Osaka University Knowledge Archive

Title	理科選好のジェンダー差はどのように形成されるか：全国中学生調査の再分析による検討
Author(s)	田邉, 和彦
Citation	大阪大学教育学年報. 2022, 27, p. 3-13
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/86390
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

Osaka University

理科選好のジェンダー差はどのように形成されるか
―全国中学生調査の再分析による検討―

田　邉　和　彦

要旨

国際学力調査の結果において，日本の中学生男女にはそれほど大きな理数学力の差が見られないにもかかわらず，理数科目に対する意識や態度には明確なジェンダー差が存在している．しかしながら，なぜ男女の理数選好が差異化していくのかということは，実証的には十分に確かめられてこなかった．そこで本稿では，1999年に実施された理科教育に関する全国中学生調査の再分析を通して，家庭環境や，学校空間に存在するジェンダー・バイアスが，中学生男女の理科選好の差異化にもたらす影響を検討した．

理科選好を従属変数とするロジスティック回帰分析の結果，家庭の社会経済的背景や，家庭における科学的体験の総量，理科実験における役割分担，理科に関する教師からの期待などが，理科選好と関連していることが確かめられた．また，KHB法を用いた媒介分析を行ったところ，学校に関する要因は，いずれも理科選好に対する性別の効果を部分的に媒介していたが，家庭に関する要因については，有意な媒介効果が確認されなかった．このことは，特に，学校に存在するジェンダー・バイアスに着目することの重要性を強調するものと捉えられる．

1.　はじめに

日本においては，義務教育段階ですでに，「男子は理系，女子は文系」の差異化が始まっている．たとえば，PISA2015において，日本では科学的リテラシーの成績と，科学に対する態度の両方で顕著なジェンダー差が確認されており，特に，科学に対する態度の指標のいくつかにおいては，最も大きなジェンダー差を示した国の一つである（OECD 2016）．PISAにおける数学的・科学的リテラシーに関しては，統計的有意差が検出されていない年度もあるが（たとえば，OECD 2019），女子の方が男子よりも高い平均点を取った年度はこれまでに存在しておらず，意識や態度に見られるジェンダー差は常に大きい．

それでは，なぜ，ジェンダーによって理数科目に対する意識や態度，学力が異なっているのだろうか．きわめて素朴な問いではあるが，この問いに関する示唆を与えてくれる日本の実証研究は数少ない．その原因の一つには，理数科目に対する意識・学力のジェンダー差の形成過程を検証しようとしても，それに応えうる学力調査・社会調査がほとんど存在しない状況がある．こうした背景のもと，本稿では，中学生の理科選好に焦点化した社会調査の再分析を行うことによって，なぜジェンダーによって理科選好が異なるのかという問いに取り組む．とりわけ，中学生の置かれた家庭環境と，学校に存在するジェンダー・バイアスがもたらす影響の観点から，理科選好のジェンダー差が形成されるメカニズムの一端を探ることが，本稿の主たる狙いである．

2. 問題の所在

2. 1. 理数選好の形成と差異化

理数科目に対する選好は，何によって影響されるのだろうか．家庭の社会経済的背景（SES）と子どもの学力・学習意欲との間に関連が見られることはよく知られているが（松岡 2019），理数科目に関してもそれは例外ではない．たとえば，伊佐・知念（2014）は，社会階層の低い家庭の中学生では，数学に対する学習意欲は低くなる傾向があることを示している．また，藤原（2004）によれば，親が頻繁に博物館や美術館，プラネタリウムに行く家庭では，男女ともに理科好きの中学生が多い傾向が見られたという．これらの知見を踏まえれば，学力や学習意欲に関する一般的な傾向と同様に，家庭のSESは，理科選好を形成する上で重要な要因になりうることが窺える．

これらの研究結果は，社会階層とジェンダーの交互作用の存在も示唆している．すなわち，伊佐・知念（2014）によれば，学習意欲に対する家庭の社会階層の影響は，男子で中学３年生，女子で中学２年生のときに観察されており，女子の方でより早期に，社会階層の影響が働く可能性があるという．藤原（2004）もまた，親がより頻繁にハイキングに行く家庭では男子が理科好きであり，親がより頻繁に動植物図鑑を見るような家庭では女子が理科好きであることを指摘している．さらに，一部の学校において，博物館・美術館やプラネタリウムに行くなどの「屋外への行動」に関しては，男子の方が消極的な傾向が見られた一方で，「屋内での行動」では女子の体験率が低くなっていたことも報告されている（池上 2002）．これらの先行研究では，家庭の階層変数との関連には言及されていないものの，理数科目に関する教育投資のパターンが，ジェンダーによって異なる可能性を推察することができる．

