

校長が在籍児童生徒のアウトカムに与える効果の統計的計測^{*1}

赤林 英夫^{*2}

佐野 晋平^{*3}

要 約

2000年の学校教育法施行規則の改正以降、学校の経営目標設定、運営、管理、情報発信などの学校マネジメントにおいて、校長に期待される役割は大きい。海外においては、校長のリーダーシップに着目した多くの研究蓄積があるが、日本においては、大規模データを用い、因果関係に注意を払ったうえで統計的に検討した研究はほぼ存在しない。そこで本論文では、校長が学校に与える影響の既存研究をサーベイした上で、全国学力・学習状況調査を利用して、校長の学校に与える影響について定量的に明らかにする。具体的な方法としては、校長が生徒のアウトカム（算数と国語のテストスコア）に与える効果（付加価値：value-added）を、（1）校長の固定効果として推定しその分布を構築、（2）校長の固定効果と校長や学校の属性との関連を推定、さらに（3）校長効果の分散の変動が生徒のアウトカムの分散の変動に与える影響を推定する。分析の結果、校長の固定効果の分散は正であり、分散は、学校の固定効果を導入するとより大きくなること、その解釈は現時点では複数存在すること、校長の固定効果は校長の属性（年齢、勤続年数、給与月額、教員養成コース出身）と統計的に安定的に有意な関係をもたないこと、最後に、同じ学校内に限定すると、生徒のアウトカムに与える影響に校長間で差異がある証拠は見いだせなかった。以上の結果は必ずしも相互に整合的とは言えず、今後より精緻な分析手法の適用と個別の仮定の検証が必要である。

キーワード：教員の質、教育生産関数、固定効果推定、全国学力・学習状況調査、校長
JEL classification：I20，I21，J45

* 1 本稿の作成に当たり全国学力・学習状況調査、学校基本調査、学校教員統計調査の個票データの提供を受けた。また、財務総合政策研究所での研究会参加者からは貴重なご意見をいただいた。しかしながら、本研究での見解や解釈はすべて著者ら個人のものであり、財務省・財務総合政策研究所の見解とは一切無関係である。

* 2 慶應義塾大学経済学部教授

* 3 千葉大学大学院社会科学研究院准教授

I. はじめに

2000年の学校教育法施行規則の改正により、地域や学校の実情に応じて、幅広く優秀な管理能力を持った人材を登用することができるよう、校長の資格要件が緩和され、いわゆる民間人校長制度が導入された。校長は、学校の経営目標設定、運営、管理、情報発信などの学校マネジメントにおいて期待される役割は大きい。

実際、平成12年1月21日文教地第二四四号「学校教育法施行規則等の一部を改正する省令の施行について（通知）」において、改正の趣旨の一つとして、「校長（中略）については、教育に関する理念や識見を有し、地域や学校の状況・課題を的確に把握しながら、リーダーシップを発揮するとともに、職員の意欲を引き出し、関係機関等との連携・折衝を適切に行い、組織的・機動的な学校運営を行うことができる資質を持つ優れた人材を確保することが重要である。」としている。すなわち、校長の資質は、学校の課題解決や職員の意欲の向上を通じ、間接的に生徒の学力や学校生活に対する満足度に影響を及ぼす可能性がある。

同時に、同施行規則改正において、「小学校、中学校、高等学校、中等教育学校、盲学校、聾学校、養護学校及び幼稚園に、設置者の定めるところにより、校長の職務の円滑な執行に資するため、職員会議を置くことができる」とし、職員会議は校長の補助機関として規定された。これにより、校長が学校内でどのようなリーダーシップを発揮し、どう意思決定を行うかが、学校運営や生徒を大きく作用する可能性が高まった。すなわち、校長の責任は重くなったわけである。

本来、学校における校長の役割にかかる制度を設計するうえでは、校長が学校においてどのような役割を果たしているのか、学校運営や生徒のアウトカムにどのような効果を及ぼしてい

るかについての定量的な議論が不可欠である。そして、校長に意思決定の自由を与える以上、学校運営や生徒により結果を残している校長を識別し、個別に評価を与えるシステムの構築が必要となる。

海外においては、校長のリーダーシップに着目した多くの研究蓄積があるが、日本においては、校長の資質向上のために法律改正も実施しているにもかかわらず、大規模データを用い、因果関係に注意を払ったうえで統計的に検討した研究はほぼ存在しない。

本研究の目的は以下の2点である。第一に、諸外国で実施された、校長が学校に与える影響の研究を概観する。それにより、現在発展中の本テーマで、どのような推定が行われているか、それらの推定はどのような仮定の下で何を識別しているか、そして、そのためにどのようなデータが必要であるか、明らかにする。第二に、全国学力・学習状況調査を利用して、我が国で始めて、校長の学校に与える影響について定量的に明らかにする。具体的な分析方法としては、校長が生徒に与える因果的な効果に迫るため、校長が生徒のアウトカムに与える効果（付加価値：value-added）を、（1）校長の固定効果として推定しその分布を構築、（2）校長の固定効果と校長や学校の属性との関連を推定、さらに（3）校長効果の分散の変動が生徒のアウトカムの分散の変動に占める割合を特定する。校長の個人の識別は、別途収集した学校の校長のデータを利用して行う。学校内のアウトカム指標は、各学校における生徒の学力テストの結果・質問紙票への回答という個別情報から求められる統計量から作成される。上記を通じて、校長のリーダーシップの存在を定量的に確認し、校長のリーダーシップ向上政策のための基礎資料を提供する。

Ⅱ．研究の系譜

教育の経済学の実証研究において、学校における教師の質の効果を計測することは最も困難な課題である。米国では、コールマン報告（Coleman 1966）以来、公立学校に資源を投入することの効果が疑問視されてきた。特に、教師の質や、それを引き上げるための政策の意義については、最も論争がある。過去のサーベイでは、観測される教師のほとんどの属性については、学力や教育達成度に対して正の効果が発見できなかった（Hanushek 1986, 1996, 2006）。そのため、生徒・教師・学校のIDをマッチさせた大規模なパネルデータが利用可能になると、1990年代末から、教師の質を、観測できない固定的効果として計測するようになった（Rivkin, Hanushek, and Kain 2005, Rockoff 2004, Chetty et al. 2014, Hanushek and Rivkin 2012）。

一方、校長が学校に与える影響の研究は、主に教育学において、教育におけるリーダーシップの役割という視点から行われてきた。Hallinger and Heck（1998）は、それ以前の15年間の研究を総括し、校長のリーダーシップは間接的に学校の運営や生徒のアウトカムに影響を与えるものの、その効果は小さく、また、どのようなメカニズムによってそれが達成されるのか、どのような文脈でそれらの効果が生じるのか、不明の点が多いとしている。Daniëls et al.（2019）はより最近の研究をサーベイし、教育面、組織面、そして動機付け面でのリーダーシップ理論の統合が進んでいるとしている。

理論的には、校長の質の向上は、（1）教員の採用と配置、生徒の学内の配置、その他の学校資源の配分、（2）教員に対する教育方法の指導・励まし、（3）生徒への指導・しつけ、（4）学校の目標設定と指導計画の作成、等を通じて、学校のアウトカムを向上させる可能性がある。

そのため、学力などの生徒へアウトカムだけでなく、教育過程におけるこれらの資源配分への効果を計測する研究も多い。また、校長の質は固定的というよりは、学校とのマッチングに依存するため、着任直後よりも数年後の方が、質が高くなるかもしれない。これらのことを検証できるかどうかは、すべて利用可能なデータに依存する。

例えば、Clark et al.（2009）は、ニューヨーク市のデータを利用して、校長の属性が生徒の学力に与える影響を推定し、校長の経験が校長の能力を引き上げるとした。Grissom and Loeb（2011）は、校長と副校長の組織管理スキルが子どもの学力を引き上げる効果を計測した。Grimsson et al.（2013）は、校長のパネルデータを利用して、校長の時間の使い方が学力に与える影響を推定した。

