

専攻および日本特有の属性変数による賃金プレミアムの分析

大藤 修史

(AMBL 株式会社)

荒井 洋一

(早稲田大学准教授)

本論文の目的は、日本特有の大学時代および就職後における個人の活動や就職先企業の属性に基づいて賃金プレミアムを分析することである。また、分析にあたり専攻を考慮に入れ、専攻賃金プレミアムに関する既存研究との整合性も検証する。2009年のデータを用いた結果、専攻においては、男女の心理・社会学、法・政治学、薬学、男性の農学、保健・福祉、女性の工学、家政学における賃金プレミアム（ペナルティ）の存在が明らかとなった。ただし、男女の薬学・女性の工学以外の賃金プレミアムは就職先企業の業界や企業規模によって説明されることもわかった。理系の専攻に関する賃金プレミアムの存在や、社会科学系の専攻賃金プレミアムが就職先企業の属性によって説明されるという結果は、浦坂ほか（2011）や安井（2019）の先行研究と整合的な結果を、より大規模な調査地域・サンプルサイズのデータで示したことになる。大学時代の属性変数については、サークルに力を入れた男性と留学経験がある男性の年取が高い傾向にあり、就職後の属性変数については、入社後に専門性を高めた男女の年取が高い傾向にあるということが明らかとなった。しかも、これらは就職先企業の属性によっては説明できないことがわかった。自己選択バイアスの存在は否定できないものの、この結果はサークル活動で培ったコミュニケーション能力・協調性や就職後に身に付けたスキル等と年取が有意に相関する可能性を示唆している。

【キーワード】 労働経済、労働市場、賃金・退職金

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III データの概要と特徴
- IV 推定モデル、変数および推定方法
- V 推定結果
- VI バイアスの解釈
- VII 交差項の検証
- VIII おわりに

I はじめに

近年日本の大学進学率は50%を超えており、大学教育の重要性、社会への影響は増している。文部科学省（2021）の『学校基本調査』によれば、過年度高卒者等を含む大学・短期大学への進学率は、2005年に男女計で50%を超え、2020年の58.5%に至るまで常に50%を上回っている。さらに経済同友会（2016）が行った「企業の採用と教育に関するアンケート調査」の結果では、学部卒に対して採用を行った企業は197社中99.0%であるのに対し、高卒に対して採用活動を行った企業

は36.6%にとどまる。また川口(2011)による賃金プロファイルの分析では、学歴が賃金プロファイルにおいて重要な要素であることが指摘されている。

日本において学歴が賃金に影響を与える要因としては、スクリーニング仮説・シグナリング理論¹⁾などが考えられる。これらの仮説では、学歴や出身大学などが企業の採用活動において重要な判断材料となり、賃金プロファイルに影響を与えていると考えられる。橋木・八木(2009)は、男性における卒業大学の偏差値と所得の関係について分析をしている。そこでは、高い偏差値の大学を卒業した人の方が所得が高く、かつ偏差値59以下の大学と60以上の大学の卒業者の間には、平均値で100万円以上の所得差があることを明らかにしている。田中(2017)による四年制大学への進学理由に関する分析では「大卒の方が高卒よりも収入が高い」ということが、大学進学における重要な要因であることが示されている。

学歴による収入の差の要因の1つは、人的資本の蓄積の差であるとされている。教育年数や教育内容・質の差によって個人の生産性に差が生じ、その差が将来の収入の差につながるという考え方である(たとえばWillis(1986)のサーベイを参照)。Grogger and Eide(1995)やBerger(1988)、Hamermesh and Donald(2008)、Altonji, Blom and Meghir(2012)など欧米の諸研究では、工学系(engineering)や科学系(science)、経営系(business)の専攻は比較的に賃金が高く、またそれらの専攻の人気の近年高まっているということが明らかにされている。つまり、特定の学部を修了したことが将来の収入に影響するということが実証的に示されている。また、専攻によって就職できる業界・企業に差があり、それに応じて年収に差があるということも明らかになっている。Altonji, Blom and Meghir(2012)では、業界を詳細にコントロールして分析した結果、コントロール前の専攻賃金プレミアムと比較し、そのばらつきが小さくなることが明らかになっている。つまり、専攻賃金プレミアムの一部は業界によって説明されるということが明らかになっている。

日本における先行研究もこれに近い結果になっ

ている。安井(2019)の分析では、8つの専攻区分を用いた分析を行い、人文科学専攻に対し、社会科学専攻や自然科学専攻の賃金が10%以上有意に高いことが明らかにされている。また、就職先の情報を加えたモデルを推定すると、これらの係数が全体的に小さくなること、つまり専攻賃金プレミアムの一部は就職先の情報によって説明されるということが明らかになっている。しかしながら、以下で述べるように日本の労働市場には欧米諸国とは異なる状況が存在するため、専攻以外の要素による賃金の違いも含めた分析を行う必要があると考えられる。

第1に、日本の企業は、欧米と比べ専門知識よりも「人柄」を重視した採用を行うとされている点である。日本経済団体連合会が行っている「新卒者採用に関するアンケート調査結果」の2008年と2018年を見ても、選考において重視する点(複数回答)では、「コミュニケーション能力」が1位であり、次いで「協調性」「主体性」が挙げられている。「専門性」はかなり低い割合となっている²⁾。そのため、こうした要素を考慮に入れて賃金に関する分析を行うことが望ましいと考えられる。

第2に、日本の企業は長期雇用を想定していることが多く、大学時代に身に付けた専門性よりも就職後に身に付けた専門性が評価される可能性が高い点である。日本の勤続年数は海外と比較して長い。独立行政法人労働政策研究・研修機構が発行する『データブック国際労働比較』より2008年、2017年のデータを参照すると、諸先進国と比較して日本の勤続年数が長いことがうかがえる³⁾。一方で、上述の日本経済団体連合会の調査からも分かるように、日本の企業は入社時の専門性をあまり重視していない。このような状況では、大学で身に付ける専門性よりも入社後教育や業務を通して身に付ける専門性の方が社内で評価され、後者の方がより収入の増加につながっている可能性がある。

以上より、日本の労働市場における賃金は、修了した専攻だけでなく大学時代の活動や就職後に身に付ける専門性によっても左右されると考えられ、これらの要素も含めて分析することが望まし

いと言える。しかしながら、日本にはこれらの要素を含めた賃金プレミアムの分析はほとんど存在せず、そもそも専攻賃金プレミアムを分析した研究も少ない。そこで本論文では、2009年のデータを用い、専攻賃金プレミアムおよび大学時代・就職後に関する属性変数をもたらず賃金プレミアムについて、実証的に検証を行う。まず、Grogger and Eide (1995), Altonji, Blom and Meghir (2012) や安井 (2019) などの多くの先行研究の方法に倣い、男女別のサンプルを用いて、本研究のサンプルにも専攻の賃金プレミアムが見られることを確認する。

次に、「サークルに力を入れたか」等の大学時代の属性変数と、「入社後に専門性を身に付けたか」等の就職後の属性変数をモデルに加えて分析する（大学時代の属性変数は、「コミュニケーション能力」や「協調性」など日本の企業の採用で重視される要素を表す変数として加えている）。上述した「日本の労働市場における賃金は、修了した専攻だけでなく大学時代の活動や就職後に身に付ける専門性によっても左右される」という仮説が正しければ、大学時代および入社後の属性変数が有意に推定されると想定される。

最後に、企業規模や業界等の就職先企業の属性をコントロールし、上記の変数の係数がどのように変化するかを分析する。就職業界等をコントロールする分析は、Grogger and Eide (1995) や Altonji, Blom and Meghir (2012), 安井 (2019) 等でも見られ、各変数による賃金の差が実際にはどのような業界・企業に就職できるかの差であった場合、推定値の絶対値が低下するか、有意性が消失することが明らかになっている。逆に言えば、専攻および大学時代・就職後の属性変数の係数が依然として有意に推定される場合、これらの変数と賃金の関係には就職した業界・企業の差では説明できない要素が含まれるという解釈ができる。

以上の分析を通し、日本における専攻賃金プレミアムの構造や賃金に影響する個人の経験・活動を定量的に評価することが、本論文の意義である。近年はジョブ型雇用制度の導入が増加している。日本経済団体連合会が2020年9月に発表した調査によると、ジョブ型採用⁴⁾の実施・検討

をしている企業は、423社のうち40.2%にのぼる。ジョブ型雇用制度においては職務内容が明確化されるため、より専門性の高い人材を採用することになり、大学における専攻と賃金の関係が変化すると考えられる。本研究における従来（2009年時点）の雇用制度の定量的評価は、今後の変化を検証する上でも重要な指標となる。

本論文の結果をまとめると、主に2つの貢献がある。1つ目は、大学時代の活動や入社後に身に付ける専門性は年収と有意に相関するという結果である。就職先企業の属性変数を考慮した分析の結果、学生時代にサークル活動に力を入れた男性や留学経験のある男性、および入社後に積極的に専門性を身に付けてきた男女（その中でも特に大学時代にも専門性を身に付けていた男女）は、就職先企業の業界や企業規模等に依存せず年収が高い傾向にあるということが分かった。自己選択バイアスの存在は否定できないものの、これらの結果からサークル活動等で培ったコミュニケーション能力・協調性や就職後に身に付けたスキル等と年収との間に有意な相関関係が存在すると言える。また、本分析で用いたモデルは経験年数や企業規模、雇用形態をコントロールしており、II5で述べる川口 (2017) が指摘する日本型雇用慣行も考慮した分析であると言える。そのため、分析結果の解釈として、サークル活動や留学経験、および入社後に身に付けた専門性等は、年功賃金や雇用形態などの年収に影響する日本型雇用慣行にも依存せず年収と正に相関するということも示唆している。

2つ目は、日本における多くの専攻（特に文系専攻）の賃金プレミアムは、就職先の業界・企業の違いによる賃金差である可能性が高いという結果である。分析の結果、男女の心理・社会学専攻、法・政治学専攻、薬学専攻、男性の農学専攻、保健・福祉専攻、女性の工学専攻、家政学専攻における賃金プレミアム（ペナルティ）の存在が明らかとなったが、男女の薬学専攻・女性の工学専攻以外の賃金プレミアムは就職先企業の業界や企業規模によって説明されることもわかった。理系の専攻に関する賃金プレミアムの存在や、社会科学系の専攻賃金プレミアムが就職先企業の属

性によって説明されるという結果は、浦坂ほか(2011)や安井(2019)などの異なるデータに基づく先行研究の結果とも整合的である。一方で、複数のモデルを通して一貫して推定値が有意であった男女の薬学や女性の工学については、知識・技能の獲得などの要因によって、同じ業界・類似した企業においても年収が高くなっている可能性が示唆された。また、経験年数と専攻の交差項を導入した分析の結果、有意に推定された専攻賃金プレミアムは経験年数に依存しない入社時の賃金プレミアムである可能性が高いことも確認できた。

