

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

井川 静恵

(大阪大学大学院)

目次

- I はじめに
- II 対象企業の概要と制度
- III 制度改定の詳細
- IV 推定方法
- V 推定結果
- VI まとめ

I はじめに

本論文の目的は、企業内人事マイクロデータを用いたパネル推定を行うことにより、賃金構造をより精緻に把握すると共に、賃金実態に与える制度改定の効果を捉えることである。具体的には、制度改定を行ったある企業（従業員数約1100名の製造業）について、人事部資料と聞き取りからその制度改定の詳細な内容を明らかにし、それによる賃金実態の変化を実証的に検証する。

近年、「成果主義」の導入が議論される中で、人事・賃金制度改定が注目されている¹⁾。「成果主義」的な賃金制度改定に伴うインセンティブやモチベーションの変化が注目されているが²⁾、そもそも制度改定によって実態としての賃金構造がどう変化したかについて確認する必要がある。制度が意図通りに運用されず、実態が「成果主義」的に変化していなければ、制度改定が従業員に与える影響を議論することは簡単ではない。

一企業内の賃金実態を把握するには、人事マイクロデータが必要である。さらに、同一個人についての複数年のデータが入手できれば、それを用

いてパネル推定を行う方がよい。一時点のクロスセクション分析よりも精緻な分析が可能となるからである。

人事マイクロデータを用いた賃金関数の推定、特に年齢の係数に着目する場合に、クロスセクション推定よりもパネル推定が望ましい理由として、年齢と能力の相関があげられる。その原因のひとつは、世代効果である。特に、大竹・猪木(1997)で指摘されているような、各世代の質の変化があげられる。採用時の労働市場の需給バランス、技術革新などから、世代ごとの質(能力)が変化し、トレンドを持つ可能性がある。つまり、たとえ訓練によって年齢と共に能力が上がるということがないとしても、企業内において世代(年齢)によって能力に差があることが考えられる。そうであれば、推定式において、説明変数である年齢と、誤差項に含まれる観察されない能力の間に相関があることになり、推定が歪むことになる。パネル推定では、観察されない個人の能力・資質を考慮することができるため、このような推定の歪みをいくらか修正できる。

企業内の賃金や昇進・昇格分析について、人事マイクロデータを用いた分析を行っている先行研究としては、昇格における査定と勤続の役割を分析した富田(1992)、大竹(1995)、勤続・給与・生産性について分析したMedoff and Abraham(1980, 1981)が代表的である。Baker, Gibbs and Holmstrom(1994a, 1994b)では一企業の20年にわたる人事データから昇進や賃金について実証的な分析がなされている。人事マイクロデータでパ

ネル推定を行った研究としては、松繁・柿澤・中嶋・梅崎・岩田・井川（2002）がある。この論文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、早期格差を個人効果の存在から実証している。

本論文では企業の制度改定にも着目する。制度改定が賃金構造に与えた変化をマイクロデータを用いて分析した先行研究として、都留・阿部・久保（2003）および中嶋・松繁・梅崎（2004）があげられる。都留・阿部・久保（2003）では3社について長期の人事マイクロデータをプールした分析を行い、制度改定などによる報酬構造の変化について、年齢や勤続の効果が小さくなり、査定や役職の効果が大きくなったことを示した。中嶋・松繁・梅崎（2004）では、成果主義を導入した企業において、制度改定の意図とは逆に管理職層で賃金の年功化と格差の縮小が起こったことを示しているが、制度改定前後の2時点のマイクロデータを用いたクロスセクション分析である。いずれも制度改定による実態の変化を確認した重要な研究であるが、パネル推定は行われていない。

本論文では賃金や人事考課のより精緻な推定、さらには制度改定が賃金実態に与えた変化を捉えるために、企業内人事マイクロデータを用いたパネル分析を行う。

本論文の構成は以下の通りである。続くⅡでは対象企業の概要と制度を簡単にまとめ、Ⅲでは人事・賃金制度改定を詳述する。制度改定をふまえた実証分析についてはⅣの推定方法およびⅤの推定結果で議論する。Ⅵはまとめである。

Ⅱ 対象企業の概要と制度

本節では、対象企業の人事・賃金制度を簡単にまとめる³⁾。対象企業は従業員数約1100人の製造業で、創業は古い。2002年時点では平均年齢37.5歳（標準偏差9.41）、平均勤続年数13.6年（標準偏差9.44）である。男性が83.1%で、採用形態別では新卒が71%、中途が29%となっている。経営状態は良好で業績も安定しているため制度改定において人件費の削減は第一義の目的とされていない。データは1998年から2002年までの

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

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をパネルデータとして用いる。

人事・賃金制度の基本は職能資格制度である（表1）。賃金は月例賃金、夏賞与、冬賞与、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所定内手当から成る。基本給は年齢給と勤続給から成る「本人給」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⁴⁾。「職能給」は職能等級ごとに設定されており、職能給の毎年の増加部分（定期昇給）については、人事考課の「昇給点」が反映される。1号俸上げれば何円賃上げされるかというピッチが等級ごとにあらかじめ決められており、「昇給点」に応じて昇号数（号俸の上昇数で通常0~4号俸）が決定する。職能等級の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、通信教育、研修）を満たし、筆記試験や第三者評価面接、過去3年間の人事考課（昇給点）等が審査されて総合的に判定される。過去の人事考課と共に考慮される第三者評価による面接評価点は、非常に重視されている。昇格審査に合格すれば一つ上の資格の1号俸に位置付けられ、必ず昇格昇給が発生する仕組みである⁵⁾。

賞与は、現行制度では本人の基本給ではなく資格別平均基本給（Ⅲにおいて後述）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。詳しくは次節で確認する。

