

中学生の長期欠席に対する学校教育政策および教職員政策の影響
—地方自治体質問紙を用いた分析—

Do schools' education and teacher policies affect the long-term absenteeism rate of their junior high school students?
—Analysis of a questionnaire survey of education boards—

日下田岳史*、未富 芳**

HIGETA Takeshi and SUETOMI Kaori

Abstract

This paper aims to determine the relationship among the long-term absenteeism rate of junior high school students and educational and teacher policies, focusing on the long-term absenteeism rate as a reference index of school life adjustment. Cross-section and panel analyses of the results of a questionnaire survey administered to education boards in November 2011 by the National Institute for Educational Policy Research show the following three findings.

First, establishing special support classes and allocating more teachers are significantly correlated with the long-term absenteeism rate. This implies that education boards of municipalities manage to deal with students' long-term absenteeism. School-provided lunches and supervisors have no significant correlation with the long-term absenteeism rate.

Second, the higher the ratio of the number of elementary schools to junior high schools in a municipality, the higher the long-term absenteeism rate. In municipalities that have higher ratio, junior high school districts are merged more intensively. It is thought that students in such municipalities tend to undergo greater changes in their school environments such as their classmates when they transfer to junior high school from elementary school. The ratio changes if schools or school districts are merged. A merger of schools or school districts might affect the students' school life adjustment. It could cause students' long-term absenteeism in some way.

Third, municipalities' unique factors, which are their "social and cultural contexts," have a significant effect. This implies that a uniform educational policy dealing with the long-term absenteeism rate throughout the country has limitations. It is true that the first and second findings are important. However, it is necessary to value the extent to which a uniform educational policy throughout the country can deal with the long-term absenteeism rate.

The relationship among class size, school size, school location, and school life adjustment remains to be solved.

* 東京大学大学院教育学研究科博士課程院生、日本学術振興会特別研究員、研究協力者

** 日本大学准教授、客員研究員

1. 目的

児童・生徒は、学校で学力をどの程度獲得しているのか。児童・生徒の学力は、家庭の影響をどの程度受けているのか。近年はわが国でも、学力の生産関数に関する研究蓄積が進んできている。この問いは、限りある資源を学校に投入するべきか、それとも家庭の支援のために投入するべきかという資源配分の決定に関わるという点で、政策上の意義を持っている。しかし、児童・生徒が学校で学力を獲得していくに先立ち、あるいはそれに並行して、児童・生徒の学校適応の程度もまた問われる必要がある。児童・生徒は、学校適応を経て、あるいはそれに並行して、学校で学力を獲得していくと考えられるからである。

そこで本稿は、学校適応の指標として、児童・生徒が学校に行かないという現象に着目する。そして、中学生の長期欠席の出現量と、学校教育政策および教職員政策との関連を把握しようとするものである。

(1) 用語の定義

本稿では、学校基本調査の定義を参考にして、年間30日以上欠席を「長期欠席」と定義する。学校基本調査上、長期欠席の生徒数はその理由別に「病気」、「経済的理由」、「不登校」、「その他」の4つに分類されている。ただしこの分類は学校基本調査に回答する学校現場の主観を反映することも多く、また低所得世帯出身の子供の場合には「経済的理由」、「病気」、「不登校」など複数の理由が混在している。こうした問題をクリアするために公式統計の利用にあたっては、『まなざし』の指標として『不登校』統計を用い、『実態』の指標として長期欠席統計を用いることが、統計の主観的分類にまつわる妥当性の問題を回避（山本 2008, p.142）するという指摘も踏まえ、理由別に分類することなく、年間30日以上欠席を「長期欠席」と位置付けて分析する必要がある。つまり、本稿では、子どもが学校に行かないという現象を、「長期欠席」と定義するものである。無論、例えば先天的な病気のように学校に直接起因しない長期欠席理由を学校（不）適応に含めることについて、異論があるかもしれない。しかし、前述の山本（2008）の指摘を考慮する必要があることも確かである。また、病気等で年間30日以上欠席せざるを得ない生徒は学校に適応していない、と位置付けているわけではないことも強調しておきたい。

なお、先行研究との関連上、本稿では「長期欠席」という用語は「不登校」という用語と互換的に用いることに留意されたい。桜井（1988）や保坂（2000）、山本（2008）の指摘を踏まえ、公式統計上の長期欠席のうち「不登校」のみに着目するのではなく、長期欠席全体を捉えるというアプローチを採る。

(2) これまでの不登校研究との関連

子どもが学校に行かないという現象に着目していることから、本稿はいわゆる不登校研究の一つに位置付けることができるだろう。

子どもが学校に行かないという現象は、古くから問題とされてきたという歴史があり、かつ、その位置付けと呼称が何度かの変遷を経てきたものである（伊藤編 2007, p.9）。子どもが学校に行かないという現象に対して様々な用語が与えられているという事実は、不登校現象の認識と原因帰属と対応方法が、多様に存在している（樋田 1997, p.185-186）ことを示している。1992年に文部省

は「登校拒否（不登校）問題について（報告）」で、「不登校は特定の子どもに特有の問題があることによって起こることではなく『誰にでもおこりうる』、『登校への促しは状況を悪化させてしまう場合もある』」と述べている（文部科学省ウェブサイト）。

長期欠席が「誰にでもおこりうる」現象だとすれば、学校へ行きたくないという登校回避感情の広汎化を背景に、問われるべき問いは「子ども達は、登校回避感情をもちつつもなぜ登校するのか」（森田 1991, p.239）というものかもしれない。

他方で、濱野（2001）が指摘しているように、「誰にでもおこりうる」現象の出現傾向に地域差が認められるとすれば、当該地域の社会経済的要因と当該現象との関連の有無について、市区町村を単位として実証的に検証する必要があることも事実である。

さらには、不登校が社会経済的要因と関連している可能性があること（久富 1993、渡邊 1993）、当事者は不登校であることによって社会経済的不利益等を被っている（濱野 2001, p.225）こと等⁽¹⁾の指摘を踏まえれば、不登校は貧困の世代間連鎖を説明する鍵要因となっている可能性は否定できない。この点においても、不登校と政策との関連の有無が問われる必要があると言える。

