

新教育委員会制度がいじめの認知件数に与えた影響について： 東京都の区市町村別データを用いた分析*¹

田中 隆一*²
別所 俊一郎*³
両角 淳良*⁴

要 約

2015年4月以前において、区市町村の教育委員会は教育長および教育委員長を中心とする合議制執行機関であり、教育行政の最終責任の所在が曖昧であるといった批判があった。この批判を受け、2014年の地方教育行政法改正では教育行政における責任体制のあり方を根本的に変化させることとなった。特に、1)教育委員長と教育長を一本化した新「教育長」が第一義的な教育行政責任者であることが明確化され、2)教育委員会ではなく、首長が議会の同意を得て教育長を直接任命することになり、任命責任も同時に明確化された。これにより、新教育長体制へ移行した自治体では教育行政における説明責任が明確化されるため、いじめをはじめとする学校における問題行動を早期発見するインセンティブが強まったと考えられる。本研究では東京都の区市町村別いじめ認知件数のデータを用いて、新教育委員会体制への移行がいじめの認知件数に与える効果を検証した。分析の結果、早期に新教育委員会制度に移行した区市町村は、そうでない区市町村に比べていじめの認知件数が増えていることがわかった。この結果は、制度改革による責任所在の明確化により、それまで見過ごされていたいじめを積極的に認知するようになったという仮説と整合的である。

キーワード：教育委員会、いじめ認知、説明責任

JEL classification：I21, J24

* 1 本研究は財務省財務総合政策研究所のプロジェクトの一環として行われたものである。本稿の作成にあたっては、財務総研研究会の参加者から多くの有益なコメントをいただいた。通常の留意を持って感謝したい。なお、本稿の内容や意見は全て筆者らの個人的な見解であり、財務省および財務総合政策研究所の見解を示すものではない。

* 2 東京大学社会科学研究所教授

* 3 東京大学大学院経済学研究科准教授／前財務省財務総合政策研究所総務研究部総括主任研究官

* 4 ノッティンガム大学経済学部助教授／財務省財務総合政策研究所客員研究員

I. はじめに

日本における義務教育は、学力を始めとするその後の生活において基盤となる資質を育成することを目的とする、国民の教育を受ける権利の最低限の社会的保障である。この目的の達成を保証するためには、児童生徒の小中学校における学習環境の整備および確保が前提となる。しかし、この前提は「いじめ」をはじめとする児童生徒の問題行動の存在によって成り立たないことがある。いじめを定義するのは容易ではないが、例えばOECD(2017)はいじめを加害者による自分より弱い立場にいる被害者への定期的・継続的な力の乱用と位置付けており、前者は後者を傷つける意図を持つことが特徴であるとしている。いじめの形態は様々であり、物理的(例えば他の生徒にたたかれたり、押されたりした)である場合もあれば言語的(からかわれた等)、関係的(意地の悪いうわさを流された等)ともなりうるが、いじめは特にその形態にかかわらず児童生徒の学習環境に様々な悪影響を及ぼすと考えられる¹⁾。例えば、OECD(2017)は2015年のPISA(Programme for International Student Assessment)の結果を用いていじめの被害を受ける生徒は不安・疎外感を感じる傾向があり、またそれらの生徒は学校を欠席しがちであることを示している。また、いじめがより深刻な場合においては、学習

環境への影響を超えて、生徒の生命または身体に重大な危険を生じさせる恐れもある。このことは、いじめが原因とみられる生徒の自殺の例が近年の日本においても報告されていることから明らかであろう。したがって、いじめの問題は広く国民一般の憂慮するところであり、その解決を図ることは喫緊の社会的課題であるといえる²⁾。

これらのいじめ問題の解決を図るために、文部科学省は「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」(以下、「問題行動等調査」)の一環として1985年度からいじめの状況を調査している³⁾。2006年以降、いじめ対策の第一歩はより正確にいじめの現状を把握することであると立場から、いじめの認知件数、つまり学校教員によって認識されているいじめの件数を主要な統計指標として、小学校・中学校・高等学校・特別支援学校におけるいじめの認知件数を調査し、都道府県ごとに集計して公表している。しかしながら重要なこととしては、本来いじめは教師には見えにくいと考えられ、実際にいじめが発生していてもその事実を教師が把握していない場合があると考えられるため、この指標を解釈するにあたってはいじめの「認知件数」と実際の「発生件数」との差異を常に意識する必要がある。この点を明確に

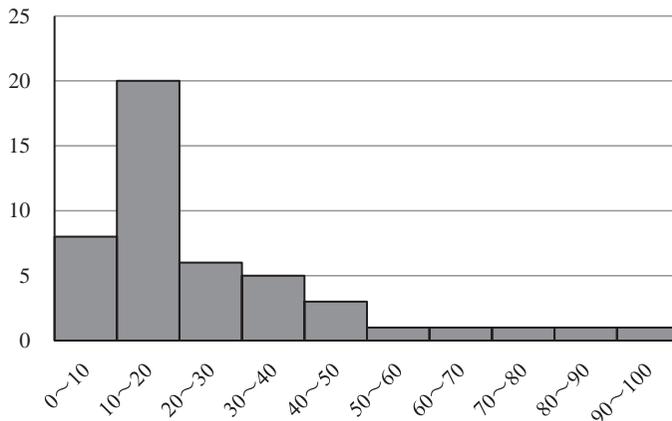
- 1) OECD(2017)は日本におけるいじめの形態の特徴について、OECD諸国の平均と比べて、1)他の生徒に「からかわれた」、「たたかれたり、押されたりした」と答えた生徒(15歳、日本においては高校一年生)が多い一方、2)「他の生徒から仲間はずれにされた」、または「自分の物を取られたり、壊されたりした」と答えた生徒は少ないことを報告している。
- 2) 法整備による対応例としては、2013年に施行された「いじめ防止対策推進法」がある。本研究では法整備がいじめの認知件数に与える影響を直接分析するものではないが、海外の研究例としては、Nikolaou(2017)およびSabia and Bass(2017)を参照のこと。
- 3) 文部科学省は個々の行為が「いじめ」に当たるか否かの判断はいじめられた児童生徒の立場に立って行うものとする立場から、現在はいじめを次のように定義している。「児童生徒に対して、当該児童生徒が在籍する学校に在籍している等当該児童生徒と一定の人的関係のある他の児童生徒が行う心理的又は物理的な影響を与える行為(インターネットを通じて行われるものも含む)であって、当該行為の対象となった児童生徒が心身の苦痛を感じているもの(なお、起こった場所は学校の内外を問わない)。」

した上で、図1では「問題行動等調査」における生徒1,000人あたりいじめ認知件数の都道府県別分布(a)と、2007年度から2016年度までのいじめ件数の推移(b)をまとめてある。

図1(a)によると全国的な平均認知件数は1,000人あたり23.9人であるが、最も件数の多い京都府(96.8人)から最も少ない香川県(5.0

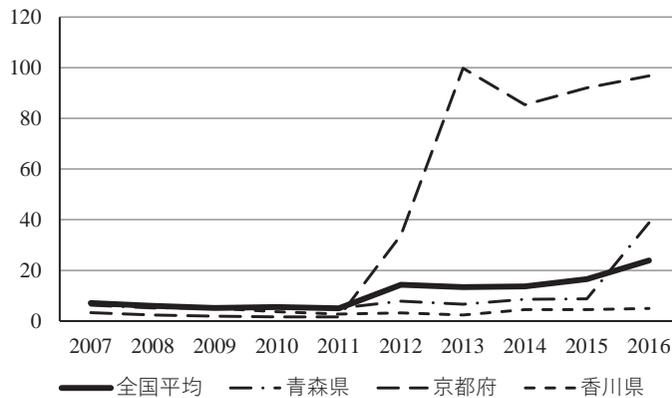
人)までと、件数は地域によって大きく異なっていることがわかる。また、図1(b)によるいじめの認知件数は地域間だけでなく年代によっても大きな変化を見せることがわかる。例えば2011年度から12年度にかけて、全国平均は5.0から16.3人(1,000人あたり)と上昇し、2015年度から16年度には18.6人から26.3人

