



Title	日本の賃金格差に関する実証分析
Author(s)	奥井, めぐみ
Citation	大阪大学, 1998, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.11501/3144103
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

日本の賃金格差に関する実証分析

奥井 めぐみ

大阪大学大学院国際公共政策研究科

はじめに

日本においては以前より、企業規模間、産業間、職種間賃金格差が存在することが指摘されてきた。これらの格差は、個人の能力差とは無関係に、就業先によって生じるものである。能力と無関係な格差の存在は、労働者にとって非常に興味のあるところであろう。同じだけの労力を投じても得られる賃金が異なるというのであるからそれは当然のことだ。

しかし、能力と切り離された純粋な格差を引き出すには、同一労働者の異時点間のデータが必要であり、その制約から今までは十分な分析がなされなかった。本書ではこのようなデータの制約を克服し、純粋な職種別、企業規模別格差を実証的に分析した。また、勤続年数に伴う賃金の変化、すなわち賃金プロファイルの差が存在するかどうかについても分析を行っている。

本書は、大阪大学大学院国際公共政策研究科の学位論文である。第1章の「職種間賃金格差に関する実証分析：——『職種格差』か『能力格差』か？——」は、日本労働研究雑誌449号(1997)に大竹文雄先生との共同論文として掲載されたものであり、本書にまとめるにあたって若干の修正を加えている。雑誌掲載に至るまで、関西労働経済研究会、日本理論・計量経済学会で発表する機会を頂いた。その際、関西労働経済研究会にご出席の諸先生方には非常に有意義なコメントを頂いた。学会の討論者を依頼させて頂いた中田喜文先生、Kaku Furuya氏、太田聰一先生には、貴重なお時間をとって頂き、丁寧なコメントを頂いた。日本労働研究雑誌の匿名レフェリー2名の方からも、細かくかつ非常に有意義なコメントを頂いた。掲載論文が完成度の高いものに仕上がったのは、これらの方々のおかげである。

また、本書で用いられた計量経済の手法に関して、大阪大学の伴金美先生、コリン・マッケンジー先生は、お忙しいにもかかわらず快く質問に応じて下さり、貴重なご意見を頂いた。

林敏彦研究科長を始めとする大阪大学大学院国際公共政策研究科、大阪大学経済学研究科の諸先生方には日ごろから温かいご指導を頂き、恵まれた研究環境を提供して頂いた。そして、関東に来てからは、横浜市立大学の松浦克巳先生より、論文に関して適切なアドバイスを頂き、論文提出に至るまで力強いお言葉で励まして頂いた。教務掛の堀ノ内さんには、関東に就職してからの連絡役として、論文提出までいろいろとお世話になった。大阪を離れたにもかかわらず論文が無事提出に至ったのは、松浦先生と堀ノ内さんのおかげである。皆様方に改めて感謝の意を表したい。

そして、指導教官の大竹文雄先生がいなかったら、私は学位授与とは無縁であった。経済に関してはほとんどゼロから出発した私に、時には厳しく、かつ一貫して温かいご指導を頂いた。博士後期課程の進学や博士後期課程2年めでの学位取得を薦めて下さったのも大竹先生である。論文の作成段階でも、行き詰まった時に必ず突破口へ導いて下さった先生のお力には感謝するとともに、ただただ感心するばかりであった。私自身は良い学生と

はいえ、ご迷惑ばかりおかけしていたが、最後まで懲りずにご指導して頂いた。今回の学位論文完成にあたり、一番に感謝したい。どうもありがとうございました。

最後になったが、精神的に支えてくださった、向学心旺盛な大阪大学大学院国際公共政策研究科の大学院生の皆さん、そして企業に勤務していた私に大学院への進学を薦め、力になってくれた両親と弟に心から感謝したい。皆さん、ありがとうございました。

平成 10 年 3 月 1 日

著者

日本の賃金格差に関する実証分析

目次

はじめに

1. 序章	日本の賃金格差に関する実証分析 ——視点と問題意識——	1
2. 第1章	職種間賃金格差に関する実証分析： 「職種格差」か「能力格差」か？	4
3. 第1章	補論 職種別企業特殊熟練の影響	25
4. 第2章	規模別賃金格差に関する実証分析	35
5. 第3章	日本の規模別賃金プロファイルに関する分析 ——電気機器産業の場合——	54
6. 第4章	日本の賃金格差と転職行動	72
7. 終章	賃金格差の存在とその影響 ——本研究の貢献と今後の課題——	105

序章 日本の賃金格差に関する実証分析

——視点と問題意識——

1. 賃金格差の研究意義

「賃金格差」とはどのようなものを差すのであろうか。一般に「賃金格差」は、労働者の生産性の違いや、需要と供給のバランスの崩れ、生産者のインセンティブを引き出すためなどの理由で生じる労働者間の賃金の差である。様々な要因が合計された結果が目に見える賃金格差として観察されるが、賃金格差を生じさせる個別の要因の影響を引き出す分析が、重視されている。

賃金格差の主要要因として挙げられるものは、個人の属性に関わるものと職場に関わるものの2つに分けることができる。個人の属性に関わるものでは、年齢、勤続年数、学歴、性別による格差がある。また職場と関係するものには、企業規模、産業、職種が挙げられる。職場と関係する要因は、労働の流動化の問題と密接に関わるので、近年盛んに実証研究がなされてきた。企業規模別、産業別、職種別賃金が存在するならば、規模間、産業間、職種間で労働力の構成割合が変化すると、賃金構造にも変化が生じることが予想されるからだ。

したがって、賃金格差を推計することの意義は、以下の3つが考えられる。まず1つ目は、企業規模間、産業間、職種間賃金格差が存在することが示されると、将来の労働力構成の変化に伴う賃金変化が予測できることである。2つめは、賃金格差の存在を明らかにすることは、その格差が理論的に裏付けられるかどうかを検討するきっかけとなることである。理不尽な理由から賃金格差が生じている場合は是正が必要である。

意義の3つ目は、賃金格差が労働力移動に影響を与えるか否かを検討する手がかりになることである。最近の動きとしては、雇用流動化を促進する方向にあり、職業紹介業の規制緩和等が進められてきた。また、終身雇用性の崩壊も示唆されている。そのため、以前と比較して転職しやすい環境が整いつつあるといえる。今後は賃金格差に対する労働者の反応もより敏感になるのではなかろうか。

2. 賃金格差の推計方法

賃金格差を調べるには、個人レベルの個票データが必要となってくる。集計データでは、

さまざまな要因がコントロールされていないからだ。例えば、産業間賃金格差を調べるにあたり、各産業の平均値を比較すると、確かに差が生じている。しかし、ある産業で賃金が高いのは、勤続年数の比較的長い労働者が集中していることが、高賃金の直接の原因となっているのかもしれない。この場合、勤続年数の労働者で異なる産業に従事している人の賃金を比較する必要がある。

突き詰めると、賃金格差とは、他の条件をすべて同じにした場合に、賃金がどれだけ異なるかを調べたものでなければならない。産業の例をとると、同じ属性を持つ個人が異なる産業に従事したことでどれだけ賃金に差が生じるかが、産業間賃金格差である。そして、このような賃金格差の推計において、調べたい賃金格差以外の要因をコントロールするために過去の実証分析で用いられてきたのが、個票レベルのデータを用いたクロスセクション分析である。

過去の研究結果より、産業間、企業規模間、職種間賃金格差の存在が、実証的にも明らかにされてきた。しかし、クロスセクション分析には、限界がある。クロスセクション分析でコントロールできるのはデータとして観察される要因のみである。すなわち、年齢や勤続年数、性別といったものである。したがって、観察されない個人の属性、例えば観察されない能力の差が賃金格差に影響している場合、それはコントロールしきれずにいた。

このような限界を克服する方法としては、同一個人の異時点間のデータを用いたパネル分析が必要である。すなわち同一個人が転職した場合に経験する賃金変化を利用して、観察されない個人の属性の影響を排除するのである。アメリカではパネルデータが整備されているために、個票のパネルデータを用いた分析が行われてきた。しかし、日本ではデータの整備が遅れていることから、パネルデータを用いた分析はほとんど行われてこなかった。

本研究の画期的な点の一つは、賃金格差をパネルデータを用いて分析したことにある。その結果、観察されない能力をコントロールした後も、純粋な賃金格差が存在していることを確認した。また、従来の賃金格差の分析は、賃金水準の差に主に着目してきたが、本研究では賃金構造の差にも着目し、転職行動との関係を言及した。この2点が、本研究が日本の賃金格差に関する実証分析において特に貢献していると思われる点である。

3. 各章の内容

各章の構成を以下に述べる。第1章は、『日本労働研究雑誌』449号(1997)に掲載され

た大竹文雄氏との共同論文に若干の加筆修正を行ったもので、純粋な職種間賃金格差の推計を行っている。その際に転職者のデータを利用し、同一個人が異なる職種に転職した場合に経験する賃金変化を純粋な職種間賃金格差としている。また、観察されない個人の属性の分析も行っている。その方法は、転職前の職種を、その職種に従事する労働者の能力の代理変数とするものである。結果からは、男女とも、クロスセクション分析による職種間賃金格差のうち約6割が純粋な職種間賃金格差で説明できるが、残りは職種ごとの観察されない能力の差が影響していることがわかった。

第1章の補論では、同じデータを利用して、職種別賃金プロファイルの推定を行っている。しかし、データ数が少ない等の制約から、職種別賃金プロファイルの存在は明らかにされなかった。

第2章では第1章で用いた手法を、企業規模間賃金格差に応用した。用いたのは、非転職者を含んだ2時点間のパネルデータである。分析の結果、男性のクロスセクション規模間格差の約半分強は純粋規模間格差で説明できるが、女性の場合は純粋規模間格差は観察されず、ほとんどが能力差であることが示された。

純粋な職種間賃金格差・企業規模間賃金格差は、本来なら同じデータを用いて推計されることが望ましい。本研究では、職種と企業規模に関する十分な情報が同時に得られるようなデータを入手できなかったこともあり、別々のデータを用いて、それぞれの格差を分析せざるを得なかった。

第3章では、企業規模別賃金プロファイルと生産性プロファイルを推計し、その形状からシェアリングモデルとシャーキングモデルのどちらが当てはまるかをしらべている。対象としたのは電気機器産業の企業の財務データで、パネル分析を用いて分析した。分析結果から、大規模企業グループではシャーキングモデルは観察されなかった。平均従業員数が499人以下の企業グループと799人以下の企業グループではかなり早い時期にシャーキングモデルが当てはまるという結果が得られた。ここでの分析手法は、同時推定式にパネル分析を応用している点が画期的であるといえる。

第4章では、豊富な個票データを利用して、企業規模別、産業別、職種別の賃金プロファイルをクロスセクション分析により求めている。続いて、その結果から、賃金プロファイルの水準と勾配を推定し、賃金プロファイルの形状が転職行動に影響を与えているかどうかを分析している。結果から、賃金プロファイルの水準を変数に加えずに分析した場合、賃金プロファイルの勾配が急なほど転職確率が高くなることが示された。

第1章 職種間賃金格差に関する実証分析： 「職種格差」か「能力格差」か？ *

1. はじめに

日本のホワイトカラーは、欧米に比較してジェネラリストであると言われてきた。そのためか、職種による賃金格差には、あまり大きな関心がなかった。しかし、Trevor et al.(1986)、桑原(1989)、小池編(1991)、中村恵(1991)は、日本のホワイトカラーのキャリアの特色は、ジェネラリストというよりも、幅広い専門性という点にあることを明らかにしてきた。このようなホワイトカラーにおける専門性を考慮すると、職種は賃金決定における重要な要因である可能性が存在する。

実際、中田(1992)は日本とカナダを比較し、日本の職種間賃金格差が欧米諸国と遜色なく存在することを示している。また、Tachibanaki編(1997)が行った日・韓・米・英・仏・独・豪の7カ国比較分析によれば、いずれの国においても職種間賃金格差は、賃金格差の主要な説明要因であることが示されている。その本の中で、Genda(1997)は日本の男性常用労働者の職種間賃金格差を、『賃金構造基本調査』の個票データから分析している。彼の推計結果によれば、人的資本に関する様々な属性をコントロールした後でも職種は有意な説明力を賃金に対してもっている。そして、職種プレミアムは、高いものから、管理職、専門職、事務職、サービス職、運輸通信職、販売職、生産職、保安職の順番となっている。

ところが、職種間賃金格差が本当に存在するかどうかを検定することは、一見するほど簡単ではない。それは、職種によって観察されない個人の能力の水準に偏りがある場合に、観察されない個人の能力差を、職種間賃金格差とみなしてしまう可能性が存在するからである。本研究の目的は、職種間賃金格差は観察できない能力差を取り除いても存在するのを実証的に明らかにすることである。通常、賃金を職種で回帰したクロスセクション分析で得られる職種間賃金格差には、純粋な職種間賃金格差に加えて、職種間で観察されない個人の能力の水準が異なることから生じる賃金格差も含まれている。本稿では、同一個人が異なる職種に転職した場合の賃金変化を分析することにより、このような個人の能力差による影響を除いた場合に、職種特有の賃金格差がどの程度存在するのかを明らかにする。

利用したデータは『中途採用者就業実態調査』(1991)の個人票である。分析は男女別に行った。このデータは、中途採用者について、転職前後の賃金水準を調べているため、本研究の分析目的に最適である。日本において、同一個人の職種変更前後の賃金変化を調査したデータはほとんど存在しない。『雇用動向調査』は、転職前後の賃金変化率を調べたものであるが、賃金水準に関する情報がないという欠点をもっている。

* 本章は『日本労働研究雑誌』449号(1997)に掲載された大竹文雄氏との共同論文に若干の加筆修正を行ったものである。

具体的には、つぎの手順で分析を行う。第1に、職種間で転職した労働者の転職前後の賃金変化を用いて職種間賃金格差を計測し、クロスセクション分析による職種間賃金格差の結果と比較している。第2に、転職前の職種が転職後の賃金に与える影響を利用して、転職前の職種に従事する労働者の観察されない能力の差によって生じる職種間賃金格差を推定した。

クロスセクション分析の結果、男女共に観察されない能力の影響を排除しても、純粋な職種間賃金格差が存在することが示された。観察されない個人によって生じる職種間賃金格差の重要性も示された。また、クロスセクション賃金格差のほとんどが、純粋職種間賃金格差で説明できる保安職もあれば、逆に、観察されない個人の能力格差で説明できる専門職もあり、職種により両者の相対的重要性が異なっている。

本稿はつぎのように展開される。第2節で、職種間賃金格差についての理論的背景を議論する。第3節では職種間賃金格差の検定方法について説明し、第4節では、推定結果をまとめ、考察を行っている。第5節で、結論を述べる。

2. 理論的背景

職種間賃金格差が生じる理論的仮説を検討しよう。まず、単純な競争均衡モデルによれば、職種別賃金は、その職種が提供する労働サービスに対する需要量と供給量が一致する賃金率に決まると考えられる。したがって、需要・供給曲線の形状や位置の職種間による差が職種間賃金格差となっている。しかし、そのようにして生じた差異は、市場の競争原理により、長期的には賃金の高い職種に労働者が移動することで、職種間の賃金が均衡し、解消へ向かうはずである。

したがって、職種間賃金格差が存在するとすれば、そのような職種間労働移動を阻害する要因が存在するためである。例えば、労働供給のなんらかの意味での制限、情報の不完全性、訓練費用の存在、労働移動費用の存在等から発生する準レント、教育・訓練では得られない特殊な能力に対するレントなどがその例にあたる。労働供給の制限の例として、その職の労働供給が同業者組織によって完全に独占されており需要者もその組織による独占供給を認める場合や、当該職に就くには公的な機関が発行した資格が必要であるため労働供給がコントロールされる場合等がある。訓練費用の存在は、その費用分だけ訓練を必要とする職の賃金を引き上げることになる。

また、労働移動が完全であっても、職種間で仕事を行うことに伴う不快感に大きな差が存在し、労働条件が悪いほどそれを補償するために賃金を上昇させる必要がある場合には、補償賃金格差と呼ばれる賃金格差が発生する。

さらに、労働者の怠業や不正を監督することのコストが高い場合に、そのような行為を抑制するために高い賃金を支払う必要が存在するという効率賃金仮説による職種間賃金格差の発生も考えられる。

通常、職種間賃金格差は、賃金を職種で回帰することによって分析される。ところが、

クロスセクションデータを用いて推定された職種間賃金格差は、上のような理由で生じる真の職種間賃金格差を表しているとは限らない。能力格差による賃金水準の差を職種間賃金格差とみなしてしまう可能性がある。例えば、ある職種にデータからは観察されない能力の高い労働者が偏っている場合には、その職種の平均賃金はデータから説明できる様々な要因の影響を取り除いても高くなる。しかし、この場合に得られた職種は、職種間賃金格差というよりも、労働者の生産性格差を反映しているにすぎない。純粋な職種間賃金格差の存在を検定するためには、このような労働者の観察されない属性をコントロールする必要がある。

観察されない労働者の属性をコントロールする一つの方法は、同一の労働者が異なる職種に転職した場合に発生する賃金の変化を分析することである。実際、Gibbons and Katz(1992)は、転職により産業間を移動した労働者の1階の階差をとってそれを産業ダミー変数によって説明するというモデルを用いて純粋な産業間賃金格差を推定している。本稿では、Gibbons and Katz(1992)の手法を職種間賃金格差の分析に応用して、日本のマイクロデータを用いて分析する。¹

3. 推定モデルとデータ

3. 1 推定モデル

個人の能力差を取り除いた純粋な職種間賃金格差が存在するかを分析するために、次の二つの方法に基づいて実証分析を行なう。第1の方法は次のものである。まず、労働者の転職前後の賃金変化率を転職前後の職種の変化で説明する式を推定する。この方法により、観察されない個人の属性を取り除いた純粋な職種間賃金格差が推定できる。これを、「純粋職種格差」と呼ぶことにする。さらに、転職前の職種によって転職前の賃金を説明する推定式に基づく職種間賃金格差も推定する。この職種間賃金格差は、職種による労働者の観察されない属性の差と純粋な職種間賃金格差の双方を含んだ粗職種間賃金格差である。これを、「クロスセクション職種格差」と呼ぼう。そして、「純粋職種格差」と「クロスセクション職種格差」の相関を調べる。両者に高い相関関係が認められると、粗職種間賃金格差の中に占める純粋職種格差が大きいことを意味するため、個人の能力差よりも職種間賃金格差が重要であると判断される。

第2の方法は、純粋職種格差の影響をコントロールした後の転職後の賃金を転職前の

¹ 転職にともなう賃金変化をもとに、個人属性をコントロールするという方法は、玄田(1996)によって規模間賃金格差の研究に応用されている。しかし、彼は、小企業から大企業への転職者にデータを絞った上、小企業の賃金には大企業での訓練に必要な資質は反映しないと仮定している(分析に用いられた『雇用動向調査』では、前職の賃金水準の情報が得られないということも、この仮定がおかれた原因であろう)。その結果、小企業から大企業への賃金変化が小さいほど、規模間で個人の資質の差が小さいというモデルを展開している。実際には、小企業において賃金のばらつきは大きいことから、小企業で高い生産性を発揮していたものが、大企業でも高い生産性を発揮するが、平均的に小企業で働くものの生産性が低いと解釈する方が自然であろう。本稿での想定は、転職に伴う賃金変化が小さいほど、個人能力が賃金にもともと反映されていたと考えている。

職種で説明する式を推定する。この推定式における前職種ダミーの係数は前職種に属する労働者の観察されない能力格差から生じる職種間賃金格差を示す。これを「前職種効果」と呼ぶ。そして、この「前職種効果」と「クロスセクション職種格差」の相関関係を検定する。職種間賃金格差の多くが、労働者の能力差によって引き起こされているのであれば、前職種効果とクロスセクション職種格差は高い相関をもつことになる。

具体的な推定式を説明しよう。まず、クロスセクション職種格差の推定は、次の(1)式に基づいて行なった。

$$\ln w_{it} = X_{it}\delta + \sum \alpha_j D_{ijt} + u_{it} \quad (1)$$

$\ln w_{it}$ は、個人 i の t 期における賃金率²の対数、 X_{it} は個人の属性ダミー、 D_{ijt} は個人 i が t 期に j 職種で働いていたとき1、それ以外はゼロをとるダミー変数、 u_{it} は誤差項とする。個人の属性には、性別、勤続年数³、勤続年数の2乗項、配偶者の有無、年齢、年齢の2乗項、勤続年数と年齢との交差項、学歴（中卒、高卒、短大卒、大卒・大学院卒の4分類）、週休2日制（企業規模および労働環境の代理変数）のダミーを用いた。また、職種は9分類し、8の職種ダミーを用いた⁴。ここで、個人の観察されない能力は、職種と相関があると仮定しているので、(1)式の α_j は、純粋職種格差と、職種と相関する観察されない能力からなる。

続いて、純粋職種格差の推定は、観察できない能力の影響を排除するため、1階の階差をとった(2)式⁵を推定した。

$$\Delta \ln w_{it} = \Delta X_{it}\delta + \sum \beta \Delta D_{ijt} + \Delta u_{it} \quad (2)$$

ここで、 $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ である。 t は転職後を意味し、 $t-1$ は転職前の時点を意味する。すなわち、被説明変数として転職後の年収の対数から転職前の年収の対数を引いたものを取り、説明変数として転職前と後の個人の属性の階差、転職前の職種ダミーと

² 賃金率は年収を年間労働時間（週所定労働時間に52をかけたもの）で除した時間当たり賃金を用いた。入社1年未満の場合の年収額は見込額である。また、年収額には賞与（ボーナス）等が含まれる。転職後の年収は採用時の年収、転職前の年収は入社する前1年間のうち直前の賃金である。

³ 使用したデータでは、転職前の勤続年数を問う項目はないが、最初に勤務した会社での勤続年数と現在までの経験年数がわかるので、転職1回目と2回目の人に関しては勤続年数がわかる。

⁴ 9分類の内訳は、1. 専門的・技術的職業従事者、2. 管理的職業従事者、3. 事務従事者、4. 販売従事者、5. サービス職業従事者、6. 保安職業従事者、7. 農林漁業作業者、8. 運輸・通信従事者、9. 技能工・採掘・製造・建設作業者及びその他の労務作業者である。今回利用した中途採用者就業実態調査では、職種は38分類されているが、それを就業構造基本調査の職業大分類に対応させて9分類に直した。職種は複数でなく1職種のみ選択されている。

⁵ 能力と職種との間に相関がないならば、(2)式の職種ダミーの係数は(1)式と同じ値になるはずであるが、ここでは能力と職種に相関があり、個人に特有の効果が(1)式の職種ダミー係数に含まれていると仮定している。

転職後の職種ダミーの階差をとった。単純化のため、時間に特有の効果が存在しないと仮定する。したがって、 Δu_{it} は、標準線形モデルの誤差項の仮定を満たす。(1)式の係数 α_j と(2)式の係数 β_j の値が近い場合には、クロスセクション職種格差が、純粋職種格差を意味しており、観察されない個人の能力格差の重要性は小さいことを意味する。

1階の階差をとった推計結果で純粋な職種間賃金格差が得られるかどうかについては、マッチング理論(Jovanovic(1979))により各労働者に職種による適・不適があることを考えると、いくつか問題が生じる。転職後に職種を変わった労働者が経験する賃金変化は、純粋な職種間賃金格差だけでなく、マッチングの改善による賃金増と人的資本を失ったことによる賃金減の和が影響すると考えられる。さらに、ある職種全体になんらかの生産性ショックが生じた結果、転職行動が引き起こされた場合には、ショックに伴う各職種の賃金変化の大きさによって転職前後の賃金変化が違ってくる。この場合にも、1階の階差を取った場合でも純粋な職種間賃金格差以外の要素が入る可能性がある。

最後に、転職前の職種が転職後の賃金に影響を与えるかどうかを検討し、異なる職種に従事する労働者の観察されない能力差を調べる。転職後の賃金に転職前の職種が影響を与えるのならば、労働者の観察できない能力に、職種間で差が存在することになる。(1)の推計式のクロスセクション職種格差(α)は、純粋な職種間賃金格差(β)と、前職種 k の労働者の平均的な能力と相関した個人 i の観察されない能力(θ_{ikt-1})に分けられる。したがって、(1)式は以下のように書き換えられる。

$$\ln w_{it} = X_{it}\delta + \theta_{ikt-1} + \sum \beta_j D_{ijt} + u_{it} \quad (3)$$

ここで

$$\theta_{ikt-1} = \sum \gamma_k D_{ikt-1} + e_{ikt-1} \quad (3-A)$$

とする。 D_{ikt-1} は個人 i が $t-1$ 期において k 職種に従事している場合を1とするダミー変数、 e_{ikt-1} は誤差項である。このとき、 γ_k は k 職種に従事する労働者の平均的な能力となる。(3-A)式を(3)式に代入して以下の式が得られる。

$$\ln w_{it} = X_{it}\delta + \sum \gamma_k D_{ikt-1} + \sum \beta_j D_{ijt} + u_{it} + e_{ikt-1} \quad (3-B)$$

したがって、(2)式で求めた β の推定量($\bar{\beta}_k$)を用いて、以下の式を推定することで γ を得ることができる。

$$\ln w_{it} - \sum \bar{\beta}_j D_{ijt} = X_{it}\delta + \sum \gamma_k D_{ikt-1} + u_{it} + e_{ikt-1} \quad (3-C)$$

以上の推計式から、クロスセクション職種格差（(1)式の α_j ）と、純粋職種格差（(2)式の β_j ）、前職種効果（(3-C)式の γ_j ）が得られる⁶。職種間賃金格差に男女間で違いが見られるかを調べるため、各式は男女別に推定した。

次に、クロスセクション職種格差が、純粋職種格差と前職種効果、すなわち観察されない個人の能力格差のどちらでより多く説明されるかを調べるために、以下の式を推計する。

$$\beta_j = a_0 + a_1 \alpha_j + \eta_j \quad (4)$$

ここで、 η は誤差項である。 a_1 は、クロスセクション職種格差が純粋職種格差に与える影響を示している。したがって、 a_1 の値が大きいほど、クロスセクション職種格差は純粋職種格差を説明しているといえる。

$$\gamma_j = b_0 + b_1 \alpha_j + \eta_j \quad (5)$$

b_1 は、クロスセクション職種格差が前職種効果に与える影響を示している。 b_1 の値が大きいと、純粋職種格差より観察されない個人の能力格差が影響して、職種格差が生じていることになる。(4)式と(5)式は、おなじ説明変数を含んでいるので、純粋職種格差と観察されない能力に共通のショックが生じた場合に誤差項が相関している可能性が高い⁷。その点を考慮して2変量回帰分析を行う。ここでは、尤度比検定を行うために、推定方法としてセルナーのSUR(Zellner's seemingly unrelated model)推定量ではなく、最尤推定量を用いる⁸。さらに、(4)式と(5)式において、説明変数と誤差項が相関を持つ可能性にも注意する必要がある。説明変数と誤差項が相関を持つ場合は、推定量にバイアスが生じるので、操作変数法の一つである3段階最小2乗法(3SLS)や完全情報最尤法(LIML)を用いる方が望ましい。説明変数と誤差項の相関を検定するために、最尤推定法と3SLSの結

⁶分析に当たって、Gibbons and Katz(1992)が産業間賃金格差について行った分析方法を、職種間にあてはめた。彼らは外生的な理由(会社の倒産等)による転職者のデータを用い、産業を20種に分類して産業間賃金格差に関する分析を行っている。労働者の属性には、転職前の職業ダミー、前の職場での勤続年数、学歴、転職前の経験年数とその二乗項、結婚ダミー、女性ダミー、non-whiteダミー、転職した年のダミー、3つの地域ダミー、女性ダミーと結婚ダミーの乗数項、経験変数をとった。その結果、1階の階差をとった推定結果と転職前の職種が転職後の賃金に与える影響の推定結果は、ともにクロスセクションの結果に影響を与えていることがわかった。

⁷例えば、ある職種に就くには資格が必要になったとしよう。資格をもっている人が少ないと過小供給により純粋職種格差は上昇する。しかし一方で、そのような資格を得るには高い能力が必要な場合が考えられる。

⁸複数本の回帰方程式を同時に推定する場合、最小2乗法を用いると、各回帰モデルの誤差項間の共分散を無視することで、有効推定量とはならないことが知られている。この場合の推定法として、誤差項の共分散行列を考慮するセルナーのSUR法と、最尤法が知られている。両者の違いは、共分散行列の推定の違いにある。

果を比較し、Hausman-Testによって検定を行った。その結果、5%水準で帰無仮説が採択されることから、3SLSと最尤法を用いた推計結果には有意な差がない。すなわち、説明変数と誤差項との相関は無いと言える。

また、クロスセクション職種格差は純粋職種格差と観察されない個人の能力格差からなるという仮定が正しければ、 $\alpha_1 + b_1 = 1$ という制約が成り立つはずである。したがって、(5) 式はこの制約を用いると、

$$\gamma_j = b_0 + (1 - \alpha_1)\alpha_j + \eta_{3j} \quad (6)$$

と書き換えられる。(4) 式と (6) 式も、最尤法で同時に推定を行なう。最後に、制約付きのモデルと制約無しモデルの分析結果を利用して、制約が正しいかをテストする。

3. 2 データ

使用したデータは、労働省の『中途採用者就業実態調査』の個人票である。この調査は、1989年10月1日から1991年9月30日までの間に、正社員として現在の事業所に中途採用された人を対象として、91年10月1日現在の状況について調査したものである⁹。したがって、転職後パートタイム労働者として雇用されているものは含まれていないが、転職前にパートタイム労働者であったものが含まれている可能性があり注意が必要である。この調査の特色は、現在の会社と前の会社の年収や38種に分類した職種、対象者の性別、年齢、学歴、経験年数、転職回数等が把握できることである。特に、転職前後における賃金水準が調査されている点に特色がある。

中途採用者のデータを用いる上で、労働者が労働環境の改善や賃金の上昇を目的に転職した場合に、転職後の賃金が転職前に比べて上昇する可能性が高くなるというセルフセレクションバイアスが生じる恐れがある。この影響を除くために、外生的理由（自己都合以外の理由）により転職した場合に限ったサンプルでの分析を行う¹⁰。本研究では、転職理由を外生的理由に限ったサンプル（会社都合の退職理由のうち、倒産と人員整理）での分析と、転職理由を限らないサンプルでの分析の両方を試みた。しかし、調査された時期が好況期であったため、外生的転職理由に限るとサンプル数が大幅に減少し、推定値の標準誤差が大きいため、本研究では主に転職理由を限らない結果を報告する。

また、転職前の企業における勤続年数については、全てのサンプルで情報が得られるわけではない。調査されているのは、最初に勤務した会社での勤続年数と現在までの経

⁹対象となっているのは9大産業（1. 鉱業、2. 建設業、3. 製造業、4. 電気・ガス・熱供給・水道、5. 運輸・通信、6. 卸・小売・飲食、7. 金融・保険、8. 不動産、9. サービス〔家事サービス、教育、外国公務を除く〕）に属し30人以上の常用労働者を雇用する事業所である。

¹⁰ ここで外生的な転職理由に限った分析を行うことにより新たなバイアスが生じる可能性がある。ある職種において職種内の能力にばらつきが生じている場合に、統計者には観察されないが企業には観察される能力に基づいて、能力の低い人から解雇が行われるとしたら、転職者の能力はその職種の就業者全体の能力分布に比べて下方にバイアスが生じる。

験年数である。したがって、転職回数が1回と2回の人では、転職前の企業における勤続年数を情報が得られる。本研究では、勤続年数の情報を得るために転職回数が1回目と2回目の人にサンプルを限っている。さらに、前職の年収は入社する前1年間の直前の賃金であり、過去1年間に就職していなかった人は0であることから、前の職場を辞めてから現在の会社に入社するまでの期間が1年未満の人にサンプルを限った。

