

労働者の貢献度と賃金率の関係

同志社大学経済学部
中尾 武雄 ・ 東 良彰

1. はじめに

本稿では、日本の 2007 年の製造業を対象に、労働者が企業価値と利潤に与える影響の大きさを推定し、それら推定値と労働者が得ている賃金率を比較することで、労働者の企業業績への貢献度が賃金率にどの程度反映されているかを明らかにする。

労働者の企業業績貢献度の分析では、労働者の能力や行動を反映する変数として身体的能力や経験のような労働者特性を用いている。また、労働者の企業業績への貢献度は、直接的な影響だけでなく、労働者の能力や経験の差が企業の行動を通じて企業業績に及ぼす間接的な貢献度も推定する。これらの2種類の推定結果を用いて、労働者の企業業績への貢献度が賃金率に反映されている比率を推定する。

バブル経済が崩壊するまでの 1980 年代において、日本の企業では日本式の経営が一般的で、その労働分野での特徴が終身雇用制と年功賃金制度であった。しかし、バブル経済が崩壊し、失われた 10 年が始まるとともに、日本の多くの経営者は日本的経営に自信を失ってアメリカ的経営を模倣するようになり、労働面では成果主義を採用するようになった。その結果、現在の日本企業では、年功賃金制度と成果主義賃金制度が混在する状況になっていると思われる。本稿の研究では、労働者の企業業績への貢献度と賃金率

の関係が明らかになるが、もし現在でも年功賃金制度が根強く残っているのであれば、労働者の企業業績への貢献度と賃金率の間にはほとんど相関関係が存在しないであろうが、反対に、成果主義が普及しているのであれば、労働者の企業業績への貢献度と賃金率の間には 1 に近い相関関係が存在するはずである。したがって、本稿の研究で、労働者の企業業績への貢献度と賃金率の関係が明らかになれば、日本企業では現在でも年功賃金制度が行われているのか、それとも成果主義が一般的になったのかを解明できると思われる。

賃金率の決定に関しては膨大な文献がある。日本の賃金格差の原因を実証的に分析した研究は多くある¹。たとえば、Mosk and Nakata (1985)、Clark and Ogawa (1992)、Hashimoto and Raisian、(1992)、Tachibanaki(1996)、都留・阿部・久保(2003)、井川(2004)、Kambayashi、Kawaguchi and Yokoyama (2008)、中尾・中嶋(2010)などがあるが、それらの多くは学歴や熟練度と賃金率の関係を分析しており、労働者の企業業績貢献度と賃金率の関係に着目している研究は少ない。ただ、中尾・中嶋(2010)では、本稿と同じように日本の製造業企業を対象に賃金率の決定要因を実証的に分析し²、高い能力を有する労働者が集まる企業では賃金率も高くなるという結論を得ている。しかし、本稿で分析しようとしているのは、「高い能力を有する労働者は、その企業業績への貢献度と比較して、賃金面でどれほど報われているのか」を実証的に解明することであって、著者らの調べた限りにおいて、これまでの賃金決定の実証的研究でもほとんど行われてこなかった研究である³。もし労働者の企業業績への貢献度と比較して、賃金率も十分に高くなっていれば、成果主義的な賃金制度が導入されていることになる。逆に、もし現在でも

1 諸外国における賃金格差の原因を分析した研究は枚挙にいとまがないほどある。アメリカについては、その一部は中尾(1992)で展望されている。

2 中尾・中嶋(2010)では、日本の経営者の企業価値への貢献と経営者報酬の関係を分析している。本稿は、その労働者バージョンといえる。

3 日本における成果主義賃金の実証的分析としては平井(2007)と正亀(2008)があるが、平井(2007)は特定企業が対象であるし、正亀(2008)は企業に対するアンケート結果の分析である。

終身雇用制や年功賃金制が残っているのであれば、労働者の企業業績貢献度と賃金率の関係は小さいはずである。したがって本稿は、現在の日本で企業が賃金体系を成果主義に基づいて決めているかどうかを解明する興味深い研究になると期待される。

本稿の構成は以下の通りである。2章では理論モデルと推定モデルを導入し、3章では実証分析で用いられるデータについて説明する。4章では推定結果を示し、その理論的分析を行う。5章では研究の要約と主要な結論について述べる。

2. 推定モデルと仮説

2.1. 基本モデル

ここでは、推定モデルを導出するための基本的な理論モデルを考える。財の生産量が、生産要素投入量 v と労働者の能力 k に依存することを表す生産関数を $F(\cdot)$ と表すと、利潤 π は

