SSJDA－95

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究プロジェクト

2024 年度課題公募型二次分析研究会

現代における高校生の進路選択プロセスの解明

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

2025 年（令和 7 年）6 月

目次

はじめに..... 木村 治生 i

研究会の概要..... 木村 治生 iv

「高校生活と進路に関する調査」と「子どもの生活と学びに関する
親子調査」について―2024 年度の二次分析研究会で用いた調査の概要― 木村 治生 vi

進学期待の軌跡からみた教育格差 ..... 鳶島 修治 1

パンデミックは教育機会の不平等を本当に拡大させたのか？ ..... 豊永 耕平 19

高校生の将来観と大学進学――大都市圏／地方県の差異に着目して―― ... 脇薗 祐一 31

生徒の職業希望の形成プロセスに関する基礎的分析 ..... 山口 哲司 37

尊敬できる先生がいるかどうかと教育/職業アスピレーションとの関連 .. 岡部 悟志 48

学業成績層別生徒の意識構造の分析 ――幸福感・テクノロジーの
利活用・学びの探究との関連に焦点を当てて―― ..... 加納 寛子 65

私立中学進学は大学進学の難易度に影響を与えるか
――傾向スコアマッチングを用いた因果的効果の検証―― ..... 森 いづみ 89

高校生の進路選択における地域的要因の影響
――大学進学における地域間格差の検証―..... 福本 優美子 103

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 2024 年度二次分析研究会・課題公募型研究「現代における高校生の進路選択プロセスの解明」の成果をまとめたものである．この研究は，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実施する「子どもの生活と学び研究プロジェクト」が行った調査のデータを用いている. 同プロジェクトのデータを用いた二次分析研究会は，これまでも 2020 年度から 2023 年度までに 4 回開催してきた.

【各年度に行った研究会】

①2020 年度課題公募型研究「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」

②2021 年度参加者公募型研究「『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」

③2022 年度課題公募型研究「子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：親子パネル調査を用いた分析」

④2023 年度課題公募型研究「子どもの ICT 利用に影響する要因の検討―『子どもの生活と学びに関する親子調査』より」

すでに上記の研究会から 32 本の論文が発表されるなど，研究は一定の成果を上げてきた（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2021, 2022, 2023, 2024）．今回（2024 年度）は，5 回目の二次分析研究会となり，主に「子どもの生活と学びに関する親子調査」と「高校生活と進路に関する調査」（東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所 2020，2024）を用いて，現代における高校生の進路選択のプロセスを明らかにすることをめざした.

このテーマで研究会を開催したのは，近年の高校生の進路選択に関する状況が，さまざまな要因によって変化しているのではないかと考えたからである．特に，18 歳人口が減少したことで，2022 年には大学・短大進学率（過年度高卒者等を含む）が 6 割を超え，大学に進むだけであれば容易に進学できる状況が生まれている．入学者選抜は年内入試と呼ばれる学校推薦型選抜や総合型選抜が増え，一般選抜で入学する生徒は全体の半分に満たない. その年内入試は，多様な資質・能力を評価することが強調されており，従来の一般選抜とは異なるねらいをもっている．こうした入学者選抜の変化は，高校生の進路選択の意識や行動に大きなインパクトを与えている可能性がある．さらに，近年の変化としては，コロナ禍の影響やデジタル化の進展も無視できない．大学側の情報発信はインターネットが中心であり，コロナ禍においてはリモートでのオープンキャンパスも増えた．大学に関する口コミサ

イトも多く，受験生はこうした情報に基づいて進路選択していると考えられる．これらは，地理的な制約を超えて多様な情報にアクセスできるというメリットがある一方で，個人の情報収集能力の偏りが何らかのマイナスの影響を及ぼす可能性が否定できない．

また，上述のように大学進学は容易になり，進路選択の状況は目まぐるしく変化していると感じるものの，難関と呼ばれる大学への進学が厳しい状況は続いている．大学に進学しない残りの 4 割は，職業に直結する専門学校に進学したり，高校卒業後に就職したりしている．誰がどのような進路に進んでいるかについて，全体の構造はあまり変わっていないととらえることもできる．

研究会では，このような高校生の進路選択の状況を踏まえて，それぞれの問題関心に基づくテーマを設定し，分析を深めていった．研究会には 13 名の研究者が参加し，2024 年 7 月から 2025 年 1 月にかけて 1 か月に 1 回のペースで 7 回の会を開催した．2025 年 2 月 27 日（木）には成果報告会を開催し，参加者のうちの 8 名が分析結果を発表した．この報告書には，それぞれの研究成果が収録されている．研究会に加わり，成果をまとめてくださった参加者に深く感謝を申し上げる．また，こうした研究会が滞りなく運営でき，成果を発表することができるのは，プロジェクトの代表として研究を支えてくださっている佐藤香先生，各研究にご指導をいただいた石田浩先生，藤原翔先生，本研究会をリードしてくださった大野志郎先生，データアーカイブを運営いただいている SSJDA のスタッフの皆様のおかげである．さらに，成果報告会では，林如玉先生（東北大学），津多成輔先生（島根大学）にも各研究に対して有意義なコメントをいただいた．関係する先生方，スタッフの皆様に心より感謝を申し上げたい．

研究会は「現代における高校生の進路選択プロセスの解明」と名づけたが，9 年間の縦断データである特徴を生かして中学生からの個人変化を検討している研究もある．また，高校生本人だけに着目するのではなく，親子のダイアドデータである強みを生かして，保護者のデータをかけ合わせた分析もみられる．個別のテーマや切り口は多彩だが，多様な情報をそれぞれの参加者がどのように用いて論を展開しているか，本報告書に掲載されている論考から二次分析ならではの醍醐味を楽しんでいただけると幸いである．

【参考文献】

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

東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所（編），2024,『パネル調査にみる子どもの成長―学びの変化・コロナ禍の影響』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（2025 年 3 月 21 日閲覧）.

東京大学社会科学研究所附属社会調査･データアーカイブ研究センター , 2022,『「子どもの生活と学びに関する親子調査」（パネル調査）を用いた親子の成長にかかわる要因の二次分析』研究成果報告書（リサーチペーパーシリーズ No.80），https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/pdf/RPS080.pdf（2025 年 3 月 21 日閲覧）.

東京大学社会科学研究所附属社会調査･データアーカイブ研究センター ,2023,『子どもの生活と学びの変化にかかわる要因の解明：親子パネル調査を用いた分析』研究成果報告書（リサーチペーパーシリーズ No.87），https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/pdf/RPS087.pdf（2025 年 3 月 21 日閲覧）.

東京大学社会科学研究所附属社会調査･データアーカイブ研究センター，2024,『子どもの ICT 利用に影響する要因の検討―「子どもの生活と学びに関する親子調査」より』研究成果報告書（リサーチペーパーシリーズ No.89），https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/RPS089.pdf（2025 年 3 月 21 日閲覧）.

研究会の概要

＜テーマ＞

現代における高校生の進路選択プロセスの解明

＜使用データ＞

・子どもの生活と学びに関する親子調査　Wave1～9（2015～23 年度）

・高校生活と進路に関する調査 Wave3～9（2017～23 年度）

※語彙力・読解力調査を行った Wave5 と Wave8 はすべての項目をたずねていない

＜研究会の概要＞

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 2 つの調査を用いて二次分析を行った.

取り扱ったデータは、①子どもの生活と学びに関する親子調査（毎年実施している 9 時点のベースサーベイ，Wave1～9），および②高校生活と進路に関する調査（高校 3 年の卒業時点で行っている 7 時点の卒業時サーベイ，Wave3～9）の 2 種類である。問題関心によっては，この他にもすでに SSJDA に寄託されている「語彙力・読解力調査」のデータを用いることも可能にした.

参加者は，これらのデータの中から自分の問題関心に必要となる変数が含まれている調査を選択して分析を行った．毎回の研究会は 2～4 名程度が分析結果などを発表し，参加者同士が質疑やコメントをする形で進められた．前半の第 1～3 回までの研究会では主に問題関心や分析の方針について議論し，後半の第 4～7 回の研究会では実際に分析した結果に基づいた議論を行った．各参加者は，概ね前半と後半に 1 回ずつ（計 2 回）の発表を行っている．一部の参加者は，その成果を「研究成果報告会」で報告した．本報告書は，これらの分析と発表の成果をまとめている.

＜活動の記録－実施した研究会・成果報告会＞

・第 1 回（2024/07/01）

・第 2 回（2024/08/22）

・第 3 回（2024/09/11）

・第 4 回（2024/10/24）

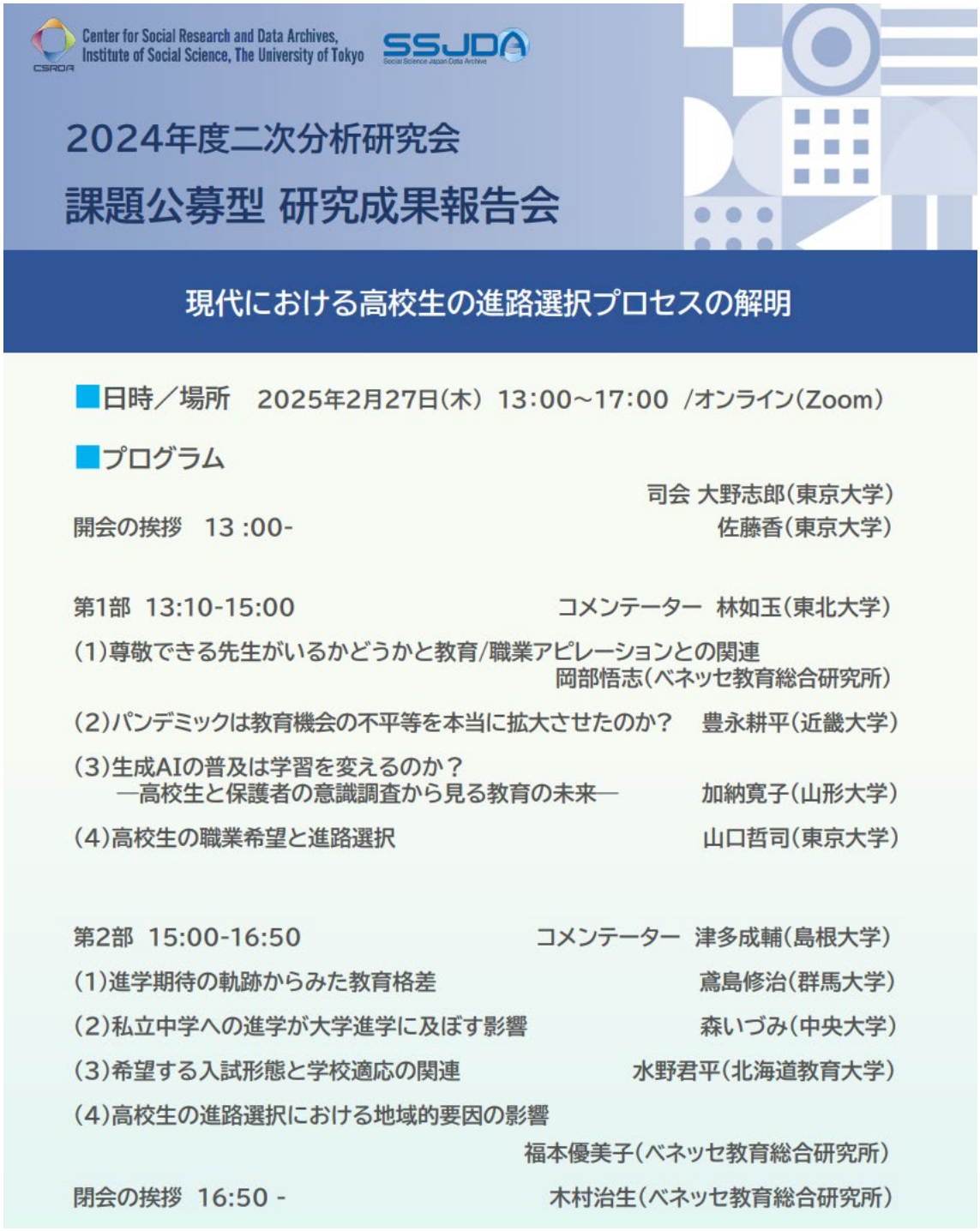
・第 5 回（2024/11/14）

・第 6 回（2024/12/18）

・第 7 回（2025/01/23）

・研究成果報告会（2025/02/27）

■2024 年度二次分析研究会　課題公募型・研究成果報告会



「高校生活と進路に関する調査」と「子どもの生活と学びに関する親子調査」について
—2024 年度の二次分析研究会で用いた調査の概要－

木村　治生
（ベネッセ教育総合研究所）

１．はじめに

本稿では，2024 年度二次分析研究会・課題公募型研究「現代における高校生の進路選択プロセスの解明」で利用した「高校生活と進路に関する調査」（卒業時サーベイ）と「子どもの生活と学びに関する親子調査」（ベースサーベイ）について概要を説明する．

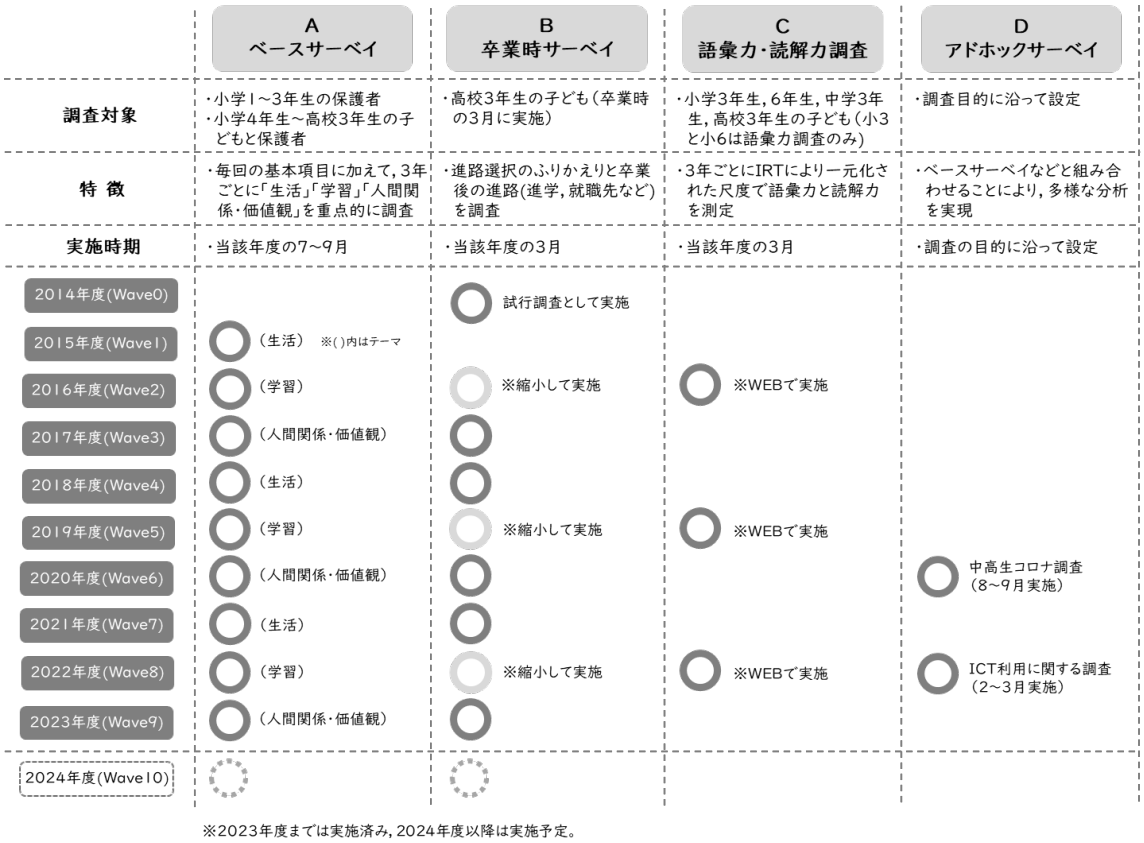
この 2 つの調査は，東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が共同で行う「子どもの生活と学び」研究プロジェクト（研究代表：藤原翔，野澤雄樹）の一環で実施する調査である．このプロジェクトは 2013 年に，子どもたちが日々の生活や学習の中で，自立に必要な資質や能力をどのように身につけていくのか，それを促進したり阻害したりする要因は何かを明らかにし，これからの子育てや教育のあり方を検討することを目的に立ち上げた．この目的を実現するために，プロジェクトでは 2014 年度（Wave0）以降，次頁の図 1 に示したような複数の調査を実施している．

本稿では，各章の論考に先立って，本報告書で扱うデータついて紹介する．

２．本報告書で扱うデータ

本報告書では，①「高校生活と進路に関する調査」（図中「卒業時サーベイ」と表記）（Wave3～9＝2017～23 年度実施），②「子どもの生活と学びに関する親子調査」（図中「ベースサーベイ」と表記）（Wave1～8＝2015～22 年度実施）の 2 種類のデータを扱う．なお，①「高校生活と進路に関する調査」は，「語彙力・読解力調査」を実施した年度（2016, 2019, 2022 年度）は回答者の負荷を考慮し，進学先などについての最小限の情報しか調査していない．このため，分析内容によっては，2017，18，20，21，23 年度のデータが中心になる．

また，分析にあたっては必要に応じて，「語彙力・読解力調査」「中高生コロナ調査」「ICT 利用に関する調査」といった同じ対象に行われている調査のデータを扱うことも可能とした．なお，「高校生活と進路に関する調査」「語彙力・読解力調査」「子どもの ICT 利用に関する調査」の 3 つは各年度の終わりに実施しているため，「高校生活と進路に関する調査 2024」のように表記がある場合も 2023 年度中に実施している．図 1 では，これらの調査について，調査対象，特徴，実施時期，実施年度を一覧にまとめた．



※2023年度までは実施済み，2024年度以降は実施予定。

図１　「子どもの生活と学び」研究プロジェクトの調査

調査対象となるモニターは，㈱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域，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)もともとの住所情報の偏り，(2)調査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，回収率は調査によっても異なるが，毎回 5～8 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．なお，2023 年度からは高校 3 年卒業後の調査の継続に着手しているが，本報告書の分析ではそのデータは含まれていない．すべて調査は，調査対象一人ひとりに付した ID によって管理され，匿名性を保持したうえで相互に関連づけることができる．

以下では，①「高校生活と進路に関する調査」（卒業時サーベイ），②「子どもの生活と学びに関する親子調査」（ベースサーベイ）の順に，調査概要を説明する．

①高校生活と進路に関する調査（卒業時サーベイ）

本調査（東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所 2024）は，「子どもの生活

と学び」研究プロジェクトの一環として，高校卒業段階でどのような進路選択をしたのか（アウトカム）をとらえることを目的に実施している．「子どもの生活と学びに関する親子調査」と接続させることで，それまでの生活や学びと実際の進路選択の関連をみることができる．

調査の概要は，以下の通りである．

1)調査テーマ

高校 3 年生の学習や生活、進路選択についての意識と実態．

2)調査時期

2014 年度以降，各年 3 月（ただし，2015 年度は未実施）．

3)調査対象

高校 3 年生の子ども（卒業時）．

発送数，回収数，回収率は以下の通り．

年度(Wave)	実施年月	発送数（人）	回収数（人）	回収率（%）	備考
2014年度(Wave0)	2015年3月	735	483	65.7	試行調査として実施
2015年度(Wave1)	未実施				
2016年度(Wave2)	2017年3月	1837	762	41.5	語彙力･読解力調査の一環で実施
2017年度(Wave3)	2018年3月	1401	975	69.6	
2018年度(Wave4)	2019年3月	1493	1014	67.9	
2019年度(Wave5)	2020年3月	1530	798	52.2	語彙力･読解力調査の一環で実施
2020年度(Wave6)	2021年3月	1449	991	68.4	
2021年度(Wave7)	2022年3月	1343	894	66.6	
2022年度(Wave8)	2023年3月	1374	698	50.8	語彙力･読解力調査の一環で実施
2023年度(Wave9)	2024年3月	1370	717	52.3	この回からWEB形式で回答

なお，研究会では，調査が本格的に整備された 2017 年度（Wave3）以降の調査を用いることとした．

4)調査方法

調査依頼は毎回，郵送にて「子どもの生活と学び」研究プロジェクトのモニターに依頼．回収は，2022 年度調査までは郵送，2023 年度調査は Web で行った．

5)調査内容

学習時間／高校生活での学びの経験／さまざまな活動への取り組み状況／４月からの進路／入試方式／選抜方法／専攻分野／入学後、経済的不安や奨学金の意向／入学難易度／進学先からの入学前教育／入学後にしたいこと／大学受験に対する意識／進路決定の参考にしたこと／進路決定に影響した人と情報／進路選択時の悩み／進路選択における主体性／将来に対する意識／自立の程度に関する自己評価．※一部の項目は進学者のみが回答

②子どもの生活と学びに関する親子調査（ベースサーベイ）

ベースサーベイは，2015 年度から調査を開始し，毎年 7～9 月にかけて実施している．こ

の調査は，小学 1〜3 年生は保護者を対象に，小学 4 年生〜高校 3 年生は子どもと保護者の双方を対象に行っており，マルチコーホート型のパネルデータとしての特徴と親子のダイアド・データの特徴を備え持つ（木村 2020，2022）．これにより，親子の関係性が発達とともにどう変化するかといった視点での分析も可能である．

今回の研究会の問題関心にかかわる項目としては，学習行動（学習時間，学習方略，学校外学習），学習意識（学習意欲，動機づけ，進学に対する意識），学校生活の様子，周囲の人（保護者や教員，友人）との関係，自己認識（自己の性格や得意・苦手），価値観（将来観，社会観）などが考えられる．また，保護者には保護者自身の価値観（子どもの教育に対する意識）や子どもへの関与（学習や生活の支援）のほか，家庭の経済的・文化的背景などもたずねており，それらが子どもの進路選択に与える影響を検討することもできる．

本調査の概要は，以下の通りである．

1) 調査テーマ

子ども調査：子どもの生活と学習に関する意識と実態．

保護者調査：保護者の子育て・教育に関する意識と実態．

2) 調査時期

2015 年度以降，毎年 7〜9 月．

3) 調査対象

小学 1 年生〜3 年生は保護者のみ，小学 4 年生〜高校 3 年生は子どもと保護者．

各回の発送数，回収数，回収率は，以下の通り．

	全体			小1〜3生			小4〜6生		
	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)
2015年度(Wave1)	21,598	16,574	76.7	5,513	4,690	85.1	5,088	3,950	77.6
2016年度(Wave2)	21,485	15,843	73.7	5,617	4,915	87.5	5,234	3,797	72.5
2017年度(Wave3)	21,485	15,300	71.2	5,708	5,167	90.5	4,672	3,643	78.0
2018年度(Wave4)	18,217	14,421	79.2	5,408	4,928	91.1	4,634	3,616	78.0
2019年度(Wave5)	20,056	15,306	76.3	5,879	5,175	88.0	5,251	4,071	77.5
2020年度(Wave6)	20,413	15,646	76.6	5,921	5,127	86.6	5,639	4,407	78.2
2021年度(Wave7)	20,678	15,588	75.4	6,046	5,066	83.8	5,696	4,430	77.8
2022年度(Wave8)	20,951	13,398	63.9	5,844	4,716	80.7	5,737	3,664	63.9
2023年度(Wave9)	19,866	12,242	61.6	5,866	4,487	76.5	5,279	2,916	55.2

	中学生			高校生		
	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)	発送数(組)	回収数(組)	回収率(%)
2015年度(Wave1)	5,383	4,051	75.3	5,614	3,883	69.2
2016年度(Wave2)	5,225	3,706	70.9	5,409	3,425	63.3
2017年度(Wave3)	4,322	3,311	76.6	4,471	3,179	71.1
2018年度(Wave4)	3,977	2,967	74.6	4,198	2,910	69.3
2019年度(Wave5)	4,497	3,168	70.4	4,429	2,892	65.3
2020年度(Wave6)	4,595	3,323	72.3	4,258	2,789	65.5
2021年度(Wave7)	4,815	3,432	71.3	4,121	2,660	64.5
2022年度(Wave8)	5,058	2,922	57.8	4,312	2,096	48.6
2023年度(Wave9)	4,853	2,849	58.7	3,868	1,990	51.4

4)調査方法

調査依頼は毎回，郵送にて「子どもの生活と学び」研究プロジェクトのモニターに依頼．回収は，2015 年度調査と 2021 年度調査は郵送と Web の併用，2016～20 年度調査は郵送のみ，2022～23 年度調査は Web のみで行った．

5)調査内容

調査内容は，子どもの自立を「生活者としての自立」「学習者としての自立」「社会人としての自立」の 3 つの観点で整理し，3 年ごとに「生活」「学習」「価値観・人間関係」のテーマを設けて，各テーマについて詳しくたずねるように設計されている．主な調査項目を図 2 に示す．

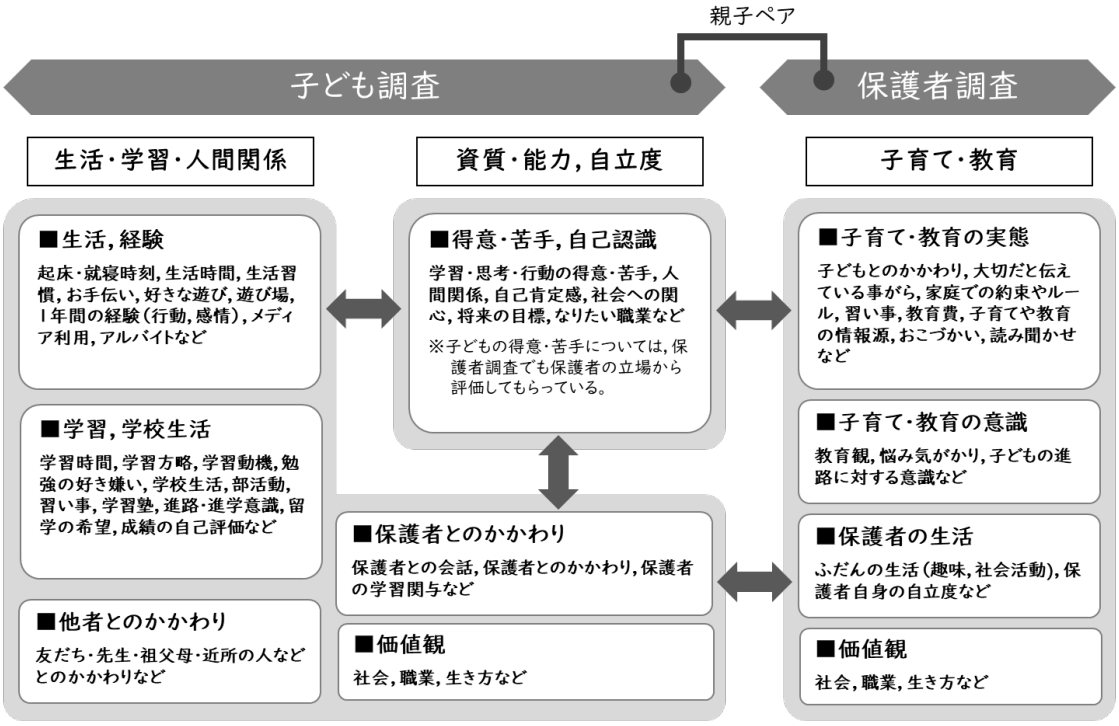


図 2　ベースサーベイの主な調査項目

ここに紹介した①「高校生活と進路に関する調査」，②「子どもの生活と学びに関する親子調査」以外の調査については，木村（2024）が調査概要を紹介している．必要に応じて参照いただければ幸いである．

3．おわりに

ここまで述べてきたように，本プロジェクトで実施する調査では，東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所，および協力いただいている研究者や関係者の相当の努力とコストによって，幅広い変数が継続的に蒐集されている．より長い時間軸の変化を扱えるよ

うになったことや，親子のダイアド・データとしての特徴が生かせることなど，さまざまな問題関心に応えることが可能である．今回，分析の対象にした「高校生活と進路に関する調査」は進路選択の状況を把握することを目的に行っているが，最長で 9 年分（小 4〜高 3）の過去のデータと連結しており，それらとかけ合わせた分析が可能である．子育てや教育を関心領域とする研究者，大学院生にとっては，魅力的なデータといえるだろう．

今回の研究会では，そのなかでも進路選択を取り上げた．18 歳人口の減少や大学進学率の上昇，探究的な学習をはじめとするさまざまな学びの改革，大学入試改革に伴う年内入試の増加，デジタル化の進展による情報収集行動の変化など，高校生の進路選択の状況はめまぐるしく変化している．それらが進路選択のプロセスにどのような影響を及ぼしているのか．各章の論考を手がかりに考えていきたい．

【補足】

本調査の過去の調査結果，研究成果などは，ベネッセ教育総合研究所のホームページでも確認できる．https://berd.benesse.jp/special/childedu/（2025 年 3 月 21 日閲覧）

【参考文献】

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.

木村治生, 2024,「親子パネル調査のねらいと設計」，東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所（編）『パネル調査にみる子どもの成長―学びの変化・コロナ禍の影響』勁草書房，3-34.

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.

東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所，2024,「高校生活と進路に関する調査 2024」https://benesse.jp/berd/shotouchutou/research/pdf/241220-1.pdf（2025 年 3 月 21 日閲覧）

進学期待の軌跡からみた教育格差

鳶島 修治

（群馬大学）

本稿では東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査（JLSCP）」の Wave1 から Wave9 のデータを用いて，進学期待の軌跡に着目した教育格差生成プロセスの検討を行った．中1から高3までの6時点における進学期待の軌跡を6つのパターンに分類し，高卒後進路との関係および出身階層との関係を検討した．大学への進学／非進学は高 3 時の大学進学期待の有無と概ね対応しているが，偏差値 55 以上の大学への進学に関しては中学生時から（一貫して）大学進学を期待していたか否かによって進学機会の格差が見られた．また，両親が大卒だと中 1 時から一貫して大学進学を期待しやすいこと，中 1 時に大学進学を期待していなかったとしても最終的には（高 3 時には）大学進学を期待しやすいこと等が示された．

1 はじめに

本稿では東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査（Japanese Longitudinal Study of Children and Parents：JLSCP）」の Wave1 から Wave9 のデータを用いて，進学期待[1)]の軌跡（educational expectations trajectories）に着目した分析を行う．具体的には，中 1 から高 3 までの 6 時点のデータから捉えた進学期待の軌跡と①高卒後進路との関係および②出身階層（親の学歴）との関係を検討する．

教育達成過程における進学期待の役割については Wisconsin Longitudinal Study（WLS）にもとづく一連の研究が広く知られている（Sewell et al. 1970; Sewell et al. 2004）．そこでは学業成績や出身階層の影響，親や教師といった「重要な他者（significant others）」の影響など，進学期待の形成プロセスについても議論されている（Sewell et al. 1970; 片瀬 2005）．しかし，WLS は対象者が高 3 の時点から開始された縦断的調査であり，高校卒業後のライフコースを長期的に捉えた貴重な調査研究ではあるものの，進学期待の形成プロセスそれ自体が縦断的研究によって直接検討されたわけではなかった．

近年の縦断的調査にもとづく研究によって明らかにされたのは，進学期待の安定性が重要な意味をもつということである．1982 年にアメリカのボルチモアにある公立小学校に入学した子どもを対象に開始されたパネル調査 Beginning School Study（BSS）のデータを分析した Bozick et al.（2010）によると，11 年目に大学進学を期待していた層の中でも，4 年目から 11 年目までの 6 時点（4，6，8，9，10，11 年目）すべてで大学進学を期待していたグループ（Stable High）は，それ以外のグループ（Volatile High，Riser）に比べて大学進学率が高かった．また，出身階層が高いと安定した大学進学期待をもちやすく，出身階層が低いと期待が不安的になりやすいことも指摘されている．

日本では山口（2022）が JLSCP の Wave1 から Wave4 のデータを用いて大学進学希望の形成時期に着目した検討を行っている．高 1 から高 3 の 3 時点における大学進学希望と高卒後進路の関係について，高 3 時に大学進学を希望していた者の中でも，高 1 時から大学進学を希望していた場合とそうでない場合で高卒後進路に違いが見られた．また，出身階層が高い者は高 1 時（またはそれ以前）に大学進学希望を形成している傾向があるとされる．

「青少年期から成人期への移行についての追跡的研究（Japan Education Longitudinal Study : JELS）」のデータを分析した中西（2016）は，小 6・中 3・高 3 の 3 時点における大学進学希望のパターンを「一貫大学非進学希望型」「冷却型」「加熱型」「一貫大学進学希望型」の 4 つに分類し，父親が大卒だと「一貫大学非進学希望型」になりにくいこと，母親が大卒だと「一貫大学進学希望型」になりやすいこと等を明らかにしている．本稿の関心から重要なのは，「大学進学を希望するか否かは高校入学よりも前にほとんど決まっている」（中西 2016: 39）という指摘である．また，JLSCP の Wave7 までのデータを用いた研究でも同様に，「高校卒業時に四大に進学する生徒の大部分は，小 6 の頃から四大進学を志望している」（中西 2024: 253）ことが指摘されている．

先に言及した Bozick et al.（2010）は進学期待の軌跡を 6 タイプに分類している．表 1 に整理したように，Bozick et al.（2010）の特徴は Volatile High と Volatile Low という類型の存在である．Volatile High と Riser，Volatile Low と Faller の違いが中西（2016）では考慮されていない．この点については潜在クラス分析によって進学期待の軌跡の典型的なパターンを取り出すことを試みた研究（McCulloch 2017; Tynkkynen et al. 2012）や大学進学期待の形成時期に注目した山口（2022）も同様である．

表 1　中西（2016）の 4 分類と Bozick et al.（2010）の 6 分類（3 時点の例）

t1	t2	t3	中西（2016）	Bozick et al.（2010）
○	○	○	一貫大学進学希望型	Stable High
×	×	×	一貫大学非進学希望型	Stable Low
○	×	○	加熱型	Volatile High
×	×	○	加熱型	Riser
×	○	○	加熱型	Riser
×	○	×	冷却型	Volatile Low
○	×	×	冷却型	Faller
○	○	×	冷却型	Faller

Bozick et al.（2010）における Volatile High と Riser の違いは最初の時点で大学進学を期待していたか否かであり，Volatile Low と Faller についても同様である．社会階層研究ではライフコースを通じた不平等の維持・拡大に関して，初期の有利（不利）が時間とともに拡大していく「累積的有利／不利（cumulative advantage/disadvantage）」（DiPrete and Eirich 2006）

や，有利な条件をもつ者が一時的な困難を乗り越えやすい「補償的有利（compensatory advantage）」（Bernardi 2014）という概念が示されている．進学期待の軌跡についても同様に，初期の有利／不利に注目することができる．

ここでの初期の有利な条件には，出身階層の高さや大学進学期待が含まれる．出身階層が高い者は大学進学を期待しやすく，大学進学期待をもつ者はその後も期待を維持しやすい．進学期待の背景には，親の期待や学業成績の高さなど，教育達成に有利な条件がある可能性が高い．このため，初期に大学進学を期待していた者は Stable High になりやすく，一時的に期待が下がったとしても Faller ではなく Volatile High になりやすいと考えられる．また，出身階層が高い者は最初の時点で大学進学を期待していなかったとしても最終的には大学進学を期待しやすい（Riser になりやすい）傾向があるかもしれない[2)]．

本稿では中 1 から高 3 までの 6 時点における進学期待の軌跡を Bozick et al.（2010）と同様の 6 パターンに分類し，進学期待の軌跡と①高卒後進路との関係および②出身階層との関係を検討する．こうした検討を行うことで，日本社会における教育格差の生成プロセスを従来の研究とは異なる視点から捉え直すことができると思われる．

2 データと変数

2.1 データ

本稿では JLSCP のデータを用いて分析を行う．JLSCP は全国の小 1 から高 3 の児童生徒とその保護者を対象に 2015 年度から毎年実施されているパネル調査である．高 3 の生徒に対しては卒業時（3 月）に別途「高校生活と進路に関する調査」（卒業時サーベイ）を行っている．調査の概要や回収状況については木村（2024）や岡部（2024）を参照されたい．

本稿では 2015 年度の Wave1 から 2023 年度の Wave9 までのベースサーベイと 2020 年度から 2023 年度の卒業時サーベイのデータを使用する．分析対象は Wave1 時点で小 4 から中 1 のケースである（表 2）．高校卒業のタイミングは Wave1 時点で中 1 のケースが 2020 年度（2021 年 3 月），Wave1 時点で小 4 のケースが 2023 年度（2024 年 3 月）である．本稿で対象とするコーホートはすべてコロナ禍（以降）に高卒時の進路選択を行っている．このことが結果にどう影響しているか明らかでないため留意が必要であるが，コロナ禍以前に進路選択を行ったコーホートは対象に含まれないため，ある意味では条件が統一されている．

表 2　分析対象のコーホート

	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9
C1	小 4	小 5	小 6	中 1	中 2	中 3	高 1	高 2	高 3
C2	小 5	小 6	中 1	中 2	中 3	高 1	高 2	高 3	
C3	小 6	中 1	中 2	中 3	高 1	高 2	高 3		
C4	中 1	中 2	中 3	高 1	高 2	高 3			

2.2 分析に使用する変数

進学期待に関しては「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[3]．各時点での進学期待は大学進学を期待していたか否かの 2 値変数として扱う．このように単純化したとしても 6 時点の測定値の組み合わせは 64 パターンになり，計量分析においてすべてのパターンを考慮することは現実的でない．

本稿では進学期待の軌跡に関して Bozick et al.（2010）と同じ 6 分類を採用する（表 3）．中 1 時から高 3 時まで一貫して大学進学を期待していたパターンを Stable High，一貫して大学進学を期待していなかったパターンを Stable Low とする．中 1 時に大学進学を期待しており，その後進学期待が変動するものの，最終的には（高 3 時までには）再び大学進学を期待するようになったパターンを Volatile High，中 1 時に大学進学を期待しておらず，その後進学期待が変動するものの，最終的には（高 3 時までには）再び大学進学を期待しなくなったパターンを Volatile Low とする．中 1 時に大学進学を期待していなかったが最終的に（高 3 時に）大学進学を期待するようになったパターンを Riser，中 1 時に大学進学を期待していたが最終的に（高 3 時に）大学進学を期待しなかったパターンを Faller とする．

表 3　進学期待の軌跡

	中 1	中 2	中 3	高 1	高 2	高 3
Stable High	○	○	○	○	○	○
Stable Low	×	×	×	×	×	×
Volatile High	○	（中 2～高 2 で 1 回以上×あり）				○
Volatile Low	×	（中 2～高 2 で 1 回以上○あり）				×
Riser	×	（中 2～高 2 はどちらでも可）				○
Faller	○	（中 2～高 2 はどちらでも可）				×

出所：Bozick et al.（2010）を参考に著者作成．

高卒後進路については山口（2022）と同様に「大学 A（偏差値 55 以上)」「大学 B（偏差値 55 未満)」「大学 C（偏差値不明)」「大学以外（浪人除く)」「浪人」の 5 つに分類した．短大進学，専門学校進学，高卒就職（正規雇用／非正規雇用）等を区別することも重要だと思われるが，後述するように本稿で分析対象とするサンプルでは大学進学と浪人の合計が女子で 71.8%，男子で 75.6%を占めており，「大学以外」を複数カテゴリに分割するのは難しいと判断した．

出身階層の指標としては主に親の学歴を用いる．「両親大卒」「どちらか大卒」「両親非大卒」の 3 カテゴリに分類した[4]．出身階層の指標としては他にも親の職業や世帯所得を利用

することができるが，これらの変数は時点間で値が変動するため扱い方が難しい．今回は回帰分析を行う際に中 1 時の世帯所得（単位：百万円）を用いることとした．世帯所得の平均は 7.490，標準偏差は 3.471，最小値は 1.500，最大値は 22.500 である．中 1 時の世帯所得が欠測の場合（サンプルの 9.9%が該当）は世帯所得の値を 0 とし，欠測であることを表すダミー変数を別途投入した．

大学進学率など高卒後の進路には地域差が存在する（上山 2011）．回帰分析では独立変数として居住地の市区町村規模（中 1 時）を用いた．「政令指定都市・東京 23 区」「人口 20 万人以上の市」「人口 20 万人未満の市」「町村」「不明（欠測）」の 5 カテゴリに分類した変数を使用している．構成比率は「政令指定都市・東京 23 区」から順に 30.4%，32.6%，24.6%，11.8%，0.6%である．

3 分析結果

表 4 には進学期待の軌跡（6 分類）の度数分布表を男女別に示した．全体としては女子の 53.9%，男子の 64.6%が中 1 時に大学進学を期待しており（Stable High，Volatile High，Faller の合計），女子の 75.7%，男子の 78.0%が高 3 時に大学進学を期待していた（Stable High，Volatile High，Riser の合計）．高 3 時の大学進学期待が高い値を示しており，サンプルがやや偏っている可能性がある．また，高 3 時の大学進学期待は男女でほぼ同程度だが，中 1 時の大学進学期待は男子が 10 ポイント以上高い．女子は中 2 以降に大学進学を期待するようになるケースが男子に比べて多いことを示唆する結果である．

サンプルの偏りを反映している部分もあるかもしれないが，Stable High の比率がもっとも高く 4 割前後を占めている．また，Riser も約 25%を占めており，「四大シフト」（中村 2010）と呼ばれる現象が生じていることを確認できる．Volatile High や Volatile Low の占める割合は大きくないが，欠測の扱い方によって構成比率は変わるため留意が必要である（詳細は割愛）．

表 4　進学期待の軌跡の度数分布表（男女別）

	女子		男子		計	
	度数	%	度数	%	度数	%
Stable High	338	36.7%	324	41.4%	662	38.9%
Stable Low	124	13.5%	61	7.8%	185	10.9%
Volatile High	103	11.2%	108	13.8%	211	12.4%
Volatile Low	45	4.9%	37	4.7%	82	4.8%
Riser	255	27.7%	179	22.9%	434	25.5%
Faller	55	6.0%	74	9.4%	129	7.6%
計	920	100%	783	100%	1703	100%

次に，高 1 から高 3 の 3 時点を対象とした山口（2022）の知見を補完するために，大学進学期待の形成時期に着目した検討を行う．ここでいう大学進学期待形成時期とは，どの時点から（安定的に／一貫して）大学進学を期待するようになったかを指す．たとえば大学進学期待の形成時期が高 1 時の場合，中 3 時には大学進学を期待しておらず，高 1 から高 3 まで一貫して大学進学を期待していたケースが該当する．

