

学校外教育の累積的効果：利用パターンと タイミングが教育達成に与える影響

眞田 英毅[†]

(受付 2025 年 6 月 27 日；改訂 12 月 9 日；採択 12 月 9 日)

要 旨

本研究は、出身階層が中学・高校段階での学校外教育利用を通じて教育達成に与える効果を、g-computation(反実仮想シミュレーション)の枠組みで検討した。教育達成は、4水準の順序変数として定義し、銘柄大卒の予測確率に着目した。「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」を用い、出身階層を主成分分析による変数、教育達成を4水準の順序変数として分析した結果、当初の仮説であった「累積的利用」は、必ずしも教育達成を最大化しないことが示された。本研究の主たる発見は第一に、出身階層を問わず、大学受験に直結する「高校段階のみ」の利用と「累積的利用」は同程度の高い効果を示し、進学戦略として高校段階の利用が最も有効であること、第二に、「中学のみ」の利用は進学確率の増加に貢献せず、学力的な困難を抱える生徒が利用を選択している可能性(セレクション効果)が示唆されたことである。そして最も重要な知見として、たとえ同じ学校外教育戦略をとっても、高階層の生徒の進学確率は低階層の約2倍に達し、学校外教育の利用パターンでは説明しきれない階層効果がなお一定程度残存していることが示唆された。

キーワード：教育格差, 主成分分析, 順序ロジットモデル.

1. 研究の意義と背景

近年、学校外教育(塾、家庭教師、通信教育など)¹⁾は、世界各国で広く利用されている(Mori and Baker, 2010; Entrich, 2020)。とりわけ日本では、進学競争が激化する中、家庭が学校外での学習支援に多大な資源を投入する傾向が強まっており、子どもの学力や進学先に与える影響が注目されてきた(Entrich, 2018)。こうした学校外教育は、単なる学力形成の手段にとどまらず、家庭の経済資源や情報資源に基づく教育格差を拡大・再生産する手段として機能している。とくに東アジア諸国では、塾や家庭教師といった受験準備を目的とする補習型学校外教育が、高階層の家庭によって積極的に活用されており、教育達成の格差拡大に寄与していることが指摘されている(Bray and Kwok, 2003; Stevenson and Baker, 1992; Entrich, 2018, 2020; 北村・竹ノ下, 2024)。

これまでの研究は、こうした学校外教育の影響を教育段階ごとに個別に捉える傾向が強く、中学段階での効果(中澤, 2013; 眞田, 2018)や高校段階での効果(眞田, 2022)がそれぞれ論じられてきた。しかし、教育達成の格差形成をより正確に理解するためには、出身階層が学校外教育を通じて教育達成に与えるプロセス全体を、断片的ではなく累積的に捉える視点が不可欠で

[†] 武庫川女子大学 社会情報学部：〒663-8558 兵庫県西宮市池開町 6-46; sanada_teruki_x@mukogawa-u.ac.jp

ある。

なかでも、Fujihara (2024)が示した累積的優位性の議論は、この点に重要な示唆を与える。すなわち、高階層の子どもほど中学・高校を通じて継続的かつ長期的に学校外教育を活用する傾向が強く、その結果、教育達成の格差が教育プロセスの各段階で蓄積されながら拡大していく可能性がある。

とくに日本では、高校段階におけるトラッキング効果(すなわち、高校の種類やレベルによって、その後の進路が制度的に水路づけられる構造)により、教育格差が維持・拡大していることがわかっている(中西, 2018)。そして、それに向けた準備として学校外教育が機能している(眞田, 2018)。さらに高校には大学進学を強く志向する学校とそうでない学校があり、進学率やカリキュラムに大きな違いがある。こうした差異は、高校入学以前の教育投資や学力形成の累積的な影響によって方向づけられている場合が多い(耳塚, 1993; 竹内, 1995)。形式的には早期選抜を行わない日本の制度においても、高校段階での制度的差異には、家庭背景やそれまでの教育投資が色濃く反映されやすい構造があるといえる。

しかし、これまでの学校外教育研究の多くは、中学段階あるいは高校段階といった単発的な効果に注目しており、教育過程を通じて累積的に作用する影響を捉えた分析は十分に行われてこなかった。そこで本研究は、出身階層の違いが中学・高校期における学校外教育の累積的な利用を通じて、最終的な教育達成にいかなる影響を及ぼすのかを、反実仮想的枠組みにより検討することを目的とする。ここでいう累積的效果とは、各教育段階における教育投資がそれぞれ独立に作用するのではなく、先行する段階の投資が後続段階の教育戦略や選抜条件に相互に作用しながら蓄積・連鎖し、最終的に教育達成に結びつく過程をさす(DiPrete and Eirich, 2006)。

本研究における教育達成は、最終学歴に基づいて区分される。とりわけ最上位のカテゴリーとして「銘柄大学」への進学を区別する。銘柄大学とは、荒牧(2000)、Fujihara and Ishida(2016)、中村(2018)に基づき、東京大学や京都大学などの国公立大学に加え、早稲田大学、慶應義塾大学、上智大学、同志社大学など一部の私立大学を含む大学群を指す。こうした銘柄大学への進学は、日本社会における教育格差研究において特に象徴的な意味を持つ到達点である。

