



RIETI Discussion Paper Series 26-J-019

クラスの女子比率がSTEM分野への大学進学に与える影響

石倉 秀明
慶應義塾大学

林 良平
高知工科大学

中室 牧子
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/>

クラスの女子比率が STEM 分野の大学進学に与える影響*

石倉秀明（慶應義塾大学） 林良平（高知工科大学） 中室牧子（慶應義塾大学）

要 旨

本研究は、埼玉県内の 12 校の高校生を対象とした模擬試験の追跡データを用い、クラスの女子比率が STEM 分野の進路選択や進学に与える影響を明らかにする。分析の結果、高校 2 年生の初めに文理選択によってクラスのピア構成が制度的に再編成される前後で、クラスの女子比率の効果が異なることが示された。文理選択前には女子比率が高いクラスほど女子が STEM 志望から離脱しやすい一方、文理選択後の高校 2 年生以降ではこの関係は逆転し、女子比率が高いクラスほど女子が STEM 志望を維持しやすい。この効果は女子にのみ一貫して観察され、男子には明確には確認されなかった。これらの結果は、高校生の進路選択が学力やその相対順位のみならず、ロールモデル効果や同調圧力などの社会的相互作用にも影響を受けていることを示唆している。さらに、クラスの女子比率は高校在学中の進路志望だけでなく、実際の大学進学先にも影響を与えていることも明らかになった。

キーワード：女子比率、文理選択、ロールモデル効果、同調圧力

JEL classification: I21, I24, I28

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「労働市場における男女格差の原因と対策—人的資本、教育、企業人事、職業スキルの観点からの理論及び計量研究」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の作成にあたっては、山口一男教授（シカゴ大学・RIETI）、深尾京司理事長（RIETI）、富浦英一所長（RIETI）から多くの有益なコメントを頂いた。また本稿の分析にあたって、埼玉県下の高等学校 12 校と匿名の企業から模試の匿名加工情報の提供を受けた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1 Introduction

近年、多くの先進国において、科学・技術・工学・数学（STEM）分野における人材育成の重要性が強調されている。それにもかかわらず、先進国では女子の大学進学者に占めるSTEM分野への進学率は男子よりも低いことが知られている (OECD, 2024)。特に、日本では、女子のSTEM分野への進学率は7.69%と、男子の33.96%と比較して大幅に低い。女子大学進学率（51.7%）と男子大学進学率（54.5%）には大きな男女差がないことを踏まえると、STEM分野への進学率に大きな男女差が生じることには何らかの要因が影響している可能性がある (文部科学省, 2023)。考えるのは、数学や理科など理数系科目の男女の学力差であろう。しかし、実際にデータを見てみると、理数系科目の男女の学力差は決して大きくなく、これだけでは、女子がSTEM分野の進路選択を回避する傾向を十分に説明できないことも多くの研究で示されている (Ceci et al., 2014; Card and Payne, 2021; Buser et al., 2014)。このため近年では、学力要因に加えて、学校やクラスといった集団環境の中で形成される社会的相互作用に注目する研究が増えている。

とりわけ、クラスや学校におけるピアの構成がSTEM進路選択に与える影響については、多くの研究が行われている。しかし、その影響の方向については必ずしも一致した結論が得られていない。女子比率の上昇が女子のSTEM進学を促進することを示す研究もあれば、逆にSTEM進路からの離脱を促す可能性を指摘する研究もある。Brenøe and Zölitz (2020) は、高校入学時のコホートにおける女子比率を用いて、女子比率が高いほど女子のSTEM専攻が減少することを示し、この結果を比較優位の変化によって説明している。一方で、Mouganie and Wang (2020) は、数学の成績のよい女子への曝露が女子の理系トラック選択を促進することを示しており、女性ピアや女性ロールモデルへの曝露がSTEM選択を促進する可能性を指摘している。

本研究は、高等学校におけるSTEM分野への進路選択に着目し、高校在学中にSTEM志望から離脱に至る過程を分析する。日本の普通科高校では、高校1年生までは文理志向にかかわらずほぼ共通の科目を履修するが、高校2年生への進級時に文系または理系を選択し、それに伴いクラス編成が再編成される。つまり、高校2年生以降のピアは、同じ進路選好を持つ生徒で構成されることになる。さらに、この文理選択は大学受験時に受験可能な学部を大きく制約するため、高校2年時に文系を選択した生徒が後に理系進学へ変更することは困難である一方、理系から文系への変更は比較的容易である。このため、文理選択はSTEM進学に関する事実上の不可逆的な意思決定となる。この制度を利用して、生徒の進路選択を契機としてピア構成が大きく変化する前後でSTEM志望からの離脱にどのような影響があるか、そしてそのことに男女差があるかを検証する。分析には、埼玉県内の全日制高校12校の生徒を対象とした全国模試の個票データを用い、高校在学中に最大13時点にわたる学力および志望分野を追跡することで、STEM志望からの離脱過程を動的的に捉えることが可能である。

本研究の主な発見は、クラスにおける女子比率がSTEM志望からの離脱に与える影響が、高校における文理選択という制度的転換点の前後で大きく異なることである。具体的には、女子比率が高い環境は高校1年生の段階ではSTEM志望からの離脱確率を高める一方、文理選択後に同様の進路選好を持つ生徒で構成されたクラスでは、むしろSTEM志望の維持を促す方向に働く。この効果は女子にのみ観察され、男子には見られない点も重要である。これらの結果は、女子比率の効果が単一

方向に作用するのではなく、ピアの進路選好構成に依存して変化することを示唆している。このメカニズムを検証するため、本研究では女子比率を、STEM志向の女子への暴露を捉える「STEM志望女子比率」と、女子集団内における多数派の進路選好を捉える「文系志望女子比率」に分解した。その結果、高校1年生段階におけるSTEM志望からの離脱は主として文系志望女子比率によって説明される一方、文理選択後の高校2年生以降ではSTEM志望女子比率が離脱を抑制することが明らかになった。これらの効果は女子にのみ確認されており、同一のピア構成に対する男女の異なる反応が、STEM分野における進路選択の男女格差の一因となっている可能性を示唆している。本研究は、このようなピア構成と制度的文脈の相互作用を通じた形成メカニズムに新たな視点を提供するものである。

本研究の貢献は主に二点ある。第一に、日本の高校における文理選択という制度的特徴を利用し、クラスのピア構成が大きく変化する前後で女子比率の影響を比較することで、ピア効果の異質性を実証的に示した点である。第二に、女子比率の影響を、学力や比較優位といった人的資本要因だけでなく、ロールモデル効果や同調圧力といった社会的相互作用の枠組みの中で統一的に解釈した点である。

本論文の構成は下記の通りとなっている。第2節では、STEM分野への進路選択における男女格差に関する先行研究を整理し、とりわけピアの性別構成がSTEM選択に与える影響に関する研究を概観する。第3節では、本研究の理論的枠組みを提示する。第4節では、これらの理論的整理に基づき、本研究で用いる計量モデルを示す。第5節では、日本の高等学校における文理選択制度の制度的背景を説明し、本研究の識別戦略との関係を明らかにする。第6節では、使用するデータの特徴と基本統計量を示す。第7節では実証分析の結果と、結果の頑健性を確認する。第8節では政策的インプリケーションを、第9節で結論を述べる。

2 Literature Review

STEM分野の専攻や進学における男女差は学力差だけでは説明できないとする研究が増えている (Ceci et al., 2014; Card and Payne, 2021)。そのような中、最近の研究は、集団におけるピアの男女構成や比率 (peer composition) が、STEM分野の専攻や進学の男女差をもたらしているとの指摘がある。高校段階のピアの性別構成とSTEM分野への進路選択との関係を分析した Brenøe and Zölitz (2020) は、本研究の問題意識と最も近接する重要な先行研究である。彼らはデンマークの行政データを用いて高校における同級生の性別構成がSTEM進学に与える影響を分析した。その結果、高校入学時のコホートにおける女子比率が高いほど、女子のSTEM専攻選択が有意に低下する一方、男子のSTEM選択は増加することを示した。さらに、この効果の背景には、女子比率の上昇がクラス内の学力分布を変化させ、男子のSTEM科目における相対順位 (relative rank) を改善させる一方で、女子の相対順位を低下させるメカニズムが存在することを示している。しかし、ピアの性別構成がSTEM進路選択に影響を与えることを示す研究は多くとも、その効果の方向については一致した結論が得られていない。Brenøe and Zölitz (2020) のように女子比率の上昇が女子のSTEM進学を抑制するという研究もあれば、逆に促進する可能性を示す研究も存在し (Mouganie and Wang, 2020)、結果は分かれている。

その一方、先行研究では、ピアの男女構成や女子比率がSTEM進学や専攻の男女格差をもたらすメカニズムについて、既にいくつかの仮説が提示されている。

第一に、ピアの男女構成や女子比率が「学力」に影響を与え、それがSTEM進学

や専攻に影響を与えるというメカニズムである。ただしピアの男女構成や女子比率が学力に影響を与えることは多くの研究で確認されていても、それが男子あるいは女子のいずれを有利にするかははっきりしない。集団内の女子比率が高まると、男子と女子の両方の学力が向上することを示した研究が多い上、学齢が高くなるとその影響は小さくなることを示した研究もある²。

ところが、より最近の研究は、絶対的な学力の水準 (absolute ability) ではなく、数学や理科などの理数系科目が他の科目と比べてどれだけ得意かを示す「理数系科目の科目間優位性」(absolute STEM advantage) やクラス内での「理数系科目の相対順位」(relative rank) に着目している³。特にピアの構成の変化は集団内の学力分布を変えるため、相対順位に対する自己認識を変化させる。例えば、数学が得意だと思っても、数学の相対順位が低い場合、STEM 分野に進学しても成功しないと考えて、STEM 分野への進学をあきらめるかもしれない。相対順位に対する反応が男女で異なる場合、STEM 専攻や進学の男女差を生み出す可能性がある。

実際に、Goulas et al. (2024) は、ギリシャの高校におけるアルファベット順による準ランダムなクラス割当を利用し、クラス内での STEM 科目の相対順位が高いほど、STEM トラックを選択する確率および大学で STEM 学位に出願する確率が有意に上昇することを示している。この効果は、女子だけに見られ、男子ではほとんど観察されなかったという。Fischer (2017) はこの点をより直接的に示している。この論文では直接女子比率に焦点を当てているわけではないが、大学入学後に STEM 専攻に進むための必修科目を履修した時に、能力の高いピアの存在によって相対順位が下がる場合、男子学生よりも女子学生の STEM 専攻の継続 (persistence) の方がより顕著に低下することを示した。

第二に、ピアの男女構成や女子比率は、信念や能力に対する自己認識に影響を与え、それが STEM 進学や専攻に影響を与えるというメカニズムである。例えば、STEM 分野のようにジェンダー・ステレオタイプが強い分野においては、自分と同じ性別の他者が STEM 分野で成功している姿を観察できるかどうか、進路選択に重要な役割を果たす。いわゆる「ロールモデル効果」である。集団内に同じ STEM 分野の進路選好を持つ女子が増えると、それらの生徒はロールモデルとして機能し、

²小学校3年生から6年生を対象としたテキサス州のデータを用いた研究では、女子の比率が10ポイント増加すると、数学の成績が標準偏差の1%から3%向上することが示されている (Hoxby, 2000)。イスラエルの初等・中等教育の生徒を対象とした研究でも、女子の比率が10パーセントポイント増加すると、女子生徒の数学、科学、ヘブライ語、英語の平均テストスコアは標準偏差の2.5%から3.1%向上し、男子生徒のスコアも同様に3.1%から3.5%向上することが示されている (Lavy and Schlosser, 2011)。しかし、女子比率が学力や成績に与える効果は高校生や大学生になると小さくなったり、平均処置効果がなく異質性しか見られなくなったりしている。(Oosterbeek and Van Ewijk, 2014; Brenøe and Zölitz, 2020)。教育段階によって女子比率が学力や成績に与える影響が異なるのは、性別のピア効果が生じるメカニズムの違いであると考えられる (井上ちひろ, 2022)。義務教育段階では、女子比率の増加による学力向上の効果は、主に学習環境の改善によって媒介されているとみられる。つまり、女子比率の上昇は(学齢が小さいうちは女子よりも発達が遅い)男子の比率が上昇するというものにほかならず、このことが教室の混乱や暴力のレベルが低下しなどにつながり、生徒間の関係および生徒と教師の関係が改善され、教師の疲労(バーンアウト)が軽減されるといった効果が観察され、それが学力や成績の向上につながることが示されている (Lavy and Schlosser, 2011)。しかし、こうしたメカニズムは高校生や大学生には当てはまらないため、学齢が大きくなると女子比率が学力に与える効果は小さくなるというわけである。

³最近の研究は、学齢期のある一時点の相対順位がその後の選択や長期的な成果に影響を与えることを示した研究が数多く発表されており (Denning et al., 2023; Elsner and Isphording, 2017; Elsner et al., 2021; Murphy and Weinhardt, 2020)、日本のデータを用いた研究にも (五十棲浩二 et al., 2022) がある。

