

## &lt;投稿論文&gt;

理数系教科選好度の推移のジェンダー差に関する研究  
——学齢児童生徒を対象としたパネルデータを用いた分析

中西 啓喜

This paper attempts to clarify the changes in the gap of science subject preference between different genders through panel data analysis.

Some previous studies, such as PISA reports, have indicated a tendency for the science subjects to be preferred by boys. This paper analyzes how this tendency changes with the rise through the school grades using a growth curve model.

The panel data used in this paper were collected in the Kanto and Tohoku areas from 2003 through 2010. The research focused on 3rd and 6th grades in elementary school and the 3rd year of secondary school. Data were collected through questionnaire.

According to the results of this analysis, the paper clarifies two points: (1) The gap of science subject preference between boys and girls exists from default and the gap is hardly affected by the rise of the grade, nevertheless controlling irrespective of social class and the achievement in math; (2) “Higher math score girls” and “lower math score boys” exhibit almost the same science subject preference change. This result indicates that the phenomenon of boys’ greater preference for science subjects compared with that of girls is not rooted in any weakness in the girls’ arithmetic.

キーワード：男女間格差、理数系教科選好度、パネルデータ、成長曲線モデル、学力

---

## はじめに

本稿の目的は、学齢児童を対象とした「パネルデータ」を分析することで、理数系教科選好度の推移のジェンダー差の実態を明らかにすることである。

現在、安倍内閣が展開しようとする経済再生戦略の1つには「成長戦略」が掲げられている<sup>1</sup>。そこでは女性の積極的な活用が目指されており、それは科学技術分野での女性の活躍促進も視野に含まれている<sup>2</sup>。こうした社会的背景を踏まえつつ、理数系教科選好度の男女間差異に着目し、その形成メカニズムを実証的に明らかにすることは、女性のキャリア形成へのエンパワメント、社会的公正、科学技術分野でのジェンダー・バイアスの是正（村松編 1996、pp.7-9）の手がかりになることが期待できよう。

上記の通り、本稿では学齢期の児童生徒を追跡したパネルデータの分析から理数系教科選好度の男女間差異の変化を実証的に把握する。パネルデータは、同一の個人を追跡的に調査して構築したデータで

あり、①観測変数の詳細なプロセスを探ること、②観測された変化プロセスにおいて、どのタイミングでの介入が適しているのか、等を把握することができるという点が優れている。つまり、パネルデータを用いることで、理数系教科選好度の男女間の差異を是正するための介入に適した時期を明らかにすることができるのである。

女子よりも男子の方が理数系教科を好む傾向にあることは、一般的にもよく知られている（天野 1988、村松編 1996、河野・藤田編 2014、寺崎 2015 など）。この傾向は国際的にもほぼ共通で、PISA（Programme for International Student Assessment）などの結果からも示されている（OECD 2015a, b など）。PISA の学力調査においても、41 か国のうち数学的リテラシーの女子の平均値が男子より高いのは5か国に留まり、残りの36か国（日本を含む）では男子が女子より高い（国立教育政策研究所 2013、p.13）。

また、ベネッセ教育総合研究所は、東京・ソウル・北京・ヘルシンキ・ロンドン・ワシントン DC の小学生を対象として「算数は男子のほうが向いている」という意識を比較した結果、どの都市でも男子の方が理数系教科に「向いている」と考えるなど、得手不得手の自己評価についても男女間に差があることが知られている（ベネッセ教育総合研究所 2008、p.53）。

こうした理数系教科選好度やリテラシーの男女間差異は、高等教育段階になると女子は数学、物理科学などのいわゆる「理数系」分野を専攻している比率が低いなどといった実際の進路選択の違いを生み出す（OECD 2015a, b）。図1は、平成27年度学校基本調査より、大学の関係学科別の学生数の男女比率を算出したものである。いわゆる「文系学部」の多い人文科学では女子の在籍率が65.5%と高い比率であるが、「理数系学部」の多い理学部や工学部では極めて女子の在籍率が低く、ほとんど「男子用の学部」となっていることがわかる。

このような進路分化の原因が、学力を通じた「選抜」の結果であれ、教科の好き嫌いを通じた「選択」の結果であれ、（教育）社会学者は、社会構造や教育システムの中にジェンダー差を生み出すプロセス

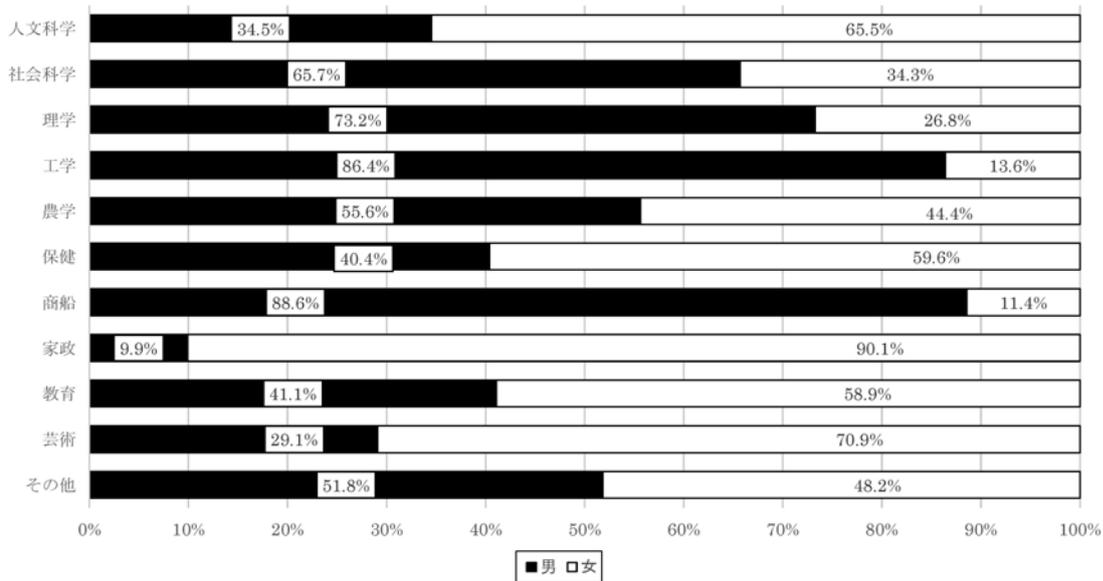


図1. 大学の関係学科別学部における学生数の男女比率

(平成27年度学校基本調査より作成)

があると仮定し、そのメカニズムを明らかにすることに関心を払ってきた。本稿の目的は、こうした研究の文脈に位置づき、パネルデータを用いて理数系教科選好度のジェンダー差がどのように形成されるのかを明らかにすることである。

## 1. 先行研究のレビューと本研究の位置づけ

本稿では、教科の選好度の分化メカニズムを、出身社会階層、学力、性別の計3つの要因に注目して分析を展開していく。そこで、ここでは本稿の問題関心に関する先行研究をレビューし、分析課題を設定する。

まず、教科の選好度の分化を、学校文化への適応という文脈に位置づければ、「文化葛藤論」と「地位欲求不満論」による枠組みから説明することができる（耳塚 1980、竹内 1995、古田 2012 など）。

