

大学と大学院の専攻の賃金プレミアム*

安井 健悟**

<要旨>

本論文の主な目的は第1に、能力の代理変数や高校での経験をコントロールしたうえで、理系と大学院修了の賃金プレミアムを推定することであり、第2に学部と大学院のそれぞれの8分類の専攻の賃金プレミアムを推定することである。2014年のデータを用いて得られた結果は、能力の代理変数や高校での経験をコントロールすると、理系の賃金プレミアムは男性が3.2%と女性が11.7%であり、男性と女性の大学院の賃金プレミアムはそれぞれ17.8%と23.4%であった。女性の理系と大学院のそれぞれの賃金プレミアムは2000年と比較するとかなり上昇している。また、男性は高校生のときに生徒会活動、運動部（団体競技）をしていると理系を選択しにくく、女性は運動部（団体競技）をしていると大学院に進学しにくい、運動部（個人競技）をしていると大学院に進学しやすい。最後に、人文科学の学部卒に対する各専攻の賃金プレミアムについては、男性は学部では医学・薬学が52.6%、福祉は21.0%、その他が14.8%、社会科学が11.9%、自然科学が11.4%という順であり、大学院では社会科学が28.1%、その他が22.6%、人文科学が18.3%、自然科学の11.4%という順であった。女性については、学部では医学・薬学が37.8%、社会科学が13.3%、自然科学が10.1%であり、大学院ではその他が77.1%、人文科学が33.2%、自然科学が23.5%、社会科学が22.0%という順であった。

JEL Classification Codes: I23, I26, J24, J31

Keywords: 人的資本、賃金プレミアム、高等教育

* 内閣府経済社会総合研究所により開催された平成29・30年度国際共同研究「潜在成長力の強化と経済の活性化に向けた課題」WG1（潜在成長力の強化：人材・人的資本とイノベーション）の中間報告会および最終報告会において、討論者の佐野晋平氏をはじめ、主査の川口大司氏、副査の田中隆一氏ならびに参加者から大変有益なコメントをいただきました。また、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「ワーキングパーソン調査、2000」、「ワーキングパーソン調査、2014」（リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けました。記して感謝します。

** 安井 健悟：青山学院大学経済学部准教授

Wage Premiums by College and Postgraduate Major

By Kengo YASUI

Abstract

This paper aims to estimate 1) STEM major (“rikei” in Japanese) wage premium and postgraduate wage premium after controlling for high school experiences and proxies for an individual’s ability and 2) wage differentials between eight different majors at college and graduation school, respectively. Using the 2014 data, when one’s ability and high school experiences are held constant, the wage premiums for STEM majors are found to be 3.2% and 11.7% among men and women, respectively, while those of graduate school are 17.8% and 23.4%. The returns to both STEM major and postgraduate education for women are considerably higher than those of the year 2000. Men who participated in student council and sports club activities (team sports) are less likely to choose STEM majors. As for women who participated in sports club activities, their team sports experience lowers the probability of continuing to graduate school, whereas the individual sports experience increases its probability. When both women and men are used as the sample for analysis, the high school experience of student council results in the lower probability of pursuing postgraduate study, which in particular is pronounced among those who have STEM majors. Finally, the largest wage premiums for men, relative to a major in humanities, is found in medical and pharmaceutical science (52.6%), followed by welfare (21.0%), others (14.8%), social science (11.9%), and natural science (11.4%). The postgraduate major that receives the highest wage premium among men is social science (28.1%), followed by other studies (22.6%), humanities (18.3%), and natural science (11.4%). As for women, medical and pharmaceutical science (37.8%) receives the largest wage premium, along with social science (13.3%), natural science (10.1%). The rankings of postgraduate wage premium among women are as follows: others (77.1%), humanities (33.2%), natural science (23.5%), and social science (22.0%).

JEL Classification Codes: I23, I26, J24, J31

Keywords: Human Capital, Wage Premium, Higher Education

1. はじめに

人口減少や少子高齢化が進む日本において経済成長を促すための重要な課題のひとつは労働生産性を引き上げることである。そして、労働生産性を高めるためのひとつの手段としては、人的資本投資としての学校教育が重要である。特に、高度人材の養成が社会から求められている中で、企業外での高度人材の育成という側面を持つ高等教育への需要がこれまで以上に高まる可能性があるが、高等教育が労働市場においてどのように評価されているのかについての知見は十分だとは言えない。

学校教育の労働市場における評価についての研究としては、教育のリターンを推定する研究が挙げられる。これは、労働者が過去に受けた学校教育の年数によって賃金をどの程度引き上げるのかを推定するものであり、世界各国における研究の蓄積は膨大である (Card 1999、安井・佐野 2009)。これらの研究は学校教育の年数という量的な部分についての評価を行うものであったが¹、近年はリターンの異質性への学術的な関心が高まっていると言えるだろう。そもそも、どのような内容の教育が提供されるべきかは政策的に重要であるし、学生にとっては高等教育においてどのような内容の教育を選択するかに関心が高いにも関わらず、教育の内容の違いがその後の労働市場の成果などにもたらす効果についての分析の蓄積は十分ではない。

高等教育における教育内容の違いの多くは専攻の違いによりもたらされる。大学や大学院の専攻の違いがもたらすものの評価も確定的ではないにも関わらず、米国では STEM 教育 (科学、技術、工学、数学分野の教育) が重視されており、日本においても理系教育を推進している。政府は成長戦略のひとつとして理工系人材育成戦略を位置付け、同戦略の充実、具体化を図るために、産学官の対話の場として「理工系人材育成に関する産学官円卓会議」も 2015 年に設置され、理系教育がさらに推進されようとしている。

日本で理系の労働市場における評価を分析したものとしては浦坂ほか (2011) が挙げられる。浦坂ほか (2011) は日本の理系出身者と文系出身者を比較し、理系出身者の年収の方が高いことを明らかにしている。しかしながら、理系出身者は文系出身者と比較すると大学院修了者が多く、この分析からは年収の違いが理系という専攻の違いからもたらされたのか、大学院教育からもたらされたのかが明らかではない。そして、理系、文系の中でも、各専攻のリターンは異なることが予想される。

また、明らかに大学院教育は学部教育と比較して教育内容が専門的であり、大学院教育を受けたかどうかだけではなく、専攻という教育内容の違いがさらに重要だといえよう。日本においては、柿澤ほか (2014)、Morikawa (2015)、Suga (2017) が年収に与える大学院教育の効果を推定している。しかしながら、Suga (2017) のみが大学院教育の文系・理

¹ 川口 (2011) は、ミンサー型賃金関数を日本のデータで推定する際に、教育年数について対数賃金率が直線的に増加するわけではないことから、学歴のダミー変数を用いることが適切だと指摘している。つまり、教育年数が量的に 1 年高まれば、賃金に対して同じ効果を持つわけではないということであり、川口 (2011) は高等教育 1 年のリターンの大きさを指摘している。

系という違いを考慮した大学院教育の効果を分析しているものの、これまでに専攻を考慮した分析はなされていない。

そこで、本論文では、第1に、賃金関数において理系ダミーと大学院修了ダミーを同時にコントロールし、理系と大学院修了の賃金プレミアムを推定する。第2に、2000年と2014年におけるそれぞれの賃金プレミアムを比較する。Altonji et al. (2014b) や Gemici and Wiswall (2014)は、近年になるにつれ専攻間の賃金差が拡大していることを示している。第3に、能力の代理変数や高校での経験といった大学入学前の属性をコントロールしたうえでの理系と大学院修了の賃金プレミアムを推定する。最後に、文系と理系という2グループではなく、「人文科学(文学、史学、哲学、心理学、教育学など)」、「社会科学(経済学、経営学、商学、法学、政治学など)」、「自然科学(工学、理学、農学、情報工学など)」、「医学、薬学」、「建築」、「芸術(音楽、美術)」、「福祉」、「その他」の8つの専攻に分類して、大学と大学院における各専攻の賃金プレミアムを推定する。

また、日本における大学院教育の効果についての既存研究では、年収に対する大学院教育の効果を推定しているが、労働生産性に対応する時間当たり賃金への大学院教育の効果も明らかにする点も本論文の特徴である。

本論文の結果を解釈するうえで注意すべき点は、推定された賃金プレミアムが必ずしも因果的な教育の効果とはいえず、あくまで偏相関としての賃金プレミアムであるということである。Altonji et al. (2012)も示すように、専攻のリターンの推定には教育年数のリターンの推定と同じ難しさがある。それは能力バイアスやリターンの異質性に基づくセレクションバイアスがもたらされる問題があるからである。教育年数のリターンの推定よりも難しい点は、専攻に関する変数の数が多いために内生変数の数が多くなるということである。そこで、専攻のリターンに関する多くの既存研究は操作変数などで内生性の問題に対処するというよりも、家庭環境変数、テストスコア、高校の成績などをコントロールした上でOLSで推定しており、本論文もこれらの研究の流れに沿うものである。