STEM 分野は自分にとっても到達可能な進路であるという認識を強め、より積極的に STEM 進学や専攻を選択する可能性がある。

実際に中国のデータを用いて、能力の高い女子のピアへの曝露が、女子生徒の高校における理系トラックの選択やその後の進学に与える影響を調べた Mouganie and Wang (2020) によれば、能力の高い女子のピアの割合が高いほど、女子生徒が理系トラックを選択する確率は有意に上昇するという。しかし男子にはこの影響は見られなかった。論文の中で著者らは、能力の高い女子のピアがロールモデルとして機能し、男性の方が理系に向いているというステレオタイプの脅威を緩和した可能性を指摘する。特にロールモデルが少ない地方部の方が効果が大きいこともその説明を支持する。

第三に、ピアの男女構成や女子比率は、集団内で共有される規範を通じて、STEM 進学や専攻に影響を与えるというメカニズムである。例えば、周囲に STEM 進学や専攻を選択する女子が少なければ、周囲のピアと異なる選択をすることに心理的負担を感じるかもしれない。女子比率の変化は、どの進路が「自然」あるいは「望ましい」と認識されるかという規範的環境を変えるため、同調圧力 (peer pressure) が働く方向を変える可能性がある。

この点に関連して、Zölitz and Feld (2021) は、大学初期の講義セッションにおける性別構成が STEM 専攻に与える影響を分析し、女子比率が高い環境では女性が専攻選択をより同質的に行うことを示している。著者らはこの結果を、女性が同じ性別のピアと専攻選択を「調整 (coordinate)」している証拠として解釈しており、同調圧力が専攻選択の重要な決定要因となり得ることを示唆している。

ロールモデル効果が同調圧力を相殺することもあり得る。Brenøe and Zölitz (2020) は、高校における女子比率が STEM 進学の男女差を拡大させることを示す一方で、STEM 分野で学んだ母親を持つ女性はこうしたピア構成の影響を受けないことを報告しており、家庭内のロールモデルが高校段階での同調圧力を相殺し得る可能性を示唆している。

加えて、STEM 分野への進学や専攻との関連は明確ではないものの、Hakimov et al. (2023) が、生徒の進路選択において自信 (confidence) や自己認識の役割が重要であることを示している。この研究では、フランスの大学出願データと調査データを組み合わせ、学力分布における自分の順位についての認識が大学出願行動に影響することを示している。特に、高学力の女子生徒は同程度の学力の男子生徒に比べて自分の順位を過小評価する傾向があり、このような自信の誤認 (miscalibrated confidence) は志望校選択にも影響する可能性がある。例えば、自分の学力順位を過小評価している生徒ほど、一般に選抜度が高いと見られている STEM 系学部の受験を避け、より選抜度の低い学部に出願するかもしれない。

このように先行研究を見てみると、ピア構成の変化が (1) STEM 科目の学力水準やクラス内順位といった客観的な学業成果を変化させる経路と、(2) 成功可能性に関する信念、能力に対する自己認識、あるいは集団内で共有される規範といった主観的・心理的要因を通じて進路選択に影響を及ぼす経路とが存在している。前者は学力分布の変化を通じた人的資本形成の経路である一方、後者はロールモデル効果や同調圧力といった社会的相互作用の経路に対応する。しかし、先行研究の多くは特定の経路に焦点を当てるとどまっている。この結果、女子比率の上昇が女性の STEM 進学を抑制するという研究と、逆に促進するという研究の双方が存在しており、それを統一的に説明することができていない。本研究では、これらの複数の経路を統一された枠組みの中で論じることに新しい貢献がある。

3 Theoretical Framework

本節では、クラスにおけるピアの性別構成、とりわけ女子比率がSTEM進学の意味決定に影響を与えるメカニズムを整理する。本研究では、女子比率の変化がSTEM進学に影響を与える経路として、(1) 学力分布の変化、(2) 相対順位 (comparative advantage)、(3) ロールモデル効果、(4) 同調圧力という四つのチャンネルを統合した理論的枠組みを提示する。個人 i はSTEM分野への進学（またはSTEM志望の維持）と非STEM分野への進学のいずれかを選択する。

個人 i はSTEM進学 ($d_i = 1$) と非STEM進学 ($d_i = 0$) のいずれかを選択する。効用はランダム効用モデルとして次のように定式化する：

$$U_{i1} = V_{i1} + \varepsilon_{i1}, \quad (1)$$

$$U_{i0} = V_{i0} + \varepsilon_{i0}. \quad (2)$$

個人は $U_{i1} > U_{i0}$ のときSTEMを選択する。したがって

$$d_i = 1 \quad \text{if} \quad \Delta V_i + \varepsilon_i > 0, \quad (3)$$

ここで $\Delta V_i = V_{i1} - V_{i0}$ 、 $\varepsilon_i = \varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i0}$ である。

まず、クラスにおける女子比率は学力分布そのものを変化させる可能性がある。女子比率を F とすると、個人 j の学力 θ_j は

$$\theta_j \sim G_\theta(\cdot | F) \quad (4)$$

に従うと仮定する。これは女子比率の変化が、クラス全体の学力分布や学習環境を変化させる可能性を表している。学力分布が変化すると、個人のクラス内での相対順位も変化する。個人 i の相対順位は

$$r_i = G_\theta(\theta_i | F) \quad (5)$$

と定義される。STEM進学の意味決定においては、絶対的な学力水準だけでなく、自分が集団内でどの位置にいるかという相対的な評価が重要となる可能性がある。STEM分野で成功する主観的確率は絶対能力 θ_i 、相対順位 r_i 、および主観的・心理的要因 $\mu(F)$ に依存すると仮定する：

$$p_i = p(\theta_i, r_i, \mu(F)). \quad (6)$$

また、女子比率は能力に対する自己認識や成功確率に関する信念にも影響を与える可能性がある。このような心理的要因を $\mu(F)$ と表す。例えば、STEM分野に関心を持つ女子の割合が高い環境では、同じ性別の成功例を観察する機会が増え、STEM分野が自分にとって到達可能な進路であるという認識が強まる可能性がある。

同調圧力は進路選択に伴う心理的費用に影響すると考え、費用関数を

$$C_i = C(\nu(F)) \quad (7)$$

と表す。ここで $\nu(F)$ は女子比率が規範的環境に与える影響を表す。以上より、STEM進学の間接効用差は

$$\Delta V_i = p(\theta_i, r_i, \mu(F)) \cdot B - C(\nu(F)) - K(\theta_i) \quad (8)$$

と書ける。STEM 進学を選択確率は

$$P(d_i = 1) = \frac{\exp(\Delta V_i)}{1 + \exp(\Delta V_i)}. \quad (9)$$

この枠組みにより、女子比率 F は (1) 学力分布、(2) 相対順位、(3) ロールモデル効果、(4) 同調圧力という複数の経路を通じて STEM 進学の意味決定に影響を与えることが明示される。

STEM 進学を選択確率は

$$P_i(F) = P(d_i = 1 | F) = \frac{\exp(\Delta V_i(F))}{1 + \exp(\Delta V_i(F))}.$$

したがって

$$\frac{\partial P_i}{\partial F} = P_i(1 - P_i) \cdot \frac{\partial \Delta V_i}{\partial F}.$$

ここで $P_i(1 - P_i) > 0$ であるため、 $\partial P_i / \partial F$ の符号は $\partial \Delta V_i / \partial F$ の符号によって決まる。

効用差は

$$\Delta V_i(F) = p(\theta_i, r_i(F), \mu(F)) \cdot B - C(\nu(F)), \quad r_i(F) = G_\theta(\theta_i | F)$$

であるから、チェーンルールより

$$\frac{\partial \Delta V_i}{\partial F} = B \left[\frac{\partial p}{\partial r} \frac{\partial r_i}{\partial F} + \frac{\partial p}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial F} \right] - \frac{\partial C}{\partial \nu} \frac{\partial \nu}{\partial F}.$$

したがって、

$$\frac{\partial P_i}{\partial F} > 0 \quad \Leftrightarrow \quad B \left[\frac{\partial p}{\partial r} \frac{\partial r_i}{\partial F} + \frac{\partial p}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial F} \right] > \frac{\partial C}{\partial \nu} \frac{\partial \nu}{\partial F},$$

$$\frac{\partial P_i}{\partial F} < 0 \quad \Leftrightarrow \quad B \left[\frac{\partial p}{\partial r} \frac{\partial r_i}{\partial F} + \frac{\partial p}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial F} \right] < \frac{\partial C}{\partial \nu} \frac{\partial \nu}{\partial F}.$$

この枠組みは、女子比率の変化が STEM 進学に与える影響が必ずしも単一の方
向に働くわけではないことを示している。相対順位やロールモデル効果が支配的な
場合には女子比率の上昇は STEM 専攻や進学を促進する可能性がある一方、同調圧
力や規範的要因が強い場合には逆の効果が生じる可能性がある。

4 Institutional Background

本節では、日本の高等学校における文理分岐制度とクラス編成の特徴を説明する。
この制度は、高校在学中にクラスのピア構成を大きく変化させる点で特徴的であり、
本研究が分析するピア効果を理解する上で重要な制度的背景となる。

日本の初等中等教育は 6-3-3 制（小学校 6 年・中学校 3 年・高等学校 3 年）で
構成される。高等学校は普通科と専門学科（工業・商業・農業など）に分かれるが、

本研究の対象は主に普通科高校である。多くの普通科高校では、高校1年生の段階では文系・理系によるクラス分けは行われず、生徒の大半が共通の科目を履修する。しかし、高校1年生の冬から学年末にかけて生徒は文系または理系の選択を行い、高校2年生以降は時間割、クラス編成、教員配置がこの選択に応じて分岐する。

日本の大学入試では、理工系、情報系、医学・薬学系、農学系など多くの学部で、数学Ⅲおよび2科目の理科（物理・化学・生物など）の履修が前提となる。したがって、高校2年生の段階でこれらの科目を履修していない場合、受験可能な理系学部は大幅に制限される。この制度は、カナダ・オンタリオ州の制度と対照的である。Card and Payne (2021) が示すように、オンタリオ州では生徒はSTEM進学に必要な科目を個別に選択するが、クラス編成自体は大きく変化しない。一方、日本の普通科高校では、文理選択に伴いクラス編成そのものが再編成されるため、同じ学校内でもクラスのピア構成が大きく変化する。

この制度の最も重要な特徴は、文理選択の前後でクラスのピア構成が大きく変化する点である。高校1年生では、STEM志望と文系志望の生徒が同一クラスに混在している。一方、高校2年生以降は進路選好に応じたクラス編成が行われるため、同様の進路選好を持つ生徒が同一クラスに集まる。この結果、クラスの女子比率は単なる男女構成だけでなく、進路選好とも強く関連した指標となる。

この制度的背景は、STEM専攻における男女格差の形成を理解する上でも重要である。近年の研究では、STEM分野における男女格差の多くは能力差ではなく、男女の進路選好の違いによって説明されることが示されている。例えばNgo and Nguyen (2024) はメキシコシティの高校進学制度を分析し、STEM進学格差の大部分が男女の選好の違いによって説明されることを示している。

日本の高校の文理選択には、非対称性が存在する。すなわち、高校2年生の段階で文系を選択した生徒がその後理系進学へ変更することは制度的に困難である一方、理系を選択した生徒が後に文系へ転じることは比較的容易である。この非対称性のため、高校2年時の文理選択で文系を選択すると、その後理系を選択することはかなり難しいという不可逆な意思決定をすることになる⁴。このため、将来の進路を柔軟に検討したい生徒は、選択肢を確保するために一旦理系を選択した上で、その後の情報更新や制約条件を踏まえて現実的な進路選択を行い、結果としてSTEM志望から徐々に離脱していく可能性がある。このため、「いつSTEM志望を選択したか」というよりは「いつSTEM志望から離脱したか」ということが重要である。加えて、さらに、進路選択の初期段階においてSTEM分野を選択しない傾向は女子においてより顕著である。文理選択の時点でSTEMを選択しないことは、その後の進路の選択肢を大きく制約するため、この初期選択において何が影響しているかを知ること重要である。そこで、(1) 高校入学時点におけるSTEM進学希望、(2) 高校2年生時点での理系コース選択、(3) 高校卒業時の大学受験におけるSTEM志望という三つの時点で、生徒たちがどのような進路選択をしているかを観察することに意味がある。

⁴また、同じ理系でも医歯薬系とSTEM系では、受験で要求される科目の組み合わせが異なるため、高2段階での理科の科目選択によっては、医歯薬系またはSTEM系のいずれかしか受験できない可能性もある。

5 Econometric Model

以上の理論的枠組みおよび制度的な背景に基づき、本研究ではSTEM専攻からの離脱に対するピアの性別構成の影響を、線形確率モデル (Linear Probability Model: LPM) により推定する。 $Y_{it} = 1$ は生徒 i が時点 t においてSTEM専攻から離脱したことを示す。

