

教育機会の格差解消に向けて¹

大阪大学
大槻恒裕研究会

教育①

石倉 大幹
岡坂 華乃子
田代 遼真
田辺 唯花
西嶋 陽葉
平尾 理名
門 凜華

2024 年 11 月

¹ 本稿は、2024 年 11 月 30 日、12 月 1 日に開催される ISFJ 日本政策学生会議「政策フォーラム 2024」のために作成したものである。本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

要約

日本では戦後の教育制度改革により 1970 年代に「大衆教育社会」(荻谷, 1995)が成立し、地域や出自にかかわらず幅広く教育機会を提供する制度が整ったとされる。その一方、高等教育への進学が一般的になった結果、エリート層の選抜機能は高校受験から中学受験へと移行し、上位階層に到達するためにはより早い段階で教育投資が必要とされるという帰結を導いた。さらに 1980 年代以降の新自由主義的教育政策の導入により、教育においても世帯個別の選択が尊重されるようになったとされて以降は「階層化」(荻谷, 2001)がより顕著になったとされる。その結果、親の経済力のみならず、親の教育に対する意識などが総合的に「教育機会の格差」を生み出しているという問題を抱えることとなった。実際に世帯収入と子どもへの教育投資には相関関係が存在し、子ども自身が選択できない家庭環境により、本来持っている能力を向上できるだけの教育を十分に享受できていない可能性がある。

こうした現状を踏まえ、本稿では「教育投資の早期化」が進行するなか、その競争に参入できる収入の多い世帯とそうでない世帯で、教育機会の格差が発生しているということの問題意識に掲げる。親の「教育投資」とその結果得られる子どもの「能力」の両者の関係性に着目し、政策提言を通して「教育機会の格差」の改善を図ることを本稿の目的とした。

本稿では「学校外教育投資」と「家庭の経済状況」に着目した定量分析を実施した。先行研究として鳶島(2012)を参考に、子どもの学力や教育達成と密接にかかわっていると考えられる「学習時間」を手掛かりに、分析①「小学 6 年時の通塾経験が中学生時の学習時間に与える影響」、分析②「中学 3 年時の通塾経験が高校生時の学習時間に与える影響」、分析③「小学 6 年時の通塾経験が高校生時の学習時間に与える影響」のそれぞれについて仮説検証すべく、順序ロジットモデルによる回帰分析を試みた。

その結果、③のみ、すなわち「小学 6 年時の通塾が高校生時の学習時間」に有意に影響を与えることが認められた。また、①～③すべてにおいて、調査年を重ねるごとに学習時間に負に有意な影響が、子ども 1 人あたり教育費は学習時間に正に有意な影響が認められた。すなわち、盛山(1981)でいう「学校外教育投資仮説」は、③においてのみ部分的に成立したという結論を得たといえることができる。

この結果を踏まえ、学校外教育投資により発生する「子どもの教育の機会格差」を改善するための政策として「単位認定制地域未来塾」の創設を提言する。現在「地域未来塾」は全国で導入されている政策であるが、学習指導員等の人材確保に課題が発生しているとされる。こうした現状を踏まえ、大学生が講師として「地域未来塾」に参画しその代わりに大学の講義として単位認定を行うことで、参画のインセンティブを担保しつつ、人材不足の解消と教育機会の確保の両者を実現するというものである。具体的には、各自治体の教育委員会が大学に「地域コミュニティを生かした教育制度を学べる基盤教養科目」としての講義の開講を要請し、履修した大学生は、講義時間で研修時間と地域未来塾での指導、および報告書の提出をもって単位認定を受けることができるという仕組みである。大学側との調整の難しさ、開講する講義の位置づけおよび単位認定の条件において残存論点

があるものの、大学との協力関係の構築により十分実現可能な政策であると考えられる。

目次

第1章 現状分析・問題意識（目指す日本の将来像）

第1節 教育格差について

第1項 教育格差の定義

第2項 教育格差の発生メカニズム

第3項 教育格差に関する議論と教育政策

第2節 経済格差について

第1項 経済格差の定義と現状

第2項 家庭の教育支出や経済状況が与える影響について

第3節 問題意識

第2章 先行研究及び本稿の位置づけ

第1節 先行研究の紹介

第1項 教育投資に関する先行研究

第2項 学習塾の効果に関する先行研究

第3項 教育達成と教育成果に関する先行研究

第2節 先行研究の限界と本稿の位置づけ

第3章 分析

第1節 分析使用データ

第2節 分析の概要

第1項 先行研究の概要

第2項 分析の実際

第3節 分析の枠組みと結果

第4節 結果の解釈について

第4章 政策提言・おわりに

付録・参考文献・引用文献・データ出典

第 1 章 現状分析・問題意識（目指す日本の将来像）

第 1 節 教育格差について

第 1 項 教育格差の定義

前川(2011)によると、教育格差とは「親の収入などによる格差が子供の教育格差にも反映される問題であり、生まれ育った環境により、受けることのできる教育の生じてしまう格差のこと」であるとされる。さらに、個人間に存在するものとして都市部と地方間における情報格差・経済的格差・所得格差・学歴格差を挙げており、これらの格差との関連についても述べられている。この定義を踏まえ、西(2016)は「個人の教育の機会に格差ができると、個人だけでなく、その社会全体にも損失が起こってしまう。そのため、教育格差を是正することは単なる個人の問題ではなく社会全体にも大きな影響を及ぼす」と指摘している。

第 2 項 格差の発生メカニズム

前川(2011)は教育格差が発生した背景として「日本の教育がボトムアップ型からプルトップ型に切り替わった」ことを挙げる。つまり「従来の国民を広く底上げしようという考え方から、一部のエリートさえ育てばよいという考えに変わった」ことである。

松岡(2019)ではこの「変化」が次のように説明されている。「限られたエリート層だけでなく『みんな』が高校に進学するようになった 1970 年代の日本は、誰もが教育を求め、すべての人に教育が開かれているというイメージが定着した『大衆教育社会』になったとされる」(荻谷, 1995)。しかし高卒が平均的な学歴となれば、相対的に有利な条件の層は大学に進学するため、絶対的な水準として教育年数が伸びたとしても相対的な差は残ることになる。

前川(2011)の議論に戻ると、こうした大衆教育の普及と少子化の結果、高等教育への進学が容易になり、「自身の能力向上のインセンティブとして機能しなく」なったとされる。このような流れを受けて、高校受験よりも早期の段階、すなわち中学受験の段階でエリート層の能力向上を目指すような流れが形成される。しかしながら高校受験を控える中学生に比べて中学受験を控える小学生は自律的な進路選択や精神的自立ができていないことが多く、経済的支援のみならず、親のバックアップをより必要とすると考えられる。その結果、親から受けられるサポートの程度によって成果に差が発生するという教育格差の発生が考えられると指摘している。

これについて松岡(2019)では「父の学歴と子の学歴の関連の強さは大きく変わったとは言い難い」と述べられており、2015 年の SSM 調査データを用いて到達学歴に着目した分析からは、父親が大卒である場合と大卒でない場合で、子が大卒以上になる割合には大きな差があることが示された。この結果を踏まえ「生まれたときに父が大卒か非大卒かで、

二十数年後に大卒になっているかの割合が大きく異なっていることを、極端ではあるが「生まれた時点で当たる確率 80%と 35%の宝くじのどちらかを渡されていたようなもの」とであると喩えている。

このように本人には変えることのできない「生まれ」、すなわち帰属的な特性たる「出身階層」と「出身地域」による教育格差については、「大衆教育社会」時代を過ぎてからの「階層化」(荻谷, 2001)の時代により顕著に拡大してきたと述べられている。

第3項 教育格差に関する議論と教育政策

現在教育格差が拡大しているのか、縮小しているのかについては複数の見解が存在する。高等教育進学率の地域間格差の趨勢に関して、佐々木(2006)は都道府県を分析単位に標準偏差を算出し、また地域ブロック別に大学進学率の推移を線グラフで表すという方法を用いた結果、1990 年以降拡大してきたとした。小林(2003)は 1971～2001 年において都道府県別にジニ係数・変動係数を用いて分析し、地域間格差は縮小したのち 1990 年以降は同程度に安定しているとした。

一方、上山(2012)はこれらの分析方法を批判したうえで、「進学率全体の標準偏差のうち、都道府県間の進学率の標準偏差がどの程度を占めるのか」を表す都道府県間相関比という指標を用い、既往研究と同様に、都道府県別・地域ブロック別で分析する。その結果、「(1)大学進学率では、男女計・男女別と都道府県別・地域ブロック別のすべての組み合わせで、地域間格差が 1990 年まで縮小したのち 1990 年以降は拡大していること」、「(2)大学に短大を加えた高等教育進学率でも、すべての組み合わせで、地域間格差が 1990 年を境に縮小から拡大に転じていること」、「(3)2010 年現在の状況は、『大学立地政策』が実効的な影響力をもつ以前の 1975 年の格差と比較して、大学進学率で同程度、高等教育進学率でもこれに匹敵する程度となっている」ことがわかった。以上から、「現在の格差状況は、高等教育進学率の地域間格差の是正を意図する政策が再び必要となる状況へと変化しつつある」と結論づけている。

また、日本のこれまでの教育の課題や政策について、文部科学省・中央教育審議会の答申(2021)をもとに整理する。日本では戦後、学校教育法に始まり教育に関する様々な法律が制定され、教育水準が向上していった。また、学習指導だけでなく教師が生活面も含めて総合的に把握して指導を行う「日本型学校教育」が確立し、機会の平等などの面でも諸外国から高く評価されている。OECD 各国の中でもトップクラスの成績であり、学校給食課外活動などの充実した広範囲の学校による機会の提供がその要因の一つと考えられる。そのような日本の学校教育だが、近年様々な課題に直面している。まず、学校外教育における経済格差の顕在化が挙げられる。高度経済成長期以降、教育の質への私的・社会的要求が高まるようになり、学校外にも保護者の教育熱が広がった一方、経済格差や教育機会の差を背景に持った学力差が顕在化した。また、「少子化の進展により小学校と中学校が 1 つずつしかないという市町村が 233 団体(13.3%)、公立高等学校の立地が 0 ないし 1 である市町村は 1,088 団体(62.5%)という現状も踏まえ、学校教育の維持とその質の保証に向けた取組の必要性が生じている」としている。

教育負担軽減の政策について取り上げると、日本政府は 0 歳から大学生と幅広い年齢層で教育費の負担軽減策を取り、家庭の支出を抑制しながら就学支援を行っている。主な支援策は以下の表の通りである(図表 1)。

図表 1：年齢層別の教育の主な負担軽減策

年齢	区分	家計への支援内容				
0 3 6 12 15 18	幼稚園	児童手当 ・ 3歳未満: 1.5万円/月 ・ 3歳以上: 第2子まで1万円/月 第3子以降1.5万円/月 ・ 中学生: 1万円/月 ※所得制限以上は5000円/月	特別支援教育就学奨励費 ・ 学用品 ・ 学校給食費 ・ 修学旅行費 ・ 寄宿舎居住経費 ・ 帰省費など	幼稚園就園奨励費補助等 ・ 世帯の所得状況を5つの階層に区分し、30.8万を条件に奨励費を支給 ・ 第2子が半額、第3子以降は無償になるよう支給額を増額		
小学校	義務教育の無償 国公立学校における義務教育は無償（授業料の不徴収）			義務教育教科書無償給与 年間教科書費平均 ・ 小学校: 3,410円 ・ 中学校: 4,944円	就学援助 ・ 学用品 ・ 学校給食 ・ 修学旅行費などに73,000円/年	
中学校	高校就学支援金制度 年収約910万円未満の世帯の高校生等に対する授業料への支援として、年間約12万円の支援金を支給。私立の高校中等所得世帯には1.5-2.5倍額を支給。			高校生等奨学給付金 生活保護支給世帯および非課税世帯の授業料以外の教育費を支給		
高校など						
大学など	授業料の減免等			(独)日本学生支援機構奨学金事業 給与型経済的支援 ・ 教育補助業務 (TA) ・ 研究補助費 (RA) など		

(文部科学省(2016)より一部改変して筆者作成)

さらに独自の政策で教育負担を軽減している地方自治体も数多く存在する。大阪府では2024 年度より所得制限なく全ての生徒の私立高校等授業料が無償化され、府外の私立高校に通学する生徒も対象となる予定だとしている(大阪府, 2023)。また教育へのアクセスの地域間格差に着目し、高校に「補習科」を設け、浪人生を対象に大学進学のための教育活動を行う県も複数存在する(北川ほか, 2016)。

第2節 経済格差に関わる格差について

第1項 経済格差の定義と現状

経済格差とは「個人や国、地域などの間に生まれる経済力の差のこと」であり、具体的には「すでに保有している資産や所得の差、生活環境の優劣など」を指すとされている(プラン・インターナショナル, n. d.)。倉満(2008)は日本の格差拡大のひとつとして経済格差を取り上げており、格差拡大の背景として「政府の児童手当・失業給付・生活保護などの社会保障給付および税による所得格差の縮小策が、極めて貧弱であること」を指摘している。

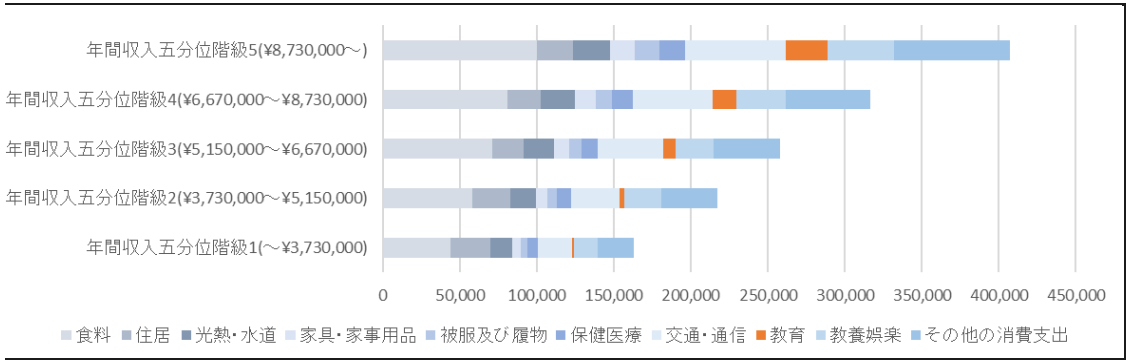
経済格差の代表値として、日本国内におけるジニ係数の推移を追うと、当初所得ジニ係数は1990 年以降長期にわたって拡大し続け2021 年現在0.57 となっているが、再分所得ジニ係数については大きな変動がなく、およそ0.36 から0.38 で推移している(厚生労働省, 2023)。

第2項 家庭の教育支出や経済状況が与える影響について

総務省統計局の家計調査では、勤労世帯を年間収入に応じて10 の階級に区分し2 階級ずつにまとめたものを5 分位階級として用いている。5 つの階級別に1 か月ごとの消出

の内容および割合を表したものが以下の図である（図表 2）。また、教育費および支出全体に占める割合について整理したものが以下の表である（図表 3）。

図表 2：所得層別に見た支出の割合（勤労世帯, 2023）



（総務省（2023）より筆者作成）

図表 3：勤労世帯における各五分位階級の月平均教育支出額とその割合

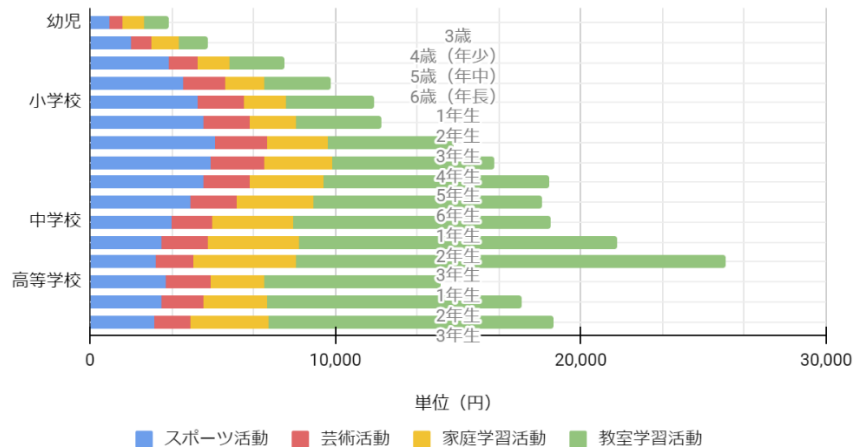
勤労世帯	教育費	教育費の割合
第1五分位	1,317円	0.81%
第2五分位	3,501円	1.61%
第3五分位	8,278円	3.21%
第4五分位	15,693円	4.95%
第5五分位	26,783円	6.58%

