
産業間賃金格差の決定因について

上島 康弘

帝塚山大学

舟場 拓司

大阪学院大学

この研究の目的は、クロス・セクション分析での産業間賃金格差がなにを意味しているかを明らかにすることである。分析は2部から成る。第Ⅰ部の主な分析結果は、労働者の質をコントロールしても格差は有意かつ大きく、それは自発的離職率と負の相関を示すということ、そして高賃金産業への労働流入は少なく、格差パターンは過去10年間ほとんど変化していないということである。このことは格差が一時的な現象ではなく、労働市場にレント供与の仕組みがあることを示している。

第Ⅱ部ではレントの存在理由を検討する。主な分析結果として、第1に、企業規模「5～9人」において全体での賃金プレミアムときわめてよく似た格差パターンがあることを知る。したがって監視費用や組合組織率による格差の説明は適切でない。第2に、同一職種においても類似の格差パターンが存在すること、そして市場収益力が賃金プレミアムに対し高い説明力をもつことを述べる。以上の結果を考慮すると、格差が存在する理由は、企業が収益の一部を所属労働者にはば広く分配することで労働意欲をひき出し、同時に一段高い賃金のために雇用ラショニングを行うという労働市場特有の贈与交換型取引にあると判断できる。

I. 格差パターンと競争理論

1. はじめに

この研究の目的は、クロス・セクション分析での日本の産業間賃金格差がなにを意味しているかを明らかにすることである。

われわれはこの問題を2つの問いに分け、理論モデルに即して考えていく。まず1つめの問いは、特定の産業に所属する労働者はレントを得ていないかということ、そして2つめは、もしそうだとすると、なぜそれらの産業は労働者にレントを与えるのかということである。第I部では最初の問いをとり上げ、産業間格差を競争理論によって説明できるかを調べていく。2つめの問いは、第II部の基本テーマである。

競争理論によれば、労働者の賃金はその労働者の質に応じて定まり、所属産業の特性とは関係しない¹⁾。この理論は労働市場の分析において、同質的な労働者が多数存在し他企業の賃金や労働者の質など取引上、必要な情報が正しく伝わる状況を対象とする。このような完全情報的な市場では、労働者の質が同一であるかぎり、どの企業が支払う賃金も同一となる。したがって賃金は機会賃金に一致し、その水準は需給を一致させる値に決まる。たとえ労働需要が産業間で一時的にシフトしても、高賃金へ向かう労働移動によって賃金はまもなく平準化するはずである。競争理論においては、同質的な労働者が産業間で長期間、異なる賃金を受けとることはありえない。もし賃金格差が存在するとすれば、それは労働者の質の相違を反映したものでなければならない。

これに対し、近年の効率賃金理論は所属産業の特性によって労働者にレントが発生する仕組みを明らかにしている。この理論の主なモデルは労働市場の分析において、人事・労務管理に関する情報が不完全な状況を対象とする。そして、そこでは各企業が不完全情報に伴う損失をへらし経営効率を高めるために自主的に賃金操作を行うことに注目する。賃金は経営効率を維持する役目を担い、もはや需給調節の役目を果たすことができない。基本的な例として、労働者の怠業（なまけ）に対する監視が不完全な状況を考えよう。企業は、（他に適切な手段がなければ）賃金を他の企業の賃金より高く操作し怠業に伴う労働者の失職費用を大きくすることで労働意欲を高め、結果的に人件費上昇を上回る生産性の上昇を手に入れることができる。各企業はそれぞれの監視状況に応じて自主的に賃金操作を行うので、監視が困

難な産業では労働者に一段高い賃金を支払うことになるだろう。つまり、同質的な労働者が所属産業の特性に応じて、異なる賃金を受けとることになる²⁾。

この5年間、米国の経済学者は効率賃金理論を用いて産業間格差の意味を解き明かそうとしている。産業間賃金格差の存在そのものは1950年の Slichter 論文以後、経済学者の広く認めるところだったが、その理論的な意味づけは未解決の問題であった。それが Lang and Leonard の論文集(1987)を引き金に、今日ではそれぞれの理論にたつ経済学者が“労働者の質” vs “産業所属効果”ともいうべき論争を展開している。現時点での成果を整理すれば、次のとおりである。

- (1) メジャーード(計測可能)な労働者の質をコントロールしたクロス・セクション分析(以下、C-S分析)において、有意かつ大きな産業間格差が存在する(Krueger and Summers (1988)、Murphy and Topel (1987)、Blackburn and Neumark (1991))、
- (2) アンメジャーード(計測不可能)な質をコントロールするために、産業間移動を経験した労働者サンプルを用いてロンジチューディナル分析(以下、L分析)を行う。その結果は、彼らの移動にともなう賃金変化はC-S分析での格差にかなりよく似ているということである(Krueger and Summers (1988)、Murphy and Topel (1987)、Gibbons and Katz (1989)、Katz and Summers (1989))³⁾、
- (3) 不快な労働環境を考慮しても、格差は縮小しない(Murphy and Topel (1987)、Krueger and Summers (1988))、
- (4) 離職率(quit rate)は賃金プレミアムと負の相関をもつ(Krueger and Summers (1988))、
- (5) 格差パターンは長期間、きわめて安定している(Krueger and Summers (1987)、Murphy and Topel (1987))、
- (6) (平均賃金でみた)製造業の格差パターンは先進国間でよく似ている(Krueger and Summers (1987))、
- (7) 賃金プレミアムは各産業の労働装備率および利潤変数とロバストな正の相関がある(Dickens and Katz (1987))。

つまり、多くの実証結果は、C-S分析での産業間賃金格差を競争理論の決定因——計測不可能な労働者の質、不快な労働環境、労働需要の一時的な産業間シフト——によって説明することは困難であることを示し、同時に格差の実質が産業所属から派生するレントであるという見方を支持している⁴⁾。

われわれは米国での研究方法をまねることにより、日本の産業間格差がどのような意味をもつかを明らかにしたい。第Ⅰ部の具体的な作業は次のとおりである。まず次章で計測可能な質をコントロールした推定賃金格差を示し、これを計測不可能な質あるいは不快な労働環境によって説明できるかについて述べる。つづく第3章では、いくつかの証拠を上げてこの格差がレントの性格をもつことを示す。第4章では、賃金格差が労働需要シフトによる均衡回復への過渡的現象であるのかを確認するために過去10年間の格差パターンを調べる。あわせて労働市場で賃金を平準化させる労働移動が生じているのかも調べる。第5章は分析結果の要約である。

第Ⅰ部ではさまざまな公表データを用いて分析を行っているが、結果は同じ事態をさし示している。それは、C-S分析上の高賃金産業は労働者を一段高い賃金で処遇する一方、雇用を抑え、彼らにレントを与えているという事態である。第Ⅱ部では、それらの産業が労働者にレントを与える理由をいくつかの理論モデルをとり上げて検討する。

2. 競争理論における格差決定因

この章では、まず計測可能な質をコントロールしたときの推定産業間格差を紹介する。次にそれが計測不可能な質の相違として、あるいは不快な労働環境に対する補償格差として説明できるかを調べる。

2.1 C-S分析での産業間賃金格差

われわれは通常の賃金関数に産業ダミー変数を追加することで、各産業労働者の鉱業労働者に対する比率賃金格差を推定した(表1)。使用したデータは、「賃金センサス」産業大分類データにおける15歳から59歳までの男子常用労働者に関するものである。賃金には、現金給与総額を総実労働時間で除した値——時間あたり現金給与総額——を用いた⁵⁾。労働者の質をあらわす変数として教育年数、年齢、勤続年数をコントロールしている。産業別にみた諸変数の平均と標準偏差は付表1に示した。

表1からわかるように、計測可能な質をコントロールした段階では産業間格差は有意かつ重要である。産業ダミー変数は明らかにジョイント有意である(F値63.637)⁶⁾。また産業ダミー変数を除くと回帰標準誤差は3.728から4.702へ26.1%上昇するが、これは(産業ダミー変数を含めた状態で)年齢変数を除いた場合

表1 産業大分類での推定賃金格差—現金給与総額・1989年6月—

鉱業	0.000
建設業	0.032 (0.058)
製造業	-0.001 (0.057)
電気・ガス 熱供給・水道業	0.135 (0.063)
運輸・通信業	-0.016 (0.058)
卸売・小売業、 飲食店	-0.009 (0.058)
金融・保険業	0.331 (0.059)
不動産業	0.401 (0.069)
サービス業	0.097 (0.058)

S D	0.147
$\bar{R}^2$	0.951
F 値	63.637
観察数 (独立変数)	856 (16)

