

## 公教育支出の規定要因

—都道府県パネルデータを用いた実証分析—

田中 宏樹

### 要約

本稿では、教育資源縮減の鈍化要因を、日本における教育制度の構造変化や教育条件の改善の影響を織り込みつつ、実証的手法を用いて検証した。具体的には、「学校基本調査」および「地方教育費調査」に収録されている1980～2013年度の義務教育および1993～2013年度の高校教育に関する都道府県パネルデータを用いて、学校教育費がいかなる要因から影響を受けているかを実証分析した。

実証分析の結果、小中高校教育費に共通して、以下の3点が明らかとなった。第1に、1学級当たりの児童生徒数の見直しによって生じうる支出の構造変化が確認されたということである。第2に、小規模校化による支出の抑制効果の発生が確認されたということである。第3に、2000年代に入り、非正規教員の採用拡大による支出の抑制効果の発生が確認されたということである。加えて、小中学校教育費をめぐっては、特別支援教育の拡充を目指す政府の教育行政の方針が、2000年代に入り、学校教育費の充足をもたらしていることが確認された。

### 1. はじめに

80年代以降、教育人口が減少し続けている日本では、教員数も趨勢的には減少方向にある

ものの、教育人口の減少に比例するほどには、教員数は縮減されていない。1980年度に1,663万人を数えた全国の公立小中学校児童生徒数は、2014年度には971万人と、約42%減少している。一方、全国の公立小学校教員数は、1980年度の70.6万人から2014年度の64.7万人へと、約8%の減少にとどまっている<sup>1</sup>。

教育条件を規定する教育資源（教員数、学級数、学校数、公教育費等）の水準および内容は、少子化の進行にともなって、本来、不断に見直されるべきものである。少子化により教育人口が減少に向かえば、教員数、学校数さらには教育費も、それに呼応する形で縮減に向かうことが期待されるが、日本の実情は、こうした期待に必ずしも沿うものではなく、教育資源縮減の動きは緩慢であると言わざるを得ない。

教育人口の減少に比例して、教育資源の縮減が進まない理由とは何だろうか<sup>2</sup>。教育資源縮減の鈍化要因を考察するためには、教育制度の構造変化や教育条件の改善が、教育資源に及ぼす個別具体的な影響について考慮することが必要である。例えば、習熟度別小人数授業、チームティーチング、小人数学級化は、児童生徒数当たりの教員数や学級数の増加につながりうると考えられる。その一方で、学校統廃合による学校規模の拡大は、児童生徒数当たりの教員数や学校数の減少につながりうるであろう。このように、教育資源の縮減鈍化は、少人数学級化をはじめとする教育条件の改善によっても、学

<sup>1</sup> 公立高校については、生徒数が1980年度の331万人から2014年度の229万人へと約31%減少しているのに対し、教員数が1980年度の18.9万人から2014年度の17.4万人へと約8%減少している。

<sup>2</sup> 公的部門は膨張傾向を示すとしたワグナー法則や転位効果に着目し、その存在を検証した実証分析には膨大な蓄積があり、近年ではLegrenzi (2004)、Durevall and Henrekson (2011)、Cosimo et al. (2015)、Funashima (2016)らの研究がある。いずれも公共支出全般を対象に、経費膨張現象が認められることを示唆する結果を導き出しているものの、教育支出をはじめとする個別歳出に関して経費膨張が確認されるか、さらには経費膨張が生じる具体的な要因は何かについては、十分な検証が行われてはいない。

校統廃合の回避による小規模校化によっても生じうるが、そのどちらが支配的なのかによって、教育資源の縮減鈍化への評価や解釈は、異なったものになるであろう。

日本における少子化の進行と教育資源の抑制との関係を扱った実証分析として、中井(1996)および戸谷(2006)があるが、この分野の研究は極めて乏しい。中井(1996)は、1970～90年代初頭の都道府県別の小中学校に関する学級数、学校数、児童生徒数等のデータを用いて、小人数学級化と小規模校化が教員数や義務教育費に与える影響を検証し、教員数の縮減鈍化が少人数学級化と小規模校化の相乗効果によって生じていることを明らかにしている。一方、戸谷(2006)は、義務教育費と高校教育費に関して、都道府県別の基準財政需要額と実支出額とを比較し、2000年以降、義務教育費が高校教育費に比べて、実支出額が基準財政需要額を下回る傾向(言い換えれば地方交付税の過大算定)が顕著になっていることを示している。

