

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2022 年度課題公募型二次分析研究会

子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：

親子パネル調査を用いた分析

研究成果報告書

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

2023 年（令和 5 年）5 月

## 2022 年度課題公募型二次分析研究会研究成果報告書

### 目次

はじめに.....	木村 治生	i
研究会の概要.....	木村 治生	ii
「子どもの生活と学びに関する親子調査」について —2022 年度の二次分析研究会で用いた Wave1~7 の概要.....	木村 治生	iii
現代日本における高校生の進路選択構造の探索的検討 .....	山口泰史	1
高校生の進路選択と情報ギャップに関する考察.....	王 帥	9
私立中学への進学の効果——学校と授業への好感度に注目して—— .....	森 いづみ	21
メディア利用が学業成績に及ぼす影響 —5 時点のパネル調査データに基づく検討—— .....	田島 祥	45
親の社会心理的要因が子の教科選好度の推移に与える影響に関する分析 ——算数（数学）・理科・国語およびジェンダー差に着目して—— ....	増井恵理子	56
コロナ禍における親の子どもへの関与と社会階層 .....	鳶島 修治	68
コロナ禍における地域行事への参加経験の減少と社会的信頼 .....	岡部 悟志	90
コロナ禍による休校中の行動が高校移行の適応に与える影響 .....	水野 君平	105

## はじめに

木村 治生 (ベネッセ教育総合研究所)

本報告書は、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が実施した 2022 年度二次分析研究会・課題公募型研究「子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：親子パネル調査を用いた分析」の成果をとりまとめたものである。この研究は、2020 年度に実施した同研究会・課題公募型研究「子どもの自立に影響する要因の学際的研究—「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いて」、2021 年度に実施した同研究会・参加者公募型研究『「子どもの生活と学びに関する親子調査」(パネル調査)を用いた親子の成長にかかわる要因の二次分析」に続くものとして企画された。すでにこれらの研究会から 17 本の論文が発表されるなど、大きな成果を上げている(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, 2021, 2022)。

本研究で扱う「子どもの生活と学びに関する親子調査」は、東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が共同で行う「子どもの生活と学び」研究プロジェクトの一環として、2015 年から実施している調査である(東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所 2020)。小学 1 年生から高校 3 年生までという幅広い学年の親子を対象に、約 2 万 1 千組という大規模なモニターに対して、継続的な追跡調査を行っている。子どもが日々の生活や学習のなかで、自立に必要な資質・能力をいかに形成していくのか、自立を促進したり阻害したりする要因は何かを明らかにすることを目的としており、毎年すべての親子に行う「ベースサーベイ」のほかに、高校 3 年生の卒業時に行う「卒業時サーベイ」、特定の学年に定期的に行う「語彙力・読解力調査」と、多様なデータが蓄積されているのが特徴である。マルチコーホートのパネル調査であることに加え、親子のダイアド・データを蒐集しているという点でも、国内外に類のないユニークな調査といえる。さらに、2020 年度には、中学生と高校生を対象にして、COVID-19 の感染防止に伴う学校の臨時休業(休校)のなかで彼らがどのような生活し、学習をしているのかを明らかにすることを目的に「中高生のコロナ禍の生活と学びに関する実態調査(中高生コロナ調査)」を行った。

2020 年度と 2021 年度の研究会では Wave 1 (2015 年度調査) から Wave 4 (2018 年度調査) のデータを扱ったが、今回の研究では分析の対象を Wave 7 (2021 年度調査) にまで広げ、「中高生コロナ調査」などで新たに得られたデータも分析の対象に加えた。これによって、小学校から中学校への移行、中学校・高校生活を経て高校卒業までの成長といったより長期の親子の変容を分析することが可能となる。さらに、この間に起きた新型コロナウイルス感染症(COVID-19)のような大きな社会環境の変化、新学習指導要領の実施や GIGA スクール構想の実現といった教育環境の変化を評価するようなテーマ性の高い研究ができるようになった。

とはいえ、より長期にわたる複数の調査を研究の対象とすることは、扱う変数やデータの分量が増え、分析の困難が増すことも意味する。大量なデータのどこに有意義な学問的・実践的イシューを見いだすか、分析者のシャープな視点も求められる。こうした分析手法の進化・深化や重要な論点の抽出は、二次分析研究にとって新しい価値を生み出すことにつながる。本研究会では、こうした大きなポテンシャルが内在する同調査を用いて、子どもの生活と学びの変化にどのような要因が関わっているのかに注目した分析を行った。

研究会には研究領域や立場を超えた 15 名の研究者が参加し、それぞれの問題関心に基づいて設定されたテーマについて、毎回の会で分析を深めていった。コロナ禍という状況下において、会はすべて WEB 会議システムを用いて行われたが、2022 年 6 月から毎月 1 回のペースで 8 回開催され、2022 年 2 月に 11 名が成果報告を行った。この報告書には、それらのまとめとして 8 本の論考が収録されている。1 年弱にわたる研究会のプロセスの中で、それぞれの研究が明らかにする論点が深まり、分析内容や手法が進化していく様子を目の当たりにすることは、とても有意義な経験であった。重要な論点の提示と成果を発表いただいた参加者に、深く感謝を申し上げたい。

最後に、こうした研究会が滞りなく運営でき、成果を発表することができるのは、プロジェクトの代表として研究を支えてくださっている佐藤香先生、各研究にご指導いただいた石田浩先生、藤原翔先生、本研究会をリードしてくださった大野志郎先生、データアーカイブを運営いただいている SSJDA のスタッフの皆様のおかげである。また、成果報告会では、豊永耕平先生（立教大学）、大崎裕子先生（立教大学）、多喜弘文先生（法政大学）にも各研究に対して貴重なコメントを頂戴した。こうした関係する先生方、スタッフの皆様に、心より感謝を申し上げる。

#### 【参考文献】

東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所（編）,2020,『子どもの学びと成長を追う—2 万組の親子パネル調査から』勁草書房。

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 ,2021,『子どもの自立に影響する要因の学際的研究—「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いて』研究成果報告書（リサーチペーパーシリーズ No.77）, <https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/pdf/RPS077.pdf>（2023 年 4 月 1 日閲覧）

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 ,2022,『「子どもの生活と学びに関する親子調査」（パネル調査）を用いた親子の成長にかかわる要因の二次分析』研究成果報告書（リサーチペーパーシリーズ No.80）, <https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/pdf/RPS080.pdf>（2023 年 4 月 1 日閲覧）

## 研究会の概要

### <テーマ>

子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：親子パネル調査を用いた分析

### <使用データ>

- ・子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～7 (2015～21)  
※Wave2, 5に「語彙力・読解力調査」の結果を含む
- ・高校生活と進路に関する調査 2018, 2019, 2021, 2022
- ・中高生のコロナ禍の生活と学びに関する実態調査 2020

### <研究の概要>

本研究会では、ベネッセ教育総合研究所と東京大学社会科学研究所の共同研究「子どもの生活と学び」研究プロジェクトで実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いて、子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の二次分析を行った。

取り扱ったデータは、①毎年実施している7時点のベースサーベイ (Wave1～7)、②高校3年生の卒業時に行う卒業時サーベイ (高校生活と進路に関する調査2018, 2019, 2021, 2022)、③3年おきに実施している語彙力・読解力調査の得点 (Wave2, 5, 語彙力調査は小3, 6, 中3, 高3対象, 読解力調査は中3, 高3対象)、④中高生のコロナ禍の生活と学びに関する実態調査 (中高生コロナ調査) 2020の4種である。ベースサーベイでは、日ごろの学習や生活の様子、人間関係、価値観などを幅広くたずねている。小1生から高3生までをカバーしたマルチコーホートの調査であることが特徴で、個人の変化 (成長) を検証するだけでなく、同一時点の複数学年の違いや異なる時点の同一学年の違いなどを比較することができる。親子ペアでデータを取得しており、保護者の働きかけの影響や、社会的地位 (SES) にかかわる分析を行うことも可能である。さらに、卒業時サーベイを用いて進路選択のプロセスを明らかにしたり、語彙力・読解力調査を用いて認知能力と意識・行動の関連を検討したり、中高生コロナ調査を活用してコロナ禍という特殊な環境の影響をテーマにした分析を行ったりすることもできる。

研究会では、上記のようなデータの特徴を生かして、各人の専門領域・研究関心に応じた分析を行い、その結果を共に報告・議論する形で進めた。

### <活動の記録－実施した研究会・成果報告会>

- ・第1回 (2022/06/16)
- ・第2回 (2022/08/05)
- ・第3回 (2022/08/25)
- ・第4回 (2022/09/29)
- ・第5回 (2022/10/20)
- ・第6回 (2022/11/17)
- ・第7回 (2022/12/15)
- ・第8回 (2023/01/19)
- ・研究成果報告会 (2023/02/24)

■2022 年度二次分析研究会 課題公募型・研究成果報告会

Center for Social Research and Data Archives,  
Institute of Social Science, The University of Tokyo

SSJDA  
Social Science Japan Data Archive

**2022年度二次分析研究会  
課題公募型 研究成果報告会**

**子どもの発達と進路にかかわる要因の解明  
—「子どもの生活と学びに関する親子調査」より—**

■日時/場所 2023年 2月 24日 (金) 10:30~15:00 / オンライン開催(zoom)

■プログラム

10:30- 開会の挨拶

**第1部 10:35-11:15** ◆コメンテータ 佐藤香 (東京大学)

- (1) 親子間のルールと子どもの自立 (百米地なつ帆/大阪経済大学)
- (2) 子どものリーダーシップ発達に関する分析 (伊倉康太/一橋大学)

**第2部 11:20-12:20** ◆コメンテータ 豊永耕平 (立教大学)

- (1) 高校生の進路選択規定構造の探索的検討 (山口泰史/帝京大学)
- (2) 高校生の進路選択と情報ギャップとの関係に関する考察 (王帥/東京大学)
- (3) 私立中学への進学の効果 (森いづみ/上智大学)

**第3部 12:45-13:45** ◆コメンテータ 大崎裕子 (立教大学)

- (1) メディア利用が学業成績に及ぼす影響—5時点のパネル調査データに基づく検討— (田島祥/東海大学)
- (2) 親の社会心理的要因が子の教科選好度の推移に与える影響に関する分析：  
算数(数学)・理科・国語およびジェンダー差に着目して (増井恵理子/滋賀大学)
- (3) 子どものことばを使う力の発達に関する分析 (福本優美子/ベネッセ教育総合研究所)

**第4部 13:50-14:50** ◆コメンテータ 多喜弘文 (法政大学)

- (1) コロナ禍における親の子どもへの関与と社会階層 (篤島修治/群馬大学)
- (2) コロナ禍における地域行事への参加経験の減少と社会的信頼 (岡部悟志/ベネッセ教育総合研究所)
- (3) コロナ禍による休校中の行動が高校移行の適応に与える影響 (水野君平/北海道教育大学)

14:50 - 閉会の挨拶

# 「子どもの生活と学びに関する親子調査」について

## —2022年度の二次分析研究会で用いた Wave1~7の概要—

木村 治生

(ベネッセ教育総合研究所)

### 1. はじめに

本稿では、2022年度二次分析研究会・課題公募型研究「子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：親子パネル調査を用いた分析」で用いる「子どもの生活と学びに関する親子調査」、ならびにそれに付随して同じ対象者に実施している複数の調査について概要を説明する。

「子どもの生活と学びに関する親子調査」は、東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が共同で行う「子どもの生活と学び」研究プロジェクト（研究代表：佐藤香，野澤雄樹）の一環で実施している調査である。このプロジェクトは2013年に、子どもたちが日々の生活や学習の中で、自立に必要な資質や能力をどのように身につけていくのか、それを促進したり阻害したりする要因は何かを明らかにし、これからの子育てや教育のあり方を検討することを目的に立ち上げた。

本稿では、各章の論考に先立って、本報告書で扱うデータについて紹介しておく。なお、詳細は別稿（木村 2020, 2021a）にもまとめているので、そちらも参照いただきたい。

### 2. 本報告書で扱うデータ

本報告書では、①「子どもの生活と学びに関する親子調査」（「ベースサーベイ」と表記）（Wave1~7=2015~2021）、②「高校生活と進路に関する調査」（2018, 2019, 2021, 2022）（「卒業時サーベイ」と表記）、③「語彙力・読解力調査」（2017, 2020）、④「中高生のコロナ禍の生活と学びに関する実態調査」（「中高生コロナ調査」と表記）（2020）の4種類のデータを扱う。なお、「高校生活と進路に関する調査」（卒業時サーベイ）と「語彙力・読解力調査」は各年度の終わりに実施しているため、「高校生活と進路に関する調査」2018と表記がある場合は2017年度（2018年3月）の実施、「語彙力・読解力調査」2017と表記がある場合は2016年度（2017年3月）の実施である。

本報告書で分析の対象とする調査について、調査対象、特徴、実施時期をまとめたのが次頁の図1である。また、図2は、特にコロナ禍中で休校などが行われた2020年度の複数の調査の前後関係を明らかにするため、本研究の全体プランを示した。ご覧いただくとわかるように、どのような親子がコロナ禍の影響を受けたのか、その後にその親子はどのようなになったのかということが個人のレベルでわかる貴重なデータである。

	① ベースサーベイ	② 卒業時サーベイ	③ 語彙力・読解力調査	④ 中高生コロナ調査
調査対象	小学1～3年生の保護者 小学4年生～高校3年生の子どもと保護者	高校3年生の子ども(卒業時の3月に実施)	小学3年生、6年生、中学3年生、高校3年生の子ども(小3と小6は語彙力調査のみ)	中学1～高校3年生の子ども
特徴	毎回の基本項目に加えて、3年ごとに「生活」「学習」「人間関係・価値観」を重点的に調査	進路選択のふりかえりと卒業後の進路(進学、就職先など)を調査	3年ごとにIRTにより一元化された尺度で語彙力と読解力を測定	新型コロナウイルス感染症による休校や生活の変化の影響を重点的に調査
実施時期	当該年度の7～9月	当該年度の3月	当該年度の3月	当該年度の8～9月
Wave1(2015年度)	○ (生活) ※()内はテーマ			
Wave2(2016年度)	○ (学習)		○ 語彙力・読解力調査 2017	
Wave3(2017年度)	○ (人間関係・価値観)	○ 高校生活と進路に関する調査2018		
Wave4(2018年度)	○ (生活)	○ 高校生活と進路に関する調査2019		
Wave5(2019年度)	○ (学習)		○ 語彙力・読解力調査 2020	
Wave6(2020年度)	○ (人間関係・価値観)	○ 高校生活と進路に関する調査2021		○ 中高生のコロナ禍の生活と学びに関する実態調査
Wave7(2021年度)	○ (生活)	○ 高校生活と進路に関する調査2022		

図1 本報告書で分析の対象とする調査

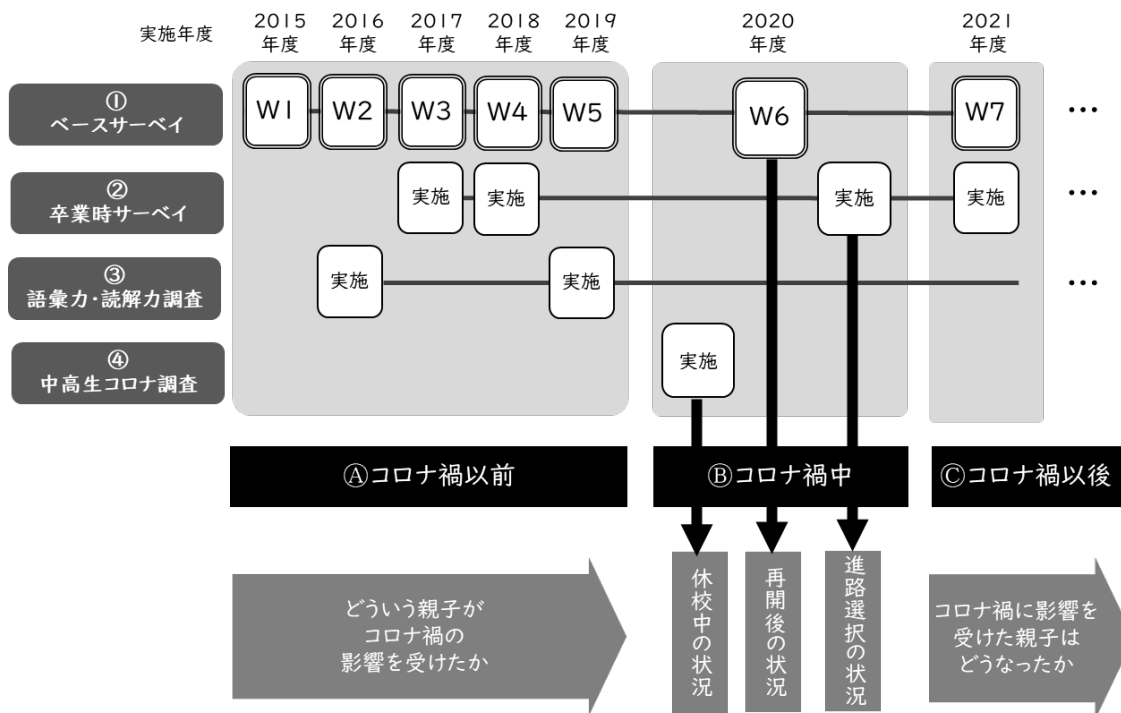


図2 本研究の全体プラン

調査対象となるモニターは、(株)ベネッセコーポレーションが保有する全国の家庭の住所情報から居住地、サービス利用の有無を層化して抽出している。回収サンプルについて



は、(1)住所情報の偏り、(2)モニター登録者の偏り、(3)各回の調査協力者の偏り、(4)モニター脱落による偏りなどが想定される。しかし、公的統計や各回の調査の間のずれが少なく、脱落も少ないことが確認できている（岡部 2020a）。また、回収率は毎回 8 割程度と高水準が保たれており、一定の信頼性を有している。モニターは毎年、高校 3 年生の最後の調査（卒業時サーベイ）を終えると除外される一方で、新たに小学 1 年生のモニターを追加する形で、常に 2 万 1 千組前後の調査対象者を確保している。各調査は、調査対象一人ひとりに付した ID によって管理され、匿名性を保持したうえで相互に関連付けることができる。以下では、順に各調査の内容と実施状況（サンプル数）について説明する。

### ①ベースサーベイ

ベースサーベイは、2015 年から調査を開始し、毎年 7～9 月にかけて郵送法で実施している。この調査は、小学 1～3 年生は保護者を対象に、小学 4 年生～高校 3 年生は子どもと保護者の双方を対象に行っており、マルチコーホート型のパネルデータとしての特徴と親子のダイアド・データの特徴を備え持つ（木村、2020、2022b）。これにより、親子の関係性が発達とともにどう変化するかといった視点での分析も可能である。

調査内容は、子どもの自立を「生活者としての自立」「学習者としての自立」「社会人としての自立」の 3 つの観点で整理し、3 年ごとに「生活」「学習」「価値観・人間関係」のテーマを設けて、各テーマについて詳しくたずねるように設計されている。主な調査項目を図 3 に示した。また、各時点の調査の発送数、回収数、回収率を、次頁の表 1 に示す。

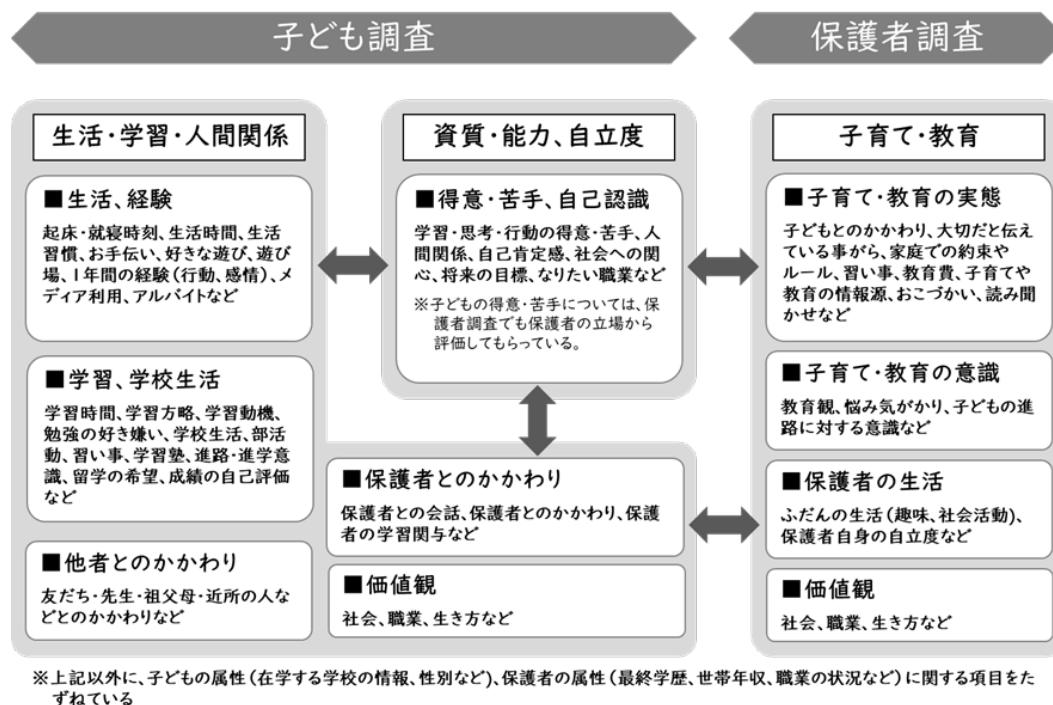


図 3 ベースサーベイの主な調査項目

表1 ベースサーベイのサンプル

	全体			小1～3生			小4～6生		
	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)
Wave1(2015年度)	21,598	16,574	76.7	5,513	4,690	85.1	5,088	3,950	77.6
Wave2(2016年度)	21,485	15,843	73.7	5,617	4,915	87.5	5,234	3,797	72.5
Wave3(2017年度)	21,485	15,300	71.2	5,708	5,167	90.5	4,672	3,643	78.0
Wave4(2018年度)	18,217	14,421	79.2	5,408	4,928	91.1	4,634	3,616	78.0
Wave5(2019年度)	20,056	15,306	76.3	5,879	5,175	88.0	5,251	4,071	77.5
Wave6(2020年度)	20,413	15,646	76.6	5,921	5,127	86.6	5,639	4,407	78.2
Wave7(2021年度)	20,678	15,588	75.4	6,046	5,066	83.8	5,696	4,430	77.8

	中学生			高校生		
	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)
Wave1(2015年度)	5,383	4,051	75.3	5,614	3,883	69.2
Wave2(2016年度)	5,225	3,706	70.9	5,409	3,425	63.3
Wave3(2017年度)	4,322	3,311	76.6	4,471	3,179	71.1
Wave4(2018年度)	3,977	2,967	74.6	4,198	2,910	69.3
Wave5(2019年度)	4,497	3,168	70.4	4,429	2,892	65.3
Wave6(2020年度)	4,595	3,323	72.3	4,258	2,789	65.5
Wave7(2021年度)	4,815	3,432	71.3	4,121	2,660	64.5

※Wave3において、過去2回(Wave1, 2)ともに未回答だったモニターを除外した。

## ②卒業時サーベイ

卒業時サーベイは、高校3年生までの子ども自身の成長や保護者の働きかけが、高校卒業時にどのような成果として結実しているのかをとらえるために、高校生活の振り返りや進路選択の状況、自立の程度についての自己評価などを尋ねている。調査は高校3年の子どものみを対象に、年度終わりの3月(一部の回収は4月まで)に、郵送法で実施している(野崎, 2020)。

主な調査項目としては、1)高校生活に関する項目…①さまざまな活動の取り組み状況, ②勉強時間や成績, ③高校生活の振り返り, 2)進路に関する項目…①4月からの進路先, 大学入試, ②進路選択のプロセス, ③進路決定のプロセス, 3)将来イメージ…①大学でしたいこと, ②将来展望, 4)「自立」に関する自己評価などである。卒業時サーベイのサンプルについて、表2に示す。

表2 卒業時サーベイのサンプル

	高3生(卒業時)		
	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)
Wave3(2017年度)	1,401	975	69.6
Wave4(2018年度)	1,493	1,014	67.9
Wave6(2020年度)	1,449	991	68.4
Wave7(2021年度)	1,343	894	66.6

### ③語彙力・読解力調査

語彙力・読解力調査は、子どものアウトカムを「語彙力」「読解力」の能力テストを用いて測定し、IRT（項目反応理論）によって能力スコアを共通尺度にすることで、学年間の比較や経時比較を可能にする目的で行っている（岡部，2020b）。いずれの調査も3年ごとのサイクルで実施し、2016年度（2017年3月実施）と2019年度（2020年3月実施）にインターネットを經由した調査を行った。調査対象は、語彙力調査は小3生、小6生、中3生、高3生、読解力調査は中3生、高3生である。

語彙力調査は、提示した言葉の意味に一番近いものを5つの中から1つ選んでもらう問題を30問出題する形式で、スマートフォン、タブレット、パソコンなどの情報端末で回答してもらった。また、読解力調査は、一定量のテキスト（文章により構成される「連続型テキスト」と表やグラフ、イラストなどの読み取りが含まれる「非連続型テキスト」の2つの形式がある）を示す必要からタブレット、パソコンのいずれかで回答してもらった。情報の取り出し、統合・解釈、熟考・評価を問う内容で、語彙力調査と同様に5つの中から正解と思う内容を1つ選んでもらっている。

語彙力調査のサンプルを表3に、読解力調査のサンプルを表4に示す。

表3 語彙力調査のサンプル

	小3生			小6生		
	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)
Wave2(2016年度)	1,748	1,134	64.9	1,691	932	55.1
Wave5(2019年度)	2,002	1,558	77.8	1,558	1,069	68.6
	中3生			高3生		
	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)
Wave2(2016年度)	1,837	894	48.7	1,813	733	40.4
Wave5(2019年度)	1,410	845	59.9	1,530	798	52.2

表4 読解力調査のサンプル

	中3生			高3生		
	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)
Wave2(2016年度)	1,837	642	34.9	1,813	520	28.7
Wave5(2019年度)	1,410	622	44.1	1,530	564	36.9

### ④中高生コロナ調査

「中高生のコロナ禍の生活と学びに関する実態調査」（中高生コロナ調査）は、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の拡大に伴って起こったさまざまな社会・経済的变化や学校の休校といった措置が、中学生や高校生にどのような影響を与えたのかを明らかにする

ことを目的に行った（ベネッセ教育総合研究所，2022）。休校中のことをふりかえって回答してもらう形の後方視的な調査で，2020年8～9月にかけてインターネット経由で行った。協力者は，スマートフォン，タブレット，パソコンのいずれの端末でも回答できるようにした。主な調査内容は，学校休業中の生活や学習の様子，部活動の状況，学校からの働きかけの実態，学校外学習の状況，保護者の支援，学校再開後の状況，入試や進路選択についてなどである。回答は匿名化されたIDで他の調査と紐づけられており，どのような子どもにコロナ禍の影響が大きかったのか，コロナ禍のインパクトは子どもによってどう異なるのかといったことを明らかにすることができる。

中高生コロナ調査のサンプルを，表5に示す。

表5 中高生コロナ調査のサンプル

	中学生			高校生		
	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)	発送数(人)	回収数(人)	回収率(%)
Wave6(2020年度)	4,561	2,340	51.3	4,215	1,776	42.1

### 3. おわりに

ここまで述べてきたように，本調査は，東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所，および協力いただいている研究者や関係者の相当の努力とコストによって，幅広い変数が継続的に蒐集されている。より長い時間軸の変化を扱えられるようになったことや，親子のダイアド・データとしての特徴が生かせること，異なる調査の組み合わせによってできる分析が広がったことなど，さまざまな問題関心に応えることが可能である。子育てや教育に関心領域とする研究者，大学院生にとっては，魅力的なデータといえるだろう。一方で，これは調査開始以来の課題だが，あまりにデータ量が膨大で，この調査の豊かな土壌に潜むメリットを関係者だけでは生かしきれないという問題がある。二次分析研究の拡大は，その問題の解消も狙っている。この豊かな土壌から多くの収穫物が得られるように，より多くの研究者，大学院生にこのデータを用いてほしい。

本調査のデータは，今後も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（SSJDA）のアーカイブを通じて公開を広げていく。これまでの，そして今回の二次分析研究会の研究成果を皮切りに，本調査のデータを「共通言語」にした子育て・教育研究がさらに広がり，そこからより多くの成果や知見が実ることを期待する。

#### 【補足】

本調査の過去の調査結果，研究成果などは，ベネッセ教育総合研究所のホームページでも確認できる。<https://berd.benesse.jp/special/childedu/>（2023年4月1日閲覧）

## 【参考文献】

- ベネッセ教育総合研究所, 2022, 『コロナ禍における学びの実態—中学生・高校生の調査にみる休校の影響』 <https://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail1.php?id=5738> (2023年4月1日閲覧)
- 木村治生, 2020, 「『子どもの生活と学び』研究プロジェクトについて—プロジェクトのねらい, 調査設計, 調査対象・内容, 特徴と課題」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所(編)『子どもの学びと成長を追う—2万組の親子パネル調査から』勁草書房, 3-26.
- 木村治生, 2022a, 「『子どもの生活と学びに関する親子調査』の概要」, 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『「子どもの生活と学びに関する親子調査」(パネル調査)を用いた親子の成長にかかわる要因の二次分析』研究成果報告書(リサーチペーパーシリーズ80) iii~ix, <https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/pdf/RPS080.pdf> (2023年4月1日閲覧)
- 木村治生, 2022b, 「ダイアド・データを用いて親子のリアリティを把握する—「子どもの生活と学びに関する親子調査」の試みから」『社会と調査』28, 5-12.
- 野崎友花, 2020, 「高校生活の振り返りと進路選択—「卒業時サーベイ」の主な結果から」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所(編)『子どもの学びと成長を追う—2万組の親子パネル調査から』勁草書房, 95-111.
- 岡部悟志, 2020a, 「『語彙力・読解力調査』のねらいと今後の課題・展望」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所(編), 『子どもの学びと成長を追う—2万組の親子パネル調査から』勁草書房, 112-124.
- 岡部悟志, 2020b, 「『親子パネル調査』におけるサンプル脱落の実態と評価」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所(編), 『子どもの学びと成長を追う—2万組の親子パネル調査から』勁草書房, 27-33.

# 現代日本における高校生の進路選択構造の探索的検討

山口泰史

(帝京大学)

本稿では、同世代の過半数が四年制大学に進学する状況を鑑み、決定木分析の手法を用いて、社会経済的背景や学校タイプが高卒後進路に与える影響の構造を探索的に検討した。高校生の決定進路の情報を含む親子パネル調査データを用いた分析の結果、今日の高校生の進路選択の規定構造が学校タイプによって大きく異なっていること、出身階層や性別の影響は本稿の分析からは明確にはみられないことがわかった。決定木分析の手法を用いることで、社会経済的背景、学校タイプ、学業成績、職業希望などの3次以上の交互作用も観察されたため、高校生の進路選択構造の全体像を包括的に捉えるモデルを用いて分析することの重要性が示唆されることとなった。

## 1 はじめに

本稿の目的は、同世代の（四年制）大学進学率が50%を超えた今日の日本における、高校生の進路選択構造を探索的に検討し、社会経済的背景がどのような順序と重要度合いで進路選択に影響しているのかを明らかにすることである。

教育達成に対する社会階層や性別の影響の度合いは、社会の公平性の程度を示すこともあって、古くから数多くの実証研究がおこなわれてきた (Blau and Duncan 1967, 中村 2011)。高校生の進路選択は、教育達成の一大分岐点となることもあり、そこに対する社会経済的背景の影響についても検討され、家庭の経済的・文化的資源やジェンダーが進路選択に大きく影響していることが明らかにされてきた (Lucas 1999, 中西 1998, 尾嶋・荒牧編 2018 など)。とくに日本の研究は、進学校／非進学校や普通科／専門学科（職業科）といった所属高校の学校タイプの違いによって、大学進学か就職か、はたまた専門学校進学かといった進路分岐が生じることを明らかにしてきた (荻谷 1991)。このような学校タイプと特定の進路の結びつきや、そのような特定の進路に向けて高校の課程で水路づけがおこなわれることは、トラッキングという概念を用いて論じられてきた (藤田 1980, 耳塚ほか編 2000)。

しかしながら、大学進学率が50%を超え、同年代の過半数が大学に進学するようになった今日の日本においては、上述のような学校タイプと特定の進路の結びつきがかならずしも強固に存在するわけではない。中村 (2010) が指摘するように、専門高校や普通科の従来大学進学者が少なかった学校においても、大学進学者が一定みられるようになっており、希望進路として大学進学を希望する割合も大きくなっている (尾嶋・荒牧 2018, 佐藤・山口 2021)。このように高校生の進路選択を取り巻く環境が変化するなかで、社会経済的背景と進路選択の結びつきも、社会経済的背景によって在籍高校が異なり、在籍高校によって進路

が異なるというような単純化された図式で見るとは難しくなっているといえる。

以上を踏まえて、本稿では社会経済的背景と高卒後進路の関係について探索的検討をおこなう。その際に、以下の2点を考慮する必要がある。

第一に、高校生の進路選択の全体的な構造を捉えることである。これはさらに、1) 進学校、普通科非進学校、専門高校それぞれでおこなわれる進路選択を同じ分析モデルのなかで捉えること、2) 社会経済的背景、および進路選択に影響するそれ以外の主な要因としての学力・職業希望の複合的な影響を整理すること、の2つに分けられる。

前述の通り、大学進学を目指す生徒の割合が大きくなっている点ほどの学校タイプでも共通である。一方で、進路選択の過程が学校タイプによって異なることを考えれば(中村2010, 荒川2009)、社会経済的背景やその他の要因が進路選択に影響するあり方が学校タイプによって根本的に違うことも考えられる。そのため、たとえばロジスティック回帰分析などの手法で学校タイプと社会経済的背景に関する変数の交互作用項をとって影響力の差分を確認する、あるいは学校タイプごとに分割するものの説明変数は同一のものをを用いて比較するといったやり方では、進路選択の規定構造を捉えきれない可能性がある。一方で、特定の学校タイプのみを取り出して分析し、同じ方法で得られたサンプルの分析によってほかの学校タイプとの比較をおこなわないと、進路選択構造の違いを厳密には捉えられない。

まして、社会経済的背景の影響力が学力によって違ったり(蔦島2018)、出身階層の影響が性別によって違ったりという交互作用があることが示唆されているなかで(中西1998, 豊永2020, 山口2021)、それらが進路選択にもたらす影響のあり方が学校タイプによっても変わってくるといった3次以上の交互作用を検証する必要がある。そのためには、上述のような従来の分析手法では限界があり、高校生の進路選択の全体構造を捉える分析枠組みが必要となる。

第二に、大学進学者内部の差異を捉えることである。Lucas(2001)が指摘するように、大学進学率が上昇するなかで、大学に進学するかどうかという垂直的差異ではなく、大学進学者のなかの水平的差異に階層差が吸収されるようになってきたと考えられる。だとすれば、社会経済的背景と高卒後進路の関係性を検討する上で、大学進学者を合格難易度などで分割して分析をおこなっていく必要があるといえる。

本稿では、これら2点を念頭に置き、決定進路の情報を含む高校生の質問紙調査データを用いて検討をおこなう。

## 2 データと方法

### 2.1 分析に用いるデータ

本稿では、「子どもの生活と学びに関する親子調査, 2015~2021」(ベネッセ教育総合研究所)のうち、主に Wave4, Wave6, Wave7 の卒業時サーベイを用いる。すなわち、2018年度、

2020年度、2021年度にそれぞれ高校3年生であった学年の、高3・3月に実施された調査データを用いることとなる。併せて、それらのケースについて、社会経済的背景や本人の状況についての情報を得るためにベースサーベイ（保護者調査、子ども調査）を用いる。これによって、3つのコーホート（学年）について、卒業時の決定進路情報、社会経済的背景情報、所属高校情報、学力や職業希望などの生徒の状態に関する情報を分析に使用することができる。社会経済的背景については保護者の回答を用いることができ、学業成績や決定進路などの情報についても回顧ではなくその時点の情報を正確に得ることができるため、非常に有用なデータだということができる。なお、分析にあたってはすべての使用変数の情報があるケースのみを用いるリストワイズ法でおこなうため、1,369ケースを使用している。

## 2.2 分析手法

1節に述べた本稿の目的を満たすために、分析には決定木分析の手法を用いる。これは、平均二乗誤差の総和を最小化することで予測の精度を高めるという基準によってサンプルを分割していく手法である。どの変数によってサンプルがどのように分割されるのかを、樹形図（決定木）の形で図示することができるため、分析結果を全体として解釈しやすい手法である。分析にあたっては、CART アルゴリズムを用いており、1回の分岐先は2つまで、ジニ係数を用いて分割する方法をとった。

## 2.3 変数の設定

従属変数として用いるのは、決定進路である。これは、卒業時サーベイにおいて得られた4月からの進路に関する情報を、難関大学、非難関大学、短大／専門・各種学校、就職、その他の5つのカテゴリにまとめたものである。大学進学における難関大学と非難関大学の区分には、生徒本人が回答した進学先偏差値帯を用いて、「おおむね偏差値65以上」と「おおむね偏差値55～64」を難関大学、「おおむね偏差値45～54」、「おおむね偏差値44以下」、「わからない」を非難関大学とした。また、いわゆる受験浪人、進路未定の2者についてはその他に含めている。

独立変数として用いるのは、社会経済的背景の指標としての親学歴、世帯年収、性別の3変数、また、学校タイプ、学業成績、職業希望（の有無）の併せて6変数である。親学歴については、共に大卒、一方が大卒、共に非大卒の3カテゴリにまとめた。世帯年収は実数値となっているものをそのまま用いた。学校タイプについては、学科についての情報で普通高校・学科と専門高校・学科（総合学科含む）を分類した上で、子ども票の卒業生進路についての設問から、「国公立大学や難関私立大学への進学者が多い」、「中堅レベルの大学への進学者が多い」を進学校、「専修・専門学校への進学者が多い」、「就職や就職希望者が多い」を普通科非進学校とした。学業成績については、保護者票で尋ねた校内成績5段階を上位、中位、下位の3段階にまとめて使用した。職業希望については、高校3年時のベースサーベ



イにおける職業希望の有無についての回答を用いた。

各変数の記述統計を表1にまとめた。

表1 各変数の記述統計

性別	割合	学校タイプ	割合
男子	47.4%	進学校	84.3%
女子	52.6%	普通科非進学校	10.4%
親学歴		専門高校	5.3%
共に大卒	44.0%	職業希望(高3時)	
一方が大卒	32.9%	あり	50.9%
共に非大卒	23.2%	なし	49.1%
学業成績(高3時・校内)		決定進路	
上位	53.5%	難関大学	26.8%
中位	25.8%	非難関大学	42.1%
下位	20.7%	短大/専門・各種学校	12.5%
世帯年収(高3時、単位:万円) 平均値:	831.5	就職	6.1%
標準偏差:	366.2	その他	12.4%

### 3 分析結果

2.3 で述べたすべての変数を用いて決定木分析をおこなった結果が、図1である。1,2,3,7,8の数字が割り当てられた部分には、当該段階でサンプルを分割するにあたって用いられた変数が記載されており、その変数の各選択肢によって、枝が分岐している。そこで示された変数は、その時点で従属変数における分布をもっともよく予測できるものを意味している。たとえば従属変数に合わせて全体のサンプルを分割する第1段階でもっとも有用なのは学校タイプ、具体的には進学校かそうでないか、ということになる。Node4, Node5, Node6, Node9, Node10, Node11は、今回の基準ではこれ以上分割できない、いわゆる葉に当たる部分である。各分岐を経てそれぞれにたどり着いたケースにおいて、決定進路の分布がどのようであったかが分かる。

具体的に分析結果をみていくと、上にも述べたように、全体サンプルをまず分割する上で用いられたのが、学校タイプである。進学校か、普通科非進学校や専門高校・学科という非進学校かということが、決定進路を基準としたときに大きな分岐点だということとなる。もっとも、これはどの学校タイプに在籍しているのかが、社会経済的背景の影響を受けていることも含めた学校タイプの効果だと考えられることには注意が必要である。社会経済的背景による間接的な影響も含むものの、社会経済的背景によって直接的に高卒後進路が決まってしまうのではなく、その影響も合わせた学校タイプの影響によって決まってくる、と整

理できる。

進学校において、次に分岐条件となるのが学業成績であり、中位・下位であれば Node6 にたどり着く。この Node は、非難関大学進学者の割合がもっと大きく、次いで難関大学、その他という分布になっている。大学に進学するケースが多数を占めるものの、難関大学への進学者は多くはない、といった状況であるといえる。学業成績が上位であった場合は、親学歴によってさらに分割される。親学歴が共に大卒である場合は Node4 にたどり着き、親学歴が一方が大卒、または共に非大卒であった場合は Node5 にたどり着く。どちらの Node も大学進学者が大半を占めるが、前者 (Node4) は難関大学進学者の方が割合が大きく、後者 (Node5) は非難関大学進学者の割合が大きいという違いがあることが分かる。