4. 推計結果

4-1 職種分布および職種間転職者

推定に用いられたデータの職種構成を図1-1および図1-2に示した。男性と女性では職種別人数構成の偏りに違いが見られる。男性では技能工・採掘・製造・建設作業員およびその他の労務作業員が最も多く、続いて専門的・技術的職業や販売の構成員が多い。一方、女性では事務が最も多く、続いて専門的・技術的職業、販売関係となっている。また、女性では男性よりも極端な職種の偏りが観察される。

今回用いたデータは、中途採用者を対象としているので、全労働者の職種構成とは異なっていることに注意する必要がある。すなわち、このデータでは、転職率が高い職種のウェイトが実際の職種分布より高くなっている。実際の日本の職種構成との乖離を見るために、非転職者も含めた職業分布として平成4年度の『就業構造基本調査(就調)』を利用し、今回用いたデータと比較した(図1.1、図1.2)。グラフでは、就調で構成比率の高い順に職種を並べている。比較にあたって、対象年度が異なることに注意する必要があるが、転職者のみのデータでは、男女共、①専門的・技術的職業の構成比が大きい、②販売の割合が大きい、③技能工・採掘・製造・建設作業員及びその他の労務作業員の割合が過小評価されているといった特徴がみられる。

また、転職前後の賃金変化を分析するにあたって、職種間の移動確率の高いものがあるかを考慮する必要がある。表1.1、表1.2に転職前の職種別の各職種への転職確率を男女別に示す。この表は、転職前の職種における、転職後の職種の構成比を表したものである。表から、職種間で移動確率の高いものが観察される。たとえば男性では、管理職から事務へ、販売から事務への転職確率は約20%である。また、農林漁業から運輸・通信や技能工・採掘・製造・建設作業員およびその他の労務作業員への転職確率は30%を超える。女性でも、販売から事務への転職確率は45%と高い値を示し、サービス職業から事務への転職確率も約44%、農林漁業から販売へは65%と高い値を示す。

職種以外の主な変数の記述統計量を表2に示す。平均をみると、勤続年数は男性で7.6年、女性で3.7年であり、年齢も男性31.4歳、女性26.3歳と差が認められる。有配偶者ダミーは男性が0.46、女性が0.18で、女性で結婚している人は少ない。学歴に関しては、高卒ダミーは男性0.50、女性0.60と差は小さいが、男性では短大・専門学校卒が0.08、大卒以上が0.37であるのに対し、女性では短大・専門学校卒0.29、大卒以上が0.08となって逆転している。

4-2 推定結果

(a) 職種間賃金格差

表 3.1、表3.2に(1)、(2)、(3)式の推定結果を示した。まず、職種ダミー以外の変数に関するクロスセクション分析の結果を検討しておく。個人の属性についてみると、男女共、勤続年数や学歴が高い程、有意に賃金が高くなる。年齢の効果は女性よりも男性でより大きい。しかし、勤続年数の効果は男性よりも女性で大きいという結果が得られた。これは、日本において男性の勤続年数の効果が大きいという過去の研究結果と異なる。各2乗項についてみると、男女ともに勤続年数の2乗項は有意にプラスに、年齢の2乗項は有意にマイナスに効いている。

今回の分析結果で、勤続年数の効果が男性よりも女性で大きいという結果が得られたことは、転職者のサンプルは非転職者を含んだサンプルと比較して勤続賃金プロファイルが平坦な労働者の比率が高いことを反映している可能性がある。仮に、女性の勤続・賃金プロファイルの勾配の方が男性よりも急であれば、女性の転職率は男性よりも低くなると考えられる。ところが、1992年の『就業構造基本調査』によると有業者に占める転職者の割合は、男性で4.06%、女性で5.23%であり、女性の転職率の方が高い。非転職者を含んだ場合の勤続年数の効果を調べるために、1991年の『賃金構造基本調査』の集計データを利用して、賃金率の対数を勤続年数等の属性で回帰した。その結果得られた勤続年数の効果は、男性の方が女性よりも大きく、転職率の差と整合的であった¹¹。したがって、男性の転職者のみのサンプルでは、4-1で示した非転職者を含んだ職種構成との乖離から、全労働者のサンプルに比べて勤続年数の効果が小さくなっていると考えられる¹²。

年齢と勤続年数との交差項は、男女とも、負の符号で有意な値をとっている。有配偶者ダミーについては、男性では正で有意な値をとっているのに対して、女性では負の値をとっている。週休2日制ダミーは、男女共に有意に正の値をとっている。週休2日制は、労働環境の良さや短い労働時間を示すので、補償賃金格差の理論によれば、時間あたり賃金にマイナスの影響を与えるはずである。ここで、プラスの影響を与えているのは、週休2日制が大企業でより普及していることを反映しており、規模間賃金格差の代理変数になっていると考えられる。

続いて、クロスセクション分析における職種ダミーの係数の推計結果を検討しよう。

¹¹ 分析に用いたのは、賃金センサス(1991年)の第1表で、被説明変数には年収を年間労働時間で割った賃金率の対数をとった。説明変数には年齢、勤続年数とそれらの各2乗項、年齢と勤続年数の交差項、学歴ダミー(ベースは中卒)をとった。係数はすべて5%水準で有意であり、男性の勤続年数1次の項の係数は0.1116、2次の項は-0.0002、女性の勤続年数1次の項の係数は0.1022、2次の項は-0.0060であった。

¹² このバイアスは、職種間で勤続年数の係数が同じであるという制約の結果生じている可能性がある。本研究では、職種間賃金格差が、定数項の差だけで生じると仮定している。

男性では、賃金の高い方から、管理的職業、専門的・技術的職業、農林漁業職、保安職、事務の順となっている。一方、女性では、保安職業、専門的・技術的職業、事務職、サービス職の順になっている。また、女性の方が職種間の賃金格差が大きい。

次に、純粋職種格差の推定結果を検討しよう。男性では、管理的職業、保安職業、運輸・通信の順に高く、クロスセクション職種格差の結果とやや異なる。保安職が高いことは、補償賃金格差の可能性がある。また、管理的職業の賃金が高いことに関しては2つの説明が可能である。一つは、企業がトーナメントによって労働者を管理職に昇進させる場合に、管理職の賃金を高く設定することで労働者に労働に対するインセンティブを与えるということ、二つ目は、管理職は部下の管理をすることから部下の生産性を引き上げるという意味での限界生産性が他の職種に比べて大きいという説明である。女性では事務職を除いて有意な職種ダミー係数はない。しかし、純粋職種格差の大きい職種から挙げると、保安職業、運輸・通信、その他の労務作業の順になり、男性同様、クロスセクション職種格差の結果と異なってくる。したがって、クロスセクション職種格差は純粋職種間賃金格差を正確に表しているとはいえない。

続いて、観察されない能力格差（前職種効果 $[\gamma]$ ）を分析し、クロスセクション職種格差と比較する。 γ が高い職種では能力の高い労働者が集まっていることを示している。前職種効果は、男性では、管理的職業、農林漁業作業職、専門的・技術的職業の順で高い。ただし、農林漁業作業職は、統計的に有意ではない。女性では、専門的・技術的職業、運輸・通信作業職、事務作業職の順で高い。専門的・技術的職業や管理的職業、運輸・通信作業職では資格が必要であったり、特殊な技能・知識が必要であることから、能力の高い労働者が集まっていることが予想できる。

ここで、純粋職種格差と前職種効果のどちらがクロスセクション職種格差に近い値をとっているかを、個々の職種について考察してみる。推定結果では技能工・採掘・製造・建設作業職およびその他の労務作業職が基準になっている。そこで、それぞれの推定結果において、職種の人員構成をウェイトにとった賃金格差の加重平均を基準とし、そこからの乖離を調べた。クロスセクション職種格差の加重平均は、男性が0.0638、女性が0.1866であり、純粋職種格差の加重平均は男性が0.0010、女性が-0.0287である。前職種効果の加重平均は、男性が0.0402、女性が0.1712である。

男性では、管理的職業が、クロスセクション職種格差が最も高い職種で、平均よりも19.6%賃金が高く、純粋職種格差は平均よりも11.9%高い。前職種効果すなわち観察されない能力差は、平均よりも12.2%高くなる。したがって、管理職では、純粋職種格差と従事している労働者の観察されない能力の両方が他の職種よりも高いことが、高い賃金プレミアムの原因となっていることがわかる。

専門的・技術的職業のクロスセクション格差は、男女共2番目に高い値を示しており、男性では平均より7.9%、女性では平均より13.5%高い。しかし、純粋職種格差は有意には効いておらず、平均と同じであることが分かる。一方、観察されない能力差は、男性で

は平均より5.7%、女性では平均よりも13.1%高い。専門的・技術的職業では、能力の高い人が集まっていることが高い賃金プレミアムの原因であるといえる。

保安職のクロスセクション職種格差は、男性では平均よりも2%高く、女性では平均よりも17.4%高いが、純粋職種格差は、男性では平均よりも10.8%、女性では20.8%も高くなる。保安の観察されない能力差は、男女共、平均よりもむしろ低くなるので、保安職では、高い純粋職種格差が平均よりも高い賃金プレミアムを生じさせているといえる。保安関係の仕事は危険を伴うことや、怠業を抑制する必要性があることから、純粋職種格差は補償賃金格差あるいは効率賃金仮説で説明できる。

(b) 純粋職種格差と観察されない能力格差の重要性

クロスセクション職種格差 (α) と純粋職種格差 (β)、前職種効果 (γ) の散らばり具合を比較するために、各値の標準偏差を求めた。標準偏差も職種別人員構成をウェイトとしている。 α の標準偏差、 β の標準偏差、 γ の標準偏差の順に男性では0.0751、0.0504、0.0532、女性では0.0997、0.0253、0.0941である。標準偏差から、男性では三つの値にあまり差が観察されないが、女性では前職種効果の散らばりの方が、クロスセクション職種格差の散らばりと近い値をとっていることがわかる。

ここで、(4) 式と (5) 式、(4) 式と (6) 式を、最尤法を用いて同時に推定し、純粋な職種格差がクロスセクション職種格差 (α) を、平均してみるとどの程度説明しているかを推定する (表4)。まず制約無しモデルの推計結果を見る。男性ではクロスセクション格差のうち約63%が純粋な職種間賃金格差 (β) で説明される。これに対し、前職種効果 (γ) はクロスセクション格差の約53%を説明する。女性では純粋な職種間賃金格差がクロスセクション職種格差の68%を説明し、男性よりも高い値が得られた。女性では、前職種効果はクロスセクション賃金格差の約42%を説明する。男女共に純粋職種格差がクロスセクション職種格差に与える影響が大きいが、観察されない能力の影響も否定できない。

制約が正しいという帰無仮説の下では、制約つきモデルの対数尤度関数の最大値を L_R 、制約無しモデルの対数尤度関数の最大値を L_U とすると、 $L_R = -2 \times (L_R - L_U)$ は自由度 1 のカイ 2 乗分布に従うことから、制約 $a_1 + b_1 = 1$ が正しいかどうかを尤度比検定でテストできる。尤度比検定の結果、男女とも、有意水準5%で帰無仮説は採択される。したがって、クロスセクション職種格差は純粋職種格差と観察されない能力格差に分けることができるという、(3)式での設定は正しいと言える。制約付きの推定をした場合、純粋職種格差の影響は、男性でクロスセクション職種格差の56%、女性で62%になる。

横軸にクロスセクション格差を、縦軸に純粋職種格差 (diff) と前職種効果 (post) をとり、男女別にプロットした結果を、図 2.1 (男性)、図 2.2 (女性) に示す。図からも、純粋職種格差および前職種効果とクロスセクション職種格差の間に正の相関があることがみてとれる。

(c) 会社都合の転職理由および職種の細分化

3節の終わりで述べたように、セルフセレクトションバイアスの影響を考慮して外生的な転職理由にサンプルを限った分析も行った。詳しい推定結果は割愛するが、結果を要約しよう。この場合、サンプル数の大幅な減少により、①職種ダミーで有意な係数が減り、②職種が減るという二つの影響が生じた。特に、女性ではサンプルにおける職種が4つに減少したので、 α 、 β 、 γ の相関分析は困難である。また、男性のクロスセクション格差のうち98%が純粋職種格差で説明されるのに対して、前職種効果で説明されるかという係数は有意ではなかった。転職理由を限らない場合は、観察されない能力差の存在が認められたが、転職理由を限るとクロスセクション職種格差のほとんどが純粋職種格差になる。このことから、転職理由を限らない場合はセルフセレクトションバイアスが影響している可能性があるが、ここでの分析は、サンプル数が少なくなりすぎるため、安定的な結果が得られているとは言い難い。今後は外生的理由による転職者のサンプルを増やした分析が望まれる。

もともと、中途採用者就業実態調査で得られる職種分類は38職種である。したがって、職種分類を38職種にした分析も行った。まず、38職種で外生的な転職理由に限った場合の分析結果を示す。この場合、変数が多いにもかかわらずサンプル数が少ないことから、職種ダミーはほとんど有意に効かなかった。男性ではクロスセクション職種格差のうち32%が純粋職種格差で説明され、観察されない職種格差で説明される部分は、ほぼゼロに近い値で、共に有意ではなかった。女性では、クロスセクション職種格差のうち、46%が観察されない能力格差で説明されるという結果が得られた。しかし、外生的な転職理由に限った場合、女性の職種ダミーの係数は六つしか得られていない。9職種の場合と同様に、外生的な転職理由に限った分析を行うには、もっとサンプル数を増やす必要がある。

転職理由を限らない場合の38職種での分析結果は、男女共、クロスセクション職種格差のうち約3割が純粋職種格差で、約5割が観察されない能力で説明されており、各値は有意であった。クロスセクション職種格差が観察されない能力格差を説明する値が、純粋職種格差を説明する値を上回るというのは、9職種の分析結果と反対である。このような結果が生じた理由として考えられるのは、38職種を9職種にグループ分けした場合のグループ内での転職率が高く、同じグループ内の職種間賃金格差が小さいという可能性である。この場合、38職種の分析においては、同一グループ間で転職が多いので、転職による賃金変化は小さくなる。

5. むすび

本研究の結果、クロスセクション分析によって得られる職種間賃金格差の6~7割が純粋職種格差を説明しているが、観察されない能力格差の影響も大きいことが示された。個

別の職種を見ると、観察されない個人の能力格差がみせかけの職種間賃金格差となっている場合があり、純粋職種格差とクロスセクション職種格差では、相対的な職種間賃金格差に違いが生じている。したがって、職種間賃金格差を分析する場合は、観察されない能力の影響をコントロールすることが必要である。

興味深いのは、同じ職種であっても、男女で純粋職種格差が異なる場合があることである。例えば、同じ事務職であっても、男性の純粋職種格差は高いが、女性では低い。この場合は、男性と女性で事務職の仕事内容が異なり、生産性の違いが影響していると予想される。このように、同じ職種であっても男女で内容や性質が異なることが一因と考えられる。職種間賃金格差が男女で異なることは、なぜ職種間賃金格差が発生するのか、という根本的な問題とも絡んでおり、今後の検討を必要とする。

本研究と関連が深いものとして、Genda(1997)がある。彼は1992年の賃金構造基本調査の個票データを用いて、男性常用労働者の8職種の職種間賃金格差を計測している。彼の推計結果では、さまざまな属性をコントロールした場合の職種プレミアムは、管理職、専門職、事務職、サービス職、運輸通信職、販売職、生産職、保安職の順番となる。この順位は本研究のクロスセクション職種効果の結果と似ている。ところが、本研究の結果から明らかなように、専門職の職種プレミアムが高いのは、観察されない能力の高い人々が専門職に集まっていることが原因である。本研究では、純粋職種格差はクロスセクション職種格差をある程度説明できるが、観察されない能力格差の存在による見せかけの格差も大きいことが示された。特に、専門職においては、専門職に転職すれば賃金が上昇するわけではなく、高い賃金を得るためには、能力が高いことが必要となる。

本研究では、職種間で勤続や経験が賃金に与える影響は同じであるという仮定で、職種間賃金格差を分析した。しかしながら、職種間で、企業特殊熟練や一般熟練の重要性が異なれば、それらの賃金への影響も異なってくる。猪木・大竹(1996)は個票を利用した職種間賃金構造の違いを日米で比較している。その結果、日米で同一の職種で比較しても、日本は勤続重視の賃金体系であり、アメリカでは経験重視の賃金体系であることを示している。関連した研究として、阿部(1996)や玄田(1996)も、『雇用動向調査』を用いた研究で、賃金格差は所属労働者の属性の違いよりも企業内教育訓練によって説明できる部分が多いとする結果を得ている。本研究では転職前後の賃金レベルの情報が得られるのに対し、『雇用動向調査』では転職前後の賃金変化率の情報だけが得られる。そのため、転職前の賃金が能力を反映していなかったという仮定で分析が行われている点が、本研究と異なる。このような職種による賃金構造の違いに関する研究は、今後の課題である。

また、上島・舟場(1993)は、日本の産業間賃金格差に関する実証分析の中で、同一職種内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て高い説明力を持つことを示し、同一職種においても産業間賃金格差が存在することを示唆している。彼らは、産業間賃金格差は効率賃金理論の贈与交換モデルで

説明できると判断している。本研究で用いたデータでは、産業の情報が得られなかったためこの点を分析することができなかった。しかし、賃金が職種よりもむしろ所属産業の影響を受けるのならば、純粋な産業間賃金格差に関する分析も必要になる¹³。

本稿の研究の限界としては、サンプルの制約上いくつか挙げられる。セルフセレクトションバイアスを考慮した分析を行うには、サンプルを外生的な転職理由に限る必要があるが、調査の時期は好況期であったために外生的な転職理由のサンプルが不十分であった。さらに本稿では転職者に限ったサンプルを用いているので、非転職者との比較ができなかった。非転職者を含んだサンプルによる分析を試みることで、日本の職種間賃金格差についてより一般的な結果を得ることが期待される。また、採用時には、試用期間の賃金体系になっている可能性があれば、転職後の賃金に採用時の年収を用いていることが問題になる可能性がある。企業規模や産業についての情報もデータからは得られなかった点も、本研究の限界である。賃金レベルだけでなく賃金プロファイルの職種間格差の研究を行うことも今後の研究課題として残される。また、同一企業内における職種変化の影響に関する分析も必要である。職種に関する研究を充実させるためにも、労働者に関する追跡調査の充実が望まれる。

¹³ 橘木・太田(1992)は、日本における最も詳細な産業間賃金格差の研究を行っている。しかし、パネルデータではないため観察されない能力差に関するコントロールはなされていない。

<参考文献>

- 阿部正浩(1996)「転職前後の賃金変化と人的資本の損失」、『三田商学研究』,Vol.39,No.1
- 玄田有史(1996)「「資質」か「訓練」か?—規模間賃金格差の能力差説—」『日本労働研究雑誌』, No.430, pp.17-29
- Genda, Y.(1997) "Japan", in Tachibanaki T. ed., *Wage differentials :An International Comparison*, Macmillian
- Gibbons, Robert and Katz, Lawrence (1992) "Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials?" *Review of Economic Studies*, Vol.59, pp515-535
- 猪木武徳・大竹文雄(1996)「職種別賃金構造の日米比較」『企業変革期の雇用システムと労働市場(Ⅱ)』雇用促進事業団・財団法人関西経済研究センター所収
- Jovanovic, Boyan.(1979) "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, Vol.87, no5, pp. 972-990
- 小池和男(1991)『大卒ホワイトカラーの人材開発』東洋経済新報社
- 桑原靖夫(1989)「管理者経営者キャリア形成のメカニズム」神代和欣・桑原靖夫編『現代ホワイトカラーの労働問題』日本労働協会所収
- 中村恵(1991)「昇進とキャリアの幅」、小池和男編『大卒ホワイトカラーの人材開発』(第7章) 東洋経済新報社、所収。
- 中田喜文(1992)「職種と賃金決定」橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』有斐閣、所収。
- 橘木俊詔・太田聰一(1992)「日本の産業間賃金格差」橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』有斐閣、所収。
- Trevor, M.J.Shendal and B.Wilpant (1986) *The Japanese Management Development System: Generalists and Specialists in Japanese Companies Abroad*, Frances Pinter
- 上島康弘・舟場拓司(1993)「産業間賃金格差の決定要因について」『日本経済研究』No.24, pp42- 72

図 1.1 就業構造基本調査との職種構成の比較（男性）

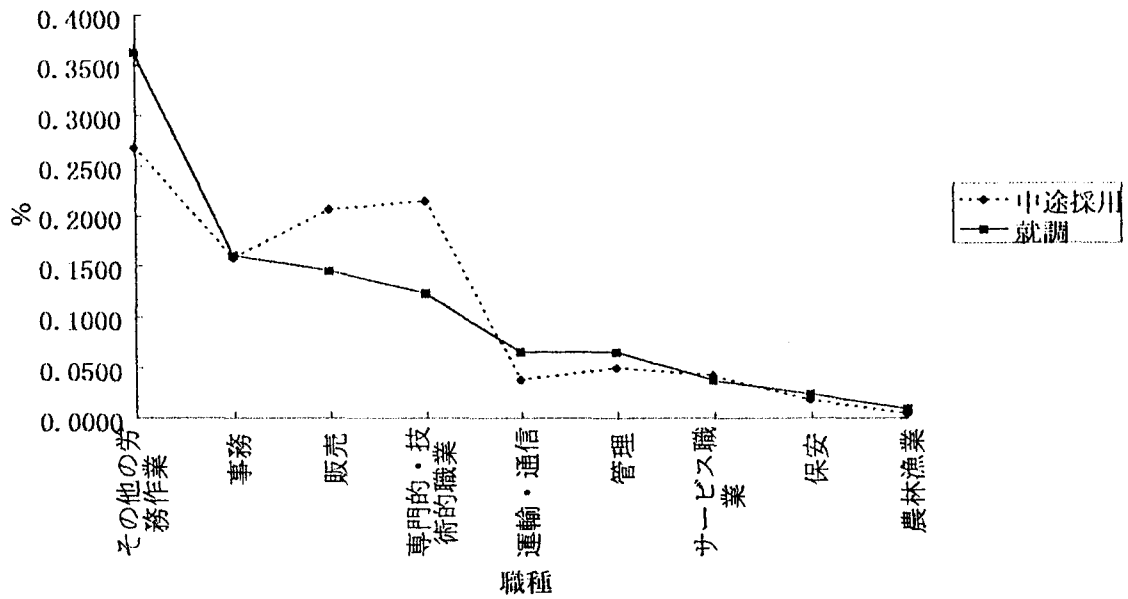
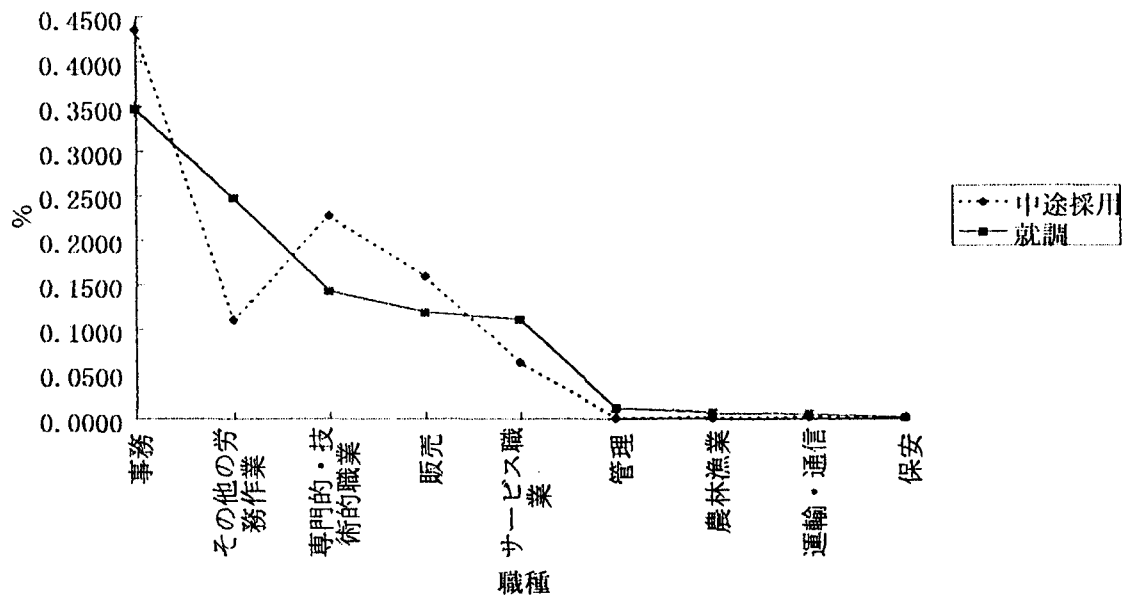


図 1.2 就業構造基本調査との職種構成の比較（女性）



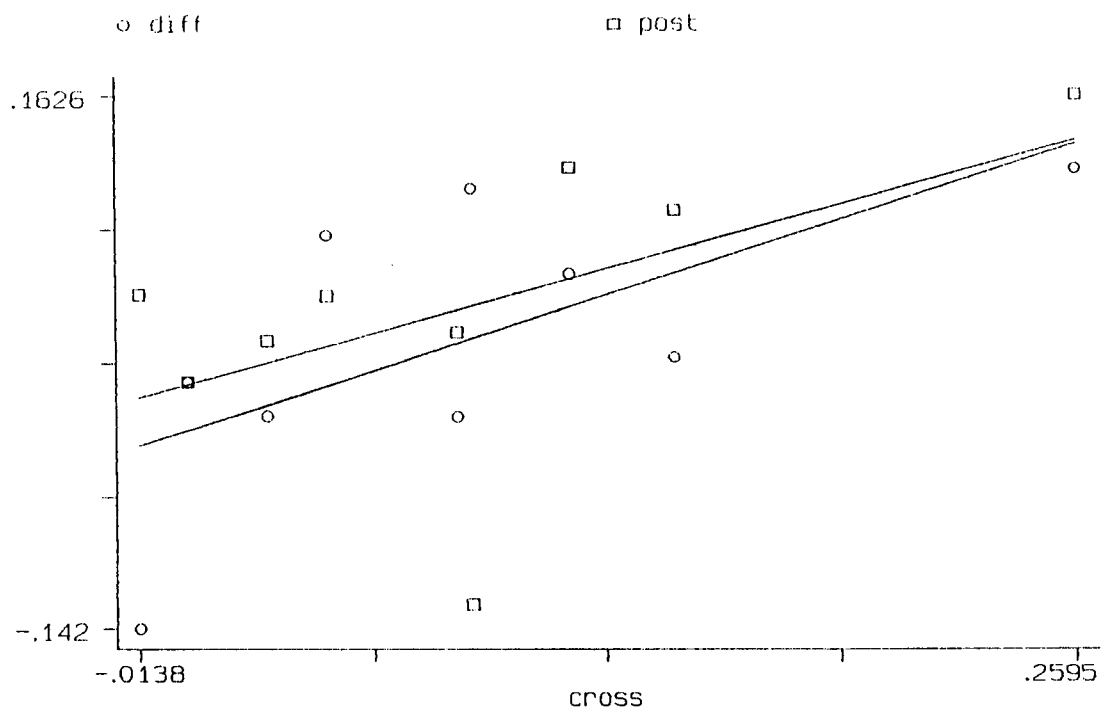


図2.1 クロスセクション職種格差と純粋職種格差、前職種効果の相関（男性）

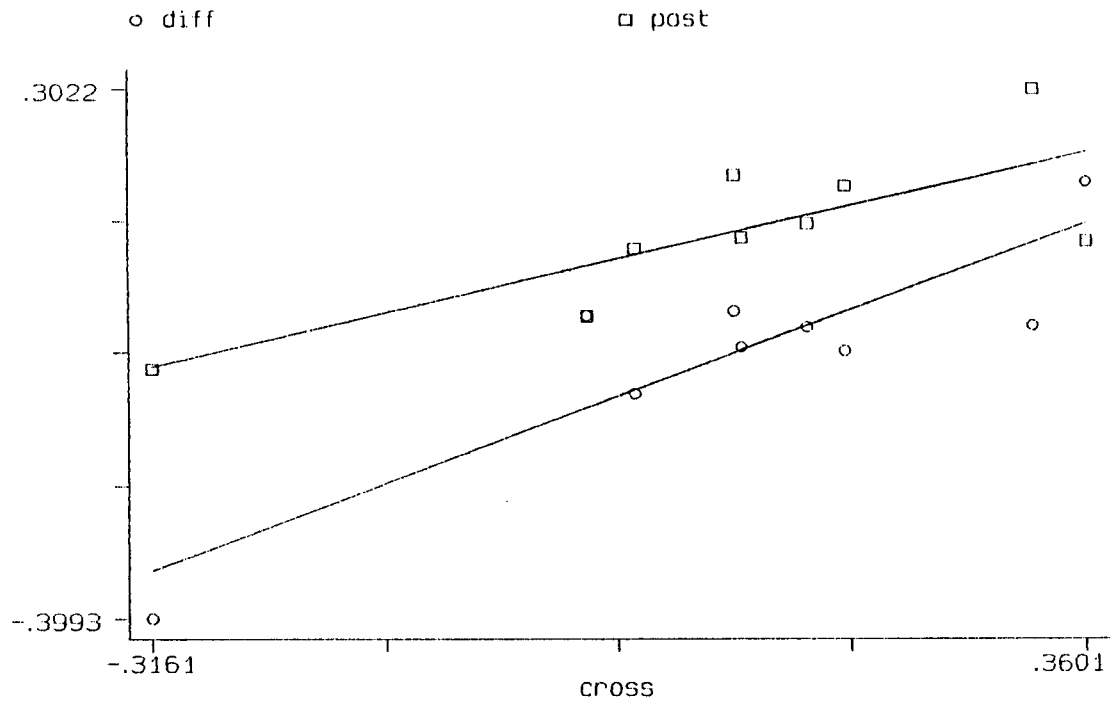


図2.2 クロスセクション職種格差と純粋職種格差、前職種効果の相関（女性）

表 1.1 転職に伴う職業間移動確率（男性）

現職種	前職種								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9 計
1 専門的・技術的職業	0.728	0.105	0.075	0.063	0.039	0.068	0.014	0.034	0.063 0.208
2 管理的職業	0.022	0.435	0.052	0.005	0.023	0.031	0.008	0.002	0.009 0.040
3 事務職	0.123	0.203	0.611	0.217	0.077	0.154	0.082	0.094	0.066 0.206
4 販売職	0.038	0.112	0.100	0.441	0.137	0.092	0.045	0.063	0.052 0.145
5 サービス職	0.008	0.024	0.031	0.035	0.354	0.055	0.018	0.059	0.024 0.040
6 保安職	0.003	0.019	0.013	0.008	0.019	0.201	0.000	0.021	0.011 0.013
7 農林漁業	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.166	0.002	0.002 0.001
8 運輸・通信	0.006	0.023	0.030	0.047	0.085	0.158	0.344	0.587	0.086 0.071
9 労務者	0.071	0.079	0.088	0.185	0.266	0.242	0.322	0.138	0.685 0.277
計	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000 1.000

注：表は転職前の職種別の転職後の職種への転職確率を示す。

職種は、1. 専門的・技術的職業従事者、2. 管理的職業従事者、3. 事務従事者、4. 販売従事者、5. サービス職業従事者、6. 保安職業従事者、7. 農林漁業作業者、8. 運輸・通信従業者、9. 技能工・採掘・製造・建設作業者及びその他の労務作業者、となっている。

表 1.2 転職に伴う職業間移動確率（女性）

現職種	前職種								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9 計
1 専門的・技術的職業	0.736	0.143	0.042	0.030	0.030	0.000	0.000	0.236	0.046 0.198
2 管理的職業	0.004	0.455	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005 0.002
3 事務職	0.203	0.000	0.837	0.447	0.444	0.228	0.000	0.295	0.275 0.541
4 販売職	0.027	0.000	0.052	0.343	0.080	0.318	0.652	0.000	0.064 0.096
5 サービス職	0.013	0.000	0.031	0.046	0.266	0.262	0.000	0.000	0.061 0.047
6 保安職									
7 農林漁業									
8 運輸・通信	0.000	0.000	0.012	0.002	0.008	0.000	0.000	0.177	0.001 0.007
9 労務者	0.017	0.402	0.025	0.132	0.171	0.192	0.348	0.292	0.548 0.109
計	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000 1.000