$$\pi = pF(v(k), k) - w(k) - qv \quad (1)$$

と表される。ただし、 q は所与の生産要素価格であり、労働者は1人で固定されていると仮定している。 $v(k)$ は生産要素投入量が労働者能力に依存することを表す関数で、労働者能力が高いほど生産要素投入量が多くなる、すなわち $v'(k) > 0$ と想定する。これは、生産要素として機械を例にとると、能力が高い労働者ほど機械を効率的に使うため資本の限界生産性が高くなって資本投入量が増加するといような関係を表している。また、 $w(k)$ は労働者の能力と賃金率の関係を示す関数で $w'(k) > 0$ と想定する。これは高い能力の労働者を雇用するには高い賃金率が必要と考えられるからである。この関数 $w(k)$ の形状は、企業の高い能力を有する労働者に対する需要行動、労働者の能力分布と労働市場環境によって決定される。企業は、利潤が最大になるように労働者能力 k を決定するから、最大化問題の1階の条件 $d\pi/dk=0$ より

$$p(F_v(v, k)v'(k) + F_k(v, k)) = w'(k) \quad (2)$$

をえる。ただし、関数の下付文字は関数を下付文字が表す変数で偏微分したことを示す。この条件を解けば最適な労働者能力 k^* が決定され、この能力を有する労働者を雇用するために必要な賃金率が $w(k^*)$ で決定される。

2.2. 推定モデル

2.2.1 労働者特性と企業業績の関係

この節では、現実の企業が(2)式の最適条件を満たすように行動しているかどうかを検証する方法を考えるが、本稿では第 1 段階で、(2)式の左辺の労働者能力の限界生産力価値に与える限界的影響の大きさを推定し、第 2 段階で、この推定値と賃金率の関係を分析するという方法を用いる。労働者能力が限界生産力価値に与える影響の大きさは、利潤を被説明変数とし、労働者能力を説明変数として回帰分析を行えば得られるはずである⁴。問題は労働者能力の高さをどのような変数で表すかであるが、入手可能なデータとしては企業毎の労働者の平均年齢と勤続年数がある。そこで、平均年齢を労働者の身体的能力(PHYS)、勤続年数を熟練度(EXPE)の代理変数と考えて、説明変数として用いる。したがって、利潤モデルの推定式として

$$\pi = a_0 + a_1PHYS + a_2EXPE \quad (3)$$

を得る。ただし、 $a_i(i=0,1,2)$ は推定されるべきパラメータである。この推定モデルでは、労働者能力の企業業績貢献度 EFP は

$$EFP = a_1PHYS + a_2EXPE \quad (4)$$

となる。

これまでの分析では時間を無視してきたが、労働者能力が利潤に与える影響は長期的に続くであろうから、労働者能力が企業業績に与える影響は、現在から未来の利潤に与える影響の現在価値合計で表されると考えることもできる。ところが、利潤の現在価値合計は企業価値 FV によって表されるから、労働者能力が企業業績に与える影響の企業価値仮説の推定式として

$$FV = b_0 + b_1PHYS + b_2EXPE \quad (5)$$

4 限界生産力価値であるから利潤ではなく付加価値を被説明変数とするケースも考えられる。しかし付加価値は利潤と賃金の合計であるため、第 2 段階で労働者能力が付加価値に与える影響を説明変数とし賃金率を被説明変数として分析することを考えると利潤の方が望ましいと思われる。

を得る。ただし、 $b_i(i=0,1,2)$ は企業価値モデルで推定されるべきパラメータである。この推定モデルでの労働者能力の企業業績貢献度 EFV は

$$EFV=b_1PHYS+b_2EXPE \quad (6)$$

となる。

利潤は長期的には株主の所得となると考えられるから、企業価値は現在および未来の配当 DIV の現在価値合計に等しくなるという考え方がある。配当が一定の率 g で増加すると仮定すれば、この仮説によれば

$$FV=DIV/(\delta -g)$$

という関係が成立する。ただし、 δ は割引率である。今期の配当の大きさも将来の成長率も労働者能力に依存すると考えると、この配当仮説の推定モデルは以下の 2 つの式によって表される。

$$FV=m_0+m_1DIV+m_2PHYS+m_3EXPE \quad (7)$$

$$DIV=h_0+h_1PHYS+h_2EXPE+h_3CONT \quad (8)$$

ただし、 $m_i(i=0,1,2,3)$ および $h_i(i=0,1,2,3)$ は推定されるべきパラメータである。また、 $CONT$ はコントロール変数を示す。このモデルでは、労働者能力の企業業績貢献度 EFD は、

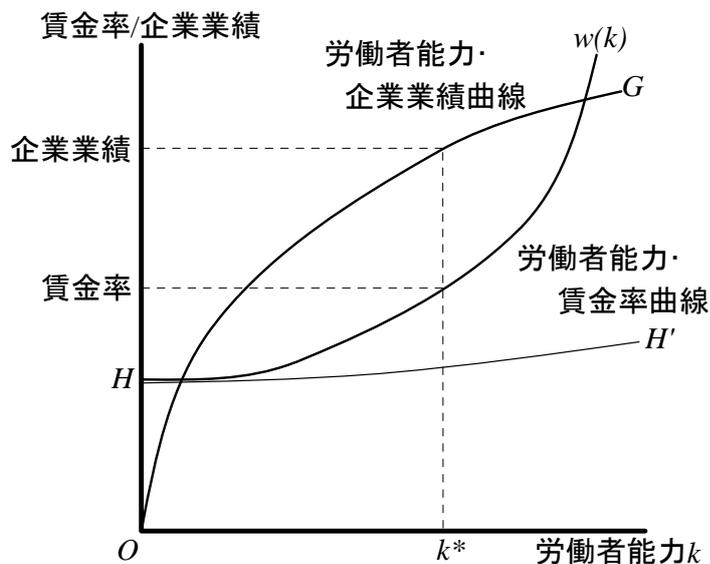
$$EFD=(m_1h_1PHYS +m_2PHYS)+(m_1h_2EXPE +m_3EXPE) \quad (9)$$

