

Title	教育が生産性に影響を与える多面的経路の研究
Author(s)	大谷, 剛
Citation	大阪大学, 2004, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/216
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

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

Osaka University

教育が生産性に影響を与える多面的経路の研究

博士論文

大阪大学大学院経済学研究科

大谷 剛

はしがき

昨今、日本の教育事情は「ゆとり教育」、「学力低下」、或いは「分数のできない大学生」などの言葉で表現される。これらの言葉が悲観的な響きを伴って語られる背景には、教育水準の低下が日本経済の生産性、延いては国力をも低下させるといった懸念が感じられる。しかし、教育水準の低下は本当に一国の生産性を低めるのであろうか。言い換えると教育水準の向上は、真にその国の生産性を改善せしめるのだろうか。本研究の目的は、教育が生産性に影響を与える多面的な経路を分析することにより、このような問に対して何らかの回答を与えることである。

教育の効果をめぐっては、大きく分けて二つの考え方がある。ひとつは、教育を受けたものは知識・技術・技能が向上し、その結果として仕事上の生産性が向上するという考えである。広く知られている人的資本理論がそれである。また、教育水準の高い者ほど生産性が高くなることを説明する他の理論としては allocative ability が挙げられる。これら理論に従えば人々の昨今の予想通り、教育水準の低下は日本の将来に暗い影を落とすことになるだろう。一方、もうひとつの考え方として、教育水準は生産性をなんら向上せしめるものではなく、単にその人の能力をシグナルするに過ぎないという考えがある。例えばシグナリング理論や仕事競争モデルなどがそれである。これら考えに従えば、教育水準の低下を憂える必要はない。なぜなら、そもそも教育が生産性に影響を与えることはないためである。

これまでにも、前者と後者のどちらが現実的であるのかという間に答えようと数々の研究がなされてきた。しかし答えは判然としない。おそらくその理由は、教育の効果は多面的であるためだろう。つまり、前者の考えも後者のそれも、それぞれに現実を説明し得ると言うことである。

そこで本研究では、教育の効果は多面的であるという認識のもとに分析を行う。別の言い方をすれば、現実を説明するのは前者だけであるとか、後者だけであるといった見方は避ける。もちろんある特定の章の結論は前者を支持し、また別の特定の章の結論は後者を支持するということはある。しかし、教育の効果は包括的に捉えられるべきだから、特定の章の結論をもって教育の効果을 断定するのではなく、本研究全体の結論をもって教育の効果を何らかの形で見極めたい。

なお教育の効果を論ずるにあたっては、主として経済学的な興味に焦点を絞った。しかしながら、教育がその効果を発揮し得るのは経済学の分野においてだけではない。従ってここでの分析結果が、他の学問分野における教育効果を十分には分析できていない点には留意する必要がある。

本研究は筆者の大阪大学大学院経済学研究科での研究成果をまとめたものである。今このような博士論文を完成できたのは、長年にわたり懇切丁寧な指導をして下さった指導教官の松繁寿和先生のおかげである。師の指導なかりせば、愚鈍な筆者がここまでの研究成果をあげることはできなかつたであろう。ここに深くお礼申し上げたい。また、猪木武徳

先生(国際日本文化研究所)、大竹文雄先生(大阪大学)、小原美紀先生(大阪大学)にも大変有益なコメントやご指導を頂いた。深く感謝の意を表したい。学部時代からお世話になっている元木久先生(関西大学)や秋岡弘紀先生(関西大学)、さらには関西労働研究会メンバーの先生方にもこの場にてお礼申し上げたい。

2004年 やよいさくらのころ 大谷剛

<目次>

はしがき	ii
序章	6
第1章 卒業生の所得とキャリアに関する学部間比較	11
1-1. 序論	11
1-2. 基本的分析	12
1-2-1. データ	12
1-2-2. 所得格差	12
1-2-3. 職位の比較	13
1-2-4. 産業分布の比較	14
1-2-5. 職務分布の比較	14
1-2-6. 勤続年数・生え抜き率の比較	14
1-2-7. 企業規模の比較	15
1-3. Oaxaca 分解	15
1-3-1. Oaxaca 分解の方法	15
1-3-2. Oaxaca 分解の結果	18
1-4. 結論	23
第2章 若年期の蓄積とキャリアの終盤	37
2-1. 序論	37
2-2. 先行研究と本章の課題	38
2-3. 推定モデルと使用データ	40
2-3-1. 推定モデルの説明	40
2-3-2. 使用データ	41
2-4. キャリアの終盤を決定する要因	42
2-4-1. 変数の説明と予想される結果	42
2-4-2. 推定結果	43
2-5. グループ間比較	44
2-6. 結論	47
第3章 大卒者の成績が初任給に与える効果—社会科学系学部卒業者を利用した分析	57
3-1. はじめに	57
3-2. モデルの説明	59

3-3.	使用データ	61
3-4.	実証分析とその結果	61
3-5.	結論	67
第4章	仕事競争モデルと人的資本理論、シグナリング理論の現実妥当性に関する実証分析—工学部卒業生を利用した分析	76
4-1.	序論	76
4-2.	分析手法	79
4-3.	使用データ	80
4-4.	統計的分析	80
4-4-1.	初任給分析	80
4-4-2.	学歴別賃金カーブの推定	83
4-4-3.	補足的推定	84
4-5.	結論	85
第5章	教育水準と allocative ability	98
5-1.	序論	98
5-2.	普及速度と導入時期の推計及び使用データ	100
5-3.	allocative ability の分析と使用データ	102
5-4.	結論	106
第6章	まとめ	116

序章

本研究は、教育が賃金や職位などに影響を与える様々な経路を多面的に分析することを目標としている。それにより教育の効果を包括的に見極めたい。これまでに人的資本理論のフレームワークを利用した分析やこの理論を前提とした分析は数多く行われ、教育水準を高めることにより生産性が改善するという議論が多くなされてきた。近年の大学院(生)拡大政策もこのような議論に沿った動きであろう。また学校週5日制に対する批判も、この理論の延長線上にあると考えられる。

人的資本理論の考え方は、中馬(1995)が言うように A. Smith、J. S. Mill、それに A. Marshall などによりかなり古くからなされている。そしてこの考えを、経済主体の最適化行動の観点から説明したのが、周知のとおり Becker(1962)である。彼の理論はその後、Mincer(1974)により計量分析の道を開かれることになる。そのこともあってか、これまでもこの理論を利用した実証分析については数多くの蓄積があり、教育水準の高い者ほど賃金や職位が高くなることが示されている。

また人的資本理論と同様に、教育による生産性向上の可能性を指摘したものとして allocative ability が知られている。この考えは Welch(1970)や Shultz(1975)により提唱された。ただし彼らの主張は、人的資本理論とは若干異なっていると思われる。人的資本理論は、教育による知識や技能の向上を通じて直接的な生産性の上昇をもたらすと主張する。それに対して彼らの理論は、教育による分析力・判断力・応用力・解析力・情報収集能力などの向上が生産性の上昇をもたらすと考えるのである。allocative ability は人的資本理論とほぼ同時期に説明されたにも関わらず、これまでに十分な実証分析は行われてこなかった。

いずれにしても以上2つの理論は、教育による生産性の向上を主張している。従ってもしこれら理論が現実的であるならば、大学院(生)拡大政策は日本の生産性を向上させることになるだろうし、学校週5日制はそれを低下させることになるだろう。

教育による生産性向上効果を主張する考えがある一方で、教育水準は生産性の向上には何ら寄与しないという考えも存在する。例えば Spence(1973)や Arrow(1973)のシグナリングモデル、或いは Thurow(1976)の仕事競争モデルが挙げられる。シグナリングモデルに従えば、教育水準は自らの能力や才能をシグナルするに過ぎず、教育水準の向上により生産性が改善されることはない。人的資本理論と対を為すといえるこの理論については、これまでも多くの実証分析がなされている。また仕事競争モデルによると、教育水準は訓練可能性(trainability)を示すに他ならず、教育により生産性が向上することはない。このモデルはシグナリング理論と同様に教育の生産性向上に対する効果を否定したものであるが、実証分析については多くはなされていない。

これら理論が現実的ならば、近年の日本の教育政策が生産性に影響を与えることはない。その理由は、上の述べたように教育は生産性の向上に何ら寄与しないためである。

では果たして、教育は生産性の向上に寄与するのだろうか、しないのだろうか。これまでも人的資本理論とシグナリング理論のどちらが現実的であるのかという研究や議論は盛んに行われてきた。しかしその答えは判然としていない。その理由は、恐らく教育の効果は多面的であるためであろう。換言すると、教育の効果には、実際に生産性を高める効果とシグナル効果の両方が並存するためであろう。本研究ではこのような立場に立ち、教育の効果が多面的に分析し、様々な分析の結果を元に教育の効果を総合的に判断したい。なお、分析にあたっては allocative ability と仕事競争モデルに特に焦点を絞る。その理由は先にも示したように、これら理論に関する実証分析が十分には行われていないためである。

つぎに、本研究の分析で使用するデータについて説明する。本研究で使用するデータのほとんどは、ある有名国立大学の社会科学系学部・工学部・文学部卒業生に対するアンケート調査から得られたものである。アンケート調査は松繁寿和(大阪大学)・梅崎修(法政大学)・大谷剛(大阪大学)により行われた。このデータには成績や大学入学前の教育水準、さらには大学院卒業か否かといった教育変数を含む様々な変数が含まれている。このデータを使用することにより、以下のような分析上の利点が生じる。

第一に、教育変数として成績を利用できる。これまでの教育効果の分析では、教育変数として学歴や学校歴が頻繁に使用されてきた。その結果として、これらの変数の効果は概ね明らかとなっている。その一方において、成績の効果は未だ十分な実証分析がなされておらず、その効果を統計的手法により確認する必要がある。

第二に、卒業大学のみならず、卒業学部をも十分にコントロールできる。これまでも、ダミー変数を利用して卒業大学・学部の差異に基づく属性の差異をコントロールすることはいくらか行われてきた。しかしながら、この方法には限界があり十分な属性のコントロールができていたとは言えない。本研究では同一大学・同一学部卒業生をサンプルとすることにより、大学や学部の差異に基づく差異を十分にコントロールできる。くわえて、3つの異なった学部を卒業した者にアンケートを行ったことから、同一大学を卒業しているものの、卒業学部は異なるグループを比較することにより、学部間賃金格差を検討できる。このような研究はこれまでにほとんど行われていない。

第三に、大学院卒業生の賃金分析が可能である。大卒者以下の分析はこれまでもなされてきたが、大学院卒業生の分析、とりわけ彼らの賃金に関する分析はこれまでにほとんどなされていない。

最後に本研究の構成を述べる。本研究は6章からなり、第1章では卒業学部の違いに基づく賃金格差とその要因が分析される。その際に成績の賃金に対する効果も分析される。第2章では、成績や大学入学前の教育水準の職位に対する効果が確認される。これらの章で成績の効果を確認したあと、つづく第3章では仕事競争モデルの着想を利用して成績の初任給に与える効果を分析する。第4章ではより直接的に仕事競争モデルの現実妥当性を検定する。第5章では allocative ability の分析を行う。そして第6章ではこれまでに得ら

れた知見を基に、教育の効果を包括的にまとめる。より具体的な各章の内容と分析結果は、以下に示される通りである。

第1章では、社会科学系学部・工学部・文学部卒業生の賃金格差とその要因を分析した。結果は、社会科学系学部卒業生と工学部卒業生の所得を、年齢や勤続をコントロールした上で比較すると、前者の方が高いことが分かった。その理由としては前者には金融業従事者が多いこと、また前者の勤続年数や年齢の係数が大きいことが挙げられる。この結果は、数学能力と所得の間には正の関係が有るという昨今の議論とは異なっている。というのは、前者と後者では明らかに後者の数学能力が高いと考えられるためである。社会科学系学部卒業生と文学部卒業生の所得比較からは、前者の所得が高いことが分かった。その理由は、後者には公務員が多いこと、さらには前者の勤続年数や年齢の係数が大きいことが挙げられる。またいずれの学部についても、成績は賃金に対して正の効果をもつことが概ね確認された。

第2章では、成績や大学入学前に蓄積された教育水準に着目しつつ、部長から役員への昇進を分析した。その際、生え抜きか否かという点にも注意を払った。使用データは社会科学系学部卒業生から得られたものである。結果は、成績、大学入学以前に蓄積された教育水準、それに30歳未満の事業所間異動回数といった比較的若い時期の蓄積が役員昇進に正の効果を持つということである。

以下の章では、単に成績などの教育の効果を確認するのではなく、仕事競争モデルや allocative ability に焦点を絞った分析がなされた。第3章では、仕事競争モデルの着想を利用して、成績の初任給に与える効果が労働需要に応じて変動する可能性を分析した。仕事競争モデルの着想を利用したのは、人的資本理論等では成績の効果が労働需要に応じて変動することを十分には説明できないためである。使用データは社会科学系学部卒業生のものである。結果は、労働需要が減少し仕事の割り当て(rationing)が生じる時には、成績が初任給に対して正の効果を持つ。しかし労働需要が旺盛であり、割り当てが生じないときには成績の効果は無くなるということである。

第4章では、仕事競争モデルと人的資本理論、シグナリング理論の現実妥当性を検定した。使用データは工学部を卒業した学士・修士・博士である。検定は彼らの初任給とその後の賃金上昇率、言い換えると賃金カーブの傾きを利用して行われた。仕事競争モデルに従うと初任給には差が生じないが、賃金カーブの傾きは学歴が高い者ほど大きくなる。一方、人的資本理論、シグナリング理論に従うと初任給には格差が生じるが、賃金カーブの傾きは前者の理論では学歴間で同じか、年とともにその格差が縮小する。後者の理論では拡大し得る。分析結果は、学士と修士・博士間で初任給に差がなく、賃金カーブの傾きについては後者のグループの方が大きいというものである。この結果は仕事競争モデルを支持する。

第5章では、女性の教育年数と家電製品普及率を利用し allocative ability を分析した。使用データは、他の章とは異なり公表集計データである。allocative ability とは、様々な生

産技術の効率性を理解し、時間を含めた生産要素の組み合わせを、最も効率的な生産を可能とするよう組替える能力であり、教育水準の高い者ほどこの能力が高いと考えられる。分析はまず都道府県別時系列データを利用し、県ごとの起点時期と普及速度を推計した。つづいてこれら推計された起点時期と普及速度を被説明変数、県ごとの女性教育年数等を説明変数として allocative ability を直接的に分析した。結果は、女性教育年数の高い県ほど起点時期が早く、また普及速度が速いというものである。この結果は allocative ability を支持する。

第 6 章はまとめであり、ここまでの分析から得られた知見をもとに教育の効果を包括的に議論した。教育の効果は、人的資本理論が示すように、教育により技術・知識が向上し、それにより直接的に生産性が上昇するというものではなく、変化や異常への対応能力に関連している可能性が示唆された。

<参考文献>

[邦文]

中馬宏之(1995)『労働経済学』新世社

[英文]

Arrow K. J. (1973) "Higher Education as a Filter" Journal of Public Economics, vol. 2, no. 3, July 1973, pp193-216.

Becker, G. S. (1962) "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis" Journal of Political Economy, vol. 70, supplement, October, 1962, pp. 7-12.

Mincer, J. (1974) Schoolings, Experience, and Earnings, Columbia University Press: New York and London, 1974.

Spence, M. (1973) "Job Market Signaling" Quarterly Journal of Economics, vol. 87, 1973, pp. 354-74.

Schultz, Theodore W. (1975) "The Value of the Ability to Deal with Disequilibria" Journal of Economic Literature, Sept, 1975, 13(3), pp. 827-46.

Thurow, L(1976) Generating Inequality, New York : Basic Books, 1976.

Welch, F. (1970) "Education in Production" Journal of Political Economy, Jan.-Feb, 1970, 78(1), pp. 35-59.

第一章 卒業生の所得とキャリアに関する学部間比較*

1-1. 序論

日本が現在の不況から脱出し今後も成長を遂げるには、科学技術分野における創造的な研究成果が求められている。この分野において理系学部卒業生が他学部の卒業生に比べて経済的に優遇されているならば、優秀な研究開発にかかわる人材を多く集めることは比較的容易になる¹。卒業学部によって、所得や昇進などで捕らえられる経済的地位にどのような差が生じるかを把握しておくことは、大学教育のあり方を考える上だけでなく、社会全体の人的資源配分を考える上で重要な課題である。

これまで、大学教育と所得の関係の分析は、大学間の学歴格差、単一学部卒業生を対象にした大学の教育効果の分析などが行われてきた。しかし、学部間格差を分析したものはあまりなく、どの学部を卒業することがどの程度経済的に優位かということに関しては漠然とした認識はあっても、統計的に把握した研究はきわめて限られている。

大学教育効果の分析は、人的資本理論の分野で始まり、大卒とそれ以外の者の間に生まれる生涯所得の流利と大学就学時に発生する直接および間接費用を把握し、教育投資の収益率を計算する作業からはじめられた²。この視点から、学歴間、学校間所得格差に関する研究は行われてきた³。

近年、日本では日本労働研究機構（1999, 2000）、東京都立労働研究所（1994）、東京女性財団調査（1999）、浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡（2002）、お茶の水大学（編）（2001）などによって、大卒を対象としたいくつかのアンケートが行われている。なかでも岩内、苅谷、平沢（編）（1998）、苅谷（編）（1995）、竹内（編）（1995）などは、大学教育が入職やその後の就業状態にどのような影響を与えたかを分析している。

また、本研究に先行するいくつかの論文は、特定の卒業学部を対象にし、大学時代における成績や活動とその後のキャリアを分析している⁴。なかでも、富田（1995）や野田（1995）は、理系大卒者のキャリアを分析している。また、大谷・松繁・梅崎（2003b）は、かれらの議論を院卒にまで拡大し、理系大学院の効果を分析している。また、柿沢、他（2002）

*本研究は大谷剛(大阪大学)・松繁寿和(大阪大学)・梅崎修(法政大学)の共同研究である。また本研究の作成にあたり、日本教育社会学会の参加者からは有益なコメントをいただいた。この場にてお礼申し上げる。ありうべき誤りは全て筆者に帰する。

なおこの研究の一部が『毎日新聞』H14年3月30日付、夕刊および『週刊エコノミスト』2003年8月5日号、21頁に掲載されている。

1 毎日新聞科学環境部（2003）を参照。

2 最近の日本における代表的研究としては、荒井(1995)が挙げられる。

3 松繁寿和（2000）は、昇進に影響を与える要因を検証する作業において、卒業大学別ダミー変数を使用している。

4 原、松繁、梅崎（2001）、松繁（2002）、大谷、梅崎、松繁（2003a）、大谷（2003）などを参照。

は、役員の過去の経歴を分析し、理系大卒者のキャリアは文系のそれとはかなり異なり、研究・開発、技術、生産部門に限られていることを明らかにし、出身学部がその後のキャリアを強く規定している可能性を示した。

これらの研究の流れを考慮し、本研究では学部間の所得格差を要因分解し、何によって格差が生まれているかを探る。具体的には、社会科学系学部卒業生、工学部卒業生、文系学部卒業生を職位および現在の所得に関して比較し、各学部の特徴を捉える。

本稿の構成は以下ようになる。まず、続く第2節では、使用するデータを紹介し、学部・学位・性別で区別されたグループ間でどのような所得格差があるのかを記述統計量により観察することで、大まかな傾向を把握する。第3節では、観察された所得格差を Oaxaca 分解によって格差に影響を与える説明変数の差に基づくものとその効果の大きさ、すなわち係数の差に基づくものに分解する。最後に、第4節で分析によって明らかになったことをまとめる。

1-2. 基本的分析

1-2-1. データ

分析に使用するデータは、ある有名国立大学の工学部、社会科学系学部、文学部の卒業生を対象に行われたアンケート調査である。社会科学系学部データは、1997年、卒業生6000人に配布された。回収率は約20%であった。工学部データは、1998年、8677人に送付され、回答率は約26%であった。文学部のデータは1998年、文学部卒業生2928人に郵送配布、回収率は17.6%であった。以下の分析で使用するサンプルは、所得や職位を比較することが目的であるために、フルタイム就業者にかぎり、かつ自営業主・家族従業員をのぞく。また、定年制度の存在を考え、22~60歳の者に限る。分析対象となるグループは「社会科学系学部・学士・男」、「工学部・学士・男」、「工学部・修士以上・男」、「文学部・学士・男」、それに「文学部・学士・女」である⁵。

1-2-2. 所得格差

はじめにグループ間での現在の所得格差を見てみよう。表1はグループごとの平均所得⁶が示されている。これによると、「工学部・学士・男」、「社会科学系学部・学士・男」、「工学部・修士以上・男」、「文学部・学士・男」そして「文学部・学士・女」の順に平均所得が高い。

年齢をコントロールした上でグループ別平均所得を見てみよう。結果は、図1に示され

⁵ここで取り上げた以外のグループについては、十分なサンプル数が確保できなかったために分析から排除した。

⁶グループごとの年収の平均値である。年収については30段階に分けた年収の中間値を取っている。ただし、アンケート上の最高年収を示す「2500万円以上」については3750とした。

ている。22～29 歳層⁷ではグループ間でほとんど所得格差が確認できないが、それ以外では「社会科学系学部・学士・男」の所得が最も高い。年齢をコントロールしていない表 1 では「工学部・学士・男」の平均所得が最も高かったが、年齢をコントロールすると最も所得が高いのは「社会科学系学部・学士・男」となった。これは、「工学部・学士・男」の平均年齢が高いことや勤続が長いことに起因すると思われる。また、予想されることではあるが、どの年齢層においても「文学部・学士・女」の所得が最も低い。このようなグループ間に存在する所得格差を生み出す要因を以下で探る。

1-2-3. 職位の比較

まず、職位に注目してみる。図 2-1～2-4 には年齢別に各グループの職位分布が描かれている。22～29 歳層の職位分布を示した図 2-1 からはグループ間での大きな差異は観察できず、いずれのグループにおいても一般が最も多いことが分かる。

30～39 歳層の職位分布を示した図 2-2 からは、「社会科学系学部・学士・男」の出世スピードが速く、逆に「文学部・学士・女」のそれが遅いことが分かる。「社会科学系学部・学士・男」では係長クラス、課長クラスが多いことが分かる。しかし、他のグループは異なる状況にある。「工学部・学士・男」では係長クラス、主任クラスが多い。「工学部・修士以上・男」と「文学部・学士・男」では係長クラスが多いが、それと同程度に一般クラスも多い。「文学部・学士・女」では一般クラスが圧倒的に多い。

図 2-3 は 40～49 歳層を示している。「社会科学系学部・学士・男」、「工学部・学士・男」それに「工学部・修士以上・男」についてはいずれも課長クラス、次長クラス、部長クラスの分布が多い。なかでも、相対的には「社会科学系学部・学士・男」の昇進スピードが早い。「文学部・学士・男」については一般、課長クラス、次長クラス、部長クラスなど分布が分散し、昇進に格差が生まれていることがわかる。「文学部・学士・女」については 30～39 歳層と同様に一般が圧倒的に多い。

図 2-4 は、50～60 歳層の職位分布を示している。この年齢になると、「文学部・学士・女」以外、部長クラスの分布が最も多くなる。しかし、ここでも「社会科学系学部・学士・男」の職位分布が他のグループと比較して上位に偏っており、昇進スピードが相対的に早いことは変わらない。

以上の結果をまとめると、どの年齢層についても「社会科学系学部・学士・男」の昇進スピードが最も速いことがわかる。また、「文学部・学士・女」の昇進が最も遅く、どの年齢になっても、ほとんどが一般のままであることが分かった。このような出世スピードの違いが、所得に関しては「社会科学系学部・学士・男」が最も高く「文学部・学士・女」が最も低いというグループ間の差を生み出していると考えられる。

⁷「工学部・修士以上・男」については 24～29 歳をとった。このことは以下の分析でも同様である。

1-2-4. 産業分布の比較

次に各グループの産業分布を見てみる。表 2 は、グループごとに就業比率の高い産業 3 つが示してある。特に目立つのは、「社会科学系学部・学士・男」が銀行、保険といった金融業に就業している率の高さである。この産業は一般に所得が高いことが知られており、このことが彼等の現在の所得を高めている可能性が強い。

「工学部・学士・男」については電気製品への分布が最も大きい。製造業は、金融・保険に比べて給与が低い。また、「工学部・修士以上・男」では大学教員が最も多く、大学教員の多くが公務員であることと公務員の所得は一般に低いことを考えると、彼等の所得が低い理由の一つがここにあると思われる。

「文学部・学士・男」と「文学部・学士・女」は新聞・放送・出版、小中高専門学校教員、それに官公庁が多い。新聞・放送・出版業への従事が賃金にどのような影響を与えるのかは不明であるが、多くが公務員であろう小中高専門学校教員や官公庁といった産業への分布が多いことは、彼等の平均所得を低めている可能性が考えられる。

1-2-5. 職務分布の比較

次に、職務分布を見てみたい。図 3 には各グループ別の職務分布が描かれている。「社会科学系学部・学士・男」、「文学部・学士・男」、「文学部・学士・女」⁸は営業が最も多い。また経理・財務、人事・労務、総務・広報、経営企画、立地・用地、情報処理などの職務も「工学部・学士・男」や「工学部・修士以上・男」といった理系グループに比べると相対的には多いことが分かる⁹。「工学部・学士・男」については技術、製造あるいは研究が多く、「工学部・修士以上・男」については研究、技術それに開発が多い。すなわち、文系グループと理系グループ間の職種に、大きな違いがある。この相異が現在の所得格差に影響を与えている可能性がある。

1-2-6. 勤続年数・生え抜き率の比較

はじめにグループ間で勤続年数を比較してみる。図 4 を見ていただきたい。この図によると、全てのグループの勤続年数は年齢と共に概ね増加するものの、「社会科学系学部・学士・男」と「文学部・学士・男」といった文系学部では 40～49 歳層から 50～60 歳層に移るに従って勤続年数が低下する。その一方、工学部では増加するという違いがある¹⁰。このような相異は文系と理系とで出向の利用のされ方が異なるために生じたのかもしれない。以上のことに関連してか、40～49 歳層、50～60 歳層といった高齢層では「工学部・学士・

⁸ なお文学部卒業生は「その他」への分布も多いが、これは文学部の産業分布が小中高専門学校教員、官公庁に大きく偏っていたためと思われる。

⁹ この結果は、柿沢、他（2002）の結果とおおむね一致する。

¹⁰ 「文学部・学士・男」の勤続年数が 50～60 歳層で大幅に減少したのは、部分的にはサンプル数の少なさが原因かもしれない。

男」の勤続年数が他のグループに比べて長いことが分かる。

次に各グループの年齢別生え抜き率¹¹を見てみよう。図5を見ていただきたい。ここからは、第一に、年齢層が高くなるにつれて概ねどのグループでも生え抜き率が低くなること分かる。第二に、50～60歳層では文系学部の生え抜き率が工学部に比べて低いことが分かる。この要因により50～60歳層における文系学部の勤続年数が、工学部よりも短くなっている可能性がある。そして第三に、文学部の生え抜き率がどの年齢層でも他のグループよりも低いことが分かる。

1-2-7. 企業規模の比較

次に企業規模のグループ間比較を行う¹²。図6によると、この大学の水準を反映してか、大規模への偏りが見られる。「社会科学系学部・学士・男」では10000人以上が最も多く、5000-9999人がその後続く。「工学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」でも15000人が最も多いが、次いで多いのが1000-4999人である。「文学部・学士・男」と「文学部・学士・女」は他のグループと比較して、従業員数の小さいところへの分布が目立つ。これら両グループの産業分布が小中高専門学校教員等に多く分布していたことによるのかもしれない。この結果から、「文学部・学士・男」や「文学部・学士・女」の所得が低い原因の一つとして、小規模企業・団体への就職が多いということが考えられる。

以上では、記述統計量によりグループ間の所得格差とそれを生み出すと考えられる諸変数の「量」の差の違いについて観察を行ってきた。ただし、記述統計量による分析だけでは各変数の与える効果の強さを抽出することはできない。そこで、以下ではOaxaca分解を利用して統計的精緻化を行い、所得格差を「変数の(量の)差」と「係数の差」に分解する。

1-3. Oaxaca 分解

1-3-1. Oaxaca 分解の方法

はじめにOaxaca分解の手法を説明する。今、AグループとBグループがあるとすると各々のグループの(対数)平均賃金は以下のように示される。

$$\text{Aグループの平均賃金} \quad \overline{\ln(w_a)} = \beta_a \overline{x_a}$$

$$\text{Bグループの平均賃金} \quad \overline{\ln(w_b)} = \beta_b \overline{x_b}$$

ここで、

¹¹ 生え抜きとは、社会科学系学部については初入社年と現在の会社へ入社年が等しい者。工学部及び文学部については、学部卒業生については学部卒業年と現在勤めている会社への入社年が等しい者であり、院卒業生については、この条件にくわえ学部卒業後2年以内に大学院へ進学した者とした。

¹² 企業規模については、9段階に分けた従業員規模数の中間値を取っている。ただし、アン

$\overline{\ln(w_a)}$: Aグループの平均賃金 $\overline{\ln(w_b)}$: Bグループの平均賃金

β_a : Aグループの賃金構造 β_b : Bグループの賃金構造

$\overline{x_a}$: Aグループの説明変数の平均値 $\overline{x_b}$: Bグループの説明変数の平均値

である。

AグループとBグループの賃金格差は、Aグループの賃金構造を基準とすると

$$\begin{aligned}\overline{\ln(w_a)} - \overline{\ln(w_b)} &= \beta_a \overline{x_a} - \beta_b \overline{x_b} + \beta_a \overline{x_b} - \beta_a \overline{x_b} \\ &= \beta_a (\overline{x_a} - \overline{x_b}) + (\beta_a - \beta_b) \overline{x_b} \\ &\quad \text{変数の差} \quad \text{係数の差}\end{aligned}$$

或いは、Bグループの賃金構造を基準とすると、

$$\begin{aligned}\overline{\ln(w_a)} - \overline{\ln(w_b)} &= \beta_a \overline{x_a} - \beta_b \overline{x_b} + \beta_b \overline{x_a} - \beta_b \overline{x_a} \\ &= \beta_b (\overline{x_a} - \overline{x_b}) + (\beta_a - \beta_b) \overline{x_a} \\ &\quad \text{変数の差} \quad \text{係数の差}\end{aligned}$$

となる。これによりAグループとBグループの賃金格差を変数の差と係数の差に分解することができる。記述統計量分析ではこのようなことはできない。ただし、AグループとBグループのどちらの賃金構造を基準とするのかは自明ではないという問題がある。このような問題を回避する手段としては Neumark(1988)や Oaxaca et al(1994)で挙げられた方法があるが、これらは差別問題を前提として構築された手法であり本研究では使用することが出来ない。従ってここではA、B、二つのグループの賃金構造を使用して Oaxaca 分解を行うこととする。

分解を行うためにはまずグループごとの説明変数の係数とその平均値が必要となる。そこで、グループごとに賃金関数の推定を行い説明変数の係数を入手することからはじめ、つづいてグループごとの推定で使用した説明変数の平均値を導出する。

全てのグループに関して、被説明変数は現在の所得の対数値である。説明変数は「社会科学系学部・学士・男」、「文学部・学士・男」それに「文学部・学士・女」については、金融業ダミー、機械・電気製品・輸送用機器・精密機器ダミー（以下、機械・機器産業ダミーとする。）、公務員ダミー、新聞・放送・出版業ダミー、文系職種ダミー、理系職種ダミー、勤続年数とその二乗項、生え抜きダミー、企業規模、年齢、それに成績を使用する。ただし、「工学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」に関しては、統計分析をおこなうには金融業ならびに新聞・放送・出版に勤める者が少なすぎるので、それらの産業ダミーを使用できない。

これらの変数について、より詳しく説明しよう。まず、産業ダミーについて述べる。金

ケット上の最大従業員数を示す「10000人以上」については15000とした。

融業ダミーは銀行業、保険業或いは証券業のいずれかに従事していれば1を、それ以外は0をとる。この変数により「社会科学系学部・学士・男」で最も分布の大きい産業である銀行業の効果を捉えたい。一般に金融業の賃金は高いことが知られており、期待される係数は正である。なお金融業ダミーを使用し、銀行業ダミーを単独で使用しないのは「社会科学系学部・学士・男」以外のグループで銀行業に従事するものが極めて少なかったためである。また金融業ダミーを使用したとしても「工学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」では金融業ダミー=1となる者がほとんどいなかった。そこでこれら2つのグループについては金融業ダミーを抜いて分析を行うことにする。

機械・機器産業ダミーはこれら産業のいずれかに従事していれば1、そうでなければ0をとる。これにより「工学部・学士・男」で最も分布の大きい電気製品業の効果を捉えたい。このダミーの効果は事前には予想できない。電気製品業ダミーを単独で使用しないのは「工学部・学士・男」及び「工学部・修士以上・男」以外のグループで電気製品業ダミー=1となる者が非常に少なかったためである。

公務員ダミーは官公庁従事者、小中高専門学校教員、或いは大学教員のいずれかであれば1、そうでなければ0をとる¹³。これにより「工学部・修士以上・男」で最も分布の大きい大学教員、それに「文学部・学士・女」で最も分布の大きい小中高専門学校教員の効果を捉えたい。期待される係数は、公務員の所得が一般的に低いことを顧みると負である。大学教員ダミーや小中高専門学校教員ダミーを単独で使用しないのは、グループによってはこれらダミーが1となることがほとんどなかったためである。

新聞・放送・出版業ダミーはこれら産業のいずれかに属していれば1、そうでなければ0をとる。これにより「文学部・学士・男」で最も分布の大きいこれら産業の効果を捉えたい。期待される係数は明らかでない。なお「工学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」についてはこれら産業に属する者がほとんどおらず、このダミーを使用せず推定を行うことにする。

次に職種ダミーについて説明しよう。文系職種ダミーは経理・財務、人事・労務、総務・広報、経営企画、立地・用地、情報処理、或いは営業のいずれかに従事していれば1、そうでなければ0をとるとして作成した。これら職務には相対的に文系出身者が多く就いていることが記述統計量分析で明らかになっていた。ただし、期待される係数の符号をあらかじめ予測することはできない。

理系職種ダミーは製造、技術、研究、或いは開発のいずれかに従事していれば1、そうでなければ0をとる。これにより理系出身者が相対的に多く就いている職種の効果を捉えたい。期待される係数の正負は、ここでも明らかでない。

¹³ 小中高専門学校教員や大学教員は必ずしも公務員とは言えない可能性がある。にもかかわらずこれら職務に従事する人を公務員ダミーに含めたのは、以下の本文中でも述べているように、グループによっては小中高専門学校教員や大学教員が極めて少なく小中高専門学校教員ダミーや大学教員ダミーを使用した分析を行うことができなかつたためである。

その他の変数について説明する。勤続年数とその二乗項は賃金関数の推定に一般的に使用される変数であり、符号はそれぞれ正、負と期待される。

生え抜きダミーは生え抜きであれば1、そうでなければ0をとる。非生え抜き化が出向により生じるケースでは、係数は負と予想される¹⁴。一方、非生え抜き化が転職によって起こるケースでの生え抜きダミーの係数の符号は事前に予想できない。

企業規模および年齢も賃金関数の推定でしばしば使用される変数であり、その効果はそれぞれ正と期待される。

最後に、成績は学部時代の優の割合を示しており期待される係数は正である。これにより学部時代の成績が賃金に与える効果を測ることができる。

以上の説明変数を使用してグループごとの賃金関数を推定した結果が表3に示されている。これにより、Oaxaca 分解で必要となるグループごとの説明変数の係数が入手可能である。

具体的に係数を見てみよう。事前に係数の符号が予想されていたものについては、概ね予想通りの結果を得た。予想されていなかったものについて見てみると、機械・機器産業ダミーの効果が負、新聞・放送・出版業ダミーの効果が正となった。文系職種ダミーはグループ間で異なる結果を得たが、理系職種ダミーは正となった。

1-3-2. Oaxaca 分解の結果

表3で示された係数と使用した説明変数の平均値を使用することにより Oaxaca 分解を行う。表 4-1 には「工学部・学士・男」と「社会科学系学部・学士・男」の比較結果が示されている。表 4-1-1 が「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を利用した結果であり、表 4-1-2 が「工学部・学士・男」の賃金構造を利用した結果である。表 4-1-1、つまり「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を使用した結果を利用して表の見方を説明する。「工学部・学士・男」と「社会科学系学部・学士・男」の賃金格差は、

$$\overline{\ln(w_{kg})} - \overline{\ln(w_s)} = \underbrace{\beta_s(x_{kg} - x_s)}_{\text{変数の差}} + \underbrace{(\beta_{kg} - \beta_s)x_{kg}}_{\text{係数の差}}$$