第一に、文化葛藤論の立場からすれば、児童生徒の出身社会階層の文化が学校的な文化（中間階級の文化）と適合するかどうかによって、青少年が向学校的志向・反学校的志向に分化していくと説明される。大多和直樹（2011）は、中学3年生を対象に国語と算数が好きかどうかの意識と出身社会階層の関連を分析し、高い出身階層の生徒ほど国語も算数も好きだと回答していることを明らかにしている。

第二に、地位欲求不満論の立場からは、児童生徒の学力ないし成績へ注目することになる。地位欲求不満論では、学校適応の分化を児童生徒が報酬分配上で占める地位の高低によって生じると説明する。よって反学校的な価値観は、学校内における地位、すなわち学力ないし成績が低いことによる欲求不満、反動形成の結果であるとする。前出の大多和（2011）は、学校内での成績が良い生徒ほど、国語も算数も好きだと回答していることを明らかにしている。また、学力と選好度の関連に着目したレポートでは、ベネッセ教育総合研究所（2013）による「小学生の計算力に関する実態調査 2013」がある。当該調査では、小学1年生から6年生までを調査したクロスセクションデータを用いて「算数が好き」という意識変化を分析している。その結果、①学年の向上とともに「算数が好き」の割合が低下すること、②計算の苦手な子ほど算数が嫌いになっていくことの2点を指摘している。この結果が指し示すのは、学年が上昇すると学習内容が難しくなるため、教科内容の理解についていけない（算数の成績が悪い）児童ほど、算数が好きでなくなるということを示唆しているといえよう。

加えて第三に、教科選好度は文理教科によって男女差があることが知られている（河野・藤田編 2014 など）。また、理数系の進路を選択する女子は、文系の女子や文系・理数系の男子に比べても出身社会階層が高いことも指摘されている（村松編 1996）。こうした研究を踏まえ、伊佐夏実・知念渉（2014）が社会階層、学力（成績）、性別の視点から示唆的な分析を行っている。伊佐・知念（2014）は、①小学3年生から6年生、②中学1年生から3年生の同一集団を追跡した（個人の追跡ではない）データを分析し、「女性が理系進路を選び取るためには、学力のみならず、理系科目への意欲と、その背後にある階層の影響、そして、業績主義的価値体系への接近という幾重にも折り重なったハードルを越えなければならず、「多くの女性にとって、理系に進む道は、閉ざされている」（p.93）と結論づけている。

中学・高校時代の理数系教科の選好が、大学の学部選択に影響するという知見もある。村松ら（1996）は大学生を対象に調査し、中学・高校時代に理数系教科が好き（得意）だったかを回顧的に回答してもらっている。当該データを分析した清原滋子（1996）によれば、理系学部に進学する女子大生は、中学時代から高校時代にかけて一貫して数学が好きだったことが示されており、その数値は理系学部の男子大学

生よりも高い。また、文系学部的女子大生は、中学時代から数学が嫌いであったか、あるいは中学から高校にかけて数学が嫌いになったという傾向があった。つまり、女性の理系学部への大学進学と教科選好度の関連については、①早期の段階で数学が好きであること、②その選好度を学年の上昇とともに低下させないこと、の2点が重要だということになる。

しかし以上の多くは、理数系教科選好度の男女差について一時点のデータ分析から明らかにした知見に留まる。また、前述のベネッセ教育総合研究所（2013）や伊佐・知念（2014）による知見も、学年横断的なクロスセクションデータであるため、個人内の変化をとらえきれてはいない。

これらデータ上の制約により、理数系教科の選好度のジェンダー差については、①早い時期から存在するのか、それとも学校段階を経ていくうちに形成されるのか。②そこには、出身社会階層の影響は見られるのか。③また、学力の変化と選好度の変化の男女間格差は観測できるのか、といった点が明らかにされていない。こうした理数系教科選好度の「初期値」と「変化」のジェンダー差という観点から分析を展開していくためには、個人を追跡的に調査したパネルデータが必要となる<sup>3</sup>。

そこで本稿は、パネルデータを用いて、主に理数系教科の選好度についてのジェンダー差について分析を行う。そして得られた知見を踏まえ、今後の進路選択の男女間格差に関する研究についての展望を得ることを目的とする。

## 2. データと方法

### (1) 調査の概要とデータ

本稿で用いるデータは、「青少年期から成人期への移行についての追跡的研究 Japan Education Longitudinal Study (JELS)」(研究代表：お茶の水女子大学・耳塚寛明)の一部である。この調査は、関東エリア（以下、Aエリア）と東北エリア（以下、Cエリア）の2地点において、6年間で3時点にわたって実施されたパネル調査である。調査地域の人口規模は、Aエリアが約25万人、Cエリアが約9万人である（調査開始当時）。

調査は6年間で3度実施しており、各調査時点を「Wave」と表記する。調査時期は、Aエリアが2003年（Wave1）、2006年（Wave2）、2009年（Wave3）、Cエリアが2004年（Wave1）、2007年（Wave2）、2010年（Wave3）の11月で、Wave1に小学3年生、Wave2に小学6年生、Wave3に中学3年生を対象に実施された。本稿で用いるデータは、児童生徒への質問紙調査と算数・数学学力調査により得られたものである。

データ収集は、県および市の教育委員会を通じて、Aエリアでは地域内の約半数の学校へ依頼し、Cエリアでは地域内にある全ての公立の小中学校へ調査を依頼した。その結果、Aエリアでは、小学校が14校、中学校が8校、Cエリアでは、小学校が21校、中学校が10校からの調査協力が得られた。なお、調査は教室での集合自記式で実施し、各学校の教員が配布・回収している。

本来このような調査研究はナショナル・サンプルによって実施されるべきであるが、事実上不可能に近い。そのため調査エリアを限定し、エリア内で無作為抽出調査あるいは悉皆調査を行うことによって調査地域の代表性を保持するという戦略をとっている。加えて、この調査では、保護者の学歴水準や学校外教育利用率等の生活環境が対照的な関東と東北の調査エリアという2地域を対象とすることで、結果の代表性を確保することを狙いとしている。なお、本稿では学力の変化についての資料的価値を高め

ることに焦点を置くため、2つのエリアを統合したデータの分析結果を示すこととする。

データの接続状況であるが、Wave1（小学3年生）での回収数は、Aエリアで1118人（回収率96.3%）、Cエリアで921人（回収率98.5%）であった。データの接続には、学力調査をベースに3時点で接続可能ケースを抽出した結果、本稿で分析の対象とするサンプル数は、Aエリアで580人（接続率51.9%）、Cエリアで505人（接続率54.8%）で、合計1085ケース（男子=568人、女子=517人）となる。

次に、サンプル脱落（sample attrition）について記述しよう。本稿で用いるデータについては、両エリアともに、児童生徒の出身社会階層別の脱落状況については、大きな偏りがないことが確認されている（中西 2014）。ただし、Cエリアにおいて女子が有意に脱落していたという点は、このデータの限界であることとして付記しておく。詳細は表1を参照されたい<sup>4</sup>。

以上のようなデータの制約はあるものの、このように学齢児童生徒に対して6年間で3時点にわたる追跡的に実施された調査は他に例がないため、日本の教育社会学のジェンダー研究領域に対して新しい知見の蓄積が期待できるだろう。