その後、校長の value-added（付加価値）を固定効果として計測する試みが開始された。Coelli and Green（2012）が、カナダ・ブリティッシュコロンビア州の高等学校の管理データに基づき校長の学校間のローテーションを利用して、校長が生徒の卒業率と英語の成績に与える影響を識別した。特に、校長の固定効果と校長の経験効果を識別し、前者は小さいが後者は大きいとした。

校長の固定効果と学校の固定効果を区別する研究は、生徒の異動の情報が必要であるため、生徒のパネルデータも必要となる。それらを備えたデータを利用した研究として、Dhuey and Smith（2014）はカナダ・ブリティッシュコロンビア州の小学4年生から中学1年生のデータを利用して、校長の固定効果を推定した。Chiang et al.（2015）はペンシルバニア州の小中学生の3年分のパネルデータを利用して学校と校長の固定効果を分離し、校長の効果がどれ

ぐらい4年目の生徒のアウトカムを予測できるか推定した。その結果、校長は学校効果の15%程度しか説明できないと結論づけた¹⁾。

その後、校長の能力が、校長の属性とどのように関連しているか、確認する研究も増えてきた。Di Liberto et al. (2015) は、イタリアのPISAスコアとWorld Management Surveyを学校単位でマッチして、校長の組織管理行動が数学のスコアと関係があることを発見した。Grissom et al. (2015) は、米国のマイアミデード学校区の管理データを利用して、複数のモデルに基づいて校長のvalue-addedを計算し、別に収集された校長のリーダーシップに関する調査結果との相関を分析した。Dhuey and Smith (2018) は、ノースキャロライナのデータから固定効果として推定された校長の能力と、校長の学歴や学校の属性との関連を分析し、学校と校長とのマッチングの重要性を指摘した。

校長の自発的移動の要因分析を目的とした研究もある。Li (2012) は、No Child Left Behind (NCLB) 法により、不利な地域にいた能力の高い校長が、NCLB法の改善ターゲットになりにくい学校に移動した傾向を確認した。Béteille et al. (2012) は、経験の浅い校長は貧困地域や学力の低い地域の学校に着任し、経験を経ると学力が高い学校に移る傾向があること、校長の異動頻度が高いと、教師の転出も多く、子どもの学力にも悪影響があると指摘した。Grissom and Bartanen (2018) は、テネシー州のデータを利用して、能力の低い校長は転出しやすく、その場合、学校外のセクターに移る可能性が高いこと、能力の高い校長は、転出した場合、中央管理の職に就く可能性が高いことを示した。しかしながら、Branch et al. (2012) は、校長の資質は教師の退職と関係があるが、良い校長

自身が貧困地域の校長を退職する傾向については否定するなど、結論が分かれている。

校長の管理能力を、その学校が置かれた背景と関連させる研究もある。Bloom et al. (2015) は、8カ国の学校に独自サーベイを実施し、校長の管理能力スコアは、自立性の高い公立学校（例えば米国のcharter school）において、通常の公立や私立よりも高いことを示した。Böhlmark et al. (2016) は、校長の力量の影響は校長の属性とはほとんど関係ないが、校長の置かれた環境と関係があり、小規模校ほど、そして競争にさらされている学校ほど校長の影響が顕著であることを示した。

こうしてサーベイをしてみると、生徒のパネルデータが存在する場合と存在しない場合では、実証研究の戦略が異なる。生徒のパネルデータが利用できれば生徒の学力についてのvalue-addedモデルが利用できるが、そうでない場合には、校長の固定効果モデルを推定することが主たる戦略となる。また、教員や校長の効果を推定する方法として、固定効果の分布をその推定値から直接構築する方法（固定効果推定）と、学校内での校長効果の分布を、新しい校長の着任による生徒のアウトカムの系列相関の変化を利用して推定する方法（分散推定）がある。分散推定は、通常の固定効果推定よりも弱い仮定の下で推定可能であることが利点である（Rivkin et al. 2005）²⁾。

本研究では、我が国で毎年小学6年生と中学3年生を対象に実施されている全国学力・学習状況調査を利用するため、生徒のパネルデータは得られない。しかし、学校名は毎年識別できるため、校長の学校間の異動を利用して、一定の仮定の下、校長の固定効果を識別することができる。そこで本論文では、1学年の生徒のア

1) 学校の校長ではないが、Lazear et al. (2015) は、企業の管理職が従業員の生産性に与える影響を同様の方法で識別した。一方、これらの手法に批判的な研究として、Fuller and Hollingworth (2014) がある。

2) 教員効果の推定における固定効果推定の代表的論文としてRockoff (2004)、分散分析の代表としてRivkin et al. (2005)、校長効果の推定における固定効果推定の代表的論文としてDhuey and Smith (2014, 2018)、Grissom et al. (2015)、分散推定の代表としてCoelli and Green (2012) がある。Branch et al. (2012) は、校長効果について両方のアプローチを試みている。

アウトカムだけを被説明変数とし、固定効果推定と分散推定の両方を試みる。その際に、我々が使うデータと同様の制約の下、数年分のクロスセクションデータから校長の固定効果の分散を推定した Coelli and Green（2012）を参考にする。

まとめると、本研究では、校長が生徒のアウト

カムに与える効果を、（１）校長の value-added（固定効果）として推定しその分布を構築、（２）校長の固定効果と校長や学校の属性との関連を推定、さらに（３）校長効果の分散が生徒のアウトカムの分散に占める割合を特定する。

Ⅲ．データ

Ⅲ－１．全国学力・学習状況調査

本稿では、全国学力・学習状況調査（以下全国学調）の公立学校児童生徒・学校個票データを利用する。全国学調は、2007年以降、毎年4月末に、原則全国全ての小中学校を対象に、小学6年生と中学3年生に対して、国語と算数・数学の学力を測るものである。国語と算数・数学は、それぞれA問題とB問題に分かれており、A問題は基礎的理解を、B問題は応用的理解を問う問題が含まれている。それ以外に、生徒質問紙・学校質問紙が用意されており、それぞれ、生徒の家庭環境や学習時間、学校の運営や教員構成等について質問がなされている。

本研究において、生徒の学力テストの結果・質問紙票への回答の個票の利用が不可欠である。というのも、検討すべきは平均値への影響だけではなく、校長効果が児童生徒のアウトカムの分布に占める割合だからである。また、どのような条件において校長効果があるかを検討するためには、他統計調査で把握される学校・地域特性に基づいた統計的な検証が必要である。

Ⅲ－２．学校基本調査と学校教員統計調査

全国学調では得られない学校の基本属性については、学校基本調査の学校単位の調査票情報を利用する。両統計は学校名をキーとして接合する。学校基本調査からは、調査実施年5月1日時点の、性別と本務兼務別の教職員の役職（校長・副校長・教頭・主幹教諭・指導教諭・

教諭・助教諭・養護教諭・養護助教諭・栄養教諭・講師・市町村費負担の教員）および、職員数（事務職員・学校図書館事務員・養護職員・学校栄養職員・用務員・警備員その他）を得ることができる。

また、学校教員の属性や動態については、学校教員統計調査（以下教員調査）を利用する。教員調査は学校調査票・教員個人調査票・教員異動票からなり、教員個人調査は抽出調査であるがそれ以外は全数である。調査は3年に1回、10月1日付けで実施され、最近での調査年は2016年である。本研究では、2013年の小学校の教員個人調査票の調査票情報を用いる。教員個人調査票からは学校長の年齢・免許種類・性・勤務年数・学歴・給与月額を利用する。

Ⅲ－３．校長名の識別と変数構築

以上の国の統計調査において、校長名は調査票に記載されているものの、調査票情報としては研究者に提供はされない。そのため、校長名については、別途、全国学校総覧の電子データである全国学校マスターより2008年から2017年の校長名一覧データとして提供を受けたものを利用している。そこでは、当該年度の校長名がすべて記載されており、同一都道府県内で氏名が一致するものを同一の校長と考え、IDを作成した。もし、同一の氏名の校長が同一年度内に複数存在し、それが継続的に確認された場合には、学校間の異動の前後関係からIDを作

成し、そこから、校長固有のダミー変数を構築する。すなわち、校長A先生ダミーは、校長がA先生であれば1、なければ0をとる。校長ダミーをもとに、ある校長の当該学校での在職期間、異動を識別する。