で表される。

2.2.2 労働者の企業業績貢献と賃金率の関係

(1)式右辺の関数 $w(k^*)$ は、必要な水準の能力を有する労働者を雇用するために必要な賃金率を表し、既述のように $w'(k^*)>0$ であることは明らかである。また、人間の能力の分布はベル字型で、労働者に要求する能力が高くなればなるほど、その条件を満たす労働者の数は少なくなるから、労働者に要求する能力が高くなればなるほど、必要な賃金率は逓増的に増加すると考えられる。一方、(1)式左辺の労働者能力が企業業績に与える影響は、労働者能力が高くなっても逓減的にしか増加しないと思われるから、これらを図示すれば第1図のようになる。労働者能力・企業業績曲線 OG が(1)式左辺の関係、労働者能力・賃金率曲線 $w(k)$ が右辺の関係を表している。労働者能力・企業業績曲線の位置や形状は企業によって異なり、労働者能力が重要な企業ほど上に位置することにな

る。労働者能力・賃金率曲線の位置や形状は労働市場の環境によって決まる。



第1図 最適労働者能力の決定

労働者能力・企業業績曲線と労働者能力・賃金率曲線の差が利潤で、第1図ではプラスになっている。しかし、企業が高い能力を有する労働者に対する採用活動を活発にし、高い能力を有する労働者も高賃金を求めて企業間を移動するような労働市場環境であれば、高い能力を有する労働者の賃金率が上昇して、労働者能力・賃金率曲線はもっと急勾配でしかもより上に位置することになる。したがって、労働市場の移動性が高くなれば利潤が減少しゼロになる可能性もある。第1図には、ほぼ水平な曲線 HH' も描かれているが、これは労働市場が硬直的で労働者の移動性がない環境を示している。このケースでは、労働者能力が高いほど企業の利潤は大きくなるが、労働者が企業間を移動しないため、高い能力を有する労働者の賃金がほとんど上昇しないのである。

労働者能力の企業業績貢献度が賃金率に与える影響の大きさを分析するための推定式は、賃金率を被説明変数とし、利潤モデルでは EFP 、企業価値モデルでは EFV 、配当モデルでは EFD を従業員数で割った値を説明変数とする。したがって、

$$w = \alpha_1 + \beta_1 EFPN$$

$$w = \alpha_2 + \beta_2 EFVN$$

$$w = \alpha_3 + \beta_3 EFDN$$

となる。ただし、労働者能力の企業業績貢献度を表す変数の後ろの N は一人当たりの値であることを示している。また、 $\alpha_i (i=1,2,3)$ と $\beta_i (i=1,2,3)$ は推定されるパラメータで、 β_i は労働者の企業業績貢献度の何パーセントが賃金率に反映されているかを表している。

3. 説明変数とデータ

3.1. サンプル企業、推定方法とデータ

前章で導入された推定モデルの分析に必要なデータとしては、企業価値を算出するための株価と発行済み株式数、労働者の能力や経験を示す特性、配当である。これらのデータの収集には NEEDS-CD ROM『企業基本ファイルⅡ』の 2008 年バージョン、NEEDS-CD ROM『日経財務データ』の 2008 年バージョン、東洋経済『株価 CD-ROM』2008 年バージョンを使ったが、『企業基本ファイルⅡ』に収録されているのは 2007 年データのみであるため、これを用いて収集する労働者の特性などのデータは 1 年のみとなる。したがって、回帰分析の方法としてはクロスセクションとなるが、財務データなどのその他の変数については、景気変動の影響を平均化するために 2005 年から 2007 年のデータを収集して、この 3 年の平均値を算出する。また、財務データについては、連結決算と単独決算の選択があるが、本稿では単独決算のデータを採用する。これは、労働者の努力や能力の高さは親会社と子会社で同一の水準に決定される必然性はないと考えられるからである。

3.2. サンプル企業の選択

分析の対象となるサンプル企業は以下のような条件を用いて選択する。

企業価値

- ①『日経財務データ』を用いて、データ収集期間のすべての年度で決算月の変更がなく 12 ヶ月決算のデータが収集できる企業を選択する。
- ②製造業企業と分類されているにもかかわらず製造原価中の労務費のデータを公表していない企業が若干ある⁵。また、損益計算書の人件費・福利厚生費データや、従業員数デ