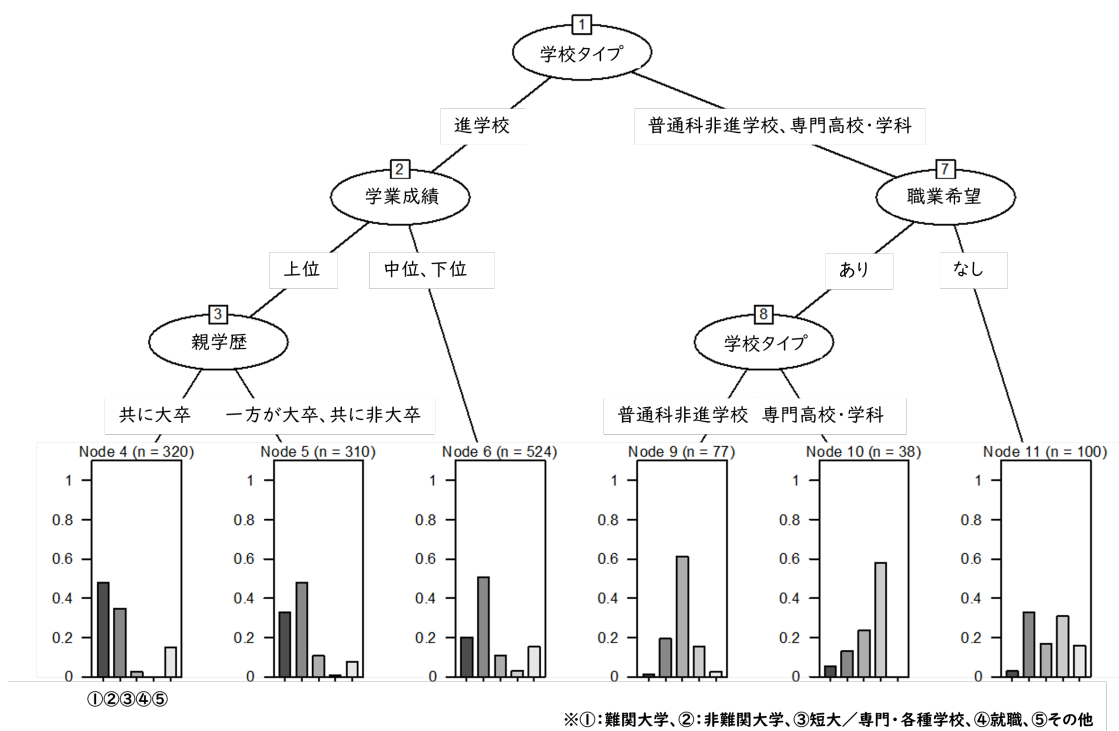


図 1 決定木分析の結果

普通科非進学校、専門高校・学科の場合はどうだろうか。次に分割条件となるのが職業希望の有無である。職業希望がある場合には、さらに学校タイプによって分割され、普通科非進学校の場合は Node9 に、専門高校・学科の場合は Node10 にたどり着く。Node9 は短大／専門・各種学校が過半数を占め、Node10 は就職が過半数を占める。これは、普通科非進学校で職業希望が明確な場合はおそらくその職業希望に近づきやすい専門・各種学校などに進学し、専門高校・学科で職業希望が明確な場合はその職業や類似の職種で就職する、ということであると想像できる。一方で、職業希望がない場合には Node11 にたどり着く。Node11 をみると、決定進路は難関大学こそ少ないものの、それ以外の 4 つの選択肢はそれぞれ一定

割合存在している様子が確認できる。非難関大学と就職が3割強とやや多いものの、短大／専門・各種学校とその他も2割近く存在している。

全体を概観すると、進学校では学業成績、非進学校では職業希望が分岐の条件となって、比較的理解しやすい形で分岐が生じているようにみえる。その意味で、本分析結果が幾分妥当性の高いものとなっているといえよう。もっとも、Node4, Node5, Node6, Node9, Node10に比べて、Node11は傾向がややみえづらい結果となっている。これは、進学校は大学進学が前提となってくるのに比べて、「進路多様校」という言葉もあるように、非進学校では多様な進路があり、とくに職業希望が明確でない場合には、所属する学校での進路指導がどういったものであるか、また地域による産業構造等の違いなど、今回の分析に含められなかった要因によって進路が大きく変わってくるためだという可能性がある。併せて、本分析では高校卒業時の調査回答を用いていることもあって、高校中退者や標準年限で卒業しない留年生がサンプルから脱落していることも影響している可能性があると考えられる。

ところで、分析に用いた個々の変数は、従属変数を基準としたサンプルの分割をおこなっていくうえで、それぞれどのくらいの重要性を持っているのだろうか。それを数値で示したのが、表2にまとめた変数重要度であり、この数値が大きいほどサンプル分割における重要性が大きかったということになる。これをみると、学校タイプの重要性がきわめて大きい様子がうかがえる。学校タイプほど重要度の数値は大きくないものの、学業成績・親学歴・職業希望は一定重要である。他方で、世帯年収や性別は、図1の決定木にも現れないことから示唆されるように、本分析では重要度の数値は高くない。

表2 変数重要度

学校タイプ	181.519
学業成績	34.169
親学歴	22.230
職業希望	19.472
世帯年収	8.620
性別	3.344

#### 4 議論

本稿の分析結果は、以下の3点にまとめられる。第一に、高校生の進路選択の規定構造は、学校タイプ、とくに進学校かそうでないかによって大きく異なっている。進学校では学業成績と親学歴が主な規定要因となっているのに対して、普通科非進学校、専門高校では職業希望の有無、また学科の違いが進路選択を主に規定している。第二に、社会経済的背景の影響は、本稿の分析では、進学校の学業成績上位者における親学歴の影響としてのみ現れ、ほかの層においては確認できない。変数重要度で見ても、親学歴はともかく世帯年収や性別の重要度の数値は小さい。第三に、社会経済的背景とは対比的に、学校タイプがきわめて大

きな影響力を持っている。決定木においても最初にサンプルを分割する要素として出現し、変数重要度の数値も非常に大きい。

これらの結果から示唆されるのは、教育達成ひいては地位達成に対する社会経済的背景の影響メカニズムを明らかにする上で、学校タイプ別にみていくことの重要性である。冒頭で述べたように、高校生の進路選択に関するこれまでの研究では、学校タイプを進路選択に影響する多くの変数のなかの 1 つとして捉えるか、学校タイプによる進路選択構造の違いを捉えようとしても、特定の学校タイプのみの分析や学校タイプと他変数の交互作用項を分析に用いる研究がほとんどであった。しかし、本稿の分析結果をみる限り、変数群の複合的な影響を、学校タイプ間で比較する形で検証する分析枠組みを用いる必要があるといえる。もっとも、ここでいう学校タイプには、入学する高校を決定する時点での社会経済的背景の影響が入り込んでいることは否めない。本稿の分析で示されたのは、そのような社会経済的背景の間接的な影響も含めた学校タイプの影響である点には注意が必要である。

#### [注]

1) サンプルサイズを確保するために、3つのコーホートを用いた。ほかのコーホートを用いなかったのは、学校タイプの変数を作成するための設問が調査票に含まれていなかったためである。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査, 2015~2021」(ベネッセ教育総合研究所) の個票データの提供を受けました。また、豊永耕平氏(立教大学)、二次分析研究会メンバーより本研究への有益なコメントを頂きました。なお、本研究は研究活動スタート支援(JP19K23310)の助成を受けたものです。記して感謝申し上げます。

#### [参考文献]

- 荒川葉, 2009, 『「夢追い」型進路形成の功罪—高校改革の社会学』東信堂。
- Blau, Peter M. and Duncan, Otis D., 1967, *The American Occupational Structure*, New York: John Wiley and Sons.
- 藤田英典, 1980, 「進路選択のメカニズム」山村健・天野郁夫編『青年期の進路選択—高学歴時代の自立の条件』有斐閣, pp. 105-129.
- 荻谷剛彦, 1991, 『学校・職業・選抜の社会学—高卒就職の日本のメカニズム』東京大学出版会。
- Lucas, Samuel R., 1999, *Tracking Inequality: Stratification and Mobility in American High Schools.*, New York: Teachers College Press.
- Lucas, Samuel R., 2001, “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions,

Track Mobility, and Social Background Effects.” *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690.

樋田大二郎・耳塚寛明・荻谷剛彦・岩木秀夫編著, 2000, 『高校生文化と進路形成の変容』学事出版.

中村高康, 2010, 「四大シフト現象の分析」中村高康編著『進路選択の過程と構造-高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ』ミネルヴァ書房, pp. 163-183.

中村高康, 2011, 『大衆化とメリトクラシー-教育選抜をめぐる試験と推薦のパラドクス-』東京大学出版会.

中西祐子, 1998, 『ジェンダー・トラッカー-青年期女性の進路形成と教育組織の社会学』東洋館出版社.

尾嶋史章・荒牧草平, 2018, 「進路希望と生活・社会意識の変容——30年の軌跡」尾嶋史章・荒牧草平編『高校生たちのゆくえ—学校パネル調査からみた進路と生活の30年』世界思想社, pp. 18-44.

尾嶋史章・荒牧草平編, 2018, 『高校生たちのゆくえ—学校パネル調査からみた進路と生活の30年』世界思想社.

佐藤香・山口泰史, 2021, 「『大学全入時代』における高校生の進路選択」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編『子どもの学びと成長を追う:2万組の親子パネル調査から』勁草書房, pp. 206-219.

鳶島修治, 2018, 「大学進学における学力の効果と出身階層」『群馬大学社会情報学部研究論集』25, pp. 115-127.

豊永耕平, 2020, 「高等教育の大衆化と大学進学の不平等: 社会階層・学業達成がもたらす影響力とその変化」『年報社会学論集』33, pp. 61-72.

山口泰史, 2021, 「社会階層および高校間進路格差の形成過程—学歴主義的社会イメージに着目して—」『子ども社会研究』27, pp. 119-139.

# 高校生の進路選択と情報ギャップに関する考察

王帥

(東京大学)

情報のデジタル化が進むことで、情報へのアクセスがしやすくなった一方、インターネット等を利用できる人とできない人の間に格差が生じる懸念がある。情報格差を扱った研究はアメリカで蓄積されているが、日本での関連分野の研究は十分ではない。特に高校生の進路選択に関する研究では、情報ギャップがあるか否かを含めた情報に着目した考察が欠如している。本研究では、親が収集した情報が、子どもの進路選択にどのような影響を与えているのかを探索的に考察を行った。得られた知見は二つあり、第一は教育情報のアクセスには家計所得層によるギャップが生じていることが明らかになった。第二は親からの教育情報が子どもの大学進学に与える影響は限られており、大学進学には学業成績と家計の経済力が重要な要因であることが改めて確認できた。

## 1 はじめに

通信技術の発展やインターネットの普及に伴い、社会には情報が溢れるようになっていく。自分にとって有益な情報をキャッチし、さらにそれを意思決定や活動につなげることは決して簡単ではない。なぜかというところには少なくとも二つの問題が混在している。一つはそもそも欲しい情報を手に入れられるかという情報源の問題、もう一つは収集した情報を正しく理解・活用できるかという情報理解力の問題である。ライフイベントの選択にあたり、日々収集した情報を踏まえながら、これまでの経験や所有する社会的資源などを総合的に判断していくというプロセスが考えられる。そのプロセスにおいて、情報がライフイベントの選択に与える影響、さらに情報アクセスによる格差などの課題がでてくる。とりわけ、高校生の進路に関しては、親の関与または子どもの主体的な進路選択をサポートする立場のいずれにおいても、親の影響は無視できず、親からの情報も子どもの進路選択に何らかの形で影響すると予測できる。例えば、親の活動範囲や交友範囲の広がりにより得られる情報が多くなるにつれ、子どもの教育に役立つ情報を活用し、子どもの進路選択の幅を広げるようなことが考えられる。しかしながら、進路選択と情報との関係に着目した研究が少なく、その実態は明らかにされていない。本研究では、親が収集した情報が、子どもの進路選択にどのような影響を与えているのかを探索的に考察していきたい。

## 2 先行研究

情報格差を扱った研究は古くから存在し、1970年代には知識ギャップ仮説の定式化に伴い、情報格差の問題が注目されるようになっていた(岩佐1992)。知識ギャップの定義は「社会システムへのマス・メディア情報が増大するにつれて、より高い社会経済的地位を持った

人々の層は、より低い社会経済的地位の人々より速い割合で情報を獲得する傾向がある。それで、こうした層の間の知識ギャップは減少するより、増大する傾向がある」とされており、社会体系内における情報の配置が均等におこなわれるのではなく、社会階層が情報の配置に深く関与すると指摘されている（岩佐 1992）。

1970 年代以降、アメリカでは情報ギャップに関する研究が蓄積され、特に高等教育の分野では、家計所得層によって高等教育に関する情報へのアクセスに不平等が見られると言われている。例えば、Dowd & Coury (2006) や Plank & Jordan (2001) の研究では、低所得層は情報が不足しており、情報、ガイダンスや行動の特定の面が欠けていると指摘している。Mundel (2008) の研究では、たいていの学生、とくに低中所得層の学生について、大学選択における情報不足を検討し、限られた選択肢しか考慮していないと述べている。しかしながら、日本では情報ギャップに関する研究が進んでおらず、高校生の進路選択に関して、社会階層や家計所得の観点から進路選択の差異を分析する研究が多くなされているものの、情報ギャップがあるか否かを含めた情報に着目した考察が欠如している。近年、奨学金研究の分野では、情報ギャップの問題が着目されており、アメリカと比べると日本では情報ギャップの問題が比較的小さいとはいえ、中学校や高校まで含めると、情報ギャップの存在は無視できない政策課題であると指摘されている（小林 2019, 2020）。こうした領域の研究はあまり蓄積されていない中、濱中 (2008) と小林 (2019) によるアメリカでの先行研究レビューが行われているが、実証面での考察はほとんど行われていないのが現状である。教育や進路において、親がどこから、そして誰から情報を得ているのか、それについて社会階層の間に違いがあるのか、さらに実際の進路選択にどう影響しているのかという点に関し、それらの実態は必ずしも明確になっていない。

### 3 研究課題と利用データ

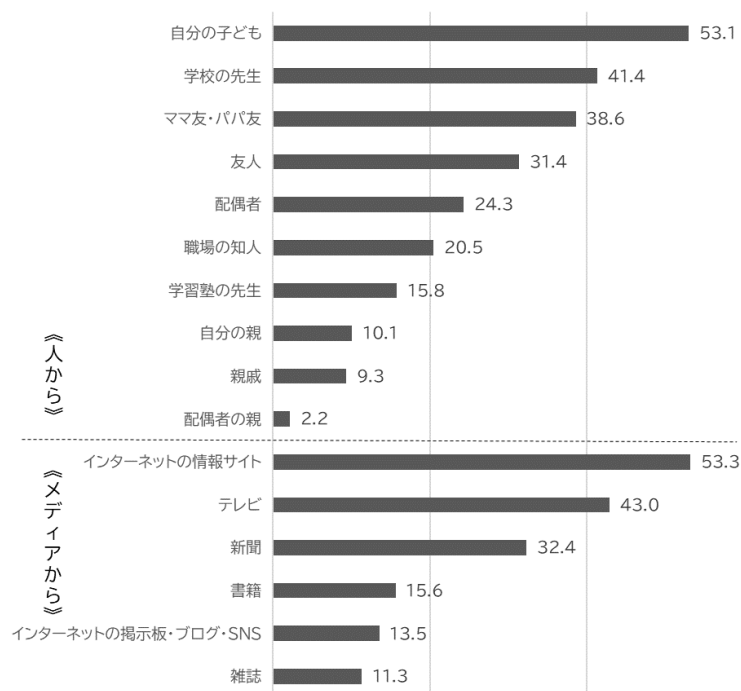
以上を踏まえて本研究では、高校生の親が子育てや教育に関する情報をどこから収集し、それを所得層別や親の教育意識別に見た場合、違いがあるのか、さらに進路選択との関係を考察していく。

使用するデータは、ベネッセ教育総合研究所が 2015 年 (Wave1) から 2021 年 (Wave7) に実施した「子どもの生活と学びに関する親子調査」である。情報に関する設問は、Wave1, Wave4 と Wave7 に共通の設問で尋ねている。具体的には「日ごろ子どもの子育てや教育についての情報を、どこから (だれから) 得ているか」という設問を設けており、人とメディアに関連する複数の選択肢から選んでもらうような設計となっている。今回の分析では情報の進路選択への影響を考察するため、高校段階を対象に検討し、高校卒業時サーベイの調査データも用いて実際の進路状況を確認する。

#### 4 情報収集のルート、及びその変化

まずは子育てや子どもの教育についての情報をどこから、誰から収集したのかをみていく(図1)。人からの情報源については、「自分の子ども」という回答が最も多く、全体の53.1%を占める。親にとって、最も身近な存在である子どもからの情報が最も多いことがわかる。また、「学校の先生」という回答も多く、全体の41.4%を占める。進路指導など学校の先生からの情報が親にとって大きな情報源であることがわかる。その次に、「ママ友・パパ友」(38.6%)、「友人」(31.4%)、「配偶者」(24.3%)、「職場の知人」(20.5%)、「学習塾の先生」(15.8%)、「自分の親」(10.1%)、「親戚」(9.3%)、「配偶者の親」(2.2%)の順に回答が減っていく。ママ友や友人からの情報も比較的多いことから、親の交友関係や人的ネットワークが無視できない情報ルートであると考えられる。

メディアからの情報源のうち、「インターネットの情報サイト」と回答した割合が最も高く、全体の53.3%を占める。その次に従来のメディア媒体である「テレビ」(43.0%)と「新聞」(32.4%)から情報を入手した人も少なくない。「書籍」「インターネットの掲示板・ブログ・SNS」「雑誌」という回答は、いずれも全体の1割程度であった。



注1: 「選択」のみの回答。図2, 図3, 図5も同様。

注2: + P<.10 \* P<.05 \*\* P<.01 \*\*\* P<.00 以降の分析も同様。

図1 情報源の分布

次に高校の学年別に情報源の回答(図2)をみると、「自分の子ども」という回答はどの学年においても半数以上を占めており、学年による違いがない。また、「学校の先生」につ



いて、高校1年と2年の回答はほぼ同水準であるが、高校3年になると増加傾向がみられる。「学習塾の先生」という回答も同じような傾向となっている。進路選択が迫られる時期になると、学校の先生や塾の先生など、子どもの学習に詳しい人物からの情報が増えると考えられる。一方、「ママ友・パパ友」「友人」「職場の友人」からの情報は、学年が上がると減少する傾向がみられる。

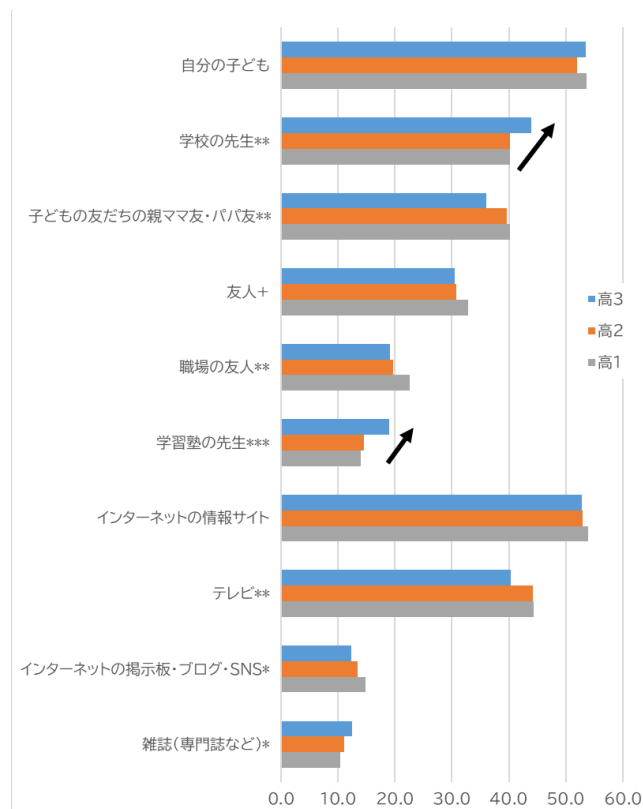


図2 学年別にみる情報源の分布

メディアからの情報源をみると、「インターネットの情報サイト」は学年による違いがない。子どもが高校3年生になると、「テレビ」「インターネットの掲示板・ブログ・SNS」という回答が減少し、「雑誌(専門誌など)」という回答が増える傾向がみられる。つまり、子どもが高学年の場合、親はインターネットから情報を収集すると同時に、より進路選択にフォーカスした情報を収集する傾向があるとみられる。

情報源の経年推移について、図3では情報源の状況を尋ねた Wave1, Wave4 と Wave7 の回答を示している。情報源が「自分の子ども」という回答は、2018年と2021年に増える傾向がみられる。時代が変わっても、多くの親が、子どもから情報を得ているという傾向は変わらない。2021年の回答では以前の回答と比べて、「ママ友・パパ友」や「友人」という回答が減少し、「配偶者」や「職場の知人」という回答が増加する傾向がみられる。また、「学校の先生」や「学習塾の先生」という回答について、2018年は多かったが、それ以外の2015年と2021年はあまり変わらなかった。

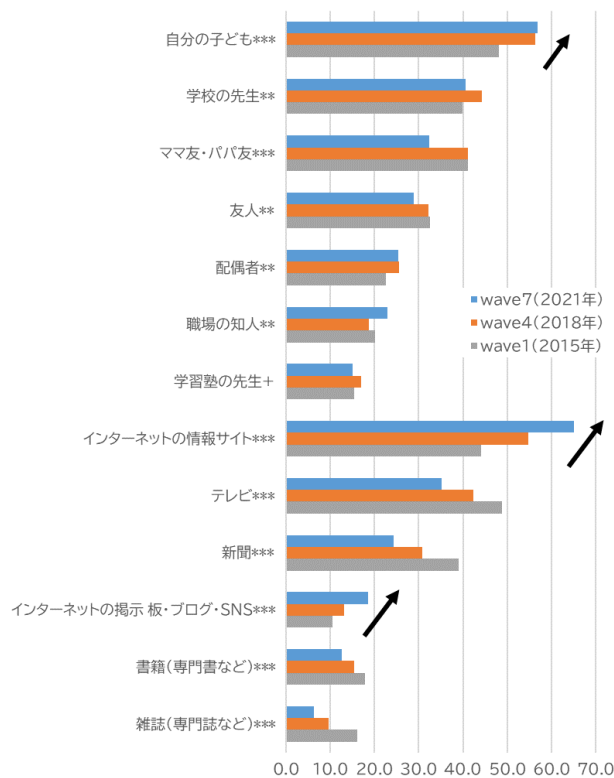


図3 調査時期別にみる情報源の分布

一方、時代によって情報源が大きく変化しているのが、メディアの情報源である。例えば、近年では、情報源として「インターネットの情報サイト」と「インターネットの掲示板・ブログ・SNS」を挙げる回答が多くなり、「テレビ」「新聞」「書籍」「雑誌」という回答が減少する傾向がはっきり見て取れる。また、2015年にはメディアからの情報源のうち、最も回答が多かったのは「テレビ」であったが、2021年には「インターネットの情報サイト」が「テレビ」を上回った。テレビなど伝統的なメディアからインターネットに移行する傾向が見られ、インターネットの普及による情報伝達の多様化・加速化という時代の変化をうかがうことができる。

## 5 情報収集への影響要因

情報の入手ルートや経年変化を踏まえて、どのような要因が情報の収集に影響を与えるかを考察する。情報収集の検討にあたり、どれぐらいの情報源にアクセスできたかという情報の量、及びどのような情報を得ているかという情報の内容、という両面から考察する。なお、情報の内容と言っても、調査票では詳細な情報内容を尋ねていないため、ここでは情報入手ルートの違いによってもたらされる情報内容が異なるとみなし、情報源の種類を情報の内容とみなすことにする。

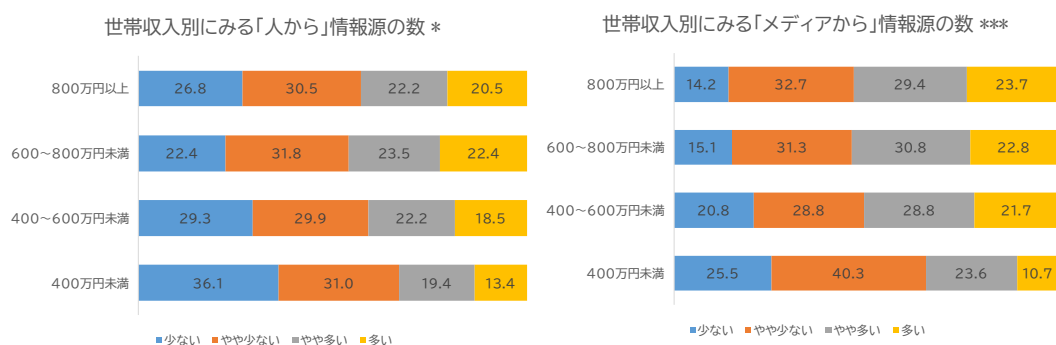


図 4 世帯収入別にみる情報源の数

### 5.1 情報源の数

まずこの節では、情報源の数についてみていく。図 4 には調査で得られた情報源の数を合計し、全体的に占める割合を「少ない」「やや少ない」「やや多い」「多い」の 4 カテゴリーで再集計し、それを家計所得層別に集計した。「人から」の情報源の数が「少ない」の割合について、低所得層では 36.1% を占めるのに対して、中高所得層では 3 割を下回っている。「メディアから」の情報源の数の分布も同様で、「少ない」(25.5%) と「やや少ない」(40.3%) の割合は、合わせて低所得層の 6 割以上に達しており、中高所得層と比べてその割合が高い。このように低所得層家庭の親は、アクセスできた「人から」の情報源の数も「メディアから」の情報源の数も少ないことから、家計所得層の違いにより情報源の多さが異なる可能性が高いと考えられる。

表 1 情報源の数の規定要因分析

従属変数: 情報源の数	Coef.	(SE)
性別 (ref: 男子)		
女子	0.068	0.094
母親就業形態 (ref: 正社員)		
パート	0.250	0.121 *
無職(専業主婦等)	0.107	0.150
家庭年収 (ref: 400万円以下)		
400～600万円未満	0.333	0.160 *
600～800万円未満	0.546	0.160 **
800万円以上	0.362	0.151 *
住居地域人口区分 (1. 政令都市～4.5万人未満)	-0.030	0.048
成績 (1. 下～5. 上)	-0.049	0.038
親の教育意識: (1. とてもあてはまる～4. まったくあてはまらない)		
子どもの教育・進学面では世間一般の流れに乗り遅れないようにしている	-0.245	0.067 ***
高校の設置形態 (ref: 公立)		
私立国立	-0.176	0.100
塾に通う状況 (ref: 通っている)		
通っていない	-0.393	0.108 ***
学年 (1. 高1～3. 高3)	-0.125	0.054 *

統計的に情報源の数に影響する要因を明らかにするため重回帰分析を行った（表 1）．従属変数には情報源の数を入れた．独立変数には，子どもの性別，成績，高校の設置形態，学年，塾に通う状況，母親の就業状態，家庭年収，住居地域規模と親の教育意識（「子どもの教育・進学面では世間一般の流れに乗り遅れないようにしている」）を入れた．

結果を見ると，子どもが低学年，塾に通うほど，親が得ている情報源の数が多くなっていく．母親の就業形態が正社員と比べてパートタイムで勤務するほうが，情報源が多い．パートで働く母親のほうが，正社員と比べて勤務時間の短縮や調整が効きやすい面があり，ママ友や友人との付き合いなどから多くの情報を得ている可能性が考えられる．また，家庭年収では，低所得層と比べて，中高所得層の家庭ほど，情報源の数が多くなる．親が「子どもの教育・進学面では世間一般の流れに遅れないようにしている」という考え方が強くなるほど，情報源の数が多くなる傾向があった．つまり，家庭の経済的要因及び親の意識要因が，親の情報量に影響を与えている．他の要因をコントロールしても，家庭の経済状況が，親が入手した情報源の数に影響を与えており，家計所得が情報数の格差をもたらしている．教育意識の高い親は，より多くの情報を収集していることも明らかになっている．

## 5.2 各情報ルート の 考察

情報の影響を考察するには，情報源の数だけでなく，どのルート，どのような情報を得ているかなど，情報の内容を踏まえた考察が必要である．この節では，情報源の中身，及びそれに影響する要因を見ていく．

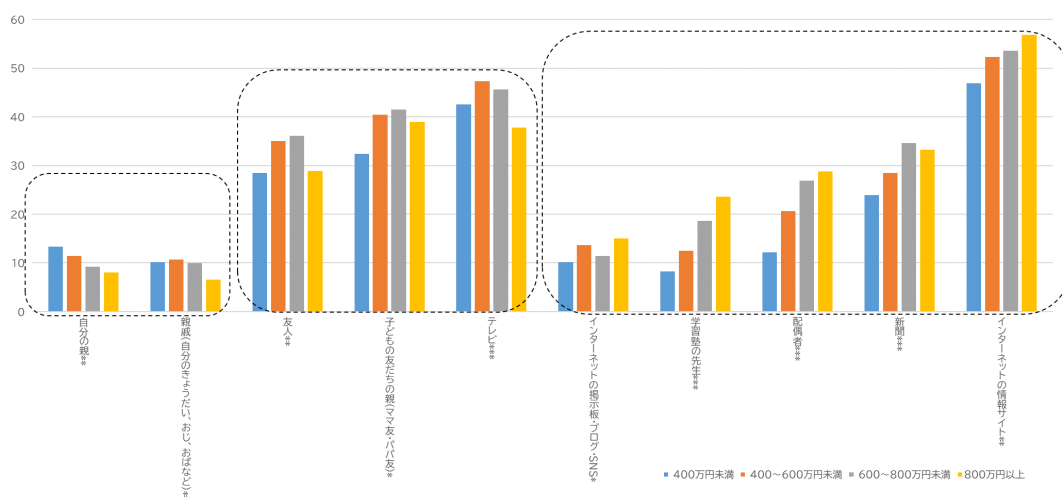


図 5 世帯収入別に見る各情報源

図 5 には各情報源に関する回答を家計所得層別に示している．「自分の親」と「親戚」を情報源とする回答は低所得層が比較的多いのに対して，「友人」「ママ友・パパ友」と「テレ

「ピア」は中所得層による回答が多く、「インターネットの掲示板」「学習塾の先生」「配偶者」「新聞」と「インターネットの情報サイト」は高所得層による回答が多い、という傾向がみられた。つまり、低所得層の家庭では、自分の親や親戚のような家族を中心とする情報ルートの利用が多く、友人やママ友、インターネットなどの情報ルートの利用が少ないことから、低所得層家庭の場合、家族中心の情報ルートが強く、友人や人的ネットワークの広がりや弱く、現代メディアの利用も低い、という特徴が捉えられる。一方、中所得層になると人的ネットワークの広がり、高所得層ではインターネットや外部資源の利用がそれぞれの特徴として見て取れる。情報の人的ルートから、人的ネットワークや外部資源、媒体を介するルートへの拡大に伴い、家計所得がそれぞれの情報内容へのアクセスを規定する可能性があると考えられる。

表 2 各情報源の規定要因分析

	ママ友・ パパ友	友人	学習塾の 先生	新聞	インター ネットの 情報サイ ト	配偶者	職場の知 人	自分の子 ども	テレビ	雑誌(専 門誌な ど)	インター ネットの 掲示板・ ブログ・ SNS	書籍(専 門書な ど)
性別(ref:男子)												
女子	(-)					(-)		(+)				(+)
母親就業形態(ref:正社員)												
パート	(+)	(+)				(+)	(-)					
無職(専業主婦等)	(+)	(+)					(-)	(+)	(+)			
家庭年収(ref:400万円以下)												
400~600万円未満					(+)	(+)						
600~800万円未満	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)						
800万円以上			(+)	(+)	(+)	(+)						
住居地域人口区分(1.政令都市~4.5万人未満)	(-)								(+)			
成績(1.下~5.上)					(-)			(+)	(-)	(+)	(-)	
親の教育意識:(1.とてもあてはまる~4.まったくあてはまらない)												
子どもの教育・進学面では世間一般の流れに乗り遅れないようにしている	(-)		(-)		(-)				(-)	(-)	(-)	
高校の設置形態(ref:公立)												
私立国立							(-)					
塾に通う状況(ref:通っている)												
通っていない			(-)	(-)			(+)		(+)			
学年(1.高1~3.高3)	(-)	(-)		(-)	(+)				(-)	(-)	(+)	(-)

それぞれの情報源のアクセスにどのような要因が影響を与えるのかを、統計的に分析する。表 2 には各情報源の選択ダミーを従属変数として入れてロジスティックス回帰分析を行い、有意なモデルの結果を示した。(+)の符号が付いたところは、統計的にプラスの影響があることを意味し、(-)符号のところは統計的にマイナスの影響があることを意味する。符号が付いていないところは、統計的に有意な結果が得られなかったことを意味する。

結果をみると、ママ友・パパ友と友人の情報源では、子どもが低学年、母親が正社員と比べてパートタイムや無職(専業主婦等)、低所得層と比べて中所得層家庭の親のほうが、友人やママ友・パパ友から情報を得ていることがわかる。大都市に住み、親の教育意識が強いほど、ママ友やパパ友から情報を得ている。このように中所得層の家庭の場合、パートタイムや専業主婦の親は比較的時間の余裕があり、子どもが低学年であるほどママ友や友人と

の交流から得られた情報が大きいとみられる。また、学習塾の先生や新聞、インターネットの情報サイト、配偶者の考察で共通しているのは、家庭年収の影響であり、低所得層と比べて、中高所得層のほうがこれらの情報ルートを利用している。塾の先生や新聞、インターネット情報サイトのいずれの利用においても、情報収集のための機材や教育機関の利用、外部資源の利用にかかる対価を支払う上で、家庭年収が1つの重要な要因であると考えられる。また、学習塾の先生は子どもの学習状況の熟知度が高く、新聞の情報も一定の客観性を持つという点から、塾の先生や新聞による情報内容はより正確、且つ客観的であると考えられる。そうすると、年収の高い家庭では、塾の先生や新聞のようなより客観性の高い情報にアクセスしやすく、家計所得層間に情報の格差が生じることになる。さらに、子どもが塾に通い、親の教育意識が高い家庭ほど、学習塾の先生から情報を得ている。子どもが低学年で塾に通う家庭ほど、親が新聞などから情報を入手している。子どもが高学年で、成績は良くないが、親が高い教育意識を持つほど、インターネットの情報サイトから情報を収集する傾向がみられた。母親がパートタイムで就業し、家庭年収が中高層の家庭では、配偶者から情報を得る傾向があった。

一方、「職場の知人」や「自分の子ども」「テレビ」「雑誌」「インターネットの掲示板・ブログ・SNS」「書籍」などの情報源について、家庭年収は統計的に有意ではなく、家計所得との関係は確認されなかった。「職場の知人」の考察では、母親が正社員で働き、子どもが公立、塾に通っていないほど、親が職場の知人から情報を得ている。子どもが女子、成績が良い、母親が専業主婦の家庭では、自分の子どもから教育情報を得ている。これは子どもの成績が良いため、親の心配が少ないことから、親の情報源が自分の子どもに限定されているとみられる。また、「テレビ」の考察では、子どもが低学年、成績が良くない、塾に通っておらず、地方居住、専業主婦で高い教育意識を持つ親のほうが、テレビから教育情報を得る傾向となっている。地方など居住地が小さい地域では、テレビのような伝統的なメディアルートが利用されやすいとみられる。「専門誌などの雑誌」について、子どもの成績が良い、高い教育意識を持つ親のほうがより利用している。「インターネットの掲示板・ブログ・SNS」について、子どもが高学年、成績は良くないが、親の教育意識が高い家庭ほど利用する傾向がある。これは、教育意識の高い親の場合、子どもの成績を心配して関連情報を収集する姿が浮かび上がると同時に、やはりインターネットの普及によりネット関連の情報は探しやすいことが考えられる。

つまり、情報源の規定要因分析から、情報源のアクセスには家庭所得が影響することが確認できた。例えば、中所得層の家庭は、ママ友や友人との付き合いの多い層としてママ友や友人から情報を得やすいことや、塾の先生や新聞、ネットの情報にアクセスするには、家計所得の影響が大きかった。また、親の教育意識や子どもの学習状況によって親の情報源が異なることも確認できた。高い教育意識を持つ親のほうが、ママ友や塾の先生のような人からの情報ルート、ネットやテレビ、雑誌のようなメディアからの情報ルートの両方から積極的

に情報を収集する傾向がみられた。また、子どもの成績がよければ親が子どもから、子どもの成績がよくなければ、親がネットやテレビから、情報を収集する傾向がみられた。

## 6 情報と大学進学の関係

情報源と実際の進路選択の関係について、大学進学ダミーを従属変数としてロジスティック回帰分析を行った(表3)。独立変数には、子どもの性別、成績、家庭年収、居住地域のほか、モデル1には情報源の数、モデル2には各情報源ダミーを入れた。

表3 大学進学の規定要因分析

従属変数:大学進学ダミー	モデル1		モデル2	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
性別(ref:男子)				
女子	0.194	0.201	0.193	0.201
家庭年収(ref:400万円以下)				
400～600万円未満	0.362	0.335	0.299	0.334
600～800万円未満	0.744	0.340 *	0.717	0.338 *
800万円以上	1.101	0.302 ***	1.004	0.303 **
居住地人口区分(1.政令都市～4.5万人未満)	-0.303	0.101 **	-0.302	0.101 **
成績(1.下～5.上)	0.211	0.081 **	0.223	0.081 **
情報源の数	0.076	0.050		
情報源:学習塾の先生ダミー			0.555	0.292 +

分析結果をみると、情報源の変数をコントロールするうえで、子どもの成績、居住地と家庭年収変数が統計的に有意な結果が得られた。成績が上位で、大都市に居住、家庭年収が高い家庭の子どもほど、大学に進学しやすい。モデル1では、情報源の数は有意な結果が得られなかった。また、各情報源を考察したモデル2では、学習塾の先生から得られた情報のみが、10%水準で大学進学に影響するという結果が得られた。それ以外の情報源は統計的に有意ではなかった。つまり、親の情報量が多いか少ないかは子どもの大学進学に直接的に影響せず、学習塾からの情報のみが大学進学に関連するという結果が確認できた。塾の教育情報にアクセスできた背景には家庭の経済力が関与しており、学習塾に行けたかどうかによってそこから得られた教育情報が大学進学に影響するとみられる。さらに、大学進学は本人の成績と家庭の経済状況によって規定され、家庭の所得階層が重要な要素であることが改めて確認できた。

## 7 まとめ

本研究は高校生の進路選択と情報との関係について探索的に検討した。その結果、下記の知見が得られた。第一は、家計所得層により情報ギャップが存在することである。中高所得層家庭の親の場合、アクセスした情報源の数が多く、学習塾の先生やインターネット、新聞

のような情報ルートから情報を得る傾向がみられた。高所得層家庭では情報量が多だけでなく、人とメディアなど多方面から情報を得ているのに対して、低所得層家庭では情報の数が少なく、家族のような人的情報ルートの利用など情報入手ルートに限界があり、教育情報のアクセスには家計所得層によるギャップが生じていることが明らかになった。第二は、親からの教育情報が子どもの大学進学に与える影響が限られていることである。親が把握している教育情報と子どもの大学進学との関係について、学習塾の先生からの情報が大学進学に影響を与えるものの、それ以外のルートからの情報が大学進学に与える影響は確認されておらず、情報の数も大学進学に影響を与えていない。大学進学には学業成績と家庭の経済力が重要な要因であることが改めて確認できたほか、塾の教育情報にアクセスできる背景には家庭の経済力が大きく影響している。

本研究による初歩的な検討の中で、教育に関する情報へのアクセスにおいて低所得層の家庭は不利であることが明らかになった。親が収集した情報が子どもの大学進学に与える直接的な影響は確認されなかったものの、間接的に親の教育意識が進路選択に影響を及ぼすメカニズムについて今後さらに検証する必要がある。また、親だけでなく、子どもの情報源を用いて、今後さらなる検討を行いたい。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1~4 (ベネッセ教育総合研究所)」の個票データの提供を受けました。

本研究は JSPS 科研費 20K14024 の助成を受けたものです。

#### [参考文献]

- 岩佐淳一, 1992, 「情報格差論の理論的展開—知識ギャップ仮説と情報格差仮説」『茨城大学教育実践研究』 11:251-263.
- 小林雅之編, 2019, 「情報ギャップに関するアメリカの研究動向」『教育費負担と進路選択における学生支援のあり方』 東京大学大学総合教育研究センター, 1-20 頁.
- 小林雅之, 2020, 「ペル奨学金の効果検証」『国際学術研究』 4:1-17.
- 濱中義隆, 2008, 「情報ギャップと高校・大学における金融教育」『先導的・大学改革推進委託事業調査研究報告書』, 126-139 頁.
- Dowd, A. C. and T. Coury, 2006, The effect of loans on the persistence and attainment of community college students. *Research in Higher Education*, 47(1), 33-62.
- Mundel, D.S., 2008, Do increases in Pell and other grant awards increase college-going among lower income high school graduates? Brookings Institution.



Plank, Stephen B. and Will J. Jordan, 2001, Effects of information, guidance, and actions on postsecondary destinations: A study of talent loss. *American Educational Research Journal*, 38 (4), 947-979.

