

学歴が賃金に及ぼす影響の実証分析*

船 橋 伸 一

The purpose of this paper is to analyze the factors that affect wages in Japan. It is widely believed that wages vary in accordance with educational backgrounds, the speed of promotion, a scale of a company, a type of industry, length of service, age and so on. However, this has not been rigorously tested using data. In order to clarify these relationships, I used the data from "Investigation of workers in 2000" by Recruit Research. As it contains personal data of the staff, it is possible to identify the relationships among them. When the data was analyzed, it was found that a university graduate got a high wage even though I controlled various attributes. It was because of the speed of promotion and the size of the company. The gap was brought about by the quality of the training in the company and promotion as a result. It was also found that there was no difference in pay gaps or the speed of promotion between a university graduate of a scientific field (Biology, engineering, mathematics and so on) and one of liberal arts (Law, economics, literature and so on).

I. はじめに

本稿の目的は学歴が賃金に与える影響を説明することにある。近年、大学進学率が高まりをみせており、平成16年には大学等への進学者が45.3%に及んでいる。このような進学率の上昇は、大学進学にメリットがあるからに他ならない。しかし、大学進学のメリットのひとつとされる大卒者の賃金の伸びを図1で見えてみると、高卒者に比べて大きく伸びていないため、進学率の高まりはこのことだけによって説明できない。

図1は賃金構造基本統計調査を元に、高卒男性の平均賃金を1とし、短大等（短大・高専等）卒業者、そして大学卒業者の賃金の割合がどれだけ違うかを示した表である。

ここで25歳から29歳の平均賃金を見える

と、高校卒と短大等卒で差がごく小さく、そして高校卒と大学卒との差も小さいことがわかる。また年齢が上がると、大卒者の賃金が高卒者に比べて伸びていることが伺える。しかし、1985年から2004年までを時系列で比較した場合、その割合が大幅に高まっている訳ではない。進学率の伸びを説明する一例として、矢野（1982）は、大卒者の教育収益率が必ずしも高くないことを指摘し、それでも人々が進学しようとする理由として人々の意識に基づく意識形成仮説、および大学に行くのが当然とする社会強制説を挙げている。進学率の高まりとは、人々がますます高学歴を望む傾向であるが、それは人々が昇進や賃金の面で有利だと考えているためだと推測される。では、実際に学歴は昇進や賃金の面でどの程度の影響を及ぼすのであろうか。先行研究に

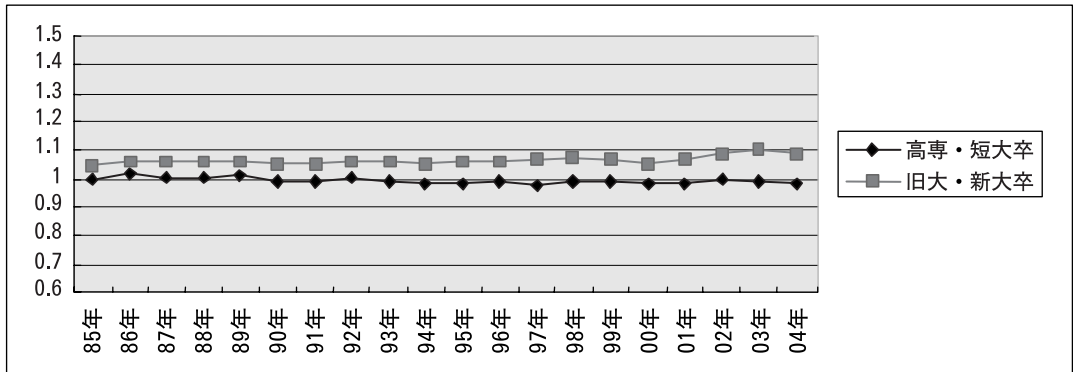
* 論文審査受付日：2006年9月20日。採用決定日：2007年5月15日（編集委員会）

においても、学歴と賃金の関係を調べた研究は数多く見られる。学歴間賃金格差に関しては潮木 (1997)、金子 (1989)、そして賃金格差の理由を平均勤続年数の差とする Tanaka (1996)、また賃金に影響を及ぼすのは、学歴

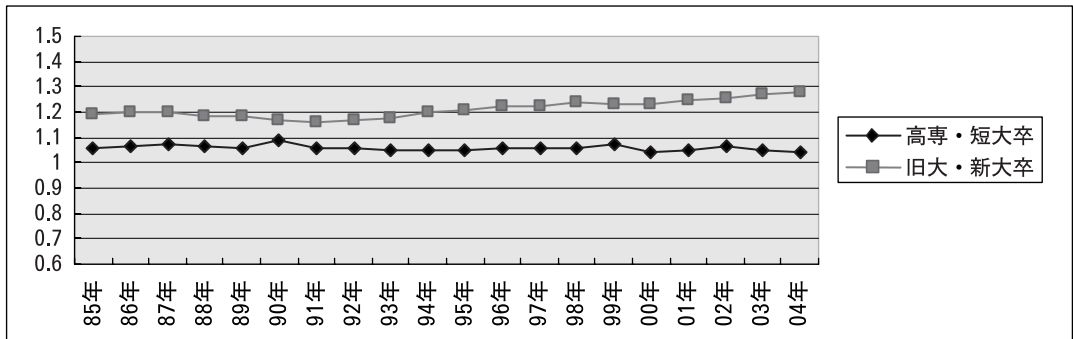
よりむしろ業種や規模であるとする渡辺 (1982) がある。しかし、このいずれの研究も集計データを用いているため、勤続年数や職位の違いといった様々な属性が正確に測定されていない。海外では、樋口 (1994) が、

(図 1) 短大等卒・大卒男性の高卒男性との賃金格差の割合 (産業計・規模計)

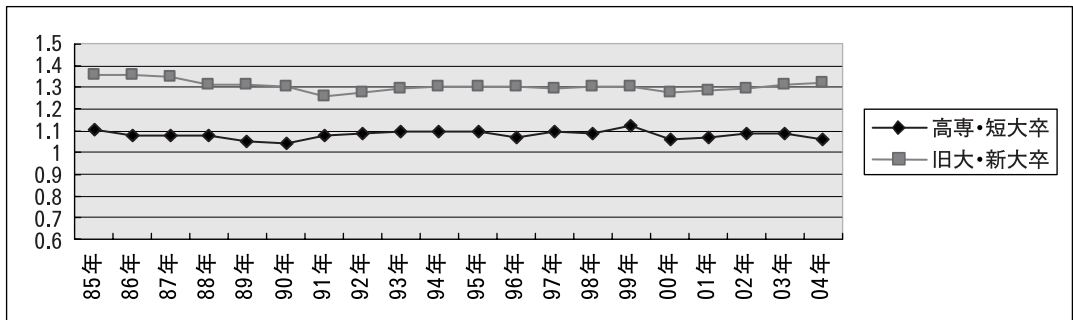
25～29 歳



35～39 歳



45～49 歳



出所：賃金構造基本統計調査を基に作成。

学歴や企業規模、年齢、そして勤続年数といった各個人の属性が賃金に影響を与える効果について分析し、それがアメリカよりも日本において高いことを示している。またヨーロッパにおける研究では、Mora and Vila (2005) が、EU加盟諸国において学歴が仕事の満足度や賃金にプラスの影響を及ぼすことを示している。個人の属性が賃金に影響を及ぼす可能性が高いという結果は、学歴が賃金に与える影響を解明するためには、個人の属性をコントロールしなくてはならないことを示しているといえるため、個人の属性をコントロールしていない結果には重大な瑕疵がある。