5 これらの企業は持株会社であるか、工場を持たないファブレス企業と思われる。

一たがない企業もある。これらの企業はサンプルから除外する。

③サンプルでデータ収集中に資本が負になった債務超過企業が存在する。これらの企業もサンプルから除外する。

④従業員の年間所得のデータが複数ある企業が 2 社あるため、これらの企業も除外する。

⑤データ収集期間のいずれかの年度で合併や分社などがあった企業は除外する。この判断では『日経財務データ』の合併フラッグを用いた。

⑥データ収集期間のいずれかの年度で営業利益・総資産利潤率がマイナス 10%より小さくなった企業を除外する。これらの企業は極端な短期的不均衡状態にあると思われるからである。

⑦被説明変数が異常に大きいか小さいケースでは推定値が、これらのサンプル企業の影響を強く受ける。そこで、利潤モデルでは、データ収集期間のいずれかの年度で当期利益が 5000 億円以上か 100 億円以上の赤字の企業、企業価値モデルと配当モデルでは企業価値が 1 兆円以上か、50 億円未満の企業は除外する。

⑧企業価値モデルと配当モデルでは、3 月決算以外の企業は排除する。以下で説明するが企業価値は各年の年初株価に期末総株式数を乗じて得ているため、株価データと総株式数データで時間的なずれが存在する。このため株価データを得ている年初と決算月の間の期間に株式分割のような資本移動があったケースでは企業価値に誤差が生じる。この問題の影響を小さくするためにサンプル企業を 3 月決算の企業に限定する。

⑨企業価値モデルと配当モデルでは、1 月から 3 月の間に資本移動があったケースでは、企業価値に誤差が生じるが、『株価 CD-ROM』を参照すれば資本移動のあった月が判定できる。そこで、1 月から 3 月の間に資本移動があった企業も除外する。

⑩企業価値モデルと配当モデルでは、総株式数データが入手できない企業を除外する。

⑪配当モデルでは、配当がゼロの企業は除外する。

以上のような条件でサンプル企業を絞った結果、データ数は、利潤モデルで 1271 社、企業価値モデルで 772 社、配当モデルで 741 社となった。

3.3.被説明変数と説明変数:データについて

3.3.1 基本的なデータ

労働者能力が企業業績に与える影響の推定では、被説明変数は利潤と企業価値である。利潤としては『日経財務データ』の当期利益を用いる。企業価値は『株価 CD-ROM』より収集した2005年から2007年の年初株価に、『日経財務データ』より収集した3月決算の期末総株式数を乗じた値を用いる。これらの3年のデータの平均値の特性は第1表に示されている。

労働者特性を示すデータとしては『企業基本ファイルⅡ』より従業員の平均年齢と平均勤続年数のデータが得られる。そこで、既述のように労働者の平均年齢を身体的能力(*PHYS*)、平均勤続年数を熟練度(*EXPE*)の代理変数として利用する。勤続年数が長いほど熟練度は高まるが、年齢が高まれば身体的能力は低下すると考えられる。これらのデータの統計的特性は第1表に示されている。

第1表 被説明変数と説明変数の特性

変数	単位	データ数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
利潤	百万円	1271	4570.9	17810.7	-3733.3	331262.3
企業価値	百万円	772	5466.3	131357.0	5624.7	898511.9
平均年齢	歳	1271	40.1	2.9	27.0	52.1
平均勤続年数	年	1271	15.6	4.1	2.1	27.5
配当	百万円	741	1002.9	1513.0	13.0	13032.3
売上高	百万円	741	92886.0	170545.4	927.0	2430510.0
年収	百万円	1271	6.02	1.10	2.96	10.99

3.3.2 配当モデル

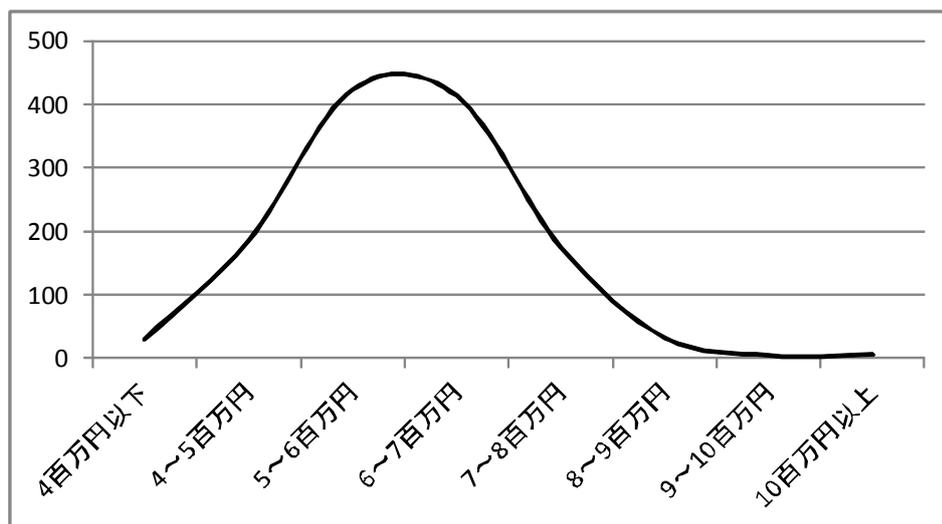
配当モデルでは、企業価値推定式の説明変数は、労働者能力を表す変数と配当であるが、配当は、『日経財務データ』より収集した普通株式の中間配当額と期末株主配当額の合計とする。既述のように、2005年から2007年の配当を算出し、この3年の平均値を用いる。

