

# 企業内賃金格差が労働者の満足度・企業業績に与える影響

齋藤 隆志  
(明治学院大学准教授)

本稿では、企業内賃金格差の労働者の満足度や企業業績に対する影響について、国際経済労働研究所が労働組合員を対象に行った意識調査から得られた200社強、74万5400人分のデータを用い、財務データとあわせて実証分析を行った。企業内賃金格差のうち、同一企業に所属する同一階層の正社員従業員の間格差に関心があったため、企業ごとに賃金関数を推計し、その残差の標準偏差を用いた。まず、仕事満足度を被説明変数とする順序プロビット分析を行った結果、賃金格差の1次項は有意に負となった。2次項を投入した分析では、1次項が正、2次項が負でそれぞれ有意となり、仕事満足度を最大にする賃金格差が存在することがわかった。しかし、リーマンショック後にはこの関係が消え、賃金格差は小さいほど仕事満足度が高まるようになった。次に、1人当たり営業利益を企業業績の指標として被説明変数とし、最小二乗法による分析を行ったところ、賃金格差は正で有意となった。しかしリーマンショック後には賃金格差は非有意となった。2次項を投入した場合は、1次項も2次項も非有意であった。以上のことから、リーマンショック前までは従業員にとって最適な賃金格差が存在し、企業にとっては賃金格差を拡大することで業績を向上させることができたものの、リーマンショック後は従業員にとっては賃金格差が低いほど仕事満足度が高まるようになり、賃金格差と企業業績との関係は不明確になったといえる。

## 目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 実証分析の方法とデータセット
- IV 実証分析
- V 結論

## I はじめに

本稿の目的は、企業内賃金格差が労働者の満足度や企業業績にどのような影響を与えるかについて、実証分析により明らかにすることである。

この論文で扱う企業内賃金格差は、同一企業に勤めている、性別、年齢、勤続年数、職種、学歴が同程度の正社員の従業員（役職に就いていない

労働組合員）の間格差である。企業内賃金格差のとらえ方としては他に、社長や役員などの経営者と一般社員の格差、正社員と非正社員の格差、年齢や勤続年数による格差、男女間の格差などが考えられる。ここでは、こうした労働者の属性、あるいは長期的な教育訓練の結果生まれた生産性の差による格差というよりは、それらの条件をできる限り一定に保ったうえでの格差の影響について検討する。

このような賃金格差がつく要因としてもっとも典型的なものとしては、成果主義の導入である。1990年代後半から、わが国の大企業を中心に成果主義の導入ブームが発生した。奥西（2001）は、各企業が導入した成果主義賃金制度が持つ共通点として、(1)賃金決定要因としてプロセスよりも

結果を重視すること、(2)長期よりも短期の結果を重視すること、(3)賃金の格差をより拡大することの3つを挙げている。そして、この第三点目の賃金格差の拡大こそがもっとも労働者の生活に直結するのであり、したがって労働者のインセンティブに影響を及ぼすと考えられる。2000年代半ばには、職場における人間関係やチームワークが損なわれたり、成果の出やすい職務のみに努力を集中させたりするなど、様々な問題点が指摘されて一部企業では制度の見直しが行われ<sup>1)</sup>、近年では「成果主義」という言葉自体がメディア等でブーム時ほど見られなくなっている<sup>2)</sup>。しかし、そもそも成果主義をやめてしまったという企業はほとんどないし、ここ数年ではむしろさらなる成果主義の徹底を図る企業も出ている<sup>3)</sup>。

その他のものとしては、能力主義の徹底が考えられる。成果主義はアウトプット（顕在的な業績）を中心に査定するものであるが、能力主義の場合はインプット（潜在的な能力）やスループット（意欲、態度など）の査定に重点が置かれる。わが国の大企業の多くは、高度成長期以来、能力主義的な賃金制度、すなわち職務遂行能力と賃金をリンクさせる職能資格制度を採用していたものの、年功賃金的な運用となっていたことが問題視されていた。このことは成果主義導入の理由ともされているが、一方でアウトプットの評価だけを重視するばかりではなく、能力主義の徹底の必要性も指摘されていた<sup>4)</sup>。ただ、能力主義と成果主義は「能力・成果主義」という言葉で表現されるなど一緒にされることも多い。1990年代後半以降で能力主義の徹底といった場合は、顕在化された能力、発揮能力を査定することとセットになることが多い。その一つの例が、スループットの一つであるコンピテンシー（高業績者の行動特性）を査定の対象とすることであり、これは従来型の潜在能力よりはアウトプットに近いものを評価していると考えられる<sup>5)</sup>。

企業がこうして成果主義を導入し、同一階層の労働者間の賃金格差の拡大を図った大きな目的は、労働者がより多くの努力を仕事に投入するインセンティブを強化することである<sup>6)</sup>。労働者が努力水準を高めることで、高い成果を出した結果

受け取る賃金の絶対額が高くなる可能性が高まる。成果主義の導入が行われた場合、賃金原資が限られていることから、成果の査定は他の労働者との相対的評価に基づくと考えられるため、競争に勝つべく努力の投入を多くするであろう。さらに、労働者は自らが受け取る賃金の絶対額だけではなく、他者が受け取る賃金との相対的な受取額の差に関心を持つことが考えられる。また、労働者間の長期的な競争により昇進に格差をつけるという従来の手法は、企業の成長が鈍化して管理職ポストが減少する場合は採用が難しくなる。これが賃金格差を拡大した企業が思い描くシナリオである。

ただし理論的には、賃金格差の拡大は労働者のモチベーションに正の影響も負の影響も与えうるし、組織全体のパフォーマンスに対してもどちらの効果が出るかは先験的にはわからない。そして、後に見るように、実証分析においてもどちらの結果も出ている。本稿では、企業内賃金格差が労働者のモチベーションやさらには企業の生産性にどのような効果を与えているかについて、公益社団法人国際経済労働研究所がわが国の労働組合員を対象に行った「労働組合員総合意識調査」のデータと調査対象企業の財務データを組み合わせたデータセットを作成し、実証分析を行うことによって明らかにしたい。分析の対象となる企業数は200以上、回答者数は74万5400人である。

本稿の以下の構成は次の通りである。Ⅱでは、先行研究の紹介を行う。Ⅲでは本稿の分析に用いるデータセットの紹介を行う。Ⅳでは実証分析のモデルとその推定結果を示し、解釈と考察を行う。Ⅴでは結論を述べる。

## Ⅱ 先行研究

経済学では、賃金格差と労働者のモチベーションを関連付ける理論として、プリンシパル・エージェント理論<sup>7)</sup>を用いる。ここで重要なのは、企業が労働者の行動を正確に把握できないという情報の非対称性に直面しており、そのため労働者の行動を企業の目的に合致させるように賃金制度を設定するということである。労働者は努力を投入

して仕事のアウトプットを生み出す。努力には不効用(苦痛)が伴う。企業は努力水準を高めてもらうために労働者を直接監視するのではなく、労働者のアウトプットを測定してこれを賃金に結び付ける。

このとき、アウトプットに賃金を強く結び付けられれば、つまりインセンティブを強くすれば労働者の努力水準を高めることができるが、それには限度がある。たとえば、アウトプットがマイナスの際に賃金もマイナスにすることは現実的には不可能である。また、アウトプットの変動に伴い賃金も大きく変動してしまうと、労働者がリスク回避的であれば、賃金の期待値が増大しない限り効用は低下するため、インセンティブを強くしすぎることは好ましくない。さらに、アウトプットが運など本人の努力以外にも左右されること、評価がしばしば正確になされないこと、複数の職務のうち成果の出やすいものに努力を集中させるマルチタスク問題の存在も、最適なインセンティブ強度を低下させる要因である。また、協働が必要な労働においては、アウトプットを個人業績で測った場合に協力するインセンティブが失われるうえ、相対業績で評価する場合は競争相手の妨害をするインセンティブが生じてしまう。

