



RIETI Discussion Paper Series 26-J-020

認知能力、非認知能力、世帯構造の特徴と長期欠席との関係性

浅川 慎介
佐賀大学

阿部 眞子
日本経済研究センター

大竹 文雄
経済産業研究所

佐野 晋平
神戸大学

名方 佳寿子
摂南大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

認知能力、非認知能力、世帯構造の特徴と長期欠席との関係性[†]

浅川慎介(佐賀大学)阿部眞子(日本経済研究センター)大竹文雄(大阪大学/経済産業研究所)

佐野晋平(神戸大学) 名方佳寿子(摂南大学)

要 旨

本研究は、2019年から2023年にかけての兵庫県尼崎市の行政データを用い、小中学生における長期欠席に関連する要因を特定した。最小二乗法(OLS)を用いた回帰分析の結果、ひとり親世帯や生活保護受給世帯の児童生徒、および算数/数学のスコアが低い児童生徒において、欠席リスクが高いことが示された。非認知能力に関しては、外向性、協調性、勤勉性、感情的安定性が低く、開放性が高い児童生徒ほど、欠席リスクが高まる傾向が確認された。特筆すべき点として、これらの属性をコントロールした後でも、2023年の長期欠席確率は2019年と比較して大幅に高い水準にあることが明らかになった。

Blinder-Oaxaca 分解による分析の結果、コロナ禍における長期欠席の増加は、児童生徒自身の属性の変化によるものではなく、学力、非認知能力、家庭環境といった既存の要因が欠席に与える影響力が増幅したこと(係数効果)に起因していることが示唆された。小学生については、学級規模が欠席に与える影響の増大も要因の一つであった。しかし、依然としてこれらの変数では説明しきれない定数項の影響が大きく、観測できていない構造的・環境的な変化が重要な役割を果たしていることが推察される。

キーワード：長期欠席、認知能力、非認知能力、行政データ

JEL classification: I20, I24, I31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

[†] 本稿は、独立行政法人経済産業研究所(RIETI)におけるプロジェクト「機能するEBPMの実現に向けた総合的研究」の成果の一部であり、本稿の原案は、経済産業研究所(RIETI)のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものとなります。検討会参加者からの有益なコメントに感謝いたします。本稿は尼崎市「学びと育ち研究所」のプロジェクトの一部であり、本研究の遂行にあたり研究所の皆様には多大なご助言、ご協力を頂きました。ここに感謝の意を表します。また山村英司氏(西南学院大学)、乾友彦氏(学習院大学)、入谷純氏(神戸大学)、および第18回行動経済学会参加者、日本経済学会2025年度春季大会参加者の皆様からも有益なコメントをいただいたことに、厚く御礼申し上げます。本研究はJSPS科研費JP25H00388,JP23K25529、佐賀大学の助成を受けたものです。

1. はじめに

児童生徒の長期欠席は、人的資本の形成を阻害する重大な課題として、世界各国で注視されている。先行研究によれば、長期欠席は児童生徒の学業成績や最終学歴の低下を招くだけでなく、将来の労働市場における賃金や雇用といった成果を悪化させることが示されている(Chang and Romero 2008; Gottfried 2010, 2011, 2014; Goodman 2014; Aucejo and Romano 2016; Cattan et al. 2023; Liu et al. 2021; Blanden et al. 2023)。このように長期欠席の負の影響が広く認識されている一方で、いかなる属性を持つ児童生徒が長期欠席に陥りやすいのかという「要因」については、経済学の文脈ではいまだ十分に解明されていない。とりわけ、長期欠席者数がコロナ禍以前の水準を大きく上回るなか、この問いの解明は急務となっている。

限定的ながらも、経済学の分野においても長期欠席の要因を検証する実証研究は存在する。例えば、クラスサイズや学級内における相対的な社会経済的地位、家計所得の変動、さらには社会への信頼性といった要因が長期欠席と関連することが明らかになった(Nakamuro 2017; Tanaka and Morozumi 2021; Inoue and Tanaka 2024; Gennetian et al. 2018; Yamamura 2011)。また、教育学、心理学、社会学、公衆衛生学等の分野でも、家庭が社会経済的に不利な場合、児童生徒が学校に対して否定的な態度を持つ場合、保護者と学校との関わりが希薄な場合、長期欠席のリスクが上がることを示唆されている(Sosu et al. 2021; Gubbels et al. 2019)。¹ これらの知見を総合すると、長期欠席は家庭環境や学校要因、特に社会経済的地位と密接に関連しており、複数の要因が重なって引き起こされる現象であると考えられる。

しかしながら、依然として解明すべき重要な課題が存在する。第一に、教育生産関数において中核的な役割を果たす児童生徒の属性、つまり児童生徒の認知的・非認知的スキル、勉強時間などの生活習慣、身体的特徴、世帯構造を考慮した研究は極めて限定的である(Rumberger 1995; Balkis et al 2016; Soma et al 2025)。特に、認知および非認知能力は、将来の労働市場における成果と密接に関連することが実証されており(Deming 2017; Lee and Ohtake 2018; Edin et al. 2022)、これらが欠席行動に与える影響を無視することはできない。第二に、長期欠席に至る背景は多岐にわたるにもかかわらず、欠席理由別に児童生徒の属性や特徴を検証した知見は乏しい。² もし欠席理由によって児童生徒の特徴が異なるのであ

¹ Gubbels et al. (2019) は長期欠席の結果である中途退学のリスクが、IQ が低いこと、学習上の困難を抱えていること、学業成績が低いことと関連することを示した。

² PISA 2022 によると、3 か月以上連続して学校を欠席したと報告した児童生徒の中で、最も多く挙げられた理由は「病気だった」(70.5%)であった。次に多かった理由は「学校で安全だと感じなかった」と「退屈だった」(いずれも 18.5%)であった。これらに次ぐ理由は「自然災害のため学校が閉鎖された」(17.6%)と「家族の世話をしなければならなかった」(16.5%)であった(OECD 2023)。

れば、必要とされる介入策も異なるはずである。第三に、コロナ禍後長期欠席者数が急増している現状において、児童生徒の属性と欠席との間の相関関係がパンデミック前後でどのように変容したかについては、いまだ十分な検討がなされていない。米国や英国をはじめとする先進諸国では、パンデミック後に欠席率が倍増したことが報告されており、日本を含む各国において、欠席の理由の構造的変化を捉えることは重要である。³

本分析では、日本の地方自治体である尼崎市の 2018-2023 年の行政マイクロデータを用い、上記にあげた 3 つの重要な課題について分析することを目的とする。第一に、どのような属性（認知能力・非認知能力および世帯構造）をもつ児童生徒が長期欠席になる傾向が高いのか分析する。具体的には、被説明変数に長期欠席したかどうかというダミー変数、説明変数に前年度の国語・算数/数学の学力テストの点数、前年度の非認知能力の評価、性別、生活保護や就学援助の有無などの世帯属性、家庭環境（ひとり親かどうか）、生活習慣、身体的特徴を用いて Ordinary Least Square (OLS) で分析する。また Chetty et al (2011)においてクラスの環境の影響の重要性が示されているため、児童生徒のクラスの人数を示すクラスサイズやクラスの環境の変数も説明変数として加えた。第二に、長期欠席の理由を 3 つの理由「自己欠不登校」「自己欠家事都合」「病欠」に分け、それぞれの理由ごとに関係する児童生徒の属性や家族構成、家庭事情について分析する。第三に、児童生徒の属性や家庭の特徴と長期欠席との相関関係が、コロナ禍前後でどのように変容したか分析する。具体的には、Blinder-Oaxaca 分解 (Blinder 1973; Oaxaca 1973) を用い、コロナ禍後の欠席者の増加が、児童生徒の属性や家庭の特徴の変化によるものか、あるいはそれらの属性が欠席行動に及ぼす影響の変化によるものかを明らかにする。

日本を長期欠席の分析対象とするには、二つの意義がある。第一に、日本は歴史的に欠席率が低位で推移してきたにもかかわらず、コロナ禍以降、欠席者数が急増している点である。欧米諸国を中心とした近年の欠席研究では、年間授業日数の 10%以上（約 18 日以上）を欠席する状態を「慢性的欠席 (Chronic Absenteeism)」と定義し、その負の影響を検証している (Chang and Romero 2008; Gottfried 2014)。これに対し、本稿が対象とする日本の教育制度における「長期欠席」は年間 30 日以上を欠席と定義されており、国際的な基準と比較してより深刻度の高い欠席状態に焦点を当てた分析であると言える。こうした厳格な定義を採用しているにもかかわらず、日本における年間 30 日以上を欠席者の割合は、2018 年度の 2.47% から 2024 年度には 5.52%へと倍増し、過去最高水準を更新し続けている。米国の 10%基準

³ 例えば、アメリカでは、授業日数の 10%以上を欠席した児童生徒の割合が、パンデミック前の約 15%から、パンデミック後には約 30%に上昇し、イギリスでは約 10%から約 20%に増加した(U.S. Department of Education 2025; Malkus 2025; Department for Education England 2025)。オーストラリア、カナダ、オランダにおいても、パンデミック後の同様の児童生徒の欠席増加と出席率の低下が報告されている(Australian Curriculum, Assessment and Reporting Authority 2025; CBC News 2025; NL Times 2025)。

(U.S. Department of Education 2025) と同様の倍増傾向が、より深刻な 30 日基準の日本でも確認されたことは、パンデミックの影響が極めて深刻かつ普遍的であることを示唆している。注目すべきは、他の OECD 諸国と比較して対面授業への制約が限定的であったにもかかわらず (OECD 2023)、この急増が生じている点である。⁴こうした状況下では、どの属性を持つ児童生徒が最も高いリスクに晒されているか、すなわち政策的介入の優先順位を特定することが、日本のみならず国際的な教育政策上の極めて重要な課題となる。第二に、日本の一部の自治体では、高度に連結された行政パネルデータが利用可能である点である。⁵本稿で用いる尼崎市のデータは、長期欠席の記録のみならず、学力テスト、非認知能力の指標、世帯構造、就学援助の受給有無といった詳細な社会経済的指標、および住民基本台帳情報を個人レベルで包含している。さらに制度的に、日本の公立学校制度は欧米諸国に比べ出席管理が極めて厳格であり、かつ、米国等で頻繁に見られる「出席停止 (suspension)」のような懲罰的措置による欠席がほとんど存在しないという特徴を持つ。したがって、日本における欠席データの変動は、こうした懲罰等の外部要因によるノイズが極めて少なく、児童生徒の属性や家庭環境に起因する「純粋な欠席行動」を捉える上で、国際的にも極めて優れたサンプルを提供している。全数調査に基づくこれら個人レベルのパネルデータは、地域別・学校別の集計データに依拠せざるを得なかった既存研究 (日下田・末富 2013; 青木ほか 2020, 2021 など) の限界を克服し、児童生徒の多様な特性と欠席行動との関連を、因果関係を念頭に置きつつ緻密に検証することを可能にする。

分析の結果、ひとり親世帯や生活保護受給世帯の児童生徒、および算数/数学のスコアが低い児童生徒において、欠席リスクが高いことが示された。非認知能力に関しては、外向性、協調性、勤勉性、感情的安定性が低く、開放性が高い児童生徒ほど、欠席リスクが高まる傾向が確認された。特筆すべき点として、これらの属性をコントロールした後でも、2023 年の長期欠席確率は 2019 年と比較して大幅に高い水準にあることが明らかになった。長期欠

⁴ PISA 2022 によると、日本では、COVID-19 により学校の校舎が 3 か月以上閉鎖されたと報告した児童生徒は 15.5%に過ぎず、これは OECD 諸国中 4 番目に低い数値であり、OECD の平均値 50.3%を大きく下回っている(OECD 2023)。

⁵日本では、個人レベルの行政データを研究者がアクセス可能な形式で保持している地方自治体は限られており、その結果、長期欠席に関する既存研究の多くは、学校レベルまたは自治体レベルの集計データに依拠している。例えば、日下田・末富(2013)は自治体レベルのパネルデータを用いて、中学校区がより統合されている自治体、すなわち小学校から中学校への移行時における環境変化がより大きい自治体において、長期欠席が生じやすいことを示している。全国規模の「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」から得られた学校レベルのミクロデータを用いて、青木・遊佐・後藤(2020, 2021)は、中学校において不登校数が累積的に増加すること、また進級時における学級数の減少が不登校の増加に寄与している可能性があることを指摘している。個人レベルのデータを用いた研究は比較的稀であるが、いくつかの例外が存在する。保坂(1996)は、ある市内の全公立小中学校における長期欠席者を対象とした 3 年間の追跡調査を実施し、中学生は小学生と比べて不登校が長期化しやすいことを示した。伊藤ほか(2017)は、中規模都市の全小中学校から得られた 9 年間の個人パネルデータを用いて学級規模の増加が教師からのサポートや友人相互の援助行動の減少をもたらすことを示した。家庭背景に焦点を当てた須藤(2024)と梶原(2021)は、母子家庭や母親の学歴が不登校と関連していること、貧困家庭の子は学校・社会とのつながりを示すソーシャルボンドが希薄であるために不登校に陥りやすいことを示した。

席はその理由によっては関連する児童生徒の属性や家庭の特徴が異なることが分かった。自己欠不登校や病欠を理由にして欠席する児童生徒は性格的特性に問題を抱え、更に病欠の場合は追加的に経済的・家庭環境的な問題を抱えている可能性がある。一方、家事都合長欠で欠席する児童生徒には学力・性格的特性の影響は見られず、経済的な問題を抱えていることが推察された。Blinder-Oaxaca 分解による分析の結果、コロナ禍における長期欠席の増加は、児童生徒自身の属性の変化によるものではなく、学力、非認知能力、家庭環境といった既存の要因が欠席に与える影響力が増幅したこと（係数効果）に起因していることが示唆された。小学生については、学級規模が欠席に与える影響の増大も要因の一つであった。しかし、依然としてこれらの変数では説明しきれない定数項の影響が大きく、観測できていない構造的・環境的な変化が重要な役割を果たしていることが推察される。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では日本における不登校対策等の制度的背景を概観し、第 3 節で用いるデータについて詳述する。第 4 節では識別戦略の概要を述べ、第 5 節において主要な推定結果、頑健性チェック、理由別分析、および Blinder-Oaxaca 分解の結果を提示する。最後に第 6 節で本稿の結論を述べる。

2. 制度的背景

2.1. 長期欠席の定義

長期欠席の定義は、国や教育制度によって異なる。例えば、米国教育省（U.S. Department of Education 2025）は「慢性的欠席（Chronic Absenteeism）」を、欠席の理由や許可の有無を問わず、年間授業日数の 10%以上（1 学年あたり約 18 日相当）を欠席することと定義している。一方、日本においては、文部科学省が「長期欠席」を、連続または断続的であるかを問わず、当該年度内に通算 30 日以上欠席することと定義している。日本の統計における長期欠席は、その主たる要因に応じて「不登校（病気や経済的理由を除き、何らかの心理的、情緒的、身体的あるいは社会的要因・背景により登校しない、あるいはしたくともできない状況にあるもの）」、「病気」、「経済的理由」、および「その他（家庭の事情等）」に細分化されている。

2.2. 日本の教育制度における出席

日本は、6 年間の小学校と 3 年間の中学校から成る義務教育制度を全国的に実施している。この期間において、留年措置が取られることは極めて稀であり、児童生徒は出席状況にかかわらず自動的に進級し、義務教育を修了する。また、日本の学校は通常、年間約 200 日の授業日数を有しており、これは他の多くの OECD 諸国と比較して相対的に多い(OECD 2016)。

日本における学校への出席は、法的に体系化された手続きに基づいて厳格に管理されている。学校教育法施行令（第 19 条～第 21 条）に基づき、学校長は在籍する全児童生徒の出席状況を常時把握する義務を負う。児童生徒が正当な理由なく 7 日間連続して欠席した場合、あるいは出席状況が著しく不良であると認められる場合、学校長はその旨を市町村教育委員会に通知しなければならない。通知を受けた教育委員会は、保護者に対して出席を督促する法的義務を負う。こうした規定は、日々の出席記録が単なる学校運営上の慣習ではなく、保護者や地方当局との連携を前提とした強固な法的基盤に基づいて管理されていることを示している。