本論文の構成は以下の通りである。次節においては先行研究を紹介する。Ⅲにおいては使用するデータの概要を示す。Ⅳにおいてモデルとその推定方法を示し、Ⅴにおいてその推定結果を示し、結果を議論する。Ⅵにおいては推定モデルにおける欠落変数バイアスの解釈を示し、Ⅶで交差項の検証を行う。そして最後にⅧで結果のまとめと今後の展望を示す。

Ⅱ 先行研究

専攻の賃金プレミアムに関連する議論について、日本と海外の論文を基に整理していく。ここで言う賃金プレミアムとは、その要素が賃金を増加させる影響またはその要素と賃金の正の相関関係のことである。

1 専攻の賃金プレミアム

日本において専攻の賃金プレミアムを分析した研究に、浦坂ほか(2011)や安井(2019)がある。浦坂ほか(2011)は、「大卒以上の学歴を持ち、昨年度就労して所得を得ていたものの中で、文系学部出身か理系学部出身かが明確に識別できる」標本(サンプルサイズ673)を使用し、理系は文系より有意に年収が高いことを示している。これに対し安井(2019)は、賃金が比較的高い理系の中にも専攻間の賃金差がある可能性を指摘し、「首都圏50km(東京都・神奈川県・千葉県・埼玉県)」の大卒以上の標本(サンプルサイズ4745)を用いて、8つの専攻分類による重回帰分析を行った。その結果、学部卒の中では、男女とも社会科学専

攻、自然科学専攻、医学・薬学専攻の係数が有意に正となり、さらに医学・薬学専攻の賃金プレミアムが最大であることを示した。具体的には、人文科学に比べ、男性は約53%、女性は約38%年収が高いということを明らかにした。また大学院卒の中では、人文科学専攻、社会科学専攻(男性のみ)、自然科学専攻が有意であり、男性では社会科学専攻(28.14%)、女性では人文科学専攻(33.19%)が最大であると示した。海外の諸研究については、Altonji, Blom and Meghir(2012)がサーベイの結果をまとめている。彼らは専攻と賃金に関する9つの論文の結果を比較した。その結果、論文ごとに使用データの年代や専攻区分の違いはあるものの、多くの論文で工学専攻に高い賃金プレミアムを確認できるという共通の結果があることを明らかにした。また彼らは、the 2009 American Community Survey(ACS)を用いて自らも分析を行い、一般教養学部と比較して工学専攻が最も高い賃金を得ているということを明らかにした。この結果は諸論文と整合的であるが、この分析には能力等の属性変数のコントロールが無い場合、バイアスがかかっている点がAltonji, Blom and Meghir(2012)自らによって指摘されている。

2 バイアスへの対処

上でも触れたが、教育のリターンに関する実証分析においてはいくつかの共通する問題がある。Altonji, Blom and Meghir(2012)や安井・佐野(2009)で議論されているように主に以下の2つのバイアスが問題になる。

第1に、「能力バイアス(ability bias)」である。このバイアスは、能力に関する観測できない変数をモデルに加えないことによって生じる欠落変数バイアス(omitted variable bias)である。能力の変数は賃金と正に相関し、さらに教育年数や専攻とも相関を持つ。そのため、この変数が欠落することにより教育年数や専攻が誤差項と相関を持ち、OLS推定量に上方のバイアスがかかる。さらに、教育年数や専攻の係数を解釈する際に、その係数が教育の効果を反映したものなのか潜在的な能力を反映したものなのか識別できないた

め、係数を因果的に解釈することが難しくなる。このバイアスは、高校時代の成績・テストスコア等を代理変数としてモデルに追加して対処されることが多い。Altonji, Blom and Meghir (2012)による先行研究の比較では、大学入学前のテストスコアや実績を表す変数を加えることで専攻間の賃金格差が低下するという共通の結果から、テストスコアや実績が能力バイアスの補正に有効であるということが明らかになっている。また、Hamermesh and Donald (2008)では、能力を表す変数として高校卒業時のクラスのランク、SATのテストスコアを代理変数として用いている。これらの変数を考慮した分析を行った結果、専攻間の賃金プレミアムの差が、専攻ごとの賃金平均の差よりも小さくなることが明らかになっており、他の研究と同様にテストスコア等をコントロールすることによって能力バイアスを補正できることが示唆されている。

第2に、「リターンの異質性に基づくセレクションバイアス (selection bias based on heterogeneity in returns)」である。このバイアスは、教育を受けることによる賃金の上昇率 (リターン) が高い人は、より効果の高い教育を選択をするという自己選択 (セレクション) バイアスである (安井・佐野 2009)。専攻賃金プレミアムの文脈で言えば、教育効果の高い学生が、より賃金を高めてくれる専攻を選ぶ、というセルフセレクションによって生じるバイアスである。この自己選択バイアスが存在する場合、教育年数や専攻のOLS推定量に上方のバイアスがかかる。Altonji, Blom and Meghir (2012)の指摘によると、多くの研究ではこの問題に触れず、バイアスを認識した上でOLS推定が用いられている。また安井・佐野 (2009)では、教育制度の変更や家庭環境 (親の学歴など) を操作変数として用いる方法や家庭環境の変数をモデルに直接加える方法がとられている。

上記の他に、Kirkeboen, Leuven and Mogstad (2016)によるノルウェーのデータを用いた分析では、ある専攻を修了したことが賃金に与える効果が、その個人の第2希望の専攻が何かによって異なることが示唆されている。Kirkeboen, Leuven

and Mogstad (2016)は、その個人が実際に選択した専攻を仮に選択できなかった場合に選択するはずであった第2希望の専攻をベースカテゴリーとし、実際に選択した専攻を修了することによる賃金の上昇を推定している。例えば、社会科学 (Social Science) を修了した場合、第2希望 (ベースカテゴリー) が人文科学 (Humanities) の場合は有意に18.7ドル賃金が高いが、第2希望 (ベースカテゴリー) が教育学 (Teaching) であった場合には有意な賃金上昇は見られない。本論文で扱うデータには専攻の希望順位のデータはないため、Kirkeboen, Leuven and Mogstad (2016)が指摘する専攻賃金プレミアムの異質性を捉え切れていないという点には留意する必要がある。ただし、例えばKirkeboen, Leuven and Mogstad (2016)では第2希望の専攻が工学 (Engineering) で実際に修了した専攻が人文科学である場合、工学を修了した場合と比べて賃金が大きく低下することが示されているが、受験する専攻の確定より前に文系か理系かの大分類を決定することが多い日本においては、第2希望が理系 (例えば、工学) であったにもかかわらず実際に進学・修了したのが文系 (例えば、人文科学) であるような例は極めて少ないと考えられる⁵⁾。そのため、本論文で扱うデータにおける、第2希望の専攻の情報がないことによる推定への影響は、Kirkeboen, Leuven and Mogstad (2016)で述べられている程重大なものではないと考えられる。

3 就職後の要素のコントロール

大学入学前 (pre-college) の要素の他に、就職後の要素が賃金に与える影響も考えられる。Altonji, Blom and Meghir (2012)は、専攻による賃金の差が業界の差によってどれほど説明されるかを確認するため、業界を詳細にコントロールして分析した。その結果、専攻の係数間のばらつきが小さくなり、専攻賃金プレミアムが就職先の情報によって説明されることを示している。安井 (2019)では職種、業界、就業形態、企業規模をコントロールした結果、多くの専攻の賃金プレミアムが半分以下に減少することを明らかにした。女性の賃金プレミアムとしては最も大きかった医

学・薬学専攻についても、職業に関する変数のコントロール後には有意な係数を得られなかった。上記2つの結果は、共通して「専攻間の賃金格差の大部分は、どのような業界に就職できるかによる賃金差である」と解釈されている。一方で Altonji, Blom and Meghir (2012) はコントロールにより専攻の影響が完全に消失するわけではなく、「どの業界に就職するか」以外の影響も有意に残存している点も指摘している。Grogger and Eide (1995) の分析では、職業をコントロールしたのちにも専攻の係数にばらつきがみられることを明らかにしている。

4 大学時代の要素を含めた分析

Altonji, Blom and Meghir (2012) では、大学時代の実績等の変数を入れることで、専攻の影響を孤立させる（専攻そのものが賃金に与える影響を見る）ことができると指摘する。Hamermesh and Donald (2008) はハイレベルの数学・科学の授業の履修数と成績を考慮して分析を行い、両方も賃金に影響を与えていることを明らかにした。このように大学時代の要素として考慮される変数は、専攻の中身をより明確化することが目的とされた変数であり、本研究で検討する課外活動のような変数を考慮に入れた研究は少ない。

5 日本型雇用システム

最後に、日本の労働市場に特徴的な雇用システムについての先行研究を紹介する。川口 (2017) では、日本型雇用慣行とは「終身雇用」「年功賃金」「企業別労働組合」で特徴づけられ、主に大企業に勤める男性の正社員に適用されてきた雇用慣行であると説明されている。特に「年功賃金」について、企業が社員の企業特殊的人的資本（身に付けた企業でしか評価されない人的資本）の蓄積を促進するための人事制度であり、この制度の下では勤続年数が長いことが昇給につながるということを説明している。また、正社員には企業特殊的人的資本の蓄積を期待して勤続年数に応じた昇給を提供するのに対し、非正規社員にはそのようなことを期待しないため、勤続年数が近い社員であっても雇用形態によって賃金が異なる状況が発

生するということが説明されている。近年の研究としては濱秋ほか (2011) が挙げられる。彼らは、2000年代には40代前後から経験年数による賃金の上昇が見られなくなっていくことや、25から34歳の終身雇用比率（卒業後すぐに企業に入社し、観測時点で転職を経験していない者の比率）が特に大卒大企業勤務の者において2000年代に大きく減少していることから、年功賃金および終身雇用が衰退し始めている可能性を指摘している。このような状況はあるものの、濱秋ほか (2011) でも日本型雇用慣行が消失したとまでは述べられておらず、また本論文で用いるデータは2009年時点のものであるため、日本型雇用慣行を考慮した分析を実施することが望ましいと思われる。V3では経験年数（勤続年数）に加え、大企業か否かをコントロールする企業規模や、正社員か否かをコントロールする雇用形態等を導入したモデルを推定し、日本型雇用慣行を考慮した上での賃金プレミアムについて考察する。

Ⅲ データの概要と特徴

本論文では、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 アーカイブより提供を受けた、東京大学大学経営・政策研究センターによる2009年の「大学教育についての職業人調査」の個票データを用いて分析を行う。調査対象は、全国の大学以上の卒業生で、全国約572万事業所のうち、ランダムに選ばれた5万の事業所へ質問票を送っている。今回の分析では川口 (2011) の指摘に基づき、サンプルを59歳以下に絞っている。これは、日本では定年を迎える60歳時点で平均賃金に大幅な下落があり、この事実を無視した賃金関数の推定にはゆがみが生じる可能性があるためである。データには大学卒業年の情報がないため、サンプルを新卒入社の者に絞り⁶⁾、調査年の2009年から入社年を減じた値を経験年数⁷⁾として用いている。以上の調整をした結果のサンプルサイズは、男性では9279、女性では3086となり、男女計では1万2365と比較的大きい。実際に推定を行う際には、欠損値の関係でサンプルサイズに変動があったた