（総務省（2023）より筆者作成）

家計調査の結果より、低所得層は消費支出における教育費の割合が低く、所得層が上がるにつれて教育費の割合が高くなっていくことが分かる。また、実額においても低所得層の教育費は低く、所得層が高くなるにつれて教育費が高くなっていくことも分かる。第 1 五分位の 1 カ月当たりの教育費は第 5 五分位の 1 カ月当たりの教育費のおよそ 20 分の 1 である。

また「学校外活動」に着目しその詳細について概観する。ベネッセ教育総合研究所が実施した「学校外教育活動に関する調査 2017」によると、学年別の 1 か月あたりの学校外教育活動の費用は以下の図 4 の通りである。スポーツ活動費は小学校第 3 学年がピークであり、支出額は中学校第 3 学年が最大となっている。

図表 4：1 か月あたりの学校外教育活動の費用（学年別）

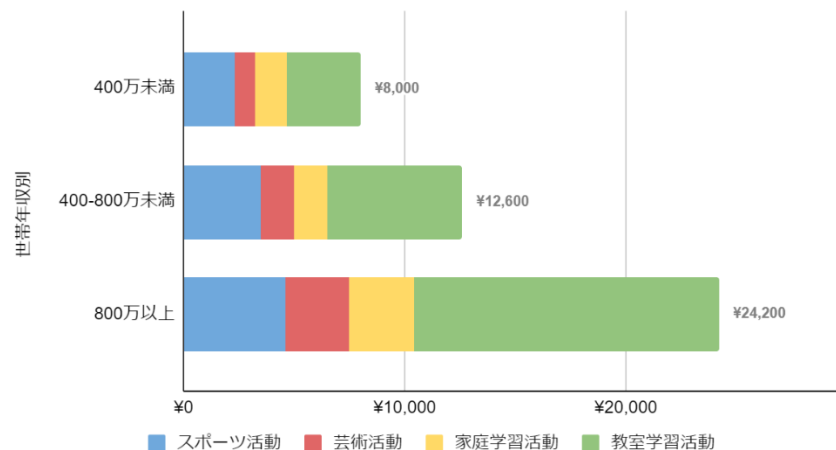


（ベネッセ教育総合研究所(2017)より筆者作成）

また1か月あたりの学校外教育活動費について、属性別に整理する。性別ごとで比較すると、男子は14,800円、女子は14,600円となっており、合計金額に大きな違いはみられない。しかしながらその内訳をみると、男子のスポーツ活動費は4,100円であり、女子の2,700円を大きく上回っている。一方で女子の芸術活動費は2,500円となっており、男子の900円よりも多く支出していることがわかる。

世帯収入別に整理すると以下の図5の通りとなる。年収800万円以上の家庭は400万円未満の世帯と比べて3倍多く支出しており、これは家庭の経済状況の違いを反映しているものと考えられる。

図表 5：1 か月あたりの学校外教育活動の費用（世帯年収別）



（ベネッセ教育総合研究所(2017)より筆者作成）

最後に中島(2018)を引用し、経済状況と家庭環境、それらが子どもに与える影響について述べる。「経済的困難を抱えている生活保護受給世帯に育つ子どもたちや、児童養護施

設に育つ子どもたちは、極端な学力不足な状態にあると報告されている。極端な学力不足とは、中学、高校の段階の子どもたちにおいて、小学校低学年で修得しているはずの九九や簡単な計算ができないという状態のことである」。つまり義務教育の基礎的な学力が修得できていない子どもが増えているという現状があると指摘している。

さらに、子どもの健康状態についても、貧困層の子どもとそうでない子どもには大きな差があると指摘する。「貧困が子どもたちから自己肯定感や将来の希望を奪うことの懸念」について、「国際 NGO の日本組織であるセーブ・ザ・チルドレン・ジャパンが児童福祉の関係者などを対象に行った調査では、子どもの貧困が『自尊心が低い』『精神的不安』『希望が持てない』といった心理面への影響を引き起こしているということが多数報告されている」としている。

そして海外の研究を概観し、「相対的貧困が子どもに及ぼす一番の悪影響は、親や家庭内のストレスがもたらす身体的・心理的影響である」と指摘しており、「家庭の中にストレスが満ちあふれ、心のゆとりのない生活が続くことは、最悪の場合は児童虐待などにもつながってしまう可能性がある」とまとめている。

このように、世帯間の経済格差は子どもの教育への投資という直接的な影響のみならず、家庭環境や子どもの健康状態など様々な側面に、波及的に影響を与えているということがわかる。

第3項 地域間格差について

教育機会の格差を考えるうえで重要な観点として地域間格差が挙げられる。地域間格差の定義として、住岡(2007)は「県内の各市町を単位とする地域の間に見られる格差」を地域間格差としている。

佐々木(2006)は地域間格差について、「学校基本調査」データを用いて大学教育機会の地域間格差を収容力と進学率の二水準で指標化し、分析を行った。その結果、1990年以降は大都市地域の上昇によって機会格差は拡大していることを確認した。さらに上山(2012)は都道府県相関比を格差指標として高等教育進学率の地域間格差の再検証を行った。その結果、佐々木が示唆した1990年以降の教育格差の拡大は正しいと結論付けている。また、佐々木は教育機会格差の規定要因について検討を行う際に、地域の構造的条件として「高等教育修了者比率」、「ホワイトカラー比率」、「1人あたり県民所得」、「人口集中地区人口比率」を用いている。そして大学収容力と構造的条件との間に、また、大学進学率と構造的条件の間との間に関連が認められたとしている。

これらを踏まえて、教育機会の格差の観点として地域間格差は重要であることが分かる。一方で、地域間の格差を生み出す条件は経済的なものが多く、経済格差が地域間格差を生むと捉えることが出来るのではないだろうか。

第3節 問題意識

以上の現状分析から、日本には「生まれながらに教育を受ける機会に差が生じてしまう」という教育機会の格差が存在し、また教育を受けた結果到達する「社会階層」が、教育機会の格差によって固定化されてしまうという「階層化」の問題が起りつつあることを確認した。

また、教育格差に密接にかかわるとされる家庭の経済状況に着目し、政府は教育機会の格差解消のための様々な政策を打ち出し教育負担の軽減に努めているが、なお先進国では世帯負担の水準が重いことと、年々その「負担感」は家庭でも高まりつつあることを確認した。そのうえで、世帯収入と学校外教育支出は大きく関連しており、潤沢に教育費に支出できる世帯と支出の余裕がない世帯では、大きな教育格差の発生が見込まれるということを確認した。

さらに、教育格差に密接にかかわるとされる地域間格差にも着目し、1990 年以降は教育機会の格差が拡大していることを確認した。教育機会の格差を是正する上で、地域間格差の観点も重要であることが明らかになった。しかし、本研究においては最終的に地域間格差は経済格差に包含されると考え、教育機会と家庭の経済力の関係性に注目し分析を行うこととする。

これらを踏まえ、本稿では子育ての「教育投資の早期化」が進行するなか、その競争に参入できる収入の多い世帯とそうでない世帯で、教育機会の格差が発生しているということを問題意識に掲げる。親の「教育投資」とその結果得られる子どもの「能力」の両者の関係性に着目し、政策提言を通して「教育機会の格差」の改善を図ることを本稿の目的とする。

第2章 先行研究及び本稿の位置づけ

本章では、前章で述べたような教育格差と経済格差に着目した既存の研究を取り上げたのち、それらの研究の限界および本稿の新規性について説明する。

第1節 先行研究の紹介

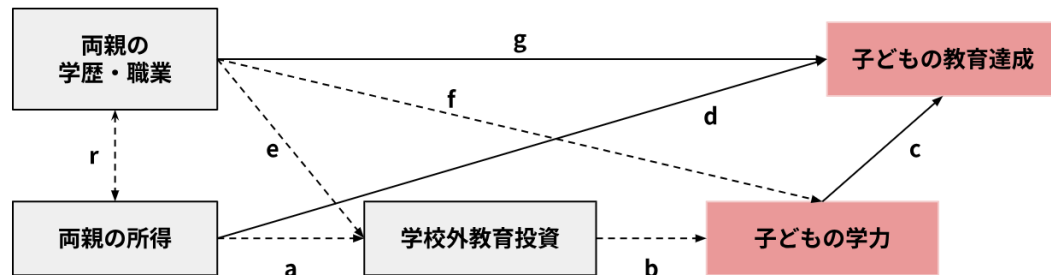
第1項 教育投資に関する先行研究

日本国内における学校外教育投資の効果に着目し定量的に分析した研究は、盛山（1981）に端を発する。この研究では、尾形（1979）が提唱した「学校外教育投資仮説」を2つの命題に分解し「両親の所得レベルが高いほど、その子弟は、塾、家庭教師、予備校などの学校外教育投資をより多く受ける傾向がある」と「学校外教育投資をより多く受けた生徒は、学力水準もより高い傾向がある」の両者が成立することが必要であるとした。そのうえで、「両親の所得と生徒の学力との間に相関がみとめられても、それは必ずしも学校外教育投資仮説の正しさを意味しない」と指摘し、学校外教育投資仮説の成立条件に「遺伝説」と「遺伝説」の2説があると考察している。

盛山（1981）において「文化説」は「所得の高さは、しばしば学歴や職業ランクの高さに関連している。そして、高い学歴や職業ランクの両親をもつ子供は、家庭内におけるさまざまな文化的刺激に恵まれたり、親の高いアスピレーションに影響をうけて、高い学力を有する傾向をもつかもしいない」と説明されている。すなわち、親の所得が文化資本の豊かさを介して子どもの学力獲得につながっていると考える説である。一方で「遺伝説」は「所得の高さは学歴の高さと相関しているが、高い学歴の者は生物学的に高い素質をもち、それが子供へと遺伝されていくために、その子も高い学力を有する、という傾向があるかもしれない」と説明されている。つまり、親の所得よりも学歴のほうが子どもに遺伝的に強い影響を与え、学力形成につながっているとする説である。そしてこれら2つの説はどちらも「所得と学力の間の相関を、学歴もしくはその背後にある要因による疑似相関として説明するものである」と指摘している。

そのうえで「文化説」は、所得と学力の相関に関する説明として、学校外教育投資仮説に対立しているとした。しかしながら、学歴や職業ランクの高さが、高い学校外教育投資に結びついている可能性は否定できず、「文化説」を「弱い意味での学校外教育投資仮説」とあると言及したうえで、要因間の因果関係を以下の図によって示した（図表6）。

図表 6：要因間の因果関連図



仮説	説明
学校外教育投資仮説	所得と学力 (a→b) の因果経路が無でないと主張するもの
弱い意味での学校外教育投資仮説	所得と学力について f および e→b の経路を主張するもの
文化説	親の所得と子の学力に関わる r, f 経路の重要性を指摘するもの

(盛山 (1981) を引用し筆者作成)

盛山 (1981) では、こうした仮説の構築とともに、札幌市内の公立高等学校普通科の第 3 学年の生徒を対象にアンケート調査を実施し、その成立有無について検証を行っている。その結果を踏まえ、仮説を再考し、以下の通り考察している。

まず、有名私立・国立中学への進学において進学塾の生徒が優位性を持っていることは疑いえないことであるが、このことと塾や家庭教師が一般的に大学進学に優位性をもたらすことを意味するものではないとしている。その根拠として、有名私立・国立中学への進学に有利に働く進学塾はごく一部であることを指摘しており、どんな進学塾、どんな家庭教師でもつけさえすれば進学に有利になるというわけではないことを挙げている。そして正に進学に有利に働くような塾への通塾は、親の経済的地位の関数によって測られるよりも、ほとんど子どもの学力関数に依存するとしている。つまり、幼少期から進学塾に通塾する子どもたちは、元来かなり高い学力を有する子どもたちであり、塾そのものが与える影響は限定的である可能性を示唆している。

続いて、有名中学から高校を経て有名大学に進学する生徒たちが、幼少期にそうした進学塾に通塾している保証はないということである。この可能性は、塾の効果をより過大に氷解していることを示唆している。

これらの考察をまとめ、〈「幼少期の進学塾通塾」が「有名私立・国立中学・高校進学」を高める〉ことと、〈「有名私立・国立中学・高校進学」が「有名大学進学」を高める〉ことから導く〈「幼少期の進学塾通塾」が「有名大学進学」を高めること〉という「誤った三段論法」を推測し、通塾を過大評価していると指摘している。

これらの再考を踏まえ、学校外教育投資仮説の成立条件である〈家庭的背景要因→教育投資〉〈教育投資→学力〉〈学力→進路〉の 3 つの因果関係の連鎖のうち、最も本質的な第 2 の因果関係について、分析の結果否定されたとまとめている。

図 6 に示したような因果関係については、研究の進展により様々な要因を考慮に入れながら、仮説の成立有無について度々検証されてきた。盛山、野口 (1984) をはじめとして

学校外教育の効果を否定する結論を得た研究もあれば、片瀬、平沢（2008）のように効果を認める研究もあり、学校外教育がどのような影響をもたらしているかについては一概に述べることができない問題であるといえる。

盛山、野口（1984）では既出の研究に続けて、札幌市内の同一学区の公立中学 9 校の生徒を対象に「社会経済的階層→中学時投資→中 3 学力→高校差」という因果連関が存在するかどうかを明らかにしている。その結果、学習塾や家庭教師への学校外教育投資が媒介的な要因にはなっていないと結論づけている。社会経済的階層間での高校進学機会の不平等は歴然として存在するものの、この関連は学校外教育投資を媒介しておらず、家庭の社会経済的地位、もしくは子どもの学力によって直接生じているものであることが明らかとなった。さらにこの研究内で扱っている「学校外教育投資」と「中学での学力変化」に着目した分析の結果から、小学校時代の投資はマイナスに、中学校時代の投資はややプラスに作用している傾向が認められている。これは「投資している間は学力が向上するが、投資が終わると学力は相対的に低下し始める」という「投資効果減退」傾向であるとまとめられている。

小中山、松井（2008）では盛山（1981）の分析を援用し、「学校外教育投資仮説」の再検証として分析を行っている。関東地方の国立大学 1 校、私立大学 3 校、近畿地方の私立大学 2 校の学生をアンケートの対象とし、データサンプルの偏重を除去している。

学校外教育投資量の決定要因について中高一貫教育を受けた生徒のサンプル、非一貫非付属校の生徒のサンプルに分けて回帰分析を試みている。その結果、中高一貫教育サンプルでは世帯収入の代表指標として用いている「住居形態」および「毎月の小遣い」について「小、中、高全ての教育段階で有意な影響を与えていないことが分かる」と結論づけ、これより「学校外教育投資仮説」の経路は成り立っていないとした。一方で非一貫非付属サンプルでは、「毎月の小遣い」が中学校の教育段階のみ「学校外教育投資」に有意に正の影響を与えているとした。また中学校時の「学校外教育投資」が中学 3 年次の学力に有意に正の影響を与えるため、「学校外教育投資仮説」は非一貫非付属の中学校において成立することになる。

また「弱い意味での学校外教育投資仮説」とされた「文化説」についても成立有無を検証しており、中高一貫教育サンプルでは高校時に「家にある本の数」が正に、「日常生活での保護者との会話」に関する変数が負に、それぞれ有意に影響を与えていることが明らかとなった。小中学校時における学校外教育の投資量に影響を与える変数については特定できなかったとしている。しかし「学校外教育投資」は小学校と高校において有意に正の影響を与えていることから、「弱い意味での学校外教育投資仮説」は高校レベルにおいて逆説的に成立すると結論づけている。一方で非一貫非付属サンプルでは、小学校時の「母親の学歴」が正に、中学校時の「父親の学歴」が正に、「母親の価値志向」が負に、高校時の「父親の価値志向」が正に、それぞれ有意に影響を与えることが明らかとなった。非一貫非付属サンプルでは両親の学歴および価値志向が主たる影響要因であるとしたうえで、「学校外教育投資」は中学校において有意に正の影響を与えていることから、「弱い意味での学校外教育投資仮説」は中学レベルにおいてのみ成立すると結論付けている。

平沢、片瀬（2008）では、2005 年 SSM 調査データを利用し、きょうだい数が他の家庭要

因などを統制してもなお学校外教育経験を制約するのか、またその制約はコーホート・性別によって異なるのかについて、小中学校時の学校外教育経験ダミーを被説明変数とし、性別・コーホート別にロジスティック回帰分析を行った。その結果、男性について母親の教育年数に着目すると、どのコーホートでも有意に正の影響を与えており、母親の学歴が高いほど一貫して教育投資が行われていることが明らかとなった。

また 15 歳時の暮らし向きの影響については、教育の第一拡大期に重なる戦後すぐのコーホートのみで有意となり、経済的に裕福な層から学校外教育が浸透した可能性を示唆している。これに対して、それ以降のコーホートでは大衆教育の普及から学校外教育も十分に受けられる環境になったため、男子に関しては経済階層に関わりなく教育投資が行われていると考えられるとまとめている。きょうだい数の影響については、戦後のコーホートでは一貫して負に有意な影響を持っていることが明らかとなり、きょうだい数が多くなるほど学校外教育の利用率が低くなること、そして学校外教育投資についてはきょうだい数に応じて「資源が希釈される」傾向があると考察している。