利用資料)「賃金センサス」(産業大分類)1989年、「毎月勤労統計要覧」1989年。

- 注) 1. 推定に用いたサンプルは、15歳から59歳までの男子常用労働者で、企業規模10人以上を対象とする。「電気・ガス・熱供給・水道業」および「運輸・通信業」は公営企業を含み、それ以外の産業は民間企業のみ。
2. 推定方法は、各観察の労働者数をウェイトに用いた加重OLS。従属変数は時間あたり現金給与総額、すなわち、{(定期給与) + (89年に支払われた特別給与の6月分相当額)} / (総実労働時間数)、の対数値。ここで分子第2項は「毎月勤労統計要覧」記載の毎月の総実労働時間を用いて算出した。独立変数は定数項、産業ダミー変数(省略産業は「鉱業」)の他に、生産労働者ダミー変数、教育年数、(教育年数)²、年齢、(年齢)²、勤続年数、(勤続年数)²。
3. 表中、第j産業の賃金プレミアムは鉱業労働者との比率格差(d_j)を示す。すなわち、産業ダミー変数の推定係数値を $\hat{a}_j$ とおくと $d_j = \exp(\hat{a}_j) - 1$ 。括弧内の数値は、 $\hat{a}_j$ の標準誤差。
4. 表中「F値」は、産業ダミー変数の係数値がすべてゼロであるという帰無仮説に対するF検定統計量の実現値。

(14.0%) よりはるかに大きい。

産業間で賃金プレミアムを比較すれば、格差がかなり大きいことがわかる。9つの産業を賃金水準で3つに区分すると、「金融・保険業」、「不動産業」が高賃金産業で、中賃金産業が「電気・ガス・熱供給・水道業」と「サービス業」、残る5つの産業「鉱業」、「建設業」、「製造業」、「運輸・通信業」、「卸売・小売業、飲食店」が低賃金産業である。そして、たとえば「金融・保険業」の賃金を「製造業」の賃金と比べてみると、前者は後者より33.2%(=1.331/0.999-1)も高い。もしこれが

真の産業所属効果であるならば、「金融・保険業」の労働者はその賃金の24.9%——平均賃金額から計算すると、時間あたり904円(!)——のレントを享受していることになる⁷⁾。

2.2 計測不可能な質による説明

競争理論は上にみたC-S分析での賃金格差を、計測不可能な質が産業間で偏って分布しているからだと説明する。たしかに計測不可能な質が計測可能な質とは関係せず、しかも前者の質の高い労働者が特定の産業に集中しているならば、適切な質変数を欠いた推定は真の格差よりも過大な値を与えてしまう。

米国の経済学者は計測不可能な質をコントロールするために、同一労働者が産業移動でどのような賃金変化を経験したかについて、L分析を行っている。彼らは移動前後の賃金データとして照合CPS (matched Current Population Survey) 等を利用できる。L分析には主として2つの方法がある。1つは、Krueger and Summers (1988)の方法である。彼らは非自発的な理由で移動した労働者サンプルのデータを用いて、賃金関数の階差式から「真の」賃金格差を推定する。そして、その賃金プレミアムがC-S分析でのそれとよく似た大きさをもつことを示している。他の1つは、Murphy and Topel (1987)の方法である。彼らはC-S分析での推定賃金格差を独立変数にもつような階差式を推定することにより、移動労働者の賃金変化がこのC-S分析での格差に一致するかを直接、テストしている。結果は「否」で、C-S分析での格差の約3分の2は計測不可能な質の相違を反映したものだとしている⁸⁾。2つの研究に対し、Gibbons and Katz (1989)は、労働者の経済的動機から発生する自発的移動はL分析における産業所属効果の推定にバイアスを生む恐れがあること——産業間移動の内生問題——を指摘する。たとえば、特定の計測不可能な質をもつ労働者が他のある産業で特に能力を発揮すること行先産業内で判明した場合(マッチング)、彼の移動による賃金変化は産業所属効果とはみなせないだろう。そこで彼らはサンプルを特に事業所閉鎖を移動理由とする者に限定して、上の2つの方法をくり返した。推定結果は、いずれの方法においても移動者がC-S分析での格差の約4分の3に相当する賃金変化を経験しているということである。このことは、格差の実質が産業所属効果であることを示している^{9) 10)}。

けれども、日本についてはロンジチューディナル・データが得られないので、いくつかの状況証拠から判定するしかない。この場合、判定できるのはせいぜい産業所属効果の有無であり、格差のどの程度までがその効果によるものかを知ることは

困難である。他の箇所と重複するのでそれらの証拠をここに記すことはしないが（第II部第9章にまとめた）、第II部においてわれわれは計測不可能な質をかなりコントロールしたと思うサブサンプルにおいても全サンプルでのC-S分析とよく似た格差パターンが見いだせることを知る。それらの結果から、本論文ではいったん計測不可能な質による説明を退けることにする。しかし、この説明の是非は格差の意味に関する分岐点であり、将来、L分析等によって結論の再考が必要になるかもしれない。

2.3 不快な労働環境による説明

競争理論によるもう1つの説明は、C-S分析での賃金格差を補償格差とみなすものである。競争理論は格差を生む産業特性として実はただ1つ、不快な労働環境を認める。産業によっては仕事内容は危険で負担は過重なため、労働者の効用を直接、補償するために高い賃金を支払わなければならないと説明する。

われわれは労働環境をコントロールした上で、産業間格差を推定し直した（表2）。労働環境データは産業中分類レベルで利用できる。そこでこれらをコントロールし、賃金変数および人的資本変数に対しては「賃金センサス」産業中分類データを用いて、大分類産業間格差を推定した。上の説明が適切であるならば、労働環境をコントロールすれば格差は縮小するはずである。しかし結果をみると、格差のSDはほとんど低下せず、「労働環境をコントロールしないとき」との相関係

表2 不快な労働環境と産業間賃金格差—現金給与総額・1989年6月—

	労働環境をコントロールしないとき	コントロールしたとき
(1) 賃金プレミアム		
SD	0.169	0.162
相関係数	1.000	0.982
(2) $\bar{R}^2$	0.901	0.911
F値	227.158	170.230
観察数(独立変数)	4348(15)	4348(20)

利用資料)「賃金センサス」(産業中分類)1989年、「毎月勤労統計要覧」1989年、「労働時間制度と労働費用の実態—賃金労働時間制度等総合調査—」1988年、「賃金・労働時間制度の実態—賃金労働時間制度等総合調査—」1989年、「労働統計年報」1989年、「数字で見る雇用の動き—雇用動向調査報告—」1989年。

注) 1. 産業中分類でのデータを用いて、大分類産業ダミー変数の係数値を推定した。推定方法等は表1と同じ。ただし、労働者の種類をコントロールしていない。
2. 労働環境を表す指標として、有給休暇取得日数、交替制勤務のある労働者の割合、労働災害強度率、経営上の都合による離職率、(超過実労働時間)/(所定内実労働時間)の5つの変数を用いた。

数も0.982と高い。つまり、労働環境は格差パターンにほとんど影響を与えていない。

もちろん、ここでの労働環境変数のとり方は十分であるとはいえない。しかし、補償格差に関して有意かつ適切な符号をもつ研究が見あたらないこと、および次章での結果（そして第II部での産業共通職種の結果）を考えあわせると、われわれはこの説明を退けることができると考える。

3. レントとしての賃金格差

この章では、2つの実証分析を通して賃金格差がレントの性格をもつかどうかを調べる。

1つめの分析は、賃金プレミアムを含む離職関数を推定することにより、離職率と格差の関係を調べたものである。表3の左側には、今回、「個人的理由」による離職者数データ（「1989年雇用動向調査」原表）を用いて行った推定結果を記している¹¹⁾。A列は産業大分類ベースでの結果で、B列は産業中分類ベース（30産業）での結果である。右側には参考として、Mincer and Higuchi (1988) による「1982年就業構造基本調査」個票での結果を記している。われわれの結果によれば、自発的離職率は格差と有意な負の相関を示し、賃金プレミアムが1ポイント高いところで離職率は0.1ポイント低い。Mincer and Higuchi (1988) も利用資料等が異なるにもかかわらず、やはり転職確率と格差の間に有意な負の相関を見いだしている。

他の1つの分析は、「労働力調査」の転職希望率を調べたものである。表4には、産業別に過去10年間の転職希望率の単純平均を記している。この表から、賃金プレミアムの大きい「電気・ガス・熱供給・水道業」、「金融・保険業、不動産業」で転職希望率が低いことがわかる。賃金水準の高い産業に所属する労働者ほど、現在の企業に満足している割合が高い。

上の2つの分析は、C-S分析での賃金格差が（その程度は不明だが）レントの性格をもつことを示している。もし労働者がその質にみあう賃金（＝機会賃金）を得ているならば、離職率と格差の間、あるいは転職希望率と格差の間に上のような相関は生じないであろう。したがって賃金水準が高い産業では労働環境が不快であるとしても、それらの産業は「補償」をこえる賃金を支払っていることになる。

表3 離職率と産業間賃金格差の関係

		今回の研究		Mincer and Higuchi
		A. 産業大分類 ¹ -s	B. 産業中分類 ¹ -s	(1988)
1. 変数と推定結果				
(1) 従属変数	「個人的理由」による離職率	同左	過去1年以内での転職経験の有無	
(2) 独立変数				
・対数賃金プレミアム ²	-0.1036	-0.0970	-0.0105	
の推定係数値	(0.0493)	(0.0358)	(0.0042)	
・他の独立変数	定数項, 年齢(年齢階級の中央値), (年齢) ² , 産業ダミー変数と勤続年数との交差項の推定係数値	同左	左記のものに加えて, 教育, (教育) ² , 既婚者ダミー変数	
(3) 産業分類数	8	30	16	
(4) $\bar{R}^2$	0.848	0.575	不明	
観察数(独立変数)	40(5)	150(5)	不明(8)	
2. 推定方法				
	各観察の常用労働者数による加重OLS	同左	線形確率モデル	
3. 利用資料と対象労働者				
	「1989年雇用動向調査」, 15歳から59歳までの男子常用労働者	同左	「1982年就業構造基本調査」, 15歳から55歳までの男子常用者	