め、各モデルのサンプルサイズは推定結果をまとめた表に報告した。浦坂ほか(2011)は日本全体を母集団とした調査を用いる一方でサンプルサイズは673とやや少ない。安井(2019)のサンプルサイズは4745と浦坂ほか(2011)よりも大きなサンプルでの分析であるが、首都圏という限定的な母集団に対する分析である。両先行研究と比較しても、本分析は大規模な調査地域・サンプルサイズのデータでの分析であると言え、日本全体の労働市場の特徴をより普遍的に捉えた分析であると言える。一方で、本分析では上述の通りサンプルを新卒入社の者に限定している。サンプルを新卒入社の者に絞った結果、例えば「ある専攻を修了した個人が、転職によってより高い賃金が得られる職に就きやすい傾向がある」等の場合については本論文では捉え切れていない。新卒入社の者と転職者の記述統計等を用いてサンプルの特徴を比較してみても両者の特徴に大きな差はなかった⁸⁾が、このことは外的妥当性を保証するわけではないため、本論文の推定結果はあくまで新卒入社の者に対してのみ妥当である可能性があることには留意する必要がある。

表1は、年収および主要カテゴリカル変数の記述統計をまとめたものである。「割合」の列は、各カテゴリカル変数の中での割合を示している(例えば、男性の人文が0.066というのは、全専攻のサンプルの合計を分母としたときの人文の割合)。専攻については、経済、工学、家政等において、男女の専攻の分布が大きく異なることが見て取れ、推定される専攻賃金プレミアムも男女によって異なる可能性がある。そのため、男女別のサンプルで分析することが妥当であると言える⁹⁾。被説明変数である年収については、個々の値ではなく範囲で与えられている。表1から、男性では400万円から500万円の間に、女性では300万円から400万円の間に中央値が存在することが分かり、『賃金構造基本統計調査』に基づく中央値と類似している¹⁰⁾。今回の分析では範囲で与えられた年収に対応するためInterval Regressionの手法を用いる。そのために年収帯の下限と上限の値が必要となる。最低帯の「300万円未満」は、すなわち「0以上300万円未満」だが、下限が0である

と対数変換時に負の無限大が算出され、計算に支障が出る。そこで、同機関より提供を受けた、リクルートワークス研究所による2008年の「ワーキングパーソン調査」を用い、サンプルを本論文と同じ条件で限定して確認したところ、最低年収は72万円であった。調査年が異なるデータではあるが、1年の間に最低年収の水準は大きく変化しないと考えられるため、この72万を下限に設定して回帰分析を行う。

表1 主要カテゴリカル変数の記述統計

	男性		女性	
	サンプル	割合	サンプル	割合
300万未満	937	0.108	1135	0.404
300万~400万	1858	0.215	998	0.356
400万~500万	1744	0.202	381	0.135
500万~600万	1371	0.159	148	0.053
600万~700万	918	0.106	74	0.026
700万~800万	695	0.080	33	0.012
800万~900万	399	0.046	26	0.009
900万~1000万	258	0.030	9	0.003
1000万~1100万	219	0.025	4	0.001
1100万~1300万	160	0.019	3	0.001
1300万~1500万	44	0.005	1	0.000
1500万~1700万	17	0.002	1	0.000
1700万~2000万	10	0.001	1	0.000
2000万~2500万	5	0.001	1	0.000
2500万以上	6	0.001	0	0.000
人文	612	0.066	795	0.258
心理・社会	360	0.039	300	0.097
法・政治	1018	0.110	172	0.056
経済	1627	0.175	218	0.071
経営	1395	0.150	341	0.110
理学	233	0.025	58	0.019
工学	2445	0.263	155	0.05
農学	445	0.048	140	0.045
医学・歯学	12	0.001	17	0.006
薬学	47	0.005	49	0.016
保健・福祉	63	0.007	90	0.029
家政	14	0.002	153	0.050
教育	207	0.022	215	0.070
芸術	19	0.002	21	0.007
その他の学部	782	0.084	362	0.117
国立	1682	0.181	608	0.197
公立	241	0.026	207	0.067
私立	7356	0.793	2271	0.736
学士	8216	0.887	2841	0.923
修士	806	0.087	164	0.053
博士	40	0.004	5	0.002
その他の学歴	205	0.022	69	0.022

IV 推定モデル、変数および推定方法

先行研究に倣い、すべてのモデルを男女別にサンプルを分けて分析する。まず、賃金プレミアムの存在を確認するため、対数変換した年収を以下のモデル1のように回帰して係数を推定する¹¹⁾。

$$\begin{aligned} \ln(\text{年収}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{専攻ダミー} \\ & + \beta_2 \text{大学区分ダミー} + \beta_3 \text{学歴ダミー} \\ & + \beta_4 \text{経験年数} + \beta_5 \text{経験年数}^2 + u \quad (1) \end{aligned}$$

ここで、 u は誤差項を表す。本論文では式(1)に基づくモデルを“モデル1”とよぶ。他の式に基づくモデルについても同様の呼称を用いる。

専攻区分は人文学、心理・社会学、法・政治学、経済学、経営学、教育学、理学、工学、農学、薬学、保健・福祉学、家政学、その他の学部の13分類であり、ベースカテゴリーは人文学である。家政学については、男性のサンプルサイズが30に満たなかったため、男性のモデルではサンプルから除外している¹²⁾。大学区分ダミーは、私立、国立、公立の3分類を用い、私立をベースカテゴリーとする。学歴ダミーとしては採用時の学歴である学部卒、修士卒、博士卒、その他の学歴(学部卒、修士卒、博士卒以外)の4分類を用い、学部卒をベースカテゴリーとする。博士卒については、女性のサンプルサイズが30に満たなかったため、女性のモデルではサンプルから除外している。

次に、大学時代の属性変数(以降、大学属性変数と呼ぶ)と仕事に関する属性変数(就職後属性変数)を加え、これらの変数の有意性、専攻の係数の値の変化を検証する。

$$\begin{aligned} \ln(\text{年収}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{専攻ダミー} \\ & + \beta_2 \text{大学区分ダミー} + \beta_3 \text{学歴ダミー} \\ & + \beta_4 \text{経験年数} + \beta_5 \text{経験年数}^2 \\ & + \beta_6 \text{大学属性変数} + u \quad (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{年収}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{専攻ダミー} \\ & + \beta_2 \text{大学区分ダミー} + \beta_3 \text{学歴ダミー} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + \beta_4 \text{経験年数} + \beta_5 \text{経験年数}^2 \\ & + \beta_6 \text{就職後属性変数} + u \quad (3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{年収}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{専攻ダミー} \\ & + \beta_2 \text{大学区分ダミー} + \beta_3 \text{学歴ダミー} \\ & + \beta_4 \text{経験年数} + \beta_5 \text{経験年数}^2 \\ & + \beta_6 \text{大学属性変数} + \beta_7 \text{就職後属性変数} \\ & + u \quad (4) \end{aligned}$$

大学属性変数のみのモデル2、就職後属性変数のみのモデル3、そして両者を含めたモデル4を推定し、係数を比較する。

大学属性変数として、成績ダミー、サークルダミー、アルバイトダミー、留学ダミーを用いる。成績ダミーとは、「現在の職場に採用された際に何が評価されたか」という質問に対し、成績が評価された旨を回答した人を表す変数である。成績が評価されたと自認しているということはある程度高い成績であることが自他ともに認識されていたと考えられるため、これを大学時代の成績を代理する変数として扱う。サークルダミー、アルバイトダミーは、「大学時代の活動は、現在の仕事や生活の基礎としてどの程度重要か」という質問項目から、成績ダミーと同様に作成している。現在の仕事にとって重要であると認識しているということは、学生時代にも重要であると認識して熱心に取り組んでいた可能性が高いと考えられるため、これらを活動へかけた熱量を代理する変数として用いる。この2つの変数は課外活動を表す変数であり、採用の際に求められる「コミュニケーション能力」や「協調性」「主体性」などが表れることを想定している。留学ダミーは、学生時代の留学経験の有無を表す変数である。就職後属性変数としては、専門性ダミー、週の労働時間ダミーを用いる。専門性ダミーは、職務経験の質問に対する「一定の専門性を深めてきた」という回答と「大学・大学院時代の専門知識・技能を生かしてきた」という回答を組み合わせる4つのダミー変数を作成したものである。「専門性：大学&入社後」は大学・大学院時代の専門知識・技能を生かし、かつ入社後に一定の専門性を深めてきたとき1の値をとる変数、「専門性：入社後」は

大学・大学院時代の専門知識・技能を生かしてきたわけではないが、入社後に一定の専門性を深めてきたとき1の値をとる変数、「専門性：大学」は大学・大学院時代の専門知識・技能を生かしてきたが、入社後に一定の専門性を深めてきてはいないとき1の値をとる変数である。ベースカテゴリーは、大学・大学院時代の専門知識・技能を生かしてきたわけではなくかつ、入社後に一定の専門性を深めてきてはいないときに1を取る変数である。労働時間ダミーは、範囲で与えられている労働時間の情報をダミー変数としたものであり、20時間未満、20時間から29時間、30時間から39時間、40時間から49時間、50時間から59時間、60時間から69時間、70時間以上の7区分であり、ベースカテゴリーは20時間未満である。労働時間が長いほど年収に正の影響を与えると想定している。

最後に、モデル4に就職先企業の属性を追加したモデル5を推定する。業界や企業規模をコントロールすることにより、業界・規模等の条件が類似した企業で働く者を比べた際に、専攻や属性変数の違いでどれほどの賃金差があるのかを分析する。

$$\begin{aligned} \ln(\text{年収}) = & \beta_0 + \beta_1 \text{専攻ダミー} \\ & + \beta_2 \text{大学区分ダミー} + \beta_3 \text{学歴ダミー} \\ & + \beta_4 \text{経験年数} + \beta_5 \text{経験年数}_2 \\ & + \beta_6 \text{大学属性変数} + \beta_7 \text{就職後属性変数} \\ & + \beta_8 \text{都道府県ダミー} + \beta_9 \text{業界ダミー} \\ & + \beta_{10} \text{就業形態ダミー} \\ & + \beta_{11} \text{企業規模ダミー} + u \quad (5) \end{aligned}$$

都道府県ダミーとは、就職先の企業（事業所）の所在地であり、東京をベースカテゴリーとした。業界ダミーは、農林漁業、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店・宿泊業、教育・学習支援、医療・福祉、複合サービス業、サービス業、その他の16区分であり、農林漁業をベースカテゴリーとしている。就業形態ダミーは、正規従業員、非正規従業員（契約・派遣社員を含む）の2つであり、正規社員

