

# バングラデシュ初等教育における学力格差の要因分析

○倉田 正充  
上智大学

相馬 敬  
株式会社パデコ

田中 香  
株式会社パデコ

E-mail: kurata@sophia.ac.jp

キーワード: 初等教育、理数科教育、学力格差、バングラデシュ

## 1. はじめに<sup>1</sup>

1990年代以降、バングラデシュにおける初等教育の普及は大幅に進展し、ミレニアム開発目標のターゲット2に掲げられた純就学率は1990年の61%から2015年の98%まで向上した。また同目標のターゲット3に含まれたGender Parity Index（男子児童に対する女子児童の就学比率）も1990年の0.83から2015年の1.08まで上昇し、初等教育へのアクセス及びその男女間格差については大きな成果を遂げてきたと言える（GoB 2015）。

他方で、教育の質及び生徒の学力に関しては未だ問題が残されているのが現状である。例えば2015年に実施された全国学力調査（The National Student Assessment 2015）の結果によれば、初等教育の最終学年に当たる小学校5年生のうち同学年の学習水準に達している生徒の割合は国語（ベンガル語）で23%、算数では10%に留まっている（GoB 2016b）。つまりバングラデシュ初等教育における課題は量的拡大から質的改善にシフトしつつあり、一部児童の低学力あるいは児童間の学力格差の要因を探ることが喫緊の課題となっている。

この問題意識の下、本稿ではバングラデシュの小学校を対象とした独自の全国規模調査を実施し、理科と算数に関する学力格差の要因分析を行った。まず第2節ではバングラデシュ初等教育に関する背景と本研究の目的について述べ、続く第3節で調査の概要と格差の「分解分析（decomposition analysis）」の方法に関して説明する。第4節にてそのサブ・グループ分解分析と回帰分析に基づく分解分析の結果を示した上で、第5節で結論及び政策的含意、また調査や推計上の留意点について議論する。

## 2. 研究の背景及び目的

1990年、バングラデシュ政府は義務教育法を制定するとともに、「万人のための教育世界会議」において「万人のための教育（Education for All）」を公約した。さらに政府は1998年から、様々な国際協力機関と連携した初等教育のサブ・セクタープログラムである「初等教育開発プログラム（PEDP：Primary Education Development Program）」を段階的に展開しており、2017年には9つのドナーの財政・技術支援を受けた第3次プログラム（PEDP3）が完了している（GoB 2016a）。このような基礎教育普及のための活動の成果として、ミレニアム開発目標に掲げられた就学率やGender Parity Indexが大きく向上したことは先述の通りである。

他方で、今後の大きな課題とされているのが初等教育の質の問題である。バングラデシ

---

<sup>1</sup> 本稿の執筆にあたり国際協力機構（JICA）の許諾を得て調査データを利用した。同調査の実施に当たっては江崎千絵氏、山上千秋氏より助言をいただき、記して感謝したい。

ユ国初等大衆教育省（MOPME：Ministry of Primary and Mass Education）が実施する全国学力調査（NSA：The National Student Assessment）では、サンプリングされた全国の小学校3年生と5年生（最終学年）を対象に国語（ベンガル語）と算数の試験を行い児童の学習の達成度を評価している。直近の2015年の同調査結果によれば、当該学年・科目で求められる学習の達成水準を満たしている児童の割合は3年生の国語で65%、算数で41%である一方、5年生では国語で23%、算数で10%と極めて低い水準であり、かつどちらの学年・科目でも同割合は2013年の結果よりも悪化している（GoB 2016b）<sup>2</sup>。

この要因としては、就学率の向上によって教師1人当たりの児童数（あるいは学校の教育設備・備品当たりの児童数）が増加すること、またそれを補うために未熟な教師が数多く新規採用されることなどによる教育の質の悪化が考えられる（教育の Quantity-Quality Trade-Off の問題、Duraismy et al. 1998）。あるいは低所得層の就学率の向上により、家庭内学習や塾などの家庭外学習といった学校外での教育的サポートが得られ難い児童が増えることにより、平均的な達成度が下がっている可能性もある。

このような状況下で問題となるのが学力格差である。NSA の報告書でも指摘されているように、児童のスコアは様々な運営主体による小学校の種類（校種）や地域によって大きく異なっている（GoB 2016b）。例えば、校種ではイスラム系教育機関であるマドラサや未就学児童の支援を目的とした Ananda School<sup>3</sup>で、また地域別では北東部の Barisal 管区や南部の Sylhet 管区で、平均スコアが低くなる傾向が確認されている。また3年生の国語のスコアのみに関する分析ではあるが、両親の学歴や世帯の保有資産（自転車、テレビ、携帯電話、トイレなど）が同スコアと強い正の相関関係にあり、所得（資産）階層間の学力格差が大きいことが示唆されている。ただし、上記の分析はいずれも記述統計やごく一部の説明変数を用いた回帰分析の結果であり、学力格差の詳しい要因は明らかではない。

よって本稿では、2017年に実施された全国規模の小学校調査のデータに基づき、初等教育における学力格差の要因の解明を目的とする。後述するように、本調査は国際協力機構（JICA）と初等大衆教育省による理数科教育の改善を目的とした国際協力事業において実施されたため、政府系小学校における理科と算数の学力格差に焦点を当てた。なお上記の NSA の結果から明らかなように国語よりも算数の達成度の方が低いこと、またバングラデシュにおいて理科教育の不十分さが指摘されてきたこと（Alam 2009）、さらに理科と算数の成績は一般的に女兒の方が低く男女間格差が起きやすいこと（Mullis et al. 2012）などの点から、理科と算数に注目することは特に重要であると考えられる。

また本稿では学力格差の要因を個人属性、世帯属性、学校属性、地域属性という4つのカテゴリに含まれる様々な説明変数によって解明することを試みた。この主な理由は、仮に学力格差の要因が特定の属性に偏重している場合、その主体に焦点を当てた介入が効果的となりうるためである。例えば個人属性である性別間格差が大きければ男児あるいは女兒に特化したサポートの拡充が求められ、また世帯属性である所得・資産等の経済状況が主要因であれば更なる低所得層向け支援が必要となりうる。さらに学校属性が学力格差に大きく寄与している場合は教員研修や教育設備・備品への投資が必要となり、地域属性が