高 1 から高 3 までの 3 時点で大学進学を期待していた者（女子：590 名，男子：506 名）のうち，高 1 時から大学進学を期待するようになった者は女子で 14.9%，男子で 12.1%にとどまる（図 1）．これは中 2 時や中 3 時から大学進学を期待するようになった者の比率とほぼ同程度である．女子の 57.3%，男子の 64.0%は中 1 時から一貫して大学進学を期待していた．山口（2022）では学校（高校）タイプと大学進学希望形成時期に関連があることが示されているが，高偏差値の高校（普通科）に進学することで大学進学を期待するようになるというよりも，早い時期から大学進学を期待していた層が高偏差値の高校（普通科）に進学していると考えた方がよいのかもしれない [5]．

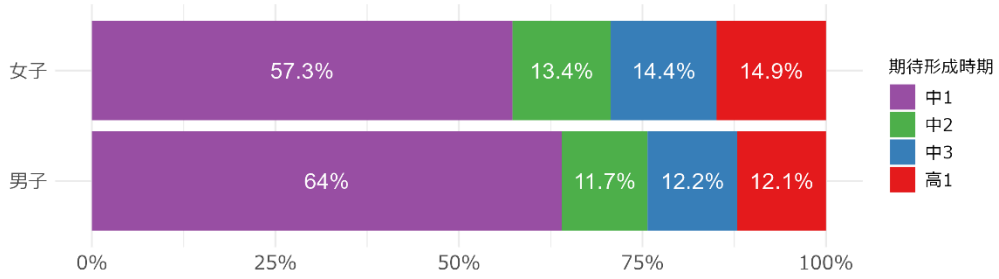


図 1　大学進学期待形成時期の分布　※高 1 から高 3 まで大学進学期待あり

3.1 進学期待の軌跡と高卒後進路

図 2 には進学期待の軌跡と高卒後進路の関係を男女別に示した．高 3 時に大学進学を期待していた Stable High，Volatile High，Riser に関しては，男女ともに概ね 9 割以上が大学進学または浪人となっている．大学 A（偏差値 55 以上）への進学に注目すると，Stable High でもっとも高く，Volatile High や Riser は若干低い．この点については男女で違いがある．女子の場合，Stable High とそれ以外に明確な差があるが，Volatile High と Riser にはほとんど差がない．他方，男子に関しては Stable High と Volatile High に大きな差がなく，Riser が低い値を示している．女子にとっては中 1 時から一貫して大学進学を期待していることが重要であり，男子にとっては中 1 時に大学進学を期待していたか否かが重要といえる．

男子に関しては Volatile Low の約 20%，Faller の約 25%が大学へ進学している．高 3 の夏以降に（再び）進学期待が変わる場合があることを示唆する結果であり，そのこと自体は不自然ではない．しかし，Stable Low ではそのような傾向が見られないこと，また女子に関しては Stable Low だけでなく Volatile Low や Faller の大学進学率も低いことは注目に値する．

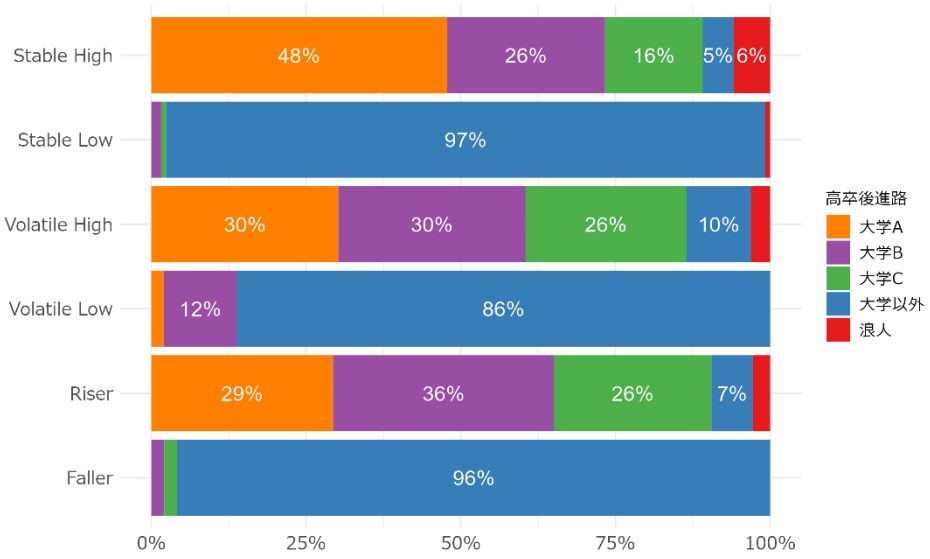


図 2-A　進学期待の軌跡と高卒後進路（女子）

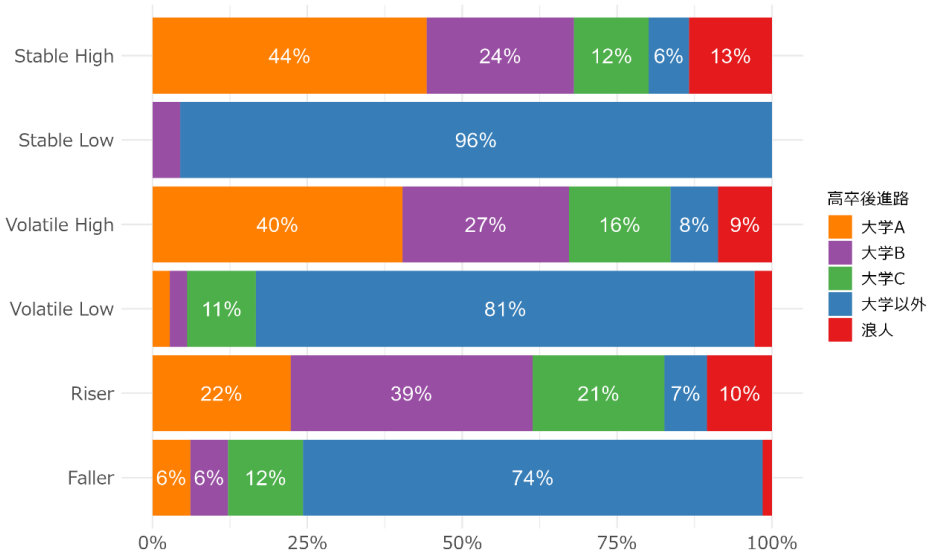


図 2-B　進学期待の軌跡と高卒後進路（男子）

次に，Riser を対象として大学進学期待の形成時期に着目した検討を行う．Riser だけでなく Volatile High についても同様に大学進学期待の形成時期に関する検討を行うことは可能だが，Volatile High に関しては「どの時点から大学進学を期待するようになったか」だけでなく「中 1 時からどの時点まで大学進学を期待していたか」という別の要素が関わってくるため議論が複雑になってしまう．このような理由で，ここでは検討対象を Riser に限定している．

図表は割愛するが，大学進学期待の形成時期ごとに大学進学者（浪人を含む）の比率を求

めたところ，期待の形成時期にかかわらず概ね 9 割以上，最低でも 8 割以上が大学へ進学していた [6]．現在の日本では「大学全入」といわれるように大学進学それ自体は容易化しており，大学への進学／非進学に関しては高 3 時の大学進学期待の有無と概ね一致する傾向が見られた．

大学 A（偏差値 55 以上）進学者の比率に関して同様に集計した結果が図 3 である．女子に関しては大学進学期待の形成時期と進学者の比率に有意な関連がある（$p<0.001$）．中 2 または中 3 から大学進学を期待していた場合には進学者の比率が 4 割強で Stable High と遜色ない値だが，高 1 以降に大学進学を期待するようになった場合は明確に低い（高 1 だと約 2 割，高 2 以降は 1 割強）．他方，男子に関しては有意な関連が確認されなかった（$p>0.10$）．男子の Riser の場合，中 2 から大学進学を期待していたとしても Stable High の 44.3%に比べて偏差値 55 以上の大学への進学率が低い．中 1 時点（またはそれ以前）から一貫して大学進学を期待していたか否かが偏差値 55 以上の大学への進学機会を左右している [7]．

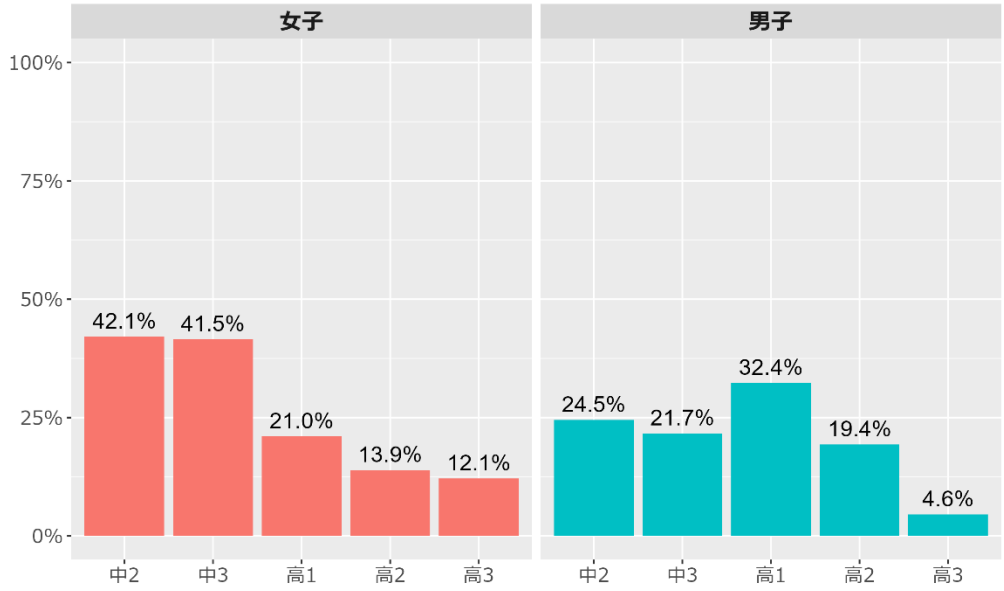


図 3　Riser の大学進学期待形成時期と大学 A（偏差値 55 以上）進学者の比率

3.2 進学期待の軌跡と出身階層

図 4 には親の学歴別に中 1 時点で大学進学を期待していた者の比率を示した．男女ともに両親大卒がもっとも高く，両親非大卒がもっとも低い．女子の場合は約 35 ポイント，男子の場合は約 24 ポイントの差がある．以降の分析では中 1 時に大学進学を期待していた場合（Stable High，Volatile High，Faller）と期待していなかった場合（Stable Low，Volatile Low，Riser）でサンプルを分けて進学期待の軌跡に対する親の学歴（や世帯所得など）の影響を検討している箇所があるが，そもそも中 1 時点での大学進学期待が親の学歴によって大きく左右されているということを改めて確認しておきたい．

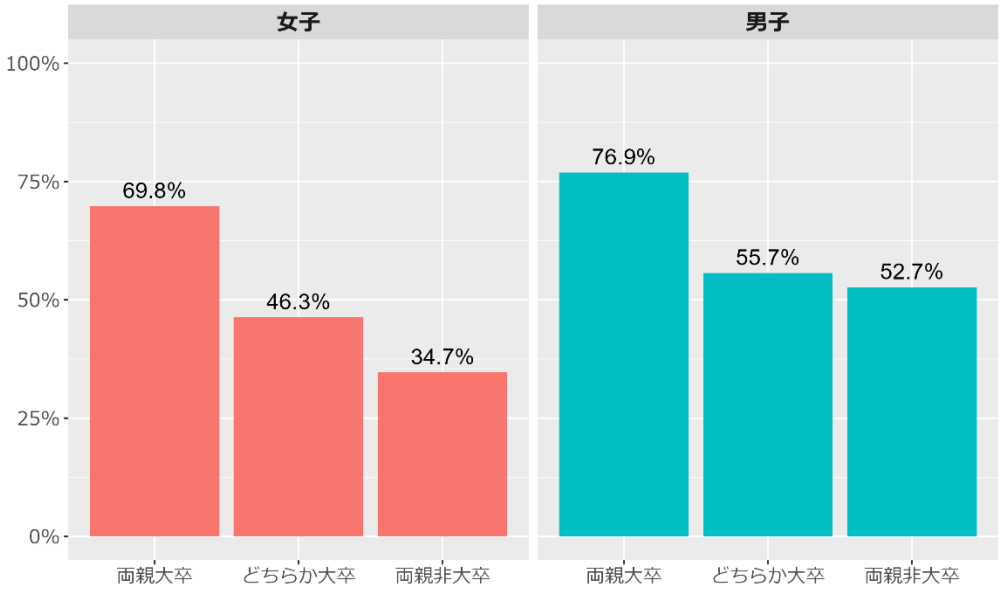


図 4　親の学歴と中 1 時の大学進学期待

続いて，親の学歴と進学期待の軌跡のクロス集計を男女別に行った（表 5）．両親大卒だと Stable High の比率が高く（女子：52.6%，男子：53.8%）．逆に両親非大卒だと Stable Low の比率が高い（女子：31.1%，男子：17.9%）という明確な傾向が観察される．どちらか大卒に関しては両者の中間的な位置だが, Riser の比率が高い点が特徴といえるかもしれない（女子：32.3%，男子：29.9%）．

男女で比較すると，全体としては男子で Stable High の比率が高く，女子で Stable Low や Riser の比率が高い等の違いが見られる．しかし，進学期待の軌跡と親の学歴との関連については男女間で顕著な違いがあるとはいえない．詳しい結果は省くが，3 変数間の関連を階層的対数線形モデルで検討した結果，AIC や BIC の値は「性別×進学期待の軌跡」と「親の学歴×進学期待の軌跡」の交互作用を仮定した条件付き独立モデルがもっとも小さく，尤度比検定で飽和モデルと比較したところ有意差は確認されなかった（p=0.923）．

表 5-A　親の学歴と進学期待の軌跡（女子）

	両親大卒	どちらか大卒	両親非大卒	計
Stable High	52.6%	29.6%	16.9%	36.7%
Stable Low	2.5%	15.7%	31.1%	13.5%
Volatile High	12.0%	10.5%	10.5%	11.2%
Volatile Low	2.0%	5.8%	9.1%	4.9%
Riser	25.8%	32.3%	25.1%	27.7%
Faller	5.2%	6.1%	7.3%	6.0%
計	100%	100%	100%	100%
N	407	294	219	920

表 5-B　親の学歴と進学期待の軌跡（男子）

	両親大卒	どちらか大卒	両親非大卒	計
Stable High	53.8%	34.0%	27.2%	41.4%
Stable Low	2.0%	8.6%	17.9%	7.8%
Volatile High	14.4%	11.9%	15.2%	13.8%
Volatile Low	2.5%	5.7%	7.6%	4.7%
Riser	18.6%	29.9%	21.7%	22.9%
Faller	8.7%	9.8%	10.3%	9.5%
計	100%	100%	100%	100%
N	355	244	184	783

中 1 時の大学進学期待の有無でサンプルを分け，進学期待の軌跡を従属変数として多項ロジスティック回帰分析を行った（推定結果は表 6）．前述のように親の学歴による違いが男女で同様の傾向を示したため，ここでは男女を分けずに分析している．

表 6-A より，中 1 時に大学進学を期待していた場合，両親が大卒だと Stable High になりやすく，Volatile High や Faller になりにくいことがわかる．また，世帯所得が高いほど Stable High になりやすいことも確認できる．居住地の市区町村規模の影響はあまり見られないが，町村だと（政令指定都市・23 区に比べて）Faller になりやすい傾向がある．

表 6-A　多項ロジスティック回帰分析（平均限界効果）　※中 1 時大学進学期待あり

	Stable High		Volatile High		Faller	
女子	0.035		-0.004		-0.031	
親の学歴						
両親大卒（ref.）	——		——		——	
どちらか大卒	-0.076	*	0.031		0.045	+
両親非大卒	-0.173	***	0.098	*	0.075	*
世帯所得（中 1 時）	0.015	**	-0.008	+	-0.007	+
世帯所得欠測ダミー	-0.146	*	0.047		0.099	*
市区町村規模（中 1 時）						
政令指定都市・23 区（ref.）	——		——		——	
20 万人以上の市	0.030		-0.043		0.013	
20 万人未満の市	-0.008		-0.015		0.023	
町村	-0.102	+	0.014		0.088	*
不明（欠測）	-0.021		-0.088		0.109	
Wave1 時の学年	✓		✓		✓	
N			1,002			
McFadden’s R^2			0.035			
loglikelihood			-836.9			

*** p<0.001　** p<0.01　* p<0.05　+ p<0.10

表 6-B より，中 1 時に大学進学を期待していなかった場合，両親が大卒だと Stable Low になりにくく Riser になりやすいことがわかる．Stable Low になる確率にはどちらか大卒と 12.7 ポイント，両親非大卒と 29.1 ポイントの差があり，Riser になる確率にはどちらか大卒と 14.4 ポイント，両親非大卒と 33.6 ポイントの差がある．また，世帯所得が高いほど Stable Low になりにくく Riser になりやすいこと，居住地の市区町村規模が大きいほど Stable Low になりにくく Riser になりやすいことも確認できる．

表 6-B　多項ロジスティック回帰分析（平均限界効果）　※中 1 時大学進学期待なし

	Stable Low		Volatile Low		Riser	
女子	0.072	*	-0.024		-0.048	
親の学歴						
両親大卒（ref.）	——		——		——	
どちらか大卒	0.127	***	0.016		-0.144	**
両親非大卒	0.291	***	0.045		-0.336	***
世帯所得（中 1 時）	-0.029	***	-0.005		0.034	***
世帯所得欠測ダミー	0.159	*	-0.005		-0.153	*
市区町村規模（中 1 時）						
政令指定都市・23 区（ref.）	——		——		——	
20 万人以上の市	0.092	*	-0.031		-0.061	
20 万人未満の市	0.136	**	0.014		-0.150	**
町村	0.209	***	-0.054		-0.155	**
不明（欠測）	0.014		-0.131	***	0.117	
Wave1 時の学年	✓		✓		✓	
N			701			
McFadden’s R^2			0.123			
loglikelihood			-553.0			

*** p<0.001　** p<0.01　* p<0.05　+ p<0.10

補足的な分析として，中 1 時に大学進学を期待していたものの Stable High にはならなかった（一度は大学進学を期待しなくなった）ケースに注目し，親の学歴が高いと Volatile High になりやすく Faller になりにくい傾向が見られるかを検討する．本稿の分析対象のサンプルにおいて中 1 時に大学進学を期待していたケースは 1,002 名，そのうち Stable High にならなかったのは 340 名（33.9%）である．

図 5 に示したように，両親大卒だと Volatile High の比率が若干高く，65.8%となっている．どちらか大卒や両親非大卒とは約 6〜7 ポイントの差がある．しかし，独立性の検定において有意な関連は確認されなかった（p>0.10）．なお，男女別に分析してもほぼ同じ結果であった．この点についてはより大きなサンプルを用いて再検証する必要があるかもしれない．

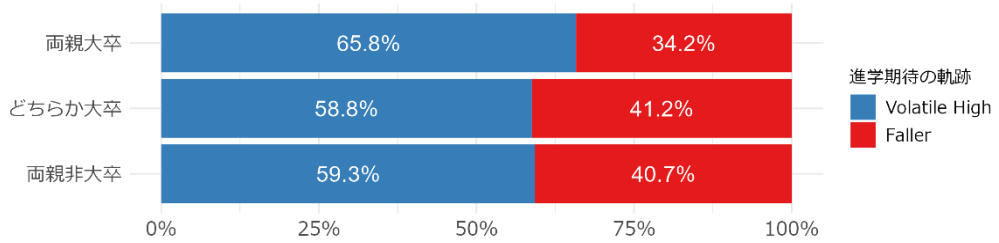


図 5　親の学歴と進学期待の軌跡

最後に，親の学歴と Riser の大学進学期待形成時期の関係を検討する（図 6）．なお，ここでは中 2 と中 3，高 1 と高 2 をそれぞれ合併してカテゴリ分類を簡略化した．女子に関しては中 2 または中 3 から大学進学を期待するようになった割合に親の学歴による明確な違いが見られない．両親大卒と両親非大卒が同程度であり，どちらか大卒で若干低くなっているが有意ではない（$p>0.10$）．男子に関しては両親非大卒の層で中 2 または中 3 から大学進学を期待するようになった比率が低くなっているが，有意な関連は確認されなかった（$p>0.10$）．Riser だけに限定するとサンプルサイズが小さくなるため，この点については改めて検証する必要があるだろう．

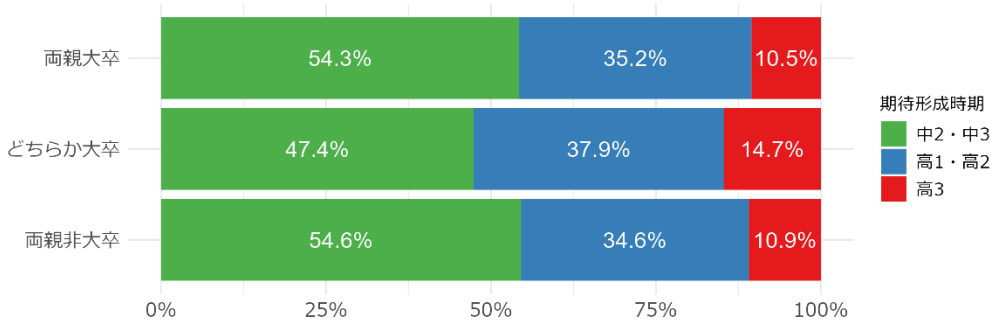


図 6-A　親の学歴と Riser の大学進学期待形成時期（女子）

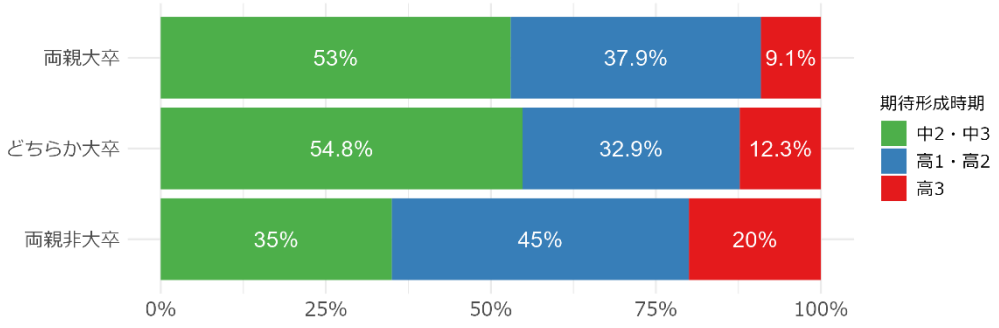


図 6-B　親の学歴と Riser の大学進学期待形成時期（男子）

4 考察

本稿では JLSCP の Wave1 から Wave9 のデータを用いて，中 1 から高 3 までの 6 時点における進学期待の軌跡と高卒後進路との関係，そして出身階層（親の学歴）との関係について検討した．以下では改めて分析から得られた知見を整理するとともに，若干の考察を行う．

まず，進学期待の軌跡を 6 つのタイプ（Bozick et al. 2010）に分類したところ，中 1 から高 3 まで一貫して大学進学を期待していた Stable High の割合がもっとも大きく，女子で 36.7%、男子で 41.4%を占めていた．この結果は幼い頃から大学進学を当然のことと考えている状態を指す「大学進学ハビトゥス（college-going habitus）」（Grodsky and Riegle-Crumb 2010）をもつ者が一定の規模で存在していることを示唆する．また，Stable High に次いで多いのは Riser であり（女子：27.7%，男子：22.9%），中 1 時には大学進学を期待していなかった生徒の中にも，高 3 時には大学進学を期待する者が少なくないことが示された．一方で，中 1 から高 3 まで一貫して大学進学を期待しなかった Stable Low は女子で 13.5%，男子で 7.8%にとどまり，多くの生徒がどこかの時点で一度は大学進学を期待していることも明らかになった．

高卒後進路として大学への進学／非進学に着目すると，高 3 時の大学進学期待の有無と概ね一致している．現在の日本では，少子化による 18 歳人口の減少と大学の収容定員の増加により，大学へ進学すること自体はさほど難しくなくなっている．そうした中で，中 1 から高 2 までの進学期待の軌跡によって若干の差はあるものの，基本的には高 3 時の期待が実際の進路選択に反映されるようになっている．

他方で，偏差値 55 以上の大学への進学に関しては，高 3 時点で大学進学を期待していた 3 タイプの中でも明確な差が観察された．以下で述べるように，男女で若干の違いはあるものの，早い時期（具体的には中学生時）から安定的な大学進学期待をもつことが偏差値 55 以上の大学への進学を促す傾向が見られる．

女子に関しては偏差値 55 以上の大学への進学者が Stable High の 47.8%に対して Riser は 29.4%である．ただし，Riser であっても中 2 または中 3 の時点で大学進学を期待するようになった者は 4 割以上が偏差値 55 以上の大学へ進学しており，早期（高校進学以前）に大学進学期待を形成することが重要な意味をもっている．なお，中 1 時に大学進学を期待していた Volatile High の偏差値 55 以上の大学への進学率は 30.2%で Riser と同程度である．中 1 時に大学進学を期待していただけでは十分でなく，早い時期から一貫した（安定的な）大学進学期待をもつことが偏差値 55 以上の大学への進学につながっている．

男子に関しては偏差値 55 以上の大学へ進学した者の比率が Stable High の 44.3%に対して Riser は 22.1%である．女子の場合と異なり，男子の Riser は中 2 や中 3 の時点から大学進学を期待していても偏差値 55 以上の大学への進学率が低い．一方で，Volatile High は偏差値 55 以上の大学への進学率が 40.4%であり，Stable High に近い値を示している．男子にとっては中 1 時に大学進学を期待していたかどうかが重要な意味をもっている．

こうした男女の違いが生じる理由・原因については改めて検討する必要があるが，本稿で考慮できていない重要な要因として，学業成績が関わっている可能性が考えられる．先行研究では，子どもが学業成績に応じて進学期待を適応させること（Andrew and Hauser 2011; Morgan 2007; Park et al. 2015），女子よりも男子の方が学業成績に進学期待を適応させる傾向があること（Carolan 2017）が指摘されている．男子の場合，中 1 時に大学進学を期待していないことが学業成績の低さを反映しているため，後に大学進学を期待するようになったとしても入学難易度の高い大学への進学が難しく，逆に，中 1 時の女子の進学期待は学業成績との結びつきが相対的に弱く，そのため中 1 時の大学進学期待の有無がそこまで（男子ほどには）重要な意味をもたないのかもしれない．

進学期待と出身階層（親の学歴）の関係については，両親が大卒だと中 1 時に大学進学を期待しやすいことに加え，中 1 時に大学進学を期待していた場合には Stable High になりやすく Faller になりにくい．また，中 1 時に大学進学を期待していなかった場合には Riser になりやすく Stable Low になりにくい傾向が確認された．進学期待形成プロセスのさまざまな局面で親の学歴が影響していることを示唆する結果といえる．なお，多項ロジスティック回帰分析では，両親が大卒であることだけでなく世帯所得の高さや都市部に居住していることも同様の有利さをもたらしていることが示された．

親の学歴や世帯所得が高いと中 1 時に大学進学を期待していなかったとしても Riser になりやすいという結果は「補償的有利」（Bernardi 2014）の観点から解釈できる．ただ，中 1 時に大学進学を期待していたものの期待の低下を経験したケースに注目した分析では，両親が大卒だと Volatile High になりやすい（Faller になりにくい）という有意な関連は確認されなかった．この結果にはサンプルサイズが影響している可能性があり，今後改めて検証する必要がある．Riser の大学進学期待形成時期についても，男子に関しては親の学歴が低いと期待の形成時期が遅い傾向が見られたものの統計的に有意ではなかった．Riser など特定の類型だけに焦点をあてた分析を行う上では，より大規模なサンプルが必要だと思われる．

結果を簡潔にまとめると，早い時期から一貫して大学進学を期待していた者は高ランクの大学へ進学しやすく，出身階層が高いと安定した大学進学期待をもちやすい．この基本的な知見はアメリカのデータを用いた Bozick et al.（2010）と共通している．しかし，この知見に加えて，Riser の大学進学期待形成時期に注目した分析により，中 2 時または中 3 時から大学進学を期待していた女子のように，Stable High ではなくてもそれに近い水準の教育達成が実現される場合があること等が示された．進学期待の軌跡に着目した本稿の分析はあくまで記述的なものだが，従来の研究とは異なる視点から教育格差の生成プロセスを捉えることで，この領域の先行研究に新たな知見を付け加えることができたのではないかと思われる．

最後に，本稿の限界と今後の課題について述べる．本稿の分析では，JLSCP の Wave1～9 のデータを用い，中 1 から高 3 の 6 時点すべてで進学期待に関する回答が得られているケ

ースのみを対象とした.実際のところ,この条件を満たすケースは全体の 52.5%にとどまり,約半数（47.5%）が対象から除外されている．パネル調査では長期にわたるデータの蓄積により分析の幅が広がる一方で，脱落（attrition）の問題が深刻化する．欠測データの取り扱いについて検討することは，今後の重要な課題である．

また，先行研究では親の子どもに対する進学期待が子どもの期待や選択と密接に関連していることが示唆されている（Boone and van Houtte 2013; Bozick et al. 2010; 藤原 2009; Zhang et al. 2011）。しかし，本稿では親の進学期待を分析に含めることができなかった．親子ペアのパネル調査であることは JLSCP の大きな特徴であり，この特性を活かし，親の進学期待を組み込んだ分析を行うことは，本研究をさらに深化させる上で欠かせない課題である．

［注］

1)期待とアスピレーションの違いについては Kerckhoff（1976）や Morgan（2007）等を参照のこと．また，先行研究では「希望進路」「進路希望」「大学進学希望」といった表現も用いられているが（中西 2016；山口 2022），本稿ではこれらを厳密に区別しない．

2)進学期待の維持・変動のメカニズムについてはさらなる検討が必要だが，親の期待の影響や，大学進学期待が学業達成を高め，その後の期待につながる可能性などが考えられる．進学期待と学業達成の相互関係については Zhang et al.（2011）等を参照のこと．ただし，期待が成績に与える因果的な効果については否定的な知見も示されている（Dochowa and Neumeyer 2021）.

3)「高等専門学校（高専）まで」の選択肢は Wave2 から追加された.

4)クロス集計に用いる都合上,他の変数と異なり,親の学歴に関しては欠測のケースを分析対象から除外している.

5)ただし，高校段階でのトラッキングが進学期待に影響することを示唆する研究もあるため（Karlson 2015），詳細な検討は今後の課題として残される.

6)Riser だけに限定するとサンプルサイズが小さくなるため,ここで観察された大学進学期待形成時期による高卒後進路の違いに実質的な意味があるのかどうかに関しては判断を保留したい.

7)同上．男子に関しては大学進学期待形成時期が高 1 時だと偏差値 55 以上の大学への進学率が高い．これは高ランクの高校へ進学することで大学進学を期待するようになる場合があることを示唆する結果である．しかし，単にサンプルサイズが小さく結果が不安定になっている可能性も否定できない．今後の再検証が必要と思われる．

［謝辞］

本研究は JSPS 科研費 JP23K02179 の助成を受けたものです．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 Wave1～9, 2015-2023」,「高校生活と進路に関する調査, 2021」,「高校生活と進路に関する調査, 2022」,「高校生活と進路に関する調査, 2023」,「高校生活と進路に関する調査, 2024」（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］

Andrew, M. and R. M. Hauser, 2011, "Adoption? Adaptation? Evaluating the Formation of Educational Expectations," *Social Forces*, 90(2): 497-520.

Bernardi, F., 2014, "Compensatory Advantage as a Mechanism of Educational Inequality: A Regression Discontinuity Based on Month of Birth," *Sociology of Education*, 87(2): 74-88.

Boone, S. and M. van Houtte, 2013, "In Search of the Mechanisms Conducive to Class Differentials in Educational Choice: A Mixed Method Research," *The Sociological Review*, 61(3): 549-72.

Bozick, R., K. Alexander, D. Entwisle, S. Daubner and K. Kerr, 2010, "Framing the Future: Revisiting the Place of Educational Expectations in Status Attainment," *Social Forces*, 88(5): 2027-52.

Carolan, B. V., 2017, "Assessing the Adaptation of Adolescents' Educational Expectations: Variations by Gender," *Social Psychology of Education*, 20: 237-57.

DiPrete, T. A. and G. M. Eirich, 2006, "Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments," *Annual Review of Sociology*, 32: 271-97.

Dochowa, S. and S. Neumeyer, 2021, "An Investigation of the Causal Effect of Educational Expectations on School Performance: Behavioral Consequences, Time-Stable Confounding, or Reciprocal Causality?" *Research in Social Stratification and Mobility*, 71, 100579.

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.

Grodsky, E. and C. Riegle-Crumb, 2010, "Those Who Choose and Those Who Don't: Social Background and College Orientation," *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 627(1): 14-35.

Karlson, K. B., 2015, "Expectations on Track? High School Tracking and Adolescent Educational Expectations," *Social Forces*, 94(1): 115-41.

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.

Kerckhoff, A. C., 1976, "The Status Attainment Process: Socialization or Allocation?"

Social Forces, 55(2): 368-81.

木村治生, 2024,「親子パネル調査のねらいと設計」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編『パネル調査にみる子どもの成長――学びの変化・コロナ禍の影響』勁草書房, 3-34.

McCulloch, A., 2017, "Educational Aspirations Trajectories in England," *British Journal of Educational Studies*, 65(1): 69-85.

Morgan S. L., 2007, "Expectations and Aspirations," G. Ritzer ed., *The Blackwell Encyclopedia of Sociology*, Blackwell, 1528-31.

中村高康, 2010,「四大シフト現象の分析」中村高康編『進路選択の過程と構造――高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ』ミネルヴァ書房, 163-83.

中西啓喜, 2016,「パネルデータを用いたアスピレーション変化メカニズムの検討――成長曲線モデルによる分析試案」『社会学研究科年報』23: 31-42.

――――, 2024,「小・中・高校生の教育アスピレーション加熱／冷却への成績自己評価の影響に関するパネルデータ分析――『ベースサーベイ』および『卒業時サーベイ』データから」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編『パネル調査にみる子どもの成長――学びの変化・コロナ禍の影響』勁草書房, 242-56.

岡部悟志, 2024,「親子パネル調査（Wave1～7）の回収状況とサンプル脱落」東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編『パネル調査にみる子どもの成長――学びの変化・コロナ禍の影響』勁草書房, 35-42.

Park, S., R. Wells and D. Bills, 2015, "Changes in Educational Expectations Between 10th and 12th Grades Across Cohorts," *Social Psychology of Education*, 18(3): 561-83.

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.

Sewell, W. H., R. M. Hauser, K. W. Springer and T. S. Hauser, 2004, "As We Age: A Review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957-2001," *Research in Social Stratification and Mobility*, 20: 3-111.

Tynkkynen, L., A. Tolvanen and K. Salmela-Aro, 2012, "Trajectories of Educational Expectations from Adolescence to Young Adulthood in Finland," *Developmental Psychology*, 48(6): 1674-85.

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: 202-27.

山口泰史, 2022,「高校生の大学進学希望形成時期と教育達成における階層差の形成――JLSCP 2015-2018データの計量分析」『教育学研究』89(3): 409-21.

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.

パンデミックは教育機会の不平等を本当に拡大させたのか？

豊永耕平

（近畿大学）

新型コロナウイルス感染症によるパンデミックとそれに伴った学校閉鎖が教育格差を拡大させたことが指摘されている．しかし，そうした教育格差の拡大が一時的なものであったのか，長期的にネガティブな影響を持ったのか，さらに高卒後進路の階層差を拡大させるほど深刻なものだったのかは明らかにされてこなかった．そこで「子どもの生活と学びに関する親子調査」（高 3 生調査）をもとに本稿は，コロナ禍が教育機会の不平等を本当に拡大させたのかを追試した．分析の結果，コロナ禍による休校措置の最中に高校 3 年生だった世代では大学進学の階層差は拡大していなかった．だが，コロナ禍の負の影響は遅れて高卒後進路に到達し，中学 3 年生の時にパンデミックを経験した世代では大学進学の親学歴差が有意に拡大していた．ただし，世帯収入による格差は有意に縮小傾向にあった．両親非大卒層で短大や専門学校の進学確率が上昇したことも背景にあり，コロナ禍の経験が傷跡効果になりうる可能性が示唆された．

1 問題設定

高学歴化が進んだことで，一見すると，あらゆる層に高等教育の門戸が開かれたかのようにみえる．しかし，教育機会の不平等は，日本を含めた多くの国々で安定傾向にあることがよく知られている(Shavid & Blossfeld eds. 1993, Ishida 2007, Fujihara & Ishida 2016, Bukodi & Goldthorpe 2016 など)．教育機会の不平等とその変化を，中学卒業時から高校卒業時までの各進学段階で検証した荒牧(2000)は，「全体の機会が拡大することによって内部格差が自動的に縮小していくという常識的な見方は，中等教育の場合にも，高等教育の場合にも，否定された」(荒牧 2000:20)と結論づけている．同様に Ishida(2007)も，子どもの学歴獲得を親学歴が制約する影響力は，1980 年出生コーホートまでほとんど変化していないことを明らかにしている．もちろん，1974 年出生コーホートまでの出生年の連続変数との交互作用項を問題にすると長期的に縮小トレンドという報告(Kikkawa 2004, 鹿又 2006)や，とくに財所有がもたらす影響は 1985 年出生コーホートまで縮小傾向という報告もある(近藤・古田 2009)．しかし，学歴の価値変動を考慮するなどの分析方法を洗練させると，学歴獲得が出身階層にもたらす影響は安定傾向にあることが再確認されており(Fujihara & Ishida 2016, 中村 2018)，親学歴による教育選択の階層差(2 次効果)もほとんど変化していない(豊永 2023)．

このように長期的に教育機会の不平等は安定傾向にあることが「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)をはじめとした社会階層論の既存研究の一種の定説であったといえる．ところが，新型コロナウイルス感染症による 2020 年以降のパンデミックが教育格差を拡大させた可能性が繰り返し指摘されてきた(Borgonovi & Ferrara 2023, Grätz &Lipps 2021, Hammrstein et al. 2021, Kristal & Yaish 2020, Lee et al. 2023 など多数)．パンデミックによって

学校が閉鎖されると，社会経済的に恵まれない子どもほど困難に直面しやすい傾向にあることがおおむね共通して報告されている(Hammrstein et al. 2021)．さらに教科をみると国語よりも算数ほど(Betthäuser et al. 2023 など)，子どもの年齢が低くなるほど学校閉鎖によるネガティブな影響が大きくなる(Grätz & Lipps 2021 など)．尼崎市の学力データを分析したAsakawa et al.(2025)も同様の知見を報告しており，コロナ禍の学校閉鎖によるネガティブな影響は低学年ほど，国語よりも算数ほど大きかったことを明らかにしている．パンデミックによって学校は危機的な状況に陥り(多喜ほか 2021)，とくに低学年の低階層の子どもほどラーニングロスが生じ(中西 2023)，コロナ禍による休校措置が教育格差を深刻にしたことが問題にされてきた(東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編 2024).