また、特に役職は学歴と密接な関係があると言われている。昇進に関する先行研究では、小池(1979)は、特定の上場企業に勤務する課長を出身大学別に分類し、その割合を比較した結果、銘柄大学であっても無名大学であっても昇進の割合はそれほど変わらないと結論づけている。逆に樋口(1994)は偏差値の高い大学出身者ほど、上場企業や官公庁の部長以上になっている割合が高いことを示している。また竹内(1995)は、特定企業において昇進の規定要因についてアンケート調査を行い、主任への昇進には出身大学の難易度が規定力を持つとの回答が多かったが、係長職以上の昇進には会社での評価(出世の選抜順位)を反映するとの回答が増加していることを示し、銘柄効果は初期だけであることを社員が意識していることを示した。しかし昇進も勤続年数や年齢や転職経験といった個人の属性をコントロールしないと、正確な効果を計ることは困難である。このように賃金格差について論じる研究は多いものの、役職などの属性が十分コントロールされていないため、賃金格差が役職によってもたらされていた可能

性が否定できない。最近では大谷(2004)が旧帝国大学卒業者を対象にした実証分析を行い、社会科学系学部の卒業者が他学部卒業者に比べて賃金が高いのは、金融・保険業に就職し、長く勤続するためであると指摘している。この分析は特定大学の卒業者を対象にしているため、精度として優れた面を持つ反面、文学部卒業者(男性)が46標本と限られているため、もう少し標本数の多い分析が必要であろう。また浦坂・西村・平田・八木(2002)は、私立大学の経済学系出身者を対象に大学入試で数学を選択した場合、大学教育で高い学業成果をあげ、それらの相乗効果によって生涯にわたって高い所得を獲得し、より高い職位に就いていることを示している。そこでこれらの賃金格差について論じる先行研究を考慮して実証分析を行っていく。

なお、学歴が賃金に与える効果は2つあると推測される。一つは直接賃金を高める効果であり、もう一つは昇進のスピードを通して間接的に賃金を高める効果である。個票を用いた分析を行えば、初めてこの分離が可能になり、学歴が昇進に及ぼす効果を測定することができるはずである。直接賃金を高める効果とは、シグナリングに代表される、ある種の学歴差別と関連している可能性があり、昇進のスピードを通して間接的に賃金を高める効果とは、入社後に判明した能力や蓄積したスキルにリンクしている。賃金と昇進は密接な関係があるが、仮に大卒役職者の賃金が高かったとしても、それが役職によってもたらされたのか、勤続年数や年齢といった個人の属性によってもたらされたのかが不明であるため、こうした属性をコントロールする必要がある。

さらに最近では、大卒者の中でも、文系か

理系かによって賃金や昇進に差があると言われている。松繁 (2003) は特定大学の卒業生を対象にした調査を行った結果、理系の生涯収入が文系より5,200万円少ないこと、また昇進について31~40歳で課長以上の肩書を持つ人の割合が文系では36%であるのに対し、理系は14%であること、また51~60歳で常務以上の役員の肩書を持つ人の割合が文系では30%であるのに対し、理系は19%であることを示し、いわゆる理系不遇説を明らかにしている。

よってこれらが事実に基づいているのかどうか、また学校で蓄積したスキルの有無とその有意性について文理に分けて調べていく。そこで、本稿では学歴間賃金格差がどのような要因によってもたらされたのかを明らかにするため、現在すでに就業している男性正社員に着目し、学歴が賃金に与える影響を分析する。ここでは賃金に関するデータは、リクルートリサーチの「働く人々の就業実態調査 2000年」に基づいた。なおデータについては「東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブ」および「リクルートワークス研究所」から提供を受けた。この調査は、首都圏で働く人々の就業に関する実態と意識、特に転職とキャリア開発を中心に明らかにすることを目的として実施されたものであり、首都圏、関西圏、東海圏において正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業している18~59歳の男女 (学生を除く) を対象にしている。なお、回収サンプル数は首都圏 13,221名 (男性9,097名、女性4,124名)、関西圏 2,012名 (男性1,379名、女性633名)、東海圏 2,020名 (男性1,386名、女性634名) となっており、調査地域は首都50km圏内

(東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県)、大阪30km圏内 (京都府、大阪府、兵庫県)、名古屋30km圏内 (愛知県) で、調査期間は2000年 8月17日~10月17日であり、訪問留め置き法によって調査がなされている。なお、賃金格差が存在する理由として、役職、業種、企業規模、職種、転職経験、勤続年数、年齢、地域によってもたらされた可能性が推測される。そこで、分析においては「年間賃金」に対する「地域」「業種」「企業規模」「外資勤務」「役職」「転職経験」「勤続年数」「年齢」「職種」「フリーター経験」「配偶者の有無」「学歴種別」が及ぼす影響について調べる。ここでは正社員の男性のみを分析対象とし、業種については、建設業、製造業、運輸・通信業、卸売・小売業、金融保険業、サービス業、公務員といった分類をした。つぎに企業規模については、小企業 (従業員数 1~99人)、中企業 (100~999人)、大企業 (1,000人以上) で分類した。また役職については、この調査で分類されていた、部長・次長・副部長 (部長相当と定義)、課長・課長補佐・課長代理 (課長相当と定義)、係長・主任・班長 (主任相当と定義)、役職なしを採用した。学歴種別は、中学卒、高校卒、短大・高専・専門学校卒 (短大等卒と定義)、大学卒とした。地域は前述の通り、首都圏、関西圏、東海圏で分類した。そして職種は事務職、営業職、生産工程・労務職、技術職、専門職、その他の職種とした。なおデータ不備の標本のほかに、年収と月収を勘違いしたと推測される標本 (正社員であり、年収は100万円以下と回答した標本) を除外とした。その結果、分析対象は中学卒が558人、高校卒が3,415人、短大・高専・専門学校卒が1,269人、大学卒が3,657人の計8,889人となった。

構成は次の通りである。Ⅱ節では賃金に影響を及ぼす属性について実証分析を行う。Ⅲ節では理系不遇説の信憑性について検証する。Ⅳ節では分析結果について考察する。

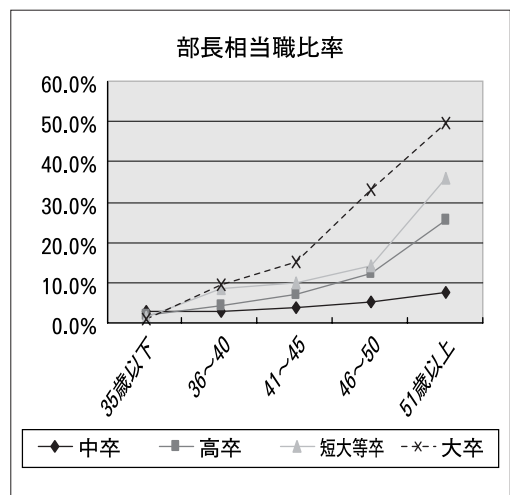
Ⅱ. 賃金に影響を及ぼす要因

はじめに各人の属性をコントロールしない場合の平均賃金等を学歴種別ごとに調べてみたところ、表1の結果が得られた。ただし、平均年齢や勤続年数などに差異があるため、回帰分析を行わないと正確な格差はわからない。しかしこのデータからは、大学卒と高校卒を比較した際、大学卒の賃金が25%高くなっている（年齢差は大学卒が+0.51歳）ことが分かり、学歴種別によって賃金格差が相当大きい可能性が推測される。これは1977年に岩内（1980）の分析した数値と一致することから、23年が経過したにも関わらず大卒プレミアムは変わっていないことが分かる。また高校卒と短大等卒を比較すると、高校卒は短大等卒に比べて41.4万円高くなっているが、年齢も3.21歳高いため、実質的にはほとんど差がないと推測される。このデータの学歴別内訳は、中学卒が6.3%、高校卒が38.4%、短大等卒が14.3%、大学卒が41.1%となっており、実態に即したものと見える。よって平均年齢や勤続年数といった属性をコントロールしても、こうした格差が存在するのか分析を進めていく。