人事考課と賃金の関連をみると、定期昇給は前年度1年間（4月～3月）の人事考課が反映され、賞与は半年毎の人事考課が反映されて決定される。具体的には、夏賞与は前年度下半期（10月～3月）の人事考課が反映され、6月に支給される。冬賞与は今年度上半期（4月～9月）の人事考課が反映され、12月に支給される。現行制度では賞与の人事考課は「業績評価点」、基本給および昇進・昇格の人事考課（昇給点）は「行動評価点」である。

Ⅲ 制度改定の詳細

賃金実態について制度改定を考慮した実証分析を行う際には、まず制度改定の内容を把握する必要がある。対象企業において、制度改定は一時点での急激な改革ではなく、人事考課制度やそれに関連する賃金制度の段階的・漸進的改定であった。以下ではそれら諸制度の変遷を詳細に確認する。

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年上半期～1999年下半期（1998年冬賞与に反映される評価から2000年夏賞与に反映される評価まで）、2000年上半期（2000年冬賞与に反映される評価）、2000年下半期～2002年上半期（2001年夏賞与～2002年冬賞与に反映される評価）の3期に区分できる。

はじめに、1998年上半期～1999年下半期をみしてみる。1998年上半期には、「業績点」「情意点」「能力点」にウェ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⁶⁾。このウェイトは、等級に応じて部長クラス・課長クラス・係長クラスなどで異なる。1998年下半期（1999年夏賞与反映分）には、賞与における成果配分比率を高める一方、基本給部分を安定的に処遇する方向にウェイトが変更された。各等級のウェイトとその変更は表2に詳しい。

まとめると、1998年上半期から1999年下半期までは、三つの評価がウェイト付けされて点数（賞与点）が算出され、それが賞与月数に換算さ

表2 賞与点・昇給点への換算ウェイトとその変更
(単位：%)

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：1998年下半期に変更された。

れて賞与が支給されていた。同様に、ウェイト付けして算出された昇給点が昇号数に換算されて昇給（基本給）が決定されていた。

これに対し、過渡期である2000年上半期（2000年冬賞与に反映される評価）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、そのうち賞与には「業績点」のみを反映させ、昇給（基本給）には従来通りウェイト付けして算出された昇給点が反映されることになった。つまり賞与は三つの評価をウェイト付けするのではなく、「業績点」のみをそのまま月数に換算して決定される。

現行制度である2000年下半期～2002年上半期（2001年夏賞与～2002年冬賞与に反映される評価）には、「業績評価点」が用いられるようになり、賞与のみに反映されるようになった。同時に、2001年以降（2001年、2002年）の基本給（昇給）および昇格・昇進に反映される昇給点として「行動評価点」が用いられるようになった⁷⁾。

もうひとつの重要な制度改定は、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するというものである⁸⁾。この企業では1998年冬賞与から管理職（一部を除く）を対象にこれを導入した⁹⁾。算出基礎が個人の基本給ではなくなることで、基本給における年齢給（および勤続給）部分の差がなくなるだけでなく、評価の積み上げ効果もなくなるため、賞与の決定

における年功的要素が小さくなる。この資格別平均基本給は、1999年冬賞与から一般社員にも適用された。昇格したばかりの層にとっては賞与のベースが上昇するが、同一資格に滞留することでの賞与の増加はなくなる。

以上で確認された段階的の制度改定は図1、それによる人事考課（評価）と賃金の変化は図2のようにまとめられる。半年毎に支給される賞与の決定から、長期的な能力評価や人物評価といえる「能力点」「情意点」が除かれ、半年の業績評価である「業績点」のみが用いられるようになった。さらに資格別平均基本給の導入により基本給

を通じた評価や報酬の積み上げ部分が減少する。この二つの施策から、制度的には賞与の決定は非年功化し、業績点の効果が大きくなると予想される。基本給については、反映される人事考課の変更がみられたが、次節でもふれるように、年功度の変化を事前に予測することは困難である。

上述のような制度改定をみると、対象企業では賞与部分のみを「成果主義」的に改定したといえる。また、人事部への聞き取りからも、賞与では業績に応じて大きすぎない格差をつけ、基本給部分は安定的に処遇するという方針が明確になっている。

