

# 私立中高一貫校の入学時学力と大学進学実績 —サンデーショックを用いた分析

近藤 絢子\*

横浜国立大学

中高一貫校における、中学入学時の偏差値と大学合格実績の関係をみることにより、名門進学校の高い合格実績のうち、どの程度が生徒の入学前の学力の差によるものなのかを検証する。進学実績の良い学校は受験生に人気が出て入試偏差値が高くなる、という逆因果に対処するため、入試偏差値を外生的に変動させる操作変数として「サンデーショック」を用いる。サンデーショックとは、2月1日が日曜日の年に、通常2月1日に入試を行っていた東京・神奈川のミッション・スクールが受験日をずらすために女子の併願パターンが変わり、入試の難易度が変動する現象である。学校固定効果もコントロールした固定効果操作変数法による推定結果では、中学入学時の偏差値は大学合格実績に有意な説明力を持たないことが分かった。この結果から、間接的にはあるが、中学入学後の学校によるインプットの貢献が相対的に大きいことが示唆される。

## 1. はじめに

親の経済力の格差が子の教育環境の格差につながる、いわゆる「教育格差」が社会問題となっている。社会階層の固定化について、教育の果たす役割に注目した研究も多い（荻谷（2001）、佐藤（2000）、橘木・松浦（2009）など）。親の経済力が子の教育環境に影響する経路にはさまざまな要因が考えられるが、中高一貫の私立進学校の存在もその1つである可能性がある<sup>1</sup>。しかし、高額の学費を払って私立中学に入れることで本当に子どもの学力は上がるのだろうか。私立中高一貫校卒業生の大学合格実績は確かに平均よりも高いが、単にもともと学力の高い生徒が私立中学に進学しているだけという可

---

本稿の執筆にあたり、日本経済研究奨励財団より研究奨励金の助成を受けた。また、四谷大塚入試情報センターの嶋田亜由子氏と日能研関西本部の小島一彦氏からは、入試情報誌のバックナンバーの閲覧を許可していただき、サンデーショックないし中学入試一般について解説していただいた。河合塾教育情報部からは大学入試偏差値のデータの提供を受けた。大阪大学大学院経済学研究科の朴晃一氏、朱曉斐氏にはリサーチアシスタントとしてデータ入力などの研究補助をしていただいた。また、赤林英夫氏、大竹文雄氏、北條雅一氏、大阪大学大竹・佐々木ゼミ、第14回労働経済学コンファレンス、日本経済学会2012年度春季大会、ならびに社会保障の給付と財政のあり方に関する研究会の参加者から有益なコメントをいただいた。

\*（連絡先住所）〒240-8501 神奈川県横浜市保土ヶ谷区常盤台79-4  
(E-mail) akondo@ynu.ac.jp

<sup>1</sup> 特に都市部において私立中学のシェアは無視できない大きさとなっている。『学校基本調査』によれば、本稿で扱うサンデーショックの年、1998年において東京・神奈川の女子中学生に占める私立中学の生徒の割合は21%である。

能性もある。

本論文は、東京・神奈川の私立女子校の、中学入学時の偏差値と大学合格実績の関係をみることで、名門進学校の高い合格実績のうち、どの程度が生徒の入学前の学力の差によるものなのかを検証することを目的とする。ここでサンプルを東京・神奈川の私立女子校に絞るのは、2月1日が日曜日の年に、通常2月1日に入試をしていた東京・神奈川のミッション・スクール（プロテスタント系の学校、宗教上日曜日は必ず休む）が受験日をずらすために女子の併願パターンが変わり、入試の難易度が変動する「サンデーショック」を中学入学時の偏差値の操作変数として利用するためである<sup>2</sup>。1998年がこの「サンデーショック」の年にあたり、受験日が2月1日のまま動かなかった学校は競合校が減るため全体的に難易度が上昇、逆に従来受験日が2月2日の学校は1日から2日に移動してきたミッション・スクールに受験生を奪われて難易度が低下した。こうして外生的に引き起こされた偏差値の変動が、6年後の大学合格実績にどの程度影響するのかをみることで、学校そのものの質が、入学以前の生徒の学力の差をどの程度カバーできるのかを検証する。

具体的には、東京・神奈川にある71校の女子校の、97年から2003年の間に入学し03年から09年の間に卒業した7学年のパネルデータを作成し、中学入試の偏差値と大学合格実績の関係について、単純な回帰分析、固定効果法、さらに98年のサンデーショックを用いた固定効果操作変数法の3種類のモデルを推計し比較する。単純な回帰分析では、中学入試の偏差値と大学合格実績には強い相関が出る。しかし、大学合格実績のよい学校ほど人気が高く、その結果入試の偏差値が上がる、という逆の因果が考えられるため、この相関をもって、中学入試時点での学力が大学合格実績を大きく左右すると結論付けることはできない。実際、固定効果法によって時間とともに変化しない学校固有の要素をコントロールすることで、中学入試の偏差値と大学合格実績の相関はかなり弱くなる。ただし、固定効果法を用いてもなお、学校の質が低下すると人気がなくなり偏差値が下がる、という、同じ学校の中の変化による逆因果の可能性が排除できない。この点を解決するためにサンデーショックを操作変数に用いた推定を行うと、中学入試の偏差値と大学合格実績の間関係は統計的に有意ではなくなる。このことから、入試偏差値の一時的な変動はその学年の進学実績と連動しないということがいえる。

本論文に最も近い国内の先行研究として、中高一貫校のパネルデータを用いて大学合

---

<sup>2</sup> 男子は女子と異なり、試験日が2月1日の上位校にミッション・スクールがほとんどないため、サンデーショックの影響を受けない。

格実績の決定要因を分析した小塩・佐野・末富(2009)があげられる<sup>3</sup>。ただし、小塩・佐野・末富(2009)らの目的は、学校による教育効果向上のための様々な取り組みの効果を検証することであり、中学入学段階の学力の影響の検証ではない。中学入試の偏差値の説明力が高かった点では本論文と共通しているが、小塩・佐野・末富(2009)は学校そのものの特徴を示す変数の影響も推計しようとしているため、固定効果法や操作変数法を用いた分析は行っていない。

ランクの高い高校へ進学することが学力を向上させるかどうかを検証した国外の先行研究には、シカゴの公立高校の抽選制度を識別に利用した Cullen, Jacob and Levit (2006), 統一テストの得点データに Regression Discontinuity Design を適用した Clark (2010), Pop-Eleches and Urquiola (2010), Park et al. (2010) などがある。ただし、Pop-Eleches and Urquiola (2010) が指摘するように、結果は国や時代によってまちまちであり、制度的な特徴や生徒・親の行動規範に大きく左右される。公立学校の入試データを用いた研究が多いこともあり、私立中学進学者という元の学力が比較的高い層を対象とした分析と直接比較しうる先行研究は少ない。