注) 1. 表の回帰分析を行うには, その前に賃金関数において「対数賃金プレミアム(産業ダミー変数の係数値)」と「産業ダミー変数と勤続年数との交差項の係数値」を推定しておく必要がある。それには, 今回の研究では「賃金センサス」1989年を, Mincer and Higuchi (1988) では「1979年就業構造基本調査」を用いている。

2. 表中1(2)の括弧内は標準誤差を示す。

表4 産業別にみた転職希望率—1980～89年の単純平均—

(%)

	建設業	製造業	電気・ガス ・熱供給 ・水道業	運輸・ 通信業	卸売・ 小売業・ 飲食店	金融・保険業、サービス業 不動産業	全体
転職希望率	7.05	7.00	2.81	8.00	7.91	4.83 5.80	7.00

利用資料) 「労働力調査年報」1980年～89年。

4. 過去10年間の格差パターン

では、上にみてきたような賃金格差は労働需要の産業間シフトによって生じた均衡回復への過渡的現象なのだろうか。

この疑問を解くために、われわれは過去10年間の格差パターンを調べてみた。表5からわかるように、どの2つの年次の賃金格差をとっても相関係数は0.96を上回っている。さらに格差のSDは縮小するのではなく、むしろ拡大する傾向にある。同じことは労働者数をウェイトとする加重SDについてもいえ、格差は(産業単位でなく)労働者単位でみても縮小していない。要するに、格差パターンはこの10年間、まったく縮小傾向を示していない¹²⁾。

表5 過去10年間の産業間賃金格差パターン—現金給与総額・各年6月—

A. 格差の相関係数

	1980	1981	1982	1983	1984
1980	1.000				
1981	0.992	1.000			
1982	0.995	0.990	1.000		
1983	0.990	0.994	0.991	1.000	
1984	0.986	0.992	0.981	0.992	1.000
1985	0.992	0.984	0.991	0.994	0.990
1986	0.991	0.976	0.992	0.986	0.978
1987	0.987	0.972	0.986	0.984	0.981
1988	0.992	0.984	0.990	0.986	0.987
1989	0.977	0.982	0.974	0.966	0.981

	1985	1986	1987	1988	1989
1980					
1981					
1982					
1983					
1984					
1985	1.000				
1986	0.997	1.000			
1987	0.997	0.998	1.000		
1988	0.992	0.993	0.992	1.000	
1989	0.965	0.960	0.963	0.983	1.000

B. SDの推移

	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
SD	0.106	0.095	0.099	0.100	0.109	0.115	0.128	0.129	0.137	0.147
加重SD	0.064	0.059	0.062	0.067	0.067	0.073	0.079	0.081	0.081	0.078

利用資料) 「賃金センサス」(産業大分類) 1980年～89年、「毎月勤労統計要覧」1980年～89年。

注) 1. 各年の格差の推定方法は表1と同じ。

2. 「加重SD」は、(産業単位でなく)労働者単位での賃金格差の広がりを示す。具体的には、まず平均労働者との比率格差($\bar{d}_j$)を $\bar{d}_j = (1 + d_j) / (1 + \sum_j \theta_j d_j) - 1$ で求め、 $(\sum_j \theta_j \bar{d}_j^2)^{1/2}$ で算出した。ここで、 θ_j は全労働者数に占める第j産業労働者数の比率。

次に、産業間での労働移動の実状をみてみる。競争理論によれば、賃金平準化がおこるとすれば、それは高賃金産業へ向かう労働移動によって実現するはずである。表6は、各産業内に他産業から過去1年以内に転職し入職してきた労働者がどの程度いるか、その割合を示したものである。ここからわかるように、高賃金産業である「金融・保険業、不動産業」への入職率は他の産業と比較して、2.44%ともっとも低い水準である。また、あらゆる形の労働流入出を考慮した常用雇用指数でみても(表7)、「不動産業」では高いものの(もちろん格差を縮小させるには十分でない)、「金融・保険業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」ではそれぞれ0.16%、0.29%で、「全体」の1.57%と比べてかなり低い。

上の2つの分析は、賃金格差が競争理論における均衡回復への過渡的現象ではないことを明らかにしている。

表6 産業別にみた他産業からの転職入職率—1980～89年の単純平均—

(%)

	鉱業	製造業	運輸・通信業	卸売・小売業、 飲食店	金融・保険業、 不動産業	サービス業
他産業への 転職入職率	6.56	2.68	3.58	4.19	2.44	4.35

利用資料)「雇用動向調査報告」1980年～89年。

注) 1. 各年の「他産業からの転職入職率」は、(当該産業以外の産業(第1次産業も含む)からの転職入職者数、ただし調査時在籍者) / (6月末日現在の当該産業の常用労働者数)で算出。1980年～87年は15歳から54歳の男子、1988年～89年は15歳から59歳の男子を対象とする。

表7 産業別にみた常用雇用指数の対前年増減率—1980～89年の単純平均—

(%)

	鉱業	建設業	製造業	電気・ガス ・熱供給 ・水道業	運輸・ 通信業	卸売・ 小売業、 飲食店	金融・ 保険業	不動産業	サービス業	全体
対前年増減率	-5.06	0.17	1.05	0.29	-0.08	2.60	0.16	3.83	3.47	1.57

利用資料)「毎月勤労統計要覧」1980年～89年。

5. 第 I 部の分析結果

ここで、第 I 部の分析結果を整理しておく。競争理論は、労働者が長期間、レントを得ることを認めない。そこでわれわれは、C-S 分析での有意かつ大きな賃金格差が競争理論の 3 つの決定因——(a)計測不可能な質、(b)不快な労働環境、(c)労働需要の産業間シフト——によって説明できるかを調べた。

上の(a)(b)(c)による説明について、分析結果は以下のとおりである。(a)による説明：①計測不可能な質をかなりコントロールしたと思うサブサンプルにおいても、全サンプルでの格差とよく似た格差が見いだせることを指摘した（詳細は第 II 部第 9 章をみよ）。(b)による説明：①労働環境をコントロールしても、格差はほとんど縮小しない、②自発的離職率と格差は有意な負の相関を示す、③高賃金産業において転職希望率が低い。(c)による説明：①格差パターンは過去 10 年間、まったく縮小していない、②労働移動に関して他産業からの転職入職率は逆に高賃金産業において低い。

これらの結果は、C-S 分析での賃金格差を競争理論によって説明することが困難であることを示している。上の分析結果を考えあわせると、特定の産業が賃金をひき上げる一方、雇用を抑えるラショニングを行うことで所属労働者にレントを与えていると判断できる。ただし、格差のどの程度までがレント、すなわち産業所属効果であるのかを知るには L 分析等が必要になる。

II. 格差を決めるもの—効率賃金、組合効果、そして市場収益力—

6. 第 II 部のはじめに

第 II 部では第 I 部の結論を受けて、なぜ特定の産業は労働者にレントを与えるのかを明らかにする。近年、米国の経済学者はレントの存在理由を明らかにしつつある。効率賃金理論は労働者にレントが発生する仕組みを説明している。Katz (1986) はこの理論の評価にあたり、さまざまな職種における産業間格差の間に高い相関があるという興味深い事実を紹介している。また Lewis (1986)、Freeman and Medoff (1987, Chapter 3) は、組織部門では賃金交渉で組合が労働独占力を行使するので未組織部門と比べ労働者が高賃金を得ているとする実証分析を展開し

ている。さらに Dickens and Katz (1987) は格差を決定する産業特性を抜き出すために賃金プレミアムを多数の独立変数に回帰させ、賃金プレミアムが産業の平均教育年数、労働装備率そして利潤変数との間にロバストな正の相関があることを確認している。他方、日本の産業間格差に関しては、佐野 (1970、第3章) が産業共通職種のデータを用いて賃金プレミアムが一人あたり付加価値、組合交渉力、男子比率、雇用増加率との間で有意な正の相関をもつことを示している。水野 (1973、第3章) は製造業中分類において同様な結果を報告している。われわれは先行するこれらの研究を手掛かりにして、日本の産業間格差の決定因を明らかにしたい。

以下では次の順序でこの課題に取り組む。まずわれわれは効率賃金理論による格差の説明を検討する。この理論にはさまざまなバージョンがあるが、ここでは代表的な2つのモデル——怠業モデルと贈与交換モデル——をとり上げ、それらによる格差の説明が妥当であるかを実証的にみていく (第7章)。つづく第8章では、産業間格差を組合効果の結果として説明できるかを調べる。第9章では格差の発生原因を労働者の人的資本に求める2つの説明に関して、実証結果を整理する。第10章は第7章の続きにあたり、賃金プレミアムがそれぞれの産業の市場収益力とどのように関係しているかを調べる。最後の第11章で第II部の分析結果を要約し、第I部冒頭に述べた問題に答を与える。