注：表1-1の注と同じ。

表2 記述統計量

変数	男性		女性	
	平均	標準誤差	平均	標準誤差
前職年収	360.5	184.1	212.0	85.0
現職年収	346.8	147.1	219.8	69.8
前職賃金率	1668.6	915.3	1013.6	391.3
現職賃金率	1617.0	748.6	1029.8	357.8
前職対数年収	5.7936	0.4449	5.3062	0.3771
現職対数年収	5.7752	0.3753	5.3469	0.3042
対数年収階差	-0.0162	0.3191	0.0418	0.2982
前職対数賃金率	7.3043	0.4690	6.8536	0.3721
現職対数賃金率	7.3035	0.4009	6.8823	0.3319
対数賃金率階差	0.0003	0.3335	0.0272	0.2804
前職勤続年数	7.6101	8.5084	3.7312	3.7982
年齢	31.4	10.2	26.3	7.3
有配偶者ダミー	0.4598	0.4984	0.1839	0.3874
高卒ダミー	0.4985	0.5001	0.5916	0.4916
短大卒ダミー	0.0758	0.2648	0.2944	0.4559
大卒以上ダミー	0.3696	0.4828	0.0779	0.2681
前職年間労働時間	2279.7	201.3	2274.3	199.7
現職年間労働時間	2216.7	184.5	2203.2	184.2
前職対数労働時間	7.7278	0.0906	7.7254	0.0904
現職対数労働時間	7.7003	0.0833	7.6941	0.0845
対数労働時間階差	-0.0276	0.0919	-0.0315	0.0942
前職週休2日制ダミー	0.2622	0.4399	0.1854	0.3887
現職週休2日制ダミー	0.2968	0.4569	0.2159	0.4115
週休2日制階差	0.0346	0.5399	0.0305	0.4919

表 3.1 クロスセクション分析による職種間賃金格差との比較 (男性)

被説明変数=対数賃金率

説明変数	クロスセクション Coef.	1 階の階差 Coef.	転職後 Coef.
勤続年数	0.0298 ***	-0.0140 ***	
勤続年数 2 乗	0.0009 ***	0.0001	
配偶者	0.1020 ***		0.1278 ***
年齢	0.0527 ***		0.0744 ***
年齢 2 乗	-0.0004 ***		-0.0008 ***
年齢勤続交差項	-0.0010 ***	0.0004 ***	
高卒	0.2392 ***		0.0983 ***
短大卒	0.3056 ***		0.1248 ***
大卒以上	0.3982 ***		0.2357 ***
週休2日制	0.2399 ***	0.1503 ***	0.2216 ***
専門的・技術的職業	0.1427 ***	0.0135	0.0971 ***
管理	0.2595 ***	0.1200 ***	0.1626 ***
事務	0.0792 ***	-0.0201	0.0279 *
販売	0.0231	-0.0200	0.0232
サービス職業	-0.0138	-0.1420 ***	0.0495 **
保安	0.0834 **	0.1092 ***	-0.1277 ***
農林漁業	0.1123	0.0606	0.1211
運輸・通信	0.0407	0.0829 ***	0.0486 *
定数項	5.5834 ***	0.0345 ***	5.5460 ***
Adj R-square	0.5990	0.2689	0.4583
N	3745	3733	3996

注) ***・**・*1%水準で有意 **・*5%水準で有意 *10%水準で有意

*ベースとなるのは、配偶者がおらず、中卒で、週休2日制がとられていない企業に勤務している技能工・採掘・製造・建設作業員およびその他の労務作業員である。

表 3.2 クロスセクション分析による職種間賃金格差との比較 (女性)

被説明変数=対数賃金率

説明変数	クロスセクション Coef.	1 階の階差 Coef.	転職後 Coef.
勤続年数	0.0562 ***	0.0345 ***	
勤続年数 2 乗	0.0002	0.0002	
配偶者	-0.0194		-0.0678 ***
年齢	0.0188 **		0.0488 ***
年齢 2 乗	-0.0002		-0.0006 ***
年齢勤続交差項	-0.0010 ***	-0.0006 ***	
高卒	0.1141 **		0.0438
短大卒	0.2315 ***		0.1484 ***
大卒以上	0.4221 ***		0.2744 ***
週休2日制	0.2369 ***	0.1179 ***	0.1965 ***
専門的・技術的職業	0.3212 ***	-0.0128	0.3022 ***
管理	0.0343	-0.1032	0.0897
事務	0.1863 ***	-0.0469 **	0.1741 ***
販売	0.1588 ***	-0.0149	0.1238 ***
サービス職業	0.1115 ***	-0.0417	0.1044 ***
保安	0.3601 **	0.1791	0.0993
農林漁業	-0.3161	-0.3993	-0.0703
運輸・通信	0.1058	0.0058	0.1889
定数項	6.0161 ***	0.0772 ***	5.7795 ***
Adj R-square	0.3233	0.0862	0.3065
N	2322	2307	2606

注) 表3-1の注と同じ

表 4 職種係数のクロスセクション分析との回帰分析結果（最尤法）

	制約付き		制約無し	
	係数	t値	係数	t値
男性				
純粋な職種間賃金格差	0.5640	2.5102 **	0.6255	2.5494 **
観察されない能力格差			0.5338	1.9478 *
対数尤度	25.7376		25.9280	
サンプル数	9		9	
女性				
純粋な職種間賃金格差	0.6205	6.0173 ***	0.6809	5.7537 ***
観察されない能力格差			0.4248	3.7788 ***
対数尤度	25.2863		25.7861	
サンプル数	9		9	

***...1%水準で有意 **...5%水準で有意 *...10%水準で有意

第1章 補論 職種別企業特殊熟練の影響

1. はじめに

第1章の研究において、純粋な職種間賃金格差はクロスセクション職種格差の約6割を説明し、残りの4割は、その職種に属している労働者の観察されない能力の平均の格差で説明できることが示された。

この研究における推計式では、勤続年数に伴う賃金プロファイルの傾きは、全ての職種で同じであるということが前提になっている。しかし、人的資本理論や怠業抑制モデルによって、賃金プロファイルの傾きを説明する場合、人的資本の蓄積や業績の観察のしやすさは職種によって異なると考えられる。したがって、賃金プロファイルの形状は職種によって異なると考えるのが自然であろう。もし、賃金カーブの形状が職種ごとに異なっているとすれば、職種と勤続年数との交差項を省いた回帰モデルで得られる職種間賃金格差は、過大評価されてしまう恐れがある。ここでは、職種によって賃金カーブの傾きが異なるかどうかを実証的に分析する。

また、人的資本理論によると、企業特殊熟練の蓄積が大きい職種では、企業がトレーニングの費用を負担し、訓練期間終了後に、費用を回収することになるので、賃金プロファイルは平らになることが予想される。一方、一般的技能の割合が大きい職種では、訓練費は労働者が負担することになり、他企業への転職を防ぐために生産性に見合った賃金を支払うので、賃金プロファイルは急になると予想される。実際には、企業側の契約不履行の可能性があることから、企業と労働者が訓練費用を負担し合うシェアリングモデルが成り立つ。上の理論より、賃金プロファイルの傾きは一般技能と企業特殊熟練の割合の比率によって異なる。

本研究では、人的資本理論モデルに基づき、同じ職種への転職に伴う賃金変化を利用して、職種別に一般技能と企業特殊熟練の蓄積に差があるか分析することを試みる。前職での勤続年数が長いほど転職に伴う賃金ロスが大きければ、企業特殊熟練のを失ったことによる賃金ロスが影響している可能性が考えられる。また、転職前の勤続年数が転職後の賃金に与える影響が、クロスセクション分析による賃金プロファイルの傾きと差がなければ、一般技能の蓄積が高い職種であることが予想される。

2. 分析方法

2-1. 職種別賃金カーブの推計

まず、賃金の対数を、職種と職種と勤続年数との交差項で回帰することによって、職種別の賃金カーブを求める。

$$\ln w_{it} = \alpha X_{it} + \sum a_j \text{edu}_{ijt} + \sum b_k \text{edu}_{itk} \times \text{ten}_{it} + \sum c_l \text{edu}_{itl} \times \text{ten}_{it}^2 + \sum \beta_m D_{itm} + \sum \gamma_n D_{itm} \times \text{ten}_{it} + \sum \delta_s D_{its} \times \text{ten}_{it}^2 + u_{it}$$

(1)

ここでは、個人*i*の*t*期における時間当たり賃金の対数を、同時点での個人*i*の属性、学歴ダミー、職種ダミー、勤続年数と学歴ダミー・職種ダミーとの各交差項、勤続年数の2乗項と学歴ダミー・職種ダミーとの各交差項で回帰している。*t*期は、転職前の期をとった。個人の属性として用いたのは、勤続年数、勤続年数の2乗項、有配偶者ダミー、年齢、年齢の2乗項、年齢と勤続年数の交差項、週休二日制ダミーである。

学歴は、高卒、短大・専門学校卒、大卒の各ダミー変数を用いた。中卒がベースとなっている。職種は9分類し、内訳は、1.専門的・技術的職業従事者、2.管理的職業従事者、3.事務従事者、4.販売従事者、5.サービス職業従事者、6.保安職業従事者、7.農林漁業作業者、8.運輸・通信従業者、9.技能工・採掘・製造・建設作業者およびその他の労務作業者である。ここでは、9番目の技能工・採掘・製造・建設作業者およびその他の労務作業者、すなわちブルーカラー労働者を基準としている。

2-2. 職種別企業特殊熟練の効果

転職者の職種別に企業特殊熟練の蓄積が異なるかを調べる方法として、以下のモデルを考える。職種内転職者が経験する賃金変化には、企業特殊熟練を失ったことによるロス、企業が変わることによるプレミアムやマッチングの改善による賃金の変化の2つの影響が考えられる。企業の変化による賃金変化は、企業の属性ダミーの階差を変数にとることでコントロールできる。したがって、以下の式を推計する。

$$\Delta \ln w_i = \alpha X_i + \sum a_j \text{edu}_{ijt} + \sum b_k \text{edu}_{itk} \times \text{ten}_{it} + \sum c_l \text{edu}_{itl} \times \text{ten}_{it}^2 + \sum \beta_m D_{itm} + \sum \gamma_n D_{itm} \times \text{ten}_{it} + \sum \delta_s D_{its} \times \text{ten}_{it}^2 + \mu_{it} + \varepsilon_{it}$$

(2)

ここで、被説明変数は転職前後の時間当たり賃金の対数の階差である。 μ_{it} は、企業の変化に伴う賃金変化である。今回は、転職者にセルフセレクトションバイアスがないものとし、転職により企業に対するマッチングが改善するか逆に悪化するかは不確実なものであるという仮定を置く。したがって μ は平均ゼロの正規分布に従うと仮定する。

この場合に注意しなければならないのは、同じ職種に転職する転職者は、その職種における一般的技能の高い労働者が多いというバイアスがかかっている可能性があることだ。企業特殊熟練の蓄積が大きいにもかかわらず転職する原因として、会社都合といった外生的な理由で転職する場合や、賃金以外の問題、例えば職場環境等の問題で自発的に転職した場合に、自分がその職種にマッチしているので職種を変えなかったことが予想される。このようなバイアスを防ぐためには、外生的な転職者に限った分析を行うといったことが必要となるが、今回はサンプル数の不足から行っていない。

2－3．職種別一般技能の効果

勤続に伴い、職種の一般的技能の蓄積が高くなるならば、職種内転職者において、転職前の勤続年数が転職後の賃金にあたえる影響は、勤続年数が同時点での賃金に与える影響と差がないはずである。したがって以下の式の推計結果とクロスセクション分析の結果を比較することで、職種内転職者の一般技能の影響をみることができる。

$$\begin{aligned} \ln w_{it} = & \alpha \Delta X_i + \sum a_j edu_{ijt} + \sum b_k edu_{ikt} \times ten_{it-1} + \sum c_l edu_{ilt} \times ten_{it-1}^2 \\ & + \sum \beta_m D_{imt} + \sum \gamma_n D_{int} \times ten_{it-1} + \sum \delta_s D_{ist} \times ten_{it-1}^2 + u_i \end{aligned} \quad (3)$$

ΔX_i は、個人の属性を表すダミー変数の階差をとったものである。ここでは、週休二日制ダミーの階差をとった。

職種と転職前の勤続年数との交差項が、クロスセクション分析の結果得られる結果と近い値をとっている場合、あるいはそれよりも高い値を取っている場合は、職種別賃金プロファイルの傾きは一般技能の蓄積が大きいことで生じていると考えられる。クロスセクション分析の結果よりも傾きが大きくなる場合は、前職では訓練期間であり、転職後は訓練費用の負担分がなくなったため賃金があがったと考えられる。逆に賃金プロファイルの傾

きがクロスセクション分析の結果より低い値をとると、企業特殊熟練の影響が強いといえる。

3. データ

本研究で用いたデータは第1章で用いた中途採用者就業実態調査(1991)である。この研究では勤続年数を直接問うてはいないが、最初に勤めた会社での勤続年数と、現在までの経験年数がわかる。したがって、分析の際には第1章と同様に、勤続年数の情報を得るために転職回数が1、2回目のサンプルを用いている。また、転職前の賃金は、過去1年間における転職する前の直前の賃金であることから、前の会社を止めてから1年未満のサンプルに限っている。

4. 分析結果

表1に、男女別の(1)式のクロスセクション分析の推計結果を示す。比較のために、勤続年数とその2乗項との交差項を省いた式も推計した。職種別賃金プロファイルを推計していた式と比較すると、交差項を省いた推計結果の方が、職種ダミーが有意に効いている。

交差項を加えた結果では、男女ともに有意に効く職種は少ない。勤続年数との交差項が有意に観察できる職種は、男性では専門的・技術的職業や事務職業、女性では事務職業があげられるが、いずれも基準となっているブルーカラー労働者に比べて、賃金プロファイルの傾きが大きい。また、女性では勤続年数と学歴ダミーとの交差項も有意に効くものが多いことが注目される。男性では有意ではない。したがって、女性では学歴別賃金プロファイルが存在するといえる。

表2に、男女別の(2)式の分析結果を示す。勤続年数の項はいずれも有意ではない。同職種への転職した場合の、職種が賃金ロスに与える影響は、男性ではほとんど観察できない。女性では、事務、販売従事者、サービス従事者において、職種と勤続年数との交差項がマイナスに有意に効いている。女性では、これらの職種における賃金ロスが大きい原因として、企業特殊熟練の影響が大きいことが考えられる。男性では、勤続年数が賃金ロスに影響を与えないことから、職種に関係なく、転職者は一般技能の蓄積の高い労働者であることがわかる。

表3に、(3)式の分析結果を示す。勤続年数との交差項が有意に効いている職種は、男性の販売従業者と保安職業、女性の事務従業者である。表1の結果と比較すると、女性では事務職と勤続年数の交差項の係数は表1では0.03061であるのに対して、表3では

0.0446 であり、傾きが高くなっている。したがって、女性の事務職では一般技能の蓄積が大きく、訓練途中で転職した人が多いと考えられる。

男性の販売、保安の職種ダミーと勤続年数との交差項は、表 1 では有意には効いてない。一方、専門的・技術的職業は有意である。表 3 では、販売、保安の職種ダミーと勤続年数との交差項が有意であることから、販売、保安は一般技能の高い職種であり、企業が訓練費を労働者に負担させていることが影響していると考えられる。また、専門的・技術的職業の賃金プロファイルが高いのは、企業特殊熟練の蓄積が高いことによると考えられる。

以上の解釈は、分析の対象となっている職種内転職者が、一般技能の蓄積が高いというバイアスが生じる可能性を無視している。このようなバイアスは、転職者が自己都合等の内生的な転職理由で転職した場合に生じるおそれがある。表 A1、表 A2 に転職理由別の人員構成を示すが、同じ職種への転職者の場合、ほとんどが自己都合で転職している。したがって、こういったバイアスの影響を取り除くために、サンプル数を充実させて、外生的な転職理由による転職者での分析も必要となる。

5. むすび

分析結果から、職種別の賃金プロファイルの存在は若干しか確認されなかった。しかし、人的資本理論に基づく解釈から、職種によって、一般技能の蓄積が高いものと、企業特殊熟練の高いものが存在することが示唆された。また、それらの職種は男女で異なる。

本研究では転職者に限られたデータを用いているので、非転職者を含めた、一般的な議論にするのは今の段階では難しい。今後の研究課題としては、非転職者を含んだデータを用いての分析が望まれる。

また、本研究では職種内転職者のサンプルを用いているが、職種内転職者はその職種における一般技能の蓄積の割合が高いことが予想される。したがって、転職による賃金ロスが少ないというサンプルセレクションバイアスが生じる可能性がある。解決策として、外生的な転職理由で転職したサンプルに限った分析等が必要となる。

賃金プロファイルを説明する他の理論に、効率賃金仮説がある。これは、労働者の生産性が賃金の関数で表される場合に、労働者の意欲を高めるために止めたときの機会費用が高くなるように右上がりの賃金プロファイルを設定するというものである。この理論に基づくと、他の条件が同じであれば、転職如何にかかわらず職種別賃金プロファイルが定まるはずである。したがって、(1) 式と (3) 式の結果はほぼ一致すると考えられる。今回、両者の推計結果は必ずしも一致していなかったもので、人的資本理論の解釈が適切かと

思われる。

表 1 クロスセクション職種格差
被説明変数＝賃金率対数

説明変数	男性				女性			
	Coef	S.D.	Coef	S.D.	Coef	S.D.	Coef	S.D.
ztenu	0.02236	0.00915 **	0.02980	0.00550 ***	-0.03266	0.02336	0.05621	0.01040 ***
ztenu2	0.00101	0.00023 ***	0.00092	0.00014 ***	0.00117	0.00066 *	0.00021	0.00033
mari	0.09094	0.01242 ***	0.10198	0.01246 ***	-0.02865	0.01972	-0.01941	0.01970
age	0.06273	0.00573 ***	0.05269	0.00562 ***	0.02213	0.00900 **	0.01881	0.00897 **
age2	-0.00054	0.00008 ***	-0.00042	0.00008 ***	-0.00029	0.00014 **	-0.00020	0.00014
zat	-0.00112	0.00019 ***	-0.00096	0.00018 ***	-0.00006	0.00041	-0.00100	0.00038 ***
edu1	0.13444	0.04514 ***	0.23925	0.02350 ***	-0.17149	0.10680	0.11408	0.04677 **
edu2	0.20336	0.05618 ***	0.30565	0.03029 ***	-0.02856	0.10947	0.23154	0.04906 ***
edu3	0.24170	0.04914 ***	0.39824	0.02647 ***	0.12847	0.11712	0.42206	0.05355 ***
tzedu1	0.00354	0.00711			0.05331	0.01948 ***		
tzedu2	0.00551	0.01033			0.04756	0.02116 **		
tzedu3	0.01099	0.00764			0.06028	0.02761 **		
t2zedu1	0.00007	0.00019			-0.00170	0.00066 ***		
t2zedu2	-0.00007	0.00033			-0.00196	0.00077 **		
t2zedu3	0.00001	0.00021			-0.00243	0.00147 *		
zkibo	0.24288	0.01099 ***	0.23995	0.01108 ***	0.23319	0.01504 ***	0.23691	0.01511 ***
zjob1	0.06416	0.02946 **	0.14273	0.01548 ***	0.22853	0.04708 ***	0.32123	0.02515 ***
zjob2	0.27489	0.05728 ***	0.25952	0.02532 ***	-1.43638	1.94869	0.03430	0.16848
zjob3	0.03433	0.02961	0.07924	0.01614 ***	0.08053	0.04176 *	0.18632	0.02302 ***
zjob4	0.02914	0.02798	0.02313	0.01504	0.09534	0.04774 **	0.15876	0.02682 ***
zjob5	-0.01564	0.04753	-0.01384	0.02782	0.13978	0.06135 **	0.11152	0.03405 ***
zjob6	-0.10515	0.08057	0.08341	0.03759 **	-0.34806	0.49934	0.36014	0.17900 **
zjob7	-0.01421	0.37739	0.11235	0.09143			-0.31610	0.56974
zjob8	0.06200	0.04998	0.04070	0.02628	0.39721	0.45192	0.10577	0.14560
tjob1	0.01170	0.00579 **			0.01369	0.01294		
tjob2	-0.00786	0.00757			0.86710	1.19021		
tjob3	0.00876	0.00571			0.03061	0.01135 ***		
tjob4	-0.00489	0.00584			0.01154	0.01373		
tjob5	-0.00483	0.01247			-0.02107	0.01892		
tjob6	0.01840	0.01346			0.35186	0.29501		
tjob7	0.02964	0.06394						
tjob8	0.00119	0.00967			-0.07635	0.11286		
t2job1	0.00000	0.00017			0.00075	0.00051		
t2job2	0.00037	0.00019 *			-0.11682	0.16792		
t2job3	-0.00009	0.00017			-0.00102	0.00053 *		
t2job4	0.00036	0.00020 *			0.00000	0.00060		
t2job5	0.00021	0.00048			0.00028	0.00067		
t2job6	-0.00010	0.00036			-0.02907	0.02881		
t2job7	-0.00107	0.00197			-0.01274	0.02256		
t2job8	-0.00009	0.00029			0.00371	0.00514		
_cons	5.55524	0.09241 ***	5.58340	0.08608 ***	6.34711	0.16408 ***	6.01615	0.13050 ***
Adj.R-sq	0.6086		0.5990		0.3319		0.3180	
n	3745		3745		2322		2322	

...1%水準で有意、...5%水準で有意、***10%水準で有意

注：ztenu ztenu2は前職における勤続年数とその2乗項、mariは有配偶者ダミー、age、age2は年齢とその2乗項、zatは前職の勤続年数と年齢の交差項、edu1-edu3はそれぞれ高卒、短大卒、大卒ダミー、tzedu1-tzedu3は前職の勤続年数と各学歴ダミーの交差項、zkiboは前職の週休二日制ダミー、zjob1-zjob8は前職の職種ダミー、tjob1-tjob8、t2job1-t2job8は勤続年数や勤続年数の2乗項と各職種ダミーとの交差項、consは定数項

表 2 転職による企業特殊熟練の喪失
被説明変数＝賃金率対数の階差

説明変数	男性		女性	
	Coef	S.D.	Coef	S.D.
ztenu	-0.0089	0.0132	-0.0114	0.0311
ztenu2	-0.0005	0.0004	-0.0010	0.0007
age	0.0133	0.0070 *	0.0230	0.0102 **
age2	-0.0002	0.0001 **	-0.0003	0.0002 **
zat	0.0003	0.0003	0.0008	0.0005 *
edu1	-0.0682	0.0717	0.0921	0.1428
edu2	-0.1148	0.0832	0.1085	0.1455
edu3	-0.1441	0.0756 *	0.1996	0.1539
tzedu1	-0.0143	0.0105	-0.0071	0.0257
tzedu2	0.0021	0.0139	-0.0183	0.0276
tzedu3	0.0069	0.0110	-0.0634	0.0342 *
t2zedu1	0.0003	0.0003	0.0002	0.0008
t2zedu2	-0.0001	0.0004	0.0008	0.0009
t2zedu3	-0.0003	0.0003	0.0027	0.0016 *
dkibo	0.1509	0.0112 ***	0.1074	0.0140 ***
zjob1	-0.0818	0.0412 **	0.0078	0.0705
zjob2	-0.0703	0.0730		
zjob3	-0.0332	0.0432	0.0677	0.0672
zjob4	-0.0477	0.0417	0.0701	0.0789
zjob5	-0.0031	0.0680	0.3379	0.1139 ***
zjob6	0.0060	0.2082		
zjob7				
zjob8	0.0632	0.0563		
tjob1	0.0049	0.0075	-0.0024	0.0157
tjob2	0.0144	0.0101	-0.2523	0.3363
tjob3	-0.0108	0.0079	-0.0428	0.0156 ***
tjob4	-0.0062	0.0081	-0.0460	0.0192 **
tjob5	-0.0108	0.0212	-0.1326	0.0404 ***
tjob6	0.0276	0.0257		
tjob7	0.2064	0.1414		
tjob8	0.0081	0.0108	0.0697	0.1070
t2job1	-0.0002	0.0002	-0.0003	0.0005
t2job2	-0.0004	0.0003	0.0646	0.0887
t2job3	0.0002	0.0002	0.0015	0.0008 *
t2job4	0.0006	0.0003 **	0.0010	0.0007
t2job5	0.0009	0.0012	0.0062	0.0025 **
t2job6	-0.0012	0.0006 *		
t2job7	-0.0231	0.0158		
t2job8	-0.0001	0.0003	-0.0042	0.0056
_cons	0.0475	0.1237	-0.3918	0.2066 *
Adj.R-sq	0.2938		0.1030	
n	1762		1249	

***・1%水準で有意、**・5%水準で有意、*・10%水準で有意
注：表 1.1に同じ

表 3 転職前の勤続年数が転職後の賃金に与える影響
被説明変数＝賃金率対数

説明変数	男性		女性	
	Coef	S.D.	Coef	S.D.
ztenu	0.0495	0.0155 ***	-0.0710	0.0336 **
ztenu2	-0.0005	0.0004	0.0002	0.0008
age	0.0739	0.0082 ***	0.0272	0.0111 **
age2	-0.0007	0.0001 ***	-0.0004	0.0002 ***
zat	-0.0009	0.0003 ***	0.0012	0.0005 **
edu1	0.1582	0.0845 *	-0.1525	0.1563
edu2	0.1904	0.0978 *	0.0066	0.1592
edu3	0.2812	0.0891 ***	0.1389	0.1682
tzedu1	-0.0309	0.0123 **	0.0439	0.0279
tzedu2	-0.0145	0.0159	0.0366	0.0300
tzedu3	-0.0041	0.0129	0.0224	0.0372
t2zedu1	0.0012	0.0003 ***	-0.0012	0.0009
t2zedu2	0.0007	0.0005	-0.0013	0.0010
t2zedu3	0.0006	0.0004	-0.0004	0.0017
dkibo	0.1038	0.0132 ***	0.0766	0.0153 ***
zjob1	0.0895	0.0482 *	0.2844	0.0774 ***
zjob2	0.2664	0.0858 ***		
zjob3	0.0563	0.0507	0.0901	0.0740
zjob4	0.0212	0.0489	0.0823	0.0865
zjob5	0.0431	0.0801	0.2811	0.1249 **
zjob6	-0.9386	0.2456 ***		
zjob7				
zjob8	0.1716	0.0663 ***		
tjob1	0.0070	0.0088	0.0272	0.0171
tjob2	0.0146	0.0118	-0.5336	0.3709
tjob3	-0.0024	0.0093	0.0446	0.0171 ***
tjob4	-0.0167	0.0095 *	0.0162	0.0206
tjob5	-0.0322	0.0249	-0.0472	0.0440
tjob6	0.1137	0.0304 ***		
tjob7	0.2545	0.1668		
tjob8	-0.0047	0.0127	0.0925	0.1180
t2job1	0.0002	0.0003	0.0001	0.0006
t2job2	-0.0002	0.0003	0.1609	0.0979 *
t2job3	0.0002	0.0003	-0.0028	0.0008 ***
t2job4	0.0014	0.0003 ***	-0.0002	0.0007
t2job5	0.0012	0.0014	0.0023	0.0028
t2job6	-0.0025	0.0007 ***		
t2job7	-0.0247	0.0187		
t2job8	0.0003	0.0004	-0.0040	0.0062
_cons	5.5335	0.1454 ***	6.3971	0.2263 ***
Adj.R-sq	0.5007		0.3188	
n	1781		1272	

・**・* 1%水準で有意、・**・* 5%水準で有意、***・**・* 10%水準で有意
注：表 1.11に同じ

表 A1 職種内転職者の転職理由別人数(男性)

職種	転職理由		外生的	合計
	内生的	(%)		
専門的・技術的	614	98.6	9	623
管理的	109	90.8	11	120
事務	341	97.4	9	350
販売	342	95.3	17	359
サービス	187	95.9	8	195
保安	16	100.0	0	16
農林漁業	2	100.0	0	2
運輸・通信	101	98.1	2	103
技能工・採掘・製造・建設その他	279	90.0	31	310
合計	1991	95.8	87	2078

表 A2 職種内転職者の転職理由別人数(女性)

職種	転職理由		外生的	合計
	内生的	(%)		
専門的・技術的	566	98.3	10	576
管理的	2	100.0	0	2
事務	796	98.5	12	808
販売	161	100.0	0	161
サービス	107	96.4	4	111
保安				
農林漁業				
運輸・通信	4	100.0	0	4
技能工・採掘・製造・建設その他	60	96.8	2	62
合計	1696	98.4	28	1724

第2章 規模間賃金格差に関する実証分析

1. はじめに

日本では、大企業と中小企業の賃金格差が大きく、労働市場の二重構造が存在すると指摘されてきた。企業規模間賃金格差を実証的に示した最近の研究では、玄田(1996)や Hashimoto & Rainsian (1985、1992)が挙げられる。

大企業の賃金が中小企業よりも高い場合、考えられることは2つある。純粋な規模間格差が存在して賃金が高いのか、大企業では能力の高い個人が就業しているために賃金が高いのかである。本研究では、純粋な企業規模間賃金格差が存在するのか、能力差が見せかけの規模間格差になっているのかを明らかにすることを目的としている。

もし、労働者の能力差が見せかけの企業規模間の賃金格差となっていることが明らかになれば、労働者は就職先を考える場合に、企業規模にこだわる必要はない。したがって、企業規模間の労働力の流動化が期待でき、それに伴い企業規模間賃金格差も縮小するはずである。しかし、純粋な規模間賃金格差が存在するのなら、依然として労働市場は二重構造となり、大企業への就業希望者は、職が得られなかった場合に自発的失業者となる可能性がある。

近年、女性や高齢者の労働意欲の高まりと共に、労働供給が増加している。また、地元での就職希望者も増えているが、地元到大企業がないことがそれを阻む原因となっている。このような労働供給側のニーズを受け入れるだけの労働需要を創出するには、雇用の流動化を進め、労働市場の二重構造をなくしていく必要がある。もし、純粋な企業規模間格差が存在するのなら、それを解消するための政策が求められるであろう。

通常、賃金を職種で回帰したクロスセクション分析で得られる規模間賃金格差には、純粋な規模間賃金格差に加えて、企業規模間で観察されない個人の能力の水準が異なることから生じる賃金格差も含まれている。本稿では、同一個人が異なる規模の企業に転職した場合の賃金変化を分析することにより、このような個人の能力差による影響を除いた場合に、純粋な企業規模間賃金格差がどの程度存在するのかを明らかにする。

利用したデータは(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』(1993年、1994年)である。このデータでは1500人の女性を対象に、平成3年より毎年調査を行っているものであり、本人と夫の就業先の企業規模、産業、職種や賃金の情報が得られる。したがって、1993年から1994年の間に転職した人のデータを利用して、転職に伴う賃金変化を分析することが可能である。具体的には、職種間で転職した労働者の転職前後の賃金変化を用いて職種間賃金格差を計測し、クロスセクション分析による職種間賃金格差の結果と比較している。

2. 規模間格差に関する先行研究

転職にともなう賃金変化をもとに、個人属性をコントロールするという方法は、玄田(1996)によって規模間賃金格差の研究に応用されている。しかし、彼は、小企業から大企業への転職者にデータを絞った上、小企業の賃金には大企業での訓練に必要な資質は反映しないと仮定している(分析に用いられた『雇用動向調査』では、前職の賃金水準の情報が得られないということも、この仮定がおかれた原因であろう)。

その結果、小企業から大企業への賃金変化が小さいほど、規模間で個人の資質の差が小さいというモデルを展開している。実際には、小企業において賃金のばらつきは大きいことから、小企業で高い生産性を発揮していたものが、大企業でも高い生産性を発揮するが、平均的に小企業で働くものの生産性が低いと解釈する方が自然であろう。本稿での想定は、転職に伴う賃金変化が小さいほど、個人能力が賃金にもともと反映されていたと考えている。

