

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2014 年度課題公募型二次分析研究会

高校生の進路意識と家庭における子への 教育の関与について

研究成果報告書

東京大学社会科学研究所
附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2016（平成28）年1月

はじめに

本報告書は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターの実施している、2014年度課題公募型共同研究「高校生の進路意識と家庭における子への教育の関与について」の研究成果の一部である。この研究会は、前年度の課題公募型共同研究「高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性」を発展、継承させるために、2014年度も継続して実施されたものである。

本研究会は2014年6月14日に第1回の会合がもたれ、その後5回にわたって研究発表とディスカッションが積み重ねられた。また2015年3月28日には研究報告会を実施し、木村治生先生、余田翔平先生、香川めい先生よりコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。

この研究会の成果の1つは、2015年9月に、勁草書房から『格差社会の中の高校生一家族・学校・進路選択』（中澤渉・藤原翔編）として刊行されている。この本は11章で構成され、編者のほか7名（古田和久・白川俊之・西丸良一・多喜弘文・高松里江・小川和孝・苫米地なつ帆／章の順）が執筆している。研究会や、上記の報告会の高度なディスカッションが反映された力作揃いであり、是非参照されたい。

本報告書は、上記に収録できなかった2名の大学院生の分析の成果を収録している。斉藤論文は、一般的に早期出産した子どもの場合、その子どもの学力水準や教育達成が低くなりがちだと言われている点に着目する。そして実際に子どもの学力水準（高校入学偏差値）に、母親の早期出産の直接的な影響があるかについて、親の階層変数により統制を行った傾向スコア・マッチングを試みたところ、母親の早期出産に直接効果はなくなることが示されている。中村論文は塾などの学校外教育に着目し、学校外教育の利用は、都市圏ほど多く、費やす費用も多くなりがちなこと、その一方で学校外教育の利用により高校入学偏差値が有意に高くなるのは非都市圏になりがちであることを示している。前者は結婚や家族形成に関するテーマであり、後者は教育社会学に関連するテーマである。母子間のマッチングができることで、幅広い分析が可能になることがこの二つの論文からも示されていると言える。アーカイブに寄託されている本データが、他の研究者によっても活用されることを願ってやまない。

最後に、2年間にわたり、この二次分析研究会の実施をご支援とご協力をいただいた、東京大学社会科学研究所の境家史郎准教授（当時・現在首都大学東京・都市教養学部准教授）とスタッフの皆さんにお礼を申し上げたい。

2016年1月

中澤 渉

研究会の概要

テーマ

高校生の進路意識と家庭における子への教育の関与について

使用データ

高校生と母親調査, 2012年

研究の概要

社会階層研究において、出身階層と進路選択との間には深い関連性があることがしばしば指摘されてきた。しかしその多くは両者の相関を指摘するにとどまり、そういった意識形成の行われる背景は深く問われないままであった。本研究の目的は、生徒とその母親の両方に配布された質問紙の回答を照らし合わせることで、生徒が日常的に多く接するであろう母親の態度や意識が、生徒自身の進路意識とどれほど関連しているかを確かめることにある。実際に親子間の意識を直接照合できるデータは稀であり、両者の関連性を精査することで、進路意識の形成される背景やそのメカニズムを推測できる可能性が出てくる。とりわけ欧米で流行となっている相対的リスク回避説の妥当性を検討できるような質問も、本調査には含まれており、この説について適切な変数を用いた数少ない実証研究例となるだろう。また進路希望に関してはかなり細かな質問が含まれているので、主として母親から集めた基本的な社会経済変数と進路希望との関連を見ることで、なぜ教育達成や進路選択に、依然として階層の影響が残るのかをより深く追究することが可能となる。母子の「意識」に類似性があることが予想されるが、母親の子の教育に対するコミットメントの強さには階層による違いがあり、言うまでもなく母親の子への教育に対する関与が弱ければ、親子間の意識の違いも大きくなることが予測されるだろう。

活動の記録

第1回研究会 (2014年6月14日) : 研究関心の報告

第2回研究会 (2014年9月27日) : 研究報告

第3回研究会 (2014年10月25日) : 研究報告

第4回研究会 (2014年11月29日) : 研究報告

第5回研究会 (2014年12月20日) : 研究報告

第6回研究会 (2015年1月10日) : 研究報告

研究成果報告会 (2015年3月28日)



社会調査・データアーカイブ 共同利用・共同研究拠点事業
二次分析研究会 2014 課題公募型研究 成果報告会

高校生の進路意識と家庭における子への教育の関与について

2015年3月28日(土) 13:00~18:15 東京大学赤門総合研究棟 5階センター会議室

開会の辞 (13:00~13:05)

中澤渉 (大阪大学大学院人間科学研究科)

第一部 (13:05~14:05)

司会: 吉田崇 (静岡大学人文社会科学部) コメントーター: 木村治生 (ベネッセ教育総合研究所/東京大学社会科学研究所)

- 進学率の上昇は進路希望の社会経済的格差を縮小させたのか—2002年と2012年の比較分析—
報告者: 藤原翔 (東京大学)
- 「学校不適応」層の大学進学—出身階層, 学校生活と進路希望の形成—
報告者: 古田和久 (新潟大学)
- 高校生の大学進学希望を規定する階層要因—地域差と男女差に着目して—
報告者: 野田鈴子 (東京大学)

第二部 (14:20~15:40)

司会: 古田和久 (新潟大学教育学部) コメントーター: 余田翔平 (国立社会保障・人口問題研究所)

- 教育費負担親の母子構造
報告者: 吉田崇 (静岡大学)
- 海外に憧れる高校生はだれか—ジェンダーの視点から—
報告者: 高松里江 (大阪大学)
- 母親の就業経歴と高校生のライフコース展望 —「仕事も家庭も」という母親が子どもに与える影響—
報告者: 苜米地なつ帆 (東北大学)
- 母親のライフコースが子どもに与える影響
報告者: 齊藤裕哉 (首都大学東京)

第三部 (15:55~16:55)

司会: 藤原翔 (東京大学社会科学研究所) コメントーター: 石田賢示 (東京大学社会科学研究所)

- 進学希望意識はどこで育まれるのか—母子間における接触と意見の一致/不一致に着目して—
報告者: 中澤渉 (大阪大学)
- 時間割引選好・リスク回避と教育期待—合理的選択理論における要素の検討—
報告者: 小川和孝 (東京大学)
- 誰が推薦入試を利用するか—高校生の進学理由に注目して—
報告者: 西丸良一 (同志社大学)

第四部 (17:10~18:10)

司会: 中澤渉 (大阪大学大学院人間科学研究科) コメントーター: 香川めい (東京大学社会科学研究所)

- 出身階層と高等教育の学科・専攻選択との関係
報告者: 白川俊之 (日本学術振興会特別研究員 PD/大阪大学)
- 日本の高校生の職業希望における多次元性—潜在クラス分析を用いて—
報告者: 多喜弘文 (法政大学)
- 学校外教育の利用および費用の規定要因と教育達成—地域による差異に着目して—
報告者: 中村将大 (大阪大学)

閉会の辞 (18:10~18:15)

藤原翔 (東京大学社会科学研究所)

中澤渉・藤原翔編. 2015. 『格差社会の中の高校生—家族・学校・進路選択』
勁草書房.



中澤 渉 藤原 翔 編

高校生そして母親は何を考えたのか、
どのような将来像を描いているのか。
全国調査データから格差社会の中での家族と学校を問い直す。

目次

はじめに 中澤 渉

序章 高校生の進路選択へのアプローチ

「高校生と母親調査、2012」の目的、設計、分析 藤原 翔

- 1 格差社会の中の高校生
- 2 「高校生と母親調査、2012」の概要
- 3 「高校生と母親調査、2012」データの特徴
- 4 本書の課題・構成

第 I 部 高校生の進路選択の実態

第 1 章 進学率の上昇は進路希望の社会経済的格差を縮小させたのか

2002 年と 2012 年の比較分析 藤原 翔

- 1 なくなる教育達成の社会経済的格差
- 2 教育達成・進路希望の社会経済的格差研究と本章の課題
- 3 分析方法
- 4 高校偏差値に対する家族と成績の影響
- 5 進路希望に対する家族、成績、学校の影響
- 6 なくなる進路希望の格差

第 2 章 「学校不適応」層の大学進学

出身階層、学校生活と進路希望の形成 古田和久

- 1 教育達成の階層間格差のメカニズム
- 2 データと変数
- 3 進路希望構造の分析
- 4 曖昧な大学進学層の存在

第 3 章 大学・短大の専門分野はどのように決まるのか

出身階層と高等教育の学科・専攻選択との関係 白川俊之

- 1 問題の所在
- 2 教育分野の選択における階層差の説明

- 3 教育分野と出身階層の操作的定義
- 4 分析結果
- 5 世代間関係の限られた開放化

第4章 誰が推薦入試を利用するか

高校生の進学理由に注目して 西丸良一

- 1 大学進学における推薦入試の位置づけ
- 2 入試方法を決める要因
- 3 定まらない進路

第5章 高校生の職業希望における多次元性

職業志向性の規定要因に着目して 多喜弘文

- 1 なぜ日本の高校生の職業希望は多次元的呢か
- 2 使用変数と分析の手順
- 3 職業希望と職業志向性にかんする基礎分析
- 4 職業志向性の類型とその規定要因
- 5 多次元的な職業希望を生み出す制度的文脈

第II部 高校生の進路選択と家族・ジェンダー

第6章 進学希望意識はどこで育まれるのか

母子間における接触と意見の一致／不一致に着目して 中澤 渉

- 1 社会化の場と意識形成
- 2 進路意識をめぐるこれまでの知見と課題
- 3 母子関係のあり方の潜在構造
- 4 母子関係の特徴と背景
- 5 母子間の進路意識——一致・不一致の背景

第7章 海外に憧れる高校生はだれか

ジェンダーの視点から 高松里江

- 1 若者の海外志向
- 2 変数の概要
- 3 海外志向の規定要因
- 4 海外志向の特徴と課題

第8章 母子間の価値観の伝達

性別役割分業の一般的規範・個人的展望に関する分析 小川和孝

- 1 なぜ性別役割分業意識が重要か
- 2 性別役割分業意識を社会的に位置づける
- 3 分析の戦略と変数の設定
- 4 母子の意識の関連についての実証分析
- 5 世代間の性別役割分業意識の関連が不平等に対して意味するもの

第9章 母親の就業経歴と高校生のライフコース展望

「仕事も家庭も」という母親が子どもに与える影響 苦米地なつ帆

- 1 母親の働き方と子どもの意識・行動
- 2 母親の就業は子どもにどのような影響を与えるか
- 3 分析に使用する変数
- 4 母親がライフコース展望に与える影響
- 5 ロールモデルとしての「働く母親」

終章 親子調査からみえてきた課題

近年の高校教育と親子関係の変化をふまえて 中澤 渉

- 1 学校と家庭の関係を振り返る
- 2 教育達成の格差を生む原因——学校外教育への投資という視点から
- 3 今後の親子調査に向けて

付録

あとがき 藤原 翔

人名索引・事項索引

2014 年度課題公募型共同研究（二次分析研究会）

高校生の進路意識と家庭における子への教育の関与について

研究成果報告書

目次

はじめに	中澤渉	i
若年出産が子どもに与える影響の検討 ——傾向スコア・マッチング法による分析——	斉藤裕哉	1
学校外教育の利用および費用の規定要因と教育達成 ——地域による差異に着目して——	中村将大	18

若年出産が子どもに与える影響の検討

——傾向スコア・マッチング法による分析——

齊藤裕哉

(首都大学東京大学院人文科学研究科博士後期課程)

