



RIETI Discussion Paper Series 26-J-021

# 近すぎて通えない： 学習支援事業の教育効果と社会的スティグマによる参加回避

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/>

近すぎて通えない：学習支援事業の教育効果と社会的スティグマによる参加回避<sup>†</sup>

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、低所得世帯の子どもを対象とした学習支援事業における逆説的な現象を明らかにする。つまり、学習支援プログラム自体は子どもの能力向上に有効である一方、支援拠点が居住地に近接していることがかえって参加を阻害するという問題である。本研究では、兵庫県尼崎市の行政パネルデータを用い、参加行動を Probit 分析に基づいて、学習支援がスキル形成に与える影響とそのメカニズムを Treatment effect model を用いて分析した。

分析の結果、以下の2点が明らかになった。第一に、学習支援の教室が自分の学校区内に位置している場合、参加確率は有意に低下する。これは教室が遠いからではなく、子どもが自身の生活保護受給状況等を同級生に知られることを恐れる「福祉スティグマ (welfare stigma)」を抱いたからであると考えられる。第二に、参加者全体への平均的な効果は確認されなかったものの、高い出席率で継続的に参加した児童生徒は週あたりの学習時間が4~5時間長く、算数・数学および国語の点数や外向性が高い傾向が確認された。

以上の結果は、子どもであっても福祉スティグマを抱き、支援施設の利便性向上が意図せぬ『社会的可視性』を高めることで、プログラムの利用 (take-up) を抑制するという、政策上の重要なトレードオフの存在を示唆している。

キーワード：学習支援, 認知能力, 非認知能力, 行政データ, 福祉スティグマ, プログラムの利用

JEL classification: I20, I24, I28, I38

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。

<sup>†</sup> 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、田中隆一氏（東京大学）、および日本経済学会 2025 年度秋季大会の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

貧困世帯の子どもを対象とした学習支援教室が、その子どもたちの自宅からすぐ近くの場合に設置されれば、参加率は高まると考えるのが自然である。実際、標準的な経済学の理論では、教育施設への物理的距離を通学コストと捉え、距離が近いほど利用確率は高まる（あるいは距離が遠いほど利用確率は下がる）としてきた(Card (1993); Duflo (2001))。しかし本研究は、学習支援教室に教育効果があるにもかかわらず、学習支援教室が自分の学校区内にあると、子どもたちは参加を回避する傾向があることを示した。つまり、子どもが学習支援教室に参加しない理由は「遠い」からではなく「近すぎる」から、参加している姿を同級生や近隣住民に見られるリスクを高め、社会的スティグマへの恐れから敬遠されるのである。福祉スティグマ (welfare stigma) については、成人を対象とした研究の蓄積がある一方 (Moffitt 1983; Currie 2004; Stuber and Kronebusch 2004; Ko and Moffitt 2024)、思春期の子どもにおいても、能力の低さを周囲に知られることを避けるためにプログラムの利用を回避する傾向が知られている (Bursztyn and Jensen, 2017; Bursztyn et al., 2019; Friedrichsen et al., 2018)。しかし、より低年齢の児童生徒におけるスティグマに起因する忌避行動については、実証的な検証はほとんど示されてこなかった。この見過ごされてきた障壁を解明することは、プログラムのデザイン、および貧困下にある子どもの行動理解の双方に極めて重要な示唆を与えるものである。

教育格差は世界共通の政策課題である。低所得世帯の子どもは学力および非認知能力が相対的に低く、その差は学歴、就職、生涯所得に至るまで持続的な不平等を生み出す (Keane and Wolpin 1997, 2001; Cameron and Heckman 1998; Bowles et al. 2001; Heckman et al. 2006; Lindqvist and Vestman 2011)。こうした格差を是正するため、日本を含む多くの国で学習支援事業が実施されている。放課後や週末に学習指導、学習環境、メンタリングを提供するこれらの事業には多額の公的投資がなされているが、その効果と参加行動に関する厳密な実証研究は少ない。

ここには2つの根本的な問いがある。第1に、学習支援事業は、貧困世帯の子どもの教育成果を実質的に改善しうるのか。第2に、なぜ多くの対象となる子どもは、プログラムが無償でかつ地理的にアクセス可能であるにもかかわらず、参加しないのか。この第2の問いへの答えはプログラム設計と対象設定に深い含意を持つが、これまでの研究ではほとんど注目されてこなかった。

本稿は、この2つの問いに、兵庫県尼崎市の詳細な行政データを用いて取り組む。具体的には、(1) 学習支援 (ケースワーカーによる案内状況、参加登録、出席率、入退室時刻を含む)、(2) 尼っこ調査 (小中学生を対象とした学力テストおよび Big5 性格特性の年次調査「あまっ子ステップ・アップ調査」)、(3) 住民基本台帳 (世帯構成情報) の3種の行政データを接合した独自のパネルデータを構築した。これにより、従来分析が困難であった生活保護・困窮世帯の児童生徒の詳細な属性を把握し、学習支援への参加行動プロセスを考慮した

上で、学習支援の効果やそのメカニズムの解明が可能となった。

日本における学習支援事業とは、生活保護受給世帯を含む生活困窮世帯の子どもを対象に、学習支援、生活習慣・育成環境の改善に関する助言、進路選択（教育、就労等）に関する相談に対する情報提供、助言などを行うことであり、全国の約 66%の自治体で実施されている(厚生労働省、2024)。学習支援についてはその成り立ちや、小規模アンケート調査や担当者・職員へのインタビュー調査に基づいた現場の課題や対策についての研究はなされている<sup>1</sup>が、具体的に学習支援が児童生徒に及ぼす効果についての検証はほとんどされていない。<sup>2</sup> その理由は主に3つあると考えられる。第1に学習支援事業は市町村が中心となって行われるため、地域によって運営システムや支援内容（対象児童生徒、児童生徒の選考方法、具体的な支援の中身）は異なり、比較検討が難しい。第2に学習支援に参加する児童生徒の選考プロセスが明確でなく、ランダムな割り当てが行われているわけではないので政策効果を測ることは容易ではない。第3に生活保護を受けている世帯の子どものデータはサンプルが少ないうえに、家庭環境などの問題から詳しいデータを入手しづらいという問題がある。しかしながら、「貧困の連鎖」をふせぐためにも学習支援の効果を検証することは非常に重要であると考えられる。

ここでは主に3つの分析を行う。第1に、どのような家庭の小学生、中学生が学習支援に参加する傾向があるかを Probit モデルで分析する。児童生徒の学力や非認知能力には影響を及ぼさないが、学習支援への参加に影響を及ぼす操作変数として、学校区境界と教室立地の情報を用い、学習支援の教室が児童生徒の通学区域内にあるかどうかを操作変数として構築した。この変数は子どもの教室参加を強く予測する一方、都市部における学校区境界は学習支援の教室の質や子どもの成果とは無関係な行政区分であるため、除外制約を満たすと考えられる。第2に学習支援に参加した児童生徒を Treatment group、学習支援の案内をされたが辞退した児童生徒を Control group とし、学習支援（treatment）が児童生徒の国語・算数のテストの点数や非認知能力（外向性、協調性、勤勉性、精神安定性）に及ぼす Average Treatment effect（ATE）と Average treatment effect on the treated（ATET）を選択的バイアスに考慮して推定する。第3に学習支援が児童生徒の勉強時間に及ぼす影響について第2の分析方法と同じ方法で検討する。

分析の結果、第1に学習支援の参加行動について逆説的な現象が明らかになった。行政側は従来、「教室が遠いこと」が参加の障壁であると想定していた。しかし分析結果はこの考えとは対照的で、教室との距離と参加行動の間に有意な関係性は認められない一方、学習支援の教室が自分の学校区内にある場合、参加確率が有意に低下することがわかった。<sup>3</sup> こ

---

<sup>1</sup> 学習支援の成り立ちについては（松村（2016））が、小規模アンケート調査や担当者・職員へのインタビュー調査に基づいた現場の課題や対策についての研究は（内田（2014）、大林（2020）、坂本（2018）、田中・他（2019）、成澤（2018）、松村（2017））でなされている。

<sup>2</sup> 阿部・松村（2020）では、東京都、千葉県、長野県、広島県、高知県の5つの都県における子どもの生活実態調査を統合したデータベースをもとに、学習支援事業の利用者の特性を分析している。

<sup>3</sup> 尼崎市の学習支援教室は駅近辺の複合ビル内に位置しており、利用者の多くは駅から離れた場所に居住している。したがって、通学路での目撃といった「物理的な近接性」による露見よりも、「教室という密閉

これは児童生徒は自身が生活保護の受給世帯であることを知られる社会的スティグマを抱き、参加を戦略的に回避していることを反映している。そしてこのスティグマ回避行動は、長期期間学習支援に参加している児童生徒においてより顕著であり、複数年の参加を検討する児童生徒ほど、自分の生活圏内にある教室を戦略的に避ける傾向が強いことがわかった。これらの分析結果は、特に心理的・社会的なスティグマ（偏見）を伴う困難を抱えている人を対象とした支援プログラム設計における根本的なトレードオフを浮き彫りにしている。すなわち、物理的な利便性の向上は、社会的な可視性を高めることで、逆説的にプログラムへの参加を抑制し得るということである。したがって、この可視性の問題に対処することなしには、単に施設を近接させるだけでは不十分であるといえる。

第2に、学習支援事業は積極的・継続的に参加した児童生徒には学力テストの点数と非認知能力との間にプラスの相関が認められた。選択バイアスを考慮した内生的処置効果モデルによる推定の結果、高い出席率・長い参加期間を維持した児童生徒には算数/数学の成績にプラスの相関が生じ、女子では国語の成績および外向性（非認知能力の重要な要素）との間にプラスの相関が確認された。メカニズムを検証したところ、学習支援に積極的に参加した児童生徒には週あたりの学習時間が4～5時間増加が確認され、事業が単なる個別指導にとどまらず、生産的な学習習慣を形成する構造化された環境を提供していることが示唆された。これらの結果は、適切に設計された放課後学習支援が認知・非認知能力の双方を改善するという先行研究の知見（Kraft 2015; Leos-Urbel 2015; Dobbie and Fryer 2011）と整合的である。

本研究の主要な貢献は、小中学生の間にも「福祉スティグマ (welfare stigma)」が存在することを、厳密な実証的証拠に基づいて初めて明らかにした点にある。成人におけるスティグマに起因する公的プログラムの忌避（Moffitt, 1983; Currie, 2004; Stuber and Kronebusch 2004; Ko and Moffitt, 2024）や、思春期の若者における周囲の目を意識した行動（Bursztyн and Jensen, 2017; Bursztyн et al., 2019; Friedrichsen et al., 2018）についての先行研究があるが、より低年齢の学齢児童に関する直接的な証拠は事実上欠落していた。本研究の結果は、小中学生であっても学校コミュニティ内での自身の社会的な見られ方 (social image) を鋭敏に意識しており、自身の生活保護受給状況が同級生に知られるリスクがある場合には、無料の公的プログラムへの参加を戦略的に回避していることを示している。この知見は、貧困対策プログラムの設計のみならず、社会的スティグマがいかに従来の認識よりもはるかに早い段階から人々の行動を規定しているかを理解する上でも、広範な示唆を与えるものである。

この中心的な知見は、さらに2つの貢献によって支えられている。第一に、我々は兵庫県尼崎市の低所得世帯の児童生徒を網羅した、独自の連結行政データを構築した。この対象層は、サンプルサイズの小ささやデータアクセスへの厳格な制限により、従来の研究では極めて困難であったが、本データにより、参加の意思決定と教育的成果の双方を、先行研究に

---

された空間内でクラスメイト等と遭遇すること」への心理的抵抗が、利用の障壁としてより強く作用していると推察される。

はない精度で観察することが可能となった。第二に、物理的な距離そのものよりも、プログラム参加の「社会的可視性」を決定づける要因である「学区境界」が、プログラム参加の因果効果を特定するための有効かつ強力な操作変数となることを示した。この手法上の知見は、学習支援以外のスティグマを伴う他の社会プログラムの評価においても有用であると考えられる。