このような累積的效果の観点は、社会学で研究が進められてきた、有利・不利の累積(Merton, 1968; DiPrete and Eirich, 2006)とも整合的である。また、高校進学という制度的分岐以前から、家庭の文化資本や情報資源に基づく教育戦略が展開され、非公式な選抜圧力が段階的に積み重ねられていくという点で、社会階層論の観点とも親和性が高い。

本研究の意義は、以下の3点である。第1に、学校外教育の影響を「教育段階での断片的な効果」ではなく、「教育プロセスにおける累積的な効果」としてとらえることにより、断片的だった従来の知見を整理・補完し、教育格差の形成メカニズムをより明確に捉える視点を提供する。第2に、出身階層から教育達成に至る経路における複数の媒介過程を因果的に可視化することで、教育格差の是正に向けた政策的介入の手がかりを提示する。第3に、日本の教育制度において家庭の教育投資と進学機会が累積的に連鎖する構造を実証的に明らかにすることで、教育機会の不平等をめぐる制度的理解に貢献する。

2. 先行研究と仮説

2.1 学校外教育と教育格差に関する実証研究

学校外教育は、世界中に広がっており(Mori and Baker, 2010)、とりわけ東アジアでは塾を中心に早期から普及してきた(Cummings, 1997; Hannum et al., 2019)。近年では英語教育を含む家庭教師の需要など多様化も進んでいる(Yung and Zeng, 2022)。

学校外教育は一般に家庭の経済資源・文化資本と密接に関連しており、高階層出身の子どもがより利用しやすく、教育格差を拡大する手段となっているという指摘がある (Bray and Kwok, 2003; Buchmann et al., 2010; Takashiro, 2021; 北村・竹ノ下, 2024)。Stevenson and Baker (1992)は、日本において模試・塾・家庭教師・通信教育・浪人などが大学進学に与える影響を分析し、学校外教育が制度的な選抜において既に有利な子どもにさらなる優位性を与えていると述べている。また、中澤 (2013)は、塾の進学効果が学力や性別によって異なることを示し、また Kuan (2011)は、台湾における通塾効果が学力や親の教育水準によって異なることを実証している。これらの研究は、学校外教育の効果が一律ではなく、特定の属性を持つ子どもにとってより効果的であることを示唆している。

一方で、学校外教育の機能を必ずしも格差拡大とみなすのではなく、階層的に不利な子どもにとっての挽回手段として捉える研究もある。例えば、眞田 (2018)は、中学段階での家庭教師・通信教育の利用が低階層の子どもの教育達成を促進する可能性があることを指摘している。また、眞田 (2022)は高校段階で不利なトラックの子どもが学校外教育利用で高等教育進学においてトラックの不利を挽回する可能性を指摘している。これは、日本の選抜制度が偏差値による傾斜選抜でありつつも、移行段階での「ご破算性」(竹内, 1991, 1995)を有している点に着目したものであり、学校外教育が進学における「挽回」手段となりうるという視点である。

2.2 先行研究の限界と本研究の位置づけ

先行研究では、学校外教育が教育達成に及ぼす影響について多くの知見が蓄積されてきたが、その多くは中学段階の利用に焦点を当てており、高校段階での学校外教育の役割や効果については、十分に検討されてこなかった。とりわけ、日本の教育制度において高校がトラックとして機能している点を踏まえると、高校段階での学校外教育の利用が、高校トラックの規定力を乗り越え、その後の進路選択にどのように影響するかを検討することは重要である。

また、学校外教育の効果に関する実証研究は、塾や家庭教師、通信教育の利用有無と教育成果との関連を単純に比較するものが多く、それが階層的背景とどのように連動しているかという媒介的メカニズムの検討は限られている。さらに、学校外教育の利用が単発的なものではなく、中学・高校と連続的・累積的である可能性が高いにもかかわらず、その連続性や累積性を考慮した分析も乏しい。

したがって、本研究では、出身階層が中学・高校段階での学校外教育の利用を通じて、どのように教育達成に影響を与えるのかという累積的因果関係を明らかにすることを目的とする。この観点からの分析は、学校外教育が教育機会の不平等を拡大するのか、あるいは縮小する可能性を持つのかという問いに対する新たな貢献となる。

2.3 研究仮説

以上の理論的枠組みおよび実証的知見を踏まえ、本研究では以下の仮説を設定する：

仮説。出身階層が高い子どもほど、中学および高校段階で学校外教育を累積的に利用し、その結果としてより高い教育達成を遂げる傾向がある²⁾。

本研究では、この仮説を検証するため、出身階層を処置変数とし、中学・高校段階の学校外教育利用を時間的に順序のある媒介変数、最終学歴を基に構成された教育達成水準を順序尺度のアウトカム変数として設定する。

本研究の目的である学校外教育の利用パターンごとの累積的效果を検証するには、従来の媒介分析で用いられる総間接効果の推定だけでは不十分である。

そこで本研究では、VanderWeele (2015)や矢田 他 (2020)の議論に基づき、g-computation の

枠組みを採用する。これにより、学校外教育の利用パターン(「利用なし」「中学のみ」「高校のみ」「両方利用」)ごとに反実仮想的な教育達成の予測確率を算出し、どの利用パターンが最も効果的かを直接比較する。

3. 分析手法とデータ、変数

3.1 分析手法

上述のとおり、本研究では、仮説の検証と学校外教育の累積的効果の検討を行うため、*g-computation* の枠組みを用いる。具体的には、以下の手順で分析を進める。