以下、第2節で推定モデル、第3節でデータの説明をし、第4節で推定結果を述べる。最後の第5節で考察をまとめ今後の課題を検討する。

## 2. 推定モデル

議論の出発点として、以下のような教育生産関数を考える。

$$Y_{it} = \alpha A_{0it} + \beta S_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Y_{it}$  は学校  $i$  の  $t$  年の卒業生の卒業時点における学力、 $A_{0it}$  は学校  $i$  の  $t$  年の卒業生の入学時点における学力、 $S_{it}$  は学校によるインプット、 $\varepsilon_{it}$  は攪乱項である。簡単化のために、生徒の家庭環境など学校のインプットではないものの影響はすべて  $\varepsilon_{it}$  に含まれるものとする。

私立中学進学の効果を検証するにあたっては、本来であれば  $S_{it}$  に含まれる要素をすべて説明変数に含めたうえで  $\beta$  を推計するのが理想である。しかし、 $S_{it}$  に含まれる要素をすべて列挙することは難しく、データとして計測することはなお一層困難である。

そこで次善の策として、 $Y_{it}$  の変動のうち、 $A_{0it}$  によって説明できる部分がどの程度を占めるのかを計測する。そして、 $A_{0it}$  によって説明できる部分が  $S_{it}$  によって説明される

---

<sup>3</sup> 学校レベルのパネルデータを用いて OLS、固定効果法、操作変数法を比較したという点で手法が類似している論文としては、大学の入試偏差値と就職実績の関係を分析した Abe (2002) が挙げられる。

部分よりも相対的に小さければ、入学時点で既に決まっていた学力よりも入学後の学校によるインプットのほうが大学合格実績に与える影響が大きい、と解釈する。つまり、大学合格実績に学校間でかなり固定的な格差がある以上、入学時学力の影響が小さければ、学校のインプットが大学合格実績に大きな影響を与えていると考えるのである<sup>4</sup>。

以上の議論を踏まえて、(1)式を以下のように書き替える。

$$Y_{it} = \alpha A_{0it} + \beta X_{it} + \gamma_i + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$Y_{it}$ は学校  $i$  の  $t$  年の卒業生の卒業時点の大学合格実績を表す指標、 $A_{0it}$ は学校  $i$  の  $t$  年の卒業生の、中学入学段階の偏差値である。(1) 式の  $S_{it}$  を、データとして観測できる情報（人数など）である  $X_{it}$ 、学校固有の固定要素  $\gamma_i$ 、可変要素  $\eta_{it}$  の3つに分解して考える。 $\gamma_i$  と  $\eta_{it}$  は、データとして補足はできないが、中学受験生には観察できるものと仮定する。例えば「桜蔭・女子学院・雙葉は女子御三家と呼ばれ別格扱いされている」など、それぞれの学校の持つ伝統や昔からの評判は学校固有の固定要素  $\gamma_i$  に含まれ、「××学園は近年理系志向が高まり医学部への進学実績を伸ばしている」といったような、各々の学校の上昇（下降）傾向は  $\eta_{it}$  に含まれる。攪乱項  $\varepsilon_{it}$  は、例えば教育能力の高い教員がその学年の担当には当たらなかったといったような、受験生にも入学時点では観察できないランダムな要因である。

進学実績の高い学校は当然ながら人気があるため、入試の倍率が上がり偏差値も高くなる。したがって、 $A_{0it}$  と  $\gamma_i + \eta_{it}$  は正の相関を持つことが予想され、(2)式を単純な最小二乗法で推定すると  $\alpha$  の推定値には上方バイアスがかかってしまう。また、固定効果モデルでは、 $\gamma_i$  はコントロールできるが、 $\eta_{it}$  と  $A_{0it}$  の相関の影響は残ってしまう。そこで、98年の「サンデーショック」を操作変数として利用する。

サンデーショックの年には、以下のようなメカニズムで偏差値が変動する。東京・神奈川の私立中学校の入試は、毎年2月1日に解禁され、2月1－3日の3日間にほとんどの学校の入試が集中する。毎年2月1日にのみ試験を実施する学校と、2月2日にのみ実施する学校はほぼ固定されている。ただし、2月1日が日曜日の年に限り、例年2月1日に試験をしていたミッション・スクールが、日曜日の試験を避けるために2月2日に試験日を変更する。このために併願パターンが変わり、入試の偏差値が変動する。一般に、2月1日実施のままの学校は競合校が減るため偏差値が上がり、2月2日実施

<sup>4</sup> ただし、中学入試段階の偏差値の効果が大きくても、学校によるインプットが重要でないとは必ずしも言えないことに注意が必要である。例えば、学校  $i$  に行くことによって、ほかの学校に行った場合よりも全員一律に  $Y$  が上昇するような場合は、 $\alpha$  は1をとるが、学校  $i$  に通うことで進学実績は向上する。

の学校は競合校が増えるため偏差値が下がる傾向があると予想され、後で示すように、98年の入試に際してはそのような傾向がデータの上でも観察された<sup>5</sup>。なお、成績上位のミッション・スクールのほとんどが女子校なので、男子にはほとんど影響がない。

実際の推定に際しては、(1) 96年の試験日が2月1日のみかつミッション・スクールではない<sup>6</sup>、(2) 96年の試験日が2月1日のみでミッション・スクール、(3) 96年の試験日が2月2日のみ、の3種類のダミー変数を作り<sup>7</sup>、この3つのダミー変数と98年ダミーの交差項を操作変数として用いた。ここで98年の実際の試験日を用いなかった理由は、ミッション・スクールであっても日曜日に試験を実施したり、ミッション・スクールでないのに戦略的に試験日を動かしたりする学校があったためである。こうした戦略的な反応は、その学校の教育方針や進学指導に対する姿勢などを反映している可能性があるため、 $\eta_{it}$ と相関し、操作変数の外生性の条件を満たさなくなる可能性がある。その点、96年の試験日は98年の $\eta_{it}$ と相関するとは考えにくい。仮に2月1日試験の学校と2月2日試験の学校に何らかの恒常的な差があったとしても学校固定効果で吸収されるので、外生性の条件が満たされる。

まとめると、最終的に推計するのは以下の2式になる。

$$Y_{it} = \alpha A_{0it} + \beta X_{it} + \gamma_i + (\eta_{it} + \varepsilon_{it}) \quad (3)$$

$$A_{0it} = \theta Z_{it} + \lambda X_{it} + \zeta_i + \xi_{it} \quad (4)$$

$Z_{it}$ が上記の操作変数、それ以外の変数は(2)式と同じである。

### 3. データ

#### 3.1 分析対象校の決定と記述統計

分析対象は東京・神奈川の私立女子中学校である。中学入試についてのデータソースである四谷大塚『中学受験案内』に、96-03年の8年間すべて掲載されている女子中学校で、途中で共学に変更したり、入試制度が特殊だったりした学校を除いた、以下の71校が分析対象となる<sup>8</sup>。

<sup>5</sup> 2/1から2/2に動いた学校への影響は、理論的にははっきり予測できず、データの上ではゼロと統計的に有意な差がなかった。

<sup>6</sup> 1997年は2/2が日曜日で、例年2/2試験のミッション・スクールが2/1に試験日を動かしたため、1996年を基準年とした。

<sup>7</sup> 2/1と2/2の両方に試験を実施する学校や2/3以降に試験をする学校は、3つのダミー変数のすべてがゼロをとる。

<sup>8</sup> 大学合格実績のデータが男女計でしかとれないため、共学校は除いた。男子はサンダーショックの影響をほとんど受けない上、同じ学校でも男女で進学実績に差がある可能性があるため、共学校の男女を合算して分析に含めるのには無理があると判断した。