# 私立中学への進学の効果

## ——学校と授業への好感度に注目して——

森 いづみ

(上智大学・日本学術振興会特別研究員)

本稿では公立小から公立中へ進学した生徒と、公立小から私立中（国立・公立一貫校を含む）へ進学した生徒について、学校生活や学びに対する意識や行動が小6～中3の間にどのように変化するかを成長曲線モデルで示した。私立中学に進学することの影響は、まず多面的な指標で概観すると正負のそれぞれの影響、あるいは影響がないパターンのいずれもがあった。効果の大きさは性別や成績、親学歴によって変わりうるが、私立中進学者全体で見れば正の効果はあまり大きいとは言えず、その効果は中3にかけて縮小する傾向にあった。次に学校や授業への好感度に関する変化が生じる理由を詳細に分析したところ、授業への好感度に関しては学校でのアクティブラーニング系の授業頻度や生徒の教員に対するポジティブな認識が背後に関連している可能性が示された。

## 1 問題設定

### 1.1 問題の背景

2022年現在、全国の中学生のうち1割弱が国立・私立中学、または公立の中高一貫校に在学している。学校基本調査によると、中学段階で私立・国立・公立の中高一貫校に在学する生徒の総数は2009年を境に一時減少の兆しを示したが、2019年以後は再度上昇傾向にある。一方で公立中学の在学者も含めた生徒数全体に占める私立・国立・公立の中高一貫校に在学する生徒の割合は近年上昇を続け、2021年には9%近くとなっている（図1）。

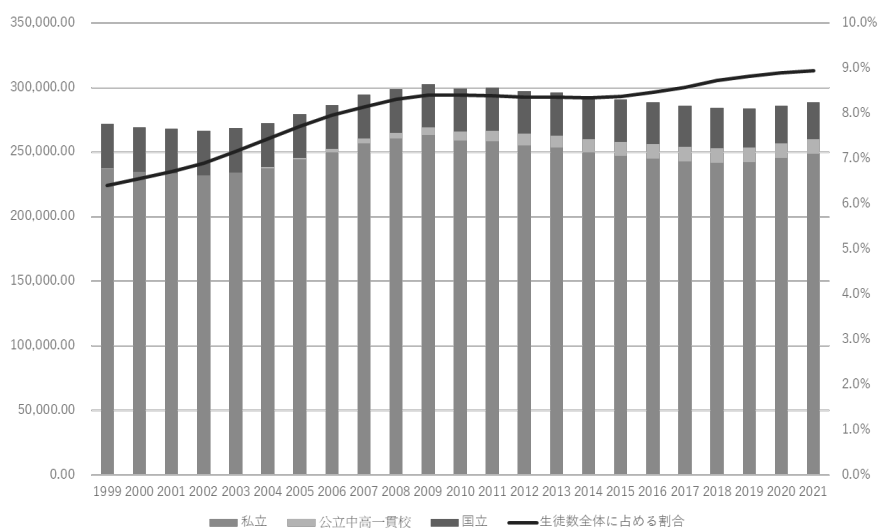


図1 国・私立中学および中高一貫校への進学者数と進学率

これまで日本の研究では、私立中学への進学には親の階層（学歴や収入）や教育意識が反映されやすく、居住地域によっても受験や進学の実機に差があることが指摘されてきた（片岡 2009；谷崎 2008；豊永 2018；濱本 2015；樋田 1993）。このように受験による進学の背景（＝そうした選択をする保護者や家庭の背景）についての説明が進む一方で、実際に進学することによる帰結（＝子ども本人の学びや成長に及ぼす影響）については、研究上まだ十分に説明されていない。

## 1.2 先行研究と分析課題

私立学校の効果に関する研究は、1980年代から海外で一定の蓄積がなされてきた。ジェームズ・コールマンらは米国の公立と私立の高校を比較し、学校タイプの違いが生徒の学力や大学進学に及ぼす影響を検討した（Coleman et al. 1982; Coleman and Hoffer 1987）。ジェフリー・ウォルフォードは英国の私立学校の特徴について論じ、公立学校との違いを検討する際に鍵となる要素として、学力や進学実績のほか、生徒の学校生活や友人関係を挙げた（Walford 1990）。私立学校の効果や、公立と私立の違いに関する研究はその後も各国で行われており、その際にアウトカムとして注目されるのは学力や進学への影響、生徒の学校生活への影響が主である一方で、プロセスとして注目されるのは学校環境の違いや教員の質、生徒集団の違いなどが挙げられる（Benveniste, Carnoy, & Rothstein 2002; Lubienski & Lubienski 2013; UNESCO 2021; Cobb & Glass 2021）。

日本国内でも、私立学校への進学による影響やそこに通う生徒像に関する研究は近年着実に積み上げられてきた。中学段階の私立進学の影響に焦点を当てた研究としては以下が挙げられる。西丸（2008a）は関西圏の大学生を対象とした調査を通じ、国・私立中学への進学（とくに中高一貫型の機関への進学）が、公立中学への進学よりも偏差値の高い大学への進学につながることを示した。西丸（2008b）は2005年のSSM調査のデータを用いて、1970年代中盤から2000年代に高校に入学した近年のコホートにおいて、私立中学校への進学が教育年数に正の影響を与えたことを示唆した。また濱本（2018）は2005年と2015年のSSM調査データを用いて、国私立中学校の供給量の地域差を考慮した後も国私立進学に対する階層の効果が存在し、そのインパクトが戦後世代を通じて変化していないことを示した。一方で須藤（2012a）は、東京都内の全高校を対象としたデータベース作成し、入学時点での学力水準を統制した上で中高一貫の高校とそうでない高校の難関大学進学率を比較した結果、中高一貫校に進学すると難関大学に進学しやすくなるという関係は見られないことを示した。

進学以外のアウトカムに焦点を当てた研究としては、須藤（2011）が首都圏の中高一貫の私立中学に通う生徒を対象に、公立生との比較を交えて生徒の意識や生活を明らかにしているほか、須藤（2012b）が首都圏の私立中高一貫校に通う高校2年生を対象に、中学受験で入学した生徒たちがその後どのような意識や行動を有するのかを明らかにしている。ま

た森（2017）が国際数学・理科教育動向調査（TIMSS）の日本の中学生のデータを用いて、私立中学への進学が生徒の進学期待と学業的な自己効力感に及ぼす影響を論じている。

海外における私立学校の効果に関する研究蓄積と比較すると、以上に挙げた日本の私立中学の効果に関するこれまでの研究は、注目するアウトカムの面では教育達成と在学中の意識や行動（学習時間や学業適応を含む）に焦点を当てたものが主であった。また方法の面で、須藤（2012a）が高校を単位とした独自のパネルデータを作成しているほかは、いずれも一時点のクロスセクショナルな調査データに依拠している。親学歴や出身家庭の経済的豊かさ、地域など私立中学への進学と関連を持つ変数の統制はなされているものの、厳密な因果効果の解明や学校のプロセスを考慮に入れた検討を行う余地は残されている。

本稿では個人を追跡したパネル調査データを用い、日本の中学段階の私立学校に焦点を当て、私立中学への進学が生徒の学校生活や学業意識に及ぼす効果とそのメカニズムについて検討する。なお本稿で扱うデータの性質上、学力や大学進学への影響は今回の分析では検討しない。分析対象ケースは、小学6年時に公立小学校に通っていた対象者に限定する。

本稿の分析課題は以下の通りである。まず、公立中進学者、私立中進学者それぞれについて、小学校6年～中学校3年までの間に、成績や学習行動、学校や学業に対する意識がどのように変化するかを概観する（分析課題1）。次に、上述の分析において公立中進学者と私立中進学者の間で明確な変化のパターンの違いが見られたアウトカムについて、変化の要因やメカニズムを探る（分析課題2）。分析方法の詳細は後述するが、①私立に進学する生徒の間でも、家庭背景や生徒の属性に関する主要な変数（親学歴、性別、成績等）によって変化のパターンが異なるのか（＝効果の異質性の検討）と、②アウトカムに影響しうる変数間の媒介関係はどのようなものか（＝メカニズムの解明）という二つの側面からの検討を行う。

### 1.3 前回の論文を踏まえた方法論的課題

森（2021）では、本稿で用いるのと同様のパネル調査データを用い、小6から中1時点（いずれも調査時期は7～9月）という私立中進学前後の比較的短いスパンの変化に着目して、私立中学への進学の効果进行分析した。固定効果モデルを用いた分析の結果、中学受験による進学は生徒の学業成績、勉強時間、勉強への好感度に対して負の影響をもつ一方で、宿題時間や授業の楽しさ、学校への好感度に対しては正の影響をもつことが明らかになった。すなわち、生徒は国私立・一貫校への進学によって学業面ではより挑戦的な環境に置かれるが、進学先の授業や学校に対する満足度は向上する。一方で友人とのつきあいや一般的な自尊感情については、目立った影響はないということが示された。

この論文の限界と課題は二点ある。第一に、小6から中1という短いスパンの変化のみを明らかにしていることが挙げられる。私立中学への進学によってもたらされる影響は、進学後の1年目の状況のみでなく、その後2～3年目の状況もふまえて検討することで中期的

なスパンでの検討が可能になる。第二に、固定効果モデルは個人間の観察できない異質性を統制できるメリットがある反面、個人内(within)の情報のみを用いることで、個人間(between)のバリエーションを捨ててしまう特徴がある(Halaby 2004)。ゆえに、森(2021)では私立中に進学した生徒の個人内の変化に着目する一方で、公立に進学した生徒との比較を行っていない点が課題であった。

むろん、因果効果の推計方法にはさまざまな手法があり、研究の主眼(リサーチクエスト)や調査データの特性、従属変数の性質等によっても用いるべき方法は異なる。また、各手法が想定する効果の意味(比較対象)も少しずつ異なるので、研究目的との対応を考慮することなしに、一概にどの方法が優れていると言うことはできない(McLanahan et al. 2013)。本稿では、森(2021)と同一のデータを用い、小6から中3までのスパンで分析を行う。その際、公立進学者と私立進学者の比較を明確にし、同じモデル内で統計的にその違いの理由を探ることを目的とした分析を行う。これに合致した分析手法として、3時点以上の縦断データに適用可能な成長曲線モデルを用いる。成長曲線モデルは、近年までに社会学や教育の分野で応用が進んできた。そのメリットは変化の軌跡(Trajectory)をモデル化し、時間による推移とその要因を明示的にモデリングできる点にある(Singer & Willett 2003=菅原監訳 2012; South et al. 2016; Wagmiller et al. 2010)。

## 2 データと方法

### 2.1 使用する調査データと対象ケース

本稿では東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所の共同研究である「子どもの生活と学びに関する親子調査」の2015～2018年のパネル調査データを使用する。分析対象ケースは以下のとおりである。まず、小6時に公立小学校に通っていた生徒を対象を限定し、wave 1(2015年)で小学6年～wave 4(2018年)で中学3年という同一コホートのみの軌跡を追った。次に、中学在学中に公立学校と私立学校を移動する生徒はケースから除いた。ゆえに公立進学組(公→公→公→公)の920人、私立進学組(公→私→私→私)の126人が最終的な分析対象となった。

なお、本稿で言及する「私立」とはこれ以後、国立、私立、中高一貫校を合わせたものとして定義する。この理由は、本調査データで確認する限り、国立や中高一貫校への進学者の特徴が、小6時の成績や家庭背景等の面で、公立よりも私立に進学する生徒に近いからである。また、2000年代以後に増加してきた公立中高一貫校への進学について、私立への進学と同様、社会階層の視点から注目する必要性が指摘されているためでもある(西丸 2008; 濱本 2012b)。数としては相対的に少ない国立や公立一貫校の在学者を完全に除外し、純粋な私立と一貫校でない公立を比較する分析や、私立の中でも一貫校か否かを明確にした分析も可能だが、それらの探求は今後実証をさらに進め、これらの学校間におけるカリキュラムや教育実践の違い等に踏み込んで検討する段階になった際に改めて行いたい。

## 2.2 変数

### 2.2.1 処置変数と時点変数

上述の分析課題を明らかにするため、本稿では小学校段階および中学校段階における学校の設置者に着目する。公立を1、それ以外（公立の中高一貫校（中等教育学校）、国立、私立）を合わせて0にリコードする。なお、少数の分類不能の「その他」や「無回答・不明」は除外して分析する。

時点変数は、成長曲線モデルの起点となるウェーブ1時点が0となるように、各ウェーブから1を引いた値とした。また、軌跡が直線でない場合の傾きを適切に推計するため、時点変数の二乗項も作成した。

### 2.2.2 従属変数

私立中学への進学の効果を学業や学校生活の側面から多面的に検討するため、本稿では以下のように複数の従属変数を設定する。前節で挙げた分析課題1では、以下のすべての変数に関する変化の軌跡を示す。分析課題2では、これらのうち「学校が好きだ」と「授業が楽しい」のみを対象とした分析を行う。

- 勉強がどれくらい好きか：「とても好き」=4～「まったく好きでない」=1にリコードしたもの。
- [学校生活] 自分の学校が好きだ：「とてもあてはまる」=4～「まったくあてはまらない」=1にリコードしたもの。
- [学校生活] 授業が楽しい：「とてもあてはまる」=4～「まったくあてはまらない」=1にリコードしたもの。
- [学校生活] 尊敬できる先生がいる：「とてもあてはまる」=4～「まったくあてはまらない」=1にリコードしたもの。
- [学校生活] 友だちと過ごすのが楽しい：「とてもあてはまる」=4～「まったくあてはまらない」=1にリコードしたもの。
- 自尊感情：「自分の良いところを言うことができる」について、「とてもあてはまる」=4～「まったくあてはまらない」=1にリコードしたもの。
- 宿題時間：普段（学校がある日）、1日に学校以外で「学校の宿題をする」時間がどれくらいあるかをたずねたもの。しない=0、5分=0.5、10分=1、30分=3、1時間=6…のように分数をリコードし、その上で6で割ったもの。（単位：時間）
- 勉強時間（宿題時間を除く）：普段（学校がある日）、1日に学校以外で「学校の宿題以外の勉強をする」時間がどれくらいあるかをたずねたもの。なお、学習塾での勉強時間は別の質問項目でたずねられており、ここには含まれない。しない=0、5分=0.5、10分=1、30分=3、1時間=6…のように分数をリコードし、その上で6で割ったもの。

(単位：時間)

- 成績 (小6時)：子ども自身と親による成績の自己評価を合算し、下位層=1, 中位層=2, 上位層=3 にコード化したもの。
- 成績 (ウェーブごとの変化)：子ども自身による国語, 数学 (算数), 理科, 社会の成績の自己評価 (各5段階) を合計し, 5 で割ったもの。
- 本人の進学希望：子ども自身がどの教育段階まで進学したいかについて, 教育年数相当にリコードしたもの。

なお上記の変数うち, 勉強への好感度 (勉強が好きか) と学校生活に関する三つの変数 (授業が楽しい, 尊敬できる先生がいる, 友だちと過ごすのが楽しい) に関しては, 分析課題2の②でモデル間の比較を行う際に共変量としても使用する。

### 2.2.3 共変量 (統制変数)

説明変数または共変量としては, 居住地域, 親学歴, 親の教育費支出, 親子関係, 生徒の性別, 成績, 学習時間, 学習や自己に対する意識や態度等に関するさまざまな変数を用いる。

- 女子ダミー：女子=1, 男子=0
- 地域 (3区分) ダミー：市区町村規模について, 「政令指定都市・23区」, 「16万人以上の市」, 「16万人未満の市と町村」それぞれについて, あてはまる=1, それ以外=0 にリコードしたもの。基準カテゴリは人口16万人以上の市である。
- 親大卒の有無：父母の両方またはどちらかが大卒=1, 父母ともに非大卒=0 としたもの。親の学歴という意味では, 父母別の指標を投入したり, 大卒の有無でなく教育年数を投入することも可能だが, 本稿では家庭内に大学進学した親が一人でもいるかを分析上重要していることと, 父学歴の欠損値が母学歴のそれより多めであり欠損値を減らすという目的の両面から, このようなコーディングを用いている。
- 子どもへの教育費支出：調査の対象となっている子ども1人に対する月あたりの家庭の教育費 (習い事や学習塾の費用, 教材費等の合計額で, 学校の授業料は除く)。1,000円未満~50,000円以上まで10段階で設定されている選択肢の各カテゴリの中間値を取った上で, 1000で割ったもの。(単位：千円)
- 子どもへの情緒的サポート：父母が「いいことをしたときにほめてくれる」「失敗したときにはげましてくれる」「やりたいことを応援してくれる」の各項目を「とてもあてはまる」=4~「まったくあてはまらない」=1 にリコードした上で合算し, 3で割ったもの。

なお, いずれの変数についても, 無回答は今回の分析では欠損値として分析からは除外している。

さらに, アクティブラーニング系授業の頻度に関する質問項目として, wave2時点のみで質問されている以下の項目も用いた。1) パソコンやタブレット (iPad など) を使う, 2) 自

分（自分たち）で決めたテーマについて調べる，3) グループで調べたり考えたりする，4) 観察・実験や調査などで考えを確かめる，5) 調べたことをグラフや表にまとめる，6) 調べたり考えたりしたことを発表する，7) テーマについて討論（話し合い）をする，の計7項目を合算し，それを7で割ったものを「アクティブラーニング系授業の頻度」（wave2 時点のみ）として変数化した。

#### 2.2.4 記述統計の確認

私立に進学する生徒と公立に進学する生徒それぞれの間で，生徒の属性や家庭背景に関する主要な変数の分布を示すために表1を作成した。親大卒の生徒は私立進学者の間で75.2%，公立進学者の間で52.2%であった。男女比は私立・公立ともにおおむね半々ずつであり，小6時の成績は私立進学者では6割以上が上位である一方，公立進学者の間では小6時に成績が上位であった生徒は中位，下位の生徒よりも若干少な目であった。表1で示すこれらの変数は，分析課題2の①でも用いる。

表1 主な時間不変の統制変数の記述統計（公私別）

	私立		公立	
	%	N	%	N
親大卒	75.2	91	52.2	466
親非大卒	24.8	30	47.8	427
男子	52.8	66	48.7	443
女子	47.2	59	51.3	467
小6成績上位	63.5	80	28.9	266
小6成績中位	23.0	29	35.1	323
小6成績下位	11.9	15	34.1	314

次に，分析課題2の①と②それぞれで従属変数とする「学校が好きだ」と「授業が楽しい」の二つの変数について，時点間の遷移を確認する（表2，表3）。いずれも左上と右下をつなぐ対角線上の割合（回答の度合いが時点間で変化しないパターン）が多いが，回答の度合いが変化するパターンもそれなりに見られ，本稿でこれらの変化を従属変数とした詳細な分析を行うことの妥当性はあると言える。



表2 「学校が好きだ」の時点間の遷移

t時点	t+1時点				計
	全く当てはまらない	あまり当てはまらない	やや当てはまる	とても当てはまる	
全く当てはまらない	41	38	35	13	127
	32.3%	29.9%	27.6%	10.2%	100.0%
あまり当てはまらない	41	128	143	41	353
	11.6%	36.3%	40.5%	11.6%	100.0%
やや当てはまる	32	190	663	248	1,133
	2.8%	16.8%	58.5%	21.9%	100.0%
とても当てはまる	16	70	376	624	1,086
	1.5%	6.5%	34.6%	57.5%	100.0%
計	130	426	1,217	926	2,699
	4.8%	15.8%	45.1%	34.3%	100.0%

表3 「授業が楽しい」の時点間の遷移

t時点	t+1時点				計
	全く当てはまらない	あまり当てはまらない	やや当てはまる	とても当てはまる	
全く当てはまらない	54	34	41	13	142
	38.0%	23.9%	28.9%	9.2%	100.0%
あまり当てはまらない	43	248	195	50	536
	8.0%	46.3%	36.4%	9.3%	100.0%
やや当てはまる	43	264	809	192	1,308
	3.3%	20.2%	61.9%	14.7%	100.0%
とても当てはまる	10	58	306	343	717
	1.4%	8.1%	42.7%	47.8%	100.0%
計	150	604	1,351	598	2,703
	5.6%	22.4%	50.0%	22.1%	100.0%

### 2.3 分析方法

本稿ではマルチレベル分析の枠組みに基づいた成長曲線モデルを採用し、以下の数式で示されるモデルを基本とした分析を行った。分析課題1において、公私別の軌跡をプロットする際にはこれと同様のモデルによって得られた結果を示す。分析課題2において、変化のメカニズムや要因を探る際には、このモデルを基本とした上で、さらに交互作用項の投入やモデルの分割、家庭や生徒の特徴に関する共変量の投入を行った。共変量に関しては、時間によって変化しない共変量と、変化する共変量をモデルを分けて投入し、注目する私立の係数やレベル1（時点間）、レベル2（個人間）の分散がどの程度説明されるかを調べた。

レベル 1 :  $Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}(\text{time}) + \beta_{2i}(\text{time} \times \text{time}) + e_{it}$

レベル 2 (切片) :  $\beta_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{Private}$

レベル 2 (線形の傾き) :  $\beta_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{Private} + u_{1i}$

レベル 2 (二次の傾き) :  $\beta_{2i} = \gamma_{20} + \gamma_{21}\text{Private} + u_{2i}$

### 3 分析課題 1 の結果 : 成長曲線モデルを用いた変化の軌跡のパターン

各従属変数に対する, 成長曲線モデルを用いた変化の軌跡のパターンは以下の図 2-1 から図 2-8 と図 2-10 示す通りである. 図中の赤線が私立中進学者の推計値, 青線が公立中進学者の推計値を示す. 図 2-9 と図 2-11 はモデルを当てはめた値でなく実際の集計値であり, これらの変数についてはモデルで示された軌跡との間に乖離があったため, 補足的に集計値を併記している.

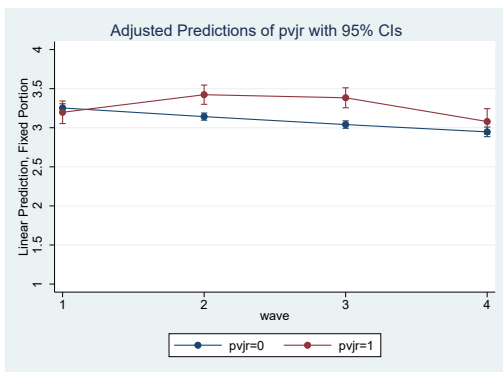


図 2-1 学校が好きか

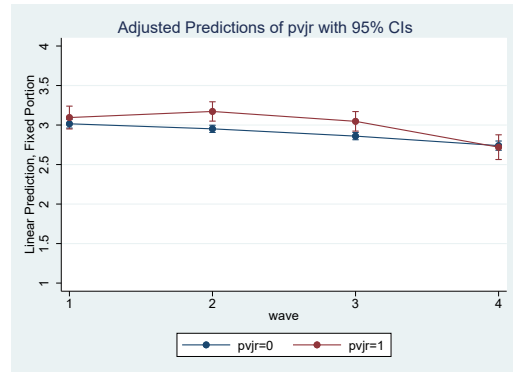


図 2-2 授業が楽しいか

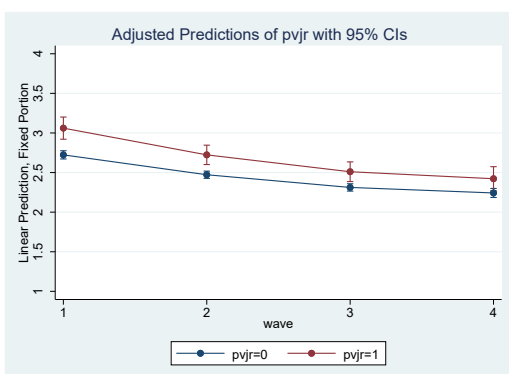


図 2-3 勉強が好きか

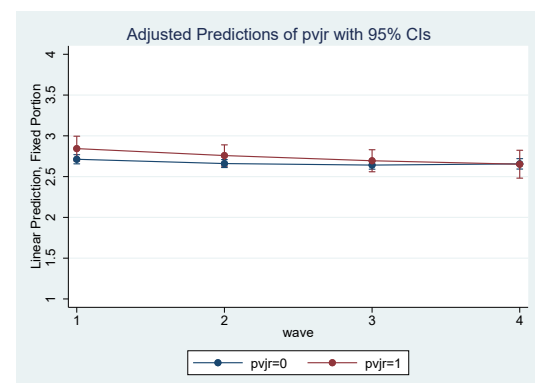


図 2-4 自分のいいところと言えるか

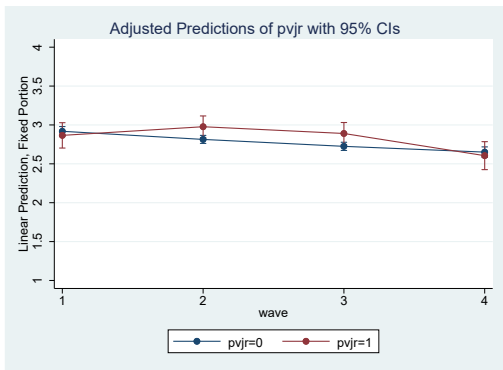


図 2-5 尊敬できる先生がいるか

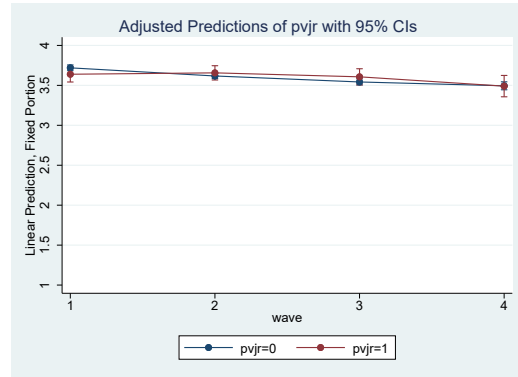


図 2-6 友達と過ごすのが楽しいか

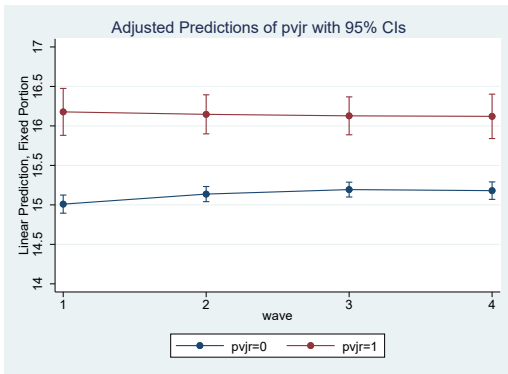


図 2-6 進学期待 (子ども本人)

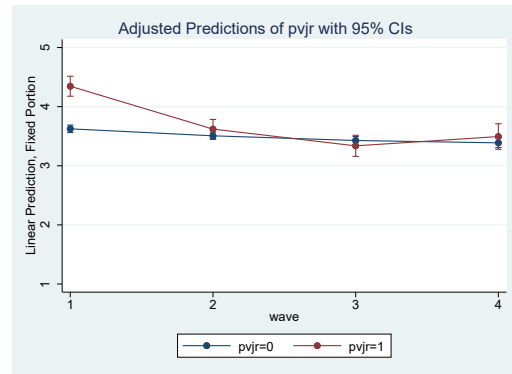


図 2-7 成績 (5段階)

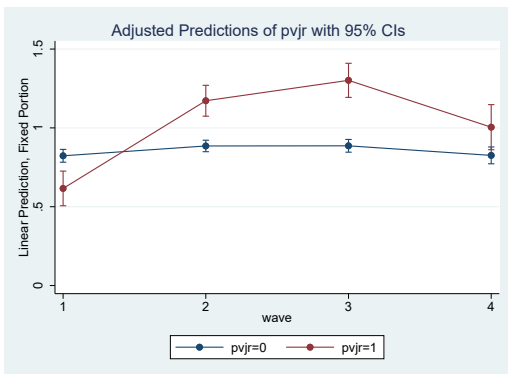


図 2-8 平日一日あたりの宿題時間

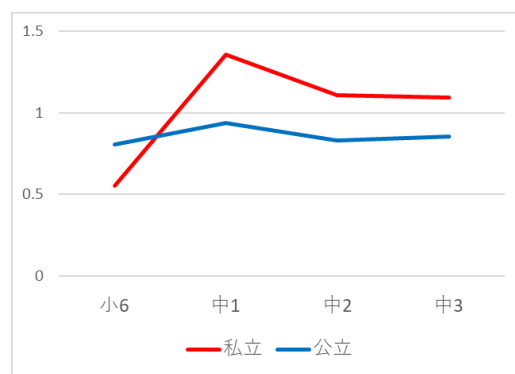


図 2-9 宿題時間の実際の集計値 (参考)

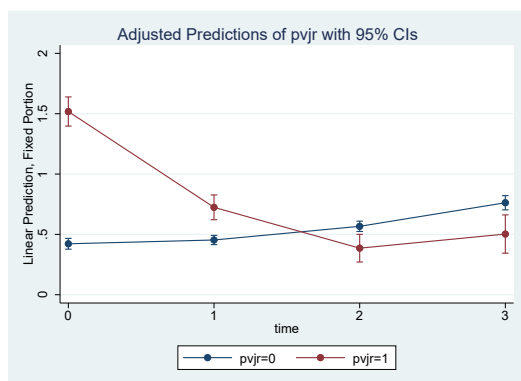


図 2-10 平日一日あたりの勉強時間

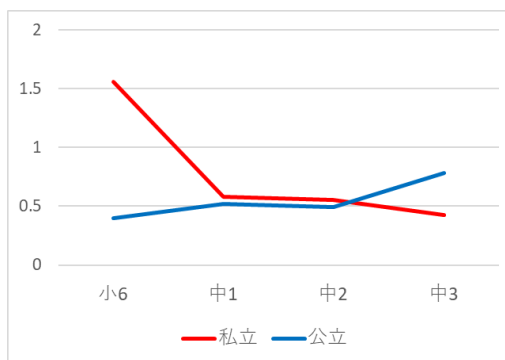


図 2-11 勉強時間の実際の集計値 (参考)

以上の一連の図が示すように、学校生活および学業に関する多面的な指標を小6から中3までのスパンで見ると、私立進学者と公立進学者の間であまり差がない場合と、私立進学者の間で正の方向への変化が見られる場合、また負の方向へ変化が見られる場合がある。また、私立進学者の間で小6から中1にかけて正の変化が見られたアウトカムに関しては、中3にかけて負の方向に変化し、公立進学者との差が縮小するパターンも見られる(学校が好きか、授業が楽しいか、尊敬できる先生がいるか)。公私間の違いの程度に関しては、学習時間を除き、4件法で尋ねられた学校や学業に関する意識に関する差は大きくても0.5ポイント以内であり、必ずしも大きな差であるとはいえない。

なお、2-8(宿題時間)と2-10(勉強時間)の軌跡は、二乗項を投入したモデルでは適切に捉えられていない点についても付記しておく。日本の高校受験等の事情も反映したこうした学習時間の経時的な変化の形状をモデルで適切に捉えるためには、たとえば時点ごとの傾きを個別に推計するなど、別の推計方法が必要になるが、本稿ではこれらの変数については推移のパターンの確認のみにとどめる。

次節では、公私の間で比較的明確な軌跡の差が見られ、かつ学校生活と学業適応の各側面で重要だと思われる「学校が好きだ」と「授業が楽しい」の二つの変数に着目する。その上で、「生徒の属性や家庭背景によってこうした変化のパターンが異なるか」(＝効果の異質性があるか)と、「なぜこうした変化が見られるのか」(＝何が変化の軌跡を説明するのか)という側面からの検討を行う。

## 4 分析課題2の結果：効果の異質性とメカニズムの解明

### 4.1 記述統計

本節以後では、「学校が好き」と「授業が楽しい」の二つの変数に着目した分析を行う。まず、これらの変数の時点(学年)ごとの集計値を概観する。以下の図3は「学校が好きだ」の公私別の集計値、図4は「授業が楽しい」の公私別の集計値である。いずれも、wave1(小6)～wave4(中3)の各時点で私立進学者、公立進学者のこれらの回答がどのような分布で

あったかを示している。

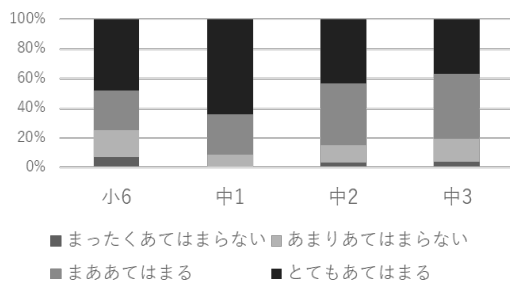


図 3-1 「学校が好きだ」の推移  
私立中進学者 (N=126)

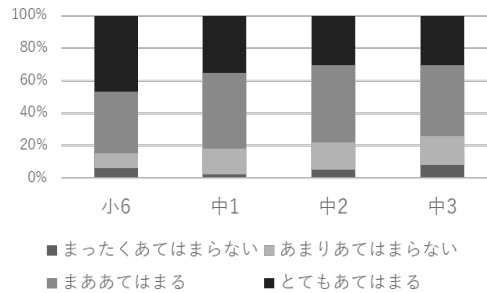


図 3-2 「学校が好きだ」の推移  
公立中進学者 (N=920)

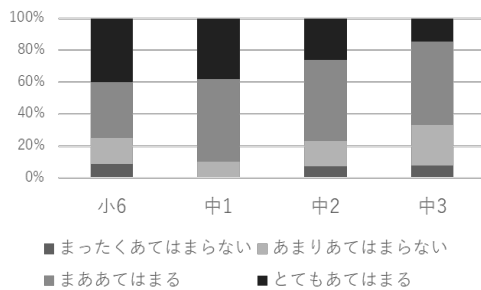


図 4-1 「授業が楽しい」の推移  
私立中進学者 (N=126)

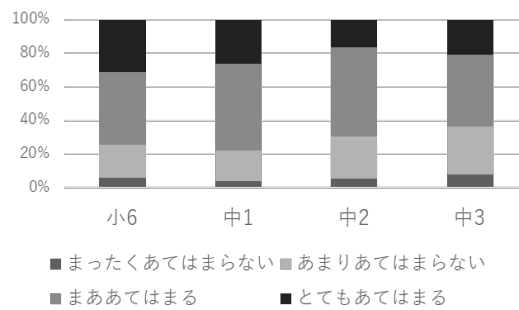


図 4-2 「授業が楽しい」の推移  
公立中進学者 (N=920)

## 4.2 属性や階層による異質性の探求

前節で見られた変化のパターンについて、ベースラインの成長曲線モデルの上に、性別、親学歴、成績（小6時）それぞれと私立ダミーとの交互作用項を投入してさらなる異質性が見られるかを探った。その結果「学校が好きか」の変化は女子の私立進学者や小6時に成績上位の私立進学者の間でその傾向が強く、「授業が好きか」の変化は親が大卒の生徒と小6時に成績上位の私立進学者の間でその傾向が強いことが明らかになった（分析課題 2-①）。

具体的なモデルや係数は省くが、モデルの交互作用項において5%水準で有意な差があった変数について、以下に結果のプロットを示す。なお、プロットの際には交互作用項を用いると公私別の値の把握がしにくいいため、これらの変数でケースを分割して前節と同様のモデル推計を行った際のプロットを以下の図に示す。以下、図5では「学校が好きだ」の公私別の集計値、図6では「授業が楽しい」の公私別の集計値を示す。なお、2節の表1で示した通り、とくに私立進学者で小6時の成績が下位の生徒はケース数が少ないため、成績別の結果を解釈する際にはこのような点に注意が必要である。実際に図内の標準誤差（上下のエラーバー）もそのような場合には大きめに表示されている。

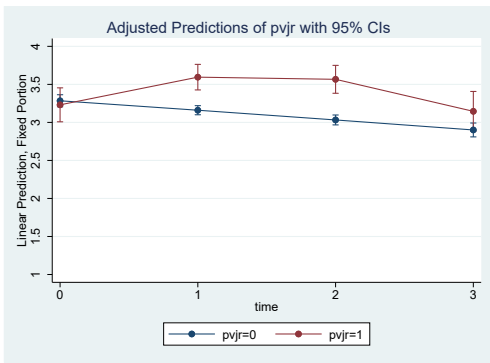


図 5-1 学校が好きか (女子)

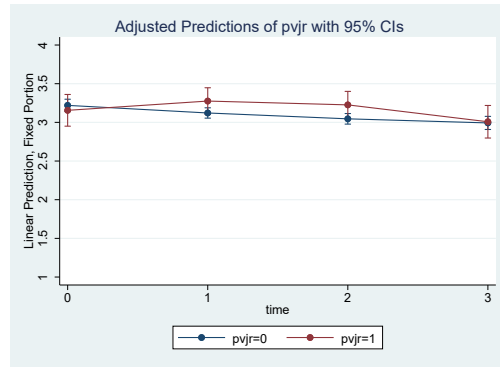


図 5-2 学校が好きか (男子)

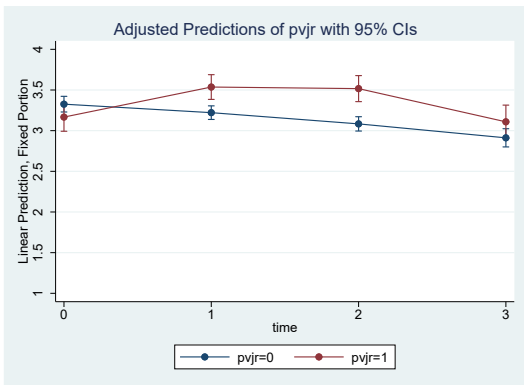


図 5-3 学校が好きか (小 6 成績上位)

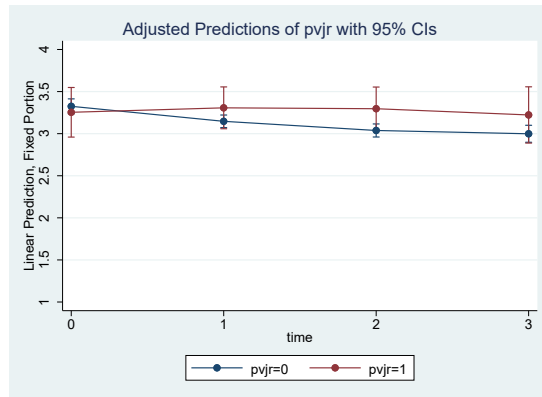


図 5-4 学校が好きか (小 6 成績中位)

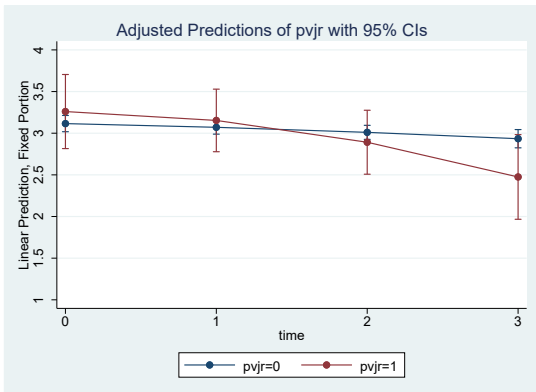


図 5-5 学校が好きか (小 6 成績下位)

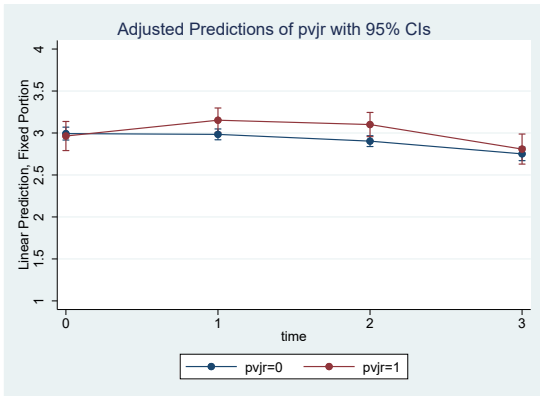


図 6-1 授業が楽しい (親大卒)

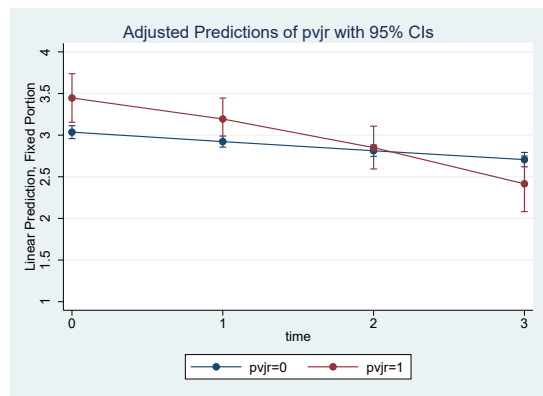


図 6-2 授業が楽しい (親非大卒)

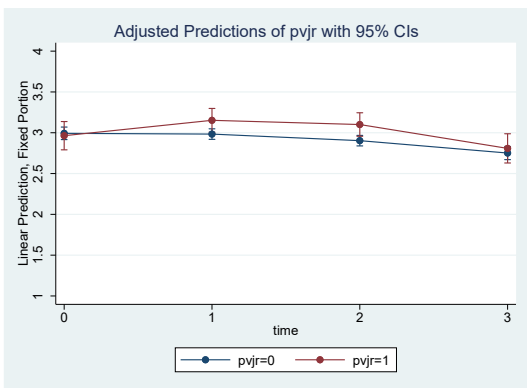


図 6-3 授業が好きか (小6成績上位)

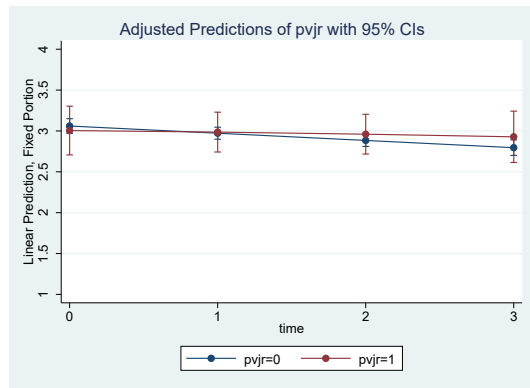


図 6-4 授業が好きか (小6成績中位)

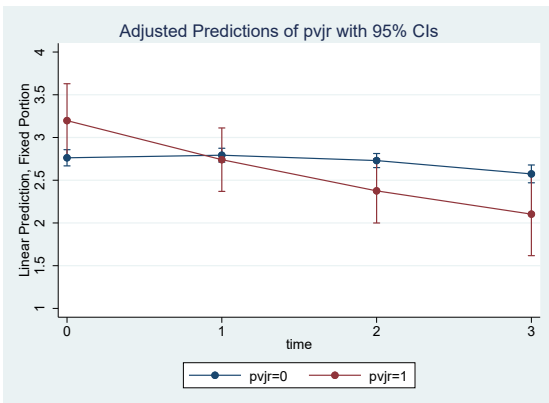


図 6-5 授業が好きか (小6成績下位)

学力的な観点では、小6時の成績が上位であるほど、私立中への進学により学校も授業も好きになる傾向がある。階層的な観点では、親が大卒の生徒の方が授業が好きになる傾向がある一方、学校が好きかに関しては親学歴によって統計的に有意なあるとは言えなかった。また、これらの指標以外で、生徒自身の進学期待についても補足的にケースを分けてみたところ、以下の図 7-1 と図 7-2 に示すように、この場合は親が非大卒の生徒である方が、進学

期待を高めていた。ただし対象のケース数が少ないこともあり、標準誤差は大きめなので確定的な結果とは言えない。しかし、これらの傾向を総合的に見ると、階層的に有利な生徒が私立進学によって常に便益を得やすいのかと言えば、そうでない（逆の可能性もある）ということが示唆される。こうした出身家庭による効果の異質性の可能性に関しては、アウトカムによって傾向が違うことを念頭に、今後さらなる検討を行う必要があるだろう。