しかしながらコロナ禍に着目した既存研究は，ややもすると休校措置の期間中における子どもの学力や，学習意欲や，メンタルヘルスなどのあらゆるアウトカムにおける教育格差の拡大を強調しがちで，教育格差が拡大したことは確かなのだとしても，そうした負の影響が長期的に回復するのか，最終的な高卒後進路の階層差も拡大させるのかは十分には検討できてこなかった．もちろん，学校閉鎖による教育格差の拡大を議論した既存研究は，緊急速報的な意味で重要な意味を持つ．しかし，学校教育が低階層や低学力層の子どもを底上げする基本的な「効果」を持っていることを踏まえれば(Downey et al. 2022 など)，学校がない学校閉鎖中に教育格差が拡大することそれ自体は自明であるかもしれない．さらに，学校が再開することで，休校期間中に拡大していた教育格差が縮小する「復旧効果」があったのであれば，休校措置による教育格差の拡大はあくまでも一時的なもので，長期的にみれば重要な意味を持たない可能性もありうる．重要なことは，パンデミックによる休校措置は高卒後進路の格差・不平等を拡大させるほどに深刻な影響を持ったのかということである．

そこで本稿では，「子どもの生活と学びに関する親子調査」(高 3 生調査)を活用することでコロナ前と比べてコロナ禍の最中や，コロナ後には高卒後進路の格差が本当に拡大したのかを明らかにする．本調査データは，2017 年(コロナ前)から 2024 年(コロナ後)まで 1 年ごとに実施されてきたという大変貴重なデータであり，パンデミックによって教育機会の不平等が本当に拡大したのかを検証するのに最適である．本稿の構成を説明する．第 2 節では本稿が検証すべき仮説を導出する．第 3 節では分析に使用するデータと変数の設定について説明を行い，第 4 節では分析結果を示す．そして第 5 節では本稿のまとめを行う．

2 検証すべき仮説

本稿が検証する仮説は，パンデミック中に関する仮説と，パンデミック後に関する仮説である．コロナ禍による休校措置(2020 年 3 月〜6 月頃)は，低階層の子どもの不利を深刻にしたという国内外の知見を踏まえると(Hammrstein et al. 2021 など)，同様の教育格差の拡大は高校 3 年生にも生じた可能性が高いだろう．社会経済的に恵まれた背景の高校 3 年生は学校の拘束時間から解放され，自分の好きなように大学受験に向けた勉強に専念することが

できるようになる．だが，社会経済的に恵まれない背景の高校 3 年生は学校の先生からの指導を十分に受けることができなくなり，進路選択の側面でも不利が大きくなったことは容易に想像できる．とくにコロナ禍は，非正規雇用や低所得層の生活水準を悪化させることが知られているため(石井・山田 2021 など)，親の就業状況などが悪化することでも社会経済的に恵まれない層の高校生は大学進学を断念し，高卒就職や専門学校への進学に進路変更しやすくなった可能性もありうる．以下の仮説 1 について検証が必要である．

仮説 1: パンデミック中に，高卒後進路の出身階層差は拡大した．

しかしながら，パンデミックによるネガティブな影響はラグを伴って高卒後進路に到達するという可能性も指摘できる．というのも，先述したように，コロナ禍の学校閉鎖による負の影響は子どもの年齢が低くなるほど大きくなる(Grätz & Lipps 2021 など)．このことを踏まえると，パンデミックによるネガティブな影響を大きく経験した世代が高校 3 年時に到達するまでは時間がかかるため，高卒後進路の出身階層差は時間差を伴って徐々に拡大するという可能性もありえるのではないか．パンデミックのようなネガティブな出来事が長期的に負の効果をもたらすことは Scar effects(傷跡効果)と呼ばれ，しばしば中退などがもたらす持続する悪影響(傷跡)が問題にされてきた(Andrew 2014 など)．パンデミックを高校 3 年時に経験した高校生が，学校閉鎖があったからといって，すでに決めている高卒後進路を容易に変更するとも考えにくい．パンデミックはただちに高卒後進路の階層差を深刻にするというよりも，学習遅延が深刻に生じた世代に「傷跡効果」として高卒後進路の格差の拡大をもたらすかもしれない．以下の仮説 2 についても確認が求められるだろう．

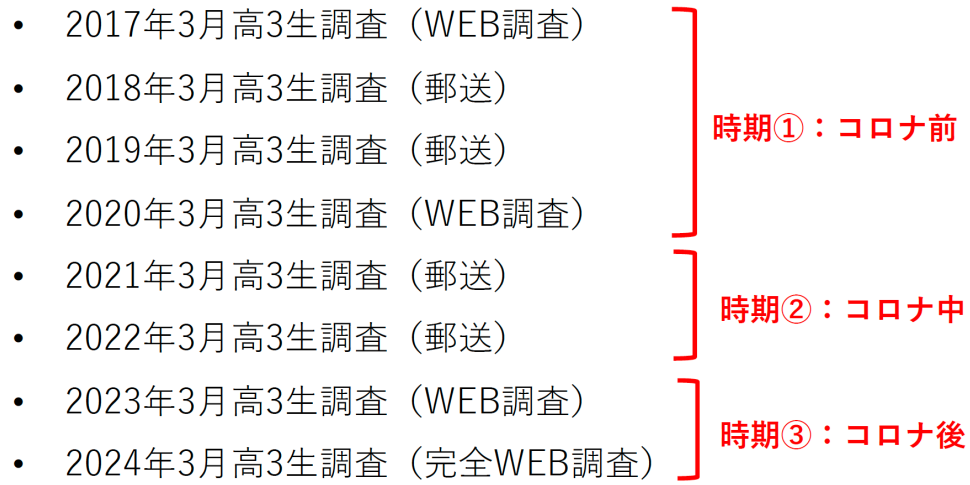
仮説 2: パンデミック後に，高卒後進路の出身階層差は拡大した．

3 分析に使用するデータと変数

分析には「子どもの生活と学びに関する親子調査」(高 3 生調査)を使用する．図 1 には本調査の調査方法と調査時期を示した．2017 年 3 月から 2024 年 3 月までのコロナ禍の前後の期間にかけて毎年実施されているため，コロナ前の期間を基準にコロナ中やコロナ後に高卒後進路の格差・不平等に本当に拡大したのかを検証する本稿の目的に最適である．

2020 年 3 月に WHO がパンデミックを宣言し，日本でも 4 月に緊急事態宣言による休校措置が始まった．2022 年 3 月末にまん延防止等重点措置が解除され，9 月には新型コロナウイルス感染症が「5 類」に移行したことを踏まえると，2021 年 3 月と 2022 年 3 月の調査はコロナ中の調査といえる．具体的には，2020 年 3 月の調査対象となった 2020 年 3 月卒の高校 3 年生は，進路決定にはパンデミックは影響しなかったが，卒業式が中止になるなどの影響が生じたコロナ前の最後のコーホートである．2021 年 3 月の調査対象となった 2021 年

図 1　高 3 生調査の調査方法と調査時期



3 月卒は高校 3 年生の 1 年間にパンデミックを経験し，同様に 2022 年 3 月卒は高校 2 年生の 1 年間に，2023 年 3 月卒は高校 1 年生の 1 年間に，2024 年 3 月卒は中学 3 年生の 1 年間に学校閉鎖を伴うパンデミックを経験している．もしもコロナ禍が進路選択のまさにそのタイミングで影響するのであれば(＝仮説 1)，2021 年 3 月卒に深刻な影響が生じたはずである．それに対してコロナ禍の影響が遅れて生じるのであれば，2021 年 3 月卒から 2024 年 3 月卒にかけて高卒後進路の格差が徐々に拡大していくことが推測される(＝仮説 2).

表 1 には，分析に使用する変数の記述統計量を示した．本稿の関心となる従属変数は高校卒業後の決定進路である．四年制大学への進学，短大や専門学校などへの進学，高卒就職，その他の 4 カテゴリとして定義する．独立変数は，コロナ前である 2017 年から 2020 年の調査年(卒業年)を基準とした 2021 年，2022 年，2023 年，2024 年の調査年，男子と女子からなる高校生の性別，両親非大卒，一方大卒，両親大卒からなる親学歴，過去 1 年間の世帯収入のカテゴリの中央値を連続変数として対数変換した世帯収入，専門管理，事務販売，ブルー農業，その他からなる父職業である．父職業を統制した上で，親学歴や世帯収入による高卒後進路の格差がコロナ前後で本当に拡大したのかを吟味することにしたい．

分析には，高卒後進路を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析を用いる．コロナ前である 2017 年から 2020 年の調査年(＝卒業年)を基準とした調査年と親学歴および世帯収入の交互作用を検証することが分析の焦点になる．しかし，ロジットモデルからわかる交互作用項は解釈が難しい側面があるため(Mize 2019)，本稿では平均限界効果を算出して図示する．具体的には従属変数の基準カテゴリに関係なしに，独立変数の変化が高卒後進路の選択確率にもたらす影響とその時代変化を検証する．各調査年における親学歴および世帯収入の平均限界効果の差を検定することで，高卒後進路の格差がコロナ前後で拡大したのかを議論することになる．なお，分析に使用する変数の欠損値は多重代入法によって補正を行なった．代入回数は 30 回，表 1 の変数すべてで欠損を予測した．

表 1　分析に使用する変数の記述統計量

	N. of obs.	Mean		N. of obs.	Mean
高卒後進路			親学歴		
大学	6,671	0.650	両親非大卒	5,659	0.265
短大専門	6,671	0.153	一方大卒	5,659	0.306
就職	6,671	0.079	両親大卒	5,659	0.430
その他	6,671	0.118	世帯収入		
卒業年			世帯収入（対数）	6,556	6.527
2017-2020年	6,848	0.518	父職業		
2021年	6,848	0.145	専門管理	6,754	0.345
2022年	6,848	0.131	事務販売	6,754	0.382
2023年	6,848	0.102	ブルー農業	6,754	0.220
2024年	6,848	0.105	その他	6,754	0.053
性別					
男子	6,816	0.471			
女子	6,816	0.529			

4 分析結果

4.1 高卒後進路の階層差の確認

高卒後進路の階層差を確認するために表 2 には，大学進学，短大・専門学校の進学，高卒就職を左右する限界効果を示した．大学進学に関する結果を見ると，両親非大卒の高校生と比べると両親大卒の高校生は 0.165 も大学に進学する確率が高い傾向にあり，世帯収入が 1%上がると 0.113 も大学に進学する確率が高くなる．さらに父職業が事務販売と比べるとブルー農業の場合は大学に進学する確率が 0.049 も低くなるが，男子と比べて女子ほど大学に進学しにくいというわけではなく，いずれの調査年にもそれほど大きな効果がない．とくに高校 3 年生の 1 年間にパンデミックが発生した 2021 年卒の効果をみると，パンデミックの期間それ自体は，高校生が大学に進学する確率の水準を全体的に統計的に有意な水準で下げたりしているわけではないことが読み取れる．

短大や専門学校への進学を左右する限界効果も確認しよう．同様に，両親非大卒の高校生と比べると両親大卒の高校生は 0.110 も短大や専門学校に進学する確率が低い傾向にあり，世帯収入が 1%上昇すると 0.073 も短大や専門学校に進学する確率が低くなる．父職業が事務販売と比べるとブルー農業の場合は 0.026 も短大や専門学校に進学する確率が高くなり，男子と比べると女子は 0.082 も短大や専門学校を選択しやすい．このように親学歴が高いほど，世帯収入が高いほど短大や専門学校を選択しにくいことが改めて確認できよう．高卒就職の結果をみても両親大卒の高校生は 0.088 も高卒就職を選択する確率が低い傾向にあり，世帯収入が 1%上昇すると 0.050 も高卒就職を選択する確率が低くなることが読み取れる．さらに父職業が事務販売と比べるとブルー農業の場合は高卒就職を選択する確率が 0.050 も高い．男子と比べると女子は 0.023 も高卒就職を選択しにくいが，ここでも調査年の効果は確認できない．

表 2　高卒後の大学進学を左右する限界効果

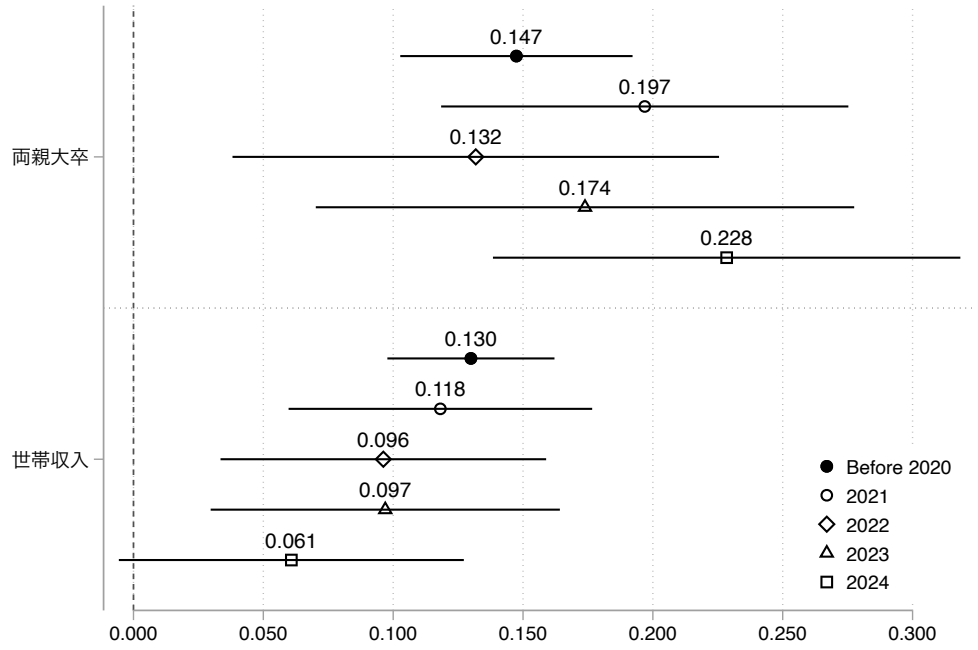
	大学	短大・専門	高卒就職
調査年（基準：2020年以前）			
2021年	0.007	0.009	0.005
	[0.017]	[0.013]	[0.010]
2022年	0.012	0.014	-0.003
	[0.018]	[0.014]	[0.010]
2023年	0.044*	0.004	-0.012
	[0.019]	[0.015]	[0.011]
2024年	0.017	-0.013	0.006
	[0.019]	[0.014]	[0.011]
性別（基準：男子）			
女子	0.022	0.082***	-0.023***
	[0.012]	[0.009]	[0.007]
親学歴（基準：両親非大卒）			
一方大卒	0.093***	-0.045***	-0.047***
	[0.017]	[0.012]	[0.008]
両親大卒	0.165***	-0.110***	-0.088***
	[0.016]	[0.013]	[0.011]
世帯収入			
対数	0.113***	-0.073***	-0.050***
	[0.012]	[0.008]	[0.006]
父職業（基準：事務販売）			
専門管理	-0.002	-0.003	-0.014
	[0.014]	[0.012]	[0.010]
ブルー農業	-0.049**	0.026*	0.037***
	[0.016]	[0.011]	[0.008]
その他	-0.023	-0.007	0.003
	[0.026]	[0.020]	[0.015]
N		6848	

Standard errors in brackets. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

4.2 高卒後進路の階層差は本当に拡大したのか？

高卒後進路の階層差が拡大したのかを検証するために図 2 には，大学進学に対する親学歴と世帯収入の限界効果と 95%信頼区間を調査年ごとに図示した．これをみると，親学歴の限界効果は 2020 年以前には 0.147 くらいだったものの，パンデミック後の 2021 年には 0.197 に拡大し，2022 年に 0.132 に戻った後は，2023 年には 0.174，2024 年には 0.228 と親学歴による限界効果が徐々に拡大している．限界効果の変化を検定すると，2020 年以前と 2021 年の時代変化は有意ではない(p=0.2798)．しかし，2024 年の変化は統計的に有意であり(p=0.0744)，中学 3 年生の時にパンデミックを経験したコーホートでは高卒後進路の親学歴差が有意に拡大傾向にあることが明らかになった．パンデミックによる負の影響は高卒後進路に遅れて到達しており，大学進学

図 2　親学歴と世帯収入の限界効果とその変化（大学進学）



に関しては仮説 1 の方は支持されず，仮説 2 が支持されることが確認された．

こうした親学歴差の拡大とは対照的に，世帯収入の限界効果は縮小傾向にある．具体的には，世帯収入の限界効果は 2020 年以前には 0.130 くらいだった．2021 年も 0.118 くらいだったが，2022 年には 0.096，2023 年は 0.097 に縮小し，2024 年になると 0.061 まで大幅に縮小している．親学歴と同様に限界効果の変化を検定すると，2020 年以前と 2021 年，2022 年，2023 年の変化は有意ではない．だが，2024 年の変化は統計的に有意である(p=0.0607)．意外なことに，同じ階層変数でも 2024 年には世帯収入による格差は有意に縮小傾向にあることが明らかになった．

短大や専門学校への進学に関する時代変化を図示した図 3 も確認しよう．親学歴の限界効果については 2020 年以前は-0.084 くらいであり，両親非大卒と比べると両親大卒の高校生は短大や専門学校に進学しにくいことが読み取れる．こうした親学歴差は，高校 3 年の 1 年間にパンデミックを経験した 2021 年卒では-0.148 まで拡大しており，そこから 2022 年に-0.087 に戻った後は 2023 年は-0.118 に，2024 年は-0.200 まで親学歴による限界効果が徐々に拡大していることが読み取れる．限界効果の変化を検定すると，2020 年以前と比べた 2021 年の変化(p= 0.0521)と，2024 年の変化(p= 0.0028)が統計的に有意である．パンデミックが発生した最中に中学 3 年生だった世代に加え，短大や専門学校への進学に関しては高校 3 年生だった世代でも，両親大卒の高校生は短大や専門学校に進学しにくくなると同時に，両親非大卒の高校生が短大や専門学校に進学しやすくなっているのである．短大や専門学校に関しても仮説 2 は支持されたが，一時的に両親非大卒層が進学しやすくなった点では仮説 1 も支持されることが明らかになった．

同様に世帯収入の限界効果も確認する．2020 年以前は-0.089 だったが，2021 年は-0.048 に，

図 3　親学歴と世帯収入の限界効果とその変化（短大・専門進学）

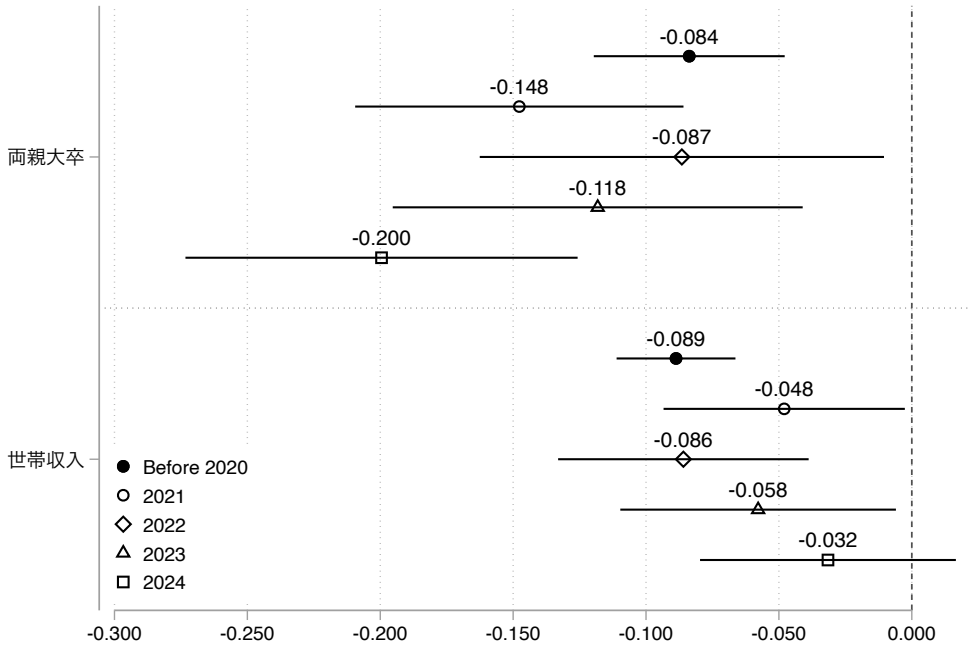
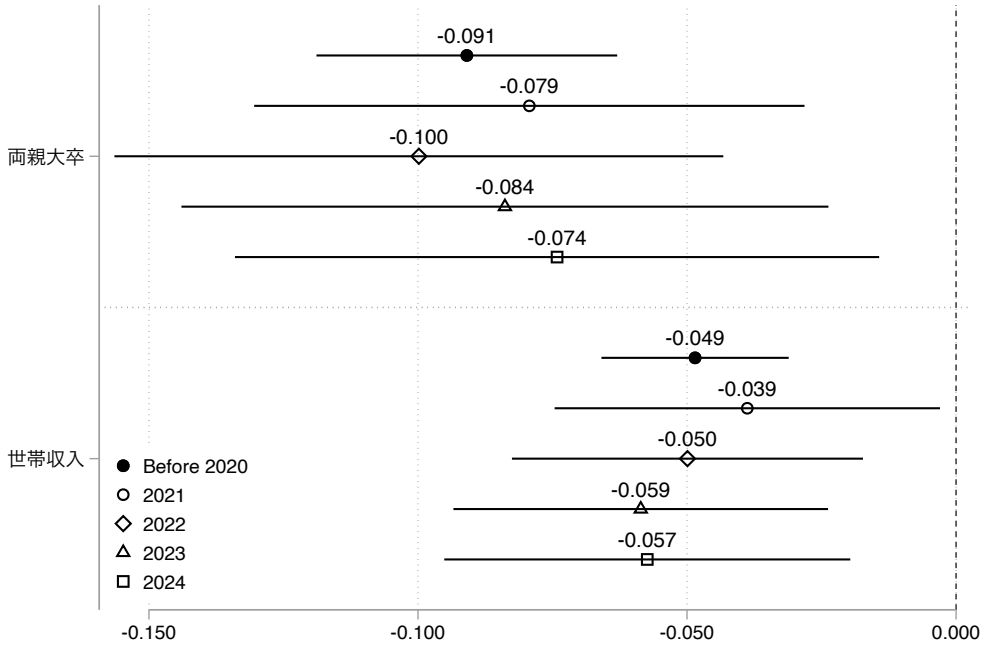


図 4　親学歴と世帯収入の限界効果とその変化（高卒就職）



2022 年には-0.086 に，2023 年は-0.058 に，2024 年には-0.032 まで縮小している．ただし，大学進学の場合とは対照的に，こちらの変化はいずれの時点でも統計的に有意ではない．世帯収入からみると仮説 1 も仮説 2 も支持されず，短大や専門学校への進学を左右する世帯収入の格差は

安定傾向にあるといえる．世帯収入からみた格差縮小は，大学進学で生じているのである．

最後に図 4 に示した高卒就職に関する結果も確認しよう．これをみると，高卒就職を左右する親学歴や世帯収入の限界効果もほとんど変化していないことがわかる．親学歴の限界効果は 2020 年以前には-0.091 だったが，2021 年も-0.079 くらいで，2022 年は-0.100，2023 年は-0.084，2024 年も-0.074 くらいでほとんど変化していない．限界効果の変化も統計的に有意ではない．こうした安定傾向は世帯収入をみても同様である．具体的には，世帯収入の限界効果は 2020 年以前には-0.049 だったが，2021 年も-0.039 であり，2022 年も-0.050，2023 年も-0.059，2024 年も-0.057 くらいでほとんど差がない．限界効果の変化も統計的に有意ではなく，パンデミック後に必ずしも高卒就職に関する階層差が拡大したり，縮小したりしているわけではないといえる．

5 結論

教育機会の不平等は長期的に安定していることが「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)などをもとにした既存研究の一種の定説であったが(Fujihara & Ishida 2016 など)，2020 年以降の新型コロナウイルス感染症によるパンデミックが教育格差を拡大させた可能性が緊急速報的に繰り返し指摘されてきた(Hammrstein et al. 2021 など)．日本の場合も，コロナ禍による学校閉鎖は低学年になるほど低階層の子どもの学力にネガティブな影響をもたらしたことが報告されている(Asakawa et al. 2025 など)．ところが，そうした負の影響が一時的なものだったのか，その後の高卒後進路の階層差も拡大させるほどに深刻なものだったのかは十分には議論されてこなかった．そこで本稿では高校卒業後の決定進路に着目し，パンデミックが教育機会の不平等を本当に拡大させたのかを追試した結果，以下のような重要な知見が明らかになった．

第一に，パンデミック中には高卒後進路の階層差は拡大していなかった．コロナ禍による休校措置の最中に高校 3 年生だったコーホートでは大学進学の親学歴差は有意には拡大しておらず，高卒就職の親学歴差もほとんど変化していなかった．世帯収入が大学進学にもたらす影響力も有意には変化しておらず，パンデミックはただちに高卒後進路の階層差を深刻にしたわけではないことが明らかになった．ただし，短大や専門学校への進学に親学歴がもたらす影響は有意に拡大している側面もあり，一時的に両親大卒層では短大や専門学校に進学する確率が低くなり，両親非大卒層では短大や専門学校に進学する確率がやや高まったことが確認された．このように短大や専門学校については支持される側面もあるが，仮説 1 は大学進学では棄却された．

第二に，パンデミック後に高卒後進路の階層差が拡大していた．大学進学に親学歴がもたらす影響はパンデミック後に徐々に拡大しており，コロナ禍による休校措置の最中に中学 3 年生であったコーホート(2024 年卒)では，コロナ前と比較して大学進学の親学歴差は有意に拡大傾向にあった．高卒就職では親学歴差は拡大していなかったものの，短大や専門学校への進学に親学歴がもたらす影響も有意に拡大していた．コロナ禍を中学 3 年生で経験したコーホートでは両親大卒層は大学に進学する確率が有意に高まり，それと同時に，短大や専門学校に進学する確率が有意に低くなっていた．逆をいえば，コロナ禍を中学 3 年生で経験した世代の両親非大卒層では

コロナ前と比べると大学進学のかわりに短大や専門学校を選択する確率が高まっていた．この背後には，休校措置による低階層の子どもの学力不振があると推測される．ただし，世帯収入が大学進学にもたらす影響力は有意に縮小傾向にあり，仮説 2 は親学歴に関しては支持されたが，世帯収入に関しては支持されなかった．一見すると，コロナ後の経済支援制度によって世帯収入による格差は緩和しているものの，その背後では親学歴の影響力が高まっているといえる．

こうした結果は，パンデミックのようなネガティブな出来事が子どもの高卒後進路に対して Scar effects(傷跡効果)として長期的に負の影響をもたらす可能性を示唆する．低階層の低学年の子どもほどパンデミックの影響が大きいため(Hammrstein et al. 2021 など)，相対的に大きな影響を受けたコーホートでは，休校措置によって拡大した教育格差が十分には復旧されないままに高卒後進路に到達してきているのだと推測される．ただし，高校受験を目前にした中学 3 年時にパンデミックを経験したことが深刻な意味を持ったのか，小学生の頃などのそれよりも低学年の時期にパンデミックを経験した世代では，もっと高卒後進路の親学歴差が深刻になるのかは明らかではない．そのため，パンデミックによるネガティブな影響がラグを伴って高卒後進路に到達する可能性は今後も注視していく必要がある．もしも 2024 年卒以降のコーホートでも拡大傾向が確認されるようであれば，パンデミックを幼少期などに経験した世代に対する何らかの政策的な支援も求められるだろう．この点に関して政策的には，高等教育修学支援制度のように大学進学に関連した経済的な障壁ばかりに焦点が当てられがちだったかもしれない．本稿からも大学進学の世帯収入による格差は有意に縮小していることが確認されたが，当然ではあるが，教育機会の不平等は家庭の経済資源のみによって左右されるわけではない．文化的な側面なども含めた多元的な要因が組み合わさって生じているため，パンデミックが教育格差のどのような次元を，どのように拡大させたのかにも注意して後続研究は議論する必要があるといえる．

以上のように，緊急速報的にパンデミックが教育格差にどのような影響をもたらしたのかを検証した既存研究の知見を，コロナ禍前後の期間をカバーした貴重なデータから追加検証した本稿は重要な意味をもつ．今後は「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)などからもパンデミックが格差や不平等にいかなる意味を持ったのかを検証していく必要があるだろう．

［謝辞］

二次分析にあたり，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave 1〜9，2015〜2023」「高校生活と進路に関する調査，2017〜2024」（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．記して感謝申し上げます．

［参考文献］

荒牧草平，2000，「教育機会の格差は縮小したか――教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム 3――戦後日本の教育社会』東京：東京大学出版会，15-35．

Andrew, Megan, 2014, “The Scarring Effects of Primary-Grade Retention? A Study of Cumulative Advantage in the Educational Career,” *Social Forces* 93(2): 653-685.

Asakawa, S., Ohtake, F., and Sano, S., 2025, “The Impact of the COVID-19 Pandemic on the Academic Achievement of Elementary and Junior High School Students: Analysis Using Administrative Data from Amagasaki City,” *Review of Economics of the Household* 23: 405-442.

Betthäuser, B.A., Bach-Mortensen, A.M., and Engzell, P., 2023, “A Systematic Review and Meta-analysis of the Evidence on Learning During the COVID-19 Pandemic,” *Nature Human Behaviour* 7: 375-385.

Borgonovi, F., and A. Ferrara, 2023, “COVID-19 and Inequalities in Educational Achievement in Italy,” *Research in Social Stratification and Mobility* 83: 100760.

Bukodi, Erzsébet, and John H. Goldthorpe, 2016, “Educational Attainment: Relative or Absolute-As a Mediator of Intergenerational Class Mobility in Britain,” *Research in Social Stratification and Mobility* 43: 5-15.

Downey, D.B., et al., 2022, “Schools as a Relatively Standardizing Institution: The Case of Gender Gaps in Cognitive Skills,” *Sociology of Education*: 1-21.

Fujihara, Sho, and Hiroshi Ishida, 2016, “The Absolute and Relative Values of Education and the Inequality of Educational Opportunity: Trends in Access to Education in Postwar Japan,” *Research in Social Stratification and Mobility* 43: 25-37.

Grätz, Michael, and Oliver Lipps, 2021, “Large Loss in Studying Time During the Closure of Schools in Switzerland in 2020,” *Research in Social Stratification and Mobility* 71: 100554.

Hammerstein, S., König, C., Dreisörner, T., and Frey, A., 2021, “Effects of COVID-19-Related School Closures on Student Achievement: A Systematic Review,” Frontiers in Psychology 12: 746289.

石井加代子・山田篤裕, 2021,「コロナ禍における低所得層の経済的脆弱性――JHPS コロナ特別調査に基づく分析」『貧困研究』27: 35-47.

Ishida, Hiroshi, 2007, “Japan: Educational Expansion and Inequality in Access to Higher Education,” in Yossi Shavit, Richard Arum, and Adam Gamoran eds., *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, Stanford: Stanford University Press, 63-86.

Jennifer C. Lee, Natasha Quadlin, and Denise Ambriz, 2023, “Shadow Education, Pandemic Style: Social Class, Race, and Supplemental Education During COVID-19,” *Research in Social Stratification and Mobility* 83: 100755.

鹿又信夫, 2006,「計量社会学における多重比較の同時分析――ロジットモデルによる教育達成

分析」『理論と方法』21(1)：33-48.
近藤博之・古田和久，2009,「教育達成の社会経済的格差――趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59(4)：682-698.
Kikkawa, Toru, 2004, “Effect of Educational Expansion on Educational Inequality in Post-industrialized Societies: A Cross-cultural Comparison of Japan and the United States of America,” *International Journal of Japanese Sociology* 13: 100-119.
Kristal, T., and M. Yaish, 2020, “Does the Coronavirus Pandemic Level the Gender Inequality Curve? (It Doesn’t),” *Research in Social Stratification and Mobility* 68: 100520.
Mize, T. D., 2019, “Best Practices for Estimating, Interpreting, and Presenting Nonlinear Interaction Effects,” *Sociological Science* 6: 81-117.
中西啓喜，2023,「コロナ禍の学校臨時休業によるラーニング・ロスの実証的検討：令和3年度文部科学省全国学力・学習状況調査の分析から」『教育社会学研究』112：72-96.
中村高康，2018,「相対学歴指標と教育機会の趨勢分析――2015年SSM調査データを用いて」『理論と方法』33(2)：247-260.
Shavit, Yossi, and Hans-Peter Blossfeld eds., 1993, *Persistent Inequalities: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder: Westview Press.
多喜弘文・中村高康・香川めい・松岡亮二・相澤真一・有海拓巳・苅谷剛彦，2021,「コロナ禍のもとで学校が直面した課題」『理論と方法』36(2)：226-243.
東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所編，2024,『パネル調査にみる子どもの成長：学びの変化・コロナ禍の影響』東京：勁草書房.
豊永耕平，2023,『学歴獲得の不平等：親子の進路選択と社会階層』東京：勁草書房.

高校生の将来観と大学進学
――大都市圏／地方県の差異に着目して――

脇薗　祐一

（鹿児島県立曽於高等学校）

本報告書では，高校生の将来観が大学進学に与える影響について，大都市圏／地方県ごとに分析した．その結果，地域に関係なく，将来就きたい職業があることは大学進学に負の影響が，将来社会に貢献したいことは大学進学に正の影響があった．また，地方県においては，地元志向のある生徒ほど大学進学せず，世界で活躍したい生徒ほど大学進学しやすいことが分かった．また，大都市圏では，将来観によって親学歴の効果が見られなくなるが，地方県ではなお親学歴の効果が残った．さらに，大都市圏／地方県に関わらず，世帯収入の効果が残った．

1 問題設定

本研究の目的は，高校生の将来観が大学進学に与える影響について，大都市圏と地方県でどのように異なるかを検討することにある．

大学進学率には地域差があり，三大都市圏がその他の地域と比べて高いことが知られている．この背景には，子どもに大学進学を期待する社会経済的地位(Socio-Economics Status; SES)の高い層の保護者が三大都市圏に多いことなどが挙げられる（松岡 2019）．

また，都市部と地方では進路選択に対する意識が異なることが指摘されている．例えば，吉川(2001)は，地方の高校生は中央都市部とは異なる行動・意識特性があることを示唆しており，アカデミックとは別次元の進路選択として地域移動の選択が存在するとした．また，有海(2011)は，地方／中央都市部の進学校生徒について，学習・進学意欲の維持に対して，地方では教師によって強調される社会的な自己実現といった志向性が，中央都市部では地位達成志向が強く作用していることを明らかにした．

高校生は進路選択をするに当たり，育ってきた環境や学校のキャリア教育等の影響から醸成された将来観の影響もあると考える．大学進学率には地域差があることから，その影響は地域によって異なると考えられる．たとえば，将来，地元に残りたいと考える高校生は，大都市圏であれば複数の大学から進学先を選択することができるが，大学が少ない地方では現実的に大学進学以外の進路を取らざるを得なくなる場合もあるだろう．そこで，本研究では，高校生の将来観が大学進学に与える影響が地域によってどのように異なっているか検証したい．

2 方法

2.1 使用データ

使用したデータは，「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及び卒業時サーベイのうち，居住都道府県データがある Wave 6(2020 年度)，Wave 7(2021 年度)，Wave 9(2023 年度)である．このうち，高校３年生を対象として分析を行った．なお，性別，将来観及び進路については卒業時サーベイ，それ以外についてはベースサーベイのデータを利用した．

2.2　変数の設定

分析で使用する変数の設定を表 2-1，設定した変数の記述統計量を表 2-2 に示す．女子ダミー，父親大卒ダミー，母親大卒ダミー，世帯収入は SES の変数として準備した．表 2-2 より，大都市圏の方が父親・母親共に大学卒業以上の学歴である割合が高く，世帯収入も高いことが分かる．

また，将来観としては，質問の中から四つを利用した．「地元で生活をしたいダミー」は地元志向の指標として設定した．これは，大学収容率の低い地方県では，地元志向が強いほど大学進学につながらないと予想されることからである．「社会貢献したいダミー」は，有海(2011)を参考に，社会的な自己実現の指標として設定した．「職業はっきりダミー」は職業志向の指標として設定した．キャリア教育等によってなりたい職業がはっきりするほど，就職したり，専修学校等のいわゆる「手に職系」の学校に進学したりすると予想されるからである．「世界で活躍ダミー」は地位達成の指標として利用した．世界に活躍したいと思うほど，大学進学しやすいと考えたからである．

表 2-1　変数の設定

	設定方法
居住都道府県	居住都道府県のうち，「埼玉」，「千葉」，「神奈川」，「東京」，「愛知」，「京都」，「大阪」，「兵庫」を大都市圏，それ以外を地方県とした．
女子ダミー	女子＝1，男子＝0 とした．
父親大卒ダミー	父親の学歴について，「大学」，「大学院」＝1，それ以外＝0 とした．
母親大卒ダミー	母親の学歴について，「大学」，「大学院」＝1，それ以外＝0 とした．
世帯収入［百万円］	昨年１年間の世帯全体の収入（共働きの場合は夫婦の合計，税込）
地元で生活をしたいダミー	「あなた自身の将来について，次のことはどれくらいあてはまりますか．」について「地元で仕事や生活をしたい」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」＝1，「あまりあてはまらない」，「まったくあてはまらない」＝0 とした．
社会貢献したいダミー	「あなた自身の将来について，次のことはどれくらいあてはまりますか．」について「社会のために貢献したい」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」＝1,「あまりあてはまらない」,「まったくあてはまらない」＝0 とした.
職業はっきりダミー	「あなた自身の将来について，次のことはどれくらいあてはまりますか.」について「将来就きたい職業がはっきりしている」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」＝1,「あまりあてはまらない」,「まったくあてはまらない」＝0 とした.
世界で活躍ダミー	「あなた自身の将来について，次のことはどれくらいあてはまりますか.」について「世界で活躍したい」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」＝1,「あまりあてはまらない」,「まったくあてはまらない」＝0 とした.

表 2-2　各変数の記述統計量

		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
女子ダミー	大都市圏	1016	0.000	1.000	0.5482	0.49791
	地方県	1008	0.000	1.000	0.5476	0.49797
父親大卒ダミー	大都市圏	1182	0.000	1.000	0.5400	0.49800
	地方県	1212	0.000	1.000	0.4300	0.49600
母親大卒ダミー	大都市圏	1182	0.000	1.000	0.3100	0.46100
	地方県	1212	0.000	1.000	0.2300	0.42200
世帯収入［百万円］	大都市圏	1031	1.500	22.500	8.6532	4.07411
	地方県	1080	1.500	22.500	7.3861	3.60773
地元で生活をしたいダミー	大都市圏	1011	0.000	1.000	0.5509	0.49764
	地方県	1010	0.000	1.000	0.6287	0.48339
社会貢献したいダミー	大都市圏	1012	0.000	1.000	0.5524	0.49750
	地方県	1010	0.000	1.000	0.5515	0.49759
職業はっきりダミー	大都市圏	1013	0.000	1.000	0.7581	0.42842
	地方県	1009	0.000	1.000	0.7641	0.42476
世界で活躍ダミー	大都市圏	1011	0.000	1.000	0.4075	0.49162
	地方県	1008	0.000	1.000	0.3462	0.47600

3 結果

将来観が大学進学に与える影響について，大都市圏／地方県ごとにみていく.

表 3-1，表 3-2 は大学進学を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を大都市圏／地方県別に行ったものである．モデル１では統制変数のみを独立変数とし，モデル２では，モデル１に加えて将来観を独立変数として投入している．なお，今回は有意確率を 10%として判断をした.

大都市圏と地方県で共通しているものとして,「職業はっきりダミー」は大学進学に負の効果を与え,「社会に貢献したいダミー」は正の効果を与えていることが分かる．このことから，大都市圏／地方県に関わらず，将来就きたい職業が明確な高校生は大学に進学しない

と言える．また，将来，社会に貢献したいと考えている高校生ほど大学に進学すると言える．

一方，地方県のみ効果が見られたものがある．「地元で生活したいダミー」は地方県のみで大学進学に負の効果が，「世界で活躍したいダミー」は地方県のみで正の効果が見られた．したがって，大都市圏では，地元志向が大学進学に影響与えているとは言えないが，地方県では，地元志向が高いほど大学進学をしないこと分かる．また，地方県では，将来，世界で活躍したいと考える生徒ほど大学進学をすることが分かる．

また，統制変数に SES を加えたことをふまえ，結果をまとめると次のように言える．

大都市圏(表 3-1)では，モデル１より父親学歴が大学進学に影響を与えているが，将来観を投入することでこの影響が見られなくなることが分かる．したがって，大都市圏では，性別，世帯収入，親学歴が一定だとしても，将来就きたい職業がはっきりしている生徒ほど大学進学しにくく，将来，社会に貢献したいと考えている生徒ほど大学進学しやすいことが分かる．一方，将来観を投入しても，世帯収入が大学進学に影響を与えていることが分かる．

また，地方県(表 3-2)では，大都市圏と異なる点としては，世界で活躍したいダミーが正の効果があることを示している点である．つまり，大都市圏と異なり，地方圏では，世界で活躍したい考えている高校生は，世帯収入や親学歴，性別を一定にしても，大学進学しやすくなることが分かる．また，大都市圏では将来観を投入することで親学歴の効果が消えたが，地方県ではその効果が残っている．

表 3-1　大学進学を従属変数としたロジスティック回帰分析（含　SES，大都市圏）

	モデル１			モデル２		
	回帰係数	オッズ比	有意確率	回帰係数	オッズ比	有意確率
世帯収入（百万円）	0.044	1.045	*	0.053	1.054	*
父親大卒以上ダミー	0.320	1.378	+	0.255	1.291	
母親大卒以上ダミー	0.102	1.108		0.073	1.076	
女子ダミー	0.300	1.350	+	0.329	1.390	*
職業はっきりダミー				-0.706	0.494	***
地元で生活したいダミー				0.025	1.026	
社会に貢献したいダミー				0.448	1.566	**
世界で活躍したいダミー				0.257	1.293	
（定数）	0.258	1.294		0.197	1.218	
Nagelkerke 疑似決定係数	0.031			0.073		
尤度比のカイ二乗検定	p=0.000			p=0.000		
N	868			860		

***:p<0.001，**:p<0.01，*:p<0.05，+:p<0.10

表 3-2　大学進学を従属変数としたロジスティック回帰分析（含　SES，地方県）

	モデル１			モデル２		
	回帰係数	オッズ比	有意確率	回帰係数	オッズ比	有意確率
世帯収入（百万円）	0.064	1.066	**	0.052	1.054	*
父親大卒以上ダミー	0.593	1.810	***	0.539	1.715	***
母親大卒以上ダミー	0.367	1.443	*	0.328	1.388	+
女子ダミー	0.038	1.039		-0.01	0.990	
職業はっきりダミー				-0.485	0.616	**
地元で生活したいダミー				-0.289	0.749	+
社会に貢献したいダミー				0.819	2.268	***
世界で活躍したいダミー				0.336	1.343	*
（定数）	-0.540	0.583	**	-0.66	0.517	**
Nagelkerke 疑似決定係数	0.073			0.122		
尤度比のカイ二乗検定	p=0.000			p=0.000		
N	881			875		

***:p<0.001，**:p<0.01，*:p<0.05，+:p<0.10

4 まとめと結論

以上の分析から得られた主な知見は，次の３点である．

第一に，高校生の将来観が大学進学に影響を与えているという点である．具体的には，将来就きたい職業がはっきりしている高校生は大学進学しない傾向があり，将来社会に貢献したいと考える高校生は大学進学する傾向がある．有海(2011)では地方のみならず，大都市圏でも，社会的な志向性が自己実現を学習・進学意欲の維持に作用することも示唆しているが，本データでは，大都市圏／地方県に関わらず大学進学に影響を与えていることが明らかとなった．

第二に，高校生の将来観が大学進学に与える影響は大都市圏／地方県によって異なるという点である．具体的には，地方県では，地元で仕事や生活をしたいと考える生徒ほど大学進学しない傾向があり，世界で活躍したいと考える生徒ほど大学進学しやすい傾向にある．しかし，この傾向は大都市圏では見られない．

このことは，地方において地元志向が強いことが大学進学しないことにつながることを表している．地方においては，大学収容力が小さいことや，地域の職業構成などから，将来地元で仕事や生活したいことが，進路選択において大学進学につながらないと考えられる．

第三に，これらの将来観によって大都市圏では親学歴が大学進学に与える影響がなくな

るが，地方県ではなお，親学歴の影響が残るという点である．

ただし，SES を統制しても，将来観が大学進学に対する影響が見られたことから，大学進学においてはキャリア教育等によって育まれる将来観によって世帯収入等の SES を乗り越えられる可能性もある．しかし，地方県では世帯収入のほか，親学歴の影響が残ることから，大都市圏よりも大学進学への障壁が多いことが改めて確認できた．しかし，それでも「将来，社会に貢献したい」や「世界で活躍したい」と思う生徒ほど大学進学しやすい傾向がある．

以上のことから，本研究の意義を述べる．本研究では，将来観が大学進学に与える影響について検討し，正の効果／負の効果がある将来観を確認することができた．このことは，高校段階におけるキャリア教育等の実践の参考になるだろう．特に，「将来，社会に貢献したい」という思う生徒は大学進学につながることから，生徒に大学進学を促したいのであれば，社会的な自己実現を目指した指導を行うことが有用である可能性がある．一方で，世帯収入の影響は残ることから，大学進学に対する経済的な支援が必要である．

最後に，本研究の課題として次の２点を挙げる．１点目が，進路メカニズムは地域による差が大きく，大都市圏／地方県という二元論ではとらえきれない点である．地域を分けることでサンプル数が少なるため，データの制約上難しい部分もあるが，今後の課題としたい．２点目は，本研究で用いた将来観のデータは高校卒業時のものであるという点である．実際には，小学校・中学校時に形成される将来観が高校卒業時の進路選択に大きな影響を与えているだろう．この点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 2015～2023」（東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所共同研究）の個票データの提供を受けました．

［参考文献］

有海拓巳，2011,「地方／中央都市部の進学校生徒の学習・進学意欲―学習環境と達成動機の質的差異に着目して―」『教育社会学研究』88：185-205.