推定式は次の通りである：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1\theta_{it} + \beta_2r_{it} + \beta_3F_{ct} + X'_{it}\gamma + \alpha_c + \tau_t + \varepsilon_{it}.$$

ここで、 θ_{it} は個人のSTEM関連科目における絶対的な学力水準 (absolute ability) やSTEM関連科目の科目間優位性 (absolute STEM advantage) を表す。 r_{it} はクラス内の相対順位を表す。 F_{ct}^{STEM} はクラス c 、時点 t における集団の女子比率を F_{ct} で表す。本研究の主な関心は、この係数 β_3 によって捉えられるピアの性別構成の効果である。

X_{it} は個人属性やその他の統制変数のベクトルであり、 α_c は学校固定効果で、 τ_t は模試固定効果で模試が行われた時期に共通する要因を統制している。 ε_{it} は誤差項である。標準誤差は学校単位でクラスタリングした頑健標準誤差を用いる。

クラス内の相対順位は、Murphy and Weinhardt (2020) に倣い、

$$R_{ijsc} = \frac{n_{ijsc} - 1}{N_{jsc} - 1},$$

$$R_{ijsc} \in [0, 1].$$

と定義した。

6 Data

6.1 Data Characteristics

本研究では、民間企業が大学受験対策として実施している全国規模の模擬試験の匿名加工データを用いる。この模擬試験は全国約3,000校 (全日制高校の約60%) が参加し、年間約45万人が受験する、日本最大規模の模擬試験の一つである。生徒の学力を全国水準で比較可能な形で測定できる点に特徴がある。模擬試験は学校単位で申し込みが行われる。出題範囲は高校の履修内容に対応しており、同一年度内に複数回の受験が可能である。具体的には、高校1年生向けに年3回、高校2年生向けに年4回、高校3年生向けに年6回実施される。そのため、学校によって受験回数は異なるが、高校3年間で最大13回の模試の結果を観察することができる。

各回の模試では、生徒は志望大学および志望学部を申告する。模試の結果には、教科別偏差値や全国順位に加え、志望大学に対する合格可能性判定が返却される。また、高校3年生時点では実際の出願大学・学部および最終的な進学先の大学・学部も観察可能である。本研究では、埼玉県内の高等学校のうち、2020年度入学の生徒について模擬試験データの研究利用に同意した12校のデータを使用する。これは埼玉県内の全日制高校の約6.5%、生徒数の約7.2%に相当する。各校における模試受験の回数および時期はAppendix Figure 2に示している。本研究では、これらの情報を用いて高校3年間にわたるアンバランスなパネルデータを構築した。

高校の入学時には、生徒に対して「現在興味を持っている、または進学したいと思う系統」を尋ねる質問紙調査が実施される。本研究では、その回答のうち「理・工・情報系」を選択した生徒を「STEM志望」と定義する⁵。またこの時点で「就職する」と回答した生徒は分析から除外した。その後は、模試ごとに生徒は志望大学と学部を記入しており、その学部が「理・工・情報系」に該当する場合はSTEM志望、「法・経済・商・社会系」「文・語学系」「教育系」「人間・国際・総合などの学際系」を選択している場合は文系志望と定義した⁶。また高校卒業後、実際にどの大学・学部・学科に進学したかについての情報もある。実際の進学先の学部・学科が「理・工・情報系」に該当する場合はSTEM系学部進学、「法・経済・商・社会系」「文・語学系」「教育系」「人間・国際・総合などの学際系」を選択している場合は文系学部進学と定義した。

なお、本データに含まれる2020年度に入学した生徒の総数は12校3,924人（このうち男子2,024人、女子1,900人）である。この12校の女性比率平均は50.4%であり、埼玉県内の全日制高校全体の女性比率平均49.4%と大きくは変わらない。また12校に所属する生徒の偏差値平均は約48.3であり、模試受験者全体の平均よりもやや低い。このうち高校入学時点で理・工・情報系学部を志望していた生徒の総数は397人（このうち男子349人で全男子生徒の25.7%、女子は48人で全女性生徒の4.3%）である。本研究では、以降これらの生徒を「高1時点でのSTEM志望」と呼称し、これらの生徒を主な分析対象とする。

本研究の主要なアウトカムは、入学時にSTEM志望であった生徒がその後の模試時点でSTEM志望を維持しているかどうかである。具体的には、STEM志望から文系志望へ変更した場合に1をとるダミー変数を「STEM志望からの離脱」と定義する。

クラスの女子比率は、各学年進級時に行われるクラス編成の情報を用いて計測した。高校2年生進級時のクラス編成は、生徒の文理選択に基づいて学校が決定する。Brenøe and Zölitz (2020) は、高校入学時のコホートにおける女子比率をピア構成の指標として用いている。一方、本研究では各時点で生徒が実際に曝露されているクラスの女子比率を用いる。これは、生徒たちは学年の最初に行われるクラス編成の後に複数回の模試を受験するという設定のため、学年の最初に生じるピア構成の変化が進路選択に与える影響を見ることに適しているためである。

STEM関連科目の科目間優位性 (absolute STEM advantage) は、数学の偏差値を国語と英語の偏差値の平均で除した指標として定義した。相対優位 (relative rank) は、Murphy and Weinhardt (2020) に従い、数学のクラス内相対順位を算出した。また、能力に対する自信の指標として、「第1志望校との偏差値差」を用いる。具体的には、生徒が自己申告した第1志望校の偏差値を予備校が公表する大学偏差値表から取得し、模試における実際の偏差値との差を計算した。

なお、Goulas et al. (2024) では、相対順位（彼らの論文ではComparative STEM advantageと呼称されている）を「STEM科目と非STEM科目の成績比」(absolute advantage) を算出した上で、それをクラス内で順位化したものとして定義している。著者らは、生徒は、自身の相対順位について、正確には把握していないものの、日常的な相互作用を通じて自分の相対的な立ち位置をある程度把握していると仮定し

⁵なお、「医・歯・薬系」および「医療看護・福祉系」を志望する生徒も存在するが、これらはSTEM志望とは区別して扱う。

⁶医歯薬志望についても分析をしたが、一貫した結果が得られなかったため、今回は分析の結果を掲載していない。当然これらの結果も要望に応じて提供することができる。

ている。

本研究では、Goulas et al. (2024) と同じ定義は採用せず、Murphy and Weinhardt (2020) による数学の相対順位を用いた。その主な理由は、本研究で用いる模擬試験のデータの特徴にある。具体的には、本データにおける模試の結果は生徒にフィードバックされており、その中には学校内順位が明示的に含まれている。このため、生徒は自身の学力に関する相対的な位置を明確に把握していると考えられる。

確かに、学校内順位はクラス内順位と完全に一致するものではないが、学校内順位が定期的に提供されることにより、生徒は自身の相対的な位置について比較的正確な認識を形成している可能性が高い。本研究の関心は、生徒が実際に認識している相対的能力に近い指標を捉えることにあるため、このような観点から、Murphy and Weinhardt (2020) に倣い、数学の相対順位を採用することが適切であると判断した。

本研究で用いるデータにはいくつかの重要な特徴がある。第一に、高校3年間にわたり生徒の進路志望の変化を最大13回にわたって観察できる点である。これにより、STEM志望の形成および離脱の過程を高い頻度で追跡することが可能となる。第二に、生徒の学力や相対順位に関する情報を同時に観察できる点である。また、この学力や相対順位が明示的に生徒にフィードバックされているという点も重要で、生徒は自身の学力や相対順位を正確に認識している。第三に、模擬試験は学校単位で実施されるため、クラスのピア構成も把握することができる。特に、高校2年生進級時の文理選択によってクラスのピア構成が制度的に変化する点は、本研究の分析において重要な役割を果たす。

6.2 Basic Statistics

Table 1 は、高校入学時点でSTEM志望であった生徒の記述統計を示している。なお、STEM志望に限定しない全生徒の基本統計量は Appendix Table 16 に示した。

まず、高校入学時点でSTEM志望であった生徒数には明確な男女差がみられる。男子は349人であるのに対し、女子は48人とどまっておらず、STEM分野への初期的な進路希望の段階ですでに大きな男女差が存在していることが分かる。この結果は、多くの国で観察されているSTEM分野における男女格差と整合的である。

一方、学力指標を見ると、数学の偏差値、数学の絶対優位、数学の比較優位、第1志望校との偏差値差のいずれについても、男女の平均値には大きな乖離はみられない。少なくとも記述統計の水準では、STEM志望者の間に大きな能力差が存在するとは言いきれない。この点は、STEM分野における男女格差が単純な能力差のみでは説明できず、進路選好や信念形成の違いが重要である可能性を指摘する先行研究と整合的である (Ngo and Nguyen, 2024)。

次に、クラスの女子比率に着目すると、生徒 i が時点 t において実際に所属しているクラスにおける女子生徒比率を用いて計測している。本研究の分析対象であるSTEM志望者に限ってみても、女子生徒は男子生徒よりも平均的に女子比率の高いクラスに所属している。もっとも、この平均値は高校1年時点と高校2年以降とで意味合いが異なる。高校1年時点では文理志向の異なる生徒が混在しているのに対し、高校2年以降は文理選択後のクラス編成を反映しているためである。

以上の記述統計は、本研究の出発点として重要な二つの事実を示している。第一に、STEM志望には高校入学時点ですでに明確な男女差が存在すること、第二に、その差は少なくとも観察可能な学力指標の違いだけでは十分に説明されない可能性

があることである。これらの事実は、進路選択において選好やピア構成が重要な役割を果たしている可能性を示唆しており、次節以降ではクラスの女子比率とSTEM志望の維持・離脱の関係を実証的に検証する。

Table 1: 基本統計量（高校入学時点でSTEM志望だった生徒、N=397）

変数名	Male					Female				
	N	Mean	Min	Max	SD	N	Mean	Min	Max	SD
被説明変数										
STEM志望からの離脱ダミー（全期間）	340	0.403	0.000	1.000	0.491	47	0.590	0.000	1.000	0.492
STEM志望からの離脱ダミー（高2以降）	331	0.163	0.000	1.000	0.369	47	0.297	0.000	1.000	0.457
STEM志望からの離脱ダミー（高1）	345	0.243	0.000	1.000	0.429	48	0.270	0.000	1.000	0.444
文系志望への変更ダミー（全期間）	221	0.450	0.000	1.000	0.497	31	0.719	0.000	1.000	0.450
文系志望への変更ダミー（高2以降）	335	0.110	0.000	1.000	0.313	47	0.195	0.000	1.000	0.396
文系志望への変更ダミー（高1）	190	0.282	0.000	1.000	0.450	22	0.527	0.000	1.000	0.500
説明変数										
クラスの女子比率（全期間）	349	0.492	0.000	0.750	0.136	48	0.562	0.200	1.000	0.249
クラスの女子比率（高1）	321	0.487	0.000	0.600	0.112	46	0.534	0.267	0.600	0.059
クラスの女子比率（高2以降）	340	0.488	0.000	0.569	0.080	47	0.510	0.242	0.569	0.050
コントロール変数										
数学の偏差値	342	49.862	27.900	86.100	8.934	47	49.426	32.900	78.900	7.836
数学の絶対優位	342	1.068	0.645	1.871	0.160	47	1.023	0.679	1.394	0.138
数学の比較優位	342	0.605	0.000	1.000	0.283	47	0.625	0.019	1.000	0.263
第1志望校との偏差値差	336	9.400	-34.600	44.800	8.885	47	9.009	-30.100	34.500	7.591

- Note: (1) 高校1年生の入学時点で、模試に付随する質問紙調査において希望する進路を「理・工・情報系」と回答した生徒を「STEM志望」と定義した。
(2) 「STEM志望からの離脱」は、高校入学時点でSTEM志望であった生徒が、その後の各時点で「理・工・情報系」以外を回答した場合に1をとるダミー変数である。
(3) 「文系志望への変更」は、その時点で希望進路を文系分野として回答した場合に1をとるダミー変数である。
(4) 「全期間」は入学から卒業までのいずれかの時点、「高1」は2020年4月から2021年3月までのいずれかの時点、「高2以降」は2021年4月以降卒業までのいずれかの時点を指す。
(5) クラスの女子比率は、生徒*i*が時点*t*において所属しているクラスにおける女子生徒比率である。
(6) 偏差値は、全国受験者集団における得点分布を平均50、標準偏差10となるように標準化した指標である。数学の絶対優位は、数学の偏差値を国語・英語の偏差値平均で除したものである。数学の比較優位は、クラス内における数学成績の相対順位（ordinal rank）に基づいて作成した。
(7) 「第1志望校との偏差値差」は、生徒が自己申告した第1志望校の偏差値と、模試における本人の偏差値との差を示す。

高校1年生から高校2年生への進級時に、クラスのピア構成がどのように変化するかを示したのが Table 2 である。この表では、単なる女子比率だけでなく、クラス内に占める STEM 志望男子および STEM 志望女子の比率、文系志望男子と女子の比率も併せて示している。

