

Institute for Economic Studies, Keio University

Keio-IES Discussion Paper Series

日本における教育投資と教育成果の男女間格差：
日本子どもパネル調査を用いた分析

赤林英夫、野崎華世、湯川志保

2018年3月28日

DP2018-004

<https://ies.keio.ac.jp/publications/9195/>

Keio University



Institute for Economic Studies, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
ies-office@adst.keio.ac.jp
28 March, 2018

日本における教育投資と教育成果の男女間格差：日本子どもパネル調査を用いた分析
赤林英夫、野崎華世、湯川志保

IES Keio DP2018-004

2018年3月28日

JEL Classification: I20; I24; J16

キーワード: 教育; 学力; パネル調査; 男女差; STEM

【要旨】

近年の研究は、貧困や親の教育水準などの家庭背景が、子どもの性別によって異なる影響を与えている可能性を示唆している。先進国では、教育達成度全般における男女格差の縮小の中で、理数系(STEM)を専攻する比率の男女差は必ずしも縮小していない。その背景における家庭背景の具体的役割、特に金銭や時間の投資行動の差、認知能力と非認知能力の相互作用の役割についての研究は少ない。本稿は、日本子どもパネル調査(Japan Child Panel Survey)を用いて、まず、数学(算数)・国語のスコア、これらの科目への選好、そして親からの金銭的教育投資について、男女差の存在の事実確認を行った。次に、家庭環境がこれらの変数に対して性別ごとに異なる影響を与えるかどうか分析を行った。主な結果として、第1に、数学のテストスコアの平均点や成績上位者の比率に男女差は確認されないが、女子は統計的に有意に数学を好まない、男子は統計的に有意に国語を好まない傾向にあることが示された。第2に、放課後の課外活動への支出の所得弾力性の効果は、女子生徒の方が大きいこと、特に、芸術系の習い事への支出は、有意に男子よりも女子に対して多かった。

赤林英夫

慶應義塾大学経済学部

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

hakab@econ.keio.ac.jp

野崎華世

高知大学人文社会科学部

〒780-8520

高知県高知市曙町2-5-1

kayo1130@gmail.com

湯川志保

帝京大学経済学部

〒192-0395

東京都八王子市大塚359

s_yukawa@main.teikyo-u.ac.jp

謝辞：本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)および日本子どもパネル調査(JCPS)の個票データの提供を受けた。本研究の実施にあたっては、科学研究費助成事業基盤研究(S)16H06323および特別推進研究17H06086の助成を受けた。また、慶應義塾大学におけるコンフェレンス(2018/1/12)における参加者から貴重なコメントをいただいた。

日本における教育投資と教育成果の男女間格差：日本子どもパネル調査を用いた分析¹

赤林英夫（慶應義塾大学）

野崎華世（高知大学）

湯川志保（帝京大学）

2018年3月28日

近年の研究は、貧困や親の教育水準などの家庭背景が、子どもの性別によって異なる影響を与えている可能性を示唆している。先進国では、教育達成度全般における男女格差の縮小の中で、理数系(STEM)を専攻する比率の男女差は必ずしも縮小していない。その背景における家庭背景の具体的役割、特に金銭や時間の投資行動の差、認知能力と非認知能力の相互作用の役割についての研究は少ない。本稿は、日本子どもパネル調査(Japan Child Panel Survey)を用いて、まず、数学(算数)・国語のスコア、これらの科目への選好、そして親からの金銭的教育投資について、男女差の存在の事実確認を行った。次に、家庭環境がこれらの変数に対して性別ごとに異なる影響を与えるかどうか分析を行った。主な結果として、第1に、数学のテストスコアの平均点や成績上位者の比率に男女差は確認されないが、女子は統計的に有意に数学を好まない、男子は統計的に有意に国語を好まない傾向にあることが示された。第2に、放課後の課外活動への支出の所得弾力性の効果は、女子生徒の方が大きいこと、特に、芸術系の習い事への支出は、有意に男子よりも女子に対して多かった。

キーワード：教育、学力、パネル調査、男女差、STEM

JEL code: I20, I24, J16

¹ 連絡先：赤林(hakab@econ.keio.ac.jp)。本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)および日本子どもパネル調査(JCPS)の個票データの提供を受けた。本研究の実施にあたっては、科学研究費助成事業基盤研究(S)16H06323および特別推進研究17H06086の助成を受けた。また、慶應義塾大学におけるコンフェレンス(2018/1/12)における参加者から貴重なコメントをいただいた。

1. はじめに

男女間の賃金や所得の差はなぜ生じるのか、経済学ではいくつもの理論が提案されてきた(Altonji and Black 1999)。その中で、需要側では差別の経済学、供給側では人的資本や男女の選好の差に基づく補償賃金格差が有力な仮説として、数多くの研究が行われてきた。しかし、人的資本で考えると、先進国ではすでに、男女の教育年数にはほとんど差はなく(OECD 2015)、女性の教育年数の方が長い国も登場している。すなわち、日本をはじめとする先進国にまだに残る賃金格差を説明する要素として、教育年数だけでは人的資本の計測として不十分であるといえる。

そこで注目されているのは、男女間の専攻分野の差と、それに基づく技能や職種の差である(Bertrand 2010)。ほとんどの国で、高等教育課程において、いわゆる STEM 分野(科学・技術・工学・数学)を専攻する学生は、男性の方が女性よりも多い。もし、教育年数を一定として、STEM 分野の賃金水準が非 STEM 分野よりも高いのであれば、そのことが男女の賃金差を一定程度説明する(Altonji and Black 1999)。

では、なぜ女性は男性に比べて、STEM 分野を専攻する比率が少ないのであろうか。理数分野における男女の学力差や選好の差が(もし存在するのであれば)専攻分野の選択に影響を与えているとすれば、理数分野における男女の学力差や選好の差は、どの程度家庭環境の影響を受けているのであろうか。

本稿は、日本の小中学生段階の子どもを対象にした縦断データ(日本子どもパネル調査)を用いて、家庭環境の影響を考慮して、数学(算数)と国語の学力とそれらの科目への選好の男女差の決定要因を検証した、おそらく初めての実証研究である。

海外においては、近年の経済格差の拡大や固定化が、子どもに与える影響の分析が進んでいる(Duncan and Murnane 2011, Ermisch et al. 2012)。中でも近年の研究は、貧困や親の教育水準と言った家庭背景が、子どもの性別によって異なる影響を与えている可

能性を示唆しており、その多くは、貧困の増加は特に男子にマイナスの影響を与えるとしている²。その一方で、よく知られているとおり、男女間の STEM の平均的なテストスコアの差は縮小傾向にあるものの、上位層での男女のテストスコアの差は依然として存在する(Xie and Shauman 2003, Pope and Syder 2010)。OECD の報告書(OECD 2015)は、国別の男女間の教育達成度の差に基づくと、男女間の教育格差は、生徒の態度や非認知能力に起因するものであり、先天的な能力によるものではないと述べている。しかし、教育達成度全般における男女格差の縮小の中で、なぜ STEM に関して男女差が残っているのか、その背景における家庭背景の具体的役割、特に金銭や時間の投資行動の差、認知能力と非認知能力の相互作用の役割(Cunha and Heckman 2008)についてはまだあまり研究が進んでおらず、特に非西洋諸国における研究は皆無といえる。

本稿で用いる日本子どもパネル調査(Japan Child Panel Survey: 以下 JCPS)は、日本全国を代表する子どものサンプルを対象にしたパネル調査で、子どもの認知能力や非認知能力に関する指標だけでなく、親から子への教育投資や親の社会経済地位に関する情報を豊富に含んでいる。JCPS のこれらの情報を用いて、本稿では、家庭環境の影響を考慮した上で、数学(算数)と国語の学力の男女差についての分析を行った。特に、親の社会経済地位(SES)の性別の違いによる効果や子どもの数学・国語に対する選好にも焦点をあてた研究を行った。

分析から得られた主な結果は以下のとおりである。第 1 に、数学のテストスコアの平均点や成績上位者の比率に男女差は確認されないが、女子は統計的に有意に数学を好

² Riphahn and Schwientek,(2015)は、ドイツにおいて男女の教育格差が逆転している背景を、片親家庭の増加が男子により大きな影響を与えているとしている。Autor et al. (2017)も、フロリダの大規模データを利用して、貧困のマイナスの影響が女子よりも男子に強く働いているとしている。Cobb-Clark and Moschion (2017)は、オーストラリアのデータを利用して、社会経済階層により、国語と数学の有利不利が性別で異なることを示している。Fortin et al. (2015)も、米国における高校の GPA の男女差(女子が男子よりも高い)が過去 30 年間に拡大してきた背景を、教育期待、非認知スキルなどの変数で分解をしている。Brenoe and Lundberg (2017)は、デンマークの大規模データを利用して、父親と母親の学歴が子どもの性別ごとに異なる影響を与えることを示している。

まない、男子は統計的に有意に国語を好まない傾向にあることが示された。第 2 に、放課後の課外活動への支出の所得弾力性の効果は、女子生徒の方が大きいこと、特に、芸術系の習い事への支出は、有意に男子よりも女子に対して多かった。

2. 先行研究

STEM 分野での男女差に関する研究は、成績上位者に注目した研究や、男女の競争に対する姿勢の違いに注目した研究、地理的な違いに注目した研究、男女平等度との関係に注目した研究など多岐にわたる。Ellison and Swanson(2010)では、高等学校における成績上位者の男女の差について分析を行っている。彼らは、成績上位 1%以内の生徒は女性が 1 とした場合に男性は 10 を超えていることなどから、Xie and Shauman (2003) や Pope and Syder(2010)の研究と同様に成績上位者の中での男女差が拡大していることを確認している。また、国際的な大会に国を代表して出場する成績優秀な生徒については、在籍している高校に関して男女差が観察されている。男子生徒は、様々な特徴を持つ高校から出場しているが、女子生徒の多くは AMC (the American Mathematics Competitions) で優秀な成績をおさめている 20 のエリート高校から出場しているということが明らかになった。

Contini et al.(2017)は、イタリアのデータを用いて、数学の成績の男女間の差について分析を行っている。個人や家族の属性をコントロールした上でも男子生徒の方が女子生徒よりも数学の成績が有意に高いことが確認されている。

Niederle and Vesterlund(2010)では、男女の競争に対する態度の違いが、テストスコアの男女差を歪めているかどうかに関心をもち、焦点を当てた分析を行っている。まず、彼らは、これまでの研究を踏まえ、男女混じった競争において男性は一定のパフォーマンスをあげることができるが、女性は良いパフォーマンスを発揮できないと述べるとともに、この背景には、男性は女性よりも自信過剰であることや競争を好む傾向が関係していると述べている。さらに彼らは、このような男女の競争に対する態度と数学のテストスコアの関係について

考察し、男女の自信の差がとりわけ数学で顕著に現れる理由として、男性の方がより数学ができるという強いステレオタイプなイメージが影響しており、このことが女性の自信に影響を与えるだけでなく、彼女たちの数学の試験のパフォーマンスにも影響する可能性を示唆している。

