



RIETI Discussion Paper Series 13-J-046

大学院教育と就労・賃金：マイクロデータによる分析

森川 正之
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

「大学院教育と就労・賃金：マイクロデータによる分析」*

森川正之（経済産業研究所）

（要旨）

人的資本は長期的な経済成長を規定する重要な要因である。本稿は、「就業構造基本調査」（2007年）のマイクロデータを使用し、大学院卒業者の就労及び賃金について学部卒の労働者と比較しつつ観察事実を示すものである。分析結果の要点は以下の通りである。①大学院卒業者は学部卒に比べて就労率が高く、特に女性や60歳以上の男性で顕著である。大学院卒女性の場合、結婚や夫の所得が就労に及ぼす負の影響が小さい。雇用形態別には、大学院卒業者は正規雇用に就いている確率が高い。②個人所得で見ても世帯所得で見ても、大学院卒業者は高所得者が多く貧困率が低い。③大学院卒は学部卒比で約30%の賃金プレミアムがある。ただし、その大きさは産業や就労形態によって異なり、公務で非常に小さく、自営業主で非常に大きい。④大学院賃金プレミアムの男女差はほとんどない。⑤大学院卒の労働者は60歳を超えてからの賃金の低下が小さい。⑥大学院教育投資の私的収益率は10%以上である。技術の高度化が進む中、イノベーションの担い手を育てる大学院教育の充実は日本経済にとって高い意義を持っていること、また、大学院修了者の増加は、長期的に女性や高齢者の就労拡大に寄与する可能性もあることを示唆している。

Keywords：大学院、正規雇用、賃金プレミアム

JEL classifications：I21, J21, J24, J31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿の分析に当たって「就業構造基本調査」のマイクロデータの提供を受けたことにつき、総務省統計局、内閣府の関係者に感謝する。また、本稿の原案に対して、青木玲子、伊藤新、上野透、小田圭一郎、金子実、小林庸平、中島厚志、藤田昌久、山内勇、山城宗久の各氏をはじめ DP 検討会参加者から有益なコメントをいただいたことに謝意を表したい。

「大学院教育と就労・賃金：マイクロデータによる分析」

1. 序論

日本を含む主要先進国では大学院卒（修士、博士）の労働者が増加傾向にある。日本では、2012年に大学院を卒業して就職した者は修士5.7万人、博士1.1万人であり、いずれも過去十数年間に年率約3.5%で増加している（表1参照）。大学院卒業者の就職先は、製造業や情報通信業といったイノベーションの重要性が高い産業が多く、職種別には専門的・技術的職業が多数を占めている。

人的資本の質は長期的な経済成長を大きく左右する。経済成長の理論・実証研究は、教育が経済成長率を規定する重要な要因であることを示してきている。¹ また、例えば、日本産業生産性（JIP）データベースで日本の経済成長の要因を見ると、1990年代以降、経済成長に対して労働投入量（マンアワー）は年率約▲0.6%のマイナス寄与となっているが、労働の質の向上が年率約+0.5%と労働力人口の減少をほぼ相殺する効果を持っている。² 技術水準の高度化、一層のイノベーションの必要性に鑑みると、高等教育、特に大学院での高度な教育投資が労働者の生産性に対して十分な効果を持っているかどうかは重要な政策的関心事である。一方、「高学歴ワーキングプア」が増加しているという指摘もあり、大学院での教育が必ずしも実社会で十分活かされていない可能性もある。

日本の公的統計の多くは大学と大学院を区別してこなかったが、「就業構造基本調査」は、2007年調査において大学卒と大学院卒を区別した調査票を導入した。³ 同調査の公表された集計データを使用して、Morikawa (2012)は、性別、年齢、学歴で対数賃金（年収）を説明する回帰分析を行い、大学院賃金プレミアムが学部卒で約20%であること、大学院卒業者は高齢になっても就労率及び賃金水準の低下が小さいこと等を示した。しかし、公表された集計データでの分析のため、労働者の個人特性、労働時間等のコントロールは十分ではない。

こうした状況を踏まえ、本稿は、「就業構造基本調査」（2007年）の個人レベルのマイクロデータを使用し、大学院卒業者の就労及び賃金について実証的に分析を行い、観察事実を提示する。

先行研究のサーベイはMorikawa (2012)で行っているので詳しくは繰り返さないが、米国や英国の研究において大学院卒業者は学部卒の労働者に比べて10%~30%程度賃金が高

¹ 教育と経済成長の関係についてのサーベイ論文として、例えば、Topel (1999), Krueger and Lindahl (2001)参照。

² JIP データベース 2012 (<http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2012/index.html#01>) の成長会計の公表値による。

³ 賃金に関する代表的な政府統計である「賃金構造基本調査」（厚生労働省）は、初任給に限って2005年から大学院卒を大学卒と区分して調査するようになっている。

いという結果が多い (Card, 1999; Deere and Vesovic, 2006; Walker and Zhu, 2011; Lindley and Machin, 2011)。このほか Morikawa (2012)以降に公刊された研究のうち興味深いものをいくつか挙げておきたい。Burbidge et al. (2012)は、カナダのデータを使用して高等教育への投資に対する実効税率・実効補助率を推計することを目的としたもので、高等教育投資の収益率を計測している。推計結果によれば、私的収益率は修士過程で男性 8.8%、女性 10.3%、博士課程ではそれぞれ 2.4%、7.7%と推計されている。Hussey (2012)は、米国 MBA 卒業者のパネルデータを使用した分析により、上位大学の MBA の収益率は約 30%と推計している。ただし、このうちの大半は教育投資の人的資本向上効果ではなく、MBA 学位のシグナリング/スクリーニング効果によるものであると分析している。Fu and Ross (2013)は、米国における経済集積と賃金の関係を分析したもののだが、修士 (MA) 及びそれを超える学位を説明変数に含む賃金関数の推計結果を報告しており、学部卒に比べて MA で 10~12%、それより高い学位で 22~24%の賃金プレミアムとなっている。

本稿の分析結果の要点を予め述べると以下の通りである。

- ① 大学院卒業者は学部卒に比べて就労確率が高く、特に女性や 60 歳以上の男性で顕著である。大学院卒女性の場合、結婚や夫の所得が就労に及ぼす負の影響が小さい。雇用形態別に見ると、大学院卒業者は正規雇用に着いている確率が高い。
- ② 個人所得で見ても世帯所得で見ても大学院卒業者は貧困率が低い。「高学歴ワーキングプア」が存在することは否定できないが、全体としては大卒者よりも良好な労働条件の下にある。
- ③ 大学院卒の労働者は学部卒比で約 30%の賃金プレミアムがある。大学院賃金プレミアムは産業によってかなり違いがあり、第一次産業や医療・福祉産業で大きく、公務で非常に小さい。就労形態別には、自営業主で大学院プレミアムが非常に大きい。
- ④ 集計データを用いた Morikawa (2012)で観察された女性の方が男性よりも大学院賃金プレミアムが高いという結果は見られず、男女による違いはほとんどない。
- ⑤ Morikawa (2012)でも指摘した通り、学部卒の労働者は 60 歳を超えると賃金が大幅に低下するのに対して大学院卒の場合には高齢での賃金の低下が緩やかである。
- ⑥ 大学院教育の私的収益率は、男性、女性とも 10%を超える数字となる。

以下、第 2 節では分析に使用するデータ及び分析方法を解説する。第 3 節では、大学院卒業者の就労及び賃金について、主として大学 (学部) 卒と比較しつつ、分析結果を報告する。最後に、第 4 節で結論を要約するとともに政策的含意を述べる。

2. データ及び分析方法

本稿の分析に使用するのは、総務省「就業構造基本調査」(2007 年)の個票データである。同調査は、「国民の就業及び不就業の状態を調査し、全国及び地域別の就業構造に関

する基礎資料を得ること」を目的とする大規模な政府統計調査で、最近は5年に一度実施されている。平成19年（2007年）調査は、2007年10月1日現在で調査を行い、約45万世帯、約100万人のデータを収集している。また、サンプル・ウエイトを考慮することにより、日本の人口全体の数字を明らかにすることとなっている。調査項目は、性別、年齢、教育、就業状態、勤務先、従業上の地位、年間就業日数、週間就業時間、年間収入、勤続年数等であり、調査項目の多くは多肢選択式となっている。本稿の関心である教育（学歴）は、小・中学、高校・旧制中学、専門学校、短大・高専、大学、大学院の6つに区分されている。年齢は、15～19歳、20～24歳、25～29歳、・・・、75～79歳、80～84歳、85歳以上という5歳刻みのカテゴリーになっている。また、年間所得は、50万円未満、50～99万円、100～149万円、150～199万円、200～249万円、・・・、900～999万円、1,000～1,499万円、1,500万円以上という15のカテゴリーに分類されている。ここで「所得」は、「本業から通常得ている年間所得（税込み額）」とされており、雇用者の所得は、賃金、給料、諸手当、ボーナス等過去1年間に得た税込みの給与総額（現物収入は除く）である。自営業主の所得は、過去1年間に事業から得た収益、すなわち売上総額からそれに必要な経費を差し引いたものと定義されている。⁴ 本稿ではこの「所得」を適宜「賃金」と表現する。

本稿では、まず、卒業生の学歴別にサンプル・ウエイトを考慮して就労率（卒業生に占める「有業者」の比率）を計測し、特に大学院卒業生と学部卒業生の違いを観察する。男女計のほか、男性、女性を分けて計算する。次に、①正規労働者、②非正規労働者、③自営業主、④その他の労働者に分けて就労形態別の構成を観察する。本稿では、雇用形態で「正規の職員・従業員」とされている者及び従業上の地位（8区分）で「会社などの役員」とされている者を正規労働者として扱う。また、雇用形態が「パート」、「アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員」、「嘱託」、「その他」の者を非正規労働者とし、従業上の地位（5区分）が「内職者以外の自営業主」の者を自営業主、「内職者」及び「家族従業者」をその他の労働者とする。