## (2) 変数と手続き

分析に用いる変数は、①教科選好度、②性別、③親学歴、④算数・数学通過率（下記に詳述）の4つに加え、統制変数として⑤調査地域の変数を準備し、以下のように加工した。

教科選好度は、国語と算数・数学が好きであるという意識について4件法で回答してもらった結果を用いる<sup>5</sup>。アンケートには、「好きである」が1、「好きではない」が4として4件法で回答してもらっているため、ポジティブな回答（好きである）が高い数値になるように反転して分析に用いる。

ただし、この意識について、Wave1時とWave2・Wave3時で質問項目がやや異なる。具体的には、Wave1では「あなたは国語と算数がどれくらい好きですか。それぞれについて、あてはまる番号に○をつけてください」という質問項目に対して、「とても好き」、「まあ好き」、「あまり好きではない」、「ぜんぜん好きではない」から選択してもらった。Wave2およびWave3では、「あなたは以下の教科についてどう思いますか。あてはまる番号に○をつけてください」というリード文のサブクエッションで、「国語が好きだ」、「算数（数学）が好きだ」という質問項目を準備し、「そう思う」、「まあそう思う」、「あ

図1. 追跡者と脱落者の性別と出身社会階層（数値は該当者の%）

		A エリア			C エリア		
		追跡者	非追跡者	追跡者 - 非追跡者	追跡者	非追跡者	追跡者 - 非追跡者
性別	女子	51.2	45.5	5.7	43.7	56.7	-13.0
	男子	48.8	54.5	-5.7	56.3	43.3	13.0
出身社会階層	お父さんは大学を出ている	26.4	28.8	-2.4	23.4	25.3	-1.9
	お母さんは大学を出ている	23.8	26.8	-3.1	21.3	20.3	1.0
	本（マンガや雑誌以外）がたくさんある	60.4	61.0	-0.7	61.8	59.0	2.8
	自分ひとりの勉強部屋を持っている	35.5	35.3	0.2	40.3	39.7	0.6
	ほぼ毎日「勉強しなさい」と言われる	40.7	44.2	-3.5	48.3	47.8	0.4
	1か月間に両親に勉強をみてもらった	52.1	56.3	-4.1	51.1	52.9	-1.8
	博物館等につれていってもらった	60.1	59.1	1.0	49.6	47.8	1.8

† p<.10 \*p<.05 \*\*p<.01 \*\*\*p<.001  
(出所：中西 (2014)、p.53)

まりそう思わない」、「そう思わない」から選択してもらった。こうした違いは、Wave 間で質問項目を変更したのではなく、小学3年生という低学年を対象としたアンケート調査であるため質問文を平易にしようとしたためである。こうした質問文の違いはあるが、教科選好度の変化をとらえるための質問項目として適当であると判断した。

児童生徒の性別は、男子 = 1、女子 = 0 とした男子ダミー変数を用いる。

本稿では、出身社会階層を児童生徒質問紙調査票の回答から得た親学歴によって操作的に定義する。親学歴は、父親と母親のそれぞれについて大学卒か否かを尋ね、「両親ともに非大卒」、「父母いずれが大卒」、「両親大卒」の3つにカテゴライズし、無回答は「学歴不明」としてダミー変数化した。

この調査は、児童生徒対象の質問紙調査と同時に、算数・数学の学力調査も実施しているところに特徴がある。そのため児童生徒自身の成績の自己評価ではなく、測定された学力を分析モデルに組み込むことができる。ただし、本稿で「学力」と呼ぶのは、算数・数学の1教科のみであり、測定される「学力」が限定的なことには注意を払う必要がある。この学力調査では、測定された数値を「通過率」と呼ぶ。通過率は、正答および準正答の場合を「通過」とし、全設問数に対して「通過」となった設問数の割合のことである。分析には、通過率を偏差値化（標準化後、10 を乗じて 50 を加える）して用いる。

加えて、本データは2地域で得られた調査データであるため、関東エリアを1、東北エリアを0とした関東エリアダミー変数を統制変数として用いる。

使用変数の基礎集計は表2に示した。

表2. 使用変数の記述統計量

	Mean	S.D.	Min.	Max
男子ダミー	0.52	0.50	0.00	1.00
国語の選好度				
wave1 (小学3年生)	2.82	0.82	1.00	4.00
wave2 (小学6年生)	2.71	0.83	1.00	4.00
wave3 (中学3年生)	2.68	0.86	1.00	4.00
算数・数学の選好度				
wave1 (小学3年生)	3.16	0.85	1.00	4.00
wave2 (小学6年生)	2.88	0.98	1.00	4.00
wave3 (中学3年生)	2.67	1.01	1.00	4.00
算数・数学通過率				
wave1 (小学3年生)	50.00	10.00	14.58	67.67
wave2 (小学6年生)	50.00	10.00	25.27	78.11
wave3 (中学3年生)	50.00	10.00	19.49	66.10
親学歴				
両親非大卒ダミー	0.46	0.50	0.00	1.00
父母どちらが大卒ダミー	0.22	0.42	0.00	1.00
両親大卒ダミー	0.25	0.43	0.00	1.00
学歴不明ダミー	0.07	0.25	0.00	1.00
関東エリアダミー	0.53	0.50	0.00	1.00

(JELS)

### (3) 分析の戦略

本稿の分析は大きく2つのパートに分かれる。一般的に、パネルデータの分析は、①平均値やパーセントなどの「変化の推移」を追う分析と、②発展的手法として、「マルチレベルモデル」等を用いた変化の詳細な分析である<sup>6</sup>（北村 2005、村上 2011）。そこで、本稿では、第一の分析として、教科選好度の変化について記述的な分析を行い、第二の分析として、「成長曲線モデル (growth curve model)」を用いた分析を行う。

成長曲線モデルを用いることのメリットは、観測変数の変化を集団レベルだけではなく個人レベルから分析できるという点にある。先行研究のレビューでも見たように、複数の学年を対象として学年横断的なデータを構築し、その分析結果を「変化」として捉えるという手法は、集団における変化は捉えることは可能であるが、児童生徒個人の変化を把握することができない。成長曲線モデルを用いることで、こうした問題をクリアし、より適切に変化をとらえることが可能となる。

成長曲線モデルは、各観測地点のデータを観測変数として、「切片 (intercept)」と「傾き (slope)」を潜在変数として推定し、切片と傾きがそれぞれ正規分布に従う確率変数として扱うことで、切片と傾きの平均と分散が推定できるようになる。つまり、成長曲線モデルによって、教科選好度の時系列に伴う切片や変化のパターンに個人差があるのかどうかを明らかにすることができる。加えて、切片と傾きの共分散を仮定することで、初期値と変化量の相関関係も推定することができる（小杉・清水編著 2014、pp.188-207）。上記の記述的な分析の結果と成長曲線モデルの結果を合わせて示すことで、教科選好度の変化について、集団における変化の傾向だけでなく、条件に応じた個々の変化の傾向も把握できるため、ミクロな視点とマクロな視点の両方からデータへの理解を深めることができる。

図2は、「1次のモデル」と呼ばれる成長曲線モデルの図である。Iは切片、Sは傾きを表し、IとSの双方向矢印 (Cov.) は、切片と傾きの共分散を示す。傾きから「教科選好度 (小3)」への矢印は、観測開始時点をもととして固定し、観測変数の時系列的变化を表している。これによって、教科選好度の切片と傾きの平均値、分散、共分散を確認し、教科選好度の初期値およびその変化について明らかにすることができる（豊田 2007、小杉・清水編著 2014）。