本稿の構成は以下の通りである。次節において先行研究を紹介する。第3節において使用するデータを第4節で推定方法を記述し、第5節で分析結果を示す。最後に第6節において結果をまとめる。

2. 先行研究

大学の専攻が労働市場の成果に与える影響について日本のデータで分析したものとしては浦坂ほか(2011)が挙げられる。浦坂ほか(2011)は日本の理系出身者と文系出身者を比較し、理系出身者の年収の方が高いことを明らかにしている。慶応義塾大学による日本家計パネル調査(JHPS)のデータを用いた場合、平均年収が約446万円であるのに対し、理系だと文系よりも年収が約54万円高いことを明らかにしている。また彼女たちによる独

自の調査のデータを用いた場合、平均年収が約 625 万円であるのに対し、理系だと文系よりも年収が約 95 万円高かった。しかしながら、理系出身者は文系出身者と比較すると大学院修了者が多く、この分析からは年収の違いが理系という専攻の違いからもたらされたのか、大学院教育からもたらされたのかが明らかではない。浦坂ほか (2011) は、この問題を解決するために大学院修了者を分析の対象から外し、学部卒のみを対象とした分析をして、ここでも理系の年収の方が高いことを確認しているが、大学院修了者における理系であることの効果は明らかにされていない。また、理系の中でも専攻によってその影響は異なることが考えられ、各専攻の効果を明らかにすることが必要である。

Card (1999)は教育と賃金の関係についてサーベイしており、諸外国での MA と Ph.D.の賃金は学部卒より、それぞれ約 20%、30%高い。また、Deere and Vesovic (2006)も、2000 年時点で大学院卒の賃金は学部卒よりも約 30%高いことを明らかにしている。日本における大学院教育の賃金プレミアムを推定している研究としては、柿澤ほか(2014)、Morikawa (2015)、Suga(2017)が挙げられ、これらは大学院教育が年収に与える効果を推定している。

柿澤ほか(2014)は 2007 年の就業構造基本調査の個票データを用いて、大学院進学の内
部収益率を計算している。その結果、博士前期課程 (修士) の内部収益率は、男性は 11.4%、女性
は 10.1%であり、博士後期課程 (博士) のそれは、男性は 5.9%、女性
は 5.7%となる
ことが示された。

Morikawa (2015)も同様に 2007 年の就業構造基本調査の個票データを利用しているが、標準的な賃金関数を用いて大学院教育がもたらす賃金プレミアムを推定している。その結果、男女ともに 30-40%程度の賃金プレミアムを確認している。

Suga(2017)は家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」の個票データ²とリクルートワークス研究所による「ワーキングパーソン調査」の個票データ (2006、2010、2012、2014 年の各クロスセクション) を利用し、標準的な賃金関数を用いて大学院教育がもたらす賃金プレミアムを推定している。Suga(2017)はサンプルからパートタイム労働者を除外して分析している点は注意する必要がある。OLS でプレミアムを推定した結果、「消費生活に関するパネル調査」の場合、男性は 26.4%、女性
は 26.9%であり、「ワーキングパーソン調査」の場合、男性は 12.9%、女性
は 17.0%であった。これらの結果は、文系か理系かをコントロールしても大きく変化することはなかった。しかしながら、OLS による賃金プレミアムには上方バイアスがある可能性を指摘し、操作変数による推定をした結果、賃金プレミアムはゼロであるか、もしくは賃金ペナルティがあることを明らかにしている。

Suga(2017)は日本における大学院教育のリターンについて因果的な影響を意識して分析しており、価値がある研究であるものの、操作変数として用いている大学院定員と大卒者の比率が操作変数の満たすべき条件が満たされているかについては明らかではないという問題がある。また、大学院教育が因果関係の意味で負の効果をもつという結果にも疑問が

² 論文中に明記されていないが、1992 年から論文作成直近までのパネルデータをプールして分析に利用しているものと思われる。

残る。バブル崩壊以降の景気後退期に大学院重点化により大学院の定員が拡大したが、仮に、この時期に就職活動が上手くいかないような観察されない能力が低い者が大学院に進学していたという傾向があったとすれば、そのことが反映されて負の効果が推定されてしまっているのかもしれない。

また、日本では文系、理系という分類で議論されることが多いが、文系、理系のそれぞれの中での専攻の違いも大きいかもしれない。Altonji et al. (2012)、Altonji et al. (2016)は大学の専攻のリターンのサーベイをしており、多くの研究で一致した結果としては、education (ベース) に対して engineering の賃金が 40% 高く、business、science が続くとのことである。ただし、専攻の分類の数は 4 つの研究から 10 以上の研究までかなり幅広い。そして、Altonji et al. (2012) が示すように、大学の各専攻の賃金プレミアム間の差は大学教育の平均的な賃金プレミアムと同じように大きい。基本的な人口学的変数、潜在経験年数、大学院教育をコントロールしたときに、一般教養専攻 (general education majors) の男性の賃金よりも電気工学専攻の男性の賃金は 56.1% 高く、これは大卒者と高卒者の差の 57.7% に匹敵する値である。

最後に触れておかなければならない点は、大学の専攻のリターンの推定には、教育年数のリターンの推定と同じように欠落変数バイアス、リターンの異質性に基づくセレクションバイアスの問題という難しさがあるということである。これらの問題に対して、多くの既存研究では、操作変数で対処するというよりも、家庭環境変数、テストスコア、高校の成績などをコントロールした OLS により各専攻の賃金プレミアムを推定しており、本論文でもこのアプローチを採用することにする。

3. データ

本論文では、リクルートワークス研究所による 2000 年と 2014 年の「ワーキングパーソン調査」の個票データを用いて分析を行う。基本的な分析では 2014 年のデータを用い、経年の変化を確認するために 2000 年のデータも用いる。2014 年の調査対象は、首都圏 50km (東京都・神奈川県・千葉県・埼玉県) で、正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイト、業務委託として、2014 年 8 月最終週に 1 日でも就業している 18 歳から 69 歳の男女で、学生は除外されている。2000 年の調査対象は、首都圏、関西、東海で正規社員・正規職員、契約社員・嘱託、派遣、パート・アルバイトとして就業している 18 歳から 59 歳の男女で学生は除外されている。

柿澤ほか(2014)、Morikawa (2015)が分析に用いた就業構造基本調査は、大学卒か大学院卒かの情報は得られるが専攻の情報が得られない。そこで、専攻の情報とともに大学入学前の情報を得ることができ、就業者の標本数が多い「ワーキングパーソン調査」のデータを本論文では用いることとした。また、この調査の場合、2000 年と 2014 年の経年変化を

検証できるという利点もある。ただし、国公立という学校設置者の情報がないという限界もある。理系学部出身者が国公立大学の卒業者に多く、文系学部出身者は私立大学に多いということや、大学院卒は国公立大学の卒業者に多く、学部卒は私立大学に多いということがあれば、理系や大学院の賃金プレミアムは国公立大学の卒業者であることによる可能性がある。この点からしても、本論文で推定される賃金プレミアムは単純には因果的な効果とは言えないだろう。

図表 1 は分析に用いた 2014 年のデータの基本統計量を示している。本論文の分析対象は 59 歳以下で大卒以上に限定した。また時間当たり賃金で下位 5% の 628,205 円以下の標本も対象から外した。年収、時給、潜在経験年数の平均はそれぞれ 540.9 万円、2512 円、17.1 年である。学部卒業者の潜在経験年数は年齢と 22 の差を用い、大学院修了者のそれは年齢と 24 の差を用いている。このデータでは修士課程修了者と博士課程修了者の区別がつかないので、大学院修了者として同じ扱いになっていることと、医学・薬学が専攻であっても他の専攻と同じように学部の卒業と大学院の修了にそれぞれ 4 年と 2 年を要しているという仮定を置いている。

女性、大学院修了者、理系の割合は、31.4%、13.5%、35.1%である。このデータでは、専攻は「人文科学（文学、史学、哲学、心理学、教育学など）」、「社会科学（経済学、経営学、商学、法学、政治学など）」、「自然科学（工学、理学、農学、情報工学など）」、「医学、薬学」、「建築」、「芸術（音楽、美術）」、「福祉」、「その他」の 8 つに分類されているが、人文科学と社会科学を文系とし、自然科学、医学・薬学、建築を理系とした。理系の割合としては、文系と理系の合計に対する理系の割合を示している。

