、インフレに有利な資産と考えられた船舶への投機的な発注が、この傾向に拍車をかけたのである。

しかし、このような好況も長くは続かず、昭和48年(1973年)のオイルショックを契機に一転して世界市場は沈滞し、世界石油消費量は急減、タンカーの膨大な船腹過剰を生んだ。またそれまでの大量受注により、大量の船舶が一度にどっと海運市場に投入されたことが災いして、造船業は危機を迎えた。昭和49年(1974年)以降は、受注量が竣工量を下回ったものの、過去の受注残もあり、手持ち工事量を食いつぶすと言う形で業績悪化はしばらくは表面化しなかったが、昭和52年(1977年)以降は円高の再燃もあって、造船業の業績は急激に悪化した(図4-4、5、6、参照)。同年には、倒産会社が続出し、翌53年(1978年)には、構造不況業種に指定された。これがいわゆる第一次造船不況である。

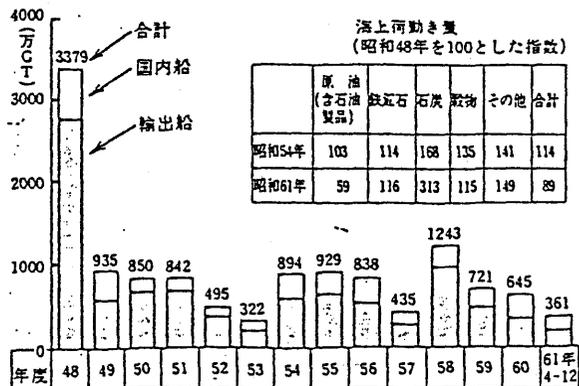
図4-4
世界と日本の新造船進水量



出所: ロイド統計。

造船業の業績は急激に悪化した(図4-4、5、6、参照)。同年には、倒産会社が続出し、翌53年(1978年)には、構造不況業種に指定された。これがいわゆる第一次造船不況である。

図4-5
造船受注状況



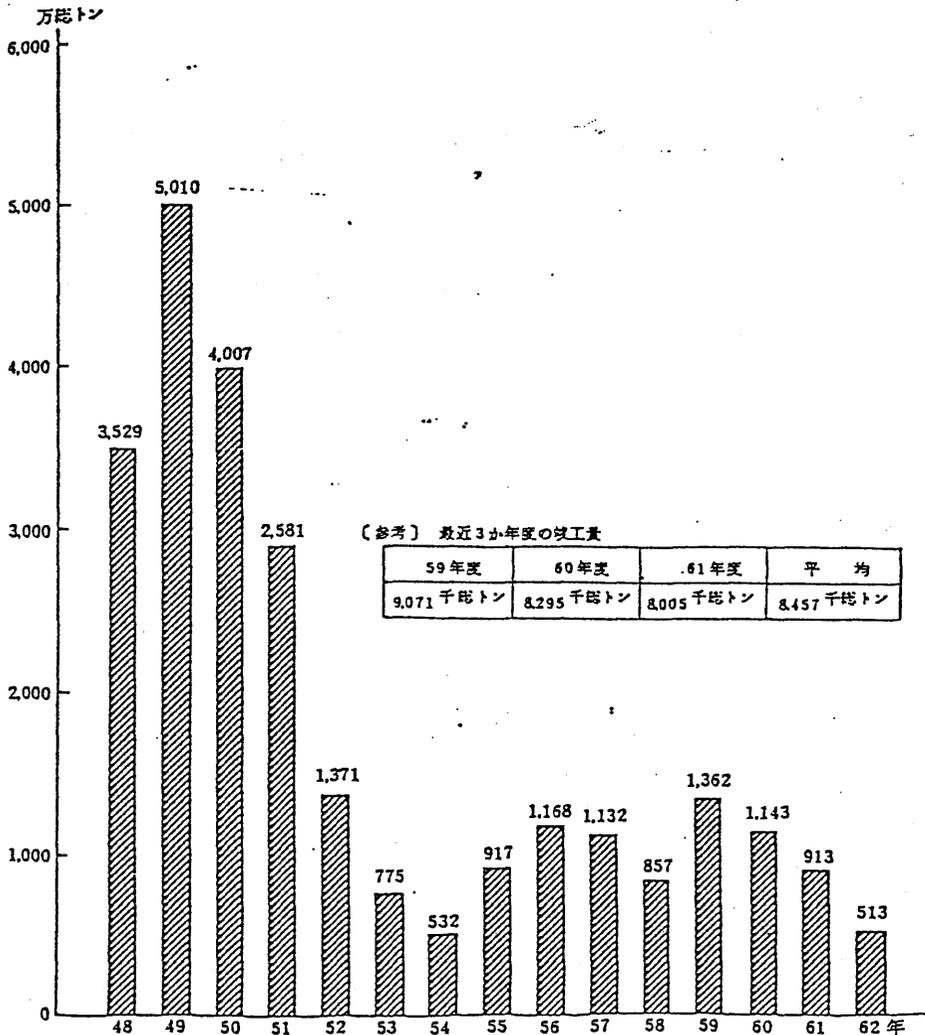
出所: 運輸省

注: 2,500GT以上の船舶を対象

図 4 - 6

新造船手持ち工事量推移

62年3月末の手持工事量は、513万GTであり、1年分の工事量を大きく割込んでいる。受注から引渡しまで少なくとも1年以上かかる造船業の業態から、1年以上の手持工事がないと経営が安定しない。



1. 建造許可船舶を対象とする。
2. 各年3月末現在。

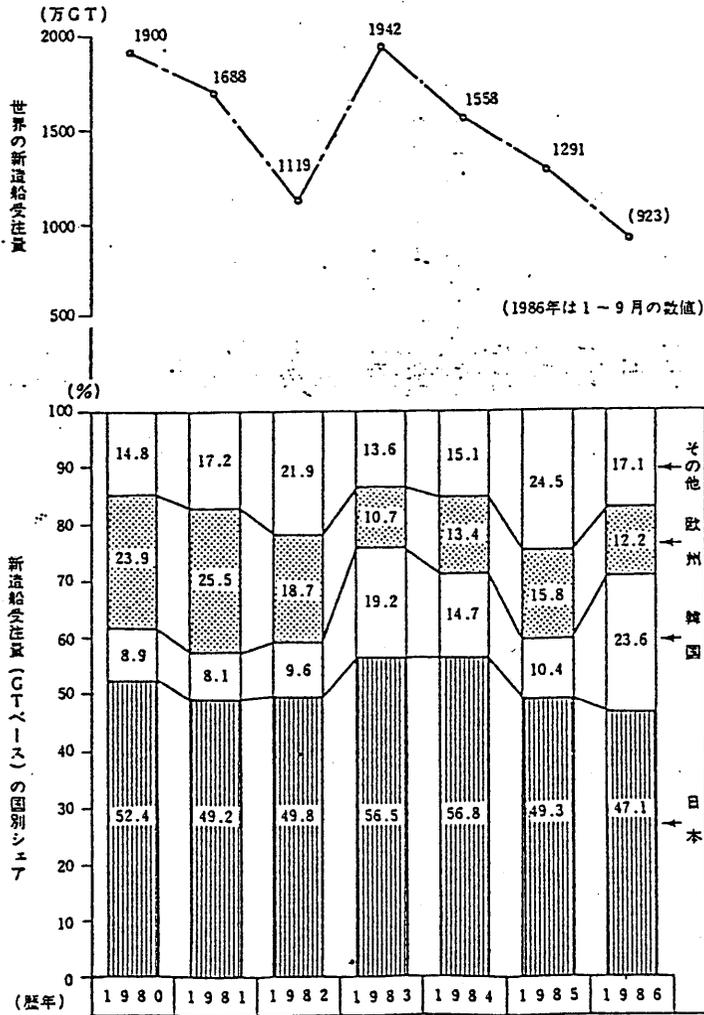
運輸省資料

全国造船重機械労働組合連合会資料

このような流れの中で、日本の造船重機業界は、不況に陥り、昭和60年（1985年）以降の急激な円高で韓国との受注競争では、さらに苦しい戦いを余儀なくされた（図4-7参照）。

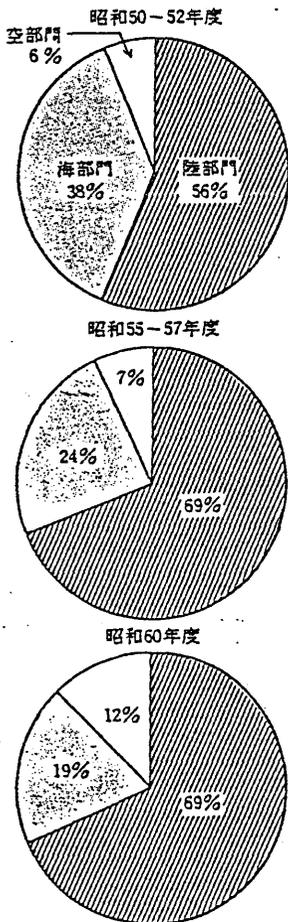
図4-7

世界の新造船受注シェア



出所：ロイド船級協会資料に基づき「日本船舶輸出組合」が作成

図4-8
造船重機大手六社の事業構成の推移



注：構成比とは売上高に占める割合

こうした状況に対応すべく、昭和61年（1986年）六月、海運造船合理化審議会（海造審）は、思い切った合理化案を答申した。具体的には、20%の設備削減と集約化を二本柱とし、業界再編と体質改善を進めようというものである。前回の53年（1978年）不況では、業界全体で設備を35%削減し、約40%の雇用を失った。今回の20%削減でも、全体で七万人の造船労働者のうち二万~二万五千人の余剰人員が発生するとみられ、前回の不況同様かなり深刻な事態となった。