をベースカテゴリーとしている。企業規模ダミーは、範囲で与えられている企業規模のダミー変数であり、29人以下、30人から99人、100人から499人、500人から999人、1000人から2999人、3000人から4999人、5000人から9999人、1万人以上の8区分であり、ベースカテゴリーは29人以下である。本モデルは、日本型雇用システムを考慮したモデルであるとも言える。企業規模・雇用形態のコントロールに加え、サンプルを新卒入社者に絞っているため、経験年数のコントロールによって実質的には勤続年数や年齢¹³⁾もコントロールされている。川口(2017)では日本型雇用慣行においては雇用形態や勤続年数に応じて年収に差が出ると説明されているため、それらをコントロールした本モデルにおいて有意に推定された変数は日本型雇用慣行（特に年功賃金）では説明できない要素（例えば、人的資本蓄積による年収との相関関係）を含むという解釈も可能である。

なお、データの都合上、本論文のモデルは「個人の生来の能力」のコントロールが不完全である。多くの分析では、大学入学前の能力（高校のテストの点数）や個人の生育環境（親の学歴や年収など）を個人の能力の代理変数として加え、個人の能力をコントロールしている。今回のモデルでは成績ダミーを加えているものの、この変数は「専攻が決定した後」に実現される値であり、大学入学前の能力や生育環境といった「専攻が決定する前」に実現される値とはその性質が大きく異なる。したがって、Altonji, Blom and Meghir (2012) や安井・佐野 (2009) の指摘に基づく、専攻の係数を過大評価している可能性がある点と、専攻の賃金プレミアムを因果的な効果として解釈することは難しいという点に注意しなければならない。

最後に、今回用いる Interval Regression の手法について説明する。この手法は、被説明変数が範囲でのみ与えられている際に有効な手法である。まず、以下のような標準的な線形モデルを考える。なお、 u は誤差項で、平均0、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定する。

$$y = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u, E(u|\mathbf{x}) = 0$$

ここで、 $\mathbf{x}\boldsymbol{\beta} = \beta_1 \cdot r_1 + \beta_2 \cdot r_2 + \dots + \beta_k \cdot r_k$ である。今、 y は連続変数であるが、 y がどの範囲 (interval) に属するか情報のみが与えられているという状況を考える。それぞれの範囲の境界 (interval limits) にあたる値を r_1, r_2, \dots, r_J とする。なお、 r_1, r_2, \dots, r_J は既知である。

w を y がどの範囲に属するかを表す変数だとすると、以下のように定義できる。

$$w = \begin{cases} 0 & \text{if } y \leq r_1 \\ 1 & \text{if } r_1 < y \leq r_2 \\ 2 & \text{if } r_2 < y \leq r_3 \\ \vdots & \\ J & \text{if } r_J < y \end{cases}$$

ここで、 u は正規分布に従うので、 w の \mathbf{x} に関する条件付き確率は以下ようになる。

$$P(w=0|\mathbf{x}) = P(y \leq r_1) = P(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u \leq r_1|\mathbf{x}) \\ = \Phi(r_1 - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$$

$$P(w=1|\mathbf{x}) = P(r_1 < y \leq r_2) = P(r_1 < \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u \leq r_2|\mathbf{x}) \\ = \Phi(r_2 - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) - \Phi(r_1 - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$$

⋮

$$P(w=J|\mathbf{x}) = P(r_J < y) = P(r_J < \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u|\mathbf{x}) \\ = 1 - \Phi(r_J - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$$

よって対数尤度関数は以下で与えられる。

$$\ell(\boldsymbol{\beta}, \sigma|\mathbf{r}) = 1[w_i=0] \log \left\{ \Phi \left(\frac{r_1 - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \right\} \\ + 1[w_i=1] \log \left\{ \Phi \left(\frac{r_2 - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) - \Phi \left(\frac{r_1 - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \right\} \\ + \dots + 1[w_i=J] \log \left\{ 1 - \Phi \left(\frac{r_J - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}}{\sigma} \right) \right\}$$

この尤度関数を最大化することによりパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の最尤推定量を求めることができる。また、 w_i は個人 i における w を、 \mathbf{x}_i は個人 i における説明変数を表し、 $\mathbf{x}_i = (r_{1i}, r_{2i}, \dots, r_{ki})$ である。このモデルのパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ は、通常の重回帰分析における

パラメータと同様に限界効果として解釈をできることが知られている¹⁴⁾。

V 推定結果

1 専攻賃金プレミアムの推定

前節の議論に基づいたモデル1の推定結果を表2に与えている。参考のため、各年収帯の中央値を割り当て、被説明変数を連続変数とした場合のOLS推定の結果も併記した¹⁵⁾。以下の解釈はInterval Regressionの結果に基づくものである。専攻のベースカテゴリーは人文学である。男女とも法・政治学と薬学に有意な賃金プレミアムが見られた。また、工学は女性のみ有意な賃金プレミアムが見られた。推定値については、男性では法・政治が5.0%、薬学が16.2%で最大であり、女性では法・政治が6.9%、工学が7.9%、薬学が18.7%で最大である。特に男性の薬学の推定値は法・政治の3倍以上と大きく、薬剤師など専門性の高さが高年収につながるという一般的な認識と合致する結果となった。

一方で、男女とも心理・社会学に賃金ペナルティが見られた。また男性では農学と保健・福祉学に、女性では家政学に賃金ペナルティが見られた。推定値は、男性では心理・社会が-5.8%、農学が-6.6%、保健・福祉が-8.7%であり、女性では心理・社会が-4.5%、家政が-5.5%である。上で述べた賃金プレミアムよりは絶対値の意味で小さくなっている。

以上の結果より、本論文で用いたサンプルにも賃金プレミアムが見られることが確認できた。工学系や経営学系の専攻賃金プレミアムが大きいという欧米の結果とは大きく異なり、男女の経営や男性の工学については有意な推定値を得られないという結果となった。

大学区分については、国立ダミーは男女とも有意で、推定値は男性が10.2%、女性が4.6%である。公立ダミーは男性のみ有意で値は6.3%である。私立大学と国公立大学の違いは、学費や設備、教育内容などさまざまであるが、定量的に比較できる基準の1つに偏差値が挙げられる。私立

表2 モデル1の推定結果

	被説明変数: ln(年収)			
	Interval		OLS	
	男性	女性	男性	女性
心理・社会	-0.058*** (0.020)	-0.045** (0.022)	-0.068*** (0.022)	-0.038 (0.025)
法・政治	0.050*** (0.016)	0.069** (0.028)	0.055*** (0.017)	0.080*** (0.031)
経済	-0.003 (0.015)	0.004 (0.025)	-0.002 (0.016)	0.004 (0.028)
経営	0.002 (0.015)	0.0004 (0.021)	0.006 (0.016)	0.004 (0.024)
教育	-0.044* (0.026)	-0.034 (0.027)	-0.053** (0.027)	-0.021 (0.031)
理学	0.005 (0.023)	0.075* (0.039)	0.004 (0.026)	0.098* (0.051)
工学	-0.003 (0.014)	0.079*** (0.028)	-0.001 (0.015)	0.099*** (0.033)
農学	-0.066*** (0.018)	0.023 (0.027)	-0.066*** (0.021)	0.048 (0.035)
薬学	0.162*** (0.043)	0.187*** (0.043)	0.181*** (0.050)	0.248*** (0.057)
保健・福祉	-0.087** (0.037)	-0.001 (0.031)	-0.120*** (0.044)	0.015 (0.042)
家政		-0.055** (0.028)		-0.056* (0.032)
その他の学部	-0.017 (0.018)	-0.002 (0.023)	-0.025 (0.019)	0.002 (0.025)
国立	0.102*** (0.009)	0.046*** (0.017)	0.104*** (0.010)	0.041** (0.020)
公立	0.063*** (0.018)	0.011 (0.023)	0.064*** (0.022)	0.009 (0.027)
修士	0.158*** (0.012)	0.188*** (0.026)	0.181*** (0.013)	0.223*** (0.031)
博士	0.391*** (0.053)		0.425*** (0.057)	
その他の学歴	-0.070*** (0.024)	-0.071 (0.047)	-0.066*** (0.024)	-0.095** (0.045)
経験年数	0.060*** (0.001)	0.051*** (0.003)	0.070*** (0.001)	0.062*** (0.003)
経験年数 ²	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)
定数項	5.606*** (0.015)	5.492*** (0.018)	5.504*** (0.016)	5.347*** (0.017)
係数の数 (k)	18	18	18	18
サンプル (n)	8599	2774	8599	2774

注: *p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01;

() 内は Heteroskedasticity-robust standard error

大学に比べ、国公立大学の方が入試時の偏差値が高い大学が多いので¹⁶⁾、国立ダミーや公立ダミーが有意に推定されたことは、大学偏差値の高さが年収に正の影響を与える可能性を示唆しており、橋木・八木(2009)の結果と整合的である。学歴については、修士ダミー、博士ダミーの推定値が

有意である。推定値は、男性の修士ダミーが15.8%、女性が18.8%で、男性の博士ダミーが39.1%である。男女とも値が大きくかつ有意に推定されており、学部卒と比較してより専門性を高めた大学院卒の方が年収が高い、という結果となった。

2 大学入学以降の属性変数を加えた分析

大学属性変数を追加したモデル2、就職後属性変数を追加したモデル3、その両者を追加したモデル4の推定結果が表3に与えられている。なお、これ以降、重要な解釈を加えない学歴ダミーおよび労働時間ダミーは表から除外した。

大学属性変数を追加したモデル2では、男性の保健・福祉、女性の心理・社会、家政の有意性が低下した(5%有意ではなかった)が、それ以外の専攻の有意性はモデル1から維持された。賃金プレミアム、それらの標準誤差ともに大きな変化はないことから、大学時代の活動が同じような人を比べたとしても、専攻賃金プレミアムは存在するということが明らかになった。大学属性変数については、サークルダミーのみ男女とも有意であり、推定値は男性が4.0%、女性が3.3%である。男性のみだが、成績ダミー、留学ダミーが有意に正の値をとり、推定値はそれぞれ1.5%、9.0%、アルバイトダミーは有意に負の値をとり、-2.0%である。コミュニケーション能力や協調性を代理することを想定した変数について、「サークルダミー」は当初の想定通り男女ともに正に有意な推定結果を得ることができたが、アルバイトダミーは有意なのは男性のみであり、かつ係数は負であった。アルバイトダミーについては、後述するモデル5において就職先企業の属性をコントロールした結果有意性が消失するため、本モデルでの推定値は「学生時代にアルバイトに力を入れている学生は年収の低い業界・企業に就職する傾向がある」ということを反映していると解釈できる。

就職後属性変数を追加したモデル3では女性の心理・社会の有意性が低下したものの、それ以外の専攻の係数は有意性がモデル1から維持され、かつ推定値にも大きな変化はなかった。すなわち、仕事における専門性や労働時間をコントロー

