

成長曲線モデルを用いた学力格差の 連鎖・蓄積への一考察

— 実感と測定 —

中西啓喜

キーワード：格差の連鎖・蓄積，パネルデータ，成長曲線モデル，
小中学生，方法論

1. 問題関心

本稿では、小4から中1までの4時点の学力パネルデータを分析することによって、教育における格差の連鎖・蓄積（DiPrete and Eirich 2006, 石田 2017）という視点から日本の学力格差の様相を検討する。

格差の連鎖・蓄積は、一般にいう「富める者はますます富み、貧しい者はますます貧しくなる」という格言を概念化したものである。端的に言えば、個人の人生の初期（あるいは以前）における有利さ・不利さがその後のライフコースに継続的に影響を与え続けるという現象を社会的にとらえる考え方である。教育における格差の連鎖・蓄積の研究は、マタイ効果（Matthew effect）（Merton 1968, 1988）の検証を含め、海外では一定の蓄積がある¹⁾。

1) マタイ効果は、R. Merton (1968, 1988) が、研究者の初期的業績が優位であればその後のキャリアも優位に進んでいくという様相を概念化したものである。これは、聖書のマタイ伝にある格言に由来する。本稿では、田川建三（2008）の訳書を参照した。

マタイ 25 章 29 「すなわち、持っている者には誰でも与えられ、ますます豊か

Walberg and Tsai (1983) は、1977年にNAEP (National Assessment of Educational Progress) で調査された26歳から35歳を対象とした分析から、早期の教育経験が成長後の教育活動を活発にしたり教育への動機づけを高めたりすることを指摘している。

ただし、不平等の蓄積の実証研究ということになると、一時点のクロスセクションデータから分析するのは限界があり、パネルデータを用いた分析が主流である。Shaywitz, et. al (1995) では、幼稚園児を7年間縦断的に追跡調査したコネチカット縦断調査 (Connecticut Longitudinal Study) のデータから、IQについて弱い不平等の連鎖・蓄積が認められるものの読解能力については連鎖・蓄積を支持するエビデンスは見られないとしている。

一方で、Schneider and Linberg (2022) は、格差の連鎖・蓄積の両理論的枠組みからドイツ全国教育パネル調査 (German National Educational Panel Study) のデータを成長曲線モデルで分析し、子どもの語彙力における社会階層格差が年齢とともに拡大することを明らかにしている。

教育格差の連鎖・蓄積は、我々の経験と照らし合わせると納得できるのだが、実証研究ということになると、上記のようにはしばしば知見が一貫しない。これには実証研究における“測定”の問題を多分に含む。松村一志 (2021) によれば、測定とは、我々の肌感覚の記述と報告から始まり、次第に研究対象に目盛りを与え、誤差を勘案した数値が表示されるというプロセスを経るという (松村 2021 : 277-278)。実際、我々の経験的な肌感覚としては、初期的な学力のつまずきはその後の学習にもネガティブな影響を与えるはずだが、実証研究が必ずしも我々の感覚を反映するとは限らない。

こうした研究経緯を踏まえ、本稿では、日本での既存の学力パネルデータ研究を検討し新たに分析することで、日本社会における学力格差の連鎖・蓄積の様相を再検討する。

になる。持っていない者からは、その持っているものまで取り去られるのである」(田川訳書 2008 : 113)。

2. 先行研究のレビューと課題の検討

2.1. 日本の学力格差研究のレビュー

近年、日本の教育社会学の学力格差研究では、児童生徒個人々人を追跡したパネルデータの分析が進んでいる。ここでは、中西（2017）、数実（2017）、川口ほか（2019）、松岡（2022）の4つの社会学的研究を取り上げ、日本の学力格差パネル研究の課題を検討していく。

現在では、数多の学力調査が実施されている。研究者が独自調査から入手した学力データもあるが、PISA（Programme for International Student Assessment）、TIMSS（Trends in International Mathematics and Science Study）、文部科学省の全国学力・学習状況調査（全国学テ）など研究者がアクセス可能なものも多い。しかし、かつては研究者が容易にアクセスできるような学力データは日本にほとんど存在しておらず（耳塚 2007）、学力が社会問題として本格的に認識され出したのは2000年頃からであり、全国学テが始まったのも2007年である。このように学力調査が整備されていった頃を、荻谷・志水（2004）は「学力調査の時代」と呼んだ。

「学力調査の時代」を経て日本の学力格差の実態が明らかになると、次第に学力格差研究者はパネルデータを用いるようになった。パネルデータは時間という情報が含まれるため、高度な分析モデル（例えば、計量経済学における固定効果モデルや操作変数法など）を用いれば、学力格差の形成メカニズムについて「相関関係」ではなく「因果関係」を示しやすくなる（石田 2012、中室 2015）。また、教育は発達のプロセスであるため、一時点のデータから教育を議論することには限界がある。そこでパネルデータを利用すれば、(1) 学力格差がいつから発生するのか、(2) 子どもの成長とともに格差はどのように変化するのか、(3) なぜ格差が維持されるのか、という3点についての議論が可能となる。