このような中で、造船重機業界各社は、造船部門の比率を下げることによって、事業構造の転換を図っている。図4-8は三菱重工業、石島播磨重工業、住友重機械工業、川崎重工業、日立造船、三井造船の大手6企業についての事業構成の変化をグラフにしたものである（図4-8）。各社の取扱品目の違いなどもあるが、大まかな流れをつかむことが出来る。

また図4-9は1985年度実績の大手7企業の売上高の構成比である。

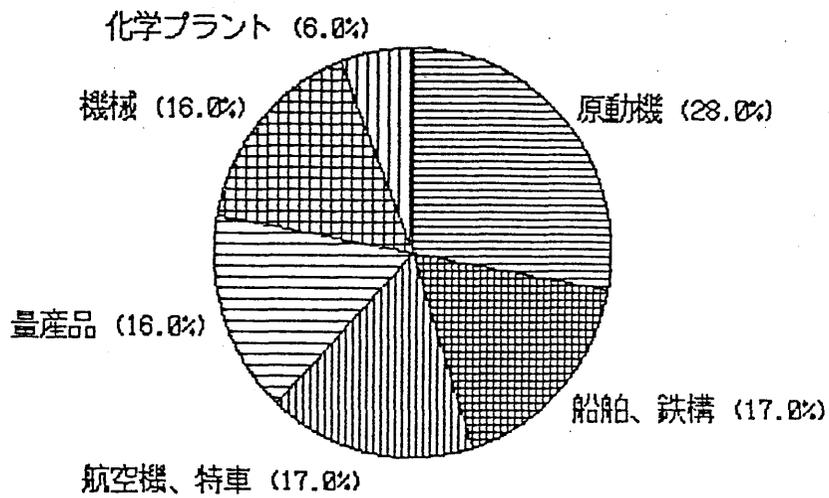
このように全体として大手造船会社の売上高に占める非造船部門の比率は、昭和27年（1952年）から32年（1957年）までの五年間の平均が39%であったのに対して、現在では70~80%を占めるようになっている。

以上のように、二度の石油危機および円高による構造不況を乗り越えて、平

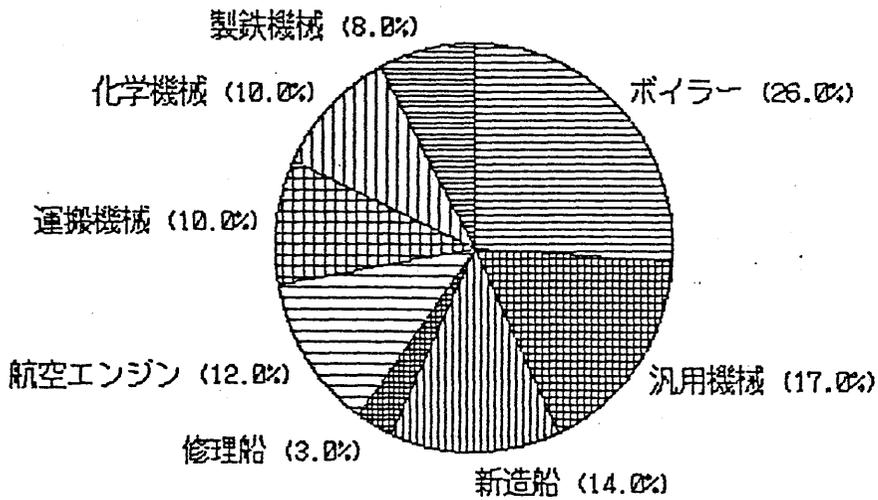
成景気のなかで久しぶりに企業収益も回復し、造船重機業界は、現在新しい局面をむかえようとしている。

図4-9
大手七社の売り高構成比

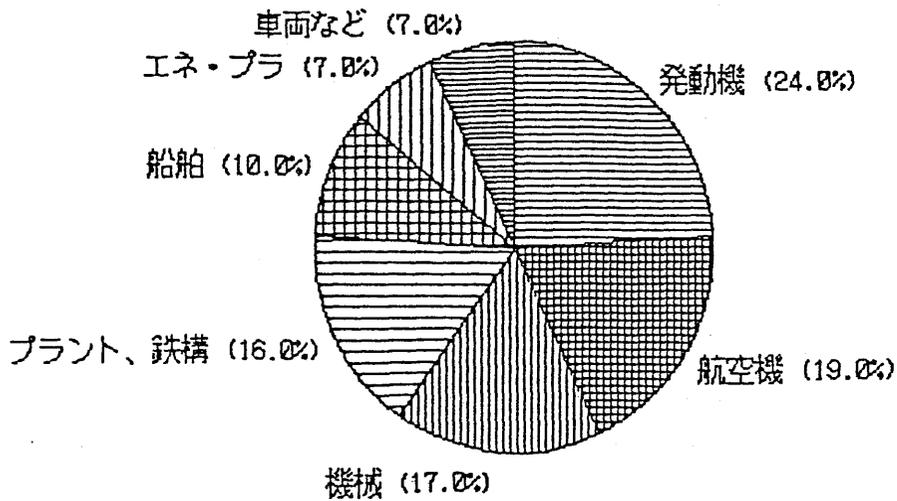
1、三菱（18,315億）



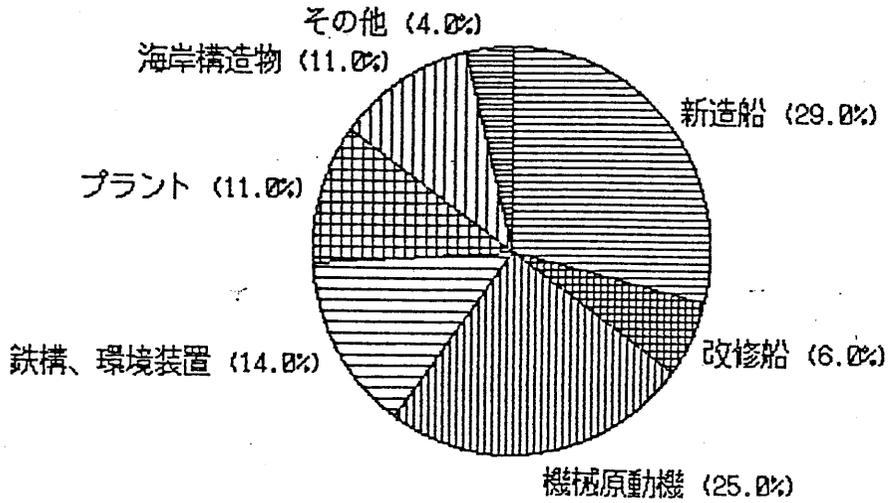
2、石播 (8, 001 億)



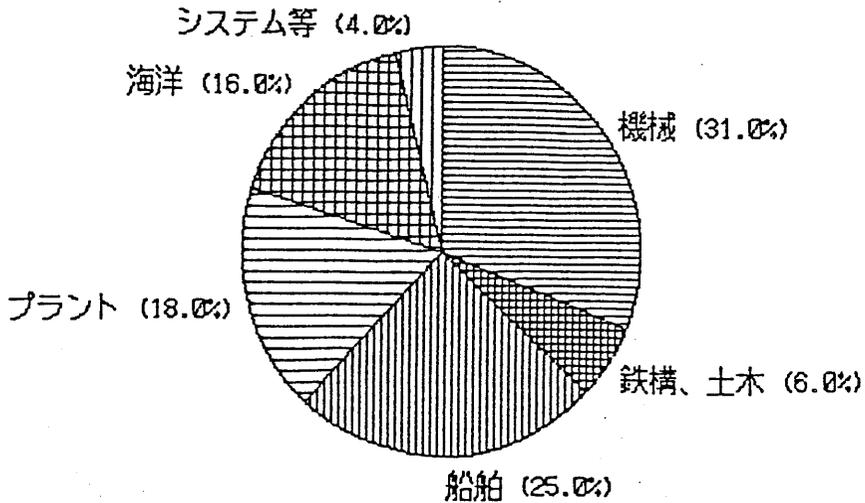
3、川重 (7, 027 億)



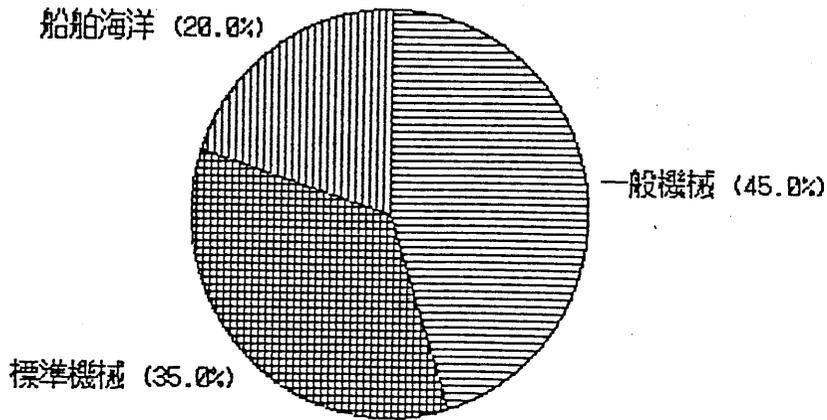
4、日立 (3, 580 億)



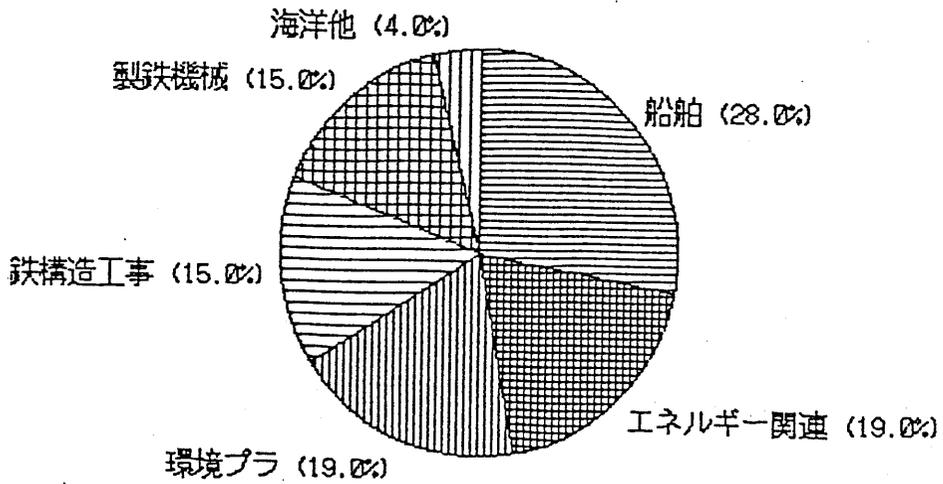
5、三井 (2, 847 億)