文理選択前の高校1年生では、クラス全体の女子比率は平均 49.2%である一方、クラス内に占める STEM 志望女子の比率は 2.8%にとどまっている。これに対して、STEM 志望男子の比率は 23.8%であり、STEM 志望者の構成には大きな男女差が存在することが分かる。

他方、文理選択後の高校2年生以降では、主として理系クラスにおける女子比率を観察することになるため、クラス全体の女子比率は 40.1%へとやや低下する。しかし、STEM 志望女子の比率は 10.8%へと大きく上昇している。すなわち、文理選択後にはクラス全体としてはやや男性比率が高まる一方で、クラス内における STEM 志望女子の存在感は相対的に高まる。

この結果は、文理選択が単に男女比を変化させるだけでなく、クラス内の進路選好の構成そのものを変化させていることを示している。したがって、文理選択前後で観察される女子比率は、同じ「女子比率」であっても構成されるピアの選好が大きく異なる可能性がある。本研究は、この制度的転換点の前後で、女子比率が STEM 志望の維持・離脱に与える影響がどのように異なるかを検証する。

Table 2: 文理選択前後におけるクラス内女子比率と STEM 志望者・文系志望者比率

	クラス全体の女子比率	STEM 志望男子比率	STEM 志望女子比率	文系志望男子比率	文系志望女子比率
文理選択前	49.2%	23.8%	2.8%	43.1%	64.8%
文理選択後	40.1%	33.3%	10.8%	18.4%	26.4%

Note: STEM 志望の定義については Table 1 と同じ。

6.3 バランステスト

本研究では、クラスにおける女子比率が STEM 進路選択に与える影響を識別するにあたり、クラスの女子比率が生徒の事前特性と系統的に相関していないかを確認する必要がある。もし女子比率が生徒の学力などの観測可能な特性と強く関連している場合、推定される効果はピア構成そのものの影響ではなく、これらの特性の違いを反映している可能性がある。そのため、本研究ではまず、クラスの女子比率と生徒の事前特性との関係についてバランステストを行う。

具体的には、個人の数学の学力、理系志望、学校平均の学力水準、理系志望比率など、高校入学時点または各学年開始時点で観測される特性が、クラスの女子比率と系統的に関連しているかを検証する。これらの事前特性と女子比率の間に有意な関係が確認されなければ、少なくとも観測可能な特性に関しては、クラスの女子比率が疑似ランダムに決定されていると解釈できる。

この点は、日本の制度環境とも整合的である。既に述べたように、高校入学後のクラス編成は主として学校側によって行われ、生徒がクラスの男女構成を直接選択することはできない。そのため、同一学校・同一学年内におけるクラス間の女子比率の違いは、個々の生徒の能力や選好による自己選択によって生じる可能性が相対的に小さいと考えられる。ただし、学校全体の男女構成は入学時点の生徒構成を反映しており、クラスレベルの女子比率とも関連する可能性がある。したがって、クラスレベルの女子比率の識別にあたっては、学校全体の女子比率を区別して扱う必要がある。

Table 3 は、この点を確認するために、各時点におけるクラスの女子比率を被説明変数とし、生徒および学校の事前特性との関係を示したものである。重要なのは、高校入学時点では文理選択に基づくクラス編成がまだ行われていない一方で、高校2年生以降は生徒自身の文理選択に伴ってクラス編成が再編されるため、女子比率の決定メカニズムが時点によって異なりうることである。

バランステストの結果、統計的に有意な関連が確認されたのは、高校入学時点における学校全体の女子比率のみであった。他方で、個人レベルの学力、理系志望、および学校平均の学力や理系志望については、クラスの女子比率との間に統計的に有意な関係は確認されなかった。この結果は、クラスの女子比率が少なくとも観測可能な生徒特性によって強く規定されていないことを示しており、本研究の識別戦略を支持する証拠といえる。

もっとも、入学時点では学校全体の女子比率がクラスの女子比率と強く相関しているため、本研究ではこの潜在的な交絡要因を考慮し、推定式に入学時点の学校全体の女子比率を統制変数として含める。さらに、学校固定効果を導入することで、学校間の制度的特徴や入学時点の選抜の違いを制御する。したがって、本研究の識別は主として同一学校内におけるクラス間の女子比率の差に依拠している。

Table 3: クラス女子比率と事前特性のバランステスト

	被説明変数：クラスの女子比率		
	高校入学時	高校2年時	高校3年時
個人の偏差値	0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
個人の理系志望ダミー	-0.016 (0.012)	-0.041 (0.025)	-0.012 (0.015)
学校の平均偏差値	0.001 (0.004)	-0.003 (0.010)	0.002 (0.003)
学校平均の理系志望比率	0.103 (0.083)	-0.328 (0.320)	-0.120 (0.203)
学校全体の女子比率	1.008*** (0.053)	0.542 (0.353)	0.543 (0.350)
時点固定効果	YES	YES	YES
Num.Obs.	10,199	10,199	10,199

Note: (1) 被説明変数は、高校入学時、高校2年開始時、高校3年開始時におけるクラスの女子比率である。

(2) 説明変数は、各時点で観測される個人レベルおよび学校レベルの事前特性である。

(3) *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1.

6.4 学力の男女格差で説明できないSTEM志望の男女格差

本研究のメイン分析に入る前に、STEM志望における男女格差が男女の学力格差によってどの程度説明されるかを検証する。Table 4はその回帰結果を示したものである。この推定では、高校入学時点でSTEM志望であった生徒に限定せず、サンプルに含まれる全ての生徒を対象としている。

アウトカムは二つの指標を用いた。第一に、高校在学中のいずれかの時点でSTEM志望から離脱していれば1を取るダミー変数である。第二に、文系志望へ変更した場合に1を取るダミー変数である。主要な説明変数は女子ダミーであり、これに加

えて学力を表す変数として数学の偏差値、数学の比較優位、数学の絶対優位を段階的に追加している。

Table 4 の結果を見ると、学力指標を追加しても女子ダミーの係数はわずかに変化するものの、依然として正で統計的に有意である。このことは、女子生徒が男子生徒と比較してSTEM志望から離脱する、あるいは文系志望へ変更する確率が高いという傾向が、単純な数学の学力差だけでは十分に説明されないことを示している。

したがって、STEM進学における男女格差は、学力指標だけでは十分に説明できず、それ以外の要因が重要な役割を果たしている可能性が示唆される。この結果は、STEM分野への進学や専攻の男女差が学力ではなく、主観的・心理的要因などによって生じている可能性を指摘する先行研究とも整合的である (Contini et al., 2025)。次節では、クラスにおける女子比率というピア構成がSTEM志望からの離脱にどのような影響を与えるかを検証する。

Table 4: STEM志望における男女格差と学力指標（全期間）

	STEM志望からの離脱					文系志望への変更		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
女子ダミー	0.121 (0.072)	0.125 (0.073)	0.128+ (0.071)	0.126+ (0.071)	0.135+ (0.068)	0.153* (0.057)	0.154* (0.054)	0.141* (0.052)
数学の偏差値		-0.004+ (0.002)	-0.001 (0.005)	0.000 (0.007)		0.008** (0.003)	0.020*** (0.004)	0.025*** (0.005)
数学の相対順位			-0.097 (0.119)	-0.069 (0.108)			-0.380*** (0.079)	-0.318** (0.082)
数学の科目間優位性				-0.205 (0.155)				-0.472** (0.136)
Adj. R^2	0.209	0.208	0.208	0.211	0.577	0.615	0.626	0.639
Num.Obs.	11,852	11,040	11,040	11,036	6,279	5,365	5,365	5,363

Note: (1) 変数の定義は Table 1 と同じ。
 (2) サンプルはデータに含まれる全ての生徒である。
 (3) 標準誤差はクラス単位でクラスターリングした頑健標準誤差を用いた。
 (4) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7 推定結果

7.1 女子比率の影響

本節以降の分析では、高校入学時点でSTEM志望であった生徒を対象を限定し、クラスの女子比率がSTEM志望の維持・離脱に与える影響を検証する。Table 5は、高校入学時点でSTEM分野を志望していた生徒を対象に、クラスの女子比率および学力指標がSTEM志望からの離脱と文系志望への変更に与える影響を推定した結果を示している。ここでは高校1年生から高校3年生までの全期間をまとめて分析している。列(1)(4)は男女をプールした推定結果、列(2)(5)は男子のみ、列(3)(6)は女子のみを対象とした推定結果である。Table 6は、Table 5と同じ生徒を対象に文理選択後（高校2年生開始以降）を1としたダミー変数とクラスの女子比率の交差項

を加え、高校2年生以降の文理選択の後に、女子比率の影響が変化するかどうかを確認する。

まず、Table5の結果を見るとクラスの女子比率の係数はいずれの推定においても統計的に有意ではない。したがって、高校在学中の全期間を一括してみた場合には、クラスの女子比率がSTEM志望からの離脱や文系志望への変更に平均的な影響を与えているという明確な証拠は得られない。

一方で、学力指標についてはいくつかの有意な結果が確認される。数学の偏差値は、STEM志望からの離脱には有意な影響を示さないが、文系志望への変更については正で有意な係数が観察される。特に列(6)を見ると、女子において係数が比較的大きく、数学の偏差値が高い生徒ほど文系志望へ変更する傾向が見られる。これに対して、列(6)の数学の相対順位および科目間優位性は、文系志望への変更確率と有意な負の関係を示しており、数学の相対順位が高い生徒、数学が他科目に比べて相対的に得意な生徒ほど文系志望へ変更しにくいことが示唆される。この効果は列(5)の男子にも確認されるが、女子のほうが係数が大きい。

Table 5: クラス女子比率とSTEM志望の離脱・文系志望への変更（全期間）

	STEM志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの女子比率	-0.171 (0.513)	0.104 (0.507)	-0.873 (0.930)	0.215 (0.281)	0.115 (0.250)	0.896 (0.593)
数学の偏差値	0.000 (0.008)	-0.000 (0.006)	0.011 (0.016)	0.024*** (0.005)	0.019** (0.006)	0.053** (0.014)
数学の相対順位	-0.130 (0.121)	-0.066 (0.139)	-0.562+ (0.294)	-0.323*** (0.077)	-0.251** (0.072)	-0.624* (0.216)
数学の科目間優位性	-0.232 (0.242)	-0.242 (0.213)	-0.333 (0.525)	-0.468* (0.172)	-0.416* (0.178)	-0.894* (0.317)
第1志望校との偏差値差	0.002 (0.002)	0.004* (0.002)	-0.008 (0.006)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.001)	0.005+ (0.003)
女子ダミー	0.048 (0.088)			0.088 (0.068)		
Adj. R^2	0.233	0.249	0.330	0.794	0.803	0.711
Num.Obs.	6,785	5,795	990	3,375	2,925	450

Note: (1) サンプルは高校入学時点でSTEM志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

ただし、これらの推定は高校1年生から高校3年生までの全期間を対象にして行ったものであり、高校2年生進級時の文理選択に伴う制度的なクラス再編成を考慮していない。文理選択によってクラスのピア構成が大きく変化することを踏まえ

ると、女子比率の効果は文理選択の前後で異なる可能性がある。Table 6では、文理選択後（高校2年生4月以降）を1とするダミー変数とクラスの女子比率の交差項を加え、その影響を見てみると、交差項の係数は負で統計的に有意になっている。これは列(3)でSTEM志望からの離脱をアウトカムにして、女子に絞ったサンプルにおける推定でしか観察されない。つまり、文理選択後のクラスでは、女子比率の上昇は女子のSTEM志望からの離脱を抑制する効果があることが示唆される。女子比率に加え、学力指標の影響などもみるため、文理選択前の高校1年生に限定した推定結果をTable 7、文理選択後の高校2年生以降に限定した推定結果をTable 8に示す。

Table 6: クラス女子比率とSTEM志望の離脱・文系志望への変更（全期間・文理選択後の交差項）

	STEM志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの女子比率 × 文理選択後=1	0.192 (0.272)	0.198 -0.199	-0.238** (0.062)	0.187 (0.164)	0.356 (0.241)	-0.001 (0.139)
文理選択後=1	-0.132 (0.150)	-0.099 (0.084)	-0.229*** (0.043)	-0.085 (0.082)	-0.154 (0.107)	0.052 (0.093)
クラスの女子比率	-0.408 (0.426)	-0.073 (0.204)	-0.655 (0.637)	0.019 (0.271)	-0.179 (0.231)	0.743 (0.682)
数学の偏差値	0.001 (0.006)	0.001 (0.010)	0.008 (0.024)	0.025** (0.007)	0.021* (0.008)	0.046** (0.012)
数学の相対順位	-0.174+ (0.091)	-0.172 (0.110)	-0.293 (0.356)	-0.361** (0.097)	-0.297* (0.104)	-0.612** (0.158)
数学の科目間優位性	-0.153 (0.166)	-0.132 (0.259)	-0.509 (0.520)	-0.414* (0.149)	-0.374* (0.160)	-0.652* (0.203)
第1志望校との偏差値差	0.002 (0.002)	0.004* (0.002)	-0.008 (0.006)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.001)	0.005+ (0.003)
女子ダミー	0.086 (0.074)			0.103 (0.060)		
Adj. R^2	0.249	0.264	0.337	0.800	0.812	0.729
Num.Obs.	10733	9235	1498	5363	4611	752