実務面では、出席状況は学級担任によって日々管理されている。具体的には、担任が各授業日において児童生徒一人ひとりの出欠を「出席簿」に記録し、欠席の理由についても、本人や保護者からの連絡に基づき詳細に把握・集約する。各学年末には、これらの累積記録が学校単位でまとめられ、地方教育委員会を通じて文部科学省へと報告される。したがって、本稿で用いる出席データは、後方視的なアンケート調査等とは異なり、学校現場での日常的・継続的な手続きを通じて生成された行政記録に基づいているため、極めて高い信頼性を有している。

2.3. パンデミック期における出席管理の変容

COVID-19 の感染拡大に伴い、2020 年から 2021 年にかけて、日本の学校現場では一時的な一斉休校、分散登校、あるいはオンライン授業の導入といった緊急措置が講じられた。これに伴い、文部科学省および各地方自治体は、出席区分の取り扱いについて柔軟な運用を採用した。具体的には、感染症への罹患だけでなく、感染リスクを回避するために保護者の判断で登校を控えた場合や、ワクチン接種に関連する欠席等については、通常の「欠席」ではなく「出席停止」等として扱い、指導要録上の欠席日数にはカウントしないといった実務上の調整が行われた。⁶

日本の対面授業は、他の多くの先進諸国と比較して早期に再開されたものの、長期欠席の発生率はパンデミック以降、極めて高い水準で推移し続けている。ここで重要な点は、長期欠席の基本的な行政上の定義（年間 30 日以上欠席）自体はパンデミック前後で変更されていないことである。したがって、本稿では一貫した定義に基づいた指標を用いることで、コロナ禍前後の長期欠席の傾向およびその構造的変化を、連続性を持って検証することが

⁶ 長期欠席をめぐる統計データに関しては、長期欠席の定義および欠席理由の分類基準の変遷に伴う課題が指摘されている。保坂（2009, 2024）や山本（2008）は、年度ごとの基準変更や名称変更がデータの連続性を損なう要因となっていることを明らかにした。特に近年のコロナ禍においては、統計項目の変化により地域間や経年での厳密な比較が困難となっている（保坂・重, 2023）。しかしながら、こうした制約がある一方で、長期欠席出現率は不登校現象を把握するための重要な指標として位置づけられてきた（山本, 2008）。

可能となっている。

2.4. 尼崎市の概況と社会経済的背景

兵庫県尼崎市は、大阪市に隣接する典型的な都市部自治体であり、工業・商業・住宅地域が混在する人口約 46 万人の規模を有している（尼崎市 2025）。同市の大きな特徴は、全国平均と比較して社会経済的条件が相対的に不利な状況にある点である。具体的には、生活保護受給率が約 4%と全国平均（約 1.5%）を大幅に上回っており、経済的な困窮世帯が集中している。また、義務教育段階の児童生徒のうち、約 25%が低所得世帯を対象とした就学援助を受給しており、これも全国平均（約 15%）と比較して顕著に高い水準にある。さらに、文部科学省が実施する「全国学力・学習状況調査」の結果においても、同市の平均スコアは全国平均を下回る傾向にあり、教育的な課題を抱える地域としての側面も有している。本稿で用いるデータは、こうした社会経済的な脆弱性を抱える都市部において、長期欠席のリスクがどのように現れるかを検証する上で、極めて示唆に富むサンプルを提供している。

特筆すべきは、同市の長期欠席率（2019 年－2023 年：小学校 1.34%、中学校 2.40%）が全国平均（2018 年：約 2.47%）と比較しても同水準、あるいはそれ以下の範囲に留まっており、全国的な傾向とおおむね整合的であるという点である。社会経済的に不利な条件下にありながら、欠席率において全国的な一般性を備えている尼崎市の事例は、日本の都市部における長期欠席メカニズムを解明するための標準的なモデルとしての適切であることを示している。以上の点から、尼崎市を対象とした本研究の知見は、日本全国の長期欠席対策を検討する上で極めて重要な意義を持つものと言える。

3. データと変数

3.1. データ

本稿では、兵庫県尼崎市より提供された以下の 6 種類の行政マイクロデータを結合したパネルデータを用いる。第一に、「尼っこ調査」である。本データには、小学 1 年生から中学 2 年生を対象に毎年実施される学力テストの結果に加え、児童生徒の属性（個人 ID、年度、学校、学級）およびアンケート調査への回答が含まれる。アンケートでは、生活習慣、家庭環境、学習態度、学校環境等が網羅されている。第二に、「長期欠席者」である。年間 30 日以上欠席がある児童生徒を対象とし、個人 ID、学校・学級情報とともに、欠席の主たる理由が記録されている。第三に、「住民基本台帳」である。これを用いることで、世帯および個人の ID、生年月、性別、世帯内続柄、学校区等の基本属性を把握することが可能となる。第四に、「就学援助」である。生活保護および準要保護世帯、あるいは就学援助の受給状況が個人 ID 単位で記録されており、家庭の経済状況を示す代理変数として活用する。第

五に、「児童生徒数」である。各学校の学年別の児童生徒数および学級数が記録されており、これらの情報から、学校・学年単位のクラスサイズ（学級あたり平均児童生徒数）を算出している。第六に、「身長・体重」である。毎年4月に実施される健康診断の結果から得られるこれらのデータは、本分析において重要な役割を果たす。その理由は主に2点に集約される。まず、先行研究等で指摘されている通り、コロナ禍以降の生活様式の変化に伴う児童生徒の肥満傾向を制御するためである。次に、身体的特徴としての肥満が、いじめや心理的ストレスの要因となり得る先行知見を踏まえて影響を考慮するためである。(Janssen et al. 2004)

本稿は長期欠席と児童生徒の学力・非認知能力および家族属性との関係进行分析するために、上述した6つのデータセットを児童生徒のIDと年度をキーにして接合した。最終的に分析対象となるのは、学力調査とアンケート調査である「尼っ子調査」に回答した児童生徒であり、昨年度尼っこ調査を受けたが今年度長期欠席者となった児童生徒とそうでない児童生徒を比較している。「尼っこ調査」のデータは2018年～2023年のデータを用いている。非認知能力に関する質問は基本的に小学3年生以上を対象としているが、小学3年生は2段階評価であり、小学4年生以降は4段階評価であるため、小学3年生以下は分析対象から外す。また前年度の尼っこ調査の国語・算数/数学の学力テスト、非認知能力の評価と今年度の長期欠席との関連性を調べるために、説明変数には前年度（一期前）の学力テストと非認知能力の評価を用いるために小学5年生以上が分析対象となる。「長期欠席者」のデータは2019年からあり、その結果2019年から2023年の小学生5年生から中学2年生の児童生徒のデータを分析対象とする。なお、データの調査時期の違いから、児童生徒の所属する学校情報やクラスの情報がデータ間で異なる場合は、基本的に学校側の調査データである「尼っこ調査」、「身長体重」、「長期欠席者」をもとにデータを作成し、それでも欠損値がある場合、行政データである「住民基本台帳」の情報を用いた。⁷ 所属クラスのデータは基本的には学校側の調査データである「尼っこ調査」、「長期欠席」のデータをもとに作成した。⁸

ここで、本稿の分析対象となる「長期欠席者」の特性と、サンプル選定に伴う留意点について述べる。前述の通り、児童生徒の学力、非認知能力、および家庭属性が長期欠席に与える影響を動学的に分析するためには、ある年度において「長期欠席」の状態にあり、かつその前年度に「尼っこ調査」を受験して学力・非認知能力が測定されている必要がある。したがって、行政データ上の長期欠席者全員が必ずしも本分析の対象となるわけではない。実際

⁷ 「尼っこ調査」のデータは学校コードの欠損値が多いだけでなく（29,995 観測数）、提供データ記載の学校区は過去に試験を受けた時点の学校区ではなく、現在の学校区が示されており、現在中学生であれば小学生時代の学校区もすべて中学校区になっている（33,690 観測数）。これらの問題に対応するために基本的には「身長・体重」のデータで補完を行ったが、一部わからないデータがあり、「長期欠席者」のデータで184 観測数、「住民基本台帳」のデータで247 観測数補った。

⁸ 基本的には「尼っこ調査」のクラスのデータを用い、「尼っこ調査」にはないが、「長期欠席者」にあるデータについては（5,672 観測数）「長期欠席者」のデータを用いた。

に、データ上の長期欠席者は延べ 7,353 人存在するが、このうち前年度の「尼っこ調査」とマッチング可能な児童生徒数は 1,699 人（約 23%）に留まる。この乖離は、長期欠席者が調査実施当日にも欠席している可能性が高いためだと考えられる。すなわち、本稿の主要な分析対象は「前年度には登校して調査に応じることができた層」に限定されており、長期欠席者の中でも比較的深刻度が低いグループに偏っている（セレクション・バイアス）可能性がある。

このバイアスの影響を評価するため、本稿では以下の 2 つのアプローチによる比較分析を行う。第 1 に、前年度に「尼っこ調査」を受験した児童生徒のうち、当該年度に「長期欠席」となった者（1,699 人）と、そうでない者を比較する。第二に、補完的分析として、前年度の調査受検の有無にかかわらず、長期欠席者全員（7,353 人）を網羅したデータセットを用いる。この際、説明変数を「尼っこ調査」に依存しない行政データ（就学援助の受給状況、性別、ひとり親世帯、兄弟構成など）のみに限定し、全サンプルにおける長期欠席の決定要因を分析する。この補完的分析の結果（5.4 節、表 4）を通じて、メイン分析の対象者が長期欠席者全体の中でどのような位置づけにあるかを確認し、推定結果の妥当性を検証する。

3.2. 変数の定義

本節では、本分析で用いる諸変数の定義および作成方法について詳述する。

まず、被説明変数となる「長期欠席ダミー」は、尼崎市から提供された「長期欠席者」に基づき作成した。文部科学省の定義では、年度内に 30 日以上欠席がある児童生徒を長期欠席者としている。しかし、2020 年度は新型コロナウイルス感染症の影響により 3 月初頭から全国一斉休校が実施されたため、通常の欠席定義を適用するとコロナ前後で一貫した比較が困難となる。そこで本稿では、コロナ前後の状況を等しく評価するため、3 月を除いた 4 月から翌年 2 月末までの 11 か月間に計 30 日以上欠席した児童生徒を 1、そうでない者を 0 とするダミー変数を定義した。⁹

主要な説明変数である学力および非認知能力については、「尼っこ調査」から得られたデータを用いている。学力指標としては国語および算数/数学の得点を、非認知能力指標としては BIG5（外向性、協調性¹⁰、勤勉性、精神安定性、開放性）の各スコアを用いた。¹¹ こ

⁹なお、補足的な検証として、3 月分を含めた通年の欠席日数を用いて同様の定義を行った場合でも、推定結果の定性的な結論に変化がないことを確認している。

¹⁰ 児童生徒が長期欠席に至る要因の一つとして、友人関係の欠如が想定される。本分析では、この要因の影響を制御するため、「尼っこ調査」における「たよりにできる友だちが少ない」という質問項目への回答を「協調性」の指標として採用し、これをコントロール変数として投入している。

¹¹ 尼っこ調査では、児童のパーソナリティ特性（Big Five）を測定する指標として、小塩ら（2012）により標準化された「日本語版 Ten Item Personality Inventory（以下、TIPI-J）」が採用されている。本尺度は、Gosling et al.（2003）が開発した短縮版尺度（TIPI）に準拠しており、わずか 10 項目で 5 因子（外向性、協調性、

これらの変数は、年度および学年ごとに平均 50、標準偏差 10 となるよう偏差値化した後、推定係数の解釈を容易にするためにさらに 10 で除した値（すなわち 1 標準偏差を 1 単位とした数値）に変換し、前年度のラグ変数として投入している。

児童生徒および家庭の属性変数については、複数の行政データを組み合わせて作成した。「就学援助」からは、当該児童生徒が準要保護または生活保護の受給世帯であるかを示すダミー変数を作成し、「尼っこ調査」および「長期欠席者」から性別（女子ダミー）を特定した。また、「住民基本台帳」に基づきひとり親世帯ダミーを算出したほか、「児童生徒数」から得られる学級数と児童生徒数に基づき、各児童生徒が所属する学級のクラスサイズ（学級規模）を算定している。

さらに、5.3 節における頑健性の検証（Robustness Check）に際しては、家庭環境や生活習慣に関する変数を追加的に投入している。「住民基本台帳」からは、世帯主との続柄が「子」「孫」「配偶者の連れ子」である児童生徒（全サンプルの 99.79%を占める）を対象に、長子ダミー、末子の年齢、兄弟数、および兄弟に長期欠席者がいるかを示すダミー変数を作成した。加えて、「尼っこ調査」のアンケート項目から前年度の自宅にある本の冊数、テレビの時間（時間/日）、勉強する時間（時間/日）、ゲーム時間（時間/日）といった生活習慣指標を、また「身長・体重」からは前年度の肥満状況を示す変数を作成した¹²。なお、アンケートの未回答等により、変数間においてサンプルサイズが若干異なる点に留意が必要である。分析に用いた全変数の名称、データソース、および詳細な定義については、巻末の付録（Appendix）に一覧としてまとめている。

4. 識別戦略

長期欠席と個人属性との関係性を回帰分析の枠組みを用いて分析する。具体的には、以下の(1)式の OLS で推定する。¹³

勤勉性、神経症傾向、開放性）を効率的に測定できる利点を有する。その妥当性と信頼性については、小塩ら（2012）および Oshio et al.（2014）が、既存の長尺版尺度（Big Five Inventory 等）との間に十分な相関を確認している。以上の先行研究に基づき、著者（または本稿）は、大規模調査における非認知能力の指標として TIPI-J を用いることは妥当であると判断した。

¹² 肥満の判定にあたっては、学童期の指標であるローレル指数（体重 kg を身長 m の 3 乗で除した値を 10 倍したもの）で 145 から 160 未満であれば肥満気味、160 以上であれば肥満を示すダミー変数とした。

¹³ 本稿の目的は、長期欠席の発生確率の予測ではなく、児童生徒の個人的特性、家庭環境、生活習慣等の各要因が長期欠席に及ぼす限界効果（marginal effects）を明らかにすることである。そのため、推定された係数を直接的に平均的な限界効果として解釈できる OLS（線形確率モデル）を推計方法として採用した。OLS による推計には予測値が 0 から 1 の範囲に収まらない可能性があるという制約があるものの、本研究のように多数の要因の限界効果に関心がある場合、線形確率モデルは十分に頑健で解釈が容易な結果を提供することが知られている。また、主要な独立変数の時間的変化（within-variation）が乏しく、固定効果モデルや第一階差モデルでは推計値の効率性が著しく損なわれるため、本稿では頑健な標準誤差を用いた OLS 推計を採用した。

$$Outcome_{it} = \alpha X_{1,it} + \beta X_{2,i} + \gamma C_{it} + \mu_s + \mu_g + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

ここで、*Outcome*は調査年度に長期欠席かどうかのダミー変数であり、 $X_{1,it}$ は個人*i*、年*t*における偏差値化したIRTスコア（国語・算数/数学）の前年の値、偏差値化したBIG5指標の前年の値、調査年度の準要保護ダミー、生活保護ダミー、ひとり親世帯ダミー、 $X_{2,i}$ は性別ダミー、 C_{it} は調査年度のクラスサイズ、 μ_s 、 μ_g 、 μ_t はそれぞれ学校・学年・年固定効果、 ε_{it} は誤差項である。小5から中2までプールした全体のサンプル、小学生のサンプル、中学生のサンプルでそれぞれ分析した。