図3は、「2次のモデル」と呼ばれ、出身階層や性別といった時間の経過とともにほとんど変化しない「不変変数 (time in-variant variable)」を説明変数に設定した成長曲線モデルである。このモデルによって、教科選好度の初期値とその後の変化に性差があるのかを明らかにする。

図4は、図3に学力という時間とともに変化する「可変変数 (time variant variable)」を説明変数に加えたモデルである。学力を統制した結果、教科選好度の初期値や変化に性差が確認できれば、教科選好度のジェンダー差は学力の変化とは独立した影響を持つということになる<sup>7</sup>。また、このモデルによって教科選好度と学力の共変関係を男女別に明らかにすることもできる。

なお、本稿の分析には Mplus ver. 7.31 (Muthén and Muthén 1998-2012) および HLM ver.7 (Raudenbush et al. 2011) を用いた。分析結果の表の推定値、統計量は Mplus の結果を記載し、推定値の図表化する際には HLM を用いた<sup>8</sup>。

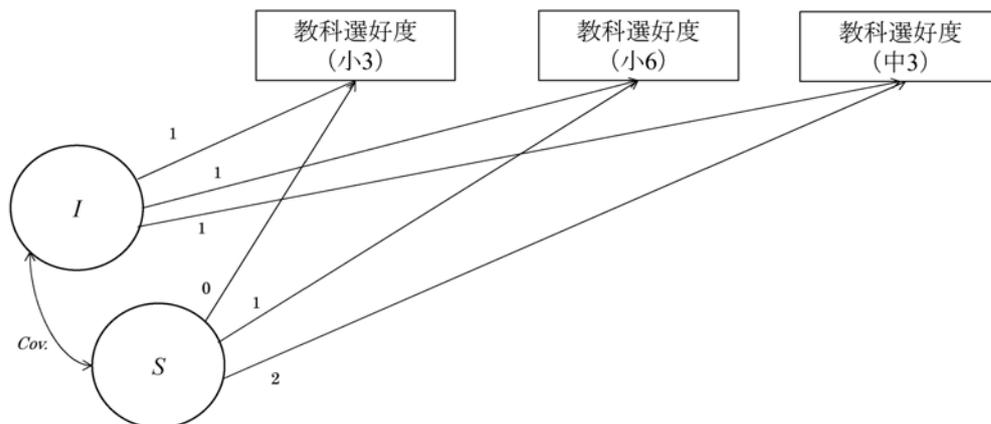


図2. 1次の成長曲線モデル

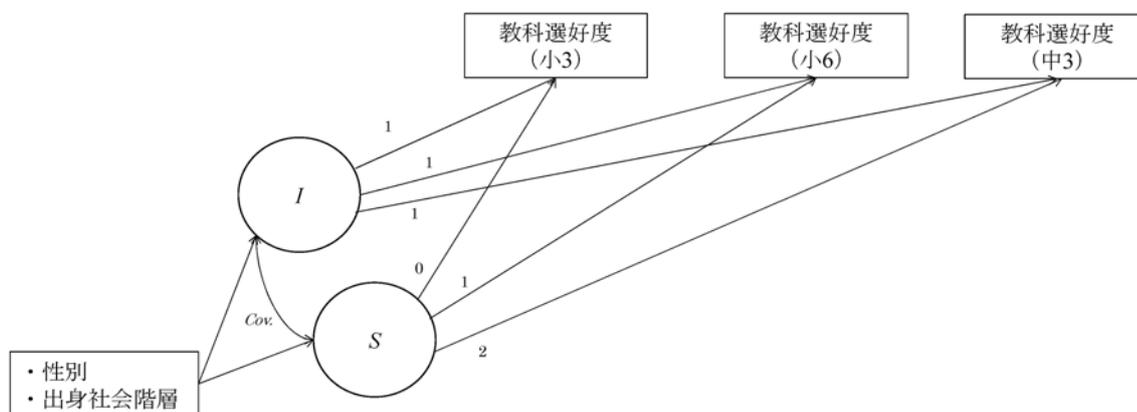


図3. 説明変数に不変変数を設定した成長曲線モデル

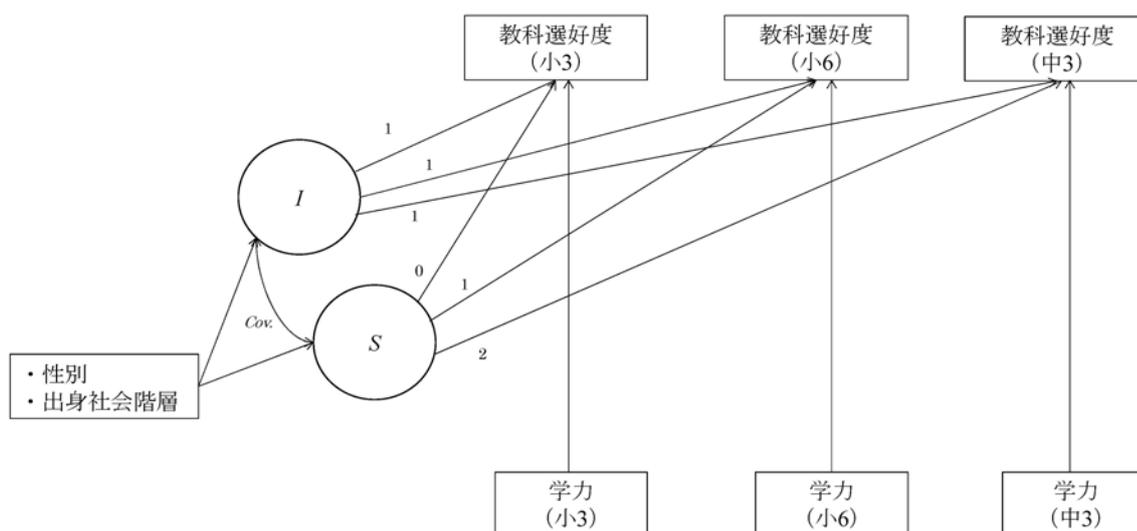


図4. 説明変数に不変変数・可変変数を設定した成長曲線モデル

### 3. 国語および算数・数学選好度の変化の記述的分析

ここでは、国語および算数・数学選好度の変化のパーセントの変化から記述していこう。表3は、国語と算数・数学の選好度が調査ウェーブごとにどのように変化しているのかを示したものである。

まず国語について見てみると、「とても好き」と「まあ好き」を合わせた数値の推移は、69.3 (19.2 + 50.1) → 63.1 (16.4 + 46.7) → 59.5 (17.0 + 42.5) であり、ウェーブごとに約5ポイントずつ低下している。次に算数・数学について確認すると、79.4 (40.4 + 39.0) → 64.5 (32.8 + 31.7) → 56.3 (25.2 + 31.1)とウェーブごとに約10ポイントずつ低下しており、国語よりも変化の幅が大きいことがわかる。

それでは、そうした変化の性差を確認するために男女別に分析した結果が図5である。変化の推移を視覚的に把握しやすくするために図化した。図中の数値は、「とても好き」と「まあ好き」を合わせたものである。数値を記述すると、国語については、女子が76.6 → 71.2 → 68.9、男子が62.7 → 55.7 → 51.0と推移している。算数・数学は、女子が73.7 → 54.6 → 47.2、男子が84.5 → 73.7 → 64.6となっている。

