

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——

阿 部 正 浩

本稿は、従業員の主観的賃金格差が労働インセンティブにどのような影響を与えるか、を実証分析した。分析結果によれば、賃金体系や人事制度の整備はもちろんのこと、企業内賃金格差に関する情報が従業員に正確に伝わらないと労働インセンティブは高まらないことが分かった。このことは、賃金格差の情報は賃金体系を補完する機能を持ち、それは従業員の賃金情報から労働インセンティブへの変換効率を高めると考えられる。ただし、より重要なのは、賃金格差の情報があまりにも正確に伝達してしまうと、賃金の低い従業員の労働インセンティブをさらに低下させてしまう可能性があることである。

1. はじめに

本稿の目的は、企業内賃金格差の大きさが従業員の労働インセンティブにどう影響するのか、とくに従業員が賃金格差を認識することで労働努力がどう影響されるのか、について考察することである。

ここ数年、大企業を中心に、「能力主義」や「成果主義」といった人事労務管理の導入に関する議論が盛んに行われている。既にそうした制度を導入している企業もある。『賃金労働時間制度等総合調査』（労働省政策調査部）によれば、年俸制を導入している企業は、全産業・全企業規模で、平成6年には4.3%であったが、平成8年には8.6%へと増加している。特に1000人以上規模で7.9%から15.9%へと増えている。こうした制度の導入で企業内賃金格差はこれまで以上に拡大する可能性がある¹⁾。

経済学の立場から、企業の報酬構造を説明しようとする試みは従来から数多くなされてきた。人的資本理論やエージェンシー理論、ラーニングモデルなどが代表的な仮説である。ただし、これらの仮説が強調しているのは企業と従業員の間だけの問題であり、従業員間に生じる「格差」が彼らの働き方にどのような影響を与えるのかといった問題については、チーム生産の問題以外、あまり取り扱われていない。企業が従

業員による協業の場としての組織である以上、賃金格差が彼らの仕事ぶりにどのような影響を与えるのかを考える必要がある。本稿は、日本労働組合総連合会が1998年6月に実施した「98 連合組合員アンケート調査」を利用して、この問題について実証的に検討する。

2. 作業仮説とデータ

2.1 作業仮説

この節では実証分析の作業仮説を提示するが²⁾、その前に本稿の問題意識に関連するバイアス・トーナメント問題を簡単に紹介する。

トーナメントモデル³⁾のインプリケーションを簡単に整理しておくと、賃金決定よりも企業

表1. 年俸制導入状況

調査年度	平成6年	平成8年
産業・企業規模		
調査産業計	4.3	8.6
1,000人以上	7.9	15.9
100~999人	4.6	12.1
300~999人	6.8	14.4
100~299人	3.9	11.4
30人~99人	4.0	7.0
鉱業	4.8	10.0
建設業	7.8	5.9
製造業	2.3	8.6
電気・ガス・熱供給・水道業	4.4	7.6
運輸・通信業	1.8	8.8
卸売・小売業、飲食店	5.9	8.9
金融・保険業	11.5	12.1
不動産業	9.9	10.7
サービス業	5.4	10.0

資料出所) 労働省「賃金労働時間制度等総合調査」。

内部の昇進メカニズムを強調する感はあるもの、このモデルは従業員間の「報酬格差」を通じて労働インセンティブを引き出すメカニズムをうまく説明している。含意の一つは、労働者間の相対評価を行なったとしても、ある一定の条件の下では、絶対評価と同じインセンティブ効果を持つという点にある。第二に、相対評価を行なうことで測定誤差による業績評価への影響を無くすことが出来る。第三点に、勝者と敗者の報酬格差が拡大すればするほど各人の努力レベルが高まる。ここで興味深い点は、報酬レベルは努力水準に影響を与えないという点である。以上の点についてはこれまでも多くの実証分析がなされている⁴⁾。

ただし、バイアスド・トーナメントと呼ばれる問題についての実証分析は少ないようだ⁵⁾。これは、ある一人のプレイヤーの勝率が極めて高い場合に、他のプレイヤーが「やる気」を失ってしまったり、あるいは「逆転」を狙ってリスクな行動をとってしまう、という問題である。いま、プレイヤーの能力に個人差が無い場合のトーナメントを考えよう。トーナメントの勝敗は、努力水準とランダムな要素(幸運や景気動向といった個人にはどうする事も出来ない要素)だけが影響する業績結果によって決まる。この場合、企業が努力をした従業員を報いることはある種の公正基準を満たし、そのため企業は賃金格差を拡大することによって従業員の努力水準を高めることが可能になる⁶⁾。

しかしながら、例えば個々人の能力の差が大きい場合には、報酬格差が必ずしも労働インセンティブを高めることにはならない。能力がないと思っている人はトーナメントで勝つ確率が低いことを知るかもしれないし、逆に能力のある人は努力しなくとも生まれつきの才能で勝つかもしれない。その結果、企業が労働インセンティブを高めようと賃金格差を拡大しても、従業員が彼ら自身の能力分布を知ること、彼らの努力水準や協業に負の影響を与えてしまう可能性がある⁷⁾。果たして、このようなバイアスド・トーナメントと呼ばれる問題が現実には観察されるのであろうか。

本稿は、トーナメントにバイアスをかける要因として、職場内部における賃金格差情報を伝達するメカニズムに注目した。従業員は実際に受取る賃金を彼らなりに評価し、労働インセンティブに変換する。その時、企業による従業員業績の評価と同様に、従業員は自らの賃金を評価する基準が必要となる。その基準となる賃金格差は職場内のラインや労働組合を通じて、または同僚や口コミを通じて、従業員に伝えられるのではないだろうか。情報が正確に伝わらなければ評価基準の誤差は大きくなり、労働努力への変換にも影響を与えるだろう。逆に、評価が明確すぎるとトーナメントにバイアスがかかる可能性がある。果たして賃金格差の情報は労働インセンティブに影響しているのだろうか。

以上の問題を以下の三つの作業を通して検討していく。

(1)従業員が主観的に捉える企業内賃金格差は、どう発生するのか。

(2)主観的な賃金格差は、実際の賃金格差に比べて、どのくらい確からしいのか。

(3)主観的な賃金格差は、労働努力にどのような影響を与えているのか。

これらの作業仮説を分析する具体的な方法については、以下の各節で説明する。

2.2 データ

本稿で用いたデータは、1998年6月に日本労働組合総連合会が実施した「98 連合組合員アンケート調査」と、付帯して行われたアンケート調査である。このアンケートへの回答は連合傘下の組合員 20761 人からあった。各節の分析方法の項で詳細は述べるが、本稿の分析で利用したサンプルは最大 16,268 サンプルである。サンプルの基本統計量は表 2 の通りである。