テストスコアの男女差と地理的な変化に注目した研究として、Pope and Sydnor(2010)が存在する。Pope and Sydnor(2010)では、アメリカにおける標準化テストの男女差についての地理的な変化について分析を行い、最も男女平等である州のテストスコアの男女差が、最も男女が不平等である州のその半分以下の規模であることや、この変化が地理的に密集していることを確認している。更に、男性が得意な数学や化学のテストの男女差が小さい州は、女性が得意とする読解のテストの男女差も小さい傾向にあることを明らかにした。

男女平等度と教育成果の男女差の關係に注目した研究として、Guiso et al. (2008) や Nollenberger et al. (2016)、Rodriguez-Planas and Nollenberger (2018)などが存在する。Guiso et al. (2008)では、世界経済フォーラムが提供している Gender Gap Index (GGI) や政治的エンパワーメント指数、World Value Survey の社会での女性の役割に関する質問項目から作成された指標、女性の経済での活動率などを用いて、それらが数学の男女差に与える影響を分析している。分析の結果、男女平等が進んでいる国では数学の男女差はなくなることが示唆された。また、Nollenberger et al. (2016)は、第二世代の移民のデータを用いて、祖国の男女平等度の度合いが数学の男女差に与える影響を分析した結果、男女平等の度合いが高い祖国をもつ第 2 世代の移民の女子は男子に比べて良い成績を獲得していることが示された。また、Rodriguez-Planas and Nollenberger (2018)でも PISA のテストスコアと世界経済フォーラムが提供する GGI や女性の経済参加と機会、教育達成、政治的エンパワーメントに関する指数等を用いて、それらの指標が第二世代の移民のテストスコアに与える影響を分析し、親が男女平等の度合いが高い国出身の第 2 世代の女子は男子よりも、

数学や化学のテストで良い成績を獲得していることや女性の政治的エンパワーメントや経済活動機会が高いと女子の数学の成績が男子よりも良いことが示された。さらに、親が男女平等の度合いが高い国出身の第 2 世代の女子は男子よりも、数学への興味が高くなる傾向にあることも確認された。一方、Fryer and Levit(2010)は、男女平等の指標が数学のテストスコアに有意に正の影響を与えるが、中等教育を男女別学にしているイスラム諸国を含むと有意な影響が観察されないことを示した。これらの研究から、各個人が置かれた社会環境がテストスコアに影響を与えている可能性が示唆される。

親が行う投資行動についての男女差を分析した研究は決して多くない。Baker and Milligan (2016)はその中での貴重な論文である。彼らは、カナダ、英国、米国のデータを利用して、子どものために本を読んであげる時間などの男女差が幼少期からすでに存在することを示し、これが言語能力の男女差に繋がっているのではないかと推測している。

前述したとおり本稿は、日本における教育達成の男女間の差を家庭環境や親の経済状況等をコントロールした上で検証した初めての論文である。労働市場における男女の地位の顕著な差にもかかわらず、我が国においては、教育達成度における男女の差が詳細に分析される機会は多いとは言えない。たとえば、全国学力・学習調査においては、男女差に焦点を当てた研究は事実上行われておらず、これまでの報告書にも男女の差は掲載されていない。その理由は、男女の性別を政策的に変更することができないため、焦点を当てることを回避している可能性が考えられる。しかしながら、男女の平均的な差のみならず、各種の家庭環境や政策変数が学力や非認知能力に与える影響に男女差がある場合には、その点を踏まえて政策的介入を行うことで、男女の差を縮めることが可能となる。本研究が目指すところもそこにある。

数は少ないとはいえ、これまで日本で子どもの学力や学習意欲の男女差に着目した研究は存在する。北條 (2013) では、TIMSS と PISA のデータを用いて、小学 4 年生と中学 2 年生、高校 1 年生の数学のテストスコアや学習態度の男女差について分析を行って

いる。日本の生徒については、数学のテストスコアの平均値の男女差は小学 4 年生時よりも中学 2 年生時で拡大していることを確認し、この背景として、数学に対する苦手意識に関する質問項目の平均値の男女差が小学 4 年生時点よりも中学 2 年生時点で拡大していることが関連しているのではないかと述べている。伊佐・知念（2014）では、某県の某市内にある小学校 3 年生から中学 3 年生までのデータを用いて算数（数学）の学力や学習意欲の男女差について分析を行っている。分析の結果、小学校時点では、算数（数学）に関する学力の平均値に男女間で大きな差は観察されないことが示された。また、学習意欲に関しては小学 5 年生までは女子の平均値の方が男子に比べて高いが、小学 6 年になると男子の方が女子よりも学習意欲が、統計的に有意に高くなる。さらに、中学になると男子の方が女子よりも数学の学力や学習意欲の平均値はどの学年でも高く、その差については、学力は中学 2 年生以降、学習意欲はすべての学年で有意に高くなることが示された。加えて、中学 2 年生と 3 年生の数学の学習意欲に関する分析結果からは、階層が低い場合、男子に比べて女子の方がより中学 2 年生の数学の学習意欲が低くなることや業績主義的価値観を持つことは、男子に比べて女子の方がより中学 3 年生の数学の学習意欲が高くなる傾向にあることが確認された。安田（2015）では、労働政策研究・研修機構が 2005 年に実施した『大学生のキャリア展望と就職活動に関する実態調査』を用いて大学生の成績に関する男女間の差について OLS で分析を行っている。その結果、文系と理系ともに女子の方が男子に比べて成績が有意に良いことが示された。

以上の先行研究から、日本においても数学のテストスコアや学習意欲に関して男女間で差が観察されることが明らかになっているものの、子どもの家庭環境や親の経済状況等をコントロールした上での詳細な分析は行われていない。本稿の最大の貢献は、それらの点が男女に異なる影響を与える可能性について分析を行っている点である。

3. データ³

「日本子どもパネル調査 (Japan Child Panel Survey: JCPS)」は、日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey: JHPS)、および慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey: KHPS) の付帯調査として、小学校あるいは中学校に就学する子どもをもつ者 (親) とその子どもを対象とし、2010 年にスタートした親子パネル調査である。

JCPS の本体となる JHPS と KHPS は、どちらも慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する家計パネル調査であり、全国に居住する成人期男女が構成する母集団より、層化 2 段無作為抽出法 により抽出されたサンプルとその配偶者を対象としている。JHPS では成人約 4000 名、KHPS では成人約 7000 名を対象者とし、対象者の世帯を長期間フォローアップすることにより、我が国の経済行動の動的変化の解明を目指している (樋口ほか, 2010 : 樋口, 2005)。調査は JHPS では 2009 年以来、KHPS では 2004 年以来、同一世帯に対し、毎年繰り返し実施されている。

JCPS は、2010 年以来、この JHPS サンプルと KHPS サンプルに対し、隔年に調査を行ってきた。第 1 回の 2010 年調査 (JCPS2010) では JHPS2010 への、第 2 回の 2011 年調査 (JCPS2011) では KHPS2011 への、第 3 回の 2012 年調査 (JCPS2012) では JHPS2012 への、第 4 回の 2013 年調査 (JCPS2013) では KHPS2013 への回答者の中から、第 5 回の 2014 年調査 (JCPS2014) では、JHPS/KHPS2014⁴への回答者の中から、それぞれ義務教育段階である小学校あるいは中学校に就学する子どものいる対象者に対し任意の調査協力を呼びかけ、それに応じた親子を対象とした。その後、2016、2018 と、2 年に 1 度、調査を行っている。

JCPS の調査は、小学 1 年生から中学 3 年生の子ども個人を単位とし、調査票二部から構

³ 本節の記載の一部は、敷島・野崎(2016)を参考にしている。

⁴ 2014 年に、それ以前まで別個に調査実施・管理していた JHPS と KHPS を統合し、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」と名称を変更している。

成されている。一部は子ども票であり、子どもが回答する学力テストと質問紙である。もう一部は親票であり、JHPS あるいは KHPS 対象者である親が回答する質問紙であり、親は子どもひとりにつき一部を回答する。これらの調査票は、本体調査である JHPS、KHPS の調査票回収後、調査協力に同意した世帯に調査員が出向き手渡し、あるいは郵送された後、各家庭において回答される。

子ども票にある学力テストは、親、あるいは高学年では子ども本人が 20 分間計測し、子どもが時間内にひとりで回答すること、そして、回答した子ども票は、速やかに子ども自身が同封されたシールで 4 箇所を封緘した後、親に渡すことを協力者に求め、対象者への調査依頼文書と、子ども票のフェースシートにそのことを明記している。

本研究においては、JCPS2010-2014 のデータを利用している。特に、算数（数学）、国語のテストスコアの男女差はどれほどあるか、子どもの発達段階、両親の経済状態、両親の学歴ごとに記述的に確認する。次に、単純な回帰分析を通じて、家庭背景の違いはどれほど男女の差を吸収するか、確認した。

本研究において JCPS を利用する利点は以下のとおりである。第一に、小学 1 年生から中学 3 年までを対象とした調査であることから、学力や選好の男女差が発生する可能性のある初期の段階からの追跡が可能である点である。第二に、詳細な家庭環境変数が収集されているため、たとえば、父親や母親の学歴が子どもの性別ごとに非対称的に与える影響を見ることができる。第三に、子どものための教育支出や子どもの習い事種類の情報、子どもの時間配分の情報が豊富であることである。政府の実施する家計調査でも世帯の教育支出額の合計は得られるが、子どもごとにとることは不可能である。第四に、子どもの算数／数学と国語⁵の学力テストを実施しており、そこから得られたデータを利用して、項目反応理論に基づいて等価された学力尺度（IRT スコア）が利用可能であることである⁶。これにより

⁵ これ以降、算数／数学を単に「数学」と呼ぶ。

⁶ Naoi et al (2017)を参照。

発達段階ごとの男女の学力差の変化を、単一の尺度で分析することが可能となっている⁷。

そこで本稿では、JCPS の特徴を生かして、男女の国語と数学の学力、科目に対する選好、そして親が支出する子どもの習い事の種類に焦点を当て、家庭環境要因を可能な限り制御したうえで、これらのアウトカムに存在する男女差の存在を確認する。同時に、これらの変数が動学的にどのような関連にあるかも確認する⁸。

図1は、学年で標準化されたIRT スコアを学年段階別（小学校低学年、小学校高学年、中学生）にプールし、その分布をカーネル密度関数で表現したものである。これを見ると、どの学年においてもIRT スコアは若干の天井効果を示しているものの、その分布の形状はすべての学年でほぼ同じであること、また、一目で判別可能な男女の差は存在しないことがわかる。

認知能力のアウトカムとしては、数学と国語のIRT スコアに加え、それぞれの科目において、全国の下位10%に入っているか、全国の上位10%に入っているかどうかのダミー変数を作成した。非認知能力として、数学と国語の選好（数学（国語）が好きですか？）に対する5段階のリッカート尺度からダミー変数（大好き・好き=1、ふつう・きれい・大きくらい=0）を構築した。

JCPS では親票で、対象とする子ども個人のための1か月あたりの課外活動への支出額を尋ねている⁹。そこで、芸術、スポーツ、学習一般（塾・家庭教師に加え、習字・英語、そろ

