

# 評価・賃金・仕事が労働意欲に与える影響

——人事マイクロデータとアンケート調査による実証分析

柿澤 寿信

（大阪大学大学院）

梅崎 修

（法政大学准教授）

本稿では、企業の人事制度や仕事関連の諸要因が従業員の労働意欲に与える効果を検証する。特に人事制度に関しては、中長期的な昇格の決定要因である行動評価が、労働意欲にどう影響するかを確認する。Holmströmのキャリア・コンサーン仮説によれば、この効果は評価の回数を重ねるほど低下すると予想される。これらの点について、ある企業における人事データと、従業員意識調査の回答をマッチングさせたデータセットを用いて実証を試みた。その結果、行動評価には労働意欲を高める効果があり、かつ非管理職層ではその効果が等級在籍年数の長期化に伴い低下することが確認された。これは仮説と整合的な結果である。一方、管理職層については同様の効果は確認されなかった。非管理職層では職能の序列がキャリアの階梯として重要であることに対して、管理職層ではより明確な職位や役割が与えられるため職能等級の重要性は相対的に低下する。このことが推定結果の相違につながっている可能性がある。他方、勤続年数の長期化に伴うキャリア・コンサーン効果は観察されなかったが、この点については本稿が用いた変数の限界に留意する必要がある。また、「職場目標の納得性」や「仕事割当の公正性」「仕事上の支援・アドバイス」等、仕事のあり方を特徴づけるような諸要因については、評価や賃金等の処遇上の変化とは独立に、労働意欲を高める効果を持っていることが確認された。

【キーワード】人事労務一般、賃金・退職金、雇用管理

## 目次

- I 問題の所在
- II 先行研究と分析のアプローチ
- III 調査対象とデータセットの概要
- IV 労働意欲の決定要因
- V 考察及び結語

## I 問題の所在

日本企業が従業員に対していかなるインセンティブを与えているかという問題は、内部労働市場論において従来から繰り返し分析されてきた論点である。典型的には、日本企業の内部労働市場は、長期雇用の下で年功賃金や「遅い昇進」など長期的・漸進的に差がつくような処遇を行う点に特徴

があり、これらの処遇が、安定的な勤続や長期的な能力形成等へのインセンティブとして機能するものと考えられてきた<sup>1)</sup>。

これに対して、日本企業の人材管理について近年最も目立った潮流は、いうまでもなく「成果主義」の流行であった。1990年代中頃から2000年代中頃までに、多くの日本企業において成果主義の名を冠した人事制度の導入が進められた。これらの人事制度の内実、詳細に見れば各社各様の部分も多い。しかし、例えば奥西（2001）は、成果主義の特徴を①賃金決定要因として、成果を左右する諸変数（技能、知識、努力など）よりも、結果としての成果を重視すること、②長期的な成果よりも短期的な成果を重視すること、③実際の賃金により大きな格差をつけることに整理した。

また立道・守島（2006）は、①脱年功主義化・脱能力開発主義化、②賃金の変動費化・業績連動化、③評価の厳密化・緻密化の3点を挙げている。総じて、成果主義とは、短期的な成果を単年度の金銭的賃金に大きく反映することをインセンティブの仕組みとして最重視し、それによってより大きい労働意欲を引き出そうとする試みであったと要約できよう。従来の日本企業の特徴が長期的なインセンティブ付与を通じた従業員の勤続や能力形成であったとすれば、成果主義人事制度が目指した方向は、一見したところそれに真っ向から相反するものであるかに見えた。

しかしながら、実際に日本企業を個別に観察すると、短期的処遇あるいは長期的処遇のいずれかのみから人事制度が構築されていることは少ない。たとえ成果主義の影響を受けた企業であっても、例えば賞与は短期的な成果に応じて支給額を都度決定する一方で、基本給の昇給や資格等級の昇格には中長期的な能力の蓄積を反映する等の形で、それぞれの特徴を持つ複数の仕組みが組み合わせられていることが通例である。この組み合わせのバランスは様々に変化しうが、一方の仕組みが他方を駆逐するわけではなく、むしろ企業は何らかの制度設計思想の下でそれぞれの仕組みを并存させ、使い分けているのである。したがって、それぞれの仕組みによるインセンティブが実際にどのように機能しているのか、個々の仕組み単位で検証することが必要であろう<sup>2)</sup>。

また、労働意欲に関して着目すべきもう一つの論点は、仕事のあり方そのものに関する諸要因の影響である。これらの要因が、評価や処遇を生み出すそもそもの土壌として重要な意味を持つことは容易に想像される<sup>3)</sup>。

一つの企業内に混在する複数のインセンティブの仕組みや仕事関連の諸要因それぞれが、実際のところ従業員の労働意欲にどのような影響を与えているのか、各要因の違いを踏まえた上での客観的な分析は、未だ十分に行われてはいない。そこで本稿では、ある企業（以下「B社」と呼称）を題材として、これらの各要因が従業員の労働意欲に及ぼす効果の推定を試みる。これらの諸要因は相互に関連して内部労働市場を形成しているため、

個々の要因の効果を分別して確認することは必ずしも容易ではないが、本稿ではB社の詳細な人事マイクロデータとアンケートによる従業員意識調査結果の両方を用いて分析を行うため、そうしたデータ処理が可能となっている。

本稿の構成は以下の通りである。まずⅡでは、処遇や働く環境と労働意欲の関係についての先行研究を整理し、それらの内容を踏まえた上で本稿の分析のアプローチを記述する。Ⅲでは、調査対象となったB社の人事制度と、本稿で用いるデータセットの概要と特長を説明する。Ⅳでは、分析のアプローチとB社人事制度の双方を踏まえて、推定のための仮説を提示した上で、推定方法と結果を説明する。Ⅴは考察及び結論である。

## Ⅱ 先行研究と分析のアプローチ

本節では、労働意欲に与える要因を、評価・処遇と仕事のあり方に大きく分けて捉えた上で、それぞれについて先行研究の結果を整理し、本稿の分析のアプローチを検討する。

### 1 労働意欲に対する評価・処遇の効果

評価や処遇が労働意欲に与える効果を検証した先行研究は少ない。玄田・神林・篠崎（1999, 2001）、大竹・唐渡（2003）、参鍋・齋藤（2008）などでは、個々人に付与される評価・処遇よりも、むしろ企業の人事制度そのものの相違（成果主義導入の有無）が労働意欲に与える効果が分析の中心とされてきた。また、賃金そのものと労働意欲の関係を検証した研究としては、大竹・唐渡（2003）と太田・大竹（2003）が挙げられる。これらの研究は、従業員アンケートと企業アンケートを使って賃金水準と賃金変化が労働意欲に与える効果を分析し、賃金水準の高い従業員や賃金上がった従業員の労働意欲が高まることを確認した。しかしこれらの研究においても、賃金や賃金変化という説明変数が年収単位で把握されており、企業内に複数并存するインセンティブの仕組み々々について十分に検討されているとは言い難い。

これらの先行研究に対して、本稿では単一企業のケーススタディにより、内部労働市場を形成し

ている評価・処遇の仕組みを分別して把握した上で、労働意欲に対するそれぞれの仕組みの効果を検証する。特に、長期的処遇が労働意欲に及ぼす影響に着目したい。この点は、経済理論上は将来のキャリアに対する関心（キャリア・コンサーン）がもたらすインセンティブの問題として論じられている。例えば Holmström (1999) は、この問題を動学的なモラルハザード問題として定式化した。そのモデルによれば、仮に当期の賃金が定額で支払われる契約でありそれ自体はインセンティブにならないとしても、当期のアウトプットの観察を通じて労働者の能力に関する市場の期待が更新され、次期以降の市場賃金はその更新された期待値に基づき定まるとすれば、このことが当期における労働者のインセンティブとなる。これがキャリア・コンサーンによるインセンティブである。また、期を経るにつれて労働者の能力に関する市場の期待の精度は高まり、いずれは期待値と真値が一致するであろう。その状態に至れば、労働者の当期の努力が市場の期待に影響を及ぼす余地はなくなり、キャリア・コンサーンによるインセンティブは効力を失う。すなわち、十分に経験が長く能力水準がすでに知られている労働者は、キャリア・コンサーンによるインセンティブを失っている可能性があることも示唆される。