先に挙げた4つの研究（中西 2017、数実 2017、川口ほか 2019、松岡

2022)は、知見は概ね一致している。しかし、(1) 研究の力点、(2) 変数の測定方法、(3) 分析対象学年、(4) 調査地域、(5) 分析手法などが異なるため若干の違いがある。とりわけ、学力格差が学年の上昇とともに「拡大する」のか「変わらない」のかでやや異なる知見が提示されている。

人々の行動・意識・態度を測定して経験的に知識を得る研究スタイルを実証研究と呼ぶ。これは自然と人間社会を同じようにとらえ、自然科学と同じような科学的アプローチで人間社会を認識できるという実証主義 (positivism) の立場に依拠した研究スタイルである。そして、そのスタイルは、社会学者は社会現象間の因果関係を学術的理論に基づいて仮説を作り、データを用いてそれを検証・実証することができ、またそう務めるべきだというものである (野村 2017: 15-20)。富永健一 (1993: 100-101) は、実証主義の特徴を以下の6点に整理する²⁾。

- (1) 客観主義：誰が見ても、個人差なく同一の結論に達するような形で客観的に諸現象をとらえるべきだという前提
- (2) 経験主義：経験的に検証可能な仮説的命題を、観察や測定により検証するという科学的手続きを通じて、普遍的な知見を生み出すことを目的
- (3) 経験と論理の二元性：経験主義に加え、一般化の道具としてアприオリな推理規則 (論理学・数学・統計学など) も重視する
- (4) 測定とデータ処理の科学的手続きの重視：命題を経験的に検証することを重視するため、測定や量的データを重んじる
- (5) 事実判断と価値判断の分離が可能
- (6) 科学一元論：科学的方法は、最終的にはひとつだと考える

しかし物理学などのハードサイエンスとは違って、社会科学における実証研究はそれほど科学一元論を強く仮定することは難しい。学力格差パネル研

2) 野村康 (2017) の実証主義の解説も同時に参照している。

究を例に考えてみても、(1) 研究の力点、(2) 変数の測定方法、(3) 分析対象学年、(4) 調査地域、(5) 分析手法などが異なれば知見が完全に一貫はしない。

こうした視点から4つの学力格差パネル研究(中西 2017, 数実 2017, 川口ほか 2019, 松岡 2022)について整理すると表1のようになる。むろん、そもそもの研究の力点に違いがあるため厳密に知見の相違点を羅列することが適当ではないかもしれない。ただ、4つの研究を比較すると、変数の測定方法、分析対象学年、調査地域、分析手法はどれひとつとして共通ではない。それゆえに、学力格差が学年の上昇とともに「拡大する」のか「変わらない」のかについて厳密に知見が更新されにくい。

2.2. どのように測定し、どのように分析するか

今では利用可能な学力データも増えてきたが、学力の測定はそれほど簡単ではない。「学力とは何か」という解釈や哲学的な観点(中内 1983, 岸本 1996)は置いておいたとしても、測定方法の技術的な問題が残る。学力は学習指導要領に照らし合わせて正答/誤答による達成度を測定するのが基本ではあるが、こうしたスタンスは古典的テスト理論(Classical Test Theory: CTT)と呼ばれる。それに対して、現代的テスト理論と呼ばれるスタンスには項目反応理論(Item Response Theory: IRT)がある。

CTTに含まれるCRT(Criterion Referenced Test)やNRT(Norm Referenced Test)は、学力測定の代表的なものとして知られている。CRTは「目標基準準拠テスト」であり、学習指導要領と照らし合わせた目標が達成されたか否かを判断しつつ、指導上の問題点の発見に重きが置かれる。一方、NRTは「教研式標準学力検査」で、こちらも学習指導要領に準拠しつつ、受験集団における相対評価に重きを置いた検査である³⁾。

3) 図書文化によるCRTおよびNRTについては以下のウェブサイトを参照した(いずれも2022年5月28日取得)。

<http://www.toshobunka.co.jp/examination/crt.php>

<http://www.toshobunka.co.jp/examination/nrt.php>

これら古典的テスト理論の欠点は、スコア変動の要因が、受験者の知能の影響なのかテスト難易度に起因するものなのかの弁別が困難なことにある。それに対し、IRTは、各テスト項目に対する反応が、潜在特性尺度（個人特有の性格や能力など）上に受験者を位置づけてその受験者の能力や特性の程度を表現する。その有用性について、豊田秀樹（2012）は、「異質な受験者が、異なる項目を、異なる日時に、異なる場所で受験したにもかかわらず、統一した処遇を受けることができる」（豊田 2012：24）と述べる。川口俊明（2020）が指摘するように、日本の学力調査はIRTの普及が手薄であり、これは日本の教育社会がクリアしていくべき課題であろう。

学力格差の分析は、学力の測定と同様に、利用可能な社会経済的地位（Socio-Economic Status：SES）についての情報入手も難しい。学齢児童生徒のSESは、子どもが親の学歴や収入などを正確に把握しているとは限らないため、保護者調査を実施してそこから情報が得られることが理想的である。しかし、保護者調査は実施そのものが困難なうえ、児童生徒の学力データとマッチングする際に個人情報への配慮が不可欠である。そのため、代わりになる変数として、児童生徒への質問紙調査への回答から得られた親学歴や生活習慣などの情報（中西 2017, 数実 2017）や、教育委員会や学校から提供された生活保護受給の有無（川口ほか 2019）をSES変数として分析することになる。