6、住重 (2, 631 億)



7、鋼管 (2, 585 億)



第三章

これまでの理論解釈と実証研究

第一節

ボーナスの利益感応性

ボーナスは、利潤分配の一種であるという考え方は、Weitzman (1984) の議論をまつまでもなく、日本では一般的な考え方であろう。この利潤分配がなぜ行われるかを説明するものとして特殊人的資本仮説とインセンティブメカニズムとしてのボーナス制度を強調する立場がとある。

1. 人的資本仮説

Hashimoto (1979) は、企業に特殊な人的資本が存在するために、企業は利潤の一定比率をボーナスとすることでその準レントを支払っているとみなす。彼は、年間賃金に占めるボーナスの比率が、人的資本の代理変数と正の相関を示すことでこの仮説を実証している。

2. インセンティブメカニズムとしてのボーナス制度

Okuno (1984) によれば、個人の努力が観察可能であれば、その努力に応じてボーナスを出来高払いとして支払うことで、個人のインセンティブをもたらすことが可能になる。しかし、個人の努力が観察できない場合でも、従業員にオストラシズム（村八分）の習慣が有れば、企業全体のパフォーマンスにのみ比例するボーナス制度は従業員の労働インセンティブをもたらすことが示される。

3. 企業利潤とボーナスに関する実証的研究

Mizuno (1985) はボーナスが利潤分配的な性格を濃厚にもつことを認めながら、同時に又基準内賃金も伸縮的であることを強調する。Koshiro (1987) は、民間主要企業（資本金20億以上、従業員1000人以上、労組と団交有り）を対象とした実証研究において、ボーナスと利潤との

間に正の相関はあるものの、その弾性値は思ったほど大きくはないという結論を得ている。また製造業中分類について定期給与に対するボーナスの比率を売上高変化率で説明しようとした駿河（1987）の推計では比較的良好な結果が得られているが、それでも5%の有意水準で帰無仮説（売上高変化率がボーナス比率に影響しない）を棄却できるのは13産業のうち7産業にすぎない。さらにブルネツロ&大竹（1987）は、都市銀行、電気、繊維の三つの産業を対象に企業別データ利用して利潤とボーナスとの関係を分析しているが、それによれば都市銀行についてのみ正の相関がみられる。

第二節

努力に対する報酬調整型モデル

大橋（1989）が主張するモデルは、効率賃金仮説（efficiency wage hypothesis）に依拠するものである。この仮説によれば、賃金の上昇は労働生産性を高める効果をもつ。そのメカニズムはいくつか考えられているが、そのうち労働のインセンティブに着目したモデルではつぎのような労働者の努力供給関数が導出される。

$$e = e(w/p - rV), e' > 0,$$

e : 雇用者の努力水準

w : 基本給やボーナス、各種の手当などを含む賃金支給額

r : 利子率

p : 消費者物価水準

V : 当該企業を離職したときに期待される総実質所得額

この式によれば、労働者のインセンティブは、当該企業の実質賃金と当該企業を離職したときの総期待所得額（利子率が乗じられているので、正確には毎期に V が生み出す利子）との差額、言い替えれば労働者が現在の雇用を失ったときに蒙る損失に依存する。

この努力関数を企業の賃金・雇用調整モデルに導入してみよう。製品需要の

変動にともなう生産計画の変動において、企業は雇用者数、労働時間、労働の強度（labor intensity）といった三つの生産要素を調整するが、このうち雇用者数の速やかな調整には多大なコストがかかる。そこで企業はショックに対する短期的な対応として労働時間と労働の強度（例えばラインのスピード）を操作することになる。ここで重要なことは、例えば仕事が忙しくなり、労働の強度が上昇することにもなって、労働者には一層の努力が要請されるということである。労働時間の延長に対して割増し賃金が制度化されているのと同様に、労働の強度の上昇に対してもなんらかの報酬を制度化する必要がある。そこで日本ではボーナスがその役割を果たしていると考えるのである。より具体的にいえば、ボーナスの決定にあたって、企業は前回の支払い時期から現在に至るまでの期間に仕事の忙しさがどのようなようであったかを考慮し、その支給額を決定する。その意味でボーナスは過去の努力に対する報酬としての性格を持つ。他方、労働者は仕事の繁閑に対して弾力的に応じるのは、後のボーナス支給にそれが反映されるからである。

第四章 分析方法の再検討

第一節 これまでの研究

ボーナスの交渉時に労使双方がしばしば基準にする経常利益と前年度支給実績とを意識して、次のような回帰分析が行われてきた（労働白書〔1973〕、神代〔1986〕）。

（今期のボーナス） $= a + b$ （従業員一人当り経常利益） $+ c$ （一期前のボーナス）
この式は、一見単純明快であるが、以下のような批判も提起されている（ブルネツロ&大竹〔1987〕）。

1. スペシフィケーションが理論的に不明瞭で、説明変数の選び方がアドホックであり、ボーナスの労働報酬性を説明すべき変数が含まれていない。
2. かりに上記のようなスペシフィケーションを認めるとしても、従業員一人当り利益は、賃金やボーナスに対して先決変数とは限らず、むしろ同時決定される可能性が高い。このため、推定結果に同時方程式バイアスを生じやすい。
3. ラグ構造がアドホックである。
4. 最小自乗法では、自己相関の問題も生じる。

一方、大橋（1989）の報酬型モデルについても、ほとんどトレンド項や有効求人倍率項に引っ張られて、式の説明力の高さに疑問がある。

第二節 パネルデータによる分析

以上のように、従来の実証分析には、方法上さまざまな問題点が指摘されている。そこで、この論文では、企業のパネルデータを用いてこれらの指摘された問題点を改善しようと試みた。分析に用いた一時金、基準内賃金のデータは自動車総連と造船重機労連の協力で入手した。そのほか、一人当り経常利益、売上高および従業員数のデータは、日経データバンクによるものである。

時系列データ（1972年から1989までの18年）とクロスセクションデータ（自動車10社、造船重機7社）のプーリングによって、クロスセクショ

ン分析の時に生じる係数推定のバイアス問題も解決し、さらに年次ダミーを用いて景気変動や世間相場の影響を除去した。

推計に用いた式は以下のようなものである。

1. 最小自乗法

$$\log B_{it} = a_0 + a_1 R_{i,t-1} + a_2 D_t + U_{it} \quad \dots \textcircled{1}$$

$$\log W_{it} = b_0 + b_1 R_{i,t-1} + b_2 D_t + V_{it} \quad \dots \textcircled{2}$$

$$\log B_{it} = c_0 + c_1 R_{i,t-1} + c_2 \log W_{it} + c_3 D_t + Z_{it} \quad \dots \textcircled{3}$$

上式のB、Wは、それぞれ一人あたりボーナス支給額と基準内賃金のことで、単位は円であり、Rは、経常利益で、単位は従業員一人当たり百万円である。B、W、Rは、いずれも卸売物価で実質化した値である。そして、Dは年次ダミー、U、V、Zは誤差項のことである。

上の推計で、以下の点を見てみたいと思う。

- ① ボーナスの利益感応性が有意に検出できるか否か、自動車産業と造船重機産業を比較する。
- ② 基準内賃金の動きはどうであるか、ボーナスの動きと比較する。
- ③ 賃金水準の影響を含めるとボーナスの利益感応性にはどんな変化が起こるのか。

2. 二段階最小自乗法

ところで、上記の推計式③の推計値には同時方程式バイアスが含まれているとも考えられる。と言うのは、説明変数の賃金水準Wと被説明変数のBが同時に決定される可能性がある。このバイアスを取り除くために、二段階最小自乗法による分析が必要となってくる。そこで、③式を操作変数法で推定し直さなければならない。つまり、

$$\log B_{it} = \alpha + \beta R_{i,t-1} + \gamma \log W_{it} + \delta D_t + E_{it} \quad \dots \textcircled{4}$$

但し、

$$\log W_{it} = a + b R_{i,t-1} + c \log S_{it} + d D_t \quad \dots \textcircled{5}$$

⑤式で $\log W$ を推計し、その推計値を④式に代入する方法である。ここで、Sは売上高（実質値）で、単位は一人当たり百万円である。

-22-

W_{t-1} 1/372000 ?