7. 効率賃金理論による説明

この章では効率賃金理論から怠業モデルと贈与交換モデルの2つをとり上げ、それぞれがC-S分析での賃金格差を適切に説明できるかどうかを検討する。周知のように「効率賃金理論」とは、企業の (市場清算賃金をこえる) 自主的な賃金ひき上げが利潤の増加につながるという意味で経営が“効率的”になる点に注目したモデル全般をさす。したがって賃金がどのような経営上の役割を果たすかに応じて上のモデルのほかに、転職費用モデル、組織化脅威モデル、逆選択モデル等がある (Katz (1986)、Akerlof and Yellen (1986))。けれどもこの論文では後者のモデルは直接の検討対象とはせず、適当な箇所で言及することにしたい。

もう1つ注意していただきたい点は、われわれが上の2つのモデルを別個のモデルとしてとり扱うということである。たしかにこれらのモデルは監視費用をベースとした効率賃金モデルとして共通の状況——監視費用が高いために企業が直接、労働者の労働意欲を指定できず、しかも賃金操作以外には労働意欲をひき出す有効な

手段がない状況——を対象にして、共通な結果——賃金は需給一致の水準ではなく労働者が十分な労働意欲を発揮するような水準に決まるという結果——を有している。けれども後に説明するように両者は賃金が労働意欲に与える効果の理由づけの点で質的にまったく異なるため、格差に対する説明は異なったものとなる。そこでわれわれはこれらをそれぞれ独立したモデルとしてとり上げ、検討していく。

7.1 怠業モデル (shirking model)

怠業モデルは、賃金格差が存在する理由を産業間で監視費用が異なるからだと言明する。Shapiro and Stiglitz (1984) および Bulow and Summers (1986) によれば、勘定高い労働者は怠業によって得る効用と怠業が判明し失職した場合の費用とを比較した上で、精勤するか怠業するかを選択する。そこで企業は労働者のこの選択を考慮に入れ、先に述べた状況では一段高い賃金を支払うことにより失職の費用を高めることで労働意欲のひき出しを図る。したがって産業間格差をこのモデルによって解釈すれば、それは相対的にみて怠業監視が困難な産業あるいは怠業に伴って生じる損失の大きな産業において企業が怠業防止の目的から一段高い賃金を支払った結果だということになる。この説明が適切か否かを判断するには、監視費用を産業間でコントロールしたときに賃金格差がどの程度、縮小するかをみればよい。

われわれが行った2つの実証分析は、この説明に対して否定的な結果を与えている。1つめの分析は、企業規模「5～9人」における産業間格差を調べたものである。なぜならこの規模の企業では労働者がどの産業に属するかにかかわらず、怠業に対する監視は緊密であると考えからである。しかし結果は表8のとおり、小企業での格差のSDは0.163で「全体」でのSD0.155、「1000人以上」規模でのSD0.140と比べると逆に格差は拡大している¹³⁾。さらに小企業での賃金プレミアムが「全体」あるいは「1000人以上」でのそれときわめて高い相関をもつことをがわかる(相関係数0.988、0.908)。

もう1つの分析は、5つの産業共通職種における産業間格差を調べたものである(表9)。ここに上げた共通職種は仕事内容が限定的であり、労働者に対する監視費用は彼らの所属産業とは関係なくほぼ同じであろう。ここでは表9の結果において、産業所属効果がF値でみても漸近 χ^2 値でみても有意であること、また「自家用貨物自動車運転手」を除けば、どの職種についても格差のSDは「全体」でのSD0.115よりも大きいこと、そしてさらにこれらの職種と「全体」との賃金プレミ

表 8 企業規模別にみた推定賃金格差—現金給与総額・1989年6月—

A. 鉱業労働者との格差

	全体	企業規模1000人以上	5～9人
(1) 賃金プレミアム			
SD	0.155	0.140	0.163
(2) $\bar{R}^2$	0.951	0.961	0.900
F 値	64.840	57.847	7.466
観察数(独立変数)	780(15)	253(15)	206(14)

B. 相関係数

	全体	企業規模1000人以上	5～9人
全体	1.000		
企業規模1000人以上	0.936	1.000	
5～9人	0.988	0.908	1.000

利用資料) 表1と同じ。

注) 1. 「電気・ガス・熱供給・水道業」における企業規模5～9人のデータが利用できないので、表はこの産業を除く大分類8産業に関する結果である。

2. 推定方法等は表1と同じ。ただし、「5～9人」の推定においては労働者の種類をコントロールしていない。

3. 表中「全体」とは、企業規模10人以上をさす。

アムの相関係数は十分高いことに注意してほしい¹⁴⁾。

これら2つの分析結果から、われわれは全体での格差を監視費用の相違によって説明することは困難であると考える。

7.2 贈与交換モデル (gift exchange model)

贈与交換モデルは賃金格差を需給に基づく通常の形態の取引ではなく、企業と労働者とが同じコミュニティの構成員として社会規範上、「フェアな交換」を行った結果であると説明する。Akerlof(1982)、Akerlof and Yellen(1990)によれば、センシメンタルな労働者は周囲や過去の経験をリファレンスとして自分および同僚の労働態度や成果に対しそれに値すると考える賃金(フェア賃金)を心に抱く。そして企業が実際に支払う賃金をフェア賃金と比較する。企業がフェア賃金を支払う限り、労働者はその返礼として企業の期待する水準の労働意欲を提供する。しかし、

表9 職種別にみた推定産業間賃金格差—定期給与・1970年6月、73年6月—

A. 鉱業労働者との格差

	全体	自家用乗用 自動車運転手	自家用貨物 自動車運転手	守衛	用務員	ボイラー工
鉱業	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
建設業	0.174 (0.033)	0.240	0.032	0.652	0.065	0.346
製造業	0.189 (0.031)	0.417	0.043	0.941	0.310	0.798
電気・ガス 熱供給・水道業	0.175 (0.039)	0.593	0.170	0.757	0.197	0.687
運輸・通信業	0.072 (0.033)	0.342	0.199	0.608	0.205	0.626
卸売・小売業	0.125 (0.033)	0.430	0.087	0.712	0.117	1.112
金融・保険業	0.271 (0.035)	0.535	0.238	1.377	0.605	1.068
不動産業	0.398 (0.054)	0.306	0.071	0.911	0.381	0.822
サービス業	0.038 (0.034)	0.097	0.158	0.623	0.069	0.543
S.D.	0.115	0.183	0.078	0.343	0.179	0.328
R ²	0.888	0.783				
F値	34.601	30.184	12.712	17.162	31.435	10.077
漸近 χ^2 値	329.947	105.011	30.675	79.513	118.587	82.733
観察数(独立変数)	1531(17)	1600(50)				

B. 相関係数

	全体	自家用乗用 自動車運転手	自家用貨物 自動車運転手	守衛	用務員	ボイラー工
全体	1.000					
自家用乗用 自動車運転手	0.522	1.000				
自家用貨物 自動車運転手	0.091	0.529	1.000			
守衛	0.734	0.749	0.553	1.000		
用務員	0.752	0.639	0.519	0.884	1.000	
ボイラー工	0.562	0.774	0.504	0.827	0.683	1.000

利用資料)「賃金構造基本統計調査報告」1970年、1973年。

注) 1. 表中「全体」での推定方法等は表1をみよ。ただし、従属変数は時間あたり定期給与の対数値であり、独立変数には年ダミー変数を追加した。括弧内の数値は標準誤差を示す。「漸近 χ^2 値」については第I部注6)をみよ。

2. 共通職種での格差の推定方法は、各観察の労働者数をウェイトに用いた加重OLS。従属変数は時間あたり定期給与の対数値で、独立変数は定数項、年ダミー変数、産業ダミー変数、職種ダミー変数、後2者のダミー変数の交差項、年齢、(年齢)²、勤続年数、(勤続年数)²である。この推定からそれぞれの職種における賃金プレミアムを鉱業労働者との比率格差の形で算出した。

3. 各職種の仕事概要は、次のとおり。

「自家用乗用自動車運転手」…自家用の乗用自動車を運転して社員および来客を送迎する仕事に従事する男子。

「自家用貨物自動車運転手」…自家用の普通、小型貨物自動車により、自家用の貨物、原材料、半製品、製品等を輸送する自動車の運転およびこれに伴う点検、調整の仕事に従事する男子。

「守衛」…工場、事務所、その他の施設において、火災、事故、盗難、不法侵入、建物の破損防止、物品の搬入、搬出の監視、その他財産の保護および秩序維持の仕事に従事する男子。

「用務員」…事業所内外の清掃、後片付、従業員の用達、使い走りを行うほか、手不足の際は、荷物の梱包、発送を手伝う等、事業所の系統的な本来の仕事とは直接関係ない種々の雑務雑役的な仕事に従事する男子。

「ボイラー工」…ボイラーおよびボイラー付属装置の運転および保守の仕事に従事する男子。

もし支払賃金がフェア賃金に達していなければ、労働者は最低レベルの労働意欲をもってこれに応酬することになる（贈与交換）。したがってこのような仮説の意味するところは、たとえ監視費用が同一であっても労働者の労働意欲を高い水準に保つためには、①収益の高い産業では企業はその成果を独占せず労働者側に分配することが必要であり、②しかもその分配の仕方は一部の労働者に片寄ることなくそこで働く労働者全体に広く行き渡るものでなければならない、ということである。