分析に入る前に、人々は自分の賃金をどのような属性の人と比較しているかを見ておこう。アンケートでは、

問「あなたは賃金を比べる場合、他のどの労働者と比べますか。」(2 つ以内選択)と質問した。すると、賃金を比較する相手として「同じ会社の同年齢同学歴または同期入社

表 2. 分析に用いたサンプルの基本統計量

変数	Mean	Std.Dev.	変数	Mean	Std.Dev.
昨年度の年間収入(万円)	567.3970	178.6430	金属製造業	0.2126	0.4091
5月の所定内給与(千円)	313.2440	598.7470	化学製造業	0.1637	0.3700
年齢	37.3744	8.9829	その他製造業	0.0759	0.2648
勤続年数	16.0330	33.2285	資源・エネルギー	0.0328	0.1780
中卒	0.0471	0.2120	交通・運輸	0.1275	0.3335
高卒	0.5259	0.4993	情報・出版	0.0411	0.1986
短大卒	0.0988	0.2985	商業・流通	0.0448	0.2068
大卒	0.3281	0.4695	サービス・一般	0.0316	0.1749
中途採用者比率	0.2276	0.4193	金融・保険・不動産	0.0559	0.2297
女性比率	0.1326	0.3391	建設・資材・林産	0.0433	0.2036
技能職	0.3466	0.4759	その他非製造業	0.0092	0.0953
専門職	0.2032	0.4024	公営・公務	0.1618	0.3683
事務職	0.3139	0.4641	29人以下	0.0014	0.0376
営業職	0.1359	0.3427	30~99人規模	0.0176	0.1317
その他の職種	0.0004	0.0192	100~299人規模	0.0600	0.2375
東京地区	0.3084	0.4618	300~999人規模	0.1280	0.3341
京阪地区	0.1374	0.3443	1000~4999人規模	0.3557	0.4787
大都市	0.1360	0.3428	5000~9999人規模	0.1648	0.3710
都市部	0.2129	0.4094	10000人以上規模	0.2724	0.4452
地方部	0.2054	0.4040			

人」が最も多く 49.9% であり、ついで「学校時代の同級生」(30.9%)、「同業他社で同年齢同学歴または同期入社の人」(24.0%)を挙げている。年齢別、勤続年数別にみると、加齢するほどに「学校時代の同級生」を挙げる人が減っている。また、学歴別にみると高学歴者ほど「学校時代の同級生」を挙げる人が多い。「同業他社で同年齢同学歴の人」を挙げる人が高学歴で多いのも特徴的である。しかし、こういった属性の従業員にせよ、気にしているのは同一企業内の同じ属性を持つ人の賃金である。それゆえ、職場内の賃金格差が働きぶりにどのような影響を与えているのか、という問題は重要と言えよう。

3. 主観的な企業内賃金格差発生の要因

この節では、従業員が主観的に認知している企業内賃金格差の発生メカニズムを分析する。

3.1 分析方法

主観的な賃金格差がどのように発生するかを考えるため、従業員の賃金が努力水準のみで決定すると想定しよう。つまり、賃金 w は、

$$w = f(z) \quad (1)$$

と定義される⁸⁾。ただし、 z は努力水準を表す。

この人と比較相手の賃金格差は、

$$\Delta w = w_i/w_j = f(z_i)/f(z_j) \quad (2)$$

と書ける。 w_i と z_i は本人の賃金と労働努力、 w_j と z_j は比較相手の賃金と労働努力を表す。

もし、従業員間で賃金や努力水準に関しての情報が完全であり、アクセスが容易ならば、 w_j と z_j も正確に把握することが出来る。しかしながら、一般的にはそうした情報にアクセスすることは難しく、雇用主による業績評価の場合と同様に、各従業員は評価対象者の売上げや働きぶりなどの「指標」だけを観察できる。そこで、情報が不完全なケースでは(2)式は成立せず、以下のように修正される。

$$\Delta w = w_i/f(z'_j) \quad (2)'$$

ただし、 $\Delta w'$ は主観的な賃金格差であり、 z'_j は評価相手の努力水準に関して観察可能な(代理)指標である。

(2)'式を推定することにより主観的賃金格差に影響する要因が分析されるが、実証分析では以下の推定式を用いた。

(Model A) $\Delta w' = f(\text{年齢, 勤続年数, 学歴ダミー, 性別ダミー, 職種ダミー, 産業ダミー, 企業規模ダミー, 現在得ている賃金水準, 職場生活での不満や不安, 自身の仕事や働きぶり,}$

勤め先の雇用管理制度)

まず、従属変数である主観的な賃金格差 $\Delta w'$ は、問「あなたの勤め先で、あなたと同じ性、同じ年齢、同じ学歴、同じ職種の従業員の年収平均を 100 とした場合、あなたご自身はどのくらいの年収ですか。」の回答から得られる。調査では、120 以上から 80 以下まで 5 ポイント刻みの選択肢と、「分からない」という選択肢が用意された。そこで、Model A を「(賃金格差が)分かる」と「(賃金格差が)分からない」の二者択一の変数を従属変数としてプロビットモデルにより分析した。さらに、「分かる」人に限って、順序型プロビットモデルを適用することで、主観的賃金格差の位置づけについても分析した。

他方、説明変数のうち年齢や勤続年数、学歴ダミー、性別ダミー、職種ダミー、産業ダミー、企業規模ダミーは、サンプルの属性をコントロールするために推定式に加えられた。現在の賃金水準は(2)'右辺の w そのものである。また、「職場生活での不満や不安」、「自身の仕事や働きぶり」、「勤め先の雇用管理制度」は(2)'式の z_j の代理指標として加えた⁹⁾。「職場生活での不満や不安」と「自身の仕事や働きぶり」は 12 のダミー変数からなり、「勤め先の雇用管理制度」は 10 のダミー変数からなる¹⁰⁾。

3.2 結果と考察

表 3 で、従業員が賃金格差の存在を認識しているかどうかを見てみよう。この分析では、主観的な賃金格差を認識していれば 1、分からないければ 0 をとる変数を従属変数としており、推定はプロビットモデルを利用した。なお、主観的な賃金格差を分からないとする人の割合は、調査サンプル全体では 27.9%、本稿で利用するサンプルに限ると 28.1% であった。約 1/3 程度の人が賃金格差を認識していないということは、それだけ賃金格差の情報へのアクセスが容易ではないことを示唆している。

統計的に有意に影響を与えている従業員の属性は、勤続年数と性別、中途採用ダミー、専門職と事務職を示すダミー、産業ダミーである。勤続年数に注目すると、勤続年数が長くなるほ