吉川徹，2001,『学歴社会のローカル・トラック: 地方からの大学進学』世界思想社.

松岡亮二，2019,『教育格差:階層・地域・学歴（ちくま新書)』筑摩書房.

生徒の職業希望の形成プロセスに関する基礎的分析

山口哲司

（東京大学大学院）

職業希望と進路選択の関係を検討した先行研究は，特定の職業希望をもつことが女子にとって重要であるとし，高卒後進路のジェンダー分化を説明する要因のひとつとして職業希望を位置づけてきた．しかし，先行研究は生徒の職業希望がどの学年で形成されやすく，そこにどのようなジェンダー差がみられるかという，変化のプロセスを捉えていない．そこで本研究では「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いて，イベントヒストリー分析の枠組みから生徒の職業希望形成のタイミングを捉え，ジェンダーによる進路分化をより精緻に説明するための示唆を得る．

分析の結果，とくに高校段階において，女子のほうが職業希望形成のタイミングがやや早く，看護師をはじめとする「保健医療従事者」が早期に希望されやすいことが分かった．このことは，資格職を中心とする特定の職業を早期に希望することが進路選択のジェンダー分化に帰結している可能性を示唆する．

1 問題設定

1.1 職業希望が進路選択にとって重要でない日本的文脈？

本研究では，生徒の職業希望が形成されるタイミングについて，ジェンダー差に着目した基礎的分析をおこない，ジェンダーによる進路分化と職業希望の関係についての示唆を得る．

日本では2000年代初頭から主に初等・中等教育においてキャリア教育が導入され，職場体験を中心としながら，将来の職業に対する理解・職業観を身につけることが求められるようになった（児美川 2013）．そうした背景のもとで，多くの児童・生徒が「将来つきたい職業」（以下，職業希望）を絶えず問われるようになり，そのことを批判的に捉える議論もみられる（高部 2020）．

では，職業希望をもつことは，学卒後の実際のキャリア選択とどのように結びついているのだろうか．先行研究の議論を踏まえると，特定の職業希望をもとにして進路選択をする生徒が大多数を占めているとはいえない．そもそも高校 3 年生時点で職業希望をもっている生徒の割合は男女ともに5割から6割程度であり（藤原 2020），「将来つきたい職業」に関する展望をもたずに高卒後の進路を選択する生徒も多いと考えられる．

また，職業希望をもっていると回答している生徒のなかにも，具体的な職業イメージをもっているとはいえない生徒も一定数みられる可能性がある．多喜（2020）は，国際学力調査であるPISA（Programme for International Student Assessment）データにおける「あなたは30歳くらいになったら，どんな職業についていると思いますか」という質問項目の度数分布から，日本では他国に比べて「事務職」希望者が例外的に多いことを指摘する．このような回

答には，いわゆる「会社員」的な曖昧な職業イメージが少なからず含まれていると考えられる[1)]．

その背景としては，職業希望をもつことと実際の職業達成が結びつきにくい日本的な文脈が想定される．日本の雇用システムは新卒一括採用を特徴としており，学卒者に対して企業内訓練を提供することから，「教育と職業の密接な無関係」をもたらしていることが指摘されてきた（濱口 2013）．つまり，より高い学歴を得ることが，大企業への就職をはじめとするよりよい職業達成につながるという点で，教育と職業の関係は「密接」だといえるが，学校教育の段階で身につけた知識や技術と，職業生活で必要となる知識や技術との間に乖離があるという点で，両者は「無関係」なのである．こうした社会では，学卒前に何らかの職業希望をもっていようがいまいが，それが卒業後の進路選択やその後のキャリアに影響する程度が小さいと想定される．また，日本の雇用システムが予期的に社会化されることで，生徒の間で職業希望のなさや「会社員」的な職業イメージが多くみられると解釈することもできる．

1.2 ジェンダーによる進路分化と職業希望

以上のように，多くの生徒にとって進路選択にあたって職業希望が必ずしも重要でないことが想定される一方で，ジェンダーによる進路分化を説明するための要因のひとつとして，職業希望の重要性が数多く指摘されている．多喜（2022）は本研究でも用いる「子どもの生活と学びに関する親子調査」の分析から，(1) 小学 4 年生から高校 3 年生までのいずれの学年でも，男子より女子のほうが職業希望「あり」割合が 10%ポイント程度高いこと，(2) 男子よりも女子のほうが職業希望「なし」から「あり」へと学年間で変化しやすいこと，(3) 職業希望がある場合に短大・高専などの短期高等教育機関への進学希望をもつ傾向が，とくに女子に強くみられることを実証している．また，職業希望の内容に踏み込んだ研究として，髙松（2022）が挙げられる．髙松（2022）は高校生に対する全国調査データの分析から，女子内部の進路分化として，看護師や医師などの医療職を希望する場合は四年制大学を希望しやすく，保育士や幼稚園教員などの教育系専門職を希望する場合は専門学校や短大を希望しやすいことを示した．さらに伊佐（2022）も職業希望と進路選択の関係のジェンダー差を扱っており，大学進学にあたって進学先の入試難易度を低めた層とそうでない層の違いについて，難関高校出身の女子に焦点を当てた検討をおこなっている．高大接続パネルデータを用いた分析の結果，女子の間では，看護師に代表される医療職や，教職を希望することが進学先の入試難易度の低下につながっており，資格取得によって確実なキャリアを手に入れようとする志向性が存在することが示唆された．

以上のように，男子に比べ女子にとって，特定の職業希望をもっていることが進路の分化要因として重要であり，進学先大学の入試難易度を低めることや，専門学校や短大への進学希望をもつことにつながっているといえる．

1.3 本研究の検討課題

このように，先行研究ではジェンダーによる進路分化と職業希望の関係が示されてきた一方で，そもそも生徒の職業希望がどのタイミング（学年）で形成されやすく，そこにどのようなジェンダー差がみられるかという，変化のプロセスを捉える視点は希薄だった．職業希望に関する先行研究がその分布について主に示してきたのは，「各学年で職業希望をもっている児童・生徒が何%か」「各学年で児童・生徒がどのような職業希望をもっているのか」という点であった[2)]．それに対して，本研究では新たに「どのタイミングで職業希望ありに変化しやすいのか」「それぞれの職業希望がどのタイミングで形成されるのか（どのような職業希望だと形成が早かったり遅かったりするのか)」という点を，パネルデータの特性を活かして新たに検討する．

こうした検討は，「やりたいこと」をもたせるキャリア教育の帰結のひとつとして，生徒がどの学年でどのような職業希望をもつようになっているのかについての基礎的なデータとして重要であることに加え，ジェンダーによる進路分化と職業希望の関係に関する先行研究に対しても新たな視点をもたらす．つまり，ジェンダーによる進路分化のメカニズムとして，女子のほうが特定の職業希望を「早期に」もちやすく，それをもとに特定の進路に水路づけられやすい可能性が考えられるのだ．こうした論点は，職業希望形成のタイミングを分析の俎上にのせることで初めて検討が可能であり，ジェンダーによる進路分化に対してより精緻な説明を与えることに寄与する．

以上を踏まえ，本研究では職業希望の形成プロセスとそのジェンダー差についての基礎的な分析をおこない，ジェンダーによる進路分化に対する示唆を得たい．

2 データ・変数・手法

データには，東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所が 2015 年以降毎年実施している「子どもの生活と学びに関する親子調査」を用いる．調査対象は全国の小学 1 年生から高校 3 年生の子どもとその保護者であり，ベネッセコーポレーションが保有する情報をもとに募集されたモニターであるが，全国代表性は担保されている（木村 2020）．このうち，本研究では 2015〜2023 年調査（wave1〜9）のデータを使用する．

分析対象とするサンプルは，中学 1 年生から高校 3 年生であり，表 1 に示した通りである．職業希望の変化を検討するため，調査回数が 1 回に限られるサンプル（wave1 調査の高 3 と wave9 調査の中 1）と，職業希望質問の実際の回答回数が調査期間中 1 回だけの生徒は分析に含めない．また，分析に用いているサンプルは中 1 から高3 まで完全回答しているサンプルとは限らず，たとえば「wave4 で中 3，wave5 で高1，wave6 で高2」の 3 時点回答のサンプルなども分析に含まれる．

表 1　分析対象とするサンプル

	wave1	wave2	wave3	wave4	wave5	wave6	wave7	wave8	wave9
小1									
小2									
小3									
小4									
小5									
小6									
中1									
中2									
中3									
高1									
高2									
高3									

また，本研究では職業希望の形成プロセスに着目するため，以下の生徒にサンプルを限定している（表 2）.

（1）調査対象期間中，職業希望が常に「なし」の生徒
（2）調査対象期間中，職業希望「なし」から，特定の時点（学年）で「あり」に変化し，それ以降は常に「あり」の生徒

つまり，以下のような生徒は分析対象に含めない.

（1）調査対象期間中，職業希望が常に「あり」の生徒
（2）調査対象期間中，職業希望「あり」から，特定の時点（学年）で「なし」に変化し，それ以降は常に「なし」の生徒
（3）調査対象期間中，職業希望「あり」→「なし」→「あり」のように，複数回変動する生徒

このサンプル限定の結果，wave1～9 調査対象の中学 1 年生から高校 3 年生で，先述したように調査回数が 1 回に限られるサンプルと，職業希望質問の実際の回答回数が調査期間中 1 回だけの生徒を除いたサンプルのうち，39.2%の生徒（観察数 13,552 人）が分析対象となる．こうしたサンプル限定は，後述するように，本研究でおこなうイベントヒストリー分析が，原則的に一度きりのイベント（離婚や機械の故障など）の発生を対象とするために必要となる.

表 2　分析対象とするサンプルの職業希望回答パターン

調査時点	1 時点目	2 時点目	3 時点目	4 時点目	5 時点目	6 時点目
2 時点回答の場合	なし	なし				
	なし	あり				
3 時点回答の場合	なし	なし	なし			
	なし	なし	あり			
	なし	あり	あり			
4 時点回答の場合	なし	なし	なし	なし		
	なし	なし	なし	あり		
	なし	なし	あり	あり		
	なし	あり	あり	あり		
5 時点回答の場合	なし	なし	なし	なし	なし	
	なし	なし	なし	なし	あり	
	なし	なし	なし	あり	あり	
	なし	なし	あり	あり	あり	
	なし	あり	あり	あり	あり	
6 時点回答の場合	なし	なし	なし	なし	なし	なし
	なし	なし	なし	なし	なし	あり
	なし	なし	なし	なし	あり	あり
	なし	なし	なし	あり	あり	あり
	なし	なし	あり	あり	あり	あり
	なし	あり	あり	あり	あり	あり

職業希望の変数には，「あなたには，将来なりたい職業はありますか」という質問に対して，「ある」「ない」の 2 択で尋ねられたものを用いる．加えて，職業希望「あり」の生徒については自由記述回答も使用し，一定のサンプルサイズが確保できる職業分類に限って，SSM 職業大分類・中分類にコーディングしたものを用いる [3)]．また，いずれの分析も男女別におこなう．分析に用いる変数の記述統計量は表 3 に示している．

表 3　分析に用いる変数の記述統計量

	%		%
職業希望の有無（観察数=13552）		職業希望（中分類）（観察数=2161）	
あり	17.6	技術者	10.3
なし	82.4	保健医療従事者	23.5
職業希望（大分類）（観察数=2223）		教員	9.0
専門的・技術的職業従事者	60.9	美術家、デザイナー、写真家、映像撮影者	3.9
事務従事者	13.8	その他の専門的職業従事者	5.3
サービス職業従事者	7.2	一般事務従事者	12.4
生産工程従事者	5.2	その他	35.5
その他	12.9	性別（観察数=13552）	
		女子	46.0
		男子	54.0

分析として，イベントヒストリー分析のひとつであるカプラン・マイヤー法によって生存時間・生存率の記述をおこなう．カプラン・マイヤー法は後述する分析結果で示すように，特定のイベントが発生するまでの時間を可視化し，累積生存率を記述することができる．こ

れにより，職業希望の形成が時間（学年）の推移とともにどのように起こっているのかを記述的に明らかにする．分析では，まず職業希望「あり」割合の推移を男女別にみたうえで，職業希望（大分類・中分類）割合の推移を男女別に検討する．

3 分析結果

まず図 1 は，職業希望「あり」割合の推移を男女別にみたものである．重要なのは，とくに高校段階において，女子の方が職業希望形成のタイミングがやや早いことである．前学年と比べたときの職業希望「あり」割合の上昇幅は，高 1 時点で男子が 6.1%ポイント，女子が 9.5%ポイント，高 2 時点で男子が 6.1%ポイント，女子が 11.1%ポイント，高 3 時点で男子が 16.7%ポイント，女子が 19.5%ポイントである．その結果，それぞれの学年での職業希望「あり」割合は，高 1 時点で男子が 18.3%，女子が 25.2%，高 2 時点で男子が 24.4%，女子が 36.3%，高 3 時点で男子が 41.1%，女子が 55.8%となっている．このように，中 1 時点で職業希望がなかった生徒を追跡すると，とりわけ高校段階において，女子のほうが職業希望「あり」に変化するタイミングが早く，職業希望の有無にみられるジェンダー差が徐々に大きくなっていくことが分かった．また，男女ともに，高3 時点で高 2 時点と比べたときの職業希望「あり」割合の上昇幅が大きいことも特徴的である．

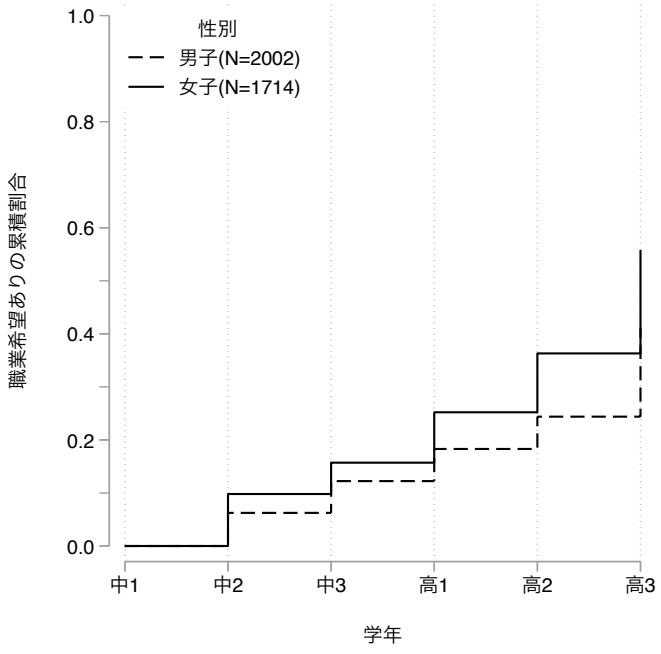


図 1　職業希望「あり」割合の推移（男女別）

次に図 2 は，職業希望（大分類）割合の推移を男女別にみたものである．ここでのサンプルは，職業希望が各職業分類レベルで調査期間中変化しておらず，かつ回答の最終時点で当

該職業分類の職業を希望していた生徒に限定している（図 3 も同様）．そのため，分析のサンプルサイズが限られている点に注意が必要である（図 1 で用いたサンプルに対する割合は 26.4%，観察数 3,580 人）．

ここからは，男女ともに，「サービス」の職業希望の形成タイミングが相対的に早いことが読み取れる．また，「事務」は形成タイミングが相対的に遅く，高3 時点で大きく上昇していることが分かる．「事務」を希望する生徒の割合は，高 2 時点で男女ともに 40%程度であるため，高 3 時点で「事務」を最終的に希望していた生徒のうち，6 割程度の生徒は高 3 時点から希望するようになったということになる．

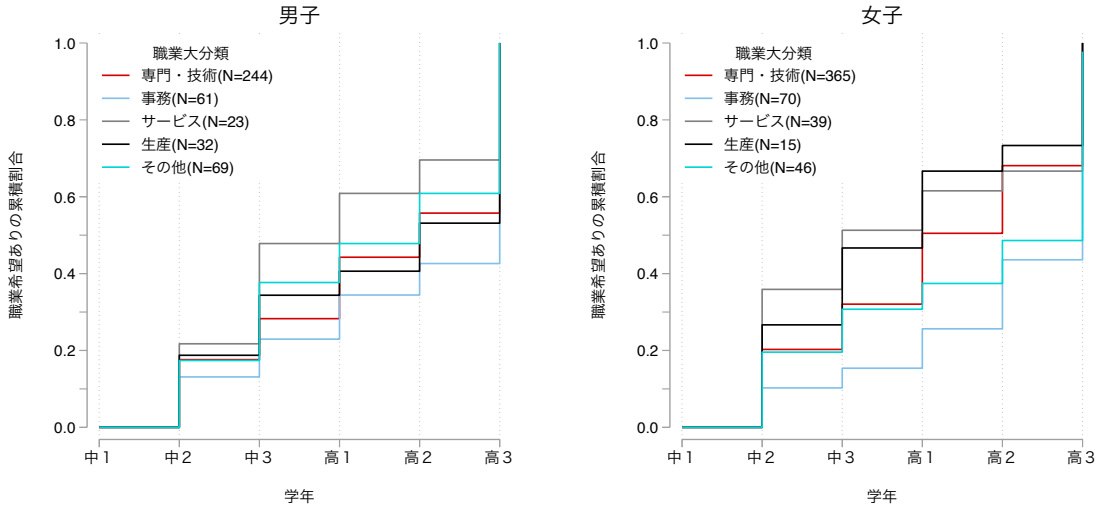


図 2　職業希望（大分類）割合の推移（男女別）

図 3 は，図 2 と同様の分析を職業中分類についておこなったものである（図 1 で用いたサンプルに対する割合は 21.5%，観察数 2,913 人）．これをみると，「保健医療従事者」の職業希望の形成タイミングが，女子のほうがやや早いことが読み取れる．高 3 時点で「保健医療従事者」を希望していた生徒のうち，高 1 時点で希望していたのは男子で 24.0%，女子で 30.2%，高 2 時点で希望していたのは男子で 40.0%，女子で 58.9%であった．このように，「保健医療従事者」希望はとくに高2 時点においてジェンダー差が大きくみられ，女子のほうが形成タイミングが早いことが分かる．また，「一般事務従事者」は先ほどと同じく男女ともに形成タイミングが相対的に遅いことが分かる．

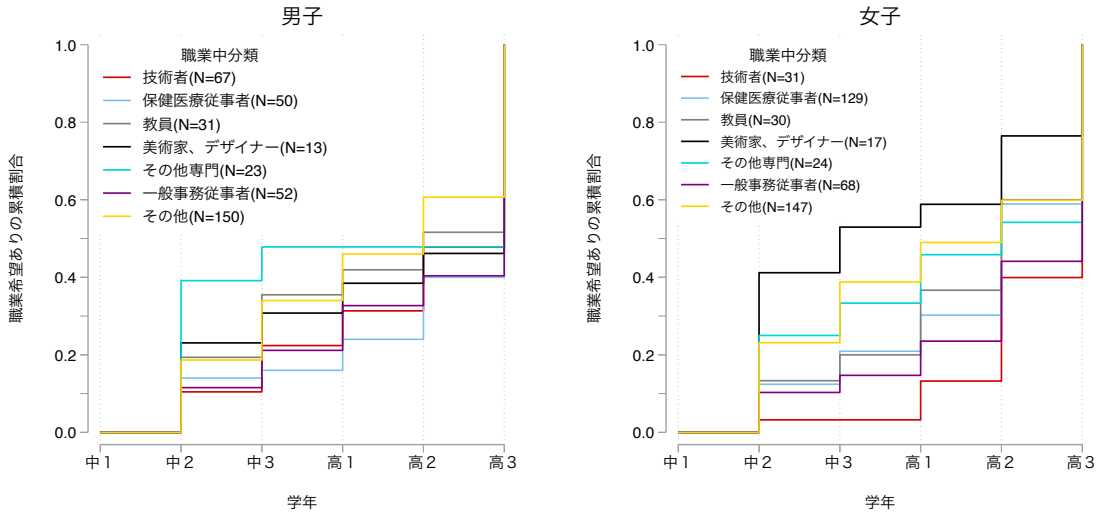


図 3　職業希望（中分類）割合の推移（男女別）

4 結論と考察

本研究では，生徒の職業希望が形成されるタイミングについて，ジェンダー差に焦点を当てた基礎的分析をおこなった．

分析の結果，とくに高校段階において，女子のほうが職業希望形成のタイミングがやや早いことが分かった（図 1）．先行研究では，どの学年でも女子のほうが職業希望をもちやすいことや，職業希望「なし」から「あり」に変化しやすいことが明らかにされていたが，そのタイミングも男子に比べて早いことが新たに明らかにされた．

この点について，どのような職業希望の形成が女子において早くみられるかを検討すると，看護師などをはじめとする「保健医療従事者」が早期に希望されやすかった（図 3）．資格取得によって確実なキャリアを手に入れようとする志向性が女子において強くみられ，そのことが進路分化のジェンダー差に帰結しうることを踏まえると（伊佐 2022），女子のほうが資格職を中心とする特定の職業希望を早期にもちやすく，それをもとに進路選択している可能性が示唆される．資格を身につけさせることで安定した職業生活を獲得しようとする「手に職・資格戦略」が，子どもが女子の場合に家庭の教育戦略として採られやすいという事例を踏まえると（小澤 2022），親との関わりのなかで，女子のほうが特定の進路へと早期に水路づけられやすい可能性もある．こうした知見は，進路分化のジェンダー差が生じるメカニズムに対して新たな視座をもたらすものである．

加えて，「事務」系の職業希望の形成タイミングが相対的に遅い傾向が男女ともにみられた（図 2・図 3）．この解釈として，高卒就職層が高 3 時点での職業希望の回答において，すでに検討または決定している就職先の職業をもとに回答したことが影響している可能性が考えられる．また，「事務」系の職業希望をいわゆる「会社員」的な職業に対する想定と捉えるならば，進路選択が目前に迫るにつれて漠然と「会社員」という回答が，明確な職業イ

メージとしてではなくとも選択されている可能性もある．

以上の知見は，パネルデータを活かしたイベントヒストリー分析の枠組みを用いることで初めて明らかにされるものである．「各学年で職業希望をもっている児童・生徒が何%か」「各学年で児童・生徒がどのような職業希望をもっているのか」といった学年間の集計では，時点間で職業希望が変化していない生徒や，職業希望「なし」から「あり」へ，もしくは「あり」から「なし」へ変化している生徒など，様々な職業希望変化のパターンの合計としての割合しか検討することができない．それに対して，今回の分析枠組みにおける，主に職業希望「なし」から「あり」への変化を捉えるためのサンプル限定をおこなうことで，学年間の職業希望形成プロセスに迫ることができるという点を強調しておきたい．

本研究の限界として，第一に，職業希望の自由記述回答のコーディングについて，職業大分類・中分類を用いた分析はサンプルサイズが限られているため，知見の一般化可能性には注意が必要となる．第二に，職業希望の形成プロセスを捉えるためのサンプル限定をおこなったことの裏返しとして，特定の職業希望変化パターンを経ている生徒のみに分析を限定しているという点でも，知見の一般化可能性に注意を要する．とくに，職業希望が常に「あり」であるような職業意識の強い生徒についてはイベントヒストリーの分析枠組みで捉えることが難しいが，そうした生徒の進路選択パターンにもジェンダー差がみられる可能性が考えられるため，別途分析が必要である．加えて，今回の分析では捉えることができなかった，職業希望「あり」の生徒のなかでの希望する職業内容の変動や，職業希望の有無自体が複数回変動する生徒を分析の俎上にのせることも重要である．

今後の展望としては，職業希望の形成プロセスの観点から，職業希望を独立変数もしくは従属変数とした分析がそれぞれ求められる．職業希望を独立変数として捉える場合は，「どのような変数によって職業希望の形成が規定されるのか」が検討可能である．そこには学校での進路指導や，授業経験，親との関わり，部活動など，様々な要因が想定される．本研究で検討したジェンダーによる進路分化に即していえば，「手に職」的な職業希望がどのように形成されるのかを，親や教師との関わりから検討することが可能である．また，職業希望を従属変数として捉える場合，「特定の職業希望を（早期に）もった生徒がどのような進路選択をするのか」が検討できる．本研究では職業希望と高卒後の決定進路の関係を分析することができていないため，形成された職業希望が実際の進路選択とどのように関連するのかについて，別途検討が求められる．以上のような分析をおこなうことで，職業希望の形成メカニズムを精緻化し，職業希望が進路選択にもたらす帰結について，さらなる検討をおこなうことが可能だろう．

［注］

1)第一生命保険株式会社が 2024 年 12 月に全国の小学生・中学生・高校生 3,000 人を対象におこなった，第 36 回「大人になったらなりたいもの」調査の結果によれば，小学生男子と中高

生において，「大人になったらなりたい職業」として「会社員」が 5 年連続で 1 位となっており，日本社会において「会社員」的な職業イメージが生徒の間に広くみられる可能性がある（2025 年 3 月 20 日取得，https://www.dai-ichi-life.co.jp/company/news/pdf/2024_059.pdf）.

2)「各学年で職業希望をもっている児童・生徒が何%か」については，職業希望「あり」の割合が，男女ともに小学生時点に比べ中学 3 年生までは減っていき，高校 3 年生に至るまで再び増加していくことが示されており（藤原 2020; 多喜 2022),「各学年で児童・生徒がどのような職業希望をもっているのか」については，小学生時点で多くみられる「プロスポーツ選手」や「パティシエ」などの一時的な「夢」に近い職業から，男子の場合は「教員」や「公務員」，女子の場合は「看護師」や「保育士」などの現実的な職業へと希望が変化していくことが示されている（藤原 2020）.

3)職業小分類にコーディングした場合，各分類のサンプルサイズが過小になるため，本研究では使用しない.

［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 wave1〜9，2015〜2023」（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，職業希望の自由記述回答のコーディングにあたり，藤原翔先生より職業自動コーディングの提供を受けました．記して感謝申し上げます.

［参考文献］

藤原翔，2020,「将来の夢と出身階層」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，53-67.

濱口桂一郎，2013,『若者と労働——「入社」の仕組みから解きほぐす』中央公論新社.

伊佐夏実，2022,「難関大に進学する女子はなぜ少ないのか——難関高校出身者に焦点をあてたジェンダーによる進路分化のメカニズム」『教育社会学研究』109: 5–25.

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.

児美川孝一郎，2013,『キャリア教育のウソ』筑摩書房.

小澤浩明，2022,「低所得層家族の教育戦略における主体的行為と構造——『手に職・資格戦略』に焦点化して」松田洋介・小澤浩明編『低所得層家族の生活と教育戦略——収縮する日本型大衆社会の周縁に生きる』明石書店，158-191.

高部大問，2020,『ドリーム・ハラスメント——「夢」で若者を追い詰める大人たち』イースト・プレス.

髙松里江，2022,「進路選択におけるジェンダー・トラック――男女間・同性内の進路希望の違いに着目して」『理論と方法』37(2): 170-183.
多喜弘文，2020,『学校教育と不平等の比較社会学』ミネルヴァ書房.
――――，2022,「男女の進学・職業希望形成とメリトクラシー」『2021 年度課題公募型二次分析研究会 高校生の進路選択とジェンダー――高等教育の多様性に注目して 研究成果報告書』131-142.

尊敬できる先生がいるかどうかと
教育/職業アスピレーションとの関連

岡部悟志

（ベネッセ教育総合研究所）

高校卒業後の進路は，高校タイプ（トラッキング），およびその背景にある家庭の社会経済的地位（SES）という構造的な要因によって規定されることが指摘されてきた．それらを前提としつつ，本稿では，学校が高校卒業前までの子どもに提供しうる社会化機能の１つとして，「尊敬できる先生」と出会うといった教員のロールモデルとしての影響に着目し，子どもの将来の進学/職業希望（アスピレーション）と関連するかを，小４生～高３生までの９時点の縦断データを用いて検討した．その結果，尊敬できる先生がいるかどうかは，同一個人内でも学年によって変化すること，その個人内の変化が，高校タイプや SES の影響を調整しても，アスピレーションに正の有意な効果をもつことが示された．教員は授業での学習指導を通して学力等を向上させる役割に加え，子どもにとってのロールモデルとして将来の希望を高める役割を果たしていると考えられる．

1 背景と目的

教育社会学や労働経済学では，高校卒業後の進路，例えば，大学へ進学するか否かは，その後の人生における職業選択や社会生活を予測する重要な要因の１つであるとされてきた．そして，その高校卒業後の進路に影響を与える要因として，親が大卒かどうか（吉川 2006）や家計の豊かさ（矢野 2015）といった子どもが育つ家庭における社会経済的地位（SES）が関連することが指摘されている．加えて，日本における高等学校進学の制度的文脈を踏まえれば，入学時の学力選抜によって高校での学業への態度や卒業後の進路が分化し水路づけられること，高校タイプで異なる生徒文化を通して生徒が社会化されていくことなどが指摘されている（耳塚 1980，樋田ほか 2014）．このように，高校卒業後の進路は，子どもの生まれの有利/不利の状態をあらわす出身階層や，子どもが通う学校の高校タイプといった構造的な要因に規定される一面をもつ．他方で，子どもの進路決定に影響する要因の１つとして，高校卒業後の進路決定より前の段階で形成される子どもの進学や職業に対する希望（以下，進学/職業アスピレーションと表記）がある（片瀬 2005）．そのアスピレーションに影響する代表的な要因の１つに，重要な他者である「親の教育期待」（Sewell et al. 1969，片瀬 2005）がある．ただし，親以外の人であっても，「ロールモデル」（Metron1957=1961）の存在そのものや，彼/彼女らの振る舞いを学習者が観察することを通して価値や態度を内面化していく社会的学習に着目する一連の研究がある（Bandura 1995=1997，祐宗ほか [1985]2022）．子ども本人の直接体験でなくても，他者の代理的経験を通した観察学習によって，将来の学業や運動での成果，健康や幸福度と関連することが知られている自己効力感が醸成されるとの指摘もある（Bandura 1995=1997，森口 2023）．

以上を踏まえ，本稿では，「尊敬できる先生」と出会う機会が多い子どもほど，家庭の社会経済的地位（SES）や高校タイプ（トラッキング）といった構造的な要因の影響を考慮してもなお，高い進学/職業アスピレーションをもつのかどうか，計量分析を通じて検討する．そのさい，学校で「尊敬できる先生」と出会う機会があるかどうか以前に，そもそも子ども本人の特性として，学校や先生を尊敬しやすい傾向があるかどうかが影響するのではないかという素朴な疑問に対しても，採用する統計モデルの工夫によって可能な限り配慮する．その上で，小４生が高３生になるまでの９時点において，「尊敬できる先生」がいるかどうかと「将来の進学や職業希望」を追跡聴取した縦断データ（「子どもの生活と学びに関する親子調査」の 2015 年調査 wave1～2023 年調査 wave9）を用いることにより，検討する．

2 先行研究と分析課題

先に述べたように，日本の高校生の卒業後の進路は，入学時の学力選抜によって配分される高校タイプ（トラッキング）とその高校タイプごとに異なる生徒文化とによって分化することが指摘されてきた（耳塚 1980，樋田ほか 2014）．近年では，国際的な大規模学力調査（OECD 生徒の学習到達度調査 PISA）のデータを用いた国際比較分析により，日本の高等学校に特徴的な傾向として，学校タイプ（トラッキング）の背景には，そこに通う子どもが生まれた家庭の社会経済的地位（SES）の影響が隠されていることが指摘されている（多喜 2020）．つまり，家庭の社会経済的地位（SES）が進学する高校の学校タイプ（トラッキング）に影響を与え，さらにそれが高校卒業後の進路に影響する，という一連の流れがあることが示されている．これに関連して，文部科学省が実施する全国学力・学習状況調査の専門分析（耳塚ほか 2021）では，高校進学以前の義務教育段階において，既に家庭の社会経済的地位による学力等の格差があることが明らかにされている．その全国学力・学習状況調査のデータを用いた中西（2023）の統計分析によれば，小中学生の子どもの学力の分散に対する説明力は，自治体や学校レベルといった集団レベルの分散による説明率は合わせても１割程度であり，その他は個人レベルの分散，つまり子どもの家庭的背景などの違いによって説明されるとしている．このように，個人のライフコースにとって重要な分岐点となる高校卒業後の進路は，個人の意思や行動の影響がおよびにくい社会の構造的な要因と無関係ではないことが繰り返し指摘されてきた．

とはいえ，必ずしも構造的な要因だけでは個人の教育達成や進路選択のすべてを説明しきれないこと，その残余部分の説明要因についてもこれまで検討されてきた．例えば，非認知的特性・スキルに関する一連の研究（Bowles & Gintis 1976，Heckman & Rubinstein 2001，Heckman et al. 2006 など）がある．子どもが抱く将来の進学や職業に対する希望（アスピレーション）も，その中の１つに位置づけられる．そのアスピレーションの形成に関する研究として，Sewell ら（Sewell et al. 1969）のウィスコンシン・モデルがよく知られている．そこでは，子どもの将来に向けた希望は，子どもの学業成績とそれを考慮した親の教育

期待を通して形成されるとしている．子どもにとっての「重要な他者」である親の教育期待のポジティブな影響に着目していることから，「社会化モデル」と呼ばれるが（片瀬 2005），同時に，親の教育期待じたいが，家庭の社会経済的地位（SES）や観測されない家庭環境・親自身の特性と分離しがたい関係にあることは想像に難くない．

そのような親の教育期待とは異なり，基本的には，社会経済的地位（SES）と切り離された要因と考えられるものとして，子どもが通う学校生活での要因が子どもに与える影響がある．学校が子どもに対して提供しうる機能としては，選抜に基づく教育機会の配分機能に加え，学校生活を通して子どもの能力や態度・価値観を形成してく社会化機能がある．その社会化機能に位置づけられるもの１つに，子どもが学校生活の中で出会う「尊敬できる先生」を通した教員のロールモデル（Metron1957=1961）としての影響がある．小学校高学年から中高生が該当する児童期後半から青年期の始まりにかけての発達課題は自我同一性（アイデンティティ）の獲得とされており，観察学習を通じたモデリング（Bandura 1995=1997）は，そのような発達課題に直面するこの時期の子どもにとって肯定的な影響を及ぼすと考えられる．このように，子どもが学校で「尊敬できる先生」と出会えるかどうかが，この時期の子どもの教育/職業アスピレーションを高める可能性が考えられる．ただし，先に述べたように，これまでの先行研究では，高校卒業後の進路が SES や高校タイプといった構造的な要因によって規定されることが繰り返し指摘されてきた．したがって，それらの要因の影響を十分に考慮した上で，両者に関連があるかどうかの検討を進める必要がある．

以上を踏まえて，本稿では，２つの分析課題とそれぞれに対応する仮説について検討する．

① 小中高生の子どもによる「尊敬できる先生がいる」かどうかの認識は，学年進行による経時変化によってどのように変化するのか．
⇒仮説：「尊敬できる先生がいる」かどうかは，個人間で違いがあり，同一個人内でも変化する．つまり，もともと学校の先生を尊敬しやすい子どもとしにくい子どもがおり，同じ子どもの中でも学年によって変化がみられるのではないか．

② 小中高生の子どもによる「尊敬できる先生がいる」かどうかの認識は，子どもの教育/職業アスピレーションを高めるか．
⇒仮説：「尊敬できる先生がいる」子どもほど，変えにくい様々な属性要因（学年や性別，親学歴や居住地域，もともと学校の先生を尊敬しやすい傾向かどうかなど）を統制しても，子どもの進学/職業アスピレーションが高い．

3 データと方法

２つの分析課題の検討のために本研究で用いる調査データは，東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所「子どもの生活と学びに関する親子調査 2015-2023」である．その

うち，2015 年調査 wave1 で小４生であり 2023 年調査 wave9 で高３生となったコーホートを対象とする．今回の分析では，2015 年調査 wave1 から 2023 年調査 wave9 までの連続回答者（N=359）を基本とする．これに関連して，2015 年調査 wave1 で小４生だった子ども（世帯）は，全体で N=1,338 であることを踏まえると，非連続回答者の数がかなり存在することがわかる．そのことに伴う属性上の主な偏りについては，女子が多い（男子が少ない）こと，および両親大卒が多い（両親非大卒が少ない）ことである[1)]．非連続回答サンプルが多いことに伴うサンプルの偏りに配慮した分析として，今回は，子どもの性別や保護者の学歴を統制することに留まる．分析における欠損の補完や非連続サンプルの許容については，今後の重要な課題の１つとしたい．

以上のデータセットを用いて，前節で述べた２つの分析課題①②とそれぞれの仮説の検討を行う．それぞれの分析方法と用いる変数の概要は，以下の通りである．

① 小中高生の子どもによる「尊敬できる先生がいる」かどうかの認識は，学年進行による経時変化によってどのように変化するのか．

- 分析方法：無作為に選ばれた個人について，「尊敬できる先生がいる」への回答を個人別に図示することで，個人間の違いや個人内で変化があるかを視覚的に確認する．
- 用いる変数：「尊敬できる先生がいる」かを尋ねた設問で，「とてもあてはまる」(=3)，「まああてはまる」(=2)，「あまりあてはまらない」(=1)，「まったくあてはまらない」(=0) と置き換えたもの．

② 小中高生の子どもによる「尊敬できる先生がいる」かどうかの認識は，子どもの教育/職業アスピレーションを高めるか．

- 分析方法：教育/職業アスピレーションを従属変数，「尊敬できる先生がいる」を説明変数とする回帰分析を行う．モデル１～３では，段階的に変数を投入することで，個人差を考慮したり，他の属性要因を統制したりしながら，「尊敬できる先生がいる」ことが子どもの教育/職業アスピレーションにどれくらい影響するかを，係数の変化を追うことで確認する．その上で，モデル４では，ハイブリッドモデル（Allison 2009）を用いる．その理由は，「尊敬できる先生がいる」ことがもつ教育/職業アスピレーションの影響を，個人内平均（もともと持っている傾向）と，同一個人内の変化（もともと持っている傾向からの変化）とに識別して効果を推定できる手法だからである．
  モデル１：プールド回帰モデル
  モデル２：ランダム切片モデル（統制変数なし）
  モデル３：ランラム切片モデル（統制変数あり）
  モデル４：ハイブリッドモデル
- 用いる変数：

・従属変数

A. 教育アスピレーション：

(1)子どもの大学進学希望（四大・大学院=1，それ以外=0）

(2)高校卒業後の第１志望の明確度（はっきり決めている=2，だいたい決めている=1，まったく決めていない=0）

B. 職業アスピレーション：将来なりたい職業の有無（ある=1，ない=0）

・説明変数

学年（小４生=0～高３生=8），尊敬できる先生がいる（まったく=0～とても=3）

・統制変数（いずれもダミー変数）

子どもの性（男子/女子），成績（上位/中位/下位），

親学歴（両親大卒/一方大卒/両親非大卒），高校タイプ（進学校/中堅校/多様校），

居住地域（政令指定都市・特別区/15 万人未満/5～15 万人未満/5 万人未満）

以上にあげた 10 種類の変数の基礎統計量は，以下の通りである．

表１　回帰分析に用いる変数の記述統計

	変数	内容	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
従属変数	大学進学希望	四大・大学院=1，それ以外=0	3,208	0.611	0.488	0	1
	（高校卒業後の）第一志望の明確度 ※高校生段階のみ回答。	はっきり決めている=2, だいたい決めている=1, まだ決めていない=0	895	1.051	0.795	0	2
	将来なりたい職業	ある=1，ない=0	3,193	0.526	0.499	0	1
説明変数	尊敬できる先生がいる	まったくあてはまらない=0, あまりあてはまらない=1, まあてはまる=2, とてもあてはまる=3	3,201	1.790	0.954	0	3
	学年	※小４生=0～高３生=8	3,231	4.000	2.582	0	8
統制変数	性別	男子	3,213	0.448	0.497	0	1
		女子	3,213	0.552	0.497	0	1
	成績	上位層	3,096	0.315	0.465	0	1
		中位層	3,096	0.348	0.476	0	1
		下位層	3,096	0.338	0.473	0	1
	親学歴	両親大卒	2,952	0.491	0.500	0	1
		一方大卒	2,952	0.299	0.458	0	1
		両親非大卒	2,952	0.210	0.408	0	1
	高校タイプ	進学校	3,204	0.410	0.492	0	1
		中堅校	3,204	0.410	0.492	0	1
		多様校	3,204	0.180	0.384	0	1
	居住地域	政令指定都市・特別区	3,231	0.318	0.466	0	1
		15万人未満	3,231	0.331	0.471	0	1
		5～10万人未満	3,231	0.251	0.433	0	1
		5万人未満	3,231	0.100	0.300	0	1

4 分析結果と考察

4.1「尊敬できる先生がいる」の学年による経時変化と個人間・個人内の変化

「尊敬できる先生がいる」ことについて，学年による集団としての平均的な変化を確かめ

るために，同時点（2023 年調査 wave9）の学年別の平均値を「実線」で，2015 年調査 wave1～2023 年調査 wave9 の縦断データにより算出された同一対象（９回連続回答者）の平均値を「破線」で表したものを，１つの座標軸上に重ねて示した（図１）．ここから第一に，学年によらず，およそ２前後の値を推移しており，その学年に伴う変化は大きくないこと，そして，第二に，横断データでみても縦断データでみても，ほぼ同じ傾向であることがわかる．このように，「尊敬できる先生がいる」という変数は，集団としての傾向をみる限り，学年によらず比較的安定的で，変化の少ない変数にみえる．

