



「成果主義の導入による賃金構造の変化 ー企業内人事マイクロデータによるパネル分析ー」

May 10, 2004

井川静恵

(大阪大学大学院国際公共政策研究科 博士後期課程)

中嶋哲夫

(大阪大学大学院国際公共政策研究科 博士後期課程)

【キーワード】 成果主義、賃金制度、賞与、年功

【要約】 賃金制度を成果主義的に改定したある企業（従業員約 1100 名の製造業）の人事マイクロデータを用いて、制度改定前後で賃金構造の実態がどのように変化したかをパネル分析によって検証する。具体的には、成果主義の段階的導入を把握し、それによる賞与決定における年齢の効果と業績点の効果の変化を実証的に分析する。まず、複数の制度にわたって複合的かつ漸進的に行われている成果主義的制度改定を資料および聞き取りによって詳細に把握した。対象企業の場合、成果に基づく業績評価点のみを賞与に反映させる制度改定により、年功的要素を段階的に抜いていくというものであった。その制度改定をふまえて業績点および賞与の推定を行った。制度改定の意図通りに実態が変化していれば、賞与の決定において年齢の効果が弱まり、業績点の効果が強まると予想された。パネルデータ分析から予想通りの結果が得られ、固定効果モデルで個人効果の存在が確認された。賞与決定において年功的要素が弱まり、成果・業績といった要因が強まったのである。具体的には、年齢の変化が賞与の変化に与える影響が小さくなり、業績点の変化が賞与の変化に与える影響が大きくなった。制度変更の意図通りに実態が変化した事例といえる。

本稿の作成にあたり、筆者の指導教官である松繁寿和先生より御指導を賜った。深く御礼申し上げたい。また、鈴木亘先生、藤井樹也先生（以上大阪大学）からは有益なコメントとアドバイスをいただいた。学習院大学における研究会（2004 年 3 月 17 日）では、脇坂明先生（学習院大学）、梅崎修先生（法政大学）はじめ、出席者の方々より貴重なコメントをいただいた。さらに、重要なデータや資料を提供して下さり、聞き取りのために何度も貴重な御時間を割いて下さった B 社人事部のご協力に心より感謝申し上げたい。なお、本稿中の誤りはすべて筆者の責任である。

1 序論

本論文の目的は、賃金制度を成果主義的に改定したある企業のパネルデータを用いて、実態としての賃金構造が制度改定前後で変化したかどうかを検証することである。

近年、年功的賃金制度を改め、成果主義を導入する日本企業が増加しており、成果主義導入の必要性や手段、効果は社会的にも注目されている。成果主義をめぐる最近の研究では、人事制度や賃金格差の問題として議論されるものがある。たとえば都留・守島・奥西（1999）では賃金格差、昇進格差、人事制度改革の現状とその規定要因を分析し、日本企業の人事制度改革は漸進的であり、同一制度であっても実際の運用はさまざまであることや、昇進格差よりも賃金格差の拡大を志向していることが指摘されている。奥西（1998）は成果主義・能力主義を企業内の賃金格差の大きさでとらえ、その大きさ及び大きさに影響する要因を分析している。企業内賃金格差を組織論的に分析したものとして守島（1997）がある。Shibata（2000）では賃金制度・人事考課制度の変化を丁寧におさえた上で賃金格差が議論されている。

また、成果主義やそれによる賃金格差がもたらすインセンティブの側面に焦点を当て、成果主義とインセンティブ、およびモチベーションの関係を議論している研究もある。たとえば成果主義的賃金制度の導入が労働意欲に与える影響を計量経済学的に分析した大竹・唐渡（2003）や、インセンティブについて経済学的・組織行動論的理論との整合性も議論している前掲の都留・守島・奥西（1999）などがあげられる¹。

さらに、成果主義的人事制度・賃金制度とインセンティブの関連では、評価の納得性が重要であることが指摘されている（佐藤（1999）、高橋（1998、2001）、藤村（1998）、守島（1999）など）。成果主義的制度をインセンティブとして有効に用い、労働者のモチベーションを高めるには評価制度に対する信頼や評価の納得性が高いことが条件となろう。高橋（1998）では、成果主義的制度であればインプットである努力（業績）と評価の結果であるアウトカムの賃金が連動している方が評価の納得性が高まるであろうことが指摘されている²。それに従えば短期的業績を反映して変動する賞与は業績評価点のみで決定される方向へと改定されるはずである。制度の変更がこうした仮説に沿う形でなされているのかも検証されなくてはならない³。

¹ 他に、企業内賃金格差と労働インセンティブについて、主観的格差・客観的格差・情報伝達機能に注目した阿部（2000）がある。

² 高橋（2001）では評価結果が処遇に反映されないと評価の納得度が下がることなどが示されている。

³ 本論文では深く立ち入らないが、評価の納得性については過程の公平性や結果の公平性などさまざまな議論がなされている。ここでは業績に応じて賞与を決定するのであれば、業績（評価）以外の要因が賞与の決定に含まれると、業績に基づく評価と結果として支給される賞与が乖離するため、納得性が弱まるという議論（結果の公平性や分配的公正に関連する議論）に注目する。

これらの研究の多くでは質問紙調査やマクロデータが用いられており、個票データを使用しているものは少ない。より精確に賃金等の実態をみるには、個別企業における人事マイクロデータを用いる必要があろう。先行研究において、制度の導入だけでなく運用や実践が重要であることが指摘されながら、制度の変更が本当に実態としての賃金構造の変化をもたらしたか否かについてはほとんど実証的に明らかにされていない。その最大の理由としてデータの制約があげられよう。成果主義の議論に限らず、日本では賃金等に関する分析にマイクロデータを用いた研究は少ない。人事マイクロデータを用いた研究としては、昇格における査定と勤続の役割を銀行について分析した富田（1992）、エレベーター保守会社について分析した大竹（1995）などがある。海外では勤続・給与・生産性について分析した Medoff and Abraham（1980）、Medoff and Abraham（1981）が代表的である。成果主義に関連するものでは、各段階の人事考課のデータを用いて人事評価の調整過程・決定過程を統計的に分析した梅崎・中嶋・松繁（2003）や、成果主義導入前後の2時点のマイクロデータを用いて賃金構造の変化をみた中嶋・梅崎・松繁（2001）、4000人規模の企業のマイクロデータと質問紙調査から人事評価や賃金格差に対する従業員の反応を主観的賃金格差・客観的賃金格差との対応関係も含めて分析した都留（2001）などがある。都留・阿部・久保（2003）は3社について長期の人事データを用いることにより制度改定などによる報酬構造の変化を実証的に分析している。

さらに、分析目的によってはマイクロデータを用いてもクロスセクションデータの限界の問題が残っていたが、パネルデータの使用によりその問題が解決されはじめようとしている。たとえば、松繁・柿澤・中嶋・梅崎・岩田・井川（2002）では中小企業における査定、昇格、賃金格差についてパネル分析を行い、中小企業における早期格差を個人効果の存在から実証している。海外ではパネルデータを用いた企業内の分析も進んでおり、日本でもパネル分析の蓄積が待たれる⁴。

以上、成果主義および人事マイクロデータを用いた先行研究を概観した。成果主義をめぐる議論は、人事制度、賃金格差、モラル、インセンティブなどが分析の対象とされているが、制度として成果主義を導入したときに、結果としての実態も成果主義的になったかどうかを確認される必要があるといえる。成果主義的制度を導入したからといって、賃金決定が非年功化したり、賃金格差が拡大するとは必ずしもいえないからである。先行研究でも理論から予想される結果とは異なった結果になった分析がいくつもあり、その解釈には経済学や組織行動論からのアプローチが試みられている。成果主義の是非や功罪を議論する前に、これまでに成果主義が導入された企業において制度の変化がもたらした実態の変化を把握する、実証的な分析の積み重ねが不可欠といえよう。特に、成果主義の導入

⁴ たとえば勤続と査定の関係や、内部労働市場の昇進構造、昇進格差・賃金格差が固定的であるかどうかを見る場合には同一個人について複数期間のデータが必要であることが指摘されている。

⁵ 前掲の都留・阿部・久保（2003）は長期間のマイクロデータをプールして分析している。

と従業員のモチベーションの関係をみていく場合には、両者をつなぐ「実態の変化」を押さえることが重要であろう。また、「成果主義の導入」がどのような制度改定を指すのか
が明示されている研究は少ない。「成果主義的制度改定」により人事制度・賃金制度が具体的
にどのように変化したのかを制度の分析や聞き取りによって把握することも重要である。

本論文では、4年半（9期）の企業内マイクロデータをパネルデータとして使用し、制度
改定前後における賃金構造の変化を実証的に分析する。特に、賞与に占める年功的要素が
弱まり、業績によって決定される人事考課（査定）の要素が重要になったかどうかを確認
する。

本論文で使用するデータの概要は以下のとおりである。対象企業（B社とする）は従業
員数約1100人の製造業で、創業100年を超える。業績は安定しており、直近6年の売上高
は毎年増加している。データは1998年から2002年までの半年毎、9期分の個票データで
ある。個人について賃金、評価、勤続年数等の4年半にわたる人事データであり、このよ
うな人事マイクロデータのパネルデータ（横断面時系列データ）を分析した研究はほとん
どない。資料（人事マニュアル）だけでなく聞き取りも行うことによって成果主義的制度
改定を詳細におさえた上で、従業員1000人以上の大企業を対象に9期4年半という長期の
パネルデータを用いた実証分析を行ったことが本論文の特色といえよう。

本論文の構成は、以下の通りである。続く第2節では対象企業の人事制度を説明する。
第3節ではその人事制度の成果主義的改定の要点をまとめる。第4節では推定方法、第5
節では基本的分析について述べる。第6節では、パネルデータ分析と推定結果について議
論する。第7節はまとめである。

2 対象企業の人事制度

本節では、B社の人事制度について説明する⁶。B社では職能資格制度がベースとなって
人事考課制度、処遇制度、能力開発制度の4つの制度で人事制度が構成されている。

職能資格制度は、一般職が1～4等級、総合職が1～10等級に分けられている。分析対
象とする総合職については、1～3等級が担当職、4～6等級が監督職、7・8等級が管理職、
9・10等級が役員職と区分されている。対応役職は5・6等級が係長クラス、7・8等級が課
長クラス、9・10等級が部長・役員クラスである。大卒の初任格付は3等級となっている（図
表1）。

