



RIETI Discussion Paper Series 24-J-022

算数・数学の得意・不得意と理工系進学 of 男女差に関する 実証分析

佐野 晋平
神戸大学

安井 健悟
青山学院大学

鶴 光太郎
経済産業研究所

久米 功一
東洋大学



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/>

算数・数学の得意・不得意と理工系進学 of 男女差に関する実証分析*

佐野晋平（神戸大学）

安井健悟（青山学院大学）

鶴光太郎（経済産業研究所／慶應義塾大学）

久米功一（東洋大学）

要 旨

本稿は、「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、小学校から大学進学における教育成果の男女差を実証的に分析した。具体的には、算数・数学の得意度の男女差が年齢とともに拡大するかどうか、高校や大学受験における理数系の科目選択に差があるか、理系学部への進学に差があるかを記述的に示した。分析結果によると、算数・数学の得意度の男女差は小学生、中学校、高校と拡大し、特に成績上位層での差が拡大することが確認された。高校での理数系科目の履修、大学受験における理数系科目の選択、理工系大学への進学には男女差があること、中学時代に数学がとても得意な場合でも理系大学に進学する確率が男女で約 18%異なることを示した。このような男女差は、出身地域のジェンダー平等意識の高まりや理工系の大学定員を拡大することにより緩和される可能性を発見した。地域におけるジェンダー平等意識強化や理系定員拡大といった、高等教育への進学を制約する要因の除去が男女格差の削減に効果を持ちうる。

キーワード：男女差、数的スキル、理工系進学

JEL classification: I20 I21 I2

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。深尾京司理事長、富浦英一所長、井上誠一郎経済産業省大臣官房審議官、殷婷研究員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の有益なコメントに感謝したい。本稿の分析に当たっては、1975、1985、1995、2005、2015 年 SSM 調査を SSJDA のオンライン集計システムから利用した。

1.はじめに

経済成長を促進する経路、あるいは労働生産性向上において技術は重要だが、技術を作り出すあるいは使いこなすうえでの STEM スキル、それを構成する数的スキルは重要であり、その形成においての学校教育の役割は無視できない。それだけではなく政策的にも、急速な技術進歩に対応するための学びの基盤としての科目横断的な学習¹が推進されている（文部科学省 2021）。

学校教育を通した数的スキル形成は重要であるものの、男女差があること、その差は年齢や成績分布により異なることが先行研究より明らかとなっている（(Autor et al., 2023; Card & Payne, 2021; Fryer & Levitt, 2010)）。日本においては、北條（2003）が TIMSS と PISA を組み合わせ、小 4、中 2、高 1 の数的スキル分布の男女差を計測し、学年進行に伴う男女差の拡大を発見している。しかし、義務教育から高等教育とくに理系学部への進学²の男女差は確認されていない。理系学部進学については、橘木・松浦（2009）や田中（2017）で分析されているものの、男女差に焦点をあてたものではない²。さらに、理系の選択に男女差がある場合、その差を縮小させる要因については自明ではない。理系選択の男女差の解明およびその要因の検討を明らかにすることには、女性活躍推進という政策的な観点からも重要な含意を持つ。たとえば、内閣府男女共同参画局は理工チャレンジ（リコチャレ）として、女性が様々な分野にチャレンジできるような環境推進を試みており³、本稿はこれらの政策を実行するための基本的現状認識及びその具体的な方策について示唆を与えることが期待できる。

本稿では、「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、回顧データである特徴を活かし、小学校から大学進学における教育成果の男女差を実証的に分析した。本稿では、数的スキルの指標として、過去の特定時点における本人の主観的な算数・数学の得意度を利用し、算数・数学の得意度の男女差が年齢とともに拡大するかどうか、高校や大学受験における理数系の科目選択に差があるか、理系学部への進学に差があるかを記述的に示している。

本稿で得られた結果は以下のとおりである。算数・数学の得意度は小学生時点で平均的に差が確認されるが、その差は中学校、高校と拡大すること、特に成績上位層での差が拡大することが確認された。さらに、高校での理数系科目の履修、大学受験における理数系科目の選択に男女差が確認された。個人属性を制御したとしても、理工系への大学進学確率には男

¹ 文部科学省によると、STEM に加え、芸術、文化、生活、経済、法律、政治、倫理等を含めた広い範囲で定義される A を含む、STEAM 教育推進のための取り組みがされている。

² 社会学あるいは教育社会学においても高等教育進学における男女差の研究が蓄積されている。たとえば、日下田（2020）、打越（2021）、寺町（2022）、畠山（2022）など。

³ 内閣府男女共同参画局 HP https://www.gender.go.jp/c-challenge/about_rikochalle/index.html 2024 年 8 月 21 日閲覧。

女差があること、中学時代に男女で同じように数学がとても得意な場合でも理系学部に進学する確率が男女で約 18%異なる。ただ、出身地域の男女平等意識が高いことや理系学部定員の多い場合は、数学が得意な生徒の理系学部進学男女差は縮小する可能性が示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、既存研究の整理を通して、理数系選択で男女差が生じる理由をまとめる。3 節では、用いるデータについて説明する。4 節では数的スキルの男女格差が年齢とともに拡大するかどうか、特に上位で差が大きくなるかどうか、それが高校の科目選択、大学進学コース選択に影響を与えていることを記述的に示す。5 節では、ジェンダー規範や教育政策との関連を検討する。6 節でまとめる。

2. 先行研究と分析枠組み

本節では、学校教育と数的スキルの男女差に関する既存研究を概観し、分析枠組みを示す。

2-1. 既存研究

理工系選択とジェンダーの関係が問題視される背景の一つは、大学での専攻により賃金差が生じることにあり（たとえば、(Altonji et al., 2016; Altonji et al., 2012)など）、理工系の進学に男女差があることである(Card & Payne, 2021; Speer, 2017)。理工系の進学の男女差に加え、理工系進学者の中でも専門に関連する職業を選択することに男女差があることも報告されている(Delaney & Devereux, 2022)。日本においても、学部・大学院において理工系を卒業・修了した場合、賃金プレミアムが報告されている(安井 2019、大藤・荒井 2022)。

このように理系学部への進学は、その後の労働市場における成果の男女差を引き起こすことが示唆されるが、理系学部への進学はそれ以前のコース選択の差を反映していることも示されている。(Speer, 2017)は、NSLY79、97 から、大学における理工系専攻の男女差を大学入学前の特徴 (the Armed Services Vocational Aptitude Battery (ASVAB) tests, 中高時代のコース履修) の違いから説明している。分析結果によると、中高生時代からテストスコアの差は発生し、それが年齢を通して拡大していくことを示している。(Card & Payne, 2021)は、大学での STEM 専攻の男女差を、オンタリオの高校生のデータと州の大学入試データの組み合わせから分析している。理工系 (STEM) プログラムへの入学に対しては、高校の終盤での STEM 準備コースの履修が重要な役割を持つことを示している。

日本を対象とした研究では、主として回顧データあるいは、高校生を対象とし、その後の進学状況を把握するようなサーベイ調査による研究が多い。橘木・松浦 (2009) は、独自の

インターネット調査を分析し、父親が大卒理系だと理系を選択しやすいこと、算数に対する好感度は本人だけではなくその子供の理系選択に影響するといった、親子間の相関を示唆している⁴。田中（2017）は、高校生調査を用い、理系選択の決定要因として、主観的な大卒収益に関する期待や仕事の条件への希望（専門重視か、失業しないかなど）に関連する変数、中3時代の成績、親の家庭背景（学歴、収入、職業）などの個人属性に関する変数を想定した分析を行っている。分析結果によると、将来の仕事選択において「専門技能がいかせる」、「人の役に立つ」ことを重視する場合に、中3時代の成績のよさ、男性であること、母親が大卒であることは、理系選択確率を高めることを示している。

このように大学の理工系選択には、能力や家庭背景が重要といえる。その際、キーとなるのは、数的なスキルの男女差であるが、数的スキルの男女差は、年齢により傾向が異なることが示されている。(Fryer & Levitt, 2010)は、義務教育の入学時で数的スコアの平均的な男女差はないものの、その6年後には差が生じることを示している。(Fryer & Levitt, 2010)はその背景として、女性に対する過少投資、親の期待の差、テストそのもののバイアスの可能性を検証したが、明確な結果は得られていない。(Autor et al., 2023)は、フロリダの行政データを用い、男女差は分布の極端な層で生じることを発見している。特に、社会経済的地位 (SES) の差に注目し、男性の低SES層で数的スコアの差を示している。日本においては、北條（2013）が、年齢経過による男女差の傾向および分布上の差を包括的に検討している。北條（2013）は2003、2007、2011年のTIMSS（小4、中2が対象）、2003年のPISA（高1が対象）を組み合わせる年齢進行による平均及び分布の男女差を分析した。結果によると、小4では平均は男性でやや高く標準偏差は女性でやや小さい点、女子は平均周りの分布が厚く男子は両端の分布がやや厚い傾向にある点、中2および高1になると男女差はより顕著になる傾向にある点を発見している。加えて、数学学習に対する態度は女性の方が否定的である点を発見している。

以上を踏まえると、理系学部進学 of 男女差を明らかにする上で、進学時点だけの男女差だけではなく、それ以前の数的スキル形成の男女差に注目する必要がある。その際、年齢進行による違い、平均だけではなく分布における差に注目する必要があるといえる。日本における既存研究においては北條（2013）が年齢進行と分布の差に注目しているものの、複数年時点での繰り返しクロスセクションデータをプールした分析であるため、同一個人を追跡した分析ではない。そこで本稿では、同一個人について回顧情報を尋ねたデータを利用し、年齢進行と分布の差に注目した分析を行う。

ところで、数的なスキルの男女差と理系学部への進学 of 男女差に影響を与える外的要因あるいは政策的手段はどのようなものだろうか。ジェンダー格差に関する一連の研究によると（牧野 2023）、ステレオタイプ、ジェンダー規範、教育政策、ロールモデル、教員の性

⁴ ただ、橘木・松浦（2009）は別の分析で理系は経済的に不利である点を記述的に示している。

別 ((Bordalo et al., 2019; Carlana, 2019; Carrell et al., 2010; Kofoed & mcGovney, 2019; Nollenberger et al., 2016)があげられる⁵。後述するデータの特徴を踏まえ、本稿では、世代や地域で変動のあるジェンダー規範および教育政策に注目する。

2-2.分析枠組み

本稿では、ライフサイクルを通して数的スキルの男女差を記述的に分析する。数的スキルとして、算数・数学が得意であるかに注目する。この背後にある分析枠組みは、教育の生産関数であり、ある時点のスキルを所与として、それが親や学校からの投資を通して、次の時点にスキルが蓄積していくものである。