本研究から得られる政策的含意は以下のとおりである。第一に、福祉スティグマを軽減するために、利用者のプライバシー保護や心理的障壁に配慮し、同一校区内の児童生徒に知られにくい立地の選定や、従来の学校区や居住地からの距離といった地理的制約を緩和し、利用者が自身の状況に応じて自由に教室を選択できる裁量権を付与して児童生徒の参加率を上昇させることである。第二に、学習機会の未充足（待機児童問題）の解消に向けた拠点の拡充である。本研究によれば、調査対象の教室は定員 120 名に対し、2018 年度から 2023 年度までの累計で 111 名の児童生徒が定員超過により参加を断念せざるを得ない「待機」状態にある。この需給の不一致を解消するため、教室の増設が望まれる。第三に、継続的な利用を促進するための参加を促す内容づくりおよび環境整備である。本研究の分析で、学習支援への出席率の高いおよび参加期間の長い児童生徒に学習効果において正の相関をもたらすことが示唆された。したがって、児童生徒の自発的な参加意欲を喚起し、長期間にわたって支援を継続できるようなプログラムの改善や、通い続けたいくなる心理的な居場所としての質を高める工夫が強く望まれる。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では尼崎市の制度的背景と学習支援事業について説明する。第 3 節ではデータと記述統計を示す。第 4 節では実証戦略を説明し、参加行動、事業効果、メカニズムに関する結果を報告する。第 5 節では結論と政策設計への示唆を述べる。

## 2. 学習支援事業

学習支援事業は、2011 年に厚生労働省が開始した生活保護受給者に対する「社会的な居場所づくり支援事業」を端緒として全国的に展開されている。尼崎市では 2012 年度より、NPO 法人への委託事業として本事業を継続的に実施しており、2013 年成立の生活困窮者自立支援法に基づき、現在は生活保護世帯に加え、就学援助受給世帯等の生活困窮世帯も対象に含まれている。学習支援の目的は、「地域に子どもの居場所を確保し、学習への動機付けを含めた補助学習の支援を行うとともに、社会性や他者との関係を育むことを目的とした体験学習などの学習支援を実施し、高等学校等の進学に繋げ、学歴や能力が原因で再び生活保護を受給することや経済的困窮状態に至るといふ「貧困の連鎖」を防止する」ことである（尼崎市、2019）。

対象者は生活保護世帯または生活困窮者世帯の小学 4 年生から中学 3 年生である。実施

場所は市内の地理的バランスを考慮した4つの教室であり<sup>4</sup>、各教室の定員は30名である。運営体制としては、元中学校教諭などの責任者が1名、学生や元塾講師などの補助員が2～3名配置されており、男性と女性がそれぞれ1名以上となるよう配慮されている。実施内容は補助学習の支援（学校の宿題や予復習を中心に行う際に分からない部分やつまづいている部分のサポート）や、体験学習（不定期に開催する職業人講和や野外学習など）である。開所時間は平日の夜間（17時～20時）および土曜日の午前中で、普段は週2回、夏休み期間は週3回に拡充される。学習支援の参加も必ずしも4月に開始するわけではなく、参加希望に応じて定員の枠があればいつでも参加できる。学習支援の目的の1つに高等学校等の進学が掲げている関係上、参加すれば基本的には中学3年生まで継続することが期待される。しかしながら諸事情により休止・中止を希望する児童生徒も20%ほど存在する。またまれにはあるが、教室移動を希望する児童生徒もおり、空き状況によっては教室を変更できる。また中学3年生を卒業しても、今後の進路・生活について助言を希望する場合、継続しての参加が認められている。

学習支援への参加手続きは、世帯の区分（生活保護世帯か生活困窮世帯か）によって大きく異なる。生活保護世帯の児童生徒については、2018年以降、小1から中2までの全世界帯を対象とした「意向調査」が実施されている。これはケースワーカーが家庭訪問を通じて保護者への聞き取りを行い、学習支援の必要性を判断するものである。判断の明文化された基準はないものの、主に「進学希望だが学力が不足している（中学生）」、「夜間高校に進学予定だがもう少し頑張れば全日制高校に行ける（中学生）」、「九九が未定着であるなど基礎学力に課題がある（小学生高学年）」といった学業上の懸念がある場合、必要性が高いとみなされる。ケースワーカーが必要と判断した世帯には、その場でパンフレットが配布され、利用の勧奨が行われる。参加希望者が定員を超過する場合は、進路決定を控えた中学3年生が優先される仕組みとなっている。

一方、生活困窮世帯については、保護者が「しごと・くらしサポートセンター」へ直接相談に訪れることが端緒となる。相談員が、経済状況や家庭での学習環境の欠如を鑑みて支援が必要と判断し、かつ保護者が利用を希望した場合に案内がなされる。生活保護世帯との決定的な差異は、行政側（ケースワーカー）が主体となって要否を判断し案内を行うのではなく、保護者の自発的な相談と判断が起点となっている点にある。

尼崎市は、大阪市に隣接する人口約46万人の都市自治体であり、工業・商業・住宅地が混在するその構造は、日本の多くの既成市街地と共通している。尼崎市では、生活保護受給率（約4%、全国平均1.6%）や就学援助受給率（約25%、同15%）が示すように、社会経済的な課題を抱えている市である。本稿が分析に用いた『学区』は、日本の公立学校制度における標準的な行政単位であり、学区が社会的スティグマとして機能する仕組みも全国に共通する。したがって、こうした課題を抱える尼崎市を事例とすることは、日本全国の都

---

<sup>4</sup> 学習支援開始当初である2012年度は2教室のみ設置されていたが、2015年度と2018年度にそれぞれ1教室が追加で設置され、2018年度以降市内には4つの教室がある。

市や地方に共通する教育格差の構造的なメカニズムを浮き彫りにする上で極めて有効である。以上の理由から、本稿の分析手法や知見は、同様の制度を持つ他の自治体や諸国においても広く応用可能であると考えられる。

### 3. データ

本稿の分析では、2018年から2023年における兵庫県尼崎市の行政データである「学習支援（意向調査・出席簿）」「尼っこ調査（あまっ子ステップ・アップ調査）」「住民基本台帳」を連結したパネルデータを使用する。「学習支援」は『意向調査』と『出席簿』の2つのデータから構成されている。『意向調査』には生活保護世帯の児童生徒への学習支援事業の案内状況と参加意向が記載されている。具体的に言うと、ケースワーカーが生活保護世帯を訪問した結果学習支援の案内を必要と判断したかどうか、実際案内はされたかどうか、案内した場合参加を希望したか、参加を辞退した場合にはその理由についても記載されている（理由の回答率90.4%）<sup>5</sup>。また児童生徒のID、年度、学年、学校コード（小学校区・中学校区）、養育者の就労状況が記載されている。『出席簿』には児童生徒のID、年度、学年、利用教室、利用開始日・終了日、休止・中断の有無、各教室の開催日、児童生徒の入室・退出・滞在時間が記載されており、児童生徒の出席率、滞在時間、通っている期間を把握することができる。

「尼っこ調査（あまっ子ステップ・アップ調査）」は尼崎市で毎年12月～1月頃に小学生1年生から中学2年生を対象に行われる学力テスト（国語、算数／数学、英語、理科、社会）と児童生徒の日々の生活状況、家庭環境、勉強への姿勢、学校環境に関するアンケート調査であり、児童生徒の学力テストの点数、非認知能力の評価、児童生徒のID、年度、学校コード、学年、所属するクラスに関するデータが記載されている。「住民基本台帳」には、各家庭のID、個人のID、年度、生まれた年と月、性別、家庭における続柄、学校コードなどのデータが含まれている。住民基本台帳のデータより、児童生徒の世帯構造の特徴（ひとり親世帯）、兄弟の数、長子かどうか、兄弟の中で最年少の子どもの年齢の変数を作ることができる。

本稿ではこれらの3つのデータを児童生徒のIDと年度をもとにすべて接合させ、そのうち「学習支援」に参加した児童生徒と学習支援に案内されたが辞退した児童生徒を分析の対象とした。<sup>6</sup> 接合にあたりいくつかの注意点がある。第1に「学習支援」に掲載されている児童生徒の数は5,321あるが、このうち「尼っこ調査」のデータとマッチする児童生徒数

<sup>5</sup> 理由は「保護者が興味を示さなかった」「対象児童が興味を示さなかった」「教室の場所が遠方のため」「待機期間があるため」「時間帯が合わないため」「その他」に分けられる（複数回答可）。

<sup>6</sup> この他、「身長・体重」「小学校児童・クラス数」「中学校生徒・クラス数」のデータを用いた。これは、「尼っこ調査」のデータでは直近の学校区のデータしか記載されていないため（つまり、中学生の場合、小学生時代の小学校区が不明となる）「身長・体重」のデータを用いて過去の学校区のデータを補填した。また各児童生徒の学校のクラスの社会経済環境の変数を作成するのに各クラスの人数のデータが必要であったため、「小学校児童・クラス数」「中学校生徒・クラス数」のデータを用いた。

は 3,228 である。<sup>7</sup> これは学習支援の参加者が尼っこ調査を受けていない中学 3 年生の割合が高いことと、一部の児童生徒が尼っこ調査実施当日に欠席して受けていないからであると考えられる。第 2 に、本来「学習支援」と「住民基本台帳」のデータは一致するはずであるが、2 つの統計資料の記載時期が異なり、その記載時期が重ならない期間に市内へ転入・市外へ転出した児童生徒のデータはマッチしない (258 人)。最終的には接合したデータのうち、「学習支援に参加した児童生徒 (216 人)」<sup>8</sup>と「ケースワーカーに学習支援の参加が必要と判断されたが辞退した児童生徒 (559 人)」を今回の分析に用いている。2 つの Group の Data Description は表 1 に記載されている。

次に分析に用いる変数について説明する。学力を示す国語、算数/数学の点数は各年度・学年ごとに平均、標準偏差を計算し標準化した値を用いる。尼っこ調査では非認知能力の BIG 5 (外向性、協調性、勤勉性、精神安定性、開放性) について 4 段階評価で質問しているが、こちらも標準化した値を用いている。開放性についての質問は 2023 年には実施されなかったため今回は分析の対象から外している。またすべてのアンケートの質問に答えていない児童生徒も割合が少ないながらも存在し、変数間においてサンプルサイズは若干異なる。家庭環境を示す変数 (ひとり親ダミー変数、長子のダミー変数、兄弟で一番下の子どもものの年齢、兄弟の数) を「住民基本台帳」をもとに作成しているが、これは属性が「子」「孫」「母親の連れ子」のみを対象として作成している。<sup>9</sup>この「子」「孫」「母親の連れ子」の属性を持つ児童生徒の割合は「尼っこ調査」のデータでみると全体で 99.79%なので問題ないとする。学習支援の「親の就労状況」のデータから世帯主が働いていないダミー変数と両親が働いていないダミー変数を作成している。

学習支援が児童生徒の学力や非認知能力に及ぼす影響を正確に測るためには、参加バイアスをできるだけ軽減して推定する必要がある。そのため、児童生徒の学力や非認知能力に直接影響を及ぼさないが、学習支援への参加に影響を及ぼす変数として、学習支援までの距離の変数、各教室の充足率、児童生徒の社会経済変数を説明変数に用いる。距離の変数には (1) 児童生徒の住んでいる小学校区、中学校区に学習支援の教室があるかどうかというダミー変数と、(2) 児童生徒の住んでいる小学校区と学習支援の教室がある小学校区がどれだけ離れているかを 4 段階で測ったダミー変数の 2 種類を用いた。また各学習支援の教室には定員があり、定員を超えた申し込みがある場合は待機する必要がある。各教室の定員充足率は定員人数を学習支援の参加の案内がされた児童生徒の人数で割ることによって求めた。<sup>10</sup> また社会経済変数を示す変数として、児童生徒が所属する学校のクラスごとに生活

<sup>7</sup> 学習支援の「意向調査 (2018-2023 年)」には 5,321 のデータが記載されており、学習支援の参加者は 288 人、待機者 53 人 (ただし待機者という定義が追加されたのは 2022 年以降)、3,460 人が不参加、残りの 1,573 人が小学校 1 年生から 3 年生で対象外なのでデータの記載がない。不参加の 3,460 人のうち、学習支援が必要と判断された児童生徒は 1,159 人であり、そのうち実際に案内がされたのは 1,025 人である。学習支援の参加が必要ではないと判断された児童生徒は 2,244 人、判断が不明の児童生徒は 57 人である。

<sup>8</sup> このうち、生活困窮世帯の児童生徒は 7 人である。

<sup>9</sup> たとえば、世帯主とその妹や弟が同居しており、その妹・弟は年齢的に小学 4 年生から中学 2 年生であっても、今回の分析の対象にはなっていない。

<sup>10</sup> 児童生徒にとってどの教室が一番近いかは、学習支援の 4 教室 (A 教室、B 教室、C 教室、D 教室) が存在する学校区 (小学校区・中学校区) と児童生徒の住む学校区との位置から推測をしている。具体的に