Ⅲ－４．サンプルの選択と分析データの構築

校長の固定効果を識別するためには、校長の学校間の移動が地域内ですべて把握されているのが理想であるため、全国学調の全数調査としての特性が非常に有益である。しかしながら、2010～2012年は抽出調査であったため（ただし2011年は中止）、校長の固定効果を推定するにはふさわしいデータではない。そこで、2007～2009年と、2013～2017年のどちらを利用するか検討した結果、後者の5年分を利用することとした。

また、今回、文部科学省に対して利用申請した結果、都道府県ごとに同意率には大きなばらつきがあったため、ほぼ全ての地域で同意の得られた北海道のデータだけを利用した。

全国学調と全国学校マスターは学校名をキーにしてマージするため、一方のデータで学校名が欠落している場合は、サンプルから除かれる。

学校基本調査には学校コードや学校所在地が記載されているものの、学校名が記載されていない。そこで2017年の学校名と学校コード接合ファイルより、2013～2016年の各学校の学校名を作成し、その学校名をキーにして学校基本調査と全国学調をマージした。なお、全国学調は実施年の4月時点での調査であるため、学校基本調査より得られる教員情報は前年度のものをを用いた。

学校教員統計調査の調査票情報が小学校のみであるため、小学校だけを分析対象にすることとした。2013年度学校教員統計調査の個人調査対象校は無作為に抽出されている。学校名はID化されているが、学校基本調査と同一のため、その共通IDを利用して全国学調データとマージする。校長リストとマージできたのは、北海道の教員統計調査対象小学校61校のうち57校である。

Ⅳ．推定手順

Ⅳ－１．校長の固定効果の分布の推定

2013～2017年の全国学調北海道の全公立小学校の生徒データをプールし、算数A、算数B、国語A、国語Bの正答率をそれぞれ各実施年で標準化された正答率（平均0分散1）とし、被説明変数として用いる。ただし、点字問題冊子、拡大文字問題冊子、日本語指導、時間延長の対象となったサンプルは集計から除いている。

説明変数として、性別（ただし、2015年のみ、提供データに性別情報が欠落している）、就学援助比率、全校生徒数、5年生時点の学級規模を実施年、および校長名から作られるダミー変数を利用する。推定方法として線形回帰を用い、校長ダミーの係数の推定値を計算し、校長の固

定効果とする。

ここでの仮定は、校長は生徒のアウトカムに対して、時間に依存しない固定的かつ加法的効果を、着任後直ちに与える、というものである³⁾。具体的にはCoelli and Green (2012)に従い、以下の推定式を想定する。

$$y_{ispt} = \delta_s + \theta_{spt} + \gamma_{ist} + \varepsilon_{ispt} \quad (1)$$

ここで、 y_{ispt} は学校 s に属し、校長 p の下で学ぶ生徒個人 i の時間 t におけるアウトカム、 δ_s は学校 s の固定効果、 θ_{spt} は学校 s で時間 t において在籍する校長 p の効果⁴⁾、 γ_{ist} は生徒 i の属性の効果、 ε_{ispt} は誤差項である。推定においては、時間とともに変化する観察可能な生徒や学校属性、時点効果を制御する⁵⁾。

興味のあるパラメータは、校長固定効果とその分布である。ここで追加的に、校長の効果は在籍する学校には依存しないと仮定すると、校長固定効果は $\theta_{spt} = \theta_p$ と書き換えられる。ここでは、学校の固定効果とは独立に存在する校長の固定効果は、校長が学校間を異動して初めて識別可能となる。そのような異動がサンプル内に存在しない場合、もしくは、学校のダミーを推定に含めない場合には、校長ダミーの推定値は、学校の効果⁶⁾の平均値も含めて推定される。

推定は、学校名に基づくダミーを入れる場合と入れない場合について分けて実施する。

推定に用いた記述統計量は表1の通りである。

Ⅳ－2. 校長の固定効果と校長属性の関係

前述(1)式より得た校長固定効果と2013年度学校教員統計調査の個人調査で観察される校長の属性の関係を検討する。具体的には、Dhuey and Smith (2018)と同様に、校長の固定効果推定値を被説明変数、学校長の性、年齢、年齢の二乗、勤務年数、勤務年数の二乗、教員養成大学出身の有無、中学校免許の保有の有無、給与月額を説明変数とし、最小二乗法で推定する。

Ⅳ－3. 校長の効果の分散の推定

Coelli and Green (2012)の定式化に従い、生徒のアウトカムの分散に与える校長効果を分散推定的手法(Rivkin et al. 2015)を用いて推定する。ここでは、校長の固定効果は着任する

学校ごとに異なる可能性を残した上で、生徒のアウトカムの決定式(1)式の各時点での学校平均を以下の(2)式のように定式化する。

$$\bar{y}_{st} = \delta_s + \theta_{st} + \bar{\gamma}_{st} + \bar{\varepsilon}_{st} \quad (2)$$

ここで δ_s は学校固定効果、 θ_{st} は校長効果、 $\bar{\gamma}_{st}$ は生徒属性、 $\bar{\varepsilon}_{st}$ は誤差項を示す。(2)式をwithin変換すると、学校固定効果が消去される(3式)。

$$(\bar{y}_{st} - \bar{y}_s) = (\theta_{st} - \bar{\theta}_s) + (\bar{\gamma}_{st} - \bar{\gamma}_s) + (\bar{\varepsilon}_{st} - \bar{\varepsilon}_s) \quad (3)$$

すなわち、ある学校のある時点の生徒のアウトカムの時点平均からの乖離は、その年の校長の力量の乖離、生徒の平均的属性の乖離、そしてそれら以外の項に分解される。(3)式の両辺を二乗すると、以下の(4)式となる。

$$(\bar{y}_{st} - \bar{y}_s)^2 = (\theta_{st} - \bar{\theta}_s)^2 + (\bar{\gamma}_{st} - \bar{\gamma}_s)^2 - 2(\bar{\gamma}_{st} \theta_{st} + \bar{\gamma}_s \bar{\theta}_s - \bar{\gamma}_s \theta_{st} - \bar{\gamma}_{st} \bar{\theta}_s) + (\bar{\varepsilon}_{st} - \bar{\varepsilon}_s)^2 \quad (4)$$

アウトカムの時点平均からの乖離の二乗項は、校長効果の学校内(within)変動、生徒属性の学校内(within)変動、それらの共変動および、誤差項の変動に分解される。ここで、生徒の属性の分散は時間を通じて、かつすべての学校で一定と仮定すると、(4)式を観測期間で平均をとった期待値は、以下の(5)式となる(Coelli and Green 2012)。

$$E \left[\frac{1}{T} (\bar{y}_{st} - \bar{y}_s)^2 \right]$$

- 3) これが教室で生徒に直接接する教師の固定効果に対する仮定であればそれほど異議はないであろう(Hanushek and Rivkin 2012)。しかし、校長が生徒に与える影響の多くは教師を通じた間接的效果であるため、これはかなり強い仮定であるかもしれない(Grissom et al. 2015)。Grissom et al. (2015)やCoelli and Green (2012)は、校長効果が着任以降変動するモデルを検討しているが、本研究においては、動学的なモデルの利用は今後の課題としたい。
- 4) 時点 t と学校 s を特定すれば校長 p は一意に定まると仮定すれば、 p の明示は不要である。(2)式以降は p を省略する。
- 5) ここで、校長以外の教師の効果は明示されていないことに注意が必要である。すなわち、校長のリーダーシップは、そこで採用し、指導し、配置をする教員の効果のすべてにおよび、その効果を含むと仮定されている。ただし、多くの研究の蓄積がある米国では、校長は教員の採用や解雇に強い権限をもつが、日本においては教員配置の権限は教育委員会が持つため、米国と同じ仮定はあてはまらない可能性がある。その場合には、校長のリーダーシップ効果は過大に推定される。
- 6) 学校効果の存在要因としては、近隣の環境、校舎やグラウンドの設計、学校の歴史や名声、地域住民の特性などが考えられる。