子どもが日常生活の大半を送る学校もまた，理科選好のジェンダー差の形成と無縁ではない．Beilock et al.（2009）によれば，アメリカの小学校低学年教師のほとんどは女性が占めており，そのなかでも，特に数学能力に自信の無い女性教師であるほど，その元で学ぶ女子は，「男子は数学が得意，女子は読解が得意」というステレオタイプを信じる傾向が見られたという．さらに，そうしたステレオタイプを信じている女子は，そうでない男女と比べて，実際に数学の成績が低下していたことから，教師の抱くジェンダー・バイアスが，生徒の実際の能力にまで影響を与えうることを主張している．

教師個人に留まらず，学校空間に存在するさまざまな「隠れたカリキュラム」もまた，理科教育の諸場面における男女の差異化と関係する．赤井（1997）は，中学校における理科実験の様子をビデオ撮影によって記録し，そこに立ち現れる固定的な性役割規範を指摘している．たとえば，理科実験においては，男子が中心的な作業を行うのに対して，女子は補助的な作業を行う傾向があり，そこには「中心となる重要な地位を男性が占め，女性はそれを助けるという性役割規範」（赤井 1997，p.222）が働く様子を見て取れるという．理科実験の場面で見られるこのような男女の役割分担の傾向は，別の質問紙調査の結果（中澤 2004）によっても追認されている．

このような「隠れたカリキュラム」は，生徒の抱く理系進路希望にまで影響を与えかねない．須藤（2019）は，伝統的に「隠れたカリキュラム」を成していると考えられてきた男女別名簿，男女呼び分け，教員の性別構成が，中学生の理系進路希望に対して与える影響を検討している．特に，向学校的な特徴を有する女子について，男性の理科教員が続くことで理系進路を希望しにくくなる傾向が見られたことは，「隠れたカリキュラム」が実際の進路希望にまで影響することを示唆するものと理解できる．

以上のように，家庭に目を向ければ，SESや科学的体験が子どもの理数科目への意欲・態度を差異化し，それらの影響パターンにもジェンダー差の存在を見て取れる．また，学校に目を向けてみても，男女が同様

に理数科目選好を育むというわけではなく，そこに存在するジェンダー・バイアスが，理数教育の諸場面における男女の不均等な扱いを生み，実際の能力や意欲，希望にまで影響を与えうる．子どもたちは，日常生活の様々な場面において，理数科目に関するジェンダーの差異化を経験するリスクに曝されているのである．

2. 2.　本稿の検討課題

先行研究の知見を踏まえつつ，本稿では以下の二つの検討課題を設定する．

第一に，男子の方が家庭でより多くの科学的体験を享受していることが，理科選好のジェンダー差に対して影響している可能性を検討する．池上（2002）は，家庭における科学的体験の頻度について，男女で同程度のものもあれば，男女差が見られるものもあることを報告している．しかし，科学的体験の総量にジェンダー差が存在するのか否かということや，その多寡が理科選好にどのような影響を与えているのかということまでは，明らかにされていない．子どもを博物館・美術館に連れて行ったり，科学に関係する書籍を買い与えたりといった行動は，一種の教育投資とみなせるから，男子の方がより高い頻度でこのような経験を享受しているのであれば，それは社会階層とジェンダーの交互作用の一形態を示すものとして捉えられる．すなわち，理科選好のジェンダー差が，家庭における教育投資のジェンダー差によってもたらされる可能性を検討することが，第一の課題である．

第二に，学校における「隠れたカリキュラム」や，生徒の能力に関する教師のジェンダー・バイアスが，女子の理科選好を低減している可能性を検討する．先述のとおり，女子を周辺化するような「隠れたカリキュラム」は，理科実験の場面において表出しうる．また，英語圏においては，教師の抱くジェンダー・バイアスが，子どもの態度や能力にまで影響を与えうることが示されていた．しかしながら，このような「隠れたカリキュラム」や教師のジェンダー・バイアスが，実際に日本における中学生女子の理科選好を低減することに加担しているのか否かということまでは，十分に検討されていない．学校空間に存在する多様なジェンダー・バイアスが，理科教育の諸場面において女子を周辺化することを通して，理科選好のジェンダー差をもたらしている可能性を検討することが，第二の課題である．