表中で次に示している人文科学ダミーからその他ダミーの 8 つのダミーは最終学歴における専攻を示している。最も割合が高いのは 36.5% の社会科学であり、自然科学、人文科学が続く。最後に示している各専攻のダミーと大学院ダミーの交差項が示すものは、大学院修了者の専攻である。大学院修了者の専攻で割合が最も高いのは 8.2% の自然科学であり、社会科学、人文科学が続く。

図表 2 は 2000 年のデータの基本統計量である。調査対象は 59 歳以下に設計されている。また、分析の対象は大卒以上に限定し、2014 年の調査との比較のために首都圏の調査対象のみに限定した。調査の設計により女性の割合が低くなっており、本論文の調査対象の中でも女性の割合は 14.2% である。その影響もあり、年収の平均も 642.0 万円と高い。潜在経験年数は 14.9 年であり、大学院修了者の割合は 7.7%、理系の割合は 36.5% である。2000 年の調査では労働時間を質問していないので時間当たり賃金を計算することができない。また、最終学歴が文系か理系かの情報は有するが、専攻についての情報は有していない。

図表 1. 基本統計量 (2014 年)

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年収 (万円)	4745	540.9001	351.2097	32	6000
時間当たり賃金 (万円)	4745	0.251247	0.187373	0.063462	2.884615
女性ダミー	4745	0.314015	0.464171	0	1
潜在経験年数	4745	17.07292	10.26287	0	37
大学院ダミー	4745	0.13509	0.341855	0	1
理系ダミー	4183	0.351183	0.477397	0	1
人文科学ダミー	4745	0.208219	0.406077	0	1
社会科学ダミー	4745	0.363751	0.481129	0	1
自然科学ダミー	4745	0.25627	0.436619	0	1
医学・薬学ダミー	4745	0.036038	0.186404	0	1
建築ダミー	4745	0.017281	0.130331	0	1
芸術ダミー	4745	0.021075	0.143649	0	1
福祉ダミー	4745	0.012856	0.112663	0	1
その他ダミー	4745	0.08451	0.278181	0	1
人文科学ダミー×大学院ダミー	4745	0.013488	0.115364	0	1
社会科学ダミー×大学院ダミー	4745	0.015595	0.123917	0	1
自然科学ダミー×大学院ダミー	4745	0.082403	0.275006	0	1
医学・薬学ダミー×大学院ダミー	4745	0.010748	0.103126	0	1
建築ダミー×大学院ダミー	4745	0.002951	0.054244	0	1
芸術ダミー×大学院ダミー	4745	0.002951	0.054244	0	1
福祉ダミー×大学院ダミー	4745	0.000632	0.025139	0	1
その他ダミー×大学院ダミー	4745	0.006322	0.07927	0	1

図表 2. 基本統計量 (2000 年)

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年収 (万円)	3970	642.0212	343.779	5	6000
女性ダミー	3970	0.142066	0.349161	0	1
潜在経験年数	3970	14.86599	9.101437	0	37
大学院ダミー	3970	0.07733	0.267148	0	1
理系ダミー	3970	0.364736	0.481417	0	1

4. 推定モデル

初めに、浦坂ほか（2011）でも示されたように理系の賃金プレミアムがあるのかを(1)式により OLS で推定する。被説明変数は年収もしくは時間当たり賃金である。説明変数は、大学、大学院という最終学歴における専攻が理系だと 1、文系だと 0 をとるダミー変数と、潜在経験年数とその 2 乗、また勤務先の所在地を示す都道府県ダミーである。理系であることにより、年収や時間当たり賃金が高まるような業種、職種になることの効果も含めて賃金プレミアムを推定するために、業種、職種などはコントロールしない。

$$\ln(\text{年収 or 時間当たり賃金}) = \beta_0 + \beta_1 \text{理系ダミー} + \beta_2 \text{潜在経験年数} \\ + \beta_3 \text{潜在経験年数}^2 + \delta \text{都道府県ダミー} + u \quad (1)$$

次に、素朴な大学院の賃金プレミアムを(2)式により OLS で推定する。大学院ダミーは大学卒を 0、大学院卒を 1 としたダミー変数であり、その他には潜在経験年数、潜在経験年数の 2 乗、勤務先の所在地を示す都道府県ダミーをコントロールする。大学院を修了することにより、年収や時間当たり賃金が高まるような業種、職種になることの効果も含めて賃金プレミアムを推定するために、業種、職種などはコントロールしない。

$$\ln(\text{年収 or 時間当たり賃金}) = \beta_0 + \beta_1 \text{大学院ダミー} + \beta_2 \text{潜在経験年数} \\ + \beta_3 \text{潜在経験年数}^2 + \delta \text{都道府県ダミー} + u \quad (2)$$

大学で理系を選択する人は大学院に進学する確率が高いため、理系であることの賃金プレミアムであるのか、大学院を修了することによる賃金プレミアムなのかを明らかにするために、大学院ダミーと理系ダミーを同時に推定式に入れた (3) 式を推定する。

$$\ln(\text{年収 or 時間当たり賃金}) = \beta_0 + \beta_1 \text{大学院ダミー} + \beta_2 \text{理系ダミー} \\ + \beta_3 \text{潜在経験年数} + \beta_4 \text{潜在経験年数}^2 + \delta \text{都道府県ダミー} + u \quad (3)$$

続いて、大学と大学院の専攻による賃金プレミアムを推定することを試みるが、Altonji et al. (2012)などが示すように、能力バイアスなどの内生性の問題を回避することは難しい。そこで多くの既存研究では、操作変数により内生性の問題に対処するというよりも、家庭環境変数、テストスコア、高校の成績などをコントロールすることにより、専攻による賃金プレミアムを推定している。本研究でも、まず大学入学前の属性が文理の選択や大学院進学に影響を与えているのかを確認したうえで、それらをコントロールしたうえでの賃金プレミアムを推定する。(4) 式は被説明変数を理系ダミーとし、説明変数の大学入学前の属性としては、両親の最終学歴、主観的な中 3 の成績、卒業した高校の進学状況、高校で経験した活動（生徒会活動、運動部（団体競技）、運動部（個人競技）、運動以外の部活動（団体競技）、運動以外の部活動（個人競技））を用いる。

$$\text{理系ダミー} = \gamma_0 + \gamma \text{大学入学前の属性変数} + u \quad (4)$$

(5)式は、被説明変数が大学院ダミーであり、説明変数の大学入学前の属性変数は(4)式と同じである。

$$\text{大学院ダミー} = \gamma_0 + \gamma \text{大学入学前の属性変数} + u \quad (5)$$

そして、これらの大学入学前の属性変数をコントロールしたうえで、大学院と理系の賃金プレミアムを推定する式が(6)式である。

$$\ln(\text{年収 or 時間当たり賃金}) = \beta_0 + \beta_1 \text{大学院ダミー} + \beta_2 \text{理系ダミー} + \beta_3 \text{潜在経験年数} + \beta_4 \text{潜在経験年数}^2 + \gamma \text{大学入学前の属性変数} + \delta \text{都道府県ダミー} + u \quad (6)$$

最後に、学部と大学院の各専攻についての賃金プレミアムを推定する式が(7)式である。専攻ダミー_k (k=1,2,...,7)が最終学歴における7つの専攻(社会科学、自然科学、医学・薬学、建築、芸術、福祉、その他)のダミー変数(人文科学がベース)を示している。 λ_k により学部の専攻の賃金プレミアムが推定され、専攻ダミー_kと大学院ダミーの係数である θ_k により大学院の専攻の賃金プレミアムが推定されることになる。大学院ダミーの係数 θ_0 はベースである人文科学の大学院の賃金プレミアムを示す。

$$\begin{aligned} \ln(\text{時間当たり賃金}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{潜在経験年数} + \beta_2 \text{潜在経験年数}^2 + \sum_{k=1}^7 \lambda_k \text{専攻ダミー}_k \\ & + \theta_0 \text{大学院ダミー} + \sum_{k=1}^7 \theta_k \text{専攻ダミー}_k \cdot \text{大学院ダミー} \\ & + \gamma \text{大学入学前の属性変数} + \delta \text{都道府県ダミー} + u \end{aligned} \quad (7)$$