人事考課制度は1994年から目標管理制度が導入されており、目標管理制度は2000年下
半期に改良された。定期昇給および昇格は前年度1年分の人事考課が反映され、賞与は半
年分の人事考課が反映されて決定される。具体的には、夏期賞与は前年度下半期（9月～3
月）の人事考課が反映され、6月に支給される。冬期賞与は今年度上半期（3月～9月）の

⁶ 制度の説明はB社人事マニュアルおよび聞き取りによる。

人事考課が反映され、12月に支給される。係長以下の一般社員では1次評価者が課長、2次評価者が部長である。課長クラスでは1次評価者が部長、2次評価者が役員、部長クラスでは1次評価者は役員、2次評価者は役員会となっている⁷（図表2）。現行の制度では賞与は「業績評価点」、基本給および昇進・昇格は「行動評価点」で決定されるが、人事考課制度とその変遷は本論文の分析の主要部分に当たるため、次節で詳述する。

処遇制度を見ると、昇格にあたっては職能資格要件（最低号俸、最低滞留年数、最低年齢、過去数年間の人事考課、通信教育、研修）を満たし、筆記試験や面接、適性検査等を経て総合的に判定される。昇格審査に合格すればひとつ上の資格の1号俸に位置づけられ、必ず昇格昇給が発生する仕組みである⁸。

賃金は月例賃金、賞与、決算賞与から構成されており、月例賃金は所定内賃金と所定外賃金に分けられる。所定内賃金は基本給と手当から成る。賃金は賃金表（給料の基準額のテーブル）で明示されている。基本給は本人給（年齢給＋勤続給）と職能給から構成されており、構成比は年齢によって異なる。年齢給は50歳で上昇が止まり55歳からゆるやかにダウンし、勤続給は55歳以上は付与されない。このため賃金カーブは55歳から緩やかにダウンするように設計されている。現行制度では、賞与は本人の基本給ではなく資格別平均基本給を算出基礎に用いて、賞与金額（資格別平均基本給に業績評価点から換算される月数を乗じた金額）、役職手当、職種手当で決定されている。この決定方式は1999年冬賞与から全社員に適用されているが、各期の賞与決定方式は成果主義的な変遷をたどってきた。賞与のパネル分析が本論文の主たる目的であるため、人事考課制度の変遷と同様、賞与に関する制度改定および決定方式の変遷については次節で詳しく説明する。

以上、B社の人事制度を概観した（能力開発制度は本論文の分析の主題ではないので省略する）。次節では、本論文の主な分析対象である、賞与の決定における成果主義的制度改革についてまとめる。

3 賞与における成果主義的制度改革の要点

本節では、賞与に関連した諸制度、特に人事考課制度および賞与決定方式の変遷を細かくおさえる。本論文の目的が、賞与部分に成果主義的制度改革を導入した企業において、賞与の実態がどのように変化したのかを明らかにすることであることは既に述べた。しかし、成果主義的な制度改革は突然行われたわけではない。賞与が成果主義的に決定されるよう、人事考課制度や賞与決定方式、その他賞与に関連する制度が段階的・漸進的に導入されて

⁷ まれに2次評価の後に人事調整が行われることがあるが、点数は変更せず支給月数と支給金額の調整に留まっており、調整はほとんどないということである。データにも3次評価のデータはない。分析では考課の点数を使用している。

⁸ このため、昇格者の夏賞与に関しては評価期間が前資格、支給基準が新資格となりあまりにも有利となることから、支給月数決定後に1ランク事務的に下げられている。

いったのである。このため、制度改定を分析するにあたって、諸制度の変遷をおさえる必要がある。本論文では人事考課制度と賞与決定方式の2つの制度改定に着目する。特に、成果主義的制度が従業員のインセンティブとなるには、評価の納得性が重要であることが指摘されている。序論で述べたように、成果主義的決定方式であれば、評価の納得性を高めるためには業績と結果（賃金）が連動している方が望ましいとされる。その場合、賞与の決定には業績評価点のみが用いられるようになる可能性がある。この点も検証する。

まず、人事考課制度の改定をみる。人事考課制度はその変遷により1998年下半期～2000年上半期、2000年下半期、2001年上半期～2002年下半期の3期に区分できる。

はじめに、旧制度ともいえる1998年下半期～2000年上半期をみてみる。1998年下半期には、評価項目の「業績点」「情意点」「能力点」にウエイト付けして賞与点・昇給点を算出し、それによって賞与および昇給を決定していた⁹。このウエイトは、総合職と一般職で異なり、総合職でも等級に応じて部長クラス・課長クラス・係長クラス・一般社員で異なる。具体的には、例えば課長クラスの管理職の賞与は「業績点」70%、「情意点」10%、「能力点」20%で決定され、同クラスの昇給は「業績点」50%、「情意点」20%、「能力点」30%で決定されていた。1999年上半期には、賞与における成果配分比率を高める一方、基本給部分の基本的処遇を安定させる方向にウエイトが変更された（図表3）。特に賞与に関しては、「能力点」のウエイトが全ての等級でゼロとなることにより、実質的には「業績点」「情意点」の2つで決定されるようになった。これは賞与の決定から「能力点」を除いたというよりも、「業績評価＝賞与評価」とする方向への変更が検討された結果、「業績点を補う目的で情意点を加えて賞与評価する¹⁰」ように決定されたということである¹¹。まとめると、1998年下半期から2000年上半期までは、3つの評価がウエイト付けされて点数（賞与点）が算出され、それが賞与月数に読み替えられて賞与が支給されていた（同様に、ウエイト付けして算出された昇給点が昇号数に読み替えられて昇給が決定されていた）。

これに対し、過渡期である2000年下半期には、人事考課は従来通り「業績点」「情意点」「能力点」の3つの評価を出す、そのうちの「業績点」のみを賞与に反映させる方法が採られた。つまり、3つの評価をウエイト付けして賞与点を出すのではなく、「業績点」のみそのまま月数に換算して賞与が決定された。「業績点」のみで賞与が決定されるという意味では成果主義的な新制度であるといえるが、昇給（基本給）には従来通りウエイト付けして算出された昇給点を使用されていることに留意が必要である。

現行制度である2001年上半期～2002年下半期までは、従来の「情意点」と「能力点」

⁹ 「業績点」とは目標管理形式になっており、目標に対して難易度・目標値・期限が決められ、結果と達成度が評価され、評価点となる。「情意点」とは挑戦度・責任感・協調性・規律性・顧客志向が評価項目である。「能力点」とは知識および技能・判断力・企画力・折衝力・課題展開力・指導および監督力が評価項目である。（B社人事資料による。）

¹⁰ B社人事資料による。

¹¹ ただし、9・10等級を除いては「業績点」のウエイトと共に「情意点」のウエイトも上昇している。「能力点」のウエイトが全て「業績点」にまわったわけではない。

が「行動評価点」としてまとめられ、昇給および昇格、昇進、基本給の決定に反映される。一方、「業績評価点」は賞与のみに反映される¹²。これが成果主義的な新制度であるといえる。賞与が業績評価のみで決定され、さらに業績評価は昇給に反映されず、賞与にのみ反映されるようになったことが大きな改定点である。「行動評価点」は進号俸に読み替えられて昇給・昇格・昇進に利用され、「業績評価点」は支給月数に読み替えられて賞与決定に利用される。平均点は概ね 55 点となるようにされており、平均点規制（2001 年夏あたりから支給月数規制）は行っているが、現在は賃金表をオープンにしている関係で部門間調整に手間がかからなくなったとのことである¹³。評価の分布規制は行っていない。B 社人事部としての人事考課制度改定の意図は、目標管理を基本とした「能力開発型人事制度」の徹底と、仕事そのものの評価を重視することなどである。「行動評価点」と「業績評価点」を分離することにより、評価点数の中心化や上司の主観で点数がつけられるといった従来の問題点が解消され、より人事考課制度の効果が高まることが期待されている¹⁴。

次に、賞与の決定方式の変遷を確認する。最も重要な点は資格別平均基本給の適用である。資格別平均基本給とは、職能資格等級ごとの基本給の平均値であり、これを賞与算出のベースに適用するというものである¹⁵。B 社では 1998 年下半期から管理職（一部を除く）を対象に資格別平均基本給を導入した¹⁶。賞与決定のベースとして個人の基本給ではなく資格別平均基本給を用いることにより、基本給を通じた今までの業績点の積み上げ効果がなくなる。また、基本給における年齢給部分の差がなくなるため、年功的でなくなる。多くの若い年齢層にとっては賞与のベースが上昇したとのことである¹⁷。この資格別平均基本給は、1999 年下半期から一般社員にも導入された。その他、賞与の構成要因である役職手当加算や営業・開発手当加算（職種手当加算）の決定方式も漸進的に改定されているが、煩

¹² 「業績評価点」は旧制度同様、目標管理を中心としている。目標達成度・目標貢献度（チャレンジ度）・目標外の業務の達成度の 3 つを総合して業績評価がなされる。旧制度との相違は、定性的な仕事も目標項目として掲げ、達成度・貢献度が評価されるようになったとのことである。「行動評価点」は単に能力評価と情意評価に代わるものではなく、「行動ガイド」を基準に実務遂行・課題形成・自己研鑽・組織形成が具体的に評価されるようになった。

¹³ 平均点について、1999 年 3 月以前は「平均的な人で 50 点になるように」としていたのを、1999 年 9 月以降は「平均的な人で 55 点になるように評価して下さい」と口頭で変更したとのことである。実際には、50 点のときには少し高めにつける傾向があり（52 点近くになる）、55 点に変更されるとこれまでの感覚から 54 点くらいでつけられるようになった。2001 年 9 月からは評価点と連動した賞与金額を先に明示するようになったので評価者にとっては点数がつけやすくなったとのことである。