まず、欠損値を多重代入法により補完したデータセットを用い、出身階層(A)、学校外教育利用パターン(M)、および共変量が教育達成(Y)に及ぼす影響を推定する順序ロジスティック回帰分析を行う。次に、推定されたモデルに基づき、出身階層(A)を高階層と低階層に固定した集団に対し、学校外教育の利用パターン(M)を仮想的に割り当てた場合の銘柄大学進学の予測確率を算出する。最後に、算出した予測確率を比較し、学校外教育の利用パターンごとの累積的効果の有無を直接的に検証する。

この手法により、複数カテゴリーの結果変数と媒介変数を伴う複雑なモデルにおいて、共変量を適切に調整した上での反実仮想的な因果効果を推定する。具体的な推定方法は本節の後半で説明を行う。

3.2 データ

本研究で使用するデータは、東京大学社会科学研究所が実施している4つのパネル調査のうち、若年パネル調査と壮年パネル調査である。若年パネル調査は2007年時点で日本全国に居住する20–34歳の男女を母集団として設定しており、壮年パネル調査は35–40歳の男女を母集団として設定している。これら2つの調査は、対象年齢が異なる以外、質問項目は同じであり、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(Japanese Life Course Panel Surveys: JLPS)」として2007年から2025年まで毎年1月から3月にかけて調査が実施された。三輪(2008)によると、標本抽出は層化二段無作為抽出であり、追跡調査であることを事前に対象者に伝えた上で、郵送で調査票を配布し、訪問して回収する方法をとっている。回収率は、若年調査で34.5%、壮年調査で40.4%である。なお、パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けた。

JLPSはパネル調査であるので、サンプルの属性や意識、態度の変化を追跡し、その変化の要因を探ることができる。その一方で、JLPSはパネル調査の利点を活かし、子ども期の家庭環境や学校環境、および当時の習慣についての質問が豊富に用意されており、横断調査のように利用することも可能である(例えば、中澤, 2013など)。本研究でも、このようなJLPSの特性を活かし、横断データとして利用することとした。利用したデータは2007年の第1波、2008年の第2波である。

3.3 変数

従属変数である教育達成水準は、本人の最終学歴に基づいて「1 = 高卒以下」, 「2 = 短大・専門・高専卒」, 「3 = (銘柄大以外の)非銘柄大卒」, 「4 = 銘柄大卒」の4カテゴリを作成した。単なる高等教育機関への進学や大学進学ではなく、進学行動の多様性を踏まえた指標にすることで、高等教育における選抜構造をも部分的に反映でき、日本の教育達成における階層的構造を捉えるのに有効である。

処置変数(A)は、中学3年時点の出身階層を表す主成分スコアである。具体的には、眞田・

中西 (2025)を参考に、両親の学歴、父親の職業威信スコア、15歳時の家庭の経済状況(15歳時の暮らし向き・本の冊数・文化資本スコア)の変数から算出する³⁾。この方法は、OECDのPISA調査で長年用いられてきた「社会経済文化的背景(ESCS)」の構成法に準拠している。すなわち、親の教育水準・職業的地位・家庭の文化資源を統合して指標化する点は、教育社会学において国際的に広く認められている標準的な手法であり、本研究の主成分得点もこの枠組みに沿った操作的定義として妥当である(多喜, 2010; Matsuoka, 2014; 鳶島, 2016)。ただし、主成分得点は統計的に構成された連続指標であり、直接的に操作可能な介入変数ではない。この点で、因果推論における「well-defined intervention」とは性質を異にする。本研究では、この指標を「出身階層の代理」として用い、社会経済的背景が学校外教育や教育達成に及ぼす影響を条件付き因果効果として推定するという立場を取る。なお、出身階層スコアの構成要素(親の学歴等)は、処置変数(A)と強く相関するため、多重共線性を避ける観点から、媒介分析モデルにおける共変量としては投入していない。

媒介変数(M)は、学校外教育の利用状況である。中学時点での塾・家庭教師・通信教育のいずれかの利用を示す「中学時学校外教育(M₁)」と、高校時点での同様の利用を示す「高校時学校外教育(M₂)」の2つの二値変数として定義されている。本研究では、これらの利用が教育達成に対して媒介的に機能するかを検討する⁴⁾。

共変量(C)は、年齢、性別、15歳時の成績、大学進学アスピレーション、兄弟姉妹数である。これらは、出身階層によって一意に決定されるものではないが、その後の学校外教育利用と教育達成の双方に影響を与える重要な交絡要因と想定されるため、媒介分析のバイアス除去のために統制した。

本研究の分析対象は、JLPSの継続サンプル(N = 4,800)である。分析に用いた変数には表1に示す通り欠損値が一定程度存在する。これらを含むケースをリストワイズ除去するとサンプルサイズが大幅に減少し、推定にバイアスが生じる懸念があるため、本研究ではRのmiceパッケージを用いたMICE(Multiple Imputation by Chained Equations)による多重代入法により補完を行った。処置変数(A)のスコア算出にあたっては、欠損を含むデータで主成分分析を行うことによるバイアスを避けるため、以下の手順を用いた。まず、分析対象の全サンプルに対し、本研究で使用する全ての変数(処置変数の構成変数を含む)を投入した多重代入モデル(予測平均マッチング法:PMM)を構築し、20個の多重代入データセットを生成した。次に、生成された20個の各データセットにおいて主成分分析を実行し、それぞれの第1主成分得点を「出身階層スコア(A)」として算出し、以降の媒介分析に用いた。