図1 いじめ認知件数の都道府県別分布と推移
(a) いじめの認知件数の都道府県別分布(2016年)



(注) 文部科学省「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」2016年度版より作成。小学校・中学校・高等学校・特別支援学校の合計、児童生徒1,000人当たり。全国平均は23.9件、最大は京都府の96.8件、最小は香川県の5.0件。

(b) いじめ認知件数の10年間の推移(2007~16年度)



(注) 文部科学省「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」2016年度版より作成。小学校・中学校・高等学校・特別支援学校の合計、児童生徒1,000人当たり。

まで増えている。また2016年度において認知件数の最も低い香川県においては、特に大きな認知件数の変化は見られない一方で、認知件数の最も高かった京都府においては、2011年度から12、13年度にかけて1.6、33.9、99.8人と急上昇を見せた後で高い件数を保っている。また青森県においては、2015年度において全国平均より低い認知件数(8.8人)であったのが、2016年度に4倍以上に増えた結果、平均を大きく上回った(38.8人)。

なぜ、いじめの認知件数はこのような地域差や大きな時系列変動を見せるのであろうか。前述したように「認知件数」と(観察されない)実際の「発生件数」は異なりうるため、このような地域差や大きな時系列変動を生み出す原因について以下の二つの仮説が考えられる。第一の仮説は、実際のいじめの発生件数が地域によって異なり、時間の経過と共に変わるため、認知される件数も変化するというものである。第二の仮説は、教育責任者や教員のいじめを認知しようとする「姿勢・努力」が地域によって異なり、時間を追っても変化することが認知件数の地域格差・時間変動を決定するというものである。もちろん両仮説は共存しうるが、いじめの実際の発生件数は、後述するように、認知件数のように大きな地域格差・変動を見せることはないと考えられるため、本研究では第二の仮説、つまり教育責任者、具体的には学校と学校の設置・管理を行う教育委員会のいじめ認知に対する姿勢が、教員のいじめ認知の姿勢に影響した結果として認知件数を変化させる可能性を検討する。

特に本研究では、教育行政担当者としての教育委員会の「説明責任」の明確化が、教育委員会のいじめ認知に対する「姿勢・努力」に影響を与え、その結果としていじめの認知件数を変えるのかを統計的に検証する。具体的には、2011年に滋賀県大津市の中学2年生がいじめ

を苦に自殺した事件を契機として起こった2014年の地方教育行政法改正(以下、改正)が、教育行政における責任の所在を明確化したという事実に注目する。改正前においては、1)地方教育事務執行の責任者である教育長と、教育長の指揮監督権を持つ教育委員会の代表である教育委員長の共存が教育行政の責任の所在を曖昧にし、また、2)教育長は民意の代表者である首長に直接任命されるのではなく、首長に任命された教育委員会に任命されるという二重任命構造が首長の任命責任をも曖昧にしていたとされる。しかし、改正後の新体制下においては、1)教育長と教育委員長を一本化した「新」教育長が第一義的な地方教育政策の責任者とされ、また、2)首長が議会の同意のもと教育長を直接任命することで教育行政における責任体制の明確化がもたらされた。

それでは教育行政における説明責任の所在を明確化することがどのようにいじめの認知に対する姿勢・努力に影響を与え、そして認知件数に影響を与えるのであろうか。この問いに対する直接的な仮説を提示することは容易ではないが、海外、特にアメリカにおいては教育責任者の説明責任に働きかけるような制度を作ることによって、実際の教育の様々な成果に影響を与えた事例が多く報告されている。例えば、Rockoff and Turner (2010)はニューヨーク市において学校の生徒の学業成績に対する説明責任を制度化したことが、実際に生徒の学力を上昇させたことを示している。具体的には学力統一テストの結果と学校に対する報酬をリンクさせることによって、達成度の低い学校に通う生徒の成績を向上させたことを見出している⁴⁾。さらにFiglio and Loeb (2011)はこのような学校の説明責任に影響する制度を作ることが様々な教育成果を向上させたアメリカにおける他の例を多く紹介している。もちろん上記の日本における地方教育行政法改正は学校ではなく教育行政担

4) それ以前にも Hanushek and Raymond (2005) が説明責任の制度化が生徒の学業成績を伸ばすことに寄与することをアメリカの場合に関して示している。また Rouse et al. (2013) はフロリダにおいて説明責任のプレッシャーを受けた学校は、教え方を実際に変えることによってテストの点数を伸ばしたことを示した。

当事者（特に新教育長）の説明責任に働きかけるものであり、また特に生徒の学力に関する説明を求めるものではないが、制度変更が説明責任の明確化を引き起こしたという事実は共通している。従って、教育行政の第一義的な責任者である新教育長は改正の契機であるいじめ問題対策に対する明確な説明を市民から求められることから、「新体制下において教育施策者はいじめ対策のための前提としての現状認知に対してより積極的になり、その結果として施策者の管理下にある学校において認知件数が増える」という仮説は考えうる⁵⁾。

本研究ではこの仮説を検証するために、東京都が毎年実施している「いじめの認知件数および対応状況把握のための調査」における区市町村別いじめ認知件数のデータを用いる。特に地方教育行政法改正後、現職の（旧）教育長の任期の終了、もしくは辞任の時期によって新体制移行時期が自治体ごとに異なるという事実を、責任制度のいじめの認知件数に与える因果効果を検証するために利用する。具体的には、改正後2015年4月から東京都の区市町村が段階的に新教育委員会体制へ移行していることを用いて、区市町村の固定効果および年度の固定効果を考慮した重回帰モデルを推定した。その結果、新体制に移行し、行政における説明責任が明確化された区市町村においては、そうでない（説明責任の明確化がまだ行われていない）区市町村に比べていじめの認知件数が高くなっていることが検出された。この結果は、制度改革による責任所在の明確化により、説明責任の増した新教育長のもとでそれまで見過ごされていたいじめを積極的に認知するようになったという仮説と整合的である。

本研究は、教育制度そのものがどのように人々の説明責任に影響を及ぼすことで教育の成果指標に影響を与え得るかに注目した研究と関連しているが、学力ではなくいじめの認知件数

を成果指標としている点に特徴がある。また、いじめの問題を扱った研究はいくつかあり、本研究と関連が強い。Sarzos and Urzua (2015)・Sarzos (2017)では、韓国の中学校のパネルデータを用いて技能形成の動学モデルを構築し、いじめにあうことでどの程度学力や非認知能力が影響を受けるのかを分析している。Eriksen, Nielsen, and Simonsen (2014)では、デンマークのデータを用いて、いじめを受けることによりGPA (Grade Point Average) が低下することが明らかにされている。Ponzo (2013)はイタリアのデータを用いて小中学校でいじめにあうと成績が低くなることを示している。さらに重要なことに、Brown and Taylor (2008)はイギリスのデータを用いて学校でいじめを受けると最終学歴および大人になってからの賃金が下がることを明らかにしている。これらの研究では、いじめが学力および能力の形成に対して重要な影響を及ぼしていることを見出しており、制度変更がいじめに与える影響を分析することは人的資本の形成という観点からも非常に重要であることを示唆している。