そこで本稿は市区町村別データを活用し、①中学生の長期欠席の出現量の地域差を確認し、②社会経済的要因をコントロールの上、学校教育政策および教職員政策と長期欠席の関連を把握することを通じて、近年のわが国の長期欠席の代表的な姿を描き出すことの可能性を探る。長期欠席が「誰にでもおこりうる」現象だとすれば、この現象と関連すると見られる変数や、当該変数の関連の仕方を事前に予測することは難しいかもしれない。しかし、利用可能な変数と長期欠席との関係を探索的に検討し、諸変数の関連の有無を発見することは、今後のわが国の教育研究ならびに教育政策に資する面があると考えられるものである。

2. 地方自治体質問紙データの概要と分析方針

(1) データ

国立教育政策研究所が平成 23 年 11 月に全国市区町村教育委員会⁽²⁾を対象に実施した質問紙調査（「公立小中学校の管理・運営等に関する実態調査」）から得られたデータを利用する。この調査は、『全国教育委員会一覧（平成 23 年版）』に記載の 1773 市区町村教育委員会を対象に実施された悉皆調査で、郵送法により実施された。455 市区町村教育委員会から回答があった。

この調査は複数時点に渡って縦断的に行われたものではなく、一時点のみで実施されたものである。平成 19～22 年の 4 年間に渡るデータが当該調査によって収集されていることに注目することで、当該データを市区町村別パネルデータとして取り扱うことができる。分析に際しては、後述の独立変数の値が特異値を取るケース（比率が 100%を超える市区町村や、回答値が極端に大きく記入間違い等があると見られる市区町村、1 学級あたり生徒数が 41 人以上の市区町村）を、サンプルから除外した。

なお、本稿が扱うサンプルはもともと、一部の都府県の自治体が統計的に有意に多いという偏りを持つ⁽³⁾。このような限界があるため、知見の一般化には慎重を期する必要があることをあらかじめ断っておく。

(2) 分析方針

中学生の長期欠席の出現量と関連があると予想される社会経済的要因、学校教育政策変数および

教職員政策変数を、質問紙調査に含まれている変数から選定する。中学生の長期欠席の出現量として、全生徒数（特別支援学級の生徒数を含む）に対する比率をとる。

【社会経済的要因】

- 全児童・生徒数に対する、(準) 要保護世帯の児童・生徒数の比率 (%)

【学校教育政策】

- 全児童・生徒数に対する、特別支援学級の児童・生徒数の比率（小・中学校別、%）
- 一学級あたり生徒数（中学校、人、ただし特別支援学級およびその生徒は除く）
- 一校あたり生徒数（中学校、人、ただし特別支援学級の生徒は除く）
- 全生徒数に対する、完全給食実施校の生徒数の比率（中学校、%）
- 全生徒数に対する、コミュニティスクールの生徒数の比率（中学校、%）
- 全生徒数に対する、研究指定校の生徒数の比率（中学校、%）
- 全生徒数に対する、冷房設置校の生徒数の比率（中学校、%）

【教職員政策】

- 教員加配率(都道府県標準定数教員に対する加配教員数(県費と市費を含む)の比率(中学校、%))
- 指導主事（充て指導主事を含まない）一人あたり担当小中学校数

上記の諸政策変数と中学生の長期欠席との関係を明らかにしようとする時、市区町村ごとの学校配置状況のバラつきを考慮する必要があるだろう。小学校1校、中学校1校のみの自治体から、多数の小中学校を抱える自治体まで、かなりの差がある。後者の自治体では、前者の自治体に比べれば、小学6年生が中学校に進学する際に大きな環境の変化を伴いやすいと考えられる。すなわち、市区町村の学校配置状況は、子どもが中学校へ進学する際に経験する環境変化の大きさの代理指標と位置付けることができるだろう。

【学校配置状況】

- 相対小学校数（中学校1校あたりの小学校数）

長期欠席の一因が貧困等の社会経済的要因にあるとすれば、(準) 要保護世帯の児童・生徒数の比率は、従属変数と正の相関を持つと予想される。ただし、北條(2012)が指摘しているように、(準) 要保護世帯が対象となる就学援助は、単に経済的な困窮度を示すばかりでなく、児童・生徒の学習に対する意欲・関心や生活習慣等に幅広く関連する変数である。本稿では他の変数のコントロールに限界があることになる。

特別支援教育とは、「障害のある幼児児童生徒の自立や社会参加に向けた主体的な取組を支援するという視点に立ち、幼児児童生徒一人一人の教育的ニーズを把握し、その持てる力を高め、生活や学習上の困難を改善又は克服するため、適切な指導及び必要な支援を行うもの」(文部科学省ウェブサイト)とされている。長期欠席の一因が、そのような指導や支援を学校で受けられないことにあるとすれば、特別支援学級の児童・生徒数の比率が高い市区町村ほど長期欠席は少ないと予想される⁽⁴⁾。

一学級あたり生徒数や一校あたり生徒数も、長期欠席と関連を持つ可能性があるが、符号条件の予想は難しい。例えば、一学級あたり生徒数が少ないほど教員の目が行き届きやすいがために生徒は手厚い保護を受けやすいとすれば、その市区町村の長期欠席は少ないと予想することもできる（すなわち当該変数の符号条件は正）。他方で、一学級あたり生徒数が少ないほど生徒間の人間関係が固定化しやすく、このことが長期欠席と関連があると予想することもできるかもしれない（この時の符号条件は負）。とはいえ、一学級あたり生徒数や一校あたり生徒数は、教員を何人配置するか、学校を何校設置するかという資源配分に関わる点で重要な変数であることには変わらないだろう。その点で、これらの変数が長期欠席とどのような関連があるか、探索的に検討するものである。

その他、学校教育政策として変更可能な完全給食実施校、コミュニティスクール導入校、研究指定校、冷房設置校という諸条件の影響も考慮することにしたい。

また、教職員政策も長期欠席との関連性で注目される必要がある。とりわけ生徒指導の課題の多い中学校段階では、国庫負担による加配措置のほか、各都道府県や市町村が独自に教員加配が実施されており、不登校生徒の登校再開等への効果も質的調査では指摘されている（東京都教育委員会 2012, p.202）。

指導主事一人あたり担当小中学校数は、市町村による学校支援体制の手厚さの指標の1つである。ここでいう指導主事とは、教員を兼ねる充て指導主事を除く、市町村教育委員会に置かれる行政職員としての指導主事であり、その配置体制は市町村が長期欠席を含む教育課題を改善しようとしたり、学校に対する支援を手厚くする政策的志向性が具現化されるときに充実される傾向にある（押田 2009）。