S_{i,t-1}

第五章 実証分析

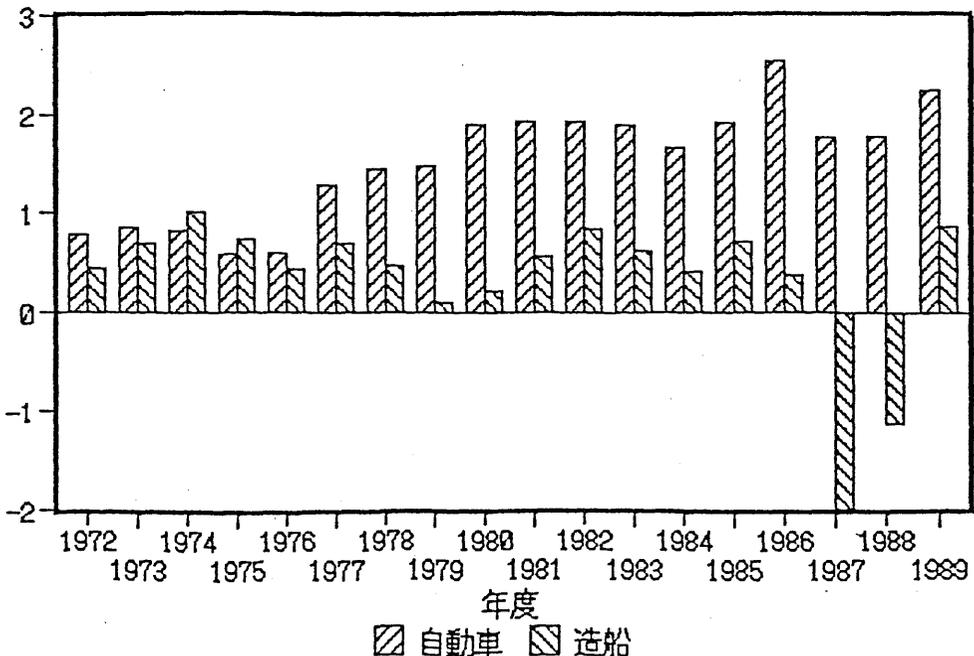
第一節

分析データのプロット

第三章第二節のモデル分析に入る前に、関連データの動きを観察しておこう。自動車大手10社と造船重機7社の1972年から1989年までの18年間のデータは、すべて企業別のマイクロデータであるが、図5-1から図5-5までのプロット図は、これらのデータの全産業単純平均や合計によって作られたもので、両産業の大まかな動きを時間を追って比べてみるのが目的である。

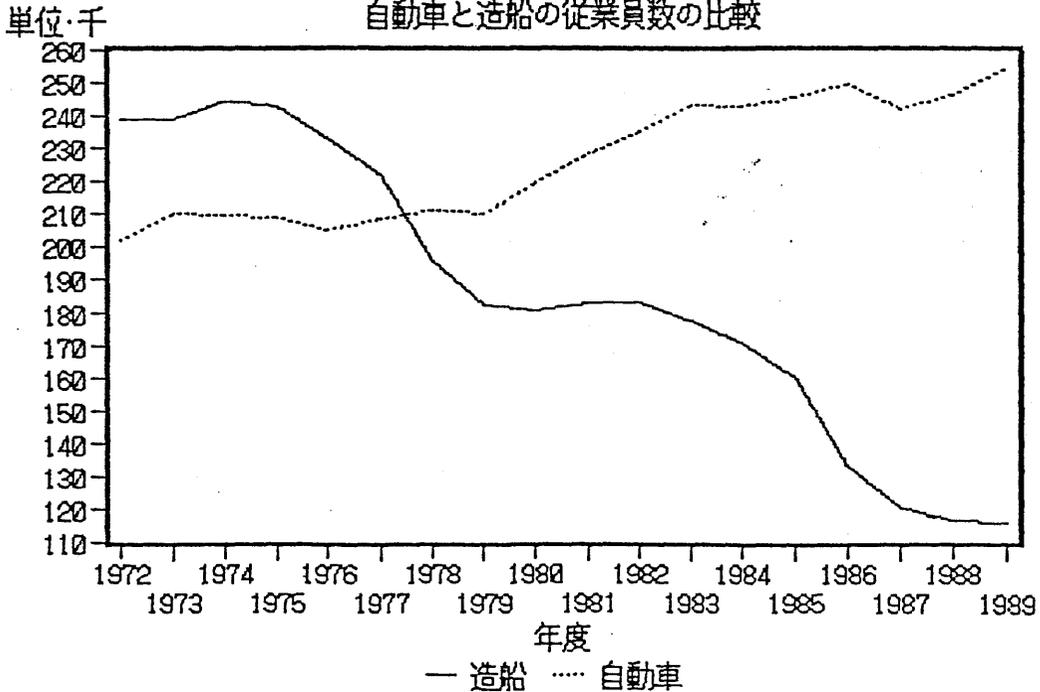
まず経常利益に注目してみよう。図5-1は自動車産業と造船重機産業の経常利益の比較である。1974、75年の2年をのぞいて、すべての年において造船のほうが自動車を下回っている。両者の差は、第一次造船不況に指定された1978年からの3年間と1986～88年の円高不況の時に、特に大きいことがわかる。

図5-1
自動車と造船の経常利益の比較



この状況は、従業員数の推移（図5-2）についても確認できる。1975～79年と1985～87年の2回にわたる不況において、造船業界はそれぞれ24.8%と24.7%の人員整理が行われてきた。これとは対照的に、自動車産業の従業員数はほぼ一本調子に上昇している。

図5-2
自動車と造船の従業員数の比較



一方、ボーナスの動きはどうであろう。図5-3に示されたように、両者の差が大きく開かれたのはやはり第一次造船不況（1978年から）と円高不況（1986年から）の時期で、金額にして、造船の方が自動車より20万円前後少なくなっている。

ところがボーナスの算出は、基準内賃金をベースに若干の要素を加えたものなので、基準内賃金の動きをも見ておく必要がある（図5-4）。但し、この場合の自動車産業の基準内賃金のデータは、自動車総連に過去の記録がなく、入手不能のため、支給月数でボーナスを割り返した値を使った。

図5-3
自動車と造船のボーナスの比較

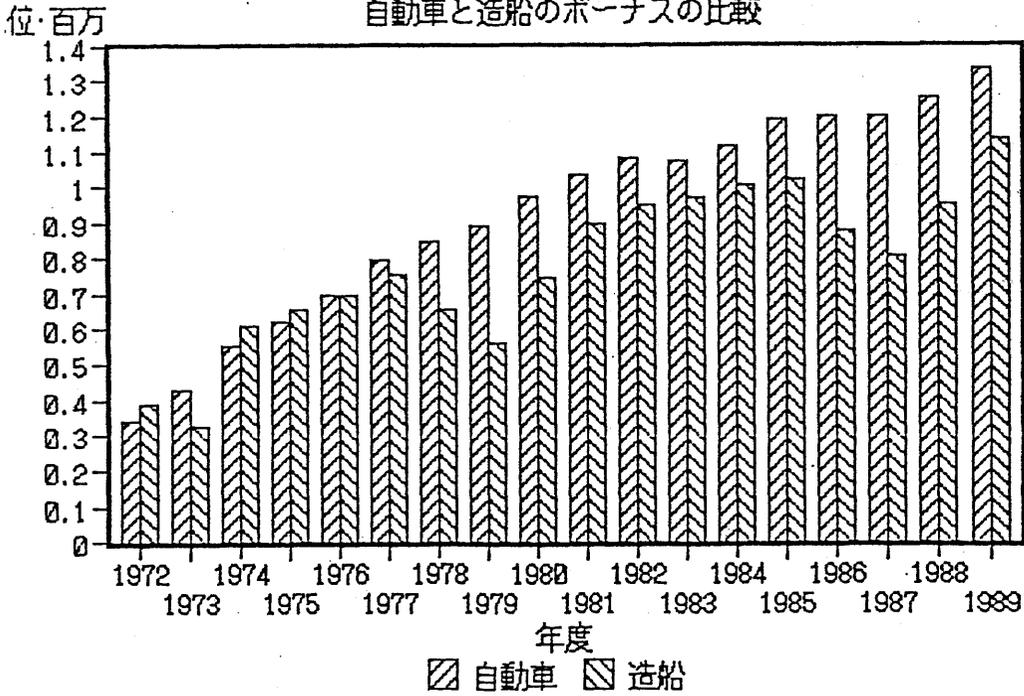


図5-4
自動車と造船の平均賃金の比較

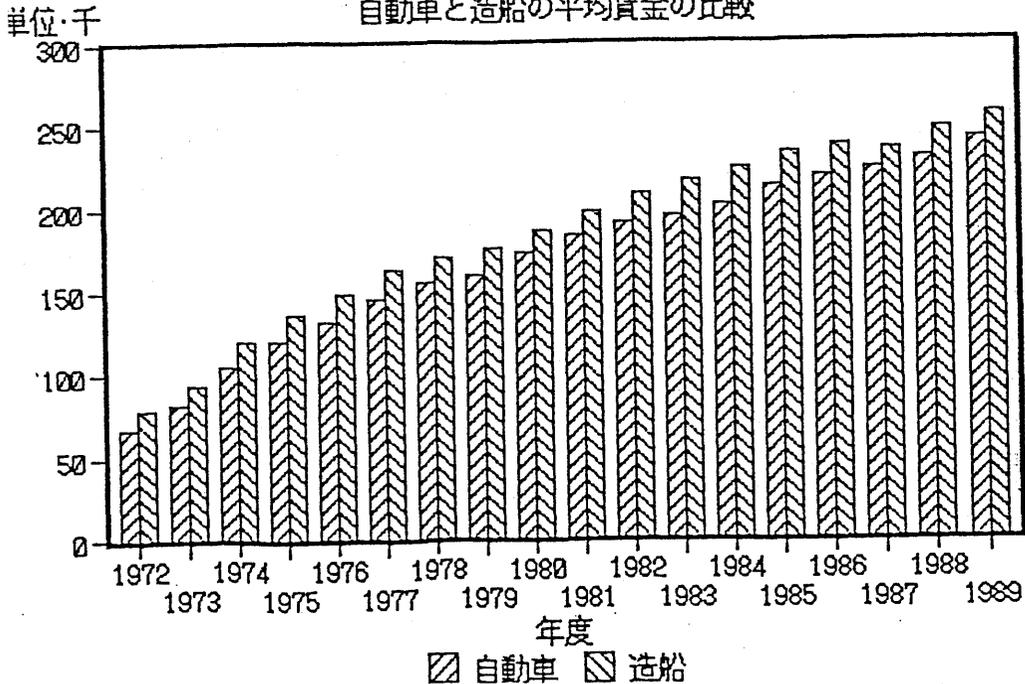
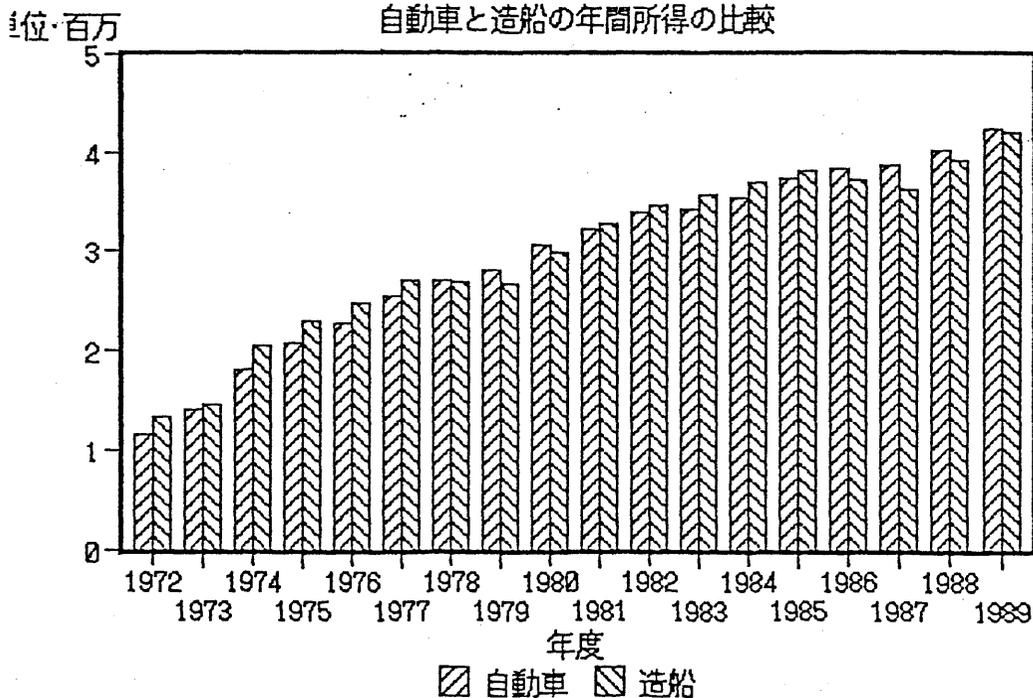