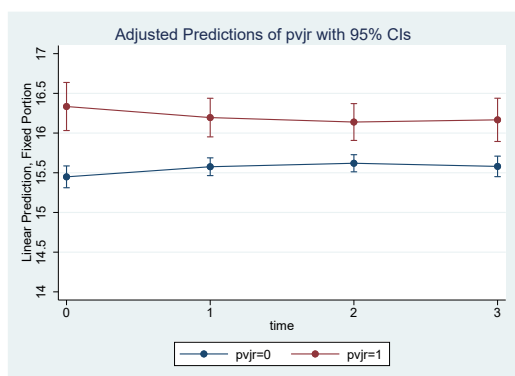


図 7-1 進学期待（親大卒）

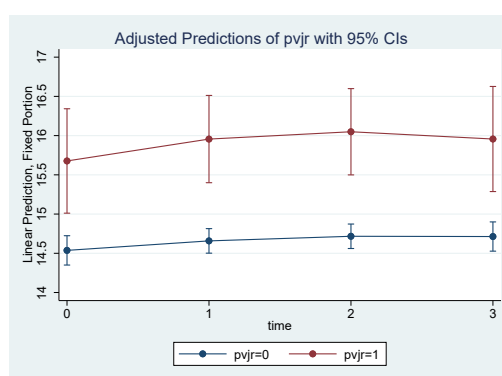


図 7-2 進学期待（親非大卒）

### 4.3 変化のメカニズムの探求

表 4 は、「学校が好きだ」の変化に対する成長曲線モデルの分析結果である。モデル 1 は私立と公立で曲線の傾きが異なることを想定した基本モデルである。モデル 2 では時間によって変化しない共変量を投入している。このモデルによると、親が大卒の生徒は親が非大卒の生徒に比べて学校が好きだと思いにくく、小 6 時の成績が高い生徒の方が学校が好きだと思しやすい。ただし、これらの係数の大きさは 0.1 ポイント以下でありあまり大きくない。また、性別と地域を含めた生徒や家庭の特徴（時間によって変化しない共変量）をすべて考慮しても、私立ダミーと時点変数の交互作用項や、変化率の分散成分が減少していないことから、このモデルでは公立と私立の違いが説明できていない。なお、地域によってこうしたメカニズムが異なる可能性を考慮し、モデル内にある地域の人口規模に関する変数を中学受験率が高い県のダミー変数に変えた分析も行ったが、変数やモデル全体に対して有意な影響はなかった。

モデル 3 では時間によって変化する共変量を投入している。このモデルでは、成績、親の子どもへの情緒的サポート、勉強時間が有意な影響をもっている。ただし成績と勉強時間それぞれが 1 単位ずつ上昇することは、従属変数の変化に対して 0.1 ポイント以下の影響しか及ぼさない。対して子どもへの情緒的サポート（褒める、励ます、応援する）は、子どもの学校への好感度の変化に対して 0.3 ポイント以上の影響をもつ。この点は、同じモデルにある子どもへの教育費支出が有意な影響をもたないことと対照的である。すなわち、金銭的なサポートよりも、親の子に対する関わりが子どもの学校適応に対して効果をもつことが示



された。また、モデル3で追加した共変量により、分散成分のうち初期値がある程度説明された一方、モデル2と同様、公立と私立の違いはこのモデルによってもほとんど説明されていない。つまり、モデル3で投入した変数の影響は私立だけでなく公立にも共通して見られる背景で、私立独自の変化を説明するものではない可能性がある。モデル4では上述のモデルに加え、「授業が楽しい」「尊敬できる先生がいる」「友達と過ごすのが楽しい」という学校生活に関する生徒の意識に関する変数を投入したところ、私立の軌跡に関する係数が有意でなくなり、分散成分の変化率も減少した。このため、私立に進学する生徒は、これらの意識に関する変化と相まって「学校が好き」と感じるようになる可能性がある。

表4 「学校が好きだ」に対する成長曲線モデルの分析結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<b>固定効果</b>				
時点変数	-0.117 ***	-0.118 ***	-0.098 **	-0.045
時点変数の二乗項	0.005	0.005	0.002	0.004
私立	-0.058	-0.092	-0.138	-0.059
私立*時点変数	0.489 ***	0.508 ***	0.531 ***	0.320
私立*時点変数の二乗項	-0.143 ***	-0.149 ***	-0.142 ***	-0.080
<i>時間によって変化しない共変量</i>				
女子		0.038		
親大卒		-0.098 *		
政令市・23区		0.033		
人口16万人以上の市（基準）				
人口16万人未満の市		0.004		
成績（小6時）		0.079 *		
<i>時間によって変化する共変量</i>				
成績（変化）			0.040 **	-0.026 *
子どもへの教育費支出			-0.001	0.000
子どもへの情緒的サポート			0.345 ***	0.180 ***
宿題時間			0.027	-0.007
勉強時間			0.054 ***	0.016
授業が楽しい				0.285 ***
尊敬できる先生がいる				0.139 ***
友達と過ごすのが楽しい				0.368 ***
切片	3.255 ***	3.116 ***	1.938 ***	0.124
<b>分散成分</b>				
レベル1 個人内	0.350 ***	0.353 ***	0.334 ***	0.283 ***
レベル2 初期値	0.356 ***	0.349 ***	0.276 ***	0.136 ***
変化率	0.043 ***	0.045 ***	0.046 ***	0.026 ***
共分散	-0.447 ***	-0.430 ***	-0.464 ***	-0.602 ***
N	3819	3608	3614	3609
ICC	0.504	0.497	0.453	0.324
Log likelihood	-4363.9	-4137.9	-3998.8	-3413.8
AIC	8747.8	8305.9	8027.6	6863.6
BIC	8810.3	8398.7	8120.4	6975.0

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

表5 「授業が楽しい」に対する成長曲線モデルの分析結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<b>固定効果</b>						
時点変数	-0.045	-0.036	-0.037	-0.016	0.089 **	0.091 **
時点変数の二乗項	-0.015	-0.019	-0.019	-0.021	-0.035 ***	-0.033 **
私立	0.080	-0.032	-0.059	-0.019	-0.067	-0.023
私立*時点変数	0.225 *	0.234 *	0.207 *	0.260 *	0.225 *	0.134
私立*時点変数の二乗項	-0.087 **	-0.088 **	-0.078 *	-0.087 **	-0.080 **	-0.051
<b>時間によって変化しない共変量</b>						
女子		0.041	0.019			
親大卒		-0.030	-0.020			
政令市・23区		0.024	0.009			
人口16万人以上の市（基準）						
人口16万人未満の市		-0.004	-0.006			
成績（小6時）		0.187 ***	0.170 ***			
AL系授業の頻度			0.196 ***			
<b>時間によって変化する共変量</b>						
成績（変化）				0.121 ***	0.019	0.014
子どもへの教育費支出				-0.001	-0.001	-0.001
子どもへの情緒的サポート				0.256 ***	0.159 ***	0.088 ***
宿題時間				0.102 ***	0.061 ***	0.052 **
勉強時間				0.073 ***	0.038 *	0.033 *
勉強が好きか					0.459 ***	0.389 ***
尊敬できる先生がいるか						0.258 ***
切片	3.016 ***	2.632 ***	2.108 ***	1.630 ***	1.131 ***	0.828 ***
<b>分散成分</b>						
レベル1 個人内	0.355 ***	0.351 ***	0.350 ***	0.352 ***	0.333 ***	0.306 ***
レベル2 初期値	0.351 ***	0.333 ***	0.328 ***	0.267 ***	0.144 ***	0.115 ***
変化率	0.032 ***	0.034 ***	0.035 ***	0.027 ***	0.018 ***	0.016 ***
共分散	-0.488 ***	-0.485 ***	-0.501 ***	-0.498 ***	-0.507 ***	-0.538 ***
N	3823	3612	3521	3618	3581	3581
ICC	0.498	0.487	0.484	0.432	0.302	0.272
Log likelihood	-4319.8	-4055.7	-3943.7	-3964.6	-3613.7	-3414.9
AIC	8659.5	8141.4	7919.3	7959.2	7259.3	6863.9
BIC	8722.0	8234.3	8018.0	8052.1	7358.3	6969.0

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

表5は、「授業が楽しい」の変化に対する成長曲線モデルの分析結果である。モデル1は私立と公立で曲線の傾きが異なることを想定した基本モデルである。モデル2では時間によって変化しない共変量を投入している。このモデルによると、性別、親大卒の有無、地域は有意な影響をもたない一方、小6時の成績が良いことは授業への好感度への変化に対して有意な影響を示した。ただし、この点は公立と私立の違いは説明していない。モデル3ではwave2時点のアクティブラーニング系授業の頻度（生徒が調べ学習や発表、討論系の授

業を受ける頻度で、モデル内ではAL系授業の頻度と表記)を追加したところ、この変数は小6時の成績水準とともに、授業への好感度の変化を有意に説明した。また、この変数の投入により、モデル2で統制した生徒や家庭の特徴を統制した上でも、アクティブラーニング系の授業の頻度が高いことは、私立独自の变化(私立と時点変数の交互作用項)の一部を説明していることが分かる。

モデル4では時間によって変化する共変量を投入している。このモデルでは、成績の変化、親の子どもへの情緒的サポート、宿題時間と勉強時間が授業への好感度の変化を有意に説明している。これらの変数の投入により、私立と時点変数の交互作用項の係数は減少しないものの、モデル全体の分散成分の初期値や変化率が減少していることから、公立も含めたメカニズムを説明していることが分かる。モデル5では勉強が好きかの変化を投入したところ、授業への好感度の変化に対し有意な影響を示した。モデル4と同様に、この変数は公立も含めたメカニズムの説明には寄与しているが、やはり私立特有の影響であるとはいえない。モデル6では尊敬できる先生がいるかの変化を投入したところ、私立と時点変数の交互作用項、および私立と時点変数の二乗項の交互作用項が有意でなくなった。このことから、生徒が尊敬できる先生がいると感じることが、公立進学者と私立進学者の間で生じる「授業が楽しい」という変化の軌跡の違いを有意に説明している可能性が示された。

### 3.2.3 公私別の補足分析

前項で行った授業の好感度に対する分析では、小6から中3にかけて、公立進学者と私立進学者の間で生じる「授業が楽しい」という変化の軌跡の違いの背景として、アクティブラーニング系授業の頻度や、尊敬できる先生の存在が一因としてあることを示した。前項の分析の主眼は公立・私立間の変化の軌跡の違いを同じモデル内で説明する点にあったが、公立・私立それぞれのセクター内では、授業への好感度はどのようなメカニズムにより説明されるのだろうか。とりわけ、前項で注目されたアクティブラーニング系授業の頻度や尊敬できる先生の存在は、公立進学者と私立進学者の双方にとって、どのような影響をもつのか。本項ではこのように、前項とは若干視点を変え、表5で示した「授業が楽しい」に対する成長曲線モデルの分析を、公私別に分けた補足分析によって追加検証する。

表6は「授業が楽しい」の変化に対する成長曲線モデルの分析を、私立進学者と公立進学者に分けて行った結果である。生徒の性別や親学歴、居住地域や小6時の成績、勉強時間や親の子どもへの金銭的・情緒的サポートを統制した上で、各セクターの最初のモデルではアクティブラーニング系の授業頻度、次のモデルでは尊敬できる先生がいるか(変化)の係数に着目してほしい(表6で太字の部分)。調べ学習、発表や討論等のアクティブラーニング系の授業の頻度(wave2、すなわち生徒が中1時点)は、最初のモデルでは私立進学者と公立進学者の両方で授業の楽しさに対して有意な影響をもっていたが、係数は公立に比べて私立で3倍程度の大きさだった。また、次のモデルで尊敬できる先生がいるかの変化を投入

したところ、私立ではアクティブラーニング系の授業頻度の効果が残ったが、公立ではその効果は有意でなくなった。またこのモデルで、尊敬できる先生がいるかの変化自体の係数は、私立進学者で 0.301、公立進学者で 0.245 と双方でそれなりの影響があった。

表 6 「授業が楽しい」に対する成長曲線モデルの分析結果（公私別の追加分析 1）

	私立中進学者		公立中進学者	
固定効果				
時点変数	-0.102	0.014	-0.036	0.089 **
時点変数の二乗項	-0.017	-0.028	-0.020	-0.034 **
女子	-0.071	-0.081	-0.043	-0.077 *
親大卒	-0.013	-0.008	-0.019	-0.019
政令市・23区	0.014	0.074	0.029	0.025
人口16万人以上の市（基準）				
人口16万人未満の市	-0.165	-0.059	0.006	-0.011
成績（小6時）	0.126	0.009	0.141 ***	0.010
子どもへの教育費支出	-0.009 ***	-0.006 **	0.001	0.000
子どもへの情緒的サポート	0.293 ***	0.117 *	0.255 ***	0.094 ***
宿題時間	0.121 *	0.053	0.092 ***	0.052 **
勉強時間	0.079	0.026	0.080 ***	0.029
<b>アクティブラーニング系の授業頻度</b>	<b>0.324 ***</b>	<b>0.227 **</b>	<b>0.119 **</b>	<b>0.038</b>
勉強が好きか		0.322 ***		0.399 ***
<b>尊敬できる先生がいるか（変化）</b>		<b>0.301 ***</b>		<b>0.245 ***</b>
切片	1.037 **	0.359	1.452 ***	0.771 ***
分散成分				
レベル1 個人内	0.350 ***	0.328 ***	0.343 ***	0.294 ***
レベル2 初期値	0.255 ***	0.083 ***	0.278 ***	0.131 ***
変化率	0.054 ***	0.027 ***	0.028 ***	0.018 ***
N	396	394	2983	2951

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

表 7 は上記のモデルと同様に、「授業が楽しい」の変化に対する成長曲線モデルの分析を公私別に分けて行い、その際「尊敬できる先生がいるか」の影響を「変化」でなく wave2、すなわち中 1 時点の「水準」に変えた場合の結果である。アクティブラーニング系の授業頻度については、表 6 とほぼ同様の結果であるが、中 1 時点の尊敬できる先生の存在が生徒の授業の楽しさに対して及ぼす影響は、私立進学者で 0.149、公立進学者で 0.181 と、双方で有意であるものの公立進学者の方で若干係数が大きかった。

これらの補足分析は、私立進学者の間だけでなく、公立進学者の間でも尊敬できる先生の存在や水準は、生徒が中学校段階で授業が楽しいと思えることに対して重要な影響を及ぼしていることを示す。また、アクティブラーニング系の授業頻度に関しては、公立よりも私立進学者の間で、授業の楽しさとより強く結びついている傾向が示された。公立進学者の場

合，尊敬できる先生の存在を考慮するとアクティブラーニング系の授業頻度は授業の楽しさを有意に規定しなくなった。

表7 「授業が楽しい」に対する成長曲線モデルの分析結果（公私別の追加分析2）

	私立中進学者		公立中進学者	
固定効果				
時点変数	-0.102	0.097	-0.036	0.074 *
時点変数の二乗項	-0.017	-0.059	-0.020	-0.034 **
女子	-0.071	-0.107	-0.043	-0.075 *
親大卒	-0.013	0.009	-0.019	-0.028
政令市・23区	0.014	0.060	0.029	0.016
人口16万人以上の市（基準）				
人口16万人未満の市	-0.165	-0.096	0.006	0.002
成績（小6時）	0.126	0.015	0.141 ***	0.010
子どもへの教育費支出	-0.009 ***	-0.006 **	0.001	0.000
子どもへの情緒的サポート	0.293 ***	0.178 **	0.255 ***	0.130 ***
宿題時間	0.121 *	0.066	0.092 ***	0.048 *
勉強時間	0.079	0.032	0.080 ***	0.034
<b>アクティブラーニング系の授業頻度</b>	<b>0.324 ***</b>	<b>0.226 **</b>	<b>0.119 **</b>	<b>0.032</b>
勉強が好きか		0.379 ***		0.442 ***
<b>尊敬できる先生がいるか（水準）</b>		<b>0.149 ***</b>		<b>0.181 ***</b>
切片	1.037 **	0.398	1.452 ***	0.774 ***
分散成分				
レベル1 個人内	0.350 ***	0.367 ***	0.343 ***	0.315 ***
レベル2 初期値	0.255 ***	0.141 ***	0.278 ***	0.139 ***
変化率	0.054 ***	0.046 ***	0.028 ***	0.021 ***
N	396	394	2983	2951

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## 4 結論と今後の展望

### 4.1 本稿のまとめ

本稿では公立小から公立中へ進学した生徒と，公立小から私立中（国立・公立一貫校を含む）へ進学した生徒について，学校生活や学びに対する意識や行動が小6～中3の間にどのように変化したかを，成長曲線モデルによって示した。まず，学校生活と学業に関する多面的な指標について，小6から中3までのスパンで基本的な成長曲線モデルを当てはめて分析を行った結果，私立進学者の間で小6から中学入学後に正の方向に変化するパターン（学校が楽しい，授業が好きだ，尊敬できる先生がいる，宿題時間）と，中学入学後に負の方向に変化するパターン（成績，勉強時間），公私間であまり大きな差がないパターン（勉強が好きか，自分のいいところと言えるか，友達と過ごすのが楽しいか，成績）が見られた。た

だし、私立進学者の間で見られたプラス方向への変化は、中2から中3にかけていずれもマイナス方向に変化する傾向にあった。

公立進学者と私立進学者の間で目立った違いが見られた「学校が楽しい」と「授業が好きだ」の二つの変数について、上述のような変化のパターンに性別、親学歴、成績（小6時）によって異質性が見られるかを探った。その結果「学校が好きか」の変化は女子や小6時に成績上位の私立進学者の間でその傾向が強く、「授業が楽しい」の変化は親が大卒や小6時に成績上位の私立進学者の間でその傾向が強いことが示された。ただし、階層的な側面に関しては進学期待をアウトカムにして見た場合、親が非大卒の私立進学者の方が正の方向への変化を示しており、私立中学への進学が社会経済的に有利／不利な背景をもつ生徒に対してもつ影響は、アウトカムが何であるかによって異なる可能性がある。

さらに、私立進学者と公立進学者の間で授業や学校への好感度の軌跡に差が見られた理由について、モデル間で共変量を投入することによるメカニズムの解明を試みた。「学校が好きだ」の変化に対しては、成績や保護者の子どもへの情緒的サポート、勉強時間それぞれの変化が有意な影響をもっていた。しかしそれらの影響は公立にも共通して見られるメカニズムで、必ずしも私立独自の変化を説明するものではなかった。最終的なモデルで「授業が楽しい」「尊敬できる先生がいる」「友達と過ごすのが楽しい」という学校生活や学校での学びに関連の深い生徒の意識変数を投入したところ、私立特有の変化が説明された。このため、私立に進学する生徒はそうした学校生活や学習面での変化と相まって「学校が好き」と感じるようになる可能性がある。

授業への好感度に対しては、生徒の成績、保護者の子どもへの情緒的サポート、宿題時間と学習時間が有意な影響をもっていたが、とくに私立進学者に特有の影響が見られたのはアクティブラーニング系の授業頻度（発表、調べ学習、討論等）と尊敬できる先生の存在であった。授業への好感度の背景に関して、補足的に公立進学者と私立進学者でモデルを分けた分析も行った。その結果、尊敬できる先生の存在は、変化と水準の両面で、私立だけでなく公立進学者にとっても重要な影響をもつことが分かった。一方でアクティブラーニング系の授業頻度は、相対的には公立進学者よりも私立進学者にとって、授業への好感度への影響が大きかった。

これらの結果と意義を一段落にまとめると、以下のようなになる。私立中学に進学することの影響は多面的な指標を用いて見ると正負のそれぞれの影響、あるいは影響がないパターンのいずれもありうる。ただし効果の大きさはあまり大きなものではなく、正の方向に有意な影響がある場合でも、その効果は中3にかけて縮小する傾向にある。アウトカムによって、性別や親学歴、成績による効果の異質性がある可能性も示された。こうした結果は、先行研究において須藤（2012:200）が述べた、中学受験により子どもたちが得ているのは中上位校に限定しての「ささやかな学校満足」なのではないか、という指摘とも重なる。また正の方向に顕著な変化が見られた学校や授業への好感度に関して、そうした変化がなぜ生じ

るのかをより詳細に分析したところ、学校での友人との関わりやアクティブラーニング系の授業頻度、教員へのポジティブな認識等が背後に関連している可能性が示された。こうした結果——たとえば私立中学に進学する相対的に学力の高い生徒が調べ学習や発表、討論系の授業によって学習の満足度を高めやすいこと——は、私立学校の文脈だけでなく、公立学校も含めた教育のあり方を考える際の一つの参考になるかもしれない。

## 4.2 今後の課題

最後に本稿の課題を、テーマと方法の両面に分けて述べる。まずテーマ面に関して、本稿では前半の分析で多面的な指標に焦点を当てた後、後半の分析では学校や授業への好感度という、学校適応や学習意欲に関する変数に焦点を絞って分析を行った。こうした分析は、今後はどちらかというと教育学的な観点から、教育の効果に関する先行研究の枠組みにより丁寧に位置づけて議論を行うことで、学術的にも意味のある発信につながるだろう。ただし、社会学における社会階層論の研究枠組みに関心をもつ研究コミュニティに対しては、前半部で生徒の進学期待に関する変数の軌跡を確認したことを除けば、学力や大学進学といった、こうした研究枠組みが重視する変数を扱っておらず、その点で知見の意義を共有しづらいかもしれない。私立中学への進学が生徒の学力や大学進学に対してもたらす効果をパネル調査データを用いて推計することは、社会階層論の視点と教育の因果効果に関する視点の両面において重要だと考えられるため、それらについては適切なデータや分析方法を見極めたうえで今後分析を試み、稿を改めて論じたい。

方法面での課題は以下の通りである。第一に、本稿の前半部で宿題時間と学習時間の軌跡を成長曲線モデルによってプロットした際、実際の値との間に齟齬が見られた。これは、こうした値の変化の軌跡が二乗項の投入のみではとらえきれないことを示しており、このような学習時間系のアウトカムを成長曲線モデルを用いて分析する際の難しさを示したと言える。第二に、モデルごとに共変量を投入してメカニズムを探る場合、パネル調査データであっても、最終的な因果効果の方向までは特定しきれない点が課題としてある。たとえば勉強が好きな度合いの変化が、授業への好感度の変化に影響するといった場合、それは必ずしも一方向の変化を意味するのではないかもしれない。すなわち、どちらが因果的に先かという点に解釈の余地は残る。ただし、現実的にはそれらが「あいまって」変化していくことが分かれば、パス図的な分析をせずとも、一定の意味はあるかもしれない。第三に、本項で示したモデルの結果に関しては、モデル間でケース数をそろえ、本稿で採用したリストワイズ法以外の欠損値への対処の可能性についても検討することが今後の課題である。最後に、成長曲線モデルはメカニズムの解明を目的とするリサーチクエスチョンに合った柔軟なモデル化が可能な一方で、観察されない共変量を完全には統制できていない可能性がある。今後は結果の頑強性を高めるため、固定効果モデルの推計結果を併記することも検討したい。

## [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1~4, 2015-2019」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。また本研究は JSPS 科研費 21J40111 の助成を受けたものです。

## [参考文献]

- Benveniste, L., M. Carnoy, and R. Rothstein, 2002, *All Else Equal: Are Public and Private Schools Different?* New York: Routledge.
- Cobb, C. D. and G. V Glass, 2021, *Public and Private Education in America: Examining the Facts*. ABC-CLIO.
- Coleman, J. S. and T. Hoffer, 1987, *Public and Private High Schools*. New York: Basic Books.
- Coleman, J. S., T. Hoffer and S. Kilgore, 1982, "Cognitive Outcomes in Public and Private Schools." *Sociology of Education*, 55 (2): 65-76.
- 片岡栄美, 2009, 「格差社会と小・中学受験：受験を通じた社会的閉鎖, リスク回避, 異質な他者への寛容性」『家族社会学研究』21(1): 30-44.
- 濱本真一, 2012, 「公立中高一貫校拡大の規定要因分析——学校タイプによる傾向の違いに着目して」『社会学年報』41: 115-125.
- 濱本真一, 2015, 「中学校選択の不平等：国私立中学校に関する階層差と地域差に着目して」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編『2014 年度参加者公募型二次分析研究会「子どもの生活 保護者の教育意識」研究成果報告書』pp. 217-230.
- 濱本真一, 2018, 「教育機会不平等構造の中の中学校——国私立中学校進学の方格差と学歴達成効果」古田和久編『2015 年社会階層と社会移動全国調査報告書 教育 I』pp. 141-153.
- Halaby, C. N., 2004, Panel Models in Sociological Research: Theory into Practice. *Annual Review of Sociology* 30(1): 507-544.
- 樋田大二郎, 1993, 「プライバタイゼーションと中学受験—英国の教育改革と日本の中学受験の加熱化」『教育社会学研究』52: 72-91.
- ジュディス・シンガー, ジョン・ウィレット著/菅原 ますみ監訳, 2012, 『縦断データの分析〈1〉変化についてのマルチレベルモデリング』朝倉書店.
- Lubienski, C. A. and S. T. Lubienski, 2013, *The Public School Advantage: Why Public Schools Outperform Private Schools*. University of Chicago Press.
- McLanahan, S., L. Tach, and D. Schneider, 2013, "The Causal Effects of Father Absence." *Annual Review of Sociology* 39(1): 399-427.
- 森いづみ, 2017, 「国・私立中学への進学が進学期待と自己効力感に及ぼす影響——傾向スコアを用いた分析」『教育社会学研究』101: 27-47.



- 森いづみ, 2021, 「中学受験による進学が学業と学校生活に及ぼす影響——公立小学校から国私立中学・中高一貫校への進学による変化」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編『2020年度課題公募型二次分析研究会 子どもの自立に影響する要因の学際的研究「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いて 研究成果報告書』SSJDA リサーチペーパーシリーズ 77: 1-13.
- 西丸良一, 2008a, 「大学進学に及ぼす国・私立中学校進学の影響」『教育学研究』75(1): 24-33.
- 西丸良一, 2008b, 「国・私立中学校の学歴達成効果」米澤彰純編『2005年SSM調査シリーズ5 教育達成の構造』2005年SSM調査研究会, pp. 99-111.
- South, S. J., Huang, Y., Spring, A., & Crowder, K., 2016, “Neighborhood Attainment over the Adult Life Course.” *American Sociological Review*, 81(6): 1276-1304.
- 須藤康介, 2011, 「私立中高一貫校の学校階層構造——マクロ・マイクロデータの分析から」『学校教育研究』26: 99-111.
- 須藤康介, 2012a, 「私立中高一貫校における中入生と高入生の比較分析——中学受験のメリット・デメリットの実証的検討」『東京大学教育学研究科紀要』52: 193-201
- 須藤康介, 2012b, 「中高一貫校進学が難関大学進学に与える影響——東京都全高校データベースの分析から」ベネッセコーポレーション チャイルドリサーチネット掲載論文。  
(<http://www.blog.crn.or.jp/report/10/03.html>)
- 谷崎奈緒子, 2008, 「誰が中学受験の準備をするのか——地域の教育構造に着目して」『進路選択と教育戦略に関する実証研究』SSJDA リサーチペーパーシリーズ 38: 87-98.
- 豊永耕平, 2018, 「中学受験選択を促すものは何か——階層・地域要因と中学受験の再生産」東京大学教育学研究科紀要 58: 21-29.
- UNESCO, 2021, “Global Education Monitoring Report, 2021/2: Non-State Actors in Education: Who Chooses? Who Loses?”
- Wagmiller, R. L. Jr., E. Gershoff, P. Veliz, and M. Clements, 2010, “Does Children's Academic Achievement Improve when Single Mothers Marry?” *Sociology of Education*, 83(3): 201-226.
- Walford, G., 1990, *Privatization and Privilege in Education*. London: Routledge.

# メディア利用が学業成績に及ぼす影響 ——5時点のパネル調査データに基づく検討——

田島 祥  
(東海大学)

メディア利用が学業成績に及ぼす影響を検討することを目的に、小学4年生から中学2年生までと、中学2年生から高校3年生までの2つのコホートを対象に、5年間のパネル調査データを分析した。テレビ、ゲーム、スマホ、パソコンのいずれのメディアにおいても、コホート間で学年が上がるごとの利用時間の変化のパターンに違いがみられた。また、小学4年生からのコホートの方が中学2年生からのコホートよりも学業成績に対する有意な負のパスが多くみられ、小学4年生の時点での利用時間が長いことや、学年があがるごとの利用時間の変化量が大きく、中学2年生での利用時間が長いほど、負の影響を及ぼすことが示された。

## 1 はじめに

現代社会の生活において、メディアは重要な一部を担っている。それは子どもにとっても同様であり、日常生活に深く関わり、その利用時間は少ないものではない。総務省情報通信政策研究所が継続的に行っている調査によると、10代の子ども（13-19歳）は、テレビやインターネットを平日260.9分、休日は340.0分利用していた<sup>1)</sup>（総務省情報通信政策研究所2022）。インターネット利用に関する調査からは、平日一日あたり、小学生は207.0分、中学生は259.4分、高校生は330.7分利用していると報告されている（内閣府政策統括官（政策調整担当）2022）。1年前に実施された調査（内閣府政策統括官（政策調整担当）2021）と比べると、いずれの区分も時間が長くなっていた。また、学校種があがるほど利用時間は長くなるという傾向は継続されていることが確認された。

このようなメディアの利用は子どもにどのような影響を及ぼすのか、発達の様々な側面に対する影響に長く関心が持たれてきた。その一つの領域として、学力や知的能力への影響が挙げられる。これまでに数多くの研究が行われてきたが、メディア利用の負の効果を示す研究や（e.g., Aksoy & Link 2000; Mundy et al 2020）、影響はないとする研究など（e.g., Gaddy 1986; Zavodny 2006）、結果は混在している。その背景の一つとして、それぞれの研究で扱われるメディアの種類や学力のとらえ方などが一致していないことが挙げられる。また、メディアの利用の仕方には国や文化による違いが現れる。例えば OECD 生徒の学習到達度調査（PISA2018）によると、日本は学校の授業で ICT を利用する時間が短いことや、学校外での利用はゲームやチャットに偏っているという特徴がみられている（国立教育政策研究所2019）。これらの結果をふまえると、日本の子どものメディア利用の実態をふまえて研究を蓄積することが必要だといえる。

Tajima(2022)は、東京大学社会科学研究所及びベネッセ教育総合研究所による共同研究「子どもの生活と学び」研究プロジェクトが実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査」のデータを用い、小学校高学年、中学生、高校生を3年間追跡し、メディア利用が学業成績に及ぼす影響を検討した。読書時間や学習時間を含めた交差遅延効果モデルを用いて分析したところ、メディア利用と学業成績との関連は発達段階によって異なることが示され、特に高校生において、メディア利用が翌年の学習時間を減らすことや、その時間の置き換えによって学業成績に間接的に負の効果を及ぼすことが示された。

本研究では、同プロジェクトのデータを活用し、次の3つの観点をふまえてより詳細な分析を行い、メディア利用が学業成績に及ぼす影響を検討することを目的とする。1つ目の観点はメディアの種類別の影響に着目することである。Tajima(2022)では、テレビ視聴、ゲーム遊び、携帯電話・スマートフォンの利用、パソコンの利用に関するデータを合計し、総メディア利用時間を指標として用いた。本研究ではそれぞれ分けて分析を行う。2つ目は、進学に伴うメディア利用の変化を含めて分析を行うことである。小学生から中学生、中学生から高校生に進学すると、所有するメディアやその使い方に変化が生じることが考えられるためである。3つ目は、メディア利用の変化のパターンとその個人差を考慮して分析することである。Tajima(2022)で用いられた交差遅延効果モデルは、全体の平均を用いた分析であり、個人差は考慮できていない。そこで本研究では、潜在成長モデルを用いて検討する。

## 2 方法

### 2.1 分析に用いたデータ

2015年から2019年にかけて実施された「子どもの生活と学びに関する親子調査」におけるベースサーベイのデータを使用した。このうち、2015年に小学4年生だった子どもと中学2年生だった子どもをそれぞれ5年間追跡したデータを分析に用いた。これ以降、前者はコホート1、後者はコホート2とする。コホート1では小学4年生から中学2年生まで、コホート2では中学2年生から高校3年生までのメディア利用の変化や学業成績との関連を捉えていく。

### 2.2 使用する変数

#### 2.2.1 メディア利用時間

学校がある日の1日あたりのメディア利用時間として、「テレビやDVDを見る（以下、テレビ）」「テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ（以下、ゲーム）」「携帯電話やスマートフォンを使う（以下、スマホ）」「パソコンやタブレット（iPadなど）を使う（以下、パソコン）」時間を「しない」から「4時間より多い」の10段階で尋ねた。回答を時間（分）に変換した数値を分析に用いた（例：「1時間」は60分、「4時間より多い」は300分）。

## 2.2.2 学業成績

「国語」「数学」「理科」「社会（高校生は“地歴・公民”）」「英語（外国語）」の5科目の成績について、学年の中での位置を「下のほう」から「上のほう」の5段階で尋ねて平均した。高校生に対しては、理科や社会のように複数の科目からなる教科は、平均していただきたいの位置を回答するよう教示した。また、「履修していない」という選択肢を設け、これが選択された場合は残りの教科の回答を平均した。分析には2019年の調査の回答を使用した。

## 2.2.3 子どもの性別

子どもの性別について、「男子」または「女子」のいずれかに回答させた。5回の調査で回答に不一致が生じた場合には、2回以上一致している性別を分析に使用した。

## 2.2.4 世帯年収

世帯全体の収入を「200万円未満」から「2000万円以上」の10段階で尋ねた。2015年の保護者調査の回答を中央値に変換して分析に用いた（例：200～300万円未満の場合は“250”，600～800万円未満の場合は“700”）。

## 3 結果

2015年から2019年に行われた5回の調査のうち、3回以上調査に参加した子どもが分析対象となった。テレビ、ゲーム、スマホ、パソコンの順に、コホート1は1206名、1208名、1205名、1210名が、コホート2は1158名、1161名、1159名、1162名が対象となった。

表1、2に、各メディア利用時間の平均分数及び標準偏差を示す。

表1 各調査時点におけるメディア利用時間の平均と標準偏差（コホート1）

	小学4年生		小学5年生		小学6年生		中学1年生		中学2年生	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
テレビ	92.01	66.73	95.70	70.33	99.55	74.51	87.39	71.63	82.30	66.05
ゲーム	38.77	46.98	42.34	53.34	50.25	63.38	48.96	65.80	55.49	69.58
スマホ	5.94	16.21	12.50	34.50	20.32	43.98	50.52	71.65	70.33	78.31
パソコン	11.78	25.83	17.83	37.50	22.65	43.81	27.19	54.45	30.53	59.05

表2 各調査時点におけるメディア利用時間の平均と標準偏差（コホート2）

	中学2年生		中学3年生		高校1年生		高校2年生		高校3年生	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
テレビ	86.68	65.72	81.52	62.89	69.70	60.70	64.05	58.96	55.97	57.62
ゲーム	47.02	59.52	47.34	65.06	47.27	68.65	49.71	69.25	41.56	67.46
スマホ	47.78	66.66	54.74	68.74	107.31	79.91	117.96	82.86	116.85	85.34
パソコン	26.65	44.10	29.73	51.31	21.33	49.62	22.92	52.20	23.19	54.98

### 3.1 メディア利用時間の変化

5年間のメディア利用時間の変化について、潜在成長モデルを用いて分析した。欠損値がある場合は、完全情報最尤推定法で推定した。1次のモデルと2次のモデルで分析し、適合度が高いモデルを採用した。その結果、ほとんどの分析で2次のモデルが採用されたが、コホート2のスマホの利用に関しては、いずれも適合度が低かったため、区間線形の潜在成長モデルを採用した。

#### 3.1.1 テレビ視聴時間の変化

各コホートのテレビ視聴時間の学年ごとの平均値と潜在成長モデルによる予測曲線を図1に示す。また、潜在成長モデルの結果を表3に示す。コホートによって学年が上がるごとの平均値の変化のパターンに違いがみられた。特徴的な点として、コホート1では1次の傾きが有意に正、2次の傾きが有意に負であることから、小学4年生から5年生にかけて視聴時間が増えているが、その後減少していくことが示唆された。図1の予測曲線からもその傾向が読み取れた。コホート2では1次の傾きが有意に負であり、中学2年から3年にかけて視聴時間は減少していた。また、いずれのコホートも、切片や1次の傾きの分散が大きくなり、個人差が非常に大きかった。

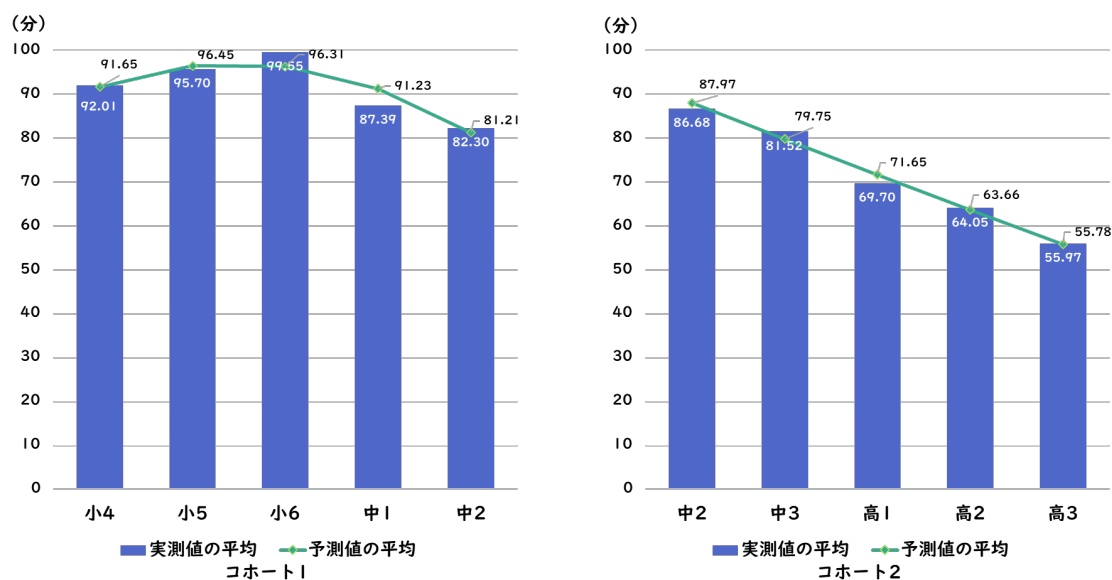


図1 テレビ視聴時間の学年ごとの平均値と予測曲線

表3 テレビ視聴時間に関する潜在成長モデルの結果

		コホート1 (小4→中2)			コホート2 (中2→高3)		
		推定値	SE	p	推定値	SE	p
平均	切片	91.65	1.94	***	87.97	1.94	***
	1次の傾き	7.27	1.73	***	-8.28	1.48	***
	2次の傾き	-2.47	.41	***	.06	.33	.87
分散	切片	2890.50	283.92	***	2933.82	246.48	***
	1次の傾き	917.81	233.93	***	569.15	170.34	***
	2次の傾き	57.24	11.80	***	12.54	8.17	.13
相関	切片-1次の傾き	-.18			-.41		**
	切片-2次の傾き	-.05			.20		
	1次の傾き-2次の傾き	-.87		***	-.94		*

\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$

### 3.1.2 ゲーム遊びの時間の変化

各コホートのゲーム遊びの時間の学年ごとの平均値と潜在成長モデルによる予測曲線を図2に示す。また、潜在成長モデルの結果を表4に示す。コホートによって学年が上がるごとの平均値の変化のパターンに違いがみられた。特徴的な点として、コホート1では1次の傾きが有意に正で、小学4年生から5年生にかけてゲーム遊びの時間は増えていた。コホート2では、切片と2次の傾きとの間の相関が有意に正であることから、中学2年生の時点でゲーム遊びの時間が長い子どもほど、学年が上がるごとに変化量が正に大きくなり、高校3年生の時点ででの時間も長くなることが示された。また、いずれのコホートも、切片や1次の傾きの分散が大きく、個人差が非常に大きかった。

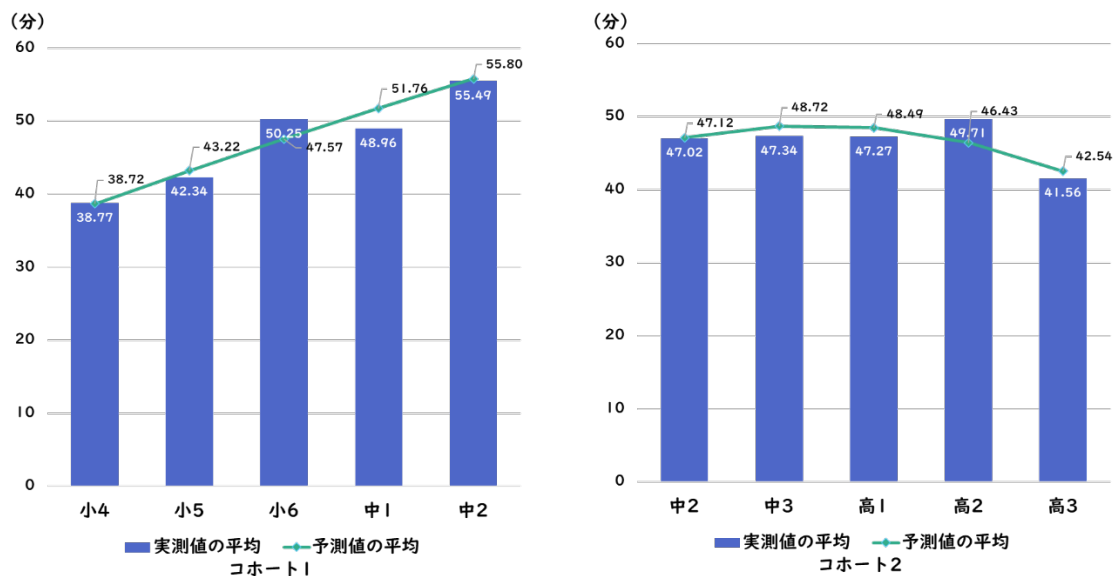


図2 ゲーム遊びの時間の学年ごとの平均値と予測曲線

表 4 ゲーム遊びの時間に関する潜在成長モデルの結果

		コホート 1 (小 4→中 2)			コホート 2 (中 2→高 3)		
		推定値	SE	p	推定値	SE	p
平均	切片	38.72	1.38	***	47.12	1.78	***
	1 次の傾き	4.58	1.43	**	2.52	1.64	.12
	2 次の傾き	-.08	.36	.83	-.92	.39	*
分散	切片	1280.84	168.85	***	2916.28	269.66	***
	1 次の傾き	346.22	168.02	*	989.91	219.04	***
	2 次の傾き	24.11	9.36	**	38.05	10.94	***
相関	切片-1 次の傾き	-.06			-.59		***
	切片-2 次の傾き	-.01			.47		***
	1 次の傾き-2 次の傾き	-.81		*	-.89		***

