



「中小企業における査定、昇格、賃金格差」

Appraisal, Promotion and Wage Differential in A Small Japanese Company

April 18, 2003

松繁 寿和

(大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 教授)

柿澤 寿信

(大阪大学大学院経済学研究科、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)

梅崎 修

(法政大学キャリアデザイン部専任講師)

岩田 憲治

(摂南大学経営情報学部講師)

井川 静恵

(大阪大学大学院国際公共政策研究科、博士前期課程)

【キーワード】人事制度、中小企業、査定、賃金格差、早期格差

【要約】中小企業において昇格・昇進制度および賃金制度がどのように運用されているかを、従業員約 200 名の食品製造企業 (Z 社) の 5 年間にわたる人事マイクロデータを利用して明らかにする。特に、早期選抜と年功的処遇の存在を検証する。聞き取りや制度に関する資料およびデータの基礎的分析からは、正規従業員が事務・技術系、技能系、準技能系に分けられ、それぞれ異なる評価制度ならびに職能等級制度のもとで管理されていることが明らかになった。このような違いが採用時から適応されるため、三者を正規従業員という一つのカテゴリーで同一に扱った場合、当然早い段階から格差が観察されるという結果になることがわかった。パネルデータ分析では、30 歳前半を対象とした、勤務評定、昇格、賃金のいずれの推定式においても個人効果の存在が確認された。すなわち、先行研究が議論してきた中小企業における早期格差を支持するものであった。さらに、Pooled データ推定、固定効果モデル、ランダム効果モデルの 3 つを比較することで、中小企業では評価や賃金において年功的效果が観察されないという傾向は、個人効果を処理していないゆえにその効果が過少に推定された結果である可能性が示された。

本論文を作成するにあたり、関西労働研究会のメンバーからは多くの有益なコメントをいただいた。また、貴重なデータの使用を許可していただき、調査に協力いただいた Z 社には心より感謝申し上げたい。

連絡先： 松繁寿和 matusige@osipp.osaka-u.ac.jp

1. 序論

本稿の目的は、中小企業において昇格・昇進制度および賃金制度がどのように運用されているかを明らかにすることにある。これまで、中小企業の人的資源管理は大企業のそれとは異なるのではないかといわれ、数多くの文献の中で議論されてきたが、昇進や賃金決定の仕組みに関する詳細な分析はあまりなされてこなかった。そこで本研究では、従業員約 200 名の食品製造企業（以下 Z 社という）の 5 年間の人事マイクロデータを利用して、中小企業の人事制度とその運用について分析を試みる。

中小企業における人事制度に関する代表的な先行研究としては、まず小池(1981)を挙げることができる。そこでは、中小企業における内部育成を中心とした熟練形成が分析され、年齢 - 賃金プロファイルの変化が議論されている。また、小池(1991)では、中小企業では、大企業に匹敵する幅広くかつ高度な技能を持つ基幹層、経験 10 年ほどで技能水準が横ばいになる半熟練経験工、技能が上昇しない不熟練工という異なるグループから従業員が構成されている点が指摘されている¹。さらに、そのグループ分けを踏まえ、中小企業の全ての従業員が一律の処遇制度の中にあるわけではないことを指摘したうえで、賃金プロファイルに関しては、基幹層の賃金が大企業労働者の場合と同様に、企業内で経験とともに上昇していることを指摘した。

異質な労働者の存在には Tachibanaki(1996)も注目し、中小企業では多くの賃金水準の低い労働者の中に少数の賃金の高い労働者が混在していることを統計分析から明らかにした。また三谷(2002)も、中小企業は賃金のばらつきが大企業に比べて大きいことを確認している。そのうえで企業内賃金格差を生む要因についても言及し、中小企業においては査定結果が賃金に反映される度合いが大きいこと、また早い段階で選抜が行われている可能性があることを指摘した。

賃金プロファイルの問題は中村(1999)に引き継がれた。そこでは、1970 年代半ば以降、中小規模、とりわけ 10~99 人規模で賃金カーブの勾配がきつくなっている可能性が注目され、中小企業においても「知的熟練」が進んだのではないかとの議論がなされた。また、小池(1999)もそれを支持している。

しかし、中小企業内における昇進や賃金決定の仕組みに関しては、まだ不明な部分が多い。マクロデータを利用したこれまでの研究では、企業規模別の賃金構造の違いに分析の焦点が当てられており、中小企業の制度そのものを取り扱っているわけではない²。一方、運用実態を分析した研究でも、聞き取り調査、もしくは広範囲のアンケート・データを利用した分析が主で、企業内の人事マイクロデータを用いた昇進や賃金決定の仕組みの分析はこれまで行われてこなかった。

人事マイクロデータを使って企業内の昇進・賃金決定の仕組みを分析した研究としては、Medoff and Abraham(1980,1981)の研究が有名である。そこでは、アメリカ企業において

¹ 愛知県労働部(1987)の調査結果に基づいて指摘されている。

² 企業規模間賃金格差の先行研究をサーベイした文献として、岡村(2002)などがあげられる。

は勤続や年齢ではなく能力によって昇格や賃金が決定されるとの主張が展開されている。

同種の試みは、日本でも大企業に関してはいくつかおこなわれてきた。まず、今田・平田(1995)では、従業員約 35,000 人の日本を代表する重工業大企業の企業内の昇進構造が分析され、重層的昇進ルールが存在が確認されている。富田(1992)では、従業員約 1,000 人の地方銀行を取り上げ、査定と勤続年数の双方が昇格に影響することを確認している。大竹(1995)は、従業員約 3,900 人の企業で同様の分析を行い、昇格は査定によって決まり、年齢は影響しないことを確認している。馬(1997)は、大手電機メーカーを取り上げ、技能形成と昇格競争の関係を勤続年数の長い従業員の一部を対象にコーホート分析を行っている。Ariga, Ohkusa and Brunello (1999)も大企業のコーホートデータを用い、採用、昇進、離職および賃金決定要因の分析を行っている。

一方、賃金格差に関する研究も進められた。松繁・中嶋・梅崎(2001)では、従業員約 1,300 名の企業を調査対象として 2 時点間の賃金決定要因を比較し賃金決定の年齢効果の増大と賃金格差縮小を明らかにした。梅崎・松繁・中嶋(2002)では、従業員約 1,200 名の企業を分析し、管理職層で査定格差が拡大しない要因を探った。

しかし、これらの先行研究に対応するような研究は中小企業においては行われていない。したがって本稿では、従業員約 200 名の Z 社の人事データを使用し、中小企業において、異なる処遇の混在、早期選抜の可能性、能力主義的傾向が観察されるかどうかを調べる。また一方で、基幹的従業員に関して内部昇進システムが存在しているかどうかを検証する。

くわえて、昇進や賃金決定に関して従業員間の能力差の顕在化や処遇における差異のある程度の固定化が存在するかどうかを検証する。これまで多くの研究がおこなってきたクロスセクションデータでは、格差の存在を確認することはできても、それが固定的であるかどうかは確認できない。本研究では、人事マイクロパネルデータを利用できるために、それが可能になる。この点が新たな試みである。

本稿の構成は、以下ようになる。つづく第 2 節では、本研究の分析の枠組みと分析手法の説明をおこなう。第 3 節では、調査の対象となる企業の特徴と制度のあり方を説明する。第 4 節では、直近の企業内マイクロデータを見ることでこの企業の基本的な特徴をとらえる。つづけて、5 年間のパネルデータを分析し、昇進や昇給を決定する要因としての評価、勤続、年齢などの役割を探る。そのうえで、他の企業内マイクロデータを使用した分析との相違を確認しその意味を探る。第 5 節は、まとめである。