図5-4によれば、二回の不況にもかかわらず、造船の基準内賃金のほうが全観測期間中において、自動車のそれより高くなっている。これはたぶん造船の従業員の平均年齢が自動車のそれと比べて高く、年功賃金制によるものであろう。この基準内賃金とボーナスの両方で年間所得（残業手当除外）が得られる（図5-5）。これによると、両産業に多少の差はあるが、ほぼ同じ水準にあることが分かる。ちなみに、最近の年間所得額は、だいたい400万円から450万円の間にある。

図5-5
自動車と造船の年間所得の比較



第二節

分析結果

第三章で述べた最小自乗法と二段階最小自乗法を用いて、造船重機業界と自動車産業についてそれぞれ四本の式で推計を行った（付録1、2参照）。造船については良好な結果を得たが、自動車のほうは、データの欠陥で造船との完全な比較ができず、やや違った展開となった。だが、本論文の第一の命題であるボーナスの利益感応性については、両産業とも有意に確認され、一応の結果を得た。

まず、付録の1式を見てみよう。LB72は被説明変数のボーナスで、前に説明したようにボーナスの実質値を対数化したものである。PI71は説明変数の経常利益で、一期前の値を実質化したものである。t値を見る限り、両産業のボーナスが一人当たり経常利益の影響を受けることは否定できない。つまり、一人当たり経常利益（実質）が100万円上昇したとき、造船の場合、ボーナスの9.5%（実質）増となり、自動車のほうは7.8%（実質）の増加となる。造船の感応性が自動車より高い理由として考えられるのは、不況に陥り、経常利益悪化でボーナスに響かざるを得なくなったことであろう。

2式は基準内賃金を被説明変数に推計した。これによると、造船の基準内賃金の利益感応性は1%に過ぎず、ボーナスの9.5%との差が目される。一方、自動車は、基準内賃金のデータがないため近似値での推計をした。この場合のW（平均賃金）は以下のように求めた、

$$W = \frac{\text{労務費} - \text{役員賞与} - \text{ボーナス} * \text{従業員数}}{\text{従業員数} * 12}$$

このWの近似値には誤差はあると思うが、それでも賃金の利益感応性は4.1%で、ボーナスの7.8%より低いことが確認できた。

3、4式は経常利益と賃金の二変数でボーナスの動きを説明しようとするもので、3式は普通の最小自乗法で、4式は売上高（一期前）などの操作変数で

W（賃金）を推計し、この推計されたWを用いての二段階最小自乗法である。4式によると、造船の場合、基準内賃金の1%増がボーナスを0.91%増加させ、経常利益の一単位（一人当たり100万円）の増はボーナスを8.6%増加させる傾向にある。さらに基準内賃金自身の利潤感应性を考えると、一人当たり経常利益百万円（実質）の増加は、係数 β 相当分のほかに、 $b_1 \cdot \gamma$ （0.9%）の分を加えて、9.5%ほどボーナス水準を上昇させる効果がある。この値は1式で推定した経常利益の係数と変わらない結果となった。一方の自動車は3式による普通の最小自乗法での推計は有意な結果は得ているが、4式の二段階最小自乗法の推計では、賃金の効果が棄却されている。

第六章 結 論

自動車大手10社と造船重機大手7社のパネルデータ分析で、大企業におけるボーナスの利潤感応性が有意に検証された。同じような結果は私鉄に対する分析においてもえられている(神代[1991])。ボーナスが利潤に感応的に動くのは明らかのものであるが、その感応性の度合は、いずれの産業においてもさほど大きなものではない。これは、ボーナスが企業収益とリンクしながらも、生活補給金の性格を強くもち、あまり大きな変動は労使双方にとって好ましくないからである。企業収益に世間相場や景気変動を加えてはじめてボーナスが決定されるのである。したがって、日本の労働市場の伸縮性の主たる原因は、単にボーナスの利潤感応性に求めるのではなく、「基準内賃金の利潤感応性とあわせて論ずべきである。さらに、一般化していえば、下請け・協力会社などを広く活用する労働市場の重層構造(distancing)及び内部労働市場における柔軟な人材活用のシステム(human resource management)や作業組織(work organization)の伸縮性などが、全体的に評価される必要がある。」(神代[1991])。

最後に、これまでのボーナスの伸縮性にかんする計量分析が見落としている点について以下のことを銘記しよう。日本の労働関係諸法令には、ボーナスが算入されていない。それゆえに、企業にとってボーナスの支給は、労働費用を軽減させる効果がある。これまでの計量分析は、ボーナス制度のもつこうした側面を考慮せず、単に企業収益との量的関係のみを問題とするから、ボーナスの伸縮性を過小評価する傾向がある。ボーナス制度が雇用に及ぼす効果を考える場合には、これらの点をも合わせて検討する必要がある(神代[1991])。

参考文献

今井賢一・小宮隆太郎編（1989） 「日本の企業」東京大学出版会

第 1 章 「日本企業の特徴」 今井・小宮

第12章 「雇用制度と人材活用戦略」 神代和欣

第14章 「労働報酬としてボーナス」 大橋勇雄

Weitzman, M. L. (1984). The Share Economy, Cambridge, Mass: Harvard University Press. 林敏彦訳「シェア・エコノミー」岩波書店、1985.

Hashimoto, M. (1979). "Bonus Payments, On-the-Job Training, and Lifetime Employment in Japan," Journal of Political Economy, 87-5.

Okuno, M. (1984). "Corporate Loyalty and Bonus Payments: An Analysis of Work Incentives in Japan," in M. Aoki ed., The Economic Analysis of the Japanese Firm, Amsterdam: North Holland.

徳増 肇（1987）「造船・重機械」 日本経済新聞社

下川浩一（1990）「自動車」改訂版 日本経済新聞社

ブルネツロ・ジョルジョ&大竹文雄（1987） 「ボーナス・賃金の決定
メカニズムと雇用：企業別データによる再考」
[大阪大学経済学] 37-1, 6月号

神代和欣（1983） 「日本の労使関係」 有斐閣

神代和欣（1991） 「私鉄ボーナスの変動分析」（「日本労働研究雑誌」
1991, 1月号）

白柳隆久（1988） 「自動車産業における賞与制度とその利益感応性」
（横浜国立大学経済学部1988年度卒業論文）

根岸美奈江（1988） 「造船重機業界におけるボーナスの特徴とその
伸縮性について」
（横浜国立大学経済学部1988年度卒業論文）

付録1 造船重機

EQUATION 1

METHOD OF ESTIMATION = ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE: LB72

SUM OF SQUARED RESIDUALS = 0.478568
 STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 0.668775E-01
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 12.9964
 STANDARD DEVIATION = 0.185110
 R-SQUARED = 0.888269
 ADJUSTED R-SQUARED = 0.869474
 DURBIN-WATSON STATISTIC = 1.8367
 F-STATISTIC(18, 107) = 47.2589
 LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION = 172.328
 NUMBER OF OBSERVATIONS = 126

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	12.818	0.25537E-01	501.93
PI71	0.95069E-01	0.79423E-02	11.970
B2	-0.57577E-01	0.35786E-01	-1.6089
B3	0.14659E-01	0.35844E-01	0.40896
B4	0.93967E-01	0.35748E-01	2.6286
B5	0.12354	0.35779E-01	3.4528
B6	0.18755	0.35749E-01	5.2464
B7	0.83513E-01	0.35774E-01	2.3345

B8	-0.18040	0.35885E-01	-5.0273
B9	-0.23124E-01	0.35849E-01	-0.64503
B10	0.14116	0.35780E-01	3.9451
B11	0.17808	0.35751E-01	4.9811
B12	0.22993	0.35773E-01	6.4276
B13	0.27323	0.35807E-01	7.6305
B14	0.30551	0.35760E-01	8.5434
B15	0.25898	0.35812E-01	7.2315
B16	0.27531	0.37740E-01	7.2950
B17	0.44854	0.36767E-01	12.199
B18	0.48811	0.35748E-01	13.654