¹⁴ B 社人事制度マニュアルによる。

¹⁵ B 社人事担当者によれば、正確に等級ごとの基本給の平均値というわけではなく、一般職と総合職のバランスをとるなどの微調整がなされるとのことである。

¹⁶ 一部適用除外者は、定年延長に伴って第一次定年後に再雇用され、異なった処遇制度が適用されている管理職者である。1998 年下半期で 13 名、1999 年上半期で 7 名で、分析から外した。

¹⁷ B 社人事担当者からの聞き取りによる。

雑になるのでここでは省略する。

以上、人事考課制度と賞与決定方式の成果主義的制度改定を確認した。段階的制度変化は図表4、それによる人事考課と賞与の関係の変化は概念的に図表5のようにまとめられる。図表5で確認されるように、「能力点」「情意点」は属人的要因によって決定されと考えられ、これらは成果・業績ではない「年功的要素」といえる。段階的制度改定はこの「年功的要素」を賞与決定から抜いていく過程であるといえよう。それはまた、成果主義的制度になれば、評価の納得性を高めるために賞与は業績点のみで決定されるようになるであろうという仮説と整合的である。B社においては、仮説通り、成果主義的制度改定によって、短期業績を反映する賞与の決定から「能力点」「情意点」が除かれ「業績点」のみで賞与が決定されるようになったことが確認された（図表5において、「能力点」「情意点」から賞与への矢印がなくなる過程が示されている）。次節ではこれら複数の制度改定をふまえ、制度改定の意図通りに賞与の実態が変化したのかどうかをパネル分析により推定する。

4 推定方法

本論文では、人事マイクロデータのパネルデータを用いた推定（パネル分析）を行う¹⁸。パネル分析では、個人に特有の効果（個人効果）を考慮した分析を行うことができる。個人効果は観察されない能力、資質といった要因をとらえている。個人効果が存在しなければ通常のOLS（Pooled OLS）で推定すればよいことになる。個人効果が存在し、個人効果が他の説明変数と相関していれば固定効果モデルにより推定され、相関していなければランダム効果モデルにより推定される。固定効果モデルでは個人効果は固定的で、推定されるべきパラメータ（個人に対応した切片）のように扱われる。ランダム効果モデルでは個人効果はまさにランダムな変数（確率変数）と考えられる。賃金制度が年功的であるかどうかについて検証する際には同じ個人について複数年のデータを追い、個人効果を考慮することが重要である。クロスセクションデータではさまざまな年齢（あるいは勤続）と能力の個人について一時点のデータしか存在しない。そのとき年齢の低い個人Aより、年齢が高い個人Bが高い賃金を得ていることが観察されても、この企業の賃金制度がその通りに年功的であるとは言えない。個人Aと個人Bの差が年齢差によるものか能力差によるものか、あるいはその差は固定的なのか逆転があるのかといった点を確認しなければどの程度年功的であるのかはわからない。これを明らかにするにはパネルデータ分析が必要である。

本論文の目的である、成果主義導入による賃金構造の変化をみるために次の2つの推定を行う。はじめに業績評価点を推定し、業績点の推定値（予測値）を作成する（（1）式）。業績点の出し方そのものに変化があったとすれば2001年上半期以降、「業績評価点」にな

¹⁸ データは unbalanced panel である。

ったときであると考えられるので業績点の推定では2001年上半期以降ダミーが重要であるが、賞与に関する制度改定が業績点の決定に影響を与える可能性を考慮するため、賞与の制度変化の3つのダミー（詳細は後述）と年齢との交差項を入れた。

次に業績点の推定値を用いて賞与を推定する（（2）式）。漸進的制度改定にあわせて、3つの制度変化ダミーを考える。一般社員にも資格別平均基本給が導入され、一般社員・管理職共に資格別平均基本給が賞与算出基礎になった1999年下半期以降ダミー、賞与には業績点のみが反映されるようになった2000年下半期以降ダミー、評価項目が業績評価点と行動評価点の2つになり、業績評価点が賞与にのみ反映されるようになった2001年上半期以降ダミーを作成し、年齢および業績点（推定値）との交差項を入れた。成果主義的制度導入の過程で、業績点の決定における年齢の効果、および賞与の決定における年齢の効果と業績点の効果の変化をみる¹⁹。前節でみたように、賞与に関する制度の導入と決定方式は管理職と非管理職（一般社員）で異なっているため、分析では管理職ダミーを用いて一般社員と比較する²⁰。

制度の意図通りに実態が変化していれば、（2）式の賞与の決定において段階的制度改定後の年齢の効果が弱まり、業績点の効果が強まると予想される。そのとき、（1）式において業績点の決定における年齢の効果が強まっていれば全体としての年功度が低下したとはいえないので、年齢の効果について注意が必要である²¹。

（1）式

¹⁹ 本論文では年功的要素として勤続でなく年齢を用いた。これは年齢効果に関心があること、中途入社者の処遇は前職の給与を第一の基準に決定しており、前職に準ずる金額から年齢給を引いて職能資格を求めていること（すなわちB社における勤続年数よりも個人の年齢を考慮している）、企業側・労働者側にとって賃金を比較検討する際に考慮するのが勤続よりも年齢であると考えられることなどが理由である。年齢の代りに勤続年数を用いた推定も行ったが、業績点の推定において勤続の係数が大きくなり、賞与の推定において勤続の係数が小さくなる一方、業績点の係数が大きくなったという全体的な傾向は同じであった。ちなみに、個人について勤続の増加と年齢の増加は一次従属の関係にある（勤続の変化と年齢の変化は每期同じ）であるため、固定効果モデルではどちらか一方しか説明変数として使用できない。

²⁰ 管理職ダミーを用いたため、モデルには職能等級ダミーが含まれない。したがって賞与決定が年功的であるかということに関して、等級の要因を完全にはコントロールできていない（年齢と賞与の正の相関は、年齢が高くなれば等級が高くなるためであり、同一等級内でみれば年功的といえない可能性が残される）。等級についての補足的分析は脚注24を参照のこと。

²¹ 業績点を通じた間接効果も含めた年齢効果については第6節推定結果のところで述べる。その他の問題点として、職能等級の決定や基本給が年功的に変化していれば全体的な処遇として成果主義的になったとはいえないという問題がある。本論文の分析対象は賞与を主としており、等級・基本給については今後の研究課題である。

$$\begin{aligned} \ln gyoseki_{it} = & b_0 + b_1 \ln age_{it} + b_2 \ln age_{it} * manager_{it} + b_3 \ln age_{it} * 1999win_t \\ & + b_4 \ln age_{it} * 1999win_t * manager_{it} + b_5 \ln age_{it} * 2000win_t \\ & + b_6 \ln age_{it} * 2000win_t * manager_{it} + b_7 \ln age_{it} * 2001sum_t \\ & + b_8 \ln age_{it} * 2001sum_t * manager_{it} + a_0 gend_i + a_1 chuto_i + d_{1-9} gaku1-9_i + t_{1-17} div1-17_{it} + e_{it} \end{aligned}$$

i : 個人 t : 期

$\ln gyoseki$: 業績点 (対数化)

$\ln age$: 年齢 (対数化)

$manager$: 管理職ダミー (管理職＝職能等級 7～10 等級を 1、1～6 等級をゼロ)

$1999win$: 1999 年冬期以降ダミー (1999 冬以降を 1、それ以前をゼロ)

$2000win$: 2000 年冬期以降ダミー (2000 冬以降を 1、それ以前をゼロ)

$2001sum$: 2001 年夏期以降ダミー (2001 夏以降を 1、それ以前をゼロ)

$gend$: 性別ダミー (女性を 1、男性をゼロ)

$chuto$: 中途入社者ダミー (中途入社者を 1、新卒をゼロ)

$gaku1-9$: 9 個の学歴ダミー (職業訓練校卒、高卒、高専卒、専修卒、専門学校卒、短大卒、大卒、修士卒、博士卒) ベースは中卒である。

$div1-17$: 17 個の部門ダミー (海外、営業 1、営業 2、営業 3、営業 4、技術 1、技術 2、技術 3、技術 4、技術 5、技術 6、サービス、生産 1、生産 2、生産 3、生産 4、プロジェクト) ベースは総務である。

b_0 : 定数項

e : 攪乱項

個人効果を考慮に含めると、攪乱項 e は $e_{it} = a_i + u_{it}$ と表すことができる。 a_i は個人効果であり、能力・資質といった観察されない特性を表す。 u_{it} はその他攪乱項である²²。本節冒頭で説明した通り、 a_i が存在しなければ Pooled OLS、 a_i が存在し、説明変数と相関していれば固定効果モデル、無相関であればランダム効果モデルで推定することが望ましいことになる。

(2) 式

$$\begin{aligned} \ln bonus_{it} = & b_0 + b_1 \ln age_{it} + b_2 \ln age_{it} * manager_{it} + b_3 \ln age_{it} * 1999win_t \\ & + b_4 \ln age_{it} * 1999win_t * manager_{it} + b_5 \ln age_{it} * 2000win_t + b_6 \ln age_{it} * 2000win_t * manager_{it} \end{aligned}$$

²²固定効果モデルでは個人について期間を通じて変化しない説明変数 (この推定では性別・採用形態・学歴) は推定から落ちる。

$$\begin{aligned}
& + b_7 \ln age_{it} * 2001sum_t + b_8 \ln age_{it} * 2001sum_t * manager_{it} \\
& + g_1 \ln gyo_{it} + g_2 \ln gyo_{it} * manager_{it} + g_3 \ln gyo_{it} * 1999win_t + g_4 \ln gyo_{it} * 1999win_t * manager_{it} \\
& + g_5 \ln gyo_{it} * 2000win_t + g_6 \ln gyo_{it} * 2000win_t * manager_{it} + g_7 \ln gyo_{it} * 2001sum_t \\
& + g_8 \ln gyo_{it} * 2001win_t * manager_{it} + a_0 gend_i + a_1 chuto_i + d_{1-9} gaku1-9_i + t_{1-17} div1-17_{it} + e_{it}
\end{aligned}$$

lnbonus：賞与（対数化）

lngyo：（１）式で作成した業績点の推定値（予測値）

その他の変数および攪乱項と個人効果についての説明は（１）式と同じ。

（１）式で注目すべき係数 b は弾力性を表す。年齢が 1% 上昇すると業績点が b % 上昇（下落）することを意味する。ベース期間では一般社員が b_1 、管理職が $b_1 + b_2$ になる（もし管理職と一般社員で弾力性に差がなければ b_2 は非有意、つまりゼロと変わらないことになる）。

