

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

2021 年度参加者公募型二次分析研究会

**「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**

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 年 (令和 4 年) 3 月

目 次

はじめに	木村 治生	i
「子どもの生活と学びに関する親子調査」の概要	木村 治生	iii
研究会の概要		x
成果報告会プログラム		xi
両親の帰宅時間が子どもの成績や母親の両立葛藤に与える影響		
— 「仕事と教育の両立」問題の実証的研究—	中野 円佳	1
母親の就労と学校外教育利用—子どもの成長を考慮したパネルデータ分析より—... 鎌田健太郎		17
厳しいしつけや教育を肯定する親と子どもの育ちについての研究	眞鍋 隆祐	30
子どもの学業成績と母親の進学期待—パネルデータ分析による相互関係の検討—... 鳶島 修治		37
親の教育意識が教育費負担と進路選択に及ぼす影響		
—進学を支える家計に無理があるのか—	王 帥	56
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	増井恵理子	70
デジタルメディア利用が学業成績に及ぼす影響.....	田島 祥	92
出身階層と高校生アルバイト		
—高校生アルバイトの規定要因と学習時間への影響—	鈴木健一郎	107

学習方略の不平等—中高一貫トラックと親の教育的関わり合いに着目して—	瀬戸健太郎	124
小・中・高校生の学校外の読書時間についての横断的・縦断的分析		
—4 時点 3 年間の大規模追跡調査に基づく検討—	猪原 敬介	140
子どものリーダーシップの変化に影響を与える初期要因		
—子の性別、親の学歴・職業に着目して—	伊倉 康太	153
思春期の自己肯定感の発達とその規定因—親の養育態度に注目して—	水野 君平	167
学年によって意見表明機会の効果は異なるか		
—投票意向と政治的有効性感覚に注目した政治的社会化の検討—	太田 昌志	176

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 2021 年度二次分析研究会・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」の成果をとりまとめたものである。

「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」研究プロジェクトの一環として、2015 年から実施している調査である。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研究といえる。

本研究会では、一次分析(東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所 2020)において初期段階の研究が終了した Wave 1 (2015 年度調査)から Wave 4 (2018 年度調査)までのデータを扱った。研究会には研究領域や立場を超えた 13 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。いずれのテーマも本調査の特徴を生かし、親子関係や保護者の働きかけが子どもに与える影響を検討するもの、学業成績や資質・能力に影響する要因を分析するもの、進路形成や進路選択が分岐する要因について検討を加えるものなど、多彩である。縦断調査や親子ペアであることの特徴を生かした分析も、多くの研究で試みられている。

コロナ禍という状況下にあって、会はすべて WEB 会議システムを用いて行われたが、2021 年 6 月から毎月 1 回のペースで 7 回開催され、2022 年 2 月に 13 名が成果報告を行った。本報告書には、そのすべての論文が収録されている。

このように、本調査は初期段階の分析から二次分析に移行しつつある。2020 年度は、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」(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)として 11 名の研究者とともに最初の二次分析研究会を開催した。今年度(2021 年度)の研究会は、この後継にあたる。2022 年 3 月現在、4 時点の「ベースサーベイ」、2 時点の「卒業時サーベイ」、1 時点の「語彙力・読解力調査」の個票データが東京大学社会科

学研究所のデータアーカイブ (SSJDA) で公開されている。今後もさらに公開データを拡充しながら、このパネルデータを共通言語にして、これからの教育のあり方とともに語る機会を作っていきたい。

最後に、毎回の研究会に参加いただき、各研究にご指導をいただいた石田浩先生、藤原翔先生、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、事務局を担ってくださった黒川すみれ先生、SSJDAのスタッフの皆様にも心より感謝申し上げます。また、成果報告会では、森いづみ先生 (上智大学)、香川めい先生 (大東文化大学)、都村聞人先生 (神戸学院大学)、岡部悟志先生 (ベネッセ教育総合研究所) にも各研究に対して貴重なアドバイスと激励を頂戴した。さらに、今回参加いただいた研究者、大学院生の方々にも、多くの学びをいただいた。1年弱にわたる研究会のプロセスの中で、徐々に問題関心を深め、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、私にとってとても貴重な経験であった。研究会が充実した内容になったのも、こうした諸先生、諸氏のおかげである。改めて深く感謝を申し述べたい。

【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> (2022年3月28日閲覧)

「子どもの生活と学びに関する親子調査」の概要

木村 治生

(ベネッセ教育総合研究所)

1. はじめに

本研究会で扱う「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（研究代表：佐藤香，谷山和成）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ともに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、この調査の特徴、調査対象、本報告書で扱うデータの範囲などについて紹介しておく。なお、詳細は別稿（木村 2020）にまとめているので、そちらを参照いただきたい。

2. 「子どもの生活と学びに関する親子調査」の特徴

①規模の大きさ

本調査の最大の特徴は、約2万組のモニターを有し、毎年、彼らの変化を追跡するという規模の大きさである。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 2020）。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2万組前後の調査対象者を確保している。

②マルチコーホートのパネルデータ

第二の特徴は、小学1年生から高校3年生までの幅広い学年をカバーしたマルチコーホートである点にある。このため、あらゆる時点での(1)1時点での学年による違い、(2)複数時点での時代による違い、(3)複数時点の個人の発達変化を把握できる構造になっている（図1）。パネル調査の利点である個人内の変化や個人間の違いの連鎖を検討できるだけでなく、従来の調査が有していた経年比較なども可能な設計にしている。

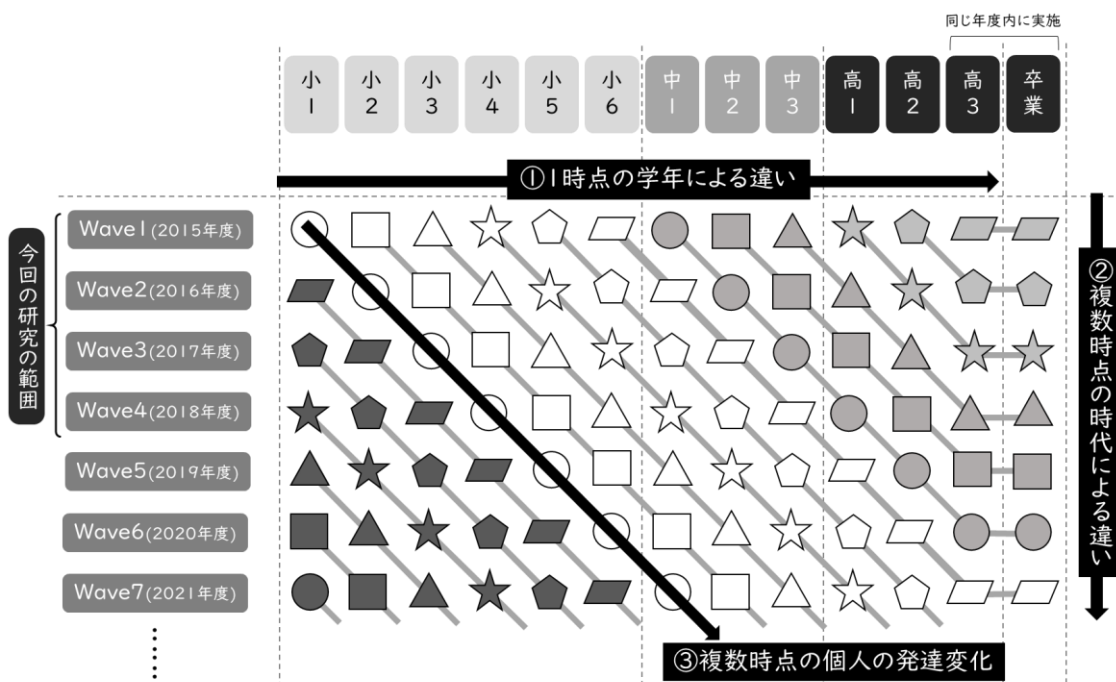


図1 調査対象者の推移

③親子のダイアド・データ

第三の特徴は、親子ペアでデータを取得している点にある。親子のダイアド・データは、子ども調査では入手できない家庭の社会経済的な地位に関する情報が得られること、親子のデータの一致・不一致や相互作用に関するデータが得られることなどの利点がある（木村2022）。本調査は親子のどちらか一方だけしか回答しないようなケースがかなり少なく、回収方法や謝礼などの工夫によって99%以上の確率でペアでの回答が得られている。

④異なる調査の組み合わせ

第四の特徴は、同じ対象者に異なる調査を組み合わせて行っている点にある。調査は大きく3種ある（図2）。一つめは、「A：ベースサーベイ」と呼んでいる基幹調査である。この調査は、小学1～3年生の保護者と小学4～高校3年生までの子どもと保護者に行っている。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」のテーマを定め、重点的にたずねる項目を設けている（詳細は次項）。二つめは、「B：卒業時サーベイ」と呼ぶ高校3年生の卒業時点での調査である。ここでは、進路選択のふりかえりや卒業後の進路（進学、就職先など）に関する内容をたずねている。三つめは、「語彙力・読解力調査」である。この調査では、3年おきに、小学3年生、6年生、中学3年生、高校3年生には語彙力を、中学3年生、高校3年生には読解力を測定している。IRTにより一元化された尺度で、認知能力をとらえている。このほか、今回の二次分析では扱っていないが、Wave6（2020年度）では、中学生・高校生を対象に「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（ベネッセ教育総合研究所，2022）。これら調査は，共通の個人IDで紐づけられており，組み合わせによる分析も可能である。

	A ベースサーベイ	B 卒業時サーベイ	C 語彙力・読解力調査	
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）	
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	
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	
今回の研究の範囲	Wave1(2015年度)	<input type="radio"/> (テーマ:生活)		
	Wave2(2016年度)	<input type="radio"/> (テーマ:学習)	<input type="radio"/> ※WEBで実施	
	Wave3(2017年度)	<input type="radio"/> (テーマ:人間関係・価値観)	<input type="radio"/>	
	Wave4(2018年度)	<input type="radio"/> (テーマ:生活)	<input type="radio"/>	
	Wave5(2019年度)	<input type="radio"/> (テーマ:学習)	<input type="radio"/> ※語彙力調査と同時に簡単な内容を調査	<input type="radio"/> ※WEBで実施
	Wave6(2020年度)	<input type="radio"/> (テーマ:人間関係・価値観)	<input type="radio"/>	
	Wave7(2021年度)	<input type="radio"/> (テーマ:生活)	<input type="radio"/>	

図2 実施している調査

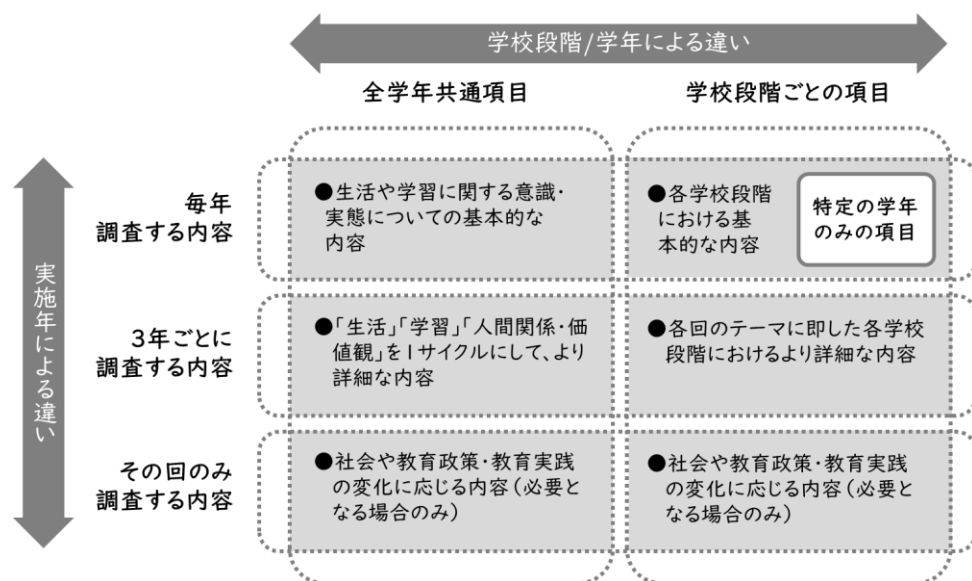


図3 ベースサーベイの構造

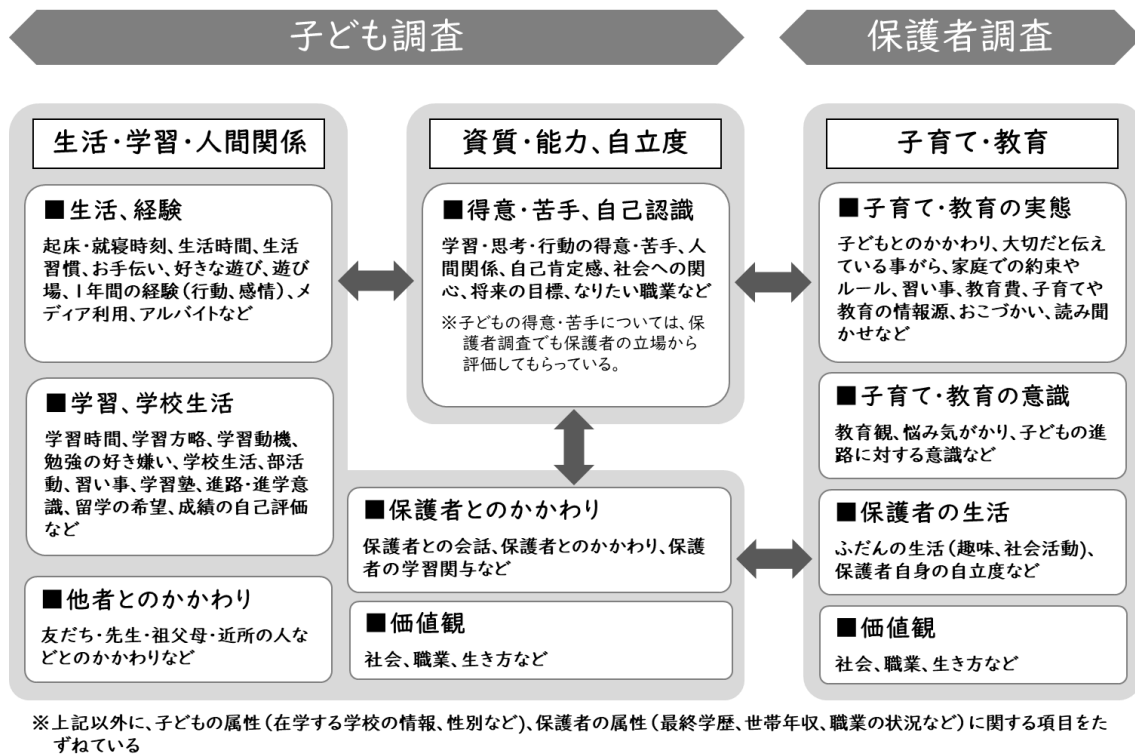


図4 ベースサーベイの調査項目

⑤豊富な調査内容

第五の特徴は、子どもに対しても保護者に対しても実に多くの内容をたずねており、使用できる変数が豊かなことである。図3にはベースサーベイの構造を示した。ベースサーベイでは、より多くの情報を取得するために、3年ごとのテーマを設けていることに加えて、学校段階ごとにも独自の調査項目を設けている。たとえば、中学受験、高校受験、大学受験などに関することは、該当する学年のみにたずねれば済むことも多く、そうした項目は特定の学年だけに設けている。

次に、図4ではベースサーベイの調査項目を示した。最終的に明らかにしたい「子どもの資質・能力、自立の程度」が、本人の「生活・学習・人間関係」の意識・実態や保護者の「子育て・教育」の意識・実態とどのように関連するのかをとらえることができるように、調査項目を構成している。また、図の欄外に記載したように、子どもの属性や保護者の属性についてもたずねていて、そうした変数を統制してもなお「資質・能力、自立の程度」の変化に影響を与える要因が何かを明らかにしようとしている。

3. 本報告書で扱う研究の範囲

本報告書で扱うのは、図2に示した通り Wave1~4 (2015~18年度実施) の「ベースサーベイ」^{※1}、Wave3と4 (2017, 18年度実施) の「卒業時サーベイ」^{※2}、Wave2 (2016年度実施) の「語彙力・読解力調査」^{※3}である。

表 1 各回の発送数・回収数・回収率

A : ベースサーベイ

	全体 (小1～高3生)			小1～3生			小4～6生		
	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率
Wave 1 (2015年度)	21,598	16,574	76.7	5,513	4,690	85.1	5,088	3,950	77.6
Wave 2 (2016年度)	21,485	15,843	73.7	5,617	4,915	87.5	5,234	3,797	72.5
Wave 3 (2017年度)	19,133	15,300	80.0	5,699	5,167	90.7	4,662	3,643	78.1
Wave 4 (2018年度)	18,217	14,421	79.2	5,408	4,928	91.1	4,634	3,616	78.0

	中学生			高校生		
	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率
Wave 1 (2015年度)	5,383	4,051	75.3	5,614	3,883	69.2
Wave 2 (2016年度)	5,225	3,706	70.9	5,409	3,425	63.3
Wave 3 (2017年度)	4,311	3,311	76.8	4,461	3,179	71.3
Wave 4 (2018年度)	3,977	2,967	74.6	4,198	2,910	69.3

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

B : 卒業時サーベイ

	高3生		
	発送数	回収数	回収率
Wave 3 (2017年度)	1,401	975	69.6
Wave 4 (2018年度)	1,493	1,014	67.9

C : 語彙力・読解力調査 (実施は Wave2・2016年度)

	小3生			小6生			中3生			高3生		
	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率
語彙力調査	1,748	1,134	64.9	1,691	932	55.1	1,837	894	48.7	1,813	733	40.4

	中3生			高3生		
	発送数	回収数	回収率	発送数	回収数	回収率
読解力調査	1,837	642	34.9	1,813	520	28.7

表 1 では、各回の発送数・回収数・回収率を示した。この表からもわかるように、ベースサーベイは毎回、2 万人規模のモニターに調査を依頼して、8 割程度の回収率を得ている。卒業時サーベイは 1400～1500 名を対象に行い、約 7 割の回収率である。方法は、郵送による自記式質問紙である。

これらに対して、語彙力・読解力調査は回答者の負荷が高い内容であるため、回収率が低い。また、方法はインターネットによる調査であり、これも回収率を押し下げる要因になっている。そのため、語彙力調査の回収率は、小3生が 6 割強であるが高3生は 4 割に、中3生と高3生を対象とする読解力調査の回収率は 3 割程度にとどまる。それでも、資質・能力や成績などの自己評価とは異なり、客観的な認知能力が測定されていることの価値は高い。これらのデータの有効活用も望まれる。

4. おわりに

以上に述べてきたように、本調査、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。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、魅力的なデータだろう。一方で、その情報量の多さゆえに、分析の困難さに突き当たることもある。まだ分析に使用されることがない変数が存在するなど、豊かな土壌を十分に生かしているとは言えない。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と考えている。今回の13名の研究成果を皮切りにして、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、多くの成果や知見が実ることを期待している。

【補足】

本調査の過去の調査結果は、ベネッセ教育総合研究所のホームページでも確認できます。

<https://berd.benesse.jp/shotouchutou/research/detail1.php?id=5438>

【注】

- ※1 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) のデータアーカイブでは、「ベースサーベイ」は「子どもの生活と学びに関する親子調査」(調査番号1363)として公開されている。また、居住都道府県のデータと高校偏差値のデータが、特別データとして公開指されている。
- ※2 「卒業時サーベイ」の2017年度は「高校生活と進路に関する調査, 2018」(調査番号1371)、2018年度は「同, 2019」(調査番号1372)として公開されている。
- ※3 「語彙力・読解力調査」のデータは、「子どもの生活と学びに関する親子調査」のデータセットの中に含まれている。

【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> (2022年3月28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, 2022, 「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.

岡部悟志，2020，『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.

研究会の概要

<テーマ>

「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

<使用データ>

- ・子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1~4 (2015~18) (ベネッセ教育総合研究所) ※Wave2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

<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、親子の成長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4時点のベースサーベイ(Wave1~4)、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)、③3年おきに実施している語彙力・読解力調査の得点(Wave2、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)の3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、社会経済的地位(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>

[参加人数]

- ・第1回研究会(2021/06/18) [19名]
- ・第2回研究会(2021/08/06) [18名]
- ・第3回研究会(2021/09/27) [15名]
- ・第4回研究会(2021/10/15) [16名]
- ・第5回研究会(2021/12/03) [14名]
- ・第6回研究会(2021/12/13) [14名]
- ・第7回研究会(2022/01/19) [7名]
- ・研究成果報告会(2022/02/27) [57名]

2021年度二次分析研究会 参加者公募型 研究成果報告会

「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

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」を使用データとした二次分析の成果を報告します。

■日時/場所 2022年 2月 27日 (日) 10:00~17:00 / オンライン開催(zoom)

■プログラム

10:00- 開会の挨拶

第1部 10:05-11:30 ◆コメンテータ 森いづみ (上智大学)

- (1) 両親の帰宅時間が子どもの成績や母親の両立葛藤に与える影響
—「仕事と教育の両立」問題の実証的研究— [中野円佳/東京大学]
- (2) 母親の就労と学校外教育利用—子どもの成長段階を考慮したパネルデータ分析より— [鎌田健太郎/東京大学]
- (3) 厳しいしつけや教育を肯定する親と子どもの育ちについての研究 [眞鍋隆祐/彰栄保育福祉専門学校]
- (4) 子どもの学業成績と母親の進学期待 —パネルデータ分析による相互関係の検討— [鳶島修治/群馬大学]

第2部 13:00-14:10 ◆コメンテータ 香川めい (大東文化大学)

- (1) 親の教育意識が教育費負担と進路選択に及ぼす影響—進学を支える家計に無理があるのか— [王帥/東京大学]
- (2) 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 [増井恵理子/滋賀大学]
- (3) デジタルメディア利用が学業成績に及ぼす影響 [田島祥/東海大学]

第3部 14:15-15:25 ◆コメンテータ 都村間人 (神戸学院大学)

- (1) 高校生アルバイトは世代間再生産にどのように影響するか? [鈴木健一郎/名古屋大学]
- (2) 学習方略の不平等—中高一貫トラックと親の教育的関わり合いに着目して— [瀬戸健太郎/早稲田大学]
- (3) 小・中・高校生の学校外の読書時間についての横断的・縦断的分析
—4時点3年間の大規模追跡調査に基づく検討— [猪原敬介/北里大学]

第4部 15:30-16:40 ◆コメンテータ 岡部悟志 (ベネッセ教育総合研究所)

- (1) 子どものリーダーシップの変化に影響を与える初期要因
—子の性別、親の学歴・職業に着目して— [伊倉康太/一橋大学]
- (2) 思春期の自己肯定感の発達とその規定因—親の養育態度に注目して— [水野君平/北海道教育大学]
- (3) 学年によって意見表明機会の効果は異なるか—投票意向・政治的有効性感覚の社会化— [太田昌志/早稲田大学]

16:40 - 閉会の挨拶

■参加申込は、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のWEBサイトをご確認ください。



両親の帰宅時間が子どもの成績や母親の両立葛藤に与える影響

——「仕事と教育の両立」問題の実証的研究——

中野 円佳

(東京大学大学院教育学研究科)

子どもの学力規定要因研究や仕事と育児の両立を巡る研究では、親子のかかわりや母親の就労との関係などが注目されてきた。しかし、働く親の中でもとりわけ母親は帰宅時間に幅があるにもかかわらず、親の帰宅時間が親子のかかわりや子の成績等に与える影響はほとんど注目されてこなかった。本稿では小学校4～6年生を対象に、両親の帰宅時間が親子のかかわり、成績、自己肯定感、母親自身の両立葛藤に与える影響を検証した。その結果、子の成績や母の両立葛藤には両親の帰宅時間が遅いことによる負の影響がみられ、祖父母の支援等、家庭外の育児資源の効果は限定的であった。一方で、帰宅時間が遅くても親子のかかわりは必ずしも減らず、子の自己肯定感にも影響を及ぼさないこと、成績に対しても教育期待が高く家庭での学習時間が確保できていれば負の影響は薄まることも分かった。

1 問題設定

日本の学力規定要因研究においては、量的に出身階層等の親の属性と子どもの学力や学歴達成の関係が様々に検証されてきた。また、質的研究においても、出身階層等により教育期待や育児スタイルが異なることは多くの先行研究が明らかにしてきた。これらの研究は、親の期待や子どもとのかかわり方が重要であることを示唆している。しかし、親が子とかわるには、日常的な時間の確保が必要である。女性の就労が拡大し、共働きが増えるなかで、これまでの学力規定要因研究においては、親たちの働き方によって子どもとかわる時間を確保できているのか、時間をどのように捻出しているかについてはあまり関心が払われてこなかった。

他方で、女性の就労と育児の両立を巡る研究においては、これまで主に出産後の就労継続に焦点があてられてきた。しかし、近年中国や韓国では教育のために専業主婦になる高学歴女性の現象も捉えられており、日本においても、とりわけ子どもの教育達成に対する関心が高い層においては、幼少期の養育よりも学齢期における子の教育と仕事をどのように両立するかが課題となると考えられる。

小学校高学年において、両親と帰宅時間は、子どもとのかかわり、子どもの成績や自己肯定感、そして母親にとって就労との両立の葛藤にどのように影響するだろうか。これらの問いに答えるため、本調査では、親の帰宅時間が子の学業達成や親の就労を巡る悩みにどのように結びついているかを検証する。

2 先行研究

2.1 学力と母親の就労研究

日本の学力規定要因研究においては、出身階層と学力の関係が様々に検証されてきた。量的研究において親の学歴など生まれた家庭の環境によって子どもが到達する学歴の格差が存在することは長らく指摘されてきた（苅谷 2001, 松岡 2019）。近年ではそのメカニズムにも関心が払われ、親の階層そのものや経済力から学校外教育への投資が直接影響しているのではなく、地位や資源の影響を受けて形成される親の「教育期待」（荒巻 2016）や親族やパーソナルネットワークの学歴や学歴志向が親の学歴志向に影響すること（荒巻 2019）などが指摘されている。質的研究においても、出身階層により教育期待や育児スタイルが異なり、子どもの学力に影響することは多くの先行研究が明らかにしてきた（Lareau 2003=2011, 本田 2005, 伊佐ら 2019など）。

また、主に母親の就労と学校外教育の関係については、塾や習い事を活用してもなお情報収集やマネジメントには時間がかかること（Park et al. 2011）、進学塾との緊密な連携の上での「黒子」の役割に母親のコミットメントが必要なこと（平尾 2004）、習い事など外での活動における母の負担が大きいこと（Lareau & Weininger 2008）などを指摘する研究がある。近年は主に質的調査で「教育する父」（多賀 2011）や夫婦協働で「教育時間」を捻出する難関大卒夫婦（額賀・藤田 2021）の存在も指摘されている。

これらの研究は、親などのかかわりが重要であることを示唆しているものの、親が子とかわるその時間をどのように捻出しているかについてや、親の働き方の多様性についてほとんど言及していない。働き方への言及があるものとしては、Jung & Lee (2010) が韓国のパネルデータをもとに、母親の雇用形態を専門職・管理職とそれ以外について、前者が学校外教育の活用において「時間的制約効果」としてネガティブな影響を及ぼしているとする。これに対し、米田 (2019) は親による「時間的制約効果」があったとしても、パーソナルネットワークがあれば学校外教育に投資しやすいと指摘するが、それによる成績等への影響は明らかではない。Kan (2012) も日本のデータにおいて母親のパートタイム・フルタイムを代理指標として子どもへの影響を検証している。しかし、職種や雇用形態は必ずしも家において子どもにかかる時間と一致しない。

夫婦の帰宅時間から見た時間的制約は、子の成績に影響を与えているのだろうか。学校外教育の活用や祖父母の支援、夫婦の役割分担は親の帰宅時間が遅い場合に子どもへの影響を補うことができるのだろうか。

2.2 教育役割と女性の葛藤

家族社会学や教育社会学では、家庭での教育役割の大きさが母親のライフコースに与える影響についても指摘されている。

1970年代以降、家事時間が減少する一方で育児時間の増加が見られ、専業主婦である母親

に教育の責任がうつり（渡辺 1999）、その後親こそが子どもの教育の責任者であるとの観念のもとに主に母親が「パーフェクトチャイルド」を育てようとする「教育する家族」の大衆化が進んでいると指摘される（広田 1999）。

同時に、アジアでは近年、中国（宮坂 2007）や韓国（柳 2021）、タイ（Hashimoto 2008）などで、学齢期の子どもの教育を手掛けるために高学歴女性が主婦化する現象も指摘されている。日本においても、本田（2005）が学歴の決定要因や効果を大きく認識している女性ほど子どもをもたない傾向や、子どもをもった上で働かないことを選んだ女性が子どもの教育に関して熱心であることを指摘している。

日本の女性たちが教育と就労の両立を図ろうとした際、選択肢として浮上するのがパートタイム就労である。この就労形態は、もともと夫が家族賃金を得ることを前提に、主婦の稼ぎをあくまでも小遣い稼ぎ程度と認識してきた背景があり、低処遇で雇用の調整弁にされる等の課題含みの働き方である（山口 2017）。しかし、厚生労働省の21世紀出生児縦断調査（平成22年出生児）等によれば、実際に子が小学生のうちの母の再就職先の大半はパートタイムである。子どもが帰宅する時間まで働くという選択肢は、実際に母親たちの葛藤を減らしているのだろうか。

Hochschild（1997-2012）は母親たちが職場の労働時間と家庭の生活時間の間で時間の板挟み状態（タイム・バインド）になり、子どもと過ごすべきと考える時間が「ローン」のように積みあがっていくことを「時間負債」と表現するが、日本の学齢期の子どもをもつ女性たちに、「時間負債」に伴う葛藤は生じているのだろうか。教育期待が加わった際にその葛藤は深まるだろうか。

3 本稿の問いと仮説

子の成績や自己肯定感に対し、母が就業しているかどうかや、母親・父親が子と過ごす時間が直接影響を与えず、むしろ親子のかかわりの内容（「勉強のおもしろさを教える」かどうかなど）が重要であることは、既に本稿と同様のデータを分析した報告書等でも確認されている（石田 2020）。しかし、とりわけ小学生にとっては、両親が何時に家に帰って来るかは、親子関係の内容を介して、子の成績や子の自己肯定感に影響を与えるのではないかと。他方で、両親の帰宅が遅くても、祖父母や夫婦の育児・家事分担や、学校外教育の活用によっては、克服できる可能性もある。

また、働く母親たちは、子どもと十分に時間を過ごせていないことに罪悪感を持つことが質的な聞き取りからは描かれてきた（Hochschild 1997-2012, 本田 2008）が、定量的にも、このような傾向は確認できるだろうか。とりわけ、帰宅時間が遅く、教育期待が大きい場合や、十分なかかわりを持っていない場合、母親は悩みを抱えやすくなるのではないかと。

これらの理論仮説に基づき、下記の作業仮説を立てる。

分析 1. 教育：両親の帰宅時間を考慮にいたした子どもへの影響

作業仮説 1-1. 両親の帰宅時間が遅いと、親子のかかわりが減る

作業仮説 1-2. 両親の帰宅時間が遅いと、親子のかかわりが減る結果、子どもの成績や自己肯定感に悪影響がある

作業仮説 1-3. 両親の帰宅時間とは独立に、他の育児資源を活用できれば、子どもの成績や自己肯定感に悪影響はない

作業仮説 1-4. 両親の帰宅時間とは独立に、親の教育期待が高ければ、子どもの成績や自己肯定感に悪影響はない

分析 2. 帰宅時間を考慮に入れた母親の両立悩みへの影響

作業仮説 2-1. 帰宅時間が遅いと、「仕事と家庭の両立」の悩みを抱えやすい

作業仮説 2-2. 親子のかかわりが持っていないと、「仕事と家庭の両立」の悩みを抱えやすい

作業仮説 2-2. 教育熱心であると、「仕事と家庭の両立」の悩みを抱えやすい

作業仮説 2-3. 他の育児資源を活用できれば、「仕事と家庭の両立」の悩みは抱えにくい

4 使用するデータ

親の帰宅時間と母の両立葛藤についての質問項目を含む「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave2, 2016」(ベネッセ教育研究所)のデータにおいて、親のかかわりが重要と考えられる小学生のうち、子どもの成績が明らかな小4～小6を対象とした。

使用する独立変数は、子の成績(上位・中位・下位)、子どもが「自分の良いところが何かを言うことができる」に対する回答の4段階(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)を自己肯定感、母親が「次のような悩みや気がかりがありますか」で「仕事と育児の両立」についての回答をしているかどうかを使用する。

また、すべてのモデルで統制変数として、子どもの性別(男子ダミー)、子どもの人数(一人っ子を基準に、2人きょうだいダミー、3人以上きょうだいダミーを作成)、収入(400万円未満を基準に、400～800万円未満を中所得ダミー、800万円以上を高所得ダミー)両親の学歴(高卒を基準に、専門学校・短大卒ダミーと四大卒以上ダミーを作成)を使用する。

仮説の軸となる独立変数である両親の帰宅時間は、両親の「仕事がある日の帰宅時間」(日によって違うときはもっともよくある時間)についての質問を利用する。回答分布は図1のとおりだった。

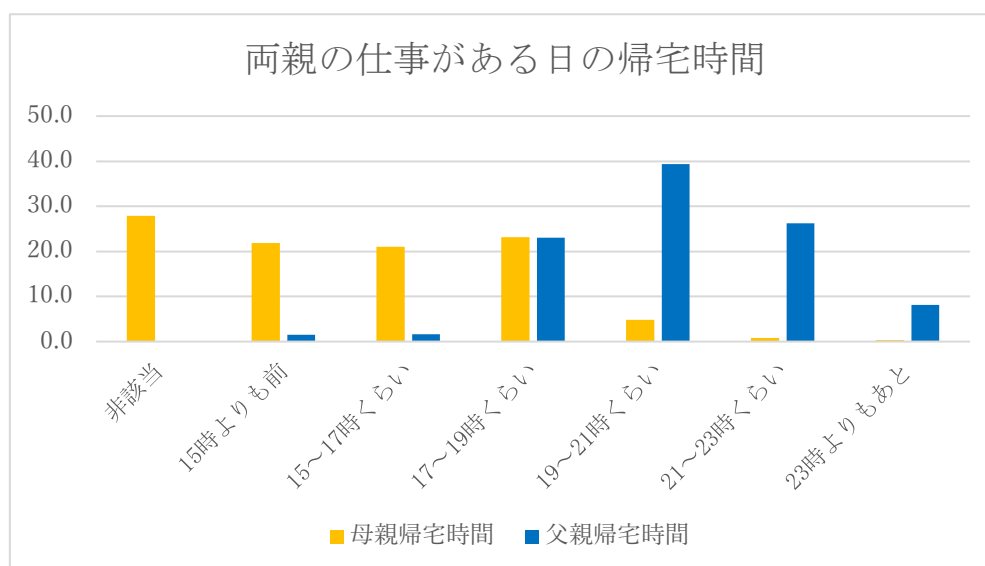


図1 両親の帰宅時間

分布を踏まえ、母親の場合は「15時よりも前」、「15～17時くらい」、「17～19時くらい」と、「19～21時くらい」以降の時間を回答しているケースについて、それぞれ専業主婦を基準にダミー変数を作成した。父親の場合は「17～19時くらい」よりも早い回答をしているケースを基準に、「19～21時くらい」と「21～23時くらい」よりも遅い回答をしているケースについてダミー変数を作成した。

なお、先行研究で帰宅時間の代理指標として使われることが多い母の就業形態と母の帰宅時間とのクロス表を作成すると（表1）、フルタイムの8割以上が17時以降の帰宅、パートタイムの8割以上が17時前の帰宅で、17時が分岐点となっていることがわかるが、それに当てはまらないケースも1割強存在することが分かる。

表1 母の就業形態と帰宅時間の関係

母の就業形態と帰宅時間の関係		母帰宅時間				合計	N
		15時前	15-17時	17-19時	19時以降		
母の就業形態	フルタイム	1.4%	9.4%	68.1%	21.0%	100.0%	998
	パートタイム	43.4%	40.7%	12.8%	3.0%	100.0%	1694

なお、働き方の多様性を考慮すると、夕方からの出勤等をしている可能性もあり、帰宅時間が必ずしも家にいて子どもと過ごす時間を表すとは限らないため、母親のパートタイムダミーを統制変数として加える。

親子のかかわりについては、子どもへの質問で「お父さんやお母さんについて、次のようなことはどれくらいあてはまりますか」に対して、「勉強の内容を教えてくれる」「勉強のやり方を教えてくれる」「勉強の面白さを教えてくれる」「失敗したときにはげましてくれる」への回答をとともあてはまる、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項を使用している。また、「お父さんやお母さんについて、次のことについてどれくらい話をしますか」で父親、母親それぞれとの会話について「学校での出来事」「友だちのこと」「勉強や成績のこと」「将来や進路のこと」「社会のニュース」についてそれぞれ4項目で聞いたものを合計し点数化したものについて、もっとも会話がない場合が0、数値が大きくなるほど会話量が大きくなるように計算し直し、父会話量、母会話量とした。

「できるだけいい大学に入れるように成績を上げてほしい」を教育期待、「競争に負けた人が幸せになれないのは仕方ない」を自己責任論に対する同意の程度をはかる項目とする。

表2 基礎統計量

	最小値	最大値	平均値	標準偏差		最小値	最大値	平均値	標準偏差
子ども成績	1.00	3.00	1.894	0.807	男子ダミー	0.00	1.00	0.484	0.500
子ども自己肯定感	1.00	4.00	2.747	0.871	2人兄弟ダミー	0.00	1.00	0.541	0.498
母仕事と家庭の両立悩み	0.00	1.00	0.236	0.425	3人以上兄弟ダミー	0.00	1.00	0.344	0.475
父会話量	0.00	15.00	7.726	3.527	収入高収入ダミー	0.00	1.00	0.301	0.459
母会話量	0.00	15.00	10.414	2.987	中収入ダミー	0.00	1.00	0.567	0.496
勉強おもしろさ教えてくれる	1.00	4.00	2.463	0.928	母四大卒以上ダミー	0.00	1.00	0.329	0.470
失敗時励ましてくれる	1.00	4.00	1.823	0.776	母専門・短大ダミー	0.00	1.00	0.448	0.497
母帰宅時間15時前ダミー	0.00	1.00	0.219	0.413	父四大卒以上ダミー	0.00	1.00	0.534	0.499
母帰宅時間15～17時ダミー	0.00	1.00	0.211	0.408	父専門・短大ダミー	0.00	1.00	0.166	0.372
母帰宅時間17～19時ダミー	0.00	1.00	0.232	0.422	母パートタイムダミー	0.00	1.00	0.470	0.499
母帰宅時間19時以降	0.00	1.00	0.060	0.238	家庭学習時間30分以下	0.00	1.00	0.189	0.391
父帰宅時間19～21時ダミー	0.00	1.00	0.394	0.489	家庭学習時間1時間以上	0.00	1.00	0.504	0.500
父帰宅時間21時以降	0.00	1.00	0.344	0.475	教育期待	0.00	1.00	0.644	0.479
祖父母週5援助ダミー	0.00	1.00	0.097	0.296	競争自己責任	0.00	1.00	0.083	0.276
週1～4援助ダミー	0.00	1.00	0.140	0.347	父子過ごす2～3時間	0.00	1.00	0.290	0.454
月1～3援助ダミー	0.00	1.00	0.167	0.373	父子過ごす4時間以上	0.00	1.00	0.621	0.485
通塾有無	0.00	1.00	0.301	0.459	受験予定あり	0.00	1.00	0.130	0.336

5 分析

本節では帰宅時間に着目しながら、3節で述べた仮説について、作業仮説1-1について5.1で、作業仮説1-2から1-4については成績についてを5.2、自己肯定感についてを5.3で検証する。その後、作業仮説2-1から2-4については5.4で検証する。

5.1 親子の関わりと帰宅時間

まず、親子のかかわりが帰宅時間に影響を受けているかを検討した（表3）。その結果、母会話量は父帰宅が遅いと有意に増加し、父の不在を母が補っていることがうかがえる。一方で父会話量は母帰宅時間に対する一方向的な影響は見られず、自身の帰宅が21時以降になると有意に減少している。

子どもからみて両親が「失敗したときに励ましてくれる」かどうかと両親の帰宅時間の関係は父の19-21時帰宅で増加している。母会話量と同様に、父の分を母親が補っている可能性がある。

「勉強の面白さを教えてくれる」は、帰宅時間が遅いことがポジティブな影響を及ぼしている。両親が仕事に打ち込んでいるほど、勉強の面白さを伝えることができているという可能性がある。

他方、「勉強のやり方を教えてくれる」「勉強の内容を教えてくれる」かどうかに対しては、父母の帰宅時間はいずれも有意に影響を与えていなかった（表には不掲載）。

表3 親子のかかわり決定要因

	母会話量		父会話量		失敗したとき励ます		勉強面白さを教えてくれる	
男子ダミー	-0.532 ***	0.587	-0.085	0.918	-0.282 ***	0.754	-0.121	0.886
子どもの数（基準：一人っ子） 2人兄弟ダミー	-0.411 ***	0.663	-0.099	0.906	-0.231 †	0.794	-0.253 *	0.776
3人以上兄弟ダミー	-0.596 ***	0.551	-0.318 *	0.728	-0.355 **	0.701	-0.463 ***	0.629
収入（基準：400万以下） 高収入ダミー	0.017	1.017	0.211	1.235	-0.221	0.802	-0.047	0.954
中収入ダミー	0.051	1.053	0.205 †	1.227	-0.058	0.943	0.143	1.154
母学歴（基準：高卒以下） 母四大卒以上ダミー	0.079	1.083	0.037	1.037	0.150	1.162	0.146	1.158
母専門・短大ダミー	0.170	1.185	0.139	1.149	0.137	1.147	0.267 *	1.307
父学歴（基準：高卒以下） 父四大卒以上ダミー	-0.014	0.986	0.103	1.108	0.236 *	1.266	0.265 **	1.304
父専門・短大ダミー	-0.171	0.843	-0.229 *	0.795	0.008	1.008	0.033	1.033
母帰宅時間（基準：専業主婦） 母帰宅時間15時前ダミー	-0.040	0.961	0.243	1.276	0.184	1.202	0.304 †	1.355
母帰宅時間15～17時ダミー	-0.143	0.867	0.041	1.042	0.108	1.114	0.204	1.226
母帰宅時間17～19時ダミー	-0.067	0.935	0.077	1.080	0.046	1.047	0.231 *	1.260
母帰宅時間19時以降	-0.197	0.821	0.211	1.235	0.034	1.034	0.298 †	1.348
母パートタイムダミー	-0.068	0.935	-0.251 †	0.778	-0.211	0.810	-0.216	0.806
父帰宅時間（基準：19時前） 父帰宅時間19～21時ダミー	0.202 *	1.223	-0.086	0.918	0.213 *	1.237	0.208 *	1.231
父帰宅時間21時以降	0.375 ***	1.455	-0.266 **	0.767	0.141	1.152	0.246 *	1.279
Cox と Snell	0.045		.020		0.018		.025	
Nagelkerke	0.045		.021		0.02		.027	
N	2283		2283		2283		2283	

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, † p < 0.1

5.2 成績決定要因

次に、順序ロジスティック回帰分析により、子どもの成績3段階の決定要因を4つのモデルで検証した（表4）。

モデル1からは、小学校高学年において、男子であること、きょうだいが多いことは成績を下げる要因になる一方、年収800万円以上の高収入世帯、母親が専門・短大卒、両親

が四大卒以上であることは成績を上げる要因となることが分かった。仮説の軸となる帰宅時間については、母が17時より遅い場合と、父が21時より遅い場合に、成績を下げる要因となる。

一方、モデル2では仮説1-2を検証するため、子どもの回答から見た親子のかかわり項目を投入した。その結果、親子のかかわり自体は会話量等については有意になるものの、帰宅時間の影響はほとんど変化がなかった。つまり、親子のかかわりとは独立に、帰宅時間が遅いことは成績悪化要因になる。

表4 子どもの成績の決定要因

成績決定要因	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	B	オッズ比	B	オッズ比	B	オッズ比	B	オッズ比
男子ダミー	-0.219 **	0.803	-0.147 †	0.864	-0.227 **	0.797	-0.270 ***	0.763
子どもの数(基準:一人っ子) 2人兄弟ダミー	-0.364 **	0.695	-0.315 *	0.729	-0.347 **	0.707	-0.282 *	0.755
3人以上兄弟ダミー	-0.551 ***	0.576	-0.468 ***	0.626	-0.513 ***	0.599	-0.375 **	0.687
収入(基準:400万以下) 高収入ダミー	0.531 ***	1.701	0.543 ***	1.721	0.478 ***	1.613	0.299 *	1.348
中収入ダミー	0.153	1.166	0.149	1.161	0.146	1.157	0.059	1.061
母学歴(基準:高卒以下) 母四大卒以上ダミー	0.680 ***	1.974	0.333 **	1.395	0.682 ***	1.979	0.561 **	1.752
母専門・短大ダミー	0.351 ***	1.421	0.643 ***	1.902	0.355 ***	1.426	0.289 ***	1.335
父学歴(基準:高卒以下) 父四大卒以上ダミー	0.330 **	1.391	0.331 **	1.392	0.329 **	1.389	0.199 †	1.220
父専門・短大ダミー	0.035	1.035	0.085	1.088	0.046	1.047	-0.043	0.958
母帰宅時間(基準:専業主婦) 母帰宅時間15時前ダミー	-0.039	0.962	-0.076	0.927	-0.036	0.965	0.053	1.054
母帰宅時間15~17時ダミー	-0.030	0.971	-0.028	0.973	-0.045	0.956	0.110	1.116
母帰宅時間17~19時ダミー	-0.225 †	0.799	-0.230 †	0.795	-0.261 *	0.770	-0.165	0.847
母帰宅時間19時以降	-0.445 *	0.641	-0.443 *	0.642	-0.503 **	0.605	-0.305 †	0.737
母パートタイムダミー	-0.082	0.921	-0.042	0.959	-0.083	0.921	-0.154	0.857
父帰宅時間(基準:19時前) 父帰宅時間19~21時ダミー	-0.120	0.887	-0.156	0.856	-0.126	0.882	-0.119	0.888
父帰宅時間21時以降	-0.207 †	0.813	-0.252 *	0.777	-0.225 *	0.799	-0.256 *	0.774
父会話量			0.027 *	1.028				
母会話量			0.070 ***	1.073				
勉強おもしろさ教えてくれる			0.111	1.118				
失敗時励ましてくれる			0.218 †	1.244				
祖父母援助(基準:月1未満) 週5援助ダミー					0.194	1.214		
週1~4援助ダミー					-0.011	0.989		
月1~3援助ダミー					-0.076	0.926		
通塾有無					0.252 **	1.287		
家庭学習時間(基準:しない) 30分以下							0.240 ***	1.271
1時間以上							0.700 **	2.013
教育期待							0.593 ***	1.809
競争自己責任							0.485 ***	1.624
Cox と Snell	.066		0.093		0.071		.107	
Nagelkerke	.075		0.105		0.08		.121	
N	2283		2283		2283		2283	

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, † p < 0.1

モデル3では、仮説1-3を検証するため、祖父母の支援や通塾という親以外の教育資源を入れた。その結果、通塾は成績を上げるが、モデル1と比較すると、両親の帰宅時間のネガティブな影響をむしろ強める。また、祖父母の支援は成績を高める要因にはならない。

モデル4では、仮説1-4を検証するため、親の教育期待等とともに、子どもの家庭における宿題を除いた学習時間を投入した。その結果、親が「いい大学に入るために成績を上げてほしい」「競争に負けた人が幸せになれないのは仕方ない」という考え方を持っている場合と、家庭での学習時間が0を基準にした場合の「30分以上」、「1時間以上」の両方において、成績を高めることがわかった。同時に、このモデルにおいてのみ、母親の帰宅時間の影響が縮小した。（このモデルに投入した項目を1つ1つ投入した場合や交互作用を投入した場合は帰宅時間の影響を変化させる結果は明確には得られなかった）。

5.3 自己肯定感

次に、仮説1-2から1-4の自己肯定感の部分について、5.2と同様に検証する。子どもが「自分の良いところが何かを言うことができる」に対する回答の4段階（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）を自己肯定感として、決定要因を順序ロジスティック回帰分析で検証した（表5）。

まず、モデル1からは、きょうだいの数が多いと自己肯定感は下がり、母親の学歴が高いと上がることが確認できる。一方で、成績を従属変数とした5.2の分析結果とは異なり、父母の帰宅時間は有意な効果がみられなかった。

モデル2で5.1と同様に子どもから見た親とのかかわり内容の変数を投入したところ、親のかかわりは全て有意となった。帰宅時間はモデル1同様に関連がないが、母親の就業時間がパートの場合有意になっている。

モデル3で祖父母の支援と父親と過ごす時間を投入したところ、祖父母は週1~4回の支援で効果があり、父親の過ごす時間もポジティブな効果がみられる。祖父母については週5や月1~2回の支援では効果が見られないことから、程よい距離感で、母親以外の大人が子どもを見守る効果が出ている可能性がある。

モデル4では子どもの成績を下位を基準に中位、上位をダミー変数にして投入し、成績との関係を教育期待や自己責任論への同意とともにみた。子どもの成績が良いほど自己肯定感も高いが、5.2で成績を上げる要因の1つとなった教育期待等については、「いい大学に入るためにいい成績を採ってほしい」は10%水準で有意となった一方、自己責任論の「競争に負けた人が幸せになれないのは仕方ない」は有意ではなかった。

表5 子どもの自己肯定感決定要因

子の自己肯定感決定要因	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	B	オッズ比	B	オッズ比	B	オッズ比	B	オッズ比
男子ダミー	-0.017	0.983	0.128	1.136	-0.003	0.997	-0.026	0.974
子どもの数（基準：一人っ子） 2人兄弟ダミー	-0.317 *	0.728	-0.260 *	0.771	-0.301 *	0.740	-0.282 *	0.754
3人以上兄弟ダミー	-0.423 **	0.655	-0.306 *	0.736	-0.404 **	0.667	-0.337 *	0.714
収入（基準：400万以下） 高収入ダミー	0.042	1.043	0.007	1.007	0.033	1.033	-0.074	0.929
中収入ダミー	0.057	1.058	-0.011	0.989	0.033	1.034	0.015	1.015
母学歴（基準：高卒以下） 母四大卒以上ダミー	0.340 ***	1.405	0.326 **	1.385	0.344 ***	1.411	0.219 **	1.245
母専門・短大ダミー	0.363 **	1.438	0.247 *	1.280	0.358 **	1.430	0.308 †	1.360
父学歴（基準：高卒以下） 父四大卒以上ダミー	0.151	1.163	0.135	1.145	0.146	1.157	0.060	1.062
父専門・短大ダミー	-0.068	0.934	0.001	1.001	-0.074	0.928	-0.096	0.909
母帰宅時間（基準：専業主婦） 母帰宅時間15時前ダミー	-0.095	0.910	-0.204	0.815	-0.080	0.923	-0.095	0.909
母帰宅時間15～17時ダミー	-0.201	0.818	-0.222	0.801	-0.186	0.831	-0.167	0.846
母帰宅時間17～19時ダミー	-0.091	0.913	-0.127	0.881	-0.068	0.935	-0.041	0.960
母帰宅時間19時以降	-0.087	0.917	-0.101	0.904	0.010	1.010	-0.029	0.972
母パートタイムダミー	0.176	1.192	0.238 †	1.268	0.171	1.186	0.185	1.203
父帰宅時間（基準：19時前） 父帰宅時間19～21時ダミー	0.001	1.001	-0.069	0.933	0.000	1.000	-0.010	0.990
父帰宅時間21時以降	-0.067	0.935	-0.095	0.909	-0.077	0.926	-0.068	0.934
父会話量			0.097 ***	1.102				
母会話量			0.102 ***	1.108				
勉強おもしろさ教えてくれる			0.195 *	1.216				
失敗時励ましてくれる			0.544 ***	1.724				
祖父母援助（基準：月1未満） 週5援助ダミー					0.062	1.064		
週1～4援助ダミー					0.318 **	1.375		
月1～3援助ダミー					0.011	1.011		
父子過ごす時間（基準：1時間以下） 2～3時間					0.395 **	1.484		
4時間以上					0.509 ***	1.664		
教育期待							0.166 †	1.180
競争自己責任							-0.213	0.808
成績（基準：下位） 中位ダミー							0.410 ***	1.507
上位ダミー							0.848 ***	2.336
Cox と Snell	.017		.131		.025		.050	
Nagelkerke	.018		.143		.028		.054	
N	2234		2234		2234		2234	

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, † p < 0.1

5.4 母親の両立葛藤

次に仮説 2-1 から 2-4 を検証するため、回答者が「悩みや気がかり」で「仕事と家庭の両立」を選択するかどうかを二項ロジスティクス回帰分析で分析した（表 6）。

なお、母親が専業主婦の場合、「仕事と家庭の両立」の選択をしないことが想定されるため、有業の母親のみを対象とし、帰宅時間は 15 時前を基準とした。これ以外の統制変数は分析 1 と同じとした。

表 6 母親の両立葛藤の決定要因

母両立悩み決定要因	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	B	オッズ比	B	オッズ比	B	オッズ比	B	オッズ比
定数	-1.851 ***	0.157	-1.178 **	0.308	-1.726 ***	0.178	-1.595 ***	0.203
男子ダミー	0.150	1.162	0.142	1.152	0.133	1.142	0.139	1.149
子どもの数 (基準: 一人っ子)								
2人兄弟ダミー	0.771 ***	2.161	0.734 ***	2.083	0.773 ***	2.165	0.756 ***	2.129
3人以上兄弟ダミー	0.783 ***	2.188	0.713 **	2.040	0.802 ***	2.229	0.756 ***	2.130
収入 (基準: 400万以下)								
高収入ダミー	-0.200	0.819	-0.167	0.846	-0.265	0.767	-0.137	0.872
中収入ダミー	-0.023	0.977	-0.028	0.972	-0.067	0.935	0.013	1.013
母学歴 (基準: 高卒以下)								
母四大卒以上ダミー	0.327 †	1.387	0.360 *	1.433	0.341 †	1.406	0.284	1.329
母専門・短大ダミー	-0.084	0.919	-0.067	0.935	-0.067	0.935	-0.108	0.898
父学歴 (基準: 高卒以下)								
父四大卒以上ダミー	-0.061	0.941	-0.080	0.923	-0.052	0.949	-0.064	0.938
父専門・短大ダミー	0.245	1.278	0.209	1.232	0.187	1.206	0.248	1.281
母帰宅時間 (基準: 15時前)								
母帰宅時間15~17時ダミー	0.150	1.162	0.124	1.132	0.141	1.152	0.173	1.189
母帰宅時間17~19時ダミー	0.501 **	1.651	0.501 **	1.650	0.437 *	1.547	0.492 **	1.636
母帰宅時間19時以降	0.930 ***	2.535	0.924 ***	2.520	0.880 ***	2.412	0.891 ***	2.437
母パートタイムダミー	-0.547 **	0.579	-0.519 **	0.595	-0.623 ***	0.536	-0.533 **	0.587
父帰宅時間 (基準: 19時前)								
父帰宅時間19~21時ダミー	0.391 **	1.479	0.393 *	1.482	0.400 **	1.492	0.393 **	1.481
父帰宅時間21時以降	0.369 *	1.447	0.370 *	1.448	0.340 *	1.405	0.386 *	1.471
母余暇								
母会話量			-0.593 ***	0.552				
勉強おもしろさ教えてくれる			-0.075	0.928				
失敗時励ましてくれる			0.040	1.041				
教育期待					0.018	1.018		
競争自己責任					0.399 †	1.491		
成績 (基準: 下位)								
中位ダミー					0.099	1.104		
上位ダミー					-0.237	0.789		
中学受験予定あり					0.128	1.137		
祖父母援助 (基準: 月1未満)								
週5援助ダミー							-0.055	0.946
週1~4援助ダミー							-0.027	0.973
月1~3援助ダミー							0.346 *	1.413
通塾有無							-0.046	0.955
父子過ごす時間 (基準: 1時間以下)								
2~3時間							-0.261	0.771
4時間以上							-0.395 *	0.674
Cox-Snell R2 乗	.074		.091		.079		.080	
Nagelkerke R2 乗	.103		.128		.111		.112	
N	2107		2107		2107		2107	

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, † p < 0.1

モデル1では、仮説2-1を検証した。両立の悩みは、子どもの人数が多いことと、母自身の帰宅時間が17時以降、父帰宅時間19時以降の場合に有意に抱えやすくなることが分かった。

モデル2では仮説2-2の「親子のかかわりが持っていないほど悩みを抱えやすい」かどうかを検証した。母会話量や5.1, 5.2でも使用した親子のかかわり変数を投入したが、有意な関連はみられなかった。母親自身が余暇時間を持っているかを同時に検証したところ、趣味やスポーツの時間を取れている場合は悩みを抱えにくくする効果があった。ただし、帰宅時間のネガティブ効果を打ち消すようなものではない。

モデル3では、仮説2-3に従い、教育熱心な親ほど悩みを抱えやすいのかどうかを検証した。子どもの成績ダミーのほか、中学受験の予定の有無、「できるだけいい大学に入れるように成績を上げてほしい」「競争に負けた人が幸せになれないのは仕方がない」などの教育や競争に対する意識を投入したところ、子の成績や教育期待の高さと悩みとの関連は有意に出なかったが、自己責任論のみ有意だった。仕事の内容や処遇についても子どもの成長についても自己責任論を当てはめれば、自責の念になってしまうことで悩みを深めている可能性がある。

モデル4では仮説2-4を検証するため、家事や子育てを夫婦で分担し、母親自身以外の資源を投入した。その結果、父が子どもと過ごす時間が4時間以上である場合は、悩みを減らす要因になる。他方で、祖父母の援助が月1~3回ある場合は悩みを抱えやすくする要因として有意であった。月数回程度の支援であるとかえって気苦労も多い可能性や、他に手段がなく致し方なく支援を頼まざるを得ない状況に追い込まれた結果である可能性が考えられる。

なお、パネル調査の特性を生かし、両立の悩みが1年後の働き方の変化につながっているかも検証したものの、有意な効果は見られなかった。

6 考察

本節では、仮説が支持されたのかどうかをまとめる。まず、分析1の「教育：両親の帰宅時間を考慮にいたした子どもへの影響」については、以下のような結果が得られた。

作業仮説1-1「両親の帰宅時間が遅いと、親子のかかわりが減る」については、帰宅時間が遅い方がかかわりがみられることもあり、親子のかかわりと帰宅時間の明確な関係性は見いだせなかった。

作業仮説1-2「両親の帰宅時間が遅いと、親子のかかわりが減る結果、子どもの成績や自己肯定感に悪影響がある」については両親の帰宅時間が遅いと、子どもの成績に悪影響があることは分かったものの、親子のかかわりとは独立していることが分かった。また、自己肯定感に両親の帰宅時間が影響を及ぼしておらず、親子のかかわりは自己肯定感を高めていることが分かった。

作業仮説1-3「両親の帰宅時間とは独立に、他の育児資源を活用できれば、子どもの成績や自己肯定感に悪影響はない」については、成績に対しては通塾が効果を持つものの、祖父母の支援は効果がなく、外部資源は帰宅時間の悪影響を打ち消さないことが分かった。

作業仮説1-4「両親の帰宅時間とは独立に、親の教育期待が高ければ、子どもの成績や自己肯定感に悪影響はない」については、教育期待や自己責任意識があり、家庭での学習時間が長いことは成績にポジティブに働いており、帰宅時間の影響を弱めた。自己肯定感に対し

ては帰宅時間は関連がなかったが、祖父母の関わりや父親と過ごす時間は効果の多さが有意に効果を持つ。

まとめると、帰宅時間は、子どもの成績にネガティブな影響を与えており、親子のかかわりは成績に好影響を与えるものの、帰宅時間とは独立であった。他方で、子どもの自己肯定感には両親の帰宅時間は関係がなく、親子のかかわりや母親以外の大人の関与がポジティブな効果をもたらすことが分かった。

成績に対する帰宅時間の影響は外部資源の活用で解消できるものではないように見えるが、教育期待が高く、家庭で学習時間を確保できている場合は帰宅時間の遅さの効果を減らすことができることが分かった。

次に、分析2の「帰宅時間を考慮に入れた母親の両立悩みへの影響」について見解をまとめる。

まず、作業仮説2-1「帰宅時間が遅いと、「仕事と家庭の両立」の悩みを抱えやすい」は仮説が支持された。

作業仮説2-2「親子のかかわりが持っていないと、「仕事と家庭の両立」の悩みを抱えやすい」については、親子のかかわり変数の効果はなかった。趣味やスポーツの時間を取れている場合は悩みが軽減する効果があったが、帰宅時間のネガティブ効果を打ち消すようなものではなかった。

作業仮説2-3「教育熱心であると、「仕事と家庭の両立」の悩みを抱えやすい」は必ずしも当てはまらず、教育意識よりも自己責任意識が悩みを深めることが分かった。

作業仮説2-4「他の育児資源を活用できれば、「仕事と家庭の両立」の悩みは抱えにくい」については父親の関与が悩みを減らしていることが分かった。

母親の葛藤について、帰宅時間が遅いことは両立の悩みを抱えやすくすることが確認された。「時間負債」は多くの母の肩にのしかかっている可能性がある。ただし、必ずしも子どもの教育の状況は影響を与えておらず、「教育と仕事の両立」問題に母親たちが教育面から直面しているとは言えない。

7 結論

先行研究では、帰宅時間への着目がされてこなかったが、本分析からは親の帰宅時間は子どもの成績や母親自身の葛藤にネガティブな影響を及ぼすことが確認された。これまで親の就労が成績に与える影響については、母親の就労の有無のみや、パート/フルタイムの区分のみが変数として使われてきたが、働く母親が増える中で親子の生活スタイルも多様化しており、帰宅時間に着目をする意味があると言えるだろう。ただし、帰宅時間が遅いと親子のかかわりが減るといふ仮説は棄却され、帰宅時間がどのようなメカニズムで成績に影響を与えているかについて解明できなかつたことは本分析の限界であり、今後更なる分析が必要である。

共働きの親たちに与えられる示唆としては、祖父母の支援のような外部資源の効果は限定的で、あくまでも夫婦ともに早く帰ることが成績や母親の両立葛藤に対しては有効である。一方で、成績については、教育期待が高く学習習慣を身に付けられていれば影響を抑えられること、また、子どもの自己肯定感には帰宅時間は影響を与えていないということも分かった。

ただし、教育格差の視点を付け加えれば、夫婦双方が教育にかかわることで問題を解決しようとする施策はパワーカップルとそうではないカップルの家庭内教育力の格差を生むため、階層の再生産は助長してしまう懸念がある。本稿で検討したのは個人間の成績や悩みの差異がどう出るかであり、いわば個人向けの処方箋であったが、国全体の施策を検討する際は公教育の在り方や家庭で十分な支援が受けられない子ども向けの居場所づくりなどを含めて検証しなければならないことは付記しておきたい。

「仕事と教育の両立」問題については、本分析では母親の両立葛藤が必ずしも成績や教育期待と結びついていなかったことから、日本の母親たちが「仕事と教育の両立」問題に直面していると言うには時期尚早であるだろう。教育競争が激しいアジアの国々で「教育する母」の現象が指摘されているのに対し、「仕事と教育の両立」問題の進行と日本の位置づけについては、今後、教育期待や競争に対する認識の国際比較ができることが望ましい。

本稿の限界としては、前述したように帰宅時間が親子のかかわりとは独立に影響を与えるメカニズムや、帰宅時間が遅い両親がどのように時間を捻出しているかについてに必ずしも明確にはならなかったことが上げられる。また、パネルデータを生かしきれなかった点は今後の分析で取り組みたい。

【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, 2015~2018」(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、二次分析研究会の皆様にはアドバイスやコメントを頂きました。

【参考文献】

- 荒巻草平, 2016, 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』勁草書房
- 荒巻草平, 2019, 『教育格差のかくれた背景 : 親のパーソナルネットワークと学歴志向』勁草書房.
- Hashimoto, H. S., 2008, "Housewifization And Changes In Women's Life Course In Bangkok," Ochiai, E. and Molony, B., *Asia's New Mothers: Crafting gender roles and childcare networks in East and Southeast Asian societies*, Folkestone: Global Oriental, 110-128.