以上の二つの検討課題を通して，本稿では，家庭と学校という二つの生活空間において，子どもたちの理科選好がなぜジェンダーによって差異化されていくのかという問いに取り組む．また，先行研究の結果は，家庭環境と学校環境のいずれも理科選好のジェンダー差の形成に寄与しうることは示していたが，総合的に見て，より重要な要因は何なのかということは特定されていない．そこで，二つの検討課題の結果を踏まえて，家庭環境と学校環境のいずれが，理科選好のジェンダー差をより強力に説明するのかを議論したい．

3.　データと方法

分析には，国際ジェンダー学会・教育分科会「理科教育・学習におけるジェンダーバイアス」（代表：村松泰子）が実施した，全国中学生調査（以下，「理科全国調査」）を利用する．調査対象は，1999年６～７月時点における中学校１年生である．調査対象の学校の所在地は，北海道（札幌市），山形県（寒河江市），東京都（杉並区），神奈川県（横浜市），福井県（福井市），大阪府（大阪市），広島県（広島市），徳島県（阿南市），大分県（大分市）の９箇所であり，すべて公立中学校となっている．調査の概要および調査票については，村松編（2004）を参照されたい．

従属変数は理科選好である．具体的には，「理科を勉強するのは好きですか，きらいですか」という４件法の調査項目に対する回答について，「好き」と「どちらかといえば好き」を１，「きらい」と「どちらかと

いえばきらい」を0とする二値変数へと変数処理して利用する．

独立変数は，性別（女性ダミー），両親学歴，両親職業，家庭における科学的体験，理科実験における役割，教師からの期待である．両親学歴は，「中学校・高校」，「専門・短大」，「大学・大学院」，「不明・無回答」の4カテゴリである．両親職業は，元の調査票において，理系職か否かを問う設計となっている．具体的には，「あなたのお母さん（父親については「お父さん」と表記）の職業は，科学や技術に関係する職業（理系の仕事）ですか．あてはまる番号に○をつけてください．理系の職業とは，例えばエンジニア，技術職，コンピュータ技師，建築・土木，医者，薬剤師，理科・数学の教師，などをさします」と尋ねられている．本稿では，「理系職」，「その他の職業」，「無職」，「不明・無回答」の4カテゴリとして用いる．

家庭における科学的体験については，元の調査票において，「ハイキングに行く」，「博物館や科学館へ行く」，「プラネタリウムへ行く」，「テレビゲームをする」，「パソコンを使う」，「動植物図鑑を見る」，「科学の本（科学者の伝記や科学の話）を読む」，「科学マンガを読む」のそれぞれについて，「よくする」，「ときどきする」，「あまりしない」，「ぜんぜんしない」の4件法で回答が得られている．家庭における科学的体験の総量を表す単一の尺度を構成するために，これらの8項目について信頼性分析を行った．その結果，「テレビゲームをする」と「パソコンを使う」を取り除いた6項目の場合に，最も高いα係数が得られた（α =.780）．したがって，この6項目を用いて主成分分析を行うことにより，得られた第一主成分（固有値＝2.906，寄与率＝.484）を「家庭における科学的体験」の尺度と定義した[(1)]．

理科実験における役割は，「小学校から今までの理科の実験で，あなたはどのような役割をすることが多かったですか」という項目への回答を用いて作成した．回答は，「実験器具を使って，実験の中心となった」，「実験器具にさわったが，中心ではなかった」，「実験の準備や片付けだけした」，「記録を担当した」，「見ていた」の5カテゴリである．

教師からの期待については，「先生は，私が理科でよい成績を取れると期待している」に対する回答を用いる．回答は，「とてもあてはまる」，「だいたいあてはまる」，「あまりあてはまらない」，「まったくあてはまらない」の4件法による．多変量解析においては，教師から高い期待を受けていると感じているほど高得点になるように変数処理を加えたうえで，連続変量とみなして分析を行う．

なお，これらの変数以外に学校所在地を統制する．学校所在地については，都市規模に応じて，首都圏・関西圏（杉並区・横浜市・大阪市）ダミーを作成した．以上の変数について，欠損のないサンプルを分析の対象とする[(2)]．サンプル数はN＝846であり，有効回収数（971サンプル）の87.1％にあたる．