使用した変数の記述統計量(平均値、標準偏差、四分位点等)は、多重代入後のプールした結果として表1に集約して示す。なお、主成分分析の詳細な結果(寄与率、負荷量)は、次節で確認する。

3.4 g-computation による推定手順

本研究では、学校外教育の利用パターンごとの因果効果を推定するため、g-computation (g-formula)を用いたシミュレーションを実施した(Robins, 1986)。具体的な手順は以下の通りである。第一に、欠損値によるバイアスを防ぐため、MICEによる多重代入法を用いてm = 20個の補完済みデータセットを作成した。第二に、各データセットにおいて、出身階層(A)、学校外教育利用パターン(M)および共変量(C)から教育達成(Y)を予測する順序ロジットモデル(式(3.1))を推定した。

$$(3.1) \quad \text{logit}[P(Y \leq j|A, M, C)] = \theta_j - (\delta A + \eta M + \zeta C)$$

ここで、jは教育達成の段階を表す。θ_jは切片のパラメーター、δ、ηはそれぞれ出身階

層と学校外教育の回帰係数, ζ は共変量ベクトル C に対する係数ベクトルである. 学校外教育利用パターン M は, 中学時学校外教育 (M_1), 高校時学校外教育 (M_2) の組み合わせ $(M_1, M_2) \in \{(0, 0), (1, 0), (0, 1), (1, 1)\}$ を表す.

第三に, 推定されたモデル(式(3.1))を用いて, 反実仮想シミュレーションを行った. 具体的には, 全サンプル ($i = 1, 2, \dots, N$) について, 共変量 (C_i) はそのまま, 出身階層を特定の値 (a), 学校外教育を特定のパターン (m^*) に固定した際の, 銘柄大卒の確率 $\hat{P}(Y = 4|A = a, M = m^*, C = C_i)$ を予測した. ここで, 出身階層の値 a は, 高階層のシミュレーションでは標本分布の第3四分位点(75パーセンタイル), 低階層のシミュレーションでは第1四分位点(25パーセンタイル)に設定した. 最後に, 得られた全サンプルの予測確率の標本平均を算出することで, 共変量の分布を周辺化した予測確率(Marginal Predicted Probability)を推定した(式(3.2)).

$$(3.2) \quad \hat{E}[Y(a, m^*)] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}(Y = 4|A = a, M = m^*, C = C_i)$$

以上の手順を 20 個のデータセットすべてで実行し, 得られた推定値を Rubin のルールに基づき統合した結果を次節で示す.

4. 結果

4.1 分析対象者の記述統計量

本研究の分析に用いた変数の記述統計量を, 表 1(連続変数)および表 2(カテゴリ変数)に示す.

表 1 において, 出身階層 (A) と最も高い相関を示したのは父親学歴 ($r = 0.772$) と母親学歴 ($r = 0.730$) であった. なお, 多重代入前の欠損率は, 父職業威信スコア (20.3%) や 15 歳時の大学進学アスピレーション (18.0%) などで比較的高く, これら全ての変数は多重代入により処理されている. 次に, 表 2 より主要なカテゴリ変数の構成比(プール後の割合)を確認する. 教育達成水準 (Y) については, 高卒が 32.1%, 短大・専門・高専卒が 31.9%, 非銘柄大卒が 27.7% であり, 本研究が注目する銘柄大卒は 8.3% であった. 学校外教育利用パターン (M_1, M_2) については, 中学のみ利用 (1, 0) が 40.1% と最も高く, 次いで両方利用 (1, 1) が 30.8%, 全く利用しない (0, 0) 層は 26.0% であった. 一方で, 高校のみ利用 (0, 1) は 3.1% と極めて少ない分布を示した.

表 1. 使用した連続変数の記述統計と多重代入前の欠損率.

変数名	欠損率(%)	平均	標準偏差	最小	最大	Aとの相関
出身階層 (A)	37.7	0.0	1.6	-4.5	5.6	1.0
年齢 (X)	0.0	32.6	5.9	22.0	42.0	-0.3
15歳時の暮らし向き	1.7	3.1	0.8	1.0	5.0	0.6
15歳時の成績 (X)	3.0	3.2	1.2	1.0	5.0	0.3
15歳時の文化資本スコア	0.0	12.7	3.1	0.0	20.0	0.6
父職業威信スコア	20.3	51.7	8.6	36.7	90.1	0.6
15歳時の本の冊数	14.2	3.2	1.7	0.0	7.0	0.7
兄弟姉妹数 (X)	0.0	1.4	0.9	0.0	9.0	0.0
父親学歴 (年)	14.6	12.6	2.6	9.0	18.0	0.8
母親学歴 (年)	13.8	12.0	1.9	9.0	18.0	0.7

表 2. 使用したカテゴリー変数の記述統計量.

変数名とカテゴリー	構成比 (MICEで プールされた割合)	欠損率(%)	Aとの相関
教育達成水準 (Y) :			
銘柄大卒	8.3%	26.5	0.3
非銘柄大卒	27.7%	26.5	0.3
短大・高専・専門卒	31.9%	26.5	0.0
高卒	32.1%	26.5	-0.4
性別 (X) :			
女性 (0)	50.7%	0.0	0.0
男性 (1)	49.3%	0.0	0.0
学校外教育利用パターン (M1, M2)			
両方利用 (1,1)	30.8%	18.3	0.3
中学のみ利用 (1,0)	40.1%	18.3	-0.1
高校のみ利用 (0,1)	3.1%	18.3	0.1
全く利用していない (0,0)	26.0%	18.3	-0.3
大学進学アスピレーション (X) :			
なし (0)	46.5%	18.0	-0.4
あり (1)	53.5%	18.0	0.4

表 3. 出身階層指標の主成分分析.