一方で女性の学校外教育利用については、母親の教育年数は男性同様に正に有意な影響をもたらすことがわかった。その一方で 15 歳時暮らし向きの影響については、女子のみ戦後 2 番目のコーホートまで残っており、これより経済階層に関わりなく女子に教育投資がなされるようになったのは第二教育拡大期以降の時期以降であることが示唆された。きょうだい数についてみると、戦前・戦後すぐのコーホートでは有意に負の効果がみられ、戦後 2 番目のコーホートで一度有意でなくなったものの、3 番目のコーホートで再度負に有意となる。この結果から、女子においてもきょうだい数が多いほど学校外教育を利用できなくなる傾向が認められるとした。

北村、竹ノ下 (2024) では、数理モデルを用いて学校外教育への投資メカニズムについて考察している。モデルの議論から、積極的な教育投資を行う親の特徴として①社会階層が高い、つまり所得が高いこと、②高学歴であること、③社会階層の再生産を重視することの 3 点を指摘したうえで、「21 世紀出生児縦断調査 (平成 13 年出生児)」のデータを用いて実証分析を行っている。学校外教育投資額の対数値を被説明変数に、上述した 3 つの要因を説明変数におきトービット・モデルによる分析を行った結果、高階層な親ほど学校外教育投資に積極的であることが示された一方、階層と再生産の交互作用については有意な影響が認められないとした。

第 2 項 学習塾の効果に関する先行研究

教育投資額や通塾経験でなく、通塾そのものの効果について検証した既往研究として、鳶島 (2012)、中澤 (2013) を取り上げる。

鳶島 (2012) は教育社会学の文脈で議論されてきた「学校外教育投資仮説」を検証すべく、子どもの学力や教育達成と密接にかかわっていると考えられる「学習時間」を手掛かりに、「小学生時の通塾経験が高校生になってからの学習時間に影響を及ぼしているのか」について検討している。宮城県内の高校・高専に通学する生徒とその両親に対して実施したアンケートの結果を用い、学習時間を被説明変数としたトービット・モデル (打ち切り

回帰モデル) による線形回帰分析を行っている。その結果、「出身階層や中学生時・高校生時の通塾経験を含む諸要因を統制した上でも、小学生時の通塾経験は高校生の学習時間に対して有意な正の効果をもっている」ことが分かった。この結果は、「小学生時の学校外教育投資の効果が決してその場限りのものではなく、その後の学習行動にも影響を及ぼし続ける一種の『能力』の形成に寄与していることを示唆するものであり、さらに「学校外教育投資には出身階層（母の学歴）によって差が見られるため、本論文の知見は、小学生時の学校外教育投資が『能力』の形成という次元での階層間の格差・不平等を生み出す要因となっていることを意味する」と結論づけている。

中澤（2013）は塾利用有無の背景に存在する「出身階層や意欲の個人差が原因の選択バイアス」や「塾の効果自体にも個人属性によって違いがある」ことに着目し、進学校への進学を被説明変数、通塾経験や家庭要因を説明変数として、傾向スコア・マッチングを用いた分析を行った。この結果、通塾経験が進学校の選択に及ぼす効果は一律ではなく、男女間でも異なることが明らかとなった。男性では通塾傾向が認められる人ほど、通塾が進学校進学に有利に働くのに対して、女性では通塾傾向のない人ほど、通塾が進学校進学に有利に働くとしている。通塾傾向にある人は学歴をはじめとした階層が高く都市部に集中する傾向にあることから、通塾は男性にとってはもともとある出身差をさらに拡大する効果を、女性にとっては不利な立場にある人の進学を補償する効果を、それぞれ有していると示唆した。

第3項 教育達成と教育成果に関する先行研究

小原、大竹（2009）では、子どもの教育成果の決定要因についての実証研究を概観し、親の所得や家庭環境が教育成果に与えるルートを、いくつかの影響に分けて概観している。そのうち「親の所得が教育成果に与える影響」を取り上げ、整理する。

Solon（1992）は、アメリカのパネルデータ調査（PSID）を用いて 1950 年代に生まれた男児とその父親の所得に正の相関があることを報告している。その一方、Zimmerman（1992）はアメリカの Longitudinal Survey における 1965 年から 1981 年までの親子調査データを分析した結果、父親の所得は息子の所得に連鎖しないとしている。Ku and Plotnick（2003）は、アメリカの PSID によって 1967 年から 1978 年に生まれた子どもがいる家計のきょうだいサンプルを抽出し、所得補助金を受けている世帯ほど教育成果が低いという関係は、家族固有の影響を取り除けば観測されなくなるということを示した。Blau（1999）はアメリカのパネルデータを利用し、母親だけでなく個人固有の要因を除去した分析を行い、所得が子どもの教育成果を高める影響は極めて小さいとしている。しかしながら、所得の直接的な効果を否定する一方で所得が高い家計については教育成果にとって価値の高い教育支出を行う可能性があるとして、所得と子どもの教育には強い相関関係があるとまとめている。

第2節 先行研究の限界と本稿の位置づけ

しかしながらこうした先行研究にも限界が存在する。

まず実際に調査・研究が行われてからか年月が経過している研究が多い点である。昨今の社会変化は目まぐるしく、それに応じて教育環境・家庭環境は変化を余儀なくされている。例として、ICT 教育の普及によるタブレット端末の導入が挙げられる。新型コロナウイルス流行に際して、一部の学校ではオンライン授業の導入により対応するなど、今までにない教育環境の変化がみられた。こうした社会情勢と家庭環境の変化を拾うため、入手可能な限り最新のデータを用いて分析を行うことで、既述の「学校外教育投資仮説」が昨今の情勢において成立しているといえるのかどうかを検証することができると考えられる。

指標の選定や調査地域による限界も指摘できる。盛山（1981）および盛山、野口（1984）では、分析対象となる生徒を札幌市内の公立中学校および高等学校から抽出した。学校の性質などを考慮しているものの、地域特性を排除するには限界があるといえる。

また小中山、松井（2008）ではアンケートの制約上、世帯収入を直接指標として用いることができず、代理指標として居住形態・小遣いを選定するにとどまった。さらに分析対象を関東および関西の大学生から抽出している。偏差値帯や国立・私立を絞らずに選定しているものの、地域差は否定できず、また大学進学における選択バイアスが存在すると考えられる。

鳶島（2012）においても分析対象は宮城県内の高校生および高等専門学校の生徒に限定されていることから、全国的な傾向を掴んでいるとは言い難い。そのため研究の課題として、とりわけ中学受験が盛んな大都市圏では、教育格差の生成過程にあたる「小学生時の教育投資の『意味』が異なっていると考えられる」と述べられている。

こうしたデータの制約をなるべく除去し、広範囲を調査対象としたデータによる分析により、これらの研究で得られた結論と比較・検討することで、学校外教育投資の効果について明らかにするとともに、先行研究を一部補強するような研究とすることが本稿の位置づけである。

第3章 分析

この章では、本研究の分析について述べる。まず、本研究に先立ちベネッセ教育総合研究所より提供を受けた「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～7, 2015-2021」の概観を説明する。続いて主に参考とする既存研究である鳶島（2012）の分析概要について説明したうえで、本研究の枠組みについて説明する。

第1節 分析使用データ

本稿の分析にあたり、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 Wave1～7, 2015-2021」（ベネッセ教育総合研究所）の個票データの提供を受けた。

この調査は「子どもの生活や学習、子育ての現状や課題をとらえ、よりよい教育や子育てのあり方を検討する」ことを目的に、「子どもの生活や学習の状況、保護者の子育ての様子を複数年にわたって調査し、それらが子どもの成長とともに、どのように変化するかを明らかにするもの」である（SSJDA, 2023）。

本稿では小学校から高校まで幅広い学年の子どもとその両親についてのアンケート結果が存在することを踏まえ、各段階および各調査時期（Wave1～7）にサンプルを分けて分析を行うこととする。

本研究に際して抽出した変数とその詳細については、以下の表の通りである（図表 7）。

図表 7：本研究に際して抽出した変数一覧

使用変数	項目ID	小分類	選択肢の数	回答方法
Panel ID	1	単年度回答者ナンバー	－	NUM
子どもの性別	19	子どもの性別	2択	SA
父親の職種	32	あなた：現在の職種	10択	SA
母親の最終学歴	46	配偶者：最終学歴	8択	SA
父親の最終学歴	49	あなた：最終学歴	8択	SA
子どもの出生順位	79	調査対象のお子様の出生順位	－	NUM
携帯電話やスマートフォンを使う	85	生活時間：携帯電話やスマートフォンを使う	10択	SA
本を読む	88	生活時間：本を読む	10択	SA
勉強をする	96	生活時間：学校の宿題以外の勉強をする（学習塾を除く）	10択	SA
学習塾に週何回行くか	99	生活時間：（学習塾）週に何回行くか	8択	SA
子ども1人の月平均教育費	143	教育費：お子様ひとりの金額の月平均	10択	SA
勉強が好きか	154	勉強がどれくらい好きか	4択	SA
将来の希望進学段階	198	将来の希望進学段階	8択	SA
趣味やスポーツを楽しむ	400	ふだんの生活：趣味やスポーツを楽しむ	4択	SA
近所の人と話をする	407	ふだんの生活：近所の人と話をする	4択	SA

（筆者作成）

第2節 分析概要

第1項 先行研究の枠組みについて

鳶島（2012）では高校生の「1日あたり平均学習時間」を被説明変数とし、学校外学習時間の規定要因についてトービット・モデルを採用し線形回帰を行っている。その理由について、「少なくない割合でサンプルに含まれる学校外学習を行っていない（学習時間がゼロの）ケース」に対処するためと述べられている。「学習時間はゼロを下限とした一種の制限従属変数であり、誤差項が正規分布しないため、OLSによる推定ではバイアスが生じてしまう」（水落，2009）とされることから、これを避けるためにトービット・モデルによる最尤推定を用いた分析が行われた。

なお、主要な説明変数は「学校外教育投資」であり、具体的には各段階（小学校・中学校・高校）における通塾有無をダミー変数として分析に組み込んでいる。出身階層に関連する変数としては父親の職業、両親の学歴、「文化資本」を用いている。父親の職業は「専門・管理」「事務・販売」「マニュアル」の3カテゴリーに分類、親の学歴については高等教育ダミー（1＝「大学院」「大学」「短大・高専」、0＝それ以外）として組み込んでいる。また片瀬（2005）を参考に、「文化資本」の指標として「クラシック音楽を聴く」「文学作品や歴史の本を読む」という2つの項目に関する回答（1＝『ほとんどしない』から5＝『よくする』までの5点尺度）を使用し、それぞれ『芸術文化資本』『読書文化資本』として分析に用いている。さらに「高校生の学習時間に影響を及ぼしていることが予想される在籍高校のランクないし学力レベルに関係する変数として、所属している学級の四大進学希望率を使用」している。

第2項 分析の実際

本研究では①「小学生時の通塾経験が中学生時の学習時間に影響を与えるか」、②「中学生時の通塾経験が高校生時の学習時間に影響を与えるか」、③「小学生時の通塾経験が高校生時の学習時間に影響を与えるか」の3つについてそれぞれ定量分析を行う。分析データについては、Wave1～7の7期間のうち4期間を抽出する。抽出方法については、以下の表の通りである（図表8）。

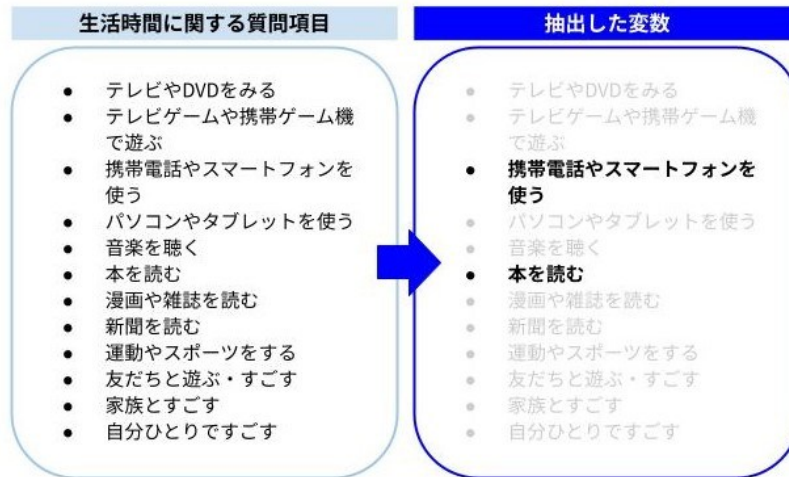
図表 8：分析データの抽出方法について

検証事項	データの抽出方法	備考
①小学生時の通塾→中学生時の学習時間	a) wave1-4：wave1が小学6年・wave2-4が中学生 b) wave2-5：wave2が小学6年・wave3-5が中学生 c) wave3-6：wave3が小学6年・wave4-6が中学生 d) wave4-7：wave4が小学6年・wave5-7が中学生	使用変数の欠損値は 全てデータから削除
②中学生時の通塾→高校生時の学習時間	e) wave1-4：wave1が小学6年・wave2-4が中学生 f) wave2-5：wave2が小学6年・wave3-5が中学生 g) wave3-6：wave3が小学6年・wave4-6が中学生 h) wave4-7：wave4が小学6年・wave5-7が中学生	
③小学生時の通塾→高校生時の学習時間	i) wave1およびwave5-7：wave1が小学6年・wave5-7が高校生	

(筆者作成)

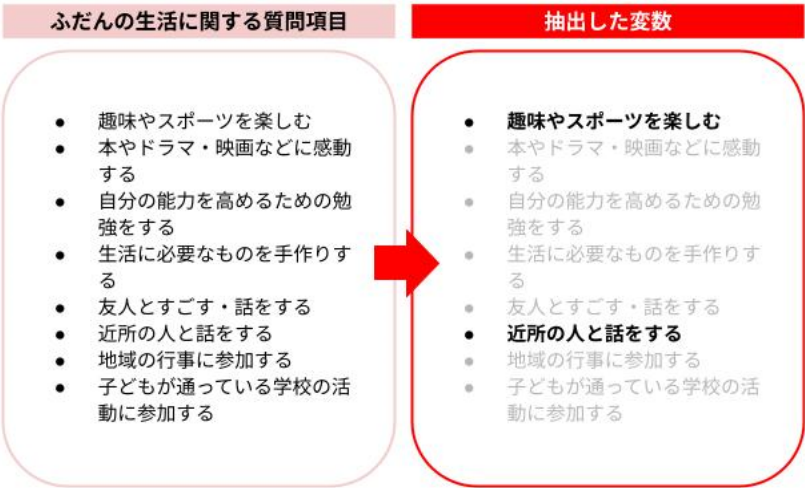
なお、被説明変数として使用する学習時間に関する回答項目は順序尺度であることから、薦島におけるトービット・モデルでの最尤推定ではなく順序ロジットモデルによる最尤推定を用いた。また芸術文化資本および読書文化資本については、本調査の質問項目に相当するものが存在しなかったため、代理変数としてこどもの「生活時間」に関する変数および両親の「ふだんの生活」に関する変数から、主成分分析を行いそれぞれ 2 変数を抽出し分析モデルに含めた。抽出前後の変数一覧については、以下の図の通りである（図表 9、図表 10）。

図表 9：子どもの生活時間に関する質問項目と主成分分析の抽出結果



(筆者作成)

図表 10：親のふだんの生活に関する質問項目と主成分分析の抽出結果



(筆者作成)

その他分析に際して使用した変数の処理については、以下の表の通りである（図表 11）。

図表 11：分析に使用した変数の処理について

使用変数	変換有無	方法	変換後
回答フラグ	あり	当該Wave=1,それ以外=0	Waveダミー
子どもの性別	あり	男性と回答=1,それ以外=0	男子ダミー
父最終学歴	あり	4大卒・大学院卒=1,それ以外=0	父大卒ダミー
母最終学歴	あり	4大卒・大学院卒=1,それ以外=0	母大卒ダミー
父職種	あり	管理職・専門職=1,それ以外=0	管理職・専門職ダミー
		販売職・事務職=1,それ以外=0	販売職・事務職ダミー
		熟練・労務的職業と農林水産業=1,それ以外=0	マニュアル職ダミー
子どもの出生順位	あり	第1子=1,それ以外=0	第1子ダミー
		第2子=1,それ以外=0	第2子ダミー
		第3子以降=1,それ以外=0	第3子以降ダミー
携帯電話やスマートフォンを使う	なし		
本を読む	なし		
勉強をする	なし		
学習塾に週何回行くか	あり	1~7と回答=1,それ以外=0	通塾ダミー
子ども1人の月平均教育費	なし		
勉強が好きか	あり	好き・まあ好きと回答=1,それ以外=0	勉強好きダミー
将来の希望進学段階	あり	4大卒・大学院卒希望=1,それ以外=0	大卒希望ダミー
趣味やスポーツを楽しむ	なし		
近所の人と話を	なし		