Hashimoto and Raisian(1985)は、70年代の日米の労働市場の比較分析を行った。その中で、日本の労働市場が二重構造であることに注目し、企業規模別に勤続年数と賃金との関係を見ている。その結果、日本では、大企業の賃金プロファイルの方が急であるが、中小企業の賃金プロファイルの傾きも、アメリカと比較すると急であることが示された。また、大企業の勤続年数の方が長いことも示された。1992年に発表された論文では、80年代の日本のデータを用いて再び分析を行っているが(Hashimoto and Raisian(1992))、その結果、規模間格差は依然として存在するが80年代はその差が縮小する傾向にあることを示した。

Okazaki(1993)は、日本の製造業の企業規模別生産性プロファイルと賃金プロファイルを求め、賃金プロファイルの傾きが、シャーキングモデルで説明できるか、シェアリングモデルで説明できるかを分析している。結果は、中小企業では生産性プロファイルの傾きよりも賃金プロファイルの傾きの方が大きいので、サボタージュを防ぐために回顧された場合の機会費用を高く設定するシャーキングモデルで説明できる。一方、大企業では、45歳までに離職した場合は賃金プロファイルの傾きよりも生産性プロファイルの傾きが大きく、人的資本理論のシェアリングモデルがあてはまるが、45歳を過ぎても働く場合は、両プロファイルの関係が逆転するので、シャーキングモデルで説明できるとしている。

3. 分析手法

観察されない労働者の属性をコントロールする方法は、同一の労働者が異なる企業規模に転職した場合に発生する賃金の変化を分析することである。実際、Gibbons and Katz(1988)は、転職により産業間を移動した労働者の一階の階差をとってそれを産業ダミー変数によって説明するというモデルを用いて純粋な産業間賃金格差を推定している。本稿では、Gibbons and Katz(1992)の手法を企業規模間賃金格差の分析に応用して、日本のマイクロデータを用いて分析する。

個人の能力差を取り除いた純粋な職種間賃金格差が存在するかを分析する手順を以下に示す。

まず、労働者の1年間の賃金変化率を1年間の属性の変化や企業規模の変化で説明する式を推定する。この方法により、同一個人が異なる規模の企業に転職した場合の賃金変化が得られ、観察されない個人の属性を取り除いた純粋な企業規模間賃金格差が推定できる。これを、純粋規模間格差と呼ぶことにする。さらに、賃金率対数を同時点の個人の属性や個人の従事する企業の属性等で回帰するクロスセクション分析を行う。この場合に得られる企業規模間賃金格差は、企業規模別の労働者の観察されない属性の差と純粋な規模間賃金格差の双方を含んだ粗規模間賃金格差である。これを、クロスセクション規模格差と呼ぶ。そして、純粋規模格差とクロスセクション規模格差の相関を調べる。両者に高い相関関係が認められると、粗規模間賃金格差の中に占める純粋規模格差が大きいことを意味するため、個人の能力差よりも企業規模の違いが賃金格差を生じさせていると判断される。

具体的な推定式を説明しよう。まず、クロスセクション規模格差の推定は、次の(1)式に基づいて行なった。

$$\ln w_{it} = X_{it}\delta + \sum \alpha_j D_{ijt} + u_{it} \quad (1)$$

$\ln w_{it}$ は、個人*i*の*t*期における賃金率¹の対数、 X_{it} は個人や企業の属性、 D_{ijt} は個人*i*が*t*期に企業規模*j*で企業で働いていた時1、それ以外はゼロをとる企業規模ダミー変数、 u_{it} は誤差項とする。個人や企業の属性には、性別、勤続年数²、勤続年数の2乗項、年齢、年齢の2乗項、有配偶者ダミー、教育年数³、正社員を1、それ以外を0とする、正社員ダミー、職種ダミー（7分類）、産業ダミー（11分類）⁴を用いた。企業規模は、従業員数1000人以上を大企業、従業員数が100人以上999人以下を中企業、従業員数99人以下を小企業とし、小企業をベースとした。1993年と1994年の各年で、クロスセクション分析を行った。ここで、 α_j は純粋企業規模格差と、企業規模と相関する個人の観察されない能力とからなると仮定する。

続いて、純粋職種格差の推定は、観察できない能力の影響を排除するため、一階の階

¹ 賃金率は年収を年間労働時間で除した時間当たり賃金を用いた。配偶者に関する情報からは、年間労働時間がわからないので、男性は年収を12で割った月収を用いた。比較のために女性でも同様に月収を利用した分析も行った。

² 使用したデータでは、転職前の勤続年数を問う項目はないが、最初に勤務した会社での勤続年数と現在までの経験年数が分かるので、転職1回目と2回目の人に関しては勤続年数が分かる。

³ 教育年数は最終学歴が中学校であれば9年、高等学校であれば12年、専門学校・専修学校、短大、高専であれば14年、4年生大学であれば16年、大学院であれば18年とした。

⁴ 職種分類の内訳は、管理職、専門職、技術職、教員、事務職、技術職、販売サービス職で、教員をベースとした。産業分類の内訳は、農林業、漁業・水産業、鉱業、建設業、製造業、卸売・小売業、金融・保健・不動産業、運輸・通信業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業、その他で、電気・ガス・水道・熱供給業をベースとした。

差をとった（2）式を推定した。

$$\Delta \ln w_{it} = \Delta X_{it} \delta + \sum \beta \Delta D_{ijt} + \text{ten}_{it} + \Delta u_{it} \quad (2)$$

ここで、 $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ である。tは現在を意味し、t-1は1年前の時点の意味する。すなわち、被説明変数としてt期の賃金率の対数からt-1期の賃金率の対数を引いたものを取り、説明変数としてt期とt-1期の個人や会社の属性の階差、t期の企業規模ダミーからt-1期の企業規模ダミーを引いた値、さらに1年間に会社を変った場合を1、それ以外を0とする転職ダミー（ ten_{it} ）をとった。単純化のために、時間に特有の属性は存在しないと仮定する。したがって、 Δu_{it} は標準線形回帰モデルの誤差項の仮定を満たす。（1）式の係数 α_j と（2）式の係数 β_j の値が近い場合には、クロスセクション規模格差が、純粋規模格差を意味しており、観察されない個人の能力格差の重要性は小さいことを意味する⁵。

4. データ

使用したデータは、『消費生活に関するパネル調査』（1993年、1994年）である。この調査は（財）家計経済研究所が1993年より始めた調査で、1993年10月時点で24歳から34歳の女性1500人を対象に毎年行っている。調査は1993年は10月時点、1994年は9月時点での状態に答えさせている。データからは、家計の消費に関する情報の他に、本人や配偶者、両親の属性、就業状態、賃金、職種、産業に関する情報も得られる。

本研究では、1993年と1994年ともに働いている女性を対象としている。自営業や公務員は除き、会社従業者に限っている。女性は正社員に限るとサンプル数が少なくなるので、パート等も含んだサンプルと、正社員に限ったサンプルの両方で分析を行った。男性のサンプルは、配偶者の情報から得た。両年とも配偶者がおり、かつ、配偶者が両年とも会社勤務している場合に、1年間に離婚しなかったものと仮定し、配偶者の情報を男性のサンプルとして利用した。この場合も、自営業と公務員を除いている。1993年のデータからは、配偶者の時間給を割り出すことができないので、年収を12で割った、月収を賃金に利用した。また、配偶者はほとんどが正社員であるので、男性は正社員に限ったデータを用いた。

分析に必要なデータが得られたサンプルは、1993年のデータでは、女性労働者労働者577人（内正社員420人）、男性正社員642人である。1994年のデータでは、女性労働者470人（内正社員352人）、男性正社員609人である。1993年、1994年ともに働いている場合は、女性サンプル（労働者）434人中転職者は37人、男性サンプル（正社員）

⁵ Gibbons and Katz(1988)は、転職者のデータのみを用いて職種間賃金格差の分析しているが、さらに観察されない能力の分析方法として、転職前の職種が転職後の賃金に与える影響を分析している。本研究では転職者のデータが非常に少ないので、観察されない能力の分析は省いた。

548 人中転職者は 29 人である。女性サンプルを正社員に限ると、324 人中転職者は 10 人である。

5. 分析結果

まず、1993 年と 1994 年の各年でクロスセクション分析を行った結果を表 1.1 から表 2.2 に示す。表 1.1、表 1.2 は被説明変数に賃金率を用いて、女性の 1993 年と 1994 年のクロスセクション分析の結果である。第 1 列は女性正社員に限った分析、第 2 列は女性労働者全体の分析結果である。

女性労働者全体の結果を見ると、1993 年、1994 年ともに企業規模のダミーは有意に聞いている。そのほかに有意に効いている変数としては、1993 年の結果では、勤続年数の 1 次項、教育年数、正社員ダミーがプラスに、有配偶者ダミーがマイナスに効いている。職種ダミーでは、事務職と技能職がマイナスで有意に効いており、ベースの教員よりも賃金が高いことがわかる。産業ダミーでは金融・保険・不動産業がプラスに有意に効いており、ベースの電気・ガス・水道・熱供給業よりも賃金が高いことがわかる。

女性労働者の 1994 年の分析結果では、勤続年数の 1 次の項が有意に効かなくなるが、有配偶者ダミーがマイナスに、正社員ダミーがプラスになるのは同じである。また、専門職が教員よりも有意に賃金が高く、技能職は有意に賃金が高い。産業で有意な変数は得られなかった。また 1 年間に転職した者は、被転職者に比べ賃金が高いことがわかる。正社員に限った分析に関しても労働者全体の場合とほぼ同様の結果が得られている。

表 2.1 と表 2.2 は、被説明変数に月収対数をとって、1993 年と 1994 年のクロスセクション分析を、男女別に行っている。月収対数をとったのは、1993 年では男性の年間労働時間を求めることができなかったため、男女比較を行うためである。男女ともに、企業規模ダミーは有意に聞いている。その他に、1993 年の推計結果では、勤続年数の 1 次の項、教育年数が男女でプラスに、有配偶者ダミーがマイナスに効いている。女性では事務職と技能職がマイナスに効いているが、男性の職種ダミーは有意ではない。また産業ダミーは男性の製造業が有意水準 10% で有意にマイナスになっているだけである。

1994 年の結果では、勤続年数 1 次の項は男性でのみプラスに有意である。女性では、勤続年数の 2 次の項は有意であるが、1 次の項は有意ではない。その他に強く効いている変数としては、男女の教育年数、女性の専門職ダミーがプラスに、女性の販売サービス職ダミーがマイナスに効いている。また、転職ダミーは男女共に有意にマイナスに効いており、男女ともに 1 年間に転職した人の賃金は被転職者の賃金に比べて低くなることわかる。以上のクロスセクション分析の結果からは、男女とも企業規模間賃金格差が観察された。

続いて、純粋な企業規模間格差が存在するかを分析した(2)式の推計結果を、表 3.1 から表 3.2 に示す。表 3.1 は被説明変数に賃金率対数の階差をとった場合の女性労働者と女

性正社員の推計結果⁶、表 3.2 は被説明変数に月収対数の階差をとった場合の男女正社員の結果を示している。その結果、女性では企業規模ダミーの階差をはじめ、ほとんどの変数で有意な値が得られなかった。一方、男性では大企業ダミーが有意にプラスに効いている。クロスセクション規模格差は、大企業ダミーの係数をみると、1993 年が 0.2275、1994 年が 0.2453 であった。階差モデルの大企業ダミー階差の係数は 0.1385 である。したがって、女性では純粋規模格差は存在せず、クロスセクション規模格差のほとんどが観察されない能力差であることが予想されるのに対して、男性では、クロスセクション分析による大企業のプレミアムの半分強が、純粋な規模間賃金格差で説明できることが示された。

規模以外の変数についてみると、男性の産業ダミーで有意に効くものがいくつかみられる。漁業・水産業、工業、卸売・小売業は、ベースとなる電気・ガス・水道・熱供給業よりも有意に低い値を取っている。男性ではクロスセクション分析の産業ダミーはほとんど有意に効いていなかったことを考えると、純粋な産業格差は存在するが、各産業に従事する労働者の能力の偏りにより、その差が平準化されているととれる。一方、女性では、クロスセクション分析の結果、いくつかの職種ダミーが有意に効いていたが、1 階の階差をとった分析結果では、職種ダミーの階差の変数は有意ではないことから、クロスセクション職種格差は能力格差を表しているに過ぎないことが予想される。

6. むすび

本研究の結果より、男性のクロスセクション規模間格差の約半分強が純粋規模間格差で説明できるが、女性の場合は純粋規模間格差は観察されず、ほとんどが能力差であることが示された。また、企業規模以外にも、職種や産業をコントロールしているが、クロスセクション分析の産業格差は有意に効いているものが見られなかった。クロスセクション職種格差については、女性においていくつかの職種が有意に効いていた。

本研究では、男性の純粋規模間賃金格差が観察されたが、効率賃金モデルに基づいて企業規模間賃金格差を説明している研究に、Bulow and Summers(1986)がある。二つのセクターが存在するとしよう。労働者は第 1 セクターの企業を解雇されると第 2 セクターの企業に雇用される。第 1 セクターの企業は賃金の他に、監視コストを支払うとする。怠業の発見確率が高くなるほど、監視コストは高くなる。第 1 セクターの企業は、労働者が怠業を行わない条件のもとで、賃金と監視コストの和の最小化を図る。その結果、賃金プレミアムは直接生産性に影響するという結果が得られる。このモデルを企業規模間賃金格差に当てはめる。大企業では規模の経済が働くので労働供給の価格を低く押さえることができるが、一方で、怠業を発見するのが困難であるため監視コストがかかる。したがって、監視コストのかわりに高い賃金を支払うことで生産性を高める。

⁶ 女性正社員の階差モデルでは、1993 年、1994 年ともに正社員の女性を対象としている。

女性において規模間格差は観察されなかった。この原因として考えられるのは、女性は賃金以外の企業規模別プレミアムを重視するということである。大企業の場合は、中小企業に比べて、週休二日制が定着し、その他の福利厚生も充実している。女性が賃金よりもこれらの面を重視するならば、賃金を高めずとも大企業にとどまるためのインセンティブが生じ、女性の怠業を抑制させる。したがって、大企業は女性の賃金を高くする必要はなくなる。

今回の分析の問題点は、転職者のデータが少ないことであるが、一方で職種や産業、企業規模の 3 つの情報が全て得られているという利点もある。クロスセクション分析において職種や産業があまり有意に効いていなかったが、原因として考えられるのは、女性の場合、若年層（1993 年時点で 24 歳-34 歳）に限られていることである。サンプルの配偶者の年齢について記すと、1993 年時点で最小値 22 歳、最大値 54 歳、平均は 33 歳であった。そのうち、99 パーセンタイルが 45 歳以下であり、25 パーセンタイルは 30 歳、75 パーセンタイルは 36 歳であることから、男性のサンプルも若年層から中年層にかけての比較的若い分布であることがわかる。若年層では職種や産業でそれほど賃金に差がつかないことが予想される。

奥井・大竹(1997)は、Gibbons and Katz(1992)を日本の職種間賃金格差に応用した研究を行っている。彼らの分析結果では、男女ともに日本のクロスセクション職種間賃金格差の約 6 割が純粋な職種間賃金格差で説明され、残りが観察されない個人の能力の影響を示しているという結果を得た。本研究ではクロスセクション職種間賃金格差は、女性でのみ観察され、そのうち純粋職種格差は観察されなかった。奥井・大竹(1997)が用いたデータは転職者のみのデータで、サンプル数も男女合わせて 6000 人である。本研究では転職者と非転職者を含んだデータでサンプル数も少なく、サンプルの年齢層が若年層から中年層にかけてと限られている。こういったデータの制約が結果の違いに影響したと考えられる。

橘木・太田(1992)は、観察可能なさまざまな要因を取り除いた後の日本の産業間賃金格差を分析している。その結果、他の要因をコントロールした後もかなりの賃金格差が存在することが示されている。本研究では、産業間賃金格差はほとんど観察されなかったが、これもサンプル数や年齢層といったデータの制約が影響を与えていると思われる。また、橘木・太田(1992)が用いたサンプルはパネルデータではないので、観察されない要因のコントロールは行っていない。今後は、サンプル数を充実させたパネルデータの分析が望まれる。

<参考文献>

- 玄田有史(1996) 「「資質」か「訓練」か?—規模間賃金格差の能力差説—」, 『日本労働研究雑誌』, No.430, pp.17-29.
- Gibbons, Robert and Katz, Lawrence(1992) “Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials?”, *Review of Econometric Studies*, Vol.59, pp.515-535.
- Hashimoto, Masanori and Raisian, John(1992) “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply”, *The American Economic Review*, Vol.82, No.1, pp.346-354.
- Hashimoto, Masanori and Raisian, John(1985) “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States”, *The American Economic Review*, September, Vol.75, No.4, pp.721-735.
- Okazaki, Keiko(1993) “Why is the Earnings Profile Upward-Sloping? The Sharing Model vs the Shirking Model”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.7, pp.297-314.
- 奥井めぐみ・大竹文雄(1997) 「職種格差」か「能力格差」か?——職種間賃金格差に関する実証分析——」, 『日本労働研究雑誌』, No.449, pp.37-49.
- 橘木俊詔・太田聰一(1992) 「日本の産業間賃金格差」, 橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』(有斐閣) 第8章。

表 1.1 1993年の賃金関数の推計

	被説明変数は賃金率の対数			
	女性正社員		女性	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
勤続年数	0.0625	0.0215 ***	0.0559	0.0198 ***
勤続年数2乗	-0.0022	0.0016	-0.0015	0.0015
年齢	0.0935	0.1512	0.0508	0.1366
年齢2乗	-0.0016	0.0027	-0.0008	0.0024
有配偶者	-0.0559	0.0574	-0.1426	0.0525 ***
教育年数	0.0277	0.0135 **	0.0313	0.0128 **
正社員			0.1962	0.0577 ***
大企業	0.2890	0.0636 ***	0.2511	0.0597 ***
中企業	0.1883	0.0560 ***	0.1556	0.0518 ***
管理職	-0.1711	0.2081	-0.1691	0.2089
専門職	-0.0148	0.0722	0.0664	0.0695
技術職	0.1136	0.1423	0.1002	0.1389
事務職	-0.2011	0.0819 **	-0.1462	0.0727 **
技能職	-0.3126	0.0679 ***	-0.2800	0.0617 ***
販売サービス職				
農林業	0.3486	0.4817	0.3107	0.5258
漁業・水産業	-0.2439	0.4829	-0.1599	0.3911
鉱業	0.4974	0.2787 *	0.4683	0.3017
建設業	0.3033	0.1829 *	0.2602	0.1877
製造業	0.1864	0.1673	0.1483	0.1744
卸売・小売行	0.2233	0.1708	0.2079	0.1772
金融・保険・不動産業	0.3705	0.1735 **	0.3058	0.1800 *
運輸・通信業	0.2903	0.1965	0.2576	0.1992
サービス業	0.2250	0.1690	0.2175	0.1744
その他	0.1769	0.2783	-0.0238	0.2651
定数項	4.8731	2.1495 **	5.2565	1.9602 ***
調整済み決定係数	0.2174		0.2829	
サンプル数	420		577	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意

表 1.2 1994年の賃金関数の推計

	被説明変数は賃金率の対数			
	女性正社員		女性	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
勤続年数	-0.0233	0.0289	0.0021	0.0258
勤続年数2乗	0.0023	0.0018	0.0012	0.0017
年齢	0.1419	0.1805	0.0998	0.1581
年齢2乗	-0.0024	0.0031	-0.0017	0.0027
有配偶者	-0.0599	0.0659	-0.1103	0.0578 *
教育年数	0.0244	0.0147 *	0.0209	0.0141
正社員			0.1958	0.0649 ***
大企業	0.3429	0.0767 ***	0.3322	0.0676 ***
中企業	0.2332	0.0662 ***	0.1912	0.0582 ***
管理職	0.2452	0.2886	0.2294	0.2973
専門職	0.2003	0.0811 **	0.2266	0.0735 ***
技術職	0.2654	0.1705	0.2299	0.1536
事務職	-0.0637	0.0979	-0.0531	0.0846
技能職	-0.2600	0.0885 ***	-0.2532	0.0748 ***
販売サービス職				
農林業				
漁業・水産業	0.4794	0.5493	0.4949	0.5670
鉱業	0.4072	0.4280	0.3835	0.4402
建設業	0.4100	0.2640	0.4122	0.2692
製造業	0.2011	0.2521	0.2018	0.2589
卸売・小売行	0.4274	0.2578 *	0.3546	0.2629
金融・保険・不動産業	0.4680	0.2573 *	0.3929	0.2632
運輸・通信業	0.3077	0.2737	0.1447	0.2733
サービス業	0.1773	0.2530	0.2268	0.2588
その他	0.6988	0.4239 *	0.6645	0.4376
転職ダミー	-0.5220	0.1304 ***	-0.2383	0.0931 **
定数項	4.3253	2.6819	4.7598	2.3761 **
調整済み決定係数	0.2084		0.2692	
サンプル数	352		470	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意

表 2.1 1993年の賃金関数の推計

被説明変数は月収の対数

	女性正社員		男性正社員	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
勤続年数	0.0710	0.0183 ***	0.0173	0.0067 ***
勤続年数2乗	-0.0028	0.0014 **	-0.0002	0.0003
年齢	0.0921	0.1298	0.0306	0.0270
年齢2乗	-0.0015	0.0023	-0.0003	0.0004
有配偶者	-0.1720	0.0492 ***		
教育年数	0.0335	0.0115 ***	0.0378	0.0063 ***
大企業	0.2637	0.0545 ***	0.2275	0.0328 ***
中企業	0.1247	0.0479 ***	0.0763	0.0279 ***
管理職	-0.0602	0.1787	0.1657	0.1765
専門職	0.0730	0.0613	0.0214	0.1949
技術職	0.1428	0.1221	-0.0574	0.1676
事務職	-0.1161	0.0700 *	-0.0277	0.1672
技能職	-0.1995	0.0583 ***	-0.1115	0.1688
販売サービス職			-0.1337	0.1682
農林業	0.1926	0.4134	0.2503	0.2106
漁業・水産業	-0.3097	0.4145	0.1080	0.1746
鉱業	0.0931	0.2392	-0.0382	0.1407
建設業	0.1571	0.1570	-0.0056	0.0691
製造業	0.0602	0.1436	-0.1212	0.0666 *
卸売・小売行	0.1400	0.1465	-0.0709	0.0709
金融・保険・不動産業	0.2160	0.1490	0.0795	0.0761
運輸・通信業	0.1859	0.1686	-0.0867	0.0724
サービス業	0.1259	0.1450	-0.0208	0.0699
その他	0.0940	0.2389	0.0010	0.2904
定数項	10.0129	1.8447 ***	11.5039	0.4724 ***
調整済み決定係数	0.2465		0.3743	
サンプル数	422		642	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意

表 2.2 1994年の賃金関数の推計

	被説明変数は月収の対数			
	女性正社員		男性正社員	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
勤続年数	-0.0379	0.0272	0.0188	0.0078 **
勤続年数2乗	0.0034	0.0017 **	-0.0005	0.0003
年齢	0.2922	0.1670 *	-0.0186	0.0281
年齢2乗	-0.0050	0.0028 *	0.0005	0.0004
有配偶者	-0.1125	0.0617 *		
教育年数	0.0321	0.0138 **	0.0377	0.0097 ***
大企業	0.3211	0.0719 ***	0.2453	0.0331 ***
中企業	0.2102	0.0618 ***	0.0581	0.0282 **
管理職	0.3362	0.2732	0.0922	0.2841
専門職	0.2179	0.0767 ***	0.0861	0.2958
技術職	0.3132	0.1613 *	-0.0817	0.2782
事務職	-0.0453	0.0893	-0.0800	0.2780
技能職	-0.2333	0.0819 ***	-0.1965	0.2782
販売サービス職			-0.1514	0.2785
農林業			0.0352	0.2145
漁業・水産業	0.4457	0.5097	0.1454	0.1620
鉱業	0.3281	0.3930	-0.2720	0.1791
建設業	0.2764	0.2288	0.0034	0.0864
製造業	0.1197	0.2140	-0.0821	0.0836
卸売・小売行	0.3811	0.2219 *	-0.0823	0.0875
金融・保険・不動産業	0.3939	0.2215 *	0.0655	0.0919
運輸・通信業	0.1985	0.2368	-0.0337	0.0883
サービス業	0.1528	0.2169	-0.0423	0.0865
その他	0.5058	0.3896		
転職ダミー	-0.6621	0.1233 ***	-0.1480	0.0566 ***
定数項	7.3876	2.4734 ***	12.4555	0.5551 ***
調整済み決定係数	0.2561		0.3526	
サンプル数	360		609	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意

表 3.1 賃金変化率の回帰分析

女性階差モデル

賃金率対数の階差	女性		女性正社員	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
有配偶者	-0.1075	0.1438	-0.1189	0.1555
正社員	-0.0991	0.1161		
大企業	-0.0826	0.1204	0.1819	0.1474
中企業	0.0223	0.0957	0.1315	0.1172
管理職	-0.3725	0.4362	-0.0717	0.5213
専門職	-0.2199	0.2701	-0.1106	0.3546
技術職	0.1633	0.4955	0.1442	0.6387
事務職	-0.2434	0.1632	-0.1424	0.2135
技能職	0.0421	0.1600	0.1779	0.2007
販売サービス職				
農林業				
漁業・水産業				
工業				
建設業	0.6140	0.4603	1.0076	0.6329
製造業	0.2421	0.2966	0.1159	0.3092
卸売・小売業	0.3547	0.3426	-0.1138	0.4786
金融・保険・不動産業	0.3813	0.3785	0.8107	0.4543 *
運輸・通信経	-0.2423	0.5345	0.2875	0.5319
サービス業	0.2177	0.3271	-0.3040	0.4633
その他	-0.4283	0.5511		
転職ダミー	-0.1990	0.1066 *	-0.1913	0.1793
定数項	0.0211	0.0299	0.0021	0.0314
調整済み決定係数	0.0066		0.0279	
サンプル数	434		317	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意

表 3.2 賃金変化率の回帰分析

階差モデル

月収対数の階差	女性正社員		男性正社員	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
有配偶者	-0.0591	0.1267		
大企業	0.0170	0.1201	0.1385	0.0479 ***
中企業	0.0171	0.0955	0.0351	0.0325
管理職	0.1439	0.4248	0.0918	0.1499
専門職	0.0263	0.2890		
技術職	0.0548	0.5205	-0.0367	0.1264
事務職	-0.1176	0.1740	0.1263	0.1347
技能職	0.2614	0.1636	0.0795	0.1311
販売サービス職			0.0827	0.1366
農林業				
漁業・水産業			-0.8696	0.2330 ***
工業			-0.5565	0.2291 **
建設業	0.6275	0.5158	-0.0965	0.0863
製造業	-0.0785	0.2520	-0.2193	0.0787 ***
卸売・小売業	-0.2914	0.3900	-0.1848	0.0884 **
金融・保険・不動産業	0.4131	0.3702	-0.0616	0.1495
運輸・通心経	0.2228	0.4334	-0.1197	0.0996
サービス業	-0.5430	0.3776	0.0089	0.0789
その他			-0.0617	0.2291
転職ダミー	-0.2570	0.1461 *	-0.1456	0.0426 ***
定数項	0.0285	0.0253	0.0632	0.0096 ***
調整済み決定係数	0.0428		0.0666	
サンプル数	324		563	

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...10%水準で有意

表 A1.1 非転職者の企業規模別賃金変化率
賃金率対数階差

	女性労働者			女性正社員		
	平均	S.D.	人数	平均	S.D.	人数
大企業	0.033921	0.376438	95	0.006714	0.354009	81
中企業	0.014124	0.581511	128	0.001087	0.555035	109
小企業	0.029797	0.582651	174	-0.00499	0.558173	117
合計	0.025731	0.538945	397	0.000255	0.50953	307

表 A1.2 非転職者の企業規模別賃金変化率
月収対数階差

	女性正社員			男性正社員		
	平均	S.D.	人数	平均	S.D.	人数
大企業	2.489343	0.270805	83	2.581524	0.191117	127
中企業	2.531214	0.434339	112	2.515384	0.173627	173
小企業	2.504909	0.475245	119	2.545734	0.224413	234
合計	2.510177	0.414181	314	2.544413	0.202437	534

表 A2.1 転職者の企業規模別賃金変化率

		賃金率対数階差							
		女性労働者				女性正社員			
		現在				現在			
1年前		大企業	中企業	小企業	合計	大企業	中企業	小企業	合計
大企業	階差	-0.10084	0.104628	-0.37649	-0.15486			-3.39192	-3.39192
	S.D.	0.083458	0.350991	2.332294	1.456728			0	0
	n	2	3	4	9	0	0	1	1
中企業	階差	-0.61846	-0.96695	-0.47873	-0.56403	0.005786		-0.20844	-0.13703
	S.D.	0.882822	0	0.778372	0.708926	0		0.606202	0.446137
	n	2	1	6	9	1	0	2	3
小企業	階差	0.493993	-0.19469	-0.09625	-0.02896	0.156004	0.175204	0.202924	0.190484
	S.D.	0.6054	0.463783	0.625241	0.601398	0	0	0.109913	0.087503
	n	3	5	11	19	1	1	4	6
合計	階差	0.006197	-0.18072	-0.25891	-0.18974	0.080895	0.175204	-0.42816	-0.26601
	S.D.	0.711396	0.496257	1.093015	0.9017	0.106221	0	1.346427	1.130775
	n	7	9	21	37	2	1	7	10

表 A2.2 転職者の企業規模別賃金変化率

		月収対数階差							
		女性正社員				男性正社員			
		現在				現在			
1年前		大企業	中企業	小企業	合計	大企業	中企業	小企業	合計
大企業	階差			-0.52078	-0.52078	2.205193	2.389597		2.297395
	S.D.			0	0	0	0		0.130394
	n	0	0	1	1	1	1	0	2
中企業	階差	2.65196		2.351557	2.451692		2.461235	2.223531	2.342383
	S.D.	0		0.31922	0.28466		0.042319	0.440838	0.316543
	n	1	0	2	3	0	4	4	8
小企業	階差	2.484906	2.821379	2.455106	2.521118	2.609499	2.536174	2.433861	2.464645
	S.D.	0	0	0.129889	0.178612	0	0.274406	0.584635	0.512293
	n	1	1	4	6	1	4	14	19
合計	階差	2.568433	2.821379	2.000394	2.196101	2.407346	2.486582	2.387121	2.419383
	S.D.	0.118125	0	1.124166	0.973698	0.285888	0.177863	0.55115	0.445554
	n	2	1	7	10	2	9	18	29

表 A3.1 各変数の平均値

女性1993	サンプル数	平均	S.D.	Min	Max
賃金率対数	579	6.972209	0.585958	3.036554	9.17112
年収対数	592	11.99991	0.727743	7.418581	13.34551
勤続年数	660	4.155682	3.483806	0	16.5
年齢	663	28.10709	3.241395	24	34
有配偶者ダミー	663	0.419306	0.493818	0	1
教育年数	663	13.2368	1.809601	0	18
正社員ダミー	663	0.671192	0.470135	0	1
男性1993					
年収対数	661	12.80104	0.356101	11.66708	13.96966
勤続年数	686	9.088678	5.784228	0.166667	28.41667
年齢	714	32.81793	4.78871	22	51
教育年数	714	13.59944	2.248091	0	18
正社員ダミー	714	1	0	1	1
女性1994					
賃金率対数	520	6.894325	0.704682	3.244194	8.765655
年収対数	533	11.94613	0.850305	6.725434	13.47067
勤続年数	518	5.143662	3.707595	1	17.5
年齢	606	29.24917	3.301734	25	35
有配偶者ダミー	606	0.465347	0.49921	0	1
正社員ダミー	606	0.650165	0.477312	0	1
男性1994					
年収対数	625	12.85565	0.341016	11.3306	14.04596
勤続年数	654	9.964959	5.890495	1	27.5
年齢	681	33.83113	4.706313	23	52
正社員ダミー	681	1	0	1	1
女性階差					
賃金率対数階差	434	0.007361	0.580405	-3.39192	3.332989
年収対数階差	449	0.046242	0.507124	-3.00568	3.749504
男性階差					
年収対数階差	584	0.051673	0.227568	-1.63316	1.312186