具体的には、観察可能な要因を制御したとしても、小学校、中学校、高等学校を通し、算数・数学が得意かどうかにより男女差があるかを回帰分析の枠組みで確認する。さらに、高等学校において、数学が得意であるか、それを大学入試で用いたか、大学への進学、特に理系への進学に、男女差があるかを検討する。

加えて、これらの男女差が、外的な要因、地域によるジェンダー平等意識の差、地元での大学の利用可能性の差、学習指導要領の差で異なるかを検討する。

3.データ

本稿では独立行政法人経済産業研究所が 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」(以下、全世代データ)の個票データを用いる。全世代データは、調査会社が保有するモニターを対象に、2017 年『就業構造基本調査』(総務省)を基に代表性を担保するように、日本国内に在住の 25 歳から 59 歳の男女計 6000 人について性別・年齢・地域・学歴・就業状態で割り付けて、調査したものである⁶。

全世代データは、教育・訓練と能力・スキルの関係の解明を目的とし、現在および過去の情報を豊富に調査している点で特徴的である。特に、義務教育から高等教育の就学期に関して、各教育段階における状況を調査した点で特徴的である。そのため、同一個人を追跡したパネルデータの構造ではないが、回顧データのため同一個人の幼少期から進学までの情報を把握可能である。

本稿で用いる主要な変数を説明しよう。まず、数的スキルの指標として、本人の主観的な

⁵ 他には男女別学・共学も考えられる。関連する研究は安井ほか (2023) を参照のこと。ただし、安井ほか (2023) によると、共学別学かどうかと理系進学には統計的に有意な関係を発見していない。

⁶ 調査の詳細は鶴ほか (2019) を参照のこと。

算数・数学の得意度を用いる。具体的には、以下の通りである。「小学6年生の時、あなたの以下の科目の成績は、学年の中でどのくらいでしたか」の「算数」に対し、上の方から下の方まで5段階の回答を用い、値が大きいほど算数が得意であるとした。「中学3年生の時、あなたの以下の科目の成績は、学年の中でどのくらいでしたか」の「数学」に対し、上の方から下の方まで5段階の回答を用い、値が大きいほど数学が得意であるとした。「高校生（高専含む）の時に、次の科目は得意でしたか。履修していない場合は、「履修していない」をお選びください」に対し、数学Ⅰ・A、数学Ⅱ・B、数学Ⅲ・C⁷に対し、「履修の有無」および履修している場合は得意から不得意まで4段階の回答を用い、値が大きいほど数学が得意であるとした⁸。

次に、高等教育進学、特に大学進学に関わる指標として、受験科目のパターン、大学進学の有無、理工系学部を選択に関する変数を用いた。受験科目に関しては、「大学や短大を受験するために勉強していた科目はどれですか。（いくつでも）」に対し、具体的な19科目を選択する、あるいは「高卒認定・大検の取得」、「推薦入試などだったので、受験のためには勉強をしていなかった」、「大学や短大を受験していない」の複数選択に対し、大学受験で数学Ⅱ・B・数Ⅲ⁹のいずれかあるいは両方を用いたか（以下、数Ⅱ以上と呼ぶ）、理系科目（数学Ⅰ・A、数学Ⅱ・B、数学Ⅲ、物理、化学、生物、地学、）の選択数、受験科目として理科を2科目以上用いたかどうかを指標とした。理工系かどうかについては、「大学、大学院（修士課程）、大学院（博士課程）のそれぞれの専攻についてお選びください。」に対し、18の選択肢¹⁰が準備されているが、そのうち「医歯薬、看護・保健、理学、工学、農学」を理系学部と定義した。

個人属性を示す変数は以下の通りである。年齢は生年から計算した。回答者の父親が大卒以上であるのダミー変数、母親が大卒以上ダミー変数を用いた。社会経済的地位（SES）尺度は、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」の10項目について、それぞれ「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、各項目で標準化し、その平均値を用いた。SES尺度は数値が大きいとSESが高いことを意味する。

⁷ 学習指導要領によると、世代により科目名称が異なる。たとえば、数ⅠAという科目名称は1978年生まれ以降にあらわれている。本稿で用いた調査の設問は、調査時点の科目名称が用いられている。これは、回答者自身が、概ね対応する選択肢を選択したと想定したことを意味する。

⁸ 義務教育での担任の性別などは調査されていない。

⁹ 選択肢上では「数Ⅲ」のみの記載である。

¹⁰ 18の選択肢とは、「法学系、経済学系、商・経営学系、国際・社会学系、人文学系、教育学系、医学系、歯学系、薬学系、看護学系、保健学系、理学系、工学系、農学系、家政・生活科学系、芸術学系、体育系、その他」である。

また、中3時点の居住都道府県を示す変数を用いた。分析に用いた記述統計量は付表1である。

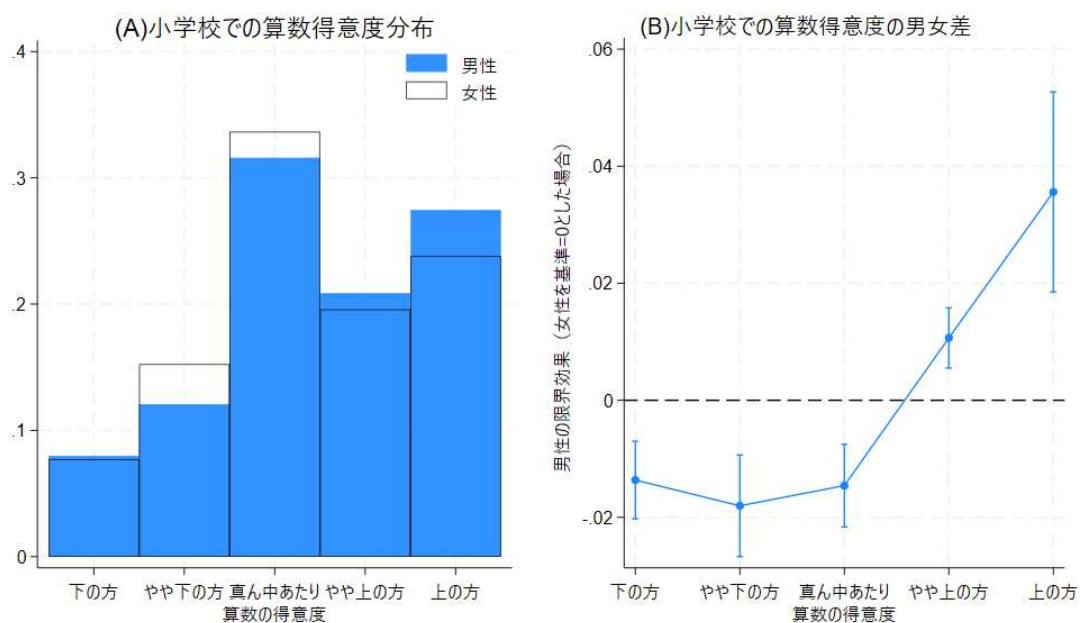
4. 分析結果

4-1. 小学校

図1は、小学校時代に算数が得意かどうか（成績が上位であったか）の男女差を示したものである。図1（A）は、小学校時代に算数が得意かどうかの回答分布を男女で重ねたものであるが、得意（成績が上位である）4あるいは5を回答した割合は、女性と比べ男性が多いことが分かる。なお、男性の平均値 3.48 と女性の平均値 3.37 の差を検定を行うと t 値は 3.55 である。 t 値は、平均値の差を標準誤差で割って得られる数値であり、見かけの平均的な差が大きくてもそのばらつきが大きければ差があるとは必ずしも言えないため、差があるかどうかより客観的に評価するための指標である。

平均は異なることが分かったが、分布での違いはどうだろうか。図1（B）は、5段階の得意度を表わす数値を被説明変数とし、男性ダミー、年齢、年齢二乗、両親学歴、SES尺度、出身都道府県、世代ダミーを説明変数とした順序ロジットを推定し、男性ダミーの限界効果を被説明変数ごとに示したものである。ここで男性ダミーの限界効果とは、各得意度に当てはまる確率が男性の場合、女性に比べてどの程度変化するか、つまり、各得意度に対する男性の当てはまりやすさを女性基準（=0）で表したもの（男女差）であり、エラーバーがゼロを含むかどうかで統計的にゼロと異なるかを検討できる。図1（B）によると、得意であることを意味する4や5の選択肢を選ぶ確率は、エラーバーがゼロを超えており、男性は女性と比べ統計的に有意に高いことがわかる。不得意である1や2、普通である3を選択する確率は、男性は女性と比べ統計的に有意に低い。

図 1. 小学校で算数の得意度の男女差



注：(A) は算数の得意度別のサンプル割合の男女差を示したものである。(B) のドットは、5段階の得意度を表わす数値を被説明変数とし、男性ダミー、年齢、年齢二乗、両親学歴、SES 尺度、出身都道府県、世代ダミーを説明変数とした順序ロジットを推定し、男性ダミーの限界効果を被説明変数ごとに示したものである。エラーバーは 95%信頼区間を示す。

すなわち、算数の得意度は、小学校時点において平均だけではなく、成績上位層では男性は女性よりも得意と回答し、成績中位および下位層では反対の傾向があるという意味で、男女差が生じていることが分かる。この結果は、北條 (2013) で示された結果と近いと考えられる。