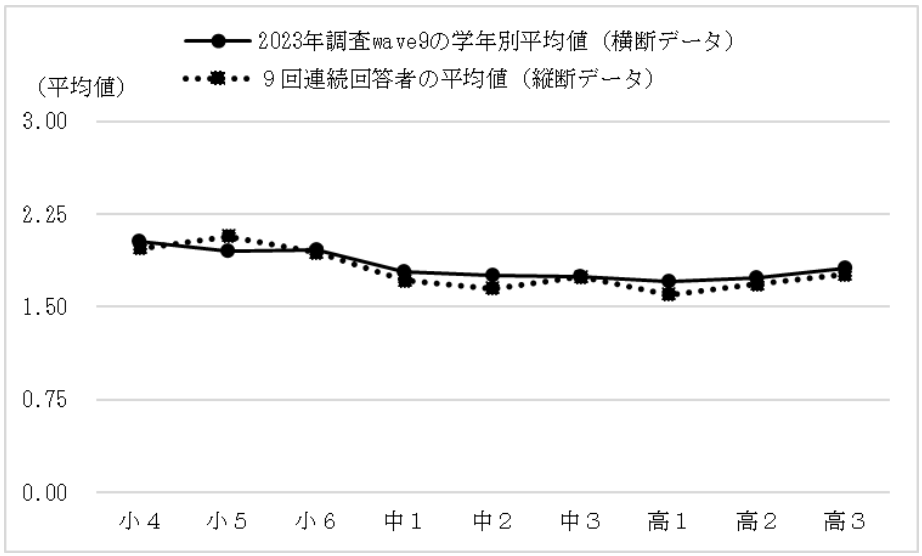


図１　「尊敬できる先生がいる」（縦軸）の学年別の平均値（横断・縦断データ別）

それでは，集団ではなく，１人１人の個人レベルでは，どのように変化しているのだろうか．図２・３は，「尊敬できる先生がいる」を縦軸（まったく=0～とても=3），学年（小４=0～高３=8）を横軸にとり，個人ごとの変化を可視化したものである．図２はランダムに抽出された 64 名，図３はそのうち 12 名をとりあげ，拡大表示したものである．ここから，個人ごとに変化の軌跡が異なるということ，また，同一個人の中でも，学年によってかなりの変化があるということが視覚的にみてとれる．

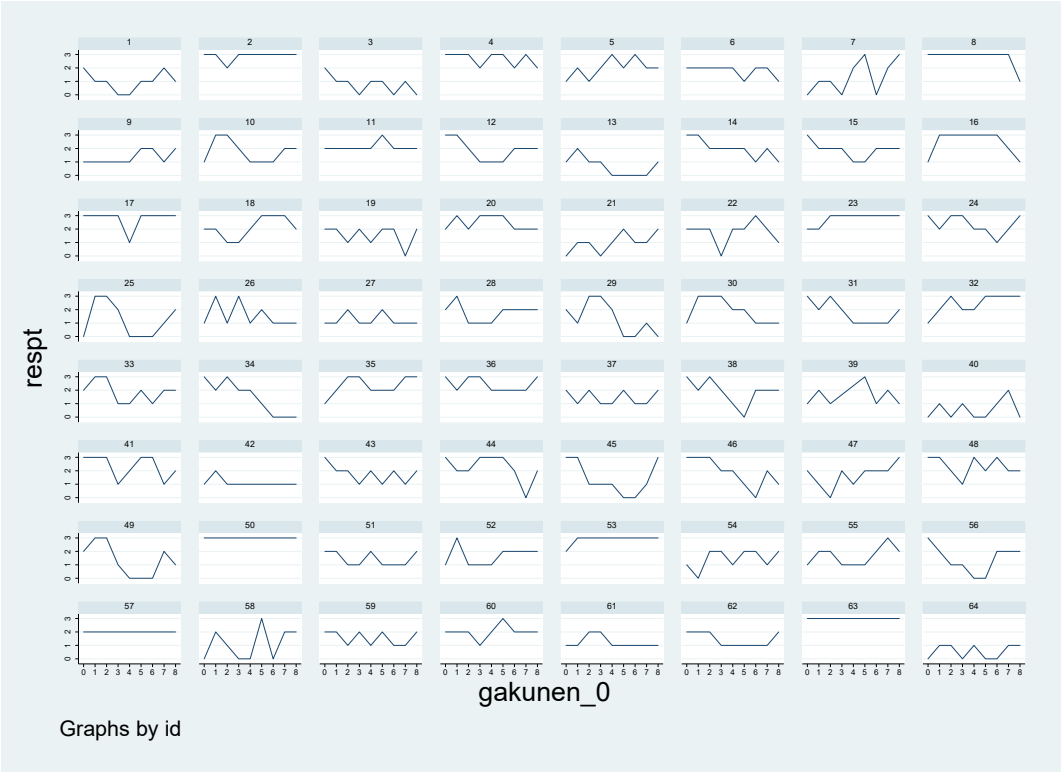


図 2　「尊敬できる先生がいる」（縦軸）の学年（横軸）による個人の変化（N=64）

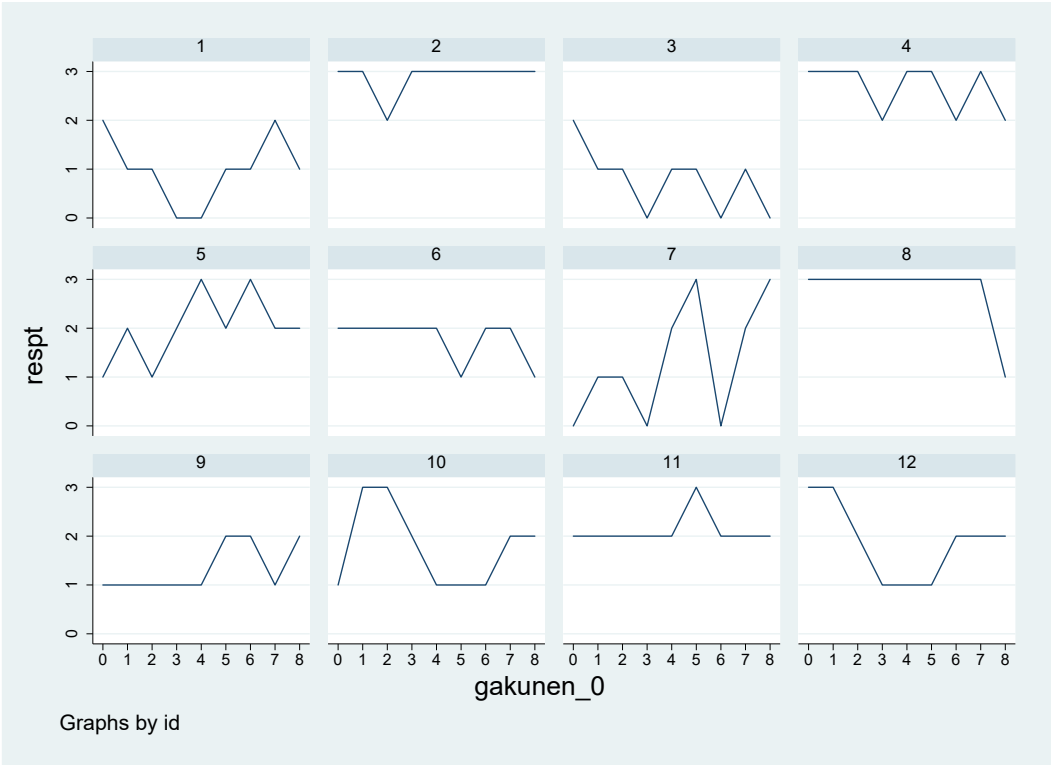


図 3　「尊敬できる先生がいる」（縦軸）の学年（横軸）による個人の変化（N=12）

4.2「尊敬できる先生がいる」と教育/職業アスピレーションとの関連

まず，回帰分析の従属変数にあたる３つの変数の傾向を把握するために，学年別の分布を図４に示した．ここでの数値は，小４から高３までの連続回答者（N=395）を用いて算出している．ここから，「教育アスピレーション」は学年が上がるほど高まる（A の(1)「大学進学希望比率」は増加し，(2)「高校卒業後の第一志望の明確度」も上昇する）傾向がある．

一方，B の「将来なりたい職業がある比率」で表される「職業アスピレーション」については，小学生がもっとも高く６～７割で，その後低下し，中学生で半数を切ったのち，高校生で５割強まで回復する U 字型の軌跡を描いている．

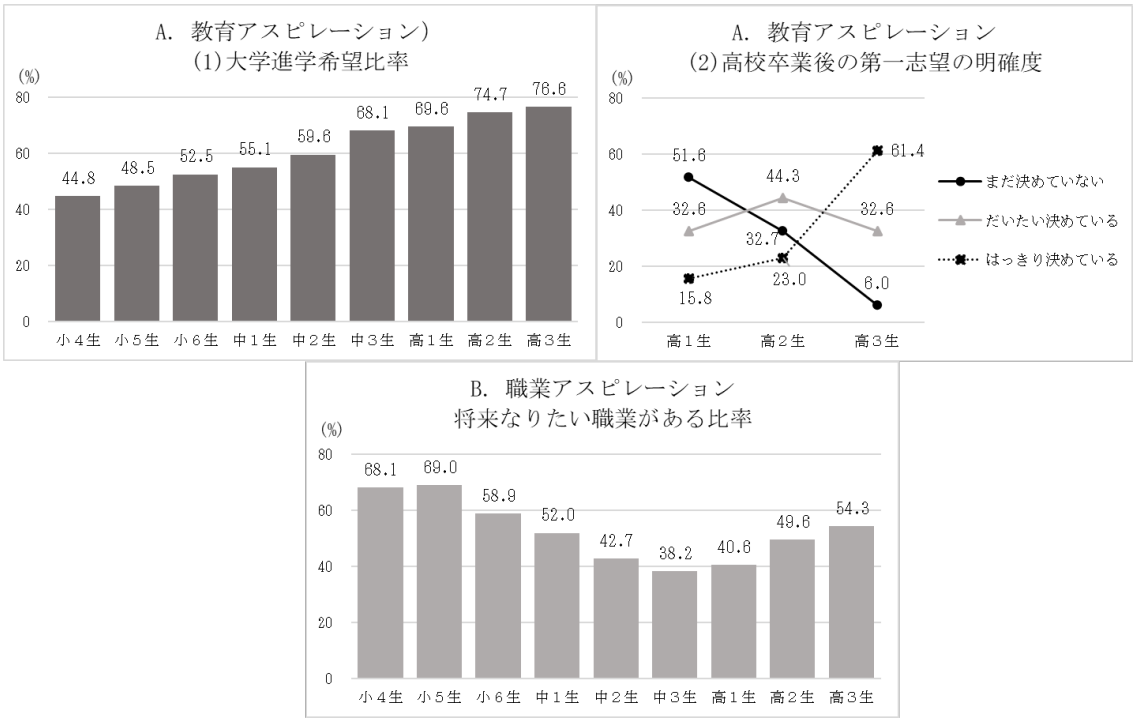


図４　教育/職業アスピレーションの学年による変化

次に，これら３つの従属変数が，関心を持つ説明変数である「尊敬できる教員がいる」と正の関連があるかどうかを，回帰分析を通して検討する．まず，１つ目の従属変数である「大学進学希望」について検討した結果を表２に示す．「大学進学希望」は０または１の２値のため，ロジットモデルを採用した．なお，モデル１は全サンプルについて時点（学年）を問わずプールしたデータを用いた回帰モデル，モデル２は個人差を考慮したランダム切片モデル，その上でモデル３は統制変数を加えたモデル，モデル４は「尊敬できる先生がいる」を個人の傾向（個人内平均値）と個人内の変化（個人平均偏差）とに分解し，それぞれの影響を確認するハイブリッドモデルの推定結果を示している．

分析の結果，モデル１からモデル２，そしてモデル３になるにつれ，「尊敬できる先生が

いる」ことの大学進学希望に対する効果（係数）は次第に低下するものの，一貫して正で有意であった．この傾向は，従属変数を別の２つの変数（高校卒業後の第一志望の明確度，将来なりたい職業）とした場合も，概ね同様であった[2)]．次に，モデル４（ハイブリッドモデル）では,「尊敬できる先生がいる」ことの個人のもともとの傾向（個人内平均：between），個人内の変化（個人平均偏差：within）の効果を表す回帰係数を確認する．すると，大学進学希望に対して,「尊敬できる先生がいる」ことの個人内の変化（個人平均偏差）が，5%水準で正の有意な効果をもつことがわかる．その一方で,「尊敬できる先生がいる」ことの個人の傾向（個人内平均）の係数は，正ではあるものの有意ではなかった．したがって，それぞれの子どもにとって，平均的な状況に比べて尊敬できる先生がいる学年においては，大学進学希望が高い傾向があるといえる．

表２　「大学進学希望」に対する「尊敬できる先生がいる」の効果
（プールド回帰，ランダム切片モデル〔統制変数なし/あり〕，ハイブリッドモデル）

従属変数	モデル１	モデル２	モデル３	モデル４
大学進学希望 （四大・大学院=1，それ以外=0）	プールド回帰	ランダム切片モデル （統制変数なし）	ランダム切片モデル （統制変数あり）	ハイブリッドモデル
尊敬できる先生がいる（まったく=0～とても=3）	0.223***	0.191**	0.188**	
尊敬できる先生がいる（個人平均偏差）				0.183*
尊敬できる先生がいる（個人内平均）				0.215
学年　※ref：0_小４				
1_小５	0.118	0.246	0.282	0.283
2_小６	0.301*	0.576**	0.655**	0.655**
3_中１	0.455**	0.776***	0.850***	0.849***
4_中２	0.676***	1.158***	1.271***	1.269***
5_中３	1.029***	1.811***	1.805***	1.804***
6_高１	1.128***	2.008***	2.055***	2.054***
7_高２	1.370***	2.476***	2.556***	2.555***
8_高３	1.429***	2.586***	2.595***	2.594***
性別　※ref：1_男子				
2_女子			-0.369	-0.371
学業成績　※ref：3_成績下位				
1_成績上位			0.523**	0.524**
2_成績中位			0.342*	0.342*
親学歴　※ref：3_両親非大卒				
1_両親大卒			1.135***	1.131***
2_どちか大卒			0.526	0.523
高校トラッキング　※ref：3_多様校				
1_進学校			3.497***	3.489***
2_中堅校			3.096***	3.094***
地域　※ref：4_5万人未満				
1_政令市・特別区			1.138**	1.139**
2_15万人以上			0.558	0.559
3_5-15万人未満			0.615	0.615
定数	-0.636***	-0.812***	-5.127***	-5.168***
id				
分散（切片）		6.079***	2.606***	2.605***
N	3,179	3,179	2,760	2,760
log-likelihood	-2025.366	-1545.563	-1272.645	-1272.632
AIC	4070.731	3113.126	2587.290	2589.265
BIC	4131.375	3179.834	2711.673	2719.570

※１：*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001.

さいごに，３つの従属変数について，本研究がもっとも関心を持つハイブリッドモデルの推定結果をまとめて表３に示す．ここから，さまざまな属性要因を調整してもなお，教育/職業アスピレーションのいずれに対しても，「尊敬できる先生がいる」ことの個人平均偏差が高いほど，アスピレーションも高い傾向があることがわかる．その一方で，「尊敬できる先生がいる」ことの個人の傾向をあらわす個人内平均については，高校卒業時の第一志望の明確度に対してのみ，係数は正であり 5%水準で有意であった．なお，将来なりたい職業に対しては，「尊敬できる先生がいる」の個人内平均の係数は正であり，5%水準では有意でないものの，かろうじて 10%水準では有意であった．このように，個人がもともとの傾向としてもっていると思われる学校の先生との関係の築きやすさが，高校卒業時の第一志向が明確なこと，および将来なりたい職業をもつこと対してややプラスの効果をもつ．

以上を総合的に踏まえると，総じて，高校卒業より前の学校段階で，「尊敬できる先生」と出会うことは，教育/職業アスピレーションに対して有意にプラスの効果をもつ．この結果は，第２節で設定した分析課題②の仮説を支持する結果が得られたものと考えられる．ただし，すべてではないが一部のアスピレーションに対しては，もともと尊敬できる先生と出会いやすい子どもとそうでない子どもとの間に，偶然とは言えないアスピレーションの差があることも示唆された．このことから，同じように学校に通っていたとしても，先生との出会いという側面において，それぞれの子どもの特性により格差が生じている可能性がある．

表３　「教育/職業アスピレーション」に対する「尊敬できる先生がいる」ことの効果
（ハイブリッドモデル）

	モデル４※1	モデル５	モデル６※1
従属変数	大学進学希望	第一志望の明確度	将来なりたい職業
	（四大・院=1，それ以外=0）	（はっきり=2，だいたい=1，まだ=0）	（あり=1，なし=0）
尊敬できる先生がいる（個人平均偏差）	0.183*	0.100**	0.271***
尊敬できる先生がいる（個人内平均）	0.215	0.120*	0.329
学年　※ref：モデル１・３は0_小４、モデル２は6_高１			
1_小５	0.283		0.180
2_小６	0.655**		-0.604**
3_中１	0.849***		-1.049***
4_中２	1.269***		-1.521***
5_中３	1.804***		-1.752***
6_高１	2.054***		-1.604***
7_高２	2.555***	0.267***	-1.077***
8_高３	2.594***	0.907***	-0.853***
性別　※ref：1_男子			
2_女子	-0.371	0.04	0.827***
学業成績　※ref：3_成績下位			
1_成績上位	0.524**	0.173*	0.419**
2_成績中位	0.342*	0.051	0.135
親学歴　※ref：3_両親非大卒			
1_両親大卒	1.131***	0.013	0.474
2_どちか大卒	0.523	0.070	0.422
高校トラッキング　※ref：3_多様校			
1_進学校	3.489***	0.183	-0.43
2_中堅校	3.094***	-0.089	-0.658*
地域　※ref：4_5万人未満			
1_政令市・特別区	1.139**	0.038	-0.574
2_15万人以上	0.559	0.145	-0.505
3_5-15万人未満	0.615	0.276*	-0.351
定数	-5.168***	0.105	0.385
id			
分散（切片）	2.605***	0.147***	2.670***
N	2,760	731	2,748
log-likelihood	-1272.632	-710.373	-1546.711
AIC	2589.265	1454.747	3137.423
BIC	2719.57	1532.852	3267.633

※1：モデル１と３は，従属変数が２値のため，ロジットモデルとした．
※2：*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001．

4.3 分析結果のまとめと考察

以上で行った２つの分析課題・仮説に対する分析結果をまとめると，以下のようになる．

① 小中高生の子どもによる「尊敬できる先生がいる」かどうかの認識は，学年進行による経時変化によってどのように変化するのか．

➢ 結果：「尊敬できる先生がいる」（まったく=0～とても=3）かどうかは，集団としての平均値でみると，総じて学年による大きな変動はみられず（2.0 前後），比較的安定して

いる．このことは，横断データでみても，縦断データでみても，同様の傾向であった．

- その上で，同一個人を追跡した縦断データの特徴をいかして，ランダムにピックアップした個人の学年変化を可視化したところ，「尊敬できる先生がいる」かどうかの学年変化は，個人によって異なること，また同一個人の中でも，学年によってかなり変化することがみてとれた．このことは，それぞれの子どもにとって，「尊敬できる先生がいる」かどうかは，学年によって変化しうる要因であることを意味している．

② 小中高生の子どもによる「尊敬できる先生がいる」かどうかの認識は，子どもの教育/職業アスピレーションを高めるか．

- 結果：回帰分析の結果を総合すると，尊敬できる先生がいる子どもほど，教育/職業アスピレーションが高いといえる．ハイブリッドモデルの結果から，個人の特性を考慮したうえでも，それぞれの子どもにとって，通常よりも尊敬できる先生がいる時（学年）ほど，教育/職業アスピレーションも高い傾向があるといえる．

以上の結果を踏まえ，今後の教育実践や政策を考える上で重要と思われる示唆を，２点指摘しておきたい．

第一に，学校の教員が担う教育的役割の範囲についてである．今回の分析結果が示すことは，学校の教員は，単に学習指導の役割を担うだけではないということである．具体的にいえば，子どもにとって学校の先生は，身近なロールモデルとして存在していること，そのような先生と児童・生徒との関係性の中で，将来のアスピレーションが醸成され，社会化されているものと考えられる．そして，そのような学校の教員と子どもの間に生じるポジティブな関連は，社会経済的地位（SES）や高校タイプ（トラッキング）によらず確認されたことから，学校の教員は極めてパブリックな教育的役割を担っていると考えられる．必ずしも学習指導や生活指導だけにとどまらない，教員が担う教育的役割の幅広さ（教師の多面的役割：鹿毛・奈須[1997]2022）の一側面を示す結果といえるかもしれない．

ただし，第二に，尊敬できる先生と出会う機会がもともと多い子どもほど，一部の教育/職業アスピレーションに対して正の効果が確認されたことから，先に述べた教員によるロールモデルとしての役割提供に格差が生じている可能性がある．つまり，もともと学校と親和的で教員を尊敬しやすい子どもほど，一部の教育/職業アスピレーションが高い傾向があり，その結果，教育/職業アスピレーションに格差が生じている可能性がある．ロールモデルとしての教員の役割を，ただ単に強調し果たすだけでは，もともとある子どもの有利/不利の差によって，アスピレーションの差が広がってしまう場合があることも，同時に認識しておくべきと考える．

5 本研究の限界と今後の課題

さいごに，本研究の限界と今後の課題について２点述べる．

第一に，本研究の分析のほとんどが，調査データに基づく計量分析の結果に依拠していることにより生じる限界である．具体的に言えば，分析に用いたのは１年に１回子どもに聴取した将来の進学希望やなりたい職業の有無であり，尊敬する教師がいるかどうかの程度である．そこには，それぞれの内実や文脈に関する情報は含まれていない．子どもにとっての「尊敬できる先生がいる」ことの認知と教育/職業アスピレーションとの関連がどのようなメカニズムによるものかについては，あらためて理論的・実証的な検討が必要である．

第二に，本研究で用いた分析データに含まれる学年範囲の制約に伴う限界である．今回の分析データに含まれるのは，小４から高３夏までの９時点の「子どもの生活と学習に関する親子調査」（ベースサーベイ）に含まれる教育/職業アスピレーションや基本的な属性情報，「尊敬できる先生がいる」への回答の範囲にとどまる．そのため，高校３年生の卒業時に実施した「高校生活と進路に関する調査」（卒業時サーベイ）に含まれる高校卒業後の決定進路との関連はまだ未検討である．先行研究の結果を踏まえれば，高いアスピレーションと決定進路が関連していることが予想される．ただし，異なる２つの調査（ベースサーベイと卒業時サーベイ）により得られたデータを接続することにより，現状でN=359と限られた有効回答数がさらに少なくなることが確認されている．脱落サンプルが分析に与える影響を慎重に把握しつつ，非連続回答の許容や欠損値補完を含めた検討と分析が求められる．

［注］

1)分析対象を９回連続回答に限定することに伴うサンプル属性の偏りを確かめるために，ベースとなる2015年調査wave1の小４全体（N=1,338），および９年連続回答（N=359）の基本属性の構成比を比較した．その結果は，表４の通りである．

表４　サンプル脱落による分析サンプルの基本属性の違い

		(1) 2015年調査wave1での小４全体	(2)2015年調査wave1～2023年調査wave9のうち５回以上回答	(3)2015年調査wave1～2023年調査wave9で９回連続回答	差 (2)-(1)	差 (3)-(1)
	N	1,338	1,029	359	―	―
性別	男子	48.7	47.0	44.8	-1.7	-3.9
	女子	51.3	53.0	55.2	1.7	3.9
成績	上位層	26.6	27.6	28.3	1.0	1.7
	中位層	36.4	35.8	37.7	-0.6	1.3
	下位層	37.0	36.7	34.0	-0.3	-3.0
親学歴	父母とも大卒	41.5	42.2	49.1	0.7	7.6
	父大卒・母非大卒	12.2	11.9	11.6	-0.3	-0.6
	父非大卒・母大卒	18.5	19.1	18.3	0.6	-0.2
	父母とも非大卒	27.7	26.8	21.0	-0.9	-6.7
居住地域	政令指定都市・特別区	28.9	29.2	31.8	0.3	2.9
	15万人以上	33.5	32.9	33.1	-0.6	-0.4
	５万人～15万人未満	25.5	25.0	25.1	-0.5	-0.4
	５万人未満	12.0	12.9	10.0	0.9	-2.0

※1：性別以下の単位は%。

※2：差の値の絶対値が3.0以上を薄い網かけ，5.0以上を濃い網かけで示した．

ここから，分析対象を９回連続回答に絞った場合，女子が多い（男子が少ない）ことと，両親大卒が多い（両親非大卒が少ない）ことがわかる．したがって，調査を追跡することに伴うサンプルの欠損は，ランダムに発生しているのではなく，系統的に発生しているといえる．参考情報として，９回の調査のうち５回以上回答している，つまり半数よりも多く回答したケースに限定した場合（表４の(2)）について，同様の分析を行ったところ，差の絶対値は 2.0 以内にとどまった．したがって，欠落サンプルを許容する条件を緩和することによって脱落による影響を減らすことができると考えられる．それらを踏まえた分析は，今後の課題としたい．

2)従属変数を,「高校卒業後の第一志望の明確度」「将来なりたい職業」とした場合の回帰分析の推定結果は，以下の表５・６通りである.

表５　「高校卒業後の第一志望の明確度」に対する「尊敬できる先生がいる」の効果（プールド回帰，ランダム切片モデル〔統制変数なし/あり〕，ハイブリッドモデル）

従属変数（高校生のみ回答）	モデル１	モデル２	モデル３	モデル４
高校卒業後の第一志望の明確度（はっきり=2，だいたい=1，まだ=0）	プールド回帰	ランダム切片モデル（統制変数なし）	ランダム切片モデル（統制変数あり）	ハイブリッドモデル
尊敬できる先生がいる（まったく=0～とても=3）	0.148***	0.132***	0.106***	
尊敬できる先生がいる（個人平均偏差）				0.100**
尊敬できる先生がいる（個人内平均）				0.120*
学年　※ref：6_高１				
1_小５				
2_小６				
3_中１				
4_中２				
5_中３				
6_高１				
7_高２	0.250***	0.260***	0.266***	0.267***
8_高３	0.884***	0.898***	0.906***	0.907***
性別　※ref：1_男子				
2_女子			0.041	0.04
学業成績　※ref：3_成績下位				
1_成績上位			0.175*	0.173*
2_成績中位			0.051	0.051
親学歴　※ref：3_両親非大卒				
1_両親大卒			0.015	0.013
2_どちか大卒			0.071	0.070
高校トラッキング　※ref：3_多様校				
1_進学校			0.188	0.183
2_中堅校			−0.087	−0.089
地域　※ref：4_5万人未満				
1_政令市・特別区			0.039	0.038
2_15万人以上			0.146	0.145
3_5-15万人未満			0.276*	0.276*
定数	0.404***	0.412***	0.125	0.105
id				
分散（切片）		0.168***	0.147***	0.147***
N	886	886	731	731
log-likelihood	−918.557	−871.504	−710.427	−710.373
AIC	1845.113	1755.007	1452.854	1454.747
BIC	1864.260	1783.728	1526.365	1532.852

※１：*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001.

表６　「将来なりたい職業」に対する「尊敬できる先生がいる」の効果
（プールド回帰，ランダム切片モデル〔統制変数なし/あり〕，ハイブリッドモデル）

従属変数		モデル１	モデル２	モデル３	モデル４
将来なりたい職業（ある=1，ない=0）		プールド回帰	ランダム切片モデル（統制変数なし）	ランダム切片モデル（統制変数あり）	ハイブリッドモデル
尊敬できる先生がいる（まったく=0～とても=3）		0.277***	0.315***	0.278***	
尊敬できる先生がいる（個人平均偏差）					0.271***
尊敬できる先生がいる（個人内平均）					0.329
学年　※ref：0_小４					
	1_小５	0.028	0.034	0.179	0.180
	2_小６	-0.398*	-0.604**	-0.605**	-0.604**
	3_中１	-0.628***	-0.947***	-1.047***	-1.049***
	4_中２	-0.993***	-1.487***	-1.519***	-1.521***
	5_中３	-1.203***	-1.783***	-1.751***	-1.752***
	6_高１	-1.048***	-1.574***	-1.602***	-1.604***
	7_高２	-0.700***	-1.063***	-1.076***	-1.077***
	8_高３	-0.540***	-0.817***	-0.853***	-0.853***
性別　※ref：1_男子					
	2_女子			0.832***	0.827***
学業成績　※ref：3_成績下位					
	1_成績上位			0.418**	0.419**
	2_成績中位			0.135	0.135
親学歴　※ref：3_両親非大卒					
	1_両親大卒			0.482	0.474
	2_どちか大卒			0.427	0.422
高校トラッキング　※ref：3_多様校					
	1_進学校			-0.418	-0.430
	2_中堅校			-0.658*	-0.658*
地域　※ref：4_5万人未満					
	1_政令市・特別区			-0.575	-0.574
	2_15万人以上			-0.508	-0.505
	3_5-15万人未満			-0.353	-0.351
定数		0.224	0.529**	0.464	0.385
id					
分散（切片）			2.764***	2.669***	2.670***
N		3,165	3,165	2,748	2,748
log-likelihood		-2090.750	-1808.678	-1546.755	-1546.711
AIC		4201.499	3639.355	3135.511	3137.423
BIC		4262.098	3706.014	3259.802	3267.633

※１：*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001.

［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 Wave1～9，2015～2023」（東京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所共同研究）の個票データの提供を受けました．

［参考文献］

Allison, P. D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*. Thousand Oaks: Sage.

Bandura, Albert., 1995, *Self-Efficacy in Changing*, Society Cambridge University Press.（＝1997，本明寛・野口京子監訳，本明寛・野口京子・春木豊・山本多喜司訳『激動社会の

中の自己効力』金子書房. ）

Bowles, S., & H. Gintis, 1976, *Schooling in Capitalist America: Educational reform and the contradictions of economic life*, Basic Books.

Heckman, J., & Y. Rubinstein., 2001, “The importance of noncognitive skills: Lessons from the GED testing program,” *American Economic Review*, 91(2): 145-149.

Heckman, J., Stixrud, J., & S. Urzua., 2006, “The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior,” *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411-482.

樋田大二郎・苅谷剛彦・堀健志・大多和直樹, 2014,『現代高校生の学習と進路』学事出版.

鹿毛雅治・奈須正裕, [1985]2022,『学ぶこと・教えること――学校教育の心理学』金子書房.

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.

吉川徹, 2006,『学歴と格差・不平等』東京大学出版会.

Merton, R. K., 1957, *Social Theory and Social Structure: Toward the Codification of Theory and Research*, The Free Press. (＝1961, 森東吾・金沢実・森好夫・中島竜太郎訳『社会理論と社会構造』みすず書房. ）

耳塚寛明, 1980,「生徒文化の分化に関する研究」『教育社会学研究』35: 111-122, 223-224.

耳塚寛明・浜野隆・冨士原紀絵, 2021,『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.

森口佑介, 2023, 『10 代の脳とうまくつきあう――非認知能力の大事な役割 』ちくまプリマー新書.

中西啓喜, 2023,「コロナ禍の学校臨時休業によるラーニング・ロスの実証的検討」『教育社会学研究』112: 77-96.

Sewell, W. H., Haller, A. O., & A. Portes., 1969, “The Educational and Early Occupational Attainment Process,” *American Sociological Review*, 34(1): 82-92.

祐宗省三・原野広太郎・柏木惠子・春木豊, [1985]2022,『新装版 社会的学習理論の新展開』金子書房.

多喜弘文, 2020,『学校教育と不平等の比較社会学』ミネルヴァ書房.

矢野眞和, 2015,『大学の条件――大衆化と市場化の経済分析』東京大学出版会.

学業成績層別生徒の意識構造の分析
――幸福感・テクノロジーの利活用・学びの探究との関連に焦点を当てて――

加納　寛子
山形大学

本研究は，生成 AI やテクノロジー技術の普及が生徒の幸福感や探究学習などに及ぼす影響を，全国調査データを用いて明らかにしたものである．中高生 5129 名を対象に，学力層別にテクノロジーに対する意識と幸福感や探究学習などとの関連を分析した．その結果，AI の進化によって「学習は不要」とする認識や，翻訳ツールに依存した英語不要観が，学力層によって有意に異なることが示された．また，探究的学習経験の多さや学習への能動性が幸福感と関連しており，テクノロジーに対する主体的な捉え方が心理的充足感に寄与していることが明らかとなった．AI 時代の教育設計において，技術的利便性のみならず，学びの内発的動機づけを促す支援の重要性が示唆された．

1 はじめに

近年，人工知能（AI）や自動翻訳，音声認識といったテクノロジーの急速な進化は，教育のあり方や学びの意味に対して根本的な変容をもたらしている．特に，生徒自身が学習活動の主体としてどのようにテクノロジーと向き合い，どのような学習観を形成しているのかは，今後の教育設計を方向づける上で極めて重要な観点である．また，テクノロジーをめぐる意識は，単なる学習の利便性や手段の選択にとどまらず，自己効力感や将来展望といった主観的幸福感（subjective well-being）にも影響を与え得る点が注目されている（Diener & Seligman, 2002）．主観的幸福感は，収入が上がれば高くなるわけでもなければ，東京都心など華やかな地域の人々が高いわけでもない．過疎化が進み人口減少が地域課題となっている東北地方が最も主観的幸福感は高い傾向がある(加納 a,2025) ．

また，年齢との関係では，幸福感が中年期で落ち込む「U 字型曲線」を描き，幸福感を決定する，健康，人間関係に次ぐ要因としては，所得，学歴よりも自己決定が強い影響を与えている．自分で人生の選択をすることが，選んだ行動の動機付けと満足度を高める，それが幸福感を高めると考えられる（Nishimura & Yagi, 2019）．自己決定理論（Self-Determination Theory）では，人が幸福感を感じるためには，自律性・有能感・関係性という三つの心理的欲求が満たされる必要があるとされている（Deci & Ryan, 2000）．この理論に基づけば，学びを自らの意思で選び，自律的に行うことが幸福感の基盤を形成することになる．

一方で，近年，生成 AI（対話型 AI）の発展が目覚ましく，教育現場におけるその活用が注目を集めている．生成 AI は，学習支援や個別化教育，さらには教員の業務効率化にも活用できる可能性を秘めている．しかし，生成 AI の普及が学習者や保護者の意識にどのような影響を及ぼしているかについては，依然として十分に解明されていない点が多い．

また，AI によって学習の一部が「代替可能である」とする考え方が広まる中で，自ら学ぶ意義が見失われる危険性も指摘されている OECD (2021)．実際，AI をはじめとする先端テクノロジーが教育に与える影響については，肯定的・懐疑的両面から議論が続いている．Luckin ら（2016）は，AI は学習者の理解度に応じて柔軟にフィードバックを行う「知的学習支援環境」の構築に資すると指摘しつつも，技術の導入だけでは学びの深さや内発的動機づけには限界があるとも述べている．さらに，文部科学省の報告書では，Society 5.0 の到来に伴い，AI などの先端技術が教育や学びの在り方に変革をもたらすと述べられている．この中で，AI の普及が学習の個別最適化を可能にする一方で，学習者が受動的になるリスクについても言及されている（文部科学省，2018）．テクノロジーの過度な依存が学習者の主体性を損なう可能性についての指摘もある（Reich，2020）．

我が国の状況に関して言えば，OECD の国際成人力調査（PIAAC：Programme for the International Assessment of Adult Competencies）第 1 回（調査時期：2011 年 8 月～2012 年 2 月 ）によれば，「読解力（Literacy）1 位」「数的思考力（Numeracy）1 位」である一方，「IT を活用した問題解決能力（Problem solving in technology-rich environments）10 位」という結果である．この調査は，参加する各国の成人（この調査では 16～65 歳）が持っている「成人力」について調査し，その力と社会的・経済的成果との関係などを分析するもので，知識をどの程度持っているかではなく，課題を見つけて考える力や，知識・情報を活用して課題を解決する力など，実社会で生きていく上での総合的な力のことを「成人力」と位置付けている．図 1 は「IT を活用した問題解決能力」の 10 カ国のランキングである．これを見ると，スウェーデンやフィンランドなど北欧の国々が高いランキングとなっている．

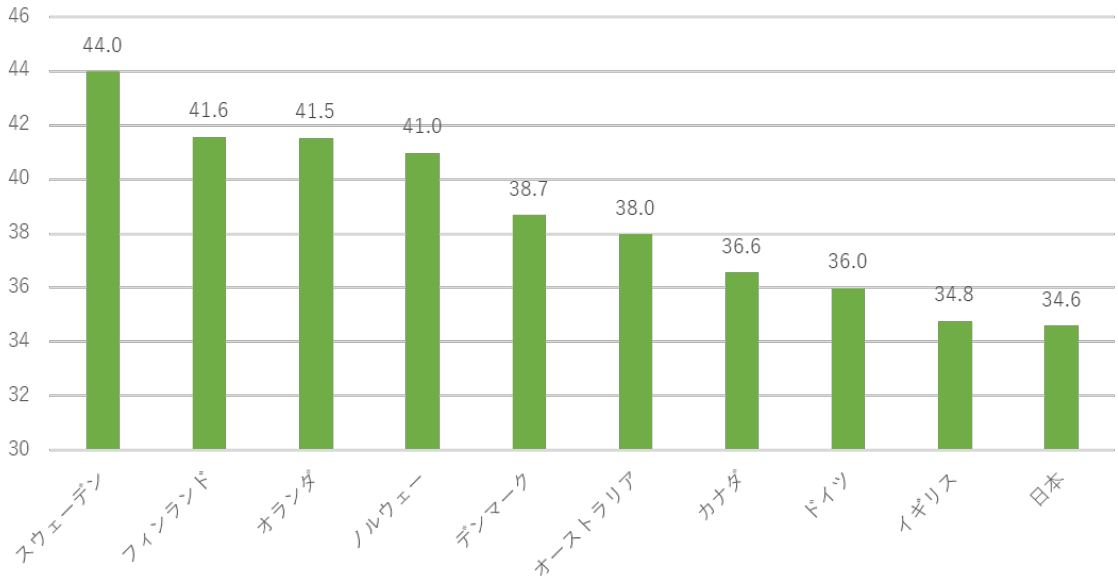


図 1　「IT を活用した問題解決能力」の 10 カ国のランキング

グラフは，国際成人力調査（PIAAC）図表データをもとに筆者作成

また，OECD 生徒の学習到達度調査（PISA：Programme for International Student Assessment）において実施された「生徒の学校・学校外における ICT 利用」に関する国際比較では，「学校の勉強のために，インターネット上のサイトを見る」「自分で作ったコンテンツを共有するためにアップロードする」「携帯電話やモバイル機器を使って宿題をする」など，ICT 活用に関するほとんどの項目で，日本は最下位を記録した(文部科学省，国立研究所, 2019) ．

さらに，ICT 活用全般に加えて，生成 AI をはじめとする新たなデジタル技術の国際的な利活用状況に関しても，日本の遅れが指摘されている．表 1 は，総務省が 2024 年 1 月に実施した「デジタルテクノロジーの高度化とその活用に関する調査研究」（総務省, 2024）のデータをもとに作成したものである．ここでは，生成 AI，メタバース，デジタルツイン，NFT（非代替性トークン），完全自動運転車といった先端技術の利用経験について，各国間での比較が示されている．表中の数値は各技術の利用経験があると回答した人の割合を示し，割合が高いセルは赤，低いセルは青で濃淡をつけて着色している．

表 1　生成 AI などの新しいテクノロジーの利用状況国際比較

テクノロジー	日本 (%)	米国 (%)	中国 (%)	ドイツ (%)	イギリス (%)
生成 AI	9.1	46.3	56.3	34.6	39.8
メタバース	6.1	38.7	35.6	22.1	26.2
デジタルツイン	1.7	20.8	19.4	10.6	8.1
NFT（非代替性トークン）	3.5	24.6	24.8	16.3	11.3
スマートスピーカー	15.3	62.3	68.3	50.6	61.2
完全自動運転車	3.3	24.4	31.5	14.2	12.9

表は「デジタルテクノロジーの高度化とその活用に関する調査研究(総務省，2024)」p101 のデータを元に筆者作成.

この表から読み取れることは，日本においてはこれらの技術のいずれについても，利用経験のある層が非常に少ないという実態である．生成 AI の活用経験者は日本ではわずか 9.1%にとどまるのに対し，中国では 56.3%，アメリカでも 46.3%と，日米中間で大きな差が見られる．他の先端技術についても同様で，メタバースや NFT，デジタルツインに関して，日本の利用率はいずれも 1〜3%台と極めて低い．唯一，日本で比較的利用が進んでいるのはスマートスピーカーだが，それでも 15.3%と，他国と比して低水準にある．

このように，日本では技術的には導入可能な状況にありながらも，それらを「実際に使ってみた」経験を持つ人は限定的である．この傾向は，単なるインフラの未整備ではなく，社会的・文化的な受容や教育の中でのテクノロジー観とも密接に関係していると推察される．とりわけ，生成 AI については，既に複数年にわたりグローバルな普及が進む中で，日本だけが際立って低い利用率を示していることは，教育的観点からも注目に値する．こうした国

際比較の背景も踏まえつつ, 本研究では, 生成 AI を含む先端テクノロジーに対する認識が, 生徒の学習や幸福感にどのように関係しているのだろうか.

そこで本研究では，こうした背景を踏まえ，中学生・高校生における学力層別のテクノロジー観と幸福感との関連に注目し，その構造を解明することを目的とする．すなわち，AI などのテクノロジーに対する学習の代替可能性という認識が，生徒の幸福感や探究的学習行動，さらには成績といかに関係しているのかを検証する．

本稿では，全国規模の質問紙調査データを用いて，成績層別に見た学習観・学習行動・幸福感との関連を多角的に分析することにより，テクノロジーに対する認識の差異が，生徒の学習意欲や心理的充足感，日常的な学習実践に及ぼす影響を検討する．とりわけ，AI や翻訳技術の進展に伴い広がりつつある「学ばなくてもよい」という学習の不要視の傾向が，学力層によってどのように分布しているのかに注目し，AI 時代における教育政策や現場での指針となる知見を提供することを目指す.

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提供されている，ベネッセ教育総合研究所実施の「2024 二次分析研究会用_親子パネル」個票データを用いた．本調査は，全国の小学生から高校生とその保護者を対象に行われたものであり，本研究では分析対象を中学生および高校生のみに限定した（N = 5,129）.