（２）式で注目すべき係数 b 、 g も弾力性を表す。年齢が 1% 上昇すると賞与が b % 上昇（下落）、業績点が 1% 上昇（下落）すると賞与が g % 上昇（下落）することを意味する。

（２）式で期待される係数の符号の変化は、各制度変化ダミーと年齢との交差項の係数 b_3 、 b_5 、 b_7 がマイナス、業績点との交差項の係数 g_3 、 g_5 、 g_7 がプラスである。さらに、変化の仕方が一般社員と管理職で異なれば b_4 、 b_6 、 b_8 、 g_4 、 g_6 、 g_8 が有意となるはずである。

5 基本的分析

本節では、本格的な分析に先立ち、記述統計量を示すことによってデータの基本的な分析を行う（図表 6）。B 社全体では分析対象期間の最後である 2002 年 9 月でみると平均年齢 37.5 歳、平均勤続年数 13.6 年、二次業績点の平均は 53.8 点、基本給の平均金額は約 29 万 8 千円、賞与の平均金額は 76 万 5 千円となっている。従業員のうち男性が 83% を占めている。採用形態別では新卒が 7 割、中途が 3 割である²³。

分析対象は、勤続 1 年以上の総合職とした。成果主義的制度改革は一般職にも適用されているが、B 社人事部がターゲットとしているのは総合職とのである。また、業績評価は半年毎、行動評価は 1 年毎であり、勤続が評価期間に満たない場合は規定により一律の処遇が適用されることから、評価の安定性を考慮して勤続 1 年以上のサンプルに限った。その他、通常と異なった処遇などによる外れ値および業績点等のデータがないサンプルは

²³ 全体の記述統計は在籍者全員のものであるため、特別な処遇のサンプルも含まれている。（たとえば業績点がゼロ、賞与が 4 万円というのは育児休業中のサンプルである。）そういった外れ値を除いても統計量はほとんど変わらない（二次業績点の最小値は 20 点になる）。

除いた²⁴。この分析対象である総合職に関しては、2002 年下半期で 888 名、平均年齢 38.7 歳、平均勤続年数 15 年、二次業績点の平均点は 53.9 点、基本給の平均金額は 31 万 5 千円、賞与の平均金額は 81 万 9 千円となっている。男性が 97%、女性が 3%で、中途入社者は 25.3%である。管理職は 134 名、非管理職（一般社員）は 754 名である。

以上、記述統計で賞与に関する基本的な分析を行った。次節では推定結果をまとめる。

6 推定結果

詳細な推定結果は業績点については図表 7、賞与については図表 8 の通りである。推定でははじめに Pooled OLS、固定効果モデル、ランダム効果モデルをそれぞれ推定し、いずれかの推定において F テストで有意になった変数のみを用いて改めて 3 つのモデルを推定した。その上でどのモデルで推定すればよいかのテストを行った。

業績点の推定では、ランダム効果で推定することが望ましいと判断された。これは、個人効果が存在し、業績点のゆれ幅が個人によって異なるということである。ゆれ幅が違えば業績点が短期業績を反映して変動し、順位が入れ替わる可能性があることを示唆しており、興味深い結果といえよう。賞与の推定では固定効果モデルが支持され、固定的な個人効果が存在し、格差（個人差）は固定的であることが示唆された。

(1) 式では、業績点の推定における年齢の係数は一般社員・管理職ともにわずかながら大きくなった。一般社員で -0.087 から -0.073 へ、管理職で -0.081 から -0.076 となっている。段階的制度改革の結果、わずかに業績点が年功的になったといえる。

(2) 式では、賞与の推定における年齢の係数は一般社員・管理職ともに小さくなった。一般社員で 0.7 から 0.28 へ減少した。特に、管理職では年齢の係数（弾力性）が 0.39 から制度改革後は -0.02 とマイナスになったことは注目すべきである。一方、業績点の係数は一般社員・管理職ともに大きくなった。一般社員で 1.06 から 1.45 へ、管理職で 1.38 から 1.77 と増加している。一般社員・管理職双方において年齢の係数（弾力性）が小さくなり、業績点の係数（弾力性）が大きくなったということは、賞与の決定において年齢の変化が与える影響が小さくなり、業績点の変化が与える影響が大きくなったことを意味する。制度改革の結果、賞与は非年功化したといえよう²⁵。しかし、業績点の決定がわずかながら年

²⁴ 例えば海外駐在員などは通常の賃金制度が適用されていないので国内勤務の社員と同じ分析はできない。

²⁵ (1) 式で作成した業績点の予測値を(2)式において用いているために(2)式の推定値の分散が正しくない（通常小さくなる）という問題が指摘され、これを修正する必要がある (Murphy and Topel(1985)など)。(2)式において推定値を業績点そのものに置き換えて推定した式から攪乱項の標準誤差を作成し、推定値を入れた式の攪乱項の標準誤差との比を各推定値の標準誤差にかけることによって、(2)式の各係数の標準誤差および t 値を修正した変数の有意性は変わらなかった（修正の方法については山本（1995）pp.242-243、蓑谷（1997）pp.363-366、マダラ（1996）pp.277-279などを参照）。また、(1)式の業績点の推

功化していた。この影響を勘案するため、業績点を通じた年齢の間接効果も含めて賞与の推定における年齢の弾力性を計算したところ、一般社員ではベース期間の 0.61 から制度改定後は 0.17 へ、管理職でベース期間の 0.28 から -0.15 へとどちらも小さくなっていた。賞与の決定が非年功化したということから、成果主義的制度改革の意図通りに実態が変化したと結論づけることができよう。

このような推定結果がもたらされた要因をいくつか推測することができる。また、結果のより正確な解釈のためにグラフや記述統計を用いたいくつかの補足的な分析を行っておく。まず、推定結果と実態との整合性を確認するために、年齢と業績点と賞与の関係をおさえる²⁶。

年齢と賞与の関係を 1998 年 9 月と 2002 年 9 月で比較すると（図表 9）、全体では右上がりの直線の傾きが緩やかになり、特に 30 代～40 代のバラツキが大きくなったように見える。一般社員のみで年齢と賞与の関係をみると 1998 年 9 月には 40 代後半まで右上がり、それ以降右下がりの山形であったものが、40 歳くらいまで全体的に金額が上昇し、さらにどの年代でもバラツキが大きくなっている。特に 30 代、40 代のバラツキが大きい²⁷。管理職のみをみると 50 代以降で傾きが右下がりになり、金額的にも下がっているようである。管理

定では、あえて固定効果モデルを用いる必要がなく、ランダム効果モデルで推定すればよいという結果を得たが、固定効果モデルで推定することもできる。(1)式を固定効果モデルで推定した業績点の予測値を用いて(2)式の推定を行った（係数の大きさもランダム効果モデルからの推定値を用いた場合とほとんど変わらない。ただし、部門ダミー6（営業3）が非有意となった）。その後で標準誤差について同様の修正を行った。その結果、ベース期間で管理職と年齢の交差項の係数が 10%水準で有意となった（その他の変数は 5%水準で有意のまま）。5%有意水準ではベース期間の年齢の係数について管理職・一般社員に差がないとしても、制度変化の結果の有意性には変わりはなかった。上記の修正も、パネルの推定であることなどを考慮すると完全な修正とはいえない可能性がある。パッケージ・プログラムによる操作変数法を用いることができれば自動的に誤差項の分散が修正される。第1段階（業績点の推定）と第2段階（賞与の推定）を共に固定効果モデルで行うパッケージ・プログラムを用いれば分散は修正されるということである。ただし、本論文の推定では制度変化ダミーとの交差項を含むなどの問題があり、パッケージ・プログラムによる操作変数法を利用した推定は行えなかった。分散の修正については今後厳密な検討を行う必要がある。

²⁶ 図は一時点のクロスセクションであり、推定は複数年のパネル分析であるから図と推定結果を完全に対応させて議論することはできないが、現実の実態とあまりにも異なった推定結果は信頼できないので、図表を用いて整合性を確認する。

²⁷ 推定期間（4 年半）の推移をみると、一般社員・管理職を合わせた賞与の平均は上昇している。変動係数は 2001 年 9 月までは減少傾向、それ以降は上昇傾向であるが、変化はわずかで 0.33 を中心にほとんど変わらないといえる。したがって、賞与のバラツキ（格差）がはっきり拡大しているとはいえない。一般社員・管理職別にみると変動係数は全ての期間において一般社員の方が大きい。一般社員・管理職ともに上昇傾向ではあるが一般社員では 2001 年 3 月以降横ばい、管理職でより変動の幅が大きいといえる。しかし、0.19 を中心として上下に変動しており、制度改革に合わせた変動とはいえない。したがって、制度改革によって一般社員ではわずかに格差が拡大している可能性があるが、管理職層でははっきりとわからない（図表 12）。

職で最終的に年齢の係数（弾力性）がマイナスになったという推定結果と整合的である。

年齢と業績点の関係を見ると（図表 10）、全体ではどの年代でも点数のバラツキが小さくなり、中心化傾向が見られる²⁸。その結果、右下がりの傾きが緩やかになり、ほとんど水平にみえる。これも推定結果と大きく異なるとはいえない。一般社員に限定して見ると、20代～30代でバラツキが縮小していることと、全ての年代において40点以下の低い点数がほとんどなくなっている。傾きは1998年9月も2002年9月も右下がりであるといえるので、推定結果と整合的である。管理職について見ると、1998年9月では40代後半でも点数の差がかなり見られたが、2002年9月では50歳くらいまではほとんどバラツキがなくなっている。そのため、全体として50点～60点の間の10点にほぼ全員が入っている。傾きなどは推定結果と大きく違わないようである。