Note: (1) サンプルは高校入学時点でSTEM志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) 文理選択後=1は、文理選択が行われた高校2年生開始時である2021年4月1以降を1とした。
(4) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(5) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(6) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7.2 文理選択前後での変化

Table 7は、文理選択が行われる前の高校1年生に限定して、クラスの女子比率および学力指標がSTEM志望からの離脱と文系志望への変更に与える影響を推定した結果を示している。この時期のクラスでは、STEM志望と文系志望の生徒が同一クラ

スに混在しており、クラス内の進路選好は比較的多様である。

Table 7の列(3)を見ると、クラスの女子比率は女子のSTEM志望からの離脱に対して正で統計的に有意な係数を示している。すなわち、文理選択前の段階では、高校入学時点で女子比率が高いクラスに所属する女子ほどSTEM志望から離脱しやすい傾向が確認される。この結果はBrenøe and Zölitz (2020)とも整合的である。他方、列(2)で男子について見ると、クラスの女子比率の係数は小さく、統計的に有意ではない。したがって、この時期の女子比率の影響は主として女子に対してのみ観察される。

学力指標については、文系志望への変更に対していくつか有意な結果が見られる。数学の偏差値は男女ともに文系志望への変更と正の関係を示す一方、数学の比較優位および絶対優位は主として男子において文系志望への変更と負の関係を示している。さらに、第1志望校との偏差値差については、男子ではSTEM志望からの離脱と正の関係、女子では負の関係が観察されており、自己認識や進学期待に対する反応が男女で異なる可能性を示唆している。

Table 7: クラス女子比率とSTEM志望の離脱・文系志望への変更（文理選択前：高校1年生）

	STEM志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの女子比率	-0.085 (0.479)	0.147 (0.489)	1.241** (0.417)	-0.035 (0.219)	-0.007 (0.201)	1.103 (1.101)
数学の偏差値	-0.000 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.008 (0.008)	0.019* (0.007)	0.015* (0.006)	0.045* (0.012)
数学の相対順位	-0.016 (0.112)	0.008 (0.136)	-0.248 (0.335)	-0.241* (0.101)	-0.201* (0.086)	-0.376 (0.217)
数学の科目間優位性	-0.107 (0.167)	-0.117 (0.204)	0.225 (0.228)	-0.372* (0.170)	-0.327+ (0.169)	-0.819 (0.536)
第1志望校との偏差値差	0.002+ (0.001)	0.004* (0.002)	-0.007+ (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.004)
女子ダミー	0.202*** (0.039)			0.089 (0.107)		
Adj. R^2	0.275	0.244	0.686	0.780	0.784	0.762
Num.Obs.	6,933	5,899	1,034	2,344	2,108	236

Note: (1) サンプルは高校入学時点でSTEM志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Table 8は、文理選択後の高校2年生以降に限定して同様の推定を行った結果を

示している。この段階では、理系クラスと文系クラスが制度的に分離されるため、クラスの進路選好の構成は高校1年時点とは大きく異なる。

Table 8の列(3)を見ると、文理選択後にはクラスの女子比率は女子のSTEM志望からの離脱確率に負の影響を与えている。すなわち、女子比率の高いクラスに所属する女子ほど、STEM志望を維持する傾向が強いことが示唆される。同様に、列(6)で文系志望への変更について見てみても、女子比率は負で有意であり、列(3)の結果とも整合的である。他方、列(2)および(4)で、男子についてはクラスの女子比率の係数は概ね小さく、有意ではない。

また、学力指標については、文理選択前とは異なり、数学の偏差値、比較優位、絶対優位のいずれも統計的に有意ではない。したがって、文理選択後の段階では、STEM志望の維持・離脱において学力指標よりもクラスのピア構成が相対的に重要になっている可能性がある。

Table 5からTable 8の結果を総合すると、クラス内の女子比率がSTEM志望の維持・離脱に与える影響は、文理選択の前後で大きく異なることが分かる。具体的には、文理選択前の高校1年生では、女子比率の高いクラスほど女子のSTEM志望からの離脱が生じやすい一方、文理選択後の高校2年生以降では、女子比率の高いクラスほど女子がSTEM志望を維持しやすい。すなわち、女子比率の効果は制度的転換点である文理選択の前後で符号を反転させている。

さらに重要なのは、このような効果が主として女子にのみ観察され、男子には一貫して見られないことである。この結果は、同じピア構成の変化に対して男女が異なる形で反応している可能性を示しており、STEM進学や専攻選択における男女格差の形成メカニズムを理解する上で重要である。

このように、女子比率の効果が文理選択の前後で逆方向に働くため、高校3年間を一括して推定したTable 5では、両者の効果が部分的に相殺され、女子比率の平均効果が統計的に有意でなくなったと解釈できる。したがって、全期間の推定結果がゼロに近いことは、女子比率が進路選択に影響していないことを意味するのではなく、制度的転換点の前後で異なるピア効果が存在することを示唆している。

Table 8: クラス女子比率と STEM 志望の離脱・文系志望への変更（文理選択後：高校2年生以降）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの女子比率	-0.175 (0.106)	-0.162 (0.097)	-0.378* (0.107)	-0.178* (0.076)	-0.116 (0.071)	-0.201* (0.068)
数学の偏差値	-0.000 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.004 (0.015)	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.017)
数学の相対順位	-0.108 (0.106)	-0.080 (0.122)	-0.229 (0.192)	-0.167 (0.122)	-0.118 (0.135)	-0.354 (0.222)
数学の科目間優位性	-0.049 (0.155)	-0.028 (0.123)	-0.701 (0.618)	-0.076 (0.089)	-0.043 (0.098)	-0.298 (0.746)
第1志望校との偏差値差	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.005)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.006 (0.005)
女子ダミー	0.275* (0.109)			0.177* (0.079)		
Adj. R^2	0.168	0.106	0.454	0.090	0.049	0.306
Num.Obs.	6,666	5,676	990	6,658	5,668	990

Note: (1) サンプルは高校入学時点で STEM 志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM 志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7.3 メカニズム

ここでは、クラスの女子比率が STEM 進路選択に影響を与えるメカニズムについて検討する。第3節で示した理論枠組みに基づく、クラス内の女子比率 F が STEM 進学の意味決定に影響を与える学力以外の経路として、主に二つのメカニズムが考えられる。第一に、同じ性別の生徒が STEM 分野を志向している姿を観察することによって生じるロールモデル効果である。STEM 志望の女子が多い環境では、女子が STEM 分野でも成功するという主観的確率が高まり、STEM 志望を維持するインセンティブが強まる可能性がある。第二に、集団内で共有される規範や同調圧力である。すなわち、集団内でどの進路が「自然」あるいは「望ましい」と認識されているかという規範的環境は、進路選択に伴う心理的費用を通じて意思決定に影響を与える可能性がある。

ただし、ロールモデル効果や同調圧力を直接観察することはできない。そこで Table 9 および Table 10 では、クラス内の女子比率を2つの構成要素に分解し、それぞれの役割を間接的に検証する。具体的には、(1) クラス内の STEM 志望女子比

率と、(2) クラス内の文系志望女子比率である。

まず、クラス内のSTEM志望女子比率は、STEM分野を志向する女子への暴露を近似する指標として用いる。STEM志望の女子が多い環境では、女子がSTEM分野でも成功するという信念形成が促される可能性があり、STEM志望からの離脱や文系志望への変更を抑制する効果が期待される。ただし、この変数は純粋なロールモデル効果のみを捉えているわけではない。STEM志望の女子が増えることで、STEM進学が集団内でより自然あるいは望ましい選択として認識されるようになり、文系志望が多数派であることから生じる同調圧力が弱まる可能性もある。したがって、この係数はSTEM志向のロールモデルが増加する効果と文系志望の同調圧力が弱まる効果という2つの経路の合計として解釈される。

一方、クラス内の文系志望女子比率は、女子集団内における多数派の進路選好、すなわち規範的環境を近似する指標として用いる。文系志望の女子が多数を占める環境では、STEM志望を維持することが集団の規範から逸脱した行動として認識されやすくなり、STEM志望を維持する心理的費用が高まる可能性がある。また、このような環境ではSTEM志向の女子のロールモデルも相対的に少なくなるため、STEM分野で成功する可能性に関する信念形成にも影響が及ぶ可能性がある。したがって、文系志望女子比率の係数は、文系志望の同調圧力が強まる効果とSTEM志向のロールモデルが減少する効果という二つの経路を反映していると解釈できる。

Table 9で文系選択前の結果を見ると、クラス内のSTEM志望女子比率の係数は負の符号を示すものの、ほとんどの推定で統計的に有意ではない。ただし、文系志望への変更をアウトカムとした列(6)では、女子に限定した場合に負で統計的に有意となっており、STEM志望の女子への暴露が文系志望への変更を抑制する可能性を示唆している。

より特徴的なのは、クラス内の文系志望女子比率の結果である。列(3)および(6)で女子に限定した結果を見てみると、STEM志望からの離脱および文系志望への変更のいずれにおいても係数は正で統計的に有意となっている。すなわち、文系志望の女子が多いクラスほど、女子がSTEM志望を維持せず文系志望へ変更する傾向が強いことが示されている。

すでに述べたように、文理選択前の段階では異なる進路選好を持つ生徒が同一クラスに属しており、Table 2からも明らかなように女子では文系志望が多数派である。このため、「文系を選択する」ことが集団内でより自然あるいは望ましい選択として認識され、こうした規範的環境が同調圧力を通じて文系志望への変更を促した可能性がある。この解釈は、文系志望への変更をアウトカムとした推定において文系志望女子比率の係数が大きいこととも整合的である。Table 9の結果を見ると、女子サンプルにおいてクラス内の文系志望女子比率の係数は、STEM志望女子比率の係数よりも有意に大きい(Wald test: $t=8.82$, $p<0.001$)。この結果は、STEM志向の女子への暴露によるロールモデル効果よりも、文系志望が多数派となることによって生じる規範的環境や同調圧力の影響の方が相対的に強い可能性を示唆している。

Table 9: 選好を考慮した女子比率の影響（文理選択前・高校1年生）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの STEM 志望女子比率	-0.858 (0.527)	-0.754 (0.561)	-0.529 (0.363)	-0.308 (0.407)	-0.264 (0.371)	-1.741+ (0.728)
クラスの文系志望女子比率	0.092 (0.240)	0.217 (0.232)	1.232** (0.389)	0.815+ (0.450)	0.790+ (0.423)	6.330*** (0.555)
数学の偏差値	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.004)	0.024*** (0.004)	0.015** (0.004)	0.011* (0.004)	0.014** (0.003)
数学の比較優位	0.027 (0.127)	0.069 (0.140)	-0.552** (0.128)	-0.305** (0.098)	-0.253* (0.095)	0.175 (0.282)
数学の絶対優位	-0.123 (0.175)	-0.105 (0.203)	0.043 (0.138)	-0.184+ (0.103)	-0.163 (0.112)	-0.403+ (0.188)
第1志望校との偏差値差	0.003* (0.001)	0.004* (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.002 (0.002)
女子ダミー	0.190*** (0.041)			0.090 (0.099)		
Adj. R^2	0.276	0.301	0.516	0.795	0.809	0.944
Num.Obs.	6,329	5,546	783	2,122	2,019	103

Note: (1) サンプルは高校入学時点で STEM 志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM 志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

次に Table 10 において文理選択後の結果を見ると、Table 9 では統計的に有意であったクラスの文系志望女子比率は、男女いずれのサンプルでも統計的に有意ではなくなっている。文理選択後にはクラス編成が進路選好に基づいて行われるため、同じ進路選好を持つ生徒同士が同一クラスに集まる。この結果、クラス内における進路選好のばらつきが小さくなり、文系志望が多数派となる規範的環境は大きく弱まると考えられる。

一方で、列(3)および(6)で STEM 志望女子比率の係数を見てみると、STEM 志望からの離脱および文系志望への変更のいずれについても、女子においては負で統計的に有意となっている。これは、STEM 志望の女子が多い環境では、STEM 進学を志向する同性の生徒への暴露が増えることにより、STEM 志望を維持するインセンティブが強まる可能性を示唆している。

以上の結果は、クラス内の女子比率が STEM 進学や専攻選択に与える影響が単一のメカニズムによるものではなく、規範的環境とロールモデル効果という複数の経路を通じて生じている可能性を示唆している。特に、文理選択前の段階では文系志望の女子が多数派となる規範的環境が STEM 志望の維持に対する心理的費用を高める一方、文理選択後には同様の進路選好を持つ生徒同士が同一クラスに再編成されるため、規範的環境の影響は弱まり、STEM 志向の女子によるロールモデル効果

