



OSIPP Discussion Paper : DP-2002-J-016

**仕事競争モデルと人的資本理論・シグナリング理論の
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 -

June 14, 2002

大谷 剛 (OTANI, Go)

大阪大学大学院経済学研究科 博士後期課程*

松繁寿和 (MATSUSHIGE, Hisakazu)

大阪大学大学院国際公共政策研究科 助教授

梅崎 修 (UMEZAKI, Osamu)

政策研究大学院大学 研究員

【キーワード】 仕事競争モデル、人的資本理論、シグナリング理論、大学院生、教育、成績

【要約】本研究は、ある国立大学工学部卒業生に対するアンケートから得られたデータに基づき、教育が賃金に与える経路を分析した。具体的にはサロー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やシグナリング理論が現実的であるのかを、学部卒業生と大学院卒業生の初任給比較と現在の所得比較により分析した。

仕事競争モデルに従うと、学歴の高い者ほど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。換言すると、学歴間で初任給には差がつかないが、その後の賃金には差がつく。一方、人的資本理論やシグナリング理論ではより高い教育水準の者はより高い生産性を持っていることになるため、初任給の段階から教育水準による賃金格差が生じる。しかし、その後の学歴間賃金格差が拡大することはない。

分析結果は、初任給については学部卒 - 修士卒 - 博士卒間で有意な差はないというものである。一方、現在の所得の分析では賃金カーブの傾きが学士卒と院卒では院卒の方が大きく、院卒間では差が無いことが分かった。この結果はサローの仕事競争モデルと整合的である。

*連絡先：

大谷剛 gohtani@compsrv.econ.osaka-u.ac.jp

梅崎修 omezaki@grips.ac.jp

松繁寿和 matusige@osipp.osaka-u.ac.jp

(〒560-0043 豊中市待兼山町 1-31 大阪大学大学院国際公共政策研究科)

1. 序論

本研究は、ある国立大学工学部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。具体的にはサロー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やシグナリング理論が現実的であるのかを分析する。分析は学部卒業生と大学院卒業生の初任給比較と現在の賃金比較からなる。

教育が賃金に影響を与える経路として、Thurow(1976)の仕事競争モデルや人的資本理論・シグナリング理論が挙げられる。仕事競争モデルによると、学歴は訓練可能性(trainability)に対するシグナルである。よって学歴の高い者ほどより望ましい仕事に就くことができる。言い換えると、よりよいOJTの機会を手に入れることができる。入社時点では学歴間生産性格差が存在しないため、初任給の格差は生じない。しかし、学歴の高い者ほど年を経るごとによりよいOJTを通じて生産性をより一層高めるため、学歴間賃金格差は次第に拡大する。つまりこのモデルでは、初任給には学歴間賃金格差が生じないがその後の賃金には差が生じる。

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、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¹。これら理論に従うと、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。その後の所得については、当初の格差が維持されるか縮小する。

本研究では学歴間初任給格差を始めに分析し、その後学歴ごとに現在の所得を分析する。これまでに人的資本理論・シグナリング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とから、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・シグナリング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る。従って本研究では、このような制約を課すことなく現在の所得を分析するために、学歴別に現在の所得を年齢などの説明変数に回帰し、そこから得られた年齢係数を学歴間で比較することにより現在の所得を分析することにする。

最後に初任給分析と現在の所得分析の結果から、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判断する。初任給に学歴間格差がなく、年齢係数が高学歴者のものほど大きけれ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ば人的資本理論・シグナリング理論が現実

¹ 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)が挙げられる。

的となる。

本研究は学部卒業者と大学院卒業者の両方をサンプルとして分析を行う。学部卒業者を対象とした賃金分析は今までも数多くの蓄積がある²。大学院卒業者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。ここでは大学院卒業者に関する先行研究を概観し、本研究に役立てたい³。

小林 他(1992)は大学院の現状を分析し、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指摘した。沖津(1996)は、工学部の修士課程を修了した者は学部卒業者に比べて通常高い賃金を得るのに対し、人文系や社会科学系の大学院を修了したものは学部卒と同様の賃金を得、また同様の仕事に就くと述べた。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、社会人教育を与える側、受ける側双方の意識と活動を総合的に明らかにした。島田(1998)は理工系技術者の場合、理論的に言って、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・技能の訓練に役立つかどうか疑問であると結論した。

以上の先行研究からは大学院生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された。しかしながら、これら分析で使用されたデータはそのほとんどが大学院生に関するものだけであり、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あまり使用されていない。その結果、学部卒 - 院卒比較や大学院教育の労働市場での成果に関する分析が十分には行えないという限界がある。