表 A3.2.1 職種別人員構成

	女性1993		男性1993	
	サンプル数	Percent	サンプル数	Percent
			23	3.22
専門職	6	0.9	8	1.12
技術職	87	13.12	129	18.07
教員	20	3.02	4	0.56
事務職	309	46.61	195	27.31
技能職	89	13.42	251	35.15
販売サービス	152	22.93	104	14.57
Total	663	100	714	100

	女性1994		男性1994	
	サンプル数	Percent	サンプル数	Percent
			24	3.52
専門職	3	0.5	7	1.03
技術職	84	13.86	117	17.18
教員	18	2.97	2	0.29
事務職	265	43.73	202	29.66
技能職	91	15.02	236	34.65
販売サービス	145	23.93	93	13.66
Total	606	100	681	100

表 A3.2.2 産業別人員構成

	女性1993		男性1993	
	サンプル数	Percent	サンプル数	Percent
農林業	3	0.45	3	0.42
漁業・水産	3	0.45	3	0.42
鉱業	4	0.6	5	0.7
建設業	37	5.58	110	15.41
製造業	131	19.76	203	28.43
卸売・小売	145	21.87	120	16.81
金融・保険・不動産	72	10.86	58	8.12
運輸・通信	25	3.77	68	9.52
電気・ガス・水道・熱供給	5	0.75	21	2.94
サービス	226	34.09	116	16.25
その他	6	0.9	2	0.28
無回答	6	0.9	5	0.7
Total	663	100	714	100

	女性1994		男性1994	
	サンプル数	Percent	サンプル数	Percent
農林業	1	0.17	2	0.29
漁業・水産	3	0.5	4	0.59
鉱業	3	0.5	3	0.44
建設業	35	5.78	107	15.71
製造業	117	19.31	196	28.78
卸売・小売	144	23.76	118	17.33
金融・保険・不動産	69	11.39	54	7.93
運輸・通信	27	4.46	72	10.57
電気・ガス・水道・熱供給	3	0.5	14	2.06
サービス	197	32.51	111	16.3
その他	2	0.33		
無回答	5	0.83		
Total	606	100	681	100

第3章 日本の規模別賃金プロファイルに関する分析

——電気機器産業の場合——

1. はじめに

日本の賃金プロファイルの形状に企業規模間格差があることは、過去の研究において指摘されている。小池(1991)は、「賃金構造基本統計調査」の集計データを用いて、企業規模別の賃金プロファイルを示している。そして、「一般に大企業はいわゆる年功カーブであるのに対し、小企業は30代なかば勤続10年層以降よこばいで、それがそれ以降の賃金格差を大きくしている」としている。また、その格差は1954年から1988年にかけて縮小していることも指摘している。

賃金プロファイルの企業規模間格差は、何で説明できるのであろうか。賃金プロファイルの傾きよりも生産性プロファイルの傾きの方が大きければ、訓練費用を企業と労働者がシェアしているので、人的資本理論のシェアリングモデルが当てはまると解釈できる。一方、賃金プロファイルの傾きが生産性プロファイルの傾きよりも大きい場合は、会社を解雇された時の機会費用を高めることで、怠業や離職を抑制しており、効率賃金仮説のシャーキングモデルが当てはまる。したがって、どのモデルが適用されるかを考えるには、賃金プロファイルと生産性プロファイルとの形状を確認することが必要である。企業規模によって異なるモデルが適用されることが確認されるならば、それによって賃金プロファイルの企業規模間格差を説明することができる。

Okazaki(1993)は、賃金プロファイルと生産性プロファイルの形状を求め、企業規模によって異なるモデルが当てはまることを示した。本研究では、Okazaki(1993)の研究を参考にし、企業の財務データを利用して企業規模別賃金プロファイルと生産性プロファイルの形状を再度求めることを目標にしている。本研究とOkazaki(1993)の研究との違いは、1) 後者は産業別データを用いているが本研究では上場企業の財務データを利用し、産業は電気機器産業に限っている、2) 後者のデータは1976年から1984年にかけての9年間であるが、本研究のデータは1978年から1996年にかけての19年間のデータを利用した、3) 後者はパネル分析を用いていないが本研究では3段階最小2乗法に固定効果モデルを応用して分析を行った、の3点である。

研究結果より、平均従業員数500人、800人をそれぞれ境にして小規模企業と大規模企業に分けた場合には、小規模企業ではシャーキングモデルが観察されるが、大規模企業では生産性プロファイルが賃金プロファイルよりも常に高い。また平均従業員数500人以下の企業グループよりも、平均従業員数800人以下の企業グループの方がシャーキングモデルの成立時期が早くなる。

以下、第2節では過去の研究について触れる。3節では分析方法の説明を行う。4節ではデータについて説明する。5節では分析結果を、6節ではむすびとして今後の課題を述べる。

2. 過去の研究

日本の労働市場において、規模間賃金格差が生じることを示した過去の実証研究を以下に述べる。規模間賃金格差の原因が何であるかを調べた最近の研究では、玄田(1996)がある。彼は、規模間格差が労働者の「資質」の差によるものか、「訓練」の違いによるものかに着目して実証研究を行っている。大企業と小企業の労働者の資質の開きが原因であるならば、小企業から大企業への転職は困難である。また、小企業から大企業へ転職する場合は、資質があると判断されたことになるので、賃金の増加が期待される。一方、職場訓練の効果は、小企業から大企業への転職者の賃金上昇率とは負の相関を持つ。したがって、小企業からの転職者の大企業への就業確率とそれらの労働者が大企業へ転職したときの賃金の上昇率という 2 種類の変数に着目している。分析の結果、規模間賃金格差は訓練の差の影響が強いことを示している。

また Okazaki(1993)は、企業規模別に勤続年数－賃金プロファイルと勤続年数－生産性プロファイルを推計し、賃金プロファイルと生産性プロファイルの傾きとを比較し、シェアリングモデルが当てはまるか、シャーキングモデルが当てはまるかを調べた。生産性プロファイルの傾きが賃金プロファイルの傾きよりも大きければ、シェアリングモデルと一貫しており、賃金プロファイルの傾きが生産性プロファイルより傾きより大きければ、シャーキングモデルと一貫しているといえる。分析結果から、大企業では 45 歳までに離職した場合、シェアリングモデルが当てはまり、45 歳を超えて働いている場合は、シャーキングモデルが当てはまることが示された。また、中小企業ではシャーキングモデルが当てはまることが示された。これは、訓練の差を企業規模間格差の原因とした玄田(1996)の結果とは異なる見解である。

規模間賃金格差の国際比較を行っている研究は、Rebick(1993)が日本とアメリカの規模間格差の比較がある。アメリカでは、規模間格差の 3 分の 1 が教育水準や経験年数の差で説明できるのに対して、日本ではこれらの要因では 10%しか説明できない。日本の大企業は地域の労働市場の状態に対して非弾力的であり、1974 年から 1987 年にかけて規模間格差が増大しているのは、この期間に失業率が増加したことと関連していると思われる。

同じく日本の規模間賃金格差に関して分析したものに、Hashimoto and Raisian (1985)、Hashimoto and Raisian (1992)がある。Hashimoto and Raisian (1985)では、日米の労働市場の比較を行い、日本はアメリカに比べ長期雇用であり、賃金プロファイルの傾きが急であることを示した。また、日本の賃金プロファイルの傾きは、企業規模によっても異なることを示している。Hashimoto and Raisian (1992)では、1980 年代においては、相変わらず右上がりの賃金カーブが存在するが、勤続年数の賃金に対する貢献は大企業では減少していることを示している。小企業ではこの期間を通じて、勤続年数の影響が減少することとはなかった。

3. 分析方法

Okazaki(1993)を参考にして、賃金プロファイルと生産性プロファイルを以下のように定式化する。賃金プロファイルの推計式は、

$$\begin{aligned} \ln w_{it} = & a + a_0 \times \ln V_{it} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \times D_{jit} + a_1 \times \text{age}_{it} + a_2 \times \text{age}_{it}^2 + a_3 \times \text{tenu}_{it} + a_4 \times \text{tenu}_{it}^2 \\ & + a_5 \times \text{ageten}_{it} + a_6 \times \text{mrates}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

とおく。

ここで、 $\ln w_{it}$ は企業*i*の*t*期における平均年間賃金の対数（ここでは平均給与月額に12をかけて対数をとった）、 $\ln V_{it}$ は企業*i*の*t*期における従業員一人当たりの付加価値の対数をとった。付加価値には、営業損益と労務費、減価償却費の和をとった。 D_{jit} は*j*年のyearダミー変数、 age_{it} は従業員の平均年齢、 tenu_{it} は従業員の平均勤続年数、 ageten_{it} は平均年齢と平均勤続年数の交差項、 mrates_{it} は従業員に占める男性従業員の割合である。 ε_{it} は誤差項である。賃金のデフレーターには消費者物価指数を用い、付加価値のデフレーターには総合卸売物価指数を用いた。

次に、生産関数の定式化を行う。

$$\begin{aligned} \ln V_{it} = & c + c_0 \times \ln w_{it} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \times D_{jit} + c_1 \times \text{age}_{it} + c_2 \times \text{age}_{it}^2 + c_3 \times \text{tenu}_{it} + c_4 \times \text{tenu}_{it}^2 \\ & + c_5 \times \text{ageten}_{it} + c_6 \times \text{cl}_{it} + c_7 \times \text{rd}_{it} + c_8 \times \text{BC}_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (2)^1$$

ここで、 cl_{it} は企業*i*の*t*期における資本労働比率である。これは、資本を従業員数で割って対数をとったものである。資本には有形固定資産に原価償却費を足したものをを用いている。 rd_{it} は、研究開発費²を従業員数で割ったものをとった。 BC_{it} はビジネスサイクルの代理変数であり、生産量のトレンドからの乖離をとる。具体的には、BCは各企業の売上高をトレンドで回帰した誤差の推定量を用いた。資本のデフレーターには、民間企業設備投資でデフレーターを用いた。

上のようにして定式化された、賃金関数と生産関数を同時推定する。Okazaki(1993)は3段階最小二乗法を用いて同時に推定している。そこで、Okazaki(1993)と同様に、pooled

¹ Okazaki (1993)では生産関数の変数に女性労働者比率をとっているが、本研究ではデータより得られる変数の関係から、男性従業員比率を加えると同時方程式の階数条件を満たさないので、生産関数の説明変数に男性従業員比率を加えなかった。したがって、本研究では生産性に性差はないと仮定している。

² 研究開発費には、試験研究費と開発費の和をとった。財務諸表の研究開発費は、通常の研究開発の費用は含まれておらず、それらは人件費に振り分けられる。したがって、値がゼロになる場合が多い。Okazaki(1993)では、「科学技術調査報告書」の試験研究費を利用している。この場合、通常の研究開発費も含まれた値が得られる。

データを用い、(1)式と(2)式を3段階最小2乗法により同時に推定した³。これを以下 pooled モデルと呼ぶ。

pooled モデルでは、各企業に特有な属性が存在する場合に、それが十分にコントロールできない恐れがある。すなわち、(1)式と(2)式の誤差項が、それぞれ

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$$

$$v_{it} = \beta_i + \xi_{it}$$

となる可能性がある。 α_i 、 β_i は、それぞれ企業*i*に特有のデータからは観察されない属性である。 α_i と β_i の影響を除去するためには、(1)式と(2)式のすべての変数を各企業の対象期間における平均との階差に変換すればよい。この変換を Within-transformation という。したがって、(1)式と(2)式は、以下のように変換できる。

$$\begin{aligned} (\ln w_{git} - \ln w_{gi}) = & e + e0 \times (\ln V_{it} - \ln V_i) + \sum d_{jt} \times D_{jit} + e1 \times (\text{age}_{it} - \text{age}_i) \\ & + e2 \times (\text{age}_{it}^2 - \text{age}_i^2) + e3 \times (\text{tenu}_{it} - \text{tenu}_i) + e4 \times (\text{tenu}_{it}^2 - \text{tenu}_i^2) \\ & + e5 \times (\text{ageten}_{it} - \text{ageten}_i) + e6 \times (\text{mrte}_{it} - \text{mrte}_i) + \varepsilon^*_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} (\ln V_{it} - \ln V_i) = & g + g0 \times (\ln w_{git} - \ln w_{gi}) + \sum d_{jt} \times D_{jit} + g1 \times (\text{age}_{it} - \text{age}_i) \\ & + g2 \times (\text{age}_{it}^2 - \text{age}_i^2) + g3 \times (\text{tenu}_{it} - \text{tenu}_i) + g4 \times (\text{tenu}_{it}^2 - \text{tenu}_i^2) \\ & + g5 \times (\text{ageten}_{it} - \text{ageten}_i) + g6 \times (\text{cli}_{it} - \text{cli}_i) \\ & + g7 \times (\text{rd}_{it} - \text{rd}_i) + g8 \times (\text{BC}_{it} - \text{BC}_i) + v^*_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 i は企業*i*の対象期間⁴の平均をとった値を意味する。変換後の誤差項は、

$$\varepsilon^*_{it} = (\alpha_i + \eta_{it}) - \alpha_i = \eta_{it}$$

$$v^*_{it} = (\beta_i + \xi_{it}) - \beta_i = \xi_{it}$$

となり、企業に特有の属性 α_i と β_i が消去される。変換後の(3)式と(4)式を3段階最小2乗

³ 同時方程式モデルの推計方法には、3段階最小2乗法(3SLS)や完全情報最尤法(FIML)といったすべての式の情報を用いる方法と、一部の式の情報のみを用いる2段階最小2乗法(2SLS)や制限情報最尤法(LIML)がある。一般に、3SLSやFIMLの方が2SLSやLIMLよりも漸近的に効率性が良いことが知られている。

⁴ 本研究では1978年から1996年の19年間。

法で同時に推定する。この方法で分析したモデルを以下固定効果モデルと呼ぶ。

4. データ

データは、日本開発銀行の企業財務データから、電気機器産業を対象として、1978年から1996年までの19年間のデータを用いた。バランスデータにするために、対象期間のデータがそろっていない企業は用いなかった。したがって、最終的な対象企業数は72社である。

企業規模は、各企業の19年間の従業員数の平均値を取っている。その結果、従業員数499人以下の企業は5社、500人から999人の企業は16社、1000人から4999人の企業は39社、5000人以上の企業は12社であった。企業規模別の分析では、企業を平均従業員数で二つの企業規模グループに分けて行った⁵。2つのグループに分ける分岐点として、500人から1000人まで100人単位で区切ってとっている。

5. 分析結果

(1)生産関数と賃金関数の推計

まず、3段階最小2乗法を用いた分析を行う前に、最小2乗法で(1)式、(2)式をそれぞれ推計した結果を表1に示す⁶。年齢、勤続年数に関する項は、生産関数では勤続年数の2乗項と勤続年数と年齢の交差項のみが有意であるが、賃金関数ではすべて有意である。生産関数と賃金関数が独立に成立するならば、3段階最小2乗法を用いた結果は、最小2乗法を用いた結果と変わらないはずである。結果より、内生変数が互いに有意に効いている。したがって、生産関数と賃金関数は同時に推定するのが望ましいといえる。

表2は、3段階最小2乗法を用いたpooledモデルの推計結果である。平均従業員数500人から1000人までを100人単位で区切って、それぞれ分岐点とし、対象企業を二つの企業規模グループに分けてpooledモデルで3段階最小2乗法を用いた結果をみていく。労働者数が分岐点以下のグループを小規模企業グループ、分岐点以上のグループを大規模企業グループとする。

分岐点を企業規模500人、600人にした場合は、小規模企業グループの生産関数、賃金関数と大規模企業グループの賃金関数で年齢、勤続年数に関する項が有意に効いている。それ以外の点を分岐点にした場合は、小規模企業グループ、大規模企業グループともに、生産関数における年齢や勤続年数に関する項が、あまり有意に効いていない。また、500人を分岐点にした場合以外は、小規模企業グループの生産関数において、労働者一人当り

⁵ Okazaki(1993)では、企業規模を99人以下、100-999人、1000人以上の3つに分類し、それぞれ小企業、中企業、大企業として分析している。本研究では上場企業のデータを利用しているため、小企業のデータが少ない。また、3分類の分析も行ってみたが、安定した結果が得られなかったので、企業規模を2分類とした分析を行っている。

⁶ 結果の表示は、年齢、勤続年数とそれらの各2乗項、年齢と勤続年数との交差項、労働者一人当たり付加価値対数、労働者一人当たり賃金対数のみ行い、その他の変数に関する推定結果は省略している。

の平均賃金対数が有意に効いてない。したがって、pooled モデルの結果は不安定であると思われる。

その他、有意である結果が多くみられる変数に、生産関数では資本労働比率やビジネスサイクルが有意にプラスに効き、賃金関数では男性従業員比率が有意にプラスに効いている。これは、資本労働比率が高いほど、生産性が高くなることや、男女間賃金格差が生じていることと整合的な結果である。

続いて、固定効果モデルを用いた結果を、表 3 に示す。固定効果モデルでは、平均従業員数 500 人、600 人を分岐点とした場合は、小規模企業グループにおいて、年齢や勤続年数に関する項があまり有意に効かない。分岐点を 700 人から 1000 人にした場合は、大規模企業グループ、小規模企業グループともに、年齢や勤続年数に関する項が概ね有意に効いている。内生変数の項はすべてプラスに有意に効いており、生産性と賃金とは互いに正の相関があることが示された。

平均従業員数 700 人から 1000 人を分岐点とした場合は、大規模企業グループ、小規模企業グループ共に、生産関数の年齢や勤続年数に関する項はマイナスに、賃金関数の年齢や勤続年数に関する項はプラスに効く傾向がある。したがって、生産性プロファイルは右下降り、賃金プロファイルは右上がりになることが予想される。

年齢や勤続年数に関する項以外の変数を見る。固定効果モデルでは、pooled model で有意に効いていた変数が有意に効かなくなっている。生産関数の資本労働比率は、あまり有意に効かなくなる。一方、R&D は、平均従業員数 500 人・600 人・700 人を分岐点にした場合の小規模企業グループでは有意にマイナスに効くが、分岐点をどこでとるかにかわらず、大規模企業グループでは有意にプラスに効く傾向がある。大企業では研究開発に対する投資が大きいほど生産性は上がるが、小規模企業では研究開発への投資が生産性を低めることになる。小規模企業グループでこのような結果が生じたのは、本研究では研究開発費は同じ期の値をとっていることが影響していると予想される。投資の効果は 2 期め以降に生じる可能性が高いからである。賃金関数の男性従業員比率は、平均従業員数 500 人、600 人で分けた場合に、小規模企業グループで有意にプラスに効いているが、それ以外では有意に効かなくなる。

3 段階最小 2 乗法のかわりに、2 段階最小 2 乗法を用いて、(1)式と(2)式、(3)式と(4)式をそれぞれ同時推定することも試みた。その結果、固定効果モデルでは生産関数の労働者一人当たり賃金対数がほとんど有意に効かなくなる。pooled model でも、3 段階最小 2 乗法を用いた分析に比べて、有意に効く場合が少ない。したがって、2 段階最小 2 乗法の結果は賃金が高いと生産性も上昇するという理論と整合的ではないと判断し、本研究では 3 段階最小 2 乗法の結果を採用した。

(2)生産性プロファイルと賃金プロファイルの形状

推計結果を利用して、生産性プロファイルと賃金プロファイルを実際に図示した。図 1

は、固定効果モデルの分析結果を利用して、年齢と勤続年数共に動かし生産性プロファイルと賃金プロファイルを描いたものである。プロファイルは以下のように推計した。まず、推計結果より年齢と勤続年数に関する項以外の外生変数は、それぞれのグループにおける変数の平均値を代入して固定する。各変数の平均値は表 A1 に示している。次に、2本の連立方程式を解いて内生変数である付加価値対数と賃金対数を、年齢と勤続年数の関数として求めた⁷。モデル労働者は 20 歳で就職して、その後同じ会社に勤続していると仮定している。したがって、60 歳時点での勤続年数は 40 年となる。

図 1 では、各分岐点別に小規模企業グループと大規模企業グループの両プロファイルの形状を比較している。図の横軸は年齢で単位は年齢、縦軸には対数賃金と付加価値の対数をとっている。psize(○)が生産性プロファイルの軌跡、wsize(△)が賃金プロファイルの軌跡である。

図からは、小規模企業グループの生産性プロファイルと賃金プロファイルの形状が、分岐点を変えることによって異なってしまうので、安定した結果が得られていない。大規模企業グループでは、分岐点が 1000 人の場合を除けば、生産性プロファイルが常に賃金プロファイルよりも高い値をとっており、両プロファイルが右上がりであることが観察される。平均従業員数が 1000 人以上の企業では、賃金プロファイルが生産性プロファイルよりも高い。しかし、1000 人以上の企業グループの分析結果では、年齢や勤続年数に関する項はあまり有意ではなかった。

以上の結果から、500 人から 900 人を分岐点とした場合の大規模企業グループでは、シャーピングモデルは成立していないといえる。本研究では退職金の情報が含まれていないので、定年時に多額の退職金が支払われると仮定すれば、定年まで勤続し続けた場合にシャーピングモデルが成立することになる。

小規模企業グループでは、分岐点が 500 人、800 人にした場合に、かなり早い時期に賃金プロファイルが生産性プロファイルを追い越しており、シャーピングモデルが成立することが観察される。平均従業員数が 499 人以下の企業グループでは、20 歳で入社した場合、40 歳を越えたあたりで両プロファイルがクロスしている。また、平均従業員数が 799 人以下の企業グループでは、両プロファイルが交差する時期はさらに早く、30 歳頃となる。

小規模企業グループで結果が安定していない理由としては、上場企業を対象としているため、小規模企業グループのサンプル数が不足していることや、企業規模によって 2 つに分けるのではなく、3 つに分ける必要性等が予想される。

(3) Okazaki(1993)論文との比較

本研究と Okazaki(1993)との分析上の大きな相違点としては、Okazaki(1993)では Critical Age を設けているが、本研究では、勤続年数の 2 乗項を加えることで代用してい

⁷ この場合、推定量が有意水準 10% で有意に効いていなくても、その値を利用した。

る点が挙げられる。また、本研究では、企業規模を分ける際に、3つに分けずに、500人から1000人にかけて100人ごとに分岐点を取りそれを境にして企業グループを2つに分けている点異なる。本研究では、上場企業を対象としているため、企業規模99人以下の企業のデータは得られていない。

Okazaki(1993)の企業規模別の結果を見ると、従業員数1000人以上の大企業では、45歳を境にしてそれ以前で会社を退職した場合はシェアリングモデル、45歳を超えても働く場合はシャーキングモデルが当てはまるとしている。また、従業員数100-999人の企業では賃金関数の傾きが生産関数の傾きを上回り、シャーキングモデルが当てはまる。従業員数99人以下の小企業でもシャーキングモデルが当てはまるとしている。

本研究の結果は、大規模企業グループにおいてはシャーキングモデルは成立せず、シェアリングモデルが当てはまることが予想される。一方、分岐点を500人、800人とした場合に、小規模企業グループでかなり早い時期にシャーキングモデルが成立することが示された。

本研究の、小規模企業グループにおいては早い時点でシャーキングモデルが成立するという結果は、Okazaki(1993)の企業規模999人以下でシャーキングモデルが成立するという結果と一貫しているといえよう。しかし、本研究においては、小規模企業グループの結果は不安定である。平均従業員数が1000人以下の企業の分析結果が、Okazaki(1993)の分析結果と比べて安定していない原因として、Critical Ageを設けなかった点や規模の分類の違いの他に、以下の分析上の手続きの違いが影響していると考えられる。

まず、Okazaki(1993)では、対象を15の製造業とし、業種別に推計しているが、本研究では電気産業に限って企業別に推計している。期間もOkazaki(1993)では1976年から1984年であるが、本研究では1978年から1996年までの比較的広い範囲を対象としている。小池(1991)が指摘しているように、賃金プロファイルの企業規模間格差は縮小しつつあり、最近までのデータをとったことが影響したとも考えられる。

6. むすび

本研究の分析結果より、日本の電気産業の企業規模別生産性プロファイルと賃金プロファイルの形状から、企業規模を平均従業員数500人から900人の間で二分した場合に、大規模企業グループでは生産性が賃金よりも高い値をとることが示された。また、平均従業員数499人以下、799人以下の企業グループでは、早い時期でシャーキングモデルが観察されることがわかった。

小規模企業グループでは早い時期にシャーキングモデルが当てはまる原因として以下のことが考えられる。一つは小規模グループでは転職率が高く、企業は労働者の転職により新たに採用する場合のコストがかかる場合、転職を防ぐために賃金を生産性よりも高く設定する必要があること、もう一つは、中小企業は大企業に比べて能力給よりも年功賃金制をとっている場合が多く、怠業を防ぐために、シャーキングモデルを利用する必要がある

というものである。

本研究と同様に、企業の財務データを用いた効率賃金モデルの検証を行ったものに、野田(1991)の研究が挙げられる。彼は、電気機器産業と輸送機械産業を対象にして、両産業とも40社をサンプルとし、推定期間を1976年から1985年とした。生産関数を固定効果モデルを最小2乗法と操作変数法を用いて推定した結果、最小2乗法と操作変数法の結果はほとんど差がなく、生産性が賃金を決めるという関係によって影響を受けている可能性は、きわめて低い。本研究でも、2段階最小2乗法を用いた場合は、生産関数の対数賃金が有意に効かなかった。しかし、3段階最小2乗法を用いると、賃金は生産性に有意にプラスの影響を与えている。野田(1991)では、賃金プレミアムが企業の生産性を上昇させるという関係が、労働の質をコントロールした場合にも労産業において観察されており、効率賃金仮説が支持されている。規模の効果は観察されなかった。

野田(1991)の研究は、年齢と勤続年数ともに1次の項のみ用いている点や、本研究では完全情報法の一つである3段階最小2乗法を用いているのに対し、制限情報の一つである操作変数法を用いている点で本研究と異なる。

本研究では、パネル分析の手法を3段階最小2乗法に応用している点で、画期的であるといえよう。しかし、企業の平均賃金をデータとして用いているため、おそらく平均賃金と平均勤続年数が同じような値に集中しており、賃金プロファイルが右上がりに推計されていない点が問題である。

また、シャーキングモデルやシェアリングモデルでは、労働者の退職までの生産性総額と賃金総額はバランスするはずであるが、生産性の方がかなり高い値になっている。本研究では退職金や企業年金が含まれていない点が影響していると予想される。

その他の問題点としては、対象とした期間がかなり長かった点である。期間中に電子産業に共通したショック等が生じて構造変化がおこった場合に、Yearダミーだけではコントロールしきれない可能性がある。その場合は、期間を区切った分析も必要となる。今回は電気産業に限って分析しているが、産業が異なると賃金プロファイルや生産性プロファイルの形状が異なる場合も考えられる。他産業での分析も今後の課題である。

<参考文献>

- 玄田有史(1996) 「「資質」か「訓練」か?—規模間賃金格差の能力差説—」, 『日本労働研究雑誌』, No.430, pp.17-29。
- Hashimoto, Masanori and Raisian, John(1992) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States: Reply", *The American Economic Review*, Vol.82, No.1, pp.346-354.
- Hashimoto, Masanori and Raisian, John(1985) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States", *The American Economic Review*, September, Vol.75, No.4, pp.721-735.
- 小池和男(1991) 『仕事の経済学』 (東洋経済新報社)。
- 野田知彦(1991) 「企業別マイクロデータによる効率賃金モデルの検討」, 『日本労働研究雑誌』, No.384, pp.49-57。
- Okazaki, Keiko(1993) "Why is the Earnings Profile Upward-Sloping? The Sharing Model vs the Shirking Model", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.7, pp.297-314.
- Rebick(1993) "The Persistence of Firm-Size Earnings Differentials and Labor Market Segmentation in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.7, pp.132-156.