性別の内訳は，男子が 47.5%，女子が 51.9%，その他が 0.6%であり，学校段階別では中学生が 3,070 名，高校生が 2,059 名であった(詳細な回答者の概要は表２に示した)．データの分析には IBM SPSS Statistics 28 を用い，クロス集計，カイ二乗検定，調整済み残差分析に加えて，Somers’ d，Kendall のタウ，イータなどによる連関・効果量の検討を行う．これにより，本稿では，学力層別に見た生徒のテクノロジー観，学習行動，幸福感の関連構造を明らかにすることを目的とする．なお，同データを用いた数学と理科の成績と幸福感の関連については，成績が高い者ほど幸福感が高い傾向が見られた(加納,2025b).

表２　回答者の概要

	男子	女子	その他	合計
中学生	1484	1571	15	3070
高校生	951	1090	18	2059
合計	2435	2661	33	5129

分析に用いた主な変数と質問項目は，下記に示すとおりである.

◆　幸福感に関する質問

・自分は今，幸せだ

・自分はこの先，幸せになれる

いずれも主観的幸福感（subjective well-being）を測定する質問項目で，5 件法（「とてもそう思う」～「まったくそう思わない」）で構成されている.

◆　AI（人工知能）の利用状況とそれに対する意識

・AI（人工知能）が進化すれば勉強する必要はない

AI の進化により学習が不要と考えるかどうかについての意識を,「とてもそう思う」～「まったくそう思わない」の 4 件法で測定.

・学習で対話型 AI（チャット GPT など）を使っている

生成 AI のしように関する項目で，選択肢は「しない」「月に 1 回以下」「月に 2～3 回」「週に 1～2 回」「週に 3～4 回」「ほぼ毎日」の 6 段階で構成されている.

◆　テクノロジーの利用やそれ観・学習観に関する質問

・デジタル機器利用の学習：勉強のことをインターネットで調べる

「勉強のことをインターネットで調べますか」に対し,「しない」「月に 1 回以下」～「ほぼ毎日」の 6 件法で回答.

・通訳や字幕があるから英語を勉強する必要はない

翻訳技術の普及による英語学習不要観について 4 件法で測定.

◆　探究的学習に関する質問

・授業：自分（自分たち）で決めたテーマについて調べる

「授業で自分や自分たちで決めたテーマについて調べる活動はありましたか」に対し,「よくあった」～「まったくなかった」の 4 件法.

・授業：グループで調べたり考えたりする

「グループで調べたり考えたりする授業活動はありましたか」4 件法.

・授業：観察・実験や調査などで考えを確かめる

「観察・実験や調査などで考えを確かめる授業はありましたか」4 件法.

◆　学力（成績）に関する指標

国語，算数・数学，理科，社会，英語の 5 教科について,「あなたの今の成績は，クラスの中でどれくらいですか」という設問に対し,「下のほう（1)」から「上のほう（5)」の 5 段階で自己申告.

各教科の得点（1～5 点）を加算し，**合計スコア（5～25 点）**を算出．これを，**全体を三等分（上位層・中位層・下位層）**となるように分割した「成績（3 群)」を成績指標として使用した.

3　結果

3.1　生徒の成績と幸福感

学業成績と現在の主観的幸福感との関連を検討するために，成績（上位層・中位層・下位層の 3 群）と「自分は今，幸せだと思うか」（4 件法）のクロス集計を行い，カイ二乗検定を実施した（表 3，図 2）．その結果，両者の間には統計的に有意な関連が認められた（$\chi^2(6) = 114.376, p < .001$）．すべてのセルで期待度数が 5 以上であり（最小期待度数 ＝51.49），検定の前提条件（コクランのルール）を満たしていると判断される．

調整済み残差を確認すると，成績上位層では「とてもそう思う」が有意に多く（残差 ＝6.8），「あまりそう思わない」「まったくそう思わない」がいずれも有意に少なかった（残差 ＝-5.8, -3.5）．一方，成績下位層では「とてもそう思う」が有意に少なく（残差 ＝-6.7），「あまりそう思わない」「まったくそう思わない」がそれぞれ有意に多かった（残差 ＝6.8, 4.7）．中位層においては，いずれの選択肢も有意水準を超える残差は観察されなかった．

さらに，順序尺度間の傾向性を測定するために，Somers の d を用いた分析を行ったところ，有意な正の関係が示された（対称：$d = .131, p < .001$）．また，成績を従属変数とした場合の d は.138，幸福感を従属変数とした場合は.125 と，いずれも有意であった．名義尺度間の関連として Cramér の V は.108（$p < .001$），ガンマは.207（$p < .001$），Kendall の τ-b は.132（$p < .001$）であり，成績と幸福感の間には弱〜中程度の関連が認められる．

また，図 2 からは，成績が上位であるほど「とてもそう思う」（現在，自分は幸せだと思う）と回答した者の人数が多く，下位層においてはその割合が著しく減少している様子が視覚的に確認できる．また，「あまりそう思わない」の回答数は成績が下がるにつれて増加しており，幸福感に対する否定的回答は下位層で顕著に高いことが示されている．

特に，図中に示された回帰直線の傾きと決定係数（R^2値）は，これらの傾向が直線的であることを裏付けている．すなわち，「とてもそう思う」は成績が 1 ランク下がるごとに平均して約 126 人ずつ減少しており（回帰式：$y = -126x + 716.33, R^2 = .987$），「あまりそう思わない」は約 58 人ずつ増加している（$y = 58x + 107.67, R^2 = .9996$）．これらの高い決定係数は，成績と幸福感の間に明瞭な線形的関係があることを示している．

以上の視覚的分析は，クロス集計表における調整済み残差の結果や，Somers の d，Kendall の τ などの傾向性指標によって示された統計的傾向とも一致しており，学業成績が主観的幸福感に対して体系的な影響を与えていることを総合的に支持している．

以上の結果から，学業成績が高い者ほど現在の幸福感が高く，低い者ほど幸福感が低い傾向が統計的に裏付けられた．これは，学業成績が自己評価や生活満足感に反映される一因である可能性を示唆している．

表 3　学業成績と現在の幸福感とのクロス集計（人数・期待値・調整済み残差）

			幸福感：自分は今、幸せだ				
			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	合計
成績(3群)	上位層	人数	582	906	165	37	1690
		期待値	480.1	920.8	231.2	57.9	1690.0
		%	34.4%	53.6%	9.8%	2.2%	100.0%
		調整済み残差	6.8	-0.9	-5.8	-3.5	
	中位層	人数	481	953	225	52	1711
		期待値	486.0	932.3	234.1	58.6	1711.0
		%	28.1%	55.7%	13.2%	3.0%	100.0%
		調整済み残差	-0.3	1.2	-0.8	-1.1	
	下位層	人数	330	813	281	79	1503
		期待値	426.9	818.9	205.7	51.5	1503.0
		%	22.0%	54.1%	18.7%	5.3%	100.0%
		調整済み残差	-6.7	-0.4	6.8	4.7	
	合計	人数	1393	2672	671	168	4904
		期待値	1393.0	2672.0	671.0	168.0	4904.0
		%	28.4%	54.5%	13.7%	3.4%	100.0%

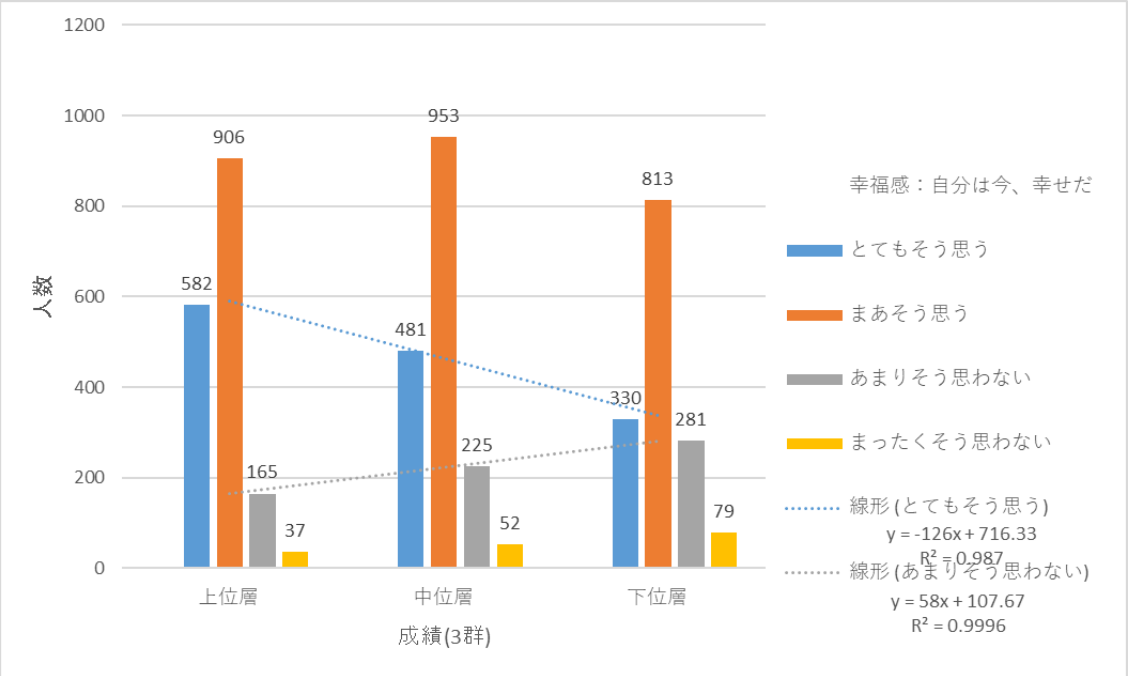


図 2　学業成績群別に見た「自分は今，幸せだ」回答数の分布

学業成績と将来の主観的幸福感との関連を検討するために，「成績（上位層・中位層・下位層）」と「自分はこの先，幸せになれると思うか（4 件法）」のクロス集計を行い，カイ二乗検定を実施した（表 4，図 3）．その結果，両者の間には統計的に有意な関連が認められた

（$\chi^2(6) = 110.856, p < .001$）．すべてのセルにおいて期待度数は 5 以上であり（最小期待度数 = 58.54），検定に際しての前提条件（コクランのルール）は満たされている．

調整済み残差を確認したところ，成績上位層では「とてもそう思う」が有意に多く（調整済み残差 = 6.8），「あまりそう思わない」が有意に少ない（–7.0）ことが明らかとなった．一方，成績下位層では「とてもそう思う」が有意に少なく（–5.2），「あまりそう思わない」および「まったくそう思わない」が有意に多かった（6.0, 4.7）．中位層では，いずれの選択肢も統計的に有意な偏りは確認されなかった．

図 3 からは，「とてもそう思う」と回答した者の人数が成績上位層から下位層へと直線的に減少している一方，「あまりそう思わない」は逆に増加している傾向が確認できる．回帰直線の式と決定係数（R^2）によれば，「とてもそう思う」は $y = 66x + 175$（$R^2 = .8658$），「あまりそう思わない」は $y = –106.5x + 605.67$（$R^2 = .9961$）とされており，後者の関係は特に強い線形性を示している．

さらに，傾向性を表す統計量として，Somers の d（対称）は.128（$p < .001$），成績を従属変数とした場合は.133，幸福感を従属変数とした場合は.124 と，いずれも統計的に有意な正の関連を示した．また，Kendall の τ-b は.128，ガンマは.199（いずれも $p < .001$）と，成績が高いほど将来の幸福感を高く見積もる傾向が弱～中程度に認められた．名義尺度における関連指標として，Cramér の V は.106，ファイ係数は.150 であり，これらの結果も同様の方向性を示している．

表 4. 学業成績と将来の主観的幸福感とのクロス集計（人数・期待値・調整済み残差）

			幸福感：自分はこの先、幸せになれる				
			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	合計
成績(3群)	上位層	人数	503	916	226	45	1690
		期待値	406.0	900.8	317.4	65.8	1690.0
		%	29.8%	54.2%	13.4%	2.7%	100.0%
		調整済み残差	6.8	0.9	−7.0	−3.2	
	中位層	人数	385	931	337	58	1711
		期待値	411.0	912.0	321.3	66.6	1711.0
		%	22.5%	54.4%	19.7%	3.4%	100.0%
		調整済み残差	−1.8	1.1	1.2	−1.3	
	下位層	人数	290	767	358	88	1503
		期待値	361.0	801.2	282.3	58.5	1503.0
		%	19.3%	51.0%	23.8%	5.9%	100.0%
		調整済み残差	−5.2	−2.1	6.0	4.7	
	合計	人数	1178	2614	921	191	4904
		期待値	1178.0	2614.0	921.0	191.0	4904.0
		%	24.0%	53.3%	18.8%	3.9%	100.0%

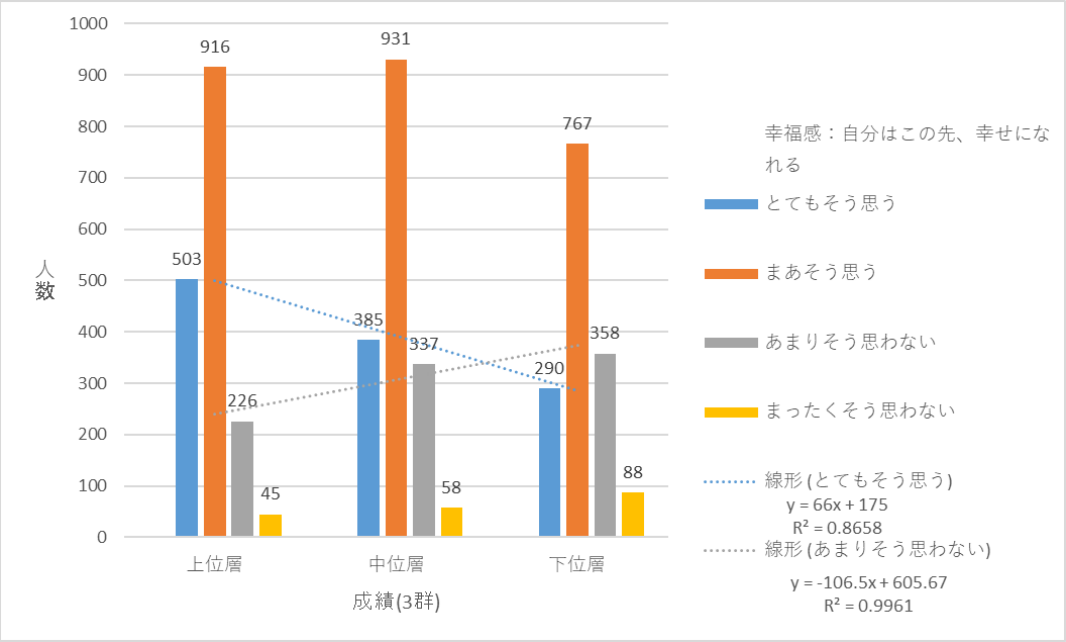


図 3. 学業成績群別に見た「自分はこの先，幸せになれると思う」回答数の分布

以上の結果から，学業成績と「将来的に自分は幸せになれると思うか」との間には，有意で一貫した関係が確認された．成績が高い者ほど将来への楽観的な見通しを持ち，成績が低い者ほど否定的な見通しを持つ傾向があり，学業成績が自己の将来展望に与える心理的影響の可能性を示唆している．

3.2 生徒の成績と AI（人工知能）に対する意識

前節では，生徒の学業成績と主観的な幸福感との関連について検討し，成績が高い生徒ほど現在および将来の幸福感が高い傾向にあることを示した．本節では，生徒の成績と AI（人工知能）に対する意識，とりわけ「AI が進化すれば勉強する必要はない」とする考えとの関連を分析する．「AI（人工知能）が進化すれば勉強する必要はない」という考えに対する生徒の同意傾向と学業成績との関連を明らかにするため，成績（上位層・中位層・下位層）と当該設問への回答（4 件法）とのクロス集計を行い，カイ二乗検定を実施した（表 5，図 4）．その結果，両者の間には統計的に有意な関連が認められた（$\chi^2(6) = 187.274$, $p < .001$）．すべてのセルで期待度数は 5 以上であり（最小期待度数 ＝109.11），カイ二乗検定の前提条件は満たされていた．

調整済み残差の分析では，成績上位層において「まったくそう思わない」が有意に多く（調整済み残差 ＝9.3），「まあそう思う」が有意に少なかった（–7.3）．一方，下位層では「とてもそう思う」（5.5）および「まあそう思う」（9.1）が有意に多く，「まったくそう思わない」が有意に少なかった（–7.0）．中位層では「とてもそう思う」がやや少なく，「あまりそう思わない」が有意に多い（4.9）傾向がみられた．これらの結果から，成績が高い生徒ほど AI

の進化によって学習が不要になるという考えに否定的であり，成績が低い生徒ほどその考えに賛成する傾向があることが示唆される．

表 5. 学業成績と AI に対する意識（「勉強不要」意見）とのクロス集計および調整済み残差

			AI（人工知能）が進化すれば勉強する必要はない				
			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	合計
成績(3群)	上位層	人数	103	196	798	593	1690
		期待値	122.7	287.8	823.3	456.3	1690.0
		%	6.1%	11.6%	47.2%	35.1%	100.0%
		調整済み残差	-2.3	-7.3	-1.5	9.3	
	中位層	人数	98	273	915	425	1711
		期待値	124.2	291.3	833.5	461.9	1711.0
		%	5.7%	16.0%	53.5%	24.8%	100.0%
		調整済み残差	-3.0	-1.5	4.9	-2.5	
	下位層	人数	155	366	676	306	1503
		期待値	109.1	255.9	732.2	405.8	1503.0
		%	10.3%	24.4%	45.0%	20.4%	100.0%
		調整済み残差	5.5	9.1	-3.5	-7.0	
	合計	人数	356	835	2389	1324	4904
		期待値	356.0	835.0	2389.0	1324.0	4904.0
		%	7.3%	17.0%	48.7%	27.0%	100.0%

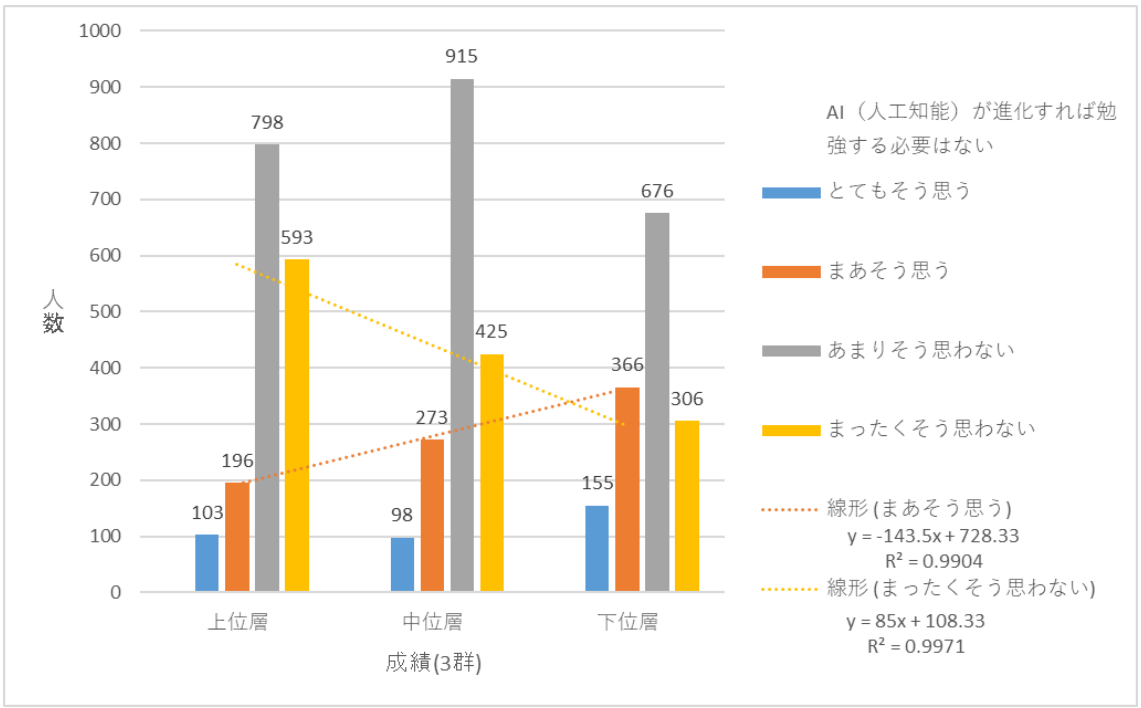


図 4. 学業成績群別に見た「AI が進化すれば勉強する必要はない」とする回答傾向の分布

図 4 に示した通り，「まあそう思う」と回答した人数は成績が下がるに連れて直線的に増加し（$y = 143.5x + 728.33, R^2 = .9904$），「まったくそう思わない」は逆に減少傾向を示している（$y = –85x + 108.33, R^2 = .9971$）．これらの傾向は，クロス集計表における残差分析の結果と一致しており，成績によって AI に対する受け止め方が体系的に異なることを視覚的にも確認できる．

さらに，順序尺度に基づく傾向性を評価したところ，Somers の d（対称）は –.156（$p < .001$），成績を従属変数とした場合は –.157，設問側を従属変数とした場合は –.155 であり，いずれも統計的に有意な負の相関が認められた．また，Kendall の τ-b = –.156，ガンマ = –.234（$p < .001$）と，いずれも負の方向で有意な関係を示しており，学業成績が高い生徒ほど AI への依存的な考えに否定的であることを裏付けている．名義変数としての Cramér の V は.138，ファイ係数は.195 であり，いずれも中程度の関連を示している．

以上の結果は，成績が高い生徒ほど AI の進化によって学習が不要になるという受動的・依存的な価値観を持ちにくく，下位層ほどそのような価値観を肯定する傾向にあることを統計的・視覚的に明らかにするものである．AI への期待や信頼感の差異は，学力の自己評価や学習意欲にも関係している可能性があり，教育的な配慮を要する点である．

また，生成 AI(対話型 AI)の使用経験に関する質問において，使用しない生徒は回答者 5129 人中 4544 人(88.6%)であり，「ほぼ毎日」と回答している生徒は 49 人(1%)にすぎない．話しに聞いているだけで，利用したことのない生徒の意識ととらえる必要があるだろう．

このように，AI の進化によって学習が不要になるとする意識には学業成績による明確な差が認められたが，こうした学習に対する意識の違いは，実際の授業場面における学習行動や関与の程度にも表れているのだろうか．次節では，探究的な学習活動への参加傾向と学業成績との関連について検討する．

3.3　成績と探究的学習

（1）主体的テーマ設定による調査活動への関与

AI の進化をめぐる学習不要論に対する見解に成績差がみられたように，生徒が日々の授業や学習活動にどのように関与しているかについても，成績による差異が想定される．本節では，主に探究的・協働的な学びへの関与と成績の関連について検討する．

生徒の学業成績と探究的な学習経験との関連を明らかにするために，「授業で自分（自分たち）で決めたテーマについて調べた経験の頻度」と「成績（上位層・中位層・下位層）」とのクロス集計を行い，カイ二乗検定を実施した（表 6，図 5）．その結果，両者の間には統計的に有意な関連が認められた（$\chi^2(6) = 23.910, p < .001$）．最小期待度数は 61.75 であり，すべてのセルにおいて期待度数が 5 以上であるため，検定の前提条件は満たされていた．

調整済み残差をみると，成績上位層では「よくあった」が期待値を有意に上回り（残差 = 4.0），「ときどきあった」が有意に下回っていた（–4.4）．これは，上位層の生徒が授業にお

いて自らテーマを設定して調べるような活動に，より頻繁に参加している傾向を示している．一方で中位層では「ときどきあった」がやや多く（3.5），下位層では有意な偏りは観察されなかったものの，「よくあった」の割合は上位層と比較して低くなっていた．

図 5 に示す通り，「よくあった」と回答した生徒数は成績の低下にともなって減少しており，単回帰分析による近似直線（$y = -74x + 667, R^2 = .9661$）からも，成績との強い負の関係が視覚的に確認できる．

さらに，順序尺度間の関連性を評価した結果，Somers の d は .028（$p = .034$），Kendall の τ-b = .028，ガンマ = .043 といずれも有意であり，成績が高いほどこうした探究的学習活動への参加頻度が高い傾向が統計的に支持された．ただし，関連の強さは小さく，Cramér の V も .050 と弱い関連を示している．

以上の結果は，学業成績が高い生徒ほど，教員から与えられた課題ではなく，自ら主体的にテーマを設定して調べる探究的な学びにより多く関与している傾向があることを示しており，学習活動の質と成績との間に一定の相関が存在することを示唆している．

表 6. 「自分たちで決めたテーマについて調べる」経験と学業成績とのクロス集計（人数・期待値・調整済み残差）

			授業：自分（自分たち）で決めたテーマについて調べる				
			よくあった	ときどきあった	あまりなかった	まったくなかった	合計
成績(3群)	上位層	人数	601	763	236	78	1678
		期待値	538.8	835.4	233.6	70.2	1678.0
		%	35.8%	45.5%	14.1%	4.6%	100.0%
		調整済み残差	4.0	-4.4	0.2	1.2	
	中位層	人数	503	902	226	65	1696
		期待値	544.6	844.3	236.1	71.0	1696.0
		%	29.7%	53.2%	13.3%	3.8%	100.0%
		調整済み残差	-2.7	3.5	-0.9	-0.9	
	下位層	人数	453	749	213	60	1475
		期待値	473.6	734.3	205.3	61.7	1475.0
		%	30.7%	50.8%	14.4%	4.1%	100.0%
		調整済み残差	-1.4	0.9	0.7	-0.3	
	合計	人数	1557	2414	675	203	4849
		期待値	1557.0	2414.0	675.0	203.0	4849.0
		%	32.1%	49.8%	13.9%	4.2%	100.0%

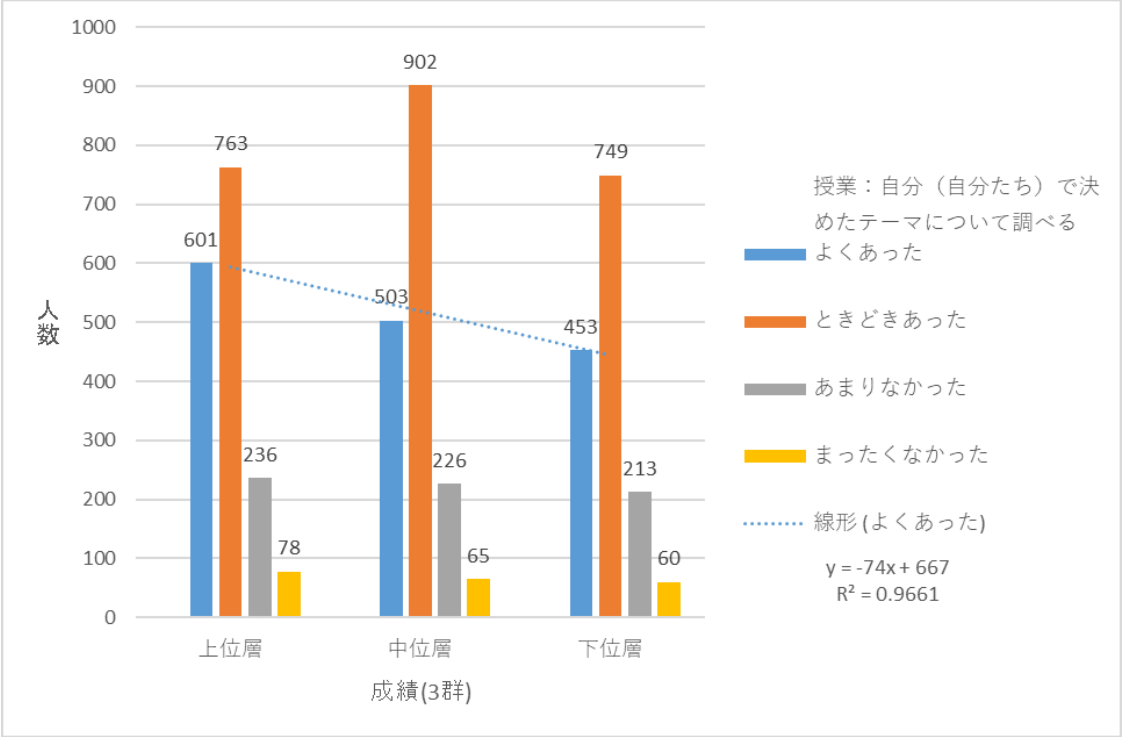


図 5. 学業成績層別に見た「授業で自分たちで決めたテーマについて調べる」経験の頻度分布

（2）グループで調べたり考えたりする活動への参加経験

生徒の学業成績と協働的な学習経験との関連を検討するために，「授業でグループで調べたり考えたりする経験の頻度」と「成績（上位層・中位層・下位層）」とのクロス集計を行い，カイ二乗検定を実施した（表 7，図 6）．その結果，両者の間には統計的に有意な関連が認められた（$\chi^2(6) = 49.982, p < .001$）．最小期待度数は 45.11 であり，すべてのセルにおいて期待度数が 5 以上であったため，検定の前提条件は満たされている．

調整済み残差を確認すると，成績上位層では「よくあった」が期待値を有意に上回り（残差 ＝6.3），「ときどきあった」および「あまりなかった」がいずれも有意に下回っていた（–5.0, –2.3）．これに対して下位層では，「よくあった」が有意に少なく（–5.4），「ときどきあった」および「あまりなかった」が有意に多かった（3.8, 2.4）．中位層においては大きな偏りは見られなかった．

図 6 に示すように，「よくあった」と回答した人数は成績の高低に応じて明確に減少しており，回帰直線（$y = –137x + 969.67, R^2 = .9881$）は成績との強い負の関係を示している．

順序尺度間の関連性を評価したところ，Somers の d（対称）は .083（$p < .001$），Kendall の τ-b＝.083，ガンマ ＝.130 と，いずれも有意な正の相関が示された．また，名義変数としての Cramér の V は .072，ファイ係数は .101 と，関連の強さは弱いものの統計的に有意な関係が確認された．

これらの結果から，成績が高い生徒ほどグループでの調査・思考活動に「よく参加していた」とする割合が高く，成績が低い生徒ではその頻度がやや下がる傾向があることが明らかとなった．探究的学習の中でも特に協働性を伴う活動において，成績差が現れている点は注目に値する．

表 7.　「グループで調べたり考えたりする」経験と成績との
クロス集計（人数・期待値・調整済み残差）

			授業：グループで調べたり考えたりする				
			よくあった	ときどきあった	あまりなかった	まったくなかった	合計
成績(3群)	上位層	人数	824	667	138	54	1683
		期待値	720.9	750.3	160.6	51.1	1683.0
		%	49.0%	39.6%	8.2%	3.2%	100.0%
		調整済み残差	6.3	-5.0	-2.3	0.5	
	中位層	人数	713	782	163	46	1704
		期待値	729.9	759.7	162.6	51.8	1704.0
		%	41.8%	45.9%	9.6%	2.7%	100.0%
		調整済み残差	-1.0	1.3	0.0	-1.0	
	下位層	人数	550	723	164	48	1485
		期待値	636.1	662.0	141.7	45.1	1485.0
		%	37.0%	48.7%	11.0%	3.2%	100.0%
		調整済み残差	-5.4	3.8	2.4	0.5	
	合計	人数	2087	2172	465	148	4872
		期待値	2087.0	2172.0	465.0	148.0	4872.0
		%	42.8%	44.6%	9.5%	3.0%	100.0%

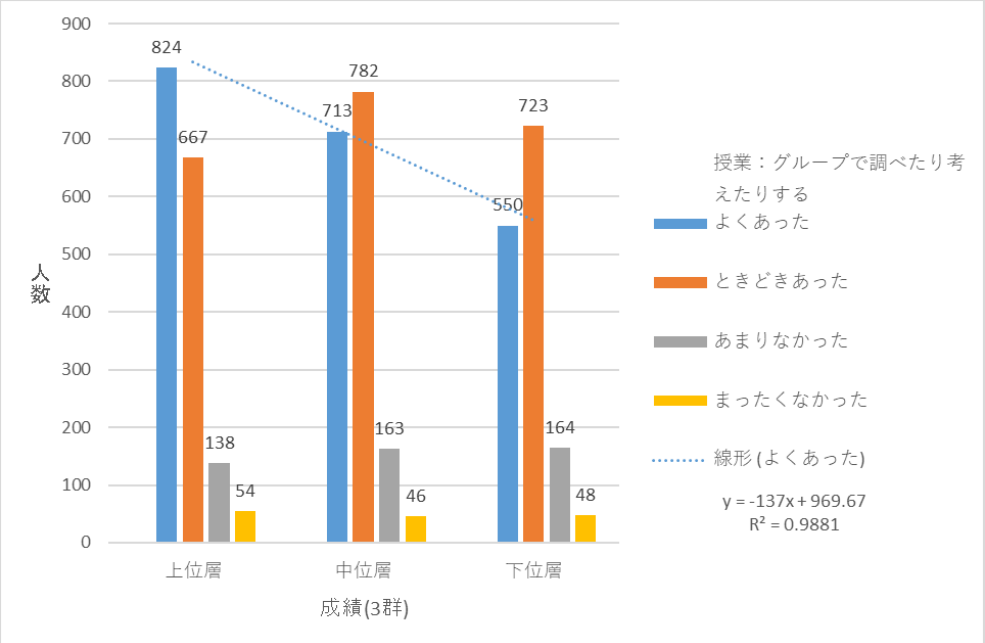


図 6.　成績群別に見た「グループで調べたり考えたりする」経験の頻度分布

（3）観察・実験や調査などで考えを確かめる活動への参加経験

生徒の学業成績と体験的・実証的な学習活動への関与の関連性を明らかにするため，「授業で観察・実験や調査などで考えを確かめる経験の頻度」と成績（上位層・中位層・下位層）とのクロス集計を行い，カイ二乗検定を実施した（表 8，図 7）．その結果，両者の間には統計的に有意な関連が認められた（$\chi^2(6) = 32.403, p < .001$）．すべてのセルで期待度数が 5 以上（最小 ＝98.35）であり，検定の前提条件は満たされている．

調整済み残差を確認すると，成績上位層では「よくあった」の回答が有意に多く（残差 ＝ 5.3），「ときどきあった」および「あまりなかった」がそれぞれ有意に少ない傾向を示した（–3.0, –2.3）．一方，中位層と下位層では，「よくあった」がやや少なく，「ときどきあった」および「あまりなかった」の割合がやや高い傾向が見られた．

図 7 に示すように，「よくあった」と回答した人数は成績の上位層から下位層へと漸減しており，成績上位層で 558 人，中位層で 449 人，下位層で 375 人と，段階的に減少している．回帰直線（$y = –91.5x + 643.67, R^2 = .988$）によって，その明確な負の傾向が視覚的にも確認できる．このことは，成績が高い生徒ほど，観察や実験，調査といった体験的学習に積極的に関与していることを示唆している．順序尺度間の関連性を検討したところ，Somers の d は .047（$p < .001$），Kendall の τ-b＝.047，ガンマ ＝.071 と，いずれも統計的に有意な正の相関が認められた．名義変数としての Cramér の V は .058，ファイ係数は .082 であり，いずれも弱いながらも有意な関連を示している．

表 8. 「観察・実験や調査などで考えを確かめる」経験と成績とのクロス集計（人数・期待値・調整済み残差）

			授業：観察・実験や調査などで考えを確かめる				
			よくあった	ときどきあった	あまりなかった	まったくなかった	合計
成績(3群)	上位層	人数	558	701	310	112	1681
		期待値	478.1	749.7	341.1	112.1	1681.0
		%	33.2%	41.7%	18.4%	6.7%	100.0%
		調整済み残差	5.3	-3.0	-2.3	0.0	
	中位層	人数	449	766	377	111	1703
		期待値	484.4	759.5	345.6	113.6	1703.0
		%	26.4%	45.0%	22.1%	6.5%	100.0%
		調整済み残差	-2.4	0.4	2.3	-0.3	
	下位層	人数	375	700	299	101	1475
		期待値	419.5	657.8	299.3	98.4	1475.0
		%	25.4%	47.5%	20.3%	6.8%	100.0%
		調整済み残差	-3.1	2.6	0.0	0.3	
	合計	人数	1382	2167	986	324	4859
		期待値	1382.0	2167.0	986.0	324.0	4859.0
		%	28.4%	44.6%	20.3%	6.7%	100.0%

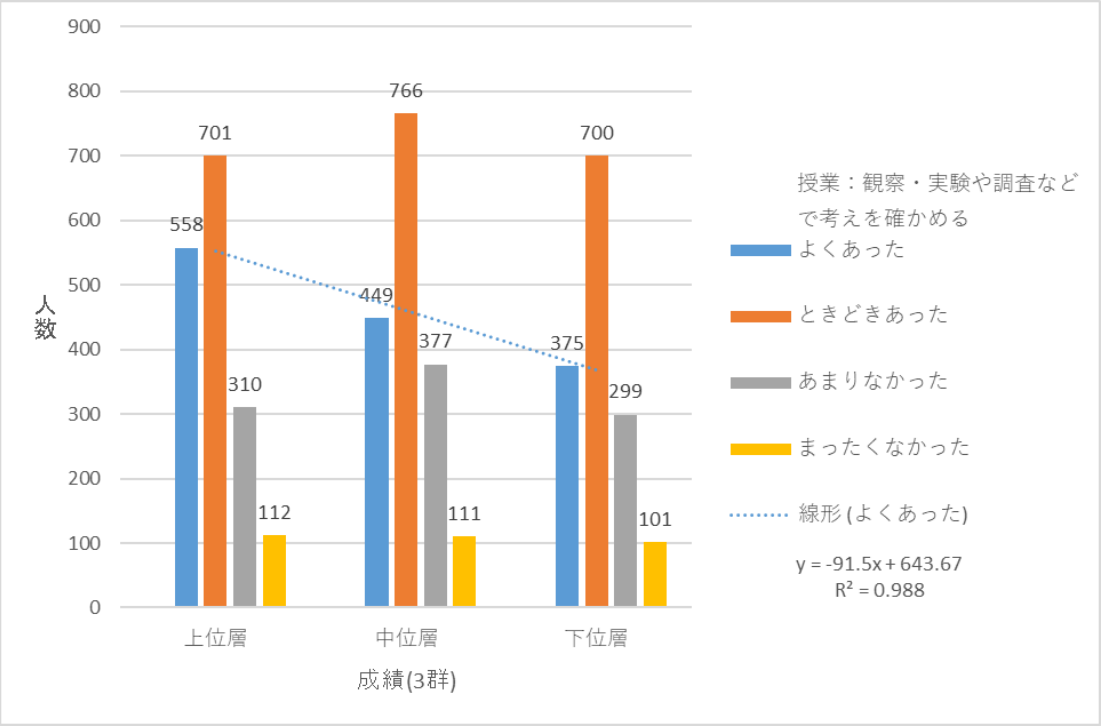


図 7. 学業成績層別の「観察・実験や調査などで考えを確かめる」授業活動の経験頻度

以上の結果から，観察や実験，調査といった実証的な活動においても，学業成績が高い生徒ほど頻繁に参加している傾向が見られる．こうした経験的学習への参加機会の多さが，学力形成に寄与している可能性があることが示唆される．

(1)(2)(3)より，生徒の成績と探究的な学習活動との間には一定の関連があることが明らかとなった．特に，「自分たちで決めたテーマについて調べる」活動や「グループで調べたり考えたりする」活動，「観察・実験や調査などで考えを確かめる」活動において，成績上位層の生徒が「よくあった」と回答する割合が有意に高く，これらの活動への関与頻度が高い傾向が示された．

これは，成績が高い生徒ほど，主体的・協働的・実証的な学びに積極的に関与している可能性を示唆しており，従来の講義型の学習に加えて，探究的学習への参加が学力向上と関連していることを示すエビデンスの一つといえる．一方，下位層の生徒においては，「ときどきあった」や「あまりなかった」とする回答の割合が相対的に高く，学習活動への関与のばらつきが認められた．このような結果は，探究的学習活動が全ての生徒に均等に機能していない可能性を示唆しており，探究型学習の効果を成績層にかかわらず最大限に発揮させるための支援策や指導方法の工夫が求められる．

すなわち，本節では，生徒が授業内でどのような学習活動に参加しているか，すなわち「どのように学ぶか」に焦点を当てた．一方で，次に検討するのは，デジタル機器やインターネットを用いた学習の実態であり，そこには「何を使って学ぶか」という観点である．とりわけ，ICT を活用して自ら学ぶ姿勢が，成績とどのように関係しているのかを明らかにすることは，デジタル

時代における学びの個別化・能動化を促進するうえで重要な課題である．そこで次節では，インターネットを用いて勉強する行動に焦点を当て，成績との関連を考察する．

3.4 生徒の成績とデジタル機器を活用した学習観

近年，ICT 環境の整備に伴い，生徒が自らの学習においてデジタル機器を活用する機会が飛躍的に増加している．特に，インターネットを用いた調べ学習や動画教材の視聴などは，学習内容へのアクセス手段を多様化させ，個別最適化された学びの可能性を拡げている．このような背景のもと，生徒がテクノロジーを「どのように活用して学んでいるか」，そしてその行動と学業成績の間にどのような関連があるかを明らかにすることは，これからの教育設計にとって重要な示唆を与える．

本節では，「勉強のことをインターネットで調べる」といったテクノロジー活用型の学習行動に着目し，成績別にその実施頻度の違いを分析することにより，学力層ごとの学習スタイルの傾向や，情報リテラシーの実態について検討する．

（1）インターネットによる調べ学習の実施頻度と成績の関連

生徒の成績と「勉強のことをインターネットで調べる」行動頻度との関連を検討するため，成績（上位層・中位層・下位層の 3 群）とインターネット利用頻度（6 区分）とのクロス集計を行った（表 9，図 8）．

その結果，Pearson のカイ 2 乗検定では有意な関連が確認された（$\chi^2(10) = 114.93, p < .001$）．全体として，成績が高い生徒ほど「ほぼ毎日」や「週に 3〜4 回」調べる頻度が高く，逆に「しない」と回答する生徒の割合は成績が低い群ほど高かった．例えば，「しない」と回答した割合は，上位層で 11.6%，中位層で 13.9%，下位層では 20.6%であった．一方，「週に 3〜4 回」調べるとした生徒は，上位層で 20.5%，中位層で 16.8%，下位層で 14.2%と成績の上昇とともに頻度も高まる傾向がみられた．