表1は各人の属性をコントロールしない場合の平均年収・年齢・勤続年数を学歴種別ごとに比較したものである。

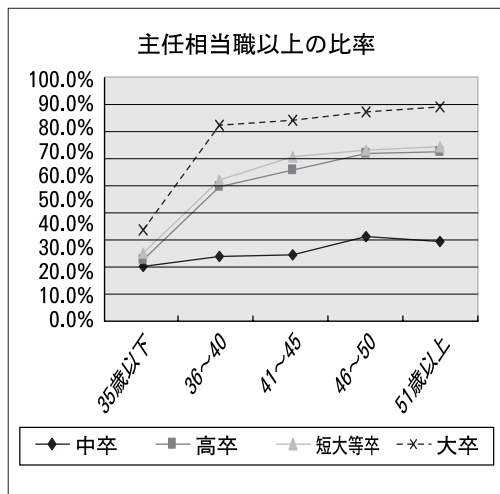
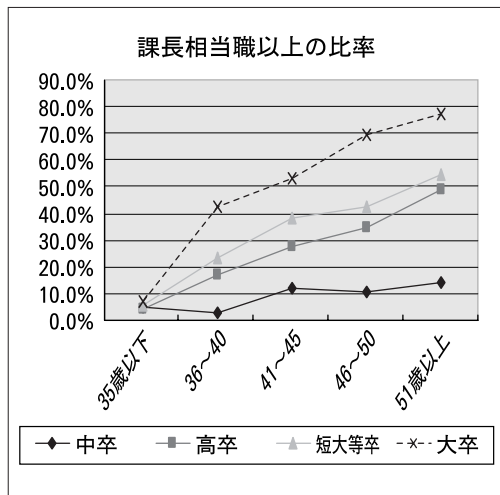
つぎに図2で、役職者の比率について年齢階層別に調べてみたところ、部長相当職と課長相当職以上、および主任相当職以上の役職者の比率について、学歴種別によって大きな格差が見受けられた。ここでは、賃金同様、高校卒と短大等卒の差異はほとんど見受けられないが、大学卒は明らかに昇進が早いことが分かる。つまり、学歴種別によって昇進に大きな格差があることが表から確認できるが、これが業種間の差によるものか、規模間によるものか明らかではないため、こうした属性もコントロールして実証分析を進めていく。図2は役職者の比率について年齢階層別に比較したものである。

（図2）年齢階層別・役職者比率表



（表1）平均年収・年齢・勤続年数

学 歴 別	標本数	年収（万円）	年齢（歳）	勤続年数（年）
中 学 卒	558	455.7	39.39	14.58
高 校 卒	3,415	543.2	37.62	14.05
短大等卒	1,269	501.8	34.41	10.76
大 学 卒	3,657	681.4	38.13	13.31



つぎに学歴種別ごとの業種分布を調べてみたところ、表 2 の結果となった。ここでは、中学卒は建設業に従事する割合が高いこと、また運輸・通信業は中学卒と高校卒の割合が高いことがわかる。またサービス業に従事する割合は短大等卒で最も高く、大卒でも高くなっている。また、金融・保険業に従事する割合は大学卒が圧倒的に高い。その理由としては、金融・保険業が専門知識を常に習得することが求められるため、より知識を吸収しやすいと推測される大学卒に対する企業の選好度が高いことが考えられる。

また業種ごとの平均賃金・平均年齢を求めてみたところ、表 3 の結果となった。公務員に関しては、大学卒は高校卒に比べ 4.9% 高くなっている（同年齢）。なお、同じく建設業においては 42.5%（+4.5 歳）、製造業は 21.0%（+0.1 歳）、運輸・通信業は 18.2%（-0.4 歳）、卸売・小売・飲食業は 17.7%（+1.1 歳）、金融・保険業は 22.9%（-3.8 歳）サービス業は 31.5%（-0.5 歳）という結果が得られた。ここでもっとも差が大きいのは建設業であるが、年齢差を考慮すると、差はかなり縮小すると推測される。よって高校卒と大学

（表 2）業種分布（単位：％）

学歴別	建 設	製 造	運輸・通信	卸売・小売・飲食	金融・保険	サービス	公務員	合 計
中 学 卒	28.9%	30.1%	15.8%	9.5%	0.4%	14.0%	1.3%	100.0%
高 校 卒	10.9%	33.7%	15.2%	15.1%	2.9%	15.9%	6.3%	100.0%
短大等卒	10.3%	28.4%	8.7%	13.1%	1.7%	33.3%	4.5%	100.0%
大 学 卒	8.0%	33.1%	4.8%	13.6%	10.7%	21.4%	8.4%	100.0%

（表 3）業種ごとの平均賃金・平均年齢（単位：万円/歳）

学歴別	建 設	製 造	運輸・通信	卸売・小売・飲食	金融・保険	サービス	公務員
高 校 卒	501.9 (35.6)	555.2 (38.2)	549.0 (38.4)	504.1 (36.5)	679.7 (41.4)	500.2 (37.2)	676.9 (39.4)
大 学 卒	715.3 (40.1)	671.6 (38.3)	649.0 (38.0)	593.1 (37.6)	835.5 (37.6)	657.9 (36.7)	710.3 (39.4)

学歴が賃金に及ぼす影響の実証分析

卒で賃金格差が大きい業種は、サービス業、そして金融・保険業であり、逆に最も小さい業種は公務員であることがわかる。この理由としては、金融・保険業においては常に専門知識の修得が要求されるため、知識の吸収が早いと推測される大学卒の選好度が高くなっている可能性がある。そしてもし、建設業において差があるのであれば、大学卒は設計士などの専門職として採用されているため、もしくは営業でも多額の契約を勝ち取る必要性から大学のOB人脈などを有する大学卒が好んで採用されている可能性が推測される。

また学歴種別ごとの企業規模について調べたところ、表4の結果が得られた。ここからは、小規模の会社に勤める割合が中学卒において73.1%と高く、大学卒においては22.0%と低くなっていること、そして高校卒と短大等卒ではほとんど差異がないことが伺える。大企業に勤める割合は大学卒が43.7%と、中学卒の8.2%、高校卒の24.4%、短大等卒の23.2%と比較して格段に高くなっている。これは大企業においては高度な技術が使われており、より一層熟練労働者が必要とされているためだと推測される。つまり学歴の高い人