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。

これら研究は大学院教育とその後の労働市場での成果を分析したものであるが、サンプルは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なかった。また分析も記述統計量によるものに留まっている。

佐野(1993)は先行研究を概観し、日本における大学院の現状をまとめた。その中で、人事担当者との座談会によると 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

² 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。

³ 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に基づき大学院生数の増加が進んでいる。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。このような観点からも大学院卒業生の現状を把握しておくこ

者の初任給は学部卒プラス 2 年であり、その後自然に院卒者の賃金カーブが学部卒者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。岸(1997)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記述統計量により分析した。結果は、製造業では修士の初任給が学部卒者のそれを上回っていることを示した。

これらの研究は大学院教育と労働市場での成果を分析し、また学部卒者と院卒者を比較した分析であるが、十分な統計的分析が行われたわけではない。

一方、海外に目を向けると、エコノメトリックスによる学部卒 - 院卒間賃金分析が少ないながらもなされている。Wise(1975)は、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・分析がなされていない。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分析した。結果は、院卒者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。残された課題は、大学のコントロールはできているものの卒業学部のコントロールが十分でないこと、修士 - 博士間の差異が分析されていないことである。

これらアメリカでの先行研究からは、大学院卒業生の賃金が学部卒業生と比較して高くなることが示された⁴。日本ではどうだろうか。本研究では大学や学部をコントロールすることに加えて、修士と博士を区別して分析する。

本研究の課題をまとめると以下のようなになる。主要目的は、教育が賃金に影響を与える経路は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やシグナリング理論が現実的であるのかを調べることである。この分析は学部卒業生と大学院卒業生の初任給比較と学位ごとの現在の賃金分析からなる。現在の賃金の分析については、学位ごとに推定を行うことにより各説明変数の係数が学位間で異なる可能性を考慮する。またこれら両分析を行う際の課題は、大学や学部をコントロールし、社会人大学院生か否かを区別した上で学部卒 - 院卒間賃金格差をエコノメトリックスにより分析すること。さらには、修士と博士の区別をして分析することである。

本研究の構成であるが、次章で分析手法を説明する。第 3 章で使用データを説明する。第 4 章でエコノメトリックスによる分析を行う。そして第 5 章で結論を述べる。

2. 分析手法

分析手法を述べる。仕事競争モデルに従うと、学歴は訓練可能性(trainability)に対するシグナルである。よって、学歴の高いものほどより望ましい仕事に就くことができる。言い換

とには意義がある。

⁴ その他、アメリカでの教育問題を扱った研究として Card & Krueger(1992)があり、学校教育の質が教育の収益率に与える効果を分析した。結果は、教育水準の高い州で教育を受けた者ほど収益率が高くなるというものであった。

えると、よりよい OJT の機会を手に入れることができる。そしてよりよい OJT を通じて生産性を増加させることができるため、賃金は上昇する。つまり、このモデルに従うと学歴の高い者ほど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。換言すると、学歴間で初任給には差がつかないが、その後の賃金には差がつく。

一方、人的資本理論やシグナリング理論では、より高い教育水準の者は入社時点で既に高い生産性を持っていることになるため、初任給の段階から学歴間賃金格差が生じる。その後の賃金については、人的資本理論に従うと、もし教育により形成された人的資本が年と共に陳腐化しないならば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。シグナリング理論に従うと、もし学歴シグナルが本人の生産性を完全に示しているなら、当初の差は維持される。そうでないならば、時間と共に学歴以外の能力指標が使用可能となるために学歴間格差は縮まる。つまりこれら理論では、学歴間賃金格差が年と共に拡大することを説明するのは難しい。

本研究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どちらの理論が現実的であるのかを、学士 - 修士 - 博士卒者間初任給分析と学位別賃金カーブ分析により明らかにする。このことを図 1 にまとめてみた。ここでは学士卒 - 修士卒の比較を例として挙げている。左には仕事競争モデル、右には人的資本理論・シグナリング理論が図示されている。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、24 歳時点(修士修了時年齢に相当)において学士卒と修士卒の賃金はともに 24 歳時賃金となる。学士卒の初任給は 22 歳時賃金であり、修士卒の初任給は 24 歳時賃金であることから、初任給に学位間格差があるように思われるかもしれない。しかし、24 歳時賃金と 22 歳時賃金の格差は年齢によるものであり、学位間格差ではないことに注意していただきたい。一方、その後の賃金は年齢と共に学歴間で広がることを示されている。言い換えると、高学歴者の年齢係数の方が大きくなる。

人的資本理論・シグナリング理論に従うと、初任給の段階から学位間格差が生じる。つまり、学士卒の 24 歳時賃金と修士卒の 24 歳時賃金(つまり修士の初任給)では後者の方が大きくなる。理論的に言うとその後の賃金格差は維持されるか、もしくは縮小するが、ここでは維持されるケースが示されている。