指導主事一人あたり担当学校数は、通常であれば長期欠席が多い等の教育上の困難な課題をかかえる市町村で指導主事の配置数を手厚くする（指導主事一人あたり担当学校数が小さくなる）マイナスの関連性がみられると想定されるが、これらの政策効果を上げていけば長期欠席が抑制されるため正の関連性になる可能性も想定される。

以上の諸変数を用いて、3 節では、年度ごとに、市区町村と学校規模等との基本属性、学校教育政策および教職員政策に関する諸変数との関連性を検証する。4 節では 3 節の分析結果を受けて、各年度の市区町村データを合併したパネルデータを用いた分析を行う。パネルデータを用いる利点は、市区町村の特性のうち、時間と共に変化しない変数の全ての影響を一括して取り除き、関心のある独立変数と従属変数との直接的な関係を推定できることにある。時間と共に変化しない変数を、本稿では、市区町村に固有な要因群と呼ぶものとする。最後の 5 節で、これまでの分析結果を総括し、政策的含意等について考察する。

3. 中学生の長期欠席のクロスセクション分析

本節では、中学生の長期欠席について、年度ごとのデータを検証するクロスセクショナルな分析を行う。まず長期欠席（不登校等）生徒比率および 2 節で述べた分析に用いる変数の間の相関係数を確認したものが、表 1 である。紙幅の都合上、平成 22 年度データのみを示しているが、分析対象期間（平成 19～平成 22 年度）を通じて、各年度の結果は同様の傾向を示した。

統計的に有意な結果をみていくと、相関係数では学校での長期欠席（不登校等）生徒比率と、比較的強い正の相関（平成 22 年度では 0.518、1%水準で有意）を示すのが小学校での長期欠席（不登校等）生徒比率、また相関係数が 0.3 程度と中程度の正の相関がみられるのが中学校 1 学級あたり

生徒数と、中学校1学校あたり生徒数である。(準)要保護世帯の児童生徒比率も0.2程度と弱い相関が確認できる。また完全給食実施率は-0.3程度と中程度の負の相関がみられ、また指導主事あたり担当小中学校数は-0.1程度の弱い負の相関となる。

各年度のクロスセクショナルなデータを確認する限り、中学校の長期欠席生徒比率は、小学校の長期欠席児童比率、自治体全体の平均的な学級規模、学校規模との関連性が高いということになる。

単純に言えば、中学校の長期欠席生徒比率は、小学校の長期欠席児童比率が高い自治体ほど、要保護・準要保護世帯の児童生徒比率が高いほど、学級1人あたり生徒数が多いほど、学校1校あたり生徒数が多いほど高くなる傾向にある。完全給食実施率が高いほど、指導主事あたり担当小中学校数の少ない自治体ほど中学校の長期欠席生徒比率は高くなる傾向にあると言える。

表1 分析に用いた変数間の相関係数

| | 平成22年度中学校長期欠席(不登校等)生徒比率 | 平成22年度小学校長期欠席(不登校等)生徒比率 | 平成22年度(準)要保護世帯の児童生徒比率 | 平成22年度特別支援学級の児童比率(小学校) | 平成22年度特別支援学級の生徒比率(中学校) | 平成22年度中学校1学級あたり生徒数(人) | 平成22年度中学校1校あたり生徒数(人) | 平成22年度(中学校)完全給食実施校の生徒比率(%) | 平成22年度(中学校)コミュニティスクールの生徒比率(%) | 平成22年度(中学校)研究指定校の生徒比率(%) | 平成22年度(中学校)冷暖房設置校の生徒比率(%) | H22中学校加配率(加配/定数の%) | H22年度指導主事1人あたり学校数(小中計) | 平成22年度相対小学校数(中学校=1) |
|-------------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------------|-------------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------|------------------------|---------------------|
| 平成22年度中学校長期欠席(不登校等)生徒比率 | 1 | .518** | .218** | .025 | -.037 | .370** | .370** | -.336** | .019 | .039 | .028 | .119 | -.138** | .024 |
| 平成22年度小学校長期欠席(不登校等)生徒比率 | | 1 | .161** | .042 | .083 | .267** | .307** | -.269** | .04 | .053 | .035 | .085 | -.205** | -.016 |
| 平成22年度(準)要保護世帯の児童生徒比率 | | | 1 | -.056 | -.075 | .163** | .088 | -.086 | -.052 | -.008 | -.008 | .156* | -.011 | -.079 |
| 平成22年度特別支援学級の児童比率(小学校) | | | | 1 | .490** | -.210** | -.177** | .184** | .031 | .010 | .099 | -.036 | -.113 | -.012 |
| 平成22年度特別支援学級の生徒比率(中学校) | | | | | 1 | -.357** | -.293** | .328** | .114* | -.057 | -.024 | .020 | -.009 | -.115* |
| 平成22年度中学校1学級あたり生徒数(人) | | | | | | 1 | .749** | -.758** | -.011 | .085 | -.034 | .078 | -.283** | .254** |
| 平成22年度中学校1校あたり生徒数(人) | | | | | | | 1 | -.534** | -.052 | .079 | -.075 | .04 | -.383** | .230** |
| 平成22年度(中学校)完全給食実施校の生徒比率(%) | | | | | | | | 1 | -.007 | -.080 | .056 | -.075 | .258** | -.237** |
| 平成22年度(中学校)コミュニティスクールの生徒比率(%) | | | | | | | | | 1 | .115 | -.057 | -.023 | .037 | -.058 |
| 平成22年度(中学校)研究指定校の生徒比率(%) | | | | | | | | | | 1 | -.034 | .138* | -.144* | .152** |
| 平成22年度(中学校)冷暖房設置校の生徒比率(%) | | | | | | | | | | | 1 | -.051 | .043 | -.047 |
| H22中学校加配率(加配/定数の%) | | | | | | | | | | | | 1 | -.099 | .074 |
| H22年度指導主事1人あたり学校数(小中計) | | | | | | | | | | | | | 1 | .025 |
| 平成22年度相対小学校数(中学校=1) | | | | | | | | | | | | | | 1 |