⁷ 一方、JCPS の弱点としては、サンプルサイズが小さいこと、学校に関する情報が少ないことがあげられる。

⁸ 質問票については、赤林・直井・敷島(2016)の巻末を参照されたい。

⁹ 調査年によって質問方法に若干の変更があり、2010年と2011年では、「Aさんのための支出についてお尋ねします」として、「Aさんの課外活動への支出」の1か月平均額を尋ねている。2012年以降は、「以下にあげる学校外での習い事などを、昨年11月頃に、Aさんがそれぞれ（平均で）週何日ぐらい利用していたか、また（平均）いくらぐらい支出したかについて、お答えください。利用していないものについては、それぞれ週「0」回、「0」円とご記入ください。習い事を全く利用していなかった場合には、「習い事をしていなかった」に○をつけてください」とし、「芸術」「スポーツ」「学習系（塾・家庭教師を除く）」「塾・家庭教師」「その他」それぞれの週平均の習い事の頻度と共に、昨年11月頃の平均支出額を尋ねている。

ばんなど)、塾・家庭教師に分類して、それぞれの月額を計算するとともに、総額を計算した。

その他の制御変数としては、親の対数世帯所得（調査の前年、単位万円）、父親と母親が正規労働者かどうかのダミー、きょうだい数（高校生以下のみ）を利用した。さらに、父親と母親の学歴情報から、短大・大卒かどうかのダミー変数、短大・大卒の場合 STEM 専攻かどうかのダミー変数を構築した。¹⁰

これらの変数がどのような分布をしているのか、図によりおおまかに確認しよう。

図2は、子どもの学年別にみた IRT 学力スコアの男女別平均値である。これを見ると、テストスコアはほぼ一貫して上昇しているものの、小6から中1にかけて数学の平均点がわずかに下がっていることと、中1から中2にかけて、女子の国語の平均点が下がっていることが見て取れる。これらのことがどのような背景で生じているかは、今後精査が必要である。図3は、子どもの学年別にみた科目の選好の男女別平均値である。学年が上がるにつれ、「数学(国語)が好き」と答える子どもは、一部の例外をのぞきほぼ一貫して下がっている。また、ほぼ一貫して、数学は男子、国語は女子の方が「好き」と答える子どもが多いことも分かる。

それでは、家庭背景の違いは、これらのアウトカムとどのような関係があるだろうか。

図4は、世帯所得四分位別にみた、学年標準化 IRT 学力スコアの男女別平均値の差である。これより、世帯所得が上昇するとほぼ一貫してスコアの上昇が見られるが、その傾向に男女の差はほとんど確認できない。図5は、親の学歴の組み合わせ別にみた学年標準化 IRT 学力スコアの男女別平均値である。ここでも、全体として親の学歴水準が上昇するとスコアは上昇し、特に両親とも大卒である場合にその傾向は顕著であるが、そこに男女の違いはあ

¹⁰ サンプル中には、数は少ないものの私立学校に通う子どもも含まれている。私立と公立の選択については多くの研究がある。私立学校に通うということ自体が私的教育支出を大きく増やしていると想像できるが、今回は分析の目的ではないことから、私立かどうかの制御は行っていない。私立・公立の選択と、課外教育の選択の同時決定モデルの推計は今後の課題としたい。

まり見られない。

図6は世帯所得四分位別にみた科目の選好の男女別平均値である。図4の学力テストの場合と異なり、世帯所得と科目が好きと答える子どもの数は必ずしも一貫して正の関係にはない。図7は、親の学歴組み合わせ別にみた科目の選好の男女別平均値のグラフであるが、ここでも図5の学力テストと同様に、親の学歴と科目の選好度の間に一貫した関係を見ることはできない。最後に、図8は親の大学の専攻の組み合わせ別にみた科目の選好の男女別平均値を示しており、親がSTEM科目を専攻したかどうかと子どもの数学や国語への専攻との関係を探っている。これを見ると、親が二人ともSTEMを専攻した場合には、女子のみ、数学が好きと答える子どもが上昇している可能性が伺える。

4. 分析結果

(1) 記述統計分析

表1では、(1)は学校段階別、(2)は所得階層別の男女別のテストスコアの平均と、その差の有無の仮説検定の結果を示している。(1)から、どの学年も数学のテストスコアの平均値は、男子の方が女子よりも高いのに対し、国語は女子の方が男子よりも高い傾向にあることが示されているものの、その差が統計的に有意であるのは、国語のテストスコアのみである。

(2)からは、数学のテストスコアについては、第一四分位の階層で、男子のテストの平均値の方が女子のテストスコアの平均値よりも限界的に有意に高い一方、国語のテストスコアについては、第三四分位と第四四分位の階層で女子のテストの平均値の方が男子のテストスコアの平均値よりも有意に高いことが確認された。

表2は、数学と国語それぞれの科目の選好についての男女差別平均値を示しており、どの学年においても数学は男子の方が女子よりも選好する割合が高いが、国語については、女子の方が男子よりも選好する割合が高く、その差は有意であることが示された。

(3) 回帰分析

次の回帰式を基本として推計を行う。

$$y_{it} = \alpha + \delta_1 \text{Gir}l_i + \delta_2 \cdot \mathbf{Z}_{it} + \delta_3 \cdot (\mathbf{Z}_{it} \times \text{Gir}l_i) + \beta \cdot \mathbf{X}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ここで、 i は家族、 j は子ども、 t は年を表すインデックスである。 y_{it} はアウトカムを表す変数で、ここでは、国語・数学の学力、教科が好きかどうか（ダミー）、子どもへの教育支出を表す。 \mathbf{Z}_{it} は世帯所得、親の学歴、親の大学での専攻分野など、子どものアウトカムに影響を与える可能性のある変数、 \mathbf{X}_{it} はそれ以外の子どもや家庭の属性を表す変数であり、学年のダミーを含む。 ε_{it} は誤差項で、親の世帯レベルでクラスタリングしていると仮定する。

表3は、分析に用いた変数の記述統計である。女子の割合は48%であり、男女の割合に大きな違いはない。きょうだいの数は約2人で、女のきょうだいの方が男のきょうだいよりも平均的に多い。課外活動の支出の合計額は約13000円程度で、各項目別にみると、学習一般への支出額が一番多く、その次に塾・家庭教師、芸術系の順で支出額が多い。親の属性についてみていくと、短大・大卒以上の学歴を持つ父親と母親の割合は50%程度で、専攻がSTEMだった割合は、父親は約24%、母親は5%程度と少ない。また、就業形態については、父親の約79%、母親の約12%が正規就業である。

表4は、国語と数学の学力および科目への選好に関する推計結果を示している¹¹。表に示した数値は、被説明変数を、数学スコア、国語スコア、数学上位10%、国語上位10%、数学が好きダミー、国語が好きダミーとしたときの推計における、女子ダミーおよび女子ダミーと世帯背景変数との交差項の係数の推計値である。この結果をみると、テストスコアで

¹¹ 数学スコア、国語スコア、科目への選好（数学）、科目への選好（国語）および課外活動への支出額（合計）についての詳細な推計結果は、付表に示している。

は、国語において性差がみられ、女の子の方が、スコアが良い傾向にあり、その差は、一連の家庭背景変数をコントロールしても、ほとんど変わらない。科目の選好は、女の子の方が、国語への選好が高く、かつ数学への選好が低い傾向にある。世帯所得との関連では、所得が高くなるほど国語の成績で性差が広がる傾向にあることが分かった。

さらに、記述統計でも明かであったように、男子が女子よりも数学を好きだと考え、女子が男子よりも国語が好きだと考えていることを改めて確認できるが、この差は、やはり一連の家庭背景変数をコントロールしてもほとんど変わらない。

他にも、以下のことが明らかになった。第一に、両親の学歴では、父親が短大・大卒以上の場合、女子の国語への選好が高い。第二に、両親が STEM であることによる性差はほとんど見られない。しかし、母親が STEM の場合、女子の国語への選好が高い。また、母親が STEM でない場合、女子が数学の上位 10%に入る割合が高い。第三に母親が正規労働者の場合、女子の国語のスコアは高く、父親が正規労働者の場合、女子が国語の上位 10%に入る割合が低い。

表 5 では、学校外の課外活動への支出額に性差があるのか検討を行う。表 5 は、表 4 と同様に、各種の課外活動への支出額に関する推計における、女子ダミーもしくは女子ダミーと世帯背景変数との交差項の係数を示している。これをみると、世帯所得が高いほど、女子への課外活動へ多く支出していることが分かる。加えて、女子への芸術系の課外活動への支出が顕著に高い傾向にある。さらに、特に、両親の学歴が高い場合、父親が STEM の場合に、女子への芸術系への課外活動への支出が高くなっている。また、母親が STEM でない場合には、芸術系ではなく、学習一般や塾・家庭教師の女子への支出が高い傾向にある。

5. 結論

本稿は、日本の小中学生段階の子どもを対象にした縦断データ（日本子ども調査。以下 JCPS）を用いて、家庭環境の影響を考慮して、算数・数学の学力と選好の男女間の差

の決定要因を検証した、おそらく初めての実証研究である。分析から得られた主な結果は以下のとおりである。第 1 に、数学のテストスコアの平均点や成績上位者の比率に男女差は確認されないが、女子は統計的に有意に数学を好まない、男子は統計的に有意に国語を好まない傾向にあることが示された。第 2 に、放課後の課外活動への支出の所得弾力性の効果は、女子生徒の方が大きいこと、特に、芸術系の習い事への支出は、有意に男子よりも女子に対して多かった。

近年、家庭背景がこどもにアウトカムに与える影響が男女で異なることが、さまざまな国のデータが明らかになりつつある。我が国では同様の研究が存在しなかったが、本稿は、そのギャップを埋める役割を果たしたことが最大の貢献であると考えている。さらに、諸外国では必ずしも豊富ではない、こどもに対する課外活動支出についても、家庭背景が与える影響を男女別に確認した。本稿での分析は、回帰分析を中心とした手法による、性別、家庭背景の、こどものアウトカムの中の静態的關係の分析にとどまっていることに留意されたい。パネルデータの動学的構造を生かした分析や、個人の異質性をコントロールした分析については今後の課題と考えている。

参考文献

- Autor, David, David Figlio, Krzysztof Karbownik, Jeffrey Roth and Melanie Wasserman. (2017) "Family Disadvantage and the Gender Gap in Behavioral and Educational Outcomes." NBER Working Paper Series 22267. <http://www.nber.org/papers/w22267>
- Altonji Joseph G. and Rebecca M. Blank (1999) "Race and Gender in the Labor Market." In Handbook of Labor Economics Vol 3C, ed. Ashenfelter Orley, Card David, pp. 3143–259. Elsevier Science B.V.
- Baker, Michael and Kevin Milligan (2016) "Boy-Girl Differences in Parental Time Investments: Evidence from Three Countries" *Journal of Human Capital*,10(4),pp. 399–441.
- Bertrand, Marianne(2010) "New Perspectives on Gender," In Handbook of Labor Economics, Vol 4B, ed. Orley Ashenfelter and David Card, pp. 1545-1592. Elsevier Science B.V.
- Brenoe, Anne Ardila and Shelly Lundberg (2017) "Gender Gaps in the Effects of Childhood Family Environment: Do They Persist into Adulthood?" *European Economic Review*, pp.1–21, <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2017.04.004>.
- Cobb-Clark, Deborah A. and JulieMoschion(2017) "Gender Gaps in Early Educational Achievement" *Journal of Population Economics*,30(4), pp.1093-1134.
- Contini, Dalit, Maria Laura Di Tommaso and Silvia Mendolia (2017) "The Gender Gap in Mathematics Achievement: Evidence from Italian Data" *Economics of Education Review*, 58,pp.32-42.
- Cunha, Flavio and Heckman, James (2008) "Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation" *Journal of Human Resources*,43(4), pp 738-782.
- Duncan, Greg and Richard Murnane (2011) *Whither Opportunity?: Rising Inequality, Schools, and Children's Life Chances*. Russell Sage Foundation.
- Ellison, Glenn and Ashley Swanson(2010) "The Gender Gap in Secondary School Mathematics at High Achievement Levels: Evidence from the American Mathematics Competitions" *Journal of Economic Perspectives*,24(2),pp.109-128.
- Ermisch, John, Markus Jantti and Timothy Smeeding (2012) *From Parents to Children: The Intergenerational Transmission of Advantage*. Russell Sage Foundation.