分析方法は，理科選好を従属変数とするロジスティック回帰分析である．まず，基本モデルとして，性別，両親学歴，両親職業，学校所在地のみによって従属変数を予測するロジスティック回帰モデルを設定する．次に，家庭における科学的体験，理科実験における役割，教師の期待を投入することによって，それらの変数が理科選好といかなる関連を有しているのかを検討する[(3)]．そのうえで，それぞれの変数が性別の効果をどの程度媒介しているのかを算出する．

最もシンプルなモデルに対して媒介変数を追加投入することで，独立変数のパラメータの変化を観察する媒介分析の手法は，線形確率モデルにおいてしばしば採用される．しかし，ロジスティック回帰分析をはじめとする非線形確率モデルにおいては，線形確率モデルと同様の媒介分析の手法を適用しても，従属変数の誤差分散がモデルごとに推定される性質のために，交絡（confounding）とスケールパラメータの再推定（rescaling）を区別することができないという問題が生じる．この問題を回避するための方法として提案されたのが，Karlson et al.（2012）によるKHB法である．KHB法においては，通常のロジスティック回帰分析を適用したモデル（通常モデル）と，媒介変数を他の独立変数で回帰させて得た回帰得点を投入したモデ

ル（残差モデル）を比較することによって，再推定の問題を回避して媒介効果を計算する．ロジスティック回帰モデルを用いて媒介分析を行うにあたり，本稿ではこのKHB法を採用する．

4.　分析結果

4. 1.　基礎的分析

分析に用いる変数の度数分布は，表１に示した．また，特に関心のある変数として，理科選好，理科実験における役割，教師からの期待については，性別とのクロス表分析を行った（表２）．表１および表２の結果は，同じデータを用いた分析結果（村松編 2004）と同様の傾向を追認するものであるため，ここでは簡潔な確認に留める．

従属変数となる理科選好については，全体的に見て，理科がきらいであると答えた生徒よりも，好きであると答えた生徒の割合が高い．しかし，性別とのクロス表を見ると，女子の方が理科をきらいであると回答する割合が高くなっている．本稿で分析するサンプルについて，理科選好にはジェンダー差が存在することが確認できる．

理科実験における役割についても，ジェンダーによる傾向の差が見られる．すなわち，「実験器具を使って，実験の中心となった」生徒については男子が高い割合を占めており，「実験器具にさわったが，中心ではなかった」生徒については女子の割合が高い．「実験の準備や片付けだけした」生徒の割合には明確なジェンダー差が見られないが，「記録を担当した」生徒では女子の割合が際立って高い．ただし，単に「見ていた」生徒では男子の割合が高くなっている．総じて，理科実験に参加しないという行動を取る生徒では男子が多いが，理科実験に参加している場合には，女子の方が周辺的な役割を果たしている傾向があると言える．

教師からの期待では，全体的に期待されていると答えた生徒の割合は低い．ジェンダー差は確認され，特に，教師からの期待を高く受けていると感じている生徒については，男子の割合が顕著に高い．これらの結果からは，男子と比較して，女子は理科実験において周辺的な位置に置かれる傾向があり，教師からの高い期待を感じている生徒の割合も低い傾向にあることがわかる．

表１　分析に用いる変数の度数分布表

変数	カテゴリ	度数	比率
理科選好	好き	497	59.0%
	きらい	349	41.4%
性別	男子	437	51.9%
	女子	409	48.6%
理科実験における役割	実験の中心	256	30.4%
	実験に参加	357	42.4%
	準備・片付け	73	8.7%
	記録	71	8.4%
	見ていた	89	10.6%
教師からの期待	まったくあてはまらない	428	50.8%
	あまりあてはまらない	325	38.6%
	だいたいあてはまる	49	5.8%
	とてもあてはまる	44	5.2%
学校所在地	その他	600	71.3%
	首都圏・関西圏	246	29.2%
母学歴	中学・高校	199	23.6%
	短大・専門	101	12.0%
	大学・大学院	135	16.0%
	不明	411	48.8%
父学歴	中学・高校	154	18.3%
	短大・専門	28	3.3%
	大学・大学院	235	27.9%
	不明	429	51.0%
母職	理系職	56	6.7%
	その他の職業	308	36.6%
	無職	413	49.0%
	不明	69	8.2%
父職	理系職	121	14.4%
	その他の職業	351	41.7%
	無職	301	35.7%
	不明	73	8.7%