**は p<.01,*は p<.05で有意

加えて相関係数分析から、注目しておくべきは、学級規模(中学校1学級あたり生徒数)と学校規模(中学校1校あたり生徒数)とが強い相関(0.749)を示すことである。本分析に用いた変数のうち、学級規模と学校規模は、各市区町村の教育条件を検討するうえでもっとも基礎的な変数と言える。

長欠率と学級規模、学校規模との関連性をクロス集計すると、図1では学級規模が大きいほど長期欠席比率が高くなる傾向が、図2では学校規模が大きいほど長欠率が高くなる傾向が確認できる。

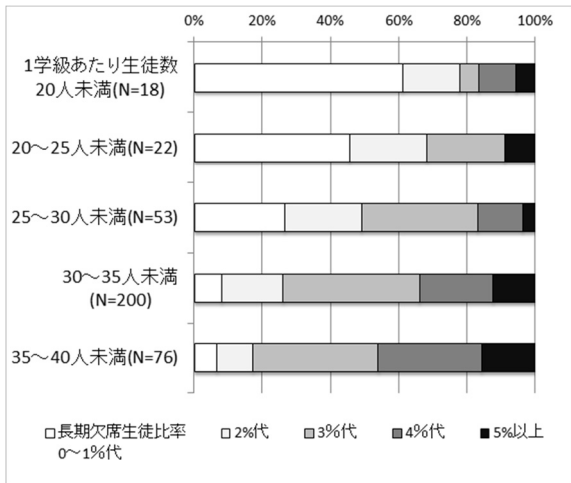


図1 学級規模と長欠率の関連性（平成22年度）
（カイ2乗検定 0.1%水準で有意）

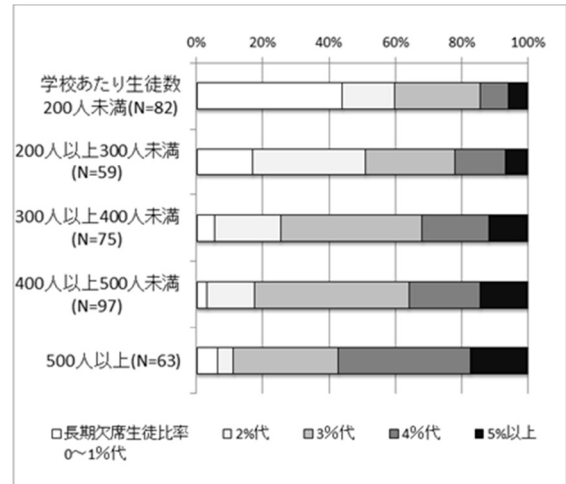


図2 学校規模と長欠率の関連性（平成22年度）
（カイ2乗検定 0.1%水準で有意）

しかしながら、三重クロス集計を行い、学校規模別に学級規模の効果を検証すると、学級規模の効果がカイ2乗検定で有意ではなくなる（図3、図4）⁽⁵⁾。

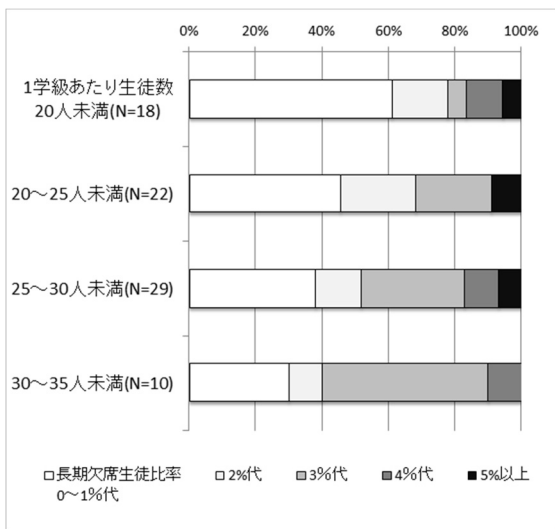


図3 生徒数200人未満の学校における学級規模と長欠率の関連性

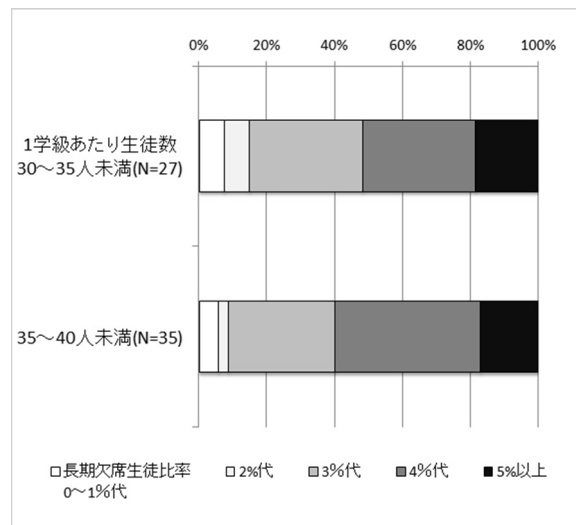


図4 生徒数500人以上の学校における学級規模と長欠率の関連性

すなわち自治体の平均的な学校規模が500人以上と大きければ、そもそも自治体の平均的な学級規模も35人以上と大きく、学級規模と長期欠席生徒比率との間に統計的に有意な関連性はなくなる。また学校規模が200人未満と小さい場合には、自治体あたりの平均的な学級規模は35人未満学級のみとなる。また図3と図4の1学級あたり生徒数30~35人のグラフを比較すると、同程度の学級規模でありながら長期欠席生徒比率は、学校規模が1校あたり生徒数500人以上となる自治体のほうが高くなる傾向にある。

それゆえに、学級規模が長期欠席比率に影響をもたらすというよりは、学校規模に依存する可能性を考慮する必要がある。長期欠席比率に対する学校規模と学級規模の影響は、次節のパネル分析

を通じてより詳細に検討される。

4. 市区町村別パネルデータから見える、中学生の長期欠席の平均的な姿

本節では、市区町村別パネルデータの特性を活かして、市区町村に固有な要因群の影響を取り除いた重回帰分析を行い、3節の検証結果を改めて確認してみたい。変数に欠測がある場合の取り扱い方としては、リストワイズ除去法を採用する⁽⁶⁾。本節で分析対象となる各変数の記述統計量をあらためて示すものが、以下の表2である。