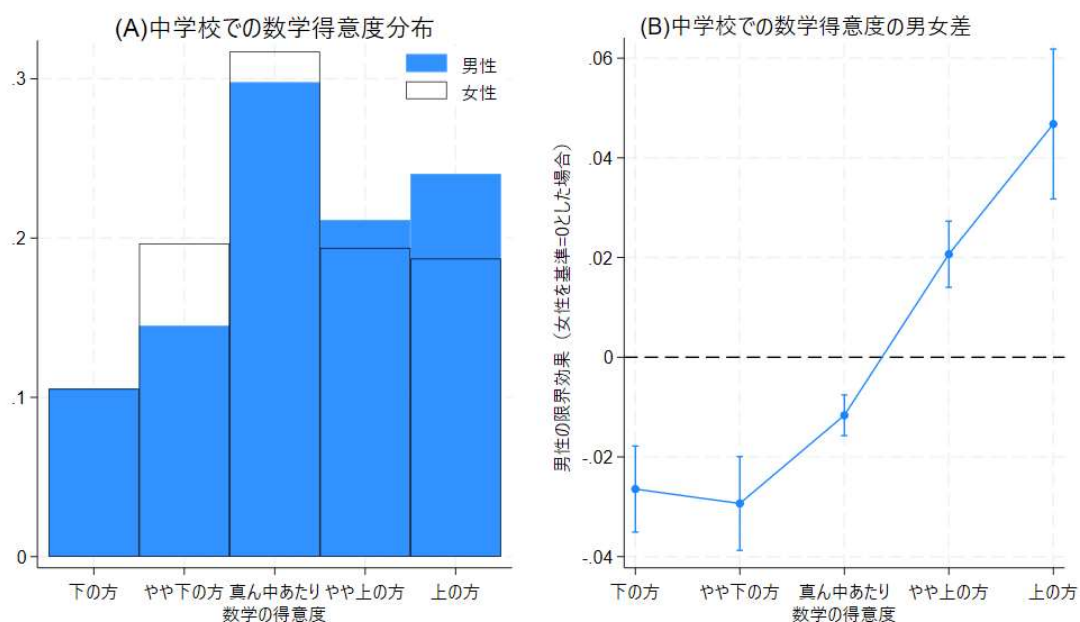
4-2. 中学校

図 2 は、中学校時代に数学が得意かどうか（成績が上位であったか）の男女差を示したものである。図 2 (A) は、中学校時代に算数が得意かどうかの回答分布を男女で重ねたものであるが、得意（成績が上位である）4 あるいは 5 を回答した割合は、女性と比べ男性が多いことが分かる。なお、男性の平均値 3.34 と女性の平均値 3.16 の差を検定を行うと t 値は 5.38 である。

図 2 (B) は分布での違いを確認するため、順序ロジットの推定結果に基づく、選択仕事

の男性ダミーの限界効果を図示したものである。図 2 (B) によると、得意であることを意味する 4 や 5 の選択肢を選択する確率は、男性は女性と比べ統計的に有意に高いことがわかる。不得意である 1 や 2、普通である 3 を選択する確率は、男子は女性と比べ統計的に有意に低い。

図 2. 中学校で数学の得意度の男女差



注：(A) は数学の得意度別のサンプル割合の男女差を示したものである。(B) のドットは、5段階の得意度を表わす数値を被説明変数とし、男性ダミー、年齢、年齢二乗、両親学歴、SES 尺度、出身都道府県、世代ダミーを説明変数とした順序ロジットを推定し、男性ダミーの限界効果を被説明変数ごとに示したものである。エラーバーは 95%信頼区間を示す。

中学校における、数学の得意度の男女差は、小学校と同様に、平均だけではなく成績上位層では男性は女性と比べ得意であると回答するが、成績中位・階層では反対の傾向が確認できる。さらに、t 値の水準を小学校のそれと比較すると、小学校と比べ中学校の方が t 値は大きくなっているため、ばらつきを考慮しても差が拡大していることもわかる。この点は先行研究と整合的である。

4-3.高校

義務教育までは男女ともに同一のカリキュラムを受講するが、高等学校以降は進学の有無を含め、履修科目の選択にも差が生じる。本稿における分析データでは、総観測数 6000 のうち、5916 が高校での履修科目について回答していることもあり、以降では高等学校進学者に限定した分析を行う。

表 1 は、高等学校進学者における、高校での履修科目の男女差を示したものである。表 1 によると、いわゆる文系科目である英語、国語、社会科については、男女差はほとんどないか、女性の選択確率が若干高い傾向にある。ところが、理数系科目である数学や理科に関して、概ね男性のこれらの科目の履修確率は女性よりも高い傾向にある。数学のレベルが上がるほど、また生物、化学、物理と男女差が広がる傾向にある。ただ、必修科目と考えられる数学 IA の履修には男女差は観察されず、女性の就業が相対的に多い保健・看護系への進学で試験科目となる生物は女性の履修確率が高いことが観察される。

表 1. 高校での履修科目の男女差

	N=2977	N=2939	
高校での履修	男性平均	女性平均	男性-女性t値
英語	0.99	0.99	-0.82
現国	0.96	0.98	-4.90
古文漢文	0.92	0.95	-4.37
世界史	0.90	0.92	-2.46
日本史	0.90	0.91	-1.77
地理	0.89	0.89	0.34
数IA	0.97	0.96	1.45
数IIB	0.91	0.86	5.94
数IIIC	0.77	0.65	9.81
物理	0.85	0.74	11.20
化学	0.91	0.88	4.32
生物	0.86	0.90	-5.19
地学	0.70	0.64	5.36
体育	0.98	0.97	2.66
芸術	0.93	0.96	-5.62
専門科目	0.53	0.45	5.80

全世代データでは、高校における履修科目の有無と同時に、それらの科目が得意であったかを尋ねている。そこで、科目を履修したと回答した個人の中で、その科目が得意であったかの分布の差を比較する¹¹。

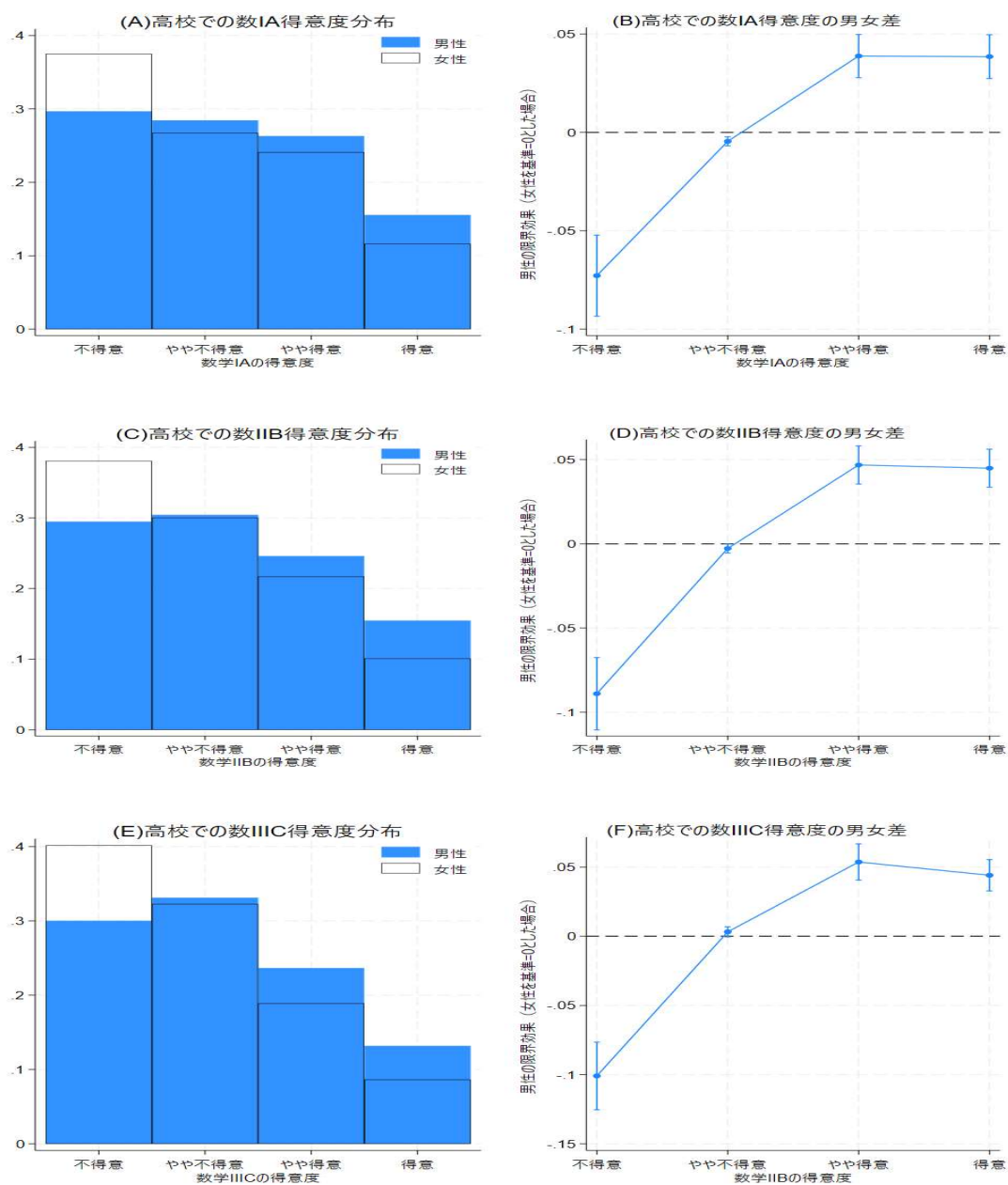
図3 (A)、(C)、(E) は高校で数学である、数学 IA、数学 IIB、数学 IIIC それぞれの得意度の男女別の分布を比較したものである。平均値の差の検定結果によるとそれぞれ、数 IA の t 値は 6.48 (男性の平均 2.21、女性の平均 2.02)、数 IIB の t 値は 7.84 (男性の平均 2.06、女性の平均 1.75)、数 IIIC の t 値は 7.78 (男性の平均 1.69、女性の平均 1.28) である。履修の差を考慮すると、数学 IA より高度な内容となる数学 IIB、数学 IIICの方が、数学科目が得意であるかにより大きな男女差が生じていることがわかる¹²。

図3 (B)、(D)、(F) それぞれの科目が得意であるかの4段階の指標を被説明変数にし、男性ダミー、年齢、年齢二乗、両親学歴、SES 尺度、出身都道府県、世代ダミーを説明変数にした順序ロジットの推定結果に基づく、男性ダミーの限界効果を示している。図によると、得意である4を選択する確率は男性が女性よりも高く、得意ではない1を選択する確率は男性の方が低い傾向が、数 IA、数 IIB、数 IIIC いずれにおいても観察される。

¹¹ 「履修していない」を「もっとも不得意」とみなしても同じ傾向が確認できる。

¹² 数学未履修を含む場合、その男女差はさらに大きくなる。数 IA の t 値 6.57 (男性平均 2.20、女性平均 2.02)、数 IIB の t 値 9.86 (男性平均 2.06、女性平均 1.75)、数 IIIC の t 値 12.56 (男性平均 1.68、女性平均 1.28) である。

図 3. 高校で数学の得意度の男女差



注：(A)、(C)、(E) は数学の得意度別のサンプル割合の男女差を示したものである。(B)、(D)、(F) のドットは、4段階の得意度を表わす数値を被説明変数とし、男性ダミー、年齢、年齢二乗、両親学歴、SES 尺度、出身都道府県、世代ダミーを説明変数とした順序ロジットを推定し、男性ダミーの限界効果を被説明変数ごとに示したものである。エラーバーは 95%信頼区間を示す。