跡見学園、文化女子大学、文京女子大学、千代田女学園、調布、江戸川女子、フェリス女学院、普連土学園、富士見、富士見丘、雙葉、学習院女子、実践女子学園、女子美大付属、女子聖学院、女子学院、十文字、鎌倉女学院、神奈川学園、カリタス女子、川村、恵泉女学園、嘉悦女子、吉祥女子、光塩女子学院、麴町学園女子、晃華学園、香蘭女学校、共立女子、共立第二、目黒星美学園、聖園女学院、三輪田学園、武蔵野女子学院、日大豊山女子、日本女子大付属、桜蔭、大妻、大妻多摩、大妻中野、鷗友学園女子、立教女学院、相模女子大学、聖セシリア女子、星美学園、清泉女学院、聖心女子学院、洗足学園大付属、品川女子学院、白百合学園、頌栄女子学院、湘南白百合、昭和女子大付属、捜真女学校、玉川聖学院、桐蔭学園、戸板、トキワ松学園、桐光学園、東京女学館、東京女子学園、東京純心、東京家政学院、東京家政大付属、豊島岡女子学園、東洋英和女学院、和洋九段女子、八雲学園、山脇学園、横浜英和女学院、横浜雙葉、横浜共立（名称は『中学受験案内』2003年版掲載時のもの）

大学合格実績のデータソースである『高校の実力』のバックナンバーが03年までしか入手できなかったため、実際に分析対象とするのは97年から03年の間に中学に入学し、03年から09年の間に高校を卒業した7コーホートになる。

表1 記述統計

変数名	平均値
大学入試平均偏差値	50.4
グループ(A)合格数／卒業生総数	0.19
グループ(B)合格数／卒業生総数	0.57
国立大学合格者数／卒業生総数	0.07
全大学合格総数／卒業生総数	1.72
卒業生総数	233.3
中学入試偏差値	48.2
中学入試・4教科受験	35.2%
参考：	
高校からの募集定員数が卒業生に占める割合	22.0%
小学校からの内部進学者の割合	14.8%
併設大学への内部進学率	15.4%

注) サンプルサイズ：71校×7年=497

表1に記述統計を示す。『中学受験案内』2010年版および日能研の編集によるみくに出版『進学レーダー』2010年版からとった、高校からの募集定員や併設大学への内部進学率も参考までに示す。これらの参考変数は全期間そろえてとることができなかつたため、学校固定効果を含む推定式には含まず、全体をクロスセクションデータとしてプールした推計での追加的な説明変数としてのみ使用する。

以下、個別の変数について詳しく説明する。

### 3.2 中学入試偏差値

中学入学時点の学力の指標として、四谷大塚の『中学受験案内』に掲載されている「結果80偏差値」を用いる<sup>9</sup>。「結果80偏差値」は、四谷大塚が実施した模試の受験者の点数と、各受験者が実際にどの学校に合格したかの情報に基づいて計算された、合格率80%になる偏差値である。予測値ではなく、あくまでも当該年度の受験者の受験結果に基づいて事後的に計算された数値であり、サンダーショックなどの一過性の変動も反映される<sup>10</sup>。

留意すべき点として、難関校を目指す生徒ほど四谷大塚の模試を受験する率が高いため、上位校に比べて下位校の偏差値の精度が低いことが挙げられる。また、下位校ほど合格したが入学しない率が高い傾向にあることにも留意が必要である<sup>11</sup>。ある程度以上の難易度の学校でないと、そもそも偏差値が掲載されないため、東京・神奈川のすべての私立女子校を網羅できていない点にも留意が必要である。また、試験科目数が2教科の学校と4教科の学校では、偏差値を計算する母集団が異なるため、厳密には同じスケールで比べることができない。ただし、発行元の四谷大塚によると4教科の偏差値を2-4ポイント上にずらすことで大まかな比較は可能であるということだったので、推定の際に4教科試験ダミーを  $X_{it}$  に加えることで対処した。

試験日が複数ある場合はそれぞれの試験日について偏差値が算出されているので、各試験日ごとの募集定員で重みづけした加重平均をとった。

<sup>9</sup> 当初は日能研の公表している同様の指標であるR4偏差値との併用も考えたが、日能研のデータはカバーできる学校数が少ないため、四谷大塚の偏差値のみを利用することにした。

<sup>10</sup> ちなみに、四谷大塚入試情報センターによると、模試受験者の合否予測判定に使われるのは、この結果偏差値をもとにサンダーショックなどの一過性と考えられる変動分を修正したものだとのことである。

<sup>11</sup> 四谷大塚『中学入試案内』には一部の中学について、合格進学者・合格非進学者・不合格者の模試偏差値の分布が掲載されている。学校によって合格者のうち実際に進学する率にはばらつきがあるが、東京・神奈川の女子校に関しては、合格非進学者の数は合格進学者の半分程度かそれ以下であり、分布にもそれほど大きな違いは見られない。

### 3.3 操作変数：サンデーショックダミー

四谷大塚の『中学受験案内』の試験日・定員の情報と、日能研編集のみくに出版『進学レーダー』シリーズの学校の宗教属性をもとに、まず以下のダミー変数を作成した。

- $Z_1$ ：96年の試験日が2月1日のみで、プロテスタント系でない学校
- $Z_2$ ：96年の試験日が2月2日のみの学校
- $Z_3$ ：96年の試験日が2月1日のみで、プロテスタント系の学校

これらのダミー変数と、98年中学入試ダミーの交差項を、中学入試偏差値の操作変数として用いる。データに含まれる71校のうち、96年の中学入試が2月1日のみだった非プロテスタント系 ( $Z_1=1$ ) が12校、2月2日のみだった ( $Z_2=1$ ) のが9校、2月1日のみだったプロテスタント系 ( $Z_3=1$ ) が6校で、残りの44校は2月3日以降複数日試験だった。なお、97年でなく96年を基準年としたのは、97年は2月2日が日曜日で、例年2月2日試験のミッション・スクールが2月1日に試験日を動かしたためである。

実際にサンデーショックが偏差値に変動を与えたことを確認するために、98年と99年の前年比の偏差値変動をまとめたのが表2である。もともとの試験日が2月1日でプロテスタント系ではない学校は、98年にはプロテスタント系の学校が2月2日に移るために競合相手が減るので、偏差値が上がるのが予想される。表2からは、このグループに当たる12校では実際に、98年には偏差値が上がる学校が多く、99年には元に戻るために下がる学校が多かったことがわかる。逆に、もともとの試験日が2月2日だった学校は、競合相手が増えるために98年だけ偏差値が下がるのが予想され、表2から