ここで kg は「工学部・学士・男」を、s は「社会科学系学部・学士・男」を示す

¹⁴出向による非生え抜き化が生じると、職位は上昇し、企業規模は小さくなるケースがしばしば知られている。通常、職位の上昇は所得を増加させ、企業規模の低下は所得を減少させる。従って企業規模をコントロールした分析では、非生え抜き化は所得を増加させると考えられる。本研究では企業規模をコントロールした上で、非生え抜き化の効果を分析しているので、出向による非生え抜き化の所得に与える効果は正と予想される。言い換えると、出向の効果から予想される生え抜きダミーの係数は負となる。このような議論は大谷、梅崎、松繁（2003a）でより詳細に行っている。

と示される。

はじめに「変数の差」について説明する。表 4-1 の第一列目が $(\overline{x_{kg}} - \overline{x_s})$ に相当する。なお表 3 の結果を議論する際に述べたように「工学部・学士・男」には金融業ダミー=1、或いは新聞・放送・出版業ダミー=1 となるものがほとんどいなかったために、これら変数を除外して賃金推定を行った。従って第一列目の金融業ダミー及び新聞・出版・放送業ダミーの平均の差を計算するにあたっては、「工学部・学士・男」のこれら変数の平均値はそれぞれ 0 であるとして平均の差を計算した。

第二列目が $\beta_s(\overline{x_{kg}} - \overline{x_s})$ に相当する。つまり各「変数の差」によって、どれだけ賃金格差が生みだされているかが示されている。「変数の差」に基づく賃金格差の合計は 0.2065 である。従って、この数値を実際の賃金格差 0.1030 で割ることにより「変数の差」に基づく賃金格差は 200% であることが分かった。このことはもし「工学部・学士・男」と「社会科学系学部・学士・男」間の「係数の差」が 0 であれば、これらグループ間の賃金格差は今現在の格差の二倍に拡大することを意味する。

第三列目は「変数の差」によって生み出された格差合計 0.2065 のうち、各変数がどれほどの割合で貢献しているかを示している。要するに、(第二列目÷0.2065) である。貢献度合いの大きい変数としては金融業ダミー、勤続年数それに年齢が挙げられる。

金融業ダミーの効果について見てみると「社会科学系学部・学士・男」の方が金融業に従事しているものが多く、そのことが彼等の賃金を増加させていることがわかる。ここでの結果は、記述統計量の分析結果を裏付ける。

勤続年数は「工学部・学士・男」の方が長く、そのことが彼等の賃金を増加させることにより賃金格差を拡大していることが分かった。また、年齢についても全く同様の効果が観察された。記述統計量分析においても「工学部・学士・男」の所得が高いのは勤続の長さや年齢の高さに起因する可能性が指摘されていたが、統計的精緻化を行ったここでの結果はそれを支持した。

次に「係数の差」について見てみよう。先に触れたように記述統計量による分析だけではこのような差は抽出できない。第四列目は $(\beta_{kg} - \beta_s)$ に対応している。なお「工学部・学士・男」の賃金推定においては金融業ダミー及び新聞・放送・出版業ダミーを除外して賃金推定を行ったのでこれら変数の係数は入手できない。よって、ここでは、「工学部・学士・男」の金融業ダミー及び新聞・出版・放送業ダミーの係数は「社会科学系学部・学士・男」のそれと同じであるとして係数の差を求めた。

第五列目は $(\beta_{kg} - \beta_s)\overline{x_{kg}}$ に相当する。つまり各変数の「係数の差」によって、どれだけ賃金格差が生みだされているかが示されている。「係数の差」に基づく賃金格差の合計は

-0.1034 となったので、この数値を実際の賃金格差 0.1030 で割ることにより「係数の差」に基づく賃金格差はほぼ100%であることが分かった。つまり、もし年齢や勤続といった「変数の差」がなければ「社会科学系学部・学士・男」の方が「工学部・学士・男」よりも所得が大きくなることを意味している。

第六列目は「係数の差」によって生み出された格差合計(-0.1034)のうち、各変数がどれほどの割合で貢献しているかを示している。つまり(第五列目÷(-0.1034))である。貢献度合いの大きい変数としては勤続年数と年齢が挙げられる。これら変数についてはその係数が「社会科学系学部・学士・男」の方が大きく、そのことが彼等の所得を高めていることが分かった。この「社会科学系学部・学士・男」の方が勤続年数や年齢の係数が大きいという結果は、記述統計量分析で見たように「社会科学系学部・学士・男」の方が「工学部・学士・男」に比べて昇進スピードが速いことによると思われる。

以上、「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を使用したときの Oaxaca 分解について見てきた。「工学部・学士・男」の賃金構造を利用したときの Oaxaca 分解は表 4-1-2 に示されている。ここでの結果は、「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を使用したケースとほぼ同様であった。

次に「社会科学系学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」の Oaxaca 分解について見てみよう¹⁵。表 4-2-1、つまり「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を使用したケースにおいて賃金格差は、

$$\overline{\ln(w_s)} - \overline{\ln(w_{ks})} = \frac{\beta_s(\overline{x_s} - \overline{x_{ks}})}{\text{変数の差}} + \frac{(\beta_s - \beta_{ks})\overline{x_{ks}}}{\text{係数の差}}$$

となる。ただし、ここで ks は「工学部・修士以上・男」を示す。

第二列目から明らかなように「変数の差」だけを見れば、実際の賃金格差は30%となり、「工学部修士以上・男」の賃金方が「社会科学系学部・学士・男」より高い。しかし、後に見るように「係数の差」が存在するために関係が逆転する。

第三列目、つまり「変数の差」の合計に占める各変数の貢献度を見ると金融業ダミー、公務員ダミー、勤続年数それに年齢の貢献度が高いことが分かる。金融ダミーの効果については「社会科学系学部・学士・男」の方が金融業に従事する者が多く、そのことが彼等の賃金を高める結果、賃金格差を拡大していることが分かる。記述統計量分析によっても「社会科学系学部・学士・男」は金融業従事者が多く、そのことが彼等の賃金を引き上げている可能性が示唆されていたが、統計的精緻化を行ったここでの結果は金融業従事者の

¹⁵ なお「工学部・修士以上・男」の賃金推定においても金融業ダミー及び新聞・放送・出版業ダミーは使用しなかった。そこで「工学部・学士・男」のケースと同様に、「工学部・修士以上・男」の金融業ダミー及び新聞・放送・出版業ダミーの平均値はそれぞれ0、係数の値は「社会科学系学部・学士・男」のそれと同じとして Oaxaca 分解を行った。

多さが彼等の所得を高め賃金格差を拡大していることを示した。

公務員ダミーの効果については「工学部・修士以上・男」の方が公務員に従事している者が多く、そのことが彼等の賃金を低める結果、賃金格差を拡大していることが分かる。このような公務員の効果も記述統計量分析により示唆されていたが、ここでの結果は公務員従事者の多さが「工学部・修士以上・男」の賃金を低めて、賃金格差を縮小していることを示した。

勤続年数については「工学部・修士以上・男」の方が長く、そのことが彼等の賃金を高める結果として「社会科学系学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」の賃金格差を縮小している。年齢についても同様の効果が見られる。

続いて「係数の差」についてである。第五列目を見てみよう。ここには「係数の差」に基づく賃金格差は130%であることが示されている。つまり、勤続や年齢などの「変数の差」があることにより賃金格差が抑えられている。

第六列には「係数の差」が生み出す所得格差合計の内、各変数がどれほどの貢献をしているのかが示されている。貢献度が大きいのは公務員ダミー、理系職種ダミーそれに勤続年数である。公務員ダミーおよび理系職種ダミーの効果については「工学部・修士以上・男」の方がその係数が大きく、それにより賃金格差は縮小している。一方、勤続年数については「社会科学系学部・学士・男」の方が大きく、そのことが賃金格差を拡大している。先と同様に、このグループの昇進スピードが速いことを反映していると考えられる。

次に「工学部・修士以上・男」の賃金構造の基準を使用した結果を示してある表4-2-2について議論しよう。表4-2-1とは若干異なる結果を示す。表4-2-1では「変数の差」だけを見れば「工学部・修士以上・男」の方が賃金は高く、「係数の差」だけを見れば「社会科学系学部・学士・男」の方が賃金は高いという結果であったが、表4-2-2では「変数の差」が208%、「係数の差」が-108%と全く逆の結果となった。また「変数の差」における文系職種ダミーの効果により賃金格差が拡大し、「係数の差」における同ダミーの効果により賃金格差が縮小されるという結果も表4-2-1とは異なるものである。ただし「変数の差」における年齢の効果により賃金格差が縮小することや、「係数の差」における勤続年数の効果により賃金格差が拡大するといった傾向は変わらなかった¹⁶。

次に「社会科学系学部・学士・男」と「文学部・学士・男」の比較について見てみる。表4-3-1が「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を使用した結果であり、賃金格差は、

¹⁶ この結果は、浦坂、他（2002）の数学能力の高いものほど所得が高くなるという示唆とは異なるものである。ここでは、社会科学系学部卒業生と工学部卒業生では、後者の数学能力が高いと思われるにもかかわらず、所得は低くなっている。このような結果の違いは、産業や就業後の処遇の差を本稿では考慮したことによる。異なる技能を持った者間、すなわち生産要素間の代替性、技能の汎用性、産業構造の差異による人事処遇制度の相違などが、賃金に大きな影響を与えていると思われる。

$$\overline{\ln(w_s)} - \overline{\ln(w_{bm})} = \frac{\beta_s(\overline{x_s} - \overline{x_{bm}}) + (\beta_s - \beta_{bm})\overline{x_{bm}}}{\text{変数の差} \quad \text{係数の差}}$$

ここでbmは「文学部・学士・男」を示す

となる。

第二列からは「変数の差」に起因した所得格差が55%であることが分かる。第三列には各変数の貢献度が示してあり、その度合いの大きい変数としては公務員ダミー、勤続年数それに年齢が挙げられる。「文学部・学士・男」の方が公務員になっている者が多く、そのことが彼等の賃金を低くする結果として賃金格差を拡大している。この点は、記述統計量分析と一致する。勤続年数については「社会科学系学部・学士・男」の勤続年数の方が長く、そのことが彼等の賃金を高める結果として賃金格差を拡大していることが分かる。年齢についても同様の効果が見られる。

続いて「係数の差」についてであるが、第五列からは「係数の差」により生じている賃金格差は45%であることが分かる。第六列を見ると勤続年数や年齢の貢献度が高く、かつこれら変数の係数が「社会科学系学部・学士・男」の方が相対的に大きい。これらの要因が賃金格差拡大に貢献していることが分かる。ここでも、勤続年数や年齢の係数の差は昇進スピードの差に起因する可能性が指摘できる。

また、「文学部・学士・男」の賃金構造を使用した表4-3-2においてもほぼ同様の結果を得た。

最後に「社会科学系学部・学士・男」と「文学部・学士・女」の比較を見てみる。表4-4を見ていただきたい。「社会科学系学部・学士・男」の賃金構造を使用した表4-4-1から見てみよう。第二列によると「変数の差」に基づく賃金格差は62%である。

第三列を見ると貢献度が大きい変数としては公務員ダミー、勤続年数それに年齢が挙げられる。「文学部・学士・女」の方が公務員になっている者が多く、そのことが彼女等の平均所得を低める結果、賃金格差が拡大する。記述統計量の分析結果が、再確認された。勤続年数については「社会科学系学部・学士・男」の方が長く、そのことが所得格差を拡大している。年齢についても同様の効果が見られる。

続いて「係数の差」をみてみよう。第五列からは「係数の差」に基づく賃金格差は38%であることが分かる。さらには第六列を見ると、そのうち勤続年数と年齢の貢献度が高いことが分かる。勤続年数については「社会科学系学部・学士・男」の方がその係数が大きいために、賃金格差を拡大している。年齢についても全く同様の効果が見られる。これら係数の差は、他の場合と同様に昇進スピードの差に起因すると考えられる。

「文学部・学士・女」の賃金構造を基準として使用した表4-4-2では、「変数の差」と「係数の差」の大小関係が表4-4-1とは逆転するが、この点を除けば、ほぼ同様の傾向が観察された。

1-4. 結論

本研究では、入試難易度の高い国立大学の卒業生アンケートをもとに、学部間における卒業後の経済格差を分析した。比較されたグループは、「社会科学系学部・学士・男」、「工学部・学士・男」、「工学部・修士以上・男」、「文学部・学士・男」そして「文学部・学士・女」である。

まず、基本的分析により、これらのグループ間で、就業している産業や職務に関する分布がかなり異なることが示された。特に、社会科学系学部は金融業や文系職種に多く従事している一方、工学部卒業生は製造業が多く、文学部卒業生は公務員・教員が多いなどの差があり、これが社会科学系学部卒業生の賃金が高い理由の一つであることがわかった。

つぎに、それぞれのグループの賃金関数を推定し Oaxaca 分解することにより賃金格差を「変数の差」と「係数の差」に分解し比較した。結果、「社会科学系学部・学士・男」の所得が高いのは、金融業従事者が多いためだけでなく、かれらの勤続や年齢の係数が大きいことにもよることがわかった。

「工学部・学士・男」と「社会科学系学部・学士・男」の比較、および「社会科学系学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」の比較からは工学部の所得が高いのは勤続が長く、年齢が高いことに起因しており、これら「変数の差」を一定とし、それらの効果を排除すれば「社会科学系学部・学士・男」の方が所得が高くなる傾向があることが示された。

「社会科学系学部・学士・男」と「文学部・学士・男」或いは「文学部・学士・女」の比較からは、文学部の所得は公務員従事者が多いことに起因して低くなることが示された。また、記述等計量分析では生え抜き率や企業規模についてもグループ間格差が観察されていたが、統計的精緻化を行った結果、これら変数は賃金格差に大きな影響を与えていないことが分かった。

すなわち、社会科学系学部卒業生の賃金が高い理由としては、主に、賃金の高い金融・保険産業に就職する傾向が強いこと、またかれらが長い間同一企業に勤めるだけでなく、勤続や年齢の係数が大きい賃金体系の中にいるためであることが明らかになった。ただし、このようなグループ間の格差がなぜ生まれているのかに関する根源的な原因はここでは分析されていない。今後の課題である。

日本の今後の発展を考える場合、どの分野に人材を集めるかは重要な課題となる。すべてではないにしても、報酬や昇進は人材を集める大きな要因となる。今後同様の調査が進められ、教育と就業後の状況の両方を含んだ研究を蓄積していく必要がある。

<参考文献>

[邦文]

- 荒井一博 (1995) 『教育の経済学 -大学進学行動の分析-』 有斐閣
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 (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』 No.46 pp.22 - 43
- 岩内亮一、苅谷剛彦、平沢和司(1998) 『大学から職業へ II -就職協定廃止直後の大卒労働市場-』 高等教育研究叢書 No. 52 広島大学大学教育研究センター
- 大谷剛 (2003) 「大卒者の成績が初任給に与える効果」 『大阪大学経済学』 第 52 号 第 4 号、pp.135-48
- 大谷剛、梅崎修、松繁寿和 (2003a) 「若年期の蓄積とキャリアの終盤」 『日本労働研究雑誌』 no. 517、 pp. 51-63
- 大谷剛、梅崎修、松繁寿和 (2003b) 「仕事競争モデルと人的資本理論・シグナリング理論の現実妥当性に関する実証分析-学士卒・修士卒・博士卒間賃金比較」 『日本経済研究』 No.47、 pp.41-62
- お茶の水大学 (2001) 『卒業生・修了生のライフコースと国立女子大学の将来像に関する調査結果報告書』
- 柿澤寿信・松繁寿和・湯浅安由里・片倉絢子・中谷常二 (2002) 「役員の学歴とキャリアにおける専門性」 『大阪大学経済研究』 52 巻 3 号、 pp.99-116
- 苅谷剛彦 (編) (1995) 『大学から職業へ -大学生の就職活動と格差形成に関する調査研究-』 高等教育研究叢書 No. 31 広島大学大学教育研究センター
- 竹内洋 (編) (1995) 『卒業生から見た京都大学の教育-教育・職業・文化-』 高等教育研究叢書 No. 34 広島大学大学教育研究センター
- 東京女性財団(1999) 『大卒女性のキャリアパターンと就業環境』
- 東京都立労働研究所(1994) 『大卒女性の職業選択行動と職業生活』 女性労働研究 No.9
- 富田安信(1995) 「理工系出身者の仕事意識と処遇」 橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編 『昇進の経済学』 第 10 章 pp.229-246 東洋経済新報社
- 日本労働研究機構 (1999) 『変化する大卒者の初期キャリア-「第 2 回大学卒業後のキャリア調査」より』 調査研究報告書 No.129
- (2000) 『高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』 調査研究報告書 No.135
- 野田知彦(1995) 「理工系、文系と昇進 -理工系役員と文系役員と比較-」 橋木俊詔・連合総合生活開発研究所編 『昇進の経済学』 第 9 章 pp.205-227 東洋経済新報社
- 原琴乃、松繁寿和、梅崎修 (2002) 「学歴エリート女性の就業選択と賃金：J 国立大学文学部卒業生の実証分析」 Discussion Papers in Osaka School of International Public Policy, No.2002-J-013

毎日新聞科学環境部 (2003) 『理系白書 - この国を静かに支える人たち』 講談社
松繁寿和 (2000) 「キャリアマラソンの序盤：文系大卒ホワイトカラーの異動と選抜」 『国際公共政策研究』 第4巻、第2号、pp.21-40、大阪大学大学院国際公共政策研究科
_____(2002) 「社会科学系大卒者の英語力と経済的地位」 『教育社会学研究』 第71集、
pp.111-129

[英文]

Neumark, D. (1988) "Employer's discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination" Journal of Human Resources 23, pp279-295
Oaxaca, R. L. (1994) "On discrimination and the decomposition of wage differential" Journal of Econometrics 61(1994) 5-21, pp5-21

表1 グループ別平均所得

社会科学系学部

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均所得	706	1132.691	587.2194	50	3750

工学部・学士・男

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均所得	473	1229.744	577.2417	324.5	3750

工学部・修士以上・男

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均所得	522	1087.486	500.6355	149.5	3750

文学部・学士・男

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均所得	46	828.9783	411.9333	65	2000

文学部・学士・女

変数	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
平均所得	80	572.4125	246.8851	230	1800

表2 産業分布

グループ	1番	2番	3番
社・学士・男	銀行 15.75%	保険 6.89%	商社 6.75%
工・学士・男	電気製品 15.64%	建設 13.95%	機械 8.88%
工・修士以上・男	大学教員 15.65%	電気製品 14.89%	化学 12.02%
文・学士・男	新聞・放送・出版 22.45%	小中高専門学校教員 16.33%	官公庁 10.20%
文・学士・女	小中高専門学校教員 24.39%	官公庁 19.51%	新聞・放送・出版 9.76%

表3 グループ別現在の所得推定

ln(現在の所得)	社会科学系学部・学士・男	工学部・学士・男	工学部・修士以上・男	文学部・学士・男	文学部・学士・女
金融業ダミー	0.157 (0.000)			0.492 (0.240)	0.123 (0.343)
機械・機器産業ダミー	-0.038 (0.354)	-0.062 (0.066)	-0.068 (0.023)	-0.603 (0.165)	-0.056 (0.723)
新聞・放送・出版業ダミー	0.125 (0.169)			0.212 (0.479)	0.162 (0.152)
公務員ダミー	-0.349 (0.000)	-0.231 (0.000)	-0.126 (0.000)	-0.528 (0.048)	0.130 (0.092)
文系職種ダミー	0.008 (0.782)	0.100 (0.354)	0.230 (0.004)	-0.282 (0.229)	-0.065 (0.337)
理系職種ダミー	0.007 (0.905)	0.040 (0.681)	0.071 (0.209)	0.541 (0.183)	0.020 (0.888)
勤続年数	0.050 (0.000)	0.022 (0.000)	0.033 (0.000)	-0.010 (0.818)	0.015 (0.424)
勤続年数の二乗	-0.001 (0.000)	-4.46E-04 (0.005)	-0.001 (0.000)	0.001 (0.616)	2.90E-04 (0.613)
年齢	0.036 (0.000)	0.030 (0.000)	0.036 (0.000)	0.030 (0.027)	0.010 (0.108)
生え抜きダミー	-0.081 (0.055)	-0.094 (0.048)	-0.064 (0.112)	0.256 (0.323)	0.178 (0.082)
企業規模	3.52E-06 (0.167)	6.68E-06 (0.019)	3.60E-06 (0.127)	6.21E-06 (0.771)	3.87E-06 (0.542)
成績	0.001 (0.171)	3.48E-04 (0.575)	9.11E-05 (0.865)	0.002 (0.663)	0.001 (0.628)
定数項	5.061 (0.000)	5.321 (0.000)	5.072 (0.000)	5.320 (0.000)	5.487 (0.000)
Number of obs	640	436	390	43	67
F	110.03	54.36	105.23	3.19	10.77
Prob > F	0	0	0	0.0049	0
R-squared	0.678	0.5612	0.7352	0.5605	0.7053
Adj R-squared	0.6719	0.5509	0.7282	0.3847	0.6398
Root MSE	0.3059	0.29677	0.23414	0.54769	0.23749

表4-1 Oaxaca分解「社会科学系学部・学士・男」と「工学部・学士・男」の比較

表4-1-1 社会科学系学部の係数を基準としたケース $\ln(w_k)-\ln(w_s)=(x_k-x_s)\beta_s+x_k(\beta_k-\beta_s)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (x_k-x_s)	(2)平均の差 ×社(注Ⅰ)の係数 (x_k-x_s) β_s	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.2065	(4)係数の差 ($\beta_k-\beta_s$)	(5)工(注Ⅱ)平均 ×係数の差 $x_k(\beta_k-\beta_s)$	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/-0.1034
In(現在の所得)	0.103					
金融業ダミー	-0.256	-0.040	-19.45%	0.000	0.000	0.00%
機械・機器産業ダミー	0.221	-0.008	-4.05%	-0.024	-0.008	7.79%
新聞・放送・出版業ダミー	-0.019	-0.002	-1.13%	0.000	0.000	0.00%
公務員ダミー	0.004	-0.001	-0.68%	0.118	0.008	-7.59%
文系職種ダミー	-0.579	-0.005	-2.18%	0.092	0.008	-8.18%
理系職種ダミー	0.838	0.006	2.95%	0.033	0.029	-28.07%
勤続年数	5.676	0.282	136.52%	-0.028	-0.533	515.19%
勤続年数の二乗	227.164	-0.287	-138.82%	0.001	0.419	-405.41%
年齢	7.114	0.256	124.19%	-0.006	-0.288	278.27%
生え抜きダミー	-0.072	0.006	2.84%	-0.013	-0.009	8.32%
企業規模	-676.610	-0.002	-1.15%	3.16E-06	0.023	-22.61%
成績定数項	2.834	0.002	0.95%	-3.48E-04	-0.014	13.56%
合計		0.2065	99.98%	0.260	0.260	-251.30%
変数の差					-0.1034	99.96%
係数の差						-100.28%

注Ⅰ「社」とは「社会科学系学部・学士・男」を示す。下図でも同様。

注Ⅱ「工」とは「工学部・学士・男」を示す。下図でも同様。

表4-1-2 工学部の係数を基準としたケース $\ln(w_k)-\ln(w_s)=(x_k-x_s)\beta_k+x_s(\beta_k-\beta_s)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (x_k-x_s)	(2)平均の差 ×工の係数 (x_k-x_s) β_k	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.1606	(4)係数の差 ($\beta_k-\beta_s$)	(5)社平均 ×係数の差 $x_s(\beta_k-\beta_s)$	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/-0.0575
In(現在の所得)	0.103					
金融業ダミー	-0.256	-0.040	-25.01%	0.000	0.000	0.00%
機械・機器産業ダミー	0.221	-0.014	-8.52%	-0.024	-0.003	4.77%
新聞・放送・出版業ダミー	-0.019	-0.002	-1.46%	0.000	0.000	0.00%
公務員ダミー	0.004	-0.001	-0.58%	0.118	0.007	-12.83%
文系職種ダミー	-0.579	-0.058	-36.04%	0.092	0.062	-107.53%
理系職種ダミー	0.838	0.034	20.91%	0.033	0.002	-2.67%
勤続年数	5.676	0.125	78.14%	-0.028	-0.376	654.44%
勤続年数の二乗	227.164	-0.101	-63.07%	0.001	0.234	-406.65%
年齢	7.114	0.215	133.61%	-0.006	-0.246	427.57%
生え抜きダミー	-0.072	0.007	4.23%	-0.013	-0.010	16.59%
企業規模	-676.610	-0.005	-2.81%	3.16E-06	0.026	-44.39%
成績定数項	2.834	0.001	0.61%	-3.48E-04	-0.013	22.67%
合計		0.1606	100.02%	0.260	0.260	-451.90%
変数の差					-0.0575	100.07%
係数の差						-55.83%

表4-2 Oaxaca分解「社会科学系学部・学士・男」と「工学部・修士以上・男」の比較

表4-2-1 社会科学系学部の係数を基準としたケース $\ln(ws)-\ln(wk)=(xs-xk)\beta s+xk(\beta s-\beta k)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (xs-xk)	(2)平均の差 ×社(注Ⅰ)の係数 (xs-xk)βs	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/-0.0095	(4)係数の差 (βs-βk)	(5)工(注Ⅱ)平均 ×係数の差 xk(βs-βk)	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/0.0409
ln(現在の所得)	0.031					
金融業ダミー	0.256	0.040	-422.84%	0.000	0.000	0.00%
機械・機器産業ダミー	-0.140	0.005	-55.75%	0.030	0.008	18.66%
新聞・放送・出版業ダミー	0.019	0.002	-24.64%	0.000	0.000	0.00%
公務員ダミー	-0.140	0.049	-514.83%	-0.223	-0.045	-110.35%
文系職種ダミー	0.624	0.005	-51.22%	-0.222	-0.010	-25.03%
理系職種ダミー	-0.856	-0.006	65.47%	-0.063	-0.057	-140.02%
勤続年数	-0.807	-0.040	421.86%	0.017	0.245	598.85%
勤続年数の二乗	-18.997	0.024	-252.34%	-3.93E-04	-0.120	-293.75%
年齢	-2.080	-0.075	789.24%	2.57E-04	0.011	27.60%
生え抜きダミー	0.017	-0.001	14.47%	-0.017	-0.012	-29.50%
企業規模	-38.129	-1.34E-04	1.41%	-8.00E-08	-0.001	-1.59%
成績定数項	-17.686	-0.012	129.39%	0.001	0.033	81.51%
合計		-0.0095	100.21%	-0.011	-0.011	-26.46%
変数の差					0.0409	99.94%
係数の差		-30.33%				
					130.23%	

注Ⅰ)「社」とは「社会科学系学部・学士・男」を示す。下図でも同様。

注Ⅱ)「工」とは「工学部・修士以上・男」を示す。下図でも同様。

表4-2-2 工学部を基準としたケース $\ln(ws)-\ln(wk)=(xs-xk)\beta k+xk(\beta s-\beta k)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (xs-xk)	(2)平均の差 ×工の係数 (xs-xk)βk	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.0653	(4)係数の差 (βs-βk)	(5)社平均 ×係数の差 xs(βs-βk)	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/-0.0339
ln(現在の所得)	0.031					
金融業ダミー	0.256	0.040	61.52%	0.000	0.000	0.00%
機械・機器産業ダミー	-0.140	0.009	14.55%	0.030	0.003	-10.12%
新聞・放送・出版業ダミー	0.019	0.002	3.58%	0.000	0.000	0.00%
公務員ダミー	-0.140	0.018	27.11%	-0.223	-0.014	41.08%
文系職種ダミー	0.624	0.143	219.42%	-0.222	-0.149	438.51%
理系職種ダミー	-0.856	-0.061	-92.67%	-0.063	-0.003	8.77%
勤続年数	-0.807	-0.026	-40.45%	0.017	0.231	-682.20%
勤続年数の二乗	-18.997	0.017	25.27%	-3.93E-04	-0.113	332.37%
年齢	-2.080	-0.074	-114.00%	2.57E-04	0.011	-31.71%
生え抜きダミー	0.017	-0.001	-1.67%	-0.017	-0.012	36.42%
企業規模	-38.129	-1.37E-04	-0.21%	-8.00E-08	-0.001	1.91%
成績定数項	-17.686	-0.002	-2.47%	0.001	0.023	-66.84%
合計		0.0653	99.99%	-0.011	-0.011	31.92%
変数の差					-0.0339	100.11%
係数の差		208.02%				
					-108.13%	

表4-3 Oaxaca分解「社会科学系学部・学士・男」と「文学部・学士・男」の比較

表4-3-1 社会科学系学部の係数を基準としたケース $\ln(ws)-\ln(wb)=(xs-xb)\beta s+xb(\beta s-\beta b)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (xs-xb)	(2)平均の差 ×社(注I)の係数 (xs-xb)βs	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.1897	(4)係数の差 (βs-βb)	(5)文(注II)平均 ×係数の差 xb(βs-βb)	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/0.1566
ln(現在の所得)	0.346					
金融業ダミー	0.186	0.029	15.41%	-0.335	-0.023	-14.93%
機械・機器産業ダミー	0.044	-0.002	-0.88%	0.565	0.039	25.17%
新聞・放送・出版業ダミー	-0.214	-0.027	-14.07%	-0.087	-0.020	-12.98%
公務員ダミー	-0.193	0.068	35.58%	0.179	0.046	29.29%
文系職種ダミー	0.112	0.001	0.46%	0.290	0.162	103.46%
理系職種ダミー	-0.023	-1.66E-04	-0.09%	-0.534	-0.037	-23.78%
勤続年数	3.004	0.149	78.64%	0.060	0.637	406.55%
勤続年数の二乗	118.552	-0.150	-78.86%	-0.002	-0.338	-215.83%
年齢	3.583	0.129	68.08%	0.006	0.234	149.11%
生え抜きダミー	0.110	-0.009	-4.68%	-0.337	-0.211	-134.99%
企業規模	1745.944	0.006	3.24%	-2.69E-06	-0.017	-10.87%
成績	-7.760	-0.005	-2.84%	-0.001	-0.055	-34.81%
定数項				-0.259	-0.259	-165.39%
合計		0.1897	99.99%		0.1566	100.00%
変数の差						
係数の差		54.80%			45.24%	

注I)「社」とは「社会科学系学部・学士・男」を示す。下図でも同様。

注II)「文」とは「文学部・学士・男」を示す。下図でも同様。

表4-3-2 文学部を基準としたケース $\ln(ws)-\ln(wb)=(xs-xb)\beta b+xs(\beta s-\beta b)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (xs-xb)	(2)平均の差 ×文の係数 (xs-xb)βb	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.2677	(4)係数の差 (βs-βb)	(5)社平均 ×係数の差 xs(βs-βb)	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/0.0786
ln(現在の所得)	0.346					
金融業ダミー	0.186	0.092	34.26%	-0.335	-0.086	-109.25%
機械・機器産業ダミー	0.044	-0.027	-9.98%	0.565	0.064	82.00%
新聞・放送・出版業ダミー	-0.214	-0.045	-16.95%	-0.087	-0.002	-2.08%
公務員ダミー	-0.193	0.102	38.16%	0.179	0.011	14.26%
文系職種ダミー	0.112	-0.032	-11.84%	0.290	0.195	247.56%
理系職種ダミー	-0.023	-0.012	-4.63%	-0.534	-0.025	-31.84%
勤続年数	3.004	-0.030	-11.33%	0.060	0.816	1038.40%
勤続年数の二乗	118.552	0.089	33.21%	-0.002	-0.576	-733.44%
年齢	3.583	0.107	40.06%	0.006	0.255	324.96%
生え抜きダミー	0.110	0.028	10.47%	-0.337	-0.248	-315.88%
企業規模	1745.944	0.011	4.05%	-2.69E-06	-0.022	-27.64%
成績	-7.760	-0.015	-5.50%	-0.001	-0.045	-57.47%
定数項				-0.259	-0.259	-329.52%
合計		0.2677	99.99%		0.0786	100.04%
変数の差						
係数の差		77.32%			22.72%	

表 4-4 Oaxaca 分解・「社会科学系学部・学士・男」と「文学部・学士・女」の比較

表 4-4-1 社会科学系学部の係数を基準としたケース $\ln(ws)-\ln(wb)=(xs-xb)\beta s+xb(\beta s-\beta b)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (xs-xb)	(2)平均の差 ×社(注Ⅰ)の係数 (xs-xb)βs	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.4171	(4)係数の差 (βs-βb)	(5)文(注Ⅱ)平均 ×係数の差 xb(βs-βb)	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/0.2595
ln(現在の所得)	0.677					
金融業ダミー	0.182	0.028	6.83%	0.034	0.003	0.98%
機械・電気製品・輸送用機器	0.054	-0.002	-0.49%	0.018	0.001	0.41%
新聞・放送・出版業ダミー	-0.101	-0.013	-3.01%	-0.038	-0.004	-1.73%
公務員ダミー	-0.266	0.093	22.26%	-0.479	-0.157	-60.59%
文系職種ダミー	0.148	0.001	0.28%	0.073	0.038	14.62%
理系職種ダミー	-0.013	0.000	-0.02%	-0.012	-0.001	-0.28%
勤続年数	4.864	0.242	57.92%	0.034	0.301	115.94%
勤続年数の二乗	146.477	-0.185	-44.32%	-0.002	-0.217	-83.75%
年齢	7.157	0.258	61.85%	0.026	0.898	346.14%
生え抜きダミー	0.051	-0.004	-0.99%	-0.259	-0.178	-68.44%
企業規模	2254.333	0.008	1.90%	-3.50E-07	-0.002	-0.79%
成績		-0.009	-2.19%	9.58E-05	0.005	1.87%
定数項	-13.153			-0.427	-0.427	-164.39%
合計		0.4171	100.01%		0.2595	100.00%
変数の差		61.64%				
係数の差					38.35%	

注Ⅰ)「社」とは「社会科学系学部・学士・男」を示す。下図でも同様。

注Ⅱ)「文」とは「文学部・学士・女」を示す。下図でも同様。

表 4-4-2 文学部を基準としたケース $\ln(ws)-\ln(wb)=(xs-xb)\beta b+xs(\beta s-\beta b)$

変数	変数の差について			係数の差について		
	(1)平均の差 (xs-xb)	(2)平均の差 ×文の係数 (xs-xb)βb	(3)賃金格差 への貢献度 (2)/0.1583	(4)係数の差 (βs-βb)	(5)社平均 ×係数の差 xs(βs-βb)	(6)賃金格差 への貢献度 (5)/0.5184
ln(現在の所得)	0.677					
金融業ダミー	0.182	0.022	14.06%	0.034	0.009	1.69%
機械・機器産業ダミー	0.054	-0.003	-1.91%	0.018	0.002	0.39%
新聞・放送・出版業ダミー	-0.101	-0.016	-10.33%	-0.038	-0.001	-0.14%
公務員ダミー	-0.266	-0.034	-21.77%	-0.479	-0.030	-5.77%
文系職種ダミー	0.148	-0.010	-6.06%	0.073	0.049	9.39%
理系職種ダミー	-0.013	0.000	-0.16%	-0.012	-0.001	-0.11%
勤続年数	4.864	0.075	47.46%	0.034	0.467	90.15%
勤続年数の二乗	146.477	0.042	26.80%	-0.002	-0.445	-85.76%
年齢	7.157	0.072	45.64%	0.026	1.084	209.10%
生え抜きダミー	0.051	0.009	5.72%	-0.259	-0.191	-36.80%
企業規模	2254.333	0.009	5.51%	-3.50E-07	-0.003	-0.55%
成績		-0.008	-4.98%	9.58E-05	0.004	0.69%
定数項	-13.153			-0.427	-0.427	-82.29%
合計		0.1583	99.98%		0.5184	100.00%
変数の差		23.39%				
係数の差					76.60%	