次に、下記の通り、性別（女性ダミー）、学歴（*educ*）と年齢（*age*）で就労の有無（*work*）を説明するシンプルな *probit* 推計を行う。

$$Pr(work=1) = F(\beta_0 + \beta_1 female\ dummy + \beta_2 education\ dummies + \beta_3 age\ dummies) + \varepsilon \quad (1)$$

大学卒業生と比べた大学院卒業生の特徴に関心があるので、大卒を参照基準として計測する。また、24歳よりも若い年齢では在学者が多数を占めるため、推計に使用するサンプルは年齢「25～29」歳以降とし、この年齢層を参照基準に用いる。なお、推計に当たっては、サンプル・ウエイトを用いて抽出率の違いによる影響を補正する。また、有業かどうか

⁴ 金利収入や株式配当、副業からの収入等は含まれないことに注意が必要である。

かという単なる就労確率だけでなく、正規雇用に就いている確率を被説明変数とする推計を補足的に行う。

さらに、大卒・大学院卒の女性のサンプルを使用して、配偶者の有無、6歳未満の子供の有無等を追加的な説明変数に用いて同様の推計を行う。後述の通り、大学院卒女性の就労率は学部卒の女性に比べてずっと高く、結婚、出産・育児の就労への影響が学部卒の女性とどう異なるのかを考察することが目的である。

後半では、賃金（所得）に関する分析を行う。まず、学歴と年間所得の関係について集計結果から観察される事実を整理する。所得格差や貧困の分析では個人所得だけでなく世帯単位での所得水準を考慮することが必要であり、個人の年間所得のほか世帯所得についても分析を行う。「就業構造基本調査」において世帯収入階級は、個人の年間所得とは異なり、100万円未満、100～199万円、200～299万円、300～399万円、・・・・・・、900～999万円、1,000～1,249万円、1,250～1,499万円、1,500～1,999万円、2,000万円以上という14のカテゴリーに分類されている。ここでの関心は、「高学歴ワーキングプア」という議論がどの程度現実に観察されるのかという点である。

続いて、有業者を対象に、学歴を説明変数に含む標準的な賃金関数を推計する。ただし、前述の通り「就業構造基本調査」において年間所得は選択式なので、各所得階層カテゴリーの中央値を対数変換して被説明変数に使用する。選択肢の端である「50万円未満」は25万円、「1,500万円以上」は1,750万円として処理する。説明変数は、性別（女性ダミー）、年齢（ダミー）、勤続年数（及びその二乗項）、学歴（6区分）、週労働時間（ダミー）を使用する。⁵ 大卒と比較した大学院卒業者に分析の焦点があるため、学歴は大卒を参照基準として使用する。年齢は「25～29歳」を参照基準とする。週労働時間は、「15時間未満」、「15～19時間」、「20～21時間」、「22～29時間」、・・・・・・、「60～64時間」、「65時間以上」という11区分になっており、本稿では「35～42時間」を参照基準として使用する。ただし、週労働時間のデータは、有業者で年間就業日数が200日未満で就業の規則性がだいたい規則的及び年間就業日数が200日以上の労働者が対象である。したがって、就業日数が少ない労働者や不規則な就業の労働者は推計のサンプルには含まれない。勤続については、年数及び月数の実数データが存在するため、月数は12で除して年数ベースの数字とする。具体的な推計式は下記の通りである。

$$\ln(w) = \beta_0 + \beta_1 \text{female dummy} + \beta_2 \text{education dummies} + \beta_3 \text{age dummies} \\ + \beta_4 \text{tenure} + \beta_5 \text{tenure}^2 + \beta_6 \text{hours dummies} + \varepsilon \quad (2)$$

有業者全てをサンプルとした推計のほか、正規労働者（会社役員を含む）のみを用いた推計を行う。また、学歴別労働者の地理的偏在の影響をコントロールするため、都道府県

⁵ 川口 (2011)は、日本では学歴を教育年数という連続変数の線形の関数として扱うのは不適切であり、学歴ダミーの形で導入するのが適当だと指摘している。

ダミーを追加した推計を行って頑健性を確認する。さらに、産業大分類別、職種大分類別、就労形態別に推計を行い、産業・職業等による大学院賃金プレミアムを比較する。

調査票で最上位のカテゴリーが「1,500万円以上」なのでやむを得ないが、賃金分布の最上位で賃金が過小評価となる可能性がある。大学院卒の労働者に高所得者が多いとすると、OLSに基づく大学院賃金プレミアムの推計値には下方バイアスがありうる。このため、トップ・コーディングの影響を考慮した Tobit モデルを推計し、OLS 推計結果と比較する。

最後に、就労率の分析結果と賃金プレミアムの推計結果を使用して、大学院教育の投資収益率を試算する。

3. 分析結果

3-1 大学院教育と就労

まず、学歴と就労率の関係を見ると、全ての年齢階層で学部卒に比べて大学院卒は就労率が数%ポイント以上高く、特に60歳以上では10%ポイント以上高い(表2(1)、図1参照)。大学院に就学することで就労開始は2年以上遅れることになるが、生涯を通じた就労年数は学部卒の労働者に比べて長い傾向がある。男性に限って見ると、60歳未満までは学部卒と大学院卒の就労率の差は小さいが、60歳以上になると10%ポイント以上の違いがある(表2(2)、図1(2)参照)。女性の場合には、大学院卒のサンプルが少ない(大学院卒(在学者を除く)のサンプルのうち女性は17.2%である)ため、年齢層によって振れがあるが、男性に比べて大卒者との就労率の差が大きい(表2(3)、図1(3)参照)。特に、結婚、出産で労働力率が低下しがちな30歳台で、大学院卒業者の就労率低下が比較的小さいように見える。

次に、就労形態別の構成を学歴別に観察する。前説で述べた通り、有業者を①正規労働者、②非正規労働者、③自営業主、④その他の労働者の4つのカテゴリーに類型化する。男女計で見ると、非就労者を含む大学院卒業生全体のうち約78%が正規雇用(会社役員を含む)に就いているのに対して学部卒ではこの数字は約64%であり、正規労働をしている比率が大学院卒は10%ポイント以上高い(表3参照)。就労者に占める正規雇用比率は学部卒約79%に対して大学院約85%であり、非正規雇用の比率はそれぞれ約10%、約14%である。男性に限って見ても同様のパターンだが、女性において両者の違いが顕著である。無業者を含む全女性に占める正規雇用者の比率は約22%だが、大卒者では約44%、大学院卒業生では約54%と、大学院卒女性の過半が正規雇用者として就労している。

学歴、年齢で就労の有無を説明する単純なprobit推計を行い、大学院卒の限界効果を見ると、学部卒と比較して大学院卒業生の就労確率は、男性で約8%、女性では約18%高い(表4、図2参照)。また、雇用形態別に就労確率を計算すると、正規就労確率は男性・

女性とも大卒者に比べて約9%高い。

最後に、大卒・大学院卒の女性にサンプルを限定して、配偶者の有無、未就学児（6歳未満の子供）の有無を追加的な説明変数として用いて就労確率を推計すると、やはり大学院卒の女性は就労確率が高く、また、大学院卒と有配偶の交差項は有意な正值であり、結婚に伴う非労働力化が相対的に小さいことがわかる（表5、図3参照）。高いスキルを持つ女性は結婚後も就労を継続する傾向が強い。また、夫婦のデータをマッチングして夫の収入と既婚女性の就労の関係を probit 推計すると、年齢をコントロールした上で夫の収入が多いほど就労確率は低くなるが、大学院卒の女性は大卒女性に比べて夫の収入に対する就労の感応度が低い（図4参照）。⁶ つまり、大学院卒の女性は夫が高所得でも就労する傾向がある。ただし、6歳未満の子供の就労確率への影響は大卒女性と大学院卒女性の間には有意差がない又は大学院卒女性の方がいくぶん影響が大きく、高スキル女性を一層活かしていくためには、育児支援が重要な役割を果たすことを示唆している。⁷

この点に関連して大学院卒と結婚の関係を見ておきたい。学歴と結婚（配偶者あり）の関係を年齢別にプロットしたのが図5である。ここでの計算は調査時点での配偶者の有無で行っており、既婚者でないことが過去に一度も結婚の経験がないことを意味するわけではない。高齢になると死別が増加するので、60歳未満までをグラフにしている。男性の場合には、30歳台に入って以降、大学院卒業者の方が学部卒業者よりもわずかながら既婚率が高い。これに対して、女性の場合、大卒と学歴計の既婚率には大きな違いがないが、大学院卒業者の既婚割合はかなり低く、例えば30歳以上59歳未満の合計で見ると学部卒と比べて既婚率が▲13.5%ポイント低い。結果は表示していないが、全学歴、20歳～59歳のサンプルを用いて既婚確率を学歴と年齢で説明する probit 推計を行うと、学部卒に比べて大学院卒業者の既婚確率は男性では0.8%高く、女性では▲8.9%低い。つまり、大学院を卒業した女性は、結婚に伴う非労働力化の確率が低いが、就労を続けられないような相手とはそもそも結婚しないという選択を行っている可能性もある。なお、Lefgren and McIntyre (2006)は、米国のセンサス・データを用いて女性の学歴と結婚の関係を分析し、大卒女性の既婚率がそれ以下の学歴に比べて高いこと、しかし大学院以上では既婚率が低下することを示している。上で見た日本の学歴と結婚の関係は米国と類似のパタンと言える。

3-2 大学院教育と賃金

⁶ 「就業構造基本調査」は世帯単位でサンプルを選定・調査しており、ここでは世帯主と世帯主の配偶者のデータをマッチさせて推計を行っている。夫の所得は「300万円未満」、「300～499万円」、「500～699万円」、「700～999万円」、「1,000万円以上」に統合し、年齢（ダミー）及び未就学児の有無を説明変数に含めている。高齢になると夫が仕事から引退している場合が多くなるため、この推計のサンプルは25～60歳の既婚女性である。