4-4.大学入試および進学

全世代データでは、大学入試においてどのような科目を利用したかについて尋ねている。表 2 は、大学入試で利用した科目の男女差を示したものである。表 2 によると、高校での履修科目と同様の傾向が観察される。さらに、理工系の進学において試験科目として利用される可能性の高い、理科の科目選択数や理科を 2 科目以上選択したかについても男女差が観察される。

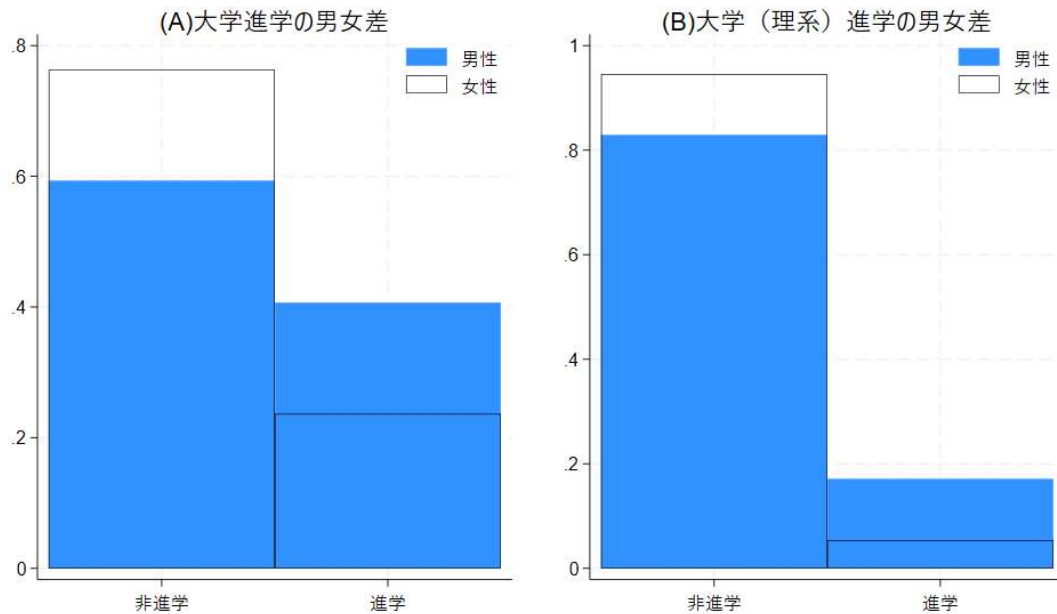
表 2. 入試での履修科目の男女差

入試利用	N=2977	N=2939	男性-女性t値
	男性平均	女性平均	
英語	0.45	0.42	1.97
現国	0.35	0.37	-1.11
古文	0.27	0.25	1.59
漢文	0.23	0.21	2.16
世界史	0.14	0.12	2.20
日本史	0.18	0.15	2.85
地理	0.12	0.07	6.33
現代社会	0.09	0.09	0.62
倫理	0.05	0.04	0.71
政経	0.10	0.06	6.59
数IA	0.32	0.24	6.59
数IIB	0.29	0.18	10.03
数IIIC	0.18	0.08	11.23
数II,III両方	0.30	0.18	10.51
物理	0.16	0.05	13.77
化学	0.17	0.12	6.36
生物	0.11	0.14	-3.41
地学	0.04	0.02	2.92
理科選択科目数	0.48	0.33	7.12
理科2科目以上	0.16	0.10	6.55
主要科目選択数	3.25	2.60	6.28
理系科目選択数	1.27	0.83	9.50
小論文	0.09	0.14	-6.17
その他	0.02	0.03	-2.30
大検	0.00	0.00	2.17
推薦入試	0.08	0.11	-3.09
受験していない	0.40	0.41	-0.73

図 4 は、大学進学および理工系への進学の男女差を図示したものである。いずれの場合も、男性の方が女性よりも高い傾向にある（大学進学の t 値は 14.33（男性の平均 0.41、女性の平均 0.24）、理系学部進学の t 値は 14.53（男性の平均 0.17、女性の平均 0.05）¹³である。

¹³ 大学進学者に限定した場合、理系学部進学の t 値は 7.63（男性の平均 0.17、女性の平均 0.24）である。

図 4. 進学男女差



以上までの記述統計によると、小学校、中学校、高校、大学入試での選択科目、そして実際の大学進学において、男女差があり、それは年齢を経るにつれ、拡大する傾向が確認できる。このような傾向が、観察できる属性を制御したとしても確認できるかを、次小節において検討する。

4-5.理系への進学、受験科目と個人属性の関係

本小節では、理系学部への進学決定要因を回帰分析で確認する。具体的には、理系選択、そのために必要と考えられる受験で数学 II 以上あるいは理科科目の選択数をそれぞれ被説明変数とし、個人属性（性別、年齢、SES、親学歴）に加え、義務教育である中学校で主要な科目が得意であったかを説明変数とし、OLS で推定する。

表 3. 理系学部進学と個人属性の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	大学進学				理系大学進学					
年齢	-0.0357*** (0.00594)	-0.0276*** (0.00548)	-0.0237*** (0.00536)	-0.0258*** (0.00536)	-0.0288*** (0.0108)	-0.0135*** (0.00408)	-0.0103*** (0.00392)	-0.00900** (0.00391)	-0.00986** (0.00392)	-0.00157 (0.00815)
年齢 ² 乗	0.0344*** (0.00692)	0.0243*** (0.00639)	0.0225*** (0.00626)	0.0247*** (0.00625)	0.0293** (0.0119)	0.0130*** (0.00473)	0.00895** (0.00455)	0.00826* (0.00453)	0.00933** (0.00455)	-0.000641 (0.00888)
男性	0.171*** (0.0117)	0.175*** (0.0113)	0.173*** (0.0110)	0.173*** (0.0110)	0.173*** (0.0110)	0.117*** (0.00798)	0.106*** (0.00801)	0.105*** (0.00798)	0.104*** (0.00800)	0.104*** (0.00800)
英語得意 (中学)		0.0796*** (0.00648)	0.0708*** (0.00634)	0.0687*** (0.00634)	0.0686*** (0.00634)		0.0204*** (0.00448)	0.0184*** (0.00450)	0.0176*** (0.00449)	0.0176*** (0.00449)
国語得意 (中学)		0.00101 (0.00798)	-0.00772 (0.00780)	-0.00769 (0.00781)	-0.00774 (0.00782)		-0.0102* (0.00538)	-0.0126** (0.00535)	-0.0136** (0.00535)	-0.0136** (0.00535)
数学得意 (中学)		0.0293*** (0.00705)	0.0282*** (0.00676)	0.0277*** (0.00677)	0.0278*** (0.00678)		0.0345*** (0.00455)	0.0340*** (0.00451)	0.0337*** (0.00454)	0.0335*** (0.00455)
社会得意 (中学)		0.0527*** (0.00828)	0.0540*** (0.00806)	0.0566*** (0.00803)	0.0566*** (0.00803)		-0.0257*** (0.00574)	-0.0253*** (0.00569)	-0.0241*** (0.00569)	-0.0242*** (0.00569)
理科得意 (中学)		0.00514 (0.00893)	0.00412 (0.00860)	0.00748 (0.00862)	0.00749 (0.00862)		0.0544*** (0.00615)	0.0544*** (0.00611)	0.0561*** (0.00612)	0.0563*** (0.00613)
父親大卒以上			0.186*** (0.0146)	0.172*** (0.0147)	0.172*** (0.0147)			0.0570*** (0.0110)	0.0547*** (0.0112)	0.0544*** (0.0112)
母親大卒以上			0.122*** (0.0217)	0.116*** (0.0217)	0.116*** (0.0217)			0.0459** (0.0179)	0.0420** (0.0179)	0.0418** (0.0179)
SES尺度			0.0148* (0.00869)	0.0116 (0.00874)	0.0114 (0.00875)			-0.00810 (0.00616)	-0.00846 (0.00620)	-0.00813 (0.00621)
都道府県	N	N	N	Y	Y	N	N	N	Y	Y
世代	N	N	N	N	Y	N	N	N	N	Y
Observations	6,000	6,000	6,000	5,981	5,981	6,000	6,000	6,000	5,981	5,981
R-squared	0.055	0.197	0.246	0.261	0.261	0.041	0.126	0.136	0.148	0.149

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。括弧の仲は不均一分散に頑健な標準誤差である。

都道府県とは 15 歳時点の居住県を示すダミーであり、世代とは生まれ年が 60 年代から 90 年代の 10 年おきのダミー変数を示す。

表 3 は、大学進学と理系学部の進学を被説明変数とした回帰分析の結果である。大学進学者に限定している。以下では、男性ダミーの係数と数学が得意であったかの変数に注目する。推定結果によると、属性を制御したとしても男性ダミーの係数は正で有意である。数量的には大学理系進学確率は男女で約 14-16%異なる。中学時代に理数科目を得意だと回答すると理系進学確率は高い。