保護を受けている人数とひとり親世帯の人数の割合をそれぞれ作成した。

表2は小学生4年生から中学2年生で生活保護を受けていない世帯の児童生徒、学習支援に参加した児童生徒、ケースワーカーに学習支援の参加が必要と判断されたが参加しなかった児童生徒、ケースワーカーに学習支援への参加が必要ないと判断された児童生徒の国語・算数/数学のテストの点数、非認知能力の評価、テレビを見る時間、勉強する時間、ゲームをする時間の平均を比較している。学力テストの点数、非認知能力の評価はわかりやすいように標準化する前の値を用いている。表2より、生活保護世帯の児童生徒は、生活保護を受給していない世帯の児童生徒よりも学力が低いことがわかる。学習支援に参加した児童生徒と学習支援への参加が「必要」と判断されたが参加しなかった児童生徒の成績の差はほとんどない。<sup>11</sup> ケースワーカーに学習支援への参加が必要ないと判断された児童生徒の学力テストの点数は必要と判断された児童生徒に比べて若干高い。また非認知能力についても、生活保護世帯の児童生徒は生活保護を受給していない世帯の児童生徒よりも協調性・勤勉性が低いことがわかる。またテレビを見る時間は生活保護を受給していない世帯の児童生徒の方が生活保護世帯の児童生徒よりも長い、勉強する時間は驚くべきことに学習支援に参加している児童生徒が一番長い。また生活保護を受給していない世帯の児童生徒と学習支援に参加していない生活保護世帯の児童生徒をくらべると週に2-3時間近くも勉強時間が違う。一方ゲームをする時間は生活保護世帯の児童生徒は生活保護を受給していない世帯の児童生徒よりも長いことがわかる。

## 4. 分析

### 4. 1 推定方法

この節では学習支援事業への参加が児童生徒の国語・算数/数学の点数、非認知能力に及ぼす Average Treatment Effect (ATE)と Average treatment effect on the treated (ATET)を推定する方法を説明する。児童生徒  $j$ が学習支援に参加しなかった場合の国語・算数/数学の点数、非認知能力の評価を $y_{0j}$ 、学習支援に参加した場合の国語・算数/数学の点数、非認知能力の評価を $y_{1j}$ とする。 $t_j$ を児童生徒が学習支援に参加するかどうかを示すダミー変数と考えると、児童生徒 $j$ の Outcome は以下の式で表される。

$$y_j = t_j y_{1j} + (1 - t_j) y_{0j} \quad \dots \dots (1)$$

---

は(1)まず教室がある学校区に住んでいる児童生徒はその教室に通うと考える。(2)次に児童生徒の住んでいる学校区に教室がない場合で、隣接している学校区に教室がある場合はその隣接区の教室に通うと考える。もし隣接する学校区が2つ以上ある場合、それぞれの教室に50%ずつの確率で通うことを想定して比率を計算した。(3)児童生徒の住んでいる学校区だけでなく、隣接区にも教室が存在しない場合は、同じ学校区の児童生徒が実際にどの教室に通っているかのデータをもとに推測している。

<sup>11</sup> 学習支援の案内が「必要」とされたが参加しなかった児童生徒の学力テストの国語、算数/数学の点数は辞退理由によって大きな差がある。例えば、「速い」「待機中」を辞退理由としている児童生徒の点数は相対的に高いが、「児童が興味を示さなかった」を辞退理由としている児童生徒の点数は相対的に低い。

$x_j$ を児童生徒 $j$ のもつ特性で国語・算数/数学の点数や非認知能力の評価に影響を及ぼす変数とする。 $x_j$ には児童生徒の性別、家庭環境の変数(ひとり親ダミー変数、長子のダミー変数、兄弟で一番下の子どもの年齢、兄弟の数、親の就労状況のダミー変数)、学年ダミー変数、年度ダミー変数、学校区(すべての学校区を5分割している)ダミー変数だけでなく、一期前の国語・算数/数学の点数や非認知能力への評価が含まれている(Value Added Model)。 $w_j$ は学習支援に参加するかどうかに影響を及ぼす児童生徒 $j$ の特性を示す説明変数であり、学習支援の参加行動を数式(3)のProbitで推計する。 $w_j$ と $x_j$ の違いは、 $x_j$ は1期前の学力テストの点数・非認知能力の評価の変数を含むが $w_j$ は含んでおらず、一方、学習支援の教室との距離を示すダミー変数、児童生徒の住む学校区の一歩近くの教室の定員充足率、児童生徒の学校のクラスの社会経済環境を示す変数は $w_j$ にのみ含まれている。

$$y_j = x_j\beta + \delta t_j + \epsilon_j \quad \dots \dots \dots (2)$$

$$t_j^* = w_j\gamma + u_j \quad \dots \dots \dots (3)$$

$$t_j = \begin{cases} 1, & \text{if } t_j^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

学習支援に参加する児童生徒と参加しない児童生徒ではパラメータ $\beta$ 、 $\delta$ は同じ値をとるが、Error term ( $\epsilon_j$ )は学習支援に参加しない場合( $\epsilon_{0j}$ )と参加する場合( $\epsilon_{1j}$ )とでは分布が異なると仮定する。この2つError term ( $\epsilon_{0j}$ と $\epsilon_{1j}$ )と $u_j$ は平均ゼロで3変数正規分布をし、互いに相関があり学習支援に参加するかどうかは内生的に決まり、Covariance matrixは下記の通りに示されると仮定する。

$$\begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{01} & \sigma_0\rho_0 \\ \sigma_{01} & \sigma_1^2 & \sigma_1\rho_1 \\ \sigma_0\rho_0 & \sigma_1\rho_1 & 1 \end{bmatrix}$$

Probitの式から導かれるHazard ratio  $h_j$ は下記の式で表される。

$$h_j = \begin{cases} \frac{\phi(w_j\hat{\gamma})}{\Phi(w_j\hat{\gamma})} & t_j = 1 \\ -\frac{\phi(w_j\hat{\gamma})}{\{1 - \Phi(w_j\hat{\gamma})\}} & t_j = 0 \end{cases}$$

Probitの式のError term  $u_j$ の平均値とOutcomeの式のError term ( $\epsilon_{0j}$ と $\epsilon_{1j}$ )の平均と分散の3つが、 $x_j$ 、 $t_j$ 、Probitの式のHazardである $h_j$ と $w_j$ と相関がないというMoment Condition

からパラメータ $\beta$ 、 $\delta$ 、 $\gamma$ 、 $\sigma_0$ 、 $\rho_0$ 、 $\sigma_1$ 、 $\rho_1$ を推定する。<sup>12</sup>

#### 4. 2 学習支援に参加する児童生徒の特徴

本節では、どのような属性を持つ児童生徒が学習支援事業に参加する傾向にあるかを明らかにするため、式(3)に示した Probit モデルによる推定を行う。<sup>13</sup> 推計において重要な役割を果たすのが、児童生徒の学力や非認知能力には直接影響を及ぼさないが、学習支援への参加意思決定に影響を与える「識別変数」である。本稿ではこれに該当する変数として、教室までの距離、各教室の定員充足率、および学校学級単位の社会経済環境変数を用いる。

識別変数（操作変数）として用いる教室までの距離の変数、すなわち児童生徒の学校区に教室が存在するかどうかというダミー変数と、児童生徒の学校区と教室の存在する学校区との距離を示す変数は、以下の理由から除外制限（Exclusion Restriction）を満たす妥当な指標であると考えられる。日本の公立小中学校の通学区域・学校区は、学校教育法施行令第5条に基づき、各自治体の教育委員会が機械的に設定している。これらの境界線は、主に幹線道路、河川、鉄道といった地理的障壁や歴史的な行政境界に基づいて画定されており、世帯所得や児童の学力を反映して意図的に操作されるものではない。本研究の対象地である尼崎市においても、居住地住所によって就学先が決まる「指定校制度」が原則であり、校区境界は拠点の配置や児童生徒の潜在能力とは無関係に決定されている。

実際に、学習支援教室が経済的困難世帯の集中地域に意図的に配置されている可能性（配置の内生性）を検証するため、以下の3グループ間で地域の社会経済的特性の分布を比較した：(1)教室が自分の小学校区内にある児童生徒、(2)教室が小学校区内にはないが中学校区内にはある児童生徒、(3) いずれの校区内にも教室がない児童生徒。具体的には、各児童生徒が属する学級レベルでの生活保護受給率およびひとり親世帯率を比較指標とした。分析の結果、生活保護受給率については、グループ2がグループ3よりもわずかに高いものの、主要な比較対象であるグループ1と3、およびグループ1と2の間には統計的な有意差は認められなかった。また、ひとり親世帯率については、むしろ拠点から遠いグループ3で最も高く、グループ1および2との間に統計的な差が確認された。以上の結果は、教室の所在する校区が必ずしも経済的困難を抱える世帯の集中地域ではないことを示しており、校区境界という変数が拠点配置の恣意性から独立した「外生的な指標」として機能しているこ

<sup>12</sup> Probit の error term の平均値を $u_i$ 、Outcome の error term の平均値を $u_m$ 、Outcome の error term の学習支援に参加しない場合とした場合の分散をそれぞれ $u_{v0}$ 、 $u_{v1}$ とし、この4つの変数と $x_j$ 、 $t_j h_j$ 、 $(1-t_j)h_j$ 、 $w_j$ との間の相関がゼロであるという Moment conditions からパラメータ $\beta$ 、 $\delta$ 、 $\gamma$ 、 $\sigma_0$ 、 $\rho_0$ 、 $\sigma_1$ 、 $\rho_1$ を推定する。詳細は Stata program の etregress を参照。

<sup>13</sup> Probit の推計の際、一期前の国語や算数/数学の点数を説明変数に入れなかった。その理由は、一期前の国語や算数/数学の点数と Probit の関数の Error term との間に相関があり、内生性の問題が生じていると考えたからである。一期前の国語や算数/数学の点数を説明変数に入れるべきか確認するために、学習支援に初めて参加した年の国語や算数の点数（学習支援の参加期間が2年以下で一期前の国語の点数と算数の点数、初めて参加した年の点数と同じデータは推計から除去している）を操作変数とし、Ivprobit で推計したところ、一期前の国語や算数の点数の回帰係数は有意にならず、相関は認められなかったため説明変数には入れなかった。

とを裏付けるものである。

地理的要因が参加行動に与える影響を多角的に検討するため、距離変数については以下の3つのケースを定義した。第1に、児童生徒の住んでいる小学校区あるいは中学校区に教室が存在するかどうかを示すダミー変数（小学校区ダミー変数、中学校区ダミー変数）と、児童生徒の住んでいる小学校区あるいは中学校区は各教室のある小学校区あるいは中学校区と隣接しているかどうかを示すダミー変数（小学校区隣接ダミー、中学校区隣接ダミー）の4種類を用いる。第2に、児童生徒の住んでいる小学校区あるいは中学校区が教室のある学校区と隣接していることを示すダミー変数を、4教室（A教室、B教室、C教室、D教室と定義する）のうちどの教室のある学校区に隣接しているかによって4種類のダミー変数に分けた（A教室の隣接ダミー、B教室の隣接ダミー、C教室の隣接ダミー、D教室の隣接ダミー）。最後に、すべての児童生徒の住んでいる小学校区、中学校区と、教室のある小学校区と中学校区からどれだけ離れているかを示す距離ごとの4つのダミー変数を作成した。具体的に言うと、児童生徒が住んでいる小学校区に教室がある場合のダミー変数「距離ダミー変数1」、児童生徒の住んでいる小学校区が教室のある小学校区と隣接しておりかつ教室のある中学校区と同じ中学校区に住んでいることを示すダミー変数「距離ダミー変数2」、児童生徒の住んでいる小学校区が教室のある小学校区と隣接しているが中学校区は異なることを示すダミー変数「距離ダミー変数3」、児童生徒の住んでいる小学校区が教室のある小学校区と隣接していないが、児童生徒の住んでいる中学校区は教室のある中学校区と隣接していることを示すダミー変数「距離ダミー変数4」の4種類を作成し、数字が小さいほど教室と近い距離にあることを示す変数を作成した。この3つのケースの距離変数の結果の比較を通じ、学習支援の参加行動に距離と学校区の定義がどのような影響を及ぼすのかを検討する。

学習支援への「参加」の定義については、学力や非認知能力への蓄積効果を考慮し、尼っこ調査が実施される12月、1月の直前の10月以降に参加した児童生徒、および調査実施前に退会した児童生徒は対象から除外した。一方、案内を受けたものの「待機中」「申請中」「辞退」のステータスにあり、実際に教室を利用していない児童生徒は一律に「不参加」と定義した。<sup>14</sup>