本稿では、母親の長子出産時年齢に着目し、母親の若年出産経験が子どもに与える影響を検討した。本稿の目的は、(1)傾向スコア・マッチング法を用いてセレクション・バイアスを除去した上で、若年出産が子どもに与える直接的な影響を推定することと、(2)若年出産が世帯の経済的地位を媒介として子どもに与える間接的な影響を明らかにすることである。その結果、傾向スコアを用いてセレクション・バイアスを取り除くと、若年出産経験が与える子どもの高校偏差値への有意な影響は確認されなかった。また、若年出産は世帯の経済状態を媒介として子どもの高校偏差値に対して負の影響を与えていることが明らかとなった。

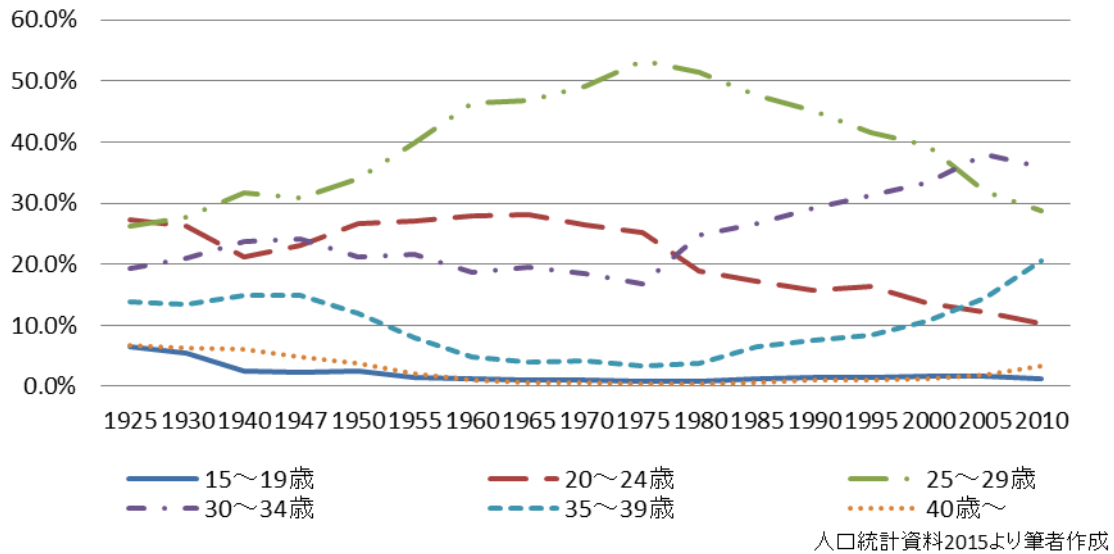
1 はじめに

近年の日本では晩婚化が進み、比較的高齢での出産が増加している。それに伴って 10 代や 20 代前半などの比較若年での出産は減少している。図 1 は出産した女性の年齢階級ごとの出生児数を全出生児数に占める割合として示したものである。1925 年から 2013 年までの間で、30 歳～34 歳での出産は約 20%から約 35%まで増加し、35 歳～39 歳での出産も 2000 年以降に割合が増加し 2013 年では約 22%を占めている。20 代後半以上での出産を合算すると 2013 年では、およそ 85%となる。一方で 10 代後半から 20 代前半での出産は減少しており、最も顕著に減少したのは 20 歳～24 歳での出産である。20 代前半での出産は 1925 年時点では約 27%と最も大きい割合を占めていたが、現在ではその割合は 10%にも満たない。また 10 代後半での出産は戦前期でも 6.5%とさほど多くはなかったが、2013 年では 1.2%とさらに減少している。

このように現在の日本では若年出産が近年に至るほど減少している。しかし、これまで若年出産に関するリスクはいくつか報告されており、数が少ないからと言って軽視できる問題ではない。若年出産は、母子の身体的な負担だけでなく、出産後の経済的な困難に直面することがその大きな特徴と言ってよい。特に 10 代での出産は母親の学校教育からの退出やそれに伴う労働市場での不利な立場などが影響し、経済的なリスクを発生させているものと考えられる。

そこで本稿では若年出産が子どもに与える影響を親子のペアデータを用いて検討する。特に本稿の目的は 2 つある。1 つは若年出産が子どもに与える影響は観測されるセレクション・バイアスを統制した上でも確認されるのか明らかにすることである。2 つ目は、若

図1 母親年齢間級別 出生割合推移



年出産は子どもに対して直接影響しているのではなく、世帯の経済状態を媒介して間接的に子どもに影響しているのか明らかにすることである。

次節では、日本の若年出産に関する先行研究を整理し、その後、本稿の分析枠組みを示す。

2 先行研究

若年出産に関する日本の研究は多くないものの一定の蓄積が見られる。それらの研究の中では若年出産の医学的な影響と社会経済的な影響について主に論じられている。医学的な影響は一時的な影響とされ若年出産によって生まれた子どもだけに影響を及ぼし、社会経済的な影響は長期的な影響として若年出産による子どもだけでなくそれ以外の子どもや世帯にも影響するとされる(窪田 2012)。以下ではこの2つの影響について簡単に整理する。

まず医学的なリスクについての報告を見ると、母子の健康状態の指標として用いられる周産期死亡率では10代での出産は30代後半以降の出産者に比べると低い値となっているが、全年齢平均値よりも高い。また10代での出産により生まれた出生児の平均出生体重は、2000年までは全年齢平均値よりも低い傾向にあった。しかし2000年以降では、出生児の平均出生体重が全ての年齢で低下しており、10代の出産者との差がなくなっている(定月 2009)。低出生体重児出生率についても、出産者が10代前半の場合は比率が高まっているものの、10代後半の出産者の場合は20代・30代の比率と違いは見られない。

また10代での妊娠・出産者の問題点として、病院などの医療機関を受診するタイミングが遅いことが挙げられている。このような医療機関での受診の遅れは、その後の母親の

健康状態や栄養状態に影響を与え、母子に対する医学的なリスクを高める要因の一つとなっている(赤井他 2010).

次の社会経済的なリスクは、10代出産や若年出産の特徴の1つである。この長期的なリスクについては近年、調査データを用いた実証研究が蓄積されている。まず坂本は、「消費に関するパネル調査」を用いて傾向スコアによる分析を行っている(坂本 2008)。その結果、若年出産は子どもの学歴や初職に対してマイナスの影響を及ぼし、さらに若年出産で生まれた子ども自身が若年出産を経験する傾向が高まることを明らかにしている。

次に窪田は大阪大学 COE プログラム「アンケートと実験による行動マクロ動学」の一環として実施された『本調査』と『親子調査』を使用して分析を行っている(窪田 2012)。その結果、以下の点が明らかとなっている。まず、15歳時の経済水準が高かった母親が若年出産をした場合、子どもの教育水準には影響を及ぼさなかった。次に、兄弟姉妹間固定効果モデルを用いた分析では若年出産の影響は有意ではなく、若年出産は一時的にも永続的にも子どもの教育水準には大きな影響を与えていなかった。この結果から窪田は若年出産を抑制するのではなく、若年出産経験者に対する子育て支援や経済的支援の重要性を主張している。

最後に阿部は労働政策研究・研修機構が行なった「子どものいる世帯の生活状況及び保護者の就業に関する調査」のうち、2011年の第一回目と2012年の第二回目の調査を使用している(阿部 2015)。この研究では、若年出産が母親のその後の婚姻状態や学歴に影響し、それらが子どもの学業や健康状態に与えるという若年出産の一連の影響を同時に分析している。その結果、若年出産が子どもに与える直接的な影響は確認されず、若年出産によって母親が低学歴、無配偶、低所得を経験し、これらが子どもの学業や健康に影響していることが明らかとなった。

上記の3つの若年出産が子どもに与える影響を実証的に取り扱った研究は、手法の違いはあるものの、いずれの研究においてもバイアスを取り除き、若年出産の影響を検討している。そのため本稿でも一部の分析では傾向スコアを用いて観測されるセレクション・バイアスを取り除き、若年出産の影響を分析する。

3 分析枠組み

3.1 仮説

本稿の2つの目的を検討するために2つの分析を行う。1つ目の分析は、若年出産経験が子どもの教育に与える影響を明らかにするものである。この分析では、後述する傾向スコア分析を用いる。

2つ目の分析は、若年出産の影響が経済的資源を媒介として子どもの教育に影響しているのか検討するものである。この分析では子どもの通う高校偏差値を従属変数として、若年出産経験ダミーのみを用いた MODEL1 と、MODEL1 に統制変数を加えた MODEL2、

さらに MODEL2 に媒介変数として家庭の経済的資源を加えた MODEL3 について、それぞれ重回帰分析を行う。MODEL1 や MODEL2 で確認された若年出産ダミーの影響が MODEL3 で確認されず、MODEL3 で加えた経済的資源の影響が有意であれば、若年出産経験が子どもの通う高校偏差値に与える影響は経済的資源を媒介としていることが明らかとなる。

上記の 2 つの分析枠組みのもと検証する仮説は以下の 2 つである。

H1: 観測されるセレクション・バイアスを取り除いた上でも若年出産経験は子どもの高校偏差値に有意な影響を与える。

H2: 若年出産経験が子どもの高校偏差値に与える影響は、家庭の経済的資源によって媒介されている。

なお本稿では、若年出産をそれによって生まれた子どもにのみ影響するものではなく、子どもを含むその後の世帯全体に影響を及ぼすものとして分析を進める。本稿で使用するデータには若年出産によって生まれた子どもが非常に少ない。そのため分析の対象となるケース数を確保するため、若年出産経験群に若年出産で生まれていないが母親が若年出産を経験したケースも含めている。このようなデータの制約から、本稿では若年出産の経験を、それによって生まれた子どもだけでなく、それ以外の子どもや世帯全体に対して影響するものとして扱っている。

3.2 傾向スコアについて

1 つ目の分析に用いる傾向スコア分析とは、因果効果の推定に用いられる手法であり、Rosenbaum and Rubin によって提唱されたものである (Rosenbaum and Rubin 1983)。実験研究とは異なり社会調査データを使用する研究では、ある処置 t (本稿では若年出産経験) が従属変数に与える影響を偏りなく推定するのは非常に困難である。その理由はいくつか考えられる。

まず、個人に対してある処置 t が影響を持つか否かを明らかにするためには、同一の個人について、ある処置 t に割り当てられた場合と割り当てられなかった場合の結果を比較すればよい。だが実際には同一の個人はある処置 t に割り当てられた場合とそうでない場合のどちらか一方しか観測することができない (星野 2009, Holland 1986)。そのため、ある処置 t の影響をデータから推定することはできない。次に、ある処置 t に割り当てられたグループと割り当てられなかったグループの結果を比較することが考えられる。だが処置に割り当てられたグループと割り当てられなかったグループとの間に性質の大きな乖離がある場合、たとえ 2 つのグループの結果が異なっていたとしても、それが処置 t によるものなのか、グループ間の性質の差から生じているものなのか峻別することは難しい (中澤 2013)。そのため実験法のように、グループ間で性質の差異が生じないようにランダムに処置 t に割り当てる必要性があるが、実際に実験法を行うことは非常に困難であるし、倫

理的な問題も伴う。処置をランダムに割り当てる実験法が行なえないのであれば、ある処置 t に割り当てられたグループとそうでないグループの中で類似した個人を見つけ出し、その個人間で結果を比較するということが考えられる。だがこの手法も、個人の性質を表わすものは非常に多様なものがあり、そのすべてについて類似した個人を見つけ出すことができないという問題が存在する。