日本のデータを用いていじめの認知件数を分析したものとして中室 (2017)、田中 (2019) および田中・両角 (2019) がある。中室 (2017) では関東近郊の自治体から提供された学校別集計データを用いて、クラスサイズがいじめの認知件数に与える影響を分析しているが、少人数クラスといじめの認知件数の間には有意な関係を見出せてはいない。本研究では東京都全体の複数年度をカバーするデータを用いているため、上記の研究に比べ、より広い対象を分析している。田中 (2019) では都道府県別パネルデータを用いて教員加配と学力および問題行動との関係を分析しているが、いじめの認知件数との関係は統計的に有意ではない。田中・両角 (2019) では、ある政令指定都市の学校別パネルデータを用いて公立中学校における教員加配

5) 説明責任が教員や教育行政担当者を萎縮させてしまい、いじめ認知の報告に消極的になる可能性も否定できない。

と問題行動との関係を分析しているが、いじめの認知件数との関係は統計的に有意となっていない。本研究では、自治体の教育委員会制度の改革によって生み出された自然実験的状况を用いていじめの認知件数に対する効果を分析することで、説明責任と教育における成果指標の関係を実証している点が大きな特徴のうちの一つであると言える。

本論文の構成は以下の通りである。第2節でいじめ認知件数の決定要因についての一般的考察を行い、第3節では教育委員会制度改革について説明する。そして第4節で分析に用いる回帰モデルを説明、第5節で分析に用いるデータを紹介した後、第6節で分析結果を説明する。第7節で分析結果の頑健性について議論する。第8節で結論を述べる。

II. いじめ認知件数と実際の発生件数

前節では、いじめ認知件数の大きな地域差・時系列変動は、実際のいじめ発生件数よりもむしろいじめを認知しようとする教育責任者の姿勢・努力によって説明されると指摘した。ここではこの主張と整合する2つの根拠を提示する。

第1の根拠としては、「いじめに対する生徒の意識」の地域差と時系列推移が、いじめ認知件数の地域差と推移に関連していないことが挙げられる。これを根拠とする前提は「もしより多くの生徒が無条件にいじめはいけないものであると認識していれば、実際の発生件数はより少なくなると考えられるため、いじめに対する認識と発生件数は同様の動きを示すことになる」ということである。具体的には、全国学力・学習状況調査の児童質問紙・生徒質問紙に含まれる「いじめは、どんな理由があってもいけないことだと思いますか」という質問に対して、「当てはまる」と答えた小学6年生の児童・中学3年生の生徒の割合に注目する^{6,7)}。図2では、図1に示した青森県・京都府・香川県における小学6年生の割合と中学3年生の割合の平

均を、2007-2016年度にかけて描写してある。

まず全国平均を見ると、過去10年間において認知件数が増えている（図1（b））にも関わらず、より多くの生徒がいじめとは無条件でいけないものである、と考えるようになっていくことがわかる（2007年：67.4パーセント；2016年：78.95パーセント）。また、2016年度において最大と最小の認知件数が観察された京都府と香川県（ほぼ20倍の差）を比べると、同年においてこれらの府県では生徒のいじめに対する意識にほとんど差がないことが見受けられる（京都府：79.65パーセント；香川県：80.85パーセント）。さらにこれらの推移を見ると、京都府における2012年度から2013年度にかけての認知件数の急上昇は、むしろいじめはいけないと認識する生徒の割合の上昇とともに起こっている。また青森県における認知件数の2015年から16年にかけての急上昇に関しても同じことが言える。従って、生徒のいじめに対する認識が実際のいじめの発生件数と関連しているとすれば、認知件数と実際の発生件数

6) 他のありうる回答は「どちらかといえば、当てはまる」、「どちらかといえば、当てはまらない」、「当てはまらない」となっている。

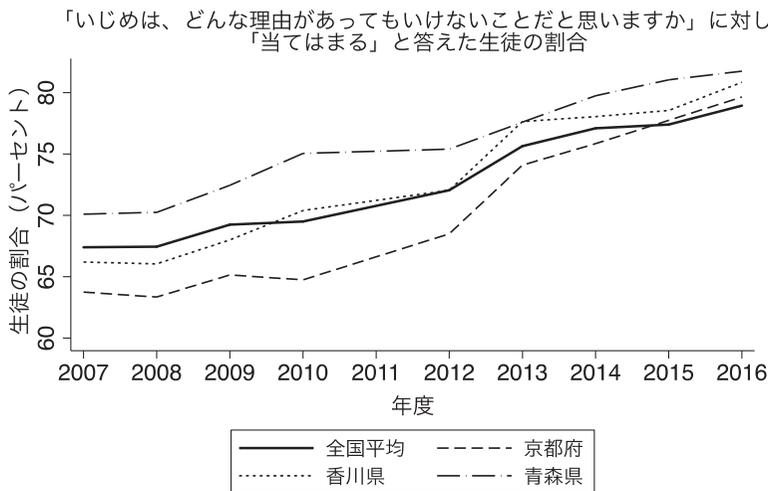
7) 全国学力・学習状況調査は全国の小学校6年生と中学校3年生を対象に2007年度より毎年行われている（例外：東日本大震災のあった2011年は全国で実施見送り、また熊本を震源とする地震のため2016年度は一部の地域で実施見送り）。このいじめに関する質問は毎年小学校児童質問紙・中学校生徒質問紙両方に含まれている。

の関係は強くないと考えられる。

第2に、国立教育政策研究所（2016）が日本の地方都市の13小学校と6中学校、小学校4年生から中学校3年生までの全児童生徒を対象に2004年から2015年までの12年間（年2回、新学期開始3ヶ月弱の時期の6月末と11月末）に行ったいじめ被害経験に関する調査の結果を示す。この調査の特徴は、生徒児童が回答の際

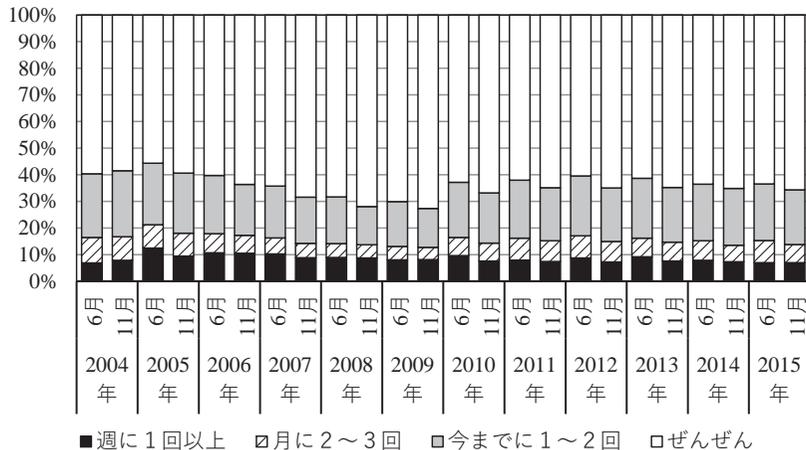
に他の生徒児童・教師の目を意識して正確な回答をためらうことを避けるための慎重な配慮がなされていることにある。例えば調査においてはシールつきの封筒と調査票を児童生徒に配布し各自で速やかに封入できるようにしてある。したがって、この調査における回答はいじめの発生実態をある程度正確に反映していると思われる。図3では「仲間はずれ・無視・陰口」の

図2 生徒のいじめに対する意識の地域差と推移



注：生徒の割合は小学校6年生と中学校3年生の割合の平均。
2011年値（震災のため調査なし）は2010年と12年の平均。

図3 「仲間はずれ・無視・陰口」被害経験率の推移（中学生，男女単純平均）



(注) 国立教育政策研究所「いじめ追跡調査2013-2015」より作成。男女平均値。

被害経験率（男女単純平均）の12年間の推移を示してある。例えば中学生男子の場合、「仲間はずれ・無視・陰口」の被害を「(新学期が始まってから)今までに1~2回」「月に2~3回」「週に1回以上」受けた経験率は12年間で平均32.2%となっている。しかし強調すべきは、