つまり、学力格差の分析は、学力とSESの両方の測定方法に曖昧さを含むため、得られる知見は完全には一致しにくい。さらにいえば、IRTで測定された学力を保護者調査から得られたSESで分析したとしても、表1にまとめたそれぞれの研究が完全に同一の条件での分析はないように、それが唯一の真理であると断定することはできない。研究活動は別の研究者がそれぞれの場所で行うものであるから完全な再現可能性をもつわけではない（松村 2021：285）。

もとより科学的知識の探求において唯一の真理の存在を想定すること自体

が間違いでもある。苫野一徳 (2022) が指摘するように、科学研究における知見やエビデンスは暫定的な仮説に過ぎないため追試によってたえず検証される必要がある。変数の設定や妥当性、信頼性、分析手法などは常に検証や反証され続けるべきである。もし科学的な知見・エビデンスを疑いようのない客観的真理だとして理解するなら、それは「神託」を信じるのと変わらない (苫野 2022 : 145)。

また近年では、すでにパブリッシュされた研究成果について別の第三者の研究者が確認のために検証する追試研究の価値が見直され始めている。これには、人文・社会科学分野の研究も自然科学と同程度の価値をもつには再現可能性を高めるべきだという背景があるためである (三浦 2015)。

こうした関心から、本稿では既存の学力パネル研究では実施されていない国語、算数・数学、社会、理科のNRTスコアを用いて、小中学生を跨いだ調査データの分析から学力格差研究の蓄積を目的とした分析を行う。

表 1. 既存の日本における学力格差パネル研究の比較表

	中西 (2017)	数実 (2017)	川口ほか (2019)	松岡 (2022)
題目	学力格差拡大の社会的研究	学力格差の維持・拡大メカニズムに関する実証的研究	項目反応理論と潜在クラス成長分析による自治体学力調査の再分析	進級しても変わらない格差
研究の力点	学力の個人内格差がどのように変化するのかを記述する	学力格差が存在することを前提に、個人内格差がどのように維持・拡大されるのかを説明する	学力の測定方法の再検討	学力 (および教育経験) の個人内格差がどのように変化するのかを記述する
学力の測定	研究会で独自に作成した算数・数学学力調査の正答率	CRTの算数・数学	自治体が実施する学力調査と全国学テの得点をアンカーテストを用いて事後等化した算数・数学 (IRT)	自治体が実施する学力調査と全国学テの得点をアンカーテストを用いて事後等化した算数・数学算数 (IRT) と偏差値化した国語
SESの測定	生徒調査票から得た親学歴	生徒調査票から得た家庭での生活にかんする変数を主成分分析した「文化階層」	就学援助受給の有無	保護者調査票から得た親学歴、家庭の所有物 (新聞を取っているか否か)
対象学年	6年間で3時点： 小3-小6-中3	4年間で4時点： 小3~小6	6年間で4時点： 小4-小6-中1-中3	3年間で3時点： 小4-小5-小6
調査地域	関東・東北	関西	西日本	西日本
分析手法	成長曲線モデル	パス解析 (交差遅れ効果モデル)	潜在クラス成長分析	記述的分析
変数レベルでの結果	学力の切片 (初期値) と傾き (変化) に対し両親大卒ダミーが統計的にプラスに有意	低学年時の学力には文化階層の影響が強いが、高学年の学力には生徒本人の学習態度の影響が強い	学力格差は4年生から観測され、変化の軌跡がグループ間で交わらず、低学力クラスほど就学援助を受けている割合が高い	SES間の学力の得点差が観測されない
学力格差の変化についての言及	学力格差は加齢とともに拡大する	SESに応じた学習態度を通じて学力格差が累積する	学力格差の拡大を示唆	学力格差は加齢とともに変化しない

3. データと方法

3.1. 調査とデータ

本稿で用いるのは、地方中核市（人口約35万人）の小中学校を対象として実施している調査から得られた学力パネルデータである⁴⁾。

分析対象は、2009年生まれコーホートの小学4年生から中学1年生（2018年度～2021年度）である。調査対象の市教育委員会は、市内の公立小中学校に在籍するすべての小学4年生から中学1年生に対して教研式標準学力検査（NRT）を毎年実施しており、小4から中1までの4時点の学力データを提供してもらった。

そして、SESの情報は、当該コーホートが小学5年生の時（2019年度）に学校を通じて実施した保護者調査より利用する。調査の手順は、調査票を教室で配布し児童が家に持ち帰り、回答済みの質問紙調査票を学校で担任教師が回収するというように実施された。プライバシー保護の観点から、学力データと保護者調査データのマージは、委託する調査会社が行っている。

分析ケース数であるが、4時点の学力データがすべて揃っている児童生徒に限定し、かつ保護者調査もマッチングされている必要があることから、最終的には1862人が分析対象となる。

3.2. 使用変数する変数

本稿で用いる変数は以下のように加工し、記述統計量は表2に示した。

従属変数は、市教委から提供されたNRT学力データを加工せずに利用する。

独立変数については次のように設定した。父親と母親の学歴は、「中学、高校」、「短期大学、専門・各種学校」、「四年制大学、大学院」の3つにカテ

4) これまでの青少年期から成人期への移行についての追跡的研究（JELS）第二期調査報告については、中西・耳塚（2020）および耳塚ほか（2022）も参照されたい。