Probitモデルで推計した結果が表3であり、(1)は距離の変数に小学校区ダミー変数、中学校区ダミー変数、小学校区隣接ダミー、中学校区隣接ダミーを用いた場合、(2)は距離の変数に小学校区ダミー変数、中学校区ダミー変数、A教室の隣接ダミー、B教室の隣接ダミー、C教室の隣接ダミー、D教室の隣接ダミーを用いた場合、(3)は距離の変数に距離ダミー変数1、距離ダミー変数2、距離ダミー変数3、距離ダミー変数4を用いた場合の結

---

<sup>14</sup> 実際には参加できていない申請中あるいは待機中の児童生徒が多く存在する(2018-2023年で111名)ことから、「学習支援の参加」を違う定義で考えた場合も検討した。具体的に言うと、学習支援の案内をされ、参加することになった児童生徒、あるいは申し込み済み・待機中の児童生徒を「参加」とする。一方案内されたが辞退した児童生徒を「不参加」と定義した。この時の回帰結果は本文の結果とほとんど変わらなかった。

果を示している。

属性別の傾向を見ると、女子ダミーの係数が 0.211~0.238 で正に有意であり、男子よりも女子の参加確率が高い。また、兄弟姉妹数 (-0.213~-0.211) および世帯主の無職ダミー (-0.261~-0.228) は負に有意であった。世帯主が就労していない家庭において参加率が低い背景には、当該児童生徒が家事や育児などのヤングケアラー的役割を担わざるを得ない状況が推察される。一方、その他の家族構成を示す変数(兄弟で最年少の子ども<sup>15</sup>の年齢、長子ダミー、ひとり親ダミー)、ひとり親ダミー、両親が働いていないダミーや定員充足率<sup>15</sup>、学級内の生活保護世帯比率などは有意な相関が認められなかった。

次に距離の変数の結果を見ていくと、児童生徒の住んでいる学校に学習支援の教室があることを示す小学校区ダミーと中学校区ダミー変数の係数は、(1)と(2)の2つのケースとも負で有意であり、学習支援の教室が児童生徒の住んでいる小学校区、中学校区にあると参加する傾向が低下することを示唆している。また(1)において小学校区隣接ダミーも負で有意であることから、児童生徒は自分の住んでいる学校区の近くの小学校区に教室があると敬遠することが分かった。一方、(3)の結果では、児童生徒の住んでいる学校区と学習支援の教室のある学校区との距離の近さを測った距離ダミー変数1~4の結果を見ると、ほとんどの係数が有意ではなく、学習支援への参加の有無は距離が影響しているわけではないことがわかった。この2つの結果から以下のことが推察される。第1にこれまでの文献の結果と違い、学習支援の参加の有無は距離とほとんど相関がないということである。第2に、定員充足率やひとり親割合などの社会経済変数をコントロールしてもなお、教室のある学校区ダミーが負で有意であることから、児童生徒が「混雑しているから行かない」のではなく、児童生徒が「支援を受けていることを同級生や近隣住民に知られたくない」というスティグマを抱き、自分たちの生活圏内での参加を敬遠しているということである。

児童生徒が自分の学校区内にある教室を避ける理由は、単なる人間関係のトラブルやいじめへの不安ではなく、『福祉スティグマ(支援を受けることへの羞恥心)』にあると考えられます。これは事業の制度的背景を詳しく見るとその理由が明確になる。学習支援の対象は生活保護世帯や困窮世帯に厳格に限定されているため、教室に通う姿を見られること自体が、周囲に対して自分の家が困窮していると知らせることになる。また、参加にあたってケースワーカーによる訪問や勧奨が行われることも、子どもたちにこれが『行政の助け』であることを強く意識させる要因となっている。実際に、一部の児童生徒が教室の変更を希望している状況を考えても、自校区での利用回避は、単なる対人関係の問題以上に、『貧困が周囲に見えてしまうこと』への強い拒否感によるものと捉えるのが自然である。

学習支援への参加行動が、参加の頻度(参加率)や継続期間によってどのように異なるかを確認するため、学習支援の参加者の定義を以下の5つの場合に分けて推計を行った。

---

<sup>15</sup>学習支援の案内をされ、参加することになった児童生徒、あるいは申し込み済み・待機中の児童生徒を「参加」とし、案内されたが辞退した児童生徒を「不参加」と定義した場合の推計結果では、定員充足率を示す変数の回帰係数は正で有意であり、定員充足率が高ければ高いほど参加を希望する児童生徒が増えることが分かった。

(1) 参加者全体 (2) 平均参加率 40%以上の児童生徒 (3) 継続期間が1年以上の児童生徒 (4) 継続期間が2年以上の児童生徒 (5) 平均参加率 40%以上かつ継続期間が1年以上の児童生徒。<sup>16</sup> これらの推計結果は、表4に示す通りである。分析の結果、(2)の平均参加率が40%以上のサンプルについては、小学校区および中学校区ダミーの係数は負であったものの、統計的に有意ではなかった。一方、(2)を除く全てのケースにおいて、学区ダミーの係数は負で有意であった。特に、限界効果 (Marginal effect) の負の影響は、参加期間が長い児童生徒ほど大きい傾向が確認された。この結果は、学習支援への長期間の参加を企図している児童生徒ほど、自らの居住する校区内に教室が設置されていることに対し、強い抵抗感を抱いている可能性を示唆している。

以上の結果から、女子は男子に比べると参加する確率が高いが、兄弟の数が多かったり、世帯主が働いていない場合は参加する確率が下がることが分かった。また行政側は学習支援の教室は自宅から近い方が望ましいと考えていることに反し、教室が児童生徒の学校区と同じところにあると敬遠されることが分かった。

#### 4. 3 学習支援が児童生徒の認知・非認知能力に及ぼす影響

本節では、学習支援事業への参加が児童生徒の認知能力 (国語、算数/数学のテスト点数) および非認知能力 (BIG5の各因子) に及ぼす因果効果を検証する。まず、参加者全員を処置群とした場合の、全対象者における平均処置効果 (ATE) および処置群における平均処置効果 (ATET) の推定結果を表5に示す。<sup>17</sup> 表5の結果によれば、国語、算数/数学、および非認知能力のいずれの指標においても、ATE および ATET の係数は統計的に有意ではなかった。このように参加者全体で一様な有意効果が認められない背景には、参加登録をしている児童生徒の中にも出席率が著しく低い、あるいは滞在時間が極めて短い層が一定数含まれていることが影響していると考えられる。具体的には、参加者の平均出席率は36%にとどまり、出席回数が0回の児童生徒も27%存在するほか、平均滞在時間も約40分と短い実態が確認されている。

児童生徒の参加率が低迷した背景には、支援を受けることへの心理的負担、すなわち『スティグマ』の影響が考えられる。実際、日本能率協会総合研究所<sup>18</sup> (2020) の報告書によれば、多くの自治体がスティグマを最大の懸念事項として挙げている。そのため、会場の場所を伏せたり、対象者を限定しない仕組みを導入したりするなど、周知や実施のあり方に細心の注意を払わざるを得ないのが実情である。スティグマの影響は、物理的な欠席に留まらず、

<sup>16</sup> 参加率が平均40%以上の児童生徒、あるいは学習支援に2年以上通っている児童生徒は学習支援参加者の約50%である。

<sup>17</sup> 学習支援に参加したかどうかのダミー変数を説明変数に入れ、学習支援までの距離の変数、各教室の充足率、児童生徒の社会経済変数を操作変数に用いたIVの手法を用いて同様の分析をしたが、結果はほぼ同じであった。

<sup>18</sup> 日本能率協会総合研究所は官公庁の政策立案・計画立案のための調査研究事業を行っている。

参加児童生徒の心理面にも及ぶ。自尊心を守ろうとする心理的防衛が学習への集中を妨げ、結果として『消極的参加』という形での学習効果の減退を招いていると推察される。つまり、スティグマによる心理的障壁が、物理的な不参加や意欲の低下を引き起こし、プログラム本来の効果を阻害していると考えられる。

学習支援の実態をより詳細に反映させるため、支援へのコミットメントが高い層に限定した分析を行った。具体的には、(1)平均参加率 40%以上の児童生徒、(2)2年以上通塾している児童生徒、(3)参加率 40%以上かつ1年以上通塾している児童生徒、の3ケースについて ATE および ATET を推定した(表6)。ただし、出席率や継続期間という変数に基づいてサンプルを限定する分析は、内生的な層別化(Endogenous Stratification)による選択バイアスの懸念を伴う。そのため、これらの推定値については厳密な因果効果として一般化するのではなく、十分な支援量(treatment dose)を享受した層において本事業が達成しうる潜在的な効果の大きさを確認するための、補足的かつ示唆的な分析として位置づけている。分析の結果、参加率 40%以上の層においては、算数/数学の係数が 0.662(約10点の上昇に相当)と正に有意であった。特に「参加率 40%以上かつ1年以上継続」している層では、ATE が 0.807、ATET が 0.720 と、いずれも算数/数学に対して高い水準で有意なプラスの効果が確認された。一方で、これらの層では「精神安定性」の係数が負に有意となる傾向が見られた。これは、学習支援を通じて勉強に専念する時間が増加したことが、児童生徒にとって精神的なストレス要因となっている可能性を示唆している。<sup>19</sup>

Carneiro and Heckman (2003), Cunha et al.(2006)によると子どもの年齢が上がるにつれて学習支援などの効果は低下するが、Kutz et al.(2014)では年齢が上がっても女子への効果は認められた事例を紹介している。これらの先行研究に基づき、性別による効果の異質性を検討するため、女子ダミーと参加ダミーの交差項をモデルに追加した(表7)。先ほどと同じように、(1)参加者全体 (2)平均参加率 40%以上の児童生徒 (3)継続期間が2年以上の児童生徒推と3つの場合において推定した結果、(1)の場合女子のダミー変数の係数は 0.155 と正で有意であり、表5とほぼ同じ結果である。女子ダミー変数と参加ダミーの交差項は 0.365 と正で有意であり、女子が学習支援に参加すると国語の点数にプラスの相関関係が出ることが示された。一方、精神安定性では女子ダミー変数と参加ダミーの交差項は -0.365 と負で有意であり、学習支援に参加する女子の精神安定性が下がることが示された。(2)の場合、女子のダミー変数の係数は 0.181 と正で有意であり、女子ダミー変数と参加ダミーの交差項の係数は 0.294 と正ではあるが有意ではなくなった。一方外部性において交差項の係数は

---

19 この他に「生活保護世帯の児童生徒で学習支援の参加の必要がないと判断された児童生徒」と「学習支援に参加した児童生徒」とを比較するために2つのグループのデータを併せ、学習支援に参加したかどうかのダミー変数と、操作変数に学習支援までの距離の変数、各教室の充足率、児童生徒の社会経済変数を用いて分析したが、ダミー変数の係数は有意ではなかった。また「生活保護世帯ではない児童生徒」と「学習支援に参加した児童生徒」とを比較するために、学習支援に参加した児童生徒と(1)同じ学年、(2)同じ学校、(3)性別の児童生徒でかつ国語と算数の点数が一番近い児童生徒を「生活保護世帯ではない児童生徒」から選び出し、Matchingで分析したが、係数は有意ではなかった。これは操作変数の力が弱かったことと、「生活保護世帯の児童生徒で学習支援の参加の必要がないと判断された児童生徒」や「生活保護世帯ではない児童生徒」と「学習支援に参加した児童生徒」ではデータでとらえられない大きな特性の差異があるからではないかと考えられる。

0.485 と正で有意となりプラスの相関がみられた。(3) の場合、女子のダミー変数の係数は 0.132 と正で有意であり、女子ダミー変数と参加ダミーの交差項の係数は 0.377 と正で有意であった。以上の結果から、学習支援の参加は女子の国語の点数と外向性との間にプラスの相関があり、一定期間以上に学習支援に参加する女子には国語の点数や外向性が高い傾向が示された。放課後学習の影響を分析した別所・他(2019)でも国語の点数へのプラスの効果が確認されている。

学習支援には 4 教室あるが、地域性の違いから効果が異なる可能性も考えられる。そこで教室別ダミー変数と参加ダミーの交差項を説明変数に追加したところ(教室 A を Base とする)表 8A の結果となった。算数/数学において D 教室のダミー変数の交差項が  $-0.324$  と負で有意になり、マイナスの相関があることが示された。表 8B は 4 教室における国語・算数/数学のテストの点数、非認知能力の評価と平均参加率、平均参加時間を示している。D 教室では他の教室と比べると児童生徒の算数/数学の成績が低く、平均参加率も低くて平均滞在時間も短いことからこのような結果となったのではないかと考えられる。外向性において B 教室のダミー変数の交差項が  $-0.356$  と負で有意となっている。B 教室に通う児童生徒の外向性は 2.51 と他の 3 つの教室と比較して低い。また協調性においては C 教室のダミー変数の交差項が  $-0.471$  と負で有意となっている。C 教室に通う児童生徒の協調性は 2.61 と一番低く、これらの結果から各教室においてプラスの Peer effects がある可能性が示唆された。