この調査結果がいじめの発生実態を反映している限り、図1の認知件数の推移で見られたような、件数が一年で数倍に増えるといったような急激な変化は実際の発生件数には起こっていなかったという点である⁸⁾。

Ⅲ. 教育委員会制度改革

本節では教育政策における責任体制の根本的な変化をもたらした教育委員会制度改革について述べる⁹⁾。教育委員会は「地方教育行政の組織及び運営に関する法律」（以下、地教法）に定められており、都道府県と市町村・特別区に置かれる、原則5人からなる合議制執行機関である。教育委員会は、首長から独立した行政委員会として、学校教育、社会教育、スポーツ、文化に関する行政を担当する。特に学校教育に関しては、自治体における公立学校の設置と管理、教職員の人事・研修、教科書採択など、（教育予算執行以外の）地方教育行政の根幹を担っている。

地教法改正の以前の教育委員会には、通常5人の教育委員の中から教育委員会の任命により選出される教育委員長がおり、教育委員会の代表として会議を主宰していた。教育委員長の任期は1年（再任可）であり、非常勤の身分であった。同時に教育委員会の中には、教育委員長とは別に教育委員会事務局の長である教育長がいた。教育長の任期は通常4年（再任可）であり、常勤の職員である。特徴的なことは教育長が教育委員会の権限に属するすべての事務を

つかさどる一方で、教育委員長と教育委員会は教育長に対する指揮監督権を持っていたという点である。このように、一つの委員会の中に「長」が二人いるという事実は、教育行政における責任の所在を曖昧にするものと認識されていた。さらには二人とも民意を代表する首長ではなく、首長に任命された教育委員会によって任命されるという点で、首長の任命責任も曖昧にされていたとも言える。

この教育委員会制度における責任所在の不明確さが浮き彫りとなったのは、2011年に滋賀県大津市で中学2年生がいじめを苦に自殺した事件であった¹⁰⁾。自殺の前にこの生徒がいじめを受けているとの報告が他の生徒より学校側になされ、後のアンケートで明らかになったように多くの生徒がこのいじめを認識していたにもかかわらず学校はこの問題をいじめでなく喧嘩であると認識し、また教育長を指揮監督するはずの教育委員長と他の教育委員には自殺後も情報が十分に伝わっていなかったなど、学校および教育委員会の対応の杜撰さに対する社会的な批判が起きた。最終的には大津市長のもとで結成された第三者調査委員会により自殺はいじめが原因との見解に至ったが、教

8) 滝（2007）や国立教育政策研究所（2016, 2017）は、いわゆる「いじめられっ子（常にいじめられる子供）」や「いじめっ子（常にいじめる子供）」と呼ぶべき子供はほとんどおらず、大半の児童生徒が被害者としても加害者としても巻き込まれる実態を指摘している。また、国立教育政策研究所（2017）も指摘するように日本は科学的リテラシーの高い児童生徒でいじめの被害経験が多いという特徴を持つ。

9) 教育委員会制度およびその改革の概要については村上（2014）が詳しい。

10) 本事件の背景および経緯については、例えば共同通信大阪社会部（2013）を参照のこと。

育行政における責任の所在に関する議論が幅広く行われる事態となった。

このような背景のもと、第二次安倍政権が発足すると教育委員会制度改革が本格的に始動することとなった。2014年の地教行法の改正では、教育行政における責任体制の明確化が行われ、教育委員長と教育長を一本化した新しい教育長（以下、新教育長）が教育行政の第一義的な責任者とされた。教育委員会は教育長の指揮監督権を失い、教育委員会ではなく首長が教育長の任免権を持つようになったことで、新教育長の教育委員に対する優位性は確固たるものとなった。また、首長が議会の合意のもと新教育長を直接任命することになったことによって、首長の教育行政における責任の所在も同時に明確化された。さらに、新たに首長が教育の目標や基本方針である「教育の大綱」を策定することになり、首長と教育委員会が「総合教育会議」で事務の協議や調整を行うことになったため、この改革は教育行政における首長の発言力を強くしたという側面を持つ。したがって、この制度の変更は、教育行政に対する首長の関与の度合いを強めるため、首長が交代することによって教育行政の指針が変わりうることを意味する。後述の回帰分析においては、首長の交代に

よる効果も考慮した分析を行う。

新教育委員会制度への移行は、2015年4月1日以降に行われているが、新制度への移行が起こったタイミングは自治体によって異なる。これは、2つの理由による。第1には、地教行法改正の経過措置として、施行時に在職する教育長は、その教育委員としての任期が満了するまではそのまま在職することとされたためである（地教行法附則第2条）。第2には、経過措置終了以前に旧教育長が辞任した場合、新教育長が任命されて新体制へ移行するが、この辞任に伴う任命の時期も自治体によって違うためである。

表1は、本研究で用いる東京都教育委員会下の各区市町村教育委員会の新制度への移行の日時をまとめたものである¹¹⁾。足立区や渋谷区、杉並区では2015年4月1日に新教育委員会体制への移行が行われたが、移行のタイミングには大きな違いがあり、移行が2018年に予定されている自治体も見られる¹²⁾。このように、新体制の移行のタイミングの違いから、同じ時点において異なる制度下にある教育委員会が東京都の中だけ見ても存在するのである。次節で見るとこの新制度移行の時期が自治体によって異なるという事実を回帰モデルにおいて利用する。

IV. 回帰モデル

前述したように、本稿の主な仮説は「新教育委員会制度への移行がもたらす教育施策者の説明責任の向上が、施策者の管理下にある学校におけるいじめの認知件数に影響を及ぼす」である。本節においてはこの仮説を具体的にどのように推定するかについて説明する。

仮説検証のための重回帰モデルは以下の通りである。

$$\begin{aligned} \log_ninchi_{i,t} = & \alpha reform_{imm\epsilon_{i,t}} + \beta reform_{post_{i,t}} \\ & + \gamma reform_{post2_{i,t}} + \delta_i newmajor_{i,t} \\ & + \sum_{j=1}^m \delta_j z_{i,j,t} + v_i + \xi_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

11) 新体制移行時期に関する情報は各教育委員会のウェブサイトより入手し、4つの村を除く58の東京都区市町村における移行時期を確認した。

12) 執筆は2017年11月に行われた。

表1 東京都内自治体における新教育委員会制度への移行時期

自治体名	移行年	月	日	自治体名	移行年	月	日
千代田区	2017	10	19	町田市	2018	4	1
中央区	2015	7	1	小金井市	2015	10	1
港区	2016	10	12	小平市	2016	10	1
新宿区	2016	4	1	日野市	2018	8	3
文京区	2015	7	8	東村山市	2016	1	1
台東区	2016	10	1	国分寺市	2017	5	26
墨田区	2015	10	1	国立市	2015	5	24
江東区	2017	4	1	福生市	2015	4	1
品川区	2017	4	13	狛江市	2018	4	1
目黒区	2016	10	1	東大和市	2016	4	1
大田区	2017	12	22	清瀬市	2016	4	1
世田谷区	2016	12	1	東久留米市	2015	4	1
渋谷区	2015	4	1	武蔵村山市	2015	4	1
中野区	2015	4	1	多摩市	2015	10	1
杉並区	2015	4	1	稲城市	2018	10	15
豊島区	2017	1	5	羽村市	2015	10	1
北区	2015	12	7	あきる野市	2015	11	26
荒川区	2017	4	2	西東京市	2017	7	1
板橋区	2015	7	1	瑞穂町	2018	4	15
練馬区	2015	7	1	日の出町	2015	12	15
足立区	2015	4	1	檜原村			
葛飾区	2016	10	5	奥多摩町	2016	10	1
江戸川区	2015	4	1	大島町	2016	7	1
八王子市	2016	4	1	利島村			
立川市	2016	4	1	新島村	2015	6	29
武蔵野市	2015	4	1	神津島村	2016	10	1
三鷹市	2015	10	1	三宅村	2015	10	1
青梅市	2015	10	13	御蔵島村			
府中市	2015	4	1	八丈町	2015	10	7
昭島市	2016	4	1	青ヶ島村			
調布市	2015	10	1	小笠原村	2015	9	26