ゴライズし、無回答は「不明」とした。

世帯年収は、「100万円未満」から「1500万円以上」まで13カテゴリーのうちから回答してもらい、選択肢の中間の値（例えば、100万円～200万円＝150）へリコードして数量化した。年収は時間とともに変化する変数のため、厳密には学歴のように不変変数として扱えない。よって本稿では、あくまで小5時点での世帯年収の多寡の影響を分析する。なお、約1割は無回答であったが、無回答は欠損値とし、完全情報最尤法によって補いつつ分析に用いる。

統制変数として、子どもの性別を、男子が1、女子が0とする男子ダミーを使用する。

表 2. 使用変数の記述統計量

	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>S.D.</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>
小4学力					
国語	1862	52.9	9.8	21.0	74.0
算数	1862	52.2	11.0	15.0	72.0
社会	1862	52.7	10.9	15.0	71.0
理科	1862	53.2	10.3	15.0	68.0
小5学力					
国語	1862	52.4	8.5	26.0	72.0
算数	1862	52.4	10.1	20.0	71.0
社会	1862	51.4	10.5	15.0	72.0
理科	1862	51.7	10.1	15.0	72.0
小6学力					
国語	1862	51.8	9.0	18.0	70.0
算数	1862	50.7	8.8	24.0	72.0
社会	1862	51.9	11.0	15.0	70.0
理科	1862	51.7	10.6	15.0	73.0
中1学力					
国語	1862	53.8	9.5	21.0	73.0
数学	1862	52.1	9.8	23.0	72.0
社会	1862	53.4	11.0	17.0	74.0
理科	1862	53.2	10.4	18.0	73.0
男子ダミー	1862	0.5	0.5	0.0	1.0
世帯年収(単位:万円)	1696	628.9	269.9	50.0	1500.0
父学歴					
高校まで	1862	0.3	0.5	0.0	1.0
短大・専各	1862	0.2	0.4	0.0	1.0
大学・大学院	1862	0.4	0.5	0.0	1.0
不明	1862	0.1	0.3	0.0	1.0
母学歴					
高校まで	1862	0.2	0.4	0.0	1.0
短大・専各	1862	0.5	0.5	0.0	1.0
大学・大学院	1862	0.2	0.4	0.0	1.0
不明	1862	0.1	0.3	0.0	1.0

3.3. 分析戦略

本稿では、成長曲線モデル (growth curve model) を用いて分析する。モデルは以下のようなものである⁵⁾。

学力スコア y_{it} は、個人ごとに異なる切片 (a_i) に加え、個人ごとに異なる傾き (β_i) と、個人 i の t 時点の観察時点である T_{it} によって決まると考えるのが数式(1)である。

$$y_{it} = a_i + \beta_i T_{it} + e_y \quad (1)$$

数式(2)は、個人別の切片 (a_i) が、児童生徒の家庭背景や性別 (x_i) と、そのそれぞれの傾き (γ^a) によって規定されることを想定している。なお、 γ_0^a は個人別の切片の切片である。

$$a_i = \gamma_0^a + x_i \gamma^a + e_a \quad (2)$$

数式(3)は、個人別の傾き (β_i) が、児童生徒の家庭背景や性別 (x_i) と、そのそれぞれの傾き (γ^b) によって規定されることを想定している。なお、 γ_0^b は個人別の傾きの切片である。

$$\beta_i = \gamma_0^b + x_i \gamma^b + e_\beta \quad (3)$$

数式(1)を個人内の各観察時点 (年齢や学年)、数式(2)と(3)を性別や家庭背景など個人でほとんど変わらない属性と考える。初期値 (切片) が個人間でばらついており (random intercept model)、成長速度 (傾き) も個人間で異なる (random coefficient model)、というモデルを想定する。つまり、学力スコアの切片と傾きに対してSES変数が統計的に有意な影響があるかどうかによって、学力格差の連鎖・蓄積の様相について検討するのである⁶⁾。

5) 成長曲線モデルの説明は、中澤 (2012) および中西 (2021) に依拠している。

6) 分析ソフトウェアには、Mplus, version 7.31 (Muthén & Muthén, 1998–2012) を用いる。

4. 分析

4.1. 記述的分析

親学歴と学力スコアの関連およびその差の経年変化については表3に示した。

NRTは、全国平均値を50、標準偏差を10に設定した相対評価法による検査であるため、50を基準に数値を見るとわかりやすい。親学歴が高校までの児童生徒については、学力スコアが50付近で推移するものの、大学・大学院卒の場合には概ね55を超えている。つまり、親学歴が高校までの児童生徒は、NRTの数値上で「平均程度」の学力に留まるが、親が高学歴の児童生徒は高い水準で推移している。

次に、親学歴による学力差の経年変化を確認しよう。その傾向は教科によって若干異なることが読み取れる。まず国語について父学歴が高校までと大学・大学院卒で差の変化を見ると、得点差は小4から順に4.1→3.8→5.2→5.3と若干大きくなっている。一方で、算数・数学スコアを同様に父学歴別に見ると、小4から順に5.3→5.0→5.0→5.6であり、得点差の変化はほとんど見られない。また理科での平均値の差は、父学歴では4.8→4.4→6.0→6.0、母学歴別では5.4→5.5→7.3→6.7と大きくなっている。