学習支援に通うことで学力・非認知能力以外の影響があるかを見るために「尼っこ調査」における「朝食は毎日食べている」「学校に行くのが楽しい」「学習してみにつけた知識は、いずれ仕事や生活の中で役に立つと思う」「自分の力をできるだけ伸ばしたいと思う」「自分には、先生や友達から褒められるような得意なことがある」という質問の答えと、中学生のみを対象に「将来の学歴は大卒以上を希望するというダミー変数」を被説明変数として同様の分析を(1)学習支援の参加児童生徒全員を対象とした場合、(2)学習支援平均参加率が 40%以上の児童生徒を対象とした場合、(3)学習支援に 2 年以上通っている児童生徒を対象とした場合の 3 つのケースで吟味した結果が表 9 である。「学校に行くのが楽しい」を被説明変数とした場合、(2)の結果において ATE の係数は 1.397 とプラスで有意になった。また「学歴を大卒以上を希望する」を被説明変数とした場合、(2)と(3)の結果において ATE と ATET の両方の係数は正で有意であった。このことから、学習支援への積極的な参加が、児童生徒の学校生活に対する充足感や将来への前向きな展望を醸成していることを示している。

以上の結果から、学習支援の参加者全員には影響は認められず、それは参加率が低かったり、滞在期間が短い児童生徒がいるからであると考えられる。一方女子には国語の点数と外向性にプラスの相関が認められた。また、参加率の高いあるいは参加期間の長い児童生徒を対象を絞った場合、算数/数学の点数が高く「学校に行くのが楽しい」「将来の学歴は大卒以上を希望する」という考えにプラスの相関が認められた。

#### 4. 4 学習支援が児童生徒の勉強時間に及ぼす影響

第 4.3 節では、学習支援に積極的に通っている児童生徒ほど、国語および算数・数学の点数が高い傾向にあることを示した。この学力向上の背後にある主要なメカニズムは、学習支援への参加が「学習時間の増加」をもたらしている点にあると考えられる。実際、表 2 の記述統計によれば、学習支援に参加した児童生徒は、案内を辞退した児童生徒と比較して、週あたりの勉強時間が約 3 時間長い。

本節では、学習支援が勉強時間に与える因果効果を検証するため、OLS（最小二乗法）および Treatment Effect モデルを用いて分析を行う。また、学習支援の効果を最大限に引き出す要因を詳細に検討するため、(1)全参加者、(2)平均参加率 40%以上の層、(3)参加期間 2 年以上の層、という 3 つのケースに分けて分析した（表 10）。<sup>20</sup>

分析の結果、学力向上のメカニズムを裏付ける重要な知見が得られた。まず OLS の結果を見ると、全参加者(1)の学習時間増加が週 4.25 時間であるのに対し、参加率が高い層(2)では 5.86 時間、長期参加層(3)では 4.81 時間とより長い勉強時間の傾向が見られた。特に参加率（密度）が高い児童生徒において、学習時間の長い傾向が顕著に現れている。内生性を考慮した推定（ATE/ATET）においても、同様の傾向が確認された。参加率 40%以上の層(5)や 2 年以上継続している層(6)では、週に約 5～6 時間学習時間が長い傾向が認められた。一方で、全参加者を対象とした分析(4)で有意な結果が得られなかったのは、参加登録のみで実態を伴わない（出席率が極めて低い）児童生徒が含まれているためと考えられる。<sup>21</sup>以上の結果は、学習支援の参加率と継続期間が長い児童生徒は、週 4～5 時間以上学習時間が長い傾向にあり、その結果として国語や算数・数学の成績向上（正の相関）が実現しているという因果のメカニズムを明確に示している。

その他の属性については、女子であること、兄弟姉妹の中で最年少の子供の年齢が高いこと、および本人の「勤勉性」が高いことが、学習時間と正の相関があることが分かった。本稿の分析は、学習支援事業が単なる「場所の提供」にとどまらず、実効性のある学習時間を確保させることで、困窮世帯の子どもの学力向上を支える有効な手段となっていることを裏付けている。

#### 4. 5 学習支援を休止・中断する児童生徒、参加率・参加期間の長い児童生徒の特徴

本節では、学習支援事業の効果を最大限に引き出すための条件を探るべく、どのような属性を持つ児童生徒が「休止・中断」に至るのか、また、どのような特性を持つ児童生徒の「参加率」が高く「参加期間」が長くなるのかを分析する。第 2 節で述べた通り、参加者の約

---

<sup>20</sup> 学習支援に参加したかどうかを示すダミー変数を説明変数に入れ、操作変数に学習支援までの距離の変数、各教室の充足率、児童生徒の社会経済変数を操作変数法に用いて同様の分析を行ったが、結果はほとんど変わらなかった。

<sup>21</sup> (1)の OLS の係数の方が(4)の ATR より大きいことから、内生性の影響で OLS の係数にプラスの Bias が生じている可能性があると考えられる。

20%が途中で利用を休止・中断しており、一方で第4.3節および第4.4節の分析からは、参加率が高い・参加期間の長い児童生徒の算数/数学の点数が高いことが明らかとなっている。したがって、支援の成果を確実なものにするためには、継続的な参加を阻害する要因と、積極的な参加を促進する要因を特定することが重要である。

具体的な分析手法として、まず「休止・中断」の有無を被説明変数とした Probit 分析を行い、継続を困難にする要因を検討した。次に、参加率や期間そのものを被説明変数として、学力、非認知能力、家庭環境、生活習慣などを説明変数に加えた OLS（最小二乗法）による分析を実施した。分析結果は表 11 に示されている。

まず、休止・中断の要因（表 11 の(1)(2)）を見ると、非認知能力のうち「協調性」の係数が正で有意であり、かつ「ゲームをする時間」の係数も正で有意であった。これは、対人関係に長け、娯楽時間を好む児童生徒が友人関係などを優先した結果、学習支援への参加が疎かになった可能性を示唆している。属性別では、「女子ダミー」および「ひとり親世帯ダミー」が正で有意である一方、「長子ダミー」は負で有意であった。このことから、女子やひとり親家庭の児童生徒は中断のリスクが高い傾向にある一方、長子は継続しやすいことが分かる。また、「中学校区ダミー」が負で有意である点は、ひとたび参加が始まった後は、物理的な距離が近いほど継続性が高まる可能性を示している。

次に、参加の密度と期間（表 11 の(3)(4)）について検討する。参加率に関しては、「勉強時間」の係数が正で有意、「兄弟姉妹数」が負で有意であった。これは、もともと学習習慣があり、かつ家庭内での役割が比較的少ない児童生徒ほど、高い頻度で教室を利用している状況を映し出している（ただし、参加率が高いからこそ勉強時間が長くなるという逆の因果関係も想定される）。また、参加期間については、「外向性」と「精神安定性」の係数が正で有意であった。これは、他者と関わることに積極的で情緒が安定している児童生徒ほど、長期間にわたり支援を利用し続ける傾向にあることを示唆している。さらに、特定の教室（C 教室）において参加期間が有意に長いという結果は、教室ごとの運営環境が継続性に影響を与える可能性を示している。

#### 4. 6 学習支援の案内がなされなかった児童生徒が案内された場合の参加率

本稿では、現状で学習支援の案内対象となっていない児童生徒へのアプローチの重要性を検討するため、教室の拡充がもたらす救済効果のシミュレーションを行った。表 2 のデータが示す通り、ケースワーカーから「参加の必要なし」と判断され案内を見送られた児童生徒であっても、生活保護を受けていない世帯の子供と比較すれば、国語・算数/数学の点数は明らかに低い水準にある。したがって、教室の増設等によって定員枠を拡充し、これらの層へ案内を広げることができれば、より多くの児童生徒の学力向上を促し、救済できるのではないかと考えられる。

そこで、4.2 節で構築した Probit モデルを用い、現在は案内されていない児童生徒が「もし

案内を受けた場合」の参加率を推定した。分析の結果、図 1 および表 12 に示す通り、案内未対象の児童生徒の参加確率は、実際に案内を受けた児童生徒よりも、全学年において約 10%ポイント高いことが明らかになった。

この結果は、現在優先的に案内されている層が、状況の深刻さゆえに参加意欲を維持しにくい状況にあるのに対し、案内未対象の層は潜在的な参加意欲が高いことを示唆している。以上の分析から、学習支援の教室定員に余裕を創出し、対象範囲を広げることで、より広範な児童生徒に対して効果的な支援を届けられる可能性が示された。

## 5. 結論と政策的含意

本稿では、兵庫県尼崎市の行政マイクロデータを用い、学習支援事業が小中学生の認知能力および非認知能力に及ぼす影響を実証的に分析した。従来、学習支援に関する研究は、小規模なアンケート調査や支援担当者・教員へのインタビュー等を用いた定性的アプローチが主流であった。児童生徒の認知・非認知能力に対する具体的な変容を定量的に捉えた研究が極めて限定的であった背景には、地域間の運営システムや支援内容の相違、参加選考プロセスの不透明性、さらにはサンプルサイズの制約や個票データの入手困難といった課題が存在した。

本稿は、尼崎市の「学習支援」「尼っこ調査」「住民基本台帳」を連結した独自のパネルデータを用いることで、これらの課題を克服し、参加児童生徒の特性および支援の効果を多角的に検証した。分析の結果、以下の知見が得られた。

第一に、学習支援への参加行動において、教室への物理的距離は直接的な影響を及ぼさない一方で、自身の学校区内や近隣に教室が存在する場合、児童生徒が参加を敬遠するという特有の選好が明らかになった。これは、生活保護受給の事実を同級生や近隣住民に知られることを回避しようとする「社会的スティグマ」が、生活圏内における参加の心理的障壁となっていることを示唆している。

第二に、学習支援事業の参加者全体に対する一様な効果は確認されなかった。この背景には、参加登録者のなか出席率の低い層や滞在時間の短い層が一定数含まれていることが影響していると考えられる。しかし、属性や利用実態に応じた異質的な効果が確認された。性別による差異については、女子生徒において国語の成績および非認知能力の一要素である外向性に有意なプラスの相関が認められた。また、高い参加率を維持している児童生徒や、長期間継続して利用している児童生徒においては、算数/数学の点数が高い傾向が認められた。

第三に、上記の効果をもたらすメカニズムとして、学習時間の変容が特定された。学習支援への積極的な参加している児童生徒は、週当たり 4～5 時間長く学習時間をとっており、この学習量の積み上げが認知能力および非認知能力の向上を支える直接的な要因となっていることが実証された。

本研究で得られた実証結果には、生活困窮世帯の子どもの能力向上と「貧困の連鎖」の解消への3つの政策的含意がある。第一に、福祉スティグマによる参加率低下を防ぐための「匿名性」に配慮した教室配置と選択制を導入する必要性である。分析の結果、学習支援の教室が自身の学校区内にある場合、児童生徒の参加確率が有意に低下するという、既存の知見とは異なる傾向が確認された。これは、多感な時期にある児童生徒が「生活保護受給世帯であることを周囲に知られたくない」という社会的スティグマを抱いていることを示唆している。尼崎市によると、教室は主に駅前の複合ビル内に設置されており、利用者の多くは居住地から離れた地域から通っている。そのため、通学途中に知人に目撃されるリスクは低く、複合施設という特性上、建物への出入りも周囲の目を引きにくい。本研究の結果から、参加回避行動の主因は、不特定の近隣住民の視線以上に、『教室という閉じた空間でクラスメイトと遭遇すること』への心理的抵抗がより強く作用していると推察される。教室の新設にあたっては、学校区内という物理的近接性のみを重視するのではなく、同級生と遭遇しにくい場所への設置や、複数の教室から参加先を自由に選べる「広域選択制」の導入が検討されるべきである。心理的障壁（スティグマ・コスト）を最小化することが、潜在的な支援対象者を教室へ繋ぐ鍵となる。第二に、教室網の拡充による『潜在的待機層』の救済である。シミュレーション分析の結果、現在ケースワーカーから案内を受けていない児童生徒であっても、生活保護非受給世帯と比較して学力は低く、かつ案内を受けた場合の参加意欲は実際に案内された層よりも10%ポイント高いことが示された。実際、調査対象教室では定員超過により、累計111名（2018～2023年度）もの児童生徒が参加を断念する『待機』状態となっている。この状況を解消すべく教室の定員を拡充し、優先順位から外れている層へも積極的に案内を広げることで、潜在的ニーズの高い層に支援が行き届き、地域全体の底上げが可能となる。第三に 継続利用を促す支援事業内容の設計と伴走型支援を強化することである。学習支援の効果は、週4～5時間という学習時間の増加を介して発現しており、特に「高い参加率」と「長期的な参加」が算数/数学の成績向上に不可欠であることが明らかとなった。参加率や継続期間に応じて、子供たちの意欲を高める仕組み（体験学習の優先提供や小さな目標達成の評価など）を強化することが望まれる。また、中断リスクが高い「ひとり親世帯の女子」等に対しては、家庭環境に配慮した声掛けや柔軟な開所時間の提供など、個別ニーズに即した伴走型のサポートを充実させることで、学習効果を最大化させる継続的な利用を担保する必要があると考えられる。