変数	第1主成分
父親学歴	0.471
母親学歴	0.445
父職業威信スコア	0.388
15歳時の暮らし向き	0.339
15歳時の本の冊数	0.403
15歳時の文化資本スコア	0.391
分散の寄与率 (%)	44.80%
累積寄与率 (%)	44.80%

4.2 主成分分析による出身階層変数の作成

本分析の処置変数である出身階層(A)は、多重代入で補完されたデータセットごとに主成分分析(PCA)を実施し、第一主成分(PC1)のスコアとして算出された。表3に、PCAの結果として得られた第一主成分の負荷量を示す。表3が示すように、全ての構成変数が正の値の負荷量を持ち、特に父親学歴(0.471)と母親学歴(0.445)が高い負荷量を示した。また、この第一主成分の寄与率は44.8%であり、全変数が持つ分散の約半数がこの単一の次元によって説明されている。

4.3 学校外教育の利用パターンと銘柄大卒の関連

次に、学校外教育の利用パターンが銘柄大卒に及ぼす影響を比較するため、g-computationの枠組みを用いて、出身階層を高階層(第3四分位点)および低階層(第1四分位点)に固定した上で、学校外教育の利用パターンによって銘柄大卒の予測確率がどう変化するかをシミュレーションで検証した(表4)。

結果は以下の通りである。第一に、利用パターン間の比較において、銘柄大卒の確率は「高校のみ利用」と「両方利用」のパターンにおいて最も高い値を示した。「高校のみ利用」の場合、進学

表 4. 出身階層別に見た、学校外教育の利用パターンと銘柄大卒の予測確率。

学校外教育の利用パターン	銘柄大卒の予測確率	効果 (vs 全く利用しない)
高階層 (上位25%)		
全く利用しない (M00)	8.4%	(基準)
中学のみ利用 (M10)	7.6%	-0.8ポイント
高校のみ利用 (M01)	16.2%	7.8ポイント
両方利用 (M11)	14.9%	6.5ポイント
低階層 (下位25%)		
全く利用しない (M00)	4.3%	(基準)
中学のみ利用 (M10)	3.9%	-0.4ポイント
高校のみ利用 (M01)	9.0%	4.7ポイント
両方利用 (M11)	8.2%	3.8ポイント

確率は「全く利用しない」と比較して高階層で +7.8 ポイント (8.4% から 16.2%)、低階層で +4.7 ポイント (4.3% から 9.0%) の増加が見られた。「両方利用」も同様に、高階層で +6.5 ポイント、低階層で +3.8 ポイントの増加を示した。第二に、「中学のみ」の利用における銘柄大卒の確率は、「全く利用しない」と比較して、高階層で -0.8 ポイント、低階層で -0.4 ポイントと、数値上わずかに低い値を示した。第三に、階層間の比較において、全ての利用パターンを通じて、高階層の生徒の銘柄大卒の確率は低階層の生徒の約 2 倍の値を示した。例えば、最も銘柄大卒の確率が高い「高校のみ利用」の場合でも、低階層の確率は 9.0% であり、高階層の「全く利用しない」場合の確率 (8.4%) と近似した値にとどまった。

5. 考察

5.1 結果のまとめと仮説の検証

本研究は、出身階層が中学・高校段階での学校外教育利用を通じて、教育達成 (銘柄大卒) にかかる影響を及ぼすのかを、g-computation (反実仮想シミュレーション) の枠組みで検討した。分析の結果、当初の仮説「出身階層が高い子どもほど、中学および高校段階で学校外教育を累積的に利用し、その結果としてより高い教育達成を遂げる傾向がある」は、完全には支持されず、より複雑な構造を持つことが示された。以上の結果はいずれも、銘柄大卒に限定した分析結果であることに留意しつつ、具体的な内容を検討する。

第一に、銘柄大卒の確率を顕著に高めるのは、出身階層を問わず「高校のみ」で学校外教育を利用するパターンと「両方利用」のパターンであり、その効果はほぼ同程度であった。これまで Fujihara (2024) などが指摘してきた累積的な教育投資の優位性は、少なくとも学校外教育という文脈においては、必ずしも当てはまらない可能性がある。むしろ、大学受験に直結する高校段階での集中的な投資が、進学戦略として効率的であることが示唆された。

第二に、「中学のみ」の利用は銘柄大卒の確率の向上に寄与せず、高階層・低階層ともに 1 ポイント未満のわずかな低下にとどまった。本研究の推定では統計的な有意性や実質的な効果の大きさは限定的であり、この結果のみから中学段階の利用が進学機会を体系的に低下させるとまでは言い切れない。

ただし、中学段階で学校外教育を利用しながら高校段階で利用しない層が存在すること自体は、進学困難などの学力的課題を抱える生徒が早期に支援を求めている可能性 (セレクション効果) の一端を示唆していると考えられる (Entrich, 2020)。