(注) 各市区町村ウェブサイトの情報より作成。空欄はウェブサイトに情報が載っていないことを意味する。執筆時点（2017年11月）において移行がまだ起こっていない場合、旧体制における教育長の任期が切れる予定日が記してある。

ここで、被説明変数の $\log_ninchi_{i,t}$ は東京都の区市町村 i の年度 t における小学校と中学校におけるいじめの認知件数の対数値である。後述するように、本稿で用いる東京都の2014-2017年度の「いじめの認知件数及び対応状況把握のための調査」における認知件数の調査期間は毎年4月1日から6月30日となっている。

右辺の説明変数のうち、我々の最も興味のある変数は新教育委員会制度への移行を示す変数、 $reform_imme$ 、 $reform_post$ 、 $reform_post2$ である¹³⁾。これら3つの変数を含める理由は、制度移行のいじめ認知件数に対する影響の時系列変化を推定するためであり、これらの変数を正確に定義するために東京都における自治体を4つのグループに分類する。

グループ1：新制度への移行が2015年4月1日から4月30日までに起こったグループ。これらの自治体においては、2015年の調査期間が終了する同年6月30日までは制度移行の影響が認知件数に現れる、すなわち、2~3か月あれば移行は認知件数に影響すると仮定して、2015年、2016年、2017年のいじめの認知件数の全てが、体制変化の影響を受けるものとする。

グループ2：新制度への移行が2015年5月1日から2016年4月30日までに起こったグループ。これらの自治体に関しては、2015年5月に移行しても調査終了までに1~2か月しかないため、2015年における認知件数の調査が終了する同年6月30日までに新制度移行の影響はないと仮定のもと、2016年、2017年調査における認知件数のみが体制変化の影響を受けるものとする。

グループ3：新制度への移行が2016年5月1日から2017年4月30日までに起こったグループ。上記と同様の仮定のもとでは、この自治体では、2017年調査における認知件数のみが体制変化の影響を受ける。

グループ4：改革が2017年5月1日以降に起こったか、またはまだ起こっていないグループ。これらの自治体では2014年から2017年にかけての全ての認知件数が旧体制の教育制度の影響下にある。

このように自治体を4つのグループに分けた上で、上述の $reform_imme$ 、 $reform_post$ 、 $reform_post2$ は以下のように定義される。

$reform_imme$ ：新教育委員会制度へ移行後すぐの認知件数に対する影響を捉えるための変数。上記のグループ分けに準拠して、グループ1の場合は2015年に1、グループ2では2016年に1、グループ3では2017年に1をとり、その他の年は0となる2値変数である。グループ4の場合は認知件数が制度変化の影響を2014~2017年と受けなかったため、すべての年で0となる。

$reform_post$ ：新制度移行1年後における認知件数への影響を表す変数。具体的にはグループ1の場合は2016年に1、グループ2では2017年に1をとり、その他の年は0となる2値変数。他方、グループ3と4の場合はすべての年で0となる。

$reform_post2$ ：新制度移行2年を経た後の認知件数への影響を表す変数。グループ1の場合は2017年に1、その他の年は0となる2値変数。グループ2、3、4の場合、すべての年で0となる。

new_mayor は首長の交代のいじめ認知件数に対する影響をコントロールするためのダミー変数である。この変数を考慮するのは、上記のように教育委員会制度改革の他の柱である「教育の大綱」の策定と「総合教育会議」の設置が首長の教育政策に対する発言力を一般的に高めたと考えられるため、首長の変更が主要な教育関連施策であるいじめ対策に影響を与えることがありうるからである。これらの改革は2015年4月に全国の自治体で一律に起こったため、サンプル期間内の2014年から2017年における首長の交代を考慮するのは重要である。具体的には、ある区市町村に

13) 本稿では、移行のタイミングは過去の教育長の任命タイミングに依存するため、これらの変数は外生であると仮定する。いじめ認知に積極的な市区町村が旧体制の教育長を任期途中で辞任させる（辞任を促す）可能性は否定できないが、文部科学省からの通達には「任期が満了する日までの間は、在職するものとしていくこと」とあるから、その可能性は小さいと思われる。

において首長が2015年4月1日に変わったとすると、この変数は2014年においては0、2015年から2017年は1となる^{14,15)}。また、首長のいじめ対策は個人個人違ふと考えられるため、この変数の係数は自治体特有であると仮定してある。

その他の変数のうち、 z はその他のコントロール変数である。例えば、教師の目が生徒に届く範囲に影響すると考えられるクラスサイズ、家庭内の経済状況を反映する就学援助率、また生徒一人当たりの公的教育支出などが考えられるが、以下の分析ではクラスサイズを考慮する。その理由は、1) 自治体における就学援

助率は大きな経年変化を見せないで、その効果は後述する区市町村固定効果に吸収されてしまうこと、2) 公的教育支出は（分析時点の2017年11月において）2015年度までしかデータが公表されていないことによる。最後に v_i は観察されない要因を含めた区市町村固有の要因をコントロールする区市町村固定効果、 ξ_t は東京都一律のショックの影響を吸収するための年度固定効果である。年度固定効果には区市町村の教育委員会とは別に存在する東京都教育委員会一律のいじめ対策などが含まれる。

V. データ

本研究で用いる成果指標に関するデータは東京都が2012年から毎年実施している「いじめの認知件数および対応状況把握のための調査」における区市町村別いじめ認知件数であり、東京都のウェブサイトから入手できる¹⁶⁾。本研究では新教育委員会制度への移行の起きる前後の期間として、分析対象期間を2014年から2017年までに限定する¹⁷⁾。対象となる自治体は東京都62の区市町村のうち、新体制への移行の時期が自治体（あるいは教育委員会）のウェブサイトにおいて確認できた58の区市町村である。

新教育委員会制度への移行時期の分布を簡潔に描写するため、表1をもとに58の区市町村

の移行時期を先述した4つのグループに分ける。図4は2015年4月1日以降に新教育委員会制度に移行した区市町村の分布を図示したものである。新体制への移行の有無が確認できる58の区市町村のうち、2割強である10の自治体が新体制への移行が可能となってからすぐの同年4月30日までに移行している（グループ1）。もっとも多いのはグループ2で、4割強である26の区市町村が2015年5月1日から2016年4月30日までに新体制に移行している。そして2割強の13自治体が2016年5月1日から2017年4月30日の間に移行し、残りの9自治体に関しては2017年5月1日以降に移