以上のようなプリンシパル・エージェント理論による説明のほかに、行動経済学の観点から賃金格差が労働者のモチベーションにどのような影響を与えるかを考察するアプローチがある。Akerlof and Yellen (1988)<sup>8)</sup>は、理論モデルにおいて労働者の努力水準が企業内の賃金分散に依存するという仮定を置いている。これは、賃金分散が小さいほど労使関係が良好になり、労働者の努力水準が高まるからであるとしている。またBewley (1999)は、人事採用担当者へのインタビュー調査から、同一企業内の同一階層における賃金格差は、労働者のモラルに悪影響を及ぼすことを見出している。よって、生産性の高い労働者と低い労働者の賃金格差は、実際の生産性の格差よりも圧縮されているという。さらに心理学者のDeci (1975)は、実験により外発的な報酬が内発的な動機付け(その活動そのものへの興味や関心以外に明示的な報酬が何もない)を弱めることを示して

いるが、近年では経済学者の間でもこうした外発的報酬が内発的動機付けをクラウディングアウトする現象に注目する研究がなされている(Bénabou and Tirole (2003)など)。

賃金格差と企業のパフォーマンスとの関係を見た実証分析としては、1990年代後半以来いくつかのものが存在する。Winter-Ebmer and Zweimüller (1999)はオーストリアの企業130社の1975年から91年までのパネルデータを用い、賃金格差は労働者の平均賃金で測った労働生産性に対して上に凸の2次関数となり、最適な水準が存在することを示している。Lallemand, Plasman and Rycx (2004)は、ベルギーの企業397社の1995年のデータを用いて、賃金格差は従業員1人当たり営業利益に対して有意に正の効果を持つことを示している。これらの研究における賃金格差は本稿と概ね同じものである。すなわち、各社ごとに賃金関数を推定し、その残差の標準偏差を企業内賃金格差の指標としている。

Jirjahn and Kraft (2007)は、ドイツの企業372社の1997年のデータを用いて、同一企業内でブルーカラーの熟練労働者のうち最も時給が高い者と、非熟練労働者のうち最も時給が低い者の時給の差を賃金格差とし、これが1人当たり付加価値額で測った労働生産性に対して正の影響を与えるものの、内部昇進の企業、労使協議制のある企業、中央集権的な賃金交渉が行われている企業ではその効果が弱まり、個人・集団の業績に基づく歩合制が取り入れられている企業ではその効果が強まるという結果を提示している。Grund and Westergaard-Nielsen (2008)は、1992年から1997年のデンマークの企業のパネルデータのべ2万2178社分を用いて、賃金の変動係数で測定した賃金格差は、1人当たり付加価値額で測定した労働生産性に対して上に凸の2次関数となっていること、しかし賃金増加率の格差については下に凸の2次関数になっており、サンプルのほとんどの企業が賃金増加率の格差が低下すると労働生産性が上昇する領域に存在していることを示している。

次に、賃金格差と労働者のモチベーション等との関係を見たものは、主に経営学者による分析として以下のようなものがある。Pfeffer and Davis-

Blake (1992) は、アメリカの大学アドミニストレーターのデータを用いて、賃金格差が大きい職場ほど、相対的に賃金の高い職員は離職率が低下し、賃金の低い職員は離職率が高まることを示している。Bloom and Michel (2002) は、アメリカの企業に勤める管理職のデータを用いて、賃金格差が大きい職場ほど勤続年数は短くなり、離職率が高まることを見出している。

最後に、賃金格差が労働者のモチベーションと企業のパフォーマンスの両方に与える影響について調べたものについては以下のようなものがある。Pfeffer and Langton (1993) は、アメリカの300大学の600の学部単位のデータにより、大学教授の賃金格差(変動係数)が拡大すると、仕事満足度が低下すること、研究における協力が減少すること、研究の生産性が低下することを示した。参鍋・齋藤(2008)は、日本の上場企業に勤める労働組合員に対するアンケート調査データを用いた分析から、仕事満足度と1人当たり営業利益で測った労働生産性をもっとも高くする企業内賃金格差がほぼ同程度であったことを示している。

以上のように、賃金格差が企業業績や従業員の満足度に与える影響については、様々な研究があるものの、一致した見解が得られていない状態である。本稿では、様々な産業の200社強の企業数、70万人以上の回答者数を持つデータセットを用いて、この問題を検証する。

### III 実証分析の方法とデータセット

#### 1 企業内賃金格差の計測

本稿で考察したい企業内賃金格差は、同一企業に勤めている、性別、年齢、勤続年数、職種、学歴が同程度の正社員の従業員(役職に就いていない労働組合員)の間の格差である。そこで、仕事満足度や企業業績を被説明変数とする推計モデルにおいて、主要な説明変数として用いる企業内賃金格差WDは、Winter-Ebmer and Zweimüller (1999), Lallemand, Plasman and Rycx (2004), および参鍋・齋藤(2008)の方法を参考にして算出する。すなわち、企業ごとに以下の賃金関数を

最小二乗法で推計し、残差の標準偏差を企業内賃金格差と定義する。

$$\ln Wage_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 HR_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

ここで、添え字*i*は調査回答者(労働組合員)を、*j*は企業を指す。lnWageは賞与や諸手当を含む、調査年の前年の賃金収入である。HRは調査回答者の主として人的資本をあらわす属性の変数、すなわち女性ダミー、年齢、年齢の2乗、勤続年数、勤続年数の2乗、大卒ダミー、職種ダミー<sup>9)</sup>、対数残業時間<sup>10)</sup>を指す。εは誤差項である。なお、賃金収入のデータはカテゴリーデータであるため、カテゴリーの midpoint を対数化したものを被説明変数として、(1)式を最小二乗法で推定した。さらに、賃金収入のデータがカテゴリーデータであることを考慮して、カテゴリーの midpoint を用いる方法のほかに、区間回帰(Interval Regression)を用いた推定も併せて行った。最小二乗法の推定に基づく企業内賃金格差を「賃金格差A」、区間回帰に基づく企業内賃金格差を「賃金格差B」と呼ぶことにする。

#### 2 推計モデル

上記で算出した賃金格差WDを主要な説明変数として、まず仕事満足度を被説明変数とする以下の式を推計する。

$$JS_i = a_0 + a_1 WD_i + a'_2 X_i + a'_3 Z_i + u_i \quad (2)$$

なお、JSは仕事満足度、Xは回答者の属性、Zは企業の属性を、uは誤差項をそれぞれ表している。Xに含まれる変数は、女性ダミー、年齢、年齢の2乗、勤続年数、勤続年数の2乗、大卒ダミー、職種ダミー、対数賃金、対数残業時間である。これらは、基本的に(1)式で用いたものと同様である。Zには、産業ダミーと年次ダミーを用いる。JSは、大問「あなたは今の仕事について日頃どのように思いますか」の中の「全般的に今の仕事に満足している」という質問に対する回答の数値である<sup>11)</sup>。この質問の選択肢は、5段階のリッカート尺度「5. そう思う」「4. どちらかといえばそう思う」「3. どちらともいえない」「2. どちらかといえばそう思わない」「1. そう思わない」になって

おり、数値が大きいほど満足度が高いことを示す順序尺度であるため、順序プロビットモデルを用いた推計を行う。仕事満足度がWDの非線形関数である可能性を考慮して、(2)式にWDの2次項を説明変数として追加したモデルも併せて推計する。なお、WDは企業ごとに算出されるため、係数の標準誤差はクラスターロバスト標準誤差を用いることにする。