\*\*\* $p<.001$ , \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$

### 3.1.3 スマホ利用時間の変化

各コホートのスマホ利用時間の学年ごとの平均値と潜在成長モデルによる予測曲線を図 3 に示す。また、潜在成長モデルの結果を表 5 に示す。特徴的な点として、コホート 1 では 2 次の傾きが有意に正であり、学年が上がるごとに利用時間の変化量は正の方向に大きくなり、中学 2 年生での利用時間も長くなること示された。この傾向は図 3 の予測曲線からも読み取れた。コホート 2 では切片の分散が大きく、中学 2 年生の時点での個人差が大きかった。また、中学 3 年生から高校 1 年生にかけての利用時間の変化が大きかった。

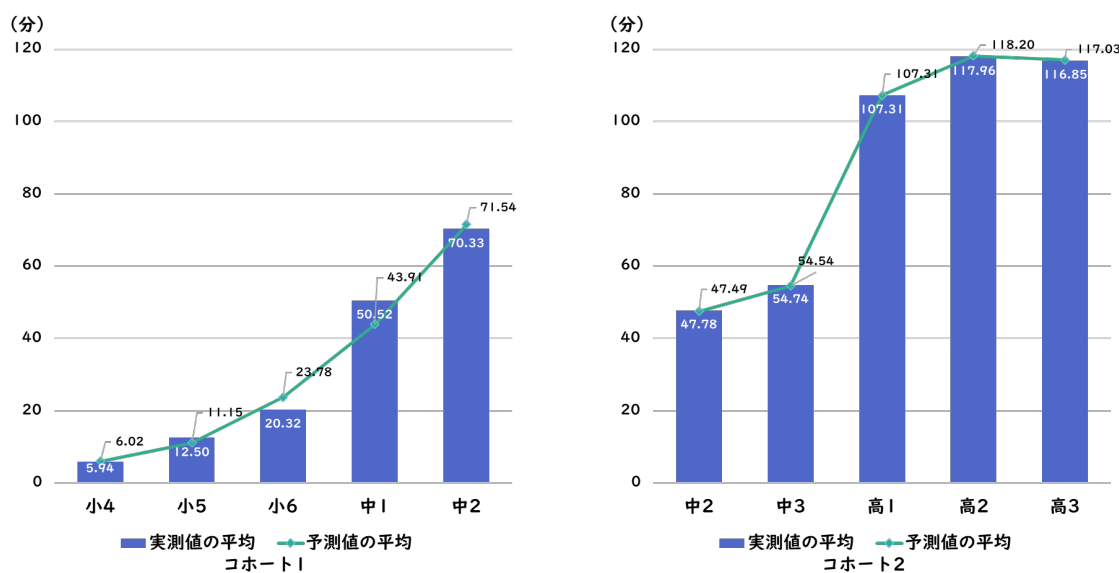


図 3 スマホ利用時間の学年ごとの平均値と予測曲線

表5 スマホ利用時間に関する潜在成長モデルの結果

		コホート1 (小4→中2)			コホート2 (中2→高3)		
		推定値	SE	p	推定値	SE	p
平均	切片	6.02	.48	***	47.49	1.97	***
	1次の傾き	1.38	.97	.16	7.05	1.83	***
	2次の傾き	3.75	.30	***			
分散	切片	177.9	45.62	***	2465.19	170.05	***
	1次の傾き	349.93	67.06	***	37.37	19.55	***
	2次の傾き	40.74	6.16	***			
相関	切片-1次の傾き	.16			-0.34		**
	切片-2次の傾き	-.09					
	1次の傾き-2次の傾き	-.74		***			

※コホート2は区間線形の潜在成長モデルで分析した。\*\*\* $p<.001$ , \*\* $p<.01$

### 3.1.4 パソコン利用時間の変化

各コホートのパソコン利用時間の学年ごとの平均値と潜在成長モデルによる予測曲線を図4に示す。また、潜在成長モデルの結果を表6に示す。コホートによって学年が上がるごとの平均値の変化のパターンに違いがみられた。特徴的な点として、コホート1では1次の傾きが有意に正であり、小学4年生から5年生にかけて利用時間は増加していた。コホート2では変化量に関する有意な結果はみられなかった。また、切片や1次の傾きの分散が大きく、個人差が非常に大きかった。

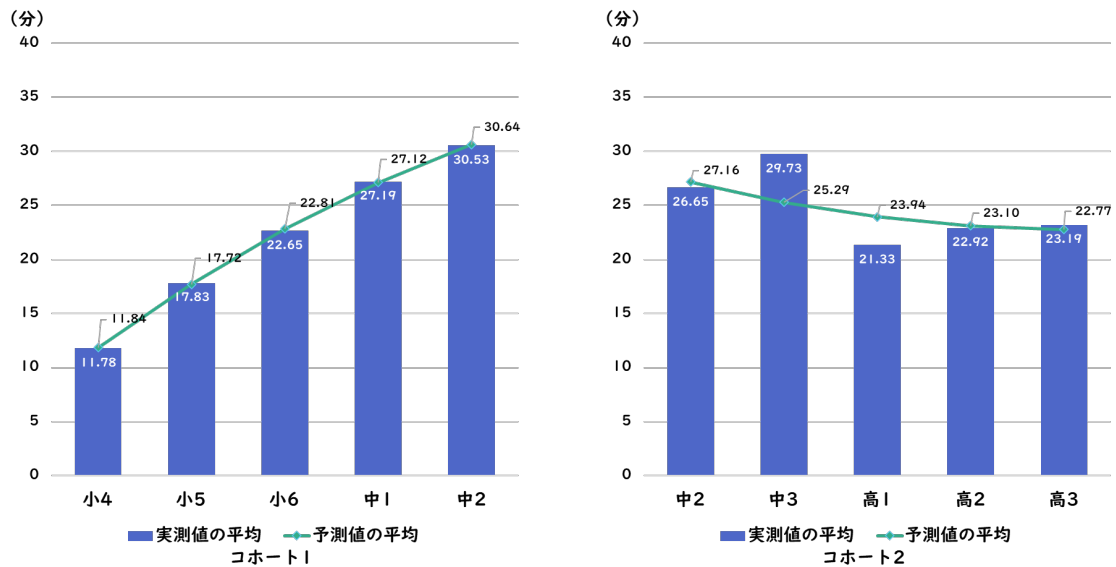


図4 パソコン利用時間の学年ごとの平均値と予測曲線



表 6 パソコン利用に関する潜在成長モデルの結果

		コホート 1 (小 4→中 2)			コホート 2 (中 2→高 3)		
		推定値	SE	p	推定値	SE	p
平均	切片	11.84	0.76	***	27.16	1.32	***
	1 次の傾き	6.27	1.02	***	-2.13	1.45	.14
	2 次の傾き	-.39	.28	.17	.26	.34	.45
分散	切片	420.84	72.98	***	1366.36	168.86	***
	1 次の傾き	335.97	81.62	***	1023.49	152.8	***
	2 次の傾き	32.44	5.56	***	40.52	8.05	***
相関	切片-1 次の傾き	-.08			-.58		***
	切片-2 次の傾き	-.03			.43		***
	1 次の傾き-2 次の傾き	-.82		***	-.92		***

\*\*\* $p<.001$

### 3.2 メディア利用時間と学業成績との関連

メディア利用時間の変化の軌跡が学業成績に及ぼす影響について検討するため、上記の潜在成長モデルで推定された切片や傾きを独立変数、2019年の調査の学業成績を従属変数とする重回帰モデルを用いて分析した。ここでは性別と世帯年収を統制した。表7に、得られた標準化回帰係数を示す。

表 7 各メディア利用時間の変化の軌跡が学業成績に及ぼす影響

		コホート 1 (小 4→中 2)				コホート 2 (中 2→高 3)			
		推定値	SE	標準化係数	p	推定値	SE	標準化係数	p
テレビ	切片	-.003	.001	-.164	***	.000	.003	-.007	.972
	1 次の傾き	-.011	.004	-.294	**	-.006	.033	-.146	.861
	2 次の傾き	-.054	.014	-.370	***	-.035	.231	-.130	.878
ゲーム	切片	-.008	.002	-.256	***	-.001	.001	-.077	.225
	1 次の傾き	-.018	.007	-.310	**	-.009	.003	-.303	***
	2 次の傾き	-.095	.025	-.429	***	-.041	.021	-.276	*
スマホ	切片	-.002	.004	-.028	.570	-.001	.001	-.058	.147
	1 次の傾き	-.019	.004	-.323	***	1.894	47.942	.124	.968
	2 次の傾き	-.056	.009	-.329	***				
パソコン	切片	-.006	.002	-.107	*	-.001	.001	-.051	.311
	1 次の傾き	-.007	.005	-.110	.200	.000	.004	-.003	.979
	2 次の傾き	-.038	.012	-.196	**	.004	.022	.024	.867

※スマホの分析において、コホート 1 は性別のみ統制した。\*\*\* $p<.001$ , \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$

コホート 1 では、スマホ利用時間の切片とパソコン利用時間の 1 次の傾きを除いたすべての変数において、学業成績に対して有意に負の関連がみられた。コホート 2 では、ゲーム遊び時間の 1 次の傾きと 2 次の傾きを除いたすべての変数において、学業成績とは有意な関連はみられなかった。各メディア利用時間の変化の軌跡が学業成績に及ぼす影響は発達段階によって異なることが示唆された。

#### 4 考察

本研究では、子どものメディア利用時間と学業成績との関連を検討するために、小学 4 年生から中学 2 年生までと、中学 2 年生から高校 3 年生までの 5 年間のパネルデータを分析した。4 種類のメディア利用時間について、潜在成長モデルを用いて変化の軌跡やその個人差を分析した。また、そこでの推定値が学業成績に及ぼす影響を重回帰モデルで分析した。

テレビ、ゲーム、スマホ、パソコンのいずれのメディアにおいても、コホート間で学年が上がるごとの平均値の変化のパターンに違いがみられたことから、子どものメディア利用時間の変化をとらえたり、他の変数との関連を検討する上で、発達段階を考慮することの重要性が改めて確認されたといえる。

小学 4 年生から中学 2 年生までのメディア利用時間の変化について、テレビ視聴、ゲーム遊び、パソコンの利用時間は、4 年生から 5 年生にかけて増加していた。テレビ視聴はその後減少していった。逆にスマホ利用は学年があがるごとに利用時間の変化量が大きくなり、中学 2 年生の時点での利用時間も長くなっており、メディアごとの特徴が現れていた。中学 2 年生から高校 3 年生までのメディア利用時間の変化については、テレビ視聴時間ははじめの 1 年間で減少していることや、ゲーム遊びは中学 2 年生の時点で時間が長い子どもほど変化量は大きく、高校 3 年生の時点での時間も長いこと、スマホ利用時間は中学 3 年生から高校 1 年生にかけての変化が大きいことが示された。特に最後の点については、高校に進学したことで機器を所有するようになったり、友人とのコミュニケーションや学習のサポート等の様々な場面で積極的に活用するようになるなど、スマホとのかかわり方が変化した可能性が考えられる。このようなメディア利用時間の変化の特徴は、分析対象全体の傾向を示しているが、いずれのメディア利用も切片や傾きの分散が大きかったことから、個人差が非常に大きいことも示唆された。

メディア利用時間の変化の軌跡が学業成績に及ぼす影響については、発達段階による違いが顕著だった。小学 4 年生からのコホートの方が、中学 2 年生からのコホートよりも学業成績に対する影響がみられた。前者については、小学 4 年生でのテレビ視聴、ゲーム遊び、パソコン利用の時間が長いほど、中学 2 年生の成績に負の影響を及ぼしていた。また、スマホも含めた 4 種類のメディアのいずれも、学年があがるごとの利用時間の変化量が正の方向に大きく、中学 2 年生での利用時間が長いほど、成績に負の影響を及ぼしていた。メディア利用時間が学業成績に及ぼす影響について、小学 4 年生から 6 年生まで、中学 1 年

生から3年生までを追跡し、交差遅延効果モデルで分析した Tajima(2022)では、4種類のメディアを合計した総利用時間が学業成績に及ぼす影響はみられなかったが、本分析では、時点間の変化の軌跡を考慮することでより詳細な検討が可能になり、このような影響が検出されたと考えられる。メディア利用時間が長くなることで、勉強時間のような学業達成にプラスに働きうる時間が短くなったり、あるいは睡眠時間が短くなったりすることが成績にネガティブな影響を及ぼしている可能性が考えられる。

中学2年生から高校3年生にかけては、ゲーム遊び時間の変化量にのみ有意なパスがみられ、学年があがるごとに時間の変化量が正の方向に大きく、高校3年生でのゲーム遊びの時間が長いほど、成績に負の影響を及ぼしていた。メディアによって影響が異なった背景には、利用目的の違いが関わっている可能性が考えられる。ゲームを利用する目的は、娯楽や息抜きであることが多いが、スマホやパソコンは、それらに加えて学習を支援するために利用されることも多い。今後は、メディア利用時間やその変化量といった量的な観点だけでなく、利用目的も考慮した検討が必要だと考えられる。

#### [注]

- 1) 数値はテレビ（リアルタイム）視聴時間とテレビ（録画）視聴時間、インターネット利用時間を合計したものである。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～5, 2015-2019」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Aksoy, T. and Link, C. R., 2000, "A panel analysis of student mathematics achievement in the US in the 1990s: does increasing the amount of time in learning activities affects math achievement?" *Economics of Education Review*, 19: 261-277.
- Gaddy, G. D., 1986, "Television's impact on high school achievement," *Public Opinion Quarterly*, 50(3): 340-359.
- 国立教育政策研究所, 2019, "OECD 生徒の学習到達度調査 2018 年調査 (PISA2018) のポイント"  
Retrieved July 19, 2022, from <https://www.mext.go.jp/content/000021454.pdf>
- Mundy L. K., Canterford, L., Hoq, M., Olds, T., Moreno-Betancur, M., Sawyer, S., Kosola, S. and Patton, G., 2020, "Electronic media use and academic performance in late childhood: A longitudinal study," *PLoS ONE*, 15(9): e0237908.

- 内閣府政策統括官（政策調整担当）, 2021, 『令和3年度 青少年のインターネット利用環境実態調査報告書』. (2023年2月24日取得, [https://www8.cao.go.jp/youth/kankyuu/internet\\_torikumi/tyousa/r03/net-jittai/pdf-index.html](https://www8.cao.go.jp/youth/kankyuu/internet_torikumi/tyousa/r03/net-jittai/pdf-index.html)).
- 総務省情報通信政策研究所, 2022, 『令和3年度情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査報告書』. (2023年2月24日取得, [https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000831290.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000831290.pdf)).
- Tajima, S., 2022, “Effects of digital media use on academic achievement: A three-wave longitudinal study,” *International Journal for Educational Media and Technology*, 16(1): 5-15.
- Zavodny, M., 2006, “Does watching television rot your mind? Estimates of the effect on test scores,” *Economics of Education Review*, 25: 565-573.

# 親の社会心理的要因が子の教科選好度の推移に与える影響に関する 分析

——算数（数学）・理科・国語およびジェンダー差に着目して——

増井 恵理子

滋賀大学データサイエンス研究科

性別専攻分離の背景に教科選好度の男女差があることがわかっている。そして、教科選好度の男女差は小学校低学年時から存在することが明らかになっている。しかし、学校教育以前に男女を分化させるメカニズムについては不明な点が多い。そこで本稿では特に親の価値観や意識が子どもの教科選好度にどのように影響するかを、男女別のパネルデータに成長曲線モデルを適用し分析する。データはベネッセ教育総合研究所の「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いた。分析の結果、男子については、親の家族志向と算数・数学および理科の選好度初期値に正の関連があった。女子については、親の業績主義的価値観と算数・数学の選好度初期値に正の関連があった。また、女子に関しては、親のジェンダー・ステレオタイプと国語の選好度初期値にも正の関連があった。以上より、教科選好度のジェンダー差解消には学校教育以外に家庭の影響も十分に考慮する必要がある。

## 1 はじめに

高等教育機関への進学におけるジェンダー差は縮まってきているが、大学の文系専攻は女性が多く、理系専攻は男性が多い傾向を指す性別専攻分離は依然として続いている。内閣府（2022）によれば、令和3年度においても女子学生の割合は、工学部で15.7%、理学部で27.8%と依然として低く、いまだ分野間の格差は大きい。性別専攻分離は性別職域分離の原因であり、また理工系分野における多様性実現の障壁となるなど複数の社会的課題に繋がっている（高松 2008; 内閣府 2020）。先行研究では女性が理系専攻を選択しない要因として理系教科の成績や選好を挙げている（豊永 2022; 井上ほか 2021; 木村 2016）。しかし、成績については特に中学校までの段階において明らかに男女差があるとはいえない（田邊 2022; 河野・藤田 2018）。一方、教科の選好については小学校1年次から男女差が存在するとされ、文系・理系コースを選択する高校1年次までそのまま維持されることがわかっている。（豊永 2022）

そこで本稿では、小学校低学年次から教科選好に男女差が起きるのはなぜか、特に先行研究で扱われていない親の社会心理的要因に着目しつつ検証する。本稿の構成について述べる。続く第2節では、子どもの教科選好に関する先行研究を整理したうえで分析アプローチを検討する。第3節ではデータと変数について説明する。第4節では分析結果を提示し、第5節では結果の考察と今後の課題を述べる。

## 2 関連研究

### 2.1 先行研究の紹介

教科選好のジェンダー差が起きる要因について、これまでも様々な分析が蓄積されているが、本稿では特に小学校低学年時から起きている原因について明らかにしていきたい。そこで、小学校3年次からのパネルデータを扱った中西（2017）の分析に注目する。中西は、小学校3年、小学校6年、中学校3年と3時点で質問紙調査と同時に学力調査を実施している「青少年期から成人期への移行についての追跡的研究（JELS）」データを用いて、算数・数学の選好度に影響する要因について成長曲線モデルを使って分析し、性別は初期値（切片）のみに影響を与えていること、また、両親の社会階層は切片および傾きに影響していることを明らかにした。さらに独立変数に可変変数である算数・数学の成績を投入すると、社会階層の影響は弱くなることから、社会階層が学力を媒介して、算数・数学の選好度に影響を与えていることも明らかにした。中西の分析は、算数・数学の選好度について、初期値や時系列変化の個人差を捉えつつ影響する要因を明らかにした点で注目すべきだが、両親の社会階層や性別以外の変数について考慮していない点が検討事項として指摘できる。そこで、両親の社会階層以外に影響する要因は何かを検討していく。

算数・数学の選好度とは異なるが、大学進学時の専攻選択や文系・理系のコース選択について、親の価値観や意識に着目した研究がある。白川（2021）は大学での理工系専攻選択について母親の意識に着目して分析し、母親の伝統的な性別役割分業観は理工系専攻選択に影響せず、子どもに期待する職業志向や人的資本獲得におけるジェンダー・ステレオタイプが影響していることを明らかにした。井上（2019）も両親のジェンダー・ステレオタイプに着目して分析し、「女性は男性に比べて数学的能力が低い」という母親のジェンダー・ステレオタイプが娘の理工系専攻選択に負の影響を与えていることを指摘している。さらに岡本（2020）は、大学の学部生および大学院生に対するインタビュー調査を実施し、文系・理系コース選択に影響する要因をまとめ、独自の家庭環境（親との対話や共同作業、家庭環境の中での親しみ）がコース選択に影響することを明らかにし、これらの家庭環境は親が意識的に作り出すとしている。このように、子どもの理工系専攻選択に親の価値観や意識が影響していることを考慮すると、それらが子どもの教科選好にも影響を与えている可能性が考えられる。

一方、子ども本人が持つ価値観や意識に着目した研究も存在する。伊佐・知念（2014）は中学校2年と中学校3年の横断的データを使って、数学に対する意欲の規定要因を分析した。その結果、中2では、階層下位ダミーと女子ダミーの交互作用項が意欲に対して負の効果を持ち、中3では、子どもが持つ業績主義的価値観と女子ダミーの交互作用項が数学意欲に対して正の効果を持つことがわかった。この結果から、女子が数学に対して男子並みに意欲を持つには、階層の影響や業績主義的価値体系への接近など複数のハードルを越えなく

てはならないことが指摘されている。また、井上ほか（2021）は、性別役割分業意識の低い女子が理系への進路を希望していることを明らかにし、性別専攻分離を解消するには、社会全体にはびこる男女不平等観を解消していくことが必要と指摘した。さらに、増井（印刷中）は「将来は、家族の幸せを大切に暮らしたい」という家族に対する意識（家族志向）が、大学進学時の専攻選択に影響し、家族志向が弱い高校生は医療・福祉系専攻を選択することを明らかにした。家族志向が弱い高校生は経済的自立を重視し、家族を中心とする生活には経済的なリスクが伴うことを認識していると考えられる。医療・福祉系専攻は産業特殊のスキルを学校で得ることが可能な専攻であり（佐野 2019）、そのような高校生にとって魅力的なものではないかと増井は解釈している。

上記の先行研究で扱われた業績主義的価値観や性別役割分業意識、そして家族志向はあくまで子ども本人が持っていたものであるが、親の影響を受けている可能性は高い。従って、親の価値観・意識を扱うにあたり、これまでの分析で使用されてきた親のジェンダー・ステレオタイプに加えて、親の業績主義的価値観や性別役割分業意識、そして家族志向も同時に扱うこととする。

## 2.2 先行研究の批判的検討

前項で述べたとおり、中西（2017）は算数・数学の選好度に影響する要因について、横断的データを用いるのではなくパネルデータを用いて分析し、時系列変化や初期のジェンダー差を明らかにした興味深い分析である。しかし使用された変数は両親の社会階層や性別、地域にとどまっており、他の要因について検討されていない。

一方、大学進学時における専攻選択のジェンダー差や数学科目に対する態度のジェンダー差を扱った先行研究では、親もしくは子ども本人の価値観や意識変数が用いられており、参考になる知見が得られている。ただし、これら価値観や意識を扱った研究は横断的データを分析したものに限られる。

そこで、本稿では、独立変数に親の社会的階層に追加して親の意識・価値観変数を扱い、さらにパネルデータに成長曲線モデルを適用することによって、教科選好度における個人ごとの初期値と時系列変化に独立変数が与える影響を明らかにする。なお、ジェンダー差が起きる要因をより明らかにするため、男女別にモデルをあてはめて分析する。

## 3 分析するデータと変数

### 3.1 分析するデータ

本稿では、ベネッセ教育総合研究所の「子どもの生活と学びに関する親子調査」にある WAVE2～WAVE4 および WAVE 7 のデータを合併して分析を行う。本調査は、「北海道・東北」「関東（東京都除く）」「東京都」「中部」「近畿」「中国・四国」「九州・沖縄」の7プロ

ックに層化した地域から、児童・生徒比率（文部科学省「学校基本調査」平成 25～26 年度）に応じて「調査モニター」を募集し、対象者として確保した全国調査である。調査対象者の抽出は完全に無作為に行うことが困難であったものの、上記のとおりできるだけ偏りが生じないように配慮している（木村 2020）。当初、本稿においても中西（2017）と同じく、小 3・小 6・中 3 の 3 時点のパネルデータを利用するつもりであったが、分析対象者が小学校 3 年次である WAVE1 のデータは子ども本人に代わって保護者が調査に回答しているため、代わりに小学校 4 年次のデータを用いることとし、小 4（WAVE2）・小 6（WAVE4）・中 3（WAVE7）の 3 時点パネルデータを利用する。WAVE3 のデータは一部の独立変数のデータを得るために扱っている。次項で述べる変数に欠損があったサンプルを除外した結果、691（男子：321，女子：370）のサンプルを得た。

### 3.2 使用する変数

まず、教科選好度を表す従属変数として、算数・数学，理科，国語の 3 教科について、「あなたは、次の教科や時間がどれくらい好きですか」と尋ねている質問項目の回答を利用する。回答は 4 点尺度であり、数値が高いほど好きであるように変換している。

独立変数については、親が持つ子供の将来に関する意識・価値観変数を扱うため、「家族を大切に暮らしてほしい」、「いい大学を卒業することは大切だ」、「算数（数学）や理科は男子のほうが向いている」、「男性は外で働き、女性は家庭を守るほうがよい」の 4 つの質問項目の回答を用いる。これらの質問項目は前から順に、親の家族志向、業績主義的価値観、ジェンダー・ステレオタイプ、性別役割分業意識を表しているとみなす。すべて 4 点尺度であり、数値が高いほど質問に同意しているように変換している。また、成長曲線モデルで分析する前には中心化の処理を実行している。なお「いい大学を卒業することは大切だ」と「算数（数学）や理科は男子のほうが向いている」は WAVE2 のデータから、「家族を大切に暮らしたい」と「男性は外で働き、女性は家庭を守るほうがよい」は WAVE3 のデータから取得している。

統制変数には両親学歴のダミー変数を用いる。具体的には、父親学歴として大卒以上=1，それ以外=0 のダミー変数を、母親学歴として大卒以上=1，それ以外=0 のダミー変数をそれぞれ作成した。分析に使用する変数の記述統計量を表 1 に示す。



表 1 分析に使用する変数の記述統計量

変数	全体 (n=691)		男性 (n=321)		女性 (n=370)	
	Mean (%)	SD	Mean (%)	SD	Mean (%)	SD
従属変数						
算数						
wave2	3.09	0.88	3.21	0.85	2.99	0.89
wave4	2.95	0.93	3.06	0.94	2.85	0.92
wave7	2.62	0.98	2.73	1.01	2.53	0.94
理科						
wave2	3.39	0.77	3.55	0.66	3.25	0.82
wave4	3.07	0.86	3.16	0.91	2.99	0.81
wave7	2.65	0.90	2.79	0.91	2.54	0.87
国語						
wave2	2.82	0.79	2.65	0.80	2.96	0.75
wave4	2.74	0.79	2.55	0.82	2.91	0.72
wave7	2.55	0.82	2.46	0.83	2.62	0.81
独立変数						
家族大切	3.76	0.43	3.79	0.40	3.74	0.45
いい大学	2.57	0.75	2.64	0.75	2.51	0.74
数学は男性向き	1.94	0.75	1.99	0.78	1.90	0.72
性別役割分業	2.02	0.73	2.02	0.74	2.03	0.72
統制変数						
父親大卒ダミー (%)						
父親大卒	51.09		50.16		52.16	
上記以外	48.91		49.84		47.84	
母親大卒ダミー (%)						
母親大卒	34.73		35.20		34.32	
上記以外	65.27		64.80		65.68	

### 3.3 使用するモデル

本稿の分析では成長曲線モデルを扱う。成長曲線モデルは、各時点における測定値を用いて切片 (Intercept) や傾き (Slope) といった潜在変数の平均値および分散を推定することで、時系列変化の個人差を捉えることが可能なモデルである (小杉・清水 2014)。マルチレベルモデルの枠組みでは、成長曲線モデルは以下の式のように表される。なお、以下の式は1つの独立変数 X をモデルに組み込んだ場合のものである。

$$\text{レベル 1: } y_{it} = \alpha_i + \beta_i \times (\text{Time}) + \varepsilon_{it}$$

$$\text{レベル 2: } \alpha_i = \mu_\alpha + \gamma_\alpha X_i + \xi_{\alpha i}$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \gamma_\beta X_i + \xi_{\beta i}$$

レベル 1 は時間とともに変化する変数を扱っており、 $y_{it}$  はある子ども  $i$  の時点  $t$  における従属変数の値、つまり選好度を示す。 $\alpha_i$  は時点 0 (本稿では WAVE2) での従属変数の推定値、つまり切片 (初期値) の推定値を表している。 $\beta_i$  は時点による変化率、つまり学年経過による傾きを示す係数であり、Time は WAVE2 からの経過年数を表す。 $\varepsilon_{it}$  は平均 0 の正規分布に従う誤差項である。レベル 2 は時間とともに変化しない、あるいは変化しにくい変数を独立変数 X として扱っており、レベル 1 における  $\alpha_i$  および  $\beta_i$  を独立変数  $X_i$  により説明する回帰モデルを表している。 $\xi_{\alpha i}$  と  $\xi_{\beta i}$  は平均 0 の多変量正規分布に従う誤差項である。

成長曲線モデルは構造方程式モデリングの特殊なケースとも考えられており（小杉・清水 2014），図 1 のように図示できる．本稿では不変変数，つまりレベル 2 における独立変数として，親の価値観や意識および親学歴を用いている．親の価値観や意識が経時的に変化する可能性はあるが，人々の基本的な価値観は成人期以降，比較的变化が少ない（Inglehart 2018）という立場に基づき不変変数として設定している．

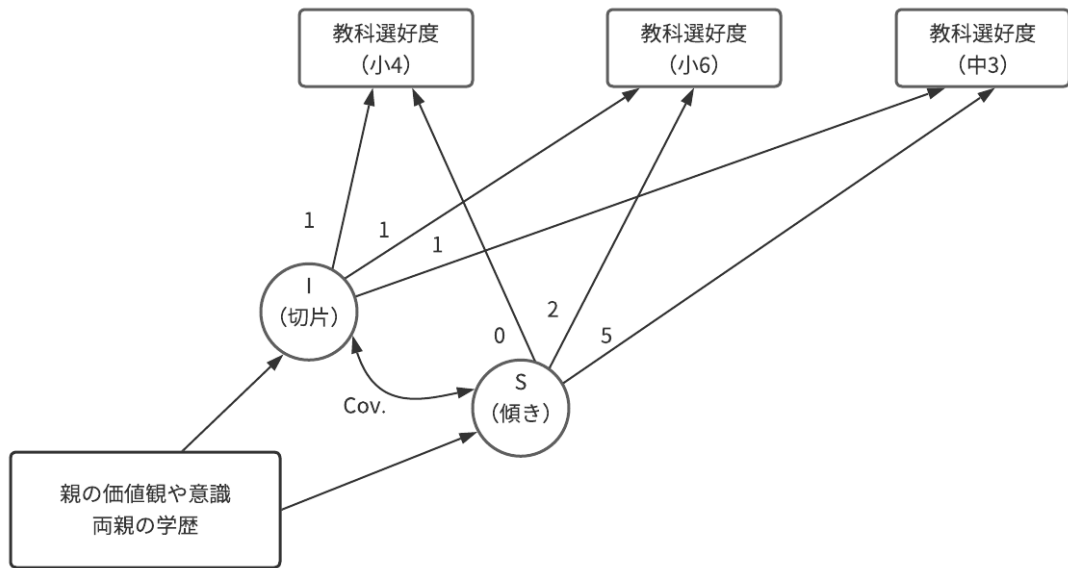


図 1 成長曲線モデル

## 4 分析結果

### 4.1 記述統計量

表 2 は，算数・数学，理科，国語の 3 教科について，選好度の経時的変化を示したものである．どの教科も学年が上がるほど，選好度が低くなる様子がうかがえる．この傾向は横断的データを分析した他の先行研究の結果とも一致する（田邊 2022; 豊永 2022）．なお，欠損があったサンプルを除外する前のデータを用いて分析した結果を表 3 に示すが，表 2 とほぼ同じ傾向であった．

表2 教科選好度の経時変化

	算数・数学の選考度			理科の選好度			国語の選好度		
	小4	小6	中3	小4	小6	中3	小4	小6	中3
全然好きではない	4.8	8.4	15.5	2.2	5.9	10.9	5.6	5.6	10.1
あまり好きではない	20.3	21.1	27.5	10.9	15.9	30.8	24.9	30.4	36.2
まあ好き	36.3	37.8	36.5	33.0	43.3	40.4	51.4	48.0	42.5
とても好き	38.6	32.7	20.5	54.0	34.9	17.9	18.1	15.9	11.1
全体	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	691	691	691	691	691	691	691	691	691

表3 欠損サンプルを除外する前の教科選好度の経時変化

	算数・数学の選考度			理科の選好度			国語の選好度		
	小4	小6	中3	小4	小6	中3	小4	小6	中3
全然好きではない	5.6	9.6	15.4	2.1	6.5	11.2	5.3	7.7	11.8
あまり好きではない	20.5	21.7	27.8	10.7	18.3	30.8	26.6	30.2	36.3
まあ好き	37.1	37.1	35.7	32.9	41.5	38.6	50.3	46.8	40.9
とても好き	36.8	31.5	21.0	54.3	33.7	19.4	17.9	15.2	11.0
全体	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
N	1348	1155	1056	1349	1153	1054	1349	1155	1055

## 4.2 結果

次に、教科選好度における個人ごとの初期値と時系列変化に影響する要因を捉えるため、成長曲線モデルで分析した結果を表4および表5に示す。表4は男子データに適用した結果、表5は女子データに適用した結果である。

まず男子データの結果を確認すると、親の家族志向が算数・数学および理科の選好度の切片と、正の有意な関連 ( $p<.05$ ) があり、また国語の選好度の切片と10%有意ではあるが正の関連がある傾向にあった。また、親の業績主義的価値観が算数・数学選好度の傾きと10%有意ではあるが、正の関連がある傾向にあった。統制変数については、父親大卒が算数・数学の選好度の切片と正の有意な関連 ( $p<.05$ ) があった。

次に女子データの結果を確認する。まず、親の業績主義的価値観が算数・数学選好度の切片と正の関連 ( $p<.01$ ) があった。親の数学に関するジェンダー・ステレオタイプが国語の選好度の切片と正の関連 ( $p<.05$ ) があった。親の性別役割分業意識は理科の選好度の切片と、10%有意で負の関連がある傾向にあった。統制変数については、理科と国語に有意な関連が見られた。まず理科の選好度については、父親大卒が切片と10%有意で負の関連がある傾向にあり、傾きとは正の有意な関連 ( $p<.05$ ) があった。国語の選好度については、母親大卒が切片と正の有意な関連 ( $p<.05$ ) があり、傾きとは負の有意な関連 ( $p<.05$ ) があった。

表4 成長曲線モデル（男子）

固定効果	算数			理科			国語		
	係数	標準偏差		係数	標準偏差		係数	標準偏差	
<b>レベル1の切片</b>									
切片	3.116	0.067	***	3.470	0.056	***	2.540	0.065	***
家族大切	0.249	0.120	*	0.189	0.089	*	0.175	0.105	†
いい大学	0.019	0.060		0.063	0.055		0.049	0.061	
数学は男性向き	-0.010	0.058		0.011	0.051		-0.079	0.057	
性別役割分業	-0.004	0.066		0.026	0.059		0.037	0.057	
父親学歴 (ref:父親非大卒)									
父大卒	0.216	0.097	*	0.071	0.077		0.121	0.094	
母親学歴 (ref:母親非大卒)									
母大卒	-0.036	0.105		0.059	0.080		0.111	0.099	
<b>レベル1の傾き</b>									
切片	-0.100	0.018	***	-0.166	0.016	***	-0.031	0.016	*
家族大切	-0.005	0.030		-0.003	0.029		0.008	0.025	
いい大学	0.028	0.017	†	-0.016	0.016		0.007	0.015	
数学は男性向き	-0.001	0.015		0.008	0.017		-0.005	0.013	
性別役割分業	0.016	0.018		0.012	0.017		0.003	0.016	
父親学歴 (ref:父親非大卒)									
父大卒	-0.018	0.026		0.023	0.025		0.009	0.025	
母親学歴 (ref:母親非大卒)									
母大卒	0.031	0.027		0.009	0.025		-0.031	0.026	
<b>ランダム効果</b>									
	分散成分	標準偏差		分散成分	標準偏差		分散成分	標準偏差	
レベル1の切片	0.388	0.075	***	0.208	0.055	***	0.330	0.055	***
レベル1の傾き	0.018	0.008	**	0.016	0.006	**	0.016	0.006	**
切片と傾きの共分散	-0.018	0.017		-0.015	0.011		-0.032	0.013	*
<b>Model Fit Information</b>									
	RMSEA:0.037 CFI:0.983			RMSEA:0.000 CFI:1.000			RMSEA:0.000 CFI:1.000		
N	321			321			321		

Note. † p < .10, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

表5 成長曲線モデル（女子）

固定効果	算数		理科		国語				
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差			
<b>レベル1の切片</b>									
切片	2.972	0.065	***	3.299	0.059	***	2.979	0.058	***
家族大切	0.063	0.094		0.055	0.090		0.034	0.088	
いい大学	0.154	0.059	**	0.012	0.056		0.033	0.048	
数学は男性向き	-0.004	0.058		0.043	0.056		0.096	0.048	*
性別役割分業	0.063	0.063		-0.096	0.056	†	-0.097	0.060	
父親学歴 (ref:父親非大卒)									
父大卒	0.031	0.094		-0.155	0.088	†	-0.079	0.079	
母親学歴 (ref:母親非大卒)									
母大卒	0.077	0.099		0.129	0.092		0.180	0.079	*
<b>レベル1の傾き</b>									
切片	-0.109	0.016	***	-0.171	0.018	***	-0.076	0.017	***
家族大切	0.003	0.026		-0.020	0.028		-0.035	0.027	
いい大学	0.005	0.018		0.002	0.018		-0.014	0.015	
数学は男性向き	0.018	0.017		-0.002	0.016		-0.017	0.014	
性別役割分業	-0.016	0.016		0.000	0.016		0.009	0.016	
父親学歴 (ref:父親非大卒)									
父大卒	0.018	0.025		0.061	0.025	*	0.037	0.022	†
母親学歴 (ref:母親非大卒)									
母大卒	0.022	0.028		-0.011	0.026		-0.044	0.022	*
<b>ランダム効果</b>									
	分散成分	標準偏差		分散成分	標準偏差		分散成分	標準偏差	
レベル1の切片	0.286	0.062	***	0.257	0.056	***	0.255	0.048	***
レベル1の傾き	0.013	0.006	*	0.010	0.007		0.012	0.005	*
切片と傾きの共分散	-0.012	0.014		-0.029	0.015	†	-0.027	0.013	*
<b>Model Fit Information</b>									
	RMSEA:0.000	CFI:1.000		RMSEA:0.032	CFI:0.960		RMSEA:0.035	CFI:0.970	
N	370			370			370		

Note. †p<.10, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## 5 考察

これまでの分析結果から、特に親の価値観や意識に関して得られた知見をまとめる。親の価値観や意識として、家族志向、業績主義的価値観、ジェンダー・ステレオタイプ、性別役割分業意識の4つを扱ったが、まず一つ目の家族志向については男子において、算数・数学および理科の切片と正の有意な関連 ( $p<.05$ ) があった。増井 (印刷中) が高校生の専攻選択において家族志向を扱った際は、家族志向が弱くなる原因として、家族を中心に生活することへの経済的リスクを自覚していることを挙げたが、親の家族志向が強い場合は、その経済的なリスクを乗り越えるべく、特に男子に経済的な自立を求めている可能性が考えられる。なぜなら、文系と比較して理系の方が卒業後に専門職に就きやすいこと (豊永 2018)、そして専門職に就くことは特定分野での就業能力の保有を示すことになり、厳しい雇用・労働環境の中で雇用を得るために有利であることが指摘されている (森田 2005) からである。

このような状況を認識している親が、子ども（男子）が理系専攻に進学するために必要な算数・数学や理科に対して積極的になってほしいという思いを持ち、それらが早い段階で子ども自身に内面化されている可能性が示唆される。

二つ目の業績主義的価値観については女子において、算数・数学の切片と正の有意な関連 ( $p < .05$ ) を持った。この結果は、伊佐・知念 (2014) の分析結果を補強している。伊佐・知念は女子が算数・数学に対して積極的な態度を得るためには、業績主義的価値体系への接近など複数のハードルを越えなくてはならないことを指摘していたが、その業績主義的な価値観を持つかどうかは親の価値観や意識に左右されるといえる。

三つ目のジェンダー・ステレオタイプについては、女子において国語の切片と正の有意な関連 ( $p < .05$ ) を持った。親が「算数（数学）や理科は男子のほうが向いている」というジェンダー・ステレオタイプを持っていた場合、特に初期段階で国語に対して積極的になるという結果ではあるが、初期段階の差が文系・理系コース選択の時期まで維持され、コース選択時には得意科目を活かすことができる文系コースを選んでいるのかもしれない。古田 (2016) も個人内での学力比較が教科に対する意識に大きく影響することを指摘しており、PISA において読解得点が数学よりも相対的に高ければ数学に苦手意識を持ちやすいことを明らかにしている。こういった状況を捉えたのが、井上 (2019) の分析結果であるといえる。

最後に四つ目の性別役割分業意識について述べる。男子、女子ともに性別役割分業意識が有意な関連を持つ科目は存在しなかった。これは井上ほか (2021) の分析結果の傾向と異なる。ここから示唆されるのは、性別役割分業意識に関しては家庭からの影響よりも学校やその他の社会環境からの影響が大きいのかかもしれない。現代の子どもたちは、性別役割分業意識をどのように内面化していくのか、引き続き調査が必要である。

以上、本稿では親の価値観・意識に着目したうえで、子どもの教科選好度について、個人ごとの初期値と時系列変化に影響する要因を捉えるべく成長曲線モデルによる分析を行った。分析の結果、男子については親の家族志向が、女子については親の業績主義的価値観およびジェンダー・ステレオタイプが、両親の学歴を統制したうえでも選好度の切片に影響を与えることがわかった。つまり、性別専攻分離に影響するとされる教科選好度は、少なくとも小学校 4 年に入る段階においてすでに、親の価値観や意識の影響を受けて個人ごとの差やジェンダー差が存在するという事である。教科選好のジェンダー差を扱ってきたこれまでの研究は、就学前など学校教育以外にジェンダー差が生じる要因を捉え介入する必要があることを議論してきた (中西 2017; 豊永 2022)。本稿の分析結果はこれらの議論を後押しするものである。今後も、教科選好のジェンダー差が起きる要因の一つとして、親や家庭環境などに着目して分析していくことが重要である。

#### [注]

- 1) 木村 (2020) が回収サンプルの偏りを検証した結果、性別や地域および家庭の経済的背景

は平均像に近いものの、保護者の学歴が高い傾向にあることと、中学生と高校生では公立学校に在学する子供の比率が若干低いことがわかっている。

## [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 WAVE1～WAVE7 2015-2022」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。

## [参考文献]

- 古田和久, 2016, 「学業的自己概念の形成におけるジェンダーと学校環境の影響」『教育学研究』83: 13-25.
- Inglehart, Ronald, 2018, *Cultural Evolution: People's Motivations are Changing, and Reshaping the World*, Cambridge: Cambridge University Press. (山崎 聖子訳, 2019, 『文化的進化論: 人びとの価値観と行動が世界をつくりかえる』東洋経済新報社.)
- 井上敦・一方井祐子・南崎梓・加納圭・マッカイユアン・横山広美, 2021, 「高校生のジェンダーステレオタイプと理系への進路希望」『科学技術社会論研究』19: 64-78.
- 井上敦, 2019, 「親の数学のジェンダーステレオタイプと娘の自然科学専攻」『日本科学教育学会年会論文集』43: 9-12.
- 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』56(7): 84-93.
- 木村治生, 2016, 「文系・理系の認知に影響を与える要因～JLSCP2015 調査を用いて 2016 年度第 68 回日本教育社会学会大会」, researchmap, (2022 年 10 月 20 日取得, <https://researchmap.jp/hrkmr/presentations/33299860>).
- 木村治生, 2020, 「「子供の生活と学び」研究プロジェクトについて」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編『子供の学びと成長を追う——2 万組の親子パネル調査から』勁草書房, 3-26.
- 小杉考司・清水裕士, 2014, 『M-plus と R による構造方程式モデリング入門』北大路書房.
- 河野銀子・藤田由美子, 2018, 『教育社会とジェンダー』学文社.
- 増井恵理子, 印刷中, 「高校生の価値志向が性別専攻分離に与える影響に関する分析——職業志向・家族志向と性差に着目して」『フォーラム現代社会学』22.
- 森田慎一郎, 2005, 「専門職志望者の職業決定における専門職志向の検討——「プロフェッション」の概念規定を手がかりとして」『東京大学大学院教育学研究科紀要』45:179-188.
- 内閣府男女共同参画局, 2022, 「第 4 分野 科学技術・学術における男女共同参画の推進」, 内閣府ホームページ, (2023 年 4 月 4 日取得, 第 4 分野 科学技術・学術における男女共同参画の推進 | 内閣府男女共同参画局 (gender.go.jp))

- 内閣府男女共同参画局, 2020, 「第5次男女共同参画基本計画～すべての女性が輝く令和の社会へ～(令和2年12月25日閣議決定)」, 内閣府ホームページ, (2021年12月29日取得, [https://www.gender.go.jp/about\\_danjo/basic\\_plans/5th/pdf/2-04.pdf](https://www.gender.go.jp/about_danjo/basic_plans/5th/pdf/2-04.pdf)).
- 中西啓喜, 2017, 『学力格差拡大の社会学的研究——小中学生への追跡的学力調査結果が示すもの』東信堂.
- 佐野和子, 2019, 「女性の教育歴とスキル形成——スキル形成レジームに基づく計量社会学的分析」『ソシオロジ』64: 21-40.
- 岡本紗知, 2020, 「文系観・理系観の形成プロセスの解明—国立大学の学生を対象として—」『科学教育研究』44(1): 14-29.
- 白川俊之, 2021, 「母親のジェンダー意識と高校生の高等教育進学・専攻分野選択」『大学論集』53: 1-17.
- 高松里江, 2008, 「正規雇用の規定要因としての高等教育専攻分野——水平的性別専攻分離の職域分離への転化に注目して」『年報人間科学』29(2): 75-89.
- 田邊和彦, 2022, 「文理意識のジェンダー差は拡大するのか——横断的傾向と縦断的変化の計量分析」『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』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, pp. 15-35.
- 豊永耕平, 2018, 「出身大学の学校歴と専攻分野が初職に与える影響の男女比較分析——学校歴効果の限定性と専攻間トラッキング」『社会学評論』69(2): 162-178.
- 豊永耕平, 2022, 「理工系分野に進学する女性が少ないのはなぜか?——学力経路・職業経路に着目した決定進路の媒介分析」『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』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, pp. 36-48.