2. 分析の視点と方法

この節では、前節で議論された早期における企業内処遇格差と年功的処遇の存在を確認するために、制度の詳細を把握し、その上で統計分析をおこなう。まず、制度面では企業内に従業員のタイプ別に異なる処遇制度が用意されているかどうかを見てみる。より具体的に、評価、職能等級、賃金の構成要素とそれらのウェイトの相違を観察する。また、初期の段階からグループ別の処遇が行われていれば、統計には早い段階からの賃金や昇進・昇級格差が観察されることになる。

次の段階は、同一グループ間でも個人間の固定的な差異（以下、個人格差）が観察されるかどうかを検証する。業績 y_{it} に影響を与える個人の観察される特性を x_{it} 、能力、適性など観察されない特性を α_i 、攪乱要因を ε_{it} とすると、その関係は、

$$y_{it} = x_{it}'\beta - \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

と表される。

もし、企業が個人間の差異 α_i を把握しており、それに基づいて処遇を決定しているとなれば、(1)式のパネルデータ推定において個人効果が観察されるはずである。特に、早期に格差が生じている場合は、勤続の短い、または年齢の若い従業員を対象とした分析においても個人効果が観察されるはずである。

この点に関して、クロスセクションデータを使用した分析との違いを図で説明しよう。図表 1 と図表 2 とともに格差が存在する場合である。両者の違いは、図表 1 では期ごとに順位が変動している。すなわち、ある期に成績のよかった者がその後も成績がよいというわけではない。図表 2 は、格差が固定的である。クロスセクションデータでは、格差の存在は確認できても図表 1 と図表 2 のどちらかが生じているかの区別がつかない。しかし、パネルデータを用い個人効果を確認できれば、図表 2 の状況が生じていることを意味し、どちらが生じているかを判断できる。

また、パネルデータ分析は別の面でもクロスセクションデータの欠陥を補う。たとえば、図表 3 が示すように勤続を積むと上位の等級に昇格していく可能性が増加するとする場合を考えてみよう。かりに、a、b、c の 3 名の従業員がいるとする。a と b は同質で c は彼らより能力が高く、c は現在 c の位置に高い評価を得ているまたは昇格しており、それにより高い賃金を得ているとする。クロスセクションデータでは、a と b の勤続差によって生じた結果の差を把握できるが、能力差が考慮されないために c が昇格し a が昇格していないのは、前者の能力が高いためなのかそれとも勤続が長いことによるのかを判断できない。しかし、パネルデータでは同一の対象を多時点を追うことになる。たとえば勤続 1 年目の c 点と勤続 2 年目の c 点を比較することが可能となり、勤続効果と能力効果を区別できるようになる。

この点からは、個人効果を考慮した上でも依然として年功の効果が観察されるかどうかという問題が派生する。賃金関数や所得関数の推定における ability bias の問題からも明らかに x_{it} が表す教育や技能の水準と従業員の資質 α_i は相関している可能性がある³。今回使用するデータにおいても、他の同種の分析と同様に完全に個人の資質を反映する変数

³ 資質が訓練の可能性と関係するものであれば訓練の効果が従業員間で異なり、それは同一の訓練を積んでも効果が異なる結果を生むことを意味する。すなわち、勤続や年齢の係数が従業員間で異なる場合を扱うランダム・パラメータ推定が適切である。しかし、データの制約から今回はそれを確かめることができない。

は入手できていない⁴。しかし、パネル分析においては、固定効果モデルとランダム効果モデルを比較することで、 x_{it} と従業員の資質 α_i の間に相関があるかどうかを検定することが可能である。そのうえで、適切であると判断されたいずれかのモデルにおいて年功の効果を観察するべきである。すなわち、年功的処遇がなされているかどうかを正確に推定するには、個人効果を考慮したパネル分析をおこなう必要がある。

3. 調査対象企業の人事制度

Z社は、ある地方の社員数約 200 名の食品製造企業である。ここ数年の売上げは増加基調にあり、従業員数も増加している⁵。経営はオーナー経営であり、労働組合もある⁶。従業員構成は図表 4 に示されているように、2001 年度において平均年齢は 35.9 歳、平均勤続年数は 11.6 年、平均就学年数は 13.7 年である。男性 83.1%、女性 16.9%と男性が多い。

平成 9 年に人事制度を現在の職能資格制度に改訂した。「それまでの身分的な人事制度を能力中心の人事制度に」変更したが、「一方で、年功的な要素は無視できず、今後も維持したい」という考え方をもっている⁷。

従業員は 3 系列からなっており、すべて正規である。第 1 の系列は事務・技術系社員である。営業職、技術職、研究職、事務職等が含まれる。第 2 は技能系社員である。主として製造オペレーターである。第 3 は準技能系社員である。主として、製造の補助的な作業に従事する。技能系社員は、優秀な成績を修めれば事務・技術系社員に「登用」される。会社としては、今後、積極的に登用していきたいと思っている⁸。一方、準技能系社員から技能社員への登用はない。

まず、査定の手続きから説明しよう。管理者が一次考課をおこなうが、その際、営業、技術・企画・事務社員、技能社員、管理職の 4 種それぞれに別々の考課基準がある。各々の考課基準は 20 以上のチェックリストで表現され、個別のチェックリストを 5 段階評価し合計点を計算する。Z 社の一次考課は、事務・技術系社員は 170 点満点、技能系社員は 55 点満点で実施される。なお、準技能系社員には査定が存在しない。

⁴ 評価結果は能力や適性を反映した変数であるが、企業において通常、評価は同一部門内および同一等級内の者を対象に行われる。すなわち、部門別、等級別の評価であり、全従業員間を対象とした順位や成績を測っているわけではない。また本来、査定によっても完全に能力や適性を把握できるわけではない。

⁵ Z社の個別企業名を連想しうる情報を秘する必要があるが、業務内容等の情報は公開できないが、数回の聞き取り調査を行った。

⁶ この企業の労働組合には上部団体はない。毎年春闘があり、賃金に関する交渉が行われる。過去には、妥結までに数回の交渉がもたれるような状況もあったが、最近では交渉が長引くようなことはない。

⁷ 社長および人事担当部長からの聞き取り情報である。

⁸ 事務・技術系社員は、営業部門、製造技術部門、企画部門、研究部門などに配置されている。製造に関する作業計画の作成や設備のメンテナンス等の業務も、事務・技術系社員が担当する。技能系社員は、主として製造工程に配置され現場作業を担当する。準技能社員は、搬出に近い工程に配置されており、人事考課は行われぬ。作業計画の作成、設備のメンテナンス等の業務は、事務・技術系社員が担当する。

一次評価の後は、評価の調整表一覧をつくり、調整が行われる⁹。部長以上のメンバーが、個人別の評価点数などを参考にしながら点数を加算・減算し、最終点数を決定する。その後さらに、S,A,B,C,Dの5ランクに再編される。評価結果の分布規制は行っていない¹⁰。

次に、職能等級についてより詳しく説明しよう。図表5に示されるように、人事制度は職能等級制度を基本とする。各3つの社員系列には各々に職能等級が設けられている。事務・技術系社員の職能等級は11あり、技能系社員の職能等級は5つ、準技能系社員は全員1等級に位置付けられている¹¹。事務・技術系社員を職掌で捉えると、1-5級が一般職、6-7級が監督職、8級以上が管理職にあたる。役職で捉えると、7級が係長、8級-9級が課長、9級-10級が副部長、10-11級が部長に対応する。支店長は管理職から任命される。技能系社員のうち優秀な者は事務・技術系社員に登用され、監督者への道が開かれている。逆に、技能系社員にとどまる限り役職に任命されることはない。