---

<sup>2</sup> NSA 報告書では、達成すべき学習水準の設定に問題があるとの指摘もなされている。

<sup>3</sup> Ananda School は世界銀行のプロジェクト（ROSC：The Reaching Out-of-School Children Project）の支援を受けて設立された学校である。

重要であれば学校や教育分野を超えた地域的取組みが求められるかもしれない。

以上の観点から分析を行うには、学力格差を引き起こす諸要因をサブ・グループあるいは要素別に分解して定量化する分解分析（decomposition analysis）の手法が適している。次節にて、まず調査とデータの概要をまとめた上で同手法について説明する。

### 3. 分析方法

#### (1) 調査及びデータの概要

本稿が用いるデータは、初等大衆教育省をカウンターパートとした国際協力機構（JICA）による事業「バングラデシュ国・小学校理数科教育強化計画フェーズ 2」において実施された全国規模の小学校調査に基づく（JICA 2017）。同調査は主に小学校における校長、教師、生徒を対象に 2017 年 5 月に実施された。調査対象となる小学校は、主な政府系小学校である①政府校(Government Primary School : GPS)、②URC モデル校、③新政府校(Newly Registered Government Primary School : NGPS)、④PTI 実験校の計 4 種類とした。各校種の違いについては後述するが、2015 年の学校センサスによればこの 4 種類で全国の初等教育機関の約半数（52%）を占めている<sup>4</sup>。

サンプリング方法は、第一に全国 64 県から約半数の 35 県をランダムに選び、第二に各県から県庁所在郡とその他の郡を 1 つずつ選び（後者はランダム・サンプリング）、第三に各郡から上記の小学校を各校種 1 校ずつランダム・サンプリングする三段階抽出法を採用した<sup>5</sup>。各小学校においては基本的に校長を 1 名、教師を 10 名、生徒を 50 名ほど選んで調査を行った<sup>6</sup>。結果として、実際の調査及びデータクリーニング等を経て本分析で使用するデータのサンプルサイズは 35 県、70 郡の 243 校における校長・教師 1,486 人と児童 9,476 人となる。

主な調査項目及びデータ構成は次の通りである。まず本稿のアウトカムである児童のスコアは、バングラデシュ初等教育の専門家により作成された標準的な理科及び算数の試験で測定された。試験後、各児童には自身の個人属性及び世帯属性に関するアンケートに回答してもらった。本分析で使用した具体的な変数としては、個人属性では性別、教科書の所有状況、自宅での学習時間のほか、各科目への関心を測るために「好きな科目は何か」、「授業中に誤答することが怖い科目は何か」を尋ねた。

また世帯属性については世帯人員数や世帯構成（父母や姉妹兄弟の存在等）に加え、兄弟姉妹の中で初等・中等教育の学齢期にも関わらず登校していない児童がいるか、世帯内で高校卒業以上の学歴を持っている人員がいるかを尋ねた。また世帯の経済状況を調査するに当たって、本来であれば世帯所得や資産額を金額ベースで測ることが望ましいが、本調査の対象者は小学校 4 年生であるためそのような質問項目は設定できなかった。そのため

---

<sup>4</sup> 他の非政府系の校種としては、商業省管轄下にある私立小学校（15%、就学前教育も兼ねている機関のため Kindergarten と呼ばれる）や、NGO の BRAC が運営する小学校（11%）、イスラム系教育機関であるマドラサ等が存在する。

<sup>5</sup> 後述するように URC モデル校は各郡に 1 校、PTI 実験校は県庁所在郡に 1 校のみ存在するため、これらはランダム・サンプリングではない。

<sup>6</sup> 教師の数は小学校の規模によって大きく変わるため、上記人数を下回る場合は全数を調査対象とした。生徒の数も同様に規模によって変わるが、基本的に調査時に在校中の 4 年生全員を対象とした（JICA 2017）。

次善の策として、児童でも回答が可能な品目に着目してその所有状況を調べた。具体的には新聞の購読と一般書籍の所有状況のほか、家電製品（ラジオ、テレビ、携帯電話、冷蔵庫、パソコン）、家畜（鶏、アヒル、羊、牛）、車両（自転車、バイク、自動車、トラック）の各項目の有無を尋ねている。

次に学校属性を把握するために、校長及び教師に対してアンケート調査と理科・算数の教授法に関する試験を行った。アンケート調査において本分析が使用した具体的な項目としては、性別、年齢、修士号の保有状況、カリキュラム改訂に伴う新指導書（教員用ガイドブック）の所有状況が挙げられる。さらに、どれほど各校長・教師が学校内あるいは学校外の様々なステークホルダーと協力しているかを把握するために、「教員間の連携」「専門家との連携」「行政官との連携」「保護者との連携」という4種類の連携状況を測るための項目についても尋ねた<sup>7</sup>。アンケートの実施後、主に理科と算数を教えている教師に対して、専門家によって作成された各科目の教授法に関する試験を課した。本分析では、以上の各項目を学校レベルで集計（平均化）することにより学校属性としている。

なお分析では、他の学校属性として各校種のダミー変数も説明変数に加えている。4種類の校種のうち、政府校（GPS）は伝統的に初等大衆教育省の管轄下に置かれてきた公立校であり、全国の初等教育機関としては最も大きいシェア（31%）を占めている。その政府校の中でも各郡に1校のみ設置されているのがURCモデル校であり、郡リソースセンター（URC：Upazila Resource Centre）という教師の専門能力開発を支援する機関が併設されている。政府が実施するプログラムの多くはこのURCモデル校から導入されることも多く、他の学校よりも機材や研修の恩恵を多く受けていると言える。新政府校（NGPS）は2014年に新たに公立化された学校であり、それ以前は各地域が運営主体となり政府の支援を受けていたため全体として小規模かつリソース不足の傾向にある。最後のPTI実験校は、初等大衆教育省の管轄下で各地方の教員養成などを担うPTI（Primary Teacher Training Institute）の付属小学校であり、各県の県庁所在郡に1校のみ設置されている。また学区制とは別に位置付けられ、希望者が入学するという独自のシステムが採用されている。