表 1 記述統計量

	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
算数 A	201,304	0.00	1.00	-3.92	1.32
国語 A	201,316	0.00	1.00	-4.01	1.92
算数 B	201,167	0.00	1.00	-2.23	2.62
国語 B	201,673	0.00	1.00	-2.35	2.12
性別不明	201,673	0.20	0.40	0	1
男児	201,673	0.40	0.49	0	1
女児	201,673	0.40	0.49	0	1
就学援助	201,673	18.97	10.70	0	55
全校生徒数	201,673	425.67	215.47	1	1398
5年生時点クラスサイズ	201,673	30.18	7.60	0	202.5
2013 年実施	201,673	0.21	0.41	0	1
2014 年実施	201,673	0.21	0.41	0	1
2015 年実施	201,673	0.20	0.40	0	1
2016 年実施	201,673	0.20	0.40	0	1
2017 年実施	201,673	0.19	0.39	0	1
講師比率	199,697	0.02	0.03	0	0.29
兼務比率	199,697	0.04	0.05	0	0.33
教員女性比率	199,697	0.53	0.08	0	0.8
教員_職員比	199,697	9.74	5.64	1.2	43

注：対象サンプルは北海道の公立小学校に通う小学 6 年生の生徒（2013～2017）。算数 A、国語 A、算数 B、国語 B は、各実施年で標準化された正答率（平均 0 分散 1）である。点字問題冊子、拡大文字問題冊子、日本語指導、時間延長の対象となったサンプルは集計から除いている。講師比率、兼務比率、教員女性比率、教員_職員比は、学校基本調査と接合できたサンプルのみである。

$$\begin{aligned}
 &= E \left[\frac{1}{T} (\theta_{st} - \bar{\theta}_s)^2 \right] + \sigma_{\gamma_s}^2 + \sigma_{\gamma_s \theta_{st}}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \\
 &= \sigma_{\theta_s}^2 \left[\frac{1}{n} \sum_{p=1}^P q_p \left[1 + \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^P q_k^2 - \frac{2}{n} q_p \right] \right] \\
 &\quad + \sigma_{\gamma_s}^2 + \sigma_{\gamma_s \theta_{st}}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (5)
 \end{aligned}$$

ここで、 $\sigma_{\theta_s}^2$ は学校 s における校長効果の within 分散、 q_p は校長 p が当該学校内に在籍する年数、 P はサンプル期間において着任した（異なる）校長の数、 n はサンプル期間年数、 $\sigma_{\gamma_s}^2$ は学校 s における生徒の平均的な質の分散、 $\sigma_{\gamma_s \theta_{st}}^2$ は両者の共分散、 σ_{ε}^2 は誤差項の分散を示す。

$\sigma_{\theta_s}^2$ の後の項（校長異動項）は、同一学校における校長の異動の頻度に応じて変化する項であり、校長の異動頻度が高ければ大きい値をとる。たとえば、サンプル期間内で校長の異動がなければ 0 である。もし 2 人の校長が同じ期間在籍すれば 1/2 の値をとり、3 人が同じ期間在籍すれば 2/3 をとる。すなわち、もし校長効果が生徒のアウトカムに影響を与え、校長間で質のばらつきがあるならば、校長の異動頻度が多ければ多いほど、生徒のアウトカムの within 変動が大きくなる。

$\sigma_{\gamma_s}^2$ はある学校における生徒の平均的な質の変動を示すが、生徒の属性の分散が学校・時間を通じて一定であれば、これは学校規模の逆数で規定される。すなわち、学校規模が大きいほ

ど質の変動が小さくなる。

推定においては、調査実施年ごとに生徒の標準化スコアの学校平均を計算し、その within 変換した数値の二乗に、サンプル期間での平均をとったものを被説明変数とし、調査実施年における学校長の在籍年数および前年から調査実施年にかけて学校長が異動から計算した校長異動項、全校生徒数の逆数と定数項を説明変数として回帰を行う。また、生徒の時点を通じた属性の変化を制御するために、一段階目で生徒の標準化スコアを生徒および学校の属性で回帰し、その残差から被説明変数を計算する方法も実施する。

識別の仮定をまとめると、学校の固定効果が加法的であること、 $\sigma_{\theta s}^2$ は誤差項と相関しない、

$\sigma_{\gamma s \theta s t}^2$ はゼロ、そして校長効果は時点を通じて一定であるとする⁷⁾。これらの仮定のもとで(5)式を OLS で推定したときの校長異動項の係数が、校長効果の within 分散の推定値となる。なお、この推定値が0と統計的に異ならないとしても、アウトカムに与える校長効果がないことを意味せず、生徒のアウトカムに与える影響に校長間で差異がないことのみを意味する。また、本分散推定においては、同じ学校内における校長効果の分散が推定されるのみである。そのため、学校間に平均的校長効果の分散があれば（これはほぼ確実にあてはまる）、ここで推定される校長の力量の差異は、実際に存在する力量の差異の下限であると考えられることに注意が必要である。

V. 推定結果

V-1. 校長の固定効果

推定結果は、表2に示してある。すべての推定で、就学援助率がマイナスの効果を持つが、学校ダミーを入れたと、全校生徒数のプラスの効果は消える。クラスサイズは、常にマイナスの効果を持つが、学校ダミーを入れたと、国語Aおよび国語Bに対しては統計的に有意ではなくなる。学校基本調査から得られる教員属性に関しては、一部統計的に有意なものもあるが、一様な結果は観察されない。

この結果に基づき、校長ダミーの分布に対し、カーネル推定を行ったのが図1である。ここで、図1(1)は、各学力スコアの推定において、学校効果ダミーを右辺に入れないケースと入れるケースを比較したものである。いずれのスコアにおいても、学校効果を制御すると校長の効果

がより大きな分散を示すことが分かる。この結果はやや直感に反するか、過去の海外の研究でも、校長ダミーのみを入れた場合の校長固定効果の分散と、校長ダミーと学校ダミーの両方を入れた場合の校長固定効果の分散を比較すると、後者の方が大きい、とする論文が複数存在する。

Dhuey and Smith (2014, 2018) はこの現象が、カナダ（ブリティッシュコロンビア州）でも米国（ノースキャロライナ州）でも発見されたことから、校長の配置が、生徒のパフォーマンスと逆相関を持つように、すなわち学校の水準に対して補償的に行われていると推測する⁸⁾。例えば、OLSの下で、まず校長ダミーのみを右辺に入れた場合の校長固定効果は、 e_{ispt} を OLS の残差項とすると、 $y_{ispt} = \hat{\theta}_p + e_{ispt}$ 、校長

7) Coelli and Green (2012) は、ここで特に問題になるのは、学校の固定効果が加法的でなく、たとえば、校長の効果と系統的な相関（交互効果）がある場合で、校長の固定効果の分布が学校間で同じであるという仮定が崩れるとしている。彼らはカナダの学校データについてはこの仮定のための必要条件が満たされているとしている。