EQUATION 2

METHOD OF ESTIMATION = ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE: LW72

SUM OF SQUARED RESIDUALS =	0.108409
STANDARD ERROR OF THE REGRESSION =	0.318303E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =	11.5439
STANDARD DEVIATION =	0.194446
R-SQUARED =	0.977062
ADJUSTED R-SQUARED =	0.973203
DURBIN-WATSON STATISTIC =	1.5199
F-STATISTIC(18, 107) =	253.207
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION =	265.876

NUMBER OF OBSERVATIONS = 126

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	11.262	0.12154E-01	926.58
PI71	0.10059E-01	0.37801E-02	2.6610
B2	-0.17875E-01	0.17032E-01	-1.0495
B3	0.12354E-01	0.17060E-01	0.72415
B4	0.11906	0.17014E-01	6.9976
B5	0.15626	0.17029E-01	9.1758
B6	0.24084	0.17015E-01	14.155
B7	0.31083	0.17026E-01	18.256
B8	0.22669	0.17079E-01	13.273
B9	0.16456	0.17062E-01	9.6443
B10	0.20847	0.17029E-01	12.242
B11	0.25277	0.17016E-01	14.855
B12	0.31119	0.17026E-01	18.278
B13	0.34254	0.17042E-01	20.099
B14	0.41561	0.17020E-01	24.419
B15	0.53349	0.17045E-01	31.300
B16	0.55429	0.17962E-01	30.859
B17	0.60976	0.17499E-01	34.844
B18	0.59796	0.17014E-01	35.145

EQUATION 3

METHOD OF ESTIMATION = ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE: LB72

SUM OF SQUARED RESIDUALS = 0.430546
STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 0.637319E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 12.9964
STANDARD DEVIATION = 0.185110
R-SQUARED = 0.899481
ADJUSTED R-SQUARED = 0.881464
DURBIN-WATSON STATISTIC = 2.1826
F-STATISTIC(19, 106) = 49.9226
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION = 178.990
NUMBER OF OBSERVATIONS = 126

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	5.3221	2.1800	2.4413
PI71	0.88374E-01	0.78152E-02	11.308
LW72	0.66556	0.19356	3.4385
B2	-0.45680E-01	0.34278E-01	-1.3327
B3	0.64364E-02	0.34242E-01	0.18797
B4	0.14727E-01	0.41129E-01	0.35807
B5	0.19540E-01	0.45578E-01	0.42872
B6	0.27259E-01	0.57740E-01	0.47210
B7	-0.12336	0.69152E-01	-1.7839
B8	-0.33128	0.55632E-01	-5.9549
B9	-0.13265	0.46708E-01	-2.8399
B10	0.24030E-02	0.52830E-01	0.45486E-01
B11	0.98472E-02	0.59620E-01	0.16516
B12	0.22813E-01	0.69214E-01	0.32960

B13	0.45246E-01	0.74569E-01	0.60677
B14	0.28897E-01	0.87367E-01	0.33075
B15	-0.96097E-01	0.10876	-0.88359
B16	-0.93610E-01	0.11316	-0.82724
B17	0.42704E-01	0.12312	0.34685
B18	0.90135E-01	0.12065	0.74706

EQUATION 4

METHOD OF ESTIMATION = INSTRUMENTAL VARIABLE

INSTRUMENTAL VARIABLES: C LSL72(-1) PI71 B3 B4 B5 B6 B7 B8
 B9 B10 B11 B12 B13 B14 B15 B16 B17 B18

DEPENDENT VARIABLE: LB72

SUM OF SQUARED RESIDUALS =	0.427905
STANDARD ERROR OF THE REGRESSION =	0.654145E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =	13.0043
STANDARD DEVIATION =	0.187478
R-SQUARED =	0.896848
ADJUSTED R-SQUARED =	0.878280
DURBIN-WATSON STATISTIC =	2.2849
F-STATISTIC(18, 100) =	48.2914
E'HH'E =	0.410173E-25
NUMBER OF OBSERVATIONS =	119

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	2.4964	4.7079	0.53026
LW72	0.91279	0.41869	2.1801
PI71	0.86299E-01	0.88223E-02	9.7819
B3	0.44592E-01	0.37200E-01	1.1987
B4	0.26636E-01	0.67162E-01	0.39659
B5	0.22334E-01	0.80898E-01	0.27608
B6	0.90820E-02	0.11383	0.79785E-01
B7	-0.15879	0.14201	-1.1182
B8	-0.34582	0.10828	-3.1939
B9	-0.13184	0.84087E-01	-1.5679
B10	-0.77117E-02	0.10104	-0.76321E-01
B11	-0.11270E-01	0.11859	-0.95034E-01
B12	-0.12706E-01	0.14216	-0.89380E-01
B13	0.20154E-02	0.15492	0.13010E-01
B14	-0.32456E-01	0.18484	-0.17559
B15	-0.18653	0.23349	-0.79888
B16	-0.18867	0.24239	-0.77839
B17	-0.66251E-01	0.26522	-0.24979
B18	-0.16354E-01	0.26020	-0.62852E-01

付録2 自動車

EQUATION 1

METHOD OF ESTIMATION = ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE: LB72

SUM OF SQUARED RESIDUALS = 0.932378
 STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 0.760997E-01
 MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 13.1348
 STANDARD DEVIATION = 0.251547
 R-SQUARED = 0.917681
 ADJUSTED R-SQUARED = 0.908478
 DURBIN-WATSON STATISTIC = 2.0455
 F-STATISTIC(18, 161) = 99.7117
 LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION = 218.259
 NUMBER OF OBSERVATIONS = 180

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	12.674	0.24667E-01	513.80
PI71	0.77606E-01	0.68500E-02	11.329
B2	0.22817E-01	0.34034E-01	0.67042
B3	0.83727E-01	0.34048E-01	2.4591
B4	0.19329	0.34154E-01	5.6593
B5	0.26317	0.34153E-01	7.7058
B6	0.35869	0.34033E-01	10.539

B7	0.43875	0.34036E-01	12.891
B8	0.36281	0.34041E-01	10.658
B9	0.32765	0.34066E-01	9.6181
B10	0.37976	0.34043E-01	11.155
B11	0.41573	0.34042E-01	12.212
B12	0.42806	0.34038E-01	12.576
B13	0.46389	0.34033E-01	13.631
B14	0.56160	0.34042E-01	16.497
B15	0.64229	0.34172E-01	18.796
B16	0.68432	0.34050E-01	20.097
B17	0.73320	0.34058E-01	21.528
B18	0.74354	0.34174E-01	21.758

EQUATION 2

METHOD OF ESTIMATION = ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE: LW72

SUM OF SQUARED RESIDUALS = 5.76866
STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 0.189289
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 11.8960
STANDARD DEVIATION = 0.327915
R-SQUARED = 0.700292
ADJUSTED R-SQUARED = 0.666784
DURBIN-WATSON STATISTIC = 1.6171
F-STATISTIC(18, 161) = 20.8994

LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION = 54.2376

NUMBER OF OBSERVATIONS = 180

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	11.496	0.61357E-01	187.36
PI71	0.44387E-01	0.17038E-01	2.6051
B2	-0.10474E-01	0.84656E-01	-0.12373
B3	-0.13096E-01	0.84690E-01	-0.15464
B4	0.71014E-01	0.84954E-01	0.83591
B5	0.16663	0.84950E-01	1.9616
B6	0.24306	0.84654E-01	2.8713
B7	0.34499	0.84661E-01	4.0750
B8	0.32026	0.84674E-01	3.7823
B9	0.26695	0.84735E-01	3.1504
B10	0.30606	0.84679E-01	3.6143
B11	0.35835	0.84675E-01	4.2321
B12	0.40909	0.84666E-01	4.8318
B13	0.44726	0.84653E-01	5.2835
B14	0.59269	0.84674E-01	6.9997
B15	0.65527	0.84998E-01	7.7093
B16	0.74898	0.84696E-01	8.8431
B17	0.79467	0.84714E-01	9.3806
B18	0.82041	0.85003E-01	9.6516

EQUATION 3

METHOD OF ESTIMATION = ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE: LB72

SUM OF SQUARED RESIDUALS = 0.749807
STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 0.684565E-01
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE = 13.1348
STANDARD DEVIATION = 0.251547
R-SQUARED = 0.933800
ADJUSTED R-SQUARED = 0.925939
DURBIN-WATSON STATISTIC = 2.2256
F-STATISTIC(19, 160) = 118.786
LOG OF LIKELIHOOD FUNCTION = 237.872
NUMBER OF OBSERVATIONS = 180

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
	10.629	0.32841	32.365
W72	0.17790	0.28502E-01	6.2417
171	0.69710E-01	0.62905E-02	11.082
2	0.24681E-01	0.30617E-01	0.80610
3	0.86057E-01	0.30631E-01	2.8095
4	0.18066	0.30790E-01	5.8673
5	0.23353	0.31087E-01	7.5120
6	0.31544	0.31389E-01	10.049
7	0.37738	0.32158E-01	11.735
8	0.30583	0.31954E-01	9.5711
9	0.28016	0.31575E-01	8.8728
10	0.32531	0.31842E-01	10.216
11	0.35198	0.32281E-01	10.903

B12	0.35528	0.32764E-01	10.844
B13	0.38432	0.33163E-01	11.589
B14	0.45616	0.34973E-01	13.043
B15	0.52572	0.35969E-01	14.616
B16	0.55108	0.37335E-01	14.760
B17	0.59183	0.38100E-01	15.533
B18	0.59759	0.38624E-01	15.472