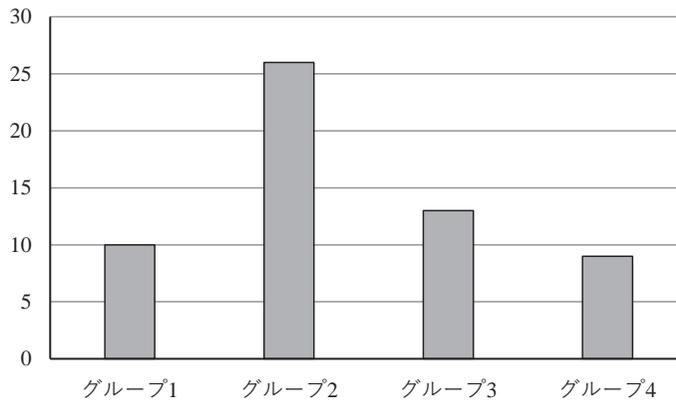
14) 詳しくは、上記の新教育長の就任と並行して、新首長就任が2015（2016、2017）4月30日以前であれば、2015（2016、2017）のいじめ認知件数に影響を与え得ると仮定した。

15) この変数は区市町村と年度ごとに定義されるが、区市町村で2014年から2017年にかけて首長の交代が起こっていない場合、区市町村固定効果と完全な多重共線を起こすため、これらの区市町村ではこの変数の係数は推定されない。

16) 文部科学省「問題行動等調査」の市区町村別あるいは学校別統計は本稿執筆時点で利用可能ではない。

17) 分析対象期間を限定する一つの理由は、2012年と2013年における東京都によるいじめ認知件数の調査方法が、2014年から2017年までの調査と異なるからである。具体的には2014年から2017年までは東京都による調査期間が毎年4月1日より6月30日であるのに対して、2012年における調査は7月における緊急調査という形をとり、また2013年の調査期間は4月1日より9月30日となっている。従って2012年と2013年のデータはそれ以降のデータと直接比べられない。

図4 新制度への移行自治体数



(注) 東京都下市区町村のウェブサイトより作成。

表2 記述統計

変数名	(1) N	(2) 平均	(3) 標準偏差	(4) 最小値	(5) 最大値
生徒1,000人あたりいじめ認知件数(小学校)	248	8.530	26.04	0	268.1
生徒1,000人あたりいじめ認知件数(中学校)	248	7.134	8.447	0	64.94
クラスサイズ(公立小学校)	248	25.72	7.316	2.250	31.23
クラスサイズ(公立中学校)	248	27.78	8.487	1	34.50
区市町村数	54	54	54	54	54

(注) 東京都「東京都公立学校における「いじめの認知件数及び対応状況把握のための調査」結果について」「公立学校統計調査報告書」各年版より作成。

行、または(執筆時点の2017年11月において)まだ移行がおこなっていない。

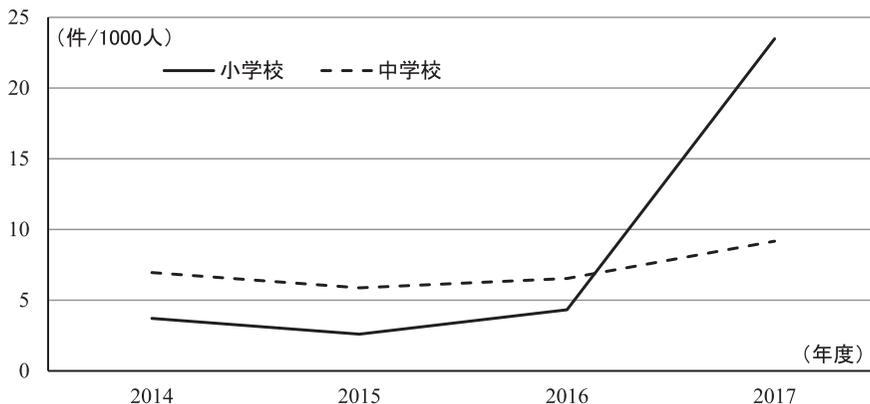
いじめの認知件数と区市町村の新教育委員会制度への移行情報以外のデータの出処に関して、まず各自治体における首長変更の情報は「選挙ドットコム」のウェブサイトより対象期間の全区市町村の首長選挙情報を確認のうえで作成した。その他のコントロール変数のうち、クラスサイズは東京都「公立学校統計調査報告書」より公立学校に通う児童生徒数をクラス数で除して求めた。表2は分析に用いるデータの記述統計をまとめたものである。

生徒1,000人あたりいじめ認知件数に関しては、平均的には小学生の方が中学生よりも多い。さらに標準偏差も小学生の方が多いため、小学生の方が中学生に比べていじめの認知件数

に大きな差異が見られることがわかる。しかしながら、図5に示されているように、いじめの認知件数の推移を見ると、2016年までは小学校におけるいじめ認知件数の方が低かったが、2017年に大きく増えていることがわかる¹⁸⁾。

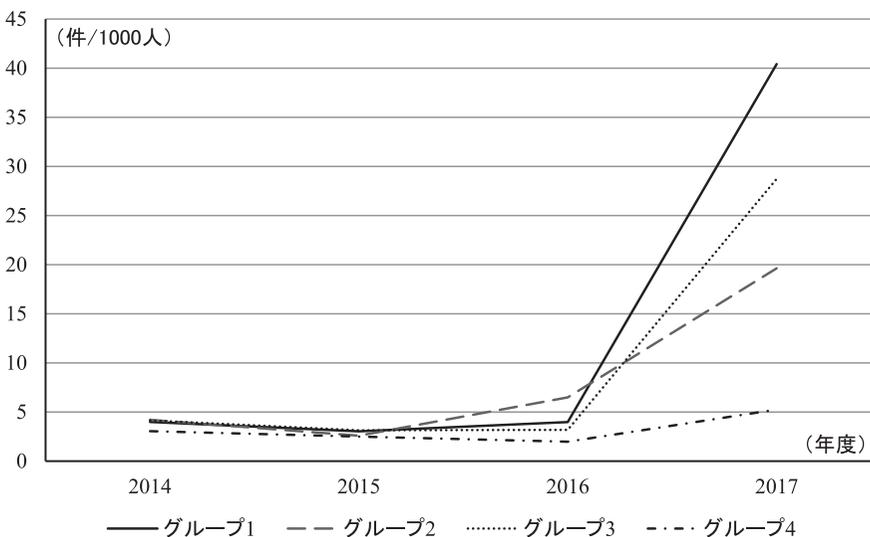
図6は、新教育委員会制度への移行時期のグループ別に小学校でのいじめの認知件数の推移を示したものである。この図からは、新制度への移行が起きていない2014年度ではグループ間の認知件数の差はそれほど大きくないことが分かる。その後の動きについてはグループごとの明確な傾向を看取できるわけではないが、とくに2016・17年度についてみると、新制度への移行の早かったグループ1や2に比べて、移行の遅かったグループ3や4のほうが認知件数が少ないといえよう。

図5 東京都におけるいじめ認知件数の推移



(注) 東京都「東京都公立学校における「いじめの認知件数及び対応状況把握のための調査」結果について」各年版より作成。

図6 新制度への移行時期グループ別のいじめ認知件数の推移



(注) 東京都「東京都公立学校における「いじめの認知件数及び対応状況把握のための調査」結果について」「公立学校統計調査報告書」各年版より作成。

18) 2017年度の増加について、東京都は「平成29年度東京都公立学校における「いじめの認知件数及び対応状況把握のための調査」結果について」のなかで、「いじめはどの学校でも、どの子供にも起こり得るという認識の下、いかなるいじめも見逃さずに認知するよう、区市町村教育委員会の担当者連絡会、校長連絡会、教員対象の研修会等、あらゆる機会において繰り返し、周知徹底を図ってきた。このことにより、多くの学校で軽微ないじめを見逃さず、確実に認知しようとする姿勢及び、いじめの件数が多い学校や学級に問題があるという捉え方をしないという認識が広まってきた成果と考えられる」と説明している。調査の形式自体は変化していない。