ど職場情報にアクセスし易くなるため、主観的な賃金格差に関する情報も得やすくなるのであろう。さらに、年齢は統計的に有意な影響を与えていないことから、職場情報のアクセスには勤続年数が一層重要であることが示唆される。性別では、女性に比べて男性のほうがより賃金格差についての情報を得ていることが分かる。専門職と事務職は技能職に比べて賃金格差の情報を得ていないが、営業職やその他の職種では統計的に有意な影響はなかった。また、企業規模による影響もない。産業別には、製造業に比べて非製造業、特に金融・保険・不動産業、で賃金格差を認識している人の割合が高い¹¹⁾。

次に、 z_j の代理指標のうち統計的に有意な影響を与えている変数は、「賃金に比べ責任度合いが高すぎる」、「作業環境が良くない」、「賃金決定の際に業績や成果が重視」を示すダミー変数である。したがって、「賃金に比べ責任度合いが高すぎる」、「作業環境が良くない」、「賃金決定の際に業績や成果が重視」と考えている従業員にとっては賃金格差の情報が必要であり、それを手に入れる何らかの工夫を行なっているようだ¹²⁾。

では賃金格差の存在を認識している場合に、主観的賃金格差の分布にはどのような要因が影響を与えているだろうか。ここでは、同年齢・同学歴の従業員平均の賃金を 100 とし、賃金格差の分布を 7 つの階級に分けて分析を行なった¹³⁾。ただし、賃金格差について「分からない」と答えている人がいるので、サンプル・セレクション・バイアスを除く形で Ordered Probit 分析を行なった。結果は表 4 のとおりである。

従業員の属性で統計的に有意な変数は年齢と勤続年数、中途採用ダミーである。年齢は負値をとっており、加齢するほど相対的に平均値以下と答える人の確率が高まる。勤続年数は正値をとっており、勤続年数が長い人ほど平均値以上と答える人の確率が高まる。中途採用者は、平均値以下と答える人の割合が有意に高い。

次に、 z_j の代理指標では、「仕事の量が多く忙しすぎる」、「賃金に比べ責任度合いが高すぎる」、「仕事内容や目標設定が難しすぎる」、「会

表 3. 主観的賃金の認知の有無
(Probit Model)

	Coef.	限界効果
定数項	0.4553	0.1510
年齢	-0.0041	-0.0014
勤続年数	0.0117***	0.0039
中卒ダミー	-0.0464	-0.0154
短大卒ダミー	-0.0612	-0.0203
大卒ダミー	-0.0251	-0.0083
女性ダミー	-0.3936***	-0.1305
中途採用ダミー	-0.1005***	-0.0333
専門職	-0.1489***	-0.0494
事務職	-0.1419***	-0.0471
営業職	0.0544	0.0181
その他の職種	-0.8689	-0.2881
化学製造業等	0.0402	0.0133
その他製造業等	0.1413***	0.0469
資源・エネルギー	0.1812***	0.0601
交通・運輸	0.4480***	0.1486
情報・出版	0.2620***	0.0869
商業・流通	0.3504***	0.1162
サービス・一般	0.5233***	0.1735
金融・保険・不動産	0.6976***	0.2314
建設・資材・林産	0.4240***	0.1406
その他非製造業	0.2688**	0.0891
30～99 人規模	-0.0286	-0.0095
100～299 人規模	-0.0504	-0.0167
300～999 人規模	0.0569	0.0189
1000～4999 人規模	0.0731	0.0243
5000～9999 人規模	0.0876	0.0290
10000 人以上規模	0.0736	0.0244
z1	0.0632	0.0210
z2	0.1046*	0.0347
z3	-0.0539	-0.0179
z4	-0.0685	-0.0227
z5	-0.0101	-0.0033
z6	0.0355	0.0118
z7	0.0884	0.0293
z8	-0.2266**	-0.0751
z9	0.0168	0.0056
z10	-0.0209	-0.0069
z11	-0.0393	-0.0130
z12	-0.0101	-0.0033
z13	0.0001	0.0000
z14	-0.0001	-0.0000
z15	0.0000	0.0000
z16	-0.0002	-0.0001
z17	0.0003**	0.0001
z18	0.0000	0.0000
サンプル数	13274	
対数尤度	-7543.731	
制限付き対数尤度	-7877.728	
χ^2 二乗値	667.9937	

注) *は10%, **は5%, ***は1%水準で有意であることを示す。推定式には産業ダミーと企業規模ダミーが含まれている。各ダミー変数のレファレンス・グループは、学歴が高卒者、職種は技能・現業職、企業規模は29人以下、産業は製造業(金属)である。なお、変数z1～z18の内容については付録1を参照のこと。

社の将来性がなく不安」,「今の仕事は、自分の能力が発揮できている」,「仕事の教育・研修・訓練が十分行なわれている」,と考えている人ほど、それぞれのパラメータが統計的に有意な正の値であり、主観的には自分の賃金が平均よりも高いと考えている確率が高い。これらの指標は、「会社の将来性がなく不安」を除いて、自分が投入した労働努力が比較対象に比べて高い水準であることを意味しており、そのことが主観的賃金を高めていると考えられる。一方、「自分に対するリストラ等雇用調整が心配」,「仕事内容の多様化・高度化についていけるか

表 4. 主観的賃金格差の大きさ
(Ordered Probit Model)

	Coef.
定数項	1.6070***
年齢	-0.0142***
勤続年数	0.0097*
中卒ダミー	0.0735
短大卒ダミー	-0.0127
大卒ダミー	-0.0062
女性ダミー	-0.0371
中途採用ダミー	-0.2113***
専門職	0.0368
事務職	0.1050
営業職	0.1016**
その他の職種	3.8311
z1	0.2698***
z2	0.2361***
z3	0.1470
z4	0.2147**
z5	-0.2796***
z6	0.1154**
z7	0.0019
z8	-0.0778
z9	0.2699***
z10	0.1054***
z11	-0.0607**
z12	-0.1089***
z13	-0.0000
z14	-0.0000
z15	0.0001
z16	0.0001
z17	-0.0001
z18	0.0001***
サンプル数	13274
対数尤度	-23747.7
制限付き対数尤度	-23747.7
χ^2 二乗値	0.0033+00

注) *は10%, **は5%, ***は1%水準で有意であることを示す。推定式には産業ダミーと企業規模ダミーが含まれている。なお、変数z1～z18の内容については付録1を参照のこと。

どうか不安がある」,「職場のOA化や情報化についていけるか不安がある」と考えている人ほど、平均よりも自分の賃金が低いと考えている確率が高い。これらの指標は、比較対象よりも自分の努力が劣ることを意味しており、その結果として主観的賃金が低くなると考えられる。