図1 段階的の制度改定

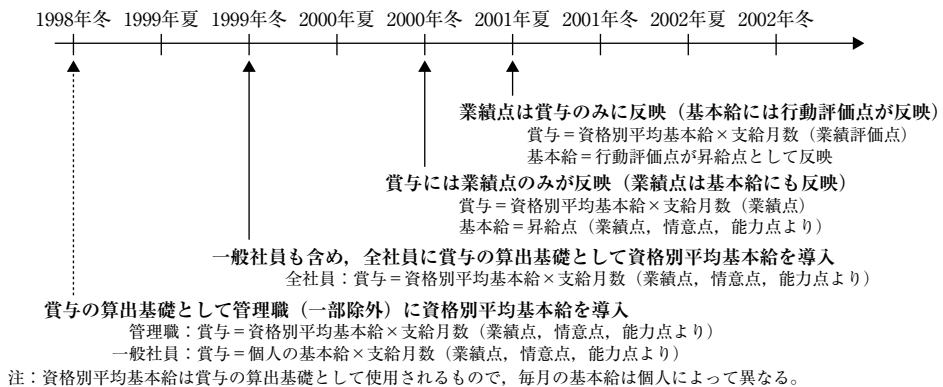
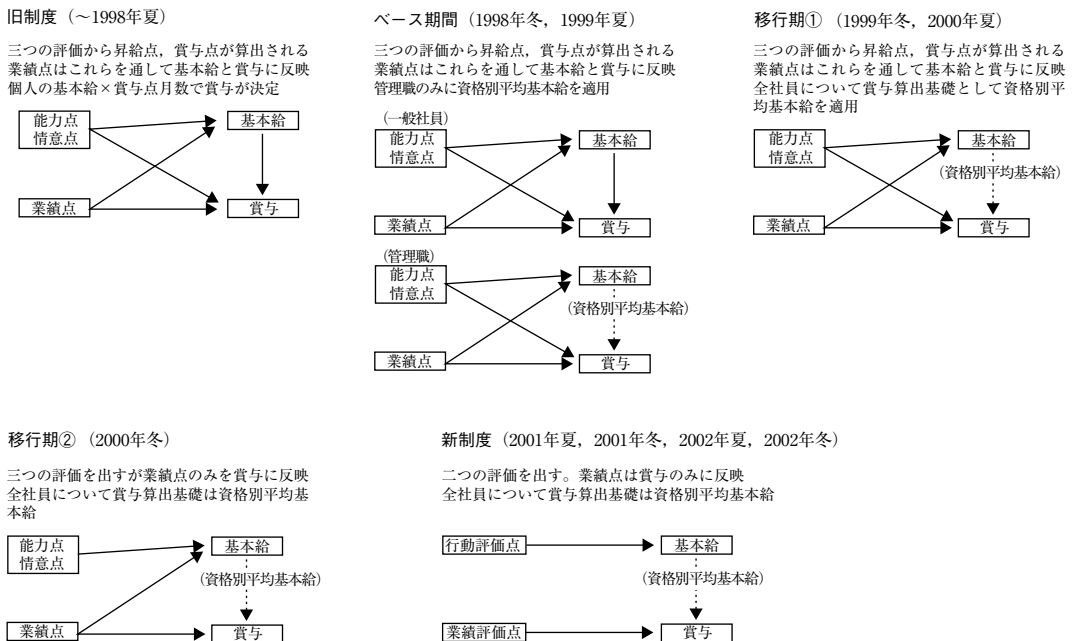


図2 制度改定による人事考課（評価）と賃金の変化



IV 推定方法

前節で示された制度改定をふまえ、これによる実態の変化をみるため、パネルデータを用いた推定（人事マイクロデータのパネル分析）を行った¹⁰⁾。能力や資質といった観察されない要因（誤差項に含まれる）が、年齢などの説明変数と相関している場合、クロスセクションデータを用いた推定では係数に歪みが生じるという問題がある。つまり、クロスセクション推定では係数にバイアスが生じている可能性を否定できない。この推定の歪みはパネルデータを用いた固定効果モデルでの推定によって修正されることが期待される。また、制度改定の効果をみるためにも、同一個人について複数期間を追ったパネル推定が望ましいと考えられる。

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捉えている。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で推定する必要があり、相関していなければランダム効果モデルが支持される。また個人効果が存在しなければデータをプールして通常の OLS で推定すればよいことになる。

賞与と基本給について、それぞれクロスセクション推定とパネル推定を行った。また、賞与に反映される「業績点」、基本給を決定する「昇給点」という二つの人事考課についても、それぞれを被説明変数としてクロスセクション推定とパネル推定を行った。

まず、「成果主義」的な制度改定を行った賞与部分の賃金構造の変化をみる。パネル推定では、はじめに業績点を推定し、次にその推定値（予測値）を使用して賞与を推定する。パネル推定の業績点の推定は次の通りである。

被説明変数：ln 業績点

説明変数：ln 年齢、性別ダミー¹¹⁾、中途入社者ダミー¹²⁾、学歴ダミー¹³⁾、部門ダミー¹⁴⁾、ln 年齢と制度改定ダミー（三つ）¹⁵⁾との交差項、

ln 年齢と管理職ダミー¹⁶⁾との交差項、

ln 年齢と制度改定ダミーと管理職ダミーとの交差項

業績点の出し方そのものに変化があったとすれば 2001 年夏賞与以降、目標管理制度が改定されて「業績評価点」になった時点であると考えられるので業績点の推定では 2001 年夏以降ダミーが重要である。しかしここでは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、賞与の制度改定の三つのダミー（後述）と年齢との交差項を用いることにした。

次に賞与を推定した。パネルの推定は次の通りである。

被説明変数：ln 賞与

説明変数：ln 年齢、

ln 業績点（上述の業績点の推定から得られた推定値）、

ln 年齢と制度改定ダミー（三つ）との交差項、

ln 年齢と管理職ダミーとの交差項、

ln 年齢と制度改定ダミーと管理職ダミーとの交差項、

ln 業績点（推定値）と制度改定ダミーとの交差項、

ln 業績点（推定値）と管理職ダミーとの交差項、

ln 業績点（推定値）と制度改定ダミーと管理職ダミーとの交差項、その他説明変数¹⁷⁾

推定において以下のことを考慮した。まず、前節でみたような漸進的の制度改定にあわせて、次の三つの制度改定ダミーを作成する。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 年冬以降ダミー、賞与には業績点のみが反映されるようになった 2000 年冬以降ダミー、評価が業績評価点と行動評価点の二つになり、業績評価点が賞与のみに反映されるようになった 2001 年夏以降ダミーである。賞与の推定ではこれらと年齢および業績点（推定値）との交差項を作成し、制度改定の過程を通じた、年齢の効果と業績点の効果の変化をみる¹⁸⁾。