表2 市区町村別パネルデータ分析に用いる各変数の記述統計量

| | (中学校) | (小学校) | (小中学校) | (小学校) | (中学校) | (中学校) | (中学校) | (中学校) | (中学校) | (中学校) | (中学校) | (中学校) | 指導主事一人あたり担当小中学校数 | 相対小学校数(中学校数 ¹) |
|-------|-------------------|-------------------|---------------------|----------------|----------------|--------------|-------------|-----------------|--------------------|---------------|---------------|----------|------------------|----------------------------|
| | 長期欠席(不登校等)生徒比率(%) | 長期欠席(不登校等)児童比率(%) | (準)要保護世帯の児童・生徒比率(%) | 特別支援学級の児童比率(%) | 特別支援学級の生徒比率(%) | 一学級あたり生徒数(人) | 一校あたり生徒数(人) | 完全給食実施校の生徒比率(%) | コミュニティスクールの生徒比率(%) | 研究指定校の生徒比率(%) | 冷房設置校の生徒比率(%) | 教員加配率(%) | | |
| 平成19年 | 度数 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 | 68 |
| | 最小値 | 0.50 | 0.00 | 3.06 | 0.38 | 0.25 | 16.94 | 59.74 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 1.33 |
| | 最大値 | 7.70 | 1.86 | 39.88 | 3.64 | 3.39 | 37.76 | 730.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 77.45 | 36.33 | 4.00 |
| | 平均値 | 3.83 | 0.81 | 13.56 | 1.20 | 1.03 | 32.93 | 382.67 | 70.11 | 3.34 | 39.27 | 20.77 | 13.13 | 6.50 |
| | 標準偏差 | 1.30 | 0.37 | 9.09 | 0.62 | 0.49 | 4.25 | 144.56 | 44.96 | 17.12 | 34.27 | 37.96 | 9.93 | 6.61 |
| 平成20年 | 度数 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 |
| | 最小値 | 0.81 | 0.16 | 3.02 | 0.63 | 0.27 | 16.86 | 55.89 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 1.33 |
| | 最大値 | 6.74 | 2.06 | 37.65 | 4.09 | 4.00 | 37.31 | 735.67 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 77.14 | 38.00 | 4.00 |
| | 平均値 | 3.83 | 0.75 | 13.33 | 1.36 | 1.20 | 32.56 | 368.40 | 70.80 | 3.17 | 32.88 | 20.39 | 13.67 | 6.49 |
| | 標準偏差 | 1.18 | 0.37 | 8.89 | 0.66 | 0.56 | 4.27 | 145.62 | 44.27 | 16.52 | 34.60 | 37.95 | 9.60 | 6.55 |
| 平成21年 | 度数 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 | 83 |
| | 最小値 | 0.64 | 0.00 | 3.22 | 0.26 | 0.00 | 16.62 | 52.47 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 1.42 |
| | 最大値 | 7.34 | 1.84 | 38.92 | 4.49 | 4.32 | 36.94 | 720.33 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 74.76 | 38.00 | 4.00 |
| | 平均値 | 3.61 | 0.72 | 13.96 | 1.49 | 1.29 | 32.41 | 377.96 | 75.25 | 3.17 | 32.98 | 22.82 | 13.76 | 6.52 |
| | 標準偏差 | 1.29 | 0.35 | 9.34 | 0.71 | 0.62 | 4.09 | 150.19 | 41.10 | 15.90 | 36.06 | 40.09 | 9.02 | 6.52 |
| 平成22年 | 度数 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 |
| | 最小値 | 0.72 | 0.00 | 3.41 | 0.68 | 0.00 | 15.90 | 52.11 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.94 | 1.00 |
| | 最大値 | 6.63 | 1.91 | 41.41 | 4.83 | 4.27 | 38.83 | 708.83 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 75.73 | 38.00 | 4.00 |
| | 平均値 | 3.58 | 0.73 | 14.26 | 1.60 | 1.41 | 32.26 | 378.93 | 77.62 | 2.99 | 34.82 | 24.40 | 14.50 | 6.14 |
| | 標準偏差 | 1.14 | 0.42 | 9.77 | 0.77 | 0.65 | 4.17 | 147.29 | 40.18 | 15.33 | 35.87 | 40.74 | 9.39 | 6.24 |

表2から明らかなように、長期欠席比率は、小学校から中学校にかけて、市区町村間のバラツキの拡大を伴いながら増加していることが読み取れる。「誰にでもおこりうる」現象とされる長期欠席という現象は、特に中学校段階において、地域差を伴って生じていることが確認できる。

このことを踏まえて、中学校の長期欠席生徒比率を従属変数とする重回帰分析の結果(表3)を読み取っていききたい。

表 3 中学生の長期欠席比率への重回帰分析（固定効果推計）

| | (1) | (2) |
|-----------------------------|--------|--------|
| (小学校) 長期欠席児童比率(%) | ns | ns |
| (小中学校) (準) 要保護世帯の児童・生徒比率(%) | ns | ns |
| (小学校) 特別支援学級の児童比率(%) | ns | ns |
| (中学校) 特別支援学級の生徒比率(%) | (-) * | (-) ** |
| (中学校) 一学級あたり生徒数(人) | (+) ** | ns |
| (中学校) 一学級あたり生徒数(人) の二乗項 | (-) ** | ns |
| (中学校) 一校あたり生徒数(人) | (-) * | (-) ** |
| (中学校) 完全給食実施校の生徒比率(%) | ns | ns |
| (中学校) コミュニティスクールの生徒比率(%) | ns | ns |
| (中学校) 研究指定校の生徒比率(%) | ns | ns |
| (中学校) 冷房設置校の生徒比率(%) | ns | ns |
| (中学校) 教員加配率(%) | | (+) † |
| 指導主事一人あたり担当小中学校数 | | ns |
| 相対小学校数(中学校数=1) | | (+) * |
| 年度ダミー(平成19年度基準) | ns | ns |
| 定数項 | ns | ns |
| 決定係数 overall | .105 | .043 |
| within | .167 | .219 |
| between | .130 | .049 |
| サンプルサイズ | 317 | 317 |