以上の結果は、従業員が主観的な賃金格差を認知するための前提条件として、その人がどれだけ職場情報を集められるか(勤続年数)、そしてコストをかけてその情報を得るベネフィットがあるのか(業績・成果主義の導入)、といった要因が重要であることを示唆している。また、比較相手と自分の労働努力の差を表わす指標が主観的な賃金格差の分布に影響していることも重要なインプリケーションである。

4. 主観的な企業内賃金格差と客観的な企業内賃金格差の差——人事制度と情報伝達機能による影響——

この節では、主観的な賃金格差がどの程度で正確なのかを検討し、人事制度や職場内の情報伝達機能がそれにどう影響しているかを考察する。

4.1 分析方法

主観的な賃金格差が、実際の企業内賃金格差を正確に反映しているかどうかをみるために、本稿では以下の方法を行なう。まず、(3)式のような賃金関数を企業毎に計測し、年齢や勤続年数、学歴、職種といった要因で説明される平均賃金を推定する。

$$\ln(w) = \alpha + \beta_1 * (\text{年齢}) + \beta_2 * (\text{年齢})^2 + \beta_3 * (\text{勤続年数}) + \beta_4 * (\text{勤続年数})^2 + \sum \delta_i * (\text{学歴ダミー}) + \gamma * (\text{女性ダミー}) + \varepsilon \quad (3)$$

ただし、 w は 1998 年 5 月時点での所定内賃金(基本賃金と諸手当の合計。ただし時間外手当と通勤手当を除外した税込み支給額)を用いた。また ε は誤差項であり、これ以外のギリシャ文字はパラメータである。ただし、推定は企業別に行うので、同一企業で得られたサンプルが少なくとも 20 以上あることとし、それ以外のサ

ンプルは除いた¹⁴⁾。(すべてのサンプルを利用した推定結果は、付録 2 の通りである¹⁵⁾。)

この時、実際の賃金水準と推定された理論的賃金水準との乖離((4)式の残差)は、年齢や勤続年数、学歴、職種といった説明要因では説明できない賃金格差と考えられる。本稿では、雇用主が人事考課をもとに判断したという意味で、この残差を客観的企業内賃金格差と呼ぶ。そして、これを主観的賃金格差と比較した¹⁶⁾。具体的には、もし客観的賃金格差に比べて主観的賃金格差が大きければ 0(過大評価)、同じであれば 1(正確)、小さければ 2(過小評価)をとる変数を従属変数 ΔW として、以下の式を推定した。

(Model B) $\Delta W = g(\text{「年齢」, 「勤続年数」, 「学歴」, 「職種」, 【情報伝達ルートとしての「労働組合」, 「直属の上司」, 「人事担当部門」, 「その他」(「同僚, ロコミ」をベース)】, 【「人事考課制度」, 「職能資格制度」, 「目標管理制度」, 「自己申告制度」, 「苦情処理制度」}], \text{実際の賃金})$

この推定式によって、人事制度や職場における情報伝達ルートは従業員の主観的賃金格差の正確性にどのように影響しているのか、そして何が賃金格差を過大あるいは過小に評価させるのか、に関する分析できる。推定は Multinomial Logit Model を用いた。

4.2 結果と考察

表 5 に、実際の賃金所得と(4)式の残差(対数表示)、客観的格差(残差の実数表示)それぞれの平均値を主観的賃金格差の水準別に示した。主観的格差が大きいと判断している人の客観的格差は大きくなり、逆に小さいと判断している人は小さくなる。つまり、主観的な賃金格差は平均的には「当たっている」ようだ。

さて、表 6 に移って人事制度や職場内の情報伝達機能が主観的賃金格差の正確性にどのように影響しているかを見よう。ただし、この分析では主観的格差を「分からない」としているサンプルは除外されている。従業員の属性についてみると、勤続年数は従属変数が 1(正確)や 2

表 5. 主観的賃金格差と客観的賃金格差の分布

主観的格差	分析対象サンプル				全サンプル			
	サンプル数	実績値	残差	客観的格差	サンプル数	実績値	残差	客観的格差
120 以上	72	391.28	0.0684	108.29	118	376.22	0.0540	106.69
115-119	71	363.68	0.0500	105.96	105	348.10	0.0291	103.72
110-114	193	360.44	0.0353	104.27	310	356.71	0.0281	103.52
105-109	453	338.83	0.0164	102.46	744	342.23	0.0156	102.27
101-104	629	338.98	0.0263	103.28	1102	332.54	0.0178	102.34
100(平均)	2374	307.80	0.0013	100.83	4328	307.23	0.0020	100.85
95-99	642	315.94	-0.0090	99.83	1074	315.81	-0.0083	99.79
91-94	457	323.14	-0.0167	99.04	758	318.77	-0.0158	99.04
85-89	288	320.97	-0.0292	97.95	504	316.35	-0.0242	98.37
81-84	312	319.16	-0.0278	98.46	487	318.35	-0.0199	99.01
80 以下	169	300.81	-0.0322	97.67	310	295.93	-0.0281	98.05
分からない	2104	306.58	-0.0026	100.45	3479	299.29	-0.0012	100.48
不明	102	335.21	-0.0098	99.82	204	320.94	-0.0100	99.91

注) 客観的賃金格差の推定には 5 月分給与を用いた。

(過小評価)に対してそれぞれ統計的に有意な正の値を取っている。つまり、勤続年数の長い人は主観的賃金格差の正確性も高まるが、同時に過小評価する傾向がある。また、中途採用者の場合も主観的賃金格差を過大評価している確率が有意に低い。賃金格差の認識(Model A)でもみたように、勤続が長いほど職場内の情報にアクセスしやすくなっている。その結果として、勤続の長い人は賃金格差を正確に認識することが可能になるのではないか。

一方、勤続の短い人の情報にアクセスするコストは相対的に高く、賃金格差を正確に判断することが難しい。この背景には、雇用主が故意に賃金格差の情報を隠している可能性もある¹⁷⁾。そうすることで、従業員の労働努力を平均的に高められるからである。入職直後から雇用主が賃金に格差をつけており、それを従業員が正確に判断していると、相対的に低い賃金を得ている人は労働努力を減らしたり、離職する可能性が高い。雇用主が採用や教育訓練のコストを回収するためには、従業員にある程度は勤続してもらう必要があるから、勤続が短い従業員には「やる気」を失わせないように、賃金格差の情報を故意に秘匿する誘因が発生する¹⁸⁾。

学歴別にみると、短大卒者は高卒者に比べて主観的賃金格差を正確に把握している確率が高く、その一方で中卒者は過大評価する確率も高い。また、大卒者は高卒者に比べて正確に把握している確率も高いが、過小に評価している確