いくつかの実証分析は上の含意②を支持している。まず先にみたように表9の共通職種の格差パターンにおいて「全体」レベルで高賃金産業である「金融・保険業」に属する労働者は、いずれの職種であっても高賃金を得ている。また、5つの職種間で賃金プレミアムの相関係数をとると、どの2つの職種ペアにおいても0.504から0.884であり高い。つまりこれらの職種は産業の周縁的職種であるにもかかわらず、同一産業内で賃金が互いに引きあっている。

また、一般に男子の賃金は女子の賃金より高いが、このとき両者の賃金引きあっているならば、男子比率の高い産業では彼ら双方の賃金も高くなるはずである。佐野は1970年にすでにこの点を指摘し、共通職種の賃金プレミアムが男子比率と有意な正の相関をもつことを見いだしている¹⁶⁾（ただし観察数が少なすぎる）。これらの結果から、同一産業内のさまざまな労働者の賃金は互いに接続していること（wage cohesiveness）が推測できる。

最後に断わっておくが、上記の含意を正確にもつようなフォーマル・モデルが存在するわけではない。もっとも近い内容をもつのは Akerlof and Yellen (1990) である。彼らはフェア賃金が同僚の賃金をリファレンスとして内生的に定まるようなモデルを展開している。彼らが得た結果は、このようなモデルの均衡においては企業内の労働タイプ（職種）間の賃金差がワルラス型均衡でのそれよりも小さくなるということ、すなわち高賃金労働タイプではフェア賃金をこえる賃金で需給が一致する一方、低賃金労働タイプでは彼らのフェア賃金が労働意欲の面から下方制限として働くということである。けれどもこの前半部分は高賃金労働タイプに企業間賃金格差が発生する余地のないことを意味し、われわれの趣旨とは相入れない。われわれはこの仮説が理論面では不十分であることを承知しているが、ここでは含意②の経験的重要性を主張しておきたい。なお含意①については第10章で詳しく検討する。

8. 組合効果による説明

伝統的な労働組合モデルは賃金格差が発生する理由を、産業ごとに組合の賃金交渉力が異なるからだと説明する。このモデルによれば、多数の組合員をもつ部門（産業）では組合は高い組織力を背景に企業から高賃金を引き出し、その結果そこで生じた余剰労働者が未組織部門に流出して後者では低賃金になる。日本の産業間格差はこのような組合独占効果から生まれたものなのだろうか。

この点を確認するために、われわれは2つの実証分析を行う。まず1つめの分析は、組織率をコントロールしたときに推定格差が縮小するか否かを調べたものである（表10）。表10左列の推定結果は従属変数を各労働者の対数賃金とし、独立変数を定数項、産業ダミー変数および人的資本変数としたときのもので、右列は独立変数としてさらに労働組合組織率を追加したときの結果である。組織率データそのものは単一の調査から得られないので、「日本の労働組合の現状－労働組合基礎調査－」における産業中分類別、企業規模別組合員数（男女計で、民営企業に限る）を「賃金センサス」の常用労働者数（男女計）で除した値を組織力の指標として用いた。他の諸変数のデータは「賃金センサス」産業中分類データを利用している。

表10 組合独占効果と産業間賃金格差－現金給与総額・1989年6月－

	組織率をコントロールしないとき	コントロールしたとき
(1) 推定係数値		
・ 組織率変数		0.079 (0.009)
(2) 賃金プレミアム		
SD	0.169	0.172
相関係数	1.000	0.997
(3) R^2	0.904	0.905
F 値	206.470	218.888
観察数(独立変数)	3701(15)	3701(16)

利用資料) 「賃金センサス」(産業中分類) 1989年、「日本の労働組合の現状－労働組合基礎調査報告－」1989年。

注) 1. 産業中分類でのデータを用いて、大分類産業ダミー変数の係数値を推定した。推定方法等は表1と同じ。ただし、労働者の種類をコントロールしていない。

2. 組織率データには、「日本の労働組合の現状」における産業中分類別、企業規模別組合員数（男女計で、民営企業に限る）を「賃金センサス」の対応する常用労働者数（男女計）で除した値を用いた。

3. 表中(1)の括弧内の数値は標準誤差を示す。

C-S 分析での格差が組合独占効果によるものならば、組織率をコントロールした後は格差は縮小するはずである。けれども、表10からわかるように組合効果は存在しているものの (t 値8.778)、組織率をコントロールした後にも賃金プレミアムにはほとんど変化がない (相関係数0.997)。また格差のSDは逆に0.169から0.172へとわずかながら上昇している¹⁶⁾。

他の1つの分析は、企業規模「5～9人」における産業間格差を調べることである。本来、未組織労働者だけからなるサンプルで産業間格差を推定するのが理想的だが、ここでは組織率のきわめて低いこの規模で格差が縮小しているかをみることにする。結果はすでに表8でみたとおりである。小企業での賃金プレミアムは「全体」あるいは「企業規模1000人以上」でのそれとよく似ており、格差のSDはむしろ小企業で大きくなっている。これら2つの分析から、産業間格差を組合独占効果によって説明することはできないと考える。

加えて後者の分析は、組織化脅威モデル (union threat model) による説明に対しても否定的結果を与えている。このモデルは産業間格差を、組織化脅威の大きい産業において未組織企業が組合組織化を恐れてあらかじめ高賃金を支払った結果だと説明する。しかし「5～9人」規模では企業が個人的圧迫により労働者の組織化を阻止するのは容易であり、他方、上部団体としても頻繁な労働移動等のために組織化をすすめることがむずかしい。にもかかわらず「全体」あるいは「1000人以上」規模とよく似た格差パターンを見いだせるということは、組織化脅威による格差の説明が適切でないことを示している。

9. 労働者の人的資本と産業間格差

ここでは労働者の人的資本と格差との関係について2つの理論をとり上げ、関係する実証結果とそれに基づく評価を述べておきたい。まず最初にここまでの分析結果を援用して、計測不可能な質に基づく格差の説明が説得的でないことを述べる。次に、技能形成理論をとり上げる。

産業間格差が計測不可能な質の相違によるものか否かを知る1つの方法は、産業間でこれをできる限りコントロールしたサブサンプルにおいて格差パターンがどのように異なるかをみることである。そのような試みに該当すると考えられる分析は、企業規模「5～9人」における格差推定 (表8) と産業共通職種における格差推定 (表9) の2つである。前者を考える理由は、この規模の就業者には自営業主や家

族・親族従業者が多く産業間で労働者の質に目立った差があると考えにくいからである。また後者を考える理由は、共通職種の仕事内容（表9の注をみよ）がマニュアル型作業であり労働者の質によって産業間で価値生産性が異なるとは想像しにくいからである。結果はすでに第7章でみたように、上の2つのサブサンプルでの推定格差は「全体」でのそれとよく似たパターンを示している。これらの結果から、われわれはC-S分析での格差を計測不可能な質の相違によって説明することはできないと考える。

次に、技能形成理論と産業間賃金格差との関係について述べる。技能形成理論が賃金に及ぼす効果についてはベッカー（1976）を嚆矢として、最近ではHashimoto（1981）、Ohashi（1983）とCharmichael（1985）、上島（1990）等の研究がある。これらの研究は、企業内訓練によって労働者の技能蓄積がすすむ状況では長期契約が有利であることを想定し（あるいは証明し）、企業が労働者の転職機会を考慮に入れた上でどのような長期契約——賃金—勤続年数プロファイル——を決定するかを明らかにしている。モデルの設定として契約締結時点では競争状態を想定しているので、一生涯を通してみれば労働者にはレントは生じない（この理論の関心は賃金の水準より傾斜にある）。しかし、理論的に興味深い結果は、企業が賃金プロファイルにおいて訓練後の賃金を機会賃金に比べて高くすることで転職機会を制限し、それにより高技能から生まれる収益を確保しようとするということである。したがってその含意は、企業内訓練の有効な部門ほど訓練後の賃金は高くなり訓練時の賃金は訓練費用を負担するために低くなるということであり、このため自発的離職率の大きさは（レントの存在ではなく）企業内訓練が生む賃金傾斜に依存するというものである。

けれども、この理論に関するわれわれの実証結果は次のとおりである：

- (1) 訓練後の賃金の高い産業は、訓練時の賃金も高い、
- (2) 賃金—勤続年数プロファイルの傾斜が急である産業ほど自発的離職率が低い、
とはいえない。

(1)の結果については、賃金を時間あたり現金給与総額とし勤続年数2年以下の労働者での推定産業間格差と10年以上の労働者でのそれとの相関係数を調べると0.809と高いことから明らかである（利用資料：「賃金センサス」（産業大分類）1989年、年齢・勤続クロス表）。(2)の結果については、第I部表3の回帰式における独立変数「産業ダミー変数と勤続年数との交差項の推定係数値」はこの理論によれば各産業での1年間の特殊訓練が生み出す賃金増加率を表すが、そこでのこの変数の推定係

数値は0.301 (表 3 A 列)、1.663 (B 列)、-0.1183 (Mincer and Higuchi (1988)) で t 値はそれぞれ0.596、2.749、0.7である。最後の推定値は一応、負にでているものの有意ではない。したがって2つの実証結果から、技能形成理論を産業間格差の説明に用いることには無理があると思う。