※ 統計的に有意な回帰係数について、当該係数の符号を表示している。

※ ** $p < .01$ * $p < .05$ † $p < .1$ ns 非有意

※ 利用したデータはアンバランスド・パネルデータで、観測期間は H19-22 の 4 年間である。

※ F 検定、Breusch and Pagan のラグランジュ乗数法検定およびハウスマン検定の結果から、固定効果推計の利用が支持されることを確認した。

小学校の長期欠席児童比率は、3 節のクロスセクション分析では有意に正の相関を持っていた。しかし、パネルデータによる重回帰分析で、市区町村に固有な要因群の影響を除去すると、当該比率は有意でなくなる。市区町村に固有な要因群の全容を特定することは困難であるため、あくまでも解釈の一つに留まるけれども、小学校の立地や歴史、文化が、地域性をよく反映していることがある。小学校が地域に密着した存在であるとすれば、小学校の特徴のかなりの部分が、時間に関わらず一定の地域性に吸収されるということも考えられるのではないか⁽⁷⁾。

(準) 要保護世帯の児童・生徒数の比率にも、クロスセクション分析では有意な正の相関が見られたが、パネルデータでは非有意となっている。当該比率が、市区町村に固有な要因群に吸収されてしまっている可能性が考えられるだろう。しかしながら、この点の解釈に際しては、観測期間が平成 19~22 年の 4 年間のみであることに十分注意する必要がある。(準) 要保護で就学援助対象となっている児童・生徒の比率は、1997 年度(6.6%、約 78 万 5 千人)から 2006 年度(13.6%、約 141 万人)にかけて、大幅に増加している(鷹 2009, p.30)。観測期間中の(準) 要保護世帯の児童・

生徒数の比率は 13~14%前後である。過去の趨勢と照らし合わせると、観測期間は、(準) 要保護世帯の児童・生徒数の比率の高止まりの時期に相当する。観測期間中に変動が小さい変数は、固定効果に吸収されがちである。有意でないからといって、中学生の長期欠席の出現量と社会経済的要因とを関連付けて考える必要はないと判断するべきではないだろう。

中学校の特別支援学級の生徒比率は、モデル(1)および(2)の双方で有意に負と推定される。特別支援学級における手厚い支援は、中学生の学校適応と関連していると解釈することができる。

中学校の一学級あたり生徒数(クラスサイズ)は、モデル(1)において、二乗項が有意に負と推定される。つまり、クラスサイズが大きくなるほど長期欠席の出現量は大きくなるが、その関係は直線的ではないと言える。ここまでは、3節のクロスセクション分析と類似の結果と言える。しかし、教職員政策変数および相対小学校数を追加したモデル(2)においては、クラスサイズは有意ではなくなる。クラスサイズと長期欠席の出現量との関係は、3節で示唆されたように、疑似相関が疑われる。それと同時に、クラスサイズは特に相対小学校数と関連があることも、重要である。

中学校の一枚あたり生徒数(学校規模)は、モデル(1)および(2)の双方で有意に負と推定される。3節では学校規模が有意に正と推定されているが、パネルデータ分析では符号が逆転して負となる。これは、パネルデータが以下の図5のような状況を呈しているために生じるものである。

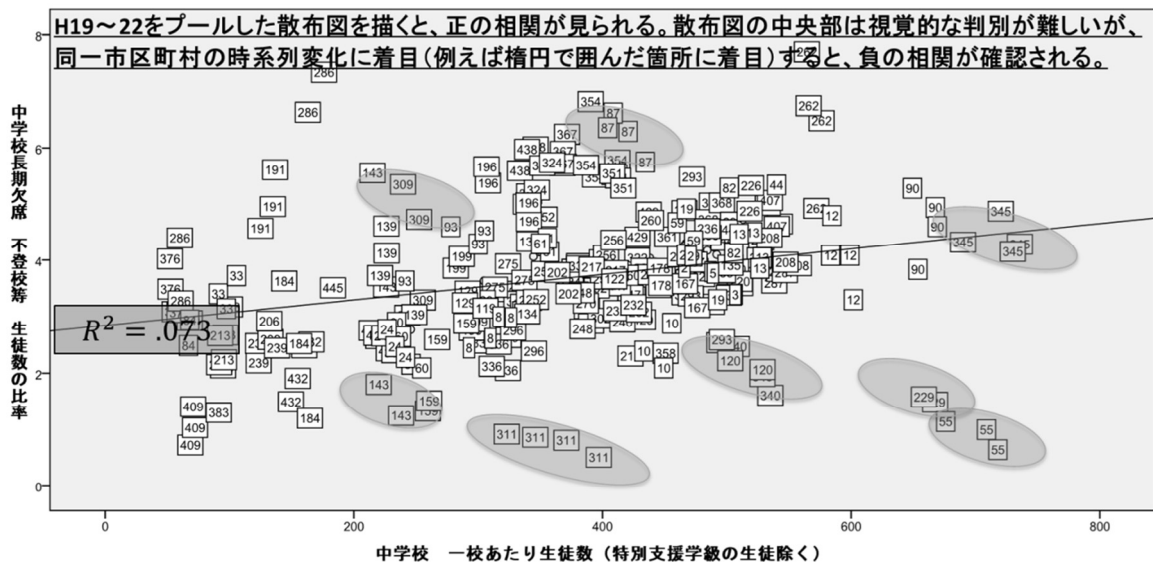


図5 市区町村に固有な要因群の影響を踏まえた場合の学校規模と長欠率(中学校)

図5は、中学校の一枚あたり生徒数(学級規模)を横軸にとり、中学生の長期欠席比率(%)を縦軸にとった散布図である。プロットされた数字は市区町村を表し、同一数字は同一市区町村を意味している。観測期間(H19~22)を全てプールした場合、2変数の相関は確かに有意で正となる。しかし、同一市区町村の時系列変化に注目すると、その傾きは負となっていることが分かる。市区町村に固有な要因群の分だけ、切片(定数項)が上下にシフトするのである。

中学校の完全給食実施校の生徒比率は、3節のクロスセクション分析では有意に負の関係が見られた。完全給食の拡充が、長期欠席の減少への努力を示すものと思われた。しかし、他の変数をコントロールすることで、有意な関係は消えてしまっている。

中学校の教員加配率は、3節のクロスセクション分析では明確な関係は見られなかった。しかし、

他の変数をコントロールすることで、有意な正の相関が表れていることが分かる。学校適応に課題がある市区町村ほど、手厚く教員を加配するという対応が取られている様子が窺われる。

指導主事一人あたり担当小中学校数は、3 節のクロスセクション分析では有意に負の関係が見られた。中学校の長欠比率が高い市区町村ほど、指導主事を多数配置して一人あたり担当小中学校数を少なくするといった措置が採られている様子が窺われたが、他の変数をコントロールすることで、有意な関係は見られなくなる。