また、賞与に関する制度改定は管理職と非管理職（一般社員）で異なっていたため、分析では管

理職ダミーを用いて一般社員と比較する¹⁹⁾。そのため、年齢および業績点について、制度改定ダミーと管理職ダミーとの交差項を作成し、説明変数に加える。段階的の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小さくなり、業績点の効果が大きくなると予想される。ただし、その業績点の決定において年齢の効果が大きくなっていけば賞与全体としての年功度が低下したとはいえない場合もある。年齢の効果については注意して観察することが必要である。業績点と賞与のクロスセクション推定式は、パネルの推定式から制度改定ダミーおよびそれとの交差項を抜いたものである。賞与のクロスセクション推定式では、業績点の推定値として利用可能な全ての変数を用いたものを使用している²⁰⁾。

次に、昇給点および基本給の推定を行う。昇給点および基本給に関連する制度改定としては、2001年以降の基本給に反映される昇給点の算出方法の変更があげられる²¹⁾。しかし、賞与の制度改定に反応して昇給点・基本給の実態が変化する可能性を考慮し、賞与の制度改定ダミー（三つ）を用いた²²⁾。昇給点および基本給のデータは年1度、4年分である。パネル推定およびクロスセクション推定の手順は業績点と賞与の場合と同様である²³⁾。

基本給の推定結果について制度改定から予測することはできないが、年功度を変化させる要因はいくつか考えられる。一つには、賞与と基本給が補完的であれば、賞与が非年功化したとき基本給が年功化する可能性がある。二つには、基本給に反映される昇給点の算出方法が変更され、2001年の基本給反映分から、これまでの「業績点」「情意点」「能力点」のウェイト付けではなく「行

動評価点」といういわゆる「コンピテンシー」が用いられるようになったことである。これによる年功度の変化は、年齢とコンピテンシーの関係に依存しよう。具体的行動を評価することから年功と無関係になる可能性もあれば、この企業に必要なコンピテンシーは年齢や勤続と共に高められていくかもしれない。さらに、「業績点」が業績に依拠して非年功的に評価されているとすれば、その「業績点」が昇給点に反映されなくなったことから、昇給点が年功化し、その結果、基本給が年功化することも考えられる。最後に、基本給決定が職能等級（昇格）にも依存していることも関係しよう。昇格にあたっては過去3年分の昇給点だけでなく、第三者評価（面接評価点）なども重視される。このため昇格管理が年功的か非年功的かということが基本給の年功度に影響することも考えられる。

V 推定結果

推定に先立ち、基本的な統計量を示す（表3）。推定の分析対象は、勤続1年以上の総合職とした²⁴⁾。分析対象期間の最後である2002年でみると888名（管理職134名、非管理職（一般社員）754名）で、平均年齢38.7歳、平均勤続年数15年、業績評価点の平均点は53.9点、基本給の平均金額は31万5442円、冬賞与の平均金額は81万9276円、行動評価点（昇給点）は平均54.3点となっている。男性が97%、女性が3%で、中途入社者は25.3%である。

パネル推定でははじめにデータをプールした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

表3 分析対象サンプルの記述統計量（2002年時点）

2002年	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
年齢	888	38.7	9.05	19.8	59.8
勤続年数	888	15.0	9.45	1.0	43.5
業績評価点（上半期）	888	53.9	4.38	20.0	75.0
基本給	888	315442	82190	159197	635418
2002年冬賞与	888	819276	250302	303000	2183750
行動評価点（昇給点）	855	54.3	4.21	25.0	65.0

注：分析対象サンプルは勤続1年以上の総合職。育休、海外駐在等を除く。

トで有意になった変数のみを用いて改めて三つのモデルを推定した。その上でモデル選択のテストを行った。業績点の推定ではランダム効果モデルが、賞与・昇給点・基本給の推定では、固定効果モデルが採択された²⁵⁾。ランダム効果モデルおよび固定効果モデルが支持された（個人効果が存在する）ことで、データをプールした OLS 推定よりも、パネル推定が望ましいといえる。

パネル推定とクロスセクション推定の結果を比較するため、まず年齢の係数について確認する（表 4）。年齢係数の変化をみると、両推定では係数が少なからず異なる。パネル推定ではクロスセクション推定の係数のバイアスが修正された可能性がある。毎年のクロスセクション推定の係数も確認したが、ほとんどの推定でその変化は不規則で一定の傾向はみられず、制度改定の効果の有無や方向、大小がはっきりしなかった。これに対して、パネル推定の結果をみると基本給と賞与で年齢の効果は小さくなっており、制度改定の効果も明確に捉えられたといえる。賞与と基本給については、年齢の直接的な効果に加えて、人事考課（評価）を通じた間接効果も考慮した、年齢の全体的な効果を算出した²⁶⁾。その結果、間接効果を考慮しても、賞与と基本給について一般社員・管理職共に非年功化が確認された。

年齢の係数と同様に、人事考課（賞与における業績点、基本給における昇給点）の変化が賃金の変化に与える効果についても比較したところ²⁷⁾、ク

ロスセクション推定とパネル推定では係数の値がかなり異なった。たとえば、クロスセクション推定では賞与における業績点の係数が大きくなり、基本給における昇給点の係数は小さくなっていくようにみられたが、パネル推定ではどちらも大きくなった。パネル推定の結果から、制度改定によって、人事考課の変化が賃金の変化に与える影響が大きくなったと解釈できる。

賞与と基本給についてパネル推定の結果をまとめると、一般社員・管理職共に年齢の変化が賃金の変化に与える効果が小さくなり、人事考課（評価）の変化が賃金の変化に与える影響が大きくなったことが確認された。以下ではこのことを、より詳細な推定結果からみておく。