(筆者作成)

第 3 項 分析の枠組みと結果

本分析は第 2 項で述べた①から③の 3 つの分析から構成される。それぞれの枠組みおよび検証仮説について述べることとする。

【分析①：「小学生時の通塾経験が中学生時の学習時間に影響を与えるか」】

この仮説検証に際し、図表 8 のうち a から d の 4 つのデータを抽出し 1 つのパネルデータを得た。また、使用変数について、「Wave ダミー」・「通塾ダミー」・「勉強好きダミー」・「勉強をする」・「子ども 1 人の月平均教育費」・「本を読む」・「携帯電話やスマートフォンを使う」・「趣味やスポーツを楽しむ」・「近所の人と話をする」は各 Wave ごとに抽出・作成した。「将来の希望進学段階」については子および親で回答が異なることから、それぞれについて各 Wave の大卒進学ダミーを作成した。一方で「子どもの性別」・「最終学歴」・「父職種」に関するダミー各種・「子どもの出生順位」ダミーについては、各家庭の個別効果であると判断し、調査期間の Wave のうち有効な回答である 1 期間を抽出し、作成した。なお、この抽出方法は分析②・分析③に同じである。分析データの記述統計については、以下の表の通りである。

図表 12：分析①の記述統計量

変数	サンプル数	最小値	平均値	中央値	最大値
wave2ダミー	5292	0	0.1015	0	1
wave3ダミー	5292	0	0.1793	0	1
wave4ダミー	5292	0	0.256	0	1
wave5ダミー	5292	0	0.2319	0	1
wave6ダミー	5292	0	0.154	0	1
wave7ダミー	5292	0	0.07729	0	1
男子ダミー	5292	0	0.4575	0	1
父大卒ダミー	5292	0	0.5556	1	1
母大卒ダミー	5292	0	0.3254	0	1
管理職・専門職ダミー	5292	0	0.3424	0	1
販売職・事務職ダミー	5292	0	0.356	0	1
マニュアル職ダミー	5292	0	0.25	0	1
第1子ダミー	5292	0	0.5193	1	1
第2子ダミー	5292	0	0.3713	0	1
第3子以降ダミー	5292	0	0.1054	0	1
小学6年通塾ダミー	5292	0	0.4467	0	1
中学1年通塾ダミー	5292	0	0.4371	0	1
中学2年通塾ダミー	5292	0	0.4955	0	1
中学3年通塾ダミー	5292	0	0.5539	1	1
学習時間	5292	1	3.957	5	10
勉強好きダミー	5292	0	0.4639	0	1
月平均教育費	5292	1	5.193	5	10
子：大学進学希望ダミー	5292	0	0.5941	1	1
親：大学進学希望ダミー	5292	0	0.7103	1	1
子：読書時間	5292	1	2.876	3	10
子：携帯使用時間	5292	1	4.471	5	10
親：近隣との会話習慣	5292	1	2.493	2	4
親：趣味やスポーツの習慣	5292	1	2.428	2	4

(筆者作成)

分析①における検証仮説は「小学 6 年時に通塾経験のある生徒ほど、中学校における学習時間は長くなる」である。本研究では順序ロジットモデルを用いて分析を行う。モデル式は以下の通りである。なお、このモデル式についても分析②・分析③に同じである。

$$\text{logit}(y_{it}) = \sum \alpha_i \times \text{cram}_{it} + \sum \beta_i \times \text{wave}_{it} + \sum \delta_i \times (\text{cram}_{it} \times \text{cont}_{it}) + \sum \gamma_{1i} \times A_i + \sum \gamma_{2it} \times B_{it}$$

被説明変数に順序尺度として学習時間 (y_t) を導入し、説明変数として小学 6 年次の通塾ダミーおよび調査 wave における通塾ダミー (cram_{it})、調査 wave ダミー (wave_{it})、また通塾ダミーとコントロール変数の交差項 ($\text{cram}_{it} \times \text{cram}_{it}$)、個体効果としての家庭に関する変数 (A_i)、その他コントロール変数 (B_{it}) を取り入れる。←

推定結果は以下の表の通りである（図表 13）。

図表 13：分析①の推計結果

被説明変数	学習時間	小学生→中学生			
		①		②	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
説明変数	小6通塾ダミー	1.1450	0.8680	1.447*	0.8730
	男子ダミー	-0.0730	0.0680	-0.0740	0.0670
	第1子ダミー	0.8020	0.5010	0.897*	0.5100
	第2子ダミー	0.6300	0.5020	0.7010	0.5110
	第3子以降ダミー	0.5590	0.5090	0.6180	0.5180
	小6通塾 × 男子ダミー	0.0560	0.1010	0.0800	0.1000
	小6通塾 × 第1子ダミー	-1.3070	0.8700	-1.663*	0.8750
	小6通塾 × 第2子ダミー	-1.0620	0.8720	-1.4030	0.8760
	小6通塾 × 第3子以降ダミー	-1.4350	0.8830	-1.771**	0.8870
	wave2 × 1年次通塾ダミー	0.1810	0.1630	0.2140	0.1630
	wave3 × 1年次通塾ダミー	-0.0500	0.1520	-0.0610	0.1520
	wave4 × 1年次通塾ダミー	0.243*	0.1330	0.237*	0.1330
	wave5 × 1年次通塾ダミー	-0.1290	0.1380	-0.1200	0.1380
	wave3 × 2年次通塾ダミー	0.258*	0.1460	0.249*	0.1460
	wave4 × 2年次通塾ダミー	0.0360	0.1450	0.0320	0.1450
	wave5 × 2年次通塾ダミー	-0.0530	0.1540	-0.0010	0.1540
	wave6 × 2年次通塾ダミー	-0.2530	0.1570	-0.2050	0.1560
	wave4 × 3年次通塾ダミー	0.0420	0.1320	0.0160	0.1320
	wave5 × 3年次通塾ダミー	0.239*	0.1260	0.1520	0.1260
	wave6 × 3年次通塾ダミー	0.335**	0.1550	0.292*	0.1550
	wave7 × 3年次通塾ダミー	-0.671***	0.2030	-0.690***	0.2030
	wave2ダミー	-1.074***	0.1590	-0.919***	0.1510
	wave3ダミー	-1.063***	0.1520	-0.955***	0.1510
	wave4ダミー	-0.890***	0.1500	-0.811***	0.1490
	wave5ダミー	-0.786***	0.1470	-0.698***	0.1460
	wave6ダミー	-0.494***	0.1510	-0.464***	0.1510
	父親大卒ダミー	0.0060	0.0580	0.0440	0.0580
	母親大卒ダミー	0.0610	0.0580	0.0830	0.0580
	父職／専門職・管理職ダミー	0.1600	0.1200	0.1190	0.1190
	父職／販売職・事務職ダミー	0.1110	0.1190	0.0340	0.1190
	父職／マニュアル職ダミー	0.1680	0.1250	0.0990	0.1240
	1か月平均教育支出	0.129***	0.0120	0.125***	0.0120
	子ども／大学希望ダミー	0.116***	0.0570	0.109*	0.0570
	親／子ども大学希望ダミー	0.155***	0.0620	0.165***	0.0620
	子ども／勉強好きダミー	0.626***	0.0520	0.695***	0.0510
	子の生活習慣：読書時間	0.124***	0.0130	—	—
	子の生活習慣：携帯使用時間	-0.030***	0.0100	—	—
	親の生活：近隣住民との会話	-0.070**	0.0330	—	—
	親の生活：趣味／スポーツ	0.0010	0.0280	—	—
観測数		5,292		5,292	
対数尤度		-9,239.577		-9,294.305	

Note：*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01

カッコ内は標準誤差。"—"はモデル外の変数。

wave7ダミーは共線性のためモデルより排除された。

（筆者作成）

この推計結果より「小学生時の通塾経験は中学生時の学習時間に影響を与えるか」については結論を得ることができなかったといえるだろう。しかし、子どもの生活習慣・親の生活の両変数を落としたモデルにおいては 90%有意水準において正に有意に出たということから、通塾経験が実際に学習時間に正に働く可能性はあると考えられる。また、〈wave ダミー〉については全てにおいて負に有意であるという結果を得た。しかしながら wave が経つにつれて推定値が大きくなっていることから、年次効果は逡減していると考えられる。年次効果が学習時間に与える影響については、第 3 節にて後述する。

wave ダミーとの交差項に着目すると、〈wave6 × 3 年次通塾ダミー〉が学習時間に正に有意に影響を与えることがわかった一方で〈wave7 × 3 年次通塾ダミー〉は学習時間に負に有意に影響を与えるという結論となった。この 2 カ年はそれぞれ 2020 年、2021 年に相当し、新型コロナウイルス感染症の流行期にあたるサンプルである。同じ「コロナ禍」かつ「高校受験を控える受験学年」でも、逆の推計結果が現れたことは特徴的であるといえる。また〈小 6 通塾ダミー × 第 1 子ダミー〉および〈小 6 通塾ダミー × 第 3 子以降ダミー〉の交差項も、学習時間に負に有意に影響を与えるという結果となった。第 2 子の交差項については有意な影響が認められなかった。出生順位が与える影響についても、他の教育段階と比較検討し効果をみていくこととする。

【分析②：「中学生時の通塾経験が高校生時の学習時間に影響を与えるか」】

分析②における検証仮説は「中学 3 年時に通塾経験のある生徒ほど、高校における学習時間は長くなる」である。この仮説検証に際し、図表 8 における e から h の 4 つのデータを抽出し 1 つの分析データを作成した。記述統計量については以下の表の通りである（図表 14）。

図表 14：分析②の記述統計量

変数	サンプル数	最小値	平均値	中央値	最大値
wave2ダミー	4959	0	0.09054	0	1
wave3ダミー	4959	0	0.1708	0	1
wave4ダミー	4959	0	0.2545	0	1
wave5ダミー	4959	0	0.2428	0	1
wave6ダミー	4959	0	0.1625	0	1
wave7ダミー	4959	0	0.07885	0	1
男子ダミー	4959	0	0.4652	0	1
父大卒ダミー	4959	0	0.5668	1	1
母大卒ダミー	4959	0	0.3587	0	1
管理職・専門職ダミー	4959	0	0.369	0	1
販売職・事務職ダミー	4959	0	0.3563	0	1
マニユアル職ダミー	4959	0	0.2341	0	1
第1子ダミー	4959	0	0.5493	1	1
第2子ダミー	4959	0	0.3533	0	1
第3子以降ダミー	4959	0	0.09619	0	1
中学3年通塾ダミー	4959	0	0.6159	1	1
高校1年通塾ダミー	4959	0	0.2093	0	1
高校2年通塾ダミー	4959	0	0.2486	0	1
高校3年通塾ダミー	4959	0	0.3503	0	1
学習時間	4959	1	3.974	5	10
勉強好きダミー	4959	0	0.3912	0	1
月平均教育費	4959	1	4.16	4	10
子：大学進学希望ダミー	4959	0	0.7036	1	1
親：大学進学希望ダミー	4959	0	0.7255	1	1
子：読書時間	4959	1	2.345	1	10
子：携帯使用时间	4959	1	6.614	7	10
親：近隣との会話習慣	4959	1	2.57	3	4
親：趣味やスポーツの習慣	4959	1	2.357	2	4

(筆者作成)

推計結果は、以下の表の通りである（図表 15）。

図表 15：分析②の推計結果

被説明変数	学習時間	中学生→高校生			
		③		④	
		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
説明変数	中3通塾ダミー	0.022	0.183	0.007	0.182
	男子ダミー	0.153*	0.086	0.139	0.086
	第1子ダミー	-0.250	0.728	-0.216	0.719
	第2子ダミー	-0.394	0.729	-0.325	0.719
	第3子以降ダミー	-0.475	0.713	-0.460	0.703
	中3通塾 × 男子ダミー	-0.179	0.110	-0.112	0.109
	中3通塾 × 第1子ダミー	-0.044	0.191	-0.072	0.190
	中3通塾 × 第2子ダミー	0.042	0.198	-0.024	0.197
	wave2 × 1年次通塾ダミー	-0.203	0.196	-0.164	0.194
	wave3 × 1年次通塾ダミー	-0.127	0.189	-0.115	0.188
	wave4 × 1年次通塾ダミー	0.316**	0.160	0.331**	0.160
	wave5 × 1年次通塾ダミー	-0.158	0.145	-0.158	0.145
	wave3 × 2年次通塾ダミー	0.044	0.183	0.028	0.182
	wave4 × 2年次通塾ダミー	-0.278*	0.169	-0.267	0.169
	wave5 × 2年次通塾ダミー	-0.208	0.192	-0.151	0.190
	wave6 × 2年次通塾ダミー	0.055	0.158	0.064	0.157
	wave4 × 3年次通塾ダミー	0.055	0.136	0.038	0.136
	wave5 × 3年次通塾ダミー	0.810***	0.164	0.784***	0.162
	wave6 × 3年次通塾ダミー	1.090***	0.179	1.159***	0.177
	wave7 × 3年次通塾ダミー	0.399**	0.202	0.475**	0.202
	wave2ダミー	-1.097***	0.166	-0.882***	0.164
	wave3ダミー	-1.081***	0.152	-0.889***	0.150
	wave4ダミー	-0.757***	0.147	-0.591***	0.147
	wave5ダミー	-0.862***	0.145	-0.764***	0.144
	wave6ダミー	-0.665***	0.150	-0.618***	0.150
	父親大卒ダミー	0.010	0.062	0.053	0.061
	母親大卒ダミー	-0.010	0.062	0.049	0.061
	父職／専門職・管理職ダミー	0.335**	0.141	0.250*	0.138
	父職／販売職・事務職ダミー	0.235*	0.141	0.108	0.138
	父職／マニュアル職ダミー	0.099	0.146	-0.005	0.143
	1か月平均教育支出	0.142***	0.012	0.148***	0.012
	子ども／大学希望ダミー	0.157**	0.076	0.180**	0.076
	親／子ども大学希望ダミー	0.266***	0.079	0.284***	0.078
	子ども／勉強好きダミー	0.878***	0.056	0.992***	0.055
	子の生活習慣：読書時間	0.052***	0.015	—	—
	子の生活習慣：携帯使用時間	-0.184***	0.015	—	—
	親の生活：近隣住民との会話	0.044	0.035	—	—
	親の生活：趣味／スポーツ	-0.001	0.029	—	—
観測数		4,956		4,956	
対数尤度		-8,198.486		-8,281.793	

Note：*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01

"—"はモデル外の変数。

wave7ダミーは共線性のためモデルより排除された。

(筆者作成)

この推計結果からも、分析①同様に直前（中学3年時）の教育段階が高校での学習時間に影響を与えるかについて有意な結果を得ることはできなかったと結論づけられる。また、wave ダミーは全て負に有意に影響を与えており、かつその年次効果は年々減少傾向にあることも分析①同様の結果である。一方で、分析①とは異なる結果が得られた変数も存在する。まず wave5 以降の〈wave ダミー × 高校3年次通塾ダミー〉の交差項について、全て正に有意に影響を与えるという結果を得たということである。分析①では中学生の学習時間を被説明変数、分析②では高校生の学習時間を被説明変数としていることから、それぞれが控える「受験への向き合い方」によって、学習時間に違いが発生しているのではないかと示唆される。また、サンプルによっては高校受験をせずにエスカレーター式に高校に進学する場合もあると考えられることから、そうしたサンプルバイアスについても考慮する必要があると考えられる。

また、〈父親の職業ダミー〉についても正に有意であるという結果を得た変数がみられる。これは、大学受験以降に控える就職段階を見据えた効果であるという示唆もできる一方、所得とは異なる家庭環境による教育格差の発生要因として捉えることもできるだろう。解釈については教育達成の経路について十分に検討する必要がある。

さらに大学進学希望ダミーの推定値について、子どもより親の推定値が大きく出ており、かつ両者とも分析①より大きく推定されていることにも注目すべきである。すなわち「両親の期待」が子どもの教育達成に乗っているという一種の「ペアレントクラシー」の顕現であるとみることもできるだろう。しかしながら、こうした家庭要因は教育費などとの共線関係が考えられることから、純粋な「ペアレントクラシー」仮説の成立と結論づけることは難しい。

なお〈中学3年次通塾ダミー × 出生順位ダミー〉の交差項については、分析①とは異なり全ての変数において有意に影響を与えないことがわかった。

【分析③：「小学生時の通塾経験が高校生時の学習時間に影響を与えるか」】

分析③における検証仮説は「小学6年時に通塾経験のある生徒ほど、高校における学習時間は長くなる」である。この検証仮説に際し、図表8のうち i を抽出し分析データを作成した。記述統計量については以下の表の通りである（図表16）。