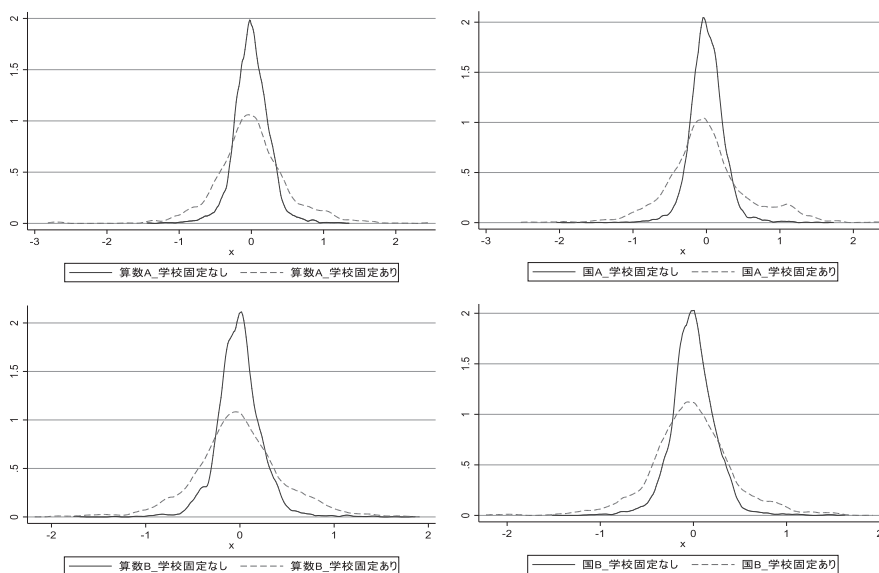
表2 校長固定効果の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	算数 A	算数 A	国語 A	国語 A	算数 B	算数 B	国語 B	国語 B	算数 A	国語 A	算数 B	国語 B
就学援助	-0.00380*** (0.000331)	-0.00185*** (0.000451)	-0.00392*** (0.000328)	-0.00136*** (0.000447)	-0.00423*** (0.000331)	-0.00165*** (0.000451)	-0.00365*** (0.000326)	-0.00172*** (0.000445)	-0.00181*** (0.000455)	-0.00138*** (0.000452)	-0.00161*** (0.000455)	-0.00172*** (0.000449)
全校生徒数	0.000111*** (2.85e-05)	3.98e-05 (0.000166)	0.000130*** (2.82e-05)	-3.72e-05 (0.000165)	0.000124*** (2.84e-05)	-4.42e-05 (0.000166)	0.000130*** (2.81e-05)	-0.000256 (0.000164)	-6.99e-06 (0.000167)	-1.86e-05 (0.000166)	-7.24e-05 (0.000167)	-0.000295* (0.000165)
クラスサイズ	-0.00285*** (0.000463)	-0.00179*** (0.000553)	-0.00119*** (0.000460)	-2.75e-05 (0.000550)	-0.00204*** (0.000462)	-0.000911* (0.000552)	-0.00156*** (0.000456)	-0.000295 (0.000545)	-0.00174*** (0.000555)	-5.92e-05 (0.000552)	-0.000839 (0.000555)	-0.000189 (0.000547)
講師比率									-0.336 (0.235)	0.105 (0.233)	-0.0578 (0.235)	-0.247 (0.231)
兼務比率									-0.227 (0.184)	-0.116 (0.183)	-0.181 (0.184)	-0.177 (0.182)
教員女性比率									0.135* (0.0693)	0.0119 (0.0688)	0.0864 (0.0693)	0.0976 (0.0684)
教員_職員比									-0.00137 (0.00120)	-0.00469*** (0.00119)	-0.000961 (0.00120)	-0.000924 (0.00118)
性別ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
実施年ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
校長ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
学校ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	201,722	201,722	201,718	201,718	201,664	201,664	201,673	201,673	199,746	199,742	199,688	199,697
R-squared	0.043	0.054	0.058	0.069	0.044	0.054	0.070	0.080	0.054	0.069	0.054	0.079

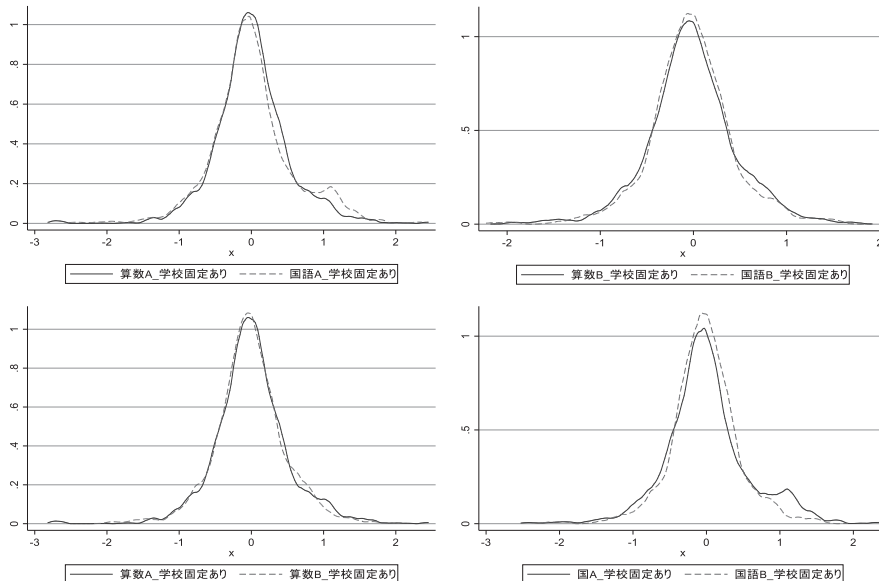
注：対象サンプルは北海道の公立小学校に通う小学6年生の生徒（2013～2017）。算数A、国語A、算数B、国語Bについて、各実施年で標準化された正答率（平均0分散1）である。点字問題冊子、拡大文字問題冊子、日本語指導、時間延長の対象となったサンプルは集計から除いている。(1)～(8)は、固定効果の推定に利用されたベンチマークの結果である。(9)～(12)は、その推定に、学校基本調査から得られる学校属性を付加した結果である。

図1 小学校の校長の固定効果の分布（カーネル推定）

(1) 学校の固定効果ありと学校の固定効果なしの比較



(2) 各教科の比較（学校の固定効果あり）



8) Dhuey and Smith (2018) では、数学のスコアの分散に対する校長効果は、学校固定効果なしでは 0.132, 学校固定効果を入れると 0.183 だと述べている (p. 865)。Dhuey and Smith (2014) では、やはり数学のスコアの分散に対する 3 年間の校長効果は、学校固定効果なしでは 0.267, 学校固定効果を入れると 0.408 であるとしている (p. 655)。

レベルで平均をとると残差項が消えて $\overline{y_{sp}} = \widehat{\theta}_p$ である。次に、校長ダミーと学校ダミーの両方を右辺に入れると、 $y_{ispt} = \widehat{\theta}_p + \widehat{\delta}_s + e_{ispt}^*$ 。校長レベルで平均をとると、 $\overline{y_{sp}} = \widehat{\theta}_p^* + \widehat{\delta}_s$ となる。最後の $\widehat{\delta}_s$ は、学校効果を校長 p のレベルで平均をとったものである。これにより $\widehat{\theta}_p = \widehat{\theta}_p^* + \widehat{\delta}_s$ となるため、 $\text{Var}(\widehat{\theta}_p^*) > \text{Var}(\widehat{\theta}_p)$ 、すなわち、今回観測される校長効果の分布の変化が生じるための条件は、 $\text{Cov}(\widehat{\theta}_p^*, \widehat{\delta}_s) < -0.5 \times \text{Var}(\widehat{\delta}_s)$ である (Dhucy and Smith, 2014, 2018)。

しかしながら、この共分散の符号条件は非常に強いものであり、観測されているほどの分散の変化をもたらす状況を想像するのは容易ではない。実は、 $\widehat{\theta}_p^*$ と $\widehat{\delta}_s$ にそれぞれ計測誤差を想定すると、両者の誤差項に負の関係が生じることが分かる。すなわち、校長効果が真の値よりも高く見積もられる際には、逆に学校効果は低く見積もられる⁹⁾。その見かけ上の負の相関が、校長ダミーのみを入れた場合の校長固定効果の分散よりも、校長ダミーと学校ダミーの両方を入れた場合の校長固定効果の分散を大きくしてしまう可能性がある。実際、本論文で得られた校長効果と学校効果の校長レベルでの相関を算数 A について計算すると、 -0.79 と非常に大きな負の値となる。

実際、固定効果に対する推定誤差は、固定効果の分散を大きく見せてしまうため、多くの論文では、経験ベイズ (empirical Bayes) により、分散を縮約することが多い¹⁰⁾。しかしながら、経験ベイズによる縮約は、1 固定効果の分散を

減らす¹¹⁾が、2つの固定効果の相関には直接影響を与えない¹¹⁾。

いずれにせよ、理論的には、校長効果を識別するために、学校効果の違いを制御する必要があるが、既存研究の多くでもそのように実施されているが、その手法や解釈については固まっているとは言えない状態であると認識される。校長の配置が学校の水準に対して補償的におこなわれている可能性、固定効果の誤差間の負の相関が固定効果間に見かけ上の負の相関を生じさせる可能性の両方を同時に解決するための手法の開発については今後の課題としたい。