EQUATION 4

METHOD OF ESTIMATION = INSTRUMENTAL VARIABLE

INSTRUMENTAL VARIABLES: C P171 LSL72(-1) B3 B4 B5 B6 B7 B8
B9 B10 B11 B12 B13 B14 B15 B16 B17 B18

DEPENDENT VARIABLE: LB72

SUM OF SQUARED RESIDUALS =	5.45456
STANDARD ERROR OF THE REGRESSION =	0.190060
MEAN OF DEPENDENT VARIABLE =	13.1583
STANDARD DEVIATION =	0.237238
R-SQUARED =	0.559749
ADJUSTED R-SQUARED =	0.507268
DURBIN-WATSON STATISTIC =	1.6265
F-STATISTIC(18, 151) =	6.23961
E'HH'E =	0.246059E-24
NUMBER OF OBSERVATIONS =	170

VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
C	21.231	13.596	1.5616
LW72	-0.74302	1.1838	-0.62764
PI71	0.11033	0.56713E-01	1.9453
B3	0.58912E-01	0.85110E-01	0.69218
B4	0.23090	0.12933	1.7854
B5	0.37183	0.22700	1.6380
B6	0.52423	0.31204	1.6800
B7	0.68006	0.42928	1.5842
B8	0.58575	0.40056	1.4623
B9	0.51101	0.33901	1.5074
B10	0.59215	0.38413	1.5416
B11	0.66697	0.44472	1.4998
B12	0.71699	0.50385	1.4230
B13	0.78116	0.54855	1.4240
B14	0.98696	0.71898	1.3727
B15	1.1142	0.79214	1.4066
B16	1.2258	0.90290	1.3576
B17	1.3087	0.95672	1.3679
B18	1.3382	0.98673	1.3562

付録3 分析データ

造船重機大手七社のボーナス（円）

年度	三菱	石播	川重	日立	三井	住重	鋼管
1972	385000	385000	385000	385000	385000	385000	385000
1973	455000	455000	455000	455000	455000	455000	455000
1974	614024	612669	607050	607382	610000	610000	615000
1975	662474	658796	651002	647603	648426	652590	658052
1976	709206	703200	695128	688792	693502	697180	694202
1977	770625	762165	753738	745473	754918	755418	753255
1978	698210	682903	663173	615468	643958	647028	657048
1979	606288	557345	549850	521735	541073	547448	592418
1980	838858	747492	747622	704811	650000	736354	780543
1981	946471	901656	893163	854767	898569	890208	903135
1982	969869	961448	950483	923075	949176	943436	969212
1983	988814	984488	973907	940808	963533	961190	977966
1984	1028300	1023740	1012706	982211	1001030	999860	1009436
1985	1040507	1038707	1025339	993389	1018433	1006734	1023818
1986	1067001	928687	879646	804871	720000	849844	882866
1987	1046235	881946	866511	338711	840000	837120	840000
1988	1092462	1034484	985117	717872	950000	952501	950000
1989	1258929	1176471	1137590	1045574	1082345	1089808	1150000

造船重機大手七社の経常利益（一人当り百万円）

年度	三菱	石播	川重	日立	三井	住重	鋼管
1972	0.56	0.70	0.29	0.36	0.66	0.44	0.19
1973	0.84	0.78	0.51	0.44	1.25	0.38	0.61
1974	0.86	0.99	0.50	0.62	1.89	0.79	1.35
1975	0.76	0.61	0.56	0.31	1.31	0.49	1.07
1976	0.28	0.74	0.59	0.19	0.70	0.54	-0.05
1977	0.28	1.09	0.91	0.36	1.06	0.61	0.55
1978	0.45	0.61	0.51	0.56	0.55	0.54	0.15
1979	0.29	-0.37	0.02	0.41	-0.29	0.12	0.54
1980	0.38	-0.72	0.32	0.04	-0.13	0.13	1.51
1981	0.39	0.36	0.13	0.31	0.59	0.21	1.93
1982	0.48	0.75	0.31	0.78	0.71	0.78	2.06
1983	0.43	0.96	0.09	0.98	0.87	0.56	0.46
1984	0.97	0.85	-0.42	0.70	0.69	0.47	-0.36
1985	1.69	0.67	0.24	0.46	0.36	0.44	1.13
1986	1.17	0.54	0.02	0.89	-0.37	-0.06	0.48
1987	0.41	-1.40	-0.96	-10.86	-0.15	-0.58	-0.27
1988	1.29	0.22	-1.07	-9.60	-0.20	-0.23	1.65
1989	1.39	0.83	0.82	-3.75	2.03	0.41	4.23

造船重機大手七社の従業員数（人）

年度	三菱	石播	川重	日立	三井	住重	鋼管
1972	75330	36619	34771	24439	15512	12299	39983
1973	76116	36319	34616	23816	15703	12826	39348
1974	78104	36470	34531	24457	16351	13327	41209
1975	77493	36571	33601	24154	16319	13285	41523
1976	72318	35375	32311	23008	15770	13435	40431
1977	68525	34145	31262	21516	14847	12092	39445
1978	63771	27403	28566	17854	12290	9586	36555
1979	59318	26521	25516	16794	11693	9305	33600
1980	58279	26202	25582	16625	11607	9127	33305
1981	58596	26456	25597	16997	12116	9364	33991
1982	57247	26838	25404	17368	12224	9498	34668
1983	54587	26467	24410	17283	11763	9084	33922
1984	51763	25967	23274	16899	11146	8640	33295
1985	49916	24374	22624	12267	10199	8531	32397
1986	47488	16614	20616	5896	7526	6064	29152
1987	45411	16022	16695	4639	6770	5970	25193
1988	44392	15513	16715	4556	5470	6026	23869
1989	43960	15420	17001	5249	5533	6181	22824

造船重機大手七社の基準内賃金（円）

年度	三菱	石播	川重	日立	三井	住重	鋼管
1972	81863	80113	76359	76823	74649	80728	76793
1973	98231	96825	91390	91946	91270	94659	96869
1974	124024	122669	117050	117382	118720	118898	123413
1975	141649	139197	134001	131735	132284	135060	138701
1976	154603	151600	147564	144396	146751	148590	147101
1977	168250	164866	161495	158189	161967	162167	161302
1978	175284	173161	169269	158187	169583	170811	174819
1979	186515	178938	175940	164694	172429	174979	180967
1980	196286	189164	185874	174937	184886	185118	193181
1981	207157	200552	197721	184919	199623	196766	201046
1982	216623	213816	210161	201025	200725	207812	216404
1983	222938	221496	217969	206936	214511	213730	219322
1984	231100	229580	225002	215737	222010	221630	224812
1985	240169	239560	235113	224463	232811	229578	234606
1986	245667	246229	239882	224957	238770	229948	240955
1987	248745	243982	238837	225807	213712	229040	247426
1988	254154	254828	245039	239289	253605	234167	254708
1989	262551	264706	253597	250164	260670	239945	262985

造船重機大手七社の売上高（百万円）

年度	三菱	石播	川重	日立	三井	住重	鋼管
1972	761258	435494	343880	197358	169385	136844	706146
1973	902283	480391	436025	234594	207064	183142	868822
1974	1094472	632656	518131	301350	274248	244187	1192124
1975	1072965	624952	490121	329273	302901	217912	1173173
1976	1217900	696171	539913	332423	295510	261073	1236744
1977	1379232	763449	566070	344999	296997	288129	1201915
1978	1274862	698147	501452	257778	254742	205870	1156129
1979	1349264	691337	501506	249609	201181	240397	1311447
1980	1325621	681126	647529	333650	267134	280952	1423271
1981	1683636	777672	764381	484044	364366	300165	1580060
1982	1641808	789075	686823	501186	303291	294019	1516724
1983	1908128	910817	702683	403376	296972	295619	1354491
1984	1999745	802421	715037	420388	329680	304154	1500780
1985	1831548	800091	702654	357988	284704	263101	1284960
1986	1639736	768909	689397	349533	229388	269794	1091671
1987	1708256	714714	579731	256318	182354	200026	1050325
1988	1711253	615489	767068	227258	177110	258215	1261225
1989	2094260	632810	812812	307771	197725	267678	1277562

自動車大手10社のボーナス（円）

	トヨタ	日産	マツダ	本田	いすゞ	ダイハツ	富士重
1972	432185	354069	350000	294500	301000	351000	32230000
1973	513620	424061	432000	366500	424826	448000	42000000
1974	641480	558569	540000	519037	545966	578000	53500000
1975	736270	638307	535000	643900	584923	643236	56500500
1976	804041	748206	623000	750000	653360	717500	68000000
1977	890844	860944	720000	850000	771814	830360	77000000
1978	955931	918756	783000	900000	857736	888820	77000695
1979	1022909	973710	704000	940000	906362	946000	87000888
1980	1093547	1052472	1000000	1012000	934792	993740	94260511
1981	1158146	1133202	1104000	1060000	968226	1031910	99400320
1982	1228000	1198080	1156000	1104000	1014607	1066230	104164665
1983	1256000	1235760	1200000	1124000	936710	1099290	106750899
1984	1315000	1294020	1252000	1165000	968780	1140480	110516746
1985	1382000	1360200	1304000	1250000	1036860	1196140	114896870
1986	1418000	1320000	1285000	1307000	1015035	1241300	115227142
1987	1454000	1320000	1225000	1359000	1015035	1222830	113682125
1988	1495000	1380000	1275000	1431000	1074375	1245240	116617683
1989	1558000	1500000	1390000	1501000	1196676	1300700	120438390

	日野	スズキ	ヤマハ
1972	382130	312000	318000
1973	471719	405000	390000
1974	608377	515000	503000
1975	687500	545000	611500
1976	711260	640635	663000
1977	776980	750251	733000
1978	830000	803000	772695
1979	906620	847000	811888
1980	962000	925000	863511
1981	1021000	977100	914320
1982	1069000	1014370	951665
1983	1042000	1020559	780899
1984	1066000	1023143	808746
1985	1159000	1081135	1011870
1986	1129370	1081312	1081142
1987	1103770	1085734	1105125
1988	1199800	1120264	1178683
1989	1301980	1169042	1278390