次に、企業業績を被説明変数とする推計式は以下の通りである。

$$PF_j = \beta_0 + \beta_1 WD_j + \beta'_2 X_j + \beta'_2 Z_j + \mu_j \quad (3)$$

なお、PFは企業業績、Xはその企業における回答者の属性の集計値、Zは企業の属性を、 $\mu$ は誤差項をそれぞれ表している。PFには、1人当たりの労働生産性の代理変数として、1人当たり営業利益を用いる。赤字企業も含まれているため、対数化はせずそのまま用いることにする。Xには、回答者のデータを用いて企業ごとに女性比率、平均年齢、大卒比率、技能・現業職比率、平均対数賃金、平均対数残業時間を算出し、これらを投入する。Zは、財務データから得た対数従業員数のほか、産業ダミー、年次ダミーを用いる。これらは、Lallemand, Plasman and Rycx (2004) とおおむね同様のものである。仕事満足度の推計式と同様、企業業績がWDの非線形関数である可能性を考慮して、(3)式にWDの2次項を説明変数として追加したモデルも併せて推計する。なお(3)式の推計は、最小二乗法を用いて行う。

回答者の構成が異なる場合に、賃金格差が企業業績に与える影響は異なるかもしれない。よって、賃金格差と平均年齢、技能・現業職比率、平均対数賃金との交差項を作成し、(3)式にこれらのうち一つずつを説明変数として加えたモデルも推計する。

### 3 データセットについて

本稿で用いるデータのうち、従業員の賃金<sup>12)</sup>や性別、年齢等の個人属性と仕事満足度等の主観的な項目については、国際経済労働研究所が1990年から現在に至るまで実施している「労働組合員総合意識調査」から得たものである。同調査は、

社会心理学者が中心となって設計したものであり、参加した組織<sup>13)</sup>数は約300組織、対象人数は約200万人にのぼっている。そのうち本稿で用いるのは、上場企業のべ212社<sup>14)</sup>に所属する、役職に就いていない正社員74万5400人分<sup>15)</sup>のデータである。なお、正社員のうち短時間勤務をしているサンプルは除外した。調査に参加した組織は、主として同研究所からのアプローチに応じたものであり、組織単位では無作為に調査票を配布しているわけではない。また、全労働組合員を対象に調査を行っている組織もあるが、一部の組合員のみが対象となっている組織もある。後者のケースでは、標本は従業員番号等によって無作為抽出されている。

仕事満足度の推計に用いたデータの記述統計量は表1のとおりである。推計に必要な説明変数が使用可能な企業数は212社、回答者数は74万5400人となった。仕事満足度の平均値は3.148であり、5段階尺度のおおむね中央の値であった。回答の分布は図1のとおりであり、3と4が全体の3分の1ずつを占めてほぼ同割合であるが、最も満足度の高い5は8%強と少ない。1と2の合計は24.5%であり、全体の4分の1は仕事満足度が低い部類に入るといえる。賃金格差指標はA、Bともに0.22程度でほぼ同じである。女性比率は19.2%、大卒比率は38.4%、年齢の平均値は38.57歳、勤続年数の平均値は16.17年であった。職種については専門・技術・研究が31.7%でもっとも比率が高く、次いで技能・現業が28.2%、事務(管理部門含む)が18.7%、営業・販売・サービスが15.6%であった。営業系の構成比率がやや低く、専門・技術・研究や技能・現業の比率が高いことは、表2で明らかになるようにサンプルに含まれる企業において製造業の比率が高いことが原因であると考えられる。賃金の分布については、500万円以上600万円未満をピークとする正規分布にしたがっていると考えられる。残業時間については、10時間未満との回答が全体の3分の1を占め、もっとも多くなっていた。一方で、月80時間以上の残業をしている回答者も3%弱存在する。図2は企業内賃金格差と仕事満足度の散布図である。全体的にはやや右下がりの分布になっ

表1 記述統計量（仕事満足度の推計）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
仕事満足度	745,400	3.148	1.078	1	5
賃金格差 A	745,400	0.218	0.029	0.151	0.317
賃金格差 B	745,400	0.220	0.029	0.152	0.317
女性ダミー	745,400	0.192	0.394	0	1
大卒ダミー	745,400	0.384	0.486	0	1
年齢	745,400	38.568	9.858	15	84
勤続年数	745,400	16.168	10.624	0	70
職種ダミー					
営業・販売・サービス	745,400	0.156	0.363	0	1
専門・技術・研究	745,400	0.317	0.465	0	1
事務（管理部門含む）	745,400	0.187	0.390	0	1
技能・現業	745,400	0.282	0.450	0	1
その他	745,400	0.046	0.210	0	1

賃金（年取）	観測数	構成比（%）
200万円未満	27,168	3.64
200万円以上 300万円未満	48,150	6.46
300万円以上 400万円未満	94,075	12.62
400万円以上 500万円未満	122,098	16.38
500万円以上 600万円未満	139,954	18.78
600万円以上 700万円未満	108,221	14.52
700万円以上 800万円未満	88,880	11.92
800万円以上 1000万円未満	89,709	12.04
1000万円以上	27,145	3.64
合計	745,400	100

残業時間（月当たり）	観測数	構成比（%）
10時間未満	250,374	33.59
10時間以上 20時間未満	164,834	22.11
20時間以上 30時間未満	130,116	17.46
30時間以上 40時間未満	89,362	11.99
40時間以上 50時間未満	49,220	6.60
50時間以上 60時間未満	22,804	3.06
60時間以上 70時間未満	10,861	1.46
70時間以上 80時間未満	7,081	0.95
80時間以上	20,748	2.78
合計	745,400	100

注：一部の企業では、800万～1000万円のカテゴリが800万～900万円と900万～1000万円に分かれている。前者は4万1757人（7.4%）、後者は2万3197人（4.1%）であった。

ている。

また、企業業績の分析の際に用いる項目については、日経 NEEDS FinancialQUEST の財務データから単独決算のものを得た。ただし、純粋持株会社については単独決算と連結決算のどちらも、同研究所が収集した組合員のデータが所属する組織の決算値としては適切でないため、本稿の分析からは除外することとした。分析対象の企業数は207社となった。企業業績の推計に用いたデータの記述統計量は表2にまとめた<sup>16)</sup>。従業員1人当たりの営業利益は約380万円、従業員数の平均値は約1万人である。回答者の特徴を示す諸変数は概ね表1と同様の値である。調査年次を見ると、1991年と2000年代半ば以降が多いことから、比較的新しい時点の企業データが多数を占めている。産業は、日経産業中分類に基づいている。電

気機器が42社（20.3%）でもっとも多く、次いで化学、自動車、食品、機械、小売がそれぞれ10社を超えており、製造業の占める割合が高い。図3は企業内賃金格差と企業業績の散布図である。図2とは異なり、全体的にはやや右上がりの分布になっている。

#### IV 実証分析

##### 1 仕事満足度の推計結果

仕事満足度の推計結果は、表3、表4のとおりである。表3は賃金格差の1次項のみを含めたモデル、表4は賃金格差の1次項と2次項を投入したモデルの結果である。これら以外の変数は、すべてのモデルで同一である。