表2 サンデーショックの偏差値への影響

	2/1 受験で非プロテスタント (12校)	2/2 受験 (9校)	2/1 受験でプロテスタント (6校)	それ以外 (44校)
1997年に比べて1998年の偏差値が				
上がった	50%	22%	17%	25%
不変	17%	0%	50%	0%
下がった	33%	78%	33%	75%
1998年に比べて1999年の偏差値が				
上がった	17%	78%	17%	43%
不変	8%	0%	0%	2%
下がった	75%	22%	83%	55%



は、実際に偏差値の下がる学校が多かったことが確認できる。サンデーショックで試験日を変更する、2月1日受験のプロテスタント系の学校については明確な傾向が読み取れない<sup>12</sup>。

なお、2月3日以降に試験を行う学校と、試験日が複数ある学校は  $Z_1 = Z_2 = Z_3 = 0$  となる。このうちかなりの学校には2月1日と2月3日の両方に試験があり、2月1日の方に募集定員が多いので、ダミー変数の代わりに2月1日と2月2日の各々の試験が募集定員合計に占める割合を使った推定も行ったが、結果は大きく変わらなかった。ただし、第1段階推計の、操作変数の中学入試の偏差値に対する説明力が弱くなるため、全体的に標準誤差が大きくなった。これは、もともと複数日試験の学校は98年だけ試験日を増やしたり募集定員の配分を変えたりしてサンデーショックの影響を極力小さくしようする傾向があったためではないかと考えられる。

また、04年もサンデーショックの年に当たるが、04年の段階では複数日試験の学校が大半となり、04年のみ試験日を増やす学校も98年に比べて大幅に増えた。このため操作変数として利用できるほどの変動が中学入試偏差値に生じなかったので、本論文では98年のみを操作変数として扱うことにする。

### 3.4 大学合格実績

各高校から各大学への合格者延べ数を毎日新聞社の『サンデー毎日別冊・高校の実力』からとった。進学者数ではなく、合格者延べ数なので、一人の生徒が複数の大学に合格した場合は複数回カウントされる。一般入試の合格者数であり、大学付属高校からの内部進学は含まない。各高校の卒業生総数も同誌からとった。

なお、高校からの募集を行う学校の場合、高校から入ってきた生徒も合格者延べ数・卒業生総数に含まれる。浪人ののち合格した場合は合格した年の出身高校の合格者数に含まれる。こうした誤差は被説明変数の分散を大きくし、推定された係数の標準誤差を大きくする働きをする可能性がある。高校からの募集については、説明変数に加えて頑健性を確認したが、結果に大きな影響はなかった。浪人については学校別の正確な人数が分からないが、『学校基本調査』によれば東京・神奈川の子の大学志願者に占める過年度卒業生の割合は12%である。

この各高校から各大学への合格者数のデータを、以下の方法で数値化し、被説明変数

<sup>12</sup> ただし、併願受験者の増減はその学校を第一志望とする受験生の増減を意味しないので、競争率が上がって合格者の下限の偏差値が上がっても、合格者のうち上位層が入学を辞退する率も上がってしまった可能性は排除できない。ただし、サンデーショックは生徒数そのものには有意な影響はなかった。ここから、少なくとも入学者数を十分確保した上でなお偏差値の下限が動いたということはいえよう。

として用いた。

#### (a) 大学入試平均偏差値

河合塾の公表している大学入試偏差値を、その大学への合格者延べ数で重みづけした加重平均をとった。ただし、大学入試偏差値は学部・入試方式別の数値であるのに対し、合格者数は全学部合計しか分からないので、やむを得ず全学部の偏差値を単純平均したものを用了<sup>13</sup>。このため、医学部など定員が少なく難易度の高い学部を持つ大学は過大評価になる可能性がある<sup>14</sup>。さらに、分析対象が女子校に限られるため、実際の進学先は文系学部には偏っていることも予想される。文系と理系では受験生の母集団も試験科目も違うという問題もある。

従って、分析で用いた大学入試平均偏差値と実際の合格者の学力には相当程度の誤差が生じていると思われる。もしこうした誤差が説明変数や操作変数と関連しなければ、推定された係数の精度を下げるだけで大きな問題にはならないが、説明変数や操作変数と関連している場合、推定結果にバイアスを生じさせる。説明変数である中学入試の偏差値に関しては、上位校ほど医学部や理系を志望する傾向が強い可能性があるため、大学入試平均偏差値を被説明変数とした分析には他の被説明変数を用いた分析以上にバイアスが生じている可能性は排除できない。しかし、操作変数は入試日程と入学年の交差項であり、学校固定効果をコントロールしたうえでなお大学入試偏差値に含まれる誤差と関連している可能性は低いと考えられる。

さらに国公立と私立でも受験生の母集団が異なるため、単純に合算した際に国公立が低く評価される傾向がある。この点については、(b)の卒業生一人当たりの特定の大学群の合格数で、国立大学合格者数を別にみることで対処することとしたい。

#### (b) 卒業生一人当たりの特定の大学群の合格数

偏差値は大学のランクを一元的な数値で客観的に捉えられる利点があるが、上記のように集計過程で様々な誤差が生じるため、特定の大学群への合格数を被説明変数とする分析も併せて行う。大学群の定義はどうしても恣意的となり、偏差値の持つ客観性には欠けるが、集計過程で生じる誤差がないという利点がある。

<sup>13</sup> 各学部の定員で重みづけした加重平均をとることも検討したが、偏差値データと整合的な学部・入試形態区分の定員や募集人員のデータを見つけることができなかったため断念した。

<sup>14</sup> ただし、実際には医学部医学科のある大学は他にも定員の小さな学部・学科を多く持つところが多く、また地方の大学に関しては分析対象の高校からの実際の進学者が医学部に偏っていることも考えられるため、過大評価の程度は必ずしも大きくはない可能性もある。

具体的には、一般的にランクが高いとされている大学群を以下のように定義し<sup>15</sup>、それらの大学の合格者延べ数を卒業生総数で割った。

- A) 東京・京都・大阪・名古屋・東北・北海道・九州・一橋・東京工業・早稲田・慶応
- B) A+ 明治・青山学院・立教・中央・法政・学習院・ICU・上智
- C) すべての国立大学（短大は除く）
- D) すべての四年制大学

## 4. 推定結果

回帰分析に入る前に、図1に中学入試偏差値と大学合格実績の指標の単純な散布図を示す。大学入試の偏差値と中学入試の偏差値は、ほぼ線形に相関している。特定の大学群への合格者数と中学入試偏差値の間にも正の相関が見て取れるが、偏差値が低い学校がゼロに固まっていて、偏差値が上がるにつれて上昇幅が大きくなる傾向がある。大学合格延べ数も中学入試偏差値と正の相関がある。

右辺に卒業生総数、4教科ダミー、年ダミーを説明変数として加えた回帰分析の結果を表3に示す。どの指標を被説明変数としても、中学入試偏差値の係数は有意に正となる。被説明変数の変動のうち、中学入試偏差値によってどの程度が説明されたかを示すPartial R<sup>2</sup>は0.25–0.64であるから、被説明変数の変動のうち、1/4–2/3程度は中学入試偏差値によって説明されることになる。