- 平尾桂子, 2004, 「家族の教育戦略と母親の就労——進学塾通塾時間を中心に」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 97-113.
- 広田照幸, 1999, 『日本人のしつけは衰退したか——「教育する家族」のゆくえ』講談社.
- Hochschild, A. R., 1997, *The Time Bind: When Work Becomes Home and Home Becomes Work*, New York: Metropolitan Books. (アーリー・ラッセル・ホックシールド著, 坂口緑・中野聡子・両角道代訳, 2012, 『タイム・バインド《時間の板挟み状態》働く母親のワークライフバランス—仕事・家庭・子どもをめぐる真実』明石書店)
- 本田由紀, 2005, 「子どもというリスク」橘木俊詔編『現代女性の労働・結婚・子育て』ミネルヴァ書房, 65-93.
- 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.
- 伊佐夏実 (著, 編集)・志水宏吉 (監修), 2019, 『学力を支える家族と子育て戦略——就学前後における大都市圏での追跡調査』明石書店.
- 石田浩, 2020, 「家庭の社会経済的環境と子どもの発達」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所, 『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, 147-165.
- Jung, J. H., and Lee, K. H., 2010, “The Determinants of Private Tutoring Participation and Attendant Expenditures in Korea,” *Asia Pacific Education Review*, 2(11): 159-68.
- Kan, M., 2012, “Effects of Maternal Employment on Adolescent Behavior and Academic Outcomes: Evidence from Japanese Micro Data,” *CIS Discussion paper series 541*, Center for Intergenerational Studies, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- 荻谷剛彦, 2001, 『階層化日本と教育危機——不平等再生産から意欲格差社会へ』有信堂高文社.
- Lareau, A., 2011, *Unequal Childhoods: Class, Race, and Family Life*, California: University of California Press.
- Lareau, A. and Weininger, E. B., 2008, “Time, Work, and Family Life: Reconceptualizing Gendered Time Patterns through the Case of Children’s Organized Activities1.” *Sociological Forum*, 23(3): 419-54.
- 松岡亮二, 2019, 『教育格差』筑摩書房.
- 宮坂靖子, 2007, 「中国の育児——ジェンダーと親族ネットワークを中心に」落合恵美子, 山根真理, 宮坂靖子編『アジアの家族とジェンダー』勁草書房, 100-120.
- 額賀美紗子・藤田結子, 2021, 「働く母親の時間負債をめぐるジレンマ」秋田喜代美・東京大学大学院教育学研究科附属発達保育実践政策学センター (編) 『発達保育実践政策学研究的フロンランナー第二巻』中央法規出版, 139-67.
- Park, H, Byun, S.-Y., and Kim, K.-K., 2011, “Parental Involvement and Students’ Cognitive Outcomes in Korea: Focusing on Private Tutoring.” *Sociology of Education* 84 (1): 3-22.
- 柳采延, 2021, 『専業主婦という選択——韓国の高学歴既婚女性と階層』勁草書房.

- 多賀太, 2011, 『揺らぐサラリーマン生活：仕事と家庭のはざままで』 ミネルヴァ書房.
- 渡辺秀樹, 1999, 「戦後日本の親子関係——養育期の親子関係の質の変遷」『講座社会学 2』89-117.
- 山口一男, 2017, 『働き方の男女不平等 理論と実証分析』 日本経済新聞社.
- 米田佑, 2019, 「母親のパーソナルネットワークが学校外教育投資に与える影響」家族社会学研究 31 (2): 123-36.

母親の就労と学校外教育利用

——子どもの成長を考慮したパネルデータ分析より——

鎌田健太郎

(東京大学大学院)

本稿の目的は、母親の就労と学校外教育利用の関係を明らかにすることである。その際、子どもの成長とともに母親の就労と学校外教育利用の関係が変化する可能性を考慮し、時点の傾きにランダム効果を導入した Hybrid Model を用いて分析を行った。分析の結果、1) 同一家庭内での母親の就業状態の変化は学校外教育利用に影響しているとはいえないこと、2) 家庭間の比較では、母親がフルタイムの家庭において、学齢が低い時点で学校外教育利用に不利が存在するが、学齢が上がるにつれてその差は縮まっていくことが明らかになった。以上をふまえ、現状では母親のフルタイム就労によって、特に幼少期の子どもの学校外教育の利用機会が制約される可能性があることを指摘した。

1 序論

1.1 問題の所在

学力や教育達成の格差が生じるメカニズムを、学校外教育投資の媒介によって説明する論理は「学校外教育投資仮説」(盛山・野口 1984) と呼ばれ、長らく研究が続けられてきた(李 2016)。学校外教育参加の便益は、塾や家庭教師の利用が教育達成につながる(中澤 2013; 眞田 2018) といったものだけでなく、スポーツ・芸術といった活動への参加が非認知能力を通じて教育達成につながることも示されており(Covay & Carbonaro 2010)、学校外教育への参加格差は子どもの教育達成の格差に影響することが示されている。

一方、学校外教育への参加格差の規定要因に関しても研究の蓄積が進んでいる。主要な知見としては SES の高い家庭は学校外教育を積極的に利用しており、こうした傾向は東アジアやアメリカだけでなく、トルコやアイルランドなど世界各国でみられる(Park et al. 2016)。また、近年ではきょうだい数や家族構成といった他の家族要因による学校外教育への参加格差にも注目が集まりつつある(Park et al. 2016)。

本稿では、学校外教育への参加格差をもたらす要因として母親の就業状態に着目する。男女雇用機会均等法が 1985 年に施行されて以降、女性の労働への参加は進んだものの、子育てに関してはその多くを女性が担っているという現状がある(筒井 2014)。こうした状況の中で、学校外教育の利用には母親の時間的資源が必要であることも示唆されており(Jung & Lee 2010; 平尾 2004)、母親の時間的資源を左右する就業状態によって学校外教育の利用に差異が生じることが考えられる。母親の就労状態、特にフルタイム就労が学校外教育への参加を阻害しているとするれば、労働者としてのキャリアの追求が子どもの教育

機会を制約することとなる。子どもの教育機会、特に幼少期の子どもの教育機会の問題は女性の労働への参加の問題と並んで、少子化に直面する先進各国における主要な課題であり（池本 2011）、それらの結節点にある学校外教育への参加と母親の就労の関係を明らかにすることは、こうしたマクロな社会課題を解決する一助となるだろう。

1.2 母親の就労と学校外教育の利用に関する先行研究

母親の就労が学校外教育利用に与える影響については、母親の就労が学校外教育の利用を促進するという見解と、母親の就労が学校外教育の利用を阻害するという見解が存在する。

前者の見解は、母親が就労すると子どもを監督することが困難になるため、学校外教育を利用することで子どもの監督を代替してもらおうと考える。例えば、長子が小学生の家庭において、母親の収入が学校外教育投資を促進することを示した都村ほか（2011）は、特にフルタイムで就業している母親にとって、学校外教育が「学童保育」的機能を果たしていると述べている。また、アメリカの10代の子どもを持つ家庭について、母親の就労と課外活動の関連を検討した Lopoo（2007）は、母親の就労によって子どもが一人で過ごす時間が増えた結果子どもに悪影響を与えることを示した先行研究を踏まえて、就労する母親はしばしば放課後の子どものケアを求めており、子どもを一人で放置したくないと考えられるだろう、と述べている。

後者の見解は時間的制約効果（time constraint effect）と呼ばれ、学校外教育の利用には経済的資源だけでなく時間的資源の投資が必要であり、経済的資源が同程度であれば、時間に余裕のある専業主婦の方が就労している母親よりも学校外教育を利用しやすいと考える（Jung & Lee 2010）。例えば、韓国において学校外教育と親の関与の仕方を検討した Park et al.（2011）は、良い塾を探すために母親ネットワークに参加したり、学校外教育を最大限に利用するためにチューターと頻繁に面談したり、子どもの学習の進捗をチェックする親の様子が示されている。日本においても、小学校高学年の進学塾の利用と母親の就労の関係を検討した平尾（2004）において、進学塾の提供するサービスを十分に享受するためには親の時間的なコミットメントが必要であることが示されている。また米田（2019）は、祖父母による手段的サポートが母親の時間的余裕を生み出すことにより学校外教育の利用を促進すると述べており、学校外教育利用における時間的資源の必要性が母親の就労以外の分析においても示唆されている。

1.3 分析課題の設定

このように、母親の就労と学校外教育の利用に関しては、日本国内の研究に絞っても相反する見解が見られる。見解が一致しない原因は様々考えられるが、一因として子どもの成長の影響を考慮していないことが挙げられる。母親の就労が子どもに与える影響につい

ては、子どもの成長段階によって異質性が見られることが示されており（Crosnoe & Cavanagh 2010; 中澤・余田 2014）、学校外教育の利用に関しても子どもの学齢といった要因が母親の就労の効果を分化していることが考えられる。例えば、子どもがまだ幼い時点では、子どもの送り迎えや学習の進捗の管理、習い事の先生などとの面談など、時間的資源が必要となる場面が相対的に多いと考えられるが、子どもが成長するにつれてこうした時間的資源の必要性は低下していく。一方で、小学校高学年から中学校段階などは受験が近くなるということもあり、就業している間の子どもの監督を塾に任せることを考えるかもしれない。日本を対象とした先行研究である平尾（2004）や都村ほか（2011）は横断的調査に依拠したものであり、こうした子どもの成長の影響を考慮できていない。子どもの成長の影響を組み込んだ縦断的研究の重要性は、成長とともに学校外教育利用の階層間格差が広がることを検討した松岡（2016）や Potter & Roksa（2013）なども示すところであり、経験的な検討が必要であろう。

また、横断的調査ではしばしば問題となる観察されない異質性の交絡も考えられる。クロスセクションデータでは、母親の就業状態が異なる家庭間の学校外教育利用の違いを分析対象とするが、ここでは母親の就業状態の影響が、単に家庭間の差異に留まるものなのか、あるいは同一家庭内で就業状態が変化した時に、学校外教育も変化するといった性質のものなのかを判別できない。本稿では家庭内変動の効果を検討することで、母親の就業状態の影響の性質がいずれのものであるのかを確認する。

2 データと方法

2.1 データ

本稿の分析で用いるデータは、ベネッセ教育総合研究所によって実施された、「子どもの生活と学びに関する親子調査」により得られたデータセットである。本調査は全国の小学1年生から高校3年生の子どもとその保護者を対象とした親子ペア調査であり、2015年に第一波の調査が行われ、以降対象の子どもが高校を卒業するまで追跡するパネル調査として設計されている。第二波以降は高校卒業により観察が打ち切られるサンプルを考慮して、新たに小学一年生を追加サンプルとして毎年追加している。またパネルデータとして分析する上ではサンプルの脱落が問題となるが、第四波までの継続回答率は7~8割程度という高い水準であり、親子や世帯の属性による脱落の偏りもほとんど見られない（岡部 2020）ので、サンプルの脱落に関しては問題ないと考えられる。調査の詳細については木村（2020）、サンプル脱落の評価についての詳細な検討は岡部（2020）を参照されたい。

分析では2018年に調査が行われた第四波までの全ての wave を使用し、各時点での小学1年生から小学4年生を対象に分析を行う。後述する分析に用いた変数について、欠損がある時点については時点単位のリストワイズにより分析から除外したうえで、2時点以

上残っている個人を最終的な分析対象とした（サンプルサイズ等は表 1 を参照）。

2.2 変数

本稿の分析で使用する変数の概要と操作化を以下に示す。なお、本稿で用いる変数には各 wave で値が変動する時変変数と、各 wave で変動しない時不変変数の両方が含まれていることに注意されたい。

表 1 記述統計量

レベル 1 (N=13964)	Mean	SD	Min	Max
習い事数	1.87	1.28	0	9
世帯収入	6.45	0.45	5.01	7.82
子人数	2.31	0.79	1	9
親同居	0.13	0.33	0	1
母職				
パートタイム	0.40	0.49	0	1
フルタイム	0.25	0.43	0	1
レベル 2 (N=5393)				
政令指定都市ダミー	0.30	0.46	0	1
長子ダミー	0.50	0.50	0	1
女性ダミー	0.50	0.50	0	1
母学歴				
専門	0.17	0.37	0	1
短大	0.25	0.43	0	1
大卒	0.37	0.48	0	1
父学歴				
専門・短大	0.17	0.38	0	1
大卒	0.55	0.50	0	1

まず、目的変数となる学校外教育利用の指標には習い事数を用いる。習い事数は、学習塾を含む 18 種類の習い事の参加をそれぞれ尋ねた項目を用い、各時点で行っている習い事の数に合算して量的変数を作成した。主要な独立変数には母親の就業状態を用いる。就業状態は「フルタイム」「パートタイム」「専業主婦」の 3 カテゴリーを用いる。また時変の統制変数として、世帯収入、子人数、祖父母と同居しているかどうかを用いる。世帯収入は各調査時点における前年 1 年間の税込み世帯収入を尋ねたものを、「答えたくない」を欠損値、「200 万円未満」を 150 万円、「2000 万円以上」を 2500 万円とし、それ以外は各

カテゴリの中央値を用いて自然対数変換を施した。時不変の統制変数には、政令指定都市ダミー、長子ダミー、女性ダミー、母学歴、父学歴を用いた¹⁾。母学歴は中学校卒・高卒（「高卒以下」）、専門学校・各種学校卒（「専門」）、短期大学卒（「短大」）、大学卒・大学院卒「(大卒)」の4カテゴリ、父学歴は「専門」と「短大」を統合した3カテゴリで分析を行った。また時点を表す学年に関しては、小学1年生を0、小学4年生を3とする連続変数として作成した²⁾。変数の記述統計を表1に示した。

2.3 分析方法

母親の就労状態と学校外教育利用の関係について、個人内変化と個人間差異を同時に検討するために、本稿ではHybrid Model (Allison 2009; 三輪・山本 2012; 中澤 2012) を用いて分析を行う。Hybrid Modelは変量効果モデルの一種で、時変の変数について個人平均変数と個人平均からの偏差変数の2つを作成し、その両方を投入した上で変量効果モデルの推定を行う。偏差変数の係数値は個人内の変動が目的変数に与える影響を表しており、線形のHybrid Modelではこの係数値が固定効果モデルと一致する。また、平均変数に関しては個人間の水準の違いが目的変数に与える影響を表している。個人間差異を説明するために、平均変数のほかに時不変の変数を投入することも可能である。Hybrid Modelの式を個人内水準（レベル1）と個人間水準（レベル2）に分けて書くと、以下ようになる。

レベル1：個人内水準

$$\begin{aligned} \text{習い事数}_{it} = & \beta_{0i} + \beta_{1i}(\text{学年}_{it}) + \beta_2(\text{母職：パートタイム}_{it}) + \beta_3(\text{母職：フルタイム}_{it}) + \beta_4(\text{世帯収入}_{it}) \\ & + \beta_5(\text{子人数}_{it}) + \beta_6(\text{親同居}_{it}) + e_{it} \end{aligned}$$

レベル2：切片（ β_{0i} ）にランダム効果（ u_{0i} ）と個人間水準の説明変数を導入

$$\begin{aligned} \beta_{0i} = & \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{女性ダミー}_i) + \gamma_{02}(\text{父学歴：専門短大}_i) + \gamma_{03}(\text{父学歴：大卒}_i) + \gamma_{04}(\text{母学歴：専門}_i) \\ & + \gamma_{05}(\text{母学歴：短大}_i) + \gamma_{06}(\text{母学歴：大卒}_i) + \gamma_{07}(\text{長子ダミー}_i) + \gamma_{08}(\text{政令指定都市}_i) \\ & + \gamma_{09}(\text{母職平均：パートタイム}_i) + \gamma_{010}(\text{母職平均：フルタイム}_i) + \gamma_{011}(\text{世帯収入平均}_i) \\ & + \gamma_{012}(\text{子人数平均}_i) + \gamma_{013}(\text{親同居平均}_i) + u_{0i} \end{aligned}$$

また、母親の就労状態と学校外教育利用の関係が、子どもの成長とともに変化する可能性を検討するために、時点（学年）の係数にランダム効果と個人間水準の説明変数を導入する³⁾。学年の係数に対して母親の就業状態が影響を持てば、学年の上昇に伴う学校外教育利用の変化の程度が、母親の就業状態の家庭間の差によって異なることが示唆される。

レベル2：学年の係数（ β_{1i} ）にランダム効果（ u_{1i} ）と個人間水準の説明変数を導入

$$\begin{aligned} \beta_{1i} = & \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{女性ダミー}_i) + \gamma_{12}(\text{父学歴：専門短大}_i) + \gamma_{13}(\text{父学歴：大卒}_i) + \gamma_{14}(\text{母学歴：専門}_i) \\ & + \gamma_{15}(\text{母学歴：短大}_i) + \gamma_{16}(\text{母学歴：大卒}_i) + \gamma_{17}(\text{長子ダミー}_i) + \gamma_{18}(\text{政令指定都市}_i) \\ & + \gamma_{19}(\text{母職平均：パートタイム}_i) + \gamma_{110}(\text{母職平均：フルタイム}_i) + \gamma_{111}(\text{世帯収入平均}_i) \\ & + \gamma_{112}(\text{子人数平均}_i) + \gamma_{113}(\text{親同居平均}_i) + u_{1i} \end{aligned}$$

以上のモデルを用いるメリットは、1) 個人内変動による効果と個人間差異による効果を区別できる点、2) 成長に伴う影響の変化を明らかにできる点である。

1 点目については、ある個人（家庭）の中で発生する母親の就業状態の変動による効果と、専業主婦の家庭と共働きの家庭といった家庭間の差異による効果を区別することができる。本稿ではこれを利用して、就業状態の変化の効果が、単に家庭間の差異に留まるのか、あるいは個人の中で母親が働き始めると学校外教育を利用しにくくなる、といったことが見られるのかを検討する。

2 点目については、従来のクロスセクションデータでは検討できなかった、子どもの成長による効果の変化を直接検討できる。特に、母親の時間的余裕の重要性は、子どもの成長段階によって異なることが考えられ、子どもが小さいときは学校外教育の利用に親の手助けが必要となるが、子どもが成長するにつれてその必要性が低下することがありうる。本稿ではこれまで検討されてこなかった、子どもの成長による変化を経験的に検討する。

3 分析結果

3.1 基礎分析

Hybrid Model を用いた分析の前に、母親の就業状態と習い事数の基礎的な分布について確認する。図 1 は母親の就業状態について学年別に集計したものである。学年が上昇するにつれて専業主婦の家庭が減少してパートタイムの家庭が増加することがわかる。一方でフルタイムについてはほとんど割合が変化しない。表 2 より観察期間中の就業状態の経歴を確認すると、パートタイムのみが 27.6%、専業主婦のみが 25.9%、フルタイムのみが 21.0%と、観察期間中に就業状態が変化しない家庭が 4 分の 3 を占めている。就業状態が変化した家庭では専業主婦からパートタイムへの移行が主要なパターンとなっている。

次に習い事数の分布について確認する。図 2 は習い事数について学年別に集計したものである。ここから、小学 1 年から 3 年にかけて習い事数が増加していく一方で、3 年生と 4 年生は習い事数の分布がほとんど変わらないことがわかる⁴⁾。級内相関係数について確認すると、全体の分散の 71.1%が個人間の分散で、28.9%が個人内の変化による分散であり、相対的に個人間差異による分散が大きいと言える。

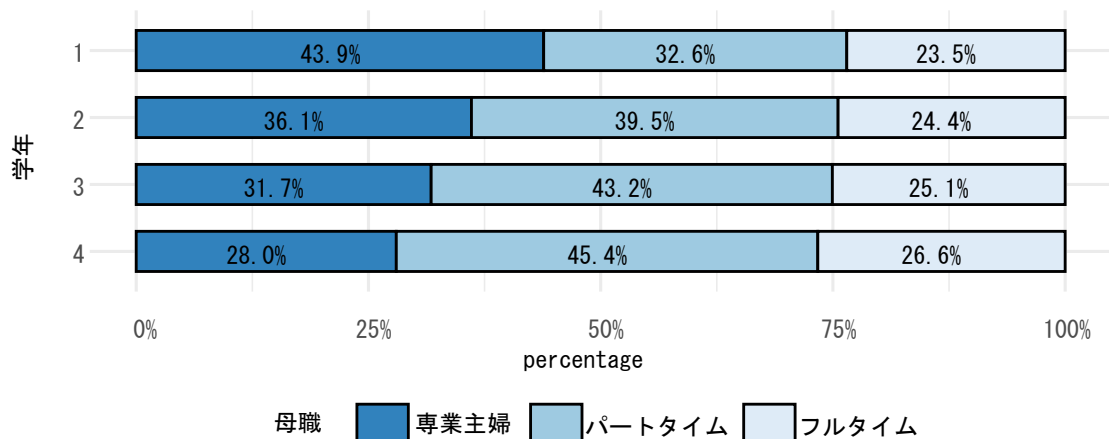


図1 学年別の母親の就業状態の分布

表2 観察期間中の母親の就業状態の経歴

母職パターン	N	percent
パートタイムのみ	1488	27.6%
専業主婦のみ	1398	25.9%
フルタイムのみ	1134	21.0%
専業主婦→パートタイム	739	13.7%
その他	634	11.8%

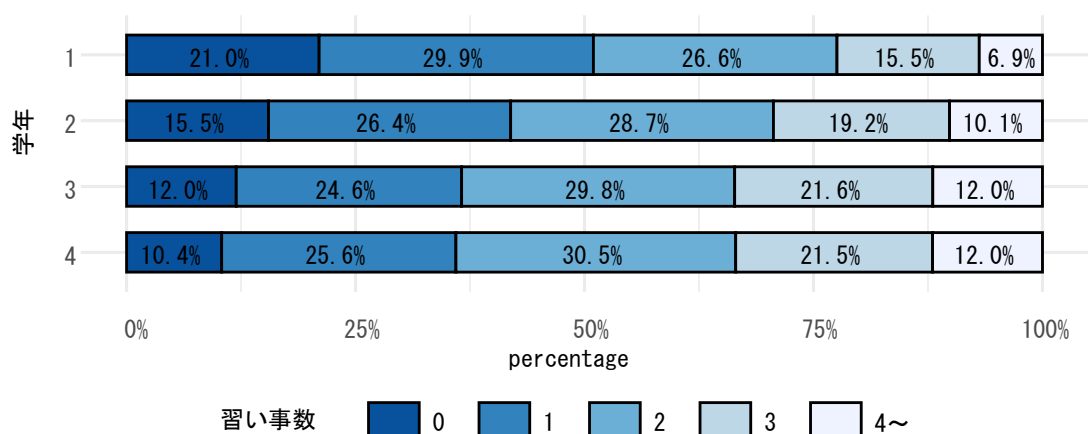


図2 学年別の習い事数の分布

3.2 習い事数を目的変数とした Hybrid Model による分析

表3は習い事数を目的変数とした、Hybrid Modelの推定結果である⁵⁾。まず、レベル1

の変数について見てみると、パートタイム、フルタイムのいずれも有意でなく、係数の値もそれほど大きいとは言えない。したがって、同一家庭内で母親の就業状態が変化した際に即座に学校外教育の利用が変化する、というものではない可能性が高い。

表 3 習い事数を目的変数とした Hybrid Model の結果

個人内水準：レベル 1 (N=13964)			
母職 (ref: 専業主婦)			
パートタイム	0.050 (0.029)	子人数	-0.052 (0.040)
フルタイム	-0.005 (0.046)	親同居	-0.076 (0.062)
世帯収入	0.084 (0.044)	レベル 1 残差分散	0.367 (0.011)
個人間水準：レベル 2 (N=5393)			
ランダム切片 (Random Intercept)		学年のランダム傾き (Random Slope)	
切片	-3.537*** (0.323)	切片	0.345** (0.133)
女性ダミー	0.144*** (0.035)	女性ダミー	-0.004 (0.015)
父学歴 (ref: 高卒以下)		父学歴 (ref: 高卒以下)	
専門短大	0.027 (0.053)	専門短大	0.006 (0.023)
大卒	0.074 (0.045)	大卒	0.061** (0.019)
母学歴 (ref: 高卒以下)		母学歴 (ref: 高卒以下)	
専門	0.163** (0.056)	専門	-0.038 (0.024)
短大	0.298*** (0.052)	短大	-0.014 (0.022)
大卒	0.346*** (0.052)	大卒	-0.021 (0.022)
長子ダミー	-0.049 (0.039)	長子ダミー	0.049** (0.017)
政令指定都市	0.167*** (0.040)	政令指定都市	-0.009 (0.017)
パートタイム平均	0.135** (0.047)	パートタイム平均	0.028 (0.021)
フルタイム平均	-0.234*** (0.051)	フルタイム平均	0.077*** (0.022)
世帯収入平均	0.824*** (0.049)	世帯収入平均	-0.047* (0.020)
子人数平均	-0.207*** (0.025)	子人数平均	0.016 (0.011)
親同居平均	-0.005 (0.054)	親同居平均	0.023 (0.022)
レベル 2 残差分散	1.047 (0.034)	レベル 2 残差分散	0.072 (0.007)

括弧内はクラスターロバスト標準誤差, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ (両側検定)

次に、レベル 2 の変数に着目する。パートタイムの平均変数について見てみると、ランダム切片では係数が正で統計的に有意であるが、学年のランダム傾きについては有意な差は見られない。したがって、母親がパートタイムで働くことの多い家庭と専業主婦のことが多い家庭とを比較すると、1 年生の時点でパートタイムの家庭の方が学校外教育に参加

しやすく、その差は学年を経てもほとんど変化しないものと考えられる。一方フルタイムの平均変数について見てみると、ランダム切片では係数が負の方向で統計的に有意であるが、学年のランダム傾きでは正の方向で有意である。したがって、母親がフルタイムで働くことの多い家庭と専業主婦のことが多い家庭とを比較すると、子どもが1年生のときは専業主婦の家庭の方が学校外教育を利用しやすいが、その差は学年が上がるにしたがって小さくなっていくと言える。

母親の就業状態の個人間差異の効果を学年ごとに示したのが図3である⁶⁾。1年生の時点では、フルタイムの家庭は専業主婦やパートタイムの家庭と比較して学校外教育を利用しにくいですが、学年が上がっていくにつれて専業主婦との差分が小さくなっていき、4年時点では専業主婦との差がほぼなくなっていることがわかる。また、パートタイムの家庭は1年から4年のいずれの時点においても、多くの種類の学校外教育に参加していることもこの図より読み取ることができる。

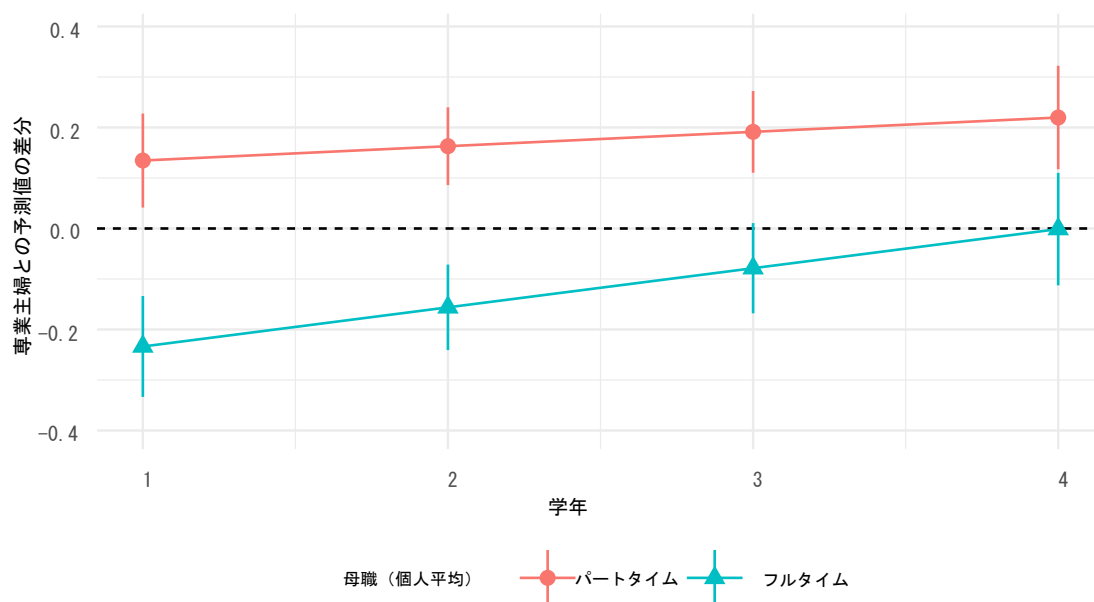


図3 各学年での就業状態間の予測値の比較

4 議論

本稿では、母親の就業状態と学校外教育利用の関係について、子どもの成長による関係の変化に留意しながら検討を行った。その結果、以下の2点が明らかになった。

第一に、母親の就業状態の個人内変動は学校外教育利用に対して影響が見られなかった。第二に、学校外教育利用は家庭間の母親の就業状態の違いにより差異が見られるが、子どもの学齢の上昇とともにその差は変化することが明らかになった。具体的には、小学校1年生段階では、パートタイム、専業主婦、フルタイムの順でより多くの学校外教育を利用

していたが、フルタイムの家庭は子どもの成長とともに学校外教育の利用をより増加させることが明らかになった。

母親の就業状態の個人内効果は、個人内で時不変の観察されない異質性を統制した上で効果と見なすことができるが、本稿の分析からは、同一家庭内での就業状態の違いが学校外教育利用と結びついているとは言えない。パネルデータを用いた先行研究では、個人内の変動による効果は概して小さいことが報告されており（松岡 2016; Lopoo 2007）、その点は本稿の結果とも符合する。ただし、固定効果モデルなどによって推定される個人内効果の推定値は、観察期間が短い場合には信頼性が低くなるという問題も指摘されており（大久保 2021）、推定値の積極的な解釈は難しい。

母親の就業状態の個人内効果に関しては、学校外教育の利用状況に差異が見られ、特に母親がフルタイム就労している家庭では、1年生時の学校外教育利用において不利が見られた。時間制約効果の議論を踏まえれば、特に子どもが幼い時期には学校外教育の利用において親の関与の必要性が高まり、時間的余裕のないフルタイム就労の家庭は学校外教育を利用しにくくなると解釈できる。さらに、フルタイム就労の家庭は子どもが成長するにつれて、他の家庭よりもより学校外教育の利用を増やすようになるという結果からは、子どもの成長によって学校外教育利用における母親の時間的資源の必要性が低下した結果、より多くの学校外教育を利用しやすくなる、といったことが考えられる。また、パートタイム就労に関しては、いずれの学年においても専業主婦の家庭よりも学校外教育を利用しており、学齢による効果の変動も見られないことから、就労による時間的制約が問題とならないことが示唆される。また、母親の就業状態を母親の帰宅時間に変えて分析しても同様の結論が得られた⁷⁾。

日本では、第一子出産後もフルタイム就労を継続できる女性は未だにごく限られており、女性の就業継続をいかに支援するかが重要な課題となっている（西村 2014）。しかし本稿の結果は、現状のフルタイム就労という働き方が子どもの幼年期における学校外教育の利用機会を制約している可能性を示唆しており、母親のキャリアの追求と子どもの教育機会の上にトレードオフが生じていることを示している。さらに、本稿の分析は小学生を対象とされていたが、小学校入学以前の学校外教育利用においてフルタイム就労による時間的制約効果がより強く働く可能性も考えられる。幼児期など子どもが幼い段階は、それ以降の学校教育と比較しても教育の効果が高い時期であることが指摘されており（Heckman 2006）、教育効果の高い時期に教育の機会が制約されてしまうことは、本人の地位達成の問題のみならず社会全体の経済的な損失となりうる（池本 2011）。母親の就労支援と幼児期の教育機会は、少子化に直面する先進各国における主要な課題であり、それらの関係についての知見を今後も蓄積していく必要があるだろう。

本稿における課題は主に2点指摘できる。第1に、パートタイム就労の位置づけである。フルタイム就労が、子どもが幼い時期の学校外教育利用を抑制する一方、パートタイム就

労は最も時間的余裕があるはずの専業主婦の家庭よりも多くの学校外教育を利用していた。この点から、少なくともパートタイム就労は時間的資源の問題はクリアできていると考えられるが、専業主婦よりもパートタイム就労が学校外教育を利用しやすい理由についてはこれ以上の考察が難しい。潜在的な教育意識など観察されない異質性による交絡の影響も考えられるので、その点に留意した分析が必要となる。

第2に、分析した対象が小学1年生～4年生に絞られているという点である。対象とする学年が異なれば母親の就労と学校外教育利用の関係は変わりうるであろうし、小学校高学年では習い事の数を減らして塾に一本化する「塾シフト」現象（平尾 2004）が指摘されているが、それと母親の就労の関連も興味深いテーマである。このことについては稿を改めて検討したい。

[注]

- 1) 子どもの性別に関して、wave1 では「男性」と回答しているが wave2 では「女性」と回答している、といった形で性別に矛盾があるケースは分析から除外している。また、回答者の居住地は wave4 時点のものを基本的に使用し、wave4 で回答が得られなかったサンプルについては wave1 時点の情報を用い、両方の時点で情報が得られなかったケースを欠損値としている。居住地は時点で変化しうるが、居住地の情報は wave1 と wave4 でしか得られないため、時不変変数として扱っている。
- 2) 小学1年生を1ではなく0としたのは、後述するランダムスロープモデルにおける係数の解釈をやすくするためである。小学1年生を0とすることで、ランダム切片 (β_{0i}) を説明するレベル2変数の係数 ($\gamma_{01}, \gamma_{02}, \dots, \gamma_{013}$) の解釈を、小学1年時点での各変数による学校外教育利用の差異という形で行うことができる。
- 3) 時点の係数にランダム効果を導入する Hybrid Model は、松岡 (2016) で用いられているものを参照した。
- 4) 次節の分析では習い事数と学年の関係に線形性を仮定しているが、その仮定が満たされていない可能性がある。よって本稿における学年と習い事数の関係は、線形モデルによるおおまかな近似といった意味合いとなる。このことは本稿の限界である。
- 5) 分析ソフトは Stata17、推定には mixed を用いた。
- 6) 予測値の算出には margins コマンドを用いた。図のエラーバーはデルタ法を用いて算出した 95%信頼区間である。
- 7) 母親の帰宅時間が17時以降の家庭は、専業主婦の家庭と比較して1年生の時点では学校外教育利用に不利があるが、学年の上昇とともに差が縮まっており、フルタイムの家庭と同様の結果であった。また、母親の帰宅時間が17時より前の家庭は、専業主婦の家庭と比較して多くの学校外教育を利用しており、パートタイムの家庭と同様の結果であった。

[謝辞]

二次分析に当たり、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) および「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1・Wave4【特別データ】 居住都道府県, 2015・2018」(ベネッセ教育総合研究所) の個票データの提供を受けた。記して感謝申し上げる。

[参考文献]

- Allison, Paul, 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Oaks: Sage.
- Covay, Elizabeth & William Carbonaro, 2010, “After the Bell: Participation in Extracurricular Activities, Classroom Behavior, and Academic Achievement,” *Sociology of Education*, 83(1): 20-45.
- Crosnoe, Robert & Shannon E. Cavanagh, 2010, “Families with Children and Adolescents: A Review, Critique, and Future Agenda,” *Journal of Marriage and Family*, 72(3): 594-611.
- Heckman, James J., 2006, “Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children,” *Science*, 312(5782): 1900-02.
- 平尾桂子, 2004, 「家族の教育戦略と母親の就労——進学塾通塾時間を中心に」 本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 97-113.
- 池本美香, 2011, 「経済成長戦略として注目される幼児教育・保育政策——諸外国の動向を中心に」『教育社会学研究』88: 27-45.
- Jung, Jin Hwa & Kyung Hee Lee, 2010, “The Determinants of Private Tutoring Participation and Attendant Expenditures in Korea,” *Asia Pacific Education Review*, 11(2): 159-68.
- 木村治夫, 2020, 「1 章 「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.
- 李和静, 2016, 「現代日本における学校外教育研究の動向と課題」『東京大学大学院教育学研究科紀要』55: 61-70.
- Lopoo, Leonard M., 2007, “While the Cat’s Away, Do the Mice Play? Maternal Employment and the After-School Activities of Adolescents,” *Social Science Quarterly*, 88(5): 1357-73.
- 松岡亮二, 2016, 「学校外教育活動参加における世帯収入の役割——縦断的経済資本研究」『教育社会学研究』98: 155-75.

- 三輪哲・山本耕資, 2012, 「世代内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』27(1): 63-84.
- 中澤智恵・余田翔平, 2014, 「〈家族と教育〉に関する研究動向」『教育社会学研究』95: 171-205.
- 中澤渉, 2012, 「なぜパネル・データを分析するのが必要なのか——パネル・データ分析の特性の紹介」『理論と方法』27(1): 23-40.
- , 2013, 「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性——傾向スコア・マッチングの応用」『教育社会学研究』92: 151-74.
- 西村純子, 2014, 『子育てと仕事の社会学——女性の働きかたは変わったか』弘文堂.
- 岡部悟志, 2020, 「2 章 「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.
- 大久保将貴, 2021, 「パネルデータ分析における固定効果モデルの取扱説明書」『社会科学研究』72(2): 55-68.
- Park, Hyunjoon, Soo-yong Byun & Kyung-keun Kim, 2011, “Parental Involvement and Students’ Cognitive Outcomes in Korea: Focusing on Private Tutoring,” *Sociology of Education*, 84(1): 3-22.
- Park, Hyunjoon, Claudia Buchmann, Jaesung Choi & Joseph J. Merry, 2016, “Learning Beyond the School Walls: Trends and Implications,” *Annual Review of Sociology*, 42(1): 231-52.
- Potter, Daniel & Josipa Roksa, 2013, “Accumulating Advantages Over Time: Family Experiences and Social Class Inequality in Academic Achievement,” *Social Science Research*, 42(4): 1018-32.
- 眞田英毅, 2018, 「高校進学における学校外教育の効果——低階層の子供たちの教育達成」『社会学年報』47: 69-82.
- 盛山和夫・野口裕二, 1984, 「高校進学における学校外教育投資の効果」『教育社会学研究』39: 113-26.
- 都村聞人・西丸良一・織田輝哉, 2011, 「教育投資の規定要因と効果——学校外教育と私立中学進学を中心に」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 [1] 格差と多様性』東京大学出版会, 267-80.
- 筒井淳也, 2014, 「女性の労働参加と性別分業——持続する『稼ぎ手』モデル」『日本労働研究雑誌』648: 70-83.
- 米田佑, 2019, 「母親のパーソナルネットワークが学校外教育投資に与える影響」『家族社会学研究』31: 123-36.

厳しいしつけや教育を肯定する親と子どもの育ちについての研究

眞鍋隆祐

(彰栄保育福祉専門学校)

本研究では、「厳しいしつけや教育も必要だ」と回答している保護者を持つ子どもの特徴について探索的に分析を行った。「厳しいしつけや教育も必要だ」と回答している保護者を持つ子どもは保護者から抑圧されることが多く、高校卒業時の進路選択でもなにがしかのマイナスな特徴が見られるのではないかと仮説を立てて検証したが、その多くは生活の中における就寝時間やゲーム機で遊ぶ時間、携帯電話やスマートフォンの使用時間、宿題以外の勉強をする時間などにとどまり、顕著にマイナスな影響は見られなかった。

1 問題の所在

子育てをしている中で、子どもに対する厳しいしつけや教育が必要だという声を普段から耳にすることが多く、実際に「子どもの生活と学びに関する親子調査」の中でも「お子様の教育について厳しいしつけや教育も必要だ」という質問項目に対して、とてもあてはまる、まああてはまると回答している高校生の保護者の数は 57.4% (Wave4, 2018) と半数を超えている。しかし一方で、教員をしていると厳しいしつけや教育も必要という意識を持っている保護者の子どもは、保護者から抑圧されることが多く、社会情動的スキルが育ちにくく、高校卒業時の進路選択でもなにがしかのマイナスな特徴が見られるのではないかと感じている。そこで本研究では、「厳しいしつけや教育も必要」だと回答している保護者を持つ子どもの特徴について、探索的に分析をすることを試みる。

そもそも、「しつけ」とはどのような意味を持つ言葉なのだろうか。「しつけ」(discipline) は、保育用語辞典 (2015) によると「子どもの成長過程において、社会生活を営むために必要とされる行動 (礼儀、態度など) が身につくことを目的として、身近なおとなが子どもに対して行う行為。子どもに対して行われることなので、おとな側の意識が大きな影響をもつ。子どもにしつけられる部分の多くが自律的になるには、思春期頃 (もしくはそれ以降) までかかる」と定義されている。

一方で「教育」は、多義的であり「教え育てること。人を教えて知能をつけること。人間に他から意図を持って働きかけ、望ましい姿に変化させ、価値を実現する活動」(広辞苑) と定義され、教育基本法を参照しても教育の目的は「人格の完成を目指し、平和で民主的な国家及び社会の形成者として必要な資質を備えた心身ともに健康な国民の育成を期して行われなければならない」と多義に渡る。

近年は、「体罰」と「しつけ」の違いについても指摘されており、国際的な動向も踏まえ 2018 年 6 月に児童福祉法等改正法が成立し、親権者等は児童の「しつけ」に際して体罰を加えてはならないことが法定化され 2020 年 4 月から施行されている。

すでに、子どもの進路選択における親のしつけの影響については坂柳ら（1984）が中学生の進路社会化に関する研究の中で「男女いずれも、総じて、父親の影響が大きい」ことを指摘しており。加えて、「中学1年生の段階では父親の職業・学歴といった生徒にとって変更しがたい要因が影響力をもっていたのに対し、中学3年生になると、父親のしつけに対する認知といった心理的・内面的要因の影響が強くなる一方で「勉学に取り組む姿勢や希望職業の有無といった生徒本人の心理的・内面的要因の影響が大きい」など学年や心理面など複数の要因が重なり合って進路選択はなされることも指摘されている。

2 分析方法

2.1 使用するデータと分析手法

本研究で使用するのは、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っている「子どもの生活と学びに関する親子調査」のデータである。とりわけ本稿では、まず Wave4（2018）のデータを用いて「厳しいしつけや教育も必要だ」と回答している保護者を持つ小学1年生～高校3年生の子どもの行動の特徴について、探索的に分析を試みる。

なお、保護者に「しつけ」について尋ねている具体的な質問項目は Wave4（2018）では Q9_4「子どものしつけや教育については夫婦で考えている」と Q9_5「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」の2項目である。調査対象になっている子どもとのかかわりについて「いいことをしたときにほめる」や「子どもを感情的にしかる」など保護者が厳しいしつけをしていることが窺える質問項目もあるが、本稿の分析では主に Q9_5「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」の質問項目に着目をした。

分析の手法としては、初めに全体的な状況を把握するため、Q9_5「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」と下記の「生活者としての自立」「人間関係」「将来の生き方」に関する質問項目とクロス集計表を行い「厳しいしつけや教育も必要だ」と回答している保護者を持つ子どもの行動の特徴について、相関を確認する。

「生活者としての自立」に関する項目

1) 「身体的・身辺的自立」に関する項目

①睡眠時間など…起床時刻・就寝時刻、通学時間

2) 「生活経験・遊び」に関する項目

①1年間の経験…行動面・感情面 ②遊び…運動・スポーツの時間 ③メディア

3) 「金銭・経済的自立」に関する項目

①アルバイト…1週間あたりの頻度・時間

「人間関係」に関する項目

①親子関係…家族とすごす時間・1人ですごす時間、父母との会話の内容・頻度

②友だち関係…友だちと遊ぶ・過ごす時間

「将来の生き方」に関する項目

①自分の将来像…将来の目標の有無，なりたい職業

②目標とする生き方…あこがれの人

表 1 は Wave4 (2018) において「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」と回答している保護者の度数分布である。

表 1 w4 親 Q9_5 子どもには厳しいしつけや教育も必要だ

Wave4 (N = 14567)	%	N
とてもあてはまる	12.6%	1832
まああてはまる	50.2%	7315
あまりあてはまらない	31.5%	4586
まったくあてはまらない	3.7%	535
無回答・不明	2.1%	299

3 分析結果と考察

3.1 ふだん(学校がある日)の「夜寝る時間」

表 2 w4 親 Q9_5 子どもには厳しいしつけや教育も必要だ × w4 子 Q2_2 夜寝る時間

	Wave4 (N = 8970)							
	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		全くあてはまらない	
	%	N	%	N	%	N	%	N
10時より前	19.8%	210	19.1%	907	14.7%	465	13.0%	49
10時ごろ	16.4%	174	16.3%	772	14.8%	469	13.0%	49
10時30分ごろ	14.8%	157	12.9%	614	14.2%	448	12.2%	46
11時ごろ	14.1%	150	15.2%	720	16.6%	525	18.9%	71
11時30分ごろ	9.8%	104	10.5%	496	11.4%	360	10.9%	41
12時ごろ	11.9%	126	13.1%	619	14.1%	445	15.7%	59
12時30分ごろ	5.3%	56	6.1%	291	5.8%	184	5.6%	21
1時ごろ	5.3%	56	3.9%	184	5.1%	160	5.9%	22
1時30分ごろ	1.4%	15	1.4%	66	1.3%	42	1.1%	4
2時ごろ	0.8%	8	1.1%	53	1.3%	40	1.3%	5
2時よりあと	0.5%	5	0.4%	21	0.9%	28	2.4%	9
合計	100.0%	1061	100.0%	4743	100.0%	3166	100.0%	376

それでは、親の教育やしつけに対する意識は子どもの生活にどのような影響を与えているのであろうか。表 2 は、Wave4 親 Q9_5 「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」 × 子 Q2_2 「夜寝る時間」 のクロス表を示している。連関性を見るために χ^2 検定を行ったところ有意であった ($\chi^2=102.270, df=44, p<.001$)。この結果から「子どもには厳しいしつけ

や教育も必要だ」と思っている親の子どもの方が、就寝時間が早い傾向にある。また、「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」に「とてもあてはまる」と回答している親の子どもは 2 割近くは 10 時より前に就寝するのに対して、「全くあてはまらない」と回答している子どもの夜寝る時間の割合は 12 時頃から上昇する傾向にある。

3.2 ふだん（学校がある日）にテレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ時間

表 3 w4 親 Q9_5 子どもには厳しいしつけや教育も必要だ
× w4 子 Q3_3 テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ時間

	Wave4 (N = 9332)							
	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		全くあてはまらない	
	%	N	%	N	%	N	%	N
しない	40.8%	431	35.6%	1687	35.9%	1134	36.8%	138
5分	1.6%	17	2.0%	97	1.8%	58	0.5%	2
10分	3.4%	36	2.9%	136	3.2%	100	1.9%	7
15分	4.4%	46	4.0%	191	3.7%	118	1.9%	7
30分	13.5%	143	14.3%	677	13.3%	422	13.9%	52
1時間	21.4%	226	22.8%	1078	20.5%	648	18.1%	68
2時間	8.8%	93	11.4%	542	12.7%	403	11.7%	44
3時間	3.2%	34	3.7%	175	4.6%	144	6.1%	23
4時間	0.9%	10	0.9%	44	0.9%	30	4.3%	16
4時間より多い	2.0%	21	2.3%	110	3.4%	106	4.8%	18
合計	100.0%	1057	100.0%	4737	100.0%	3163	100.0%	375

表 3 は、Wave4 親 Q9_5 「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」 × 子 Q3_3 「テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ時間」のクロス表を示している。連関性を見るために χ^2 検定を行ったところ有意であった ($\chi^2=109.607$, $df=40$, $p<.001$)。また、遊ぶ時間が 3 時間を超えると「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」に「まったくあてはまらない」と回答している親の子どもは「テレビゲームや携帯ゲーム機」で遊ぶ時間は、特に長くなる傾向にある。

3.3 ふだん（学校がある日）に携帯電話やスマートフォンを使う時間

表4 w4親 Q9_5 お子様の教育：子どもには厳しいしつけや教育も必要だ
× w4子 Q3_4 時間：携帯電話やスマートフォンを使う時間

	Wave4 (N = 9340)							
	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		全くあてはまらない	
	%	N	%	N	%	N	%	N
しない	36.2%	383	32.0%	1519	29.0%	918	28.7%	108
5分	5.8%	61	5.5%	261	4.5%	142	2.7%	10
10分	5.0%	53	4.4%	208	3.9%	125	4.5%	17
15分	4.7%	50	4.8%	227	3.9%	122	3.5%	13
30分	11.5%	122	11.0%	520	11.2%	355	9.6%	36
1時間	15.6%	165	17.8%	846	19.1%	603	17.3%	65
2時間	12.7%	134	13.4%	637	14.1%	447	12.8%	48
3時間	4.8%	51	5.5%	263	7.0%	223	10.1%	38
4時間	0.9%	9	1.7%	80	1.9%	61	2.7%	10
4時間より多い	2.7%	29	3.8%	181	5.3%	169	8.2%	31
合計	100.0%	1057	100.0%	4742	100.0%	3165	100.0%	376

表4は、Wave4親 Q9_5「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」×子 Q3_4「携帯電話やスマートフォンを使う時間」のクロス表を示している。連関性を見るために χ^2 検定を行ったところ有意であった（ $\chi^2=107.621$, $df=40$, $p<.001$ ）。「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」に「とてもあてはまる」と回答している親の子どもはそもそも使用しないと回答している割合が高く、こちらも3時間を超えると使用時間は長くなる傾向にある。

3.4 ふだん（学校がある日）に学校の宿題以外の勉強をする時間

表5 w4親 Q9_5 お子様の教育：子どもには厳しいしつけや教育も必要だ
× w4子 Q3_15 時間：学校の宿題以外の勉強（学習塾の時間を除く）をする時間

	Wave4 (N = 9357)							
	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		全くあてはまらない	
	%	N	%	N	%	N	%	N
しない	30.5%	324	33.8%	1606	38.8%	1229	45.1%	170
5分	2.4%	25	2.9%	140	3.2%	102	4.2%	16
10分	5.6%	59	6.4%	306	6.4%	201	5.3%	20
15分	7.1%	75	9.2%	435	7.7%	243	6.6%	25
30分	19.7%	209	20.5%	974	18.2%	577	14.9%	56
1時間	19.8%	211	16.5%	785	15.4%	487	16.7%	63
2時間	8.7%	93	5.9%	279	6.5%	205	3.7%	14
3時間	2.8%	30	2.7%	128	1.9%	59	2.1%	8
4時間	0.7%	7	0.6%	27	0.5%	17	0.3%	1
4時間より多い	2.8%	30	1.5%	72	1.4%	45	1.1%	4
合計	100.0%	1063	100.0%	4752	100.0%	3165	100.0%	377

表5は、Wave4親 Q9_5「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」×子 Q3_15「学校の宿題以外の勉強をする時間（学習塾の時間を除く）」のクロス表を示している。連関性を見るために χ^2 検定を行ったところ有意であった（ $\chi^2=107.518$, $df=40$, $p<.001$ ）。「子どもには厳しいしつけや教育も必要だ」に「まったくあてはまらない」と回答している親の子どもの4割以上はふだん学校以外の勉強を学習塾の時間を除いて「しない」ことが分かる。

4 結論と今後の課題

本研究では、「厳しいしつけや教育も必要」だと回答している保護者を持つ子どもの特徴について探索的に分析を行った。「厳しいしつけや教育も必要だ」と回答している保護者を持つ子どもは保護者から抑圧されることが多く、高校卒業時の進路選択でもなにがしかのマイナスな特徴が見られるのではないかと仮説を立てて検証したがその多くは生活の中における就寝時間やゲーム機で遊ぶ時間、携帯電話やスマートフォンの使用時間、宿題以外の勉強をする時間などにとどまり、顕著にマイナスな影響は見られなかった。

他にも、子どもの性別（男子ダミー、女子ダミー）や Wave4 時点での学年（小学生、中学生、高校生）を統制変数として使用し、影響の違いについても重回帰分析を用いて検証を試みてはいるのだが、因果関係を明らかにできていない。進路選択に影響を与えそうなアルバイト経験に関しては高校1年生～高校3年生のケースを抽出して分析を行ってみたがケース数も少ないことから得られたデータから推論を立てることが難しかった。データの分析を進める中で「厳しいしつけや教育も必要」と回答していることが進路選択に直接

影響の与えるのではないかと仮説は安易であり、進路選択は複数の要因が重なり合っ
てなされることを痛感した。

加えて、現代の子どもたちの進路選択は以前よりも複雑でかつ多様であり、親の意識に
対して反発することも予想される。また、親の意図している「しつけや教育」の方針に一
時的には従っていたとしても、もしくは表面的には従っている様相を呈していたとしても
「実はこう考えている」というような心理面・内面的な要因について、量的な質問紙のみ
で迫ることは難しいとも感じた。さらに、「しつけ」の意識に関して言えば小学校低学年
までの親の意識は強いものの、小学校高学年以降は「しつけ」に対する親の意識が低下す
ることも指摘されており、今後パネル調査が継続されることで小学校段階での親の「しつ
け」の意識のデータと高校卒業時の「高校生活と進路に関する調査」データが揃った段階
で分析を行うことで、新たな知見が得られることも推察される。

重回帰分析を用いて因果関係を検証することと共に、小学校年代の親の意識やかかわり
が高校卒業時の進路選択に与える影響について探索することを今後の研究課題としたい。

[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、二次分析研究会の皆
様から大変貴重なアドバイスやコメントをいただきました。深く感謝申し上げます。

[参考文献]

- 坂柳恒夫, 竹内登規夫, 1984, 「中学生の進路社会化に関する研究 (II) —職業的進路態度成熟
度の影響要因を中心に—」, 愛知教育大学教科教育センター研究報告, 8, p111-121
- 柴野昌山編, 1989, 『しつけの社会学』, 世界思想社
- 柴田愛子, 2018, 『今日からしつけをやめてみた』, 主婦の友社
- ダニエル・J・シーゲル, 2016, 『子どもの脳を伸ばす「しつけ」 —怒る前に何をするか—
「考える子」が育つ親の行動パターン』, 大和書房
- 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
- 森上史朗・柏女霊峰編, 2015, 『保育用語辞典 [第8版]』, ミネルヴァ書房

子どもの学業成績と母親の進学期待

——パネルデータ分析による相互関係の検討——

鳶島 修治

(群馬大学)

本稿では子どもの学業成績と母親の進学期待との相互関係を検討した。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)」の Wave1~4 のデータを用いて RI-CLPM (random intercept cross-lagged panel model) による分析を行ったところ、小学4~6年生に関しては男子や母大卒層のみ「小5成績→小6期待」のパスが有意な正の係数を示した。中学生に関しては男子や母大卒層のみ「中2成績→中3期待」と「中2期待→中3成績」のパスが有意な正の係数を示した。子どもの性別や母親の学歴によって子どもの学業成績と母親の進学期待との関係が異なっていることが、後の教育達成の格差につながっている可能性が示唆される。

1 問題の所在

日本社会において、生まれ育った家庭の社会経済的地位 (socioeconomic status : SES) による教育達成の格差が存在することは広く知られている (松岡 2019)。こうした教育達成格差の存在それ自体はこれまでに多くの研究で確認されてきたが、出身階層による教育達成の格差がどのようにして生み出されるのか、という点については未だ十分な解明に至っていないのが現状である。

教育達成のプロセスに関しては、いわゆるウィスコンシン・モデル (Sewell et al. 1970) がしばしば取り上げられる。そこでは教育達成の過程における教育アスピレーション (educational aspiration) あるいは進学期待 (educational expectation) の重要性が強調されている。同時に、進学期待の形成においては学業達成や「重要な他者 (significant other)」からの期待が重要な役割を果たすと考えられている (片瀬 2005)。ここでいう「重要な他者」には友人や教師等も含まれるが、特に重要な役割を担っていると考えられるのは親 (保護者) である。そのため、進学期待を扱った研究では子ども本人の進学期待だけでなく親の進学期待 (子どもにどの学校段階まで進学してほしいか) にも関心が向けられてきた。そして、親の階層的地位や子どもの性別といった属性的要因と直接関連しているのは子どもの進学期待ではなく、母親の進学期待であることが示唆されている (藤原 2009)。日本では高等教育費の家計負担が重く、親の進学期待が子どもの進路形成において重要な役割を担っているも不思議ではない。こうした観点から、本稿でも母親の進学期待に注目する。

教育達成を左右するもう 1 つの重要な要因として挙げられるのは、子どもの学力ないし学業成績である²⁾。日本のように高校や大学の入学者選抜でペーパーテストによる学力試験が重視されている社会では特に、教育達成の規定要因としての学業成績の重要性が高いと

いえるかもしれない。「社会階層と社会移動全国調査 (SSM 調査)」のデータを分析した鹿又 (2014) は、中学 3 年時の学業成績と進学意欲 (本稿でいう進学期待) が教育達成の重要な規定要因であることを指摘している。また、学業成績に関しても出身階層による格差が存在するため (川口 2011, 2019), 教育達成に対する出身階層の効果を媒介する要因としても、学業成績には重要な位置づけが与えられる。

そして、先行研究では子どもの学業成績と親の進学期待が強く関連していることが示されてきた。子どもの学業成績を被説明変数とした分析で母親の進学期待が説明変数 (の 1 つ) として用いられることもあれば (耳塚 2007; 片岡 2015; 垂見 2021), 母親の進学期待を被説明変数とした分析で子どもの学業成績が説明変数 (の 1 つ) として用いられることもある (卯月 2004; 中澤 2009)。どちらの研究の知見もこれら 2 つの変数が強く関連しているという点では一致しているものの、子どもの学業成績が母親の進学期待に影響しているのか、母親の進学期待が子どもの学業成績に影響しているのか、あるいはその両方なのか、という論点については十分に検討がなされていない。

母親の進学期待の形成に際して、子どもの学業成績は重要な判断基準の 1 つになると考えられる。いうまでもなく、大学に進学するためには入学試験に合格しなければならないためである。「大学全入」といわれる現在の日本においても、それなりに威信のある大学へ進学しようと思えば学力試験による選抜を無視することはできない。近年では学力試験をとらなわない推薦入試や AO 入試等で大学へ進学するケースも増えているが (山村 2009a), 推薦入試等による入学者の比率が高いのは主に選抜度の低い私立大学であり (山村 2009b), 子どもが小学生や中学生の段階で推薦入試等による大学進学を前提に子どもの進路を考える親はあまり多くないと思われる。

逆に母親の進学期待が子どもの学業成績に影響することも考えられる。大学進学を期待しているか否かによって子どもへの働きかけに違いが生じるかもしれないし (本田 2004; Davis-Kean 2005), 塾などの学校外教育の利用にも違いが出てくるかもしれない (平尾 2004; 都村 2009; 片岡 2015)。そうだとしたら、結果的に母親の進学期待が高いことで子どもの学業成績が高くなっている可能性がある。親の関与や学校外教育の利用は子どもの学業成績と関連しているためである (耳塚 2007; 本田 2008; 片岡 2015; 香川 2020)。

以上を踏まえると、子どもの学業成績と母親の進学期待とのあいだには複雑な相互関係が成り立っている可能性がある。厳密な意味で両者のあいだの因果関係を特定することは難しいが、パネル調査のデータを活用した分析を行うことで、そのための手がかりを得ることは可能と思われる。そして、出身階層と教育達成の双方と関連している子どもの学業成績と母親の進学期待という 2 つの要因の関係を詳細に検討することによって、間接的にはあるが、出身階層による教育達成の格差が生み出されるプロセスについても理解を深めることができると思われる。

2 先行研究の検討と本稿の課題

前述のように、子どもの学業成績と母親の進学期待との関係について、国内の先行研究では両者が強く関連していることが示されているが、両者の相互関係はほとんど検討されていない。これに対し、Zhang et al. (2011) は NELS (National Education Longitudinal Study of 1988) のデータを用いて、第 8 学年と第 12 学年の 2 時点で測定された子どもの学業成績 (数学と読解の標準テストのスコア)、子どもの進学期待、親の進学期待という 3 つの変数間の相互関係を検討している。CLPM (cross-lagged panel model) による分析の結果として、すべてのクロスラグ係数と自己回帰係数が有意な正の値を示した³⁾。本稿が注目する子どもの学業成績と親の進学期待との関係についていえば、「子どもの学業成績→親の進学期待」と「親の進学期待→子どもの学業成績」という相互関係の存在が示唆される。

さらに多母集団同時分析によって男女間の違いやエスニックグループ間の違いを検討した結果として、「親の進学期待→子どもの進学期待」のパスは子どもが女子の場合よりも男子の場合に係数が大きい傾向があるものの、それ以外には明確な男女差が見られないこと、男女差よりもエスニックグループ間の違い (エスニックマイノリティのグループで「親の進学期待→子どもの学業成績」の関連が相対的に弱い) の方が顕著であることが示されている (Zhang et al. 2011)。日本のデータを用いて分析を行う際にも、子どもの学業成績と親の進学期待との関係が子どもの性別や親の階層的地位によって異なっている可能性を考慮に入れる必要があると考えられる。