注）$N=846$

表２　理科選好，理科実験における役割，教師からの期待と性別とのクロス表

理科選好	男子	女子	度数	理科実験における役割	男子	女子	度数	教師からの期待	男子	女子	度数
好き	57.3%	42.7%	497	実験の中心	67.6%	32.4%	256	とてもあてはまる	86.0%	16.3%	44
きらい	43.6%	56.4%	349	実験に参加	44.8%	55.2%	357	だいたいあてはまる	53.1%	46.9%	49
				準備・片付け	50.7%	49.3%	73	あまりあてはまらない	53.7%	47.2%	325
				記録	16.9%	83.1%	71	まったくあてはまらない	47.0%	53.0%	428
				見ていた	61.8%	38.2%	89				
度数	437	409	846	度数	437	409	846	度数	437	409	846

$\chi^2=15.615$ ($p<0.01$)　$\chi^2=70.708$ ($p<0.01$)　$\chi^2=22.673$ ($p<0.01$)

表３　家庭における科学的体験の記述統計量

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
全体	846	−0.064	1.692	−2.645	5.445
男子	437	−0.007	1.712	−2.645	5.445
女子	409	−0.124	1.670	−2.645	4.673

$t=1.004$ (n.s.)，$df=844$

家庭における科学的体験の総量については，全体および男女別の記述統計量を示した（表３）．なお，家庭における科学的体験の総量にジェンダー差が存在するか否かを検討するために，性別によるｔ検定を行ったが，平均値については統計的有意差が検出されなかった（$t=1.004$，$df=844$）．ただし，最大値では男子の方が高くなっていることを踏まえると，最も多く科学的体験を享受しているグループが，男子によって占められている可能性は推察できる．

4. 2.　多変量解析

それでは，理数選好を従属変数とするロジスティック回帰分析の結果を見てみよう（表４）．以下，従属変数はすべて理科選好（好き／きらいの二値変数，好きダミー）であり，独立変数が正の値を取っていれば，理科が好きであると回答する確率が高まる傾向があるものと解釈される．なお，サンプル数が少ないため，有意水準は10％まで報告する．

モデルⅠは，独立変数として性別，両親学歴，両親職業，学校所在地を投入した結果である．性別の欄を見ると，性別が女子である場合には，男子である場合と比べて，理科が好きであると回答する確率が減少する傾向が確認される．また，母親が理系職である場合には，無職である場合や不明の場合と比べて，理科が好きであると答える確率が高い．父職が理系職である場合についても，理系職以外の職業である場合や，無職である場合と比べて，理科が好きであると答える確率が高い．両親学歴については，母学歴のみで有意性が検出されているが，社会階層の高低と理科選好の対応関係は読み取れない[(4)]．なお，これらの変数が性別の効果を媒介しているか否かを確かめるために，性別と学校所在地のみを独立変数とするモデルについて，両親職業と両親学歴を追加投入することによって媒介分析を行ったが，媒介効果はいずれも非有意であった（結果は省略）．このことは，家庭のSESが直接的に理科選好のジェンダー差を説明するものではないことを意味している[(5)]．

モデルⅡでは，モデルⅠに加えて，家庭における科学的体験を投入している．家庭における科学的体験の係数は正で有意であり，科学的体験の総量が多いほど，理科選好は高まる傾向が見られる．家庭のSESを統制したうえでも，家庭における科学的体験の総量に有意性が検出されたことからは，家庭における科学的体験は，単なるSESの指標以上の意味を持つことが推察される．なお，KHB法を用いて性別の媒介効果を算出