これらに関連して、業績点と賞与のバラツキの推移を見ると（図表 11）、業績点の変動係数に比べて、賞与の変動係数の方が全体・一般社員・管理職全てで大きい。これは賞与には役職手当・職種手当が含まれるので当然といえる。業績点よりも賞与のバラツキが大きいこと、および業績点は中心化傾向となっているが賞与ではバラツキが変わらない（もしくはわずかながら大きくなっている）ことを考慮すると、役職手当・職種手当が業績点の中心化傾向部分を埋め合わせている可能性がある。賃金の非年功化と格差拡大は異なった問題であり、今後詳細な分析が必要である²⁹。

その他、推定結果から賞与の非年功化が確認されたものの、管理職の年齢構成や賞与決定の重要な要因である職能等級の決定が年功化していれば議論は簡単でない。厳密には管理職への昇進や職能等級を被説明変数にした推定を行っていく必要がある³⁰。

推定結果の背景にある要因および補足的な分析結果を考慮に含めれば、推定結果は以下のように解釈することができる。

²⁸業績点の変動係数を見ると、全体では2000年3月以降下降傾向にあり、2001年3月からは0.08 辺りで一定である。管理職と一般社員では、2001年3月までは一般社員の変動係数が大きかったが、減少傾向にあり、2001年9月以降は管理職とあまり変わらない。管理職は0.104から0.073に、一般社員は0.113から0.083に下がっている。業績点に関してはバラツキが減少傾向である（少なくとも増加していない）ことがわかる（図表 13）。平均点については脚注 10 も参照のこと。

²⁹今回のケースではB社人事部の成果主義導入の意図は賃金格差拡大よりも、賞与の非年功化である。第3節でも述べたように、評価を2つに分離して努力の評価・長期的評価を行動評価として基本給に、結果の評価・短期的評価を業績点として賞与の決定に反映させることにより評価を行い易くすることを重視しているとのことである。

³⁰推定に職能等級を入れて、等級をコントロールした上での年齢効果を見ることも重要であろう。ここでは管理職の年齢構成と職能等級の年齢構成の推移を記述統計で確認することにより、それぞれの年功化の度合いを見た（5歳刻み年齢構成が高年齢化していれば年功的であるとする）。図表等は省略するが、管理職の年齢構成は高年齢化したといえる可能性がある。職能等級については、2・3・4・8・9等級で高年齢化、5・6等級では年齢構成が若くなり、7等級はどちらとも言えないという結果である。7等級以上の管理職では等級が年功化している可能性を否定できない。

業績点の推定においては、制度改定後は一般社員・管理職ともわずかながら年功化しているという結果が示された。これには業績点が中心化傾向にあることも影響していると考えられる。また、一般社員については資格別平均基本給の導入により賞与の算定基礎部分が非年功化したことを補っている可能性が考えられる。しかし、制度変化ダミーと年齢との交差項、および制度変化ダミーと年齢と管理職ダミーとの交差項が全て有意に効き、係数の符号や大きさがさまざまであったことについては制度改定からは合理的に説明されない。そもそも制度変化ダミーは賞与決定の制度変化に合わせてモデルに入れたものである。したがって、賞与に関する制度に反応して業績点の決定が変化しているというよりも、業績点については期毎に独立に、さまざまに決定されていると解釈するよりほか困難である。今後より詳細な検討が必要であろう。ただし、業績点の推定にあえて固定効果モデルを用いる必要がなく、ランダム効果モデルの方が望ましいという結果は重要である。個人効果は存在するがそれは業績点のバラツキ（ゆれ幅）が個人によって異なるということである。このことについてB社人事部への聞き取りでは、営業部門は売上という成果に直結して業績点が出されるので変動が激しい一方、管理職層では同じ個人ではほとんど評価が変わらないことが多いとの指摘がなされた。業績点ではランダム効果モデルが採用され、賞与では固定効果モデルが採用されるということは、賞与に反映する業績点は変動が激しく不安定であるが、職能等級や役職手当によって賞与を固定的・安定的にしている可能性を示す。今後詳細な分析が必要な点である。

賞与の推定においては、固定効果モデルが選択され、個人効果が存在することが確認された。賞与の個人差（格差）は固定的であることが示された。また、3度の制度変化ダミーと年齢との交差項は全て有意であり、その符号はマイナスとなった。制度変化による年齢の係数の変化は1999年冬以降を除き、一般社員と管理職で変わらないという結果になった。1999年冬以降ダミーが管理職では一般社員ほどマイナスとならなかったのは、この制度変更は一般社員を対象に資格別平均基本給を導入したものであるからと考えられる。しかし、その制度変化が管理職にも影響していることは留意すべき点である³¹。制度変化ダミーと業績点との交差項も全て有意であり、符号はプラスとなった。制度変化による業績点の係数の変化は一般社員と管理職で変わらないという結果になった。このような実態の変化は、情意点・能力点といった属人的な要因（年功的要因）を賞与決定から除いていき、業績点という短期的に変動する成果を反映した要因のみを賞与に反映させるようになった制度改定と整合的である。

7 結語

本節では、分析の結果と解釈をまとめ、残された課題について検討する。本論文では、

³¹ B社人事担当者は、一連の制度変化の中で、資格別平均基本給の導入が大きなポイントであるとの認識であった。

成果主義的賃金制度の導入により賃金構造の実態がどのように変化するかを実証的に分析した。具体的には、まず、人事資料（マニュアル）と聞き取りによって成果主義的制度改革を詳細に把握した。その結果、対象企業における成果主義的制度改革とは賞与を非年功化させ、賞与の決定を業績評価点のみで行うようにしていくというものであった。次に、マイクロデータを用いたパネルデータの推定を行うことにより、賞与の決定において年齢の影響が小さくなり、業績点の影響が大きくなった実態をとらえた。制度改革の意図通りに実態が変化した事例といえる。残された課題としては賞与の非年功化が格差拡大につながったか否か、さらには基本給部分も加えた賃金全体の実態の変化について分析することがあげられる。成果主義の議論に関しては、成果主義導入の明確な意図、制度および運用の「成果主義的」改定、実態の変化の3点をおさえた研究の蓄積が重要である。

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能の補完性とその重要性—」 『経済研究』 Vol.51, No.2, pp.111-123
- 梅崎 修・中嶋哲夫・松繁寿和 (2003) 「人事評価の決定過程—企業内マイクロデータによる分析—」 『日本労務学会誌』 第5巻第1号, pp.33-42
- 大竹文雄 (1995) 「査定と勤続年数が昇格に与える影響：エレベーター保守サービス会社のケース」 『経済研究』 Vol.46, No.3, pp.241-248
- 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
- 奥西好夫 (1998) 「企業内賃金格差の現状とその要因」 『日本労働研究雑誌』 No.460, pp.2-16
- 佐藤博樹 (1999) 「成果主義と評価制度そして人的資源開発」 『社会科学研究』 Vol.50, No.3, pp.101-116
- 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
- 高橋 潔 (2001) 「雇用組織における人事評価の公平性」 『組織科学』 Vol.34, No.4, pp.26-38
- 都留 康・守島基博・奥西好夫 (1999) 「日本企業の人事制度—インセンティブ・メカニズムとその改革を中心に—」 『経済研究』 Vol.50, No.3, pp.259-283
- 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』 Vol.52, No.2, pp.143-156
- 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』 Vol.54, No.3, pp.264-285
- 富田安信 (1992) 「昇進のしくみ—査定と勤続年数の影響—」 橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』 第3章, pp.49-65, 有斐閣
- 中嶋哲夫・松繁寿和・梅崎 修 (2001) 「賃金と査定に見られる成果主義導入の効果：企業内マイクロデータによる分析」 『日本経済研究』 forthcoming
- 藤村博之 (1998) 「管理職による評価制度の運用—「差をつける人事制度」は可能か—」 『日本労働研究雑誌』 No.460, pp.17-27
- マダラ, G.S (和合肇訳) (1996) 『計量経済分析の方法』 第2版、シーエーピー出版
- 松繁寿和・柿澤寿信・中嶋哲夫・梅崎 修・岩田憲治・井川静恵 (2002) 「中小企業における査定、昇進、賃金決定」 Discussion Paper DP-2003-J-005(Apr) (大阪大学国際公共政策研究科)
- 蓑谷千凰彦 (1997) 『計量経済学』 多賀出版
- 守島基博 (1997) 「企業内賃金格差の組織論的インプリケーション」 『日本労働研究雑誌』 No.449, pp.27-36

守島基博 (1999) 「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

山本拓 (1995) 『計量経済学』新世社

Medoff, J. L. and K. G. Abraham(1980) "Experience, Performance, and Earnings" , The
Quarterly Journal of Economics, December, Vol.95, No.4, pp.703-736

Medoff, J. L. and K. G. Abraham(1981) "Are Those Paid More Really More Productive? The
Case of Experience", The Journal of Human Resources, December, Vol.16, No.2,
pp.186-216

Murphy, K. M. and R. H. Topel(1985) "Estimation and Inference in Two-Step Econometric
Models" Journal of Business & Economic Statistics, Vol.3, No.4, pp.370-379

Shibata, H(2000) "The transformation of the wage and performance appraisal system in a
Japanese firm" International Journal of Human Resource Management, Vol.11, No.2,
pp.294-313.