表 4. 理系科目選択と個人属性の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
		受験で数II,IIIを利用					受験で理科2科目以上利用			
年齢	-0.0193*** (0.00563)	-0.0124** (0.00523)	-0.0107** (0.00521)	-0.00928* (0.00519)	-0.00237 (0.0105)	-0.0246*** (0.00449)	-0.0206*** (0.00426)	-0.0193*** (0.00425)	-0.0192*** (0.00430)	-0.00730 (0.00878)
年齢2乗	0.0176*** (0.00656)	0.00911 (0.00611)	0.00816 (0.00608)	0.00672 (0.00606)	0.00197 (0.0116)	0.0272*** (0.00525)	0.0224*** (0.00497)	0.0216*** (0.00496)	0.0216*** (0.00501)	0.00649 (0.00974)
男性	0.117*** (0.0110)	0.0937*** (0.0108)	0.0927*** (0.0107)	0.0948*** (0.0107)	0.0943*** (0.0107)	0.0583*** (0.00880)	0.0457*** (0.00889)	0.0444*** (0.00886)	0.0433*** (0.00891)	0.0433*** (0.00890)
英語得意 (中学)		0.0333*** (0.00611)	0.0306*** (0.00614)	0.0295*** (0.00615)	0.0294*** (0.00615)		0.0179*** (0.00482)	0.0162*** (0.00484)	0.0167*** (0.00485)	0.0168*** (0.00485)
国語得意 (中学)		-0.0194*** (0.00744)	-0.0227*** (0.00745)	-0.0217*** (0.00746)	-0.0218*** (0.00746)		-0.00325 (0.00600)	-0.00495 (0.00596)	-0.00594 (0.00598)	-0.00582 (0.00598)
数学得意 (中学)		0.0701*** (0.00646)	0.0694*** (0.00640)	0.0700*** (0.00641)	0.0701*** (0.00642)		0.0303*** (0.00497)	0.0300*** (0.00495)	0.0298*** (0.00497)	0.0295*** (0.00497)
社会得意 (中学)		0.00267 (0.00777)	0.00313 (0.00773)	0.00245 (0.00772)	0.00250 (0.00773)		-0.0188*** (0.00604)	-0.0183*** (0.00599)	-0.0177*** (0.00601)	-0.0178*** (0.00600)
理科得意 (中学)		0.0545*** (0.00841)	0.0548*** (0.00835)	0.0550*** (0.00833)	0.0552*** (0.00834)		0.0625*** (0.00654)	0.0624*** (0.00652)	0.0627*** (0.00652)	0.0628*** (0.00652)
父親大卒以上			0.0961*** (0.0140)	0.100*** (0.0141)	0.0999*** (0.0141)			0.0411*** (0.0115)	0.0462*** (0.0116)	0.0461*** (0.0116)
母親大卒以上			0.0437** (0.0212)	0.0498** (0.0211)	0.0491** (0.0211)			0.0619*** (0.0185)	0.0623*** (0.0185)	0.0623*** (0.0185)
SES尺度			-0.0206** (0.00861)	-0.0190** (0.00866)	-0.0191** (0.00867)			-0.00937 (0.00693)	-0.00771 (0.00700)	-0.00718 (0.00701)
都道府県	N	N	N	Y	Y	N	N	N	Y	Y
世代	N	N	N	N	Y	N	N	N	N	Y
Observations	5,800	5,800	5,800	5,783	5,783	5,800	5,800	5,800	5,783	5,783
R-squared	0.030	0.167	0.179	0.195	0.195	0.014	0.105	0.113	0.123	0.124

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。括弧の仲は不均一分散に頑健な標準誤差である。

都道府県とは 15 歳時点の居住県を示すダミーであり、世代とは生まれ年が 60 年代から 90 年代の 10 年おきのダミー変数を示す。

表 4 は、理系科目の選択を被説明変数とした結果である。推定結果によると、属性を制御したとしても男性ダミーの係数は正で有意であり、数量的には利用確率の男女差は約 9-10%異なる。同様に、中学時代に理数科目を得意だと回答すると、数 II・III を利用する確率は高い傾向にある。同様の傾向は、受験で理科を 2 科目以上選択する確率でも確認できる。

なお、橘木・松浦 (2009) や田中 (2017) とは異なり、両親が大卒であるかは、理系学部選択とは相関が確認できないが、受験での理系選択科目とは相関を持つ。また、SES 尺度は理系選択あるいは理系科目選択に負の相関あるいは、相関が観察されない。これらの点は、理系選択と家庭背景が一樣な関係ではない可能性である。

4-6.数学が得意かと理系への進学の男女差

前小節では、個人属性（年齢、SES、親学歴）を一定にしたうえでの、理系学部進学と理系科目の選択の男女差や数学の得意度の関係を分析した。男女差で問題となる点の 1 つは、同じように算数や数学が得意であるにも関わらず、進学に男女差が生じるかである。本小節では、その可能性を中学校での数学の得意度と性別の交差項で検討する。

具体的には、以下の推定モデル

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Male}_i + \beta_3 \text{Math}_i + \beta_4 \text{Male}_i * \text{Math}_i + \text{control}_i + u_i$$

を OLS で推定した。ここで、被説明変数 y に理系大学進学、受験で数 II,III を利用したか、受験で理科 2 科目以上を選択したかを用い、説明変数として男性ダミー (Male)、中学時代の数学得意度 (Math)、それらの交差項 (Male*Math)、そして個人属性 (control) である。注目するのは男女差を示す限界効果 $\beta_1 + \beta_4 \text{Math}_i$ であり、数学の得意度が同じでも理系進学などに男女差が生じるかを検討する。

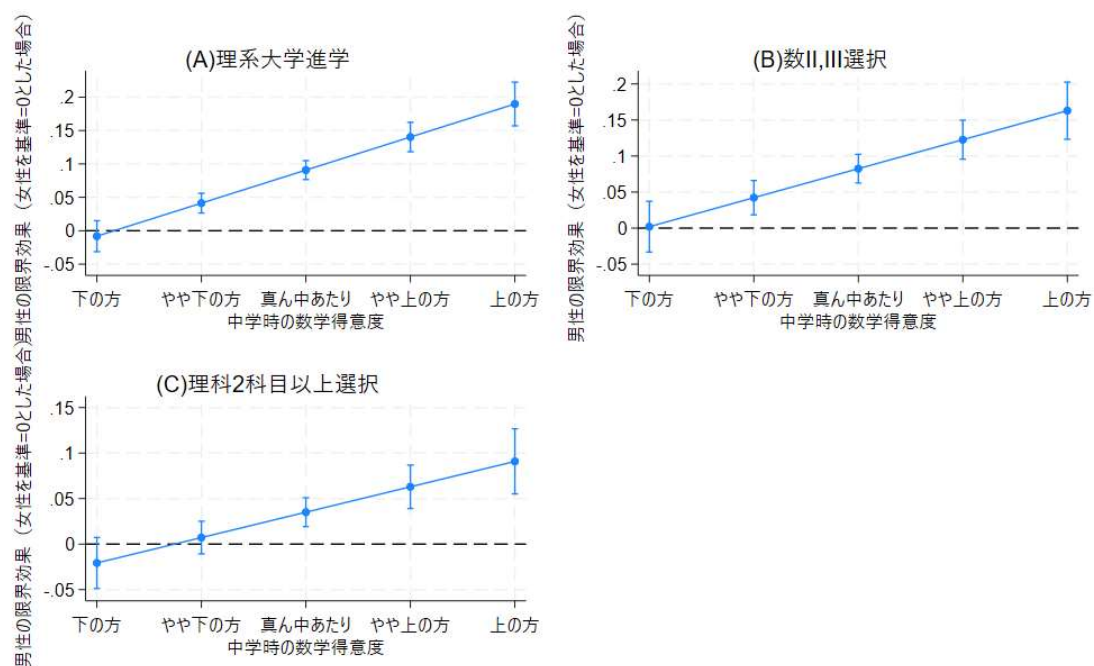
表 5 は、理系選択を被説明変数とし、個人属性と主要科目の得意度を制御したうえで、男性ダミー、数学の得意度、その交差項を含めた回帰分析の結果である。推定結果によると、いずれにおいても数学得意度と男性ダミーの交差項は統計的に正で有意である。つまり、男性は女性と比べ、数学が得意であると、より理系を選択する。逆に、女性は数学が得意であっても男性よりも理系を選択しないことがわかる。

表 5. 数学得意度と理系選択の男女差

	(1)	(2)	(3)
	理系大学進学	受験で数Ⅱ,Ⅲを利用	受験で理科2科目以上利用
男性	-0.0576*** (0.0174)	-0.0382 (0.0251)	-0.0486** (0.0207)
数学得意 (中学)	0.00851* (0.00498)	0.0500*** (0.00736)	0.0156** (0.00605)
男性×数学得意 (中学)	0.0495*** (0.00626)	0.0402*** (0.00810)	0.0279*** (0.00713)
コントロール変数	Y	Y	Y
Observations	2,087	5,783	5,783
R-squared	0.187	0.198	0.127

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。括弧の仲は不均一分散に頑健な標準誤差である。
コントロール変数として個人属性、都道府県、世代ダミーを含んでいる。

図 5. 数学の得意度と理系選択の男女差



注：表 5 の結果より数学の得意度別の男性ダミーの限界効果を示している。エラーバーは 95%信頼区間を示す。

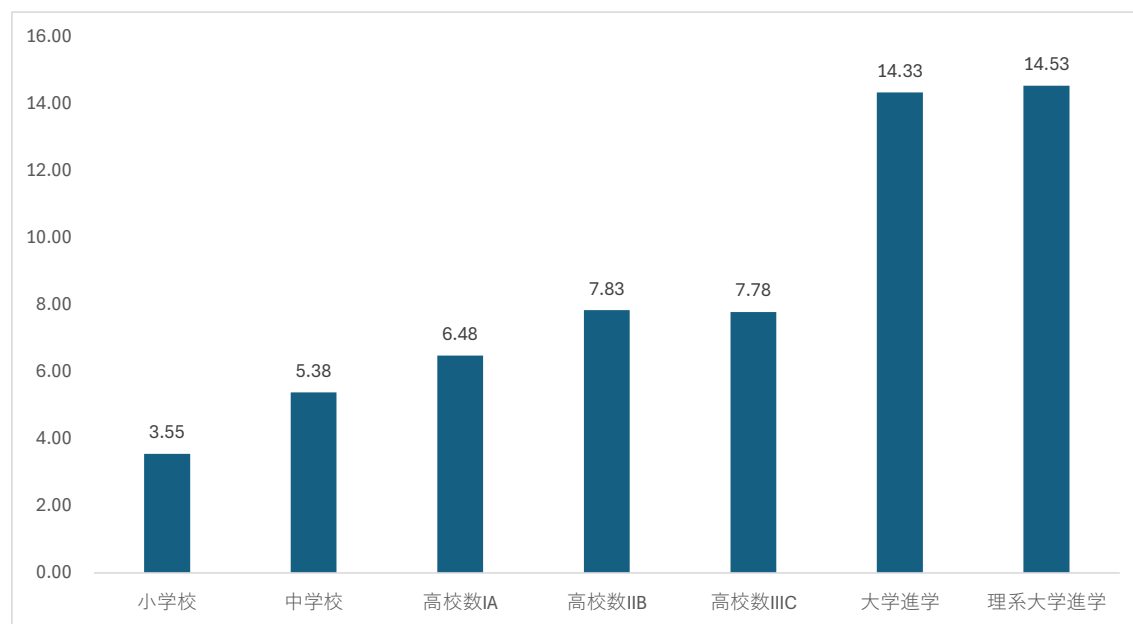
図 5 は、表 6 の推定結果を基に、数学の得意度ごとの被説明変数への限界効果の男女差を可視化したものである。数学が得意ではない（1 あるいは 2 である）場合は、理系選択について男女差は観察されないが、得意であると回答するにつれ男女差は拡大していく。最も得意である（5）と回答した場合、理系学部に進学する確率は男女で約 18%異なることがわかる。