また、Gibbons and Murphy (1992) は、キャリア・コンサーンによるインセンティブと、単年度の報酬決定におけるインセンティブ強度が代替関係になりうることをモデルとして示した上で、企業経営者の報酬や勤続年数等のデータを用いて実証を試み、引退が近いほど報酬決定におけるインセンティブ強度が強まる傾向があることを見出している<sup>4)</sup>。日本においては奥井 (2008) が、キャリア・コンサーンによるインセンティブの低下を勤続が長い生え抜きミドルを対象に検証している。ただし、この研究では推定モデルに賃金や評価が含まれていない<sup>5)</sup>。

キャリア・コンサーンに関するこれらの議論は、先に述べた短期的処遇・長期的処遇の問題と重ね合わせることができる。一般に、企業の賃金制度の主たる構成要素は、月々支払われる基本給と年2回支払われる賞与に大別できるが、賞与は定量

的な業績等に基づきその都度大きく変動しう一方で、基本給は短期的には大きく変動せず、大きな変動は数年おきの昇格に伴って発生する仕組みとなっていることが通例である。また、その昇格についても、単年度の具体的成果よりもむしろ、必ずしも「立証可能」ではないような「能力」や「行動」についての評価が大きな比重で反映されるケースも多い。本稿では、キャリア・コンサーンに関する上記の理論を踏まえつつ、特に後者のような長期的処遇が労働意欲に与える効果を検証したい。

## 2 仕事のあり方が労働意欲に与える効果

労働意欲に対しては、具体的な評価や処遇以外の要因を重視する先行研究も多い<sup>6)</sup>。玄田・神林・篠崎 (1999, 2001) では、各産業主要企業の従業員に配ったアンケート調査を使用し、「成果主義」を導入したと答えた従業員のサンプルに絞り、「裁量範囲の増加」「仕事の分担の明確化」「成果の重視」「能力開発機会の増加」などの諸要因が従業員の労働意欲にプラスの効果を与えていることを確認した。更に大竹・唐渡 (2003) は、玄田・神林・篠崎 (1999) におけるデータ作成上の問題を克服するため、成果主義を導入していない企業の従業員にも労働意欲に関する質問をして、分析を行っている。その結果、「成果主義」の導入自体は、平均としては労働意欲に影響を与えておらず、仕事のあり方に関する諸要因を「成果主義」に見合った形に変更した場合、労働意欲が向上することを確認した。

加えて、井手 (1997)、高橋 (1998)、及び守島 (1997, 1999a, b) などは評価のやり方に注目し、従業員の納得性や満足度を高めるためには評価の過程公平性を向上させる必要があることを検証している。また、立道・守島 (2006) は、そもそも働く人は現状よりも大きな賃金格差を期待しているのだが、実際に賃金格差が拡大すると納得感が低下し、納得性確保のために人事制度を充実させれば、納得感の低下を避けることができることを発見している。

ただし、ここで留意すべきことは、先行研究において分析されている諸要因の大半は、企業が求

める成果創出やその他の行動を促進することを目的とした人事管理上の仕組みでもあるという点である。すなわち、これらの仕組みが適正に運用されている環境では、そうでない環境に比べると、労働者の生産性はより高まりやすくなっているはずである。その差が労働者の評価結果や賃金水準を高め、ひいては労働意欲に影響を与えている可能性がある。したがって、評価結果や賃金水準をコントロールしなければ、これら諸要因の直接的な効果は厳密には分析不可能である。この点に関しては大竹・唐渡（2003）が賃金面も含めた分析を行っているが、相対的な賃金水準に関する主観的認識を変数として用いている点でなお改良の余地を残している。そこで本稿では、より客観的なデータによって評価結果や賃金水準をコントロールした上で、これらの仕事関連の諸要因が労働意欲を高める効果を持つか否かを検証したい。

### Ⅲ 調査対象とデータセットの概要

本節では、本研究で使用するデータセットを紹介する。はじめに、B社の概要と人事制度を紹介し、その上で分析のためにデータセットをどのように作成したのかを説明する。

#### 1 B社人事制度の概要<sup>7)</sup>

B社は、社員数が約1200人の歴史のある生産財製造企業である。過去の不況時にも順調に業績をあげており、労働組合も経営と協調的な動きをしている。また、従来から雇用の維持を重視しており、長い歴史の中でも大きな雇用調整を行ったことはない。

B社の人事制度の骨格は、1995年に導入された職能資格制度である（表1参照）。職能資格制度とは、従業員に期待される能力水準（職能要件）を基準とした序列を設け、その序列に即して従業員の評価や配置、処遇決定等を行う仕組みである。基本給は、この職能資格制度中の等級ごとに上下限額が定められており、その範囲内で毎年度の行動評価に応じて昇給していく。一方、半期ごとに支給される賞与の支給額は、等級ごとの平均基本給額（月額）をベースとして定められる算定基礎額に、業績評価に応じた賞与支給月数を乗じて決定される。賞与支給月数は2.5カ月を標準的な評価結果に対応する支給月数として、その上下に最小1.5カ月から最大3.5カ月の間で全従業員同一に設定されている。この賞与制度の特徴は、個々人の基本給額ではなく等級別平均値を算定基礎額としている点である。このため、ある等級において基本給が平均額以上の者と平均額未満の者を比

表1 職能資格制度

職能資格		対応役職	最低年齢	初任格付	
総合職	経営補佐職	10等級	部門長		
		9等級			
	管理専門職	8等級	管理職		
		7等級			35歳
	監督・指導職	6等級	一般社員		32歳
		5等級			29歳
		4等級			26歳
	担任職	3等級	22歳		大学卒、修士卒
		2等級	20歳		高専、短大、専門学校卒
		1等級	18歳		高校卒
一般職	高度定型職	4等級			
		3等級			
	一般定型職	2等級			
		1等級			

較すれば、たとえ両者の業績評価が同一であっても、基本給に対する賞与の比率は前者の方が相対的に低下することになる。これは、勤続年数や等級在籍年数に応じて積み上がる基本給の年功的性格が賞与に反映されないようにする目的で、2000年から導入された仕組みである。つまり、賞与の「成果主義的」な性格をより明確にするための制度設計上の工夫であった。

評価制度は上述の「業績評価」と「行動評価」から構成されている。この評価制度も、賞与制度改定と同じタイミングで2000年に導入されたものである。「業績評価」とは、複数の観点から仕事上の目標を設定し、半期ごとにその達成度を評価する仕組みである。目標達成度をいったん100点満点の「素点」として評価した上で、その点数に基づき11段階の業績評価が決められる。この段階数も全従業員同一である。この業績評価の結果に応じて、半年後の賞与支給額の決定に用いる賞与支給月数も決まる。

一方、「行動評価」とは、仕事の様々な側面において従業員に求められる行動を、各等級の職能要件を踏まえて定義し、それらを評価項目として期中の行動を評価する仕組みである。行動評価は毎年度末（3月）に行われ、その結果は翌年度の基本給の昇給額決定に反映される。また、上位等級への昇格可否判定の際にも、行動評価の複数年分の合計点数や、直近年度の点数が、重要な判定基準として用いられる。これら二つの仕組みが併用されているために、いかに能力や労働意欲の高い従業員であっても、個人の目標達成のみに注力するような行動を取ると、行動評価が低下して将

来の昇格が遠のく可能性が出てくる。したがって、例えば管理業務や後進の指導育成等、個人の単年度業績には直結しないような行動にも、従業員は注意を払わなくてはならない。ここには、年功的性格を排した「成果主義的」な賞与の仕組みを導入しつつも、従業員の行動をその方向に過度に誘導することなく、バランスを保とうとする人事制度設計上の基本思想が表れている。B社の現在の賃金体系と評価体系の特質は、表2のようにまとめられる。