材のほうがスキルを高めやすいため、企業からの選好度が高い可能性がある。

つぎに職種分布に関する表5からは、労務職に従事する割合は、学歴が上がるにつれて減少していることがわかる。中学卒が44.6%に従事しているのに対し、大学卒は3.3%と、その差は13.3倍に達する。また、高校卒と短大等卒を比較した場合、短大等卒は技術職や専門職の割合が高く、労務職および運輸・通信職に従事する割合が減少している。興味深いのは、表2において大学卒が21.4%の割合でサービス業に従事しているにもかかわらず、サービス職に従事する割合は2.9%しかないことである。さらに管理職の割合も、高校卒が8.5%であるのに対し、大学卒は18.2%と倍以上の差があることが分かり、これは図2の結果と整合的である。

またフリーター・転職経験率に関する表6からは、学歴が上がるにつれて、その割合がともに下がっていくことがわかる。これはフリーターを経験したことのある男性正社員の割合を示しているため、正社員として採用されなかったフリーターは含まれないことを考慮すると、学歴によってフリーターになる割

(表4) 規模分布 (単位: %)

学歴別	小 (1~99)	中 (100~999)	大 (1000 以上)	公務員	合 計
中 学 卒	73.1%	17.4%	8.2%	1.3%	100.0%
高 校 卒	45.8%	23.5%	24.4%	6.3%	100.0%
短大等卒	45.1%	27.2%	23.2%	4.5%	100.0%
大 学 卒	22.0%	25.8%	43.7%	8.5%	100.0%

(表5) 職種分布 (単位: %)

学歴別	サービス	運輸・通信	労務	管理	事務	営業	技術	専門	その他	合計
中学卒	15.1%	15.4%	44.6%	3.0%	4.7%	2.7%	10.8%	1.1%	2.6%	100.0%
高校卒	12.0%	11.6%	26.5%	8.5%	16.5%	8.3%	11.1%	2.5%	3.0%	100.0%
短大等卒	16.1%	3.9%	14.1%	7.7%	14.6%	7.6%	26.5%	7.6%	1.9%	100.0%
大学卒	2.9%	1.1%	3.3%	18.2%	25.0%	18.3%	19.9%	8.8%	2.5%	100.0%

合が相当大きく違うことが分かる。転職経験率を見ると中学卒は64.0%と大卒者に比べて36.4%も高くなっており、高校卒も47.3%、短大等卒も42.4%とかなり高くなっている。これは自分の希望する会社や職種に就職できなかったため、もしくは大卒者に比べて忍耐力が格段に劣る可能性が指摘できるが、前者である可能性が高いのではないだろうか。

表 6 は学歴種別ごとのフリーター・転職経験率である。

（表 6）フリーター・転職経験率

学歴別	フリーター経験率	転職経験率
中 学 卒	19.5%	64.0%
高 校 卒	14.0%	47.3%
短大等卒	13.8%	42.4%
大 学 卒	6.4%	27.6%

以上の結果を踏まえ、賃金に影響を及ぼす属性について実証分析を行っていく。

なお、表 7 は記述統計量である。この男性正社員を抜粋したデータからは、首都圏在住者が76.4%を占めていること、平均年収は588.6万円、平均年齢は37.49歳、平均勤続年数は13.3年、そして76.3%が配偶者を有していることが分かる。

この結果を受けて、様々な属性をコントロールして賃金に影響を及ぼす属性について分析を行った結果が表 8 である。ここでは賃金を被説明変数とし、他の変数をコントロールした最小二乗法を用い、分散不均一を修正して重回帰分析を行った。また独立変数は勤続年数、年齢を除き、カテゴリー変数をブレイク

（表 7）記述統計量 標本数: 8,899

	平 均	標準偏差	最小値	最大値		平 均	標準偏差	最小値	最大値
年 収	588.624	284.297	100.0	7470.0	部 長 相 当	0.096	0.295	0.0	1.0
中 学 卒	0.062	0.242	0.0	1.0	課 長 相 当	0.154	0.361	0.0	1.0
高 校 卒	0.383	0.486	0.0	1.0	主 任 相 当	0.264	0.441	0.0	1.0
短大等卒	0.142	0.349	0.0	1.0	役 職 な し	0.484	0.499	0.0	1.0
大 学 卒	0.410	0.492	0.0	1.0	転 職 経 験	0.395	0.489	0.0	1.0
首 都 圏	0.764	0.424	0.0	1.0	勤 続 年 数	13.311	10.091	0.0	44.0
東 海 圏	0.120	0.325	0.0	1.0	年 齢	37.486	9.827	18.0	59.0
関 西 圏	0.115	0.319	0.0	1.0	サ ー ビ ス 職	0.090	0.286	0.0	1.0
建 設 業	0.107	0.310	0.0	1.0	運 輸・通 信 関 連 職	0.064	0.245	0.0	1.0
運 輸・通 信 業	0.100	0.300	0.0	1.0	生 産 工 程・労 務 職	0.16	0.369	0.0	1.0
卸 売・小 売 業・飲 食 店	0.138	0.345	0.0	1.0	管 理 職	0.120	0.325	0.0	1.0
金 融・保 険 業	0.057	0.233	0.0	1.0	事 務 職	0.190	0.392	0.0	1.0
サ ー ビ ス 業	0.200	0.403	0.0	1.0	営 業 職	0.119	0.324	0.0	1.0
製 造 業	0.325	0.468	0.0	1.0	技 術 職	0.169	0.374	0.0	1.0
小 規 模	0.376	0.484	0.0	1.0	専 門 職	0.057	0.232	0.0	1.0
中 規 模	0.246	0.430	0.0	1.0	そ の 他 の 職	0.025	0.156	0.0	1.0
大 規 模	0.311	0.463	0.0	1.0	フ リ ー タ ー 経 験	0.111	0.315	0.0	1.0
公 務 員	0.065	0.248	0.0	1.0	配 偶 者 あ り	0.762	0.425	0.0	1.0
外 資 系	0.027	0.164	0.0	1.0					

注：1）年収の単位は万円。 2）勤続年数の単位は年。

学歴が賃金に及ぼす影響の実証分析

ダウンしたダミー変数である。ここでは標準カテゴリーとして、業種は製造業、企業規模は中企業、役職は役職なし、学歴種別は中学卒、地域は関西圏、職種は生産工程・労務職として分析を行い、有意差に着目して分析を進めていく。

表8は賃金（対数値）に関する推定結果である。

この分析結果から明らかになったことは、

さまざまな要因をコントロールしてでも学歴が賃金に1%有意でプラスの影響を及ぼしていること、そしてなかでも高校卒と短大等卒で賃金格差がほとんどないことである。地域間賃金格差に関しては、首都圏勤務は関西圏に比べて賃金が高いこと、また東海圏が関西圏より、賃金が高い傾向があることが明らかになり、地域間賃金格差の存在が明らかになった。業種に関しては、建設業、運輸・通信業、