図1 仕事満足度の分布

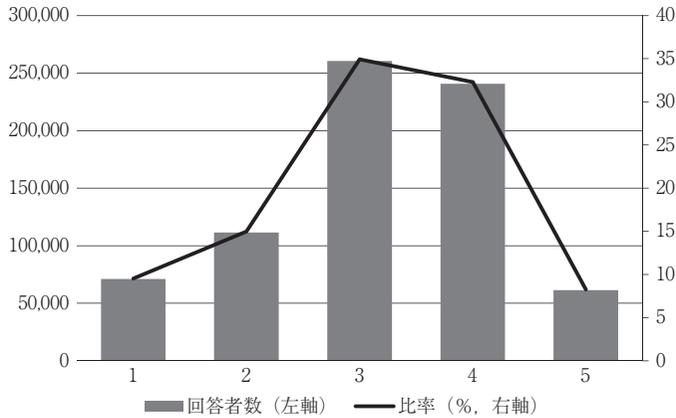
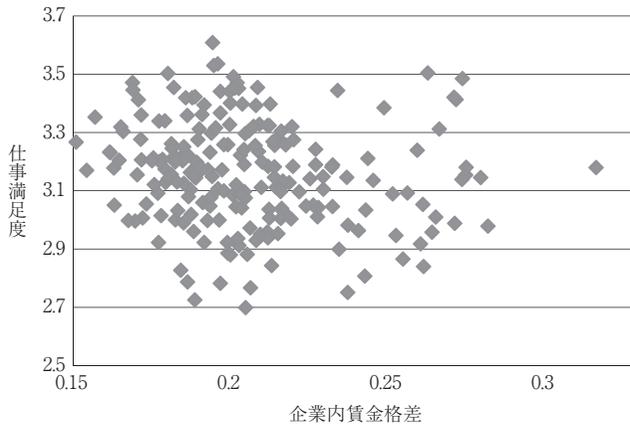


図2 企業内賃金格差と仕事満足度の平均値



まず、本稿の主要な目的である賃金格差の仕事満足度に対する影響について見ていくことにする。表3の(1)~(6)は全期間のデータを用いた推計結果であり、(1)~(3)は最小二乗推定に基づく賃金格差Aを、(4)~(6)は区間回帰に基づく賃金格差Bを用いている。また、(1)(4)は正社員全員のサンプルを、(2)(5)は技能・現業職以外(主としてホワイトカラー職)のサンプルを、(3)(6)は技能・現業職(主としてブルーカラー職)のサンプルを対象とした推計の結果である。賃金格差の推計結果はいずれも有意に負の値となっており、係数の推定値も大差ない。また、賃金格差Aと賃金格差Bの違いはほとんどないとみなしてよい。よって、これ以後は賃金格差Aを用いて分析を進めることとする。

次に、期間を区切った推計結果について述べる。

(7)~(9)はリーマンショック前の2007年以前のデータのみ、(10)~(12)はリーマンショック後の2008年以後のデータのみを用いた推計結果で、(7)(10)は正社員全員のサンプル、(8)(11)は技能・現業職以外(主としてホワイトカラー職)のサンプルを、(9)(12)は技能・現業職(主としてブルーカラー職)のサンプルを対象とした推計の結果である。賃金格差の推計結果はほとんどのケースで有意に負の値となっている。ただし、2007年以前のほうが、2008年以後に比べると係数の絶対値が大きいことがわかる。

表4は、賃金格差Aの1次項と2次項を投入したモデルの推計結果であり、(13)~(15)は全期間、(16)~(18)は2007年以前、(19)~(21)は2008年以後のデータを用いて推計した結果を示している。また、(13)(16)(19)は正社員全員のサンプル、

表2 記述統計量（企業業績の推計）

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
従業員1人当たり営業利益(100万円)	207	3.802	5.733	-12.266	39.799
賃金格差 A	207	0.203	0.026	0.153	0.282
各企業の回答者の特徴					
女性比率	207	0.196	0.111	0.055	0.670
平均年齢	207	36.844	3.281	24.174	42.921
大卒比率	207	0.377	0.168	0.073	0.881
技能・現業職比率	207	0.324	0.203	0.000	0.793
平均対数賃金（年取）	207	15.430	0.191	14.680	15.856
平均対数残業時間（月当たり）	207	2.715	0.361	1.750	3.700
対数従業員数	207	8.561	1.016	6.118	12.429

年次	企業数 構成比(%)		産業	企業数 構成比(%)	
	企業数	構成比(%)		企業数	構成比(%)
1990	5	2.42	食品	17	8.21
1991	21	10.14	繊維	5	2.42
1992	7	3.38	化学	26	12.56
1993	4	1.93	医薬品	8	3.86
1994	1	0.48	ゴム	4	1.93
1995	2	0.97	窯業	7	3.38
1996	3	1.45	非鉄金属製品	7	3.38
1997	3	1.45	機械	14	6.76
1998	8	3.86	電気機器	42	20.29
1999	1	0.48	造船	1	0.48
2000	4	1.93	自動車	17	8.21
2001	10	4.83	精密機器	10	4.83
2002	6	2.9	その他製造	7	3.38
2003	7	3.38	水産	2	0.97
2004	6	2.9	建設	8	3.86
2005	12	5.8	商社	6	2.9
2006	13	6.28	小売	12	5.8
2007	12	5.8	通信	1	0.48
2008	14	6.76	電力	4	1.93
2009	14	6.76	ガス	3	1.45
2010	14	6.76	サービス	6	2.9
2011	7	3.38	合計	207	100
2012	13	6.28			
2013	10	4.83			
2014	10	4.83			
合計	207	100			

(14)(17)(20)は技能・現業職以外（主としてホワイトカラー職）のサンプルを、(15)(18)(21)は技能・現業職（主としてブルーカラー職）のサンプルを対象としている。全期間を対象にする場合、賃金格差の1次項と2次項はともに非有意となる。しかし、2007年以前を対象とする場合は、1次項が有意に正、2次項が有意に負となり、上に凸の2次関数となることがわかる。これは、正社員全員の

み、技能・現業職以外、技能・現業職のみのいずれを対象としても、同じ結果になった。仕事満足度が最大となる賃金格差は、全サンプルが対象のケースでは0.1868、技能・現業職以外では0.1829、技能・現業職では0.1924であった。一方、2008年以後を対象とした場合、賃金格差の1次項と2次項は非有意となる。例外は技能・現業職以外を対象とするモデルであり、1次項が正、2次項が

