



RIETI Discussion Paper Series 23-J-042

男女別学高校出身者の教育および労働市場のアウトカム

安井 健悟
青山学院大学

佐野 晋平
神戸大学

久米 功一
東洋大学

鶴 光太郎
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

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

男女別学高校出身者の教育および労働市場のアウトカム*

安井健悟（青山学院大学）

佐野晋平（神戸大学）

久米功一（東洋大学）

鶴光太郎（経済産業研究所/慶應義塾大学）

要 旨

本論文では、経済産業研究所が 2019 年に実施した「全世代的な教育・訓練と認知・非認知能力に関するインターネット調査」の個票データを用いて、男女別学高校出身であることと個人レベルの教育および労働市場のアウトカムの関係を実証的に分析した。まず、中学時代の社会経済的背景・成績・居住都道府県の学校の教育資源や小学校時代の習い事・経験についての包括的な変数群と私学高校ダミーおよび高校の学力レベル（大学進学率）をコントロールした上で、OLS により共学出身者に対する男女別学出身者の教育および労働市場のアウトカムの差を推定した。その結果、男性については男子校出身者の難関大学卒業確率と賃金が高いことが確認され、女性については女子校出身者の賃金が低いことが確認され、その傾向は男性では賃金分布の高分位、女性では低分位でより顕著にみられた。しかしながら、15 歳時の居住都道府県における別学校の割合を操作変数として推定したところ、女子校における教育によって賃金が低くなっているわけではないことが示された。このことから、分析対象者（調査時点で 20 代後半から 50 代）が高校教育を受けた時点において、賃金という労働市場における個人の成果を重視しない女子もしくはその家庭が女子校を志向するセレクションがあったことが示唆される。ただし、賃金の分布の高分位の女性についてはそのような傾向はみられないことも留意すべきである。

キーワード：男女別学、共学、教育水準、賃金

JEL classification: I21, 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、所属する組織及び（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。

* 本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「AI時代の雇用・教育改革」の成果の一部である。本稿の原案に対して、浦田秀次郎理事長、森川正之所長、水野正人研究調整ディレクター、ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の参加者から有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げたい。

1. はじめに

学校教育の効果を経済学的に分析する場合、従来、焦点が当てられてきたのは、学級規模、カリキュラムの内容、教師の質などであった。こうした中で、近年、注目を集めているテーマの一つに、男女別学・共学の影響が挙げられる。日本の男女別学・共学を歴史的に紐解いてみると、戦前は男女別学により男女で質的に異なる教育が行われたが、戦後の教育改革では制度上の男女平等が実現するための三つの柱のひとつとして男女共学が推進された。しかしながら、第3節で紹介する歴史的経緯により男女別学校は現在に至るまで存続することとなった。男女別学の多くは私立であり、公立の別学も北関東を中心に残るが、長期的には徐々に共学に転換する動きが続いている。

反対に、歴史的にも男女平等・男女共学が進んでいたアメリカでは2002年にHillary Clinton 上院議員らにより「落ちこぼれ防止教育法 (No Child Left Behind Act)」に男女別学教育を奨励する条項を追加してから、むしろ、男女別学への関心が高まってきている。私立だけでなく、公立の別学校も増えている。

こうした異なる動きは、主に男女平等の象徴として進められてきた男女共学が別学より教育効果が高いかどうかは必ずしも自明でないことを示唆しているかもしれない。実際、以下にみるようにアメリカ、イスラエル、イギリス、韓国、トリニダード・トバゴのデータを使って、経済学的な観点から別学校の影響についての研究が進んでいる。

一方、日本においては教育学において別学についての歴史的もしくは事例的な研究の蓄積があるが、我々が知る限り定量的な研究はなされてなく、経済学関連のものもない。そこで、本研究では経済学の観点から既存研究による別学の共学に対するメリット・デメリットを整理した上で、出身高校における男女別学・共学の違いと教育・労働市場における個人の成果の関係を男女別に実証的に明らかにすることを目的とする。別学・共学の違いによる差を実証分析する際に、高校進学前の家庭環境、経験、習い事についての豊富な変数をコントロールしている点が特徴である。

そして、女性活躍の観点からも別学・共学の違いを分析することは貢献があるだろう。女性の活躍を後押しするためには、就業以降の取り組みだけでなく、就学期の取り組みが重要だと言える。例えば、就学期にリーダーは男子がやるべきだという性別役割意識を持ってしまったり、女子は理数系科目が苦手であるという先入観を女子本人が持ってしまったりすれば、就業後に女性が管理職を希望しなくなったり、大学進学時に理系専攻を選択しなくなったりするかもしれない。次節で詳しく紹介するように、別学・共学の違いは性別役割意識や先入観などに影響することが知られているが、日本においても別学・共学の違いがリーダー経験や理系専攻の選択に影響するのか、そして将来の賃金に影響するのかは明らかではない。共学化が進む日本において、別学・共学の違いの影響を実証的に明らかにすることは、女性活躍推進の政策を考えるためにも重要な課題である。

本論文の構成は以下の通りである。次節において経済学の観点から男女別学・共学のメリット・デメリットを整理し、第3節において日本の男女別学・共学の歴史的経緯を記述す

る。第4節で分析方法を示し、第5節で用いるデータを紹介し、第6節で分析結果を示す。最後に、第7節において結論を述べる。

2. 男女別学・共学の影響に関する仮説—メリット、デメリットの整理

本節では経済学の観点から、共学に対する別学の影響の違いをみるために、ここでは、大きく、①ステレオタイプ・性別役割意識の影響、②ロールモデル効果、③異性との交流、に分けてその仮説について考える。

2-1. ステレオタイプ・性別役割意識の影響

まず、ステレオタイプとは多くの人に浸透する特定の属性の集団に対する先入観や思い込みのことである。そして、ステレオタイプ・性別役割意識の影響とは、特定の先入観や役割分担が押し付けられるような状況がある場合、別学がどのような効果を生むかに着目する。女子の場合、別学であれば共学よりもそのような押し付けが弱くなる場合には、女子にとってメリットがある可能性がある。実際、共学ではリーダーは男子がやるべきというような伝統的な性別役割がむしろ強化され、また、女子は理数系科目が苦手であるというステレオタイプが強化される可能性がある。

具体的には、そうした意識は、まず、教育者によって押し付けられている可能性があることだ。例えば、共学校では、先生やカウンセラーによって女子は理数系科目が苦手だというジェンダーステレオタイプが強化され、ジェンダーバイアスがある教育やカウンセリングが行われ、女子の理数系科目への関心や参加を阻んだり、理数系科目を学習する際には、教師による男子と女子に対する期待や交流に性差があることが明らかとなっている(Hall & Sandler, 1982; Lee, M.Marks, & Byrd, 1994; Sadker & Sadker, 1994)。逆に、女子校であれば、男子と競争して教師の注意を引いたり、教師の時間を取り合ったりする必要がないという結果もある(Thompson, 2003)。こうした共学の教育環境が、女子本人のステレオタイプを強化することにより、女子は理数系科目を選択する確率が低くなり、大学において理数系専攻を選択する確率が低くなることが考えられる。

一方、男女別教育にすることにより女子は理数系科目が苦手だというステレオタイプを意識することで実際に成績が低下することが減り (Spencer et al. (1999), Steele (1997), Steele et al. (2002))、女子の自信と自己効力感が高まることが確認されている (Gist and Mitchell (1992))。こうした別学の女子へのプラス効果は、共学の大学で、ランダム割当の男女別クラスが成績に与える影響を分析し、女性の成績を高め中退確率を低くすることを明らかにした Booth *et al.* (2018)や韓国の自然実験を用いて共学化することにより女子の成績を引き下げ、別学の方が成績が高いことを示した Dustmann and Ku (2018)においても確認できる。また、別学であれば、ステレオタイプに影響されずに科目選択や進学先を選ぶ可能性が高まることも考えられ、Billger (2009)は女子校出身の方が大学で伝統的に女性ば

かりの専攻をあまり選択しないことを明らかにしている。

しかし、別学の女子への影響はマイナスになる場合も想定することは可能だ。女子校の設立趣旨が良妻賢母の育成など、性別役割分担、分業を強化する側面があるのであれば、別学の方が共学よりもマイナスに影響する可能性がある。例えば、日本の場合、戦前に中等教育機関としての高等女学校が設置されたが、主に良妻賢母の育成が期待された。戦後になっても私立の高等女学校の多くが女子高等学校として残ったために、戦後においても良妻賢母教育を重視する女子校の存在は否定できない。ただし、元々は良妻賢母教育を重視していたとしても、変化を遂げた女子校もあることに注意する必要がある。