賃金は、図表6で示されるように給与と賞与によって構成され、給与は基本給と手当からなる。基本給の内容は、職能給、勤続給、年齢給の3つである。このうち、大きなウェイトを占めるのは、年齢給と職能給である。現在の賃金テーブルでは、年齢給は18歳の者に80,000円強が支払われ、それ以上35歳までは1歳ごとに1,600円、36歳から40歳までは1,400円、41歳から45歳までは1,200円、46歳から50歳までは1,000円のピッチで上昇し、50歳以上は50歳と同一金額が支給される。勤続給は、1年ごとに300円で均等に上がっている。これらの上昇額は一律で、3つの社員系列間においても差はない。

一方、職能給は社員系列ごとに異なる。事務・技術系社員と技能系社員はいわゆる号俸制の賃金テーブルで管理され、査定によって昇格・昇号する。事務・技術系社員の場合、1等級1号俸は、約6,500円であり、昇格にともない約6,000円から20,000円の幅で職能給が上昇する。また、査定にもとづいて号俸が上昇する。Sであれば6号俸、Aであれば5号俸、・・・、Dであれば2号俸といった形で評価ランクごとに昇号数が決定する。昇号による昇給ピッチも等級が高いほうが大きくなっており、たとえば、下位等級は約300円、上位等級はその倍である。

技能系社員の場合、昇格昇給は1級から2級へは2,000円、2級から3級へは4,000円、3級から4級へは6,000円、4級から5級へは8,000円となっている。基本給に関する基本的統計量は図表7に示されている。以上のような仕組みにより、同一等級であっても評価結果の蓄積（すなわち号数）によって職能給が異なっており、最高と最低の間にかかなりの幅が生まれる。また、昇級がなくても、ある程度の成績を維持すれば勤続を重ねることで号数が上がり能力給が上昇する。このため、異なる等級の間で職能給が重なる部分が生じる。

以上のような要因によって、基本給・年齢プロフィールは図表8で示されるような形に

⁹ 調整表一覧には、評価対象者のすべてが記載される。したがって等級別に調整をしているわけではない。

¹⁰ 平均点規制も分布規制も行っていないために、事後的には予定した賃金原資からずれるという事態が生じることもある。そのリスクは会社側が負担する。

なる。事務・技術職と技能職ともに同一年齢であっても上下に幅を持つために、年齢と賃金の間に逆転が生じる。上下幅は前者の方が大きく、その差は若い段階から明確に存在する。また、年齢とともに、同一系列内格差が広がるだけでなく、職種間格差も拡大する。特に、準技能系社員は査定がないためにその中ではばらつきは生じないが、昇格もなく賃金水準は低くとどまるために、彼らを含めると全体の格差はいっそう鮮明に広がっていくことがわかる。

4. パネルデータの分析

従業員の評価・処遇における格差要因は、図表9に示されるように、年齢、勤続、成果・能力がそれぞれまず評価に反映され、その結果が職能等級と号俵に影響を与え、最終的に基本給に影響を与えるという流れがある¹²。したがって、ここでは評価、等級、賃金の3段階のそれぞれにおいて格差要因を探ることにする。

この因果関係の流れを分析するに際して検証したい主な点は、それぞれの段階で個人効果が存在するかどうか、そしてそれが固定的であるかどうかである。さらに、個人効果を考慮した上でも、依然として年齢や勤続の影響がみられるかどうかである。

分析のもう1つの目的は、中小企業における早期格差の可能性を見極めることにある。日本の大企業の場合は、初期の10年間は従業員間で格差を付けない傾向があるといわれている。これが中小企業でも当てはまるかどうかを検証するために、大卒者が卒業後10年未満となる32歳以下の従業員を取り出し分析した。

事務・技術系社員の分析の結果は図表10に示している。利用可能な説明変数として、年齢、年齢の2乗、勤続年数、勤続年数の2乗、在級年数、在級年数の2乗、性別ダミー、就学年数と職能等級別ダミーが取れる。そこで、まずこれら全ての説明変数を使用した推定をおこない、その後、Pooledデータ推定とランダム効果モデルにおいて係数が非有意となる説明変数をF検定で落し変数を絞り込み、2つの推定のいずれかに残った変数のみを使用した推定を再度おこなった。図表にはその最終的な結果のみを示している。

Pooledデータ推定とランダム効果モデルにおいては性別ダミーと就学年数が使用されているが、これらは従業員に関して変化しない属性であるため固定効果モデルでは使用できない。また、同一の個人を考えると勤続の増加と年齢の増加はほぼ完全な一次の関係にあるために、固定効果モデルはどちらか一方の変数しかつかえない。この研究の目的は企業内早期格差を見ることにあるので勤続年数を使用した¹³。また、在級年数の増加とともに評価が上昇する可能性が高いことを考え、在級年数も説明変数に加えた。

評価に関してみてみよう。非説明変数は、最終考課点である。Pooledデータ推定と固定効果モデルを比較し尤度比検定を行った結果、32歳以下では尤度比105.761、P値0.000、

¹¹ グループごとに見た年齢・等級別の等級分布は図表A-1に示してある。

¹² 人事制度上明らかではない因果関係については、図表9では点線で示した。パネルデータの分析でその関係を推定する。

¹³ 年齢を残しても推定結果はほとんど変わらず、ここでの議論には影響を及ぼさない。

全員では尤度比 295.740、P 値 0.000 となり両方において個人効果モデルが指示された¹⁴。つまり、在級年数や等級ダミーでとらえきれない個人間の差異は、Pooled データ推定で使用されている性別ダミーや就学年数だけでは十分に補足できず、(1)式のように個人別に α_i を考慮する必要があることが示されている。また、それは個人間の差が固定的であることを示している。特に 32 歳以下に焦点を当ててもそれが観察されることから、図表 2 で示されているように早期に差が生じているといえる。

固定効果モデルを選ぶべきかランダム効果モデルを選ぶべきかをみるために両方のモデル間で Hausman テストをおこなった。ランダム効果モデルでは性別や就学年数を含んで推定しそれらの影響を考慮しているが、もしそれらの変数ではとらえきれない差異が個人間に存在し、それが他の説明変数、ここでは在級年数や職能等級ダミー、と相関を持つならば、固定効果モデル以外の推定においては説明変数の係数に歪みが生じていることになる。

結果は、32 歳以下と全員の推定において異なっている。前者ではあえて固定効果モデルを採用しなくてもよいことが確認される。すなわち、若い段階では、観察されない個人効果と在級年数や職能等級ダミーの間に相関がないと判断しても差し支えない。ところが、全員を対象とした推定においては、固定効果モデルを採用すべきであることが示される。すなわち、それ以外の推定においては係数に歪みが生じている可能性がある。

そこで、特に評価に関係すると思われる在級年数の係数をモデル間で比較してみよう。どちらのグループにおいても固定効果モデルを推定すると在級年数の係数は増加する。このことは、固定効果モデル以外の推定においては観察されない個人間の格差と在級年数の間にある負の相関が在級年数の係数を押し下げていることを示唆している。

同一等級に留まりつづけるということは、次の等級に昇級できないということの裏返しであり、在級年数がある程度以上長いという者は能力が低いことを意味する。推定の結果は、このことを反映していると考えられる。

続いて、昇格に関する推定結果を見てみよう。観察期間に等級を上がったものを 1、そうでないものを 0 としてロジット推定をおこなった¹⁵。まず、32 歳以下に関する推定結果をみよう。Pooled データ推定と固定効果モデルを比較すると Hausman 検定より固定効果モデルが支持されることから、個人効果の存在が確認される¹⁶。ただし、固定効果モデルの推定結果と他のモデルにおける係数の間にはあまり大きな 違いはない。固定効果モデルにおいては、他の推定結果とは異なり勤続年数の係数は正となるが、統計的には非有意であ