10. 賃金格差と市場収益力

第7.2節で述べたように、贈与交換モデルは、収益力の高い産業は労働者の労働意欲を高水準に維持するためにその収益の一部を労働者側へ分配する必要があると主張する。この章では、産業間賃金格差と各産業の市場収益力とがどのような関係にあるのかを調べる。

これを知るために、次のような2つの実証分析を行った。まず1つめの分析は、市場収益力をコントロールしたときに賃金格差がどのように縮小するかを調べたものである。市場収益力を表す指標として、「1人あたり付加価値」と「付加価値率」の2つを用いる。これらのデータとしてそれぞれ「国民経済計算年報」において国内要素所得を雇用者で除した値、および国内要素所得を産出額で除した値を用いる。どちらのデータも産業中分類レベルで利用できる（「金融・保険業」を含む19産業）。表11には、これら2変数を独立変数に追加したときに大分類産業間格差がどのように変化するかを記している。表の結果は、まず市場収益力をコントロールすることで産業間格差のSDが0.170から0.124へ低下すること、そしてコントロール前後での賃金プレミアムの相関係数が0.473でかなり低いということである。（表には記していないが、市場収益力をコントロールした後には「不動産業」の賃金プレミアムが-0.071となり9産業のなかで2番目に低い値となる。）つまり、産業の市場収益力が賃金プレミアムに対して大きな影響を与えていることがわかる。

2つめの分析は、賃金プレミアムを従属変数として市場収益力にOLS回帰させたものである（表12）。表の結果は、市場収益力は賃金プレミアムに対して有意な正の相関をもち、たとえば所属産業の「1人あたり付加価値」が1%だけ高まると他産業との比較である賃金プレミアムが0.116ポイントだけ上昇することを示している。

さらに、この推定は、独立変数を労働環境変数あるいは組合組織率とした場合よりもはるかにフィットがよい。表13は、従属変数を賃金プレミアムとしたままで独立変数をそれぞれ市場収益力、労働環境、組合組織率としたときの回帰標準誤差と

表11 市場収益力と産業間賃金格差—現金給与総額・1989年—

	市場収益力を コントロールしないとき	コントロールしたとき
(1) 推定係数値		
・1人あたり付加価値		0.074 (0.010)
・付加価値率		0.231 (0.070)
(2) 賃金プレミアム		
S D	0.170	0.124
相関係数	1.000	0.473
(3) $\bar{R}^2$	0.899	0.901
F 値	211.096	159.554
観察数(独立変数)	3956(15)	3956(17)

利用資料) 「賃金センサス」(産業中分類) 1989年、「国民経済計算年報」1989年。

- 注) 1. 産業中分類でのデータを用いて、大分類産業ダミー変数の係数値を推定した。推定方法等は表1と同じ。
ただし、労働者の種類はコントロールしていない。
2. 後者の利用資料から「石油・石炭製品」、「その他の製造業」を除く19産業をとり上げ、「1人あたり付加価値」には国内要素所得を雇用者数で除した値を、また「付加価値率」には国内要素所得を産出額で除した値を用いた。
3. 表中(1)の括弧内の数値は標準誤差を示す。

表12 賃金プレミアムと市場収益力—現金給与総額・産業中分類・1989年—

(1) 従属変数	賃金プレミアム(19産業)
(2) 独立変数	
・1人あたり付加価値(対数値)	0.116 (0.034)
・付加価値率(対数値)	0.214 (0.062)
(3) $\bar{R}^2$	0.633
観察数(独立変数)	19(3)

利用資料) 「国民経済計算年報」1989年。

- 注) 1. 表の回帰分析を行うには、その前に「賃金プレミアム」を推定しておく必要がある。その作業は、「賃金センサス」1989年の産業中分類データを用いて表1の推定方法で行った。
2. 「1人あたり付加価値」および「付加価値率」の定義は表11の注2をみよ。
3. 推定方法はOLSで、表中(2)の括弧内の数値は標準誤差を示す。

表13 賃金プレミアムと産業特性－現金給与総額・産業中分類・1989年－

	A. 市場収益力変数(2)	B. 労働環境変数(5)	C. 組合組織率変数(1)
回帰標準誤差	0.093	0.137	0.157
$\bar{R}^2$	0.625	0.196	-0.057

利用資料)「賃金センサス」1989年、「国民経済計算年報」1989年、「労働時間制度と労働費用の実態－賃金労働時間制度等総合調査－」1988年、「賃金・労働時間制度の実態－賃金労働時間制度等総合調査－」1989年、「労働統計年報」1989年、「数字で見る雇用の動き－雇用動向調査報告－」1989年、「日本の労働組合の現状－労働組合基礎調査－」1989年。

- 注) 1. 表の数値は、賃金プレミアム(18産業)を各変数グループにOLS回帰させたときの回帰標準誤差と $\bar{R}^2$ である。
 2. 表の回帰分析を行うには、その前に「賃金プレミアム」を推定しておく必要がある。その作業は「賃金センサス」1989年の産業中分類データを用いて表1の推定方法で行った。
 3. 「A.市場収益力変数」には1人あたり付加価値と付加価値率を(表11の注2をみよ)、「B.労働環境変数」には有給休暇取得日数、交替制のある労働者の割合、労働災害強度率、経営上の都合による離職率、(超過労働時間)/(所定内実労働時間)を用いた。「C.組合組織率変数」の定義については表10の注2をみよ。

$\bar{R}^2$ を記したものである。表の結果は、どちらの尺度を用いても賃金プレミアムに対して市場収益力が高よりも高い説明力をもつことを示している。ここから、賃金プレミアムと市場収益力との間にはたしかに強い相関があることがわかる¹⁷⁾。

しかし、これらの結果の解釈に関しては2つの問題がある。1つめの問題は、企業の収益分配という事実は贈与交換モデルのいう企業の自主的な支払いではなく、労働組合の交渉力に基づくもの(Lindbeck and Snower (1988))であるかもしれないということである。この点についてはまず先の企業規模「5～9人」の結果が前者を支持している。他の1つの検証として表11右列の推定に独立変数としてさらに組合組織率を追加して格差が縮小するかをみた。結果は、たとえ組織率をコントロールしても格差にはほとんど変化がない、ということであった¹⁸⁾。これらの結果から、われわれは所属労働者への分配を企業側の賃金譲歩ではなく、企業の自主的な支払いの結果だと解することができる。

2つめの問題は、市場収益力と労働意欲とは相互依存的であり前者が賃金を媒介として後者を決めているとはいえないのではないかということである¹⁹⁾。われわれはいうまでもなく、市場収益力自体は産業の製品市場構造から派生するものであると考えている。しかしたとえば(「不動産業」のように)労働者に対する成果応報的な賃金支払方法が高い労働意欲をひき出し、これが高賃金・高収益を生み出しているという面も否定できない。この問題については将来、より詳細な分析を行いたいと思う。

11. 第II部の分析結果と結論

最後に第II部の分析結果を整理し、第I部冒頭で述べた問題に答を与える。第II部ではC-S分析での賃金格差を(a)効率賃金理論——(a1)怠業モデルと(a2)贈与交換モデル——、(b)組合効果、(c)賃金プレミアムと市場収益力の関係、という3つの側面から調べることににより、もっとも事実齊合的な格差説明のストーリーを探った。

上の(a)(b)(c)の側面について、分析結果は以下のとおりである。(a1)について：①所属産業に関係なく監視が緊密と思う小企業サンプル(企業規模「5～9人」)での産業間格差は、全サンプルおよび大企業サンプル(「1000人以上」)での格差ときわめてよく似たパターンを示す、②同一職種における産業間格差を推定しても所属効果は有意であり、賃金プレミアムは「全体」でのそれと相関が高い。

(a2)について：①共通職種の産業間格差の間で相関係数が高い。(b)について：①組合組織率をコントロールしたとき格差は逆に拡大する。(c)について：①市場収益力をコントロールすると格差は縮小し、コントロール前後の賃金プレミアムの相関係数はかなり低い、②賃金プレミアムを従属変数とし市場収益力を独立変数とする回帰式を推定すると、後者は前者に対して有意な正の相関をもつ、③しかもこの回帰式のフィットは、独立変数を労働環境変数あるいは組合組織率とした場合のそれよりはるかによい。以上の結果は、賃金格差を監視費用や組合組織率によって説明することが困難であることを示すとともに、賃金プレミアムが市場収益力から生じた成果の一部を所属労働者にはば広く分配した結果であるという見方を支持している。

さまざまな理論モデルのうち、贈与交換モデルによる説明は第I部、第II部の分析結果と齊合的である。すなわちこのモデルによれば、格差という事態の背後には市場収益力の相対的に高い産業で企業はその成果の一部を機会賃金をこえるプレミアムとして所属労働者へ広く分配する、他方、労働者側はその返礼として高い労働意欲を提供するという労働市場特有の取引——“フェアな交換”——がある。そしてそれらの企業は賃金を一段高く維持することで労働意欲をひき出す一方、雇用を制限し、所属労働者にレントを与えることになる。われわれの第II部の分析はこのストーリーの前半を支持し、第I部の分析は後半を支持している。したがってわれわれは、上に述べた説明が産業間賃金格差を存続させる仕組みであると判断する。