率も高い。ただし、高学歴者のウェイトが高い専門職や事務職は正確に把握している確率が高いから、マルチコリニアリティー問題が発生している可能性も考えられる。

職場の情報伝達経路を示す変数では、「同僚やロコミ」に比べて「労働組合」と「直属の上司」が主観的賃金格差を有意に過小評価させている。「人事担当部門」や「その他の経路」は統計的に有意な影響を与えていない。人事制度では、「目標管理制度」は主観的賃金格差を有意に過小評価させ、「自己申告制度」は正確に把握させる確率を有意に高め、過小評価させる確率を有意に低下させる。これら以外の制度は有意な推定結果が得られていない。「同僚やロコミ」は曖昧な情報源であり、ラインや人事部門、あるいは労働組合からの情報のほうが質は高いと期待された。また、目標管理や自己申告制度のある企業では、そうした制度の無い企業に比べ、ラインを通じた情報にアクセスする機会が多いと期待された。しかし、推定結果によれば、ラインや労働組合を通じての情報は賃金格差の過大評価を少なくはしているが、正確性を必ずしも高めているわけではない。むしろ、賃金格差を過小に評価させる傾向も強い。

5. 主観的賃金格差と労働インセンティブ

この説では、主観的賃金格差が労働努力にどのような影響を与えているのか、を分析する。

表 6. 主観的賃金格差の正確性(Multinomial Logit Model)

各選択確率に関する限界効果

	過大判断 (Y=0) 限界効果	Y=0 の割合： 48.6%	正確 (Y=1) 限界効果	Y=1 の割合： 12%	過小判断 (Y=2) 限界効果	Y=2 の割合： 39.3%
定数項	-0.3423	***	-0.1779	***	0.5202	***
年齢	0.0009		-0.0006		-0.0003	
勤続年数	-0.0171	***	0.0011	*	0.0160	***
中卒	0.0568	*	0.0305	***	-0.0873	**
短大卒	-0.0788	***	0.0227	***	0.0561	*
大卒	-0.1930	***	0.0085		0.1844	***
女性	0.0355		0.0313	***	-0.0668	**
中途採用	0.0800	***	0.0163	***	-0.0964	***
専門職	0.0036		0.0388	***	-0.0425	*
事務職	0.0088		0.0194	***	-0.0282	
営業職	0.0026		0.0029		-0.0054	
労働組合	-0.0604	***	-0.0013		0.0617	***
直属の上司	-0.1094	***	0.0021		0.1072	***
人事担当部門	-0.0290		0.0056		0.0234	
その他	0.0056		-0.0201	***	0.0145	
人事考課制度	-0.0226		0.0055		0.0171	
職能資格制度	0.0117		-0.0141	***	0.0023	
目標管理制度	-0.0356	**	-0.0092	**	0.0448	**
自己申告制度	0.0184		0.0290	***	-0.0474	***
苦情処理制度	0.0132		-0.0100	***	-0.0031	
新所定内賃金	0.0025	***	0.0001	***	-0.0025	***
サンプル数			4984			
対数尤度			-4529.905			
制限付き対数尤度			-4823.63			
χ^2 乗値			587.4496			

注) 推定結果は省略した。*は10%、**は5%、***は1%水準で有意であることを示す。

5.1 分析方法

(1)式によれば、従業員の賃金は彼らの労働努力水準で決まっていた。他方、従業員側の視点に立てば、労働努力水準の決定は彼らが稼得している賃金に依存する。すなわち、

$$z = e(w). \quad (4)$$

しかし、自分の賃金だけではどれだけ労働努力を投入すれば良いかを決定するのは難しく、何らかの評価基準が必要となる。それは一番身近な職場の同僚の働きぶりとその賃金ではないだろうか。自分の働きぶりと同僚の働きぶりを比べ、また自分の賃金水準と同僚の賃金水準とを比べ、どれだけ努力をすれば良いのかが見えてくる。このように考えると、(5)式が成立する。

$$z_i/z_j = e(w_i)/e(w_j) \quad (5)$$

ただし、添え字 i や j は本人と比較相手の賃金と労働努力を示している。もし(5)式が成立しなければ、個人間で労働努力に対する雇用主の

価格付けが異なるから、賃金分配は公正ではなくなる。その時は仕事へのモラルが低下する¹⁹⁾。

(5)式の含意を利用して(4)式を書きかえると、

$$z = e(w_i, w_j, z_j) \quad (4)'$$

つまり、従業員の労働努力水準は、本人の賃金水準と、比較相手の賃金水準、労働努力水準の関数として書ける。ただし、(4)'式においても w_j, z_j は直接観察することは出来ず、それに類する情報だけを従業員は得る。したがって、こうした情報を正確に伝達する機能の有無が従業員の努力水準の選択にも影響する。この節では、こうした情報の正確性が労働努力水準に影響しているかどうかを検討する。

ところで、労働努力水準が雇用主や従業員間で観察不可能であると同様に、分析者にとってもそれは観察不可能である。ここでは労働努力水準に代わる指標、具体的には残業時間や転職希望、を用いて分析する²⁰⁾。

(Model C) 努力水準指標 = e (「年齢」, 「学歴」, 「産業」, 「主観的賃金格差を認知しているかどうか」, 【情報伝達ルートとしての「労働組合」, 「直属の上司」, 「人事担当部門」, 「その他」, (「同僚, ロコミ」をベース)】, 【「人事考課制度」, 「職能資格制度」, 「目標管理制度」, 「自己申告制度」, 「苦情処理制度」】, 「所定内給与」, 「主観的賃金格差」, 「客観的賃金格差」) 従属変数が 0 と 1 をとる質的変数であることから, Probit Model を用いて推定した。

5.2 結果と考察

結果は表 7 のとおりである。まず, 「年齢」は「転職希望」には有意な影響を与えていないが, 労働時間には有意な影響を与えている。すなわち, 加齢するほどに「時間外労働をしない」人の割合が増えている一方で, 「仕事を持ち帰らない」や「サービス残業しない」人の割合が有意に小さくなっている。また, 「学歴」をみると, 大卒ダミーが「転職希望」に対してマイナスの有意なパラメータであり, 大卒者の転職希望が高い。既存統計を利用した分析結果では高学歴者ほど転職率が低下する傾向にあることから, 本稿の結果とは整合的ではない。ただし, ここではあくまでも転職希望を聞いているに過ぎないから, それが影響しているとも考えられる。また, 「時間外労働をしない」, 「仕事を持ち帰らない」, 「サービス残業しない」人の割合が高学歴者ほど有意に小さくなる。