配当モデルでは、被説明変数が配当の推定式では、説明変数は労働者能力関連変

数とコントロール変数である。コントロール変数としては、企業の規模を表す変数として売上高 *URI* を用いる。具体的には、『日経財務データ』の売上高・営業収益である。配当に影響を与えるのは企業規模だけでなく、さまざまなその他の変数も影響を与える。例えば、企業の成長率や利潤率が考えられる。ところが、これらの変数はすべて労働者能力の影響を受ける。したがって、その他の説明変数を追加すれば労働者能力の影響の一部あるいはほとんどが、追加された説明変数の影響とされ、労働者能力の影響力の大きさが過小評価される。この理由でコントロール変数としては売上高のみを用いる。以上で説明された変数の統計的特性も第1表に示されている。

賃金率のデータとしては『企業基本ファイルⅡ』から得られる年間給与を用いる。このデータの統計的特性は第1表、年収階級別の企業分布は第2図に示されている。第1表を見ると賃金率が最も高い企業は、最も小さい企業の3倍以上である。また、年収の企業分布を見ると年収500万円から700万円の企業が約2/3、700万円以上が約17%、500万円以下が約17%となっている。したがって、企業によって賃金率のばらつきは相当大きいと言える。年収の企業分布は第2図に示されているが、典型的なベル型分布である。

第2図 平均年収の企業分布



4. 推定結果と分析

クロスセクションデータであるため、推定方法は通常の最小自乗法である。LM 検定で不均一分散の可能性を棄却できなかったケースがほとんどで、これらの場合には標準誤差は White などの方法で算出している。

4.1. 利潤モデルの推定結果と分析

利潤モデルにおける労働者能力の企業業績貢献度の推定結果は第2表に示されている。自由度修正済決定係数は 0.03 と非常に低いが、身体的能力 *PHYS* も熟練度 *EXPE* も 0.1%水準で統計的に有意であり、これらの変数は企業の利潤に影響を与えていると判断できる。ある説明変数、例えば *PHYS* が被説明変数に与える影響の大きさを、その説明変数 *PHYS* の最小値と最大値の差に推定係数を掛けた値で表せば、身体的能力 *PHYS* は約 238 億円、熟練度 *EXPE* は約 274 億円で、従業員数1人あたりに換算すると約 2,762 万円と 3,180 万円となる。これらの値は、労働者の身体的能力や熟練度の差がもたらした企業間の利潤差の推定値である。

第2表 利潤モデルの推定結果

説明変数	推定係数	P-値
切片	25756	0.02
<i>PHYS</i>	-947.98	0.00
<i>EXPE</i>	1076.84	0.00

第2表の推定結果を(4)式に代入して、労働者能力が企業業績に与える影響の大きさ *EFPN* を算出し、労働者の企業業績貢献度が賃金率に与える影響を推定すると

$$w=6.27477+0.00247EFPN$$

$$(0.000) \quad (0.000)$$

という推定結果が得られる。自由度修正済決定係数は 0.10 と高くはないが、*EFPN* は 0.1%水準で統計的に有意であり、労働者の企業業績貢献度は賃金率に影響を与えている

と判断できる⁶。

利潤モデルでは、推定結果の信頼性を調べるためにいくつかの追加的な分析を行った。第1に、推定結果の安定性を確認するために、サンプル企業をランダムに2分したケースでも推定してみた。具体的には、サンプル企業の日経 NEEDS の企業コードの下1桁の数字が偶数のケース(613社)と奇数のケース(658社)で同じ回帰分析を行った。その推定結果によれば、労働者の企業業績貢献度が賃金率に与える影響の大きさの推定係数は、奇数のケースが0.00277で、偶数のケースが0.00230であった⁷。全データを用いたケースと比較すると上下で10%ほどの差異はあるが、ほぼ同じ程度の推定結果と判断でき、推定結果には安定性があると思われる。

第2に、労働者能力の企業業績貢献度の推定式で、年齢と勤続年数の間に多重共線性が存在する可能性がある。そこで、その重要性を検定するために VIF (Variance Inflation Factor, 分散拡大係数) を計算すると2.21となった。この値はそれほど大きい値ではなく、多重共線性が深刻な問題である可能性は低いと思われる。また、*PHYS* と *EXPE* の p-値がゼロとなっていることから分かるように、多重共線性の最も深刻な問題である異常に大きい標準誤差という現象も起こっていない。