第三に、「両方利用」の効果は「高校のみ」の効果を上回らなかった。したがって、出身階層の高さは学校外教育利用を通じて高い教育達成に結びつくが、そのプロセスは単純な累積の利用によるものではなく、より効果的なタイミング (高校段階) への戦略的投資によって特徴づけら

れる。

5.2 学校外教育の機能の再検討

今回の分析結果は、学校外教育が教育格差の再生産において果たす役割について、重要な示唆を与える。第一に、学校外教育は、大学受験に直結する高校段階での利用が最も戦略的有効性を持つことが示された。Stevenson and Baker (1992)は、日本の学校外教育が進学選抜のための重要な手段であることを指摘したが、本研究の結果は、その機能が特に高校段階において顕著に作動することを示している。第二に、「中学のみ」の利用が正の効果を持たなかった点は、学校外教育の補習的機能を示唆する。Entrich (2018, 2020)は、学校外教育が成績上位層の競争的戦略として機能する側面と、成績下位層の補習的戦略として機能する側面を持つと論じた。実際、Kuan (2011)は台湾のデータを用い、通塾の学力向上効果は、利用確率の低い生徒(成績下位や低階層)においてより大きくなることを示し、学校外教育が潜在的に強力な補習的機能を持つことを実証している。さらにMatsuoka (2018)は、日本の義務教育段階において、親の教育期待や地域の社会経済的背景がホットハウス効果(Hot House Effect)を生み出し、それが学力とは独立に学校外教育への参加を促進することを指摘している。本研究における「中学のみ利用」層もまた、こうした親の期待や不安によって動機づけられたセレクションの結果である可能性が高い。

しかし、本研究が示した最も重要な知見は、たとえ同じ学校外教育戦略をとったとしても、高階層の生徒の銘柄大学進学確率は、低階層の生徒の約2倍に達するという事実である。低階層の生徒が最も効果的な戦略(高校段階での利用)をとった場合の進学確率(約9%)は、高階層の生徒が何も利用しなかった場合の確率(約8%)と大差がなかった。この知見は、学校外教育を利用しても、なお埋められない根源的な階層差の存在を強調するMori and Baker (2010)や北村・竹ノ下 (2024)の議論とも一致する。また、Fujihara (2024)も、高校の学校歴を統制してもなお、出身家庭の経済力が大学進学に及ぼす直接的な影響は極めて大きいことを因果媒介分析により示している。高階層の家庭が持つ豊富な文化資本や情報資源、親の教育期待や家庭内での学習関与(Matsuoka, 2014)といった要素が、学校外教育の効果とは独立に、あるいはその効果を増幅させる形で、子どもの教育達成に影響を与えている可能性がある(DiPrete and Eirich, 2006)。

5.3 本研究の課題と今後の展望

一方で、本研究にはいくつかの限界が存在する。第一に、本研究では従属変数を「銘柄大卒」に限定して分析を行った。これは、Lucas (2001)がEMI仮説として提唱したように、日本社会における教育格差が、量的拡大(大学進学全般)よりも質的差異(難関大学への進学)という競争的な局面において最も顕著に現れると考えたためである(荒牧, 2000; Fujihara and Ishida, 2016; Mori and Baker, 2010)。しかし、学校外教育の効果は、中堅大学卒や、より広範な進路選択においても存在する可能性がある。銘柄大以外の進路に対する累積的效果の検討は、今後の課題である。

第二に、本分析では「高校受験組」と「中高一貫校出身者」を区別していない。Matsuoka (2018)が指摘するように、高校受験が存在しない私立中高一貫校の生徒は、公立中学生と比較して中学段階での学校外教育利用率が著しく低い傾向にある。したがって、中高一貫校出身者がサンプルに含まれている場合、彼らの「中学での非利用」は戦略的な選択や経済的制約ではなく、単に制度的な受験の不在を反映しているに過ぎない可能性がある。本研究で示されたセレクション効果の解釈を精緻化するためにも、学校タイプを考慮した詳細な分析が求められる。Fujihara (2024)が示したように、出身階層による大学進学格差の約25~33%は高校の学校ラン

クによって媒介されており、高校段階の制度的差異を考慮することが今後求められる。

第三に、出身階層指標は観察変数による代理指標であり、本研究で推定された効果は条件付き因果効果として解釈する必要がある。また、結果は g-computation のモデル仮定に依存している。最後に、今後は異なるデータや手法を用いて、本研究で示された知見の一般化可能性を検証する必要がある。特に、利用した学校外教育の種類や質が階層によってどう異なるかを詳細に分析することが、今後の重要な課題となるだろう。

5.4 結論

本研究は、出身階層が中学・高校段階における学校外教育の利用を通じて教育達成に及ぼす影響を、g-computation によって明らかにした。当初の仮説とは異なり、学校外教育の「累積の利用」は必ずしも最大の効果をもたらすわけではなく、「高校のみ」の利用と同程度の効果を持つことが示された。しかし、より重要な知見は、たとえ同じ教育戦略をとったとしても、高階層と低階層の間には学校外教育の利用戦略では埋めがたい進学確率の差が存在する可能性が高い。学校外教育は、銘柄大卒の確率を高める有効な手段の一つではあるが、それだけでは乗り越えられない、より根源的な階層格差の存在が示唆される。この教育格差のダイナミズムを、利用パターン間の効果の比較により実証的に示した点に、本研究の理論的・実践的意義がある。

注.