5. 推定結果

理系の賃金プレミアムがあるかを確認するために(1)式を推定した結果が図表3である。ここでの理系の賃金プレミアムとは「人文科学(文学、史学、哲学、心理学、教育学など)」と「社会科学(経済学、経営学、商学、法学、政治学など)」の文系に対して、「自然科学(工学、理学、農学、情報工学など)」、「医学・薬学」、「建築」という理系であることにより年収や時間当たり賃金が高い程度を意味している。本論文が用いるデータからも理系の賃金プレミアムが確認され、年収については男女計で22.8%、男性で9.9%、女性で18.9%であり、時間当たり賃金については男女計で15.9%、男性で8.0%、女性で16.1%であった。年収を用いた場合よりも時間当たり賃金を用いた場合の方がプレミアムが若干低下することから、理系出身者だと文系出身者とくらべて、労働時間が長い仕事に就くことにより年収が高まる部分もあることが分かる。ここで理系の賃金プレミアムが確認されたが、理系を専攻する学生が大学院に進学しやすいために、大学院修了者であることのプレミアムが理系のプレミアムに反映されているのかもしれない。

図表3. 理系の賃金プレミアムの推定

	(1)	(2)		(4)	(5)		(6)
	男女計	ln(年収)		男女計	ln(時給)		女性
		男性	女性		男性		
理系ダミー	0.2276*** (0.019)	0.0987*** (0.017)	0.1890*** (0.046)	0.1585*** (0.016)	0.0804*** (0.017)		0.1606*** (0.036)
潜在経験年数	0.0506*** (0.003)	0.0607*** (0.003)	0.0182*** (0.007)	0.0438*** (0.003)	0.0490*** (0.003)		0.0293*** (0.005)
潜在経験年数の2乗	-0.0008*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)		-0.0006*** (0.000)
定数項	5.5066*** (0.028)	5.5812*** (0.028)	5.5560*** (0.048)	-2.1178*** (0.024)	-2.0832*** (0.028)		-2.0904*** (0.038)
都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES	YES		YES
標本数	4,183	2,970	1,213	4,183	2,970		1,213
決定係数	0.181	0.287	0.061	0.228	0.285		0.070

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

そこで、大学院修了者であることの賃金プレミアムがどの程度かを確認するために(2)式を推定する。図表4の(1)～(3)列目は、既存研究(柿澤ほか(2014)、Morikawa(2015)、Suga(2017))と同様に年収の対数値を用いて大学院の賃金プレミアムを推定した結果である。男女計で33.3%、男性は23.8%、女性は34.1%である。Morikawa(2015)は男女ともに30-40%程度の賃金プレミアム示しているのに対し、ここでの男性のプレミアムは小さい値となっている。また、Suga(2017)は、本論文と同じ「ワーキングパーソン調査」を用いた場合には、男性は12.9%、女性は17.0%とここでの値よりもかなり小さいが、Suga(2017)がパートタイム労働者などを除外していることが反映されているものと思われる。

賃金関数を用いて、学校教育が人的資本の蓄積という経路を通じて労働生産性が高くなるかを検証する際には、通常は労働生産性(限界生産性)に対応する時間当たり賃金を用いる。よって、本論文では、ここからは被説明変数として時間当たり賃金を主に用いて分析を進めていくこととする。図表4の(4)～(6)列目が、時間当たり賃金を被説明変数とした大学院の賃金プレミアムの推定結果である。男女計で27.2%、男性は20.9%、女性は33.0%である。年収を用いた場合よりも、それぞれにおいてプレミアムが若干低下することから、大学院修了者だと学部卒とくらべて、労働時間が長い仕事に就くことにより年収が高まる部分もあることが分かる。

図表 4. 大学院の賃金プレミアムの推定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		ln(年収)			ln(時給)	
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
大学院ダミー	0.3326*** (0.025)	0.2379*** (0.021)	0.3414*** (0.061)	0.2718*** (0.021)	0.2089*** (0.022)	0.3303*** (0.047)
潜在経験年数	0.0520*** (0.003)	0.0612*** (0.003)	0.0223*** (0.006)	0.0432*** (0.003)	0.0479*** (0.003)	0.0297*** (0.005)
潜在経験年数の2乗	-0.0008*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)	-0.0007*** (0.000)	-0.0005*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)
定数項	5.5009*** (0.025)	5.5581*** (0.026)	5.5226*** (0.041)	-2.1143*** (0.021)	-2.0886*** (0.026)	-2.1027*** (0.032)
都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	4,745	3,255	1,490	4,745	3,255	1,490
決定係数	0.187	0.309	0.076	0.234	0.295	0.090

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

図表 5. 理系ダミーと大学院ダミーを同時にコントロールした場合の賃金プレミアムの推定

	(1)	(2)	(3)
		ln(時給)	
	男女計	男性	女性
理系ダミー	0.1019*** (0.017)	0.0239 (0.018)	0.1221*** (0.036)
大学院ダミー	0.2181*** (0.023)	0.2021*** (0.024)	0.2626*** (0.053)
潜在経験年数	0.0434*** (0.003)	0.0492*** (0.003)	0.0286*** (0.005)
潜在経験年数の2乗	-0.0005*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)
定数項	-2.1355*** (0.023)	-2.1076*** (0.028)	-2.1040*** (0.037)
都道府県ダミー	YES	YES	YES
標本数	4,183	2,970	1,213
決定係数	0.244	0.302	0.089

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

次に、理系であることと大学院修了者であることを同時にコントロールして、それぞれの賃金プレミアムが生じるのかを確認するために(3)式を推定したのが図表5である。理系ダミーをコントロールしなかった場合(図表4)に、大学院の賃金プレミアムが男性は20.9%、女性は33.0%だったのに対し、理系ダミーをコントロールすると男性は20.2%、女性は26.3%となり、男性はほとんど変わらず、女性は6.7%ポイント低下する。興味深い点は、

大学院ダミーをコントロールすることにより、理系のプレミアムはかなり低下し、男性における理系のプレミアムは統計的にゼロと有意に異ならないということである。理系プレミアムの係数の大きさを比較しても、男性と女性がそれぞれ 8.0%と 16.1%（図表 3）だったものが、大学院ダミーをコントロールすることにより、2.4%と 12.2%（図表 5）とかなり小さくなっている。

これらの大学院と理系の賃金プレミアムは過去と比べてどのような変化が生じたのだろうか。図表 6 は 2000 年と 2014 年の結果を比較している。ただし、2000 年の調査では対象者に労働時間についての質問をしていないので、時間当たり賃金を計算することはできないために、被説明変数として年収の対数値を用いた推定結果を示している。2000 年の調査では勤務先の所在地の情報がないために、2000 年と 2014 年のどちらについても、都道府県ダミーをコントロールせずに推定した結果を掲載している。

図表 6. 2000 年と 2014 年の比較

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2000年			2014年		
	ln(年収)			ln(年収)		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
理系ダミー	0.0866*** (0.016)	0.0458*** (0.013)	0.0035 (0.075)	0.1401*** (0.020)	0.0200 (0.018)	0.1206** (0.047)
大学院ダミー	0.2268*** (0.029)	0.2019*** (0.024)	0.1869 (0.164)	0.2494*** (0.028)	0.2207*** (0.024)	0.2758*** (0.069)
潜在経験年数	0.0875*** (0.003)	0.0878*** (0.003)	0.0593*** (0.012)	0.0508*** (0.003)	0.0617*** (0.003)	0.0179*** (0.007)
潜在経験年数の2乗	-0.0016*** (0.000)	-0.0015*** (0.000)	-0.0021*** (0.000)	-0.0008*** (0.000)	-0.0009*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)
定数項	5.4375*** (0.022)	5.5139*** (0.021)	5.4117*** (0.065)	5.4896*** (0.028)	5.5538*** (0.028)	5.5543*** (0.049)
標本数	3,970	3,406	564	4,183	2,970	1,213
決定係数	0.367	0.463	0.051	0.168	0.290	0.037

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ 1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

この比較によると、男女計の大学院の賃金プレミアムは 2000 年の 22.7%から 2014 年の 24.9%とわずかに上昇しているのみだが、理系の賃金プレミアムは 8.7%から 14.0%と 5.3%ポイントも上昇している。また、女性における大学院の賃金プレミアムは、2000 年に 18.7%で統計的に有意でなかったが、2014 年には 27.6%と上昇しており、1%水準で有意である。さらに、理系の賃金プレミアムも 0.4%で有意でなかったが、2014 年には 12.1%で有意になっている。調査対象の代表性の問題もありうるので慎重な解釈が必要だが、少なくとも分析対象のサンプルでは、女性にとっての大学院と理系のプレミアムが大きくなっているようである。