図 1 (2) は、学校ダミーを含めたうえで、科目目間の結果を比較したものである。いずれの場合でも、教科間で特徴的な違いは観察されない。

V-2. 校長の固定効果と校長の属性の関係

校長固定効果と学校教員統計調査の個人調査で観察される校長の属性の関係を検討する。なお、校長リストとマージできたのは、北海道の教員統計調査対象小学校 61 校のうち 57 校であるが、そのうち固定効果が推定できた校長は 51 人である。このうち、1 名は、勤続 2 年しかない外れ値サンプル (おそらく民間出身校長と思われる) なので、分析からは除外した。この 50 人のマージサンプルの固定効果の分布と、もともと推定できた北海道全体サンプルの固定効果の分布 (N=821) はほぼ重なったことから、教員調査の対象校は、ほぼランダムに抽出されていることが確認できた (図 2)。推定に

9) 例として、2つの学校 A B に、ある校長が 3 年ずつ在籍したが、誤って、在籍期間をそれぞれ 2 年と 4 年と記録したと考えよう。また、A はテストスコアの伸びが低い学校 (学校効果 = 0)、B は伸びが高い学校 (学校効果 = 1) だとする。この校長の力量は他の校長 (付加価値 = 0) と比較すると 1 だとする。学校 A の最後の 1 年の貢献は別の校長による貢献と見なされるため、学校効果推定値のベースラインが 1/6 上昇し、この校長の最初の 2 年の貢献も 5/6 と過小評価される。さらに学校 B では、見かけ上 4 年で 3 のインパクトを与えているため、この校長の貢献は 3/4 となる。合計すると 6 年間に 5 の付加価値を与えているとされるため、校長の貢献の推定値は誤差により下方バイアスだが、校長が在籍した学校 A の固定効果は誤差により上方バイアスが生じる。すなわち、学校効果と校長効果の誤差項間に負の相関が生じる。

10) 教師の固定効果の分散に対する経験ベイズによる調整 (縮約) は、最初に Kane and Staiger (2002)、Jacob and Lefgren (2008) などにより提案された。

11) 本論文での固定効果の分散は、すべて経験ベイズ縮約を施していない、無調整の分散である。経験ベイズ縮約を施した場合に、どの程度、教師の固定効果の分散が学校効果により変化するか確認することは今後の課題である。

用いた記述統計量は表3の通りである。

2013年の学校教員調査から、学歴（教員養成大学院、教員養成大学、大学、短大）、中学免許の有無の分布を調べたところ、前者では、教員養成大学以外のカテゴリーは各1名のみ、中学免許を持つものは8名のみであり、属性間の差を見るには小さすぎると考えられた。給与の情報もあるが、年齢と勤務年数でほぼ決まっ

てくると考えられたため、ここでは、年齢と勤務年数にのみ注目する。

図3は、校長の固定効果（学校ダミーをいれたもの）と2013年時点の校長の属性（年齢・勤務年数）の関係を示している。回帰線の傾きはわずかに見えるが、統計的には0と等しいという仮説を棄却できない。すなわち、勤務年数や年齢と、校長の固定効果の間には、統計的相

図2 校長の固定効果の分布（2013年）

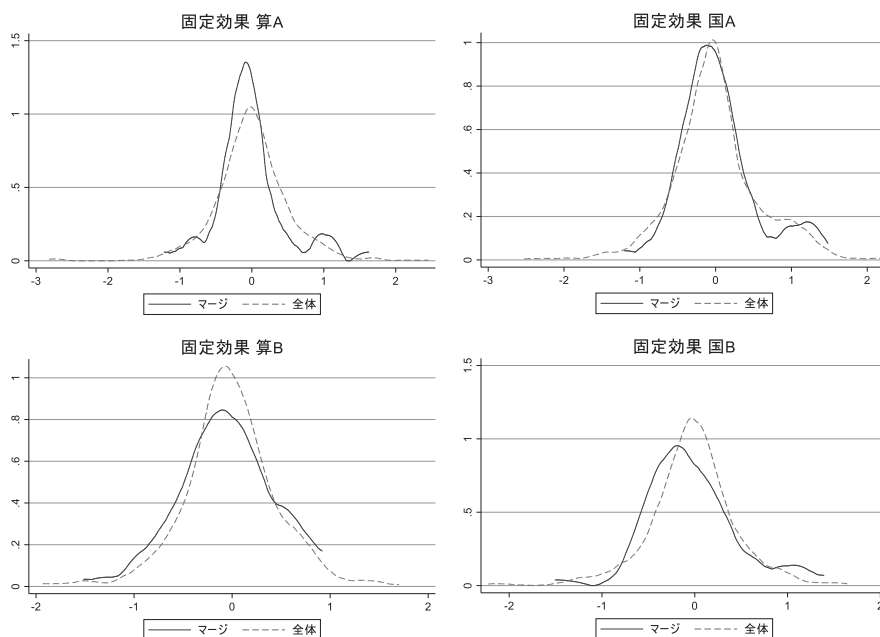
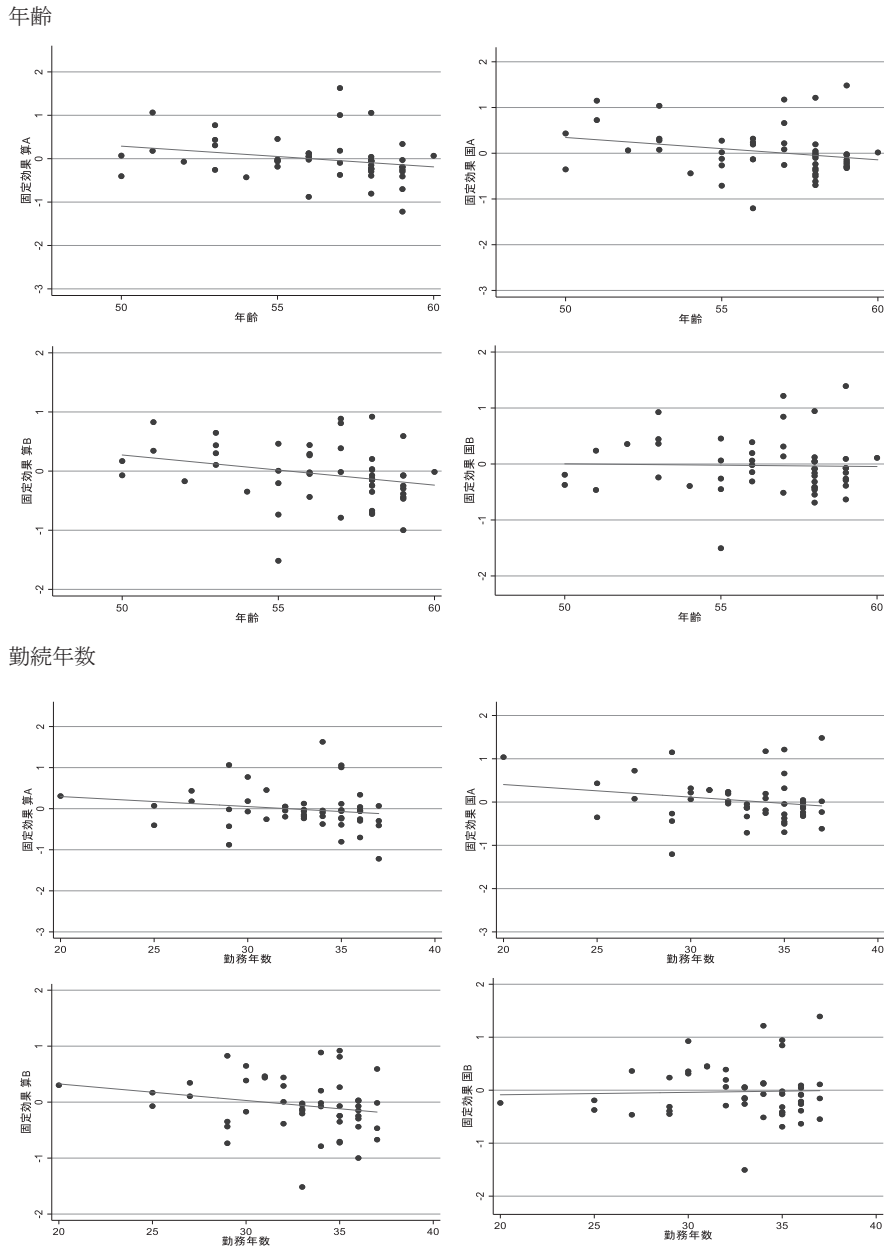