図表 16：分析③の記述統計量

変数	サンプル数	最小値	平均値	中央値	最大値
wave5ダミー	1173	0	0.3333	0	1
wave6ダミー	1173	0	0.3333	0	1
wave7ダミー	1173	0	0.3333	0	1
男子ダミー	1173	0	0.4706	0	1
父大卒ダミー	1173	0	0.5934	1	1
母大卒ダミー	1173	0	0.6266	1	1
管理職・専門職ダミー	1173	0	0.3657	0	1
販売職・事務職ダミー	1173	0	0.3811	0	1
マニュアル職ダミー	1173	0	0.2072	0	1
第1子ダミー	1173	0	0.5422	1	1
第2子ダミー	1173	0	0.3504	0	1
第3子以降ダミー	1173	0	0.1074	0	1
小学6年通塾ダミー	1173	0	0.4399	0	1
中学1年通塾ダミー	1173	0	0.3785	0	1
中学2年通塾ダミー	1173	0	0.491	0	1
中学3年通塾ダミー	1173	0	0.6061	1	1
高校1年通塾ダミー	1173	0	0.07673	0	1
高校2年通塾ダミー	1173	0	0.08951	0	1
高校3年通塾ダミー	1173	0	0.1458	0	1
学習時間	1173	1	4.033	5	10
勉強好きダミー	1173	0	0.4084	0	1
月平均教育費	1173	1	4.145	4	10
子：大学進学希望ダミー	1173	0	0.7306	1	1
親：大学進学希望ダミー	1173	0	0.7468	1	1
子：読書時間	1173	1	2.291	1	10
子：携帯使用時間	1173	1	6.928	7	10
親：近隣との会話習慣	1173	1	2.292	2	4
親：趣味やスポーツの習慣	1173	1	2.649	3	4

(筆者作成)

推計結果は、以下の表の通りである（図表 17）。なお、この分析③においては小学生時の通塾経験と高校生時の学習時間を比較するにあたり「中学生時の通塾効果」を拾うことを懸念したことから、中学時の通塾有無も含めた分析モデルを挿入し、比較検討に用いた。

図表 17：分析③の推計結果

被説明変数	学習時間	小学生→高校生							
		⑤		⑥		⑦		⑧	
		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
説明変数	小6通塾ダミー	0.934**	0.364	0.761**	0.359	0.961**	0.355	0.792**	0.352
	中1通塾ダミー	-0.016	0.153	0.024	0.151	—	—	—	—
	中2通塾ダミー	0.149	0.169	0.086	0.169	—	—	—	—
	中3通塾ダミー	-0.088	0.149	-0.080	0.148	—	—	—	—
	男子ダミー	0.074	0.151	0.071	0.151	0.082	0.150	0.074	0.150
	第1子ダミー	0.682**	0.267	0.673**	0.263	0.699***	0.267	0.683***	0.263
	第2子ダミー	0.637**	0.275	0.631**	0.271	0.626**	0.274	0.628**	0.269
	小6通塾 × 男子ダミー	-0.101	0.222	0.073	0.219	-0.099	0.221	0.076	0.219
	小6通塾 × 第1子ダミー	-0.943**	0.377	-0.822**	0.374	-0.954**	0.376	-0.835**	0.373
	小6通塾 × 第2子ダミー	-1.069***	0.397	-0.869**	0.394	-1.058***	0.396	-0.868**	0.393
	wave5 × 1年次通塾ダミー	-0.011	0.240	0.022	0.239	-0.013	0.238	0.016	0.237
	wave6 × 2年次通塾ダミー	0.486**	0.239	0.545**	0.237	0.489**	0.237	0.540**	0.235
	wave7 × 3年次通塾ダミー	0.668***	0.250	0.759***	0.248	0.667***	0.248	0.755***	0.247
	wave5ダミー	-1.067***	0.172	-0.982***	0.169	-1.064***	0.172	-0.980***	0.169
	wave6ダミー	-1.048***	0.175	-1.031***	0.174	-1.048***	0.175	-1.030***	0.174
	父親大卒ダミー	-0.051	0.124	-0.009	0.123	-0.042	0.124	-0.004	0.122
	母親大卒ダミー	-0.001	0.123	0.011	0.122	-0.00002	0.123	0.013	0.122
	父職／専門職・管理職ダミー	0.173	0.269	0.088	0.262	0.152	0.267	0.071	0.260
	父職／販売職・事務職ダミー	-0.016	0.268	-0.149	0.261	-0.032	0.266	-0.162	0.260
	父職／マニュアル職ダミー	0.006	0.282	-0.145	0.276	-0.010	0.280	-0.155	0.274
	1か月平均教育支出	0.110***	0.027	0.114***	0.027	0.111***	0.027	0.114***	0.027
	子ども／大学希望ダミー	0.222	0.169	0.179	0.167	0.221	0.168	0.177	0.166
	親／子ども大学希望ダミー	0.188	0.172	0.221	0.170	0.187	0.172	0.219	0.170
	子ども／勉強好きダミー	0.809***	0.116	0.931***	0.114	0.804***	0.115	0.930***	0.113
	子の生活習慣：読書時間	0.091***	0.030	—	—	0.091***	0.03	—	—
	子の生活習慣：携帯使用時間	-0.202***	0.033	—	—	-0.202***	0.032	—	—
	親の生活：近隣住民との会話	0.209***	0.073	—	—	0.202***	0.073	—	—
	親の生活：趣味／スポーツ	-0.069	0.060	—	—	-0.067	0.060	—	—
観測数		1,173		1,173		1,173		1,173	
対数尤度		-1,910.895		-1,939.481		-1,911.343		-1,939.726	

Note：*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01

—はモデル外の変数。

第3子以降ダミー・小6通塾ダミー×第3子以降ダミー・wave7ダミーは共線性のためモデルより排除された。

(筆者作成)

分析③は抽出データの期間が wave1 から wave7 の 7 期間すべて、かつ wave1 で小学 6 年次の児童を 7 年連続で追跡調査できたサンプルのみを取り出しているため、分析①・②よりもデータの観測数が少ない。多少のサンプルバイアスが考えられる点は留意すべきである。

その点を踏まえ、中学の通塾有無を統制してもなお、小学 6 年時の通塾経験は高校生の学習時間に有意に正の影響を与えるということが示された。分析①・分析②においては観測されなかった結果である。また〈小学 6 年時の通塾ダミー × 出生順位ダミー〉の交差項について、第 2 子の方がより負に有意であるという結果も得られた。

wave ダミーについては、分析①・②同様に負に有意であることがわかったものの、子どもおよび親の生活に関する変数を除いたモデル⑤・⑦においては値がより小さくなっていることは、これまでの年次効果に見られなかった傾向である。wave6 は 2020 年にあたることから、コロナウイルスによる要因を拾った可能性があると考えられる。他の有意に影響を与えると明らかになった変数については、変数の正負を含め分析①・②と概ね同じ傾向にあると認められるだろう。

第4項 結果の解釈について

前節における分析結果について、一部変数別に整理する。

1) 小学6年時・中学3年時通塾ダミー

「小学生→中学生」・「中学生→高校生」の通塾においては勉強時間に対して有意な影響が認められなかった一方、「小学生→高校生」の通塾においては有意に正の影響が認められた。要因としては、小学生時に通塾している児童は中学受験を控える場合が多く、そうした中学校以降の生徒は、受験をせずに進学した生徒に比べ、勉強に対してより積極的であるというサンプルバイアスの問題が考えられる。また「小学生→高校生」の生徒のうち、中学段階の通塾経験は有意な影響が認められなかったことから、受験に際して塾に通い、高校は内部進学などで進学することが多く通塾のモチベーションにつながらないのではないかと考えられる。

2) 〈小学6年時通塾 × 出生順位ダミー〉・〈中学3年時通塾 × 出生順位ダミー〉の交差項

〈小学6年時の通塾 × 出生順位ダミー〉（分析①・③）について、勉強時間に対して負に有意な影響が認められた。中学3年時（分析②）については有意な影響が認められなかった。推定値が概ね負になったのは、コントロール変数の導入によるものであると考えられる。推定値の相对比较を行うと、出生順位が下がると勉強時間に対してより負にはたらくという結論となり、これは出生順位による「投資効果減退」傾向であると考えられる。その背景に教育支出と関係があるのではないかと考察したが、本研究で入手したデータは家庭の1人あたり1か月平均教育支出、もしくは家庭の教育費総額のみであり、この点については今後の検討課題であると考えている。

3) 〈waveダミー × 年次通塾ダミー〉の交差項

全体的な傾向として、3年次通塾ダミーの交差項については有意に出たものの、1年次・2年次については有意な影響は認められなかった。また3年次通塾ダミーの交差項については、「小学生→中学生」における wave7 との交差項のみ負に有意となり、その他は正に有意であるという結果となった。この考察として、まず wave7 は2021年の調査であることから、コロナウイルスによる特異的な効果の現れであることが考えられる。具体的には教育環境が変化し非対面のオンライン教育が浸透した結果、通塾型の教育の効果が埋没した可能性、感染対策をはじめとした塾を取り巻く環境の変化により、通塾のメリットが一時的に減退した可能性などが考えられる。

4) waveダミー

全ての分析で、全ての変数が勉強時間に対して負に有意であるという結果を得た。

分析①での考察で述べた通り、これは長期にわたる勉強時間の減少を意味しており、また推定値を比較し「年次効果通減」、すなわち勉強時間減少の傾向は年々縮小していると考えられる。長期の勉強時間の減少トレンドについても様々要因があると考えられるが、ここでは a) 「教育環境の充実による勉強の時間対効率の向上」、b) 「財供給の充実による勉強の優先順位の低下」の2点を取り上げることとする。

a) 「教育環境の充実による勉強の時間対効率の向上」

教育コンテンツの普及により、教育環境は wave1~7 (2015~2021 年) の期間内でも大きく変化してきたといえる。AI コーティングのサービスによる個別最適な学習環境が構築されたり、動画コンテンツによって効率よく、必要としている内容を学習することができるようになったりと、主にインターネットの普及とともに学習コンテンツの利便性も向上したことが、時間対効率を上げた可能性があると考えられる。

b) 「財供給の充実による勉強の優先順位の低下」

子ども世代へのスマートフォンの浸透が急速に進み、SNSをはじめとしたコンテンツに没頭した結果、勉強に対する意欲を失っている可能性も指摘できる。ベネッセ (2023) では、「勉強する気がわからない」と回答する子どもの割合は小学生・中学生・高校生全ての段階で上昇傾向にあり、特に小学生・中学生の成績上位層ほどその傾向があると指摘している。そのうえで、勉強への取り組み方についてのサポートを施し、モチベーション向上に繋げる必要性があると述べられている。

これらを総合すると、ICT教育の浸透にもかかわらずそれを活用できている子どもとそうでない子どもの間でモチベーションに差が生じ、それが波及的に学習時間の差を生んでいると考えることができる。

5) 1 か月平均教育支出

本研究では所得ではなく、実際の教育支出が子どもの学習時間に影響を与えるのかについての考察を行うため、子ども 1 人あたり 1 か月平均の教育支出額について、説明変数に加えた。全ての分析において正に有意であったことから、教育支出を行えば子どもの学習時間は増加するという結論となった。しかしながらこの変数には「通塾などの勉強時間が増えるような投資を行った結果、教育支出が増加した」という逆の因果関係の可能性も否定できない。そのためこの分析結果から、ただちに教育支出を増加させることが子どもの学習にポジティブに作用すると結論づけるのは安直だと考えられよう。

6) 子どもの生活習慣【読書時間・携帯使用时间】

全ての分析において読書時間については正に有意、携帯使用时间については負に有意という結果を得ており、これは想定通りとなった。

第4章 政策提言・おわりに

本章では、分析の結果を踏まえた政策提言について示す。

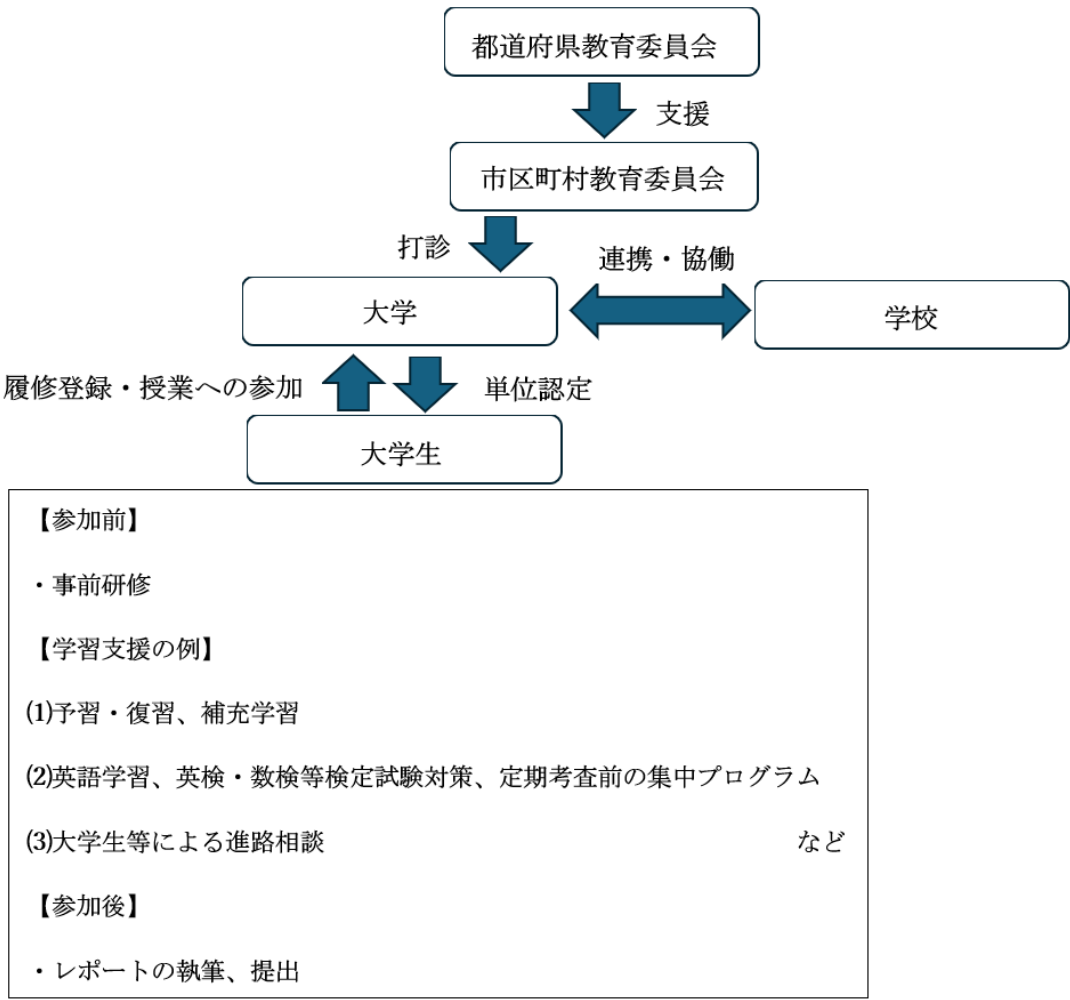
教育投資の多寡を決める要素として挙げられるのは、親の所得である。文部科学省が令和3年度に行った「子供の学習費調査」（文部科学省，2022）によると、公立・私立学校ともに、世帯の年間収入が増加するに連れて学校外教育への支出が増加する傾向がみられる。また、親の教育熱心さも教育投資に影響する要素として考えられる。分析結果より、教育投資は勉強時間に正の影響を与えていることが示された。つまり、所得の低さや親の教育への関心の低さによって教育投資が少ない家庭の子供は、所得が高く親が教育熱心であるために教育への投資が多い家庭の子供よりも勉強時間が少ない傾向にあるといえる。そこで我々は、親による教育投資がなくとも子供たちが勉強時間を確保できるよう、「単位認定型地域未来塾」を新たに導入するよう提言する。「単位認定型地域未来塾」は、教育委員会が運営する地域未来塾で大学生が講師として活動することにより、単位を取得できるというものだ。

文部科学省の「学校と地域の連携・協働に関する参考資料」（文部科学省，2016）によると、地域未来塾とは、地域の大学生や教員OBが小中学生に無料で学習支援サービスを提供するものであり、経済的な理由や家庭の事情で家庭での学習が困難だったり学習習慣が十分に身につけていない中学生等を支援することを目的の一つとしている。平成27年に文部科学省が国庫事業として地域未来塾事業を開始したが、その3年後の平成30年11月時点で557の市町村で実施され、かなり早いペースで普及が進んでいる。さらに東京都教育委員会が令和元年度に実施した「「地域未来塾」の成果に関する調査」の結果（東京都教育委員会，2022）から、地域未来塾が子供の学力向上や学習習慣の確立に寄与することが見てとれる。しかし一方で、既存の地域未来塾が抱える課題として、学習指導員等の人材を安定的に確保できていないことが同アンケートで示されている。我々はこの課題に着目し、政策提言を行うことにした。