（表8）賃金（対数値）に関する推定結果

賃金（対数値）	全説明変数	役職を除外	規模を除外	業種を除外	職種を除外	勤続年数を除外	すべて除外	学校種別を除外
定数項	4.569*** (.059)	4.453*** (.062)	4.547*** (.060)	4.595*** (.058)	4.556*** (.059)	4.370*** (.050)	4.072*** (.054)	4.541*** (.059)
高校卒	.064*** (.012)	.115*** (.013)	.093*** (.013)	.056*** (.012)	.069*** (.012)	.055*** (.013)	.134*** (.014)	— —
短大等卒	.062*** (.014)	.130*** (.015)	.094*** (.014)	.052*** (.014)	.075*** (.014)	.042*** (.014)	.143*** (.015)	— —
大卒	.150*** (.014)	.254*** (.015)	.214*** (.014)	.146*** (.014)	.166*** (.013)	.110*** (.014)	.284*** (.015)	— —
首都圏	.039*** (.887E-02)	.053*** (.940E-02)	.056*** (.921E-02)	.040*** (.889E-02)	.040*** (.893E-02)	.035*** (.907E-02)	.068*** (.010)	.044*** (.897E-02)
東海圏	.020* (.010)	.020* (.011)	.028** (.011)	.017 (0.10)	.020* (.010)	.017 (.011)	.023** (.012)	.021** (.010)
建設業	.048*** (.010)	.073*** (.010)	-.177E-02 (.010)	— —	.053*** (.986E-02)	.048*** (.010)	— —	.043*** (.010)
運輸・通信業	.035*** (.010)	.010 (.011)	.045*** (.010)	— —	.026** (.010)	.033*** (.010)	— —	.027*** (.010)
卸売・小売業	-.032*** (.943E-02)	-.891E-02 (.010)	-.069*** (.962E-02)	— —	-.042*** (.933E-02)	-.035*** (.953E-02)	— —	-.030*** (.946E-02)
金融・保険業	.132*** (.013)	.184*** (.014)	.147*** (.014)	— —	.135*** (.013)	.124*** (.013)	— —	.144*** (.014)
サービス業	.022** (.855E-02)	.038*** (.903E-02)	-.011 (.872E-02)	— —	.030*** (.847E-02)	.016* (.872E-02)	— —	.025*** (.865E-02)
小企業	-.085*** (.791E-02)	-.091*** (.842E-02)	— —	-.086*** (.782E-02)	-.084*** (.791E-02)	-.088*** (.803E-02)	— —	-.099*** (.787E-02)
大企業	.129*** (.742E-02)	.118*** (.794E-02)	— —	.134*** (.737E-02)	.129*** (.742E-02)	.135*** (.749E-02)	— —	.139*** (.750E-02)
公務員	.163*** (.011)	.137*** (.011)	.114*** (.010)	.147*** (.010)	.164*** (.010)	.177*** (.011)	.100*** (.953E-02)	.176*** (.011)
外資系	.130*** (.020)	.143*** (.022)	.162*** (.020)	.136*** (.021)	.133*** (.020)	.124*** (.020)	.187*** (.023)	.135*** (.020)
部長相当	.361*** (.013)	— —	.346*** (.014)	.367*** (.013)	.352*** (.013)	.381*** (.013)	— —	.396*** (.013)

課長相当	.233*** (.940E-02)	—	.245*** (.988E-02)	.240*** (.929E-02)	.227*** (.941E-02)	.252*** (.949E-02)	—	.255*** (.934E-02)
主任相当	.097*** (.697E-02)	—	.107*** (.719E-02)	.097*** (.697E-02)	.097*** (.699E-02)	.110*** (.703E-02)	—	.102*** (.703E-02)
退職経験	.039*** (.929E-02)	.052*** (.987E-02)	.302E-02 (.956E-02)	.040*** (.937E-02)	.039*** (.929E-02)	-.051*** (.678E-02)	-.126*** (.726E-02)	.801E-02 (.906E-02)
勤続年数	.013*** (.147E-02)	.018*** (.159E-02)	.015*** (.153E-02)	.013*** (.147E-02)	.013*** (.147E-02)	—	—	.011*** (.147E-02)
勤続年数×〃	-.148E-03*** (.375E-04)	-.205E-03*** (.414E-04)	-.173E-03*** (.393E-04)	-.142E-03*** (.373E-04)	-.141E-03*** (.376E-04)	—	—	-.167E-03*** (.378E-04)
年 齢	.053*** (.350E-02)	.053*** (.374E-02)	.052*** (.362E-02)	.052*** (.348E-02)	.054*** (.352E-02)	.068*** (.279E-02)	.077 (.302E-02)	.059*** (.348E-02)
年齢×〃	-.536E-03*** (.439E-04)	-.493E-03*** (.474E-04)	-.529E-03*** (.455E-04)	-.533E-03*** (.436E-04)	-.551E-03*** (.441E-04)	-.647E-03*** (.351E-04)	-.691E-03 (.383E-04)	-.595E-03*** (.439E-04)
事 務 職	.301E-02 (.824E-02)	-.016* (.865E-02)	.012 (.860E-02)	.410E-02 (.832E-02)	—	.257E-02 (.837E-02)	—	.022*** (.812E-02)
営 業 職	.020** (.933E-02)	-.319E-02 (.982E-02)	.023** (.977E-02)	.017* (.932E-02)	—	.015* (.931E-02)	—	.048*** (.909E-02)
技 術 職	.045*** (.819E-02)	.025*** (.855E-02)	.061*** (.850E-02)	.049*** (.801E-02)	—	.043*** (.820E-02)	—	.061*** (.804E-02)
専 門 職	.089*** (.014)	.044*** (.015)	.067*** (.014)	.106*** (.014)	—	.092*** (.015)	—	.120*** (.014)
その他の職種	.036** (.017)	-.616E-02 (.018)	.052*** (.018)	.040** (.017)	—	.030 (.018)	—	.043** (.017)
ワーカー経験	-.068*** (.010)	-.066*** (.011)	-.081*** (.010)	-.069*** (.010)	-.069*** (.010)	-.063*** (.010)	-.078*** (.011)	-.072*** (.010)
配偶者あり	.120*** (.814E-02)	.147*** (.847E-02)	.136*** (.836E-02)	.122*** (.820E-02)	.122*** (.817E-02)	.122*** (.824E-02)	.178*** (.897E-02)	.113*** (.817E-02)
決定係数	.653	.606	.624	.646	.650	.643	.543	.645
自由度修正決定係数	.651	.604	.623	.645	.649	.642	.543	.644
分析対象	8,899	8,899	8,899	8,899	8,899	8,899	8,899	8,899

注：1) 有意水準 *10%, **5%, ***1%。 2) () 内の数値は標準誤差。

金融・保険業、サービス業においては賃金にプラスの傾向が、そして卸売・小売業においては賃金にマイナスの傾向が存在することが明らかになった。なかでも金融・保険業は、かなりの賃金プレミアムを有していることが推測されるが、特に目を引くのが公務員の賃金の高さである。全てにわたって1%有意でプラスの影響を及ぼしており、これは1,000人以上の大企業勤務の場合と比べて遜色がないと推測される。今回の分析では分析対象が

大都市に限定されているが、地方においては公務員賃金の高さが突出している可能性を感じさせる結果である。また規模が大きくなること、外資系勤務であること、そして役職の上昇は全てにわたって1%有意で賃金にプラスの影響を及ぼしていることが明らかになった。ほかに勤続年数、年齢、そして職種に関しては技術職と専門職に従事していることが1%有意で賃金にプラスの影響を及ぼしていることが明らかになったが、ここから理系出