5. 結果とディスカッション

5.1. 記述的分析

表1は、小学生および中学生別、ならびに長期欠席の有無別における各変数の記述統計量を示している。本サンプルにおける長期欠席率は、小学生で1.33%（426/31,904人）、中学生で2.40%（657/27,406人）であり、小学生と比較して中学生の欠席率が高い傾向にある。この傾向は、先行研究（青木・遊佐・後藤, 2020）の指摘とも整合的である。

長期欠席者と非欠席者の属性を比較すると、主要な傾向として以下の点が確認された。まず、学力および非認知能力（BIG5）の各指標については、長期欠席者グループは非欠席者グループと比較して全体的に低い値を示す傾向にある。次に、長期欠席に至る児童生徒の属性上の特徴について述べる。性別に関しては、本サンプルの平均値上は女子の欠席確率が男子を僅かに上回っているものの、統計的に有意な差は確認されなかった。一方で、家庭の経済状況や構造については顕著な差が見られた。具体的には、就学援助受給世帯、生活保護世帯、およびひとり親世帯に属する児童生徒は、そうでない世帯と比較して長期欠席確率が有意に高い。さらに、本人以外に兄弟が長期欠席している場合も、本人が長期欠席となる確率が高い傾向にあり、家庭内における欠席行動の相関が示唆される。

5.2. 推定結果：

まず国語スコアについては、中学生サンプルにおいてのみ統計的に有意な負の相関が認められたが、全体および小学生サンプルでは有意な関係にはなかった。一方、算数/数学スコアについては、すべてのサンプルにおいて負に有意であり、算数/数学の低い学力と長期欠席の間に強い関連性が示された。本分析はOLS（最小二乗法）によるものであるため、長期欠席がさらなる学力低下を招くという逆の因果関係（逆相関）が内在している可能性は完全

には否定できない。しかし、本モデルでは一期前の学力スコアを説明変数として用いており、時間的な先行関係を一定程度考慮している。算数/数学は典型的な『積み上げ型』の教科であり、先行する学業の遅れがその後の学習意欲を著しく阻害し、学校回避を誘発するという解釈は十分に可能である。事実、Rumberger (1995), Gubbels (2019), Balkis et al. (2016), Soma et al. (2025) 等の先行研究においても、低学力が長期欠席や中退の直接的な予測因子となることが一貫して示されている。したがって、本結果はこれら先行研究の知見と整合的であり、学力不振が長期欠席を惹起する重要な経路の一つであると解釈できる。

非認知能力と長期欠席の関係については、特性によって異なる傾向が見られた。外向性、協調性、勤勉性、および精神安定性は、長期欠席確率と負の相関を持つ。この結果は性格的特性と欠席日数の相関を分析した Lounsbury et al (2004)の結果と整合的であり、Chetty et al (2011) において非認知能力の向上が大学進学率の上昇、将来の収入の増加につながることを示したことから考えると、長期欠席が児童生徒の将来のアウトカムに負の影響を及ぼすことを示している。対照的に、「好奇心の強さ」や「知的好奇心」を反映する開放性は、長期欠席確率との間に正の相関が確認された。ただし、小学生においては勤勉性および開放性は統計的に有意な関係にはない。この開放性と長期欠席の正の関係は、協調性や同調性を重んじる日本の教育システムにおいて、開放性の高い児童生徒の特性が適切に評価されず、学校環境とのミスマッチが生じている可能性を示唆している。¹⁴

児童生徒および世帯属性については、ひとり親世帯であること、および生活保護受給世帯であることが長期欠席確率と正の相関を示しており、とりわけ生活保護世帯であることの数量的な影響が最も大きい。性別に関しては、中学生サンプルにおいて女子ダミーの係数が正で有意となった。これらの結果は、先行研究における知見とも整合的であり、児童生徒が置かれた経済的・環境的状况が長期欠席に対して影響があることを示している。

学級規模（クラスサイズ）の影響に注目すると、小学生サンプルにおいてのみ、クラスサイズの拡大が長期欠席確率を有意に高めるという結果が得られた。一方で、中学生においては両者の間に統計的に有意な相関は見られなかった。本稿の分析デザインは不登校と学級規模の関係を論じた中室（2017）とは異なるものの、得られた知見は類似しており、特に小学校低～中学年段階における少人数学級化が長期欠席の抑制に寄与する可能性を示唆している。

最後に、年次推移（年ダミー）の推定結果について述べる。2019年度を基準とした場合、

¹⁴ 他の要因として、本調査における開放性の設問内容が小中学生間で異なるため（詳細は Appendix 参照）、同一の指標でありながら異なる特性を捉えている可能性に留意が必要である。また、尼崎市では多くの小学校で私服登校が認められている一方、中学校では制服が指定されている。制服の着用が校内の同調圧力を強めるという知見（Lee et al., 2021, 2024）を踏まえると、開放性が高く同調性を好まない生徒にとって、中学校の環境がより困難なものとなっている可能性も考えられる。

2020 年度の係数はすべてのサンプルにおいて負に有意となった。これは、コロナ禍に伴う一斉休校の影響で年間の授業実施日が大幅に減少したことによる構造的な要因を反映していると考えられる。2021 年度については、全体サンプルでは負に有意であったが、小中別のサンプルでは有意な差は確認されなかった。注目すべきは、2023 年度の係数がいずれのサンプルにおいても正に有意となった点である。これは、個人や家庭の属性をコントロールした上でもなお、長期欠席確率が近年上昇傾向にあることを示している。このコロナ禍以降に顕著となった長期欠席率の上昇要因については、第 5.5 節において詳細な分析を行う。

5.3. 頑健性の検討

本節では、先行する推定結果の頑健性を確認するため、サンプルを新規の長期欠席者に絞った場合と個人の特性や家庭環境、クラス的环境について説明変数を追加した場合の推計を行った。

5.2 節での分析では前年度の学力や非認知スキルを制御しているが、これらが欠席の『原因』ではなく、既に始まりつつあった欠席傾向の『結果（前駆状態）』を捉えている可能性を否定できない。そこで、分析の頑健性を確認するため、前年度まで一度も長期欠席を経験していない児童生徒のみに限定したサブサンプル分析を行った。この分析の目的は、過去の欠席習慣やその影響を完全に排除し、『純粋な欠席の発生』に影響を与える要因を特定することにある。分析の結果、このサブサンプルにおいても主たる推定結果と定性的に同様の傾向が確認された。このことは、本稿で示された諸要因が、単に既存の欠席状態を継続させているだけでなく、新たな欠席の発生を誘発する独立した規定要因であることを強く示唆している。

次に式(1)のモデルに兄弟属性、生活習慣（時間の使い方）、身体的指標（肥満度）、家庭の文化的背景（蔵書数）、および学級内の長期欠席者比率や環境を示す追加的な説明変数を加えた推定を行う。表 3 の(1)～(3)は、兄弟属性および生活習慣に関する変数を追加した推定結果を示している。兄弟属性としては、末子の年齢、長子ダミー（二人以上の兄弟がいる場合）、兄弟人数、および「兄弟に長期欠席者がいるか」を示すダミー変数を投入した。なお、兄弟の長期欠席ダミーについては、視認性の観点から数値を 100 倍して表記している（係数は 0.01 倍として解釈）。

これらの変数を追加したモデルでは、初期モデルと比較して、前年度の算数/数学スコアや BIG 5 指標を含む主要な変数の係数は総じて縮小する傾向が見られた。個別の変数に注目すると、末子の年齢が高いことや、兄弟人数が多いことは、長期欠席確率と負の相関を持つことが示された。特筆すべきは、兄弟に長期欠席者が存在する場合の係数が極めて大きく、本人の長期欠席確率と強い正の相関が観察された点である。この結果は、学力や性格特性を

コントロールした後もなお、観察されない家庭環境要因が強く作用していること、あるいは家庭内における長期欠席行動のスピルオーバー（波及効果）が存在する可能性を示唆している。

次に、生活習慣、身体的指標、および学級環境が長期欠席に与える影響について述べる。

まず、時間の使い方の変数については、前年度のテレビ視聴時間が長いほど長期欠席確率が低いという負の相関が見られた一方で、ゲーム時間の長さは長期欠席確率と正の相関を持つことが示された。注目すべきは、これらの詳細な生活習慣変数を制御したとしても、学力指標やBIG5、および家庭環境変数と長期欠席確率との間の相関関係は依然として維持されている点である。

表3の(4)～(6)は、身体的指標として前年度の肥満度ダミーを追加した推定結果である。小学生サンプルを除き、肥満傾向にあることは長期欠席確率と統計的に有意な正の相関が確認された。これは、身体的特徴に起因する心理的ストレスや、健康状態の変化が欠席行動に影響を及ぼしている可能性を示唆している。

また、家庭の文化的背景の代理変数として前年度の蔵書数を追加した結果（表3(7)～(9)）によれば、小学生を除くサンプルにおいて、本の冊数と長期欠席確率との間に正の相関が認められた。この結果については解釈に注意が必要である。本来、蔵書数は学力等に正の影響を与えると考えられるが、ここでは長期欠席の長期化に伴い、保護者が家庭学習を促す目的で意図的に本を購入したという「逆の因果関係」を捉えている可能性が否定できない。

最後に、学級内における長期欠席者の割合、および学級環境の質が、個人レベルの欠席行動に与える影響を検証した（表3(10)～(12)）。分析の結果、全サンプル、小学生、中学生のいずれにおいても、学級内の長期欠席者比率と個人の長期欠席確率との間に、統計的に有意な関係は認められなかった。また、学級環境の指標として「尼っこ調査」のデータを用い、学級単位で集計した「国語・算数/数学のテストの平均点および標準偏差」と、「対人関係や規範意識（謝罪や感謝の言葉を伝え合う等）」をモデルに投入した。¹⁵ 分析の結果、算数/数学の学級平均点の係数は正で有意となり、学級の算数/数学の学力が高いほど長期欠席者が増加する傾向が示された。一方で、学級内の対人関係や規範意識については、長期欠席との間に有意な相関は観察されなかった。

¹⁵ 具体的には、「尼っこ調査」におけるクラスに関する質問（『す直に「ごめんね」と言って、なか直りができる学級です。』『「ありがとう」をつたえ合っている学級です。』『友だちの心をきずつけることを言ったり、からかったりしない学級です。』『だれとでも遊んだり、グループになったりすることができる学級です。』『友だちのよいところやがんばっているところをつたえ合っている学級です。』の回答を学級単位で平均化した指標を用いた。これらの主観的な学級風土指標は、本分析の枠組みにおいては長期欠席を説明する有意な要因とはならなかった。こちらの結果はスペースの関係上掲載していない

5.4. セレクション・バイアスの検証

これまでの分析では、当該年度に長期欠席の状態にあり、かつ前年度に「尼っこ調査」を受験していた児童生徒を対象としてきた。しかし、既述の通り、長期欠席者の多くは調査実施当日にも欠席している可能性が高く、分析サンプルに含まれない層が存在する。つまり本研究のサンプルは相対的に欠席が軽度な生徒に偏っており、係数推定値は過小推計されている可能性がある。このサンプル抽出に伴うセレクション・バイアスの有無を確認するため、本節では行政データのみから構成される全長期欠席者サンプルを用いた検証を行う。具体的には、前年度に調査を受験した児童生徒に加え、当該年度に長期欠席者として記録された全児童生徒（延べ7,353人）を包含するデータセットを構築した。このデータセットを用い、説明変数として行政データから作成可能な項目（就学援助状況、性別、ひとり親世帯フラグ、兄弟属性）のみを用いた回帰分析を行い、メイン・サンプルの結果と比較した。

表4の(1)～(4)は、比較のために、これまでと同様に前年度の調査受検者に限定したサンプル（長期欠席者1,699人を含む）での推定結果を示している。一方、(5)および(6)は、前年度の調査受検の有無にかかわらず、全長期欠席者（7,353人）を網羅したサンプルでの推定結果である。

まず、(1)～(4)の推定結果を比較すると、生活保護やひとり親世帯を示す変数の係数は、学力や非認知能力の変数が除外されたことによってその規模は増大している。しかし、符号の不一致は見られず、主要な変数が脱落したことによる結果の著しい変容は確認されなかった。次に、(3)～(6)の推定結果を比較すると、学級内の長期欠席者比率やクラスサイズの結果には一部相違が見られるものの、準要保護、生活保護、ひとり親世帯、および兄弟属性に関する各変数の係数は、規模にこそ差があるものの符号はすべて一致していた。以上の結果から、主要な関心変数である家庭属性等の推計に関しては、サンプル・セレクションによる深刻な問題は生じていないと判断される。

5.5. 欠席理由別の分析

本節では、長期欠席に至る背景を詳分するため、欠席理由別の分析を行う。「長期欠席者データ」には、各児童生徒の月ごとの欠席日数とともに、「事故欠（不登校）」「事故欠（家事都合）」「事故欠（その他）」「病欠」の4つの区分に基づき、学校側が判断した主たる理由が記録されている。1年間の計測期間中、同一の児童生徒が複数の理由で欠席する場合があるため、本稿では4月から翌年2月までの各理由別欠席日数を合算し、最も高い割合を占める区分を当該児童生徒の主たる欠席理由として定義した。¹⁶ 全サンプルにおける各理由の

¹⁶ 理由の割合が同一であったケース（不登校と家事都合、家事都合と病欠、不登校と病欠が同数の場合）については、それぞれ不登校、病欠、不登校として処理したが、該当する観測数は合計23件と極めて限定

構成比は、不登校が 45.7%、病欠が 38.7%、家事都合が 14.6%、その他が 1.05%となっている。

欠席理由は学年によって異なる特性を有している。¹⁷ 図 2 によれば、不登校が占める割合は学年が進むにつれて上昇する傾向にある。対照的に、家事都合による欠席割合は低学年ほど高い。病欠については学年による顕著な変化は見られないものの、小学生と比較して中学生でやや高い割合を示している。

さらに、長期欠席が 2 年以上継続している児童生徒を対象に、前年度から今年度にかけての欠席理由の変遷（年推移行列）を検討した（表 5）。その結果、前年度に「家事都合」や「病欠」を理由として長期欠席状態にあった児童生徒が、次年度には「不登校」へと移行する確率が高いことが明らかとなった。この結果は、初期の欠席理由がいかなるものであれ、欠席が長期化・常態化する過程で、最終的に不登校の態様を呈する傾向があることを示唆している。

本節では、長期欠席の背景にある異質性を明らかにするため、主要な 3 つの欠席理由（不登校、家事都合、病欠）をそれぞれ被説明変数とした推計を行う。なお、サンプル数が極めて少ない「事故欠（その他）」については分析対象から除外し、小学生と中学生のサンプルに分けて分析を行った。推定結果を示す表 6 に基づき、理由ごとに特徴的な知見を整理する。¹⁸

第一に、「事故欠（不登校）」を理由とする長期欠席については、性格特性（非認知能力）との強い相関が確認された。具体的には、外向性、協調性、および開放性が不登校確率と有意に関連している。一方で、生活保護やひとり親世帯といった経済的要因、あるいは蔵書数などの家庭環境変数との相関はほとんど見られない。この結果は、不登校が家庭の経済状況よりも、個人の資質や性格特性と学校環境との適合性に主たる要因があることを示唆している。

第二に、「事故欠（家事都合）」を理由とする長期欠席である。ここでは不登校の場合とは対照的に、児童生徒個人の学力や性格特性との相関はほとんど観察されず、生活保護受給やひとり親世帯といった経済的要因と極めて強い相関が認められた。実際、家事都合を理由とする長期欠席者に占める生活保護世帯の割合は約 14%に達しており、不登校（4.3%）や病欠（9.4%）と比較しても突出して高い。これらの事実は、家事都合による欠席が、個人の能力の問題ではなく、家庭の貧困や構造的な困難に起因していることを裏付けている。

第三に、「病欠」を理由とする長期欠席である。このグループでは、学力や性格特性だけ

的である。

¹⁷ なお、欠席理由の構成に関して性別による顕著な差異は確認されなかった。

¹⁸ なお、初回に長期欠席となった際の理由別にサンプルを分割して同様の分析を行ったが、推定結果は本分析とほぼ同様であった。

でなく、兄弟属性や家庭環境変数とも有意な相関が観察された。具体的には、小学生では生活保護ダミーが、中学生ではひとり親世帯ダミーが有意であり、さらに兄弟に関連する変数も欠席確率に影響を与えていた。病欠という表向きの理由の背後には、本人の健康問題のみならず、経済的困窮や多層的な家庭環境の問題が複合的に作用している可能性が高く、支援の難しさが浮き彫りとなっている。