表3 モデル2, モデル3, モデル4の推定結果

	被説明変数: ln (年収)					
	モデル2		モデル3		モデル4	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
心理・社会	-0.061*** (0.022)	-0.044* (0.024)	-0.056*** (0.021)	-0.042* (0.023)	-0.057*** (0.022)	-0.042* (0.025)
法・政治	0.053*** (0.017)	0.069** (0.031)	0.049*** (0.016)	0.073** (0.028)	0.052*** (0.017)	0.081*** (0.031)
経済	0.004 (0.016)	0.009 (0.028)	-0.001 (0.015)	0.011 (0.024)	0.007 (0.016)	0.020 (0.027)
経営	0.018 (0.016)	0.004 (0.023)	0.001 (0.015)	-0.002 (0.021)	0.018 (0.016)	0.003 (0.023)
教育	-0.037 (0.026)	-0.019 (0.030)	-0.041 (0.025)	-0.022 (0.028)	-0.032 (0.025)	-0.008 (0.031)
理学	0.005 (0.025)	0.062 (0.041)	0.007 (0.023)	0.054 (0.039)	0.009 (0.025)	0.043 (0.042)
工学	0.013 (0.015)	0.093*** (0.031)	-0.003 (0.014)	0.092*** (0.028)	0.012 (0.015)	0.100*** (0.032)
農学	-0.050*** (0.019)	0.030 (0.030)	-0.070*** (0.018)	0.033 (0.028)	-0.054*** (0.019)	0.040 (0.031)
薬学	0.215*** (0.042)	0.208*** (0.057)	0.184*** (0.040)	0.195*** (0.045)	0.219*** (0.042)	0.223*** (0.058)
保健・福祉	-0.066 (0.045)	0.035 (0.037)	-0.079** (0.037)	0.023 (0.032)	-0.053 (0.045)	0.056 (0.039)
家政		-0.036 (0.033)		-0.060** (0.028)		-0.033 (0.034)
経験年数	0.061*** (0.001)	0.051*** (0.003)	0.059*** (0.001)	0.051*** (0.003)	0.061*** (0.001)	0.051*** (0.003)
経験年数 ²	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)
成績ダミー	0.015** (0.007)	0.023* (0.013)			0.016** (0.007)	0.026* (0.013)
サークルダミー	0.040*** (0.008)	0.033** (0.015)			0.035*** (0.008)	0.029* (0.015)
アルバイトダミー	-0.020*** (0.008)	0.007 (0.014)			-0.021*** (0.008)	0.001 (0.015)
留学ダミー	0.090*** (0.022)	0.025 (0.021)			0.084*** (0.022)	0.016 (0.021)
専門性：大学&入社後			0.031*** (0.010)	0.018 (0.019)	0.022** (0.011)	0.015 (0.021)
専門性：大学			0.039** (0.019)	0.011 (0.030)	0.029 (0.020)	0.004 (0.034)
専門性：入社後			0.045*** (0.010)	0.086*** (0.018)	0.041*** (0.011)	0.083*** (0.020)
定数項	5.580*** (0.016)	5.468*** (0.025)	5.542*** (0.022)	5.368*** (0.043)	5.529*** (0.025)	5.365*** (0.048)
係数の数 (k)	22	22	27	27	31	31
サンプル (n)	7103	2185	8372	2673	6924	2116

注：*p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01; () 内は Heteroskedasticity-robust standard error

ルしても、専攻賃金プレミアムは残るという結果であり、これはいくつかの専攻と賃金の関係は、就職後に身に付けた専門性や労働時間と賃金の関係では説明できない要素を含むと解釈できる。就職後属性変数については、専門性ダミー、労働時間ダミーともにある程度想定通りの結果が得られた。専門性ダミーについては、専門性：入社後、つまり「入社後に専門性を高めた人」の係数が、男女ともに有意に正に推定され、その他の専門性ダミーは男性のみ有意となった。推定値は、男性では専門性：大学 & 入社後が3.1%、専門性：大学が3.9%、専門性：入社後が4.5%であり、女性では専門性：入社後が8.6%である。労働時間ダミーについては、週の労働時間が比較的に長いと思われる50時間以上の変数が男女ともに有意に推定され、特に女性で週の労働時間が70時間以上である人を表すダミー変数の係数は21.2%となっている。

大学属性変数、就職後属性変数の両方を加えたモデル4においては、男性の保健・福祉、女性の心理・社会と家政の有意性が低下した。いくつかの専攻は有意性が低下したものの、法・政治と薬学は依然として男女ともに有意であり、大学時代や就職後の属性変数をコントロールしても、専攻賃金プレミアム・ペナルティはある程度残るという結果になった。モデル2、モデル3、モデル4の比較から、男性の保健・福祉と女性の家政については、大学時代の属性変数を追加したことによって有意性を喪失するということが分かり、これらの専攻の賃金ペナルティは大学時代の諸活動と年収の関係によって説明されるということが言える¹⁷⁾。

大学属性変数と就職後属性変数については、男性の専門性：大学、女性のサークルダミー、「週の労働時間が40から49時間である人」ダミーの有意性が低下し、それ以外の係数はモデル2、モデル3とほぼ同じ結果になった。男性の専門性：大学については、便宜上「就職後属性変数」の1つとして扱っているものの実質的には大学時代の活動を表す変数であるため、大学時代の諸活動と相関を持っており、それらの変数をコントロールすることで有意性が消失したと考えられる。女性

のサークルダミーについては、例えば学生時代にサークル活動に力を入れていた女性は実は入社後も積極的に専門性を身に付ける努力をする女性であり、専門性ダミーを加えたことによって有意性が消失したという解釈ができる¹⁸⁾。

これら結果から、専攻や最終学歴が同じような人を比べた際に、入社後に積極的に専門性を身に付けた男女は年収が高い傾向にあり、また男性に限って言えば学生時代にサークル活動に力を入れた人や大学の成績が良かった人、留学を経験した人の年収が高い傾向にあるということが言える。

3 就職先企業の属性をコントロールした分析

モデル4に就職先企業の属性を追加したモデル5の推定結果が表4に与えられている。就職先企業の属性についてはコントロールを目的として追加したため、推定値の報告は省略したが、概ね想定通りの結果となった¹⁹⁾。専攻については、男性の心理・社会、法・政治、農学の有意性が消失した。この結果から、法・政治の年収が比較的高かった原因は、年収の高い業界（または企業）に就職していることであり、心理・社会や農学等の年収が比較的に低かった原因は、年収の低い業界（または企業）に就職していることだった考えられる。すなわち、法・政治、心理・社会、農学で推定されていた専攻賃金プレミアム・ペナルティは、専門知識・技能の獲得などの人的資本蓄積の差というよりも就職先業界・企業の差であった可能性が高いと言え、この結果はAltonji, Blom and Meghir (2012) や安井 (2019) とも整合的である。あえて言うならば、法・政治学専攻の男性は、人文学専攻の者に比べ年収が高い業界・企業に就職しているということである。この理由については、法学と政治学という2つの専攻が混在しているので明確な解釈が難しいが、名前に「政治」がつく学部は私立大学に7つしかなく、ベネッセ (2020b) を見るとそのうちの6つは偏差値50を超えている。そのため、政治学専攻は優秀な学生が多い可能性がある。スクリーニング仮説・シグナリング理論に基づいても、法・政治学専攻は年収の良い業界・企業に就職しやすいと解釈することもできる。

表4 モデル5の推定結果
(比較のためモデル4の結果を再掲)

	被説明変数: ln(年収)			
	モデル4		モデル5	
	男性	女性	男性	女性
心理・社会	-0.057*** (0.022)	-0.042* (0.025)	-0.01 (0.021)	-0.013 (0.024)
法・政治	0.052*** (0.017)	0.081*** (0.031)	0.026* (0.016)	0.020 (0.028)
経済	0.007 (0.016)	0.020 (0.027)	0.006 (0.015)	-0.004 (0.025)
経営	0.018 (0.016)	0.003 (0.023)	0.018 (0.015)	0.022 (0.021)
教育	-0.032 (0.025)	-0.008 (0.031)	-0.009 (0.024)	-0.023 (0.029)
理学	0.009 (0.025)	0.043 (0.042)	0.017 (0.023)	0.041 (0.038)
工学	0.012 (0.015)	0.100*** (0.032)	0.016 (0.015)	0.091*** (0.031)
農学	-0.054*** (0.019)	0.040 (0.031)	-0.014 (0.019)	0.033 (0.030)
薬学	0.219*** (0.042)	0.223*** (0.058)	0.249*** (0.042)	0.161*** (0.059)
保健・福祉	-0.053 (0.045)	0.056 (0.039)	0.035 (0.041)	0.087** (0.037)
家政		-0.033 (0.034)		-0.007 (0.030)
その他の学部	0.0001 (0.019)	0.021 (0.027)	0.004 (0.018)	0.009 (0.027)
経験年数	0.061*** (0.001)	0.051*** (0.003)	0.059*** (0.001)	0.050*** (0.003)
経験年数 ²	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)
成績ダミー	0.016** (0.007)	0.026* (0.013)	0.010 (0.006)	0.011 (0.013)
サークルダミー	0.035*** (0.008)	0.029* (0.015)	0.021*** (0.007)	0.023* (0.014)
アルバイトダミー	-0.021*** (0.008)	0.001 (0.015)	-0.007 (0.007)	0.005 (0.014)
留学ダミー	0.084*** (0.022)	0.016 (0.021)	0.057*** (0.021)	-0.004 (0.019)
専門性: 大学&入社後	0.022** (0.011)	0.015 (0.021)	0.032*** (0.010)	0.051** (0.021)
専門性: 大学	0.029 (0.020)	0.004 (0.034)	0.020 (0.018)	0.014 (0.033)
専門性: 入社後	0.041*** (0.011)	0.083*** (0.020)	0.029*** (0.010)	0.056*** (0.020)
定数項	5.529*** (0.025)	5.365*** (0.048)	5.515*** (0.041)	5.253*** (0.089)
就職先企業の属性	no	no	yes	yes
係数の数 (k)	31	31	100	100
サンプル (n)	6924	2116	6619	1972

注: *p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01;