この節の主眼である情報の正確性が労働努力水準に影響しているかを考察しよう。まず, 「主観的賃金格差を認知していない」ことは, 「サービス残業」以外の従属変数に対して有意な負の効果を与えている。すなわち, 格差を認知しないことで転職希望者や時間外労働をしない人が減少している。もちろん, これらの従属変数は代理指標にすぎず, 解釈には注意が必要だが, 賃金格差の認知が努力水準に影響している可能性が高い。

次に, 情報伝達ルートの効果を見ると, 「転職希望」に対する「その他」を除いて, ほとんどの変数は有意な影響を与えていない。この結果

は, 現在のところ職場の情報伝達ルートは有効に機能していないことを示唆している。

人事制度の存在による努力水準への影響については, 自己申告制度が「転職希望」に対し正の効果を持ち, それ以外の従属変数に対しては負の効果を持つ。自己申告制度が転職希望者を増やす効果があることについては解釈が難しいが, 時間外労働やサービス残業をする従業員を増やしていることから, この制度が労働インセンティブを高めている可能性がある。ただし, これ以外の制度は労働インセンティブに対してあまり有意な影響を与えていない。こうした人事制度は労働インセンティブを高めるよう設計されているはずだが, 推定結果で見ると, 必ずしも努力水準を高めているとは言えない。制度の整備ではなく, その運用がむしろ重要なかもしれない。

では, 主観的賃金格差や客観的賃金格差は労働インセンティブにどのような影響を与えているだろうか。まず主観的賃金格差は統計的に有意な予想通りの影響を与えている。つまり, 主観的に賃金が高いと判断している人ほど, 転職や時間外労働をしない確率を低下させている。また, 客観的賃金格差は「転職希望」には負の効果があるが, 時間外労働に対しては有意な効果をもっていない。なお, 推定式には所定内給与が加えられているから, 賃金水準はコントロールされている。

さらに, 「転職希望」を説明するモデルを用いて, 主観的賃金格差を除いた式と客観的賃金格差を除いた式を再度推定し, それぞれの説明力の違いを計算した²¹⁾。すると, 客観的賃金格差を除いた推定式(対数尤度=3276.54)に比べて主観的賃金格差を除いた推定式(対数尤度=3283.12)の説明力が弱いことが分かった(両方を説明式に加えた場合の対数尤度=3273.654)。このことは客観的な賃金格差に比べて主観的賃金格差がより労働インセンティブを説明する力があることを示している²²⁾。

また, 昇進差の小さい 30 歳台にサンプルを限って分析を行ってみたが, 全サンプルの結果と同じであった(表 8)。むしろ, 統計的に有意

表 7. 主観的賃金格差, 客観的賃金格差, 賃金格差情報の認知が労働努力に与える影響

従属変数	転職希望=1 限界効果	時間外労働しない=1 限界効果	仕事をもちかえらない=1 限界効果	サービス残業しない=1 限界効果
定数項	0.3220***	-0.0768	0.7923***	0.2801***
年齢	-0.0004	0.0029***	-0.0039***	-0.0028**
中卒	-0.0399	-0.0278	0.0919***	0.1006***
短大卒	-0.0136	-0.0363	-0.0727***	-0.0765***
大卒	0.0264**	-0.0820***	-0.1257***	-0.2019***
女性	-0.0158	0.1822***	0.1056***	0.1455***
中途採用 (情報伝達経路)	0.0040	-0.0142	-0.0003	-0.0034
組合	-0.0057	0.0024	-0.0088	0.0377**
直属の上司	-0.0219	-0.0013	-0.0032	-0.0098
人事担当部門	-0.0485*	-0.0044	-0.0435	-0.0418
その他 (賃金制度等)	-0.0459***	0.0206	0.0222	0.0020
人事考課制度	-0.0163	-0.0162	-0.0070	-0.0297
職能資格制度	0.0077	-0.0187	-0.0016	-0.0389**
目標管理制度	0.0195*	-0.0154	-0.0249*	-0.0320**
自己申告制度	0.0255***	-0.0205*	-0.0796***	-0.0832***
苦情処理制度	-0.0148	-0.0028	-0.0249*	0.0274*
所定内賃金	-0.0007***	0.0002**	-0.0003***	-0.0001
賃金格差を認知していない	-0.3058***	-0.2974***	-0.3322***	-0.0883
主観的賃金格差	-0.0029***	-0.0032***	-0.0038***	-0.0013
客観的賃金格差	-0.0048**	0.0031	0.0011	0.0007
サンプル数	7572	7572	7572	7572
対数尤度	-3273.654	-3386.695	-4840.707	-4890.188
制限付き対数尤度	-3421.289	-3611.56	-5099.351	-5202.929
χ^2 乗値	295.2695	449.7304	517.2874	625.4818

注) 推定結果は省略した。*は10%, **は5%, ***は1%水準で有意であることを示す。推定式には、産業ダミーと企業規模ダミーが含まれている。

な説明変数の限界効果は30歳台が大きな値であり、昇進差の小さい従業員間では賃金格差の労働インセンティブへのインパクトは大きい。

この節では、従業員が稼得している賃金やその比較相手の情報が労働努力水準にどのような影響を与えているかを分析した。その結果、主観的な賃金格差が客観的なそれに比べて労働努力により影響を与えていること、賃金格差の認知が努力水準に影響していること、が分かった。また、情報伝達ルートや人事制度の存在は現段階ではうまく機能していないことも分かった。人事制度や情報伝達ルートの整備によって情報アクセス・コストが低下すれば、それだけ主観的賃金格差も正確になる。これは労働努力をより高め、転職希望を低下させると期待される。

6. むすびに

本稿は、従業員の主観的賃金格差が労働イン

センティブにどのような影響を与えるか、を分析した。これまでの研究では、企業が従業員の労働インセンティブが高めるためにはどのように賃金体系を整備し、そして人事考課や査定をどのようにすべきか、といった視点からの分析が多かった。しかしながら、本稿の結果によれば、こうした制度の整備はもちろん重要であるが、賃金に関する情報が従業員に正確に伝わらないと労働インセンティブは高まらないことが分かった。つまり、賃金格差の情報は賃金体系(特にインセンティブを高める賃金制度)を補完する機能を持ち、それは従業員の賃金情報から労働インセンティブへの変換効率を高めると考えられる。

ただし、重要であるのは企業が従業員に賃金格差の情報をあまりにも正確に伝達してしまうと、賃金の低い従業員の労働インセンティブをさらに低下させてしまう可能性が高いことであ

表 8. 主観的賃金格差, 客観的賃金格差, 賃金格差情報の認知が労働努力に与える影響 (30 台)