## (2) 分解分析の手法

本分析で用いる「分解分析（decomposition analysis）」の手法は主に経済学における所得格差の研究分野で発展してきたが（Sen 1992）、現在では回帰分析を用いる方法と用いない方法に大別できる（Cowell and Fiorio 2011）。伝統的な手法である後者はさらに、全体の格

---

<sup>7</sup> 具体的な項目は以下の通りである。まず「教員間の連携」は、他の教員の授業観察が自身の授業の改善に貢献しているか、自身が他の教員の授業改善のためにアドバイスをしているか、他の教員と授業や学習に関して議論することが困難な状況にないか、そのような議論が自身の授業の改善に貢献しているか、教員間で理科の実験のための教材をシェアしているか、という5項目で構成される。「専門家との連携」はURCのインストラクターとの連携を示しており、同インストラクターが1ヶ月に1回以上来校しているか、また授業改善のために有益なコメントや提案をしているか、という2項目で構成される。「行政官との連携」はAUEO（Assistant Upazila Education Officer）と呼ばれる行政官との連携を示しており、同行政官が1ヶ月に1回以上来校しているかという1項目で構成される。最後の「保護者との連携」は、各教員が児童の保護者と1ヶ月に1回以上会話をしているか、また児童の保護者が学校活動に協力的であるか、という2項目で構成される。

差を特定のサブ・グループの内部格差とサブ・グループ間格差に分解する「サブ・グループ分解分析」と、全体の格差を特定の構成要素に分解する「要素分解分析」に二分される。本節ではまずこの回帰分析を用いない 2 つの方法について簡単にまとめ、次いで前者の回帰分析を用いた方法への応用を説明する。

まずサブ・グループ分解分析は、何らかのアウトカムに関する特定のサブ・グループ間の格差（例えば所得の男女間格差や人種間格差等）が、全体の格差の何パーセントを占めるかを定量的に把握する方法である。そのためには、ある格差指標  $I$  に関する全体の格差 ( $I_{total}$ ) を、複数のサブ・グループ内格差 ( $I_{within}$ ) とそのサブ・グループ間格差 ( $I_{between}$ ) に分割して表現することが必要となる。そのような加法的分離可能性を満たす（すなわち  $I_{total} = I_{within} + I_{between}$  が成立する）格差指標は、次の一般化エントロピー指数（GE: The generalized entropy index）の族であることが知られている（Shorrocks 1984）。

$$GE(\theta) = \frac{1}{\theta^2 - \theta} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^\theta - 1 \right]$$

ここで  $n$  は人口、 $y_i$  は個人  $i$  のアウトカム（所得格差の文脈では所得、学力格差の文脈では成績等）、 $\mu$  はアウトカムの平均値、 $\theta$  は特定の値をとるパラメータである。GE は  $\theta$  が 2 の時に平方変動係数の半分、1 の時にタイル指数、0 の時に平均対数偏差、 $-1$  の時にエントロピー指数となる。いずれの場合でも、全体の格差に占めるサブ・グループ間格差の割合 ( $I_{between}/I_{total}$ ) を求めることにより、同格差の程度を定量化することができる。

本稿では、この分解分析として次の 3 種類のグループ間格差を検討した。すなわち個人属性に関する男女間格差、学校属性に関する校種間格差、また地域属性に関する農村・都市間格差である。まず男女間格差については、先述の通り国際的には理科と算数の成績は女兒の方が低い傾向にあることが知られているため（Mullis et al. 2012）、バングラデシュでも同様の結果となるか検証する。校種間格差については、新たに公立化されたばかりの新政府校のパフォーマンスがどれほど他の校種と乖離しているかが焦点となる。また他国で確認されているような農村・都市間の教育格差がバングラデシュでどれほど生じているかを検証する（Wu 2011; Agrawal 2014）。

第二の要素分解分析とは、何らかのアウトカムを構成する諸要素（例えば総所得を構成する労働所得や移転所得等）のうち、各構成要素の格差が全体格差の何パーセントを占めるかを定量的に把握する方法である。具体的には、アウトカムが  $M$  種類の要素で構成される場合（すなわち  $y = \sum_{m=1}^M y^m$ ）、次式で示される各構成要素の格差ウェイト（the component inequality weight）を求める。

$$s_m(y) = cov[y^m, y] / \sigma^2(y)$$

ここで  $cov[y^m, y]$  はアウトカム  $y$  とその構成要素  $y^m$  との共分散、 $\sigma^2(y)$  は  $y$  の分散である。このウェイトを用いることにより、任意の格差指標  $I$  について各構成要素の絶対的な寄与度は  $S_m = s_m I$  となる（Shorrocks 1982）。例えば児童のスコアの文脈においては、ある科目の試験が知識を問う問題群と思考力を問う問題群で構成されている場合、それらを要素分解することで各群の格差への寄与度を測ることができるが、本稿ではこの手法自体は用いない。

以上の回帰分析を用いない分解分析は、基礎的な記述統計として格差の要因を把握する上で有用である一方、あるアウトカムに影響を与えうる様々な要因（例えば所得に影響を与える年齢、性別、学歴、職歴、業種、就業地域など）が同アウトカムの格差にどれほど影響を与えるかを同時に明らかにすることはできない。そこで考案されたのが「回帰分析に基づく分解分析（Regression-Based Decomposition Analysis）」である。Fields(2003)に基づく同手法では、まず次式のような一般的な回帰モデルを想定する。

$$y_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} X_{ik} + \varepsilon_i$$

ここで $y_i$ は上記同様に個人 $i$ のアウトカム、 $\alpha$ は定数項、 $X$ 及び $\beta$ は $K$ 個の説明変数とその係数、 $\varepsilon$ は誤差項を示す。最小二乗法によって推定された各パラメータを用いると次式を得る。

$$y_i = \hat{\alpha} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{ik} X_{ik} + \hat{\varepsilon}_i = \hat{\alpha} + \sum_{k=1}^K \hat{Z}_{ik} + \hat{\varepsilon}_i$$