日本では教育分野のパネル調査データの整備が遅れており、同様の研究が数多く行われているわけではないが、相良ほか (2017) は高校生を対象とした 3 時点の縦断調査データを用いて母親の「進学期待」⁴⁾と子どもの学業成績 (標準学力テストにおける偏差値) の関係を検討している。パス解析を行った結果として、母親の「進学期待」から子どもの国語の成績へのパスが有意な正の係数を示す (が、数学や英語の成績へのパスは有意でない) こと、子どもの国語や英語の成績 (高 1 時) から母親の「進学期待」 (高 2 時) へのパスは有意な正の係数を示す (が、数学の成績の係数は有意でない) こと等が示されている。

縦断データを用いて高校生の学業成績と親の進学期待との相互関係を実証的に検討した相良ほか (2017) は日本では希少な研究だが、いくつかの限界を指摘できる。第 1 に、首都圏の中高一貫の女子校 (1 校) の生徒に対象が限定されており、分析結果の一般化が難しい。第 2 に、子どもの学業成績と親の進学期待との関係が子どもの性別や親の階層的地位によって異なるかどうか (また、どのように異なるか) が検討されていない。この点についての検討は教育格差の観点から重要な課題である。

以上を踏まえ、本稿では子どもの学業成績と母親の進学期待との相互関係を検討する。分析に先立って明確な仮説を設定するのではなく探索的な視点から分析を行うが、「母親の進学期待→子どもの学業成績」と「子どもの学業成績→母親の進学期待」のパスについて係数や統計的有意性を検討するのが基本になる。また、子どもの学業成績と母親の進学期待との

関係は子どもの学年や学校段階によって異なるかもしれないし、子どもの性別や親の階層的地位によっても異なるかもしれない。本稿ではこうした観点からも分析を行う。

3 分析方法

3.1 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「子どもの生活と学び」共同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（Japanese Longitudinal Study of Children and Parents：JLSCP）」のデータを用いて分析を行う⁵⁾。この調査は全国の小学1年生～高校3年生とその保護者を対象に2015年度から毎年実施されており、本稿では2015年度のWave1から2018年度のWave4までのデータを使用する。

分析の対象とするのは小4～小6と中1～中3の各3時点である。前者についてはWave1時点で子どもが小4だったケースのWave1～3のデータとWave1時点で子どもが小3だったケースのWave2～4のデータを、後者についてはWave1時点で子どもが中1だったケースのWave1～3のデータとWave1時点で子どもが小6だったケースのWave2～4のデータを合併して用いる。サンプルサイズはWave1時点で小3が1,626、小4が1,463、小6が1,418、中1が1,475である。ただし、分析の対象となる3回の調査（Wave1～3またはWave2～4）すべてに子どもと保護者が回答しており、かつ保護者調査にすべて母親が回答したケースのみを使用する。また、公立学校の児童生徒とその保護者に対象を限定する⁶⁾。

3.2 分析手法

学業成績と進学期待の関係を検討したZhang et al. (2011)を含め、パネルデータを用いて変数間の相互関係を分析する方法としてはCLPMが広く用いられている。しかし、CLPMは個体内における変数間の関連と個体間における変数間の関連を区別できていないことが指摘されている(Hamaker et al. 2015; Mund et al. 2021)。CLPMは安定的な個体間の違いが存在しないことを仮定しているが、小4～小6時または中1～中3時の子どもの学業成績や母親の進学期待の水準に個体間の差があることは容易に想像できる。したがって、本稿における分析に通常のCLPMを用いることは適切でないと考えられる。

本稿では、子どもの学業成績と母親の進学期待という2つの変数間の相互関係を検討する方法として、CLPMに子どもの学業成績と母親の進学期待のランダム切片を導入したRI-CLPM (random intercept cross-lagged panel model)を用いる(Hamaker et al. 2015; Mulder and Hamaker 2021)。これは各変数の個体平均の分散をランダム効果として表現したモデルであり、安定的な個体の特性の影響を取り除いた形で個体内における変数間の相互関係を検討できる。CLPMとRI-CLPMの枠組みを示したのが図1である。本稿では子どもの学業成績と母親の進学期待がここでのいう X と Y にあたる。 cX と cY はそれぞれ X と Y の個体平均との偏差をとったものであり、 RI_X と RI_Y がそれぞれ X と Y のランダム切片を表す。

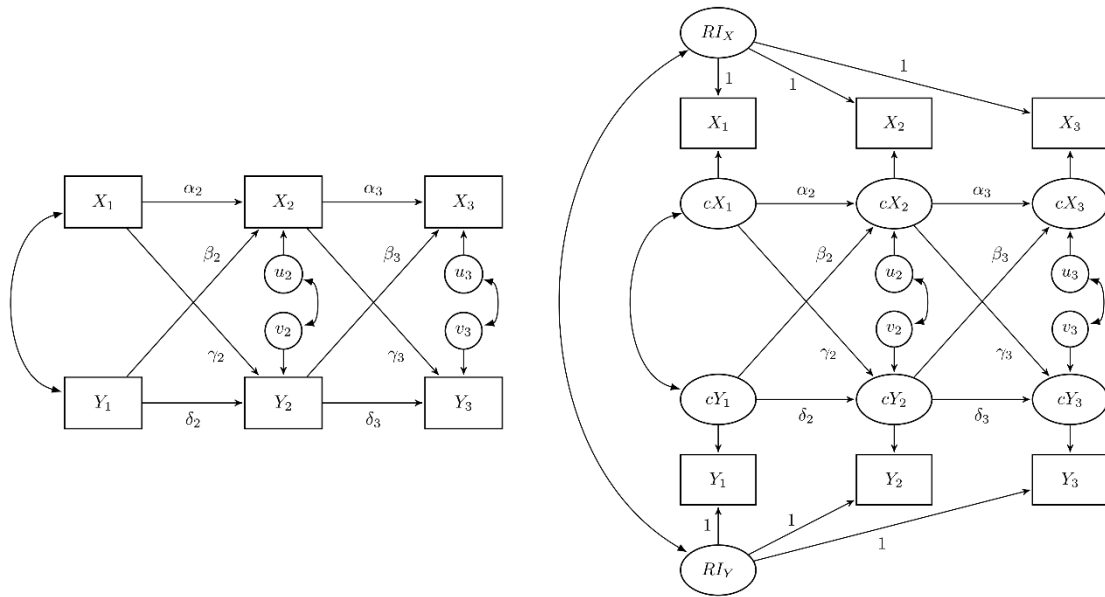


図1 CLPM (左図) と RI-CLPM (右図)

なお、本稿に近い関心にもとづく先行研究 (Zhang et al. 2011) の知見を踏まえ、RI-CLPM に関してはサンプル全体の分析に加えて多母集団同時分析を行い、子どもの学業成績と母親の進学期待との関係について子どもの性別や母親の学歴による違いを検討する⁷⁾。

3.3 使用する変数

分析に使用する変数の基本統計量を表1に示した。母親の進学期待については、「あなたは、お子様を将来、どの学校段階まで進学させたいとお考えですか」という質問への回答をもとに変数を作成した。回答選択肢は「中学校まで」「高校まで」「高等専門学校(高専)まで」「専門学校・各種学校まで」「短期大学まで」「大学(四年制, 六年制)まで」「大学院まで」「その他」「まだ決めていない」である⁸⁾。本稿では、「大学(四年制, 六年制)まで」と「大学院まで」に1, それ以外の回答に0の値を割り当てた2値の変数を分析に用いる⁹⁾。

子どもの学業成績については、国語、算数/数学、理科、社会、英語(中学生のみ)の4教科(小学生)または5教科(中学生)の成績の自己評価を用いる。各教科の成績についてクラス(学年)の中で「上のほう」から「下のほう」の5段階で回答が得られており、分析に用いるにあたっては「上のほう」から順に5・4・3・2・1の値を割り当てた。その上で、小学生については4教科、中学生については5教科の平均をとった変数を用いる。

RI-CLPMの多母集団同時分析では、前述のように、子どもの学業成績と母親の進学期待の関係について子どもの性別(男子/女子)および母親の学歴(大卒/非大卒)による違いを検討する¹⁰⁾。母親の学歴については四大卒以上の割合(約25%)があまり大きくないため、短大卒のケースも「大卒」に含めている。

表 1 基本統計量

	小学生 (N=1,662)			中学生 (N=1,317)		
	N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.
学業成績 (小 4/中 1)	1,617	3.641	0.908	1,300	3.591	1.081
学業成績 (小 5/中 2)	1,619	3.630	0.932	1,303	3.472	1.111
学業成績 (小 6/中 3)	1,648	3.679	0.961	1,303	3.454	1.114
進学期待 (小 4/中 1)	1,614	0.620	0.485	1,288	0.644	0.479
進学期待 (小 5/中 2)	1,634	0.641	0.480	1,283	0.644	0.479
進学期待 (小 6/中 3)	1,642	0.644	0.479	1,309	0.667	0.471
男子	1,662	0.468	0.499	1,317	0.481	0.500
母大卒	1,562	0.606	0.489	1,247	0.542	0.498

4 分析結果

図 2 と図 3 は、子どもの学年ごとの学業成績の平均 (図 2) と母親の大学進学期待比率 (図 3) を子どもの性別および母親の学歴別に示したものである。子どもの学業成績に関しては (変数の性格からして当然といえば当然だが) 学年による平均値の違いはほとんど見られない。ただ、中学校段階では学年が上がるにつれて成績が低くなる傾向があり、特に母親が非大卒の層で中 1→中 2 での変化 (低下) が大きい。サンプルの脱落や子どもによる自己評価の正確性が結果に影響していることも考えられるが、母親の学歴による子どもの学業成績の差が実際に拡大している可能性も否定できない。

図 3 を見ると、母親の進学期待には子どもの性別によって明確な差がある。子どもが男子の場合は 70%以上の母親が大学進学を期待しているが、子どもが女子の場合には大学進学を期待する母親の割合は約 50~60%である。大まかな傾向としては子どもの学年が上がるにつれて女子に対する大学進学期待比率が上昇しており、結果的に子どもが男子の場合との進学期待の差も縮小しているが、子どもが中 3 の時点でも 10 ポイント以上の差が残っている。

進学期待に関しては母親の学歴による違いも大きい。大卒の母親は約 75%が子どもに大学進学を期待しているが、非大卒の母親に関しては大学進学を期待する割合が約 45~55%にとどまっている。非大卒の母親に関しては、子どもが小学生の場合に比べて中学生の場合に大学進学期待比率が高くなっている。これに対し、大卒の母親に関しては (そこまで明確な差ではないが) 逆の傾向が見られる。ただし、この結果には本稿が公立学校の児童生徒とその母親を対象を限定していることが影響しているかもしれない (国・私立中学へ進学した層が分析対象から抜けている)。全体としては子どもの学年が上がるにつれて母親の学歴による進学期待の差は縮小しているが、子どもが中 3 の時点でも依然として約 20 ポイントの差がある。

次に、母親の進学期待に関して個体内における変動がどれくらい生じているかを確認しておく (表 2)。子どもの学年によって若干の違いはあるが、ある時点で大学進学を期待し

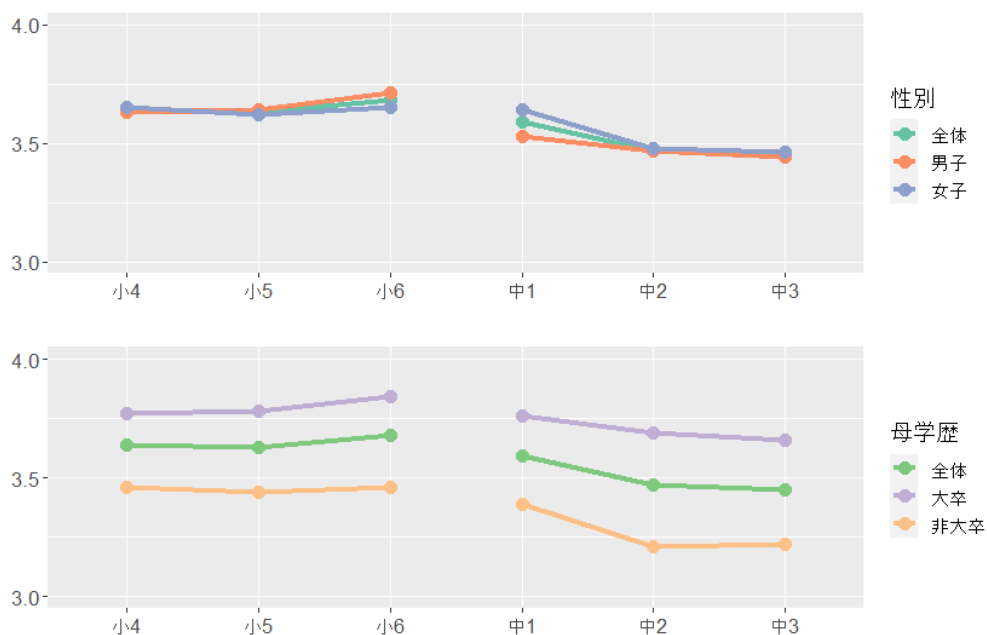


図2 子どもの学業成績の平均値（子どもの性別・母親の学歴別）

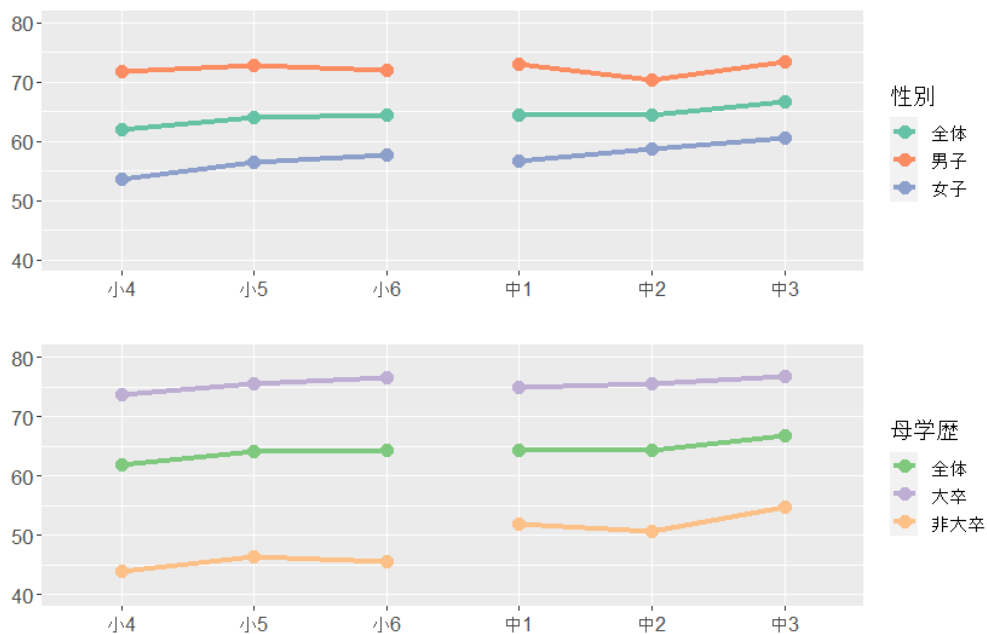


図3 母親の大学進学期待比率%（子どもの性別・母親の学歴別）

ていた母親のうち次の時点で大学進学を期待しなくなった者の割合は概ね10%前後であり、逆にある時点で大学進学を期待していなかった母親のうち次の時点で大学進学を期待するようになった者の割合は20%前後である。2時点間で進学期待が変わるケースはそこまで多くないものの、変化がまったく生じていないわけではないことが確認できる。

図4（小学生）と図5（中学生）に示したのがCLPMとRI-CLPMの推定結果である（ど

表 2 2 時点間における母親の大学進学期待の変化

t	t+1	小 4→小 5	小 5→小 6	中 1→中 2	中 2→中 3
期待あり	→期待あり	90.0%	89.2%	89.0%	91.4%
	→期待なし	10.0%	10.8%	11.0%	8.6%
	N	991	1,035	816	823
期待なし	→期待あり	21.7%	20.0%	19.9%	23.0%
	→期待なし	78.3%	80.0%	80.1%	77.0%
	N	600	581	442	452

ちらも FIML による推定). ここでは 5%水準で有意な正の係数が見られたパスのみを示した. 詳細な結果は表 3 (小学生) と表 4 (中学生) にそれぞれ示している (非標準化係数). CLPM と RI-CLPM における自己回帰係数やクロスラグ係数の推定値を単純に比較することはできないが (Hamaker et al. 2015; Mulder and Hamaker 2021), ここでは統計的有意性の違いに注目して大まかに結果を比較する.

小学生と中学生のどちらに関しても, CLPM ではすべての自己回帰係数とクロスラグ係数が有意な正の値を示した. これに対し, RI-CLPM では一部のパスだけが有意な係数を示している. χ^2 検定によるモデル比較¹¹⁾の結果 ($p<0.001$) から, CLPM ではなく RI-CLPM を用いる方が適切だと考えられる. なお, RI-CLPM の推定結果において子どもの学業成績および母親の進学期待のランダム切片の共分散は正の値を示しており (表 3 と表 4 を参照), 個体間では両者が正の関連を有していることが確認できる.

以下では RI-CLPM の推定結果を改めて確認する. 小学生に関しては 4 つのクロスラグ係数のうち「小 5 成績→小 6 期待」だけが有意な (正の) 値を示した. ただし, 多母集団同時分析の結果 (図 6, 詳細は表 5) から, 「小 5 成績→小 6 期待」の有意な係数は子どもが男子の場合にのみ見られることがわかる. また, 母親の学歴による違いに注目すると, 母親が大卒の層においてのみ「小 5 成績→小 6 期待」の有意な係数が観察される.

自己回帰係数については, 全体では「小 4 成績→小 5 成績」を除く 3 つのパスが有意な正の係数を示した. 多母集団同時分析の結果から, 子どもが女子の場合や母親が大卒の場合はサンプル全体と同様の傾向が見られるが, 子どもが男子の場合は「小 5 成績→小 6 成績」だけが有意であり, 母親が非大卒の場合は「小 5 期待→小 6 期待」だけが有意である ($p<0.05$). 子どもが女子の場合や母親が大卒の場合は進学期待の安定性が高く, 子どもが男子の場合や母親が非大卒の場合は相対的に変動が生じやすいことが示唆される.

次に, 中学生についての分析結果を確認する. サンプル全体では「中 1 成績→中 2 期待」のパスが有意な正の係数を示しているが, 「中 1 期待→中 2 成績」の係数は有意でない. 「中 2 成績→中 3 期待」と「中 2 期待→中 3 成績」はどちらも有意な正の係数を示している. 小学生を対象とした分析結果を含めて見ても, 「母親の進学期待→子どもの学業成績」のパスが有意な係数を示したのは「中 2 期待→中 3 成績」だけである.

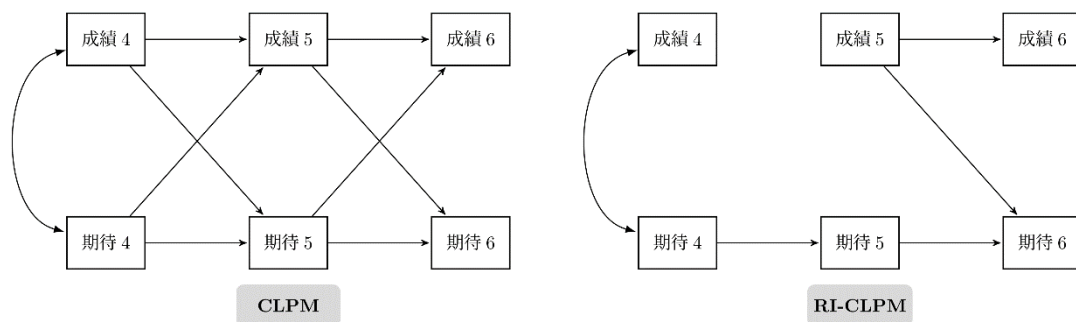


図4 CLPMとRI-CLPMの推定結果【小学生】

注：有意な自己回帰係数およびクロスラグ係数のパスのみを示した ($p < 0.05$)。

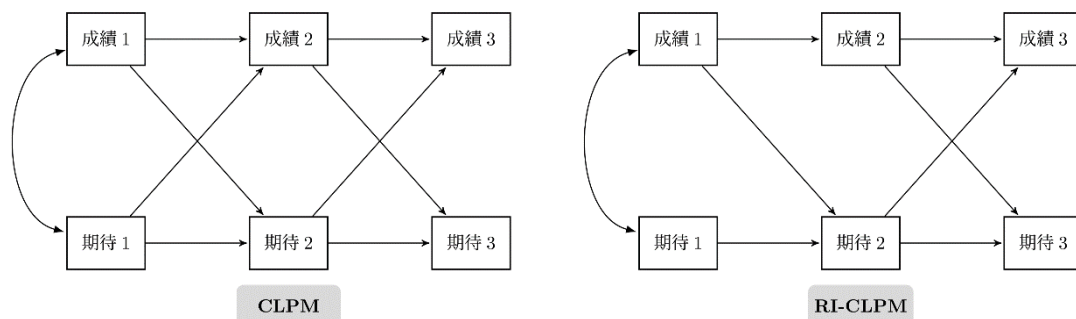


図5 CLPMとRI-CLPMの推定結果【中学生】

注：有意な自己回帰係数およびクロスラグ係数のパスのみを示した ($p < 0.05$)。

多母集団同時分析の結果（図7，詳細は表6）から男女間の違いを確認すると，サンプル全体の分析で有意だった3つのクロスラグ係数はいずれも子どもが男子の場合にのみ有意であることがわかる．母親の学歴による違いについては，「中1成績→中2期待」のパスは母親が非大卒の層においてのみ有意な正の係数を示し，逆に「中2成績→中3期待」と「中2期待→中3成績」のパスは母親が大卒の層においてのみ有意な正の係数を示している．4つの自己回帰係数はサンプル全体の分析ではすべて有意だったが，子どもが女子の場合は「中2期待→中3期待」が有意でなく，母親が大卒の場合は「中2期待→中3期待」，母親が非大卒の場合は「中1成績→中2成績」が有意でない ($p > 0.05$)。

子どもが男子の場合は「中2期待→中3期待」の自己回帰係数が有意な正の係数を示している．「中2成績→中3期待」のクロスラグ係数が正の値を示していたこととあわせて考えると，子どもが男子の場合には母親の進学期待が学業成績以外の要因に左右されにくいことが示唆される．これに対し，女子に関しては「中2期待→中3期待」の自己回帰係数が有意でない．「中2成績→中3期待」のクロスラグ係数も有意でなかったことから，子どもが女子の場合は母親の進学期待が子どもの学業成績以外の要因によって変動していることがうかがえる。

表3 CLPMとRI-CLPMの推定結果【小学生】

	CLPM	RI-CLPM
自己回帰係数		
小4成績→小5成績	0.644 ***	0.006
小4期待→小5期待	0.661 ***	0.218 ***
小5成績→小6成績	0.683 ***	0.194 ***
小5期待→小6期待	0.660 ***	0.205 ***
クロスラグ係数		
小4成績→小5期待	0.050 ***	0.007
小4期待→小5成績	0.192 ***	0.012
小5成績→小6期待	0.058 ***	0.065 **
小5期待→小6成績	0.145 ***	0.058
ランダム切片		
成績(分散)	—	0.546 ***
期待(分散)	—	0.139 ***
成績×期待(共分散)	—	0.109 ***
N	1,662	1,662
CFI	0.936	1.000
RMSEA	0.208	0.000
SRMR	0.043	0.001

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 † p<0.10

表4 CLPMとRI-CLPMの推定結果【中学生】

	CLPM	RI-CLPM
自己回帰係数		
中1成績→中2成績	0.777 ***	0.349 **
中1期待→中2期待	0.625 ***	0.326 *
中2成績→中3成績	0.785 ***	0.479 ***
中2期待→中3期待	0.615 ***	0.258 ***
クロスラグ係数		
中1成績→中2期待	0.099 ***	0.095 *
中1期待→中2成績	0.183 ***	-0.068
中2成績→中3期待	0.072 ***	0.065 **
中2期待→中3成績	0.223 ***	0.260 **
ランダム切片		
成績(分散)	—	0.803 ***
期待(分散)	—	0.129 ***
成績×期待(共分散)	—	0.185 ***
N	1,317	1,317
CFI	0.974	1.000
RMSEA	0.155	0.034
SRMR	0.026	0.008

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 † p<0.10

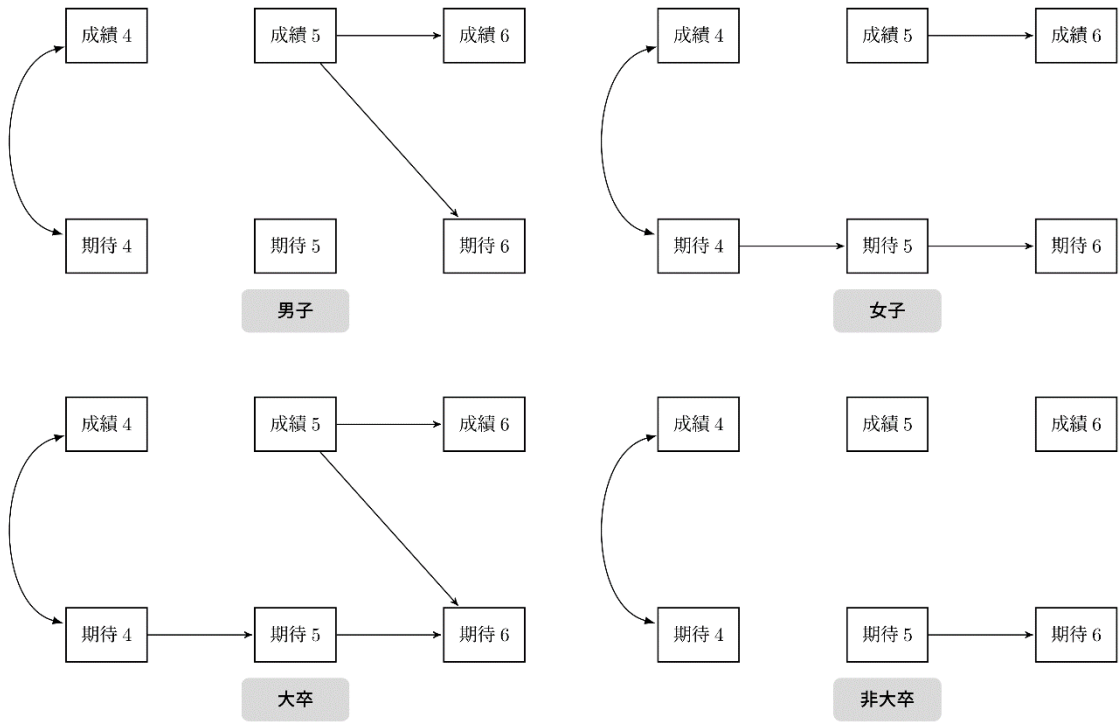


図6 多母集団同時分析の結果【小学生】

注：有意な自己回帰係数およびクロスラグ係数のパスのみを示した (p<0.05).

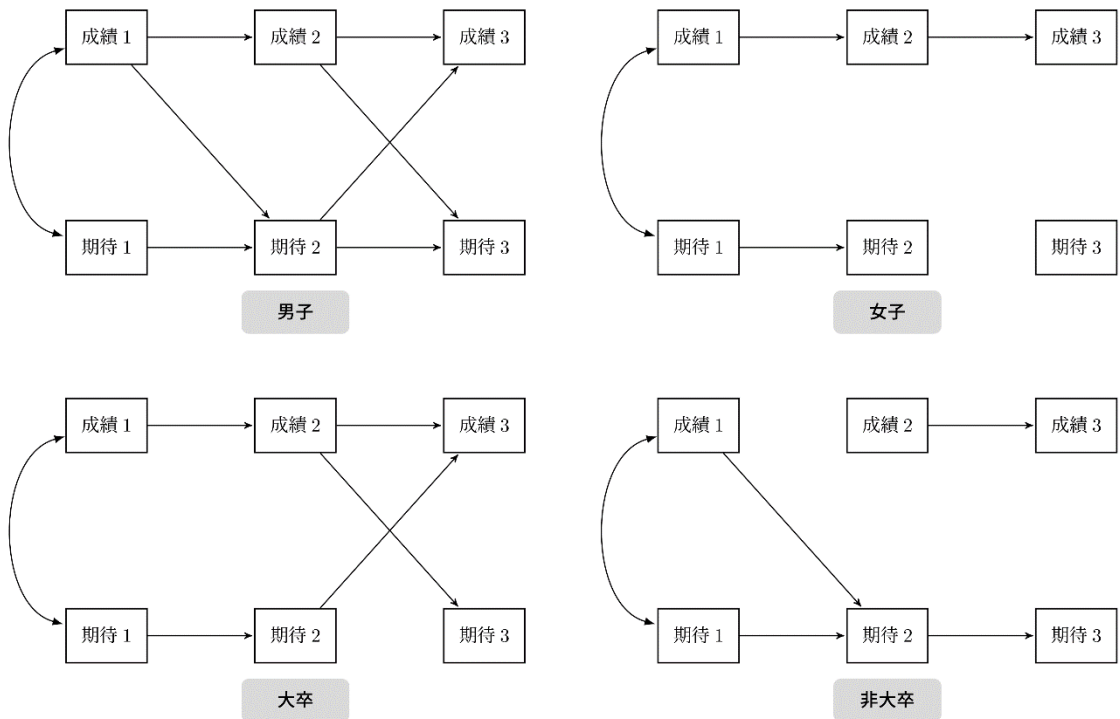


図7 多母集団同時分析の結果【中学生】

注：有意な自己回帰係数およびクロスラグ係数のパスのみを示した (p<0.05).

表 5 多母集団同時分析の結果【小学生】

	男子	女子
自己回帰係数		
小4成績→小5成績	0.151	-0.126
小4期待→小5期待	0.145 †	0.287 **
小5成績→小6成績	0.224 **	0.159 *
小5期待→小6期待	0.129	0.282 ***
クロスラグ係数		
小4成績→小5期待	-0.015	0.051
小4期待→小5成績	0.106	-0.050
小5成績→小6期待	0.098 **	0.039
小5期待→小6成績	0.092	0.036
ランダム切片		
成績（分散）	0.558 ***	0.533 ***
期待（分散）	0.119 ***	0.142 ***
成績×期待（共分散）	0.091 ***	0.120 ***
N	778	884
CFI	1.000	
RMSEA	0.000	
SRMR	0.005	

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 † p<0.10

	大卒	非大卒
自己回帰係数		
小4成績→小5成績	0.070	-0.055
小4期待→小5期待	0.256 ***	0.176 †
小5成績→小6成績	0.194 **	0.116
小5期待→小6期待	0.217 **	0.182 *
クロスラグ係数		
小4成績→小5期待	0.008	0.038
小4期待→小5成績	0.033	-0.129
小5成績→小6期待	0.057 *	0.033
小5期待→小6成績	-0.079	0.207
ランダム切片		
成績（分散）	0.501 ***	0.518 ***
期待（分散）	0.096 ***	0.152 ***
成績×期待（共分散）	0.087 ***	0.081 ***
N	946	616
CFI	1.000	
RMSEA	0.000	
SRMR	0.002	

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 † p<0.10

表 6 多母集団同時分析の結果【中学生】

	男子	女子
自己回帰係数		
中 1 成績→中 2 成績	0.315 *	0.411 **
中 1 期待→中 2 期待	0.457 ***	0.233 *
中 2 成績→中 3 成績	0.452 ***	0.521 ***
中 2 期待→中 3 期待	0.409 ***	0.143
クロスラグ係数		
中 1 成績→中 2 期待	0.118 *	0.070
中 1 期待→中 2 成績	-0.146	0.015
中 2 成績→中 3 期待	0.083 **	0.042
中 2 期待→中 3 成績	0.279 *	0.194
ランダム切片		
成績（分散）	0.851 ***	0.746 ***
期待（分散）	0.085 ***	0.152 ***
成績×期待（共分散）	0.170 ***	0.201 ***
N	633	684
CFI	1.000	
RMSEA	0.030	
SRMR	0.009	

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 † p<0.10

	大卒	非大卒
自己回帰係数		
中 1 成績→中 2 成績	0.415 **	0.180
中 1 期待→中 2 期待	0.224 *	0.435 ***
中 2 成績→中 3 成績	0.446 ***	0.451 ***
中 2 期待→中 3 期待	0.139 †	0.405 ***
クロスラグ係数		
中 1 成績→中 2 期待	0.073	0.131 *
中 1 期待→中 2 成績	0.069	-0.234
中 2 成績→中 3 期待	0.091 **	0.028
中 2 期待→中 3 成績	0.482 **	0.056
ランダム切片		
成績（分散）	0.762 ***	0.829 ***
期待（分散）	0.107 ***	0.110 ***
成績×期待（共分散）	0.145 ***	0.180 ***
N	676	571
CFI	1.000	
RMSEA	0.040	
SRMR	0.010	

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 † p<0.10

5 考察

本稿ではパネル調査のデータを用いて子どもの学業成績と母親の進学期待との相互関係を検討した。通常の CLPM による分析では先行研究 (Zhang et al. 2011) と同様にすべての自己回帰係数とクロスラグ係数が有意な正の値を示した。この結果からは、学業成績および進学期待の自己回帰を考慮した上でも、「子どもの学業成績→母親の進学期待」と「母親の進学期待→子どもの学業成績」という相互関係が成り立っていることが示唆される。しかし、子どもの学業成績と母親の進学期待についてランダム切片を導入した RI-CLPM では有意でない自己回帰係数やクロスラグ係数も複数見られ、少なくとも小学生のサンプルに関しては子どもの学業成績と母親の進学期待との相互関係は確認されなかった。

こうした CLPM と RI-CLPM の結果の違いには、個体間における子どもの学業成績と母親の進学期待との強い関連の存在が影響していると考えられる。通常の CLPM を用いた場合、個体間での両者の関連が結果に反映されることで、個体内における子どもの学業成績と親の進学期待との関連が過大評価されてしまう可能性がある。他方で、個体内の変動に焦点をあてた RI-CLPM で一部のクロスラグ係数が有意だったことは注目に値する結果といえる。子どもの学業成績にしても母親の進学期待にしても、個体間の違いに比べて個体内における変動はあまり大きくないと考えられるためである。

RI-CLPM の推定結果から、子どもが小学生の段階では学業成績と母親の進学期待とのあいだにさほど明確な関連がないことが示された。サンプル全体の分析では唯一「小5成績→小6期待」のクロスラグ係数が有意な正の値を示したが、その関連も子どもが男子の場合や母親が大卒の場合にのみ見られるものであった。中学生については4つのクロスラグ係数のうち「中1成績→中2期待」、「中2成績→中3期待」、「中2期待→中3成績」の3つに関して有意な正の値が観察されており、「子どもの学業成績→母親の進学期待」と「母親の進学期待→子どもの学業成績」という相互関係が成り立っているといえる。ただし、「中1成績→中2期待」は子どもが男子または母親が非大卒の場合のみ有意であり、「中2成績→中3期待」と「中2期待→中3成績」は子どもが男子または母親が大卒の場合のみ有意であった。

男女間の違いに着目して改めて結果を整理すると、子どもが男子の場合にのみ「小5成績→小6期待」、「中1成績→中2期待」、「中2成績→中3期待」、「中2期待→中3成績」のクロスラグ係数が有意な正の係数を示していた。子どもが女子の場合よりも男子の場合に学業成績と母親の進学期待との(正の)関連が観察されやすい傾向があるといえる。日本における大学進学率の男女差は以前に比べれば縮小してきており、母親の進学期待についても同様の傾向があると予想されるが、母親の進学期待と子どもの学業成績との関連については男女間の違いが依然として存在している¹²⁾。母親の大学進学期待や実際の大学進学率の面で女子が男子に比べて不利な状況を鑑みると、女子に対する母親の進学期待が学業成績以外の要因によって変動しやすいことが、結果として女子の大学進学を抑制する方向に

作用している可能性が示唆される。

出身階層による教育格差の観点からは、小学生に関して「小5成績→小6期待」の有意な正のクロスラグ係数が母大卒層においてのみ見られたこと、同様に、中学生に関して「中2成績→中3期待」と「中2期待→中3成績」という（正の）相互関係が母大卒層でのみ観察されたことが注目される¹³⁾。母親の学歴によって子どもの学業成績と母親の進学期待との結びつき方が異なることが後の教育達成の格差につながっている可能性がある。母大卒層では子どもの良好な学業成績が母親の進学期待を高め、さらに母親の高い期待が子どもの成績の向上を引き起こす、という形のポジティブ・フィードバックが生じやすく、その結果として最終的な教育達成が高くなっている側面があるのかもしれない。

「母親の進学期待→子どもの学業成績」の有意なクロスラグ係数が観察されたのは（男子および母大卒層における）「中2期待→中3成績」だけであり、この結果にはほぼすべての生徒が中3時に受験することになる高校入試の存在が関わっていると考えられる。高校入試を間近に控えたこの時期に、母親が大卒の家庭では母親の進学期待の高さが子どもへの具体的な働きかけ（たとえば勉強するよう促す、塾に通わせる等）につながりやすく、その結果として子どもの学業成績が高くなるのかもしれない。ただし、このような母学歴による違いがなぜ生まれるのかという点について本稿では直接検討できていないし、男女間の違いが見られる理由も明らかでない。この点についての検討は重要な課題である。

最後に、中2→中3の2時点間における母親の進学期待の変化に焦点をあてて、子どもの性別や母親の学歴による進学期待の格差という観点から若干の検討を行いたい。RI-CLPMの推定結果からは子どもが男子の場合や母親が大卒の場合に限って中2→中3の2時点間で子どもの学業成績と母親の進学期待とのあいだに（正の）相互関係が観察されたが、子どもの学業成績と正の関連を有していることが母親の進学期待の高さにつながるわけでは必ずしもないためである。

図3から読み取れるように、単純に母親の大学進学期待比率を比較すると、中2→中3の2時点間で子どもの性別による格差は拡大している。男子は70.3%→73.4%で3.1ポイントの上昇、女子は58.8%→60.5%で1.7ポイントの上昇であり、男女差は1.4ポイントの拡大である。他方で、母親の学歴による進学期待の格差は縮小している。母大卒は75.6%→76.8%で1.2ポイントの上昇、母非大卒は50.7%→54.8%で4.1ポイントの上昇であり、両者の差は2.9ポイントの縮小となっている。

これに対し、個体内における進学期待の変化に注目すると、子どもが中2の時点で大学進学を期待していなかった母親のうち、中3時に大学進学を期待するようになった者の比率は男子で26.1%、女子で20.9%、母大卒で28.5%、母非大卒で20.3%であり、逆のパターン（子どもが中2の時点で大学進学を期待していた母親のうち、中3時に大学進学を期待しなくなったケース）は男子で6.9%、女子で10.6%、母大卒で7.0%、母非大卒で11.8%である（図表は省略）。すなわち、「期待なし→期待あり」の変化は子どもが男子の場合や母親が

大卒の場合に生じやすく、「期待あり→期待なし」の変化は子どもが女子の場合や母親が非大卒の場合に生じやすい。この傾向が子どもの性別による大学進学期待比率の差の拡大を引き起こし、また母親の学歴による大学進学期待比率の差の縮小を抑制する方向に作用している可能性がある¹⁴⁾。

ただし、本稿で検討したのはあくまで個体内における子どもの学業成績と母親の進学期待との関係であり、それが母親の学歴による（つまり個体間の）進学期待の格差という問題と直接結びつくわけではない。子どもの性別や母親の学歴による（個体内での）学業成績と進学期待との関連の仕方の違いが進学期待や教育達成の格差とどのように関係しているのか、という論点については改めて検討する必要がある。

子どもの学業成績と母親の進学期待との相互関係を捉える方法に関しても検討の余地が残されている。RI-CLPM では個体内における変数間の関係と個体間における変数間の関係が分離されているため、推定されるクロスラグ係数や自己回帰係数は基本的に個体の特性を表す（時不変の）要因の影響を受けない。しかし、この点については時不変の共変量の影響がすべての時点で共通であるという前提が置かれており（Mund et al. 2021）、現実にはこの前提が常に成り立つわけではない。また、時変の観察されていない要因による交絡（これは CLPM だけでなく RI-CLPM でも同様に問題になる）が生じている可能性も否定できない。本稿では RI-CLPM を用いることで通常の CLPM を用いた先行研究の限界を乗り越えることを試みたが、RI-CLPM を用いればそれだけですべての問題が解消されるというわけではない。今後も検討を積み重ねていくことが必要である。

[注]

- 1) アスピレーションと期待の関係については Morgan (2006) 等を参照のこと。本稿では両者を厳密に区別せず、「進学期待」という表記に統一する。
- 2) 実際の分析ではペーパーテストでの得点や偏差値が用いられることもあれば 5 段階や 7 段階で測定された学校での成績（の自己評価）が用いられることもあるが、本稿ではそれらを厳密に区別せず、「学業成績」という表記に統一する。
- 3) CLPM については Finkel (1995) 等を参照のこと。
- 4) 母親からの期待に関する子ども側の認識を表す変数であり、「有名な学校に進学すること」と「難しい学校に合格すること」（それぞれ「5：期待している」から「1：期待していない」の 5 段階）の単純合計得点を指す（相良ほか 2017：3）。
- 5) プロジェクトおよび調査の詳細については木村（2020）、サンプル脱落の状況については岡部（2020）を参照のこと。
- 6) 子どもが国立や私立の学校に通っている場合、約 90～95%の母親が大学進学を期待しており、個体間と個体内の変動がどちらも非常に小さいため。なお、本稿では 3 回の調査（Wave1～3 または Wave2～4）すべてで公立学校に通っていると回答したケースだけを対象としている。

- 7) 多母集団同時分析では個別のパスについて子どもの性別や母親の学歴による係数の差を検定することも可能だが、本稿ではそうした詳細な結果については割愛し、統計的有意性の違いに着目した大まかな比較を行うにとどめる。詳細な検討は今後の課題としたい。
- 8) 「高等専門学校（高専）まで」という選択肢は Wave2 から追加された。
- 9) 内生変数として 2 値の変数を用いることに問題がないわけではないが、教育年数に変換した場合、「その他」や「まだ決めていない」という回答の扱いが難しい。ただし、「その他」や「まだ決めていない」と回答した者が大学進学を期待していないとみなすことの妥当性については検討の余地があると思われる。
- 10) 子どもの性別は基本的に小 4 または中 1 の時点での回答にもとづいている。ただし、小 4 または中 1 のときに無回答だった場合は小 5 または中 2 の時点での回答を、どちらも無回答だった場合には小 6 または中 3 のときの回答を用いた。
- 11) RI-CLPM とそのすべてのランダム切片の分散および共分散をゼロに制約したモデル（これは CLPM と統計的に等価である）との比較を行った (Stoel et al. 2006)。
- 12) ただし、本稿の分析で見出された男女間の違いには母親の進学期待のカテゴリ区分（大学進学を期待しているか否か）に依存している部分もあると考えられる。詳細は省くが、母親の進学期待を教育年数に変換して分析を行った場合には、中学生のサンプルで明確な男女間の違いが見られなかった。女子に対する進学期待に関しては短大や専門学校の位置づけが重要な意味をもつと思われる。この点を考慮した分析は今後の課題としたい。
- 13) 「中 1 成績→中 2 期待」の有意な正のクロスラグ係数が逆に母非大卒層においてのみ観察された理由は明らかでないが、中 1→中 2 の 2 時点間で母非大卒層の学業成績や進学期待が低下する傾向（図 3 を参照）と関係している可能性がある。
- 14) 母大卒層では子どもが中 2 の時点で大学進学を期待しているケースが 75.6%と多いため、「期待あり→期待なし」が 7.0%という小さい割合であっても、大学進学期待比率への影響が無視できない程度に存在する ($75.6\% \times 7.0\% = 5.3\%$)。逆に子どもが中 2 の時点で大学進学を期待していないケースは 24.4%であり、「期待なし→期待あり」が 28.5%という相対的に大きい割合であっても、大学進学期待比率への影響はそこまで大きくならない ($24.4\% \times 28.5\% = 7.0\%$)。母親が非大卒の層についてはこの逆があてはまる。結果的に、母非大卒層では「期待なし→期待あり」の変化が相対的に生じにくいにもかかわらず、全体としては大学進学期待比率の格差が縮小している。

[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 Wave1~4, 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。

[参考文献]

- Davis-Kean, P. E., 2005, “The Influence of Parent Education and Family Income on Child Achievement: The Indirect Role of Parental Expectations and the Home Environment,” *Journal of Family Psychology*, 19: 294-304.
- Finkel, S. E., 1995, *Causal Analysis with Panel Data*, Sage.
- 藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待——相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2): 283-99.
- Hamaker, E. L., R. M. Kuiper and R. P. P. Grasman, 2015, “A Critique of the Cross-Lagged Panel Model,” *Psychological Methods*, 20(1): 102-16.
- 平尾圭子, 2004, 「家族の教育戦略と母親の就労——進学塾通塾時間を中心に」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 97-113.
- 本田由紀, 2004, 「『非教育ママ』たちの所在」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 167-84.
- , 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.
- 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『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.
- 鹿又伸夫, 2014, 『何が進学格差を作るのか——社会階層研究の立場から』慶應義塾大学出版会.
- 片岡えみ, 2015, 「学校外教育費支出と子どもの学力——経済不況による教育費削減の影響と教育期待を中心に」『駒澤大学文学部紀要』73: 93-114.
- 片瀬一男, 2005, 『夢の行方——高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.
- 川口俊明, 2011, 「日本の学力研究の現状と課題」『日本労働研究雑誌』614: 6-15.
- , 2019, 「日本の学力研究の動向」『福岡教育大学紀要 第4分冊 教職科編』68: 1-11.
- 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『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.
- 松岡亮二, 2019, 『教育格差——階層・地域・学歴』筑摩書房.
- 耳塚寛明, 2007, 「小学校学力格差に挑む——だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』80: 23-39.
- Morgan, S. L., 2006, “Expectations and Aspirations,” G. Ritzer ed., *The Blackwell Encyclopedia of Sociology*, Wiley-Blackwell, 1528-31.
- Mulder, J. D. and E. L. Hamaker, 2021, “Three Extensions of the Random Intercept Cross-Lagged Panel Model,” *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 28(4): 638-48.
- Mund, M., M. D. Johnson and S. Nestler, 2021, “Changes in Size and Interpretation of

- Parameter Estimates in Within-Person Models in the Presence of Time-Invariant and Time-Varying Covariates,” *Frontiers in Psychology*, 12. doi: 10.3389/fpsyg.2021.666928
- 中澤渉, 2009, 「母親による進学期待の決定要因——マルチレベル分析による検討」 Benesse 教育研究開発センター『学校教育に対する保護者の意識調査 2008 報告書』ベネッセコーポレーション, 82-93.
- 岡部悟志, 2020, 「『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『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.
- 相良順子・宮本友弘・鈴木悦子・川並芳純, 2017, 「女子高校生における親の期待と学力——3年間の縦断研究」『聖徳大学研究紀要』28: 1-5.
- Sewell, W. H., A. O. Haller and G. W. Ohlendorf, 1970, “The Educational and Early Occupational Status Attainment Process: Replication and Revision,” *American Sociological Review*, 35(6): 1014-27.
- Stoel, R. D., F. G. Garre, C. Dolan and G. van den Wittenboer, 2006, “On the Likelihood Ratio Test in Structural Equation Modeling When Parameters Are Subject to Boundary Constraints,” *Psychological Methods*, 11(4): 439-55.
- 垂見裕子, 2021, 「社会関係資本と学力格差——社会関係資本の関係性（つながり）と規範に着目して」耳塚寛明・浜野隆・富士原紀絵編『学力格差への処方箋——[分析]全国学力・学習状況調査』勁草書房, 77-91.
- 都村聞人, 2009, 「保護者は小・中学生の学校外教育費をどのように支出しているか」 Benesse 教育研究開発センター『学校教育に対する保護者の意識調査 2008』ベネッセコーポレーション, 70-80.
- 卯月由佳, 2004, 「小中学生の努力と目標——社会的選抜以前の親の影響力」本田由紀編『女性の就業と親子関係——母親たちの階層戦略』勁草書房, 114-32.
- 山村滋, 2009a, 「多様な入学者選抜方法の実態分析」山村滋・鈴木規夫・濱中淳子・佐藤智美『学生の学習状況からみる高大接続問題』大学入試センター研究開発部, 81-109.
- , 2009b, 「多様な選抜方法と大学教育の機会」山村滋・鈴木規夫・濱中淳子・佐藤智美『学生の学習状況からみる高大接続問題』大学入試センター研究開発部, 139-53.
- Zhang, Y., E. Haddad, B. Torres and C. Chen, 2011, “The Reciprocal Relationships among Parents’ Expectations, Adolescents’ Expectations, and Adolescents’ Achievement: A Two-Wave Longitudinal Analysis of the NELS Data,” *Journal of Youth and Adolescence*, 40: 479-89.

親の教育意識が教育費負担と進路選択に及ぼす影響

——進学を支える家計に無理があるのか——

王帥

(東京大学)

本研究は、「無理しても教育にお金をかけたい」という教育意識が、子どもの教育費負担、進路選択、さらには進学先の選択にどのような影響を与えるのかを明らかにすることを目的としている。「子どもの生活と学びに関する親子調査」のパネルデータを用いて、固定効果モデルにより考察した結果、無理しても教育にお金をかけたいという教育意識を持つ親は、高校段階で教育費の支出が高い状況にある。また、進路選択の規定要因分析から、無理しても教育にお金をかけたいと思う親ほど、子どもを四年制大学まで進学させるという結果が得られた。高い費用がかかる進学選択の背景には、無理をしても子どもの教育を支えようと思う親の存在が大きいことや、低所得層家庭の子どもの大学進学にはムリがあるという一面が明らかになった。

1 問題の所在

日本における教育費の私的負担は OECD 加盟国と比べて極めて高い。その背景として、各家庭が教育費を負担するのは当然だという社会規範があり、「無理をする」家計の存在が大きいと言われている(小林 2005,2007)。歴史的な経緯を振り返ると、戦後、教育の機会均等政策が、国立大学の低授業料によって実現できたものの、高等教育への需要は増え続けていた。1970 年代の経済における高度成長に伴い、高まった教育需要が私立セクターの拡大によって吸収されると同時に、私立における授業料の高騰が、後に国立大学にも波及した。1980 年代後半からの長期にわたる景気後退の中、高等教育への需要は決して下がらなかった。無理しても進学させるという社会規範が、高度経済成長の時代に高等教育の大衆化を促進したが、経済的な不況及び所得格差の拡大により、そうした家計的に無理を続けることに限界が生じてきたといえるだろう。

また、高騰する授業料を補うために、奨学金の利用者が 1990 年代から増えており、現在は 3 人に 1 人の大学生が奨学金を利用している。しかし、利用されている奨学金のほとんどは日本学生支援機構が支給する貸与型の奨学金であるため、将来、返済義務が発生する。大学卒業後、生活に必要な収入を得られないことから、返済に苦しんでいる人が多くおり、奨学金地獄という言葉もあるほど奨学金の返済問題は喫緊の社会課題となっている。経済不況を背景とした高等教育需要の高まりが、奨学金利用の拡大によって満たされたものの、重い返済負担が無理をせざるを得ない状況をさらに促進したのではないかという予測が立てられる。

先行研究では「無理をする家計」の存在を明らかにするために、家計負担度や大学教育費

を支出した後に残る家計所得といった指標が用いられてきた（小林 2005）。しかしながら、いずれの指標においても明確な規定がなく、いくら以下の家計を「無理をする家計」と定義するかは、家庭構成や資産配分の仕方によって様々である。また、教育費支出は、家計の負担能力だけでなく、子どもの教育に対する親の教育観によっても大きく規定されるため、親の教育意識を考慮する必要がある。日本では親から子への教育費負担の家族主義（矢野 1996, 2010）や、教育費は各家庭が負担すべきであるという東アジア的文化や社会規範（小林 2007）が存在する。そのため、教育費の支出に関する親の考えから無理をする家計の特徴を捉える可能性が考えられる。

親の教育費意識に関する先行研究では、親の意識に着目した研究や教育費をめぐる研究（市川 2001；矢野 2007,2013；小林 2012,2013）が多くなされている。意識レベルでの教育費投入動機の高多様性（末富 2005）及びそれを親の意識パターンから解明する研究（古田 2007）がみられるほか、子どもの教育に対する親の意識の格差による影響があると指摘されている（和田 2009）。家計所得の減少による教育費捻出問題は、広がる教育格差の一因でもあると強調される中、教育意識が教育費に及ぼす影響は、高校と大学の段階では小さいことを示す研究（都村 2008）も見られる。しかしながら、無理をしてもお金をかけようとする親とそうでない親が教育費の支出と進路選択に及ぼす影響の考察や、教育費の捻出を巡る親の教育意識に着目した研究は少ない。そこで本研究では、「無理しても教育にお金をかけたい」という教育意識が、子どもの教育費負担、進路選択、また進学先の選択にどのような影響を与えるのかを考察し、進学を支える家計に無理があるのかを明らかにしたい。親の教育意識に着目した考察を通じて、親の意識という側面から無理をする家計の実態へのアプローチを試みる。

2 用いるデータと変数

2.1 データと仮説

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」の Wave1（2015 年）から Wave4（2019 年）の親子ペアの回答データ（高校段階）、及び高校 3 年生の卒業時に行う卒業時サーベイ（Wave3,4）データを用いて分析する。本調査は、調査の規模、親子ペア、データの多様さなど、親子にかかわる要因を分析するうえで国内には類のないデータであるほか、本稿が着目する「多少無理しても子どもの教育にはお金をかけたい」という親の教育意識や家庭の教育費、進路選択に関する情報及びその変化を追跡調査から把握できるため、本稿の分析に適している。分析する際には、表 1 の通り高校段階の全学年が含まれるウェーブを抽出し、高校 3 年間と高校卒業時点を対象に分析する。

表 1 使用データと分析対象

	Wave1	Wave2	Wave3	Wave4	高3生調査(18)	高3生調査(19)
Dataset1	高1	高2	高3		高卒	
Dataset2		高1	高2	高3		高卒

本稿の課題を明らかにするために、無理しても教育にお金をかけたいという親の教育意識に着目し、それと教育費の支出、進路選択や進学先選択との関係を考察する。無理しても教育にお金をかけたいという親は、教育に熱心なため、教育費の支出が多いと予測される（仮説 1）。無理しても教育にお金をかけたいという親は、子どもに進学してほしいという意識が強く、実際に子どもが四年制大学まで進学すると予測される（仮説 2）。また、大学の教育費は個人負担が望ましいとする意識が深く浸透していること（矢野 2013）や、親が他の支出を切り詰めて無理をしても子どもを大学へ通わせる家庭が相当であると推測される（小林 2008）ことから、無理しても教育にお金をかけたいという教育意識を持つ親が、進学を選択する際には奨学金の利用より家庭内で進学費用を調達する傾向があるのではないかと予測される（仮説 3）。

分析手法としては、パネルデータの特徴を生かしながら、親の教育意識の変化による教育費の支出への影響、いわゆる個人の内部的変化を明らかにするために、固定効果モデルを用いて考察する。親の教育意識と進路選択、進学先選択との関係については、ロジスティック回帰分析を通じて規定要因分析を行う。

2.2 用いる変数

各ウエーブの親への調査では、子どもの教育に関する調査項目のうち、「多少無理しても子どもの教育にはお金をかけたい」について 4 件法（「まったくあてはまらない」=1, 「あまりあてはまらない」=2, 「まああてはまる」=3, 「とてもあてはまる」=4）で尋ねている。ロジスティックス回帰分析で用いる際には、「まったくあてはまらない」と「あまりあてはまらない」という回答を 1, 「とてもあてはまる」と「まああてはまる」という回答を 0 とするダミー変数を入れる。教育費を考察する際には、月あたりにお子様 1 人の家庭の教育費（「1,000 円未満」=1, 「1,000～2,500 円未満」=2, 「2,500～5,000 円未満」=3, 「5,000～10,000 円未満」=4, 「10,000～15,000 円未満」=5, 「15,000～20,000 円未満」=6, 「20,000～30,000 円未満」=7, 「30,000～40,000 円未満」=8, 「40,000～50,000 円未満」=9, 「50,000 円以上」=10）に関する回答を用いる。高卒時進路選択の規定要因分析を行う際には、四年制大学進学を 1, 就職を 0 とするダミー変数を従属変数とする。また、進学先の規定要因分析では、私立大学進学ダミー（私立大学=1, 国公立大学=0）と自宅外通学ダミー（自宅外進学=1, 自宅通学=0）を従属変数として分析する。奨学金利用の規定要因分析では、奨学金を受けるつもりであるという回答を 1, 奨学金を受けるつもりはないという回答を 0（まだ決めていないという回答は欠損とする）とするダミー変数を従属変数として用いる。

独立変数としては、成績（「下位」=1,「中位」=2,「上位」=3）、世帯年収（「400万円未満」=1,「400～600万円未満」=2,「600～800万円未満」=3,「800万円以上」=4）、性別（女子ダミー）、親の学歴（父大卒・母非大卒ダミー,父非大卒・母大卒ダミー,父母とも非大卒ダミー）、居住地（中都市ダミー,小都市ダミー）、教育費に関する親の悩み（悩みありダミー）に関する変数を用いて分析する。

表 2 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
無理しても教育にお金をかける教育観	2.86	0.73	1	4
教育費	3.92	2.86	1	10
実際の進路：四年制大学進学ダミー	0.89	0.32	0	1
自宅外から通学ダミー	0.31	0.46	0	1
進学先の設置形態：私立ダミー	0.72	0.45	0	1
奨学金を受けるつもりダミー	0.44	0.50	0	1
女子ダミー	0.51	0.50	0	1
成績	2.00	0.80	1	3
学年	10.80	0.82	10	12
世帯収入	2.81	1.11	1	4
父大卒・母非大卒ダミー	0.14	0.35	0	1
父非大卒・母大卒ダミー	0.16	0.37	0	1
父母とも非大卒ダミー	0.29	0.45	0	1
小都市居住ダミー	0.44	0.50	0	1
中都市居住ダミー	0.27	0.44	0	1
無理しても教育にお金をかける教育観：あてはまらないダミー	0.28	0.45	0	1

3 分析結果

3.1 親の教育意識の遷移

図 1 は無理しても教育にお金をかけるという質問項目に対する t-1 期から t 期にかけての回答の遷移をまとめている。2 時点の回答を見ていくと、t-1 期に「とてもあてはまる」と回答したうち約 55% が t 期においても同じ回答を維持している。t-1 期に「まああてはまる」と回答したうち約 70% が t 期においても同じ回答を維持している。「あまりあてはまらない」と「まったくあてはまらない」の回答でも同様に、それぞれ 54% と 43% が t-1 期から t 期にかけて同じ回答を維持している。すなわち、無理しても教育にお金をかけるという回答は、いずれの選択項においても、2 時点で同じ回答を維持する割合が高いことがわかる。世帯収入別に 2 時点の教育意識の変化を確認したところ、同様な傾向が確認できた。例えば世帯年収 400 万円未満（図 2）の場合、t-1 期に「とても当てはまる」と回答した親のうち、t 期においても約 6 割が一貫して無理しても教育にお金をかけたいという回答を維持していることがわかる。

一方、2 時点において教育意識の変動も見られた。図 1 に示した通り、無理しても教育にお金をかけたいという質問項目に対して t-1 期では「まああてはまる」と回答した親のうち、t 期では約 17%（「あまりあてはまらない」16.4%と「まったくあてはまらない」1.0%の合

計) が否定的な回答に変わった。これに対して t-1 期では「あまりあてはまらない」や「まったくあてはまらない」と回答した親のうち、t 期ではそれぞれ約 4 割と 1 割強が肯定的な回答に変わっている。図 2 で考察した低所得層においても同じ傾向が見られ、とりわけ「まああてはまる」と「あまりあてはまらない」と回答した親は、2 時点での回答の変化が比較的大きいことがわかる。

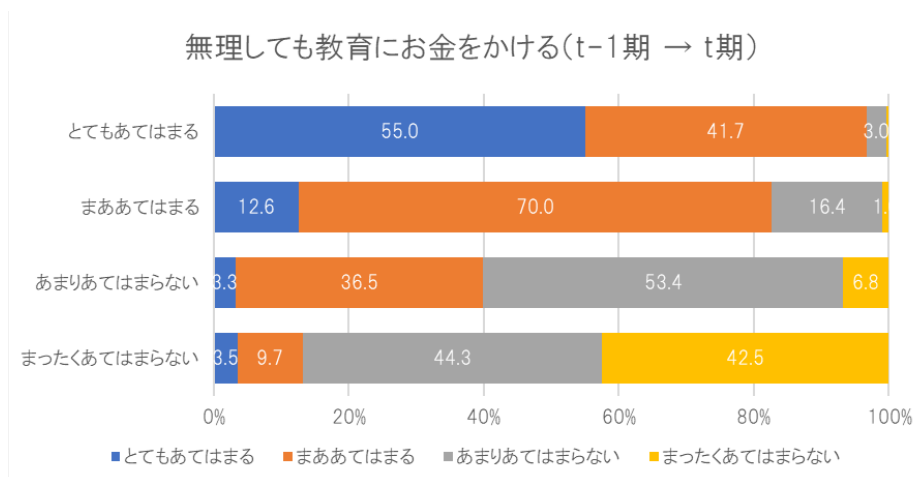


図 1 親の教育意識の遷移

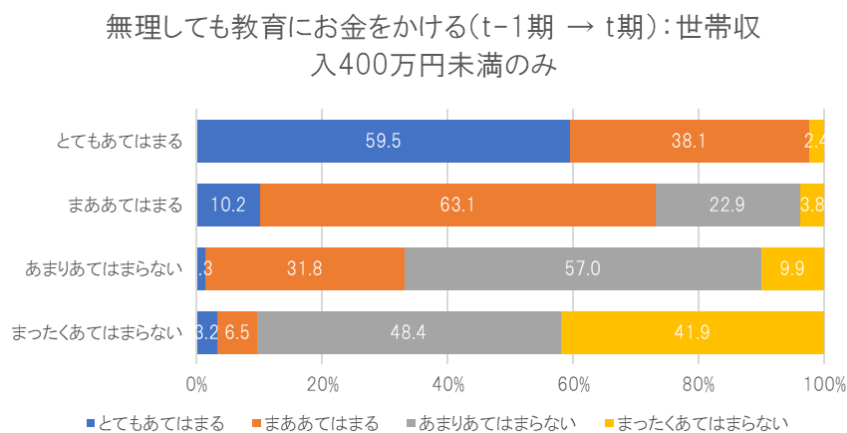


図 2 親の教育意識の遷移（低所得層の場合）

では、どのような親が「無理しても子どもの教育にお金をかけたい」という教育意識を持つのか。家庭の年収別にその回答の分布を確認したところ、図 3 のように年収が高い家庭ほど、「多少無理しても子どもの教育にお金をかけたい」と思う（「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計）割合が高くなる傾向が見られた。600～800 万円未満の家庭で 7 割強、800 万円以上の家庭だと 8 割強が多少無理しても子どもの教育にお金をかけたいと回答している。一方、400 万円未満の低所得層でも、他の所得層と比べるとそう思わない（「まったくあてはまらない」と「あまりあてはまらない」の合計）割合が高いものの、そう思う