# コロナ禍における親の子どもへの関与と社会階層

鳶島 修治

(群馬大学)

本稿では東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査 (JLSCP)」の Wave5 (2019 年) と Wave6 (2020 年) のデータを用いて、新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の感染拡大が進む中で親の子どもへの関与 (PI) と階層の関連がどのように変化したのかを検討した。分析の結果、全体として Wave5 に比べて Wave6 では PI の頻度が減少していること、また、Wave5 時点で子どもが小 4～小 5 のサンプルでは、母親が大卒の家庭において PI の減少幅が相対的に小さかったことが示された。

## 1 はじめに

2019 年末に中国武漢で発生したとされる新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の日本国内での増加が強く懸念されるようになったのは 2020 年 2 月頃からである。2 月 27 日には当時の安倍晋三内閣総理大臣により、全国の小学校・中学校・高等学校・特別支援学校に対して臨時休業 (休校) が要請された。当初、休校期間は 3 月 2 日から春休みまでとされていたが、その後、4 月 7 日には東京・神奈川・埼玉・千葉・大阪・兵庫・福岡の 7 都府県に緊急事態宣言が発出され、4 月 16 日には全国に拡大された。こうした状況下で学校を再開することは難しく、結果的には、5 月中旬以降に緊急事態宣言が段階的に解除されるまで、多くの学校で休校措置がとられることとなった。

文部科学省 (2020) の調べによると、2020 年 6 月 1 日時点で 99% の学校が再開している。学校再開のタイミングは自治体によって異なり 5 月上旬から 6 月上旬まで約 1 か月の幅があるが、5 月末まで休校とし 6 月から再開した自治体が多い (末富編 2022)。ただし、6 月 1 日時点でも「全面再開中」は公立小学校で 54%、公立中学校で 56%にとどまり、多くの学校が「短縮授業」ないし「分散登校」を実施していた (文部科学省 2020)。全国一律の休校措置が解除された後も、すぐに通常どおりの状態に戻ったわけではない。

休校や分散登校といった措置により学校教育にさまざまな支障 (学習の遅れ、学校行事の中止など) が生じることはいうまでもないが、それに加えて教育格差への影響も懸念される。すなわち、学校生活に比べて家庭など学校外での生活には家庭背景の影響が生じやすいと考えられるため、休校や分散登校等によって子どもが学校外で過ごす時間が長くなることで学習面の格差が拡大する可能性がある (Downey et al. 2004)。コロナ禍においては『一斉休校』に『ステイホーム』という呼びかけも加わることで、子どもたちの生活の場は家庭に閉じ込められることになった (清水 2021: 49)。こうした状況下で家庭の社会経済的地位 (socioeconomic status : SES) による学習面の格差が拡大したのかどうか、格差拡大が生じたのだとしたらその要因は何なのかを検討することは重要な課題である (1)。

新型コロナウイルスの感染拡大に対して、日本だけでなく多くの国で休校 (school closure) という措置がとられた。そのため、学習面の格差に対する休校のインパクトについては多くの研究が行われている。Grewenig et al. (2021) はドイツにおいてコロナ禍にともなう休校によって平均的に生徒の学習時間が低下したことを、高学力層よりも低学力層において学習時間の減少幅が大きかったことを明らかにしている。他の研究でも、学習面での休校のインパクトに関しては、社会経済的に不利な家庭の生徒に対して (負の) 影響が大きかったことが指摘されている (Bonal and González 2020; Engzell et al. 2021)。

日本では、多喜・松岡 (2020) が内閣府による Web 調査 (2020 年 5~6 月実施) のデータを分析し、学校外でのオンライン教育の受講に関して階層や地域による格差の存在を指摘している。木村 (2021) はベネッセ教育総合研究所が実施した中高生調査のデータを用いて通常期 (コロナ禍以前) と休校期における中学生の学校外学習時間を比較し、休校期には全体として学習時間が増加していたこと、学習塾での学習時間は減少し、学校の宿題や宿題以外の学習時間が増加したこと、宿題と宿題以外のどちらに関しても SES の高い家庭の子どもはより学習時間が増加していたことを明らかにしている。また、保護者を対象とする Web 調査を行った伊藤ほか (2021) によると、小 2・小 3 の児童が「勉強に毎日取り組んでいた」比率には家庭の暮らし向きによる差が見られた (「豊か」は 80.6%、「貧しい」は 67.6%)。

このように、先行研究では特に休校期における学校外学習に関して階層間格差の存在が示唆されている。また、奈良市の小 4・小 5 の児童を対象とした Asakawa and Ohtake (2022) の研究によると、休校によって短期的に低下した算数のスコアは約半年後にはほぼ元の水準に戻ったものの、不利な生活環境に置かれている児童は約半年後にも算数のスコアが十分に回復しなかった。このように (休校期か学校再開後かはともかくとして) コロナ禍で学習面の格差が拡大したのだとしたら、格差拡大のメカニズムを解明することが必要である。子どもの学習時間や学力に影響する要因として、親の子どもへの関与 (parental involvement: PI) が挙げられる。PI に着目した研究によってそうした格差拡大のメカニズムの一端を明らかにすることができると思われる。

コロナ禍における PI の変化 (増減) について、ベネッセ教育総合研究所が 1 歳児~小学 6 年生の子どもをもつ母親を対象として 2020 年 5 月に実施した「幼児・小学生の生活に対する新型コロナウイルス感染症の影響調査」では、コロナ禍以前の 2020 年 1 月と比べて母親の子ども (小学生) に対する関わりがどのように変わったかを調べている (ベネッセ教育総合研究所 2020)。調査時点での子どもの登校状況 (通常登校/分散登校/休校) 別に見ると、たとえば「勉強を教える」に関しては 48.1% (通常登校) から 63.4% (休校) の母親が 2020 年 1 月に比べて「増えた」と回答している。また、「『勉強しなさい』と言う」に関しては 50.9% (通常登校) から 60.5% (分散登校) の母親が 2020 年 1 月に比べて「増えた」と回答している。

このようにコロナ禍で PI が増加したことを示唆する調査結果がある一方、国立生育医療

研究センターが2021年2月～3月に実施した「コロナ×こどもアンケート 第5回調査」の結果をもとに、「ステイホームが必ずしも親子の会話を増やしているわけではないこと」（清水 2021: 50）も指摘されている。同調査では小1～小3の49%、小4～小6の35%が（コロナ禍によって）家族と話す時間が増えたと回答しているが、他方で家族と話す時間が減ったと回答した子どもも小1～小3で32%、小4～小6で48%に達しており、小4～小6ではむしろ減ったという回答の方が多い（国立生育医療研究センター 2021）。このように、コロナ禍においては親子の関わり（会話）が増えた家庭と減った家庭に二極化していることが示唆されている。

こうしたコロナ禍におけるPI（の変化）はSESと関係しているのだろうか。新型コロナウイルスの感染が拡大する中で行われた国内外の調査でPIとSESとの関連が指摘されている（中原 2021; Treviño et al. 2021）。しかし、これらの研究ではコロナ禍以前との比較が行われていない。そのため、コロナ禍においてPIとSESの関連が強まったのか、あるいはコロナ禍以前から存在していたSESによる差が観察されただけ（つまり、コロナ禍によってSESによる差が拡大したわけではない）なのかは明らかでない。また、清水（2021）はコロナ禍において親子の関わり（会話）が増えた家庭と減った家庭への分化がSESと関連している可能性を指摘しているが、経験的な検証は行われていない。

高学歴の親は教育熱心度が高く（香川 2020）、子育てスタイルも学歴によって異なる（本田 2008; Matsuoka 2019; 額賀・藤田 2022）。そうしたコロナ禍以前から存在した学歴による違いがコロナ禍におけるPIの階層差を引き起こした側面もあるかもしれない。それと同時に、コロナ禍が親に与えた影響も考える必要がある。たとえばコロナ禍における在宅勤務（テレワーク）の実施状況は職種や業種、雇用形態によって異なり、学歴や年収の高い層で実施率が高かった（石井ほか 2021）。したがって、高学歴層では職場で在宅勤務が導入されやすく、家庭で子どもと一緒に過ごす時間が増えることで、PIの頻度も高まった可能性が考えられる<sup>2)</sup>。

ただ、在宅勤務が実施されていても仕事の量や忙しさによっては必ずしもPIの増加には結びつかないだろう。逆に、在宅勤務が導入されていなくてもパートのシフト減などによって家庭で過ごす時間が長くなるケースも想定できる。さらに、コロナ禍の影響は業種や職種によっても大きく異なると考えられる。本稿でそうした複雑さを考慮した詳細な検討を行うことはできないが、いずれにせよ、コロナ禍においてPIと階層の関連が強まったかどうかは自明ではなく、経験的な検証が必要といえる。

以上を踏まえ、本稿では次の2つの問題について検討する。1つは、新型コロナウイルスの感染拡大によって生活様式が大きく変わる中で、PIの頻度は増加したのか減少したのか、あるいは変わらなかったのかという問題である。もう1つは、コロナ禍においてPIと階層の関連は強まったのか弱まったのか、あるいは変わらなかったのかという問題である。

前述のように、日本の場合、休校期間は長くても3か月程度であった（文部科学省 2020）。

もちろん、その間に PI が全体として増加あるいは減少したり、SES による PI の格差が拡大したのだとすれば、そうした経験が子どもに影響を及ぼす可能性は否定できない。しかし、学校再開とともに元の状態に戻っていったのだとすれば、子どもへの影響は限定的だという見方もできる。これに対し、休校期に生じた変化が学校再開後も維持されていた場合、子どもへの影響はより大きいだらうと予想される。こうした観点から、本稿では休校期ではなく学校再開後の 2020 年 7～9 月に行われた調査のデータを用いて検討を行う。

先行研究では、休校にともなって生じた変化が学校再開後に元に戻ったかどうかにかかわらず家庭背景による違いがあることが示唆されている。先に言及した Asakawa and Ohtake (2022) は、休校期よりもむしろ約半年後の時点で不利な生活環境に置かれている児童とそうでない児童との算数のスコアの差が拡大したことを示している。また、Nishihata and Kobayashi (2022) によると、コロナ禍以前の 2020 年 1 月と比較して、休校期間が長かった児童生徒ほど 2020 年 5 月には学校外学習時間が短くなり、スクリーンタイム（テレビやゲーム、インターネット、携帯電話を利用する時間）は長くなっていた。2021 年 1 月時点には全体としては 2020 年 1 月と比較して有意な学習時間やスクリーンタイムの違いが見られなかったものの、ひとり親世帯の小学生は 2021 年 1 月時点でも（2020 年 1 月に比べて）スクリーンタイムが長くなっていた可能性があるとする。これらの先行研究が示唆するように、休校期よりもむしろ学校再開後に家庭背景による違いが生じてくることも十分に考えられる。

## 2 データと分析方法

### 2.1 データの概要

本稿では、東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査（Japanese Longitudinal Study of Children and Parents : JLSCP）」のデータを用いて分析を行う。JLSCP は全国の小学 1 年生～高校 3 年生の児童生徒とその保護者を対象に 2015 年度から毎年 7～9 月に実施されているパネル調査である。今回の分析には主に 2019 年度の Wave5 と 2020 年度の Wave6 のデータを使用し、新型コロナウイルス感染拡大の前後を比較する。前述のように 2020 年 6 月にはほとんどの学校が（何らかの形で）再開していた（文部科学省 2020）。したがって、Wave6 の調査に関しては休校期ではなく学校再開後の状況を捉えたものになっている。

分析対象は小学生とその母親である。子どもの学年によって親の関わり方は異なると考えられるため、Wave5 時点で子どもが小 1～小 3 のグループと小 4～小 5 のグループに分けて分析を行う<sup>3)</sup>。分析には Wave5 と Wave6 に子どもと母親が回答したケースのみを使用する。分析に用いる変数についてリストワイズ法による欠測の処理を行った。分析対象となるケース数は Wave5 時点で小 1～小 3 が N=3,565、小 4～小 5 が N=2,046 である。

## 2.2 分析方法と使用する変数

従属変数は母親による PI の頻度である。PI の頻度についての設問は子ども調査票と保護者調査票の双方に含まれているが、小1～小3については子ども本人の回答が得られていないため、保護者（母親）の回答を用いる。具体的には以下の7項目を使用する<sup>4)</sup>。いずれも「とてもあてはまる」「まああてはまる」「あまりあてはまらない」「まったくあてはまらない」の4件法で測定されている。回帰分析では「とてもあてはまる」から順に4・3・2・1の値を割り当てた変数を便宜的に量的変数として使用する。記述的な分析では「とてもあてはまる」と「まああてはまる」、「あまりあてはまらない」と「まったくあてはまらない」をそれぞれ合併した2値の変数（あてはまる／あてはまらない）を用いる。

- 学校の宿題を手伝う
- 「勉強しなさい」と言う
- 勉強の面白さを教える
- 勉強の内容を教える
- 勉強の意義や大切さを伝える
- 勉強で悩んだときに相談にのる
- 勉強の計画の仕方を教える

本稿ではPIの階層差（母学歴による違い）がコロナ禍でどのように変化したのかを検討する目的で回帰分析を行う。従属変数は母親によるPI、主な独立変数は母親の学歴である。従属変数のPIに関して2時点の差分をとった変数を使用し、OLS推定を行う。ここで*i*を個人、時点*t*=1はWave5、*t*=2はWave6を指すものとし、(1)式と(2)式の差分をとると、推定するモデルは(3)式のように表される（Allison 2009=2022: 15）。なお、 $x_{it}$ は時変変数の2時点の差分、 $x_{i1}$ は時変変数のWave5時点の測定値、 $z_i$ は時定変数を表す。

$$y_{i1} = \mu_1 + \beta_1 x_{i1} + \gamma_1 z_i + \alpha_i + \varepsilon_{i1} \quad (1)$$

$$y_{i2} = \mu_2 + \beta_2 x_{i2} + \gamma_2 z_i + \alpha_i + \varepsilon_{i2} \quad (2)$$

$$y_{i2} - y_{i1} = (\mu_2 - \mu_1) + \beta_2(x_{i2} - x_{i1}) + (\beta_2 - \beta_1)x_{i1} + (\gamma_2 - \gamma_1)z_i + (\varepsilon_{i2} - \varepsilon_{i1}) \quad (3)$$

このモデルでは時変変数に関して2時点の差分をとることによって時点間で変化しない個体の特性を表す $\alpha_i$ が消えている。本稿で注目する独立変数は母親の学歴であり、基本的にはWave5とWave6の2時点で値が変わらない時定変数だが、従属変数への効果が時点間で異なると仮定し独立変数として投入する。これは(3)式の $z_i$ にあたり、その偏回帰係数はPIに対する母学歴の係数の差分( $\gamma_2 - \gamma_1$ )を表す。したがって、このモデルを推定すること

で、母学歴の係数やその統計的有意性をもとに新型コロナ感染拡大の前後で PI に対する母学歴の効果が変化したかどうか（また、どのように変化したか）を検証することができる。なお、 $x_{i1}$ の係数( $\beta_2 - \beta_1$ )も同様の解釈になる。

主要な独立変数である母親の学歴（大卒ダミー、短大卒も大卒のカテゴリに含む）に加えて、時定変数として子どもの学年（Wave5 時点）、子どもの性別（女子ダミー）、居住地域の人口 4 区分（政令指定都市・特別区／15 万人以上／5 万人～15 万人未満／5 万人未満）を用いる。子どもの性別や居住地域は Wave5 での回答にもとづいている<sup>5)</sup>。時変変数としては母親の子どもと過ごす時間と就業形態を用いる。子どもと過ごす時間は母親の回答にもとづいており、「ほとんどない」を 0、「30 分」を 0.5、「1 時間」を 1……「4 時間」を 4 とし、「4 時間より多い」には 5 の値を割り当てた。就業形態は「フルタイム」「パートタイム」「無職」（専業主婦など）の 3 カテゴリに区分した。

### 3 分析結果

#### 3.1 母親による PI の変化

図 1 は小 1～小 3 と小 4～小 5（Wave5 時点，以下同）のサンプルを対象に 7 項目の PI について「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計の割合を表したものである。例外はあるものの、全体としては Wave5 に比べて Wave6 で割合が低下している。小 1～小 3 のサンプルでは、『勉強しなさい』と言うのみ Wave6 であてはまる割合が上昇しているが、「学校の宿題を手伝う」「勉強の面白さを教える」「勉強の内容を教える」「勉強で悩んだときに相談にのる」の 4 項目については逆に Wave6 であてはまる割合が低下している。「勉強の意義や大切さを伝える」と「勉強の計画の仕方を教える」に関しては 2 時点間で有意な差が見られなかった ( $p>0.05$ )。また、小 4～小 5 のサンプルでは「勉強の面白さを教える」に関して 2 時点間であてはまる割合に有意な差が見られなかったが ( $p>0.05$ )、それ以外の 6 項目はいずれも Wave6 であてはまる割合が低下している。

このように、Wave6 であてはまる割合が上昇していたり（有意な）変化が見られないものも一部あるが、全体として見るとコロナ禍によって PI の頻度が増加したと主張することは難しい。この結果は多くの母親が 2020 年 1 月に比べて PI の頻度が「増えた」と回答しているベネッセ教育総合研究所 (2020) の調査結果と整合的でないが、調査の実施時期が異なり、また質問文や選択肢の形式も異なるため、単純な比較は難しい部分があると思われる。

また、Wave5→Wave6 で PI の頻度が減少していたとしても、この結果だけで「コロナ禍の影響で PI の頻度が減少した」と結論づけることはできない。仮にコロナ禍が生じなかったとしても、子どもの発達にともなって PI の頻度が増減することは十分に考えられる。この点について検証するためには、コロナ禍の影響がなかった時期に 2 時点間（たとえば 2017 年の Wave4 と 2018 年の Wave5）で PI の頻度がどのように変化していたかを検討する必要

がある。PI に関して Wave4 のデータが利用できるのは「勉強の面白さを教える」と「勉強の内容を教える」の 2 項目だけだが、さしあたりこの 2 項目について学年を統一した上で Wave4→Wave5 の変化と Wave5→Wave6 の変化を比較してみる<sup>6)</sup>。

結果を示したのが図 2 である。小 1～小 3 の「勉強の面白さを教える」に関しては、Wave4→Wave5 ではあてはまる割合の上昇が見てとれるのに対して、Wave5→Wave6 では低下している。「勉強の内容を教える」に関しては Wave4→Wave5 でもあてはまる割合が若干低下しているものの、Wave5→Wave6 ではより低下幅が大きい。小 4～小 5 のサンプルでは「勉強の面白さを教える」に関して Wave5→Wave6 でも若干の上昇が見られるが、Wave4→Wave5 の変化に比べると上昇幅が小さい。「勉強の内容を教える」に関しては小 1～小 3 と同様の傾向が確認される。したがって、PI の頻度に関する Wave5→Wave6 の変化にはコロナ禍の

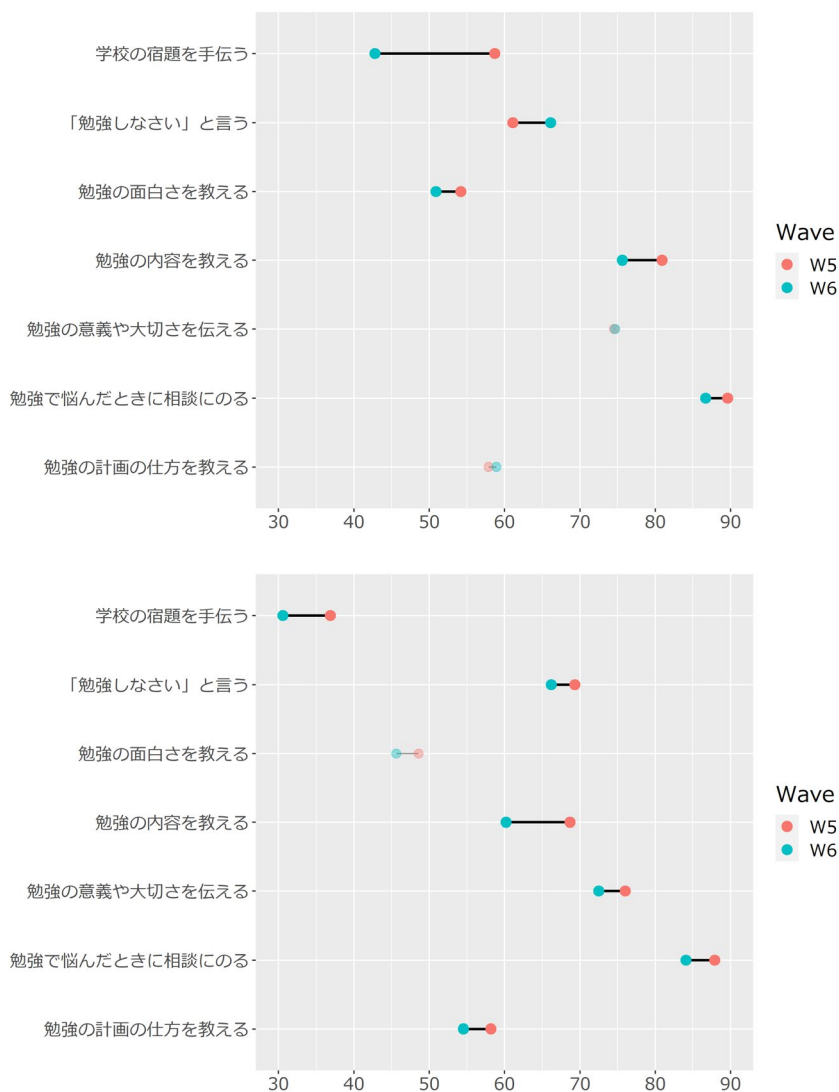


図 1 母親による PI の変化 (Wave5 時点での学年別)

注: 「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計%, 上図は小 1～小 3, 下図は小 4～小 5.

影響でPIが減少した（あるいは増加が抑制された）部分も含まれているのではないかと考えられる。

### 3.2 母親によるPIと階層

次に、PIの頻度の階層差について母親の学歴に着目して検討する。図3（小1～小3）と図4（小4～小5）は7項目のPIについてWave5とWave6でのあてはまる割合を母親の学歴別に示したものである。まず小1～小3のサンプルについて見ると、Wave5では「勉強の面白さを教える」「勉強の内容を教える」「勉強の意義や大切さを教える」「勉強の計画の仕方を教える」があてはまる割合に関して母学歴による差（ $p<0.05$ ）があり、いずれも大卒層であてはまる割合が大きくなっている。「学校の宿題を手伝う」や「『勉強しなさい』と言う」

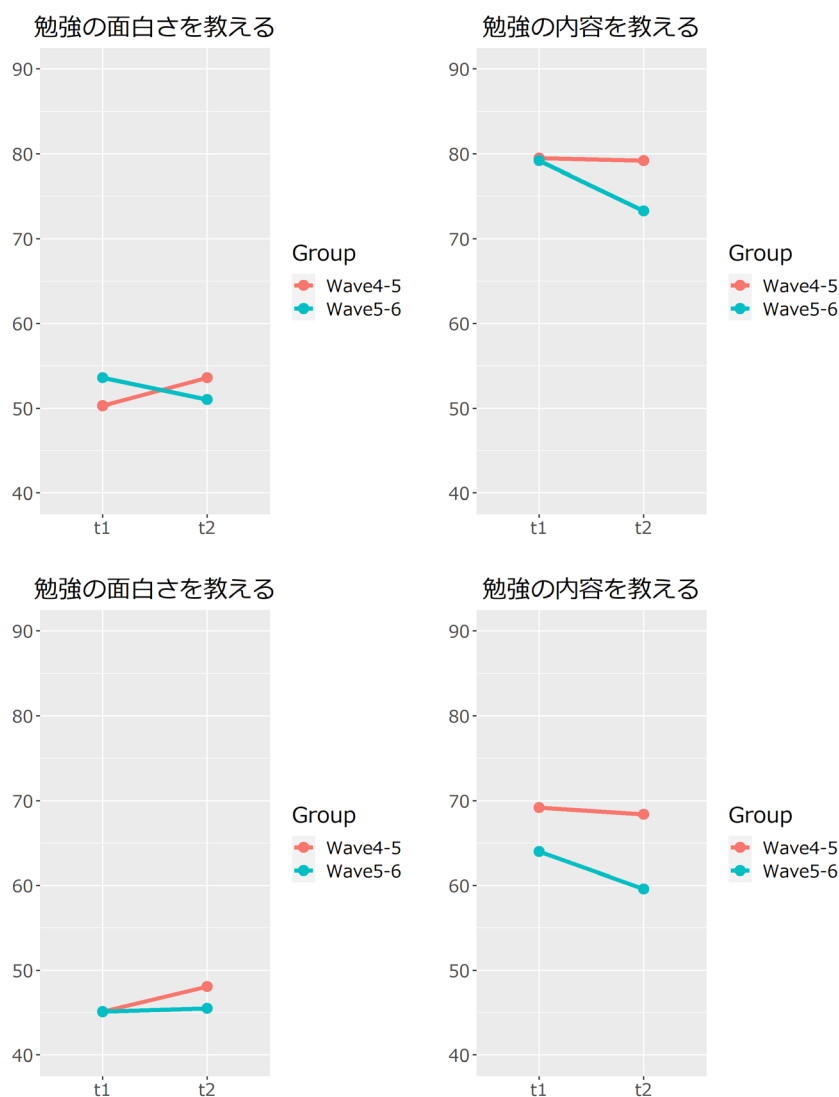


図2 母親によるPIの変化（t1時点での学年別）

注：「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計%，上図は小1～小3，下図は小4～小5。



は非大卒層で割合が大きいが、統計的に有意な差はない ( $p>0.05$ )。これに対し、Wave6 では部分的に異なる傾向が見られる。「学校の宿題を手伝う」に関して母学歴による有意な差があり、非大卒層であてはまる割合が大きくなっている ( $p<0.05$ )。

小4～小5のサンプルについては、Wave5で「学校の宿題を手伝う」「勉強の面白さを教える」「勉強の内容を教える」「勉強の計画の仕方を教える」に関して母学歴による差 ( $p<0.05$ ) があり、「学校の宿題を手伝う」のみ非大卒層であてはまる割合が大きく、他の3項目については大卒層で割合が大きくなっている。Wave6では「学校の宿題を手伝う」に関して有意な差が見られなくなり ( $p>0.05$ )、「勉強の面白さを教える」「勉強の内容を教える」「勉強の意義や大切さを教える」「勉強で悩んだときに相談にのる」「勉強の計画の仕方を教える」の5項目に関していずれも大卒層であてはまる割合が大きくなっている ( $p<0.05$ )。

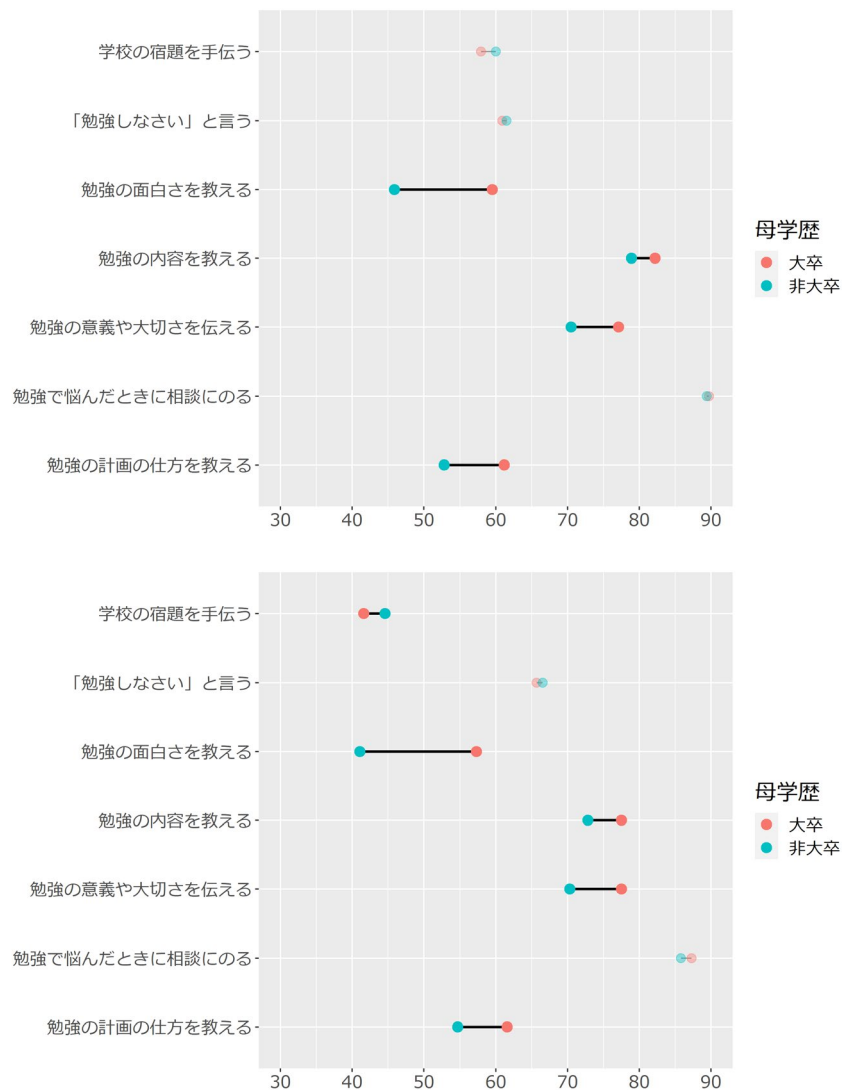


図3 母親の学歴とPI (Wave5 時点で小1～小3)

注: 「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計%, 上図は Wave5, 下図は Wave6.

### 3.3 母親によるPIの変化と階層

図3と図4からは2時点間の変化を読み取りにくいので、図5には7項目のPIについてWave5とWave6であてはまる割合がどのように増減したかを母学歴別に示した。小1～小3のサンプルでは「『勉強しなさい』と言う」のみあてはまる割合が上昇しており、それ以外は低下したか、あるいは有意な差が見られない ( $p>0.05$ )。もっとも変化が大きいのは「学校の宿題を手伝う」であり、大卒層で約16ポイント、非大卒層で約15ポイントの低下が生じている。母学歴による違いとして注目し値するのは、「勉強の面白さを教える」に関してあてはまる割合が非大卒層でのみ低下していることである。

小4～小5のサンプルでは、あてはまる割合が2時点間で(有意に)上昇したものはなく、低下または有意差なし ( $p>0.05$ ) となっている。低下幅が大きいものとして、「勉強の内容

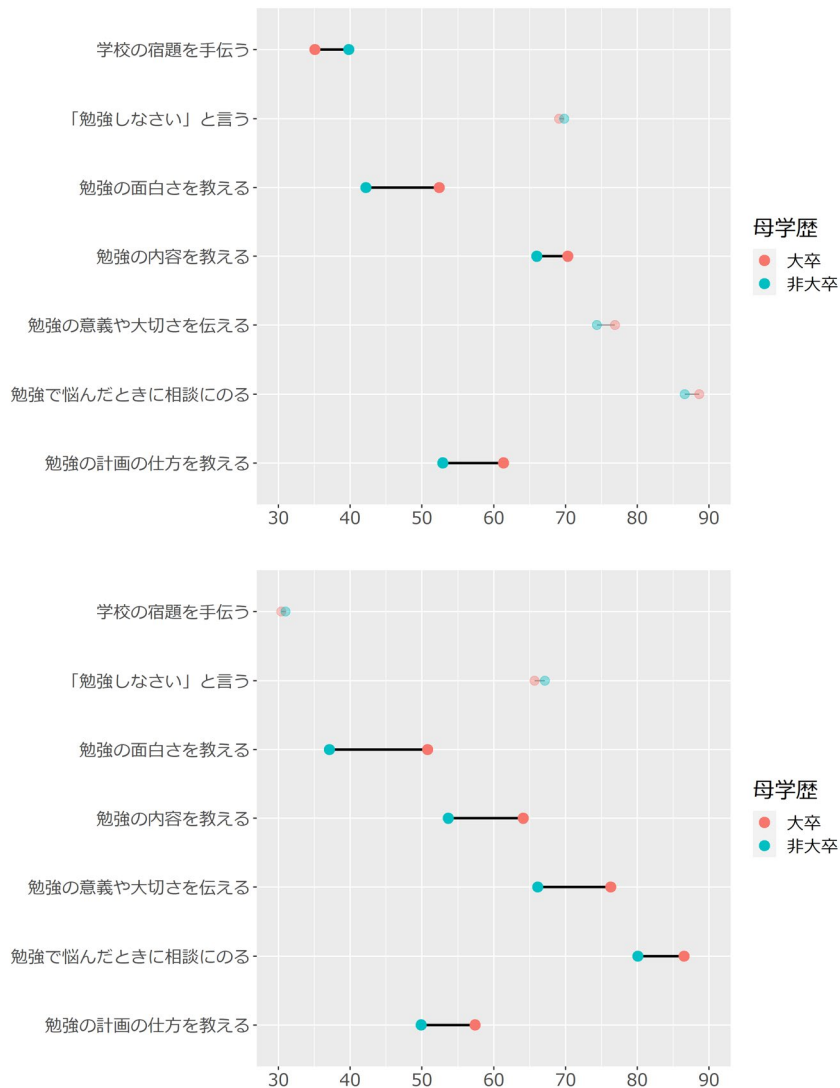


図4 母親の学歴とPI (Wave5 時点で小4～小5)

注: 「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計%, 上図は Wave5, 下図は Wave6.

を教える」は母親の学歴にかかわらずあてはまる割合の低下が見られ、大卒層で約 6 ポイント、非大卒層では約 12 ポイント低下している。また、「勉強の意義や大切さを伝える」や「勉強で悩んだときに相談にのる」に関しては大卒層で有意な変化が見られないのに対し、非大卒層ではそれぞれ 8.2 ポイント、6.5 ポイント低下している。他方で、「勉強の計画の仕方を教える」に関しては大卒層でのみあてはまる割合が低下している。

図 5 から PI のいくつかの項目に関して非大卒層のみあてはまる割合が低下していることが示されたが、他の要因を同時に考慮した上でもコロナ禍において PI と母学歴の関連に変化が見られるのかどうかを、回帰分析によって検証する。本稿の分析では従属変数となる PI が 7 項目あり、さらに子どもの学年で 2 つのグループに分けているため、表 2 には母学歴の効果に焦点をあてて簡略化した形で推定結果を示した(詳細な結果は表 4 と表 5 を参照)。

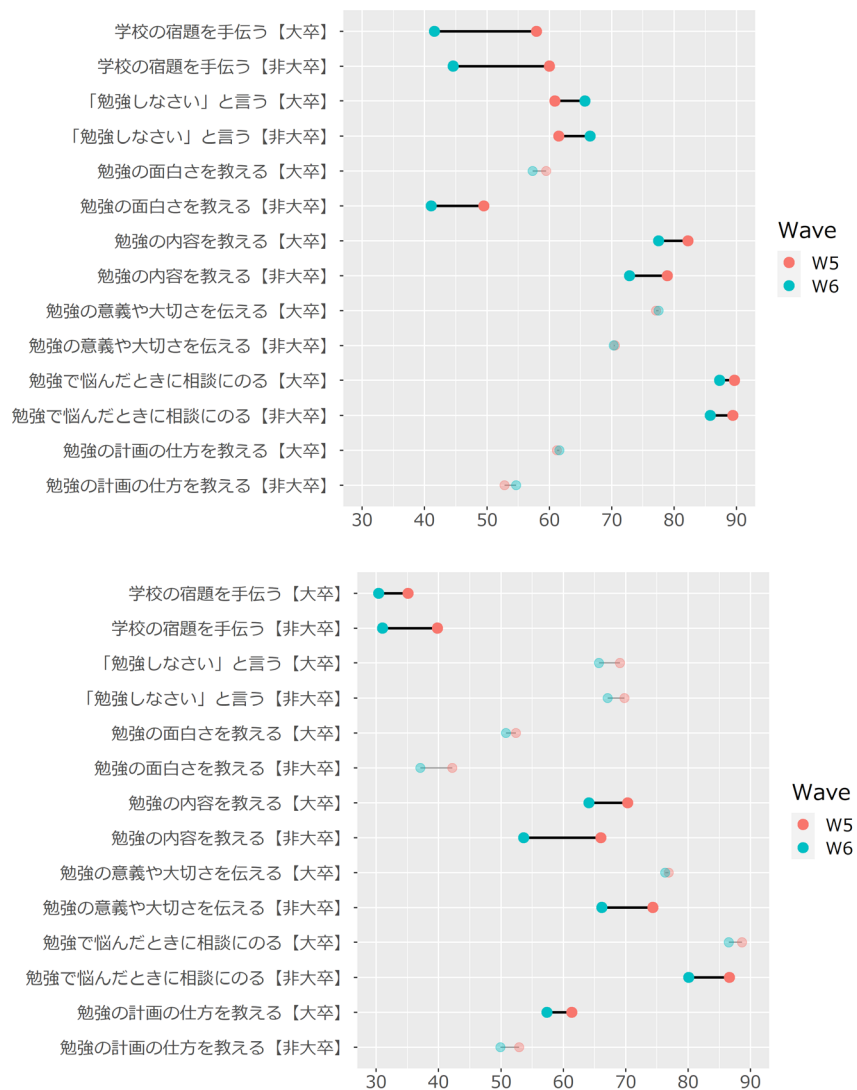


図 5 母親による PI の変化 (母学歴別, Wave5 時点での学年別)

注: 「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計%, 上図は小1~小3, 下図は小4~小5.