はじめに、表 5 の賞与のパネル推定結果を検討する。賞与について行われた「成果主義」的な制度改定が実態に与えた変化を捉えることが実証分析の主たる目的であり、制度改定ダミーは賞与の制度改定に合わせて作成した。このため、賞与の推定で制度改定ダミーを確認することが重要である。制度改定ダミーと年齢との交差項は全て有意であり、その符号は負となった。制度改定ダミーと年齢と管理職ダミーとの交差項は三つあるが、そのうち 1999 年冬以降ダミーとの交差項が有意に正となった。これは、この制度改定が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ためと考えられる²⁸⁾。制度改定による年齢の係数の変化はこの 1 回目の制度改定を除き、一般社員

表 4 クロスセクション推定とパネル推定の年齢の係数比較

被説明変数		業績点		賞与				昇給点		基本給			
		年齢の効果		年齢の直接効果		間接効果も含めた全体効果		年齢の効果		年齢の直接効果		間接効果も含めた全体効果	
		一般社員	管理職	一般社員	管理職	一般社員	管理職	一般社員	管理職	一般社員	管理職	一般社員	管理職
クロスセクション	制度改定前	-0.130	-0.117	0.955	0.592	0.756	0.365	-0.138	-0.121	1.015	1.050	0.868	0.920
	制度改定後	-0.159	-0.150	0.947	0.526	0.486	0.029	-0.169	-0.162	0.974	0.782	0.866	0.641
パネル	支持されたモデル	ランダム効果モデル		固定効果モデル				固定効果モデル		固定効果モデル			
	制度改定前	-0.087	-0.081	0.704	0.387	0.607	0.269	0.428	0.428	1.141	0.879	1.001	0.847
	制度改定後	-0.072	-0.072	0.278	-0.019	0.167	-0.160	0.429	0.421	1.050	0.535	0.945	0.639

注) クロスセクション推定の「制度改定前」と「制度改定後」は、業績点と賞与は 1998 年冬と 2002 年冬、昇給点と基本給は 1999 年と 2002 年。
注) 年齢の直接効果と、間接効果も含めた全体的な効果については本文 V および注 30) を参照されたい。

注) パネル推定のモデル選択のテストについては注 25) を参照されたい。ここでは個人効果の F 検定、固定効果モデルの Hausman 検定、ランダム効果モデルの LM 検定の結果のみ簡単に示す。() 内は P 値。

業績点：F 検定 $F=10.49$ (0.00), Hausman 検定 $\chi^2(18) = 24.03$ (0.154), LM 検定 $\chi^2(1) = 7102.54$ (0.00)

賞与：F 検定 $F=23.59$ (0.00), Hausman 検定 $\chi^2(22) = 203.91$ (0.00), LM 検定 $\chi^2(1) = 14202.4$ (0.00)

昇給点：F 検定 $F=9.41$ (0.00), Hausman 検定 $\chi^2(16) = 161.38$ (0.00), LM 検定 $\chi^2(1) = 1999.9$ (0.00)

基本給：F 検定 $F=33.24$ (0.00), Hausman 検定 $\chi^2(21) = 1114.89$ (0.00), LM 検定 $\chi^2(1) = 2851.5$ (0.00)

表5 賞与のパネル推定結果

ln 賞与の推定 (固定効果モデル)	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	-0.042	0.000
部門ダミー 6	-0.105	0.000
部門ダミー 12	0.057	0.000
定数項	6.806	0.000

個人効果の F 検定: $F(1041, 6813) = 25.57$ P 値 = 0.00

総観測数 (サンプル数×期間): 7869 サンプル数: 1042

決定係数: 0.3488 F 値: $F(14, 6813) = 260.71$ P 値 = 0.00

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

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

間接効果も含めた年齢の効果		
	一般社員	管理職
制度改定前	0.607	0.269
制度改定後	0.167	-0.160

注: 固定効果モデルで、有意な変数のみに絞ったモデル。

と管理職の間で違いがないという結果になった。一方、制度改定ダミーと業績点との交差項については、全て有意であり、符号は正となった。制度改定による業績点の係数の変化について、一般社員と管理職の間で変化の大きさ(程度)は変わらないという結果になった。

制度改定の結果をまとめ、年齢の係数と業績点の係数について確認しておく。賞与のパネル推定では、年齢の係数は一般社員・管理職共に小さくなった。一般社員では 0.70 から 3 回の制度改定を経て 0.28 へと小さくなった。管理職では 0.39 から -0.02 となった。一方、業績点の係数は一般社員・管理職共に大きくなった。一般社員で 1.06 から 1.45 へ、管理職で 1.38 から 1.77 へと大きくなっている。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。すなわち、制度改定の結果、賞与は非年功化したといえよう²⁹⁾。

しかし、業績点の推定式では一般社員・管理職共にわずかながら年功化していたことを考慮すれば、賞与の推定においては業績点を通じた年齢の間接効果も含めた、年齢の総合的な効果をみる必

要がある。そのような弾力性を計算したところ³⁰⁾、一般社員では 0.61 から制度改定後は 0.17 へ、管理職で 0.27 から -0.16 へと、どちらも小さくなっていた。

賞与については、二つのチャンネルから非年功化の説明が可能である。まず、「情意点」「能力点」という、評価項目が抽象的で、長期的な能力・人物評価といえるような評価を賞与決定から除いていき、半年毎の賞与が半年毎の業績点のみで決まるようにしたこと。さらに、資格別平均基本給を用いることにより、算出基礎に含まれる長期的な評価および年齢給・勤続給の積み上げ部分を解消したことである。賃金の非年功化という推定結果はこれらの制度改定と整合的である。