¹⁴ 固定効果モデルは全ての従業員別に個人ダミー変数を作成し推定をおこなうことを意味し、Pooled データ推定は、それに、就学年数、性別が同じであれば個人ダミー変数の係数が同一であるという制約をかけて推定していることになる。

¹⁵ ただし、パネル分析では条件付ロジット推定をおこなう必要があるために、期間中に昇格を経験した者のみを分析の対象とし、昇格しなかった者は分析から除かれている。

¹⁶ ただし、ランダム効果モデルにおいて $\alpha_i = 0$ という仮説は棄却されないが、個人効果モデルとランダム効果モデルでは、Hausman 検定より P 値 0.020 で、固定効果モデルが指示されるため、固定効果モデルの結果に基づいて議論を進める。

る。在級年数の係数は、他のモデルと比較して多少大きくなる。

一方、全ての従業員を対象とした分析においては、Pooled データ推定と固定効果モデルでは、Hausman 検定をおこなうと P 値 0.003 となり、固定効果モデルが指示される。また、ランダム効果モデルにおける σ^2 の値からも個人効果の存在が強く示唆される。勤続年数に関しても、固定効果モデルと他の推定結果の間には大きな差がある。固定効果モデルでは、勤続の増加が昇進を促すことが観察されるが、他の分析では勤続年数は負で有意となっている。すなわち、勤続年数と観察されない個人の能力などの属性との間には、負の関係がある¹⁷。

また、在級年数の効果も固定効果モデルの方が他の推定結果よりも明らかに大きい。評価に関する推定でもこれが観察されていることと図表 9 に示されるように昇格は評価によって決定されることを併せて考えると、この結果は前段階の評価の結果を反映していると思われる。

中小企業にかぎらず、勤続を積むことで昇級・昇格がおこなわれるかどうかに関する議論は、クロスセクションデータを使用した分析結果に基づいてなされることが多い。しかし、ここでの結果は、32 歳以下の従業員を対象にした分析においても全員を対象にした分析においても固定効果モデルが採択されており、これまでのクロスセクションデータを使用した分析では推定された係数が歪みを持っている可能性が高い。個人間の差異を考慮したパネル分析をおこなう必要性が示唆されている。

最後に、賃金がどのような要因で決定されるかを分析する。基本給は、年齢給、勤続給、職能給で構成されるが、図表 9 で示したように、年齢給と勤続給は年齢と勤続年数によって制度的に一律に決定され、従業員間の能力や業績の差異が反映されるのは職能給だけである。したがって、ここでは職能給に焦点を当てる。分析手順は、評価の場合と同じである。

まず、32 歳以下の分析結果をみると、評価や昇格の場合と同様に個人効果の存在が確認される。すなわち、職能給において 32 歳以前の段階で個人間に固定的な格差が存在する。ただし、固定効果モデルが採択されるわけではなく、ランダム効果モデルによる推定においても推定された係数に歪みが生じているわけではない。全員の推定においても結果はほぼ同様であり、個人効果の存在は確認されるものの、あえてランダム効果モデルより固定効果モデルを採用しなければいけない必要性は主張できない¹⁸。

評価や昇格の場合との大きな差異は、職能給の推定においては勤続年数が有意である点で

¹⁷人事部等での聞き取りによると、不況にもかかわらず Z 社が好業績であるので、最近では以前では考えられなかったような人材の応募があるとのことである。すなわち、最近採用されまだ勤続を積んでいない者ほど能力が高い。このことが推定に反映されていると思われる。

¹⁸ ただし、これは賃金を説明する変数として職能等級を使用していることが大きく影響している。職能等級ダミーを省いて推定を行うと、固定効果モデルが採用される。先述のように全員を対象とした昇格の分析においては固定効果モデルを採用する必要があり、それ以外の推定では勤続の影響が過小評価される。したがって、職能等級ダミーを使用しない

ある。これは、先に説明したように賃金の決定要素に号俸があることを反映している。号俸は積み上げ式であるので、たとえ毎年の評価結果に勤続が反映されなくても、極端に悪い評価が続かない限り勤続を重ねれば上がる。同様に、昇格そのものは能力重視で勤続に大きく左右されず、たとえ同一等級に留まり続けるような事態になっても、勤続とともに号俸が上がることで賃金は上昇する。

つぎに、技能系社員に関する分析に移る。図表 11 は、技能系社員の分析結果を表している。評価と職能給に関しては事務・技術系社員と同様の作業をおこなっている。しかし、職能等級に関しては、技能系社員の人数がそもそも少ないうえに等級も 5 等級しかなく、観察される 5 年間のうちに昇格した者の数が極めて少ない。このため推定が不可能であった。

評価に関する推定結果は事務・技術系社員同様に、32 歳以下でも全員でも個人効果の存在が観察される¹⁹。ただし、事務・技術系社員との違いは全員の推定において勤続が有意に正となる点である。すなわち、個人効果を考慮しても、勤続とともに評価が上昇することが確認される。技能系社員では経験とともに技能が上がる要素が強いのではないかと推察される。

かつ、固定効果モデルにおける勤続の係数は、ランダム効果モデルのそれよりもかなり大きく、観察されない個人属性と勤続間に負の関係があると推察される。すなわち、事務・技術系の昇格に関する議論と同様に、最近採用された者ほど能力が高い可能性がある。

職能給に関する推定においても、32 歳以下と全員の両方の推定において個人効果が観察される。ただし、資質 α_i と推定に使用された変数との間の相関の存在を判断する Hausman 検定では、固定効果モデルが支持されるわけではないとの結論を得ている。

勤続の係数に関しては、Pooled データ推定におけるものと 2 つパネル推定の結果を比較すると後者の 2 つの方が大きくなる。すなわち、技能職の賃金を推定する場合でも、クロスセクション分析では係数に歪みが生じている可能性があり、パネル分析によって再確認する必要がある。

5. 結語

本稿では、中小企業における昇進、昇格および賃金制度の実態を明らかにするために、食品製造企業 Z 社を取り上げ、聞き取りや資料による人事制度の詳細を把握したうえで、5 年間の人事データをパネル分析した。特に、先行研究で言われる中小企業の早期格差が統計的に確認できるかどうかという点に注目した。

まず、従業員が事務・技術系、技能系、準技能系に分けられ、それぞれが異なる評価制度ならびに職能等級制度のもとで管理されていることが明らかになった。このような違いが採用時から適応されるため、3 系列を正規従業員という一つのカテゴリーで扱った場合、当然早い段階から格差が観察されるという結果になることがわかった。

推定の場合、勤続年数にこの結果が反映される。

¹⁹ ランダム効果モデルが否定されない点も同様である。

くわえて、系列別にパネルデータ分析を行っても、早期格差が観察されることも明らかになった。特に32歳までの従業員に注目し分析した結果、評価、昇格、職能給のいずれに関しても個人効果の存在が観察された。すなわち、先行研究によって可能性が指摘された中小企業における早期格差がパネル分析を応用することでより正確に確認されたことになる。

さらに、Pooled データ推定、固定効果モデル、ランダム効果モデルの3つを比較することで、中小企業における評価、昇格、賃金に関するこれまでの議論が変更される余地があるかどうかを確認した。

事務・技術系社員の32歳以下の従業員に関する分析では、昇格に関して固定効果モデルが採用された。また、事務・技術系社員の全員に関しては、評価と昇格において固定効果モデルが支持された。技能系社員に関しても、全員を対象とした評価分析では、固定効果モデルが支持された。すなわち、今回の分析も使用した勤続年数、在級年数、教育年数など、評価、昇格、賃金などの分析において通常用いられる変数と観察されない個人の属性の間には実は相関が存在し、固定効果モデル以外の方法では推定結果に歪みが生じている可能性があることが明らかになった。