がより重要になる可能性がある。また、これらの影響が主として女子にのみ観察される点も、STEM 進路選択における男女差を理解する上で重要である。

ただし、Table 8 および Table 10 の結果を見る限り、女子比率の上昇は女子が STEM 志望からの離脱を抑制する方向に働いている。また、学力指標についても、Table 10 の比較優位を除けば統計的に有意な結果はほとんど確認されない。このことは、高校 2 年生以降において女子生徒が STEM 志望から離脱する主要な要因を、本研究の分析のみでは十分に説明できないことを示している。したがって、高校 2 年生以降の女子の離脱には、少なくとも学力やクラス内のピア効果以外の要因が影響している可能性がある。これらの要因の解明は、本研究の分析範囲を超えるため、今後の研究課題とする。

Table 10: 選好を考慮した女子比率の影響（文理選択後・高校 2 年生以降）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの STEM 志望女子比率	-0.221 (0.207)	-0.215 (0.226)	-0.818* (0.283)	-0.187 (0.216)	-0.102 (0.229)	-0.635* (0.170)
クラスの文系志望女子比率	-0.027 (0.214)	-0.091 (0.208)	0.668 (0.639)	0.040 (0.165)	-0.017 (0.167)	0.954 (0.742)
数学の偏差値	-0.000 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.005 (0.016)	0.003 (0.004)	0.002 (0.003)	0.008 (0.021)
数学の相対順位	-0.113 (0.123)	-0.068 (0.128)	-0.408 (0.385)	-0.185 (0.142)	-0.118 (0.140)	-0.848* (0.320)
数学の科目間優位性	-0.065 (0.173)	-0.054 (0.134)	-0.719 (0.838)	-0.084 (0.094)	-0.058 (0.104)	-0.029 (0.928)
第 1 志望校との偏差値差	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.006)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.004 (0.006)
女子ダミー	0.276* (0.108)			0.176* (0.078)		
Adj. R^2	0.159	0.107	0.368	0.087	0.049	0.293
Num.Obs.	6,086	5,347	739	6,078	5,339	739

Note: (1) サンプルは高校入学時点で STEM 志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM 志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7.4 クラスの女子比率の非線形な効果

Table 11 および Table 12 では、クラスの女子比率の影響が線形ではないという可能性を検証するため、クラス内の女子比率が 0% または 100% となるクラスを除外したサンプルを用いて、女性比率を分布に基づき四分位に分割して分析を行った（第 2 四

分位を参照カテゴリーとした)。これにより、線形関係の仮定を緩和するとともに、いわゆるクリティカルマス効果（一定の比率を超えた際に行動が変化する現象）を直接的に検証することが可能となる。

まず、文理選択前（高校1年生時点）の結果（Table 12）では、クラスの女子比率は進路選択に対して非線形な影響を持つことが確認された。列(6)を見ると、文理選択前には、クラスの女子比率の上昇は、第2四分位と比較すると、第3・第4四分位において、女子の文系志望への変更を高める効果があることが明らかになった。ただし、女子比率が非常に高い第4四分位においては、統計的に有意ではあるものの係数はかなり小さく、第1四分位の係数も統計的に有意ではない。男子についても、第3四分位は統計的に有意ではあるが、係数の大きさは女子の方が大きい。この結果は、女子比率の影響が単調ではなく、特に「中程度の女子比率」の環境において女子の進路選択に対する影響が強く現れることを示唆している。

これに対して、文理選択後（高校2年生以降）の結果（Table 13）では、全体としてクラスの女子比率の上昇は、女子のSTEM志望からの離脱を抑制する方向に作用している。列(3)を見ると、とりわけ第3四分位のクラスにおいて、女子のSTEM志望からの離脱確率が統計的に有意に低下していることがわかる。さらに、列(6)を見ると、女子比率の上昇が第3四分位、第4四分位のクラスにおいて、女子の文系志望への変更を統計的に有意に低下させる効果がある。Table 14と同じく、列(3)も列(6)も、第1四分位の係数は統計的に有意ではない。こちらについても、「中程度の女子比率」の環境において女子の進路選択に対する影響が強く現れると言えそうである。

さらに、女子比率の効果は女子のみに限定されるものではなく、特に文理選択後においては男子に対してもSTEM志望からの離脱を抑制する効果が観察される。もっとも、その効果の大きさや統計的有意性は女子に比べて小さく、一貫性にも欠ける。このことは、女子比率が男女双方に影響を及ぼす一方で、その背後にあるメカニズムが異なる可能性が示唆される。

これらの結果を総合すると、文理選択前には女子比率の上昇はSTEM志望からの離脱や文系志望への変更を促す効果を持つが、文理選択後には逆にそれらを抑制する効果があるという点は、これまでの結果と整合的であるが、その効果は線形ではない、ということがわかる。文理選択の前後によらず、女子比率が中程度（40%以上50%以下程度）というクリティカルマスにおいて、特に上述のような効果が顕在化することがわかった。一方、女子比率が低い第1四分位のクラス（30%未満）では、女子比率が女子のアウトカムに与える統計的に有意な影響は確認されなかった。すなわち、クラスの女子比率が低い場合には、ロールモデルの効果も同調圧力など女子同士の相互作用も十分に機能せず、進路選択に影響を与えない可能性がある。

Table 11: 女子比率の非線形な影響（文理選択前・高校1年生）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第4四分位（48.7%以上）	0.004 (0.041)	0.025 (0.036)	0.127 (0.078)	0.036 (0.048)	0.040 (0.049)	0.081* (0.033)
第3四分位（39.0%以上、48.7%未満）	0.057 (0.038)	0.080+ (0.039)	0.052 (0.094)	0.277* (0.111)	0.258* (0.114)	0.547** (0.093)
第1四分位（30.0%未満）	0.001 (0.078)	-0.019 (0.077)	-0.043 (0.138)	0.069 (0.094)	0.067 (0.103)	0.262 (0.152)
数学の偏差値	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.009 (0.010)	0.015** (0.005)	0.013* (0.005)	0.025+ (0.011)
数学の相対順位	-0.002 (0.108)	0.028 (0.133)	-0.230 (0.368)	-0.162* (0.073)	-0.161* (0.069)	0.203 (0.315)
数学の科目間優位性	-0.096 (0.157)	-0.121 (0.190)	0.239 (0.294)	-0.351* (0.129)	-0.316* (0.134)	-0.872 (0.451)
第1志望校との偏差値差	0.002+ (0.001)	0.004* (0.002)	-0.009+ (0.004)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.004)
女子=1	-0.209*** (0.029)			0.061 (0.085)		
Adj. R^2	0.277	0.248	0.654	0.818	0.818	0.829
Num.Obs.	6,933	5,899	1,034	2,344	2,108	236

Note: (1) クラスの女子比率を四分位でわけ、第2四分位を参照カテゴリーとした。
(2) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(3) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(4) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Table 12: 女子比率の非線形な影響（文理選択後・高校2年生以降）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第4四分位（女子比率 48.7%以上）	-0.146** (0.037)	-0.178*** (0.026)	-0.165 (0.175)	-0.078 (0.052)	-0.071+ (0.038)	-0.250* (0.109)
第3四分位（39.0%以上、48.7%未満）	-0.210** (0.058)	-0.217*** (0.050)	-0.322** (0.100)	-0.102+ (0.051)	-0.053 (0.054)	-0.443*** (0.055)
第1四分位（30.0%未満）	-0.191*** (0.037)	-0.238*** (0.046)	0.023 (0.161)	-0.091 (0.052)	-0.093 (0.059)	-0.036 (0.158)
数学の偏差値	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.014)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.000 (0.015)
数学の相対順位	-0.110 (0.105)	-0.105 (0.118)	0.080 (0.160)	-0.170 (0.122)	-0.134 (0.136)	0.030 (0.200)
数学の科目間優位性	0.017 (0.154)	0.055 (0.111)	-1.088+ (0.530)	-0.034 (0.097)	-0.006 (0.097)	-0.744 (0.688)
第1志望校との偏差値差	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.006)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.008 (0.005)
女子=1	0.257* (0.113)			0.162+ (0.079)		
Adj.R ²	0.182	0.124	0.508	0.092	0.051	0.430
Num.Obs.	6,666	5,676	990	6,658	5,668	990

Note: (1) クラスの女子比率を四分位でわけ、第2四分位を参照カテゴリーとした。
(2) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(3) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(4) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7.5 進学への影響

次に、クラス的女子比率が高校卒業後の実際の進学先に与える影響を分析する。これまでの分析では主にSTEM志望かどうかという専攻選択に焦点を当ててきたが、本節では実際の大学・学部への進学をアウトカムとして用いることで、ピア効果が意思決定段階にとどまらず、その後の実際の教育選択にまで及ぶかを検証する。

本研究のデータでは、生徒が進学した大学および学部を個票レベルで把握することが可能であるため、Table 13ではSTEM系学部への進学ダミーおよび文系学部への進学ダミーを説明変数として推定を行った。なお、推薦入試や総合型選抜など一般入試以外の入試形態で進学した生徒については、進路選択のタイミングや意思決定プロセスが一般入試とは大きく異なる可能性があり、内生的な選抜が強く働く懸念があることから、分析対象から除外している。

また、制度的転換点としての文理選択の前後でピア構成の意味合いが変化する可能性を踏まえ、クラス的女子比率を高校1年生時点（文理選択前）と高校2年生以降（文理選択後）に分けた変数を構築し、同一の推定式において同時に投入している。これにより、同一個人に対して時点の異なるピア構成がどのように異なる影響を持つかを識別することが可能となる。

Table 13の推定結果によると、文理選択前（高校1年生時点）のクラスにおける女子比率の上昇は、女子のSTEM系学部への進学確率を有意に低下させる一方で、

文系学部への進学確率を有意に高める傾向が確認される。これに対し、文理選択後（高校2年生以降）のクラスにおける女子比率の上昇は、女子のSTEM系学部への進学確率を有意に高め、文系学部への進学確率を低下させる方向に作用している。列(3)の係数の大きさに基づけば、文理選択前の女子比率が10ポイント上昇することは、女子のSTEM分野への進学を約2ポイント引き下げるのに対し、文理選択後（高校2年生以降）のクラスにおける女子比率の上昇は女子のSTEM進学率を約5ポイント高めるということになり、女子比率の効果は単一方向ではなく、ピアの構成によって変化することがわかる。STEM志望かどうかという専攻選択を分析したこれまでの結果とも整合的である。つまり、クラスの女子比率が単に進路選択に影響を与えるだけでなく、実際の進学行動にも持続的な影響を及ぼしている可能性を示している。

Table 13: 女子比率が進学に与える影響

	STEM 分野への進学			文系学部への進学		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
クラスの女子比率（高1時点）	-0.043 (0.096)	-0.011 (0.102)	-0.197* (0.064)	0.006 (0.036)	-0.006 (0.036)	0.080** (0.017)
クラスの女子比率（高2以降）	-0.009 (0.110)	-0.085 (0.097)	0.501* (0.164)	0.028 (0.056)	0.061 (0.045)	-0.246*** (0.038)
数学の偏差値	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)
数学の相対順位	0.009 (0.018)	0.008 (0.019)	0.053 (0.044)	-0.012 (0.008)	-0.017* (0.007)	0.008+ (0.004)
数学の科目間優位性	-0.039 (0.039)	-0.034 (0.040)	-0.063 (0.056)	0.024 (0.023)	0.023 (0.024)	0.025 (0.026)
第1志望校との偏差値差	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)
女子=1	-0.008 (0.008)			0.005 (0.004)		
Adj. R^2	0.563	0.566	0.536	0.955	0.952	0.980
Num.Obs.	4,925	4,235	690	4,925	4,235	690

Note: (1) サンプルは高校入学時点でSTEM志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、実際に高校3年生時にSTEM系学部を受験し進学した場合1を取るダミー変数、または文系学部への進学した場合1を取るダミー変数である。推薦入試や総合型選抜など一般入試以外の入試形態で進学した生徒および浪人やどの大学にも合格しなかった生徒は分析対象から外した。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7.6 女子比率は学力を高めているか

先行研究では、女子比率の高いクラスにおいて男子の学力や相対順位が改善し、その結果として女子の相対的な位置が低下することが、女子のSTEM進路選択を抑制する可能性が指摘されている (Brenøe and Zölitz, 2020)。このような「学力・相対順位チャンネル」が本分析においても成立しているかを検証するため、クラスの女子比率が学力水準および相対順位に与える影響を分析した結果を、Table 14 および Table 15 に示す。

具体的には、数学の偏差値、(英語・国語・数学の) 3教科平均偏差値、数学の相対順位、および数学の教科間優位性をアウトカムとし、クラスの女子比率と女子ダミーとの交差項を含む回帰モデルを推定した。Table 14 は高校1年生時点(文理選択前)、Table 15 は高校2年生以降(文理選択後)に対応する結果を示している。推定結果によれば、クラスの女子比率の上昇が数学偏差値、3教科平均偏差値、数学の相対順位、あるいは数学の科目間優位性に与える影響はいずれも小さく、統計的に頑健なパターンは確認されない。特に、女子比率と女子ダミーの交差項に着目しても、女子の相対的な学力位置が体系的に悪化していることを示す証拠は得られない。