小1～小3のサンプルに関しては、7項目のPIのいずれに関しても母学歴の有意な効果は見られない ( $p>0.05$ )。すなわち、母学歴によるPIの頻度の差はWave5とWave6の2時点間で拡大も縮小もしていない。他方で、小4～小5のサンプルでは「学校の宿題を手伝う」「勉強の内容を教える」「勉強の意義や大切さを伝える」「勉強で悩んだときに相談にのる」の4項目に関して母学歴の有意な正の係数が見られた ( $p<0.05$ )。

ただし、Wave5とWave6の2時点でのPIに対する母学歴の係数に(有意な)差があるかどうかを検証するだけでは実質的な解釈が難しい。注意が必要なのは、2時点間での係数の差が有意でないことはWave5とWave6の各時点においてPIと母学歴に関連がないことを意味しないという点である。また、母学歴が有意な正の係数を示したことの実質的な意味合いはWave5時点でのPIと母学歴の関係によって変わってくる。

Wave5とWave6の各時点でのPIに対する母学歴の効果の有無を示したのが表3である。小1～小3のサンプルでは、Wave5時点で「勉強の面白さを教える」「勉強の内容を教える」「勉強の意義や大切さを伝える」「勉強の計画の仕方を教える」に関して母学歴の正の係数が観察され、Wave6時点でも母学歴による差が同様に存在している。また、係数の差は統計

表2 PI (2時点の差分) に対する母学歴 (大卒ダミー) の効果

	小1～小3	小4～小5
学校の宿題を手伝う	n.s.	+
「勉強しなさい」と言う	n.s.	n.s.
勉強の面白さを教える	n.s.	n.s.
勉強の内容を教える	n.s.	+
勉強の意義や大切さを伝える	n.s.	+
勉強で悩んだときに相談にのる	n.s.	+
勉強の計画の仕方を教える	n.s.	n.s.

注：+と-は母学歴の係数の符号。n.s.は $p>0.05$ 。

表3 各時点でのPIに対する母学歴 (大卒ダミー) の効果

	小1～小3		小4～小5	
	Wave5	Wave6	Wave5	Wave6
学校の宿題を手伝う	n.s.	-	-	n.s.
「勉強しなさい」と言う	n.s.	-	n.s.	n.s.
勉強の面白さを教える	+	+	+	+
勉強の内容を教える	+	+	+	+
勉強の意義や大切さを伝える	+	+	+	+
勉強で悩んだときに相談にのる	n.s.	n.s.	n.s.	+
勉強の計画の仕方を教える	+	+	+	+

注：+と-は母学歴の係数の符号。n.s.は $p>0.05$ 。

表 4 母親によるPIの規定要因 (Wave5 時点で小1~小3)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
子どもと過ごす時間 (差分)	0.001	0.000	0.004	0.011	0.015	0.005	0.004
子どもと過ごす時間 (W5)	-0.010	-0.003	-0.011	0.011	-0.004	-0.010	-0.010
フルタイム (差分)	—	—	—	—	—	—	—
パート (差分)	0.043	0.034	0.041	0.071	0.081	0.021	-0.002
無職 (差分)	-0.015	0.045	0.054	0.101 +	0.077	-0.018	0.059
フルタイム (W5)	—	—	—	—	—	—	—
パート (W5)	-0.088 *	-0.013	0.013	-0.049	-0.005	-0.006	-0.057
無職 (W5)	-0.106 *	-0.012	0.008	-0.009	-0.004	-0.015	-0.003
女子	0.047	0.041	-0.012	0.031	0.007	0.016	0.008
小1 (W5)	—	—	—	—	—	—	—
小2 (W5)	0.114 **	-0.149 ***	0.045	-0.032	-0.041	0.001	0.059 +
小3 (W5)	0.285 ***	-0.111 **	0.041	0.033	-0.089 **	0.050 +	-0.021
居住地の人口規模							
政令指定都市・特別区	—	—	—	—	—	—	—
15万人以上	-0.077 *	-0.003	0.021	-0.018	-0.002	0.006	0.032
5万人~15万人未満	-0.031	-0.034	0.017	-0.025	-0.016	-0.006	0.033
5万人未満	-0.104 *	-0.057	-0.041	0.044	-0.036	0.080 *	-0.070
母大卒	-0.027	-0.023	0.045 +	0.024	0.006	0.006	-0.031
切片	-0.318 ***	0.174 **	-0.069	-0.136 *	0.040	-0.102 +	0.079
N	3,565	3,565	3,565	3,565	3,565	3,565	3,565
R <sup>2</sup>	0.023	0.008	0.004	0.005	0.004	0.004	0.005

\*\*\* p<0.001 \*\* p<0.01 \* p<0.05 + p<0.1 (1)学校の宿題を手伝う、(2)「勉強しなさい」と言う、(3)勉強の面白さを教える、(4)勉強の内容を教える、(5)勉強の意義や大切さを伝える、(6)勉強で悩んだときに相談にのる、(7)勉強の計画の仕方を教える

表5 母親によるPIの規定要因 (Wave5 時点で小4~小5)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
子どもと過ごす時間 (差分)	0.007	-0.011	0.013	0.033 *	0.013	0.034 *	0.015
子どもと過ごす時間 (W5)	-0.005	0.002	0.007	0.020	-0.014	0.019	0.000
フルタイム (差分)	—	—	—	—	—	—	—
パート (差分)	-0.064	-0.034	0.049	0.088	-0.010	0.103	0.105
無職 (差分)	-0.031	-0.011	0.066	0.157 +	0.119	0.212 **	0.139
フルタイム (W5)	—	—	—	—	—	—	—
パート (W5)	-0.007	-0.005	0.000	-0.065	0.000	0.007	0.018
無職 (W5)	0.002	-0.011	0.063	0.010	0.094 +	0.109 *	0.057
女子	-0.026	-0.029	0.015	-0.012	0.046	0.023	-0.025
小4 (W5)	—	—	—	—	—	—	—
小5 (W5)	0.078 *	-0.025	0.037	0.005	-0.003	0.013	-0.038
居住地の人口規模							
政令指定都市・特別区	—	—	—	—	—	—	—
15万人以上	0.006	0.055	-0.039	-0.029	-0.017	-0.026	-0.035
5万人~15万人未満	0.017	-0.072	0.061	0.050	0.061	0.033	0.025
5万人未満	0.019	0.020	0.028	-0.056	-0.008	0.061	0.019
母大卒	0.094 *	-0.052	0.053 +	0.100 **	0.087 **	0.066 *	0.024
切片	-0.231 **	-0.028	-0.142 *	-0.234 **	-0.108	-0.245 ***	-0.071
N	2,046	2,046	2,046	2,046	2,046	2,046	2,046
R <sup>2</sup>	0.006	0.006	0.007	0.013	0.011	0.014	0.004

\*\*\* p<0.001 \*\* p<0.01 \* p<0.05 + p<0.1 (1)学校の宿題を手伝う、(2)「勉強しなさい」と言う、(3)勉強の面白さを教える、(4)勉強の内容を教える、(5)勉強の意義や大切さを伝える、(6)勉強で悩んだときに相談にのる、(7)勉強の計画の仕方を教える

的に有意ではなかったが ( $p>0.05$ )、Wave5 時点では母学歴の効果が見られなかった「学校の宿題を手伝う」や「勉強しなさい」と言う」に関して、Wave6 時点では母学歴が有意な負の係数を示すようになっている。コロナ禍の Wave6 時点だけを見れば、非大卒層においてこれらのタイプの関与が頻繁に行われていたといえる。

小4～小5のサンプルについて見ると、「学校の宿題を手伝う」に関しては、コロナ禍以前の Wave5 時点では非大卒層でより頻繁に行われていたが、コロナ禍においてそうした母学歴による差が縮小し、Wave6 時点では有意な差が見られなくなった。「勉強の内容を教える」と「勉強の意義や大切さを伝える」に関しては、コロナ禍以前から大卒層でより頻繁に行われていたが、コロナ禍において母学歴による差がさらに拡大した。「勉強で悩んだときに相談にのる」に関しては、コロナ禍以前には母学歴による差がなかったが、コロナ禍においては大卒層でより頻繁に行われるようになった。また、「勉強の面白さを教える」に関しては2時点間で有意な係数の差が見られなかったが ( $p>0.05$ )、大卒層で頻繁に行われる傾向があり、Wave5 時点でも Wave6 時点でも同程度の母学歴による差がある。

### 3.3 母親の子どもと過ごす時間と就業形態

回帰分析によってPIに対する母学歴の効果を検討した際、母親の子どもと過ごす時間や就業形態を同時に投入した上でもPIのいくつかの項目に関して母学歴の効果が観察された。詳しい結果は省くが、これらの変数を同時に投入してもしなくても母学歴の効果に関してはほとんど違いが見られない。その理由は、これらの変数と学歴のあいだに明確な関連がなく、またコロナ禍にともなう変化もあまり生じていないためであると考えられる。

図6はWave5とWave6の2時点における母親の子どもと過ごす時間の平均値を学歴別に示したものである。全体として、子どもと過ごす時間は母親が大卒であっても非大卒であつ

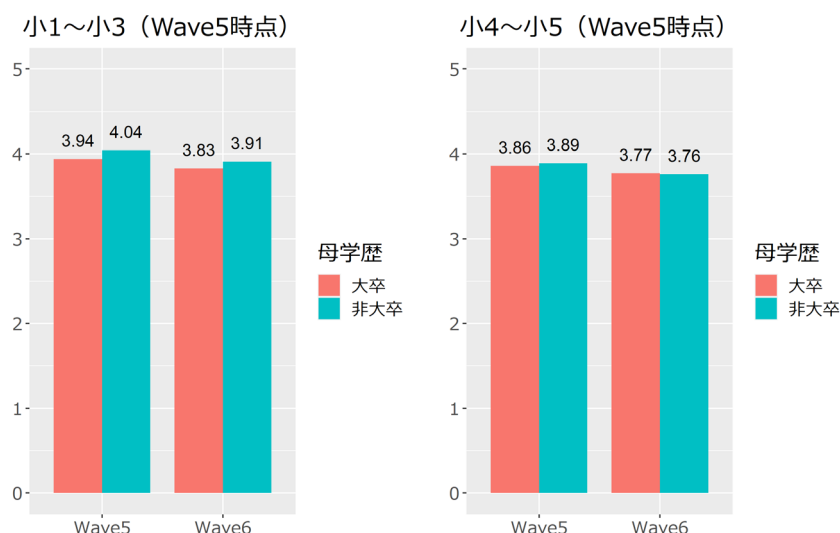


図6 母親の学歴と子どもと過ごす時間 (平均)

でもほとんど変わらない。また、Wave5→Wave6 で子どもと過ごす時間は若干だが減少しており（0.1時間前後）、母大卒層では減少幅がやや小さいものの、明確な違いとはいえない。このように母親の子どもと過ごす時間には学歴による差がほとんど見られず、また新型コロナウイルス感染拡大の前後で比較しても目立った変化が見られない。そのため、PI に対する母学歴の効果は子どもと過ごす時間という要因では説明されない<sup>7)</sup>。

なお、表4と表5から読み取れるように、子どもと過ごす時間それ自体は小1～小3のサンプルではPIとの関連が観察されないものの、小4～小5のサンプルでは子どもと過ごす時間の2時点の差分が「勉強の内容を教える」と「勉強で悩んだときに相談にのる」に対して有意な正の効果を示していた。全体として見ると子どもと過ごす時間とPIの頻度に明確な関連があるとはいえないが、子どもと過ごす時間が長いとPIの頻度が多くなるという関係自体は完全に否定されるわけではなさそうである。

念のため述べておくと、上記の内容はあくまでPIの2時点間の差分を従属変数とした分析から得られた結果であって、各時点でのPIの頻度に対しては子どもと過ごす時間の有意な正の効果が確認されている（詳細な結果は省略）。ただし、例外として、「『勉強しなさい』と言う」に関してはWave5の小1～小3で負の関連が見られ、Wave6の小1～小3およびWave5とWave6の小4～小5では有意な関連が見られなかった。

同様のことは母親の就業形態にもあてはまる。表6に示したように、母親の学歴と就業形態のあいだには明確な関連が見られない。そのため、仮に母親の就業形態がPIの頻度と関連していたとしても、そのことによってPIに対する学歴の効果が説明されるわけではない。また、2時点間で就業形態が変わったケースもさほど多くない。Wave5時点でフルタイムの場合は90.5%、パートタイムの場合は87.2%、無職の場合は78.0%がWave6時点でも同じ就業形態であった。このように2時点間で変化があまり生じていないことが、PIの2時点間の差分を従属変数とした分析で就業形態の効果がほとんど見られないことの要因の1つであると考えられる。例外として、小4～小5のサンプルでは「勉強で悩んだときに相談にの

表6 母親の学歴と就業形態（Wave5時点）

		フルタイム	パート	無職	計	N
小1～小3	大卒	28.1%	39.8%	32.0%	100%	2,169
	非大卒	27.5%	42.4%	30.1%	100%	1,396
	計	27.9%	40.8%	31.3%	100%	3,565
小4～小5	大卒	27.5%	50.2%	22.2%	100%	1,278
	非大卒	27.6%	52.0%	20.4%	100%	768
	計	27.6%	50.9%	21.5%	100%	2,046
計	大卒	27.9%	43.7%	28.4%	100%	3,447
	非大卒	27.5%	45.8%	26.7%	100%	2,164
	計	27.8%	44.5%	27.7%	100%	5,611



る」に対して無職（Wave5 時点）と無職（差分）が正の効果を示した。フルタイムやパートタイムから無職になったケースは少ないため、無職（差分）の効果に関しては、無職でなくなると「勉強で悩んだときに相談にのる」頻度が減少すると解釈した方が実態に即しているかもしれない。

各時点のPIの頻度を従属変数として分析を行うと、母親の就業形態が有意な効果( $p<0.05$ )を示す場合が少なくなかった。小1～小3のサンプルでは（基準カテゴリーのフルタイムに対して）パートタイムがWave5の「学校の宿題を手伝う」「勉強の内容を教える」「勉強の計画の仕方を教える」に関して正の効果を示し、無職がWave5の「勉強の計画の仕方を教える」およびWave6の「勉強の内容を教える」「勉強の計画の仕方を教える」に関して正の効果を示した。小4～小5のサンプルではWave5の「勉強の面白さを教える」と「勉強の意義や大切さを伝える」、Wave6の「勉強の意義や大切さを伝える」に関してパートタイムが負の効果を示した。母親の就業形態とPIとの関係は子どもの学年によって異なることが示唆される。

#### 4 考察

本稿ではJLSCPのデータを用いてコロナ禍におけるPI（の変化）と階層の関連について検討した。分析の結果、全体としてはコロナ禍以前のWave5に比べてコロナ禍の中で行われたWave6では母親によるPIの頻度に関して減少傾向が見られた。コロナ禍によって子どもも親も家庭で過ごす時間が増え、それにともないPIも増加したのではないかと予想されたが、実際には母親の子どもと過ごす時間はコロナ禍の前後でほとんど変わっておらず、そのことがWave6においてPIの減少が見られたこと（少なくとも増加はしていないこと）の1つの要因ではないかと考えられる。

そして、コロナ禍にともない全体としてはPIが減少する中で、PIと階層（母親の学歴）の関連は強まっていた。すなわち、PIのいくつかの項目に関しては非大卒層でのみ減少が生じており、また他のいくつかの項目に関しては学歴にかかわらず減少が生じていたものの、大卒層では非大卒層に比べて減少幅が小さかった。本稿では直接検討できていないが、こうした変化は学力や学習時間等の社会経済的格差にもつながっている可能性がある。ただし、PIと階層の関連が変化したことの原因については、母親の子どもと過ごす時間や就業形態という要因ではほとんど説明できない。母親の就業形態に関していうと、PIに対する学歴の効果やコロナ禍の影響を問題にする上で「フルタイム」「パートタイム」「無職」という単純なカテゴリ区分が有効ではなかったと考えられるため、母親（および父親）の働き方についてより詳細な検討が必要と思われる。この点は今後の課題として残される。

コロナ禍以前に比べてPIが減少したという結果は約5～6割の母親が「勉強を教える」や「『勉強しなさい』と言う」頻度が「増えた」と回答した「幼児・小学生の生活に対する新型コロナウイルス感染症の影響調査」（ベネッセ教育総合研究所 2020）と矛盾しているよう

に見えるが、調査の実施時期が異なる（同調査は5月、JLSCPは7～9月）ことから、休校にともなって増加したPIが学校再開後には減少に転じたと解釈することができるかもしれない。ただし、これらの調査ではPIに関する質問の形式が異なるため、単純な比較には慎重になる必要があると思われる。

PIの減少が観察された理由<sup>8)</sup>としては、家庭での学習に対する学校の関与が関係しているかもしれない。対象は中学生であり本稿とは異なるが、休校期には宿題をする時間が大幅に増加していたことが木村(2021)で示されている。また、ベネッセ教育総合研究所(2020)によると、登校状況別の家庭での1日あたりの学習時間(平均)は「学校の宿題をする」に関して「通常登校」が40.8分、「分散登校」が67.2分、「休校」が80.7分であった<sup>9)</sup>。学校の宿題をする時間は「休校」の児童がもっとも長いが、ここで注目したいのは「分散登校」の児童も「通常登校」に比べて長くなっていることである。1.で言及したように、学校再開後も分散登校や短縮授業が多くの学校で行われていた(文部科学省2020)。その際に宿題等の形で学校が家庭での学習に関与していたため、親はあまり勉強について関与せずに済んだということもありえるだろう。

また、そうした学校の関与に対する反応は親の学歴によって異なっていた可能性がある。たとえば、非大卒層は子どもの学習面に関して学校から課された宿題等を行えば十分だと考え、子どもの勉強に自ら関与することはあまりなかったが、大卒層は学校の関与だけでは不十分だと感じ、自らも子どもの勉強にある程度関与していたかもしれない。もしそうだとすると、コロナ禍において大卒層ではPIの減少幅が(非大卒層に比べて)小さかったことも学校の関与という要因によってある程度説明できるように思われる。

コロナ禍によって生じた子どものストレスや休校・分散登校等にもなう生活習慣の乱れもPIの減少と関連している可能性がある。学校生活がコロナ禍以前とは大きく異なるものになり、日常生活においても外出自粛が求められた。このような状況下でストレスを抱える子どもは少なくなかったと考えられる(国立生育医療研究センター2020)。また、休校や分散登校等が実施されていた時期には多くの家庭で子どもの生活習慣の乱れが生じたことが報告されている(ベネッセ教育総合研究所2020)。コロナ禍においては家庭での親の子どもへの関わりとしてこうした問題への対応が優先され、それに比べれば勉強に関することは優先順位が高くなかったかもしれない。そして、仮に子どものストレスや生活習慣の乱れに関して階層差があったのだとすれば、そのことも非大卒層でよりPIの減少が生じやすかったことと関係している可能性がある。

家庭での学習への学校の関与や子どものストレス、生活習慣の乱れといった要因がPIの減少やPIと母学歴の関連の変化と(どの程度)関係しているのかは明らかでなく、今後の課題として経験的な検証が必要である。また、本稿の限界として、休校期の状況を捉えられていない点を指摘できる。PIと母学歴の関連の変化について、それは休校期に生じた変化がその後も維持されているのか、あるいは学校再開後にそうした変化が生じたのか等、本稿

の分析だけではわからないことも多い。また、PI と母学歴の関係の変化が子どもの学業達成や将来の教育達成にどう影響するのか（あるいは影響しないのか）という点については今後の検証が要される。

#### [注]

- 1) 最近の研究では学校教育が SES による格差を縮小させるわけではないという指摘もあり (Passarett and Skopek 2021), 休校によって格差拡大が生じることは自明ではない。いづれにせよ, コロナ禍という特殊な状況下における教育格差について経験的な研究を進めることは重要である。
- 2) 実際, アメリカではコロナ禍において子どもと過ごす時間の所得階層間の格差が拡大したとされる (Agostinelli et al. 2022)。
- 3) Wave5 時点で小 6 のケースはコロナ禍の前後で小学校から中学校に進学しているため扱いが難しいと判断し, 今回は対象から除外した。また, コロナ禍の影響が特に大きかったのは 2020 年 4 月に小学校に入学した児童やその保護者だと考えられるが (酒井ほか 2021), 本稿では検討対象に含めることができていない。
- 4) 子どもが小 4~小 5 (Wave5 時点) のケースについては母親と子どもの回答を比較することが可能である。詳細な検討は別の機会に改めて行いたい, 項目によっては子どもの回答と母親の回答であてはまる比率が大きく異なる。たとえば, 『勉強しなさい』と言う』に関しては約 7 割の母親があてはまると回答しているが, 子どもの回答ではあてはまる割合が約 3 割にとどまっている。
- 5) 実際には子どもの性別についての (子ども本人の) 回答は一貫していない場合があるので注意が必要である (該当するケースは約 0.6%)。また, 居住地の人口規模は転居等によって変わることもありえるが, 本稿で用いるデータ上はそのようなケースは 1%に満たない。簡便を期すため, 本稿の分析では Wave5 と Wave6 の違い (変化) は考慮しないこととした。
- 6) Wave4 時点で子どもが小 1~小 3 または小 4~小 5 のサンプルに関しては, PI の 2 項目について Wave4 と Wave5 の双方で母親から回答が得られているケースを対象とした。この条件を満たすケースの数は小 1~小 3 が N=3,865, 小 4~小 5 が N=1,970 である。
- 7) ただし, 子どもと過ごす時間についての母親の回答の分布を見ると「4 時間より多い」がもっとも多く (50%前後), 天井効果が生じている可能性がある。そのため, たとえば子どもと過ごす時間が 4 時間から 6 時間に増加した者がいたとしても, その変化を捉えることができていない。このことによってコロナ禍による変化や母学歴による違いを十分に捉えられていない部分もあるかもしれない。
- 8) 本稿では PI の頻度を時間や回数といった客観的な指標で測定できていないため, 実際には PI が減少していない可能性も否定できない。たとえば, もし「幼児・小学生の生活に対する新型コロナウイルス感染症の影響調査」(ベネッセ教育総合研究所 2020) で示された

ように休校期に PI の頻度が増加していたのだとすれば、学校再開後に行われた JLSCP (Wave6) への回答に際して休校期の状況が比較対象として参照された可能性がある。つまり、実際には1年前(JLSCPのWave5時点)に比べてPIの頻度が減っていなかったとしても、休校期に比べればPIの頻度が減っていたため、回答に下方バイアスが生じた可能性も否定できない。

- 9) 「学校の宿題以外の勉強をする」に関しても同様の傾向が見られ、「通常登校」が17.5分、「分散登校」が37.3分、「休校」が49.3分であった(ベネッセ教育総合研究所 2020)。

### [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。

### [参考文献]

- Agostinelli, F., M. Doepke, G. Sorrenti and F. Zilibotti, 2022, “When the Great Equalizer Shuts Down: Schools, Peers, and Parents in Pandemic Times,” *Journal of Public Economics*, 206.
- Allison, P. D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage. (太郎丸博監訳, 2022, 『固定効果モデル』共立出版.)
- Asakawa, S. and F. Ohtake, 2022, “Impact of COVID-19 School Closures on the Cognitive and Non-Cognitive Skills of Elementary School Students,” RIETI Discussion Paper Series 22-E-075.
- ベネッセ教育総合研究所, 2020, 「幼児・小学生の生活に対する新型コロナウイルス感染症の影響調査—2020年5月実施—」ダイジェスト版
- Bonal, X. and S. González, 2020, “The Impact of Lockdown on the Learning Gap: Family and School Divisions in Times of Crisis,” *International Review of Education*, 66: 635-55.
- Downey, D. B., P. T. Von Hippel and B. A. Broh, 2004. “Are Schools the Great Equalizer? Cognitive Inequality during the Summer Months and the School Year,” *American Sociological Review*, 69(5): 613-35.
- Engzell, P., A. Frey and M. D. Verhagen, 2021, “Learning Loss due to School Closures during the COVID-19 Pandemic,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118.
- Grewenig, E., P. Lergepporter, K. Werner, L. Woessmann and L. Zierow, 2021, “COVID-19 and Educational Inequality: How School Closures Affect Low- and High-Achieving

- Students,” *European Economic Review*, 140.
- 本田由紀, 2008, 『「家庭教育」の隘路——子育てに強迫される母親たち』勁草書房.
- 石井加代子・中山真緒・山本勲, 2021, 「コロナ禍初期の緊急事態宣言下における在宅勤務の実施要因と所得や不安に対する影響」『日本労働研究雑誌』731: 81-98.
- 伊藤秀樹・酒井朗・林明子・谷川夏実, 2021, 「コロナ禍における学校休業中の小学校2・3年生と保護者の生活——Web調査の結果をもとに」『人間生活文化研究』31: 176-85.
- 香川めい, 2020, 「思春期の子どもに保護者は何ができるのか——学業成績への影響を手がかりに」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編『子どもの学びと成長を追う——2万組の親子パネル調査から』勁草書房, 185-205.
- 木村治生, 2021, 「コロナ禍における中学生の学習——休校は家庭環境による教育格差を広げたか」『チャイルド・サイエンス』21: 13-8.
- 国立生育医療研究センター, 2020, 『コロナ×こどもアンケート 第2回調査報告書』([https://www.ncchd.go.jp/center/activity/covid19\\_kodomo/report/CxC2\\_finrepo\\_20200817\\_3MH.pdf](https://www.ncchd.go.jp/center/activity/covid19_kodomo/report/CxC2_finrepo_20200817_3MH.pdf), 2023年3月28日確認).
- , 2021, 『コロナ×こどもアンケート 第5回調査報告書』([https://www.ncchd.go.jp/center/activity/covid19\\_kodomo/report/CxC5\\_repo\\_20210525.pdf](https://www.ncchd.go.jp/center/activity/covid19_kodomo/report/CxC5_repo_20210525.pdf), 2023年3月28日確認).
- Matsuoka, R., 2019, “Concerted Cultivation Developed in a Standardized Education System,” *Social Science Research*, 77: 161-78.
- 文部科学省, 2020, 「新型コロナウイルス感染症に関する学校の再開状況について」([https://www.mext.go.jp/content/20200603-mxt\\_kouhou01-000004520\\_4.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20200603-mxt_kouhou01-000004520_4.pdf), 2023年3月28日確認)
- 中原淳監修, 2021, 『学校が「とまった」日——ウィズ・コロナの学びを支える人々の挑戦』東洋館出版社.
- Nishihata, M. and Y. Kobayashi, 2022, “Inequalities in Student Learning and Screen Time Due to COVID-19: Evidence from Japan,” RIETI Discussion Paper Series 22-E-107.
- 額賀美沙子・藤田結子, 2022, 『働く母親と階層化——仕事・家庭教育・食事をめぐるジレンマ』勁草書房.
- Passaretta, G. and J. Skopek, 2021, “Does Schooling Decrease Socioeconomic Inequality in Early Achievement? A Differential Exposure Approach,” *American Sociological Review*, 86(6): 1017-42.
- 酒井朗・伊藤秀樹・谷川夏実・林明子, 2021, 「コロナ禍における小学校就学時の子どもと保護者の生活——Web調査の結果をもとに」『上智大学教育学論集』55: 59-76.
- 清水睦美, 2021, 「学校教育につきつけられる諸課題から, これからの学校教育の姿を考える」

『学術の動向』26(11): 47-52.

末富芳編, 2022, 『一斉休校——そのとき教育委員会・学校はどう動いたか?』明石書店.

多喜弘文・松岡亮二, 2020, 「新型コロナ禍におけるオンライン教育と機会の不平等——内閣府調査の個票データを用いた分析から」([https://researchmap.jp/read0153386/published\\_works](https://researchmap.jp/read0153386/published_works), 2023年3月28日確認)

Treviño, E., C. Miranda, M. Hernández and C. Villalobos, 2021, “Socioeconomic Status, Parental Involvement and Implications for Subjective Well-Being During the Global Pandemic of Covid-19,” *Frontiers in Education*, 6.

# コロナ禍における地域行事への参加経験の減少と社会的信頼

岡部悟志

(ベネッセ教育総合研究所)

コロナ禍が子どもの学習に与えた影響は多く議論されているが、子どもと地域とのかかわりへの影響に関する研究は限られる。そこで、コロナ前後で継続的に実施された親子パネル調査の特性をいかし、地域行事への参加に与えた影響を推定した。その結果、コロナ前に比べて子どもの地域行事への参加率は50ポイント前後減少し、その減少幅は小学校低学年や女子で大きいことがわかった。一見、誰にでも開かれているように思われる地域行事への参加経験に格差が存在している可能性がある。次に、地域行事への参加が子どものアウトカムとどのように関連するかを検討するために、幸福度等とポジティブに関連するとされる社会的信頼との関連を確認した。その結果、様々な要因を統制しても、地域行事への参加はその後の子どもの社会的信頼と正の関連を示した。ここから、地域行事への参加の減少幅が大きかった層において、今後、社会的信頼が低下する懸念が指摘される。

## 1 本研究の背景と目的

コロナ禍が子どもの学習に与えた影響は国内外で数多く議論されている。例えば、Betthäuser et al. (2023) によれば、新型コロナウイルスによるパンデミック（世界的流行）によって、学齢期の子どもの学習の遅れが生じた結果、学校での年間学習量の約35%が失われた可能性を指摘している。加えてその学習の遅れは、経済的に困難な環境に置かれた子どもにおいて、より深刻であることも示されている。このように、世界的に報告されているコロナ禍における学びの損失（ラーニング・ロス）によって、今後の子どもの発達や成長に対する負の影響をもたらす可能性があることが懸念されている。

他方で、学校や家庭における学習活動だけでなく、子どもが生まれ育った地域の中でのさまざまな体験、たとえば地域行事への参加経験は、コロナ以前から子どもの発達や社会化の文脈で重要な役割を果たしてきたと考えられる。だとしたら、このコロナ禍でその実態はどのように変化したのかを捉えておくことは十分検討の価値があるだろう。しかしながら、コロナ禍における子どもの地域との関わりについて検討した研究は相対的に少なく、必ずしも高い関心が払われているとはいえない。そのような中、Yamaoka et al. (2021) は、子どもの地域行事への参加とコロナ禍におけるメンタルヘルスに着目した研究の1つである。ここでは、子どもの地域行事への参加が、その家庭の環境条件や親子関係の違いによらず、コロナ禍における子どもの安定したメンタルヘルスに寄与していたことが明らかにされている。ただし、子どもの学齢（2020年度の小6生）や特定の地域に限定された結果であること、子どもの保護者が回答した1時点のデータであることなどの限界も抱えている。

以上のような背景を踏まえ、本研究の課題を大きく2つ設定する。第一に、コロナ禍にお

ける「子どもの地域行事への参加経験」はだれもが等しく減少させたのだろうか。一見すると、誰にでも開かれていそうな地域行事への参加に、学習の遅れや損失等の検証でたびたび指摘されていることと同様に、子どもの生まれや環境による格差はないだろうか。そして第二に、子どもの地域行事への参加は、個人の幸福度や健康等とのポジティブな関連が指摘されている「社会的信頼」と関連するだろうか。コロナ禍において、子どもの地域行事への参加経験の減少が生じたのであれば、それは子どもの発達や社会化のプロセスにどのような影響を与えるのだろうか<sup>1)</sup>。以上の2つの課題の検討を通じて、子どもの地域行事への参加経験の減少や格差が今後の社会的信頼に与える影響についての考察を深める。そして、今後の子どもの発達や社会化のプロセスで中長期的に顕在化するかもしれない変化や課題などを議論することを目的とする。

## 2 先行研究

子どもの非認知能力を含む様々な資質・能力の形成に関して、学校での学習だけでなく、課外活動や学校外における体験活動がポジティブな効果を持つとした研究は多い。例えば、学校での課外活動や地域のイベントやボランティアへの参加が、子どもの社会情動的スキルの向上とポジティブに関連していること、また反社会的行為などの望ましくない行動の抑止につながっていることなどが報告されている (OECD 2015=2018)。また、わが国における数少ない本格的な縦断研究の1つである「21 世紀出生児縦断調査」を用いた分析からは、小学生時の自然体験が多いほど自尊心が高いことが、相関関係のレベルであるものの明らかにされている (文部科学省委託調査 2021)。さらにその後、「21 世紀出生児縦断調査」の特別報告として公表されたレポートでは、因果関係の特定に迫る統計的分析 (傾向スコア分析) を行った結果、小学校高学年の自然体験や文化的体験は自尊感情や精神的回復力、がまん強さ、精神的健康に対して、また社会体験は精神的回復力やがまん強さ、精神的健康にプラス効果があることが報告されている (文部科学省 2023)。

以上に挙げたように、子ども時代のさまざまな体験がもたらすポジティブな側面の一方で、子どもの体験活動じたいが伴う負の側面について、異なる視点から捉え直しを迫るような研究もある。その筆頭が、子どもの体験の格差についての研究である。例えば、家庭の社会経済的地位 (SES) に代表される子どもが生まれた環境によって、学習や生活のほか、通塾や習い事を含めたさまざまな活動に格差があることは、教育社会学的研究において多く指摘されている (松岡 2019)。さらに、比較的最近行われた子どもの体験に関する大規模調査の結果からは、経済的に厳しい家庭の子どもにおいて、学校外の体験機会が何もない比率が高いことが明らかになっている (チャンス・フォー・チルドレン 2022)。必ずしも肯定的な側面だけでは語ることはできない、子どもの体験の背後に潜む格差へのまなざしがこれからの教育研究に求められる。

次に、子どもおよび若者の社会的信頼 (一般的信頼) にかんする研究についてみていこう。



一般的信頼の日米比較など山岸（1999）の一連の研究がよく知られているが、その一般的信頼が育まれていく発達や進化、社会的成熟のプロセスに着目した議論を展開している佐藤（2017）は示唆に富む。そこでは、個別的信頼（親しい間柄にある特定の他者に対する信頼）と対になる概念として一般的信頼（見知らぬ他者に対する信頼）という捉えが示されているが、両者の関係は対立的なものではなく、じっさいには個別的信頼が基盤の上に一般的信頼が成り立つこともあるとしている。これは人の発達や社会化プロセスにおける幼少期のある特定の養育者とのアタッチメントや重要な他者との関係から、やがて一般化された他者との関係や内面化を通じた大人への移行プロセスとも重なる。

そのような一般的信頼（社会的信頼）を獲得することは社会生活のスムーズな営みに欠かせないものとされ、集団レベルの経済的豊かさのほか、個人レベルでも幸福度や健康、所得などが高い傾向があるとする研究も多い（大竹 2022）。社会的信頼や地域社会における集合的効力感は、恵まれた地域で子ども期を過ごすか否かによって左右されることも指摘されている。米国の若者の社会的信頼は、過去半世紀にわたり低下しているが、恵まれた地域で育った若者に比べて、そうでない若者の社会的信頼は著しく下落幅が大きい（Putnam 2015=2017）。他方、日本国内で行われた大規模調査の結果によると、子どもの頃、近所に神社や寺院があった人ほど、大人になってからの一般的信頼が高く利他的であったという（伊藤ほか 2017）。その背景にある理由として、子どものときに近所に神社があったことは、そうでない場合と比べて地域のネットワークを生かした行事などの取り組みが盛んであり、そういった地域の豊かな社会関係資本の影響によって、子どもの一般的信頼と利他性を高めた可能性があるとしている。

以上の先行研究の結果からわかることは、子ども期の学習外の体験は総じて、子どもの資質・能力形成にポジティブに影響すること、ただしその体験は子どもが生まれた家庭の社会的・経済的背景による格差が存在する可能性がある。そして、子どもの地域における経験は、子どもの幸福度等とポジティブに関連し、子どもから大人への発達や社会化プロセスにおいて重要となる社会的信頼との関係が示唆されている。以上を踏まえ本研究では、子どもの地域行事への参加の格差、および社会的信頼への影響を、コロナ禍の前後での変化の実態を踏まえながら分析を行い、解釈を加えていくことにする。

### 3 用いる項目と分析手順

#### 3.1 分析課題 1：コロナ禍において、誰の地域行事への参加経験が減ったのか

コロナ禍において、誰の地域行事への参加経験が減ったのかを確認するために、次の項目に着目する。すなわち、この1年の間に経験したことを子どもに尋ねた設問で、「地域の行事に参加する（夏祭りなど）」を選択（=1）したかどうかである（小 1～3は保護者が代理回答している）。分析の手順としては、まず、コロナ前後（2019年 w5 と 2021年 w7）の同学校段階の比較により概観する。その上で、子どもの発達による変化等を考慮するため、コ

コロナ前の平時（2016年w2→2018年w4, 以下 heiji [統制群に該当] と表記）とコロナ禍（2019年w5→2021年w7, 以下 covid [処置群に該当] と表記）で、小1→3生, 小4→6生, 中1→3生, 高1→3生だった子どもの地域行事への参加経験について差の差分分析を行う。なお、属性としては、地域行事への参加に関連する可能性が考えられる①学年、②ジェンダー、③地域（人口規模）、④親学歴の4つに着目する。

表1 分析課題1における比較対象の考え方

コロナ前の2016年w2→2018年w4 統制群 (heiji)	コロナ禍の2019年w5→2021年w7 処置群 (covid)
事前 (pre) → 事後 (post)	事前 (pre) → 事後 (post)
小1生 → 小3生 ←→	小1生 → 小3生
小4生 → 小6生 ←→	小4生 → 小6生
中1生 → 中3生 ←→	中1生 → 中3生
高1生 → 高3生 ←→	高1生 → 高3生

※本研究が着目する「地域行事への参加」（「地域の行事に参加する（夏祭りなど）」への回答）は2016年w2, 2018年w4, 2019年w5, 2021年w7で聴取しており、2017年w3, 2020年w6では聴取していない。また、小1～3生は保護者による代理回答、小4生以上は子どもによる回答である。

### 3.2 分析課題2：地域行事への参加は社会的信頼を左右するか

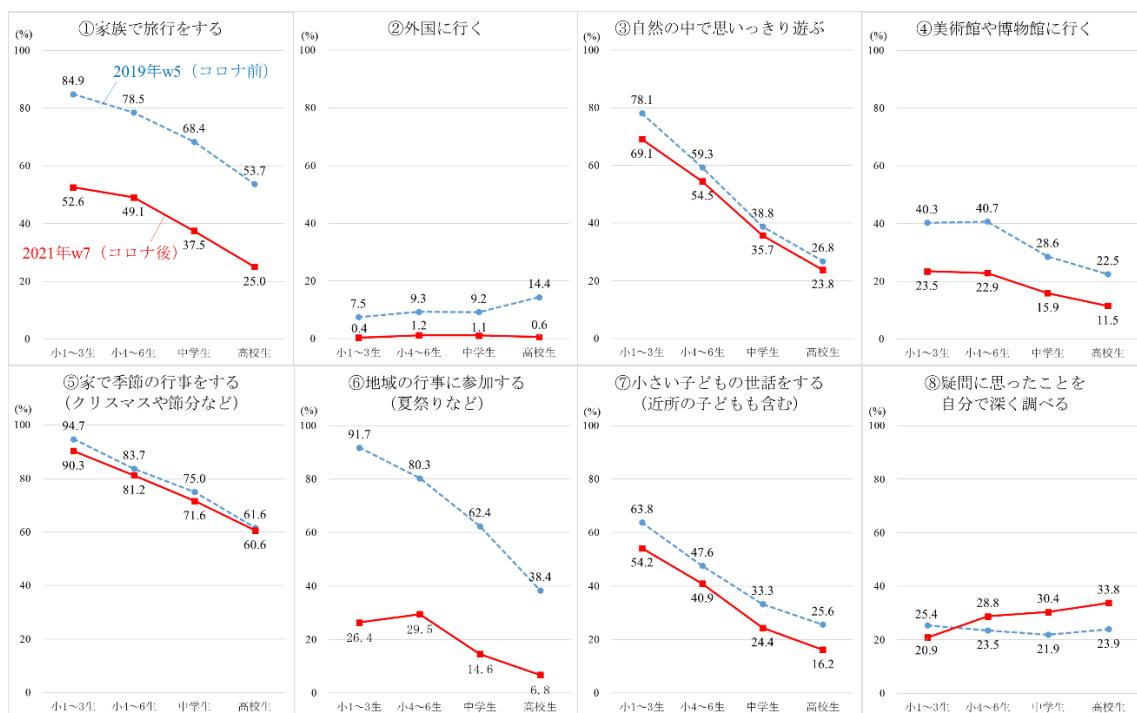
地域行事への参加は社会的信頼とどのように関連するかを確認するために、次の項目に着目した。すなわち、子ども（小4以上）に自身の考え方について尋ねた設問において、「世の中の人には信頼できる」に対して、4件法「とてもそう思う」(=4)～「まったくそう思わない」(=1)で回答した結果である（なお、小1～3には聴取していない）。コロナ禍中の2020年w6の「世の中の人には信頼できる」（社会的信頼）に対する2019年w5（コロナ前）の地域行事への参加の関連を分析する。なお、2021年w7では同項目を聴取していないため、2020年w6が最新となる。したがって、地域行事への参加有無が大きく減少した2021年w7以降に、子どもの社会的信頼を聴取していない。そのため、コロナ禍による地域行事への参加の影響が、結果として子どもの社会的信頼の低下となってじっさいにあらわれているかどうかは、現時点では厳密には検証不可能なため、今後の検証課題の1つとして捉えておくに留める。

## 4 分析

ここではまず、コロナ前後の子どもの経験の変化を概観した上で、分析課題1の誰の地域行事への参加が減少したのかを差の差分分析を用いて確認する。次に、地域行事への参加の有無がその後の子どもの社会的信頼の程度を左右するかどうかについて確認を行う。

分析課題1の差の差分分析に入る前に、その準備として、コロナ前後の子どもの経験の変化

を概観しておこう。図1は、2019年w5（コロナ前）と2021年w7（コロナ後）における各学校段階の子どもが、家庭内外における様々な体験を直近1年間に経験したかどうかを示したものである。ここで比較しているのは異なる集団の回答である点に一定の留意が必要だが、コロナ前後での子どもの体験活動の変容を大づかみで捉えるには十分と思われる。さしあたり、各項目の2019年w5と2021年w7の折れ線とで囲まれた面積の大きさが、コロナにより失われた体験活動の量であるとみなせる。そのような視点で見ると、いくつかある子どもの体験のなかでも、とりわけ下段の左から2つ目の「⑥地域の行事に参加する（夏祭りなど）」において、コロナ前後での減少が顕著であることが一目瞭然だろう。