次に、表 6 の基本給の推定結果をみる。一般社員・管理職共に年齢の係数が小さくなり、昇給点の係数が大きくなったことが示された。年齢の係数は一般社員で 1.14 から 1.05、管理職で 0.88 から 0.54 へと小さくなっている。また、昇給点の係数は一般社員で -0.33 から -0.25、管理職で -0.08 から 0.25 へと大きくなっている。なお、昇給点の決定が一般社員で若干年功化(管理職は非年功化)していたことを考慮するため、年齢の間接効果も勘案した。この間接効果も含めた年齢の効果を見ると³¹⁾、一般社員で 1.00 から 0.95、

表6 基本給のパネル推定結果

ln 基本給の推定 (固定効果モデル)	係数	P > t
ln 年齢	1.141	0.000
1999 冬以降ダミー×ln 年齢	0.002	0.021
2001 夏以降ダミー×ln 年齢	-0.093	0.000
管理職ダミー×ln 年齢	-0.262	0.004
2001 夏以降ダミー×管理職ダミー×ln 年齢	-0.253	0.000
ln 昇給点 (推定値)	-0.330	0.003
2001 夏以降ダミー×ln 昇給点 (推定値)	0.083	0.000
管理職ダミー×ln 昇給点 (推定値)	0.254	0.003
1999 冬以降ダミー×管理職ダミー×ln 昇給点 (推定値)	-0.002	0.043
2001 夏以降ダミー×管理職ダミー×ln 昇給点 (推定値)	0.248	0.000
部門ダミー-11	-0.055	0.000
部門ダミー-12	0.021	0.000
部門ダミー-13	0.013	0.024
部門ダミー-17	-0.007	0.002
定数項	9.818	0.000

個人効果のF検定: F (972, 2442) = 34.38 P値=0.00

総観測数 (サンプル数×期間) : 3429 サンプル数: 973

決定係数: 0.7187 F値: F (14, 2442) = 445.64 P値=0.00

年齢の係数	一般社員	管理職
制度改定前	1.141	0.879
制度改定後	1.050	0.535

昇給点の係数	一般社員	管理職
制度改定前	-0.330	-0.077
制度改定後	-0.248	0.252

間接効果も含めた年齢の効果		
	一般社員	管理職
制度改定前	1.001	0.847
制度改定後	0.945	0.639

注: 固定効果モデルで、有意な変数のみに絞ったモデル。

注: 1999 冬以降ダミーは 2000 年以降ダミー, 2001 夏以降ダミーは 2001 年以降ダミーということになる。本文注 22) を参照されたい。

管理職は 0.85 から 0.64 へといずれも小さくなっており、基本給も非年功化していることが確認された³²⁾。この理由は制度改定の内容からは説明が困難であり、前節でいくつかあげた要因についての分析もなされていない。基本給の非年功化の解釈については今後の課題としたい。

VI まとめ

本論文では、「成果主義」的な人事・賃金制度改定を行った企業を取り上げ、聞き取りによって制度改定の具体的な内容を明らかにし、それによる賃金構造の実態の変化を実証的に分析した。用いたデータはある特定企業の企業内人事マイクロデータのパネルデータである。

対象企業においては、賞与部分に「成果主義」的な制度改定が行われた。その制度改定をふまえて実態の変化を実証的に確認するため、業績点および賞与の推定を行った。また、昇給点と基本給の推定も行った。これらの推定では、クロスセクション推定よりもパネル推定が望ましいことが示唆された。論文で目的としたことであるが、パネル推定によってクロスセクション推定の歪みを修正し、賃金実態の変化をより精緻に推定すること

ができたといえよう。また、パネル推定を行ったことで制度改定の効果も明確に取り出すことができた。推定結果をみると、賞与の非年功化が確認された。制度改定の意図通りに実態が変化した事例といえる。一方、大きな制度改定がみられず、安定的な位置付けとされた基本給部分でも非年功化が進んでいることが明らかとなった。

残された課題としては、基本給の推定結果 (非年功化) の解釈、特に昇格の分析があげられる。また、本論文では制度改定によって実態が変化したことが確認されたが、この企業における制度改定の目的が従業員のモチベーションの向上であれば、実態の変化を受けた従業員のモチベーションの変化について分析していくことも今後の課題といえる。複数の企業についての分析が蓄積され、本論文の結果の一般性が確認されることも望まれる。

* 本稿の作成にあたり、筆者の指導教官である松繁寿和氏 (大阪大学) より多くの指導を賜った。深く御礼申し上げます。また、鈴木亘氏 (東京学芸大学)、中嶋哲夫氏 (大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程・人事教育コンサルタント) からは有益な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) では、脇坂明氏 (学習院大学)、梅崎修氏 (法政大学) はじめ、出席者より貴重なコメントをいただいた。関西労働研究会 (2004 年 5 月)、労働政策研究

会議（2004年7月）における報告でも伊藤実氏（労働政策研究・研修機構）はじめ、出席者より多くの重要なコメントをいただいた。日本経済学会（2004年9月）では阿部正浩氏（獨協大学）より貴重なコメントをいただいた。御礼申し上げたい。分析対象企業人事部には重要なデータや資料の提供のみならず、聞き取りのために何度も御時間を割いていただいた。心より感謝申し上げます。なお、本稿中の誤りはすべて筆者の責任である。