- Fortin, Nicole M, Philip Oreopoulos, and Shelley Phipps(2015) “Leaving Boys Behind: Gender Disparities in High Academic Achievement,” *Journal of Human Resources*, 50 (3) pp. 549-579.
- Fryer, Roland G. and Steven D. Levitt (2010) “An Empirical Analysis of the Gender Gap in Mathematics” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(2), pp.210–240.
- Guiso, Luigi, Ferdinando, Monte, Paola Sapienza, and Luigi Zingales (2008) “Culture, gender, and math” *Science*, 320, pp.1164–1165.
- Naoi, Michio, Hideo Akabayashi, Ryosuke Nakamura, Kayo Nozaki, Shinpei Sano, Wataru Senoh and Chizuru Shikishima. “Causal Effects of Family Income on Child Outcomes and Educational Spending: Evidence from a Child Allowance Policy Reform in Japan.” DP2017-026 <https://ies.keio.ac.jp/en/publications/8579/>
- Niederle, Muriel and Lise Vesterlund (2010) “Explaining the Gender Gap in Math Test Scores: The Role of Competition” *Journal of Economic Perspectives*, (24), pp.129–144.
- Nollenberger, Natalia, Núria Rodríguez-Planas, and Almudena Sevilla (2016) “The Math Gender Gap: The Role of Culture” *American Economic Review*, 106(5), pp.257-261.
- Rodríguez-Planas, Núria and Natalia Nollenberger (2018) “Let the Girls Learn! It is not only about Math ... It's about Gender Social Norms” *Economics of Education Review* (62), pp.230-253.
- OECD (2015), *The ABC of Gender Equality in Education: Aptitude, Behaviour, Confidence, PISA*, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264229945-en>
- Pope, Devin G. and Justin R. Sydnor (2010) “Geographic Variation in Gender Differences in Test Scores” *Journal of Economic Perspectives*, (24), pp.95-108.

Riphahn, Regina T and Caroline Schwientek(2015) “What Drives the Reversal of the Gender Education Gap? Evidence from Germany,” *Applied Economics*, 47(53) pp.5748-5775.

Xie, Yu and Kimberlee Shauman (2003) *Women in Science: Career Processes and Outcomes*. Harvard University Press

赤林英夫・直井道生・敷島千鶴（編著）2016「学力・心理・家庭環境の経済分析：全国小中学生の追跡調査から見えてきたもの」有斐閣

伊佐夏美・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,648,pp.84-93.

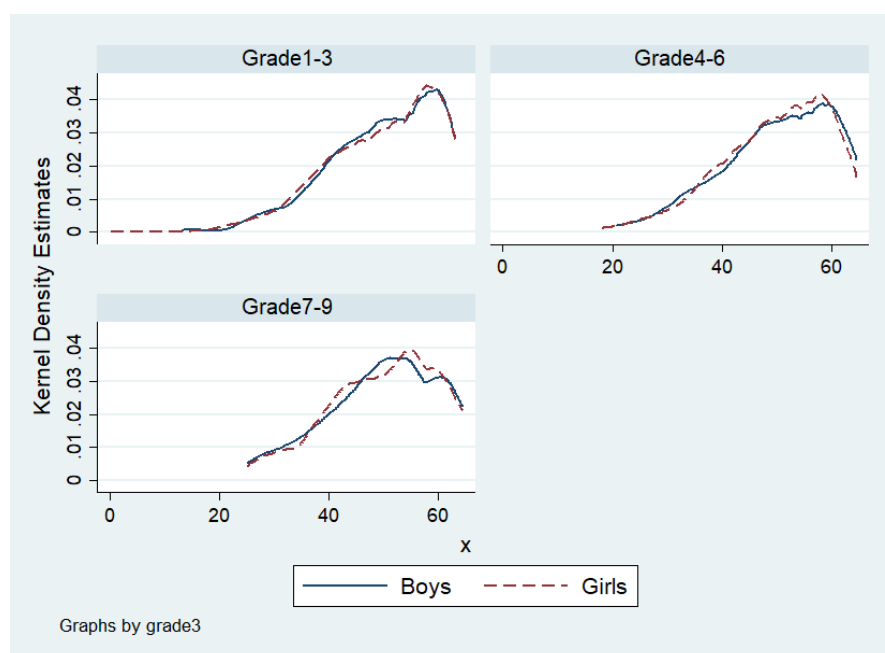
敷島千鶴・野崎華世 2016「日本子どもパネル調査(JCPS)の方法:追跡調査はどのようにして行われるのか?」赤林・直井・敷島（編著）「学力・心理・家庭環境の経済分析：全国小中学生の追跡調査から見えてきたもの」有斐閣 所収。

北條雅一（2013）『数学学習の男女差に関する日米比較』KIER Discussion paper,1301.

安田宏樹（2015）「大学4年生の成績に関する男女間差異」東京経大会誌（経済学）285号 pp.127-pp.153

図1 学年標準化 IRT スコアの学校段階別男女別カーネル密度分布

(1) 数学



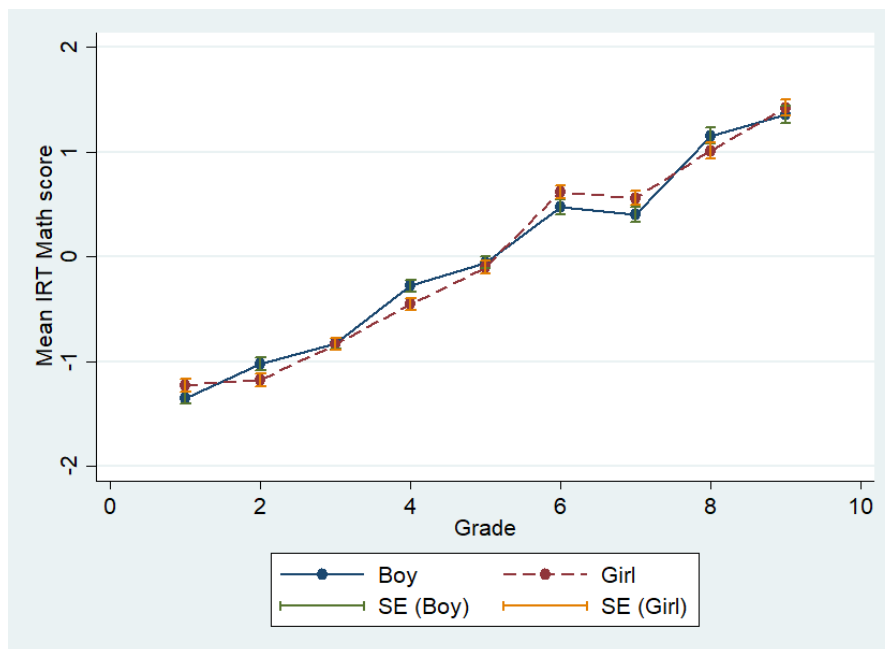
(2) 国語



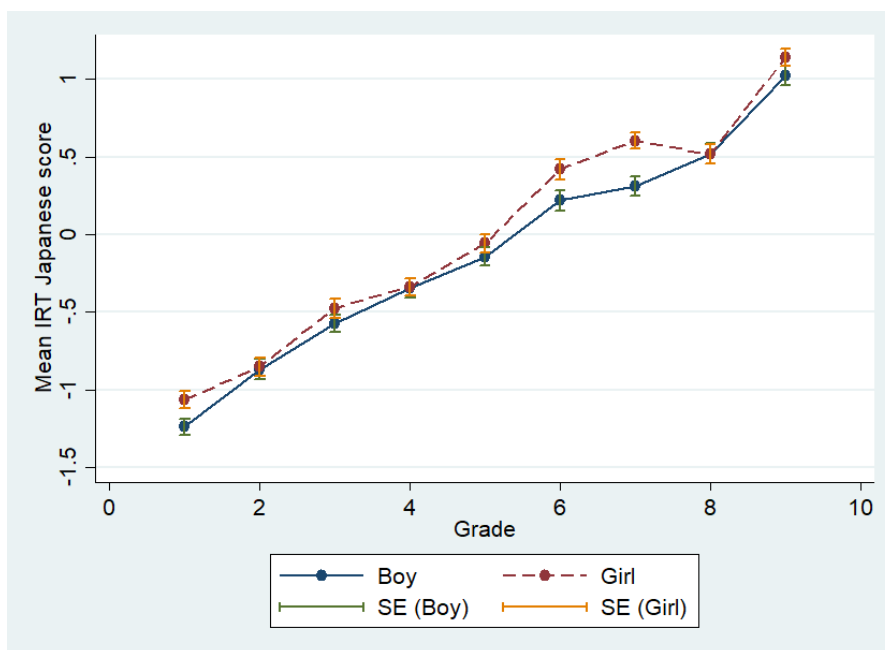
注：学校段階として、Grade1-3は小学校低学年、Grade4-6は小学校高学年、Grade7-9は中学生を表す。すべてIRTスコアを作成したのち、それを学年別に偏差値（平均50、標準偏差10）に変換したものを学校段階ごとにプールして、カーネル密度関数を推計した。