また、韓国においても第二次大戦後に日本と同様、アメリカの影響を受けて男女共学の原則が打ち出された。しかしながら、長らく性別役割分業意識は強く残り、女子に対しては良妻賢母教育が行われた（金（2013））¹。韓国の自然実験を用いたPark *et al.* (2018)によると、男子校はSTEM分野の様々な成果に一貫して有意な正の効果があることがわかったが、女子校にはないことがわかった。こうした結果には、戦後から長い間、日本以上に共学・別学のどちらにおいても性別役割意識が残り、女子には良妻賢母教育が行われてきた査証と考えられる。

これまで女子に対する別学の影響をみてきたが、こうしたステレオタイプ・性別役割意識の影響は男子にも存在すると考えられる。例えば、男子校では男性の理数系教員が多く、男性教員は理数系の能力についての「ポジティブな」ステレオタイプの受け入れを男子に暗黙に促し、それが男子の理数系の成績を高める可能性がある（Shih, Pittinsky, & Ambady, 1999; Lim & Meer, 2017）。この影響はSTEM系の大学専攻への進学を期待する傾向にある男子だけの男子校で強まる可能性がある。

また、男子にとって同性教師が生徒の規律や学級秩序を管理する上で有利である可能性が考えられる（Sullivan, Joshi, & Leonard, 2010）。Lavy and Schlosser (2011)が示すように、もし男性教員が男子のしつけをうまくできれば、男性教員の比率が高い男子校では、共学に比べて男子の学業成績が向上することになる。

2-2. ロールモデル効果

第二の観点はロールモデル効果である。男女別学校では同性の教員が多くなる傾向があり、別学の場合、教員が同性である可能性が高いことが、ロールモデルとしての役割を果たしやすくなる効果も考えられる。女性教員は女子生徒の持つステレオタイプが実際にパフォーマンスを下げることを減らし(Dee, 2007; Steel, 1997)、ロールモデルとなることで女子

¹ その後、男女平等の理念を実現するために、1995年に制定された女性発展基本法が法的根拠となり、中等教育の共学化が推進されることとなった。中学校については、男女共学校は1985年に52.3%、1998年59.3%、2011年に75.2%へと増加した。高等学校についても同様に、男女共学校は1985年に33.8%、1998年に47.7%、2011年に62.8%へと増加した。ただし、近年になってエリート校を中心に男女別学化する動きもみられる。

生徒の STEM のアウトカムを引き上げる(Bettinger & Long, 2005; Nixon & Robinson, 1999; Riordan, 1990)。女子校では、数学や理科を含むすべてのクラスのリーダーや成績優秀者は女子で、他の女子生徒にとって良い女性のロールモデルとなりうる(Thompson, 2003)。柿澤 (2017) はロールモデル仮説と統合的な結果を示しており、男女ともに同性の教師の方が成績が高くなるが、その影響は女性の方が大きいことを示している。

2-3. 異性との交流の影響

第三の観点は、異性との交流の影響である。例えば、女子の場合、別学だと男子とのコミュニケーションの機会が少なく、就職してからの男社会に適応しにくい可能性がある。これは欧米よりも男性優位社会という側面が強いアジアで顕著だと考えられ、別学の女子に対するマイナス効果と考えられる。韓国の自然実験を用いて分析したLee and Nakazawa (2022)によると、別学は男性の所得を引き上げるにもかかわらず、女性の所得を引き下げることを確認し、女子校出身者は同僚とのコミュニケーション・関係に満足していないことも実証的に明らかにした。つまり、女子校出身者は共学出身者よりも、男社会における異性の同僚とのコミュニケーションが難しいために所得が低くなっている可能性があるのである²。

一方、異性の交流の影響の観点からは、男女とも別学のプラスの効果を考えることもできる。共学では学業よりも外見や対人関係が重視され、学業を妨げるとわれがちな異性の目を気にする思春期文化の影響が強くなるが、別学ではその影響を軽減することができるためだ (Coleman, 1961, Riordan, 1990)。韓国の自然実験を用いた Dustmann and Ku (2018) は共学化することにより女子だけでなく男子の成績も引き下げ、別学の方が成績が高いことを示し、男子の場合は同じクラスに女子がいなくても同じ学校に女子がいるだけでも成績が下がることを明らかにした。Jackson (2021) はトリニダード・トバゴの自然実験を用いて、共学から別学にすることで男女ともに成績が上がり、女子の10代での妊娠率を低くし、男子の10代での逮捕件数を低くすることを示した。

以上をまとめると、別学のメリット・デメリットは様々であり、その影響は男女でも異なる。上記の議論を前提とする限り、男子については、別学で明確なデメリットは指摘しにくく、メリットが上回る可能性があるが、女子の場合はメリットともに、デメリットもあることが想定され、どちらが上回るかは実証分析で明らかにすべき課題といえよう。

² Lee and Nakazawa (2022) は女子校出身者の所得が低くなるもうひとつの理由として職業選択を挙げている。女子校出身者は高賃金で伝統的に男性多数の業種の仕事を選ばず、ヘルスケアのような女性多数の仕事を選ぶということである。

3. 戦後の日本の男女別学・共学の歴史的経緯

1947年3月に教育基本法が制定され、その第5条では男女共学が規定されたものの、現在に至っても男女別学は存在している。小山（2009）によると、第5条の成立過程から文部省は男女共学には積極的でなかったことが分かる。そもそも、共学を強く求めたのは、連合国軍最高司令官総司令部（GHQ）とその要請により日本に派遣されたアメリカ教育使節団であった。文部省は女子教育を引き上げることと男女の機会均等を共学化よりも優先し、共学は是非とも実施すべきものとは捉えていなかった。つまり、男女共学の学校であれ、男女別学の学校であれ、制度上、男女が同じ教育内容を学ぶことを可能にすることを重視したのである。共学化に消極的であった理由は、男女の風紀問題の発生と男女の特性の相違であった。風紀問題は特に高校において起こりうると考えられていた。また、男子にとっての共学化の意義は明確に示されず、男女共学化は女子の問題として認識されていた。

結果的に、教育基本法の第5条として男女共学は規定されたが、1947年4月に新制中学校が発足し、1948年4月に新制高等学校が発足するにあたっての文部省の文書からは分かる方針は、官公立の中学校は男女共学が原則であり、私立中学校は学校の判断に委ねられ、高校については各学校が置かれた社会的状況を考慮して判断されるべきことで必ずしも共学でなくてもよいことであった。

このような背景により、日本では現在に至るまで公立高校でも男女別学は残ることとなったが、1999年に成立した男女共同参画社会基本法の影響、高校の生き残り戦略、過疎地域の統廃合などにより、特に1990年代以降に男女別学校が共学校へ転換していく動きが進んだ（小山・石岡 2021）。

公的統計から高等学校における別学の傾向を確認する。図1は、文部科学省の『学校基本調査』から作成した、1958年から2020年の全国の高校総数に占める男子校と女子校の割合の推移を示している³。図1によると、男子校、女子校ともに割合が低下し、共学校の割合が高まっていることが分かる。次に、『学校基本調査』から算出した男女別学校に占める私立の割合の推移を示したものが図2である。男子校の総数、女子校の総数が減少し、別学校に占める私立の割合が上昇していることが分かる。時系列で見ると、高等学校に占める別学シェアは低下傾向にある一方、私立校のシェアは上昇傾向にある。ただ、小山・石岡（2021）らが指摘するように、別学の傾向は都道府県で異なる。この点に関しては次節で確認する。

4. 分析手法

本節では、出身高校の別学・共学の違いと教育および労働市場の個人のアウトカムとの

³ 文部科学省の『学校基本調査』では、別学か否かという情報ではなく、「児童生徒のうちいずれか性別のみしかいない学校数」という形での全国集計値が公表されており、図1はその数値を用いて算出したものから作成した。

関係を分析する方法を紹介する。最初に、以下の式（1）を用いてOLS推定する。

$$y = \beta_0 + \beta_1 \text{別学ダミー} + \beta_2 \text{私立ダミー} + \beta_3 \text{高校の学力レベル} + X\gamma + u \quad (1)$$