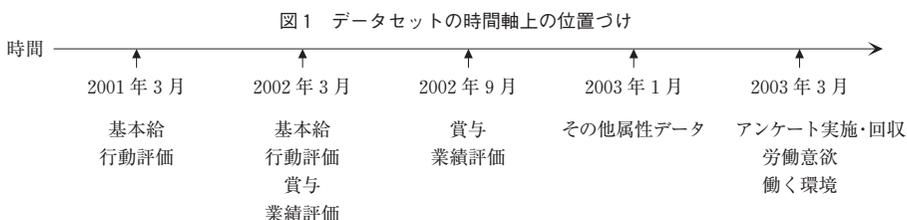
## 2 データセットの概要と特長

本稿の分析で使用するデータセットは、B社の人事マイクロデータと従業員アンケート調査である。従業員アンケート調査は、労働意欲や仕事のあり方への認知等を探るため、2003年3月に部長未満（総合職9等級未満）の従業員全員に対して実施された。回収率は約68%である。このアンケート調査は、B社人事部の了承を得て従業員コードがわかる形で実施されているので、人事マイクロデータとマッチングすることが可能である。

個人属性に関する人事マイクロデータは、アンケート調査実施直前の2003年1月時点における従業員属性に関するデータである。データには、所属部門、年齢、性別、中途採用、一般職などの情報が含まれる。一方、賃金と評価に関しては、調査時点の評価・賃金が決定した時まで遡った。基本給と行動評価に関しては1年前（2002年3月）と2年前（2001年3月）の数値を入手し、賞与と業績評価に関しては半年前（2002年9月）と1年前（2002年3月）の数値を入手した（図1参照）。

表2 賃金・評価の特質

評価	賃金	特質
行動評価	基本給	「長期的視点」「プロセス重視」「行動の発揮度合いを評価・反映」
業績評価	賞与	「短期的視点」「結果重視」「目標の達成度合いを評価・反映」



本データセットの第一の特長は、詳細な人事マイクロデータを使用するため、賃金や評価に関する情報を、従業員自身の主観的認識ではなく、対象企業の人事制度に即した客観的なデータとして取り扱えることである。既に阿部（2000）、都留（2001）、大竹・唐渡（2003）、松繁（2007）などでも指摘されているように、従業員はたとえ自分の賃金であってもその実態を客観的に捉えていない可能性が高い。したがって、これらを客観データとして取り扱えることの意義は大きい。また、基本給や賞与、行動評価や業績評価等、人事制度中の個別の仕組み単位でデータが得られるため、それぞれの効果を分別して分析することも可能である。

第二の特長は、被説明変数と説明変数の時系列上の前後関係が明確であることである。労働意欲の決定要因を正確に分析する上で、この点は重要である。例えば、大竹・唐渡（2003）が用いたデータでは、過去3年間の労働意欲の変化に対して、現時点の賃金水準や過去1年間の賃金上昇が説明変数として用いられている。それゆえ、労働意欲の上昇が個人の生産性を上げ、結果として賃金を上昇させている可能性も否定できない。本稿のデータセットでは、アンケートによって労働意欲の情報を収集した時点と、説明変数とする評価・賃金が決定・支給（通知）された時点の前後関係が明確であるため、この点に関して一定の改善を加えることが可能である<sup>8)</sup>。ただし本稿のデータセットでも、労働意欲の水準の相違が従業員の time-invariant な個人属性に起因するものであるのか、それとも直近の処遇や働く環境の変化の影響によるものであるのかを完全に識別することはできない<sup>9)</sup>。この点は依然として今後の課題である。

#### IV 労働意欲の決定要因

本節では、労働意欲の決定要因を分析する。まずB社人事制度を踏まえて、分析の仮説を提示する。その上で計量分析を行い、従業員の労働意欲を決定する要因を探る。

##### 1 仮説

前述したB社人事制度のうち、特に行動評価

と昇格に関する仕組みは、キャリア・コンサーンに関する議論とも整合的である。すなわち、複数年の行動評価の観察によって、経営側は当該の労働者の能力についての期待を徐々に更新していき、十分に確信が高まった段階で上位等級に昇格させる。したがって、キャリア・コンサーンによるインセンティブは、B社においては労働意欲に対する行動評価結果の効果として現れるであろう。そこで、まず行動評価に関して次の仮説が成り立つ。

仮説1：行動評価は、対応する基本給の昇給額をコントロールしてもなお、労働意欲を高める効果を有している。

この仮説1が支持されたとしよう。キャリア・コンサーンモデルによれば、労働者の能力が知られるほどこの効果は低下すると予想される。ただしこの点については、能力が知られるまでの期間をどう捉えるかが実証上の問題となる。ここでは2つの仮説を検証したい。第一の考え方は、この期間を勤続年数によって捉えるというもので、これは Gibbons and Murphy（1992）や奥井（2008）でも用いられている変数である。この場合、労働者の「能力」に関する認知が、B社におけるキャリア全体の勤続期間を通じて継続的に更新され真値に迫っていくという状態を想定していることになる。

仮説2-1：労働意欲に対する行動評価の限界効果は、勤続年数が長いほど低下する。

もう一つの考え方は、勤続年数の代わりに各等級における等級在籍年数を用いるというものである。

B社も含む多くの日本企業では、前述の通り従業員に期待される能力水準が「職能要件」等として等級ごとに定義されており、能力の具体的な測定基準である評価指標もまた、その職能要件等を踏まえて等級別に定められている。つまり、労働者の能力はそれぞれの在籍等級における期待水準を基準として測定され、その結果によってその後の処遇が左右される。例えばある従業員をx等級から(x+1)等級へと昇格させる場合、一般的には、まずx等級在籍者としての能力を十二

分に満たしているか否かを  $x$  等級の職能要件に照らして評価し、更に  $(x+1)$  等級での仕事に対応しうるか否かを  $(x+1)$  等級の職能要件に照らして判断した上で、最終的な昇格可否が決定されることになる<sup>10)</sup>。このような制度の下では、 $(x+1)$  等級への昇格に向けて、 $x$  等級在籍者は  $x$  等級の職能要件を満たしていることを示すべく努力するであろう。この場合、等級在籍年数が長期化し評価の回数を重ねるほど、 $x$  等級における当該従業員の能力がより高い精度で知られることとなり、キャリア・コンサーンによるインセンティブ効果は次第に低下すると考えられる。つまり労働者の「能力」が、実際の人事制度に即して段階的に仕切られて認知される状況を想定していることになる。次の仮説 2-2 は、この考え方を反映したものである。

仮説 2-2：労働意欲に対する行動評価の限界効果は、現等級での等級在籍年数が長いほど低下する。

最後に、仕事関連の諸要因についての仮説は次の通りである。

仮説 3：評価や賃金などの効果とは独立に、仕事関連の諸要因（への認知）が高いほど労働意欲は高まる。

労働意欲に対する仕事関連の諸要因が正の効果を持ちうること自体は、先行研究の結果から容易に予想されることである。ただしここでは、評価や賃金などをコントロールした上でなお、その効果が確認できるか否かが問題となる。

## 2 推定に用いる諸変数

被説明変数として用いるのは、アンケート中の「あなたは現在やる気をもって仕事をしていますか」という設問への回答である。選択肢は、「1. ほとんどやる気をもてない」から「5. 非常にやる気がある」まで 5 段階に分けられている。本稿では、これをアンケート実施時点における労働意欲の代理変数として用いる<sup>11)</sup>。

一方、説明変数として、従業員個々人の賃金・評価関連のデータと、仕事関連の諸要因に関する

アンケート上の設問への回答結果を用いる。このうち賃金・評価関連のデータについては、アンケート実施時点（2003 年 3 月）において従業員自身が認知している、直近の賃金額と評価結果を用いる。すなわち、賃金については 2002 年 4 月から支給されている基本給額と 2002 年 9 月に支給された夏季賞与、行動評価については 2002 年 3 月時点で決定・通知されている結果である。