以上の結果を総括すると、長期欠席はその主たる理由によって規定要因が明確に異なることが判明した。不登校は主に性格的特性の影響を強く受ける一方で、家事都合による欠席は、学力や性格には課題がないにもかかわらず、純粋に経済的制約から生じている蓋然性が高い。そして病欠は、それら全ての要因が複雑に絡み合った「多重的な困難」の表れであると解釈できる。

5.6. コロナ禍以降の長期欠席増加要因の分析：Blinder-Oaxaca 分解による検討

本節では、コロナ禍以降に顕著となった長期欠席者の増加要因について詳細な検討を行う。文部科学省の「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」によれば、全国の小・中学生における長期欠席率は、2019年度の1.88%から2023年度には3.72%へと、わずか数年でほぼ倍増している。¹⁹ このような全国的な趨勢を踏まえ、本稿では同一自治体内のパネルデータを用い、コロナ禍前後で長期欠席の要因がどのように変容したのかを分析する。具体的には、コロナ禍前（2019年度）とコロナ禍後（2023年度）の2時点間を対象として、Blinder-Oaxaca分解を実施する。本手法を用いることで、長期欠席率の上昇要因を、①児童生徒や世帯の属性分布の変化（構成要素：Endowment effect）によるものか、あるいは、②それらの属性が長期欠席確率に及ぼす影響力（構造要素：Coefficient effect）の変化によるものかに切り分けて評価することが可能となる。これにより、コロナ禍という大規模な社会的ショックが、既存の家庭環境や個人の性格特性と長期欠席との関係性をどのように変質させたのか、その構造的変化の解明を試みる。

Blinder-Oaxaca分解は、観察されるアウトカム（ Y ）の平均の差（ R ）を、属性（ X ）で説明される部分と、属性への貢献（ β ）で説明される部分に分け、それぞれの貢献部分を測定する。推定モデルは以下の(2)式である。

$$\begin{aligned} R &= E(Y_A) - E(Y_B) \\ &= E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \\ &= [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_B + E(X_B)' (\beta_A - \beta_B) + [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta_B) \end{aligned} \quad (2)$$

¹⁹ 令和5年度と同調査資料に基づく。

ここで A は After を示しコロナ後の 2023 年時点、B は Before でありコロナ前の 2019 年時点、Y は長期欠席であるかを示し、X は観測される属性、 β は係数を示す。観察される属性は、前節までに用いた説明変数を用いる。²⁰

表 7 は、Blinder-Oaxaca 分解によって得られた、2019 年度から 2023 年度にかけての長期欠席確率の変化要因を示している。上段は小学生、下段は中学生の推定結果である。

まず小学生について見ると、長期欠席確率は 2019 年度の 0.931% から 2023 年度には 2.226% へと、1.295 ポイント上昇している。この差分を、児童生徒および世帯の属性分布の変化に起因する「構成要素 (Endowment)」、各属性が欠席確率に及ぼす影響力 (重み) の変化に起因する「構造要素 (Coefficient)」、およびそれらの「交差要素 (Interactions)」に分解した。その結果、各要素の寄与度はそれぞれ 26.39%、61.15%、12.46% となり、増加要因の大部分が構造要素によって説明されることが明らかとなった。

中学生においても同様の傾向が確認された。長期欠席確率は 2019 年度の 1.811% から 2023 年度には 3.325% へと 1.514 ポイント上昇している。これを同様に分解したところ、構成要素の寄与が 19.07% であるのに対し、構造要素の寄与は 75.69% (交差要素は 5.24%) に達した。小中いずれのサンプルにおいても、構造要素の割合が極めて高いことが本分析の大きな特徴である。

以上の結果は、コロナ禍以降の長期欠席の急増が、児童生徒や家庭の属性そのものが変化した (例えば、急激に貧困層が増えた、あるいは性格特性が変化した) ことよりも、特定の属性を持つ児童生徒が以前よりも長期欠席に至りやすくなった、あるいは同じ環境下でも学校生活への適応が困難になったという「構造的な変容」を強く示唆している。

構造要素 (Coefficient) の内訳において、各変数が長期欠席確率の上昇にどの程度寄与したかを確認すると、特定の変数群において影響力の顕著な増大 (Share の拡大) が観察された。具体的には、国語および算数/数学の学力スコアが挙げられる。これに加え、非認知能力については、小学生では「勤勉性」、中学生では「外向性」「精神安定性」「開放性」において、欠席確率に対する影響度 (係数) がコロナ禍以降に増大したことが示された。これは、学力不振や特定の性格特性を持つ児童生徒が、コロナ禍という環境変化を経て、以前よりもさらに長期欠席に至りやすい状況 (脆弱性の顕在化) に置かれている可能性を示唆している。また、家庭環境や教育環境についても変化が見られる。小学生サンプルでは「クラスサイズ」の影響度が増大しており、過密な学習環境がコロナ禍以降の欠席リスクをより高めている可能性が伺える。兄弟属性 (末子の年齢、兄弟数) の影響力も高まっており、家庭環境の多層的な要因が欠席に及ぼす重要性が増している。対照的に、生活保護受給やひとり親世帯と

²⁰ ただし、時点の変化を問題とするため、説明変数から年ダミーは除いている。

いった経済的属性は、依然として長期欠席の強力な規定要因ではあるものの、コロナ禍前後でその「影響の程度（係数の大きさ）」自体には大きな変化は見られなかった。

一方で、構造要素の中で最大のシェアを占めているのは「定数項」である。これは、本モデルに投入した豊富な独立変数群を用いてもなお捕捉しきれない「社会全体に共通する構造変化」の影響が極めて大きいことを意味している。この定数項が捉えている「観察されない環境変化」として、主に以下の3点が考えられる。

第一に、デジタル環境の変容と生活・学習面への影響である。GIGA スクール構想による端末普及は、家庭内でのデバイス利用を常態化させた。これが夜間の長時間利用を誘発し、睡眠不足や朝起きられないといった生活リズムの乱れを招くとともに、授業への集中力低下や学習の遅れを増幅させた可能性がある。さらに、ICT 機器の操作に習熟できないことによる劣等感や、デジタル上での学習進捗の遅れが児童生徒の自信を喪失させ、結果として不登校を誘発した側面も無視できない。こうした端末利用に伴う不適応や学力不振は、対面での学校活動に対する心理的・身体的な障壁を相対的に高めたと考えられる。

第二に、コロナ禍を経た「学校観」の変容である。休校や分散登校の経験により、「毎日登校すべき」という強い社会規範が以前ほど絶対的なものではなくなった。このマクロな意識変容は、個別の家庭属性に関わらず一律に作用し、欠席を許容しやすい土壌を社会全体に形成したと考えられる。

第三に、家庭内の見守り環境の変化である。テレワーク等の普及により、親が在宅で子供に対応できるケースが増加した。これが、以前であれば無理にでも登校させていた状況において、「親が在宅で見守れるなら休ませてよい」という判断を容易にし、結果として欠席を選択する際の心理的ハードルを下げた可能性が推察される。以上の点から、巨大な定数項はモデルの不備を示すものではなく、既存のデータだけでは説明できないレベルで、『学校へ通うこと』への意識や環境が、根本から変わってしまったことを示しています。

尚、表7の結果はアンケート調査等に回答可能であった長期欠席者（1,699人）に限定されており、分析対象が比較的軽度の欠席者に偏っているというセレクション・バイアスの可能性が否定できない。この懸念を解消するため、5.4節と同様に調査未受験者を含む全サンプル（7,353人）を対象として、説明変数を一部限定した上での2時点間分解を改めて実施した。その結果、全サンプル分析においては家庭環境変数の寄与度に一定の増大が見られたものの、定数項（構造要素）の寄与が最大であるという主要な構造は、限定サンプルを用いた分析結果と完全に一致した。すなわち、欠席の重症度にかかわらず、変数化が困難なマクロな社会変容が欠席率上昇の主因であるという本研究の知見は、全長期欠席者に対して高い汎用性と頑健性を備えていると結論付けられる。

以上の分析をまとめると、コロナ禍における長期欠席率の上昇は、児童生徒の属性分布そ

のものの変化（構成要素）によるものではなく、主として学力、非認知能力、家庭環境、および学級規模が欠席確率に及ぼす影響力が増大したこと（構造要素）に起因している。ただし、これら個別変数の変化以上に、定数項に象徴される、測定困難な環境的・社会的な構造変化が欠席行動に及ぼした影響も無視できない。

5.7. ディスカッション

本章で行った分析結果の要点を総括すると、以下の通りである。まず、他の要因を一定に制御しても、ひとり親世帯や生活保護受給世帯といった家庭環境、および過去の算数/数学スコアの低さは、長期欠席確率と有意な正の相関を示した。特に生活保護世帯であることの数量的な影響が最も大きい点は特筆に値する。非認知能力（BIG5）との関連については、外向性、協調性、勤勉性、および精神安定性が低い児童生徒ほど長期欠席確率が高く、対照的に開放性が高いほど欠席確率が高まるという結果が得られた。

さらに、これらの属性を制御した上でも、長期欠席確率は経年的に上昇する傾向にあることが確認された。家庭内の詳細な属性を検討した結果、末子の低年齢化、兄弟数の少なさ、および兄弟に長期欠席者が存在することが、本人の欠席確率を有意に高める要因となっていた。加えて、身体的指標である肥満度も、長期欠席と正の相関を有している。また、長期欠席の背景要因は欠席理由によって明確に異なり、さらにコロナ禍前後を比較した分解分析からは、児童生徒の属性分布の変化よりも、それら属性が欠席に及ぼす「影響の強さ（構造要素）」が変容したことが、近年の欠席率上昇の主因であると判明した。

文部科学省の「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」によれば、コロナ禍における長期欠席者の増加には、「病欠」と「不登校」の双方が影響している。病欠の増加については、生活リズムの乱れによる起立性調節障害の発症や、環境変化に伴う発達障害の特性の顕在化が主な要因として挙げられる。また、感染回避や軽微な身体症状（微熱や咳など）が正当な欠席理由として社会的に容認されたことで、欠席に対する心理的障壁が低下したことも背景にあると考えられる。不登校については、学業不振や生活リズムの不調を理由とした欠席が増加している。この背景には、断続的な休校による学習の連続性の断絶や、ICTを活用した学習環境下での自己管理能力（非認知能力）の格差が存在すると推察される。

これらの背景と本研究の Blinder-Oaxaca 分解の分析結果との関連を考察する。コロナ禍以降、学力や非認知能力が長期欠席に与える影響力が強まった一因として、登校に関する社会的規範の変容が考えられる。以前は、学業成績が振るわない場合でも、「登校は当然の義務である」という強い規範意識によって出席が維持されていた。しかし、コロナ禍を経てこの規範が緩和された。その結果、学習面での劣等感を抱える児童生徒や、非認知能力が十分に

はなく集団生活に困難を感じていた児童生徒にとって、「欠席」という回避行動を選択する心理的ハードルが大幅に低下した可能性がある。

一方、非認知能力の一つである「開放性」と長期欠席との間には正の相関が推定された。この理由として2つの仮説が考えられる。第1の仮説は、開放性の高い児童生徒は知的自律性が高く、学校外のより教育的効果の高い学習方法や場所を主体的に選択したというものである。実際、福良・中地（2022）は大学生の不登校と性格的特性との関連性を調べた結果、開放性が高くかつ自分より優れていると考えている学生は登校を回避しようとする感情が高く、一方開放性は高いが行動に積極性がない学生は登校回避行動とプラスの相関があったという結果が出ている。第2の仮説は、高い知的好奇心や独自性を持つ児童生徒が、協調性や一律性を重視する日本の学校システムに適合できず、学校への不適応や教師との関係悪化を通じて長期欠席に至ったというものである。

この第2の仮説（不適応説）を検証するため、「尼っこ調査」から「学校に行くのが楽しい」および「今まで教えてもらった学校の先生は、自分のことをみとめてくれていたと思う。」に関する質問項目への回答を抽出し、これらを被説明変数として式(1)と同様のモデルで推定を行った（図3および図4）。分析の結果、開放性の係数は正で統計的に有意であり、開放性が高い児童生徒ほど学校生活を肯定的に捉え、教師からも認められていると感じている傾向が示された。これは、開放性の高さが学校環境とのミスマッチを引き起こしているという第2の仮説とは矛盾し、第1の仮説を支持する結果となっている。

ただし、本分析における被説明変数（学校の楽しさ、教師による承認）は、長期欠席と同年度の調査結果であるため、解釈には注意が必要である。すなわち、開放性の高い生徒がこれらのポジティブな認識を持つことが欠席の原因となっているのか、あるいは欠席していない状態が良好な学校認識をもたらしているのかという逆因果の可能性（内生性）を完全に排除できない。したがって、本結果はあくまで開放性の高さが必ずしも学校への不適応を直結させないという相関関係の一側面を示すものであり、因果関係の特定については慎重な解釈が求められる。

小学生においてのみクラスサイズの影響が強まった背景には、教員の業務負担増が考えられる。コロナ禍以降、消毒や検温、黙食指導に加え、GIGAスクール構想による端末管理など、学級担任に求められるタスクが急増した。特に教科担任制の中学校と比較して、学級担任制の小学校ではその負担が集中しやすい。さらに、文部科学省の「通常の学級に在籍する特別な教育的支援を必要とする児童生徒に関する調査（2022年）」によれば、通常学級において学習面や行動面で著しい困難を示す児童生徒の割合は、小学校で10.4%、中学校で5.6%に達している。こうした支援を要する児童生徒の増加も、担任が個々の児童生徒に十分に向き合う余裕を奪う要因となっており、結果としてクラスサイズが欠席に与える影響

を増大させている可能性がある。

また、長期欠席の規定要因がその理由によって明確に異なるという点は、政策的に極めて重要な意味を持つ。表 6 の理由別推定結果から、家事都合による欠席の背景には、児童個人の資質ではなく家庭の経済的要因が強く作用していることが示された。さらに表 5 の遷移確率(年推移行列)に注目すると、前年度に家事都合を理由として長期欠席した児童生徒は、次年度には「不登校」へと移行する蓋然性が高い。家事都合による長期欠席は、全欠席理由の 14.6%と決して多数派ではないものの、図 2 が示す通り、小学校 1 年生から 3 年生の低学年段階で特に顕著に見られる。これらの知見を統合すると、本稿の主要な分析対象(小 4 以上)よりも早い段階、すなわち低学年時からの親の経済状況に対する支援が、その後の不登校化を未然に防ぐための重要な介入ポイントであることが浮き彫りとなる。最後に、病欠を理由とする長期欠席において家庭環境要因が有意であった点、および「尼っこ調査」未受験者を含む全サンプル分析(表 4(5), (6))において家庭環境の影響力がより強固に計測された点を考慮すれば、家庭環境が欠席行動に及ぼす負の影響は、従来の分析以上に深刻であると捉えるべきであろう。

6. 結論

本稿では、2019 年度から 2023 年度までの兵庫県尼崎市における行政マイクロデータおよび「尼っこ調査」を結合した独自のパネルデータを用い、長期欠席の要因とコロナ禍以降の構造的変化を多角的に分析した。本研究の出発点は、近年の長期欠席率の急増という深刻な社会課題に対し、児童生徒の資質、家庭の経済状況、およびコロナ禍という外部ショックがいかに複合的に作用しているかを解明することにあった。