もし初任給に学歴間格差がなく、その後の所得格差が年齢と共に拡大するのなら、つまり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や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。

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。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⁵。またサンプルは学士卒、修士卒、それに博士卒の賃金データを含み、さらには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これら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⁶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⁷のみを対象とした分析を行うことにする⁸。

その他データとして、初任給分析で必要となった先行景気動向指数と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. 統計的分析

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。なぜなら高学位のものほど初任給が高いとしても、それは彼等の初任時における年齢が高いためかもしれないからである。

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 2 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⁹を行い、学士卒者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位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¹⁰、かつ年齢は 22 ~ 60 歳¹¹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。使用された説

⁵ 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。

⁶ 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。

⁷ 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。

⁸ 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。

⁹ 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。

¹⁰ 自営業主・家族従業員の割合は約 5%であった。

¹¹ 全サンプルに占める 22 歳 ~ 60 歳の者の割合は約 55%であった。

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。

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¹³。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¹⁴。期待される係数は正である。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、生え抜きなら1、そうでなければ0をとる¹⁵。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¹⁶。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。まず()式で、上で説明した全ての説明変数による分析を行い、()式では()式においてP値の高かった変数を除去して分析した。なお変数の除去に際してF

¹²企業規模については、9段階に分けた従業員数の中間値をとっている。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(2000)は成績がよい者ほど良い初職を手に入れることを示した。竹内(1995)、松繁(2000)、そして梅崎 他(2001)は成績がよい者ほど就職後のキャリアが良好なことを示した。

¹⁴各高校での進路アドバイスの客観性について触れておく。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。

¹⁵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。

¹⁶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进行分析しているため、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。このような議論は梅崎 他(2000)

検定を行なった。未使用変数¹⁷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。統計的精緻化後の()式の結果を利用して 22 歳時、24 歳時、それに 27 歳時の推定賃金を導出した。

次に、全学位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 27~60 歳¹⁸、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¹⁹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、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、学士のみをサンプルとした現在の所得分析においても使用した変数については、予想される係数の符号についてここで繰り返さない。

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。()は 27~60 歳について、()は 27~40 歳について、()は 41~50 歳について、そして()は 51~60 歳についての分析結果である。()()では修士ダミーと博士ダミーの係数は共に正で有意、()では修士・博士の両ダミーの係数が正であるものの非有意となった。

加えて、成績、進路アドバイスなどの学業成績変数は先行研究でその重要性が指摘されていたものの有意となるものはなかった。その他有意となった変数については、どの年齢層についてもほぼ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

が詳しい。

¹⁷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、精緻化された()式で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。

¹⁸ 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、以下に示される 27~60 歳を対象とした表 1-2 とほぼ同じであった。

¹⁹20 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。

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。27～60 歳の全年齢での分析では、表 1-1 の()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 の()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 の()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)²⁰が、表 1-2 の()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。他の年齢層についても同様の結果を得た。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²¹。

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。ここでは学位別に現在の所得を年齢などの説明変数に回帰し、さらに年齢の係数間にどのような差があるのかを分析する。学位別に推定することにより、学位間で各説明変数の係数の値が異なる可能性を考慮できる。もし学位別に現在の所得を分析せずに、一本の式に学位ダミーを入れて分析を行うとすれば、学位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る。仕事競争モデルが現実的ならば、年齢係数が高学位者ほど大きくなる。使用したサンプルは自営業主・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²²とした。なお学士のみをサンプルとした推定は表 1-1 で既に行っているため、ここでは結果のみを再掲する。

使用するデータは、被説明変数として現在の所得を対数変換した値を用いる。被説明変数として表 1-1 の学士卒者の分析と同様に、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、それに産業ダミーを用いる。予想されるこれら変数の効果は表 1-1 に順ずる。

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、初めに上で述べた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。いずれの学位の分析についても係数の符号は予想通りであった。ただしここでも優や進路アドバイスはほとんど有意とな

²⁰ 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()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されたが、この仮説も棄却された。

²¹ 修士卒 - 博士卒間初任給格差についても、図 1 で示された方法を試してみた。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。

²² 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 27～60 歳を対象とした分析結果とほぼ同様であった。

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。()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、約 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()に示されている。ここからは修士卒と博士卒の賃金カーブに有意差はないことが明らかとなった。