表3 校長属性の記述統計量

	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
算数 A	50	-0.02	0.50	-1.22	1.63
国語 A	50	0.03	0.53	-1.20	1.48
算数 B	50	-0.05	0.50	-1.52	0.92
国語 B	50	-0.03	0.51	-1.51	1.39
年齢	50	56.38	2.61	50	60
年齢2乗/100	50	31.85	2.88	25	36
勤務年数	50	32.78	3.63	20	37
勤務年数2乗/100	50	10.87	2.22	4	13.69
教員養成出身	50	0.96	0.20	0	1
中学免許所有	50	0.84	0.37	0	1
給料月額千円	50	418.30	16.93	352	495

図3 校長の固定効果と校長の属性（年齢・勤続年数）



関は見られない。

表4は、校長の固定効果を被説明変数にして、上記の校長の属性変数で回帰した結果である。いくつかの結果において、校長の給与月額と教員養成出身が限界的に正の影響を与えているこ

とを除き（その効果もロバストとは言えない）、ほぼすべてに渡って校長効果を説明可能な要因は皆無という結果である。

表4 校長固定効果と校長属性の関係

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
パネル A	校長固定効果_算数 A					校長固定効果_国語 A				
女性	0.139 (0.334)	0.136 (0.344)	0.176 (0.373)	0.177 (0.342)	0.234 (0.357)	0.242 (0.240)	0.232 (0.248)	0.291 (0.265)	0.313 (0.250)	0.307 (0.264)
教員養成出身	0.0583 (0.441)	0.0641 (0.434)	0.0820 (0.447)	0.163 (0.331)	0.118 (0.376)	0.133 (0.674)	0.156 (0.644)	0.183 (0.657)	0.202 (0.567)	0.683* (0.357)
年齢	-0.0633 (0.0500)	-0.0654 (0.0525)	-0.0720 (0.0530)	1.045 (1.068)		-0.0445 (0.0649)	-0.0526 (0.0646)	-0.0625 (0.0658)	-1.042 (1.273)	
年齢2				-0.997 (0.968)					0.892 (1.149)	
勤務年数	0.0130 (0.0361)	0.0144 (0.0386)	0.0158 (0.0389)		0.212 (0.238)	-0.00424 (0.0564)	0.00104 (0.0555)	0.00316 (0.0563)		-0.452 (0.301)
勤務年数2					-0.394 (0.398)					0.673 (0.503)
中学免許所有		-0.0387 (0.217)	-0.0363 (0.216)	-0.0158 (0.205)	-0.0306 (0.220)		-0.151 (0.230)	-0.147 (0.229)	-0.153 (0.228)	-0.0388 (0.232)
給料月額千円			0.00285 (0.00281)	0.00326 (0.00297)	0.00200 (0.00290)			0.00421* (0.00249)	0.00375 (0.00273)	0.00292 (0.00270)
Constant	3.048 (2.137)	3.148 (2.251)	2.258 (2.621)	-28.71 (29.99)	-3.647 (3.955)	2.516 (2.474)	2.906 (2.506)	1.592 (2.714)	28.69 (35.56)	5.632 (4.657)
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50
R-squared	0.076	0.077	0.085	0.101	0.067	0.082	0.092	0.108	0.121	0.124
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
パネル B	校長固定効果_算数 B					校長固定効果_国語 B				
女性	0.155 (0.258)	0.156 (0.265)	0.174 (0.283)	0.157 (0.262)	0.195 (0.277)	0.187 (0.272)	0.191 (0.277)	0.241 (0.294)	0.225 (0.267)	0.249 (0.285)
教員養成出身	0.399 (0.415)	0.397 (0.422)	0.406 (0.432)	0.335 (0.371)	0.577* (0.312)	0.640* (0.373)	0.633 (0.380)	0.656* (0.390)	0.637** (0.295)	0.671** (0.332)
年齢	-0.0373 (0.0534)	-0.0367 (0.0538)	-0.0398 (0.0548)	-0.0472 (1.128)		-0.00443 (0.0485)	-0.00177 (0.0493)	-0.0103 (0.0496)	0.645 (1.125)	
年齢2				-0.00721 (1.028)					-0.598 (1.030)	
勤務年数	-0.0135 (0.0404)	-0.0139 (0.0408)	-0.0132 (0.0413)		-0.107 (0.239)	-0.00316 (0.0365)	-0.00489 (0.0374)	-0.00306 (0.0378)		0.0111 (0.285)
勤務年数2					0.111 (0.402)					-0.0337 (0.478)
中学免許所有		0.0108 (0.220)	0.0119 (0.221)	0.00197 (0.220)	0.0485 (0.235)		0.0496 (0.192)	0.0525 (0.193)	0.0554 (0.191)	0.0557 (0.207)
給料月額千円			0.00133 (0.00291)	0.00141 (0.00292)	0.000683 (0.00300)			0.00364 (0.00226)	0.00396* (0.00228)	0.00350 (0.00237)
Constant	2.082 (2.132)	2.054 (2.180)	1.638 (2.433)	1.898 (30.98)	1.341 (3.668)	-0.319 (2.025)	-0.447 (2.074)	-1.584 (2.320)	-19.71 (30.91)	-2.222 (4.282)
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50
R-squared	0.088	0.088	0.090	0.088	0.081	0.047	0.048	0.060	0.067	0.060

注:校長固定効果は表1より推定された値である。2013年の学校教員統計調査で観察されたサンプルのみで推定を行っている。

V-3. 校長効果の分散の推定

校長効果の分散を推定するにあたり、学校間における校長の異動が観察される必要がある。表5は2013年から2017年にかけての校長の異動確率を示したものである。表によると、平均

的に約4割の校長が異動している。校長の平均在職年数は約1.9年であり、最短で1年、最長で6年の場合もある。学校長は学校間をローテーションで異動している点がデータから推察される。

表5 校長の異動確率

校長の異動確率	
2013 → 2014 年	0.40
2014 → 2015 年	0.37
2015 → 2016 年	0.37
2016 → 2017 年	0.39
平均	0.38

表6 校長効果の分散推定

	(1) 算数 A	(2) 算数 B	(3) 国語 A	(4) 国語 B	(5) 算数 A	(6) 算数 B	(7) 国語 A	(8) 国語 B
属性制御	なし				あり			
校長異動項	0.0207 (0.0385)	0.0646* (0.0335)	0.00432 (0.0311)	0.0134 (0.0417)	0.0355 (0.0254)	0.0257 (0.0302)	0.0134 (0.0372)	0.0544 (0.0355)
全校生徒数の逆数	2.751*** (0.340)	2.977*** (0.405)	3.041*** (0.438)	2.821*** (0.431)	1.434*** (0.307)	1.993*** (0.464)	2.400*** (0.533)	2.041*** (0.388)
Constant	0.0250 (0.0206)	-0.00154 (0.0179)	0.0304* (0.0174)	0.0273 (0.0221)	0.0224 (0.0139)	0.0203 (0.0173)	0.0271 (0.0201)	0.00605 (0.0186)
Observations	934	934	934	934	934	934	934	934
R-squared	0.342	0.399	0.428	0.372	0.167	0.204	0.256	0.192

注：被説明変数はスコアの学校平均を within 変換した値の二乗をサンプル期間で平均をとったものである。列 (1) ～ (4) は個人属性を制御していない結果、列 (5) ～ (8) は個人属性を制御した結果を示す。