すなわちアウトカムは、定数項の推定量 $\hat{\alpha}$ と $K$ 個の説明変数と係数の積（ $\hat{Z}_{ik} = \hat{\beta}_{ik} X_{ik}$ ）、そして残差 $\hat{\varepsilon}_i$ の総和として示すことができる。つまり各項をアウトカムの構成要素と見做すことにより、上記の要素分解分析と同じ手続きで諸要因の全体格差への寄与度を測ることが可能となる。

なお、定数項の推定量 $\hat{\alpha}$ は全個人で同じであるため、その格差への寄与度は $0$ となる。より重要な点は構成要素に含まれる残差 $\hat{\varepsilon}_i$ の存在であり、決定係数が低い場合は格差要因の多くの割合がこの説明不可能な残差の影響となる。実際のアウトカム $y$ ではなく予測値 $\hat{y}$ を用いて格差ウェイトを計算することで残差の影響を無視する方法もあるが（Fields 2003）、そもそも格差が複雑な要因で生じているという現実を踏まえれば、特定の説明変数によって「どれほど格差要因を説明できないか」を定量的に明示することにも価値がある（Morduch and Sicular 2002）。そのため本稿では残差の寄与度も含めた分析を行う。

### 3. 分析結果

#### (1) 記述統計及びサブ・グループ分解分析

まず各科目のスコアに関する記述統計と分布を表 1 と図 1 に示す。また各スコアについて、ジニ係数に加えて一般化エントロピー指数の族に含まれる 3 つの格差指標（タイル指数、平均対数偏差、平方変動係数）を表 2 にまとめた。この結果によれば算数のスコアの格差が相対的に大きく、理科及び両科目の合計点の格差はほぼ同程度となっている。

表 1 各科目のスコアに関する記述統計

科目	N	平均点	標準偏差	最低点	最高点
算数	9,476	8.1	3.2	0	15
理科	9,476	10.1	3.0	0	18
合計	9,476	18.2	5.4	0	32

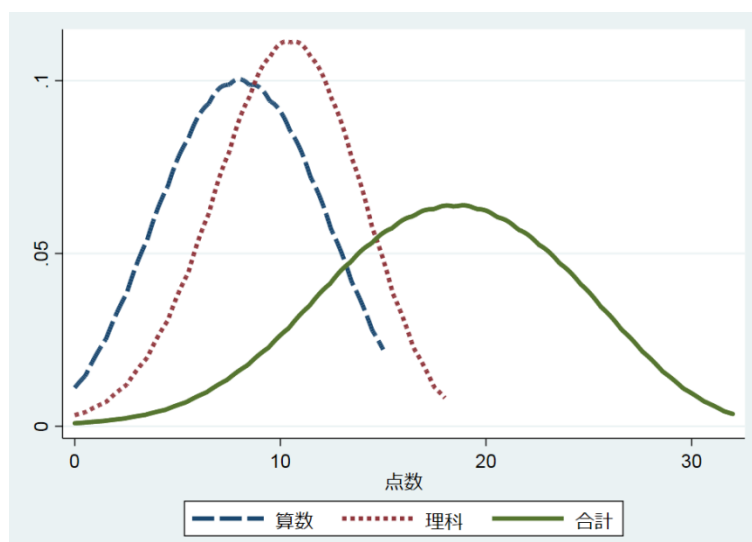


図 1 各科目のスコアに関するカーネル密度関数

表 2 各科目のスコアに関する格差指標

科目	ジニ係数	タイル指数	平均対数 偏差	平方変動 係数
算数	0.223	0.079	0.093	0.153
理科	0.163	0.045	0.054	0.085
合計	0.169	0.047	0.055	0.089

次に、サブ・グループ分解分析に関する記述統計を示したものが表 3 である。ここでは、個人属性における性別（男女別）、学校属性における校種（4 種類）、地域属性における農村・都市別という 3 種類の代表的なグループ分けを行った。まず男女別に関しては、どちらの科目でも平均点及びグループ内格差に大きな違いは認められない。校種別では、どちらの科目でも URC モデル校と PTI 実験校の平均点が高く、同時にグループ内格差も他の校種に比べて小さいことが分かる。逆に、最も平均点が低い上にグループ内格差が最も大きいのは新政府校であった。また農村・都市別では、どちらの科目でも平均点及びグループ内格差に大きな違いはない。

以上の結果は、サブ・グループ分解分析の結果を示した表 4 でも確認できる。すなわち、男女別及び農村・都市別のサブ・グループ間格差が全体格差に占める割合は極めて小さく、1%未満にすぎない。他方で校種別のサブ・グループ間格差は、算数と理科の学力格差の 8%、両科目を合計した学力格差の 10%を占めている。なお地域属性に関しては、農村と都市の違いが学力格差に影響を与えていない一方、郡レベルで学力に大きな差が生じている可能性もある。よって追加的に本調査の対象となった 70 郡をサブ・グループとした分析を行った結果、同サブ・グループ間格差は合計点に関する全体格差の 13%を占めていた。つまり地域属性としては、農村・都市の区別よりも細かい郡レベルで分析した方が格差の要因を捉えやすいため、次節の回帰分析においても各郡のダミー変数を含めることで地域属性の寄与度を推定する。

表 3 サブ・グループ別の平均スコア及びグループ内格差

グループ	サンプル 割合	算数				理科				合計			
		平均点	グループ 内格差		平均点	グループ 内格差		平均点	グループ 内格差				
男女別													
男子	<div></div> 0.45	<div></div> 8.3	<div></div> 0.079	<div></div> 10.2	<div></div> 0.046	<div></div> 18.4	<div></div> 0.048						
女子	<div></div> 0.55	<div></div> 8.0	<div></div> 0.078	<div></div> 10.2	<div></div> 0.044	<div></div> 18.1	<div></div> 0.046						
校種別													
政府校	<div></div> 0.26	<div></div> 7.6	<div></div> 0.088	<div></div> 9.5	<div></div> 0.054	<div></div> 16.9	<div></div> 0.055						
モデル校	<div></div> 0.50	<div></div> 8.7	<div></div> 0.062	<div></div> 10.8	<div></div> 0.035	<div></div> 19.4	<div></div> 0.036						
新政府校	<div></div> 0.15	<div></div> 6.5	<div></div> 0.109	<div></div> 8.7	<div></div> 0.057	<div></div> 15.1	<div></div> 0.059						
PTI校	<div></div> 0.09	<div></div> 9.3	<div></div> 0.048	<div></div> 11.3	<div></div> 0.024	<div></div> 20.5	<div></div> 0.024						
地域別													
農村	<div></div> 0.45	<div></div> 8.0	<div></div> 0.081	<div></div> 10.1	<div></div> 0.046	<div></div> 18.1	<div></div> 0.048						
都市	<div></div> 0.55	<div></div> 8.2	<div></div> 0.076	<div></div> 10.2	<div></div> 0.044	<div></div> 18.4	<div></div> 0.046						