⁷ 例えば、Cortes and Pan (2013)は、外国人家政婦の利用が子供を持つ高スキル女性の就労を促進する効果を持つと論じている。

学歴別に個人所得階級別の構成比を集計した結果が表 6 である。学歴が高いほど所得水準が高いことが一見して明らかである。男女別に見ても同様の傾向である。例えば、年間所得 1,000 万円以上の割合は、高卒では有業者の 1.7%に過ぎないが、大卒では 8.5%、大学院卒では 18.7%にのぼる。一方、全サンプルの中央値が「250～299 万円」なので、低所得者の割合を年間所得 150 万円未満としてとらえると、高卒では 31.8%だが、大卒では 10.3%、大学院卒では 5.6%と非常に少ないことが確認される。⁸ 女性に限って見ると大卒、大学院卒でも 20%前後が 150 万円未満の所得水準だが、言うまでもなくパートタイム就労等家計補助的な就労をしている女性が少なくないことが主因である。夫や両親の所得を考慮した世帯所得で見ると状況は違うかも知れない。世帯年収の中央値は「500～599 万円」なので、世帯所得 300 万円未満の割合を見ると、どの学歴でも低所得の割合は個人ベースで見た場合に比べてずっと少なくなり、大卒で 11%、大学院卒で 10%である（学歴別の世帯所得分布全体は表 7 参照）。

先述の通り、大学院卒業者は正規雇用にいる割合が高く、所得分布のパターンとも整合的である。高学歴ワーキングプアが存在することは否定できないが、分布全体を見ると大学院卒は大卒者に比べて貧困下にある確率が低い。

しかし、以上の集計は、全ての年齢層をプールした結果であり、また、勤続年数や労働時間を考慮したものではない。そこで、性別、年齢、学歴、勤続年数（及びその二乗）、労働時間（週当たり）を説明変数として賃金関数（被説明変数は年間所得の対数）を推計すると、学部卒に比べて大学院卒業者は高い有意水準で 30%前後の賃金プレミアムがある（表 8、図 6 参照）。⁹ これを米国・英国等の先行研究と比較すると、米欧の研究の中では大きめの結果に近い数字である。全有業者だけでなく、正規雇用者やそれに自営業主を加えたサンプルで推計しても 30%前後とほぼ同じ数字である。集計レベルのデータで推計を行った Morikawa (2012)では、大学院賃金プレミアムは約 20%だったが、ここでの推計結果はそれに比べてやや大きい。説明変数として勤続年数、週労働時間等を考慮しているためと考えられる。ただし、週労働時間は大学院卒と学部卒で大きな違いはなく、むしろ大学院卒の方がいくぶん長い。したがって、大学院卒の労働者は就労開始が遅いために勤続年数がやや短いことが違いをもたらした一因だと思われる。ちなみに勤続年数の平均値は、大卒 13.0 年、大学院卒 11.6 年であり、大学院卒の方が短い。

集計レベルのデータで推計を行った Morikawa (2012)では、大学院賃金プレミアムが男性に比べて女性で大きいという結果だった。また、海外では、例えば Jaeger and Page (1996)、

⁸ 相対的貧困率は一般に所得分布の中央値の 1/2 以下と定義されている。

⁹ 大学院卒業者のうち多くは理工系である。2012 年の実績によると、大学院修士課程卒業者のうち専攻分野が人文科学+社会科学の比率は 16.9%、博士過程では 21.9%である。計測される大学院プレミアムは、理科系出身者の収入が高いこと（浦坂他, 2011 参照）の効果を含んでいる可能性がある。大学の専攻別の収益率については、Altonji et al. (2012)が包括的なサーベイ論文であり、工学や経営学が高い収益率とされている。

Montgomery and Powell (2003)、Walker and Zhu (2011)が、米国や英国の大学院修了者において女性の大学院賃金プレミアムが大きい又は男女間賃金格差が小さいという結果を報告している。しかし、マイクロデータを用いた本稿の推計結果によると男女による大学院賃金プレミアムの違いはほとんど見られなかった。なお、女性の賃金関数の推計においては、就労の有無によるセレクション・バイアスが問題になることが多い。念のため、女性のサンプルを対象に就労選択におけるセレクションを考慮した Heckman 二段階推計を行ってみた。具体的には、第一段階で年齢、配偶者の有無、6歳未満の子供の有無により就労の有無を説明し、第二段階で OLS と同じ説明変数で賃金関数を推計した。その結果、逆ミルズ比は統計的に有意でありセレクション・バイアスの存在を示唆しているが、二段階目の賃金関数で推計された大学院賃金プレミアムは31.3%でOLSとほとんど異なる数字であった(表9参照)。

表には示していないが大卒・大学院卒の女性にサンプルを限定して、配偶者の有無、6歳未満の子供の有無を追加的な説明変数とした賃金関数を推計したところ、大学院卒の女性は結婚による賃金ディスカウントが大卒女性に比べて小さいことを示唆する結果であった(6歳未満の子供の効果は非有意)。一般に結婚・出産は女性の就労だけでなく賃金に対して負の影響を持つが、大学院卒の女性は、結婚による非労働力化の確率が低いだけでなく、就労を続けた場合の結婚賃金ディスカウントが小さい。¹⁰ ただし、就労率のところで述べた通り、大学院卒の女性は既婚率が低いことから、賃金が低下するような結婚はしないという選択を行っている可能性もある。

大学院卒業者と学部卒業者の地理的な分布の違いが結果に影響を与えている可能性を考慮し、都道府県ダミーを説明変数に追加した推計を行ってみた。例えば、大学院卒業者が東京、大阪等の大都市に比例的以上に存在する場合、物価や賃金水準の地理的な違いによって大きな推計値になる可能性があるからである。¹¹ 推計結果は表10であり、大学院卒ダミーの係数の大きさはごくわずかに小さくなるものの、学部卒比で約30%の賃金プレミアムという結論は変わらない。

被説明変数として使用している所得カテゴリーの最上位が「1,500万円以上」(分析では1,750万円として処理)となっているため、相対的に高所得者が多い大学院卒の賃金プレミアムが過小評価になる可能性がある。この点を考慮して上限打ち切り型 Tobit モデルで推計を行った結果が表11である。推計結果はOLSよりもわずかに大きいもののプレミアムの推計値の違いは1%以下であり、トップ・コーディングの影響は深刻ではないことを示

¹⁰ 米国において結婚・出産は、女性の賃金に対して負の影響("family gap")を持っている(Loughran and Zissimopoulos, 2009)。Waldfoegel (1998)のサーベイ論文によれば、欧州諸国でもノルウェー、スウェーデンといった北欧諸国を含めて結婚や子供が女性の賃金に負の影響を持っている。

¹¹ 必ずしも大学院卒業者に着目した分析ではないが、米国のいくつかの研究は、大都市ほど高学歴者が多い傾向があることを示している(Glaeser, 1999; Glaeser and Resseger, 2010; Hendricks, 2011; Moretti, 2013)。

唆している。¹²

Morikawa (2012)は、大学院卒業者の賃金が学部卒の労働者と比較して高齢になってもあまり低下しないことを指摘した。この点について、賃金関数の推計結果に基づいて年齢・賃金プロファイルを描いたのが図7である。学部卒では60歳を超えたところで急激に賃金が低下するのに対して、大学院卒の労働者では60歳を超えても所得の減少が緩やかである。大学院卒業者は高いスキルを有するため、生産性の低下が小さく、比較的高齢になっても専門的能力を発揮し続けている可能性が高い。男女別に描くと、女性では大学院卒のサンプルが少ないこともあって60歳台で非常に高い賃金となっているが、男女とも定性的には同様のパターンである。前述の通り、大学院卒業者は60歳を過ぎても就労率が高いが、同時に、就労しているときの所得も比較的高水準を維持している。同じことを別の角度から見て、年齢階層別に大学院賃金プレミアムを計測した結果が表12である。就業者全体、正規雇用者のみのいずれを対象にした推計でも、年齢階層が高いほど大学院賃金プレミアムは大きくなる。ただし、これらの結果は年齢層が高いほど大学院卒業者の稀少性が高いこと、大学院卒業者の賃金が年齢とともにより速く上昇することの2つの効果を含んでいる。

産業大分類別に賃金関数を推計したところ、第一次産業（農林水産業、鉱業）、医療・福祉業で大学院プレミアムが大きい（図8参照）。逆に、公務（官公庁）や複合サービス業（郵便局、協同組合）は、大学院卒の賃金への効果が極端に小さい。職種別に賃金関数を推計したところ、農林漁業作業員で大学院プレミアムが大きいのに対して、サービス職業ではマイナスとなっている（図9参照）。就業形態別には、大学院の賃金プレミアムは、非正規雇用を含む全ての就労形態で観察されるが、量的には正規雇用者、非正規雇用者がいずれも約29%なのに対して自営業主では63%と際立って大きい数字である。自営業主には、生業的な零細事業から高い職業資格を必要とする事業（医師、弁護士等）、イノベティブなベンチャー事業など様々なタイプの業態があるが、大学院卒業者は学部卒の自営業主とは異質性が高いことが確認される。

3-3 大学院教育の収益率

最後に、大学院教育への投資の私的収益率を、就労率と所得の分析結果から概算しておく。高い教育を受けた者が生涯を通じて生み出す所得は、所得と就労率の両方に依存するため、年齢階層別の所得×就労率を計算した上で、生涯所得の現在価値を計算し（割引率0.03と仮定）、大学院2年間修学に係る学費・生活費（1年当たり300万円と仮定）、機会費用（大卒直後の2年間の年収）を前提に投資収益率を試算すると男性約16%、女

¹² 大学院卒はダミー変数なので tobit モデルで推計された係数は限界効果と同じである。

性約 13%となる。¹³ なお、高度な人的資本とそれが生み出すイノベーションにはスピロオーバー効果が存在するため、社会的収益率はこの数字を上回る可能性がある。¹⁴

大学院教育の私的収益率が上で計測したように高い数字だとすると、何故より多くの学部卒業生が大学院に進学しないのだろうか。一つはもともと優秀な学生のみが大学院に進学する傾向（セレクション／ソーティング効果）が強く、上で計算した数字が教育投資によって獲得されるスキルを通じた収益率としては過大評価である可能性である。クロスセクション・データを用いた本稿の分析はセレクション効果をコントロールしたものではないため、この可能性は排除できない。しかし、操作変数推計や双生児のサンプルを用いて高等教育の効果を分析した先行研究は、総じて OLS 推計と同程度ないしくぶん大きな教育効果を報告している。¹⁵