ところで、学位別に推定せず、一本の式に学位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、全学位の者をサンプルとして現在の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 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。使用された説明変数は、表 1-1 とほぼ同様であるが、修士ダミー、博士ダミー、経験年数とその 2 乗項が加わり、年齢とその 2 乗項が除かれた²³。修士ダミー、博士ダミー、経験年数とその 2 乗項の係数はそれぞれ正、正、正、負と期待される。その他変数の期待される符合は、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()、()、()で正かつ有意となった。()では修士ダミーのみが正で有意となった。()~()については、修士ダミーと博士ダミーの係数の差が検定された。結果は博士ダミーの係数が有意に大きいというものであった。つまり、高学歴者ほど現在の所得は大きくなることが分かる。

これら結果は、一見、人的資本理論やシグナリング理論と整合的である。しかしながらこの方法では、学歴間賃金格差を学歴ダミーによってとらえることしかできず、学歴間で賃金カーブの傾きが異なる可能性を考慮できない。その結果として、初任給からその後の所得について一定の学歴間格差が生じているように見えるため、あたかも人的資本理論やシグナリング理論が現実的であるかのような結果を得たものと考えられる。

最後にこの章での結論をまとめておく。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、学位間の現在の所得格差は学士卒 - 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、一般的な退職年齢を考慮すると、学士の生涯賃金が修士・博士のそれを上回ることはなさそうである。また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。

²³ 経験年数とその 2 乗項に換えて、年齢とその 2 乗項を含めた分析も行ったが結果はほとんど変わらなかった。

これら結論は、図 1 の左図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的であ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初任給及び賃金カーブの傾き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シグナルとして機能していなかったと考えられる。

また第三に、現在の所得を学位別に分析せずに、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・シグナリング理論が現実的であるかのような結果を得た。つまり、図 1 の右図が現実的であるかのような結果である。ダミーを使用した方法では学歴間賃金格差を学歴ダミーによってとらえることしかできず、その結果として初任給からその後の所得について一定の学歴間格差が生じているように見えるために生じた結果であると考えられる。

以上の結果に加えて、先行研究ではその重要性が指摘されていた成績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、同じ学位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²⁴。また、学位が異なる者を選抜するケースでは学位による選抜で十分であり、学業成績変数を使用しなかったためと考えられる²⁵。

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。具体的には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かを分析した。分析手順は、始めに学歴間初任給格差を分析し、次に学歴別に現在の所得を推計し、そこから得られた年齢係数を比較した。現在の所得を学位別に分析することにより、学位間で各説明変数の係数の大きさが異なる可能性を考慮した。分析対象は同一大学同一学部を卒業した学士、修士、博士であった。

結果は、サローの仕事競争モデルが現実的であるというものである。つまり、学位間で初任給には差がつかない。しかし、年齢と共に高学歴者の賃金がより急激に増加する。これは学歴の高い者ほど訓練可能性が高く、よりよい OJT を受けることができる企業に入社できたため、よりよい OJT を通じて生産性を高めた結果と考えられる。人的資本理論やシグナリング理論に従うと初任給に学歴間格差が生じ、その後の学歴間賃金格差は拡大しない。

ただし、このような仕事競争モデルのメカニズムは学士卒 - 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

²⁴ 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。

²⁵ 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(2000)でも確認されている。

士卒よりも高い訓練可能性を持つというシグナル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位別に推計せず、一本の式に学位ダミーを入れて分析するとあたかも人的資本理論・シグナリング理論が現実的であるかのような結果を得た。学位ダミーを入れた分析では学位間での切片の違いのみをコントロールするだけで、その他変数の係数は学位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。

さらには、先行研究でその重要性が指摘されてきた成績や進路アドバイスといった学業成績変数は、賃金に対してほとんど有意な効果を示さなかった。これは学科や学位というより明確な指標が使用可能であり、またこの指標だけで十分な選抜が可能な時に、企業はこれら学業成績変数を使用した選抜をしなかったためと考えられる。

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。

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
- 梅崎修・大谷剛・松繁寿和(2001)「若年期の蓄積とキャリアの終盤 - 教育、移動、役員昇進 - 」 日本経済学会(春季大会)報告論文、2001 年 10 月、一橋大学
- 大谷剛(2000)「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 - 」 日本経済学会(秋季大会) 報告論文、2000 年 5 月、大阪府立大学
- 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
- 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 pp.2-13
- 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(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
- _____ 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(2000)「英語能力と所得の関係に関する実証分析」 第 52 回教育社会学会大会報告論文、2000 年 9 月、北海道大学
- 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 1996 年

< 英文 >

- Card, David and Krueger, Alan(1992)“ Dose School Quality Matter? Return to Education and the Characteristics of Public School in the United States ” Journal of Political

Economy, vol.100, no.1, 1992

Hashimoto, Masanori and Raisian, John(1985) " Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States " American Economic Review, vol.75, no.4, September, 1985