従属変数	転職希望=1	時間外労働 しない=1	仕事をもち かえらない=1	サービス残業 しない=1
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
定数項	0.3776**	-0.0248	0.9689***	0.2204
年齢	-0.0017	0.0052**	-0.0040	0.0072*
中卒	0.0212	-0.0206	0.1733	-0.0399
短大卒	-0.0146	-0.0198	-0.0913***	-0.0277
大卒	0.0408**	-0.0512***	-0.0949***	-0.1617***
女性	-0.0158	0.1277***	0.0197	0.0516
中途採用	-0.0164	0.0093	0.0119	-0.0079
組合	-0.0014	0.0210	0.0169	0.0705***
直属の上司	0.0227	0.0153	0.0126	-0.0269
人事担当部門	0.0090	-0.0447	-0.0357	0.0107
その他	-0.0479*	-0.0089	0.0175	0.0499
人事考課制度	0.0045	-0.0069	-0.0271	-0.0556*
職能資格制度	-0.0079	-0.0315**	-0.0100	-0.0187
目標管理制度	0.0227	-0.0418***	-0.0615***	-0.0242
自己申告制度	0.0221	0.0056	-0.0331	-0.0674***
苦情処理制度	-0.0226	-0.0063	-0.0144	0.0363*
所定内賃金	-0.0005***	-0.0001	-0.0008***	-0.0007***
賃金格差を認知していない	-0.3759***	-0.3007***	-0.3686**	-0.2179
主観的賃金格差	-0.0038***	-0.0033***	-0.0043***	-0.0025
客観的賃金格差	-0.0043	0.0003	-0.0019	-0.0007
サンプル数	2982	2982	2982.0000	2982
対数尤度	-1287.877	-1128.697	-1939.6590	-1883.436
制限付き対数尤度	-1330.62	-1197.611	-2051.2370	-2013.688
χ^2 二乗値	85.48733	137.8296	223.1562	260.5057

注) 推定結果は省略した。*は10%, **は5%, ***は1%水準で有意であることを示す。推定式には、産業ダミーが含まれている。

る。これまでも企業は査定により企業内賃金格差をつけてきたと考えられるが、今後の業績・成果主義の導入と同時に査定の公開性を高めると、むしろ従業員のモラルが低下するかもしれない。

最後に本稿の問題点に触れて結びとしたい。第一の問題はデータに関してである。ここでは従業員の努力を表す指標が重要な指標であるが、本稿で用いたような残業時間や転職希望は果たして指標として適切であったのだろうか。より適切な指標を利用する必要がある。さらに、本稿では個人の能力をコントロールしていないが、バイアスド・トーナメントが想定するように本源的にも人間の能力をコントロールする必要がある。

第二の問題は理論模型と実証との整合性からの点である。インセンティブ理論では、賃金だけでなく昇進も考慮する必要がある。つまり、昇進によって得られると期待される利得も考慮

しておかなければならない変数である。本稿ではデータの都合でこの分析を割愛するはかなかったが、問題をクリアーにするためにはぜひとも分析しなければならない問題であろう。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本稿は、(財)連合総合生活開発研究所における1999年度連合委託研究「雇用と人事処遇の将来展望調査研究委員会」での研究を基にしている。この研究会における都留康、北浦正行、高橋潔、出島敬久、古畑仁一、鈴木不二一、中島敬方、中山隆司の各氏との討論は大変に有益であった。また、本稿は一橋大学産業・労働ワークショップおよび1999年日本経済学会秋期大会、一橋大学経済研究所定例研究会において報告し、大橋勇雄、小野旭、北村行伸、清川雪彦、鈴木興太郎、駿河輝一、中馬宏之、都留康、坪内浩の各先生から貴重なコメントを頂いた。これらの方々に記して謝意を表したい。

1) 就業者に占める雇用者の割合は男女計で80%にまで達しており(平成4年の就業構造基本調査(総務庁統計局)), それだけ所得分配が企業という組織を通して行われていることを意味する。その意味で、所得分配上の問題を考察するには企業内部労働市場におけ

るリソース・アロケーションの問題に立ち入って分析する必要がある。

2) トーナメントモデルは企業の報酬体系を説明する仮説であり、賃金決定だけを説明するものではない。他に「昇進」や「昇格」による報酬を考察する必要があるが、ここではその分析を行わない。ただし、都留・守島・奥西(1999)の分析では、賃金格差と昇進格差はさほど代替的ではないとしている。

3) トーナメントモデルについては Lazear and Rosen(1981)を参照されたい。

4) 企業経営者(CEO)の報酬体系を調べることで、モデルのインプリケーションが現実には観察されるかどうかを検討した研究は多いが、本稿のように一般従業員のデータを利用する実証例は少ない。インセンティブ理論に関する最近のサーベイ論文として Prendergast(1999)がある。

5) これと似た議論として、Lazear(1989)では賃金格差拡大がチームの協業に影響を与えるのではないかと指摘している。また、Drago and Garvey(1997)はオーストラリアの製造業で行なった調査を利用して、昇進インセンティブの高い従業員が彼らの道具や機械を同僚に貸そうとしないことを見出した。

6) アウトプットに与えるランダム要素の重要性が増すほど、従業員の努力水準レベルは低くなる可能性がある。そのため、運・不運といったランダム要素が生産活動に重要な影響を与えるような環境の下では、企業は賃金格差を拡大する必要がある。Lazearは、賃金体系を産業や国際間で比較する際に、こうしたインセンティブの役割が重要な視点になるかもしれないと指摘している(Lazear(1995))。

7) この文脈とは異なるが、Hansen(1997)はチームベースの報酬体系が個人の生産性にどのような効果があるのかを考察した。それによれば、チームベースの報酬体系は生産性の低い人のパフォーマンスを改善するが、生産性の高い人のパフォーマンスを低下させることを見出している。

8) ここでは、簡単化のために、年齢や勤続年数の効果については考慮しない。また、調査では「あなたの勤め先で、あなたと同じ性、同じ年齢、同じ学歴、同じ職種の従業員」と賃金を比較するように質問しており、実証分析でもこれらは影響を与えない。

9) アンケートでは評価相手の努力水準についての質問をしていない。ただし、「自分自身の仕事や働きぶり」に関する回答は、「評価相手との比較」というフィルターを通して行われたと考えられる。もちろん、そこには厳密性はないから、結果の解釈には注意を要する。

10) ダミー変数の作成方法については、付録1を参照のこと。

11) 製造業に比べて非製造業(特に、金融・保険、不動産)の年俸制導入割合が高く(表1参照)、制度導入により従業員が賃金格差をより意識するようになったのかもしれない。

12) ここで言う「工夫」とは、フォーマルなものもインフォーマルなものも含まれている。次節で、情報伝達経路の違いによって格差認識の正確性を議論する。

13) 7つの階級を具体的に示すと、1. 110以上、2. 105~109、3. 101~104、4. 100、5. 96~99、6. 86

~95、7. 85以下、になる。

14) このアンケート調査は組合ラインを通じて行われており、労働組合が必ずしも同一企業だけで形成されていないものも含まれている(例えば海員組合)。そうしたサンプルは除外した。また、公務員及び準公務員についてもサンプルからは除外した。