表 4 学力格差全体に占めるサブ・グループ間格差の割合（％）

グループ	算数	理科	合計
男女別	0.3	0.0	0.1
校種別	7.8	8.1	10.3
地域別：農村・都市別	0.2	0.0	0.1
地域別：郡別	11.9	11.5	12.9

## (2) 回帰分析に基づく分解分析

回帰分析に用いる説明変数の記述統計は表 5 の通りである。特徴的な項目のみ指摘すると、まず個人属性としては理科と算数を「好きな科目」に挙げた児童の割合はそれぞれ 9%と 35%、「誤答が怖い科目」に挙げた割合はそれぞれ 22%と 26%であった。また「教科書の所有状況」は、単純に「教科書を持っているか」を尋ねている項目であるが、92%が所有していると回答している。しかしバングラデシュ初等教育においては教科書が全員に無償配布されているため、残りの 8%の児童については何らかの理由で配布されなかったのか、教科書を汚損・紛失してしまったのか、あるいは調査日に偶然持参し忘れただけなのかは判然としない。世帯属性については、兄弟姉妹の中で初等・中等教育の学齢期にも関わらず登校していない児童の存在（「不登校児の存在」）が 14%、世帯内で高校卒業以上の学歴を持っている人員の存在（「高校卒業者の存在」）が 47%であった。

学校属性については、教員の女性割合が比較的高い（平均 76%）。理科と算数の教授法に関する試験のスコア（1 科目 15 点）は合計点を学校レベルで平均化しているが、最低が 3.5 点、最高が 11.3 点と全体的に低い成績である上にバラつきも大きい。またカリキュラム改訂に伴う新指導書（教員用ガイドブック）の配布は 22%の学校で未達であった。様々なステークホルダーとの連携状況に関する変数は各カテゴリで集計し指数化しているが、「教員間の連携」及び「保護者との連携」で 0.8 を超える相対的に高い数値となっている。



表 5 説明変数の記述統計

	説明変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
個人属性	女兒	0/1	0.55	0.50	0	1
	好きな科目：理科	0/1	0.09	0.29	0	1
	好きな科目：算数	0/1	0.35	0.48	0	1
	誤答が怖い科目：理科	0/1	0.22	0.42	0	1
	誤答が怖い科目：算数	0/1	0.26	0.44	0	1
	教科書の所有	0/1	0.92	0.27	0	1
	自宅での学習時間	時間	2.10	1.78	0	7
世帯属性	同居世帯人員数	人数	6.12	4.41	0	20
	兄・姉の存在	0/1	0.60	0.49	0	1
	弟・妹の存在	0/1	0.62	0.49	0	1
	父との同居	0/1	0.69	0.46	0	1
	母との同居	0/1	0.84	0.37	0	1
	不登校児の存在	0/1	0.14	0.35	0	1
	高校卒業者の存在	0/1	0.47	0.50	0	1
	新聞の購読	0/1	0.54	0.50	0	1
	書籍の所有	0/1	0.90	0.29	0	1
	家電製品の所有	指数	0.37	0.25	0	1
	家畜の所有	指数	0.23	0.17	0	1
	車両の所有	指数	0.25	0.17	0	1
学校属性	教員の女性割合	割合	0.76	0.23	0	1
	教員の平均年齢	年齢	39.66	4.02	28.8	55.7
	教員の修士号保有割合	割合	0.39	0.24	0	1
	教員の平均試験スコア	点数	8.83	0.96	3.5	11.3
	新指導書の使用	0/1	0.78	0.34	0	1
	教員間の連携	指数	0.80	0.08	0.3	1
	専門家との連携	指数	0.65	0.29	0	1
	行政官との連携	指数	0.64	0.37	0	1
	保護者との連携	指数	0.85	0.16	0	1
	政府校	0/1	0.26	0.44	0	1
	URCモデル校	0/1	0.50	0.50	0	1
	新政府校	0/1	0.15	0.36	0	1
	PTI実験校	0/1	0.09	0.29	0	1

注：「0/1」は0または1の値をとるダミー変数を示す。

次に回帰分析の結果を表 6 に示した<sup>8</sup>。本結果の被説明変数は算数、理科、及び両科目の合計得点を標準化したスコアである。また地域属性に関しては郡レベルの固定効果を説明変数に含めているが、それらの係数は同表から省略している。

まず個人属性では、女兒の場合あるいは「誤答が怖い科目」として理科あるいは算数を挙げた場合に両科目のスコアが低くなるが、逆に理科と算数が「好きな科目」である場合

<sup>8</sup> なお上記の説明変数を包括的に含めた結果、特に学校属性に関して欠損値が生じたため回帰分析におけるサンプルサイズは 9,088 に減少している。ただし欠損値の多い説明変数を除外して、サンプルサイズを減らさずに推計したとしても、本分析の主要な結果（各重要因の学力格差への寄与度）に大きな違いは生じない。

にスコアは高くなる傾向にある。また教科書の所有と自宅での学習時間もスコアと正の相関関係にある。

次に世帯属性では、書籍や家電製品、車両の所有が相対的に大きな正の係数となっており、世帯の経済的な豊かさと児童のスコアとの正の相関が確認できる。逆に「家畜の所有」が負の係数となっているのは、それが相対的に低所得の農家であることを示す代理変数として機能しているためと考えられる。