こうした記述的な分析結果からわかることは、第一に、国語と算数・数学では平均的な選好度について男子と女子が反転しているということである。具体的には、女子の方が国語が好きで、男子の方が算数・数学が好きだということを意味する。第二に、特に算数・数学選好度については、ウェーブを重ねるほど（学年が上昇するほど）男女差が広がっているということが把握できる。

表3. 教科選好度の変化 (パーセント)

	国語の選好度			算数・数学の選好度		
	wave1	wave2	wave3	wave1	wave2	wave3
とても好き	19.2	16.4	17.0	40.4	32.8	25.2
まあ好き	50.1	46.7	42.5	39.0	31.7	31.1
あまり好きではない	24.1	28.8	31.5	16.3	25.8	28.9
全然好きではない	6.6	8.1	9.0	4.3	9.7	14.8
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(JELS)

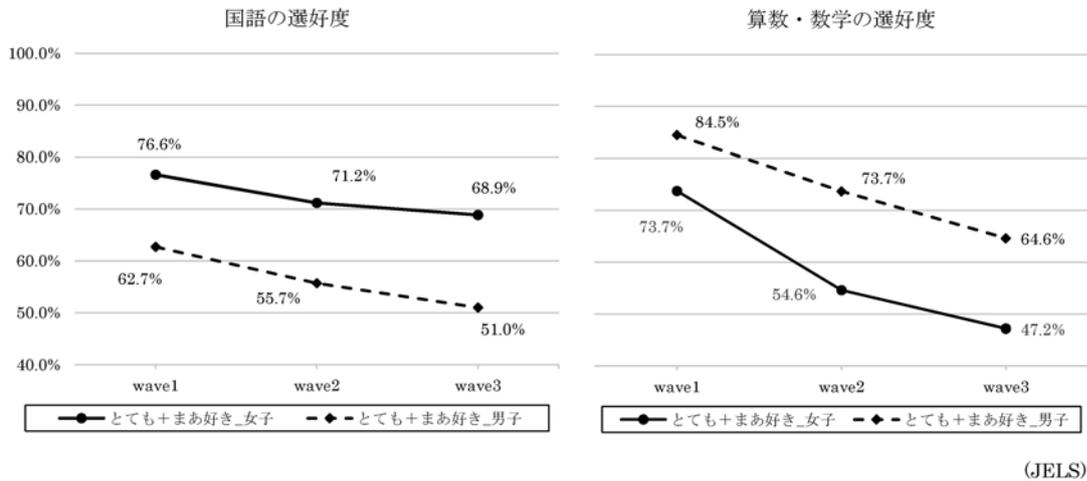


図5. 教科選好度の男女別の変化（該当%の変化）

#### 4. 成長曲線モデルによる算数・数学選好度の分析

##### (1) 1次のモデルの推定

以上では、教科選好度のパーセントの男女差の変化の推移を記述的に追う分析を行ってきた。ここからは、成長曲線モデルを用いた分析を行い、以上のような推移の個人差を詳細に分析していく。なお、データの制約により、学力変数は算数・数学しか利用できないため、以下の分析では、算数・数学選好度のみを分析していく<sup>9</sup>。

表4は、算数・数学選好度についての1次の成長曲線モデルの結果である。切片の平均値は、測定開始時点における全体の算数・数学選好度の平均値を表す。傾きの平均値は、測定時点間の平均的な変化量を示す。また、切片の分散は、測定開始時点の算数・数学選好度に個人差があるかを示し、傾きの分散は、測定時点間の算数・数学選好度の変化量に個人差があるかを示している。表3の結果を見ると、切片と傾きの分散が有意であるため、測定時点間の教科選好度の変化の仕方には個人差があることがわかる。

切片と傾きの共分散は、正であれば初期値（切片）が高いほど変化量も大きいことを示し、負であれば初期値が低いほど変化量も大きいことを表す。表3の結果は、切片と傾きの共分散を標準化した値（つまり、相関係数）は-0.331でやや相関があり、5%水準で負に有意であるため、初期値で算数・数学選好度が低い児童生徒ほど、変化しやすいことがわかる。

また下段の表は、分析のモデル適合度を示している。RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）は、0.05以下が良いモデルで、0.1以上は適合度が良くないモデルとされる。CFI（Comparative Fit Index）は、1に近いほどモデルの当てはまりが良く、0.9以上が良いモデルとされる（豊田 2007、p.18）。こうした指標を確認すると、表3の分析モデルの適合度は高いといえる。

表4. 算数・数学選好度についての成長曲線モデル

	Estimate	S.E.	Probability	
<i>Intercepts</i>				
平均値	3.146	0.025	0.000 ***	
分散	0.300	0.049	0.000 ***	
<i>Slope</i>				
平均値	-0.244	0.018	0.000 ***	
分散	0.140	0.026	0.000 ***	
切片と傾きの共分散	-0.068	0.029	0.019 *	
標準化係数 (相関係数)	-0.331			
Model Fit Information				
	Chi-Squar ( <i>d.f.</i> =1)	Probability	RMSEA	CFI
	1.631	0.202	0.024	0.998
	Number of observations		1085	TLI
				0.993

† p<.10 \*p<.05 \*\*p<.01 \*\*\*p<.001 (JELS)

## (2) 説明変数に不変変数を設定した分析

それでは、こうした算数・数学選好度の切片と傾きはそれぞれどのような要因に規定されているのかを分析しよう。表5は、説明変数に不変変数を設定したモデルである。表中の「STDXY」は、XとYを標準化したもので係数の標準化解を示す。

まず、モデル適合度については、RMSEAの推定値が0.05を少し上回っているものの、CFIは0.9を超えており、十分に適切な分析モデルだといえる。

次に、切片と傾きの共分散を確認すると、負に有意であるため、初期値で算数・数学選好度が低い児童生徒ほど、変化しやすいことがわかる。加えて、傾きの切片がマイナスに有意である。これは「平均的な傾きの切片が0ではない」ということを示しており、学年の上昇が独立して選好度を低下させていることを意味している。

説明変数の効果を1つずつ確認しよう。切片について有意なのは、男子ダミーと両親大卒ダミーである。この結果は、算数・数学選好度の初期値は、女子に比べて男子の方が高く (p<.001)、両親非大卒に比して両親大卒の方が高い (p<.10) ということを示している。また、傾きについて統計的に有意な変数は、両親非大卒を基準とした父母いずれか大卒ダミーと両親大卒ダミーであり、それぞれ5%水準で正に有意なため、出身社会階層が高い児童生徒ほど、算数・数学選好度が上昇する傾向があることがわかる。