次いで、仕事関連の諸要因を示す変数として、アンケート上の「職場で設定されている目標は、あなたが納得できるものですか（職場目標の納得度）」「あなたの職場では、各人の能力に応じて公正に仕事が割り当てられていると思いますか（仕事割当の公正性）」「あなたの職場では、仕事を進める上で有益な支援やアドバイスが得られますか（仕事上の支援・アドバイス）」という設問への回答を用いる。いずれも 5 段階の回答としてデータが得られているが、変数を減らすため、推定に際しては各設問の回答 4 以上を 1 とし、3 以下を 0 とするダミー変数に変換して用いる。なお、職場目標の納得度の設問には、「職場目標の説明を受けましたか」という設問に「受けた」と回答した従業員のみが回答している。そこで、ここではこれら 2 設問への回答の交差項を作成し、回答 0、すなわち、そもそも職場目標の説明を受けていない状態を基準とする変数を作成した上で、更に上記の要領で二値のダミー変数に変換して用いることにした。

その他の個人属性として、まず仮説 2-1、2-2 の検証のために勤続年数と現等級における等級在籍年数を用いる。また、アンケート実施時点において従業員各人が所属している等級もコントロール変数として推定に含める。これは、全サンプルで推定する場合は総合職の最下位等級である 1 等級、サンプルを分けて推定する場合はそれぞれに含まれる最下位等級を基準とするダミー変数として用いる。

## 3 記述統計量

まず、B 社従業員の労働意欲の状態を確認しよう。表 3 は、「あなたは現在やる気をもって仕事をしていますか」という質問項目への回答の記述

表3 労働意欲の回答比率

労働意欲	サンプル数	比率 (%)
1 (弱)	3	0.45
2	12	1.78
3	104	15.43
4	371	55.04
5 (強)	184	27.30
合計	674	100.00

統計量を示している。全体として回答は高めに偏って分布しており、最頻値は「4」(約55%)、次いで「5」(約27%)、「3」(約15%)となっている。業績好調のB社は、全体としては労働意欲の高い状態にあるといえる。

その他の説明変数については、表4に記述統計量<sup>12)</sup>を示している。特に人事マイクロデータから得られる諸変数について確認しておこう。まず2002年度の基本給(月額)と2002年9月に支給された直近の賞与を見ると、基本給は平均約29万円、賞与は平均約76万円、またこれらから算出した賞与/基本給比率は平均約2.6となっている。前述の通り、賞与支給額は基本給の等級別平均額に支給月数を乗じて決まる仕組みであり、その支給月数は標準評価時で2.5カ月と定められている。ここに示されている平均値は、事前に定められている賞与制度と事後の運用実態の間に、特

段の乖離は生じていないことを示している。

他方、人事制度上の賞与支給月数は1.5カ月から3.5カ月の間に分布しているが、賞与/基本給比率の分布は最小約1.1カ月から最大約4.2カ月まで広がっている。これは賞与決定に基本給の等級別平均額を用いているためである。すなわち、賞与が同額(業績評価結果が同一)であったとしても、基本給が等級別平均値未満の従業員にとっては賞与/基本給比率はより大きくなり、基本給が等級別平均値以上の従業員にとってはその逆の現象が生じるため、事後的な賞与/基本給比率は、このように制度上の賞与支給月数を超えた範囲まで広がることになる。

評価については、業績評価も行動評価も平均約54点でほぼそろっている。これは、B社では平均点規制が敷かれており、各部署の評価者は平均点が概ね55点前後となるように評価をつけることになっているためである。勤続年数は平均約14年、等級在籍年数は平均約5年である。

なお、以下の推定では、労働意欲に関する質問に回答したサンプルのみを用いる。表4では、人事マイクロデータから得られる変数について、サンプル全体と推定に用いるサンプルの記述統計量を併記している。これらを比較すると、回答者のみにサンプルを制約しても特に目立つ分布の偏り

表4 記述統計量

		サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
基本給(2002年度)	全体	995	294,387	77,836	152,956	501,951
	回答者	674	297,782	81,960	152,956	501,951
賞与(2002年9月支給)	全体	995	757,777	233,761	303,000	1,621,000
	回答者	674	769,768	245,672	303,000	1,621,000
賞与/基本給比率	全体	995	2.59	0.45	1.15	4.23
	回答者	674	2.59	0.43	1.25	4.14
行動評価(2002年3月)	全体	995	54.18	4.08	25	65
	回答者	674	54.28	3.75	35	63
業績評価(2002年9月)	全体	995	53.84	4.24	20	75
	回答者	674	54.01	3.89	35	75
勤続年数	全体	995	13.73	9.17	0.83	43.50
	回答者	674	13.85	9.00	0.83	39.50
等級在籍年数	全体	995	5.05	4.45	0.50	23.00
	回答者	674	4.92	4.34	0.50	22.50
「職場目標の納得度」	回答者	674	0.62	0.49	0	1
「仕事割当の公正性」	回答者	674	0.38	0.49	0	1
「仕事上の支援・アドバイス」	回答者	674	0.64	0.48	0	1

は生じていないことが分かる。

#### 4 行動評価・勤続年数・等級在籍年数に関する予備的分析

仮説検定に先立って、主要な説明変数となる行動評価と勤続年数、等級在籍年数の関係について更に検討しておこう。まず、表5はB社全従業員の行動評価（2002年3月）について、勤続年数別かつ等級在籍年数別の平均、標準偏差、サンプル数を示したものである。これを見ると、勤続年数の長期化に応じた平均・標準偏差の変動には特に一貫した傾向が認められない一方で、等級在籍年数の長期化に関しては、全体として次第に行動評価の平均値が低下していく傾向が見て取れる。なお、表右端の集計欄では勤続年数と評価結果の

逆相関が見えるが、これは勤続年数と等級在籍年数の相関によるものと考えられる。

この傾向は、行動評価結果を勤続年数と等級在籍年数に回帰してみると一層はっきりする。表6は、等級別に回帰分析を行った結果の係数をまとめたものである<sup>13)</sup>。これを見ると、ほぼすべての等級において勤続年数の係数は非有意であり正負の符号も安定しない一方、等級在籍年数の係数はほぼすべて負であり、大半の等級において有意に推定されている。全サンプルによる推定結果も同じ傾向を示しており、等級在籍年数の係数推定値は-0.52で有意に推定されている一方、勤続年数の係数推定値はほぼ0、かつ非有意である<sup>14)</sup>。

x等級において等級在籍年数一定の下で勤続年数が相対的に長いということは、x等級に到達す

表5 行動評価（2002年3月）の平均・標準偏差・サンプル数

	等級在籍 3年未満	3年以上 6年未満	6年以上 9年未満	9年以上 12年未満	12年以上 15年未満	15年以上 18年未満	18年以上 21年未満	21年以上	計
勤続5年未満	54.7 2.3 167	54.5 3.7 24							54.7 2.5 191
5年以上10年未満	55.7 2.8 143	54.7 3.1 55	52.4 6.6 11						55.3 3.3 209
10年以上15年未満	56.5 2.5 144	54.4 2.6 48	53.6 2.7 15	52.1 5.0 20					55.5 3.2 227
15年以上20年未満	55.9 2.5 94	55.1 2.8 33	54.6 3.6 18	50.0 4.4 27	47.4 4.3 5				54.5 3.9 177
20年以上25年未満	55.3 2.0 19	54.9 3.2 12	52.8 4.7 5	51.3 4.0 16	50.0 3.5 2	45.0 0.0 1			53.4 3.8 55
25年以上30年未満	56.2 1.5 20	52.9 2.6 16	51.5 6.4 2	51.3 5.0 37	48.3 6.6 18	44.3 10.0 6	47.3 2.5 3		51.4 5.8 102
30年以上35年未満	54.8 2.8 3	53.1 4.0 10	45.0 0.0 1	51.3 3.8 20	48.4 4.1 11	46.4 2.9 4		39.0 0.0 1	50.5 4.6 50
35年以上40年未満	53.0 4.2 2	40.0 0.0 1		48.3 4.7 4	50.1 2.9 8	46.7 1.7 5	52.5 0.0 1	49.5 4.2 2	48.9 3.9 23
40年以上					50.0 0.0 1	42.0 0.0 1		41.0 0.0 1	44.3 4.9 3
計	55.7 2.6 592	54.4 3.2 199	53.4 4.4 52	51.0 4.6 124	48.7 5.0 45	45.4 5.9 17	48.6 3.3 4	44.8 6.1 4	54.2 4.1 1037