学校属性に関して、最も大きな正の相関が確認されたのは「保護者との連携」であった。また教員の平均試験スコアについては、算数のスコアのみに対し軽微な正相関が確認されるのみである。「教員間の連携」や「行政官との連携」が一部で負の係数となっている原因は明らかではないが、児童の成績の悪い学校ほどその対策のために教師間や行政官との連携を強化する傾向にあるという逆の因果関係を反映している可能性もある。また校種別では、URC モデル校に比べて PTI 実験校はスコアが高く、逆に新政府校で低いという結果が得られた。

表 6 各科目のスコアに関する回帰分析（最小二乗法）の結果

説明変数				説明変数						
		算数	理科	合計			算数	理科	合計	
個人属性	女児	-0.125*** (0.018)	-0.028 (0.018)	-0.088*** (0.017)	学校属性	教員の女性割合	0.080 (0.059)	-0.228*** (0.061)	-0.078 (0.059)	
	好きな科目：理科	0.132*** (0.031)	0.166*** (0.028)	0.167*** (0.028)		教員の平均年齢	0.016*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.016*** (0.003)	
	好きな科目：算数	0.102*** (0.019)	0.076*** (0.019)	0.100*** (0.018)		教員の修士号保有割合	0.069 (0.067)	0.157* (0.068)	0.126 (0.065)	
	誤答が怖い科目：理科	-0.093*** (0.024)	-0.108*** (0.024)	-0.113*** (0.023)		教員の平均試験スコア	0.036** (0.014)	-0.016 (0.013)	0.012 (0.013)	
	誤答が怖い科目：算数	-0.035 (0.023)	-0.045 (0.023)	-0.045* (0.022)		新指導書の使用	0.187*** (0.048)	0.064 (0.048)	0.143** (0.046)	
	教科書の所有	0.360*** (0.033)	0.394*** (0.036)	0.424*** (0.033)		教員間の連携	-0.400* (0.158)	-0.307 (0.161)	-0.400** (0.152)	
	自宅での学習時間	0.056*** (0.005)	0.055*** (0.005)	0.063*** (0.005)		専門家との連携	0.322*** (0.062)	-0.063 (0.063)	0.153** (0.058)	
	世帯属性	同居世帯人員数	-0.016*** (0.002)	-0.026*** (0.002)	-0.023*** (0.002)		行政官との連携	-0.098* (0.042)	0.051 (0.043)	-0.029 (0.040)
		兄・姉の存在	0.014 (0.018)	-0.004 (0.019)	0.006 (0.018)		保護者との連携	0.878*** (0.085)	0.676*** (0.086)	0.879*** (0.083)
		弟・妹の存在	-0.004 (0.019)	0.041* (0.019)	0.020 (0.018)		政府校	0.035 (0.038)	-0.187*** (0.038)	-0.082* (0.036)
父との同居		0.003 (0.020)	0.031 (0.020)	0.019 (0.019)		新政府校	-0.322*** (0.042)	-0.483*** (0.043)	-0.450*** (0.041)	
母との同居		0.022 (0.026)	0.060* (0.027)	0.045 (0.025)		PTI実験校	0.231*** (0.052)	0.078 (0.051)	0.177*** (0.049)	
不登校児の存在		-0.102*** (0.025)	-0.065* (0.026)	-0.095*** (0.025)	定数項		-2.959*** (0.382)	-1.633*** (0.345)	-2.609*** (0.358)	
高校卒業者の存在		0.085*** (0.018)	0.048** (0.018)	0.076*** (0.017)	郡固定効果		有り	有り	有り	
新聞の購読		0.026 (0.019)	0.014 (0.018)	0.023 (0.018)	N		9088	9088	9088	
書籍の所有		0.162*** (0.033)	0.262*** (0.035)	0.237*** (0.033)	R2		0.325	0.326	0.384	
家電製品の所有		0.630*** (0.042)	0.540*** (0.042)	0.660*** (0.040)	注：本表は各科目及び合計の標準化スコアを被説明変数とした最小二乗法の結果であり、括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。校種を示すダミー変数（政府校、新政府校、PTI実験校）のベース・カテゴリはURCモデル校である。統計的有意水準はそれぞれ5%(*)、1%(**), 及び0.1%(***)。					
家畜の所有	-0.178** (0.055)	-0.126* (0.057)	-0.172** (0.053)							
車両の所有	0.174** (0.061)	0.134* (0.064)	0.174** (0.060)							

以上の回帰分析の結果に基づき、個人・世帯・学校属性の個別変数に関する全体格差への寄与度（％）を推計した結果が表 7 である。いずれの科目でも同様の結果が得られているため、ここでは主に両科目の合計点の格差に対する寄与度を確認する。

まず個人属性では「教科書の所有」と「自宅での学習時間」の寄与度が大きく、合せて全体格差の 5%程度を占めている。次に世帯属性では、世帯の豊かさを示す「家電製品の所有」が 5.5%と大きく、次いで「同居世帯人員数」（2.3%）と「書籍の所有」（1.5%）も相対的に大きな割合を占めている。最後に学校属性においては「保護者との連携」（3%）と「新政府校」（4.3%）の影響が強い。

表 7 学力格差に占める個別変数の寄与度の割合（％）

説明変数		算数	理科	合計
個人属性	女兒	0.36	0.01	0.17
	好きな科目：理科	0.15	0.30	0.28
	好きな科目：算数	0.54	0.33	0.55
	誤答が怖い科目：理科	0.38	0.42	0.50
	誤答が怖い科目：算数	0.13	0.15	0.17
	教科書の所有	1.62	2.23	2.41
	自宅での学習時間	1.74	2.17	2.47
世帯属性	同居世帯人員数	1.07	2.81	2.29
	兄・姉の存在	0.01	0.00	0.00
	弟・妹の存在	0.00	0.05	0.02
	父との同居	0.00	0.07	0.04
	母との同居	0.06	0.26	0.17
	不登校児の存在	0.22	0.09	0.19
	高校卒業者の存在	0.51	0.26	0.49
	新聞の購読	0.16	0.07	0.14
	書籍の所有	0.77	1.67	1.47
	家電製品の所有	4.68	4.03	5.53
	家畜の所有	0.09	0.01	0.06
	車両の所有	0.40	0.33	0.46
	教員の女性割合	0.12	-0.31	-0.13
	教員の平均年齢	0.78	0.53	0.83
学校属性	教員の修士号保有割合	0.28	0.69	0.59
	教員の平均試験スコア	0.18	-0.02	0.05
	新指導書の使用	0.63	0.28	0.62
	教員間の連携	-0.01	0.10	0.07
	専門家との連携	1.72	-0.24	0.79
	行政官との連携	-0.41	0.23	-0.14
	保護者との連携	3.11	1.64	2.97
	政府校	-0.15	1.18	0.49
	新政府校	2.79	3.96	4.27
	PTI実験校	0.83	0.27	0.70