身者の賃金が文系出身者に比べて高い可能性が推測される。よって理系と文系を分けて専攻別に再分析を行っていく。また勤続年数よりも、実年齢のほうがより強い影響を及ぼすことも明らかになった。勤続年数が重視されるということは企業内特殊熟練技能、実年齢が重視されるということは一般的技能が重視されている可能性が指摘できる。フリーター経験があることは1%有意でマイナス、そして配偶者がいることは1%有意でプラスの影響を賃金に及ぼしていることが判明したが、フリーター経験があるということは、新卒採用のルートに乗ることができないか入職する際の企業が限定されるため、規模や業種で不利になっていること、また配偶者がいることは、配偶者手当によるものと推測される。ただし影響の大きさから判断すると、それだけでは説明できない。よって配偶者がいないと重要な仕事を任せられないとする日本の企業風土が影響している可能性、そしてマリッジ・プレミアムの可能性が指摘できる。川口(2001)は、既婚者の男性は妻のサポートを得て市場労働に専念できるため、業績を上げやすく、その結果、昇進などで利益を得ている可能性を指摘し、分業の利益をマリッジ・プレミアムと名づけたが、これが今回の分析において明らかになった可能性がある。

賃金に影響を及ぼすと推測される属性を全てコントロールしたものが表8であるが、学歴に関する変数は他の変数と密接な関係があることが推測される。つまり、学歴の高い人が早く昇進する可能性があるのなら、そうした間接効果も考慮すべきである。しかし学歴に関係があると推測される説明変数を全てコントロールすると、学歴の直接効果のみしか知ることができない。そこで学歴と関係があ

ると推測される変数を一つずつ除いて分析を行うと、その間接効果を測定することができる。

ここでGreene(1993)による必要な変数が抜け落ちた場合のモデルを考えてみる。独立変数が2つのケース、すなわち $y = \beta_{1X_1} + \beta_{2X_2} + \varepsilon$ が推計モデルの時、 X_2 を落として β_1 を推計すれば、

$$E[b_1] = \beta_1 + \frac{\text{Cov}(x_1, x_2)}{\text{Var}(x_1)} \beta_2 \text{ となる。}$$

たとえば X_1 が学歴で X_2 が規模だとすると、 $\beta_2 > 0$ と考えられる。もしも X_1 と X_2 が正の相関がある、すなわち $\text{Cov}(x_1, x_2) > 0$ であれば、 X_2 を落として推計した b_1 は上方にバイアスを持つ。 X_1 と X_2 の相関が強いほど、このバイアスが大きく現れることがわかる。よって学歴と規模の相関が高い(高学歴の人は大企業に行きやすい)という場合には、規模を落として推計することで真の学歴の効果が非常に大きく推計されることになる。

つぎに表9において役職、規模、業種、職種、勤続年数、そしてこの全ての説明変数を除外すると、それぞれの係数が変化していることが伺える。ゆえに、下記の結果から、大卒者は昇進および規模において有利である反面、業種や職種、そして勤続年数においてはあまり影響がないことが判明した。つまり、大卒者は昇進のスピードが早く、規模において有利であることが明らかになった。大卒者が昇進および規模において有利である理由は、学歴によって仕事の達成度が異なるためであると推測される。つまり学歴が高いと生産性が高く、役職を上昇させる効果が高いのである。よってこれは役職の最適配分であるといえる。表9は様々な変数を除外したときの係数の変化である。

(表 9) 変数 (役職・規模・業種・職種・勤続年数) を除外したときの係数の変化

賃金(対数値)	役職を除外	規模を除外	業種を除外	職種を除外	勤続年数を除外	全て除外	推計値
高 校 卒	5.115	2.918	-0.787	0.465	-0.960	6.991	0.065
短大等卒	6.852	3.246	-0.976	1.328	-1.992	8.117	0.064
大 学 卒	10.363	6.382	-0.438	1.565	-3.998	13.351	0.151

1) 単位: % 2) 表 8 を標準にし、それぞれの変数を除いた際に生じる係数の上昇率。

また賃金に影響を及ぼす要因が学歴種別によって異なる可能性があるため、これを分けて分析を行ったのが表 10 である。なお、これまでの分析と同様の説明変数を用いた。

ここで明らかになったことは、東海圏においては、高校卒が 5 % 有意で関西に比べて賃金にプラスの影響を及ぼしているが、これは製造業を中心とした生産工程・労務職が豊富にあるためではないかと推測される。また首都圏の中卒者が 1 % 有意で関西圏に比べて賃

金にプラスの影響を及ぼしているが、これは中卒者を対象とした求人が他の地域に比べて多いためと推測される。金融・保険業、サービス業が大卒者の賃金に 1 % 有意で賃金にプラスの影響を及ぼしている反面、他の学歴種別においてはあまり影響を及ぼしていないが、その理由としては銀行や保険会社は男性については、大卒者を基準とした採用をしていること、そして常に専門知識の修得が要求される業種であるため、知識の吸収が早いと推測

(表 10) 学歴別賃金 (対数値) に関する推定結果

賃 金 (対数値)	中 学 卒	高 校 卒	短大等卒	大 学 卒
定 数 項	4.828*** (.161)	4.766*** (.089)	4.488*** (.145)	4.324*** (.125)
首 都 圏	.090*** (.030)	.022 (.014)	.012 (.018)	.051*** (.015)
東 海 圏	.073 (.044)	.034** (.016)	-.026 (.024)	.116E-02 (.018)
建 設 業	.068** (.032)	.039** (.017)	.034 (.023)	.031** (.014)
運輸・通信業	.050 (.033)	.062*** (.017)	.048 (.037)	-.043 (.061)
卸売・小売業	-.020 (.041)	-.035** (.015)	-.010 (.022)	-.053*** (.014)
金融・保険業	-.040 (.068)	.054* (.032)	.049 (.060)	.152*** (.015)
サービス業	-.038 (.037)	-.018 (.014)	.366E-03 (.017)	.064*** (.013)
小 企 業	-.083*** (.030)	-.095*** (.013)	-.093*** (.016)	-.086*** (.013)
大 企 業	.210*** (.046)	.104*** (.013)	.070*** (.018)	.155*** (.010)
公 務 員	.197** (.087)	.163*** (.017)	.126*** (.032)	.155*** (.016)
外 資 系	.080 (.068)	.027 (.041)	.106** (.043)	.183*** (.026)

学歴が賃金に及ぼす影響の実証分析

部長相当	.299*** (.074)	.358*** (.024)	.238*** (.035)	.342*** (.019)
課長相当	.244*** (.040)	.254*** (.017)	.234*** (.022)	.188*** (.014)
主任相当	.178*** (.028)	.102*** (.011)	.087*** (.016)	.076*** (.011)
退職経験	.064* (.035)	.036** (.015)	-.016 (.020)	.027* (.015)
勤続年数	.013*** (.416E-02)	.012*** (.230E-02)	.907E-02** (.419E-02)	.010*** (.307E-02)
勤続年数×〃	-.129E-03 (.908E-04)	-.863E-04 (.583E-04)	-.123E-03 (.119E-03)	-.963E-04 (.909E-04)
年 齢	.037*** (.935E-02)	.049*** (.536E-02)	.061*** (.889E-02)	.072*** (.734E-02)
年齢×〃	-.396E-03*** (.113E-03)	-.512E-03*** (.678E-04)	-.551E-03*** (.114E-03)	-.725E-03*** (.926E-04)
事 務 職	.124** (.052)	.023* (.014)	.792E-02 (.023)	-.540E-02 (.012)
営 業 職	.035 (.068)	.052*** (.017)	.037* (.022)	.010 (.013)
技 術 職	.073* (.040)	.044*** (.015)	.079*** (.017)	.025* (.013)
専 門 職	.769E-02 (.113)	.026 (.035)	.058** (.026)	.098*** (.020)
その他の職種	-.259E-02 (.067)	.058** (.025)	.135*** (.050)	.532E-02 (.032)
ワーカー経験	-.051* (.030)	-.047*** (.014)	-.056** (.024)	-.129*** (.022)
配偶者あり	.178*** (.030)	.106*** (.014)	.096*** (.017)	.120*** (.012)
決定係数	.553	.586	.678	.665
自由度修正決定係数	.531	.582	.671	.662
分析対象	558	3,415	1,269	3,657