表1 Pooled Model (OLS)

全サンプル

Variable	生産関数		賃金関数	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.0718	0.0075 ***
AGE	-0.0093	0.1268	0.1547	0.0414 ***
AGE ²	0.0015	0.0027	0.0038	0.0009 ***
TEN _U	0.0676	0.1227	-0.1294	0.0396 ***
TEN _U ²	0.0094	0.0032 ***	0.0059	0.0010 ***
CROSS	-0.0093	0.0056 *	0.0086	0.0018 ***
LN _{WAG}	0.5851	0.0759 ***		
adjRsq	0.4995		0.7191	
n	1368		1368	

***・1%水準で有意、**・5%水準で有意、*・10%水準で有意

注：LN_Yは労働者一人当たり付加価値対数、AGE、AGE²、TEN_U、TEN_U²はそれぞれ、年齢、年齢2乗項、勤続年数、勤続年数2乗項、CROSSは年齢と勤続年数との交差項、LN_{WAG}は平均賃金対数を意味する。

表2 Pooled Model (3SLS)

全サンプル

Variable	生産関数		賃金関数	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.1212	0.0140 ***
AGE	-0.1035	0.1349	0.1544	0.0417 ***
AGE2	0.0037	0.0028	0.0039	0.0009 ***
TENU	0.1295	0.1261	-0.1304	0.0399 ***
TENU2	0.0121	0.0034 ***	-0.0063	0.0010 ***
CROSS	-0.0133	0.0058 **	0.0089	0.0018 ***
LNWAG	0.8981	0.1730 ***		
adjRsq	0.5001		0.7158	
n	1368			

499人以下					500人以上			
Variable	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.6748	0.1105 ***			0.1174	0.0140 ***
AGE	-1.5935	0.7368 **	0.5586	0.1976 ***	0.0129	0.1823	0.1399	0.0582 **
AGE2	0.0288	0.0126 **	-0.0109	0.0037 ***	0.0012	0.0037	-0.0036	0.0012 ***
TENU	1.1178	0.4726 **	-0.4436	0.1654 ***	0.0213	0.1578	-0.1224	0.0504 **
TENU2	0.0212	0.0084 **	-0.0104	0.0043 **	0.0111	0.0038 ***	-0.0063	0.0012 ***
CROSS	-0.0453	0.0178 **	0.0200	0.0072 ***	-0.0095	0.0070	0.0087	0.0022 ***
LNWAG	3.0962	1.0150 ***			1.0142	0.1864 ***		
adjRsq	0.7948		0.7783		0.4913		0.7137	
n	95				1273			

599人以下					600人以上			
Variable	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.3712	0.0738 ***			0.1162	0.0142 ***
AGE	-0.6379	0.4031	0.4801	0.1535 ***	0.0312	0.1830	0.1392	0.0586 **
AGE2	0.0171	0.0079 **	-0.0113	0.0030 ***	0.0009	0.0037	-0.0036	0.0012 ***
TENU	0.9817	0.3509 ***	-0.5488	0.1338 ***	0.0070	0.1584	-0.1222	0.0507 **
TENU2	0.0273	0.0082 ***	-0.0165	0.0036 ***	0.0109	0.0038 ***	-0.0063	0.0012 ***
CROSS	-0.0476	0.0149 ***	0.0272	0.0059 ***	-0.0090	0.0071	0.0087	0.0022 ***
LNWAG	0.2312	0.3795			1.0291	0.1877 ***		
adjRsq	0.8524		0.8042		0.4897		0.7135	
n	114				1254			

699人以下					700人以上			
Variable	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.2083	0.0611 ***			0.1053	0.0144 ***
AGE	-0.3711	0.4419	0.1524	0.0806 *	0.0411	0.1958	0.1157	0.0579 **
AGE2	0.0096	0.0094	-0.0028	0.0018	0.0015	0.0040	-0.0034	0.0012 ***
TENU	1.0536	0.3741 ***	-0.0037	0.0952	0.0491	0.1701	-0.1327	0.0499 ***
TENU2	0.0073	0.0142	-0.0032	0.0027	0.0141	0.0042 ***	-0.0069	0.0012 ***
CROSS	-0.0305	0.0197	0.0034	0.0045	-0.0127	0.0076 *	0.0094	0.0022 ***
LNWAG	-2.4200	1.7357			1.0776	0.2023 ***		
adjRsq	0.2228		0.7361		0.4870		0.7274	
n	228				1121			

799人以下					800人以上				
Variable	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数		S. E.
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	
LN _Y			0.1675	0.0414 ***			0.1136	0.0154 ***	
AGE	-0.1076	0.2145	0.1809	0.0658 ***	0.1520	0.1989	0.0897	0.0608	
AGE2	0.0011	0.0047	-0.0043	0.0013 ***	-0.0013	0.0041	-0.0027	0.0012 **	
TENU	0.1031	0.1967	-0.1174	0.0612 *	-0.0946	0.1802	-0.0987	0.0548 *	
TENU2	-0.0057	0.0066	-0.0070	0.0016 ***	0.0098	0.0046 **	-0.0060	0.0014 ***	
CROSS	0.0020	0.0104	0.0092	0.0027 ***	-0.0056	0.0082	0.0077	0.0025 ***	
LNWAG	-0.5642	0.5216			1.1000	0.2105 ***			
adjRsq	0.5398		0.7161		0.4915		0.7157		
n	304				1064				

899人以下					900人以上				
Variable	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数		S. E.
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	
LN _Y			0.1998	0.0423 ***			0.1087	0.0154 ***	
AGE	-0.1372	0.2078	0.1768	0.0646 ***	0.1536	0.2034	0.1052	0.0609 *	
AGE2	0.0016	0.0046	-0.0042	0.0013 ***	-0.0013	0.0042	-0.0031	0.0012 **	
TENU	0.0906	0.1887	-0.1078	0.0604 *	-0.0911	0.1845	-0.1204	0.0549 **	
TENU2	-0.0024	0.0065	-0.0071	0.0016 ***	0.0101	0.0047 **	-0.0062	0.0014 ***	
CROSS	0.0001	0.0101	0.0090	0.0027 ***	-0.0059	0.0084	0.0085	0.0025 ***	
LNWAG	-0.1798	0.5284			1.1214	0.2063 ***			
adjRsq	0.5629		0.7205		0.4876		0.7114		
n	342				1026				

999人以下					1000人以上				
Variable	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数		S. E.
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	
LN _Y			0.1047	0.0281 ***			0.0951	0.0167 ***	
AGE	-0.1594	0.2161	0.1137	0.0648 *	0.0542	0.2034	0.1771	0.0585 ***	
AGE2	0.0013	0.0047	-0.0029	0.0013 **	0.0015	0.0042	-0.0045	0.0012 ***	
TENU	0.1975	0.1906	-0.0494	0.0615	0.0455	0.1845	-0.1879	0.0525 ***	
TENU2	-0.0078	0.0067	-0.0058	0.0016 ***	0.0146	0.0047 ***	-0.0074	0.0013 ***	
CROSS	0.0023	0.0102	0.0065	0.0028 **	-0.0135	0.0084	0.0111	0.0023 ***	
LNWAG	-0.9470	0.6341			1.3944	0.1925 ***			
adjRsq	0.4546		0.7016		0.5036		0.7342		
n	399				969				

***・1%水準で有意、**・5%水準で有意、*・1%水準で有意
注：表1におなじ。

表3 Fixed Effect Model (3SLS)

全サンプル

Variable	生産関数		賃金関数	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.2756	0.0224 ***
AGE	0.3312	0.2294	-0.0879	0.0740
AGE2	-0.0082	0.0049 *	0.0022	0.0016
TENU	-0.4242	0.2178 *	0.1183	0.0686 *
TENU2	-0.0010	0.0051	0.0002	0.0016
CROSS	0.0121	0.0097	-0.0033	0.0030
LNWAG	3.4695	0.2137 ***		
adjRsq	0.3111		0.7377	
n	1368			

499人以下				500人以上				
生産関数			賃金関数		生産関数		賃金関数	
Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.1297	0.0347 ***			0.2554	0.0224 ***
AGE	-0.0833	0.3815	0.0851	0.1057	1.1535	0.3187 ***	-0.3041	0.1014 ***
AGE2	0.0026	0.0071	0.0000	0.0020	-0.0252	0.0067 ***	0.0067	0.0021 ***
TENU	0.2834	0.3411	0.0639	0.0897	-1.0383	0.2825 ***	0.2770	0.0882 ***
TENU2	0.0078	0.0079	0.0034	0.0020 *	-0.0096	0.0060	0.0025	0.0018
CROSS	-0.0128	0.0142	-0.0043	0.0037	0.0370	0.0123 ***	-0.0097	0.0038 **
LNWAG	1.1113	0.8262			3.6141	0.2088 ***		
adjRsq	0.8810		0.9302		0.2955		0.7558	
n	95				1273			

599人以下					600人以上				
	生産関数		賃金関数		生産関数		賃金関数		
Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	
LN _Y			0.1235	0.0279 ***			0.2534	0.0224 ***	
AGE	-0.2999	0.3547	0.0683	0.0916	1.1742	0.3167 ***	-0.3083	0.1018 ***	
AGE2	0.0063	0.0069	0.0002	0.0018	-0.0255	0.0067 ***	0.0067	0.0021 ***	
TENU	0.4359	0.3383	0.0713	0.0828	-1.0531	0.2804 ***	0.2805	0.0884 ***	
TENU2	0.0102	0.0081	0.0031	0.0020	-0.0097	0.0060	0.0025	0.0018	
CROSS	-0.0182	0.0143	-0.0043	0.0036	0.0374	0.0122 ***	-0.0098	0.0038 ***	
LNWAG	1.0701	0.6962			3.5858	0.2026 ***			
adjRs _q	0.8620		0.9209		0.2959		0.7578		
n	114				1254				

699人以下					700人以上				
	生産関数		賃金関数			生産関数		賃金関数	
Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.1665	0.0167 ***	LN _Y			0.2360	0.0228 ***
AGE	0.1540	0.2927	-0.0424	0.0680	AGE	1.2942	0.3448 ***	-0.3183	0.1093 ***
AGE2	-0.0085	0.0068	0.0029	0.0015 **	AGE2	-0.0264	0.0072 ***	0.0065	0.0023 ***
TENU	-0.6375	0.3764 *	0.2252	0.0713 ***	TENU	-0.9829	0.3009 ***	0.2440	0.0931 ***
TENU2	-0.0205	0.0109 *	0.0080	0.0017 ***	TENU2	-0.0021	0.0064	0.0003	0.0019
CROSS	0.0308	0.0176 *	-0.0115	0.0031 ***	CROSS	0.0303	0.0131 **	-0.0073	0.0040 *
LNWAG	3.5050	0.7633 ***			LNWAG	3.7286	0.2111 ***		
adjRsq	0.5585		0.8837		adjRsq	0.3069		0.7704	
n	228				n	1121			

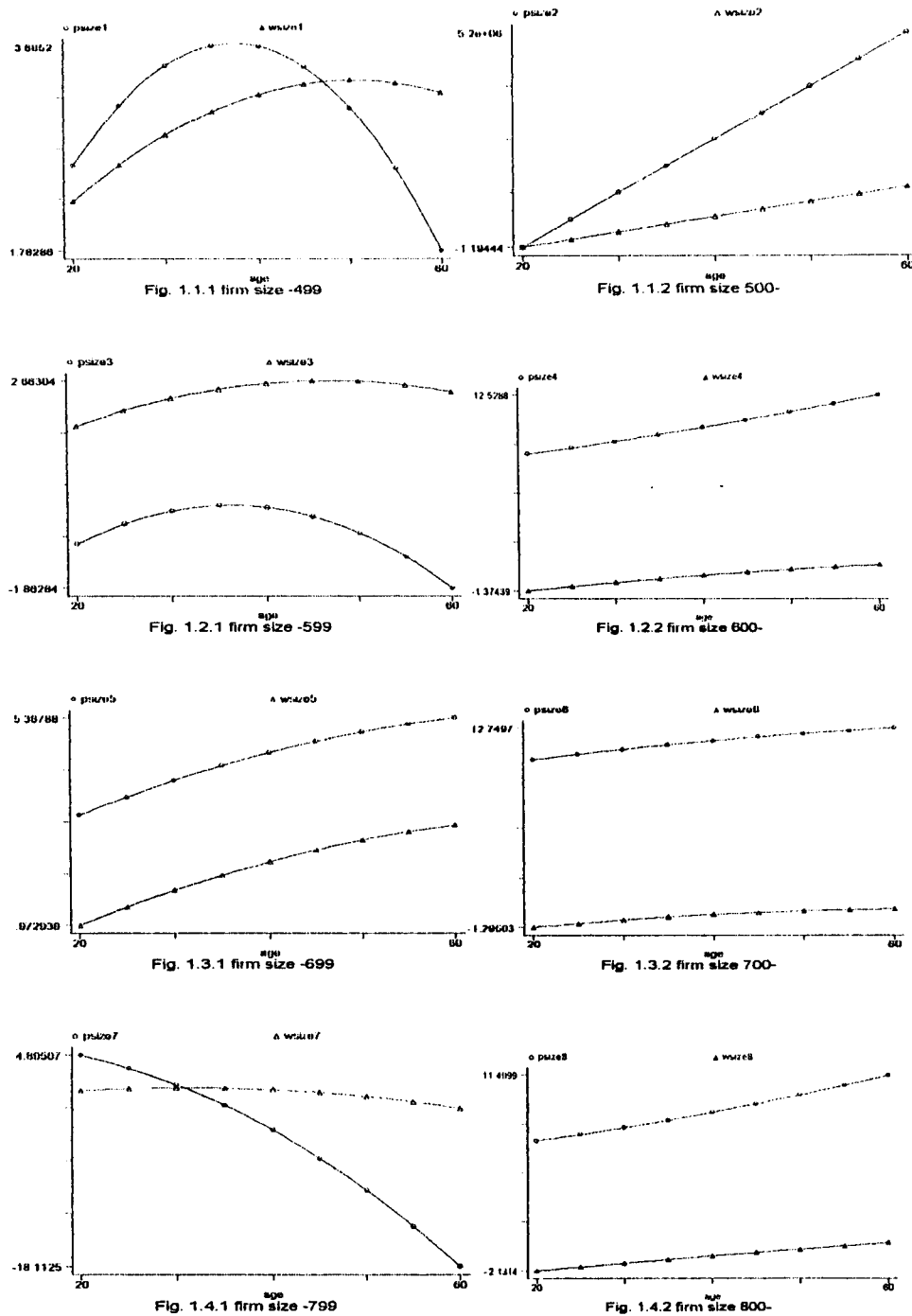
799人以下				800人以上				
生産関数			賃金関数		生産関数		賃金関数	
Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.1308	0.0115 ***			0.2388	0.0229 ***
AGE	0.3004	0.4591	-0.0396	0.0649	1.2480	0.3616 ***	0.3171	0.1140 ***
AGE2	-0.0205	0.0102 **	0.0028	0.0014 **	-0.0253	0.0075 ***	0.0064	0.0024 ***
TEN _U	-1.8415	0.5647 ***	0.2573	0.0660 ***	-0.9094	0.3140 ***	0.2327	0.0968 **
TEN _U 2	-0.0538	0.0163 ***	0.0076	0.0016 ***	-0.0014	0.0066	0.0002	0.0020
CROSS	0.0852	0.0265 ***	-0.0120	0.0030 ***	0.0279	0.0135 **	-0.0069	0.0041 *
LN _{WAG}	7.1483	1.5105 ***			3.7164	0.2133 ***		
adjRsq	0.2595		0.8971		0.3045		0.7569	
n	304				1064			

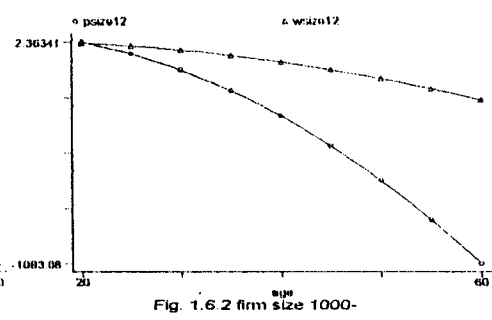
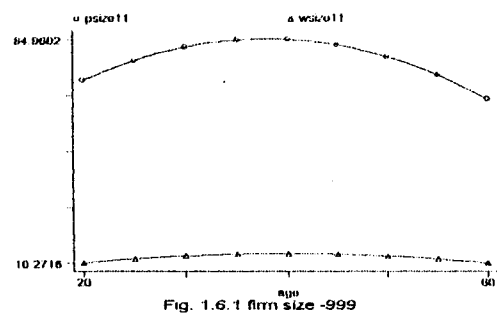
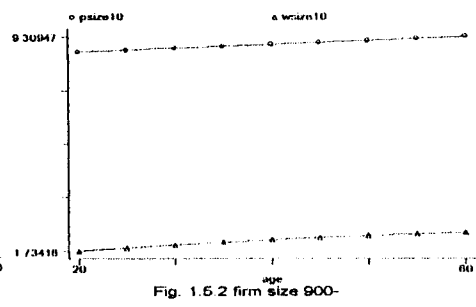
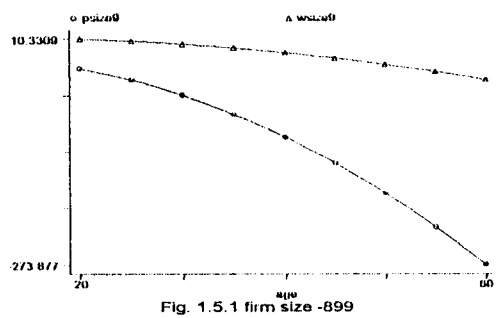
899人以下				900人以上				
生産関数			賃金関数		生産関数		賃金関数	
Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.2097	0.0257 ***			0.2387	0.0233 ***
AGE	0.6480	0.3528 *	-0.1398	0.0812 *	1.2536	0.3711 ***	-0.3153	0.1172 ***
AGE2	-0.0216	0.0077 ***	0.0046	0.0018 ***	-0.0254	0.0077 ***	0.0063	0.0024 ***
TEN _U	-1.4796	0.3841 ***	0.3152	0.0835 ***	-0.9179	0.3221 ***	0.2311	0.0995 **
TEN _U 2	-0.0371	0.0098 ***	0.0079	0.0021 ***	-0.0018	0.0067	0.0002	0.0020
CROSS	0.0654	0.0174 ***	-0.0140	0.0037 ***	0.0283	0.0139 **	-0.0068	0.0043
LN _{WAG}	4.7458	0.5263 ***			3.6684	0.2169 ***		
adjRsq	0.3620		0.8565		0.3011		0.7534	
n	342				1026			

999人以下				1000人以上				
生産関数			賃金関数		生産関数		賃金関数	
Variable	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
LN _Y			0.1489	0.0165 ***			0.2466	0.0228 ***
AGE	0.7208	0.5030	-0.1000	0.0827	0.2089	0.3819	-0.0519	0.1113
AGE2	-0.0289	0.0111 ***	0.0042	0.0018 **	-0.0020	0.0080	0.0005	0.0023
TEN _U	-1.9613	0.5548 ***	0.2921	0.0853 ***	-0.0223	0.3302	0.0061	0.0955
TEN _U 2	-0.0526	0.0141 ***	0.0079	0.0021 ***	0.0154	0.0069 **	-0.0040	0.0020 **
CROSS	0.0918	0.0251 ***	-0.0137	0.0038 ***	-0.0121	0.0143	0.0032	0.0041
LN _{WAG}	6.6587	0.6937 ***			3.8375	0.2578 ***		
adjRsq	0.1684		0.8423		0.3316		0.7648	
n	399				969			

***...1%水準で有意、**...5%水準で有意、*...1%水準で有意
注：表1におなじ。

図1 固定効果モデルの分析結果(年齢と勤続年数を変化させた場合)





注:横軸は年齢、年齢と勤続年数以外の外生変数はサンプルの平均値をとった。モデルとなる労働者は、20歳の時に入社してから勤続していると仮定した。

表 A1 変数の平均値

規模の分岐点	従業員数500人			従業員数600人		従業員数700人	
	all	499以下	500以上	599以下	600以上	699以下	700以上
付加価値対数	1.7283	1.6719	1.7325	1.6392	1.7364	1.6068	1.7540
資本労働比率	14.35	12.51	14.48	11.59	14.60	11.26	14.84
平均年齢×10	353.82	363.73	353.08	363.27	352.96	353.42	353.06
平均勤続年数×10	134.53	132.59	134.68	132.98	134.67	128.72	134.88
R&D	0.5579	0.1825	0.5859	0.1578	0.5943	0.2218	0.6227
Business cycle	0.00	-43028.62	3211.09	-43002.09	3909.28	-42576.13	9363.74
男性就業率	0.7914	0.7178	0.7969	0.7452	0.7956	0.7507	0.8004
賃金対数	8.0725	7.9971	8.0782	8.0161	8.0777	7.9921	8.0893

規模の分岐点	従業員数800人		従業員数900人		従業員数1000人	
	799以下	800以上	899以下	900以上	999以下	1000以上
付加価値対数	1.5997	1.7650	1.6270	1.7620	1.6226	1.7718
資本労働比率	11.82	15.07	12.42	14.99	12.18	15.24
年齢	355.25	353.41	350.58	354.90	350.27	355.28
平均勤続年数×10	133.72	134.76	128.81	136.44	127.33	137.50
R&D	0.2166	0.6554	0.2672	0.6548	0.3006	0.6639
Business cycle	-42283.11	12080.89	-41917.25	13972.42	-41708.25	17173.98
男性就業率	0.7570	0.8013	0.7531	0.8042	0.7619	0.8036
賃金対数	8.0095	8.0906	7.9993	8.0970	7.9985	8.1030

第4章 日本の賃金格差と転職行動

1. はじめに

過去の実証研究では、日本において、産業間・企業規模間・職種間賃金格差が存在することが示されている（橋本・太田(1992)、Tachibanaki(1982)、奥井・大竹(1997)）。では、産業や企業規模、職種によって、賃金プロファイルの傾きにはどれくらい差があるのだろうか。また、賃金プロファイルの水準や傾きは、労働者の転職行動に影響を与えるのだろうか。

「国際比較により、勤続年数別賃金プロファイルが急勾配を持つ日本では、転職率が低い（樋口(1991)）」ことが分かっているが、産業別、企業規模別、職種別に賃金構造が異なれば、労働力の構成比の変化が変化するに伴い転職率も変化するはずである。特に、近年大幅に変化している日本の職業構造の変化が転職行動に与える影響を考えることは日本的な雇用慣行の行方を占う上でも重要である。

本研究の目的は、日本の規模別、産業別、職種別賃金構造の存在を確認し、これらの賃金構造の違いが転職行動に与える影響を検討することにある。具体的には、賃金関数から産業別・規模別・職種別の賃金プロファイルを推計することで、職種別賃金構造が存在するかどうか調べ、続いて、賃金プロファイルの水準や傾きが実際に転職行動に影響を与えているかについて実証研究を行う。¹

分析方法の概要を以下に示す。まず、説明変数に教育年数、経験年数、勤続年数、個人の属性と、企業規模ダミー・産業ダミー・職種ダミーと、それら3種類のダミーと勤続年数との交差項をとった賃金関数を推計し、賃金に勤続年数や経験年数が与える影響を調べる。企業規模ダミー・産業ダミー・職種ダミーの係数は、それぞれ規模別・産業別・職種別賃金率水準を、勤続年数との交差項は賃金プロファイルの勾配を表すので、この式から、賃金率水準と賃金プロファイルの勾配を求めることができる。

次に、上で求めた賃金率と賃金プロファイルの勾配が転職に与える影響を調べる。被説

¹ Mincer and Higuchi(1988)は、賃金構造と転職行動の日米比較を行い、その中で、同一国内の産業間比較を行っている。それは以下のような理由による。日本の賃金プロファイルの勾配がアメリカよりも急であり転職率が低いことは、人的資本の蓄積と首尾一貫しているが、国際間比較では、二国間の文化的背景の違いによる影響がコントロールされていないので、十分に賃金率の勾配と転職との関係を説明しきれない。このような要因をコントロールする方法として、労働者の技術獲得プロセスが異なっている産業間において同一国内で比較を行うことで純粋に賃金率の勾配と転職との関係を確認することが可能となるのである。

明変数に、過去1年間に転職した場合を1、1年前と同じ企業に勤務している場合を0とする転職ダミーをとり、説明変数に教育年数、経験年数、有配偶者ダミーと、1年前の賃金率水準、賃金率の勾配をとった推計式を推計する。この推計式から、1年前の賃金プロフィールの構造が、過去1年間の転職にどう影響したかが分かる。

今回の実証研究は、Mincer and Higuchi (1988)が、日米の賃金構造と転職行動の研究において、同一国内の産業間比較に関して行った研究を職種間比較に応用しているが、本研究の手法において、彼らと異なっている点に以下の4つが挙げられる。

第一に、彼らの研究では産業別賃金格差のみに着目しており、企業規模や職種については触れていないが、今回の研究では賃金関数の説明変数を増やし、企業規模や職種のダミーも加えた。

第二に、使用データに関して、彼らは1979年の「就業構造基本調査」を用いているのに対し、本研究では1992年の「就調」を用いており、かなり最近のデータを利用している。この頃は、バブル経済崩壊前で、労働力の売り手市場であった為、転職が頻繁に行われていた。よって、賃金プロフィールの勾配に転職がより大きく影響を与える等、結果に変化が見られることが予想される。

第三に、分析の対象についてであるが、近年は女性の労働市場への進出も盛んであり、特に若年層に関しては多くの女性が就職していると考えられる。従って、Mincer and Higuchi (1988)は男性についてのみ研究を行っているが、本研究では、女性についても同様の分析も行っている。また、彼らの研究では、15歳から60歳までの全雇用者を対象としているが、パート労働者と正規社員では賃金格差が生じることを考慮して、本研究では、25歳から60歳までの正規社員に限った分析を行った。

第四に、彼らの実証研究では、賃金率水準の定義と賃金プロフィールの勾配の定義に問題があるので本研究ではそれを改善して分析を行っている。具体的には、第4節の推計方法で述べてある。また、彼らは転職関数の推計に、簡略化の為、最小二乗法を用いたが、今回はプロビット分析を用いた。

分析の結果、男性では産業、企業規模、職種別の賃金構造が確認されたが、女性では企業規模別賃金構造のみ顕著であった。また、転職関数の推計結果は、改善した賃金率水準と賃金プロフィールの勾配を用いると、賃金率水準は転職を控えさせる効果があるが、勾配は転職にプラスに働くという結果が得られた。ただ、賃金率水準のかわりに賃金水準を

用い、賃金プロファイルの勾配に勤続年数が一年増えた時の、賃金の変化率ではなく賃金の変化の差分を用いると、賃金水準の項を落とした場合に、男性の若年層と女性の若年層・高年齢層で賃金プロファイルの勾配は転職を控えさせる効果があるという結果が得られた。

Mincer and Higuchi (1988)では、年齢層を15-30歳と31-55歳に分けて分析している為、直接の比較にはならないが、彼らの研究では賃金率水準は31-55歳では有意にマイナスに効いているが15-30歳では有意にプラスに効いている。賃金プロファイルの勾配は、賃金率水準を落とすと15-30歳で有意にマイナスに効いている。従って、男性の若年層で勾配が転職を控えさせる効果があるという点では、今回の研究では似たような結果が得られている。

以下の節については、第2節で過去の関連研究のサーベイを行い、第3節では、1970年代後半から1992年にかけての日本の労働市場の変遷について述べる。第4節では、職種別賃金プロファイルが転職に与える影響に関する実証分析について、職種によって賃金プロファイルが異なる理論的説明をまず行い、推計方法、推計結果を示している。第5節は結びである。

2. 過去の研究

まず、本研究の基本となるMincer and Higuchi (1988)の研究について述べる。彼らはデータとして、アメリカについては、1976年から1981年の“Panel Study of Income Dynamics”を用い、日本については1979年の「就業構造基本調査」を用いている。日本のサンプルは15歳から55歳の男性雇用者を対象とし、1979年の「就調」は33万世帯について調べているが、全体の約10%にあたる男性雇用者21,140人をランダムサンプリングした。アメリカとの比較において、「就調」では、時間当たり賃金の情報が得られないので、彼らは、年間賃金を年間労働時間で割って代用している。

賃金関数には、教育年数、経験年数、転職年数とその平方項、産業ダミー、産業ダミーと勤続年数との交差項の他に、個人の属性として、転職ダミー、有配偶者ダミーを加えている。アメリカについては、組合員ダミーも加えている。賃金関数、転職関数共に、全体での分析と、若年層と高年齢層との比較の為、30歳以下と31歳以上に分けての分析も行っている。産業については、製造業は中分類、他を大分類として、農林水産業、建設業を除く

16の産業を用いた。

分析の結果、賃金率水準も賃金率の勾配も、転職に対して負の関係があることが分かっている。しかし、アメリカでは、31歳以上のグループで勤続年数と賃金率の勾配の効果が大きいものに対して、日本では30歳以下のグループの方が強い効果を持つという違いが観察された。また、日本では31歳以上のグループでは有意ではないが転職に対して正の効果が見られた。日米間の転職率の格差は勤続年数と賃金との勾配の差で61%説明することができると結果として分かっている。

その他の賃金構造と転職行動に関する先行研究として、Mincer and Jovanovic(1981)は、1966年から1976年の10年間の男性の労働移動と賃金変化について、National Longitudinal Surveys(NLS)とMichigan Income Dynamics(MID)を用いて実証分析している。その結果、1. 勤続年数が長い程、転職が減ること、2. 転職率は以前の転職経験と正の、学歴と負の関係があること、3. 転職に対する勤続年数の効果を考慮すると、“mover-stayer model”²は成り立たないこと、4. 労働者の初期の10年間の移動の違いからは、賃金の長期的な格差を予想できないが、後半において頻繁に転職する労働者は、生涯において賃金水準は低く、平坦な賃金プロファイルを持つと言えること、5. 生涯の賃金の伸びのうち、50%は一般的な技能の経験によって決まり、20-25%は企業特殊的な技能の経験によって、残りの25%は企業間の移動によって決まることを示している。

また、Carrington and Zaman(1994)は、転職に伴う賃金ロスについて産業間で比較を行っている。彼らは1984年、1986年、1988年のDisplaced Worker Surveysの男性のデータを用いて、転職に伴う賃金の減少、勤続年数別賃金プロファイルの低下、経験年数別賃金プロファイルの低下は産業によって異なっていることを示している。さらに、これらの産業間格差が生じる原因を考える上で、企業規模、組合の有無、賃金水準、企業で提供される訓練の量といった特性の産業間格差と関連させた結果、こういった特性は、転職に伴う費用の産業間格差の説明はできるが、勤続年数や経験年数別賃金プロファイルの低下における産業間格差については説明できないとしている。

以上の先行研究においては、男性を対象としており、女性を対象とした研究はこの分野

² このモデルは、ある期間において同じカテゴリーに留まっている stayer と一定の推移確率をもった mover の2タイプの個人がいると仮定し、労働者の、期の初めの推移確率を求めるものである(Goodman(1981))。この時、mover はマルコフ連鎖に基づいた推移確率を持っていると仮定されているので、その期の初めにおける推移確率は、それ以前の期の影響を受けないはずである。勤続年数が転職に影響を与えるとすると、このモデルは成り立たないことになる。

において、あまり見られないが、これは、女性の就業率が男性よりも低く、就業形態もパートなどが多く異なっている為、男性との比較を行う上で問題が生じるからと思われる。

関連した研究としては、樋口(1991)が、日本の女性の定着率について、就業構造基本調査を用いた研究を行っている。彼の研究では、残存率分析³を用いて、産業別の特性を考慮に入れ、賃金や雇用管理の方法が従業員の残存率に与える影響を分析した。その結果、(1)賃金水準の高い産業ほど企業定着率が高い、(2)勤続年数別賃金プロファイルの勾配が急な産業ほど企業定着率が高いという結果になっているが、プロビット分析の結果ではそれははっきりしない等のことがいえるとしている。

どの職業において勤続年数と経験年数の乖離が大きいかについては、猪木(1994)が職業別に見た勤続と経験に関する日米比較において言及している。彼の研究では、職業別集計データが用いられており、勤続年数と経験年数が平均より大きく乖離している職種がいくつか見られることから、職種間で転職行動に差が生じる可能性のあることが推測できる。

3. 日本の労働市場の変遷

ここで、1970年代後半から1992年にかけて労働状況がどのように変化してきたかを確認しておく。まず、Table 1.1により、就業移動率の推移を見ると、79年に比べ、92年には離職率の変化はあまり見られないのに対して転職率が増加しており、新規就業率も増加している。特に、女子において、転職率と新規就業率の増加が目立つ。この表より、92年においては、労働市場における流動性が79年当時に比べ高かったことが認められる。

続いて、Table 1.2に男女別有業者数及び有業率の推移を示し、さらにTable 1.3で、年齢別の有業率推移について示した。全体としては、92年において、男性の有業率が減少し、女性では増加している。男性の有業者率の減少は最終学歴が高くなるに従って、若年層の有業者が減ったことが原因と考えられる。一方、女性では、全体的な就業者の増加が原因となっている。特に、20代前半では、男性とほぼ同じ就業率に達しており、20代後半での有業率は、79年のほぼ50%から、92年には62.1%まで増加している。このことから、20代においては男女の比較をすることが可能と思われる。また、女性の中高年の有業率増加も目立っているが、これらの多くは正社員よりむしろパートという就業形態をとっている

³ この分析方法では、すでに離職したものを打ち切り標本(noncensured sample)、いまだに就業を続けている者を継続標本(censured sample)と呼び、それぞれが発生する尤度を考え、最尤推定法により各要因の効果を分析する(樋口(1991))。

予想され、男女比較を行う場合、バイアスが生じる可能性があることに注意する必要がある。

Table 1.4では、一律定年制における定年年齢別企業数の割合の推移を示している。Mincer and Higuchi(1988)は、79年においては、定年年齢が55歳が一般的であると判断して、男性の15歳から55歳までのサンプルを使用した。しかし、92年では、60歳を定年とする企業が71.4%も占めている。従って、今回の研究では、60歳までを対象とするのが妥当と思われる。

また、日本において、職業別・産業別に労働市場が存在するとしたら、労働者は転職する場合に転職前と同じ産業や職種に転職した方が、経験年数を生かして有利である。そこで、Table 1.5.1に、1年前と違う仕事についている人について、同じ職種に転職した人の割合を、Table 1.5.2には、1年前と違う仕事についている人のうち同じ産業に転職した人の割合を示している。全転職者のうち、同職種に転職したのは、44.9%であり、転職者のほぼ半数が同じ職種に転職していることが分かる。

また、職種によって、同職種へ転職する割合が異なっており、専門・技術職や管理職、技能工、採掘・製造・建設作業及び労務作業といった、専門性の高い職種、技能の必要な職種では、同じ職種への転職率が高いといえる。全転職者のうち同じ産業に転職したのは、39.5%で、同職種に転職した人の割合に比べてやや少ない。また、製造業・卸小売業を除けば、同産業への転職率が高い産業は見られない。このことから、産業別労働市場よりもむしろ、職種別労働市場の方が存在している可能性が高いといえる。

Table 1.6では、職種別の定着率を検討する為に、職種別に流出率と流入率を調べている。こちらも職種によって差が生じている。サービス業や運輸通信業では、流出・流入率が高いのに対して、管理職や農林・漁業においては流出・流入率が低く、労働者の定着が安定しているといえる。

4. 賃金プロフィールが転職行動に与える影響

4-1 理論的背景

賃金プロフィールに差が生じる理論的説明は以下のものが考えられる。人的資本論によれば、企業で身につける技能が、一般的であるか、企業特殊的であるかによって、賃金プロフィールに差が生じる（Becker(1962)、Oi(1962)、Hashimoto(1981)）。一般的技能

の場合は、労働者はその企業を離れても技能に見合った高い賃金を得ることができるので、労働者が訓練費を負担することになる。企業特殊的技能を身につけると仮定すると、訓練にかかった費用は労働者と企業でシェアするのが望ましい。