図3 企業内賃金格差と企業業績

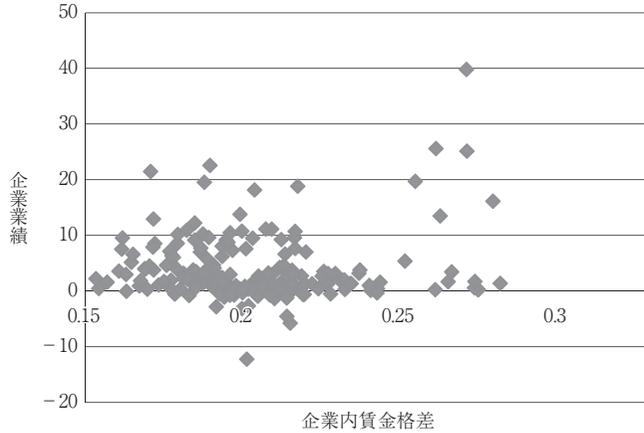


表3 仕事満足度の推計結果(1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	全期間			2007年以前			2008年以後					
	全サンプル	技能・現業以外	技能・現業のみ									
賃金格差 A	-2.317*** (-5.571)	-2.266*** (-5.745)	-2.413*** (-2.901)				-2.980*** (-4.439)	-3.103*** (-4.727)	-2.996** (-2.361)	-2.374*** (-4.169)	-2.263*** (-4.451)	-1.935 (-1.644)
賃金格差 B				-2.353*** (-5.222)	-2.270*** (-5.300)	-2.379*** (-2.863)						
女性ダミー	0.143*** (12.39)	0.131*** (10.86)	0.157*** (9.956)	0.145*** (12.70)	0.133*** (11.11)	0.157*** (9.961)	0.108*** (8.265)	0.0851*** (7.422)	0.116*** (5.922)	0.160*** (12.41)	0.151*** (9.498)	0.165*** (9.752)
年齢	-0.0117** (-2.122)	-0.0142* (-1.826)	-0.0122*** (-2.770)	-0.0107** (-1.999)	-0.0129* (-1.688)	-0.0123*** (-2.791)	-0.00544 (-1.016)	-0.00630 (-1.029)	-0.00899 (-1.129)	-0.0162** (-2.224)	-0.0210** (-2.410)	-0.0118** (-2.494)
年齢の2乗	0.000247*** (3.044)	0.000270*** (2.381)	0.000269*** (4.543)	0.000244*** (3.099)	0.000265*** (2.414)	0.000270*** (4.560)	0.000220*** (2.705)	0.000180*** (2.408)	0.000280*** (3.093)	0.000287*** (2.602)	0.000353*** (2.759)	0.000206*** (3.473)
勤続年数	-0.0195*** (-7.250)	-0.0202*** (-6.115)	-0.0153*** (-5.642)	-0.0203*** (-7.684)	-0.0210*** (-6.419)	-0.0153*** (-5.639)	-0.0270*** (-6.106)	-0.0274*** (-5.858)	-0.0178*** (-3.787)	-0.0152*** (-5.196)	-0.0149*** (-4.218)	-0.0136*** (-4.665)
勤続年数の2乗	0.000335*** (4.075)	0.000341*** (3.095)	0.000245*** (4.144)	0.000337*** (4.198)	0.000344*** (3.197)	0.000245*** (4.140)	0.000502*** (4.370)	0.000553*** (4.854)	0.000340*** (3.475)	0.000216*** (2.105)	0.000175 (1.389)	0.000252*** (4.402)
大卒ダミー	0.0462*** (3.522)	0.0369*** (2.879)	0.0191 (0.902)	0.0436*** (3.345)	0.0349*** (2.755)	0.0191 (0.900)	0.0612*** (3.070)	0.0561*** (2.906)	-0.0111 (-0.404)	0.0325** (2.055)	0.0188 (1.294)	0.0348 (1.377)
職種ダミー (基準=営業・販売・サービス)												
専門・技術・研究	0.0350** (2.362)	0.0383*** (2.614)		0.0397*** (2.600)	0.0425*** (2.828)		0.0472* (1.789)	0.0431* (1.655)		0.0319** (1.973)	0.0375** (2.393)	
事務 (管理部門含む)	0.00218 (0.140)	0.00779 (0.527)		0.00519 (0.324)	0.0104 (0.679)		-0.00615 (-0.214)	-0.00157 (-0.0566)		0.0146 (0.953)	0.0191 (1.244)	
技能・現業	-0.0328** (-2.216)			-0.0288* (-1.904)			-0.0231 (-0.842)			-0.0393** (-2.402)		
その他	0.0631* (1.888)	0.0756** (2.257)		0.0945** (2.551)	0.102*** (2.782)		0.0560 (1.241)	0.0575 (1.293)		0.0800* (1.794)	0.0853* (1.942)	
対数賃金 (年収)	0.234*** (10.89)	0.253*** (9.149)	0.198*** (9.609)	0.229*** (10.55)	0.246*** (8.918)	0.199*** (9.624)	0.234*** (7.146)	0.266*** (6.470)	0.177*** (5.250)	0.210*** (7.779)	0.224*** (6.447)	0.199*** (7.231)
対数残業時間 (月当たり)	-0.0355*** (-5.050)	-0.0400*** (-4.589)	-0.0278*** (-3.658)	-0.0343*** (-4.840)	-0.0384*** (-4.458)	-0.0278*** (-3.656)	-0.0390*** (-4.327)	-0.0495*** (-5.502)	-0.0259** (-2.053)	-0.0347*** (-3.698)	-0.0359*** (-3.162)	-0.0332*** (-3.330)
産業ダミー	yes											
年次ダミー	yes											
サンプルサイズ	745,400	535,296	210,104	745,400	535,296	210,104	304,190	230,022	74,168	441,210	305,274	135,936
企業数	212	212	189	212	212	189	106	106	96	106	106	93
擬似決定係数	0.0106	0.00954	0.0124	0.0105	0.00945	0.0124	0.0102	0.00907	0.0156	0.00995	0.00827	0.0112
対数擬似尤度	-1.067e+06	-769122	-296216	-1.067e+06	-769196	-296220	-439677	-333738	-105068	-626510	-434824	-190795

上段の数値は係数の推定値。下段カッコ内の数値はCluster-robustの標準誤差に基づくz値。  
 上段の数値右側の記号は、それぞれ\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1を示す。

表 4 仕事満足度の推計結果 (2)

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
	全サンプル	全期間 技能・現 業以外	技能・現 業のみ	全サンプル	2007年以前 技能・現 業以外	技能・現 業のみ	全サンプル	2008年以後 技能・現 業以外	技能・現 業のみ
賃金格差 A	0.793 (0.157)	-1.377 (-0.285)	12.05 (1.291)	20.61*** (3.031)	18.48*** (2.752)	27.00** (2.235)	-7.421 (-1.149)	-12.23** (-2.131)	15.09 (0.856)
賃金格差 A の 2 乗	-6.897 (-0.597)	-1.960 (-0.181)	-32.69 (-1.486)	-55.18*** (-3.400)	-50.51*** (-3.211)	-70.16** (-2.348)	10.90 (0.761)	21.15* (1.700)	-37.90 (-0.937)
女性ダミー	0.143*** (12.36)	0.131*** (10.87)	0.159*** (9.874)	0.111*** (8.697)	0.0876*** (7.619)	0.119*** (6.489)	0.159*** (11.92)	0.149*** (9.197)	0.168*** (9.393)
年齢	-0.0118** (-2.161)	-0.0143* (-1.838)	-0.0117*** (-2.578)	-0.00671 (-1.227)	-0.00757 (-1.200)	-0.00966 (-1.190)	-0.0159** (-2.220)	-0.0205** (-2.382)	-0.0112** (-2.210)
年齢の 2 乗	0.000248*** (3.071)	0.000271** (2.390)	0.000264*** (4.353)	0.000233*** (2.838)	0.000193** (2.536)	0.000284*** (3.073)	0.000285*** (2.609)	0.000349*** (2.751)	0.000199*** (3.190)
勤続年数	-0.0195*** (-7.246)	-0.0202*** (-6.138)	-0.0161*** (-6.022)	-0.0272*** (-6.099)	-0.0275*** (-5.874)	-0.0179*** (-3.756)	-0.0152*** (-5.235)	-0.0150*** (-4.274)	-0.0146*** (-5.020)
勤続年数の 2 乗	0.000335*** (4.066)	0.000341*** (3.098)	0.000259*** (4.369)	0.000504*** (4.345)	0.000556*** (4.848)	0.000344*** (3.460)	0.000216** (2.119)	0.000177 (1.416)	0.000269*** (4.654)
大卒ダミー	0.0471*** (3.492)	0.0371*** (2.835)	0.0199 (0.951)	0.0643*** (3.304)	0.0583*** (3.101)	-0.00770 (-0.289)	0.0309* (1.895)	0.0161 (1.081)	0.0334 (1.307)
職種ダミー (基準=営業・販売・サービス)									
専門・技術・研究	0.0344** (2.313)	0.0382*** (2.591)		0.0531* (1.952)	0.0481* (1.814)		0.0343** (2.062)	0.0420*** (2.610)	
事務 (管理部門含む)	0.00180 (0.116)	0.00769 (0.523)		-0.00156 (-0.0525)	0.00233 (0.0820)		0.0163 (1.061)	0.0222 (1.422)	
技能・現業	-0.0334** (-2.265)			-0.0181 (-0.647)			-0.0376** (-2.343)		
その他	0.0604* (1.794)	0.0750** (2.233)		0.0590 (1.296)	0.0595 (1.334)		0.0854* (1.883)	0.0932** (2.118)	
対数賃金 (年収)	0.236*** (10.73)	0.253*** (8.985)	0.202*** (10.26)	0.246*** (6.888)	0.278*** (6.342)	0.190*** (6.018)	0.207*** (7.595)	0.219*** (6.318)	0.204*** (7.911)
対数残業時間 (月当たり)	-0.0361*** (-5.114)	-0.0401*** (-4.558)	-0.0300*** (-4.290)	-0.0404*** (-4.371)	-0.0509*** (-5.501)	-0.0294** (-2.287)	-0.0337*** (-3.641)	-0.0345*** (-3.076)	-0.0357*** (-4.367)
産業ダミー	yes								
年次ダミー	yes								
サンプルサイズ	745,400	535,296	210,104	304,190	230,022	74,168	441,210	305,274	135,936
企業数	212	212	189	106	106	96	106	106	93
擬似決定係数	0.0106	0.00954	0.0125	0.0105	0.00929	0.0160	0.00997	0.00836	0.0113
対数擬似尤度	-1.067e+06	-769122	-296184	-439560	-333664	-105026	-626497	-434786	-190775