4.2. 成長曲線モデル

このような記述的分析の結果を踏まえ、成長曲線モデルによる学力スコアの変化を検証したのが表4である。

切片の切片は学力スコアの初期値の平均値を表しており、傾きの切片は継続的に変化する値の平均値である。モデルの当てはまりの良さについては、RMSEAが.05を下回ること、TLIとCFIは0.1に近いことが望ましいとされる(Bollen & Curran 2005)。RMSEAが若干高めだが、TLIとCFIは0.9を上回っているため、概ね問題のないモデルだと判断できる。なお表4中で

表3. 親学歴別に見た学力格差の平均値の変化

		父学歴別分析				母学歴別分析				
		小4	小5	小6	中1	小4	小5	小6	中1	
国語	1.高校まで	51.4 (10.0)	50.8 (8.3)	49.4 (9.2)	51.7 (9.3)	51.3 (10.0)	51.1 (8.4)	49.8 (9.1)	52.0 (9.8)	
	2.短大・専各	51.9 (9.8)	51.8 (8.4)	51.4 (8.7)	52.7 (9.6)	52.8 (9.5)	52.1 (8.1)	51.7 (8.7)	53.7 (9.1)	
	3.大学・大学院	55.4 (9.1)	54.6 (8.0)	54.6 (8.0)	57.0 (8.5)	56.7 (9.6)	56.0 (8.3)	55.9 (7.8)	57.9 (8.5)	
	1と3の平均値の差	4.1	3.8	5.2	5.3	5.5	4.8	6.1	5.9	
	算数	1.高校まで	50.0 (11.4)	50.4 (10.2)	48.6 (8.6)	49.9 (9.9)	50.2 (11.7)	50.6 (10.2)	48.6 (8.6)	49.8 (10.0)
社会	2.短大・専各	51.6 (11.0)	51.6 (9.7)	50.2 (8.5)	51.2 (9.7)	52.4 (10.6)	52.3 (9.8)	50.8 (8.5)	52.2 (9.5)	
	3.大学・大学院	55.3 (9.6)	55.4 (9.1)	53.6 (8.2)	55.4 (8.7)	56.3 (9.5)	56.6 (9.1)	54.8 (8.2)	56.5 (8.7)	
	1と3の平均値の差	5.3	5.0	5.0	5.6	5.5	4.8	6.1	5.9	
	理科	1.高校まで	50.8 (11.2)	49.2 (10.4)	49.2 (11.3)	51.0 (10.4)	50.7 (11.6)	49.5 (10.5)	49.3 (11.3)	51.2 (10.7)
	理科	2.短大・専各	51.8 (11.0)	50.6 (10.6)	51.3 (11.0)	52.7 (10.8)	52.8 (10.6)	51.2 (10.2)	52.0 (10.8)	53.6 (10.7)
3.大学・大学院		55.6 (9.8)	54.3 (9.6)	55.4 (9.5)	57.1 (10.2)	56.5 (9.7)	55.6 (9.8)	56.8 (9.1)	58.1 (10.0)	
1と3の平均値の差		4.8	5.1	6.2	6.2	5.5	4.8	6.1	5.9	
理科		1.高校まで	51.0 (11.1)	50.1 (10.1)	49.2 (10.6)	50.7 (10.3)	51.1 (11.3)	50.0 (10.7)	49.1 (11.1)	50.9 (10.6)
		2.短大・専各	52.6 (10.2)	50.8 (10.4)	50.6 (11.0)	52.1 (10.5)	53.3 (9.9)	51.8 (9.7)	51.8 (10.4)	53.2 (10.1)
	3.大学・大学院	55.8 (8.8)	54.5 (9.1)	55.2 (9.2)	56.7 (9.1)	56.5 (9.1)	55.5 (9.1)	56.4 (8.5)	57.6 (9.0)	
	1と3の平均値の差	4.8	4.4	6.0	6.0	5.4	5.5	7.3	6.7	

注1: 括弧内は標準偏差

注2: 親学歴間での学力スコアの差は分散分析の結果0.1%水準で有意

注3: 1と3の平均値の差はTurkeyのHSD検定の結果0.1%水準で有意

は、傾きと切片の相関係数がマイナスであり、統計的に有意であれば、初期の学力が低い児童生徒ほどその後上昇する傾向にあることを意味している。

切片に対する独立変数の推定値は、学力の初期値に対する影響を表している。つまり、国語スコアでいえば、男子ダミーが約-3.1であるため、小4の国語スコアは男子の方が約3.1ポイント低い（女子が約3.1ポイント高い）ことを意味している。そして、父学歴の大学・大学院卒ダミーが約2.6であるため、父学歴が高校までとの対比において大学・大学院卒であれば約