親が半数以上に達している。所得層であっても、そのうちの半数以上の親が多少無理しても子どもの教育にお金をかけたいという教育意識を持つことが確認できる。また、親の学歴別に回答の分布をみると、親学歴がともに高いと、子どもの教育にお金をかけたいと思う（「とてもあてはまる」と「まああてはまる」の合計）割合が最も高くなり、約8割に達している一方、親の学歴がともに低い場合には、無理をしてでも子どもの教育にお金をかけたいと思う割合が減るものの、全体の6割に達している。親の学歴が低くても、親が子どもの進学費用を支えていくという教育意識が依然として強いことがわかる。

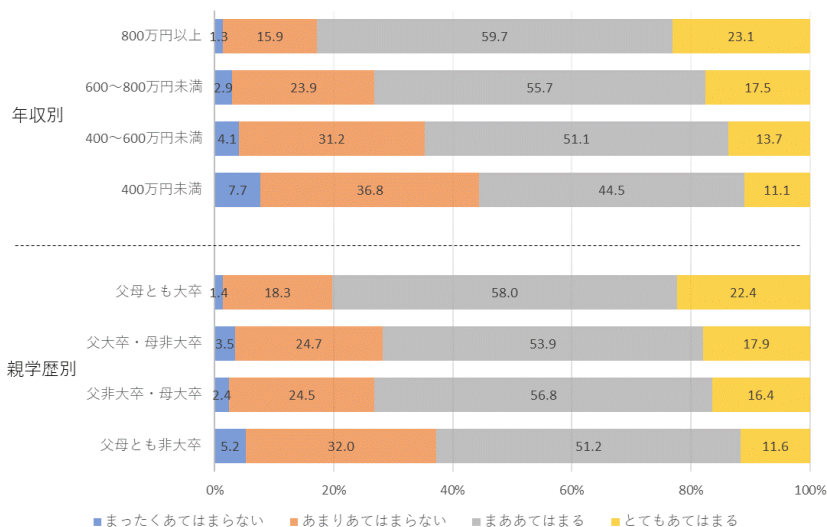


図3 年収別・親学歴別にみる「多少無理しても子どもの教育にお金をかけたい」の回答分布

3.2 親の教育意識が教育費支出に及ぼす影響

高校段階における教育費支出の規定要因分析を行い、無理しても教育にお金をかけるといふ教育観が教育費支出に与える影響を考察する。表3はプールド回帰モデル、固定効果モデル、ランダム効果モデルによる分析結果を示している。

通常の実小二乗法を行うプールド回帰分析モデルでは、教育費の支出に対して世帯年収、学年、親の学歴が統計的に有意であるという結果が得られた。高い世帯年収、高学年、両親とも高い学歴であるほど、教育費の支出が高いという結果が出ている。これらの変数をコントロールする上で無理しても教育にお金をかけるといふ教育観(+)が有意な結果となっており、無理しても教育にお金をかけたいと思うほど、教育費の支出が高くなる傾向が見られた。

そして、教育費支出の検証は、パネルデータを用いて個人特有の直接観察されない効果を取り除いた上で推定を行う。モデル間比較の検定結果をみると、F検定と Breusch and Pagan 検定が統計的に有意であるため、プールド回帰モデルより固定効果モデルとランダム効果モデルのほうが適切なモデルであることがわかる。また、Hausman 検定が統計的に有意であるため、教育費支出の推定値について固定効果モデルを採用した。その固定効果モデルの結

果をみると、無理しても教育にお金をかけるという教育観の推定値は統計的に有意で0.330である。つまり、無理しても教育にお金をかけたいという教育意識は、個人の教育費支出を高めることになる。観測不可能な個体特有の効果を取り除くと、無理しても教育にお金をかけたいと思うほど、教育費支出が多くなるという結果が得られた。仮説1を支持する。

表3 教育費支出の規定要因分析

	Pooled Regression		Fixed Effect Model		Random Effect Model	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
無理しても教育にお金をかける教育観	0.879	0.053 ***	0.330	0.074 ***	0.722	0.054 ***
成績	-0.021	0.047	0.031	0.071	-0.001	0.048
世帯収入	0.158	0.039 ***	-0.140	0.090	0.331	0.043 ***
学年	0.499	0.046 ***	0.526	0.037 ***	0.511	0.037 ***
性別 (ref. 男子)						
女子	0.145	0.075 *	omitted		0.167	0.090 +
親学歴 (ref. 父母とも大卒)						
父大卒・母非大卒	-0.431	0.116 ***	omitted		-0.418	0.140 **
父非大卒・母大卒	-0.397	0.112 ***	omitted		-0.438	0.134 **
父母とも非大卒	-0.837	0.099 ***	omitted		-0.886	0.117 ***
cons	-4.716	0.537 **	-2.390	0.505 ***	-4.288	0.450 ***
R ² 乗(between/within)			0.021/0.078		0.144/0.074	
R ² 乗(overall)		0.141	0.035		0.141	
F test	F =	57.92				
(Pooled vs. Fixed)	Probability	0.000 ***				
Breusch and Pagan test	chibar2(01) =	797				
(Pooled vs. Random)	Probability	0.000 ***				
Hausman test	chi2(3) =	83.98				
(Fixed vs. Random)	Probability	0.000 ***				

(注1) 従属変数：教育費支出。

(注2) ***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.10

3.3 親の教育意識が進路選択に及ぼす影響

3.3.1 進路選択の規定要因分析

親の教育意識が進路選択に及ぼす影響を考察するにあたり、まずは親の教育意識と実際の進路選択の関係をロジスティックス回帰分析に基づいて検討する。従属変数には四年制大学進学ダミーを入れており、成績、性別、親の学歴、無理しても教育にお金をかける教育意識、世帯収入をモデル1の独立変数に入れ、その上で世帯収入と教育意識の交互作用項をモデル2の独立変数に加えている。

表4にみられるように、性別変数を除く、すべての独立変数が有意であるという結果となっている。成績がよく、親の学歴が高く、世帯収入が高いほど、子どもが四年制大学に進学する傾向が見られた。無理しても教育にお金をかける教育観の変数に注目すると、この教育意識に当てはまるほど、より大学に進学していることが明らかになった。さらに世帯収入と教育観の交互作用項を加えたモデル2では、交互作用項が統計的に有意な結果となった。その結果を図4のグラフに表している。無理してもお金をかけるという親の教育意識にあてはまらない場合は、高所得層ほど進学する傾向がある一方、あてはまる場合は、世帯収入が低くても、四年制大学に進学する傾向が見られた。親の教育意識が進路選択に影響を与える

ことが確認できた。仮説2を支持する。

表4 進路選択の規定要因分析

	モデル1		モデル2	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E
成績	0.306	0.177 +	0.312	0.180 +
性別 (ref. 男子)				
女子	0.446	0.293	0.442	0.298
親学歴 (ref. 父母とも大卒)				
父大卒・母非大卒	-1.410	0.661 *	-1.386	0.664 *
父非大卒・母大卒	-1.925	0.601 **	-1.925	0.602 ***
父母とも非大卒	-2.691	0.559 ***	-2.723	0.558 ***
無理しても教育にお金をかける教育観 (ref. 当てはまる)				
当てはまらない	-1.643	0.293 ***	-3.124	0.801 ***
世帯収入	0.436	0.154 **	0.118	0.217
交互作用				
世帯収入×無理してお金をかける教育観 (当てはまらない)			0.631	0.313 *
_cons	2.685	0.808 **	3.500	0.920 ***
model R ²	0.353 ***		0.363 ***	

(注1) 従属変数：実際の進路（四年制大学進学=1，就職=0）

(注2) ***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.10

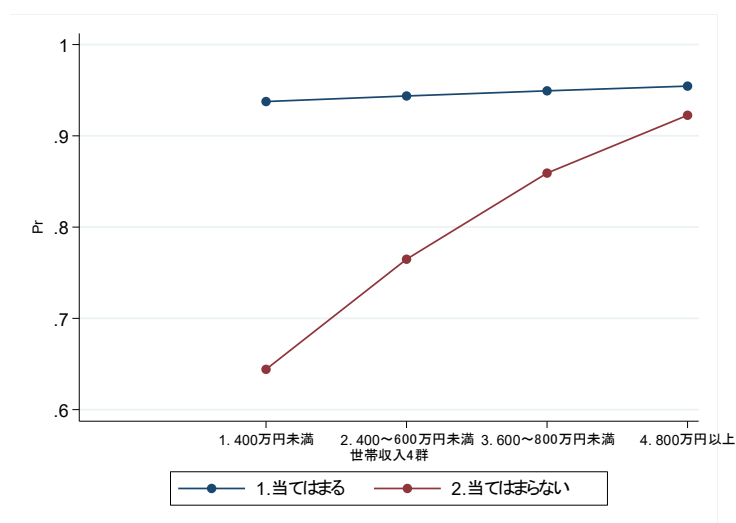


図4 世帯収入と「無理しても教育にお金をかける」という回答の交互作用

3.3.2 進学先の規定要因分析

進路選択だけでなく、進学する場合、進学先によって大学四年間で支払う費用が大きく異なる。例えば、授業料などの納付額を考えると、私立大学と比べて国公立大学を選ぶほうが低くなる。勉学に伴う生活費については、アパートや下宿と比べて自宅通学のほうが生活費をある程度節約できると考えられる。ここでは、親の教育意識と進学先の選択の関係をロジスティックス回帰分析に基づいて考察する。

表 5 進路先の規定要因分析

	従属変数： 私立進学ダミー (国公立進学=0)		従属変数： 自宅外通学ダミー (自宅通学=0)	
	Coef.	S. E	Coef.	S. E
成績	-0.690	0.121 ***	0.155	0.098
性別 (ref. 男子)				
女子	0.182	0.182	-0.510	0.156 **
親学歴 (ref. 父母とも大卒)				
父大卒・母非大卒	0.308	0.286	-0.274	0.248
父非大卒・母大卒	0.308	0.273	-0.117	0.225
父母とも非大卒	0.167	0.246	-0.136	0.210
無理しても教育にお金をかける 教育観 (ref. 当てはまる)				
当てはまらない	-0.441	0.214 *	-0.422	0.191 *
世帯収入	-0.105	0.100	0.052	0.084
居住地 (ref. 大都市)				
小	-0.080	0.219	1.107	0.199 ***
中	-0.214	0.243	0.798	0.221 ***
_cons	2.465	0.496 ***	-1.270	0.403 **
model R ²	0.105 ***		0.095 ***	

(注) ***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.01

表 5 に示した分析結果の通り、従属変数を私立大学進学ダミーとしたモデルでは、成績変数（-）が統計的に有意であるほか、無理しても教育にお金をかけるという親の教育意識にあてはまるほど、私立大学に進学するという結果が得られた。また、従属変数を自宅外通学ダミーとしたモデルでは、女子ダミー（-）と中小都市の居住ダミー（+）が統計的に有意な効果をもたらしている。属性をコントロールした場合でも、無理しても教育にお金をかけるという教育意識にあてはまるほど、自宅外から通学するという結果が得られた。このように、私立大学や自宅外通学といった高い費用がかかる進学選択の背景には、無理しても教育費を支えるという教育意識を持つ親の存在が大きいことが分析から明らかになった。

3.3.3 奨学金利用の規定要因分析

進学を選択する際に、奨学金の利用も 1 つの方法である。とりわけ経済的に困窮している家庭の子どもへの教育機会を保障する上で、奨学金は重要な政策である。奨学金利用を規定する要因、及び親の教育観と奨学金利用の関係を明らかにするため、従属変数を奨学金利用ダミーとしてロジスティック回帰分析を行う。モデル 1 の独立変数には、性別、親の学歴、成績、世帯収入、親の教育観、教育費に関する親の悩みといった基本属性のほか、世帯収入と親の悩みの交互作用項も入れた。モデル 2 の独立変数には、基本属性のほか、居住地、通学手段、進学先の設置形態、世帯収入と進学先の設置形態の交互作用項を入れて分析した。

表 6 奨学金利用の規定要因分析

	モデル1		モデル2	
	Coef.	S. E	Coef.	S. E
無理しても教育にお金をかける教育観	-0.221	0.132 +	-0.431	0.256 +
成績	0.129	0.115	0.062	0.140
性別 (ref. 男子)				
女子	-0.131	0.183	0.108	0.217
親学歴 (ref. 父母とも大卒)				
父大卒・母非大卒	0.590	0.284 *	0.755	0.331 *
父非大卒・母大卒	0.659	0.257 *	0.744	0.299 *
父母とも非大卒	0.947	0.236 ***	1.224	0.284 ***
教育費に関する親の悩み (ref. なし)				
あり	2.619	0.665 ***	1.160	0.234 ***
世帯収入	-0.459	0.113 ***	-0.437	0.186 *
居住地 (ref. 大都市)				
小			0.530	0.263 *
中			0.012	0.300
自宅外ダミー			0.788	0.235 **
私立ダミー			1.648	0.760 *
交互作用				
世帯収入×教育費に関する親の悩み (あり)	-0.544	0.218 *		
世帯収入×私立ダミー			-0.417	0.236 +
cons	0.719	0.585	-1.399	0.868
model R ²	0.296 ***		0.363 ***	

(注 1) 従属変数：奨学金を受けるつもり (受ける=1, 受けない=0)

(注 2) ***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.01

表 6 にまとめた分析結果をみると、モデル 1 にしてもモデル 2 にしても、世帯収入 (-)、親の学歴 (+)、教育費に関する親の悩み (+) という変数が奨学金の利用において統計的に有意な結果が得られた。低所得層、親の学歴が低く、教育に関する悩みを抱える家庭の子どもの方が、奨学金を利用する傾向が見られた。また、親の教育観と奨学金利用の関係に注目すると、他の属性をコントロールして分析したところ、無理しても教育にお金をかけるという親の教育意識が、統計的に 10% 有意水準で負の結果となっている。奨学金を利用するかどうかの選択の背景には、親の教育観が影響し、無理しても教育にお金をかけたいと思う親ほど、むしろ奨学金の利用を回避する傾向が確認できた。仮説 3 を支持する。教育に無理をする熱心な親が、あえて奨学金を利用せずに進学費用を調達すること自体に無理がある可能性が考えられる。

居住地や通学手段、進学先の設置形態を加えたモデル 2 では、居住地が小規模都市、進学先が私立大学、自宅外から通学するほど、奨学金を利用する傾向が確認できた。私立大学への進学や居住地から離れて自宅外から通学することに伴い、多額の費用が生じることに備えて奨学金を利用すると考えられる。

また、交互作用項の結果をみると、まずモデル 1 では世帯収入と教育費に関する親の悩みの交互作用項が統計的に有意である。図 5 のようにどの所得層でも教育費に悩みを持つ家庭ほど、奨学金を利用する傾向がみられる。特に低所得層の場合には、教育費に関する悩みを抱える家庭ほど、進学する際に奨学金を利用する意向が強いことが確認できる。次に、世帯収入と私立ダミーの交互作用項では、10% 水準で統計的に負の結果が得られた。グラフで

表すと図6のように、同じ世帯年収であっても、進学先を私立大学に選ぶほうが、奨学金を受ける意向が高い。とりわけ、低所得層が授業料の高い私立大学を選ぶ場合、奨学金を受ける意向が最も高いという結果が出ている。このように、低所得層や教育費に悩みを持つ家庭にとって、奨学金の利用によって費用がかかる進学選択が可能になり、経済的に困窮している家庭出身の子どもの教育機会を確保する上で奨学金が重要な役割を果たしていることが分かる。ただ、経済不況が続く中、将来的には奨学金を受けて大学進学ができた以上に大きな返済負担を背負うというデメリットが発生することから、奨学金を受けて低所得層が進学するには返済リスクを伴うことが考えられる。

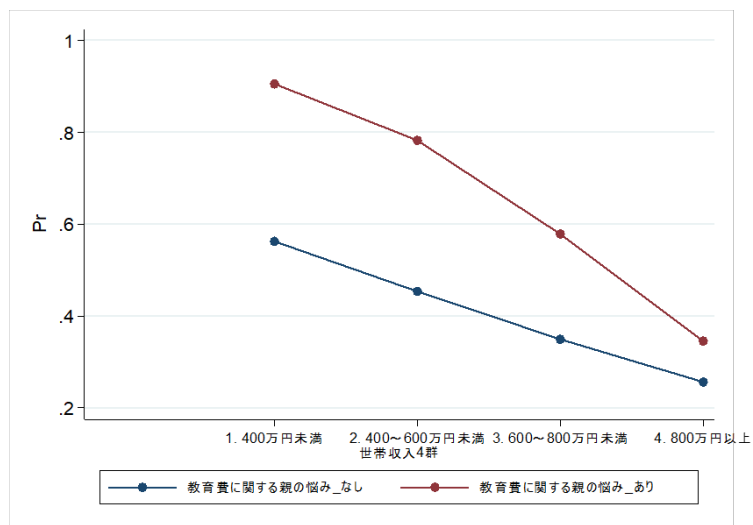


図5 世帯収入と「教育費に関する親の悩み」回答の交互作用

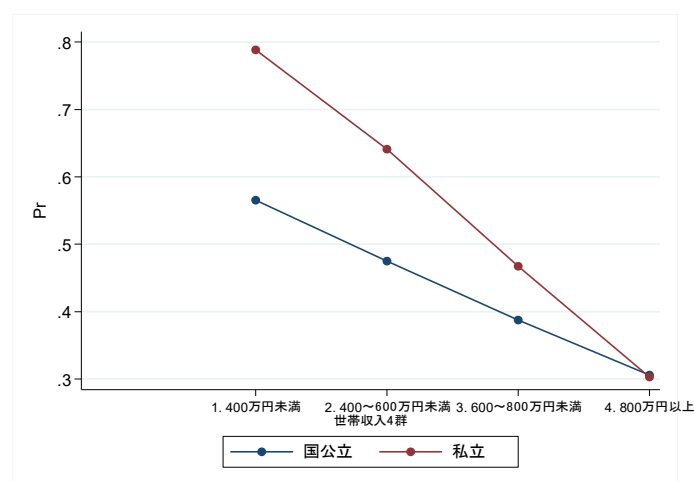


図6 世帯収入と進学先設置形態の交互作用

4 まとめと考察

本稿では、「無理しても教育にお金をかけたい」という教育意識が、子どもの教育費負担、進路選択、また進学先選択、奨学金の利用意向にどのような影響を与えるのかについて検証を行った。分析の結果をまとめていく。親の教育意識と教育費の支出の関係を検討した結果、無理しても教育にお金をかけたいという教育意識を持つ親は、高校段階では教育費の支出が高い状況にある。教育に熱心な親ほど、わが子の進学を支えるという意識が依然として強いとみられる。次に、進路選択の規定要因を検討した結果、無理しても教育にお金をかけたいと思う親ほど、子どもを四年制大学まで進学させる傾向が見られた。高い費用がかかる進学選択の背景には、無理をしてでも教育費を支えるという親の存在が大きいことが明らかになった。特に世帯所得が低い場合、教育に熱心な親ほど、無理をしてでも子どもを四年制大学に進学させる傾向が確認できた。さらに、奨学金利用の規定要因分析を行ったところ、無理しても教育にお金をかけたいと思う親は、あえて奨学金の利用を避けることが明らかになった。教育費に悩みを抱える低所得層の家庭や高い授業料がかかる私立に進学する低所得層の家庭ほど、奨学金利用の意向が高いことが確認できた。低所得層の子どもの進学機会を確保することで、奨学金が大きな役割を果たしていることが読み取れる一方、奨学金の利用を回避する家庭の姿や低所得層出身の子どもの進学により重い返済負担を抱える家庭像が浮かび上がってきた。子どもの進学を経済面で支えていくという親の意識は依然として強く、低所得層家庭の子どもの大学進学にはムリがあるという一面が明らかになった。

分析から導かれる政策的なインプリケーションとして、第一に挙げられるのは、公的支出の増加である。日本における教育費の私的負担は OECD 加盟国の中でも高い水準を維持している。その背景には、子どもの進学を親が支えるという社会規範が要因の1つであり、現在においてもその社会規範が子どもの教育に影響を与えていることが本研究で改めて確認できた。私的負担の増加は経済格差や教育格差の拡大を助長する恐れがあることから、私的負担の緩和策として公的支出の増加を図るべきである。第二は、低所得層学生への経済支援の充実である。低所得層の子どもの進学機会を確保する上で、奨学金は大きな役割を果たしているものの、将来的に重い返済負担を抱えることから必ずしも安心できる大学生活を送ることにつながらない。貸与型奨学金を中心とした支援策は、私的負担の限界と経済格差のさらなる拡大につながることを懸念されることから、貸与型奨学金以外に給付型奨学金のような経済支援がより一層求められる。学生のニーズや成長に適した経済支援策の充実も必要である。

最後に本研究の課題を述べる。本研究は近年行われてきたパネルデータを用いて短期間の変化を検討してきた。無理をする家計の限界を測定するためには、どの程度まで家計が緊迫した状況にあり、親の意識がどのように変化したか、さらに家計と親の意識が子どもの教育にいかなる影響を与えているのかについて、長期にわたる時系列データを用いて総合的に考察する必要がある。「子どもの生活と学びに関する親子調査」は毎年行われているため、

今後の追跡調査データを生かしながら、無理をする家計について、その状況を追跡していきたい。また、本稿では高校段階と高校卒業段階に限定して考察したが、子どもの成長に合わせて親の教育意識の変化を把握することや、親の教育意識に関する複数調査項目の組み合わせによって総合的に考察することも今後の課題としたい。

[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 20K14024 の助成を受けたものです。

[参考文献]

- 市川昭午, 2001「高等教育費拡充の必要性と可能性」文部科学省科学研究費補助金最終報告書『高等教育政策と費用負担—政府・私学・家計』(研究代表者 矢野眞和)。
- 小林雅之, 2005「教育費の家計負担は限界か—無理をする家計と大学進学」『季刊家計経済研究』67:10-21.
- 小林雅之, 2007「親の教育費負担」Crump Working Paper Series No. 21, 東京大学大学経営・政策研究センター。
- 小林雅之, 2008『進学格差』筑摩書房。
- 小林雅之, 2012「家計負担と奨学金・授業料」『高等教育研究』第 15 集。
- 小林雅之, 2013「大学の教育費負担—誰が教育を支えるのか」上山隆大他編『大学とコスト』岩波書店。
- 末富芳, 2005「教育費スポンサーとしての保護者モデル最高：高校生・大学生保護者質問紙の分析から」『教育社会学研究』77:5-25.
- 都村聞人, 2008「親の教育意識が家計の教育費負担に及ぼす影響—JGSS-2006 データによる分析」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』7:69-80.
- 長谷川誠, 2014「リスク社会における高校生の進路意識に関する試論—大学進学費用の負担問題を超えて—」『佛教大学大学院紀要教育学研究科篇』第 42 号。
- 古田和久, 2007「教育費支出の動機構造の解明にむけて：教育意識の決定木分析」『教育社会学研究』80:207-225.
- 松塚ゆかり, 2011「大学教育の投資性と消費性」『生活経済学研究』第 33 号。
- 蕨下武司, 2019「日本における家計の所得格差と教育関係支出に関する問題点」『中部学院大学・中部学院大学短期大学部研究紀要』第 20 号。
- 矢野眞和, 1996『高等教育の経済分析と政策』玉川大学出版部。

- 矢野眞和・平尾桂子, 2005 「これからの日本社会と教育」『季刊家計経済研究』第 67 号.
- 矢野眞和, 2007 「誰が教育費を負担すべきかー教育費の社会学」『IDEー現代の高等教育』IDE 大学協会, No. 492, 10-16 頁.
- 矢野眞和, 2010 「教育費政策のこれからー『日本的大衆大学』という習慣病を考える」『IDEー現代の高等教育』520 号.
- 矢野眞和, 2013 『高等教育政策と費用負担ー政府・私学・家計ー』文部科学省科学研究費補助金最終報告書.
- 和田秀樹, 2009 『新学歴社会と日本』中央公論新社.

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

増井恵理子

滋賀大学大学院データサイエンス研究科

男女で異なる専攻を選ぶ傾向を指す性別専攻分離は、性別職域分離など複数の社会的課題の原因となっている。性別専攻分離に関する先行研究では、特に社会心理的要因について、高校生の職業志向のみに焦点を当てており、他の価値志向の影響を分析していない。そこで本稿では、高校生の職業志向と家族志向に着目し分析を行った。その結果、現代の高校生は3つの職業志向と1つの家族志向を持つことが明らかになった。さらにそれら価値志向について専攻選択への影響を明らかにすべく、全体データおよび男女別データに対して分析を行った結果、職業志向である地位達成志向と安定的自己実現志向、家族志向である家族形成志向が、男女で異なる構造を持ちながら、専攻選択に影響を与えていることがわかった。この結果から、性別専攻分離を解消するには、日本の雇用慣行や家族に対する価値観、およびそれらに付随する制度を変えていく必要があることがわかった。

1 はじめに

高等教育機関への進学について、ジェンダー差は縮小されつつあるが、大学の専攻分野については、文系分野は女性が多く、理系分野は男性が多いという傾向、いわゆる性別専攻分離が続いている。令和元年度学校基本調査によると、大学（学部）の理工系の学生に占める女性の割合は、理学部で27.9%、工学部で15.4%となっており（文部科学省 2019）、これらの学部は依然として女性が少ない。

この性別専攻分離はいくつかの点において社会的課題が指摘されている。例えば、上位のステータスには男性が就きやすく、下位のステータスには女性が就きやすいという傾向、すなわち性別職域分離が性別専攻分離により生じ、女性が安定した雇用や収入、昇進の機会にアクセスし難い状況にあることが課題として指摘されている（高松 2008）。さらに、我が国における科学・技術の発展ということを考えた場合、「多様な人々が参加すること自体が科学・技術の研究を豊かなものにし、それまでにない新しい発見に繋がる」という指摘（隠岐 2018）や、「多様な視点や発想を取り入れていくために、女性研究者・技術者がその能力を最大限に発揮できるような環境が必要である」という第5次男女共同参画基本計画（内閣府 2020）の記述を踏まえるならば、性別専攻分離が続く現状は、多様性の実現が阻まれているという点で問題であると言える。したがって、性別専攻分離が生じるメカニズムの把握や改善は政策的にも重要な課題である。

性別専攻分離に関する研究は、規定要因として社会経済的階層（Werfhorst 2017; Ran Liu 2019; 山本 2019）や男女の理系科目の能力差（森永 2017; 古田 2016; 伊佐・知念 2014; Justman & Mendez 2018）、さらに社会心理的要因（白川 2020）を扱ってきた。しかし、これらの研究結果を踏まえても、性別専攻分離のメカニズムはいまだ不明な点が多い。原因と

して、同じ要因を用いて分析しても、それぞれの国の文化的・経済的背景の違いなどによって分析結果が異なり、統一した知見を得ることができないことが考えられる。

社会心理的要因については、これまで、価値志向のなかでも特に高校生の職業志向が扱われてきた。これらの先行研究はイングルハートの理論的考察を背景としている。ただし、イングルハートは、近代化が物質主義から脱物質主義へという価値観の転換を伴って進んだ結果、その影響は、職業のみならず家族、宗教、政治にも影響を与えると指摘していた点に注意する必要がある (Inglehart 1990=1993, 2018=2019)。従って、高校生の職業志向のみに着目して、性別専攻分離に対する社会心理的要因の影響を捉えるのは不十分であり、他に要因として重要な価値志向がないか検討する必要がある。そして、先行研究により、現代の若者が持つ家族観に多様性が見受けられることが明らかとなっているため、新たに追加すべき価値志向として家族に対する価値観、つまり家族志向を、性別専攻分離の要因として扱うことを検討する。

以上の議論をふまえたうえで、本稿では、社会心理的要因として、特に職業志向と家族志向に着目し、大学の専攻選択行動との関連を明らかにする。まず、社会心理的要因となりうる職業志向および家族志向を現代の高校生が持つのかどうか探索的に分析する。続いて職業志向と家族志向が、性別専攻分離にどのように影響しているのかを明らかにする。その際、全体データの分析と併せて、男女別の分析も行い、男女で価値志向の影響が異なるのかどうかを比較検討していく。

2 関連研究

2.1 先行研究の紹介

性別専攻分離の規定要因について、これまでの研究は大きく分けて、社会経済的階層、理系科目の能力差、社会心理的要因に着目して分析が行われてきた。まず、社会的経済的階層に焦点を当てた研究では、親の社会経済的地位 (SES)、つまり親の学歴や職業、文化的・経済的資本が性別専攻分離にどのような影響を与えるのかが分析されてきた。Werfhorst (2017) によれば、オランダでは、出身階層の SES が専攻選択に影響し、SES が高い家庭出身の女性はジェンダー平等の意識を持つがゆえに STEM 系に進学する者も多いが、一方で、家庭の文化資本を活かすべく人文・社会科学を選択するとも指摘している。また、中国でも、SES が専攻選択に影響することは確認されており、オランダの事例と同じく、SES が高い層は数学に対するジェンダーステレオタイプが薄れるため、女性が STEM 系を志望する率が高いとされる (Ran Liu 2019)。日本の性別専攻分離における階層の影響については、山本 (2019) が分析しており、女性で父親の職業がブルーカラーである者は、人文系よりも教育・理工・医学を選択する傾向があることがわかっている。このように、性別専攻分離に対する階層の影響は、各国が持つ社会的文脈によって異なることが示唆され、メカニズムを理解するには教育システムや経済状況、地域格差など、種々の要因を考慮する必要があるといえよう。

次に理系科目の能力差を扱った研究も蓄積されている。森永 (2017) は STEM 分野にたずさわる女性が少ない理由について、国内外の先行研究での知見をまとめ、理系科目の能力差

は生得的・生物的な要因にもよるだろうが、社会的な要因も十分に影響していることを指摘している。また、日本での理系科目における男女の成績差について、国際学力調査における男女の得点差は統計的に有意な差ではないことからわかるように、成績差は比較的小さく、成績差よりも学業的自己概念の影響や、業績主義的価値体系への適応度といったノン・メリトクラティックな影響を考慮すべきとする分析結果も存在する（古田 2016；伊佐・知念 2014）。オーストラリアでも、数学的能力の男女差のみが、STEM 分野を選択する理由とはならないことが指摘されている（Justman & Mendez 2018）。

このように社会経済的階層やメリトクラティックな要因を扱った研究成果が蓄積される中、社会心理的要因に着目した性別専攻分離に関する研究も存在する。社会心理的要因とは、行為者が属する社会構造や社会的規範に制約を受けつつ形成された選好など、行為者の主観的な意識を指す。社会心理的要因を教育達成モデルに組み込んだシーウェルらは、「階層と個人の行動結果の間に、社会心理的要因を媒介変数として組み込むことで、個人の行動に関してより理解可能な因果関係を把握することができる。」と述べ、社会心理的要因を考慮することのメリットを指摘している（Sewell et al. 1969）。

かつては垂直分離と言われる教育達成の階層差における研究において、社会心理的要因が教育アスピレーション（教育達成への熱意）に影響を与えているのかどうかを検討されてきた。それらの分析では、社会心理的要因として、職業志向（職業や職業生活において何を重視するか）や、性別役割分業意識（男性は外で働き、女性は家庭を守るべきという意識）などが扱われており、職業志向は教育アスピレーションに有意な影響を与えている（荒牧 2016）が、性別役割分業意識は教育アスピレーションに有意な影響を与えない（神林 2000）という分析結果が得られている。

水平分離である性別専攻分離については、白川（2020）が、要因として職業志向を扱い分析している。白川は、高校生の職業志向として、有名な会社に就職することや給料が良いといった外的報酬を重視する「外的価値重視志向」と才能を活かすことや社会の役に立つことなどを重視する「内的価値重視志向」が存在するとし、さらに「性別役割分業意識」も職業志向として扱った。白川は、これらの職業志向が性別専攻分離に影響を与えるという分析結果を得ているが、男女別の分析は実施されておらず、男女間で価値志向が与える影響を比較することが困難となっている。さらに近代家族規範¹⁾のうちの一つである性別役割分業意識を女子のみに影響する職業志向として扱い、男女問わず、近代家族規範が性別専攻分離にどのように影響するかといった、より広い視点からの分析がなされていない。

2.2 先行研究の批判的検討

前節で挙げた白川の研究には、主に2つの課題が指摘できる。まず第1の課題は、扱っている社会心理的要因が職業志向に限定されている点である。そして第2の課題は、白川が職業志向として扱っていた「性別役割分業」と本来の抱合関係にある家族志向を、新たな社会心理的要因として導入することである。

第1の課題について検討する。社会心理的要因を含めたモデルにより、性別専攻分離を分

析した白川や、教育達成を分析した荒牧(2016)、片瀬(2005)などは、影響を与える社会心理的要因は職業志向のみであるとしている。荒牧や片瀬は、白川のいう、「外的価値重視志向」を「地位達成志向」、「内的価値重視志向」を「自己実現志向」と定義し、荒牧は「地位達成志向」が教育アスピレーションに関連するとした。一方、片瀬は「自己実現志向」が専門職アスピレーションと関連し、それらは教育アスピレーションにも関連するとした。

しかし、これらの分析の前提となっているイングルハートの理論においては、物質主義から脱物質主義に人々の価値観が変容していく際、職業のみならず、家族・宗教・政治にも影響が及ぶとしている (Inglehart 1990=1993, 2018 =2019)。ここでの物質主義とは、経済的安定と身体的安全を重視する価値観であり、脱物質主義とは、自己表現と自由選択を重視する価値観である。イングルハートは、第二次世界大戦後の数十年の間に、高度工業社会は空前の経済発展を成し遂げ、その結果、職業・家族・宗教・政治などについての基本的価値観の変化が徐々にもたらされたとしている。

以上の議論をふまえると、性別専攻分離を捉える社会心理的要因として、職業志向のみを用いるのは不十分であるといえる。従って、他の社会心理的要因と性別専攻分離との関連を分析していく必要があるだろう。

こういった状況を乗り越えるべく、第2の課題について検討する。本稿では新たに追加すべき社会心理的要因として、家族に対する価値志向を挙げる。家族に着目した理由は、イングルハートの指摘どおり、高度工業社会において、生殖・繁殖規範を支えてきたジェンダー間に関する独特の規範群は変化していき、現代の家族形態は多様であるためである。たとえば、2015年出生動向基本調査を確認すると、「一生結婚する気はない」若者が徐々にではあるが増えている(国立社会保障・人口問題研究所 2015)。また、1990年代から離婚率は急上昇し(岩間・大和・田間 2015)、シングルペアレントも増加している(筒井 2016)。

一方で、1980年代後半まで維持され、近代の生殖・繁殖規範の代表であった近代家族規範が完全に消えてしまったわけではなく、例えば、2000年代に入ってから、専業主婦志向が若年女性において再び高まっているという調査結果もある(山田 2009)。また、家族の在り方が多様化したとはいえ、いまだ日本の多くの家族生活の中身は、高度経済成長期の家族からそれほど変化していない(山田 2014)。ゆえに、近代家族の在り方を当然としている高校生も多い(森 2015)。

つまり、家族形態が多様化する中で、あえて近代家族の在り方に魅力を感じる高校生もいれば、新しい家族の在り方に魅力を感じる高校生もいると考えられる。近代家族の在り方に魅力を感じる者は、性別役割分業や夫婦及び親子間での情緒的絆を重視するといった近代家族規範を内面化するため、男子は主に、労働市場での見返りを求めて高等教育機関へと進学し、女子は労働市場のみならず、より多元的な見返りを求めて高等教育機関に進学する(山本 2019)。逆に、近代家族規範にとらわれない者は、将来的に未婚のままであることや、離婚の可能性なども想定するため、女子は特に経済的自立を目指して高等教育に投資するであろうし、男子は、近代家族規範を好む者と比較して、生計維持者としての役割をそれほど意識せずに進学するであろう。

このように、高校生が持つ家族に対する価値志向は多様であり、それ故に高等教育への進学理由も多様である。高校生の価値志向として、家族に対する価値志向を要因として追加し、さらに男女別に分析して結果を比較すれば、先行研究において捉えきれなかった性別専攻分離の男女差を明らかにできる。

以上の議論を踏まえ、本稿においては、現代の高校生は、どのような職業志向および家族志向を持つのか探索的に分析したうえで、それら価値志向の関連を確認し（分析課題①）、それぞれがどのように性別専攻分離へ影響を与えているのかを明らかにする（分析課題②）。

分析課題②については、職業志向と家族志向の特徴を再考し、仮説を立てる。白川（2020）によると、社会学や心理学の先行研究に基づき、女子は内的価値を重視する志向を獲得しやすく、男子は外的価値を重視する志向を獲得しやすいとする。理由として、女性は社会性と利他性重視、男性は生計維持者としての報酬重視というジェンダーステレオタイプが内面化されていることを挙げている。しかし、他の職業志向を扱った先行研究では、白川と異なる視点で分析結果を得ている。例えば、荒牧（2016）、片瀬（2005）、多田隈（2015）、多喜（2015）による高校生の価値志向に関する研究においては、「自己実現志向」は専門・技術職へのアスピレーションと関連が深いこと、「地位達成志向」は事務・販売職といった第3次産業へのアスピレーションと関連が深いことが述べられている。地位達成志向のような、報酬アップや出世を重視する志向性は、長期雇用、定期昇給、企業内昇格などを特徴とする日本的雇用慣行（本田 2009）を持つ社員の職種と親和性が高いこと、また、自己実現志向のような、自身の特技・才能を活かして人の役に立ちたいという志向性は、専門性を活かす仕事と親和性が高いことが理由に挙げられている。ただし、地位達成志向と関連する日本的雇用慣行に沿った働き方は、家庭に子育てを任せられる専業主婦やパート主婦が存在することを前提としており、女性が男性と同様にそういった環境で仕事をこなそうとすると、数々の問題が生じてくることが指摘されている（濱口 2015）。従って、地位達成志向と社員の職種の間における関連の強さは男子のみに限られると考える。

また、脱物質主義的価値観から生み出される自己実現志向は、自由選択・自己表現を重視するため、内面化したジェンダー本質主義的な信念をもとに、よりステレオタイプな選択をすることも先行研究により明らかになっている（Charles and Bradley 2009; Ochsenfeld 2016; 打越・麦山・小松 2020）。つまり、自発的に、自己実現志向の強い男性は、現実的で分析スキルなどが求められる男性的な専攻を選択し、自己実現志向の強い女子は、社交性スキルが活かせるケアワークや芸術的な仕事に繋がる女性的な専攻を選択することが考えられる。なお、教育達成における教育アスピレーションが大学教育を前提とした職業へのアスピレーションと関連を持つことは、荻谷（1986）により指摘されており、本稿においても、性別専攻分離の要因となる教育アスピレーションが同じく職業アスピレーションと関連を持つものとみなす。

以上の議論を踏まえたうえで、高校生は職業志向として地位達成志向、自己実現志向を持つと仮定し、以下のとおり仮説を立てる。

仮説1：男子で地位達成志向が強ければ，文系専攻を選択する。

仮説2：女子は，地位達成志向が専攻選択に関連しない。

仮説3：男子で自己実現志向が強ければ，理系専攻を選択する。

仮説4：女子で自己実現志向が強ければ，医療・福祉系専攻を選択する。

さらに，新たに追加した家族志向について検討する。近代家族規範に捉われない者ほど，女子は経済的自立を目指し，男子は生計維持者としての役割を意識しないであろうことは，先ほど述べたとおりである。ただし，男子は近代家族規範を好む，好まないにかかわらず，経済的自立を当然として進学するだろうが，女子はその差により，生計を自身で維持するかどうかの意識が異なり，影響が大きい。つまり，近代家族規範を意識しない，家族志向が弱い女性は，そうでない女性と比較して，とりわけ経済的自立を目指して進学するであろう。

ここで，2005年SSM調査データの分析によると，男女ともに，医学・保健系学部の出身者は，他の学部出身者と比較して年収が高いことが明らかになっている（山本・安井・織田2015）。さらに，医療・福祉系専攻以外の専攻が経済的自立に有利かどうかについて，先行研究を確認する。山本・安井(2016)によると，理工系出身の女性は，人的資本にマッチした専門職につきにくく，またその人的資本が雇用者にとって特殊とみなされやすいために，非専門職において，文系出身の女性より不利な立場に立たされ，結果として収入が文系専攻出身の女子と比較して劣るとしている。また，豊永(2018)は，大学の各専攻の出身者の初職について分析し，理工系専攻および人文系専攻出身者の初職について，女子は男子と比較して有意に専門職につきづらいが，医療系専攻出身者については男女差が見られないという結果を示している。つまり，文系専攻も理系専攻も，生計を維持したい女性からすると不利である一方，医療・福祉系専攻はそのような傾向が見られないことを，高校生たちも認識していると考えられる。

従って，家族志向については以下のとおり仮説をたてる。

仮説5：女子で家族志向が弱ければ，医療・福祉系の専攻を選択する。

仮説6：男子は，家族志向が専攻選択に関連しない。

なお，仮説6は業績主義的価値体系の観点からも解釈が可能である。梶田(1981)や伊佐・知念(2014)が指摘しているとおり，勉学を肯定する業績主義への適応度にはもともと性差がみられるが，たとえ，業績主義を女子が内面化できたとしても，かえってそのことが自身に対し「教育する母親」を求め，能力主義による自身の成功を狭めてしまう可能性を中野(2019)は指摘している。つまり，女子が家族志向を持った場合，業績主義的価値観と矛盾する可能性が指摘されている。しかし，男子にはそういった指摘は当たらない。つまり，仮説6にあるとおり，専攻選択といった勉学における進路に関して，家族志向が男子に与える影響は，女子と比較して少ないと考えられる。

3 分析するデータと変数

3.1 分析するデータ

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」（以下、本調査とする。）にある2017年度高3生調査および2018年度高3生調査のデータを合併して分析を行う。調査時点は各年度の3月であり、四年制大学進学者は進学先が決定している。したがって、四年制大学進学者であり、かつ進学先の専攻が判明している高校生のデータを抽出し分析する。次節で述べる変数に欠損があったサンプルを除外した結果、分析①については1170、分析②については952のサンプルを得た。

3.2 使用する変数

分析課題①では、高校生の潜在的な二種類の価値志向について確認するため、自身の将来についての、以下の質問項目の回答を使用し、探索的にカテゴリカル因子分析を実行する。それぞれ、「とてもあてはまる」、「まあまああてはまる」、「あまりあてはまらない」、「まったくあてはまらない」の4件法で設計されており、この質問項目は2017年度調査、2018年度調査で同一のものが用いられている。

1. 自分の家族の幸せを大切に暮らしたい
2. 自分の趣味を楽しんで暮らしたい
3. 地元で仕事や生活をしたい
4. 社会のために貢献したい
5. 世界で活躍したい
6. 暮らしは人並みでも安定した仕事をしたい
7. 資格を活かした仕事をしたい
8. リスクがあっても高い目標にチャレンジする仕事をしたい
9. 出世して高い地位につきたい
10. お金持ちになりたい
11. 親から経済的に自立したい
12. 将来就きたい職業がはっきりしている
13. 就職できるか不安だ

分析課題②では、選択した専攻分野を従属変数とする多項ロジスティック回帰分析を行う。専攻は調査票の分類どおり、「文系の分野」、「理系の分野」、「医療・福祉系の分野」、「芸術・デザイン系とその他の分野」の4カテゴリ²⁾に分類する。参照カテゴリは、女性が最も進学する「文系の分野」とする。

独立変数については、まず分析課題①で得られた価値志向それぞれの因子得点を用いる。他に統制変数として、性別（女子=1、男子=0）、高校の学科（普通科=1、普通科以外：専門学科と総合学科=0）、全国模試の成績の自己評価（4点尺度：数値が高いほど成績が良い）、主観的な家庭の経済状況（4点尺度：数値が低いほど、経済的に進学が難しいと感じた）を用いる。これらは先行研究において、性別専攻分離との関連があると指摘されてきた変数で

ある。ただし、主観的な家庭の経済状況に関しては、出身階層の指標として世帯年収を用いる代わりに使用している。世帯年収を用いることができなかったのは、本調査において世帯年収を確認している保護者データのパネル脱落が多かったためである。また、居住地の市区町村規模（23区および政令指定都市=1、それ以外=0）は、近年、教育達成（垂直分離）の地域格差が再び拡大していることが指摘されており（平松 2018）、居住地域の影響は垂直分離のみならず水平分離、つまり性別専攻分離にも影響している可能性も考慮して、統制変数として追加する。なお、分析課題②については、男女で価値志向が性別専攻分離に与える影響が異なることが予想されるため、全体データで要因を探った後、男女別にも分析を行い、要因の比較を行う。

4 分析結果

4.1 分析課題①の結果

カテゴリーカル因子分析を実行する前に、家族志向の扱いについて補足する。今回扱う調査では、高校生自身の将来についての質問項目の中に、家族に関するものは「1. 自分の家族の幸せを大切に暮らしたい」の1項目しか存在しない。これは今回の調査より以前に実施された東大社研・高卒パネル調査（JLPS-H）において、結婚することと子供を持つことを強く結びつけている日本の高校生の傾向（相関係数 0.649）が判明した（深堀 2017）ため、あえて「子供をもつこと」などに関して尋ねる必要はないとの判断があったと考えられる。このことは、やはり現代の高校生も、家族形成といえ、近代家族を思い描く傾向にあることを示している。というのは、近代家族規範が弱まっている一部の欧米社会では、結婚しないまま子供を作り、そのまま育てているカップルが数多く存在するからである（筒井 2016）。深堀（2017）も、米国では結婚することと子供を持つことの相関係数が 0.470 であることを指摘しており、日本の高校生の近代家族規範の強さがうかがえる。そこで、「自分の家族の幸せを大切に暮らしたい」の1項目については、回答データをそのまま家族形成志向として扱い、家族形成志向の強さは、近代家族規範に結びつくものとして扱う。従って、カテゴリーカル因子分析を実行する際は、家族に関する質問項目を除外し、価値観に関する 12 項目の回答データを用いて実行する。

因子数については、ガットマン基準、スクリーテスト、平行分析の結果から 4 因子解が妥当と考えられた。探索的因子分析の実行結果を確認し、共通性の低い質問項目である「2. 自分の趣味を楽しんで暮らしたい」と「13. 就職できるか不安だ」の回答は削除した。

最終的に、10 項目の質問についてカテゴリーカル因子分析を実行した。10 項目の場合、ガットマン基準、スクリーテスト、平行分析の結果により 3 因子解が妥当と考えられた。その後、R によるカテゴリーカル因子分析では個々の因子得点が得られないため、Mplus により ESEM³⁾ を実行した。因子負荷の推定には重みつき最小二乗法を用い、回転は GEOMIN 回転を選択した。ESEM の結果、3 つの因子の因子負荷量は、表 1 のとおりであった。

表 1 因子負荷量

質問項目	第 1 因子 (安定的 自己実現志向)	第 2 因子 (地位達成 志向)	第 3 因子 (チャレンジ 志向)
資格を生かした仕事をしたい	0.725	-0.053	0.01
暮らしは人並みでも安定した仕事をしたい	0.661	0.018	-0.281
地元で仕事や生活をしたい	0.534	-0.18	-0.124
社会のために貢献したい	0.522	0.008	0.388
将来就きたい職業がはっきりしている	0.442	-0.089	0.132
お金持ちになりたい	0.002	0.957	-0.432
出世して高い地位につきたい	-0.025	0.815	-0.006
親から経済的に自立したい	0.241	0.397	0.038
リスクがあっても高い目標にチャレンジする仕事をしたい	0.057	0.315	0.584
世界で活躍したい	-0.022	0.308	0.584

因子負荷量を確認し、第 1 因子を「安定的自己実現志向」、第 2 因子を「地位達成志向」、第 3 因子を「チャレンジ志向」と命名した。第 1 因子を先行研究にならって「自己実現志向」とせず、「安定的自己実現志向」としたのは、「3. 地元で仕事や生活をしたい」や「6. 暮らしは人並みでも安定した仕事をしたい」といった、先行研究には含まれていなかった質問項目の因子負荷量が高かったためである。ただし、「4. 社会のために貢献したい」、「7. 資格を活かした仕事をしたい」といった、これまで自己実現志向に含まれるとされてきた質問項目の因子負荷量が高く、また、地位達成に関する質問項目の因子負荷量は低いため、「自己実現志向」の一部には違いないとみなし、「安定的自己実現志向」とした。第 2 因子の「地位達成志向」については、先行研究の知見とほぼ等しい。第 3 因子については、「8. リスクがあっても高い目標にチャレンジする仕事をしたい」と「5. 世界で活躍したい」の因子負荷量が高く、「10. お金持ちになりたい」や「6. 暮らしは人並みでも安定した仕事をしたい」の因子負荷量が低かったため、「チャレンジ志向」と名付けた。

抽出された因子の因子得点を利用して、全体および男女別に相関分析を行った（表 2, 表 3, 表 4）。

表 2 価値志向の相関関係（全体データ）

	安定的 自己実現志向	地位達成志向	チャレンジ 志向
安定的自己実現志向			
地位達成志向	0.31***		
チャレンジ志向	0.26***	0.41***	
家族形成志向	0.43***	0.20***	0.19***

Note. ***p < .001 N = 1,170

表3 価値志向の相関関係（男子データ）

	安定的 自己実現志向	地位達成志向	チャレンジ 志向
安定的自己実現志向			
地位達成志向	0.32***		
チャレンジ志向	0.32***	0.43***	
家族形成志向	0.41***	0.25***	0.19***

Note. ***p < .001 N = 548

表4 価値志向の相関関係（女子データ）

	安定的 自己実現志向	地位達成志向	チャレンジ 志向
安定的自己実現志向			
地位達成志向	0.32***		
チャレンジ志向	0.20***	0.40***	
家族形成志向	0.41***	0.16***	0.19***

Note. ***p < .001 N = 620

家族形成志向は、職業志向のうち、安定的自己実現志向と最も強い正の関連を持つことがわかった。この傾向は、男女別に分析しても変化しない。家族形成志向と地位達成志向については、女子と比較して男子の方が若干強い正の関連を持つが、大きな相違はない。

全体的に、価値志向同士の関連は、男子と女子で比較してそれほど相違がみられない。また、多田隈（2015）が指摘するとおり、物質主義的な地位達成志向と、脱物質主義的な自己実現志向は、トレード・オフの関係ではなく、高校生はそれら両方を重視する傾向があることも読み取れる。

以上のとおり、現代の高校生にも、職業志向において、地位達成志向および自己実現志向に近い安定的自己実現志向を持つことが確認された。またチャレンジ志向という新しい職業志向が存在することも明らかになった。さらに、家族形成志向については、特に安定的自己実現志向と正の関連を持つことがわかった。これら価値志向同士の相関関係は、男女別に分析しても、それほど変化がないという結果も確認された。

4.2 分析課題②の結果

専攻分野のカテゴリを従属変数として、多項ロジスティック回帰分析を行う。用いる変数は3.2のとおりであり、家族形成志向については質問項目「1. 自分の家族の幸せを大切に暮らしたい」の回答を標準化したものを用いる。まず、変数の記述統計量を表5に示す。

表 5 変数の記述統計量

変数	全体 (n=957)		男性 (n=448)		女性 (n=504)	
	Mean (%)	SD	Mean (%)	SD	Mean (%)	SD
従属変数						
専攻 (%)						
文系の分野	47.6		42.9		51.8	
理系の分野	31.2		43.1		20.6	
医療・福祉系の分野	13.6		6.7		19.6	
芸術・デザイン系と その他	7.7		7.4		7.9	
独立変数						
安定的自己実現志向	0.00	0.84	-0.16	0.84	0.15	0.82
地位達成志向	-0.01	0.86	0.01	0.87	-0.03	0.84
チャレンジ志向	0.03	0.79	-0.01	0.78	0.06	0.80
家族形成志向	0.00	0.99	-0.19	1.01	0.16	0.95
統制変数						
性別 (%)						
男	47.1					
女	52.9					
学科 (%)						
普通科	92.5		92.4		92.7	
普通科以外	7.5		7.6		7.3	
全国模試の成績	3.21	1.12	3.20	1.20	3.21	1.05
主観的な経済状況	3.13	0.83	3.10	0.82	3.15	0.84
市区町村の規模 (%)						
23区および政令指定都市	32.46		30.36		34.33	
それ以外	67.54		69.64		65.67	

独立変数に価値志向に関する変数を加えた場合、それら変数に説明力があるかどうかを尤度比検定により確認する。表 6 は全体データ、表 7 は男子データ、表 8 は女子データの尤度比検定の結果である。

表 6 尤度比検定の結果（全体データ）

独立変数	尤度比 χ^2 値 (G^2)	ΔG^2	d.f.	Δ d.f.	P値
性別、学科、模試での成績、経済状況、 市区町村規模	2145.85		2838		
性別、学科、模試での成績、経済状況、 市区町村規模、安定的自己実現志向、 地位達成志向、チャレンジ志向、 家族形成志向	2090.65	55.19	2826	12	0.00

表 7 尤度比検定の結果（男子データ）

独立変数	尤度比 χ^2 値 (G^2)	ΔG^2	d.f.	Δ d.f.	P値
性別、学科、模試での成績、経済状況、 市区町村規模	961.37		1329		
学科、模試での成績、経済状況、 市区町村規模、安定的自己実現志向、 地位達成志向、チャレンジ志向、 家族形成志向	930.09	31.28	1317	12	0.00

表 8 尤度比検定の結果（女子データ）

独立変数	尤度比 χ^2 値 (G^2)	ΔG^2	d.f.	Δ d.f.	P値
性別、学科、模試での成績、経済状況、 市区町村規模	1167.55		1497		
学科、模試での成績、経済状況、 市区町村規模、安定的自己実現志向、 地位達成志向、チャレンジ志向、 家族形成志向	1133.56	33.99	1485	12	0.00

どのデータにおいても、価値志向に関する変数は説明力を持つことがわかる。従って、本稿の仮説どおり、価値志向は性別専攻分離に影響を与えているという考えのもと、分析を続ける。

全体データに対する、多項ロジスティック回帰分析の結果は、表 9 のとおりである。

表 9 多項ロジスティック回帰分析の結果（全体データ）

	基準：文系		理系		医療・福祉		芸術・その他				
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.			
切片	-0.960		*		-1.053		+		-0.322		
安定的自己実現志向	0.155	0.111			0.983	0.162	***		0.319	0.188	+
地位達成志向	-0.322	0.103	**		-0.467	0.138	***		-0.151	0.171	
チャレンジ志向	0.181	0.114			0.150	0.149			0.104	0.183	
家族形成志向	-0.131	0.088			-0.330	0.126	**		-0.210	0.145	
性別	-0.989	0.161	***		0.747	0.239	**		-0.112	0.263	
学科	0.595	0.336	+		-0.067	0.393			-0.748	0.376	*
模試での成績	0.170	0.072	*		-0.052	0.099			-0.162	0.119	
主観的な経済状況	-0.077	0.097			-0.200	0.123			-0.100	0.154	
市区町村規模	0.366	0.164	*		-0.185	0.233			0.108	0.272	
n	952										
Cox and Snell R ²	0.175										
Nagalkerke R ²	0.159										
Residual deviance	2090.7		自由度	2826							

Note. +p < .10 *p < .05 **p < .01 ***p < .001

まず価値志向の効果を確認すると、安定的自己実現志向が医療・福祉系専攻と正に有意な関連を持ち、地位達成志向が理系および医療・福祉系専攻と負に有意な関連を持っていることがわかる。これは安定的自己実現志向が強いと、文系専攻よりも医療・福祉系専攻を選択する傾向があること、地位達成志向が弱いと、文系専攻よりも理系専攻もしくは医療・福祉系専攻を選択することを示している。また、家族形成志向は医療・福祉系専攻と負の関連を持っていることがわかる。これは、家族形成志向が弱いと、文系専攻よりも医療・福祉系専攻を選択することを示している。さらに、統制変数として投入した学科、模試での成績、市区町村規模が理系専攻と有意な関連を持っていることが分かった。

表 10、表 11 は男女別データに対する、多項ロジスティック回帰分析の結果である。

表 10 多項ロジスティック回帰分析の結果（男子データ）

基準：文系	理系		医療・福祉		芸術・その他	
	B	S. E.	B	S. E.	B	S. E.
切片	-0.783		-3.389		-0.515	
安定的自己実現志向	0.122	0.151	0.874	0.305	**	0.351 0.281
地位達成志向	-0.512	0.143	***	-0.969 0.262	***	-0.172 0.263
チャレンジ志向	0.225	0.161		0.343 0.316		-0.219 0.284
家族形成志向	-0.060	0.117		-0.263 0.232		-0.272 0.208
学科	0.521	0.419		1.106 1.081		-0.866 0.539
模試での成績	0.278	0.094	*	0.316 0.182	+	0.015 0.171
主観的な経済状況	-0.216	0.133		-0.194 0.250		-0.235 0.230
市区町村規模	0.382	0.232		-0.070 0.479		0.513 0.404
n	448					
Cox and Snell R ²	0.115					
Nagalkerke R ²	0.129					
Residual deviance	930.1		自由度 1317			

Note. +p < .10 *p < .05 **p < .01 ***p < .001

表 11 多項ロジスティック回帰分析の結果（女子データ）

基準：文系	理系		医療・福祉		芸術・その他		
	B	S. E.	B	S. E.	B	S. E.	
切片	-2.339		**	0.443		-0.188	
安定的自己実現志向	0.192	0.173		0.992 0.195	***	0.301 0.255	
地位達成志向	-0.144	0.157		-0.272 0.168		-0.102 0.232	
チャレンジ志向	0.114	0.168		0.097 0.175		0.333 0.240	
家族形成志向	-0.200	0.135		-0.328 0.153	*	-0.108 0.212	
学科	0.901	0.635		-0.258 0.450		-0.547 0.546	
模試での成績	0.051	0.119		-0.234 0.123	+	-0.334 0.171	+
主観的な経済状況	0.084	0.148		-0.192 0.146		-0.030 0.211	
市区町村規模	0.335	0.240		-0.275 0.272		-0.348 0.382	
n	504						
Cox and Snell R ²	0.118						
Nagalkerke R ²	0.130						
Residual deviance	1133.6		自由度 1485				

Note. +p < .10 *p < .05 **p < .01 ***p < .001

男子データの場合、全体データと同じく安定的自己実現志向が医療・福祉系専攻と正に有意な関連を持ち、地位達成志向が理系および医療・福祉系専攻と負に有意な関連を持っていることがわかる。ただし、全体データと異なり、家族形成志向は医療・福祉系専攻と有意な関連を持たなかった。

次に女子データの結果を確認すると、全体データと同じく安定的自己実現志向が医療・福祉系専攻と正に有意な関連を持っていたが、地位達成志向は全体データと異なり、理系および医療・福祉系専攻と有意な関連を持たなかった。また、家族形成志向は、全体データと同じく医療・福祉系専攻と有意な関連を持つことがわかった。

男女別の結果を比較すると、男子は女子と比較して、地位達成志向が専攻選択に対して強

く影響し、特に地位達成志向の強い者が文系専攻を選択していることがわかる。また、女子は男子と比較して、家族形成志向が専攻選択に対して強く影響し、特に家族形成志向の弱い者が医療・福祉系専攻を選択していることがわかる。

以上の分析結果を踏まえたうえで、仮説を検証する。「仮説1：地位達成志向が強ければ、文系専攻を選択する。」は支持された。「仮説2：女子は、地位達成志向が専攻選択に関連しない。」は支持された。「仮説3：男子で自己実現志向が強ければ、理系専攻を選択する。」は、支持されなかった。「仮説4：女子で自己実現志向が強ければ、医療・福祉系専攻を選択する。」は、自己実現志向が安定的自己実現志向に置き換わるものの、支持された。「仮説5：女子で家族志向が弱ければ、医療・福祉系の専攻を選択する。」は支持された。「仮説6：男子は、家族志向が専攻選択に関連しない。」は支持された。

5 考察

以上、前節までの分析結果をまとめると、分析課題①において、現代の高校生は、職業志向として、安定的自己実現志向、地位達成志向、チャレンジ志向という3つの志向を持つこと、さらにそれらと家族形成志向との関連を確認すると、特に安定的自己実現志向と家族形成志向との間に正の関連が存在することがわかった。そして、職業志向と家族志向との関連において、男女差はそれほど見られないことがわかった。

つぎに、分析課題②の結果をまとめる。地位達成志向は仮説どおり、男子において、文系専攻と有意な正の関連を持っていた。これは、仮説で示したとおり、高校生男子が文系専攻を卒業した場合に日本的雇用慣行の中でキャリアを積んでいくことを想定するのに対し、女子はそういったキャリアを想定していないためと考えられる。

また、自己実現志向については、専門職キャリアと親和性が高いという先行研究の知見と部分的に一致したが、ジェンダー本質主義により、男女で異なる専門性を持つ専攻を選択するという結果は得られなかった。男子・女子問わず、安定的自己実現志向と医療・福祉系専攻が正の有意な関連を持っており、男女差が確認されなかったためである。これは、先行研究で確認されてきた自己実現志向と異なり、本稿では地元志向などを含んだ安定的自己実現志向の影響を見ているためかもしれない。ただし、男子について、安定的自己実現志向と模試での成績の交互作用項を分析モデルに追加すると、モデルが改善され、交互作用項が理系専攻と正に有意な関連を持つことがわかった。成績の良い男子は、ジェンダー本質主義を内面化したステレオタイプな選択が可能となっていることが示唆される。また、女子については、仮説どおり、自己実現志向がステレオタイプな選択を強めているという解釈も可能である。

家族形成志向については、仮説どおり、女子の専攻選択への影響が強く、結婚をそれほど意識せずに自身の生計維持を重視する高校生は、医療・福祉系専攻を選択することがわかった。そして、男子データのみでの分析では、家族形成志向と有意な関連を持つ専攻は存在しなかった。

性別専攻分離が起きる要因について、男女別の分析結果から考察し、得られた知見をまと

める。まず、男子データの分析結果に目を向けると、地位達成志向と専攻選択の関連の強さから、理系専攻と医療・福祉系専攻は日本的雇用慣行から逃れたい男子にとって好ましい専攻になっていることがわかる。日本的雇用慣行は、長期雇用、定期昇級等が保障されている反面、職務内容や労働時間および勤務場所などが企業の命令により無限定に変更されてしまうメンバーシップ型雇用を取っており（本田 2021）、デメリットも大きいことが原因と考えられる。そして、特に成績の良い男子にとっては、理系専攻は、文系専攻のキャリアと比較して日本的雇用慣行から逃れられ、さらに自己実現も達成できる望ましい専攻であることが窺える。