次に、文系と理系の賃金差や学部卒と大学院卒の賃金差は元々の能力や性質の違いによりもたらされている可能性がある。そこで、まず、文理の選択と大学院進学という意思決定に対して、どのような大学入学前の属性が影響しているのかを確認するために、(4)式と(5)式を推定する。具体的には、両親の最終学歴、主観的な中3の成績、卒業した高校の進学状況、高校で経験した活動（生徒会活動、運動部（団体競技）、運動部（個人競技）、運動以外の部活動（団体競技）、運動以外の部活動（個人競技））の影響を分析する。その結果を図表7に示している。(1)、(2)列が文理の選択の分析であり、(3)～(6)列が大学院進学の分析である。(5)が文系における大学進学の分析であり、(6)が理系における大学進学の分析である。父親が高卒の場合と比べて父親が大学院卒だと、その子が理系を選択しやすく、大学院に進学しやすい。しかしながら、父親が高卒の場合と比べて父親が大学卒だと、その子どもが男性の場合には、理系を選択しにくくなる（文系を選択しやすくなる）。母親が大学卒だと、高卒よりもその子が大学院に進学している。男性の場合、中3の成績がよいと、成績が「真ん中あたり」と比較して理系を選択しやすくなるが、成績が「真ん中あたり」と比較して「やや下のほう」でも理系を選択しやすくなる。中3の成績と理系学部の選択の関係が単調ではないことについては、田中（2017）でも確認されている³。また、女性の場合には、中3の成績と理系の選択には有意な関係がない。中3の成績のよさは大学院進学確率も高めるが、これも女性については影響がない。また、卒業した高校で大学進学者が多いと、対象者本人も大学進学確率が高いが理系の選択には影響していない。父親の最終学歴、中3の成績、出身高校の進学状況の影響から考えると、大学進学前の能力の高さは、大学院進学率を高めるが、理系の選択確率を高めているとは言えないようだ。

最後に高校で経験した活動の影響を見ていく。生徒会活動をしていると、男性は理系を選択しにくく、理系を選択したとしても大学院に進学しにくい。団体競技の運動部に所属していると、男性は理系を選択しにくく、女性は大学院に進学しにくい。個人競技の運動部に所属していると、男性は理系を選択しやすく、女性は大学院に進学しやすい。

文理の選択、大学院進学の意味決定には上述したような属性が影響を与えており、これらの属性をコントロールしたうえで大学院と理系のプレミアムを推定した結果（(6)式）を図表8に示している。(1)、(2)列はそれらの属性をコントロールしていない図表5と同じ結果であり、(3)、(4)が上述した大学進学前の属性をコントロールした結果である。コントロールしたことにより、大学院の賃金プレミアムについて、男性は20.2%から17.8%に少し減少し、女性も26.3%から23.4%に少し低下している。しかしながら、理系の賃金プレミアムについては、男性は2.4%で有意ではなかったものが3.2%で有意になり、女性は12.2%が11.7%となり、ほとんど変化がない。このことは、図表7で能力が高いと理系の選択確率を高めるわけではないと示されたことと整合的である。

³ ただし、田中（2017）が用いているデータは本論文のデータとは異なることもあり、理系学部の選択確率が最も高いのは、中3の成績が「中の上」であり、「中」、「上」、「中の下」が続く。

図表7. 理系の選択と大学院進学の実験

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
		理系		大学院進学				
		男性	女性	男性	女性	文系	理系	
父親の最終学歴 (高等学校がベース)	小学校	-0.0237 (0.075)	0.0274 (0.124)	-0.0370 (0.055)	0.0262 (0.075)	0.0015 (0.037)	-0.0983 (0.108)	
	中学校	0.0074 (0.037)	-0.0179 (0.061)	0.0203 (0.027)	0.0505 (0.036)	0.0231 (0.019)	0.0149 (0.049)	
	専修各種学校	-0.0205 (0.061)	0.0282 (0.068)	0.0371 (0.043)	-0.0524 (0.040)	-0.0131 (0.027)	-0.0128 (0.078)	
	短期大学	-0.1472 (0.101)	-0.1919 (0.137)	0.0019 (0.069)	0.0377 (0.085)	0.0292 (0.044)	0.2143 (0.173)	
	高等工業専門学校	0.0520 (0.054)	0.0395 (0.072)	0.0354 (0.039)	-0.0413 (0.043)	0.0066 (0.027)	-0.0487 (0.067)	
	大学	-0.0469** (0.024)	0.0003 (0.031)	-0.0182 (0.017)	0.0010 (0.019)	0.0011 (0.011)	-0.0211 (0.033)	
	大学院	0.1602** (0.063)	0.1933*** (0.064)	0.2735*** (0.044)	0.1373*** (0.040)	0.0799** (0.031)	0.2248*** (0.065)	
	分からない	-0.0198 (0.055)	0.0060 (0.069)	-0.0390 (0.038)	0.0147 (0.040)	0.0099 (0.027)	-0.0748 (0.068)	
	母親の最終学歴 (高等学校がベース)	小学校	-0.0208 (0.088)	-0.2268 (0.176)	-0.0039 (0.064)	-0.0556 (0.105)	0.0142 (0.045)	-0.0485 (0.133)
		中学校	0.0148 (0.036)	-0.0265 (0.060)	-0.0357 (0.026)	-0.0070 (0.037)	-0.0241 (0.019)	-0.0270 (0.048)
専修各種学校		-0.0320 (0.037)	0.0391 (0.044)	0.0418 (0.026)	0.0437* (0.026)	0.0314* (0.017)	0.0330 (0.050)	
短期大学		0.0036 (0.030)	0.0481 (0.037)	0.0317 (0.021)	0.0516** (0.022)	0.0136 (0.014)	0.0589 (0.040)	
高等工業専門学校		0.1739* (0.091)	0.0488 (0.094)	-0.0110 (0.063)	0.0199 (0.058)	0.0349 (0.042)	-0.1688* (0.100)	
大学		-0.0059 (0.030)	0.0463 (0.034)	0.0434** (0.021)	0.0406** (0.021)	0.0112 (0.013)	0.0936** (0.039)	
大学院		-0.1392 (0.162)	-0.1261 (0.187)	0.0806 (0.109)	0.0023 (0.105)	-0.0079 (0.074)	0.5205** (0.209)	
分からない		0.1317*** (0.050)	-0.0753 (0.070)	0.0390 (0.035)	0.0669 (0.041)	0.0178 (0.025)	0.0319 (0.061)	
中3の成績 (「真ん中あたり」がベース)		上のほう	0.1201*** (0.024)	0.0389 (0.032)	0.1026*** (0.017)	0.0218 (0.019)	0.0207* (0.011)	0.1206*** (0.034)
		やや上のほう	0.0954*** (0.025)	0.0056 (0.034)	0.0447*** (0.017)	-0.0100 (0.020)	-0.0080 (0.012)	0.0613* (0.035)
	やや下のほう	0.1108*** (0.040)	-0.0091 (0.070)	0.0123 (0.028)	-0.0255 (0.036)	-0.0136 (0.021)	0.0180 (0.055)	
	下のほう	0.0175 (0.064)	-0.0343 (0.099)	0.0307 (0.044)	-0.0333 (0.057)	-0.0065 (0.031)	0.1372 (0.093)	
	高校の特徴 (「就職する人のほうが 多かった」がベース)	進学する人のほうが多かった	-0.0371 (0.028)	0.0410 (0.037)	0.0581*** (0.020)	0.0151 (0.022)	0.0285** (0.013)	0.0857** (0.038)
進学と就職が半分ずつ		-0.0217 (0.042)	0.0076 (0.059)	0.0506* (0.029)	0.0080 (0.034)	0.0409** (0.020)	0.0079 (0.057)	
高校で経験したこと	生徒会	-0.0667*** (0.024)	-0.0068 (0.030)	-0.0276 (0.017)	-0.0192 (0.018)	0.0054 (0.011)	-0.0601* (0.032)	
	運動部 (団体競技)	-0.0679*** (0.024)	-0.0491 (0.032)	-0.0228 (0.017)	-0.0374* (0.019)	-0.0050 (0.011)	0.0110 (0.031)	
	運動部 (個人競技)	0.0707*** (0.026)	-0.0126 (0.034)	0.0210 (0.018)	0.0380* (0.020)	0.0017 (0.012)	0.0335 (0.033)	
	運動以外の部活 (団体競技)	-0.0428 (0.033)	-0.0019 (0.034)	-0.0166 (0.023)	-0.0157 (0.020)	0.0039 (0.014)	-0.0249 (0.042)	
	運動以外の部活 (個人競技)	0.0213 (0.035)	0.0447 (0.035)	-0.0143 (0.025)	0.0181 (0.021)	-0.0083 (0.015)	-0.0203 (0.044)	
	定数項	0.4219*** (0.037)	0.1410*** (0.050)	0.0826*** (0.026)	0.0384 (0.029)	0.0109 (0.018)	0.1770*** (0.049)	
標本数	2,970	1,213	3,255	1,490	2,714	1,469		
決定係数	0.032	0.031	0.047	0.032	0.013	0.063		