図2 子どもの学年別にみた IRT 学力スコアの男女別平均値

(1) 数学



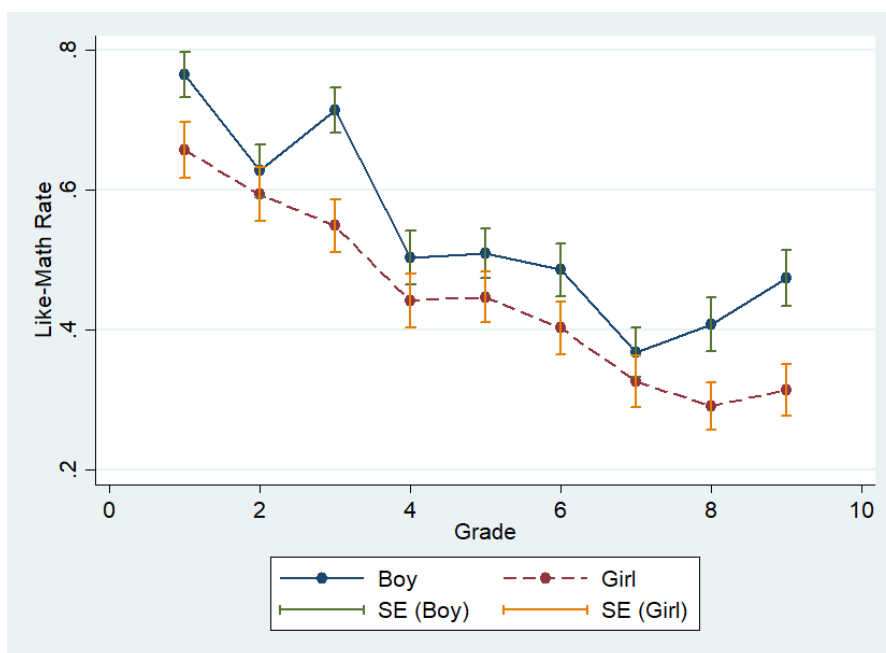
(2) 国語



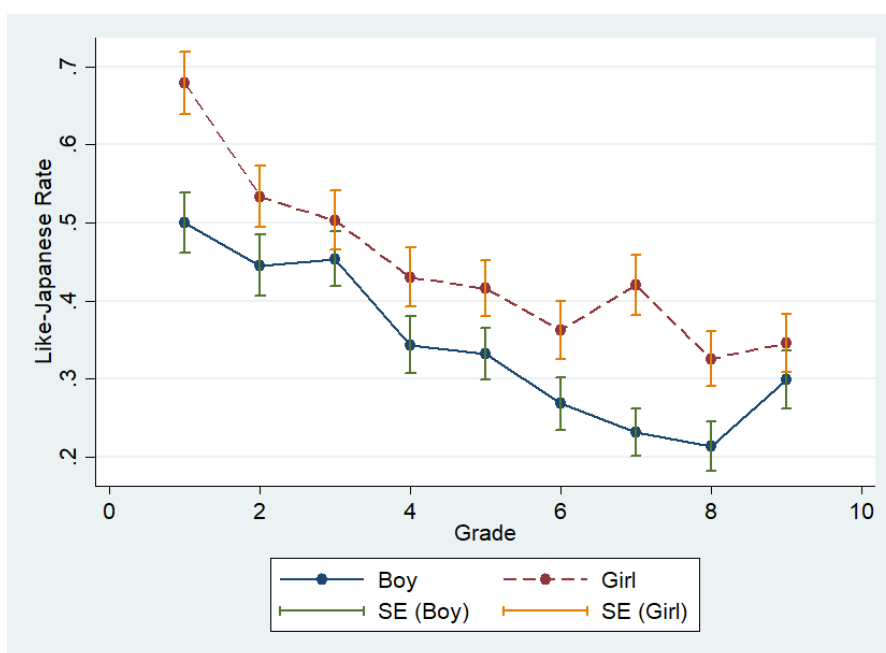
注：学力スコアはすべて IRT スコアである。横軸は学年で、1～6 が小学生、7～9 が中学生である。折れ線グラフは平均値、各点上に書かれた縦線は標準誤差を表す。

図3 子どもの学年別にみた科目の選好の男女別平均値

(1) 数学



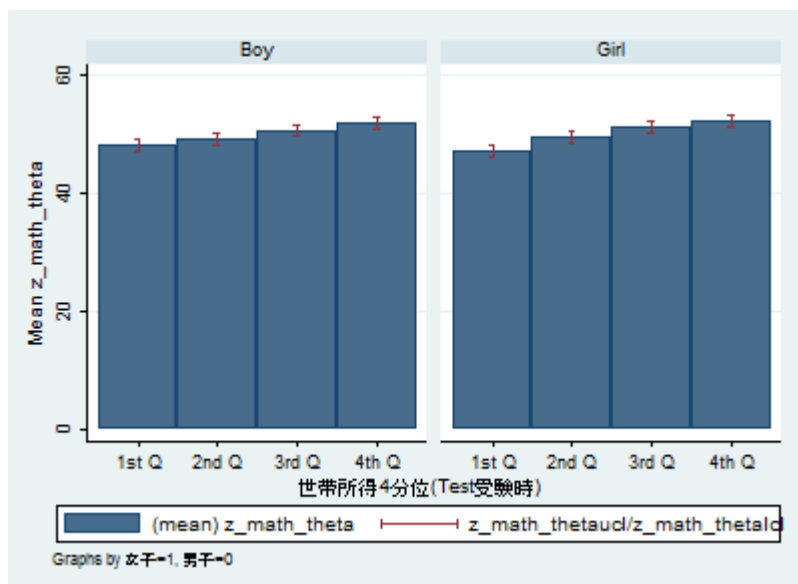
(2) 国語



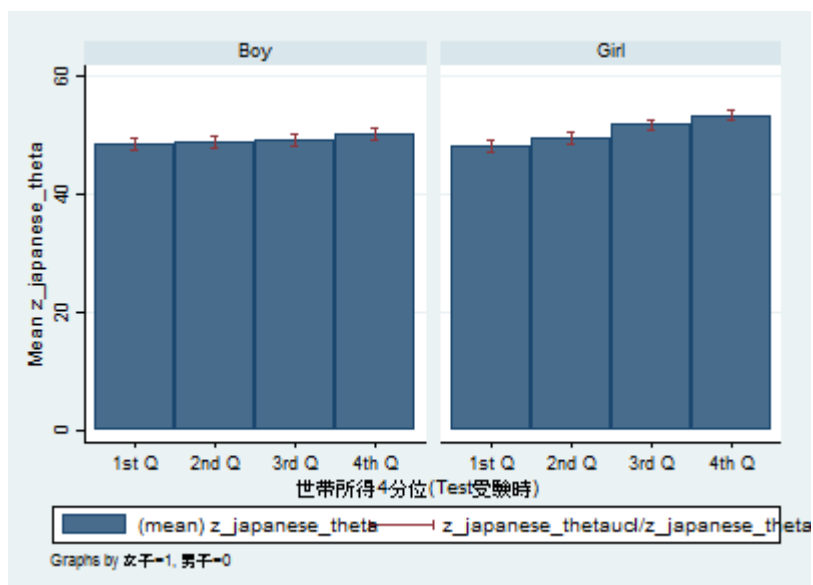
注：科目の選好は、「数学（国語）が好きですか？」に対する5段階のリッカート尺度からダミー変数（大好き・好き＝1、普通、嫌い、大嫌い＝0）を構築し、その平均値を計算した。横軸は学年で、1～6が小学生、7～9が中学生である。折れ線グラフは平均値、各点上に書かれた縦線は標準誤差を表す。

図4 世帯所得四分位別にみた学年標準化 IRT 学力スコアの男女別平均値

(1) 数学



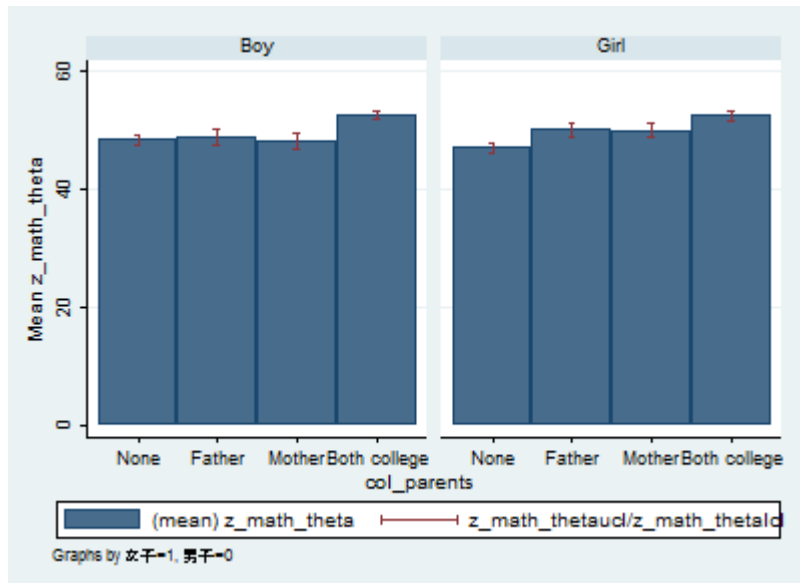
(2) 国語



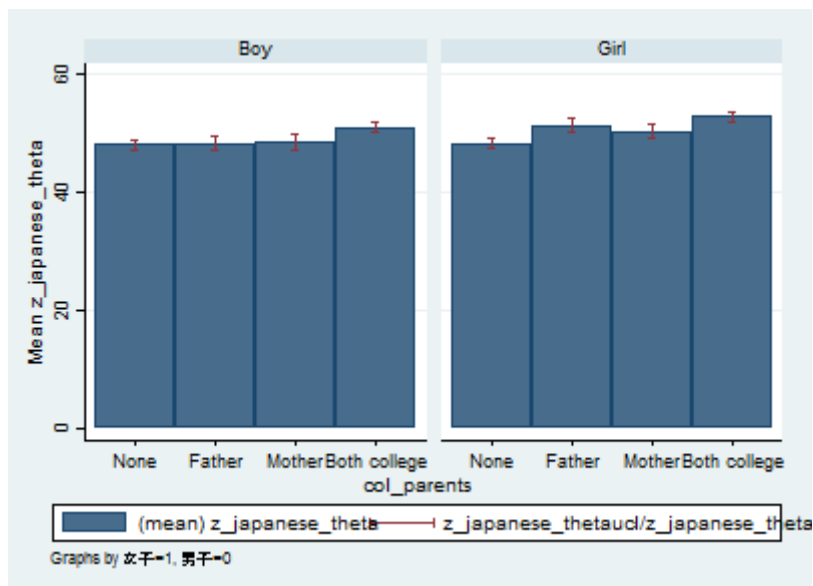
注：学力スコアはすべてIRTスコアを作成したのち、それを学年別に偏差値（平均50、標準偏差10）に変換したものをプールした。世帯所得四分位による所得階層の構築は、調査の前年度の世帯所得から計算された学年別四分位に基づきすべての学年をプールしたサンプルを均等に分割した。棒グラフは平均値、棒の上に書かれた線は標準誤差を表す。