特に、職能給の推定においては、固定効果モデルにおける勤続年数の係数が Pooled データ推定に比べて大きくかつ有意であるという結果を得ることから、クロスセクションデータを用いて賃金における年功的效果を議論する場合は注意が必要である。

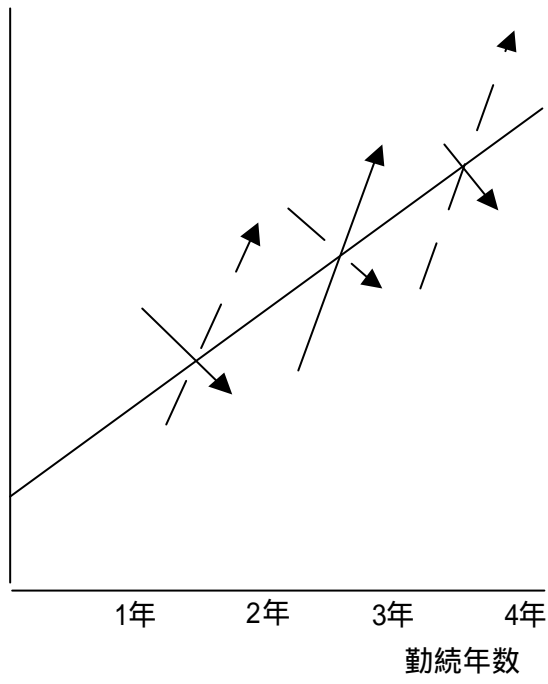
ただし、これまで企業内人事データを使用したパネルデータ分析は、中小企業のみならず大企業でも行われていない。したがって、早期格差の可能性に関する議論も、まず大企業を対象に同様の分析を行い、その結果と比較した上で結論が下されるべきである。また、結果を一般化するには、同様の分析が多くの企業においてもなされる必要がある。

<参考文献>

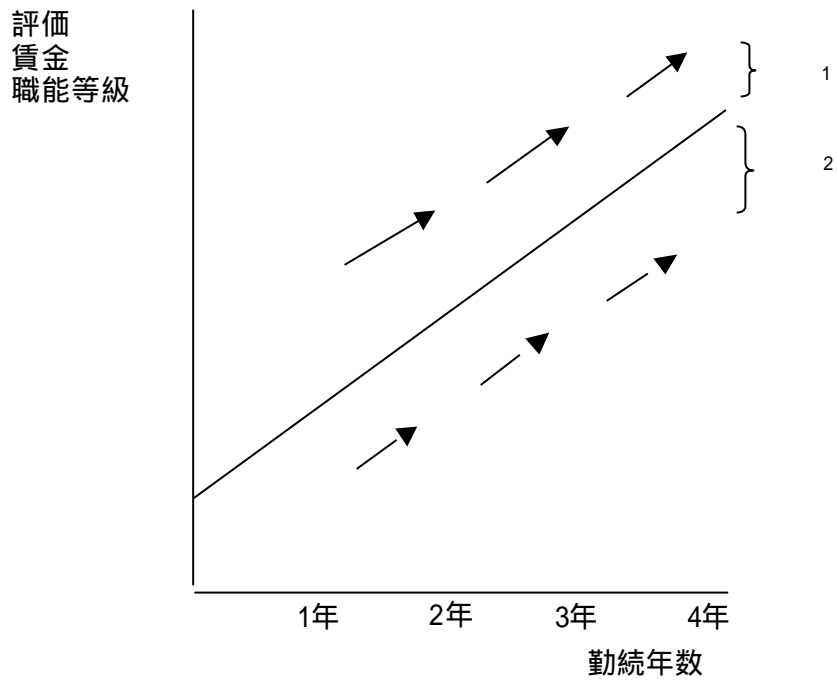
- 愛知県労働部(1987)『知的熟練の形成 - 愛知県の企業 』愛知県(小池和男・村松久良光・久本憲夫 共著)
- 今田幸子・平田周一(1995)『ホワイトカラーの昇進構造』日本労働研究機構
- 梅崎修・松繁寿和・中嶋哲夫(2002)「人事評価の調整過程 - 企業内マイクロデータによる分析 - 」『日本労務学会誌』掲載予定
- 大竹文雄(1995)「査定と勤続年数が昇格に与える影響」『経済研究』Vol.46, No.3 .
- 岡村和明(2002)「企業規模間賃金格差」分析の現状と課題」『日本労働研究雑誌』No.501 pp.78 80
- 小池和男(1981)「中小企業の賃金」『中小企業の熟練』第6章 pp.185 212 同文館 .
- _____ (1991)「中小企業労働者」『仕事の経済学』第8章 pp.111-130 東洋経済新報社 .
- _____ (1999)「中小企業労働者」『仕事の経済学[第2版]』第7章 pp.169-185 東洋経済新報社 .
- 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 .
- 中村 恵(1999)「製造業ブルーカラーの賃金構造の変化と技能形成 - 1970 年代後半からの推移」『日本経済の構造調整と労働市場』第4章 pp.103-124 東洋経済新報社 .
- 馬 駿(1997)「技能形成のためのインセンティブシステム 日本の電機企業M社の事例研究を通して」『日本労働研究雑誌』No.450 pp.48-61
- 松繁寿和・中嶋哲夫・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」Discussion Paper 01-11(大阪大学経済学研究科)
- 三谷直紀(2002)「中小企業の賃金制度と賃金構造」『マイクロビジネスの経済分析』 第9章 pp.197-218 東大出版会 .
- Ariga,K. and Y. Ohkusa and G. Brunello (1999), “Fast Track : is it in the genes? The Promotion Policy of a Large Japanese Firm”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 38, pp.385-402
- Medoff, J. and K. Abraham (1980), “Experience, Performance, and Earnings”, *Quarterly Journal of Economics*, 95, pp.703-736
- Medoff, J. and K. Abraham (1981), “Are Those Paid More Really More Productive?”, *Journal of Human Resources*, 16, pp.186-216
- Tachibanaki,T.(1996) ,*Wage Determination and Distribution in Japan* ,Clarendon Press , Oxford .