こうした問題に対して、傾向スコア分析では「強く無視できる割り当て条件」¹⁾が満たされていれば、傾向スコア e_t を用いた調整を行うことで、すべての共変量を用いて調整を行った場合と同等に偏りなく因果効果を推定できる(Rosenbaum and Rubin 1983, 星野 2009)。具体的に傾向スコア e_t は、ある処置 t を従属変数としたロジスティック回帰分析によって推定される。そのため、本稿でも同様の手続きを行い、傾向スコアを推定する。

若年出産の影響を推定する場合、傾向スコアを用いずに従来よく知られている重回帰分析やロジスティック回帰分析に独立変数として投入することも考えられる。だが、坂本が指摘するように若年出産を経験する世帯は、そもそも貧困に陥っており、その結果として子どもの教育達成に負の影響を及ぼしている可能性がある(坂本 2008)。また、若年出産経験群では母親の両親学歴が低く、同時に母親自身の学歴も低いことによって子どもの教育達成に影響していることも考えられる。このように若年出産経験群に、子どもの教育達成に不利な要因を持つサンプルが偏っている場合、若年出産の経験とは関係なく子どもの教育達成に差が生じることになる。このような状況では、セレクション・バイアスが働き、通常の回帰分析では若年出産の影響を適切に推定することが難しくなる。そのため、セレクション・バイアスを調整する手法として、上記の傾向スコア分析を採用し、若年出産の影響を分析する。

最後に、傾向スコアを用いた分析はマッチングや層別解析などがあるが、本稿ではマッチングによる分析を行う。傾向スコアは処置 t に先行する共変量の情報を要約していると考えられるため、マッチングも比較的容易に行うことができる。マッチングの方法についても様々なものがあるが、本稿では最近傍キャリパーマッチングを使用する(Guo and Fraser 2010)。マッチングを行った後、2つのグループ間で共変量のバイアスが小さくなっているのかチェックを行う。そしてマッチング前後のデータでそれぞれ子どもの高校偏差値を従属変数とした重回帰分析を行い、結果を比較する。なお、本稿では1対1でのマッチングを行うため、マッチングされないデータが生じるが、それらは分析には含まれない。

4 データと変数

本稿で使用するデータは「高校生と母親調査、2012」である。この調査では全国の高校2年生とその母親を母集団とし、1560 ペアの親子に調査票を郵送し、1070 ペアから有効

回収を得ている。回収率は 68.6%である。

まず記述的な分析を行うがその際には全てのサンプルを使用する。そこで使用する変数は、現在までの世帯の状況として「母親の就業経歴」、「現在の婚姻状態」、「3年前の世帯収入」、「現在の世帯収入」、「現在の貯蓄額」である。母親の就業経歴は「ずっとフルタイム」「ずっとパートタイム」「一時的に就労」「ずっと無職」の4カテゴリで尋ねられており、分析でもそのまま使用する。婚姻状態は「母子世帯」と「非母子世帯」の2カテゴリに分類した。また3年前の世帯収入と現在の世帯収入は「450万円未満」、「450万円以上600万円未満」、「600万円以上850万円未満」、「850万円以上」の4カテゴリに分類し、貯蓄額は「150万円未満」、「150万円以上450万円未満」、「450万円以上950万円未満」、「950万円以上」の4カテゴリを作成した。また子どもの学習状況として、「子どもの高校偏差値」「平日の勉強時間」、「休日の勉強時間」、「小学6年生時成績」、「中学3年生時成績」、「現在の成績」、「子どもの希望進路」を使用する。子どもの希望進路は「就職」、「専門学校」、「短大」、「大学」、「大学院」の5つのカテゴリに分類した。それ以外の「平日の勉強時間」、「休日の勉強時間」、「小学6年生時成績」、「中学3年生時成績」、「現在の成績」については全て連続変数として扱っている。

続いて傾向スコアを用いた分析と、その後の媒介効果の分析では、子どもが通っている高校の偏差値を従属変数とする。分析では連続量として使用する。

次に処置変数は母親の若年出産経験である。ここでは24才以下で長子を出産したものを1とし、25才以上で長子を出産したものを0とするダミー変数を作成した。このダミー変数を従属変数とした二項ロジットモデルにより傾向スコアを推定する。傾向スコアの推定に用いる変数は母親の出生年、母親学歴、母方祖父母学歴、母親きょうだい数である。母親の出生年は「1954年から1964年生まれ」、「1965年から1969年生まれ」、「1970年から1976年生まれ」の3カテゴリに分類している。母学歴は「高等教育卒」を1、「非高等教育卒」を0とするダミー変数とした。母方祖父母学歴は「両親のどちらか一方でも高等教育を卒業している」場合を1、「両親のどちらも高等教育を卒業していない」場合を0とするダミー変数を作成した。母親のきょうだい数は連続変数を投入している。

5 分析

5.1 記述統計

まず若年出産者の背景について確認する。長子出産時年齢と母親の出生コーホート、母方祖父母学歴、母親学歴との関連を示したのが表1である。まず母親の出生コーホートについて見てみると、コーホートが新しくなるにつれて若年出産者の割合が増えており、有意な関連がみられる。

母親の学歴との関連を見てみると、学歴が高くなるにつれて若年出産経験者が少なくなっている。大学・大学院卒のうち5.7%が若年出産を経験しているが、中学・高校卒では

表1 長子出産時年齢と母親の出身階層

N	長子出産時年齢		
	24歳以下	25歳～29歳	30歳以上
母親出生コーホート**			
～1964年生まれ	4.5%	41.2%	54.3%
1965～1969生まれ	16.3%	72.2%	11.6%
1970～生まれ	66.1%	33.9%	
合計	20.4%	56.2%	23.3%
母親学歴**			
中学・高校	31.2%	47.3%	21.5%
専門	16.8%	64.2%	19.1%
短大	15.2%	62.5%	22.3%
大学・大学院	5.7%	61.0%	33.3%
合計	20.5%	56.5%	23.0%
母方祖父学歴**			
非高等教育	21.8%	57.2%	21.0%
高等教育	16.1%	53.0%	30.9%
合計	20.5%	56.3%	23.2%
母方祖母学歴			
非高等教育	21.0%	56.2%	22.8%
高等教育	16.1%	57.0%	26.9%
合計	20.5%	56.3%	23.2%

**= $p < 0.01$ *= $p < 0.05$

31.2%が若年出産を経験している。先行研究でも述べられているように、若年出産経験者は学業の継続が困難となり、学校教育から遠ざかるため、学歴が高くなりにくい。また本稿のように24歳以下を若年出産と定義すると、大学まで進学した場合、学卒後から2年間で長子を出産することになるため、大卒者に占める若年出産経験者が少なくなっていると考えられる。

次に母方祖父母学歴についてみると、祖父学歴と若年出産は有意な関連が確認されたが、祖母学歴とは有意な関連は見られなかった。祖父学歴が高等教育卒である場合、30歳以上での長子出産経験者が増え、若年出産経験者が減っており、祖父学歴が非高等教育卒の場合は逆の結果となっている。祖父の学歴の高さが若年出産に直接影響している可能性もあるが、実際には母親の学歴を媒介して若年出産と関連していると考えられる。若年出産に先行する変数との関連を見てきたが、祖母学歴を除いて、有意な関連が見られた。本稿で用いているデータにおいても、母親の家族背景や出身階層、そして学歴によって若年出産の経験のしやすさは異なっていることが示された。

次に、長子出産時年齢とその後の母親の就業経歴と関連を示したのが表2である。まず調査対象の子どもが3歳までの間は、若年出産経験によって働き方に有意な違いは見られない。長子出産時年齢にかかわらず、家庭に小さい子どもがいる場合、母親が就労することは少なく、多くが無職だったと回答している。しかし子どもが4歳から6歳までの間

表2 長子出産時年齢と母親の就業経歴

母親の就業経歴	長子出産時年齢			合計
	24歳以下	25歳～29歳	30歳以上	
子ども3歳まで				
フルタイム	9.6%	7.5%	5.8%	7.5%
パートタイム	9.1%	5.6%	3.8%	5.9%
一時的に就労	12.0%	10.8%	10.8%	11.0%
無職	69.4%	76.1%	79.6%	75.6%
子ども4～6歳まで**				
フルタイム	9.0%	8.7%	8.3%	8.7%
パートタイム	27.8%	18.6%	15.4%	19.7%
一時的に就労	17.0%	14.3%	11.7%	14.2%
無職	46.2%	58.4%	64.6%	57.4%
子ども小学校低学年**				
フルタイム	14.6%	11.1%	10.4%	11.6%
パートタイム	44.8%	37.0%	30.0%	37.0%
一時的に就労	13.7%	14.5%	11.3%	13.6%
無職	26.9%	37.5%	48.3%	37.8%
子ども小学校高学年**				
フルタイム	24.2%	13.8%	14.3%	16.0%
パートタイム	44.1%	49.9%	42.0%	46.9%
一時的に就労	14.7%	15.0%	15.1%	15.0%
無職	17.1%	21.3%	28.6%	22.1%
子ども中学生*				
フルタイム	31.1%	21.3%	18.3%	22.6%
パートタイム	45.3%	54.1%	52.3%	51.9%
一時的に就労	10.8%	9.6%	12.4%	10.5%
無職	12.7%	15.0%	17.0%	15.0%

**=p<0.01 *=p<0.05

から状況は大きく異なっている。この頃になると若年出産経験者は、無職だったものが減少し、一時的に働いていたものやパートタイムでの就労者だったものが増加している。もちろん、若年出産経験者ではない場合も、パートタイムや一時的な就労が増加しているが、若年出産経験者に比べると増加の程度は小さい。またフルタイムでの就労は長子出産時年齢によって変わりはなく、増加もしていない。このような若年出産経験者のほうが専業主婦でなくなる傾向は、調査対象の子ども年齢が上がっても維持されている。子どもが小学校低学年になると、若年出産経験者に占める無職者の割合はさらに減り、フルタイムとパートタイムでの就労者がおおよそ6割を占めている。子どもが小学校高学年のころになっても同様の傾向が示されている。最後に子どもが中学生の頃になると、若年出産経験者の中のフルタイムとパートタイム就労者の割合は76.4%となり、ほとんどが就労している。しかし、この割合は若年出産を経験していないものでも同様である。この頃の若年出産経験者の働き方の特徴は、非若年出産経験者に比べて、フルタイムでの就労者が多いことで

表3 長子出産時年齢と現在の世帯状況

	長子出産時年齢			合計
	24歳以下	25歳～29歳	30歳以上	
世帯年収(対数変換)*				
400万円以下	28.1%	16.6%	22.6%	20.4%
500万円くらい	27.6%	21.3%	12.8%	20.7%
700万円くらい	25.2%	31.3%	28.3%	29.3%
900万円以上	19.0%	30.8%	36.3%	29.5%
3年前の世帯年収**				
400万円以下	36.8%	19.5%	22.0%	23.7%
500万円くらい	22.6%	23.0%	15.4%	21.2%
700万円くらい	23.6%	30.4%	27.3%	28.2%
900万円以上	17.0%	27.1%	35.2%	26.8%
貯蓄額(対数変換)**				
100万円未満	43.8%	32.1%	28.2%	33.8%
200-400万円	30.0%	26.4%	27.3%	27.4%
500-900万	18.6%	20.5%	18.1%	19.5%
1000万円以上	7.6%	20.9%	26.4%	19.2%
婚姻状態**				
非母子世帯	91.7%	96.6%	96.8%	95.7%
母子世帯	8.3%	3.4%	3.2%	4.3%