() 内は Heteroskedasticity-robust standard error

モデル5でも専攻賃金プレミアムが有意に推定されたのは、男女では薬学、女性では工学と保健・福祉である。推定値は、男性では薬学が24.9%であり、女性では工学が9.1%、薬学が16.1%、保健・福祉が8.7%である。薬学、工学などは、他の専攻と比較しても専門的な技術を学ぶ専攻であり、専門知識・技能の獲得などの要因によって、同じ業界・類似した企業においても年収が高くなっていると考えられる²⁰⁾。女性の保健・福祉は、モデル5で初めて有意になり、かつ推定値が8.7%とモデル4の5.6%と比較しても大きな上昇率である。この原因の1つとして、保健・福祉専攻の人はどのような業界・企業に就職できるかに応じて年収の差が大きかったことが考えられる。業界・企業規模等によって年収のばらつきが大きく、これまでの分析では係数が小さく見積もられていた。しかし、専攻そのものと年収の正の相関は大きく、同業界・類似企業内では比較的年収が高くなるため、モデル5において有意に推定されたと考えられる。以上の結果をまとめると、人文学をベースカテゴリとしたとき、法・政治や心理・社会という文系専攻の推定値は、就職先企業の属性変数をコントロールすることで有意性が消失したが、薬学や理工、保健・福祉という理系専攻の推定値は、それらのコントロールによっても有意な推定値を得るということになる。人文学と比較して薬学や理工を専攻した者の賃金が有意に高いという結果は、文系専攻より理系専攻の方が有意に年収が高いことを示した浦坂ほか(2011)の結果と整合的である。また、安井(2019)については本論文と専攻区分が異なるため厳密な比較は難しいが、例えば本論文における法・政治や心理・社会を社会科学系の専攻と捉えれば、今回の結果は「男性の社会科学ダミーが就職先企業の情報を追加することで有意性を消失した」という結果と整合的であると言え、また本論文における「女性の保健・福祉ダミーがモデル5において初めて有意に推定された」という結果は、安井(2019)における「女性の福祉ダミーが就職先企業の情報を追加することで初めて有意になった」という結果と整合的であると言える。本論文がサンプルを新卒入社の者に絞っていると

いう点には留意する必要があるものの、日本における諸先行研究の結果の一部をより大規模な調査地域・サンプルサイズのデータを用いて確認した点では、これらの推定結果は本論文の貢献であると言える。

大学属性変数については、男性の成績ダミーとアルバイトダミーの有意性が低下し、結果として男性のサークルダミーと留学ダミーのみが有意であるという結果となった。推定値については、サークルダミーは2.1%（モデル4の3.5%より1.4ポイント低下）であり、留学ダミーは5.7%（モデル4の8.4%より2.7ポイント低下）であった。サークルダミーについては、アンケートに対する主観的な回答に基づく変数であり、「学生時代に何かに熱を入れて取り組むような人はそもそも能力ややる気が高く、就職後も高いパフォーマンスを発揮する」という自己選択バイアスを反映した推定結果である可能性は否定できない。しかしながら、サークル活動に力を入れたということが、成績が高いということやアルバイトに力を入れたということと異なり就職先企業の属性では説明できない要素（それが単なる自己選択バイアスなのか、サークル活動に力を入れたことで培ったコミュニケーション能力や協調性なのかの判断はできない）を含むということは事実であり、サークル活動と年収が有意に正の相関関係を持つ可能性を示唆したという点において、この結果は本論文の貢献であると言える。

留学ダミーについては、男性優位の社会が原因である可能性が存在する。留学ダミーが年収と正に相関する理由として、留学経験のある人は海外派遣や海外駐在等の責任ある仕事を任せられ、それに応じて年収が上昇していることが考えられる。しかしながら、日本の海外赴任者は、女性が圧倒的に少ない。外務省（2010）のデータによると、2009年の民間企業における女性の海外赴任者は、男性の約7分の1である²¹⁾。そのため、男性は留学経験の有無が海外赴任の有無、ひいては年収と相関するが、そもそも海外赴任の機会が少ない女性は留学経験の有無が年収に結びつきにくいと言える。以上の理由で、男性のみ留学ダミーが有意に推定されたと考えられる²²⁾。

就職後属性変数については、専門性：入社後だけでなく、専門性：大学&入社後の推定値も男女ともに有意であった。推定値は、男性では専門性：大学&入社後が3.2%、専門性：入社後が2.9%であり、女性では専門性：大学&入社後が5.1%、専門性：入社後が5.6%である。専門性：大学の推定値は、モデル4、5を通して男女とも有意でない。一方、専門性：入社後の推定値はモデル4、5を通して男女とも有意であり、かつモデル5においては専門性：大学&入社後の推定値が男女とも有意である。これらの結果を総合して考えると、(1)「入社後に積極的に専門性を身に付けた人は業界や企業規模等に依存せず有意に年収が高く、その中でも大学時代に専門性を身に付けてきた人はより有意に年収が高い傾向にある」、(2)「入社後に専門性を高めてこなかった人は、大学時代に専門性を身に付けていたとしても年収が高くなるとは言えない」という2点の解釈ができる²³⁾。専門性：大学&入社後については、男女ともモデル4と比較して推定値が上昇しており、かつ女性においては本モデルで初めて有意に推定された。この原因は、前述の女性の保健・福祉専攻の人と同様に、大学時代に専門性を高めてきたと考える人の年収がどのような業界・企業に就職できるかによって異なることであると考えられる。大学時代に専門性を高めてきたとしても、その専門性を活かせる業界・企業に就職できなければ年収の上昇にはつながらない可能性は高い。そのため、業界や企業の属性をコントロールしなかったモデル4では大学時代に専門性を身に付けたことと年収の相関にばらつきがあったが、同業界・類似企業の人を比較したモデル5では大学時代に専門性を高めたことと年収の正の相関関係がより顕著に表れた、という解釈ができる。なお、この考え方に基づくと専門性：大学の推定値もモデル5で有意に推定されるはずであるが、前述の通り専門性：大学の推定値はモデル4、5を通して男女とも有意でない。この結果からも、大学時代に専門性を身に付けたことと年収が相関するかどうかは入社後に専門性を高めてきたか否かに依存することが分かり、「日本の労働市場においては就職後に専門性を身に付けることが評価され、高

年収につながる可能性がある」という冒頭の仮説と整合的な結果である。

以上の結果をまとめると、多くの専攻（特に文系専攻）の賃金プレミアム・ペナルティが就職先の業界や企業規模による年収差で説明される一方で、学生時代の活動や就職後に身に付ける専門性等と年収の関係は、就職先の業界や企業規模等では説明できない要素を含むということが明らかとなった。つまり、例えばサークル活動によって培ったコミュニケーション能力・協調性や、入社後に身に付けたスキルなどが年収と有意に正の相関を持つことが明らかになり、これは浦坂ほか（2011）や安井（2019）等の日本の諸先行研究では言及されていない結果を明らかにしたという点で本論文の貢献と言える。また、Ⅲで述べた通り、本モデルは日本型雇用慣行にも考慮したモデルであると言えるため、サークル活動や留学経験、および入社後に身に付けた専門性等は、年功賃金や雇用形態などの年収への影響を持つ日本型雇用慣行に依存せず年収と正に相関する可能性があるということも言える。

上記の結果に加え、国立、修士、博士の推定値は有意であり、比較的大きな値を維持している。専攻や属性変数、就職先企業の属性が似た人同士を比べても、卒業した大学の偏差値が高い人や、学士以上の学位を持っているという人は、比較的年収が高いということも明らかになった。

Ⅵ バイアスの解釈

Ⅳでも述べた通り、本論文の分析においては「個人の生来の能力」のコントロールが不完全である可能性がある。そのためここでは、能力のコントロールが不完全な場合に推定結果をどのように解釈するのが適切であるかを述べる。

今回のモデルは従属変数が範囲として観測されているため、以下の議論は厳密ではないが、線形回帰モデルをOLS推定した場合を想定してバイアスの符号を考察する。今、 $\mathbf{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_j, x_{j+1}, \dots, x_k\}$ において、能力を表す（観測できない）変数を x_k とする。さらに、ある個人が専攻 j であることを表すバイナリー変数を x_j とし、係

数のOLS推定量を考える。このとき、欠落変数バイアスを加味した x_j のOLS推定量は以下のよう

$$\hat{\beta}_j = \beta_j + \hat{\beta}_k \delta_{jk}$$

$\hat{\beta}_j$ は x_j の係数のバイアスのかかったOLS推定量、 $\hat{\beta}_k$ と $\hat{\beta}_j$ はそれぞれ真のモデルに基づく x_k と x_j の係数のOLS推定量、 δ_{jk} は x_k をそれ以外の説明変数に回帰したモデルにおける x_j の係数のOLS推定量である。

この式から、バイアスの符号は「能力が年収に与える影響（ β_k ）」の符号と「専攻が能力に与える影響（ δ_{jk} ）」の符号によって決まることがわかる。「能力が年収に与える影響」は正であると仮定するのは自然である。OLS推定量は相関の関数なので、「専攻が能力に与える影響」の正負は専攻と能力の相関の正負と一致する。よって、各専攻の欠落変数バイアスの符号は、その専攻と能力の相関の正負によって決定される。

ここで、モデル5で有意だった薬学、工学、保健・福祉についてバイアスの正負を予測する。保健・福祉、工学については、大学によって位置づけもまちまちで、かつ就職先も多岐にわたるため、能力との相関を予測することが難しく思われる。一方で薬学については、大学入学試験の難しさ、仕事で要求される技術や知識を考えると、能力と正の相関があると予想される。以上より、薬学には正のバイアスが存在する可能性があり、Ⅴにおける推定値は真の影響の上限だと解釈することもできる。

Ⅶ 交差項の検証

Berger（1988）は、専攻と経験年数の交差項を導入し、入社時（経験年数が0）における専攻の影響と、専攻ごとの経験年数の影響を分けて分析している。本論文もその手法に倣って専攻と経験年数の交差項を導入し、専攻の年収に対する影響が入社時の年収への影響なのか、入社後数年にわたって影響するものなのかを分析する。Ⅴ3の分析では、就職先企業の属性のコントロールの有無

で比較したモデル4とモデル5の間で、専攻の推定値の有意性が顕著に変化することが分かった。そこでこれらのモデルに交差項を導入し、交差項の導入が推定値に与える影響を分析する。表5は、モデル4とモデル5に交差項を導入したときの推定結果を、専攻と経験年数の推定値のみについてまとめたものである。表5における専攻の推定値は、入社時の年収に対する各専攻の影響を表している²⁵⁾。モデル5における法・政治学専攻や薬学専攻の係数にわずかな上昇が見られるものの表4と比較して大きな変化は見られない。また、表5の交差項の係数推定値を見ると、有意に推定されていないものが多く、有意に推定されているものも推定値は0に近くなっている。つまり、経験年数による年収の増加分に、専攻間の差はほとんど存在しないと言える。言い換えるなら、今回のデータにおいて観測された専攻賃金プレミアムは、法・政治に限らず入社時の年収に対するプレミアムである可能性が高いと言える。

VIII おわりに

本論文は、2009年のデータを用いて大学時代や就職後における個人の活動や就職先企業の属性に基づいて賃金プレミアムを分析した。また、分析にあたり専攻を考慮に入れ、専攻賃金プレミアムに関する既存研究との整合性の検証も試みた。

分析の結果から分かることは、第1に大学時代の活動や入社後に身に付ける専門性は年収と有意な相関があるということである。就職先企業の属性変数をコントロールした上でも、男性のサークルダミーと留学ダミー（大学属性変数）、男女の専門性：入社後&大学と専門性：入社後（就職後属性変数）の推定値は有意に推定された。つまり、サークル活動に力を入れた男性や留学経験のある男性、および入社後に専門性を身に付けた男女（その中でも特に大学時代にも専門性を身に付けていた男女）は、就職先企業の業界や企業規模等に依存せず年収が高い傾向にあるということが分かった。自己選択バイアスの存在は否定できないものの、これらの結果はサークル活動で培ったコミュニケーション能力・協調性や就職後に身に付けた