図5 親の学歴組み合わせ別にみた学年標準化 IRT 学力スコアの男女別平均値

(1) 数学



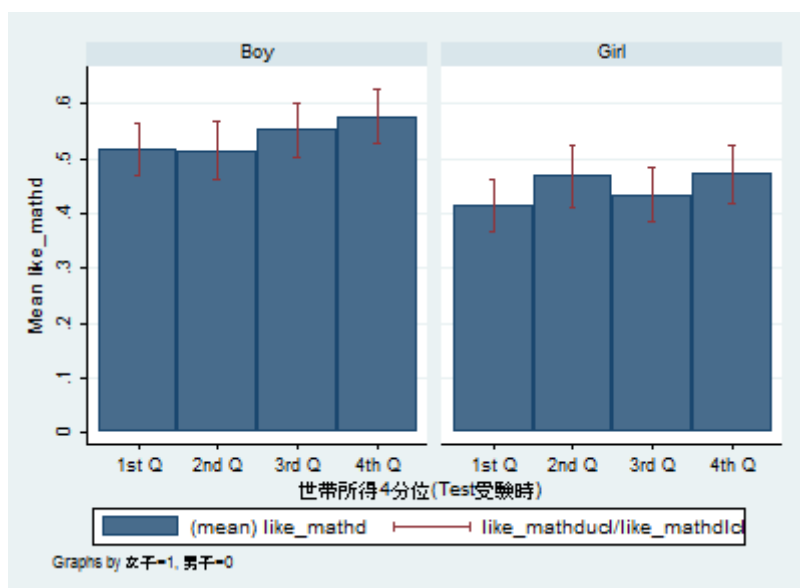
(2) 国語



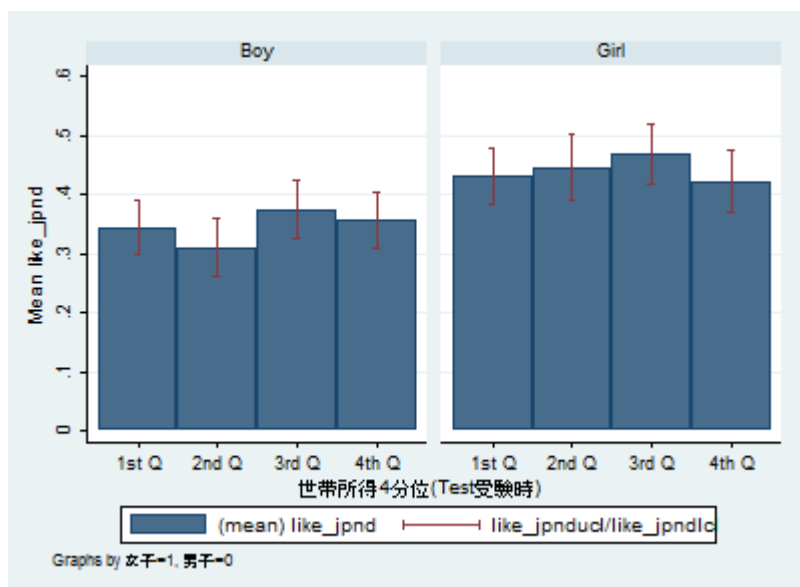
注：学力スコアはすべて IRT スコアを作成したのち、それを学年別に偏差値（平均 50、標準偏差 10）に変換したものをプールした。親の学歴組み合わせで、None は両親とも高卒以下、Father は父親のみ短大・大学以上、Mother は母親のみ短大・大学以上、Both college は両親とも短大大学以上。棒グラフは平均値、棒の上にかかれた線は標準誤差を表す。

図6 世帯所得四分位別にみた科目の選好の男女別平均値

(1) 数学



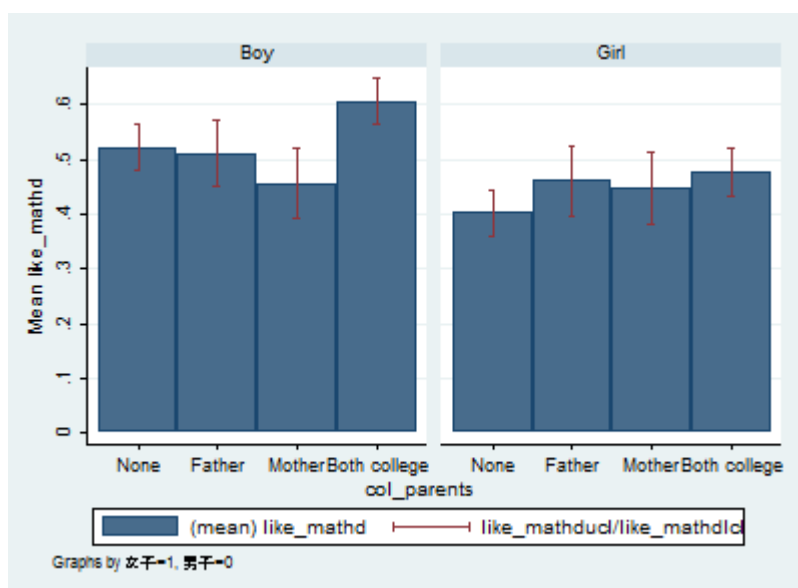
(2) 国語



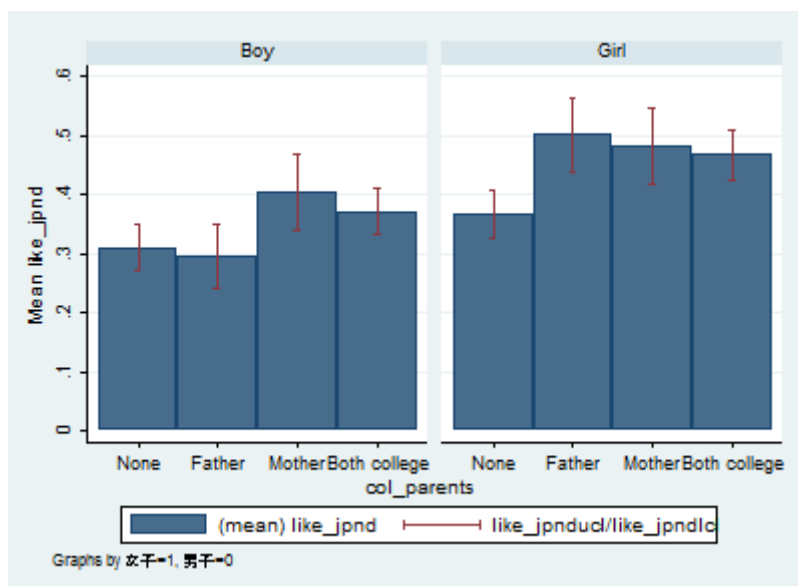
注：科目の選好は、「数学（国語）が好きですか？」に対する5段階のリッカート尺度ルからダミー変数（大好き・好き＝1、普通、嫌い、大嫌い＝0）を構築し、その平均値を計算した。世帯所得四分位による所得階層の構築は、調査の前年度の世帯所得から計算された学年別四分位に基づきすべての学年をプールしたサンプルを均等に分割した。棒グラフは平均値、棒の上にかかれた線は標準誤差を表す。

図7 親の学歴組み合わせ別にみた科目の選好の男女別平均値

(1) 数学



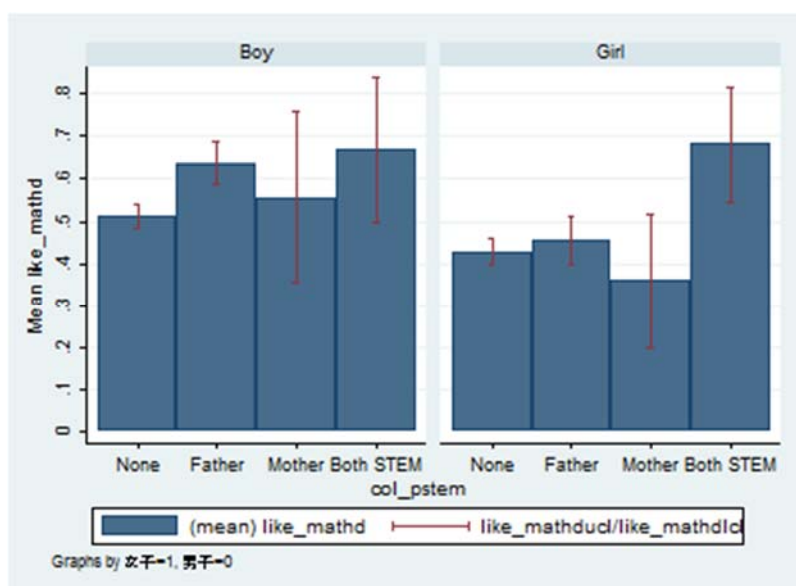
(2) 国語



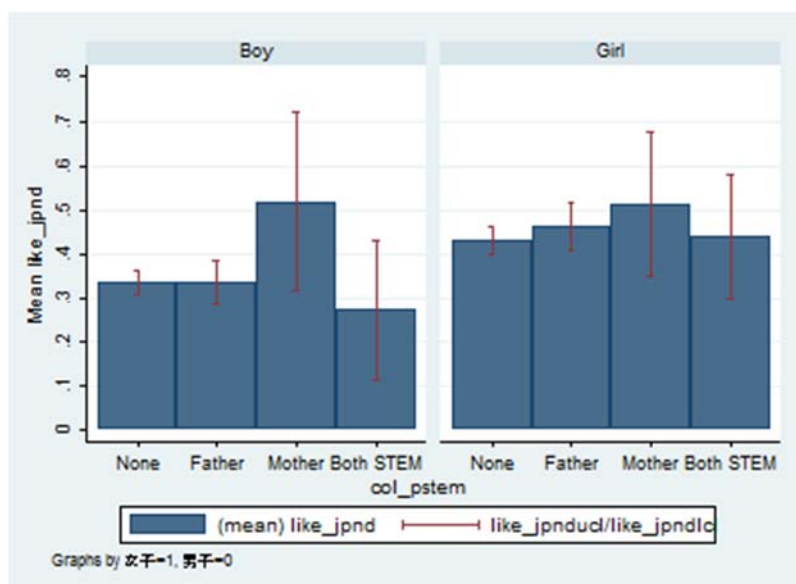
注：科目の選好は、「数学（国語）が好きですか？」に対する5段階のリッカート尺度からダミー変数（大好き・好き=1、普通、嫌い、大嫌い=0）を構築し、その平均値を計算した。親の学歴組み合わせで、Noneは両親とも高卒以下、Fatherは父親のみ短大・大学以上、Motherは母親のみ短大・大学以上、Both collegeは両親とも短大大学以上。棒グラフは平均値、棒の上にかかれた線は標準誤差を表す。

図8 親の大学の専攻の組み合わせ別にみた科目の選好の男女別平均値

(1) 数学



(2) 国語



注：科目の選好は、「数学（国語）が好きですか？」に対する5段階のリッカート尺度ルからダミー変数（大好き・好き=1、普通、嫌い、大嫌い=0）を構築し、その平均値を計算した。親の大学の専攻の組み合わせで、Noneは両親ともSTEM以外、Fatherは父親のみSTEM専攻、Motherは母親のみSTEM専攻、Both collegeは両親ともSTEM専攻。棒グラフは平均値、棒の上にかかれた線は標準誤差を表す。

表1 数学と国語のスコアの平均値の男女差

(1) 学校段階別

学年	科目	男子	女子	p value
数学のスコア				
小学校1～3年		50.08	49.91	0.792
小学校4～6年		50.20	49.79	0.491
中学生		49.87	50.14	0.663
国語のスコア				
小学校1～3年		49.39	50.68	0.039
小学校4～6年		49.45	50.58	0.058
中学生		49.13	50.89	0.005

注：p-value は、男子と女子の平均値に差がないという帰無仮説を t 検定した結果の値。イタリックの数字は 10%、太字イタリックの数字は 5%水準で有意であることを示す。