まず学習指導員等に対する謝礼金の導入を検討したが、地域未来塾の運営主体である教育委員会にとってその財源を確保することが難しいと考え、断念した。そこで、金銭的な報酬以外で学習指導員等にインセンティブを与える方法として、単位認定制度の導入を着想した。まず、地域未来塾を行っている地域周辺の大学に対して、地域未来塾の科目を開講するよう教育委員会が打診する。「地域コミュニティを生かした教育制度を学べる基盤教養科目」という位置づけで、大学側が新たに科目を開講する。昭和31年文部省令第28号に基づき、1単位当たり45時間の学習を必要とする内容をもって構成されるよう授業を設計し、適切に履行できたものに単位を与える。大学生は、地域未来塾で実際に指導する前に授業内で研修を受け、安全教育を行ったり児童生徒との接し方や効果的な教え方を学んだりする。最終的には大学へレポートを提出し、単位認定される。地域未来塾を行っている小中高すべての児童生徒が対象となり、学習習慣の定着・基礎学力の向上を目的として、(1)予習・復習、補充学習、(2)英語学習、英検・数検等検定試験対策、定期考査前の集中プログラム、(3)大学生等による進路相談などを行う。小・中・高等学校の子供たちに指導を行う実践的な機会になるだけでなく、単位も取得することができるため、教育職員免許

の取得を目指す学生にとって大きなインセンティブを与えることができるだろう。(図表 18)

図表 18：「地域未来塾」の運営・実施に関するフロー図



(筆者作成)

次にこの政策が抱える課題や論点を提示し、それに対する我々の意見を述べる。議論すべき点は3点ある。

1点目は、大学側の理解を得ることは可能か、ということである。新たな科目を開講することで大学側に人材的もしくは経済的コストが発生しうるが、大学側に対する動機づけをいかに行うべきだろうか。我々の一案として、地域未来塾を開講することを条件に、大学への補助金を上乗せする方法がある。国立大学は「国立大学法人運営費交付金」を国か

ら受け取っているため、この要綱に地域教育の推進の枠を創設し、補助金の制度を導入することができるかもしれない。私立大学は「私立大学等経常費交付金」を国から間接的に受け取っているため、地域密着の児童・生徒への教育提供を認定するための補助金として支出条件に組み込んだりすることができれば、大学側は本事業に協力しやすくなるだろう。

2 点目は、新たに開講する授業をどう位置付けるかということである。我々は当初、教育職員免許の取得のための授業といった形を想定していた。しかし文部科学省が指定する科目のみが、教育職員免許の取得に必要な単位を得られる授業として開講が許されていることが分かり、断念した。そこで「地域コミュニティーを生かした教育制度」を学べる基盤教養教育科目と位置づけるのが最も容易かつ自然であるという結論に至った。また基盤教養教育科目であれば、教育学だけでなく社会学や政治学などの様々な専攻分野の学生から履修してもらえるとといったメリットもある。

3 点目は、昭和 31 年文部省令第 28 号により、大学では 1 単位当たり 45 時間の学修をしなければならないと定められているが、本授業では「地域未来塾での指導」という大学外での活動がメインになるため、履修者の活動のトラッキングが困難である点だ。しかしこれは地域未来塾内に勤怠管理システムを導入し、誰がいつ何時間程度活動したのか管理できるようにすることで解決することが可能だ。

その他にも残存論点はあるがいずれも軽微なものであり、大学側の理解が得られれば実現可能性は低くないと考えている。

このように「単位認定型地域未来塾」は、既存の地域未来塾の弱点である「安定的な人材確保」を、大学の単位認定制度を導入することで可能にし、教育への積極的な投資を受けられない子供のための学習の場を、安定的に供給する政策である。

最後に本稿の全体をまとめる。

本研究では、まず教育格差の現状および世帯の経済格差の現状について整理したうえで、世帯の経済力が学校外教育支出額に対して大きく影響を及ぼしていることを確認した。また高等教育への進学率の上昇を契機とした「教育投資の早期化」により、世帯の経済力に起因する教育機会の格差が拡大しつつあるということを問題意識に据えた。そのうえで、「教育機会の格差」と「家庭の経済格差」の関係性に着目し、教育機会の格差の実態について明らかにするための定量分析を実施した。

「教育機会」の指標として子どもの学習時間を、「家庭の経済格差」を反映する世帯の経済力の指標として教育支出を用い、鳶島（2012）に倣って分析を行った結果（分析 1）、仮説③「小学生時の通塾が高校生時の学習時間に与える影響」については有意に正であると認められた。つまり、いわゆる「学校外教育投資仮説」は仮説③の経路においてのみ、部分的に成立するという結論を得たことになる。そのほかの統制変数についてみれば、仮説①～③を通して「wave ダミー」は負に、「勉強好きダミー」および「教育支出」は正に、

「大学進学希望ダミー」親子両者とも正に、それぞれ有意であると認められた。「wave ダミー」については、先行研究にみられる「投資効果減退」を拾うだけでなく、インターネットの普及による勉強の効率化、もしくはオンラインコンテンツの普及による勉強の優先度の低下というインターネットの功罪両者について示唆を施した。

一方で「教育機会」の結果指標として子どもの成績を導入した分析の結果（追加の分析として末項に掲載している。）、仮説①「小学生時の通塾が中学生時の成績に与える影響」のうち、国語においてのみ有意に正であると認められた。これから得られる結論としては、「学校外教育投資仮説」は仮説①の経路においてのみ、部分的に成立するということになる。一方、分析 1 で観測された「wave ダミー」、「教育支出」、「大学進学希望ダミー」の有意性については維持されなかった。成績に関する変数は教育の成果を直接計測できるという点で評価しやすいというメリットをもつ一方、本分析データにおける成績の回答方式の都合上、主観性を排除することが難しいと判断したことから、本研究では主に分析 1 の結果を援用し、政策提言を試みた。成績による再評価については今後の研究課題であり、別の調査データにより詳細に検討を行いたい。

分析 1 の結果を踏まえ、大学生の単位認定制度を含めた「地域未来塾」の利活用および促進に向けての提言を行った。これにより、世帯の経済状況が芳しくなく通塾が困難な状況にある子どもに対して、通塾に代わり学校外の教育機会を提供することができる。一方で、実施主体や大学の単位認定制度などの残存論点が存在し、これらについては今後の検討課題とされる。本研究が日本の教育制度の充実および教育機会の格差解消の一助となることを期待し、本稿の締めとする。

付録・参考文献・データ出典

付録

本論文の本提出の時点では研究が進んでおらず掲載を断念した、追加の分析とその結果について付録にて掲載することとする。なお以降、本稿中の分析を「分析 1」、この分析を「分析 2」と表記する。

この分析では分析 1 と同じモデルを採用し、被説明変数を「国語の成績」および「数学の成績」に変更した分析を行う。「学習時間」および「成績」を変数に採用するにおけるその特徴について、それぞれ述べることにする。

荻谷（2000）では、学校外での学習時間をメリトクラシー社会における努力の指標ととらえ、その努力の総量が年々減少していること、減少幅は社会階層によって異なることを確認している。教育社会学の議論上、メリトクラシーすなわち業績主義における構成要素は一般に「努力」と「能力」とされており、社会的選抜では、個人の属性よりも能力と努力によるメリットが重視されることをもって業績原理が支配的であるとみなし、「メリトクラシー社会」が成立しているとしている。

本研究にあたり援用した鳶島（2012）においても、日本の高等学校・大学における入学者選抜ではペーパーテストによる学力評価が重要視されていることから、日本における学力の決定要因は、家庭背景よりもむしろ本人の努力に依存する部分が大いとしている。一方で「努力」についての教育社会学の議論を整理し、荻谷（2000）の分析および「努力」を「実はそれを行うことができる人々とできない人々がいる、すなわち『能力』の一部として考えるべきではないか」という本田（2005）の指摘を踏まえて、「能力」という表現を「相対的に長時間の学校外学習を行うことができる能力」という限定的な意味で用いるとした。つまり、長時間学習に取り組めるということは努力でもあり、同時に能力たりえるということであり、学習時間によってこれらを適切に把握することで「能力」の一部ともいえる「努力」の量、およびその達成に寄与する要因を把握することができるという特徴があるといえる。

一方、ペーパーテストによる評価が重視される日本の入学者選抜の特徴を踏まえれば、直接成績で評価することは全く異議がないように思われる。また、学習時間という「努力」を経ずとも学習効率の高さや才能などを通じてテストで高得点を獲得するという「能力」を獲得すれば、それらは成績に反映される。そのため「努力」による評価では能力獲得のために必ずしも学習時間の長さを必要としないという弱点が克服されていないと考えることもできる。

これらの論点を別の言葉で整理すれば、ペーパーテストで高得点を獲得した人々が評価されるという日本の一般的な入学者選抜の現状に照らし、「過程」に焦点をあてた場合より適当に評価できるものが「学習時間」、「結果」に焦点を当てた場合より適当なものが「成績」とであるとまとめることができるだろう。

しかしながら、本研究では分析データにおける論点が残る。本研究における分析データ（ベネッセ教育総合研究所のアンケート調査）において抽出可能な「成績」に関する変数は、定量的な評価ではなく、「成績がクラスの中でどれくらいの順位であるか」という質問項目のみであり、あくまで主観的な成績評価にすぎない。また、回答者のクラスの平均的な学力について把握できる質問項目がないことから、所属クラスによる成績の偏りも否定できない。こうした教育社会学の文脈および分析データの可用性を鑑み、本研究においては「学習時間」における評価を主たる結果として用い、一方で「成績」による評価を付随的な分析に据え、結果を示すこととする。

なお、使用変数およびデータの加工方法については、以下の図表の通りである（図表 18、図表 19）。分析データの抽出方法および主成分分析による指標の選択については分析 1 に同じであるため、説明を割愛する。

図表 18：分析 2 に際して抽出した変数一覧

使用変数	項目ID	小分類	選択肢の数	回答方法
Panel ID	1	半年度回答者ナンバー	－	NUM
子どもの性別	19	子どもの性別	2択	SA
父親の職種	32	あなた：現在の職種	10択	SA
母親の最終学歴	46	配偶者：最終学歴	8択	SA
父親の最終学歴	49	あなた：最終学歴	8択	SA
子どもの出生順位	79	調査対象のお子様の出生順位	－	NUM
携帯電話やスマートフォンを使う	85	生活時間：携帯電話やスマートフォンを使う	10択	SA
本を読む	88	生活時間：本を読む	10択	SA
国語の成績	148	成績：国語	6択	SA
数学の成績	149	成績：算数（数学）	6択	SA
学習塾に週何回行くか	99	生活時間：（学習塾）週に何回行くか	8択	SA
子ども1人の月平均教育費	143	教育費：お子様ひとりの金額の月平均	10択	SA
勉強が好きか	154	勉強がどれくらい好きか	4択	SA
将来の希望進学段階	198	将来の希望進学段階	8択	SA
趣味やスポーツを楽しむ	400	ふだんの生活：趣味やスポーツを楽しむ	4択	SA
近所の人と話をする	407	ふだんの生活：近所の人と話をする	4択	SA

（筆者作成）

図表 19：分析 2 に使用した変数の処理について

使用変数	変換有無	方法	変換後
回答フラグ	あり	当該Wave=1,それ以外=0	Waveダミー
子どもの性別	あり	男性と回答=1,それ以外=0	男子ダミー
父最終学歴	あり	4大卒・大学院卒=1,それ以外=0	父大卒ダミー
母最終学歴	あり		母大卒ダミー
父職種	あり	管理職・専門職=1,それ以外=0	管理職・専門職ダミー
		販売職・事務職=1,それ以外=0	販売職・事務職ダミー
		熟練・労務的職業と農林水産業=1,それ以外=0	マニュアル職ダミー
子どもの出生順位	あり	第1子=1,それ以外=0	第1子ダミー
		第2子=1,それ以外=0	第2子ダミー
		第3子以降=1,それ以外=0	第3子以降ダミー
携帯電話やスマートフォンを使う	なし		
本を読む	なし		
国語の成績	あり	未履修（回答番号6）を削除	国語の成績
数学の成績	あり		数学の成績
学習塾に週何回行くか	あり	1~7と回答=1,それ以外=0	通塾ダミー
子ども1人の月平均教育費	なし		
勉強が好きか	あり	好き・まあ好きと回答=1,それ以外=0	勉強好きダミー
将来の希望進学段階	あり	4大卒・大学院卒希望=1,それ以外=0	大卒希望ダミー
趣味やスポーツを楽しむ	なし		
近所の人と話をする	なし		

(筆者作成)

【分析①：「小学生時の通塾経験が中学生時の成績に影響を与えるか」】

この仮説検証に際し、図表 8 のうち a から d の 4 つのデータを抽出し 1 つのパネルデータを得た。また、使用変数について、「wave ダミー」・「通塾ダミー」・「勉強好きダミー」・「勉強をする」・「子ども 1 人の月平均教育費」・「本を読む」・「携帯電話やスマートフォンを使う」・「趣味やスポーツを楽しむ」・「近所の人と話をする」は各 wave ごとに抽出・作成した。「将来の希望進学段階」については子および親で回答が異なることから、それぞれについて各 wave の大卒進学ダミーを作成した。一方で「子どもの性別」・「最終学歴」・「父職種」に関するダミー各種・「子どもの出生順位」ダミーについては、各家庭の個別効果であると判断し、調査期間の wave のうち有効な回答である 1 期間を抽出し、作成した。なお、この抽出方法は分析②・分析③に同じである。

分析データの記述統計については、以下の表の通りである（図表 20）。

図表 20：分析①の記述統計量

変数	サンプル数	最小値	平均値	中央値	最大値
wave2ダミー	5,292	0	0.1015	0	1
wave3ダミー	5,292	0	0.1793	0	1
wave4ダミー	5,292	0	0.256	0	1
wave5ダミー	5,292	0	0.2319	0	1
wave6ダミー	5,292	0	0.154	0	1
wave7ダミー	5,292	0	0.07729	0	1
男子ダミー	5,292	0	0.4575	0	1
父大卒ダミー	5,292	0	0.5556	1	1
母大卒ダミー	5,292	0	0.3254	0	1
管理職・専門職ダミー	5,292	0	0.3424	0	1
販売職・事務職ダミー	5,292	0	0.356	0	1
マニュアル職ダミー	5,292	0	0.25	0	1
第1子ダミー	5,292	0	0.5193	1	1
第2子ダミー	5,292	0	0.3713	0	1
第3子以降ダミー	5,292	0	0.1054	0	1
小学6年通塾ダミー	5,292	0	0.4467	0	1
中学1年通塾ダミー	5,292	0	0.4371	0	1
中学2年通塾ダミー	5,292	0	0.4955	0	1
中学3年通塾ダミー	5,292	0	0.5539	1	1
国語の成績	5,292	1	3.538	4	5
数学の成績	5,292	1	3.598	4	5
勉強好きダミー	5,292	0	0.4639	0	1
月平均教育費	5,292	1	5.193	5	10
子：大学進学希望ダミー	5,292	0	0.5941	1	1
親：大学進学希望ダミー	5,292	0	0.7103	1	1
子：読書時間	5,292	1	2.876	3	10
子：携帯使用時間	5,292	1	4.471	5	10
親：近隣との会話習慣	5,292	1	2.493	2	4
親：趣味やスポーツの習慣	5,292	1	2.428	2	4

(筆者作成)

分析①における検証仮説は「小学 6 年時に通塾経験のある生徒ほど、中学校における成績はよい」である。本研究では順序ロジットモデルを用いて分析を行う。モデル式は以下の通りである。なお、このモデル式についても分析②・分析③に同じである。

$$\text{logit}(y_{it}) = \sum \alpha_i \times \text{cram}_{it} + \sum \beta_i \times \text{wave}_{it} + \sum \delta_i \times (\text{cram}_{it} \times \text{cont}_{it}) + \sum \gamma_{1i} \times A_i + \sum \gamma_{2i} \times B_{it}$$

被説明変数に順序尺度として各教科の成績 (y_{it}) を導入し、説明変数として小学 6 年次もしくは中学 3 年次の通塾ダミー、および調査 wave における通塾ダミー (cram_{it})、調査 wave ダミー (wave_{it})、また通塾ダミーとコントロール変数の交差項 ($\text{cram}_{it} \times \text{cont}_{it}$)、個体効果としての家庭に関する変数 (A_i)、その他コントロール変数 (B_{it}) を取り入れる。