- 1) 本研究では、学習活動を行う学校外教育に焦点をあてている。
- 2) なお、本研究においては、出身階層を「高い」、「低い」と表現するが、これは社会学において一般的に用いられる表記である(例えば、佐藤, 2009; 平尾・太郎丸, 2011 など)。
- 3) 大学進学アスピレーションは、15歳時にどこまで進学を考えていたかをたずねた質問であり、回答者は高校から大学までの種別を回答している。その質問の回答が大学以上であったか否かでダミー変数を作成した。また、父親の職業威信スコアは、15歳時の父親の職業の回答を用いて、その職業を職業威信スコアに割り当てた。用いた職業威信スコアは2015年のSSM調査で用いられているコード(2015年社会階層と社会移動調査研究会, 2018)である。なお、職業威信スコアとは、各職業への評価の平均によって測定される0点から100点の連続的な値である。詳しくは、脇田(2012)などを参照されたい。15歳時の文化資本スコアは、15歳時に家庭にどのような家具や家財があったかについての20個の質問項目(例えば車やエアコン、ピアノなど)を単純に足し合わせ、数が多いほど文化資本を多く保有しているというように設定した。また、15歳時の成績は、15歳時の成績がどうだったか回顧的に思い出してもらい、その自己評価を「1. 上の方」～「5. 下の方」という5件法でたずねている。本研究ではその値を反転し、値が大きいほど15歳時の成績の自己評価が高くなるようにリコードを行った。15歳時の暮らし向きについても同様に、回顧的に自己評価をたずね、「1. 豊か」～「5. 貧しい」の5件法の回答を反転し用いた。
- 4) 先行研究では学校外教育の詳細(頻度・費用・目的)まで検討したものもあるが(北村・竹ノ下, 2024)、本研究では、媒介効果の累積的構造に焦点をあてており、教育段階ごとの「利用経験の有無」に基づく二値変数を用いている。これは、使用データ(JLPS)において利用頻度や金額などの情報がえられないという制約によるが、教育段階を通じた学校外教育の累積的利用の有無を捉えるという観点からは、代理指標になり得ると考えた。21世紀出生児縦断調査などの別データを用いたより詳細な指標に基づく分析は、今後の課題である。

謝 辞

本研究は、日本学術振興会(JSPS)科学研究費補助金・特別推進研究(25000001, 18H05204), 基盤研究(S)(18103003, 22223005), 研究活動スタート支援研究(22K20190)の助成を受けたものです。東京大学社会科学研究所(東大社研)パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けました。パネル調査データの使用にあたっては東大社研パネル運営委員会の許可を受けました。執筆にあたり、匿名の2名の査読者および編集委員会の先生方より有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

参 考 文 献

- 2015年社会階層と社会移動調査研究会(2018). 2015年SSM調査コード・ブック, 2015年社会階層と社会移動調査研究会.
- 荒牧草平(2000). 教育機会の格差は縮小したか：教育環境の変化と出身階層間格差, 『日本の階層システム3：戦後日本の教育社会』(近藤博之 編), 15-35, 東京大学出版会, 東京.
- Bray, M. and Kwok, P. (2003). Demand for private supplementary tutoring: Conceptual considerations, and socioeconomic patterns in Hong Kong, *Economics of Education Review*, **22**(6), 611-620.
- Buchmann, C., Condron, C. D. and Roscigno, V. J. (2010). Shadow education, American style: Test preparation, the SAT and college enrollment, *Social Forces*, **89**, 435-461.
- Cummings, W. K. (1997). *Private Education in Eastern Asia, The Challenge of Eastern Asian Education: Implications for America* (eds. W. K. Cummings and P. G. Altbach), 135-152, State University of New York Press, Albany.
- DiPrete, T. A. and Eirich, G. M. (2006). Cumulative advantage as a mechanism for inequality: A review of theoretical and empirical developments, *Annual Review of Sociology*, **32**, 271-297.
- Entrich, S. R. (2018). *Shadow Education and Social Inequalities in Japan*, Springer International Publishing, Cham.
- Entrich, S. R. (2020). Worldwide shadow education and social inequality: Explaining differences in the socioeconomic gap in access to shadow education across 63 societies, *International Journal of Comparative Sociology*, **61**(6), 441-475.
- Fujihara, S. (2024). Identifying the role of high school in educational inequality: A causal mediation approach, *Social Science Research*, **124**, 103077.
- Fujihara, S. and Ishida, H. (2016). The absolute and relative values of education and the inequality of educational opportunity: Trends in access to education in postwar Japan, *Research in Social Stratification and Mobility*, **43**, 25-37.
- Hannum, E., Ishida, H., Park, H. and Tam, T. (2019). Education in East Asian societies: Postwar expansion and the evolution of inequality, *Annual Review of Sociology*, **45**(1), 625-647.
- 平尾一朗, 太郎丸博(2011). 世代間移動レジームにおける非正規雇用の位置, 理論と方法, **26**(2), 355-370.
- 北村友宏, 竹ノ下弘久(2024). なぜ学校外教育に投資するのか：数理モデルによる投資メカニズムの解明, 理論と方法, **39**(1), 79-92.
- Kuan, P. Y. (2011). Effects of cram schooling on mathematics performance: Evidence from junior high students in Taiwan, *Comparative Education Review*, **55**(3), 342-368.
- Lucas, S. R. (2001). Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects, *American Journal of Sociology*, **106**(6), 1642-1690.
- Matsuoka, R. (2014). An empirical investigation of relationships between junior high school students' family socioeconomic status, parental involvement, and academic performance in Japan, *Soci-*