上段の数値は係数の推定値。下段カッコ内の数値は Cluster-robust の標準誤差に基づく z 値。  
上段の数値右側の記号は、それぞれ \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 を示す。

負となって、2007年以前とは符号が逆転する結果となった<sup>17)</sup>。

以上の結果をあわせて解釈すると、2007年以前には賃金格差は大きすぎても小さすぎても仕事満足度に対してマイナスの影響を与えることになり、最適な賃金格差が存在するという結果となる。これは、参鍋・齋藤(2008)と整合的な結果である。しかしながら、2008年以降は、賃金格差は小さいほど仕事満足度が高まるという結果にシフトしている。この結果は、リーマンショック以降は労働者の間で不平等回避的な指向が強まったと解釈できる<sup>18)</sup>。

他の説明変数の結果についても概観する。女性ダミーは、すべてのモデルで有意に正の符号となったため、女性のほうが仕事満足度は高いということになる。年齢と勤続年数はともに1次項は多くのケースで有意に負、2次項は多くのケースで有意に正の符号となった。よって、年齢や勤続年数が高くなると仕事満足度は低下していく傾向にあるが、その程度は逓減すると解釈できる。大卒ダミーは、全サンプルや技能・現業職以外では多くの場合有意に正の値をとるが、技能・現業職では非有意であった。大卒の学歴を持つ労働者は、ホワイトカラー職のほうがよりマッチした仕事を

表5 企業業績の推計結果 (1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全サンプル	2007年以前	2008年以後	全サンプル	2007年以前	2008年以後
賃金格差	66.97* (1.889)	84.28* (1.751)	0.00984 (0.000222)	-334.9 (-1.303)	-514.8 (-1.414)	-429.8 (-0.708)
賃金格差の2乗				927.0 (1.480)	1,435 (1.542)	964.7 (0.724)
各企業の回答者の特徴						
女性比率	-2.845 (-0.472)	-1.470 (-0.189)	-11.32 (-0.804)	-2.845 (-0.460)	3.878 (0.440)	-15.44 (-1.122)
平均年齢	-0.424** (-2.096)	-0.647** (-2.375)	-0.323 (-0.901)	-0.503** (-2.350)	-0.661** (-2.513)	-0.373 (-0.940)
大卒比率	-3.545 (-0.738)	0.618 (0.101)	-13.91 (-1.601)	-5.547 (-1.067)	-4.635 (-0.647)	-12.67 (-1.437)
技能・現業職比率	-2.104 (-0.552)	7.947* (1.670)	-16.47** (-2.519)	-2.642 (-0.689)	5.714 (1.163)	-15.49** (-2.205)
平均対数賃金(年収)	16.12*** (2.648)	22.09*** (2.826)	5.941 (0.617)	16.50*** (2.833)	21.90*** (3.051)	4.899 (0.544)
平均対数残業時間(月当たり)	-0.891 (-0.492)	-0.584 (-0.355)	-2.466 (-0.905)	-0.875 (-0.475)	0.0649 (0.0391)	-2.226 (-0.796)
対数従業員数	-0.305 (-0.456)	-1.007 (-1.335)	0.223 (0.169)	-0.366 (-0.547)	-1.141 (-1.601)	0.456 (0.327)
産業ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	-233.8** (-2.582)	-316.8*** (-2.787)	-53.22 (-0.394)	-194.0** (-2.354)	-252.4*** (-2.688)	9.582 (0.0739)
企業数	207	125	82	207	125	82
決定係数	0.377	0.540	0.566	0.391	0.567	0.572

上段の数値は係数の推定値。下段カッコ内の数値はWhiteの頑健標準誤差に基づくt値。  
上段の数値右側の記号は、それぞれ\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1を示す。

得る可能性が高く、その場合に仕事満足度が高くなっていると解釈できる。職種ダミーは、営業・販売・サービス職を基準とした場合、専門・技術・研究職は有意に正の係数、技能・現業職は有意に負の係数となる傾向がみられた。対数賃金はすべてのモデルで有意に正、対数残業時間はすべてのモデルで有意に負となった。これらの結果は、既存研究で得られているものと概ね整合的であった。

## 2 企業業績の推計結果

企業業績の推計結果は、表5、表6のとおりである。賃金格差指標はどちらを用いても変わらないので、ここではAのみを用いる。表5は賃金格差の1次項のみを含めたモデルと賃金格差の1次項と2次項を投入したモデルの結果、表6は賃

金格差の1次項と賃金格差と回答者の特徴を示す諸変数との交差項を投入したモデルの結果をまとめている。これら以外の変数は、すべてのモデルで同一である。

表5の(1)~(3)式は賃金格差の1次項のみのモデルであり、全サンプルを対象としたケースと2007年以前のサンプルを対象としたケースでは、賃金格差は有意に正の係数となった。しかし、2008年以降のサンプルを対象にした場合には、賃金格差は非有意であった。(4)~(6)式は賃金格差の2次項を加えたモデルであるが、すべてのケースで賃金格差の1次項と2次項がともに非有意となった。これらをあわせて考えると、賃金格差はリーマンショック前までは企業業績に対してプラスの効果を持っていたものの、それ以後には影響を与えないようになったということになる。

表6 企業業績の推計結果 (2)