表 4　理科選好の規定要因に関するロジスティック回帰分析

従属変数：理科選好（好きダミー）		モデルⅠ		モデルⅡ		モデルⅢ		モデルⅣ		モデルⅤ	
		Coef.	*S.E.*	*Coef.*	*S.E.*	*Coef.*	*S.E.*	*Coef.*	*S.E.*	*Coef.*	*S.E.*
性別	［女性ダミー］	−0.568	**0.144	−0.567	**0.150	−0.585	**0.156	−0.481	**0.147	−0.513	**0.163
母学歴	［基準：中学・高校］										
	専門・短大	0.377	0.280	0.406	0.290	0.485	†0.289	0.376	0.285	0.491	0.301
	大学・大学院	0.376	0.263	0.332	0.273	0.472	†0.272	0.432	0.268	0.476	†0.284
	不明	0.572	†0.311	0.650	*0.322	0.564	†0.320	0.653	*0.318	0.695	*0.339
父学歴	［基準：中学・高校］										
	専門・短大	0.234	0.472	0.066	0.489	0.242	0.489	0.337	0.477	0.168	0.505
	大学・大学院	−0.367	0.247	−0.532	*0.259	−0.481	†0.256	−0.472	†0.253	−0.694	*0.270
	不明	−0.414	0.333	−0.530	0.346	−0.443	0.344	−0.517	0.340	−0.637	†0.365
母職	［基準：理系職］										
	その他の職業	−0.475	0.333	−0.430	0.345	−0.522	0.347	−0.465	0.338	−0.519	0.361
	無職	−0.598	†0.354	−0.652	†0.366	−0.640	†0.367	−0.600	†0.359	−0.728	†0.382
	不明	−0.770	†0.407	−0.667	0.422	−0.706	†0.424	−0.804	†0.412	−0.671	0.440
父職	［基準：理系職］										
	その他の職業	−0.403	†0.230	−0.309	0.238	−0.370	0.236	−0.366	0.235	−0.256	0.246
	無職	−0.490	†0290	−0.316	0.297	−0.376	0.297	−0.486	0.296	−0.215	0.309
	不明	−0.229	0.331	0.035	0.342	−0.231	0.341	−0.157	0.336	0.050	0.354
学校所在地	［首都圏･関西圏ダミー］	−0.093	0.158	−0.118	0.165	−0.110	0.164	−0.217	0.163	−0.218	0.173
家庭における科学的体験				0.364	**0.049					0.307	**0.051
理科実験における役割	［基準：実験の中心］										
	実験に参加					−0.257	0.183			−0.131	0.191
	準備・片付け					−0.968	**0.279			−0.812	**0.290
	記録					−0.540	†0.290			−0.480	0.304
	見ていた					−1.777	**0.277			−1.440	**0.289
教師からの期待								0.514	**0.102	0.421	**0.104
定数		1.481	**0.378	1.502	**0.392	1.929	**0.400	0.653	0.413	1.192	**0.446
Log Likelihood		−556.909		−525.647		−530.422		−542.996		−499.033	
McFadden's R^2		0.029		0.083		0.075		0.053		0.130	
性別の媒介効果		—		7.4%（n.s.）		20.2%（**）		19.5%（**）		35.8%（**）	

注１）$N=846$，**$p<0.01$，*$p<0.05$，†$p<0.1$
注２）性別の媒介効果はKHB法を用いて算出した．モデルⅡ～Ⅴについて，残差モデルの結果は表中から割愛している．

した結果，媒介効果は7.4％と計算されたが，統計的に有意なものではなかった．

モデルⅢとモデルⅣでは，それぞれ，理科実験における役割と，教師からの期待を投入している．理科実験において中心的な役割を果たしている場合や，教師から期待されていると感じている場合には，理科が好きであると答える確率は高まる傾向が見られる．媒介効果については，理科実験における役割の媒介効果は20.2％，教師からの期待の媒介効果は19.5％と算出されている（いずれも１％水準で有意）．家庭のSESや，家庭における科学的体験とは異なり，理科実験において女子が周辺的な位置に置かれている状況や，男子の方が教師からの高い期待を感じている状況は，理科選好におけるジェンダー差を部分的に説明することが示唆される．

モデルⅤでは，分析に用いた全ての変数を投入している．モデルⅤにおいても，性別の効果は依然として有意なままであり，性別が女子である場合には，理科がきらいであると回答する確率は高まる傾向がある．両親職業のうち，母職に関してはモデルⅠと同様の傾向が見られ，母職が無職である場合には，理系職である場合と比べて，理科選好が低くなる傾向がある．両親学歴については，母学歴が高い場合に理科選好が高

まる一方で，父学歴が高い場合には理科選好が低くなる傾向があり，社会階層と理科選好との一貫した対応関係は読み取れない．本調査では世帯収入が収集されておらず，両親学歴・両親職業も子どもに尋ねたものであることから，特に社会階層の高低にかかわる効果は，分析結果に適切に反映されていない可能性がある．とはいえ，母職が無職である生徒よりも，母職が理系職である生徒が理科を好むという傾向は，全てのモデルで一貫して確認されていたし，より大きなサンプルを用いた場合に，有意性が検出される可能性は残されている．