2.6 ポイント学力が高いことを表している。同様に、母学歴も高校までと比較して、短大・専各卒および大学・大学院卒の児童生徒の方が学力の初期値が高いことがわかる。

傾きに対する独立変数の推定値は、学力の変化に対する影響を表している。国語スコアでは、世帯年収（単位：万円）の推定値が0.001であり、世帯年収が100万円上昇すると児童生徒の学力スコアが約0.1ポイント上昇していくという継時的な変化を示している。親学歴については、父学歴が高卒までとの対比において大学・大学院卒であれば約0.4ポイント上昇することになる。

本稿の分析の関心は、学力格差が変化するかどうかを検討することにある。よって傾きについてSES変数（世帯年収、父母学歴）が有意なものを確認しよう。表4を改めて確認すると、SES変数が1つでも有意な教科は国語と理科である。算数・数学と社会では、その傾きにおいてSES変数は有意ではない。つまり、学力格差が蓄積・拡大するのか連鎖・継続するのかについて、本稿の分析からは「教科によって異なる」という結論を下すことができよう。

なお、国語スコアについて、4時点それぞれに0, 1, 2, 3と数値を与え、成長曲線モデルを図化すると図1のようになる。これを見ると、相対的に親学歴が低い児童生徒の学力が下がっていく様相が読み取れる。NRTが全国平均を50に設定されていることを踏まえれば、両親非大卒の児童生徒の学力は学年を経るごとに全国平均を割るようになっている。つまり、相対的に低いSESの児童生徒ほど次第に学習についていけなくなることが伺える。こうしたエビデンスは、NRTを用いたからこそ把握できる様相であろう。

表4. NRT学力スコアの成長曲線モデル

	国語		算数・数学		社会		理科	
	切片	傾き	切片	傾き	切片	傾き	切片	傾き
切片	50.293 *** (0.723)	-0.317 (0.208)	47.307 *** (0.836)	-0.450 * (0.215)	48.543 *** (0.864)	-0.753 ** (0.256)	48.133 *** (0.828)	-0.438 (0.230)
性別 (ref.女子)								
男子	-3.163 *** (0.412)	-0.122 (0.112)	-0.818 * (0.478)	0.258 * (0.121)	-2.980 *** (0.497)	0.873 *** (0.153)	-1.450 ** (0.465)	0.224 (0.130)
世帯年収	0.001 (0.001)	0.001 ** (0.000)	0.003 ** (0.001)	0.000 (0.000)	0.002 * (0.001)	0.001 (0.000)	0.003 ** (0.001)	0.000 (0.000)
父学歴 (ref.高校まで)								
短大・専各	0.541 (0.607)	0.226 (0.167)	1.085 (0.697)	-0.014 (0.174)	0.794 (0.735)	0.305 (0.211)	0.856 (0.680)	0.106 (0.180)
大学・大学院	2.657 *** (0.531)	0.418 ** (0.146)	3.630 *** (0.622)	0.044 (0.158)	3.452 *** (0.646)	0.352 (0.192)	3.070 *** (0.605)	0.502 ** (0.167)
母学歴 (ref.高校まで)								
短大・専各	1.165 * (0.550)	0.092 (0.159)	1.495 * (0.656)	0.144 (0.167)	1.662 * (0.682)	0.155 (0.196)	1.698 ** (0.653)	0.092 (0.175)
大学・大学院	4.187 *** (0.711)	-0.015 (0.187)	4.082 *** (0.815)	0.193 (0.208)	4.323 (0.846)	0.228 (0.234)	3.926 *** (0.804)	0.241 (0.216)
傾きと切片の相関係数	-0.500 (0.578)		-4.457 *** (0.835)		-4.312 *** (1.023)		-0.884 (0.831)	
RMSEA	0.083		0.083		0.068		0.068	
CFI	0.955		0.954		0.963		0.967	
TLI	0.919		0.917		0.934		0.939	

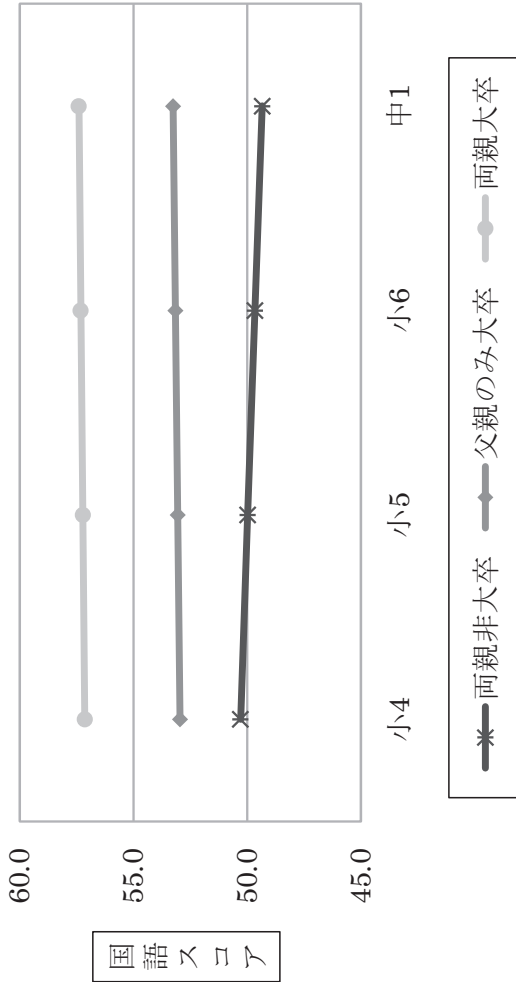
注1: 独立変数の数値は非標準化係数

注2: 括弧内は標準誤差

注3: 父母学歴不明ダミーは表中から省略

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

図1. 国語スコアの変化 (成長曲線モデルより)