表5 モデル4, モデル5に交差項を導入したときの結果

	被説明変数: ln (年収)			
	モデル4		モデル5	
	男性	女性	男性	女性
心理・社会	-0.057* (0.031)	0.011 (0.033)	0.001 (0.030)	0.016 (0.032)
法・政治	0.082*** (0.026)	0.108*** (0.040)	0.049* (0.025)	0.055 (0.037)
経済	0.032 (0.024)	0.018 (0.038)	0.034 (0.023)	-0.027 (0.036)
経営	0.036 (0.024)	0.037 (0.031)	0.025 (0.023)	0.035 (0.029)
教育	-0.059 (0.041)	0.060 (0.042)	-0.001 (0.039)	0.026 (0.038)
理学	-0.032 (0.038)	0.031 (0.060)	-0.02 (0.037)	0.001 (0.053)
工学	0.006 (0.023)	0.117*** (0.041)	0.007 (0.022)	0.103** (0.041)
農学	-0.057* (0.029)	0.041 (0.042)	-0.026 (0.029)	0.045 (0.040)
薬学	0.264*** (0.064)	0.205*** (0.070)	0.307*** (0.067)	0.055 (0.071)
保健・福祉	-0.111* (0.063)	0.098* (0.052)	0.015 (0.057)	0.108** (0.051)
家政		0.059 (0.042)		0.024 (0.038)
その他の学部	0.0004 (0.028)	0.040 (0.034)	0.010 (0.027)	0.003 (0.033)
経験年数	0.059*** (0.002)	0.052*** (0.004)	0.058*** (0.002)	0.050*** (0.003)
経験年数 ²	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.0001)
経験年数 *心理・社会	0.0001 (0.002)	-0.007* (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.003)
経験年数 *法・政治	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.005)	-0.002 (0.002)	-0.006 (0.005)
経験年数*経済	-0.002 (0.002)	0.001 (0.005)	-0.002 (0.002)	0.004 (0.004)
経験年数*経営	-0.001 (0.002)	-0.005 (0.004)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.004)
経験年数*教育	0.002 (0.003)	-0.009* (0.005)	-0.001 (0.003)	-0.006 (0.004)
経験年数*理学	0.003 (0.003)	0.002 (0.005)	0.003 (0.002)	0.005 (0.005)
経験年数*工学	0.0004 (0.002)	-0.002 (0.005)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)
経験年数*農学	0.0001 (0.002)	0.0004 (0.007)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)
経験年数*薬学	-0.004 (0.004)	0.0002 (0.005)	-0.005 (0.004)	0.007 (0.005)
経験年数 *保健・福祉	0.012* (0.007)	-0.007 (0.005)	0.005 (0.006)	-0.004 (0.007)
経験年数*家政		-0.012*** (0.004)		-0.004 (0.003)
経験年数 *その他の学部	-0.00005 (0.002)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.004)
定数項	5.581*** (0.028)	5.389*** (0.049)	5.567*** (0.043)	5.292*** (0.089)
就職先企業の属性	no	no	yes	yes
係数の数 (k)	42	43	111	112
サンプル (n)	6924	2116	6619	1972

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01;

() 内は Heteroskedasticity-robust standard error

スキル等と年取との間に有意な相関関係が存在することを示唆しており、本論文の重要な貢献であると言える。また、本分析で用いたモデルは経験年数や企業規模、雇用形態をコントロールしており、日本型雇用慣行も考慮した分析であると言える。そのため、分析結果の解釈として、サークル活動や留学経験、および入社後に身に付けた専門性等は、年功賃金や雇用形態などの年取への影響を持つ日本型雇用慣行にも依存せず年取と正に相関するという可能性を指摘できる。

第2に、日本における多くの専攻（特に文系専攻）の賃金プレミアムは、就職先の業界・企業の違いによる賃金差である可能性が高いということである。本分析では、男女の法・政治、薬学、男性の心理・社会、農学、女性の工学に有意な賃金プレミアム（ベナルティ）が見られ、そのうち男女の法・政治、男性の心理・社会、農学の推定値は就職先企業の属性をコントロールすることで有意性を消失した。一方で、分析を通して一貫して推定値が有意であった男女の薬学や女性の工学については、知識・技能の獲得などの要因によって、同じ業界・類似した企業においても年取が高くなっている可能性が示唆された。この結果は、サンプルを新卒入社者に限定している点には留意する必要があるものの、日本における先行研究である浦坂ほか（2011）や安井（2019）と類似の結果をより大規模な調査地域・サンプルサイズのデータセットで示したということになり、この点も本論文の貢献であると言える。

本論文の限界として、個人の能力のコントロールが不十分であり、推定された係数にバイアスが生じている可能性が挙げられる。高校での成績等の能力を代理する変数や、日本において年取に影響するだろう出身大学のレベル（偏差値）など、より広範で詳細なデータを用いることができれば、より正確な賃金プレミアムを推定することができるであろう。

*本論文は、著者個人の見解に基づくものであり、所属する企業の見解を示すものではありません。

1) 学歴が個人の能力を表明する役割を担うことで（シグナリング理論）、社会における選別（スクリーニング）機能を発揮す

るという仮説。詳細は Lange and Topel (2006) を参照。

- 2) 「新卒者採用に関するアンケート調査結果」では、企業に対し「専攻において重視する点」を質問した結果をまとめている。この項目は複数回答可である。「コミュニケーション能力」については、2008年は76.6%の企業が、2018年は82.4%の企業が採用で重視する項目として選択している。一方で、「専門性」については、2008年は10.3%の企業が、2018年は12.2%の企業が採用に重視する項目として選択している。詳細は日本経済団体連合会（2009）「新卒者採用に関するアンケート調査結果」、日本経済団体連合会（2018）「新卒者採用に関するアンケート調査結果」を参照。
- 3) 『データブック 国際労働比較』では、2008年は13カ国、2017年は14カ国の先進国の平均勤続年数を比較している。日本の平均勤続年数については、2008年では11.6年とフランス、ベルギーに並び1位、2017年では12.1年とイタリアの12.2年に次ぎ2位である。男性単体の平均に注目すると、2008年が13.1年、2017年が13.5年とともに1位である。勤続年数ごとの雇用者の割合において、勤続年数20年以上の社員の割合を比較すると、日本はアメリカの約2倍である。具体的には、2008年では日本が20.8%、アメリカが10.3%であり、2017年では日本が22.5%、アメリカが10.3%である。詳細は独立行政法人労働政策研究・研修機構（2010, 2019）を参照。
- 4) この調査におけるジョブ型採用とは、日本経済団体連合会（2020）「2021年度入社対象新卒採用活動に関するアンケート結果」における「業務遂行に必要な知識や能力を有し、特定の職務において、活躍してもらう、専門業務型・プロフェッショナル型に近い採用区分」である。
- 5) 「第2希望が理系専攻であるにもかかわらず文系専攻を修了するような例が少ない」という点については、私立大学における学部間併願状況を見ることで確認できる。早慶上智（早稲田大学、慶應義塾大学、上智大学）、GMARCH（学習院大学、明治大学、青山学院大学、立教大学、中央大学、法政大学）、関関同立（関西大学、関西学院大学、同志社大学、立命館大学）について学部併願状況を調べたところ、早稲田大学、慶應義塾大学、明治大学、法政大学のみが学部間併願状況を公開していた。人文学系専攻に出願した者の中で理工学系専攻を併願している者の割合は1%にも満たないデータも多く、比較的割合が高い法政大学でも1.5%前後に収まっている。詳細は早稲田大学（2022）、慶應義塾大学（2022）、明治大学（2022）、法政大学（2022）を参照。
- 6) 入社1年目の社員はサンプルから除外した。これは、データにおける年取は昨年度の年取が報告されたものであり、経験年数が0、すなわち2009年入社の社員はその企業での年取の情報を持たず推定に適さないためである。
- 7) 潜在経験年数とは、大学卒業後からデータ観測時までの年数のことであるが、今回は新卒に絞ったデータであるため、純粋な経験年数と潜在経験年数は等しい。
- 8) 新卒入社者と転職者でサンプルを分け、各変数ごとに男女別の平均値を算出したところ、多くの変数で近い値を得た。また、同様にサンプルを分け、男女別に専攻ごとの平均年取を算出してヒストグラムにまとめたところ、医学・歯学にのみ大きな乖離が見られた。しかし、医学・歯学はIVで述べるようにサンプルサイズが不十分なことを理由にサンプルから除外している。
- 9) 男女混合サンプルを用いて、モデル1に女性ダミーを追加したモデルを推定したところ、女性ダミーが有意であり、元のモデル1と比較して各専攻の係数が絶対値の意味で大きく低下した。この点からも、男女別の分析は妥当であると言える。
- 10) 厚生労働省（2010）による平成21年の『賃金構造基本統計調査』における「年齢階級、所定内給与額階級別労働者数及び

所定内給与額の分布特性値」を参照すると、全国の大卒以上の学歴を持つ者の月収の中央値は、男性（サンプルサイズ481483）で35.63万円、女性（サンプルサイズ116214）で24.68万円となっている。賞与を月収2カ月分と仮定し、月収を14倍して年収を概算すると、男性では498.82万円、女性では345.52万円となる。これらは本論文のデータにおいて中央値が存在する年収帯である男性400~500万、女性300~400万に含まれており、本論文のデータの年収はより大規模な政府統計データと類似した分布をしていると考えられる。