一方、女子データの分析結果を確認すると、男子の専攻選択に影響を与えていた地位達成志向は、女子に有意な影響を与えていない。女子の職業志向において専攻選択に影響を与えているのは自己実現志向のみであり、自己実現志向が強い女子は医療・福祉系専攻を選択していた。また、家族を意識せず経済的自立を目指す女子も医療・福祉系専攻を選択していた。これらは、仕事を重視し、経済的自立を図る高校生女子は、日本的雇用慣行の中で得られる企業特殊のスキルよりも、一般的スキル、あるいは産業特殊のスキルを重視する、つまりポータビリティを重視したスキル形成を目指す現代日本の女性（佐野 2019）の価値観を内面化しているということが窺える。そもそも女子は、出産や子育てにより職中断のリスクがあり、日本的雇用慣行のメリットを享受しない代わりに、デメリットを意識する必要もなく、そこから逃れる動機もない。そして、家族形成をそれほど意識せず、とにかく経済的自立を目指すのであれば、医療・福祉系キャリアが職中断といった潜在的なリスクを背負わずに済む。さらに、医療・福祉系はジェンダー本質主義的な観点からの自己実現も可能となるため、仕事で得られるものを重視する女子にとって、医療・福祉系専攻は最も好ましい専攻となる。

このようにみると、理系専攻に男性が偏るのは、当該専攻が男子にとっては好ましい専攻でありながら、女子にとっては、まったくうまみのない専攻であるからということが指摘できる。周囲の大人たちを見ながら、知らず知らずのうちに、日本の雇用慣行や家族に関する価値観を高校生たちは内面化し、その結果、理系専攻に対する男女のモチベーションの差が発生し、性別専攻分離が進んでいるということが本稿により明らかになったといえよう。

最後に2点、課題について述べる。全体データの分析結果によると、居住地が都市部の学生ほど理系の専攻を選択していた。教育達成の垂直分離に対する地方格差は多々分析されてきたが、教育達成の水平分離に対する地方格差はまだ分析が蓄積されておらず、この点についてさらに検証していくことが必要である。なお、教育達成の垂直分離における地方格差については、大学の収容定員数の影響が示唆されている（上山 2011）。理系の収容定員数に地方格差が存在する可能性も考えられ、さらに分析を進めていく必要がある。また、3. 分析するデータと変数で述べたとおり、保護者データのパネル脱落が多かったため、世帯年収や各家庭の性別役割分業度合いを独立変数に入れることができなかった。今後は、それらの対応を検討しつつ、各価値志向を規定する要因が何なのかをさらに分析していきたい。

6 むすび

本稿では、社会心理的要因の中でも特に職業志向と家族志向に着目し、高校生の専攻選択にどのような影響を与えているのかを分析した。分析結果から、職業志向である地位達成志向と安定的自己実現志向、家族志向である家族形成志向、これら3つの価値志向が、男女で異なる構造を持ちながら、専攻選択に影響を与えていることがわかった。

これらが影響する背景について考察すると、日本の雇用慣行におけるメリット・デメリットや日本の家族に対する価値観を、高校生は見事に内面化しているといえよう。つまり、社会的課題である性別専攻分離を解消するためには、日本の雇用慣行や家族に対する価値観、およびそれらに付随する制度を徐々に変えていく必要がある。日本の雇用慣行については、近年、日本の企業においても、メンバーシップ型雇用からジョブ型雇用へ転換しようという動きが存在する(本田 2021)。この動きに加えて、理系専攻のキャリアにおいて、ポータビリティを重視したスキル形成を目指すことが可能となれば、より性別専攻分離の解消に繋がる可能性がある。一方、家族に対する価値観については、依然として日本の法制度、雇用・労働慣行、社会保障制度などは性別役割分業型の家族を前提とし、さらにその前提が一般の人々の「家族観」を規定してきた(岩間・大和・田間 2015) 一面もあり、すぐに変化していくのは難しいかもしれない。

しかし、ジェンダーステレオタイプや性別役割分業を正当化する理由の一つであった、脳の性差は、近年の研究により男女差よりも個人による差の方がとても大きいとされ、これらの内容はメディアを通じて情報発信されている(日経 XWOMAN 2021; NHK スペシャル 2021)。文部科学省のホームページにおいても、2007年のOECDの報告書を参考に、「男性脳、女性脳」といった知見は科学的根拠に乏しいとし、注意喚起がなされている(文部科学省 2009)。こういった情報が広く一般に浸透し、高校生の価値観にも影響を与えることができれば、近い将来、本稿と同様の分析を実施しても、異なる結果が得られるであろう。引き続き、高校生の社会心理的要因に着目して、性別専攻分離に関する研究を進めていくことがジェンダー平等を達成するためにも重要である。

[注]

- 1) 山田 (2014) は、公私の分離、情緒的結合の重視、子供中心、そして性別役割分業等を特徴とする「近代家族」に価値を置き (価値観レベル)、そのような家族を形成することを望み (欲求レベル)、それに反する形態、行動を規制しようとする (規範レベル) 意識を近代家族規範と定義している。
- 2) 本調査では、専攻分野として、「1. 文系の分野」、「2. 理系の分野」、「3. 医療・福祉系の分野」、「4. 芸術やデザイン系の分野」、「5. その他」の選択肢が設けられていた。このうち、「芸術やデザイン系の分野」および「その他」を選んだ者について統合し、「芸術・デザイン系とその他の分野」として扱った。
- 3) ESEM とは、構造方程式モデリング (SEM) の中に、探索的因子分析 (EFA) のパートを導入したモデリング技法である (豊田 2009)。因子分析の部分だけ探索的因子分析で推定し、推定された潜在因子をパスモデルに組み込むといったモデリングが可能になっており、因子得点も推定可能である (清水 2012)。

【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。二次分析研究会の皆様からも的確なアドバイスやコメントを頂きましたこと，心よりお礼申し上げます。

[参考文献]

- 荒牧草平, 2016, 『学歴の階層差はなぜ生まれるか』 勁草書房.
- Charles, M., Bradley, K., 2009, “Indulging our gendered selves? Sex segregation by field of study in 44 countries”, *American Journal of Sociology*, 114: 924-976.
- 深堀聡子, 2017, 「何を重視し, どう行動するか——日米の若者の価値観・進路・家族」 佐藤香編 『格差の連鎖と若者 第3巻 ライフデザインと希望』 勁草書房, 57-82
- 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(1): 13-25.
- 濱口桂一郎, 2015, 『働く女子の運命』 文春新書.
- 平松 誠, 2018 「出身地域が教育達成に与える影響」 『2015年SSM調査報告書5 教育II』 (2021年12月22日取得, http://www.1.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/05_06.pdf).
- 本田由紀, 2009, 『教育の職業的意義——若者, 学校, 社会をつなぐ』 ちくま新書.
- 本田由紀, 2021, 『「日本」ってどんな国? ——国際比較データで社会が見えてくる』 ちくまブリマー新書.
- Inglehart, Ronald, 1990, *Culture Shift in Advanced Industrial Society*, New Jersey: Princeton University Press. (= 1993, 村山皓・富沢克・武重雅文訳 『カルチャーシフトと政治変動』 勁草書房.)
- Inglehart, Ronald, 2018, *Cultural Evolution: People’s Motivations are Changing, and Reshaping the World*, Cambridge: Cambridge University Press. (= 2019, 山崎 聖子訳 『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.)
- 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.
- 岩間暁子・大和礼子・田間泰子, 2015, 『問いから始める家族社会学——多様化する家族の包摂に向けて』 有斐閣.
- Justman, M., & Mendez, S. J. ,2018, “Gendered choices of STEM subjects for matriculation are not driven by prior differences in mathematical achievement,” *Economics of Education Review*, 64:282-297.
- 神林博史, 2000, 「性役割意識はアスピレーションに影響するか? ——高校生女子のアスピレーションの規定因に関する計量的研究」 『理論と方法』 15(2): 359-374.
- 梶田孝道, 1981, 「業績主義社会のなかの属性主義」 『社会学評論』 32(3): 70-87.
- 苅谷 剛彦, 1986, 「閉ざされた将来像——教育選抜の可視性と中学生の「自己選抜」」 『教育社会学研究』 41: 95-109.
- 片瀬一男, 2005, 『夢の行方——高校生の教育・職業アスピレーションの変容』 勁草書房.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2015, 『第15回出生動向基本調査報告書』.
- 文部科学省, 2009, 「5. 脳科学研究と社会との調和について」, 文部科学省ホームページ, (2022年1月6日取得, https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/gijyutu/gijyutu2/shiryo/attach/1236342.htm)

- 文部科学省, 2019, 「令和元年度学校基本調査(確定値)の公表について」, 文部科学省ホームページ, (2021年12月29日取得, https://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/kihon/kekka/k_detail/1419591_00001.htm).
- 森康司, 2015, 「性別役割分業意識の変容——雇用不安がもたらす影響」友枝敏雄編『リスク社会を生きる若者たち——高校生の意識調査から』大阪大学出版会, 127-146.
- 森永康子, 2017, 「「女性は数学が苦手」——ステレオタイプの影響について考える」『心理学評論』60: 49-61.
- 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).
- 中野円佳, 2019, 「メリトクラシーと家族主義の矛盾——シンガポールにおける女性活躍の研究動向から」『東京大学大学院教育学研究科紀要』59: 13-22.
- NHK スペシャル, 2021, 「ジェンダーサイエンス(1)「男X女性差の真実」」, NHK サイト, 2022年1月6日取得, <https://www.nhk.jp/p/special/ts/2NY2QQLP3/blog/bl/pneAjJR3gn/bp/pn11RwvEEn/>).
- 日経XWOMAN, 2021, 「ニューロセクシズムとは何か? 「脳の男女差」に潜むわな」, 日経BP サイト, (2022年1月6日取得, <https://woman.nikkei.com/atcl/cons/050800007/111600068/>).
- Ochsenfeld, Fabian, 2016, “Preferences, constraints, and the process of sex segregation in college majors,” *Social science research*, 56: 117-132.
- 隠岐さや香, 2018, 『文系と理系はなぜ分かれたのか』星海社新書.
- Ran Liu, 2019, “Do Family Privileges Bring Gender Equality Instrumentalism and (De) Stereotyping of STEM Career Aspiration among Chinese Adolescents,” *Social Forces*, 99(1): 230-254.
- 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.
- Sewell, William H., Archibald O. Haller and Alejandro Portes, 1969, “The Educational and Early occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, 34(1):82-92.
- 清水裕士, 2012, 「カテゴリカル因子分析について その2」, Sunny side up!, 2012年8月31日, (2022年1月10日取得, <https://norimune.net/679>).
- 白川俊之, 2020, 「高等教育における性別専攻分離の発現メカニズム——STEM志向に見られる性差を中心に」『社会文化論集』16: 127-158.
- 多田隈翔一, 2015, 「物の豊かさを求める高校生——「失われた20年」における価値観の変化」友枝敏雄編『リスク社会を生きる若者たち——高校生の意識調査から』大阪大学出版

- 会, 77-101.
- 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.
- 多喜弘文, 2015, 「高校生の職業希望における多次元性——職業志向性の規定要因に着目して」中澤渉・藤原翔編『格差社会の中の高校生——家族・学校・進路選択』勁草書房, 67-86.
- 豊田秀樹編, 2009, 『共分散構造分析[実践編]——構造方程式モデリング』朝倉書店.
- 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.
- 筒井淳也, 2016, 『結婚と家族のこれから——共働き社会の限界』光文社新書.
- 上山浩次郎, 2011, 「大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容——多母集団パス解析による4 時点比較」『教育社会学研究』88: 207-227.
- 打越文弥・麦山亮太・小松 恭子, 2020 「職域分離とスキルからみる労働市場のジェンダー格差——日本版 O-NET・国勢調査マッチングデータから得られる示唆」『Discussion Paper Series』A. 713 (2021年12月15日取得, <https://www.ier.hit-u.ac.jp/Common/publication/DP/DPS-A713.pdf>).
- van de Werfhorst, H. G., 2017, “Gender Segregation across Fields of Study in Post-Secondary Education: Trends and Social Differentials,” *European Sociological Review*, 33(3): 449-64.
- 山田昌弘, 2014, 「日本家族のこれから——社会の構造転換が日本家族に与えたインパクト」『社会学評論』64(4): 649-662.
- 山田昌弘, 2009, 『なぜ若者は保守化するのか——反転する現実と願望』東洋経済新報社.
- 山本耕平, 2019, 「大学進学女性における専攻分野多様化の階層的背景——SSM 調査データによる分析」『フォーラム現代社会学』18: 88-101.
- 山本耕平・安井大輔, 2016, 「大卒女性における専攻間賃金格差の分析——理工系出身女性の賃金抑制要因に注目して」『ソシオロジ』61: 63-81.
- 山本耕平・安井大輔・織田暁子, 2015, 「理系の誰が高収入なのか?——SSM2005 データにもとづく文系・理系の年収比較」『京都社会学年報: KJS(2015)』23: 35-53.

デジタルメディア利用が学業成績に及ぼす影響

田島 祥

(東海大学)

小学校高学年・中学生・高校生を対象にした3波縦断調査のデータを用いて、デジタルメディア利用が学業成績に及ぼす影響について検討した。デジタルメディア利用時間は学年による違いがみられ、小学生は学年が上がるごとに長くなっていた。中学生では1, 2年生よりも3年生の利用時間が長く、高校生では逆に3年生の方が利用時間が短かった。また、小学生と高校生では性差があり、女性よりも男性の方が利用時間が長かった。

交差遅延効果モデルを用いて、デジタルメディア利用と読書、学習時間、成績との間の因果関係を検討したところ、いずれの発達段階においても、デジタルメディア利用が成績に及ぼす直接の影響はみられなかった。また、特に高校生において、変数間の多様な関係がみられた。さらに、メディア利用に関する家庭でのルールの効果を検討したところ、デジタルメディア利用と成績との間の関連を調整する有意な効果はみられなかった。

1 はじめに

デジタルメディアは私たちの生活にとって欠かせないものであり、それは子どもにとっても同様である。総務省情報通信政策研究所(2021)の調査によると、10代の子ども(13歳から19歳)は、テレビやインターネットを平日309.5分、休日414.5分利用していた¹⁾。インターネットに限定すると、10歳から17歳を対象とした調査において、平日一日あたり、小学生は146.4分、中学生は199.7分、高校生は267.4分利用していた(内閣府政策統括官(政策調整担当)2021)。学校種があがるほど利用時間は長くなっており、生活時間に占める割合は少ないものではない。このようなデジタルメディア利用が子どもたちの学力や知的能力に及ぼす影響には長く関心が持たれ、これまでに数多くの研究が行われてきた。

テレビ、ビデオゲーム、コンピュータ、携帯電話等のスクリーンメディアの利用と学業成績との関連を検討したAdelantado-Renau et al.(2019)は、1958年から2018年に23か国で行われた30の横断研究をメタ分析している。全体的なスクリーンメディアの利用時間は成績とは関連しなかったが、テレビ視聴は言語(language)や数学の得点、成績と負の関連を持つことが示された。また、ゲーム遊びと成績との間にも負の関連が示された。2つの年齢群(4歳から11.9歳と12歳から18歳)に分けると、このような負の関連は年長の子どもの方が大きく、発達段階による違いがあることが示唆された。

縦断研究によって因果関係を検討した研究として、例えばKoolstra et al.(1997)は、小学生を対象とした3年間の縦断調査を行い、テレビ視聴が読解力の向上を抑制することを示している。また、Mundy et al.(2020)による小学生を対象とした2年間の縦断調査では、1日

2時間以上のテレビ視聴が読解や計算に関する得点を低めることや、1時間以上のコンピュータ利用が計算の得点を低めることを示した。この研究ではゲーム遊びの影響はみられなかった。高校生を対象とした Aksoy and Link (2000) では、テレビ視聴が数学の得点にネガティブな影響を持つことを示している。これらはいずれもデジタルメディア利用の負の効果を示す知見を提示している。その一方で、Gaddy (1986) による高校生を対象とした縦断調査では、テレビ視聴が語彙力、読解力、数学の成績に及ぼすネガティブな影響はみられなかった。また、Zavadny (2006) においても、3つの調査データの分析から、テレビ視聴は標準化された試験の成績に悪影響を及ぼさないことが示されている。加えて、テレビやゲームの影響は性別や人種によって異なり、正負の影響が混在している研究もあり (Hofferth 2010)、一貫した知見は示されていない。

本稿では、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」研究プロジェクトで実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査」のデータを用い、デジタル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。この調査では、「テレビやDVDを見る」「テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ」「携帯電話やスマートフォンを使う」「パソコンやタブレットを使う」時間をたずねており、これらを合わせて「デジタルメディア利用」と定義する。

デジタルメディア利用が学力や学業成績に及ぼすネガティブな影響を説明する代表的な理論に「置き換え仮説」がある (e.g., Perse 2001)。この理論では、デジタルメディアを利用する時間が、宿題をしたり、読書をしたり、睡眠をとったりといった他の活動の時間を減らし、成績に影響を与える可能性があるとして指摘する (e.g., Sharif et al. 2010)。そこで本稿では、デジタルメディア利用が成績に及ぼす直接の影響に加え、読書や学習時間との関連についても併せて検討する。さらに、デジタルメディア利用の影響は、保護者の関わりによって調整されることが多くの研究で示されていることから (e.g., Collier et al. 2016)、子どものメディア利用に対する家庭でのルールの効果についても検討する。

2 方法

2.1 分析に用いたデータ

上述の「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 Wave2 (2016年)、Wave3 (2017年)、Wave4 (2018年) の親子データを使用した。このうち、Wave2 の時点において、小学校4年、中学1年生、高校1年生の親子をそれぞれ3年間追跡したデータを分析に用いた。換言すると、小学4年生から6年生、中学1年生から3年生、高校1年生から3年生への変化を捉えたことになる。後述する変数のうち、「メディア利用に関するルール(約束事)や教育方針」及び「調査対象の子ども1人の月平均教育費」は保護者調査、それ以外の変数は子ども調査のデータを使用した。

2.2 使用する変数

以下の変数を分析に使用した。特に記載がない場合には、Wave2, 3, 4 のデータを用いた。

2.2.1 子どもの性別

3回の調査において、2回以上一致して回答された性別をその子どもの性別とした。一致するものがない場合には欠損とした。

2.2.2 デジタルメディア利用時間

「テレビやDVDを見る」「テレビゲームや携帯ゲーム機で遊ぶ」「携帯電話やスマートフォンを使う」「パソコンやタブレット（iPadなど）を使う」の4項目に対して、ふだん（学校がある日）の1日平均利用時間を尋ねた項目を使用した。「1=しない」から「10=4時間より多い」の10件法による回答を時間（分）に変換し（例えば、「1時間」は60分、「4時間より多い」は300分）、合計した。

2.2.3 読書時間

「本を読む」「新聞を読む」の2項目について、上述の方法で時間（分）に変換して合計した。

2.2.4 学習時間

「学校の宿題をする」「学校の宿題以外の勉強をする（学習塾の時間を除く）」の2項目について、同様に時間（分）に変換した。加えて、1週間に学習塾に通う回数と1回あたりの勉強時間の回答をもとに、学習塾における1日平均時間学習時間を算出し、すべてを合計した。

2.2.5 成績

小学生は、国語・算数・理科・社会の4科目について、クラスの中でどれくらいかを「1=下のほう」から「5=上のほう」の5段階で尋ね、得点を平均した。中学生・高校生は、国語・数学・理科・社会（高校生のみ、Wave4は地歴・公民）・英語（外国語）の5科目について、学年の中でどれくらいかを5段階でたずねて平均した。高校生は、Wave2, 3では「履修していない」の選択肢も用意されており、それを除いた科目で平均を求めた。

2.2.6 メディア利用のルール

Wave4の調査において、「テレビやゲームの時間」「携帯電話やスマートフォンの使い方」に関して家庭のルール（約束事）や教育方針はあるかをたずねた項目を使用した。ある場合には、子どもはどのくらい守っているのかを4件法で尋ねており、「0=ルールなし」から「4=よく守っている」に得点化し、合計を算出した。

2.2.7 教育費

調査対象となっている子ども1人の月平均教育費（習い事や学習塾の費用、教材費などの合計）について、「1=1,000円未満」から「10=50,000円以上」の10件法で尋ねた項目を使用した。分析では、Wave2のデータを用いた。

3 結果

3回の調査において、デジタルメディア利用時間、読書時間、学習時間、成績のデータに欠損がないものを分析対象とした。小学生は755名（男性349名、女性406名）、中学生は714名（男性329名、女性385名）、高校生は673名（男性324名、女性349名）が対象となった。メディア利用のルールに関する変数を用いた分析では、小学生713名、中学生666名、高校生647名が対象となった。

はじめに、4種類のメディア利用の平均及び標準偏差を表1に示す。また、これ以降の分析で使用する各変数の平均及び標準偏差を表2に示す。

表1 4種類のメディア利用の平均及び標準偏差

		小学生		中学生		高校生	
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
テレビやDVDを見る	w2	83.68	59.61	84.81	69.35	69.71	59.88
	w3	92.90	70.61	84.24	67.92	64.99	52.86
	w4	94.42	71.17	78.00	65.06	57.82	54.95
テレビゲームや携帯 ゲーム機で遊ぶ	w2	33.75	41.57	42.86	58.77	49.77	69.44
	w3	43.70	55.34	52.02	71.54	48.08	68.28
	w4	49.70	63.02	48.10	69.38	42.08	66.86
携帯電話やスマート フォンを使う	w2	7.62	22.05	34.91	58.84	97.03	79.43
	w3	14.44	35.90	54.01	71.68	112.15	82.19
	w4	25.01	53.24	68.33	76.28	101.14	81.60
パソコンやタブレット (iPadなど)を使う	w2	12.91	30.31	29.02	49.67	21.98	47.30
	w3	20.28	41.33	31.93	53.27	20.16	48.41
	w4	26.17	48.21	36.66	63.21	19.15	49.34

※w2, 3, 4はそれぞれWave2, 3, 4を示す。以下同様。

3.1 学年及び性別による差の検討

デジタルメディア利用時間、読書時間、学習時間、成績及びメディア利用のルールについて、学年や性別による差の有無を検討した。まず、デジタルメディアの利用時間について、小学生では学年及び性別の主効果が有意だった（順に、 $F(2, 1506)=72.24, p<.001, \eta_p^2=.09$; $F(1, 753)=8.01, p=.005, \eta_p^2=.01$ ）。学年があがるにつれて、また男性の方が利用時間は長かった（順に、 $p<.001, p<.01$ ）。交互作用はみられなかった（ $F(2, 1506)=.30, p=.74, \eta_p^2<.001$ ）。中学生では学年の主効果が有意で（ $F(2, 1424)=27.06, p<.001, \eta_p^2=.04$ ）、3年生の方が利用時間が長かった（ $p<.001$ ）。性別の主効果及び交互作用はみられなかった（順に、 $F(1, 712)=1.10, p=.30$,

表 2 分析に使用する各変数の平均及び標準偏差

		小学生		中学生		高校生	
		M	SD	M	SD	M	SD
デジタルメディア	w2	137.95	104.95	191.60	154.89	238.49	178.99
	w3	171.32	138.16	222.21	171.97	245.39	164.00
	w4	195.30	154.94	231.10	179.79	220.19	173.19
読書	w2	21.74	32.97	24.13	42.21	15.56	32.90
	w3	25.89	40.38	22.18	41.96	14.02	24.95
	w4	25.56	38.67	20.18	35.68	12.50	21.63
学習時間	w2	70.16	55.59	103.03	67.22	98.00	88.52
	w3	86.68	65.99	101.20	71.56	93.47	84.56
	w4	101.84	89.14	132.15	92.07	172.56	150.61
成績	w2	3.71	0.92	3.59	1.06	3.23	0.97
	w3	3.64	0.97	3.51	1.08	3.20	0.99
	w4	3.70	1.00	3.48	1.11	3.32	0.97
メディア利用のルール	w4	3.59	2.41	2.86	2.37	1.82	2.34
教育費	w2	4.75	2.10	4.61	2.30	3.68	2.68

$\eta_p^2=.002$; $F(2, 1424)=.46, p=.63, \eta_p^2<.001$). 高校生では、学年及び性別の主効果が有意だった (順に, $F(2, 1342)=11.31, p<.001, \eta_p^2=.02$; $F(1, 671)=14.71, p<.001, \eta_p^2=.02$). 1, 2 年生よりも 3 年生の方が利用時間は有意に短く ($p<.01$), また男性の方が長かった ($p<.001$). 交互作用も有意だった ($F(2, 1342)=5.05, p=.01, \eta_p^2=.01$).

読書の時間について、小学生では学年及び性別の主効果が有意だった (順に, $F(2, 1506)=5.14, p=.006, \eta_p^2=.01$; $F(1, 753)=6.24, p=.01, \eta_p^2=.01$). 4 年生よりも 5, 6 年生の方が、また女性の方が長かった (いずれも $p<.05$). 交互作用はみられなかった ($F(2, 1506) =.06, p=.94, \eta_p^2<.001$). 中学生では学年、性別の主効果及び交互作用はいずれも有意ではなかった (順に, $F(2, 1424)=2.82, p=.06, \eta_p^2=.004$; $F(1, 712)=1.08, p=.30, \eta_p^2=.002$; $F(2, 1424)=1.49, p=.22, \eta_p^2=.002$). 高校生では、学年の主効果が有意だったが ($F(2, 1342)=3.17, p=.04, \eta_p^2=.005$), 多重比較では学年間に有意差はみられなかった. また、性別の主効果及び交互作用は有意ではなかった (順に, $F(1, 671)=1.82, p=.18, \eta_p^2=.003$; $F(2, 1342)=1.59, p=.20, \eta_p^2=.002$).

学習時間について、小学生では学年の主効果が有意だった ($F(2, 1506)=67.12, p<.001, \eta_p^2=.09$). 学年があがるにつれて学習時間は長かった (いずれも $p<.001$). 性別の主効果及び交互作用は有意ではなかった (順に $F(1, 753)=1.81, p=.18, \eta_p^2=.002$; $F(2, 1506) =.03, p=.97, \eta_p^2<.001$). 中学生も同様に、学年の有意な主効果がみられ ($F(2, 1424)=61.06, p<.001, \eta_p^2=.08$),

中学 1, 2 年生よりも 3 年生の方が学習時間が長かった ($p<.001$)。性別の主効果及び交互作用は有意ではなかった (順に, $F(1, 712)=1.95, p=.16, \eta_p^2=.003$; $F(2, 1424)=1.07, p=.34, \eta_p^2<.001$)。高校生においても学年の主効果が有意で ($F(2, 1342)=187.67, p<.001, \eta_p^2=.22$)。1, 2 年生よりも 3 年生の方が学習時間が長かった ($p<.001$)。性別の主効果及び交互作用は有意ではなかった (順に, $F(1, 671)=3.16, p=.08, \eta_p^2=.005$; $F(2, 1342)=.25, p=.78, \eta_p^2<.001$)。

成績について、小学生では、学年と性別の主効果及び交互作用はいずれも有意ではなかった (順に, $F(2, 1506)=2.98, p=.051, \eta_p^2=.004$; $F(1, 753)=.18, p=.67, \eta_p^2<.001$; $F(2, 1506)=1.23, p=.29, \eta_p^2=.002$)。中学生では、学年の有意な主効果がみられ ($F(2, 1424)=8.74, p<.001, \eta_p^2=.01$)。1 年生よりも 2, 3 年生の方が得点は低くなっていた ($p<.01$)。性別の主効果及び有意ではなかった ($F(1, 712)=2.42, p=.12, \eta_p^2=.003$)。また、交互作用が有意だった ($F(2, 1424)=3.07, p=.047, \eta_p^2=.004$)。高校生では、学年の主効果が有意であり ($F(2, 1342)=7.50, p=.001, \eta_p^2=.01$)。1, 2 年生よりも 3 年生の方が得点が高かった ($p<.01$)。また、性別の主効果及び交互作用は有意ではなかった (順に, $F(1, 671)=1.09, p=.30, \eta_p^2=.002$; $F(2, 1342)=.40, p=.67, \eta_p^2=.001$)。

メディア利用のルールについて、小学生と高校生は性別による差はみられなかった (順に, $t(711)=.51, p=.61, r=.02$; $t(645)=1.07, p=.29, r=.04$)。中学生は男性の方が有意に得点が高かった ($t(664)=2.12, p=.03, r=.08$)。

3.2 変数間の関連

デジタルメディア利用時間、読書時間、学習時間、成績の関連を検討した。表 3-1 から表 3-3 にそれぞれの相関係数を示す。

学年によって有意な相関の有無に若干の違いはみられたものの、学校段階ごとにある程度の傾向がみられた。デジタルメディア利用時間については、小学生は読書や学習時間との相関はみられなかったが、成績とは弱い負の相関がみられた。中学生と高校生は類似の傾向を示しており、読書とは弱い正の相関が、学習時間や成績とは弱い負の相関がみられた。この他の関連として、読書時間については、小学生は学習時間や成績と弱い正の相関がみられた。中学生・高校生では学習時間との弱い正の相関がみられ、成績との関連はなかった。学習時間については、いずれの学校段階においても、成績との弱い正の相関がみられた。

表 3-1 変数間の相関 (小学生)

	読書	学習時間	成績
デジタルメディア	-.003 / -.05 / -.01	-.01 / -.05 / -.08*	-.07 / -.14** / -.18**
読書	1.00 / 1.00 / 1.00	.20** / .21** / .10**	.14** / .16** / .15**
学習時間		1.00 / 1.00 / 1.00	.14** / .17** / .25**
成績			1.00 / 1.00 / 1.00

※数値は w2 / w3 / w4 の相関係数を示す。 ** $p<.01$, * $p<.05$

表 3-2 変数間の相関（中学生）

	読書	学習時間	成績
デジタルメディア	.18** / .04 / .13**	-.03 / -.11** / -.10*	-.28** / -.26** / -.27**
読書	1.00 / 1.00 / 1.00	.20** / .11** / .04	-.02 / -.02 / -.04
学習時間		1.00 / 1.00 / 1.00	.04 / .12** / .14**
成績			1.00 / 1.00 / 1.00

※数値は w2 / w3 / w4 の相関係数を示す. ** $p < .01$, * $p < .05$

表 3-3 変数間の相関（高校生）

	読書	学習時間	成績
デジタルメディア	.22** / .10** / .15**	-.19** / -.27** / -.41**	-.06 / -.09* / -.12**
読書	1.00 / 1.00 / 1.00	.25** / .11** / .01	.05 / .03 / .07
学習時間		1.00 / 1.00 / 1.00	.12** / .15** / .14**
成績			1.00 / 1.00 / 1.00

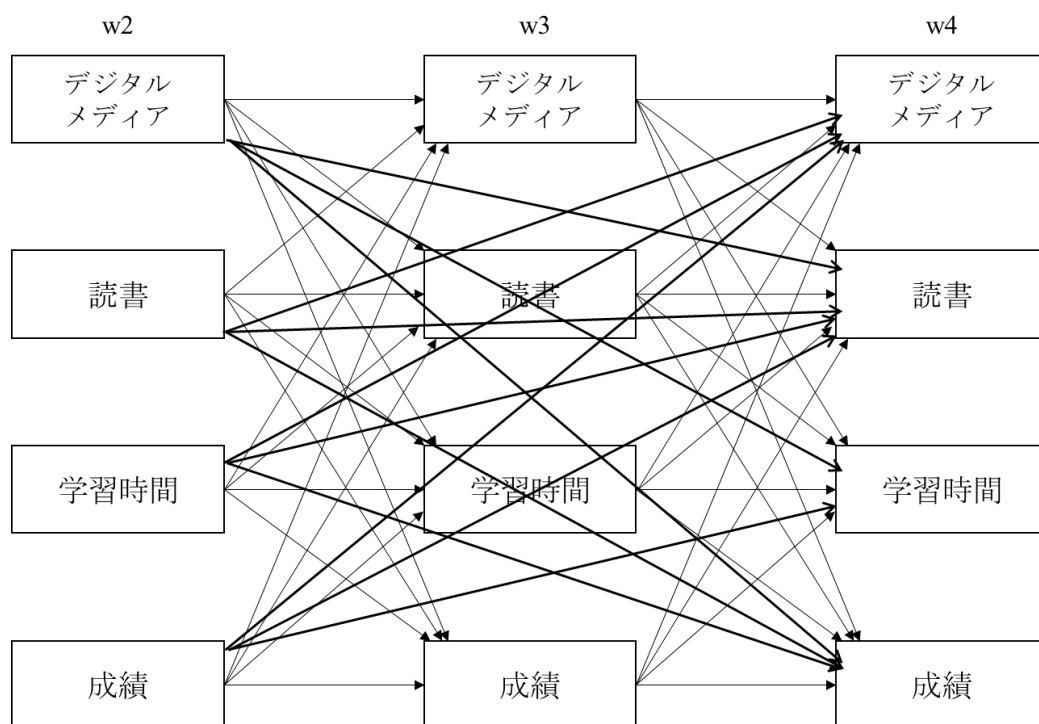
※数値は w2 / w3 / w4 の相関係数を示す. ** $p < .01$, * $p < .05$

3.3 交差遅延効果モデルによる変数間の影響関係の検討

3.3.1 分析モデル

デジタルメディア利用と読書や学習時間、成績との影響関係について検討するために、交差遅延効果モデルを用いた分析を行った。図 1 はモデルの略図を示している。この図では、2 種類の統制変数（子どもの性別及び教育費）と各変数へのパス、誤差変数と誤差共分散を省略している。

分析に際して、4 つのモデルを比較した。モデル 1 では、パスに制約を加えずに分析を行った。モデル 2 では、4 種類の自己回帰係数（例えば、w2 のデジタルメディアから w3 のデジタルメディアへのパスと、w3 のデジタルメディアから w4 のデジタルメディアへのパス）に等値制約をかけた。モデル 3 では、同じ変数の組み合わせの交差遅延係数（例えば、w2 のデジタルメディアから w3 の読書へのパスと、w3 のデジタルメディアから w4 の読書へのパス）に等値制約をかけた。モデル 4 では、自己回帰係数と交差遅延係数にそれぞれ等値制約をかけた。適合度指標を参考にもっとも適合が良いモデルを選択した上で、有意ではなかった各調査（w2 または w3 または w4）の変数間の誤差共分散のパスを削除して再度分析した。小学生・中学生・高校生のいずれもモデル 3 が採用された。



※統制変数（子どもの性別，教育費）と各変数へのパス，誤差変数と誤差共分散を省略している

図1 分析モデルの略図

3.3.2 交差遅延効果モデルによる分析結果

小学生，中学生，高校生それぞれの分析における，自己回帰係数及び交差遅延係数の標準化係数を表 4-1 から表 4-3 に示す。

小学生の分析では，デジタルメディア利用時間がその他の変数に及ぼす影響はみられなかった。成績からデジタルメディア利用時間に対して有意に負の影響がみられた。また，読書時間から学習時間へのパスが有意に正であり，学習時間から読書時間へのパスは有意に負だった。加えて，成績から学習時間へのパスに関しては，1 年間隔のパスだけでなく，2 年間隔のパスも有意に正だった。

中学生においても，デジタルメディア利用が他の変数に及ぼす影響はみられなかった。学習時間と成績からデジタルメディア利用時間へのパスが有意に負だった。

高校生では，小学生・中学生よりも有意なパスが多くみられた。まず，デジタルメディア利用から読書へのパスが有意に正であり，学習時間へのパスは有意に負だった。後者は2 年間隔のパスも有意だった。また，読書時間からデジタルメディア利用へのパスが有意に正で，学習時間からデジタルメディア利用へのパスは有意に負だった。その他に，読書時間と学習時間，及び学習時間と成績との間には，双方向の正の影響関係がみられた。加えて，成績から読書時間へのパスが有意に正だった。

表 4-1 変数間の影響関係（小学生）

	w2 → w3	w3 → w4	w2 → w4
自己回帰係数			
デジタルメディア	.48	.47	
読書	.51 **	.69 ***	
学習	-1.26	-1.08	
成績	.81	-4.80	
交差遅延係数			
デジタルメディア→読書	-.01	-.01	.03
デジタルメディア→学習	.01	.01	.05
デジタルメディア→成績	-.01	-.01	-.20
読書→デジタルメディア	-.04	-.04	-.01
読書→学習	.30 *	.27 *	-.04
読書→成績	.06	.07	.91
学習→デジタルメディア	-.02	-.02	-.03
学習→読書	-.10 ***	-.12 ***	.07
学習→成績	-.02	-.03	.14
成績→デジタルメディア	-.06 *	-.06 *	-.04
成績→読書	.06	.07	-.01
成績→学習	.14 **	.11 **	.14 *

※ $\chi^2(16)=24.72$, $p=.075$, CFI=1.00, RMSEA=.03, AIC=230.72. *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$

表 4-2 変数間の影響関係 (中学生)

	w2 → w3	w3 → w4	w2 → w4
自己回帰係数			
デジタルメディア	.21	.56 *	
読書	.12	-.62	
学習	.13	.17	
成績	.95 ***	.43	
交差遅延係数			
デジタルメディア→読書	.03	.04	.05
デジタルメディア→学習	-.05	-.05	-.02
デジタルメディア→成績	-.01	-.01	-.10
読書→デジタルメディア	.04	.04	.01
読書→学習	-.02	-.02	.07
読書→成績	-.03	-.03	.03
学習→デジタルメディア	-.09 ***	-.09 ***	.06
学習→読書	.08	.10	.12
学習→成績	.03	.03	-.01
成績→デジタルメディア	-.14 *	-.14 *	.02
成績→読書	-.02	-.03	.04
成績→学習	.02	.01	.02

※ $\chi^2(15)=15.16$, $p=.44$, CFI=1.00, RMSEA=.004, AIC=223.16. *** $p<.001$, * $p<.05$

表 4-3 変数間の影響関係（高校生）

	w2 → w3	w3 → w4	w2 → w4
自己回帰係数			
デジタルメディア	.27 *	2.12 *	
読書	-.40 **	-1.10 **	
学習	-.35	-1.35	
成績	-.40	-2.46	
交差遅延係数			
デジタルメディア→読書	.19 ***	.20 ***	.12
デジタルメディア→学習	-.26 ***	-.13 ***	-.42 *
デジタルメディア→成績	-.03	-.03	-.10
読書→デジタルメディア	.08 *	.06 *	-.16
読書→学習	.17 **	.07 **	.06
読書→成績	.04	.03	-.01
学習→デジタルメディア	-.15 ***	-.13 ***	.27
学習→読書	.11 *	.12 *	-.01
学習→成績	.12 **	.12 **	.22
成績→デジタルメディア	.00	.00	-.03
成績→読書	.07 *	.08 *	.05
成績→学習	.11 **	.07 **	.13

※ $\chi^2(17)=20.07, p=.27, CFI=1.00, RMSEA=.02, AIC=224.07$. *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$

3.4 メディア利用のルールの効果

デジタルメディア利用と成績との関連における、家庭でのメディア利用のルールによる調整効果を検討した。デジタルメディア及びメディア利用のルールの中心化得点をもとに交互作用項を作成し、重回帰分析を行った。いずれも w4 のデータを用いた。結果を表 5 に示す。

小学生・中学生・高校生のいずれにおいても、デジタルメディアの利用時間と成績との間の負の関連がみられた。メディア利用のルールについては、いずれも有意な関連はみられず、交互作用項も有意ではなかった。また、小学生及び高校生において読書と成績の間に正の関連がみられた。加えて、小学生・中学生・高校生のいずれも学習時間と成績の正の関連がみられた。

表 5 重回帰分析の結果

	小学生	中学生	高校生
デジタルメディア	-.15 ***	-.24 ***	-.09 *
メディア利用のルール	.02	.06	.01
メディア×ルール	.03	.03	-.02
読書	.12 **	-.03	.09 *
学習時間	.22 ***	.12 **	.11 *
子どもの性別	-.04	.02	.03

※数値は標準偏回帰係数を示す。子どもの性別は 0=男性, 1=女性。*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$

4 考察

本稿では、3 波縦断調査のデータを用いて、デジタルメディア利用が学業成績に及ぼす影響について検討した。

デジタルメディア利用時間は学年による違いがみられ、小学生では学年が上がるごとに長くなっていた。4 種類のメディアの利用がいずれも増えており、生活にメディアが入り込んでいく様子がうかがえた。中学生では 1, 2 年生よりも 3 年生の利用時間が長く、特に携帯電話・スマートフォンの増加が顕著だった。高校生では逆に 1, 2 年生よりも 3 年生の方が利用時間が短いという特徴がみられた。一方で学習時間の増加が大きいことから、受験勉強等に時間が割かれるようになった可能性が考えられる。また、小学生及び高校生では女性よりも男性の方がメディア利用時間が長いという特徴もみられた。

交差遅延効果モデルを用いて変数間の因果関係を検討したところ、小学生・中学生・高校生のいずれにおいても、デジタルメディア利用が成績に及ぼす直接の影響はみられなかった。また、小学生・中学生では読書や学習時間に及ぼす影響もみられなかった。小学生では、成績からデジタルメディア利用へのパスが有意に負で、係数は大きくないものの、「成績が良いほど翌年のデジタルメディア利用時間は短くなる（成績が低いほどデジタルメディア利用時間は長くなる）」関係が示された。この影響関係は中学生でも同様にみられた。加えて、中学生では学習時間との間にも負の影響関係がみられ、「学習時間が短いほど翌年のメディア利用時間は長くなる」関係が示された。高校生では、デジタルメディア利用時間と読書時間あるいは学習時間との間に双方向の有意な影響関係がみられた。前者は正、後者は負の関係で、「読書時間が長いと翌年のデジタルメディア利用時間は長くなる」「デジタルメディア利用時間が長いと翌年の読書時間も長くなる」という関係や、「学習時間が短いほど翌年のデジタルメディア利用時間は長くなる」「デジタルメディア利用時間が長いほど、翌年の学習時間は短くなる」という関係が示された。加えて、デジタルメディア利用時間から学習時間、学習時間から成績へのパスのつながりから、「デジタルメディア利用時間が長いほど翌年の学習時間が短くなる」さらに、「学習時間が短いほど翌年の成績が低くなる」とい

う負の関係が示唆された。また、成績から読書・学習時間、さらにデジタルメディア利用時間へのパスのつながりから、「成績が良いほど読書時間は長くなり、さらにデジタルメディア利用時間も伸びる」ことや、「成績が良いほど学習時間が長くなり、さらにデジタルメディア利用時間は短くなる」という関係が示唆された。

以上のことから、いずれの発達段階においても、デジタルメディア利用が成績に及ぼす直接の影響はみられないことが確認された。また、小学生・中学生とは異なり、高校生ではデジタルメディア利用が学習時間を減らす負の効果を持つことや、学習時間を介して成績に影響を及ぼす可能性があることが示唆された。加えて、逆方向の影響関係として、成績の高さが読書や学習時間を介してデジタルメディア利用時間に影響を及ぼす可能性があることも示唆された。このように、特に高校生において多様な影響関係がみられており、利用時間の長さとも相俟って、その意味を慎重にとらえることが必要だと考えられる。本稿では、4種類のメディアを合計してデジタルメディア利用時間を算出して分析に用いているが、メディアの種類やメディア利用の目的、コンテンツのジャンル等によって影響は異なることを示す研究も報告されている（e.g., Ennemoser and Schneider 2007, Mundy et al. 2020, 坂元編 2003）。また成績に関しても、先行研究では、総合得点や GPA、教科の得点等の様々な指標が用いられており（e.g., Adelantado-Renau et al. 2019）、より詳細な検討によって議論を深める必要があるだろう。

家庭でのメディア利用のルールに関しては、小学生と高校生では性差はなく、中学生において、男性の方が得点が高かった。詳細を確認すると、テレビやゲームの時間に関するルールに性差があり、男性の方が女性よりもルールがある家庭が多いため、数値が高くなったと考えられる。このようなルールを守ることは、デジタルメディア利用と成績との間の負の関連を調整する効果を持たなかった。なお、本稿では1時点（w4）のデータで分析を行っている点に留意する必要がある。今後、縦断調査による検討が必要だといえる。また、メディア利用に対する保護者の関わりは、利用時間に関するルールや使い方以外にも、メディアの内容について子どもと話したり、子どもと保護者が一緒に利用して経験を共有するといった介入の仕方の効果も検討されており（e.g., Collier et al. 2016, Valkenburg et al. 1999）、こうした関わり方の効果や発達段階による違い等についても検討を加えることが期待される。

[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。なおこの調査報告書では、結果について、新型コロナウイルス感染症の感染拡大に伴う、11都府県を対象とした緊急事態宣言下で行われたものであることに留意が必要である旨の注釈がついている。

[謝辞]

二次分析に当たり、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。

[参考文献]

- Adelantado-Renau, M., Moliner-Urdiales, D., Cavero-Redondo, I., Beltran-Valls, M. R., Martínez-Vizcaíno, V. and Álvarez-Bueno, C., 2019, "Association between screen media use and academic performance among children and adolescents. A systematic review and meta-analysis," *JAMA Pediatrics*, 173(11): 1058-1067.
- 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.
- Collier, K. M., Coyne, S. M., Rasmussen, E. E., Hawkins, A. J., Padilla-Walker, L. M., Erickson, S. E., and Memmott-Elison, M. K., 2016, "Does parental mediation of media influence child outcomes? A meta-analysis on media time, aggression, substance use, and sexual behavior," *Developmental psychology*, 52(5): 798-812.
- Ennemoser, M. and Schneider, W., 2007, "Relations of television viewing and reading: Findings from a 4-year longitudinal study," *Journal of Educational Psychology*, 99(2): 349-368.
- Gaddy, G. D., 1986, "Television's impact on high school achievement," *Public Opinion Quarterly*, 50(3): 340-359.
- Hofferth, S. L., 2010, "Home media and children's achievement and behavior," *Child Development*, 81(5): 1598-1619.
- Koolstra, C. M., Van Der Voort, T. H. A., and Van Der Kamp, L. J. Th., 1997, "Television impact on children's reading comprehension and decoding skills: A 3-year panel study," *Reading Research Quarterly*, 32(2): 128-152.
- 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2年度 青少年のインターネット利用環境実態調査報告書』. (2022年2月6日取得, <https://www8.cao.go.jp/youth/youth-harm/chousa/r02/net-jittai/pdf/2-1-1.pdf>).
- 坂元章編, 2003, 『メディアと人間の発達』, 東京: 学文社.
- Perse, E. M., 2001, *Media effects and society*. Mahwah, NJ; Lawrence Erlbaum Associates.
- Sharif, I., Wills, T. A. and Sargent, J. D., 2010, "Effect of visual media use on school performance: a

- prospective study,” *Journal of Adolescent Health*,46(1): 52-61.
- 総務省情報通信政策研究所, 2021, 『令和2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』. (2022年2月6日取得, https://www.soumu.go.jp/main_content/000765258.pdf).
- Valkenburg, P. M., Krcmar, M., Peeters, A. L., and Marseille, N. M., 1999, “Developing a scale to assess three styles of television mediation: “Instructive mediation,” “restrictive mediation,” and “social coviewing”,” *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 43(1): 52-66.
- Zavodny, M., 2006, “Does watching television rot your mind? Estimates of the effect on test scores,” *Economics of Education Review*, 25: 565-573.

出身階層と高校生アルバイト

——高校生アルバイトの規定要因と学習時間への影響——

鈴木健一郎

(名古屋大学大学院)

本稿は、高校生アルバイトの規定要因と教育達成への影響を明らかにすることを目的とするものである。具体的には、「どのような出身階層の高校生がアルバイトを行いやすいか」および「高校生アルバイトは自宅学習時間にどのような影響を与えるか」という2つの問いを立て、「子どもの生活と学びに関する親子調査」のパネルデータを用いて分析を行った。

分析の結果、出身階層の経済資本はアルバイトのしやすさに有意な効果を持たなかった一方で、出身階層の文化資本が少ない高校生はアルバイトを行いやすかった。また、高校生のアルバイトは、出身階層や学校ランクを統制しても、自宅学習時間に対してマイナスの個人内効果を持っていた。以上の結果は、出身階層とアルバイト、アルバイトと学習時間の連関を示しており、高校生アルバイトが世代間の再生産に寄与している可能性を示唆するものである。

1 問題の所在

本稿は、これまでほとんど取り上げられることのなかった高校在学時のアルバイトに注目し、その規定要因と教育達成にどのような影響を持っているのかを明らかにするものである。吉川（2019: 115-119）では、大学進学に対する階層的出自の影響力に関するミクロな仮説として、①家庭の経済的豊かさの影響と②文化資本の影響という2つを挙げている。どちらも世代間の再生産についての主要な仮説と言えるが、この2つの仮説には高校生アルバイトが関連していると考えられる。

①家庭の経済的豊かさの影響、すなわち経済資本の影響については、家庭の経済状況が芳しくないため、家計補助的に、あるいは自らの学費を稼得するためにアルバイトを行うといったメカニズムが想定される。子どもの貧困が社会問題化する中で（阿部 2008）、図1が示すようにアルバイトをしていると思われる高校生の割合も増加しており、経済的な要因によって生徒の学びの機会が奪われていないかを検討する必要性は高い。

②文化資本の影響について、Bourdieu et Passeron は、出身階層によって教育達成の度合が異なることについて、学校と家庭の文化の差が鍵となることを主張した（Bourdieu et Passeron 1964; Bourdieu et Passeron 1970）。この仮説によると高階層の子どもは学校文化と親和的な家庭で育つため、学校適応に困難が少なく、高い教育達成に至りやすくなる。逆に、学校の文化にあまり馴染めない低い階層の子どもは、学校外のアルバイトに魅力を感じやすい可能性がある。例えば、菊池（2012: 101-104）は、教育困難校では放課後に部活動ではなくアルバイトを行っている生徒が多い事例を紹介している。また、耳塚（2001: 95-97）は、高卒無

業者の漸増の背景として、学校生活へのコミットメントの低下、校外生活へのコミットメントの向上を挙げ、その中でアルバイトを経験する生徒の割合が高いこと、高卒後にフリーターを希望する生徒はアルバイト経験者に多いことを指摘している。ここから、文化資本の少なさが学校への適応を妨げ、アルバイトに向かわせるというメカニズムが想定される。

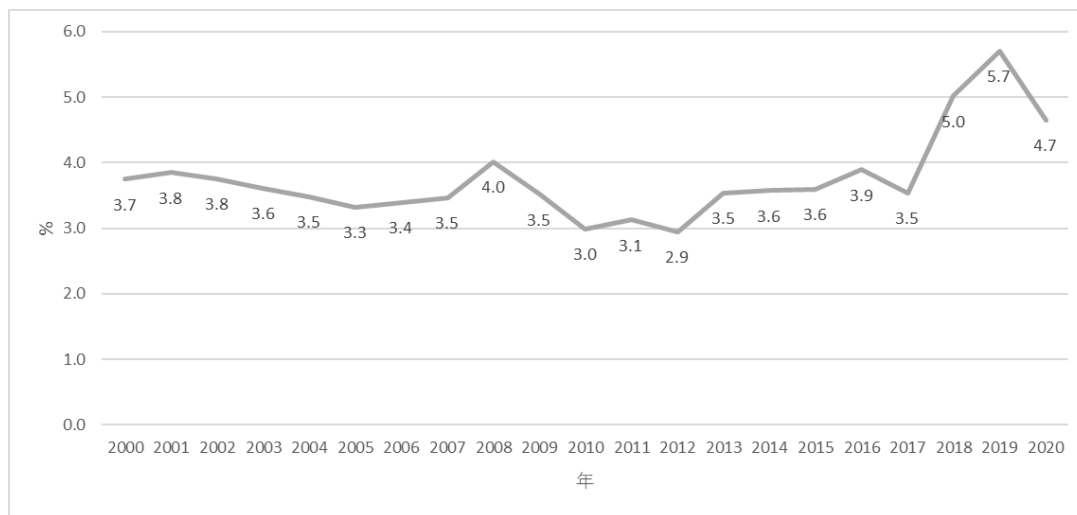


図1 15～17歳人口に占める「通学のかたわらに仕事」をする人の割合の推移¹⁾

総務省「労働力調査」より筆者作成。

ただし、2011年は岩手県、宮城県、福島県を除いた値。

ここまで、出身階層の経済資本や文化資本が高校生のアルバイトに影響を与えるメカニズムについて理論的に考察した。次に、アルバイトが教育達成や地位達成に対してどのような影響を持つのかを検討する。表1が示すように、高校卒業後の進路として就職を選んだ者は、高校3年時に定期的なアルバイトをしている割合が高い。また、四年制大学に進学した場合と短期大学や専門学校・各種学校に進学した場合を比べると、後者のほうが高校3年時に定期的なアルバイトをしていた者が多い。

このようにアルバイトと高卒後の進路の間には明確な関係があるが、この関係を因果関係として捉えることについては慎重な検討を必要とする。例えば、学校文化へ適応できず、勉強時間が少なかった生徒が、暇な時間を持って余してアルバイトをし始めた場合、アルバイトをしたことが勉強時間を減少させたわけではない。このような場合は、アルバイトが教育達成に因果的な影響を与えたとは言えない。こうした問題意識から、本稿では「子どもの生活と学びに関する親子調査」のパネルデータを用いて、自宅学習時間に対するアルバイトの個人内効果を推定することで、アルバイトが教育達成にどのような影響を与えるのかを検討する。

	四年制大学	短期大学	専門学校 各種学校	大学等の 進学準備	就職	その他	未定	無回答	全体
あり	3.7%	22.9%	27.6%	3.1%	28.0%	12.5%	10.3%	22.0%	9.6%
なし	96.3%	77.1%	72.4%	96.9%	72.0%	87.5%	89.7%	78.0%	90.4%
N	1008	48	192	163	125	32	29	41	1638

表1 高校3年時の定期的なアルバイトの有無と高校卒業後の進路についての関係

「子どもの生活と学びに関する親子調査」より筆者作成。

注：定期的なアルバイトの有無の定義は表2「変数の定義」を参照のこと。

以上より、本稿の目的は、高校生アルバイトの規定要因と教育達成への影響を明らかにすることであり、具体的には、問い1「どのような出身階層の高校生がアルバイトを行いやすいか」、問い2「高校生アルバイトは自宅学習時間にどのような影響を与えるか」の2つの問いを立てて分析する。

2 先行研究と仮説

2.1 出身階層からアルバイトへの影響

本項では、高校生アルバイトに対する出身階層による影響のうち、まず経済資本に関する先行研究を、次に文化資本に関する先行研究をレビューし、最後に仮説を提示する。

高校生アルバイトについて出身階層による影響を扱った研究は非常に少ない。小島(2011a; 2011b)は名古屋市内の高校を対象に生活実態調査を行った。クロス表の分析を行った結果、家庭の暮らし向きが苦しい高校生ほどアルバイトの経験があり、また生活費補助のためにアルバイトをしていることを明らかにし、出身階層の経済的な貧しさとアルバイト経験の関連を示した。また、都立普通科高校を対象とする調査のデータを分析した宮本(2009)によると、クロス集計を行った結果から、経済階層の低い生徒ほどアルバイトを「現在、定期的に行っている」生徒が多く、また四年制大学への進学率が高い高校ほどアルバイトを「現在、定期的に行っている」生徒が少ないことがわかった。ただし、以上の2つの研究は、地域や設置区分、学科の偏りが見られるなど、統計的一般化が難しく、またクロス表の分析にとどまっており、より精緻な分析が求められるだろう。

文化資本とアルバイトについては、文化資本の多寡が学校適応の成功や失敗に影響し、学校適応に失敗した生徒がアルバイトを行うというメカニズムが想定される(文化資本の少なさ→学校適応への失敗→アルバイト)。

まず、文化資本と学校適応の関係について取り上げる。Bourdieu et Passeronは出身階層によって教育達成が異なることについて、学校の文化と出身家庭の文化の差によるものだとしている(Bourdieu et Passeron 1964; Bourdieu et Passeron 1970)。「すべての教育 [略] は、教養ある階級の世襲財産を構成する一群の知識、ノウハウ、そして特に表現方法を暗黙のうち

に前提にして」おり (Bourdieu 1970: 39), 「エリート文化は〈学校〉の文化に非常に近い」ために, 非エリート家庭出身の子弟は, 「教養ある階級の子弟にすでに与えられているものを苦勞して獲得するしかない」のである (Bourdieu 1970: 43). したがって, 学校適応に出身階層の文化が影響すると考えられる.

しかしながら, 日本においては, 文化資本と学校適応の関係については, 留保が必要だろう. Bourdieu et Passeron(1964)はフランスの分析を通して, 学校文化と支配層の文化の一致から, その結果として被支配層の子弟の学校適応に困難があるという図式を提示している. 日本の場合, 試験制度や戦後の学歴エリートが特定の階層文化を形成していない点から, 学校文化と支配層の文化の一致は見られないとされている (荻谷 1995 ; 竹内 2016). したがって, 出身階層の文化資本と学校適応との関連はないとも考えられる.

ただし, 学校ランクや出身階層に注目して学校適応について分析を行った古田 (2012) によれば, 出身階層の高さは学校適応にプラスに影響している. なお, 古田 (2012: 129) は, 使用したデータから家庭の文化的側面と経済的側面を「厳密に区別するのは難しい」とし, 「社会経済的文化的背景」を出身階層の変数として用いているため, 厳密に文化資本と学校適応について分析できているわけではない.

次に高校生アルバイトと学校適応や逸脱について扱った研究を取り上げる. 高校生のアルバイトと非行の関連について分析を行った山本 (2005) によれば, アルバイトをしている者はそうでない者よりも非行・逸脱行動が多かった. また, 耳塚 (2001: 96) は高校生文化の変容として, 学校生活へのコミットメントの低下を挙げ, アルバイトを行う生徒が半数近くに上っており, その稼得の使い道は洋服代や携帯電話・PHS 代など消費的な生活に占められていることを指摘する. 加えて, 高校卒業後にフリーターを志望する高校生はアルバイト経験者が多く, アルバイト経験は「働くことのおもしろさ」を醸成し, 金銭労働のつらさを体得させる」一方で, 「少なからぬ生徒たちに「正社員になってもつまらないと思った」[略], 「バイトでもなんとか暮らしていけると思った」[略] などと感じさせる契機である」. 山本 (2005) や耳塚 (2001) の議論は, 因果関係にまで踏み込んだものではないものの, アルバイトと学校適応や逸脱についての関連を指摘したものだと言えよう.

ここまで, 文化資本と学校適応, アルバイトと学校適応の関係に関する先行研究をレビューしたが, 文化資本とアルバイトの関係や, 学校適応を加えた3者の連関を分析した研究は管見の限り見当たらない.

以上, 出身階層からの影響として, 経済資本と文化資本に分けてレビューを行った. ここで, 問い1「どのような出身階層の高校生がアルバイトを行いやすいか」に関する仮説を2つ提示する. 1つ目は経済資本に関するものである. 出身階層の経済資本が少ない高校生は, 家計補助的に, あるいは自らの学費を稼得するためにアルバイトを行うだろう. ここから仮説1-1が導かれる.