図1 年齢・グループ別平均所得

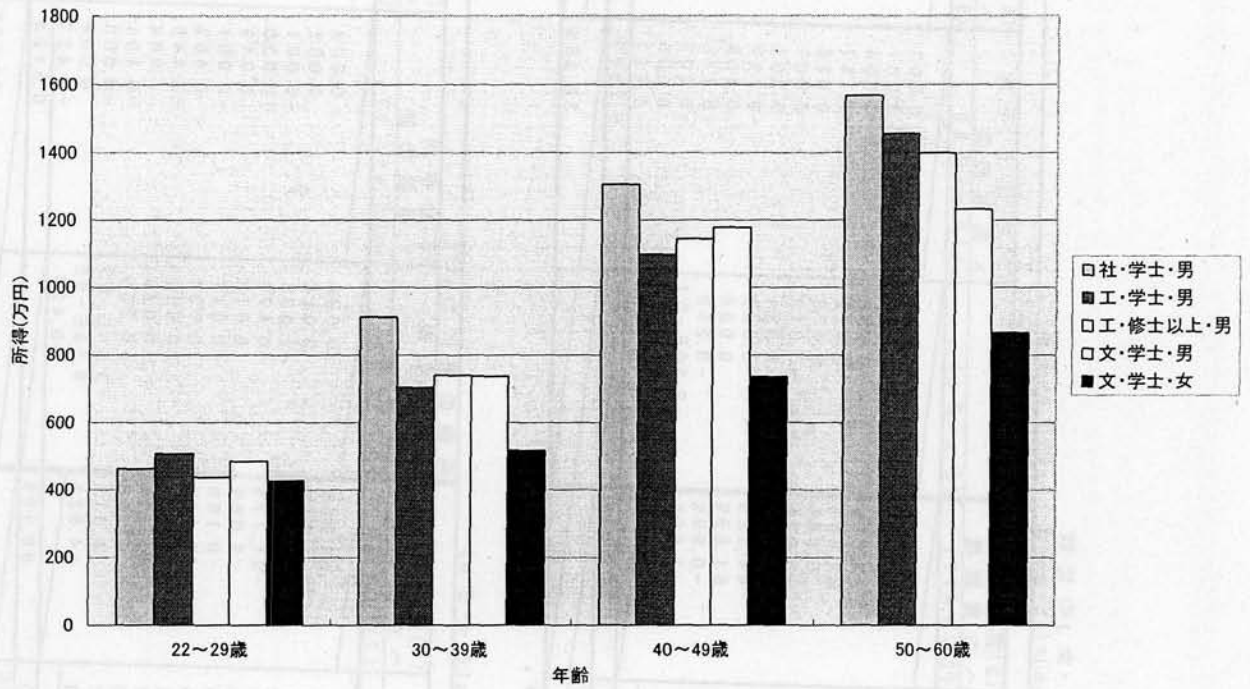


図2-1 22~29歳・グループ別職位

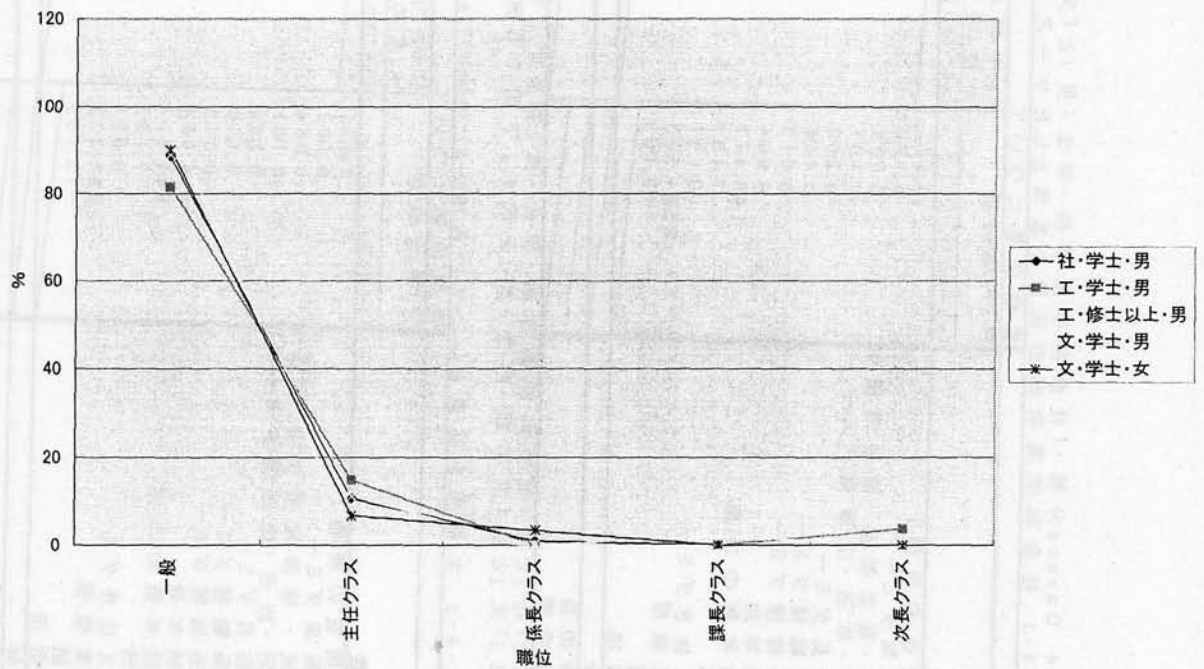


図2-2 30～39歳・グループ別職位

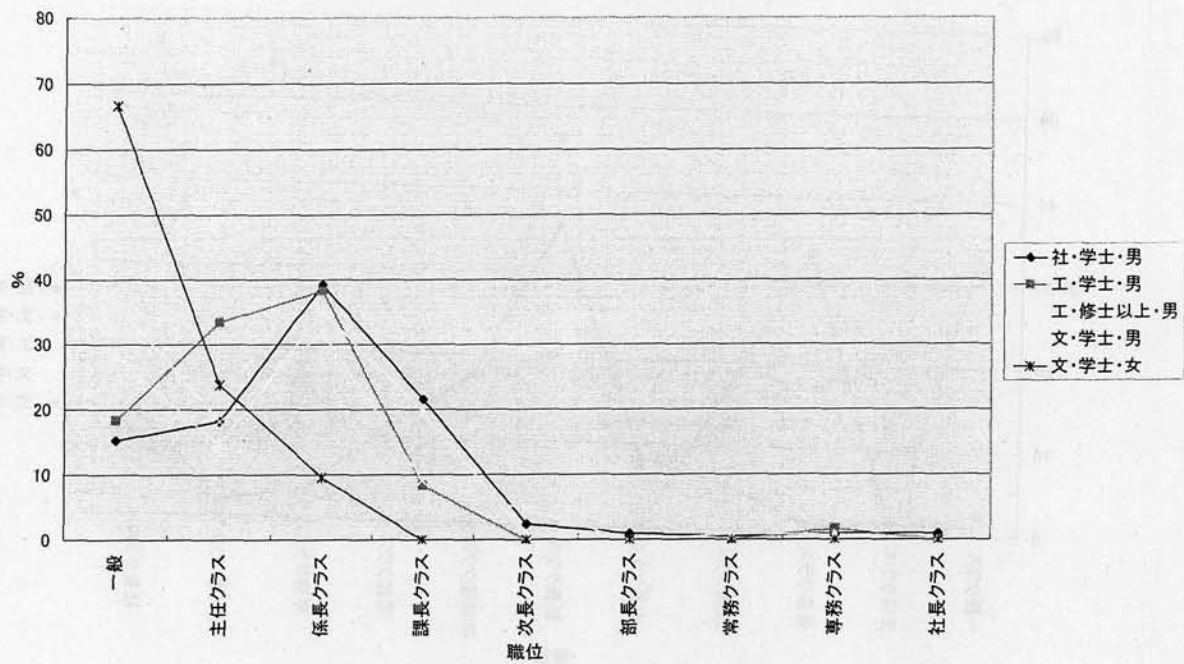


図2-3 40～49歳・グループ別職位

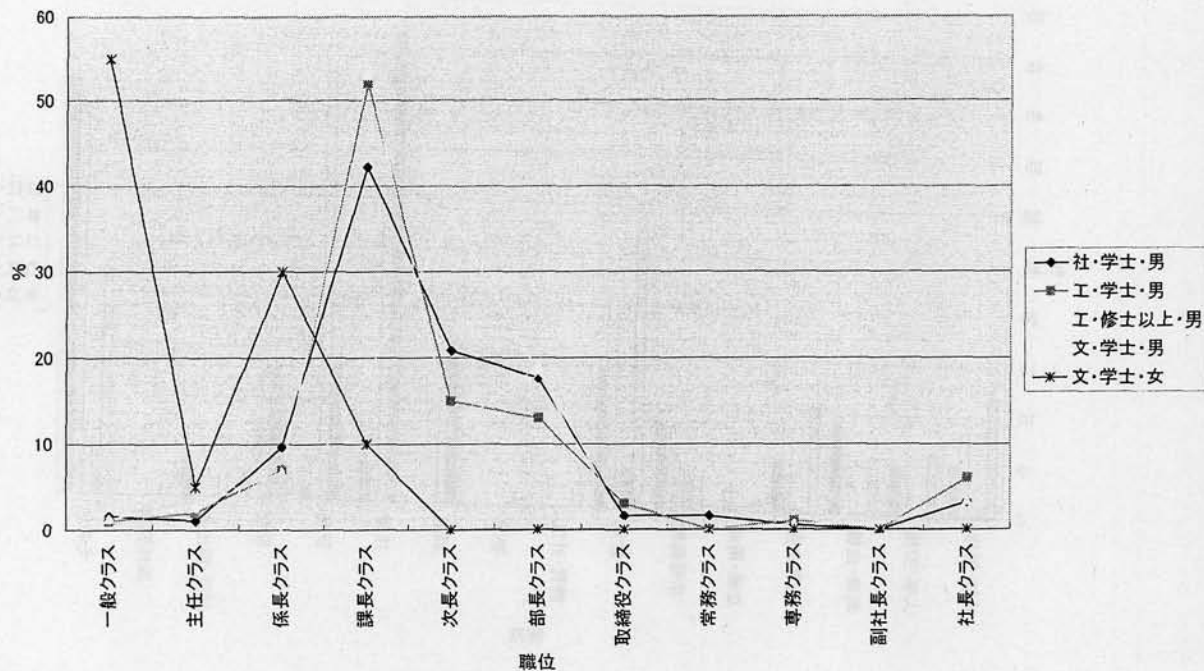


図2-4 50~60歳・グループ別職位

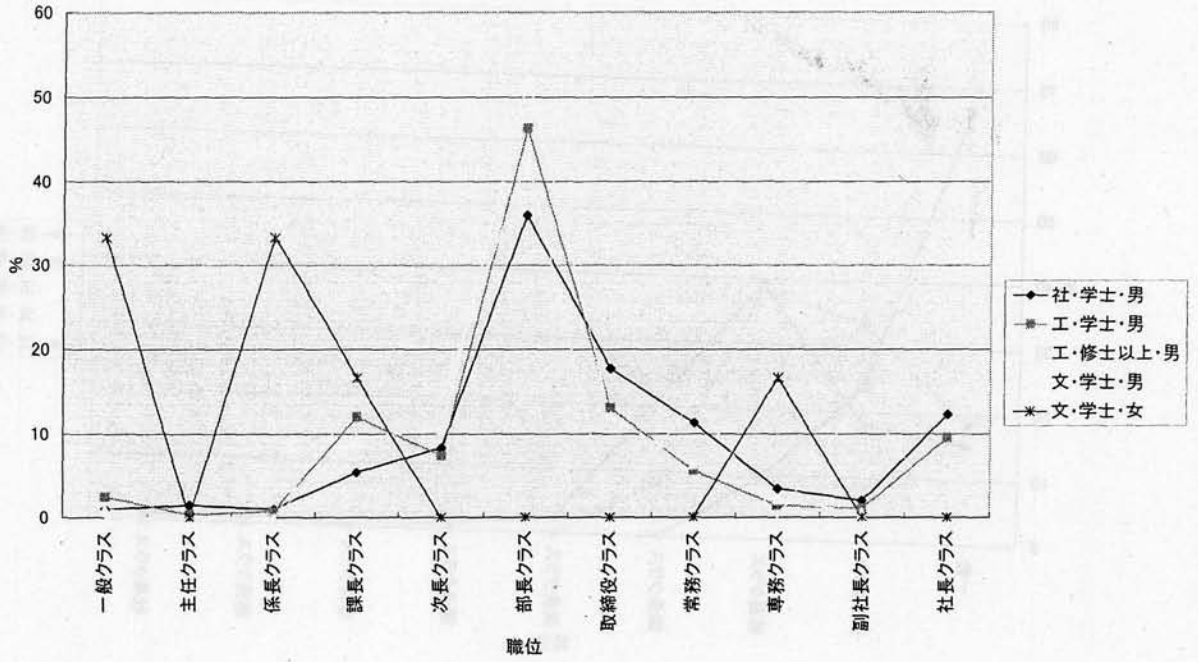


図3 グループ別職務分布

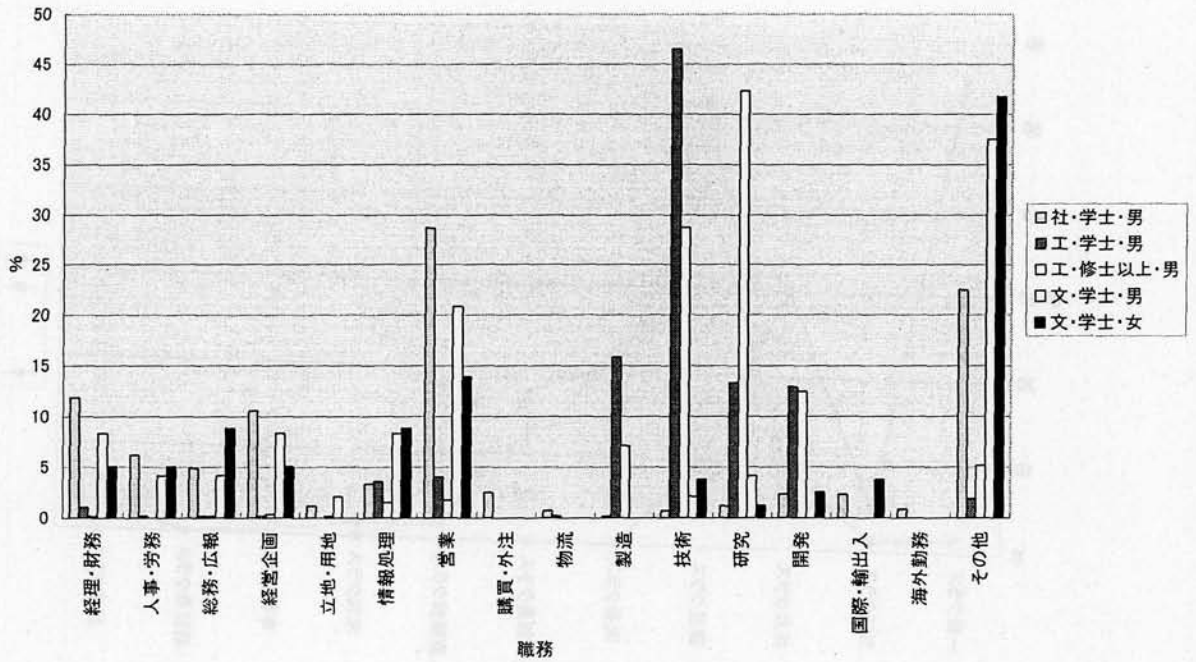


図4 年齢・グループ別勤続年数

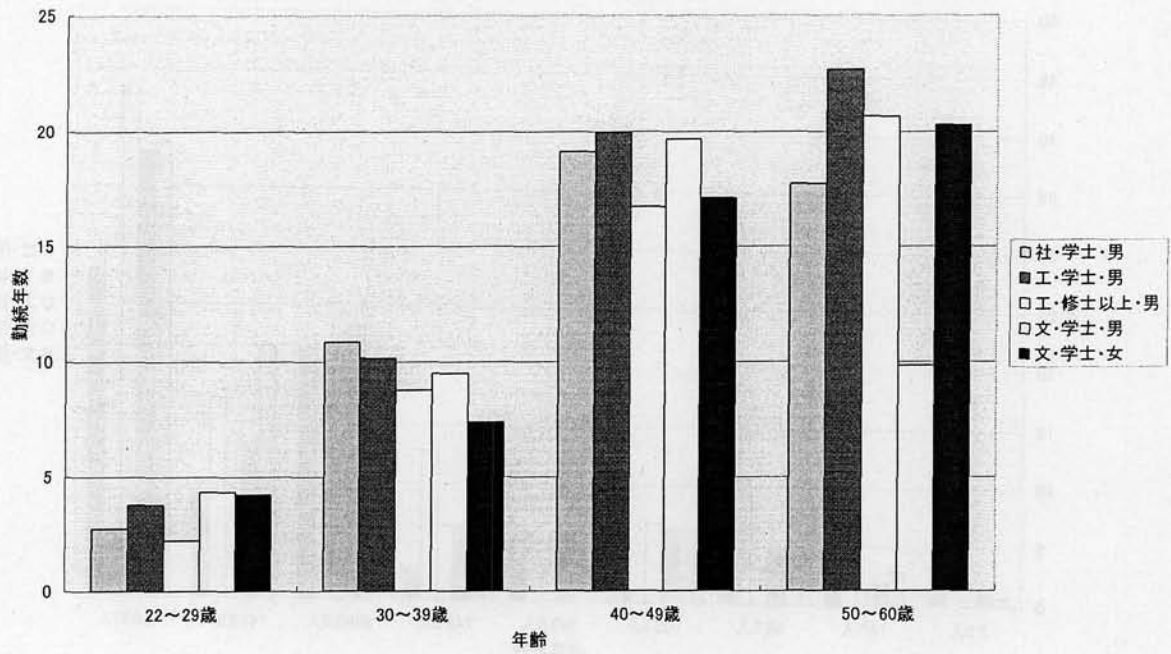


図5 年齢・グループ別生え抜き率

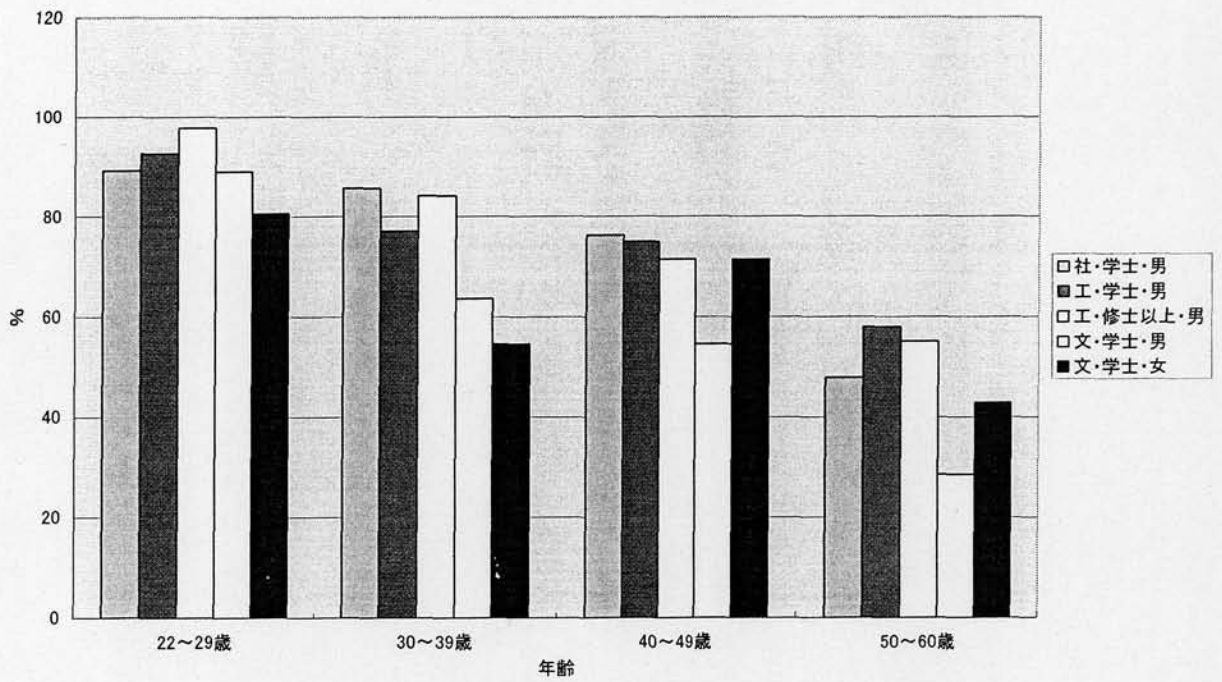
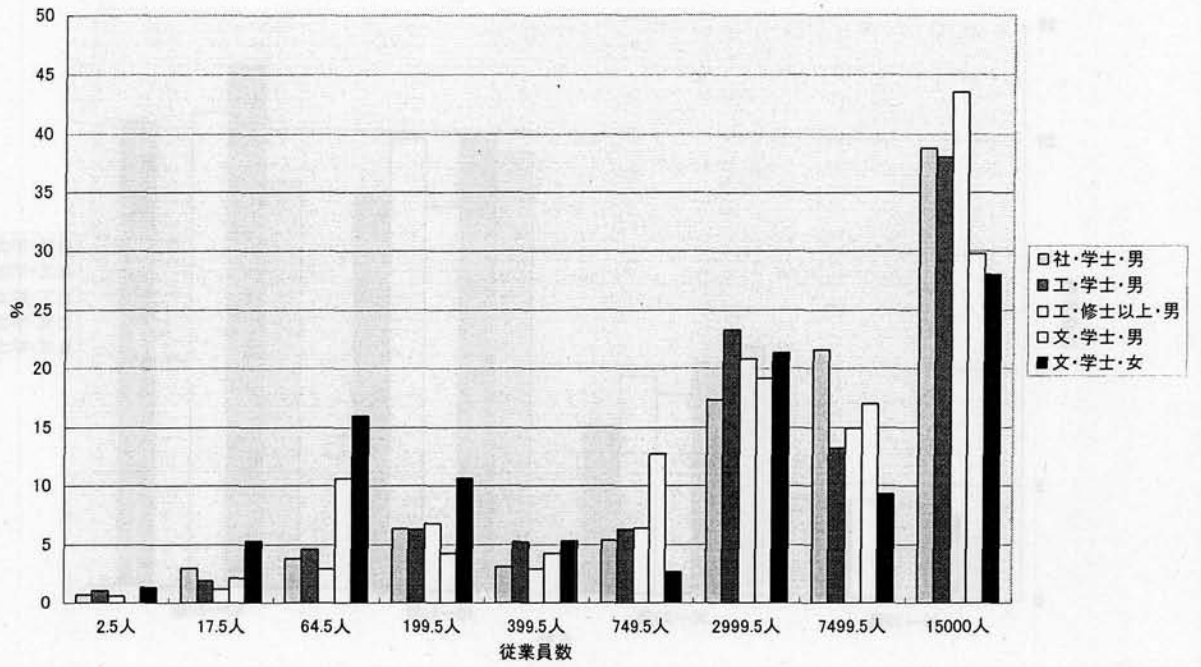


図6 グループ別企業規模



第2章 若年期の蓄積とキャリアの終盤 —大学教育、移動、生え抜き役員昇進*—

2-1. 序論

役員職は、少数者だけが手にすることのできる最終ポストである。そこへの到達は会社員にとって長い昇進競争を勝ち抜いた成功の証でもある。当然のことながら定年の延長や年収の上昇にも繋がり、役員職に昇進できるかどうかは彼らにとって非常に重要な関心事である。くわえて近年不況が長引くなか、企業の向かうべき方向を的確に判断する必要性が高まるとともに経営者の能力が問われている。彼らがどのように育成されるかを明らかにすることは重要な課題となっている。

一方、キャリアの終盤を考えるにあたっては、非生え抜き化への動きも包括して分析を進める必要がある。なぜなら、中高年従業員を雇用調整する際に日本企業は出向という手段を持っており、生え抜き役員昇進ができなかった者への次善の処遇策として出向先でより上の職位につけることがあるからである。すなわち、図1に示すように、役員昇進と非生え抜きか否かは相互に関連しており、非生え抜き役員昇進と生え抜き役員昇進を同じものとして扱うことはできない。会社員のキャリアの終盤を考える際、役員昇進と生え抜き・非生え抜き同時に考慮する必要がある。

では、このキャリアの終盤に影響を与えるそれ以前の蓄積とはどのようなものであろうか。第一にあげられるものは、教育、すなわち学力であろう。特に役員昇進がキャリアの視野に入る可能性が高いのは大卒ホワイトカラーであることを考えると、大学での教育成果がどのような効果を持っているかを確認しておく必要がある。

第二の要因としてあげられるものは、就業後の企業内での経験や訓練である。特に、小池和男氏の研究に指摘されるようにOJTによる効果を考慮しなければならない。すなわち、会社内で技能を向上できる良い仕事 (good job) を獲得できるか、又は管理職に必要な一般的な技能を身に付けられる幅広い仕事経験ができるかが重要なポイントになるだろう。

これらの点を明らかにするには、大学時代を含めたホワイトカラーの長期にわたるキャリアを調査の対象としなければならない。そこで本稿では、ある国立大学社会科学系学部の卒業生に配布されたキャリア形成に関するアンケートの個票を利用して大卒ホワイトカラーのキャリアの終盤を決定する要因を分析する。

本稿の構成は以下ようになる。つづく第2節では、キャリア分化やその要因の分析を

* 本研究は大谷剛(大阪大学)・梅崎修(法政大学)・松繁寿和(大阪大学)の共同研究である。本研究を作成する上で、日本教育社会学会(2001年10月)の参加者、中でも村上由紀子氏(早稲田大学)からは有益なコメントをいただいた。また匿名のレフリー2名からも有益なコメントをいただいた。記して感謝を表したい。本稿における誤りは筆者の責任である。本研究は『日本労働研究雑誌』no. 517, pp. 51-63に掲載されている。

1 仕事経験を通しての技能形成と経験の違いによる個人格差については小池(1999)によ

試みたこれまでの研究を展望し、十分に解明されてこなかった問題と本研究が取り上げる課題を説明する。第3節では、分析に応用する推計方法を示すとともに使用するデータを説明する。第4節では、推定結果をもとにキャリアの終盤における分化を導く要因を探る。さらに第5節では、グループ間の所得と満足度を比較しキャリアの終盤の結果を吟味する。第6節は、まとめである。

2-2. 先行研究と本稿の課題

先述のように、誰が役員に昇進できるかは極めて重要な問題であるが、実はそこまで視野に入れた昇進分析は限られている。浦坂・西村・平田・八木(2002)は3私立大学の経済学部卒業生を対象に数学能力がキャリアに与える影響を分析する際に、経営者・役員を1つの職位区分として扱い分析の範囲に含んでいる。また、松繁(2002)も同様に、国立大学の社会科学系大卒者を対象に英語力と昇進および所得の関係を分析する中で役員をカテゴリーとして職位に含んでいる。これらは、大学での成績と昇進の間に正の相関があることを発見した。ただし、両研究とも特に役員昇進に焦点を絞っているわけではない。また、縦の移動のみを考察しており就業後の横の移動や生え抜き・非生え抜きの問題は扱っていない。その他の昇進をアツかった研究も、部長までのキャリアや役員間の差のみを分析したものであり、部長と役員に分かれ目に焦点を絞った研究はこれまで行われていない²。

生え抜き・非生え抜きの重要性を指摘している研究としては、まず小野(1989,1997,1998)の一連の研究があげられる。そこでは、生え抜きは非生え抜きより昇進スピードが早いことや上位職位へ登用される確率が高いことなどが明らかにされている。また、野田(1995)も、大企業では勤続が中小企業では外部経験年数が大きく影響することを発見し、これは大企業では内部昇進が支配的であり中小企業では出向役員が多いことの反映であるとしている。また、出向を正面から取り上げた社会経済生産性本部(1996)は、出向により職位は1ランク上昇し満足度も上がるが賃金は低下するという興味ある事実を示している。ただし、その原因については分析がおよんでいない。

つぎに、キャリアの終盤の結果を説明する要因に関する議論を振りかえてみよう。まず、教育の効果である。教育に関する変数の効果を推定する際に留意しておくべきは、古くから指摘されている個々人の能力や生来の才能を把握できないために、成績、学歴、訓練などの変数の効果を推定しようとする際に生じる能力バイアス(ability bias)の問題である³。この問題への根本的対処は極めて難しいが、一つの対処方法としてはできるだけ分析対象の能力に関係する属性を同一にすることである。

る説明がある。

² 今田・平田(1995)、大竹(1995)、竹内(1995)、富田(1992)、松繁(1995)はそれぞれ1社の、Ohashi and Teruyama(1998)では2社の企業内昇進に関するデータを利用して部長までの昇進を分析している。一方、役員のみを対象とした分析としては、野田(1995)、橘木(1995)、柿澤・松繁・他(2002)がある。

先述の浦坂・西村・平田・八木(2002)も、「…特定大学・学部出身者の分析対象を絞り込むことによって、数学以外の知識や能力のかなりの部分を統制…することが可能となる。」としている。また、松繁(2002)も同様の理由から、特定の大学の特定学部卒業生のみを分析対象として選んでいる⁴。したがって、本研究でもこれらの先行研究と同レベルの分析対象の絞込みを行う⁵。

また、同じ変数であっても大学間で意味が異なる場合がある。特に大学教育の成果として成績を指標とするような場合は、成績の付け方や学生のレベルが大学間で異なっていることを考えなければならない。この意味でも、同一大学・同一学部調査対象を限定したほうが望ましい。また、こうすることで労働市場への出口を統一でき、まず初期状態を絞り込んだ後に、以後キャリアが拡散していく過程を観察することになるという利点もある⁶。

企業内の移動経験に関する研究は、「キャリアの縦と横」の議論を中心に、小池(1991)、小池・猪木(1987)に代表されるような数多くの研究がある。たとえば海外においては、Forbes(1987)が従事してきた仕事の数と昇進には正の関係があることを示しているし、Sheridan et al(1990)も同様の研究を行っている。日本国内では、村上(1997)が早稲田大学の卒業生を取り上げ、技術者の課長への昇進スピードと移動の関係を分析し、経験職務の数(職務間異動回数)が多いほど、課長への昇進スピードは早いことを発見している。今野(1991)も、技術者の分析において、部長昇進している者は他の者よりも、勤続5年目前後と勤続15～16年目に業務変更を伴う移動を多く経験していることを明らかにした。また松繁(1995)も、ある企業内のキャリアデータを分析し、単なる移動回数ではなく、移動の時期と移動の種類が昇進を分析する際に重要であるとしている。さらに永野(1992)は、ホワイトカラーの出向を包括的に調査し、中高年層で多い出向と若年層で多い出向があること、さらにその内容にも差があることを示した。

なかでも前掲の Ohashi and Teruyama(1998)や松繁(1995)は、下位職位の昇進を分析の対象にし、若い時期の事業所間移動が昇進に影響することを発見した。幅の広い移動が技能と経験の幅を広げていることを検証するとともに、従業員間の能力差の顕在化とそれ

³ Griliches(1977)、Wills(1986)、Card(1999)等を参照。

⁴ その他、分析対象を同一大学や同一学部に限定するというアプローチを取ったものとして、梅崎(2000)、大谷(2003)、大谷・梅崎・松繁(2003)、竹内編(1995)、村上(1997)がある。

⁵ 一方、広範囲な調査を利用した研究はいくつか存在する。竹内(1990)、日本労働研究機構(1996)や黒澤・玄田(2001)は、教育水準の高いものほどよりよい仕事に就けることを示している。ただし、これらの研究では、大学教育に対する詳細な情報とキャリアへの効果は分析されていない。苅谷(1991,1993)は入職までを主に分析しているが、就業後のキャリアまでは分析範囲が延ばされていない。竹内編(1995)や松繁(2000)では、就業後のキャリアも分析範囲に含まれているが、役員昇進までは延長されていない。

⁶ 浦坂・西村・平田・八木(2002)では対象となった3大学のいずれにおいても、学業成績を「上位」、「中の上」、「中位」、「中の下」、「下位」の5ランク階で測っている。同じランクであっても大学間に差異が生じる可能性があるが、その調整はなされていない。

による処遇の違いがかなり早い段階で生じている可能性を指摘している。

以上の先行研究の示唆を踏まえ、本研究ではキャリアの終盤まで分析対象を延ばし、それまでの移動経験、特に若年期の移動の効果に注目する。

2.3. 推定モデルと使用データ

2.3.1. 推定モデルの説明

先に述べたように、キャリアの終盤を分析するには、キャリア形成の同時期に起こる役員昇進と出向などの非生え抜き化を一括して扱う必要がある。これら相互に関連する事象を被説明変数として同時に分析するには、そのような分析に適した bivariate probit を使用する必要がある⁷。はじめに、推定に使用されるモデルを以下で説明する。

$$Y_1^* = \beta_1'x + \varepsilon_1 \quad Y_1 = 1 \text{ if } Y_1^* > 0, \\ Y_1 = 0 \text{ otherwise}$$

$$Y_2^* = \beta_2'x + \varepsilon_2 \quad Y_2 = 1 \text{ if } Y_2^* > 0, \\ Y_2 = 0 \text{ otherwise}$$

$$E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0, \quad \text{var}(\varepsilon_1) = \text{var}(\varepsilon_2) = 1, \quad \text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$$

ここで Y_1^*, Y_2^* は、それぞれ役員昇進に必要な能力や要件、非生え抜き化しないために必要な能力や要件である。これらは、実際には観察されない値であり、実際に観察されるのは役員昇進したかどうかを表す Y_1 と生え抜きのままとどまったかどうかを表す Y_2 である。また、説明変数である x の中に、先に議論した大学での成績や 20 歳代、30 歳代、40 歳代の種々の移動に関する変数などが含まれる⁸。

対数尤度関数は、

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2(\varpi_{i1}, \varpi_{i2}, \rho_i)$$

となり、これを最大化する β_j 's と ρ を求める。ただし、 Φ_2 は 2 変数標準正規分布関数 (bivariate normal distribution function) である。また、

$$\varpi_{ij} = q_{ij} \beta_j x_{ij}$$

$$q_{ij} = 2Y_{ij} - 1 = 1 \quad \text{if } Y_{ij} = 1$$

⁷ より詳細な議論については Greene(1997)を参照のこと。

⁸ 後述のように、分析対象は 50 歳から 65 歳に限られる。たとえば現在 50 歳の者と 59 歳の者は 50 歳代になってからの経過時間が異なるために当然異動経験が異なる。したがって、完全に外生変数として用いることのできるのは、40 歳代までの異動であり、それらを説明変数として用いる。

$$= -1 \quad \text{if } Y_{ij} = 0 \quad (j=1,2)$$

$$\rho_i^* = q_{i1}q_{i2}\rho$$

である。

分析の目的は、 $\rho \neq 0$ と成績変数の係数 $\beta_{j\text{成績}} \neq 0$ と移動変数の係数 $\beta_{j\text{移動}} \neq 0$ を検証することである。まず、 $\rho \neq 0$ が棄却されないケースにおいては、役員昇進と出向などの非生え抜きを一括して扱うことが統計的にも支持されることになる。さらに、 $\beta_{j\text{成績}} \neq 0$ であれば大学での成績が、また $\beta_{j\text{移動}} \neq 0$ であれば移動がキャリアの終盤に影響を与えていることになる。

2-3-2. 使用データ

ここでの分析に使用されるデータは 1998 年にある有名国立大学社会科学系学部（以下 A 大学 B 学部とする）の卒業生に配布されたアンケート調査を元に作成されたものである。アンケートは約 6000 名に郵送され、郵送により回収された。回収率は約 20%であった。

分析では、部長から役員への昇進を見るために職位は部長以上の者を選択し、世代や年齢背景をできるだけ統一するために彼らのうち年齢が 50~65 歳の者に限った⁹。また、生え抜き昇進や出向を議論するために、その対象とはなりにくい自営業主もしくは家族従業員を排除した。各人のキャリアに関する情報は回想法にて収集されている。

このデータの持つ利点は以下のようにまとめられる。

1. これまであまり分析されなかった部長から役員への昇進を扱うことができる。
2. 同時に生え抜きか否かを区別することができる。
3. 学部在学中の成績や当該学部への合格確率に関する情報を利用できる。
4. 単なる移動回数が把握できるだけでなく、移動の種類と時期を区別し、キャリアの終盤との関係を捉えることができる。
5. 特定大学の特定学部卒業生から得られたものであるため、学歴や学校歴あるいは専攻の違いによる属性の差異が存在せず、能力や教育背景がかなりコントロールされている¹⁰。

⁹ 全役員および部長を対象とした場合であっても、平均年齢や年齢分布は本研究の分析で使用された 50~65 歳のそれと概ね一致している。また、65 歳定年制度の存在を考慮して上限を 65 歳とした。この年齢層で部長とそれ未満の者はかなり属性が異なる可能性があり一括して扱うことはできない可能性がある。したがって、後者は割愛し部長と役員とを比較することとした。