**=p<0.01 *=p<0.05

ある。先行研究では、若年出産経験者は不安定な非正規就労に従事する傾向にあることが述べられていたが、本データでは、若年出産経験者の中ではパートタイム就労者のほうが多いものの、フルタイム就労者も約3割を占めている。

若年出産経験者は非若年出産経験者に比べ、就労している割合が多いことが示されたが、彼らの世帯は経済的に安定しているのだろうか。家庭の経済状態と若年出産経験との関連を表3に示した。まず3年前の世帯収入について見てみると、若年出産経験者では36.8%が400万円以下と回答しており、最も割合が大きい。長子出産時年齢が25-29歳のもので400万円以下と回答したのは19.5%、30歳以上のものでは22.0%となっており、若年出産経験者は非若年出産経験者に比べて収入が少ない世帯が多い。次の現在の世帯収入について見てみると、若年出産経験者のうち、400万円以下と回答したものは28.1%であり、3年前に比べると世帯収入の少ない世帯が減少している。逆に増加したのは500万円くらいと回答するものであり、700万円くらいや900万円以上と回答するものは割合が比較的小さいままである。一方で非若年出産経験者では3年前の世帯収入に比べ、700万円くらいや900万円以上と回答したものが増加している。このことから若年出産経験者の世帯では世帯収入は上昇しているものの、非若年出産経験者の世帯よりは世帯収入の増加は少なく、長期にわたって比較的世界帯収入の少ない状態が続いていると考えられる。若年出産経験者は就業経歴で見るとフルタイム就労者が多かったものの、相対的に収入の少ない世帯で暮らしているものが多く、長期的に経済的な困難を抱えている。

表4 長子出産時年齢と子どもの状況

	長子出産時年齢			合計
	24歳以下	25歳～29歳	30歳以上	
平日の勉強時間**				
平均値(標準偏差)	55.8 (50.8)	71.3 (60.8)	72.6 (59.1)	68.4(58.8)
休日の勉強時間**				
平均値(標準偏差)	77.9 (90.3)	103.5 (104.4)	108.1 (95.4)	99.2(100.2)
小6時成績**				
平均値(標準偏差)	3.5 (1.0)	3.7 (1.0)	3.8 (1.0)	2.3(1.0)
中3時成績**				
平均値(標準偏差)	3.2 (1.1)	3.5 (1.1)	2.5 (1.1)	2.5(1.1)
高2時成績				
平均値(標準偏差)	3.1 (1.2)	3.1 (1.1)	3.5 (1.1)	2.9(1.1)
高校偏差値**				
平均値(標準偏差)	50.7 (8.6)	53.3 (9.6)	55.6 (9.4)	53.2(9.5)
希望進路**				
就職	24.9%	11.6%	11.6%	14.3%
専門学校	18.2%	13.2%	8.7%	13.2%
短大	3.3%	5.0%	3.3%	4.3%
大学	51.2%	63.4%	68.9%	62.2%
大学院	2.4%	6.8%	7.5%	6.1%

**<0.01 *<0.05

そして、若年出産経験と現在の婚姻状態との関連も表3に示した。本データに含まれる母子世帯は、全体の4.3%と非常に少ない。だが、若年出産経験との関連みると、若年出産経験者では8.3%が母子世帯、長子出産年齢が25-29歳では3.4%、30歳以上では3.2%となっており、若年出産経験者が母子世帯となっている割合が高いことがわかる。この結果は先行研究の結果とも一致する。

では次に、若年出産経験と子どもの教育に関する変数との関連を確認する。その結果をまとめたのが表4である。まず平日と休日の子どもの勉強時間についてみると、非若年出産経験者の2つのカテゴリでは、勉強時間の平均値に大きな違いは見られない。だがこれら2つのカテゴリの平均値と比べると、若年出産経験者の世帯の子どもの勉強時間の平均値は小さい。次の小学6年生時や中学3年生時の成績についても、若年出産経験者の世帯の子どもの平均値が最も小さい。いずれも統計的に有意な差が認められている。しかし現在の成績では、統計的に有意な差は見られない。これは現在の成績が通っている高校での成績であり、小学6年生時や中学3年生時の成績とは異なる性質を持つために、生じた結果だと考えられる。

続いて、子どもの通っている高校の偏差値を比較すると、若年出産経験者の世帯で暮らす子どもは、非若年出産経験者の世帯で暮らす子どもに比べて高校偏差値の平均値が低い。若年出産経験者の世帯で暮らす子どもは、小学校や中学校での成績も低く、その後の進学先である高校の偏差値も非若年出産経験者の子どもよりも低い傾向があり、学習状況や学力において長期的に不利な立場に置かれている。

表5 若年出産を従属変数としたロジスティック回帰(傾向スコアの算出)

	B	SE	Exp(B)
従属変数=24才以下出産			
独立変数			
母親出生年: ref=～1964年生まれ			
母親1965～1969生まれ	1.419	0.299	4.131 **
母親1970～生まれ	3.674	0.322	39.394 **
母親学歴: ref=非高等教育卒			
母親高等教育卒	-0.717	0.195	0.488 **
母親両親学歴: ref=どちらも非高等教育卒			
母親両親どちらか高等教育卒	-0.009	0.045	0.991
母親きょうだい数	0.042	0.099	1.043
切片	-2.887	0.395	0.056 **
-2 Log Likelihood	798.450		
N	1037		
c統計量	0.809		

**=p<0.01 *=p<0.05

最後に、子どもの希望進路との関連を確認する。希望進路は高卒後就職から大学・大学院まで4つのカテゴリに分類している。まず母親の若年出産経験に関わりなく、大学進学を希望する高校生が最も多い。しかし、非若年出産経験者の2つのカテゴリでは、70%以上が大学以上への進学を希望しているのに対して、若年出産経験者の世帯で暮らす子どもは53.6%に留まっている。若年出産経験者の子どもは高校進学後に就職すると回答したものが24.9%で、大学以上への進学希望に次いで2番目に多い。非若年出産経験者の2つのカテゴリでは、いずれも11.6%と若年出産経験者の子どもとは大きな差が存在することが見て取れる。

これまでの記述的な分析から明らかなように、若年出産経験者は子どもが小さい頃からフルタイムやパートタイムで就労しているが、世帯は長期的に経済的な困難を抱えた状態が続いている。また子どもの学習状況や学力も、非若年出産者の世帯の子どもと比較すると格差が存在し、長期的に不利な立場に置かれている。一方で、若年出産経験とそれに先行する変数との関連も見られた。特に母方祖父学歴や母親の出生コーホート、本人学歴などに差が見られた。これらの変数との有意な関連が示すのは、若年出産の経験しやすさというものは母方父学歴や母親本人の学歴などによって異なるということである。そのため、若年出産者経験者の世帯で暮らす子どもと非若年出産経験者の世帯で暮らす子どもに見られた教育上の格差は、若年出産経験による影響なのか、明らかではない。そのため次節以降では、傾向スコア分析法を用いて、観測されるセレクション・バイアスを取り除き、若年出産経験による影響をより詳細に検討する。

5.2 傾向スコアの推定とそれを用いた分析

まず傾向スコアの推定を行うために若年出産経験を従属変数とした二項ロジットモデル

表6 マッチング前後のStandardized Difference

	Standardized Difference	
	マッチング前	マッチング後
母親～1964年生まれ	6.6	0.0
母親1965～1969生まれ	-36.4	0.0
母親1970～生まれ	40.4	0.0
母親高等教育卒	-44.2	0.0
母親両親どちらか高等教育卒	-20.1	11.7
母親きょうだい数	-10.2	3.3

表7 傾向スコアの最小値と最大値

傾向スコア	若年出産経験	非若年出産
	(Treated)	(Non Treated)
最小値	0.21	0.33
最大値	0.88	0.93

表8 コモンサポートによる削除率

	Minima-Maxima Comparison		
	適用前	適用後	削除率(%)
若年出産経験 (Treated)	156	146	6.42
非若年出産経験 (Non Treated)	156	108	30.77
マッチング後全サンプル	312	254	18.59

による分析を行う。この二項ロジットモデルにおいて独立変数となるのは、母親出生コーホート、母親学歴、母方祖父母学歴である。これらの変数のみを用いているのは、処置変数である若年出産経験よりも時間的に先行する変数しか傾向スコアの推定に使用できないためである。その推定結果は表5に示した。

記述統計の結果と概ね一致しており、母親出生コーホートや母親学歴が有意になっている。出生コーホートは新しいほど若年出産を経験しやすく、学歴は非高等教育卒のほうが若年出産を経験しやすい傾向にあるといえる。母方祖父母学歴は有意ではない。既に述べたように、母方祖父母学歴は母親本人の学歴を媒介して、若年出産に影響しており、母親学歴を統制した上では有意な影響は見られなくなったのだと考えられる。また表4に示しているc統計量は、傾向スコアを用いた分析の前提となる「強く無視できる割り当て」条件が成立しているか否かを判断するためのもので、星野・岡田(2006)によれば、c統計量が0.8以上であることがこの条件が成立している基準の一つと考えられている。本稿の分析でもこのc統計量が0.8を超えているため、このモデルによって推定された傾向スコアを用いて分析を進める。

表9 高校偏差値を従属変数とした重回帰分析の傾向スコアマッチング前後比較

従属変数=高校偏差値	マッチング前			マッチング後(caliper=SD*0.1)		
	B	SE	ベータ	B	SE	ベータ
切片	52.229	1.077	**	49.467	2.649	**
母親出生年: ref=～1964年生まれ						
母親1965～1969生まれ	-0.232	0.685	-0.012	0.856	1.937	0.047
母親1970～生まれ	-0.466	1.067	-0.018	0.298	1.986	0.016
母親学歴: ref=非高等教育卒						
母親高等教育卒	4.883	0.615	0.255 **	6.259	1.107	0.325 **
母親両親学歴: ref=どちらも非高等教育卒						
母親両親どちらか高等教育卒	-0.066	0.16	-0.013	0.207	0.274	0.043
母親きょうだい数	-0.116	0.318	-0.012	0.305	0.584	0.031
若年出産: ref=25才以上に長子出産						
24才以下長子出産	-1.949	0.859	-0.084 *	-1.97	1.024	-0.11
R2乗	0.077			0.096		
N	953			288		

**=p<0.01 *=p<0.05

次に、推定された傾向スコアを用いてサンプルのマッチングを行なった。マッチングの手法はいくつか存在するが本稿の分析では、「最近傍キャリパーマッチング」を採用した。またマッチングの基準となるキャリパーは推定した傾向スコアの標準偏差×0.1の差を認めたものとした。そしてこのマッチングを行った結果、どれだけ共変量のバイアスが減少したのかをチェックするため、Standardized Biasを算出した結果が表6である²⁾(Caliendo and Sabine 2005)。

表6を見ると、マッチング前には若年出産経験と非若年出産経験の2つのグループのあいだには大きな差があったことが示されているが、マッチング後は祖父母学歴が例外的ではあるもののおおむね差がなくなっている。そのため、このマッチングによってバイアスが減少したものと考えられる。

一方でコモンサポートについて示したのが、表7と表8である。ここではMinima-Maxima Comparison法と呼ばれる基準を用いてコモンサポートの区間を設定している。Minima-Maxima Comparison法とは、一方のグループの傾向スコアの最大値よりも大きい傾向スコアの値を示している他方のグループのケースを削除し、また一方のグループの傾向スコアの最小値よりも小さい傾向スコアを示している他方のグループのケースを削除するという基準である。本稿の例では、若年出産経験グループの傾向スコアの最小値と最大値はそれぞれ0.21と0.88であり、非若年出産経験グループの傾向スコアの最小値と最大値は0.33と0.93となっている。そのためここでのコモンサポートは0.33～0.88のとなる。このコモンサポート内により多くのケースが残ることが望ましいとされているが、本稿の結果を見ると全体で約18%のケースが削減されている。そのため、マッチングによりバイアスは補正されているものの、結果には留意が必要となる。