4-7.小括

以上の結果を簡潔にまとめると以下のようなになる。算数・数学の得意度は小学生時点で平均的に差が確認されるが、その差は中学校、高校と拡大すること、特に成績上位層での差が拡大することが確認された。図 6 は、小学校の算数得意度の男女差から高校の数学科目選択、理工系選択にいたるまでの男女差の t 値を示しており、t 値は年齢が上がるにつれて大きくなっていることから格差拡大がみてとれる。

さらに、高校での理数系科目の履修、大学受験における理数系科目の選択に男女差も確認された。個人属性を制御したとしても、理工系への大学進学確率には男女差があること、中学時代に数学がとて得意な場合でも理系学部に進学する確率が男女で約 18%異なる。

図 6 男女差（t 値）



5.ジェンダーギャップを縮小させる要因の検討

前節では、男女で同じように算数・数学が得意である場合でも、理系の選択に男女差があることが示された。本節ではその差を縮小させる要因を検討する。本稿では、それぞれ全世代調査回答者の義務教育時点における、男女の役割分担といったステレオタイプな考え方に対して否定するジェンダー平等、地元における理系学部の利用可能性、そして義務教育における理数系科目の授業時間の3つの要因を検討する。これらは個人にとっては外生的な地域あるいは政策的な要因と考えられ、外生的な要因の変化が女性の理系進学に与える影響を検討する。

5-1.ジェンダー平等指標

ジェンダー平等指標として、全世代調査の回答者の15歳時点の居住地における性役割意識に関する質問の回答を用いる。これは、教育を受ける時点で男女の役割分担といったステレオタイプな考え方に対して否定するジェンダー平等が高ければ、理数系への進学を試みる可能性を検証するためである。ただ、全世代調査にはそのような指標は調査されていない。そこで、全世代調査が15歳時点に相当する1970年代以降に調査された社会調査であるSSM調査1985、1995、2005、2015の集計結果から、それを出生年から計算する15歳時点の年と出身都道府県の情報をキーに接合する。

ジェンダー平等指標は、SSM調査1985、1995、2005、2015¹⁴の設問のうち共通して尋ねているジェンダー意識変数「男女の役割」に関する設問である「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである」について、都道府県別回答割合の集計値から「そう思う」を1、「そう思わない」4として加重平均を計算する。ただし、1985に関して、同設問は女性にのみ調査されているため、他の年も女性のみで集計する。調査は約10年おきに実施されていること、全世代調査の回答者のうち最も年齢が高いものは1960年生まれであることから、1975年から2015年までの数値の予測値を計算する。1985年から2015年までの都道府県集計結果をパネルデータとみなし、ジェンダー意識変数を被説明変数、調査回答者数と都道府県固有トレンドを説明変数とした回帰を行い、1975年から2015年まで予測値を計算する。

ジェンダー平等の数値が高いほど男女役割分担にとらわれないジェンダー平等意識の高

¹⁴ この結果は、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データアーカイブのリモート集計システムを利用し、同データアーカイブが所蔵する1985、1995、2005、2015年SSM日本調査（2015SSM調査管理委員会）の個票データを二次分析したものである。本研究成果の一部は、データ活用社会創成プラットフォームmdx（Suzumura et al.(2022),）を利用して得られたものである。

さを表わしている。ジェンダー平等意識が高い地域に育った女性の場合、理系選択格差は縮小するかどうかを検討する。

図 7.ジェンダー平等指標の都道府県分布

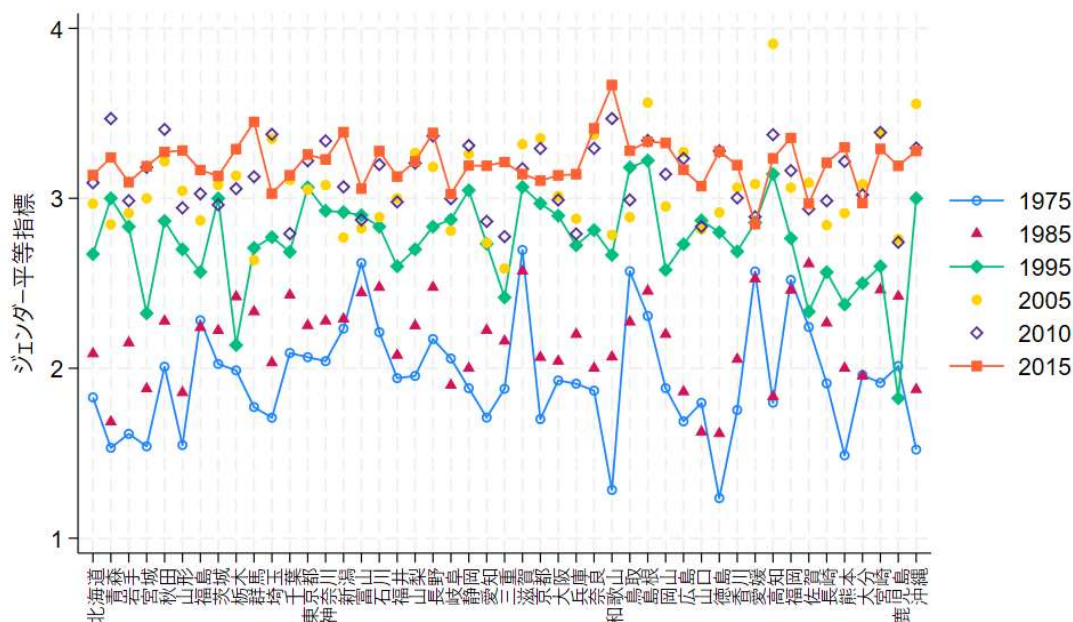


図 7 は、上記のようにして作成したジェンダー平等指標を、都道府県ごとに 1975 年から 2015 年の 10 年ごとにプロットしたものである。図 7 より、1975 年から 2015 年にかけて全体的に数値が上昇しており、ジェンダー平等意識の高まりが観察される。さらに、1975 年時点では都道府県間でばらつきが大きかったが、1995 年にかけて平等化が進むとともに、都道府県間でばらつきも小さくなり、2015 年時点では全体的に平等化が進み、都道府県間の差も小さい。

5-2.地元の大学の利用可能性指標

地元における大学の利用可能性指標として、人口当たりの理系大学定員数を用いた。この指標は、女性は男性と比べ地元志向があることを考慮して作成した指標である。女性は地元志向が男性よりもあると考えられる。実際、寺町（2022）は、女性は大学進学において、地域的な制約に直面している可能性があることを示している。地元で理系学部のある大学がなければその分、理系進学における男女格差が生まれることになる。

理系学部の利用可能性指標は調査回答者の 15 歳時点の居住都道府県における高卒 1000 人当たり理系学部定員数で作成した。1975 年から 2015 年までの定員数は『全国大学一覧』より入手した。ここでいう理系は、理・工学系、農林・獣医・水産系、医学、歯学、薬学、保健・看護系、商船である。上記の理系学部の定員数を、都道府県別に、国公立あわせて合計し、理系学部定員数を求めた。それを『学校基本調査』の各年より、高卒者（単位 1000 人）で除すことで理系学部の利用可能性指標を計算した。それを出生年から計算する 15 歳時点の年と出身都道府県の情報をキーとして全世代調査と接合した。

図 8. 理系学部の 1000 人当たり定員数の都道府県分布

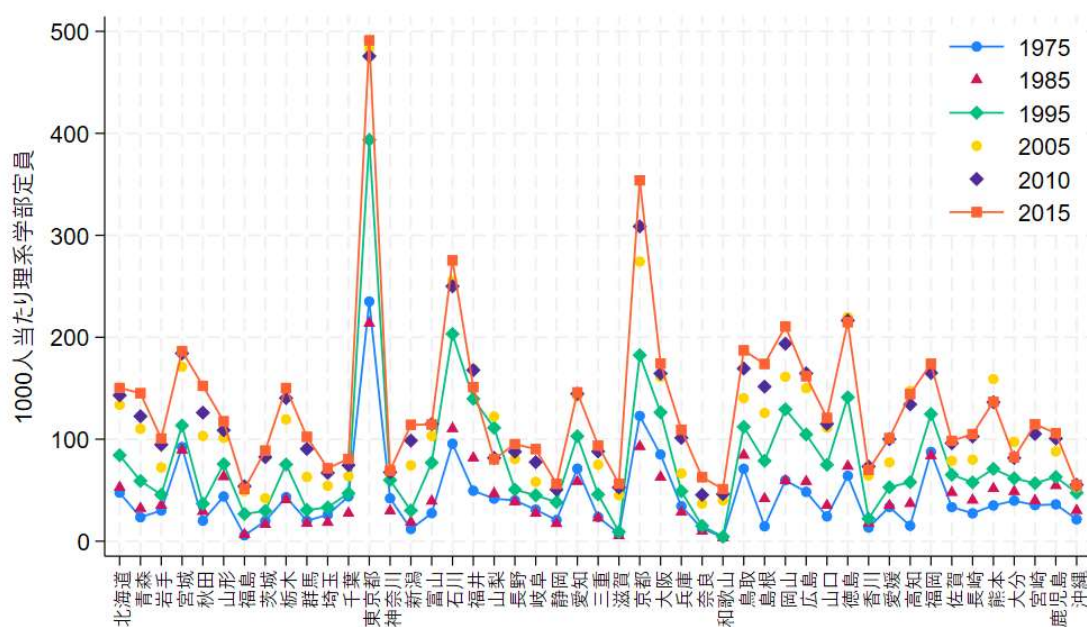


図 8 によると、東京や京都のように、大学数の多さを反映し、理系大学定員数の多い都道府県が存在する。1975 年時点では、都道府県間のばらつきは小さい。1991 年の大学設置基準の緩和以降、主として私立文系を中心に大学定員は拡大したが、理系大学定員数も同様に拡大したことを反映し、全体的に数値は上昇している。

5-3.理数系科目の授業割合

義務教育での理数系科目の授業割合を用いる。理数系科目の授業割合に着目する理由は、学校での学びの機会の減少が女性に相対的に不利に働く可能性が懸念されるためである。

まず、学習指導要領より、出生年に対応する義務教育（小中学校）の科目ごと授業時間を算出した。その総時間に占める算数・理科の時間割合を計算した。このとき、1960 年から 90 年代の 10 年おきの世代ダミーを同時に考慮することで、授業時間そのものの水準を制御したうえでの、理数系科目の授業時間の変動を考える。この指標は、先の 2 つの指標とは異なり、年における変動はあるが、地域的な変動はない点に注意が必要である。