それ以外の理由としては、①大学院教育の供給能力（定員）が制約されていること、②資金制約により大学院に進学できない学生が少なくないこと、③大学生が大学院教育によって得られる生涯を通じた就労や賃金への効果を十分認識していないこと、が考えられる。これらのうちいずれが主因かを解明することは本稿の射程外だが、政策的には、①に対しては大学院教育サービスの供給力の拡大、②には奨学金をはじめとする融資制度の充実、③であれば大学院卒業生のその後の労働市場成果についての情報提供が適切な対応策ということになる。¹⁶

本稿の分析の限界をいくつか留保しておきたい。

第一に、単一年のクロスセクション分析であり、因果関係を示すものではない。すなわち、観察される大学院賃金プレミアムが、①教育による人的資本の質の向上効果なのか、②シグナル効果なのか、③もともとの能力の違いによる（セレクション）のかはここでの

¹³ この試算は、かなり費用を高め、したがって収益率を堅く見積もった数字であり、大学院修学に係る学費等を半分の年間 150 万円と仮定すると、投資収益率は男性約 23%、女性約 19%とより高い収益率となる。ただし、ここでの試算は税制の効果は考慮していない。所得税の累進度が高いと私的収益率は低くなる。

¹⁴ 他方、奨学金等による政府の助成は高等教育の社会的収益率を低くする効果を持つ。

¹⁵ 大学院に限らず教育の賃金に対する効果の分析においてセレクションは大きな 이슈だが、Card (1999)のサーベイによれば、操作変数を用いた推計結果は総じて OLS 推計の結果よりもむしろ大きな教育効果を示しており、一卵性双生児のデータを用いた分析結果は OLS 推計結果よりもわずかに小さい数字となっている。大学の賃金への効果に関する研究についての最近のサーベイである Oreopoulos and Petronijevic (2013)は、セレクションの影響を補正した研究の多くが高い大学教育の収益率を示していると指摘している。大学院教育に関する研究は少ないが、例えば Song et al. (2008)がセレクション効果を考慮した推計を行い、修士・博士賃金プレミアムは OLS 推計よりも大きいという結果を報告している。なお、序論で言及した通り、Hussey (2012)は、米国 MBA の収益率の大部分は MBA 学位のシグナリング／スクリーニング効果によるものでスキル向上効果ではないという結果を示しているが、シグナリング効果も個人にとつての私的収益率を高める効果を持つことには変わりはない。

¹⁶ 教育投資における資金制約に関しては極めて多くの研究があるが、結論は一致していない。大学・大学院を対象にしたものではないが、Akabayashi and Araki (2011)は、日本の高校教育において資金制約が存在することを実証的に示している。

分析からは識別できない。セレクションやシグナル効果の問題は夥しい数の研究が取り組んできた教育の実証分析における最大の課題とも言える。本稿で用いたデータはこの問題に本格的に対処するには無理があるため、あくまでも観察事実の提示という性格のものであることを留保しておきたい。¹⁷

第二に、既に述べた通り「就業構造基本調査」の変数のうち年間所得や労働時間のデータは選択式なので計測誤差がありうる。

第三に、「就業構造基本調査」において修士課程と博士課程は区別されていないため、両者の違いを明らかにするためには別のデータセットが必要である。関連して、大学院卒業者は理工系や優良大学卒業者が相対的に多いため、計測される大学院賃金プレミアムが理工系効果、大学の質の効果を含んでいる可能性は排除できない。¹⁸

第四に、本稿の分析は学部卒と比較しているが、例えば米国において Carneiro and Lee (2011) が示した通り、大学進学率の上昇に伴って学部卒の質が低下している可能性もある。すなわち、学部卒との比較として計測された大学院卒賃金プレミアムは学部卒の質の低下に伴う反射的效果を含んでいる可能性がある。

4. 結論

本稿は、「就業構造基本調査」（2007年）の個票データを用いて、大学院卒業者の就労及び賃金を主に学部卒と比較しつつ分析した。分析結果の要点は以下の通りである。

- ① 大学院卒業者は学部卒に比べて就労率が高く、特に女性及び60歳以上の年齢で顕著である。女性の大学院卒業者は、結婚に伴って非労働力化する確率が学部卒者に比べて低く、また、夫の所得の就労への影響が小さい。雇用形態別には、大学院卒業者は正規雇用に就いている確率が高い。
- ② 個人所得で見ても世帯所得で見ても、大学院卒は高所得者が多く、貧困率が低い。「高学歴ワーキングプア」が存在することを否定するものではないが、全体として見ると、学部卒者に比べて経済的に良好な状態にある。
- ③ 大学院卒の有業者は学部卒比で約30%の賃金プレミアムがある。大学院賃金プレミアムは産業によってかなり違いがあり、第一次産業や医療・福祉で大きく、公務で非常に小さい。就労形態別には、自営業主で大学院プレミアムが非常に大きい。
- ④ 女性の方が男性よりも大学院賃金プレミアムが大きいという Morikawa (2012) の結果は、マイクロデータでの分析では確認されなかった。

¹⁷ 「就業構造基本調査」は5年に一度実施される大規模な調査だが、個人を継続的に追跡する longitudinal データではない。

¹⁸ 海外の研究の多くは、一流大学の収益率が相対的に高いことを示している (Loury and Garman, 1995; Behrman et al., 1996; Brewer et al., 1999; Hoekstra 2009; Broecke, 2012 等。例外として Dale and Krueger, 2002 は、そうした効果は低所得家計の子供に限られるとしている)。

- ⑤Morikawa (2012)でも指摘した通り、学部卒の労働者は60歳を超えると賃金が大幅に低下するが、大学院卒の場合には低下が緩やかである。つまり、大学院卒業者は相対的に高賃金で、かつ、早期引退せず長く労働市場にとどまる傾向がある。
- ⑥学費等に関するいくつかの仮定の下、大学院教育の私的収益率を概算すると、男性約16%、女性約13%とかなり高い数字である。

技術が高度化し、人的資本の重要性が高まる中、イノベーションの担い手を育てる大学院教育の充実が日本経済にとって大きな意義を持っている。また、大学院修了者の増加傾向は、長期的には女性や高齢者の就労拡大に寄与する可能性がある。¹⁹

教育の経済効果に関する分析においては、学部卒と大学院卒とを区別して扱うことが望ましく、賃金のいわゆる「ラスパイレス指数」を計算する際も大学院卒を区別して扱うことが必要になっている。

序論で見た通り、大学院修了者の供給は増加傾向にあるが、大学院賃金プレミアムが今後どうなっていくかは、高スキル労働に対する需要の動向にも依存する。技術の高度化は引き続き進むと予想され、供給が需要の増加に追いつかない場合には、大学院賃金プレミアムはさらに上昇していく可能性もある。

¹⁹ 先述の通り、大学・大学院教育の収益率は専攻分野によっても異なっており、海外では人文科学の収益率は低いとされている。したがって、大学院教育の充実を具体的に行う際には専攻分野も考慮することが適当である。

〔参考文献〕

(邦文)

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」, RIETI Discussion Paper, 11-J-026.

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, 11-J-020.

(英文)

Akabayashi, Hideo and Hiroko Araki (2011), “Do Education Vouchers Prevent Dropout at Private High Schools? Evidence from Japanese Policy Changes,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 25, No. 3, pp. 183-198.

Altonji, Joseph G., Erica Blom, and Costas Meghir (2012), “Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers,” NBER Working Paper, No. 17985.

Behrman, Jere R., Mark R. Rosenzweig, and Paul Taubman (1996), “College Choice and Wages: Estimates Using Data on Female Twins,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 4, pp. 672-685.

Brewer, Dominic J., Eric R. Eide, and Ronald G. Ehrenberg (1999), “Does It Pay to Attend an Elite Private College?” *Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 1, pp. 104-123.

Broecke, Stijin (2012), “University Selectivity and Earnings: Evidence from UK Data on Applications and Admissions to University,” *Economics of Education Review*, Vol. 31, No. 3, pp. 96-107.

Burbidge, John B., Kirk A. Collins, James B. Davies, and Lonnie Magee (2012), “Effective Tax and Subsidy Rates on Human Capital in Canada,” *Canadian Journal of Economics*, Vol. 45, No. 1, pp. 189-219.

Card, David (1999), “The Causal Effect of Education on Earnings,” in O. Ashenfelter and D. Card eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier B.V., Ch. 30, pp. 1801-1863.

Carneiro, Pedro and Sokbae Lee (2011), “Trends in Quality-Adjusted Skill Premia in the United States, 1960-2000,” *American Economic Review*, Vol. 101, No. 6, pp. 2309–2349.

Cortes, Patricia and Jessica Pan (2013), “Outsourcing Household Production: Foreign Domestic Workers and Native Labor Supply in Hong Kong,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 1, Pt. 1, pp. 327-371.

Dale, Stacy Berg and Alan B. Krueger (2002), “Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, pp. 1491-1527.