最後に表9に、マッチング前後のデータを用いた重回帰分析の結果を示している。まずマッチング前の結果を見てみると、若年出産経験は有意な負の影響が確認され、前節の記

表10 高校変数を従属変数とした重回帰分析(マッチング前)

	MODEL1			MODEL2			MODEL3		
	B	SE	ベータ	B	SE	ベータ	B	SE	ベータ
従属変数=高校偏差値									
切片	53.97	0.34	**	52.229	1.077	**	48.322	1.22	**
母親出生年:ref=1964年生まれ									
母親1965~1969生まれ				-0.232	0.685	-0.012	-0.123	0.679	-0.006
母親1970~生まれ				-0.466	1.067	-0.018	0.533	1.051	0.021
母親学歴:ref=非高等教育卒									
母親高等教育卒				4.883	0.615	0.255 **	3.692	0.62	0.193 **
母親両親学歴:ref=どちらも非高等教育卒									
母親両親どちらか高等教育卒				-0.066	0.16	-0.013	-0.082	0.171	-0.015
母親きょうだい数				-0.116	0.318	-0.012	0.026	0.313	0.003
若年出産:ref=25才以上に長子出産	-3.22	0.744	-0.14 **	-1.949	0.859	-0.084 *	-1.621	0.84	-0.07
24才以下長子出産									
3年前世帯年収:ref=400万円以下									
500万円以下							2.891	0.887	0.125 **
700万円以下							4.19	0.838	0.2 **
900万円以上							6.754	0.869	0.317 **
R2乗	0.018			0.077			0.13		
N	972			953			921		

**=p<0.01 *=p<0.05

述的な分析の結果と同様の傾向が見られる。次にマッチング後の結果を見てみると、若年出産経験の影響は5%でも有意ではない。傾向スコアによるマッチングにより観測されるセレクション・バイアスを補正すると、若年出産経験が与える直接的な影響は確認されなくなったため、仮説1は支持されなかった。

5.3 経済的資源による媒介関係の影響の検討

前項の議論から、傾向スコア・マッチングによってバイアスの補正を行うと、若年出産が子どもの高校偏差値に直接の影響を持たないことが明らかとなっている。だが、直接的な影響はないかもしれないが、若年出産の経験がその後の世帯に不安定な経済状態をもたらす、その結果として子どもの高校偏差値に影響を与えている可能性が存在する。先行研究によれば、若年出産を経験することは学業の断念や、学校の中退につながり、非正規雇用での就労に結びつきやすくなることが述べられている。こうした経済的資源を媒介した若年出産の影響を明らかにするのが本項での分析の目的となる。ここでは3つのモデルを用いて重回帰分析を行ない、媒介関係の検証を行なった。

ただし、ここでの分析はこれまで用いてきた傾向スコア・マッチング法によって得られたデータを用いておらず、マッチング前の全サンプルが含まれたデータを用いて分析を行っている点に注意していただきたい。5.2の冒頭でも述べたように、傾向スコアの推定には処置変数に先行している変数を使用する必要がある。このように傾向スコア・マッチング法では処置変数に先行する共変量を用いてバイアスを補正するため、本項の目的である経済的資源による媒介効果の分析は、傾向スコア・マッチング法の枠組みに当てはめることができない。というのも、媒介効果ということからもわかるが、経済的資源として分析に用いられている3年前の世帯年収は若年出産経験に時間的に後続するためである。こうした変数間の時間的な順序により、傾向スコア・マッチング法による分析は行わず、傾向スコアによるマッチング前の全サンプルを含んだデータを用いて分析を進めていく。

全サンプルを用いて経済的資源による媒介効果を検討した分析結果は表 10 に示した。まずモデル 1 では若年出産経験ダミーのみ投入している。若年出産経験ダミーは負の影響を示し、1%水準で有意となっている。次のモデル 2 では、若年出産に先行する、母親出生コーホートや母方祖父母学歴、母親学歴を投入している。これらの変数を投入しても若年出産の影響は有意なままである。最後にモデル 3 では、3 年前の世帯収入を投入している。その結果を見ると、3 年前の世帯収入はいずれも有意な影響が見られ、若年出産の影響は有意ではなくなっている。つまり、モデル 3 の結果から若年出産の影響は家庭の経済的資源を媒介して、子どもの通う高校偏差値に影響していることが明らかとなり、仮説 2 は支持された。

6 まとめと課題

本稿の分析結果から、母親の若年出産経験が子どもに与える影響は、観測されるセレクション・バイアスを傾向スコア分析によって補正すると確認されなかった。またこうした母親の若年での出産経験が、世帯の経済状況に長期的な影響を持っており、これを媒介して子どもの高校偏差値に影響を与えていることが明らかとなった。

特に傾向スコアによる分析では、マッチング前のデータで確認された若年出産の子どもに対する負の影響が、マッチング後では確認されなかったことから、窪田(2012)で述べられているように、若年出産が子どもに与える直接的な影響はバイアスを統制すると大きいものではないのかもしれない。また媒介効果の検討から、若年出産経験は世帯の経済状態に対して強い影響を持っている可能性が示唆された。こうしたことは若年出産経験の影響は、その後の職業経歴など世帯に対して長期的な影響を及ぼしていることを示している。

本稿での分析から議論することは難しいが、特に 10 代での出産は配偶者からの DV や家族サポートの欠落、母子世帯への変化など、家庭環境や世帯の経済状態は不利にさらされるリスクが高いことが報告されている(阿部 2014, 大川 2013, 定月 2009)。このような、若年出産が世帯の経済状態への影響と、先行研究で指摘されている若年出産経験者の抱えるリスクの関連をより詳細に検討することが今後の課題の 1 つである。

また本稿の分析にはいくつか問題点や検討できていない点がある。まず、本稿の分析ではデータの制約上、若年出産で生まれた子どもと若年出産で生まれてないが母親が若年出産を経験している子どもが、若年出産経験者のカテゴリに含まれている。本稿では、若年出産が与える影響は、若年出産で生まれた子どもだけではなくその後に生まれた子どもにも影響することを前提として分析を進めている。そのため、窪田(2012)が述べる若年出産の長期的な影響のみを分析しており、一時的な影響を明らかにできていない。こうした若年出産の一時的な影響を明らかにするためには、窪田(2012)が行なったようにきょうだいの情報を用いた固定効果モデルによる推定が必要となる。本稿ではこうした分析を行って

いないが、若年出産の影響をより詳細に検討するためには、こうした別の分析手法からのアプローチも必要となるだろう。

【注】

- 1) 「強く無視できる割り当て条件(Strongly Ignorable Treatment Assignment)」とはある処置 t に対する割り当ては、観察された共変量のみ依存するという仮定のことを指している。
- 2) Standardized Bias は次の計算式によって求めた。

$$SB(X) = \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{[Var_T(X) + Var_C(X)] * 0.5}}$$

【謝辞】

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「高校生と母親調査、2012」の個票データの提供を受けました。

【参考文献】

- 阿部彩, 2015, 「絡み合うリスクと子どもへの影響——婚前妊娠, 若年出産, 離婚」独立行政法人 労働政策研究・研修機構編『子育て世帯のウェルビーイング——母親と子どもを中心に』独立行政法人 労働政策研究・研修機構, 45-67.
- 赤井由紀子・松嶋紀子, 2010, 「十代妊婦の支援体制への課題」『川崎医療福祉学会誌』20:243-247.
- Caliendo, Marco and Sabine Kopeinig, 2005, "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching," IZA Discussion Paper Series No.1588.
- Guo, Shenyang, and Mark W. Fraser, 2010, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, Sage.
- Holland W. Paul, 1986, "Statistics and Causal Inference," *Journal of the American Statistical Association*, 81:945-960
- 星野崇宏・岡田謙介, 2006, 「傾向スコアを用いた共変量調整による因果効果の推定と臨床医学・疫学・薬学・公衆衛生分野での応用について」『保健医療科学』55(3):230-243.
- 星野崇宏, 2009, 『調査観察データの統計科学——因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- 窪田康平, 2012, 「母親の若年出産が子どもの教育水準に与える影響——出産年齢が本当に問題なのか」『日本労働研究雑誌』620:58-77.
- 中澤渉, 2013, 「私的学校外教育のもたらす高校進学への効果——傾向スコア解析の応用」『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』 No.67.

大川聡子, 2013, 「十代の母という生き方(3)」『対人援助学マガジン』 13:174-185.

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

定月みゆき, 2009, 「若年妊娠・出産・育児への対応」『母子健康情報』 60:53-58.

坂本和靖, 2008, 「親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響——The Sensitivity Analysis of Hidden Bias」『国立社会保障・人口問題研究所ディスカッションペーパーシリーズ』 No.2007-J01.

学校外教育の利用および費用の規定要因と教育達成

——地域による差異に着目して——

中村将大

(大阪大学)

本論文では、学校外教育の利用および費用の規定要因とそれらの教育達成との関連について、地域差に着目しながら検討する。分析の結果、小6時と中3時の学校外教育の利用および費用の大きさについて地域差がみられ、人口20万人以上の規模が大きい地域では、規模の小さい地域よりも学校外教育を利用しやすく、かける費用も大きいことがわかった。さらに、中3時の学校外教育の利用・費用と進学した高校の偏差値との関連性も地域によって異なることがわかった。中3時における学校外教育の利用と高校偏差値との間に有意な関連がみられたのは人口規模の小さい地域のみであり、人口規模の大きい地域では、費用の大きさととの間にだけ有意な関連がみられた。つまり、人口規模の小さい地域では、まず学校外教育を利用することによって他人との差異化が図られ、一方で人口規模の大きい地域では、費用をかけることによるのみ差異化が図られる可能性が示唆された。

1 はじめに

1.1 問題の所在

日本では、受験の準備として塾や予備校、家庭教師、通信添削などの学校外教育を利用することが一般的となっている。

ベネッセ教育総合研究所が小学4年生から高校2年生を対象に2009年に実施した「第2回子ども生活実態基本調査」によると、小学生(N=3561)では、家庭教師利用率が約1%、通信添削利用率、学習塾・予備校利用率がそれぞれ約20%、中学生(N=3917)では、家庭教師利用率が約3%、通信添削利用率が約23%、学習塾・予備校利用率が46%である。また、文部科学省が2007年に行った「子どもの学校外での学習活動に関する実態調査」によると、学習塾の利用率は、学年が上がるにつれて増加し、中学2年で約51%、中学3年では約65%にまで及び、多くの生徒が高校受験を控える中学3年時には学習塾利用率が高まることを示している。

こうした学校外教育の普及の背景には、私立の小中学校や中高一貫校の増加、それに伴う早期受験の増加、またゆとり教育による学力低下の懸念などが少なからず関係していると考えられる。私立の小中学校及び中高一貫校の特徴は、受験による学生の選抜性の高さ

やそれによる質の高いカリキュラム、そして高校受験を経験せずにエスカレーター式に進学出来る場合があることである。このように一度私立・中高一貫校に入学すれば、多くのメリットがあるため、受験準備として学校外教育を早い段階で利用する者が多くなった。一方、公立校ではゆとり教育による学力低下や国が決めたカリキュラムだけでは受験を勝ち抜けないなどの懸念から、特に高校受験を控える中学生時において、学校外教育を利用する。