## 参考文献

- Bowles, Samuel, Herbert Gintis, and Melissa Osborne. 2001. "The Determinants of Earnings: A Behavioural Approach." *Journal of Economic Literature*, 39 (4): 1137–1176. <https://doi.org/10.1257/jel.39.4.1137>
- Bursztyn, Leonardo, and Robert Jensen. 2017. "Social Image and Economic Behavior in the Field: Identifying, Understanding, and Shaping Social Pressure." *Annual Review of Economics*, 9: 131–153. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103625>
- Bursztyn, Leonardo, Georgy Egorov, and Robert Jensen. 2019. "Cool to Be Smart or Smart to Be Cool? Understanding Peer Pressure in Education." *Review of Economic Studies*, 86 (4): 1487–1526. <https://doi.org/10.1093/restud/rdy026>
- Cameron, Stephen V., and James J. Heckman. 1998. "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males." *Journal of Political Economy*, 106 (2): 262–333. <https://doi.org/10.1086/250010>
- Card, David. 1993. "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling." *NBER Working Paper*, No. 4483.
- Carneiro, Manuel Pedro, and James J. Heckman. 2003. "Human Capital Policy." *IZA Discussion Paper*, No.821. <https://doi.org/10.2139/ssrn.434544>
- Cunha, Flavio, James J. Heckman, Lance Lochner, and Dimitriy V. Masterov. 2006. "Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation." *Handbook of the Economics of Education*, 1: 697–812. [https://doi.org/10.1016/S1574-0692\(06\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01012-9)
- Currie, Janet. 2004. "The Take-up of Social Benefits." *NBER Working Paper*, No. 10488.
- Dobbie, Will, and Roland G. Fryer. 2011. "Are High-Quality Schools Enough to Increase Achievement among the Poor? Evidence from the Harlem Children's Zone." *American Economic Journal: Applied Economics*, 3 (3): 158–187. <https://doi.org/10.1257/app.3.3.158>
- Duflo, Esther. 2001. "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment." *American Economic Review*, 91 (4): 795–813. <https://doi.org/10.1257/aer.91.4.795>
- Friedrichsen, Jana, Tobias König, and Renke Schmacher. 2018. "Social Image Concerns and Welfare Take-Up." *Journal of Public Economics*, 168: 174–192. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.10.008>
- Heckman, James J., and Dimitriy V. Masterov. 2007. "The Productivity Argument for Investing in Young Children." *NBER Working Paper*, No. 13016.
- Heckman, James J., Jora Stixrud, and Sergio Urzua. 2006. "The Effects of Cognitive and Non-cognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior." *Journal of Labor Economics*, 24 (3): 411–482. <https://doi.org/10.1086/504455>
- Kautz, Tim, James J. Heckman, Ron Diris, Baster Weel, and Lex Borghans. 2014. "Fostering and

- Measuring Skills: Improving Cognitive and Non-Cognitive Skills to Promote Lifetime Success.” *NBER Working Paper*, No. 20749.
- Keane, Michael P. and Kenneth I. Wolpin. 1997. “The Career Decisions of Young Men.” *Journal of Political Economy*, 105 (3): 473–522. <https://doi.org/10.1086/262080>
- Keane, Michael P. and Kenneth I. Wolpin. 2001. “The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment.” *International Economic Review*, 42 (4): 1051–1103. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00146>
- Ko, Wonsik, and Robert Moffitt. 2024. “Take-Up of Social Benefits.” *NBER Working Paper*, No. 30148.
- Kraft, Matthew A. 2015. “How to Make Additional Time Matter: Integrating Individualized Tutorials into an Extended Day.” *Education Finance and Policy*, 10 (1): 81–116. [https://doi.org/10.1162/EDFP\\_a\\_00152](https://doi.org/10.1162/EDFP_a_00152)
- Lareau, Annette. 2011. *Unequal Childhoods: Class, Race, and Family Life*. University of California Press. <https://doi.org/10.1525/9780520949904>
- Leos-Urbel, Jacob. 2015. “What Works After School? The Relationship Between After-School Program Quality, Program Attendance, and Academic Outcomes.” *Youth and Society*, 47 (5): 684–706. <https://doi.org/10.1177/0044118X13513478>
- Lindqvist, Erik, and Roine Vestman. 2011. “The Labor Market Returns to Cognitive and Non-cognitive Ability: Evidence from the Swedish Enlistment.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 3 (1): 101–128. <https://doi.org/10.1257/app.3.1.101>
- Moffitt, Robert. 1983. “An Economic Model of Welfare Stigma.” *American Economic Review*, 73 (5): 1023–1035.
- Stuber, Jennifer, and Karl Kronebusch. 2004. “Stigma and Other Determinants of Participation in TANF and Medicaid.” *Journal of Policy Analysis and Management*, 23 (3): 509–530. <https://doi.org/10.1002/pam.20024>
- 阿部 彩、松村 智史 (2020) 「子どもの貧困対策における学習支援事業：利用者の特性の分析」, 『社会保障研究』, Vol.5, No.3, pp.287–300
- 尼崎市 (2019) 「生活困窮者学習支援事業の概要について」
- 別所俊一郎、田中隆一、牛島光一、川村顕、野口晴子 (2019) 「区立小学校での補習の効果：足立区のケース」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 141 号, pp.141–159
- 大林正史 (2020) 「A 県における子どもの貧困対策としての学習支援の現状と課題：生活困窮者自立支援法に基づく学習支援と地域未来塾を対象として」, 『鳴門教育大学研究紀要』, pp.120–134
- 厚生労働省 (2015) 「子どもの貧困対策における生活困窮世帯の子どもの学習支援等」
- 厚生労働省 (2024) 「生活困窮者自立支援法等に基づく各事業の令和 5 年度事業実績調査集計結果」

- 日本能率協会総合研究所 (2025) 「子どもの学習・生活支援事業に関するガイドライン」
- 松村 智史 (2016) 「貧困世帯の子どもの学習支援事業の成り立ちと福祉・教育政策上の位置づけの変化——行政審議, 国会審理および新聞報道から——」, 『社会福祉学』, 57 巻 2 号, pp.43-56
- 松村 智史 (2017) 「子どもの貧困対策における福祉と教育の連携に関する一考察——生活困窮世帯の子どもの学習支援事業から——」, 『社会福祉学』, 58 巻 2 号, pp.1-12
- 内閣官房 (2023) 「子供の貧困対策に関する大綱の進捗状況及びこども大綱策定に向けての意見」
- 成澤 雅寛 (2018) 「学習と居場所のディレンマ：非営利学習支援団体からみえる子どもの貧困対策の限界」, 『教育社会学研究』, 103 巻, pp.5-24
- 坂本 毅啓 (2018) 「子どもの貧困対策としての学習支援の展開と政策的課題」, 『医療福祉政策研究』, 1 巻 1 号, pp.41-54
- 田中秀和、塩原達矢、金子充 (2019) 「子どもの貧困という問題の意味と学習支援の意義」, 『立正社会福祉研究』, 第 20 巻, pp.23-35
- 内田充範 (2014) 「貧困の連鎖を断ち切る学習支援の取り組み」, 『山口県立大学学術情報』, 第 7 号, pp.45-54

表 1. Data Description

	学習支援参加者			学習支援が「必要」と判断されたが参加していない児童生徒		
	サンプル数	平均	標準偏差	サンプル数	平均	標準偏差
国語【標準化】(点数)	154	-0.902	0.992	559	-0.844	1.008
算数/数学【標準化】(点数)	154	-1.032	0.870	559	-0.962	0.958
外向性【標準化】	150	0.065	0.967	547	0.041	1.001
協調性【標準化】	149	-0.278	1.005	546	-0.181	1.067
勤勉性【標準化】	149	-0.256	1.013	548	-0.214	1.011
精神安定性【標準化】	149	-0.103	0.995	547	0.031	1.010
テレビを見る時間(時間/週)	148	8.622	6.788	553	10.66	7.231
勉強する時間(時間/週)	151	9.589	6.048	554	5.428	5.232
ゲームをする時間(時間/週)	151	12.39	8.095	554	12.88	7.361
女子ダミー	154	0.539	0.500	559	0.429	0.495
兄弟で最年少の子どもの年齢	153	10.93	3.015	553	10.27	3.166
兄弟の数	153	2.242	0.946	553	2.483	1.120
長子ダミー	154	0.266	0.443	554	0.251	0.434
ひとり親ダミー	154	0.786	0.412	554	0.838	0.369
世帯主が働いていないダミー	154	0.429	0.496	559	0.476	0.500
両親が働いていないダミー	154	0.097	0.297	559	0.055	0.229
小学校区ダミー	154	0.026	0.160	559	0.089	0.286
中学校区ダミー	154	0.240	0.429	559	0.188	0.391
小学校区隣接ダミー	154	0.149	0.358	559	0.252	0.435
中学校区隣接ダミー	154	0.526	0.501	559	0.385	0.487
定員/案内児童生徒数	154	0.493	0.105	559	0.476	0.094
生活保護割合	154	0.065	0.031	559	0.065	0.031
ひとり親割合	154	0.187	0.065	559	0.187	0.072

注釈) 本文で学習支援の参加者は216名としているが、この表では154名となっているのは、p11でも説明したように(1) 尼っこ調査が実施される12月、1月の直前の10月以降に参加した児童生徒と、(2) 尼っこ調査が実施される前に辞めた児童生徒は分析の対象から外したからである。

表 2. 国語・算数/数学のテストの点数、非認知能力、3つの時間の比較

	生活保護を受給していない世帯の児童生徒	学習支援に参加している児童生徒	学習支援が「必要」と判断されたが参加していない児童生徒	学習支援が「必要」と判断されなかった児童生徒
国語(点数)	58.43	43.48	43.56	46.56
算数/数学(点数)	61.36	42.05	43.82	47.73
外向性(4段階評価)	2.58	2.69	2.64	2.58
協調性(4段階評価)	3.01	2.74	2.82	2.89
勤勉性(4段階評価)	2.59	2.22	2.32	2.42
精神安定性(4段階評価)	2.11	2.20	2.19	2.07
テレビを見る時間(時間/週)	11.25	8.81	10.66	10.30
勉強する時間(時間/週)	8.23	9.15	5.43	5.81
ゲームをする時間(時間/週)	10.08	12.16	12.88	11.98
観測数	88,146	216	559	1,303