図表 1 職能資格制度 総合職)

職能等級	対応役職	初任格付	最低年齢
10	部長クラス		
9			
8	課長クラス		
7			35歳
6	一般社員		32歳
5			29歳
4		博士卒	26歳
3		大卒・修士卒	22歳
2		高専・短大卒	20歳
1		高卒	18歳

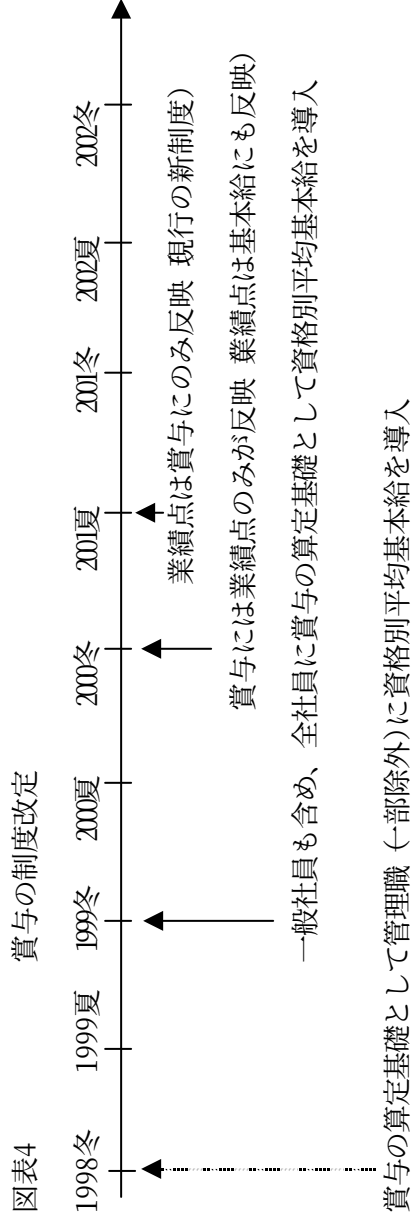
図表 2 評価者と被評価者

被評価者		評価者	
		一次評価者	二次評価者
1～6等級（一般社員）		課長	部長
7、8等級（課長クラス）		部長	役員
9、10等級（部長クラス）		役員	役員会

図表3 賞与点・昇給点への換算ウェイトの変更（％）
（1999年3月に改定）

賞与点	業績	情意	能力
9、10等級	70→90	10→10	20→0
7、8等級	70→80	10→20	20→0
4～6等級	60→70	20→30	20→0
1～3等級	40→60	30→40	30→0

昇給点	業績	情意	能力
9、10等級	50→60	20→10	30→30
7、8等級	50→50	20→20	30→30
4～6等級	40→40	30→30	30→30
1～3等級	30→30	30→40	40→30

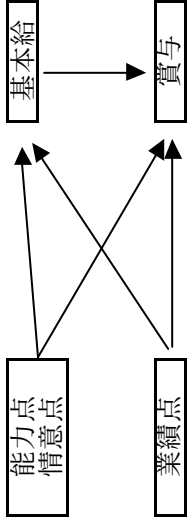


注：資格別平均基本給は賞与の算定基礎として使用されるもので、毎月の基本給は個人によって異なる。

図表5 成果主義的制度改革の実態

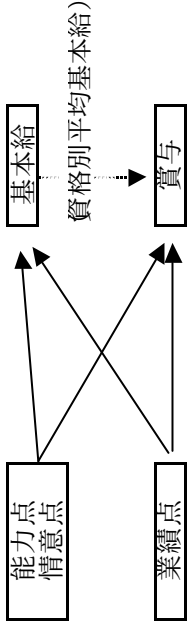
旧制度 (～1998夏)

3つの評価から昇給点、賞与点が算出される
業績点はこれらを通して基本給と賞与に反映
個人の基本給×賞与点数で賞与が決定



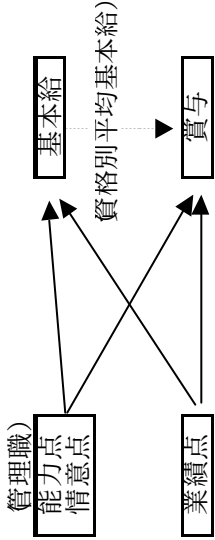
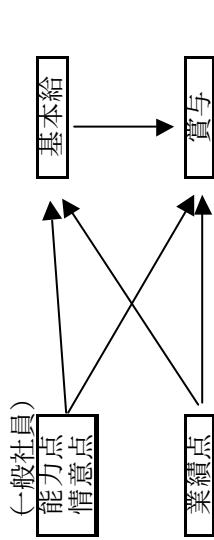
移行期② (1999冬、2000夏)

3つの評価から昇給点、賞与点が算出される
業績点はこれらを通して基本給と賞与に反映
全社員について賞与算出基礎は資格別平均基本給



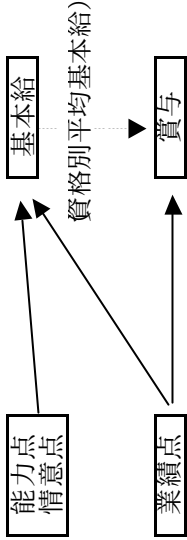
移行期① (1998冬、1999夏) ベース期間

3つの評価から昇給点、賞与点が算出される
業績点はこれらを通して基本給と賞与に反映
賞与には管理職のみ資格別平均基本給を用いる



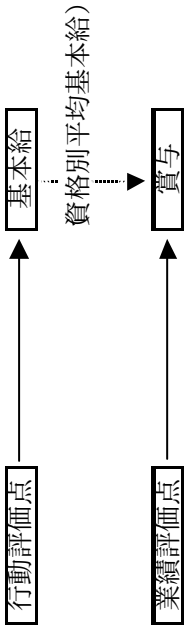
移行期③ (2000冬)

3つの評価を出す
業績点のみを賞与に反映
全社員について賞与算出基礎は資格別平均基本給



2000年冬賞与に反映される基本給は
2000年5月の基本給であるから
旧制度の昇給点 (3つの評価のウェイト付け)が
適用されている

新制度 2001夏、2001冬、2002夏、2002冬)
2つの評価
業績点は賞与にのみ反映
全社員について賞与算出基礎は資格別平均基本給



図表6 理工全体の記述統計量

2002年9月	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
年齢	1081	37.5	9.41	19.7	59.8
勤続	1081	13.6	9.44	0.3	43.5
二次業績点	1081	53.8	4.50	0.0	75.0
基本給	1081	297704	87508	145500	635418
2002年冬期賞与	1081	765436	264403	40000	2183750

サンプル数		%
総合職	919	85.0
一般職	134	12.4
非等級 準社員等)	28	2.6
合計	1,081	100
男性	898	83.1
女性	183	16.9
合計	1,081	100
新卒	768	71.1
中途	313	29.0
合計	1,081	100

分析対象サンプル 総合職 勤続1年以上)

育休、海外駐在、特別な事情による処遇等の外れ値を除く

2002年9月	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
勤続	888	15.0	9.45	1.0	43.5
年齢	888	38.7	9.05	19.8	59.8
二次業績点	888	53.9	4.38	20.0	75.0
基本給	888	315442	82190	159197	635418
2002年冬期賞与	888	819276	250302	303000	2183750

サンプル数		%
男性	863	97.2
女性	25	2.8
合計	888	100
新卒	663	74.7
中途	225	25.3
合計	888	100

図表7 業績点の推定
モデルの選択

業績点の推定 ランダム効果モデルの絞ったモデル)

	Pooled OLS		固定効果モデル		ランダム効果モデル	
	係数	P> t	係数	P> t	係数	P> z
ln年齢	-0.144	0.000	0.161	0.003	-0.091	0.000
中途ダミー	-0.010	0.000			-0.017	0.006
1999冬以降ダミー×ln年齢	0.014	0.000	0.011	0.000	0.013	0.000
2000冬以降ダミー×ln年齢	-0.001	0.291	-0.003	0.000	-0.002	0.035
2001夏以降ダミー×ln年齢	0.004	0.000	0.001	0.316	0.003	0.000
管理職ダミー×ln年齢	0.015	0.000	-0.009	0.001	0.006	0.004
1999冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	-0.008	0.001	-0.006	0.000	-0.007	0.000
2000冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	0.005	0.050	0.006	0.002	0.005	0.007
2001夏以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	-0.006	0.014	-0.005	0.002	-0.007	0.000
その他属性ダミー 学歴、中途、部門)*	*	*	*	*	*	*
定数項	4.394	0.000	3.393	0.000	4.158	0.000

	ランダム効果モデル		絞ったモデル	
	係数	P> t	係数	P> z
ln年齢	-0.144	0.000	-0.087	0.000
中途ダミー	-0.010	0.000	0.013	0.000
1999冬以降ダミー×ln年齢	0.014	0.000	-0.002	0.025
2000冬以降ダミー×ln年齢	-0.001	0.291	0.003	0.000
2001夏以降ダミー×ln年齢	0.004	0.000	0.006	0.004
管理職ダミー×ln年齢	0.015	0.000	-0.007	0.000
1999冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	-0.008	0.001	0.005	0.007
2000冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	0.005	0.050	-0.007	0.000
2001夏以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	-0.006	0.014	-0.021	0.001
その他属性ダミー 学歴、中途、部門)*	*	*	0.131	0.031
定数項	4.394	0.000	0.105	0.000

Number of obs	7869
Number of groups	1042
R-sq: within	0.071
R-sq: between	0.221
R-sq: overall	0.166

Pooled OLSが固定効果モデルかの尤度比検定

ランダム効果モデルか固定効果モデルかのHausman test

Pooled OLSがランダム効果モデルかのテスト

*その他属性ダミーの係数、P値については省略。ダミーの内容については本文第4節に詳しい。

固定効果モデルでは中途ダミーと学歴ダミーは推定から落ちる。

結果

一般社員		管理職	
ベース (β 1)	-0.087		-0.087
ベース期間の管理職ダミーと年齢の交差項 (β 2)			0.006
1999冬以降 (β 3)	0.013		0.013
1999冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢 (β 4)	-0.002		-0.007
2000冬以降 (β 5)	-0.002		-0.002
2000冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢 (β 6)	0.005		0.005
2001夏以降 (β 7)	0.003		0.003
2001夏以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢 (β 8)	-0.007		-0.007
制度改定による変化	大きくなった(0.014)		大きくなった(0.005)
係数の変化	-0.087→-0.073		-0.081→-0.076

図表8 賞与の推定
(モデルの選択)