図表1 従業員格差 タイプ1

評価
賃金
職能等級

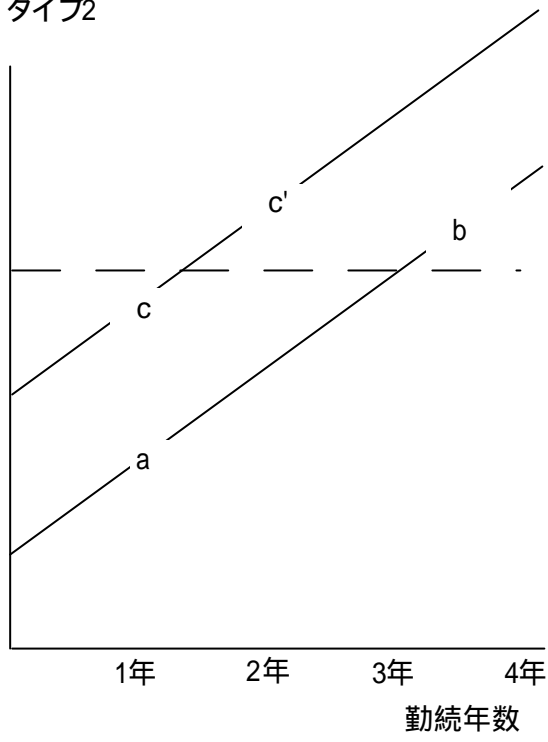


図表2 従業員格差 タイプ2



図表3 従業員格差 タイプ2

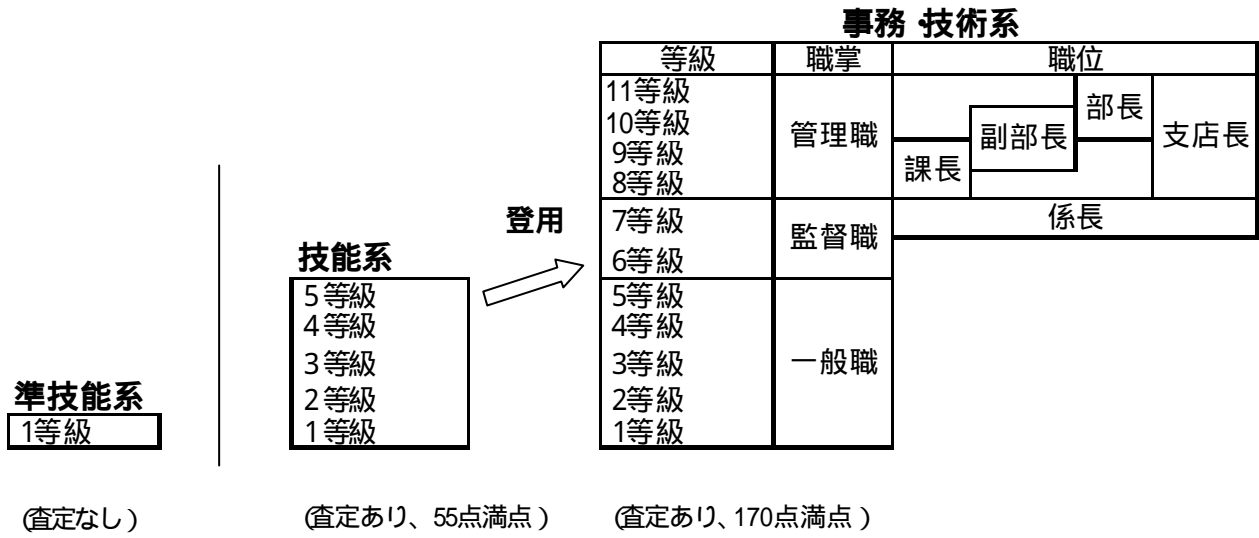
評価
賃金
職能等級



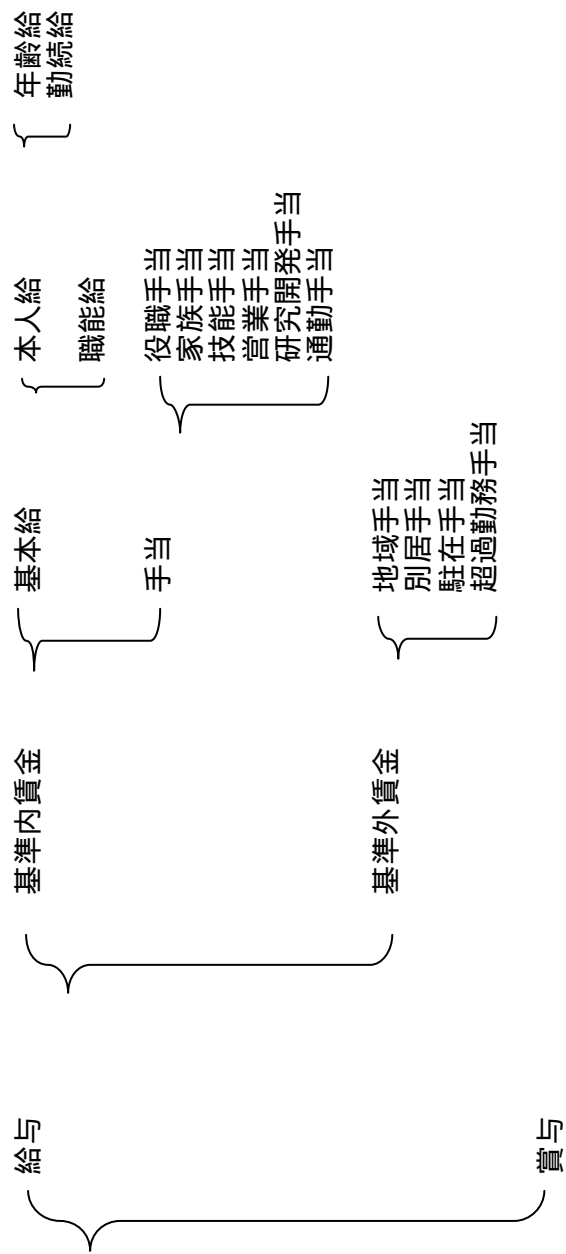
図表4 基本統計量 (2001年度)

	全体			32歳以下		
	平均	標準偏差	N=118	平均	標準偏差	N=52
事務 技術系	年齢	35.9	9.9	年齢	26.4	2.8
	勤続年数	11.6	9.5	勤続年数	4.4	3.4
	就学年数	13.7	1.9	就学年数	14.0	1.9
	男女比	男性 83.1	女性 16.9	男女比	男性 71.2	女性 28.8
技能系	平均	36.0	13.9	平均	23.5	4.1
	標準偏差	9.5	8.6	標準偏差	2.4	2.3
	年齢	12.2	1.1	年齢	12.4	1.3
	勤続年数	男性 78.6	女性 21.4	勤続年数	男性 57.1	女性 42.9
準技能系	平均	47.9	13.9	平均		
	標準偏差	13.3	8.6	標準偏差		
	年齢	12.0	1.1	年齢		
	勤続年数	男性 0.0	女性 100.0	勤続年数		
就学年数			就学年数			
男女比			男女比			