表5. 説明変数に不変変数を設定した算数・数学選好度の成長曲線モデル

	Estimate	S.E.	Probability	STDXY	
<i>Intercepts</i>					
性別 (ref: 女子)					
男子	0.316	0.049	0.000 ***	0.294	
親学歴 (ref: 両親非大卒)					
父母どちらか大卒	-0.009	0.064	0.882	-0.007	
両親大卒	0.117	0.062	0.059 †	0.094	
親学歴不明	0.025	0.101	0.807	0.012	
エリアダミー (ref: 東北エリア)					
関東エリア	0.005	0.051	0.917	0.005	
<i>Slope</i>					
性別 (ref: 女子)					
男子	0.052	0.036	0.147	0.073	
親学歴 (ref: 両親非大卒)					
父母どちらか大卒	0.095	0.047	0.044 *	0.110	
両親大卒	0.093	0.046	0.042 *	0.112	
親学歴不明	0.075	0.074	0.315	0.052	
エリアダミー (ref: 東北エリア)					
関東エリア	0.082	0.037	0.029 *	0.113	
切片と傾きの共分散	-0.064	0.029	0.025 *	-0.358	
初期状態 (切片) の切片 [ $\eta$ 0]	2.948	0.049	0.000 ***		
傾きの切片 [ $\eta$ 1]	-0.364	0.037	0.000 ***		
Model Fit Infomartion					
	Chi-Squar ( <i>d.f.</i> =6)	Probability	RMSEA	CFI	TLI
	25.735	0.000***	0.055	0.949	0.846
Number of observations	1085				

† p<.10 \*p<.05 \*\*p<.01 \*\*\*p<.001 (JELS)

(3) 説明変数に不変変数と可変変数を設定した分析

ここでは、算数・数学選好度の変化について、①算数数学・通過率をコントロールしても、切片に対する男子ダミーの有意な効果が維持されるのか、②算数数学・通過率との共変関係は男女別にどのように異なるのかを分析する。表6は、説明変数に不変変数と可変変数の両方を設定したモデルである。

モデル適合度については、以上の分析と同様に十分に適切な分析モデルである。切片と傾きの共分散は負に有意であるため、初期値で教科選好度が低い児童生徒ほど変化しやすい。また、傾きの切片がマイナスに有意なため、学年の上昇とともに選好度は低下することがわかる。

表6の可変変数の結果について確認すると、各時点の算数・数学選好度と算数数学・通過率には0.1%水準で関連がある。つまり、算数・数学の学力が高いほど、算数・数学が好きだということである。加えて、推定値や標準化解を合わせて確認すると、学年が上がるほど、こうした関連が強くなる傾向にあることがわかる。

次に、不変変数の結果を確認しよう。切片について有意なのは、男子ダミーのみである。この結果は、算数数学・通過率をコントロールしても、教科選好度の切片に性差があることを示している。また、表5では有意だった親学歴の効果が有意ではなくなっている。これは、出身社会階層が高い児童生徒ほど

表6. 説明変数に不変変数と可変変数を設定した算数・数学選好度の成長曲線モデル

	Estimate	S.E.	Probability	STDXY	
<i>time-invariant variables</i>					
<i>Intercepts</i>					
性別 (ref: 女子)					
男子	0.326	0.048	0.000 ***	0.330	
親学歴 (ref: 両親非大卒)					
父母どちらか大卒	-0.041	0.062	0.516	-0.034	
両親大卒	0.049	0.061	0.425	0.043	
親学歴不明	0.044	0.098	0.656	0.022	
エリアダミー (ref: 東北エリア)					
関東エリア	-0.006	0.049	0.904	-0.006	
<i>Slope</i>					
性別 (ref: 女子)					
男子	0.054	0.035	0.123	0.083	
親学歴 (ref: 両親非大卒)					
父母どちらか大卒	0.060	0.046	0.190	0.077	
両親大卒	0.008	0.046	0.870	0.010	
親学歴不明	0.068	0.072	0.348	0.052	
エリアダミー (ref: 東北エリア)					
関東エリア	0.120	0.037	0.001 **	0.183	
<i>time-variant variables</i>					
小3算数					
算数・通過率	0.015	0.002	0.000 ***	0.174	
小6算数					
算数・通過率	0.026	0.002	0.000 ***	0.266	
中3数学					
数学・通過率	0.038	0.003	0.000 ***	0.375	
切片と傾きの共分散	-0.068	0.028	0.015 *	-0.463	
初期状態 (切片) の切片 [ $\eta$ 0]	2.246	0.125	0.000 ***		
傾きの切片 [ $\eta$ 1]	-0.937	0.097	0.000 ***		
Model Fit Infomartion					
	Chi-Squar ( $d.f.=12$ )	Probability	RMSEA	CFI	TLI
	54.976	0.000***	0.057	0.933	0.849
Number of observations	1085				

† p<.10 \*p<.05 \*\*p<.01 \*\*\*p<.001 (JELS)

通過率が高いため、教科選好度に対して通過率を媒介した効果が表れたのかもしれない。傾きについても表5では親学歴が有意だったが、表6では有意でなくなっており、これも通過率を媒介した効果だったことが示唆される。

以上の分析が示唆するのは、算数・数学選好度は、①小3時点（観測開始時点）ですでに男女差があり、②男女ともに、学年の上昇に応じて低下しながら、③選好度の性差はその後ほとんど変化しない、という3点である。

最後に、性別と学力の交互作用効果について図6に示した<sup>10</sup>。この図の結果は、算数・数学選好度と学力の共変関係の推移を男女別に示したものである。実線が男子で、点線が女子を表す。この図から確

認できるように、選好度の低下は「女子・学力上位層」と「男子・学力下位層」がほとんど同じである。つまり、この図が示唆するのは、算数・数学選好度は、学力（算数・数学通過率）の高低とは独立して、性別による差が存在するということである。

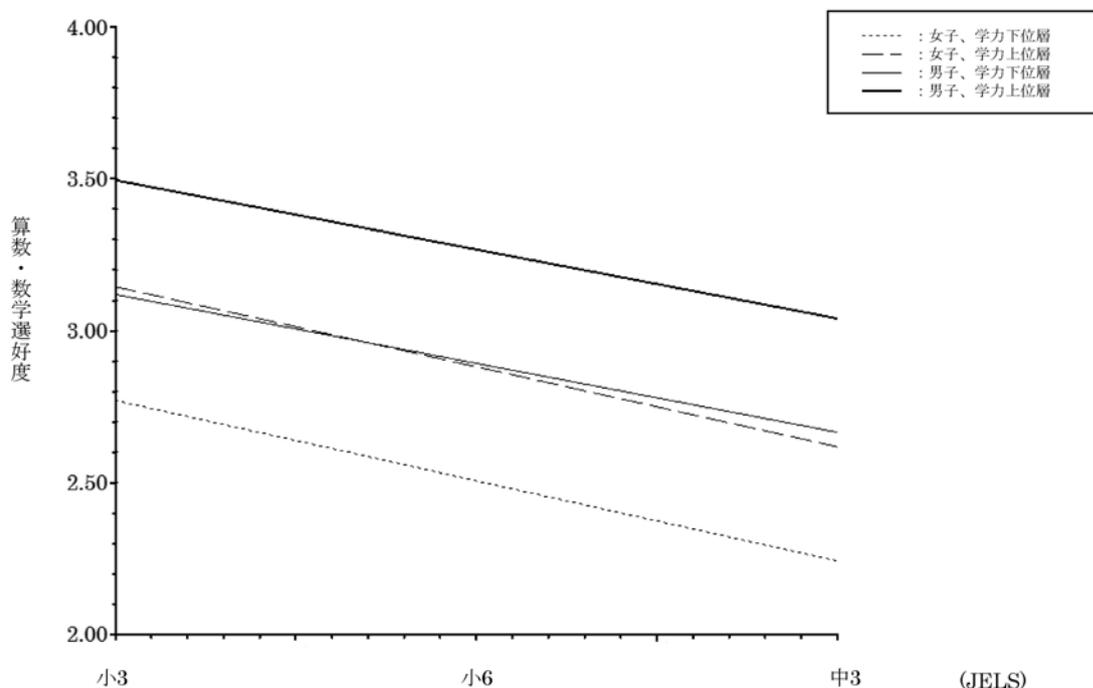


図6. 算数・数学選好度に対する性別と学力の交互作用効果

## おわりに

本稿では、学齢児童生徒を対象としたパネルデータを用いて、主に理数系教科の選好度の男女間分化の様相を分析してきた。これまでの分析から得られた知見は以下のように整理することができよう。