表 3. 児童生徒の学習支援の参加行動

	(1)		(2)		(3)	
	回帰係数	Marginal effect	回帰係数	Marginal effect	回帰係数	Marginal effect
女子ダミー	0.211 *	0.054 *	0.170	0.043	0.238 **	0.062 **
	(0.116)	(0.030)	(0.118)	(0.030)	(0.115)	(0.030)
兄弟で最年少の子どもの年齢	-0.037	-0.009	-0.037	-0.009	-0.036	-0.009
	(0.027)	(0.007)	(0.027)	(0.007)	(0.028)	(0.007)
兄弟の数	-0.213 ***	-0.055 ***	-0.211 ***	-0.053 ***	-0.211 ***	-0.055 ***
	(0.073)	(0.018)	(0.073)	(0.018)	(0.073)	(0.019)
長子ダミー	-0.103	-0.026	-0.084	-0.021	-0.111	-0.029
	(0.148)	(0.038)	(0.149)	(0.038)	(0.147)	(0.038)
ひとり親ダミー	0.072	0.018	0.002	0.001	0.058	0.015
	(0.192)	(0.049)	(0.194)	(0.049)	(0.191)	(0.050)
世帯主が働いていないダミー	-0.254 **	-0.065 **	-0.228 *	-0.058 *	-0.261 **	-0.068 **
	(0.124)	(0.031)	(0.124)	(0.031)	(0.124)	(0.032)
両親が働いていないダミー	0.312	0.08	0.266	0.068	0.286	0.074
	(0.274)	(0.070)	(0.275)	(0.070)	(0.272)	(0.071)
生活保護世帯の割合	-0.589	-0.151	-0.233	-0.059	-0.852	-0.221
	(2.080)	(0.532)	(2.075)	(0.527)	(2.055)	(0.533)
ひとり親世帯の割合	-0.978	-0.25	-1.062	-0.27	-0.827	-0.215
	(0.933)	(0.238)	(0.948)	(0.240)	(0.939)	(0.243)
定員/案内児童生徒数	1.341	0.343	1.317	0.334	1.165	0.302
	(0.816)	(0.208)	(0.817)	(0.206)	(0.803)	(0.207)
小学校区ダミー	-0.995 ***	-0.255 ***	-0.953 ***	-0.242 ***		
	(0.319)	(0.080)	(0.311)	(0.078)		
中学校区ダミー	-0.508 ***	-0.13 ***	-0.867 ***	-0.22 ***		
	(0.188)	(0.048)	(0.230)	(0.057)		
小学校区隣接ダミー	-0.380 *	-0.097 *				
	(0.204)	(0.052)				
中学校区隣接ダミー	-0.014	-0.004				
	(0.197)	(0.050)				
A 教室の隣接ダミー			-0.184	-0.047		
			(0.208)	(0.053)		
B 教室の隣接ダミー			0.106	0.027		
			(0.152)	(0.039)		
C 教室の隣接ダミー			-0.212	-0.054		
			(0.165)	(0.042)		
D 教室の隣接ダミー			-0.708 ***	-0.18 ***		
			(0.257)	(0.065)		
距離ダミー1					-0.524 *	-0.136 *
					(0.281)	(0.072)
距離ダミー2					-0.421	-0.109
					(0.271)	(0.070)
距離ダミー3					-0.198	-0.051
					(0.237)	(0.061)
距離ダミー4					0.047	0.012
					(0.283)	(0.073)
切片	0.767		1.140		0.817	
	(0.722)		(0.732)		(0.750)	
Pseudo R2	0.123		0.131		0.112	
観測数	706		706		706	

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 4. 学習支援への参加行動の決定要因：出席率および出席期間別プロビット分析

	全体		参加率 40%以上		参加期間 1年以上		参加期間 2年以上		参加率 40%以上、参加期間 1年以上	
	回帰 係数	Marginal effect	回帰 係数	Marginal effect	回帰 係数	Marginal effect	回帰 係数	Marginal effect	回帰 係数	Marginal effect
女子ダミー	0.211 *	0.054 *	0.411 ***	0.062 ***	0.249 **	0.059 **	0.356 **	0.064 **	0.473 ***	0.063 ***
	(0.116)	(0.030)	(0.155)	(0.023)	(0.122)	(0.029)	(0.144)	(0.026)	(0.167)	(0.022)
兄弟で最年少の子どもの年齢	-0.037	-0.009	-0.073 **	-0.011 **	-0.026	-0.006	-0.085 **	-0.015 **	-0.046	-0.006
	(0.027)	(0.007)	(0.036)	(0.005)	(0.029)	(0.007)	(0.034)	(0.006)	(0.039)	(0.005)
兄弟の数	-0.213 ***	-0.055 ***	-0.317 ***	-0.048 ***	-0.217 ***	-0.051 ***	-0.263 ***	-0.047 ***	-0.276 **	-0.036 **
	(0.073)	(0.018)	(0.099)	(0.015)	(0.078)	(0.018)	(0.094)	(0.017)	(0.107)	(0.014)
長子ダミー	-0.103	-0.026	-0.100	-0.015	-0.110	-0.026	-0.216	-0.039	-0.132	-0.018
	(0.148)	(0.038)	(0.197)	(0.030)	(0.155)	(0.036)	(0.183)	(0.033)	(0.213)	(0.028)
ひとり親ダミー	0.072	0.018	-0.195	-0.030	0.085	0.020	0.230	0.041	-0.210	-0.028
	(0.192)	(0.049)	(0.235)	(0.036)	(0.197)	(0.046)	(0.224)	(0.040)	(0.241)	(0.032)
世帯主が働いていないダミー	-0.254 **	-0.065 **	-0.208	-0.031	-0.360 ***	-0.085 ***	-0.334 **	-0.060 **	-0.305 *	-0.040 *
	(0.124)	(0.031)	(0.167)	(0.025)	(0.131)	(0.031)	(0.153)	(0.027)	(0.181)	(0.024)
両親が働いていないダミー	0.312	0.080	0.502	0.076	0.361	0.085	0.217	0.039	0.524	0.069
	(0.274)	(0.070)	(0.322)	(0.049)	(0.279)	(0.066)	(0.324)	(0.058)	(0.331)	(0.044)
生活保護世帯の割合	-0.589	-0.151	2.270	0.344	0.090	0.021	-3.355	-0.605	3.393	0.449
	(2.080)	(0.532)	(2.716)	(0.412)	(2.178)	(0.514)	(2.691)	(0.484)	(2.955)	(0.391)
ひとり親世帯の割合	-0.978	-0.250	-0.085	-0.013	-0.900	-0.212	0.615	0.111	0.313	0.041
	(0.933)	(0.238)	(1.211)	(0.184)	(0.962)	(0.226)	(1.152)	(0.208)	(1.270)	(0.168)
定員/案内児童生徒数	1.341	0.343	0.707	0.107	0.904	0.213	1.660	0.299	0.364	0.048
	(0.816)	(0.208)	(1.115)	(0.169)	(0.884)	(0.208)	(1.063)	(0.191)	(1.232)	(0.163)
小学校区ダミー	-0.995 ***	-0.255 ***	-0.604	-0.092	-1.285 ***	-0.303 ***	-1.802 ***	-0.325 ***	-1.041 **	-0.138 **
	(0.319)	(0.080)	(0.396)	(0.060)	(0.387)	(0.090)	(0.501)	(0.089)	(0.515)	(0.068)
中学校区ダミー	-0.508 ***	-0.130 ***	-0.313	-0.047	-0.559 ***	-0.132 ***	-0.757 ***	-0.136 ***	-0.529 **	-0.070 **
	(0.188)	(0.048)	(0.241)	(0.036)	(0.196)	(0.045)	(0.230)	(0.041)	(0.256)	(0.034)
小学校区隣接ダミー	-0.380 *	-0.097 *	-0.182	-0.028	-0.426 **	-0.101 **	-0.678 ***	-0.122 ***	-0.288	-0.038
	(0.204)	(0.052)	(0.278)	(0.042)	(0.213)	(0.050)	(0.236)	(0.042)	(0.295)	(0.039)
中学校区隣接ダミー	-0.014	-0.004	0.000	0.000	0.004	0.001	-0.040	-0.007	-0.076	-0.010
	(0.197)	(0.050)	(0.260)	(0.039)	(0.206)	(0.048)	(0.261)	(0.047)	(0.273)	(0.036)
切片	0.767		0.814		0.459		-0.552		0.145	
	(0.722)		(0.971)		(0.772)		(0.922)		(1.067)	
Pseudo R2	0.123		0.184		0.129		0.192		0.223	
観測数	706		619		683		643		611	

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 5. 学習支援が児童生徒の認知・非認知能力に及ぼす影響

	国語	算数/数学	外向性	協調性	勤勉性	精神安定性
参加ダミー(ATE)	-0.109 (0.307)	0.099 (0.275)	0.041 (0.428)	0.341 (0.480)	0.192 (0.442)	-0.203 (0.475)
1期前の値	0.673 *** (0.038)	0.689 *** (0.033)	0.466 *** (0.040)	0.318 *** (0.047)	0.396 *** (0.045)	0.301 *** (0.050)
女子ダミー	0.201 *** (0.067)	-0.006 (0.059)	0.016 (0.085)	-0.012 (0.099)	-0.044 (0.090)	-0.053 (0.097)
兄弟で最年少の子どもの年齢	-0.011 (0.016)	-0.012 (0.015)	-0.019 (0.018)	-0.008 (0.024)	0.005 (0.022)	-0.019 (0.020)
兄弟の数	-0.052 (0.042)	-0.045 (0.037)	-0.099 * (0.053)	0.108 * (0.060)	0.008 (0.056)	0.011 (0.060)
長子ダミー	-0.067 (0.083)	-0.043 (0.069)	-0.017 (0.099)	-0.007 (0.118)	0.002 (0.111)	-0.094 (0.102)
ひとり親ダミー	0.064 (0.094)	0.067 (0.074)	-0.051 (0.138)	-0.035 (0.153)	0.044 (0.127)	-0.138 (0.126)
世帯主が働いていないダミー	-0.063 (0.067)	-0.106 * (0.060)	-0.066 (0.083)	-0.012 (0.098)	-0.073 (0.091)	-0.152 (0.093)
両親が働いていないダミー	-0.004 (0.174)	-0.113 (0.132)	-0.069 (0.205)	-0.235 (0.259)	0.031 (0.208)	-0.308 (0.238)
ATET	-0.511 (0.450)	0.058 (0.311)	0.234 (0.459)	0.419 (0.540)	0.396 (0.486)	-0.518 (0.497)
観測数	534	534	461	457	460	457

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 6. 参加率や通っている年数で参加者児童生徒の対象を限定した場合

	国語	算数/数学	外向性	協調性	勤勉性	精神安定性
<i>参加率 40%以上</i>						
ATE	0.216 (0.377)	0.662 * (0.394)	-0.166 (0.457)	-0.717 (0.507)	-0.419 (0.546)	-1.144 ** (0.535)
ATET	-0.849 (0.744)	0.564 (0.515)	0.028 (0.665)	0.814 (0.732)	0.979 (0.715)	-1.478 * (0.805)
観測数	465	465	395	392	394	392
<i>参加期間 2 年以上</i>						
ATE	-0.163 (0.270)	0.319 (0.233)	0.076 (0.353)	-0.357 (0.439)	-0.363 (0.467)	-0.124 (0.388)
ATET	-0.165 (0.321)	0.334 (0.280)	0.273 (0.448)	0.580 (0.457)	0.125 (0.432)	-0.666 (0.447)
観測数	483	483	413	409	412	411
<i>参加率 40%以上&amp; 参加期間 1 年以上</i>						
ATE	0.151 (0.293)	0.807 *** (0.308)	-0.299 (0.424)	-0.587 (0.462)	-0.467 (0.502)	-0.787 (0.525)
ATET	-0.49 (0.523)	0.72 ** (0.382)	-0.328 (0.645)	0.677 (0.650)	0.500 (0.670)	-1.287 * (0.761)
観測数	459	459	390	387	389	387

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 7. 女子ダミーと参加ダミーの交差項を追加した場合

	国語	算数/数学	外向性	協調性	勤勉性	精神安定性
参加者全員対象						
女子ダミー	0.155 ** (0.076)	-0.053 (0.066)	0.007 (0.101)	0.045 (0.115)	-0.064 (0.106)	0.042 (0.112)
女子ダミー×参加ダミー	0.365 *** (0.139)	0.159 (0.124)	0.044 (0.155)	-0.197 (0.199)	0.021 (0.170)	-0.365 ** (0.184)
観測数	534	534	461	457	460	457
参加率 40%以上の児童 生徒対象						
女子ダミー	0.181 ** (0.082)	-0.080 (0.070)	0.001 (0.106)	0.017 (0.121)	-0.093 (0.112)	0.116 (0.127)
女子ダミー×参加ダミー	0.294 (0.234)	0.300 (0.228)	0.485 * (0.248)	-0.428 (0.295)	-0.049 (0.300)	-0.367 (0.320)
観測数	465	465	395	392	394	392
参加期間 2 年以上の児童 生徒対象						
女子ダミー	0.132 * (0.072)	-0.077 (0.065)	0.001 (0.103)	0.033 (0.115)	-0.045 (0.104)	0.043 (0.110)
女子ダミー×参加ダミー	0.377 ** (0.180)	0.107 (0.149)	0.138 (0.207)	-0.349 (0.250)	0.099 (0.232)	-0.139 (0.232)
観測数	483	483	413	409	412	411

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 8A. 各教室のダミー変数と参加ダミーの交差項を追加した場合