15) このアンケート調査は完全な管理の下で抽出されているわけではないので、サンプルが母集団の特性を反映していない可能性がある。特に、企業別に推定を行う際にはこの問題が重要となる。しかし、我々はこれを補正する情報を持たないため、推定結果を考察する際にはこの点に注意する必要がある。

16) ただし、(4)式の残差のままでは主観的賃金格差と比較することはできない。そこで残差の冪数をとって、実数にすることで比較する。

17) もちろん、勤続年数の短い従業員間の賃金格差は相対的に小さい。しかし、それでも正確にその格差を判断していないことに注意する必要がある。

18) これに似た議論として、Prendergast(1992)は我が国大企業で見られる「遅い昇進」に関する分析がある。彼は遅い昇進の発生原因を、(勤続の短い)従業員全体のやる気を高めるために人事考課情報を開示する時期を企業はわざと遅らせている、と指摘している。

19) 詳しくは高橋(1998)を参照のこと。

20) 努力水準の指標として何を利用するか、が実証分析上で最も重要な問題である。伊藤・照山(1995)では、労働者自身の仕事を直接尋ね、その回答を努力指標として分析しているが、この場合でも回答者の主観が相当に入り込んでしまう。

21) その他の変数を従属変数とした場合についても同様の結論となる。

22) 残りの従属変数を用いても同じ結果である。

参 考 文 献

- 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.
- 伊藤秀史・照山博司(1995)「ホワイトカラーの努力インセンティブ」『「昇進」の経済学』東洋経済新報社。
- 小池和男(1994)『日本の雇用システム』東洋経済新報社。
- 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.
- 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.
- 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.
- 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』第50巻第3号, pp. 259-283.
- Drago, R. and G. Garvey (1997) "Incentives for Helping on the Job: Theory and Evidence," *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-25.
- Hansen, D. (1997) "Worker Performance and Group Incentives: A Case Study," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 51, No. 1, pp. 37-49.
- Lazear E. P. (1995) *Personnel Economics*, The MIT

Press.

—— (1989) “Pay Equality and Industrial Politics,” *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3, pp. 801-17.

—— and Sherwin Rosen (1981) “Rank Order Tournaments as Optimal Labor Contracts,” *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, pp. 841-65.

Milgrom, P. and J. Roberts (1992) *Economics, Organization & Management*, Prentice Hall.

Prendergast, C. (1999) “The Provision of Incentives in Firms,” *Journal of Economic Literature*, Vol.

付録1. Model Aにおける説明変数の作成方法

- Z1「仕事の量が多く忙しすぎる」
 Z2「賃金に比べ責任度合いが高すぎる」
 Z3「時間管理やコスト管理が厳しい」
 Z4「仕事内容や目標管理が難しすぎる」
 Z5「自分に対するリストラ等雇用調整が不安」
 Z6「会社の将来性がなく不安」
 Z7「職場の人間関係がよくない」
 Z8「作業環境がよくない」
 Z9「今の仕事は、自分の能力が発揮できている」
 Z10「仕事の教育・研修・訓練が十分行われている」
 Z11「仕事内容の多様化・高度化についていけるかどうか不安がある」
 Z12「職場のOA化や情報化についていけるか不安がある」
 Z13「年齢重視」
 Z14「勤続年数重視」
 Z15「生活費重視」
 Z16「学歴重視」
 Z17「身につけた職務遂行能力」
 Z18「仕事の業績や成果」

変数 Z1～Z8 までは問「あなたが今の職場生活の中で不満や不安を感じていることは何ですか。以下の項目で主なものを3つ以内を選び、そのうちもっとも不満や不安を感じているものをトップに記入してください。」でトップに選ばれたものをダミー変数とした。

Z9～Z12 までは問「現在のあなたご自身の仕事や働きぶり、職場の状況についてどのように感じておられますか、A～Iのそれぞれについてあてはまるものに○を付けてください。」について、「まったくそう思うもの」と「ある程度そう思う」と答えた人には1、「あまりそう思わない」と「まったくそう思わない」と答えた人には0、とするダミー変数である。

Z13～Z18 までは問「あなたは、自分の賃金が決まる際、どのような側面を重視して欲しいと思いますか。また実際にはどのような面が重視されていると思いますか。重視して欲しいものと実際に重視されているものの2つに分けてそれぞれのa～gの各項目についてあてはまるものに○を付けてください。」について、ここでは実際に重視されているものについて、「重視されている」と「ある程度重視されている」と答えた人には1、「重視されていない」と答えた人には0、とするダミー変数である。

37, No. 1, pp. 7-63.

—— (1992) “Career Development and Specific Capital Collection,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 6, No. 3, pp. 207-227.

Shapiro, C. and J. E. Stiglitz (1984) “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device,” *American Economic Review*, Vol. 74, No. 3, pp. 433-444.

Weiss, A. (1980) “Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages,” *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 3, pp. 526-538.

付録2. 賃金関数の推定結果(全企業) 5月の所定内給与

	Coef.
定数項	3.889432***
年齢	0.071077***
年齢の二乗	-0.000749***
勤続年数	0.013269***
勤続年数の二乗	-0.000009682
中卒ダミー	-0.051181***
短大卒ダミー	0.051561***
大卒ダミー	0.12956***
女性ダミー	-0.122767***
化学製造業等	0.061032***
その他製造業等	0.016088**
資源・エネルギー	0.123362***
交通・運輸	-0.010954*
情報・出版	0.073239***
商業・流通	-0.004409
サービス・一般	-0.026291**
金融・保険・不動産	0.138005***
建設・資材・林産	0.047396***
その他非製造業	-0.020813
公営・公務	0.031975***
30～99人規模	-0.099265**
100～299人規模	-0.045413***
300～999人規模	-0.135198***
1000～4999人規模	-0.093654***
5000～9999人規模	-0.034543***
10000人以上規模	0.006426
技能職	-0.035655***
専門職	0.014141***
営業職	-0.003798
その他の職種	-0.280841**
東京地区	0.082937***
京阪地区	0.071183***
サンプル数	13509
決定係数	0.6141
自由度修正済み決定係数	0.6132
従属変数の平均値	5.70083
その実数値	299.1155639(千円)

注) ***は1%で有意, **は5%で有意, *は10%で有意であることを示す。Model Bの推定ではこの結果を用いたのではなく、企業別に推定した結果を用いている。したがって、この結果では公営・公務が含まれているが、Model Bには含まれていない。