式(1)の y は個人のアウトカム変数であり、高校でのリーダー経験ダミー⁴、難関大学進学ダミー、理系学部進学ダミー、対数賃金を個別に用いる。

別学ダミーは出身高校が別学であれば1、共学であれば0を取るダミー変数であり、本論文で最も注目する変数である。

前節で確認したように、日本においては公立の別学もあるものの、別学に占める私立の割合は高く、別学・共学の違いであるのか私立・公立の違いであるのかを識別することも重要であるため、私立であれば1、公立であれば0を取る私立ダミーもコントロールする。また、難関大学に多くの合格者を出す高校では私立の男女別学校が占める割合が高いこともあり、高校の学力レベルもコントロールした分析を行う。

その他の説明変数の X には年齢、年齢の2乗、父親大卒以上ダミー、母親大卒以上ダミー、社会経済的地位（SES）、中3時点の成績、15歳時点の居住都道府県ダミー、15歳時点の居住都道府県の生徒一人当たり公的教育費支出、15歳時点の居住都道府県の中学校生徒教師比率、小学校時代の習い事（スポーツ、音楽、文化、勉強、その他の5つのダミー）、小学校時代の出来事（いじめがあったか等の16のダミー）である。これらにより、家庭環境が与える影響や地域の教育の特徴をコントロールしている。変数の作成方法の詳細については次節で説明する。

SES指標は中学3年生の時の「暮らし向きはよかった」、「両親は共働きしていた」、「家にたくさんの本（漫画や雑誌以外）があった」、「家に絵画や芸術作品（画家や芸術家によるもの）がたくさんあった」、「美術館や博物館によく連れて行ってもらった」、「コンサートによく連れて行ってもらった」、「アウトドアや自然体験の機会がよくあった」、「国内旅行によく連れて行ってもらった」、「海外旅行によく連れて行ってもらった」という10項目についての回答から作成している。

ただし、私立ダミーや高校の学力レベルに加えて、高校入学前の成績や環境などをコントロールしても、別学の影響をOLSで推定した場合にはバイアスが生じる可能性がある。例えば、女子の場合、同じ能力・家庭環境であっても仕事での活躍を重視しない女子（もしくはその家庭）が女子校を志向するセレクションの問題がありえ、特に分析対象が教育を受けた時代（1976年～2010年）においてその問題は無視できないかもしれない。今回の分析の

⁴ 高校でのリーダー経験は成果の変数とは言えないかもしれない。しかしながら、高校のリーダー経験が賃金に正の影響を与えることが Kuhn & Weinberger (2005) や Weinberger (2014) によって示されているように、長期的なアウトカムに影響する重要な経験だと考えて、本論文の分析に用いることとした。

被説明変数である学校歴（難関大ダミー）・理系専攻・賃金を重視するという観察されない性質と別学・共学選択が相関すれば問題になり、女子校で良妻賢母教育がなされる傾向にあり、そのような教育の女子校を選択する女子（もしくはその家庭）がある場合が該当するだろう。

本論文では、かなり包括的な高校進学前の変数をコントロールすることで、OLS で推定したとしても出来る限りバイアスが小さい別学とアウトカムとの関係を推定しているが、上述の内生性の可能性に対処するために操作変数を用いた推定も行う。つまり、被説明変数と別学校選択に同時に影響を与える観察されない性質（女子校での良妻賢母教育を好む性質）と相関しないが別学校選択に影響を与える操作変数が必要となる。そこで、本論文では、高校進学を考える 15 歳時点における居住都道府県における別学高校の割合を操作変数として用いる。通学費用の小ささの観点から居住都道府県内の高校に進学するであると想定すれば、居住都道府県に別学高校が多くあるということは別学高校へのアクセス可能性を高める。一方で、居住都道府県に別学校が偶然多いかどうかは個人レベルの観察されない性質とは相関しないと考えられる。

図 3 は 1975 年から 2009 年までの都道府県別男女別学シェアと私学シェアの推移である。都道府県別の学校総数と私立校数は『学校基本調査』の都道府県集計より、男子校と女子校数は全国学校データ研究所による『全国学校総覧』の高校別のリストより作成した⁵。図 3 より以下の点がわかる。まず、都道府県間で男女別学の割合の水準はばらついている。1975 年時点で別学シェアが相対的に高い宮城（男子校シェア 24%、女子校シェア 26%）、東京（男子校シェア 20%、女子校シェア 27%）、群馬（男子校シェア 16%、女子校シェア 25%）から、別学シェアが相対的に低い福井（男子校シェア 0%、女子校シェア 5%）、鳥取（男子校シェア 0%、女子校シェア 5%）までとばらついている。次に、この都道府県間のばらつきは時系列でも同様の傾向だが、水準そのものは減少傾向にある。2009 年時点で別学シェアが相対的に高い東京（男子校シェア 9%、女子校シェア 21%）、栃木（男子校シェア 12%、女子校シェア 13%）、群馬（男子校シェア 8%、女子校シェア 11%）から別学が全く存在しない県が 6 つあるなど、全体的に別学の割合水準は 1975 年と比べ低下していることがわかる。最後に、私学割合の水準も都道府県間でばらつきがあるものの、時系列でみるとその水準は安定的である。1975 年時点の私立シェアについて、東京は約 58%と最も高く秋田は約 6%だが、2009 年時点で東京は 54%で最も高いままで秋田は 2 番目に低い 7%である。

このような居住する都道府県でアクセス可能な別学の数が異なることを利用し、別学への進学に関する内生性を考慮した分析を行う。具体的には、別学ダミーの操作変数として、都道府県別別学学校数割合を用い、以下の式（2）、（3）を推定する。

⁵ 『全国学校総覧』には全国学校データ研究所が調査した男子校あるいは女子校を示す記号が高校別に付与されている。『学校基本調査』の定義と異なるため、集計値の水準に若干の差があるが、時系列傾向は同一である。数値に関しては 1975 年、1980 年、1985 年、1989 年から 2003 年、2005 年から 2009 年の数値を用い、それ以外の年のデータは前年の数値を代入した。

$$y = \beta_0 + \beta_1 \text{別学ダミー} + \beta_2 \text{私立ダミー} + \beta_3 \text{高校の学力レベル} + X\gamma + u \quad (2)$$

$$\text{男女別学ダミー} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{都道府県別別学学校数割合} + X\delta + \varepsilon \quad (3)$$

1段階目として、男女別学ダミーを被説明変数とする式(3)を推定したうえで、2段階目に式(2)を推定する。式(2)は式(1)と同じである⁶。

最後に、被説明変数を賃金にした場合のみについて、式(1)を用いて分位点回帰(Quantile Regression)を行う。これは、賃金分布の分位によって別学と共学の賃金差が異なる可能性を明らかにするためである。特に、女性にとっての別学校は良妻賢母教育を重視する学校から進学校まで教育の幅が広いと考えられ、賃金との関係もそれぞれで異なると考えられる。

5. データ

本論文では、経済産業研究所(RIETI)により実施された『全世代的な教育・訓練と認知・非認知能力に関するインターネット調査』による個票データを用いて分析を行う。

本論文の分析をするにあたって重要になる出身高校が男女別学か共学かという情報だけでなく、高校進学前の様々な家庭環境、経験、習い事についての情報が豊富であることがこの調査のデータを用いることの利点である。

調査会社(楽天インサイト株式会社)が保有するモニターを対象とするインターネット調査であり、本調査と追跡調査からなるが、本論文では本調査によるデータのみを用いる⁷。

本調査は、日本国内に在住の全国25歳～59歳の男女計6,000人を回収目標とした。『平成29年就業構造基本調査』(総務省)を元に、性別(男女、2区分)、年齢(5歳刻み、7区分)、地域(8区分)、学歴(大卒以上、大卒未満の2区分)、就業状態(有業、無業の2区分)の448セルで割り付け回収した。スクリーニング調査では、配信数153,538人、回収数9,860人(回収率6.4%)であった。引き続いて本調査を行い、有効回答数6,000人を回

⁶ 内生変数だと考えられる私立ダミーに対して都道府県別私立校の割合を操作変数として用いた場合、1段階目に私立ダミーに対して影響を与えていない。

⁷ なお、楽天インサイトのモニター登録者数は約220万人(2018年現在)であり、回答内容などから不正者を定期的にクリーニングされている。月次の全モニターチェックで、重複登録やなりすまし登録を排除し、不活発なメールアドレスを随時チェック・排除している。登録モニター(2015年7月調査)は、年収(国民生活選好度調査(内閣府))、有配偶状況(国勢調査(総務省))、居住形態(国勢調査(総務省))において、公的統計と近似している。また、調査においては、回答時間の異常値(1問あたりの平均回答時間の分布より、極端に短すぎる、あるいは、極端に長すぎる回答時間の者を異常値として判別する)、ストレートライナー(マトリクス回答について、一番左側の選択肢のみ一列で回答している人、もしくは全部同じ選択肢を回答している人等が対象)を排除しており、回答者と回答の質を担保している。