学校外教育に関する先行研究はいくつかあり、その関心としては大きく「学校外教育を利用するのは誰か」および「学校外教育費を誰が多く支出するのか」、そして「学力や進学に対して学校外教育利用や多額の学校外教育費の支出は効果があるのか」の2つに分けられるだろう。

前者については、Stevenson and Baker (1992) が日本のデータを用いて、高い社会階層で成績がよい人ほど学校外教育を利用する傾向があると指摘している。また、片岡 (2001) は 95 年 SSM 調査のデータを使用して、学校外教育利用は高学歴の親の学歴再生産戦略の 1 つであり、親の教育アスピレーションの反映物であると述べている。さらに、片瀬・平沢 (2008) は、学校外教育経験はきょうだい数によって制約される、つまり家族資源に希釈される傾向にあると述べている。また、尾嶋 (1997) や都村 (2008) は、学校外教育への投資金額について研究を行っている。尾嶋の分析では、学校段階が進むほど、親の教育期待や教育意識が学校外教育費に影響を与えていることが指摘されており、一方で都村は 1985 年と 2005 年のデータを利用した時点間比較によって、世帯収入・母学歴や親の高学歴意識・階層帰属意識と学校外教育費の関連が 20 年間で強まったことを指摘している。

海外の研究では、Buchman and Condoron and Roschigno (2010) がアメリカのデータを用いて、高階層ほど学校外教育を利用する傾向にあること、学校外教育の利用者は SAT のスコアが高く、学校外教育は SAT のスコアを媒介として大学進学に効果を持つことを指摘している。Byun and Park (2012) は、民族の違いに注目し、アメリカにおいて東アジア系の民族で、特に成績の良い人ほど、学校外教育を利用していると指摘している。しかし、進学に対して学校外教育が実際に効果を持っているかということ、そうではないと述べている。

以上の先行研究から、出身家庭によって学校外教育へのアクセス、質・量が左右されるということが伺えるが、一方で、学習塾や予備校の多くは都市部に集中している。これには有名進学校などが都市部に多いことにも関係しているだろう。また経営者側の観点からしても人口の多い地域で学校外教育を経営する方が合理的である。そのため大手学習塾・予備校などは特に都市部に集中している。したがって、出身家庭だけでなく都市規模によっても学校外教育へのアクセス、質・量が左右される可能性がある。しかし、意外にもこれまでの先行研究でこういった地域による差異について検討しているものはほとんどみられない。

次に、学校外教育の教育達成への効果については、盛山 (1981) や盛山・野口 (1984)

の札幌市内のある公立普通科高等学校の3年生を対象とした研究がある。そこでは、教育達成の格差を「所得格差→学校外教育費→学力向上→教育達成」というプロセスで説明しようとしている。しかし、学校外教育による学力向上は認められず、盛山らはこの仮説を否定している。一方で、直井・藤田（1978）は、東京在住の年齢30～59歳の男性を母集団としたデータを用いた分析で、学歴達成に対して学校外教育が効果を持つとしているが、両研究ともデータサンプルに地域的な偏りがあり、十分な分析はできていない。

全国からサンプルをとったデータを用いた分析としては、片岡が、男性については学歴を高める効果を持つと指摘している。しかし、学校外教育が大衆化してきた若い世代では、その効果はなくなるとして、学校外教育は競争に参加する人数が少ないときに発揮される「抜け駆け効果」とであると結論づけている。一方、片瀬・平沢は、学校外教育が大衆化した時期でも中3成績を媒介として間接的に教育達成を促進する「メリトクラシー増幅効果」を持つと指摘している。中澤（2013）は、学校外教育の効果について傾向スコア・マッチング法によって検討している。それによると、通塾については、傾向スコアの小さな群（通塾する可能性が低い属性の群）で、有意に進学校進学率を高める効果がある一方で、もともと通塾する可能性が高い属性の群においては、学校外教育の利用の有無に関わらず、結果には大きな違いが生じないと指摘しており、学校外教育の効果にも個人差があることを指摘している。

以上から、近年の研究では、内容に違いはあるものの学校外教育の教育効果を示唆するものが多くみられる。しかし、学校外教育の利用・費用の規定要因を検討する研究同様、学校外教育と教育達成の関連の仕方の地域差に注目している先行研究はほとんどみられない。仮に、都市規模によって学校外教育へのアクセス、質・量に差があるとしたら、親が自身の子どもの学力・教育達成について、他人との差異化を学校外教育によって図ろうとするとき、単に利用するだけで差異化を図れるのか、それとも質・量を求めなければならないのか、その様相は地域によって異なってくると考えられる。つまり、都市規模によって、学校外教育の利用・費用と教育達成との関連の仕方が異なる可能性がある。

1.2 学校外教育の「効果」の推定

「学力や進学に対して学校外教育利用や多額の学校外教育費の支出は効果があるのか」という関心については、先述したように、効果がないとする研究やあるとする研究、人によって効果の出方が異なるとする研究など、様々な知見がみられる。しかしその多くが、分析方法や解釈の仕方などに課題を抱えているといえる。

まず、「学校外教育の成績への効果」を検討する際には、片山や片瀬・平沢の行っていたように、単純に一時点の成績の変数を従属変数として使用する方法と盛山や盛山・野口のように、成績変化の変数としてそれぞれ「中3成績と小6成績の差分」と「中3成績と中1成績の差分」を使用する方法の2つがみられた。しかし、これらの成績の変数は主観的回

顧の変数であり、学校外教育や客観的な成績の変化のデータが揃ったパネルデータでない限り、学校外教育によって成績が向上したか否かという議論は難しいといえる。次に、「学校外教育の進学への効果」だが、例えば、学歴を従属変数とした重回帰分析で学校外教育利用の独立変数が有意であったからといって、学校外教育に学歴を高める「効果」があると結論づけるのは危険である。学校外教育利用が自由選択である以上、その利用者と非利用者には何らかの違いがあり、学校外教育が学歴を高めたように見えた結果は、単に利用者と非利用者の特性の違いが現れただけかもしれないからである。この課題を解決する方法として、先に挙げた中澤の傾向スコア・マッチング法がある。しかし、こちらの方法もマッチングの許容度によって結果が変わってしまう等の問題が存在する。

以上のように、学校外教育の「効果」の推定は、データの問題や分析方法の課題を多く抱えており、頑健な結果が得られるような分析は困難な状況にある。そのため、片岡の男性において学校外教育が学歴を高める「効果」を持つという解釈や片瀬・平沢のように学校外教育が成績を媒介として教育達成を促進する「効果」を持つという解釈には注意が必要である。しかし、学校外教育に真の教育効果があるかどうかは別にして、これらの研究結果が教育達成と学校外教育利用の何らかの関連性を示しているのは明らかである。その意味で、教育達成を従属変数とした重回帰分析などによって、コントロール変数を投入したうえで、学校外教育と教育達成の関連を検討するのはまったく無意味なことではないと考えられる。

学校外教育の利用および費用はあくまで親やその子どもの自由選択であり、そこには出身家庭や地域による差異があると考えられる。また、仮に学校外教育と教育達成とが何らかの関連性を持ち、その関連の仕方が地域によって異なるとなれば、学校外教育についての研究は、教育達成の階層差、地域間格差を考えるうえで非常に重要であるといえるだろう。したがって本稿では、学校外教育の利用・費用の規定要因、さらに学校外教育の利用・費用と教育達成との関連を検討していく。その際、学校外教育の利用および費用は都市規模によって左右されるのか、また都市規模によって学校外教育の利用および費用と教育達成との関連の仕方は異なるのか、ということに着目する。

2 データと変数

本稿で使用するデータは、高校生とその母親を対象とした「高校生と母親調査、2012」である（N=1070）。

従属変数は、学校外教育変数として、学校外教育利用・学校外教育費用（小学校入学前・小6時・中3時）を使用し、教育達成変数として私立中進学ダミー、高校偏差値を使用する。

学校外教育利用は、「0=利用なし、1=利用あり」の2値変数である。これは、母親票の

「対象高校生の学校外教育利用の投資金額」についての質問から、投資金額 0 円と記入しているものを「経験なし」、1 円以上の投資金額を記入しているものを「経験あり」としたものである¹⁾。

学校外教育費については、同様に、母親票の「対象高校生の学校外教育利用の投資金額」についての質問を利用する。この質問は 1 ヶ月あたりの平均金額を尋ねているが、なかには 40 万円という回答など、本当に 1 ヶ月の平均金額を答えたのか、それとも 1 年間の支出金額と間違えたのか判断しづらい回答も含まれているため、各教育段階において 10 万円以上の回答は省き、対数に変換したものを使用する。

独立変数は、地域変数として人口 20 万人以上ダミーを使用する。20 万人という基準については国の都市制度の一番小さい基準である特例市の人口基準とした。その他の独立変数は、女性ダミー、きょうだい数 3 人以上ダミー²⁾、3 年前世帯収入（対数）、母親教育年数、父親教育年数、父職（専門・管理、事務・販売、農業・ブルーカラー）、小学私立ダミー、小 6・中 3 成績を使用する（各変数の記述統計は付表 1 を参照）。

なお、本稿の分析では、各時期に利用した学校外教育の種類（塾、予備校、家庭教師、通信添削）については厳密に分類できない。しかし、これらの学校外教育のうち家庭教師は、成績の悪い子どもが利用する、または成績や進学に負の効果を持つということがいくつかの先行研究によって明らかにされており（盛山・野口 1984, Stevenson and Baker 1992, 小中山・松井 2008）、家庭教師とその他の学校外教育を一緒くたにして学校外教育と教育達成の関連を検討することは、問題がある。そのため、本稿では家庭教師利用者と考えられるものをできる限り排除して、各分析を行っている³⁾。

3 分析

3.1 学校外教育経験の有無および学校外教育費の規定要因

はじめに、学校外教育利用の有無の規定要因について検討する。表 1 は、小学校入学前・小 6 時・中 3 時の学校外教育利用の有無を従属変数とした二項ロジット分析である（ref. 0 = 経験なし）。小学校入学前の学校外教育利用は、高学歴の母親をもつ子どもほど利用する傾向にあり、一方できょうだい数が 3 人以上だと利用しにくくなる。小 6 時の学校外教育利用についても、母親・父親の学歴が高いほど利用する傾向にあり、一方できょうだい数が 3 人以上だと利用しにくくなる。また、人口 20 万人以上の地域であると利用しやすい傾向にある。中 3 時については、家庭環境の変数については父親の職業が専門管理職に比べて、事務販売職だと学校外教育を利用しにくくなるという結果にとどまった。一方で、人口 20 万人以上の地域であると利用しやすい傾向にある。また、私立中学生は、その他の中学生に比べて、学校外教育を利用しにくいことがわかった。こうした私立中学生ダミーの負の効果は、生徒の選抜性が高いため、生徒の平均学力が比較的高く、授業もそれに合わせたレベルの高い授業が行われることや、一度私立中に入学してしまえば、高校受験を経

験せずに付属の高校に進学できる可能性が高いため、学校外教育をそもそも利用する必要性が低いことが影響していると考えられる。

以上をまとめると、小学校入学前と小6時の比較的早い段階における学校外教育の利用は、親学歴の正の効果ときょうだい数の負の効果がみられた。これらは、片岡と片瀬・平沢の分析結果と同様の結果である。つまり、小学校入学前と小6時の学校外教育利用は、

表1 学校外教育利用経験の有無の規定要因(二項ロジット分析 ref. 0=経験なし)