追加的分析の3番目として、異常なデータ(outliers)の影響を排除するために、Davidson and MacKinnon(1993, p.36)にしたがってハット行列の対角要素が、説明変数の数をサンプル数で割った値が2倍以上のサンプルを除く作業を行って推定してみた。その結果、企業業績貢献度の推定式ではサンプル数が1271社から1172社になり、企業業績貢献度と賃金率の推定式では1114社になった。また、労働者能力の企業業績貢献度が

6 付加価値のケースの推定結果を用いて賃金率との関係を推定すると、自由度修正済決定係数はほぼ同一、推定係数は0.0011で統計的に有意となる。推定係数がほぼ1/2になるが、以下での分析や結論と矛盾する結果ではない。

7 どちらのケースでも p-値は0.00であったが、自由度修正済決定係数は奇数ケースが0.11で偶数ケースが0.06であった。また、企業業績貢献度の推定式では推定係数も全サンプルのほぼ同じ水準で、p-値は偶数ケースの *PHYS* が0.06となったが、その他は0.00であった。

賃金率に反映される比率は0.00506に2倍近く増加したが、推定値の大きさの桁は同じ水準であった⁸。

4番目の追加的分析として、企業業績貢献度の推定式における被説明変数を利潤ではなく付加価値を用いたケースで推定した。データとしては、損益計算書の人件費・福利厚生費と製造原価明細の労務費・福利厚生費を合計して賃金支払額合計を算出し、これに当期利益を加えたものを付加価値と定義した。その結果、企業業績貢献度の推定式では自由度修正済決定係数は0.05で、*PHYS*と*EXPE*の推定係数がいずれも約3.4倍になったがp-値はともにゼロであった。企業業績貢献度と賃金率の関係の推定式では、自由度修正済決定係数は0.10、推定係数は0.00074、p-値はゼロであった。推定係数が約1/3.4倍になったが⁹、以下での分析や結論と矛盾する結果ではない。

4.2. 企業価値モデルと配当モデルの推定結果と分析

企業価値モデルの労働者能力の企業業績貢献度の推定結果は第3表に示されている。利潤モデルと同様に、自由度修正済決定係数は0.05と低いが身体的能力も熟練度も統計的に有意である。

第3表 企業価値と労働者能力の推定結果

説明変数	推定係数	P-値
切片	462853	0.00
<i>PHYS</i>	-14938.9	0.00
<i>EXPE</i>	13633.9	0.00

企業価値モデルにおける労働者の企業業績貢献度が賃金率に与える影響に関する推

8 サンプル企業の選択プロセスで、利潤モデルでは当期利益が1兆円以上か100億円以上の赤字の企業、企業価値モデルと配当モデルでは企業価値が1兆円以上か、50億円未満の企業は除外しているため、安定的な推定結果が得られていると思われる。

9 これは企業業績貢献度の推定式で係数が約3.4倍になったことに対応していると思われる。

定結果は

$$w=6.39518+0.00023EFVN$$

(0.000) (0.000)

で、自由度修正済決定係数は0.06と低いが、労働者の企業業績貢献度 EFV は統計的に有意であり、賃金率に影響を与えていると判断できる。

配当モデルにおける配当決定要因の推定結果と企業価値決定要因の推定結果が第4表に示されている。

第4表 配当と企業価値の推定結果

配当の回帰分析			企業価値の回帰分析		
説明変数	推定係数	P-値	説明変数	推定係数	P-値
切片	2013.100	0.01	切片	43172.2	0.25
URI	0.006	0.00	DIV	79.7824	0.00
$PHYS$	-56.680	0.03	$PHYS$	-1463.53	0.20
$EXPE$	45.854	0.04	$EXPE$	1451.69	0.06

配当の推定式の自由度修正済決定係数は 0.41、企業価値の推定式の自由度修正済決定係数は 0.83 である。企業価値の推定式の身体的能力 $PHYS$ 以外は少なくとも 10% 水準で統計的に有意である。企業業績貢献度 EFD の算出では、統計的に有意でない身体的能力を除去することも考えられるが、p-値が 0.2 とある程度低い点を考慮して、(9)式をそのまま使って算出した。企業業績貢献度 EFD が賃金率に与える影響の推定結果は以下のようなになる。

$$w=6.42474+0.00054EFDN$$

(0.000) (0.000)

ここでも自由度修正済決定係数は 0.06 と低いが、企業業績貢献度 EFD は統計的に有意で、賃金率に影響を与えていると判断できる。

4.3. 推定結果の分析

4.3.1 身体的能力と熟練度

前節の推定結果の身体的能力 $PHYS$ と熟練度 $EXPE$ の企業業績に対する影響を表す

推定係数を見比べると、どのモデルでもほとんど同じようなレベルの数値となっていることが分かる。厳密には、熟練度の身体的能力に対する比率は、利潤モデルでは約 1.1 倍、企業価値モデルでは約 0.9 倍、配当モデルの企業価値の推定式ではほぼ 1 倍、配当の推定式では約 1.2 倍である。推定係数の符号は当然、身体的能力 *PHYS* がマイナスで、熟練度 *EXPE* がプラスであるから、労働者が 1 年歳を取ると身体的能力が低下して企業業績を減少させるが、熟練度の上昇による企業業績の増加がちょうど相殺して、全体として労働者が企業業績に与える影響はほとんど変化しないことになる。