5. 結論

本稿では，理科選好のジェンダー差がなぜ形成されるのかという問いについて，家庭と学校に関する検討課題を立てて分析を行った．得られた結果は，以下のとおりである．第一に，家庭における科学的体験の総量は，理科が好きであるかどうかということには関連していたものの，そこに明確なジェンダー差は見られず，理科選好のジェンダー差もほとんど説明していなかった．また，親が理系職であるかどうかといった家庭背景も，理科選好のジェンダー差を説明するものではなかった．第二に，理科実験における役割が中心的であると，そして，教師からの期待を高く感じていると，理科選好は高くなる傾向が確認された．そのうえで，これらの要因が性別の効果を媒介する程度は，理科実験における役割が20.2％，教師からの期待が19.5％と算出され，学校空間に存在するジェンダー・バイアスが，理科選好のジェンダー差を部分的に説明するものであることが示唆された．

分析の結果，家庭に関する要因の媒介効果が非有意であったのに対して，学校に関する要因がいずれも部分的に性別の効果を媒介していたことからは，学校に関する要因に着目することの重要性が強調される．近年では，教師の抱く「アンコンシャス・バイアス」の影響について議論されているが（内閣府男女共同参画局 2021），本稿の結果は，そうした議論の重要性を追認するものであったと言える．

最後に，本稿の限界にも触れておきたい．まず，本稿で考慮した要因のみでは，理数選好のジェンダー差は完全には説明されない．すなわち，モデルⅤについて，性別の平均限界効果（Average Marginal Effect）を算出すると，性別が男子である場合に66.2％，女子である場合に54.0％となる．このことは，本稿で検討した要因をすべて考慮しても，理科が好きであると回答する確率に，依然として10％以上のジェンダー差が存在することを意味している．モデルⅠでは，男子が理科を好きであると回答する確率が65.6％，女子が理科を好きであると回答する確率が51.9％と算出されるから，女子が理科を好きであると回答する確率は，わずかに上昇することがわかる．しかしながら，理科選好のジェンダー差の縮小に寄与する要因について，さらなる検討が必要であることは言うまでもない．

また，データの面での制約もある．「理科全国調査」の調査年は1999年であり，無作為抽出によって収集されたデータでもないため，そこから引き出された分析結果は，2021年現在における日本全国の中学生にそのまま適用可能なものではない．加えて，本稿で分析に用いた変数は，学校所在地をのぞけば，すべて生徒の調査票から得られたものであるため，得られた回答の一部は，十分な信頼性に欠く可能性がある．これらの点については，近年の，より詳細な調査データから再確認される必要がある．

総じて，本稿の分析結果は，学校に存在するジェンダー・バイアスの影響を強調するものだったが，これらは決して，家庭環境に着目する必要がないことまでを意味しているわけではない．本稿のデータでも，家庭における科学的体験と理科選好との関連は見られたし，インターネットやスマートフォン，AIやIoTなど，日常における科学的経験の内容は，日々更新され続けている．家庭空間および学校空間において，子どもた

ちがいかなる経験に触れ，かつジェンダー・バイアスに曝されているのかということについて，さらなる研究の展開が望まれる．

〈注〉

(1) 家庭における科学的体験については，「テレビゲームをする」，「パソコンを使う」を含めた場合についても分析を行ったが，得られた結果は，それらを含めなかった場合と同様であった．すなわち，性別によるｔ検定の結果は非有意（$N=842$，$t=1.176$，$df=840$）であり，表４のモデルⅡで計算された媒介効果は10.2％に上昇するものの，やはり統計的に有意ではなかった．

(2) ただし，サンプルの欠落をなるべく避けるために，両親学歴および両親職業については，無回答を不明と合算した．

(3) 因果関係の向きが一方向ではない可能性については，常に注意が必要である．つまり，普段の理科実験において周辺的な位置に置かれているから理科を好きになれないというのと同時に，そもそも理科が好きではないから積極的に実験に参加していない，という可能性が十分に考えられる．とはいえ，本稿で分析に用いる調査は中学１年の６月～７月に実施されており，調査項目のワーディングも「小学校から今までの理科実験」とされているため，回答者が想起した理科実験における役割には，かなりの程度，小学校での（過去の）経験が含まれていたことが予想できる．それゆえ，本稿では，これらの調査項目の関係性について，「これまでの理科実験における役割」が，「現在の理科選好」と関連しているか否かを見るものであるという前提を置くこととする．