取したタイミングで調査を打ち切った。調査期間については、2019年3月5日から3月7日に本調査配信・回収している。

調査事項については、本調査では、就業形態、労働時間、職種、業種、月収、学歴、婚姻状態、世帯人数、幸福度、満足度、健康状態、小中高の頃の経験、学習内容、大学入試・専攻、認知能力（認知的熟慮性テスト）、非認知能力（ビッグファイブなど）、職場の雰囲気、スキル、職務特性など、スクリーニング設問12問、本調査90問の合計102問である。

回答者の母集団の属性は公的統計と類似しており、『就業構造基本調査』をもとに、性別・年齢・地域・学歴・就業状態で割り付けて回収していることから、本稿の分析対象は、母集団の代表性をある程度確保できている。ただし、より細かい区分で見ると、本調査の回答者は中卒1.5%と少なく（就業構造基本調査6.5%）、女子の大卒比率が低い23.2%（同35.1%）、正社員比率が62.9%（同66.0%）とやや低く、自営業比率10.8%（同6.6%）とやや高くなっている⁸。

高校でのリーダー経験ダミーとしては、高校で部活動の部長・生徒会長・文化祭の委員長の経験があると1を取るダミー変数を用いた。難関大学ダミーは進学した大学に一般入試で合格する可能性が50%である学力偏差値が65以上だと回答した場合に1となるダミー変数である。理系学部ダミーは大学の理系学部に入學していたら1となるダミー変数である。賃金は時間当たり賃金を算出したものを用いている。

別学ダミーは出身高校が別学であれば1、共学であれば0を取るダミー変数であり、私立ダミーは出身高校が私立であれば1、公立であれば0を取るダミー変数である。高校の学力レベルは、出身高校における同級生の大学進学率を用いている。

社会経済的地位（SES）については、中学3年生の時に「暮らし向きはよかった」、「両親は共働きしていた」、「家にたくさんの本（漫画や雑誌以外）があった」、「家に絵画や芸術作品（画家や芸術家によるもの）がたくさんあった」、「美術館や博物館によく連れて行ってもらった」、「コンサートによく連れて行ってもらった」、「アウトドアや自然体験の機会がよくあった」、「国内旅行によく連れて行ってもらった」、「海外旅行によく連れて行ってもらった」という10項目のそれぞれについての「非常に当てはまる」から「まったく当てはまらない」の5段階評価での回答を各項目について標準化したものの平均値を用いている。数値が大きいとSESが高いことを意味する。

中3の学力は、中学3年生の時の5科目（英語、国語、数学、社会、理科）についての主観的な5段階評価（「上の方」、「やや上の方」、「真ん中あたり」、「やや下の方」、「下の方」）の平均値を標準化したものである。高校のレベルは、在籍した高校の同級生が大学・短大に進学した割合（5段階のカテゴリーの級中値）を用いた。

社会経済的地位（SES）については、中学3年生の時に「暮らし向きはよかった」、「両親は共働きしていた」、「家にたくさんの本（漫画や雑誌以外）があった」、「家に絵画や芸術作

⁸ 詳細は、鶴ほか（2019）を参照されたい。

品（画家や芸術家によるもの）がたくさんあった」、「美術館や博物館によく連れて行ってもらった」、「コンサートによく連れて行ってもらった」、「アウトドアや自然体験の機会がよくあった」、「国内旅行によく連れて行ってもらった」、「海外旅行によく連れて行ってもらった」という 10 項目のそれぞれについての「非常に当てはまる」から「まったく当てはまらない」の 5 段階評価での回答を各項目について標準化したものの平均値を用いている。数値が大きいと SES が高いことを意味する。

小学校時代の習い事については、スポーツ、音楽、文化、勉強、その他のそれぞれについて習い事をしていたら 1 を取る 5 つのダミー変数を作成した。小学校時代の出来事については、「読書をする（マンガや雑誌を除く）」、「親と将来のことについて話をする」、「家事の手伝いをする」、「家で勉強をする」、「受験のために熱心に勉強すること」、「自然の中で遊ぶこと」、「大勢の友だちと遊ぶこと」、「親や学校の先生以外の大人と話をする」、「地域の行事に参加すること（お祭りや子ども会など）」、「学校（放課後）の運動系の部活動に熱心に取り組むこと」、「学校（放課後）の文化系の部活動に熱心に取り組むこと」、「始業前の読書の時間」、「授業中にグループで教えあったり、グループで発表したりすること」、「学級崩壊の状態」、「クラスにいじめがあること」、「クラスでトラブルがあった時に先生が積極的に解決すること」の 16 項目について、それぞれ「よくあった」、「時々あった」、「あまりなかった」、「全くなかった」の 4 つの選択肢から得られた回答から「よくあった」、「時々あった」を 1、「あまりなかった」、「全くなかった」を 0 とする 16 のダミー変数を作成した。

表 1 は男性サンプルの基本統計量であり、表 2 は女性サンプルの基本統計量である。男性の平均値を見ると、別学の方が高校でのリーダー経験が少なく、難関大進学確率が高く、理系学部を選択しておらず、賃金が高いことが分かる。また、別学の方が高校の学力レベルが高く、私立の割合が高く、年齢が高い。年齢の平均値の違いから若い世代の方が共学出身であることが分かる。女性の平均値からは、別学と共学でリーダー経験確率、難関大学進学確率、高校の学力レベルは同じで、別学の方が理系学部選択確率が低く、賃金が低く、私立の割合が高く、年齢が高いことが分かる。

6. 推定結果

表 3 は式（1）を OLS で推定した結果を示している。列（1）～（4）が男性サンプルを用いた結果で、列（5）～（8）が女性サンプルを用いた結果である。男性については、別学だと難関大学への進学確率が 6.52%ポイント高く、賃金が 12.0%高い。高校の大学進学率（高校のレベル）が 10%ポイント高いと難関大学への進学確率が 1.19%ポイント高く、賃金が 14.9%高い。

女性については、別学だと賃金が 11.7%低い。ただし、私立だと難関大学への進学確率が 2.12%ポイント高く、賃金が 10.8%高い。高校の大学進学率（高校のレベル）が 10%ポイ

ント高いと難関大学への進学確率が 0.385%ポイント高く、賃金が 1.22%高い。

表 4 は、操作変数を用いて式 (2)、式 (3) を推定した結果である。列 (1) ~ (4) が男性サンプルを用いた結果で、列 (5) ~ (8) が女性サンプルを用いた結果である。男性の場合、そもそも 1 段階目で都道府県別の男子校の割合が別学ダミーに有意な影響を与えておらず、居住都道府県のみにおける男子校の選択肢の多さは別学・共学の選択に影響を与えていないといえる⁹。

女性の場合は、被説明変数がリーダー経験、難関大進学ダミー、賃金を用いた列 (5)、(6)、(8) では、1 段階目で都道府県別の男子校の割合が別学ダミーに有意な影響を与えている。ただし、女性サンプル全体を用いた列 (5)、(6) に対して、大卒者に限定した列 (7) ではサンプルサイズが小さくなるために統計的に有意ではなく、また、就業者に限定した列 (8) もサンプルサイズが小さくなるために、F 値が 10 を下回っていることには留意する必要がある。そして、2 段階目の結果を確認すると、列 (5) ~ (8) のすべてにおいて別学ダミーの係数は有意ではない。OLS の場合には、別学であると賃金が低かったことから、その関係は良妻賢母教育を志向するなどの観察されない性質がもたらしていた可能性を示唆し、別学による教育が因果的に賃金を引き下げるとは言えないだろう¹⁰。

最後に、分位点回帰による推定結果を示しているのが表 5 である。列 (1) ~ (5) が男性サンプルの 10 パーセンタイルから 90 パーセンタイルまでの結果で、列 (6) ~ (10) が女性サンプルの 10 パーセンタイルから 90 パーセンタイルまでの結果である。男性の場合、70 パーセンタイルや 90 パーセンタイルの高分位において別学ダミーの正の係数が大きい。女性の場合、分位が低いほど別学ダミーの負の係数が絶対値で大きく、70 パーセンタイルや 90 パーセンタイルの高分位では統計的に有意な関係がない。つまり、男性の場合、高分位において別学出身者の賃金が高く、女性の場合は分位が低いほど別学出身者の賃金が低いという結果になった。