推定結果は以下の通りである（図表 21）。

図表 21：分析①の推定結果

被説明変数	試験の成績	小学生→中学生			
		国語の成績		数学の成績	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
説明変数	小6通塾ダミー	3.049**	1.190	1.174	0.940
	男子ダミー	-0.566***	0.069	0.173**	0.069
	第1子ダミー	-0.377	0.434	0.104	0.440
	第2子ダミー	-0.358	0.153	0.167	0.441
	第3子以降ダミー	-0.676	0.442	0.010	0.448
	小6通塾 × 男子ダミー	-0.095	0.102	-0.166	0.101
	小6通塾 × 第1子ダミー	-3.072***	1.191	-1.177	0.942
	小6通塾 × 第2子ダミー	-3.120***	1.192	-1.005	0.943
	小6通塾 × 第3子以降ダミー	-2.781**	1.200	-0.814	0.952
	wave2 × 1年次通塾ダミー	-0.361**	0.172	0.062	0.174
	wave3 × 1年次通塾ダミー	0.051	0.156	0.120	0.158
	wave4 × 1年次通塾ダミー	0.096	0.133	0.355***	0.134
	wave5 × 1年次通塾ダミー	0.009	0.140	0.095	0.138
	wave3 × 2年次通塾ダミー	-0.407***	0.151	-0.261*	0.153
	wave4 × 2年次通塾ダミー	-0.294**	0.146	-0.217	0.145
	wave5 × 2年次通塾ダミー	-0.142	0.156	-0.095	0.155
	wave6 × 2年次通塾ダミー	-0.001	0.154	-0.064	0.156
	wave4 × 3年次通塾ダミー	-0.157	0.133	0.007	0.133
	wave5 × 3年次通塾ダミー	-0.021	0.130	0.074	0.129
	wave6 × 3年次通塾ダミー	-0.031	0.153	0.216	0.155
	wave7 × 3年次通塾ダミー	0.346*	0.195	-0.056	0.191
	wave2ダミー	0.078	0.160	0.116	0.161
	wave3ダミー	0.181	0.153	0.110	0.153
	wave4ダミー	0.187	0.150	-0.003	0.151
	wave5ダミー	0.152	0.147	0.018	0.147
	wave6ダミー	0.062	0.150	-0.012	0.151
	父親大卒ダミー	0.068	0.059	0.041	0.059
	母親大卒ダミー	0.235***	0.059	0.320***	0.059
	父職／専門職・管理職ダミー	0.221*	0.119	0.078	0.118
	父職／販売職・事務職ダミー	-0.030	0.119	-0.156	0.017
	父職／マニュアル職ダミー	-0.003	0.124	-0.092	0.122
	1か月平均教育支出	0.029**	0.012	0.078***	0.012
	子ども／大学希望ダミー	0.313***	0.057	0.295***	0.057
	親／子ども大学希望ダミー	0.514***	0.063	0.504***	0.062
	子ども／勉強好きダミー	1.032***	0.054	0.999***	0.053
	子の生活習慣：読書時間	0.034***	0.013	-0.029**	0.013
	子の生活習慣：携帯使用時間	-0.033***	0.010	-0.048***	0.010
	親の生活：近隣住民との会話	-0.044	0.034	-0.002	0.033
	親の生活：趣味／スポーツ	-0.095	0.102	0.029	0.028
観測数		5,292		5,292	
対数尤度		-7,322.369		-7,479.804	

Note：*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

カッコ内は標準誤差。"—"はモデル外の変数。

wave7ダミーは共線性のためモデルより排除された。

(筆者作成)

この推計結果から、国語については前教育段階における通塾経験が成績に対して正に有意に影響を与えることが示された。また男性ダミーについては国語では負に有意、数学では正に有意であることから、大まかな傾向として国語・数学の得意苦手には性別差が存在することが確認できた。以降は分析 1 と違う傾向が認められた変数に言及することとする。まず、wave ダミーについては国語・数学ともに有意な影響が認められなかった。学習時間においては全ての分析において負に有意であったことから、「年次効果」として学習時間の減少およびその減少幅の逓減について述べた。その背景として、趣味やスポーツなど、勉強以外の要素が充実し勉強に割く時間が少なくなった可能性、オンラインでの学習コンテンツの普及や AI 学習の進展により、効率的に学習ができるようになったため、学習時間を増やさずとも成績向上につながっている可能性を示唆したが、成績が向上しているという結論には至らなかった。

また母親の最終学歴ダミーは、国語・数学どちらにおいても正に有意であることがわかる。ここから、成績については母親の遺伝的要素が影響している可能性が示唆される。さらに読書時間については、国語においては正に有意、数学については負に有意であることが分かる。これについても男性ダミーと同じ傾向であることから、性別差を拾った結果担っている可能性があるものの、やはり読書習慣のある子どもほど国語の試験で求められる文章の読解や長文を読んで内容を整理するなどの訓練がなされ、成績向上に寄与しているのではないかと考えられる。

【分析②：「中学生時の通塾経験が高校生時の成績に影響を与えるか」】

分析②における検証仮説は「中学 3 年時に通塾経験のある生徒ほど、高校における成績はよい」である。この仮説検証に際し、図表 8 における e から h の 4 つのデータを抽出し 1 つの分析データを作成した。記述統計量については以下の表の通りである（図表 22）。なお分析①と異なる点として、高校生では文理の選択を行った結果、国語および数学を履修しない生徒がいるが、こうした学生のサンプルはあらかじめ排除している。

図表 22：分析②の記述統計量

変数	サンプル数	最小値	平均値	中央値	最大値
wave2ダミー	4,185	0	0.09271	0	1
wave3ダミー	4,185	0	0.1754	0	1
wave4ダミー	4,185	0	0.2564	0	1
wave5ダミー	4,185	0	0.2406	0	1
wave6ダミー	4,185	0	0.1579	0	1
wave7ダミー	4,185	0	0.07694	0	1
男子ダミー	4,185	0	0.4867	0	1
父大卒ダミー	4,185	0	0.5656	1	1
母大卒ダミー	4,185	0	0.2867	0	1
管理職・専門職ダミー	4,185	0	0.3591	0	1
販売職・事務職ダミー	4,185	0	0.3556	0	1
マニュアル職ダミー	4,185	0	0.2366	0	1
第1子ダミー	4,185	0	0.5498	1	1
第2子ダミー	4,185	0	0.3563	0	1
第3子以降ダミー	4,185	0	0.09391	0	1
中学3年通塾ダミー	4,185	0	0.605	1	1
高校1年通塾ダミー	4,185	0	0.08411	0	1
高校2年通塾ダミー	4,185	0	0.09892	0	1
高校3年通塾ダミー	4,185	0	0.1405	0	1
国語の成績	4,185	1	3.412	3	5
数学の成績	4,185	1	3.321	3	5
勉強好きダミー	4,185	0	0.4122	0	1
月平均教育費	4,185	1	4.17	4	10
子：大学進学希望ダミー	4,185	0	0.7018	1	1
親：大学進学希望ダミー	4,185	0	0.7195	1	1
子：読書時間	4,185	1	2.348	1	10
子：携帯使用時間	4,185	1	6.562	7	10
親：近隣との会話習慣	4,185	1	2.562	3	4
親：趣味やスポーツの習慣	4,185	1	2.349	2	4

(筆者作成)

推定結果は以下の通りである（図表 23）。

図表 23：分析②の推定結果

被説明変数	試験の成績	中学生→高校生			
		国語の成績		数学の成績	
		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
説明変数	中3通塾ダミー	-0.027	0.187	0.169	0.189
	男子ダミー	-0.427***	0.090	0.400***	0.089
	第1子ダミー	0.304**	0.149	0.114	0.152
	第2子ダミー	0.240	0.152	0.324**	0.155
	中3通塾 × 男子ダミー	-0.032	0.115	-0.075	0.114
	中3通塾 × 第1子ダミー	-0.572***	0.196	-0.394**	0.198
	中3通塾 × 第2子ダミー	-0.444**	0.203	-0.352*	0.204
	wave2 × 1年次通塾ダミー	-0.276	0.214	0.157	0.210
	wave3 × 1年次通塾ダミー	-0.187	0.218	0.153	0.214
	wave4 × 1年次通塾ダミー	-0.003	0.229	-0.040	0.224
	wave5 × 1年次通塾ダミー	-0.060	0.216	0.375*	0.214
	wave3 × 2年次通塾ダミー	-0.185	0.200	0.283	0.200
	wave4 × 2年次通塾ダミー	-0.105	0.197	-0.084	0.194
	wave5 × 2年次通塾ダミー	-0.096	0.207	-0.228	0.203
	wave6 × 2年次通塾ダミー	0.220	0.216	0.284	0.217
	wave4 × 3年次通塾ダミー	-0.092	0.178	0.096	0.177
	wave5 × 3年次通塾ダミー	-0.125	0.180	-0.100	0.180
	wave6 × 3年次通塾ダミー	0.080	0.194	0.060	0.191
	wave7 × 3年次通塾ダミー	-0.183	0.218	0.075	0.213
	wave2ダミー	-0.258	0.177	-0.184	0.170
	wave3ダミー	-0.155	0.157	-0.148	0.153
	wave4ダミー	-0.170	0.152	-0.129	0.148
	wave5ダミー	-0.152	0.153	-0.054	0.148
	wave6ダミー	-0.195	0.160	-0.160	0.155
	父親大卒ダミー	0.035	0.066	-0.012	0.066
	母親大卒ダミー	0.193***	0.068	0.005	0.068
	父職／専門職・管理職ダミー	-0.300**	0.137	0.158	0.135
	父職／販売職・事務職ダミー	-0.139	0.137	0.082	0.134
	父職／マニュアル職ダミー	-0.258*	0.142	0.037	0.140
	1か月平均教育支出	-0.015	0.015	-0.007	0.015
	子ども／大学希望ダミー	-0.191**	0.081	-0.100	0.079
	親／子ども大学希望ダミー	0.365***	0.083	0.092	0.082
	子ども／勉強好きダミー	0.756***	0.060	0.853***	0.060
	子の生活習慣：読書時間	0.114***	0.016	-0.059***	0.015
	子の生活習慣：携帯使用時間	0.034**	0.016	-0.022	0.016
	親の生活：近隣住民との会話	-0.074**	0.037	-0.011	0.037
	親の生活：趣味／スポーツ	-0.039	0.031	0.041	0.031
観測数		4,185		4,185	
対数尤度		-6,095.945		-6,419.046	

Note：*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01

"-"はモデル外の変数。

wave7ダミーは共線性のためモデルより排除された。

(筆者作成)

この推定結果から「中学 3 年時の通塾経験が高校生時の成績を高める」という仮説は成立しないという結論を得た。分析①「小学 6 年時の通塾経験が中学生時の成績を高める」と比較したとき、最も注意すべきは通塾割合であろう。基本統計量から中学 3 年時の通塾割合は約 60%と高くなっており、これは高校進学に際して通塾を決める家庭が多いことの証左であると考えられる。高校に進学した段階で通塾経験のある生徒が多いことで、通塾効果が薄まっている可能性がある。

分析①の推計結果と比較して、「子どもの生活習慣」や「親の進学希望」、「勉強好きダミー」、「男子ダミー」、「wave ダミー」は概ね同様の傾向が認められるといえよう。一方で「母親の最終学歴ダミー」について数学では有意な影響が認められなかった。これは高校数学の難易度・特質に起因したものであると考えられ、遺伝的要素によって克服できるものではなくなった可能性がある。すなわち、遺伝よりも本人の努力（勉強量）が問われる部分が増えたということである。

さらに「子どもの進学希望」は予想に反して国語の成績に対してのみ負の推計値をとった。大学進学に向けての「受験ありきの学習」が、学習のインセンティブとしてマイナスに作用している可能性がある。「1 か月平均教育支出」については両教科において有意な影響が認められなかった。これからも、高校教育では遺伝や経済力といった子どもにとって「生得的」な要素よりも、本人の努力による部分が多少なりとも求められているといえることができるだろう。

しかしながら、本分析においては高校生の文理選択の結果が反映されておらず、特に国語・数学を苦手としてそれらを受験科目として選択しない生徒（私立大学専願の生徒など）のサンプルを含めた推計については、今後の検討課題である。

【分析③：「小学生時の通塾経験が高校生時の成績に影響を与えるか」】

分析③における検証仮説は「中学 6 年時に通塾経験のある生徒ほど、高校における成績はよい」である。この検証仮説に際し、図表 8 のうち i を抽出し分析データを作成した。記述統計量については以下の表の通りである（図表 24）。

図表 24：分析③の記述統計量

変数	サンプル数	最小値	平均値	中央値	最大値
wave5ダミー	879	0	0.3333	0	1
wave6ダミー	879	0	0.3333	0	1
wave7ダミー	879	0	0.3333	0	1
男子ダミー	879	0	0.4812	0	1
父大卒ダミー	879	0	0.5666	1	1
母大卒ダミー	879	0	0.2799	0	1
管理職・専門職ダミー	879	0	0.3413	0	1
販売職・事務職ダミー	879	0	0.3481	0	1
マニュアル職ダミー	879	0	0.2526	0	1
第1子ダミー	879	0	0.5495	1	1
第2子ダミー	879	0	0.3345	0	1
第3子以降ダミー	879	0	0.116	0	1
小学6年通塾ダミー	879	0	0.4266	0	1
中学1年通塾ダミー	879	0	0.3788	0	1
中学2年通塾ダミー	879	0	0.4983	0	1
中学3年通塾ダミー	879	0	0.6075	1	1
高校1年通塾ダミー	879	0	0.08419	0	1
高校2年通塾ダミー	879	0	0.09215	0	1
高校3年通塾ダミー	879	0	0.1468	0	1
国語の成績	879	1	3.46	3	5
数学の成績	879	1	3.414	4	5
勉強好きダミー	879	0	0.446	0	1
月平均教育費	879	1	4.216	4	10
子：大学進学希望ダミー	879	0	0.7156	1	1
親：大学進学希望ダミー	879	0	0.7372	1	1
子：読書時間	879	1	2.358	1	10
子：携帯使用時間	879	1	6.926	7	10
親：近隣との会話習慣	879	1	2.597	3	4
親：趣味やスポーツの習慣	879	1	2.255	2	4

(筆者作成)

推計結果は、以下の表の通りである（図表 25）。なお、この分析③においては小学生時の通塾経験と高校生時の学習時間を比較するにあたり「中学生時の通塾効果」を拾うことを懸念したことから、中学時の通塾有無も含めた分析モデルを挿入し、比較検討に用いた。

図表 25：分析③の推計結果

被説明変数	試験の成績	小学生→高校生							
		国語の成績				数学の成績			
		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
説明変数	小6通塾ダミー	0.557	0.386	0.269	0.375	0.011	0.393	0.043	0.381
	中1通塾ダミー	-0.366**	0.180	—	—	0.140	0.183	—	—
	中2通塾ダミー	0.139	0.198	—	—	0.003	0.196	—	—
	中3通塾ダミー	-0.545***	0.172	—	—	-0.301*	0.169	—	—
	男子ダミー	-0.311*	0.170	-0.365**	0.168	0.139	0.168	0.122	0.167
	第1子ダミー	1.054***	0.276	0.928***	0.271	0.398	0.269	0.362	0.269
	第2子ダミー	1.094***	0.285	0.990***	0.279	0.890***	0.277	0.887***	0.276
	小6通塾 × 男子ダミー	-0.101	0.222	0.073	0.219	0.584**	0.256	0.581**	0.254
	小6通塾 × 第1子ダミー	-0.943**	0.377	-0.822**	0.374	-0.467	0.413	-0.476	0.413
	小6通塾 × 第2子ダミー	-1.069***	0.397	-0.869**	0.394	-0.072	0.436	0.105	0.434
	wave5 × 1年次通塾ダミー	0.230	0.283	0.037	0.279	0.645**	0.282	0.571**	0.279
	wave6 × 2年次通塾ダミー	0.666**	0.277	0.490*	0.274	0.556*	0.285	0.473*	0.282
	wave7 × 3年次通塾ダミー	0.104	0.285	-0.059	0.282	0.480*	0.287	0.403	0.285
	wave5ダミー	-0.215	0.195	-0.226	0.194	0.034	0.190	0.021	0.190
	wave6ダミー	-0.278	0.193	-0.296	0.192	-0.044	0.188	-0.048	0.187
	父親大卒ダミー	-0.037	0.144	-0.043	0.142	-0.215	0.143	-0.242*	0.141
	母親大卒ダミー	0.245	0.153	0.326**	0.150	0.039	0.153	0.059	0.152
	父職／専門職・管理職ダミー	-0.725**	0.285	-0.676**	0.282	0.349	0.282	0.352	0.281
	父職／販売職・事務職ダミー	-0.747***	0.282	-0.764***	0.279	0.193	0.278	0.173	0.278
	父職／マニュアル職ダミー	-0.365	0.293	-0.421	0.290	0.028	0.289	0.007	0.288
	1か月平均教育支出	-0.055*	0.033	-0.056*	0.033	-0.076**	0.033	-0.075**	0.033
	子ども／大学希望ダミー	-0.069***	0.194	-0.657***	0.193	-0.380**	0.190	-0.375**	0.190
	親／子ども大学希望ダミー	1.019***	0.200	0.992***	0.199	0.299	0.196	0.288	0.197
	子ども／勉強好きダミー	0.949***	0.135	1.038***	0.133	0.941***	0.134	0.977***	0.131
	子の生活習慣：読書時間	0.181***	0.034	0.172***	0.034	-0.089***	0.033	-0.087***	0.033
	子の生活習慣：携帯使用時間	-0.034	0.038	-0.030	0.038	-0.031	0.038	-0.036	0.038
	親の生活：近隣住民との会話	-0.226***	0.085	-0.193**	0.084	-0.115	0.083	-0.122	0.082
	親の生活：趣味／スポーツ	-0.041	0.069	-0.062	0.068	0.114*	0.068	0.122*	0.067
観測数		879		879		879		879	
対数尤度		-1,205.413		-1,216.153		-1,273.966		-1,276.045	