図表5 職能等級制度



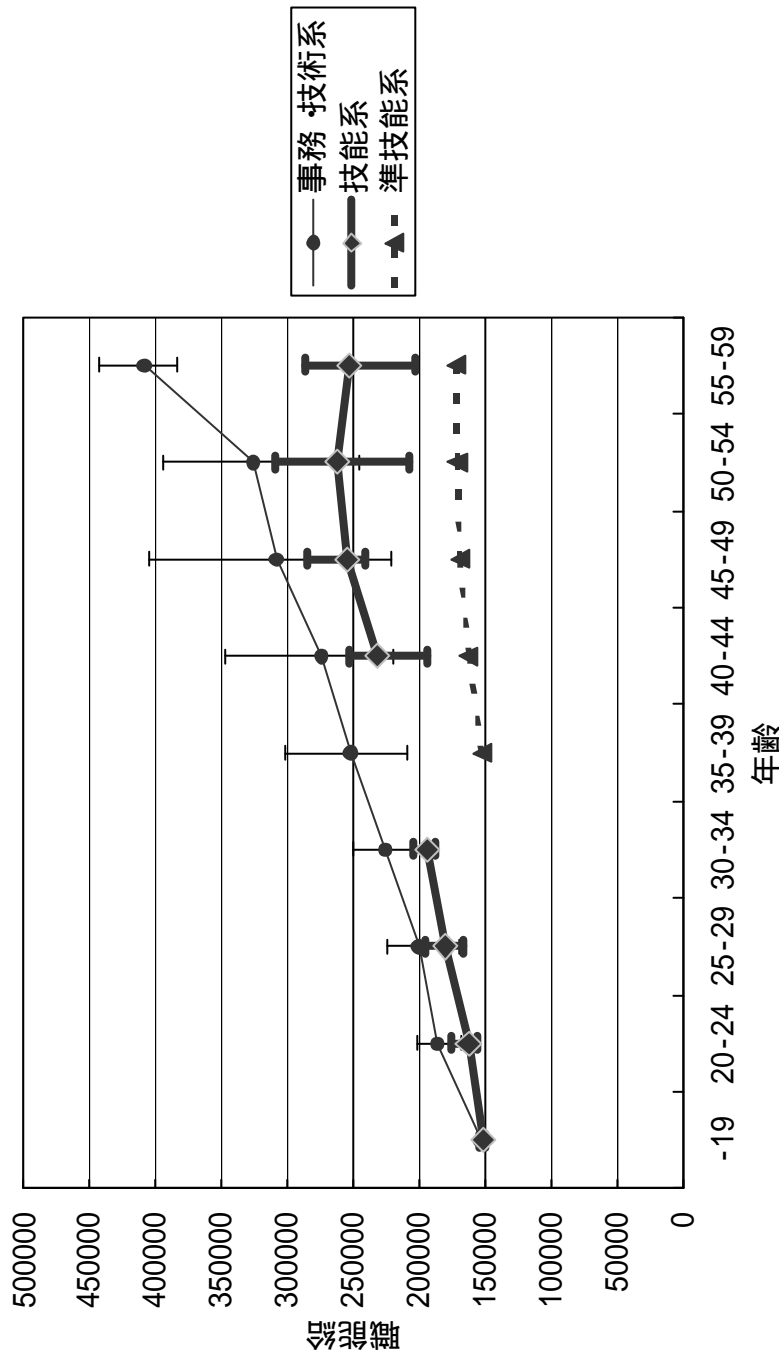
图表6 賃金構造



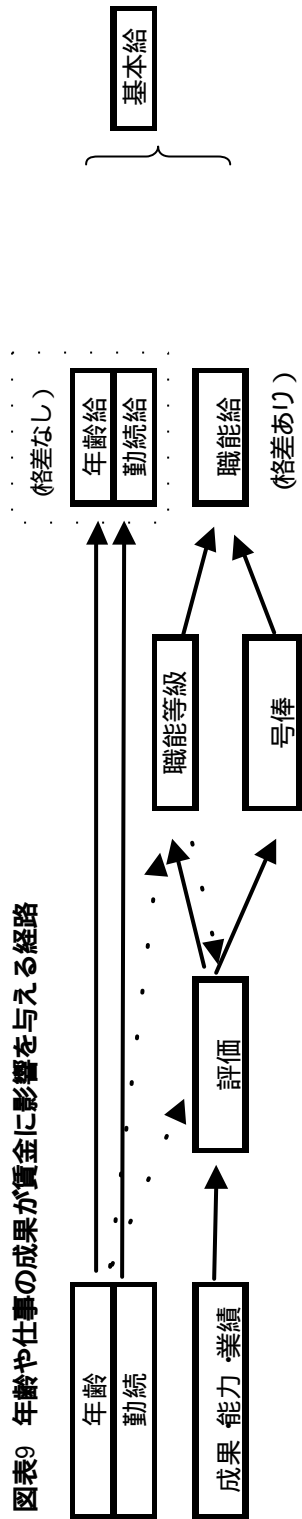
図表7 基本給記述統計量

	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
事務・技術系社員	118	129578	47420	65300	277900
職能給 技能系社員	56	93426	29478	65300	161300
準技能社員	12	37000	1905	36450	43050
勤続給	186	2932	2646	0	11700
年齢給	186	109729	14983	83700	128900

図表8 基本給-年齢カーブ



図表9 年齢や仕事の成果が賃金に影響を与える経路



注) —▶ 人事制度上明らかな因果関係
 . . . ▶ 人事制度上明らかな因果関係

図表1) 事務・技術職の評価、職能等級、職能給の決定要因

勤務評定点

	32歳以下						全員					
	Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
在級年数	3.639	0.001	5.150	0.000	4.488	0.000	0.196	0.754	3.411	0.000	1.740	0.003
性別ダミー	2.900	0.266			3.259	0.322	7.191	0.002			6.834	0.025
就学年数	0.346	0.589			0.235	0.770	0.116	0.781			-0.060	0.914
2等級ダミー	8.834	0.186	9.131	0.197	8.854	0.144	10.403	0.113	9.267	0.159	10.085	0.087
3等級ダミー	4.687	0.453	5.500	0.512	4.479	0.454	7.753	0.187	4.872	0.505	6.359	0.253
4等級ダミー	18.573	0.006	21.667	0.020	19.270	0.003	22.090	0.000	20.077	0.012	22.130	0.000
5等級ダミー	21.632	0.014	21.769	0.085	21.063	0.017	20.307	0.002	11.784	0.172	17.434	0.006
6等級ダミー							26.804	0.000	24.121	0.016	24.333	0.000
7等級ダミー							12.693	0.047	21.466	0.088	9.702	0.131
8等級ダミー							15.588	0.015	33.166	0.012	15.618	0.014
9等級ダミー							19.602	0.003	31.014	0.036	16.575	0.014
10等級ダミー							21.120	0.002	45.093	0.024	20.089	0.004
11等級ダミー							48.928	0.000	66.803	0.003	44.441	0.000
定数項	101.089	0.000	104.884	0.000	101.739	0.000	106.460	0.000	100.173	0.000	108.082	0.000
No. of obs	141		141		141		343		343		343	
No. of Groups			46		46				105		105	
R ²	within		0.391		0.390		0.168		0.275		0.241	
	between		0.116		0.140				0.058		0.203	
	overall		0.238		0.250				0.076		0.183	
個人効果の検定	LR test						LR test					
L likelihood ratio	105.761						295.740					
Prob> chi2	0.000						0.000					
固定効果モデルの検定	Hausman specification test						Hausman specification test					
chi2(3)	4.310						44.750					
Prob> chi2	0.505						0.000					

昇格

	32歳以下						全員					
	Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
年齢	0.284	0.042			0.289	0.062	0.014	0.646			0.036	0.484
勤続年数	-0.787	0.002	0.014	0.974	-0.806	0.005	-0.080	0.019	0.550	0.093	-0.124	0.043
在級年数	1.967	0.000	2.382	0.015	2.089	0.002	0.721	0.000	2.530	0.000	1.250	0.001
就学年数	-1.294	0.000			-1.347	0.001	-0.395	0.000			-0.621	0.005
性別ダミー	0.071	0.928			0.055	0.949	0.121	0.797			0.119	0.876
定数項	14.590	0.008			15.134	0.016	4.251	0.064			6.337	0.100
No. of obs	142		42		142		344		124		344	
No. of Groups			11		46				36		105	
Log likelihood	-32.505		-6.547		-32.432		-110.777		-11.874		-108.262	
Likelihood Ratio ²	26.43		17.06				29.77		64.06			
P> ²	0.000		0.000				0.000		0.000			
Prob R ²	0.289						0.119					
Wald ²					11.330						11.340	
P> ²					0.045						0.045	
固定効果モデルにおける個人効果の検定	Hausman specification test						Hausman specification test					
² (2)	6.110						11.610					
P> ²	0.047						0.003					
固定効果モデルの検定	Hausman specification test						Hausman specification test					
²	7.810						9.550					
P> ²	0.020						0.009					
ランダム効果モデルにおける個人効果の検定												
²	0.320						0.725					
Likelihood test for =0	0.015						5.030					
Prob >= chi2	0.350						0.012					