(2) 世帯所得階層別

所得階層		男子	女子	p-value
数学のスコア				
第一四分位		48.27	47.16	<i>0.097</i>
第二四分位		49.26	49.53	0.729
第三四分位		50.78	51.33	0.441
第四四分位		52.07	52.35	0.704
国語のスコア				
第一四分位		48.73	48.36	0.587
第二四分位		48.83	49.56	0.346
第三四分位		49.41	51.83	0.001
第四四分位		50.32	53.45	0.000

注：p-value は、男子と女子の平均値に差がないという帰無仮説を t 検定した結果の値。イタリックの数字は 10%、太字イタリックの数字は 5%水準で有意であることを示す。

表2 学校段階別に見た数学と国語の選好の平均値の男女差

学年	科目	男子	女子	p value
	数学が好き(ダミー)			
小学1～3年生(低学年)		0.70	0.60	<i>0.000</i>
小学4～6年生(高学年)		0.50	0.43	<i>0.020</i>
中学生		0.41	0.31	<i>0.001</i>
	国語が好き(ダミー)			
小学校1～3年		0.47	0.56	<i>0.001</i>
小学校4～6年		0.31	0.40	<i>0.002</i>
中学生		0.25	0.36	<i>0.000</i>

注：p-value は、男子と女子の平均値に差がないという帰無仮説を t 検定した結果の値。
 イタリックの数字は 10%、太字イタリックの数字は 5%水準で有意であることを示す。

表3 記述統計

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
数学のスコア (IRT)	3,159	-0.02	1.23	-4.93	2.79
国語のスコア (IRT)	3,159	-0.07	1.04	-3.71	2.48
数学で学年中で上位 10% (ダミー)	3,159	0.22	0.41	0	1
国語で学年中で上位 10% (ダミー)	3,159	0.16	0.37	0	1
「数学が好き」 (ダミー)	3,106	0.49	0.50	0	1
「国語が好き」 (ダミー)	3,106	0.39	0.49	0	1
課外活動への支出額 (合計)	2,925	13.25	16.66	0	300
課外活動への支出額 (芸術系)	2,047	1.64	4.01	0	57
課外活動への支出額 (学習一般)	2,039	8.28	12.70	0	150
課外活動への支出額 (塾・家庭教師)	2,041	5.58	11.96	0	150
きょうだい数	3,178	2.21	0.78	1	6
きょうだい数 (男)	3,178	0.34	0.61	0	5
きょうだい数 (女)	3,178	0.78	0.94	0	4
父親が短大・大学以上 (ダミー)	3,178	0.51	0.50	0	1
母親が短大・大学以上 (ダミー)	3,178	0.49	0.50	0	1
父親が短大・大学でSTEM専攻 (ダミー)	3,044	0.24	0.43	0	1
母親が短大・大学でSTEM専攻 (ダミー)	3,097	0.05	0.22	0	1
父親が短大・大学でSTEM専攻でない (ダミー)	3,178	0.27	0.44	0	1
母親が短大・大学でSTEM専攻でない (ダミー)	3,178	0.43	0.50	0	1
父親が正規労働者 (ダミー)	3,071	0.79	0.41	0	1
母親が正規労働者 (ダミー)	3,151	0.12	0.33	0	1
対数世帯所得 (1万円単位)	3,037	6.44	0.47	4.25	8.16
女子ダミー	3,178	0.48	0.50	0	1

表4 学力および科目への選好に関する推計結果（女子ダミーもしくは女子ダミーと世帯背景変数との交差項の係数）

説明変数	(1) 女子ダ ミー	(2) 女子ダ ミー	(3) 女子×世 帯所得	(4) 女子×父 親：短大・ 大学以上	(5) 女子×母 親：短大・ 大学以上	(6) 女子×父 親：STEM	(7) 女子×母 親：STEM	(8) 女子×父 親：STEM でない	(9) 女子×母 親：STEM でない	(10) 女子×父 親：正規 労働者	(11) 女子×母 親：正規 労働者
統制変数	学年ダ ミーのみ	統制変数 セット1	統制変数 セット1+ 「世帯所 得」、「き ょうだい 数」と女子 ダミーとの 交差項	統制変数セット1+ 「父親：短大・大学以 上」、「母親：短大・ 大学以上」と女子ダ ミーとの交差項		統制変数セット1(両親の学歴ダミーは除 く)+両親のSTEMに関するダミー変数と (6)-(9)の説明変数				統制変数セット1+ 両親の就業形態ダ ミーと(10)と(11)の説 明変数	
被説明変数											
数学スコア	-0.0052	-0.0069	0.1063	0.0220	0.0524	-0.0524	0.0432	0.0569	0.1208*	0.0206	0.1274
国語スコア	0.1103***	0.1052***	0.2275***	0.1166	0.0293	0.0256	0.0498	0.0558	0.0967	0.1023	0.2102**
数学：上位10%	-0.0717	-0.0873	-0.1661	-0.1441	0.2902	0.0319	-0.3966	0.2999*	0.2222	0.3535	-0.1884
国語：上位10%	0.1120	0.1053	0.3560	0.1220	-0.2646	-0.0432	-0.2406	0.3208	0.4304**	0.0240	0.1464
数学が好き	-0.3922***	-0.3941***	0.0794	-0.1430	0.1659	-0.3689	0.5972	0.0217	-0.0323	0.0657	0.3217
国語が好き	0.4485***	0.4273***	0.3845	0.4113**	-0.1926	0.4386*	-0.0508	0.0358	0.3652**	0.2233	0.2457

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。「統制変数セット1」では、学年ダミー、きょうだい数、父親：短大・大卒以上ダミー、母親：短大・大卒以上ダミー、世帯所得をコントロールしている。

表5 課外活動への支出額に関する推計結果（女子ダミーもしくは女子ダミーと世帯背景変数との交差項の係数）

説明変数	(1) 女子ダミー	(2) 女子ダミー	(3) 女子×世帯所得	(4) 女子×父親:短大・大学以上	(5) 女子×母親:短大・大学以上	(6) 女子×父親:STEM	(7) 女子×母親:STEM	(8) 女子×父親:STEMでない	(9) 女子×母親:STEMでない	(10) 女子×父親:正規労働者	(11) 女子×母親:正規労働者
統制変数	学年ダミーのみ	統制変数セット1	統制変数セット1+「世帯所得」、「きょうだい数」と女子ダミーとの交差項	統制変数セット1+「父親:短大・大学以上」、「母親:短大・大学以上」と女子ダミーとの交差項		統制変数セット1(両親の学歴ダミーは除く)+両親のSTEMに関するダミー変数と(6)-(9)の説明変数				統制変数セット1+両親の就業形態ダミーと(10)と(11)の説明変数	
被説明変数:課外活動への支出額(1000円)											
合計	0.9033	0.7997	3.2551**	0.9782	-0.6681	3.1497	-0.3891	0.9021	3.6331***	1.7004	1.7633
芸術系	1.9459***	1.9616***	1.3491***	0.8818**	0.7029*	1.6710**	0.5645	0.2140	0.1992	-0.1477	-0.5721
学習一般	0.2414	0.0744	2.9468**	1.1335	-1.5197	2.5443	-2.6236	0.0377	2.4282**	0.9864	2.9889
塾・家庭教師	-0.2920	-0.4721	1.9866*	0.9881	-1.6956	1.9522	-1.4793	-0.4246	2.1125**	1.3568	1.8703

注:***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。「統制変数セット1」では、学年ダミー、きょうだい数、父親:短大・大卒以上ダミー、母親:短大・大卒以上ダミー、世帯所得をコントロールしている。

付表1 数学のテストスコアに関する推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女子ダミー	-0.0052 (0.0368)	-0.0069 (0.0358)	-0.6792 (0.5208)	-0.0441 (0.0582)	-0.0421 (0.0593)	-0.0403 (0.0790)	0.0548 (0.1159)
きょうだい数		-0.1095*** (0.0275)	-0.1054*** (0.0388)	-0.1092*** (0.0275)	-0.1155*** (0.0281)	-0.1094*** (0.0279)	
父親：短大・大学以上		0.1503*** (0.0477)	0.1501*** (0.0476)	0.1400** (0.0671)		0.1377*** (0.0488)	0.1486*** (0.0475)
母親：短大・大学以上		0.1760*** (0.0452)	0.1750*** (0.0452)	0.1508** (0.0651)		0.1708*** (0.0459)	0.1693*** (0.0453)
対数世帯所得（1万円）		0.2632*** (0.0450)	0.2111*** (0.0626)	0.2624*** (0.0451)	0.2115*** (0.0494)	0.2750*** (0.0486)	0.2679*** (0.0445)
対数世帯所得×女子ダミー			0.1063 (0.0782)				
きょうだい数×女子ダミー			-0.0057 (0.0450)				
父親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.0220 (0.0798)			
母親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.0524 (0.0800)			
父親：STEM					0.2664*** (0.0765)		
母親：STEM					0.1398 (0.1525)		
父親：STEM×女子ダミー					-0.0524 (0.0952)		
母親：STEM×女子ダミー					0.0432 (0.1789)		
父親：STEMでない					0.0569 (0.0791)		
母親：STEMでない					0.1208* (0.0678)		
父親：STEMでない×女子ダミー					0.0348 (0.0943)		
母親：STEMでない×女子ダミー					0.0992 (0.0842)		
父親：正規労働者						-0.0258 (0.0680)	
母親：正規労働者						-0.1444* (0.0872)	
父親：正規労働者×女子ダミー						0.0206 (0.0864)	
母親：正規労働者×女子ダミー						0.1274 (0.1044)	
きょうだい数（男）							-0.1325*** (0.0434)
きょうだい数（女）							-0.1292*** (0.0458)
きょうだい数（男）×女子ダミー							0.0154 (0.0526)
きょうだい数（女）×女子ダミー							-0.0469 (0.0586)
定数項	-1.2873*** (0.0465)	-2.8766*** (0.2812)	-2.5509*** (0.3944)	-2.8531*** (0.2828)	-2.5079*** (0.3107)	-2.9242*** (0.3075)	-2.8348*** (0.2833)
観測数	3159	3019	3019	3019	2836	2910	3019
決定係数	0.5153	0.5501	0.5505	0.5502	0.5583	0.5604	0.5538
自由度修正済み決定係数	0.5140	0.5481	0.5482	0.5480	0.5554	0.5578	0.5514
F値	268.0861	208.9781	183.5362	181.2448	141.9786	163.2104	176.3650

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は、世帯レベルのクラスター内での相関を考慮した頑健な標準誤差である。また、上記に記載した変数に加えて、学年ダミーも使用して推計を行っている。