Jones, Ethel B and Jackson, John D(1990)" College Grades and Labor Market Rewards " Journal of Human Resources, vol.25, 1990

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

Wise, David A(1975)" Academic Performance and Job Performance "American Economic Review, vol.65, 1975

表1-1 学士、現在の所得分析

ln(現在の所得)	(I)		(II)	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t
年齢	0.061	0.000	0.068	0.000
年齢の2乗	-3.563E-04	0.022	-4.176E-04	0.004
優の割合	-5.410E-05	0.929		
進路アドバイス	-0.001	0.960		
浪人年数	-0.029	0.139		
留年数	-0.046	0.046	-0.066	0.002
生え抜きダミー	-0.041	0.374		
勤続	0.005	0.016	0.003	0.027
企業規模	7.900E-06	0.002	5.450E-06	0.021
製造業ダミー	-0.058	0.156		
卸売り業ダミー	0.264	0.002	0.269	0.001
金融業ダミー	0.013	0.915		
運輸業ダミー	0.148	0.028	0.182	0.001
電気・ガス・水道業ダミー	0.200	0.071	0.284	0.002
官公庁ダミー	-0.215	0.003	-0.163	0.006
サービス業ダミー	-0.011	0.888		
大学教員ダミー	-0.165	0.086		
その他産業ダミー	0.015	0.851		
定数項	4.825	0.000	4.596	0.000
サンプル数	416		497	
F検定	35.32		77.91	
Prob > F	0.00		0.00	
R-squared	0.62		0.59	
Adj R-squared	0.60		0.58	
Root MSE	0.27		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 全学位、初任給分析

ln(実質初任給)	(I)27~60歳		(II)27~40歳		(III)41~50歳		(IV)51~60歳	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
修士ダミー	0.114	0.009	0.115	0.005	0.139	0.040	0.125	0.173
博士ダミー	0.262	0.002	0.242	0.003	0.274	0.065	0.233	0.221
優の割合								
進路アドバイス								
浪人年数					0.085	0.062		
留年数	-0.078	0.030			-0.118	0.108		
企業規模					7.990E-06	0.171	1.060E-05	0.120
初入社年	0.019	0.000	0.015	0.001				
一致景気動向指数								
男子大卒者数								
製造業ダミー			-0.127	0.006				
卸売業ダミー								
金融業ダミー								
運輸業ダミー			-0.199	0.004				
電気・ガス・水道ダミー								
官公庁ダミー	-0.166	0.063	-0.281	0.000			-0.530	0.088
サービス業ダミー								
大学教員ダミー					0.395	0.033		
その他産業ダミー								
定数項	4.089	0.000	4.540	0.000	5.460	0.000	5.162	0.000
サンプル数	599		204		159		234	
F検定	28.4		9.57		4.44		1.77	
Prob > F	0.00		0.00		0.00		0.14	
R-squared	0.19		0.23		0.15		0.03	
Adj R-squared	0.19		0.20		0.12		0.01	
Root MSE	0.47		0.26		0.39		0.60	
帰無仮説	F(14、490)	Prob >F	F(12、158)	Prob >F	F(14、126)	Prob >F	F(15、165)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.46	0.95	1.26	0.24	0.64	0.82	0.55	0.90

注) 斜線は、そもそも使用されなかった説明変数を示す。

表 1-3 修士・博士の初任給に与える効果

年齢層	27～60歳		27～40歳		41～50歳	
	F(1, 593)	Prob >F	F(1, 197)	Prob >F	F(1, 152)	Prob >F
帰無仮説						
(学士の24歳推定賃金-学士の22歳推定賃金)= 表2-2から得られた修士ダミーの係数	0.13	0.72	0.16	0.69	0.36	0.55
(学士の27歳推定賃金-学士の22歳推定賃金)= 表2-2から得られた博士ダミーの係数	0.07	0.79	0.00	0.98	0.06	0.81

注)22歳時、24歳時、27歳時の推定賃金は表1-1の(Ⅱ)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り、27～60歳については(Ⅰ)、27～40歳については(Ⅱ)、41～50歳については(Ⅲ)からそれぞれ使用した。