⁹ 男子は居住都道府県のみではなく近隣県にも通学する傾向が強いために操作変数が影響しない可能性がある。そこで、三大都市圏の通学圏を考慮するために、東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県を首都圏、大阪府・京都府・兵庫県・奈良県・滋賀県・和歌山県を関西圏、愛知県・岐阜県・三重県を中京圏としてグループ化した別学比率を計算し、それ以外は都道府県区分のままの別学比率を用いた操作変数に変更した分析も行った。しかしながら、男性の 1 段階目は操作変数の影響がむしろ弱くなり、女性はほぼ変わらないが、1 段階目の操作変数の影響は若干強くなった。例えば、表 4 の列 (8) の女性の賃金と別学ダミーの関係に対応する推定について通学圏を考慮した操作変数を用いて行ったところ、1 段階目の F 値が 6.273 から 9.554 に上昇し、2 段階目の別学ダミーの係数は -0.885 で統計的に有意ではないままである。

¹⁰ 別学の良妻賢母的教育の影響を考えれば、正規雇用の確率を低め、非就業や正規雇用以外の就業の確率を高める可能性もある。そこで、①正規雇用を 1、正規雇用以外の就業+非就業を 0 とする 2 値変数と②正規雇用を 1、正規雇用以外の就業を 0 とする 2 値変数を被説明変数とした分析を行ったところ、OLS、IV のどちらの推定方法を用いても、別学ダミーは有意な影響を与えなかった。

7. 結論

本論文では、高校進学前の家庭環境、経験、習い事についての豊富な変数をコントロールしたうえで、共学高校出身者に対する男女別学高校出身者のリーダー経験、難関大学進学確率、理系学部選択確率、賃金の違いを分析した。高校進学前の包括的な変数をコントロールすることで、OLS で推定したとしても出来る限りバイアスが小さい別学高校出身とアウトカムとの関係を推定しているが、別学高校選択の内生性の可能性に対処するために操作変数を用いた推定も行った。

OLS の推定結果から、男性の場合、別学出身だと難関大進学確率と賃金が高い。観察されない将来のアウトカムを高める要因を持つ人が別学を選択している可能性はあるものの、別学高校自体の影響がある可能性もあるだろう。その背景としては、仮説でみたように、①男子校において比率が高いと考えられる同性教師からポジティブなステレオタイプに従った教育を受ける、②同性教師が規律や学級秩序をうまく管理したりすることにより成績を高める、③男子校における同性のみの環境において異性の目を気にせずに勉強に集中できる効果がある、などの可能性が考えられるが、いずれがより妥当であるかについては、今後の研究課題としたい。

また、OLS だと女性の別学出身者の賃金は低い。ただし、操作変数を用いた推定結果からは、女性の別学教育が賃金を低下させているわけではないことがわかった。そもそも、賃金という労働市場における個人の成果を重視しない女子（もしくはその家庭）が女子校を志向するセレクションの問題があるために、OLS では女子校出身者の賃金は低くなっている可能性が考えられ、別学における教育そのものが因果的な意味で賃金を引き下げているわけではないと解釈できる。

さらに、1段階目の結果から、女性のついでのみ15歳時の居住都道府県の別学校の割合が高いと別学校に進学していることが分かり、女性は高校進学の意味決定で地理的な制約を受けている可能性がある。それに対して、男性については15歳時の居住都道府県の別学校の割合と別学校への進学には統計的に有意な関係がなく、地理的な制約を受けていない。

最後に、分位点回帰の推定結果からは、男性の場合、高分位において別学出身者の賃金が高いことが分かり、このことは男子進学校の影響の大きさを示唆する。そして、この高分位の賃金差がOLSにおける別学・共学の平均的な賃金差をもたらしていると言える。女性の場合は分位が低いほど別学出身者の賃金が低く、この低分位の賃金差がOLSにおける別学・共学の平均的な賃金差をもたらしていることになる。また、操作変数を用いた女性の推定で別学・共学の有意な平均的な賃金差がないということは、低分位において別学出身者の賃金が低いことは因果的な影響ではなく、潜在的に低賃金層になるグループの中でも特に将来の高い賃金を求めない傾向がある、いわば良妻賢母志向の女子が別学に進学するという自己選択があるために、低分位における別学・共学の賃金差が生じていたと解釈できる。他方

で、女性の賃金分布の高分位では別学出身者と共学出身者に統計的に有意な賃金差がないために、共学進学校ではなく女子進学校を選択する層は将来の高い賃金を求めないとはいえないことが分かる。

参考文献

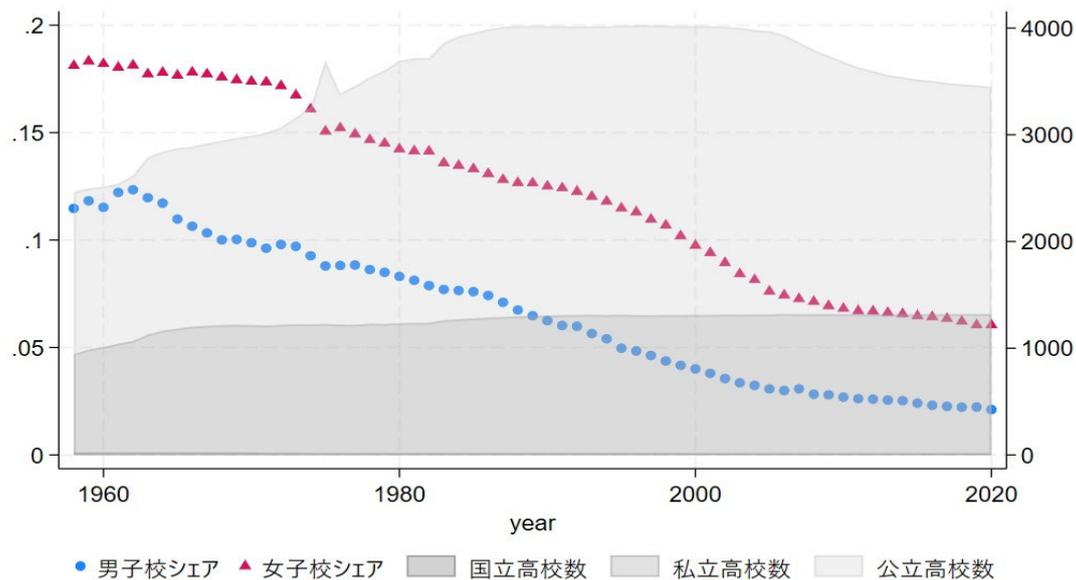
- Bettinger, E. P., & Long, B. T. (2005). Do faculty serve as role models? The impact of instructor gender on female students. *American Economic Review*, 95(2), 152-157.
- Billger, S. M. (2009). On reconstructing school segregation: The efficacy and equity of single-sex schooling. *Economics of education review*, 28(3), 393-402.
- Booth, A. L., Cardona-Sosa, L., & Nolen, P. (2018). Do single-sex classes affect academic achievement? An experiment in a coeducational university. *Journal of Public Economics*, 168, 109-126.
- Coleman, J. S. (1961). *The adolescent society*. New York: Free Press.
- Dee, T. S. (2007). Teachers and the gender gaps in student achievement. *Journal of Human resources*, 42(3), 528-554.
- Dustmann, C., & Ku, H. (2018). Why are single-sex schools successful?. *Labour Economics*, 54, 79-99.
- Hall, R. M., & Sandler, B. R. (1982). *The classroom climate: A chilly one for women?* Washington, DC: Association of American Colleges.
- Jackson, C. K. (2021). Can introducing single-sex education into low-performing schools improve academics, arrests, and teen motherhood?. *Journal of Human Resources*, 56(1), 1-39.
- Kuhn, P., & Weinberger, C. 2005. "Leadership skills and wages." *Journal of Labor Economics* 23(3): 395-436.
- Lavy, V., & Schlosser, A. (2011). Mechanisms and impacts of gender peer effects at school. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3, 1-33.
- Lee, S., Niederle, M., & Kang, N. (2014). Do single-sex schools make girls more competitive?. *Economics Letters*, 124(3), 474-477.
- Lee, Y., & Nakazawa, N. (2022). Does single-sex schooling help or hurt labor market outcomes? Evidence from a natural experiment in South Korea. *Journal of Public Economics*, 214, 104729.
- Lee, V. E., M.Marks, H., & Byrd, T. (1994). Sexism in single-sex and coeducational independent secondary school classrooms. *Sociology of Education*, 67(2), 92-120.
- Lim, J., & Meer, J. (2017). The impact of teacher-student gender matches: Random assignment evidence from South Korea. *Journal of Human Resources*, 1215-

7585R1.