¹⁰ 広範囲な大卒を対象とした調査の場合、十分な数のサンプルが回収された大学・学部に関しては、野田(1995)や松繁(2000)が行ったようにダミー変数を使用することで大学・

すなわち、これまで同じ調査でデータセットを作成することが困難であったゆえに試みられなかった役員昇進・生え抜きと移動や成績の関係を包括的に分析することが可能となる。

2-4. キャリアの終盤を決定する要因

2-4-1. 変数の説明と予測される結果

分析の対象となる50-65歳のキャリアの終盤にいる者たちは、役員昇進と生え抜き・非生え抜きの2軸で選別されるので、図1のように、生え抜き役員、非生え抜き役員、生え抜き部長、非生え抜き部長の4つに分けられる。このようにともに関連しあう役員昇進と非生え抜き化を同時に分析することを可能とした上で、4グループに分化をもたらす要因について分析したい。

なお、4グループは以下の基準で分類されている。まず、役員と部長の区別であるが、調査時において取締役以上を役員とし、他は部長とした。生え抜きは出向も転職も経験していない者、もしくは出向経験があったとしても元の会社に戻ってきている者と定義した。つまり、調査時に元の会社に勤務している者である。非生え抜きは出向したまま元の会社に戻ってこなかった者と転職していった者である。

被説明変数は、この分類の2軸にそってつくられた役員ダミー変数と生え抜きダミー変数である。すなわち、前者は取締役以上であれば1、それ以外であれば0の値を、後者は生え抜きならば1、それ以外ならば0の値をとる。これら二つの分化は同時に生じる可能性があるために、分析には、先述のようにbivariate probitを使用する¹¹。

説明変数としては、まず教育に関する変数があげられる。具体的には、学部時代の「優」の割合を聞いた¹²。これは大学教育における教育の蓄積またはそこで測られた能力を表す変数であり、人的資本理論等の議論から予想される昇進に対する効果は正である。ただし、

学部間の相違をある程度コントロールすることが可能である。しかし、このような処理を行っても、切片項および交差項を取った場合はそれらを含む一部の調整を行っているのみで、その他の変数にかかる係数は大学間または学部間で同一であるという制約を課している点で限界がある。一方、本稿のように同一大学・同一学部を対象に調査を行えば、サンプル属性をできるだけ統一することができる。この場合、推定に厳しい前提を置くことにはならないという長所があるが、他の場合も同様の結果を生む保証がないという短所を持つ。したがって、結果の一般性を確保して行くには、同様の作業を他の対象でも行っていくことが求められる。すなわち、これらの2つのアプローチはそれぞれの長所と短所が裏返しになっており、補完的な作業であるといえる。

¹¹ 本研究のような分析を行うためには multinomial logit も使用できるように思われる。ただし、本研究の分析では IIA (independence from irrelevant alternatives : 無関係な選択肢からの独立性) の条件が成立していない (Greene(1997)、牧他(1997))。

¹² 分析に使用される主な変数の基本統計量は表 A-1 に示されている。学部時代の「優」の割合に関しては、平均 54.6%、標準偏差 26.5%、最低 0.0%、最高 100.0% となっており、かなりのばらつきがあり、かつ、常に「優」がとれるという評価がなされているわけではないことがわかる。

生え抜きか否かに対する効果は定かではない。

また、大学以前の進路指導でのA大学B学部への「進路アドバイス」に関する設問もある。進路アドバイスはいわば大学入学の前段階までの教育の蓄積を示す変数であり、昇進には正の効果を持つと推測される。この変数は、大学入学以前にどのようなアドバイスを得たかを5段階で数値化したもので、「合格する確率はかなり低い」とアドバイスを受けた者は1、「低い」なら2、「五分五分である」なら3、「高い」なら4、「かなり高い」なら5、となっている。成績と同様に、昇進への効果は正と予想される。生え抜きか否かに対する効果は明らかではない。

次に、キャリアの各段階での移動である。何歳のときのどのような移動経験が昇進や生え抜きにどの程度影響を与えるのであろうか。そのために、年代別に事業所内の部内異動回数、事業所間異動回数をとる。特に、本研究の興味から30歳以下での移動に注目したい。また、出向戻りダミーも利用する¹³。これらの変数の係数は正とも負とも予想される。

さらに、現在働いている会社の従業員数である。先にも述べたように、永野(1992)や社会経済生産性本部(1996)によれば、規模が大きいと考えられる出向元よりも規模の小さい出向先に移動した場合、職位が1ランク上昇することが示されている。また従業員数が少ないということはそれだけ競争相手も少ないということであり、昇進がより容易になるとも考えられる。したがって、予想される企業規模の昇進への効果は負である。生え抜きか否かへの効果は、出向の流れが一般に大企業から中小企業であることを考えれば、負になると考えられる。

最後に年齢である。歳とともに経験を積み重ねることにより生産性を高め、そのことが昇進にも役立つと考えられる。よって昇進への効果は正であろう。一方生え抜きか否かへの効果は、年齢を重ねるごとにし出向や転職を経験する者は増加するために負と考えられる。

2-4-2.推定結果

推定結果は表1に示されている。(I)はキャリアの終盤に影響を与えると思われる全ての変数を含んだ結果であり、(II)は尤度比検定により有意では無い可能性の高い変数を落とした結果を示している。以下では、統計的精緻化後の(II)の結果について説明する。

まず、役員昇進と生え抜き・非生え抜きの動きが相互に関係するかどうかをみてみよう。尤度比検定の結果、 $\rho = 0$ は棄却される。すなわち、役員昇進と生え抜き・非生え抜き化は相関を持ち、役員昇進と生え抜きか否かは同時に推定されるべきであることがわかる。

¹³ アンケート調査では直接的に出向戻りの有無を聞いていない。そこで、以下のどれかの条件を満たすものをし出向戻りとみなした。

1. 「学校卒業後初めての入社年」と「今現在の会社への入社年」が同じであり、かつ出向を経験したことがあると答えた者、
2. 「学校卒業後初めての入社年」と「今現在の会社への入社年」が異なっており、「転職経験」がなく、かつ出向回数が3回以上の者、
3. 「転職経験」があり出向回数が2回以上と答えた者。

次に、どの説明変数がキャリアの終盤に影響をもつかを見てみよう。特に注目するのは、教育変数である。役員への昇進に対する結果から見てみよう。大学での成績および受験時の進路アドバイスは正の効果を持つことが示された。結果は予想どおりであるが、同一大学・同一学部で学歴を統一しても卒業生の間には差が生じており、大学での成績や大学進学前の学力という人生の早い時期の教育に関する変数がキャリアの終盤における結果と相関を持つ事実は注目に値する。

続いて、移動に関する結果である。30歳未満の事業所間異動回数が正で有意となった。先行研究の議論にそうと、事業所間の移動は仕事の幅を広め、昇進に必要な能力を高めていることになる。特に、若年期の移動の差がキャリアの終盤にまで影響を与えている。キャリアの早い時期でのちのちまで影響を及ぼす差異が観察されることを意味している。

従業員数は負の効果を持つ。従業員数が多いほど競争が激しく、昇進が難しいことを示していると考えられる。年齢の効果は正である。経験を積むことで能力を高め、それが昇進の機会を増していると考えられる。

次に、生え抜きか否かの推定結果を見てみよう。成績の係数は負であった。ひとつの解釈として、成績の高いものがキャリアの初期時点で専門的職種に転職をしている可能性がある¹⁴。しかし、残念ながら本研究の使用データからは、この結果に十分な説明を与えることができない。今後の課題としたい。

出向戻りダミーが正で有意となった。過去に一度出向した者はキャリアの終盤においては生え抜きとして留まる可能性が高い。かつての出向を通じて蓄積した技能や構築した出向先との関係が元の会社で役立つと思われる。最後に、従業員数と年齢は予想通りそれぞれ正で有意、負で有意という結果を得た。

以上、主な推定結果をまとめると、まず役員昇進については、教育に関連した変数として大学時代の成績と大学への進路アドバイスが役員昇進に対して有意に効果があることが確認された。また、企業内の移動経験の変数では、特に30歳未満の移動経験のみが役員昇進に対して有意であり、30歳以降の移動は有意にならないことが確認できた。この二つの推定結果より、役員昇進に対して若年期の蓄積がキャリアの終盤まで効果を持ち続けることがわかる。つぎに、生え抜き・非生え抜きについては、成績の効果は負であった。成績が高いほど非生え抜き化するといえる。また、企業内の移動経験の変数では、出向戻りダミーが正で有意である。

2-5. グループ間比較

前節では、キャリアの終盤の分化を導く要因について分析した。続けて本節では、所得と満足度に関して4グループ間の比較をおこなう。特に生え抜き部長と非生え抜き役員の

¹⁴ たとえば、企業に就職後、キャリアアップのため大学に戻りその後再就職するケースや公務員試験や公認会計士試験などを受け、転職をする可能性もある。この大学の特性を考慮すると、この可能性は高いと考えられる。

差異には注意を要する。所得と満足度は重要な変数であり、それらに関してグループ間にもどのような差が生まれるかを確認しておくことは、キャリアの終盤での差異の意味を考えるうえで当然重要なことと思われる。

分類軸の一つは生え抜き・非生え抜きであり、非生え抜き化した場合、会社を変わるわけであるから、4グループ間の所得と満足に関する序列は自明ではない。先述のように、この問題に関する実証研究は社会経済生産性本部(1996)だけであり、この調査では出向により非生え抜き化することは賃金を低下させるが、職位を1ランク上昇させ満足度も上昇することを示している。これは、本稿の4グループに対応させると、生え抜き部長から非生え抜き役員への動きに対応する¹⁵。社会経済生産性本部の結果が当てはまるとすると、生え抜き部長と非生え抜き役員を比較した場合、所得では前者が、満足度では後者が高くなるはずである。はたしてその通りの結果が得られるであろうか。

まず、推定で使用される所得と満足度の変数について説明しよう。所得は前年度の年間税込所得である。満足度は、「あなたは現在就いている仕事にどの程度満足していますか」という質問に対し「かなり不満がある」と答えたものを0、「あまり満足していない」と答えたものは1、「まあまあ満足している」と答えたものは2、「とても満足している」と答えたものは3と数値化した。

表2には、それぞれの年齢、年間所得、満足度および現在勤めている会社の従業員数が記述されている¹⁶。年間所得の平均値に関しては、生え抜き役員、非生え抜き役員、生え抜き部長、非生え抜き部長の順に高い。すなわち、社会経済生産性本部(1996)の結果に比べると、非生え抜き役員と生え抜き部長の順番が逆である。また、満足度に関しては、生え抜き役員、生え抜き部長、非生え抜き役員、非生え抜き部長の順になり、ここでも非生え抜き役員と生え抜き部長の順番が逆になっている。さらに、従業員数に関しては、役員においても部長においても非生え抜きの方が少なくなっている。これは出向の流れが、大企業から中小企業であることを示すものと考えられる¹⁷。

さて、単純に平均の差を見るだけでなく、他の事情をコントロールしたうえでも各グループ間に統計的に有意な差が観察されるだろうか。以下ではこの点を確認する。グループ間での差を見るために所得と満足度の推定式に、生え抜き部長ダミー、非生え抜き役員ダミー、生え抜き役員ダミーを含み、それらの係数間に差があるかどうかを検定する¹⁸。基準

¹⁵ もちろん、本稿の非生え抜き化は出向だけでなく転職も含むことに留意する必要がある。ただし、数少ない先行調査として本稿の分析結果と比較する価値はあるだろう。

¹⁶ 従業員数については、9段階に分けた従業員規模数の中間値を取っている。ただし、アンケート上の最大従業員数を示す、「10000人以上」については従業員数を15000とした。

¹⁷ また、平均年齢は生え抜きの方が若い。つまり同じ職位に到達するのに、生え抜きの方が早く昇進する可能性を示している。この点は前掲の小野(1997、98)の研究と一致する。

¹⁸ 4グループへの分化は、前節では被説明変数として扱われている。そこで、それらの内生性を確かめるために表1の(II)の推計値を用いHausman検定を行った。結果、所得分析については、帰無仮説が棄却されたため以下の推定では推計値をダミー変数として使用し

となるグループは非生え抜き部長である。また、基準グループを建設業とした産業ダミーと¹⁹、その他所得と満足度に影響を与えられとされる説明変数も含む。くわえて、通常所得は企業の従業員規模に大きく影響を受けるため、所得の推定においてのみ（生え抜き部長ダミー×従業員数）、（非生え抜き役員ダミー×従業員数）、（生え抜き役員ダミー×従業員数）といった従業員数との交差項も使用する²⁰。

表3は、年間所得の自然対数を被説明変数として推定を行った結果である。推定(I)は使用可能な説明変数をできるかぎり含んで推定した結果であり、推定(II)は(I)においてP値の高かった変数を除去して同様の推定を行った結果である²¹。注目に値するのは、生え抜き役員ダミーと非生え抜き役員ダミーは若干P値が高くなったが、正の効果を示していることである。係数の値を比較すると生え抜き役員ダミーの方が高い。ただし、両方の係数が等しいとする帰無仮説はF検定の結果、P値=0.55となり棄却されない。つまり、他の条件をコントロールすれば生え抜き役員と非生え抜き役員の所得の間に差はない。また（非生え抜き役員ダミー×従業員数）の係数が正で有意である。つまり非生え抜き化しても、そこでの企業規模が大きければ所得はより一層増加すると解釈できる。

他の属性をコントロールした後の所得に関する結果を図1の区分に従ってまとめると、

(A)生え抜き役員=(B)非生え抜き役員>(C)生え抜き部長=(D)非生え抜き部長

となる。これは、出向により一般的に職位が上がっても所得が下がるという社会経済生産性本部(1996)の結果と異なる。最も可能性の高い理由は、従業員規模の差による所得差であろう。表3の(II)では従業員数の係数は正である。すなわち、従業員規模が大きく（小さく）なれば所得が上がる（下がる）。表2に示されるように生え抜き部長の企業の平均従業員数は8648.8人であり、非生え抜き役員のそれは1090.3人と後者の方が著しく少ない。この差により、非生え抜き化した場合に所得の減少が起きていると考えられる。

他方、満足度に関する推定結果は表4に示してある。被説明変数は満足度を表す0から3までの質的変数であるので、オーダードプロビット推定を行った。説明変数の選択手順は表3と同様である。ただし、所得と異なり満足度に関してはグループダミーの効果が従業員数の差によって変化するとは考えにくいので、グループダミーと従業員数の交差項は推定に含めなかった。(I)でできるだけ多くの説明変数を用いて推定を行い、ついで(II)で不

た。一方、満足度分析については、帰無仮説は棄却されなかったため推計値ではないダミー変数を使用して分析を行った。

¹⁹ 農林水産業に従事するものはいなかったためこの分析には含まれていない。

²⁰ ここでのダミーも表1の(II)から得られた推計値である。

²¹ 除去された変数は、生え抜き部長ダミー、（生え抜き部長ダミー×従業員数）、（生え抜き役員ダミー×従業員数）、それに全ての産業ダミーである。これらの変数全ての係数が0であるという制約をおきF検定を行うと、P値=0.70となり帰無仮説は棄却されなかった。

必要な変数を落とした²²。なお説明変数として入れられた所得の対数値は、表3の(Ⅱ)から得られた予測値である。

表4の推定において、生え抜き部長ダミー、非生え抜き役員ダミー、生え抜き役員ダミーは有意ではなかった。このことは、満足度に関しては4つのグループ間で有意な差が見出されないことを意味している。この結果も、出向により満足度が上がるという社会経済生産性本部(1996)の結果とは異なる。

表3と表4の結果は、非生え抜き役員化する場合、企業規模が大きく減少することで所得が下がる可能性を示している。一方、仕事の満足度はかならずしも減少するわけではないことがわかった。

両者の結果の違いは、データの性質の差による可能性もある。社会経済生産性本部の研究は移動した本人に前職と比較して満足度や所得がどのように変化したかを聞いている。したがって、本人の属性はコントロールされた上で仕事が変わったことの効果を捉えている。しかし、企業規模の差や産業の違いを十分に考慮できていない。一方、本稿では異なるグループ間の比較に過ぎないために正確に本人の属性をコントロールしきれない欠点を持つが、従業員規模や産業などの変数は推定に含めているという違いがある。今後、パネルデータなどを整備し、本人属性がコントロールされかつ移動によって生じる環境変数の変化も考慮された分析を行う必要がある。

2-6. 結論

本研究では、ある大学の卒業生に配布されたアンケート調査を利用して、以下の3つの点に焦点を絞り、キャリアの終盤を決定する要因を分析した。第1に、部長から役員への昇進を分析するだけでなく、「生え抜き」か「非生え抜き」かの区別を同時に考慮して問題を考えた。第2に、キャリアの終盤に起きる分岐に大学時代の成績が与える効果を測定した。第3に、企業内移動経験の効果を測るために、いつ、どのような種類の移動が生じたのかという問題と後の役員昇進の関係を見た。

本稿の前半では、キャリアの終盤において、生え抜き役員、非生え抜き役員、生え抜き部長、非生え抜き部長の4グループに分化する要因を推定した。推定結果をまとめると、役員昇進に関しては、成績や対象学部への受験に関する進路アドバイスが影響を与えることが明らかになった。また、30歳未満の事業所間異動回数も影響を与える。要するに、若年期の企業内移動経験が影響を与え、高齢に達した時の移動経験は影響を与えない。さらに、生え抜き・非生え抜きに関しては、成績が負で有意である。以上の推定結果から、キャリアの終盤における分岐がかなり若い時期の蓄積に影響を受けていることがわかった。特に、企業内キャリアの最終ポストである役員への昇進に対して若年期の教育経験や仕事経験が影響を与えるといえる。

²² 排除された変数のすべてが0であるという帰無仮説はカイ二乗検定によりP値=0.80で棄却されなかった。

さらに本稿では、この4グループ間で所得と満足度の比較を行った。推定結果は先行研究と異なるものであった。まず所得については、生え抜き役員と非生え抜き役員の間に差異がないこと、また生え抜き部長と非生え抜き部長の間にも差がないことがわかった。しかし、前者の2グループすなわち役員は、後者の2グループすなわち部長よりも所得が高いことが確認された。ただし、非生え抜き化により企業規模が著しく小さくなるようなときは、所得が下がる可能性が示された。

一方、満足度に関しては4グループにおいて統計的には全く差が見られなかった。また、非生え抜き化に伴って企業規模が小さくなった場合でも、仕事の満足度が減少するわけではないことが確認された。

本研究の発見は、1大学1学部卒業生を対象にした分析結果である。このサンプルは、属性が調整されているという大きな利点を持つ反面、結論の汎用性において問題があることも事実である。今後、調査対象を広げた同種の事例研究が進められる必要があるだろう。また、それにより、それらの差異すなわち学校歴によるキャリアの違いを分析する作業に移ることが可能となる。先行研究からも学校歴は差異を生み出す最も大きな要因の一つと予測され、その効果を測ることによって本稿で取り扱ったキャリアの終盤の結果を決定する過程のかなりの部分が解明される。今後に取り組みられるべき極めて重要な課題である²³。

²³ この点は、査読者より指摘を受けた。適切なアドバイスに感謝する。

<参考文献>

[邦文]

- 今野浩一郎(1991)「技術者のキャリア」小池和男編『大卒ホワイトカラーの人材開発』 第1章 pp.29-62 東洋経済新報社
- 今田幸子・平田周一(1995)『ホワイトカラーの昇進構造』日本労働研究機構
- 梅崎修(2000)「新規大卒就職市場におけるOBネットワークの利用－卒業生・アンケート調査に基づく実証分析」 第52回教育社会学会大会報告論文、2000年9月、北海道大学
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡(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』 No.46 pp.22-43
- 大竹文雄(1995)「査定と勤続年数が昇格に与える影響：エレベーター保守サービス会社のケース」『経済研究』 Vol.46、No.3、pp.241-248
- 大谷剛(2003)「成績の初任給に与える効果－仕事競争モデルに基づいた分析－」『大阪大学経済学』52巻4号、2003年3月
- 大谷剛・梅崎修・松繁寿和(2003)「仕事競争モデルと人的資本理論・シクナリング理論の現実妥当性に関する実証分析－学士卒・修士卒・博士卒間賃金比較」『日本経済研究』 No.47、pp.41-62
- 小野旭(1989)「長期勤続とインフォーマルネットワークの形成」小野旭著『日本的雇用慣行と労働市場』第7章 pp.135-159 東洋経済新報社
- _____(1997)「生え抜き登用の後退と内部労働市場の変質－マイクロデータによる検証」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』第3章 pp.83-113 東京大学出版会
- _____(1998)「生え抜き重視の内部昇進制度－終身雇用制度の変質－」小野旭著『変化する日本的雇用慣行』第2編 pp.83-281 日本労働研究機構
- 柿澤寿信・松繁寿和・湯浅安由里・片倉絢子・中谷常二(2002)「役員の学歴とキャリアにおける専門性」『大阪大学経済研究』52巻3号
- 荻谷剛彦(1991)『学校・職業・選抜の社会学』東京大学出版会
- _____(1993)「高卒労働市場の日本の特質－労働市場の変化と『学校に委ねられた職業選択』のゆらぎ」日本労働研究雑誌 no.405 10月号 pp.2-13
- 黒澤昌子・玄田有史(2001)「学校から職場へ－「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』no.490 5月号 pp.4-18
- 小池和男 編(1991)『大卒ホワイトカラーの人材開発』 東洋経済新報社
- _____(1999)『仕事の経済学(第2版)』東洋経済新報社
- 小池和男・猪木武徳 編(1987)『人材形成の国際比較－東南アジアと日本』 東洋経済新報社

- 社会経済生産性本部(1996)『エージェレス雇用システムに係る諸問題についての総合的な調査・研究事業(高齢期における職業生活、職業能力形成に関する調査・研究)』社会経済生産性本部
- 竹内洋(1990)『選抜社会・試験・昇進をめぐる<加熱>と<冷却> (第2版)』リクルート出版
- 竹内洋(1995)『日本のメリトクラシー構造と心性』東京大学出版会
- _____編(1995)『卒業生から見た京都大学の教育—教育・職業・文化』高等教育研究叢書 34、広島大学 大学教育研究センター
- 橘木俊詔(1995)「役員への途と役員の役割」橘木俊詔・連合総合生活開発研究所編『昇進の経済学』第1章 pp.13-38 東洋経済新報社
- 富田安信(1992)「昇進のしくみ—査定と勤続年数の影響」橘木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』第3章 pp.49-65 有斐閣
- 永野仁(1992)『企業グループ内人材移動の研究—出向を中心とした分析—』多賀出版
- 日本労働研究機構編(1996)『高卒者の初期キャリア形成と高校教育：初期職業経歴に関する追跡調査結果』日本労働研究機構 調査研究報告書 no.89
- 野田知彦(1995)「会社役員の昇進と報酬決定」橘木俊詔・連合総合生活開発研究所編『昇進の経済学』第2章 pp.39-60 東洋経済新報社
- 牧厚志・宮内環・浪花貞男・縄田和満(1997)『応用計量経済学Ⅱ』多賀出版
- 松繁寿和(1995)「電機B社大卒男子従業員の勤続10年目までの異動とその後の昇進」橘木俊詔・連合総合生活開発研究所編『昇進の経済学』第7章 pp.153-177 東洋経済新報社
- _____ (2000)「キャリアマラソンの序盤：文系大卒ホワイトカラーの異動と選抜」『国際公共政策研究』Vol.4、No.2、March、pp.21-40
- _____ (2002)「社会科学系大卒者の英語力と経済的地位」『教育社会学研究』第71集、pp.111-129
- 村上由紀子(1997)「技術者の職務間移動と昇進—早稲田大学卒業生のデータ分析より—」『早稲田政治経済学雑誌』、1997年、329号 pp.353-372
- _____ (2000)「大卒ホワイトカラーのキャリア」川口浩編『大学の社会経済史—日本におけるビジネスエリートの養成—』第11章 pp.227-244 創文社

[英文]

- Card, D. (1999) "The Causal Effect of Education on Earnings", Handbook of Labor Economics Vol.3A, Ashenfelter, O. and D. Card eds. , Chapter 30, pp.1801-1863, Elsevier Science B.V. , Amsterdam
- Forbes J (1987) "Early Interorganizational Mobility: Patterns and Influence" Academy of Management Journal, vol.30, no.1, 1987. pp. 110-125.

- Greene, William H. (1997) Econometrics Analysis, Prentice Hall International.
- Griliches, Z.(1977) "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", Econometrica, Vol. 45, pp.1-22.
- Ohashi, I. and H. Teruyama (1998) "Intra-Firm Mobility, Wages and Promotion in the Japanese Employment System", Internal Labour Markets, Incentives and Employment, I. Ohashi and T. Tachibanaki eds, pp. 578-602 Macmillan, London.
- Sheridan J. E et al (1990), "Effects of Corporate Sponsorship and Departmental Power on Career Tournaments", Academy of Management Journal, vol.33, no.3. pp. 578-602.
- Willis, R. (1986) "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions", Handbook of Labor Economics Vol.1, Ashenfelter, O. and R. Layard eds. , Chapter 10, pp.525-602, Elsevier Science B.V. , Amsterdam

表1 Bivariate Probitによる推定

説明変数	被説明変数	(I)		(II)	
		Coef.	P> z	Coef.	P> z
役員タミー 役員ならば、部長は	成績	0.007	0.048	0.007	0.058
	進路アドバイス	0.387	0.000	0.336	0.001
	30歳未満事業所内異動回数	-0.299	0.133		
	30~39歳事業所内異動回数	-0.138	0.582		
	40~49歳事業所内異動回数	0.260	0.332		
	30歳未満事業所間異動回数	0.291	0.127	0.423	0.011
	30~39歳事業所間異動回数	-0.001	0.994		
	40~49歳事業所間異動回数	0.127	0.289		
	出向戻りタミー	0.013	0.954		
	従業員数	0.000	0.000	-1.10E-04	0.000
	年齢	0.168	0.000	0.166	0.000
定数項	-10.809	0.000	-10.533	0.000	
生え抜きタミー 生え抜きならば、その他は	成績	-0.007	0.083	-0.007	0.060
	進路アドバイス	-0.139	0.164		
	30歳未満事業所内異動回数	0.160	0.403		
	30~39歳事業所内異動回数	0.047	0.863		
	40~49歳事業所内異動回数	-0.078	0.777		
	30歳未満事業所間異動回数	0.049	0.745		
	30~39歳事業所間異動回数	0.008	0.951		
	40~49歳事業所間異動回数	0.101	0.392		
	出向戻りタミー	0.616	0.007	0.580	0.007
	従業員数	0.000	0.000	1.60E-04	0.000
	年齢	-0.115	0.000	-0.116	0.000
定数項	6.080	0.000	5.751	0.000	
/	サンプル数	273		273	
	Wald chi2	146.230		145.140	
	Prob > chi2	0.000		0.000	
	Log likelihood	-196.655		-201.172	
	likelihood ratio test of rho = 0	chi2(1)	pr > chi2	chi2(1)	pr > chi2
/		9.20		0.00	
				9.29	
/	帰無仮説			chi2(13)	
	未使用変数の係数=0			pr > chi2	
				8.68	
				0.80	

表2 役員・部長、生え抜き・非生え抜きに関する基本統計量

		50-65歳									
		全サンプル		年齢		年間所得		満足度		従業員数(企業規模)	
		生え抜き	非生え抜き	生え抜き	非生え抜き	生え抜き	非生え抜き	生え抜き	非生え抜き	生え抜き	非生え抜き
役員	平均	57.9	59.1	58.0	59.9	2309.1	1644.9	3.318	3.096	5282.8	1090.3
	標本数	30	214	22	169	22	168	22	166	22	169
	標準偏差	6.2	6.8	3.8	3.5	870.5	885.6	0.477	0.635	5760.0	2022.3
	最小値	45	32	51	50	1050	150	3	1	65	3
	最大値	70	75	64	65	3750	3750	4	4	15000	15000
部長	平均	51.7	53.6	53.6	56.9	1500.9	1138.3	3.107	3.059	8648.8	2531.8
	標本数	81	52	56	34	55	32	56	34	56	34
	標準偏差	4.0	8.2	56.9	4.5	333.8	517.4	0.593	0.649	5412.2	4854.0
	最小値	44	32	50	50	1050	250	2	1	200	18
	最大値	60	67	65	65	2250	2250	4	4	15000	15000

注)ここでのサンプルは、自営業主と家族従業員以外の人々である

表3 所得分析

ln年間所得	(I)		(II)	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t
生え抜き部長ダミー	-0.228	0.757		
非生え抜き役員ダミー	0.272	0.531	0.396	0.109
生え抜き役員ダミー	0.442	0.483	0.559	0.158
生え抜き部長ダミー×従業員数	3.80E-05	0.725		
非生え抜き役員ダミー×従業員数	1.88E-04	0.166	1.55E-04	0.000
生え抜き役員ダミー×従業員数	2.23E-05	0.858		
年齢	-0.025	0.096	-0.027	0.040
従業員数	-4.04E-06	0.971	2.89E-05	0.010
製造業ダミー	0.120	0.134		
卸売り・小売り・飲食店ダミー	-0.014	0.896		
金融・保険・証券業ダミー	0.200	0.093		
不動産業ダミー	-0.119	0.470		
運輸・通信業ダミー	0.196	0.112		
電気・ガス・水道・熱供給業ダミー	0.222	0.407		
その他産業ダミー	-0.154	0.599		
定数項	8.307	0.000	8.349	0.000
サンプル数	278		278	
F検定	4.76		12.57	
Prob > F	0.00		0.00	
R-squared	0.21		0.19	
Adj R-squared	0.17		0.17	
Root MSE	0.49		0.48	
帰無仮説			F(10, 262)	Prob >F
非生え抜き役員ダミーの係数 =生え抜き役員ダミーの係数			0.88	0.55
未使用変数の係数=0			F(1, 272)	Prob >F
			0.14	0.70

表4 満足度分析

満足度	(I)		(II)	
	Coef.	P> z	Coef.	P> z
生え抜き部長ダミー	-0.284	0.545		
非生え抜き役員ダミー	-0.096	0.795		
生え抜き役員ダミー	0.312	0.560		
Log(所得)の推定値 ¹⁾	1.102	0.127	0.824	0.122
従業員数	-3.08E-05	0.459		
製造業ダミー	0.304	0.363		
卸売り・小売り・飲食店ダミー	0.048	0.914		
金融・保険・証券ダミー	0.419	0.375		
不動産業ダミー	-0.850	0.279		
運輸・通信ダミー	-0.691	0.176	-0.792	0.088
電気・ガス・水道・熱供給ダミー	-0.521	0.620		
その他産業ダミー	-0.420	0.715		
cut1	3.786		1.864	
cut2	5.741		3.800	
cut3	9.055		7.053	
サンプル数	281		281	
LR カイニ乗検定	12.50		6.24	
Prob > chi2	0.41		0.04	
Pseudo R2	0.02		0.01	
Log likelihood	-253.24		-256.37	
未使用変数の係数=0			chi2(10)	Prob >F
			6.22	0.80

1) 表3の(II)に対応する推定式の予測値

図1 役員昇進・未昇進と生え抜き・非生え抜きの区分

	生え抜き	非生え抜き
役員	A	B
部長	C	D

表A-1 表1で使用された変数の基本統計量

変数	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
役員ダミー	283	0.682	0.467	0	1
生え抜きダミー	339	0.245	0.431	0	1
成績	338	54.574	26.453	0	100
進路アドバイス	330	3.900	1.013	1	5
30歳未満事業所内異動回数	343	0.157	0.517	0	5
30～39歳事業所内異動回数	343	0.207	0.508	0	3
40～49歳事業所内異動回数	343	0.160	0.508	0	5
30歳未満事業所間異動回数	343	0.367	0.704	0	7
30～39歳事業所間異動回数	343	0.653	1.043	0	4
40～49歳事業所間異動回数	343	0.633	1.103	0	6
出向戻りダミー	343	0.224	0.418	0	1
従業員数	291	3077.802	4741.591	2.5	15000
年齢	343	58.825	4.425	50	65

第3章 大卒者の成績が初任給に与える効果*

3-1. はじめに

本稿の目的は、大学での成績が初任給に与える効果を調べることである。周知の通り、日本において新規大卒者の初任給は一企業内で差がつくことはほとんどない。一方、企業間では初任給に差がつく。つまり、初任給の差異を分析するということは、どのような属性を持った個人が、初任給の高い企業に就職するかを分析することに他ならない。

本研究では仕事競争モデルの着想を利用し、どのような個人が初任給の高い企業に入社できるのかを分析する。その際、個人の様々な属性のうち、特に成績に焦点を当てる。具体的には、初任給の高い企業に入るために成績はどのように役立つのか、そしてまた、その効果は労働需要に依存して変化するのかを分析する。仕事競争モデルの着想を使用するのは、人的資本理論やシグナリング理論では労働需要に応じて成績の効果が変化する可能性を十分に考慮するのは難しく、このような効果を上手く説明できるのは仕事競争モデルであるためである。以上の主題に付け加えて、初任給の高い企業に入社したことが現在の年収にどのような効果を与えるのかも分析する。

はじめに、今までになされてきた教育の先行研究を概観してみる。これまでに学歴間格差や学校歴間格差に関しては、荒井(1995)や日本労働研究機構(1996)でサーベイされているように、多くの研究がなされている。その結果は概ね、より高学歴、或いは同じ学歴ならよりレベルの高い学校を卒業する方が賃金は高く、またよりよい仕事を享受できるというものであった¹。しかしながら、成績の賃金に与える効果は十分に分析されていない。

荻谷(1991)は、企業の高卒労働者採用は合格難易度の高い高校から優先的になされ、また学校内の選抜も成績によりなされる、つまりメリトクラティックな選抜が行われていることを明らかにした。日本労働研究機構(1996)も同様の分析結果を得ている。

また荻谷(1993)は、労働需給に依存した成績の効果を高卒者に関して分析した。そこでは、売り手市場では就職試験が容易になる一方、買い手市場では選抜基準が引き締められ、よい就職をするためには成績等の学業的達成が重要になるということが示されている。

大卒者についても高卒者と同様の成績の効果が推測されるが、十分な検討がなされてきたとは言えず、より厳密な分析がなされるべきである。

海外の研究を見ると大卒者の成績に関する分析がなされており、これらからは分析で重要となる変数が分かる。

*本稿を制作する上で日本経済学会秋季大会(平成12年9月)参加者の皆さんには数多くの有益なコメントをいただいた。この場を借りてお礼申し上げたい。ただし、本稿における全ての誤りは筆者に帰するものである。

本研究は『大阪大学経済学』第52巻・第1号、2003年3月号、pp. 135-148に掲載されている。

¹一方において、小池・渡辺(1979)はタテの学歴やヨコの学歴を詳細に分析した結果、学歴間、或いは学校間格差は存在するものの、その差は大きなものではないと結論している。

Wise(1975)は、non academic な変数を考慮した上で、成績が所得にどのような効果を持つのかを調べた。分析結果は、成績は所得の成長率に対して正で有意な効果を持ち、また non academic な変数も所得の決定に重要な役割を果たすというものである。しかしこの分析で用いられたサンプルは、同一大学卒業者ではなく様々な大学を卒業したものを含んでいるため、それぞれの卒業大学ごとに成績の付け方が異なるという問題を内包している。Jones and Jackson(1990)はこのような問題点を改善し、同一大学卒業生をサンプルとして所得と成績の分析を行った。結果は、成績は現在の所得と初任給に対して正の効果を持っているということである。しかし彼らの分析では、non academic な変数について関心が払われていない。

これら2つの先行研究からは non academic な変数の重要性と、成績の効果を推定する際、大学をコントロールすることの重要性が示された²。

ところで、本研究では Thurow(1964)の仕事競争モデルや このモデルに関連した石川(1999)のモデルのアイデアを利用する。その理由について触れておく。これらモデルの着想を利用するのは、それにより成績の初任給に与える効果が労働需要に応じて変化する可能性を捉えることができるためである。人的資本理論やシグナリング理論では、他の事情を一定として、成績が同じ労働者には同水準の賃金が支払われることになると考えられる。その結果、成績の効果がその時々の労働需要に応じて変化するを十分には説明できない。ところが現実的には前掲の荻谷(1993)でも、高卒者についてその効果が労働需要に依存して変化するが示されており、大卒者についても同様の効果が推測される。このような理由から仕事競争モデルの着想を利用し、大卒者について成績の効果が労働需要に応じて変化する可能性を考慮する。モデルの詳細および分析手法については次節で説明する。

以上の先行研究の結果を踏まえ、本研究では以下のような点を課題としたい。

1. 大卒者について、成績の初任給に与える効果を分析する。
2. 大卒者について、労働需要に依存した成績の初任給に与える効果を分析する。
3. non academic な要因として、クラブ活動の初任給に与える効果も考慮する。
4. 大学をコントロールする。