表2 学位別賃金カーブ(年齢区分変更版)

ln(現在の所得)	(Ⅰ)学士(表1-1(Ⅱ)再掲)		(Ⅱ)修士		(Ⅲ)博士	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
年齢	0.068	0.000	0.153	0.000	0.155	0.000
年齢の2乗	-4.176E-04	0.004	-0.001	0.000	-0.001	0.000
優 進路アドバイス			0.024	0.073		
浪人年数			-0.030	0.155		
留年数	-0.066	0.002				
生え抜きダミー						
勤続	0.003	0.027	0.003	0.150		
企業規模	5.450E-06	0.021	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	0.269	0.001	0.400	0.002		
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	0.136	0.035		
官公庁ダミー	-0.163	0.006	-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	4.596	0.000	2.786	0.000	3.605	0.000
サンプル数	497		332		88	
F検定	77.91		96.35		51.10	
Prob > F	0.00		0.00		0.00	
R-squared	0.59		0.78		0.79	
Adj R-squared	0.58		0.78		0.78	
Root MSE	0.28		0.24		0.16	
帰無仮説	F(9 , 371)	Prob >F	F(6 , 282)	Prob >F	F(7 , 44)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.71	0.70	0.85	0.53	0.88	0.53
学士の年齢係数=修士の年齢 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 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

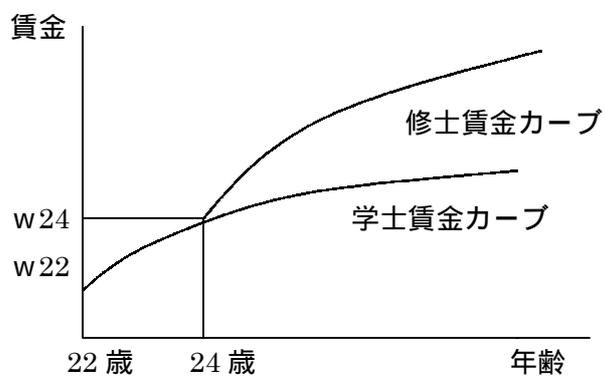
注)説明変数の斜線はそもそも使用されなかった変数を示す。

表3 現在の所得分析

ln(現在の所得)	(I)27~60歳		(II)27~40歳		(III)41~50歳		(IV)51~60歳	
	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t	Coef.	P> t
修士ダミー	0.101	0.000	0.117	0.000	0.123	0.000	0.103	0.008
博士ダミー	0.239	0.000	0.261	0.000	0.330	0.000	0.116	0.134
優の割合								
進路アドバイス			0.025	0.065				
浪人年数								
留年数					-0.070	0.007		
生え抜きダミー								
勤続	0.002	0.024					0.003	0.041
経験年数	0.062	0.000	0.085	0.000	0.029	0.000	0.020	0.000
経験年数の2乗	-0.001	0.000	-0.002	0.031				
企業規模	5.710E-06	0.001			1.040E-05	0.000	6.380E-06	0.028
製造業ダミー	-0.046	0.087			-0.191	0.000		
卸売り業ダミー	0.253	0.000			0.353	0.000	0.266	0.024
金融業ダミー			0.186	0.074	-0.233	0.072		
運輸業ダミー	0.132	0.003	0.183	0.000			0.230	0.002
電気・ガス・水道業ダミー	0.175	0.002	0.212	0.004				
官公庁ダミー	-0.134	0.004			-0.342	0.000		
サービス業ダミー	-0.088	0.081			-0.430	0.000		
大学教員ダミー	-0.132	0.003			-0.245	0.001	-0.144	0.025
その他産業ダミー								
定数項	5.837	0.000	5.673	0.000	6.361	0.000	6.440	0.000
サンプル数	826		223		229		372	
F検定	120.64		41.1		15.02		5.82	
Prob > F	0.00		0.00		0.00		0.00	
R-squared	0.66		0.61		0.43		0.11	
Adj R-squared	0.65		0.59		0.40		0.09	
Root MSE	0.25		0.20		0.21		0.28	
帰無仮説	F(7, 734)	Prob >F	F(12, 188)	Prob >F	F(9, 185)	Prob >F	F(12, 317)	Prob >F
未使用変数の係数=0	0.34	0.94	1.02	0.44	0.84	0.58	0.45	0.94
修士ダミーの係数=博士	F(1, 812)	Prob >F	F(1, 214)	Prob >F	F(1, 217)	Prob >F		
ダミーの係数	11.67	0.00	7.23	0.01	1.25	0.00		

図1 仕事競争モデルと人的資本理論・シグナリング理論

[仕事競争モデル]



[人的資本理論・シグナリング理論]