表6は生徒のアウトカムの分散に与える校長効果を推定した結果である。個人属性を制御しない場合、算数Bを除き、校長異動項の係数は統計的に有意に0と異ならない。算数Bにおける係数は正で、10%水準で統計的に有意である。校長の within 分散が1標準偏差上昇すると、スコアの標準偏差は約0.25(0.064の平方根)上昇する。ところが、個人属性を制御すると、いずれの場合においても校長異動項の係数は統計的に有意に0と異ならない。すなわち、

生徒のアウトカムに与える影響に校長間で差異がある証拠は見いだせない。このことは、V-1において、学校固定効果を導入した上でも観測できた、学校との交互作用の存在を無視した校長の固定効果の分散の大きさとやや矛盾する。

しかしながら、本推定は、同一学校内における校長の差異の存在の発見であり、校長効果の分散の推定としては、学校間に存在する差を無視した下限推定であることに留意する必要がある。

VI. むすび

本稿は、校長が在籍児童生徒の学力等に与える効果に関するサーベイと、日本のデータに基

づく実証分析を行った。海外における既存研究を概観すると、生徒および校長に関する豊富な

データセットを利用し、校長の生徒のアウトカムに与える影響の識別、および固定効果と観察できる属性との関連を分析した研究が蓄積されつつある。校長効果を定量的に検証するためには、理想的には生徒の Value-added が計測できること、校長の異動が観察できる期間および地理的な範囲が十分にあること、少なくとも学校単位でのパネルデータの利用が不可欠である。

実証分析においては、2013～2017年の北海道の小学校について、全国学力・学習状況調査、学校教員統計調査、学校教員統計調査および学校長に関するデータセットを利用し、学校長の固定効果の推定、観察可能な属性との相関、生徒のアウトカムに与える影響に校長間で差異があるかを検証した。校長の固定効果は、学校固定効果を制御すると分散が大きく、推定された固定効果と年齢、勤務年数などの校長属性とは統計的に有意な相関が観察できず、また生徒の

アウトカムに与える影響に校長間で差異がある証拠は見いだせなかった。

今回の研究では、ほぼすべて、過去の文献で蓄積された手法にそった仮定の下で分析が行われた。しかしながら、過去の分析手法で統計上の問題がすべて解決されているわけではないことも明らかとなった。また、今回得られた結果は、必ずしも相互に整合的とは言えず、今後より精緻な分析手法の適用と個別の仮定の検証が必要であると思われる。

最後に、今回利用したデータは、北海道一地域と小学6年生に限定をした分析結果であり、また、分析の対象としたアウトカムも算数と国語の標準スコアのみである。本論文の分析結果が、全国や他の学年、そして、子どもの非認知能力や行動を含めた他のアウトカムにあてはまる保証はないことにも注意すべきであることを申し添えたい。

参 考 文 献

- Béteille, Tara, Demetra Kalogrides, & Susanna Loeb (2012), “Stepping stones: Principal career paths and school outcomes,” *Social Science Research*, 41 (4) 904-919
- Bloom, N., Lemos, R., Sadun, R. & Van Reenen, J. (2015), “Does Management Matter in schools?”. *Economic Journal*, 125: 647-674.
- Böhlmark, Anders, Erik Grönqvist, & Jonas Vlachos (2016), “The Headmaster Ritual: The Importance of Management for School Outcomes” *Scandinavian Journal of Economics*. 118(4): 912-940.
- Branch, Gregory F., Eric A. Hanushek, & Steven G. Rivkin (2012), “Estimating the Effect of Leaders on Public Sector Productivity: The Case of School Principals” NBER Working Paper No. 17803.
- Coelli, Michael, & David A. Green (2012), “Leadership effects: school principals and student outcomes.” *Economics of Education Review* 31 (2012) 92-109.
- Chetty, Raj, John N. Friedman, and Jonah E. Rockoff (2014), “Measuring the Impacts of Teachers I: Evaluating Bias in Teacher Value-Added Estimates.” *American Economic Review*, 104 (9): 2593-2632.
- Chiang, Hanley, Stephen Lipscomb & Brian Gill (2016), “Is School Value Added Indicative of Principal Quality?” *Education Finance and Policy*. Vol 11 (3). p. 283-309.
- Clark, D., Martorell, P., & Rockoff, J. (2009), “School principals and school performance” (CALDER Working Paper 38). Washington, DC: Urban Institute.
- Daniëls, Ilen, Annie Hondégheem, & Filip Dochy (2019), “A review on leadership and leadership development in educational settings,” *Educational Research Review*, 27:

- 110-125.
- Di Liberto, Adriana, Fabiano Schivardi, & Giovanni Sulis (2015), "Managerial practices and student performance, *Economic Policy*," 30(84), 683-728.
- Dhuey, E. & Smith, J. (2014), "How important are school principals in the production of student achievement?." *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 47: 634-663.
- Dhuey, E. & Smith, J. (2018), "How school principals influence student learning" *Empirical Economics*, 54: 851.
- Fuller, Edward J. & Liz Hollingworth (2014), "A Bridge Too Far? Challenges in Evaluating Principal Effectiveness" *Educational Administration Quarterly*, 50 (3): 466-499.
- Grissom, Jason A. & Brendan Bartanen (2018), "Principal Effectiveness and Principal Turnover" *Education Finance and Policy* 0 0: 1-28.
- Grissom, J.A., & Loeb, S. (2011), "Triangulating Principal Effectiveness: How Perspectives of Parents, Teachers, and Assistant Principals Identify the Central Importance of Managerial Skills." *American Educational Research Journal*, 48(5), 1091-1123.
- Grissom, J.A., & Loeb, S. (2011), "Appendix 1: Bayesian Shrinkage" Online supplement to "Triangulating Principal Effectiveness: How Perspectives of Parents, Teachers, and Assistant Principals Identify the Central Importance of Managerial Skills." *American Educational Research Journal*, 48(5), 1091-1123.
- Grissom, J.A., Loeb, S., & Master, B. (2013). "Effective Instructional Time Use for School Leaders: Longitudinal Evidence From Observations of Principals." *Educational Researcher*, 42(8), 433-444.
- Grissom, Jason A., Demetra Kalogrides, & Susanna Loeb (2015), "Using Student Test Scores to Measure Principal Performance." *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol. 37, No. 1, pp. 3-28.
- Hallinger, Philip & Ronald H. Heck (1998), "Exploring the Principal's Contribution to School Effectiveness: 1980-1995," *School Effectiveness and School Improvement*, 9:2, 157-191.
- Hanushek, E.A (1986), "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools," *Journal of Economic Literature*, 24 (3): 1141-1177.
- Hanushek, Eric (1996), "School resources and student performance." In G. Burtless (Ed.), *Does Money Matter?* Brookings.
- Hanushek, Eric A. (2006), "School Resources," in Eric Hanushek, Stephen Machin, and Ludger Woessman. (eds.) 2011. *Handbook of the Economics of Education*. North-Holland.
- Hanushek, Eric A. and Steven G. Rivkin (2012), "The Distribution of Teacher Quality and Implications for Policy." *Annual Review of Economics* 2012 4: 1, 131-157.
- Kane, Thomas J., and Douglas O. Staiger (2002), "Volatility in school test scores: Implications for test-based accountability systems." In *Brookings Papers on Education Policy 2002*, edited by Diane Ravitch. Washington, DC: Brookings: 235-269.
- Jacob, B.A., & Lefgren, L. (2008), Can principals identify effective teachers? Evidence on subjective performance evaluation in education. *Journal of Labor Economics*, 26, 101-136.
- Lazear, Edward P., Kathryn L. Shaw, & Christopher T. Stanton (2015), "The Value of Bosses," *Journal of Labor Economics* 33, No. 4: 823-861.
- Li, Danielle (2012), "School Accountability and

- Principal Mobility: How No Child Left Behind Affects the Allocation of School Leaders” Harvard Business School Working Paper 16-052.
- Rivkin, S.G., E.A. Hanushek & J.F. Kain (2005), “Teachers, schools, and academic achievement” *Econometrica*, 73(2), 417-58.
- Rockoff, J.E. (2004), “The impact of individual teachers on student achievement: evidence from panel data”. *American Economic Review*, 94(2), 247-52.