付表2 国語のテストスコアに関する推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女子ダミー	0.1103*** (0.0363)	0.1052*** (0.0358)	-1.3304*** (0.5014)	0.0308 (0.0570)	0.0524 (0.0587)	0.0065 (0.0759)	0.1481 (0.1109)
きょうだい数		-0.1503*** (0.0294)	-0.1409*** (0.0381)	-0.1495*** (0.0293)	-0.1468*** (0.0310)	-0.1468*** (0.0297)	
父親：短大・大学以上		0.1069** (0.0441)	0.1065** (0.0440)	0.0509 (0.0619)		0.1050** (0.0449)	0.1047** (0.0440)
母親：短大・大学以上		0.1271*** (0.0430)	0.1248*** (0.0430)	0.1132* (0.0609)		0.1254*** (0.0437)	0.1205*** (0.0433)
対数世帯所得（1万円）		0.1668*** (0.0461)	0.0553 (0.0628)	0.1654*** (0.0463)	0.1442*** (0.0522)	0.2226*** (0.0529)	0.1731*** (0.0457)
対数世帯所得×女子ダミー			0.2275*** (0.0756)				
きょうだい数×女子ダミー			-0.0137 (0.0418)				
父親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.1166 (0.0755)			
母親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.0293 (0.0750)			
父親：STEM					0.1026 (0.0786)		
母親：STEM					0.1233 (0.1357)		
父親：STEM×女子ダミー					0.0256 (0.0960)		
母親：STEM×女子ダミー					0.0498 (0.1553)		
父親：STEMでない					0.0558 (0.0708)		
母親：STEMでない					0.0967 (0.0636)		
父親：STEMでない×女子ダミー					0.1186 (0.0905)		
母親：STEMでない×女子ダミー					0.0414 (0.0794)		
父親：正規労働者						-0.1053* (0.0618)	
母親：正規労働者						-0.2339** (0.0912)	
父親：正規労働者×女子ダミー						0.1023 (0.0814)	
母親：正規労働者×女子ダミー						0.2102** (0.0990)	
きょうだい数（男）							-0.1585*** (0.0422)
きょうだい数（女）							-0.1460*** (0.0473)
きょうだい数（男）×女子ダミー							0.0156 (0.0505)
きょうだい数（女）×女子ダミー							-0.0400 (0.0571)
定数項	-1.2077*** (0.0433)	-2.0494*** (0.2887)	-1.3536*** (0.4021)	-2.0066*** (0.2909)	-1.8919*** (0.3262)	-2.3297*** (0.3320)	-2.0523*** (0.2903)
観測数	3159	3019	3019	3019	2836	2910	3019
決定係数	0.4059	0.4355	0.4381	0.4365	0.4397	0.4471	0.4381
自由度修正済み決定係数	0.4042	0.4331	0.4353	0.4337	0.4359	0.4438	0.4351
F値	232.3033	165.6094	146.4668	145.1522	111.0052	127.9075	138.0129

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は、世帯レベルのクラスター内での相関を考慮した頑健な標準誤差である。また、上記に記載した変数に加えて、学年ダミーも使用して推計を行っている。

付表3 科目への選好（数学）に関する推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女子ダミー	-0.3922*** (0.0862)	-0.3941*** (0.0875)	-0.5583 (1.9157)	-0.4028*** (0.1405)	-0.4305*** (0.1462)	-0.5012** (0.1980)	-0.6097** (0.2916)
きょうだい数		-0.0801 (0.0565)	-0.2323* (0.1252)	-0.0801 (0.0567)	-0.0665 (0.0565)	-0.0725 (0.0577)	
父親：短大・大学以上		0.1584 (0.1049)	0.4602** (0.1904)	0.2274 (0.1392)		0.1591 (0.1061)	0.1569 (0.1050)
母親：短大・大学以上		0.0917 (0.1009)	0.0317 (0.1710)	0.0123 (0.1372)		0.0907 (0.1020)	0.0855 (0.1016)
対数世帯所得（1万円）		0.3485*** (0.1045)	0.7650*** (0.2304)	0.3472*** (0.1045)	0.2772** (0.1143)	0.3172*** (0.1224)	0.3566*** (0.1048)
対数世帯所得×女子ダミー			0.0794 (0.3090)				
きょうだい数×女子ダミー			0.0420 (0.2015)				
父親：短大・大学以上× 女子ダミー				-0.1430 (0.1948)			
母親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.1659 (0.1963)			
父親：STEM					0.5091*** (0.1826)		
母親：STEM					0.0262 (0.4220)		
父親：STEM×女子ダミー					-0.3689 (0.2492)		
母親：STEM×女子ダミー					0.5972 (0.5323)		
父親：STEMでない					0.0217 (0.1583)		
母親：STEMでない					-0.0323 (0.1415)		
父親：STEMでない×女子ダミー					0.1530 (0.2283)		
母親：STEMでない×女子ダミー					0.1730 (0.2041)		
父親：正規労働者						-0.0856 (0.1539)	
母親：正規労働者						-0.0763 (0.1873)	
父親：正規労働者×女子ダミー						0.0657 (0.2192)	
母親：正規労働者×女子ダミー						0.3217 (0.2447)	
きょうだい数（男）							-0.1825** (0.0910)
きょうだい数（女）							-0.2338** (0.0946)
きょうだい数（男）×女子ダミー							0.1558 (0.1350)
きょうだい数（女）×女子ダミー							0.0908 (0.1414)
定数項	1.1108*** (0.1334)	-1.0605 (0.6693)	-1.1010 (1.4799)	-1.0443 (0.6733)	-0.6313 (0.7497)	-0.8170 (0.7681)	-0.8125 (0.6801)
観測数	3106	2968	2968	2968	2790	2864	2968

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は、世帯レベルのクラスター内での相関を考慮した頑健な標準誤差である。また、上記に記載した変数に加えて、学年ダミーも使用して推計を行っている。

付表4 科目への選好（国語）に関する推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女子ダミー	0.4485*** (0.0874)	0.4273*** (0.0883)	-1.8629 (2.2418)	0.3105** (0.1448)	0.3344** (0.1500)	0.2232 (0.2127)	0.7967** (0.3120)
きょうだい数		-0.1497** (0.0609)	-0.2815** (0.1202)	-0.1487** (0.0606)	-0.1330** (0.0624)	-0.1522** (0.0614)	
父親：短大・大学以上		0.1012 (0.1035)	0.0056 (0.2045)	-0.1062 (0.1394)		0.1072 (0.1058)	0.1004 (0.1033)
母親：短大・大学以上		0.2601** (0.1011)	0.5073*** (0.1898)	0.3565*** (0.1370)		0.2469** (0.1026)	0.2537** (0.1016)
対数世帯所得（1万円）		0.0580 (0.1058)	0.1862 (0.2354)	0.0581 (0.1060)	0.0503 (0.1146)	0.0174 (0.1240)	0.0579 (0.1058)
対数世帯所得×女子ダミー			0.3845 (0.3728)				
きょうだい数×女子ダミー			0.0843 (0.2439)				
父親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.4113** (0.1833)			
母親：短大・大学以上× 女子ダミー				-0.1926 (0.1827)			
父親：STEM					-0.2260 (0.1812)		
母親：STEM					0.5115 (0.3876)		
父親：STEM×女子ダミー					0.4386* (0.2405)		
母親：STEM×女子ダミー					-0.0508 (0.4634)		
父親：STEMでない					0.0358 (0.1635)		
母親：STEMでない					0.3652** (0.1451)		
父親：STEMでない×女子ダミー					0.3326 (0.2171)		
母親：STEMでない×女子ダミー					-0.2424 (0.1952)		
父親：正規労働者						-0.0911 (0.1678)	
母親：正規労働者						-0.0529 (0.1873)	
父親：正規労働者×女子ダミー						0.2233 (0.2310)	
母親：正規労働者×女子ダミー						0.2457 (0.2560)	
きょうだい数（男）							-0.0626 (0.1070)
きょうだい数（女）							-0.0804 (0.1054)
きょうだい数（男）×女子ダミー							-0.1147 (0.1498)
きょうだい数（女）×女子ダミー							-0.1653 (0.1516)
定数項	0.1288 (0.1218)	-0.0627 (0.6746)	1.8402 (1.4562)	-0.0115 (0.6774)	-0.0154 (0.7294)	0.2614 (0.7735)	-0.2330 (0.6868)
観測数	3106	2968	2968	2968	2790	2864	2968

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は、世帯レベルのクラスター内での相関を考慮した頑健な標準誤差である。また、上記に記載した変数に加えて、学年ダミーも使用して推計を行っている。

付表5 課外活動への支出額（合計）に関する推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女子ダミー	0.9033 (0.7055)	0.7997 (0.6877)	-20.6858** (10.3361)	0.6265 (0.9866)	0.5122 (1.0264)	-0.6690 (1.4846)	0.4366 (2.0625)
きょうだい数		-2.2508*** (0.4580)	-2.3144*** (0.6201)	-2.2499*** (0.4584)	-2.3622*** (0.4815)	-2.3345*** (0.4719)	
父親：短大・大学以上		0.8916 (0.7845)	0.8897 (0.7829)	0.4177 (0.9543)		0.9526 (0.8019)	0.8769 (0.7822)
母親：短大・大学以上		3.0406*** (0.7718)	3.0223*** (0.7714)	3.3654*** (0.9458)		3.2689*** (0.7726)	2.9726*** (0.7770)
対数世帯所得（1万円）		6.0001*** (0.9787)	4.4552*** (1.0092)	6.0014*** (0.9791)	6.1048*** (1.0576)	7.6890*** (1.2187)	6.0703*** (0.9802)
対数世帯所得×女子ダミー			3.2551** (1.5803)				
きょうだい数×女子ダミー			0.2226 (0.8212)				
父親：短大・大学以上× 女子ダミー				0.9782 (1.3520)			
母親：短大・大学以上× 女子ダミー				-0.6681 (1.3424)			
父親：STEM					0.2429 (1.3325)		
母親：STEM					1.9247 (1.6877)		
父親：STEM×女子ダミー					3.1497 (2.0545)		
母親：STEM×女子ダミー					-0.3891 (2.6713)		
父親：STEMでない					0.9021 (1.1779)		
母親：STEMでない					3.6331*** (1.0453)		
父親：STEMでない×女子ダミー					-0.7853 (1.4906)		
母親：STEMでない×女子ダミー					-0.8786 (1.4768)		
父親：正規労働者						-3.0809** (1.3046)	
母親：正規労働者						-1.8332 (1.9694)	
父親：正規労働者×女子ダミー						1.7004 (1.6381)	
母親：正規労働者×女子ダミー						1.7633 (2.9854)	
きょうだい数（男）							-2.2239*** (0.6079)
きょうだい数（女）							-2.6064*** (0.7150)
きょうだい数（男）×女子ダミー							0.0700 (0.8666)
きょうだい数（女）×女子ダミー							0.4261 (1.0833)
定数項	9.7190*** (1.1948)	-25.6389*** (6.2947)	-15.5691** (6.2846)	-25.5826*** (6.2593)	-25.8639*** (6.7156)	-33.9045*** (7.4688)	-25.5240*** (6.1935)
観測数	2925	2794	2794	2794	2627	2698	2794
決定係数	0.0240	0.0803	0.0823	0.0805	0.0815	0.0858	0.0815
自由度修正済み決定係数	0.0210	0.0760	0.0774	0.0755	0.0748	0.0800	0.0762
F値	6.6121	10.0332	9.2172	8.7797	6.8725	8.9014	8.0567

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。()内は、世帯レベルのクラスター内での相関を考慮した頑健な標準誤差である。また、上記に記載した変数に加えて、学年ダミーも使用して推計を行っている。