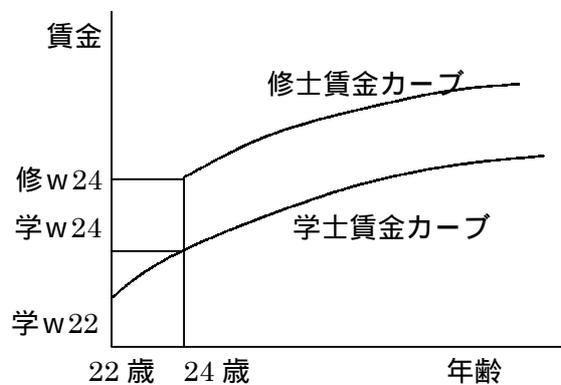
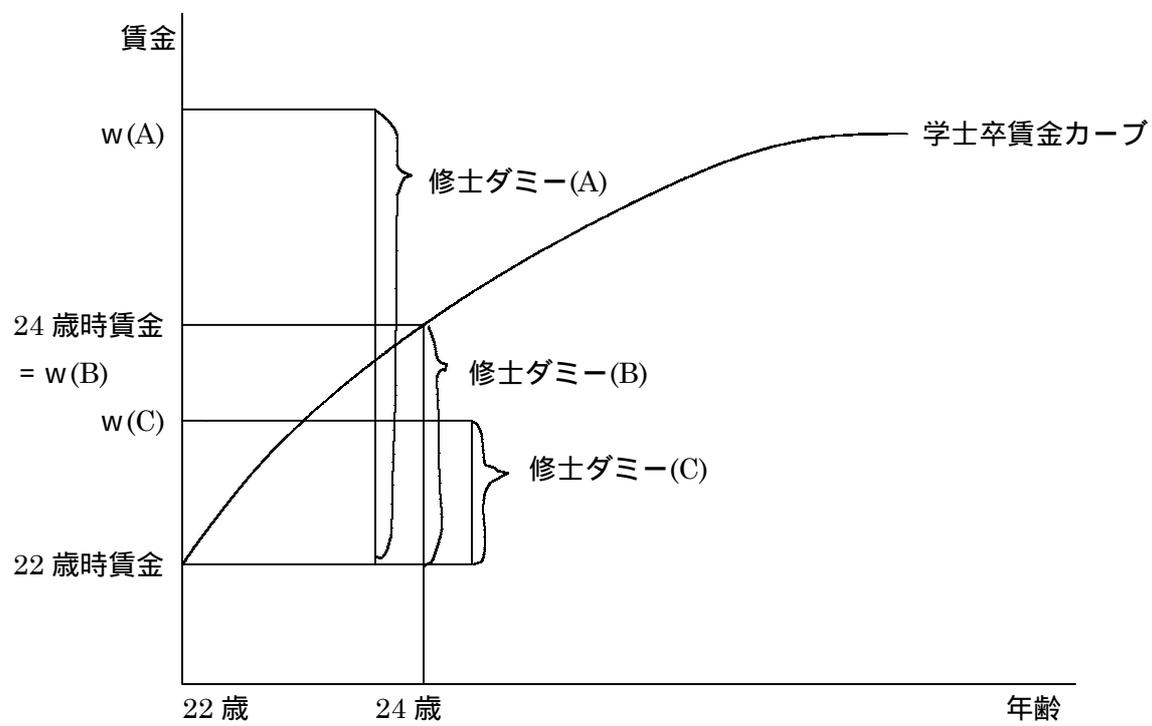
注) ここで、 w_{24} : 24 歳時賃金 w_{22} : 22 歳時賃金修 w_{24} : 修士卒者の 24 歳時賃金学 w_{24} : 学士卒者の 24 歳時賃金学 w_{22} : 学士卒者の 22 歳時賃金

図2 修士ダミーと賃金カーブの関係



補論 基本統計量

表A-1-1 学士、現在の所得分析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	7.019096	0.4401017	5.782286	8.229511
年齢	525	49.28571	9.707668	22	60
年齢の2乗	525	2523.141	872.6071	484	3600
優の割合	490	40.29184	24.16818	0	95
進路アドバイス	518	2.998069	0.942237	0	4
浪人年数	475	0.5284211	0.7439862	0	4
留年数	504	0.202381	0.5938002	0	4
生え抜きダミー	524	0.6431298	0.4795338	0	1
勤続	525	19.24952	11.93065	0	38
企業規模	524	7272.262	6273.303	2.5	15000
製造業ダミー	523	0.5774379	0.4944399	0	1
卸売り業ダミー	523	0.0267686	0.1615611	0	1
金融業ダミー	523	0.0152964	0.1228464	0	1
運輸業ダミー	523	0.0611855	0.2398997	0	1
電気・ガス・水道業ダミー	523	0.0248566	0.155837	0	1
官公庁ダミー	523	0.0478011	0.2135495	0	1
サービス業ダミー	523	0.0458891	0.2094449	0	1
大学教員ダミー	523	0.0229446	0.1498701	0	1
その他産業ダミー	523	0.040153	0.1965058	0	1