- ological Theory and Methods*, **29**(1), 147–165.
- Matsuoka, R. (2018). Inequality in shadow education participation in an egalitarian compulsory education system, *Comparative Education Review*, **62**(4), 565–586.
- Merton, R. K. (1968). The Matthew effect in science, *Science*, **159**(3810), 56–63.
- 耳塚寛明 (1993). 学校社会学研究の展開, *教育社会学研究*, **52**, 115–136.
- 三輪哲 (2008). 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007 における標本特性と欠票についての基礎分析, 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ, **10**, https://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP_010Miwa.pdf (最終アクセス日 2025 年 8 月 20 日).
- Mori, I. and Baker, D. P. (2010). The origin of universal shadow education: What the supplemental education phenomenon tells us about the postmodern institution of education, *Asia Pacific Education Review*, **11**, 36–48.
- 中村高康 (2018). 相対的学歴指標と教育機会の趨勢分析: 2015 年 SSM 調査データを用いて, 理論と方法, **33**(2), 247–260.
- 中西啓喜 (2018). トラッキングが高校生の教育期待に及ぼす影響—パネルデータを用いた傾向スコア・マッチングによる検証—, *ソシオロジ*, **62**(3), 41–59.
- 中澤涉 (2013). 通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性: 傾向スコア・マッチングの応用, *教育社会学研究*, **92**, 151–174.
- Robins, J. M. (1986). A new approach to causal inference in mortality studies with a sustained exposure period—Application to control of the healthy worker survivor effect, *Mathematical Modelling*, **7**(9-12), 1393–1512.
- 眞田英毅 (2018). 高校進学における学校外教育の効果: 低階層の子どもたちの教育達成, *社会学年報*, **47**, 69–82.
- 眞田英毅 (2022). 高等教育への進学における学校外教育の効果: トラッキング後の挽回, 理論と方法, **37**(2), 184–198.
- 眞田英毅, 中西寛子 (2025). 15 歳時に本を持っていることは何を意味するのか: 社会階層論の観点から, SSE-DP-2025-4, <https://stat-expert.ism.ac.jp/wp/wp-content/uploads/2025/03/SSE-DP-2025-4.pdf> (最終アクセス日 2025 年 6 月 20 日)
- 佐藤嘉倫 (2009). 現代日本の階層構造の流動性と格差, *社会学評論*, **59**(4), 632–647.
- Stevenson, D. L. and Baker, D. P. (1992). Shadow education and allocation in formal schooling: Transition to university in Japan, *American Journal of Sociology*, **97**(6), 1639–1657.
- Takashiro, N. (2021). Determinants of middle school students' participation in shadow education in Japan, *Social Indicators Research*, **155**, 1119–1136.
- 竹内洋 (1991). 日本型選抜の探求: 御破算型選抜規範, *教育社会学研究*, **49**, 34–56.
- 竹内洋 (1995). 『日本のメリトクラシー—構造と心性』, 東京大学出版会, 東京.
- 多喜弘文 (2010). 社会経済的地位と学力の国際比較—後期中等教育段階における教育と不平等の日本の特徴—, 理論と方法, **25**(2), 229–248.
- 鳶島修治 (2016). 読解リテラシーの社会経済的格差—PISA2009 のデータを用いた分析—, *教育社会学研究*, **98**, 219–239.
- VanderWeele, T. J. (2015). *Explanation in Causal Inference: Methods for Mediation and Interaction*, Oxford University Press, New York.
- 脇田彩 (2012). 職業威信スコアのジェンダー中立性—男女別職業評価調査に基づく一考察—, *ソシオロジ*, **57**(2), 3–18.
- 矢田真城, 魚住龍史, 田栗正隆 (2020). 反事実モデルに基づく直接効果と間接効果の推定, *計量生物学*, **40**(2), 81–116.
- Yung, K. W. H. and Zeng, C. (2022). Parentocracy within meritocracy: Parental perspective on lecture-style English private tutoring in Hong Kong, *Language and Education*, **36**(4), 378–394.

Cumulative Effects of Shadow Education: The Impact of Usage Patterns and Timing on Educational Attainment

Teruki Sanada

School of Social Informatics, Mukogawa Women's University

This study examines the effects of shadow education on educational attainment in Japan, focusing on how family socioeconomic background influences attainment through different usage patterns and timings during lower and upper secondary school. Using data from the Japanese Life Course Panel Surveys (JLPS), we apply the g-computation (counterfactual simulation) framework to compare the causal effects of various usage strategies, operationalized as graduation from a “branded” (selective) university. Family background is measured by a composite index derived from principal component analysis, and usage patterns are categorized across two stages: junior high and high school. Contrary to the initial hypothesis, cumulative use (junior high and high school) did not necessarily yield the greatest effect. The primary finding is that, regardless of social origin, using shadow education “only during high school” was as effective as the cumulative pattern for entrance to “branded” universities, suggesting the strategic timing of investment is crucial. Conversely, using shadow education “only during junior high” did not contribute to an increase in attainment probability, which suggests a strong possibility of selection effects, where students facing academic difficulty seek early assistance. Most importantly, even when employing the same shadow education strategy, students from high-SES backgrounds were approximately twice as likely to enter “branded” universities as their low-SES counterparts, highlighting the persistent direct effect of social origin not mediated by shadow education.