仮説 1-1：経済資本が少ないとアルバイトを行いやすくなる。

また、文化資本に関する仮説として、出身階層の文化資本が少ない高校生は、学校適応に問題を起こしアルバイトを行うだろう。ここから仮説 1-2 が導かれる。

仮説 1-2：文化資本が少ないとアルバイトを行いやすくなる。

2.2 アルバイトから教育達成への影響

次に、アルバイトが教育達成や地位達成にどのような影響を持っているのかについて、先行研究をレビューする。アルバイトの経験と教育達成・地位達成について直接分析した研究はほとんどない。例外的なものとして、都立普通科高校を対象に調査を行ったデータを分析した宮本（2009）があり、四大・短大志望に対して、男子ではアルバイト経験が有意な効果を持たなかったことに対し、女性の場合は有意な負の効果を持つことを明らかにした。

宮本（2009）は教育アスピレーションを目的変数として用いているが、本稿は学習時間を教育達成に関わる変数として用いることにする²⁾。学習時間は、荻谷（2000）が「努力の不平等」を反映する変数として定式化して以降、階層、学習時間、学業成績の3者の関係を分析する研究が活発化している（数実 2019）。

階層→学習時間という関係については、荻谷（2000）や荒牧（2002）の研究がある。荻谷（2000）によれば、父親の職業や両親の学歴と学習時間との関連が見られることから、「出身階層によって、学習に向けての努力に差異がある」（荻谷 2000: 221）。出身階層と学習意欲、価値志向について分析を行った荒牧（2002）は、両親の学歴は学習時間に有意にプラスの効果を持っていることを示した。また、荻谷（2000）と荒牧（2002）はともに、学校ランク変数を投入すると出身階層の効果が弱くなることを示し、出身階層の効果は学校ランクを経由して間接的にも学習時間に効果を与えていることを明らかにしている。

こうした学習時間は、当然のことながら、学業成績に対して影響を与えている（学習時間→学業成績）。パネルデータを用いて「学力の変化に対して個人の努力が効果的かどうか」を検証した中西（2015）は、学習時間が増加するほど学力が上昇することを明らかにしており、観察不可能な個体特有の効果を取り除いたうえでも学業成績に対する学習時間の正の効果を示している。

以上、ここまで主に「努力の不平等」（荻谷 2000）に関する先行研究をレビューし、出身階層→学習時間→学業成績の関係について確認した。「高校生アルバイトは自宅学習時間にどのような影響を与えるか」という本稿の問い2は、出身階層→学習時間という関係に対して、アルバイトという変数を追加したものだと整理できる。アルバイトを行う生徒は学習時間を減らしてアルバイトを行う傾向にあると考えられるため、仮説 2 が導かれる。

仮説 2：高校生アルバイトは自宅学習時間にマイナスの個人内効果を持つ。

本稿では以上の仮説 1-1, 仮説 1-2, 仮説 2 について検証を行っていく。

3 データと変数

本稿で使用するデータは 2015 年から実施されている「子どもの生活と学びに関する親子調査」である。同調査は、完全な無作為抽出ではないため標本の偏りは見られるものの（詳細は木村（2020）を参照のこと）、①児童・生徒だけでなく保護者にも質問しているため出身階層の情報が豊富である、②アルバイトに関する質問がある、③パネルデータである、④地域や設置区分、学科を限定していないといった特長を持ったデータであり、この特長を生かして分析を行いたい。

対象は、wave4 で得られた高校偏差値の変数が手に入り、複数年高校に在籍していた者とする。すなわち、wave1 時に中学 3 年、中学 2 年であった者を対象とし、彼らが高校生の時のデータを分析することとする。

前述した通り、本稿は、①どのような出身階層の高校生がアルバイトを行いやすいか、②高校生アルバイトは自宅学習時間にどのような影響を与えるかという 2 点を分析するため、目的変数を 2 つ設定する。1 つ目はアルバイトダミーである。「あなたはふだん（夏休みでないふつうのとき）、アルバイトをしていますか」という質問に対し、「定期的に行っている」と答えた者の週当たりのアルバイト日数と 1 日あたりのアルバイト時間をかけ合わせたものからアルバイト時間を算出し、0 分の者を「0」、1 分以上の者を「1」としたダミー変数である^{3) 4)}。もう 1 つの目的変数は自宅学習時間であり、「あなたがふだん（学校がある日）、次のことを、1 日にどれくらいの時間やっていますか」という質問の「学校の宿題をする」と「学校の宿題以外の勉強をする（学習塾の時間を除く）」の項目の回答を足し合わせたものである。

①どのような出身階層の高校生がアルバイトを行いやすいかという点に対する主な説明変数は、出身階層要因である父職業、世帯年収、両親学歴、蔵書数である（詳細な定義については表 2 を参照のこと）。このうち、経済資本を示す変数は世帯年収、文化資本を示す変数は両親学歴と蔵書数である。なお、「子どもの生活と学びに関する親子調査」はパネルデータということもあり、通常の階層研究では時不変変数として扱われることが多い出身家庭の経済状況（世帯年収）や父親職業を時変変数にすることが可能である。世帯年収や父親職業が変わったときに目的変数にどのような影響があるのか（個人内効果）を確認するのは階層研究として興味深い視点であるが、本稿の関心からすると個人内効果が分かれば十分であることや、ハイブリッドモデルを用いる都合上、時変の変数が加わると変数が多くなりすぎることから、高校 1 年時点の世帯年収と父親職業を時不変変数として扱う。また、蔵書

表2 変数の定義

バイトダミー	アルバイトを「定期的に行っている」と答えた者の週当たりのアルバイト日数と1日あたりのアルバイト時間をかけ合わせたものが、0分のもを「0」、1分以上のもを「1」としたダミー変数。
自宅学習時間	平日の学習時間(分)。「あなたがふだん(学校がある日)、次のことを、1日にどれくらいの時間やっていますか」という質問の「学校の宿題をする」と「学校の宿題以外の勉強をする(学習塾の時間を除く)」の項目を足し合わせたもの。ただし、「4時間より多い」が選ばれた場合、4.5時間とした。
塾学習時間	1日あたりの塾での学習時間(分)。「あなたはふだん(夏休みでないふつうのとき)、1週間に何回くらい、学習塾に行ってますか」という質問から1週間あたりの通塾回数を、「1回にどれくらいの時間、勉強していますか」という質問から通塾時間を割り出し、それぞれ掛け合わせたものを7で割り、1日あたりの学習時間としたもの。ただし、通塾回数については「7回以上」が選ばれた場合7.5回と、通塾時間に関しては4時間より多いが選ばれた場合、4時間45分とした。
大学進学期待ダミー	「あなたは将来、どの学校まで進みたいと思いますか」という質問に対し、「大学(4年制、6年制まで)」「大学院まで」と答えた場合「1」、そうでない場合「0」をとるダミー変数。
部活時間	1日あたりの部活時間(分)。「部活動には、1週間に何日くらい参加していますか」という質問から1週間あたりの部活動回数を、「部活動は、1日にどのくらいの時間やっていますか」という質問から部活時間を割り出し、それぞれ掛け合わせたものを7で割り、1日あたりの部活時間としたもの。ただし、部活時間に関しては4時間より多いが選ばれた場合、4時間45分とした。
1年生ダミー	高校1年生の時「1」、そうでない時「0」をとるダミー変数。
父職業	父親の「現在の仕事(職種)」について、「専門・技術系の職業」「管理的職業」と答えた場合、「専門・管理」に、「事務・営業系の職業」「販売・サービス系の職業」と答えた場合、「ホワイト」に、「技能系・労務・作業系の職業」「保安系の職業」「運輸系の職業」と答えた場合、「ブルー」に、「その他」と答えた場合「その他」に、「現在の仕事(就業形態)」について「無職(専業主婦など)」と答えた場合、「無職」にした。
世帯年収	「世帯全体の年収(共働きの場合は夫婦の合計)はどれくらいですか」という質問について、選択肢の中央値を取り、連続変数として用いる。例えば「200~300万円未満」が選択されていたとき、250万円とみなす。欠測があった場合、平均で代替し、自然対数を取る。
両親学歴	父母大卒、父大卒・母非大卒、父非大卒・母大卒、父非大卒・母非大卒の4カテゴリとした。
蔵書数	「ご自宅にある本の冊数はどれくらいですか」という質問に対し、「9冊以下」「10~29冊」を選択した場合「0-29冊」、「30~49冊」「50~99冊」を選択した場合「30~99冊」、「100~199冊」「200~499冊」「500冊以上」を選択した場合「100冊-」とするカテゴリカル変数。
学校偏差値	在籍している学校の偏差値。5刻みのカテゴリカル変数となっているが、それぞれの中央値をとり(例えば「50~54」の場合「52」とみなし)、連続変数になるように加工した。
普通科ダミー	通っている学校の学科について、「普通科」と答えたとき「1」、そうでないとき「0」を取るダミー変数。
女性ダミー	女性のとき「1」を取るダミー変数。

数については質問が wave2 にしかない。蔵書数は数年で大きく変わらないと考え、時不変

変数として扱う。

学校要因に関しては学校ランクを示す変数として学校偏差値と普通科ダミーを用いた。学校ランクの高い高校は校則でアルバイトを禁止しているところも多いと考えられるが（宮本 2009: 167）、「子どもの生活と学びに関する親子調査」には校則を直接尋ねる質問はないため、これを用いる。また、日本では高校の偏差値がトラッキング・システムとして機能し、学校適応や学習時間、進学期待に効果を持つことが指摘されているため（古田 2012；苅谷 2000；多喜 2011）、アルバイトが学校ランクにどのような影響を受けているかを検討することも重要だろう。

個人要因として、1年生ダミー、性別、大学進学期待ダミー、部活時間を用いた。1年生ダミーについては、アルバイトの有無について1年生と2、3年生で大きな差があり（1年生:3.6%、2年生:12.7%、3年生:10.2%）、学年を統制する必要があると考えた。ただし、すべての学年をダミー変数として投入すると、定数項と共線性が生じることを避けるため3学年のうち1つを分析から除かなければいけない（筒井ほか 2011: 214）。学年の影響を統制するために、学年の1つを分析から除かなければいけないのは本末転倒であるから、ここでは1年生の時に1をとる1年生ダミーを投入するのみとする。また、性別については、世帯年収や父親職業と同様に毎回尋ねられており、僅少ではあるが変動が見られるものの、ここでは高校1年時の性別を時不変変数として用いることにする。大学進学期待ダミー、部活時間については、毎回質問項目があるため、時変変数として扱う。

②高校生アルバイトは自宅学習時間にどのような影響を与えるかに関する分析で用いる変数の多くは①と共通しているが、塾学習時間を個人要因として加えている（定義については表2を参照のこと）。なお、自宅学習時間については、「ふだん（学校がある日）」についての質問を利用しているため、平日の学習時間を示すものになっているが、塾学習時間については休日も含めた質問を利用しており、平日、休日を問わない1日あたりの学習時間になっている。この点について、厳密に自宅学習時間と塾学習時間の関係を分析する場合は問題になる可能性もあるが、本稿では統制変数としての意味合いが強いためこのまま用いる。

表3は記述統計表である。連続変数のみ平均と標準偏差、最小値・最大値を示し、カテゴリカル変数については、各カテゴリの割合のみを示した。

4 分析

ここでは、いずれの分析もハイブリッドモデル（Allison 2009）を用いて分析を行う。ハイブリッドモデルは、個人内差分と個人内平均に「分解」して推定し（三輪・山本 2012）、個人間の効果と個人内の効果を別々に見ることができる。パネルデータを分析するモデルで、時間で変化しない変数（時不変変数）を同時に推定できるものには、ランダム効果モデルもあるが、ランダム効果モデルは、個体効果と説明変数に相関があるとき、推定に偏りが出て

表3 記述統計表

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
自宅学習時間	93.75	81.73	0.00	540.00
塾学習時間	19.37	46.61	0.00	273.21
部活時間	81.01	73.94	0.00	255.00
世帯年収（対数）	15.75	0.49	13.82	16.93
学校偏差位置	56.59	10.16	32.00	77.00
女性ダミー	0.51	両親学歴		
アルバイトダミー	0.08	父母大卒		0.42
大学進学期待ダミー	0.75	父大卒・母非大卒		0.15
1年生ダミー	0.41	父非大卒・母大卒		0.17
父職業		父母非大卒		0.27
専門・管理	0.35	蔵書数		
ホワイトカラー	0.37	0-29冊		0.27
ブルーカラー	0.23	30-99冊		0.38
農業	0.01	100冊-		0.33
その他	0.03	無回答・不明		0.02
無職	0.01	普通科ダミー		0.43
Number of obs =				3,215

しまう（三輪・林編 2014）。なお、いずれも分析についても、時変変数のみを用いて固定効果モデルで分析を行った場合でも同様の結果が得られることを確認している。

4.1 出身階層からの影響

表4はアルバイトの有無についてのハイブリッド・ロジットモデルである。ここでは、特に出身階層の影響を確認するため、最初に出身階層要因のみを投入し、のちに学校要因や個人要因を加えることにする。出身階層要因のみを投入した Model 1 では、父職業、両親学歴、蔵書数が有意になり、特に両親学歴については学歴が低いほどアルバイトにプラスの効果があり、蔵書数については蔵書数が多いほどマイナスの効果を持っていることがわかった。したがって、仮説 1-2「文化資本が少ないとアルバイトを行いやすくなる」は支持される。他方、世帯年収は有意な効果を持たないため、仮説 1-1「経済資本が少ないとアルバイトを行いやすくなる」は支持されない。

Model 2 は、Model 1 に学校要因と個人要因を加えたものである。学校要因である偏差値や普通科ダミーはともにマイナスの効果を持っており、学校ランクが高くなるとアルバイトを行いにくくなることがわかった。また、大学進学期待ダミーについては、個人内効果は有意な効果を持たないものの、個人間効果については有意なマイナスの効果を持っていた。

表4 アルバイトの有無についてのハイブリッド・ロジットモデル

	Model 1		Model 2	
	出身		出身+学校+個人	
	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>
レベル1 (個人内)				
大学進学期待ダミー (偏差)			0.733	0.449
1年生ダミー (偏差)			-0.014	0.003 **
部活時間 (偏差)			-2.425	0.327 **
レベル2 (個人間)				
父職業 (ref:専門・管理)				
ホワイトカラー	0.767	0.334 *	1.080	0.434 *
ブルーカラー	0.673	0.378 †	0.600	0.483
農業	1.899	1.021 †	2.190	1.336
その他	1.171	0.699 †	0.918	0.901
無職	0.265	1.334	-0.229	1.680
世帯年収	-0.326	0.270	0.051	0.345
両親学歴 (ref:父母大卒)				
父大卒・母非大卒	0.945	0.419 *	0.675	0.525
父非大卒・母大卒	1.301	0.408 **	0.882	0.512 †
父母非大卒	1.957	0.377 **	1.140	0.472 *
蔵書数 (ref:0-29冊)				
30-99冊	-0.713	0.300 *	-0.943	0.384 *
100冊-	-1.020	0.345 **	-1.331	0.446 **
無回答・不明	-0.882	0.951	-1.027	1.218
学校偏差値				
普通科ダミー			-0.098	0.021 **
女性ダミー			-0.960	0.375 *
女性ダミー			0.597	0.332 †
大学進学期待ダミー (平均)			-1.806	0.451 **
部活時間 (平均)			-0.019	0.003 **
1年生ダミー (平均)			-2.326	1.148 *
切片	-0.184	4.306	1.960	5.515
Number of obs			3,215	
Number of groups			1,401	
Log likelihood	-785.597		-628.738	

†:p<0.10, *:p<0.05, **:p<0.01

この点については、大学への進学を迷うような弱い期待を持つ層と最初から大学への進学を迷わない強い期待を持つ層の違いによるものだと考えられる。弱い期待を持つ層は大学進学を希望したりしなかったりといった進学期待について変動が見られ、この変動が個人内効果として現れる一方で、強い期待を持つ層は進学期待について変動が見られず個人内効果としては現れないと考えられる。したがって、大学進学期待ダミーの個人内効果につい

ては、弱い期待を持つ層が主に変動を生じさせているため、大学進学期待を持つようになってもアルバイトに対して有意な効果を持たないと解釈できる。一方、個人間効果については、強い期待を持つ層が含まれており、こうした層も含めれば大学進学への期待を持つ人はそうでない人に比べて、アルバイトをしにくい傾向があると考えられる。

Model 2 の出身階層要因を見ると、両親学歴について、父大卒・母非大卒と父非大卒・母大卒のカテゴリは、父母大卒カテゴリと 5%水準で統計的に有意な差がなくなっている。また、父母非大卒のカテゴリに関しては統計的に有意であるものの回帰係数が小さくなっている。このことから、両親学歴の一部は学校要因や本人要因を媒介してアルバイトの有無に効果を及ぼしている可能性がある。ただし、学校要因や本人要因をコントロールしても、両親が非大卒である家庭や蔵書数が少ない家庭の高校生がアルバイトをしやすい傾向は残っている。このことは、学校や本人の条件がまったく同一であっても、高校生がアルバイトをするか否かを、家庭の文化資本が左右することを示しており、出身階層の影響の強さをうかがわせる。

4.2 教育達成への影響

次に、このように出身階層や学校ランクの影響を受けるアルバイトが、教育達成に対してどのような効果を持つかという点を、学習時間への影響を分析することで検証する。表 5 は自宅学習時間を目的変数としてハイブリッドモデルを推定した結果である。

アルバイトダミーについては、出身階層や学校偏差値を統制しても、個人内、個人間ともに有意なマイナスの効果を持っていた。すなわち、アルバイトをすることで学習時間は減る傾向にあり、また、アルバイトをする人はそうでない人よりも学習時間が少ないことが明らかになった。したがって、仮説 2「高校生アルバイトは自宅学習時間にマイナスの個人内効果を持つ」は支持される。

大学進学期待については、4.1 の分析と同様に、個人内効果は有意にならないものの、個人間効果で有意にプラスの効果が見られた。この点も 4.1 と同じく進学期待の強弱という観点から解釈することが可能である。すなわち、大学進学期待ダミーの個人内効果については、進学期待が弱い層が主に変動を生じさせており、大学進学期待を持つようになっても自宅学習時間に対して大きな効果を持たないと推測される。一方、個人間効果については、進学期待が強い層が含まれており、こうした層も含めれば、大学進学への期待を持つ人はそうでない人と比べて、自宅学習時間が長くなる傾向があると考えられる。

また、学校偏差値や普通科ダミーは自宅学習時間にプラスの効果を持っていた。すなわち、学力が高い学校の生徒は自宅学習時間が長くなる傾向にあることがわかった。

出身階層の影響については、父職業や世帯年収が有意な効果を持っており、特に世帯年収に関しては、マイナスの効果を持っていることがわかった。一方、文化資本を示す両親学歴や蔵書数は有意な効果を持たなかった。結果は省略しているが、出身階層のみを投入

表5 自宅学習時間についてのハイブリッドモデル

	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>
レベル1 (個人内)		
アルバイトダミー (偏差)	-25.159	6.847 **
塾学習時間 (偏差)	0.281	0.036 **
大学進学期待ダミー (偏差)	-1.440	5.396
部活時間 (偏差)	-0.229	0.032 **
1年生ダミー (偏差)	-3.071	2.464
レベル2 (個人間)		
父職業 (ref:専門・管理)		
ホワイトカラー	-7.262	3.754 †
ブルーカラー	-5.476	4.687
農業	38.976	15.146 *
その他	-13.544	9.246
無職	-4.918	16.308
世帯年収	-9.344	3.596 **
両親学歴 (ref:父母大卒)		
父大卒・母非大卒	-6.079	4.785
父非大卒・母大卒	-0.553	4.815
父母非大卒	4.680	4.545
蔵書数 (ref:0-29冊)		
30-99冊	0.173	3.955
100冊-	0.754	4.238
無回答・不明	-5.420	11.561
学校偏差値	1.521	0.188 **
普通科ダミー	7.316	3.409 *
女性ダミー	7.507	3.117 *
アルバイトダミー (平均)	-41.918	7.468 **
塾学習時間 (平均)	0.166	0.049 **
大学進学期待ダミー (平均)	33.535	4.830 **
部活時間 (平均)	-0.160	0.025 **
1年生ダミー (平均)	-18.902	10.073 †
切片	147.089	57.300 *
Number of obs	3,215	
Number of groups	1,401	
R-sq:within	0.0906	
R-sq:between	0.2356	
R-sq:overall	0.1971	

† :p<0.10, *:p<0.05, **:p<0.01

したモデルによると、文化資本が多いほど自宅学習時間にプラスの効果を持っていた。したがって、家庭の文化資本の豊かさは、学校要因や本人要因に媒介される形で、子どもの自宅学習時間を増やす間接的な影響を与えていると考えられる。

5 結論

本稿は、高校在学時のアルバイトの規定要因と教育達成への影響を明らかにするために、問い1「どのような出身階層の高校生がアルバイトを行いやすいか」、問い2「高校生アルバイトは自宅学習時間にどのような影響を与えるか」の2つの問いを立てて分析を行った。分析の結果明らかになったことは以下の3点である。

第1に、出身階層要因の中で、経済資本はアルバイトに対して有意な効果を持たないものの文化資本には有意な効果があり、文化資本の少ない出身階層の生徒はアルバイトを行いやすくなることがわかった。したがって、経済資本の少なさから家計の補助や学費を捻出するためにアルバイトを行いやすくなるという仮説は否定され、文化資本の少なさから学校への適応に課題を抱えた結果としてアルバイトを行いやすくなるというメカニズムが示唆される。

第2に、自宅学習時間に対してアルバイトダミーはマイナスの個人内効果を持っていることが明らかになった。このことは、学習時間を犠牲にしてアルバイトを行っている傾向を示すものであり、高校生アルバイトが教育達成にマイナスの効果を持つことを示唆するものである。

第3に、偏差値で表される学校ランクがアルバイトに対して有意な影響を及ぼすことを明らかにした。日本では高校の偏差値がトラッキング・システムとして機能し、学校適応(古田 2012)や学習時間(苅谷 2000)、進学期待(多喜 2011)に影響することが指摘されてきたが、アルバイトに対しても効果があり、低い学校ランクの生徒ほどアルバイトを行いやすいことがわかった。ただし、学習時間については学校ランクを統制しても、アルバイトダミーが負の個人内効果を持っており、例えば同じ学校に通っていてもアルバイトをすると学習時間は減る傾向にある。

学業成績が地位達成に重要な意味を持つのは大学進学層に限られたものではない。苅谷(1991:219)によれば、高卒者就職における選抜は学校に委ねられているため、大学に進学しないノンエリートの間でも「学業成績を主たる基準とした、さらなるメリトクラティックな競争が展開している」。したがって、大学に進学しないノンエリートにとっても、地位達成のうえで学業成績は重要であり、本稿が明らかにした結果は、高卒就職者層に対してもアルバイトが地位達成にマイナスの効果を持つ可能性を示唆するものである。

家庭の文化資本の面で不利な状況にある高校生がアルバイトを行いやすく、アルバイトは学習時間を減らす効果を持っており、教育達成や地位達成に影響すると考えられること

から、高校生アルバイトは世代間の再生産に寄与していると可能性がある

ただし、本稿は学校適応について、直接に変数を用いて実証するまでは至っておらず、文化資本→学校適応→アルバイトというメカニズムについての検証は不十分である。また、アルバイト→学校適応といった逆の因果関係や、アルバイトと学校適応についての循環的な関係も想定されるが、本稿では扱えなかった。

また、学習時間に対するアルバイトの効果を見ることで、教育達成・地位達成への効果を検証したが、教育達成・地位達成を直接に測定しているとは言い難い。4.2 節の分析より、アルバイトは平日の学習時間を1日あたり25.2分減少させるような効果を持っているものの、これが教育達成・地位達成には効果を及ぼさない程度の小さな効果である可能性も否定できない。より直接に教育達成・地位達成への効果を検証する必要があるだろう。

分析手法に関しても十分に洗練されているとは言い難い。本稿はパネルデータを扱ったが、特に欠測データの処理については不十分で、未回答カテゴリを加えたり、平均値を代入したり、あるいはペアワイズ削除で処理したりしているにとどまっている。

以上の3点については今後の課題としたい。

[注]

1) 本稿で対象としているデータは、2016年から2018年までに調査されたものであるが、定期的にアルバイトをしている者が8.5%（表3記述統計を参照のこと）となっており、総務省「労働力調査」から算出した図1よりも割合がやや高い（2016年:3.9%, 2017年:3.5%, 2018年:5.0%）。この点については、図1の分母が高校生ではなく、15~17歳人口を分母としていることから生じていると考えられる。本稿は高校生を対象としており、学校に通っていない者は対象に含めていないが、一方、図1は高校生以外も15~17歳人口に含めているため、割合が低くなっている。また、図1は15~17歳人口を対象にしており、本稿が対象にしている高校生とは微妙にズレが生じている。図1には、アルバイトが実質的にはできない15歳の中学3年生が含まれており、かつアルバイトを相対的にしやすい高校3年生のうち18歳の者が含まれていないため、割合が低くなっていると考えられる。いずれにせよ、図1は厳密な割合を示したものというよりはおおまかな趨勢を示したものであり、分析に支障はないと考えられる。

2) 「子どもの生活と学びに関する親子調査」には、成績に関する質問が主に2つ設けられている。1つ目は「あなたの今の成績は、学年の中でどれくらいですか」というもので、5教科ごとに5段階で答えるものである。2つ目は「あなたの今の成績は、模擬試験（全国）でどれくらいですか」というもので、5段階で答えるものである。前者については、学年の成績を聞いたものだが、出身階層は有意な効果を持たなかった。おそらく、出身階層は高校入学段階の選抜には効果を持って、その後の校内の成績に対しては効果を持っていないと考えられ、これを変数として用いることを断念した。後者については、1年生時に「受けていない」

を選択した者が45%を超えたことから使用しなかった。よって、教育達成に結び付く変数として自宅での学習時間を用いることにした。

3) アルバイトを行っている人が全体の8.5%と少ないため、本稿では一貫して、アルバイト時間ではなく、定期的なアルバイトの有無を変数として用いることにした。なお、アルバイト時間を変数として用いても、同様の結果が得られている。

4) アルバイトの有無の質問の回答は、「定期的に行っている」「不規則に行っている」「していない」の3択が設けられている。この中で、週当たりの日数や1日当たりの時間を追加で尋ねているのが「定期的に行っている」と答えた者のみであること、平日の学習時間といったふだんの生活への影響を見たいことから、「定期的に行っている」と答えた場合のみ「1」をとる変数を作成した。したがって、より厳密には「定期的なアルバイトダミー」ということになる。

[謝辞]

二次分析に当たり、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」, 「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave2・Wave 4【特別データ】高校偏差値, 2016・2018」(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、二次分析研究会の皆様、および福井康貴先生(名古屋大学)から多くのご助言をいただきました。心よりお礼申し上げます。

[参考文献]

- 阿部彩, 2008, 『日本の不公平を考える——子どもの貧困』岩波書店。
- Allison, Paul David, 2009, *Fixed effects regression models*, Los Angeles: Sage.
- 荒牧草平, 2002, 「現代高校生の学習意欲と進路希望の形成——出身階層と価値志向の効果に着目して」『教育社会学研究』71: 5-23.
- Bourdieu, Pierre, and Jean Claude Passeron, 1964, *Les héritiers: les étudiants et la culture*, Paris: Éditions de Minuit (戸田清・高塚浩由樹・小澤浩明訳, 1997, 『遺産相続者たち』藤原書店)。
- Bourdieu, Pierre and Jean Claude Passeron, 1970, *La reproduction: éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris: Éditions de Minuit (宮島喬訳, 1991, 『再生産——教育・社会・文化』, 藤原書店)。
- 古田和久, 2012, 「高校生の学校適応と社会文化的背景——学校の階層多様性に着目して」『教育社会学研究』90: 123-144.
- 秦政春, 1977, 「高等学校格差と教育機会の構造」『教育社会学研究』32: 67-79, 197.
- 金子真理子, 2004, 「学力の規定要因: 家庭背景と個人の努力は, どう影響するか」荻谷剛彦・志水宏吉編『学力の社会学』岩波書店, 153-72.
- 荻谷剛彦, 1991, 『学校・職業・選抜の社会学——高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版

- 会.
- , 1995, 『大衆教育社会のゆくえ——学歴主義と平等神話の戦後史』中央公論社.
- , 2000, 「学習時間の研究: 努力の不平等とメリトクラシー」『教育社会学研究』66: 213-30.
- 数実浩佑, 2019, 「学業成績の低下が学習時間の変化に与える影響とその階層差——変化の方向と非変化時の状態を区別したパネルデータ分析を用いて」『理論と方法』34(2): 220-234.
- 吉川徹, 2019, 『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会 増補版』東京大学出版会.
- 菊地栄治, 2012, 『希望をつむぐ高校——生徒の現実と向き合う学校改革』岩波書店.
- 木村治夫, 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.
- 小島俊樹, 2011a, 「拡大する貧困層世帯の高校生とアルバイトとの関連性」, 『人間文化研究』(15): 179-192.
- , 2011b, 「高校生アルバイトにおける生活費補助・進学用貯金」『人間文化研究』(16): 187-200.
- 中西啓喜, 2015, 「パネルデータを用いた学力格差の変化についての研究」『教育学研究』82: 583-93.
- 耳塚寛明, 2001, 「高卒無業者層の漸増」 矢島正見・耳塚寛明編『変わる若者と職業世界——トランジションの社会学』学文社, 89-104.
- 宮本幸子, 2009, 「アルバイトが進路志望に与える影響——性別の違いに着目して」『研究所報』(49): 167-176, (2022年2月2日取得, https://berd.benesse.jp/berd/center/open/report/toritsu_kousei/2009/pdf/data_16.pdf).
- 三輪哲・山本耕資, 2012, 「世代内階層移動と階層帰属意識」『理論と方法』, 27(1): 63-84.
- 三輪哲・林雄亮編, 2014, 『SPSSによる応用多変量解析』オーム社.
- 大多和直樹, 2014, 『高校生文化の社会学——生徒と学校の関係はどう変容したか』有信堂高文社.
- Rosenbaum, James E., 1976, *Making inequality: the hidden curriculum of high school tracking*, New York: Wiley.
- 竹内洋, 1991, 「日本型選抜の探求——御破算型選抜規範」『教育社会学研究』49:34-56.
- , 2016, 『日本のメリトクラシー——構造と心性 増補版』, 東京大学出版会.
- 多喜弘文, 2011, 「日・独・米における学校トラックと進学期待・職業期待——学校と職業の接続に着目して」『社会学評論』62(2): 136-152.
- 筒井淳也・平井裕久・水落正明・秋吉美都・坂本和靖・福田亘孝, 2011, 『Stataで計量経済学入

門 第2版』ミネルヴァ書房.

Willis, Paul, 1978, *Learning to Labour: How Working Class Kids Get Working Class Jobs*,
Routledge (=熊沢誠・山田潤訳, 1985, 『ハマータウンの野郎ども——学校への反抗・労働
への順応』, 筑摩書房).

山本功, 2005, 「高校生のアルバイトは非行を抑止するか」, 『犯罪社会学研究』(30): 138-150.

学習方略の不平等

——中高一貫トラックと親の教育的関わり合いに着目して——

瀬戸 健太郎

早稲田大学教育学研究科

本稿の目的はこれまで教育社会学で分析されてきた生徒の努力について、量的な学習時間ではなく、質的指標たる学習方略について、規定要因をトラッキングと親の教育的関わり合いに着目して、実証的に明らかにすることにある。先行研究によれば学習時間を扱った研究は一定の蓄積があるものの、学習方略については教育心理学の蓄積が中心であり、教育社会学での蓄積は乏しい。分析の結果、以下の点が明らかになった。第一に、学習方略は中高一貫校出身者と公立中学校出身者とで比較すると、明確に前者の方が使用頻度は高い。第二に、多変量解析を行うと中高一貫校出身の効果は消失し、親の関与も積極的な効果はあまり見られなかった。しかし、中学生と高校生とを別々に分析すると、自身の学習を反省的に振り返る精緻化方略で、中高一貫校と授業実践の交互作用項の効果が確認された。以上より、学習方略には早期選抜による効果が一定程度、確認される。

1. 問題の所在

本稿の目的は、学習に関する努力の質的指標たる学習方略に着目して、その規定要因を実証的に明らかにすることにある。学習に関する努力は荻谷(2000)以来、学習時間に焦点をあてて研究が展開されてきた(Matsuoka 2013; Matsuoka, Nakamuro and Inui 2015)。結果、努力指標たる学習時間には家庭の社会経済的地位(SES)による明確な格差が見られることを明らかにしてきた。他方で、学習にはもう一つの側面、質的指標たる学習方略が考えられる。須藤(2010)や木村(2015)によれば、学習時間以上に学習方略は学力の改善をもたらすとされ、研究蓄積のある教育心理学では、どのような学習方略が学力に影響を与えるかについて、共通理解がはかられている。また、学習方略は教育的介入による改善を図ることも可能(植木 2004)であり、学力格差是正に対して理論的のみならず実践的・政策的にも重要な変数である。

しかしながら一方で、学習方略が社会的にどのように規定されているかの検討は十分とは言えない。学習方略の使用・熟達により学力向上の効果があるにしても、優位な立ち位置にいるほど、その形成が促進されている可能性は十分に考えられる。

そこで本稿は、学習方略を規定する要因について、教育心理学の研究蓄積を参照しつつも、よりマクロな社会構造を考慮する教育社会学的なアプローチにより、実証的に解明する。本稿の構成は以下の通りである。第2節では、学習方略の規定要因について、主に教育社会学と教育心理学の先行研究をレビューし、規定要因について明らかになっていない点を提示する。第3節では、先行研究の課題を踏まえて実証分析のモデルと変数について言及する。第4節では実証分析を行い、学習方略の違いも加味してその規定要因を明らかにする。第5節では、4節までの分析結果を総括し、今後の課題について言及する。

2. 先行研究のレビューと課題

学習方略研究は教育心理学で長らく蓄積されてきたが、須藤康介(2010)を嚆矢に、教育社会学でも注目を浴びている。そこで本節では、主に国内の教育社会学と教育心理学における学習方略の取り扱いについて、並列的にレビューし、相互の研究が明らかにしていない点について述べる。

2.1. 教育社会学における学習方略研究

教育社会学では、学習方略そのものを分析対象とした研究は多くない。教育社会学における主たる関心は、学力格差の是正とその要因の検討に置かれており、規定要因はSESとの間で検討される程度である。先行研究によると、学習方略は学習時間と比べると家庭のSESから比較的独立している(須藤 2010;木村 2015)、学習方略を規定しているのは親の進路希望、とりわけ高等教育機関への進学希望であるとされる(木村 2020)。また家庭の文化資本保有量によって学習方略の使用頻度が学年間比較でも一貫してその格差が維持されること、学習方略の伸びには教師との関係性や学校の風土が関係する可能性が指摘されている(松岡・伊藤 2019)。また、交差遅延効果モデルを用いた分析により、学習方略に対する学業成績の効果(木村 2021)など、逆の因果関係も存在することが明らかにされている。

2.2. 教育心理学における学習方略研究

他方、教育心理学では学習方略に関する蓄積が存在する。これらはいくつかの観点に分類できるが、(1)教師や学習補助者の介入による学習方略の改善、(2)意欲や有効性の認知といった当人の学習観に関する観念に大きく分けられると考えられる。

2.2.1. 教師や学習補助者の介入

教育心理学では実験的デザインにより学習者の学習方略の改善をはかる研究蓄積がなされている。介入研究は主に、教師の学習方略の有効性認知度に基づいた指導(佐藤 2001)、学習方略そのものの教授による改善(植木 2004)、生徒同士の学習方略の教え合いというピアグループ効果(深谷他 2016)が報告されている。他にも、英語教師の授業実践が生徒の英語の学習方略を規定する(佐藤 2001;篠ヶ谷 2014)といったことが明らかにされている。これらの研究によれば、学習方略は何らかの教育的介入によって改善することが可能でありつつ、その介入者は教師のみならずピアグループも含まれること、意図的介入のみならず、日々の授業実践によりある意味、意図せざる結果として学習方略を規定する傾向が存在することを明らかにしていると言える。

2.2.2. 意欲や有効性の認知など学習観

教育心理学では、意欲が学習方略を決定づけるということについて、コンセンサスが形成されている。その中でも、学習方略の使用に対する短期と長期を分けた有効性の認知の重要性(村山 2003a)、動機のカテゴリカルな違いによる学習方略使用頻度の違い(堀野・市川 1997)、テスト形式による学習方略使用頻度の違い(村山 2003b)、学習方略の有効性の誤認識の効果(吉田・村山 2013)、進学による学習観と学習方略の変動(鈴木 2013)、学習意欲

と学習方略との相互依存関係(岡田 2007)などが明らかにされてきた。これらの研究では、動機が重要な学習方略の決定因子であることを明らかにしつつ、適切な学習方略が必ずしも選択されない、動機や教育的な道具の使い方に規定されていることを明らかにしていると要約できる。

3. 分析課題と分析枠組み、データセット

3.1. 分析課題と枠組み

先行研究のレビューを踏まえて、学習方略、特に社会学的な学習方略研究には以下の課題が指摘できる。

第一に、教育社会学における先行研究は、教育介入に関する効果についての議論は乏しい。学習時間と対比すると SES からの影響に注目を払うあまり、介入による改善効果の分析がされていると言いがたい。木村(2021)で述べるように、意識や行動は変わりにくく、成果に結びつきにくいかもしれないが、教育的介入の余地がないわけではない。この点は多くの教育心理学の研究が明らかにしている点であるにもかかわらず、これらの研究蓄積を参照しているとは言い難いのが現状である。

第二に、第一の点以上に重要であるが、学校の効果について十分に取り扱いできていない。教育社会学はこれまで、家庭や学校の平均的 SES、進学ルートなど、社会階層や学校間階層構造に着目して分析をおこなってきた。その際に重要な概念になっていたのがトラッキングである。このような視点で見た場合、学校の置かれているポジションが学習方略という質的指標に与える影響は十分に検討されているとは言い難い。一方、海外のトラッキングに着目した研究では、トラッキング上の構造が児童生徒の学習に対する行動や意識に与える影響を分析しているものは数多い。生徒の努力投入(Carbonaro 2005)や、学習に対する態度や非認知的能力(Tach and Farkas 2006 ; Covay and Carbonaro 2010)¹⁾、勉学に対する関与(Houtte 2017 ; Houtte and Stevens 2009)などが一例として挙げられる。翻って国内を対象にした研究では、社会階層との関係では荻谷(2000)、トラッキングとの関係では Matsuoka(2013)が学習時間との関係を分析しているが、学習時間や学校外教育への参加を分析対象としており、学習方略を取り扱ったものは管見の限りでは、見当たらない。教育社会学のこれまでの研究蓄積の厚さにもかかわらず、学校の効果と努力の質的側面の関係は十分に検討されているとは言い難いのである²⁾。

第三に、学校以外の教育介入、具体的には親の教育的関わりである。教育社会学の研究の多くは、社会階層の要因に着目し、親学歴や親の進学期待を代理変数として利用してきた。その内実という点でしばしば参照される概念に親の「意図的な養育」(Lareau 2000)が挙げられ、子供の学習行動や非認知的能力との関係が論じられる。学習方略をそこに位置づけるとすると、学習方略に親の関与がどこまで有効かは、先行研究からは明らかではない。とりわけ、「意図的な養育」は就学前や初等教育段階に着目されがちだが、中等教育段階においても有効か否かは議論の余地があるだろう。中等教育段階になると、教科内容について親が子供に教えることは、親が当該教科について何らかの専門性を有する職業になれば教授することは困難になってくると考えられるが、教科内容について教えられなくとも、親の教育的関わり合いによって学習方略の使用が促進されるのであれば、中等教育段階であっても子育てのいわば「挽回」が可能になる。この点、Houtte and Stevens(2009)では、中

等教育段階であっても親の関与が子供の勉強に対する関与へ有効であることを明らかにしているが、学習方略について親の教育的関わり合いの効果は未だ、明らかになっていないと言える。

先行研究は学習方略について以上のような欠点を抱えており、特に「学校」と「親」の効果の2つは十分に明らかになっているとは言い難い。まとめると、「学習方略を規定するものに、学校と親の効果はどれほど有効であるのか」ということが十分に明らかになっていないと言える。そこで次節では、これらについての議論枠組みについて検討する。

3.2. 理論枠組みと仮説

前節までの議論をもとに、本節では検証すべき仮説設定を行う。前節までの議論によれば、学習方略の規定要因を学校と親の2点から検討することが、分析課題として設定可能である。これも前節までの議論に基づき、本稿ではトラッキングと親の教育的関わり合いに着目する。とりわけトラッキングは、不平等を増幅させる傾向にあるとされる。例えば「異なる水準のトラックや集団をまたいだ指導の多様性は、トラック間の達成度のギャップの拡大を説明するのにより顕著な理由である」(Gamoran 2010,p217)とされ、トラック間での教師の教育実践や生徒の学習速度の違いが指摘される。このような観点からすれば学習方略はまさに、生徒の学習速度の違いを決定づけるものであると考えられる。実際、須藤(2010)の分析でも、文化階層ごとに「何が有効な学習方略か」ということは変動しており、トラッキング上のポジションにより学習方略の規定要因が変わることも十分に想定されるのである。

次に、親の教育的関与についてである。親の教育的関与も、親自身による関与と親が自身の社会経済的な資源を動員して行う関与の2つが考えられる。特に後者は習い事や通塾がその代理変数として考えられ、Covay and Carbonaro(2010)によれば学校外活動が児童の非認知的能力を引き上げるが、その規定要因はSESよりも強いことを明らかにしている。ただし、学習方略とした場合、習い事との懸隔は大きくなると考えられる。そこで親自身による関与と通塾有無に着目することとする。前者は松岡(2019)によれば、中学3年生であっても親学歴による通塾格差が確認されるためである。以上をもとに探索的に分析すると、次のような理論枠組みが設定可能である。

理論仮説 1:

所属する学校のトラックによって学習方略の差が存在する。

作業仮説 1-1 :

学校のトラックを比較すると、より早期に選抜されるトラックであるほど学習方略スコアが高い。

作業仮説 1-2.

より早期に選抜されるトラックであるほど、トラックの直接的な効果だけでなく、学校での指導による効果もまた観測される。

理論仮説 2:

親の教育的関わり合いや教育資源の動員によって、学習方略の差が存在する。

作業仮説 2-1:

親の教育的関与が高いほど学習方略の使用頻度も高くなる。

作業仮説 2-2 :

通塾など学校外教育活動によって学習方略の使用頻度も高くなる。

3.3. データセット, 変数作成手続き

本稿の議論を分析するのに用いるデータは、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」の2016年調査(Wave2)である。Wave2は重点調査項目の一つに学習方略があり、その他の年度と比べても学習方略に関する変数を多く含んでいることから、本稿の枠組みを検証するのに最適なデータであると言える。木村(2021)の分析では各調査で共通の学習方略項目を用いた分析を行っているが、本稿では学習方略の規定要因に関心があるため、学習方略のカテゴリカルな違いを優先することとした。

変数の作成手続きについて述べる。学習方略に関する変数は「あなたは、勉強するときに、次のことをどれぐらいしますか。」という設問により、4件法で児童生徒の学習方略を尋ねているため、これを用いた。親の教育的関わり合いも同様に「お子様の勉強に対するあなたのかかわりあい」として、4件法で尋ねているためこれを利用するほか、父親と母親の子どもとの1日あたりの関わり合い時間を投入する。学校外教育活動として通塾有無に着目するが、質問紙では「プリント教材の教室」「学校の勉強がわかるようになるための補習塾」「受験勉強をするための進学塾」を識別できるため、それぞれ自習塾、補習塾、進学塾とダミー変数化して利用することにする。

トラッキングは日本の文脈においては、高校以降の学校間階層構造に着目した分析が行われてきたとされる(松岡 2019)。他方で近年、都市部では中学受験による早期の進路分化が生じてきており、国際比較研究でも早期のトラックの振り分けがより不平等を拡大するとされる(Hanushek and Woßmann 2006)。日本でも森(2017)によれば、国私立中学への進学が、公立中学に進学した類似の特徴の生徒と比較しても、より進学期待が高まりやすいということを明らかにしている。そこで本稿では、トラッキングの代理指標を中学受験に着目して設定する。Wave1で公立中学以外に通学していると答えた生徒及び、Wave2で中学受験をしたなおかつ、公立中学以外に進学したと答えた生徒を中高一貫として設定した。他に学校の効果として教師の授業実践が考えられるが、Wave2の設問「この1年くらいの間に、学校の授業で、次のようなことはどれくらいありましたか」を利用する。

その他、コントロール変数として親学歴、学習時間、進学期待のほか、教育心理学でその有用性の実証されている学習動機を投入する。親学歴は両親が短大卒以上か否かで、両親とも大卒以上、片方の親のみ大卒以上、両親とも大卒未満でカテゴリー化した。進学期待は木村(2021)にならって親の進学期待が短大以上か否かでダミー変数を作成した。学習動機は児童生徒に勉強する理由を4件法で尋ねているため、これを利用する。

分析対象はトラック構造が徐々に出現する中等教育以降とし、Wave2の中学1年生から高校3年生を対象とする。変数についてリストワイズを行った結果、N=4536となった。変数に関する記述統計は表1に示す。因子分析の結果の記述統計は次節に示すので本節では省略している。分析はR4.1.2を用いて行った。

表 1：記述統計

	最小値	最大値	平均値	標準偏差		最小値	最大値	平均値	標準偏差
性別	0.000	1.000	0.503	-	中高一貫校	0.000	1.000	0.143	-
両親大卒以上	0.000	1.000	0.419	-	短大以上進学期待	0.000	1.000	0.765	-
片方親大卒以上	0.000	1.000	0.313	-	父親関わり合い時間	0.000	280.000	70.767	72.158
両親非大卒	0.000	1.000	0.268	-	母親関わり合い時間	0.000	280.000	156.784	85.450
中学1年生	0.000	1.000	0.177	-	学習時間	0.000	300.000	40.347	55.810
中学2年生	0.000	1.000	0.175	-	進学塾	0.000	1.000	0.234	-
中学3年生	0.000	1.000	0.180	-	補習塾	0.000	1.000	0.140	-
高校1年生	0.000	1.000	0.164	-	自習塾	0.000	1.000	0.027	-
高校2年生	0.000	1.000	0.150	-					
高校3年生	0.000	1.000	0.153	-					

4. 実証分析

まず、主要な変数間の構造を析出することにする。学習方略、学習意欲、教師の授業実践に対して因子分析を行った。推定方法は最尤法、プロマックス回転を行った。因子数の解釈は予め、MAP 基準、スクリープロット、平行分析により推定された因子数を参考に、先行研究に依拠しつつ、学習方略間の規定要因の違いを後続の分析で行うため、可能な限り多めに設定した。結果は表 2～表 4 の通りである。親の教育的関わり合いについては質問文から、「勉強しなさい」と言う」「テストの成績が悪いとしかる」を叱責方略、その他の設問を勉強支援方略とし、各変数を標準化して合算した。

表 2：学習方略に関する因子分析結果

項目	地道学習	発展学習	精緻化	共通性	独自性	α係数
テストで間違えた問題をやり直す	0.900	-0.020	-0.150	0.600	0.400	0.680
くり返し書いて覚える	0.590	-0.090	0.120	0.400	0.600	
考えても分からないことは親や先生に聞く	0.520	0.020	0.020	0.300	0.700	
遊ぶときは遊び、勉強するときは集中して勉強する	0.360	0.060	0.220	0.340	0.660	
授業で習ったことを自分でもっと詳しく調べる	0.030	0.970	-0.090	0.880	0.120	0.670
自分で興味を持ったことを学校の勉強に関係なく調べる	-0.100	0.660	0.030	0.390	0.610	
問題を解いた後、ほかの解き方がないかを考える	0.290	0.390	0.070	0.450	0.550	0.720
何から勉強したらよいか順番を考える	-0.080	-0.030	0.920	0.700	0.300	
何が分かっていないか確かめながら勉強する	0.210	0.020	0.610	0.630	0.370	

表 3：学習動機に関する因子分析結果

項目	内容関与動機	内容分離動機	共通性	独自性	α係数
新しいことを知るのがうれしいから	0.920	-0.140	0.750	0.250	0.764
問題を解くことがおもしろいから	0.690	0.000	0.480	0.520	
ふだんの生活に役立つから☑	0.600	0.060	0.400	0.600	
周りの人に頭がよいと思われたいから☑	0.010	0.750	0.570	0.430	
成績がよいと周りの人がほめてくれるから	0.150	0.740	0.680	0.320	0.741
友だちに負けたくないから	0.230	0.540	0.460	0.540	
先生や親にしかられたくないから	-0.140	0.490	0.190	0.810	

表 4：授業実践に関する因子分析結果

項目	調査・話し合い	検証・発表	ドリル型	共通性	独自性	α 係数
テーマについて討論（話し合い）をする	0.750	0.040	0.010	0.612	0.388	0.750
自分（自分たち）で決めたテーマについて調	0.730	0.030	-0.090	0.523	0.477	
調べたり考えたりしたことを発表する	0.660	0.210	0.010	0.674	0.326	
グループで調べたり考えたりする	0.570	0.270	0.030	0.620	0.380	
学校の先生以外の人の話を聞く	0.390	-0.060	0.170	0.197	0.803	
パソコンやタブレット（iPadなど）を使う	0.370	-0.080	-0.040	0.098	0.902	0.750
観察・実験や調査などで考えを確かめる	-0.140	1.080	0.020	0.995	0.005	
調べたことをグラフや表にまとめる	0.340	0.490	-0.020	0.560	0.440	0.630
ドリルやプリントの問題を解く	-0.060	0.070	0.830	0.684	0.316	
確認テストや小テストを受ける	-0.030	-0.040	0.770	0.570	0.430	

学習方略に関する因子は平行分析で提案された3因子³⁾を想定した。「友だちと勉強を教え合う」という項目だけ、いずれの因子とも関連し難い結果が析出されたため、当該項目を除外して改めて因子分析を行っている。結果について、第一因子は問題のやり直しや反復練習など、積み上げ型の学習方略と親和的であると考えられることから「地道学習」方略とした。第二因子は自ら発展的な学習に取り組む項目が反応しているため、「発展学習」方略とし、第三因子は教育心理学で分析されてきた自己学習を省察する方略であることから、「精緻化」方略とした。クロンバックの α 係数も0.600を超えており、いずれも採用可能であると判断した。この点は各調査で共通項目を用いて分析をした木村(2021)の結果とは異なる因子構造が析出されている。

学習動機に関する因子は、堀野・市川(1997)の研究を参考に、2因子構造を想定した。結果、2因子構造で矛盾しない結果となったため、堀野・市川(1997)らの指摘に従い、「内容分離動機」「内容関与動機」とした。 α 係数は同様に0.600を超えているため採用した。

授業実践に関する方略は、平行分析では5、スクリープロットでは3と想定された。分析を行うと因子数=5とすると明らかに不適合な因子が析出されたため、因子数は3とした。結果について解釈すると、第一因子は授業中での議論や調べ学習を重視している項目が多く反応していることから、「調査・話し合い」実践とした。タブレットの使用に関する項目が第一因子に反応しているのは、調査時点がGIGAスクール整備前のため、通常の授業でICT機器を利用した授業の組み立てがそれほどなされていなかったためと考えられる。第二因子は、実験企画や調査報告に関する項目で、とりわけ理科系の授業で行われる傾向のある項目が多く反応しているため、「検証・発表」実践とした。第三因子はテスト中心の授業組み立てであると考えられることから、「ドリル型」実践とした。第三因子のみ α 係数が0.630と低めに出ているが、0.600を超えていることから採用した。これらの因子間相関は表5に示す。

それでは、これら学習方略がトラッキングとの間にどのような関係があるだろうか。まず、学年とトラックを統制した記述的分析を行う。中高一貫校と公立中学とでは大きく違うことに、高校受験の有無による学習時間の違い、学習時間の多寡に伴う学習方略の使用頻度の違いという問題が考えられる。学習時間が多ければ学習方略の使用頻度も多くなるという関係が考えられるため、この関係をまず確認することにする。図1及び図2は学校段階別に学年とトラックをコントロールした学習方略と学習時間に関するグラフである。

表 5：因子間相関

	発展学習方略	精緻化方略	地道学習方略	内容分離動機	内容関与動機	検証・発表実践	調査・話し合い実践	ドリル型実践	勉強支援方略	叱責方略
発展学習方略	1.000									
精緻化方略	0.600	1.000								
地道学習方略	0.669	0.852	1.000							
内容分離動機	0.281	0.308	0.338	1.000						
内容関与動機	0.545	0.499	0.552	0.547	1.000					
検証・発表実践	0.161	0.184	0.232	0.141	0.214	1.000				
調査・話し合い実践	0.231	0.204	0.249	0.171	0.255	0.643	1.000			
ドリル型実践	0.123	0.201	0.221	0.161	0.171	0.249	0.389	1.000		
勉強支援方略	0.076	0.052	0.119	0.134	0.121	0.167	0.166	0.077	1.000	
叱責方略	-0.087	-0.149	-0.124	0.065	-0.083	0.066	0.078	0.017	0.350	1.000

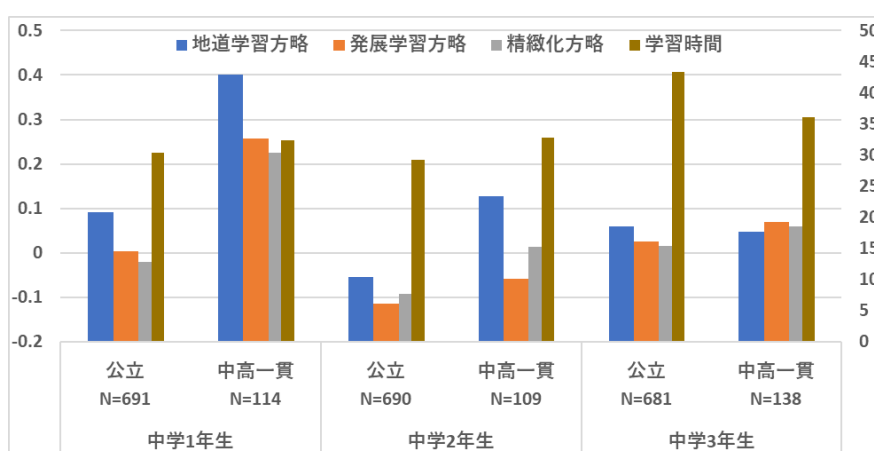


図 1 トラック×学年別の学習方略と学習時間の推移(中学校)

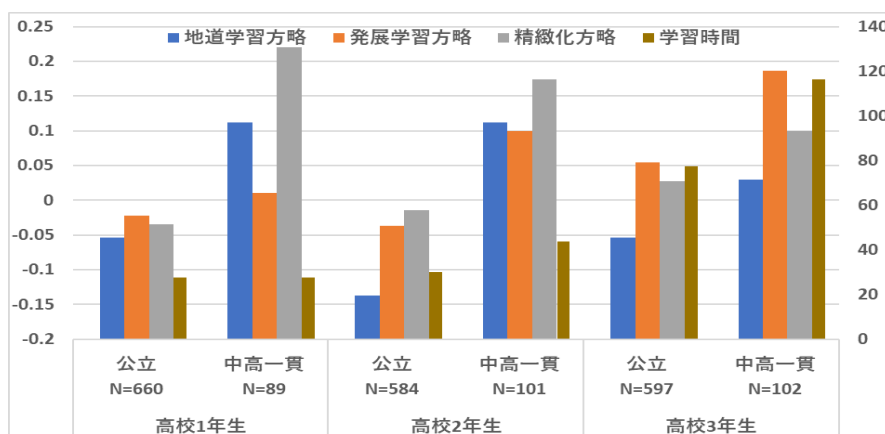


図 2 トラック×学年別の学習方略と学習時間の推移(高校)

これを確認すると、中学3年生というトラックの違いが大きく出ると考えられる学年では、学習時間で公立中学出身グループが逆転しているものの、すべての学年・すべての学習方略カテゴリーで、一貫して中高一貫校グループの方が高いことがわかる。高校受験という2つのグループで大きく異なる条件は一時的に差を縮めるが、逆に言えば、およそ学習方略の使用頻度に関して、受験を考慮しても逆転に至ることはほとんどない。

さらに性別や親学歴，学年をコントロールしない学校区分，通塾でどれほど学習方略の使用頻度が変わるだろうか。表6はグループ別平均値の結果である。

表6：学習方略と各カテゴリー別平均値

		地道学習方略			発展学習方略			精緻化方略		
A	B	A-B	s.e.	p	A-B	s.e.	p	A-B	s.e.	p
性別										
男子	女子	-0.220	0.025	***	-0.02	0.027		-0.22	0.026	***
親学歴										
両親大卒	片方親大卒	0.121	0.302	***	0.051	0.033		0.122	0.030	***
	両親非大卒	0.218	0.031	***	0.129	0.034	***	0.194	0.032	***
片方親大卒	両親非大卒	0.096	0.033		0.078	0.036	+	0.072	0.034	
学校区分										
中高一貫校	公立中学	0.148	0.037	***	0.113	0.039	**	0.148	0.037	***
通塾										
進学塾	補習塾	0.275	0.043	***	0.244	0.046	***	0.324	0.043	***
	自習塾	0.111	0.082		0.170	0.089		0.13	0.083	
	通塾なし	0.168	0.031	***	0.113	0.033		0.153	0.031	***
補習塾	自習塾	-0.164	0.085		-0.074	0.092		-0.187	0.086	
	通塾なし	-0.107	0.037		-0.130	0.040	**	-0.17	0.038	***
自習塾	通塾なし	0.056	0.079		-0.056	0.086		0.017	0.081	

1) + p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 P<0.001

2) 多重比較はボンフェローニ法を利用

第一に，性別で見ると発展学習以外の方略は総じて女子の方が，スコアが高く女子の方が学習方略の使用頻度が高いことが伺える Houtte(2017)では勉強への関与は女子のほうが高いことを明らかにしていたが，同様のことが言える。言い方を変えれば，女子の方が真面目に学習する頻度が高いとも言えるだろう。

第二に，親学歴で見ても総じて，親学歴ごとの学習方略の差が観察される。松岡(2019)では親学歴ごとの学習時間の差を指摘していたが，学習方略の使用頻度に関しての相似形の構造であるといえる。

第三に，公立中学校に進学したかどうかトラッキングに着目して分析を行うと，すべての学習方略に進学ルートとの間に明確な差が見られる。これは図1及び図2と同じである。

第四に通塾の効果を見ると，予想に近しく，通塾のカテゴリーに応じて学習方略の使用差が見られる。ただし，有意水準に着目すると進学塾と補習塾，通塾なしの間には比較的，明瞭な関係が観測されるがその他との関係は一樣には解釈しにくい結果である。進学塾以外では，学習指導があまり行われていない，という可能性が考えられる。

以上，学習方略の規定要因に関する傾向はかなり学習時間と似通っていることが判明した。二変数の関係では，努力の量的指標(学習時間)と質的指標(学習方略)の間にはそれほど顕著な差がないように見られる。それでは，この関係は他の変数をコントロールしてもなお，成立するのだろうか。各変数を被説明変数にした重回帰分析によってこの点の検証を行うことにする。検証結果は表7にまとめられる。

表 7：学習方略に関する重回帰分析結果

	地道学習		発展学習		精緻化		学習時間	
	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.
(1) 定数項	-0.285***	0.041	-0.197***	0.046	-0.351***	0.044	11.647***	3.043
(2) 性別	0.163***	0.021	-0.012	0.023	0.156***	0.022	-0.975	1.52
(2) 学歴 (基準：両親非大卒)								
両親大卒以上	0.021	0.027	-0.038	0.030	0.009	0.029	5.703**	1.988
片方親大卒以上	-0.014	0.027	-0.012	0.030	-0.025	0.029	2.019	1.999
(3) 通塾 (基準：通塾なし)								
進学塾	0.010	0.027	-0.038	0.030	0.019	0.029	25.598***	1.938
補習塾	-0.093**	0.031	-0.078*	0.035	-0.122***	0.033	7.983***	2.271
自習塾	-0.027	0.064	-0.067	0.072	0	0.068	3.974	4.688
(4) 中高一貫校	-0.003	0.030	-0.037	0.034	0.01	0.032	2.741	2.238
(5) 短大以上進学期待	0.130***	0.026	0.101***	0.029	0.136***	0.028	10.270***	1.924
(6) 親教育的関わり								
叱責方略	-0.035**	0.013	-0.011	0.014	-0.049***	0.014	1.077	0.947
勉強支援方略	0.012*	0.005	0.008	0.006	0.008	0.005	0.703+	0.365
(7) 先生授業実践								
調査・話し合い	0.071***	0.015	0.011	0.017	0.076***	0.016	-0.232	1.124
検証・発表	0.027	0.017	0.122***	0.019	0.01	0.018	0.447	1.274
ドリル型	0.092***	0.014	-0.007	0.016	0.097***	0.015	1.837+	1.058
(8) 学習時間	0.003***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0	-	-
(9) 学習動機								
内容分離動機	0.025+	0.015	-0.024	0.017	0.035*	0.016	0.042	1.095
内容関与動機	0.415***	0.015	0.497***	0.017	0.383***	0.016	7.616***	1.096
(10) 進学期待×関わり合い								
短大以上進学期待×叱責	-0.018	0.014	-0.013	0.016	-0.003	0.015	-3.579***	1.061
短大以上進学期待×勉強支援	-0.002	0.006	-0.002	0.006	-0.005	0.006	0.11	0.41
(11) 中高一貫×授業実践								
中高一貫×調査・話し合い	0.047	0.039	0.047	0.044	0.055	0.042	0.014	2.863
中高一貫×検証・発表	0.018	0.043	-0.014	0.049	0.013	0.047	-3.774	3.204
中高一貫×ドリル型	-0.057	0.037	-0.014	0.042	-0.057	0.04	-4.987+	2.722
(12) 中高一貫×動機づけ								
中高一貫×内容分離	0.040	0.038	0.008	0.042	0.048	0.04	0.864	2.771
中高一貫×内容関与	-0.040	0.037	0.076+	0.042	-0.024	0.04	2.084	2.75
N	4536		4536		4536		4536	
R-squared	0.392		0.337		0.326		0.207	
adj. R-squared	0.388		0.332		0.322		0.202	
F	96.734		76.255		72.695		40.643	
p	0.000		0.000		0.000		0.000	

1) + p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 P<0.001

2) 表外の変数は学年ダミーと父母関わり合い時間

これを確認すると、いくつか学習時間と学習方略の間でいくつか特徴的な事実が判明する。第一に、親進学期待や教育的関わり合いを投入すると、学習方略について両親の学歴効果は消失する。これは、親学歴がこれらの変数の代理指標であるといえるが他方で、学習時間では依然として両親大卒以上ダミーが統計的に有意である。つまり、学習時間では親学歴にはこれら学歴の効果の内実に関する変数以外の効果が含まれていることを示唆する。須藤(2010)で指摘されていた、学習時間と比較して学習方略は比較的、階層から独立しているということは多変量解析によっても裏付けられるといえる⁴⁾。さらに、進学期待は総じて効果をもたらす一方、親の教育的関わり合いの効果は一様ではない。積極的な関わり合いに関する勉強支援方略は地道学習の使用頻度のみ上昇させるがそれ以外の効果は明確ではなく、叱責方略が発展学習以外の使用頻度を引き下げる効果が見られる。地道学習

が家庭でも指導しやすい学習方略であるとする、解釈可能な結果である。

第二に、通塾など家庭の資源を利用した学習方略への効果は総じて影響がない。むしろ、補習塾ダミーが学習方略の引き下げ効果を持っているが、これは逆の因果を想定すべきであると考えられる事柄である。この結果は、Covay and Carbonaro (2010)とは異なる結果である。ところが、学習時間へは通塾に関する変数の効果が概ね、確認できることから、家庭資源を投入した学習の改善は量的指標には及んでも質的指標には及ばないことが考えられる。では、通塾に見られた学習方略との関係はどこにあるのか、その手がかりは、説明変数に投入している学習時間と考えられる。つまり、通塾の効果は通塾に伴う学習時間の上昇により、必然的に学習方略の使用頻度が上昇することにあると想定される。

第三に、学校の効果であるが中高一貫校の直接効果は観測されないが、授業実践の効果はかなり明確に確認できる。本稿で用いている授業実践の変数は子供質問紙からのデータであるため、実際の授業実践との間には乖離がある可能性は否定できないが、他方で日々の授業実践でも学習方略の改善の効果は、親の進学期待の効果をコントロールしてもなお、かなり残存している。その上で、授業実践と学習方略の間には明確なカテゴリーカルな違いが存在する。発展学習方略は検証・発表型の授業実践でのみ、その使用頻度の引き上げ効果が見られるが、調査・話し合い型授業実践、ドリル型授業実践は地道学習、精緻化ともに使用頻度の引き上げ効果が見られる。仮に、検証・発表型と調査・話し合い型授業実践をアクティブ・ラーニングの一種と位置づけるとすれば、そのカテゴリーカルな違いに応じて学習習慣の改善も異なるということが言える。そしてこのように位置づけた場合、ある種、古典的な授業実践であるドリル型授業実践の効果はその実、学習習慣の改善という点では現代的な授業実践と変わらない可能性を示唆する。篠ヶ谷(2010,2014)では英語学習における授業方略が学習方略を規定する側面を明らかにしていたが、より一般的な形でも成立すること、また学習方略ごとにその規定要因たる実践が異なることが新たに明らかになったと言えるだろう。他方で、中高一貫×授業実践の交互作用項もほぼ有意ではない。この点については後述するが、学校独自効果はほぼ存在しないとも解釈できる結果である。

第四に、学習動機の効果を見ると、総じて内容関与動機の効果の強さが確認できる一方、内容分離動機の効果も精緻化方略の使用頻度の上昇という点で確認できる。それ以上に、発展学習に対して中高一貫×内容関与の交互作用項の効果を確認できる。中高一貫校の方が資源に優れている結果、生徒の内容関与に関する動機に応えられる環境が整備されているのかもしれない。