これらの結果は、本研究で観察された女子のSTEM志望からの離脱が、女子比率の上昇によって男子の成績が相対的に改善し、女子の順位が低下するというメカニズムによって説明される可能性が低いことを示唆している。すなわち、女子比率の影響は主として学力形成を通じた直接的な効果ではなく、ロールモデル効果や同調圧力といった社会的相互作用を通じて生じている可能性が高い。

Table 14: クラスの女子比率と学力 (文理選択前・高校1年生)

	数学の偏差値 3教科偏差値 数学の相対順位 数学の科目間優位性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
クラスの女子比率 × 女子=1	0.002+ (0.000)	0.010 (0.008)	0.001+ (0.000)	0.003+ (0.000)
クラスの女子比率	0.001 (0.001)	0.009 (0.007)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
女子=1	-0.005 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.000* (0.000)
Adj. R^2	0.217	0.172	0.099	0.063
Num. Obs.	2,991	2,991	2,991	2,991

Note: (1) サンプルは高校入学時点でSTEM志望であった生徒である。
 (2) 被説明変数は、数学の偏差値、(英語・国語・数学の) 3教科平均偏差値、数学の相対順位、および数学の教科間優位性である。
 (3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
 (4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
 (5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Table 15: クラスの女子比率と学力（文理選択後・高校2年生以降）

	数学の偏差値 3 教科偏差値		数学の比較優位	数学の絶対優位
	(1)	(2)	(3)	(4)
クラスの女子比率 × 女子=1	0.015 (0.010)	0.010 (0.008)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
クラスの女子比率	-0.006 (0.007)	0.003 (0.006)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
女子=1	-0.006 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Adj. R^2	0.217	0.172	0.099	0.063
Num.Obs.	5,685	5,725	5,685	5,683

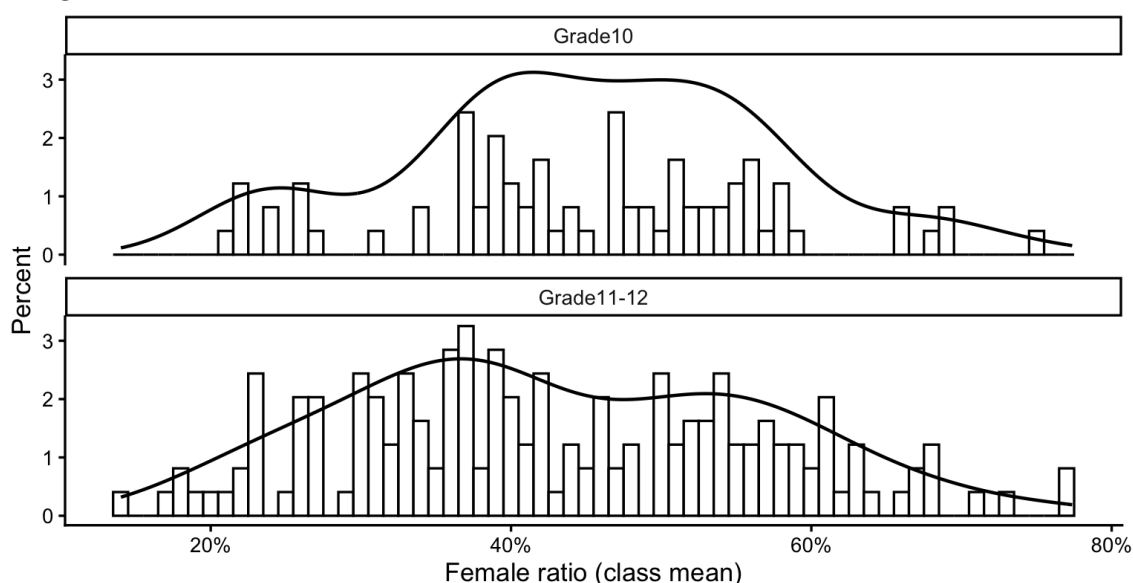
Note: (1) サンプルは高校入学時点で STEM 志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、数学の偏差値、(英語・国語・数学の) 3 教科平均偏差値、数学の相対順位、および数学の教科間優位性である。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

7.7 Robustness Check

本研究で対象とした学校には、Table 1 に示されているように、女子比率が0%または100%となるクラスが存在する。このような極端な値をとる場合、クラスが実質的に単一の性別で構成されていることを意味するため、ピア構成の変化による社会的相互作用を識別する上で問題が生じる可能性がある。特に、女子比率が0%の場合には女子のピアへの暴露が存在せず、逆に100%の場合には男子のピアへの暴露が存在しないため、クラス内の性別構成の変化を連続的なピア構成の変化として解釈することが難しくなる。

そのため、本研究ではロバストネスチェックとして、クラス内の女子比率が0%または100%となるクラスをサンプルから除外して推定を行い、主要な結果がこうした極端なクラス構成に依存していないかを確認した。なお、女子比率が0%および100%のクラスを除外した後の女子比率の分布を Figure 1 に示している。

Figure 1: クラスの女子比率の分布（女子比率 0%または 100%のクラスを除外）



Note: クラス編成は主として学校側によって新学年の開始時に毎年行われる。クラス的女子比率は、生徒 i が時点 t において所属するクラスにおける女子生徒の割合として計算した。

クラス内の女子比率が 0%または 100%となるクラスを除外したサンプルを用いて Table 5 および Table 7、8 と同様の推定を行なった結果が Appendix の Table 17 から 19 に記述している。Table 17 は全期間、Table 18 は文理選択前、Table 19 は文理選択後の推定結果を示している。女子比率が 0%および 100%のクラスを含めた推定結果 (Table 5、7、8) と比較すると、いずれの推定においても女子比率の係数の符号、大きさ、および統計的有意性は大きく変化していない。

また、文理選択の前後で女子比率の係数の符号が変化するという主要な結果も同様に確認される。具体的には、文理選択前 (Table 18) では女子比率の上昇は女子の STEM 志望からの離脱を統計的に有意に増加させる一方、文理選択後 (Table 19) では女子比率の上昇は STEM 志望からの離脱および文系志望への変更を統計的に有意に減少させている。さらに、これらの効果が男子では観察されず女子にのみ観察されるという特徴も、元の推定結果と一致している。

これらの結果は、本研究で観察された女子比率の効果が単一性別クラスに特有の状況によって生じているのではなく、混合クラスにおけるピア構成の変化を通じて生じている可能性を示唆している。

8 Discussion and Policy Implication

本研究は、クラス内の女子比率が STEM 進路選択に与える影響が制度的環境によって大きく異なることを示した。具体的には、文理選択前の高校 1 年生では女子比率が高い環境ほど女子が STEM 志望から離脱する傾向が見られる一方、文理選択後の高校 2 年生以降では女子比率が高い環境ほど女子が STEM 志望を維持する傾向が確認された。また、このような効果は主として女子にのみ観察され、男子にはほとんど見られなかった。これらの結果は、同じピア構成の変化であっても、それが男女

に対して異なる形で作用する可能性を示唆している。

これらの結果は、STEM 分野における男女格差の縮小に向けていくつかの政策的示唆をもたらす。第一に、クラスのピア構成が、もともと STEM 志望であった女子生徒の離脱を抑制する可能性がある。特に文理選択後において女子比率が高い環境ほど女子の STEM 志望の維持確率が高まるという結果は、STEM 志向を持つ女子生徒を同じクラスに配置するようなクラス編成が、女子の STEM 進路選択を支える可能性を示している。さらに、本研究では女子比率の上昇が男子の進路選択にはほとんど影響を与えないことも確認された。これは、女子比率の変化が女子の STEM 進学を抑制し男子の STEM 進学を促進するという単純なゼロサム的な構造が必ずしも成り立たない可能性を示唆している。

この点は先行研究とも関連している。例えば Brenøe and Zölitz (2020) は、女子比率が高い環境では男子の STEM 関連科目における相対順位が上昇し、それが男子の STEM 進学を促進する可能性を指摘している。しかし本研究の結果は、女子比率の影響が文理選択の前後で符号を変えることを示しており、女子比率が高いことが必ずしも女子の STEM 選択を一貫して抑制するわけではないことを示している。さらに、女子比率の効果は学力や比較優位を統制した後にも観察されることから、ロールモデル効果や同調圧力といった社会的相互作用が重要な役割を果たしている可能性がある。

第二に、本研究では学力水準や比較優位といった学力指標を統制した後でも、女子の STEM 志望からの離脱が完全には説明されないことが示された。この結果は、STEM 分野における男女格差が単なる能力差ではなく、信念形成や規範的環境といった社会的要因によっても影響を受けている可能性を示唆している。したがって、STEM 分野への女子の進路選択を促進する政策は、学力向上に限定されるべきではなく、進路に関する情報提供や自己効力感の形成、ピア構成の改善といった広い観点から設計される必要がある。

実際に、女性科学者やエンジニアなど STEM 分野で活躍する女性ロールモデルへの接触が、女子生徒の STEM 分野への関心や進路選択に影響を与えることを示した研究も存在する。例えば Breda et al. (2023) は、フランスの高校を対象とした大規模フィールド実験を通じて、女性科学者によるロールモデル介入が女子生徒の STEM 進路選択に与える影響を検証している。その結果、高校 1 年生の段階では理系トラック選択への有意な影響は確認されなかったものの、理系トラックを選択した後の高校 3 年生の女子においては STEM 分野への進学率が 3.4 ポイント上昇することが示された。特に数学の成績の高い女子に効果が集中している点も報告されている。これは、文理選択後の段階において STEM 志向の女子の存在が STEM 志望の維持を促すという本研究の結果とも整合的である。

もっとも、本研究にはいくつかの限界がある。第一に、本研究は埼玉県内の 12 校の高校生を対象とした模擬試験データを用いており、分析対象は全国の高校生の一部に限られている。第二に、日本の普通科高校では高校 2 年時に文理選択が行われ、その結果としてクラス編成や履修科目が大きく分岐するという制度的特徴がある。このような制度は、履修科目のみが選択されクラス編成自体は大きく変化しない教育制度を持つ国とは異なるため、本研究の結果が他国の教育制度にそのまま一般化できるとは限らない。

それでも、本研究はピアの性別構成が STEM 進路選択に与える影響が制度的環境によって変化することを示した点で重要な知見を提供している。特に、進路選択の制度的転換点においてピア構成が大きく変化する場合、その影響が男女で異なる

形で現れる可能性を示した点は、STEM分野における男女格差の形成メカニズムを理解する上で重要であり、他国の教育制度を分析する際にも示唆を与えると考えられる。

9 Conclusion

本研究は、日本の高等学校における文理選択制度に着目し、クラスにおける女子比率がSTEM志望の維持・離脱にどのような影響を与えるかを、高校在学中の動学的な進路選択過程の中で検証した。埼玉県内12校の高校生を対象とした全国模試の個票データを用い、高校3年間にわたる最大13時点の学力および進路志望を追跡することで、STEM志望からの離脱がいつ、どのような環境の下で生じるのかを明らかにした。

本研究の主な発見は、クラスの女子比率がSTEM志望に与える影響が、文理選択という制度的転換点の前後で大きく異なることである。具体的には、文理選択前の高校1年生では、女子比率が高いクラスほど女子がSTEM志望から離脱しやすい一方、文理選択後の高校2年生以降では、女子比率が高いクラスほど女子がSTEM志望を維持しやすいことが示された。また、この効果は主として女子に対してのみ観察され、男子には一貫して確認されなかった。さらに、クラス内の女子比率をSTEM志望女子比率と文系志望女子比率に分解した分析からは、文理選択前には文系志望女子比率が女子のSTEM離脱を促進する一方、文理選択後にはSTEM志望女子比率が女子のSTEM離脱を抑制することが示された。これらの結果は、女子比率そのものではなく、女子ピアの進路選好の構成が重要であることを示している。

本研究の貢献は主に二点ある。第一に、日本の高校における文理選択という制度的特徴を利用し、クラスのピア構成が大きく変化する前後で女子比率の影響を比較することにより、ピア効果が一貫して同じ方向に働くわけではないことを示した点である。第二に、ピア効果が同じ方向に働くわけではないメカニズムとして、ロールモデル効果や同調圧力といった社会的相互作用によって生じることを明らかにした点である。実際、女子比率が学力や相対順位に与える影響は限定的であり、本研究で観察されたSTEM離脱の変化を学力形成チャネルのみで説明することは難しい。このことは、STEM分野における男女格差の形成において、能力以外の社会的・心理的要因が重要な役割を果たしている可能性を示唆している。

また、本研究は、クラスの女子比率の影響が高校在学中の進路志望にとどまらず、実際の大学進学先にも及ぶ可能性を示した。文理選択前の女子比率の上昇は女子のSTEM系学部への進学確率を低下させる一方で、文理選択後の女子比率の上昇はそれを高めることが確認されており、高校在学中のピア環境がその後の教育選択に対して持続的な影響を持つことが示唆される。