さらに頑健性チェックとして、各学校のサンプル期間を通した平均値に、高校や小学校からの入学者数と併設大学への進学率、宗教ダミーを加えて推定した結果を表4に示す。サンプル期間を通した平均値をとったのは、偏差値は厳密に言えば、横断面で計算したものであるため、異なる年の偏差値を同列に扱うことによって結果に大きな変化が生じていないかをチェックするためである。表3と表4を比べると、中学入試の偏差値の係数はほとんど変わらないことから、中学入試偏差値と大学進学実績の間の横断面での相関は頑健なものであるといえる。

---

<sup>15</sup> AとBの区分は駿台予備校・代々木ゼミナール・河合塾などの大手予備校の難易度別コースにおける想定志望校の区分を参考に決めた。

図1 大学進学指標と中学入試偏差値の単純相関

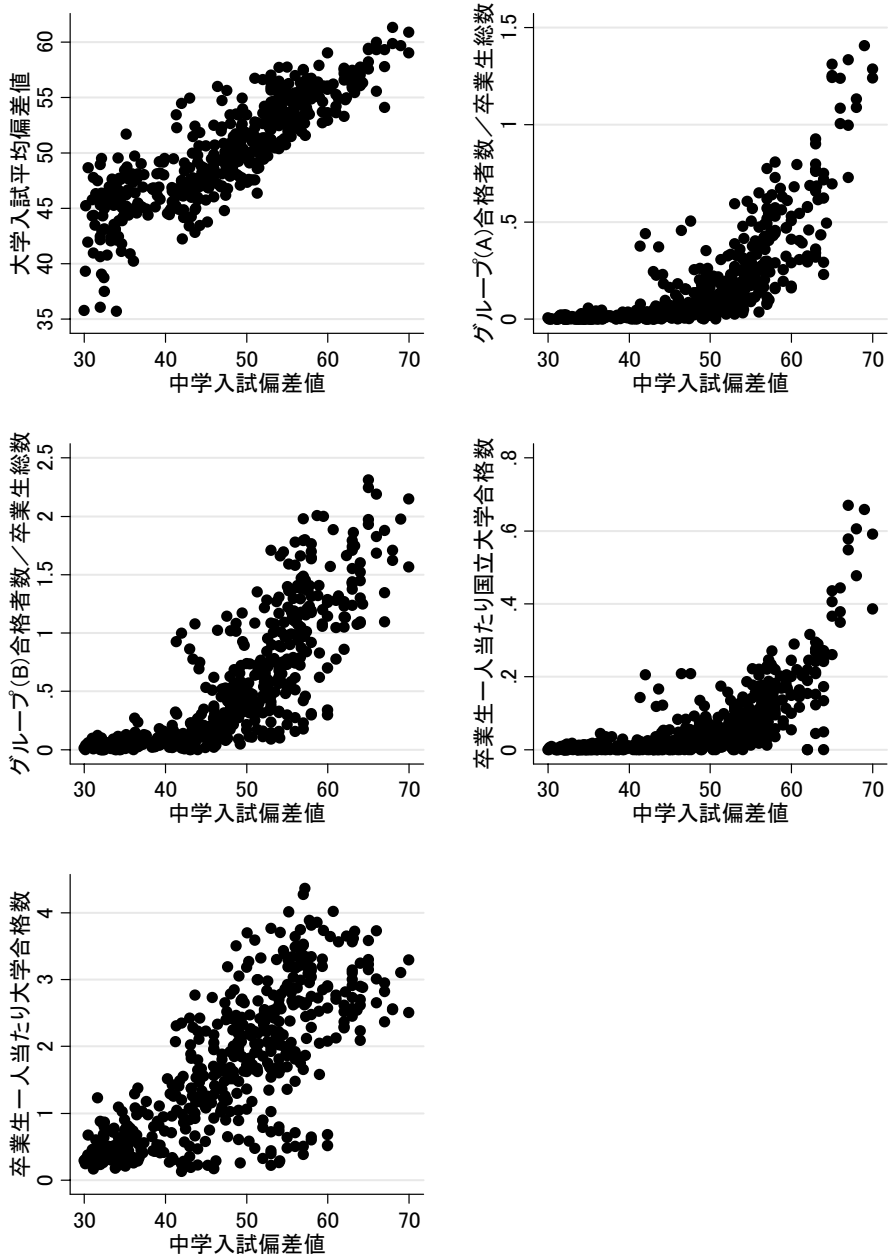


表3 OLS 推定結果

被説明変数	大学入試 偏差値	グループ A 合格数／卒 業生	グループ B 合格数／ 卒業生	国立大学 合格数／ 卒業生	合格延べ数 ／卒業生
中学入試偏差値	0.330*** [0.020]	0.015*** [0.003]	0.040*** [0.004]	0.006*** [0.001]	0.087*** [0.007]
卒業生総数	0.003*** [0.001]	0.000** [0.000]	0.000** [0.000]	0.000*** [0.000]	0.000 [0.000]
4科目入試ダミー	2.634*** [0.374]	0.151*** [0.040]	0.250** [0.100]	0.050*** [0.015]	-0.043 [0.222]
1998年入学ダミー	-0.065 [0.214]	0.032*** [0.010]	0.058** [0.023]	0.009* [0.006]	0.177*** [0.052]
1999年入学ダミー	-0.872*** [0.238]	0.029** [0.012]	0.058** [0.028]	0.009* [0.005]	0.228*** [0.059]
2000年入学ダミー	-1.457*** [0.299]	0.043*** [0.014]	0.122*** [0.032]	0.016*** [0.006]	0.368*** [0.059]
2001年入学ダミー	-2.140*** [0.301]	0.043*** [0.016]	0.143*** [0.037]	0.020*** [0.006]	0.486*** [0.072]
2002年入学ダミー	-2.190*** [0.263]	0.038*** [0.014]	0.145*** [0.035]	0.012** [0.005]	0.471*** [0.061]
2003年入学ダミー	-1.823*** [0.296]	0.062*** [0.017]	0.176*** [0.036]	0.024*** [0.007]	0.461*** [0.066]
定数項	34.236*** [1.022]	-0.662*** [0.133]	-1.605*** [0.170]	-0.253*** [0.065]	-2.862*** [0.309]
サンプルサイズ	497	497	497	497	497
R <sup>2</sup>	0.85	0.61	0.70	0.52	0.60
中学入試偏差値の Partial R <sup>2</sup>	0.64	0.33	0.47	0.26	0.47