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

図表 8. 能力の代理変数・高校の経験をコントロールしたうえでの大学院のプレミアム

		(1)	(2)	(3)	(4)	
		ln(時給)				
		男性	女性	男性	女性	
理系ダミー		0.0239 (0.018)	0.1221*** (0.036)	0.0319* (0.018)	0.1169*** (0.036)	
大学院ダミー		0.2021*** (0.024)	0.2626*** (0.053)	0.1778*** (0.024)	0.2342*** (0.053)	
潜在経験年数		0.0492*** (0.003)	0.0286*** (0.005)	0.0485*** (0.003)	0.0301*** (0.005)	
潜在経験年数の2乗		-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	
父親の最終学歴 (高等学校がベース)	小学校			-0.0130 (0.069)	0.1172 (0.150)	
	中学校			-0.0375 (0.034)	-0.1552** (0.073)	
	専修各種学校			0.0070 (0.055)	-0.0692 (0.083)	
	短期大学			-0.0309 (0.092)	-0.2228 (0.166)	
	高等工業専門学校			0.0176 (0.049)	-0.1891** (0.087)	
	大学			0.0483** (0.022)	-0.0205 (0.038)	
	大学院			0.0227 (0.058)	0.0057 (0.078)	
	分からない			-0.0407 (0.050)	0.0011 (0.084)	
	母親の最終学歴 (高等学校がベース)	小学校			-0.0123 (0.082)	0.1532 (0.214)
		中学校			-0.0059 (0.033)	0.1127 (0.073)
専修各種学校				-0.0007 (0.034)	-0.0388 (0.054)	
短期大学				-0.0021 (0.028)	0.0589 (0.046)	
高等工業専門学校				0.0017 (0.083)	0.0757 (0.114)	
大学				0.0206 (0.027)	0.0754* (0.042)	
大学院				-0.0968 (0.147)	0.6873*** (0.227)	
分からない				-0.0675 (0.045)	0.0801 (0.085)	

(続き)

		(1)	(2)	ln(時給)	
		男性	女性	男性	女性
中3の成績 (「真ん中あたり」がベース)	上のほう			0.1183***	0.0524
				(0.022)	(0.039)
	やや上のほう			0.0257	-0.0407
				(0.022)	(0.042)
	やや下のほう			-0.0280	-0.0557
				(0.036)	(0.085)
	下のほう			-0.0855	0.0135
				(0.058)	(0.121)
高校の特徴 (「就職する人のほうが 多かった」がベース)	進学する人のほうが多かった			0.0260	0.0388
				(0.026)	(0.045)
	進学と就職が半分ずつ			0.0030	-0.0573
				(0.038)	(0.072)
高校で経験したこと	生徒会			0.0194	0.0015
				(0.022)	(0.037)
	運動部			0.0543***	-0.0472
	(団体競技)			(0.022)	(0.039)
	運動部			-0.0044	0.0986**
	(個人競技)			(0.023)	(0.041)
	運動以外の部活			0.0001	-0.0075
(団体競技)			(0.030)	(0.041)	
	運動以外の部活			-0.0293	-0.0209
	(個人競技)			(0.032)	(0.043)
定数項		-2.1076***	-2.1040***	-2.2138***	-2.1684***
		(0.028)	(0.037)	(0.044)	(0.069)
都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES	YES
標本数	2,970	1,213	2,970	1,213	
決定係数	0.302	0.089	0.324	0.126	

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

次に、最終学歴を文系学部卒、理系学部卒、文系大学院卒、理系大学院卒に4分類して、文系学部卒に対する他の3分類の賃金プレミアムを推定した結果が図表9である。図表8と同様に、(1)、(2)列は大学進学前の属性（能力の代理変数と高校の経験）をコントロールしていない結果であり、(3)、(4)列が大学進学前の属性をコントロールした結果である。大学進学前の属性をコントロールした(3)、(4)列を見ると、男性の場合、文系学部卒に対して、理系学部卒、文系大学院卒、理系大学院卒の賃金は、それぞれ4.0%、23.0%、20.1%高い。女性の場合、文系学部卒に対して、理系学部卒、文系大学院卒、理系大学院卒の賃金は、それぞれ13.2%、28.6%、30.4%高く、男性の賃金プレミアムよりもかなり大きい。また、

男女ともに大学院卒の文理の差は小さい。この(3)、(4)列の結果をまとめると、男性については、文理による賃金差は学部卒でも大学院卒でも小さく、学部卒に対する大学院卒の賃金プレミアムは約 20%であり、女性については、大学院卒における文理による賃金差は小さく、文系学部卒に対する大学院卒の賃金プレミアムは約 30%であり、学部卒における文系に対する理系の賃金プレミアムは 13.2%と大きい。

また、(1)、(2)列と(3)、(4)列を比較すると、能力の代理変数と高校の経験をコントロールすることで、最終学歴による賃金差は小さくなる傾向があり、(1)、(2)列で賃金プレミアムと推定されていたものの一部は大学進学前の属性で説明されることが分かるが、男性の理系学部卒ダミーの係数のみについては異なる傾向が見られた。つまり、大学進学前の属性をコントロールしないと、文系学部卒に対して 3.2%の賃金プレミアムで統計的に有意でなかったものが、大学進学前の属性をコントロールするとプレミアムが大きくなり、4.0%で統計的に有意となる。この結果は、図表 8 の理系ダミーの係数と同じ傾向であり、図表 7 で能力が高いと理系の選択確率を高めるわけではないと示されたことと整合的である。むしろ理系学部卒は文系学部卒よりも能力が低い可能性もあり、ここではコントロールできていない観察されない能力差により、理系学部卒の賃金プレミアムには下方バイアスが生じているかもしれない点には注意が必要である。

ここまでで、一見、理系の賃金プレミアムだと思われていたものの大きな部分は大学院の賃金プレミアムであり、大学進学前の属性をコントロールしても男女ともに大学院の賃金プレミアムは大きく、男性においては理系の賃金プレミアムはかなり小さく、女性においては理系の賃金プレミアムは大学院のプレミアムほどではないが、かなり大きいことが分かった。これらの賃金プレミアムには、理系出身であることや大学院を修了することによって賃金の高い仕事に就けることの効果を含んでいる。良い仕事に就くことで賃金が高まる効果を確認するために、就業形態、職種、業種、企業規模をコントロールすることにより賃金プレミアムがどのように変化するかを示したものが図表 10 である。(1)列目は男性について大学入学前の属性をコントロールしただけの結果で、図表 8 の(3)列目と同じ結果である。それに対して、(2)列目は就業形態ダミー（「正社員・正職員」、「契約社員・嘱託」、「フリーター」、「パートタイマー」、「派遣」、「業務委託・フリーランス」の 6 分類）を推定式 ((6)式) に追加した結果、(3)列目はさらに職種ダミー（208 分類）を追加した結果、(4)列目はさらに業種ダミー（67 業種）を追加した結果、(5)列目はさらに企業規模ダミー（13 分類）を追加した結果である。女性について同様に変数を追加していった結果が(6)～(10)列である。

図表9. 文系学部卒に対する、理系学部卒、文系院卒、理系院卒の賃金プレミアム

		(1)	(2)	(3)	(4)
		ln(時給)			
		男性	女性	男性	女性
理系学部卒ダミー		0.0316 (0.019)	0.1330*** (0.039)	0.0397** (0.019)	0.1317*** (0.039)
文系院卒ダミー		0.2533*** (0.049)	0.3008*** (0.072)	0.2296*** (0.049)	0.2863*** (0.072)
理系院卒ダミー		0.2177*** (0.025)	0.3503*** (0.072)	0.2011*** (0.025)	0.3038*** (0.072)
潜在経験年数		0.0491*** (0.003)	0.0282*** (0.005)	0.0484*** (0.003)	0.0296*** (0.005)
潜在経験年数の2乗		-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)
父親の最終学歴 (高等学校がベース)	小学校			-0.0120 (0.069)	0.1130 (0.150)
	中学校			-0.0378 (0.034)	-0.1548** (0.073)
	専修各種学校			0.0074 (0.055)	-0.0708 (0.083)
	短期大学			-0.0303 (0.092)	-0.2259 (0.166)
	高等工業専門学校			0.0164 (0.049)	-0.1897** (0.087)
	大学			0.0481** (0.022)	-0.0206 (0.038)
	大学院			0.0247 (0.058)	0.0054 (0.078)
	分からない			-0.0420 (0.050)	0.0016 (0.084)
母親の最終学歴 (高等学校がベース)	小学校			-0.0147 (0.082)	0.1587 (0.214)
	中学校			-0.0053 (0.033)	0.1128 (0.073)
	専修各種学校			-0.0015 (0.034)	-0.0408 (0.054)
	短期大学			-0.0026 (0.028)	0.0602 (0.046)
	高等工業専門学校			-0.0008 (0.083)	0.0721 (0.114)
	大学			0.0211 (0.027)	0.0753* (0.042)
	大学院			-0.0980 (0.147)	0.6990*** (0.227)
	分からない			-0.0669 (0.045)	0.0744 (0.086)