VI. 推定結果

第4節で説明した回帰モデルを第5節で紹介したデータを用いて推定した結果が表3（小学校）と表4（中学校）にレポートされている。

まず、表3の第1列から第3列は、小学校におけるいじめの認知件数の対数値を被説明変数とし、新教育委員会制度への移行の有無を表す変数に回帰するモデルを最小二乗法で推定した結果である。第1列は年度固定効果および区市町村固定効果のみをコントロールした結果である。新制度への移行はその年のいじめの認知件数に対しては統計的に有意な影響を与えていないが、1年後および2年後のいじめの認知件数に対しては統計的に有意な正の効果を持っている。具体的には、reform_post (reform_post2) の係数, 0.47 (1.32) は新制度移行1年後（2年後）の認知件数は旧制

度における認知件数と比べて約47（132）パーセント高いことを示している。

次に第2列はクラスサイズを共変量としてコントロールした結果である。クラスサイズをコントロールしても、新制度への移行を表す変数の係数の統計的有意性および係数の大きさはほとんど変わらないことが確認できる。なお、クラスサイズの係数は負の値となっていることから、クラスサイズの縮小はいじめの認知件数とは負の相関を持っていることが示唆されるが、統計的に有意な関係とはなっていない。

第3列には首長が交代すれば1となるダミー変数 (new_mayor) を追加的なコントロール変数として考慮した結果が示されている。首長の変更を考慮した場合は、新制度の移行の効果

表3 新制度への移行といじめの認知件数（小学校・東京都下全市区町村）

変数	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
reform_imme	0.28 (1.49)	0.30 (1.66)	0.36* (1.88)
reform_post	0.47* (1.71)	0.49* (1.78)	0.60** (2.04)
reform_post2	1.32** (2.22)	1.36** (2.36)	1.54** (2.61)
クラスサイズ		-0.20 (-1.33)	-0.19 (-1.27)
年ダミー	yes	yes	yes
区市町村ダミー	yes	yes	yes
首長変更ダミー	no	no	yes
定数項	1.15*** (13.62)	6.65 (1.61)	6.60 (1.54)
標本サイズ	219	219	219
区市町村数	57	57	57
Adj. R2	0.368	0.373	0.379
複合仮説検定 (p 値)	0.140	0.0937	0.0512

(注) カッコ内の数字は区市町村内での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差を用いたt値。

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

はさらに強く検出され、新制度への移行の1年後と2年後の効果はさらに大きくなると同時に、新制度への移行直後のいじめの認知件数に対しても統計的に有意な正の効果を持つことが確認できる。また、表では各自治体の new_mayor の係数を省略してあるが、多くの自治体でこの変数は有意である（符号は自治体によって違う）ことをここで付け加える。

新制度への移行がいじめの認知件数に対しても効果が現れるのには一定の時間がかかる可能性を考慮して、新制度への移行に関して3つのダミー変数を用いた分析を行なっているが、全体的な効果の有無を検証するために、これら3つの変数の係数が同時に統計的に有意に0と異なるかを検定する複合仮説検定を行った結果（p値）が各列の最終行にレポートされている。年度固定効果と区市町村固定効果のみを考慮した結果では、複合仮説検定のp値は14パーセントとなっているが、クラスサイズと首長変更を考慮したモデルではp値は5.1パーセントと

なっている。これらの結果から、新教育委員会制度への移行は全体的にいじめの認知件数を増やしたと言える。

次に中学校におけるいじめの認知件数を被説明変数とした分析の結果を確認する。表4の第1列から第3列は、中学校におけるいじめの認知件数の対数値を被説明変数とするモデルを最小二乗法で推定した結果である。年度固定効果および区市町村固定効果のみを制御した第1列の結果を見ると、新制度への移行はその年と2年後のいじめの認知件数に対しては統計的に有意な影響を与えていることがわかる。この結果は、共変量を追加しても安定しており、第2列と第3列に示されている係数をみると、第1列のものとほとんど変わらないことが確認できる。なお、小学校の結果と同様に、クラスサイズの係数は負の値となっているが、統計的に有意な関係とはなっていない¹⁹⁾。

また小学校の分析と同様に、全体的な効果の有無を検証するために、新制度への以降を表す

表4 新制度への移行といじめの認知件数（中学校・東京都下全市区町村）

変数	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
reform_imme	0.35** (2.37)	0.34** (2.32)	0.36** (2.29)
reform_post	0.34 (1.27)	0.33 (1.24)	0.35 (1.20)
reform_post2	0.83* (1.79)	0.83* (1.79)	0.88* (1.75)
クラスサイズ		-0.04 (-0.60)	-0.05 (-0.69)
年ダミー	yes	yes	yes
区市町村ダミー	yes	yes	yes
首長変更ダミー	no	no	yes
定数項	1.84*** (24.01)	3.04 (1.52)	3.33 (1.56)
標本サイズ	209	209	209
区市町村数	56	56	56
Adj. R2	0.115	0.112	0.105
複合仮説検定（p値）	0.0865	0.0869	0.0917

（注）カッコ内の数字は区市町村内での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差を用いたt値。

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

3つの変数の係数が同時に統計的に有意に0と異なるかを検定する複合仮説検定の結果（p値）が各列の最終行にレポートされている。すべての定式化においてp値は10パーセントを下回っており、新制度への移行は中学校においても全体的にいじめの認知件数を増加させたと言える。

以上をまとめると、上記の分析結果から新教育委員会制度への移行はいじめの認知件数を増加させたといえよう。この分析結果は、制度改革による責任所在の明確化により、それまで見過ごされていたいじめを積極的に認知するようになったという我々の当初の仮説と整合的であると考えられる。

Ⅶ. 頑健性の確認

Ⅶ-1. 小規模村部の影響

第6節の分析では、利用可能な区市町村すべてのデータを用いて回帰分析を行った。しかしながら、東京都は23特別区を含む一方、島嶼部を含む村部もある。そこで、第6節の結果が比較的小さな村部の影響を強く反映していないかを確認するために、村部の自治体を除いた上で同じ推定を行った。推定の結果は表5（小学校）および表6（中学校）にレポートされている。

これらの推定結果は表3および表4のものとは若干異なる部分は見られるものの、推定された係数の大きさおよび統計的有意性はほとんど変わらないことが確認できる。これらの結果より、第6節で説明した結果は比較的小学校・中学校の規模が小さい村部の影響を取り除いても頑健であることがわかる。

認知件数を被説明変数とするモデルをポアソン回帰することにより新制度への移行の効果を推定した。推定結果は表7（小学校）および表8（中学校）にまとめてある。

表7の結果を見ると、新制度への移行が小学校におけるいじめの認知件数を増加させているという第6節の結果が頑健であることが確認できる。しかし他方で表8の結果を見ると、中学校において新制度への移行の係数はすべて正ではあるものの、統計的有意性は3列目の2年後の効果を除いて検出されなかった。これらの結果より、新制度への移行がいじめの認知件数を増加させる効果は、中学校においてはいじめの認知件数を0とレポートする区市町村を含めることに対しては頑健とは言えないものの、小学校に関しては頑健であると言える。

Ⅶ-2. ポアソン回帰

第6節では、被説明変数としていじめの認知件数の対数値を用いた。しかしながら、小学校のサンプルでは約11パーセント、中学校では約15パーセントがいじめの認知件数を0とレポートしており、これらの区市町村は分析のサンプルから除外されていた。このサンプルを除外することの影響を確認するために、いじめの