分析の結果、学力や非認知能力が長期欠席に与える影響には顕著な特徴が見られた。特に算数/数学スコアの低さは、国語と比較して欠席リスクと強い相関を有しており、積み上げ型教科における学習遅滞の解消が欠席予防の鍵となることが示唆された。また非認知能力については、外向性、協調性、勤勉性や精神的安定性の低さが欠席を促す一方で、「開放性」の高い児童生徒が日本の学校システムにおいて高い欠席リスクに晒されているという「逆説」を提示した。さらに、長期欠席を理由別に分けることで、不登校が主に個人の性格特性に起因する一方で、家事都合による欠席は個人の資質とは無関係に、純粋な経済的困窮(生活保護やひとり親世帯)によって引き起こされている実態を浮き彫りにした。特に低学年時における家事都合欠席が、その後の不登校化への先行指標となっている事実は、早期の経済的支援が不登校対策として極めて有効であることを示唆している。

本稿の最大の貢献は、Blinder-Oaxaca 分解を用いることで、コロナ禍以降の長期欠席の急

増が児童生徒の属性分布の変化によるものではなく、特定の属性が欠席に及ぼす「影響力の増大」という構造的変化に起因することを突き止めた点にある。これは、コロナ禍という環境激変が、学力不振や性格的特性、あるいは家庭環境に課題を抱える児童生徒の脆弱性を顕在化させ、適応困難を加速させたことを意味している。同時に、モデルの定数項が大きな寄与を示したことは、個別属性を超えたマクロな社会変容が欠席行動に及ぼした影響の大きさを物語っている。

本研究の分析結果は、現在の長期欠席対策を再構築する上で、下記の4つの具体的な指針を提示している。第一は、介入タイミングの抜本的な早期化である。図2が示す通り、長期欠席の問題は小学校1年次において既に顕著化しており、これはGottfried (2014), Soma et al. (2025) 等が指摘する「早期介入の重要性」を裏付けている。したがって、高学年や中学校での対応に依存する現在の体制を改め、就学時健康診断や入学直後の出席状況モニタリングを起点とした早期警戒システムを構築し、低学年層へのプッシュ型支援を強化することが、将来の学力不振や中退を防止する上で不可欠である。

第二に、学習面からのアプローチ、特に算数・数学に特化した支援の重要性が挙げられる。算数・数学のスコアと欠席リスクの間に強い負の相関が見られたことは、この教科特有の「積み上げ型」の性質が、一度の遅れを致命的な学習意欲の減退や学校回避へと繋げている可能性を示唆している。このため、放課後学習支援事業やICT教材を活用した学び直しプログラムにおいて、算数・数学の未習得事項を重点的に補完する体制を整えることは、単なる学力向上に留まらず、長期欠席の予防と再登校支援における極めて有効な介入手段となり得る。

第三に、欠席の理由や背景に応じた支援 (Targeted Intervention) の展開が求められる。例えば、家事都合による欠席が目立つ児童生徒に対しては、就学援助制度の拡充や周知徹底といった経済的支援が優先されるべきである。一方で、不登校や病欠を理由とする場合には、性格特性や学業不振が複雑に絡み合っていることが多いため、スクールカウンセラー (SC) による心理的ケアと、フリースクール等の多様な学びの場の保障をセットで提供する必要がある。

最後に、長期欠席の背景には本人の特性だけでなく、ひとり親世帯の困窮やヤングケアラー、不規則な生活習慣といった「家庭の構造的な課題」が複雑に絡み合っている。こうした学校の枠組みだけでは解決が難しい課題に対しては、スクールソーシャルワーカー (SSW) を核とし、福祉や労働といった他部局と連携する多職種によるアウトリーチ体制の構築が求められる。専門職が家庭の状況に寄り添い、生活相談や保護者への就労支援までを見据えた「包括的な個別支援」を形にすることこそが、困難に直面する子供たちの教育機会を実質的に支えることにつながる。

今後の課題としては、本モデルで捕捉しきれなかった定数項に含まれる要因、すなわち学級内の人間関係の質や学校文化といった組織的要因の解明が挙げられる。また、本稿で示唆された低学年時の経済支援の有効性をさらに検証するため、より低次学年を含む長期的な追跡調査と、クラスサイズや教員の特性を含めた多層的な分析が求められる。本稿が提示した、学力・性格・経済という多重的な視点に基づく知見が、より柔軟で個別最適化された教育支援体制の構築に寄与することを期待したい。

参考文献

- Amagasaki City (2025) “Population of Amagasaki City”,
https://www.city.amagasaki.hyogo.jp/_res/projects/default_project/page/001/041/163/25.4.pdf
(in Japanese).
- Aucejo Esteban M., and Teresa Foy Romano (2016) “Assessing the effect of school days and absences on test score performance”, *Economics of Education Review*, 55, 70–87.
- Australian Curriculum, “Assessment and Reporting Authority (2025) National Report on Schooling in Australia 2025”, <https://www.acara.edu.au/reporting/national-report-on-schooling-in-australia/student-attendance> (accessed on 26 December 2025).
- Balkis Murat, Arslan Gökmen, and Duru Erdinç (2016) “The School Absenteeism among High School Students: Contributing Factor”, *Educational Sciences: Theory and Practice*, 16(6), 1819-1831.
- Blinder Alan (1973) “Wage discrimination: Reduced form and structural estimates”, *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Blanden Jo, Matthias Doepke, and Jan Stuhler (2023) “Educational inequality”, *Handbook of the Economics of Education*, 6, 405–497.
- Cattan Sarah, Daniel A. Kamhöfer, Martin Karlsson, and Therese Nilsson (2023) “The long-term effects of student absence: Evidence from Sweden”, *The Economic Journal*, 133(650), 888–903.
- CBC News (2025) “Reported illnesses have tripled in some school districts. Experts say mental health is a factor”, <https://www.cbc.ca/news/canada/school-absences-illness-mental-health-9.6988661> (accessed on 26 December 2025).
- Chang Hedy N. and Mariajose Romero (2008) “The Critical Importance of Addressing Chronic Absence in the Early Grades”, National Center for Children in Poverty
- Chetty Raj, John N. Friedman, Nathaniel Hilger, Emmanuel Saez, Diane Whitmore Schanzenbach, and Danny Yagan (2011) “How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project Star”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1593–1660.

- Deming J. David (2017) “The growing importance of social skills in the labor market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1593–1640.
- Department for Education England (2025) “Autumn and spring term 2024/25 Pupil absence in schools in England”, <https://explore-education-statistics.service.gov.uk/find-statistics/pupil-absence-in-schools-in-england/2024-25-autumn-and-spring-term> (accessed on 26 December 2025).
- Edin Per-Anders, Peter Fredriksson, Martin Nybom, and Björn Öckert (2022) “The rising return to noncognitive skill”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 14 (2), 78–100.
- Gosling Samuel D, Peter J. Rentfrow, and William B. Swann Jr. (2003) “A very brief measure of the Big-Five personality domains”, *Journal of Research in Personality*, 37, 504–528.
- Gennetian A. Lisa, Christopher Rodrigues, Heather D. Hill, and Pamela A. Morris (2018) “Income level and volatility by children’s race and Hispanic ethnicity”, *Journal of Marriage and Family*, 81(1), 204–229.
- Goodman Joshua (2014) “Flaking out: Student absences and snow days as disruptions of instructional time”, *Working paper no. w20221, National Bureau of Economic Research*.
- Gottfried Michael A. (2010) “Evaluating the Relationship Between Student Attendance and Achievement in Urban Elementary and Middle Schools: An Instrumental Variables Approach”, *American Educational Research Journal*, 47(2), 434-465.
- Gottfried Michael A. (2011) “The Detrimental Effects of Missing School: Evidence from Urban Siblings”, *American Educational Research Journal*, 117 (2), 147–182.
- Gottfried Michael A. (2014) “Chronic Absenteeism and Its Effects on Students’ Academic and Socioemotional Outcomes”, *Journal of Education for Students Placed at Risk (JESPAR)*, 19(2), 53-75.
- Gubbels Jeanne, Claudia E. van der Put, and Mark Assink (2019) “Risk factors for school absenteeism and dropout: A meta-analytic review”, *Journal of Youth and Adolescence*, 48(9), 1637–1667.
- Inoue Atsushi and Tanaka Ryuichi (2024) “The rank of socioeconomic status within a class and the incidence of school bullying and school absence”, *Economics of Education Review*, 101, 102545.
- Janssen Ian, Wendy M. Craig, William F. Boyce, and William Pickett (2004) “Associations between overweight and obesity with bullying behaviors in school-aged children”, *Pediatrics*, 113, 1187–1194
- Lee Sun Youn and Ohtake Fumio (2018) “Is being agreeable a key to success or failure in the labor market?”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 49, 8–27.
- Lee Sun Youn, Ito Takahiro, Kubota Kohei and Ohtake Fumio (2021) “Reciprocal and prosocial tendencies cultivated by childhood school experiences: School uniforms and the related economic

- and political factors in Japan”, *International Journal of Educational Development*, 83, 1–13.
- Lee Sun Youn, Sasaki Shusaku, and Ohtake Fumio (2024) “Wearing school uniforms in childhood linked with wearing anti-COVID-19 masks in adulthood: An instrumental variable approach”, *Education Economics*, 1–19.
- Liu Jing, Monica Lee, and Seth Gershenson (2021) “The short- and long-run impacts of secondary school absences”, *Journal of Public Economics*, 199.
- Lounsbury John W., Robert P. Steel, James M. Loveland, and Lucy W. Gibson (2004) “An Investigation of Personality Traits in Relation to Adolescent School Absenteeism”, *Journal of Youth and Adolescence*, 33 (5), 457–466.
- Malkus Nat (2025) “Lingering absence in public schools tracking post-pandemic chronic absenteeism into 2024”, *American Enterprise Institute*.
- Nakamuro Makiko (2017) “The effect of class size reduction on bullying, violent behavior, and school refusal”, *RIETI Discussion Paper Series*, 17-J-014.
- NL Times (2025) “Dutch school absenteeism hits record high as thousands miss classes or aren’t enrolled”, <https://nltimes.nl/2025/12/20/dutch-school-absenteeism-hits-record-high-thousands-miss-classes-arent-enrolled> (accessed on 26 December 2025).
- Oaxaca Ronald. (1973) “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (2023) *PISA 2022 Results Learning During – and From – Disruption. Volume II*.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (2016) “How is learning time organised in primary and secondary education?”, *Education Indicators in Focus*, 38, OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5jm3tqsm1kq5-en> (accessed on 26 December 2025).
- Oshio Atsushi, Shingo Abe, Pino Cutrone, and Samuel D. Gosling (2014) “Further Validity of the Japanese Version of the Ten Item Personality Inventory (TIPI-J)”, *Journal of Individual Differences*, 35(4), 236–244.
- Rumberger Russell W. (1995) “Dropping Out of Middle School: A Multilevel Analysis of Students and Schools”, *American Educational Research Journal*, 32(3), 583-625.
- Soma Yuki, Yu Ogasawara and Hiromi Kobayashi (2025) “Early Predictors of School Absenteeism in First-Grade Children: A Multidimensional Longitudinal Study in Japan”, *Children*, 12(9), 1265.
- Sosu M. Edward, Dare Shadrach, Goodfellow Claire, and Klein Markus (2021) “Socioeconomic status and school absenteeism: A systematic review and narrative synthesis”, *Review of Education*, 9(3), 1–28.

- Tanaka Ryuichi and Atsuyoshi Morozumi (2021) “Additional teacher allocation and problematic behavior of students: A role of households’ economic environment”, *JCER Economic Journal*, 79, 93–126 (in Japanese).
- U.S. Department of Education (2025) “Chronic absenteeism supporting student attendance and combatting chronic absenteeism in our nation’s schools”, <https://www.ed.gov/teaching-and-administration/supporting-students/chronic-absenteeism> (accessed on 26 December 2025).
- Yamamoto Hiroki (2008) “Issues concerning official statistics on school refusal: Verification of regional disparities using the five-number summary and examination of alternatives”, *The Journal of Educational Sociology*, 83 (in Japanese).
- Yamamura Eiji (2011) “The role of social trust in reducing long-term: School refusal and forming human capital in Japan”, *Economics of Education Review*, 30(2), 380–389.
- 青木栄一・遊佐賢・後藤武俊（2020）文部科学省「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」個票データの二次分析、東北大学大学院教育学研究科研究年報
- 青木栄一・遊佐賢・後藤武俊（2021）進級時の学級規模拡大による不登校の変動—文部科学省「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」「学校基本調査」個票データ二次分析—、東北大学大学院教育学研究科研究年報
- 伊藤大幸・浜田恵・村山恭朗・高柳伸哉・野村和代・明翫光宣・辻井正次（2017）クラスサイズと学業成績および情緒的・行動的問題の因果関係—自然実験デザインとマルチレベルモデルによる検証、教育心理学研究
- 小塩 真司, 阿部 晋吾, Pino Cutrone (2012) 「日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み」パーソナリティ研究 (2012) 21 巻 1 号 p. 40-52
- 梶原豪人（2021）なぜ貧困家庭の子どもは不登校になりやすいのか—不登校生成モデルを用いた実証研究—、教育社会学研究
- 須藤康介（2024）家庭環境が子供の不登校経験に与える影響—「福祉」の問題としての不登校の実証的検討—、明星大学研究紀要
- 日下田岳史・末富 芳（2013）中学生の長期欠席に対する学校教育政策および教職員政策の影響、国立教育政策研究所紀要 第 142 集
- 中室牧子（2017）少人数学級はいじめ・暴力・不登校を減らすのか、RIETI Discussion Paper Series 17-J-014
- 日下田岳史・末富芳（2013）中学生の長期欠席に対する学校教育政策および教職員政策の影響—地方自治体質問紙を用いた分析—、国立教育政策研究所紀要
- 福良 傑・中地 展生（2022）性格特性および一般性自己効力感と不登校傾向との関連

—大学生サンプルを対象として— 帝塚山大学心理科学論集 2022年 第5号 pp. 45-52

保坂亨（1996）長期欠席と不登校の追跡調査研究、教育心理学研究

保坂亨（2009）『“学校を休む” 児童生徒の欠席と教員の休職』、学事出版株式会社

保坂亨（2024）『学校と日本社会と「休むこと」—「不登校問題」から「働き方改革」まで』、
東京大学出版会

保坂亨・重歩美（2023）長期欠席（不登校）は増加したのか？—「児童生徒の問題行動・不
登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果」について—、千葉大学教育実践研究

山本宏樹（2008）不登校公式統計をめぐる問題：五数要約法による都道府県較差の検証と
代替案の吟味、教育社会学研究 83

図表

表 1. 記述統計（2019-2023 年度、全サンプル、学校種別・長欠別）

小学生	(1) 小5-6 長欠以外			(2) 小5-6 長欠		
	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差
長欠ダミー	31,478	0.000	0.000	426	1.000	0.000
前年 学力 (偏差値 国語)	31,010	5.007	0.996	359	4.580	1.169
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	31,012	5.009	0.994	361	4.414	1.193
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	30,766	5.002	1.000	353	4.815	0.970
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	30,766	5.005	0.998	353	4.686	1.068
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	30,761	5.004	0.999	354	4.715	0.989
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	30,762	5.003	1.000	353	4.791	0.926
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	30,734	4.999	1.000	354	5.020	0.994
準要保護ダミー	31,478	0.156	0.363	426	0.256	0.437
生活保護ダミー	31,478	0.020	0.141	426	0.101	0.302
女性ダミー	31,478	0.496	0.500	426	0.465	0.499
ひとり親世帯ダミー	31,478	0.153	0.360	426	0.362	0.481
兄弟で一番下の子どもの年齢	31,478	9.297	2.892	426	9.453	3.226
長子ダミー	31,478	0.358	0.479	426	0.261	0.439
兄弟姉妹数	31,478	2.293	0.881	426	2.345	1.100
兄弟姉妹長欠ダミー (100 倍)	31,478	1.963	13.87	426	35.92	48.03
前年 テレビ時間 (時間/日)	30,794	1.676	0.934	352	1.491	1.043
前年 勉強時間 (時間/日)	30,860	1.170	0.843	355	0.932	0.869
前年 ゲーム時間 (時間/日)	30,894	1.341	1.007	355	1.731	1.042
前年 肥満気味ダミー	31,027	0.080	0.272	389	0.093	0.290
前年 肥満ダミー	31,027	0.053	0.224	389	0.111	0.314
前年 自宅の本の冊数(100 冊単位)	31,009	0.998	0.698	360	0.861	0.690
クラスサイズ (0.1 倍)	31,478	3.279	0.410	426	3.279	0.412
クラスの長欠割合	31,478	0.037	0.038	420	0.052	0.045