	国語	算数/数学	外向性	協調性	勤勉性	精神安定性
参加ダミー×B教室	-0.263 (0.197)	-0.116 (0.195)	-0.356 * (0.209)	-0.274 (0.274)	-0.381 (0.244)	-0.032 (0.294)
参加ダミー×C教室	-0.088 (0.163)	-0.171 (0.156)	0.183 (0.229)	-0.471 * (0.277)	-0.356 (0.278)	-0.367 (0.290)
参加ダミー×D教室	-0.257 (0.208)	-0.324 * (0.175)	0.357 (0.285)	-0.113 (0.301)	-0.216 (0.243)	-0.246 (0.303)
観測数	534	534	461	457	460	457

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 8B. 4 教室の国語・算数/数学のテストの点数、非認知能力の評価、平均参加率、平均参加時間

	A 教室	B 教室	C 教室	D 教室
学力(国語)(点数)	48.41	42.96	42.97	38.21
学力(算数/数学)(点数)	46.40	42.54	43.55	37.44
BIG5(外向性)(4段階評価)	2.59	2.51	2.79	2.92
BIG5(協調性)(4段階評価)	2.84	2.66	2.61	2.67
BIG5(勤勉性)(4段階評価)	2.32	2.06	2.08	2.27
BIG5(精神安定性)(4段階評価)	2.16	2.45	2.00	2.03
平均参加率	0.44	0.43	0.36	0.27
平均参加時間(分)	50.22	42.51	35.30	25.82

表 9. 学習支援のその他の影響

	朝食をとる	学校が楽しい	学習役立つ	自分の力を伸ばしたい	得意なことがある	大卒以上希望
<i>参加者全員対象</i>						
ATE	-0.337 (0.352)	0.366 (0.395)	0.155 (0.405)	0.154 (0.442)	0.328 (0.424)	0.137 (0.303)
ATET	-0.262 (0.376)	0.418 (0.449)	-0.318 (0.424)	0.606 (0.494)	0.16 (0.501)	0.133 (0.334)
観測数	523	528	526	527	525	387
<i>参加率 40%以上の児童生徒対象</i>						
ATE	-0.756 (0.479)	0.404 (0.496)	0.302 (0.427)	0.435 (0.539)	0.316 (0.458)	0.398* (0.241)
ATET	-0.47 (0.602)	1.397** (0.672)	-0.042 (0.588)	1.212 (0.771)	0.252 (0.695)	0.447* (0.252)
観測数	460	461	459	460	458	349
<i>参加期間 2年以上の児童生徒対象</i>						
ATE	-0.175 (0.343)	0.081 (0.381)	-0.488 (0.402)	-0.313 (0.387)	0.070 (0.415)	0.174 (0.197)
ATET	-0.254 (0.349)	0.374 (0.381)	-0.554 (0.403)	0.303 (0.457)	-0.124 (0.410)	0.363* (0.219)
観測数	475	480	478	479	477	373

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 10. 学習支援が児童生徒の勉強時間に及ぼす影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS(参加率40%以上)	OLS(2年以上参加)	ATE	ATE(参加率40%以上)	ATE(2年以上参加)
参加ダミー/ ATE	4.251 *** (0.546)	5.856 *** (0.716)	4.807 *** (0.719)	3.496 (2.422)	6.548 *** (2.349)	5.033 ** (2.379)
女子ダミー	1.125 *** (0.430)	1.105 ** (0.442)	1.033 ** (0.448)	1.133 ** (0.441)	1.153 ** (0.487)	1.038 ** (0.453)
兄弟で最年少の子どもの年齢	0.240 ** (0.102)	0.265 ** (0.107)	0.275 *** (0.106)	0.243 ** (0.102)	0.254 ** (0.107)	0.275 *** (0.105)
兄弟の数	0.281 (0.262)	0.363 (0.275)	0.432 (0.273)	0.286 (0.283)	0.314 (0.306)	0.430 (0.275)
長子ダミー	0.242 (0.516)	0.087 (0.529)	0.285 (0.537)	0.248 (0.505)	0.067 (0.516)	0.281 (0.529)
ひとり親ダミー	-0.468 (0.673)	-0.578 (0.680)	-0.405 (0.700)	-0.480 (0.668)	-0.595 (0.695)	-0.406 (0.682)
世帯主が働いていないダミー	0.237 (0.438)	0.212 (0.456)	0.242 (0.460)	0.237 (0.446)	0.199 (0.454)	0.241 (0.454)
両親が働いていないダミー	1.757 * (0.990)	1.366 (1.025)	1.973 * (1.072)	1.777 * (0.976)	1.352 (1.030)	1.962 * (1.053)
テレビ時間 (時間/週)	0.034 (0.029)	0.023 (0.030)	0.035 (0.031)	0.035 (0.028)	0.022 (0.030)	0.035 (0.030)
ゲーム時間(時間/週)	-0.013 (0.030)	-0.017 (0.031)	-0.029 (0.032)	-0.013 (0.029)	-0.017 (0.030)	-0.029 (0.031)
外向性	-0.032 (0.203)	0.013 (0.216)	-0.090 (0.218)	-0.034 (0.198)	0.015 (0.211)	-0.089 (0.212)
協調性	0.008 (0.211)	-0.006 (0.224)	-0.020 (0.223)	0.006 (0.207)	0.000 (0.219)	-0.018 (0.219)
勤勉性	0.917 *** (0.226)	0.846 *** (0.239)	0.899 *** (0.240)	0.916 *** (0.221)	0.850 *** (0.233)	0.899 *** (0.234)
精神安定性	-0.320 (0.210)	-0.284 (0.216)	-0.309 (0.226)	-0.314 (0.206)	-0.287 (0.211)	-0.309 (0.222)
ATET				4.552 (2.820)	4.542 (4.181)	4.706 * (2.516)
観測数	678	597	619	678	597	619
Adj. R-squared	0.154	0.166	0.143			

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1

表 11.学習支援を休止・中断する児童生徒、参加率の高い・参加期間の長い児童生徒の特徴

	(1)	(2)	(3)	(4)	
	休止・中断： Probit の係数	休止・中断： Marginal effect	参加率 OLS	参加期間 OLS	
学力（国語）	-0.027 (0.266)	-0.006 (0.058)	0.034 (0.030)	0.151 (0.171)	
学力（算数/数学）	-0.010 (0.262)	-0.002 (0.057)	-0.032 (0.034)	0.085 (0.195)	
BIG5（外向性）	0.195 (0.176)	0.042 (0.038)	-0.016 (0.021)	0.204 (0.119)	*
BIG5（協調性）	0.414 (0.177)	** 0.09 (0.036)	-0.029 (0.021)	0.097 (0.121)	
BIG5（勤勉性）	-0.245 (0.180)	-0.053 (0.038)	0.022 (0.022)	-0.075 (0.126)	
BIG5（精神安定性）	-0.239 (0.183)	-0.052 (0.039)	0.019 (0.023)	0.232 (0.130)	*
テレビ時間（時間/日）	-0.006 (0.024)	-0.001 (0.005)	0.001 (0.003)	-0.006 (0.016)	
勉強時間（時間/日）	0.020 (0.028)	0.004 (0.006)	0.012 (0.004)	*** 0.005 (0.021)	
ゲーム時間（時間/日）	0.067 (0.022)	*** 0.015 (0.004)	*** 0.000 (0.003)	0.006 (0.016)	
女子ダミー	1.166 (0.428)	*** 0.253 (0.085)	*** -0.042 (0.049)	-0.061 (0.284)	
兄弟で一番下の子どもの年齢	0.115 (0.080)	0.025 (0.017)	-0.014 (0.010)	-0.071 (0.059)	
兄弟姉妹数	0.394 (0.292)	0.086 (0.062)	-0.055 (0.031)	* -0.218 (0.177)	
長子	-0.792 (0.431)	* -0.172 (0.090)	* 0.047 (0.053)	-0.290 (0.306)	
ひとり親ダミー	1.522 (0.618)	** 0.33 (0.125)	** -0.060 (0.070)	-0.486 (0.400)	
世帯主が働いていないダミー	-0.417 (0.361)	-0.09 (0.077)	0.062 (0.046)	-0.153 (0.262)	
両親が働いていないダミー	-0.427 (0.865)	-0.093 (0.188)	0.122 (0.100)	0.585 (0.574)	
生活保護世帯の割合	5.251 (5.536)	1.139 (1.188)	1.459 (0.718)	** -0.094 (4.128)	
ひとり親世帯の割合	1.037 (2.747)	0.225 (0.594)	-0.498 (0.354)	-0.973 (2.034)	
定員/案内児童生徒数	2.454 (2.721)	0.532 (0.587)	-0.126 (0.305)	1.261 (1.755)	
小学校区	-0.553 (1.016)	-0.12 (0.220)	-0.134 (0.143)	0.065 (0.825)	
中学校区	-1.323 (0.689)	* -0.287 (0.143)	* 0.062 (0.068)	-0.094 (0.391)	
B 教室	-0.021 (1.044)	-0.005 (0.226)	0.089 (0.107)	0.402 (0.615)	
C 教室	-0.228 (0.719)	-0.049 (0.156)	-0.020 (0.085)	1.475 (0.489)	***
D 教室	-1.157 (1.180)	-0.251 (0.253)	0.012 (0.118)	1.131 (0.676)	*
小4ダミー	0.436 (1.094)	0.095 (0.237)	0.139 (0.111)	0.922 (0.640)	
小5ダミー	0.281 (0.686)	0.061 (0.149)	-0.015 (0.089)	0.332 (0.511)	
小6ダミー	0.726 (0.507)	0.158 (0.108)	0.109 (0.063)	* 0.629 (0.364)	*
中1ダミー	0.629 (0.425)	0.136 (0.090)	0.010 (0.051)	0.369 (0.295)	
観測数	143		144	144	
Adj. R-squared	0.406		0.211	0.368	

注釈) 括弧の中の数字は標準誤差である。\*\*\* p<.01、 \*\* p<.05、 \* p<.1.

図1. 学習支援に参加する確率（実績値・予測値）

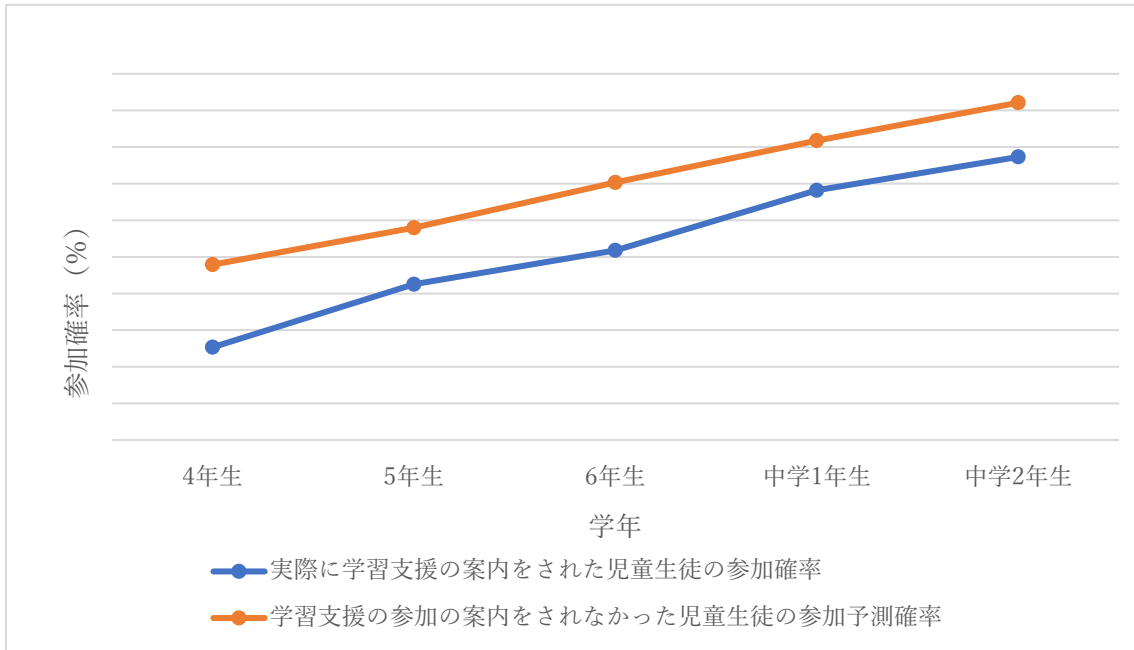


表12. 学習支援に案内された・されなかった児童生徒の参加確率（実績値・予測値）

	実際に学習支援の案内をされた児童生徒の参加確率	学習支援の参加の案内をされなかった児童生徒の参加予測確率
小学4年生	12.7	24.0
小学5年生	21.3	29.0
小学6年生	25.9	35.2
中学1年生	34.1	40.9
中学2年生	38.7	46.1