本稿の構成であるが、次節では仕事競争モデルの説明を行い、続く3節では分析に使用したデータの説明を行う。4節では実証分析を行い、5節では結論を述べる。

² その他、海外での教育の効果を分析したものとして、Nelson&Phelps(1966)、Welch(1970)、それに Bartel & Lichtenberg(1987)等が挙げられる。これらは、技術変化に依存した教育の効果を分析した。この種の研究は日本でもしばしば行われており、全国中小企業団体中央会(1987)や小杉(1998)が挙げられる。また石原(2000)はこの分野に関するアメリカでの研究をサーベイしている。

3-2. モデルの説明

本研究では仕事競争モデルの着想、つまり入職時に割り当て(rationing)が生じるのかどうかを利用した分析を行う。それにより成績の効果が労働需要に応じて変化する可能性を捉えることができるためである。はじめにこのモデルの基礎となる Thurow(1964)の仕事競争モデルの枠組みをまとめてみる。

労働市場は内部労働市場と外部労働市場に分けられる。内部労働市場の賃金は外部労働市場よりも高く、その格差は外生的に与えられている。また前者の市場は競争から遮断されているため価格競争が作用しない。内部労働市場への参入は学歴の高い者、つまり新規大卒者から順になされる。その理由は彼等の生産性が高いからではなく、訓練可能性(trainability)が高いためである。内部労働市場における生産性は就いた仕事により規定される。内部労働市場に参入できた労働者はその後、よりよい OJT を享受できる仕事を通じて生産性を高めることにより、外生的に与えられた内部-外部労働市場間賃金格差の分だけ高い生涯賃金を得ることができる。

なお内部労働市場が供給超過の時には、新規大卒者の全員が内部労働市場に参入することはできず、割り当てが生じる可能性がある。なぜなら、内部労働市場では価格調整が一切なされないためである。新規大卒者の内、誰が内部労働市場に入れるかを規定する要因は労働需要が減退するにつれて、例えば学校歴、成績へと変化し、もはや労働者を区別する要因が存在しなくなった時、換言すると選抜すべき新規大卒者が完全に同質的になった時には、雇入れ側の「主観的な好み」が選抜基準となる。内部労働市場に参入できなかった者は、賃金の低い外部労働市場に吸収されることになる。

このモデルをより一層精緻化したものとして石川(1999)の Entry Job Rationing (EJR)モデルが挙げられる。このモデルでも内部労働市場においては Thurow のモデルと同様の理由で価格調整が機能しないため、この市場の労働需要が少ない時には同質的な新規大卒者は「籤引き」によって内部・外部労働市場へ割り当てられる。その一方、石川は内部労働市場にいったん雇用された後では価格調整が働かないとしても、内部労働市場への「入り口」部分では価格調整が生じ得る可能性があることを示唆した³。これが Entry Job Competition(EJC)モデルである。このモデルが示すように、もし「入り口」で価格調整が生じるならば新規大卒者の全員が内部労働市場に参入できることになる⁴。なおこれらモデルでも、より望ましい職場である内部労働市場に入職できた者は、よりよい OJT を通じて生産性を高めることができるために、その後の賃金は高くなる。

以上の先行研究からは、価格調整が作用しない時には内部・外部労働市場への同質的新規

³ 内部労働市場の賃金それ自体は、Thurow のモデルや EJR モデルと同様の理由で固定的であるが、「入り口」において賃金とは別のプレミアム(正にも負にもなり得る)による調整が働くと考えるのである。つまり、企業の労働者に対する「入り口」における支払額は(賃金+プレミアム)となる。詳しくは石川(1999)を参照されたい。

⁴ なお、いずれのモデルが現実的であるかについては石川(1991)により実証分析されている。

大卒者の割り当てがいわば「運」により生じる可能性が示された。

本研究ではこれら先行研究の着想を利用し、新規大卒者の初任給の高い企業と低い企業への割り当てが成績により生じているのかどうかを分析する。「運」による割り当てではなく成績による割り当てが行われると考えるのは、現実的には新規大卒者は同質的ではないために、選抜に際して使用可能な情報が存在すると思われる。だとすれば、そのような情報として成績が利用される可能性があるためである。また、先行研究は内部労働市場と外部労働市場が存在する二重労働市場モデルであった。本研究では分析対象が大卒者であることから、彼等の主要な入職先と考えられる内部労働市場が複数存在するケースを想定する。換言すると、割り当てが発生するケースでは、初任給の高い内部労働市場に入れなかった者は、初任給の低い内部労働市場に振り分けられるということである。

以上の手続きにより、成績の初任給に対する効果が労働需要に依存して変化する可能性を考慮できる。もし Thurow や EJR モデルが示すような割り当てモデルが現実的なら、初任給の高い企業の労働需要が減少した時、選抜基準としての成績の効果は強くなろう。逆に労働需要が多いときには選抜の必要がなく、新規大卒者の全員が初任給の高い企業に入れるために、その効果は弱まるか無くなろう。一方、EJC モデルが示すように価格調整が生じるならば、成績の初任給に与える効果は労働需要に依存しない。

このことを図 1 に示した。ここには初任給の高い企業の需給関係が示してある。労働需要の低下により、労働需要曲線が DD から D'D' にシフトしたとしよう。割り当てモデルでは、労働需要曲線が DD から D'D' にシフトしても価格調整が機能しない。従って新規大卒者の全てがこの市場に残ることができるのではなく、 n_3 のみがこの市場に残り、 $(n_1 - n_3)$ の人々は初任給の低い企業へ振り分けられることになる。割り当てモデルでは、超過供給があるときには新規大卒者の全員が初任給の高い内部労働市場に吸収される訳ではなく、割り当てが発生する。そしてその際、選抜基準として成績が使用されると考えるのである。

一方価格調整モデルによると、P で示されただけ賃金が低下することにより「入り口」における実質的な企業の支払額は w_2 に低下する。その結果、割り当ては生じない。換言すると成績の効果は労働需要に依存しない。

以上の結果、賃金調整が機能しないために割り当てが生じるケースでは、採用時が不況であれば成績の効果は大きくなる。一方、採用時が好況なら成績の効果は弱まるか無くなる。つまり、景気が悪いときには成績が選抜基準となりその効果が強まるが、景気の良いときには新規大卒者の全員が相対的に賃金の高い市場に吸収されるため成績の効果は弱まるか無くなる。一方、賃金調整が働くならば成績の効果は需給に依存しない。以下ではこの点を入手したデータを用いて検定する。

今までに述べてきた主題に付け加えて、初任給と現在の所得の関係に関する若干の分析を後半部分で行うものとする。仕事競争モデルや石川のモデルからは望ましい OJT を得ら

その結果は、大卒者の分析については概ね割り当てが発生するというものであった。

れる仕事に就いた者はそれを通じて生産性を高めるために、そうでない者と比較してその後の賃金が高くなることが示されている。もし、初任給の高さが望ましいOJT機会を代理しているならば、初任給の高い者ほど現在の所得も高くなると考えられるためである。

3-3. 使用データ

実証分析で使用する主要データは、A大学B学部の卒業生に配布されたアンケート調査を基にしたマイクロデータである。アンケートは1998年に約6000名に配布され、回収率は約20%であった。A大学B学部は、大都市部にある有名大学に属す偏差値60前後の社会科学系学部である。先行景気動向指数、大学卒業生数及び消費者物価指数については、それぞれ景気動向指数、学校基本調査報告及び物価統計月報を利用する。

アンケートから得られたマイクロデータには学部時代の成績、より具体的には優の割合、及び初入社年における年間所得が含まれている。よってこれら変数を利用して、大卒者について成績の初任給に与える効果を分析することが可能である。

加えて成績と先行景気動向指数を用いることにより、大卒者について労働需要に依存した成績の初任給に与える効果を分析できる。具体的には、説明変数として労働需要の代理変数である初入社年の先行景気動向指数と成績の交差項を使用する。この変数の係数が負で有意なら割り当てモデルが現実的であり、成績の効果は労働需要に依存する。有意でないなら価格調整モデルが現実的になり、成績の効果は労働需要に依存しない。

ここで労働需要の代理変数として先行景気動向指数を用いたのは、企業は労働者を採用する際には現在の景気状況よりも、むしろ将来の景気状況を考慮すると考えられるからである⁵。

アンケートには「クラブに所属していましたか」や「クラブでどのような役職についていましたか」といった質問も含まれている。従って、これら要因の初任給に与える効果も考慮できる。さらには、現在の所得についての質問もあるため、初任給と現在の所得の関係を分析できる。

このデータは特定大学の特定学部卒業生から得られたために、先行研究とは異なり学歴や学校歴、或いは専攻の違いによる属性の差異がほぼ完全にコントロールされている。

次節では推定の結果を議論する。

3-4. 実証分析とその結果

はじめに、ここでの分析対象となるサンプルとその理由を説明する。卒業後最初に入社した企業に留まっている者をサンプルとした。理由は、本研究は主題に付け加えて、初任給の高さが現在の所得にどのような効果を与えるのかを分析する。つまり高い初任給を得た者が良い初職を得た者であると考えられるなら、彼が「良い初職を得た企業」でその後

⁵ 先行景気動向指数に換えて現在の労働需要を代理すると考えられる一致景気動向指数、GDP成長率を用いた分析でも以下に示されるものと同様の結果を得た。

もより望ましい OJT を得ることにより現在の賃金を高めることができているのかを分析する。従ってこの分析のためには、卒業後最初に入社した企業に留まっている者のみを対象とする必要がある。

また、過去に転職や出向を経験したことがある者について、今現在働いている企業での初任給を卒業後最初に入社した時の初任給とみなして分析すると、成績以外の「前職で形成された技能・知識」や「前職での情報」が(転職先企業での)初任給に影響を与えてしまい、成績の効果を分析するのに適さない。この理由からも分析は最初に入社した企業に留まっている者に限らざるを得ない⁶。

年齢が 60 歳以下の者をサンプルとした。理由は、それより高齢の者の多くは働いておらず、初任給と現在の所得の関係を分析するためには彼等を除外した分析が必要であるためである⁷。これと同様に、女性の多くも今現在働いていないため分析対象は男性に限った。女性からの回答数は 61、全体に占める割合にして約 5%と少なかったのもこれにより分析結果が大きく変わることはないであろう。また分析は、本研究の分析テーマに最も当てはまると考えられる雇用者に限った⁸。回答の整合性に著しく欠く者もサンプルから除外した⁹。結果として以下の分析で使用するサンプル数は 450 前後となる。

それでは推定に入る。推定式は以下のように与えられた。

$$\begin{aligned} \ln(\text{平均初任給からの乖離分}) = & \alpha + \beta 1 \cdot \text{成績} + \beta 2 \cdot (\text{成績} \times \text{先行景気動向指数}) \\ & + \beta 3 \cdot \text{成績の二乗} \\ & + \beta 4 \cdot \text{体育会クラブダミー} \\ & + \beta 5 \cdot \text{スポーツ同好会ダミー} + \beta 6 \cdot \text{文化系クラブダミー} \\ & + \beta 7 \cdot \text{クラブ部長ダミー} + \beta 8 \cdot \text{クラブ副部長ダミー} \\ & + \beta 9 \cdot \text{クラブマネージャーダミー} \\ & + \beta 10 \cdot \text{クラブその他役職ダミー} + z' \beta + \text{誤差項} \end{aligned}$$

ここで、 z : その他説明変数ベクトル

被説明変数は単なる入社年における実質初任給ではなく、以下に示すようなものとする。

X 年の間に初入社した個人についての被説明変数 =

⁶ 初入社した企業に留まっていない者の全サンプル数に占める割合は約 47%、数にして 567 人ほどであった。

⁷ 60 歳より高齢の者の割合は約 22%、数にして 270 人程度であった。

⁸ 全サンプルに占める今現在フルタイムで働いている者の割合は約 87%、数にして 1050 人ほど。そのうち雇用者以外の者の割合は約 12%、数にして 126 人ほどであった。

⁹ その割合は約 2%、数にして 24 人ほどであったので、分析結果はほとんど影響されないと思われる。

(当該個人の実質初任給の対数値) - (X 年の間に初入社した人々の実質初任給の対数値の
平均値)

ここで、X=1960~1964、1965~1969、1970~1974、1975~1979、1980~1984、1985
~1989、1990~1994、1995~1997

例を挙げると、1964年入社の者については、彼の実質初任給の対数値から1960年~1964年の間に初入社した人々の実質初任給の対数値を平均した値を差し引いた値を被説明変数とした。これにより初任給の相対化を行ったのである。このようにした理由は、初入社年における実質年間所得が入社年の違いによって異なるかもしれないためである。もっとも後で説明するように、推定式には説明変数として初入社年が含まれているのでこの問題は回避されていると考えられるが、さらなる万全を期すためにこの変数を用いる¹⁰。

次に説明変数である。まず成績は学部時代の優の割合を示しており、予想される係数は正である。

本稿で最も注目したいのは成績と先行景気動向指数の交差項の係数である。成績の効果が労働需要に応じて変化する可能性を検定する。先行景気動向指数は初入社年の値をとった。先に述べたように、先行景気動向指数は労働需要を代理している。もし割り当てモデルが示すように、成績の効果が労働需要に応じて変化するなら、その係数はマイナスとなる。一方、労働需要に応じて変化しないならその係数は有意とならず、価格調整モデルが現実的となる。

成績の二乗項は、成績の初任給に与える効果が成績の上昇と共にどのように変化するかを考慮するために使用する。係数の符号は事前には分からない¹¹。

体育会クラブダミー、スポーツ同好会ダミー、文化系クラブダミーは、どのようなクラブに入ることが初任給に効果を持つのかを分析するために使用する。これらダミーはそれぞれのクラブに入っているなら1、そうでないなら0と数値化されている。通念では、体育会クラブに所属していたものは礼儀や協調性を身につけているため、望ましい就職が可能と考えられているがどうだろうか。またその他クラブに所属していたものが、どのような初任給を得たのかにも関心がある。ここでの基準グループはクラブに入っていなかった人々である。

部長ダミー、副部長ダミー、マネージャーダミー及びその他役職ダミーは、クラブ内における役職のうちどのような役職に就くことが初任給を高めるのかを調べるために使用する

¹⁰ 5年毎に期間を区切ったのは、期間ごとの平均実質初任給を求めるための十分なサンプル数を確保するためである。なお、通常の初入社年における実質年間所得を対数変換した値を被説明変数としての分析もなされたが、同様の結果を得た。

¹¹ 選抜基準としての成績の妥当性に触れておく。果たして企業は採用にあたり成績をチェックしているのだろうかということである。この問いに対し、複数の人事担当者からは採

る。これらダミーは、それぞれの役職に就いているなら 1、そうでないなら 0 と数値化されている。部長を例に挙げると、クラブの部長をすることによりリーダーシップが身につく、それが仕事にも役立つならこの変数は賃金に対して正で有意の効果を示す。ここでの基準グループは、クラブで役職についていなかった人々である。

以下の変数は、今までに説明された以外の初任給に影響を与えると考えられる個人属性であり、式ではベクトル z で示されている。

進路アドバイスは、A 大学 B 学部を受験する前の進路指導においてどのような評価を受けたかを示す変数であり、「合格確率はかなり低い」という評価を受けていたなら 0、「低い」なら 1、「五分五分である」なら 2、「高い」なら 3、そして「かなり高い」なら 4 と数値化されている。この変数は、大学入学以前に獲得された能力が初任給にどのような影響を与えるかを考慮するために使用する。期待される係数は正である¹²。

浪人年数は、A 大学 B 学部に入学するために何年浪人したかを示している。浪人しなければ入学できなかったということが能力の低さを代理する可能性があるため、期待される係数は負である。

留年数は、卒業までの留年数を示している。留年しなければ卒業できなかったということが能力の低さを代理する可能性がある。よって、期待される係数は負である。

内諾数は就職活動時にいくつ内諾をもらったかを示しており、その値が大きければ大きいほどたくさん企業のなかから最も自分に適した企業を選ぶことができ、結果として初任給が高くなるというジョブマッチの視点から使用する。期待される係数は正である。

最後に経済状況や個人が入社した企業に関する変数を見てみたい。

初入社年は、ある個人の初任給が入社した時点の環境によって影響を受ける可能性を考慮するために使用する。実質的にはトレンド項の役割を果たす。従業員数は企業規模による初任給の差異をコントロールするために使用する¹³。一致景気動向指数は初入社年の値であり、初入社年における労働需要の状態を考慮すべく使用する。よって係数の値は正であると考えられる。日本全体の男子大卒者数は初入社年における値であり、初入社年の労働供給側面を考慮するために使用する。期待される値は負である。産業ダミーは産業ごとの初任給の差異を考慮するために使用する。基準グループは建設業である。

結果は表 1 に示されている。(I)では、上で説明した全ての説明変数が使用されている。成績の係数は正で有意となった。つまり他の事情を一定にした場合、成績のよい者ほど初任給の高い企業に入職することができる。

用にあたり「成績を参照する」という回答を別の機会に得ている。

¹²竹内(1987, 1991)によると、受験産業は明治・大正といったかなり古い時代から発達しており、各高校における進路アドバイスもこれら産業の供給するサービスを利用してなされていた可能性が高い。だとすれば、どの高校の進路アドバイスも一定水準の客観性を兼ね備えた評価であったと考えられる。

¹³従業員数については、9 段階に分けた従業員規模数の中間値を取っている。ただし、アンケート上の最大従業員数を示す「10000 人以上」については従業員数を 15(千人)とした。

次に成績と先行景気動向指数の交差項を見よう。結果は、割り当てモデルが予想するよう負で有意となった。成績の初任給に与える効果は景気が良くなり労働需要が高まるほど弱くなり、逆に景気が悪くなり労働需要が少なくなるほどその効果は大きくなることを示している。つまり労働需要が少なくなる時、成績が選抜基準として働いているということである。

成績の二乗項は負で有意となった。成績が高い者は、高い初任給を得ることができるがその効果は成績が上昇するに連れて弱くなると解釈できる。以上からは成績のよい者は望ましい労働市場に入りより高い初任給を得られるけれども、実はその時々の労働需要にかなり左右されることが分かった。また成績の効果は、成績が高くなるにつれて弱まることも分かった。

各クラブダミーと各クラブ役職ダミーは、概ね高い P 値を示し、有意な効果を示さなかった。

進路アドバイスの係数は非有意ではあるものの、予想通り正となった。ここからは、大学入学までに獲得されている能力は大学での成績ほどではないが、初任給を増加させる効果を持っている可能性があるという解釈ができよう。

浪人年数は非有意となった。留年数は負であるが非有意である。

内諾数は予想通り正で有意となった。ただし、そもそも能力が高かったために内諾数が多いという逆の因果関係も無視できない。

初入社年は正で非有意となった。従業員数は正で非有意となったが、このことは大企業ほど初任給が高いという事実と整合的である。一致景気動向指数は正で非有意となったが、これは入社時点における労働需要が多ければ初任給も高まることを意味すると考えられる。男子大卒者数の係数は非有意となった。

ここまでの分析では有意とならない変数もいくらか存在した。よって、以下では AIC(Akaike information criterion)を利用し説明変数を絞り込んだ。その結果が(Ⅱ)である。残った変数については、副部長ダミーの P 値が有意になったことを除くと(Ⅰ)とほとんど変わりなかった¹⁴。

ところで、これまでの推計には一つの問題がある。それは(Ⅰ)(Ⅱ)で推計された成績の全体効果、つまり、

$$\partial \text{初任給} / \partial \text{成績} = \beta_1 + \beta_2 \times \text{先行景気動向指数} + 2 \times \beta_3 \times \text{成績}$$

ここで、成績としてはサンプルの平均値である 35 を使用する

の値が、先行景気動向指数の値によっては負になる余地を残すことである。そこで以下で

¹⁴ 産業ダミーを全て除いた分析も行われたが、(Ⅱ)と同様の結果を得た。

は、この点に対処するために(成績×先行景気動向指数)を(成績×不況ダミー)に換えた分析を行う。ここで、不況ダミーは先行景気動向指数が50以下なら1、そうでなければ0をとる。こうすることで(成績×不況ダミー)の変数は、好況・不況により効果が非対称的となり、不況期にのみに成績が効果を持つかどうかを検定することが可能となる。期待される係数は正である。不況期・好況期の成績の全体効果は

$$\begin{aligned} \text{不況期：} \partial \text{初任給} / \partial \text{成績} &= \text{成績の係数} + (\text{成績} \times \text{不況ダミー}) \text{の係数} \\ &+ 2 \times \text{成績の二乗項の係数} \times \text{成績} \end{aligned}$$

$$\text{好況期：} \partial \text{初任給} / \partial \text{成績} = \text{成績の係数} + 2 \times \text{成績の二乗項の係数} \times \text{成績}$$

で示される。

分析結果は表2に示されている。ここでの結果は、全ての説明変数を使用した分析を行い、その後AICによる精緻化を行ったものである。成績、(成績×不況ダミー)、成績の二乗項の係数はそれぞれ正、正、負で有意となった。これら係数とサンプルの成績の平均値(=35)を使用し計算を行うと、成績の全体効果は不況時には正となる。一方、好況時の成績の全体効果は0であるという帰無仮説はP値=0.81で棄却されなかった。以上からは成績の全体効果は不況時には正であるが、好況時には0であるということが分かった。このことは、成績の効果は労働需要に依存するというものであり、割り当てモデルを支持する結果である。

成績の二乗項は表1での分析と同様に負で有意となったが、これは成績が上昇するとその効果は徐々に弱くなることを示していると考えられる¹⁵。成績以外のその他変数も表1とほぼ同様の結果を得た。

最後に、現在の所得¹⁶に初任給の高さがどのような効果を与えるのかを、初任給分析と同様のサンプルを使用し分析する¹⁷。その理由は初任給分析の時に述べたとおりである。これまでの分析では、不況時には成績の良い者が初任給の高い企業に入ることが示されたが、なぜ成績の良い者は初任給の高い企業に入るのだろうか。一つの可能性としては、初任給の高さが望ましいOJT機会を代理しており、初任給の高い者ほど、よりよいOJTを受け

¹⁵ 不況時の成績の全体効果は成績の二乗項が負であることから、優の割合が45%以下では正であるが、それより高い割合ではマイナスになる。優の割合が45%より高いというのは、サンプルの成績分布で上から約1/3にあたる。つまり、下から2/3の成績水準ならば成績がよいほど初任給額は高くなるが、上位1/3以上になると成績が良いことが初任給額を低める。このような結果は、「真面目なだけではだめだ」といった通念と整合的であるように思われる。ただし、より詳細な分析は今後の課題である。

¹⁶ 30段階に分けられた現在の年収の中央値をとった。ただしアンケート上の最高年収を示す「2500万以上」については3750とした。

¹⁷ 入職時点での賃金格差が勤続を経たのちにどうなるかを分析したものとして、岡村

ることができるために現在の所得も高くなり、結果としてより高い生涯所得を得ることができるためかもしれない。Thurow や石川のモデルでも、より望ましい OJT 機会を得た者は、それを通じてその後の賃金を高めることができることが示されている。

以下ではこの点を確認してみる。被説明変数として現在の所得を対数変換した値を使用し、説明変数として表 2 から推定された初任給を使用する。期待される係数は正である。その他説明変数として成績、進路アドバイス、浪人年数、留年数、勤続とその 2 乗項、年齢、従業員数、及び産業ダミーを利用する¹⁸。初任給分析でも使用した変数については、期待される係数の符号もそれと同じである。勤続とその 2 乗項、年齢の係数は、それぞれ正、負、正と期待される。

結果は表 3 に示されている。ここでの結果も全ての変数を使用した分析の後、AIC による精緻化を行ったものである。推定初任給の係数は正で有意となった。この結果は仕事競争モデルや石川のモデルから導かれる結果と類似したものである。その他の変数についても、概ね予想されるような符号を示した。

この節での結果をまとめよう。初任給の分析からは、成績の効果が労働需要に依存して変化することが分かった。つまり労働需要が少ない時には、新規大卒者の全員が初任給の高い企業に入職できるのではなく割り当てが生じる。一方、労働需要が多いときには割り当ての必要がないことから成績の効果は無くなるということである。また初任給と現在の所得の分析からは、仕事競争モデルや石川のモデルと類似した結果を得た。

3-5. 結論

本稿の目的は、どのような個人が初任給の高い企業に入社できるのかを、特に成績に注目し分析することであった。その際の分析枠組みとして仕事競争モデルの着想を利用した。

成績と不況ダミーの係数は、Thurow(1964)の仕事競争モデルや石川(1999)の Entry Job Rationing(EJR)モデルといった割り当てモデルが予想するように正で有意となった。成績の初任給に与える効果は景気が良くなり労働需要が高まる時には無くなり、逆に景気が悪くなり労働需要が少なくなるとその効果は現れる。つまり労働需要が少なくなる時には割り当てが生じ、その際、成績が選抜基準として働いているということである。

その他、クラブ活動などの初任給に与える効果も分析されたが有意な結果は得られなかった。「体育会は就職に有利だ」という通念は否定される。体育会などのクラブに入り協調性や社交性、或いは礼儀を身に付けることによって、よりよい就職が可能であると信じられてきた。しかし実際には、不況時には成績の良い者から順に良い仕事を得るようである。加えて、初任給が現在の所得に与える効果を分析した。結果は仕事競争モデルと

(1999)が挙げられる。

¹⁸ 体育会クラブダミー、スポーツ同好会ダミー、文科系クラブダミー、部長ダミー、副部長ダミー、マネージャーダミー、その他役職ダミー、それに内諾数も説明変数として使用してみたが、いずれも全く有意にはならなかったためここでは使用していない。

類似したものであった。

本稿は同一大学同一学部卒業生をサンプルとしたデータに基づき分析がなされたため、タテの学歴やヨコの学歴の差異、さらには学部の差異に基づく属性の差異をほぼ完全にコントロールすることが可能であった。しかしその反面、調査対象に限られるという限界を持つ。得られた結果がどれだけ普遍的であるかは、より対象の広いデータで同様の分析が行われるのを待って判断される必要がある。またアンケートは卒業生全員に配布されたものの、全ての卒業生から回答が得られたわけではなく、回答にはバイアスが生じている可能性がある。しかしバイアスを修正し得るデータは入手できなかった。このような問題はアンケート調査を利用した他の研究と同様であり、今後克服すべき問題である。

このように幾つかの克服すべき問題があるものの、日本における大学生の成績を十分に分析したものは少なく、さらには大学、学部、クラブ活動などをコントロールした上での成績の分析は極めて限られていることから、本研究には意義が有ると考える。

<参考文献>

[邦文]

- 荒井一博(1995)『教育の経済学』有斐閣
- 石川経夫(1991)『所得と富』第6章「二重労働市場仮説と日本の労働市場」岩波書店
- _____ (1999)『分配の経済学』第三部1「Entry Job Competition モデルと Entry Job Rationing モデル—所得分配理論の再構築をめざして—」東京大学出版会
- 石原真三子(2000)「米国の技術革新と労働需要・賃金格差—最近の実証研究の整理」『日本労働研究雑誌』no.475 1月号
- 岡村和明(1999)「教育・雇用・所得分配」『日本労働研究雑誌』no.471 9月号
- 苅谷剛彦(1991)『学校・職業・選抜の社会学』東京大学出版会
- _____ (1993)「高卒労働市場の日本の特質—労働市場の変化と『学校に委ねられた職業選択』のゆらぎ」『日本労働研究雑誌』no.405 10月号
- 小池和男・渡辺行朗(1979)『学歴社会の虚像』東洋経済新報社
- 小杉礼子(1998)「総論 教育と能力開発」日本労働研究機構編『教育と能力開発』日本労働研究機構
- 全国中小企業団体中央会(1987)『中小企業における技術・技能者の確保・育成と今後の方向に関する研究』全国中小企業団体中央会
- 竹内洋(1987)『選抜社会—試験・昇進をめぐる<加熱>と<冷却>』リクルート出版
- _____ (1991)『立志・苦学・出世—受験生の社会史』講談社
- 日本労働研究機構編(1996)『高卒者の初期キャリア形成と高校教育：初期職業経歴に関する追跡調査結果』日本労働研究機構 調査研究報告書 no.89
- _____ (1998)『教育と能力開発』日本労働研究機構

[英文]

- Bartel, Ann P. and Lichtenberg, Frank R.(1987) “The Comparative Advantage of Educated Worker in Implementing New Technology” Review of Economics and Statics, vol. 69, 1987
- Jones, Ethel B. and Jackson, John D.(1990) “College Grades and Labor Market Rewards” Journal of Human Resources, vol. 25, 1990
- Nelson, Richard R. and Phelps, Edmund S.(1966) “Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth” American Economic Review, vol. 56, 1966
- Thurow, L.(1976) “Generating Inequality” New York : Basic Books 1976
- Welch, F.(1970) “Education in Production” Journal of Political Economy, vol. 78, 1970
- Wise, David A.(1975) “Academic Performance and Job Performance” American Economic Review, vol. 65, 1975

表1.初任給の分析

	(I)		(II)	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t
成績	0.009	0.003	0.007	0.006
成績×先行景気動向指数	-0.0001	0.010	-0.0001	0.001
成績の二乗	-0.0001	0.063	-0.00004	0.107
体育会クラブダミー	-0.018	0.745		
スポーツ同好会ダミー	0.059	0.326		
文化系クラブダミー	0.020	0.708		
部長ダミー	-0.001	0.989		
副部長ダミー	0.082	0.277	0.113	0.092
マネージャーダミー	-0.023	0.700		
その他役職ダミー	-0.131	0.251		
進路アドバイス	0.024	0.171	0.027	0.121
浪人年数	0.022	0.452		
留年数	-0.054	0.199		
内諾数	0.020	0.060	0.029	0.002
初入社年	0.002	0.688		
従業員数	0.002	0.527		
一致景気動向指数	0.001	0.250		
男子大卒者数	0.004	0.670		
製造業ダミー	0.071	0.309		
卸売・小売業・飲食店ダミー	0.159	0.035	0.112	0.090
金融・保険・証券業ダミー	0.020	0.773		
不動産業ダミー	0.251	0.260		
運輸・通信業ダミー	0.189	0.063	0.151	0.061
電気・ガス・水道・熱供給ダミー	0.159	0.167		
官公庁ダミー	-0.091	0.355		
サービス業ダミー	0.104	0.435		
その他産業ダミー	0.155	0.275		
定数項	-4.510	0.648	-0.216	0.001
サンプル数	431		467	
F検定	1.90		5.02	
Prob > F	0.01		0.00	
R-squared	0.11		0.08	
Adj R-squared	0.05		0.06	
Root MSE	0.36		0.37	

表2.初任給の分析

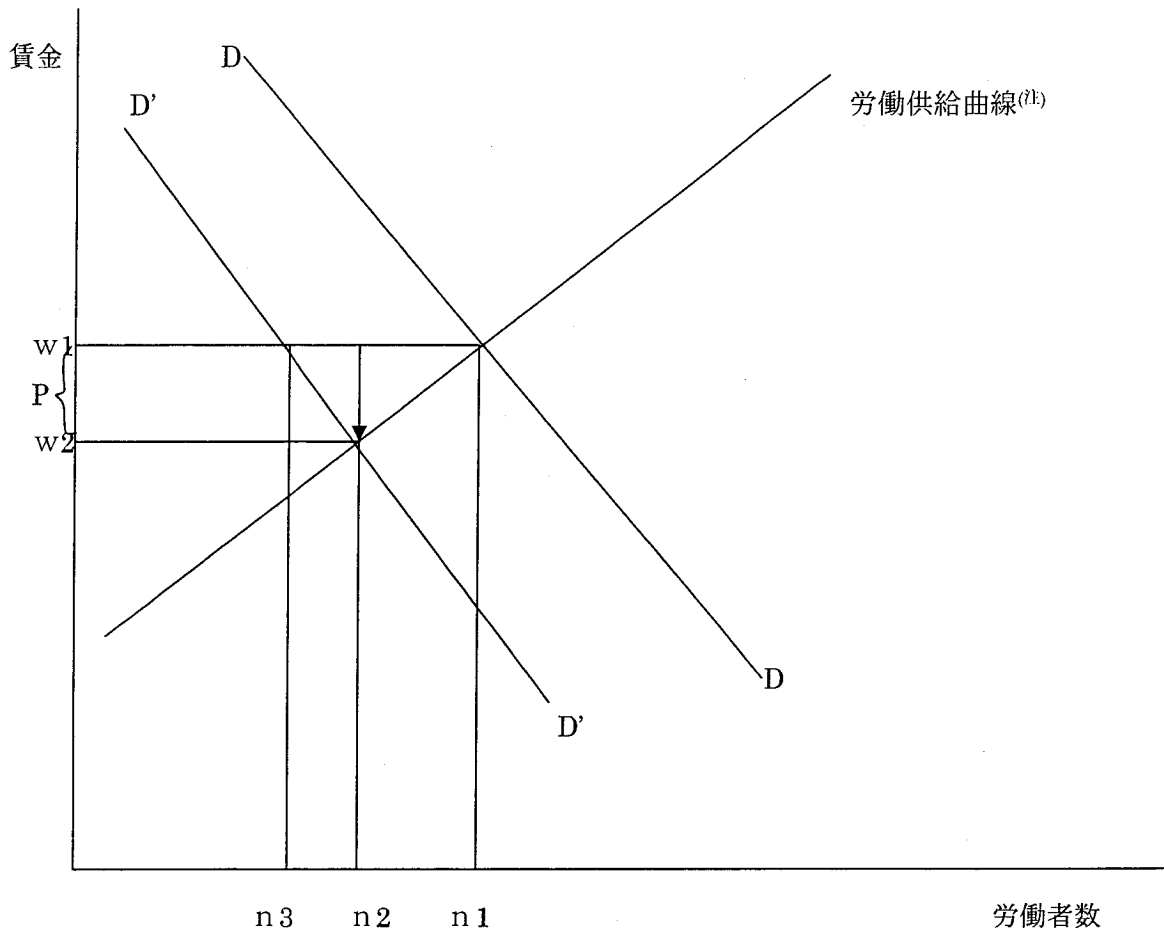
	Coef.	P> t
成績	0.004	0.046
成績×不況ダミー	0.001	0.007
成績の二乗	-0.0001	0.026
体育会クラブダミー		
スポーツ同好会ダミー	0.051	0.281
文化系クラブダミー		
部長ダミー		
副部長ダミー	0.086	0.204
マネージャーダミー		
その他役職ダミー		
進路アドバイス	0.024	0.162
浪人年数		
留年数		
内諾数	0.019	0.065
初入社年		
従業員数		
一致景気動向指数		
男子大卒者数		
製造業ダミー		
卸売・小売業・飲食店ダミー	0.112	0.098
金融・保険・証券業ダミー	-0.030	0.446
不動産業ダミー		
運輸・通信業ダミー	0.136	0.099
電気・ガス・水道・熱供給ダミー		
官公庁ダミー	-0.149	0.051
サービス業ダミー		
その他産業ダミー	0.103	0.420
定数項	-0.196	0.006
サンプル数	464	
F検定	2.85	
Prob > F	0.00	
R-squared	0.07	
Adj R-squared	0.05	
Root MSE	0.37	

表3.現在の年収分析

	Coef.	P> t
推定初任給	0.252	0.047
成績		
成績の二乗		
進路アドバイス		
浪人年数		
留年数	-0.065	0.003
勤続	0.094	0.000
勤続の2乗	-0.002	0.000
年齢		
従業員数	0.008	0.000
製造業ダミー	-0.147	0.000
卸売・小売業・飲食店ダミー	0.317	0.000
金融・保険・証券ダミー	0.148	0.000
不動産業ダミー	0.368	0.002
運輸・通信ダミー		
電気・ガス・水道・熱供給ダミー		
官公庁ダミー	-0.250	0.000
サービス業ダミー		
その他産業ダミー		
定数項	5.804	0.000
サンプル数	447	
F検定	213.79	
Prob > F	0.00	
R-squared	0.83	
Adj R-squared	0.83	
Root MSE	0.20	

注)推定初任給は表2から推計された

図1 割り当てモデルと価格調整モデル



(注) 労働供給曲線とは本来、同質的な労働者の労働供給行動から導出されるものである。しかしここでのそれは、成績が異なる労働者から導出されたものであるため厳密には労働供給曲線とは言えず、「初任給の高い企業への応募者数と賃金の関係」である。ここでは便宜上労働供給曲線と呼んでいる。