中学生	(1) 中1-2 長欠以外			(2) 中1-2 長欠		
	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差
長欠ダミー	26,749	0.000	0.000	657	1.000	0.000
前年 学力 (偏差値 国語)	26,441	4.977	0.971	584	4.490	1.102
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	26,441	4.968	0.952	582	4.344	1.080
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	26,238	4.996	0.997	571	4.800	1.020
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	26,234	5.014	0.993	572	4.729	1.055
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	26,248	4.998	0.993	570	4.699	1.014
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	26,235	5.000	0.995	571	4.768	1.009
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	26,237	4.976	0.997	569	5.062	1.032
準要保護ダミー	26,749	0.169	0.375	657	0.280	0.449
生活保護ダミー	26,749	0.023	0.150	657	0.085	0.279
女性ダミー	26,749	0.491	0.500	657	0.536	0.499
ひとり親世帯ダミー	26,749	0.172	0.377	657	0.393	0.489
兄弟で一番下の子どもの年齢	26,749	11.162	3.109	657	10.778	3.538
長子ダミー	26,749	0.367	0.482	657	0.387	0.487
兄弟姉妹数	26,749	2.298	0.875	657	2.317	1.017
兄弟姉妹長欠ダミー (100 倍)	26,749	1.245	11.09	657	28.01	44.94
前年 テレビ時間 (時間/日)	26,401	1.673	0.932	577	1.483	1.084
前年 勉強時間 (時間/日)	26,406	1.146	0.801	579	0.907	0.849
前年 ゲーム時間 (時間/日)	26,410	1.528	1.028	579	1.882	1.059
前年 肥満気味ダミー	26,514	0.072	0.258	637	0.102	0.303
前年 肥満ダミー	26,514	0.047	0.211	637	0.102	0.303
前年 自宅の本の冊数(100 冊単位)	26,445	0.966	0.743	584	0.978	0.775
クラスサイズ (0.1 倍)	26,749	3.631	0.227	657	3.627	0.247
クラスの長欠割合	26,749	0.089	0.050	656	0.096	0.051

表 2. 長期欠席の決定要因

	(1)		(2)		(3)
	全体 (小 5-中 2)		小 5-6		中 1-2
前年 学力 (偏差値 国語)	-0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		-0.002 (0.001) *
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	-0.008 (0.001) ***		-0.005 (0.001) ***		-0.010 (0.001) ***
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	-0.003 (0.001) ***		-0.002 (0.001) **		-0.005 (0.001) ***
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	-0.003 (0.001) ***		-0.002 (0.001) ***		-0.003 (0.001) ***
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	-0.001 (0.001) **		-0.001 (0.001)		-0.002 (0.001) **
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	-0.002 (0.001) ***		-0.002 (0.001) ***		-0.003 (0.001) **
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	0.003 (0.001) ***		0.001 (0.001)		0.004 (0.001) ***
準要保護ダミー	0.001 (0.002)		0.002 (0.002)		0.000 (0.004)
生活保護ダミー	0.031 (0.008) ***		0.033 (0.010) ***		0.029 (0.013) **
女性ダミー	0.002 (0.001)		-0.002 (0.001)		0.006 (0.002) ***
ひとり親世帯ダミー	0.016 (0.002) ***		0.010 (0.003) ***		0.022 (0.004) ***
クラスサイズ	0.003 (0.002)		0.005 (0.002) **		-0.002 (0.005)
2020 年ダミー	-0.006 (0.002) ***		-0.005 (0.002) **		-0.007 (0.003) **
2021 年ダミー	-0.003 (0.002) *		-0.003 (0.002)		-0.003 (0.003)
2022 年ダミー	0.002 (0.002)		0.000 (0.002)		0.004 (0.004)
2023 年ダミー	0.015 (0.002) ***		0.015 (0.003) ***		0.016 (0.004) ***
学校ダミー	Y		Y		Y
学年ダミー	Y		Y		Y
観測数	57,604		31,009		26,595
決定係数	0.02		0.02		0.02

注：括弧の中の数値は標準誤差、***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。

表 3. 長期欠席の決定要因（属性追加）

	家族構成+時間データ追加			肥満データ追加			本データ追加			クラスの長欠割合追加						
	(1) 全体	(2) 小 5-6	(3) 中 1-2	(4) 全体	(5) 小 5-6	(6) 中 1-2	(7) 全体	(8) 小 5-6	(9) 中 1-2	(10) 全体	(11) 小 5-6	(12) 中 1-2				
前年 学力 (偏差値 国語)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	**	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	**	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	**	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	**
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	-0.006 (0.001)	*** (0.001)	-0.004 (0.001)	***	-0.007 (0.001)	***	-0.005 (0.001)	***	-0.004 (0.001)	***	-0.007 (0.001)	***	-0.005 (0.001)	***	-0.004 (0.001)	***
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	-0.002 (0.001)	*** (0.001)	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.001 (0.001)	**
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	-0.003 (0.001)	*** (0.001)	-0.002 (0.001)	***	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	*	-0.001 (0.001)	*	-0.002 (0.001)	*	-0.001 (0.001)	*	-0.002 (0.001)	*	-0.001 (0.001)	*	-0.001 (0.001)	*
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	-0.002 (0.001)	*** (0.001)	-0.001 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.001 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	0.002 (0.001)	*** (0.001)	0.001 (0.001)	***	0.003 (0.001)	***	0.002 (0.001)	***	0.003 (0.001)	***	0.002 (0.001)	***	0.003 (0.001)	***	0.001 (0.001)	***
準要保護ダメー	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)		-0.001 (0.002)		-0.002 (0.003)		-0.001 (0.002)		-0.002 (0.003)		-0.001 (0.002)		-0.002 (0.003)	
生活保護ダメー	0.016 (0.007)	** (0.009)	0.019 (0.011)	**	0.014 (0.008)	**	0.022 (0.009)	**	0.016 (0.008)	**	0.021 (0.011)	**	0.010 (0.008)	*	0.020 (0.009)	**
女性ダメー	0.003 (0.001)	** (0.001)	-0.001 (0.002)	**	0.003 (0.001)	**	-0.001 (0.002)	**	0.007 (0.001)	***	0.003 (0.002)	**	0.008 (0.001)	***	0.003 (0.001)	**
ひとり親世帯ダメー	0.012 (0.002)	*** (0.003)	0.007 (0.003)	**	0.018 (0.002)	***	0.012 (0.003)	**	0.018 (0.002)	***	0.019 (0.003)	***	0.013 (0.002)	***	0.006 (0.003)	**
兄弟で一番下の子どもの年齢	-0.001 (0.000)	*** (0.000)	-0.001 (0.000)	*	-0.002 (0.000)	***	-0.001 (0.000)	*	-0.002 (0.000)	***	-0.001 (0.000)	*	-0.002 (0.000)	***	-0.001 (0.000)	*
長子ダメー	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.002)	*		-0.001 (0.002)	*	-0.002 (0.002)	*	-0.001 (0.002)	*	-0.002 (0.002)	*	-0.001 (0.002)	*	-0.004 (0.002)	**
兄弟姉妹数	-0.005 (0.001)	*** (0.001)	-0.003 (0.001)	***	-0.007 (0.001)	***	-0.003 (0.001)	**	-0.007 (0.001)	***	-0.003 (0.001)	**	-0.007 (0.001)	***	-0.005 (0.001)	***
兄弟姉妹長欠ダメー (100 倍)	0.002 (0.000)	*** (0.000)	0.002 (0.000)	***	0.003 (0.000)	***	0.002 (0.000)	***	0.003 (0.000)	***	0.002 (0.000)	***	0.003 (0.000)	***	0.001 (0.000)	***
前年 テレビ時間 (時間/日)	-0.002 (0.001)	*** (0.001)	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**	-0.003 (0.001)	***	-0.002 (0.001)	**
前年 勉強時間 (時間/日)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)		-0.001 (0.001)		-0.002 (0.001)		-0.001 (0.001)		-0.002 (0.001)		-0.001 (0.001)		-0.002 (0.001)	
前年 ゲーム時間 (時間/日)	0.003 (0.001)	*** (0.001)	0.001 (0.001)	*	0.004 (0.001)	***	0.002 (0.001)	*	0.003 (0.001)	***	0.001 (0.001)	*	0.004 (0.001)	***	0.001 (0.001)	*
前年 肥満気味ダメー					0.001 (0.001)		0.000 (0.001)		0.002 (0.001)		0.001 (0.001)		0.002 (0.001)		0.001 (0.001)	
前年 肥満ダメー					0.002 (0.003)	***	0.003 (0.005)	***	0.004 (0.010)	***	0.003 (0.018)	***	0.004 (0.010)	***	0.003 (0.018)	***
前年 自宅の本の冊数					0.011 (0.003)		0.005 (0.005)		0.018 (0.005)	***	0.010 (0.003)	***	0.005 (0.005)	**	0.010 (0.003)	***
クラスの長欠割合							0.002 (0.001)	***	0.003 (0.001)	***	0.003 (0.001)	**	0.002 (0.001)	***	0.000 (0.001)	**
クラスサイズ (0.1 倍)	0.004 (0.002)	*	0.005 (0.002)	**	-0.001 (0.005)	*	0.003 (0.002)	*	0.000 (0.005)	*	0.003 (0.002)	*	0.000 (0.005)	*	0.003 (0.002)	*
2020 年ダメー	-0.005 (0.002)	*** (0.002)	-0.004 (0.003)	**	-0.007 (0.002)	***	-0.004 (0.003)	**	-0.006 (0.002)	***	-0.004 (0.003)	**	-0.006 (0.003)	***	-0.004 (0.002)	**
2021 年ダメー	-0.004 (0.002)	** (0.002)	-0.004 (0.002)	*	-0.003 (0.002)	**	-0.004 (0.002)	*	-0.003 (0.002)	**	-0.004 (0.002)	*	-0.003 (0.003)	***	-0.004 (0.002)	**
2022 年ダメー	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.003)		-0.001 (0.002)		-0.003 (0.003)		0.002 (0.002)		-0.001 (0.003)		0.002 (0.003)		-0.002 (0.002)	*
2023 年ダメー	0.011 (0.002)	*** (0.003)	0.012 (0.003)	***	0.011 (0.002)	***	0.012 (0.003)	***	0.011 (0.003)	***	0.012 (0.003)	***	0.011 (0.003)	***	0.010 (0.002)	***
学年ダメー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
学校ダメー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
観測数	57,323	30,818	26,505	56,889	30,527	26,362	56,858	30,524	26,334	56,825	30,503	26,322	56,825	30,503	26,322	56,822
決定係数	0.07	0.06	0.09	0.08	0.07	0.09	0.07	0.07	0.09	0.07	0.06	0.09	0.07	0.06	0.09	0.07

注：括弧の中の数値は標準誤差、***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。

表4. 尼っ子調査受験者のみの場合と尼っ子調査を受験していない長期欠席者のサンプルを含んだ場合の結果の比較

	尼っ子受験者		尼っ子受験者		尼っ子受験者+長欠者	
	(1) 小 5-6	(2) 中 1-2	(3) 小 5-6	(4) 中 1-2	(5) 小 5-6	(6) 中 1-2
前年 学力 (偏差値 国語)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)				
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	-0.004 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)				
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	-0.001 ** (0.001)	-0.003 ** (0.001)				
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	-0.002 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)				
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)				
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	-0.001 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)				
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	0.001 (0.001)	0.003 *** (0.001)				
準要保護ダミー	0.000 (0.002)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.002)	0.002 (0.003)	0.003 (0.004)	0.011 (0.007)
生活保護ダミー	0.020 ** (0.009)	0.009 (0.011)	0.023 ** (0.010)	0.025 ** (0.012)	0.081 *** (0.016)	0.114 *** (0.016)
女性ダミー	-0.001 (0.001)	0.008 *** (0.002)	-0.001 (0.001)	0.004 * (0.002)	0.000 (0.002)	0.004 (0.004)
ひとり親世帯ダミー	0.006 ** (0.003)	0.019 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)	0.023 *** (0.004)	0.029 *** (0.006)	0.063 *** (0.007)
兄弟で一番下の子どもの年齢	-0.001 ** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.002 *** (0.001)	-0.002 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)
長子ダミー	-0.004 ** (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.006 ** (0.003)	-0.011 *** (0.003)	-0.037 *** (0.004)
兄弟姉妹数	-0.003 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.008 *** (0.001)	-0.011 *** (0.002)	-0.021 *** (0.003)
兄弟姉妹長欠ダミー (100 倍)	0.001 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	0.006 *** (0.000)
前年 テレビ時間 (時間/日)	-0.002 ** (0.001)	-0.002 * (0.001)				
前年 勉強時間 (時間/日)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)				
前年 ゲーム時間 (時間/日)	0.001 * (0.001)	0.004 *** (0.001)				
前年 肥満気味ダミー	0.000 (0.003)	0.002 (0.004)				
前年 肥満ダミー	0.004 (0.003)	0.017 *** (0.005)				
前年 自宅の本の冊数	0.000 (0.001)	0.003 ** (0.001)				
クラスの長欠割合	0.044 (0.027)	0.001 (0.025)	0.054 * (0.031)	-0.019 (0.022)	0.041 (0.044)	-0.162 ** (0.065)
クラスサイズ (0.1 倍)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.002)	0.000 (0.006)	0.006 * (0.004)	-0.022 * (0.012)
2020 年ダミー	-0.004 ** (0.002)	-0.006 * (0.003)	-0.003 * (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.005)
2021 年ダミー	-0.004 ** (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.004 ** (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.009 (0.007)
2022 年ダミー	-0.004 * (0.002)	0.001 (0.003)	-0.004 (0.002)	0.004 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.023 ** (0.008)
2023 年ダミー	0.009 *** (0.002)	0.010 ** (0.004)	0.011 *** (0.002)	0.017 *** (0.004)	0.015 *** (0.004)	0.028 *** (0.009)
学年ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
学校ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
観測数	30,503	26,322	31,872	27,386	32,640	29,285
決定係数	0.06	0.09	0.07	0.10	0.18	0.23

注：括弧の中の数値は標準誤差、***は1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

表 5 理由別長期欠席の推移

昨年の長欠理由	観測数	今年度長欠理由(人数)			病欠
		事故欠 不登校	事故欠 家事都合	事故欠 その他	
事故欠不登校	1,536	1,265	92	2	168
事故欠家事都合	543	212	236	6	77
事故欠その他	41	5	9	25	2
病欠	1,125	425	82	3	583

昨年の長欠理由	観測数	今年度長欠理由(%)			病欠
		事故欠 不登校	事故欠 家事都合	事故欠 その他	
事故欠不登校	1,536	82.4	6.0	0.1	10.9
事故欠家事都合	543	39.0	43.5	1.1	14.2
事故欠その他	41	12.2	22.0	61.0	4.9
病欠	1,125	37.8	7.3	0.3	51.8