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す。[ ]は学校単位でクラスターした標準誤差。

表4 全期間平均のデータで追加的な変数を加えた OLS 推定結果

被説明変数	大学入試 偏差値	グループ A 合格数/ 卒業生	グループ B 合格数/ 卒業生	国立大学 合格数/ 卒業生	合格延べ数 /卒業生
中学入試偏差値	0.376*** [0.028]	0.018*** [0.005]	0.038*** [0.006]	0.007*** [0.002]	0.062*** [0.012]
卒業生総数	0.003*** [0.001]	0.000* [0.000]	0.000 [0.000]	0.000* [0.000]	0.000 [0.000]
4科目入試ダミー	2.550*** [0.392]	0.172*** [0.044]	0.371*** [0.094]	0.066*** [0.021]	0.261 [0.178]
高校からの募集定員が 卒業生に占める比率	0.492 [0.553]	0.117* [0.069]	0.074 [0.102]	0.043 [0.026]	-0.346** [0.162]
小学校からの入学者が 卒業生に占める比率	0.59 [0.743]	-0.087 [0.093]	-0.332** [0.165]	-0.048 [0.036]	-0.653** [0.324]
併設大学への 進学率	1.416* [0.806]	-0.201** [0.083]	-0.683*** [0.160]	-0.083** [0.034]	-2.213*** [0.251]
カトリックダミー	-0.042 [0.393]	0.028 [0.063]	0.028 [0.106]	-0.001 [0.029]	0.042 [0.228]
プロテスタント ダミー	-0.213 [0.376]	-0.005 [0.067]	-0.057 [0.089]	-0.027 [0.032]	-0.264 [0.182]
仏教ダミー	0.706* [0.378]	0.078* [0.039]	0.071 [0.068]	0.028* [0.015]	-0.021 [0.112]
定数項	30.328*** [1.485]	-0.785*** [0.237]	-1.328*** [0.316]	-0.296*** [0.097]	-0.852 [0.615]
サンプルサイズ	66	66	66	66	66
R <sup>2</sup>	0.937	0.715	0.839	0.644	0.844

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す。[ ]は不均一分散を考慮した標準誤差。サンプルサイズが 71 より小さいのは、高校からの募集数や併設大学への進学率の情報が欠けている学校があったため（千代田女学園・川村・星美学園・戸板・トキワ松学園）。

表5 固定効果モデル推定結果

被説明変数	大学入試 偏差値	グループ A 合格数/卒 業生	グループ B 合格数/卒 業生	国立大学 合格数/卒 業生	合格延べ数 /卒業生
中学入試偏差値	0.161*** [0.036]	0.007*** [0.002]	0.023*** [0.004]	0.002*** [0.001]	0.044*** [0.007]
卒業生総数	0.007** [0.003]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.001]
4科目入試ダミー	-0.397* [0.202]	-0.035 [0.043]	-0.14 [0.093]	-0.016 [0.013]	-0.298* [0.165]
1998年入学ダミー	-0.294 [0.210]	0.018** [0.009]	0.028 [0.023]	0.003 [0.006]	0.112** [0.051]
1999年入学ダミー	-1.090*** [0.240]	0.016 [0.012]	0.027 [0.029]	0.002 [0.005]	0.148** [0.060]
2000年入学ダミー	-1.741*** [0.309]	0.026* [0.014]	0.084** [0.033]	0.007 [0.005]	0.281*** [0.063]
2001年入学ダミー	-2.419*** [0.308]	0.025* [0.014]	0.102*** [0.038]	0.011* [0.006]	0.391*** [0.078]
2002年入学ダミー	-2.440*** [0.278]	0.019 [0.014]	0.098** [0.039]	0.001 [0.006]	0.359*** [0.068]
2003年入学ダミー	-2.210*** [0.300]	0.036** [0.016]	0.116*** [0.040]	0.011 [0.007]	0.337*** [0.074]
サンプルサイズ	497	497	497	497	497
R <sup>2</sup>	0.921	0.945	0.944	0.942	0.943
中学入試偏差値の Partial R <sup>2</sup>	0.048	0.052	0.111	0.033	0.109
ハウスマン検定 H <sub>0</sub> :表3と表4の係数 は同じ; Chi <sup>2</sup> (p)	112.6 (0.00)	36.1 (0.00)	46.4 (0.00)	27.1 (0.00)	37.6 (0.00)

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す。[ ]は学校単位でクラスターした標準誤差。学校固定効果がコントロールされている。ハウスマン検定には STATA の suest コマンドを用い、学校単位のクラスターを考慮した。

しかし第2節で説明したように、進学実績に定評のある学校は人気があるため入試の倍率が上がり偏差値も高くなるという逆の因果関係も働いている可能性が高い。そこで、まずは学校固定効果をコントロールした推定結果を表5に示す。中学入試偏差値の係数は10%水準で有意に正ではあるが、係数の大きさはほぼ半分になり、Partial R<sup>2</sup>も0.03-0.11とかなり小さくなる。つまり、大学進学実績の各学校の期間内平均からの乖離のうち、中学入試偏差値の変動で説明できるのはせいぜい1割程度ということである。図1や表3・表4に示された中学入試偏差値と大学合格実績の相関の大部分は、学校固定効果を反映したものといえる。

さらに、時間とともに変化する要素までコントロールしたのが、表6に示した固定効果操作変数法の推定結果である。操作変数を用いた中学入試偏差値の係数はいずれも、統計的に有意でなく、符号が負のものもある。つまり、サンデーショックという外生的な要因による一時的な中学入試偏差値の変動は、その学年の大学合格実績に影響しないと解釈できる。入学後の、学校からのインプットによって入学時点の差がカバーできると解釈できる。

ただし、表6の最後の行に示したように、外生性の検定を行うと、「中学入試偏差値を含むすべての説明変数は外生である」という帰無仮説を棄却できない。グループAの合格者数や合格者延べ数など、被説明変数によっては、操作変数法のほうが中学入試偏差値の係数の推定値自体が大きくなっているものもある。一般的に、操作変数を用いると、用いない場合に比べて推定された係数の標準誤差は大きくなるので、表6で中学入試偏差値が有意な影響を持たないのは、操作変数法によって標準誤差が大きくなったため生じた見せ掛けの結果である可能性も排除できない。

さらに、操作変数の説明力が弱いという問題もある。学校固定効果や年ダミーなどもコントロールした第一段階推定の結果を表6の最後の列に示した。サンデーショックの年には2月1日試験の学校の偏差値が上がり、2月2日試験の学校の偏差値が下がる傾向がある。単独で統計的に有意なのはZ<sub>1</sub>のみだが、Z<sub>2</sub>も符号は整合的である。ただし、3つの操作変数のJoint F-statisticsは3.13で、5%水準で有意ではあるものの、操作変数として用いるには説明力が弱いので結果の解釈には留意が必要である<sup>16</sup>。

---

<sup>16</sup> Stager and Stock (1997)によれば、操作変数として用いる場合、F値は10以上が望ましいとされる。一般的に、操作変数の説明力が弱い時には推定された係数の標準誤差が大きくなるため統計的に有意な結果は出にくくなるが、その分推定値にもブレがあるので絶対値も大きくなりやすい傾向がある。その点、表6に示した中学入試偏差値の係数の絶対値は、表5に示した操作変数を使わない固定効果法によるものと同程度かむしろ小さい。