図 9. 理数系科目の授業時間の推移

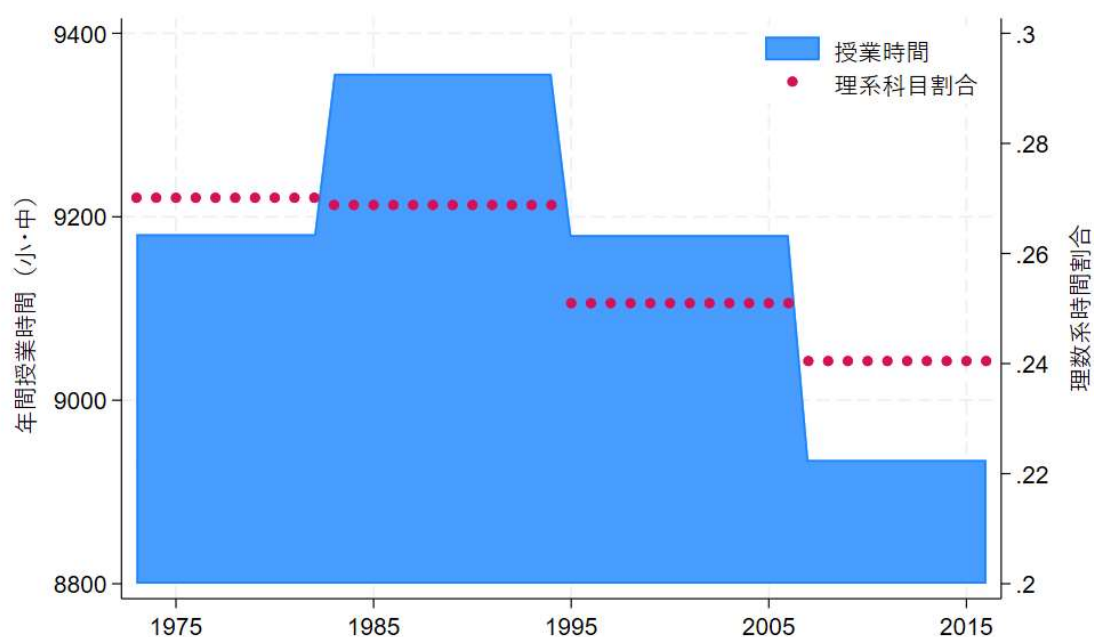


図 9 によると、授業時間そのものは、10 年ごとに変動することがわかる。ただ、総時間に占める算数・理科の時間割合は約 27% から 24% に低下していることがわかる。

5-4. ジェンダー平等、大学の利用可能性、学習指導要領とジェンダーギャップ

回帰分析の説明変数として、ジェンダー平等指標、地元での理系学部の利用可能性、そして義務教育における理数系科目の授業時間割合の 3 つの変数を追加した結果を検討する。特に、図 5 で観察された数学が最も得意であると回答した場合でも理系学部に進学する確率が男女で異なる傾向を、これらの外生的な要因が緩和させる可能性があるかを検討する。

具体的には、以下の推定モデル

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Male}_i + \gamma_2 \text{Math}_i + \gamma_3 \text{Index}_i + \gamma_4 \text{Male}_i * \text{Math}_i + \gamma_5 \text{Male}_i * \text{Index}_i + \gamma_6 \text{Math}_i * \text{Index}_i + \gamma_7 \text{Male}_i * \text{Math}_i * \text{Index}_i + \text{control}_i + u_i$$

を OLS で推定した。ここで、被説明変数 y に理系大学進学を用い、説明変数として男性ダミー (Male)、中学時代の数学得意度 (Math)、ジェンダー平等指標¹⁵あるいは地元での理系学部の利用可能性(Index)、それらの交差項、そして個人属性である。注目するのは男女差を示す限界効果 $\gamma_1 + \gamma_4 \text{Math}_i + \gamma_5 \text{Index}_i + \gamma_7 \text{Math}_i * \text{Index}_i = \gamma_1 + \gamma_5 \text{Index}_i + (\gamma_4 + \gamma_7 \text{Index}_i) \text{Math}_i$ である。 $\gamma_4 + \gamma_7 \text{Index}_i$ に着目すると、 γ_4 が正であれば数学が得意なほど男女の差が広がることを示すが、 γ_7 が負であればジェンダー平等あるいは理工系定員が高まると、得意であることの影響の男女格差は縮小する。

表 6 は、理系大学進学を被説明変数とし、説明変数として数学が得意であったかと男性ダミーそして各種指標の交差項を含めて推定した結果である。表 6 (1) は指標を説明変数として含めたものだが、それぞれの指標そのものは統計的に有意ではない。表 6 (2) はジェンダー平等指標と得意度の交差項を含めた結果である。男性と得意度の係数は正で統計的に有意であり、得意度により大学進学の男女差が広がるという表 5 と同様の結果である。男性ダミー、得意度、ジェンダー平等指標の交差項は負で 10%水準だが統計的に有意である。この結果は、ジェンダー平等が高まると、得意度の影響の男女格差は縮小することを示唆する。表 6 (3) は理系定員数との交差項の結果だが、男性ダミーと得意度の交差項は正で統計的に有意であり、男性ダミー、得意度、理系定員の交差項は負で 10%水準だが統計的に有意であるため、理系定員の拡大により、得意度の影響の男女格差は縮小することを示唆する¹⁶。

¹⁵ 本稿では、ジェンダー平等意識を出身地域（都道府県）レベルで捉えているが、より身近な存在である、両親のジェンダー平等への考え方やそれに影響を与え得る両親の専攻（理工系出身であるか否か）が、理系学部進学的意思決定により強い影響を与える可能性はあろう。本稿で用いたデータにはこれらの情報がいないため、それらの影響を直接検証することはできないが、分析では両親の学歴はコントロールされていること、また、出身地域と両親のジェンダー平等意識とは一部関連している可能性があることには留意が必要である。

¹⁶ 出身県だけではなくその近隣の大都市の影響を考慮するために、東京・神奈川・埼玉・千葉を首都圏、大阪・京都・兵庫・奈良・滋賀・和歌山を近畿圏、愛知・岐阜・三重を中京圏とした三大通勤圏をグループし、それ以外は都道府県区分のままで、人口当たり理系定員の値で推定したとしても、同様の結果を得ている。

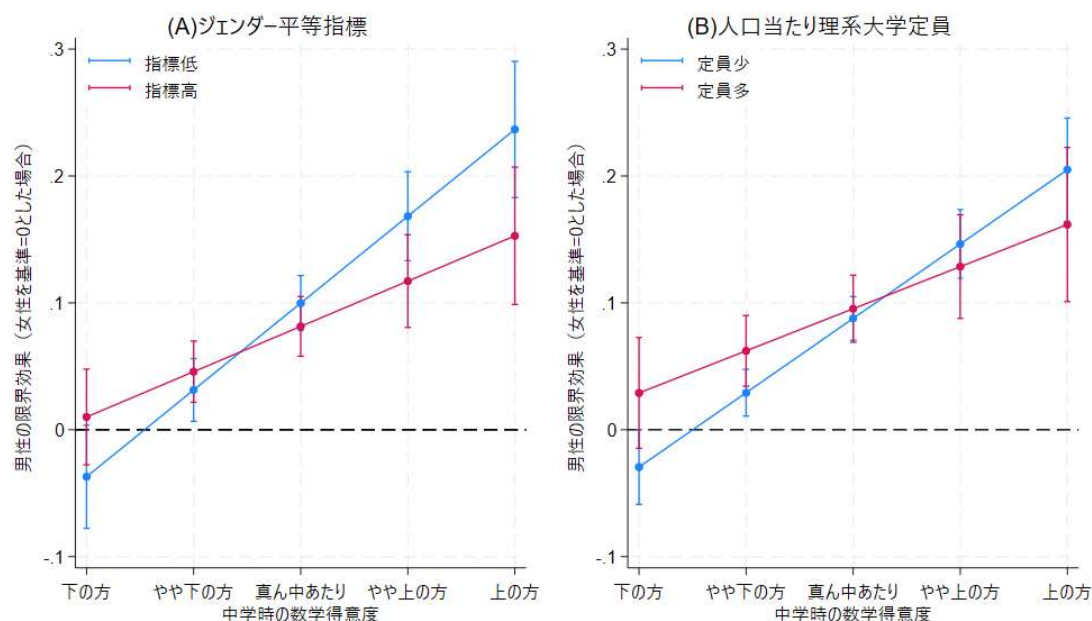
表 6 ジェンダー平等、理系学部の利用可能性、義務教育の理数系科目の授業時間の影響

	(1)	(2)	(3)
	理系大学進学		
男性	0.103*** (0.00800)	-0.244** (0.109)	-0.0991*** (0.0259)
数学得意（中学）	0.0335*** (0.00454)	-0.0865*** (0.0239)	0.00222 (0.00669)
ジェンダー平等指標	0.0240 (0.0289)	-0.0865** (0.0375)	0.0234 (0.0287)
人口当たり理系大学定員数	0.000176 (0.000162)	0.000193 (0.000161)	-1.48e-05 (0.000192)
授業時間の理科系科目割合	2.646 (2.557)	2.602 (2.542)	2.484 (2.554)
男性×数学得意（中学）		0.125*** (0.0389)	0.0620*** (0.00927)
男性×ジェンダー平等指標		0.0726* (0.0435)	
数学得意×ジェンダー平等指標		0.0375*** (0.00982)	
男性×数学得意×ジェンダー平等指標		-0.0298* (0.0155)	
男性×理系定員			0.000446** (0.000220)
数学得意×理系定員			6.54e-05 (5.26e-05)
男性×数学得意×理系定員			-0.000135* (7.85e-05)
都道府県	Y	Y	Y
世代	Y	Y	Y
Observations	5,981	5,981	5,981
R-squared	0.149	0.161	0.159

注：***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。括弧の仲は不均一分散に頑健な標準誤差である。

コントロール変数として個人属性、都道府県、世代ダミーを含んでいる。

図 10 ジェンダー平等、理系の利用可能性と数学の得意度と理系選択の男女差



注：表 7 の結果より、ジェンダー規範の水準の大きさ、人口当たり理系大学定員の多さ別での、数学の得意度別の男性ダミーの限界効果を示している。エラーバーは 95%信頼区間を示す。