調整済み残差を見ると，上位層における「週に 3〜4 回」（残差 ＝4.3）および「ほぼ毎日」（残差 ＝ 4.1）が有意に多く，また「しない」（残差 ＝ -5.0）や「月に 1 回以下」（残差 ＝ -3.8）は有意に少なかった．一方，下位層では「しない」（残差 ＝ 7.0）や「月に 1 回以下」（残差 ＝4.6）が顕著に多く，日常的な利用が相対的に少ない傾向が明らかとなった．

連関の強さを表す尺度として，Somers の d（対称）は −.118（$p < .001$），Kendall の $\tau_{(b)}$は −.119（$p < .001$）であり，インターネット利用頻度が高いほど成績も高いという負の連関が統計的に有意であることが確認された．ガンマ係数（$\gamma = -.160$）も同様に有意であり，方向性の一貫した傾向が示された．

さらに，図 8 に示したように，「ほぼ毎日」および「週に 3〜4 回」と回答した生徒数は，成績上位群で最も多く，線形近似曲線においても傾向は明確である（$R^2 = .9956, .9951$）．一方で，「しない」「月に 1 回以下」の近似曲線は右肩上がりを示し，成績下位層ほどインターネットでの調べ学習の頻度が低いことを示している．

以上の結果から，日常的にインターネットを活用して学習している生徒ほど，学業成績が高い傾向にあることが示唆される．これは，自己主導的な学びにおける情報アクセス能力やリテラシーの差異が，学力の差に反映されている可能性を示す．もっとも，これが因果関係を直接的に示すものではないため，今後は ICT 利用の質や学習の意図性を加味した分析が求められる．

表 9　インターネットで勉強のことを調べる頻度と成績層とのクロス集計結果

			デジタル機器利用の学習：勉強のことをインターネットで調べる						
			しない	月に１回以下	月に２～３回	週に１～２回	週に３～４回	ほぼ毎日	合計
成績(3群)	上位層	人数	196	137	262	436	346	313	1690
		期待値	256.1	176.1	288.8	413.9	292.2	262.9	1690.0
		%	11.6%	8.1%	15.5%	25.8%	20.5%	18.5%	100.0%
		調整済み残差	-5.0	-3.8	-2.1	1.5	4.3	4.1	
	中位層	人数	238	172	311	443	288	259	1711
		期待値	259.2	178.3	292.4	419.0	295.9	266.2	1711.0
		%	13.9%	10.1%	18.2%	25.9%	16.8%	15.1%	100.0%
		調整済み残差	-1.8	-0.6	1.5	1.7	-0.6	-0.6	
	下位層	人数	309	202	265	322	214	191	1503
		期待値	227.7	156.6	256.8	368.1	259.9	233.8	1503.0
		%	20.6%	13.4%	17.6%	21.4%	14.2%	12.7%	100.0%
		調整済み残差	7.0	4.6	0.7	-3.3	-3.8	-3.7	
	合計	人数	743	511	838	1201	848	763	4904
		期待値	743.0	511.0	838.0	1201.0	848.0	763.0	4904.0
		%	15.2%	10.4%	17.1%	24.5%	17.3%	15.6%	100.0%

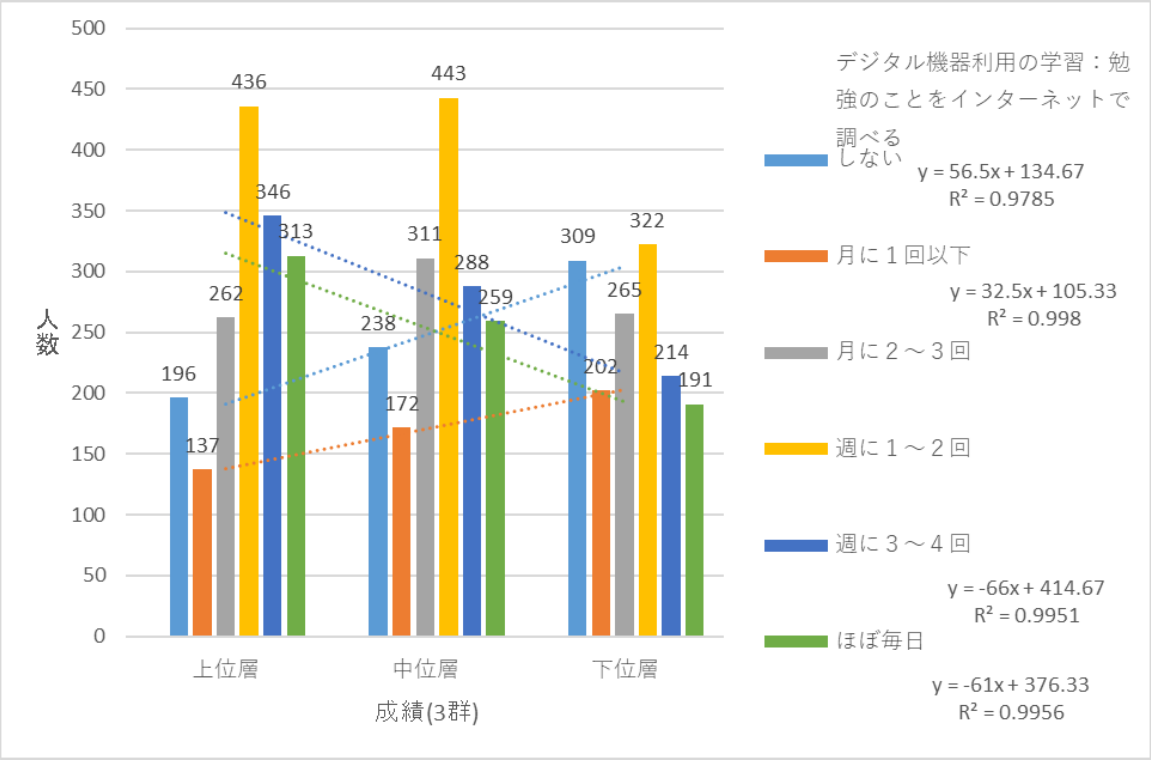


図 8　インターネットで勉強のことを調べる頻度と成績層との関係

（2）テクノロジーによる学習の代替可能性に対する認識

テクノロジーの進展が英語学習の必要性に与える影響について，「通訳や字幕があるから英語を勉強する必要はない」とする項目に対する回答と成績群との関連を分析した（表 10，図 9）．その結果，全体の 44.2%が「あまりそう思わない」，24.1%が「まったくそう思わない」と否定的に捉えていた一方で，22.1%が「まあそう思う」，9.5%が「とてもそう思う」と肯定的に捉えていた．

成績群ごとに比較すると，成績が高い層ほど否定的（「まったくそう思わない」「あまりそう思わない」）な傾向を示し，成績が低い層ほど肯定的（「とてもそう思う」「まあそう思う」）な傾向を示した．上位層では「まったくそう思わない」が 33.0%と最も高く，中位層では「あまりそう思わない」が 48.3%，下位層では「まあそう思う」が 29.2%と最多であった．

調整済み残差を見ると，「とてもそう思う」「まあそう思う」において下位層で正の残差が大きく（5.6, 8.0），上位層で負の残差が大きかった（-3.9, -7.4）．一方，「まったくそう思わない」は上位層で+10.6 と強い正の残差を示しており，否定的見解が顕著であった．

カイ二乗検定の結果（$\chi^2(6) = 194.635, p < .001$）から，成績群とこの認識との間には統計的に有意な関連が確認された．さらに，線型×線型連関も有意（$p < .001$）であり，傾向性の強さが示唆された．順序尺度に基づく Somers の d（-0.165, $p < .001$）および Kendall のタウ b（-0.165）も負の相関を示し，成績が高いほど「テクノロジーで英語学習が不要になる」とは考えにくいことが明らかとなった．

以上の結果から，学業成績が高い生徒ほど，通訳技術や字幕などのテクノロジーによって英語学習が代替されるという見解には否定的であり，言語習得における主体性や内発的動機づけを保っている可能性が示唆される．一方，下位層では翻訳支援技術の利便性が「学ぶ必要性」の認識を相対的に弱めている可能性があり，テクノロジーの教育的影響をどのように認識し，活用させるかが課題となる．

(1)(2)より，学習観やテクノロジーに対する意識の違いが，生徒の学力層ごとに明確に異なることが明らかとなった．とりわけ，テクノロジーによる学習の代替可能性に対する認識は，成績が高い生徒ほど否定的に，成績が低い生徒ほど肯定的に傾く傾向が見られ，デジタル環境下における学習の意味づけや動機づけに関する今後の課題を示唆する結果となった．

表 10 「通訳や字幕があるから英語を勉強する必要はない」への回答と成績群とのクロス表（人数，期待値，調整済み残差）

			通訳や字幕があるから英語を勉強する必要はない				
			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	合計
成績(3群)	上位層	人数	123	271	738	558	1690
		期待値	161.3	373.6	747.8	407.3	1690.0
		%	7.3%	16.0%	43.7%	33.0%	100.0%
		調整済み残差	-3.9	-7.4	-0.6	10.6	
	中位層	人数	148	374	826	363	1711
		期待値	163.3	378.2	757.1	412.4	1711.0
		%	8.6%	21.9%	48.3%	21.2%	100.0%
		調整済み残差	-1.6	-0.3	4.2	-3.5	
	下位層	人数	197	439	606	261	1503
		期待値	143.4	332.2	665.1	362.3	1503.0
		%	13.1%	29.2%	40.3%	17.4%	100.0%
		調整済み残差	5.6	8.0	-3.7	-7.3	
	合計	人数	468	1084	2170	1182	4904
		期待値	468.0	1084.0	2170.0	1182.0	4904.0
		%	9.5%	22.1%	44.2%	24.1%	100.0%

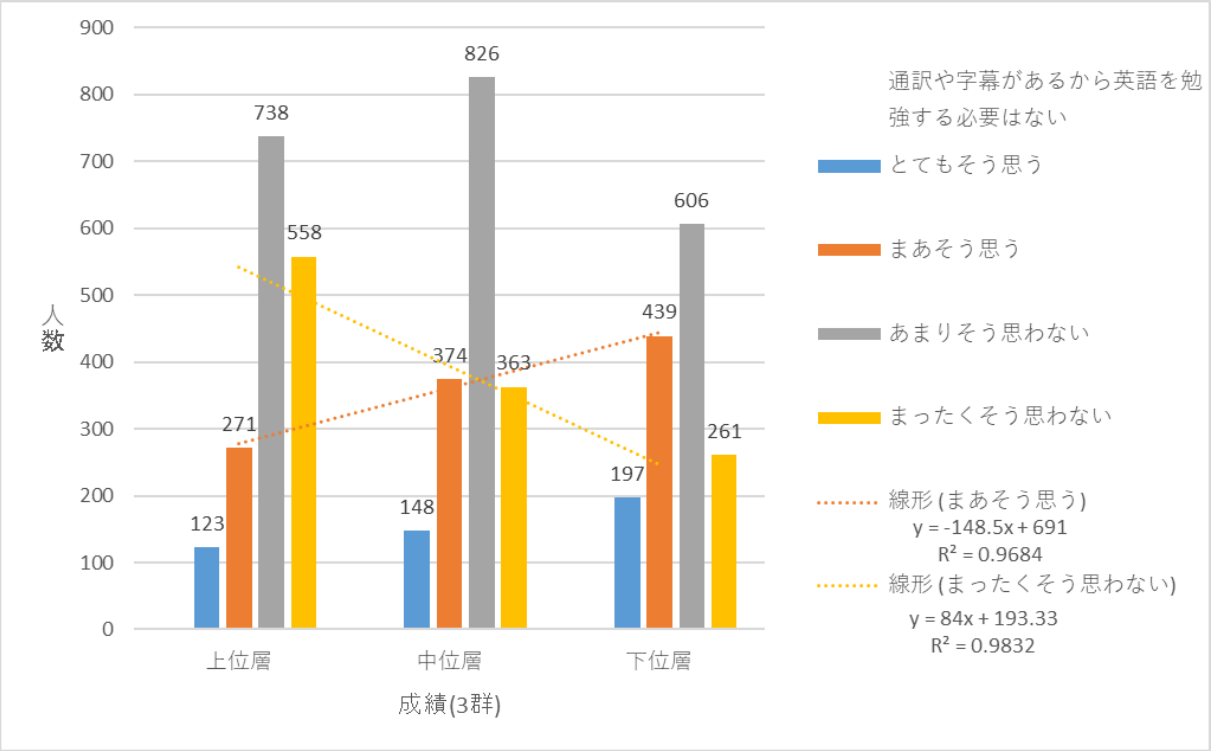


図 9 「通訳や字幕があるから英語を勉強する必要はない」とする認識と成績群の関係

４　考察

本研究では，中学生・高校生を対象に，成績層別に幸福感，AI やテクノロジーに対する学習観，探究的な学習活動の経験，インターネット調べ学習の頻度などとの関連を分析した．その結果，成績と幸福感には正の関係が見られた一方で，AI やテクノロジーによる学習代替の可能性についての認識，そして日常的なデジタル学習行動には，逆相関的な傾向が確認された．

4.1 幸福感と学力の関連性

第 3.1 節で示したように，「現在の幸福感」「将来への幸福期待」ともに，成績上位層で肯定的回答が多く，下位層では否定的回答の比率が高かった．幸福感の形成には学力が直接的あるいは間接的に影響している可能性があり，自己効力感や将来への展望が成績に裏打ちされた自信と結びついていると考えられる．

4.2 AI やテクノロジーに対する学習観の階層差

第 3.2 節および 3.5 節において，「AI が進化すれば勉強する必要がない」「通訳や字幕があるから英語学習は不要である」といったテクノロジーによる学習代替に関する認識において，成績層による顕著な差が確認された．いずれの項目においても，下位層ほど肯定的に捉える傾向があり，学習の主体性や目的意識の希薄さが背景にあると考えられる．特に AI 観においては，「勉強の必要性」への態度が自己努力の意義に対する理解の違いとして反映されている可能性がある．

4.3 探究的な学習経験の不均等

第 3.3 節に示したように，グループ学習やテーマ学習，観察・実験といった探究的学習活動への参加経験は，全体として成績層によって有意差があり，特に「よくあった」と回答する割合は上位層ほど高かった．これは，教科学力の高い生徒ほど探究型活動に積極的に関与する傾向にあり，その経験がさらに学力を強化しているという相互作用の存在を示唆している．

4.4 デジタル学習の頻度と学力の関係

第 3.4 節では，インターネットを用いた調べ学習の頻度と成績の関連性が示された．特に「週 3 回以上」行っている生徒は上位層に多く，逆に「しない」「月に 1 回以下」とする生徒は下位層に偏っていた．このことは，情報リテラシーや主体的な学習姿勢が成績と関連していることを示しており，ICT を活用した学習環境の整備と，それに対する支援の重要性を浮き彫りにしている．

５　結語

本研究では，生徒の成績と幸福感，テクノロジーに対する学習観，探究的な学習活動の経験，インターネット学習の頻度の関係性を検討した．その結果，以下の知見が得られた．

1.　学力と幸福感には正の関係があることが示された．特に「現在の幸福感」と「将来へ

の期待」において成績上位層が高い肯定率を示した.

2. AI・テクノロジーの進化によって学習が不要になるという認識は，成績が低い層で強い傾向が見られ，学習観の形成に課題がある.
3. 探究的な学習経験の有無が成績と有意に関連しており，日常的に探究型授業に接している生徒ほど学力も高い傾向にあった.
4. デジタル機器を用いた調べ学習の頻度と成績には正の相関が見られ，ICT 活用の機会の不均等が学力差につながっている可能性がある.

これらの結果は，教育実践において，探究的・ICT 活用型の学習機会を意図的に設計し，すべての生徒が学びの意味や自律性を獲得できるような支援の必要性を示唆している．また，AI やテクノロジーの認識における誤解や過信を是正する情報教育・AI リテラシー教育の充実が，格差是正の鍵を握るといえる.

また本研究では，生徒の学力と幸福感，学習観，学習経験との関連性を明らかにしたが，いくつかの限界および今後の検討課題も残されている. 第一に, 因果関係の解明に対する制約である. 本研究のデータは横断的調査に基づいており，成績と幸福感，あるいは学習観との関係については相関的な分析にとどまっている. 学力が高いから幸福感が高いのか，幸福感があるから学習に前向きなのか，あるいは第三の要因（家庭環境や学校文化等）が両者に影響しているのかを明確にするためには，さらなる分析が必要である.

第二に，質的データの補完の必要性がある．選択式の調査項目では，個々の生徒がどのような文脈で AI やテクノロジーに対して肯定的または否定的な態度を取っているのか，深い理解には限界がある．特に「AI が進化すれば勉強は不要」といった回答の背景には，単なる知識不足だけでなく，学習動機の低下や将来不安，教育への信頼感の欠如など，複合的な心理・社会的要因が関与している可能性がある. そのため，自由記述の分析やインタビュー調査の導入が今後の研究に求められる.

第三に，教育環境の差異への配慮である．本研究では成績層のみに注目したが，学校の設置者（公立・私立），所在地（都市部・地方），ICT 整備状況，教員の指導方針など，教育環境の違いが生徒の学習観や実践経験に影響している可能性は否定できない. したがって，学校間比較や地域間格差を踏まえた分析を通じて，より実践的な教育政策提言へとつなげていく必要がある.

最後に，AI やテクノロジーに対する誤解や期待の偏りを是正するためには，AI リテラシー教育の系統的導入が重要である．特に「テクノロジーがすべてを代替する」という誤信に陥らず，「人間にしかできない学び」の意義を理解させるためには，探究型・対話型の情報教育の充実とともに，生成 AI の教育的活用を前提とした新たな学習観の育成が喫緊の課題である.

［謝辞］

二次分析にあたり，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～9，2015～2023」（東87 京大学社会科学研究所・ベネッセ教育総合研究所共同研究）の個票データの提供を受けました.

［参考文献］

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry, 11*(4), 227-268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01

Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin, 95*(3), 542-575. https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542

Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin, 125*(2), 276-302. https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.2.276

Diener, E., & Seligman, M. E. P. (2002). Very happy people. *Psychological Science, 13*(1), 81-84. https://doi.org/10.1111/1467-9280.00415

加納寛子(2025a). 東北地域と他地域における幸福度・生活満足度・所得水準の比較分析，東北計画行政研究，(10)，16-23. https://doi.org/10.69228/jappmtohoku.10.0_15

加納 寛子(2025b). 数学・理科の成績と主観的幸福感の関係分析，日本科学教育学会研究会研究報告，2024-2025，39 巻，6 号，p. 35-40. https://doi.org/10.14935/jsser.39.6_35

Luckin, R., Holmes, W., Griffiths, M., & Forcier, L. B. (2016). Intelligence unleashed: An argument for AI in education. Pearson Education. https://doi.org/10.13140/RG.2.2.11738.95686

文部科学省. (2018). 教育における ICT の活用に関する懇談会報告書：Society 5.0 に向けた人材育成の在り方. https://www.mext.go.jp/component/a_menu/other/detail/__icsFiles/afieldfile/2018/06/06/1405844_002.pdf（2025 年 4 月 21 日確認）

文部科学省，国立教育研究所(2019). OECD 生徒の学習到達度調査（PISA）Programme for International Student Assessment～ 2018 年調査補足資料～生徒の学校・学校外における ICT 利用 https://www.nier.go.jp/kokusai/pisa/pdf/2018/06_supple.pdf（2025 年 4 月 21 日確認）

文部科学省，国立教育研究所.国際成人力調査（PIAAC）図表データ(2025 年 4 月 21 日確認)

https://www.nier.go.jp/04_kenkyu_annai/div03-shogai-piaac-chart.html

Nishimura, Kazuo and Tadashi Yagi, 2019. "Happiness and self-determination - An empirical study in Japan," *Review of Behavioral Economics*, Vol. 6(4), pp. 312-346 https://www.nowpublishers.com/article/Details/RBE-0113 (2025年4月21日確認)

OECD. (2017). *PISA 2015 results (Volume III): Students' well-being*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/9789264273856-en

OECD (2021). AI and the Future of Skills: The Role of AI in Education. https://oecd.ai/work-innovationproductivity-skills (2025年4月21日確認)

Park, N. (2004). The role of subjective well-being in positive youth development. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science, 591*(1), 25-39. https://doi.org/10.1177/0002716203260078

Reich, J. (2020). *Failure to disrupt: Why technology alone can't transform education*. Harvard University Press. https://doi.org/10.2307/j.ctv322v4cp

佐々木 俊一郎, 山根 承子, マルデワ グジェゴシュ, 布施 匡章, 藤本 和則(2018). 大学生の幸福度と学業に対する主観的評価, 生活経済学研究, 2018, 47 巻, p. 83-99.

総務省(2024).「デジタルテクノロジーの高度化とその活用に関する調査研究」(2025年4月21日確認) https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/linkdata/r06_01_houkoku.pdf

私立中学進学は大学進学の難易度に影響を与えるか
――傾向スコアマッチングを用いた因果的効果の検証――

森 いづみ
（中央大学）

本研究は，私立中学進学の因果的効果を，重回帰分析と傾向スコアマッチングを用いて検証したものである．「子どもの生活と学びに関する親子調査」のパネル調査データを用い，大学進学時の難易度を従属変数とし，小学 6 年時点の家庭環境や学力，進学期待，学習意欲などを段階的に統制した．単純な比較では私立進学に有意な効果が見られたが，交絡因子を考慮すると効果は統計的に有意でなくなった．進学前の条件が進路形成に与える影響の大きさが確認され，進学そのものの効果を検討する際には，選択バイアスへの配慮が不可欠であることが示唆された．

1　はじめに

1.1　問題関心

近年，日本において中学受験は一定の社会的広がりを見せており，全国平均では中学生のおよそ 1 割が国立・私立中学校，あるいは公立の中高一貫校に進学している．とくに都市部では，中学受験が一部の家庭にとって進学戦略の一環として定着しつつある．

進学の動機も多様化しており，大学進学実績だけでなく，探究学習や ICT 教育，グローバル教育といった教育内容に加え，学校の施設や制服，雰囲気なども，選択の際に重視される要素となっている．学校案内や情報サイトなどでは，こうした学校ごとの特色が積極的に紹介され，各校が明確な差別化を図っている様子がうかがえる．

このように，教育機会の多様性や選択の自由が肯定的に語られる一方で，私立中学や中高一貫校への進学には，そもそもそうした選択が可能となるだけの家庭の経済的・文化的基盤や，教育に対する関心の高さといった家庭背景が影響している可能性が高い．そのため，私立中学進学の効果を検討するにあたっては，進学そのものの影響と，それを可能にした背景要因とを明確に切り分ける必要がある．たとえば，大学進学後に私立中学出身者の学力が高いと観察された場合でも，それが中学進学の因果的な効果であるとは限らず，進学前からの能力差や家庭環境を反映している可能性がある．

したがって，私立中学進学の影響を検証するには，進学前の家庭や本人に関する特性を十分に把握可能なデータと，交絡因子（たとえば進学と学力の両方に影響を及ぼす第三の要因）の影響を適切に統制できる分析手法が必要となる．しかし，こうした条件を満たす形で私立進学の影響を実証的に検討した研究は，日本国内ではまだ限られている．とくに，進学が生徒のその後の学習成果や進路選択，なかでも大学進学時における進学先の「難易度」に与え

る影響については，一定の先行研究が存在するものの，進学前の特性を統制したうえで因果的に検証する分析は，日本ではいまだ限られているのが現状である．

本研究では，親子の詳細な属性情報を含む縦断パネルデータを用い，回帰分析および傾向スコアマッチング（Propensity Score Matching）を併用することで，進学前後の差異を丁寧に捉えながら，私立中学進学が大学進学時の「進学先の偏差値」（難易度）に与える因果的効果を検証する．進学前の違いをできるだけ統制したうえで，私立中学進学が実際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指す．以下では，こうした問題関心に関わる先行研究の動向と課題を概観する．

1.2　先行研究

こうした問題関心を踏まえ，本節では，私立中学校進学の背景とその後の教育成果に関する先行研究を整理する．とくに本研究が焦点を当てるのは，進学という選択がその後の学力形成や進路にいかなる影響を及ぼすのかという因果関係であり，既存研究がこの点についてどこまで明らかにしてきたかを確認する必要がある．

私立中学校への進学は，家庭の経済的・文化的資本や教育意識と深く関連し，地域によっても機会格差が存在することが，これまでの研究で繰り返し指摘されてきた（西丸 2008；樋田 1993；片岡 2009）．たとえば，国私立中学校の供給量は地域によって大きく異なり，中学受験という選択肢が日常的に存在する都市部と，通学圏に国私立校が少ない地方部とでは，進学の現実的選択肢としての意味合いが大きく異なる．また，こうした供給構造の違いは，私立進学の意思形成や実際の進学行動にも影響を及ぼすことが示されている（濱本 2018，2022）．これらの研究は，私立進学の格差が単なる個人や家庭の要因に起因するものではなく，進学機会の地域的な構造条件にも規定されていることを明らかにしている．

他方，私立中学に進学すること自体が，子どもの学力や進学意欲，最終的な進路にどのような影響を与えるのかという点については，理論的にも実証的にも十分に検討されてきたとは言いがたい．雑誌やウェブメディア等では，私立校の特色ある教育内容や進学実績がしばしば肯定的に取り上げられるが，そうした「効果」が進学そのものに由来するのか，それとも進学前から存在していた家庭や本人の特性に起因するのかは判然としない．実際，私立進学者は，学力や学習意欲，教育資源の水準においてもともと恵まれた条件にある傾向が強く，これを統制しないまま因果効果を論じることは，誤った推論を導く可能性がある．

この点に対処するため，近年では，統計的手法によって交絡因子を統制し，私立校の効果を検証しようとする実証研究も国際的に蓄積されている．たとえば，Lubienski and Lubienski（2013）は，米国の標準化テストデータを用いた分析により，私立校の学力優位が生徒の選抜特性や家庭背景を統制すると縮小あるいは消失することを示している．また Cobb and Glass（2021）は，こうした実証研究を多数取り上げたレビューを通じて，学校の種類（sector）の効果を論じるには進学者の属性や背景を明確に分離する必要があることを

強調しており，日本の文脈にも通じる重要な論点を示している．

国内でも，統計的手法を導入し，私立校進学の効果を検証しようとする試みがみられる．たとえば西丸（2008）は，国立・私立中学校への進学が大学進学先の難易度に与える影響を検討し，中高一貫校を経た場合には一定の効果が認められるものの，それ以外では有意な効果は確認されなかったとする．須藤（2011，2012）は，生徒の主観的満足度や学校生活の充実感に関しては肯定的な傾向を認めており，とくに学習観や学校風土に対する評価が高いことを指摘している．濱本（2018，2022）は，都市部における受験文化や，国私立中学校の設置状況など地域的な教育環境の違いを背景に，私立進学の機会格差とその拡大傾向を指摘している．

また森（2021）は，小6から中1にかけての変化に着目し，固定効果モデルを用いて私立中学進学が生徒の学習意欲や学校生活への主観的満足度に与える影響を分析し，前者には負の効果，後者には正の効果があることを示した．さらに森（2023）は，小6から中3にかけての学校生活や学習意欲の変化を成長曲線モデルで分析し，私立進学の効果は全体として限定的であり，中学3年時には縮小する傾向があることを指摘している．

このように，私立中学への進学とその後の成果に関する知見は，国内外で徐々に蓄積されつつある．ただし日本では，全国規模の個票データを用いて，同じ子どもを長期的に追跡した分析はまだ限られており，これまでの研究の多くは，ある一時点のデータに基づく横断的な分析や，限られたサンプルを対象とした小規模な調査にとどまっている．

本研究は，こうした課題を克服すべく，全国規模のパネル調査データを用いて，私立中学進学の因果的効果を厳密に検証することを目的とする．とくに，進学前の学力・家庭背景・教育意識など多様な要因を統制したうえで，進学が大学進学先の「難易度」（偏差値）に与える影響に焦点を当て，既存研究の限界を補いながら，より実証的にその効果を明らかにすることを試みる．

2　使用データと変数

2.1　使用データ

本研究では，「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た．この調査は，2015 年の開始以降，毎年新たなコホートを加えて継続的に実施されており，小学校低学年から高校卒業後までを対象とする教育パネル調査である（木村 2020）．

本データには，公立校とは異なる設置主体である国立・私立・中高一貫校への進学状況が明示されており，生徒の大学進学に関する情報も含まれている．また，家庭の社会経済的背景や親子の教育意識などに関する詳細な情報が収集されており，生徒の進学前後の状況を長期的に把握できる点でも，本研究の分析に適した設計となっている．

本稿では，この調査データのうち，第1ウェーブ（W1）から第9ウェーブ（W9）までを用い，3つの異なるコホートから，小学6年・中学1年・高校3年の各時点における情報を抽

出して分析を行った．中学 1 年時点の学校設置者（公立または国私立・中高一貫校）に着目し，進学前後の比較を通じて，大学進学時における進学先の「難易度」への影響を検証する．

図 1 に示すように，本稿では 3 つの異なるコホートから，小学 6 年・中学 1 年・高校 3 年の各時点におけるデータを抽出し，それらを統合して分析に用いた．これにより，進学前後の学力や意識の変化を，時系列で比較・把握することが可能となる．

w1	w2	w3	w4	w5	w6	w7	w8	w9
小6	中1	中2	中3	高1	高2	高3		
	小6	中1	中2	中3	高1	高2	高3	
		小6	中1	中2	中3	高1	高2	高3

図 1　本稿で分析対象とする学年とコホート

2.2　分析に使用する変数

2.2.1　処置変数

本研究の主要な処置変数は，中学 1 年時点の学校設置者に基づく進学先の分類である．家庭の社会経済的背景や実際の進路などにおいて公立中学校とは異なる傾向が見られることから，国立・私立中学校および公立中高一貫校をまとめて「処置群」，一般の公立中学校を「対照群」とする二値変数を作成した．分類不能な「その他」や「無回答・不明」は分析対象から除外している．

・私立中進学ダミー：私立・国立・公立中高一貫校＝1，公立中学＝0

2.2.2　従属変数

進学先の大学の学力水準を表すために，本研究では高校 3 年時点の質問項目（「差し支えなければ，進学先の大学・学校名，学部名，学科名を教えてください.」）に対する回答をもとに，調査実施者によって偏差値に基づいてリコードされた 4 段階のカテゴリ変数を用いた．

・偏差値区分（4 段階）：1＝偏差値 44 以下，2＝偏差値 45〜54，3＝偏差値 55〜64，4＝偏差値 65 以上

2.2.3　共変量（統制変数）

(1) 社会経済的背景（SES）に関する変数

・親の学歴：父母の最終学歴を教育年数に換算し，高い方の値を用いた．

・世帯年収：年間の世帯収入（万円）を 100 で割った値を用いた．

(2) 地域および個人属性に関する変数

・性別：女子を 1，男子を 0 とした値を用いた．

・居住地域の都市規模：政令指定都市・東京 23 区／15 万人以上の市／5 万～15 万人未満の市（基準カテゴリー）／町村に分類し，ダミー変数を作成した．

(3) 成績および学習意欲に関する変数

・成績水準：小学 6 年時点の本人および保護者による自己評価を合算し，上・中（基準カテゴリー）・下の 3 段階に分類した値を用いた．

・通塾経験：小学 6 年時点で週 1 回以上通塾しているか否かによって，通塾の有無を示す二値変数とした．

・教育費支出：児童 1 人あたりの年間教育費支出額（千円単位）の値を用いた．

・親の進学期待：子どもの最終学歴についての親の希望を 9～18 年で示した値を用いた．

・子の進学期待：本人による最終学歴の希望を 9～18 年で示した値を用いた．

(4) 家庭の教育意識に関する変数

・親の教育熱心度：以下の 3 項目は，いずれも 4 件法（1＝まったくあてはまらない～4＝とてもあてはまる）で測定され，その平均値を合成したスコアを用いた．

「いい大学に入るために成績を上げてほしい」「多少無理をしても教育にお金をかけたい」「進学で世間に遅れないようにしたい」

(5) 認知的スキルに関する変数

・認知的スキル：以下の 3 項目は，いずれも生徒の自己評価として 4 件法（1＝まったくあてはまらない～4＝とてもあてはまる）で測定され，その平均値を合成したスコアを用いた．

「難しい問題にじっくり取り組む」「わからないことや知らないことを調べる」「論理的に（筋道を立てて）考える」

(6) 学習動機に関する変数

以下の 3 項目は，いずれも生徒の自己評価に基づく 4 件法（1＝まったくあてはまらない～4＝とてもあてはまる）で測定され，それぞれスコア化した．

・知的好奇心：「新しいことを知るのがうれしい」

・子の進学志向：「自分の希望する高校や大学に進みたい」

・外発的動機づけ：「先生や親に叱られたくないから勉強する

以上の変数群は，子どもの成長段階における学力や意識，家庭の社会経済的背景，進学に対する姿勢など，進路選択に関わるさまざまな側面を幅広く捉えている．本研究では，これらの変数を共変量として段階的に投入しながら，中学校進学先の違いが大学進学時の偏差値（難易度）に与える因果的効果を検証するモデル分析を行う．

3　分析手法

本研究では，中学受験による学校選択が高校 3 年時点の大学進学先の偏差値に与える影響を検証するため，共変量を段階的に加える重回帰分析（OLS）と，傾向スコアマッチング

(PSM)による因果効果の推定を行った.分析には,「子どもの生活と学びに関する親子調査」に基づく3つのコホートの縦断パネルデータを使用した.

各年次のデータは，生徒 ID とコホートを基準にロング形式に変換し，小学 6 年時点の属性や家庭背景と，中学1年時点の進学先，および高校3年時点の大学進学先を，生徒単位で接続した縦断データとして構成した.

3.1 回帰分析（OLS）

中学進学先（公立中学に対する国私立・公立一貫校）が，高校3年時点での大学進学先の難易度に与える影響を検討するため，大学の偏差値ランクを従属変数とする重回帰分析を行った．便宜的に，4 段階の偏差値ランクは連続変数として扱っている．主な独立変数は，国私立・公立一貫校への進学の有無を示す二値変数である．共変量（統制変数）は以下のように段階的に投入し，4つのモデルを構築した.

- モデル 1：親の学歴，世帯年収，性別，居住地域の都市規模（政令指定都市，大都市，町村）を投入した.
- モデル2：成績水準，通塾の有無，本人の進学希望，親の進学期待を加えた.
- モデル3：親の教育熱心度と生徒の認知的スキルを加えた.
- モデル4：学習動機（知的好奇心，進学志向，外発的動機づけ）を加え，最終モデルとした.

3.2 傾向スコアマッチング（PSM）

因果推定を補強するために，傾向スコアマッチング（Propensity Score Matching）を用いた分析を行った.傾向スコアとは,進学先の選択に影響する背景要因をもとに私立中学進学の確率を推定した値であり,これを用いて処置群と対照群の生徒を対応させることで,選択バイアスを抑えつつ処置の効果を推定する手法である（Rosenbaum and Rubin 1983).

本研究では，以下の4段階の手順でマッチングを行った.

(1) 傾向スコアの推定

小学 6 年時点の背景変数を用いて，私立中学進学の有無を目的変数とするロジット回帰モデルを構築し，傾向スコアを算出した．共変量には，親の学歴，世帯年収，性別，居住地域の都市規模，成績層，通塾経験，本人の進学希望，親の進学期待，親の教育志向，認知的スキル，学習動機（知的好奇心，進学志向，外発的動機づけ）を含めた.

(2) マッチングの実施

算出された傾向スコアをもとに,1対1の最近傍マッチング(nearest neighbor matching)を行った．マッチングの際の許容距離（caliper）は0.05とした.

(3) バランスの検証

マッチング後のサンプルにおいて，各共変量の分布が処置群と対照群で均等化されているかを確認した．あわせて，マッチング前後の傾向スコア分布を視覚化し，両群のスコアに十分な重なり（common support）が確保されているかを検討した．

（4）効果の推定

マッチング後のサンプルに限定して，大学進学先の偏差値ランクを従属変数とする回帰分析を行い，私立中学進学の平均処置効果（ATT）を推定した．

図 2 は，私立中学進学と大学進学時の学力水準との関係において，観察可能な背景要因がどのような役割を果たしているかを示す概念図である．傾向スコアを用いた手法が，進学者の特徴と進学の効果を切り分けるうえで有効であることを視覚的に示したものである．

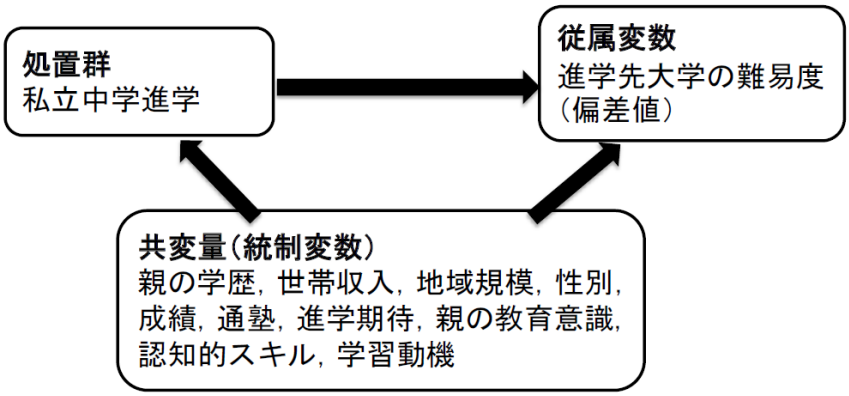


図 2　処置変数，結果変数，共変量の関係

4　分析結果

4.1　回帰分析（OLS）の結果

表 1 に示す通り，モデル 1 では，国立・私立中学校および公立中高一貫校への進学は，大学進学先の偏差値に有意な正の影響を与えていた（b = 0.250，p < 0.01）．しかし，共変量を段階的に加えていくとその効果は徐々に縮小し，モデル 2 では 0.222（p < 0.05），モデル 3 では 0.151（有意ではない）となり，モデル 4 では統計的に有意な効果は完全に消失した（b = -0.043）．

一方で，共変量のうち，成績上位層や認知的スキルは全モデルを通じて大学進学先の難易度に対して一貫して正の有意な影響を示した．また，親の学歴や世帯収入の効果も一定程度確認されたが，居住地域の都市規模に関する影響は限定的だった．

なお，モデル 1 からモデル 4 にかけて分析対象数（N）が減少しているのは，学習動機など一部の変数が特定の調査ウェーブにおいてのみ収集されており，それらの変数を含むモデルでは対象外となる生徒が生じるためである．

表１　大学の難易度を従属変数とする重回帰分析の結果

変数名	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
私立中進学	0.250 **	0.222 *	0.151	-0.043
	(0.076)	(0.092)	(0.091)	(0.117)
親の教育年数	0.060 ***	0.047 **	0.046 **	0.045 *
	(0.015)	(0.018)	(0.017)	(0.023)
世帯収入	0.024 **	0.017	0.019	0.036 **
	(0.008)	(0.010)	(0.010)	(0.012)
女子	-0.096	-0.124	-0.128 *	-0.077
	(0.055)	(0.066)	(0.064)	(0.086)
政令市	0.005	0.091	0.066	0.077
	(0.075)	(0.090)	(0.088)	(0.113)
大都市	-0.012	0.060	0.080	0.161
	(0.072)	(0.086)	(0.084)	(0.110)
町村	-0.113	-0.226	-0.254 *	-0.340 *
	(0.102)	(0.128)	(0.125)	(0.171)
成績上位	0.316 ***	0.224 **	0.179	
	(0.075)	(0.075)	(0.100)	
成績下位	-0.246 **	-0.175	-0.214	
	(0.092)	(0.090)	(0.119)	
通塾	-0.035	-0.054	-0.008	
	(0.071)	(0.072)	(0.093)	
親の進学期待	0.042	0.042	0.010	
	(0.037)	(0.036)	(0.058)	
子の進学期待	0.016	0.009	-0.010	
	(0.032)	(0.031)	(0.040)	
親の教育熱心度	0.145 *	0.137		
	(0.062)	(0.082)		
認知的スキル	0.249 ***	0.261 ***		
	(0.048)	(0.064)		
知的好奇心	0.010			
	(0.055)			
子の進学志向	0.092			
	(0.050)			
外発的動機づけ	-0.087			
	(0.044)			
定数	1.551 ***	0.842	-0.022	0.536
	(0.212)	(0.480)	(0.493)	(0.879)
N	841	559	552	331
R^2	0.076	0.160	0.209	0.257

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

4.2　傾向スコアマッチング（PSM）の結果

マッチングの妥当性を検証するため，マッチング前後における共変量のバランスを確認した（表 2）．その結果，処置群と統制群の平均値の差が縮小し，両群のバランスが改善されたことが確認された．

表 2　処置群と統制群における共変量の平均値比較（マッチング後）

変数	処置群	統制群	p値
親の教育年数	15.618	15.588	0.910
世帯収入	10.132	10.368	0.726
女子ダミー	0.544	0.618	0.389
政令市ダミー	0.426	0.441	0.864
大都市ダミー	0.368	0.412	0.601
町村ダミー	0.044	0.029	0.652
成績上ダミー	0.603	0.500	0.231
成績下ダミー	0.118	0.103	0.786
通塾ダミー	0.809	0.779	0.674
親の進学期待	16.118	16.265	0.147
子の進学期待	16.000	15.971	0.854
親の教育熱心度	3.064	2.936	0.175
認知的スキル	2.471	2.324	0.174
知的好奇心	3.059	3.044	0.919
子の進学志向	3.559	3.529	0.810
外発的動機づけ	2.309	2.412	0.542

つづいて，マッチング後のサンプルに対して進学先偏差値の平均処置効果（ATT）を推定したところ，効果量は -0.088（p = 0.172）となり，統計的に有意な差は確認されなかった（表 3）．

図 3 は,マッチング後の処置群と統制群における傾向スコアの分布を示したものであり，両群のスコア分布には一定の重なりが見られる．とくに低いスコア帯では統制群が，0.4 以上のスコア帯では処置群が多く分布しており，完全ではないものの，マッチングによって共通サポートがある程度確保されたことが確認できる．

これらの結果をふまえると，私立中学進学は，統制を行わない単純な比較では大学進学の難易度に対して有意な正の効果を示すものの，選択バイアスを考慮した分析では統計的に有意な差は確認されず，その影響は限定的である可能性が示唆された．こうした結果は，先行研究の知見を補いながら，中学受験の効果を評価する際には進学前の差異を丁寧に考慮する必要があることを示している．

表 3　処置群と統制群の大学難易度の比較（平均処置効果）

	処置群	統制群	差分	標準誤差	t 値
Unmatched	2.932	2.630	0.302	0.109	2.760
ATT	2.926	3.015	-0.088	0.172	-0.510

注：ATT は Average Treatment effect on the Treated（処置群における平均処置効果）を表す.