	学校外教育利用経験 (入学前)		学校外教育利用経験 (小6)		学校外教育利用経験 (中3)	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	-3.350	1.304	-4.554	1.314	-1.798	1.633
女性	.135	.159	.150	.155	.118	.206
3人以上きょうだい(当時)	-.456	.181 *	-.557	.160 **	-.228	.211
3年前世帯収入(対数)	-.060	.181	.189	.186	.365	.234
母学歴	.163	.061 **	.180	.061 **	.052	.080
父学歴	.066	.046	.093	.044 *	.010	.059
父職(ref.専門管理)						
事務販売	-.300	.203	-.043	.195	.540	.260 *
農業・ブルーカラー	-.429	.236	-.125	.227	.197	.291
人口20万人以上	.313	.160	.375	.156 *	.544	.212 **
私立小			1.082	.822		
私立中					-.2026	.291 ***
N	755		749		749	
R ² (Nagelkerke)	.043**		.081***		.131***	

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

高学歴の親が子どものために用いる教育戦略の1つであると考えられる。また、その利用は家族資源によって希釈される。一方、中3時の学校外教育利用はほとんど家庭の影響を受けていない。これは、中3時には多くの学生が高校受験を控えているという状況にあり、その分利用する必要性が他の時期に比べて高いため、親の学歴やきょうだい数による差がでにくいのだと考えられる。人口規模による地域差については小6時と中3時でみられた。これには、学校外教育機関が人口の多い地域に集中しており、規模の小さい地域ではアクセスしにくいということや、人口の少ない地域では受験競争もそれほど激しくないため学校外教育を利用する必要性がそもそも低いということも影響していると考えられる。一方、小学校入学前について有意な地域差は見られなかった。小学校入学前の学校外教育は、小

6時や中3時と比べると全国的にそこまで数も多いわけではないため、そのアクセスの可否や必要性についての地域差もあまり出にくいのではないかと考えられる。

次に、学校外教育費の規定要因について検討する。表2は、小学校入学前・小6時・中3時の学校外教育費（対数）を従属変数とした重回帰分析である。小学校入学前の学校外教育費に対しては、投入した独立変数で有意な効果を持つものはなかった。分析で使用したNの数が少ないため解釈には注意が必要だが、小学校入学前の学校外教育には元々それほどコストがかからないため、支出額に家庭環境による差は出にくいということが考えら

表2 学校外教育利用費(対数)の規定要因(LSM 重回帰分析)

	学校外教育利用費 (入学前)		学校外教育利用費 (小6)		学校外教育利用費 (中3)		
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
切片	8.500	.979	5.310	.640	8.154	.395	
女性	-.187	.110	-.070	.071	-.032	.047	
3人以上きょうだい(当時)	.029	.127	-.141	.077	-.062	.050	
3年前世帯収入(対数)	.021	.122	.382	.090	.221	.055	***
母学歴	.026	.042	.090	.027	.000	.019	**
父学歴	-.037	.033	.007	.021	.015	.013	
父職(ref.専門管理)							
事務販売	.229	.145	-.025	.092	.039	.060	
農業・ブルーカラー	.223	.161	.018	.107	-.010	.070	
人口20万人以上	.126	.109	.214	.071	.233	.047	**
私立小			.188	.302			
私立中					-.132	.106	
N	193		424		609		
R ² (Nagelkerke)	.006*		.108***		.070***		

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

れる。次に、小6時の学校外教育費については、世帯収入と母親の学歴が正の効果を持っており、同様に、人口20万人以上の地域に住む家庭は、20万人以下の地域に住む家庭に比べて学校外教育費の支出額が高くなる傾向にある。

中3時については、母学歴の効果はなく、世帯収入と人口20万人以上ダミーに正の効果がみられた。小6時と中3時の世帯収入の効果については、小学校高学年や中学生向けの学校外教育にかかる平均的な費用が家計にとってある程度コストのかかる値段であることや、また利用できる学校外教育機関の選択肢や利用目的（受験対策か学習補助か）にも幅が出

てくるため、その分かかる費用の幅も大きくなり、その支出額にも世帯収入によって差がでてくるのだと考えられる。次に、小6時と中3時の学校外教育費における地域差については、学校外教育利用の有無と同様に、人口が多く競争の激しい地域では学校外教育の利用者も多いため、お金をかけ、質・量を高めることで他者との差異化を図るということ、逆に人口の少ない地域では受験競争もそれほど激しくないため学校外教育を利用したとしてもそれほどお金をかける必要性がないということが影響していると考えられる。また、大手学習塾・予備校が都市部に集中していることも影響しているだろう。

3.2 学校外教育経験の有無および学校外教育費と教育達成

前節では、学校外教育の利用および費用が出身家庭の影響だけでなく都市規模によっても左右されるということが明らかになった。利用しやすさや費用のかけ方が地域によって異なるのであれば、学校外教育と教育達成の関連の仕方も地域によって異なることが予想される。したがって、ここでは学校外教育の利用および費用と教育達成（私立中進学・高

表3 学校外教育利用の有無と私立中進学の関連の検討（二項ロジット分析 ref. 0=非進学）

	私立中進学（サンプル=国公立小出身）					
	全体		人口 20 万人以下		人口 20 万人以上	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	-18.212	3.059	-20.473	4.747	-18.408	4.362
女性	.047	.302	.637	.470	-.482	.434
3人以上きょうだい(小6時)	.019	.326	-.519	.527	.504	.446
3年前世帯収入(対数)	1.538	.421 ***	1.561	.659 **	1.649	.577 **
母学歴	.204	.109	.299	.182	.135	.145
父学歴	-.101	.094	-.039	.140	-.116	.133
父職(ref.専門管理)						
事務販売	.045	.426	-.462	.609	.821	.699
農業・ブルーカラー	.314	.459	-.460	.659	1.143	.732
人口 20 万人以上	.163	.304				
小6成績	.602	.178 **	.754	.286 **	.473	.236 *
学校外教育利用(入学前)あり	-.273	.313	-.440	.492	-.140	.433
学校外教育利用(小6)あり	2.188	.548 ***	1.654	.663 **	2.892	1.050 **
N	737		384		353	
調整済み R ²	.242***		.257***		.284***	

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

校偏差値)の関連を地域差に着目しながら検討する。

表3は、私立中学校進学を従属変数、学校外教育利用の有無を独立変数とした二項ロジット回帰分析の結果である (ref. 0=非進学)。サンプルは、私立小学校出身者を省いたものを使用している。まず、全体のモデルをみると、世帯収入が高いほど、また小6成績の良いものほど私立中学に進学しやすい傾向にある。これには入学費や授業料が高いこと、国公立小学校出身者が私立中学に進学するには受験を要するため、一定の学力が必要のためだと考えられる。学校外教育利用の有無は、小6時における学校外教育利用が有意であった。このことから、私立中学校進学に、小6時の学校外教育が効果を持つとは断定はできないものの、私立中受験合格者の多くは小学校時代に学校外教育を利用していたことが伺える。

また、サンプルを人口20万人以下の地域と20万人以上の地域に分けて、同様の分析を行ったところ、同様に世帯収入、小6成績、小6時の学校外教育利用が有意であり、地域差はみられなかった。

表4 学校外教育費と私立中進学の関連の検討 (二項ロジット分析 ref. 0=非進学)

	私立中進学 (サンプル=国公立小出身)							
	全体							
	モデル1		モデル2		人口20万人以下		人口20万人以上	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	-28.94	8.323	-28.19	4.428	-28.44	6.558	-34.19	7.368
学校外教育費対数 (入学前)	-.675	.475						
学校外教育費対数 (小6)	2.304	.564***	1.892	.300***	1.258	.378**	2.557	.513***
N	159		415		200		215	
調整済み R ²	.455***		.431***		.382***		.535***	

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

注) いずれも以下の統制変数を同時に投入している。

女性ダミー、3人以上きょうだいダミー (当時)、世帯収入 (3年前)、母学歴、父学歴、父職 (専門管理、事務販売、農業・ブルーカラー)、人口20万人以上ダミー (全体モデルのみ)、小6成績

次に、表4は、私立中学校進学を従属変数、学校外教育費を独立変数とした二項ロジット回帰分析の結果である (ref. 0=非進学)。学校外教育費は、小6時における学校外教育費の支出額が有意であった。このことから、学校外教育の利用の有無と同様に、私立中受

受験合格者は小学校時代に比較的高い学校外教育費を支出していた家庭が多いことが伺える。また、サンプルを人口 20 万人以下の地域と 20 万人以上の地域に分けて、同様の分析を行ったところ、特に地域差はみられなかった。

以上から、小 6 時における学校外教育利用の有無とその費用の支出額の大きさは、受験を経由した私立中進学と関連性を持っているのは確かであろう。しかし、学校外教育を利用する、または高い学校外教育費を支出することが私立中学校の受験合格に効果を持つのか、それとも単に私立中進学を期待する者が小学校時代に学校外教育を利用しやすく、また学校外教育費を高く支払う傾向にあるだけで、そこに真の効果があるとはいえないのか、については更なる綿密な検討が必要であろう。地域差については、サンプルを人口 20 万人未満の地域と 20 万人以上の地域で分けて分析を行ったものの地域による関連性の違いはみられなかった。

表 5 は、進学した高校の偏差値を従属変数、学校外教育利用の有無を独立変数とした重

表 5 学校外教育利用の有無と高校偏差値の関連の検討 (LSM 重回帰分析)

	高校偏差値					
	全体		人口 20 万人以下		人口 20 万人以上	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	10.985	4.525	14.346	6.404	10.004	6.374
女性	-.613	.544	-1.751	.780 *	.313	.779
3 人以上きょうだい(当時)	-.834	.572	-1.460	.806	-.438	.807
3 年前世帯収入(対数)	1.403	.651 *	.843	.939	1.906	.908 *
母学歴	.493	.209 *	.432	.301	.652	.289 *
父学歴	.648	.155 ***	.869	.219 ***	.390	.218
父職(ref.専門管理)						
事務販売	.827	.689	-.576	.965	1.917	.992
農業・ブルーカラー	.638	.800	-.490	1.081	1.891	1.199
人口 20 万人以上	2.277	.549 ***				
私立中ダミー	6.263	1.050 ***	5.977	1.570 ***	6.821	1.430 ***
中 3 成績	4.175	.245 ***	3.676	.341 ***	4.673	.354 ***
学校外教育利用(小 6)あり	.259	.607	.769	.854	-.491	.868
学校外教育利用(中 3)あり	1.872	.796 *	3.162	1.057 **	.551	1.237
N	705		364		341	
調整済み R ²	.428***		.381***		.468***	

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

回帰分析の結果である。まず、全体のモデルをみると、世帯収入が高いほど、親の学歴が高いほど進学した高校の偏差値が高い傾向にあるということが分かる。また、人口 20 万人以上の地域に住む者は、20 万人以下の地域に住む者に比べて進学した高校の偏差値が高い傾向にある。これには偏差値の高い、いわゆる進学校といわれる高校が人口の比較的多い地域に集中していることが影響していると考えられる。また私立中学生は国公立中学生に比べて、偏差値の高い高校に進学しやすい傾向にある。学校外教育利用の有無は、中 3 時における学校外教育利用が有意であった。このことから、高校偏差値に中 3 時の学校外教育利用が効果を持つとは断定はできないものの、偏差値の高い高校への進学者は中学校時代に学校外教育を利用していた者が多いことが伺える。