補論

表A-1 表1の(I)で使用された変数の基本統計量

変数	回答数	平均	標準偏差	最小値	最大値
初任給(平均初任給からの乖離分)	431	-0.002	0.370	-1.67294	1.811355
成績	431	35.058	24.126	0	100
成績×先行景気動向指数	431	1814.467	1473.676	0	7976.25
成績の二乗	431	1809.796	2111.345	0	10000
体育会クラブダミー	431	0.253	0.435	0	1
スポーツ同好会ダミー	431	0.155	0.363	0	1
文化系クラブダミー	431	0.265	0.442	0	1
部長ダミー	431	0.146	0.354	0	1
副部長ダミー	431	0.072	0.259	0	1
マネージャーダミー	431	0.139	0.347	0	1
その他役職ダミー	431	0.028	0.165	0	1
進路アドバイス	431	2.842	1.033	0	4
浪人年数	431	0.450	0.623	0	4
留年数	431	0.144	0.434	0	3
内諾数	431	2.425	1.728	1	15
初入社年	431	1982.647	9.465	1962	1997
従業員数(千人)	431	99.803	5.356	0.0645	15
一致景気動向指数	431	57.715	25.215	9.1	92.708
男子大卒者数(万人)	431	26.956	5.373	10.9759	34.2703
製造業ダミー	431	0.420	0.494	0	1
卸売・小売業・飲食店ダミー	431	0.067	0.251	0	1
金融・保険・証券業ダミー	431	0.304	0.460	0	1
不動産業ダミー	431	0.007	0.083	0	1
運輸・通信業ダミー	431	0.051	0.220	0	1
電気・ガス・水道・熱供給業ダミー	431	0.032	0.177	0	1
官公庁ダミー	431	0.056	0.230	0	1
サービス業ダミー	431	0.026	0.158	0	1
その他産業ダミー	431	0.021	0.143	0	1

表A-2 表2で使用された変数の基本統計量

変数	回答数	平均	標準偏差	最小値	最大値
初任給(平均初任給からの乖離分)	464	-0.009	0.379	-1.92325	1.811355
成績	464	35.319	24.455	0	100
成績×不況ダミー	464	18.638	25.192	0	100
成績の二乗	464	1844.194	2164.984	0	10000
スポーツ同好会ダミー	464	0.164	0.370	0	1
副部長ダミー	464	0.071	0.257	0	1
進路アドバイス	464	2.832	1.030	0	4
内諾数	464	2.416	1.739	1	15
卸売・小売業・飲食店ダミー	464	0.075	0.264	0	1
金融・保険・証券業ダミー	464	0.310	0.463	0	1
運輸・通信業ダミー	464	0.050	0.217	0	1
官公庁ダミー	464	0.058	0.234	0	1
その他産業ダミー	464	0.019	0.138	0	1

表A-3 表3で使用された変数の基本統計量

変数	回答数	平均	標準偏差	最小値	最大値
現在の所得	447	6.834597	0.4840434	5.519459	7.718463
推定初任給(表2から推定された平均初任給からの乖離分)	447	-0.00702	0.0984578	-0.28316	0.307685
留年数	447	0.147651	0.4397692	0	3
勤続	447	15.50336	9.347519	0	36
勤続の2乗	447	327.5347	325.0004	0	1296
従業員数(千人)	447	10.00716	5.321204	0.0645	15
製造業ダミー	447	0.418345	0.49384	0	1
卸売・小売業・飲食店ダミー	447	0.076063	0.2653953	0	1
金融・保険・証券ダミー	447	0.306488	0.4615513	0	1
不動産業ダミー	447	0.006711	0.0817393	0	1
官公庁ダミー	447	0.055928	0.2300409	0	1

第4章 仕事競争モデルと人的資本理論、シグナリング理論の現実妥当性に関する実証分析—学士卒・修士卒・博士卒間賃金比較*—

4-1. 序論

本研究は、ある国立大学工学部の学部卒業生と大学院卒業生に対してなされたアンケート結果に基づき、教育が賃金に影響を与える経路を分析する。具体的には Thurow の仕事競争モデルが現実的であるのか、或いは人的資本理論、シグナリング理論が現実的であるのかを明らかにする。

Thurow(1976)の仕事競争モデルによると、学歴は訓練可能性(trainability)に対する指標である¹。企業は学歴に従って仕事を配分するのである。すなわち学歴の高いものほどより望ましい仕事、言い換えるとよりよい OJT の機会を手に入れ得る仕事につける²。高学歴者はそのような仕事について生産性を増加させるので、彼等の賃金は学歴の低い者と比較して徐々に高くなっていく。つまり、学歴の高い者の賃金が高くなるのは彼等が OJT による訓練を受けた「後」である。結果、学歴間で初任給に差がつかないが、その後の賃金には差が生じる。

一方、人的資本理論によると、教育による知識や技能・技術の向上が直接的な生産性の上昇をもたらす。またシグナリング理論によると、教育が直接的に生産性を上昇させるのではなく、より高い学歴を持っているということが今までに蓄積してきた知識や技能・技術の高さ、或いは生まれながらの才能を示すために教育水準の高いものほど賃金が高くなる³。これら両理論とも、入社時点で既に学歴間生産性格差が存在することになるため、初任給の段階から格差が生じる。その後の賃金については、人的資本理論では、教育により

* 本稿は大谷剛(大阪大学)、梅崎修(法政大学)、松繁寿和(大阪大学)の共同研究であり、氏名は貢献順である。本稿を作成する上で岸智子氏(南山大学)、村松久良光氏(南山大学)、それに匿名のレフリーには有益なコメントを頂いた。この場にてお礼申し上げる。本稿における全ての誤りは筆者に帰する。

なお、本研究は『日本経済研究』第47号、2003年3月、pp. 41-62に掲載されている。
¹ 本研究とは目的や分析方法が異なるものの、仕事競争モデルに関する近年の研究を挙げておく。Ours and Ridder(1995)はオランダのデータを使用し、相対的に高学歴を持った者の間で仕事競争が生じている一方、低学歴者の間では仕事競争が生じていないことを示した。Gray and Chapman(1999)はアメリカで生じた「大卒者数が増加している時に、大卒-高卒間賃金格差が拡大する」といった現象は仕事競争モデルから予見される結果であるとして、このモデルの有効性を示した。Mason(1999)はアメリカのデータを使用し、継続的に存在する人種間賃金格差は仕事競争モデルにより説明されることを示した。Nicaise(2001)はベルギーのデータでヘックマン型の補正を施した所得関数の推定を行い、その結果から男性では仕事競争モデルが当てはまることを示した。

² ここでの望ましい仕事とは初任給の高い仕事(企業)を指すのではなく、よりよい OJT 機会を享受し得る仕事を指すことに注意していただきたい。

³ これら両理論の分析は、荒井(1995)でサーベイされているように数多くなされている。また人的資本理論に関する代表的な論文としては Hashimoto and Raisian (1985)等が挙げられる。

形成された人的資本が年と共に陳腐化しない限りにおいてその格差は維持される。陳腐化するのならば当初の差は縮まる。つまり、その後の賃金格差が拡大することを説明するのは難しい。一方シグナリング理論では、学歴の高さが訓練コストの低さを意味するために、同じ訓練を受けたとしても生産性の上昇幅は高学歴者のほうが、低学歴者よりも大きくなる。結果、幾度かの訓練を受けるうちに賃金格差が徐々に拡大すると考えられる。

これまでに人的資本理論を念頭に置いた分析は数多くなされ、そこでは現在の所得を学歴ダミーなどの説明変数に回帰する分析がしばしばなされてきた。そこでの結果は概ね高学歴ダミーが正で有意となる。この結果をもとに学歴別賃金カーブを描くと初任給の段階から現在の所得にいたるまで学歴間で一定の格差が生じており、人的資本理論が現実的であるかのような結果を得ている。しかしダミー変数を使用して現在の所得を分析すると、学歴間での切片の違いのみを調整するだけで、その他変数の係数は学歴間で同じであるという制約を課していることになり、その後の賃金格差を検証できない。

村松(1983)により指摘されているように、学歴ダミーだけで学歴間の賃金格差を測ろうとした場合、計測された効果は純粋な教育の差だけではなくその後の OJT の差をも含んでいる可能性がある。よって人的資本理論が確認されたかどうかについても疑問が生じる。仮に仕事競争モデルやシグナリング理論が成立しているとすると、仕事についてから広がる格差を計測できないという問題が生じる。本研究では学歴ダミーを用いた方法ではなく、学歴別に現在の所得を年齢などの説明変数に回帰し、学歴間でその他変数の係数は同じであるという制約を課することなく現在の所得を分析する。そして、そこから得られた年齢係数を学歴間で比較し、その後の賃金格差は拡大するのか、維持されるのか、或いは縮小するのかを検証することとする。

これまでに学部卒業生を対象とした賃金分析は数多くの蓄積がある⁴。大学院卒業生の分析や彼等の賃金についての分析にはどのようなものがあるだろうか。昨今、科学技術の強化や人材の高度化を促進するためには大学院教育が必要不可欠であるという議論があり、大学院生数が増加している。しかしその一方において、大学院生は学部卒業生と比較してどのような生産性を発揮しているのかが統計的分析に基づき評価されることがあまりなかったように思われる。

はじめに、大学院(生)の現状やその多様性を示した研究を見てみる。記述統計量による分析として次の3つが挙げられる。小林 他(1992)は同じ大学院であってもその実情は制度的にも現実的にも多様であることを示した。沖津(1996)は社会人大学院生の現状に焦点を当てた分析を行い、彼等は一般の大学院生と比べてその立場や状況が多様であることを指摘した。日本労働研究機構(1997)は社会人教育に焦点を当て、大学スタッフ、在学中の社会人修士学生、それに在学中の一般修士学生に対するアンケート結果を分析し、社会人大学院生と一般の大学院生の意識や活動の差異を明らかにした。また島田(1998)は心理学の立場から

⁴ このような研究についても、前掲の荒井(1995)で数多くサーベイされている。

理工系技術者の場合、高度な知識・技術を身に付ける場として大学院は最適であるが、社会人大学院はホワイトカラー・ワーカーのための専門的知識・技能の習得に役立つかどうか疑問であるとし、研究科によって教育成果に差があることを示唆した。

これら研究からは大学院(生)は一様ではないために、彼等を一括して扱うのではなく大学院や研究科の差異、或いは社会人大学院生か否かの差異をコントロールした上で分析を行うことが肝要であることが示唆されている。一方、残された課題も存在する。まず使用されたデータはそのほとんどが大学院生だけに関するものであるために学部卒と院卒の比較ができない。さらには賃金、勤続、企業規模などといった大学院卒業後のデータが乏しいため、大学院教育と賃金の関係についての分析が十分には行えない。

次に、大学院教育が賃金や仕事に与える効果を分析したものを見てみよう。塚原 他(1992)は筑波大学大学院修士課程修了者をサンプルとした分析で、大学院での在籍研究科にふさわしい職業活動に修了者の多くが就いていること、そうでないとしても在籍研究科で学んだ専門的知識・能力が職業活動に活用されていることを示した。労働問題リサーチセンター(1996)は社会人大学院生およびその卒業生をサンプルとし、大学院入学直前の収入は終了後には平均 16.7%増加したことや「コストをかけても大学院で勉強することにメリットがあるか」との問いに 5 割が肯定的な評価をしたことを示した。ただし、これら研究で使用されたサンプルも大学院生や大学院卒業生のみであり、学部卒業生との比較はなされていない。また分析も記述統計量によるものに留まっている。

大学院教育と賃金の関係を分析し、また学部卒と院卒を比較した分析としては佐野(1993)や岸(1997)がある。前者は人事担当者との座談会から 1.修士として学習する 2 年間の成果は大きいこと、2.修士号取得者の初任給は学部卒プラス 2 年であり、その後自然に院卒の賃金カーブが学部卒の上方に来るのが望ましいと考えている人が多いことを明らかにした。後者は、ある国立大学理系大学院のデータに基づき修士と学部卒業生の初任給格差を分析した。結果は、製造業では修士の初任給が学部卒のそれを上回っていることを示した。しかしながら、これら研究の分析もまた記述統計量に留まっており、より精度の高い分析がなされる必要がある。

海外には本稿と同一方向の分析が少ないながらも存在する。Wise(1975)は多変量解析を使用し、修士課程を良い成績で修了した者の賃金増加率が高くなることを示した。ただし、この分析は様々な大学の卒業生をサンプルに含んだ分析であるため、卒業大学に基づく属性の差異が十分にコントロールされていないという問題がある。また修士卒－博士卒間の比較・分析はなされていない。Jones and Jackson(1990)は同一大学卒業生をサンプルとし、卒業 5 年後の賃金にどのような要因が影響を与えるのかを多変量解析により分析した。結果は、院卒は学部卒業生と比べて賃金が高くなるというものであった。しかしこの研究も大学のコントロールはできているものの、依然として卒業学部のコントロールが十分でな

く、また修士－博士間の差異が分析されていないという課題が残されている⁵。

以上、先行研究を概観してきた結果に基づき本稿では、大学や学部をコントロールした上で学歴間賃金格差をより精度の高い方法で分析する。さらには、学士－修士間分析にくわえ、修士－博士間の分析も行う。また先に述べたように、その際、教育が賃金に影響を与える経路にも注目する。

本研究の構成は以下のとおりである。次節で分析手法を説明する。第3節で使用データを説明する。第4節でエコノメトリックスによる分析を行う。そして第5節で結論を述べる。

4.2. 分析手法

本節では分析手法をより詳しく説明する。仕事競争モデルと人的資本理論、シグナリング理論のいずれが現実的であるのかを見るには、初任給と賃金カーブの傾きが学歴間でどのように違うのかを確認しなければならない。

なお、初任給を比較するときには注意を要する。学士卒と修士卒の比較を例にして述べると、学士卒業年齢は22歳、修士修了年齢は24歳であるため、単純に彼等の22歳時賃金と24歳時賃金を比較すると年齢に起因した賃金格差が含まれてしまう。この年齢に起因する格差を除いても格差が存在するならば、それが学歴間初任給格差(の少なくとも一部)である。一方、年齢に起因した格差以外が無いのならば学歴間初任給格差は存在しないことになる。

それでは分析手法を図1～3により説明していく。説明は学士卒と修士卒の比較により行うが、同様の説明が学士卒と博士卒にもあてはまることは言うまでもない。図1には仕事競争モデル、図2には人的資本理論、図3にはシグナリング理論が示されている。図1の仕事競争モデルに従うと初任給には差がつかない。つまり、年齢に起因した格差($w_{24} - w_{22}$)以外は存在しないことになるため、修士の24歳時賃金は学士の24歳賃金と等しくなる。一方、その後の賃金は年齢と共に学歴間で広がることが示されている。言い換えると、高学歴者の年齢係数の方が大きくなる。

図2の人的資本理論に従うと初任給の段階から学歴間格差が生じる。よって、年齢に起因した賃金格差($w_{24} - w_{22}$)以上に修士の賃金が高くなる。別の言い方をすると、学士卒の24歳時賃金と修士卒の24歳時賃金(修士の初任給)では後者の方が大きくなる。その後の賃金格差は理論的には維持されるか縮小する。換言すると、高学歴者の年齢係数が低学歴者のそれと同じか、それよりも小さい。図2では賃金格差が維持されるケースが示されている。

図3のシグナリングモデルに従うと学歴間初任給格差が生じる。よって年齢に起因した賃金格差($w_{24} - w_{22}$)以上に修士の賃金が高くなる。その後の賃金格差についても徐々

⁵ その他、アメリカでの教育問題を扱った研究として Card and Krueger(1992)がある。

に拡大する。言い換えると高学歴者の年齢係数が低学歴者のそれよりも大きくなる。

もし初任給に学歴間格差がなく、高学歴者の年齢係数の方が大きいならば仕事競争モデルが現実的となる。一方、初任給に学歴間格差があり、その後の賃金格差が拡大しないのなら人的資本理論が現実的となる。また、初任給格差がありかつその後の賃金格差が拡大するのならばシグナリング理論が現実的となる。以下ではこの点を検証していく。

4-3. 使用データ

本研究で使用する主要データは、ある有名国立大学工学部の卒業生を対象に1998年になされたアンケート調査から得られたものである⁶。アンケートは8677人に送付され、回答率は約26%、全サンプル数は2217となった。このデータは特定大学の特定学部から得られたものであるため、大学や学部の差異に基づく属性の差異をほぼ完全にコントロールできるという利点を持つ⁷。またサンプルは学士卒、修士卒、博士卒が特定され、彼等の賃金データと学業成績や労働市場での属性を示すデータを含むため、学士卒—修士卒—博士卒間賃金格差を属性変数をコントロールした上で分析できる。なお、このデータには社会人大学院生⁸がほとんど含まれていなかった。よって本研究では、一般的な大学院生⁹のみを対象とした分析を行うことにする¹⁰。また、そもそも工学部を対象とした分析であることから女性の数が少ない上に、女性からの回答もほとんど得られなかったため分析は男性に限った。

その他データとして、初任給分析で必要となった一致景気動向指数を『景気動向指数』(内閣府)から、男子大卒者数を『学校基本調査報告書』(文部科学省)から、GDPデフレーターを『国民経済年報』(内閣府)から使用する。

4-4. 統計的分析

4-4-1. 初任給分析

ここでは初任給分析を行う。先に若干触れたように、学士—修士—博士卒の初任給を比較するためには年齢が初任給に与える効果をコントロールした分析が必要である。

⁶ 回答の幾つかは回想により答えられた。またアンケートは卒業生全員に配布されたものの、全ての卒業生から回答が得られたわけではなく、回答にはバイアスが生じている可能性もある。アンケート調査に付随するこの種の問題を完全に解決できていないことについては、本研究もその例外ではない。このような問題を克服することは今後の課題である。

⁷ 大学や学部の相違によって生じる格差は、大学ダミーや学部ダミーを使用することによりある程度コントロールすることは可能である。ただし、大学ダミーや学部ダミーを使用しても切片の違いのみを調整するだけで、その他変数の係数は大学間や学部間で同じであるという制約を課していることになり、このような方法によるコントロールには限界がある。

⁸ 学部卒業後、3年以上経ってから大学院に入学したものを社会人大学院生とみなした。

⁹ 学部卒業後、3年以上経つ前に大学院に進学したものを一般的な大学院生とした。

¹⁰ 社会人大学院生と一般の大学院生を一括して、同じ大学院生として扱った分析も行ったが、以下で示される結果とほぼ同じであった。

分析手順を学士卒－修士卒間比較を例にしてまとめたものが図4である。始めに学士卒のみをサンプルとして現在の所得分析を行い、学士卒賃金カーブを推定する。そこから学士卒の24歳時(修士修了年齢に相当)賃金と22歳時(学部卒業年齢に相当)賃金を推計する。次に修士ダミー(及び博士ダミー)を説明変数として含めた初任給分析を全学歴の者をサンプルとして行い、修士ダミーの係数を求める。最後に、推計された(学士卒の24歳時賃金－学士卒の22歳時賃金)と修士ダミーの係数を比較する。もし修士ダミーが(A)ならば修士の初任給は学士卒よりも高くなり、(B)ならば同じ、(C)ならば低くなる。学士卒－博士卒間比較についても、同様の手順を踏む。

それでは具体的な分析に入る。まず学士卒のみをサンプルとした現在の所得分析を行う。ここでのサンプルは本研究の目的に合わせ、男性かつ自営業主・家族従業員以外、かつ年齢は22～60歳である。被説明変数は現在の所得¹¹を対数変換した値である。使用された説明変数は年齢とその2乗項、優の割合、進路アドバイス、浪人年数、留年数、生え抜きダミー、勤続、企業規模¹²、それに産業ダミーである。

年齢とその2乗項は、学士卒の22歳時、24歳時、それに27歳時(博士修了年齢に相当)の推定賃金を求めるために使用する。期待される係数はそれぞれ正、負である¹³。

優の割合は学部時代の成績を示している。成績のよい者ほど賃金が高くなると考えられるため、期待される係数は正である。このような成績の効果はいくつかの先行研究で明らかにされている¹⁴。進路アドバイスは、大学入学以前の高校でこの大学への合格確率がどのように評価されていたかを示しており、合格する確率は「かなり低い」なら0、「低い」なら1、「五分五分」なら2、「高い」なら3、そして「かなり高い」なら4と数値化されている。この変数により大学入学前の能力をコントロールする。期待される係数は正である¹⁵。

浪人年数は何年浪人したかを示している。係数は正とも負とも期待される。その理由は浪人をしてまで良い学科に入学したとすれば、そのことが現在の所得を高める可能性があるが、その一方で、浪人しないと大学に入学できなかったということは能力の低さを示すとも考えられるためである。留年数の係数は負と期待される。生え抜きダミーは、生え抜

11 1997年における年収であり、30段階に分けられた値の中央値をとった。ただしアンケート上の最高所得を示す「2500万以上」については3750とした。

12 企業規模については、9段階に分けた従業員数の中央値をとっている。ただし、アンケート上の最大企業規模を示す「10000人以上」については企業規模を15000とした。

13 推定賃金を求める上で24歳時賃金は勤続2年時賃金、22歳時賃金は勤続0年時賃金に相当すると考えることにより、年齢とその2乗項ではなく、勤続とその2乗項を利用した分析も可能である。ただし、ここでの分析対象には非生え抜きも含まれているため、年齢とその2乗項を使用した。ちなみに勤続とその2乗項を使用した分析においてもほぼ同様の結果を得た。

14 成績の賃金に対する正の効果は、前掲のWise(1975)やJones and Jackson(1990)でも示されている。また荻谷(1991、1993)、梅崎(2000)、それに大谷(2003)は成績が良い者ほど良い初職や初任給を得ることを示した。竹内(1995)、松繁(2002)、そして大谷 他(2003)は成績が良い者ほど就職後のキャリアが良好なことを示した。

きならば 1、そうでなければ 0 をとる¹⁶。非生え抜き化が出向により生じるケースでは、係数は負と予想される¹⁷。一方、非生え抜き化が転職によって起こるケースでの生え抜きダミーの係数の符号は事前に予想できない。勤続と企業規模は所得の分析で一般的に使用される変数であり、期待される係数はそれぞれ正である。

表 1-1 が結果である。ここでの結果は、始めに上で説明した全ての変数を使用した分析を行い、その後 P 値の高かった変数を除去したものである。なお変数の除去に際して F 検定を行った。未使用変数¹⁸の係数は全て 0 であるという帰無仮説は P 値=0.54% で棄却されなかった。結果は概ね予想された通りであったが、先行研究でその重要性が示唆されていた成績や進路アドバイスは有意な効果を示さなかった。ここでの結果を利用して 22 歳時、24 歳時、それに 27 歳時の推定賃金を導出した。

次に、全学歴の者をサンプルとし初任給分析を行う。ここでのサンプルは男性かつ自営業主・家族従業員以外、かつ博士卒のサンプルに合わせて年齢は 27~60 歳¹⁹、かつ生え抜きである。生え抜きのみをサンプルとしたのは、非生え抜きの者については初入社年が特定できず、初任給の実質化ができないため、ここでの分析から彼等を排除する必要があるためである。被説明変数は GDP デフレーターで実質化された初任給²⁰を対数変換した値である。説明変数は修士ダミー、博士ダミー、優の割合、進路アドバイス、浪人年数、留年数、企業規模、初入社年、初入社年における一致景気動向指数、初入社年における男子大卒者数、それに産業ダミーである。

修士ダミーと博士ダミーは修士、博士なら 1、それ以外なら 0 をそれぞれとる。期待される係数は共に正である。初入社年は入社年の違いが初任給に与える効果をコントロールするために使用し、実質的にはトレンド項の役割を果たす。期待される係数は正である。一

¹⁵ 同様の効果が前掲の大谷 他(2003)、大谷(2003)で確認されている。

¹⁶ 生え抜きとは、学部卒業生については、卒業年と現在勤めている会社への入社年が等しい者である。大学院卒業生については、この条件に加え、学部卒業後 2 年以内に大学院へ進学した者を生え抜きとした。

¹⁷ 出向による非生え抜き化が生じると、職位は上昇し、企業規模は小さくなるケースがしばしば知られている。通常、職位の上昇は所得を増加させ、企業規模の低下は所得を減少させる。従って企業規模をコントロールした分析では、非生え抜き化は所得を増加させると考えられる。本研究では企業規模をコントロールした上で、非生え抜き化の効果を分析しているので、出向による非生え抜き化の所得に与える効果は正と予想される。言い換えると、出向の効果から予想される生え抜きダミーの係数は負となる。このような議論は前掲の大谷 他(2003)が詳しい。

¹⁸ 優の割合、進路アドバイス、浪人年数、生え抜きダミー、製造業ダミー、金融業ダミー、サービス業ダミー、大学教員ダミー、それにその他産業ダミーをここでは指す。つまり、精緻化後においては使用されなかった変数である。以下でも「未使用の変数」とはこのような変数を示す。

¹⁹ 博士課程におけるオーバードクターの存在を考慮し、年齢を 30~60 歳とした分析も行った。結果はほぼ同じであった。

²⁰ 20 段階に分けられた初入社年における年収の中央値をとった。ただしアンケート上の最高所得を示す「1000 万以上」については 1500 とした。

致景気動向指数は初入社時の労働需要の代理変数として使用する。期待される係数は正である。男子大卒者数は初入社時の男子大卒労働供給を代理する変数として使用する。期待される係数は負である。なお、表 1-1 においても使用した変数の符号については、ここでも同様の効果が期待されるために繰り返し説明しない。

結果は表 1-2 に示されている。ここでの結果は、上で説明した全ての変数を使用した分析の後、P 値の高い変数を除去した後のものである。変数の除去に当たっては F 検定がなされた。その結果は「未使用の係数=0」の欄に示されている。修士ダミーと博士ダミーの係数は共に正で有意となった²¹。

優の割合、進路アドバイスなどの学業成績変数は有意とならなかった。その他有意となった変数については期待された通りの符号を示した。

最後に、修士卒や博士卒の初任給が学士卒に比べて高いのは、単に初任時の年齢が高いためなのかどうかを分析した。結果は表 1-3 に示されている。表 1-1 から得られた(学士の 24 歳時の推定賃金－学士の 22 歳時の推定賃金)が、表 1-2 から得られた修士ダミーに等しいという帰無仮説は P 値=0.72%で棄却されなかった。また表 1-1 から得られた(学士の 27 歳時の推定賃金－学士の 22 歳時の推定賃金)²²が、表 1-2 から得られた博士ダミーに等しいという帰無仮説も P 値=0.79%で棄却されなかった。これら結果は、院卒の初任給が高く見えるのは院卒ほど初任時の年齢が高いためであることを示している²³。

4-4-2. 学歴別賃金カーブの推定

これまでの分析からは、修士卒・博士卒の初任給は学士卒と同じであることが分かった。ここでは学歴別に現在の所得を年齢などの説明変数に回帰し、年齢の係数間にどのような差があるのかを分析する。学歴別に推定することにより、学歴間で各説明変数の係数の値が異なる可能性を考慮する。仕事競争モデルが現実的ならば、学歴間初任給格差はないというこれまでの結果にくわえて、年齢係数が高学歴者ほど大きくなるはずである。使用したサンプルは男性かつ自営業主・家族従業員以外、年齢は学士卒については 22～60 歳、修士卒については 24～60 歳、そして博士卒については 27～60 歳²⁴とした。なお学士のみを

²¹年齢区分を 27～40 歳、41～50 歳、51～60 歳に区切った分析においてもほぼ同様の結果を得た。

²²ここでも博士課程におけるオーバードクターの存在を考慮するために、博士過程修了年齢を 30 歳と仮定し、(学士の 30 歳時の推定賃金－学士の 22 歳時賃金)が表 1-2 の(Ⅱ)式から得られた博士ダミーに等しいという帰無仮説も検定したが、この仮説も棄却された。

²³ 修士卒－博士卒間初任給格差については以下のような分析も試した。始めに修士卒のみの賃金カーブを推定し、ここから(修士卒の 27 歳時(博士修了時年齢に相当)賃金－24 歳時(修士修了時年齢に相当))を推定し、次に博士ダミーを含めた初任給分析を修士卒以上の者をサンプルとして行い、最後に(27 歳時賃金－24 歳時賃金)と博士ダミーの差の検定を試みた。しかし初任給分析で博士ダミーは有意とならず、差の検定をするまでに至らなかった。

²⁴ここでもオーバードクターの存在を考慮し、30～60 歳を対象とした分析も行ったが結果はほぼ同様であった。

サンプルとした推定結果は表 1-1 で既に行っているため、そちらを見ていただきたい。使用する変数は、表 1-1 の学士卒の分析と全く同様の被説明変数と説明変数であり、予想される説明変数の効果も表 1-1 に準じる。

結果は表 2 に示されている。ここでの分析も以前と同様に全ての説明変数を使用した分析を行い、その後 P 値の高い説明変数を除去した。その際 F 検定が行われ、その結果は「未使用の係数=0」の欄に示されている。いずれの学歴の分析についても係数の符号は予想通りであった。ただし、ここでも優の割合や進路アドバイスはほとんど有意とならなかった。

次に、学歴間で年齢及びその 2 乗項の係数を比較した。(I)には、学士との比較の結果が示されている。これによると、学士と修士の年齢係数は同じであるという帰無仮説及び、学士と修士の年齢の 2 乗係数は同じであるという帰無仮説は共に棄却された。修士の年齢係数は学士のそれよりも有意に大きく、修士の年齢の 2 乗係数は学士のそれよりも有意に小さい。つまり年齢と共に学士卒-修士卒間賃金格差は拡大するが、その効果は年齢とともに小さくなるということである。ただし、修士の賃金が最大になる年齢を計算したところ 57 歳とかなり高齢になってからであることから、一般的な定年年齢を考えると学士の生涯賃金が修士のそれを上回ることはないと言える。修士卒と博士卒の比較結果は(II)に示されている。ここからは修士卒と博士卒の年齢係数及びその 2 乗項の係数に有意差はないことが明らかとなった。

ここまでの結果をまとめておく。第一に、初任給は学士卒-修士卒-博士卒間で同じである。第二に、学歴間の現在の所得格差は学士-修士・博士卒間で年齢と共に拡大し、その後縮小する。ただし、院卒間では賃金カーブの傾きに統計的有意差は観察されなかった。

これら結果は、図 1 に描かれたような状態を示していると言える。つまり、仕事競争モデルが現実をよりうまく説明することを示している。しかしながら、修士卒と博士卒の間で賃金カーブの形状に有意な差が見られなかったことから、博士卒ということが、修士卒よりも高い訓練可能性を持っていることを示す指標として機能していなかったと考えられる。また図 1 は、島田(1975)により 30 年ほど前に描かれた日本の賃金カーブと類似している。彼は大卒・高卒・中卒の賃金カーブを描き、学歴間で初任給格差はほとんど無いが、賃金カーブの傾きについては高学歴者ほど大きいことを示した。このことは本研究の学士卒と修士卒・博士卒の関係に類似している。ここからは、昔は大卒が就職していた望ましい仕事には、今は院卒が就職し、昔は高卒が就職していた仕事には、今は大卒が就職するといったような学歴インフレが発生している可能性が示唆される²⁵。

4-4-3. 補足的推定

ところで学歴別に推定せず、一本の式に学歴ダミーを入れて分析を行えばどのような結果が得られるだろうか。このことを確かめるために、全学歴の者をサンプルとして現在の

²⁵なお島田(1975)の主眼は賃金カーブの日米間比較に置かれており、本研究のように仕事競争モデルの現実妥当性を統計的に分析したものではない。

所得を修士ダミーや博士ダミーなどの説明変数に回帰させてみる。使用するサンプルは男性かつ自営業主・家族従業員以外、かつ博士のサンプルに合わせるため年齢は27～60歳である。被説明変数は現在の所得を対数変換した値である。説明変数は修士ダミー、博士ダミーが加わった以外は表1-1と同様である。修士ダミー、博士ダミーの係数は共に正と期待される。その他変数の期待される符号は、表1-1と同様である。

結果は表3に示されている。ここでの結果は、始めに全ての説明変数による分析を行い、その後P値の高かった変数を除去した後のものである。変数除去の際に行われたF検定の結果は下段に示されている。修士ダミーと博士ダミーは正かつ有意となった²⁶。つまり、院卒の賃金は学部卒に比べて有意に高い²⁷。これは図2の人的資本理論を支持するかのような結果である。しかし、このような方法で抽出された教育の効果には問題があり、前掲の村松(1983)はその後のOJTの効果をも含む可能性を指摘していた。このことと仕事競争モデルを支持する本研究の結果とをあわせて考えると、高学歴ダミーの正の効果は純粋な教育効果によるものというよりもむしろ、その後のOJT効果による部分が大きいといえるかもしれない。

4-5. 結論

本研究は、ある有名国立大学工学部の卒業生に1998年になされたアンケート調査から得られたデータをもとに、教育の賃金に影響を与える経路を分析した。

結果は、サローの仕事競争モデルが現実をよりうまく説明するというものである。ただし、このような結果は学士卒-院卒間についてのみ観察され、修士卒-博士卒間については観察されなかった。この原因としては、博士卒ということが修士卒よりも高い訓練可能性を持つという指標として機能していなかった可能性が指摘できる。

また、現在の所得を学歴別に推計せず、一本の式に学歴ダミーを入れて分析するとあたかも人的資本理論が現実的であるかのような結果を得た。これは学歴ダミーを利用した分析では学歴間での切片の違いのみをコントロールし、他の変数の係数は学歴間で同じであるという制約を課していることになるために生じた結果と考えられる。

以上の結果に加えて、先行研究では重要性が指摘されていた優の割合や進路アドバイスといった学業成績変数が、どの推定式においてもほとんど有意とならなかった。その理由は恐らく、同じ学歴間で選抜をするなら学業成績変数よりも学科という指標の方がより明確であり、この指標により十分な選抜が可能な時にはこれら変数を使用する必要が無かったためと考えられる²⁸。また、学歴が異なる者を選抜するケースでは学歴による選抜で十

²⁶年齢区分を27～40歳、41～50歳、51～60歳に区切った分析をここでも行ったが、ほぼ同様の結果を得た。

²⁷修士ダミーの係数と博士ダミーの係数は同じであるという帰無仮説は棄却されなかった。

²⁸ 本研究が分析対象とした工学部には、数多くの学科が存在していた。

分であり、学業成績変数を使用しなかったためと考えられる²⁹。

本研究は、特定大学の工学部卒業生のみをサンプルとした分析であるため、属性のコントロールがかなり十分に行われている反面、結論の一般性には欠けるという問題点を孕んでいる。従って今後の同種の研究では、様々な特定の大学・特定の学部をサンプルとした分析がなされる必要がある。さらには、女性を分析対象とした同種の研究がなされる必要もあるだろう。

²⁹ 選抜に際し明確な指標が存在し、それだけで十分な選抜が可能な時には、初任給に対する成績の効果が無くなることは前掲の大谷(2003)でも確認されている。

<参考文献>

[邦文]

荒井一博(1995)『教育の経済学』有斐閣

梅崎修(2000)「新規大卒就職市場におけるOBネットワークの利用—卒業生・アンケート調査に基づく実証分析—」第52回教育社会学会大会報告論文、2000年9月、北海道大学

大谷剛(2003)「大卒者の成績が初任給に与える効果」『大阪大学経済学』、第52巻・第4号

大谷剛、梅崎修、松繁寿和(2003)「若年期の蓄積とキャリアの終盤」『日本労働研究雑誌』
no. 517、pp. 51-63

沖津由紀(1996)「高等教育機関における社会人教育」日本労働研究機構研究紀要、no.15

蒔谷剛彦(1991)『学校・職業・選抜の社会学』東京大学出版会

_____ (1993)「高卒労働市場の日本の特質—労働市場の変化と『学校に委ねられた職業選択』のゆらぎ」『日本労働研究雑誌』、no.405、1993年10月

岸智子(1997)「大学院修了者の雇用と賃金」第7回労働経済学コンファレンス報告論文

小林信一・加藤毅・浦田広朗・田中雅文(1992)「わが国における大学院の現状分析」『大学研究』、第9号

佐野陽子(1993)「高度経営人材のニーズと大学院教育」『日本労働研究雑誌』、no.402、1993年7月

島田晴雄(1975)「年齢—賃金プロフィールの日・米比較(下)—定量的観測結果とその位置づけ—」『日本労働協会雑誌』、no.199、1975年10月

島田睦雄(1998)「認知のアーキテクチャー・モデルから見たホワイトカラー・ワーカーの職務と大学院教育」日本労働研究機構研究紀要、no.15

竹内洋編(1995)『卒業生から見た京都大学の教育—教育・職業・文化』高等教育研究叢書
34、広島大学 大学教育研究センター

塚原修一・上野敬士・山田圭一(1992)「高度職業人養成型修士課程の活動と成果—筑波大学大学院の場合—」『大学研究』、第9号

日本労働研究機構(1997)「大学院修士課程における社会人教育」調査研究報告書、no.91、
1997年3月

松繁寿和(2002)「社会科学系大卒者の英語力と経済的地位」『教育社会学研究』、第71集、
2002年

村松久良光(1983)「人的資本理論と日本の労働市場」『日本の労働市場分析—内部化した労働の視点より—』第2章 白桃書房

労働問題リサーチセンター編(1996)『社会人大学院生の実像発見—大学院等における社会人の自己啓発の現状及びその支援のあり方』大蔵省印刷局

[英文]