表6 行動評価に対する勤続年数・等級在籍年数の効果（回帰係数）

		勤続年数	等級在籍年数
総合職	9等級	0.29	-0.48
	8等級	0.09	-0.42*
	7等級	-0.01	-0.64*
	6等級	-0.12	-0.43*
	5等級	-0.48*	-0.10
	4等級	-0.14	-0.35*
	3等級	-0.16	-0.26
	2等級	-0.15	-1.72*
一般職	3等級	0.20	-0.70*
	2等級	-0.86	0.68
	1等級	-0.04	-0.31
全サンプル		0.01	-0.52*

・係数右側の\*は、5%水準で有意であることを示す。  
 ・サンプル数10名未満である総合職1等級、10等級、及び一般職4等級については推定を行っていない。

るまでにより多くの期間を要したということである。このこと自体は、従業員の Innate ability の相違を反映している可能性がある。しかしながら、表5及び表6に見られる通り、B社における人事評価の結果にこの相違は表れていない。他方、等級在籍年数の長期化に伴う平均値の低下は、x等級において評価の高い従業員が順次(x+1)等級へと抜けていくために生じるものであろう。

これらは、等級ごとの基準で評価が行われているために生じる傾向と考えられる。換言すれば、下位等級の通過により多くの期間を要したとしても、いったんx等級相当の能力があると認められて昇格した以上、そこからはx等級の職能要

件に基づいて、他のx等級在籍者と同一条件の下で評価されるということである。こうして等級単位で評価・処遇決定の仕切り直しが行われるため、勤続年数と能力の間に想定される関係が、現実のデータにおいては等級在籍年数と能力の関係に置き換わって表れているものと考えられる。

### 5 推定式

ここでは、以下のような説明変数から成る4つの推定式を推定する。各変数の相関係数は表7に示されている。なお、被説明変数が5段階の離散変数となるために、以下の分析では Ordered probit 推定を用いる。

推定式1：行動評価，基本給の昇給額，仕事関連ダミー，等級ダミー

推定式2-1：行動評価，行動評価×勤続年数，勤続年数，基本給の昇給額，仕事関連ダミー，等級ダミー

推定式2-2：行動評価，行動評価×等級在籍年数，等級在籍年数，基本給の昇給額，仕事関連ダミー，等級ダミー

推定式3：基本給，賞与/基本給比率，仕事関連ダミー，等級ダミー

まず推定式1によって仮説1を検証する。ただし、行動評価は将来の昇格可否判定だけでなく翌年度の基本給の昇給額にも反映される。この昇給額が労働意欲に影響を与える可能性があるため、推定の際はこれをコントロールする必要がある。B社の場合、2002年3月時点の行動評価

表7 推定に用いる各変数間の相関係数

	「やる気」	行動評価	勤続年数	等級在籍年数	基本給	基本給昇給額	賞与/基本給比率	「職場目標の納得度」	「仕事割当の公正性」	「仕事上の支援・アドバイス」
「やる気」	1.00									
行動評価	0.13	1.00								
勤続年数	0.11	-0.38	1.00							
等級在籍年数	-0.08	-0.59	0.63	1.00						
基本給	0.26	-0.13	0.79	0.31	1.00					
基本給昇給額	0.03	0.44	-0.35	-0.52	-0.21	1.00				
基本給-賞与比率	0.17	0.73	-0.39	-0.67	-0.04	0.43	1.00			
「職場目標の納得度」	0.29	0.06	0.07	-0.04	0.17	-0.01	0.10	1.00		
「仕事割当の公正性」	0.23	0.06	0.04	-0.06	0.13	0.02	0.13	0.31	1.00	
「仕事上の支援・アドバイス」	0.22	0.15	-0.05	-0.13	0.04	0.04	0.18	0.36	0.31	1.00

結果に対応するのは、2002年4月時点の基本給の昇給額であるから、推定式1にはその金額を含めている。キャリア・コンサーンによるインセンティブが働いているならば、行動評価の係数推定値は有意に正の値を取るはずである。

推定式1に、勤続年数と、行動評価と勤続年数の交差項を追加したものが推定式2-1である。これは仮説2-1に対応するものである、この推定の狙いは、勤続年数そのものの影響をコントロールした上で、労働意欲に対する行動評価の限界効果が勤続年数の長期化に伴いどのように変化するかを確認することである<sup>15)</sup>。もし理論仮説が示唆する通り、勤続の長期化に伴い能力水準が高い精度で知られ、キャリア・コンサーンによるインセンティブが低下していくとすれば、交差項の係数推定値が有意に負となるであろう。

一方、推定式2-2は、推定式2-1の勤続年数を等級在籍年数に置き換えたものであり、仮説2-2に対応するものである。予備的分析の結果を踏まえると、この推定式2-2について、より明確な結果を得られることが予想される。なお、キャリアにおいて職能等級や行動評価の持つ意味は、個々の労働者の立場によって異なる可能性がある。そこで、これら2つの推定式については、総合職の管理職層(7~8等級)と非管理職層(1~6等級)、および一般職層にサンプルを区分して推定を試みる。

推定式3は仮説3に対応するものである。先の3つの推定式にも仕事関連の変数は含まれているが、これらの推定では直近の賃金の状態がコントロールされていない。そこで、推定式3で基本給と賞与を含めた推定を行う。ここで、基本給は各従業員が期首に直面するインセンティブ強度<sup>16)</sup>をコントロールする目的で用いている。前述の通り、基本給の等級別平均額を算定基礎額とするB社の賞与制度は、たとえ期待される評価が同一であったとしても、各等級において基本給額が高い従業員ほど期首に直面する賞与/基本給比率は相対的に低下する仕組みとなっている。したがって、もし従業員にリスク回避的な賃金構造を好む(嫌う)平均的傾向が存在するならば、同一等級において基本給が上昇するほど労働意欲が高まる(低下する)等の影響を与えている可能性がある。そこで、

基本給額を推定に含めることでこの可能性に対処する。

また、大竹・唐渡(2003)は、直近の賃金増加が労働意欲に影響を与えていることを報告している。基本給の昇給額はすでに推定式1に含めているので、ここでは直近の賞与支給額をコントロールする。ただし、賞与の金額そのものは基本給との相関が高いので、ここでは2002年9月に支給された直近の賞与額を2002年度の基本給額で除した賞与/基本給比率を用いる。

## 6 推定結果

上記の推定式それぞれの係数推定値と限界確率は、表8及び表9にまとめられている。主な点を確認しておこう。まず、推定式1を見ると、基本給の昇給額をコントロール<sup>17)</sup>した上でなお、行動評価の係数推定値は有意に正である。また、推定式2-1、2-2の結果を見ると、ここでも行動評価の係数は、総合職非管理職層では有意に正と推定される一方、勤続年数を用いた2-1の推定結果ではいずれも交差項の係数は非有意であった。しかし、等級在籍年数を用いた2-2では、総合職非管理職層について交差項の係数は有意に負と推定されている。これは仮説2-2と整合的な結果である。