- Nixon, L. A., & Robinson, M. D. (1999). The educational attainment of young women: Role model effects of female high school faculty. *Demography*, 36, 185-194.
- Park, H., Behrman, J. R., & Choi, J. (2018). Do single-sex schools enhance students' STEM (science, technology, engineering, and mathematics) outcomes?. *Economics of Education Review*, 62, 35-47.
- Riordan, C. (1990). *Girls and boys in school: Together or separate?* NY: Teachers College Press.
- Sadker, M., & Sadker, D. (1994). *Failing at fairness: How our schools cheat girls*. New York: Simon & Schuster.
- Shih, M., Pittinsky, T. L., & Ambady, N. (1999). Stereotype susceptibility: Identity salience and shifts in quantitative performance. *Psychological Science*, 10(1), 80–83.
- Spencer, S. J., Steele, C. M., & Quinn, D. M. (1999). Stereotype threat and women's math performance. *Journal of experimental social psychology*, 35(1), 4-28.
- Steele, C. M. (1997). A threat in the air: How stereotypes shape intellectual identity and performance. *American psychologist*, 52(6), 613.
- Steele, C. M., Spencer, S. J., & Aronson, J. (2002). Contending with group image: The psychology of stereotype and social identity threat. In *Advances in experimental social psychology* (Vol. 34, pp. 379-440). Academic Press.
- Sullivan, A., Joshi, H., & Leonard, D. (2010). Single-sex schooling and academic attainment at school and through the lifecourse. *American Educational Research Journal*, 47(1), 6–36.
- Thompson, J. S. (2003). The effect of single-sex secondary schooling on women's choice of college major. *Sociological Perspectives*, 46(2), 257-278.
- Weinberger, C. J. 2014. The increasing complementarity between cognitive and social skills. *Review of Economics and Statistics*. 96(4): 849-861.
- 柿澤寿信. (2017). 生徒と教員の性別の組み合わせが成績に与える影響の検証. *NIER Discuss Pap Ser*, 5, 1-33.
- 金香男. (2013). 韓国のジェンダー平等教育と政策展開. *同志社社会学研究*, (17), 17-30.
- 小山静子. (2009). 戦後教育のジェンダー秩序. 勁草書房.
- 小山静子, & 石岡学. (2021). 男女共学の成立: 受容の多様性とジェンダー. 六花出版.

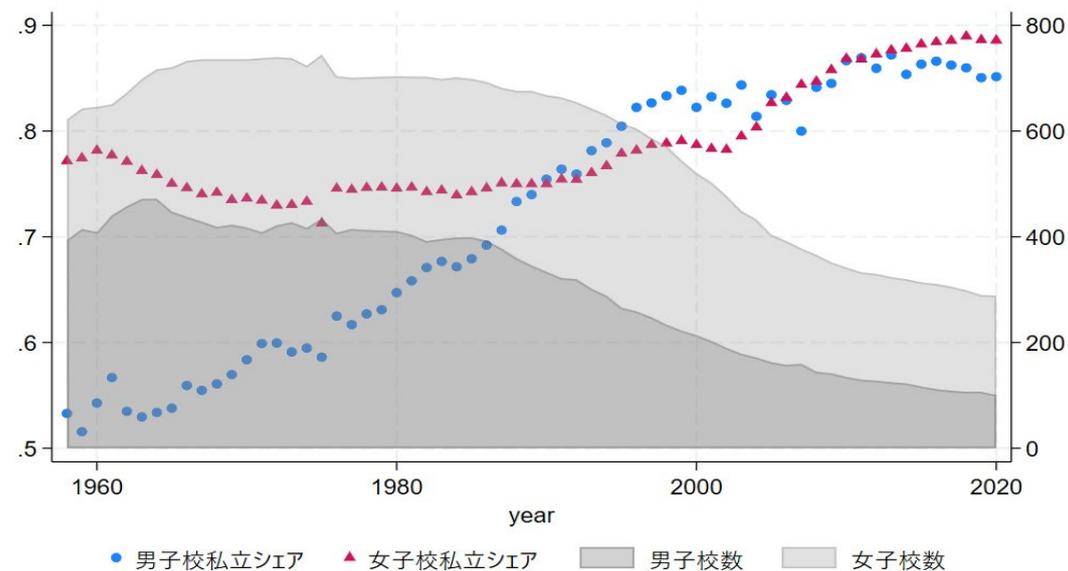
図表一覧

図 1. 1958 年から 2020 年までの別学シェアと学校数の推移



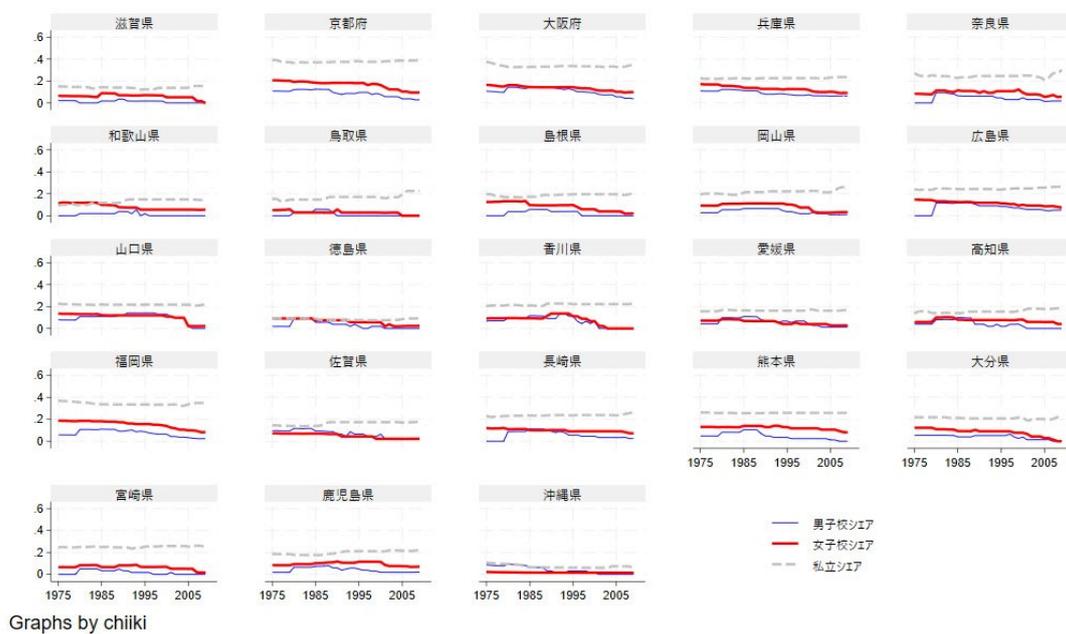
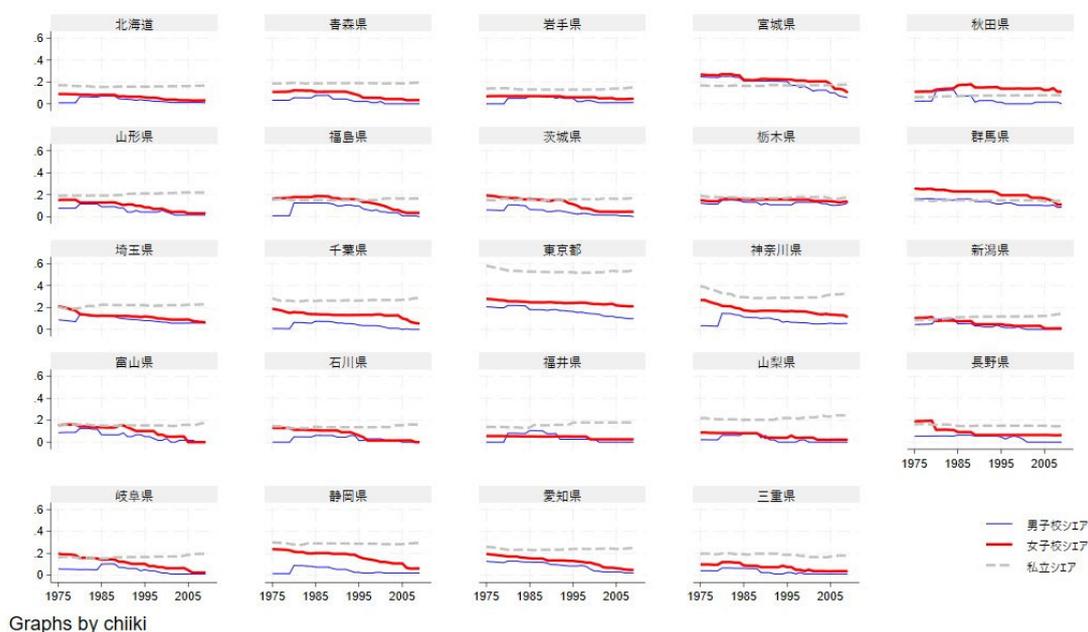
注) 図 1 は文部科学省『学校基本調査』の公表値から作成した。丸は高校総数に占める男子校の割合、三角は高校総数に占める女子校の割合、灰色の領域は学校総数を示している。