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	全サンプル	2007年以前	2008年以後	全サンプル	2007年以前	2008年以後	全サンプル	2007年以前	2008年以後
賃金格差	475.7** (2.266)	228.9 (0.916)	350.1 (0.742)	120.9*** (2.704)	141.8* (1.943)	-14.78 (-0.318)	-1.153 (-0.547)	-2.706* (-1.665)	-434.3 (-0.135)
賃金格差との交差項									
賃金格差×平均年齢	-10.79* (-1.953)	-3.930 (-0.638)	-8.907 (-0.738)						
賃金格差×技能・現業職比率				-232.7** (-2.532)	-242.3 (-1.513)	55.47 (0.343)			
賃金格差×平均対数賃金							78.78 (0.575)	180.2* (1.695)	28.10 (0.134)
各企業の回答者の特徴									
女性比率	-5.187 (-0.866)	-2.663 (-0.336)	-12.00 (-0.868)	-3.278 (-0.517)	2.312 (0.260)	-10.16 (-0.684)	-1.914 (-0.317)	-0.622 (-0.0872)	-10.69 (-0.688)
平均年齢	1.851 (1.582)	0.144 (0.124)	1.626 (0.595)	-0.456** (-2.342)	-0.695** (-2.508)	-0.328 (-0.916)	-0.388* (-1.939)	-0.617** (-2.302)	-0.317 (-0.890)
大卒比率	-3.602 (-0.751)	0.522 (0.0843)	-12.61 (-1.375)	-4.152 (-0.812)	-1.743 (-0.272)	-14.88* (-1.696)	-2.613 (-0.511)	3.507 (0.525)	-14.13 (-1.560)
技能・現業職比率	-2.781 (-0.725)	7.694 (1.594)	-15.77** (-2.324)	44.77** (2.328)	53.72* (1.734)	-28.87 (-0.786)	-1.652 (-0.412)	9.382** (2.024)	-16.57** (-2.460)
平均対数賃金(年収)	16.65*** (2.825)	22.34*** (2.813)	7.084 (0.733)	16.58*** (2.860)	23.67*** (2.963)	6.133 (0.635)	-1.657 (-0.0594)	-16.10 (-0.709)	-0.572 (-0.0122)
平均対数残業時間(月当たり)	-1.169 (-0.635)	-0.673 (-0.402)	-2.774 (-0.988)	-0.965 (-0.541)	0.103 (0.0593)	-2.477 (-0.903)	-0.978 (-0.557)	-0.887 (-0.537)	-2.481 (-0.904)
対数従業員数	-0.249 (-0.387)	-1.007 (-1.350)	0.230 (0.177)	-0.272 (-0.412)	-1.114 (-1.479)	0.163 (0.117)	-0.209 (-0.310)	-0.826 (-1.057)	0.227 (0.170)
産業ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年次ダミー	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
定数項	-324.7*** (-3.429)	-348.6** (-2.452)	-146.7 (-0.847)	-250.6*** (-2.865)	-351.9*** (-2.948)	-51.98 (-0.378)	38.45 (0.0907)	270.4 (0.791)	47.26 (0.0655)
企業数	207	125	82	207	125	82	207	125	82
決定係数	0.394	0.542	0.571	0.406	0.561	0.567	0.381	0.561	0.566

上段の数値は係数の推定値。下段カッコ内の数値はWhiteの頑健標準誤差に基づくt値。  
上段の数値右側の記号は、それぞれ\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1を示す。

ここで仕事満足度の推計結果を振り返ると、リーマンショック前までは、それをもっとも高める最適な賃金格差が存在し、それ以後は賃金格差が低いほど良いというものであった。企業業績の推計結果と合わせると、リーマンショック前まではある程度の賃金格差は従業員に許容されていたし、実際に企業業績にもプラスの効果を持っていたため、賃金格差を広げても大きな問題はなかった。しかしそれ以後は、賃金格差を広げると企業業績に現在のところは影響を与えないものの、従業員の不満を高めてしまうこととなり、全体としてはプラスの影響を持っていないと解釈できる。

表6は賃金格差と回答者の属性との交差項を投入したモデルの結果である。(7)~(9)は賃金格差と平均年齢との交差項を投入したモデルであり、全サンプルを対象とした場合に賃金格差の項は正

で有意、交差項は負で有意となった。つまり賃金格差が拡大するほど企業業績は高くなるものの、年齢層が高い企業ほどその効果は小さくなるということである。(10)~(12)は賃金格差と技能・現業職比率との交差項を投入したモデルであり、ここでも賃金格差の項は正で有意、交差項は負で有意となった。よって、賃金格差が拡大するほど企業業績は高くなるという効果は維持されているが、技能・現業職比率の高い企業ほどその効果は小さくなることがわかった。なお、以上の結果は全サンプルを対象にした時のもので、時期でサンプルを分割するとその効果は消える。最後に、(13)~(15)は賃金格差と平均対数賃金の交差項を投入したモデルである。この場合は2007年以前のみ、賃金格差の項は負で有意、交差項は正で有意となった。よって、企業の平均賃金が高い場合

は賃金格差の拡大が企業業績を高めるという結果である。以上の結果は、企業内の従業員の構成によって賃金格差が企業業績に与える影響が異なることを示唆している。

最後にコントロール変数の結果を表5に基づき確認すると、まず全サンプルおよび2007年以前には平均年齢が負で有意であった。Winter-Ebmer and Zweimüller (1999) では、25歳以下比率と50歳以上の比率がともに負で有意であり、本稿では後者の効果のほうが強く得られたことになる。平均対数賃金は正で有意となった。技能・現業職比率は2007年以前には正で有意だったが、2008年以後は負で有意となり、符号が逆転している。Winter-Ebmer and Zweimüller (1999) ではブルーカラー比率が正で有意となっており、本論文の2007年までのサンプルと同じ結果であった。

## V 結 論

本稿では、企業内賃金格差が労働者の満足度や企業業績にどのような影響を与えるかについて、国際経済労働研究所が労働組合員を対象に行った意識調査から得られた200社強、74万5400人分のデータを用い、財務データとあわせて実証分析を行った。企業内賃金格差としては各種の指標があるが、ここでは同一企業に所属する同一階層の正社員従業員（役職に就いていない労働組合員）の間の格差に関心があったため、Winter-Ebmer and Zweimüller (1999), Lallemand, Plasman and Rycx (2004) および参鍋・齋藤 (2008) に基づき、企業ごとに賃金関数を推計し、その残差の標準偏差を用いることにした。

まず、仕事満足度を被説明変数とする順序プロビット分析を行った結果、賃金格差の1次項とコントロール変数のみを投入すると、賃金格差の項は有意に負となった。続いて賃金格差の2次項を追加的に投入すると、賃金格差の1次項は正、2次項は負で有意となり、上に凸の2次関数となることがわかった。すなわち仕事満足度をもっとも高める賃金格差が存在するということである。しかしサンプルをリーマンショックの前後で区切る

と、リーマンショック後にはその関係がなくなり、賃金格差が広がるほど仕事満足度が低下する1次関数である可能性が高いことがわかった。

次に、1人当たり営業利益を企業業績の指標として被説明変数とし、最小二乗法による分析を行ったところ、賃金格差は正で有意となった。仕事満足度の推計と同じタイミングでサンプルを分割すると、リーマンショック前にはその効果が見られるものの、それ以後には効果が消えてしまうことがわかった。また賃金格差の2次項を追加的に投入すると、1次項と2次項がともに非有意となり、企業業績の関数については上に凸の2次関数になっているとはいえなかった。また、交差項を投入した分析からは、平均年齢、技能・現業職比率が高いと賃金格差が企業業績を高める効果を弱めること、平均対数賃金が高いと賃金格差が企業業績を高める効果を強めることがわかった。

一連の分析から得られた結果を総合すると、リーマンショック前までは、従業員にとって最適な賃金格差が存在し、企業にとっては賃金格差を拡大することで業績を向上させることができる環境であったといえる。しかし、リーマンショック後は従業員にとっては賃金格差が低いほど仕事満足度が高まるようになり、賃金格差と企業業績との関係は不明確になってしまった。

本稿に残された課題としては、以下の3点がある。第一に、本稿で用いたデータの賃金は100万円刻みの粗いものである。したがって、賃金格差指標の計算が厳密に行われているわけではない。統計分析のために十分な企業数を有し、かつ従業員の賃金と意識指標を同時に入手できる個票データが限られているためである。賃金について詳細な回答を求めると回答率が低下するリスクはあるものの、今後そのようなデータセットが整備されることが期待される。第二に、企業業績の関数において企業内賃金格差が内生性を持つ可能性がある。今後の分析においては、適切な操作変数を用いた分析などで対処する必要がある。第三に、企業内賃金格差を生じさせる人事制度や施策について、今回のデータでは詳しいことがわかっていない。企業向けの聞き取り調査やアンケート調査によってこうした情報を収集し、本稿で用いたデー