Deere, Donald R. and Jelena Vesovic (2006), “Educational Wage Premiums and the U.S. Income Distribution: A Survey,” in Eric A. Hanushek and Finis Welch eds. *Handbook of the*

- Economics of Education*, Vol.1, Elsevier B.V., Ch. 6, pp. 255-306.
- Fu, Shihe and Stephen L. Ross (2013), "Wage Premia in Employment Clusters: How Important Is Worker Heterogeneity?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 2, pp. 271-304.
- Glaeser, E. J. (1999), "Learning in Cities," *Journal of Urban Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 254-277.
- Glaeser, Edward L. and Matthew G. Resseger (2010), "The Complementarity between Cities and Skills," *Journal of Regional Science*, Vol. 50, No. 1, pp. 221-244.
- Hendricks, Lutz (2011), "The Skill Composition of U.S. Cities," *International Economic Review*, Vol.52, No.1, pp.1-32.
- Hoekstra, Mark (2009), "The Effect of Attending the Flagship University on Earnings: A Discontinuity-Based Approach," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 4, pp. 717-724.
- Hussey, Andrew (2012), "Human Capital Augmentation versus the Signalling Value of MBA Education," *Economics of Education Review*, Vol. 31, No. 4, pp. 442-451.
- Jaeger, David A. and Marianne E. Page (1996), "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 4, pp. 733-740.
- Krueger, Alan B. and Mikael Lindahl (2001), "Education for Growth: Why and for Whom?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 4, pp. 1101-1136.
- Lefgren, Lars and Frank McIntyre (2006), "The Relationship between Women's Education and Marriage Outcomes," *Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No. 4, pp. 787-830.
- Lindley, Joanne and Stephen Machin (2011), "Rising Wage Inequality and Postgraduate Education," IZA Discussion Paper, No. 5981.
- Loughran, David S. and Julie M. Zissimopoulos (2009), "Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women," *Journal of Human Resources*, Vol. 44, No. 2, pp. 326-349.
- Loury, Linda Datcher and David Garman (1995), "College Selectivity and Earnings," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 2, pp. 289-308.
- Montgomery, Mark and Irene Powell (2003), "Does an Advanced Degree Reduce the Gender Wage Gap? Evidence from MBAs," *Industrial Relations*, Vol. 42, No. 3, pp. 396-418.
- Moretti, Enrico (2013), "Real Wage Inequality," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 5, No. 1, pp. 65-103.
- Morikawa, Masayuki (2012), "Postgraduate Education and Human Capital Productivity in Japan," RIETI Discussion Paper, 12-E-009.
- Oreopoulos, Philip and Uros Petronijevic (2013), "Making College Worth It: A Review of Research on the Returns to Higher Education," NBER Working Paper, No. 19053.

- Song, Moohoun, Peter F. Orazem, and Darin Wohlgemuth (2008), "The Role of Mathematical and Verbal Skills on the Returns to Graduate and Professional Education," *Economics of Education Review*, Vol. 27, No. 6, pp. 664-675.
- Topel, Robert (1999), "Labor Markets and Economic Growth," in Orley Ashenfelter and David Card eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol.3C, Elsevier B.V., Ch.44, pp. 2943-2984.
- Waldfogel, Jane (1998), "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children," *Journal of Economic Perspectives*," Vol. 12, No. 1, pp. 137-156.
- Walker, Ian and Yu Zhu (2011), "Differences by Degree: Evidence of the Net Financial Rates of Return to Undergraduate Study for England and Wales," *Economics of Education Review*, Vol. 30, No. 6, pp. 1177-1186.

〔図表〕

表1 大学院卒業後の就職者数

	修士	博士
1998	35,612	6,655
1999	34,190	7,113
2000	35,104	6,911
2001	39,496	7,454
2002	43,137	7,697
2003	43,301	7,896
2004	45,217	8,531
2005	48,200	8,723
2006	50,618	9,149
2007	53,437	9,872
2008	55,264	10,239
2009	55,024	10,537
2010	52,052	9,772
2011	54,006	10,150
2012	57,431	10,868
年率	3.5%	3.6%

(出典) 文部科学省「学校基本調査」。

表2 学歴・年齢別就労率

	(1) 男女計			(2) 男性			(3) 女性		
	学歴計	大学	大学院	学歴計	大学	大学院	学歴計	大学	大学院
20～24歳	84.9%	91.5%	96.5%	87.6%	90.9%	97.1%	82.6%	92.2%	92.5%
25～29歳	83.1%	89.0%	96.7%	91.8%	93.4%	97.8%	74.3%	83.0%	92.2%
30～34歳	78.9%	85.4%	94.9%	93.9%	96.1%	97.8%	63.6%	67.4%	84.7%
35～39歳	79.8%	86.7%	94.9%	94.6%	96.9%	98.0%	64.6%	64.4%	79.7%
40～44歳	83.1%	89.5%	93.8%	94.8%	97.0%	98.6%	71.2%	70.3%	73.2%
45～49歳	84.7%	90.5%	96.8%	94.7%	96.8%	98.5%	74.7%	72.6%	89.3%
50～54歳	82.2%	89.9%	95.1%	93.4%	96.0%	97.9%	71.0%	71.8%	75.1%
55～59歳	75.9%	86.1%	96.0%	90.6%	93.2%	96.6%	61.4%	59.8%	91.2%
60～64歳	57.7%	68.2%	83.8%	73.0%	74.7%	84.7%	43.1%	40.3%	76.2%
65～69歳	38.5%	44.8%	63.5%	49.9%	47.2%	65.0%	28.0%	32.3%	43.8%
70歳以上	16.0%	24.8%	37.7%	24.2%	26.3%	40.1%	10.3%	16.9%	17.1%

(注) 在学者は分母に含めていない。

表3 学歴別就労形態

	正規雇用	非正規雇用	自営業主	その他・分類不能	非就労	対有業者	
						正規比率	非正規比率
(1) 男女計							
学歴計	37.8%	17.2%	6.3%	2.2%	36.5%	59.6%	27.0%
大卒	63.8%	11.4%	5.2%	0.7%	18.8%	78.6%	14.1%
大学院卒	78.4%	9.1%	4.4%	0.3%	7.9%	85.1%	9.8%
(2) 男性							
学歴計	55.2%	10.5%	10.1%	0.9%	23.3%	72.0%	13.7%
大卒	72.4%	7.3%	6.0%	0.5%	13.7%	84.0%	8.5%
大学院卒	83.4%	6.2%	4.5%	0.1%	5.8%	88.5%	6.6%
(3) 女性							
学歴計	21.7%	23.3%	2.8%	3.5%	48.7%	42.4%	45.4%
大卒	43.6%	21.0%	3.4%	1.3%	30.7%	62.9%	30.3%
大学院卒	54.4%	22.8%	4.2%	0.8%	17.8%	66.2%	27.7%

表4 就労確率の推計結果

	(1) 男女計		(2) 男性		(3) 女性	
全就労確率	0.1368	***	0.0777	***	0.1777	***
	(0.0005)		(0.0004)		(0.0012)	
正規雇用確率	0.0969	***	0.0910	***	0.0896	***
	(0.0005)		(0.0006)		(0.0008)	

(注) 学歴、年齢を説明変数とする probit 推計。数字は大卒を参照基準とした大学院卒の限界効果。カッコ内は標準誤差。*, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で統計的に有意。

表5 女性の就労確率

	(1) 就労確率		(2) 正規就労確率	
大学院ダミー	0.0834	***	0.0405	***
	(0.0017)		(0.0016)	
既婚ダミー	-0.2363	***	-0.2416	***
	(0.0005)		(0.0006)	
6歳未満の子供(ダミー)	-0.2640	***	-0.1165	***
	(0.007)		(0.0007)	
大学院 * 既婚	0.0625	***	0.1104	***
	(0.0023)		(0.0024)	
大学院 * 子供	0.0099	***	0.0043	
	(0.0099)		(0.0030)	

(注) サンプルは大卒、大学院卒女性。説明変数は年齢ダミーを含む probit 推計。数字は各ダミー変数の限界効果。カッコ内は標準誤差。*, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で統計的に有意。

表6 学歴別個人所得の分布

(1) 男女計	小学・中学	高校・旧制 中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
50万円未満	16.1%	7.2%	5.0%	7.3%	2.6%	1.7%
50～99万円	15.7%	12.6%	9.2%	14.6%	3.8%	2.1%
100～149万円	14.9%	12.0%	9.8%	12.0%	3.9%	1.8%
150～199万円	9.9%	9.1%	9.6%	8.9%	3.8%	1.6%
200～249万円	11.0%	11.1%	13.4%	12.5%	7.2%	2.8%
250～299万円	7.4%	8.0%	10.3%	8.9%	7.2%	4.7%
300～399万円	10.7%	12.8%	17.0%	12.8%	14.7%	10.5%
400～499万円	5.9%	9.1%	11.0%	7.7%	13.0%	12.5%
500～599万円	3.4%	6.0%	6.4%	5.1%	10.5%	11.7%
600～699万円	1.8%	4.2%	3.6%	3.6%	8.5%	10.3%
700～799万円	1.1%	3.1%	2.1%	2.8%	7.2%	8.5%
800～899万円	0.6%	1.9%	1.1%	1.6%	5.4%	7.3%
900～999万円	0.4%	1.1%	0.6%	0.8%	3.7%	5.8%
1000～1499万円	0.6%	1.3%	0.8%	1.1%	6.4%	14.2%
1500万円以上	0.3%	0.4%	0.2%	0.3%	2.1%	4.5%
(2) 男性	小学・中学	高校・旧制 中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
50万円未満	9.5%	3.4%	2.1%	2.8%	1.5%	1.1%
50～99万円	9.0%	3.8%	2.4%	2.3%	1.7%	1.1%
100～149万円	11.2%	5.7%	4.6%	3.9%	2.4%	1.1%
150～199万円	10.0%	6.7%	7.2%	4.7%	2.7%	1.1%
200～249万円	13.4%	10.8%	12.5%	8.4%	5.4%	2.3%
250～299万円	10.1%	9.6%	11.5%	8.1%	6.0%	4.1%
300～399万円	15.5%	17.5%	21.5%	16.1%	13.7%	9.8%
400～499万円	8.8%	13.7%	15.3%	13.7%	13.9%	12.4%
500～599万円	5.1%	9.5%	9.7%	11.6%	11.9%	12.1%
600～699万円	2.7%	6.6%	5.5%	8.5%	9.9%	10.6%
700～799万円	1.7%	5.0%	3.2%	7.2%	8.5%	9.1%
800～899万円	0.9%	3.1%	1.8%	4.7%	6.6%	8.1%
900～999万円	0.5%	1.9%	1.0%	2.8%	4.7%	6.6%
1000～1499万円	0.9%	2.2%	1.4%	4.2%	8.2%	15.8%
1500万円以上	0.5%	0.6%	0.4%	0.9%	2.7%	5.0%
(3) 女性	小学・中学	高校・旧制 中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
50万円未満	26.9%	12.3%	7.6%	8.5%	5.8%	5.1%
50～99万円	26.8%	24.3%	15.4%	17.7%	9.8%	7.4%
100～149万円	21.2%	20.5%	14.7%	14.1%	8.2%	5.9%
150～199万円	9.8%	12.3%	11.7%	10.0%	6.9%	4.3%
200～249万円	7.1%	11.5%	14.1%	13.5%	12.5%	5.6%
250～299万円	2.9%	6.0%	9.2%	9.1%	11.0%	8.4%
300～399万円	2.7%	6.5%	13.0%	11.9%	17.4%	14.6%
400～499万円	1.1%	3.1%	7.1%	6.1%	10.3%	13.4%
500～599万円	0.7%	1.5%	3.4%	3.5%	6.2%	9.9%
600～699万円	0.3%	1.0%	1.9%	2.3%	4.4%	8.7%
700～799万円	0.2%	0.6%	1.1%	1.7%	3.3%	5.2%
800～899万円	0.2%	0.3%	0.4%	0.8%	1.8%	3.3%
900～999万円	0.1%	0.2%	0.2%	0.3%	0.9%	1.3%
1000～1499万円	0.1%	0.2%	0.2%	0.3%	1.1%	5.5%
1500万円以上	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.4%	1.4%