図 2. 1958 年から 2020 年までの別学における私立シェアと別学学校数の推移



注) 図 2 は文部科学省『学校基本調査』の公表値から作成した。丸は男子校総数に占める私立の割合、三角は女子校総数に占める私立の割合、灰色の領域は別学校の総数を示している。

図3. 都道府県別学校あたり別学・私学シェアの推移



注) 図3は文部科学省『学校基本調査』の公表値と全国学校データ研究所『全国学校総覧』から作成した。実線は高校総数に占める男子校の割合、太い実線は高校総数に占める女子校の割合、点線は高校総数に占める私立の割合を示している。

表 1. 基本統計量 (男性)

別学		男性					共学		男性				
		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max			Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
被説明変数	リーダー経験	495	0.11	0.31	0.00	1.00	被説明変数	リーダー経験	2,429	0.13	0.34	0.00	1.00
	難関大	495	0.14	0.34	0.00	1.00		難関大	2,429	0.06	0.24	0.00	1.00
	理系学部選択	252	0.37	0.48	0.00	1.00		理系学部選択	1,088	0.39	0.49	0.00	1.00
	対数賃金	391	7.69	0.70	5.16	9.03		対数賃金	2,022	7.54	0.70	4.67	9.03
高校属性	高校レベル	447	0.60	0.36	0.10	1.00	高校属性	高校レベル	2,139	0.55	0.32	0.10	1.00
	高校私学	488	0.72	0.45	0.00	1.00		高校私学	2,399	0.16	0.36	0.00	1.00
個人属性	男性	495	1.00	0.00	1.00	1.00	個人属性	男性	2,429	1.00	0.00	1.00	1.00
	年齢	495	45.48	8.99	25.00	59.00		年齢	2,429	42.22	9.44	25.00	59.00
	年齢2乗	495	21.49	7.92	6.25	34.81		年齢2乗	2,429	18.72	7.99	6.25	34.81
	父大卒	495	0.29	0.45	0.00	1.00		父大卒	2,429	0.26	0.44	0.00	1.00
	母大卒	495	0.13	0.33	0.00	1.00		母大卒	2,429	0.10	0.31	0.00	1.00
	SES	495	-0.02	0.60	-1.07	2.48		SES	2,429	-0.02	0.62	-1.07	2.48
	中3成績	495	-0.07	1.07	-2.29	1.71		中3成績	2,429	0.05	0.98	-2.29	1.71
小学校習い事	運動	495	0.51	0.50	0.00	1.00	小学校習い事	運動	2429	0.50	0.50	0.00	1.00
	音楽	495	0.10	0.30	0.00	1.00		音楽	2429	0.08	0.28	0.00	1.00
	文化	495	0.28	0.45	0.00	1.00		文化	2429	0.30	0.46	0.00	1.00
	勉強	495	0.31	0.46	0.00	1.00		勉強	2429	0.22	0.42	0.00	1.00
	その他	495	0.06	0.24	0.00	1.00		その他	2429	0.07	0.26	0.00	1.00
小学校出来事	読書をする	495	0.54	0.50	0.00	1.00	小学校出来事	読書をする	2429	0.51	0.50	0.00	1.00
	親と将来の話す	495	0.21	0.41	0.00	1.00		親と将来の話す	2429	0.21	0.41	0.00	1.00
	家事を手伝う	495	0.54	0.50	0.00	1.00		家事を手伝う	2429	0.56	0.50	0.00	1.00
	家で勉強	495	0.61	0.49	0.00	1.00		家で勉強	2429	0.59	0.49	0.00	1.00
	受験勉強	495	0.37	0.48	0.00	1.00		受験勉強	2429	0.25	0.44	0.00	1.00
	自然の中で遊ぶ	495	0.72	0.45	0.00	1.00		自然の中で遊ぶ	2429	0.76	0.43	0.00	1.00
	友達と遊ぶ	495	0.73	0.45	0.00	1.00		友達と遊ぶ	2429	0.73	0.44	0.00	1.00
	大人と話す	495	0.43	0.50	0.00	1.00		大人と話す	2429	0.44	0.50	0.00	1.00
	地域の行事に参加	495	0.63	0.48	0.00	1.00		地域の行事に参加	2429	0.67	0.47	0.00	1.00
	運動部を熱心に	495	0.43	0.50	0.00	1.00		運動部を熱心に	2429	0.46	0.50	0.00	1.00
	文化部を熱心に	495	0.23	0.42	0.00	1.00		文化部を熱心に	2429	0.23	0.42	0.00	1.00
	始業前の読書時間	495	0.17	0.38	0.00	1.00		始業前の読書時間	2429	0.21	0.41	0.00	1.00
	グループ学習	495	0.33	0.47	0.00	1.00		グループ学習	2429	0.37	0.48	0.00	1.00
	学級崩壊	495	0.12	0.32	0.00	1.00		学級崩壊	2429	0.13	0.34	0.00	1.00
	クラスにいじめ	495	0.39	0.49	0.00	1.00		クラスにいじめ	2429	0.38	0.48	0.00	1.00
	先生がトラブル解決	495	0.37	0.48	0.00	1.00		先生がトラブル解決	2429	0.41	0.49	0.00	1.00

表2. 基本統計量 (女性)

別学	女性				
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
リーダー経験	681	0.09	0.28	0.00	1.00
難関大	681	0.03	0.18	0.00	1.00
理系学部選択	150	0.19	0.40	0.00	1.00
対数賃金	440	7.05	0.75	4.65	9.02
高校レベル	598	0.62	0.31	0.10	1.00
高校私学	668	0.71	0.45	0.00	1.00
男性	681	0.00	0.00	0.00	0.00
年齢	681	45.31	8.76	25.00	59.00
年齢2乗	681	21.30	7.69	6.25	34.81
父大卒	681	0.33	0.47	0.00	1.00
母大卒	681	0.11	0.31	0.00	1.00
SES	681	0.02	0.65	-1.07	2.48
中3成績	681	-0.18	0.97	-2.29	1.71
運動	681	0.30	0.46	0.00	1.00
音楽	681	0.49	0.50	0.00	1.00
文化	681	0.51	0.50	0.00	1.00
勉強	681	0.33	0.47	0.00	1.00
その他	681	0.18	0.38	0.00	1.00
読書をする	681	0.64	0.48	0.00	1.00
親と将来の話する	681	0.25	0.43	0.00	1.00
家事を手伝う	681	0.69	0.46	0.00	1.00
家で勉強	681	0.71	0.45	0.00	1.00
受験勉強	681	0.32	0.47	0.00	1.00
自然の中で遊ぶ	681	0.71	0.46	0.00	1.00
友達と遊ぶ	681	0.67	0.47	0.00	1.00
大人と話をする	681	0.51	0.50	0.00	1.00
地域の行事に参加	681	0.73	0.45	0.00	1.00
運動部を熱心に	681	0.37	0.48	0.00	1.00
文化部を熱心に	681	0.30	0.46	0.00	1.00
始業前の読書時間	681	0.25	0.43	0.00	1.00
グループ学習	681	0.48	0.50	0.00	1.00
学級崩壊	681	0.11	0.31	0.00	1.00
クラスにいじめ	681	0.42	0.49	0.00	1.00
先生がトラブル解決	681	0.36	0.48	0.00	1.00