Card, David and Krueger, Alan(1992) "Does School Quality Matter? Return to

- Education and the Characteristics of Public School in the United States” Journal of Political Economy, 1992, vol.100, no.1
- Gray, Jerry and Chapman, Richard(1999) “Conflicting Signals: The Labor Market for College-educated Workers” Journal of Economic Issues, 1999, vol.33, no.3
- Hashimoto, Masanori and Raisian, John(1985) “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States” American Economic Review, 1985, vol.75, no.4
- Jones, Ethel B and Jackson, John D(1990) “College Grades and Labor Market Rewards” Journal of Human Resources, 1990, vol.25
- Mason, Patrick L(1999) “Male Interracial Wage Differentials: Competing Explanations” Cambridge Journal of Economics, 1999, vol.23, no.3
- Nicaise, Ides(2001) “Human Capital, Reservation Wages and Job Competition: Heckman's Lambda Re-interpreted” Applied Economics, 2001, vol.33, no.3
- Ours, J. c. Van and Ridder, Geert(1995) “Job Matching and Job Competition: Are Lower Educated Workers at the Back of Job Queues?” European Economic Review, 1995, vol.39, no.9
- Thurow, L(1976) “Generating Inequality” New York : Basic Books, 1976
- Wise, David A(1975) “Academic Performance and Job Performance” American Economic Review, 1975, vol.65

表1-1 学士、現在の所得分析

ln (現在の所得)	Coef.	P> t
年齢	0.068	0.000
年齢の2乗	-4.176E-04	0.004
優の割合		
進路アドバイス		
浪人年数		
留年数	-0.066	0.002
生え抜きダミー		
勤続	0.003	0.027
企業規模	5.450E-06	0.021
製造業ダミー		
卸売り業ダミー	0.269	0.001
金融業ダミー		
運輸業ダミー	0.182	0.001
電気・ガス・水道業ダミー	0.284	0.002
官公庁ダミー	-0.163	0.006
サービス業ダミー		
大学教員ダミー		
その他産業ダミー		
定数項	4.596	0.000
サンプル数	497	
F検定	77.91	
Prob > F	0.00	
R-squared	0.59	
Adj R-squared	0.58	
Root MSE	0.28	
帰無仮説	F(9 , 397)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.88	0.54

表1-2 全学歴、初任給分析

ln(実質初任給)	Coef.	P> t
修士ダミー	0.114	0.009
博士ダミー	0.262	0.002
優の割合		
進路アドバイス		
浪人年数		
留年数	-0.078	0.030
企業規模		
初入社年	0.019	0.000
一致景気動向指数		
男子大卒者数		
製造業ダミー		
卸売り業ダミー		
金融業ダミー		
運輸業ダミー		
電気・ガス・水道ダミー		
官公庁ダミー	-0.166	0.063
サービス業ダミー		
大学教員ダミー		
その他産業ダミー		
定数項	4.089	0.000
サンプル数	599	
F検定	28.4	
Prob > F	0.00	
R-squared	0.19	
Adj R-squared	0.19	
Root MSE	0.47	
帰無仮説	F(14, 490)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.46	0.95

表1-3 修士・博士の初任給に与える効果

帰無仮説	F(1, 593)	Prob >F
(学士の24歳推定賃金-学士の22歳推定賃金) = 修士ダミーの係数	0.13	0.72
(学士の27歳推定賃金-学士の22歳推定賃金) = 博士ダミーの係数	0.07	0.79

注) 推定賃金は表1-1から得られたものである。

修士ダミーの係数と博士ダミーの係数は表1-2から得られたものである。

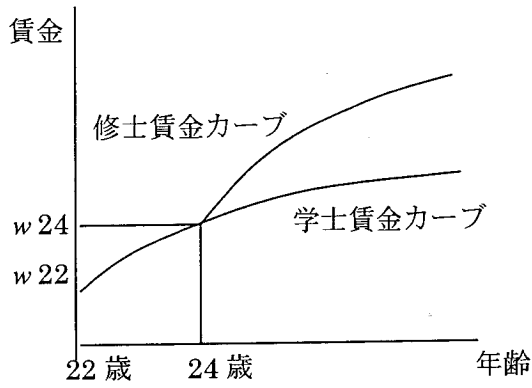
表2 学歴別賃金カーブ

ln (現在の所得)	(I) 修士		(II) 博士	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t
年齢	0.153	0.000	0.155	0.000
年齢の2乗	-0.001	0.000	-0.001	0.000
優の割合				
進路アドバイス	0.024	0.073		
浪人年数	-0.030	0.155		
留年数				
生え抜きダミー				
勤続	0.003	0.150		
企業規模	1.800E-06	0.482		
製造業ダミー	-0.072	0.056	-0.742	0.000
卸売り業ダミー	0.400	0.002		
金融業ダミー				
運輸業ダミー				
電気・ガス・水道業ダミー	0.136	0.035		
官公庁ダミー	-0.120	0.074	-0.636	0.000
サービス業ダミー	-0.194	0.014	-0.921	0.000
大学教員ダミー	-0.244	0.000	-0.788	0.000
その他産業ダミー				
定数項	2.786	0.000	3.605	0.000
サンプル数	332		88	
F検定	96.35		51.10	
Prob > F	0.00		0.00	
R-squared	0.78		0.79	
Adj R-squared	0.78		0.78	
Root MSE	0.24		0.16	
帰無仮説	F(6 , 282)	Prob >F	F(7 , 44)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.85	0.53	0.88	0.53
学士の年齢係数=修士の年齢 の係数	F(1 , 319)	Prob >F		
	37.50	0.00		
学士の年齢の2乗係数=学士 の年齢の2乗係数	F(1 , 319)	Prob >F		
	34.45	0.00		
修士の年齢係数=博士の年齢 の係数			F(1, 81)	Prob >F
			0.00	0.95
修士の年齢の2乗係数=博士 の年齢の2乗係数			F(1, 81)	Prob >F
			0.05	0.83

表3 現在の所得分析

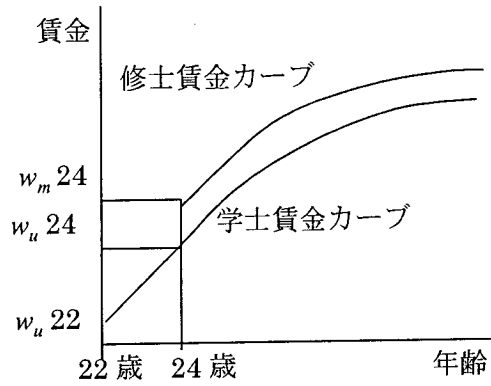
ln (現在の所得)	Coef.	P> t
修士ダミー	0.033	0.092
博士ダミー	0.071	0.084
年齢	0.110	0.000
年齢の2乗	-0.001	0.000
優の割合		
進路アドバイス		
浪人年数	-0.027	0.033
留年数	-0.049	0.002
生え抜きダミー		
勤続	0.002	0.030
企業規模	5.040E-06	0.002
製造業ダミー		
卸売り業ダミー	0.290	0.000
金融業ダミー		
運輸業ダミー	0.177	0.000
電気・ガス・水道業ダミー	0.218	0.000
官公庁ダミー	-0.093	0.022
サービス業ダミー		
大学教員ダミー	-0.082	0.035
その他産業ダミー		
定数項	3.666	0.000
サンプル数	826	
F検定	122.51	
Prob > F	0.00	
R-squared	0.66	
Adj R-squared	0.66	
Root MSE	0.25	
帰無仮説	F(7, 734)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.83	0.56
修士ダミーの係数=博士 ダミーの係数	F(1, 812)	Prob >F
	0.87	0.35

図1 仕事競争モデル



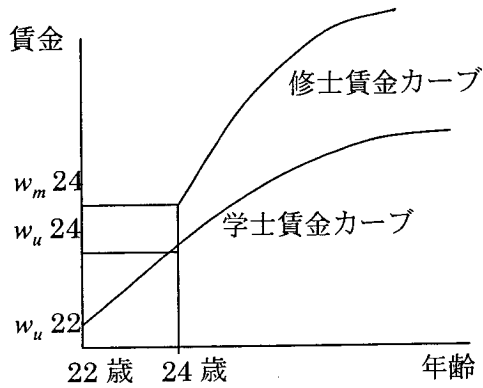
注) ここで、 w_{24} : 24歳時賃金
 w_{22} : 22歳時賃金

図2 人的資本理論



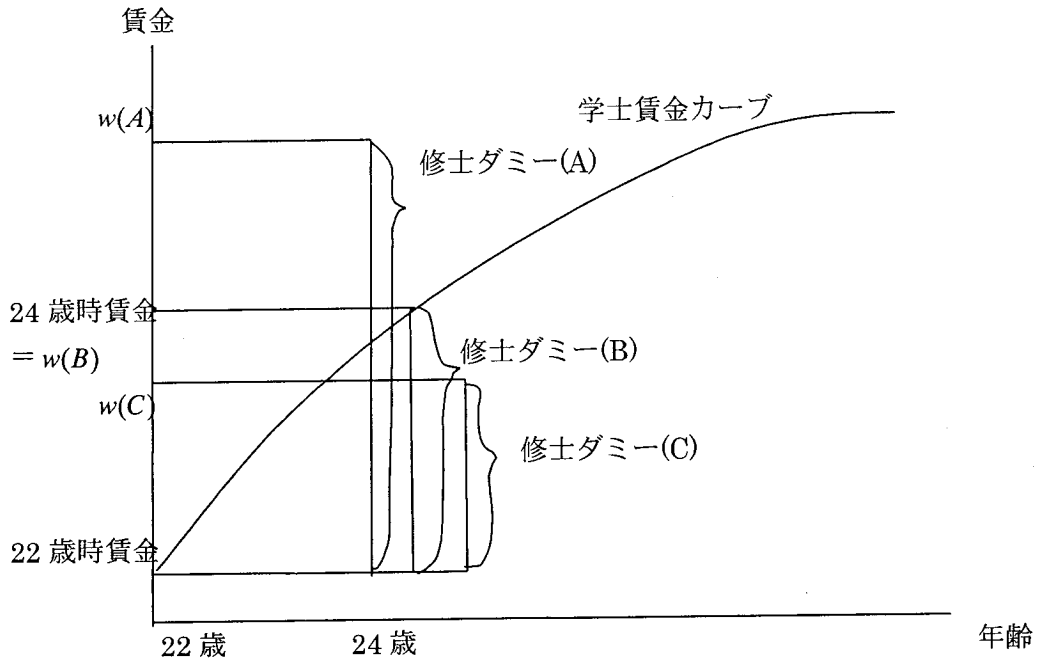
注)ここで、 w_m24 : 修士卒の24歳時賃金
 w_u24 : 学士卒の24歳時賃金
 w_u22 : 学士卒の22歳時賃金

図3 シグナリング理論



注)ここで、 w_m24 : 修士卒の24歳時賃
 w_u24 : 学士卒の24歳時賃金
 w_u22 : 学士卒の22歳時賃金

図4 修士ダミーと賃金カーブの関係



補論 基本統計量

表A1 全サンプル学歴分布

学歴	標本数	分布	累積分布
学士	1388	62.61%	62.61%
修士	509	22.96%	85.57%
博士	304	13.71%	99.28%
その他	16	0.72%	100%
合計	2217	100%	

表A2 全サンプル性別分布

性別	標本数	分布	累積分布
男	2178	98.24%	98.24%
女	9	0.41%	98.65%
不明	30	1.35%	100%
合計	2217	100%	

表A3 全サンプル(不明者50人を除く)の年齢の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年齢	2167	56.05907	13.31493	22	89

表A4 表1-1で使用された変数の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln (現在の所得)	521	7.019	0.440	5.782	8.230
年齢	525	49.286	9.708	22	60
年齢の2乗	525	2523.141	872.607	484	3600
優の割合	490	40.292	24.168	0	95
進路アドバイス	518	2.998	0.942	0	4
浪人年数	475	0.528	0.744	0	4
留年数	504	0.202	0.594	0	4
生え抜きダミー	524	0.643	0.480	0	1
勤続	525	19.250	11.931	0	38
企業規模	524	7272.262	6273.303	2.5	15000
製造業ダミー	523	0.577	0.494	0	1
卸売り業ダミー	523	0.027	0.162	0	1
金融業ダミー	523	0.015	0.123	0	1
運輸業ダミー	523	0.061	0.240	0	1
電気・ガス・水道業ダミー	523	0.025	0.156	0	1
官公庁ダミー	523	0.048	0.214	0	1
サービス業ダミー	523	0.046	0.209	0	1
大学教員ダミー	523	0.023	0.150	0	1
その他産業ダミー	523	0.040	0.197	0	1

表A5 表1-2で使用された変数の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln(実質初任給)	623	5.567	0.521	4.574	7.213
修士ダミー	652	0.431	0.496	0	1
博士ダミー	652	0.072	0.259	0	1
優の割合	607	46.832	24.732	0	100
進路アドバイス	644	2.981	0.966	0	4
浪人年数	598	0.463	0.661	0	4
留年数	630	0.168	0.564	0	5
企業規模	648	9553.523	5763.380	17	15000
初入社年	652	76.877	9.989	60	97
一致景気動向指数	652	62.931	24.721	8.342	92.708
男子大卒者数	652	233904.800	66521.270	103361	342703
製造業ダミー	649	0.649	0.478	0	1
卸売り業ダミー	649	0.008	0.088	0	1
金融業ダミー	649	0.009	0.096	0	1
運輸業ダミー	649	0.066	0.249	0	1
電気・ガス・水道ダミー	649	0.045	0.207	0	1
官公庁ダミー	649	0.049	0.217	0	1
サービス業ダミー	649	0.012	0.110	0	1
大学教員ダミー	649	0.060	0.238	0	1
その他産業ダミー	649	0.014	0.117	0	1

表A6 表2学歴別賃金カーブ(修士)で使用された変数の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln(現在の所得)	377	6.844	0.495	3.912	8.230
年齢	388	43.026	10.129	24	60
年齢の2乗	388	1953.557	857.508	576	3600
優の割合	357	53.403	23.111	0	100
進路アドバイス	377	2.966	1.032	0	4
浪人年数	353	0.416	0.648	0	4
留年数	379	0.145	0.496	0	5
生え抜きダミー	388	0.773	0.419	0	1
勤続	388	14.405	9.982	0	35
企業規模	385	8732.774	6194.352	2.5	15000
製造業ダミー	386	0.606	0.489	0	1
卸売り業ダミー	386	0.010	0.101	0	1
金融業ダミー	386	0.008	0.088	0	1
運輸業ダミー	386	0.060	0.237	0	1
電気・ガス・水道業ダミー	386	0.060	0.237	0	1
官公庁ダミー	386	0.049	0.217	0	1
サービス業ダミー	386	0.036	0.187	0	1
大学教員ダミー	386	0.067	0.251	0	1
その他産業ダミー	386	0.036	0.187	0	1

表A7 表2学歴別賃金カーブ(博士)分析に使用された変数の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln (現在の所得)	88	6.939	0.345	5.926	8.230
年齢	88	47.682	9.362	29	60
年齢の2乗	88	2360.205	857.415	841	3600
優の割合	82	65.183	21.088	10	100
進路アドバイス	87	3.149	0.959	0	4
浪人年数	84	0.321	0.541	0	3
留年数	72	0.236	0.682	0	4
生え抜きダミー	88	0.534	0.502	0	1
勤続	88	13.989	10.251	0	33
企業規模	83	5730.735	5717.420	17	15000
製造業ダミー	88	0.307	0.464	0	1
官公庁ダミー	88	0.045	0.209	0	1
サービス業ダミー	88	0.011	0.107	0	1
大学教員ダミー	88	0.614	0.490	0	1

表A8 表3で使用された変数の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln (現在の所得)	928	6.966	0.421	5.519	8.230
修士ダミー	924	0.391	0.488	0	1
博士ダミー	924	0.078	0.268	0	1
優の割合	867	47.633	24.735	0	100
進路アドバイス	919	3.041	0.955	0	4
浪人年数	850	0.455	0.675	0	4
留年数	935	0.215	0.721	0	9
生え抜きダミー	924	0.682	0.466	0	1
勤続	935	17.563	11.117	0	38
勤続の2乗	935	431.907	405.890	0	1444
経験年数	850	636.646	433.438	1	1444
企業規模	927	7604.404	6239.625	2.5	15000
製造業ダミー	931	0.567	0.496	0	1
卸売り業ダミー	931	0.018	0.134	0	1
金融業ダミー	931	0.011	0.103	0	1
運輸業ダミー	931	0.052	0.221	0	1
電気・ガス・水道業ダミー	931	0.034	0.182	0	1
官公庁ダミー	931	0.049	0.217	0	1
サービス業ダミー	931	0.042	0.200	0	1
大学教員ダミー	931	0.093	0.291	0	1
その他産業ダミー	931	0.038	0.190	0	1

第5章 教育水準と allocative ability

—女性の教育水準が三種の神器の普及過程に与える影響*—

5-1. 序論

本研究では教育の技術普及過程に与える役割を、都道府県別の公表集計データに基づき分析する。昨今、国内外ではコンピュータ等の新技術の使用が生産性に与える効果がしばしば分析されている。しかし、どのような要因がいち早く新技術を導入せしめるのかについてはあまり研究されていない。新技術は生産量や生産性を増加させることを顧みると、どのような要因がその普及を促進するのかを分析することには意義がある。

本研究では、冷蔵庫、洗濯機、そして掃除機といった家庭内生産における三種の神器¹の普及過程に教育がどのような影響を与えるのかを、導入時期と普及速度に焦点を当てて分析する。その際、Welch(1970)で示された allocative ability に焦点を当てる。

教育が生産性に影響を与える経路は3つ考えられる。1つは人的資本理論が示す通常の経路であり、教育・訓練による知識や技能の向上を通じて直接的な生産性の上昇をもたらす。この概念を用いて、教育と生産性の関係について多くの研究がなされ、教育水準の高い者は、より高い賃金を得ることが示された。例えば荻谷(1991)や日本労働研究機構(1996)は、教育水準の高い者ほど大企業へ就職することを示した。一般に大企業ほど賃金が高いことを考えると、このことは教育水準の高い者ほど賃金が高くなる可能性を示している。大谷・梅崎・松繁(2003a)では、成績のよい者ほど職位が高くなることが示された²。

もう1つは、教育水準の高い者は習得能力が高いという議論である。Kruger(1993)やDiNard & Pischeke(1997)は教育水準の高いものほどパソコンを使用することを示した³。このことは、教育水準の高い者ほど習得能力が高いことを反映しているのかもしれない。

さらに第3の経路として allocative ability があり、教育水準の高いものほどこの能力が高いと考えられる。この能力は様々な生産技術の効率性を理解し、時間を含めた生産要素の組み合わせを、最も効率的な生産を可能とするよう組替える能力である⁴。新たな財が

* 本稿を作成する上で、同志社大学文学部社会学科(産業関係学専攻)の浦坂純子氏、高知大学人文学部社会経済学科の岡村和明氏、大阪大学大学院国際公共政策研究科の瀧井克也氏、横浜国立大学経済学部の山内太氏には有益なコメントを頂いた。ここにお礼申し上げます。なお、本稿における誤りの全ては筆者に帰するものである。

¹ 単に「三種の神器」と言うと、冷蔵庫、洗濯機、テレビを表すときもある。よって以下では「家庭内生産における三種の神器」というように記す。

² この種の海外における分析としては、Wise(1975)やJones & Jackson(1990)が挙げられる。また大谷(2003)や大谷・梅崎・松繁(2003b)も成績の効果を扱った分析を行っている。

³ 日本におけるパソコンと賃金の分析としては清水・松浦(1999)がある。

⁴ Schultz(1975, 1980)は entrepreneurial ability という言葉を使用し、同様の能力を説明している。また、この能力に関する議論は企業家(entrepreneur)だけに限定されず、雇用者、自営業主そして主婦にも当てはまること、さらには教育によりこの能力が向上することを指摘している。

発表される前の定常状態における生産要素や時間の配分は、この財の発表により最適ではなくなる。この時、新たな定常状態への移行スピード、言い換えると新たな財の導入は教育水準の高い者ほど早いだろう。

この能力に焦点を当てるためには、分析対象となる財の特性に注意を要する。パソコンなど使用のために一定の能力・技能を必要とする財を利用して分析を行ったとすれば、allocative ability と習得能力を区別できない。なぜなら、教育水準の高い者ほどパソコンの導入スピードが早いという結果が出たとしても、それは allocative ability によるものなのか、習得能力によるものなのかが区別できないためである。このような理由から、本研究では使用に際して特別な能力や技能を必要としない家電製品を利用する。

過去にこの能力を分析したものは少ない。Welch(1970)は(大卒賃金/高卒賃金)を、新技術導入の代理変数である研究開発費等の説明変数に回帰し、研究開発費の係数が正であったために allocative effect⁵は存在すると結論づけている。また Bartel et al(1987)も同様の分析を行い、allocative effect を支持している。しかし、彼等の方法は教育水準の高い者と効率的な生産要素導入スピードの関係を直接推定しているわけではない。

allocative ability を直接分析した先駆的なものとして Romeo(1957)⁶や Matsushige(1986)が挙げられる。前者は、企業間の数値制御装置(numerical control machine)の普及過程を分析し、教育水準は導入時期や普及速度に有意な効果を持たないことを示した。後者は、鉄鋼産業に属する企業の転炉普及率に注目し、企業家の能力水準と転炉の普及速度の間に正の相関があることを示した。その一方において、導入時期に対しては有意な効果はないという結論を得た。これら研究では、S字型の普及過程を示す関数として一般的であり、また結果の解釈も容易である logistic 関数が使用された。残された課題は、確保されたサンプル数が必ずしも十分ではないということである。よって本研究では、約 20 年分の普及過程のデータと 46 都道府県⁷のデータを利用し十分なサンプル数を確保する。

一方、技術の普及過程を分析したものとして Griliches(1957)が挙げられる。そこでも logistic 関数を利用して、交配種とうもろこし(hybrid corn)の普及過程が分析された。結果は、利潤可能性が導入時期、及び普及速度に大きな影響を与えるというものであった。ただし、重要な需要側の要因である所得などの要因が説明変数として使用されなかったという問題がある。Dixon(1980)は推定方法を改善し、より最近のデータを用いて交雑種とうもろこしの普及過程を分析し、利潤可能性が大きい地域ほど普及速度が速いという同様の

⁵ 教育水準の高い者は allocative ability が高いために、技術変化に柔軟に対応できる。その結果として賃金も上昇するという効果である。

⁶ Romeo(1957)では、allocative ability という言葉は用いられていないものの、分析ではこのような能力を想定していたと考えられるため、この能力の先行研究としてここに挙げた。

⁷ 早い時期における沖縄のデータが入手できなかったので、分析は沖縄を除いた 46 都道府県のデータによりなされる。

結果を得た。ただし、ここでの分析でも所得はコントロールされていない⁸。

以上のような先行研究ふまえ、本研究では次のような貢献を行いたい。第 1 に家電を利用して allocative ability を直接的に分析する。S 字型の普及過程を示す関数として logistic 関数を利用する。また約 20 年分の普及過程のデータと 46 都道府県のデータを利用し十分なサンプル数を確保する。第 2 に利潤可能性をコントロールする。第 3 に所得をコントロールする。

本研究は大まかに言って 2 つの推定作業から成立している。一つ目は、46 都道府県ごとの時系列データを用いた県別の普及速度と導入時期の推計であり、二つ目は、それら推計結果と 46 都道府県についての横断面データを利用して allocative ability を分析することである。次節ではデータの説明および普及速度と導入時期の推計を行う。第 3 節では、allocative ability の推計と使用されたデータの説明を行う。そして第 4 節では結論を述べる。

5-2. 普及速度と導入時期の推計及び使用データ

ここでの目的は、都道府県別の普及速度を推計し、次にそれらを利用して都道府県別の導入時期を推計することである。始めに使用するデータを述べる。

普及率の変数として、『全国消費実態調査報告』(総務庁統計局)の 1000 世帯当たり所有数量を使用する⁹。この変数であれば、調査は 1959 年から 5 年ごとになされており、加えて 1954 年からの毎年のデータを入手することができるため、推定に必要となるサンプル数を確保することが可能である。また比較的早い時期からのデータが収集されているため、3 つの家電製品に関する普及過程の全容をとらえることもできる。

全国平均の冷蔵庫、洗濯機、及び掃除機の普及過程を図 1 により見てみる。これによると冷蔵庫と掃除機は 1954 年あたりから普及を開始し、洗濯機は他の 2 財よりも若干普及開始時点が早く、1954 年時点で既に普及率 5% に達している。また、冷蔵庫については 1973 年辺りで、洗濯機と掃除機については 1974 年辺りで所有数量 1000 台に達している。つまり、1954 年あたりまでは、新技術が発表される以前の定常状態と考えられる。その後新技術が発表されることにより生産要素の組み合わせが最適ではなくなり、新たな定常状態、つまり普及率 100% への移行が 1974 年あたりで完了したということである。なお 1970 年～1973 年にかけて洗濯機と掃除機のデータが欠けているのは、これら家電に関する調査がこの期間についてはなされなかったためである。また、所有数量が過去を下回るケースがい

⁸ その他、技術普及を分析したものとして Chow (1967) や Labson & Gooday (1994) が挙げられる。

⁹ 普及率のデータも『全国消費実態調査報告』(総務庁統計局)より入手可能である。しかし、普及率の調査が始まったのが 1974 年からであり、さらにはこの年から 5 年ごとのデータしか手に入らないため、普及速度と導入時期を推計するための十分なサンプル数が確保できない。また冷蔵庫、洗濯機、及び掃除機の普及は 1974 年時点ではおおむね最高値に達している。そこで本研究では 1000 世帯当たり所有数量を普及率の代理変数として使用する。

くつか見受けられるが、これは入手可能なデータが限定されていることに起因している¹⁰。

その点を補正すれば、普及過程の形状は予想されるように S 字型となった。従って、本研究でもいくつかの先行研究と同様に、logistic 関数を使用し普及速度と導入時期の推計を行う¹¹。logistic 関数は、

$$1000\text{世帯当たり所有数量} = \frac{\text{最高値}}{1 + \exp\{-(a + \beta t)\}}$$

で示される。ここで a は定数項であり、 t は年を示す。この logistic 関数は対数変換することにより、

$$\log\left(\frac{1000\text{世帯当たり所有数量}}{\text{最高値} - 1000\text{世帯当たり所有数量}}\right) = a + \beta t$$

となる。この変換により、年の係数 β を推計することが可能である。

しかしながら、推計を行うに当たって若干の問題がある。第一に、最高値をどのように決めるかである。普及率そのものを使用した分析では、最高値が 100% であることは自明である。しかし、本研究では 1000 世帯当たり「所有数量」を使用しているため、単純に最高値を 1000 台とすることはできない。なぜなら、1 世帯が複数の家電を所有している可能性があるためである。しかしながら、複数所有があったとしても 1 世帯が所有する冷蔵庫、洗濯機及び掃除機の台数はせいぜい数台であろう。従ってここでは 1000 台を最高値とし分析を進めることにする¹²。

¹⁰ 調査は 1959 年、1964 年と 5 年ごとに行われ、それぞれの年を含めた過去 6 年間の購入数がたずねられている。ある年の所有数量は過去の購入数量の累積で求められるので、1954 年から 1959 年にかけて所有数量は増加していく。同様に 1960 年の所有数量は 1964 年調査から「1959 年以前の購入数量+1960 年の購入数量」と累積計算されるのだが、これにより所有数量が過去の水準を下回るといった現象が生じている（この例では 1960 年の所有数量が 1959 年のそれを下回る現象）。今仮に 1959 年の所有数量を 100 台としよう。そして 1960 年から 1964 年の間に 30 台が破棄されたとすると、1959 年以前の購入数量=70 台となる。また 1960 年における購入数量が 10 台とすると、1960 年の所有数量は 80 台となる。結果、所有数量が過去を下回ることとなる。このような現象は、新規購入・買い換え・買い増しの区別が可能なデータがあれば回避できるが、そのようなデータは入手できなかった。ジックにより 1970 年には一旦普及率は低下するが、そこから 1974 年まで普及率は再度上昇する。

¹¹ この関数は生物学の分野でも、帰化生物の増殖過程の分析などにしばしば利用されており、本研究の普及過程の分析にも有用である。

¹² 最高値を 1000 台と定めたとしても、実際のデータ上の数値が、1000 台ちょうどを示すことはほとんどない。よって、ここでは、都道府県ごとに 1000 台に最も近い数値を計算し、その数値をその県の最高値とみなした。これにより都道府県ごとの最高値のばらつきを最

第二の問題は、データ入手が可能な最初の年である 1954 年の都道府県ごとの所有数量が異なるという問題である。ここでは 1954 年に最も所有数量の多い県の所有数量を、全都道府県統一の初期時点における所有数量(以下では初期値と呼ぶ)とみなす¹³。

以下ではこれらを基に、都道府県ごとの普及速度と導入時期の推計を行う。推定期間は上で定義した初期値をとる年から最高値をとる年までである。図 2 には推定期間の例が示されている。1954 年時点において最も所有数量の多い県は A 県である。従って A 県の 1954 年の所有数量が初期値となる。結果、A 県の推定期間は 1954 年から t_{sA} 年となる。一方 B 県のそれは t_{iB} 年から t_{sB} 年となる。このようにして、推定期間における所有数量の範囲を統一した。

また、全国平均の普及過程と同様に、都道府県別の普及過程でも、県によっては所有数量が過去を下回るケースがいくつか見られた。このようなケースでは「所有数量が過去を下回った年」ダミーを推定式に入れることで対応した。

表 1 には冷蔵庫、洗濯機、それに掃除機についての推計結果が示されている。冷蔵庫、洗濯機、それに掃除機に関する推計は極めて高い説明力を得ていることが分かる。また、普及速度はいずれの家電、いずれの県についても P 値=0.01 以下水準で有意であった。

この普及速度の予測値を利用して導出されたのが導入時期である。なお、ここでの導入時期とは、普及率がちょうど 10%になる年であり、初期値をとる年ではないことに注意していただきたい¹⁴。この違いは図 2 に示されている。初期値をとる年が 1954 年や t_{iB} 年であったのに対して、導入時期は t_{oA} 年や t_{oB} 年である。

3つの家電に共通して言えることだが、近畿および関東地方で普及速度が大きく、導入時期がはやい傾向が見られる。

以上、この節では普及速度と導入時期を導出した。次節ではこれらの都道府県間格差が何によって生じるかを分析する。

5-3. allocative ability の分析と使用データ

ここからは allocative ability の分析を行うが、この能力が重要な役割を果たすのほどのような財の普及過程であるのかを始めに考察したい。

第一に、価格が高い財である。なぜなら価格が高くなるほど、そのような財の導入が効率的な家事や仕事に役に立たない時のリスクが高くなる。従って財の効率性を前もって正

小限に抑えた。

¹³ なお最高値と同様に、実際のデータがここで定義した初期値とちょうど等しくなることはほとんど無い。よって、この数量と最も近い値を各都道府県の初期値とみなした。

¹⁴ 先行研究と同様に、本研究でも導入時期を普及率 10%に当たる年とした。また導入時期として予測値を用い、実際の値を用いない理由は、実際の値ではちょうど普及率 10%に当たる年を全ての県について入手できないためである。ちなみに、各県の実際の普及率が 10%に最も近い年を導入時期として、以下でなされた分析と同様の分析も行ったが、結果は予測値を用いた分析とさほど変わらなかった。

確に理解できてこそ、そのような財の導入がなされると考えられるためである。本研究で使用する財の年平均価格を、『小売物価統計調査報告』（総務庁統計局）により見てみると1963年、東京地区において冷蔵庫が49600円、洗濯機が22100円、掃除機が14200円であった。これら価格が1963年、東京の月間家計所得に占める割合は冷蔵庫が51%、洗濯機が23%、それに掃除機が15%であり、決して安くはないことが分かる。

第二に、より時間節約的な財である。冷蔵庫を例に説明すると、冷蔵庫を導入すれば今までは毎日買い物に行かなければならなかったのが、週に数回の買い物で済むようになり時間を節約できる。そしてあまった時間を効率的に利用できる者ほど、より効率的な家事や仕事が可能となる。従って allocative ability が高く、生活のあり方の調整が巧みな者ほど冷蔵庫の導入による家事や仕事の生産性向上幅が大きくなるため、その導入スピードが速くなるだろう。時間節約的な特性は洗濯機や掃除機にも備わっていると考えられる。

それでは普及過程の流れに沿って、始めに導入時期の分析を行い、次いで普及速度の分析を行う。導入時期の分析に使用するデータを説明する。特に注目するのは県別の女性教育年数である¹⁵。男女合計の教育年数ではなく女性の教育年数を使用したのは、家電製品購入の意思決定はそれらを主として使用することになる女性にあると考えられるためであり、またそれらの購入により、実際に生活のあり方が大きく影響を受けるのは女性であると考えられるためである。この変数と前節で推計された導入時期を使用することにより、allocative ability を直接分析することが可能である。期待される係数は負である。この変数を作る上で必要となった県別-学歴別女性人口及び県別女性人口(共に在学中の者を除く)は『国勢調査』（総務庁統計局）より使用する¹⁶。

先行研究において強い効果を示した供給側の利潤可能性を代理するものとして、近畿ダミーと関東ダミーを利用する。その理由は、これら地域には大手家電メーカーの本社、支社、それに工場などの関連機関が多く存在し、そこで生産された家電製品の運輸コストはこれら地域においては安くなる。またこれら地域は、人口密度が高いためにも他のコストも低くなるだろう¹⁷。結果、近畿、関東地方での販売ほど利潤可能性が高いことを意味すると考えられるためである。これらダミーはそれぞれ、近畿、関東地方であれば1、そうでなければ0をとる¹⁸。期待される係数は負である。

¹⁵ 県別の女性大卒割合を使用した分析も試みた。結果は、以下に示されたものとはほぼ同じであった。

¹⁶ 具体的には、在学中の者を除いた、卒業者のみをサンプルとし、(小卒者割合×6年)+(中卒者割合×9年)+(高卒者割合×12年)+(短大・高専卒者割合×14年)+(大卒者割合×16年)で求めた。国勢調査の学歴区分には青年学校というカテゴリーも存在したが、その卒業割合が極めて小さいため、ここでの分析からは除いた。

¹⁷ 例えば、人口密度の高い地域では1店舗当たりの集客率が高いため、そうでない地域と比較して販売等にかかるコストは低くなるだろう。

¹⁸ 近畿とは大阪、京都、滋賀、奈良、兵庫、それに和歌山とし、関東とは茨城、栃木、群馬、埼玉、千葉、東京、それに神奈川とした。

また、所得の効果をコントロールするために家計所得を用いる¹⁹。家計所得は所得のうちで、家電購入に最も強い影響力を持つと考えられる。期待される係数は負である。この変数は『家計調査年報』（総理府統計局）から使用する。

今までに説明した変数に加えて、以下の分析では女性就業率と女性の男性に対する相対賃金（女性賃金/男性賃金）も使用する。その理由を女性就業率から説明しよう。他の事情を定として、就業している女性はそうでない女性と比較して家事労働の時間が短くならざるを得ないだろう。よって、より効率的に家事労働をこなす必要が生じ、結果、家電製品の購入が就業していない女性と比較して早まる可能性があるためである。期待される係数は負である。この変数は『国勢調査報告』（総務庁統計局）から得られる女性就業者数と15歳以上女性人口から作成した。

女性の相対賃金を使用するのは、これが高い県ほど女性が家事労働をする機会費用が大きくなるため、そのような県ではより効率的な家事を行うために家電導入スピードが速くなる可能性が指摘できるためである。期待される係数は負である。データは『賃金センサス』（厚生労働省）の男、女の「きまって支給する現金給与額」から作られた²⁰。

本研究での導入時期は普及率10%水準に対応する年である。表1を再び見ていただきたい。この表からは冷蔵庫と掃除機については、それが平均すると1960年頃、洗濯機については1955年頃であることがわかる。よってここでは、説明変数として1960年の女性教育年数、近畿ダミー及び関東ダミー、1963年の家計所得、冷蔵庫、掃除機については1960年の女性就業率、洗濯機については1955年の女性就業率、それに1961年の女性相対賃金を使用する。導入時期と説明変数の時期が完全に対応していないのは、入手可能な統計データが限られていることによる。