注：１）有意水準 *10%，**5%，***1%。 ２）（ ）内の数値は標準誤差。

される大学卒の選好度が高くなっていることが推測される。またこれまであまり差異がみられなかった高校卒と短大等卒において、高校卒の賃金に対して業種が影響を及ぼしているのに対して、短大等卒には全く影響を及ぼしていないことが明らかになった。つぎに外資系企業と専門職が短大等卒において5%，大学卒において1%有意のプラスの影響を及ぼしているが、その理由は高い技能が要求さ

れるためであろう。これは学歴が上がるごとに専門職効果が上昇していることから推測される。なお技術職も1～5%有意で全ての学歴においてプラスの影響を及ぼしているが、これも同じ理由によると推測される。また勤続年数よりも年齢ダミーのほうが、より大きなプラスの影響を及ぼすことが明らかになったが、学歴が上がるごとに年齢効果も上昇していることに特徴があることを指摘したい。

Ⅲ．理系不遇説の検証

ここで理系不遇説について検証を加える。表10の分析結果では、技術職・専門職の賃金が高かったことから、大卒者のなかでも文系と理系で賃金や昇進に差異があるのかについて分析を行う。そこで最初に属性をコントロールする前の数値を比較する。業種に関する表11を見ると、理系出身者が建設、製造業に就く割合が高く、文系においては卸売・小売・飲食業、金融・保険業に従事する割合が高い。これは理系出身者が専門を生かした職種に就く可能性が高いことを示している。また文系出身者が金融・保険業に就く可能性が高い理由としては、社会科学系の出身者が就く業種と考えられていることと関係がある可能性がある。

職種については、表12を見ると、理系出身者の44.1%が技術職に就き、これは文系出身者の8倍以上になっている。逆に文系は事務職に就く割合が高く、理系の3倍以上となっており、また営業職も2倍以上の割合で従事している。これは理系出身者は専門分野を生かした職種に就こうという意味が文系より強いことが推測される。

規模に関する表13を見ると、文系と理系で就職先の規模にほとんど差異はないことがわかる。あえて言うなら、文系の方が小企業に勤める割合が理系より少し高いことがわかる。公務員になる割合は文系のほうが少し高いが、これは採用試験に有利といわれる法学部を有するためであることが推測される。

つぎに昇進に関する表14を見ると文系と理系において昇進した割合は同じといえる。

（表11）文理別業種分布（単位：％）

文理別	建設	製造	運輸・通信	卸売・小売・飲食	金融・保険	サービス	公務員	合計
文系	4.7%	26.1%	5.6%	17.5%	15.0%	21.3%	9.8%	100.0%
理系	13.4%	44.7%	3.6%	7.3%	3.8%	20.9%	6.3%	100.0%

（表12）文理別職種分布（単位：％）

文理別	サービス	運輸・通信	労務	管理	事務	営業	技術	専門	その他	合計
文系	3.1%	1.3%	2.0%	18.7%	33.9%	23.4%	5.4%	10.0%	2.2%	100.0%
理系	2.3%	0.9%	5.3%	17.6%	10.4%	10.3%	44.1%	6.8%	2.3%	100.0%

（表13）文理別規模分布（単位：％）

文理別	小（1～99）	中（100～999）	大（1,000以上）	公務員	合計
文系	23.2%	25.1%	41.8%	9.9%	100.0%
理系	19.5%	26.9%	47.3%	6.3%	100.0%

（表14）文理別役職比率（単位：％）

文理別	部長相当	課長相当	主任相当	役職なし	合計
文系	13.7%	22.4%	27.3%	36.6%	100.0%
理系	13.7%	21.7%	28.7%	35.9%	100.0%

学歴が賃金に及ぼす影響の実証分析

つづいて年収・年齢・勤続年数に関する表15を見ると、文系と理系で差異はほとんどないことがわかる。理系出身者のほうが、20万円年収が高くなっているが、平均年齢が0.6歳、勤続年数が1.0歳高いため、実質的には全く同じといえる。

そこで、説明変数に下記の理系専攻ダミーを加え、再度分析を行ったものが表16である。加えた説明変数は①数・理・物理、②機械・金属・材料・物質、③電気・電子、④情報・通信、⑤土木・建築、⑥応用化学・応用物理、⑦農・薬・バイオ、⑧生物、⑨その他理系、

である。なお、基準カテゴリーとしたのは文系である。

表16は理系専攻ダミーを加えた賃金（対数値）に関して、これまでと同様の手法で重回帰分析を行った推定結果である。

表16における分析結果からは、理系専攻ダミーを加えた場合でもほとんど差が生じなかったことから、理系の専攻ごとに賃金格差が生じないことが明らかになった。ただし、その他理系が1%有意でプラスの影響を及ぼしているが、これは病院勤務の医者を含むためであると推測される。

（表15）文理別平均年収・年齢・勤続年数

学歴別	年収（万円）	年齢（歳）	勤続年数（年）
文系	674.1	37.9	13.0
理系	694.1	38.5	14.0

（表16）理系専攻ダミーを加えた賃金（対数値）に関する推定結果

賃金（対数値）		賃金（対数値）		賃金（対数値）	
定数項	4.315*** (.127)	課長相当	.189*** (.014)	配偶者あり	.117*** (.012)
首都圏	.052*** (.015)	主任相当	.078*** (.011)	数・理・物理	.019 (.023)
東海圏	.128E-02 (.018)	退職経験	.030* (.015)	機械・金属・材料・物質	.018 (.017)
建設業	.032* (.017)	勤続年数	.973E-02*** (.311E-02)	電気・電子	.024 (.018)
運輸・通信業	-.043 (.061)	勤続年数×〃	-.807E-04 (.929E-04)	情報・通信	-.573E-02 (.020)
卸売・小売業	-.048*** (.014)	年齢	.072*** (.745E-02)	土木・建築	.822E-02 (.020)
金融・保険業	.159*** (.015)	年齢×〃	-.731E-03*** (.947E-04)	応用化学・応用物理	.017 (.023)
サービス業	.066*** (.013)	事務職	-.407E-02 (.013)	農・薬・バイオ	.035 (.022)
小企業	-.085*** (.013)	営業職	.010 (.014)	生物	.012 (.051)
大企業	.155*** (.010)	技術職	.015 (.014)	その他理系	.073*** (.027)
公務員	.160*** (.016)	専門職	.096*** (.020)	決定係数	.667
外資系	.182*** (.026)	その他の職種	.119E-02 (.032)	自由度修正決定係数	.663
部長相当	.343*** (.020)	フリーター経験	-.126*** (.022)	分析対象	3,630