以上、全サンプルでのモデルについてその結果を検討した。以上の検討結果によれば、本稿が主たる分析課題としたトラッキングと親の効果について、(1)トラッキングの効果はたしかに存在するが、それらは親の進学期待や授業実践によって代替されており、中高一貫校という選択に特有の効果は見られない可能性がある、(2)親学歴の効果の大部分は進学期待に代替されるが、学歴や進学期待をコントロールしてもなお、親の教育的関わり合いの効果は見られる。ただし、総じて子供に対して叱責といった介入の負の効果はあるものの、学習習慣の改善といった観点での正の効果は地道学習には観測されるが、負の効果に比較して手段は少ない、と評価でき、(3)通塾など家庭資源を投入した改善は学習時間の上昇によって必然的に学習方略の使用頻度が上昇するといった間接的な形でしかない、ということが明らかになった。

最後に、評価を留保したトラッキングの効果について再検討する。Gamoran(2010)や Hanushek and Woßmann(2006)の議論では、より早期のトラック分離がその効果を増幅させるとする。とすれば、中学校と高校という学校段階の違いに応じて、その効果もまた異なることが考えられる。そこで、サンプルを中学生と高校生に分離して、同じモデルで分析を行った。表8はその結果であり、特に中高一貫校の効果に関連した変数の抜粋である。

表8：中高一貫校 学習方略に関する重回帰分析結果

	中学生						高校生					
	地道学習		発展学習		精緻化		地道学習		発展学習		精緻化	
	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.	B	s.e.
(1) 定数項	-0.350***	0.053	-0.204***	0.060	-0.357***	0.055	-0.205***	0.055	-0.054	0.061	-0.219***	0.059
(2) 中高一貫校	0.014	0.047	-0.068	0.053	-0.01	0.049	-0.002	0.047	-0.003	0.053	0.034	0.052
(3) 中高一貫×授業実践												
中高一貫×調査・話し合い	0.042	0.057	0.04	0.064	0.138*	0.06	0.046	0.058	0.076	0.065	-0.008	0.063
中高一貫×検証・発表	-0.063	0.062	0.012	0.070	-0.139*	0.065	0.072	0.061	-0.054	0.069	0.138*	0.067
中高一貫×ドリル型	-0.037	0.055	-0.023	0.062	-0.016	0.057	-0.066	0.050	-0.001	0.056	-0.076	0.055
(4) 中高一貫×動機づけ												
中高一貫×内容分離	0.084	0.053	-0.029	0.059	0.105+	0.055	-0.022	0.054	0.046	0.061	-0.017	0.059
中高一貫×内容関与	-0.056	0.052	0.075	0.059	-0.056	0.055	-0.005	0.054	0.083	0.060	0.033	0.059
N	2415		2415		2415		2121		2121		2121	
R-squared	0.416		0.353		0.375		0.325		0.285		0.368	
adj. R-squared	0.409		0.345		0.368		0.316		0.276		0.359	
F	62.864		48.179		53.08		37.294		30.969		45.064	
p	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	

1) + p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 P<0.001

2) その他の変数は表7同様のものを投入。ただし学年ダミーだけ各学校段階に合わせて修正

これを見ると、特徴的なことが判明する。依然として中高一貫校の直接効果は確認されないが、他方で、中高一貫×授業実践の交互作用項で、精緻化方略との間に変化が見られる。中学生段階では調査・話し合い授業実践が精緻化方略の使用頻度を上昇させるが、中高一貫×検証・発表授業実践は逆に使用頻度を押し下げる。ところが、高校生になると中高一貫×検証・発表授業実践が精緻化方略の使用頻度を引き上げているのである。篠ヶ谷(2012)のレビュー論文によれば、精緻化方略の使用頻度が高いほど内容理解や学業達成が高いことが海外の研究から報告されており、本調査と同じデータを用いた分析でも同様の調査結果が報告されている(ベネッセホールディングス 2019)。ではなぜ、交互作用項の効果が対称的なのだろうか。推測だが、精緻化方略は学習に対して有効な方略とされるが(植木 2004)、中学受験を経験しているため、精緻化方略の有効性を早期に認知していると言える。また、話し合いによる教え合いで学習方略の転移が中学校では発生することが明らかにされている(深谷他 2016)。したがって、中学生段階では調査・話し合い実践との交互作用が観測されたと考えられる。一方、検証・発表型実践は中学段階では十分に消化できない一方、高校ともなるとその内容を消化できるようになるとも考えられる。したがって、中高段階別で回帰係数の向きが逆転している。これらを踏まえると、学習のあり方を反省的に振り返り、その最適化を行う方略に対して中高一貫の効果が見られるという点で、中高一貫トラックによって学習習慣の優位さが生じているといえる。

以上、本稿の分析結果から、作業仮説は次のようにまとめられるだろう。

作業仮説 1-1 は基本的に妥当する。中高一貫の生徒の方が学習方略の使用頻度は高いと

いえる。ただし、作業仮説 1-2 は留保付きで妥当するといえる。具体的には、中高一貫校の効果は直接効果ではなく、その多くは親の進学期待や授業実践によって代替されていると言える。ただし、交互作用まで考慮すると、中高一貫であることは授業実践や学習への動機づけの効果に独自の効果をもたらすという点で観測される。この点で、理論的仮説 1 は、進学そのものではなく、進学によって生じる学校の効果との相乗効果という点で妥当する。

作業仮説 2-1 は、親の教育的関与は進学期待が学歴をコントロールしてもなお観測されるが、それは関わり合いの時間ではなく質によって左右される、しかも積極的な支援によるものよりは叱りつけることによって学習方略の使用頻度が下がるという、負の効果の方が観測されるという点で、想定とはやや異なる形で存在することが明らかになった。作業仮説 2-2 は、通塾の効果は総じて観測されないか、または逆の因果関係を想定すべき傾向しか観測されなかった。したがって、理論的仮説 2 は、親の教育的関与によって前向きな効果があるとは言い難く、妥当性は否定的と判断せざるを得ない。

5. 結論

努力の質的指標たる学習方略の規定要因を明らかにすることを目的とした、本稿の知見は以下の点に集約される。

第一に、学習方略の使用頻度に対して、早期の選抜によるトラッキングの効果は、直接ではなく授業実践との相互作用で観測され、これは親の関わり合いや進学期待をコントロールしても確認される。すなわち、トラッキングによる学習方略の規定という関係が存在する。第二に、親の教育関与の効果も確かに存在するのだが、それは積極的に正の効果을期待して関与するという意味での成果は乏しい一方、叱責によって子供の学習に負の効果を与えてしまう、という意味での介入効果が存在する。また、通塾による効果は通塾によって学習時間が上昇する結果であると考えられる。そして第三に、学習時間と比較してみると、親学歴、通塾や授業実践の効果の有無という点で努力の量的指標と質的指標とではその規定要因が異なり、日々の授業による改善効果が学習方略には存在する。

これらの知見を踏まえた意義について改めて述べる。第一に、トラッキングの多様な効果について本研究で実証的に明らかにできたと言える。トラッキングにおける意識や動機の変容のみならず、教室内での学習プロセスの水路づけを明らかにする必要があることを示したという点は本稿の一つの貢献であろう。とりわけ、単にトラックの相違だけでなく、そこでの学校の実践が独自の効果を持ちうるという点は、今後も分析の余地があるといえるだろう。

第二に、親の教育的関わり合いについてである。本稿の分析結果によれば、学習方略に対して、親の教育的関わり合いは負の効果としての側面の方が多くなることが明らかになったと言える。実践的には勉強に対して親は、少なくとも規律・統制的な介入を控えたほうが子供の学習は促進されると考えられる。ただし、親の教育的関わり合いに階層差が存在するという知見を前提にすれば、家庭に対する介入ではなく、ソフトな情報提供に依拠して改善を図るとするのが望ましいと考えられる。

他方、本稿の射程の限界に以下のようなものが挙げられる。

第一に、本稿はクロスセクショナルな分析であるため、木村(2021)でなされていたよう

な時系列的な因果は検討できていない。この点、Wave5 では改めて学習方略が重点調査項目となっているため、Wave2 と Wave5 を用いた分析により本稿の結果を検証することが必要であると考えられる。また、学習方略の学業達成に対する効果も検証されるべきであろう。学習に対して有効な学習方略だけが伸びているのか、総じて学習方略全般が伸びているのかといった、有利さの形成プロセスを明らかにする必要がある。

第二に、授業実践の効果について、子供質問紙に依拠して分析しているため、実際に教室でなされている実践と相違がある可能性がある。特に中学生・高校生は教科担任制が敷かれているため、特定の教師の実践を答えていたりする可能性がある。この点は例えばTIMSS は教師と生徒に対して別々に質問紙調査を実施しているため、他の調査も利用した分析により明らかにするよりほかない。

そして第三に、トラックの効果の精緻化である。本稿では居住地を識別した分析は行わなかったが、同じ中高一貫校でも三大都市圏とそれ以外では、地域の大卒者比率などを加味してもその内容が異なる可能性がある。地域の大卒者比率それ自体が独自に効果を持ち、階層×地域分断が存在することが明らかにされている(松岡 2019)。また、同じ中高一貫校でも大学系列校とそれ以外、公立中高一貫校などその内容は多様化しつつある。本稿ではWave2 でこれらの情報を識別することが難しかったため、分析で考慮していないがこれら、トラックの質的な違いをより細くする必要はあると言える。

[注]

- 1) これらの研究では、*approaches to learning* と呼ばれる変数を操作的に定義している。
- 2) 荒牧(2002)のように、日本でも進学トラックによって学習意欲や進学期待の変化を取り扱った研究は数多い。この点でトラッキングにおける「スループット」との関係を取り扱った研究が少ない、というのは妥当ではない。
- 3) 木村(2020)ではベースサーベイの設問を用いているため、1 因子構造が析出されたとしている。MAP 基準の場合、本稿でも1 因子が析出されたが、設問が異なること、先行研究での反復学習に対する異なる取り扱いを加味して3 因子構造を採用した。
- 4) 結果は省略しているが、親学歴ダミーと中高一貫ダミーからなるモデルに対して、勉強支援や叱責など、親関わり合いに関する変数を投入しても親学歴の効果は残存していたが、短大以上進学期待を投入すると親学歴のみならず中高一貫ダミーの効果も消失した。また、授業実践に関する変数を投入しても中高一貫ダミーの効果は消失していた。

[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、二次分析研究会の皆様からアドバイスやコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

荒牧草平,2002,「現代高校生の学習意欲と進路希望の形成—出身階層と価値志向の効果に着目して」『教育社会学研究』71,5-23.

- ベネッセホールディングス,2019,『ニュースレター 同じ高校生を3年間追跡「メタ認知」が成績上昇に効果 — 自分の学習を客観視することが大切 — 』
https://berd.benesse.jp/up_images/research/20190328_newsletter1.pdf 2022年2月5日閲覧
- Carbonaro,William.,2005, “Tracking, Students' Effort, and Academic Achievement.”, *Sociology of Education*, 78(1), 27-49.
- Covay, Elizabeth. and Carbonaro, William. Carbonaro,2010, “After the Bell: Participation in Extracurricular Activities, Classroom Behavior, and Academic Achievement”, *Sociology of Education*,83(1), 20-45.
- 深谷達史・植阪友理・田中瑛津子・篠ヶ谷圭太・西尾信一・市川伸一,2016,『高等学校における教えあい講座の実践—— 教えあいの質と学習方略に対する効果 ——』『教育心理学研究』64,88-104.
- Gamoran, Adam. 2010. “Tracking and Inequality: New Directions for Research and Practice.”, Apple,S. M. W., Ball, J. and Gandin., L. A., *The Routledge International Handbook of the Sociology of Education*, London: Routledge. 213-228.
- Hanushek, Eric Alan. and Wößmann, Ludger., 2006, “Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences - in - Differences Evidence Across Countries”, *The Economic Journal*, 116(510), C63-C76.
- 堀野緑・市川伸一,1997,「高校の英語学習における学習動機と学習方略」『教育心理学研究』,45,140-147.
- Van Houtte, Mieke 2017, “Gender Differences in Context: The Impact of Track Position on Study Involvement in Flemish Secondary Education”, *Sociology of Education*, 90(4), 275-295.
- Van Houtte, Mieke. and Stevens, Peter A. J. ,2009, “Study Involvement of Academic and Vocational Students: Does Between-School Tracking Sharpen the Difference?”, *American Educational Research Journal*, 46(4), 943-973.
- 荻谷剛彦,2000,「学習時間の研究-努力の不平等とメリトクラシー」『教育社会学研究』66,213-230.
- 木村治生,2015,「「学習方略」の獲得は社会階層の壁を越えられるのか —子どもの成績を規定する要因についての考察」『小中学生の学びに関する実態調査報告書』
https://berd.benesse.jp/up_images/research/Survey_on_learning_report_4.pdf 2022年1月29日閲覧
- ,2020,「社会経済的地位が教育意識・行動と進路に与える影響—— 進学した高校の偏差値を規定する要因の検討をもとに—— 」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』
- ,2021,「望ましい学習意欲や学習方略は学業成績を高めるのか——交差遅延効果モデルを用いた検討——」『SSJ Data Archive Research Paper Series』(77) 42-56
- Lareau, Annette., 2000, *Home Advantage: Social Class and Parental Intervention in Elementary Education*, Rowman & Littlefield Publishers.
- 村山航,2003a,「テスト形式が学習方略に与える影響」『教育心理学研究』51.1-12.
- ,2003b,「学習方略の使用と短期的・長期的な有効性の認知の関係」『教育心理学研究』51,130-140.

- 森いずみ,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.
- Matsuoka, Ryoji., 2013,“Tracking Effect on Tenth Grade Students’ Self-learning Hours in Japan”, 『理論と方法』, 28(1), 87-106.
- 松岡亮二,2019,『教育格差』筑摩書房.
- 松岡亮二・伊藤寛武,2019,「1 分析班の成果」埼玉県『調査報告書 埼玉県学力・学習状況調査のデータを活用した効果的な指導方法に関する分析研究』 3-56.
- Matsuoka, Ryoji., Nakamuro, Makiko. and Inui, Tomohiko., 2015, ” Emerging inequality in effort: A longitudinal investigation of parental involvement and early elementary school-aged children’ s learning time in Japan” , *Social Science Research*, 54,59-176.
- 佐藤純,2001,「教師の学習方略指導に関する研究」『日本教育工学会誌』 25,29-52.
- 篠ヶ谷圭太,2010,「高校英語における予習方略と授業内方略の関係——パス解析によるモデルの構築——」『教育心理学研究』 58,452-463.
- ,2012, 「学習方略研究の展開と展望—学習フェイズの関連づけの視点から—」『教育心理学研究』 60(1) ,92-105.
- ,2014, 「高校英語における予習および授業中の方略使用とその関連——教師の授業方略による直接効果と調整効果に着目して——」『教育心理学研究』 62,197-208.
- 須藤康介,2010,「学習方略が PISA 型学力に与える影響——階層による方略の違いに着目して——」『教育社会学研究』 86,139-158.
- Tach, Laura M. and Farkas, George., 2006, “Learning-related behaviors, cognitive skills, and ability grouping when schooling begins”, *Social Science Research*, 35, 1048–1079.
- 植木理恵,2004,「自己モニタリング方略の定着にはどのような指導が必要か——学習観と方略知識に着目して——」『教育心理学研究』 ,52,277-286.
- 吉田寿夫・村山航,2013,「なぜ学習者は専門家が学習に有効だと考えている方略を必ずしも使用しないのか——学習社内での方略間変動に着目した検討——」『教育心理学研究』,61,32-43.

小・中・高校生の学校外の読書時間についての横断的・縦断的分析 ——4時点3年間の大規模追跡調査に基づく検討——

猪原 敬介

(北里大学)

子どもの生活と学びに関する親子調査データのうち、読書時間の項目を横断的・縦断的に分析した。横断的分析では、読書時間の分布が「しない(不読)」の参加者と「30分」の参加者に二分される読書時間の二峰性が見られた。さらにこの二峰性は小学校2～3年の時点ですでにみられることが分かった。縦断的分析では、同一参加者集団の不読率が学年と校種が上がるにつれて上昇していく過程が確認された。今後の読書研究・読書教育への寄与が期待される。

1 序論

1.1 先行研究の概要：学校読書調査

日本の児童・生徒の読書活動に関する代表的資料として、全国学校図書館協議会と毎日新聞社が共同で毎年6月に実施している「学校読書調査」がある。例えば直近の第66回学校読書調査(全国学校図書館協議会・毎日新聞社,2021)では、2021年6月第1・2週に、小学校4～6年生1994名、中学校1～3年生1971名、高校1～3年生4902名を対象に調査を行っている。学校へ調査票を送付し、教員が読み上げながら児童・生徒が調査に回答する方式を取っている。調査項目には毎年質問される項目と特定の調査回でのみ質問される項目があるが、毎年質問される項目として、5月の読書冊数を問う「あなたは5月1カ月の間に、本を何冊ぐらい読みましたか。借りて読んだ本も入れてください(教科書・学習参考書・マンガ・雑誌やふろくをのぞく)。1冊も読まなかった人は0と書いてください。」が含まれている。

学校読書調査の結果は広く一般から関心を持たれ、教育関係者から参照されることも多いように思われる。その理由として考えられることは、66回にも及ぶ長期間かつ多時点の計測、数千人規模というサンプルサイズの大きさ、そして結果概要を毎年webページに公開していること、の3点が少なくとも考えられる。最後のwebページにおいては、第37回(1991年)から第66回(2021年)までの「平均読書冊数」と「不読率」が、校種別に折れ線グラフで示されている。不読率とは、読書をしていない読者の割合のことであり、学校読書調査においては「5月1か月間に読んだ本が0冊の児童生徒の割合」である。第66回における平均読書冊数は小学校4～6年生が12.7冊、中学1～3年生が5.3冊、高校1～3年生は1.6冊であり、不読率は小学校4～6年生が5.5%、中学1～3年生が10.1%、高校1～3年生が49.8%であった。

毎年質問される項目ではないが、読書時間についての質問項目が含まれることもある。例

例えば 2015 年実施の第 61 回学校読書調査 (毎日新聞社, 2016) には「あなたは、次のことをするのにどのくらい時間を使いましたか. 昨日のことを思い出して、それぞれについてあてはまる番号を○で囲んでください」という質問項目があり、「3. 本・雑誌・新聞を読んだ」に対して、「0 分」「15 分以内」「30 分以内」「1 時間以内」「2 時間以内」「3 時間以内」「それ以上」「無回答」の選択肢があった。この読書時間についての質問に対して「0 分」回答をした割合を読書時間に基づく不読率とすると、小学校 4～6 年生が 20.5%, 中学 1～3 年生が 30.6%, 高校 1～3 年生が 51.0%であった (同じ年の調査では、読書冊数の「0 冊」回答に基づく不読率はそれぞれ 4.0%, 15.4%, 57.1%であった) ¹⁾。

1.2 学校読書調査の課題

学校読書調査は日本の児童・生徒の読書活動を把握する資料として大きな意義を持つ資料であるが、課題がないわけではない。ここでは、「横断調査であること」「小学校 1～3 年生が含まれないこと」「質問内容が読書領域に限られること」の 3 点を指摘したい。

「横断調査であること」とは、学校読書調査はあくまでも異なる参加者同士を比較した結果である、ということである。例えば、学校読書調査の結果から小学生と中学生の読書活動を比較することはできるが、これは「ある小学生の集団は、別のある中学生の集団よりも読書活動が活発であった」ということを示した「横断的分析」である。しかし教育・発達に関心のある立場からすれば、本当は、ある参加者の経年変化を追っていき、年齢・学年・校種が上がるごとにその読書行動がどのように変化するかという「縦断的分析」を行いたいはずである。横断調査ではこうした縦断的分析を行うことができない。

「小学校 1～3 年生が含まれないこと」とは、学校読書調査における「小学生」は小学校 4～6 年生のことであり、小学校 1～3 年生は含まれていないことを指している。絵本に始まる読書活動はすでに小学校 1 年生から始まっており、児童の読書活動の全体像を把握するためには、小学校 1～3 年生のデータも必要であろう。しかしながら、自らの読書活動を正しく自己報告することは小学校低学年児童には難しい可能性が指摘されており(猪原・上田・塩谷・小山内, 2015), 小学校 1～3 年生の読書活動を知るためには保護者らに子どもの読書活動を尋ねるなどの工夫が必要になってくる。

「質問内容が読書領域に限られること」とは、学校読書調査での質問項目に、読書の領域の内容が含まれていないことを指している。読書活動が多い、あるいは、少ない、という結果が分かったとすると、次には「何が読書活動の多寡を規定するのか」という疑問が出てくる。こうした点を探索するには、学校読書調査での調査項目は不足していると言わざるを得ない。

1.3 親子調査データの特徴

2021年4月に公開された親子調査データ（2.1節にて詳述）には、「読書時間」について質問する項目が含まれており、学校読書調査の持つ課題を解決できる可能性がある。学校読書調査に対する親子調査データの特徴として「縦断調査であること」「小学1～3年生が含まれていること」「読書に関する項目以外の領域に関する質問項目が豊富に含まれていること」を挙げることができる。

「縦断調査であること」とは、親子調査データが同一個人を複数時点で繰り返し測定する調査であることを示している。例えば、小学校1年生の児童が、小学校4年生になるまでの4時点データが含まれている。このことにより、学校読書調査の「横断調査であること」という課題を補うことができる。

「小学1～3年生が含まれていること」とは、調査対象者に小学1～3年生が含まれていることを指す。上述のように、小学校低学年児童に読書活動を自己報告させることは難しい可能性があるが、親子調査データにはその児童の保護者による回答が含まれている。2.1節で述べるように、小学校1～3年生の読書時間は保護者による回答を採用し、小学校4年生以降は本人による回答を採用することで、これまで知ることの難しかった小学校1～3年生の読書時間について知ることができる。

「読書に関する項目以外の領域に関する質問項目が豊富に含まれていること」とは、学校読書調査が読書活動だけに焦点を絞った調査であったのに対し、親子調査データは子どもの生活と学びに関する包括的な調査であるため、読書に関する項目以外の領域に関する質問項目が豊富に含まれていることを指している。例えば、家庭環境に関する項目、学校での授業に関する項目、部活やアルバイトの状況、児童・生徒本人の学力、語彙力、読解力などである。これらの項目と読書時間との関連を分析することにより、「何が読書活動の多寡を規定するのか」という疑問に答えられる可能性がある。

なお、学校読書調査における質問項目は、学校の中で行われる読書と学校の外で行われる読書を区別していない。一方で、2.1節にて述べるように、親子調査データでは学校の外で行われる読書に限定して質問をしている。前者は包括的な読書活動を反映するであろうし、後者は学校外に自分の意志で読書をする自由な読書を反映するであろう。これらはどちらがより優れているというものではないが、今回報告する親子調査データにおける読書時間は、後者の性質を持つことを踏まえておく必要がある。

1.4 本研究の目的および分析の概要

本研究では、学校読書調査の課題を踏まえ、それらを解決する2つの分析を行った。最初に、「小学1～3年生が含まれていること」という親子調査データの特徴を活かし、学年ごと

の読書時間の分布を示すことで横断的分析を行った結果を報告する。次に、「縦断調査であること」という特徴を活かし、不読率の変化についての縦断的分析の結果を報告する。

なお、親子調査データの3つ目の特徴として挙げた「読書に関する項目以外の領域に関する質問項目が豊富に含まれていること」を活かした分析は今回は行っておらず、今後の課題とした。

2 方法

2.1 使用データおよびデータ変換

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 (調査番号SSJDA1363) (ベネッセ教育総合研究所) の個票データの提供を受けた (以下、「親子調査データ」). サンプルの詳細については東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所 (2020) を参照されたい).

このデータのうち、Wave1 から「2015 年度ベースサーベイ」、Wave2 から「2016 年度ベースサーベイ」、Wave3 から「2017 年度ベースサーベイ」、Wave4 から「2018 年度ベースサーベイ」を使用した。ベースサーベイは各年度の7月から9月の間に実施された。

それぞれの参加者の Wave1～4 への参加状況を特定するために変数名「w1 回答フラグ」「w2 回答フラグ」「w3 回答フラグ」「w4 回答フラグ」を用いた。参加状況の処理方法については、次節で改めて述べる。各参加者の学年を特定するために、変数名「w1 学年」「w2 学年」「w3 学年」「w4 学年」を用いた。

読書時間について、この親子調査データには子どもの読書時間について保護者に尋ねる項目と子ども自身に読書時間を尋ねる項目の2つのデータがある。例として、「2016 年度ベースサーベイ」の質問項目を掲載する。保護者に尋ねる項目として図1のように保護者にふだんの子どもの行動を尋ねたうちの「4) 本を読む」を「読書時間」として分析に用いた。また、図2のように子ども自身にふだんの行動を尋ねたうちの「7) 本を読む」を分析に用いた。今回分析に使用した学年のうち、小学3年生には前者のデータのみが、小学6年生、中学3年生、高校3年生には後者のデータのみがあったので、それぞれ存在するほうのデータを「読書時間」と呼び、同じ方法で分析を行った。「2015 年度ベースサーベイ」では前者と後者がそれぞれ変数名「w1BPQ31_4」「w1BCQ3_7」, 「2016 年度ベースサーベイ」では「w2BPQ34_4」「w2BCQ3_7」, 「2017 年度ベースサーベイ」では「w3BPQ32_4」「w3BCQ3_7」, 「2018 年度ベースサーベイ」では「w4BPQ31_4」「w4BCQ3_7」であった。

- 34 調査の対象となっているお子様はふだん（学校がある日）、次のことを、1日にどれくらいの時間やっていますか。学校の中でやる時間は除いてください。日によって違うときは、平均してだいたいの時間を教えてください。

	しない	5分	10分	15分	30分	1時間	2時間	3時間	4時間	4時間 より多い
1) テレビやDVDを見る……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2) テレビゲームや 携帯ゲーム機で遊ぶ……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3) パソコンや タブレット（iPad など）を使う……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
4) 本を読む……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5) マンガや雑誌を読む……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
6) 新聞を読む……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
7) 運動やスポーツをする （習い事を除く）……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
8) 友だちと遊ぶ・すごす……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
9) 家族とすごす……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10) 自分1人ですごす……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
11) 学校の宿題をする……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
12) 学校の宿題以外の勉強をする （学習塾の時間を除く）……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

図1 「2016年度ベースサーベイ」における保護者への質問紙の一部

- 3 あなたはふだん（学校がある日）、次のことを、1日にどれくらいの時間やっていますか。学校の中でやる時間は除いてください。日によって違うときは、平均してだいたいの時間を教えてください。

	しない	5分	10分	15分	30分	1時間	2時間	3時間	4時間	4時間 より多い
1) 通学する（学校に通う片道）……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2) テレビやDVDを見る……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3) テレビゲームや 携帯ゲーム機で遊ぶ……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
4) 携帯電話や スマートフォンを使う……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5) パソコンやタブレット （iPad など）を使う……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
6) 音楽を聴く……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
7) 本を読む……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
8) マンガや雑誌を読む……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
9) 新聞を読む……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10) 運動やスポーツをする （習い事、部活動を除く）……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
11) 友だちと遊ぶ・すごす……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
12) 家族とすごす……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
13) 自分1人ですごす……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
14) 学校の宿題をする……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
15) 学校の宿題以外の勉強をする （学習塾の時間を除く）……………	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

図2 「2016年度ベースサーベイ」における子ども自身への質問紙の一部

2.2 分析対象データの選定およびグループ分け

提供を受けたデータのサンプルサイズは $N=23,625$ である。この中には様々な調査参加パターンの参加者のデータが含まれている。例えば、Wave1に小学校1年生から参加して wave4

の小学校 4 年生まですべて参加した参加者, wave1 に中学校 3 年生から参加して wave4 の高校 3 年生まですべて参加した参加者, wave3 に小学校 1 年生から参加したが wave4 は参加しなかった参加者, wave4 に小学校 1 年生で参加したのみの参加者, などである. また, 読書時間のデータが欠損している参加者もいる. 読書時間に及ぼす学年の影響について, 横断的および縦断的に理解しやすい形で示すために, 以下の手続きを採った.

まず, 変数名「w1 回答フラグ」「w2 回答フラグ」「w3 回答フラグ」「w4 回答フラグ」に基づき, 参加者の調査参加パターンからグループ分けを行った. 表 1 の「グループ」列に, 各グループを表す記号列を示してある. 記号列は「aabbccdd」という構造になっており, aa は wave 1, b b は wave2, cc は wave3, dd は wave4 を表す. 「**」はその wave が調査対象外であることを示し, 「小 1」であれば小学校 1 年生で, 「高 3」であれば高校 3 年生でその wave に参加したことを示す. 例えば, 「*****小 1」は wave4 に小 1 から参加したグループのことであり, 「**小 1 小 2**」は wave2 に小 1 から参加して, wave3 にも小 2 として参加したが, wave4 では調査対象外となったグループであることを示す.

次に, 参加した Wave のうち, どこか一時点でも読書時間のデータが欠損している参加者を除外した. これは, 読書時間の縦断的変化を読み取る際に, Wave 間で参加者がすべて同一となるようにするためである. このことにより, 純粋に同一参加者の読書時間の縦断的変化を読み取ることができるようになる. この除外によって, データのサンプルサイズは 23,625 名から 16,156 名となり, 31.6%の減少であった.

最後に, グループの参加者数が 100 名以下のグループを分析対象から除外した. これは, グループの平均読書時間にある程度の一般性を持たせるためである. この除外によって, データのサンプルサイズは 16,156 から 15,531 となり, 3.9%の減少であった. 以下の分析では, すべてこの N=15,531 のデータを使用した.

表 1 における各グループの人数は, 以上の手続きをすべて適用した後の人数である.

表1 調査参加パターンに基づくグループ分けとグループの人数

グループ	N
小1小2小3小4	1117
小2小3小4小5	901
小3小4小5小6	821
小4小5小6中1	761
小5小6中1中2	726
小6中1中2中3	790
中1中2中3高1	760
中2中3高1高2	720
中3高1高2高3	723
*****小1	1702
****小1**	152
****小1小2	1522
小1小2	130
**小1小2小3	1420
小1小2小3**	137
高1高2高3**	799
高2高3****	1005
高3*****	1345
合計	15531

3 結果および考察

3.1 横断的分析：学年ごとの読書時間の分布

表2に、グループの違いを無視して学年ごとに読書時間質問への回答を集計した度数分布表を示した²⁾。表2における「しない」回答の割合は、不読率とみなすことができる。

表 2 学年別の読書時間の度数分布表

	しない (不読率)	5分	10分	15分	30分	1時間	2時間	3時間	4時間	4時間より多い	合計
小学校1年生	957 (15.5%)	1056 (17.1%)	1509 (24.4%)	1190 (19.3%)	1128 (18.3%)	302 (4.9%)	30 (0.5%)	6 (0.1%)	0 (0.0%)	2 (0.0%)	6180(100.0%)
小学校2年生	1001 (19.2%)	729 (13.9%)	1057 (20.2%)	946 (18.1%)	1106 (21.2%)	320 (6.1%)	56 (1.1%)	7 (0.1%)	0 (0.0%)	5 (0.1%)	5227(100.0%)
小学校3年生	960 (21.8%)	522 (11.9%)	746 (17.0%)	766 (17.4%)	1031 (23.5%)	323 (7.3%)	39 (0.9%)	6 (0.1%)	0 (0.0%)	3 (0.1%)	4396(100.0%)
小学校4年生	883 (24.5%)	442 (12.3%)	588 (16.3%)	570 (15.8%)	712 (19.8%)	281 (7.8%)	76 (2.1%)	20 (0.6%)	4 (0.1%)	24 (0.7%)	3600(100.0%)
小学校5年生	848 (26.4%)	322 (10.0%)	468 (14.6%)	488 (15.2%)	658 (20.5%)	308 (9.6%)	63 (2.0%)	34 (1.1%)	6 (0.2%)	14 (0.4%)	3209(100.0%)
小学校6年生	889 (28.7%)	296 (9.6%)	420 (13.6%)	417 (13.5%)	623 (20.1%)	327 (10.6%)	82 (2.6%)	21 (0.7%)	5 (0.2%)	18 (0.6%)	3098(100.0%)
中学校1年生	1109 (36.5%)	199 (6.6%)	393 (12.9%)	409 (13.5%)	550 (18.1%)	257 (8.5%)	74 (2.4%)	23 (0.8%)	4 (0.1%)	19 (0.6%)	3037(100.0%)
中学校2年生	1227 (41.0%)	151 (5.0%)	359 (12.0%)	390 (13.0%)	487 (16.3%)	263 (8.8%)	70 (2.3%)	21 (0.7%)	8 (0.3%)	20 (0.7%)	2996(100.0%)
中学校3年生	1309 (43.7%)	151 (5.0%)	336 (11.2%)	321 (10.7%)	517 (17.3%)	241 (8.1%)	72 (2.4%)	21 (0.7%)	8 (0.3%)	17 (0.6%)	2993(100.0%)
高校1年生	1634 (54.4%)	133 (4.4%)	287 (9.6%)	257 (8.6%)	447 (14.9%)	179 (6.0%)	40 (1.3%)	11 (0.4%)	5 (0.2%)	9 (0.3%)	3002(100.0%)
高校2年生	1857 (57.2%)	134 (4.1%)	302 (9.3%)	257 (7.9%)	418 (12.9%)	208 (6.4%)	53 (1.6%)	10 (0.3%)	0 (0.0%)	8 (0.2%)	3247(100.0%)
高校3年生	2315 (59.8%)	148 (3.8%)	270 (7.0%)	298 (7.7%)	519 (13.4%)	234 (6.0%)	51 (1.3%)	24 (0.6%)	4 (0.1%)	9 (0.2%)	3872(100.0%)

注 網掛けと太字の値は各学年でもっとも出現頻度が高かったもの、太字のみの値は各学年で2番目に出現頻度が高かったものである。

表 2 から読み取れることとして、読書時間の発達的变化と度数分布の二峰性がある。前者については、小学校 1 年生では「10 分」回答が最多であったが、小学校 2 年生と 3 年生では「30 分」が最多となり、その後の小学校 4 年生以降はすべて「しない (不読)」回答が最多になるという変化を指している。序論でも述べたように、学校読書調査における「小学生」は小学校 4 年生から 6 年生までに限定されたデータである。今回の親子調査データから、それ以前の小学校 1~3 年生の読書活動の実態が明らかとなったと言える。少なくとも学校外の読書において「不読」が最多となる傾向は小学校 4 年生から始まり、小学校 3 年生までは「10 分」あるいは「30 分」を学校外で読む児童が最多となる傾向が確認された。

なお、解釈上の注意点として、2.1 節でも述べたように、読書時間データには、小学校 1 年生から 3 年生までは保護者が子供の読書時間を回答したものであり、小学校 4 年生以降は本人回答であるという回答者の違いによる異質性が含まれている。ただし、小学校 3 年生と 4 年生の「しない」回答の割合を比較すると、それぞれ 21.8%と 24.5%、「30 分」回答の割合を比較すると 23.5%と 19.8%となっており、小学校 3 年生と 4 年生の間で値が極端に異なることはなかった。また、後述の 3.2 節の分析においても、同一集団の不読率が小学校 1 年生から 6 年生までほぼ線形に変化するという結果が見られる。したがって、小学校 1 年生から 3 年生までのデータと小学校 4 年生以降のデータには連続性があるとみなすことができると考えられる。

度数分布の二峰性について、表 2 における各学年で 2 番目に出現頻度が高かった回答にも着目すると、小学校 1 年生では最多が「10 分」、2 番目が「15 分」と、最多と 2 番目の回答が隣接しており、1 つの分布の山を形成しているとみなすことができる。小学校 2 年生では最多が「30 分」、2 番目が「10 分」と間に「15 分」を挟むようになり、小学校 3 年生では最多が「30 分」、2 番目が「しない」となり、分布としては 2 つの山を持つ傾向がはっきり

してくる。小学校4年生以降はすべて最多が「しない」、2番目が「30分」となるが、徐々に「しない」の割合が増加していく。高校3年生では、最多の「しない」の割合が59.8%、2番目の「30分」の割合が13.4%となる。「30分」の割合は小学3年生をピークに徐々に減少していくが、2つの山の間にあって谷に当たる「5分」～「15分」の割合も同様に減少していき、小学校4年生では11.8%～17.3%であったが、高校3年生では3.8%～7.7%にまで減少する。結果として、「しない」が最も高い山、「30分」が2番目に高い山となる構図は高校3年生まで維持されている。

以上をまとめると、学年が進むにつれて「しない（不読）」の割合は急速に増えていくが、一方で1日平均30分程度は学校外でも読書をする層も一定数は消えずに存続し続けるという二峰性が見えてくる。そして、その二峰性の傾向は小学校2年生においてすでに兆候が見られており、小学校3年生において明確に現れてくる。児童の読書活動について何らかの働きかけを行う際には、小学校低学年あるいは入学前時点での働きかけが重要であることがここから示唆される。

3.2 縦断的分析：不読率の縦断的变化について

3.1節での分析は、グループの違いを無視した横断的分析であった。本節では、2.2節で作成したグループに基づき、縦断的分析を行う。今回の親子調査データにおいては、一番調査参加回数の多いグループで4時点3年間の縦断的分析を行うことができる。

分析対象とする指標としては、「不読率」を使用する。分析の方法としては、グループごとに読書時間データを平均した「平均読書時間」を算出する方法と、「しない」回答の割合である「不読率」を算出する方法の2つが考えられる。3.1節での横断的分析から、読書時間データには二峰性があり、平均読書時間で示される読書時間はその集団の読書活動の実態とは乖離することが予想される。一方で、学年が上がるごとに「しない（不読）」回答だけが増加し、他の回答は全体的に減少傾向を示していることから、不読率を知ることでおおよそ集団の読書活動を推し量ることができると考えられる。さらに序論でも述べたように、不読率は学校読書調査でも算出・報告されている指標であり、学校読書調査との比較も行いやすい点も、不読率を採用する理由である。

すべてのグループの不読率を図3に示した。図3には、グループに依らないその学年全体の不読率として表2の「しない（不読率）」も示してある。図3には多数のグループが表示されており、各グループの不読率がやや読み取りにくいいため、表3にてそれぞれのグループの各waveにおける不読率を数値で示した。

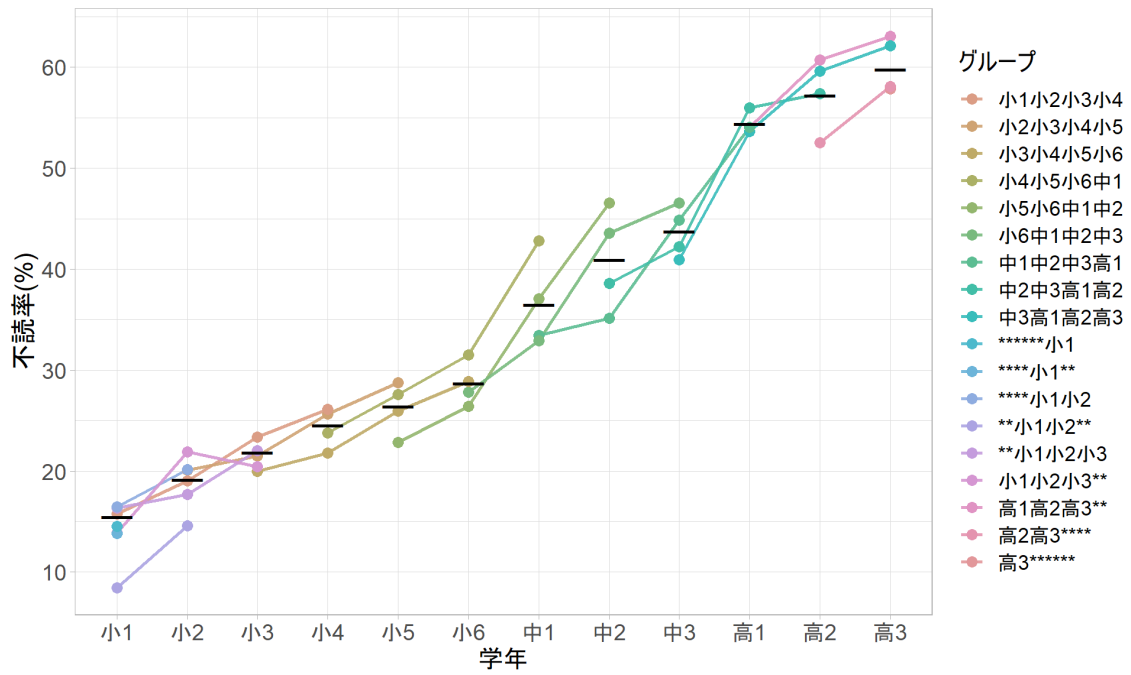


図3 グループ別の不読率の折れ線グラフ

注 図中の黒色の横棒 (一) は、表2における「しない (不読率)」を示したものであり、グループに依らないその学年全体の不読率である。

表3 グループ別の不読率

グループ	wave1	wave2	wave3	wave4
小1小2小3小4	15.80%	19.10%	23.40%	26.10%
小2小3小4小5	20.10%	21.50%	25.60%	28.70%
小3小4小5小6	20.00%	21.80%	25.90%	28.90%
小4小5小6中1	23.80%	27.60%	31.50%	42.80%
小5小6中1中2	22.90%	26.40%	37.10%	46.60%
小6中1中2中3	27.80%	32.90%	43.50%	46.60%
中1中2中3高1	33.40%	35.10%	44.90%	54.10%
中2中3高1高2	38.60%	42.20%	56.00%	57.40%
中3高1高2高3	40.90%	53.70%	59.60%	62.10%
*****小1	—	—	—	14.50%
****小1**	—	—	13.80%	—
****小1小2	—	—	16.50%	20.20%
小1小2	—	8.50%	14.60%	—
**小1小2小3	—	16.30%	17.70%	22.00%
小1小2小3**	13.90%	21.90%	20.40%	—
高1高2高3**	54.10%	60.70%	63.10%	—
高2高3****	52.50%	58.10%	—	—
高3*****	57.80%	—	—	—

全体として、学年が上がるごとに不読率が上昇している。このこと自体は3.1節における横断的分析においても確認できたことであるが、グループごとの不読率の推移を見てみると、同一集団においても学年が上がるにつれて不読率が上昇していることが分かる。このことは、学年間の不読率の違いは、集団の違いというよりも、発達段階の変化や学年間での児童を取り巻く環境の変化（例えば、保護者の児童への要求の変化、学校の指導の変化、可能な活動の幅の広がり）によるものであることを示唆している。

また、図3からは学年の影響に加えて「校種」の影響が大きいことが分かる。グループに依らないその学年全体の不読率（図3において黒色の横棒で表示されている）を見てみると、小学校6年生から中学校1年生、そして中学3年生から高校3年生にかけて、不読率の値が急上昇していることが分かる。これと対応して、例えば「小5小6中1中2」グループでは、小学校6年生から中学校1年生にかけて10.70ポイント不読率が上昇している。この傾向は小学校から中学校にかけての変化よりも、中学校から高校にかけての変化のほうがより大きい。例えば「中2中3高1高2」グループでは、中学校3年生から高校1年生に

かけて 13.80 ポイント不読率が上昇している。上述の議論の繰り返しとなるが、同一集団においてもこのように大きな不読率の上昇がみられるということは、校種の変化が児童の読書活動にも極めて大きな影響を与えていることを示唆している。

一方で、一つの校種内での変化は比較的ゆるやかである。例えば、「小1小2小3小4」グループや「小3小4小5小6」グループでは、ほぼ線形に不読率が上昇している様子が見られ、校種間をまたぐ際の急上昇は見られない。

ここから、以下のような全体像を描くことができるだろう。すなわち、一般に、学年あるいは年齢が上がるごとにほぼ一定ペースで不読率は上昇していく。そこに校種の切り替わりが加算的に作用して、図3のような不読率のグラフとなる。一方で、横断的分析の結果から分かるように、読書時間は二峰性を持っているため、不読状態の児童が増加していく中でも1日30分程度の学校外読書を行う児童も一定数は存続していく。こうした読書時間の二分化は小学校3年生頃から見られるため、小学校、中学校、高校と過ごす中で、不読状態を続ける児童・生徒と、一定の学校外読書を続ける児童・生徒によって、通算での読書時間は大きな違いとなるはずである。

4 まとめと今後の課題

今回の親子調査データは、小学校1～3年生の読書時間データを含む点、縦断的データである点で、学校読書調査のデータにさらなる知見を加える調査であると言える。

3.1 節での横断的分析による、読書時間の二峰性が小学校2～3年からみられるという報告は、親子調査データの利点を生かした極めて有益な知見であると思われる。3.2 節での縦断的分析により、不読率の上昇を同一集団において確認したことも、今後の介入研究等につながる重要な知見である。

今後の課題としては、読書活動を規定する要因についての検討が必要である。すなわち、「元々、不読になりやすい要因は何か」「早期には読んでいた児童・生徒を、その後不読にしやすくする要因は何か」の2点の解明である。前者について、3.1 節の横断的分析から、小学校1年生の段階でも15.5%は学校外読書が「しない（不読）」である。こうした早期段階での不読を規定する要因は何かを知る必要がある。後者について、小学校低学年では「30分」を中心に読書をする児童が多数派であるのに、その後、読書を維持する児童・生徒と、不読となる児童・生徒が存在する。両者を分ける要因についても検討を行うべきである。

読書活動を規定する要因については、親子調査データに含まれる豊富な質問項目や、Wave2 の「2016 年度語彙力・読解力調査スコア」に含まれる語彙力や読解力にその答えを見つけることができるかもしれない。これらの検討が今後の課題である。

注

- 1) ただし、この読書時間についての質問項目の結果については web ページでは公開されておらず、冊子体で販売される「読書世論調査」(毎日新聞社、2016)を参照する必要がある。また、質問項目の質問文や選択肢も調査年によって変化するため、経年比較には不向きである点に注意が必要である。選択肢について、第 61 回学校読書調査(毎日新聞社、2016)では、時間の少ない方から 3 つの選択肢が「0 分」「15 分以内」「30 分以内」であったが、第 65 回学校読書調査(毎日新聞社、2020)では、「0～30 分未満」「30 分以上」「1 時間以上」となっており、不読率を計算するのに用いる選択肢の示す時間が両者でかなり異なる。今回はより親子調査(選択肢は「しない」「5 分」「10 分」)に選択肢の近い第 61 回学校読書調査と比較した。
- 2) したがって、同一参加者が複数回カウントされている点には留意されたい。

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」(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。今回の二次分析研究会へは、院生の方も含めて様々な世代の研究者が参加されました。同じデータに対する異なる視点や、新しい分析法による研究報告を知ることができました。貴重な研究交流の機会に感謝いたします。ありがとうございました。

参考文献

- 猪原敬介・上田紋佳・塩谷京子・小山内秀和、2015、「複数の読書量推定指標と語彙力・文章理解力との関係:日本人小学校児童への横断的調査による検討」『教育心理学研究』63(3): 254-266.
- 毎日新聞社、2016、『読書世論調査 2016 年版』毎日新聞社。
- 毎日新聞社、2020、『読書世論調査 2020 年版』毎日新聞社。
- 東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所、2020、『子どもの学びと成長を追う—2 万組の親子パネル調査の結果から』勁草書房。
- 全国学校図書館協議会・毎日新聞社、2021、『第 66 回学校読書調査(2021 年)』Retrieved from <https://www.j-sla.or.jp/material/research/dokusyotyousa.html>

子どものリーダーシップの変化に影響を与える初期要因 ——子の性別，親の学歴・職業に着目して——

伊倉 康太

(一橋大学大学院経営管理研究科)

変化の大きい社会にあって，人びとのリーダーシップ能力向上が求められているにもかかわらず，日本ではリーダーシップ能力の変化（リーダーとしての育成・発達）に関するエビデンスの蓄積が乏しく，現状がどのようなものであるか明らかでない。

本研究では，学齢期，特に思春期に子どもが「リーダーシップを発揮することが得意かどうか」を経年調査したデータをもとに，①思春期（中学・高校時代）において，リーダーシップの得意・不得意の流動性は低い（変化は少ない）こと，②性別によって変化のパターンに差があることを明らかにする。

1 問題の所在

リーダーシップは，組織の成果を左右する重要な概念であり，経営学や産業・組織心理学の分野で長年にわたって多くの研究が行われてきている（服部，2020；池田，2020）。企業をはじめとする組織にとって，環境がめまぐるしく変化する中で，その変化に対応し新たなイノベーションを起こす必要性が高まっていることから，メンバーがリーダーシップ能力を向上させ，リーダーとして発達することの必要性は高まっている（中原，2018）。

このリーダー発達について，思春期に「リーダーシップ・アイデンティティの開発を含めて，アイデンティティと深くかつ急速に影響を受けて形成される可能性がある」（Hoyt & Kennedy, 2008）ことから，思春期においてどのように発達しているかを明らかにすることは重要である。

しかし，従来のリーダー発達に関する研究の多くは，管理職や経営者を対象としており，人生の後半に起こる発達体験に焦点化していることに限界があることが指摘されている（Murphy & Johnson, 2011）。思春期を含む学齢期におけるリーダー成達は重要であるにも関わらず，これまでの研究では十分に明らかにされてきていない。

特に，日本においては，各種答申や学習指導要領解説等において，児童・生徒・学生のリーダーシップ能力を向上させたり，リーダーとして発達させたりすることが求められているが，具体的な育成方法は確立されておらず，そもそも学齢期においてリーダーシップ能力やリーダーとしての発達がどのように変化していくのかも明らかでない。より望ましいリーダーシップ能力向上やリーダー発達を促すためには，現状では学齢期のリーダーシップ能力向上・リーダー成達がどのような様相を示しているのかを明らかにする必要がある。

そこで，本研究では，リーダーシップをはじめさまざまな変数について経年で調査を実施している，「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)を用いて、学齢期のリーダーシップ能力向上・リーダー発達がいかなるものか、またどのような要因がその能力向上・発達に影響しているかを明らかにする。

2 概念の定義

リーダーシップは、経営学の中で最も研究が多く、しかし未知の部分も多い領域 (Stogdill, 1974) とも言われる。リーダーシップ研究をどのように定義するかも研究者によってさまざまである。服部 (2020) は、代表的な定義として以下に示す3つの定義を示した上で、現代のリーダーシップ研究における最もオーソドックスな考え方は「目標達成に向けた活動においてフォロワーとの相互作用の中で起こる影響力」であると定義している。

- ・組織化された集団の活動が目標設定と目標達成に向かって努力するよう影響する過程 (行為) (Stogdill, 1950)
- ・集団目標の達成に向けてなされる集団の諸活動に影響を与える過程 (Bass, 1990)
- ・リーダーシップとは、他者たちに何が必要なのか、どのようにしてそれを効率的に遂行するのかについて理解と合意を得るために影響を及ぼす過程であり、共有された目的を達成するために個人を動かし、彼らの努力を結集する過程である (Yukl, 2013)

服部 (2020) の定義や、近年のリーダーシップ研究にもとづけば、リーダーシップを発揮する過程、すなわちフォロワーとの相互作用における手段は問わないことになる。従来、リーダーシップとして想起されることの多かった「リーダーとしての特性 (知性、性格、社会的バックグラウンド、身体的特徴など)」や〈構造づくり〉と〈配慮〉の2軸で捉えられる「リーダーとしての行動」、「リーダーのカリスマ性」などを通じてリーダーシップを発揮するばかりでなく、フォロワー (メンバー) の声に耳を傾けたり社会や周囲に対して奉仕する心をもったりするといった「サーバント・リーダーシップ」や、複数の人々によってリーダーシップの機能を共有する「シェアド・リーダーシップ」もリーダーシップの発揮のありように含まれることになる。「リーダーが先頭に立ち、フォロワーを引っばる」ような行動だけがリーダーシップの発揮とは限らず、目標達成のためのさまざまな相互作用がリーダーシップの発揮たり得ると言える。

以上を踏まえ、本研究では、服部 (2020) にならい、リーダーシップを「目標達成に向けた活動においてフォロワーとの相互作用の中で起こる影響力」と定義する。

また、リーダーシップが「教育・開発」されたり「発達」したりすることは、海外の研究では leader development / leadership development として概念化されている。「リーダーとしての教育・開発／発達」と「リーダーシップの教育・開発／発達」は異なる概念であり、「教育・開発」と「発達」も異なる概念ではあるが、先行研究においてもこれらは混同して用いられていることも少なくない。本研究では、「(他者を介在した育成も、他者を介在しない場

合を含む発達も含めて) リーダーシップ能力の変化」を「リーダー育成・発達」と定義する。

3 先行研究

本章では、本研究に関連する研究とその課題を整理する。

3.1 学齢期のリーダー育成・発達に関する研究の整理

本節では、リーダー育成・発達のうち、特に学齢期を対象としたものについて、これまでの研究を概観する。

リーダー育成・発達に関して、海外では既に多くの研究知見が蓄積されている。それらの研究をレビューした論文に、Murphy & Johnson (2011) がある。Murphy らは、若年期のリーダー発達に関する研究知見の蓄積が十分でないことを明らかにしつつ、次の2つの理由から、早期からのリーダー育成・発達の必要性を主張している。第一に、人生の初期段階は、発達上、臨界期 (crucial period) とは異なり、スキルがより容易にかつ早期に発達する「敏感期 (sensitive period)」にあり、行動や性格、スキルなどが (成人期と比べて) 変化しやすい (Bornstein, 1989) ためである。第二は、リーダー経験が本人のリーダーシップ効力感や他者からのリーダー期待を高め、それらがさらにリーダー経験を高めるという循環が生じるため、早いうちからリーダー経験を積むほど、リーダー発達がより高まる可能性があるためである。

Murphy ら (2011) は、若年期から始まるリーダー育成・発達のライフスパンアプローチについて、【図1】のように図式化している。遺伝や気質、ジェンダーといった「初期影響 (Early Influences)」、親の養育態度やアタッチメントといった「子育てのスタイル」、教育・スポーツ・実践といった「初期の学習経験」に代表されるリーダー育成・発達の早期の開発要因があり、それらが、「リーダー・アイデンティティ」を高め、「自己調整」を促すことで、「将来の (リーダーとしての) 成長経験」と「リーダーシップの効果性」を高めるというものである。また、これらの関係は、発達段階、社会的期待、歴史的な時期といった文脈によって調整される。

特に「子育てのスタイル」が若年期のリーダー育成・発達に与える影響について、Murphy ら (2011) は、思春期においても、子どもは仲間から発達の影響を受けるだけでなく、親がリーダーシップのロールモデルとなり、リーダーシップに対する考えに影響することを主張している。また、子どもの「初期の学習経験」として代表的なものの一つであるスポーツは、効果的なリーダーシップに必要な教訓の多くを学習する機会である。

Chelladurai (2011) が指摘するように、スポーツからは、ビジョンを描く、知的になる、自己効力感を育むといった、成人後にリーダーシップを発揮する際にも転移可能なスキルを学ぶことができる。さらに、教育については、「リーダーシップに特化した教育」と「一般的な教育経験」が含まれるが、子どもは教室での議論や小グループ活動、人前で話すこ

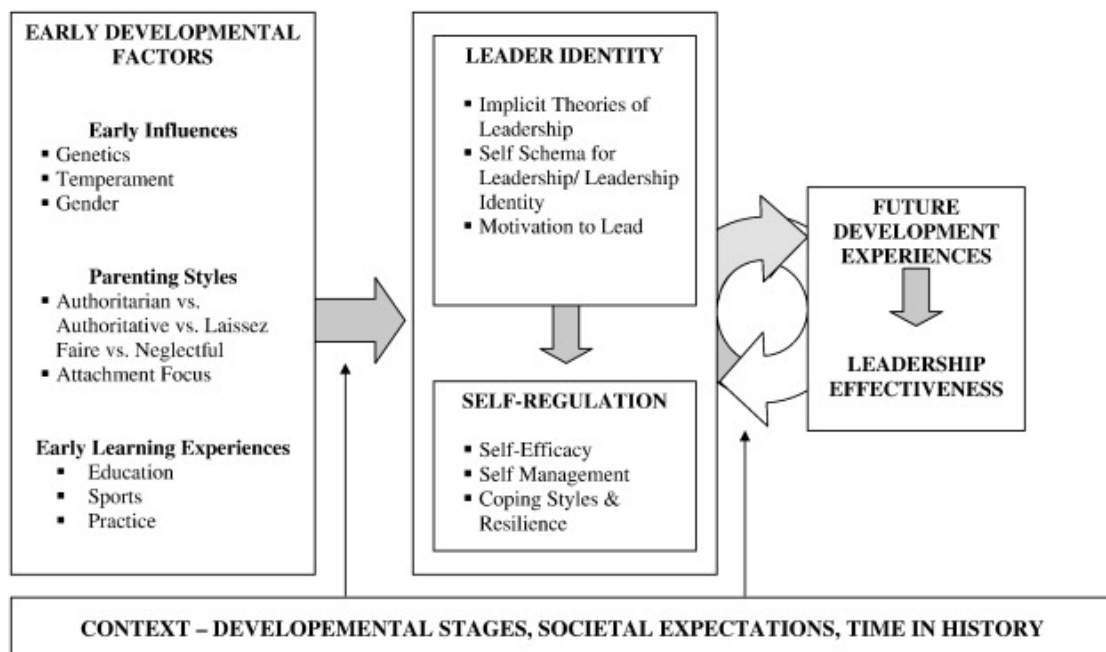


図1 リーダー育成・発達のライフスパンアプローチ (Murphy & Johnson, 2011)

となどの日々の教育経験からも、リーダーシップを実践することができる (Brady,1948 ; Mitra, 2006). 加えて、発達の軌跡は遺伝や気質、両親の影響といった初期影響に影響されるが、Colvin(2008)が3人の娘に4歳からチェスを鍛えさせてグランドマスターにさせることに成功した実験のように、子ども自身が望むならば、スポーツ・教育・実践を通じて初期影響の軌道から逸脱する道は豊富にあるとされる。

以上見てきたように、これまでの研究から、「敏感期」である学齢期のリーダー育成・発達は重要であり、遺伝や気質、ジェンダーといった先天的な「初期影響」の影響を受けつつも、「子育てのスタイル」や「学習経験」を通じて後天的に育成し、発達させていくことが可能と考えられる。

3.2 学齢期のジェンダーに着目したリーダー育成・発達に関する研究の整理

本節では、前節で示唆されたリーダー育成・発達に影響を与える要因の一つであるジェンダーについて、さらに検討する。

世界的にジェンダー不平等への取り組みが求められる中で、学齢期、特に思春期の女子のリーダー育成は学際的な重要な研究テーマとされており、2000年から2019年の研究がEva, Cieri, Murphy & Lowe (2021)によってレビューされている。この中で、現代の「リーダー」像は暗に「白人・男性」を前提としており (Ayman & Korabik, 2010; Eagly & Carli, 2007), 女性リーダーの出現を妨げる可能性があること、社会化のプロセスや文化的に定着した価値観にさらされているために女性が自分を(潜在的な)リーダーの資質をもつ存在としてみなす

ことが少なく、リーダーになることを期待されるシグナルを受け取ることも少なく、リーダーとして賞賛されたり評価されたりすることも少ないと考えられることが明らかにされている。その上で、思春期のリーダー育成・発達において、次のような発見があることを示している。

- ・男子は「リーダーシップの発揮を受け入れてもらうために個性の力を使う」のに対して、女子は「リーダーシップを発揮する権利を、行動や成果で示す」傾向がある。また、女子も男子も、一度正式なリーダーシップの役割を担うと、その役割へのコミットメントは同程度であった (Mullen & Tuten, 2004)
- ・リーダーシップを担う思春期の女子は、暫定的な言葉や「謝罪」の言葉によって他者に同意する傾向が強い。いっぽう、思春期の男子は、女子よりも他者の考えを統合することが多い。また、仲間から選ばれてリーダーになった人は、男子よりも女子のほうが多い (Cassell, 2006)
- ・大人は、リーダー育成の過程において、思春期の少女にとって重要なロールモデルとして機能する (Zeldin, Krauss, Kim, Collura, & Abdullah, 2016)。女子は自分と似たロールモデルがリーダーシップに従事し成功する姿を見る必要があるため、リーダー育成プログラムに同性のメンターを置くことが参加者に大きな利益をもたらすことが示唆される (Deutsch, Reitz-Krueger, Henneberger, Futch Ehrlich, and Lawrence, 2017)

3.3 日本における学齢期のリーダー育成・発達に関する研究の整理¹⁾

前節まで学齢期におけるリーダー育成・発達に関する研究を概観してきたが、日本ではこの領域に関する研究は数少ない。学齢期のリーダー育成・発達に関して、近年発表された研究は、下記の3種に大別することができる。

日本におけるリーダー育成・発達に関する研究群のひとつに、リーダーシップを社会情動的スキルの一環として捉えるものがある。西村・福住・藤原・河村 (2018) は、中学生のソーシャルスキルを (リーダーシップを含む) 「かかわりのスキル」と「配慮のスキル」に分類したうえで、潜在成長曲線モデルと成長混合分布モデルにより、中学校3年間で「配慮のスキル」は上昇するいっぽう、「かかわりのスキル」は下降することを明らかにした。中野・田中・池田・山内 (2020) は、社会情動的スキルの一つとして「役割やポジション、肩書きではなく、練習によって培うことができるスキル」としての「マインドフル・リーダーシップ」を位置づけ、国内の中学生を対象としたサマーキャンプによって社会情動的スキルを高める有意な効果があったことを実証している。

中高生のリーダーとしての行動を測定するための尺度開発の取り組みも行われている。鈴木・西村・村上・鹿嶋 (2015) および Suzuki, Nishimura, Kashima, & Murakami (2016) は高校生を対象に「リーダーシップ行動尺度」を開発した。しかし、この尺度を用いた研究の蓄

積は、未だ乏しい。

また、教育実践報告の中にも、リーダー育成・発達に関する実践の報告も見られる。田中（2018）は、ボーイスカウトの夏季キャンプを通じて「生きる力」「リーダーシップ」「自尊感情」の向上が見られたことを報告している。有倉・山内・森藤・山口（2021）は、リーダーシップを、日本の中学校教育において生徒のキャリア発達を促す中ですべての生徒に求められる資質ととらえたうえで、中学校の生徒会役員等を対象としたリーダーシップ研修会を行い、得られた感想のテキストマイニングから中学生らが現代のリーダー観に沿うような振り返りを行っていたことを明らかにしている。

4 検討課題の導出

本章では、前章までで概観してきた先行研究を踏まえ、本研究での検討課題を導出する。

学齢期のリーダー発達・育成について、海外では既に多くの研究が行われ、レビュー論文も複数公刊されている。いっぽう、日本では研究の蓄積に乏しいばかりでなく、リーダーシップを定量的に把握する方法も十分に開拓されておらず、学齢期の子どものリーダーシップ能力がどのような状況であるかを把握する方法も確立されていない。さらに、海外の研究では「早期からの」「長期に渡る」リーダー発達・育成の必要性が訴えられているが、日本の研究では複数年にわたるリーダーシップの変化を長期に渡って追跡しているものは西村ら（2018）など、ごく限られたもののみとなっている。