仕事関連のダミー変数のうち、「職場目標の納得度」と「仕事割当の公正性」の係数推定値は、推定式1、3、および非管理職層についての推定式2-1、2-2のすべてにおいて有意に正である。また、「仕事上の支援・アドバイス」の係数推定値も、全サンプルによる推定を行った推定式1、3において有意に正となっている。すなわち、賃金や評価結果をコントロールしてもなお、これらの要素は従業員の労働意欲を高める効果を持っている(仮説3)。表8を見ると、限界確率は「職場目標の納得度」「仕事割当の公正性」「仕事上の支援・アドバイス」の順に高いことが分かる。また、推定式3の結果では、基本給の係数は非有意、賞与/基本給比率の係数は有意に正である。

## V 考察及び結語

本稿では、企業の人事制度に組み込まれている

表 8 各推定式の

	推定式 1		推定式 2-1					
			総合職 管理職		総合職 非管理職		一般職	
	coef.	p-value	coef.	p-value	coef.	p-value	coef.	p-value
行動評価	3.1E-02	0.02	0.03	0.82	0.07	0.03	0.01	0.90
行動評価×勤続年数			1.52E-03	0.30	-2.67E-03	0.10	5.81E-04	0.93
行動評価×等級在籍年数								
勤続年数			-0.08	-0.30	0.12	0.16	0.04	0.92
等級在籍年数								
基本給の昇給額	1.8E-06	0.77	-1.20E-06	0.92	-1.1E-05	0.38	9.34E-05	0.60
基本給 賞与/基本給比率								
職場目標の納得度	0.41	0.00	0.35	0.34	0.48	0.00	0.10	0.72
仕事割当の公正性	0.28	0.01	0.08	0.75	0.36	0.00	-0.07	0.84
仕事上の支援・アドバイス	0.24	0.02	0.29	0.40	0.18	0.13	0.47	0.12
等級ダミー (総合職)								
8 等級	2.45	0.00	-0.13	0.66				
7 等級	2.49	0.00						
6 等級	1.96	0.00			2.31	0.00		
5 等級	1.98	0.00			2.23	0.00		
4 等級	1.75	0.01			1.91	0.00		
3 等級	1.69	0.01			1.77	0.01		
2 等級	1.22	0.07			1.28	0.06		
等級ダミー (一般職)								
4 等級	1.33	0.11					-1.71	0.04
3 等級	2.04	0.00					-0.51	0.35
2 等級	1.19	0.06					-1.19	0.02
1 等級	2.02	0.00						
Ancillary parameters								
_cut1	1.11				2.85			
_cut2	1.78		-0.07		3.86			
_cut3	3.03		0.24		5.09			
_cut4	4.79		2.45		6.84			
No. of Obs.	636		98		453			
Log likelihood	-611.47		-73.74		-442.41			
Pseudo R2	0.10		0.05		0.09			

個別の評価・処遇制度や、仕事関連の諸要因の変化が従業員の労働意欲に与える効果を検証するため、ある企業（B社）における評価・賃金などの従業員属性データと、従業員アンケート調査データを従業員コードでマッチングさせたデータセットを作成し、計量分析を試みた。

この分析によって明らかになった点は以下の通りである。まず行動評価について、昇給額や勤続年数、等級在籍年数等をコントロールした上でなお行動評価結果が労働意欲への正の効果を持っていることが分かった。対応する昇給額をコントロールしていることから、これは数年単位で発生する職能等級の昇格に由来する効果であろう。同時に、その限界効果は、総合職の非管理職層においては等級在籍年数の長期化に伴い低下することが確認された。つまり非管理職層では、職能等級の昇格という中期的なキャリア上昇に関して、キャリア・コンサーン仮説と整合的な事象が生じているもの

と考えられる。B社においては、上位等級への昇格可否判定に際して、行動評価結果の数年分の蓄積が重要な判定基準となる。また、その評価や判定は、等級ごとの基準に基づいて行われる。このような人事制度が背景にあるために、B社においてはキャリア・コンサーンによるインセンティブが、労働意欲に対する各年度の行動評価結果と、各等級における等級在籍年数の効果として顕在化しているものと推察される。

これに対して、管理職層の行動評価に関しては、同様の効果は確認されなかった。これは、非管理職層においては職能等級に基づく能力序列がキャリアの階梯として重要であるのに対して、等級とは別個に明確な職位や役割が与えられる管理職層では、その重要性が相対的に低下していることを示唆するものかもしれない。

勤続年数に伴うキャリア・コンサーン効果は、本稿の分析では一切観察されなかった。ただしこ

係数推定値

推定式 2-2						推定式 3	
総合職 管理職		総合職 非管理職		一般職			
coef.	p-value	coef.	p-value	coef.	p-value	coef.	p-value
-0.01	0.96	0.07	0.02	0.04	0.64		
8.25E-03	0.47	-6.1E-03	0.05	-1.63E-03	0.85		
-0.47	0.43	0.30	0.07	0.14	0.76		
-3.89E-06	0.77	-1.9E-05	0.18	-7.00E-06	0.97	2.4E-06	0.77
						0.33	0.02
0.41	0.27	0.48	0.00	0.01	0.96	0.41	0.00
0.09	0.72	0.35	0.00	0.00	0.99	0.28	0.00
0.23	0.50	0.20	0.10	0.42	0.16	0.23	0.02
-0.18	0.50					1.12	0.33
						1.32	0.18
		1.96	0.00			0.97	0.24
		1.97	0.00			1.12	0.12
		1.79	0.00			0.99	0.12
		1.71	0.01			1.12	0.06
		1.20	0.07			0.77	0.19
				-1.03	0.16	0.64	0.44
				-0.16	0.75	1.30	0.03
				-0.99	0.04	0.69	0.22
						1.34	0.03
		2.85		-0.71		0.18	
-2.62		3.87		-0.41		0.84	
-2.31		5.10		1.23		2.08	
-0.07		6.85		3.07		3.83	
98		453		85		675	
-73.16		-442.36		-81.24		-651.16	
0.06		0.09		0.10		0.10	

の点については、主たる説明変数として行動評価の結果を用いていることの限界に留意しなくてはならない。行動評価は、一義的には各年度の昇給と数年ごとの等級昇格の決定要因である。したがって、仮にキャリア全体を通じた長期的なキャリア・コンサーン効果が存在していたとしても、本稿が用いた変数ではそれを捉え切れていない可能性は残っており、この点の結論については留保が必要である。

単年度の賃金決定上のインセンティブについて、例えば Gibbons and Murphy (1992) のモデルは、キャリア・コンサーンと最適インセンティブ強度の代替関係を示唆している。しかし、等級在籍年数の長期化に伴って基本給が積み上がるほど賞与/基本給比率が相対的に低下していく B 社の賞与制度は、明らかにこの理論上の示唆に合致しない。理論上残される一つの可能性としては従業員のリスク回避姿勢の影響も考えられるが、推定式 3 に

おいて基本給の係数推定値は非有意であり、この可能性を支持する根拠も特に見当たらない。したがって、B 社の賞与制度は、キャリア・コンサーンの低下を補完する最適強度の短期インセンティブを提供し得ていない可能性がある<sup>18)</sup>。

また、推定式 3 の結果から、直近に支給された賞与額そのものは労働意欲を有意に高める効果を持つことも確認された。この結果は、賃金制度の変更そのものは平均的には労働意欲に影響しないが、直近の賃金が増額している者は労働意欲が増すという大竹・唐渡 (2003) の指摘と整合的な結果と考えられる。

最後に、仕事関連の諸要因もまた、労働意欲に無視できない大きさの効果を与えていることも確認された。本稿で用いた 3 つの変数のうち、もっとも大きな限界確率を示しているのは「職場目標の納得度」である。また、「仕事割当の公正性」は玄田・神林・篠崎 (1999) が用いた「仕事の分