相対小学校数は、他の変数をコントロールすることで、有意な正の相関が表れている。他の市区町村と比べて中学校の学区が集約されているところほど、長期欠席の出現量が多いと言える。

5. 考察

(1) 政策的含意

学校教育政策および教職員政策と中学生の長期欠席との関連を分析した結果、平成 19～22 年のデータに関する限り、以下のことが明らかとなった。

第一に、中学校の特別支援学級の設置および教員の加配といった学校教育政策および教職員政策は、中学生の長期欠席の出現量と有意な相関を持つことが分かった。これらは、市区町村が中学生の長期欠席への対応に向けて努力している様子を表していると解釈することができる。

第二に、相対小学校数が多い市区町村ほど、中学生の長期欠席率が高い。相対小学校数が多い市区町村は、中学校の学区の集約が進んでいると言える。そのような市区町村は、子どもが小学校から中学校へ進学する際に、環境の変化を経験しやすいという特性を持っていると考えられる。このような環境の変化が、何らかの要因で中学生の長期欠席の出現量を規定している可能性が示唆される。相対小学校数は、学校統合や学区再編の影響を受ける。学校統合や学区再編時の課題として、生徒の学校適応をあらかじめ念頭に置いておく必要があると言える。

第三に、市区町村固有の要因群が中学生の長期欠席に与える影響も、無視できない。濱野 (2001, p.225) は、「不登校が『誰にでも起こり得る』にも関わらず、出現率に明らかな地域差がある」とすれば、そこには地域社会における社会的・文化的コンテクストと不登校の発生メカニズムとの関連が見出される可能性がある」と述べている。各市区町村に固有な「社会的・文化的コンテクスト」の内容を把握することの重要性⁽⁸⁾は、長期欠席への全国一律的な政策対応には限界があることを含意しているのかもしれない。

もちろん、既に述べた特別支援学級の設置や教員の加配、さらには相対小学校数が、中学生の長期欠席の出現量と有意な関連を持つ可能性があることの重要性を過小評価するものではない。しかし、各市区町村に固有な歴史や文化等、さらには、各市区町村が長年に渡って行ってきた施策で、観測期間中に変化しないものもあるだろう。計量分析には表れないこれらの要因について、吟味していくことも求められているのではないだろうか。全国一律的な政策的対応が可能な射程を見極める必要があると言える。

ただし、本稿が分析に用いたサンプルには地域的な偏りがあり、全国の正確な縮図となっているとは言えない。これらの知見の一般化の可能性については、今後の研究蓄積と照らし合わせた上で慎重に判断する必要があることを強調しておきたい。

(2) 今後の研究の課題

本稿は、学校適応の指標として中学生の長期欠席に着目し、学校教育政策および教職員政策との関連を探ってきた。全国市区町村教育委員会を対象とした量的データから、全国の傾向を概括的に描き出すという課題は、ある程度達成されていると思われる。ただし、生徒が長期欠席に至るミクロな因果関係の把握は、今後の検証課題となるだろう。例えば、各市区町村固有の「社会的・文化的コンテクスト」を踏まえて長期欠席（不登校等）の研究を進めていく場合、長期欠席（不登校等）の顕著な増加や減少を経験した市区町村に着目することは、残された課題の一つと言えるだろう。

試しに、本稿が利用したデータに基づき、平成19年および22年における中学校の長期欠席比率の関係を示したものが、以下の図6である。

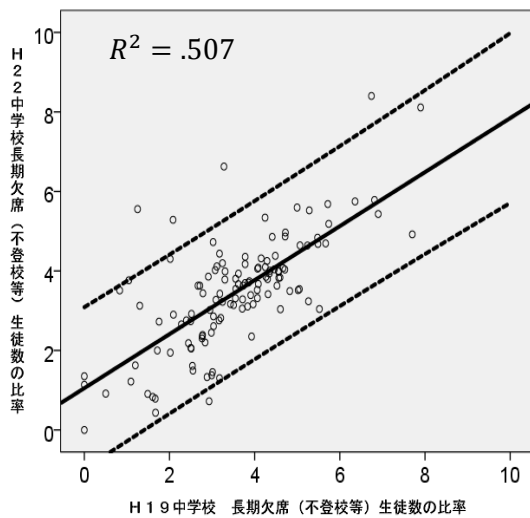


図6 長期欠席の増減があった市区町村

図6の直線は回帰直線を表し、破線に囲まれた区間が95%予測区間である。95%予測区間より上方(下方)に位置している市区町村は外れ値であって、平成19年から22年にかけて長期欠席（不登校等）の出現量が顕著に増加または減少していると言える。

また、教育政策上の資源配分の決定に資する知見を得るという観点から言えば、今後の課題として、学力をはじめとする教育の生産関数の具体像を明らかにする上で、子どもの学校適応を考慮する必要性が挙げられる。この時、クラスサイズと学校規模、および相対小学校数との関連を含めて、詳細に検討していくことが求められる。

【注】

- (1) 学校に行かなかった者は非正規就労者等になることが多いことが明らかになってきた（伊藤編 2007, p.12）との指摘がある。
- (2) 組合教育委員会を含む。
- (3) 本稿が用いるサンプルは、先述の通り455市区町村教育委員会から得られた回答によるものである。2つの組合教育委員会を除いた453市区町村の対全国比率を都道府県ごとに確認すると、次の図7のような結果が得られる。

例えば、平成24年4月1日現在の市区町村数1742のうち10%強が北海道に位置しているのが現実の姿である。他方、本稿が用いるサンプルによると、北海道に位置している自治体数の比率は6%強である。この%の値の差異は統計的に有意だと判断してよいのであろうか。

そのための判断材料となるのが、図中の標準化残差である。標準化残差は標準化正規分布に従うので、その絶対値が1.96以上であれば5%水準で有意差があると判断される。ただし、この5%という有意水準に基づく統計的検定を47都道府県分繰り返すと、「サンプルは母集団から乖離していない」という全体の帰無仮説の統計的検定に関する有意水準が5%を超えてしまう。このため、ボンフェローニの補正を用いて、県ごとの統計的検定に係る有意水準を0.1%とした。すなわち、すべての県の標準化残差の絶対値が3.27以下のとき、サンプルは母集団から統計的に有意な乖離がない（有意水準は5%）と判断される。