被説明変数	別学	女性				
		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
被説明変数	リーダー経験	2,225	0.09	0.29	0.00	1.00
	難関大	2,225	0.03	0.17	0.00	1.00
	理系学部選択	571	0.23	0.42	0.00	1.00
	対数賃金	1,417	7.09	0.70	5.03	9.02
高校属性	高校レベル	1,911	0.62	0.30	0.10	1.00
	高校私学	2,200	0.12	0.32	0.00	1.00
個人属性	男性	2,225	0.00	0.00	0.00	0.00
	年齢	2,225	41.91	9.60	25.00	59.00
	年齢2乗	2,225	18.49	8.10	6.25	34.81
	父大卒	2,225	0.27	0.44	0.00	1.00
	母大卒	2,225	0.09	0.29	0.00	1.00
	SES	2,225	0.01	0.63	-1.07	2.48
小学校習い事	中3成績	2,225	0.09	0.97	-2.29	1.71
	運動	2,225	0.32	0.46	0.00	1.00
	音楽	2,225	0.45	0.50	0.00	1.00
	文化	2,225	0.48	0.50	0.00	1.00
	勉強	2,225	0.29	0.45	0.00	1.00
	その他	2,225	0.17	0.37	0.00	1.00
小学校出来事	読書をする	2,225	0.68	0.47	0.00	1.00
	親と将来の話する	2,225	0.22	0.41	0.00	1.00
	家事を手伝う	2,225	0.69	0.46	0.00	1.00
	家で勉強	2,225	0.73	0.44	0.00	1.00
	受験勉強	2,225	0.26	0.44	0.00	1.00
	自然の中で遊ぶ	2,225	0.78	0.41	0.00	1.00
	友達と遊ぶ	2,225	0.72	0.45	0.00	1.00
	大人と話をする	2,225	0.51	0.50	0.00	1.00
	地域の行事に参加	2,225	0.79	0.41	0.00	1.00
	運動部を熱心に	2,225	0.40	0.49	0.00	1.00
	文化部を熱心に	2,225	0.31	0.46	0.00	1.00
	始業前の読書時間	2,225	0.31	0.46	0.00	1.00
	グループ学習	2,225	0.53	0.50	0.00	1.00
	学級崩壊	2,225	0.12	0.33	0.00	1.00
クラスにいじめ	2,225	0.42	0.49	0.00	1.00	
先生がトラブル解決	2,225	0.40	0.49	0.00	1.00	

表3. OLSによる別学の影響の推定結果

	男性				女性			
	(1) リーダー経験	(2) 難関大学進学	(3) 理系学部	(4) 対数賃金	(5) リーダー経験	(6) 難関大学進学	(7) 理系学部	(8) 対数賃金
別学	0.0130 (0.0197)	0.0652*** (0.0171)	-0.00427 (0.0447)	0.120** (0.0478)	-0.00595 (0.0169)	-0.00531 (0.0114)	0.0115 (0.0500)	-0.117** (0.0545)
私立	-0.0578*** (0.0175)	0.00731 (0.0140)	-0.0130 (0.0394)	-0.0290 (0.0425)	0.0277 (0.0177)	0.0212* (0.0116)	-0.0240 (0.0517)	0.108** (0.0547)
高校レベル	-0.000514 (0.0250)	0.119*** (0.0186)	0.0840 (0.0566)	0.137*** (0.0517)	0.00654 (0.0222)	0.0385*** (0.0111)	0.0277 (0.0719)	0.122* (0.0710)
年齢	-0.0216* (0.0115)	-0.00997 (0.00822)	-0.0155 (0.0220)	0.0324 (0.0239)	-0.0129 (0.0102)	0.00592 (0.00641)	0.0206 (0.0281)	0.0807** (0.0314)
年齢二乗	0.0235* (0.0139)	0.0106 (0.0105)	0.0320 (0.0277)	-0.0167 (0.0297)	0.0148 (0.0121)	-0.00813 (0.00762)	-0.0335 (0.0364)	-0.101*** (0.0387)
父大卒	0.00200 (0.0180)	0.0434*** (0.0159)	-0.0102 (0.0318)	0.0737** (0.0366)	-0.0149 (0.0154)	0.0113 (0.00935)	-0.0275 (0.0384)	-0.0129 (0.0467)
母大卒	0.0214 (0.0258)	0.0327 (0.0241)	0.0129 (0.0441)	0.0390 (0.0490)	-0.00481 (0.0249)	0.0306 (0.0196)	0.0429 (0.0460)	0.0859 (0.0695)
SES	0.0209* (0.0125)	0.00667 (0.00991)	-0.0148 (0.0271)	0.0270 (0.0278)	0.0172 (0.0120)	0.00503 (0.00769)	-0.0383 (0.0267)	0.0285 (0.0322)
control	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	2,561	2,561	1,261	2,166	2,490	2,490	679	1,641
R-squared	0.054	0.158	0.098	0.142	0.052	0.091	0.185	0.077

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。中3時点の成績、15歳時点の居住都道府県ダミー、15歳時点の居住都道府県の生徒一人当たり公的教育費支出、15歳時点の居住都道府県の中学校生徒教師比率、小学校時代の習い事（スポーツ、音楽、文化、勉強、その他の5つのダミー）、小学校時代の出来事（いじめがあったか等の16のダミー）の係数は割愛している。

表 4. 操作変数を用いた別学の影響の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)		(5)	(6)	(7)	(8)
IV 男子	リーダー経験	難関大学進学	理系学部	対数賃金	IV 女子	リーダー経験	難関大学進学	理系学部	対数賃金
別学	-0.630 (0.858)	-0.803 (0.835)	1.032 (1.621)	0.295 (1.376)	別学	-0.0118 (0.275)	0.00315 (0.154)	-1.642 (1.549)	-1.618 (1.050)
私学	0.217 (0.367)	0.378 (0.357)	-0.477 (0.728)	-0.101 (0.572)	私学	0.0310 (0.155)	0.0164 (0.0851)	0.753 (0.736)	0.958 (0.598)
高校レベル	-0.0104 (0.0311)	0.105*** (0.0304)	0.00108 (0.143)	0.140** (0.0552)	高校レベル	0.00663 (0.0222)	0.0383*** (0.0113)	0.0986 (0.129)	0.164* (0.0905)
一段階					一段階				
男子校シェア	0.462 (0.361)	0.462 (0.361)	0.518 (0.505)	0.568 (0.401)	女子校シェア	1.373*** (0.391)	1.373*** (0.391)	0.980 (0.790)	1.202** (0.480)
control	Y	Y	Y	Y	control	Y	Y	Y	Y
Observations	2,561	2,561	1,261	2,166	Observations	2,490	2,490	679	1,641
C-DF	1.637	1.637	1.053	2.005	C-DF	12.30	12.30	1.540	6.273

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。IVの1段階目と2段階目の説明変数でもある年齢、年齢2乗、父大卒、母大卒、SES、中3時点の成績、15歳時点の居住都道府県ダミー、15歳時点の居住都道府県の生徒一人当たり公的教育費支出、15歳時点の居住都道府県の中学校生徒教師比率、小学校時代の習い事（スポーツ、音楽、文化、勉強、その他の5つのダミー）、小学校時代の出来事（いじめがあったか等の16のダミー）の係数は割愛している。

表5. 分位点回帰による別学の影響の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
			男性					女性		
時間当たり賃金	q10	q30	q50	q70	q90	q10	q30	q50	q70	q90
別学	0.150 (0.106)	0.0862* (0.0503)	0.0556 (0.0441)	0.178*** (0.0469)	0.161*** (0.0581)	-0.247** (0.104)	-0.193** (0.0857)	-0.0790* (0.0469)	-0.0296 (0.0524)	-0.0299 (0.0685)
私学	0.248** (0.126)	0.119** (0.0597)	0.134** (0.0523)	0.198*** (0.0557)	0.110 (0.0690)	0.150 (0.134)	0.132 (0.110)	0.0615 (0.0604)	0.165** (0.0673)	0.113 (0.0881)
高校レベル	-0.142 (0.0947)	-0.0375 (0.0449)	-0.0305 (0.0394)	-0.0316 (0.0419)	0.00856 (0.0519)	0.175* (0.104)	0.221*** (0.0855)	0.125*** (0.0468)	0.00869 (0.0523)	0.0397 (0.0684)
Observations	2,166	2,166	2,166	2,166	2,166	1,641	1,641	1,641	1,641	1,641

注：括弧の中は不均一分散に頑健な標準誤差である。***、**、*はそれぞれ1、5、10%で統計的に有意であることを示す。年齢、年齢2乗、父大卒、母大卒、SES、中3時点の成績、15歳時点の居住都道府県ダミー、15歳時点の居住都道府県の生徒一人当たり公的教育費支出、15歳時点の居住都道府県の中学校生徒教師比率、小学校時代の習い事（スポーツ、音楽、文化、勉強、その他の5つのダミー）、小学校時代の出来事（いじめがあったか等の16のダミー）の係数は割愛している。