表 6 固定効果操作変数モデル推定結果

被説明変数	大学入試 偏差値	グループ A 合格数/卒 業生	グループ B 合格数/ 卒業生	国立大学 合格数/ 卒業生	合格延べ 数/卒業 生	第一段階 推定
中学入試偏差値	-0.106 [0.164]	0.015 [0.011]	0.015 [0.021]	-0.003 [0.006]	0.047 [0.048]	-- --
卒業生総数	0.009** [0.004]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000 [0.001]	0.010 [0.006]
4科目入試ダミー	-0.668** [0.311]	-0.027 [0.046]	-0.147 [0.091]	-0.021 [0.016]	-0.295* [0.156]	-1.026** [0.464]
1998年入学 ダミー	-0.622** [0.256]	0.027* [0.016]	0.018 [0.033]	-0.003 [0.008]	0.115 [0.085]	-1.398*** [0.423]
1999年入学 ダミー	-1.485*** [0.332]	0.027 [0.022]	0.016 [0.039]	-0.006 [0.010]	0.153* [0.089]	-1.479*** [0.448]
2000年入学 ダミー	-2.171*** [0.404]	0.038* [0.020]	0.071* [0.041]	-0.001 [0.010]	0.285*** [0.095]	-1.612*** [0.530]
2001年入学 ダミー	-2.861*** [0.408]	0.038 [0.024]	0.089* [0.047]	0.002 [0.011]	0.396*** [0.101]	-1.653*** [0.574]
2002年入学 ダミー	-2.884*** [0.411]	0.031 [0.025]	0.085* [0.050]	-0.008 [0.011]	0.364*** [0.099]	-1.657*** [0.572]
2003年入学 ダミー	-2.728*** [0.462]	0.050* [0.030]	0.101* [0.053]	0.001 [0.013]	0.343*** [0.108]	-1.938*** [0.576]
Z <sub>1</sub>	-- --	-- --	-- --	-- --	-- --	1.519* [0.778]
Z <sub>2</sub>	-- --	-- --	-- --	-- --	-- --	-1.219 [0.788]
Z <sub>3</sub>	-- --	-- --	-- --	-- --	-- --	0.804 [0.831]
サンプルサイズ	497	497	497	497	497	497
R <sup>2</sup>	0.909	0.942	0.943	0.932	0.943	0.959
中学入試偏差値の Partial R <sup>2</sup>	-0.096	0.000	0.095	-0.133	0.109	--
説明変数の外生性 の検定	2.30 (0.13)	0.35 (0.55)	0.10 (0.75)	0.90 (0.35)	0.003 (0.96)	--
F-stat (p-value)						

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す。[ ]は学校単位でクラスターした標準誤差。学校固定効果がコントロールされている。第一段階推定における 3 つの操作変数の Joint F-statistics (P-value)は 3.14 (0.03)である。

そこで、Chernozhukov and Hansen (2008)が提案した方法で、結果の頑健性をチェックする。(3)式に(4)式を代入すると、以下のようになる。

$$Y_{it} = \alpha \theta Z_{it} + (\beta + \alpha \lambda) X_{it} + (\gamma_i + \alpha \zeta_i) + (\eta_{it} + \varepsilon_{it} + \alpha \xi_{it}) \quad (5)$$

ここで、 $Z_{it}$ と $X_{it}$ はともに $(\eta_{it} + \varepsilon_{it} + \alpha \xi_{it})$ とは無相関な外生変数であるので、(5)式を固定効果モデルで推定することができる。ここで $\phi = \alpha \theta$ とすると、帰無仮説 ( $H_0: \phi = 0$ ) を棄却した場合は $\alpha \neq 0$ かつ $\theta \neq 0$ を示唆するので、入学時の学力と大学合格実績には有意な関係があることになる。逆に帰無仮説 ( $H_0: \phi = 0$ ) を棄却しない場合は、 $\alpha$ と $\theta$ のうち少なくとも一方はゼロであることを示唆する。表6の最後の列に示したように、 $Z_1$ は単独でも統計的に有意であり、また3つの操作変数の Joint F-statisticsも5%水準であれば有意なので、いずれの場合も $\theta = 0$ ではないと仮定すると、帰無仮説 ( $H_0: \phi = 0$ ) を棄却しない場合は $\alpha = 0$ である可能性が高いといえる。

表7 Chernozhukov and Hansen (2008)の手法による $\alpha=0$ の検定

a. 3つの操作変数全部を使った場合

被説明変数	大学入試 偏差値	グループ A 合格数/ 卒業生	グループ B 合格数/ 卒業生	国立大学 合格数/ 卒業生	合格延べ数/ 卒業生
$Z_1$	-0.103 [0.851]	0.012 [0.081]	-0.166 [0.135]	0.008 [0.037]	-0.570** [0.273]
$Z_2$	0.865 [1.051]	0.039 [0.075]	0.115 [0.159]	0.032 [0.031]	0.288 [0.307]
$Z_3$	1.567** [0.711]	0.078 [0.105]	0.095 [0.128]	0.000 [0.047]	0.063 [0.204]
$Z_1, Z_2, Z_3$ の Joint F-statistics (P-value)	1.75 (0.16)	0.30 (0.82)	0.82 (0.49)	0.36 (0.78)	1.90 (0.13)

b.  $Z_1$ のみを使った場合

	大学入試 偏差値	グループ A 合格数/ 卒業生	グループ B 合格数/ 卒業生	国立大学 合格数/ 卒業生	合格延べ数/ 卒業生
$Z_1$	-0.407 [0.838]	-0.002 [0.084]	-0.194 [0.137]	0.004 [0.038]	-0.622** [0.274]

3つの操作変数すべてを用いた場合と  $Z_1$ のみを用いた場合の両方の  $\phi$  を表7に示す。まず3つの操作変数すべてを用いた場合の Joint F-statistics に着目すると、すべての被説明変数について、10%水準でも統計的に有意ではない。つまり、帰無仮説 ( $H_0: \phi = 0$ ) を棄却できない。また、 $Z_1$ のみを用いた場合も、合格延べ数/卒業生以外の被説明変数については有意ではない。さらに係数の符号に着目すると、 $Z_1$ は中学入試偏差値を上げるのに、合格延べ数/卒業生は下げるという結果という逆方向の結果になっている。ここから、少なくとも合格した大学の偏差値やランクの高い大学への合格数が被説明変数であるケースについては、やはり  $\alpha = 0$  である可能性が高いといえよう。

さらに、サンデーショックは98年のみの現象なので、97-99年に中学に入学したコーホートにサンプルを限定した推定も行った。紙幅の都合上結果表は割愛するが、操作変数の説明力は上がり (Joint F-statistics が 4.23)、推定された係数の絶対値も標準誤差も表6の結果より若干小さくなった。どの式でも中学入試偏差値の係数は統計的に有意ではない点は変わらなかった。また、偏差値が低い学校ほど複数の試験日を設ける傾向が強くサンデーショックの影響を受けにくいので、中学入試の偏差値が50以下の学校を除いた推定も行ったが、やはり結果はほとんど変わらなかった。操作変数の説明力が弱い点に留意が必要ではあるものの、サンデーショックのような外生的で一過性の偏差値の変動は、大学合格実績に影響しないとみてよいのではないだろうか。