この基準に従うと、標準化残差の絶対値が3.27以上を取るのは千葉県、東京都および大阪府であることがわかる。つまり、本稿が取り扱うデータは必ずしも全国の正確な縮図であるとは言えず、当該都府県の傾向が強めに反映されていると解釈できる。だからといって、以下の分析が即座に無意味なもの化するわけではない。例えば、パネル推定を行うことにより、当該都府県に固有な効果は除去される。また、社会調査のデータは歪んでいることが一般的であるとすれば、様々な歪みを持つデータの蓄積から共通して見出される傾向を掬い取ることは、重要である。

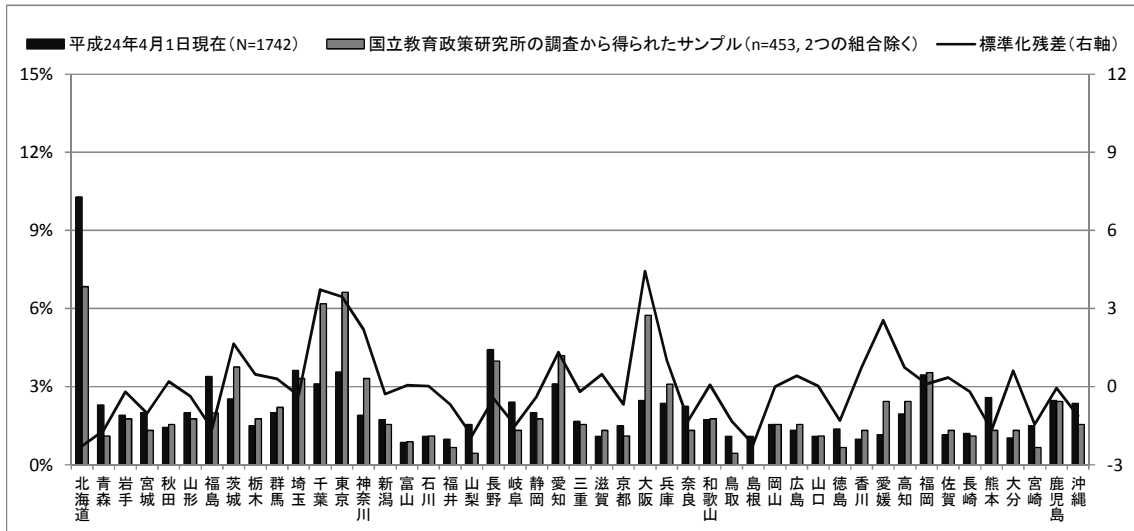


図7 市区町村数の対全国比率

- (4) 障害を持つ児童・生徒の地域的偏在はないものと仮定する。
- (5) 生徒数 200 人未満では中学校の 1 学級あたり生徒数が 35～40 人以下となるケース 1 を、生徒数 500 人以上では中学校の 1 学級あたり生徒数が 25～30 人未満となるケース 1 を外れ値として除外して統計処理している。なおこの措置を行っても、三重クロス集計におけるカイ二乗検定の結果に大きな変動は生じない。
- (6) この手続きの結果、4 節の分析に用いるサンプルには、大阪府の自治体が有意に多いという偏りを持つようになることが分かっている。なお、文部科学省『学校基本調査』に基づく全国の中学校の長期欠席生徒比率の推移は、平成 19～22 年度にかけて、4.02%→3.96%→3.73%→3.67%となっている。
- (7) 中央教育審議会答申『公立小・中学校の統合方策についての答申』（昭和 31 年 11 月 5 日）によれば、公立小・中学校は「地域の文化的中心であり精神的結合の基礎」であるとの認識が示されている（文部科学省ウェブサイト）。
- (8) 山本（2008）は、「長期欠席の発現には当該地域の社会・文化的文脈が介在している可能性が示唆される」（p.143）と述べている。

【参考文献】

鳥咲子, 2009, 「子どもの貧困と就学援助制度～国庫補助制度廃止で顕在化した自治体間格差～」『経済のプリズム』 65, pp.28-49.

濱野玲奈, 2001, 「地域差からみた不登校—公式統計を手掛かりに」『東京大学大学院教育学研究科紀要』 41, pp.225-236.

樋田大二郎, 1997, 「不登校を克服することで一段と成長する—登校の正当性をめぐる言論のたたかい」今津孝次郎他編『教育言説をどう読むか—教育を語ることばのしくみとはたらき』新曜社.

北條雅一, 2012, 「就学援助比率が示すもの：児童・生徒質問紙の分析」国立教育政策研究所『初等中等教育における教育財政に関する調査研究 最終報告書』 pp.1-64.

保坂亨, 2000, 『学校を欠席する子どもたち—長期欠席・不登校から学校教育を考える』東京大学出版会.

伊藤茂樹編, 2007, 『リーディングス日本の教育と社会 8 いじめ・不登校』日本図書センター.

久富善之, 1993, 『調査で読む学校と子ども』草土文化.

文部科学省『学校基本調査』各年度.

文部科学省ウェブサイト

http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/seitoshidou/04121505/004.htm (2012/9/25)

http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/tokubetu/main.htm (2012/10/9)

http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/shugaku/detail/1313499.htm (2012/12/9)

森田洋司, 1991, 『「不登校」現象の社会学』学文社.

- 押田貴久, 2009, 「市区町村における教育改革と指導主事の役割 : 埼玉県行田市の事例研究をもとに」『東京大学大学院教育学研究科紀要』 48, pp. 415-424.
- 桜井迪朗, 1988, 「中学生長期欠席の急増に係わる社会・経済的指標の時間的推移および地域差による検討」『小児保健研究』 47(6), pp.637-644.
- 東京都教育委員会, 2012, 『平成 23 年度 小 1 問題・中 1 ギャップの予防・解決のための「教員加配に関わる効果検証」に関する調査報告書』.
- 渡邊亜矢子, 1993, 「東京都公立中学校における『学校ざらい』出現率の地域差—理由別長期欠席者調査および社会指標からの検討」『東京大学教育学部心理教育相談室紀要』 15, pp.77-92.
- 山本宏樹, 2008, 「不登校公式統計をめぐる問題—五数要約法による都道府県較差の検証と代替案の吟味—」『教育社会学研究』 83, pp.129-148.

(受理日 : 平成 25 年 3 月 20 日)