(4) 中学生が，自らの両親の学歴や職業を適切に把握しているかどうかということは，家庭の社会階層や親子関係と関連すると考えられる．したがって，特に「不明・無回答」との差異については，純粋な両親学歴・両親職業の効果よりも，過大に推定されている可能性があることに注意されたい．

(5) なお，家庭のSESに関する変数（母学歴，父学歴，母職，父職）と性別との交互作用も検討したが，いずれの変数についても，男女間で意味のある傾向の差異は確認されなかった．

〈引用文献〉

赤井玄　1997「理科の授業に現れるジェンダーに関する研究―子どもの行動の分析を中心として」『教育学研究紀要』第43集(2)，218-223頁．

Beilock, S. L., Gunderson, E. A., Ramirez, G., & Levine, S. C. 2010 “Female teachers’ math anxiety affects girls’ math achievement”, Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, Vol. 107, pp.1860-1863. DOI:10.1073/pnas.0910967107.

藤原千賀　2004「家庭環境は理科離れと関係があるか」村松泰子編『理科離れしているのは誰か―全国中学生調査のジェンダー分析』日本評論社，70-86頁．

池上徹　2002「入学試験の有無による違い―中１調査の二次分析―」村松泰子・池上徹・河野銀子・高橋道子・中澤智恵・藤原千賀「理科教育・学習におけるジェンダー・バイアス(3)―中１調査・中２調査の二次分析」（科研費報告書），93-131頁．

伊佐夏実・知念渉　2014「理系科目における学力と意欲のジェンダー差」『日本労働研究雑誌』第56集(7)，84-93頁．

Karlson, K. B., Holm, A. & Breen R. 2012 “Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method”, Sociological Methodology, Vol.42, pp.286-313.

内閣府男女共同参画局　2021『男女共同参画の視点を取り込んだ理数系教科の授業づくり～中学校を中心として～』＜2021年10月24日閲覧，https://www.gender.go.jp/c-challenge/pdf/keihatsu.pdf＞．

松岡亮二　2019『教育格差―階層・地域・学歴』ちくま新書．

村松泰子編　2004『理科離れしているのは誰か―全国中学生調査のジェンダー分析』日本評論社．

中澤智恵　2004「学校は理科嫌いを作っているか」村松泰子編『理科離れしているのは誰か―全国中学生調査のジェンダー分析』日本評論社，37-52頁．

OECD 2016 “PISA 2015 country note for Japan” ＜2021年10月12日閲覧，https://www.oecd.org/pisa/PISA-2015-Japan-JPN.pdf＞．

OECD 2019 “PISA 2018 country note for Japan” ＜2021年10月24日閲覧，https://www.oecd.org/pisa/publications/PISA2018_CN_JPN_Japanese.pdf＞．

須藤康介　2019「ジェンダーをめぐる『隠れたカリキュラム再考』―中学生の理系進路希望と性別役割分業意識に着目して―」『学苑 総合教育センター・国際学科特集』No. 943，15-23頁.

〈付記〉

本研究における二次分析にあたり，村松泰子代表・文部省科学研究費（基盤 B2-11410043：1999～2001年度）によって実施された調査の個票データの提供を受けました．記して感謝いたします．本研究は，JSPS科研費21J21384の成果の一部です.

Gender Differences on Preference for Science: Reanalysis of a Nationwide Junior High School Student Survey

TANABE Kazuhiko

Although there are no wide-ranging gender differences in science and mathematics performance between Japanese junior high school students, there are clear differences in aspirations and attitudes toward these subjects. However, it has not been empirically confirmed as to why and how Japanese boys' and girls' preferences for science and mathematics differ. Through a reanalysis of a Japanese nationwide junior high school student survey on science education conducted in 1999, this study examines the effects of students' family environment and the gender bias prevalent in school, on the gender differentiation of science preference among junior high school students.

A binary logistic regression analysis using science preference as a dependent variable confirmed that the family socio-economic status, the scientific experience at home, the division of roles in science experiments, and expectations from teachers regarding science were related to junior high school students' science preference. Mediation analysis by the KHB (Karlson, Holm, Breen) method also confirmed that school factors partly mediate the gender effect on science preference. On the other hand, familial factors did not significantly mediate the gender effect on science preference. Therefore, the importance of focusing on the gender bias prevalent in school was emphasized. Because the Average Marginal Effect of women did not improve dramatically after considering all factors in the analysis, further research is desired to identify another factor that well accounts for the gender differentiation of science preference.