	Pooled OLS		固定効果モデル		ランダム効果モデル	
	係数	P> t	係数	P> t	係数	P> z
ln年齢	0.921	0.000	0.695	0.000	1.101	0.000
ln業績点 推定値)	1.172	0.000	0.953	0.000	1.725	0.000
1999冬以降ダミー×ln年齢	-0.103	0.000	-0.174	0.000	-0.158	0.000
2000冬以降ダミー×ln年齢	-0.133	0.000	-0.163	0.000	-0.165	0.000
2001夏以降ダミー×ln年齢	-0.048	0.052	-0.086	0.000	-0.075	0.000
管理職ダミー×ln年齢	-0.397	0.000	-0.348	0.000	0.102	0.090
1999冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	0.011	0.006	0.020	0.000	0.021	0.000
1999冬以降ダミー×ln業績点 推定値)	0.081	0.000	0.149	0.000	0.123	0.000
2000冬以降ダミー×ln業績点 推定値)	0.123	0.000	0.153	0.000	0.153	0.000
2001夏以降ダミー×ln業績点 推定値)	0.048	0.033	0.085	0.000	0.070	0.000
管理職ダミー×ln業績点 推定値)	0.463	0.000	0.347	0.000	-0.058	*
その他属性ダミー (性別、中途、部門)*	*	*	*	*	*	*
定数項	5.548	0.000	7.272	0.000	2.673	0.002
Number of obs	7869			7869		7869
Number of groups				1042		1042
R-sq: within				0.350		0.338
R-sq: between				0.470		0.680
R-sq: overall				0.448		0.649
R-sq	0.678	F test that all u _j =0: F(1041, 6805)=		23.59		
Adj R-sq	0.677	Prob >F =		0.00		
Pooled OLSか固定効果モデルかの尤度比検定						
		検定量=	12023.74	P値=0.00		
固定効果モデルかランダム効果モデルかのHausman test		$\chi^2(2) =$	203.91	P値=0.00		
Pooled OLSかランダム効果モデルかのテスト		$\chi^2(1) =$	14202.35	P値=0.00		

*その他属性ダミーの係数、P値については省略。ダミーの内容については本文第4節に詳しい。

固定効果モデルでは性別ダミー、中途ダミーと学歴ダミーは推定から落ちる。

賞与の推定 固定効果モデルの絞ったモデル)

	係数	P> t
ln年齢	0.704	0.000
ln業績点 推定値)	1.063	0.000
1999冬以降ダミー×ln年齢	-0.175	0.000
2000冬以降ダミー×ln年齢	-0.166	0.000
2001夏以降ダミー×ln年齢	-0.085	0.000
管理職ダミー×ln年齢	-0.317	0.001
1999冬以降ダミー×管理職ダミー×ln年齢	0.020	0.000
1999冬以降ダミー×ln業績点 推定値)	0.149	0.000
2000冬以降ダミー×ln業績点 推定値)	0.155	0.000
2001夏以降ダミー×ln業績点 推定値)	0.084	0.000
管理職ダミー×ln業績点 推定値)	0.317	0.000
部門ダミー-4 技術1)	-0.042	0.000
部門ダミー-6 営業3)	-0.105	0.000
部門ダミー-12 生産2)	0.057	0.000
定数項	6.806	0.000
Number of obs	7869	
Number of groups	1042	
R-sq: within	0.349	
R-sq: between	0.482	
R-sq: overall	0.460	
F test that all u _j =0: F(1041, 6813)=	25.57	
Prob >F =	0.0000	

結果

	一般社員		管理職	
	年齢	業績点	年齢	業績点
ベース (β1)	0.704	1.063	0.704	1.063
ベース期間の管理職ダミーとの交差項 (β2)			-0.317	0.317
1999冬以降 (β3)	-0.175	0.149	-0.175	0.149
1999冬以降ダミーと管理職ダミーと年齢との交差項 (β4)			0.020	
2000冬以降 (β5)	-0.166	0.155	-0.166	0.155
2001夏以降 (β6)	-0.085	0.084	-0.085	0.084
制度改定による変化	小さくなった (0.426)	大きくなった (0.388)	小さくなった (-0.406)	大きくなった (0.388)
係数の変化	0.704→0.278	1.063→1.451	0.387→-0.019	1.381→1.769

年齢の係数	一般社員	管理職
改定前	0.704	0.387
改定後	0.278	-0.019

	一般社員	管理職
ベース (β1)	0.704	0.704
ベース期間の管理職ダミーとの交差項 (β2)		-0.317
1999冬以降 (β3)	-0.175	-0.175
1999冬以降ダミーと管理職ダミーと年齢との交差項 (β4)		0.020
2000冬以降 (β5)	-0.166	-0.166
2001夏以降 (β6)	-0.085	-0.085
制度改定による変化	小さくなった (0.426)	小さくなった (-0.406)

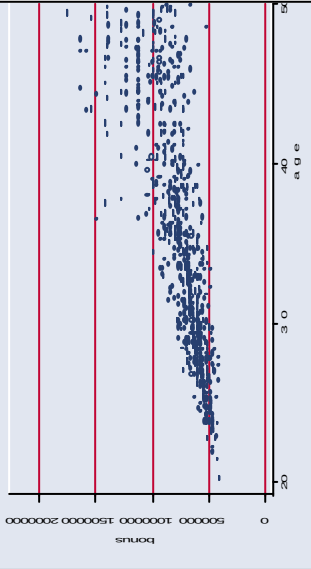
業績点の係数	一般社員	管理職
改定前	1.063	1.381
改定後	1.451	1.769

	一般社員	管理職
ベース (γ1)	1.063	1.063
ベース期間の管理職ダミーとの交差項 (γ2)		0.317
1999冬以降 (γ3)	0.149	0.149
2000冬以降 (γ4)	0.155	0.155
2001夏以降 (γ5)	0.084	0.084
制度改定による変化	大きくなった (0.388)	大きくなった (0.388)

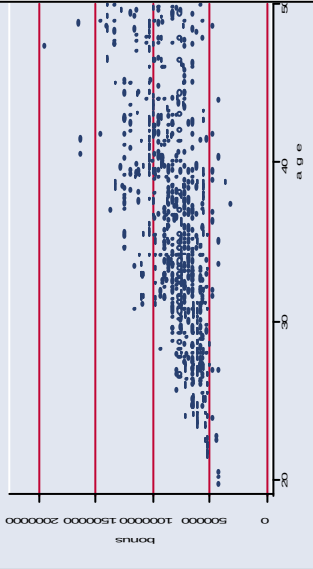
図表 9 年齢と賞与

【分析対象サンプル全体】

1998 年冬賞与

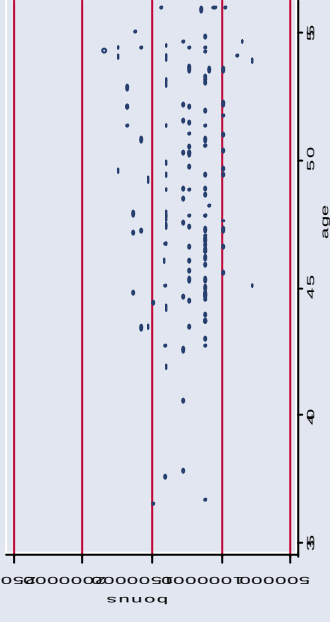


2002 年冬賞与

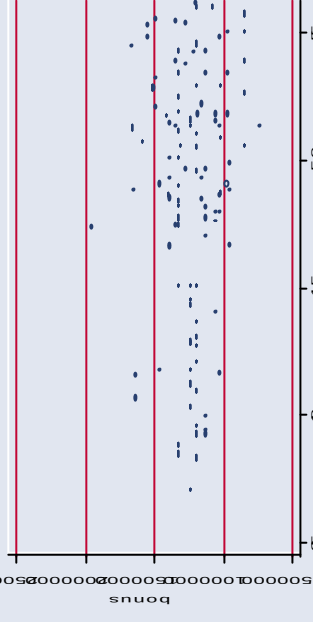


【管理職】

1998 年冬賞与 管理職の年齢と賞与



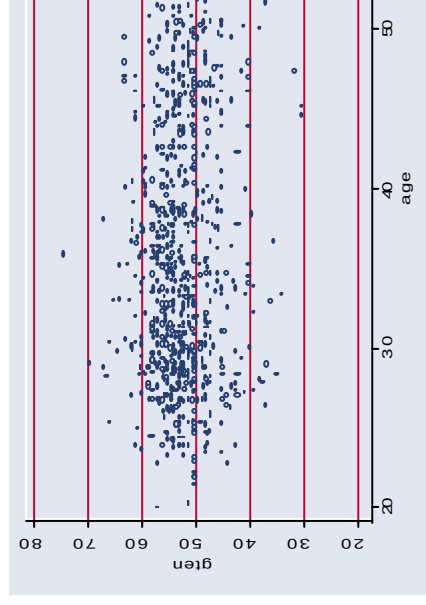
2002 年冬賞与 管理職の年齢と賞与



図表 10 年齢と業績点

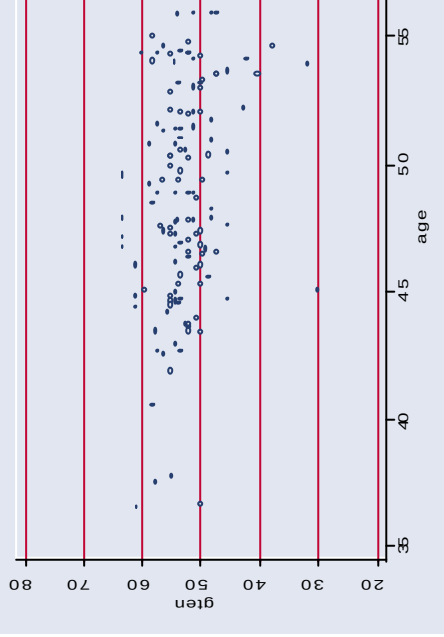
【分析対象サンプル全体】

1998 年冬賞与 年齢と業績点 (20～80 点)