第一に、記述的な分析の結果からは、女子の方が国語選好度が高く、男子の方が算数・数学の選好度が高いことが把握できた。そしてこれらの傾向は、学年が上昇するほど男女差が広がるということが明らかになった。

第二に、算数・数学選好度の変化を成長曲線モデルによって分析した結果、算数・数学選好度の切片について、性別と親学歴は有意な効果が確認された。この結果は、算数・数学選好度の初期値は、女子に比べて男子の方が高く、両親非大卒に比して両親大卒の方が高いということである。

第三に、算数・数学選好度の傾きについては、親学歴が有意であり、出身社会階層が高い児童生徒ほど、算数・数学選好度が上昇する傾向があることがわかる。しかし、算数・数学通過率をモデルに投入すると、算数・数学選好度の社会階層の効果はほとんど有意ではなくなる。このことは、出身社会階層が学力を媒介して、算数・数学選好度に影響しているということを示唆している。

第四に、算数・数学選好度に対する性別と学力の交互作用効果については、「女子・学力上位層」と「男子・学力下位層」がほぼ同様の推移であることが明らかになった。すなわち、児童生徒の理数科目が嫌いになっていくプロセスは、「学力の低い男子」と「学力の高い女子」がほとんど同じということである。男子に比して、女子の理数系教科の選好度が低いという現象は、単純に学力不振によるものではないことが示唆されよう。

本稿では、教科選好度を学校適応の一側面として位置づけて文化葛藤論と地位欲求不満論を援用し(耳塚 1980、竹内 1995、古田 2012)、文理教科の分化には男女差があるという知見も踏まえつつ(河野・藤田編 2014、伊佐・知念 2014 など)、性別、出身社会階層、学力の3要因に注目した分析を行った。その結果、理数系教科(算数・数学)の選好度は、初期値の段階において出身社会階層や学力をコントロールしても性別による差異があることが明らかになった。

それだけではない。本稿では、パネルデータによって理数系教科(算数・数学)の選好度と学力の共変関係について、大きく男女差が存在することを明らかにした。伊佐・知念(2014)は、女子の理数系への進路選択について、「学力のみならず、理数系科目への意欲と、その背後にある階層の影響、そして、業績主義的価値体系への接近」といった「幾重にも折り重なったハードルを越える」(p.93)必要があると指摘した。しかし、分析パートの図6で見たように、算数・数学選好度は「女子・学力上位層」と「男子・学力下位層」がほとんど同じであった。つまり、女子は高い業績(=学力)を獲得していたとしても、学力低位な男子ほどしか算数・数学が好きではない、ということである。この結果は、理数系教科(算数・数学)の選好度の男女間差異を是正するための介入は、学齢期では難しいことを示しているのかもしれない。以下で具体的に検討してみよう。

近年、社会的な不平等を縮小するための手段は、就学前教育が効果的であり、学校教育に対して過剰な期待をすべきではないと主張されることがある(Esping-Andersen 2006 = 2012 など)。本稿の分析結果が示したように、学齢期の理数系教科選好度に早期から男女差があるのならば、学校教育入学以前の何かしらの介入があっても良いのかもしれない。

その一方で、学校教育においても行うことが可能な介入はあるだろう。例えば、諸外国では、専攻分野の男女間の差異が縮小するための教育プログラムが存在している(Sue and Carol 1988 = 1997、村松編 1996 など)。日本の学校教育は、児童生徒に対して「平等な処遇」を与えることが目指され、異なる処遇が差別感の温床となるとされているが(荻谷 1995 など)、こうした教育プログラムによる取り組みが検討されても良いのかもしれない。

最後に、本稿の課題を述べよう。本稿の分析結果は、理数系教科(算数・数学)の選好度の分化の実態をパネルデータによって示したに過ぎず、そのような結果に至るプロセスを明らかにしたわけではない。先行研究によれば、こうした教科選好のジェンダー・バイアスは、しばしば以下のような視点から説明される。第一に、科学的知識の産出が伝統的に男性によって担われてきたため、科学的知識の理解・産出に関わる教科の選好にジェンダー・バイアスを含むという説明がある(小川 2001)。第二に、教室内における日常的な教師—児童生徒の相互関係から、教師が男女別に「向いている」教科を選ぶように「仕向けた」結果、文理選択にジェンダー・バイアスが生まれるという視点である(木村 1999 = 2009、河野・藤田編 2014、OECD 2015a,b)。加えて、教育の場面におけるジェンダー形成については、幼児期を対象とすることも多い(藤田 2004 など)。今後は、小学3年生以前(特に幼児期)を観測開始時点に設定したパネルデータの収集が期待されるだろう。また、こうした選好度の推移が生み出す実際の

進路選択の差異についても追跡的調査によって明らかにされるべきである。

本稿が提出した知見には以上のような問題が残されている。しかし、学齢期にある児童生徒を6年間にわたって3度追跡し、かつ学力調査を含んだパネルデータの分析は日本では極めて稀である。よって本稿は、パネルデータを用いた分析によって、小学校から中学校にかけての理数系教科（算数・数学）の選好度の男女別推移を明らかにしたところに先行研究への貢献があるだろう。

## 付記

本稿で用いたデータは、お茶の水女子大学21世紀COEプログラム「誕生から死までの人間発達科学」、お茶の水女子大学グローバルCOEプログラム「格差センシティブな人間発達科学の創成」教育・社会的格差領域、日本学術振興会科学研究費（16330164、19330185、21330190（研究代表：耳塚寛明）、16300230、18300245（研究代表：牧野カツコ））の助成を受けて収集された。データの利用について快諾いただいた研究会メンバーに記して感謝申し上げたい。