そこで本研究では、下記のリサーチクエスチョンを設定し検討を行う。

RQ リーダー発達・成長の初期要因（「ジェンダー」「保護者の学歴」「保護者の職業」は、リーダーシップの得意・不得意の経年変化（子ども本人評価・保護者評価）に影響するか？

このリサーチクエスチョンに対応して、以下の仮説を設定する。

仮説1 ジェンダー（子どもの性別）によって、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンの出現率に差がある。（男子のほうが、リーダーシップをより得意とする。）

仮説2 保護者の学歴（大卒か否か）によって、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンの出現率に差がある。（両親が大卒であるほうが、リーダーシップをより得意とする。）

仮説3 保護者の職業（管理的職業か否か）によって、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンの出現率に差がある。（管理的職業に就く保護者をもつ子どものほうが、リーダーシップをより得意とする。）

5 分析するデータと変数

5.1 分析するデータ

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 Wave1～4, 2015-2019」(以下, 本調査とする)を分析対象データとする。

本調査は, 子どもの生活や学習の状況, 保護者の子育ての様子を複数年にわたって調査し, それらが子どもの成長とともに, どのように変化するのかを明らかにするものである。調査対象は日本全国の小学1年生から高校3年生の子どもとその親であり, 毎年1回, 継続的に調査が実施されている。(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)

本調査には, 本研究でテーマとなっている「リーダーシップ」について問う項目も含まれている。具体的には5.2.1.に示すが, Wave 1, Wave 3, Wave 4に「リーダーシップ」に関する項目があることから, 以下の分析では, Wave 1, Wave 3, Wave 4の3波のデータを用いる。

また, データには複数のコホートが含まれている。今回の分析では, 先行研究を踏まえ, 思春期におけるリーダーシップ育成・発達の変化を検討するため, Wave 1時点で小学5年生から中学3年生, Wave 4時点で中学2年生から高校3年生までのコホートを対象とする。

なお, 今回の分析では, 対象となる変数に欠損(「わからない」を含む)がないサンプルのみを使用した。

5.2 使用する変数

5.2.1 従属変数

従属変数としては, Wave 1, Wave 3, Wave 4の子ども調査票の「あなたは次のようなことが得意ですか, 苦手ですか。」に含まれる「リーダーとしてグループをひっぱること」, および Wave 1, Wave 3, Wave 4の保護者調査票の「あなたから見て, お子様は次のようなことが得意ですか, 苦手ですか。」に含まれる「リーダーとしてグループをひっぱること」の点数を, それぞれ子評価, 親評価として用いる。

第2章で示したとおり, リーダーシップとは「目標達成に向けた活動においてフォロワーとの相互作用の中で起こる影響力」であり, 必ずしも「リーダーが先頭に立ち, フォロワーを引っばる」ような行動だけがリーダーシップの発揮とは限らない。リーダーシップを構成する要素には, 「相手と自分の意見の違いを考えながら人の話を聞く」「人の意見を聞いて自分の考えに取り入れる」「自分の考えをみんなの前で発表する」「いろいろな人と仲良くする」といったことも含まれ得る。しかし今回は, 「リーダー」という語が直接使われている項目があることから, この1項目を従属変数に設定し, 他の項目の活用は今後の課題とする。

第6章では, 親評価・子評価それぞれにおいて, 「とても得意」「やや得意」と回答した者を「リーダーシップ得意:高群」, 「やや苦手」「とても苦手」と回答した者を「リーダーシ

ップ得意：低群」として分析を行う。

また、第6章の分析では、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンを扱う。その際、Wave 1で「リーダーシップ得意：高群」、Wave 3で「リーダーシップ得意：低群」、Wave 4で「リーダーシップ得意：高群」となった群を「高→低→高」と示すように、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンを「Wave 1で高群か低群か→Wave 3で高群か低群か→Wave 4で高群か低群か」の表記で示すこととする。

5.2.2 独立変数

独立変数としては、次の変数を用いる。

「子どもの性別」は、各波の子ども調査票で問うている性別への回答を用い、男子か女子かを特定した。一部に「3つのWaveで男子、1つのWaveで女子」のように回答が一貫しないものも見られたが、その場合は回答回数がより多いほうの性別と判断した。

「保護者の学歴」は、Wave 1からWave 4までの保護者調査票の結果を統合して得られた「PMFED4：父母の最終学歴（4群）」の変数を用いた。ただし、「父大卒・母非大卒」と「父非大卒・母大卒」は統合して、「父母とも大卒」「父母どちらかが大卒」「父母とも非大卒」の3段階で捉えることとする。

「保護者の職業」は、Wave 1からWave 4までのいずれか時点で、父または母のどちらかでも、「管理的職業（課長相当以上の管理職、議員など）」に就いていれば1とするダミー変数を新たに作成した。

6 分析結果

6.1 リーダーシップの得意・不得意はどのように変化するか

まずは、Wave 1からWave 4にかけて、リーダーシップの得意・不得意の変化のパターンを把握する。表1に、Wave 1を基準として、Wave 3, Wave 4それぞれのリーダーシップの得意・不得意（2値区分）を組み合わせて移動表を作成した。

表中には、特に%の数値が高いセルに網掛けをしている。表1に示したとおり、%の数値が高いカテゴリーは、「低→低→低（親評価：38.25%，子評価：35.07%）」「高→高→高（親：27.41%，子：23.88%）」「高→低→低（親：10.57%，子：13.58%）」である。また、Wave 1で「低」だった者がその後一度でも「高」になるパターン（「低→高→高」「低→高→低」「低→低→高」）は、Wave 1が「低」だった者のうち親評価：24.74%，子評価：29.60%にとどまる。この結果から、初期（Wave 1）の得意・不得意がその後の得意・不得意にも影響しやすく、変化の流動性は低い。

表1 リーダーシップの得意・不得意の変化パターン

w1	w3	w4	親評価		子評価	
			度数	%	度数	%
高	高	高	996	27.41%	962	23.88%
		低	168	4.62%	252	6.25%
	低	高	239	6.58%	261	6.48%
		低	384	10.57%	547	13.58%
低	高	高	145	3.99%	194	4.82%
		低	114	3.14%	167	4.14%
	低	高	198	5.45%	233	5.78%
		低	1390	38.25%	1413	35.07%
合計			3634	100.00%	4029	100.00%

6.2 リーダーシップの得意・不得意の変化は、性別によって異なるのか

ここからは、RQ①に対応して、リーダーシップの得意・不得意の変化が、さまざまな初期要因（子どもに対する介入では変化させづらい要因）によってどのように異なるかを検討する。

親評価・子評価それぞれについて、子どもの性別ごとの、リーダーシップの得意・不得意変化パターンの出現率を表2に示す。カイ二乗検定を行った結果は、親評価は $\chi^2(7)=8.79$, $p=0.27$ で有意ではないが、子評価は $\chi^2(7)=35.96$, $p=0.000$ で有意であり、子ども本人のリーダーシップ評価に着目した場合、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンの出現

表2 性別によるリーダーシップの得意・不得意の変化パターンの違い

w1	w3	w4	親評価		子評価	
			男子%	女子%	男子%	女子%
高	高	高	27.08%	27.66%	20.86%	26.61%
		低	3.79%	5.38%	6.47%	6.07%
	低	高	6.76%	6.42%	7.61%	5.46%
		低	11.36%	9.86%	13.09%	13.99%
低	高	高	3.96%	4.02%	5.27%	4.41%
		低	2.91%	3.34%	5.32%	3.08%
	低	高	5.13%	5.74%	5.74%	5.79%
		低	39.02%	37.58%	35.66%	34.58%
合計			100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
N			1717	1916	1918	2108

率は、子どもの性別によって異なると言える。

残差分析（5%水準）の結果、「高→高→高」の出現率は「男子」で低く、「女子」で高い。また、「低→高→低」の出現率は「男子」で高く、「女子」で低い。

以上より、仮説1については、想定とは逆に、「女子のほうが、リーダーシップをより得意とする」と言える。

6.3 リーダーシップの得意・不得意の変化は、親学歴によって異なるのか

親評価・子評価それぞれについて、親学歴ごとの、リーダーシップの得意・不得意変化パターンの出現率を表3に示す。カイ二乗検定を行った結果は、親評価： $\chi^2(14)=31.14$, $p=0.005$, 子評価： $\chi^2(14)=45.97$, $p=0.000$ で、いずれも有意であった。

残差分析（5%水準）の結果、親評価については、「高→高→高」の出現率は「両親とも大卒」群が他の群より有意に高かった。また、子評価について、「高→高→高」の出現率は「両親とも大卒」群が高く、「両親とも非大卒」群において低い。「高→低→低」の出現率は「両親のどちらかが大卒」群が高い。「低→低→低」の出現率は「両親とも大卒」群が低く、「両親とも非大卒」群が高い。

以上より、仮説2は採択され、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンの出現率は、親学歴によって異なり、両親が大卒であるほうがよりリーダーシップを得意とすると言える。

表3 親学歴によるリーダーシップの得意・不得意の変化パターンの違い

w1	w3	w4	親評価			子評価		
			2名大卒	1名大卒	非大卒	2名大卒	1名大卒	非大卒
高	高	高	30.58%	25.69%	24.16%	27.51%	21.68%	20.45%
		低	4.95%	4.82%	4.59%	7.42%	5.65%	5.48%
	低	高	6.60%	8.17%	5.59%	6.34%	6.99%	6.20%
		低	10.42%	10.53%	11.30%	12.14%	15.77%	13.12%
低	高	高	3.90%	2.76%	5.15%	5.93%	4.57%	4.13%
		低	2.70%	3.84%	3.13%	3.84%	4.66%	4.13%
	低	高	6.07%	5.12%	5.26%	5.19%	5.73%	6.30%
		低	34.78%	39.07%	40.83%	31.63%	34.95%	40.19%
合計			100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
N			1334	1016	894	1483	1116	968

6.4 リーダーシップの得意・不得意の変化は、親が管理的職業か否かによって異なるのか

親評価・子評価それぞれについて、親が管理的職業に就いているか否かごとの、リーダー

シップの得意・不得意変化パターンの出現率を表4に示している。カイ二乗検定を行った結果は、親評価は $\chi^2(7)=14.41$, $p=0.044$ で有意であったが、子評価は $\chi^2(7)=7.06$, $p=0.423$ で有意ではなかった。

残差分析(5%水準)の結果、親評価については、「高→高→高」の出現率は「両親とも大卒」群が他の群より有意に高かった。

表4 親職業によるリーダーシップの得意・不得意の変化パターンの違い

w1	w3	w4	親評価		子評価	
			管理%	非管理%	管理%	非管理%
高	高	高	34.07%	26.67%	33.06%	26.24%
		低	4.95%	4.59%	4.68%	4.49%
	低	高	6.87%	6.54%	6.34%	6.34%
		低	9.62%	10.67%	10.74%	10.55%
低	高	高	2.20%	4.19%	2.20%	4.21%
		低	2.75%	3.18%	2.75%	3.17%
	低	高	6.59%	5.32%	6.34%	5.23%
		低	32.97%	38.84%	33.88%	39.77%
合計			100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
N			364	3270	363	3251

7 考察

7.1 リーダーシップの得意・不得意はどのように変化するか

6.1 で見たように、リーダーシップの得意・不得意の変化パターンで多く見られるのは、「低→低→低」、次いで「高→高→高」である。したがって、リーダーシップは、成長・発達にともなって得意・不得意が変化しうるものであるというよりは、初期(Wave 1)の得意・不得意がその後の得意・不得意にも影響しやすく、変化の流動性は低いものであると言える。

Bornstein(1989)が「敏感期」においては行動や性格、スキルなどが(成人期と比べて)変化しやすいことを指摘しているにも関わらず、Wave 1~Wave 3~Wave 4の3年間を経て得意・不得意に変化がないということは、思春期以前に既に「リーダー経験が本人のリーダーシップ効力感や他者からのリーダー期待を高め、それらがさらにリーダー経験を高めるという循環」に入れる者と入れない者とに分かれてしまっている可能性がある。

仮に、「ある時期まではリーダー育成・発達が生じやすいが(敏感期)、その時期を過ぎるとリーダー育成・発達が生じるというよりは、それまでのリーダー育成・発達の結果の影響を強く受けることとなり、変化しづらくなる」とするならば、その時期(リーダー育成・発達の臨界期)がいつなのかを明らかにすることは必要であろう。この点を明らかにすること

は今後の課題である。

7.2 リーダーシップの得意・不得意の変化は、性別によって異なるのか

6.2 で見たように、子評価においては、「高→高→高」の出現率は「男子」で低く「女子」で高いいっぽう、「低→低→低」の出現率は「男子」で高く「女子」で低いことから、女子のほうがリーダーシップが得意なまま維持し、男子のほうがリーダーシップが苦手なまま維持しやすいと言える。

3.2 で見たとおり、女子のリーダーシップのスタイルは男子のリーダーシップのスタイルとは異なる可能性がある。しかし、今回の分析で従属変数としているのは「リーダーとしてグループをひっぱること」であり、先行研究において「白人・男性」的とされたようなリーダーシップのスタイルを指しているものと考えられる。それにもかかわらず、女子のほうがリーダーシップが得意なまま維持しやすいということは、次の2つの可能性が考えられる。

第一は、日本の学齢期においては、男子優位なジェンダー不平等は存在せず、むしろ女子優位であるという可能性である。しかし、日本のジェンダー・ギャップ指数は他国と比べて劣位にあるなど、日本社会にジェンダー不平等が存在しないとは考えづらい。仮に、学齢期において男子優位なジェンダー不平等が存在しないとするならば、それと成人期のジェンダー不平等とがどのような機序で関係しているかは明らかにされる必要がある。

第二は、リーダーシップを発揮する対象の集団の規模や構成について、男子と女子とで想定が異なる可能性がある。友人関係の発達的变化に男女差があることは既に指摘されているが（山崎，2016 など）、男子と比べて女子のほうが友人関係が閉じており、その中であればリーダーシップを発揮することが得意と感じられる、という可能性がある。

この第二の可能性は、子評価では子の性別によって差が見られたいっぽう、親評価では差が見られなかったこととも関連すると考えられる。すなわち、親評価では、閉じた友人関係に限らず、対外的にリーダーシップを発揮できるかどうかを評価した結果、子評価で見られた性差の影響が見られなかったという可能性である。

7.3 リーダーシップの得意・不得意の変化は、親学歴によって異なるのか

6.3 で見たように、親評価・子評価とも、両親が大卒であるほうが、よりリーダーシップを得意とすると言える。

出身階層と学力との関係は、既にさまざまな研究で明らかにされているが、リーダー育成・発達にも同様に出身階層が関係している可能性がある。今後の分析で、出身階層がどのような機序でリーダー育成・発達に影響しているのか、出身階層の影響を受けないリーダー育成・発達は可能なのか、といった点を明らかにしていく必要がある。

7.4 リーダーシップの得意・不得意の変化は、親が管理的職業か否かによって異なるのか

6.4 で見たように、親評価では親が管理的職業に就いているほうが子がリーダーシップを得意のまま維持しやすいと言えるが、子評価ではそのような違いは見られない。

Zeldin ら (2016) が指摘するように、思春期のリーダー育成の過程にとって、大人は重要なロールモデルとして機能する。その「大人」には親も含まれると考えられるが、今回の分析からは親が子のロールモデルとなっているかどうか等は明らかにできていない。

親の「子育てのスタイル」がリーダー育成・発達にどのように影響しているか等、さらなる分析が必要である。

[注]

- 1) なお、日本の学校教育における「リーダーシップ」に関する議論は、本文に示したような、子どものリーダーシップ発揮に関するものよりも、「指導者（教師や部活動指導者）のリーダーシップ」の効果に関するもののほうが多い（鈴木・荒俣, 2021; 吉田・吉澤・浅野・玉井・吉田, 2020; 藤原・川俣, 2020 など）。これは、学校教育の文脈では、リーダーシップは生徒ではなく指導者こそが発揮するものである、ということの現れである可能性がある。

[謝辞]

本研究の二次分析に当たり、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、二次研究分析会を通じ、さまざまなアドバイスを賜りました皆さまに感謝申し上げます。

[参考文献]

- 有倉巳幸・山内誠・森藤悦子・山口優子, 2021, 「生徒のキャリア発達を促す生徒会リーダー研修：鹿児島大学教育学部附属中学校の取り組みから」『鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要』, 30, 105-114.
- 服部泰宏, 2020, 『組織行動論の考え方・使い方——良質のエビデンスを手にするために』 有斐閣
- 堀尾志保・舘野泰一, 2020, 『これからのリーダーシップ——基本・最新理論から実践事例まで』 日本能率協会マネジメントセンター.
- 池田浩, 2020, 「リーダーシップ」山口裕幸(編)『産業・組織心理学』 放送大学教育振興会.
- Murphy, Johnson, 2011, “The benefits of a long-lens approach to leader development: Understanding the seeds of leadership,” *The Leadership Quarterly*, 22(3), 459-470.
- 中原淳(監修), 2018, 『リーダーシップ教育のフロンティア 研究編』 北大路書房.

- 中野生子・田中聡・池田めぐみ・山内祐平, 2020, 「個人特性に着目した社会情動的スキルの評価—UWC ISAK Japan のサマースクールを事例として—」『日本教育工学会論文誌』
- Nathan Eva, Helen De Cieri, Susan Elaine Murphy, Kevin B. Lowec, 2021, “Leader development for adolescent girls: State of the field and a framework for moving forward”, *The Leadership Quarterly*, 32(1)
- 西村多久磨・福住紀明・藤原和政・河村茂雄, 2018, 「ソーシャルスキルの縦断的变化—中学生を対象として—」『心理学研究』89(1), 29-39.
- Stogdill, 1974, *Handbook of Leadership: A Survey of the Literature*, New York: Free Press.
- 鈴木高志・西村多久磨・村上達也・鹿嶋真弓, 2015, 「中学生と高校生に求められるリーダーシップの実態: Web 調査を用いた予備的検討」『学級経営心理学研究』, 4(1), 1-9.
- Takashi Suzuki, Takuma Nishimura, Mayumi Kashima, and Tatsuya Murakami, 2016 “Development of a leadership scale for high school students: Item response theory and teachers’ nomination”, *International Congress of Psychology*
- 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, 「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～4, 2015-2019」 <https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?lang=jpn&eid=1363>
- 筒井淳也・水落正明・保田時男, 2016, 『パネルデータの調査と分析・入門』 ナカニシヤ出版.

思春期の自己肯定感の発達とその規定因

——親の養育態度に注目して——

水野君平

(北海道教育大学旭川校)

日本語要約：本研究の目的は親の養育態度が子どもの自尊心の発達的变化に与える影響を検討することだった。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小学6年生を4年間追跡した子どもと親のデータを取得し分析した。分析の結果、4根年間の自尊心の全体的な変化の傾向は低下傾向であった。そして自主性を尊重しつつ適度に統制を図る養育を受けている子どもほど6年生時の自尊心が高く、子どもに対して関与もせず子の涵養を図らないような養育を受けている子どもほど4年間の自尊心低下の程度が強まることが示された。これらの結果から、子どもの健全な自尊心の発達のために親の養育は重要な役割を果たしていることが示唆された。

1 問題と目的

思春期は児童期に比べ問題行動や心理的不適応が起こりやすい時期だとされており、このような問題行動の原因として養育や仲間関係などが挙げられるが、思春期の発育発達に関連した要因では自尊心がある。自尊心は問題行動や健康に関するアウトカムを複数、長期間予測するといわれている。例えば、子どもの自尊心が低いことはうつ病 (Orth et al. 2014)、不安 (Sowislo & Orth 2013) 自殺念慮 (Manami & Sharma 2016) など、様々な問題行動のリスクとなる。また、子どもの時期の低い自尊心はその後の人生における犯罪などの問題 (Trzesniewski et al. 2006) のリスクともなりうる。このように、思春期の低い自尊心は自己肯定や受容の低さだけを示すだけでなく、それが不健康のリスクにもなることが示唆されており、思春期の子どもの健全な発達のためには自尊心が重要な要因となる。

1.1 自尊心の発達的变化

人間の生涯発達の中で自尊心は思春期に一度下がり、成人期から老年期にかけて上昇し、老年期には低下するという3次関数的な発達変化が示されている (Robins & Trzesniewski 2005)。日本における同様の研究では、思春期には低下し青年期には上昇するという点で共通しているものの、老年期も上昇するという2次関数的な発達変化という点で異なる知見が示されている (Ogihara 2016)。少なくともこれらに共通する点は、思春期には一度自尊心が下がるという点である。

そして、思春期に自尊心が低下することを縦断研究から示したものとして加藤ほか (2017) がある。加藤ほか (2017) は中学1年生から2年生までを追跡し、自尊心の低下が激しい中

学生ほど中学 1 年の初期における批判的思考態度が高かったということを明らかにし、思考能力が深まるという発達的变化が自尊心の低下を一時的に招いている可能性を示唆している。このように、思春期では、生涯発達の中で自尊心が一時期低下してしまう時期であることが示唆されている。

1.2 親の養育態度

ところで、思春期は心理的離乳と呼ばれる時期であり、親との関わりが徐々に減り友人など同年代を中心とした関わりが増える時期であるが、家庭の中で子どもは親との関わりなくして育つことはないだろう。例えば、「子どもの貧困」は親子の関わりを悪化させることを通して小中学生の子どもの自尊心の低下要因となる可能性が指摘されている (Doi et al. 2019) ように、親子の関わりは子どもに影響をもたらすことが示唆されている。そして、親の育て方は子どもの成長に影響を与えることも実証的に示されている。例えば、Aunola et al. (2000) では親の養育態度を、子どもに厳しい一方で適度に自由を与え抑圧しない「権威ある養育」、子どもに厳しく抑圧的な「権威主義的な養育」、子どもに厳しくない一方で自由を与える「寛容な養育」、厳しくもなく関与もしない「怠慢な養育」の 4 つに分類し、14 歳の子どもへの影響を検討している。権威ある子育てを行う親の子どもは他の養育態度の子どもと比べて、学業面で失敗を予期しにくいことや達成時の原因を内的に帰属しやすいなど、学業面で適応的であった。また、例えば養育態度について類型的ではなく特性的に捉えた Glozah (2014) では、寛容な養育や権威主義的養育を受けた高校生はアルコール使用の頻度が高く、権威ある養育を受けた高校生は低かった。このように、権威ある養育は子どもの発達にとって肯定的な影響をもたらすといえよう。

1.3 自尊心と親の養育態度

親の養育態度が子どもの成長に与える影響に関しては、もちろん自尊心についても検討されている。例えば、権威ある養育を受けている子どもほど自尊心が高く (Aunola et al. 2000 ; Banstola et al. 2020 ; Moghaddam et al. 2017)、寛容な養育や権威主義的な養育を受けているほど自尊心が低い (Glozah 2014)。研究で一貫しない部分があるものの、一貫して権威ある養育を受ける子どもは自尊心が高いという結果は頑健であるといえよう。このように、親の「良い」養育によって子どもの自尊心が向上することが示されているものの、これらは 1 時点での自尊心の高低を扱っており、自尊心の発達的变化にどう影響が及ぶのかまでは明らかにされていない。

1.4 本研究の目的

そこで、本研究では思春期の子どもを対象にした縦断調査のデータから親の養育態度が子どもの自尊心の発達的变化にどのような影響をもたらすのかを明らかにすることを目的

とする。そのために、子どもの自尊心の発達的变化について傾向と個人差を検討した上で、それらに対する親の養育態度の影響を検討する。

2 方法

本研究では東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査, 2016~2019」(リクルートワークス研究所)の個票データを取得した。その中で「1 時点目で小学 6 年生の 1,418 名とその親」を小学 6 年生時から中学 3 年生時までの 4 年間 (1 時点目から 4 時点目) を追跡したデータを対象とし、その 2 次分析を行った。

2.1 分析データ

自尊心は自分自身に対する肯定的な価値や態度であるが、これは他者より優れた感覚というよりも自分を単に価値ある存在だと認める態度という定義がある (Rosenberg 1965)。そこで本研究の自尊心の指標として、子どもが 1 時点目から 4 時点目で回答した「自分の良いところが何かを言うことができる」という質問項目の回答を用いた。回答は「とても当てはまる」から「全く当てはまらない」の 4 件法であり、本研究では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。

親の養育態度については 1 時点目の親の回答から以下の 9 項目 (「いいことをしたときにほめる」、「悪いことをしたときにしかる」、「失敗したときにはげます」、「子どもがやりたいことを応援する」、「『自分でできることは自分でしなさい』と言う」、「何にでもすぐに口出しをする」、「親子で意見が違うときは親の意見を優先する」、「子どもに約束したことを守らない」、「子どもの気持ちがわからない」) の質問項目を用いた。回答は「とても当てはまる」から「全く当てはまらない」の 4 件法であり、本研究では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。

その他、統制変数として 1 時点目の世帯年収を用いた。この質問項目の得点は万 (円) を単位とする実数である (e.g., 世帯年収が 1,000 万なら得点は 1,000 となる)。

3 結果

分析の方針としてまず、全体の項目についての平均値やその推移を示し、親の養育態度については変数を縮約するために因子分析を行う。その後、潜在成長曲線モデルによる分析を行う。なお、欠損値は言及しない限り完全情報最尤推定法で補完した。

3.1 基礎集計と予備的分析

まず、本研究が使用した各項目についての平均値などの基礎統計量を表 1 に示す。なお、

欠損値は削除した。これらを確認すると概ね得点に極端な偏りはないものと考えられる。

表 1 使用変数の基礎集計

項目名	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>Me</i>	<i>SD</i>
自分の良いところが何かを言うことができる(T1)	1326	2.73	3.00	0.88
自分の良いところが何かを言うことができる(T2)	1161	2.70	3.00	0.87
自分の良いところが何かを言うことができる(T3)	1083	2.61	3.00	0.91
自分の良いところが何かを言うことができる(T4)	997	2.65	3.00	0.90
いいことをしたときにほめる	1318	3.52	4.00	0.50
悪いことをしたときにしかる	1318	3.73	4.00	0.44
失敗したときにはげます	1315	3.35	3.00	0.48
子どもがやりたいことを応援する	1318	3.49	3.00	0.50
「自分でできることは自分でしなさい」と言う	1317	3.56	4.00	0.50
何にでもすぐに口出しをする	1317	3.20	3.00	0.40
親子で意見が違うときは親の意見を優先する	1313	3.12	3.00	0.33
子どもに約束したことを守らない	1317	3.21	3.00	0.41
子どもの気持ちがわからない	1308	3.16	3.00	0.37
世帯年収	1184	695.98	700.00	340.69

3.1.1 自尊心の発達的变化についての集計

自尊心の項目について4時点間(T1からT4)の平均値差を検討するために1要因4水準の被験者内分散分析を行った。なお、欠損値は補完することなくリストワイズ削除した。結果、有意な主効果が見られたが効果量が小さく($F(3, 2358)=3.83, p=.01, \eta^2=.01$)、Holmによる多重比較の結果はすべて有意ではなかった。つまり、全体的な傾向としては低下傾向にあるものの、その変化の幅が小さかった。

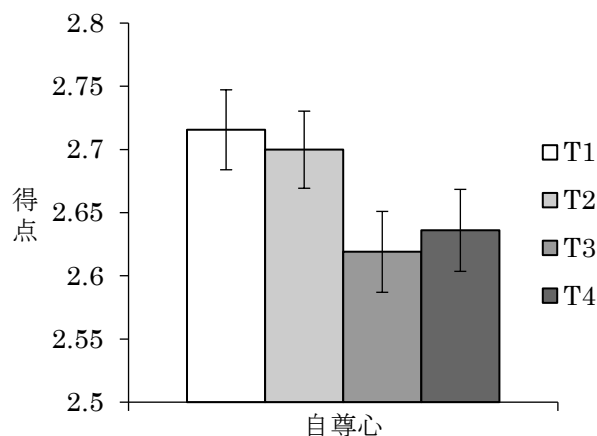


図1 4時点間における自尊心の推移

3.1.2 親の養育態度についての集計

親の養育態度については、最尤法・プロマックス回転による探索的因子分析を行った。なお、欠損値は補完することなくリストワイズ削除した。手順としてはまず、固有値が 2.41, 1.77, 1.01 と減衰したことから3因子解で分析したが、解が収束せず不適解が見られたほか、一部の α 係数が大きく低い値を示した。そこで、2因子解で分析し因子負荷量も問題なかったため2因子構造を採用した。第一因子は子どもの自主性を尊重しつつ適度に統制を図るというような特徴から権威ある養育 ($\alpha=.67$) と命名した。そして、第二因子は子どもに対して関与もせず子の涵養を図らないような特徴から怠慢な養育 ($\alpha=.47$) と命名した。怠慢な養育の信頼性係数は高くはないものの、許容できるものと判断した。

表2 養育態度の因子分析結果

項目	F1	F2	h^2
いいことをしたときにほめる	.67	.01	.46
失敗したときにはげます	.67	.05	.48
子どもがやりたいことを応援する	.55	.03	.32
悪いことをしたときにしかる	.51	-.05	.24
「自分でできることは自分でしなさい」と言う	.32	-.09	.09
子どもの気持ちがわからない	-.06	.74	.52
子どもに約束したことを守らない	.01	.59	.35
親子で意見が違うときは親の意見を優先する	.00	.25	.06
何にでもすぐに口出しをする	-.02	.11	.01
因子寄与	1.74	1.28	
因子間相関	.45		

3.2 全体的な発達的变化の傾向の検討

線形的変化（切片と1次の傾きのみ）、曲線的変化（切片と1次・2次の傾き）の2つのモデルについて潜在成長曲線モデルを用いて分析を行った。その結果、曲線的変化のモデルについては2次の傾きの平均値が有意ではなく ($p=.17$)、BICを比較すると線形的変化の方が低かった（線形的変化モデル=11258.41；曲線的変化モデル=11277.74）。そのため、線形的変化のモデルを採用した（CFI=.99, TLI=.99, RMSEA=.04, SRMR=.02）。このモデルでは切片と傾きについて、平均と分散のすべての推定値が有意であり、その共分散も有意であった（表3）。つまり、全体的な傾向として自尊心は小学6年生の頃は2.7点であり、1年毎に0.03点低下し、その個人差も存在するということである。また、小学6年生のころの自尊心

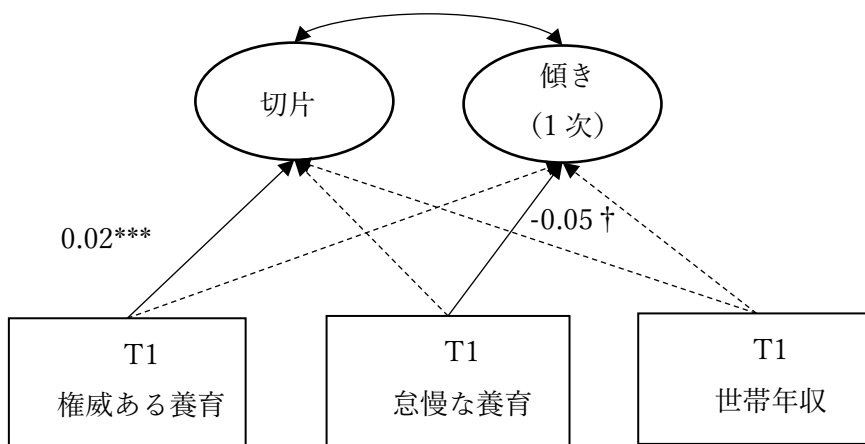
が高い子ども程より自尊心がより低下することも明らかとなった。

表3 線形的変化の潜在成長曲線モデルの結果

項目	推定値	SE	p
切片の平均値	2.72	0.02	<.001
傾きの平均値	-0.03	0.01	.005
切片の分散	0.33	0.03	<.001
傾きの分散	0.03	0.01	<.001
切片と傾きの共分散	-0.03	0.01	.022

3.3 自尊心の発達的变化に対する親の影響の検討¹⁾

線形的変化のモデルについて、切片と傾きに対して親の養育態度および統制変数として世帯年収からパスを引いた図2の条件付きモデルを分析した(CFI=.98, TLI=.96, RMSEA=.03, SRMR=.02)。なお、図2では誤差項は省略し、有意なパスは実線、有意でないパスは破線で表している。その結果、切片に対して権威ある教育が正の関連を示し、傾きに対して怠慢な養育は負の有意傾向な関連を示した(図2)。つまり、小学校6年生の時点で権威ある養育を受けている子どもほど自尊心が高く、怠慢な養育を受けている子どもはより自尊心低下を起こすということが明らかとなった。



注) *** $p < .001$, † $p < .10$

図2 養育と世帯年収を投入した条件付きモデルの結果

4 考察

本研究の目的は親の養育態度が子どもの自尊心の発達的变化に与える影響を検討することだった。分析の結果、小学6年生から中学3年生における4根年間の自尊心の全体的な変化の傾向は低下傾向であった。そして親の養育態度のうち、権威ある養育と命名した子どもの自主性を尊重しつつ適度に統制を図る養育を受けている子どもほど6年生時の自尊心

が高い。その一方で、怠慢な養育と命名した子どもに対して関与もせず子の涵養を図らないような養育を受けている子どもほど自尊心低下が大きくなることが示された。

本研究の因子分析の結果、例えば Aunola et al. (2000) で用いられているような権威ある養育や怠慢な養育を反映する因子が得られた。そして、自尊心の発達的变化に対しても権威ある養育は肯定的な影響を及ぼさなかったが、そもそもの自尊心が高い傾向にあり、怠慢な養育は自尊心の発達的な低下を更に促進させるということが明らかとなった。このことは、親の「好ましい」養育態度は子どもの自尊心を高める (Aunola et al. 2000 ; Banstola et al. 2020 ; Moghaddam et al. 2017) という結果に一致するものと考えられる。それだけではなく、自尊心の発達的变化に対して怠慢な養育が「悪影響」を及ぼすという点が明らかになったことは、縦断データや縦断的な因果関係のみに着目してきたこれまでの研究とは異なり、自尊心の4時点にわたる縦断データをもとに発達的变化を示した本研究で初めて明らかにできた点であり、本研究の意義だと言えるだろう。これまでの研究を踏まえると、子どもの自尊心が思春期で低下してしまうことは、生涯発達におけるプロセスの中ではある種「自然」なことかもしれない一方で (加藤ほか, 2017), 親の養育態度によっては更に低下してしまうことが示唆される。そして、やはり低い自尊心は健康にとって悪影響となってしまうことも示されている (e.g., Orth et al. 2014)。そのため、自尊心が低下しすぎることなく子どもの健康を守ることを目指すためには、親が子どもの自主性を尊重しつつ適度に統制を図る養育を行えるような環境や支援が行き届く必要があるといえるだろう。

しかし、自尊心の発達的变化をみると分散分析の結果からもかなり小さいことがわかる。また、条件付きモデルにおいて怠慢な養育から自尊心の傾きに対するパスは有意傾向であった。つまり、自尊心のそもそもの発達的变化や親の養育態度の影響は小さいことを示すだろう。ただ、このことの可能性の1つとして本研究で指標として扱った自尊心は1項目で構成されていたという限界点がある。そのため、そもそもの変数の分散が大きくなったことでその変化をうまく推定できなかつたのかもしれない。今後の研究では自尊心の指標として世界中で広く用いられているローゼンバーグの自尊心尺度 (Rosenberg 1965 ; 山本・松井・山成 1982) の指標を用いて検証する必要があるだろう。

[注]

1) 全体的な傾向として、親の養育態度が子どもの自尊心の発達的变化の個人差に与える影響が十分に見られなかったが、補足的な分析としてこれらのより詳細なパターンを明らかにするために、潜在成長クラス分析による分析を行った。自尊心の変化を2~4のクラスに分類するモデルを立てて情報基準量やエントロピーによる比較を行った結果、相対的には2クラスに分類するモデルが一番適合していた (エントロピー=0.58)。しかし、モデル適合の基準として推奨されるエントロピーの大きさ (0.80 以上 ; Ramaswamy et al. 1993) は満たされなかった。また、クラスの所属確率に対して図2と同様の変数からのパスを設定したが、すべての

パスが非有意であった。

[謝辞]

二次分析にあたり、本研究は東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査,2016」(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 20K18929 の補助を受けました。

[参考文献]

- Aunola, Kaisa, Håkan Stattin, and Jari-Erik Nurmi, 2000, "Parenting styles and adolescents' achievement strategies", *Journal of Adolescence*, 23(2), 205-222.
- Banstola, Ratna Shila, Tetsuya Ogino, and Sachiko Inoue, 2020, "Impact of parents' knowledge about the development of self-esteem in adolescents and their parenting practice on the self-esteem and suicidal behavior of urban high school students in Nepal", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(17), 6039.s, 30, 1724-1730.
- Doi Satomi, Fujiwara Takeshi, Isumi Aya and Ochi Manami, 2019, "Pathway of the Association Between Child Poverty and Low Self-Esteem: Results From a Population-Based Study of Adolescents in Japan", *Frontiers in Psychology*, 10, 937. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00937>
- Hesari, Narjes Khatoun Zabihi, and Elahe Hejazi, 2011, "The mediating role of self esteem in the relationship between the authoritative parenting style and aggression", *Procedia-Social and Behavioral Science*, 30, 1724-1730.
- 加藤弘通・太田正義・松下真実子・三井由里, 2018, 「思春期になぜ自尊感情が下がるのか?——批判的思考態度との関係から——」 『青年心理学研究』, 30(1), 25-40.
- Manani, Preeti, Sharma, Shraddha, 2013, "Self esteem and suicidal ideation: a correlational study", *MIER Journal of Educational Studies Trends and Practices*, 3, 75-83.
- Moghaddam, Mahboubeh Firouzkouhi, Validad, Atiye, Rakhshani, Tayebbeh, Assareh, Marzieh, 2017, "Child self-esteem and different parenting styles of mothers: a cross-sectional study", *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*, 19(1), 37-42.
- Morris, Rosenberg, 1965, "*Society and the adolescent self-image*", Princeton University Press.
- Ogihara, Yuji, 2016, "Age differences in self-liking in Japan: the developmental trajectory of self-esteem from elementary school to old age", *Letters on Evolutionary Behavioral Science*, 7(1), 33-36.
- Orth, Ulrich, and Richard W. Robins, 2014, "The development of self-esteem", *Current Directions in Psychological Science*, 23(5), 381-387.
- Ramaswamy, Venkatram, Desarbo, S, Wayne, Reibstein, J, David, Robinson, T, William, 1993, "An empirical pooling approach for estimating marketing mix elasticities with PIMS data." *Marketing*

Science, 12(1), 103-124.

Robins, Richard W, and Kali H. Trzesniewski, 2005, “Self-esteem development across the lifespan”,
Current Directions in Psychological Science, 14(3), 158-162.

Sowislo, Julia Friederike, and Ulrich Orth, 2013, “Does low self-esteem predict depression and anxiety? A
meta-analysis of longitudinal studies”, *Psychological Bulletin*, 139(1), 213.

山本真理子・松井 豊・山成由紀子, 1982, 「認知された自己の諸側面の構造」 『教育心理学研
究』, 30, 64-68.

学年によって意見表明機会の効果は異なるか ——投票意向と政治的有効性感覚に注目した政治的社会化の検討——

太田昌志

(早稲田大学大学院)

子どもの政治態度の育成は教育政策における課題であり、国際的な調査研究も進められているが、日本における研究は十分ではない。本稿は、子どもの投票意向と政治的有効性感覚について、(1)学年によってどのように異なるか、(2)学校における意見表明機会、家庭における意見表明機会によってどのように異なるか、(3)学年によって意見表明機会の効果がどのように異なるかを検討する。分析の結果、(1)学年が高いほど投票意向が高く、政治的有効性感覚は低い、(2)学校と家庭における意見表明機会は、いずれも投票意向や政治的有効性感覚と正の関連にある、(3)学年によって意見表明機会の効果が異なることが明らかになった。学年段階による差異に応じた政治教育のあり方を検討する必要がある。

1 目的

近年、子どもの政治態度の育成は教育政策の課題の一つとして扱われている。小学校、中学校、高校の学習指導要領（2017年、2018年告示）に主権者教育に関する記述が増えている。背景には、2016年の参議院選挙から選挙権の年齢が18歳に引き下げられたことがある。

国際的な調査研究においては、子どもの頃から民主的な意思決定に参加することが、政治に対する態度を積極的なものにすると考えられている。社会的認知理論にもとづく政治的社会化の研究では、子どもの政治に対する態度は、教育の場面などで周囲に影響を与えようとした経験から部分的に一般化される（Bandura 1997, p.491）と考えられている。

この観点から、学校における意見表明機会が子どもの政治に対する心理的関与を高めることが検討されている。IEA（国際教育到達度評価学会）による国際比較調査（CIVED, ICSS）では、子どもが意見をもつことを奨励されるなど、議論に開かれた学級風土があることが政治的関与を高めることが繰り返し報告されている（Knowles et al. 2018）。

しかし、これまでの研究は、次の3点が不足している。第一に、日本における研究、第二に、家庭における意見表明機会への注目、第三に、学年や年齢による違いへの注目である。

第一に、日本における研究が不足している。日本はIEA調査に不参加であり、知見が蓄積されていない（古田 2019）。IEA調査の枠組みを参考にした日本の調査はあるものの、基礎的な分析にとどまっており、意見表明機会の有効性は検討されていない（棚橋編 2010, 大脇 2019）。

第二に、家庭における意見表明機会への注目が不足している。IEA調査は学校教育に注目しており、家庭からの影響に関する検討は少ない。家庭における意見表明が子どもの政治に

対する態度に影響する可能性 (McLeod and Chaffee 1972) は、十分に検討されていない。

第三に、学年や年齢による違いへの注目が不足している。IEA 調査は単一の年齢 (14 歳) で実施されており、学年・年齢による違いは考慮されていない。政治に対する認知が、年齢によって異なる (Wasburn and Covert 2017, p.68) ことについて、意見表明機会との関連は十分に検討されていない。

本稿は日本における社会調査データを用い、子どもの政治態度の学年による違いについて検討する。その後、学校における意見表明機会、家庭における意見表明機会がどのように関連するかを検討する。また、学年による関連の違いを検討する。

2 方法

本稿が用いるデータは、東京大学社会科学研究所・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 Wave2 (2016 年)」である。子どもと保護者をセットで調査したデータである。子どもの政治に対する態度、学校や家庭における経験についてたずねており、本稿の目的にかなったデータである。本稿では小学 4 年生～高校 3 年生のうち、分析に使用する変数に欠損のない 9,737 ケースを用いる。

従属変数には、投票意向と政治的有効性感覚を用いる。投票意向は、投票という、制度化され、多くの人が行う政治参加 (蒲島 1988) の形態に対する態度である。社会的にも、投票行動の忌避は消極的な政治態度の代表的な指標として用いられる。政治的有効性感覚は、市民個人が政治に対して影響を与えることができるという意識であり、民主主義を支える市民文化の重要な側面である (金 2014)。社会的にも、日本の若年層の政治的有効性感覚が低いことは注目されている (内閣府政策統括官 (共生社会政策担当) 2019)。投票意向と政治的有効性感覚は、いずれも子どもの政治に対する態度を扱う研究でよく用いられている (Knowles et al.2018)。

従属変数である投票意向と政治的有効性感覚は、子ども票の政治や選挙に関する質問でたずねられている。投票意向は、「あなたは、18 歳になったら、選挙の投票に行くと思いますか」として 4 件法でたずねている。1「行かない」～4「行く」として扱う。政治的有効性感覚は、「あなたは、『自分がかんばっても社会を変えることはできない』と思いますか」として 4 件法でたずねている。1「とてもそう思う」～4「まったくそう思わない」として扱う。

独立変数には、授業の意見表明機会と家庭の意見表明機会、そして学年を用いる。

授業の意見表明機会は子ども票の授業であったことをたずねた質問を用いる。このうち「グループで調べたり考えたりする」「調べたり考えたりしたことを発表する」「テーマについて討論 (話し合い) をする」の 4 件法でたずねられた 3 項目について、単純合計して項目数で割り、中心化した ($\alpha=.783$)。

家庭の意見表明機会は子ども票と親票の親子のかかわりをたずねた質問を用いる。この

うち「やりたいことを応援する」「何にでもすぐに口出しをする（逆転）」「親子で意見が違
うときは親の意見を優先する（逆転）」「気持ちをわからない（逆転）」の4件法でたずねら
れた8項目（4項目について子ども票と親票の両方）について、単純合計して項目数で割り、
中心化した（ $\alpha=.603$ ）。

学年については、小学4～6、中学1～3、高校1～3の3カテゴリとして用いる。

統制変数には、学校の成績、学校適応、親の政治意識を用いる。

学校の成績は子ども票で回答を得ている。国語、算数（数学）、理科、社会、英語につい
て、合計したのち項目数で割った（ $\alpha=.903$ ）。欠損がある場合はその科目について除外して
処理している。

学校適応は子ども票で回答を得ている。「授業が楽しい」「友だちとすごすのが楽しい」「ク
ラスが好き」「学校が好き」「尊敬できる先生がいる」の4件法でたずねた5項目を合計し、
項目数で割った（ $\alpha=.811$ ）。

親の政治意識は親票で回答を得ている。子どもの投票意向を従属変数としたモデルは親
の投票意向を、子どもの政治的有効性感覚を従属変数としたモデルは親の政治的有効性感
覚を用いる。

3 結果

分析のはじめに、従属変数の分布を学年別に確認する。表1は投票意向と学年のクロス集
計、表2は政治的有効性感覚と学年のクロス集計である。学年が高いほど子どもの投票意向
は高い関係にある。また、学年が高いほど子どもの政治的有効性感覚は低い関係にある。

表1 投票意向と学年のクロス集計（行パーセント）

	たぶん行か			
	行かない	ない	たぶん行く	行く
小4-6	5.4	13.8	46.7	34.1
中1-3	3.7	11.2	46.8	38.3
高1-3	3.4	11.3	43.6	41.7
Total	4.2	12.1	45.8	37.9
カイ二乗	58.5 **			

表 2 政治的有効性感覚と学年のクロス集計（行パーセント）

	とてもそう 思う	まあそう思 う	あまりそう 思わない	まったくそ う思わない
小4-6	12.5	40.7	35.7	11.1
中1-3	16.2	43.7	32.3	7.8
高1-3	15.6	49.3	29.1	6.0
Total	14.7	44.4	32.4	8.4
カイ二乗	117.5 **			

次に、従属変数と独立変数の関連について、重回帰分析によって検討する。表 3 は重回帰分析の結果である。モデル 1 とモデル 2 は投票意向を従属変数としている。モデル 3 とモデル 4 は政治的有効性感覚を従属変数としている。また、モデル 1 とモデル 3 は独立変数と統制変数を分析に投入している。モデル 2 とモデル 4 はこれに加えて、授業や家庭の意見表明機会と学年の交互作用項を投入している。交互作用項の解釈のため、モデル 2 とモデル 4 による予測値を図 1~4 として示している。

はじめに、独立変数の主効果について検討する。授業における意見表明機会が多いほど投票意向、政治的有効性感覚は高い（モデル 1, モデル 3）。また、家庭における意見表明機会が多いほど政治的有効性感覚は高い（モデル 3）。

次に、授業の意見表明機会と政治態度の学年による関連の違いについて検討する。授業の意見表明機会による投票意向の差は、高校生より小中学生ほど大きい（モデル 2, 図 1）。また、授業の意見表明機会による政治的有効性感覚の差は、高校生より小中学生ほど大きい（モデル 4, 図 2）。

最後に、家庭の意見表明機会と政治態度の学年による関連の違いについて検討する。家庭の意見表明機会による投票意向の差は、小学生よりも中学生高校生ほど大きい（モデル 2, 図 3）。また、家庭の意見表明機会と政治的有効性感覚の関連は、学年によってほとんど異なる（モデル 4, 図 4）。

表3 投票意向と政治的有効性感覚の重回帰分析

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	投票意向		投票意向		政治的有効性		政治的有効性	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
授業の意見表明機会	0.058**	(0.011)	0.027	(0.017)	0.056**	(0.012)	0.020	(0.019)
家庭の意見表明機会	0.030	(0.019)	0.077*	(0.034)	0.157**	(0.021)	0.140**	(0.037)
学年 (基準 : 高1-3)								
小4-6	-0.251**	(0.020)	-0.241**	(0.020)	0.077**	(0.021)	0.082**	(0.022)
中1-3	-0.087**	(0.019)	-0.074**	(0.019)	0.013	(0.021)	0.024	(0.021)
授業の意見表明機会×学年 (基準 : 高1-3)								
小4-6			0.050+	(0.028)			0.069*	(0.030)
中1-3			0.061*	(0.026)			0.058*	(0.028)
家庭の意見表明機会×学年 (基準 : 高1-3)								
小4-6			-0.128**	(0.047)			0.033	(0.051)
中1-3			-0.014	(0.046)			0.012	(0.051)
性別 (基準 : 男子)								
女子	0.040**	(0.015)	0.039**	(0.015)	-0.095**	(0.016)	-0.095**	(0.016)
学校成績	0.086**	(0.007)	0.086**	(0.007)	0.080**	(0.008)	0.079**	(0.008)
学校適応	0.191**	(0.013)	0.190**	(0.013)	0.235**	(0.015)	0.235**	(0.015)
親の投票意向	0.337**	(0.009)	0.338**	(0.009)				
親の政治的有効性					0.190**	(0.011)	0.190**	(0.011)
(定数)	1.218**	(0.054)	1.207**	(0.054)	0.917**	(0.056)	0.908**	(0.056)
人数	9737		9737		9737		9737	
F値	279.2		187.6		145.3		97.5	
p値	0.000		0.000		0.000		0.000	
R2	0.187		0.188		0.107		0.107	
調整R2	0.186		0.187		0.106		0.106	

+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01

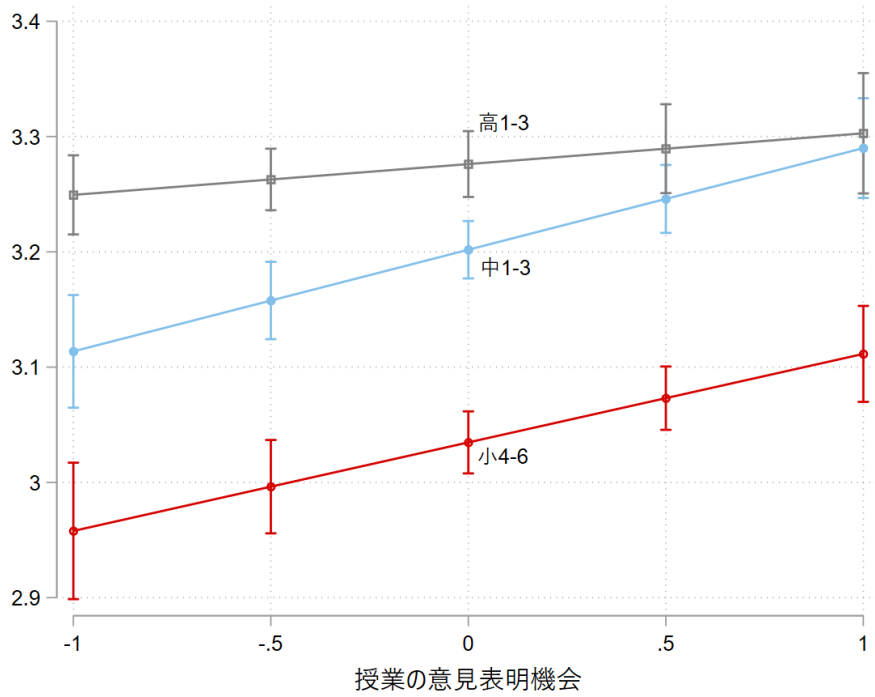


図1 授業の意見表明機会と学年による投票意向の予測値（モデル2）

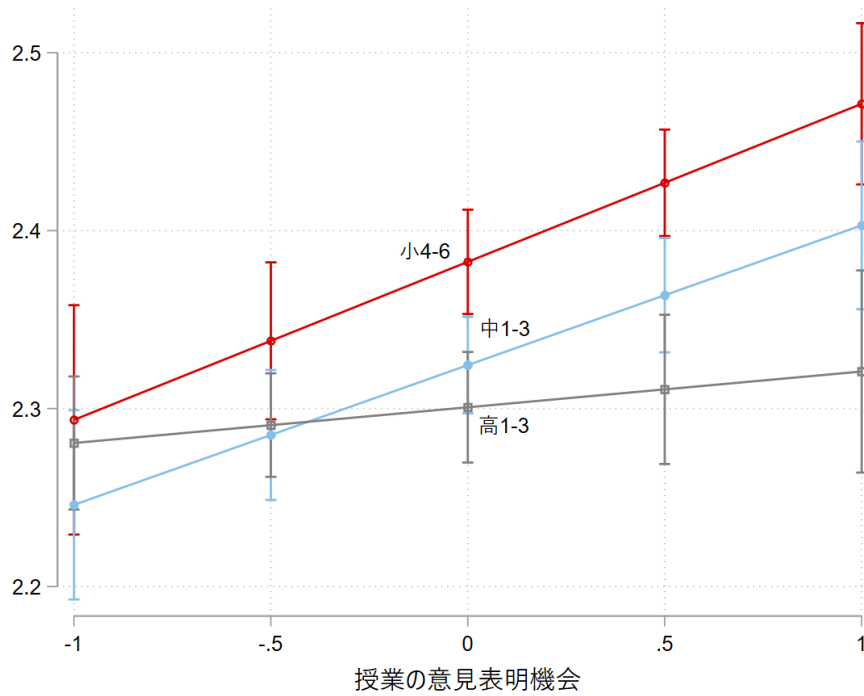


図2 授業の意見表明機会と学年による政治的有効性感覚の予測値（モデル4）

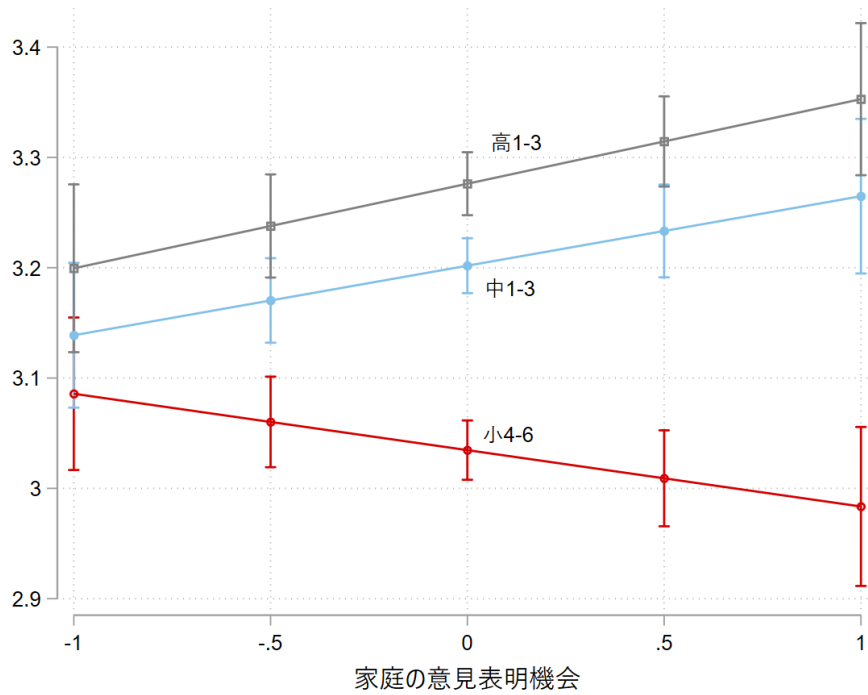


図3 家庭の意見表明機会と学年による投票意向の予測値（モデル2）

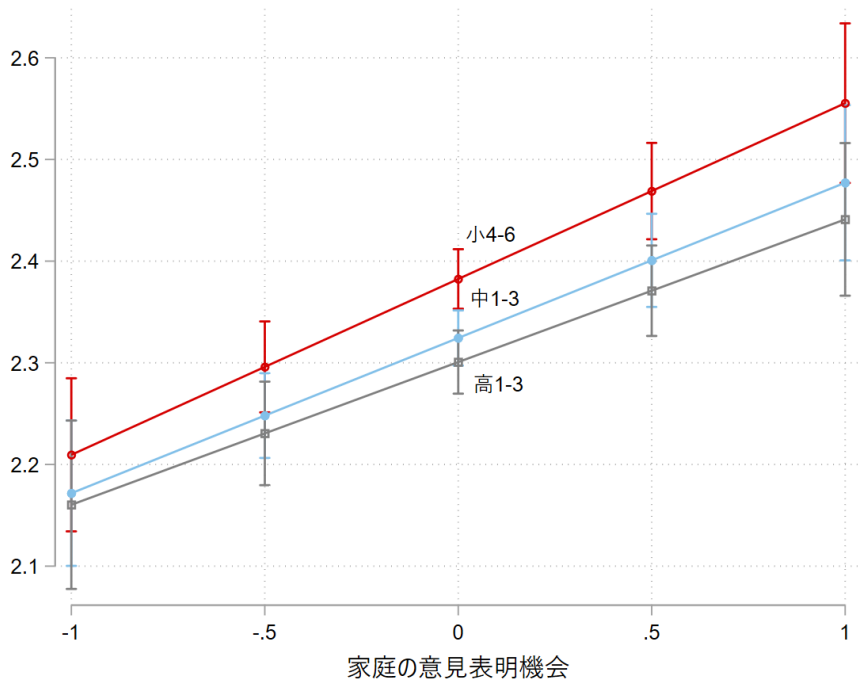


図4 家庭の意見表明機会と学年による政治的有効性感覚の予測値（モデル4）

4 まとめ

ここまで本稿は、子どもの政治態度について、学年による違い、学校における意見表明機会、家庭における意見表明機会がどのように関連するか、また、学年によって関連がどのように異なるかを検討してきた。分析の結果、次の4点が明らかになった。

第一に、政治態度が学年によって異なることである。投票意向は学年が高いほど高い関連にあった。政治的有効性感覚は学年が高いほど低い関連にあった。このうち、政治的有効性感覚に関する結果は、海外における状況とは異なっている。ドイツやスウェーデンにおいては、学年が高いほど政治的有効性感覚が高くなると報告されている (Arens & Watermann 2017, Sohl & Arensmeier 2015)。日本において学年が高いほど政治的有効性感覚が低いことがなぜ生じているかについて、さらなる検討が必要である。

第二に、学校や家庭における意見表明機会が多いほど、子どもの政治態度が高いことである。授業における意見表明機会、家庭における意見表明機会は、いずれも子どもの投票意向、政治的有効性感覚と正の関連であった。これらの結果は、子どもの政治教育のための意見表明機会について、学校と家庭のいずれも有効であることを示唆している。

第三に、学校における意見表明機会の効果が学年によって異なることである。高校生よりも小中学生において、授業の意見表明機会が投票意向、政治的有効性感覚と強く関連していた。これらは、学校におけるグループ活動、発表、話し合いといった活動が、意見表明の機会として機能するかについて、学年による違いがあることを示唆している。授業の中で行う活動が、小中学校では実際に「意見を言う」機会になりやすいが、高校では形式的なものにとどまってしまっている可能性がある。

第四に、家庭における意見表明機会の効果が部分的に学年によって異なることである。小学生よりも中学生高校生において、家庭の意見表明機会が投票意向と強く関連していた。この結果は、子どもの年齢が上がるほど、子どもの意見が実際に家庭に影響を与えているという可能性を示唆している。ただし、政治的有効性感覚については同様の関連の違いは見られない。学年によって家庭における意見表明機会の効果が異なることが生じるメカニズムについて、さらなる検討が必要である。

以上のように、子どもの政治に対する態度は学年によって異なっており、それに対する教育の効果も学年によって異なっている。学年段階による差異に応じた政治教育のあり方を検討する必要があると考えられる。ただし、本稿は1時点の調査を用いた分析によって学年間の比較を行った。縦断調査を用いた検討についても、今後の課題である。

[注]

- 1) 日本の政治意識調査で内的政治的有効性感覚の指標として用いられる「自分には政府のすることに対して、それを左右する力はない」(金 2014)に近い意味の項目と考えられる。

[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, 2016」(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。本稿は JSPS 科研費 JP20J10277 の助成を受けたものです。

[参考文献]

- Arens, A. Katrin, and Rainer Watermann, 2017, "Political Efficacy in Adolescence: Development, Gender Differences, and Outcome Relations," *Developmental Psychology*, 53 (5), 933–948.
- Bandura, A., 1997, *Self-Efficacy: The Exercise of control*, W. H. Freeman.
- Knowles R. T., J. Torney-Purta, & C. Barber, 2018, "Enhancing Citizenship Learning with International Comparative Research: Analyses of IEA Civic Education Datasets", *Citizenship Teaching and Learning*, 13 (1), 7-30.
- 古田雄一, 2019, 「子どもの市民性形成への学校風土 (school climate) の影響に関する研究動向—政治的社会化を基盤としたアメリカでの実証的研究を中心に」『国際研究論叢—大阪国際大学紀要』32 (3), 99-112.
- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』東京大学出版会.
- 金兌希, 2014, 「日本における政治的有効性感覚指標の再検討」『法学政治学論究—法律・政治・社会』第 100 号, pp.121-154.
- McLeod, Jack M., and Steven H. Chaffee, 1972, "The Construction of Social Reality," James T. Tedeschi eds., *The Social Influence Processes*, Aldine-Atherton, 50–99.
- 内閣府政策統括官 (共生社会政策担当), 2019, 『我が国と諸外国の若者の意識に関する調査 (平成 30 年度)』.
- 大脇和志, 2019, 「子どもの政治意識の形成過程からみる小学校社会科政治教育の検討課題——質問紙調査に基づく政治的社会化研究の再検討を通して」『公民教育研究』27, 1-14.
- Sohl, Sofia, and Cecilia Arensmeier, 2015, "The School's Role in Youths' Political Efficacy: Can School Provide a Compensatory Boost to Students' Political Efficacy?," *Research Papers in Education*, 30 (2), 133–163.
- 棚橋健治編, 2010, 『世界水準からみる日本の子どもの市民性に関する研究』科学研究費補助金 (基盤研究 (B)) 研究成果報告書 (課題番号 19330203).
- Wasburn, Philo C., and Tawnya J. A. Covert, 2017, *Making Citizens: Political Socialization Research and Beyond*, Springer.

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

2021 年度参加者公募型二次分析研究会

「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

2022 年 (令和 4 年) 3 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