職能給

	32歳以下						全員					
	Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
勤続年数	0.012	0.047	0.035	0.000	0.022	0.000	0.011	0.000	0.040	0.000	0.029	0.000
勤続年数の二乗	-0.001	0.056	1.442E-04	0.565	-0.001	0.098	-4.850E-05	0.326	-3.562E-04	0.000	-3.989E-04	0.000
在級	0.016	0.000	0.003	0.260	0.016	0.000	0.007	0.028	0.001	0.528	0.009	0.000
性別ダミー	0.000	0.992			-0.006	0.688	-0.029	0.009			0.013	0.598
就学年数	-0.003	0.386			0.010	0.055	0.005	0.022			0.017	0.001
2等級ダミー	0.128	0.000	0.102	0.000	0.119	0.000	0.108	0.001	0.085	0.000	0.094	0.000
3等級ダミー	0.333	0.000	0.277	0.000	0.311	0.000	0.298	0.000	0.245	0.000	0.269	0.000
4等級ダミー	0.454	0.000	0.335	0.000	0.405	0.000	0.425	0.000	0.308	0.000	0.343	0.000
5等級ダミー	0.544	0.000	0.448	0.000	0.500	0.000	0.485	0.000	0.374	0.000	0.413	0.000
6等級ダミー							0.590	0.000	0.472	0.000	0.523	0.000
7等級ダミー							0.671	0.000	0.568	0.000	0.612	0.000
8等級ダミー							0.780	0.000	0.678	0.000	0.726	0.000
9等級ダミー							0.894	0.000	0.758	0.000	0.824	0.000
10等級ダミー							0.996	0.000	0.829	0.000	0.829	0.000
11等級ダミー							1.118	0.000	0.914	0.000	1.037	0.000
定数項	11.138	0.000	11.036	0.000	10.865	0.000	11.024	0.000	10.949	0.000	10.698	0.000
No. of obs	142		142		142		344		344		344	
No. of Groups			46		46				105		105	
R ²	within		0.968		0.952		0.963		0.970		0.960	
	between		0.682		0.879				0.911		0.941	
	overall		0.705		0.876				0.919		0.948	
個人効果の検定	LR test						LR test					
L likelihood ratio	329.059						1192.163					
Prob> chi2	0.000						0.000					
固定効果モデルの検定	Hausman specification test						Hausman specification test					
chi2(3)	0.000						0.000					
Prob> chi2	1.000						1.000					

図表11 技能職の評価、職能等級、職能給の決定要因

勤務評価点

	32歳以下						全員						
	Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	
勤続年数	8.072	0.004	0.766	0.924	8.966	0.002	0.510	0.050	5.357	0.000	0.779	0.018	
勤続年数の二乗	-0.688	0.021	0.545	0.593	-0.732	0.019	-0.032	0.001	-0.128	0.000	-0.041	0.001	
在級年数	-7.651	0.014	0.719	0.925	-8.464	0.004	-0.784	0.222	-2.550	0.004	-1.352	0.054	
在級年数二乗	0.843	0.063	-0.113	0.908	0.974	0.022	0.041	0.548	0.298	0.004	0.102	0.196	
性別ダミー	-4.277	0.048			-4.683	0.054	0.419	0.739			0.841	0.617	
就学年数	0.543	0.515			1.991	0.000	0.446	0.387			0.441	0.522	
2等級ダミー	2.202	0.372	-1.596	0.548	1.412	0.520	4.597	0.001	-0.992	0.594	4.612	0.001	
3等級ダミー					-5.321	0.174	4.058	0.019	-1.647	0.560	4.233	0.035	
4等級ダミー							6.844	0.004	0.886	0.826	7.593	0.008	
5等級ダミー							10.489	0.000	9.956	0.129	11.248	0.002	
定数項	26.834	0.102	29.659	0.000	(dropped)		29.856	0.002	7.064	0.143	29.292	0.024	
No. of obs	53		53		53		165		165		165		
No. of Groups	26		26		26		63		63		63		
R ²	within	0.376		0.721		0.662		0.183		0.508		0.250	
	between			0.107		0.323				0.018		0.213	
	overall			0.198		0.452				0.008		0.222	
LR test						LR test							
Likelihood ratio						Likelihood ratio							
Prob>chi2						Prob>chi2							
Hausman specification test						Hausman specification test							
chi2						chi2							
Prob>chi2						Prob>chi2							

職能給

	32歳以下						全員						
	Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		Pooled		固定効果モデル		ランダム効果モデル		
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	
勤続年数	0.023	0.197	0.041	0.001	0.042	0.002	0.001	0.819	0.058	0.000	0.041	0.000	
勤続年数の二乗	0.000	0.807	0.003	0.070	0.000	0.974	0.000	0.007	-0.001	0.000	0.000	0.001	
在級年数	-0.012	0.113	-0.001	0.800	-0.008	0.086	-0.001	0.717	0.001	0.462	0.000	0.870	
性別ダミー	-0.086	0.000			-0.090	0.000	-0.053	0.031			0.032	0.402	
就学年数	0.071	0.000			0.617	0.000	-0.003	0.722			0.060	0.000	
2等級ダミー	0.106	0.000	0.034	0.003	0.070	0.000	0.186	0.000	0.052	0.000	0.076	0.000	
3等級ダミー							0.319	0.000	0.093	0.000	0.126	0.000	
4等級ダミー							0.422	0.000	0.170	0.000	0.212	0.000	
5等級ダミー							0.549	0.000	0.223	0.000	0.264	0.000	
定数項	9.885	0.000	11.044	0.000	-2.147	0.000	11.210	0.000	10.878	0.000	9.904	0.000	
No. of obs	55		55		55		167		167		167		
No. of Groups	26		26		26		63		63		63		
R ²	within	0.840		0.974		0.951		0.882		0.954		0.943	
	between			0.010		0.821				0.781		0.837	
	overall			0.060		0.778				0.789		0.818	
LR test						LR test							
Likelihood ratio						Likelihood ratio							
Prob>chi2						Prob>chi2							
Hausman specification test						Hausman specification test							
chi2						chi2							
Prob>chi2						Prob>chi2							

図表A-1 年齢階層別等級分布(2001年度)

(%)

	年齢	一般職					監督職		管理職				合計
		1等級	2等級	3等級	4等級	5等級	6等級	7等級	8等級	9等級	10等級	11等級	
事務 技術系	20歳未満	0.5											0.5
	20-24歳		1.6	5.9									7.5
	25-29歳		2.2	7.5	5.4	0.5							15.6
	30-34歳			0.5	4.3	0.5	1.6						7.0
	35-39歳			0.5	2.7	1.1	0.5	1.6	0.5				7.0
	40-44歳			1.6	0.5	3.8	1.1	2.2	1.1	1.1			11.3
	45-49歳			1.1	0.5	1.1		0.5	0.5	2.2	0.5	0.5	7.0
	50-54歳			0.5	0.5	1.1			2.2	1.1	0.5		5.9
	55-59歳										1.1	0.5	1.6
	合計		0.5	3.8	17.7	14.0	8.1	3.2	4.3	4.3	4.3	2.2	1.1
		一般職											
技能系	20歳未満	3.2											3.2
	20-24歳	3.8	1.6										5.4
	25-29歳	0.5	3.2	1.1									4.8
	30-34歳		2.2	0.5									2.7
	35-39歳												0.0
	40-44歳	0.5		1.1	0.5								2.2
	45-49歳			2.7	2.7								5.4
	50-54歳		0.5	0.5	0.5	1.6							3.2
	55-59歳	0.5	0.5	0.5	1.1	0.5							3.2
	合計	8.6	8.1	6.5	4.8	2.2							30.1
		一般職											
準技能系	20歳未満												
	20-24歳												
	25-29歳												
	30-34歳												
	35-39歳	0.5											
	40-44歳	1.1											
	45-49歳	2.7											
	50-54歳	1.1											
55-59歳	1.1												
合計	6.5												