もし、労働者が訓練費を全額負担するとしたら、訓練費の分、他企業より賃金が低くなり、企業を離れると企業で習得した技能は他企業では通用しないので、労働者に不利となる。一方、企業が全額訓練費を負担する場合、企業は労働者の訓練後の生産性の向上によってコストを回収することを望んでいるので、回収前に労働者が離職すると、資本のロスが生じるからである（シェアリングモデル）。したがって、技能が一般的な産業や職種ほど、賃金プロファイルは急になり、企業特殊的な職種ほど賃金プロファイルは緩やかになる。

また、Lazear(1979)は、企業は労働者の怠業を防ぐ為に、賃金プロファイルを急にする必要があり、この為に現時点における賃金と限界生産力との乖離が生じるとした。つまり若年労働者には限界生産力よりも低い賃金が支払われ、高年労働者には限界生産力よりも高い賃金が支払われることになる。これをインセンティブモデルという。この時、労働者は賃金が保証賃金を越えている限り離職しないので、契約によって強制的な定年制が必要となる。もし、企業が契約違反をして、定年年齢前に労働者を解雇すると、企業の信用は失われるので、企業も契約を守る。したがって、怠業が発見されにくい職種や大企業では、賃金プロファイルを急にして、怠業が発覚して解雇された時の機会費用を高めると考えられる。

樋口(1991)は、人的資本論やインセンティブモデルの議論だけでは、日本の賃金プロファイルや定年年齢の違いを十分に説明できないとしている。上の理論では、労働者は労働市場から引退するまでの期間について最初から契約を結んだ方が良いと判断するはずであるが、日本では、定年は企業からの撤退であり、定年後に再就職する者が多く、非合理的な契約を結んでいることになる。また、日本の労働者は忠誠心が強いという通説を考えると、なぜ企業は他国に比べ、従業員の不正を嫌ったり労働者の定着率を高める必要があるのか説明する必要があるからだ。

Mincer and Higuchi(1988)によると、日本の賃金プロファイルが他国に比べて急である理由は、急速な経済成長に伴う技術的進歩の為に、労働者の長期にわたる訓練が必要であったことと関係していることが、確かめられている。

以上は、賃金が転職に影響を与える理論であるが、転職が賃金に影響を与えることを示したのが、マッチング理論（Jovanovic(1979)）である。労働者と雇用者とのマッチの質にバリエーションがある場合に、異なる仕事に対する労働者の生産性に非変質的な分布があるとすると、このモデルでは、労働者は生産性が比較的高い仕事にはとどまり、低い仕事からは離れると仮定する。賃金は常に労働者の限界生産性の期待値に等しいと仮定されるので、賃金は勤続年数が伸びるにつれ高くなる。また、各労働者の転職率は労働者の勤続年数と共に減少する。これは労働者と雇用者のミスマッチが初期の方が見つかり易い為である。

その他に、賃金プロファイルの格差を説明するものとして、組合の存在が挙げられる（Lazear(1981)）。労働組合は個々の労働者よりも、雇用者との長期的な関係を持つことになるので、もし組合が中立的な立場を取ることができ、労働者を直接的に厳しく監視することで、企業よりも労働力を低いコストで監視し抑制できるなら、右上がりの賃金プロファイルの代わりに組合制が取られることになる。労働者が怠けたら、契約更新時に組合に負担がかかるが、代わりに組合は怠業者に対して負担を負わせる。よって、労働組合員の賃金プロファイルは、水平かつ高水準になる。あるいは、組合が企業の監視を比較的効率良く行うのなら、更新と共に賃金が上昇するので、労働組合員の賃金プロファイルは、非組合員に比べて急でかつ高水準になる。この議論からは、組合の監視能力が高いほど、賃金プロファイルの傾きが急になることがわかる。しかし、日本においては、企業別組合が取られているので、賃金プロファイルの職種別賃金格差の説明は、この議論からはできない。

4-2 モデルと推計方法

使用するデータは平成4年の就業構造基本調査である。この調査の対象の選定は、平成2年国勢調査の調査区から約29,000調査区を選定し、さらにその調査区内に居住する世帯のうち約43万世帯を選定する二段階抽出法で行い、その世帯に居住する15歳以上の者全員を調査対象としている。本研究では、平成4年の就業構造基本調査の10%サンプルを用いた。

本研究で対象としたのは、25歳から60歳の男女の正規社員（民間役員と正規職員）で、男女別に推計する。年齢層は25歳から44歳までと45歳から60歳までの2つに区分した。

まず、賃金関数を推計する。推計する賃金関数は、以下である。

$$\begin{aligned} \log W_{it} = & a_0 + a_1 E_{it} + a_2 E_{it}^2 + a_3 X_{it} + a_4 X_{it}^2 + a_5 T_{it} + a_6 T_{it}^2 + \sum_j b_j P_{jit} + \sum_k c_k K_{kit} \\ & + \sum_k d_k K_{kit} \times T_{it} + \sum_l e_l O_{lit} + \sum_l f_l O_{lit} \times T_{it} + \sum_m g_m I_{mit} + \sum_m h_m I_{mit} \times T_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $\log W$ は対数賃金、 E は教育年数、 X は経験年数、 T は勤続年数、 P は個人の属性、 K 、 O 、 I は、それぞれ、企業規模ダミー、職種ダミー、産業ダミーである。変数の下の it は、個人 i の t 期における値を意味する。ここで、賃金とは、賃金、給料、手間賃、諸手当、ボーナスなど過去1年間に得た税込みの給与総額（現物収入は除く）をいう。就業構造基本調査では賃金についての情報は階級しかないので、各階級の間値で代用した。個人所得が1500万円以上については、1750万円として、計算した。

教育年数は、中卒は9年、高卒は12年、短大・高専卒は14年、大学・大学院卒は16年とした。経験年数は労働者の年齢から教育年数を引き、さらに6を引いた値を用いた。e、e、gはそれぞれ企業規模別、職種別、産業別の賃金水準を、d、f、hはそれぞれ勤続年数別賃金プロファイルの企業規模別、職種別、産業別勾配を表す。個人の属性には、有配偶者ダミー、転職経験ダミーが含まれる。企業規模は、従業員数により10段階で分類した⁴。

職種は10項目の大分類（専門・技術的、管理的職業、事務、販売、サービス職業、保安職業、農林漁業、運輸・通信、技能工・製造・建設作業及び労務作業、その他）のうち、技能工・製造・建設作業及び労務作業を、採掘作業、金属・機械・化学等技能的職業従事者、食料品・繊維製品等の技能的職業従事者、その他の技能的職業作業者の4項目に細分類し、建設作業、労務作業、その他の他に回した13項目の中間分類で行った。産業は12区分の産業大分類を用いた⁵。また、年齢別（30才未満、30-44、45才以上）の分析も行う。ただし、前にも触れたように、女性の就業率は男性の就業率より低いいため、就業者にバイアスがかかっている可能性が高いことに留意しておく必要がある。

次に、転職関数を推計する。

⁴ 内訳は、1-4人、5-9人、10-19人、20-29人、30-49人、50-99人、100-299人、300-499人、500-999人、1000人以上の10区分である。

⁵ 内訳は、農業、林業、漁業、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、公務（他に分類されないもの）の12区分である。

$$Y_{it} = f(E_{it}, E_{it}^2, X_{it}, X_{it}^2, m_{it}, \alpha_{it}, \beta_{it}) \quad (2)$$

Y は1年以内に転職した場合を1、同じ企業に勤務していた場合を0とする転職ダミーである。 m は有配偶者ダミー、 α は賃金率水準、 β は勤続年数別賃金プロファイルの勾配である。賃金率水準は、(1)式の推計結果に数値を代入して求めた、 $\log W$ の予測値である。賃金プロファイルの勾配は、(1)式を勤続年数で偏微分した、 $a_5 + d + f + h + 2a_6T$ で求まる。

ここで、Mincer and Higuchi(1988)の研究では、賃金率水準を産業ダミーの係数、すなわち、各産業の賃金プロファイルの定数項の部分と定義している。また、賃金率の勾配を求めるのに、賃金関数を勤続年数で偏微分した値を用いずに、勤続年数と産業ダミーの交差項の係数を用いている。従って、彼らの定義に従って、賃金率水準を $c + e + g$ 、賃金プロファイルの勾配を $d + f + h$ と設定した推計も行ってみる。

転職した人については、職種、企業規模は転職前のものとする。また、(2)式においては、個人の属性は有配偶者ダミーのみとする。推計はプロビットで限界効果⁶を求める。

データの平均値と標準偏差を、AppendixのTable A1に、企業規模別・産業別・職種別人数構成をTable A2.1からTable A2.3に示す。

4-3 推計結果

まず、Table 2.1.1に男性の賃金関数の推計結果を、Table 2.1.2に女性の賃金関数の推計結果を示す。教育年数の一次の項は、男女共にマイナスに効いており、経験年数の一次の項は男性ではどの年齢層でも有意にプラスに効いているが、女性では25-44歳でマイナスに有意に効いている。一方、勤続年数の一次の項は男性の45-60歳においてのみ有意にプラスに効いている。

有配偶者ダミーについては、男性ではどの年齢層においてもプラスに効いているが、女性ではマイナスに有意に効いている。男性でプラスに効く理由としては、結婚すると男性が世帯主になる場合が多く、男性は配偶者の所得が低い場合に配偶者手当をもらえることが考えられる。女性でマイナスに効く理由は、女性は収入が低ければ、配偶者手当が得ら

⁶ 限界効果は、説明変数が連続変数の場合とダミー変数の場合とで扱いが異なる。連続変数の限界効果は、説明変数が平均のまわりで1ポイント変化した場合、被説明変数が何ポイント変化するかを示す値を求めている。また、ダミー変数の限界効果は、ダミー変数以外の変数の平均値を考え、ダミー変数が1である場合と0である場合の被説明変数の差を求める。すなわち、ダミー変数が1をとる場合に、サンプルの平均まわりで被説明変数が何ポイント変化するかを示す。

れるので、あえて収入の低い職に就こうとするサンプルセレクションバイアスが生じることが考えられる。

転職経験は、男性の45-60歳を除けば、男女共、有意にプラスに効いている。このことから、男女共に、自己都合の理由による転職の場合が多く、賃金の高い職場へ転職した結果であると予想できる。AppendixのTable A2.5.1とTable A2.5.2に、転職者に占める自発的転職者の割合を示しているが、その結果からも、高年齢層ではやや減るものの転職者の大部分が自発的理由によるものだとわかる。

次に、企業規模別、産業別、職種別の賃金率水準と、賃金プロファイルの勾配について検討する。男性の結果を見ると、全体（25-60歳）では企業規模ダミーと勤続年数、職種ダミー、職種ダミーと勤続年数との交差項が有意に効いている。年齢層別に見ると、25-44歳では企業規模を除いて、各ダミー変数はあまり有意に効いていない。45-60歳では、企業規模、産業、職種ダミーで有意に効いているものが見られるが、勤続年数との交差項は有意に効かなくなっている。

女性では、企業規模ダミーと企業規模ダミーと勤続年数との交差項以外は、ほとんど有意に効いていない。従って、女性では、企業規模が賃金に大きな影響を与えていることがわかる。ここで、AppendixのTable A2.2、Table A2.3より、産業間、職種間の人数構成が均一でなく、各セルにかなりのばらつきがあることから、バイアスが生じている可能性があることに注意すべきである。

続いて、転職関数の推計結果に移る。参考の為、AppendixのTable A2.4.1とTable A2.4.2に過去1年間の職種別転職率を示している。その結果から、若年層の方が、また、女性の方が転職率が高いといえる。また、男女共にサービス職業、販売、農林漁業の転職率が高く、男性では運輸・通信、女性では技能的職業従事者も高い。逆に、技術職や管理職では転職率が低い。また、上でも述べたように、Table A2.5.1とTable A2.5.2に、転職者のうち、自発的な理由で転職した人の割合を示している。

Table 2.2.1に男性の、Table 2.2.2に女性の転職関数の結果を示す。その結果、賃金率水準は有意にマイナスに効いているが、賃金プロファイルの勾配は有意にプラスに効くという、結果が得られた。賃金率水準を落として推計しても、勾配はプラスに効く。これは、日本の年功序列型賃金が、転職率抑えているとする説に反する。

Table 2.2.1とTable 2.2.2では賃金プロファイルの勾配は、勤続年数が1年伸びると

賃金は何%アップするかを意味している。そこで、賃金プロファイルの勾配の定義を勤続年数が1年伸びると何万円アップするかという変化の差分に変えて、転職関数を推計してみた結果が、Table 2.3.1とTable 2.3.2である。

ここでは、賃金率水準も賃金水準に変えて分析している⁷。この場合、勾配が賃金上昇率をとった場合よりも大きくなるので、勾配の効果がよりはっきり表れる。その結果、賃金水準の項を落とすと、若年層で男女共に勾配が転職に有意にマイナスに効くという整合的な結果が得られた。賃金率水準（賃金水準）と賃金プロファイルの勾配の相関をAppendixのA3に示してあるが、全体的に両者の相関は高いので、両者を変数に用いた分析は不安定であるといえる。特に、変化の差分をとった場合の勾配($\Delta W/\Delta T$)と賃金水準は正の強い相関を持つことから、賃金水準を落とした方が良いといえる。

Table 2.4.1とTable 2.4.2は、賃金率水準を $\text{c}+\text{e}+\text{g}$ 、賃金プロファイルの勾配を $\text{d}+\text{f}+\text{h}$ とした時の分析結果である。これは、Mincer and Higuchi(1988)の用いた賃金率水準と賃金プロファイルの定義を基にしている。結果は、男女共に賃金率水準は常にマイナスに効いており、勾配も賃金率水準を落として分析すると、男性の45-60歳を除いて有意にマイナスに効いている。

Mincer and Higuchi(1988)の研究では、年齢層を15-30歳と31-55歳に分けて分析しているので本研究との直接の比較はできないが、ここで彼らの転職関数の推計結果について言及しておく。彼らの推計結果では、賃金率水準は、15-30歳ではプラスに効いており、31-55歳ではマイナスに効いている。また、賃金率水準を落として推計すると、賃金プロファイルの勾配は15-30歳で有意にマイナスに効くが、31-55歳では勾配は転職を控えさせる効果は見られない。このことは、若年層では将来的な勤続に伴う賃金の上昇を考慮して転職を差し控えるとする整合的である。彼らの結果は人的資本論やインセンティブモデルの裏付けとなっている。

女性においては職種ダミーが有意に効いていないが、賃金関数の推計結果において、職種ダミーと、勤続年数と職種ダミーとの交差項を全てゼロとする帰無仮説を立てて、F検定を行った。その結果、全ての年齢層において、帰無仮説は5パーセント水準で棄却され

⁷ $d \log W/dT = 1/W \times \Delta W/\Delta T$ より、 $\Delta W/\Delta T = d \log W/dT \times W$ となる。 $d \log W/dT$ は、本文で示したように、(1)式を偏微分して得られる。その値に W をかければ、 $\Delta W/\Delta T$ は容易に求まる。Table 2.3.1、Table 2.3.2 では、このように求めた $\Delta W/\Delta T$ を勾配に用いた。また、 $W = \exp(\log W)$ であることを利用すれば、 W は(1)式の推計結果より得られる $\log W$ の推定量を指数にとることで賃金水準も容易に求めることができる。

たので、職種は賃金構造に影響を与えていると言える。

推計結果より賃金率水準は勤続年数に伴い上昇するが、賃金プロファイルの勾配は、勤続年数が長くなるほど減少することが予想できる。そして、その度合いは職種によって異なっていることから、職種間で賃金構造に差が生じていることがわかる。女性より男性の賃金率水準が高いことから、男女間の賃金格差の存在が確認できる。賃金プロファイルの勾配が大きい職種を見ていくと、男性では保安職業、サービス職業、事務の順となっており、女性では、農林漁業、保安職業、事務の順である。

更に、女性では勤続5年目における賃金プロファイルの勾配は男性よりも大きい、勤続年数に伴い勾配が逡減する度合いも男性よりかなり大きい。この事実は、女性の長期勤続のインセンティブを欠くと予想されるが、Table 2.3.2の結果から、賃金プロファイルの勾配が転職を控えさせる影響は、年齢層別で見ると男性よりも小さい。従って、企業側は賃金プロファイルの勾配を大きくすることで女性の定着を促す必要性がない。このことが逆に女性の賃金プロファイルの勾配を逡減させる度合いを大きくしているとも考えられる。また、女性労働者は会社をやめると、転職せずに労働市場からドロップアウトしてしまう可能性が男性よりも高く、そのことが女性における勾配と転職率との関係を希薄にしているとも考えられる。

結果をまとめると、産業と企業規模をコントロールしても職種別に異なる賃金構造が存在することが確認された。また、賃金構造が転職に与える影響については、賃金率水準は転職を控えさせる影響があることが分かったが、賃金プロファイルの勾配は定義の仕方により転職に与える影響が異なる。勾配を勤続年数が一年伸びた時の賃金の変化率で定義すると、転職を控えさせる効果が見られなかったが、勤続年数が1年伸びた時の賃金変化の差分で定義すると、男性の若年層と、女性の両年齢層で転職を控えさせる効果があることが分かった。日本の年功序列型賃金が低い転職率を実現してきたと一般に言われているが、今回の結果では、賃金プロファイルの勾配は予想した程、転職を控えさせる効果が見られなかった。

原因として、賃金プロファイルの勾配が転職に影響を与えるのではなく、転職が勾配に影響を与えるという逆の因果関係が働いていることが考えられる。すなわち、仕事に向いていない労働者がよそへ転職していくことにより、その仕事に従事している労働者の平均賃金が上昇していくという議論である(4-1節のマッチング理論参照)。これは中小企業

で大きいと予想されるので、企業規模別の分析が必要である。また、平成4年度はバブル経済の頃に転職が容易であった為、今回の研究では勾配の転職に与える影響があまり見られなかったと予想すると、他の年度のデータを用いた分析を行って比較してみる必要がある。

5. むすび

本研究の結果、男性において産業別、企業規模別、職種別に異なる賃金構造が存在することが確認されたが、女性では規模別賃金構造のみがはっきり観察された。また、賃金構造が転職に与える影響については、賃金率水準は転職を控えさせる効果があるが、勾配は、賃金変化の差分で定義した場合に、男性の若年層と、女性の若年層・高年齢層で転職を控えさせる効果があったが、賃金率で定義した場合は予想したような影響は見られなかった。原因として、転職が賃金に影響を与える逆の因果関係が働いている可能性がある。

今後の課題としては、今回は学歴と勤続年数との関係を考慮していないので、学歴が影響する形で勾配を求めた分析や、Mincer and Higuchi (1988)が行った日米間の転職率の格差の分析を男女間に応用してみることが考えられる。

<参考文献>

- Becker, G. (1962). "Investment in human capital: Theoretical analysis", *Journal of Political Economy*, Oct.
- Carrington, W. and Zaman, A. (1994). "Interindustry Variation in the costs of job displacement", *Journal of Labor Economics* Vol. 12, No. 2
- Goodman, Leo. A. (1961). "Statistical models for the mover-stayer model", *Journal of the Statistical Association* Vol. 56.
- Hashimoto, M. (1981). "Firm-specific human capital as a shared investment", *American Economic Review* 71.
- 樋口美雄 (1991) 「日本経済と就業行動」 東洋経済新報社.
- 猪木武徳 (1994) 「職業別に見た勤続と経験—日本と米国の比較—」 *経済研究* Vol. 45, No. 4.
- Jovanovic, Boyan (1979) "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy* Vol. 87, No. 5. pp. 972-990
- Lazear, E. P. (1979). "Why is there mandatory retirement?", *Journal of Political Economy* 87.
- Lazear, E. P. (1981). "Agency earnings profiles, productivity, and hours restrictions", *American Economic Review* 71.
- Mincer, J., and Higuchi, Y. (1988). "Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan", *Journal of the Japanese and International Economies* 2.
- Mincer, J., and Jovanovic, B. (1981). Labor mobility and wages, in "Studies in Labor Markets" (S. Rosen, Ed.), Univ. Chicago Press, Chicago.
- Oi, W. (1962). Labor as a fixed factor, *Journal of Political Economy*, Dec.
- 奥井めぐみ・大竹文雄 (1997) 「『職種格差』か『能力格差』か?——職種間賃金格差に関する実証分析——」, 『日本労働研究雑誌』, No. 449, pp. 37-49.
- Tachibanaki, T. (1982). "Further results on Japanese wage differentials: Nenko wages, hierarchical position, bonuses, and working hours",

International Economic Review, Vol.23, No.2.

橘木俊詔・太田聰一(1992)「日本の産業間賃金格差」橘木俊詔編「査定・昇進・賃金決定」有斐閣.

Table 1.1 男女別就業移動率の推移

単位 %						
		1年前の有業者中		現在の有業者中		現在の有業者中
		転職率	離職率	継続就業率	新規就業率	継続非就業率
男女計	1977	2.9	3.7	91.9	5.1	93.9
	1979	3.3	4.0	91.3	5.4	93.6
	1982	2.7	4.5	90.8	6.5	91.6
	1987	4.4	4.6	89.8	5.7	91.6
	1992	4.6	4.1	89.4	5.9	92.4
男性	1977	2.9	1.9	93.8	3.2	92.2
	1979	3.3	2.0	93.5	3.1	92.4
	1982	2.6	2.5	93.2	4.1	89.0
	1987	4.2	2.7	92.2	3.5	89.7
	1992	4.1	2.2	92.0	3.8	91.6
女性	1977	2.9	6.8	88.8	8.3	94.5
	1979	3.3	7.3	87.7	9.0	94.0
	1982	2.7	7.6	87.0	10.2	92.5
	1987	4.8	7.5	86.3	8.9	92.4
	1992	5.4	6.7	85.8	8.8	92.7

データ出所:「就業構造基本調査」

Table 1.2 男女別有業者及び有業率の推移

単位 千人 %						
	男性			女性		
	15歳以上人口	有業者	有業率%	15歳以上人口	有業者	有業率%
1979	42,825	34,017	80.3	45,472	20,720	45.6
1982	44,256	35,083	79.3	47,008	22,805	48.5
1987	47,238	36,372	77.0	50,100	24,130	48.2
1992	49,999	38,776	77.6	42,939	26,980	51.0

データ出所:「就業構造基本調査」(1992)

Table 1.3 男女・年齢階級別有業率

単位 %								
	男性				女性			
	1979	1982	1987	1992	1979	1982	1987	1992
総数	79.4	79.3	77.0	77.6	45.6	48.5	48.2	51.0
15-19		18.1	16.9	18.5		18.2	16.7	17.3
20-24		71.7	72.3	73.6		69.6	70.9	73.4
25-29		95.5	94.9	95.3		49.9	54.3	62.1
30-34		97.1	96.7	97.0		49.5	49.4	53.6
35-39		97.3	97.1	97.2		59.9	60.2	63.2
40-44		97.3	97.3	97.4		67.4	68.2	71.1
45-49		96.7	96.7	97.4		66.6	68.4	72.7
50-54		95.4	95.2	96.6		60.7	62.3	68.4
55-59		88.9	88.2	93.4		51.5	50.8	56.9
60-64		71.4	67.4	72.3		39.5	38.0	41.1
65以上		41.6	38.4	40.8		16.7	16.4	17.5

データ出所:「就業構造基本調査」

Table 1.4 一律定年制における定年年齢別企業数の割合

	単位%										
	一律定年制 のある企業	54歳	55歳	56歳	57歳	58歳	59歳	60歳	61-64歳	65歳	66歳
1976	100.0	0.3	47.3	3.1	6.9	5.7	0.2	32.6	0.3	2.8	0.5
1978	100.0	0.1	41.3	4.2	8.4	6.7	0.1	33.7	0.4	4.4	-
1980	100.0	0.2	39.5	4.2	8.4	7.3	0.2	36.5	0.7	2.5	-
1982	100.0	0.5	35.5	3.2	7.6	6.9	0.5	43.0	0.8	2.0	0.0
1985	100.0	0.1	27.0	3.4	6.8	6.8	0.4	51.0	2.1	1.8	0.5
1987	100.0	0.3	23.0	3.5	6.8	7.2	0.5	53.9	2.3	2.4	0.1
1990	100.0	0.5	19.3	2.3	6.3	6.7	0.8	60.1	1.1	2.7	0.0
1992	100.0	0.2	11.5	0.8	5.3	5.1	0.5	71.4	1.7	3.4	0.1
1994	100.0		8.1	0.7	3.3	3.4	0.3	77.1	2.0	5.0	0.0

データ出所:労働省「雇用管理調査」

Table 1.5.1 1年前の仕事を転職した人のうち同職業への転職者

1年前の職種	単位:千人								
	男性			女性			全体		
	転職者計	内同職種	割合(%)	転職者計	内同職種	割合(%)	転職者計	内同職種	割合(%)
専門・技術	105	62	59.0	133	64	48.1	238	126	52.9
管理	44	21	47.7	1	0	0.0	46	22	47.8
事務	158	60	38.0	489	274	56.0	647	334	51.6
販売	212	104	49.1	182	62	34.1	395	166	42.0
サービス	97	39	40.2	190	60	31.6	286	99	34.6
保安	27	3	11.1	1	0	0.0	28	3	10.7
農林漁業	17	4	23.5	5	1	20.0	22	5	22.7
運輸通信	151	50	33.1	9	2	22.2	159	52	32.7
技能採掘製造	623	392	62.9	292	171	58.6	915	563	61.5
a	210	86	41.0	58	25	43.1	268	111	41.4
b	88	22	25.0	92	30	32.6	180	52	28.9
c	139	45	32.4	4	1	25.0	142	46	32.4
労務	153	32	20.9	89	16	18.0	242	49	20.2
その他技能	34	5	14.7	50	7	14.0	84	12	14.3
分類不能	17	8	47.1	17	8	47.1	34	15	44.1
合計	2,075	933	45.0	1,612	721	44.7	3,686	1,655	44.9

* 技能採掘製造＝技能工、採掘・製造・建設作業者及び労務作業者

そのうち、aは金属、機械、科学等技能的職業作業者、

bは食料品、繊維製品等の技能的職業者、

cは定置機関・機械及び建設機械運転作業者、建設作業者である。

データ出所:「就業構造基本調査」(1992)

Table 1.5.2 1年前の仕事を転職した人のうち同産業への転職者

1年前の産業	単位:千人								
	男性			女性			全体		
	転職者計	内同職種	割合(%)	転職者計	内同職種	割合(%)	転職者計	内同職種	割合(%)
農林業	13	3	23.1	7	1	14.3	20	4	20.0
漁業	3	1	33.3	1	0	0.0	4	1	25.0
鉱業	2	0	0.0	0	0	0.0	3	0	0.0
建設業	215	76	35.3	54	5	9.3	269	81	30.1
製造業	341	167	49.0	244	118	48.4	585	285	48.7
電気ガス熱水	2	0	0.0	4	0	0.0	6	0	0.0
運輸通信	171	50	29.2	42	5	11.9	214	56	26.2
卸小売り飲食	294	135	45.9	432	204	47.2	726	340	46.8
金融保険不動産	44	13	29.5	70	12	17.1	114	25	21.9
サービス	324	109	33.6	425	172	40.5	749	281	37.5
公務	22	4	18.2	25	3	12.0	47	7	14.9
分類不能	18	8	44.4	17	8	47.1	35	16	45.7
合計	1,449	566	39.1	1,321	528	40.0	2,772	1,096	39.5

データ出所:「就業構造基本調査」(1992)

Table 1.6 1年前の職業別流出率及び現在の職業別流入率

	1992年			1988年		
	合計	男性	女性	合計	男性	女性
流出率(%)						
総数	4.6	4.1	5.4	4.4	4.2	4.8
専門・技術	3.7	3.1	4.5	3.1	2.9	3.6
管理	1.8	2.0	0.4	2.2	2.4	0.5
事務	4.9	3.1	6.1	4.4	3.0	5.6
販売	5.3	4.8	6.2	5.1	5.0	5.1
サービス	6.6	7.3	6.2	6.1	7.0	5.6
保安	4.1	3.9	7.4	4.5	4.6	5.3
農林・漁業	0.9	1.1	0.6	0.8	1.1	0.4
運輸・通信	5.8	5.7	8.1	6.1	6.1	6.4
技能・労務	5.0	4.7	5.5	5.1	4.8	5.6
流入率(%)						
総数	4.5	4.1	5.2	4.4	4.2	4.7
専門・技術	3.3	2.7	4.2	2.9	2.7	3.1
管理	1.9	2.1	0.4	2.2	2.3	0.5
事務	5.1	3.1	6.5	4.6	3.2	5.7
販売	4.6	4.0	5.5	4.8	4.7	4.7
サービス	6.3	6.1	6.5	6.2	7.0	5.7
保安	3.5	3.5	3.7	3.1	3.1	5.3
農林・漁業	1.3	1.7	0.8	1.6	2.3	0.9
運輸・通信	7.1	7.0	8.0	6.6	6.7	5.0
技能・労務	4.8	4.8	4.9	4.8	4.6	5.3

データ出所:「就業構造基本調査」

Table 2.1.1 賃金関数の推計結果(男性)

年齢	25-60		25-44		45-60	
	coef	t	coef	t	coef	t
e	-0.044	-7.133 **	-0.033	-4.446 **	-0.071	-6.268 **
e2	0.004	14.998 **	0.003	10.780 **	0.005	10.718 **
x	0.037	24.487 **	0.031	10.725 **	0.078	8.222 **
x2	-0.001	-21.839 **	-0.000	-5.561 **	-0.001	-8.795 **
t	0.010	1.047	0.010	0.975	0.033	2.376 **
t2	-0.000	-5.165 **	0.000	-2.067 **	-0.000	-6.791 **
m	0.139	18.455 **	0.146	19.003 **	0.164	9.136 **
c	0.029	4.439 **	0.023	2.722 **	0.013	1.189
k1	-0.145	-4.811 **	-0.208	-5.493 **	-0.379	-4.760 **
k2	-0.016	-0.571	-0.075	-2.122 **	-0.221	-2.771 **
k3	-0.029	-1.035	-0.025	-0.731	-0.282	-3.587 **
k4	-0.010	-0.350	-0.041	-1.117	-0.241	-2.936 **
k5	-0.004	-0.123	0.007	0.194	-0.246	-3.051 **
k6	0.017	0.626	0.013	0.392	-0.178	-2.249 **
k7	0.013	0.499	0.029	0.909	-0.192	-2.464 **
k8	0.073	2.406 **	0.118	3.174 **	-0.135	-1.586
k9	0.092	3.082 **	0.086	2.452 **	-0.008	-0.091
k10	0.172	6.884 **	0.175	5.877 **	-0.038	-0.482
tk1	-0.012	-8.178 **	-0.003	-1.050	-0.005	-1.601
tk2	-0.009	-6.226 **	-0.001	-0.349	-0.002	-0.821
tk3	-0.004	-2.961 **	-0.001	-0.286	0.004	1.405
tk4	-0.007	-4.231 **	-0.000	-0.088	0.001	0.247
tk5	-0.004	-2.705 **	-0.003	-1.152	0.004	1.394
tk6	-0.004	-2.780 **	-0.003	-1.089	0.003	0.960
tk7	-0.002	-1.472	-0.003	-1.016	0.005	1.897 *
tk8	-0.001	-0.860	-0.005	-1.535	0.006	1.996 **
tk9	-0.002	-1.015	-0.001	-0.388	0.002	0.662
tk10	0.000	0.092	0.002	0.811	0.007	2.473 **
ind1	0.016	0.123	0.085	0.385	0.210	0.915
ind2			0.092	0.377		
ind3	0.161	1.205	0.345	1.666 *	-0.007	-0.030
ind4	0.053	0.295			0.294	0.727
ind5	0.243	1.949 *	0.194	1.125	0.501	2.215 **
ind6	0.201	1.618	0.151	0.883	0.530	2.340 **
ind7	0.201	1.517	0.166	0.926	0.305	1.005
ind8	0.205	1.638	0.211	1.229	0.423	1.859 *
ind9	0.158	1.273	0.140	0.817	0.435	1.919 *
ind10	0.236	1.874 *	0.176	1.015	0.549	2.376 **
ind11	0.135	1.089	0.133	0.778	0.378	1.677 *
ind12	0.180	1.431	0.127	0.728	0.335	1.395
tind1					0.003	0.225
tind2	-0.002	-0.279	0.003	0.236	0.005	0.323
tind3	-0.003	-0.540	-0.001	-0.110	0.008	0.508
tind4	0.002	0.172	0.015	0.775		
tind5	-0.006	-1.000	0.012	1.044	-0.010	-0.724

tind6	-0.006	-0.942	0.010	0.908	-0.011	0.852
tind7	-0.001	-0.083	0.016	1.351	0.001	0.084
tind8	-0.008	-1.360	0.004	0.387	-0.010	0.730
tind9	-0.005	-0.884	0.008	0.739	-0.009	0.669
tind10	-0.001	-0.226	0.018	1.528	-0.007	0.553
tind11	-0.003	-0.596	0.010	0.834	-0.006	0.467
tind12	-0.004	-0.606	0.014	1.203	-0.003	-0.249
ocu1	0.231	2.812 **	0.047	0.251	0.387	4.696 **
ocu2	0.509	6.134 **	0.298	1.578	0.632	8.281 **
ocu3	0.118	1.449	-0.063	-0.341	0.279	3.653 **
ocu4	0.174	2.115 **	-0.039	-0.207	0.383	4.935 **
ocu5	0.040	0.473	-0.136	-0.721	0.096	1.077
ocu6	0.041	0.467	-0.045	-0.235	-0.096	-0.953
ocu7			-0.170	-0.781	0.100	0.666
ocu8	0.071	0.855	-0.076	-0.406	0.094	1.160
ocu9	0.328	2.043 **			0.614	1.719 *
ocu10	0.072	0.878	-0.104	-0.556	0.173	2.313 **
ocu11	-0.012	-0.141	-0.182	-0.971	0.026	0.329
ocu12	0.105	1.208	0.011	0.057		
tocu1	0.015	2.029 **	-0.005	-0.671	-0.008	-2.551 **
tocu2	0.015	1.964 **	-0.006	-0.749	-0.007	-2.383 **
tocu3	0.019	2.546 **	-0.002	-0.210	-0.003	-1.219
tocu4	0.018	2.405 **	0.000	-0.038	-0.006	-2.239 **
tocu5	0.020	2.597 **	0.001	0.088		
tocu6	0.024	3.080 **	0.001	0.136	0.010	2.765
tocu7	0.010	1.206			-0.013	-2.257
tocu8	0.017	2.170 **	-0.005	-0.614	-0.002	-0.505
tocu9			-0.008	-0.397	-0.029	-1.971
tocu10	0.017	2.267 **	-0.004	-0.537	-0.003	-1.140
tocu11	0.016	2.100 **	-0.004	-0.458	-0.003	-0.886
tocu12	0.017	2.237 **	-0.009	-1.051	0.004	1.053
_cons	4.894	40.157 **	5.132	25.958 **	4.126	14.244 **
R_square	0.4774		0.4312		0.4506	
サンプル数	20327		11228		9099	