〈付記〉

この論文の統計処理には、PC版 SAS (日本語 Version 6.04) を用いた。

注 釈

関西労働研究会、理論計量経済学会・西部部会 (名古屋市立大学) において富田安信氏、村松久良光氏および出席者の方々から助言や批判をいただいた。本誌レフェリーおよびコリン・ボイルズ氏には改善すべき点について指摘を受けた。また佐藤雅世氏から研究上の助力を得た。これらの方々に記して謝意を表したい。残る誤りはすべて筆者のものである。この論文は初期の論文 (大阪学院大学 Discussion Paper、1992年5月、6月) の改訂である。上島は帝塚山大学特別研究費の補助を、舟場は大阪学院大学研究助成費の補助を受けた。

- 1) 正確に言えば、競争理論は賃金を決める産業特性として不快な労働環境を認める。これについては第2.3節で述べる。
- 2) Bulow and Summers (1986)。
- 3) 「メジャー (計測可能) な労働者の質」とは、研究者が分析に利用できるように資料として測定される (measured) 質の側面をさす。これに対し「アンメジャー (計測不可能) な質」とは、各企業は評価しているが (したがって賃金に反映しているが) 研究者には資料として利用できないような質の側面をさす。前者の例としては労働者の勤続年数、後者の例としては協調性や指導力などを上げることができる。
- 4) 日本の産業間格差に関する研究としては、佐野 (1970) と水野 (1973) が重要である。彼らの結果については適当な箇所で言及する。
- 5) 他のさまざまな時間あたり賃金を用いたときの推定結果は付表2に示している。賃金の定義を広げるにつれ、格差のSDが拡大することに注意してほしい。また、企業規模をコントロールしても、格差パターンにはほとんど影響がない (「現金給与総額」)。
- 6) われわれは回帰式における擾乱項の共分散行列を正確に特定できないので、ここの帰無仮説に対して Eicker の漸近 $\chi^2(q)$ 検定 (q : 帰無仮説を表す制約式の数) を行った。漸近 $\chi^2(8)$ 値は258.916であり、やはり産業ダミー変数はジョイント有意である。この検定方法は、擾乱項に不均一分散の症候があるとき、その共分散行列が対角行列でありさえすれば対角要素を特定することなく (OLSを用いて) 検定統計量を計算できるという漸近 χ^2 検定法である。詳細は畠中 (1991, pp.96-97) をみよ。
- 7) Mincer and Higuchi (1988, TABLE AIV) は、代表的な世帯調査である「1979年就業構造基本調査」を用いて産業間格差を推定している。そこでの産業分類は、この調査独自の分類による16産業であるが、それらを大きく「鉱業」、「運輸・通信業」、「製造業」、「卸売・小売業」、「サービス業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「金融・保険業、不動産業」に集約することができる。そして彼らの推定結果は、賃金プレミアムがちょうどこの順で大

きくなることを示している。これは、われわれが本文で述べた区分に合致する。しかも彼らの結果では、たとえば「金融・保険業、不動産業」の賃金は「製造業」の賃金に比べ44.1%も高く、格差の広がりにはさらに大きい。

また、彼らは米国についても世帯調査“Panel Study of Income Dynamics” 1976年～81年を用いて格差を推定しており、これにより日米の格差パターンを比較することができる。推定結果によると、米国では日本とは逆に「鉱業」、「製造業」の賃金プレミアムが大きく、「金融・保険業、不動産業」のそれは小さい。全産業（16産業）にわたる比率賃金プレミアムについて両国間の相関係数をとると、-0.580である。また製造業内（9産業）に限ってみても、相関係数は-0.493と低い。彼らの研究は人的資本をコントロールしたものであり、したがって平均賃金を比べて製造業内の格差パターンが似ているという主張（Krueger and Summers (1987)、Katz and Summers (1989)）は再検討を要する。そしてもし日米間で格差パターンが異なることが事実であるとすれば、賃金格差の原因を産業間の生産技術面での相違（たとえば、労働装備率の差）に帰することは困難になる。（統計の調査方法や年次が異なるので適切な比較とはいえないが、Krueger and Summers (1988) と「賃金センサス」（産業中分類）1989年を用いた推定結果との間で比率賃金プレミアムの相関係数をとってみた。その結果は、全産業（34産業）での相関係数が-0.114、製造業内（17産業）で0.246であり、やはり相関は低い。）

8) Katz and Summers (1989, p.232) は Murphy and Topel (1987) の結果に対し、賃金変数のデータのとり方が不適切であるために下方バイアスが生じていると指摘している。

9) ここで2つの方法を形式的に表現し、Gibbons and Katz (1989) の結果を述べておく。
t 時点における C-S 分析での回帰式は、いうまでもなく

$$(1) \quad \ln w_{it} = \sum_j \alpha_j D_j + X_{it} \gamma + u_{it}$$

である。記号は、 w_{it} ：第 i 労働者の時間あたり賃金、 D_j ：第 j 産業ダミー変数、 X_{it} ：計測可能な人的資本変数、 u_{it} ：擾乱項。

これに対し、移動労働者サンプルを用いる L 分析の2つの方法は次のとおりである。
t-1 を移動前時点、t を移動後時点とすると、Krueger and Summers (1988) の方法は、(1)の階差をとった式——階差をとることによって、((1)の右辺には記していないが) 計測不可能な人的資本がおちる——

$$(2) \quad \ln \frac{w_{it}}{w_{i,t-1}} = \sum_j \beta_j (D_{jt} - D_{j,t-1}) + (X_{it} - X_{i,t-1}) \gamma + (u_{it} - u_{i,t-1})$$

を推定し、 $\hat{\beta}_j$ と $\hat{\alpha}_j$ の相関をみることである。他方、Murphy and Topel (1987) の方法は、いま第 i 労働者が時点 t に属していた産業の賃金プレミアム($\hat{\alpha}_j$)を $\hat{\alpha}_{it}$ と記すと

$$(3) \quad \ln \frac{w_{it}}{w_{i,t-1}} = \lambda (\hat{\alpha}_{it} - \hat{\alpha}_{i,t-1}) + (X_{it} - X_{i,t-1}) \gamma + (u_{it} - u_{i,t-1})$$

を推定し、ここで $\lambda = 0$ および $\lambda = 1$ をテストすることである。もちろん競争理論によれば $\lambda = 0$ であり、C-S 分析での格差が産業所属効果ならば $\lambda = 1$ であるはずである。

Gibbons and Katz (1989) がサンプルを限定して得た結果は、前者の方法で $\hat{\beta}_j = -$

$0.01+0.79\hat{\alpha}_1$, $R^2=0.72$, 後者の方法で $\hat{\lambda}=0.74$, $\hat{\lambda}$ の標準誤差は0.07, というものである。

- 10) L 分析のもう 1 つの問題は、調査回答者が所属産業名について誤った記入をする点 (mis-coding) である。Krueger and Summers (1988), Murphy and Topel (1987) を参照のこと。
- 11) 資料の収集にあたって労働省政策調査部 (雇用動向係) の方を煩わせた。記してお礼を申し上げたい。
- 12) 水野 (1973) 第 4 章は、格差パターンを 1909 年にまでさかのぼって検討している。彼は、格差の順位については戦後、強固な安定性があることを、格差の広がりについては戦前から長期的に安定していることを観察している。
- 13) 米国ではこれとは逆に、小企業においては格差はかなり縮小する (Krueger and Summers (1988))。
- 14) 転職費用モデルは賃金格差の原因を産業間での採用費用や訓練費用の差異にもとめる。しかしこのような限定的な職種においても格差が生じるという事実は、このモデルによる格差の説明と相入れない。
- 15) 労働者はフェア賃金を形成する際、企業内の賃金だけでなく、他企業の賃金もリファレンスとするだろう。植田・岡崎 (1989) は個別企業の平均賃金に対して人的資本変数以外に、世間相場 (「その産業の平均賃金」および「経済全体の平均賃金」) もまた有意な正の相関をもつことを示している。
- 16) 組合効果が有意でありながら格差に変化がみられない理由は、各産業のなかで企業規模と組織率の間に高い相関があるからだろう。実際、独立変数として (組織率変数のほかに) 企業規模ダミー変数を追加すると組織率変数の推定係数値は -0.056 、標準誤差は 0.014 となり、もはや同一産業、同一規模内で組合効果は見いだせない。
- 17) 「1 人あたり付加価値」、「付加価値率」の産業間でのパターンは安定的である。前者の 1980 年と 1989 年との相関係数は 0.987 、後者のそれは 0.879 である (19 産業)。
- 18) 表 11 右列の推定にさらに組織率を追加する場合、利用可能な観察数は 3309 となる。組織率をコントロールする前後の格差の SD はそれぞれ 0.127 、 0.124 で大差がなく、両者の相関係数も 0.990 と高い。
- 19) この問題はレフェリーの指摘に負う。

参考文献

- 上島康弘 (1990) 「情報制限、雇用契約、そして特殊訓練」『季刊理論経済学』41 巻 1 号、78-87
植田和男・岡崎敬子 (1989) 「効率賃金理論と日本の賃金構造」『経済研究』40 巻 3 号、204-210
佐野陽子 (1970) 『賃金決定の計量分析』東洋経済新報社
島中道雄 (1991) 『計量経済学の方法』創文社
ベッカー、G. S. (1976) 『人的資本』東洋経済新報社
水野朝夫 (1973) 『賃金構造変動論』新評論