表7 学歴別世帯所得の分布

(1) 男女計	小学・中学	高校・旧制 中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
100万円未満	10.0%	3.3%	2.1%	1.4%	1.2%	0.9%
100～199万円	15.2%	7.2%	5.6%	3.5%	2.2%	1.4%
200～299万円	17.1%	12.1%	10.2%	7.3%	6.2%	4.8%
300～399万円	13.5%	13.5%	12.7%	10.6%	9.5%	7.2%
400～499万円	9.8%	12.2%	12.3%	11.0%	10.2%	10.1%
500～599万円	8.0%	11.0%	11.7%	11.1%	10.1%	9.3%
600～699万円	6.1%	8.8%	9.7%	9.8%	9.4%	8.8%
700～799万円	4.8%	7.3%	8.0%	8.8%	8.6%	8.2%
800～899万円	3.9%	6.1%	6.3%	7.9%	7.9%	7.0%
900～999万円	3.0%	4.7%	5.5%	6.3%	6.7%	7.4%
1000～1249万円	4.5%	7.3%	8.3%	10.9%	12.2%	14.2%
1250～1499万円	1.9%	3.2%	3.9%	5.4%	6.7%	8.2%
1500～1999万円	1.3%	2.1%	2.6%	4.2%	6.0%	7.7%
2000万円以上	0.6%	0.9%	1.1%	2.1%	3.3%	5.0%
(2) 男性	小学・中学	高校・旧制 中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
100万円未満	7.3%	2.5%	2.0%	1.3%	1.1%	0.8%
100～199万円	13.3%	5.3%	4.8%	3.3%	2.1%	1.1%
200～299万円	18.4%	11.7%	10.2%	8.3%	5.8%	4.6%
300～399万円	14.8%	13.9%	13.6%	15.1%	9.8%	7.3%
400～499万円	10.8%	12.9%	13.1%	12.3%	10.8%	10.3%
500～599万円	8.6%	11.5%	12.5%	11.3%	10.7%	9.2%
600～699万円	6.5%	9.2%	9.8%	9.6%	9.7%	9.1%
700～799万円	5.0%	7.9%	7.8%	8.4%	8.9%	8.4%
800～899万円	4.1%	6.4%	6.3%	6.8%	8.0%	7.0%
900～999万円	3.1%	4.9%	5.2%	5.2%	6.7%	7.4%
1000～1249万円	4.4%	7.5%	7.6%	9.9%	11.8%	14.5%
1250～1499万円	1.9%	3.3%	3.6%	3.8%	6.3%	8.3%
1500～1999万円	1.2%	2.2%	2.4%	3.3%	5.4%	7.1%
2000万円以上	0.6%	0.9%	1.1%	1.4%	3.0%	4.9%
(3) 女性	小学・中学	高校・旧制 中	専門学校	短大・高専	大学	大学院
100万円未満	12.2%	4.1%	2.2%	1.4%	1.4%	1.2%
100～199万円	16.7%	8.9%	6.1%	3.6%	2.6%	2.9%
200～299万円	16.1%	12.5%	10.2%	7.1%	7.0%	5.9%
300～399万円	12.5%	13.2%	12.1%	9.6%	8.7%	6.5%
400～499万円	9.0%	11.7%	11.8%	10.7%	8.9%	8.9%
500～599万円	7.5%	10.6%	11.1%	11.0%	8.7%	9.6%
600～699万円	5.8%	8.4%	9.6%	9.8%	8.6%	7.0%
700～799万円	4.7%	6.9%	8.1%	8.9%	8.0%	6.9%
800～899万円	3.8%	5.8%	6.4%	8.1%	7.5%	6.9%
900～999万円	3.0%	4.6%	5.6%	6.5%	6.6%	7.7%
1000～1249万円	4.5%	7.1%	8.9%	11.1%	13.1%	12.7%
1250～1499万円	2.0%	3.2%	4.1%	5.7%	7.4%	7.7%
1500～1999万円	1.4%	2.1%	2.8%	4.3%	7.3%	10.6%
2000万円以上	0.6%	1.0%	1.1%	2.2%	4.1%	5.4%

表8 大学院卒賃金プレミアムの推計結果

	(1) 男女計		(2) 男性		(3) 女性	
全就労者	0.3171	***	0.3380	***	0.3186	***
	(0.0078)		(0.0081)		(0.0207)	
正規雇用+役員	0.2859	***	0.3004	***	0.2889	***
	(0.0065)		(0.0066)		(0.0199)	
正規・役員・自営業主	0.3145	***	0.3274	***	0.2959	***
	(0.0077)		(0.0080)		(0.0224)	

(注) 賃金関数の OLS 推計結果。被説明変数は年間所得の対数。説明変数は性別、学歴、年齢、勤続年数及びその二乗、週労働時間。カッコ内は標準誤差。*, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で統計的に有意。

表9 女性の大学院賃金プレミアム (Heckman 二段階推計結果)

大学院ダミー	0.3130	***
	(0.0070)	
逆ミルズ比	-0.4456	***
	(0.0149)	

(注) Heckman 二段階推計。カッコ内は標準誤差。就労の有無に関する第一段階の説明変数は年齢、配偶者の有無、未就学児の有無。第二段階の説明変数は OLS 推計と同じ。

表10 大学院卒賃金プレミアム (都道府県ダミーを含む推計結果)

	(1) 男女計		(2) 男性		(3) 女性	
全就労者	0.3033	***	0.3239	***	0.2990	***
	(0.0077)		(0.0079)		(0.0206)	
正規雇用+役員	0.2737	***	0.2880	***	0.2722	***
	(0.0064)		(0.0064)		(0.0196)	
正規・役員・自営業主	0.3008	***	0.3135	***	0.2775	***
	(0.0076)		(0.0079)		(0.0222)	

(注) 賃金関数の OLS 推計結果。被説明変数は年間所得の対数。説明変数は性別、学歴、年齢、勤続年数及びその二乗、週労働時間、都道府県ダミー。カッコ内は標準誤差。*, **, ***は、それぞれ 10%、5%、1%水準で統計的に有意。

表 1 1 大学院卒賃金プレミアム (Tobit 推計結果)

	(1) 男女計		(2) 男性		(3) 女性	
全就労者	0.3264	***	0.3478	***	0.3210	***
	(0.0079)		(0.0082)		(0.0208)	
正規雇用+役員	0.2918	***	0.3063	***	0.2910	***
	(0.0066)		(0.0067)		(0.0199)	
正規・役員・自営業主	0.3237	***	0.3371	***	0.2991	***
	(0.0078)		(0.0082)		(0.0225)	

(注) 上限打ち切りを考慮した Tobit モデルによる賃金関数の推計結果。被説明変数は年間所得の対数。

説明変数は性別、学歴、年齢、勤続年数及びその二乗、週労働時間。カッコ内は標準誤差。*, **, *** は、それぞれ 10%、5%、1%水準で統計的に有意。

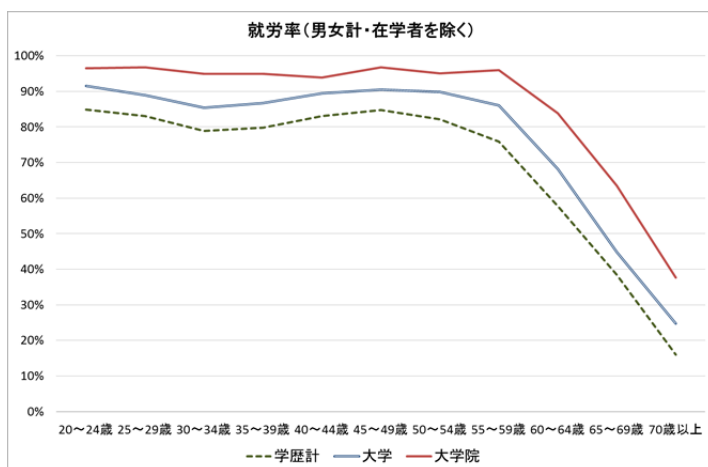
表 1 2 年齢階層別の大学院賃金プレミアム

	(1) 全就労者	(2) 正規雇用+役員
25~29歳	0.199	0.174
30~34歳	0.249	0.234
35~39歳	0.277	0.250
40~44歳	0.340	0.333
45~49歳	0.351	0.325
50~54歳	0.438	0.397
55~59歳	0.455	0.392
60~64歳	0.616	0.484
65~69歳	0.606	0.592
70歳以上	0.663	0.527