Note：*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01

“—”はモデル外の変数。

第3子以降ダミー・小6通塾ダミー×第3子以降ダミー・wave7ダミーは共線性のためモデルより排除された。

(筆者作成)

この推定結果から「小学 6 年時の通塾経験が高校生時の成績を高める」という仮説は成立しないという結論を得た。その原因としては、やはり分析①・分析②と比較して時間差が大きいということが挙げられよう。実際に中学の通塾経験を統制した国語の成績の分析モデルにおいては、中学 1 年時および 3 年時の通塾ダミーが学習時間に負に有意な影響を及ぼしていることから、時間差のない通塾ほど有意に影響を与えやすいということができるだろう。（なお、中学 3 年時の通塾と高校生時の成績のみに着目した分析②では有意な影響が認められなかったということに留意されたい。）

単独での「通塾経験ダミー」以外の有意な影響が認められた変数について一部を取り出し整理する。国語の成績については「男子ダミー」が負に、「第 1 子ダミー」および「第 2 子ダミー」が正に、「小 6 通塾×第 1 子ダミー」および「小 6 通塾×第 2 子ダミー」が負に、「1 か月平均教育支出」が負に、「子どもの大学希望ダミー」が負に、「親の大学希望ダミー」が正に、「勉強好きダミー」が正に、「読書時間」が正にそれぞれ有意となった。数学の成績については「第 2 子ダミー」が正に、「男子ダミー×第 1 子ダミー」が正に、「1 か月平均教育支出」が負に、「子どもの大学希望ダミー」が負に、「勉強好きダミー」が正に、「読書時間」が負にそれぞれ有意となった。これらは分析 2 の①または②と概ね同様の結果となっている。

分析 2 の結果を整理すると、「前教育段階、すなわち早期教育段階における通塾経験が高次の教育段階における成績に影響を与えるかの検討」については、小学校から中学校の国語においてのみ有意に影響を与え、そのほかの科目・教育段階においては有意に影響を与えないという結論を得たことになる。言いかえると「学校外教育投資仮説」は仮説①「小学生時→中学生時」の国語においてのみ成立するということになる。また、仮説①～③を通して、「1 か月平均教育支出」は有意に正の影響を与えることはなく、むしろ仮説②・仮説③においては負に有意であるという結果をもたらした。このことから、教育支出の額自体は成績に直結しないことが明らかとなった。また、分析 1 においてはすべての wave ダミーが負に有意であるという結果を得たものの、すべての wave ダミーが有意な影響を与えないという結論を得た。このことから、学習時間については減少しつつあるという長期のトレンドを認めたのに対し、成績については向上・低下の傾向が認められなかったということがいえる。しかしこの点については、成績に関する質問項目が「クラスでどの位置にいるか」ということを回答させる相対順位を問うたものであり、絶対的な数値でないことは留意すべきである。

いずれにしても、「学校外教育投資仮説」は部分的にのみしか成立しないこと、「教育支出」の額は成績に影響を与えないことが示唆として得られ、これらは分析 1 とは異なった結果であるため注目に値するといえるだろう。

参考文献

【著書】

- ・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
- ・荻谷剛彦（1995）,『大衆教育社会のゆくえ—学歴主義と平等神話の戦後史』,中央公論新社
- ・荻谷剛彦（2001）,『階層化日本と教育危機—不平等再生産から意欲格差社会（インセンティブ・ディバイド）へ』,有信堂高文社
- ・志水宏吉（2021）,『ペアレントクラシー「親格差社会の衝撃」』,朝日新聞出版
- ・中室牧子（2016）,『学力の経済学』,ディスカヴァー・トゥエンティワン
- ・松岡亮二（2019）,『教育格差—階層・地域・学歴』,『第1章 終わらない教育格差』, pp.29-82, ちくま新書
- ・本田由紀（2005）,『多元化する「能力」と日本社会—ハイパー・メリトクラシー化のなかで』, NTT 出版

【論文】

- ・Blau, David M. (1999), "The Effect of Income on Child Development," The Review of Economics and Statistics, Vol. 81, No. 2, pp. 261-276.
- ・Ku, Inhoe and Robert Plotnick (2003), "Do Children from Welfare Families Obtain Less Education?" Demography, Vol. 40, No. 1, pp. 151-170.

- ・ Solon, Gary (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States," The American Economic Review, Vol. 82, No. 3, pp. 393-408.
- ・ Zimmerman, David J. (1992), "Regression toward Mediocrity in Economic Stature," The American Economic Review, Vol. 82, No. 3, pp. 409-429
- ・ 上山浩次郎 (2012a), 「高等教育進学率における地域間格差の再検証」, 現代社会学研究 第 25 巻, 21-36, https://www.jstage.jst.go.jp/article/hokkaidoshakai/25/0/25_21/pdf/char/ja
- ・ 上山浩次郎 (2012b), 「『大学立地政策』の『終焉』の影響に関する政策評価的研究—『高等教育計画』での特定地域における新增設の制限に注目して—」, 教育社会学研究 第 91 集, 95-116, https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds/91/0/91_95/pdf
- ・ 苅谷剛彦 (2000), 「学習時間の研究—努力の不平等とメリトクラシー—」, 教育社会学研究 第 66 集, 213-230, https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds1951/66/0/66_0_213/pdf/char/ja
- ・ 北川翼, 諸岡了介 (2016), 「地方における浪人生：補習科と地域間格差」, 島根大学教育学部紀要 第 50 巻, 141-152, <https://ir.lib.shimane-u.ac.jp/ja/38426>
- ・ 北村友宏, 竹之下弘久 (2024), 「なぜ学校外教育に投資するのか：数理モデルによる投資メカニズムの解明」, 数理社会学会『理論と方法』, 39 巻 1 号, https://www.jstage.jst.go.jp/article/ojjams/39/1/39_79/pdf-char/ja
- ・ 倉満智 (2008), 「日本社会における格差の広がりとその対策」, 香川大学 経済政策研究 第 4 号, 23-47, <http://fourier.ec.kagawa-u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no4/Kuramitsu.pdf>
- ・ 子どもたちの豊かな育ちと学びを支援する教育関係団体連絡会ホームページ (n.d.), 「子ども応援便り Web 版 特集：日本の教育予算とその使い方」, <https://kodomo-ouen.com/questionnaire/22.html>, (最終閲覧日：2024/8/28)
- ・ 小中山彰, 松井宇史 (2008), 「学校外教育投資の学力に及ぼす影響に関する一考察」, 東海大学紀要. 政治経済学部, 40 号, 131-158, <https://opac.t.time.u-tokai.ac.jp/iwjs0018opc/TC10002288>
- ・ 小原美紀, 大竹文雄 (2009), 「子どもの教育成果の決定要因」, 日本労働研究雑誌, 2009 年(7 月)(588), 67-84
- ・ 小林雅之 (2003), 「第 6 章 高等教育機会と高等教育政策—国立大学低授業料政策の意味—」, 国立学校財務センター研究報告 第 8 号, 86-139, <https://www.niad.ac.jp/media/001/201802/nc008010.pdf>
- ・ 佐々木洋成 (2006), 「教育機会の地域間格差—高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」, 教育社会学研究 第 78 集, 303-320, https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds1951/78/0/78_0_303/pdf
- ・ 住岡英毅 (2007), 「教育の地域格差に挑む」, 教育社会学研究 第 80 集, 127-141, https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds/80/0/80_127/pdf
- ・ 鳶島修治 (2012), 「高校生の学習時間に対する早期学校外教育投資の影響」, 年報社会学論集 25 号, 144-155,

https://www.jstage.jst.go.jp/article/kantoh/2012/25/2012_144/pdf/char/en

・中澤渉（2013）,「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性－傾向スコア・マッチングの応用－」,教育社会学研究 第92集, 151-174,

https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds/92/0/92_151/pdf/char/ja

・中島文陽（2018）,「子どもの貧困がもたらす社会的影響と教育格差・経済格差」,香川大学 経済政策研究 第14号, 29-47, [https://www.ec.kagawa-](https://www.ec.kagawa-u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no14/nakashima.pdf)

[u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no14/nakashima.pdf](https://www.ec.kagawa-u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no14/nakashima.pdf)

・西洋香（2016）,「広がる教育格差とその改善に向けて」,香川大学 経済政策研究 第12号, <https://www.ec.kagawa-u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no12/nishi.pdf>

・平沢和司,片瀬一男（2008）,「少子化と教育投資・教育達成」,教育社会学研究 第82集, 43-59, https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds/82/0/82_43/pdf

・前川史彦（2011）,「日本における教育格差 ～プルトップ型教育がもたらしたもの～」,香川大学 経済政策研究 第7号, [https://www.ec.kagawa-](https://www.ec.kagawa-u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no7/Maegawa.pdf)

[u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no7/Maegawa.pdf](https://www.ec.kagawa-u.ac.jp/~tetsuta/jeps/no7/Maegawa.pdf)

・水落正明（2009）,「打ち切り・分断データの分析」,数理社会学会『理論と方法』, 24巻1号, 129-138, https://www.jstage.jst.go.jp/article/ojams/24/1/24_1_129/pdf

・盛山和夫（1981）,「学校外教育投資の効果に関する一考察」,北海道大学文学部紀要, 30(1), 171-221, https://eprints.lib.hokudai.ac.jp/dspace/bitstream/2115/33455/1/30-49_PL171-221.pdf

・盛山和夫,野口裕二（1984）,「高校進学における学校外教育投資の効果」,教育社会学研究 第39集, 113-126, https://www.jstage.jst.go.jp/article/eds1951/39/0/39_0_113/pdf

【政府機関等の報告書】

・大阪府（2023）『令和6年度以降の私立高校等授業料無償化制度の改正（案）について』

https://www.pref.osaka.lg.jp/0180160/shigaku/shigakumushouka/mushoka_r6.html

・財務省（2024）『令和6年度予算のポイント』

https://www.mof.go.jp/policy/budget/budger_workflow/budget/fy2024/seifuan2024/45.pdf

・東京都教育委員会（2022）『地域学校協働活動推進バンドブック ～令和3年度東京都地域学校協働活動推進事業（地域未来塾含む）報告書～』

https://www.syougai.metro.tokyo.lg.jp/sesaku/shien/data/03report_book.pdf#page=54

・文部科学省（2016）『学校と地域の連携・協働に関する参考資料』

https://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2016/02/23/1366831_4.pdf

・文部科学省（2006）『義務教育の予算のつくり（1）～現行制度の基本～』

https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/shougai/010/shiryo/07061323/002.pdf

- ・文部科学省（2021）『「令和の日本型学校教育」の構築を目指して ～全ての子供たちの可能性を引き出す、個別最適な学びと、協働的な学びの実現～（答申）』
https://www.mext.go.jp/content/20210126-mxt_syoto02-000012321_2-4.pdf
- ・文部科学省（2016）『年齢層別の教育費等の主な負担軽減策』
https://www.mext.go.jp/a_menu/kyoikuhi/detail/_icsFiles/afieldfile/2016/12/07/13108811.pdf
- ・文部科学省（2022）『令和3年度子供の学習費調査の結果について』
https://www.mext.go.jp/content/20221220-mxt_chousa01-000026656_1a.pdf

【WEB】

- ・SSJDA ホームページ「子どもの生活と学びに関する親子調査 Wave1～7, 2015-2021」
（最終閲覧日：2024/8/30） <https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=1571>
- ・総務省統計局ホームページ「家計調査 用語の解説」（最終閲覧日：2024/9/1）
<https://www.stat.go.jp/data/kakei/kaisetsu.html#p5>
- ・プラン・インターナショナル（n.d.）「世界で起きる経済格差の問題点とは？格差が日々の影響にもたらす影響」（最終閲覧日：2024/9/1） https://www.plan-international.jp/social_issues/meaning-economic-inequality
- ・ベネッセ「VIEWnext ONLINE」ホームページ（n.d.）「コロナ禍とデジタル化での子どもの学習意欲と学習方法」（最終閲覧日：2024/11/4）VIEWnext 教育委員会版 2023 Vol.1, https://view-next.benesse.jp/view_section/bkn-board/article14877/
- ・文部科学省ホームページ「国庫負担金制度」（最終閲覧日：2024/8/25）
https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/kyuyo/1394395.htm
- ・文部科学省ホームページ「令和4年度 文部科学白書」（最終閲覧日：2024/8/24）
https://www.mext.go.jp/b_menu/hakusho/html/hpab202001/1420041_00015.htm

データ出典

- ・OECD（2023）「Education at a Glance 2023 カントリー・ノート 日本」
<https://www.oecd-ilibrary.org/deliver/351fae78-ja.pdf?itemId=%2Fcontent%2Fcomponent%2F351fae78-ja&mimeType=pdf>
- ・厚生労働省（2020）「令和2年版 厚生労働白書—令和時代の社会保障と働き方を考える」『図表 1-8-9 所得再分配によるジニ係数の改善の推移』（最終閲覧日：2024/9/1）
<https://www.mhlw.go.jp/stf/wp/hakusyo/kousei/19/backdata/01-01-08-09.html>
- ・厚生労働省（2023）「令和3年 所得再分配調査報告書」, <https://www.mhlw.go.jp/content/12605000/R03hou.pdf>
- ・世界銀行データバンク, 「Government expenditure on education, total (% of

government expenditure) - Japan」 (最終閲覧日: 2024/9/1)

<https://data.worldbank.org/indicator/SE.XPD.TOTL.GB.ZS>

・総務省統計局 (n.d.), 「2023 年度家計調査 家計収支編 詳細結果表」 (最終閲覧日: 2024/9/1)

[https://www.e-stat.go.jp/stat-](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200561&tstat=000000330001&cycle=7&year=20230&tclass1=000000330001&tclass2=000000330019&tclass3=000000330020&tclass4)

[search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200561&tstat=000000330001&cycle=7&year=20230&tclass1=000000330001&tclass2=000000330019&tclass3=000000330020&tclass4](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200561&tstat=000000330001&cycle=7&year=20230&tclass1=000000330001&tclass2=000000330019&tclass3=000000330020&tclass4)
[val=0](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200561&tstat=000000330001&cycle=7&year=20230&tclass1=000000330001&tclass2=000000330019&tclass3=000000330020&tclass4)

・ベネッセ教育総合研究所 (2017) 「第 3 回 学校外教育活動に関する調査 2017」

(最終閲覧日: 2024/8/20)

https://benesse.jp/berd/up_images/research/2017_Gakko_gai_tyosa_web.pdf

・ベネッセ教育総合研究所 (2023) 「子どもの生活や学びに関する親子調査 Wave1~7, 2015-2021」 データ提供日: 2024/8/26

・文部科学省 (2022) 「令和 3 年度子供の学習費調査の結果を公表します」 (最終閲覧

日: 2024/8/16) [https://www.mext.go.jp/content/20221220-mxt_chousa01-](https://www.mext.go.jp/content/20221220-mxt_chousa01-000026656_1a.pdf)
[000026656_1a.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20221220-mxt_chousa01-000026656_1a.pdf)

・文部科学省 (2023) 「令和 4 年度地方教育費調査の確定値について公表します」 (最終
閲覧日: 2024/9/1) [https://www.mext.go.jp/content/20231222-mxt_chousa01-](https://www.mext.go.jp/content/20231222-mxt_chousa01-000033013_1.pdf)
[000033013_1.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20231222-mxt_chousa01-000033013_1.pdf)

・文部科学省 (2024) 「令和 5 年度地方教育費調査 (令和 4 会計年度) 中間報告」 (最終
閲覧日: 2024/9/1) [https://www.e-stat.go.jp/stat-](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?tclass=000001218185&cycle=0)
[search/files?tclass=000001218185&cycle=0](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?tclass=000001218185&cycle=0)

・文部科学省ホームページ「令和 3 年度 子供の教育費調査」 (最終閲覧日: 2024/8/16)

https://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa03/gakushuuhi/1268091.htm