- 1) 厚生労働省平成14年『雇用管理調査』によると、最近3年以内に人事考課制度の見直し・改定を行った企業割合は31.2%で、その企業について見直し・改定事項（複数回答）をみると「業績考課の重視」57.5%、「目標管理制度の導入・充実」47.1%などとなっている。
- 2) そのような先行研究として、大竹・唐渡（2003）、守島（1997, 1999）などがある。
- 3) 制度の説明は対象企業人事部資料（人事マニュアル等）および人事部に対する聞き取りによる。関連する人事・賃金制度や制度改定については井川・松繁（2004）も参照されたい。
- 4) 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「本人給」のカーブは55歳から緩やかにダウンするように設計されている。
- 5) 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ずれが生じることから、支給月数決定後に月数が1ランク事務的に下げられている。
- 6) 「業績点」には目標管理制度が適用されており、目標に対して難易度・目標値・期限が決められ、結果については難易度・達成度によって評価点がつけられる。「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。
- 7) 「業績評価点」には旧制度の「業績点」同様、目標管理制度が用いられる。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三つを総合し、総合貢献度と総合達成度のマトリックスから評価がなされる。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、いわゆる「コンピテンシー」が採用され、「行動ガイド」を基準に実務遂行行動・課題形成行動・自己研鑽行動・組織形成行動が具体的に評価されるようになった。評価の分布規制は行われていない。平均点規制（現行では概ね55点）は行われてきたが、現在は賃金表をオープンにしている関係で部門間調整がスムーズになったという。
- 8) 正確に等級ごとの基本給の平均値というわけではなく、資格ごと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。
- 9) 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年冬賞与13名、1999年夏賞与7名で、分析から外した。
- 10) データは unbalanced panel である。
- 11) 女性を1、男性を0。
- 12) 中途入社者を1、新卒を0。
- 13) 職業訓練校卒、高卒、高専卒、専修卒、専門学校卒、短大卒、修士卒、博士卒。ベースは中卒。
- 14) 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。

- 15) 1999年冬以降ダミー（1999年冬以降を1、それ以前を0）、2000年冬以降ダミー（2000年冬以降を1、それ以前を0）、2001年夏以降ダミー（2001年夏以降を1、それ以前を0）。
- 16) 管理職＝職能等級7～10等級を1、1～6等級を0。
- 17) その他の説明変数として利用可能な変数は業績点の推定式と同じ（性別ダミー、中途ダミー、学歴ダミー、部門ダミー）であるが、識別性の問題は考慮されている。
- 18) 本論文では年功的要素として勤続年数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、前職の給与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（すなわち対象企業における勤続年数よりも個人の年齢を考慮している）こと、企業側・労働者側が賃金を比較検討する際に考慮するのは勤続年数よりも年齢であると考えられることなどが理由である。年齢ではなく勤続年数を用いた推定も行ったが、推定結果の全体的な傾向は同じであった。
- 19) 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という問題が残る。
- 20) 識別性の問題は考慮されている。
- 21) それまでは「業績点」「情意点」「能力点」の三つの評価をウェイト付けて「昇給点」が算出されていたが、2001年の基本給から、いわゆる「コンピテンシー」を用いた「行動評価点」が「昇給点」として基本給および昇進・昇格に反映されるようになった。推定の際には、改定前の制度の「昇給点」は、ウェイト付けした「情意点」「能力点」を足し合わせた点数を求め、それを両方のウェイトを足し合わせた数で割ったものを計算して「昇給点」としている（つまり業績点とそのウェイト部分を除いている）。2001年以降の基本給は、「行動評価点」がそのまま「昇給点」である。
- 22) 賞与は半年毎であったが昇給は年1回であるため、昇給点および基本給の分析で用いられる制度改定ダミーは二つになる。つまり、賞与の一つ目の制度改定ダミー（1999年冬以降）は2000年以降の基本給（または昇給点）でとらえ、二つ目の制度改定ダミー（2000年冬以降）と三つ目の制度改定ダミー（2001年夏以降、これは評価期間でいうと2000年下半年以降を表す）は共に2001年以降の基本給（または昇給点）でその影響を捉えることになる。このため、賞与と同じタイミングでの制度改定ダミーの効果は測れず、2段階の制度改定が考慮される（2000年以降ダミーと2001年以降ダミーが用いられる）ことになる。
- 23) ダミーやその他の説明変数は業績点および賞与の推定式で説明された通りである。推定値を用いる際に識別性の問題を考慮したことも同様である。
- 24) 「成果主義」的の制度改定は一般職にも適用されているが、人事部がターゲットとしているのは総合職とのことである。また、業績評価は半年毎、昇給点（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、例えば海外駐在員など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除いた。
- 25) パネル推定のモデル選択のテストは以下の通りである。

Pooled OLS と固定効果モデルの選択については F 検定 (個人効果のテスト), 固定効果モデルとランダム効果モデルの選択については Hausman 検定, Pooled OLS とランダム効果モデルの選択についてはランダム効果についての Breusch-Pagan Lagrangian Multiplier 検定を行った。各検定統計量は表 4 に示されている。

- 26) 算出については注 30) を参照されたい。
 27) 図表は省略する。本文中で取り上げた以外の推定については紙面の都合で図表と詳細を割愛せざるをえなかった。
 28) しかし, その改定が管理職にも影響していることになる。
 29) 業績点の推定値 (予測値) を用いると賞与の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) など参照)。これを考慮して係数の標準誤差および t 値を修正したが変数の有意性は変わらなかった。ただし, 本論文の推定では制度改定ダミーとの交差項を含むなどの問題があり, パッケージ・プログラムによる修正は行えなかったため, 完全な修正とはいえない可能性がある。分散の修正については今後厳密な検討を行う必要があろう。また, 推定値の使用について Hausman 検定を試みたところ, 推定値の使用を支持する結果が得られた。
 30) 賞与の推定の構造を単純化すると, 次のように表せる。

$$\ln \text{賞与}_{it} = \beta (\ln \text{年齢}_{it}, \ln \text{年齢との交差項}_{it}) + \gamma (\ln \text{業績点 (推定値)}_{it}, \text{交差項}_{it}) + \dots + u_{it}$$