入学時点の学力の変動がその学年の大学合格実績と連動しない理由として、そもそも入学時点の学力がそれほど重要でないか、学校側が偏差値の変動の影響を打ち消すよう偏差値の低かった学年に優先的に教育資源を投入したかのどちらかが考えられる。もし後者であるならば、1つ上や下の学年の偏差値が低かったコーホートの合格実績にマイナスの影響があるはずである。この点を検証するため、(3)式に1学年上と1学年下の入試偏差値も加えた式を固定効果法により推計した結果を表8に示す。1学年上の偏差値が一人当たりの大学合格総数に影響する以外は、隣接する学年の偏差値が大学合格実績に与える影響は有意ではない。学校側が入学時点の学力に合わせて資源投入を調整しているわけではなさそうである。

表 8 隣接する学年の中学入試偏差値の影響（固定効果モデル）

被説明変数	大学入試 偏差値	グループ A 合格数／卒 業生	グループ B 合格数／ 卒業生	国立大学 合格数／ 卒業生	合格延べ数 ／卒業生
自分の学年の 中学入試偏差値	0.164*** [0.047]	0.010*** [0.003]	0.024*** [0.006]	0.003*** [0.001]	0.038*** [0.009]
一つ上の学年の 中学入試偏差値	0.063 [0.043]	0.000 [0.002]	0.006 [0.005]	0.001 [0.001]	0.016** [0.008]
一つ下の学年の 中学入試偏差値	0.024 [0.054]	-0.005* [0.003]	-0.004 [0.006]	-0.001 [0.001]	-0.016 [0.010]
サンプルサイズ	426	426	426	426	426
R <sup>2</sup>	0.928	0.948	0.952	0.95	0.956

注) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを表す。[ ]は学校単位でクラスターした標準誤差。表 5 に掲載したすべての説明変数と学校固定効果がコントロールされている。

## 5. まとめと今後の課題

本論文では、中学入試偏差値の6年後の大学合格実績への影響をみることにより、名門進学校の高い合格実績のうち、どの程度が生徒の入学前の学力により説明できるのかを検証した。進学実績を高めると予想される学校は倍率が高くなり中学入試の偏差値が上昇するという逆因果によるバイアスを回避するため、サンデーショックを操作変数として用いた固定効果操作変数法による推定を行った。この結果、中学入試偏差値が外生的な要因によって一時的に変動しても、その学年の大学合格実績が連動して動くことはないという結果を得た。一方で、こういった内生性を一切無視した推定では中学入試偏差値と大学合格実績の間に強い相関が確認された。大学入試の結果は、中学入学段階ですでに決定されていた学力よりも、入学後の学校のインプットによって左右される面が大きく、かつそういった学校の質の違いを中学偏差値が反映していることが示唆される。

このように、進学実績の高い私立中学に入学することによって、実際により良い大学へ入れる可能性が高まることが間接的ながら示されたことは、教育の機会平等という観点から重要なインプリケーションを持つ。私立中学に入るには学費をはじめ、入試合格のための塾通いなど多くの費用がかかる。このため現状では、私立の中高一貫校は親の経済力が子の教育環境に影響する経路の1つとして機能していると考えられる。

ただし、本論文では対処できなかった課題も多く残されている。まず、統計分析によって直接示すことができたのはあくまでも、中学入試の偏差値の一時的な変動が大学合

格実績に直接影響しないということのみである。このため、「では何が大学合格実績に影響するのか」という問いにははっきりした答えが出ていない。学校固定効果によって説明される部分がかなり大きい。この固定効果の内容を分析するためには、より詳しい学校レベルの情報が必要となる。小塩・佐野・末富（2009）はまさにこの問いに答えようとした先行研究であるが、彼らの結果によれば、教員／生徒比率やクラス当たり生徒数といった教育の質、あるいは様々な教育の工夫の効果は統計的に有意でないか、首都圏と近畿圏で異なる結果が出るのがほとんどで、唯一統計的に明確な形で大学合格実績を向上させるのは総授業時間数のみである。

小塩・佐野・末富（2009）が採用した数多くの説明変数の中で最も説明力が強かったのは中学入試偏差値であり、このことから、データとして簡単には観察できないが大学合格実績に影響する「何か」を中学入試の偏差値が反映していることが示唆される。さらに、同じ学年の生徒の中学入学時点の偏差値と大学合格実績は連動していないという本論文の結果から、周囲の生徒の学力そのものから影響を受ける Peer Effect とは異なるメカニズムが働いていると考えられる。この「何か」の候補としては、例えば、ランクが高いとされている学校に通うこと自体が生徒のやる気を高めたり、難関大学に例年多数合格者を出すことによって何らかのノウハウが学校側に蓄積されていることが考えられる。つまり、中学入試の難易度が高く大学合格実績も高い状態を維持することそのものが、大学合格実績を押し上げる効果を持つのである。

この点をより深く分析するためには、Clark (2010), Pop-Eleches and Urquiola (2010), Park et al. (2010)らのように、合否基準のすぐ上とすぐ下の生徒を比較する Regression Discontinuity の手法が有効である。このためには、各生徒の中学あるいは高校の入試の結果の詳細が分かり、かつ大学合格実績まで追えるようなデータが必要である。私立学校よりも、都道府県内の統一テストによって選抜される公立高校の方が分析に適しているかもしれない。今後の研究課題としたい。

## 参考文献

- 小塩隆士・佐野晋平・末富芳（2009）「教育の生産関数の推計—中高一貫校の場合」『経済分析』182, pp. 48-69.
- 荻谷剛彦（2001）『階層化日本と教育危機—不平等再生産から意欲格差社会』有信堂高文社.
- 佐藤俊樹（2000）『不平等社会日本 さよなら総中流』中公新書，中央公論新社.

- 橘木俊詔・松浦司(2009)『学歴格差の経済学』勁草書房.
- 日能研編『進学レーダー』2010年度受験用, みくに出版.
- 四谷大塚入試情報センター編『中学受験案内』1997-2005・2010年度受験用, 四谷大塚.
- サンデー毎日別冊『高校の実力』2003-2009年版, 毎日新聞社.
- Yukiko Abe (2002) “Universities and the entry-level job market: evidence from Japanese panel data,” *Labour Economics*, 9, pp. 699-715.
- Victor Chernozhukov, Christian Hansen (2008) “The Reduced Form: A Simple Approach to Inference with Weak Instruments,” *Economics Letters*, 100(1), pp.68-71.
- Damon Clark (2010) “Selective Schools and Academic Achievement,” *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1) (Advances), Article 9.
- Julie Berry Cullen, Brian A. Jacob, Steven Levitt (2006) “The Effect of School Choice on Participants: Evidence from Randomized Lotteries,” *Econometrica*, 74(5), pp. 1191-1230.
- Albert Park, Xinzheng Shi, Chang-tai Hsieh, Xuehui An (2010) “Does School Quality Matter? Evidence from a Natural Experiment in Rural China,” mimeo, Oxford University.
- Christian Pop-Eleches and Miguel Urquiola (2010) “Going to a Better School: Effects and Behavioral Responses,” NBER Working Paper 16886.
- Douglas Staiger and James H. Stock (1997) “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments,” *Econometrica*, 65 (3) pp.557-586.