自動車大手10社の経常利益（一人当り百万円）

	トヨタ	日産	マツダ	本田	いすゞ	ダイハツ	富士重	日野	鈴木	ヤマハ
1972	1.89	1.55	0.28	0.89	-0.17	0.71	0.18	0.82	0.75	1.01
1973	2.32	1.66	0.40	1.10	-0.46	0.43	0.24	1.04	0.65	1.25
1974	2.61	1.20	0.37	0.85	0.29	0.39	0.14	0.99	0.33	0.98
1975	1.49	0.57	0.19	1.08	0.11	0.26	0.07	0.66	0.43	0.95
1976	1.72	1.98	-0.52	1.32	-0.75	0.36	0.21	0.66	0.33	0.66
1977	4.14	2.88	0.18	1.73	0.73	0.60	0.60	0.66	0.87	0.51
1978	4.69	2.53	0.28	1.77	1.23	0.75	0.71	0.69	0.98	0.90
1979	4.40	2.14	0.54	1.39	1.92	0.96	0.68	1.07	0.88	0.92
1980	4.38	3.31	1.16	2.30	1.74	1.24	1.30	1.38	1.27	0.77
1981	6.20	2.95	1.42	2.15	0.54	0.78	1.29	0.97	1.46	1.48
1982	4.67	3.09	1.49	1.85	0.94	0.75	2.18	1.38	1.63	1.34
1983	6.00	2.62	1.57	1.84	0.54	0.56	2.49	1.00	1.04	1.24
1984	6.89	2.03	1.65	1.87	-0.14	0.58	2.03	0.75	1.10	0.02
1985	8.77	2.51	2.03	2.40	-0.37	0.99	2.21	0.98	1.50	-1.96
1986	10.51	2.16	2.57	2.74	0.78	1.07	2.18	0.99	1.70	0.62
1987	7.64	2.17	0.72	2.79	-0.13	0.74	1.04	0.64	1.44	0.53
1988	6.14	2.67	0.36	2.93	0.06	0.91	1.19	1.21	1.81	0.50
1989	7.91	2.93	1.22	2.97	1.29	1.18	1.04	2.02	1.25	0.58

自動車大手10社の従業員数(人)

	トヨタ	日産	マツダ	本田	いすゞ	ダイハツ	富士重	日野	鈴木	ヤマハ
1972	41403	51395	33315	18554	11693	8387	13802	6954	10038	6224
1973	42561	52819	36891	18597	12464	8006	14689	6954	9758	7330
1974	44228	50636	35325	18781	13263	7845	14655	7605	9479	7826
1975	44584	50956	33266	18804	13740	7997	14609	7816	8825	8298
1976	44474	52669	31232	19084	12798	7760	13314	7601	8563	7799
1977	44798	54709	29548	20348	12548	8020	13513	8018	8858	8371
1978	45203	56068	27827	21334	13126	8330	13361	7986	8551	9500
1979	45233	55367	26809	20220	14558	8472	13448	8016	8586	9440
1980	47064	56284	27283	23362	15705	9105	13883	8306	9063	9682
1981	48757	57800	27474	25488	16294	9955	13421	8422	9799	10815
1982	51034	58962	27513	27429	16202	10775	13802	8257	9357	11999
1983	57846	59615	27395	28496	15475	10721	14026	8468	9825	11758
1984	59467	58925	27406	27334	15777	10501	13617	8371	11378	10044
1985	61665	57612	27609	28508	16285	10753	13995	8403	10668	9878
1986	63890	54573	28429	30708	16386	11147	14261	8718	11647	9848
1987	64797	51237	28423	29640	14122	11226	13729	8212	11197	9745
1988	65926	52808	28127	30022	13952	11362	13346	8232	12616	9969
1989	67814	55326	28573	31249	13693	11061	15358	8503	12901	10078

自動車大手10社の売上高(百万円)

	トヨタ	日産	マツダ	本田	いすゞ	ダイハツ	富士重
1972	1234764	1176425	344264	327702	196481	96855	137275
1973	1355021	1270833	456185	366777	262593	114706	154740
1974	1670650	1429637	518242	519897	326215	121087	170035
1975	1995742	1770198	496488	563805	356302	154371	200370
1976	2288069	2024624	588206	668677	424855	154441	254015
1977	2617407	2246393	628263	849635	468758	210808	307937
1978	2802469	2306685	686344	922280	572386	257489	327416
1979	3310181	2738868	835153	1069442	635442	298711	408915
1980	3506412	3016190	1031066	1344892	687713	331357	464846
1981	3849544	3198724	1163078	1544149	727410	378410	533761
1982	4892663	3187722	1179684	1746919	719002	400687	580052
1983	5472681	3460124	1364229	1846028	684624	425909	602735
1984	6064420	3618077	1431815	1929519	769071	469950	672071
1985	6304858	3754172	1569553	2245743	1016250	515911	768424
1986	6024909	3429317	1626187	2334597	1013434	535645	715717
1987	6691299	3418671	1602293	2446225	909916	573310	686239
1988	7190590	3580110	1855931	2636769	1023300	684041	663442
1989	7998050	4005550	2045567	2748863	1092193	694682	658016

日野 スズキ ヤマハ

972	146998	155051	110406
973	194855	166617	132586
974	232180	186721	167560
975	236415	166966	174574
976	254921	215960	166697
977	295695	253392	220484
978	329198	271517	290342
979	364841	345099	274026
980	389394	457779	338462
981	420026	551521	428030
982	396440	542320	515827
983	392689	524259	419944
984	444385	580841	328878
985	470590	722336	381349
986	394793	744854	387974
987	448413	759550	367119
988	535159	816619	387797
989	599934	843618	413179

自動車大手10社の労働費用総額（百万円）

	トヨタ	日産	マツダ	本田	いすゞ	ダイハツ	富士重	日野	鈴木	ヤマハ
972	65966	85938	51842	28512	17698	14003	21773	13042	12998	9256
973	81156	109088	67023	35480	22266	17056	27596	18183	15617	12658
974	102583	129944	81465	46415	32706	19726	32391	23842	19586	15229
975	125252	151508	81968	50581	36789	23999	35702	25728	18687	16822
976	136630	179883	87612	61517	41204	23236	42193	26855	22608	18413
977	154929	202027	92935	74621	43288	29356	48138	29715	24667	22250
978	170060	220238	96617	81119	56967	32800	48923	34053	25602	24547
979	186348	241902	103211	88348	61872	36092	58166	37906	30448	23307
980	210113	271870	114846	108992	68514	41162	63237	39155	38609	26456
981	231255	295205	124727	124720	71131	44442	69488	41028	43917	31432
982	251646	309556	131158	137101	74170	51246	76311	43998	47832	36598
983	303792	340355	137170	144853	71438	53006	77064	44990	45381	35951
984	331045	349368	146304	146478	74924	53466	80297	50542	48338	30559
985	360600	366184	158855	171836	91195	58090	89807	54999	58017	34440
986	390543	324364	167483	180214	91970	62165	87872	49810	58854	37602
987	405388	315331	159659	193008	82414	63825	93890	56781	57462	37491
988	424400	335204	165282	206221	85575	71028	84756	64238	59976	43637
989	450958	387776	175741	224847	96526	77685	98329	72680	62569	48910

自動車大手10社の役員報酬・賞与（百万円）

	トヨタ	日産	マツダ	本田	いすゞ	ダイハツ	富士重	日野	鈴木	ヤマハ
1972	159	203	128	146	120	74	101	98	65	75
1973	180	232	133	175	120	78	109	116	84	84
1974	215	293	113	212	172	89	123	138	97	93
1975	280	327	115	222	171	138	134	161	103	98
1976	374	415	141	258	193	113	149	180	113	105
1977	431	487	148	301	275	131	181	205	112	89
1978	478	583	174	397	285	148	206	213	131	136
1979	505	606	219	419	323	157	241	260	144	119
1980	523	697	272	443	352	171	262	293	165	126
1981	575	856	299	515	367	171	296	307	196	186
1982	582	988	331	566	430	248	342	329	213	162
1983	818	954	378	560	400	272	354	326	175	152
1984	873	912	399	541	402	279	346	346	191	99
1985	970	866	455	545	434	381	336	364	249	84
1986	916	759	450	592	463	392	308	370	275	163
1987	967	709	446	609	467	410	300	402	285	191
1988	0	714	456	637	496	434	331	411	310	245
1989	0	769	522	700	523	437	336	453	318	259

9. 系吉言論

以上7産業・8業種について、賞与の企業収益に対する感応性をパネルデータによって分析した結果をまとめると、表のようになっている。これによると、従業員一人当り経常利益100万円(実質値)に対するボーナス(実質値)の感応性が最も高いのは造船重機であり、化繊、電機、綿紡がこれに次いでいる。自動車大手の利益感応性は綿紡より低く、また賃金交渉等において主導的役割を果たしてきた鉄鋼業の感応性はきわめて低い。公益事業性の強い私鉄の場合には、利益に対する感応性は有意だが反応係数は鉄鋼を除く他の製造業よりも低い。最後に、電力九社の場合は、公益事業の性格が強く、料金規制の影響もあって、利益と賞与との間に統計的に有意な関係は認められない。

要約表： パネルデータ(2SLS)によるボーナスの利益感応性

産 業	一人当経常利益(実質) 100万円 当りのボーナス(実質)の変化率(t値)	R
造船重機 7社	0.0863 (9.78)	0.878
化繊 6社	0.07016 (1.52)	0.9679
綿紡 10社	0.04758 (7.41)	0.9735
電機 12社	0.06393 (7.48)	0.9351
自動車大手10社	0.0386 (3.49)	0.907
私鉄大手 13社	0.0182 (2.89)	0.970
鉄鋼大手 5社	0.0060 (0.089)	0.9958
電力 9社	-0.000115(-0.106)	0.9989