表 6. 理由別の長期欠席の推定結果

	小学校			中学校		
	(1) 事故欠不登校	(2) 事故欠家事都合	(3) 病欠	(4) 事故欠不登校	(5) 事故欠家事都合	(6) 病欠
前年 学力 (偏差値 国語)	0.0008 (0.0006)	-0.0003 (0.0004)	0.0003 (0.0006)	-0.0005 (0.0005)	-0.0006 (0.0003)	* -0.0012 (0.0009)
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	-0.0008 (0.0005)	-0.0004 (0.0005)	-0.0023 (0.0009)	** -0.0007 (0.0006)	-0.0006 (0.0007)	-0.0054 (0.0009)
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	-0.0001 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)	-0.0010 (0.0004)	** -0.0008 (0.0002)	*** 0.0001 (0.0003)	-0.0023 (0.0009)
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	-0.0006 (0.0004)	* -0.0003 (0.0003)	-0.0006 (0.0004)	* -0.0016 (0.0005)	*** 0.0002 (0.0004)	-0.0008 (0.0009)
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	-0.0004 (0.0003)	0.0000 (0.0003)	-0.0003 (0.0004)	-0.0006 (0.0004)	0.0000 (0.0002)	-0.0010 (0.0011)
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	0.0000 (0.0003)	0.0000 (0.0003)	-0.0013 (0.0004)	*** 0.0000 (0.0003)	0.0000 (0.0003)	-0.0024 (0.0008)
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0003)	-0.0013 (0.0006)	*** 0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0004)	-0.0024 (0.0009)
準要保護ダミー	-0.0014 (0.0009)	0.0014 (0.0011)	-0.0002 (0.0015)	-0.0005 (0.0011)	-0.0004 (0.0007)	-0.0018 (0.0031)
生活保護ダミー	-0.0041 (0.0023)	* 0.0120 (0.0044)	*** 0.0119 (0.0058)	** 0.0010 (0.0028)	0.0151 (0.0089)	-0.0064 (0.0062)
女性ダミー	-0.0001 (0.0006)	-0.0001 (0.0005)	-0.0006 (0.0009)	-0.0001 (0.0009)	0.0001 (0.0006)	0.0077 (0.0018)
ひとり親世帯ダミー	0.0025 (0.0012)	* 0.0013 (0.0011)	0.0024 (0.0019)	0.0009 (0.0014)	0.0015 (0.0007)	** 0.0166 (0.0027)
兄弟で一番下の子どもの年齢	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0001)	* -0.0007 (0.0003)	** -0.0003 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0016 (0.0005)
長子ダミー	-0.0006 (0.0009)	-0.0004 (0.0007)	-0.0027 (0.0012)	** -0.0009 (0.0007)	-0.0003 (0.0006)	-0.0003 (0.0022)
兄弟姉妹数	0.0001 (0.0006)	-0.0009 (0.0004)	** -0.0026 (0.0007)	*** -0.0011 (0.0006)	* -0.0006 (0.0006)	-0.0053 (0.0013)
兄弟姉妹長欠ダミー (100 倍)	0.0003 (0.0001)	*** 0.0003 (0.0001)	*** 0.0009 (0.0001)	*** 0.0004 (0.0001)	*** 0.0003 (0.0001)	** 0.0021 (0.0002)
前年 テレビ時間 (時間/日)	0.0001 (0.0003)	-0.0008 (0.0003)	** -0.0010 (0.0006)	* -0.0002 (0.0003)	0.0001 (0.0003)	-0.0024 (0.0012)
前年 勉強時間 (時間/日)	-0.0001 (0.0004)	-0.0005 (0.0005)	0.0002 (0.0006)	-0.0006 (0.0005)	-0.0002 (0.0003)	-0.0011 (0.0012)
前年 ゲーム時間 (時間/日)	0.0007 (0.0004)	* 0.0001 (0.0002)	0.0004 (0.0005)	0.0009 (0.0005)	* -0.0001 (0.0003)	0.0026 (0.0009)
前年 肥満気味ダミー	-0.0021 (0.0006)	*** 0.0004 (0.0011)	0.0015 (0.0024)	-0.0010 (0.0011)	-0.0009 (0.0013)	0.0040 (0.0042)
前年 肥満ダミー	0.0026 (0.0021)	0.0022 (0.0017)	-0.0008 (0.0020)	0.0000 (0.0020)	0.0008 (0.0022)	0.0167 (0.0038)
前年 自宅の本の冊数	0.0000 (0.0004)	0.0007 (0.0004)	* -0.0005 (0.0006)	0.0002 (0.0003)	0.0004 (0.0005)	0.0023 (0.0010)
クラスの長欠割合	0.0213 (0.0117)	* 0.0000 (0.0074)	0.0230 (0.0202)	-0.0007 (0.0105)	-0.0046 (0.0073)	0.0068 (0.0178)
クラスサイズ (0.1 倍)	0.0012 (0.0007)	0.0008 (0.0012)	0.0011 (0.0014)	0.0008 (0.0013)	-0.0034 (0.0014)	** 0.0020 (0.0038)
2020 年ダミー	0.0014 (0.0008)	0.0000 (0.0008)	-0.0050 (0.0013)	*** 0.0021 (0.0012)	* 0.0007 (0.0006)	-0.0085 (0.0027)
2021 年ダミー	0.0007 (0.0008)	-0.0004 (0.0008)	-0.0045 (0.0016)	*** 0.0024 (0.0011)	** 0.0010 (0.0007)	-0.0065 (0.0028)
2022 年ダミー	0.0004 (0.0008)	-0.0004 (0.0009)	-0.0037 (0.0018)	** 0.0011 (0.0007)	0.0023 (0.0011)	* -0.0017 (0.0031)
2023 年ダミー	0.0013 (0.0008)	0.0025 (0.0012)	** 0.0054 (0.0015)	*** 0.0028 (0.0012)	** 0.0024 (0.0010)	** 0.0056 (0.0041)
学年ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
学校ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
観測数	30,503	30,503	30,503	26,322	26,322	26,322
決定係数	0.01	0.01	0.04	0.01	0.01	0.07

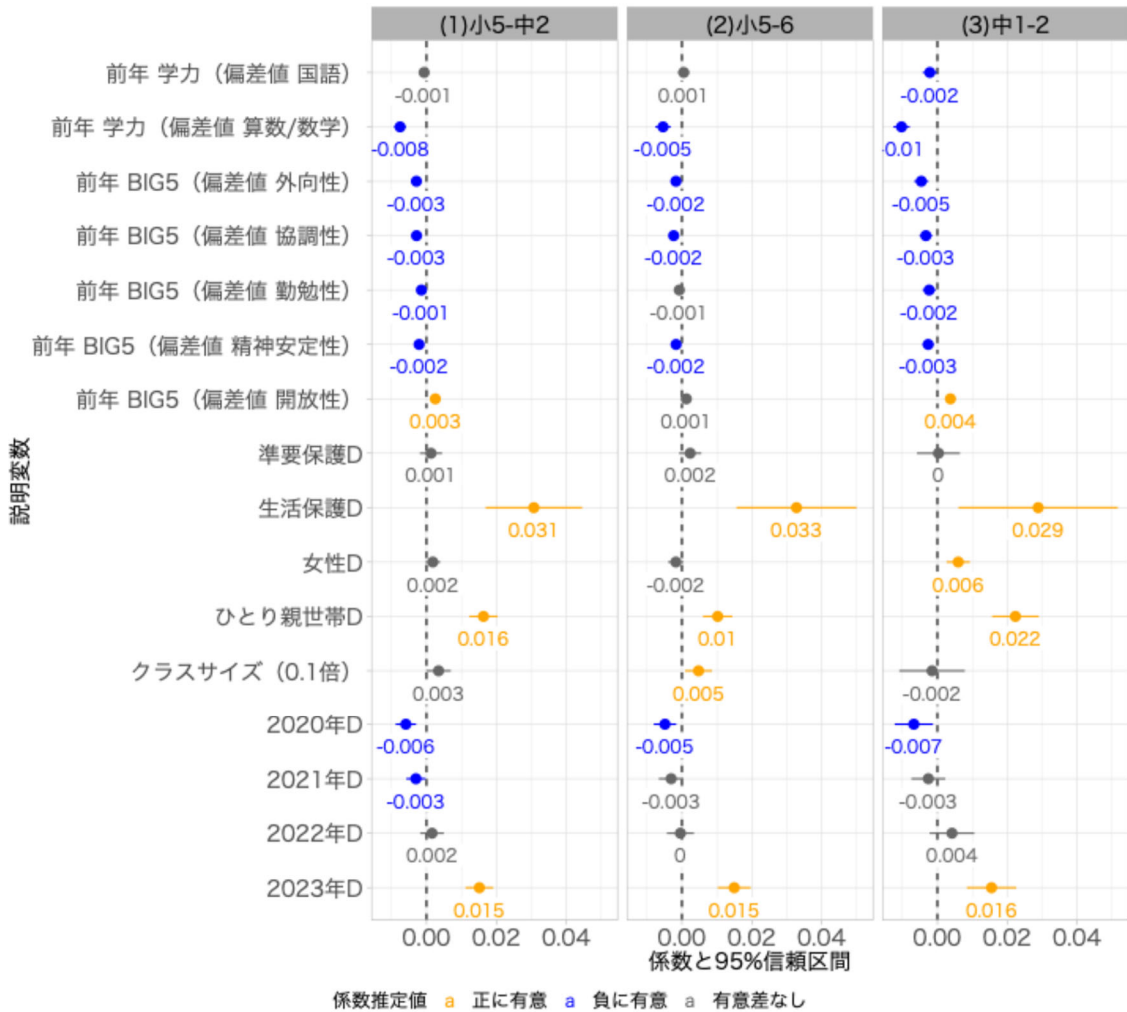
注：括弧の中の数値は標準誤差、***は 1%、**は 5%、*は 10%で統計的に有意であることを示す。

表 7. Blinder-Oaxaca 分解の結果

小学生	2019 β_B		2023 β_A		Endowments $(x_A - x_B)\beta_B$	Coefficients $x_B(\beta_A - \beta_B)$	Share	Interactions $(x_A - x_B) \times (\beta_B - \beta_A)$
前年 学力 (偏差値 国語)	0.003	*	-0.001		0.000	-1.789	-226	-0.001
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	-0.004	**	-0.007	***	0.005	-1.848	-233	-0.002
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	-0.002		-0.003		0.001	-0.290	-37	0.000
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	-0.002	*	-0.003		0.000	-0.387	-49	0.000
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	0.000		-0.002		0.001	-0.872	-110	-0.001
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	-0.002		-0.002		0.001	-0.229	-29	0.000
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	0.001		0.000		0.000	-0.362	-46	0.001
準要保護ダミー	0.002		-0.003		0.001	-0.081	-10	-0.002
生活保護ダミー	0.025	***	0.042	***	-0.038	0.027	3	0.015
女子ダミー	0.001		-0.003		0.005	-0.151	-19	-0.006
ひとり親世帯ダミー	0.003		0.015	**	-0.019	0.168	21	0.015
兄弟で一番下の子どもの年齢	0.000		-0.004	***	-0.005	-3.255	-411	0.005
長子	0.000		-0.011	**	0.011	-0.377	-48	-0.011
兄弟姉妹数	-0.003	*	-0.011	***	-0.002	-1.881	-238	0.002
兄弟姉妹に長欠あり(100倍)	0.001	***	0.002	***	0.363	0.277	35	-0.132
前年 テレビ時間 (時間/日)	0.000		-0.005	**	0.108	-0.742	-94	-0.101
前年 勉強時間 (時間/日)	-0.001		-0.003		0.072	-0.172	-22	-0.038
前年 ゲーム時間 (時間/日)	0.003	**	0.002		0.051	-0.087	-11	0.013
前年 肥満気味ダミー	-0.002		0.000		0.001	0.022	3	-0.004
前年 肥満ダミー	-0.010		0.027	***	0.052	0.224	28	-0.071
前年 自宅の本の冊数 (100冊単位)	0.002		0.001		-0.012	-0.138	-17	-0.019
クラスの長欠割合	0.077	*	-0.021		-0.057	-0.574	-72	0.272
クラスサイズ (0.1倍)	0.003		0.012	*	-0.161	2.845	359	0.122
小6ダミー	0.003		-0.001		-0.001	-0.182	-23	0.003
学校区ダミー					-0.034	0.858	108	0.103
定数項	0.031		0.129	***	0.000	9.787	1236	0.000
Total	0.931		2.226	1.295	0.342	0.792		0.161
Share					26.39	61.15		12.46

中学生	2019 β_B		2023 β_A		Endowments $(x_A - x_B)\beta_B$	Coefficients $x_B(\beta_A - \beta_B)$	Share	Interactions $(x_A - x_B) \times (\beta_B - \beta_A)$
前年 学力 (偏差値 国語)	-0.005	*	-0.003		0.000	1.040	90.8	0.000
前年 学力 (偏差値 算数/数学)	-0.007	**	-0.012	***	-0.006	-2.547	-222.2	0.003
前年 BIG5 (偏差値 外向性)	0.000		-0.005	*	-0.008	-2.566	-223.9	0.009
前年 BIG5 (偏差値 協調性)	-0.003	*	-0.003		-0.003	0.369	32.2	-0.001
前年 BIG5 (偏差値 勤勉性)	-0.002		-0.003		-0.001	-0.536	-46.7	0.000
前年 BIG5 (偏差値 精神安定性)	0.000		-0.005	**	-0.005	-2.666	-232.7	0.005
前年 BIG5 (偏差値 開放性)	0.001		0.004	*	-0.001	1.771	154.6	0.001
準要保護ダミー	-0.003		0.004		-0.007	0.109	9.5	0.013
生活保護ダミー	-0.003		0.060	***	-0.057	0.109	9.5	0.060
女子ダミー	0.010	***	0.010	*	0.017	-0.022	-2.0	0.001
ひとり親世帯ダミー	0.024	***	0.029	***	-0.038	0.082	7.2	0.007
兄弟で一番下の子どもの年齢	-0.001		-0.002	*	-0.007	-1.489	-129.9	0.004
長子	-0.001		-0.001		0.000	-0.020	-1.8	0.000
兄弟姉妹数	-0.007	***	-0.010	***	0.010	-0.627	-54.7	-0.003
兄弟姉妹に長欠あり (100倍)	0.003	***	0.003	***	0.256	-0.116	-10.1	0.044
前年 テレビ時間 (時間/日)	0.002		-0.008	***	0.237	-1.494	-130.4	-0.284
前年 勉強時間 (時間/日)	-0.005	**	0.001		-0.008	0.653	57.0	0.079
前年 ゲーム時間 (時間/日)	0.005	***	0.003		0.065	-0.470	-41.0	0.071
前年 肥満気味ダミー	0.011		0.005		0.013	-0.050	-4.3	0.014
前年 肥満ダミー	0.029	***	0.023	**	0.029	-0.031	-2.7	0.007
前年 自宅の本の冊数 (100冊単位)	0.002		0.007	*	0.056	0.464	40.5	-0.037
クラスの長欠割合	-0.048		-0.073		-0.272	-0.280	-24.4	0.091
クラスサイズ (0.1倍)	0.009		0.006		0.005	-1.370	-119.5	0.003
中2ダミー	0.009	**	0.015	***	-0.005	0.282	24.6	0.002
学校区ダミー					0.019	-0.573	-50.0	-0.008
定数項	0.071		0.182	***	0.000	11.122	970.5	0.000
Total	1.811		3.325	1.514	0.289	1.146		0.079
Share					19.07	75.69		5.24

注：括弧の中の数値は標準誤差、***は1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。



注: 児童生徒ごとの2019年度から2023年度のパネル構造のデータを年・学校・学年・クラスサイズ固定効果を加えたPooled OLSで推定した。標準偏差 (SE) は学級クラスターロバストSEを用いた。年度ダミーのベースラインは2019年度とした。

図 1. 「長期欠席確率」の説明変数の係数 Plot (表 2 を図示化)

注: 図のドットが係数であり、バーは 95%信頼区間を示す。児童生徒ごとの 2019 年度から 2023 年度のパネル構造のデータを用い、年・学校・学年・クラスサイズ固定効果を加えた Pooled OLS で推定した。標準誤差には学級クラスターロバスト標準誤差を用いた。