表A-1-2 全学位、初任給分析(27～60歳)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	5.567059	0.520887	4.573671	7.212946
修士ダミー	652	0.4309816	0.4955938	0	1
博士ダミー	652	0.0720859	0.2588286	0	1
優の割合	607	46.83196	24.73219	0	100
進路アドバイス	644	2.981366	0.9658044	0	4
浪人年数	598	0.4632107	0.6608084	0	4
留年数	630	0.168254	0.5641165	0	5
企業規模	648	9553.523	5763.38	17	15000
初入社年	652	76.8773	9.988948	60	97
一致景気動向指数	652	62.93093	24.72103	8.34167	92.70834
男子大卒者数	652	233904.8	66521.27	103361	342703
製造業ダミー	649	0.6486903	0.4777477	0	1
卸売り業ダミー	649	0.0077042	0.087502	0	1
金融業ダミー	649	0.009245	0.0957792	0	1
運輸業ダミー	649	0.0662558	0.2489205	0	1
電気・ガス・水道ダミー	649	0.0446841	0.2067688	0	1
官公庁ダミー	649	0.0493066	0.2166745	0	1
サービス業ダミー	649	0.0123267	0.1104242	0	1
大学教員ダミー	649	0.0600924	0.2378414	0	1
その他産業ダミー	649	0.0138675	0.1170311	0	1

表A-2-1 学位別賃金カーブ(修士)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)	377	6.843862	0.4951571	3.912023	8.229511
年齢	388	43.02577	10.12936	24	60
年齢の2乗	388	1953.557	857.5075	576	3600
優の割合	357	53.40336	23.11062	0	100
進路アドバイス	377	2.965517	1.032132	0	4
浪人年数	353	0.4164306	0.6479529	0	4
留年数	379	0.1451187	0.4960651	0	5
生え抜きダミー	388	0.7731959	0.4193056	0	1
勤続	388	14.40464	9.981568	0	35
企業規模	385	8732.774	6194.352	2.5	15000
製造業ダミー	386	0.6062176	0.4892217	0	1
卸売り業ダミー	386	0.0103627	0.1013999	0	1
金融業ダミー	386	0.007772	0.0879298	0	1
運輸業ダミー	386	0.0595855	0.2370245	0	1
電気・ガス・水道業ダミー	386	0.0595855	0.2370245	0	1
官公庁ダミー	386	0.0492228	0.2166136	0	1
サービス業ダミー	386	0.0362694	0.1872024	0	1
大学教員ダミー	386	0.0673575	0.2509654	0	1
その他産業ダミー	386	0.0362694	0.1872024	0	1

表A-2-2 学位別賃金カーブ(博士)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	6.939432	0.3450168	5.925592	8.229511
年齢	88	47.68182	9.361876	29	60
年齢の2乗	88	2360.205	857.4145	841	3600
優の割合	82	65.18293	21.08837	10	100
進路アドバイス	87	3.149425	0.9587872	0	4
浪人年数	84	0.3214286	0.5413218	0	3
留年数	72	0.2361111	0.6816107	0	4
生え抜きダミー	88	0.5340909	0.5016951	0	1
勤続	88	13.98864	10.25143	0	33
企業規模	83	5730.735	5717.42	17	15000
製造業ダミー	88	0.3068182	0.4638161	0	1
官公庁ダミー	88	0.0454545	0.2094926	0	1
サービス業ダミー	88	0.0113636	0.1066004	0	1
大学教員ダミー	88	0.6136364	0.4897059	0	1

表A-3 現在の所得分析(27～60歳)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	6.965889	0.4207233	5.519459	8.229511
修士ダミー	924	0.3906926	0.4881699	0	1
博士ダミー	924	0.0779221	0.2681941	0	1
優の割合	867	47.63322	24.73474	0	100
進路アドバイス	919	3.041349	0.9545378	0	4
浪人年数	850	0.4552941	0.6749787	0	4
留年数	935	0.2149733	0.7211922	0	9
生え抜きダミー	924	0.6818182	0.4660227	0	1
勤続	935	17.56257	11.11735	0	38
経験年数	850	23.14235	10.05964	1	38
経験年数の2乗	850	636.6459	433.4379	1	1444
企業規模	927	7604.404	6239.625	2.5	15000
製造業ダミー	931	0.5671321	0.4957391	0	1
卸売り業ダミー	931	0.0182599	0.1339619	0	1
金融業ダミー	931	0.0107411	0.1031368	0	1
運輸業ダミー	931	0.0515575	0.2212507	0	1
電気・ガス・水道業ダミー	931	0.0343716	0.1822798	0	1
官公庁ダミー	931	0.0494092	0.2168374	0	1
サービス業ダミー	931	0.0418904	0.2004465	0	1
大学教員ダミー	931	0.0934479	0.2912155	0	1
その他産業ダミー	931	0.037594	0.1903144	0	1