なお寄与度の大きかった「教科書の所有」、「自宅での学習時間」、「書籍の所有」、「保護者との連携」という4つの変数は、いずれも保護者の関与あるいはその影響を大きく受けている可能性がある。そこでこれらの変数の相関関係を見ると（表8）、「保護者との連携」と「教科書の所有」の関係のみを除いて統計的に有意な正の相関関係が確認された。また「保護者の連携」と「自宅での勉強時間」及び「書籍の所有」の関係を図示した図2からも示唆されるように、保護者の関与が強い学校の児童ほど自宅学習の時間が長く、書籍の所有率も高い。ここでは相関関係を指摘できるのみだが、これらの学力格差の強い要因が保護者の関与という点で関連していることは指摘できよう。

表8 保護者の関与に関連する変数の相関係数

	保護者との連携	教科書の所有	自宅での学習時間
保護者との連携			
教科書の所有	0.0077		
自宅での学習時間	0.0598***	0.1458***	
書籍の所有	0.0679***	0.1378***	0.1560***

注：統計的有意水準は1% (\*\*\*)。

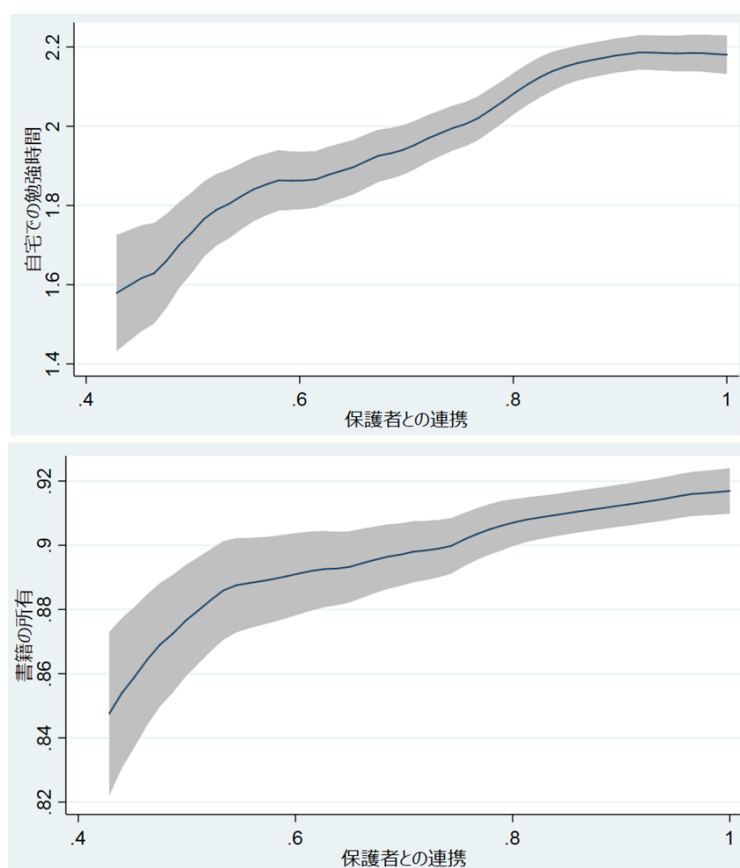


図2 「保護者の連携」と「自宅での勉強時間」及び「書籍の所有」の関係<sup>9</sup>

<sup>9</sup> 同図は2つの変数間の関係を示す kernel-weighted local polynomial regression を用いた平滑化曲線であり、網掛け部分は95%信頼区間を示す。

以上の個別変数の寄与度を個人・世帯・学校レベルにそれぞれ集計し、他の地域属性と残差も含めた分解分析の結果を表 9 に示した。科目によって結果はやや異なるが、まず全体格差のうち大部分を占める 62～68% が説明不可能な残差の分となっている。これは先の回帰分析において決定係数（R<sup>2</sup>）が 0.32～0.38 であったことに対応している。残差に関する課題については次節で詳述するが、この決定係数自体は他の先行研究に比べて必ずしも低い水準ではない<sup>10</sup>。

残りの 32～38% については本稿が用いた変数によって説明可能な部分であり、そのうち個人属性が 5～7%、世帯属性と学校属性がともに 8～11%、地域属性が 9～10% となっている。つまり本分析で説明可能な範囲においては、学力格差の要因としては個人属性の割合がやや低い一方、世帯、学校、地域それぞれの属性の割合がほぼ同程度となった。

表 9 学力格差に占める各カテゴリの寄与度の割合（%）

説明変数	算数	理科	合計
個人属性	4.92	5.61	6.55
世帯属性	7.97	9.65	10.86
学校属性	9.87	8.31	11.11
地域属性	9.70	9.00	9.90
残差	67.55	67.43	61.58
計	100.00	100.00	100.00

#### 4. 結論及び議論

本稿ではバングラデシュ初等教育における理数科の学力格差の要因を探るべく、全国規模の小学校調査のデータを用いてサブ・グループ分解分析及び回帰分析に基づく分解分析を行った。分析の結果、まずサブ・グループ分解分析では個人属性としての男女間格差や地域属性としての農村・都市間格差は極めて軽微である一方、学校属性としての 4 種類の校種間格差が相対的に大きいことが判明した。また回帰分析に基づく分解分析の結果、学力格差の要因としては個人属性が約 6%、世帯属性、学校属性、地域属性がそれぞれ 10% 前後で寄与していた。他方で学力格差の 60% 超は説明不可能な部分（残差）として残されており、学力格差の要因の複雑さを示す結果ともなった。