次に、人口 20 万人以下の地域と人口 20 万人以上の地域にサンプルを分けて分析を行うと、学校外教育の利用と高校偏差値の関連には地域による違いがみられた。中 3 時の学校外教育利用は、人口 20 万人以下の地域でのみ有意であった。これには、学校外教育へのアクセスのしにくさが影響していると考えられる。つまり、アクセスしにくい故に学校外教育を利用しない者が割りと多いと考えられる規模の小さい地域では、学校外教育を利用することで結果に差が生まれたり、もしくは差異化が図られたりする可能性がある。一方、

表 6 学校外教育利費と高校偏差値の関連の検討 (LSM 重回帰分析)

	高校偏差値							
	全体				人口 20 万人以上			
	モデル 1		モデル 2		人口 20 万人以下		人口 20 万人以上	
B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
切片	-8.726	8.596	-3.911	6.371	4.925	8.873	-8.449	9.279
学校外教育費対数 (小 6)	.424	.607						
学校外教育費対数 (中 3)	1.465	.709 *	1.988	.506***	1.748	.687*	1.971	.751 **
N	358		572		283		289	
調整済み R ²	.397***		.423***		.380***		.462***	

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

注) いずれも以下の統制変数を同時に投入している。

女性ダミー, 3人以上きょうだいダミー (当時), 世帯収入 (3年前), 母学歴, 父学歴, 父職 (専門管理, 事務販売, 農業・ブルーカラー), 人口 20 万人以上ダミー (全体モデルのみ), 私立中ダミー, 中 3 成績

アクセスしやすいため学校外教育を利用する者が多い規模の大きい地域では、学校外教育の利用によっては結果に差が生まれたり差異化を図ったりしにくいのだと考えられる。これは、片岡（2001）が指摘したような学校外教育が大衆化していないなかで、それを利用するときに発揮される「抜け駆け」的な要素が、規模の小さい地域における学校外教育利用には存在するのだと考えられる。次に表6は、進学した高校偏差値を従属変数、学校外教育費を独立変数とした重回帰分析の結果である。学校外教育費は、中3時における学校外教育費の支出額が有意であった。このことから、学校外教育の利用の有無と同様に、偏差値の高い高校への進学者は中学校時代に高い学校外教育費を支払っていた者が多いことが伺える。

また、サンプルを人口20万人以下の地域と20万人以上の地域に分けて、同様の分析を行ったところ、特に地域による違いはみられなかった。

以上から、中3時における学校外教育利用の有無とその費用の支出額の大きさは、高校偏差値と関連性を持っているのは確かであろう。しかし、学校外教育を利用する、または高い学校外教育費を支出することに高校偏差値を高める効果があるのか、それとも、単に偏差値の高い高校への進学を期待する者が中学校時代に学校外教育を利用しやすく、また学校外教育費を高く支払うだけで、そこに真の効果があるとはいえないのか、については更なる綿密な検討が必要であろう。

地域差については、学校外教育の利用と高校偏差値の関連性において地域差が見られた。学校外教育の利用と高校偏差値に有意な関連がみられたのは人口20万人未満の地域のみであり、人口20万人以上の地域では利用と高校偏差値の間に有意な関連はみられなかった。一方、学校外教育費と高校偏差値の関連については、人口20万人未満以上かでサンプルを分けて分析を行っても地域による違いは確認できず、どちらも有意な関連がみられた。ここから、規模の小さい地域と大きい地域とでは学校外教育の利用において異なる様相を持っていることが伺える。規模の小さい地域は、学校外教育にアクセスしにくい環境にあるため、利用するかしないかがまず教育達成に関わる、もしくは利用することで他人との差異化が図られる。一方で、規模の大きい地域は学校外教育に誰もがアクセスしやすい環境にあるため、利用そのものが教育達成に影響したり、利用することで差異化が図られることは起きにくく、コストをかける（＝質・量を高める）ことが教育達成に影響したり、コストをかけることで差異化が図られる可能性がある。

4 まとめと課題

まず第一に、学校外教育の利用の有無や学校外教育費は都市規模によって左右されることが明らかになった。規模の大きい地域では、規模の小さい地域に比べて学校外教育を利

用しやすく、また費用も多く支出しやすい。これには学校外教育機関が都市部に集中していることが原因だと考えられる。都市規模の大きい地域は、学校外教育の数も多くアクセスしやすい環境にある。また大手学習塾・予備校も集中しているため、コストはかかるが質の高い教育を受けやすい。さらにアクセスしやすい分複数の学校外教育を受けることも可能である。

第二に、都市規模によって、学校外教育と教育達成の関連は異なることが明らかになった。規模の小さい地域では、中学3年生時の学校外教育利用と高校偏差値との間に関連がみられたが、規模の大きい地域では関連がみられなかった。一方で、学校外教育費と高校偏差値との関連性については、都市規模に関わらず有意な関連がみられた。ここから、規模の小さい地域における学校外教育利用には片岡が先行研究で挙げたような「抜け駆け」的要素が含まれている可能性が示唆される。つまり、学校外教育にアクセスしにくい規模の小さい地域では、まず学校外教育を利用するかしないかが教育達成（高校偏差値）に影響する、もしくは利用することで他人との差異化が図られるのである。一方で、規模の大きい地域では学校外教育の数が多く、いわば大衆化した状態である。そこでは、利用の有無によって教育達成に差が出たり、差異化が図られるといったことは発生しにくい。その代わりに、コストをかけ質の高い教育を受けること、または複数の学校外教育を利用することによってのみ結果として教育達成に差が生まれたり、コストをかけることによってのみ差異化が図られる可能性が示唆された。

以上の結果は、教育達成の格差を考えるうえで重要な示唆を与えるものだと期待できる。学校外教育と教育達成は何らかの関連を持っており、しかしその関連の仕方には地域による違いがある。小規模の地域ではまず利用するか否かが関わりを持ち、大規模の地域ではいくら費用をかけるかが関わってくる。小規模の地域における利用と教育達成の関係の裏には、そもそも小規模地域が大規模地域に比べて学校外教育を利用しにくい環境にあることが影響している。小規模地域ではアクセスしにくいなかで学校外教育を利用しやすい者（高学歴の親、きょうだい数が少ない）がまず有利なのである。そしてさらに費用をかけることの出来る者（収入の多い家庭）が有利になる。逆に大規模地域では、誰もがアクセスしやすい分、利用の有無ではなく、利用したうえで多くの費用をかけることが出来る者が有利となる。ここから、学校外教育が出身家庭による教育達成の格差の媒介要因となっていること、その媒介の仕方は都市規模によって異なるということが考えられよう。

今回の分析の課題としては、まず第一に学校外教育の種類を厳密に分類できない店が挙げられる。塾、予備校、通信添削などの種類によって利用・費用の規定要因や教育達成との関連、またそれらの地域差も様相が異なる可能性がある。さらに家庭教師利用者を完全には除外できていない可能性も高い。第二に、学校外教育費用に関して、いくつの学校外教育機関に支払った金額か不明なため、「質」なのか「量」なのか判別できない点。第三に、今回の分析では、学校外教育の利用・費用が教育達成を高める「効果」を持つとは断定で

きない点である。学校外教育利用が自由選択である以上、その選択バイアスを取り除き傾向スコア・マッチングなどで仮想現実に近い状況をつくりだして効果を確かめる必要がある。

【注】

- 1) 母親票の間5「現在高校生のお子様の塾、予備校、家庭教師、通信添削に合計どの程度支払っていましたか。それぞれの時期について一カ月の平均金額（利用していなければ0円と記入）をお答えください。なお、お稽古や習い事、夏期講習や冬期講習の費用は含めないでください。」の回答を使用。投資金額0円と記入しているものを「利用なし」、1円以上の投資金額を記入しているものを「利用あり」とした。
- 2) 母親票の間22「高校2年生のお子様以外についてお聞きします。高校2年生のお子様よりも年齢が上のお子様と年齢が下のお子様のそれぞれについて、出生年月、性別、最後にいった学校（在学中も含む）を以下の欄にご記入ください」をの回答を使用。きょうだいの出生年をもとに高校2年生の子どもが小学校入学前（6歳）、小6時、中3時のときのきょうだい数を割り出し、「一人っ子、2人きょうだい、3人以上きょうだい」に分類した。
- 3) 高校生票の間16「あなたは、今まで以下のような習い事をしていましたか。あてはまる番号全てに○をつけてください。」で「塾」「予備校」「通信添削」の3つとも該当せず、かつ母親票の間5から学校外教育の利用経験は「あり」と判断される者を「家庭教師利用者と考えられる者」として今回の分析から除外した。

【謝辞】

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「高校生と母親調査、2012（2012年高校生と母親調査研究会）」の個票データの提供を受けました。

【参考文献】

- Buchman,C. and Condoron,D.J. and Roschigno,V.J.,2010, "Shadow education, American Style: Test Preparation, the SAT and College Enrollment" *Social Forces* ,89(2), 435-462.
- Byun,S. and Park,H.,2012, "The Academic Success of East Asian American Youth: The Role of Shadow Education", *Sociology of Education*,85(1):40-60.
- 片岡栄美, 2001, 「教育達成過程における家族の教育戦略：文化資本効果と学校外教育投資効果のジェンダー差を中心に」『教育学研究』86（3）：259-273.

- 片瀬一男・平沢和司, 2008, 「少子化と教育投資・教育達成」『教育社会学研究』82 : 43-59.
- 小中山彰・松井宇史, 2008, 「学校外教育投資の学力に及ぼす影響に関する一考察」『東海大学政治経済学部紀要』40 : 131-158.
- 直井優・藤田英典, 1978, 「教育達成過程とその地位形成効果」『教育社会学研究』33 : 91-105.
- 中澤渉, 2013, 「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性」『教育社会学研究』92 : 151-174.
- 尾嶋史章, 1997, 「誰が教育に支出するのか：学校外教育支出の分析」『大阪経大論集』48 (3) 311-327.
- 盛山和夫, 1981, 「学校外教育投資の効果に関する一考察」『北海道大学文学部紀要』30(1): 171-221
- 盛山和夫・野口祐二, 1984, 「高校進学における学校外教育投資の効果」『教育社会学研究』39 : 113-126.
- 都村聞人, 2008, 「家計の学校外教育費に影響を及ぼす要因の変化 - SSM1985・SSM2005 データによる分析 - 」, 中村高康編『階層社会のなかの教育現象』2005年SSM調査シリーズ(6) : 109-126.
- 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

付表 1 記述統計

	Min	Max	Average	S.E.
学校外教育利用（入学前）	0	1	0.2744	0.01679
学校外教育利用（小6）	0	1	0.5714	0.01862
学校外教育利用（中3）	0	1	0.8091	0.01479
学校外教育費（入学前）	0	35000	1815.1344	157.8176
学校外教育費（小6）	0	80000	7079.8444	405.22669
学校外教育費（中3）	0	80000	18124.611	527.5334
人口 20 万人以上ダミー	0	1	0.4837	0.01881
私立小ダミー	0	1	0.0113	0.00398
私立中ダミー	0	1	0.0835	0.01041
高校偏差値	35	78	53.6209	0.35718
女性ダミー	0	1	0.4936	0.01882
きょうだい数 3 人以上（入学前）	0	1	0.3126	0.01745
きょうだい数 3 人以上（小6）	0	1	0.372	0.01819
きょうだい数 3 人以上（中3）	0	1	0.3734	0.0182
3 年前世帯収入	100	2000	679.7737	10.35884
母親教育年数	9	18	13.454	0.05506
父親教育年数	9	18	14.3437	0.07632
父職・専門管理	0	1	0.3083	0.01738
父職・事務販売	0	1	0.4074	0.01849
父職・農業ブルーカラー	0	1	0.2843	0.01698
小6成績	1	5	3.6662	0.03936
中3成績	1	5	3.4668	0.04381
N			707	