4.3.2 労働者能力の企業業績貢献度と賃金率

前節の推定結果によれば、労働者能力の企業業績貢献度が賃金率に反映される比率は 0.02% から 0.25% 程度でしかない。この比率の低さは非常に興味深い。推定結果を用いて、労働者能力による年収の最大格差を算出すると、利潤モデルで 4.6 万円、企業価値モデルで 2.8 万円、配当モデルで 2.9 万円である。利潤モデルの値が企業価値モデルや配当モデルに比較すると推定係数でほぼ 4.5 倍から 11 倍、年収の最大格差で約 1.6 倍の大きさである。これは企業価値モデルと配当モデルの場合には、労働者能力が現在と将来の利潤に与える影響の総計を推定していることの影響が大きいと思われる。ところが、終身雇用制度と年功賃金制のため、企業は一度上げた賃金は労働者が退職するまで支払う必要があるし、退職金や企業年金も増加する。現在の賃金を引き上げるとその後は無限期間支払うと仮定した場合、割引率が例えば 5% であれば現在価値で 25 倍の支払い増加をもたらすことになる。したがって、企業価値モデルと配当モデルの場合には、推定係数を 25 倍した値である 0.6% から 1.4% 程度となるし、割引率が 10% であれば 0.2% から 0.5% 程度となる。いずれせよ、労働者能力の企業業績貢献度が賃金率に反映される比率は非常に低いと思われる。

このような結果が得られた原因としていくつかの要因が考えられるが、最も重要と思われるのは 2.2.2 節で第 1 図を用いて分析した労働市場の硬直性である。労働者能力の企業業績貢献度が高いケースは第 1 図の労働者能力・企業業績曲線の右側に位置する企業、企業業績貢献度が低いケースは左側に位置する企業に対応している。一方、賃金率と労働者の企業業績貢献度の関係の推定結果によれば、労働者能力の企業業績貢献

度が高くなっても賃金率がほとんど上昇しないという結果は、第1図の労働者能力・賃金率曲線がほぼ水平な曲線 HH' のような形状であることを示唆している。2.2.2節で分析したように、ほぼ水平な労働者能力・賃金率曲線は、労働市場で移動性が乏しく、高い能力を有する労働者が高い賃金を求めて企業間を移動することがほとんどない環境を示唆している。日本の場合には、現在でも終身雇用制が根強く残っているため、高い能力を有する労働者の賃金率とその他の平均的な労働者の賃金率との格差が貢献度に比較すれば非常に小さいということであろう。労働者能力・賃金率曲線がほぼ水平なケースでは、第1図から明らかなように右側に行くほど、すなわち労働者の能力を高くするほど利潤が大きくなる。しかし、移動性の乏しい労働市場の環境のもとでは企業は労働者の能力を自由に高めることはできない。そこで、企業は自社の労働者能力を高めるために、新卒労働者市場でできるだけ高い能力の新入社員を捜し求めて競争することになる。

労働者能力の企業業績貢献度が賃金率に反映される比率が低い原因と考えられる 2 つ目の要因は、企業が終身雇用制を採用するだけでなく年功賃金制度に基づいて賃金体系を構築している可能性である。この場合には、企業は若くて高い能力を有する労働者を高賃金で採用するような行動はとらないし、労働者も転職する動機が乏しくなってしまうため、労働者能力・賃金率曲線はさらに水平に近い形状になってしまう。また、3 つ目の要因として考えられるのが日本企業におけるチームワークの重要視である。日本の経営者は、高い能力を有する労働者に能力や貢献度に応じた高賃金を支払うと他の労働者の労働意欲などに悪い影響を与えてチーム全体としての生産性が低下すると考え、高い能力を持つ労働者の賃金率を短期的にはほとんど引き上げないという可能性がある¹⁰。このような企業行動も、労働者能力・賃金率曲線の傾きをより水平にする効果をもたらすことになる。

最後に、労働者能力の差を表す変数として年齢と勤続年数しか用いていないことが労働者の貢献度と賃金率の関係を小さくしているとも考えられる。確かに、労働者の能力の高さは年齢と勤続年数だけで表すことはできない。潜在的な知能の高さや体

10 ただし、長期的には昇進の差異などによって高い能力を有する労働者の所得はその他の労働者以上に増加すると思われる。

力の強さあるいは学歴などさまざまな要因が、労働者の企業業績貢献度に影響を与える。実際、年齢と勤続年数だけを説明変数とした労働者能力の推定結果では、自由度修正済決定係数は 0.05 と 0.03 でしかない。これはもし研究目的が労働者能力が企業業績に与える影響の大きさを推定することであれば致命的といえる。しかし、本稿の目的は「労働者の企業業績に与える影響がどの程度賃金に反映されているか」である。したがって、年齢と勤続年数で表される身体的能力や熟練度が企業業績に与える影響がどれほど小さいとしても、それらと賃金率の関係が、労働者能力全体が企業業績に与える影響と賃金率の関係とまったく異なると考える理由がないかぎり重要な問題とは言えない¹¹。また、年齢と勤続年数で表される身体的能力や熟練度が企業業績に与える影響がその他の要因が与える影響とは異なると考える理由はないと思われる。したがって、労働者能力の企業業績貢献度が賃金率に反映される比率は非常に低いという本稿での結論にはある程度の信頼性はあると思われる。