- 11) 川口 (2011) にあるように、ミンサー型の賃金関数の左辺は時間当たりの賃金率を用いるが、今回用いたデータの年収・労働時間はともに範囲であるため賃金率を算出するのは不可能である。しかしながら、モデルを通じて経験年数の2次式の係数はほぼ一定で有意なため、当てはまりの観点で言えば、年収による定式化はある程度妥当であると考えられる。またCard (1999) の指摘によれば、被説明変数を年収にして回帰すると、教育年数の係数に上方のバイアスがかかる。これは、教育年数が高い者ほど労働時間が長くなる傾向にあり、年収を回帰することで教育年数による収入の増分が大きく推定されるためである。今回の分析ではモデル3以降で労働時間ダミーを導入しているため、このバイアスはある程度コントロールされていると考えられる。
- 12) 医学・歯学、芸術については、男女ともにサンプルサイズが30に満たなかったため、推定時にサンプルから除外している。参考までに、後述のモデル5に男性の家政、医学・歯学、芸術を含めて分析すると、家政は負に有意、医学・歯学は男女とも大きく正に有意になった。
- 13) 本分析で用いるサンプルは大卒者を対象としており、またⅢにある通りサンプルを新卒入社者に絞っている。そのため、サンプル内の多くの者の年齢が経験年数+22~23程度であると予測され、その意味では本モデルの経験年数は「経験による人的資本蓄積」という要素と「年功賃金制度における年齢による昇給」という要素を含んだ変数であるとも解釈できる。
- 14) 例えば、Stewart (1983)、Wooldridge (2010) を参照。
- 15) 本論文のデータにおいて Interval Regression を用いることが適切であるということは、Ⅳで議論した通りである。参考までにOLS推定の結果を確認すると、有意な係数はInterval Regression と概ね同じである一方、推定値の標準誤差については「その他の学歴」を除きOLS推定の方が大きいかまたは同等である。
- 16) ベネッセが公表している、2020年度の学部別の偏差値から平均をとったところ、国公立大学の偏差値平均は60.59、私立大学の平均は55.15であった。この偏差値は、計算に用いたサンプルの分布や算出方法が公表されていないことや、分析に用いたサンプルと調査年が異なることなどから、基数的に解釈することはできず、厳密な議論をするには妥当性に欠ける。しかしながら、約10年の期間で国公立大学と私立大学の偏差値の序列が変化していないと想定するのは自然であり、序数的な解釈は可能であると考えられる。より詳細な偏差値については、ベネッセ (2020a)、ベネッセ (2020b) を参照。
- 17) 参考までに、男性の保健・福祉については、モデル1における推定値のp値が0.018、そこに大学属性変数を追加したモデル2におけるp値が0.141である。女性の家政については、モデル1における推定値のp値が0.048、モデル2におけるp値が0.274である。
- 18) 参考までに、男性の専門性：大学については、モデル3におけるp値が0.037、モデル4におけるp値0.141がある。女性のサークルダミーについては、モデル3におけるp値が0.026、モデル4におけるp値が0.051である。
- 19) 都道府県ダミーは、ベースカテゴリーを東京都にしている。

- 推定値の多くが有意となり、かつ男性の神奈川県と女性の鳥取県を除きすべての係数が負であった（どちらも10%でも有意でない）。業界ダミーは、農林漁業をベースカテゴリーにしている。男女とも電気・ガス・熱供給の係数が有意でかつ大きく正であった。就業形態ダミーは、正規雇用をベースカテゴリーにしている。男女とも非正規ダミーが有意でかつ負に推定された。企業規模ダミーは、ベースカテゴリーを20人以下としている。男女ともすべてのダミーが有意でかつ正に推定された。
- 20) 薬学については、他の専攻と異なり6年制であるため、他の専攻における修士卒であることの効果も含んだ推定値として過大評価されている可能性もある。薬学以外の各専攻と修士卒ダミーの交差項を検証すべきだが、各専攻における修士卒のサンプルサイズが十分でない（30未満のものが多い）。また、そもそも本データに報告されている専攻は学部のものであり、最終学歴が修士のサンプルにおいて報告されている専攻は、その者の修士課程の専攻と異なる可能性がある。以上2点の課題により、適切な推定ができな恐れがあるため、本文中での検証は控えた。参考までに、モデル5において修士卒が30以上いる男女の工学と農学、男性の理学、その他の学部に交差項を適用して推定した結果を示す。専攻の推定値はすべて有意でなく、交差項の推定値は女性の農学以外すべて1%有意であった（女性の農学は10%でも有意でない）。交差項の推定値については、男性においては理学が12.6%、工学が11.1%、農学が11.2%、その他の学部が11.2%であり、女性の工学は27.5%であった。なお、このモデルにおいて薬学の推定値は男性が28.2%、女性が17.3%であり、ともに1%有意であった。
 - 21) ここで言う海外赴任者とは、外務省が発行する「海外在留邦人数調査統計」における海外在留邦人の中の、民間企業関係者のことを指す。男性の総数は19万9952人、女性の総数は2万9074人であり、男性は女性の6.877倍である。
 - 22) 男女混合サンプルを用い、女性のダミー変数および女性ダミーと留学ダミーの交差項を加えた上で推定したところ、女性ダミーの係数は-15.1（1%未満で有意）、留学ダミーの係数は5.4%（5%未満で有意）、交差項は-4.2%（10%でも有意でない）という結果になった。この結果からも、留学ダミーは男性のみで有意であるという結果は妥当であると言える。
 - 23) 変数が主観的な回答に基づくものであるため、本分析の範囲では入社後に身に付けた専門性自体が年収と直接関係しているとは判断できず、例えば「専門性を積極的に身に付けるようなやる気のある人は、専門性の有無にかかわらず高いパフォーマンスを発揮するため、高年収傾向にある」という自己選択バイアスを反映した結果である可能性は否定できない。また、「入社後に専門性を高めることができるような企業は、社員の教育に力を入れている企業であり、そのようなゆとりのある企業は経営が安定していて給与が高い」ということを反映した結果であることも考え得る。いずれにせよ、入社後に身に付ける専門性を個人レベルでより客観的に評価する指標（例えば、業務に関連する資格の取得数など）を用いて分析することが今後の課題である。
 - 24) たとえばWooldridge (2010) を参照。
 - 25) 本論文では、Ⅲで指摘した理由から、入社1年目、つまり経験年数が0のサンプルを除外している。そのため、経験年数をそのまま交差項にすると、本来の目的である入社時における専攻の影響を識別できない。そこで、この分析においては経験年数-1の値を新たな経験年数として交差項を定義している。そのため、ここで言う入社時の年収とは、厳密に定義すると「経験年数が1（入社2年目）の人が報告した昨年の年収」を表している。

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.
- 外務省 (2010) 「海外在留邦人数調査統計——平成 22 年速報版 (平成 21 年 10 月現在)」.
- 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.
- (2017) 『労働経済学——理論と実証をつなぐ』有斐閣.
- 慶應義塾大学 (2022) 「ガイドブック 2023 (2023 年度入学者向け)」慶應義塾大学公式サイト. <https://www.keio.ac.jp/ja/admissions/guides/> (2022/6/8 最終閲覧)
- 経済同友会 (2016) 「企業の採用と教育に関するアンケート調査」『政策提言』. <https://www.doyukai.or.jp/policyproposals/articles/2016/pdf/161221b.pdf> (2021/3/12 最終閲覧)
- 厚生労働省 (2010) 「年齢階級, 所定内給与額階級別労働者数及び所定内給与額の分布特性値」『賃金構造基本統計調査』. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/chinginkouzou.html>
- 橋木俊昭・八木匡 (2009) 『教育と格差——なぜ人はブランド校を目指すのか』日本評論社.
- 田中隆一 (2017) 「大学教育需要を考える」『日本労働研究雑誌』No. 687, pp. 14-26.
- 日本経済団体連合会 (2009) 「2008 年度新卒者採用に関するアンケート調査結果」『政策提言／調査報告』. <https://www.keidanren.or.jp/japanese/policy/2009/034kekka.pdf> (2021/3/12 最終閲覧)
- (2018) 「2018 年度新卒者採用に関するアンケート調査結果」『政策提言／調査報告』. <https://www.keidanren.or.jp/policy/2018/110.pdf> (2021/3/12 最終閲覧)
- (2020) 「2021 年度入社対象新卒採用活動に関するアンケート結果」『政策提言』. <http://www.keidanren.or.jp/policy/2020/080.pdf> (2021/3/12 最終閲覧)
- 濱秋純哉・堀雅博・前田佐恵子・村田啓子 (2011) 「低成長と日本の雇用慣行——年功賃金と終身雇用の補完性を巡って」『日本労働研究雑誌』No. 611, pp. 26-37.
- ベネッセ (2020a) 「2021 年度入試対応 国公立大学・学部の偏差値一覧」『マナビジョン』. https://manabi.benesse.ne.jp/hensachi/kokkoritsudai_index.html (2021/3/12 最終閲覧)
- (2020b) 「2021 年度入試対応 私立大学・学部の偏差値一覧」『マナビジョン』. https://manabi.benesse.ne.jp/hensachi/shiritsudai_index.html (2021/3/12 最終閲覧)
- 法政大学 (2022) 「入試データ」『法政大学入試情報サイト』. <https://nyushi.hosei.ac.jp/nyushi/data> (2022/6/8 最終閲覧)
- 明治大学 (2022) 「入試データ」『明治大学入試総合サイト』. <https://www.meiji.ac.jp/exam/> (2022/6/8 最終閲覧)
- 文部科学省 (2021) 「年次統計／進学率 (1948～)」『学校基本調査』.
- 安井健悟 (2019) 「大学と大学院の専攻の賃金プレミアム」『経済分析』第 199 巻, pp. 42-67.
- 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』No. 588, pp. 16-33.
- 労働政策研究・研修機構 (2010) 「データブック国際比較 2010」. —— (2019) 「データブック国際比較 2019」.
- 早稲田大学入学センター (2022) 「近年の入試結果」『早稲田大学入学センターオフィシャルサイト』. <https://www.waseda.jp/inst/admission/undergraduate/result/> (2022/6/8 最終閲覧)
- Altonji, Joseph G., Erica Blom, and Costas Meghir (2012) “Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers,” *Annual Review of Economics*, Vol. 4, pp. 185-223.
- Berger, Mark C. (1988) “Predicted Future Earnings and Choice of College Major,” *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 41, No. 3, pp. 418-429.
- Card, David (1999) “The Causal Effect of Education on Earnings,” *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, pp. 1801-1863.
- Grogger, Jeff and Eric Eide (1995) “Changes in College Skills and the Rise in the College Wage Premium,” *Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 2, pp. 280-310.
- Hamermesh, Daniel S. and Stephen G. Donald (2008) “The Effect of College Curriculum on Earnings: An Affinity Identifier for Non-ignorable Non-response Bias,” *Journal of Econometrics*, Vol. 144, pp. 479-491.
- Kirkeboen, Lars J., Edwin Leuven and Magne Mogstad (2016) “Field of Study, Earnings, and Selfselection,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 3, pp. 1057-1111.
- Lange, Fabian and Robert Topel (2006) “The Social Value of Education and Human Capital,” in Eric E., Hanushek and Finis Welch (eds.) *Handbook of the Economics of Education*, Vol. I: Elsevier, pp. 459-509.
- Stewart, Mark B. (1983) “On Least Squares Estimation when the Dependent Variable is Grouped,” *Review of Economic Studies*, Vol. 50, pp. 737-753.
- Willis, Robert J. (1986) “Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions,” in Orley C., Ashenfelter and Richard Layard (eds) *Handbook of Labor Economics*, Vol. I: Elsevier, pp. 525-602.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2nd edition.

〈投稿受付 2021 年 4 月 1 日, 採択決定 2022 年 7 月 1 日〉

おおう・よしふみ AMBL 株式会社 Aifield Company
データソリューション部。計量経済学専攻。
あらい・よういち 早稲田大学社会科学総合学術院准教授。
主な論文に “Testing Identifying Assumptions in Fuzzy Regression Discontinuity Designs,” *Quantitative Economics*, Vol. 13, No. 1, pp. 1-28 (Yu-Chin Hsu, Toru Kitagawa, Ismael Mourifié, Yuanyuan Wan との共著, 2022 年)。計量経済学専攻。