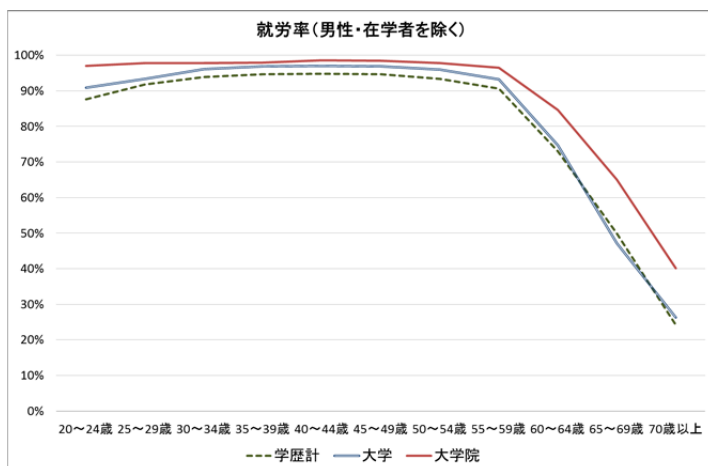
(注) 賃金関数の OLS 推計結果。被説明変数は年間所得の対数。説明変数は性別、学歴、年齢、勤続年数及びその二乗、週労働時間。表に示した大学院の推計係数は全て 1%水準で統計的に有意。

図1 学歴と就労率

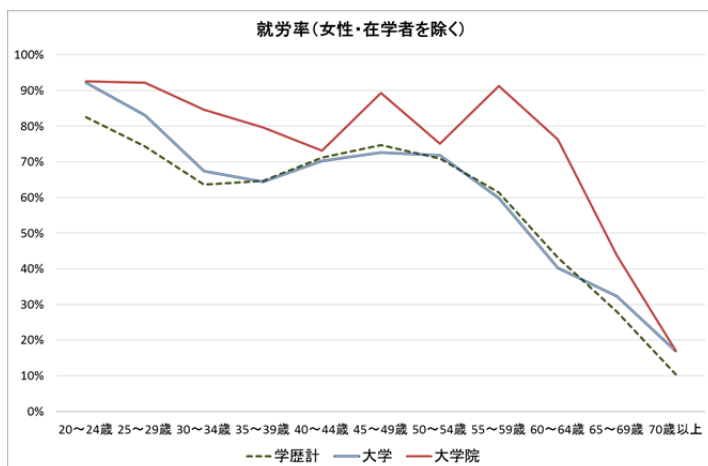
(1) 男女計



(2) 男性

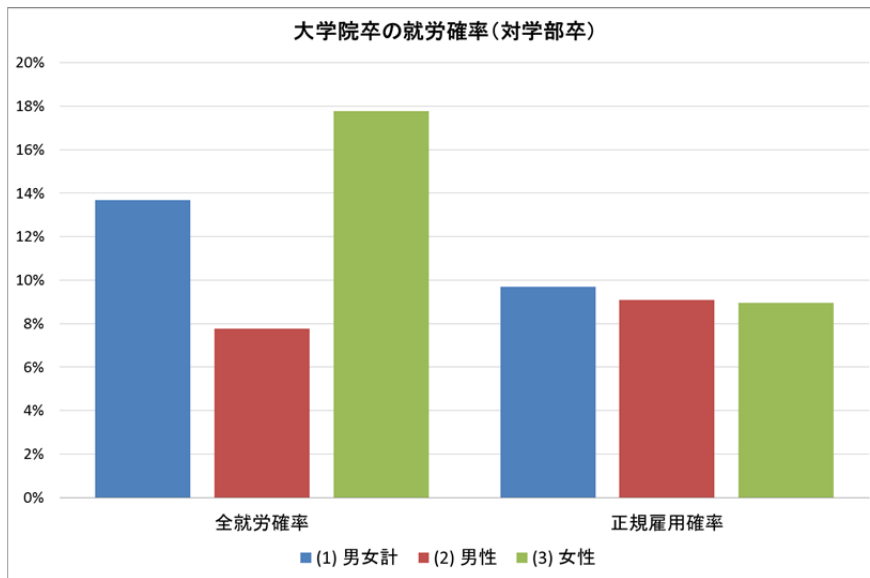


(3) 女性



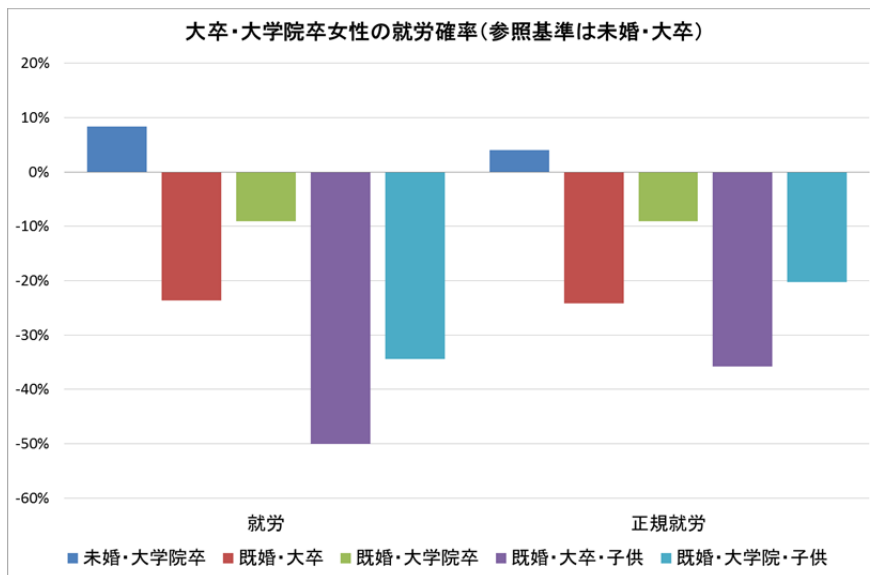
(注) 卒業者の数字であり、分母・分子から在学者を除いて計算している。

図2 大学院卒の就労確率（対学部卒）



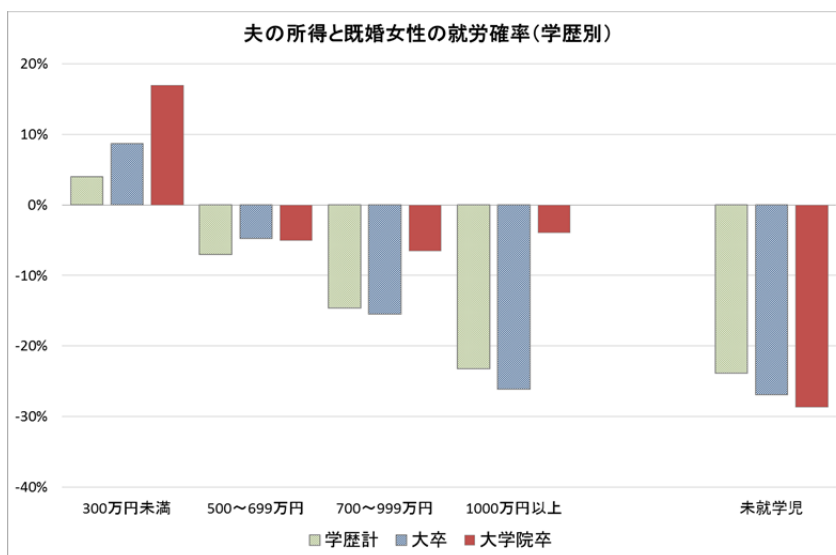
(注) 表4の推計結果に基づいて作図。

図3 大学院卒女性の就労確率



(注) 表5の推計結果に基づいて作図。

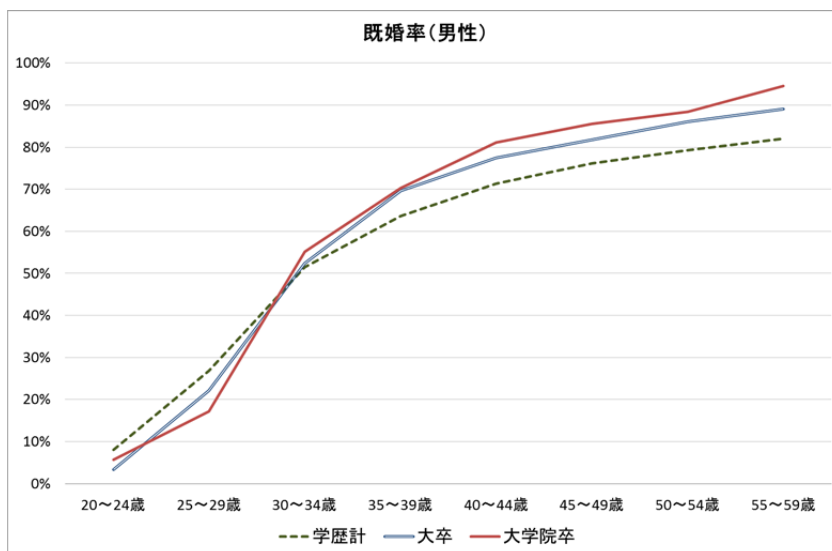
図4 夫の所得と既婚女性の就労確率



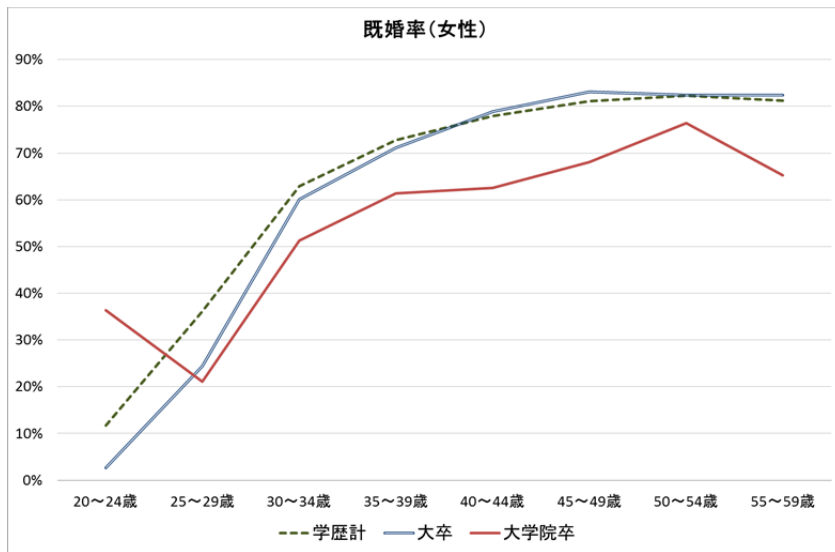
(注) 世帯主と世帯主の配偶者のサンプルをマッチングした上で、24~60歳の既婚女性を対象に、年齢(ダミー)、夫の所得、未就学児の有無を説明変数として就労の有無を説明するprobit推計の限界効果を示す。夫の所得の参照基準は300~499万円。