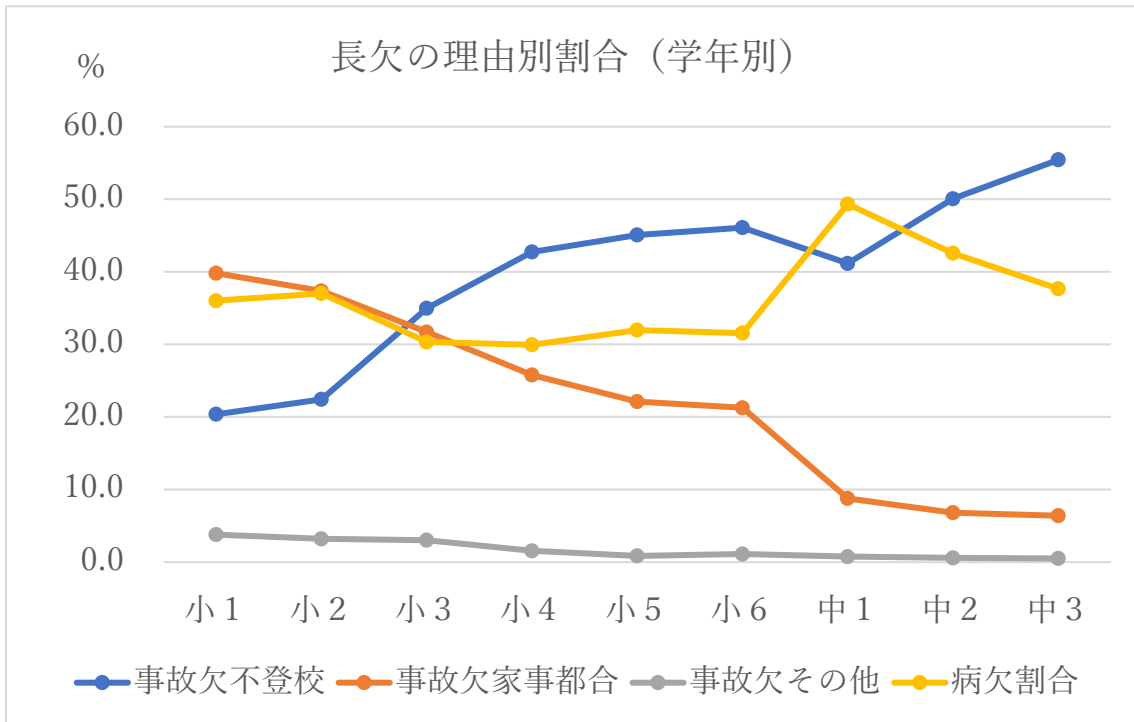


図 2. 学年別長期欠席の理由別割合

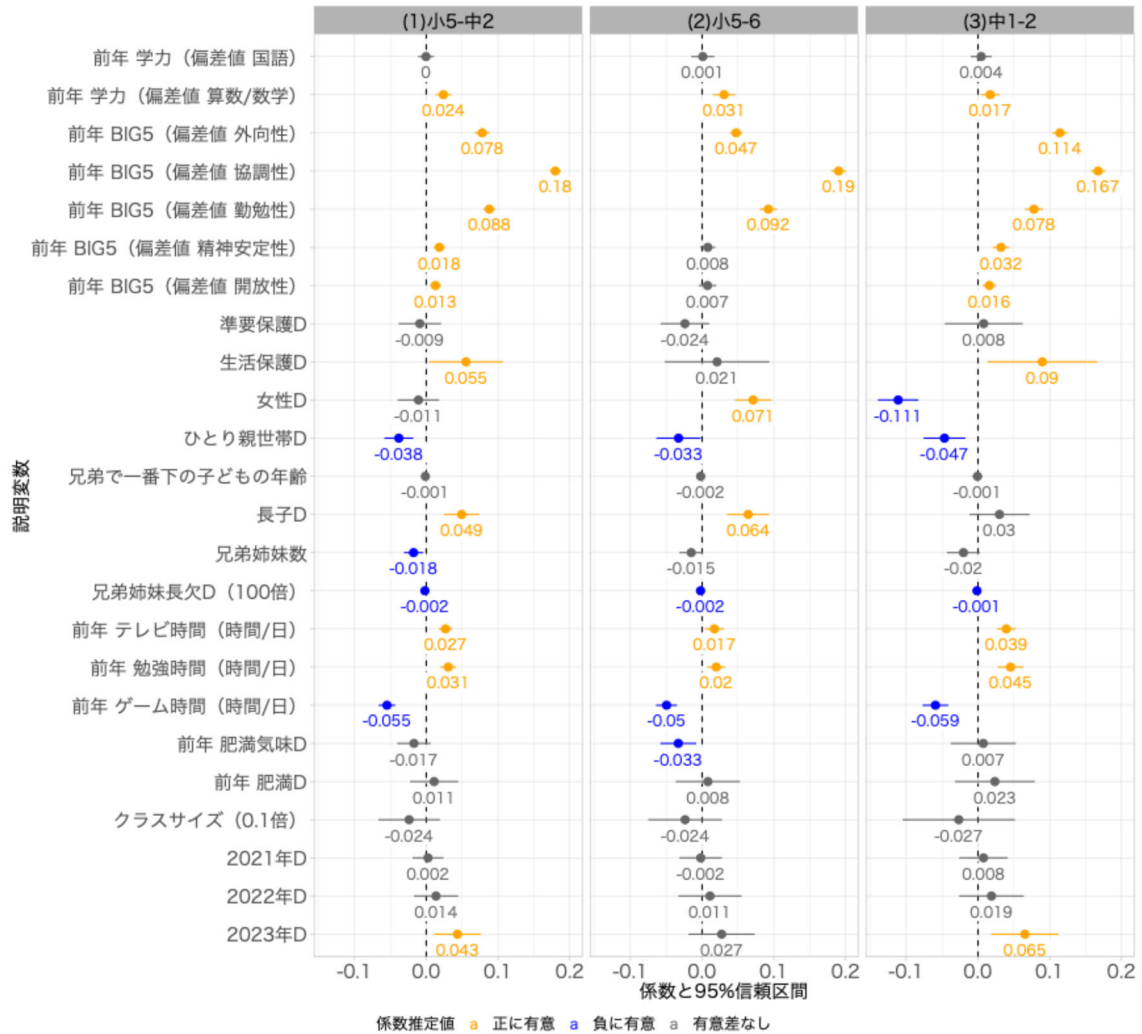


図 3. 「学校に行くのが楽しい」を被説明変数とした場合の説明変数の係数 Plot

注: 図のドットが係数であり、バーは 95%信頼区間を示す。児童生徒ごとの 2019 年度から 2023 年度のパネル構造のデータを用い、年・学校・学年・クラスサイズ固定効果を加えた Pooled OLS で推定した。標準誤差には学級クラスターロバスト標準誤差を用いた。

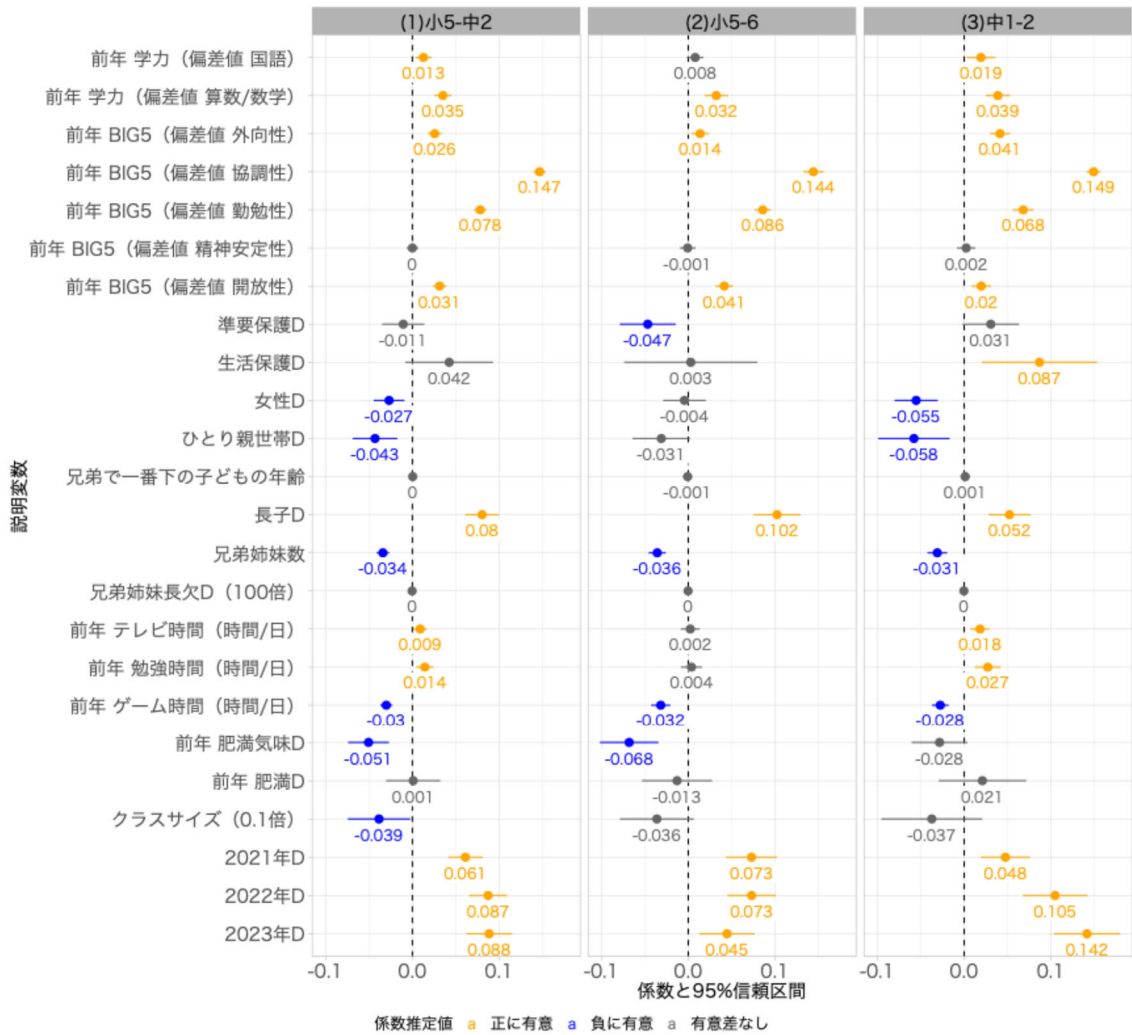


図 4. 「今まで教えてもらった学校の先生は、自分のことをみとめてくれていたと思う。」を被説明変数とした場合の説明変数の係数 Plot

注: 図のドットが係数であり、バーは 95%信頼区間を示す。児童生徒ごとの 2019 年度から 2023 年度のパネル構造のデータを用い、年・学校・学年固定効果を加えた Pooled OLS で推定した。標準誤差には学級クラスターロバスト標準誤差を用いた。

Appendix : 分析に用いた変数のデータ元と定義・備考

変数	データ元	定義・備考
長期欠席者ダミー変数	長期欠席者データ	調査年度の4月から2月までの間に30日以上欠席をしているかどうかのダミー変数
過去学力（国語）	尼っこ調査	尼っこ調査の国語の点数を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを10で割った前年度の値
過去学力（算数/数学）	尼っこ調査	尼っこ調査の算数/数学の点数を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを10で割った前年度の値
過去BIG5（外向性）	尼っこ調査	『(小学生)「目立ちたがりやです。」「どちらかというとおとなしいほうです。(反転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを10で割った前年度の平均値 『(中学生)「活発で、外交的だと思う。」「ひかえめでおとなしいと思う。(反転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを10で割った前年度の値
過去BIG5（協調性）	尼っこ調査	『(小学生)「思いやりがあるほうです。」「たよりにできる友だちが少ないです。(反転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを10で割った前年度の平均値 『(中学生)「人に気をつかうやさしい人だと思う。」「他人に不満をもち、もめごとを起こしやすいと思う。(反

		<p>転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10 で割った前年度の値</p>
過去 BIG5（勤勉性）	尼っこ調査	<p>『(小学生)「何でも一生けん命取り組むほうです。」「何かに取り組んでも、と中でやめてしまうことが多いです。(反転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10 で割った前年度の平均値</p> <p>『(中学生)「しつかりして自分に厳しいと思う。」「だらしくうっかりしていると思う。(反転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10 で割った前年度の値</p>
過去 BIG 5（精神安定性）	尼っこ調査	<p>『(小学生)「失敗しないかと、いつも心配です。」「小さなことまで気になってしまいます。」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10 で割った前年度の平均値</p> <p>『(中学生)「心配性でうろたえやすいと思う。」「冷静で気分が安定していると思う。」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10 で割った前年度の値</p>
過去 BIG5（開放性）	尼っこ調査	<p>『(小学生)「ぼんやりいろいろなことを考えるのが楽しいです。」「いろいろなことをたくさん知っています。」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10</p>

		で割った前年度の値 『(中学生)「新しいことが好きで変わった考えをもっと思う。」「発想力に欠けた平凡な人間だと思う。(反転処理済み)」という評価の平均値』を各年度・学年ごとに偏差値化したスコアを 10 で割った前年度の値
準要保護ダミー変数	就学援助	調査年度において、準要保護(市町村教育委員会が生活保護法第 6 条第 2 項に規定する要保護者に準ずる程度に困窮していると認める者) 受給世帯かどうかのダミー変数
生活保護ダミー変数	就学援助	調査年度において、生活保護(市町村教育委員会が生活保護法第 6 条第 2 項に規定する生活保護に準ずる程度に困窮していると認める者) 受給世帯かどうかのダミー変数
女子ダミー変数	尼っこ調査/ 長期欠席者	女子かどうかのダミー変数
ひとり親世帯ダミー変数	住民基本台帳	調査年度において、ひとり親世帯(母子家庭、父子家庭両方含む) かどうかのダミー変数
兄弟で一番下の子どもの年齢	住民基本台帳	調査年度における兄弟で一番下の子どもの年齢
長男・長女ダミー変数	住民基本台帳	調査年度において、兄弟姉妹が 2 人以上いる家庭で長男・長女の場合のダミー変数
兄弟姉妹数	住民基本台帳	調査年度における兄弟姉妹数
兄弟姉妹長欠ダミー変数	住民基本台帳	調査年度において、兄弟姉妹に長期欠席者がいるかどうかのダミー変数
自宅にある本の冊数(雑誌・教科書は含めない)	尼っこ調査	0-50 冊、51-100 冊、101-300 冊、300 冊以上の 4 択に対する回答を 25 冊、

		75 冊、200 冊、300 冊としたの前年度の値（100 で割った値）
テレビ時間	尼っこ調査	平日および休日それぞれについて、1日にどのくらいテレビをみるかの質問に対し、ほとんど見ない、30 分くらい、1 時間くらい、1 時間 30 分くらい、2 時間くらい、2 時間 30 分くらい、3 時間以上に対し、0 分、30 分、60 分、90 分、120 分、150 分、180 分の数値から週当たりの時間を計算し、それを 7 で除すことで 1 日あたりの数値とした。
勉強時間	尼っこ調査	平日および休日それぞれについて、1日にどのくらい勉強するか（塾や家庭教師を含む）の質問に対し、ほとんどしない、30 分くらい、1 時間くらい、1 時間 30 分くらい、2 時間くらい、2 時間 30 分くらい、3 時間以上に対し、0 分、30 分、60 分、90 分、120 分、150 分、180 分の数値から週当たりの時間を計算し、それを 7 で除すことで 1 日あたりの数値とした。
ゲーム時間	尼っこ調査	平日および休日それぞれについて、1日にどのくらいゲームをするかの質問に対し、ほとんどしない、30 分くらい、1 時間くらい、1 時間 30 分くらい、2 時間くらい、2 時間 30 分くらい、3 時間以上に対し、0 分、30 分、60 分、90 分、120 分、150 分、180 分の数値から週当たりの時間を計算し、それを 7 で除すことで 1 日あた

		りの数値とした。
クラスサイズ	児童生徒数	調査年度の学校ごとの学年ごとの児童生徒数をクラス数で割った学級ごとの平均児童生徒数
クラスの長欠割合	長期欠席者データ、児童生徒数	調査年度のクラスごとの、本人を除く長期欠席者の割合
肥満気味	身長体重	ローレル指数が 145 から 160 未満
肥満	身長体重	ローレル指数が 160 以上