(続き)

		(1)	(2)	ln(時給)	
		男性	女性	男性	女性
中3の成績 (「真ん中あたり」がベース)	上のほう			0.1185*** (0.022)	0.0523 (0.039)
	やや上のほう			0.0263 (0.022)	-0.0404 (0.042)
	やや下のほう			-0.0275 (0.036)	-0.0557 (0.085)
	下のほう			-0.0844 (0.058)	0.0107 (0.121)
高校の特徴 (「就職する人のほうが 多かった」がベース)	進学する人のほうが多かった			0.0258 (0.026)	0.0388 (0.045)
	進学と就職が半分ずつ			0.0022 (0.038)	-0.0607 (0.072)
高校で経験したこと	生徒会			0.0189 (0.022)	-0.0003 (0.037)
	運動部 (団体競技)			0.0544** (0.022)	-0.0467 (0.039)
	運動部 (個人競技)			-0.0042 (0.023)	0.0990** (0.041)
	運動以外の部活 (団体競技)			-0.0005 (0.030)	-0.0065 (0.041)
	運動以外の部活 (個人競技)			-0.0288 (0.032)	-0.0205 (0.043)
	定数項	-2.1094*** (0.028)	-2.1032*** (0.037)	-2.2151*** (0.044)	-2.1672*** (0.069)
	都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES
標本数	2,970	1,213	2,970	1,213	
決定係数	0.302	0.090	0.325	0.126	

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

図表 10 の男性の結果について確認すると、(1)列目で3.2%だった理系の賃金プレミアムが、就業形態ダミーをコントロールしただけで統計的に有意ではなくなり (2)列目)、職種ダミーを追加すると係数自体がほぼゼロになる (3)列目)。大学院の賃金プレミアムについては、就業形態、職種、業種、企業規模のすべてをコントロールしても、9.9%のプレミアムが残る (5)列目)。女性についても、就業形態、職種をコントロールすると理系のプレミアムは統計的に有意ではなくなり、係数もマイナスになる。しかし、男性と同様に、大学院のプレミアムは、就業形態、職種、業種、企業規模のすべてをコントロールしても残り、16.5%である (10)列目)。つまり、観察可能なものについてのみだが、仕事についての情報をコントロールしても、男女ともに大学院を修了することは賃金プレミアムをも

たらしめていると言える。

最後に学部と大学院の専攻の賃金プレミアムを示したのが図表 11 の(1)、(2)列である(7式)。各専攻の賃金プレミアムは人文科学の学部卒に対するものである。また、ここでも大学入学前の属性をコントロールしている。学部卒については、男性では医学・薬学が 52.6%と最も高いが、その次に福祉の 21.0%、その他の 14.8%と続き、その後には社会科学の 11.9%と自然科学の 11.4%が続く。女性でも医学・薬学が 37.8%と最も高く、その次に社会科学の 13.3%、自然科学の 10.1%が続く。

大学院については、男性では社会科学が 28.1%、その他が 22.6%、人文科学が 18.3%、自然科学の 11.4%という順番である。女性では、その他が 77.1%、人文科学が 33.2%、自然科学が 23.5%、社会科学が 22.0%という順番である。

学部と大学院を合わせて専攻の賃金プレミアムを考えると、男性の場合、医学・薬学が 52.6%と最も高く、社会科学が 40.1%、その他が 37.4%と続く。女性の場合は、その他が 77.1%と最も高く、医学・薬学が 37.8%、社会科学が 35.3%と続く。

学部における医学・薬学の賃金プレミアムは医師、薬剤師の資格の影響かもしれない、大学院における社会科学の賃金プレミアムは弁護士の資格の影響かもしれない。用いているデータには資格に関する直接的な情報はないが、職種に「医師・歯科医師・獣医師」、「薬剤師」、「弁護士・弁理士・司法書士など」の選択肢があるので、これらをコントロールすることにより、それぞれのプレミアムがどのように変化するかを分析した。その結果、「医師・歯科医師・獣医師」、「薬剤師」をコントロールすることにより、学部の医学・薬学の賃金プレミアムは男性で 33.0%、女性で 24.2%とかなり低下するが、「弁護士・弁理士・司法書士など」をコントロールしても、大学院における社会科学の賃金プレミアムは男性で 31.2%、女性で 26.7%となり、むしろ増加することが分かる。学部における社会科学の賃金プレミアムもわずかに増加する。

「医師・歯科医師・獣医師」、「薬剤師」、「弁護士・弁理士・司法書士など」だけではなく、すべての職種と就業形態、業種、企業規模をコントロールした結果が図表 11 の 3、4 列である。図表 10 において、これらの変数をコントロールすることにより、大学院と理系の賃金プレミアムが小さくなったのと同様に、ここでも各専攻のプレミアムは小さくなっている。つまり、専攻の違いが賃金を高めるような仕事に就けるかを決めている部分が大きいことを意味する。男性では学部の自然科学、芸術、大学院の人文科学、その他が有意でなくなっており、女性では学部の自然科学、医学・薬学、その他、大学院の社会科学、自然科学が有意でなくなっている。観察可能な仕事の違いを取り除いたとしても、学部卒と大学院卒の両方において、男女ともに自然科学よりも社会科学の方が賃金プレミアムが大きい。

図表 10. 就業形態、職種、業種、企業規模をコントロールした場合の賃金プレミアムの推定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	男性	男性	男性	男性	男性	女性	女性	女性	女性	女性
	ln(時給)									
理系ダミー	0.0319*	0.0135	-0.0037	-0.0010	-0.0067	0.1169***	0.0893***	-0.0198	-0.0449	-0.0517
	(0.018)	(0.017)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.036)	(0.032)	(0.040)	(0.042)	(0.042)
大学院ダミー	0.1778***	0.1552***	0.1271***	0.1182***	0.0992***	0.2342***	0.2296***	0.1637***	0.1695***	0.1654***
	(0.024)	(0.023)	(0.024)	(0.024)	(0.023)	(0.053)	(0.048)	(0.051)	(0.052)	(0.052)
定数項	-2.2138***	-2.0964***	-2.5104***	-2.4874***	-2.7245***	-2.1684***	-2.0330***	-1.8412***	-1.7626***	-1.9013***
	(0.044)	(0.042)	(0.182)	(0.316)	(0.315)	(0.069)	(0.062)	(0.177)	(0.200)	(0.213)
潜在経験年数・潜在経験年数の2乗	YES									
能力の代理変数・高校の経験	YES									
就業形態ダミー	NO	YES	YES	YES	YES	NO	YES	YES	YES	YES
職種ダミー	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	YES	YES	YES
業種ダミー	NO	NO	NO	YES	YES	NO	NO	NO	YES	YES
企業規模ダミー	NO	NO	NO	NO	YES	NO	NO	NO	NO	YES
都道府県ダミー	YES									
標本数	2,970	2,970	2,970	2,970	2,970	1,213	1,213	1,213	1,213	1,213
決定係数	0.324	0.391	0.497	0.524	0.548	0.126	0.314	0.433	0.473	0.485