これらの結果は、STEM分野における男女格差を縮小する政策が、個人の学力向上だけでなく、進路選択が行われる学校内の社会的環境にも着目する必要があることを示している。とりわけ、文理選択以前の段階では文系志向が多数派となる規範的環境が女子のSTEM離脱を促進しう一方、文理選択後にはSTEM志向の女子ピアがロールモデルとして機能しうることから、政策的には、女子がSTEMを「選び続けやすい」ピア環境をどのように形成するかが重要な課題となる。

もっとも、本研究には限界もある。第一に、分析対象は埼玉県内の12校に限定されており、結果の外的妥当性には一定の留保が必要である。第二に、本研究ではピア効果のメカニズムを間接的に検証しているにとどまり、生徒の信念形成や規範

意識そのものを直接観察しているわけではない。今後の研究では、進路選択に関する期待、自己効力感、あるいはジェンダー規範に関する調査データを組み合わせることで、ピア構成がどのような心理的プロセスを通じてSTEM離脱に結びつくのかをより直接的に明らかにすることが求められる。

それでも、本研究は、STEM分野における男女格差の形成を理解する上で、ピアの性別構成の効果を単一方向の平均効果として捉えるのではなく、制度的転換点と進路選好の構成を踏まえた動学的なプロセスとして捉える必要があることを示した。女子比率の効果は固定的ではなく、どの段階で、どのようなピアに曝露されるかによって大きく異なる。本研究の結果は、STEM進路選択における男女格差を理解するためには、能力だけでなく、制度やピアの相互作用に注目することが不可欠であることを示している。

References

- Breda, T., Grenet, J., Monnet, M., and Van Effenterre, C. (2023). How effective are female role models in steering girls towards stem? evidence from french high schools. The Economic Journal, 133(653):1773–1809.
- Brenøe, A. A. and Zölitz, U. (2020). Exposure to more female peers widens the gender gap in stem participation. Journal of Labor Economics, 38(4):1009–1054.
- Buser, T., Niederle, M., and Oosterbeek, H. (2014). Gender, competitiveness, and career choices. The quarterly journal of economics, 129(3):1409–1447.
- Card, D. and Payne, A. (2021). High school choices and the gender gap in stem. Economics of Education Review, 83:102116.
- Ceci, S. J., Ginther, D. K., Kahn, S., and Williams, W. M. (2014). Women in academic science: A changing landscape. Psychological science in the public interest, 15(3):75–141.
- Contini, D., Di Tommaso, M. L., Maccagnan, A., and Mendolia, S. (2025). Is it a matter of skills? high school choices and the gender gap in stem. The B.E. Journal of Economic Analysis Policy, 25(1):1–33.
- Denning, J. T., Murphy, R., and Weinhardt, F. (2023). Class rank and long-run outcomes. Review of Economics and Statistics, 105(6):1426–1441.
- Elsner, B. and Isphording, I. E. (2017). A big fish in a small pond: Ability rank and human capital investment. Journal of Labor Economics, 35(3):787–828.
- Elsner, B., Isphording, I. E., and Zölitz, U. (2021). Achievement rank affects performance and major choices in college. The Economic Journal, 131(640):3182–3206.
- Fischer, S. (2017). The downside of good peers: How classroom composition differentially affects men’s and women’s stem persistence. Labour Economics, 46:211–226.
- Goulas, S., Griselda, S., and Megalokonomou, R. (2024). Comparative advantage and gender gap in stem. Journal of Human Resources, 59(6):1937–1980.
- Hakimov, R., Schmacker, R., and Terrier, C. (2023). Confidence and college applications: Evidence from a randomized intervention. Working paper.
- Hoxby, C. M. (2000). Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation.
- Lavy, V. and Schlosser, A. (2011). Mechanisms and impacts of gender peer effects at school. American Economic Journal: Applied Economics, 3(2):1–33.
- Mouganie, P. and Wang, Y. (2020). High-performing peers and female stem choices in school. Journal of Labor Economics, 38(3):805–841.

- Murphy, R. and Weinhardt, F. (2020). Top of the class: The importance of ordinal rank. The Review of Economic Studies, 87(6):2777–2826.
- Ngo, D. T. and Nguyen, T. (2024). Field of study choice and gender: Experimental evidence from vietnam. American Economic Journal: Applied Economics, 16(3):55–95.
- OECD (2024). Education at a glance 2024: Oecd indicators.
- Oosterbeek, H. and Van Ewijk, R. (2014). Gender peer effects in university: Evidence from a randomized experiment. Economics of Education Review, 38:51–63.
- Zölitz, U. and Feld, J. (2021). The effect of peer gender on major choice in business school. Management Science, 67(11):6963–6979.
- 五十棲浩二, 伊藤寛武, and 中室牧子 (2022). 日本における「小さな池の大魚効果」—校内順位の高さは学力向上をもたらすか. 日本経済研究, (80):57–83.
- 井上ちひろ (2022). 日本の学校における性別ピア効果とそのメカニズム. 三菱経済研究所 経済研究書, 2022(142):1–52.
- 文部科学省 (2023). 卒業後の状況調査.

A Appendix

Figure 2: 模試の受検回数とタイミング

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1年生	7月	✓	✓	✓	✓		✓	✓				✓	✓
	11月	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓		✓	✓
	1月	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓		✓	✓
2年生	7月	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓		✓	✓	✓	✓
	11月	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓		✓	✓	✓	✓
	1月	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
	2月		✓	✓	✓			✓	✓				✓
3年生	5月		✓	✓	✓								✓
	6月	✓	✓	✓	✓		✓	✓	✓	✓	✓		✓
	7月	✓	✓	✓	✓		✓	✓		✓			✓
	9月	✓	✓	✓	✓		✓	✓	✓	✓			✓
	10月	✓	✓		✓		✓	✓	✓	✓			✓
	11月		✓	✓	✓		✓	✓	✓	✓			✓

Table 16: 基本統計量（全生徒、N=3,924）

変数名	Male					Female				
	N	Mean	Min	Max	SD	N	Mean	Min	Max	SD
被説明変数										
STEM 志望からの離脱=1（全期間）	1930	0.173	0.000	1.000	0.378	1844	0.076	0.000	1.000	0.265
STEM からの離脱=1（高2以降）	1930	0.096	0.000	1.000	0.295	1844	0.046	0.000	1.000	0.210
STEM からの離脱=1（高1）	1848	0.055	0.000	1.000	0.228	1666	0.011	0.000	1.000	0.102
文系志望への変更=1（全期間）	1943	0.129	0.000	1.000	0.336	1859	0.053	0.000	1.000	0.225
文系志望への変更=1（高2以降）	1943	0.066	0.000	1.000	0.249	1859	0.033	0.000	1.000	0.178
文系志望への変更=1（高1）	1693	0.030	0.000	1.000	0.169	1640	0.006	0.000	1.000	0.080
説明変数										
クラス的女子比率（全期間）（0-100%）	2,024	0.517	0.000	0.774	0.150	1,900	0.607	0.140	1.000	0.238
クラス的女子比率（高1）（0-100%）	1,684	0.490	0.000	0.600	0.122	1,659	0.531	0.254	1.000	0.070
クラス的女子比率（高2以降）（0-100%）	1,965	0.484	0.000	0.569	0.085	1,845	0.506	0.025	1.000	0.058
生徒の学力変数（コントロール変数）										
数学の偏差値	1,753	49.673	22.100	86.100	9.007	1,713	47.281	25.500	79.700	7.621
数学の絶対優位	1,753	1.029	0.525	1.985	0.158	1,713	0.962	0.566	1.690	0.137
数学の比較優位	1,753	0.551	0.000	1.000	0.292	1,712	0.499	0.000	1.000	0.279
第1志望校との偏差値差	1,929	10.140	-34.600	50.100	9.140	1,820	8.009	-35.900	45.900	8.896

- Note: (1) 高校1年生の入学時点で、模試に付随する質問紙調査において希望する進路を「理・工・情報系」と回答した生徒を「STEM志望」と定義した。
(2) 「STEM志望からの離脱」は、高校入学時点でSTEM志望であった生徒が、その後の各時点で「理・工・情報系」以外を回答した場合に1をとるダミー変数である。
(3) 「文系志望への変更」は、その時点で希望進路を文系分野として回答した場合に1をとるダミー変数である。
(4) 「全期間」は入学から卒業までのいずれかの時点、「高1」は2020年4月から2021年3月までのいずれかの時点、「高2以降」は2021年4月以降卒業までのいずれかの時点を指す。
(5) クラスの女子比率は、生徒*i*が時点*t*において所属しているクラスにおける女子生徒比率である。
(6) 偏差値は、全国受験者集団における得点分布を平均50、標準偏差10となるように標準化した指標である。数学の絶対優位は、数学の偏差値を国語・英語の偏差値平均で除したものである。数学の比較優位は、クラス内における数学成績の相対順位（ordinal rank）に基づいて作成した。
(7) 「第1志望校との偏差値差」は、生徒が自己申告した第1志望校の偏差値と、模試における本人の偏差値との差を示す。

Table 17: 女子比率の影響（全期間、女子比率0%または100%のクラスを除外）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
クラスの女子比率	-0.801 (0.500)	-0.583 (0.472)	-0.884 (0.905)	0.300 (0.393)	0.159 (0.358)	0.887 (0.561)
数学の偏差値	-0.000 (0.008)	-0.002 (0.007)	0.025 (0.017)	0.026** (0.006)	0.021** (0.007)	0.056** (0.016)
数学の比較優位	-0.095 (0.144)	-0.016 (0.144)	-0.966* (0.393)	-0.372** (0.101)	-0.292** (0.092)	-0.694 (0.397)
数学の絶対優位	-0.261 (0.268)	-0.247 (0.220)	-0.533 (0.723)	-0.475* (0.188)	-0.437* (0.198)	-0.792** (0.212)
第1志望校との偏差値差	0.003 (0.002)	0.004* (0.002)	-0.007 (0.007)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.005* (0.002)
女子=1	0.059 (0.089)			0.085 (0.065)		
Adj. R^2	0.243	0.281	0.324	0.792	0.797	0.790
Num.Obs.	6,210	5,471	739	3,114	2,806	308

Note: (1) サンプルは高校入学時点でSTEM志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Table 18: 女子比率の影響（文理選択前、女子比率 0%または 100%のクラスを除外）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
クラスの女子比率	-0.793+	-0.598	1.261*	-0.070	-0.029	1.739
	(0.388)	(0.406)	(0.411)	(0.317)	(0.286)	(1.286)
数学の偏差値	-0.001	-0.002	0.017*	0.021**	0.018*	0.022
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.007)	(0.014)
数学の比較優位	0.023	0.059	-0.496*	-0.294**	-0.244*	-0.273
	(0.128)	(0.139)	(0.166)	(0.098)	(0.101)	(0.638)
数学の絶対優位	-0.128	-0.116	0.179	-0.367+	-0.346+	0.266
	(0.183)	(0.210)	(0.150)	(0.177)	(0.180)	(0.465)
第 1 志望校との偏差値差	0.003*	0.004*	-0.006*	0.001	0.001	-0.002
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
女子=1	0.188***			0.084		
	(0.043)			(0.102)		
Adj. R^2	0.275	0.299	0.398	0.766	0.781	0.729
Num.Obs.	6,329	5,546	783	2,122	2,019	103

Note: (1) サンプルは高校入学時点で STEM 志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM 志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Table 19: 女子比率の影響（文理選択後、女子比率 0%または 100%のクラスを除外）

	STEM 志望からの離脱			文系志望への変更		
	All	Male	Female	All	Male	Female
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
クラスの女子比率	-0.240 (0.167)	-0.280 (0.159)	-0.382* (0.180)	-0.159 (0.133)	-0.114 (0.133)	-0.164* (0.068)
数学の偏差値	-0.000 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.009 (0.017)	0.003 (0.004)	0.002 (0.003)	0.014 (0.021)
数学の比較優位	-0.112 (0.126)	-0.065 (0.130)	-0.432 (0.437)	-0.187 (0.143)	-0.117 (0.142)	-0.881* (0.372)
数学の絶対優位	-0.063 (0.166)	-0.049 (0.128)	-0.831 (0.810)	-0.087 (0.092)	-0.057 (0.103)	-0.188 (0.928)
第 1 志望校との偏差値差	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.006)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.007 (0.006)
女子=1	0.276* (0.109)			0.176* (0.078)		
Adj. R^2	0.159	0.106	0.360	0.087	0.050	0.272
Num.Obs.	6,086	5,347	739	6,078	5,339	739

Note: (1) サンプルは高校入学時点で STEM 志望であった生徒である。
(2) 被説明変数は、STEM 志望からの離脱ダミー、または文系志望への変更ダミーである。
(3) すべての推定には学校平均女子比率、学校固定効果、個人固定効果、模試固定効果を含む。
(4) 標準誤差はクラス単位でクラスタリングした頑健標準誤差である。
(5) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.