では導入時期の決定要因を見てみよう。結果は表2-1~2-3に示されている。各表の(I)では、上で説明した全ての説明変数を利用した分析結果を示しており、(II)ではF検定により説明変数を絞った結果を示している。なおF検定の結果は「未使用の変数の係数=0」の欄に示されている。精緻化後の結果、(II)について見てみよう。allocative abilityを分析するために使用した女性教育年数の係数は、3つの家電いずれにおいても負で有意となった。このことはallocative abilityを支持する。つまり教育水準の高い県ほど、新たな定常状態への移行スピードが速いということである。本研究では可能な限りサンプル数を増やし、また、いくつかの変数をコントロールした上で女性教育年数と技術普及の関係を分析したが、結果は女性教育年数の高い県ほど導入時期は早くなるというものであった。

近畿ダミーは負で有意となった。つまり、先行研究から予測されたように供給側の利潤

¹⁹ 理論的にはもし金融市場が完全なら、生産要素に対する所得制約は存在しないために所得をコントロールする必要は無い。ただし現実的には所得制約が働く可能性があるために、ここでは家計所得によるコントロールを行っている。

²⁰ その他の説明変数として、利潤可能性を代理する可能性がある人口密度や世帯員数を使用した分析も行った。しかし、結果は以下に示されるものとほぼ同様であった。

可能性が高い地域ほど導入時期が早くなることが示された。一方、関東ダミーは有意とならなかった²¹。家計所得は、冷蔵庫を除けば有意でありその係数も期待されたように負となった。家計所得の高い県ほど導入時期は早くなる。女性就業率および女性相対賃金はいずれの家電でも非有意であった。

なお、前掲のDixon(1980)が指摘するように、推定された係数やそれを利用して導出された値を、別の推定式の被説明変数として使用する場合、誤差項が不均一になる可能性がある。ここでは不均一分散のテストを行ったが、いずれの財の推定式についても分散が均一であるという帰無仮説は棄却されなかった。

次に普及速度の分析に移ろう。図1で示されたように冷蔵庫と掃除機は1954年あたりから普及を開始し、洗濯機は若干普及開始時点が早く、1954年には既に普及率5%に達していた。一方、冷蔵庫については1973年辺りで、また洗濯機と掃除機については1974年辺りで、所有数量1000台に達していた。従って、説明変数の値もこの期間に対応するものをとる。使用されたのは1960年と1970年の平均女性教育年数²²、近畿ダミー及び関東ダミー、実質平均家計所得は、冷蔵庫については1963年～1973年、洗濯機と掃除機については1963年～1974年の期間に関して計算した。平均女性就業率は、1955年、1960年、1965年、1970年、それに1975年の平均値を計算した。実質平均女性相対賃金は、冷蔵庫については、1961年と1964～1973年、洗濯機と掃除機については、1961と1964～1974年の期間について計算した。普及過程と説明変数の時期が完全には対応していないのは、入手可能な統計データが限られているためである²³。

普及速度への各説明変数の効果を予想してみよう。平均女性教育年数は allocative ability を代理するものであり、それは普及を促進する。よって期待される係数は正である。近畿ダミー及び関東ダミーの係数は正と期待される。実質平均家計所得の係数は正と期待される。平均女性就業率の係数は正と期待される。女性の家事労働の機会費用を示す実質平均女性相対賃金の係数は正と期待される。

²¹ 近畿ダミーは有意であるが、関東ダミーは非有意となった。この理由としては、家電メーカーの本社が関東よりも近畿に多くあったことが関連している可能性がある。というのは、本社周辺のマーケットに関する情報は他の地方に関する情報よりも多く蓄積されているため、近畿市場から新製品の供給を開始することにより、新製品販売についての不確実性を引き下げることができる。この場合、近畿地方での販売の利潤可能性は高くなるが、関東地方でのそれは高くない。結果として近畿ダミーのみが有意となったのかもしれない。

²² 国勢調査における学歴区分が変更されたため、1970年の女性教育年数は(中卒以下割合×9年)+(高卒者割合×12年)+(短大・高専卒者割合×14年)+(大卒者割合×16年)で求めた。ここでも、在学中の者を除く、卒業生のみをサンプルとして計算した。また、青年学校はその卒業生割合が極めて小さいために分析に含めなかった点も1960年の女性教育年数と同様である。また平均女性教育年数に換えて、平均女性大卒割合を使用した分析も行ったが、結果はほとんど変わらなかった。

²³ 他の説明変数として、推定期間における平均人口密度や平均世帯員数を利用した分析も行ったが結果はほぼ同様であった。

結果は表 3-1~3-3 に示されている。表 3-1 では冷蔵庫の普及速度についての分析結果が示されている。まず (I) では、上で説明した全ての説明変数を用いて分析がなされた。次に (II) では、F 検定により (I) で P 値の高かった変数を除いた分析を試みた。この際に F 検定が行われたが、未使用変数の係数は 0 であるという帰無仮説は P 値=0.90 で棄却されなかった。結果は、平均女性教育年数が正で有意、近畿ダミーが正で有意というものであった。またここでも起点分析と同様の理由で不均一分散に関するテストを行った。結果は、分散は均一であるという帰無仮説が P 値=0.02 で棄却されたので、(III) では加重 OLS を用いて再度分析を行った。その結果は (II) とほとんど変わらなかった。

このように冷蔵庫の分析からは導入時期における結果と同様に、普及速度についても教育の allocative ability が確認された。

洗濯機と掃除機の結果に関しては、それぞれ表 3-2 と表 3-3 に示されている。分析手順は表 3-1 と同様である。まず洗濯機に関しては、(II) を推定する段階で平均女性教育年数が説明変数から省かれてしまった。

一方、掃除機については精緻化後の結果である (II) から明らかなように、平均女性教育年数が正で有意となった。また近畿ダミー、平均女性就業率も期待通りそれぞれ正で有意となった。つまり掃除機について、導入時期と同様に普及速度についても allocative ability が確認された。

以上、3 つの家電の起点時期と普及速度の決定要因を見てきたが、前者の決定要因として allocative ability が重要であることが 3 財について確認された。後者の決定要因についても洗濯機を除くとこの能力の重要性が確認された。

4. 結論

本研究では家庭内生産についての三種の神器、つまり冷蔵庫、洗濯機、それに掃除機という代表的な家電製品の普及過程における allocative ability の役割を直接的に分析した。具体的には導入時期(origin)と普及速度(slope)の分析がなされた。導入時期の分析結果は、3 財とも女性教育年数が長い県ほど導入が早いというものであった。また普及速度の分析でも、冷蔵庫および掃除機に関して女性教育年数が長い県ほど普及速度が速くなるという結果を得た。

以上の結果から、教育水準の高い女性ほど新技術の効率性を理解し、また様々な生産技術の効率性を理解することにより、時間を含めた生産要素の組み合わせを最も効率的な生産を可能とするよう組替える能力が高いことが示唆された。

今後の課題としては、本研究で使用された以外の様々な財の普及過程においても allocative ability が重要な役割を果たすのかが調査される必要があるだろう。また本研究は都道府県別集計データという限界を持つことを考えると、詳細な地域区分データもしくは家計別マイクロデータを用いた分析がなされる必要もあろう。allocative ability の分析に使用し得るこのようなデータは入手できなかった。

<参考文献>

[邦文]

- 大谷剛(2003)「大卒者の成績が初任給に与える効果」『大阪大学経済学』第52巻・第1号
- 大谷剛・梅崎修・松繁寿和(2003a)「若年期の蓄積とキャリアの終盤—大学教育、移動、生え抜き役員昇進」『日本労働研究雑誌』no. 517、pp. 51-63
- 大谷剛・梅崎修・松繁寿和(2003b)「仕事競争モデルと人的資本理論・シグナリング理論の現実妥当性に関する実証分析—学士卒・修士卒・博士卒間賃金比較」『日本経済研究』no. 47.
- 苅谷剛彦(1991)『学校・職業・選抜の社会学』東京大学出版会
- 清水方子・松浦克己(1999)「技術革新への対応とホワイトカラーの賃金—賃金とパソコンの所有の相互関係」『日本労働研究雑誌』no. 467、6月号、頁31~45
- 日本労働研究機構編(1996)『高卒者の初期キャリア形成と高校教育：初期職業経歴に関する追跡調査結果』日本労働研究機構 調査研究報告書 no. 89.

[英文]

- Bartel, Ann P. and Lichtenberg, Frank R. (1987) "The Comparative Advantage of Educated Worker in Implementing New Technology" Review of Economics and Statistics February 1987; 69(1): 1-11.
- Chow, Gregory C. (1967) "Technological Change and The Demand for Computers" The American Economic Review, 1967; 57: 1117-1130.
- DiNard, John E. & Pischeke, John-Steffen (1997) "The Return to Computer Use revised: Have Pencils Change The Wage Structure Too?" Quarterly Journal of Economics, February 1997; 112(1): 291-303.
- Dixon, Robert. (1980) "Hybrid Corn Revised" Econometrica, Sept. 1980; 48(6): 1451-61.
- Griliches, Zvi. (1957) "Hybrid Corn : An Exploration in The Economics of Technological Change" Econometrica, October 1957; 25(4): 501-522.
- Jones, Ethel B. and Jackson, John D. (1990) "College Grades and Labor Market Rewards" Journal of Human Resources, Spring 1990; 25(2): 253-66.
- Krueger, Alan B. (1993) "How Computers Have Change The Wage Structure : Evidence from Microdata, 1984-1989" Quarterly Journal of Economics, February 1993; 108(1): 33-60.
- Labson, B Stephen. & Gooday, Peter. (1994) "Factors Influencing The Diffusion of Electric Arc Furnace Steelmaking Technology" Applied Economics, 1994; 26(9): 917-25.
- Matsushige, Hisakazu. (1986) "The Diffusion of New Technology and the Role of the Reallocative Ability of Entrepreneurs—The Case of Oxygen Converters in the Japanese Iron and Steel Industry" Osaka Economic Papers, March. 1986; 35(4):

336-350.

Romeo, Anthony A. (1975) "Interindustry and Interfirm Differences in the Rate of Diffusion of an Innovation" The Review of Economics and Statistics, Aug. 1975; 57(3): 311-19.

Schultz, Theodore W. (1975) "The Value of the Ability to Deal with Disequilibria" Journal of Economic Literature, Sept. 1975; 13(3): 827-46.

_____ (1980) "Investment in Entrepreneurial Ability" Scandinavian Journal of Economics, 1980; 82(4): 437-48.

Welch, F. (1970) "Education in Production" Journal of Political Economy, Jan.-Feb. 1970; 78(1): 35-59.

Wise, David A. (1975) "Academic Performance and Job Performance" American Economic Review, June 1975; 65(3): 350-66.

表 都道府県別傾き・導入時期の推定値

	冷蔵庫				洗濯機				掃除機			
	普及速度	adj R2	サンプル数	導入時期	普及速度	adj R2	サンプル数	導入時期	普及速度	adj R2	サンプル数	導入時期
北海道	0.478	0.95	14	1961.04	0.367	0.94	14	1955.14	0.432	0.94	18	1960.19
青森	0.438	0.97	14	1961.83	0.345	0.96	12	1958.07	0.332	0.97	16	1962.41
岩手	0.450	0.98	14	1961.77	0.379	0.97	11	1958.45	0.436	0.96	16	1961.86
宮城	0.478	0.96	15	1960.77	0.352	0.96	13	1956.92	0.440	0.96	12	1961.99
秋田	0.502	0.97	14	1961.40	0.384	0.97	11	1958.38	0.473	0.95	14	1962.23
山形	0.511	0.95	13	1961.75	0.340	0.97	13	1957.29	0.473	0.99	16	1961.78
福島	0.492	0.91	14	1960.91	0.403	0.96	13	1957.36	0.411	0.97	15	1962.35
茨城	0.521	0.92	14	1959.87	0.440	0.89	11	1956.84	0.378	0.99	18	1961.56
栃木	0.466	0.90	14	1960.31	0.397	0.93	11	1957.08	0.362	0.94	15	1962.37
群馬	0.486	0.94	15	1960.54	0.421	0.92	12	1956.46	0.505	0.95	15	1962.00
埼玉	0.583	0.99	16	1959.88	0.383	0.94	13	1955.68	0.454	0.94	12	1961.11
千葉	0.521	0.97	16	1959.77	0.323	0.93	15	1955.15	0.434	0.97	13	1961.07
東京	0.528	0.97	18	1958.07	0.371	0.98	16	1953.57	0.489	0.93	15	1959.07
神奈川	0.535	0.97	18	1958.52	0.329	0.90	14	1953.18	0.418	0.89	13	1959.52
新潟	0.585	0.98	15	1960.46	0.364	0.94	13	1955.87	0.417	0.93	12	1961.23
富山	0.449	0.98	17	1959.64	0.415	0.93	13	1955.93	0.428	0.97	14	1960.42
石川	0.563	0.93	15	1960.17	0.370	0.94	13	1955.12	0.467	0.89	13	1960.18
福井	0.486	0.91	14	1960.51	0.404	0.94	12	1956.87	0.622	0.89	11	1960.24
山梨	0.423	0.86	14	1959.67	0.420	0.91	12	1956.00	0.466	0.98	16	1961.37
長野	0.502	0.96	14	1961.20	0.323	0.97	13	1955.30	0.435	0.97	14	1960.99
岐阜	0.511	0.99	16	1959.68	0.329	0.96	14	1953.27	0.475	0.95	13	1960.85
静岡	0.570	0.98	16	1959.97	0.346	0.89	13	1954.54	0.448	0.95	13	1960.71
愛知	0.475	0.98	18	1958.22	0.327	0.92	15	1952.87	0.386	0.97	14	1959.57
三重	0.509	0.97	16	1959.49	0.369	0.96	13	1955.54	0.444	0.97	13	1961.14
滋賀	0.515	0.97	16	1959.73	0.360	0.93	14	1954.56	0.451	0.88	11	1961.03
京都	0.503	0.98	15	1957.96	0.321	0.93	15	1952.67	0.504	0.98	14	1958.90
大阪	0.724	0.99	13	1957.77	0.414	0.95	15	1953.37	0.467	0.95	14	1958.18
兵庫	0.563	0.97	14	1958.31	0.428	0.95	15	1953.87	0.416	0.92	14	1958.79
奈良	0.619	0.95	12	1959.07	0.445	0.96	10	1953.79	0.438	0.98	13	1960.52
和歌山	0.516	0.98	15	1958.17	0.497	0.94	13	1954.85	0.525	0.95	12	1959.29
鳥取	0.458	0.94	15	1960.45	0.370	0.97	14	1956.50	0.478	0.94	12	1961.61
島根	0.468	0.94	14	1960.55	0.343	0.96	14	1956.20	0.467	0.94	12	1961.31
岡山	0.559	0.98	13	1959.37	0.363	0.97	14	1955.18	0.472	0.93	13	1960.76
広島	0.583	0.98	12	1959.37	0.363	0.93	14	1954.42	0.434	0.95	13	1960.19
山口	0.507	0.97	17	1959.52	0.349	0.98	13	1955.94	0.446	0.96	12	1960.77
徳島	0.516	0.99	16	1960.08	0.386	0.96	13	1955.87	0.385	0.97	14	1960.95
香川	0.639	0.98	11	1960.04	0.379	0.96	13	1955.45	0.540	0.96	11	1960.26
愛媛	0.508	0.99	16	1959.78	0.321	0.96	15	1955.10	0.433	0.91	12	1960.58
高知	0.521	0.99	16	1960.11	0.376	0.91	13	1955.23	0.439	0.95	11	1961.31
福岡	0.521	0.98	17	1959.17	0.320	0.94	14	1955.79	0.414	0.98	17	1960.91
佐賀	0.480	0.95	15	1960.59	0.362	0.97	11	1958.33	0.426	0.96	15	1961.90
長崎	0.483	0.97	16	1960.17	0.412	0.97	12	1958.43	0.441	0.99	15	1962.05
熊本	0.462	0.97	17	1959.99	0.365	0.96	12	1958.32	0.448	0.97	15	1962.57
大分	0.521	0.98	16	1960.05	0.338	0.96	13	1956.94	0.430	0.98	16	1962.03
宮崎	0.439	0.92	16	1960.16	0.473	0.91	11	1958.53	0.443	0.99	15	1961.92
鹿児島	0.457	0.93	15	1960.64	0.414	0.95	11	1958.85	0.340	0.94	16	1963.42
平均値				1959.92				1955.85				1960.99

注)3つの家電について、全ての県の普及速度は、P値=0.01以下水準で有意であった

表2-1 冷蔵庫導入時期の分析

説明変数	(I)		(II)	
	係数	P値	係数	P値
女性教育年数	-1.741	0.000	-1.678	0.000
近畿ダミー	-1.248	0.000	-1.193	0.000
関東ダミー	0.023	0.936		
家計所得	-1.32E-05	0.300		
女性就業率	-1.340	0.540		
女性相対賃金	1.681	0.625		
定数項	1976.511	0.000	1974.946	0.000
サンプル数	46		46	
F検定	14.91		45.58	
Prob > F	0.00		0.00	
R-squared	0.70		0.68	
Adj R-squared	0.65		0.66	
Root MSE	0.59		0.58	
帰無仮説				
未使用の変数の係数=0			F(4, 39)	Prob > F
			0.54	0.71
分散は均一			chi2(1)	Prob > chi2
			1.93	0.17

表2-2 洗濯機導入時期の分析

説明変数	(I)		(II)	
	係数	P値	係数	P値
女性教育年数	-1.808	0.087	-1.834	0.002
近畿ダミー	-1.438	0.043	-1.573	0.007
関東ダミー	0.400	0.511		
家計所得	-5.41E-05	0.046	-4.85E-05	0.045
女性就業率	0.508	0.920		
女性相対賃金	2.082	0.773		
定数項	1975.098	0.000	1976.194	0.000
サンプル数	46		46	
F検定	7.04		14.72	
Prob > F	0.00		0.00	
R-squared	0.52		0.51	
Adj R-squared	0.45		0.48	
Root MSE	1.25		1.21	
帰無仮説				
未使用の変数の係数=0			F(3, 39)	Prob > F
			0.20	0.90
分散は均一			chi2(1)	Prob > chi2
			2.67	0.10

表2-3 掃除機導入時期の分析

説明変数	(I)		(II)	
	係数	P値	係数	P値
女性教育年数	-1.637	0.003	-1.353	0.000
近畿ダミー	-1.202	0.003	-1.269	0.000
関東ダミー	0.611	0.082		
家計所得	-3.56E-05	0.023	-2.82E-05	0.050
女性就業率	-1.293	0.620		
女性相対賃金	3.992	0.333		
定数項	1977.252	0.000	1975.406	0.000
サンプル数	46		46	
F検定	12.06		21.59	
Prob > F	0.00		0.00	
R-squared	0.65		0.61	
Adj R-squared	0.60		0.58	
Root MSE	0.71		0.72	
帰無仮説				
未使用の変数の係数=0	/		F(3, 39)	Prob > F
			1.60	0.21
分散は均一	/		chi2(1)	Prob > chi2
			0.28	0.59

表3-1 冷蔵庫の傾きに関する分析

説明変数	(I)		(II)		(III)	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値
平均女性教育年数	0.093	0.032	0.068	0.004	0.061	0.016
近畿ダミー	0.058	0.050	0.051	0.025	0.048	0.119
関東ダミー	-0.009	0.744				
実質平均家計所得	1.39E-07	0.739				
平均女性就業率	0.177	0.444				
実質平均女性相対賃金	-0.190	0.625				
定数項	-0.412	0.389	-0.132	0.535	-0.068	0.765
サンプル数	46		46		46	
F検定	3.23		9.83		5.68	
Prob > F	0.01		0.00		0.01	
R-squared	0.33		0.31		0.21	
Adj R-squared	0.23		0.28		0.17	
Root MSE	0.05		0.05		0.05	
帰無仮説						
未使用変数の係数=0			F(4, 39) Prob > F			
			0.26 0.90			
分散は均一			chi2(1) Prob > chi2			
			5.09 0.02			

表3-2 洗濯機の傾きに関する分析

説明変数	(I)		(II)		(III)	
	係数	P値	係数	P値	係数	P値
平均女性教育年数	-0.018	0.566				
近畿ダミー	0.070	0.003	0.040	0.026	0.040	0.110
関東ダミー	0.046	0.026				
実質平均家計所得	-6.17E-07	0.047				
平均女性就業率	0.097	0.580				
実質平均女性相対賃金	-0.251	0.401				
定数項	0.814	0.029	0.371	0.000	0.371	0.000
サンプル数	46		46		46	
F検定	2.51		5.29		2.66	
Prob > F	0.04		0.03		0.11	
R-squared	0.28		0.11		0.06	
Adj R-squared	0.17		0.09		0.04	
Root MSE	0.04		0.04		0.04	
帰無仮説						
未使用変数の係数=0			F(5, 39) Prob > F			
			1.85 0.13			
分散は均一			chi2(1) Prob > chi2			
			4.70 0.03			

表3-3 掃除機の傾きに関する分析

説明変数	(I)		(II)	
	係数	P値	係数	P値
平均女性教育年数	0.081	0.050	0.087	0.018
近畿ダミー	0.028	0.309	0.045	0.058
関東ダミー	-0.032	0.204		
実質平均家計所得	4.01E-07	0.294		
平均女性就業率	0.414	0.065	0.502	0.015
実質平均女性相対賃金	0.192	0.607		
定数項	-0.761	0.098	-0.646	0.133
サンプル数	46		46	
F検定	1.75		2.85	
Prob > F	0.14		0.05	
R-squared	0.21		0.17	
Adj R-squared	0.09		0.11	
Root MSE	0.05		0.05	
帰無仮説				
未使用変数の係数=0			F(3, 39)	Prob > F
			0.71	0.55
分散は均一			chi2(1) Prob > chi2	
			2.46	0.12

図1 1000世帯あたり所有数量(全国平均)

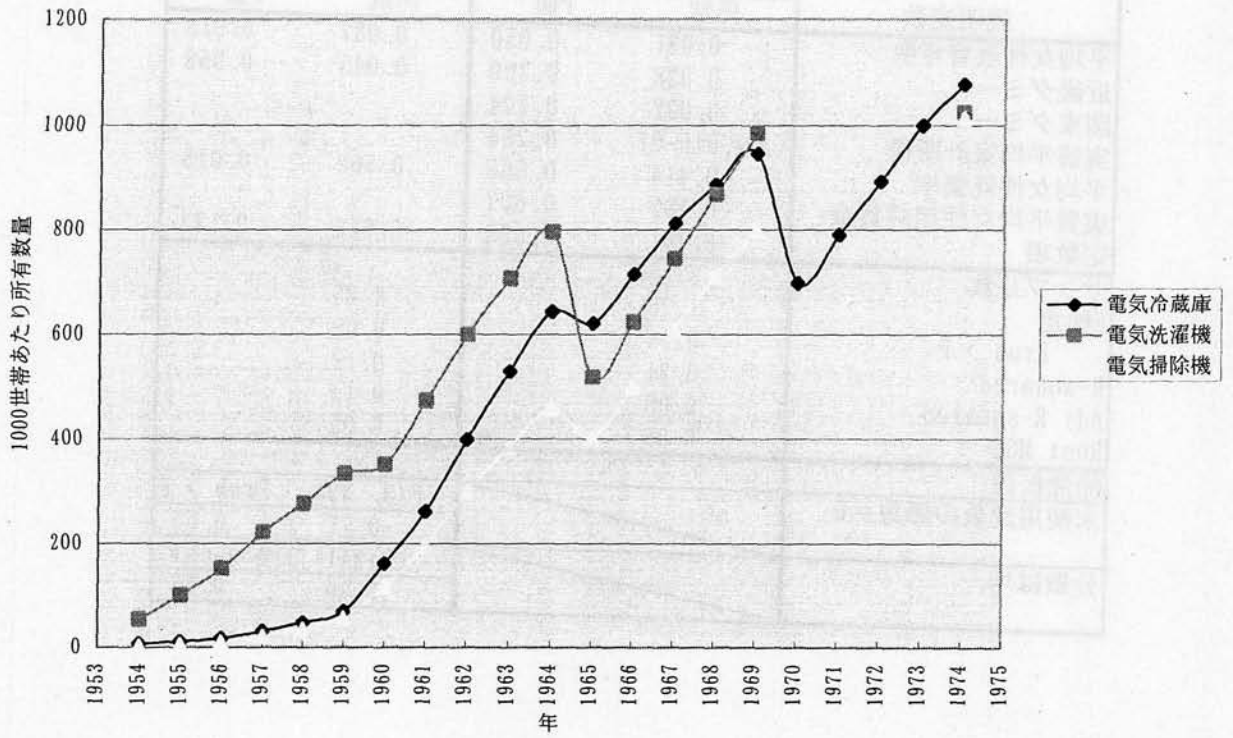
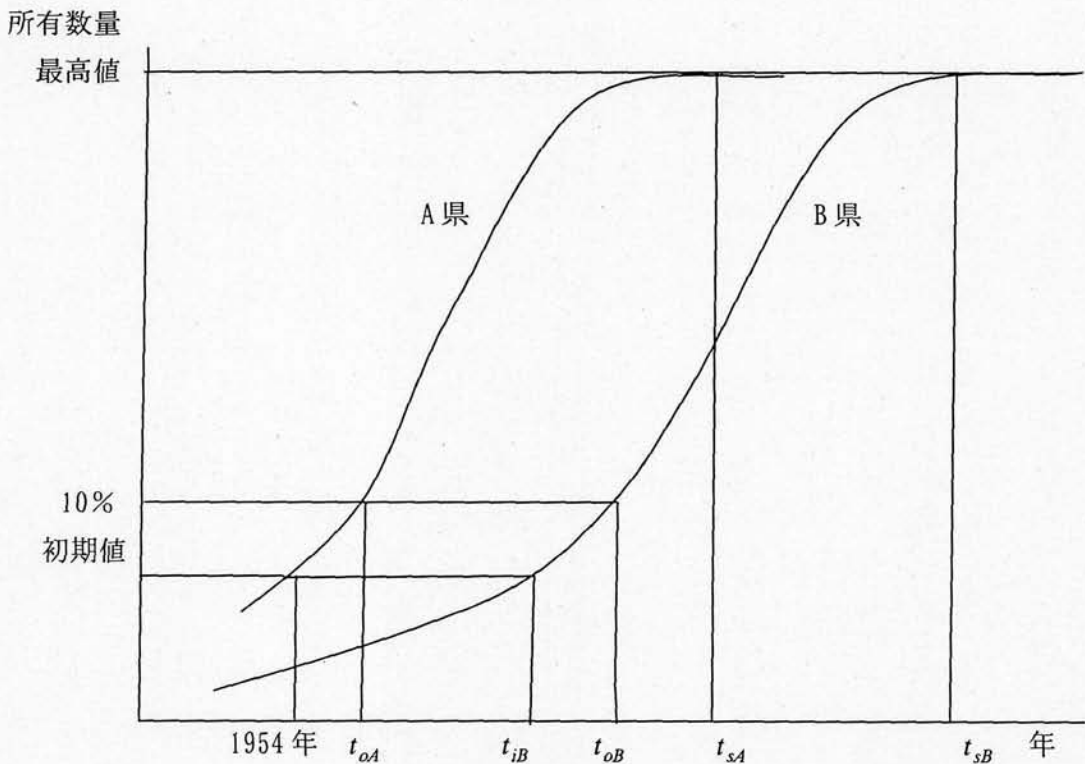


図2 推定期間の説明



補論

表A-1 分析で使用された変数の基本統計量

変数	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
冷蔵庫導入時期	46	1959.92	1.00	1957.77	1961.83
洗濯機導入時期	46	1955.85	1.68	1952.67	1958.85
掃除機導入時期	46	1960.99	1.12	1958.18	1963.42
女性教育年数	46	8.86	0.38	8.26	10.07
近畿ダミー	46	0.13	0.34	0	1
関東ダミー	46	0.15	0.36	0	1
家計所得	46	80344.30	8583.71	63258.00	100529.00
1955年女性就業率	46	0.53	0.08	0.34	0.67
1960年女性就業率	46	0.54	0.08	0.37	0.66
女性相対賃金	46	0.47	0.03	0.42	0.56
冷蔵庫普及速度	46	0.51	0.06	0.42	0.72
洗濯機普及速度	46	0.38	0.04	0.32	0.50
掃除機普及速度	46	0.44	0.05	0.33	0.62
平均女性教育年数	46	9.43	0.33	8.99	10.51
1963～1973年の実質平均家計所得	46	314975.40	21783.35	273950.40	358021.20
1963～1974年の実質平均家計所得	46	325414.70	22260.88	284686.30	368906.40
1955、1960、1965、1970、1975年の平均女性就業率	46	0.52	0.06	0.37	0.63
1961と1964～1973年の平均女性相対賃金	46	0.51	0.02	0.46	0.56
1961と1964～1974年の平均女性相対賃金	46	0.52	0.02	0.47	0.56

第6章 まとめ

本研究では、教育の効果を多面的な視点から分析してきた。とりわけ仕事競争モデルや allocative ability など、実証分析の蓄積が十分ではないモデルに注目した。使用したデータは特定大学の3つの学部から得られたものであるため、大学の違いに基づく属性の差異をほぼ完全にコントロールできるという利点を持っていた。

まず第1章では、卒業学部依存した所得の差異とその要因を分析した。これまでに学歴間所得格差や学校間所得格差に関する分析はいくらか行われてきたものの、このような分析はほとんど行われてこなかった。使用データは、社会科学系学部卒業生、工学部卒業生、それに文学部卒業生から得られたものである。分析結果は、社会科学系学部と工学部を比較すると、年齢や勤続を一定として、前者の所得が高いことが分かった。その要因としては、前者には金融業従事者が多く、さらには年齢や勤続の係数が大きいことが挙げられる。社会科学系学部と文学部の比較からは、前者の所得が高いことが明らかになった。その要因としては前者には金融業従事者が多いこと、後者には公務員が多いこと、また前者の年齢や勤続の係数が大きいことが挙げられる。これらの分析にくわえて、成績の所得に与える効果も分析された。結果は、有意水準は低くはないものの、どの学部についても成績の係数が正であることが概ね確認された。

第2章では、成績や大学入学前の教育水準という教育変数に注目しつつ、部長から役員への昇進を、生え抜きか否かという視点も交えて分析した。これまでに、部長までの昇進や役員以上のみの昇進を対象とした分析は存在したが、部長から役員への昇進を扱った分析はほとんど存在しなかった。使用したデータは社会科学系学部卒業生から得られたものである。分析結果は、成績、大学入学以前の教育水準、それに30歳未満の事業所間異動回数という若年期の蓄積が、役員昇進に対して正の効果を持つことがわかった。

このように第1章と第2章の分析からは、成績の賃金や昇進に対する正の効果が確認された。これまでに、学歴や学校歴の賃金や昇進に対する効果は数多くの研究で検討されていたが、成績の効果が十分に検討されることはほとんどなかった。

以上のような成績の効果を踏まえ、第3章では仕事競争モデルの着想を利用して成績の初任給に与える効果が、労働需要に応じて変化する可能性が分析された。仕事競争モデルの着想を利用したのは、人的資本理論等では可変的な成績の効果をうまく説明することができないためである。使用したデータは、社会科学系学部から得られたものである。結果は、成績の初任給に与える効果は、労働需要が少なく割り当て(rationing)が発生する際には有意に正となる。ただし、労働需要が多く割り当てが発生しないときには無くなるというものである。このような可変的な効果は人的資本理論の想定とは異なる。

つづく第4章では、より直接的に仕事競争モデルと人的資本理論、シグナリング理論の現実妥当性を検定した。使用したデータは工学部卒業生から得られたものである。検定は、学士・修士・博士の初任給および賃金カーブの傾きを比較することにより行った。仕事競

争モデルによると、学歴は訓練可能性に対するシグナルである。よって初任給には差がつかないが、その後の賃金には差が生じることになる。一方、人的資本理論、シグナリング理論によると初任給の段階から学歴間格差が生じるが、その後の賃金格差は前者の理論に従えば維持されるか縮小する。後者の理論に従えば拡大し得る。よって初任給に学歴間格差がなく、賃金カーブの傾きが高学歴者のものほど大きくなれば、仕事競争モデルが現実をより上手く説明することになる。分析結果は、初任給には学歴間格差がなく、賃金カーブの傾きについては学士と修士・博士の間に有意な差があるというものであった。このことは仕事競争モデルの現実妥当性を支持する。なおこの章の分析では、学士と院卒の賃金比較がなされたが、このような大学院卒業生の賃金分析もこれまでに十分には行われてこなかった。

第5章では、教育が生産性を改善せしめるという議論のうち、allocative ability に焦点を絞った分析を行った。allocative ability に関する議論は人的資本理論とほぼ同年代に登場したにも関わらず、これまでに十分な分析がなされてこなかった。なお、本章の分析において使用したデータのみ公表マクロデータである。allocative ability とは、様々な生産技術の効率性を理解し、時間を含めた生産要素の組み合わせを、最も効率的な生産を可能とするよう組替える能力であり、教育水準の高い者ほどこの能力が高いと考えられる。分析はまず、家電製品の1000世帯あたり所有数量に関する都道府県別時系列データを利用して、各県の起点と普及速度を推計することから始めた。つぎに、推計された起点と普及速度を被説明変数、女性教育年数などを説明変数として allocative ability を直接的に分析した。結果は女性教育年数の高い県ほど起点が早く、また普及速度が速いというものであった。この結果は allocative ability を支持する。

以上、第1章から第5章の結果を簡単にまとめた。ここから得られた知見は、以下の通りである。

1. 成績は賃金や昇進に対して正の効果を持っている。
2. 成績の効果は可変的であり、仕事競争モデル的着想により説明される。
3. 学歴の効果は仕事競争モデルによりうまく説明される。
4. 教育は allocative ability を高めることにより生産性を向上させ得る。

これら知見から、何がわかるだろうか。1は、これまでに学歴等については確認されていた教育の効果が、成績にも備わっていることを明らかにしたと言えよう。仕事競争モデル(およびその着想)を支持する2と3からは、教育の効果は弱いと考えられる。というのは、仕事競争モデルによると教育水準は trainability をシグナルするに過ぎないためである。ただし現実的には教育が trainability のシグナルであるのではなく、教育により trainability が改善する可能性がある。その点を分析することは極めて重要ではあるが、本研究で使用したデータではそのような分析をすることはできなかった。今後の重要な課題といえよう。

一方、4からは教育効果の有効性が示唆された。この章では教育と家庭内生産に着目し分析を行ったが、ここでの結論が家庭以外の様々な場所でも成立するとすれば教育には大きな意味があると言えよう。

ところで、もし教育により *trainability* が高まるとすれば、2・3と4は類似した教育の効果を表しているのかもしれない。仕事競争モデルにおいて *trainability* が高いということは、より少ないOJTコストで生産性の向上を達成できることを意味する。では、なぜそのようなことが可能なのだろうか。恐らく、*trainability* の高い者は、分析力・判断力・応用力・解析力・情報収集能力などが高いために、変化や異常への対応がより巧みであろう。結果、より少ないOJTコストで生産性が上昇するものと考えられる。このような主張は、まさに *allocative ability* と同じ類のものと言えないだろうか。つまり、

仕事競争モデル： 教育⇒*trainability* の向上⇒変化や異常への対応が巧み⇒生産性上昇
allocative ability： 教育⇒*allocative ability* の向上⇒変化や異常への対応が巧み
⇒生産性上昇

と考えられ、いずれの理論も変化や異常への対応能力に関連していると思われる。

これまでに、教育効果の中心的理論として人的資本理論が活発に利用されてきた。この理論は、教育は知識や技能を向上せしめ、それにより直接的に生産性が上昇すると主張する。本研究では、仕事競争モデルや *allocative ability* といったこれまでに実証分析の蓄積が十分にはなされていない理論に注目し、多面的に教育の効果を分析した。その結果、教育の効果は人的資本理論が予測するような直接的なものではなく、変化や異常への対応能力に関連している可能性が示唆された。

最後に、残された課題について触れたい。本研究で主として使用したデータは、特定大学の特定学部から得られたものであった。その結果として、大学や学部の差異に基づく属性の差異をほぼ完全にコントロールできるという利点を有する反面、分析結果の一般性は十分には確保されていないかもしれない。従って今後、様々な特定大学・特定学部のデータを利用し、本研究の分析結果は追試される必要があるだろう。