**...5%水準で有意 **...10%水準で有意

Table 2.1.2 賃金関数の推計結果(女性)

年齢	25-60		25-44		45-60	
	coef	t	coef	t	coef	t
e	-0.059	-5.195 **	-0.047	-3.550 **	-0.096	-4.191 **
e2	0.004	8.714 **	0.004	6.823 **	0.006	5.329 **
x	0.012	5.099 **	-0.009	-1.890 *	0.046	2.265 **
x2	-0.000	-4.948 **	0.000	2.766 **	-0.001	-2.834 **
t	-0.053	-0.000	0.065	0.490	0.026	0.000
t2	0.000	-10.081 **	0.000	-5.680 **	0.000	-5.798 **
m	-0.090	-7.993 **	-0.088	-6.717 **	-0.070	-3.504 **
c	0.061	5.836 **	0.056	4.390 **	0.086	4.819 **
k1	-0.309	-7.360 **	-0.365	-7.253 **	-0.287	-2.613 **
k2	-0.150	-3.729 **	-0.170	-3.577 **	-0.167	-1.537
k3	-0.153	-3.849 **	-0.106	-2.291 **	-0.218	-2.004 **
k4	-0.096	-2.166 **	-0.104	-2.050 **	-0.179	-1.554
k5	-0.086	-2.001 **	-0.097	-1.934 *	-0.144	-1.283
k6	-0.049	-1.195	-0.056	-1.157	-0.127	-1.164
k7	-0.038	-0.998	-0.012	-0.272	-0.170	-1.591
k8	0.026	0.514	0.031	0.562	-0.127	-0.988
k9	0.032	0.649	0.038	0.701	-0.128	-0.914
k10	0.063	1.568	0.042	0.917	-0.133	-1.127
tk1	-0.023	-9.288 **	-0.021	-4.776 **	-0.024	-5.109 **
tk2	-0.019	-7.918 **	-0.020	-4.763 **	-0.017	-3.690 **
tk3	-0.012	-4.764 **	-0.019	-4.507 **	-0.008	-1.764 *
tk4	-0.012	-4.272 **	-0.010	-2.060 **	-0.009	-1.672 *
tk5	-0.012	-4.089 **	-0.011	-2.213 **	-0.010	-1.945 *
tk6	-0.014	-5.176 **	-0.012	-2.724 **	-0.012	-2.344 **
tk7	-0.009	-3.907 **	-0.011	-2.834 **	-0.004	-0.765
tk8	-0.010	-2.893 **	-0.008	-1.559	-0.004	-0.678
tk9	-0.005	-1.528	-0.004	-0.800	0.001	0.156
tk10	-0.004	-1.375	0.002	0.593	0.002	0.401
ind1	0.209	0.481	0.701	0.700	-0.515	-0.717
ind2	0.182	0.312			-0.395	-0.406
ind3			2.818	1.613		
ind4	0.301	0.565	1.105	1.017	-0.450	-0.495
ind5	0.172	0.420	0.807	0.837	-0.518	-0.738
ind6	0.183	0.448	0.911	0.945	-0.657	-0.938
ind7	0.368	0.834	1.131	1.150	-0.646	-0.735
ind8	0.153	0.372	0.851	0.882	-0.726	-1.029
ind9	0.165	0.404	0.858	0.891	-0.691	-0.988
ind10	0.320	0.780	0.972	1.009	-0.363	-0.516
ind11	0.228	0.557	0.931	0.967	-0.629	-0.898
ind12	0.163	0.393	0.910	0.942	-0.960	-1.326
tind1	0.015	0.744	-0.039	-0.407	0.010	0.357
tind2	-0.004	-0.131			0.013	-0.298
tind3	0.002	0.074	-0.356	-1.925 *	-0.036	-0.750
tind4			-0.097	-0.967		
tind5	0.017	0.934	-0.061	-0.660	0.012	0.446

tind6	0.009	0.528	-0.081	-0.878	0.013	0.505
tind7	0.015	0.744	-0.074	-0.792	0.024	0.740
tind8	0.017	0.945	-0.067	-0.730	0.021	0.784
tind9	0.014	0.792	0.070	-0.759	0.018	0.678
tind10	0.019	1.074	-0.060	-0.649	0.013	0.514
tind11	0.015	0.822	-0.069	-0.749	0.018	0.693
tind12	0.020	1.109	-0.065	-0.702	0.033	1.218
ocu1	0.600	0.935	-0.190	-0.700	0.606	0.000
ocu2	0.926	1.437	0.328	1.141	0.754	0.000
ocu3	0.484	0.755	-0.311	-1.149	0.568	0.000
ocu4	0.447	0.697	-0.357	-1.311	0.541	0.000
ocu5	0.413	0.645	-0.301	-1.099	0.394	0.000
ocu6	0.820	1.203			1.778	0.001
ocu7	-0.033	-0.050	-0.860	-2.012 **	-0.027	-0.000
ocu8	0.516	0.793	-0.393	-1.302	0.620	0.000
ocu9						
ocu10	0.304	0.474	-0.495	-1.804 *	0.330	0.000
ocu11	0.145	0.226	-0.603	-2.200 **	0.160	0.000
ocu12	0.392	0.610	-0.463	-1.650 *	0.374	0.000
tocu1	0.085	0.000	0.050	0.528	0.002	0.000
tocu2	0.082	0.000	0.024	0.253	0.011	0.000
tocu3	0.089	0.000	0.053	0.561	0.002	0.000
tocu4	0.085	0.000	0.053	0.555	-0.003	-0.000
tocu5	0.085	0.000	0.046	0.484	0.002	0.000
tocu6	0.073	0.000	0.031	0.352	-0.043	-0.000
tocu7	0.094	0.000	0.053	0.538	0.011	0.000
tocu8	0.086	0.000	0.070	0.731	-0.003	0.000
tocu9	0.176	0.000				
tocu10	0.088	0.000	0.056	0.586	0.003	0.000
tocu11	0.091	0.000	0.054	0.564	0.006	0.000
tocu12	0.081	0.000	0.068	0.709	-0.004	-0.000
_cons	4.579	6.016 **	4.744	4.725 **	5.228	0.002
R-square	0.422		0.4285		0.4418	
サンプル数	9508		5584		3924	

**---5%水準で有意 *---10%水準で有意

注：eは教育年数、xは経験年数、tは勤続年数、e2、x2、t2はそれぞれの二乗項、mは有配偶者ダミー、cは転職経験ダミー、k1-k10は企業規模ダミー、ind1-ind12は産業ダミー、ocu1-ocu12は職種ダミー、tk1-tk10、tind1-tind12、tocu1-tocu12はそれぞれのダミーと勤続年数との交差項を表す。
 なお、各ダミー変数の説明は、以下の通り。

(企業規模)

k1 1-4人 k2 5-9人 k3 10-19人 k4 20-29人 k5 30-49人
k6 50-99人 k7 100-299人 k8 300-499人 k9 500-999人 k10 1000人以上
ベースは官公庁

(産業)

ind1 農業 ind2 林業 ind3 漁業 ind4 鉱業 ind5 建設業 ind6 製造業
ind7 電気・ガス・熱供給・水道業 ind8 運輸・通信業 ind9 卸売・小売業・飲食店
ind10 金融・保険業・不動産業 ind11 サービス業 ind12 公務員

(職種)

ocu1 専門技術的職業 ocu2 管理的職業 ocu3 事務 ocu4 販売
ocu5 サービス職業 ocu6 保安職業 ocu7 農林漁業 ocu8 運輸・通信
ocu9 採掘作業者 ocu10 金属・機械・化学等技能の職業従事者
ocu11 食料品・繊維製品等の技能の職業従事者
ocu12 その他の技能の職業従事者

Table 2.2.1 転職関数の推計結果

年齢	(男性)					
	25-60		25-44		45-60	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
e	-0.0017	0.0025	-0.0056	-0.0001	0.0002	0.0011
	1.312	1.033	2.492 **	0.021	0.101	0.467
e2	0.0003	-0.0003	0.0005	-0.0003	0.0001	0.0000
	4.792 **	2.865 **	5.420 **	2.250 **	1.276	0.068
x	0.0044	-0.0023	0.00	-0.0006	0.0070	0.0055
	14.562 **	4.511 **	7.619 **	0.473	4.188 **	2.876 **
x2	-0.0001	0.0002	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001
	13.109 **	2.124 **	4.824 **	1.239	4.016 **	2.613 **
m	0.0096	-0.0103	0.0213	-0.0132	0.0051	0.0014
	8.460 **	3.413 **	8.873 **	3.254 **	2.530 **	0.472
level	-0.1000		-0.1888		-0.0251	
	27.198 **		23.459 **		9.207 **	
slop	1.7589	0.6090	2.3147	1.7519	1.1495	1.8774
	21.844 **	4.178 **	9.055 **	4.687 **	10.867 **	16.152 **
サンプル数	24060	24060	13357	13357	10703	10703

Table 2.2.2 転職関数の推計結果

年齢	(女性)					
	25-60		25-44		45-60	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
e	-0.0038	0.0025	-0.0066	0.0038	0.0011	0.0175
	1.567	0.661	1.628	0.671	0.495	1.810 *
e2	0.0003	-0.0003	0.0005	-0.0005	-0.0000	-0.0008
	2.615 **	1.896 *	2.839 **	1.932 *	0.011	1.986 **
x	0.0026	0.0016	0.0004	-0.0007	0.0008	0.0021
	5.631 **	2.042 **	0.262	0.342	0.771	0.485
x2	-0.0001	-0.0001	0.0000	0.0000	-0.0000	-0.0000
	6.224 **	3.533 **	0.258	0.217	1.166	0.694
m	-0.0203	-0.0241	-0.0318	-0.0304	-0.0038	-0.0115
	7.574 **	5.718 **	6.743 **	4.521 **	3.438 **	2.811 **
level	-0.0659		-0.1358		-0.0148	
	18.085 **		15.667 **		9.645 **	
slop	1.2130	0.7314	1.3448	0.9971	0.2321	0.9753
	15.289 **	5.613 **	9.190 **	4.492 **	6.843 **	6.473 **
サンプル数	10287	10287	6009	6009	4278	4278

**...5%水準で有意 *...10%水準で有意

注:eは教育年数、xは経験年数、e2、x2はそれらの二乗項、mは有配偶者ダミー、levelは賃金率水準、slopは賃金プロファイルの勾配を示す。
下段はt値。

Table 2.3.1 転職関数の推計結果

年齢	(男性)					
	25-60		25-44		45-60	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
e	-0.0007	0.0017	-0.0043	-0.0023	-0.0009	0.0035
	0.632	0.649	2.412 **	0.670	0.610	0.929
e2	0.0001	-0.0002	0.0004	-0.0001	0.0001	-0.0002
	3.323 **	1.630	5.195 **	0.868	2.083 **	1.194
x	0.0028	-0.0019	0.0054	-0.0003	0.0046	0.0057
	11.803 **	3.883 **	7.433 **	0.199	4.077 **	1.939 *
x2	-0.0000	0.0000	-0.0001	-0.0001	-0.0001	-0.0001
	10.631 **	1.421	4.796 **	1.405	3.860 **	1.661 *
m	0.0053	-0.0079	0.0155	-0.0078	0.0027	-0.0065
	5.569 **	2.666 **	8.203 **	1.961 **	1.946 *	1.205
level	-0.0002		-0.0005		-0.0001	
	24.095 **		21.861 **		14.958 **	
slop	0.0037	-0.0017	0.0049	-0.0047	0.0020	0.0027
	18.325 **	5.723 **	8.994 **	5.982 **	12.147 **	8.643 **
サンプル数	24060	24060	13357	13357	10703	10703

Table 2.3.2 転職関数の推計結果

年齢	(女性)					
	25-60		25-44		45-60	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
e	-0.0018	-0.0006	-0.0059	-0.0004	0.0000	0.0065
	1.858 *	0.146	2.075 **	0.070	0.118	0.598
e2	0.0001	-0.0001	0.0004	-0.0002	0.0000	-0.0003
	3.048 **	0.643	3.455 **	0.613	0.326	0.672
x	0.0012	0.0015	0.0003	-0.0016	0.0001	0.0018
	6.438 **	1.932 *	0.261	0.751	0.439	0.332
x2	-0.0000	-0.0001	0.0000	0.0000	-0.0000	-0.0001
	7.157 **	4.128 **	0.255	0.361	0.820	0.685
m	-0.0088	-0.0252	-0.0232	-0.0317	-0.0006	-0.0163
	7.563 **	5.810 **	6.800 **	4.691 **	3.387 **	3.236 **
level	-0.0003		-0.0006		-0.0000	
	17.443 **		15.120 **		9.631 **	
slop	0.0032	-0.0019	0.0043	-0.0029	0.0002	-0.0011
	13.892 **	4.133 **	8.695 **	4.676 **	7.135 **	2.685 **
サンプル数	10287	10287	6009	6009	4278	4278

...5%水準で有意 *10%水準で有意

注:eは教育年数、xは経験年数、e2、x2はそれらの二乗項、mは有配偶者ダミー、levelは賃金水準、slopは賃金プロファイルの勾配を示す。
 ここでは、勾配を $\Delta W/\Delta T$ で求めている。
 下段はt値。

Table 2.4.1 転職関数の推計結果

年齢	(男性)					
	25-60		25-44		45-60	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
e	0.0025	0.0027	-0.0018	-0.0009	0.0041	0.0033
	0.960	1.052	0.531	0.250	0.856	0.733
e2	-0.0002	-0.0002	-0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0001
	1.873 *	2.289 **	1.005	1.766 *	0.548	0.626
x	-0.0024	-0.0024	-0.0015	-0.0011	0.0076	0.0072
	4.953 **	4.930 **	1.110	0.837	2.370 **	2.212 **
x2	0.0000	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0001	-0.0001
	2.512 **	2.311 **	0.766	1.037	2.191 **	2.051 **
m	-0.0085	-0.0092	-0.0104	-0.0120	-0.0016	-0.0027
	2.898 **	3.058 **	2.643 **	2.952 **	0.296	0.494
level	-0.0519		-0.1089		-0.0233	
	5.976 **		8.062 **		3.806 **	
slop	-0.4236	-0.7782	-1.5012	-1.7068	-0.3953	-0.1345
	2.995 **	5.869 **	3.959 **	4.445 **	1.514	0.510
サンプル数	24081	24081	13366	13366	10715	10715

Table 2.4.2 転職関数の推計結果

年齢	(女性)					
	25-60		25-44		45-60	
	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
e	0.0002	0.0013	0.0005	0.0027	0.0115	0.0099
	0.045	0.322	0.077	0.450	1.040	0.876
e2	-0.0001	-0.0002	-0.0002	-0.0004	-0.0005	-0.0005
	0.974	1.381	0.879	1.468	1.066	1.016
x	0.0012	0.0014	-0.0020	-0.0018	0.0014	0.0018
	1.573 **	1.761 *	0.946	0.816	0.277	0.326
x2	-0.0001	-0.0001	0.0000	0.0000	-0.0000	-0.0001
	3.816 **	3.904 **	0.494	0.438	0.635	0.659
m	-0.0251	-0.0247	-0.0312	-0.0316	-0.0157	-0.0162
	5.818 **	5.688 **	4.574 **	4.608 **	3.213 **	3.165 **
level	-0.0476		-0.0522		-0.0307	
	4.230 **		3.478 **		3.347 **	
slop	0.0038	-0.2966	-0.4206	-0.3904	-0.2964	-0.4300
	0.034	3.311 **	2.188 **	2.241 **	1.621	2.343 **
サンプル数	10293	10293	6014	6014	4279	4279

**...5%水準で有意 *...10%水準で有意

注:e は教育年数、x は経験年数、e2、x2 はそれらの二乗項、m は有配偶者ダミー、level は賃金率水準、slop は賃金プロファイルの勾配を示す。
 ここでは、Mincer & Higuchi(1988)の定義に基づき、level=c+e+g、slop=d+f+h で求めた。
 下段はt値。

Appendix

Table A1 変数の平均と標準偏差

	年齢	男性			女性		
		25-44	45-60	25-60	25-44	45-60	25-60
賃金	平均	445.50	612.82	519.59	277.22	304.13	288.29
	標準偏差	205.25	334.85	282.89	147.08	216.15	179.24
教育年数	平均	13.01	11.90	12.52	12.74	11.20	12.11
	標準偏差	2.41	2.56	2.53	1.94	2.04	2.12
経験年数	平均	16.13	33.99	24.04	15.26	34.45	23.15
	標準偏差	6.55	5.56	10.79	6.94	5.36	11.37
勤続年数	平均	10.75	22.07	15.86	8.50	16.32	11.81
	標準偏差	6.70	10.61	10.35	6.12	9.95	8.85
転職	平均	0.36	0.46	0.41	0.39	0.42	0.40
	標準偏差	0.48	0.50	0.49	0.49	0.49	0.49
有配偶者	平均	0.67	0.93	0.78	0.55	0.77	0.64
	標準偏差	0.47	0.25	0.41	0.50	0.42	0.48

Table A2.1 企業規模別人数構成

企業規模(人)	男性			女性		
	25-44	45-60	25-60	25-44	45-60	25-60
1-4	731	736	1467	423	465	888
5-9	1044	1037	2081	577	531	1108
10-19	1102	994	2096	584	512	1096
20-29	749	643	1392	345	304	649
30-49	831	735	1566	412	384	796
50-99	1115	942	2057	532	459	991
100-299	1717	1230	2947	832	525	1357
300-499	708	507	1215	276	147	423
500-999	815	475	1290	334	123	457
1000-	2862	2085	4947	956	363	1319
合計	11674	9384	21058	5271	3813	9084

Table A2.2 産業別人数構成

産業大分類	男性			女性		
	25-44	45-60	25-60	25-44	45-60	25-60
農業	37	38	75	21	29	50
林業	17	48	65	4	7	11
漁業	51	53	104	3	5	8
鉱業	20	35	55	4	6	10
建設業	1587	1523	3110	274	241	515
製造業	3667	3137	6804	1483	1373	2856
電気ガス熱水	209	103	312	20	11	31
運輸通信	1260	1310	2570	155	119	274
卸売小売飲食	2481	1624	4105	1181	884	2065
金融保険不動	506	391	897	473	208	681
サービス	2701	1800	4501	2396	1334	3730
公務	955	653	1608	173	107	280
合計	13491	10715	24206	6187	4324	10511

Table A2.3 職種別人数構成

職業中間分類	男性			女性		
	25-44	45-60	25-60	25-44	45-60	25-60
専門・技術	2042	995	3037	1519	521	2040
管理	355	1246	1601	43	113	156
事務	2283	1789	4072	2519	1299	3818
販売	2285	1297	3582	642	475	1117
サービス	397	231	628	362	485	847
保安	342	254	596	10	6	16
農林・漁業	89	135	224	12	30	42
運輸・通信	853	980	1833	24	21	45
採掘作業	17	28	45	1	1	2
金機化技能	2179	1508	3687	418	330	748
食料繊維技能	787	701	1488	443	673	1116
その他技能	296	182	478	96	109	205
合計	11925	9346	21271	6089	4063	10152

Table A2.4.1 職種別転職率(男性)

	25-44			45-60			全体		
	転職者	サンプル	%	転職者	サンプル	%	転職者	サンプル	%
ocu1	47	1981	2.4	15	996	1.5	62	2977	2.1
ocu2	6	357	1.7	24	1234	1.9	30	1591	1.9
ocu3	48	2251	2.1	39	1798	2.2	87	4049	2.1
ocu4	122	2263	5.4	29	1286	2.3	151	3549	4.3
ocu5	41	394	10.4	10	234	4.3	51	628	8.1
ocu6	9	344	2.6	3	253	1.2	12	597	2.0
ocu7	12	94	12.8	11	140	7.9	23	234	9.8
ocu8	70	836	8.4	18	969	1.9	88	1805	4.9
ocu9	0	16	0.0	0	26	0.0	0	42	0.0
ocu10	110	2170	5.1	27	1505	1.8	137	3675	3.7
ocu11	45	778	5.8	14	698	2.0	59	1476	4.0
ocu12	12	291	4.1	4	179	2.2	16	470	3.4
合計	522	11775	4.4	194	9318	2.1	716	21093	3.4

Table A2.4.2 職種別転職率(女性)

	25-44			45-60			全体		
	転職者	サンプル	%	転職者	サンプル	%	転職者	サンプル	%
ocu1	50	1499	3.3	4	513	0.8	54	2012	2.7
ocu2	0	41		0	112	0.0	0	153	0.0
ocu3	135	2432	5.6	23	1283	1.8	158	3715	4.3
ocu4	46	592	7.8	10	470	2.1	56	1062	5.3
ocu5	38	356	10.7	19	474	4.0	57	830	6.9
ocu6	0	10	0.0	0	6		0	16	0.0
ocu7	2	13	15.4	0	28	0.0	2	41	4.9
ocu8	0	24	0.0	0	21	0.0	0	45	0.0
ocu9	0	1		0	1	0.0	0	2	0.0
ocu10	20	417	4.8	8	326	2.5	28	743	3.8
ocu11	19	19	100.0	16	670	2.4	35	689	5.1
ocu12	3	3	100.0	5	111	4.5	8	114	7.0
合計	313	5407	5.8	85	4015	2.1	398	9422	4.2

注:過去1年間に転職した人の割合を示す。

職種は以下に対応。

ocu1 専門技術的職業 ocu2 管理的職業 ocu3 事務 ocu4 販売
ocu5 サービス職業 ocu6 保安職業 ocu7 農林漁業 ocu8 運輸・通信
ocu9 採掘作業 ocu10 金属・機械・化学等技能的職業従事者
ocu11 食料品・繊維製品等の技能的職業従事者
ocu12 その他の技術的職業従事者

Table A2.5.1 転職者に占める自発的転職者の割合 (男性)

	25-44			45-60			全体		
	自発的	転職者	%	自発的	転職者	%	自発的	転職者	%
ocu1	43	47	91.5	10	15	66.7	53	62	85.5
ocu2	5	6	83.3	11	24	45.8	16	30	53.3
ocu3	46	48	95.8	28	39	71.8	74	87	85.1
ocu4	116	122	95.1	22	29	75.9	138	151	91.4
ocu5	37	41	90.2	9	10	90.0	46	51	90.2
ocu6	9	9	100.0	2	3	66.7	11	12	91.7
ocu7	12	12	100.0	10	11	90.9	22	23	95.7
ocu8	67	70	95.7	14	18	77.8	81	88	92.0
ocu9	0	0		0	0		0	0	
ocu10	106	110	96.4	17	27	63.0	123	137	89.8
ocu11	42	45	93.3	9	14	64.3	51	59	86.4
ocu12	11	12	91.7	4	4	100.0	15	16	93.8
合計	494	522	94.6	136	194	70.1	630	716	88.0

Table A2.5.2 転職者に占める自発的転職者の割合 (女性)

	25-44			45-60			全体		
	自発的	転職者	%	自発的	転職者	%	自発的	転職者	%
ocu1	49	50	98.0	3	4	75.0	52	54	96.3
ocu2	0	0		0	0		0	0	
ocu3	126	135	93.3	22	23	95.7	148	158	93.7
ocu4	42	46	91.3	9	10	90.0	51	56	91.1
ocu5	36	38	94.7	16	19	84.2	52	57	91.2
ocu6	0	0		0	0		0	0	
ocu7	2	2	100.0	0	0		2	2	100.0
ocu8	0	0		0	0		0	0	
ocu9	0	0		0	0		0	0	
ocu10	18	20	90.0	6	8	75.0	24	28	85.7
ocu11	18	19	94.7	13	16	81.3	31	35	88.6
ocu12	3	3	100.0	5	5	100.0	8	8	100.0
合計	294	313	93.9	74	85	87.1	368	398	92.5

注：過去1年の転職者に占める自発的転職者の割合を示す。

職種は以下に対応

ocu1 専門技術的職業 ocu2 管理的職業 ocu3 事務 ocu4 販売
 ocu5 サービス職業 ocu6 保安職業 ocu7 農林漁業 ocu8 運輸・通信
 ocu9 採掘作業員 ocu10 金属・機械・化学等技能的職業従事者
 ocu11 食料品・繊維製品等の技能的職業従事者
 ocu12 その他の技術的職業従事者

Table A3 levelとslopの相関

	年齢	25-60	25-44	45-60
男性	a)	0.3714	0.0590	-0.2921
	b)	0.7520	0.6880	0.3659
	c)	0.5686	0.2839	0.0709
女性	a)	0.5521	0.2987	0.2239
	b)	0.7063	0.7408	0.8766
	c)	0.7553	0.4970	0.6840

注:

a)は levelを賃金率水準、slopを賃金関数を勤続年数で偏微分したものとしている。

b)は levelを賃金水準、slopを $\Delta W/\Delta T$ としている。

c)は Mincer & Higuchi に習って、 $\text{level}=c+e+g$ 、 $\text{slop}=d+f+h$ としている。

終章 賃金格差の存在とその影響

——本研究の貢献と今後の課題——

過去における賃金格差の実証分析において課題となっていたのは、観察されない能力の影響をどのようにして除去するか、であった。本研究の貢献としては、観察されない能力の影響を取り除いた後の、職種間・産業間賃金格差が存在することを確認した点である。

第1章では、純粋な職種間賃金格差を男女別に推計し、男女とも従来のクロスセクション分析による職種間賃金格差のうち約6割が純粋な職種間賃金格差で説明できることがわかった。第2章では、純粋な企業規模間賃金格差の推計を行ったが、男性では、純粋な企業規模間賃金格差の影響が、クロスセクション分析による企業規模間賃金格差の約半分を占めるのに対して、女性では、純粋な企業規模間格差はほとんど存在せず、企業規模間の能力格差がみせかけの企業規模間賃金格差となっていることがわかった。

職種間と企業規模間で、純粋な格差と能力の影響の比率に差が生じたことは興味深い。特に女性では企業規模間賃金格差が存在しないという結果から、女性は企業規模にこだわらずに就職先を決めても、賃金のロスが生じないことが予想される。企業規模間格差が存在しないのに、女性において大企業が好まれるとすれば、賃金的な側面よりも職場環境における側面が影響していることが予想される。

また、賃金格差を議論する場合は、賃金レベルの違いだけではなく、賃金プロファイルの傾きを含めた賃金構造の違いも考える必要がある。その意味では、第1章の補論、第4章において、勤続年数を考慮して賃金構造の差を比較したことは重要である。ただし、第1章補論では、職種別賃金プロファイルの傾きにはほとんど差が観察されなかった。また、第4章の推計結果では、女性の場合、賃金プロファイルの傾きに差が観察されたのは、企業規模間でのみであった。第4章の分析はクロスセクション分析である点で、能力の影響が除去されていない点が問題である。

第3章では、企業の財務データを利用して賃金関数と生産関数を求めている。この章では、個人レベルの個票データを用いていないこと、賃金プロファイルを生じさせるモデルの整合性を調べることを目的としている点で、他の分析と様相が異なる。

賃金構造が転職行動に与える影響の分析は、第4章で行っている。賃金プロファイルの

傾きと賃金水準の両者を変数に加えた場合は、賃金水準のみが転職行動に影響を与えているが、賃金水準を変数から落とすと、賃金プロファイルの傾きが転職行動に与える影響はプラスであった。したがって、賃金は労働力の流動性と密接な関係のある要因であるといえる。

この研究における問題点は、データの制約がまず挙げられる。特に、個票データの調査では、女性労働者の割合が男性に比べて低いことから、女性のデータ数が不足するケースが多い。第2章の分析は、もともとの調査対象が女性であるが、第1章で用いた『中途採用者就業実態調査』や、第4章で用いた『就業構造基本調査』に比べてサンプル数がかなり少ない。本来ならば、同じデータを用いて、各賃金格差の推計を行うのが望ましいが、調査項目の違いから、異なるデータを使わざるを得なかった。

本研究では、純粋な職種間賃金格差、純粋な企業規模間賃金格差が存在することが確認されたが、ではなぜ存在するのであろうか、という疑問に対しての明確な回答は得られていない。過去の研究において用いられてきた賃金格差を説明するモデルによって、1章と2章で考察は行っている。しかし、それぞれのモデルの検証は行われていない。現段階で考えられることは、それぞれのケースによって格差を説明するモデルが異なるのではないかとということである。「なぜ賃金格差が生じるのか」という根本的な問題の答えを探ることは、今後の大きな課題といえる。

その他の研究課題として、賃金格差の時系列的な変遷を調べることも挙げられる。他の研究において規模間賃金格差が縮小している点が指摘されていることや、職種の多様化により、過去において存在しなかったような職種が現れていること、さらに高度成長期から現在にかけて、台頭する産業の入れ代わりが観察されてきたことを考えると、これらの変化が賃金格差の時系列的な変化を生じさせていることが予想される。過去における時系列的な変遷が確認できれば、今後の変化を予測していく上でも非常に参考になる。

労働の流動化を考える場合に、職場環境、人間関係といった様々な要因が影響を与えることがいわれている。そうはいっても、賃金が雇用問題を考える上で重要な位置を占めていることには変わりない。また、賃金に関する分析は、家計や経営実務と直結しており、身近な問題として広く関心を持たれている。今後の賃金格差の分析結果が注目される。