図 10 (A) は、表 6 (2) の推定結果より、数学得意度別の理系大学進学確率の男性ダミーの限界効果をジェンダー平等指標の高 (90 パーセンタイル値) 低 (10 パーセンタイル値) ごとにプロットしたものである。ジェンダー平等指標が小さい場合は、数学の得意度が高いにもかかわらず、理系への進学確率の男女差が大きい点が観察される。ジェンダー平等指標の値が大きくなると、傾きがフラットになる。これは表 6 (2) において、男性ダミー、数学得意度、ジェンダー平等指標の 3 変数の交差項が 10%水準だが負で有意である点と対応している。ジェンダー平等指標が高いか低いかでエラーバー同士が重なっており、両者の差の統計的有意性は低くなるものの、ジェンダー平等意識が高まると、数学が得意な場合の理系への進学確率の男女差は縮小していく可能性が示唆される。

図 10 (B)、表 6 (3) の推定結果より、数学得意度別の理系大学進学確率の男性ダミーの限界効果を、地元の人口当たり理系定員数の多 (90 パーセンタイル値) 少 (10 パーセンタイル値) ごとにプロットしたものである。地元の人口当たり理系定員数が多くなると数学の得意度ごとの理系大学進学の男女差である傾きはフラットになる点は、表 6 (3) の男性ダミー、数学得意度、理系大学定員の 3 変数の交差項が 10%水準だが負で有意である点と対応している。ただし、定員が多いか少ないかでエラーバー同士が重なっており、両者の差の統計的有意性は低くなるものの、地元の理系定員が多いと、数学が得意である場合に、進学

確率の男女差が縮小する可能性が示唆される。なお、ジェンダー平等指標は数学がより得意なグループの男女差を縮小させるのに対し、理系大学定員は数学がより不得意なグループの男女差をも縮小させるという違いがみられる。これは、大学定員拡大は全体的に大学進学を促進させることと対応していると考えられる。

6.まとめと議論

本稿は、「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、小学校から大学進学における教育成果の男女差を実証的に分析した。具体的には、算数・数学の得意度の男女差が年齢とともに拡大するかどうか、高校や大学受験における理数系の科目選択に差があるか、理系学部への進学に差があるかを記述的に示した。

推定結果によると、算数・数学の得意度は小学生時点で平均的に差が確認されるが、その差は中学校、高校と拡大すること、特に成績上位層での差が拡大することが確認された。さらに、高校での理数系科目の履修、大学受験における理数系科目の選択に男女差も確認された。個人属性を制御したとしても、理工系への大学進学確率には男女差があること、中学時代に男女が同じように数学がとても得意な場合でも理系学部に進学する確率が男女で約18%異なる。ただ、理系学部定員の多い場合は、数学が得意な生徒の理系学部進学の男女差は縮小する可能性が示唆される。

以上から示唆される、政策的含意は以下の通りである。女性は、義務教育時点において数学が得意であったとしても、同程度に得意であると回答した男性と比べ、理工系での進学確率が低いことが明らかとなった。ただ、このような男女差は、出身地域のジェンダー平等意識の高まりや理工系の大学定員を拡大することにより緩和される可能性がある。こうした高等教育への進学を制約する要因を除去することが重要であろう。

最後に、本稿の政策インプリケーションとしては、前述のように内閣府男女共同参画局が推進する理工チャレンジ(リコチャレ)の取り組みのバックボーンとなることが挙げられる。男女共同参画局はこれまでも理系進学における男女格差について男女共同参画白書やその他報告書¹⁷でも分析してきたが、異なるクロスセクションデータによる集計結果をもとに平均的な男女差の傾向の分析に留まってきた。本研究はこのような男女格差はその前の就学期間でどのように形成されているのか明確なエビデンスを示しており、政策の前提となる基礎資料として重要といえる。また、男女格差縮小のための方策としては、女子生徒に対する情報提供や啓蒙活動、学生や教師だけではなく両親など身近な人々の持つアンコンシャスバイアスの削減などが中心となっているが、本稿ではより幅広い視点から、地域におけるジェンダー平等意識強化や理系定員拡大といった、女性の高等教育への進学を制約する要

¹⁷ 令和元年度『男女共同参画白書』、第2節を参照。

因を除去することが男女格差の削減に効果を持ちうることを示し、より多様で包括的な政策対応を促すという意味で政策貢献になりうると考えられる。

参考文献

- Altonji, J. G., Arcidiacono, P., & Maurel, A. (2016). The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects. In *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 5, pp. 305-396). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-63459-7.00007-5>
- Altonji, J. G., Blom, E., & Meghir, C. (2012). Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers. *Annual Review of Economics*, 4(1), 185-223. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080511-110908>
- Autor, D., Figlio, D., Karbownik, K., Roth, J., & Wasserman, M. (2023). Males at the Tails: How Socioeconomic Status Shapes the Gender Gap. *Economic Journal*, 133(656), 3136-3152. <https://doi.org/10.1093/ej/uead069>
- Bordalo, P., Coffman, K., Gennaioli, N., & Shleifer, A. (2019). Beliefs about Gender. *American Economic Review*, 109(3), 739-773. <https://doi.org/10.1257/aer.20170007>
- Card, D., & Payne, A. A. (2021). HIGH SCHOOL CHOICES AND THE GENDER GAP IN STEM. *Economic Inquiry*, 59(1), 9-28. <https://doi.org/10.1111/ecin.12934>
- Carlana, M. (2019). Implicit Stereotypes: Evidence from Teachers' Gender Bias. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1163-1224. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz008>
- Carrell, S. E., Page, M. E., & West, J. E. (2010). Sex and Science: How Professor Gender Perpetuates the Gender Gap. *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1101-1144. <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.3.1101>
- Delaney, J. M., & Devereux, P. J. (2022). Gender Differences in STEM Persistence after Graduation. *Economica*, 89(356), 862-883. <https://doi.org/10.1111/ecca.12437>
- Fryer, R. G., & Levitt, S. D. (2010). An Empirical Analysis of the Gender Gap in Mathematics. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(2), 210-240. <https://doi.org/10.1257/app.2.2.210>
- Kofoed, M. S., & McGovney, E. (2019). The Effect of Same-Gender or Same-Race Role Models on Occupation Choice: Evidence from Randomly Assigned Mentors at West Point. *Journal of Human Resources*, 54(2), 430-467. <https://doi.org/10.3368/jhr.54.2.0416.7838R1>
- Nollenberger, N., Rodríguez-Planas, N., & Sevilla, A. (2016). The Math Gender Gap: The Role of

- Culture. *American Economic Review*, 106(5), 257-261.
<https://doi.org/10.1257/aer.p20161121>
- Speer, J. D. (2017). The gender gap in college major: Revisiting the role of pre-college factors. *Labour Economics*, 44, 69-88. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.12.004>
- Suzumura, T., Sugiki, A., Takizawa, H., Imakura, A., Nakamura, H., Taura, K., Kudoh, T., Hanawa, T., Sekiya, Y., Kobayashi, H., Kuga, Y., Nakamura, R., Jiang, R., Kawase, J., Hanai, M., Miyazaki, H., Ishizaki, T., Shimotoku, D., Miyamoto, D.,…Uchibayashi, T (2022), "mdx: A Cloud Platform for Supporting Data Science and Cross-Disciplinary Research Collaborations," IEEE Intl Conf on Dependable, Autonomic and Secure Computing, Intl Conf on Pervasive Intelligence and Computing, Intl Conf on Cloud and Big Data Computing, Intl Conf on Cyber Science and Technology Congress (DASC/PiCom/CBDCoM/CyberSciTech), Falerna, Italy, 2022, pp. 1-7, doi: 10.1109/DASC/PiCom/CBDCoM/Cy55231.2022.9927975.
- 打越文弥 (2021)「なぜ難関大学に進学する女性は少ないのか？：男性のメリットクラシー志向・女性の地元志向の役割」2021 年度課題公募型二次分析研究会 高校生の進路選択とジェンダー： 高等教育の多様性に注目して 研究成果報告書
- 大藤修史・荒井洋一(2022)「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」、『日本労働研究雑誌』、64(9)、 79-98.
- 橘木俊詔・松浦司 (2009)『学歴格差の経済学』勁草書房
- 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
- 鶴光太郎・久米功一・佐野晋平・安井健悟 (2019)「学校や職場での教育訓練、スキルの実態に関する研究—RIETI 「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」 から」、RIETI Policy Discussion Paper Series 19-P-035
- 寺町晋哉 (2022)「大学進学における「地方」と「性別」の「足枷」 学術の動向 2022.10
- 日下田岳史 (2020)『女性の大学進学拡大と機会格差』東信堂
- 北條雅一(2013)「数学学習の男女差に関する日米比較」、京都大学経済研究所 DP No.1301
- 畠山勝太 (2022)「グローバルなジェンダー指標から見た日本の中等教育とそれを取り巻く環境の課題」学術の動向 2022.10
- 文部科学省 (2021)「STEAM 教育等の各教科等横断的な学習の推進について」
https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/new-cs/mext_01592.html
 (2024 年 8 月 19 日閲覧)
- 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』199、42-67.
- 安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎 (2023)「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」、RIETI Discussion Paper Series 23-J-042

付表

付表 1 記述統計

	男性			女性		
	N	平均	標準偏差	N	平均	標準偏差
算数得意（小学）	3029	3.48	1.23	2971	3.37	1.21
数学得意（中学）	3029	3.34	1.28	2971	3.16	1.24
高校数IA	2977	2.21	1.11	2939	2.02	1.09
高校数IIB	2977	2.06	1.19	2939	1.75	1.17
高校数IIIC	2977	1.69	1.29	2939	1.28	1.22
大学進学	3029	0.41	0.49	2971	0.24	0.43
理系大学進学	3029	0.17	0.38	2971	0.05	0.23
受験で数II,IIIを利用	2909	0.30	0.46	2891	0.18	0.39
受験で理科2科目以上利用	2909	0.16	0.37	2891	0.10	0.30
男性	3029	1.00	0.00	2971	0.00	0.00
年齢	3029	42.73	9.44	2971	42.67	9.52
年齢2乗	3029	19.15	8.03	2971	19.12	8.09
父親大卒以上	3029	0.26	0.44	2971	0.29	0.45
母親大卒以上	3029	0.11	0.31	2971	0.10	0.29
SES尺度	3029	-0.01	0.63	2971	0.01	0.64
90-94生まれ	3029	0.11	0.32	2971	0.11	0.32
80-89生まれ	3029	0.27	0.44	2971	0.27	0.44
70-79生まれ	3029	0.34	0.47	2971	0.34	0.47
60-69生まれ	3029	0.28	0.45	2971	0.28	0.45
ジェンダー平等指標	3023	2.51	0.42	2958	2.51	0.41
人口当たり理系大学定員数	3023	89.55	89.17	2958	92.43	86.58
授業時間の理科系科目割合	3029	0.26	0.01	2971	0.26	0.01