↑

$$\ln \text{業績点}_{it} = \alpha (\ln \text{年齢}_{it}, \ln \text{年齢との交差項}_{it}) + \dots$$

β, γ, α は係数の行ベクトル, () は対応する変数の列ベクトルである。賞与の推定において年齢の直接効果は β のうち有意になったものの和, 間接効果は γ で有意になったものの和と, α で有意になったものの和との積, 全体的な効果は直接効果 + 間接効果として計算した。

- 31) 直接効果, 間接効果, 全体的な効果の計算については賞与と同様である。
 32) 推定値を用いることによる分散の修正について賞与の場合 (注 29) と同じ問題が残る。

参考文献

井川静恵・松繁寿和 (2004) 「もう一つの評価・報酬制度改革——HRM サイバネティックスの強化にむけた取組事例」『日本労働研究雑誌』No. 529, pp. 13-23.
 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・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現在マクロ経済分析——転

換期の日本経済』第 10 章, pp. 297-320, 東京大学出版会。
 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.
 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」橋木俊詔編『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 (2004) 「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』No. 48, pp. 18-33.
 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)。
 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。
 Baker, G., M. Gibbs and B. Holmstrom (1994a) "The Internal Economics of the Firm: Evidence from Personnel Data", *The Quarterly Journal of Economics*, November, Vol. 109, No. 4, pp. 881-919.
 Baker, G., M. Gibbs and B. Holmstrom (1994b) "The Wage Policy of a Firm", *The Quarterly Journal of Economics*, November, Vol. 109, No. 4, pp. 921-955.
 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.

いがわ・しずえ 大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程。最近の主な論文に「もう一つの評価・報酬制度改革——HRM サイバネティックスの強化にむけた取組事例」『日本労働研究雑誌』No. 529, 2004 年 (松繁寿和氏との共著)。労働経済学専攻。

月刊 ビジネス・レーバー・トレンド

Business Labor Trend 12

December 2004

海外労働トピックス 世界各國の労働情報トピックスを紹介
国内労働トピックス 労働行政、法律・制度改正、労使関係など
最新の労働統計 専門家が最近の変化や見通しを分析
連載インタビュー、エッセー「各地の学窓から」、「図書館だより」

- 8月号 「職業能力開発はいま」
- 9月号 「NPOで働くということ」
- 10月号 「在宅・SOHO ワークという働き方」
- 11月号 「迫りくるリタイアメント・バブル」

毎月 25 日発行 A4 変型判 56 頁程度
定価 1部 500 円 (本体 476 円 + 税) 年間購読料 6,000 円 (税込)

メールマガジン労働情報

行政、統計、判例、法令、労使、海外、イベントなど
労働関係の情報を週 2 回無料で電子メールにてお届けします

お申込みは <http://db.jil.go.jp/mm/jmm.htm>

バックナンバーはこちら
<http://www.jil.go.jp/kokunai/mm/bn/>

◆購読のお申込みは

労働政策研究・研修機構

広報部成果普及課

〒177-8502 東京都練馬区上石神井 4 丁目 8 番 23 号
Tel. 03 (5903) 6265 Fax. 03 (5903) 6115

特集 選択迫られる外国人労働者受け入れ —— 人材開国と少子高齢化の狭間で

The Column 外国人労働者政策の転換を展望して 井口泰・関西学院大学経済学部教授

<論文> 事業所レベルでの外国人雇用について 渡邊博頭・主任研究員

<有識者アンケート>

外国人労働者受け入れを問う <15人の提言> 調査部

<インタビュー>

フィリピンからの看護師・介護福祉士の受け入れ

日本看護協会専務理事・岡谷恵子氏 / 日本医労連中央執行委員・井上久氏

<国際労働問題シンポジウム>

ILO の移民労働者の公正な処置に向けた行動計画

<資料>

厚生労働省の研究会報告「外国人雇用問題研究会」(平成 14 年 7 月) など

外国人集住都市会議から — 「豊田宣言」採択、
奥田日本経団連会長の講演

中国人研修生の変化と今後の課題

小針俊郎・日中科学技術文化センター人材交流部部長

<先進諸国の動向>

EU・共通政策で移民の社会的統合めざす / 英国・移民政策の変遷と外国人労働者問題 / 米国・移民国家も選択・制限的受け入れへ / ドイツ・受け入れ政策の経緯と新移民法 / フランス・移民受け入れで「人種のつぼ」に

<アジア各国の動向>

フィリピン・日本に受け入れ求めるが、看護師不足 / 中国・増加する海外就労圧力と適正化の模索 / タイ・受け入れ、送り出し両面をもつ国 / マレーシア・外国人労働者への依存軽減へ

メールマガジン労働情報

労働に関するさまざまな情報をお届けします

主なコンテンツ

- ▶ 行政 各省庁、行政機関が発表した労働関連の記者発表資料など
- ▶ 統計 労働力調査や毎月勤労統計調査など労働関連の統計調査資料
- ▶ 労使 労働組合や使用者団体の情報
- ▶ 動向 企業や調査研究機関などの記者発表資料
- ▶ 判例 労働関連の裁判の判決
- ▶ 海外 各国の失業率など海外の労働関連情報
- ▶ イベント 行政や研究機関などのイベント情報
- ▶ 法令 労働関連の法律、法令、省令、告示

インターネットでバックナンバーをご覧になれます

<http://www.jil.go.jp/kokunaimm/bn/>

お申込みは

<https://db.jil.go.jp/mm/jmm.htm>

水曜日・金曜日の週 2 回発行
登録は無料です

◆お問合せは

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井 4 丁目 8 番 23 号
Tel. 03 (5903) 6254 E-mail. j-mm@jil.go.jp