5. 結語

本稿では、日本の製造業企業のデータを用いて、労働者が企業業績に与える影響の大きさを推定し、さらに、その推定値と賃金率の関係の関係を回帰分析することで、労働者の企業業績への貢献度のどの程度の割合が賃金率に反映されているかを分析した。企業業績の指標としては利潤と企業価値を用い、労働者能力を表すデータとしては年齢を身体的能力、勤続年数を熟練度の代理変数として用いた。分析対象となった企業数は 741 社から 1277 社で、分析対象年は 2007 年であった。このような分析の結果、労働者の企業業績貢献度が賃金率に反映される比率は、0.02% から 0.25% 程度と非常に低い水準であることが明らかになった。この原因としては、日本では現在でも終身雇用制が根強

11 年齢・勤続年数が企業業績に与える影響と賃金率の関係は、労働者能力全体が企業業績に与える影響と賃金率の関係をある程度反映していると思われるが、サンプル企業には偏りがある。上場している製造業企業に限定しているため、例えば個人企業や小規模企業における賃金制度は、ほとんど完全に無視している。本稿の研究では、あくまで日本の相対的に規模の大きい製造業企業における賃金制度を分析の対象としている。

く残っていて、労働者が高賃金を求めて企業間を移動することがほとんどないため、高い能力を有する労働者の賃金率とその他の平均的な労働者の賃金率との格差が貢献度に比較して非常に小さいということが考えられる。同様に、日本では、現在でも年功賃金制度が健在なのであれば、労働者の企業業績貢献度が賃金率に反映される比率が小さいのも当然である。また、日本では高い生産性を確保するためにはチームワークが重要と考えられているため、労働者間で際立った賃金格差を導入しない状態が利潤最大化行動の結果である可能性もある。

最後に、本稿での研究が企業ベースのデータによるクロスセクション分析であることを強調しておきたい。この研究では、企業間での労働者の身体的能力や熟練度が企業業績にもたらす差異を推定し、次に、その推定値が企業の平均賃金率にどのような差異をもたらしているかを分析して、結論として企業間の賃金率の差異にはほとんど反映されていないとした。つまり、個々の企業内で賃金率がどの程度成果主義的に決定されているのかについては一切分析していない。本稿で明らかにしたことは、身体的能力や熟練度といった労働者特性の企業業績にもたらす差異が、経済全体として見たときに、どの程度賃金に反映されているかである。

参考文献

- 井川静恵, (2004)「制度改定による賃金構造の変化——企業内人事マイクロデータによるパネル分析」『日本労働研究雑誌』第 534 号, pp.54-64.
- 中尾武雄, (1992)「アメリカにおける産業間賃金格差の研究:文献展望」『同志社アメリカ研究』第 28 号, pp.73-83.
- 中尾武雄・中島剛, (2010)「日本の製造業企業における賃金率の決定要因」『経済学論叢(同志社大学)』第 61 巻, pp.697-728.
- 中尾武雄・中島剛, (2011)「経営者が企業価値に与える影響と経営者報酬の関係」『経済学論叢(同志社大学)』第 63 巻, pp.1-27.
- 平井陽一, (2007)「成果主義賃金制度に関する実証的研究」『明治大学社会科学研究所紀要』第 45 巻第 2 号, pp.37-52.
- 正亀芳造, (2008)「成果主義賃金と手続的公正施策の現状:近畿圏に本社のある東京

- 証券取引所上場企業(従業員規模 500 人以上)に対するアンケート調査をもとに」
『桃山学院大学総合研究所紀要』第33巻第3号, pp.307-340.
- 都留康・阿部正浩・久保克行, (2003) 「日本企業の報酬構造——企業内人事データによる資格, 査定, 賃金の実証分析」『経済研究』第 54 巻第 3 号, pp.246-285.
- Clark, R. L. and N. Ogawa, (1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Comment," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 336-345.
- Davidson, R., and J.G. MacKinnon, (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.
- Hashimoto, M., and J. Raisian, (1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 346-354.
- Kabayashi, R., D. Kawaguchi, and I. Yokoyama, (2008) "Wage Distribution in Japan, 1989-2003," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 41, pp.1329-1350.
- Mosk, Carl, and Yoshi-Fumi Nakata, (1985) "The Age-Wage Profile and Structural Change in the Japanese Labor Market for Males, 1964-1982," *Journal of Human Resources*, Vol. 20, No. 1, pp.100-116.
- Tachibanaki, T., (1996) *Wage Determination and Distribution in Japan*, Oxford: Clarendon Press.