国語スコア

5. まとめ

本稿の分析では、小4～中1までのNRT学力パネルデータと保護者調査から得た親学歴と年取データを成長曲線モデルで分析することで、以下の知見を得た。

第一に、すべての学力スコアの切片に対してSES変数が正で有意であった。つまり、学力格差は小4時点で観測されるのである。

第二に、国語と理科では傾きへSES変数がプラスに有意であった。この結果が指し示すのは、国語と理科に限り学力格差が「拡大する」ということである。

第三に、算数・数学、社会については、スコアの傾きに対してSES変数が有意ではなかった。それゆえに、算数・数学、社会では学力格差は「変わらない」ということになる。

以上の分析結果を勘案すれば、学力格差が加齢とともに「拡大する」のか「変わらない」のかは「教科によって異なる」ということになる。とはいえ、本稿で分析したデータも中学1年生まで追跡したものでしかない。数実(2017)の研究では、高学年になるほど児童生徒自身の学習が学力差を生み出すことが明らかにされているが、高校受験が近づく中3まで追跡すれば通塾の有無などが強く影響し始めるなど、結果が異なる可能性は十分に考えられる。例えば、Cheadle (2008) は、アメリカでのパネルデータ分析から、学力のSES・人種格差が教育投資を媒介して拡大することを指摘している。

科学研究では再現可能性が不可欠なものとして位置づけられるが、実際には異なる研究者がそれぞれの事情(変数の測定方法、分析対象、調査地域、分析手法など)で研究を行うため決して完全に知見が一致するわけではない。それゆえに追試研究は一定の価値をもち、追試研究が実施される都度、分析が蓄積されながら長い時間をかけて次第に知見が更新されるのである。本稿の分析は、追試研究でもありながら、日本の学力格差パネル研究の蓄積

に貢献したものであろう。

しかし、本稿の残した課題もまた測定にかんするものである。例えば、社会や理科は国語や算数・数学に比べると、学習する領域が学年によって大きく異なったりする。そうであれば、本稿で分析した社会、理科を追跡したスコアは本当に学力の個人内変化を示していたのだろうか。我々は、いったん数値になるとそれが“測定されたもの”としてしばしば認識してしまう。そうであれば、やはり学力の測定に向けた一層の努力は必要だろう。

また、本稿で用いたデータは、保護者調査で無回答であった層、追跡調査のサンプル脱落 (sample attrition) なども勘案すれば、決して非の打ち所がないデータ分析から得られた知見ということはない。こうした課題を自覚し、実証研究は蓄積されていくべきである。

謝辞

本研究は、JSPS 科学研究費補助金 (JP18H00984, JP22H00980 (研究代表：耳塚寛明), JP20K13911 (研究代表：中西啓喜)) の助成を受けた。

文献

- Bollen, Kenneth A., and Patrick J. Curran (2005) *Latent Curve Models : A Structural Equation Perspective*. Hoboken, Canada:Wiley-Interscience.
- Cheadle, Jacob. E. (2008) "Educational Investment, Family Context, and Children's Math and Reading Growth from Kindergarten through the Third Grade," *Sociology of Education*, 81(1) : 1-31.
- DiPrete, Thomas A. and Gregory M. Eirich, (2006) "Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality", *Annual Review of Sociology*, 32 : 271-297.
- 石田浩 (2012) 「社会科学における因果推論の可能性」『理論と方法』27(1) : 1-18.
- 石田浩 (2017) 「格差の連鎖・蓄積と若者」石田浩 (編) 『格差の連鎖と若者1 教育とキャリア』勁草書房, 35-62.
- 荻谷剛彦・志水宏吉 (編) (2004) 『学力の社会学』岩波書店.