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

図表 11. 学部と大学院の専攻の賃金プレミアムの推定

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(時給)			
	男性	女性	男性	女性
社会科学ダミー (学部)	0.1193*** (0.026)	0.1327*** (0.033)	0.0459* (0.025)	0.1096*** (0.031)
自然科学ダミー (学部)	0.1141*** (0.029)	0.1009** (0.050)	0.0394 (0.028)	0.0210 (0.048)
医学・薬学ダミー (学部)	0.5256*** (0.067)	0.3775*** (0.061)	0.1689** (0.085)	0.0525 (0.083)
建築ダミー (学部)	0.0277 (0.066)	-0.0796 (0.114)	0.0031 (0.067)	-0.0509 (0.140)
芸術ダミー (学部)	-0.1712* (0.099)	-0.0881 (0.062)	-0.0807 (0.098)	-0.0889 (0.058)
福祉ダミー (学部)	0.2095** (0.102)	0.1275 (0.080)	0.2484*** (0.096)	0.1800** (0.076)
その他ダミー (学部)	0.1478*** (0.038)	0.0255 (0.044)	0.1027*** (0.036)	0.0157 (0.041)
人文科学ダミー (大学院)	0.1830** (0.083)	0.3319*** (0.086)	0.1067 (0.077)	0.3256*** (0.080)
社会科学ダミー (大学院)	0.2814*** (0.060)	0.2199* (0.118)	0.2037*** (0.055)	0.1399 (0.111)
自然科学ダミー (大学院)	0.1713*** (0.029)	0.2354** (0.093)	0.0846*** (0.028)	0.0775 (0.097)
医学・薬学ダミー (大学院)	-0.1124 (0.098)	0.0592 (0.136)	-0.0440 (0.089)	0.1130 (0.128)
建築ダミー (大学院)	0.1689 (0.137)	0.2021 (0.485)	0.1667 (0.143)	-0.0202 (0.438)
芸術ダミー (大学院)	0.0782 (0.192)	0.2120 (0.194)	-0.1300 (0.179)	0.1522 (0.175)
福祉ダミー (大学院)	0.0178 (0.451)	0.4066 (0.379)	-0.3384 (0.414)	0.2481 (0.331)
その他ダミー (大学院)	0.2263** (0.096)	0.7714*** (0.198)	0.1362 (0.088)	0.2665 (0.204)
潜在経験年数	0.0470*** (0.003)	0.0296*** (0.005)	0.0372*** (0.003)	0.0312*** (0.004)
潜在経験年数の2乗	-0.0005*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0004*** (0.000)	-0.0005*** (0.000)
定数項	-2.2954*** (0.046)	-2.2361*** (0.062)	-2.7077*** (0.317)	-0.3555 (0.549)
能力の代理変数・高校の経験	YES	YES	YES	YES
就業形態ダミー	NO	NO	YES	YES
職種ダミー	NO	NO	YES	YES
業種ダミー	NO	NO	YES	YES
企業規模ダミー	NO	NO	YES	YES
都道府県ダミー	YES	YES	YES	YES
標本数	3,255	1,490	3,255	1,490
決定係数	0.337	0.163	0.531	0.478

注：括弧の中は標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。

6. おわりに

高度人材の養成が社会から求められている中で、今後ますます重要になるであろう高等教育のあり方を考えるためにも、本論文は高等教育における各専攻についての賃金プレミアムを明らかにした。特にどのような教育が労働市場で評価されているかを考えるためにも、学部と大学院での専攻の違いに着目して分析を行った点が本論文の特徴である。

まず、既存研究と同様に理系の賃金プレミアムが確認され、時間当たり賃金を用いた場合には、男女計で 15.9%、男性で 8.0%、女性で 16.1%であった。また、既存研究と同様に、年収の対数値を用いて大学院の賃金プレミアムを推定した結果、男女計で 33.3%、男性は 23.8%、女性は 34.1%であり、これは既存研究と大きくは異なる結果であった。時間当たり賃金を被説明変数とした大学院の賃金プレミアムは、男女計で 27.2%、男性は 20.9%、女性は 33.0%であった。

次に、理系であることをコントロールしたうえでも、大学院の賃金プレミアムは男性で 20.2%、女性で 26.3%と大きな値であるのに対して、大学院ダミーをコントロールすることにより、理系の賃金プレミアムはかなり低下し、男性の場合には統計的にゼロと異なることが明らかとなった。また、2000 年から 2014 年にかけての変化を見ると、女性については大学院と理系のそれぞれのプレミアムが大きく上昇していた。

能力の代理変数や高校での経験をコントロールした場合には、理系の賃金プレミアムは男性が 3.2%と女性が 11.7%であり、男性と女性の大学院の賃金プレミアムはそれぞれ 17.8%と 23.4%であった。また、男性は高校生のときに生徒会活動、運動部（団体競技）をしていると理系を選択しにくく、女性は運動部（団体競技）をしていると大学院に進学しにくい、運動部（個人競技）をしていると大学院に進学しやすい。

最後に、人文科学の学部卒をベースとして、学部の専攻と大学院の専攻のプレミアムを推定した結果、男性については、学部では医学・薬学が 52.6%、福祉は 21.0%、その他が 14.8%、社会科学が 11.9%、自然科学が 11.4%という順であり、大学院では社会科学が 28.1%、その他が 22.6%、人文科学が 18.3%、自然科学の 11.4%という順であった。女性については、学部では医学・薬学が 37.8%、社会科学が 13.3%、自然科学が 10.1%であり、大学院ではその他が 77.1%、人文科学が 33.2%、自然科学が 23.5%、社会科学が 22.0%という順であった。学部と大学院を合わせて専攻の賃金プレミアムを考えると、男性の場合、医学・薬学が 52.6%、社会科学が 40.1%、その他が 37.4%であり、女性の場合、その他が 77.1%、医学・薬学が 37.8%、社会科学が 35.3%であった。

これらの結果から分かることは、第 1 に理系の平均的な賃金プレミアムだと思われるものの大きな部分は大学院修了によりもたらされているものであり、特に男性にとっては理系の平均的な賃金プレミアムはかなり小さい。よって、現時点での労働市場の評価という観点からすると、単純に理系教育を推進すべきだという結論にはならない。第 2 に、理系の中や文系の中でも各専攻の賃金プレミアムのばらつきは大きく、また各専攻の賃金プレ

ミアムの傾向も学部教育と大学院教育では異なる。特に自然科学の賃金プレミアムは他の専攻と比較して大きくないことは重要な発見だと言えるだろう。第3に、女性の理系と大学院のそれぞれの賃金プレミアムは2000年とくらべて2014年にはかなり上昇している。優秀な女性が理系を専攻したり、大学院に進学したりしていることの効果なのかもしれないので、必ずしも因果的な効果とは言えないが、少なくとも理系の女性や院卒の女性の評価が労働市場で高まっていることは事実だろう。因果的な意味での効果の推定が今後の重要な課題である。第4に、生徒会活動、運動部などの高校での活動が理系の選択や大学院進学と関係していることが分かり、このことは経験の影響というよりは、そもそもの個人の選好の違いが専攻や大学院に進学するかに影響している可能性を示唆していると考えられるだろう。高等教育の教育内容の効果を考える際にも選好などの個人の異質性を考慮した分析が必要となるだろうし、今後の研究課題であると言える。

最後に、本論文で推定された賃金プレミアムは必ずしも因果的な教育の効果とはいえず、あくまで偏相関としての賃金プレミアムであるが、仮に文系卒よりも理系卒の観察されない能力が高かったり、人文科学卒よりも自然科学卒の観察されない能力が高かったりすれば、理系の賃金プレミアムや自然科学の賃金プレミアムは本論文の推定値よりもさらに小さいことになる。これらのバイアスを除去した因果的な効果を推定することや、専攻の違いがどのようなメカニズムで賃金に影響を与えるのかを明らかにすることが今後の重要な課題である。

参考文献

- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 (2011)「理系出身者と文系出身者の年収比較-JHPS データに基づく分析結果」, *RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-020.
- 柿澤寿信・平尾智隆・松繁寿和・山崎泉・乾友彦 (2014)「大学院卒の賃金プレミアム—マイクロデータによる年齢-賃金プロファイルの分析—」, *ESRI Discussion Paper series*, No.310.
- 川口大司 (2011)「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」, 阿部顕三・大垣昌夫・小川一夫・田淵隆俊編『現代経済学の潮流 2011』, 東洋経済新報社, pp.67-98.
- 田中隆一 (2017)「大学教育需要を考える」, 『日本労働研究雑誌』, 59(10), pp.14-26.
- 安井健悟・佐野晋平 (2009)「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな推定」, 『日本労働研究雑誌』, 51(7), pp.16-33.
- Altonji, J. G., Arcidiacono, P., and Maurel, A. (2016), “The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects,” *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 5, pp. 305-396, Elsevier.
- Altonji, J. G., Blom, E., and Meghir, C. (2012), “Heterogeneity in human capital investments: High school curriculum, college major, and careers,” *Annual Review of Economics*, 4, pp.185-223.

- Altonji, J. G., Kahn, L., and Speer, J. (2014), “Trends in earnings differentials across college majors and the changing task composition of jobs,” *American Economic Review*, 104(5), pp.387-393.
- Card, D. (1999), “The causal effects of education on earnings,” *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Elsevier Science B.V., chapter 30, pp.1801-1863.
- Deere, D. R. and Vesovic, J. (2006), “Educational wage premiums and the U.S. income distribution: A survey,” *Handbook of the Economics of Education*, Vol.1, Elsevier B.V., Ch. 6, pp.255-306.
- Gemici, A. and Wiswall, M. (2014), “Evolution of gender differences in post-secondary human capital investments: College majors,” *International Economic Review* 55, pp.23-56.
- Morikawa, M. (2015), “Postgraduate education and labor market outcomes: an empirical analysis using micro data from Japan,” *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 54, pp.499-520.
- Suga, F. (2017), “The returns to postgraduate education,” *Discussion paper, ESRI Discussion Paper series*, No.336.