※この1年の間に経験したことを子どもに尋ねた設問（MA回答）。

※小1～3生は保護者による代理回答，小4生以上は子どもによる回答。

図1 コロナ前後での子どもの体験の変化（横断比較による概観）

#### 4.1 分析課題1：誰の地域行事への参加が減ったのか

ここでは、子どもが経験するさまざまな体験のなかでも、特に減少幅の大きかった地域行事への参加に着目し、誰の参加が減ったのかを差の差分分析により確認する。分析に入る前に、差の差分分析（Differences-in-Differences, 以下DDと表記）について簡単に触れておく。「差の差」という名称の通り、この手法ではまず、処置群と統制群のそれぞれユニットの事前事後のアウトカムを求めた上で、処置群の事前事後の差から統制群の事前事後の差を差し引くことによって処置効果を求める方法である。こうすることで、処置群と統制群の割り当てが必ずしも観察可能な変数だけに基づいて行われているとは限らない場合に、統制群の

事前事後の変化の情報を用いて、ほんらい実現していない反事実を補完することで、より確からしい処置効果を得ることが可能となる。時間を通じた変化が、政策導入などの有無によって差があるかを確認するための方法として様々な分野で応用されている（田中 2015）。

#### 4.1.1 集計値による差の差分析

3.1 で示した枠組みに基づいて、上で紹介した差の差（ $DD$ ）分析を用いることで、子どもの発達による変化等を考慮に入れた分析を行う。地域行事への参加（率）を  $Y$  とすれば、差の差（ $DD$ ）は以下のように表すことができる。

$$DD = (Y_{covid-post} - Y_{covid-pre}) - (Y_{heiji-post} - Y_{heiji-pre})$$

まず、学年別に差の差（ $DD$ ）を算出したところ、-66.4 ポイント（小1→3 生） < -54.2 ポイント（小4→6 生） < -51.3 ポイント（中1→3 生） < -31.4 ポイント（高1→3 生）となった（図 2①学年別）。ここから、低学年で減少幅が大きく、高学年になるほど減少幅が小さくなるのがわかる。具体的にいうと、小学校低学年の減少幅（-66.4 ポイント）は高校生のそれ（-31.4 ポイント）の倍以上であり、大きく参加経験を減らしたといえる。次に、学年別の分析と同様の手順により、男女別、人口規模別、親学歴別に差の差を算出した。その結果、女子の減少幅（-56.3 ポイント）は男子のそれ（-50.4pt）に比べて-5.9 ポイント減少幅が大きかった（図 2②男女別）。同様に、人口規模別と親学歴別の分析を行った。人口規模の大きい政令指定都市・特別区といった都市部では、人口規模が5万人未満と小さい地方部よりも-4.6 ポイント減少幅が大きかったが（図 2③人口規模別）。一方で、両親が大卒の場合、両親とも非大卒の場合と比較すると、その差は-1.0 ポイントと小さかった（図 2④親学歴別）。

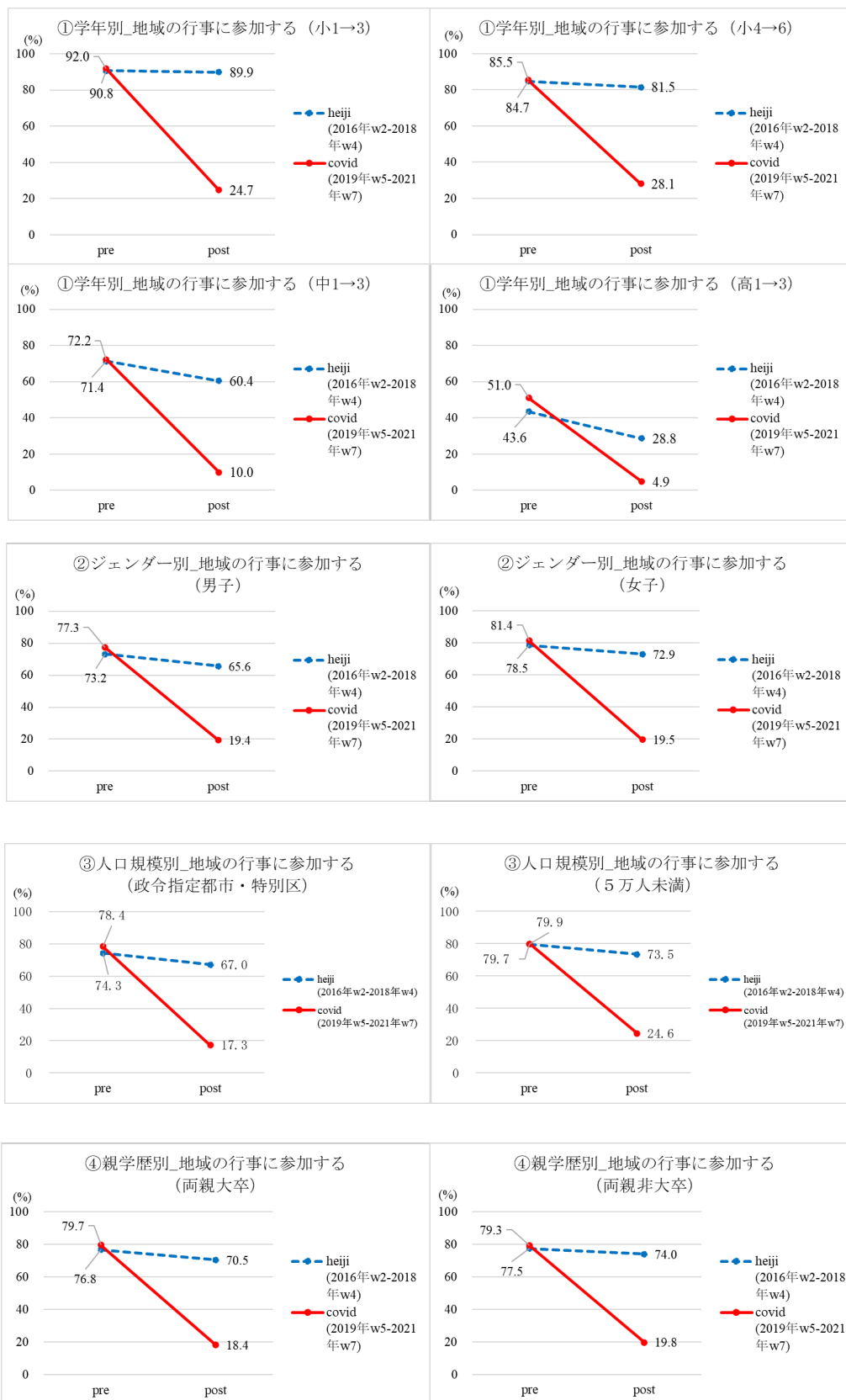


図2 コロナ禍の地域行事への参加経験への影響 (集計値による差の差分析)

#### 4.1.2 多変量による差の差分析

コロナ禍が子どもの地域行事の参加に与えた影響に迫るために、目的変数を地域行事への参加 ( $Y$ ) とし、説明変数としてコロナ禍を表す  $covid$  ダミー ( $covid$ ) と事後学年の  $post$  ダミー ( $post$ ) との交互作用項 ( $covid \times post$ )、さらに時点で変化する可能性のある家庭の経済状況として世帯年収、および子どもの認知能力の代理変数として学業成績を統制変数 ( $Z$ ) に加えた固定効果モデルを推定した<sup>2)</sup>。コロナ禍が子どもの地域行事への参加に与えた影響を表す交互作用項 ( $covid \times post$ ) の係数 ( $\beta_3$ ) はマイナスで有意となるかが焦点となる。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot covid + \beta_2 \cdot post + \beta_3(covid \times post) + \beta_4 Z + e$$

分析の結果を表2に示す。子どもの学年やジェンダー、人口規模や親学歴といった属性別に層化した上で、コロナ禍が地域行事への参加に与えた影響を示す交互作用項 ( $covid \times post$ ) の係数 ( $\beta_3$ ) に注目する。いずれもマイナスで有意であることから、コロナ禍において、子どもが置かれた家庭の環境条件や子どもの成績水準によらず、すべての子どもの地域行事への参加を大幅に減少させたことは明らかである。次に、係数の大きさを比較すると、低学年は高学年よりも、また女子は男子よりもマイナスの効果が大きい可能性がうかがえる(表2①学年別、②男女別)。一方で、人口規模別(表2③人口規模別)や親学歴別(表2④親学歴別)では、係数に大きな差はみられなかった。以上を踏まえると、コロナ禍による地域行事への参加へのマイナス影響は、子どもの学年(低学年のほど減少)やジェンダー(女子ほど減少)により異なっていた可能性がある。地域行事への参加経験においては、家庭の社会的経済的背景(SES)や地域の違いというよりも、むしろ、そのときに子どもが置かれた学年やジェンダーによる差が大きかったことは、本分析を通して得られた点として指摘しておきたい。

表2 コロナ禍の地域行事への参加経験への影響（固定効果モデル）

	①学年別				②ジェンダー別	
	小1→3生	小4→6生	中1→3生	高1→3生	女子	男子
post	-0.012 (0.013)	-0.035* (0.017)	-0.108*** (0.023)	-0.114*** (0.026)	-0.055*** (0.013)	-0.068*** (0.014)
covid×post	-0.656*** (0.021)	-0.549*** (0.024)	-0.541*** (0.031)	-0.318*** (0.036)	-0.557*** (0.019)	-0.518*** (0.020)
世帯年収（万円）	-0.003 (0.006)	-0.004 (0.007)	-0.014 (0.008)	-0.004 (0.009)	-0.005 (0.005)	-0.008 (0.005)
学業成績 ref: 成績中位						
成績上位	-0.022 (0.024)	-0.005 (0.025)	-0.059 (0.033)	0.063 (0.038)	0.007 (0.020)	-0.028 (0.021)
成績下位	0.018 (0.022)	0.043 (0.026)	0.04 (0.034)	-0.05 (0.034)	0.050** (0.019)	-0.01 (0.021)
_cons	0.940*** (0.049)	0.881*** (0.051)	-0.843*** (0.063)	-0.488*** (0.071)	0.815*** (0.041)	0.830*** (0.040)
N	3985	3488	2662	2167	6319	5983

legend: \*p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

	③人口規模別		④親学歴別	
	政令指定都市・特別区	5万人未満	両親大卒	両親非大卒
post	-0.076*** (0.018)	-0.058* (0.025)	-0.064*** (0.015)	-0.036 (0.019)
covid×post	-0.523*** (0.026)	-0.518*** (0.037)	-0.544*** (0.021)	-0.552*** (0.027)
世帯年収（万円）	-0.013 (0.007)	0.001 (0.011)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.010)
学業成績 ref: 成績中位				
成績上位	-0.012 (0.026)	-0.005 (0.040)	0.007 (0.023)	-0.011 (0.026)
成績下位	0.067* (0.027)	-0.021 (0.042)	0.028 (0.021)	0.026 (0.030)
_cons	0.871*** (0.058)	0.808*** (0.075)	0.795*** (0.044)	0.803*** (0.057)
N	3511	1600	5343	3145

legend: \*p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

※（ ）内はクラスタリングされた標準誤差。

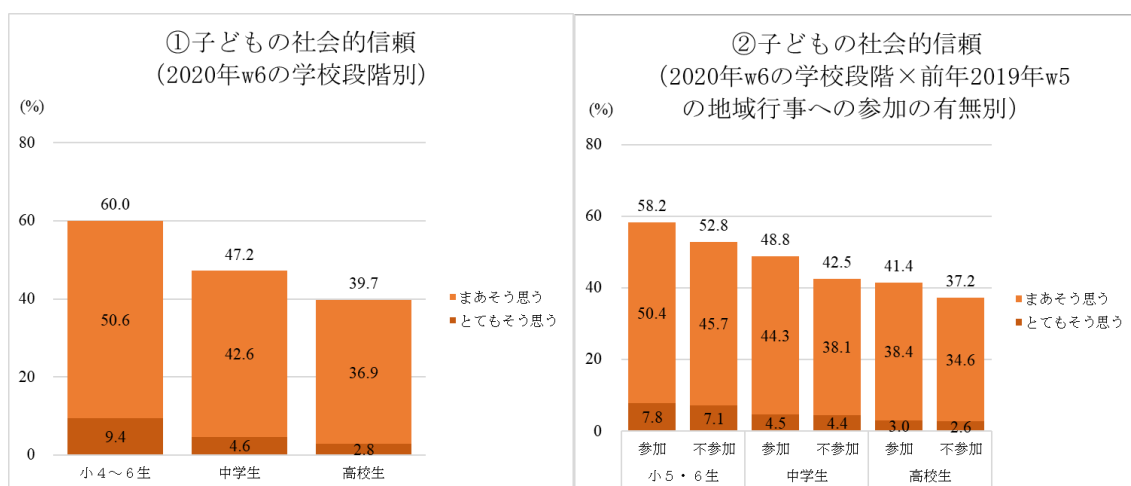
※「世帯年収」は保護者による回答。「学業成績」は小4生以上は子どもの回答（自己申告）、小1～3生は保護者による代理回答をもとに、上位・中位・下位に3等分したダミー変数を用いている。

※人口規模別の「15万人以上」「5万人～15万人未満」、親学歴の「父大卒・母非大卒」「父非大卒・母大卒」は表示していない。

## 4.2 分析課題2：地域行事への参加は社会的信頼を左右するか

### 4.2.1 クロス集計分析

地域行事への参加が子どもの社会的信頼（「世の中の人には信頼できる」に肯定する比率）に与える影響を検討するにあたり、まずは基本的なクロス分析から見ていこう。学年別に子どもの社会的信頼を比較すると、学年が高いほど、子どもの社会的信頼が低い（図3①学校段階別）。次に、前年の地域行事への参加経験の有無別に社会的信頼の比率を比較すると、前年に地域行事に参加していないほど、社会的信頼が低い（図3②学校段階×前年の地域行事への参加の有無別）。この傾向は、学年によらない。なお、子どものジェンダーや地域（人口規模）、親学歴といった他の属性とのクロスをみると、男子に比べ女子の社会的信頼が低く、人口規模や親学歴との関係については一貫した傾向がみられなかった（図表省略）<sup>4)</sup>。



※小1～3生には社会的信頼を聴取していないため、表示していない。

※地域行事への参加の有無は、前年の2019年w5の回答（当時小4生以上）を用いている。そのため、②の小学生は小5・6生のみとなる。

図3 子どもの社会的信頼（学校段階、学校段階×前年の地域行事への参加の有無別）

### 4.2.2 重回帰分析

以上で行ったクロス集計分析では、着目している変数以外のさまざまな要因の統制ができていないため、子どもの地域行事への参加がその後の社会的信頼と関連しているとは言いきれない。そのため、両者の関係性をより確からしい水準で確認するために、子どもの社会的信頼 ( $Y$ , 「世の中の人には信頼できる」に対する子どもの回答で、「とてもそう思う」(=4)～「まったくそう思わない」(=1)とした)を目的変数とし、地域行事への参加 ( $X_i$ )を説明変数、それらと交絡すると考えられるさまざまな属性 ( $Z$ )を統制変数とする重回帰モデルにより確認した。地域行事への参加の係数 ( $\beta_1$ )が正で有意といえるかが焦点である。



$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 Z + e$$

なお、係数の推定における統制変数の影響に配慮するために、段階的に変数を投入した。まず（モデル1）では、分析課題1で着目した学年やジェンダー、人口規模や親学歴といった子どもを取り巻く基本的な属性のみを投入している。続いて（モデル2）では、子どもの保護者に聴取した保護者自身の社会的信頼を追加で投入した。推定の結果を見ると、モデル1と2とで、子どもの地域行事への参加の係数（ $\beta_1$ ）に大きな変化は見られない。さらに（モデル3）では、子ども自身の過去の社会的信頼を統制変数の1つとして加えた。調査設計上の事情で分析サンプル数が限られる点に留意が非利用だが<sup>3)</sup>、子どもの過去の社会的信頼を統制すると、本分析が着目する地域行事への参加の係数（ $\beta_1$ ）は小さくなるものの、プラス効果は残ることがわかる。以上の結果より、子どもの地域行事への参加（不参加）は、様々な要因を統制してもなお、その後の社会的信頼にプラス（マイナス）の関連があるといえる。

表3 子どもの社会的信頼（2020年w6）の規定要因分析（重回帰分析）

	モデル1: ベースモデル	モデル2: 保護者の社会的信頼を投入	モデル3: 子どもの過去の社会的信頼を投入
地域行事へ参加（2019年w5）	0.083*** (0.020)	0.069*** (0.019)	0.051† (0.030)
学校段階（2019年w5） ref: 小高学年			
中学生	-0.127*** (0.020)	-0.135*** (0.020)	
高校生	-0.256*** (0.024)	-0.273*** (0.024)	
ジェンダー（2019年w5）			
女子ダミー	-0.097*** (0.017)	-0.094*** (0.017)	-0.043 (0.030)
人口規模（2019年w5） ref: 政令市・特別区			
15万人以上	-0.017 (0.022)	-0.015 (0.021)	-0.007 (0.038)
5万人～15万人未満	-0.03 (0.024)	-0.026 (0.024)	-0.076† (0.043)
5万人未満	0.023 (0.028)	0.024 (0.028)	-0.005 (0.049)
保護者学歴（2019年w5） ref: 両親大卒			
父大卒母非大卒	-0.034 (0.027)	-0.02 (0.027)	-0.052 (0.046)
父非大卒母大卒	-0.031 (0.024)	-0.013 (0.024)	-0.059 (0.046)
両親非大卒	-0.056* (0.022)	-0.019 (0.022)	-0.038 (0.036)
保護者の社会的信頼（2020年w6）		0.191*** (0.015)	0.179*** (0.028)
子どもの過去の社会的信頼（2017年w3）			0.289*** (0.023)
_cons	2.584*** (0.027)	2.095*** (0.048)	1.203*** (0.090)
N	6690	6604	1868
r2	0.033	0.056	0.129
r2_a	0.032	0.055	0.125

legend: †<0.1; \*p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

※（ ）内はロバストな標準誤差.

※モデル3で投入した「子どもの過去の社会的信頼（2017年w3）」は、当時の中高生のみ聴取している.

## 5 結果と議論

まず、分析課題1では、コロナ禍で誰の地域行事への参加経験が減ったのかについて検証した。その結果、子どもの発達に伴う変化等を考慮した縦断的な分析においても、コロナ禍で地域行事への参加が大きく減ったこと、ただし、それは一律ではなく、低学年ほど大きく、男子よりも女子で顕著であることが分かった。低学年で減少した背景にある要因として考えられることとしては、行事参加時の同伴が想定される保護者の影響が挙げられる。逆に言えば、高学年で減少幅が少なかった理由とも考えられる。また女子で減少幅が大きかった背景には、もともと男子よりも女子で、地域行事への参加が多かった点が挙げられる。コロナ後は男女ともに等しく制限された結果、参加率の高かった女子で、結果的に減少幅が大きくなったと考えられる。

次に、分析課題2では、地域行事への参加経験と社会的信頼との間にどのような関連があるかについて検討した。分析の結果、さまざまな要因を統制してもなお、子どもが地域行事に参加した経験を持つほど、その後の子どもの社会的信頼感が高いことが確認された。ここから以下は推察の域を出ないが、地域行事への参加が社会的信頼の程度と正に関連することから、コロナ禍で地域行事を減少させた低学年や女子で、今後、社会的信頼が低下する可能性があるかもしれない。

今回着目した地域の行事参加の減少が、必ずしも子どもが生まれ育った家庭の社会経済的背景 (SES) や地域条件ではなく、むしろ、学年やジェンダーによって差異があった点は、どのような示唆を持つだろうか。学年については、低学年への影響が大きかったことを考えると、子どものその後の発達や社会化プロセスへの累積的な影響が懸念されるだろう。短期的にはなくても、中長期的に子どものアウトカムに影響する可能性もあるだろう。また、女子への影響については、学年との関連を見ると、小学校低学年というよりも、高学年以上における女子で減少の傾向がみられる。児童期から青年期への移行にあたり、親密な仲間との関係性を育むとされるいわゆるチャム・ピアグループ段階での影響が懸念される。藤原 (2021) は、コロナ禍の若者において男子に比べて女子でメンタルヘルスの悪化があったことを明らかにしている。もしかしたら、その背景の1つに、コロナ禍における女子の仲間関係の変化があったのかもしれない。

コロナ禍という誰も予想できなかった社会状況の中で、その時子どもが置かれていた学年やジェンダーなどの状況によって、子どもが受けた影響が異なる可能性がある。感染症対策としてのコロナ対応がやがて収束を迎えようしている中であっても、コロナ禍が子どもに与えた影響について、今後もさまざまな視点からの検討と子どもの発達・成長に与える中長期的な影響の追跡と検証とが、求められるだろう。

## [注]

- 1)子どもの社会的信頼への影響を検証するためには、コロナ禍による地域行事への負の影響が確認された2021年より後の子どもの社会的信頼のスコアが必要となる。今回、最新の子どもの社会的信頼は2020年調査のスコアになるため、コロナ後の子どもの変化についてはあくまで現状の分析結果からの推察にとどまる。そのような制約は認識しつつ、以下に続く目的に沿って分析と考察を行う。
- 2) なお、目的変数は1か0の値をとるが、係数の読み取りやすさを考慮し線形確率モデルでの固定効果推定を行った。なお、固定効果ロジットでの推定も行ったが、係数の有意性などの傾向はほぼ一致していた。
- 3)モデル1・2の分析サンプルは6,600台なのに対して、モデル3の分析サンプルは1,800台と3分の1以下となっている。これは、子どもの過去の社会的信頼(2017年w3)は当時の中高生のみにはしか聴取していないため、モデル3では2020年w6時点の高校生のみとなっているためである。
- 4)この点について、表3のモデル1・2からも、小学生に比べて中高生では、また男子に比べて女子では社会的信頼が低いこと、一方で、人口規模や親学歴による明確な差はみられないことが確認できる。

## [謝辞]

二次分析にあたり、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データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査2015~2021」(東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所共同研究)の個票データの提供を受けました。

## [参考文献]

- Bethhäuser, B.A., Bach-Mortensen, A.M. & Engzell, P., 2023, “A Systematic Review and Meta-analysis of the Evidence on Learning during the COVID-19 Pandemic”, *Nature Human Behaviour*.
- 藤原翔, 2021, 「中学生と母親パネル調査からみる COVID-19——若者の仕事, 教育, 健康へのインパクト」『社会科学研究』72(1), p107-128.
- 伊藤高弘・窪田康平・大竹文雄, 2017, 「寺院・地藏・神社の社会・経済的帰結——ソーシャル・キャピタルを通じた所得・幸福度・健康への影響」, *ISER DP No.995*.
- 公益財団法人チャンス・フォー・チルドレン, 2022, 「子どもの『体験格差』実態調査中間報告書——全国の小学生保護者2097人へのアンケート調査(速報値)」.
- 松岡亮二, 2019, 『教育格差—階層・地域・学歴』ちくま新書.
- 文部科学省委託調査(株式会社浜銀総合研究所), 2021, 「青少年の体験活動の推進に関する調査研究報告書」.
- 文部科学省, 2023, 「B 学童期の体験活動とその後の非認知能力等に関する分析」『21世紀出生

- 児縦断調査（平成13年出生児）特別報告』.
- OECD, 2015, *Skills for Social Progress: The Power of Social and Emotional Skills*. (無藤隆/秋田喜代美監訳, 企画制作・ベネッセ教育総合研究所, 2018, 『社会情動的スキル——学びに向かう力』明石書店.)
- 大竹文雄, 2022, 『行動経済学の処方箋——働き方から日常生活の悩みまで』中公新書.
- Putnam, R. D., 2015, *OUR KIDS: The American Dream in Crisis*. (柴内康文訳, 2017, 『われらの子ども——米国における機会格差の拡大』創元社.)
- 佐藤嘉倫, 2017, 「信頼が生み出される社会をめざして」『TASC MONTHLY 2017年9月 No.501』(公益財団法人たばこ総合研究センター).
- 田中隆一, 2015, 『計量経済学の第一歩——実証分析のススメ』有斐閣ストゥディア.
- 山岸俊男, 1999, 『安心社会から信頼社会へ——日本型システムの行方』中央公論新社.
- Yamaoka, Yui., Aya Isumi, Satomi Doi, & Takeo Fujiwara, 2021, “Association between Children’s Engagement in Community Cultural Activities and Their Mental Health during the COVID-19 Pandemic: Results from A-CHILD Study”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021, 18, 13404.

# コロナ禍による休校中の行動が高校移行の適応に与える影響

水野君平

(北海道教育大学旭川校)

本研究の目的は COVID-19 パンデミック時における休校時における過ごし方が、高校移行に伴う学校適応の変化にどのような影響を及ぼすのかを明らかにすることであった。東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査 (JLSCP)」から 2019 年に中学 3 年生であったコホートのうち 2020 年に全日制高校に進学した生徒のデータを取得し分析した。分析の結果、高校移行に伴う学校適応は全体的に上昇し、個人差もあることが明らかとなった。そして勉強や友人とのオンライン交流をする生徒ほど高校移行後の適応は高く、ゲームをして過ごしていた生徒ほど高校移行後の適応は低下していたことが示された。

## 1 COVID-19 が学校現場に与えた影響

2020 年, COVID-19 の影響により教育現場に大きな変化が起こったことは記憶に新しい。学校は休校となり, オンライン授業が実施されることも増えた。日本では感染拡大を防ぐために, 2020 年 2 月 27 日に全国の小中高校に対して 3 月 2 日から臨時休校の要請が政府から出された。新学期に入ってから, 4 月 7 日に 7 都道府県に対し緊急事態宣言が発出され, その後 4 月 16 日には緊急事態宣言の対象地域は全都道府県に拡大した。このことにより, 臨時休校は全国に広がり, 4 月 22 日時点で休校中の学校は約 91% となった (文部科学省 2020a)。5 月から徐々に学校再開が増え, 6 月 1 日時点での調査では約 98% の学校が再開した (文部科学省 2020b)。全国的な休校措置はなくなったものの, その後もマスクの着用などの感染対策が取られるようになった。

### 1.1 COVID-19 のパンデミック状況が児童生徒に与える影響

上記のように COVID-19 は多くの人の生活に影響を与え, それらについての研究知見も急速に蓄積されていった。特に学校が休校となり学校に通うことができなくなった児童生徒を対象とする知見についてはメンタルヘルスなど健康に対する影響についての懸念が示されており (Lee 2020), メタ分析からは COVID-19 のパンデミックによって抑うつや不安などが悪化したことが示されている (e.g., Racine et al. 2021)。パンデミックによる休校中にはスクリーンタイムが増加し, それが精神的不健康につながることも示されている (Tso et al. 2020)。日本の小学生の親を評定者とした調査からも小学生の学習時間の減少やスクリーンタイムの増加などは無気力と関連することを示している (高坂 2021)。反対に, COVID-19 のパンデミックにおいて, 運動習慣があることは抑うつや不安を減少させ (Chen et al. 2020), チャットアプリ利用による他者とのコミュニケーションは孤独感を和らげるという

知見 (Fumagalli et al. 2021) も示されており、過ごし方によっては精神的健康を保つことができる事も知られている。

休校期間が終わり、学校が再開したときの生徒の実態調査からも休校の影響が示唆されている。判他 (2021) の高校生を対象とした調査によると休校中 (4月から5月) と比べて全国的な休校期間が明けた10月頃はポジティブ感情が増えネガティブ感情が減少していることを報告している。また、LINE株式会社 (2020) による休校明け直後 (2020年6月~7月) の高校生を対象にした調査によると、楽しみとして友人に会えることや日常が戻ってきたこと、部活ができることなどを今の高校生活の楽しみとして回答している。COVID-19による休校期間が開けることは生徒にとって概ね肯定的な影響をもたらすということが考えられる。しかし、日本において休校中のどのような過ごし方が再開後の学校適応を促進できるか、または低下させる要因となるかは十分に示されていない。

## 1.2 高校移行の問題

ところで、日本においては上記のようにCOVID-19によって3月から5月にかけて学校休校となり、児童生徒の生活に影響を与えた。この時期は日本においては年度が改まる時期であるため、例えば中学3年生は高校へと進学するように学校移行の時期でもある。学校移行の研究においては、高校移行に伴って抑うつや孤独感の上昇などの変化が明らかにされているが (Benner et al. 2017) , 日本における研究はそもそも研究数が少なく、一部の実証研究からは高校移行で大部分の生徒は安定しており適応が低下するのは一部の生徒であるということが示されている (飯村 2022) 。学校移行に対するCOVID-19の影響としては、海外の研究では移行準備の機会損失、パンデミックによる不安などから小学校から中学校への移行に悪影響がある (Bagnall et al. 2022) という結果が示されている。しかし、日本を対象とした研究を含め高校移行に対する影響については十分明らかではない。まとめると、日本の中高移行を対象とする研究は少なく、学校適応が学校移行によってどう変化するのかということ自体、十分に明らかにされておらず、高校移行に対するCOVID-19の影響も十分には検討されていない。

## 1.3 本研究の目的

COVID-19のパンデミックによる休校中の過ごし方によって生徒の精神的健康に違いが見られることは先行研究から示されたが、学校再開後の学校適応に対しての影響や、高校移行における影響については十分に明らかではない。そこで本研究では、高校への学校移行によって学校適応が変化するのかどうか、COVID-19のパンデミック下における休校中の過ごし方によって学校移行期における学校適応の変化がどう影響を受けるのかについて明らかにすることを目的とした。

## 2. 方法

東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所の共同研究「子どもの生活と学びに関する親子調査」のパネルデータのうち、2019年度のデータ(W5)と2020年度のデータ(W6)の2時点のデータを分析に用いた。対象者についてはW5時点において中学3年生で、W6の時点で全日制高校に進学した678名のデータを分析対象とした。なお、測定の時系列は2019年度のW5調査の後にCOVID-19による学校休校があり、学校再開後にW6調査がされた。

### 2.1 分析データ

本研究では学校適応及び休校中の行動として以下の質問項目を分析に用いた。学校適応の指標としてはW5とW6の質問項目のうち「自分の学校が好きだ」と「学校に行きたくないことがある」を分析に用いた。休校中の行動としてはW6で尋ねられた「規則正しく毎日をすごした」、「しっかり勉強した」、「しっかり運動した」、「趣味や好きなことをする時間が増えた」、「ゲームをする時間が増えた」、「友だちと電話やSNS(LINEなど)でやりとりをした」の6項目を分析に用いた。元々のデータセット上では回答は「とても当てはまる(1点)」から「全く当てはまらない(1点)」の4件法であったが、本研究では「学校に行きたくないことがある」以外の項目について、肯定的な回答ほど得点が高くなるように「とても当てはまる(4点)」から「全く当てはまらない(1点)」とする得点のスコアリングを行った。

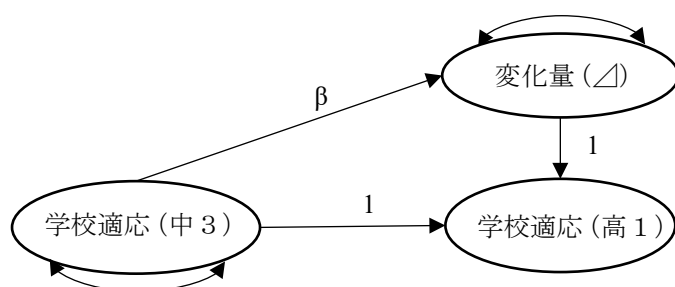
## 3. 結果

本研究では中学3年生から高校1年生にかけての学校移行に伴う学校適応の変化について潜在変化モデル(Latent Change Score Model)を用いて推定した。Kievit et al. (2018)に従ってモデルを推定した(図1)。詳しくはKievit et al. (2018)を参照されたい。潜在変化モデルにおいてモデルの適合度、差得点(変化量)の潜在変数の平均値と分散を推定した結果は表1のとおりであった。モデル適合度は良好であり、差得点の推定値は有意な正の係数で分散も有意であった。したがって、中学3年生から高校1年生にかけて学校適応は全体的に上昇し、なおかつ個人差も存在することが明らかとなった。

表1 潜在変化モデルでの推定値

CFI	RMSEA	△平均	△平均 (p)	△分散	△分散(p)
0.97	0.08	1.56	<.001	0.26	<.001





注)  $\beta$  は自由推定, 1 は固定母数, 双方向矢印は分散を推定したことを意味する.

図 1 推定した潜在変化モデルのモデル図

### 3.1 学校適応の変化に対する休校時の過ごし方の影響

次に、差得点の潜在変数を従属変数、休校中の行動 8 項目を独立変数とする分析についても潜在変化モデルを用いて行った (表 2) . 分析の結果、「しっかり勉強した」および「友だちと電話や SNS (LINE など) でやりとりをした」は正の有意な効果が見られ、「ゲームをする時間が増えた」は負の有意な効果が見られた. すなわち、休校中にしっかり勉強することや友人とオフラインでの交流といった過ごし方をしていたほど、中学 3 年生から高校 1 年生にかけて学校適応は上昇しやすくなった. その一方で、ゲームをする時間が増える過ごし方をするほど、中学 3 年生から高校 1 年生にかけて学校適応は低下しやすくなるということが明らかとなった.

表 2 差得点を従属変数とする分析モデルの結果

	推定値	$p$ 値
規則正しく毎日をすごした	0.04	0.34
しっかり勉強した	0.11	0.01
しっかり運動した	0.05	0.10
趣味や好きなことをする時間が増えた	0.01	0.78
ゲームをする時間が増えた	-0.07	0.01
友だちと電話や SNS (LINE など) でやりとりをした	0.13	<.001

## 4. 考察

本研究の目的は中学から高校への学校移行によって学校適応が変化するのかどうか、COVID-19 のパンデミック下における休校中の過ごし方によって学校移行における学校適応の変化がどう影響を受けるのかについて明らかにすることであった. 中学 3 年生から高校 1 年生を追跡したパネルデータの 2 次分析によって、学校移行に伴う学校適応は上昇傾向がみられたこと、休校時の過ごし方は学校移行時の学校適応の変化に影響を与えることが明らかとなった.

先行研究からは高校への移行に伴って学校適応が低下することや、全体的には変化しないことが示されていたが本研究ではそれらとは異なり学校適応が上昇することが示された。異なる結果が示されたことについては、まずは本研究が対象としたコホートは COVID-19 下で学校移行前後に休校を経験したコホートであることが起因している可能性が考えられる。調査協力者は全国的な傾向からすると中学校の卒業式直前から高校入学して 1 ヶ月程度休校による影響を受けていたと考えられ、中学校最後の学校生活や念願の高校生活を送りたくても送れないという葛藤を抱えていたかもしれない。判他 (2021) や LINE 株式会社 (2020) の調査結果のように、学校生活について休校期間によって抑圧を受けていたものの、休校期間が明けたことによってより強く学校生活に楽しみを感じ、学校適応が上昇したのかもしれない。

休校時の過ごし方と学校適応の変化については、勉強やオンライン上での友人とのコミュニケーションが学校適応の上昇を予測し、ゲームが学校適応の低下を予測した。これは学業や友人関係は学校適応に対して正の関連を示す先行研究 (大久保 2005) と一致する結果である。ゲーム時間が増えることについても、ゲーム時間が増えると心理社会的に不適応になりやすいという先行研究 (e.g., 伊藤他 2021) とも整合的だろう。ゲーム時間の長さは夜型の生活習慣 (クロノタイプ) と関連し (e.g., Vollmer et al. 2014), 夜型の生活習慣は成績と負の関連があるため (e.g., Escribano et al. 2012), 休校期間におけるゲームを原因とした生活習慣の乱れが学校再開した後の生活習慣にも影響し、それが学校適応の低下に繋がったのかもしれない。

#### 4.1 本研究の強みと限界点

本研究の強みと限界点は次の事が挙げられる。第 1 に、高校移行によって学校適応が上昇するという結果はこれまでの研究ではみられない興味深い結果であり本研究の意義でもある。その一方で、当該コホートの状況が他のパンデミック状況にはなかったコホートとは大きく異なるため、高校移行による学校適応の変化についての示唆は限定的になるだろう。今後の研究では他のコホートや指標を用いた結果の整理が必要である。

第 2 に、休校期間の過ごし方によっては学校適応が上昇することもあれば低下することも明らかとなったことは、先行研究からは十分に明らかにされなかった点であり本研究の強みともいえる。これらのことから、今後 COVID-19 パンデミックによる休校と同様の事態が起こったときに、自習教材の配布や生活習慣を整えるための知識や啓発が生徒の学校適応を支えるためには重要となるだろう。ただし、本研究は中学 3 年生から高校 1 年生の縦断データを扱っており、他の学年についての検討までは扱えていないので、今後の研究では各学校段階別の比較などの観点を含めた分析も必要だろう。

## [謝辞]

二次分析にあたり、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 データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査」(ベネッセ教育総合研究所)の個票データの提供を受けました。また、研究会での活発な議論から多くの示唆をいただきました。参加者の先生方に感謝申し上げます。

## [参考文献]

- Bagnall, Charlotte Louise, Yvonne Skipper and Claire Louise Fox. 2022. "Primary - secondary School Transition under Covid-19: Exploring the Perceptions and Experiences of Children, parents/Guardians, and Teachers." *British Journal of Educational Psychology*, 92(3):1011-1033.
- 判勇雅・丹内周子・辻岡夏彦, 2021, 「新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) に伴う休校期間が高校生の感情に及ぼす影響の一考察 ——生徒の分析を通して」 『高校教育研究』72: 19-24.
- Benner, April D., Alaina E. Boyle and Farin Bakhtiari. 2017. "Understanding Students' Transition to High School: Demographic Variation and the Role of Supportive Relationships." *Journal of Youth and Adolescence*, 46(10):2129-2142.
- Chen, Fangping, Dan Zheng, Jing Liu, Yi Gong, Zhizhong Guan and Didong Lou. 2020. "Depression and Anxiety Among Adolescents During COVID-19: A Cross-Sectional Study." *Brain, Behavior, and Immunity*, 88:36-38.
- Escribano, Cristina, Juan Francisco Díaz-Morales, Pedro Delgado and Ma. José Collado. 2012. "Morningness/Eveningness and School Performance Among Spanish Adolescents: Further Evidence." *Learning and Individual Differences*, 22(3):409-413.
- Fumagalli, Elena, Marina Belen Dolmatzian and L. J. Shrum. 2021. "Centennials, FOMO, and Loneliness: An Investigation of the Impact of Social Networking and Messaging/VoIP Apps Usage During the Initial Stage of the Coronavirus Pandemic." *Frontiers in Psychology*, 12.
- 飯村周平, 2022, 「高校移行——発達の多様性をみつめる」 加藤弘通・岡田有司・金子泰之『教育問題の心理学——何のための研究か?』福村出版, 240-264.
- 伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・明翫光宜・辻井正次, 2021, 「小中学生の自由時間の活動が心理社会的適応に及ぼす影響に関する縦断的検証」 『発達心理学研究』, 32(2): 91-104.
- Kievit, Rogier A., Andreas M. Brandmaier, Gabriel Ziegler, Anne-Laura Van Harmelen, Susanne M.M. De Mooij, Michael Moutoussis, Ian M. Goodyer, Ed Bullmore, Peter B. Jones, Peter Fonagy, Ulman Lindenberger and Raymond J. Dolan. 2018. "Developmental Cognitive Neuroscience Using Latent Change Score Models: A Tutorial and Applications." *Developmental Cognitive Neuroscience*, 33:99-117.
- 高坂康雅, 2021, 「親の認知した臨時休業中の小学生の生活習慣の変化とストレス反応との関連」

- 『心理学研究』, 92(5):408-416.
- Lee, Joyce. 2020. "Mental Health Effects of School Closures During COVID-19." *The Lancet Child & Adolescent Health*, 4(6):421.
- LINE 株式会社, 2020, 「コロナ休校明けの学校生活, どう過ごしていますか?」 (<https://research-platform.line.me/archives/35545416.html>, 2023 年 3 月 28 日確認)
- 文部科学省, 2020a, 新型コロナウイルス感染症対策のための学校における臨時休業の実施状況について ([https://www.mext.go.jp/content/20200513-mxt\\_kouhou02-000006590\\_2.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20200513-mxt_kouhou02-000006590_2.pdf), 2023 年 3 月 28 日確認)
- 文部科学省, 2020b, 新型コロナウイルス感染症に関する学校の再開状況について ([https://www.mext.go.jp/content/20200603-mxt\\_kouhou01-000004520\\_4.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20200603-mxt_kouhou01-000004520_4.pdf), 2023 年 3 月 28 日確認)
- 大久保智生 2005. 「青年の学校への適応感とその規定要因——青年用適応感尺度の作成と学校別の検討」 『教育心理学研究』 53(3):307-319.
- Racine, Nicole, Brae Anne McArthur, Jessica E. Cooke, Rachel Eirich, Jenney Zhu and Sheri Madigan. 2021. "Global Prevalence of Depressive and Anxiety Symptoms in Children and Adolescents During COVID-19: A Meta-analysis." *JAMA Pediatrics*, 175(11):1142.
- Vollmer, Christian, Christoph Randler, Mehmet Barış Horzum and Tuncay Ayas. 2014. "Computer Game Addiction in Adolescents and Its Relationship to Chronotype and Personality." *SAGE Open*, 4(1):215824401351805.
- Winnie W. Y. Tso, Rosa S. Wong, Keith T. S. Tung, Nirmala Rao, King Wa Fu, Jason C. S. Yam, Gilbert T. Chua, Eric Y. H. Chen, Tatia M. C. Lee, Sherry K. W. Chan, Wilfred H. S. Wong, Xiaoli Xiong, Celine S. Chui, Xue Li, Kirstie Wong, Cynthia Leung, Sandra K. M. Tsang, Godfrey C. F. Chan, Paul K. H. Tam, Ko Ling Chan, Mike Y. W. Kwan, Marco H. K. Ho, Chun Bong Chow, Ian C. K. Wong & Patrick Ip. 2022. "Vulnerability and resilience in children during the COVID-19 pandemic." *European Child & Adolescent Psychiatry*, 31:161-176.

---

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業  
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2022 年度課題公募型二次分析研究会

子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：  
親子パネル調査を用いた分析  
研究成果報告書

---

2023 年（令和 5 年）5 月

編集・発行  
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

---