表9 各推定式における

	推定式 1		推定式 2-1					
			総合職 管理職		総合職 非管理職		一般職	
	dP/dx	p-value	dP/dx	p-value	dP/dx	p-value	dP/dx	p-value
行動評価 行動評価×勤続年数 行動評価×等級在籍年数	9.6E-03	0.02	0.01	0.82	0.02	0.04	0.00	0.90
			6.05E-04	0.76	-7.86E-04	0.11	1.06E-04	0.93
勤続年数 等級在籍年数			-0.03	0.77	0.04	0.16	0.01	0.92
基本給の昇給額 基本給 賞与/基本給比率	5.5E-07	0.77	-4.79E-07	0.92	-3.3E-06	0.38	1.71E-05	0.61
職場目標の納得度	0.12	0.00	0.14	0.33	0.14	0.00	0.02	0.73
仕事割当の公正性	0.09	0.01	0.03	0.75	0.11	0.01	-0.01	0.84
仕事上の支援・アドバイス	0.07	0.02	0.12	0.39	0.05	0.12	0.08	0.12
等級ゲーム（総合職）	8等級	0.75	0.00	-0.05	0.66			
	7等級	0.77	0.00					
	6等級	0.67	0.00			0.75	0.00	
	5等級	0.68	0.00			0.72	0.00	
	4等級	0.61	0.00			0.62	0.00	
	3等級	0.60	0.00			0.62	0.00	
	2等級	0.45	0.05			0.47	0.05	
等級ゲーム（一般職）	4等級	0.49	0.07				-0.12	0.00
	3等級	0.68	0.00				-0.08	0.29
	2等級	0.44	0.06				-0.24	0.04
	1等級	0.67	0.00					

担の明確さ」と類似の概念であるが、この限界確率も一貫して有意に正の値となっている。期首時点に示される職場目標に即して各個人の仕事が割り当てられるわけであるから、これらの要因が労働意欲の喚起に重要であることは理解しやすい。これら諸要因の効果が、評価や賃金等の具体的な処遇の違いをコントロールした上でなお確認できたことは重要である。このことは、仕事のあり方の改善が労働意欲に与える効果が、賃金の増減や評価の良し悪しなどとは関係なく、従業員全般に広く行き渡る可能性があることを示唆している。

本稿は一企業のケースを用いた事例分析である。分析結果のうち、例えば仕事のあり方の変化による労働意欲への効果など、先行研究と概ね一致する部分もあり、そうした点に関しては、結論の一般妥当性のある程度主張することができよう。一方、評価や賃金に関する個々の仕組みごとの分析などについては、先行研究での言及も少なく、本稿の結論も未だ一企業の事例に止まっているといわざるを得ない。今後、企業内アンケート調査や人事マイクロデータを使った研究が更に蓄積される必要がある。

謝辞：本稿で使用したデータは、B社からご提供頂いた人事マイクロデータとアンケートデータである。具体的な人事制度の詳細に関しては、B社の人事担当者から繰り返し丁寧な説明を得た。社名・個人名ともここに挙げることはできないが、心より感謝の意を表したい。また、複数回の査読を通じて改訂案を示して下さった二名の査読者と編集委員会諸氏、および本稿の作成段階において日本労務学会全国大会にてコメントを下さった方々に対しても、深く謝意を表す。ただし、本稿の中の誤りはすべて筆者らの責任である。なお、本稿の分析に当たって、以下の研究助成を受けている。ここに記して感謝を申し上げたい。基盤研究(B)「人事制度と従業員の認識および職務行動の変化に関する人事経済学課題の検証（代表：松繁寿和）」(2008-2011)、基盤研究(C)「戦後日本の中小企業における労使交渉の制度化——オーラルヒストリーによる検証の試み（代表：梅崎修）」(2008-2010)、生産性助成「従業員の多様化と労使交渉形態——『問題探索型』労使協議制度の機能（代表：梅崎修）」(2008)。

- 1) 長期的な熟練形成を強調した研究としては小池（2005）がある。また、松繁・梅崎・中嶋（2005）は、これらの仕組みを一企業内での長期的な競争を促進するための仕組みと捉え、「マラソン型競争メカニズム」と表現している。
- 2) 賃金形態と労働意欲の関係性を歴史的に検討した先駆的な研究としては、尾高（1989）がある。
- 3) 実際、成果主義による短期的処遇重視が機能するための土壌として、多くの先行研究がこの仕事のあり方に着目してきた。労働政策研究・研修機構（2007）がこの点に関する先行研究を要約している。なお、成果主義の流行が概ね収束した時期の実務者向けアンケート結果を見ると（労務行政研究所2004など）、実務上の課題認識も、特に評価制度の運用に関連して目標設定の妥当性や評価の透明性、従業員の不満への対応等、先行研究において着目されてきた要因に集中してい

限界確率 (Pr (やる気=5))

推定式 2-2						推定式 3	
総合職 管理職		総合職 非管理職		一般職			
dP/dx	p-value	dP/dx	p-value	dP/dx	p-value	dP/dx	p-value
-2.35E-03	0.96	0.02	0.02	0.01	0.64		
3.29E-03	0.47	-1.8E-03	0.05	-3.01E-04	0.85		
-0.19	0.43	0.09	0.07	0.03	0.76		
-1.55E-06	0.77	-5.5E-06	0.18	-1.29E-06	0.97	7.6E-07	0.44
						0.10	0.02
0.16	0.25	0.13	0.00	0.00	0.96	0.12	0.00
0.04	0.72	0.11	0.01	0.00	0.99	0.09	0.01
0.09	0.49	0.06	0.10	0.07	0.18	0.07	0.02
-0.07	0.50					0.42	0.33
						0.48	0.15
		0.66	0.00			0.35	0.26
		0.65	0.00			0.40	0.13
		0.58	0.00			0.35	0.14
		0.60	0.00			0.41	0.06
		0.44	0.07			0.28	0.22
				-0.10	0.02	0.23	0.48
				-0.03	0.74	0.48	0.02
				-0.20	0.07	0.25	0.25
						0.50	0.01

ることがうかがえる。

- 4) Kaarbøe and Olson (2006) は、キャリア・コンサーンによるインセンティブと単年度の金銭的インセンティブがそれぞれ異なる評価 (シグナル) に依存するモデルを分析し、モデル中の外生変数間の大小関係次第では、両者が補完関係となる場合もありうるとしている。
- 5) キャリア・コンサーンの概念を用いている上記以外の理論研究としては、キャリア・コンサーンの下での相対評価の効果を考察した Meyer and Vickers (1997) や、公共組織の特徴を踏まえてマルチタスク・モデルの分析を行った Dewatripont, Jewitt and Tirole (1999)、評価の歪み (distortion) の問題を取り込んだ分析を行った Kaarbøe and Olson (2007) などがある。また、Gibbons (1998) では、古典的なエイジェンシー理論の発展例として、キャリア・コンサーンモデルが紹介されている。
- 6) 人事管理以外の要因も考慮する必要がある。例えば太田・大竹 (2003) では、企業成長が労働意欲に与える影響も分析している。
- 7) B 社へは十数回訪問し、1995 年以降の人事制度改革に関する詳細な聞き取り調査を行った。ただし、B 社との約束により企業名が特定できるような情報は公開できない。
- 8) 本研究と同様に、データ作成時点の前後関係を考慮した上で、人事マイクロデータとアンケートデータを結合させた研究として井川 (2007) がある。この研究では、従業員意識を詳細に検討し、アンケートから労働意欲因子と不安因子を分けて分析しており、職場の支援や適切なアドバイス、適度な変化のある仕事や自己裁量権などが高い意欲と低い不安をもたらすことを検証した。
- 9) この点を克服するには労働意欲の調査結果を複数年分蓄積した上でパネルデータ分析を行って個別効果をコントロールするか、あるいは従業員個人の生来の労働意欲と相関する良い操作変数を見つけている必要があるが、本稿が今回用い