## 注

- 1 安倍内閣が目指す経済再生は「3本の矢」と名づけられており、その3つは「大胆な金融政策」、「機動的な財政政策」、「成長戦略」である。女性の活用については、「成長戦略」の中に位置づけられており、「待機児童の解消」、「職場復帰・再就職の支援」、「女性役員・管理職の増加」が具体的な課題として設定されている（首相官邸ホームページより引用、URL: <http://www.kantei.go.jp/jp/headline/women2013.html>、2015年12月10日取得）。
- 2 内閣府男女共同参画局「科学技術分野における女性の活躍促進」を参照した（[http://www.gender.go.jp/public/kyodosankaku/2013/201312/201312\\_02.html](http://www.gender.go.jp/public/kyodosankaku/2013/201312/201312_02.html)、2015年12月10日取得）。
- 3 中西啓喜（2015）は、教科の選好度について、パネルデータを分析し、教科選好度の変化を分析しているが、分析枠組みにジェンダーの視点が組み込まれていない。
- 4 なお、中西（2014）から引用した表1の数値は、本稿で用いるデータとは欠損値の処理の関係でケース数が異なるが、脱落サンプルの傾向に大きな違いがないことは確認済みである。
- 5 分析は、算数・数学の選好度について展開していくが、国語選好度についても基礎的な分析を提示する。
- 6 マルチレベルモデルとは、「階層的なデータ」を適切に分析するための手法である。階層的なデータとは、例えば、「複数の国の人から集めたデータ」、「学校ごとに生徒をサンプリングしたデータ」、「同じ子どもの身長を追跡的に測定したデータ」などである。集団単位で収集されたデータでの相関と、個人単位で収集されたデータでの相関はしばしば異なることが知られており、これは「生態学的誤謬（Ecological Fallacy）」と呼ばれる（Robinson 1950）。そこで、マルチレベルモデルを用いることによって生態学的誤謬を回避し、階層的データをより適切に分析することが可能となる（清水 2014、p.1-2）。
- 7 各モデルの図中には潜在変数を省略している。
- 8 Mplusによる成長曲線モデルについては、Muthén and Muthén (1998-2012)、豊田秀樹（2007）、Wang and Wang（2012）、小杉考司・清水裕士編（2014）などに詳しい。Mplusでは、欠損値を指定するとデフォルトで完全情報最尤法（Full Information Maximum Likelihood: FIML）を実行してくれるため、欠損値を含むケースも分析に使用した。HLMでは、欠損値はリストワイズに除外したため推定値は完全には一致しないが、分析結果はほとんど同じである。
- 9 なお、国語選好度でも「説明変数に不変変数を設定した分析」までは行っている。その結果、算数・数学選好度と異なるのは、親学歴が有意でなかったという点であった。こうした結果は、算数・数学の方が出身階層の影響を受けやすいことを示唆しているのかもしれない。
- 10 図6はHLMの「Graph Equation」機能を用いて作成した。HLMでは、操作の指定にもよるが、連続変数を25パーセンタイル（第1四分位）と75パーセンタイル（第3四分位）に区切って結果を示してくれる。よって、図中の「学力下位層」は算数・数学通貨率の第1四分位を、「学力上位層」は第3四分位を示している。

## 引用・参考文献

- 天野正子『「性（ジェンダー）と教育」研究の現代的課題』『社会学評論』Vol. 39 No. 3 (1988) pp. 266-283.
- 伊佐夏実・知念渉「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』56 (7) (2014): pp. 84-93.
- 小川眞里子『フェミニズムと科学・技術』岩波書店、2001年。
- 大多和直樹「A エリア・中学生の学習環境と生徒文化——所得階層による分化はどの程度進んでいるか」『JELS 第14集 A エリア Wave3 調査報告』(2011): pp. 29-38.
- 荻谷剛彦『大衆教育社会のゆくえ——学歴主義と平等神話の戦後史』中公新書、1995年。
- 河野銀子・藤田由美子編『教育社会とジェンダー』学文社、2014年。
- 木村涼子「教室におけるジェンダーの形成」木村涼子編『学校文化とジェンダー 第4章』勁草書房 (= 木村涼子編『ジェンダーと教育』日本図書センター、pp. 184-196)、1999 = 2009年。
- 北村行伸『パネルデータの分析』岩波書店、2005年。
- 清原滋子「専攻分野選択の背景と大学入学以前の教育環境」村松泰子編『女性の理系能力を生かす——専攻分野のジェンダー分析と提言』日本評論社：pp. 69-99、1996年。
- 国立教育政策研究所『OECD 生徒の学習到達度——2012年調査国際結果の要約』2013年。
- 小杉孝司・清水裕士編『M-plus と R による構造方程式モデリング入門』北大路書房、2014年。
- 清水裕士『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版、2014年。
- 竹内洋『日本のメリトクラシー——構造と心性』東京大学出版会、1995年。
- 寺崎里水「算数嫌いとはジェンダー——C エリア小学6年生を事例に」『JELS 第18集 細分析論文集(6)』: pp. 13-21、2015年。
- 豊田秀樹『共分散構造分析 Amos 編——構造方程式モデリング』東京図書、2007年。
- 中西啓喜「JELS パネル調査におけるサンプル脱落の傾向——「小学3年-小学6年-中学3年」を対象として」『JELS 第17集』(2014): pp. 49-57.
- .「青少年の学校適応のメカニズム——3時点のパネルデータを用いた分析」『JELS 第18集 細分析論文集(6)』(2015): pp. 1-12.
- 藤田由美子「幼児期における「ジェンダー形成」再考——相互作用場面にみる権力関係の分析より」『教育社会学研究』第74集(2004): pp. 329-348.
- 古田和久「高校生の学校適応と社会文化的背景——学校の階層多様性に着目して」『教育社会学研究』第90集(2012): pp. 123-144.
- ベネッセ教育総合研究所『学習基本調査・国際6都市調査 [2006年～2007年]』2008年 (URL: <http://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail.php?id=3213>、2015年9月29日取得)。
- .『小学生の計算力に関する実態調査 2013』2013年 (URL: <http://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail.php?id=3678>、2015年9月29日取得)。
- 耳塚寛明「生徒文化の分化に関する研究」『教育社会学研究』第35集：pp.111-122、1980年。
- 村上あかね「離婚による女性の社会経済的状況の変化」『社会学評論』62(3)(2011): pp. 319-335.
- 村松泰子編『女性の理系能力を生かす——専攻分野のジェンダー分析と提言』日本評論社、1996年。
- 文部科学省、平成27年度『学校基本調査』。
- Esping-Andersen, Gøsta. "Social Inheritance and Equal Opportunity Policies", In Hugh, Lauder, Phillip, Brown, Jo-Anne, Dillabough and A. H. Halsey, (Eds.), *Education, Globalization, & Social Change*, Oxford Univ. Press, 2006. (イェスタ・エスピン=アンデルセン「社会的相続と機会均等政策」荻谷剛彦・志水宏吉・小玉重夫編訳『グローバル化・社会変動と教育2——文化と不平等の教育社会学』東京大学出版会：pp. 19-35、2012年)。
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. *Mplus User's Guide*. Seventh Edition, 1998-2012.
- OECD. 『PISA in Focus: 教育における男女格差の背景』、2015年 a.
- . *The ABC of Gender Equality in Education: Aptitude, Behaviour, Confidence*, 2015b.
- Raudenbush, Stephen, Anthony Brik, Yuk Fai Cheong, Richard Congdon, and Mathilda du Toit. *HLM7: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Scientific Software International, 2011.
- Robinson, William, S. "Ecological correlations and the behavior of individuals" *American Sociological Review* Vol.15 pp.

351-57, 1950.

Sue, Askew and Carol Ross, *Boys Don't Cry: Boys and Sexism in Education*, Open Univ Pr, 1988. (スー・アスキュー & キャロル ロス『男の子は泣かない——学校でつくられる男らしさとジェンダー差別解消プログラム』堀内かおる訳、金子書房、1997年)。

Wang, Jichuan and Wang Xiaoqian, *Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus*, Wiley, 2012.

(なかにし・ひろき／お茶の水女子大学人間発達科学研究所研究協力員、  
早稲田大学人間科学学術院助教)

掲載決定日：平成 27 (2015) 年 12 月 22 日