- 川口俊明 (2020) 『全国学力テストはなぜ失敗したのか：学力調査を科学する』 岩波書店.
- 川口俊明・松尾剛・磯部年晃・樋口裕介 (2019) 「項目反応理論と潜在クラス成長分析による自治体学力調査の再分析 算数・数学の学力格差とその変容」『日本テスト学会誌』 Vol. 15(1) : 121-134.
- 数実浩佑 (2017) 「学力格差の維持・拡大メカニズムに関する実証的研究」『教育社会学研究』 101 : 49-68.
- 岸本裕史 (1996) 『見える学力, 見えない学力』 大月書店.
- 松村一志 (2021) 『エビデンスの社会学：証言の消滅と真理の現在』 青土社.
- 松岡亮二 (2022) 「進級しても変わらない格差：児童間・学校間における格差の平行推移」川口俊明 (編) 『教育格差の診断書：データからわかる実態と処方箋』 岩波書店, 49-85.
- Merton, Robert. K. (1968) "The Matthew Effect in Science," *Science*, 159 (3810) : 56-63.
- Merton, Robert. K. (1988) "The Matthew Effect in Science, II: Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property," *Isis*, 79(4) : 606-623.
- 耳塚寛明 (2007) 「小学校学力格差に挑む：だれが学力を獲得するのか」『教育社会学研究』 80 : 23-39.
- 耳塚寛明・中西啓喜・蟹江教子・垂見裕子・王傑 (2022) 「青少年期から成人期への移行についての追跡的研究 (Japan Education Longitudinal Study : JELS) —JELS 第二期調査」『青山学院大学コミュニティ人間科学部紀要・コミュニティ活動研究所報』 3 : 83-102.
- 三浦麻子 (2015) 「心理学研究の「常識」が変わる? : 心理学界における再現可能性問題への取り組み」『心理学ワールド』 68 : 9-12.
- Muthén, Linda K., and Bengt O. Muthén. (1998-2012) *Mplus User's Guide*. 7th Ed. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- 中室牧子 (2015) 『「学力」の経済学』 デイスクヴァー・トゥエンティワン.
- 中西啓喜 (2017) 『学力格差拡大の社会学的研究：小中学生への追跡的学力調査結果が示すもの』 東信堂.
- 中西啓喜 (2021) 「一度獲得した学力はどう変化するのか：パネルデータの分析」耳塚寛明 (監)・中西啓喜 (編) 『教育を読み解くデータサイエンス：データ収集と分析の論理』 ミネルヴァ書房, 277-293.

- 中西啓喜・耳塚寛明 (2020) 「青少年期から成人期への移行についての追跡的研究 (Japan Education Longitudinal Study: JELS): JELS 第二期調査 初年次報告」『中央調査報』 Vol. 752 : 6581-6587.
- 中内敏夫 (1983) 『学力とは何か』 岩波新書.
- 中澤渉 (2012) 「なぜパネル・データを分析するのが必要なのか: パネル・データ分析の特性の紹介」『理論と方法』 27(1) : 23-40.
- 中澤渉 (2016) 「教育政策とエビデンス」佐藤学・秋田喜代美・志水宏吉・小玉重夫・北村友人 (編) 『社会のなかの教育』 岩波書店, 73-101.
- 野村康 (2017) 『社会科学の考え方: 認識論, リサーチ・デザイン, 手法』 名古屋大学出版会.
- Schneider, Thorsten and Tobias Linberg (2022) “Development of Socio-economic Gaps in Children’s Language Skills in Germany,” *Longitudinal and Life Course Studies*, 13(1) : 87-120.
- Shaywitz, Bennett A., Theodore R. Holford, John M. Holahan, Jack M. Fletcher, Karla K. Stuebing, David J. Francis and Sally E. Shaywitz (1995) “A Matthew Effect for IQ but not for Reading: Results from a Longitudinal Study,” *Reading Research Quarterly*, 30(4) : 894-906.
- 田川建三 (訳) (2008) 『新約聖書 訳と註 1 マルコ福音書/マタイ福音書』 作品社.
- 苦野一徳 (2022) 『学問としての教育学』 日本評論社.
- 富永健一 (1993) 『現代の社会学者: 現代社会科学における実証主義と理念主義』 講談社学術文庫.
- 豊田秀樹 (2012) 『項目反応理論: 入門編』 朝倉書店 第2版.
- Walberg, Herbert J. and Tsai, Shioh-ling (1983) “Matthew Effects in Education,” *American Educational Research Journal*, 20(3) : 359-373.

A Study on the Cumulative Advantages and Disadvantage of Academic Achievement Gaps Using a Growth Curve Model: Realization and Measurement

NAKANISHI Hiroki

The purpose of this paper is to examine aspects of cumulative advantage in Japanese society by analyzing academic achievement from a follow-up survey of elementary and junior high school students.

In Japan, analysis with panel data has revealed aspects of academic achievement gaps. However, the findings are inconsistent because (1) the measurement methods of the variables, (2) the grades analyzed, (3) the regions surveyed, and (4) the analysis methods are not the same. Hence, it is not possible to make rigorous comparisons as to whether the achievement gap “widens” or “remains” as grades increase. In addition, scientific research needs to be constantly validated through panel studies. In recent years, the value of re-examination studies, in which another third-party researcher verifies the results of a study that has already been published for confirmation, has begun to be reevaluated. Therefore, there is a need to revisit the findings on academic achievement gaps by analyzing new panel data.

The data used in this paper are academic achievement panel data obtained from a survey conducted on elementary and junior high schools in a regional core city (population of about 350,000). The analysis targets fourth- through eighth-grade students in the 2009 birth cohort. The academic achievement data is from the Norm Referenced Test (NRT), and the students' Socio-economic Status (SES) is the parents' educational background and annual household income obtained from a questionnaire

survey for parents. A growth curve model was used as the analytical method.

The findings are as follows. (1) The SES variable is significant and positive for the intercept of the academic achievement score, and the academic achievement gap is observed at the 4th grade. (2) The SES variable is significant and positive to the slope for Japanese and science, and the achievement gap widens for Japanese and science. (3) In math and social studies scores, the SES variables were not significant to their slopes. Hence, the academic achievement gap does not change with age in math and social studies. What these analyses indicate is that changes in the academic achievement gap “vary from subject to subject.”

Keywords : cumulative advantage and disadvantage, panel survey,
elementary and junior high school students,
growth curve model, methodology