注：1）有意水準 *10%，**5%，***1%。 2）（ ）内の数値は標準誤差。

次に表17において文系と理系における昇進の差異を測るため、説明変数より役職ダミーを除いて分析を行った。もし、理系が昇進において不利になっているのなら、理系専攻ダミーがマイナスとなるはずである。

表17は表16から役職ダミーを除外して、これまでと同様の手法で重回帰分析を行った推定結果である。

表17の結果からは役職ダミーを除外すると、職種ダミーがマイナスに転じるが、理系専攻ダミーは変化していないことがわかる。また、製造業では理系が昇進に有利であるとのアンケート調査に基づく先行研究があったため、製造業のみを対象に分析を行ったが、理系専

攻ダミーは全ての業種を対象にした場合と比べて、全く差異は見られなかった。よって理系が文系に比べて、昇進において不遇ではないことが明らかになった。

(表17) 理系専攻ダミーを加えた賃金 (対数値) に関する推定結果 (役職ダミーを除外)

賃金 (対数値)		賃金 (対数値)		賃金 (対数値)	
定 数 項	4.174*** (.140)	退職経験	.039** -0.017	数・理・物理	.486E-02 (.024)
都 圏	.069*** (.016)	勤続年数	.010*** (.344E-02)	機械・金属・材料・物質	.495E-02 (.017)
東 海 圏	.595E-02 (.019)	勤続年数×〃	-.556E-04 (.104E-03)	機械・金属・材料・物質	.495E-02 (.017)
建 設 業	.052*** (.018)	年 齢	.080*** (.835E-02)	電気・電子	.014 (.019)
運輸・通信業	-.165** (.064)	年齢×〃	-.769E-03*** (.107E-03)	情報・通信	-.915E-02 (.022)
卸売・小売業	-.046*** (.015)	事 務 職	-.059*** (.013)	土木・建築	.015 (.021)
金融・保険業	.194*** (.016)	営 業 職	-.056*** (.014)	応用化学・応用物理	.010 (.024)
サービス業	.076*** (.014)	技 術 職	-.043*** (.014)	農・薬・バイオ	.018 (.023)
小 企 業	-.092*** (.014)	専 門 職	.012 (.020)	生 物	-.318E-03 (.056)
大 企 業	.148*** (.011)	その他の職種	-.089*** (.033)	その他理系	.084*** (.028)
公 務 員	.127*** (.016)	フリー経験	-.148*** (.022)	決定係数	.628
外 資 系	.188*** (.029)	配偶者あり	.138*** (.012)	自由度修正決定係数	.625
				分析対象	3,630

注：1) 有意水準 *10%, **5%, ***1%。 2) () 内の数値は標準誤差。

IV. 考察結果

今回の分析で明白になったことは、さまざまな属性をコントロールした場合でも、大卒者は、より高い賃金を得ているという事実であり、それは昇進の速さと、そして規模の大きい企業に勤務しているためであることを実証分析により、明らかにすることができた。そして、その解釈としては、大卒者は能力が高く、成果給などによって高い賃金を得ている可能性があること、もしくは同じ規模・業種・役職・職種でも、業績が良く賃金が高い企業に勤務している可能性が指摘できた。

また公務員の賃金が様々な属性をコントロールしても非常に高いことが明らかになったが、今回の分析対象が3大都市圏を中心としたものであったことを考慮すると、都市部以外における公務員賃金の高さは群を抜いていることが推測される。

なお、短大等卒と高校卒の賃金格差がない理由としては、男性の短大等卒は高卒扱いとなっている可能性が指摘できる。その他に明らかになった点は、学歴種別を問わず、技術職、専門職の賃金が高いこと、そして勤続年数より実年齢の方が賃金に対して、より強い影響を及ぼすことが明らかになった。勤続年数より実年齢のほうが賃金に影響を及ぼす点は、小野（1989）による生活費保障仮説を支持する一つの証左となりうる可能性がある。

そしてフリーター経験があることは、すべての学歴種別において1%有意のマイナスの影響を及ぼしている。フリーター経験があるということは、新卒採用のルートに乗ることができないか入職する際の企業が限定されるため、規模や業種で不利になっているためであろう。また配偶者がいることは、すべての学

歴種別において1%有意のプラスの影響を及ぼしている。これは配偶者手当によるものと推測されるが、影響の大きさから判断すると、それだけでは説明できない。よって配偶者がいないと重要な仕事を任せられないとする日本の企業風土が影響している可能性、そしてマリッジ・プレミアムの可能性が指摘できた。大卒者がより高い賃金を得ている理由としては生産性が高く、昇進スピードが速いためであろう。そしてそれは、学歴が上がるごとに年齢効果も上昇すること、また学歴が上がるごとに専門職効果が増していることから伺える。よって賃金格差の理由が、企業内で訓練を受けて、その差によって昇進しているという能力差、生産性格差の影響であることを明らかにするとともに、大卒者の文系と理系出身者においては、有意な賃金格差、そして昇進の差がないことを明らかにすることができた。これまでは賃金や昇進などで理系不遇が強調される傾向が見られたが、本稿の分析によって、そうした理系不遇説を棄却することができた。

今後の課題としては、特定の企業だけに制約されない大学別の大規模な昇進や賃金に関わる分析を行うことであろう。

謝辞

本稿の作成にあたっては、慶應義塾大学の太田聰一教授より多大なご教示を賜りました。ここに記して感謝の意を表します。ただし、ありうべき誤謬はすべて筆者個人の責任であります。

参考文献

- 麻生誠・潮木守一 (1997)『学歴効用論』有斐閣。
- 岩内亮一 (1980)『学歴主義は崩壊したか』日本経済新聞社。
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一 (2002)「数学学習と大学教育・所得・昇進—経済学部出身者の大学教育とキャリア形成に関する実態調査に基づく実証分析」『日本経済研究』第46号, 22-43頁。
- 大谷剛 (2004)「卒業生の所得とキャリアに関する学部間比較」『大学教育効果の実証分析』日本評論社, 1-27頁。
- 小野旭 (1989)『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。
- 金子元久 (1989)「再び増加する大卒労働者需要」『教育と情報』第一法規出版, 8-13頁。
- 川口章 (2001)「女性のマリッジ・プレミアム：結婚・出産が就業・賃金に与える影響」『季刊家計経済研究』第51号, 63-71頁。
- 小池和男・渡辺行郎 (1979)『学歴社会の虚像』東経選書。
- 竹内洋 (1995)『日本のメリトクラシー』東京大学出版会。
- 東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブ (2001)「リクルートワークス研究所調査結果」。
- 樋口美雄 (1994)「大学教育と所得分配」『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, 245-278頁。
- 毎日新聞科学環境部 (2003)『理系白書』毎日新聞科学環境部。
- 矢野真和 (1982)「入学と就職の経済学」『教育の経済学』第一法規出版, 37-62頁。
- 渡辺行郎 (1982)『教育経済学の展開』黎明書房。
- Greene, W.H. (1993), “*Econometric Analysis*,” Macmillan.
- Mora, J. and Vila, L. E. (2005), “European Higher Education Graduates and Job Satisfaction,” *European Journal of Education*, Mar, Vol.40 Issue 1, pp35-45.
- Tanaka, Y. (1996), “An Analysis of Wage Differentials by Educational Attainment Level in Japan,” *Education Economics*, Apr, Vol.4, Issue1, pp33-45.
- (名古屋大学大学院経済学研究科博士後期課程修了)