るデータはそのいずれも行えない。

- 10) B 社の場合は、過去数年分の行動評価に加えて、各種研修の受講履歴や所定の通信教育の成績等も考慮される。
- 11) なお、本稿ではこの一つの設問に対する回答を利用しているので、心理尺度としては一因子で労働意欲を測っていると言えよう。産業・組織心理学などで指摘されている複数の心理尺度 (例えばストレスと労働意欲など) について分析することは、本稿の分析範囲を越える。
- 12) アンケート調査の対象に含まれていない総合職 9 等級, 10 等級は除外している。
- 13) 回帰分析にはコントロール変数として学歴ダミーと中途採用者ダミーを含めている。なお、これらについてはほぼすべての変数の係数が非有意であった。
- 14) 後の推定に用いないため表示していないが、業績評価 (2002 年 9 月) についても同様の傾向を確認できる。
- 15) 奥井 (2008) は労働意欲に対する勤続年数そのものの効果に着目している。しかしながら、これは因果関係が逆である可能性がある。すなわち、等級や職階を一定とした場合、より労働意欲の高い労働者がより短い勤続年数で当該等級 (職階) に到達している可能性が考えられる。
- 16) 理論上はインセンティブ強度とは線形報酬スケジュールの勾配と見なせるが、実証上は固定給 (Base salary) に対する賞与 (Bonus) の比率をインセンティブ強度の指標とする先行研究が多い。例えば、Gerhart and Milkovich (1990)、Zenger and Marshall (2000)、Wulf (2007) 等が挙げられる。
- 17) B 社の人事担当者への聞き取りによると、人事制度の運用上、基本給の昇給額にはさほど差をつけておらず、従業員側にもここに賃金格差を求める意図はあまりないとのことである。推定式 1 において昇給額の係数が非有意となっているのは、こうした事情が影響している可能性がある。
- 18) B 社の人事担当者への聞き取りによると、そもそもこのよ

うな賞与制度が導入された背景には、等級在籍期間の長い従業員を敢えて相対的に不利な処遇に置くことで、上位等級への昇格意欲を引き出そうとする人事管理上の意図があるとのことである。したがって、この賞与制度を導入した効果としては、同一等級長期在籍者の昇格意欲が高められ、ひいてはキャリア・コンサーンによるインセンティブを制度導入以前よりも強めている可能性が考えられよう。ただし、実際にこの点を確認するには賞与制度導入前後の等級長期在籍者を比較しなければならないが、本稿のデータセットでは不可能である。

#### 参考文献

阿部正浩 (2000) 「企業内賃金格差と労働インセンティブ——企業内賃金格差に関する情報伝達機構の補完性とその重要性」『経済研究』第 51 巻第 2 号, pp. 111-123.

井川静恵 (2007) 「従業員の労働意欲と不安」『日本労務学会誌』第 9 巻第 1 号, pp. 45-67.

井手互 (1997) 「目標設定, 職務の自律性, 手続きの公平さが人事評価の満足に及ぼす影響」『産業・組織心理学研究』第 10 巻第 2 号, pp. 163-174.

太田聡一・大竹文雄 (2003) 「企業成長と労働意欲」『フィナンシャル・レビュー』第 67 号, pp. 4-34.

大竹文雄・唐渡広志 (2003) 「成果主義的賃金制度と労働意欲」『経済研究』Vol. 54, No. 3, pp. 193-205.

奥井めぐみ (2008) 「生え抜きミドル層のやる気を高めるには」『Works Review』Vol. 3.

奥西好夫 (2001) 「「成果主義」賃金導入の条件」『組織科学』Vol. 34, No. 3, pp. 6-17.

尾高煌之助 (1989) 「労働意欲と賃金形態——賃金形態論序説」『経済研究』第 40 巻第 3 号, pp. 211-221.

玄田有史・神林龍・篠崎武久 (1999) 「職場環境の変化と働く意欲・雰囲気の変化」社会経済生産性本部労使関係常任委員会編『職場と企業の労使関係の再構築——個と集団の新たなコラボレーションにむけて』第 1 部第 2 章, pp. 43-67.

—— (2001) 「成果主義と能力開発」『組織科学』Vol. 34, No. 3, pp. 18-31.

小池和男 (2005) 『仕事の経済学 (第 3 版)』東洋経済新報社.

参鍋篤司・齋藤隆志 (2008) 「企業内賃金分散・仕事満足度・企業実績」『日本経済研究』No. 58, pp. 38-55.

高橋潔 (1998) 「企業内公平性の理論的問題」『日本労働研究雑誌』No. 460, pp. 49-58.

立道信吾・守島基博 (2006) 「働く人からみた成果主義」『日本労働研究雑誌』No. 554, pp. 69-83.

都留康 (2001) 「人事評価と賃金格差に対する従業員側の反応——ある製造業企業の事例分析」『経済研究』第 52 巻第 2 号, pp. 143-156.

都留康・阿部正浩・久保克行 (2005) 『日本企業の人事改革——人事データによる成果主義の検証』東洋経済新報社.

松繁寿和 (2007) 「従業員の報酬制度に関する認識」『日本労働研究雑誌』No. 560, pp. 48-55.

松繁寿和・梅崎修・中嶋哲夫 (2005) 『人事の経済分析——人事制度改革と人材マネジメント』ミネルヴァ書房.

守島基博 (1997) 「新しい雇用関係と過程の公平性」『組織科学』第 31 巻第 2 号, pp. 12-19.

—— (1999a) 「ホワイトカラー・インセンティブ・システムの変化と過程の公平性」『社会科学研究』第 50 巻第 3 号, pp. 81-100.

—— (1999b) 「成果主義の浸透が職場に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 474, pp. 2-14.

労働政策研究・研修機構 (2007) 『日本の企業と雇用——長期雇用と成果主義のゆくえ』プロジェクト研究シリーズ No. 5, 労働政策研究・研修機構.

労務行政研究所 (2004) 「実務担当者 210 人に聞く成果主義人事制度の問題点と対応策」『労政時報』第 3638 号, pp. 72-83.

Dewatripont, M., Jewitt, I. and Tirole, J. (1999) "The Economics of Career Concerns II: Application to Missions and Accountability of Government Agencies," *Review of Economic Studies*, 66(1): 199-217.

Gerhart, B. and Milkovich, G. (1990) "Organizational Differences in Management Compensation and Financial performance," *Academy of Management Journal*, 33: 663-691.

Gibbons, Robert (1998) "Incentives in Organizations," *Journal of Economic Perspectives*, 12(4): 115-132.

Gibbons, Robert and Murphy, Kevin J. (1992) "Optimal Incentive Contract in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 100(3): 468-505.

Holmström, Bengt (1999) "Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective," *Review of Economic Studies*, 66(1): 169-182.

Kaarbøe, Oddvar M. and Olson, Trond E. (2006) "Career concerns, Monetary Incentives and Job Design," *Scandinavian Journal of Economics*, 108(2): 299-316.

—— (2007) "Distorted Performance Measures and Dynamic Incentives," *Journal of Economics and Management Strategy*, 17(1): 149-183.

Meyer, Margaret A. and Vickers, John (1997) "Performance Comparisons and Dynamic Incentives," *Journal of Political Economy* 105: 547-581.

Wulf, Julie (2007) "Authority, Risk, and Performance Incentives: Evidence From Division Manager Positions Inside Firms," *Journal of Industrial Economics*, 55(1): pp. 169-196.

Zenger, T. and Marshall, C. (2000) "Determinants of Incentive Intensity in Group-Based Rewards," *Academy of Management Journal*, 43, No. 2, 146-163.

〈2008年4月10日投稿受付, 2009年12月11日採択決定〉

かきざわ・ひさのぶ 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程。最近の著作に松繁寿和編著『大学教育効果の実証分析』(共著, 日本評論社, 2004年)。労働経済学専攻。

うめざき・おさむ 法政大学キャリアデザイン学部准教授。最近の主な著作に「終戦直後における賃金制度の変動——「経営協議会」史料(1945~1949)の分析」(共著)『日本労働研究雑誌』No. 596, 2010年。労働経済学・労使関係専攻。