- Akerlof, G. A. (1982) "Labor Contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, 97, 79-83.
- Akerlof, G. A. and J. L. Yellen (1986) "Introduction," in *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, ed. by G. A. Akerlof and J. L. Yellen : Cambridge University Press.
- Akerlof, G. A. and J. L. Yellen (1990) "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment," *Quarterly Journal of Economics*, 105, 255-283.
- Blackburn, M. and D. Neumark (1991) "Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry Wage Differentials," *NBER Working Paper* No.3857.
- Bulow, J. and L. Summers (1986) "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment," *Journal of Labor Economics*, 4, 376-414.
- Charmichael, H. L. (1985) "Wage Profiles, Layoffs, and Specific Training : Comment," *International Economic Review*, 26, 747-751.
- Dickens, W. and L. Katz (1987) "Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics," in *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, ed. by K. Lang and J. Leonard : Basil Blackwell.
- Freeman, R. B. and J. L. Medoff (1987) *What Do Unions Do?* : Basic Books.
- Gibbons, R. and L. Katz (1989) "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?," *NBER Working Paper* No.3182.
- Hashimoto, M. (1981) "Firm Specific Human Capital as a Shared Investment," *American Economic Review*, 87, 475-482.
- Katz, L. (1986) "Efficiency Wage Theories : A Partial Evaluation," in *NBER Macroeconomics Annual 1986*, ed. by S. Fischer : MIT Press.
- Katz, L. and L. Summers (1989) "Industry Rents : Evidence and Implications," *Brookings Papers on Economic Activity : Microeconomics*, 209-275.
- Krueger, A. and L. Summers (1987) "Reflections on the Inter-Industry Wage Structure," in *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, ed. by K. Lang and J. Leonard : Basil Blackwell.
- Krueger, A. and L. Summers (1988) "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure," *Econometrica*, 56, 259-293.
- Lang, K. and J. Leonard (1987) *Unemployment and the Structure of Labor Markets* : Basil Blackwell.
- Lewis, H. G. (1986) *Union Relative Wage Effects* : The University of Chicago Press.
- Lindbeck, A. and D. J. Snower (1988) "Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment : An Insider-Outsider Approach," *American Economic Review*, 78, 167-188.
- Mincer, J. and Y. Higuchi (1988) "Wage Structures and Labor Turnover in the United

- States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, 2, 97-133.
- Murphy, K. and R. Topel (1987) "Unemployment, Risk, and Earnings: Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market," in *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, ed. by K. Lang and J. Leonard: Basil Blackwell.
- Ohashi, I. (1983) "Wage Profiles, Layoffs, and Specific Training," *International Economic Review*, 24, 169-181.
- Shapiro, C. and J. E. Stiglitz (1984) "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review*, 74, 433-444.
- Slichter, S. (1950) "Notes on the Structure of Wages," *Review of Economics and Statistics*, 32, 80-91.

付表1 諸変数の加重平均と加重SD—1989年6月—

A. 生産労働者

	時間あたり 定期給与	時間あたり 現金給与総額	総実労働時間	教育年数	年齢	勤続年数	労働者数(十人) (%)
全体	1365.16 (342.26)	1719.70 (512.25)	206.63 (9.14)	10.84 (1.46)	38.66 (11.55)	12.19 (6.84)	412093.0 (27.2)
鉱業	1293.59 (218.00)	1560.8 (288.03)	210.88 (8.16)	10.27 (1.48)	43.14 (9.84)	11.73 (5.50)	2964.0 (0.2)
建設業	1265.04 (202.36)	1457.44 (304.73)	208.27 (7.25)	10.45 (1.50)	41.27 (11.28)	9.47 (3.91)	65270.0 (4.3)
製造業	1384.78 (360.37)	1770.85 (529.37)	206.28 (9.43)	10.92 (1.44)	38.35 (11.55)	12.70 (7.16)	343859.0 (22.7)

B. 管理・事務・技術労働者

	時間当り 定期給与	時間当り 現金給与総額	総実労働時間	教育年数	年齢	勤続年数	労働者数(十人) (%)
全体	1695.54 (615.60)	2295.04 (1015.69)	196.72 (15.35)	12.98 (2.41)	38.68 (10.22)	12.88 (7.56)	1102182.8 (72.8)
鉱業	1739.88 (590.90)	2373.71 (980.46)	194.66 (17.89)	12.71 (2.47)	42.34 (9.92)	15.39 (7.76)	1322.4 (0.1)
建設業	1704.25 (560.23)	2274.80 (895.18)	198.19 (12.11)	13.15 (2.40)	39.21 (9.98)	12.80 (6.63)	78982.0 (5.2)
製造業	1843.15 (592.08)	2557.54 (989.78)	194.74 (10.81)	13.47 (2.41)	39.46 (9.76)	15.30 (8.42)	230945.0 (15.3)
電気・ガス・ 熱供給・水道業	2164.10 (691.89)	2977.90 (1013.50)	175.42 (5.05)	12.39 (2.01)	39.03 (10.84)	18.14 (9.63)	21150.4 (1.4)
運輸・通信業	1516.15 (391.87)	1927.71 (624.77)	210.53 (17.78)	11.44 (1.89)	41.15 (10.01)	13.71 (7.54)	217944.0 (14.4)
卸売・小売業、 飲食店	1566.18 (557.64)	2098.58 (893.31)	195.66 (10.96)	13.28 (2.29)	36.39 (9.92)	11.46 (6.99)	275672.0 (18.2)
金融・保険業	2410.00 (846.46)	3631.41 (1445.72)	172.32 (7.02)	14.44 (2.05)	38.31 (9.72)	14.62 (8.23)	65579.0 (4.3)
不動産業	1809.14 (535.19)	2489.10 (872.23)	193.00 (11.78)	13.71 (2.37)	39.36 (11.22)	8.56 (5.06)	9333.0 (0.6)
サービス業	1606.58 (614.52)	2151.96 (966.07)	195.27 (10.31)	13.16 (2.43)	38.07 (10.76)	10.22 (5.53)	201255.0 (13.3)

利用資料) 表1と同じ。

注) 1. 表は、15歳から59歳までの男子常用労働者で、企業規模10人以上に関するものであり、各数値は各観察の労働者数による加重平均、括弧内は加重SDを示す。

付表2 賃金の種類別にみた推定賃金格差—1989年6月—

A. 鉱業労働者との格差

	所定内賃金	定期給与	現金給与総額*	現金給与総額*	報酬総額
鉱業	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
建設業	0.055 (0.051)	0.053 (0.051)	0.032 (0.058)	0.033 (0.051)	0.032 (0.058)
製造業	-0.026 (0.050)	-0.010 (0.051)	-0.001 (0.057)	0.011 (0.050)	-0.002 (0.057)
電気・ガス・ 熱供給・水道業	0.098 (0.055)	0.134 (0.056)	0.135 (0.063)	0.119 (0.055)	0.140 (0.063)
運輸・通信業	-0.009 (0.051)	0.011 (0.051)	-0.016 (0.058)	-0.037 (0.051)	-0.017 (0.058)
卸売・小売業・ 飲食店	-0.012 (0.051)	-0.009 (0.051)	-0.009 (0.058)	0.007 (0.051)	-0.010 (0.058)
金融・保険業	0.235 (0.052)	0.236 (0.053)	0.331 (0.059)	0.313 (0.052)	0.332 (0.059)
不動産業	0.276 (0.061)	0.302 (0.061)	0.401 (0.069)	0.382 (0.061)	0.402 (0.069)
サービス業	0.061 (0.051)	0.074 (0.051)	0.097 (0.058)	0.100 (0.051)	0.096 (0.058)

SD	0.104	0.107	0.147	0.140	0.148
加重SD	0.062	0.059	0.078	0.074	0.079
R ²	0.947	0.944	0.951	0.963	0.951
F値	53.026	48.720	63.637	76.935	64.338
観測数(独立変数)	856(16)	856(16)	856(16)	856(32)	856(16)

B. 相関係数

	所定内賃金	定期給与	現金給与総額*	現金給与総額*	報酬総額
所定内賃金	1.000				
定期給与	0.994	1.000			
現金給与総額*	0.991	0.990	1.000		
現金給与総額*	0.984	0.980	0.997	1.000	
報酬総額	0.991	0.991	0.999	0.997	1.000

利用資料)「賃金センサス」(産業大分類)1989年、「毎月勤労統計要覧」1989年、「労働時間制度と労働費用の実態—賃金労働時間制度等総合調査—」1988年。

注)1. 推定方法等は、表1の注をみよ。

2. 「現金給与総額」は、独立変数に企業ダミー変数(「1000人以上」と「100~999人」)と定数項、生産労働者ダミー変数、教育年数、(教育年数)²、年齢、(年齢)²、勤続年数、(勤続年数)²との交差項を追加した場合の推定結果である。

3. 時間あたり「報酬総額」は、{(定期給与)+(特別給与の6月分相当額)+(定期給与)×(退職金等+法定福利費)/(定期給与総額)+(現物給与の6月分相当額)+(法定外福利費の6月分相当額)}÷(総労働時間)で算出。

4. 「加重SD」については、表5の注をみよ。