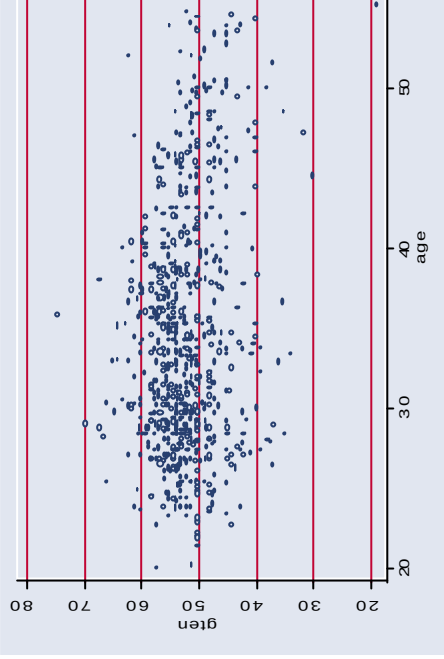
【管理職】

1998 年冬賞与 管理職の年齢と業績点

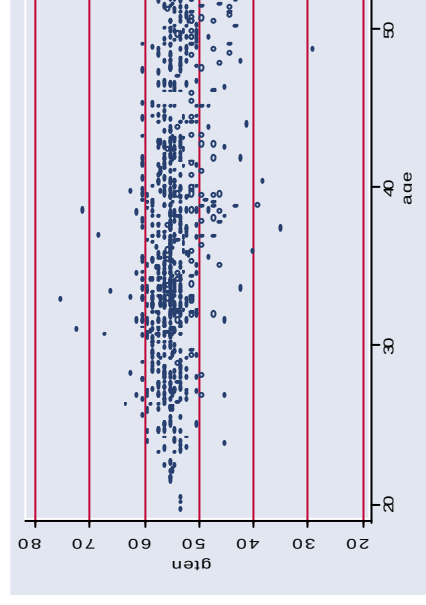


【一般社員】

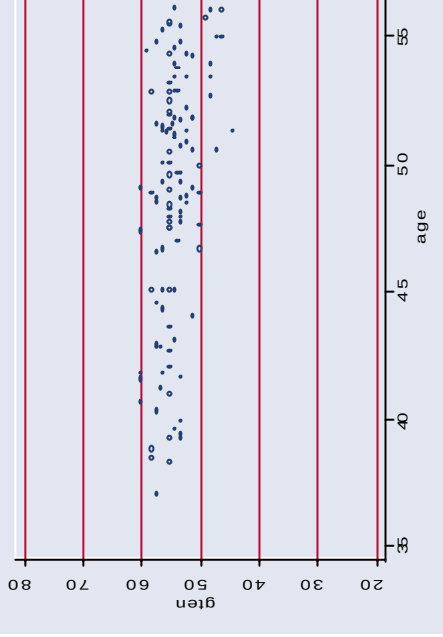
1998 年冬賞与 一般社員の年齢と業績点



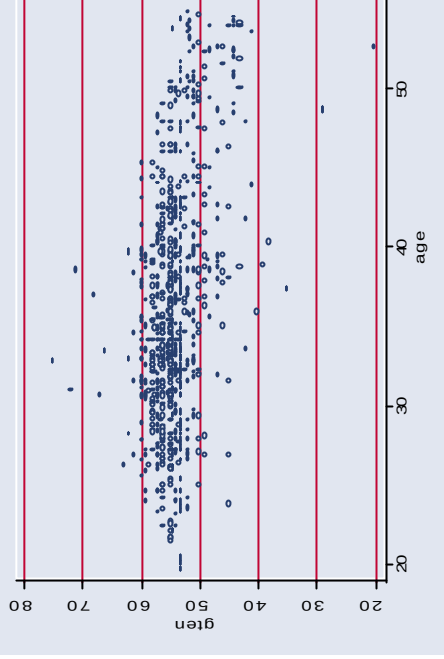
2002 年冬賞与 年齢と業績点 (20～80 点)



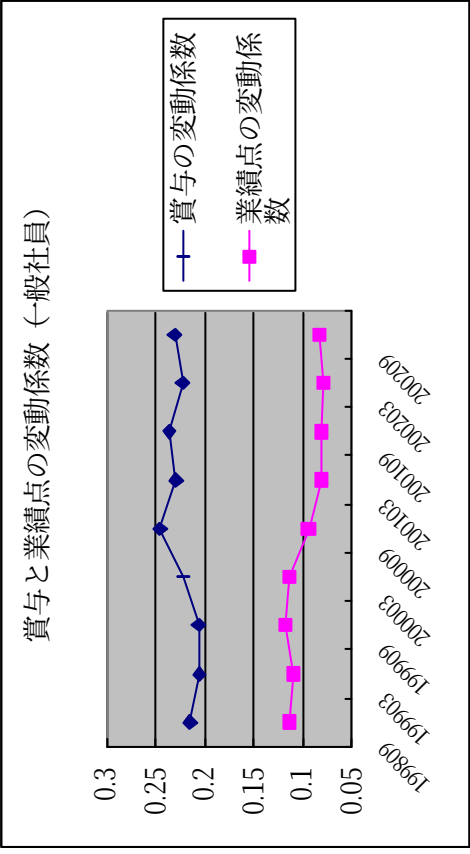
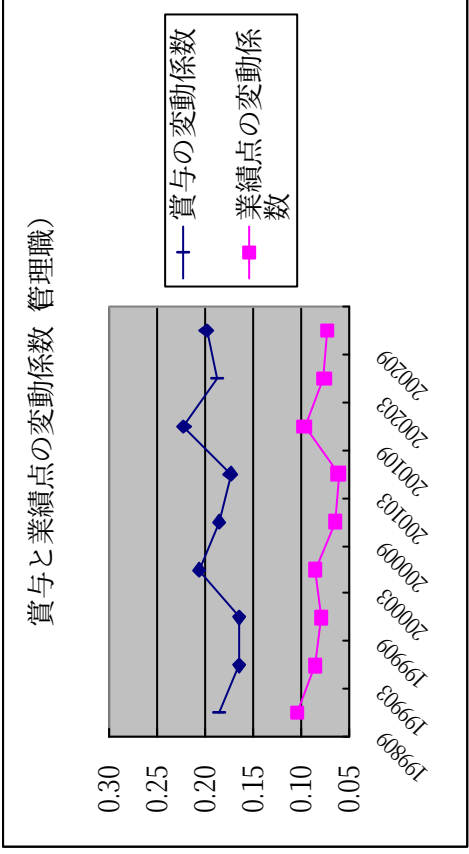
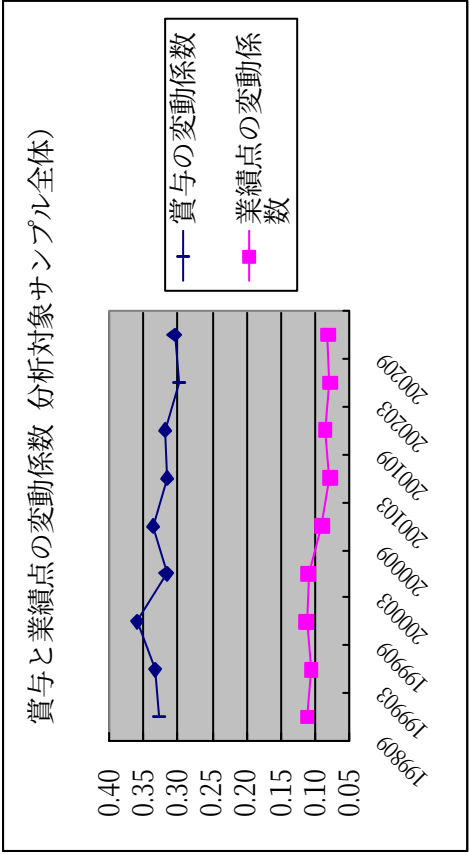
2002 年冬賞与 管理職の年齢と業績点



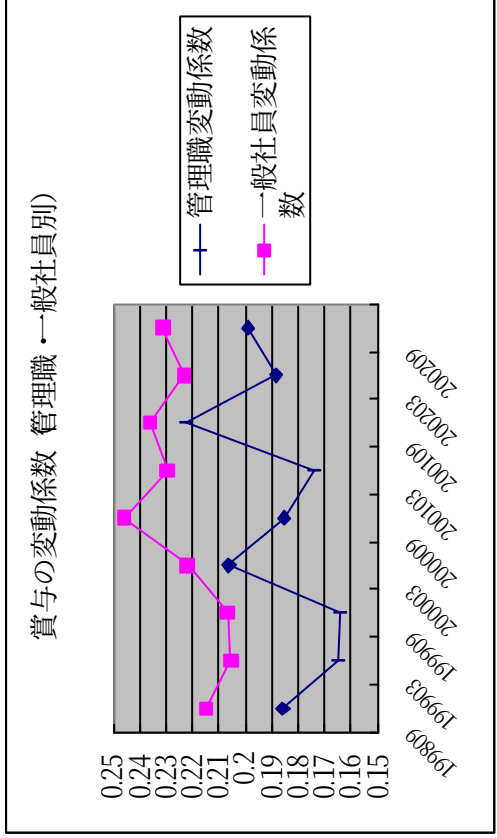
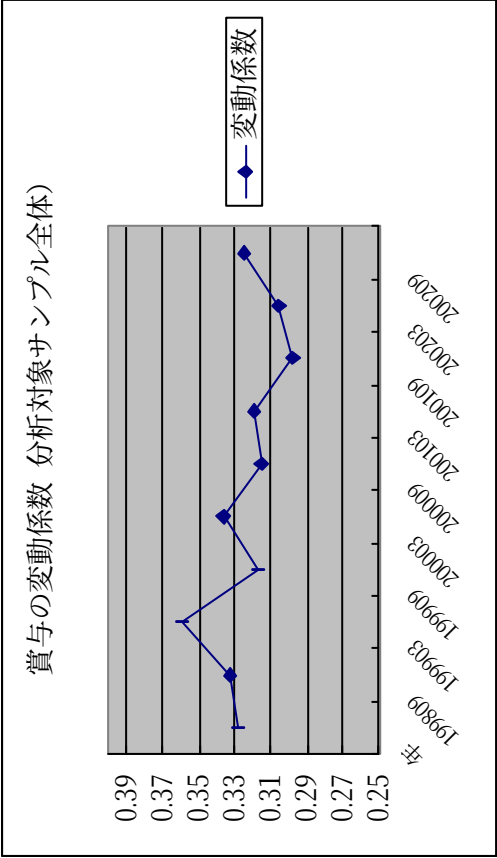
2002 年冬賞与 一般社員の年齢と業績点



図表11 賞与と業績点の変動係数



図表12 賞与の変動係数の推移



図表13 業績点の変動係数の推移