19) ここでの結果は、関東近郊の自治体において小学校・中学校クラスサイズのいじめ認知件数に対する影響は有意でないことを示した中室（2017）と整合的である。

表5 新制度への移行といじめの認知件数（小学校・東京都下，村部を除く）

変数	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
reform_imme	0.27 (1.44)	0.29 (1.60)	0.35* (1.82)
reform_post	0.50* (1.79)	0.51* (1.87)	0.62** (2.11)
reform_post2	1.32** (2.20)	1.36** (2.34)	1.53** (2.60)
クラスサイズ		-0.20 (-1.36)	-0.20 (-1.31)
年ダミー	yes	yes	yes
区市町村ダミー	yes	yes	yes
首長変更ダミー	no	no	yes
定数項	1.12*** (13.03)	6.86 (1.62)	6.82 (1.56)
標本サイズ	214	214	214
区市町村数	54	54	54
Adj. R2	0.376	0.381	0.387
複合仮説検定 (p 値)	0.146	0.101	0.0558

(注) カッコ内の数字は区市町村内での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差を用いた t 値。
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

表6 新制度への移行といじめの認知件数（中学校・東京都下，村部を除く）

変数	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
reform_imme	0.35** (2.37)	0.35** (2.34)	0.37** (2.31)
reform_post	0.34 (1.27)	0.33 (1.25)	0.36 (1.22)
reform_post2	0.84* (1.79)	0.83* (1.80)	0.89* (1.76)
クラスサイズ		-0.05 (-0.67)	-0.06 (-0.78)
年ダミー	yes	yes	yes
区市町村ダミー	yes	yes	yes
首長変更ダミー	no	no	yes
定数項	1.81*** (23.64)	3.25 (1.50)	3.63 (1.56)
標本サイズ	206	206	206
区市町村数	54	54	54
Adj. R2	0.115	0.113	0.105
複合仮説検定 (p 値)	0.0884	0.0864	0.0912

(注) カッコ内の数字は区市町村内での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差を用いた t 値。
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

表7 新制度への移行といじめの認知件数（小学校・東京都全市区町村，ポワソン回帰）

変数	(1) ポワソン回帰	(2) ポワソン回帰	(3) ポワソン回帰
reform_imme	0.86** (2.18)	0.80** (2.04)	0.84** (2.14)
reform_post	0.70* (1.70)	0.59 (1.58)	0.67 (1.63)
reform_post2	1.78*** (3.31)	1.67*** (3.21)	1.82*** (3.35)
クラスサイズ		0.11 (0.78)	0.16 (1.05)
年ダミー	yes	yes	yes
区市町村ダミー	yes	yes	yes
首長変更ダミー	no	no	yes
標本サイズ	228	228	228
区市町村数	57	57	57

(注) カッコ内の数字は区市町村内での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差を用いたt値。
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表8 新制度への移行といじめの認知件数（中学校・東京都全市区町村，ポワソン回帰）

変数	(1) ポワソン回帰	(2) ポワソン回帰	(3) ポワソン回帰
reform_imme	0.06 (0.23)	0.04 (0.17)	0.10 (0.44)
reform_post	0.09 (0.25)	0.05 (0.14)	0.18 (0.53)
reform_post2	0.62 (1.48)	0.58 (1.39)	0.76* (1.83)
クラスサイズ		-0.05 (-0.39)	-0.02 (-0.22)
年ダミー	yes	yes	yes
区市町村ダミー	yes	yes	yes
首長変更ダミー	no	no	yes
標本サイズ	224	224	224
区市町村数	56	56	56

(注) カッコ内の数字は区市町村内での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差を用いたt値。
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

VIII. おわりに

本研究では東京都の区市町村別いじめ認知件数のデータを用いて、新教育委員会体制への移行がいじめの認知件数に与えた因果効果を調べ、説明責任のインセンティブ効果の有無を検証した。分析の結果、早期に新教育委員会制度に移行した区市町村は、そうでない区市町村に比べていじめの認知件数が増えていることがわかった。この結果は、責任所在を明確化すると、それまで見過ごされていたいじめを積極的に認知するようになったという仮説と整合的であり、いじめを認知することが問題解決の一步であるとの文部科学省の立場からも、教育委員会制度改革の成果として一定の評価ができるということを意味している。

本研究では、教育委員会制度の改革の効果としていじめの認知件数に着目して分析を行った。しかしながら、制度改革の真の目的はいじめの発生件数の減少であり、この効果を分析するためにはより長期の動向を注視する必要がある。また、学校や教育委員会の責任の所在の明確化は学力や体力といった、問題行動の減少以外の教育活動の成果に対しても効果を持ちうる。従って、教育委員会制度の変更が問題行動、学力、体力といった様々な指標に与えた影響を長期的に分析することは、制度変更の総合的な評価という観点からは必要不可欠であり、優先順位の高い今後の課題として述べておきたい。

参 考 文 献

- 共同通信大阪社会部(2013)『大津中2いじめ自殺 学校はなぜ目を背けたのか』PHP 新書
- 国立教育政策研究所(2016)「いじめ追跡調査 2013-2015 Q&A」
- 国立教育政策研究所(2017)「OECD生徒の学習到達度調査 PISA2015 年調査国際結果報告書：生徒の well-being (生徒の「健やかさ・幸福度」)」
- 滝充(2007)「Evidence に基づくいじめ対策」国立教育政策研究所紀要 136, 119-135.
- 田中隆一(2019)「教員加配の有効性について」会計検査研究, No. 59, 105-125.
- 田中隆一・両角淳良(2019)「教員加配と問題行動：家庭経済環境の役割」
- 中室牧子(2017)「少人数学級はいじめ・暴力・不登校を減らすのか」RIETI ディスカッションペーパー, 17-J-014.
- 村上祐介編(2014)『教育委員会改革 -「地方教
- 育行政法」のどこが変わったのか』学事出版.
- Brown, Sarah and Karl Taylor (2008) "Bullying, education and earnings: Evidence from the National Child Development Study," *Economics of Education Review* 27 (2008) 387-401
- Eriksen, Tine Louise Mundbjerg; Nielsen, Helena Skyt; and Marianne Simonsen (2014) "Bullying in Elementary School," *Journal of Human Resources*, 49, 4, 839-871
- Figlio, David and Loeb, Susanna (2011) "School Accountability," in *Handbook of the Economics of Education*, ed. by Hanushek, Eric A. and Machin, Stephen and Woessmann, Ludger, Amsterdam, Elsevier, vol. 3, 383-421
- Hanushek, Eric A. and Raymond, Margaret E. (2005) "Does school accountability lead to improved student performance?" *Journal of*

- Policy Analysis and Management 24, 297-327
- Nikolaou, Dimitrios (2017) "Do anti-bullying policies deter in-school bullying victimization?" *International Review of Law and Economics* 50, 1-6
- OECD (2017), PISA 2015 Results (Volume III) : Students' Well-Being, PISA, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264273856-en>
- Ponzo, Michela (2013) "Does bullying reduce educational achievement? An evaluation using matching estimators," *Journal of Policy Modeling*, 35, 1057-1078
- Rockoff, Jonah and Turner Lesley J. (2010) "Short-run Impacts of Accountability on School Quality," *American Economic Journal : Economic Policy* 2, 119-147
- Rouse, Cecilia E.; Hannaway, Jane; Goldhaber, Dan; and Figlio, David (2013) "Feeling the Florida heat? How low-performing schools respond to voucher and accountability pressure" *American Economic Journal : Economic Policy* 5, 251-281
- Sabia, Joseph J. and Brittany Bass (2017) "Do anti-bullying laws work? New evidence on school safety and youth violence," *Journal of Population Economics*, 30, 473-502
- Sarzosa, Miguel and Sergio Urzua (2015) "Bullying among Adolescents : The Role of Cognitive and Non-Cognitive Skills," NBER Working Paper No. 21631.
- Sarzosa, Miguel (2017) "Negative Social Interactions and Skill Accumulation : The Case of School Bullying," mimeo, Purdue University.