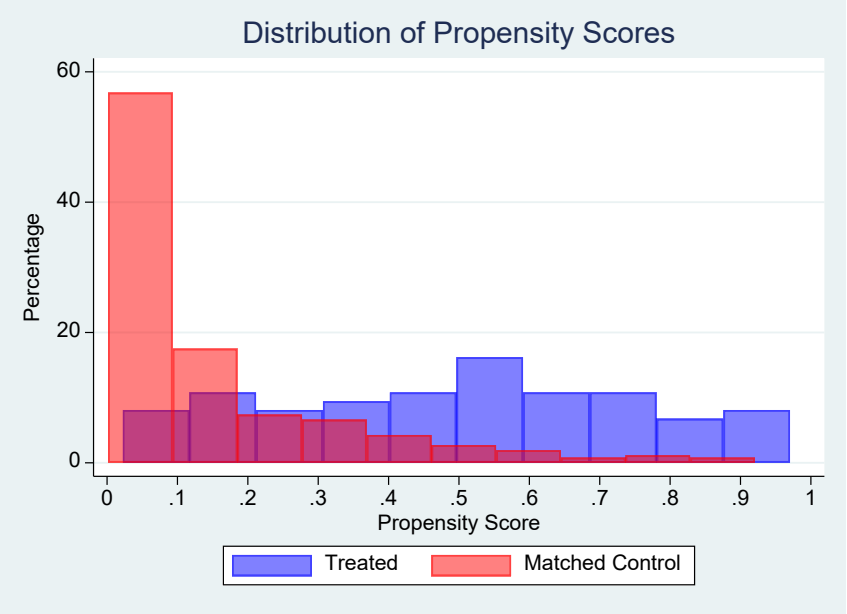


図 3　マッチング後における傾向スコア分布の比較

5　結論と考察

5.1　私立中学進学の「効果」の実態

本研究では，私立中学進学が大学進学時の難易度に与える影響について，回帰分析および傾向スコアマッチングを用いて因果的に検証した．分析の初期段階では，私立中学進学に一定の正の効果が見られたものの，家庭背景・学力・教育意識・動機づけといった交絡要因を統制すると，その効果は次第に縮小し，最終的には統計的に有意な差は確認されなかった．

この結果は，私立中学に進学した生徒が，進学前からすでに学力や教育資源，家庭の教育志向において有利な条件を有していることを示唆しており，「進学そのもの」の効果と「進学する生徒の属性」を区別しなければ，因果効果を適切に評価することはできないことを明らかにしている．

5.2　分析手法の含意と限界

本研究では，重回帰分析と傾向スコアマッチングという 2 つの手法を併用することで，交絡因子の統制と選択バイアスの補正を試みた．傾向スコアマッチングの結果，処置群と統制群の傾向スコア分布には一定の重なりが確認され，一定の精度でマッチングが成立したものの，両群の分布にはなお一部に差異が残り，結果の解釈には一定の留意が必要である．

私立中学に進学する生徒は，公立進学者と比較して社会経済的背景に加え，成績や自己評価，語彙力などの認知的スキルの面でも異なる傾向があり，こうした進学の選抜性の高さが，統計的に条件の近い比較対象を設定するうえでの難しさにつながっていると考えられる．

また，従属変数である大学進学の難易度については，偏差値に基づく 4 段階のカテゴリ指標を用いており，このような指標の粗さが分析結果に影響している可能性も否定できない．偏差値をより細かい連続的な尺度として扱うことができれば，異なる結果が得られた可能性も考えられる．

5.3　学術的課題と展望

本研究の限界および得られた知見をふまえ，今後の検討課題として以下の点が挙げられる．今回の分析では進学後の効果に焦点を当てているが，実際には小学校段階からの受験準備によって成績や学習意欲がすでに形成されている可能性がある．進学という選択の効果を捉えるうえでは，受験というプロセスそれ自体がもたらす影響と，進学後の学校環境による影響とを区別して捉える視点が欠かせない．

この点に関連して，図 4 および図 5 は，小学段階における進学先別の学習時間と語彙力の差を示している．私立中学・国立中学・公立一貫校の進学者は，小学 4 年時点からすでに勉強時間が長く，小学 6 年にかけてさらに伸びている（図 4）．また，語彙力についても，小学 6 年時点で私立中学進学者が公立進学者を上回っており，受験準備段階での若干の差の拡大が示唆される（図 5）．これは，進学前の教育投資や学習習慣の蓄積が，認知的スキルの形成に影響を及ぼしている可能性を示しており，進学前・後の影響を切り分けて分析する視点が今後いっそう重要となる．

また，地域や家庭の社会経済的背景，進学の志望理由といった違いに着目してサブグループごとの傾向を探ることにより，私立中学進学の効果が文脈によってどのように異なるかを検討することが今後の課題となる．．あわせて，「私立中学」と一括りにせず，大学附属校や進学校など校種の違いが進路形成に与える影響についても，一定の配慮が必要である．

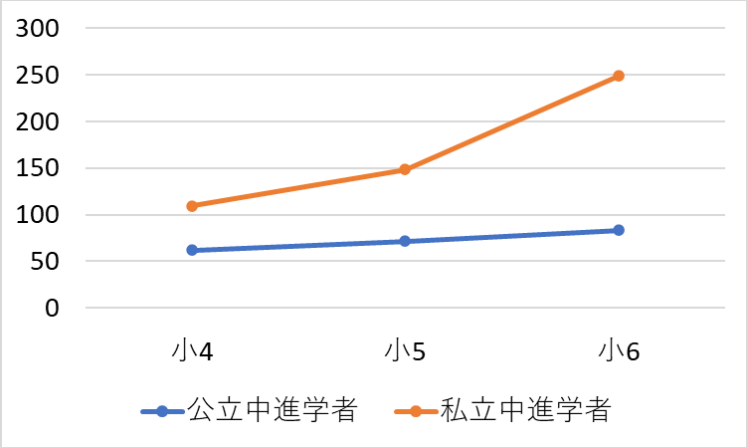


図 4　小学 4 年～6 年における平日 1 日あたりの平均学習時間（分）の推移（進学先別）

注：W1～W3 のデータを使用．平日 1 日あたりの学習時間（宿題・自習・通塾を含む）を示す．私立・国立・公立一貫校進学者は，小学 4 年時点から一貫して学習時間が長く，6 年にかけてさらに伸びており，受験準備の影響がうかがえる．

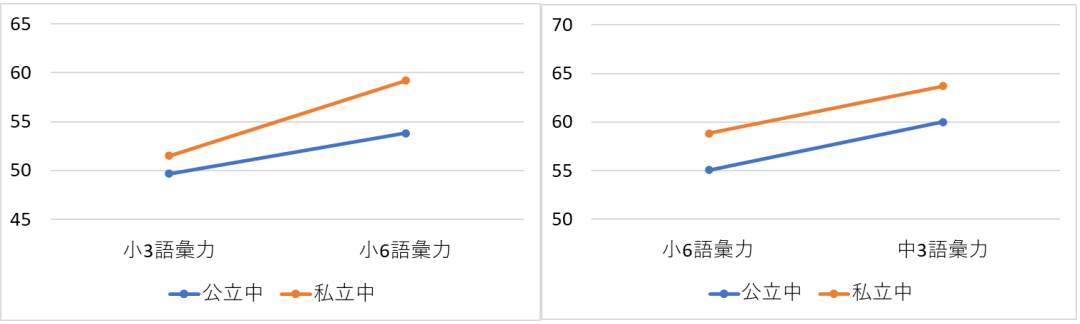


図 5　小学 4 年～6 年における語彙力（標準化スコア）の平均値の推移（進学先別）

注：W2 および W5 のデータを使用．語彙力は各学年における標準化スコアの平均．小学 6 年時点で，私立中学進学者の語彙力が公立進学者を上回っており，進学前段階における若干の差の拡大が示唆される．

5.4　社会的含意

私立中学進学には，進学実績や指導体制などに対する期待が根強く，保護者の関心も高い．本研究の結果は，こうした進学の価値を否定するものではない．しかし，小学 6 年時点における家庭の社会経済的背景や保護者の教育熱心さ，親子の進学期待に加え，生徒自身の知的好奇心など学びに対する態度を統制した分析では，進学そのものの効果が大きく縮小する傾向が見られた．

このことは，「私立に行けば有利」といった単純な語りに対して，冷静で実証的な視座を

提供するものである．中学受験を考える際には，進学前の条件や家庭環境，生徒の学習への姿勢といった要素にも目を向けるとともに，受験準備段階における努力や意欲によって形成される力の存在にも，十分な配慮が必要であろう．

［謝辞］

二次分析にあたり，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～9，2015～2023」，「高校生活と進路に関する調査，2021～2023」（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．研究会を運営して下さった大野志郎先生にも厚くお礼申し上げます．

［参考文献］

Cobb, Casey D., and Gene V. Glass. 2021. *Public and Private Education in America: Examining the Facts*. Santa Barbara, CA: ABC-CLIO.

Lubienski, Christopher A., and Sarah Theule Lubienski. 2013. *The Public School Advantage: Why Public Schools Outperform Private Schools.* Chicago: University of Chicago Press.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1983. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika*, 70(1): 41-55.

片岡栄美，2009,「格差社会と小・中学受験――受験を通じた社会的閉鎖，リスク回避，異質な他者への寛容性」『家族社会学研究』21(1)：30-44.

川口俊明，2013,「学力調査からみる公立と私立」『福岡教育大学紀要』62：11-19.

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.

須藤康介，2011,「私立中高一貫校の学校階層構造――マクロ・ミクロデータの分析から」『学校教育研究』26：99-111.

須藤康介，2012,「私立中高一貫校における中入生と高入生の比較分析――中学受験のメリット・デメリットの実証的検討」『東京大学教育学研究科紀要』52：193-201.

西丸良一，2008,「大学進学におよぼす国・私立中学校進学の影響」『教育学研究』75(1)：24-32.

濱本真一，2018,「教育機会不平等構造の中の中学校――国私立中学校進学の格差と学歴達成効果」古田和久編『2015 年 SSM 調査報告書 4　教育 I』(2015 年 SSM 調査研究会)，141-153.

濱本真一，2022,「国私立中学校進学における不平等生成過程――階層効果の分解による受験格差と進学格差の分析」『応用社会学研究』64：83-92.

森いづみ，2017,「国・私立中学への進学が進学期待と自己効力感に及ぼす影響――傾向スコアを用いた分析」『教育社会学研究』101：27-47.

森いづみ，2021,「中学受験による進学が学業と学校生活に及ぼす影響――公立小学校から国私立中学・中高一貫校への進学による変化」『SSJDA リサーチペーパーシリーズ』77：1-13.
森いづみ，2023,「私立中学への進学の効果――学校と授業への好感度に注目して」『SSJDA リサーチペーパーシリーズ』87：21-44.
豊永耕平，2018,「中学受験選択を促すものは何か――階層・地域要因と中学受験の再生産」『東京大学教育学研究科紀要』58：21-29.

高校生の進路選択における地域的要因の影響
――大学進学における地域間格差の検証――

福本 優美子
（ベネッセ教育総合研究所）

本研究は，大学進学における地域間格差の実態とその構造的要因を実証的に検討したものである．世帯年収や保護者の学歴，本人の進学希望といった要因を統制した上でも，地方圏に居住していることが大学進学に不利に作用する傾向がロジスティック回帰分析によって確認された．この結果は，地域に特有な制度的・文化的・地理的条件といった構造的要因が，進学機会の不平等に影響していることを示唆する．本研究は，地域ごとの進学行動の背景を丁寧に捉える視点の重要性を示し，多様な進路選択のあり方を理解するための基礎的知見を提供するものである．

1 はじめに

近年，日本における大学進学率は上昇を続けている．文部科学省「令和６年度学校基本調査」によれば，大学の進学率は 59.1％で前年度よりも 1.4 ポイント上昇した．また，大学と短期大学を合わせた進学率は 62.3％に達し，前年度から 1.2 ポイント上昇し，いずれも過去最高となった．しかし，この進学率の上昇がすべての地域で同様に現れているわけではない．都道府県別にみると，大学・短期大学への進学率には大きな地域差が存在している．進学率が最も高いのは東京都の 77.9％で，次いで山梨県が 75.7％，京都府が 72.9％と続いている．一方で，進学率が最も低いのは宮崎県の 40.9％で，秋田県（42.2％），大分県（42.9％），佐賀県（43.0％），福島県（43.2％）など，地方圏では比較的低い傾向がみられる．最上位の東京都と最下位の宮崎県の間には約 40 ポイントの差があり，進学率の地域格差は依然として顕著である．

地方における進学率の低さについて検証する先行研究は多く，いくつかの研究が地域間格差を明らかにしている．上山（2011）は，大学進学率には都道府県間で顕著な格差が存在しており，特に地方においては進学率が低い傾向が示されている．この研究では，進学率の地域差が教育機会の不平等を反映していることに言及し，地域格差の解消に向けた政策の重要性を強調している．また，大西（2023）は，「大学全入時代」と称されている現代においても，都道府県間で大学進学率に格差が生じていることを指摘し，特に，都市部に居住する人々は地方の居住者と比較して大学に進学する傾向が高いとし，教育の地域差が依然として大きな問題であることを示した．

以上のように，いくつかの先行研究で大学進学率の地域差が指摘されているが，一方で，地域差の背後にある要因に注目した研究はまだ多くはない．特に，地方であること自体が大学進学を阻害する要因となっているのかを直接的に検証する先行研究は少ないのが現

状である．その中で上山（2021）は，地域という属性が単なる社会階層の反映ではなく，それ自体が独立して格差を生み出している可能性を指摘している．すなわち，所得や学歴といった社会経済的要因に還元されない形で，地域という居住環境そのものが大学進学に影響を及ぼしていることを示唆している．

本稿では，大学進学における地域間格差の実態と構造について，全国規模のパネルデータを用いて検討する．特に，進学率の地域差が単に家庭の経済力や文化資本の違いから生じているのか，あるいは地方に居住していること自体が進学において不利な要因となっているのかを明らかにすることを目的とする．

2 大学進学における地域的要因をどのように捉えるか

大学進学率に地域間の格差が存在するという事実はすでに述べたとおりであるが，この格差は，家庭の経済状況や保護者の学歴，本人の学習意欲といった個人・家庭の属性に起因するものとして説明されることが多い．実際，多くの先行研究では，こうした属性をもとに格差の構造を解明しようとしてきた（小林，2007；松岡，2019）．しかしながら，本研究では，こうした個別の要因に加えて，「地方に居住していること」そのものが，進学機会に対して独立した影響を及ぼしている可能性に注目する．仮に，同程度の世帯年収，保護者学歴，進学希望を持っていたとしても，東京圏に居住する生徒と，地方圏に居住する生徒では大学進学の可能性に違いが生じるとすれば，それは「地域」という変数が進学を左右する社会的要因として機能していることを意味する．大学進学に伴う移動距離や費用，高校における進路指導の方針，周囲の進学への期待，進学情報に触れる機会，地域に内在する制度的・文化的・物理的要因などが進学行動に影響を与えている可能性がある．

こうした「地域」という要因は，単なる属性や環境ではなく，大学進学の実現を左右する可能性のある前提条件として捉える必要がある．たとえ本人に進学意欲があっても，地方に居住していることそのものが，進学の実現を困難にする場合がある．一方，都市部においては，進学を前提とする環境が整っており，本人の希望の有無に関わらず，進学が当然と捉えられやすく，結果として進学率が高くなる傾向もあると考えられる．

このように，進学における格差を考える際には，経済的要因・文化的要因などに加えて，居住する地域に起因する環境的な特性も視野に入れる必要がある．本研究では，こうした観点に基づき，進学率の地域差が単に家庭の経済力や文化資本の違いから生じているのか，それとも「地域そのもの」が進学を左右する要因となっているのかを明らかにすることを目指す．

3 本研究の目的と意義

以上を踏まえ，本研究では次の二点を主な検討課題とする．第一に，地方に居住していることが大学進学に対して阻害的に作用しているのかどうか．第二に，家庭の経済力や保護者の

学歴といった他の要因を考慮したうえで，地方に居住していることが大学進学にどの程度の影響を及ぼしているのかを明らかにする．

本研究の意義は、地域に起因する進学機会の制約を可視化し、本人の希望や努力だけでは乗り越えることが困難な進学における実態を明らかにする点にある．これは、進学格差の是正に向けた政策や教育現場での進路指導などの取り組みに対して、制度や環境といった構造的な側面からの対応の必要性を示す根拠となるものである．

4 データと分析方法

4.1 調査データの概要

本研究で使用するデータは，東京大学社会科学研究所と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」研究プロジェクトに基づく，以下の２つの調査のデータである．一つは，①「子どもの生活と学びに関する親子調査」である．本調査は，小学 1 年生から高校 3 年生までの子どもとその保護者を対象とした．2015 年から毎年実施されている全国規模の縦断調査である．調査では，日ごろの生活や学習の様子，価値観や人間関係，保護者の教育観や子どもへのかかわりなどに関する項目が含まれている．もう一つは，②「高校生活と進路に関する調査」である．この調査は高校卒業時（3 月）に実施され，高校生活の実態, 進路選択のプロセス, 進学先, 将来の展望などに関する質問項目で構成されている．両調査には，調査対象者ごとに ID が付与されており，それを用いることで２つの調査データを紐づけた分析が可能である．

本研究では，2015～2018 年度に中学 1 年生だった親子について，①の調査から家庭の経済力や保護者の学歴，中学 3 年時点の進学希望などの情報を抽出した．さらに，同一個人の高校卒業時（2020～2023 年度）に実施された②の調査から，進学に関連するデータを用いた．最終的な分析対象者は合計 3,298 名である．

4.2 圏域分類と分析対象

本研究では，高校3　年時点の居住地をもとに，居住地域を国土交通省が定める「圏域及び地方」の区分に準拠して，次の4　圏域に分類した．すなわち，①東京圏（東京都，埼玉県，千葉県，神奈川県），②名古屋圏（愛知県，岐阜県，三重県），③関西圏（大阪府，京都府，兵庫県，奈良県），④地方圏（①～③に該当しないすべての都道府県）である．この区分により，大都市圏とその他の地域との比較分析が可能となり，地域的要因が進学機会に与える影響を検討するための基盤とした．

4.3 使用変数と分析手法

主な変数は以下の通りである．

「大学進学」と名付けた変数は，高校卒業時点における進路として，「この 4 月からの進

路は，次のうちどれですか」という質問に対する回答に基づくものである．選択肢は，「四年制大学に進学（医学，歯学など六年制課程や海外の大学を含む)」「短期大学に進学」「専門学校・各種学校に進学」「大学等の進学準備（受験浪人，予備校への進学を含む)」「正社員・正職員として就職」「正社員・正職員以外の就職（パート・アルバイト・派遣社員・契約社員など)」「その他」「卒業後どうするか決まっていない」の 8 項目である．本研究では，「四年制大学に進学」または「短期大学に進学」を選択した者を 1，それ以外を 0 とする二値ダミー変数として扱った．

「世帯年収」と名付けた変数は，子どもが高校 3 年生の時点において，保護者に対して「世帯全体の収入（共働きの場合は夫婦の合計）はどれくらいですか．ボーナスなども含めて，昨年 1 年間のだいたいの収入を税込で教えてください」と質問し，以下の選択肢から 1 つを選んでもらった :「200 万円未満」「200～300 万円未満」「300～400 万円未満」「400～500 万円未満」「500～600 万円未満」「600～800 万円未満」「800～1000 万円未満」「1000～1500 万円未満」「1500～2000 万円未満」「2000 万円以上」「答えたくない」．本研究では，100 万円単位の連続変数として再構成を行った．なお，「答えたくない」については，欠損として扱った．

「父母学歴」は，保護者に対して「最後に卒業した学校（中退は含まない)」を尋ねた質問項目に基づく変数である．父親および母親それぞれについて、「中学校」「高校」「専門学校・各種学校」「短期大学」「大学（四年制・六年制)」「大学院」「その他」「わからない」から選択してもらったものである．分析においては，父母両方の最終学歴に基づき，「大学」または「大学院」を卒業している場合を 1，それ以外を 0 とした．

「大学進学希望」と名付けた変数は，子どもが中学 3 年生時点で回答した進学意向をもとに構成している．「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，「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（短大）まで」「大学（四年制，六年制）まで」「大学院まで」「その他」「まだ決めていないか」の中から 1 つを選択してもらったものである．分析上は、「大学まで」「大学院まで」を 1，それ以外の選択肢を選択した場合は 0 とした．

「圏域」と名付けた変数は，子どもが高校 3 年生時点に居住していた都道府県に基づく変数である．具体的には，「東京圏」（埼玉県，千葉県，東京都，神奈川県)，「名古屋圏」（岐阜県、愛知県、三重県)，「関西圏」（京都府，大阪府，兵庫県，奈良県)，およびそれ以外の「地方圏」に区分した．分析では，東京圏を 1，それ以外を 0 とするダミー変数として扱った．

本研究では，まず，圏域別の単純集計（大学進学率・属性分布）を行い，その後，ロジスティック回帰分析を用いて，地域的要因が他の要因を統制した上でも進学に影響を与えているかを検証した．

5　分析結果①:進学率と家庭背景の地域差

5.1 圏域別の大学進学率

まず，高校卒業後の進路における四年制大学への進学率を圏域別にみると（表 1），東京圏が最も高く 76.3%で，これに関西圏，名古屋圏，地方圏が続く．中でも、地方圏の進学率は 58.4%で，東京圏との差は 17.9 ポイントと大きい．なお，四年制大学と短期大学への進学を合わせた「大学進学率」でみても、東京圏が最も高く 77.2%，次いで関西圏 71.7%，名古屋圏 69.5%，地方圏 63.1%の順である．全体として，地方圏と比べて，東京圏やその他の都市圏では大学進学率が高い傾向がうかがえる．また，地方圏では進学以外の選択肢として就職を選択する割合も相対的に高く，1 割以上にのぼる。

表 1 卒業後の進路（圏域別）

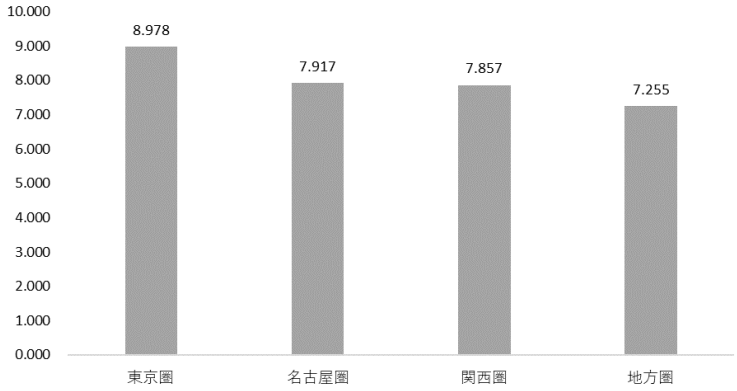
	東京圏	名古屋圏	関西圏	地方圏
四年制大学に進学	76.3	68.1	69.7	58.4
短期大学に進学	0.9	1.4	2.0	4.7
専門学校・各種学校に進学	8.2	11.0	11.9	15.5
就職	3.7	8.9	5.5	11.4
大学等の進学準備	6.7	3.9	6.1	4.3
その他	4.1	6.7	4.8	5.7

＊就職：「正社員/正職員として」「正社員/正職員以外」含む
＊その他：「その他」「卒業後どうするか決まっていない」含む

5.2 経済的・文化的要因の地域差

次に，圏域別の世帯年収の平均を比較すると（図1），東京圏が最も高く，次いで名古屋圏と関西圏がほぼ同程度であり，地方圏は東京圏と比較して170　　万円以上の差がみられる．具体的には，東京圏が 898 万円，名古屋圏が 792 万円、関西圏が 786 万円，地方圏が 725 万円である．

図 1 平均世帯年収＜100 万円単位＞（圏域別）



こうした圏域別の平均世帯年収の違いを踏まえ，世帯年収と大学進学率の関係を圏域ごとにみる（表２）．いずれの圏域においても，世帯年収が高いほど大学進学率が高くなる傾向が確認された．特に東京圏では，世帯年収が 400 万円以上の層における大学進学率はおおむね 8 割前後に達しており，他の圏域と比べて高い水準にある．また，東京圏では世帯年収にかかわらず，大学進学率が全体的に高いことがうかがえる．名古屋圏では，世帯年収 400 万円未満の層における大学進学率が，他の圏域と比較して最も低い水準にとどまっている．関西圏では，他の圏域に比べて世帯年収別の大学進学率の差が相対的に小さい傾向がみられた．一方，地方圏においては，世帯年収 400 万円未満の層での大学進学率は約 5 割であるが，短期大学への進学率が他の圏域と比較して高く，そのことが大学等への進学率を一定程度下支えしていると考えられる．

表 2 大学進学率×世帯年収（圏域別）

		四年制大学・短期大学			専門学校・	就職	大学等の進学準備	その他
		大学進学	四年制大学	短期大学				
東京圏	400万円未満	58.5	58.5	0.0	20.8	9.4	1.9	9.4
	400～600万円未満	80.0	79.1	0.9	7.0	7.8	2.6	2.6
	600～800万円未満	75.9	75.9	0.0	11.6	5.4	4.5	2.7
	800万円以上	82.9	81.2	1.7	3.8	0.6	8.7	4.0
名古屋圏	400万円未満	40.0	40.0	0.0	35.0	25.0	0.0	0.0
	400～600万円未満	60.0	60.0	0.0	12.0	14.0	2.0	12.0
	600～800万円未満	68.2	65.9	2.3	18.2	6.8	2.3	4.5
	800万円以上	78.7	77.7	1.1	4.3	2.1	6.4	8.5
関西圏	400万円未満	62.7	58.8	3.9	9.8	15.7	2.0	9.8
	400～600万円未満	70.4	67.9	2.5	21.0	2.5	3.7	2.5
	600～800万円未満	63.5	62.4	1.2	16.5	5.9	5.9	8.2
	800万円以上	77.4	76.2	1.2	6.0	1.8	10.7	4.2
地方圏	400万円未満	50.3	41.1	9.1	18.9	16.0	1.7	13.1
	400～600万円未満	57.1	51.7	5.4	18.0	18.5	2.4	3.9
	600～800万円未満	70.0	64.2	5.8	12.8	8.9	3.1	5.1
	800万円以上	71.4	68.3	3.1	10.0	6.7	7.5	4.4

＊「世帯年収」：高 3 時点（親回答）世帯収入（4 群）

さらに，文化的要因として保護者の学歴に注目すると（表 3），東京圏，名古屋圏，関西圏

の三大都市圏においては，おおむね同様の傾向がみられた．具体的には，「父母とも大卒」の割合は4割以上を占め，「父大卒・母非大卒」および「父非大卒・母大卒」の割合はそれぞれ1割台であり，「父母とも非大卒」の割合は2割強だった．一方で，地方圏においては，三大都市圏と比較して「父母とも大卒」の割合が他の圏域よりも10ポイント前後低くなっており，代わって「父母とも非大卒」の割合が32.5%と，他の圏域よりも高かった．

そして，保護者の学歴と大学進学との関連を圏域別にみると(表 4)，すべての圏域において，父母の学歴が高いほど大学進学率が高い傾向がみられた．その一方で，東京圏以外の圏域では，「父母とも非大卒」である場合，大学進学率が相対的に低くなる傾向がみられ，東京圏との違いが明確に表れている．特に地方圏では，「父母とも非大卒」の場合の大学進学率が　45.3%にとどまっており，保護者の学歴が子どもの進学に与える影響の大きさが示されている．

表3 父母学歴（圏域別）

	東京圏	名古屋圏	関西圏	地方圏
父母とも大卒	47.4	44.3	48.0	35.7
父大卒・母非大卒	14.9	14.6	13.8	12.6
父非大卒・母大卒	15.5	17.5	17.2	19.2
父母とも非大卒	22.2	23.6	21.0	32.5

＊p<.００１

表4 大学進学×父母学歴（圏域別）

		四年制大学・短期大学			専門学校・各種学校	就職	大学等の進学準備	その他
		大学進学	四年制大学	短期大学				
東京圏	父母とも大卒	82.9	82.6	0.3	2.7	0.8	8.8	4.8
	父大卒・母非大卒	74.1	73.3	0.9	10.3	3.4	7.8	4.3
	父非大卒・母大卒	68.8	67.0	1.8	12.5	8.9	5.4	4.5
	父母とも非大卒	70.1	68.8	1.3	15.6	8.4	3.2	2.6
名古屋圏	父母とも大卒	81.2	80.3	0.9	3.4	1.7	5.1	8.5
	父大卒・母非大卒	74.2	74.2	0.0	9.7	3.2	9.7	3.2
	父非大卒・母大卒	66.7	64.4	2.2	17.8	6.7	0.0	8.9
	父母とも非大卒	50.0	48.1	1.9	20.4	25.9	0.0	3.7
関西圏	父母とも大卒	77.3	75.9	1.4	8.3	2.3	8.3	3.7
	父大卒・母非大卒	76.9	75.4	1.5	7.7	3.1	7.7	4.6
	父非大卒・母大卒	66.7	61.1	5.6	13.9	6.9	2.8	9.7
	父母とも非大卒	58.1	55.8	2.3	20.9	11.6	4.7	4.7
地方圏	父母とも大卒	77.1	73.3	3.8	5.0	4.1	7.6	6.2
	父大卒・母非大卒	65.8	63.8	2.0	17.1	10.5	2.6	3.9
	父非大卒・母大卒	67.5	59.4	8.0	13.7	9.4	4.7	4.7
	父母とも非大卒	45.3	42.2	3.1	28.8	20.9	1.1	3.9

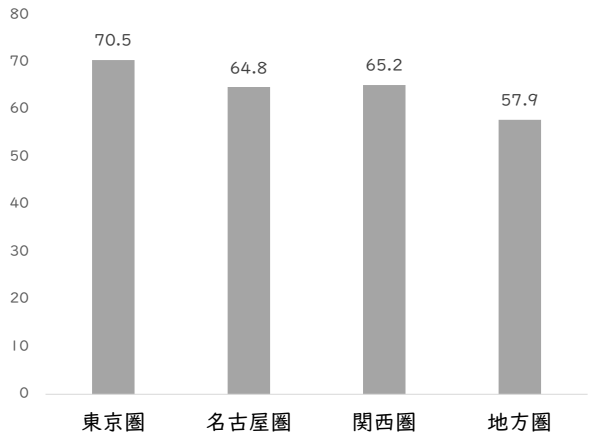
＊p<.００１

5.3 進学希望の地域差

次に，中学 3 年時点における「大学進学希望」の有無を圏域別にみると（図 2），東京圏が最も高く 70.5%であり，次いで、関西圏は 65.2%，名古屋圏は 64.8%であった．一方，地方圏では 57.9%にとどまり，東京圏と 12.6 ポイントの差がみられた．

さらに，中学 3 年時点での「大学進学希望」と実際の進学との関連を圏域別にみると(表 5),「大学・短大以上」を希望していた場合、実際の「大学進学率」は圏域ごとの差はあるものの，いずれも 8 割前後であった．一方で，中学 3 年時点で「大学・短大以上」を希望していなかった場合の「大学進学率」を比較すると，東京圏と地方圏の間には 20 ポイント以上の差がみられた．特に地方圏では中学 3 年時点での進学希望がその後の大学進学に大きく影響を与える一方で，東京圏では，中学 3 年時点で「大学・短大以上」を希望していなかったとしても，その後に大学へ進学する割合が高いことが確認された．このことから，東京圏では進学機会が豊富であり，たとえ進学意欲がそれほど高くない場合でも進学しやすい環境にある一方で，地方圏では進学希望の有無がその後の進学行動に大きく影響することが読み取れる．

図 2 大学進学希望＜中 3 時点＞（圏域別）



＊数値は四大卒以上（「大学（四年制、六年制まで)」「大学院まで」）希望
＊p<．００１

表 5 大学進学×進学希望＜中 3 時点＞（圏域別）

		大学進学（四年制大学・短期大学）
東京圏	～専門・各種学校まで	48.2
	大学・短大以上	83.7
名古屋圏	～専門・各種学校まで	30.3
	大学・短大以上	81.8
関西圏	～専門・各種学校まで	38.2
	大学・短大以上	79.9
地方圏	～専門・各種学校まで	27.0
	大学・短大以上	77.6

＊p<．００１

これまで，圏域別における年収，父母学歴，及び大卒希望と大学進学との関連について考察してきた．これらの要因が圏域ごとに異なる影響を与えることを示した上で，最終的に，これらの変数を統制した上で，地方圏に居住していることが大学進学に与える影響についてロジスティック回帰分析を用いて検証する．

6　分析結果②：ロジスティック回帰分析の結果と解釈

最後に，ロジスティック回帰分析の結果を報告する．大学進学を被説明変数とし，世帯年収，父母の学歴，中学 3 年時点での大学進学希望，および圏域を被説明変数とした． 回帰分析に先立ち，本研究で用いる主要な変数について記述統計量を示す（表 6）．これらを踏まえつつ，次にロジスティック回帰分析により，大学進学に影響を与える要因を統計的に検証する．

表 6　記述統計量

		度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
被説明変数	大学進学ダミー（1=大学・短大進学）	3248	0	1	0.690	0.462
説明変数	東京圏ダミー(1=東京圏)	4280	0	1	0.282	0.450
	名古屋圏ダミー（1=名古屋圏）	4280	0	1	0.092	0.288
	関西圏ダミー（1=関西圏）	4280	0	1	0.157	0.364
	地方圏ダミー(1=地方圏)	4280	0	1	0.469	0.499
	世帯年収（100万円単位）	5126	1.50	22.50	7.762	3.914
	父大卒ダミー（1＝父大卒）	4929	0	1	0.520	0.500
	母大卒ダミー（1=母大卒）	5172	0	1	0.270	0.446
	大卒希望ダミー_中3時点（子回答）（1＝大卒希望）	4203	0	1	0.630	0.482

ロジスティック回帰分析の結果を表 7 に示す．まず，経済的要因として世帯年収については、他の要因を統制した場合、統計的に有意な影響はみられなかった．次に、文化的要因として父母の学歴をみると，父親の学歴が大学進学に有意な影響を与えていることがわかった（オッズ比 1.665）．一方，母親の学歴については統計的に有意な影響は認められなかった．さらに，中学 3 年時点での大卒希望は，最も強い影響を持っており，オッズ比は 3.651 であった．この結果から、大卒希望の有無が大学進学に対して強い正の影響を与えていることが示唆された．最後に，地域要因についても検討した．その他の要因を統制したうえで，地方圏ダミーは一定の効果を示し，東京圏に居住していることと比較して，地方圏に居住することが大学進学に対して負の影響を与えていることが確認された．また，名古屋圏については統計的に有意に差はみられなかったが、関西圏では東京圏に比べて大学進学に対してやや負の影響がみられた．以上の結果から，世帯年収，父母学歴，及び大学進学希望を統制しても，地方に居住していることが大学進学に対して有意な負の影響を与えていることが確認された．

表 7　大学進学の規定要因（ロジスティック回帰分析）

変数名	B	標準誤差	Wald	有意確率（p値）	オッズ比 Exp(B)
地方圏ダミー	-0.52	0.124	17.61	0	0.595
名古屋圏ダミー	-0.258	0.189	1.868	0.172	0.773
関西圏ダミー	-0.275	0.158	3.018	0.082	0.76
世帯年収（100万円単位）	0.021	0.015	2.008	0.156	1.021
父大卒ダミー	0.51	0.112	20.851	0	1.665
母大卒ダミー	0.031	0.122	0.064	0.8	1.031
大卒希望ダミー（中3時点）	1.295	0.103	159.074	0	3.651
定数	-0.037	0.16	0.053	0.818	0.964
Nagelkerke R^2 0.178					

7　考察

7.1 地域差の実在とその意味

本研究では，大学進学に対して，居住する地域の違いがどのような影響を及ぼしているのかを明らかにすることを目的とし，世帯年収や保護者の学歴，中学 3 年時点における大学進学希望といった要因との関連を検討してきた．本節では，これまでの分析結果をもとに，これらの要因を統制した上でも地方圏に居住することが大学進学に不利に働くのかについて考察する．

本研究の分析では，世帯年収や保護者の学歴，本人の進学希望といった要因を統制した上でも，地方圏に居住していることが大学進学に対して統計的に不利に作用する傾向が確認された．この傾向は，これまでの研究の中でも示唆されてきたものであり，都市部と地方部とで大学進学に関する情報アクセスや進学支援のあり方に明確な差があることを指摘している．

7.2 構造的要因と進路選択の多様性

このような差異の背景には，構造的要因が関係していると考えられる．ここでいう構造的要因とは，個人や家庭の努力だけでは容易に克服できない地域に特有の制度的・文化的・地理的条件を含むものである．たとえば，近くに大学が少ない，交通手段が限られている，学校外での学習機会が乏しい，進学に向けた支援や情報に触れる機会が限られているといった物理的・制度的な要因が挙げられる．また，進学に対する価値観や将来に対する意識が，地域社会においてどのように共有されているかといった文化的要素も重要である．

特に地方圏においては，大学進学が必ずしも「成功」や「社会的地位の向上」と直結するものとして受け止められていない場合があることにも留意すべきである．高校卒業後の地元就職や専門学校進学が家族や地域にとって望ましい進路とされることもある．こうした，地域社会における進路に対する考え方や教育観の違いが，進学行動に影響を与える可能性がある．

ただし，こうした地域差を単に「格差」としてのみ捉えることには注意が必要である．たとえば，家業の継承や地元企業への就職など，地域内での生活や価値観に即した進路選択が，本人や家庭にとって合理的である場合も多い．進学しないことが必ずしも「不利」であるとは限らないという，進路選択における柔軟な考え方も尊重されるべきである．

本研究の意義は，全国規模の定量データを用いて，複雑な地域的背景と進学行動との関係について実証的に検証した点にある．本人・家庭・地域の各要因を統合的に分析することで，個人の属性の違いだけでは説明しきれない地域要因の影響を明らかにした．また，進学率の地域差について単なる数値の高低として捉えるのではなく，地域ごとの進路選択に影響を及ぼす社会的・文化的文脈にも目を向ける必要性を示した点も本研究の一つの特徴である．これらの点は，先行研究の議論と重なる部分も持ちつつも，本研究ではさらに，家庭の経済状況や本人の進学意欲といった要因を統制した上で、個人や家庭の努力だけでは克服しがたい構造的要因に注目し、地域差の背景をより多面的に検討した．これにより，地域の実情を踏まえた進路支援のあり方を検討する上で，一つの手がかりとなると考えられる．

8　まとめ

本研究では，大学進学に対して地域的要因がどのような影響を及ぼしているかを明らかにすることを目的として分析を行った．世帯年収や保護者の学歴，中学 3 年時点の進学希望といった要因を統制した上で，地域間にみられる進学格差の構造的背景を実証的に明らかにした．また，進学率の高低を単なる達成度として捉えるのではなく，地域ごとの進路選択の多様性や合理性との関連で考える視点を提示した点にも意義がある．

今後は，地域ごとの進学行動に影響を与えている文化的・社会的背景をより深く理解するための質的調査の充実や，地域特性に応じた多様な進路支援の在り方について政策的な検討について深めていく必要があるだろう．本研究が、そうした議論の一助となれば幸いである．

［謝辞］

二次分析にあたり，東京大学社会科学研究所とベネッセ教育総合研究所から「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～9，2015～2023」と「高校生活と進路に関する調査 2020～2023」の個票データの提供を受けました．

［参考文献］

上山浩次郎,2011,「大学進学率の都道府県格差の要因構造とその変容」，教育社会学研究第 88 集

上山浩次郎,2021,「教育機会の不平等における地域と社会階層の関連構造―高等教育進学に注目して―」「北海道大学大学院教育学研究院紀要第 138 号」
遠藤大輔，2017,「地方における高校生の進路選択の特性と要因」
大西悠史，2023,「大学進学の地域格差－教育意識の地域差に着目してー」
小林雅之，2007,「高校生の進路選択の要因分析」,大学経営・政策研究センターワーキングペーパー19
小林雅之，2007,「高等教育機会の格差と是正政策」，『教育社会学研究』，80，47-70
田垣内義浩，2020,「高等教育機会の地域間格差に関する研究動向と展望」『東京大学大学院教育学研究科紀要第 60 巻』
中村高康,2011,「高校生のローカリズムと大学進学－高大接続のもう一つの論点－」『高等教育研究第 14 集』，47-61
木村治生，2019「低所得世帯の高校生の進路選択 ―パネルデータを用いた「貧困の連鎖」に関する検討―」チャイルドサイエンス，15-20
苅谷剛彦，2001,『階層化日本と教育危機』有信堂高文社
松岡亮二,2019,「教育格差－階層・地域・学歴」ちくま新書
山村滋,濱中淳子,立脇洋介,2019,「大学入試改革は高校生の学習行動を変えるか」,ミネルヴァ書房
文部科学省，2024,「令和 6 年度学校基本調査」
朴澤泰男,2007,「地域における大学進学機会－高校生の進路希望に及ぼす影響－」，東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センターCRUMP ワーキングペーパーNo.22.
朴澤泰男,2024,「大学進学率の地域差はどこに生じるか―高校生の受験する大学入試に着目してー」,国立教育政策研究所紀要第 153 集
朴澤泰男，2012,「大学進学率の地域格差の再検討―男子の大学教育投資の都道府県別便益に着目して―」
朴澤泰男，2024a,「大学進学率の地域差はどこに生じるか― 高校生の受験する大学入試に着目して ―」国立教育政策研究所紀要第 153 集
朴澤泰男，2024b「少子社会日本における高等教育へのアクセス ： 大学進学・選択行動の地域的差異から考える」名古屋高等教育研究

社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究プロジェクト

2024 年度課題公募型二次分析研究会

現代における高校生の進路選択プロセスの解明
研究成果報告書

2025 年（令和 7 年）6 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