政策的含意として、理数科の学力格差を縮小させるために個人、世帯、学校、地域のどのレベルに焦点を当てた介入を行うべきかについては、それぞれの寄与度に大きな違いが認められないため優先度は付け難い。むしろ各レベルにおいて、格差への寄与度の高い個別要因に着目した施策を検討すべきと考えられる。

まず個人属性に関しては、男女間格差を埋めるための現状以上の対策は優先度が低い一方、教科書の所有状況に関してはより詳しく調べて対策を練る必要がある。先述の通り本調査の質問項目のみでは、「教科書を所有していない」と回答した 8% の児童が何らかの理

<sup>10</sup> 例えば Lee and Bowen (2006) では全ての説明変数を用いた推計の決定係数は 0.38 である。

由で実際に配布されなかったのか、教科書を汚損・紛失してしまったのか、あるいは調査日に偶然持参し忘れただけなのかは判然としない。より詳細な調査の結果、教科書の配布の不備や紛失状態の放置などが確認される場合は再配布などの対策が求められる。

また世帯属性においては経済的豊かさ（家電製品の所有）が学力格差に大きく寄与していることから、低所得世帯の児童に対するサポートの拡充も有効と考えられる。また学校属性では新政府校が大きな格差要因となっているが、同校は他の校種に比べ理数科の平均点が低いのみならずサブ・グループ内の学力格差が大きい。すでに新政府校を対象とした支援プログラムは実施されているが<sup>11</sup>、引き続き更なる支援を検討すべきと考えられる。

また特に注目すべき点として、「保護者との連携」が学校レベルで重要な要因となっていることが挙げられる。これは、保護者の学校活動への参加（PTA や学校イベントへの参加、学校・クラス活動でのボランティア等）が児童のスコアに大きな正の影響をもたらすことを示した Lee and Bowen (2006)と整合的な結果である。他国の先行研究でも学校運営委員会（SMC：School Management Committees）や Parents and Teachers Association（PTA）を通じた保護者の関与が児童の就学や成績に正の影響を与えることが確認されている（Jimenez and Sawada 2013; Kozuka et al. 2016）。また本稿の結果において他に影響の強かった個人属性の「自宅での学習時間」や世帯属性の「書籍の所有」などの要因も、「保護者との連携」と正の相関関係にあることが確認された。この意味で、特に保護者を巻き込んで学力格差の解消に向けた取り組みを実施していくことが重要と考えられる。

最後に、学力格差の要因のうち 60%超は説明不可能な部分（残差）となっている点は本分析の大きな制約である一方、以上の説明変数では十分に学力格差を説明しきれないことを示す上で有益である。本分析で欠落している重要な変数としては、個人属性では認知・非認知能力、世帯属性では詳細な経済状況及び世帯員の学歴や能力、学校属性では様々な教育設備の整備状況などが考えられる。今後は可能な限りそれらの項目も含めた調査・分析を行い、説明不可能な部分を解き明かすことが課題と言える。

## 参考文献

- ・ Agrawal, T. (2014). Educational inequality in rural and urban India. *International Journal of Educational Development*, 34, 11-19.
- ・ Alam, G. M. (2009). The role of science and technology education at network age population for sustainable development of Bangladesh through human resource advancement. *Scientific Research and Essays*, 4(11), 1260-1270.
- ・ Cowell, F. A., & Fiorio, C. V. (2011). Inequality decompositions—a reconciliation. *The Journal of Economic Inequality*, 9(4), 509-528.
- ・ Duraisamy, P., James, E., Lane, J., & Tan, J. P. (1998). Is there a quantity–quality trade-off as pupil–teacher ratios increase? Evidence from Tamil Nadu, India. *International Journal of Educational Development*, 18(5), 367-383.

---

<sup>11</sup> 例えば米国国際開発庁（USAID）の支援に基づき 2013 年から実施されている Bangladesh Newly Nationalized Public Schools READ Program などが挙げられる。

- Fields, G. S. (2003). Accounting for income inequality and its change: A new method, with application to the distribution of earnings in the United States. In *Worker well-being and public policy* (pp. 1-38). Emerald Group Publishing Limited.
- Government of Bangladesh, General Economics Division (2015) *Millennium Development Goals: Bangladesh Progress Report 2015*.
- Government of Bangladesh, Ministry of Primary and Mass Education (2016a) *Bangladesh Primary Education Annual Sector Performance Report 2016*.
- Government of Bangladesh, Ministry of Primary and Mass Education (2016b) *The National Student Assessment 2015 (Grade 3 and 5)*.
- Japan International Cooperation Agency (2017) *JICA Support Program for Strengthening the Capacity of Teacher Training in Primary Teachers Training Institutes to Improve Classroom Teaching under Component 1 of PEDP3: Impact Survey Report (No. 4)*.
- Jimenez, E., & Sawada, Y. (2013). Does community management help keep children in schools? evidence using panel data from El Salvador's EDUCO program. *Economic Development and Cultural Change*, 62(2), 307-338.
- Kozuka, E., Sawada, Y., & Todo, Y. (2016). How Can Community Participation Improve Educational Outcomes? Experimental Evidence from a School-Based Management Project in Burkina Faso. JICA-RI Working Paper (No. 112).
- Lee, J. S., & Bowen, N. K. (2006). Parent involvement, cultural capital, and the achievement gap among elementary school children. *American Educational Research Journal*, 43(2), 193-218.
- Morduch, J., & Sicular, T. (2002). Rethinking inequality decomposition, with evidence from rural China. *The Economic Journal*, 112(476), 93-106.
- Mullis, I. V., Martin, M. O., Foy, P., & Arora, A. (2012). *TIMSS 2011 international results in mathematics. International Association for the Evaluation of Educational Achievement*. Herengracht 487, Amsterdam, 1017 BT, The Netherlands.
- Sen A. (1992) *Inequality Reexamined*. Oxford: Oxford University Press.
- Shorrocks, A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 193-211.
- Shorrocks, A. F. (1984). Inequality decomposition by population subgroups. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1369-1385.
- Wu, X. (2011). The household registration system and rural-urban educational inequality in contemporary China. *Chinese Sociological Review*, 44(2), 31-51.