タと合わせて用いるというインサイダー・エコノメトリクス的手法を用い、さらなる実証分析を行って今回得られた結果の妥当性を検証したい。

\* 本稿の作成にあたり、公益社団法人国際経済労働研究所から個票データの提供を受けた。ここに記して感謝申し上げます。

- 1) 代表的な事例は、三井物産が1999年に導入した成果主義を、2006年4月にチームワークなどの定性的な評価を中心とする人事制度に切り替えたことである(「三井物産 成果主義撤回」『日本経済新聞』2008年5月26日付朝刊)。
- 2) 齋藤(2015)を参照のこと。
- 3) たとえば、日立は管理職の賃金の年功要素を廃止、職務や個人業績の評価で賃金を決める制度を導入し、同一等級の年収格差が1.5倍から2倍に広がるようになる(「日立、賃金に世界基準導入」『日本経済新聞』2014年9月29日付朝刊)。パナソニックは、管理職に導入していた役割等級制度を一般社員にも導入し、年功要素を原則としてなくし、役割に応じて賃金が上下する制度となった(「腰上げたパナソニック 人事・賃金改革で年功廃止発表」『日本経済新聞』2015年2月10日付朝刊)。ソニーも同様に年功要素を廃止し、役割給制度を厳密に運用する賃金制度を始動させた(「ソニー 新人事賃金制度が始動」『日本経済新聞』2015年4月5日付朝刊)。
- 4) 実際、都留(1998)では、東京都23区内の上場企業、店頭企業、従業員数300人以上の非上場企業450社の調査から、能力主義の徹底を非常に重視した企業と成果主義の導入を非常に重視した企業において、実際に同一年齢の大卒男子事務系従業員間の賃金格差が極めて大きいことを示している。
- 5) トヨタ自動車は、工場労働者の賃金制度について、年功部分の圧縮と役割や能力で支給額が上下する部分を新たに設ける改革を労働組合に対して提示している。年2回の査定内容は工場での作業レベルやチームワークであり、やはり潜在能力よりはアウトプットに近い能力をみているといえる(「トヨタ若手の賃金手厚く」『日本経済新聞』2015年1月27日付朝刊)。
- 6) 賃金格差拡大のもう一つの理由として取り上げられるのは、総額人件費の削減である。労働者にとって賃金格差が拡大することは、自らが受け取る賃金の不確実性が上昇することになるため、通常想定されるようなりリスク回避的な従業員であれば、賃金の期待値は高くならなければならない。よって、このケースでは従業員のインセンティブが低下することが予想されるが、本稿ではこちらの議論については立ち入らない。
- 7) 阿部(2006)では、このことについて数式を用いた簡潔な説明がなされている。
- 8) 当時は「行動経済学」という言葉はほとんど用いられず、著者たちも社会学を用いていると論文中に記している。しかし、現在の文脈でいえばこの論文は行動経済学の一つといえるであろう。
- 9) 営業・販売・サービス職を基準に、専門・技術・研究職ゲーム、事務職ゲーム、技能・現業職ゲーム、その他ゲームの4種類を投入した。
- 10) 本稿で用いるデータでは、回答者の総労働時間は把握できないので、残業時間をコントロール変数とすることで代替する。なお、残業時間は10時間刻みのカテゴリデータであるため、カテゴリの中点を対数化している。詳細は表1の通り。また、この残業時間については、アンケートの質問ではサービス残業を含むかどうかを明記していない。
- 11) 一部の企業では、仕事満足度の質問としてこれを採用せず、

そのかわり大問「あなたは次の事柄についてどの程度満足していますか」の中の「仕事全体」という質問を用いている。回答の選択肢は「5. 満足している」「4. どちらかといえば満足している」「3. どちらともいえない」「2. どちらかといえば不満である」「1. 不満である」である。本稿では、こちらも同様に扱うことにする。

- 12) 賃金は100万円刻みのカテゴリデータである。詳細は表1のとおり。
- 13) 企業以外の組織(自治体など)も含む。
- 14) 複数回の調査に参加した組織もある。
- 15) 組織によっては、対象者を無作為に2つ以上のグループに分け、それぞれに異なる項目を含む調査票を配布していることがある。その場合は、本稿の分析で用いる項目が採用されているグループのデータのみを用いる。
- 16) 「労働組合員総合意識調査」に参加し、企業内賃金格差を推計できた企業のうち、仕事満足度のデータが入手できたものの、財務データが入手できなかった企業(決算期変更等の理由により決算月数が12未満のケース、意識調査が2015年度に行われたため決算のデータが未発表のケース、純粋持株会社のケース)は、仕事満足度の推計には含めたが、企業業績の推計からは除外した。また、その逆のケースもある。したがって、これら2つの推計ではサンプルとなった企業数が若干異なっている。
- 17) 仕事満足度が最低となる賃金格差は0.2891である。しかし、これを超える企業はわずか1社である。したがって、下に凸の関係というよりは、概ね仕事満足度は賃金格差の減少関数になっていると考えられる。
- 18) 米国では2011年に反格差運動の「Occupy Wall Street」が発生した。2014年にはビケティ『21世紀の資本』がブームになった。日本でもブームになり、格差論へ関心が強まっているといえる。

#### 参考文献

- Akerlof, G. A. and J. L. Yellen (1988) "Fairness and Unemployment," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol.78, No.2, pp.44-49.
- Bénabou, R. and J. Tirole (2003) "Intrinsic and Extrinsic Motivation," *Review of Economic Studies*, Vol.70, pp.489-520.
- Bewley, T. F. (1999) *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Harvard University Press.
- Bloom, M. and J. G. Michel (2002) "The Relationships among Organizational Context, Pay Dispersion, and Managerial Turnover," *Academy of Management Journal*, Vol.45, No.1, pp.33-42.
- Deci, E. (1975) *Intrinsic Motivation*, New York: Plenum Press.
- Grund, C. and N. Westergaard-Nielsen (2008) "The Dispersion of Employees Wage Increases and Firm Performance," *Industrial and Labor Relations Reviews*, Vol.61, No.4, pp.485-501.
- Jirjahn, U. and K. Kraft (2007) "Intra-firm Wage Dispersion and Firm Performance: Is There a Uniform Relationship?" *KYKLOS*, Vol.60, No.2, pp.231-253.
- Lallemand, T., R. Plasman, and F. Rycx (2004) "Intra-Firm Wage Dispersion and Firm Performance: Evidence from Linked Employer-Employee Data," *KYKLOS*, Vol.57, No.4, pp.533-558.
- Pfeffer, J. and A. Davis-Blake (1992) "Salary Dispersion, Location in the Salary Distribution, and Turnover among College Administrators," *Industrial and Labor Relations*

- Review*, Vol.45, No.4, pp.753-763.
- Pfeffer, J. and N. Langton (1993) "The Effect of Wage Dispersion on Satisfaction, Productivity, and Working Collaboratively: Evidence from College and University Faculty," *Administrative Science Quarterly*, Vol.38, No.3, pp.382-407.
- Winter-Ebmer, R. and J. Zweimüller (1999) "Intra-firm Wage Dispersion and Firm Performance," *KYKLOS*, Vol.52, No.4, pp.555-572.
- 阿部正浩 (2006) 「成果主義導入の背景とその功罪」『日本労働研究雑誌』No.554, pp.18-35.
- 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.
- 参鍋篤司・齋藤隆志 (2008) 「企業内賃金分散・仕事満足度・企業業績」『日本経済研究』No.58, pp.38-55.
- 齋藤隆志 (2015) 「学者に聞け！ 視点争点 注目される修正成果主義の効果」『週刊エコノミスト』2015年9月8日号, p.50.
- 都留康 (1998) 「日本企業の評価・処遇制度——現状と展望」一橋大学経済研究所ディスカッションペーパー A352.

さいとう・たかし 明治学院大学経済学部准教授。主な論文に「企業内賃金分散・仕事満足度・企業業績」(共著, 2008年)『日本経済研究』No.58, pp.38-55。労働経済学, 企業経済学専攻。