図5 学歴と既婚率

(1) 男性

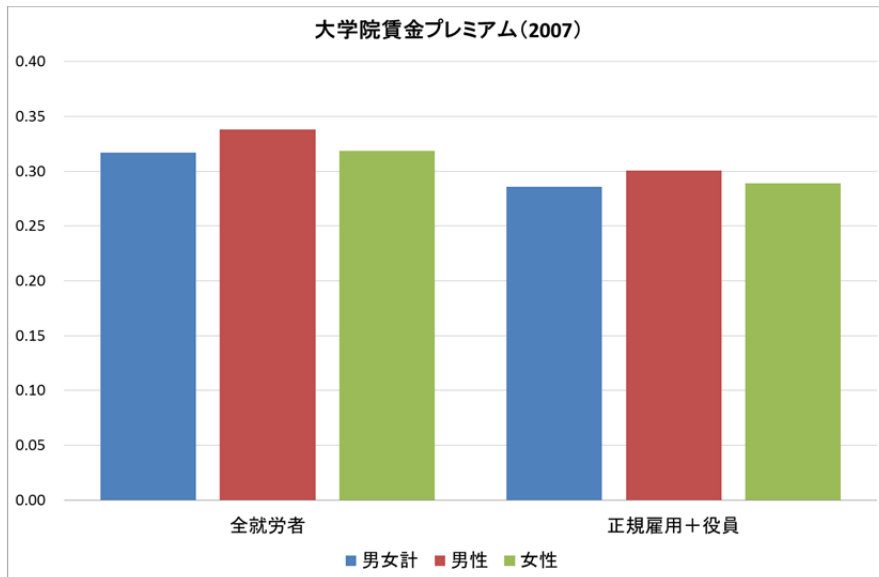


(2) 女性



(注) 配偶者ありを既婚として計算している。在学者は計算に含めていない。

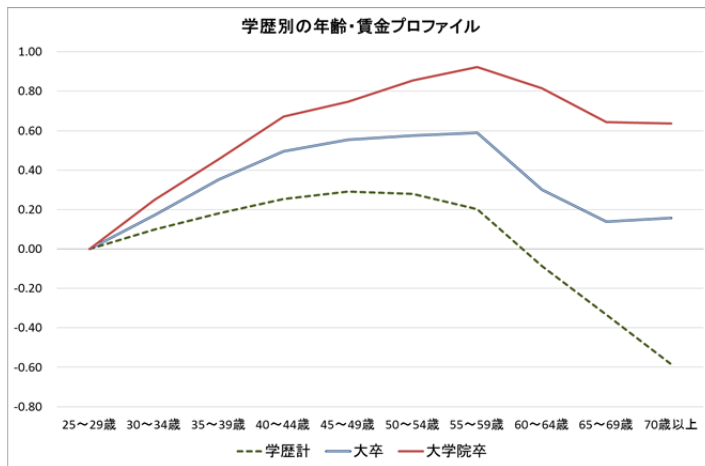
図6 大学院賃金プレミアム (対学部卒)



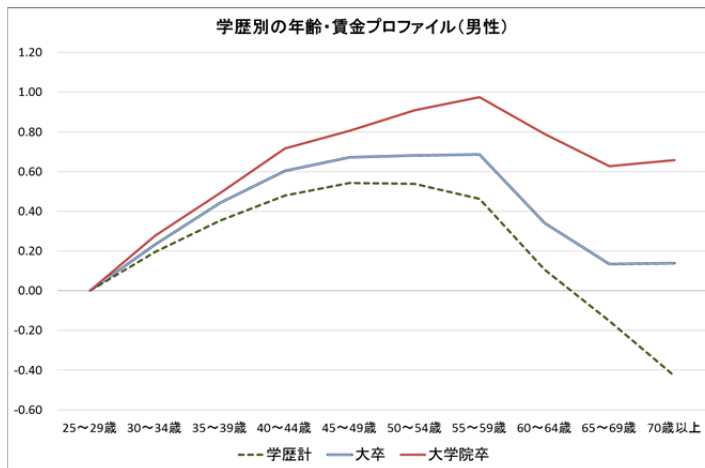
(注) 表8の推計結果に基づいて作図。

図7 年齢・賃金プロフィール

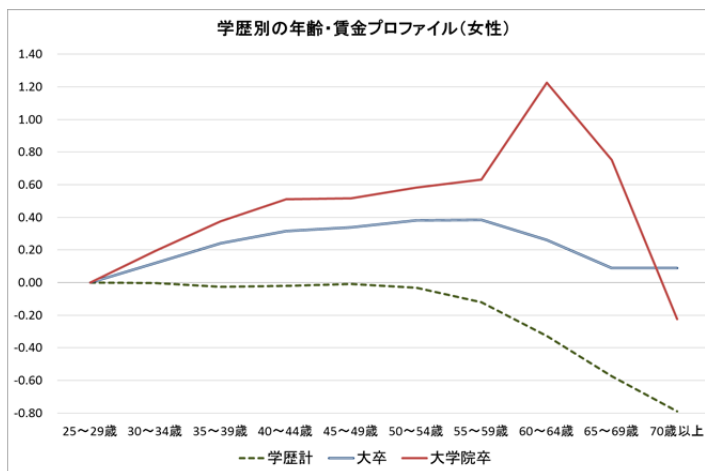
(1) 男女計



(2) 男性

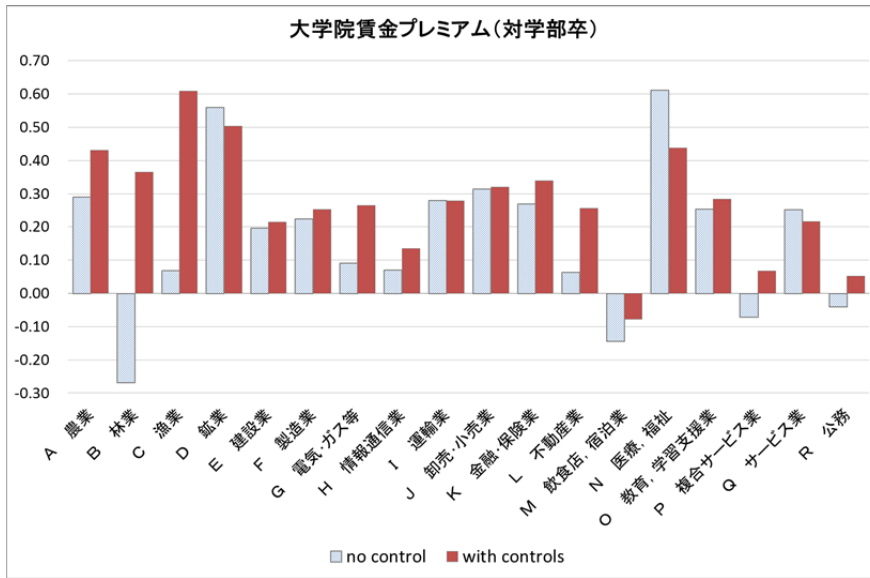


(3) 女性



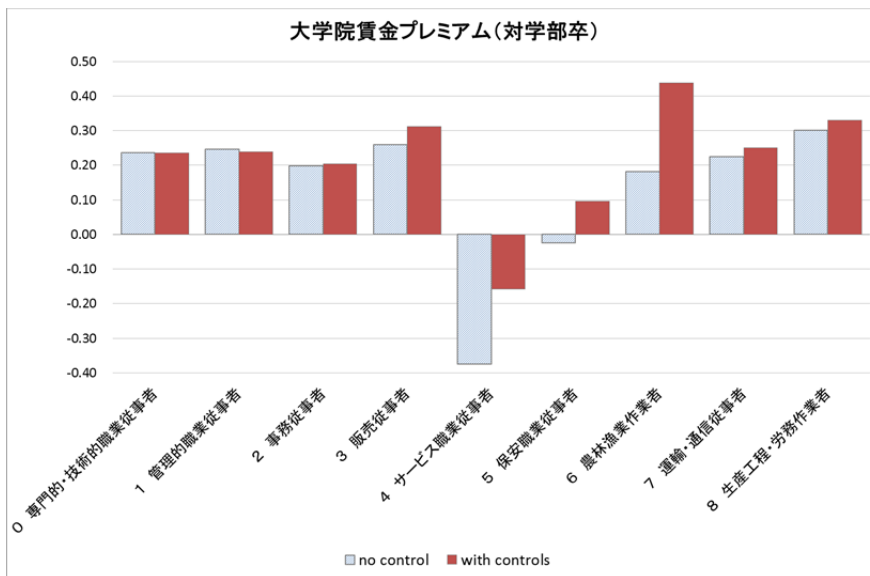
(注) 勤続年数を説明変数から除いて推計した結果に基づいて作図。

図8 産業大分類別の推計結果



(注) ”no control”は、単純な大学院と大卒の対数賃金格差。”with controls”は、性別、学歴、年齢、勤続年数及びその二乗、週労働時間を説明変数とした賃金関数の推計結果により、大卒者を参照基準とした大学院卒ダミーの係数を表示。

図9 職業大分類別の推計結果



(注) ”no control”は、単純な大学院と大卒の対数賃金格差。”with controls”は、性別、学歴、年齢、勤続年数及びその二乗、週労働時間を説明変数とした賃金関数の推計結果により、大卒者を参照基準とした大学院卒ダミーの係数を表示。