中井(1996)、戸谷(2006)では、少子化のもとで、教育資源縮減の鈍化が生じている実態の解明が試みられてはいるが、中井(1996)においては、2000年代における教育制度の構造変化(学級編成の弾力化や総額裁量制の移行)が十分考慮されておらず、戸谷(2006)においては、基準財政需要額と実支出額とのかい離が、教育制度の構造変化や教育条件の改善とどう関連しているのかについての考察が十分ではない。教育制度の構造変化や教育条件の改善自体に着目し、それらを生じさせた要因を考察したものに、少人数学級化に焦点を充てた青木(2005)や小規模校化に焦点を充てた宮崎(2015)があるが、学校教育費に代表される教育資源の抑制との関わりについては、十分検証されていない<sup>3</sup>。

本稿では、教育資源縮減の鈍化要因を、日本における教育制度の構造変化や教育条件の改善の影響を織り込みつつ、実証的手法を用いて検証する。具体的には、「学校基本調査」および「地方教育費調査」に収録されている1980～2013年度の義務教育および1993～2013年度の高校教育に関する都道府県パネルデータを用いて、学校教育費がい

かなる要因から影響を受けているかを実証分析する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、公表データをもとに、学校教育費を規定する義務教育および公立の高校教育の教員数の趨勢を、教員定数の決定方式に関連付けて確認する。第3節では、日本の義務教育および高校教育に関わる学校教育費の決定要因を、教育制度の構造変化や教育条件の改善の影響を織り込みつつ、都道府県パネルデータを用いて実証分析する。第4節では、本稿の結論を要約の上、残された課題を指摘する。

## 2. 教育資源としての教員数の時系列的動向 —教員定数の決定方式を交えて

日本の公立学校の教員数は、児童生徒数の減少を踏まえて、趨勢的には減少しているものの、その減少速度は児童生徒数の減少速度よりも緩やかである。図2-1-1および2-1-2は、1976～2014年度における義務教育および公立高校教育における一学校当たりの教員数の推移を、一学校当たりの児童生徒数の推移とともに示したものである<sup>4</sup>。戦後2回にわたるベビーブームを経た後は、義務教育、高校教育ともに、恒常的な児童生徒数の減少に見舞われてきた。一方、そうした児童生徒数の減少期においても、教員数の低下は緩慢であり続けた。義務教育にいたっては、2000年代に入り低下傾向が一服し、児童生徒数が減少し続ける中、教員数は増加傾向をたどりつつある。

教員数は、義務教育においては「公立義務教育諸学校の学級編成及び教職員定数の標準に関する法律(義務標準法)」に、高校教育においては「公立高等学校の適正配置及び教職員定数の標準等に関する法律(高校標準法)」に、それぞれ定められた学級編成の標準に従って、都道府県教育委員会が決定することとなっていたが、2001年度の両法律の改正以降、都道府県教育委員会は、自らの裁量によって柔軟な学級編成を行うことが可能となった<sup>5</sup>。

<sup>3</sup> 小中学校教育費の財源構成の推移を、1950年代から2010年代までの時系列データを用いて分析したものに、青木・小入羽・山中(2012)があるが、学校教育費と自治体の教育施策との関連性については、考察されていない。

<sup>4</sup> 義務教育については、「学校基本調査」において、へき地の児童生徒数、教員数、学校数の値が公表されているため、それらを除いた値として算出している。これは、地理的な要因で統廃合が難しいことが学校数および教員数に与える影響を取り除くためである。

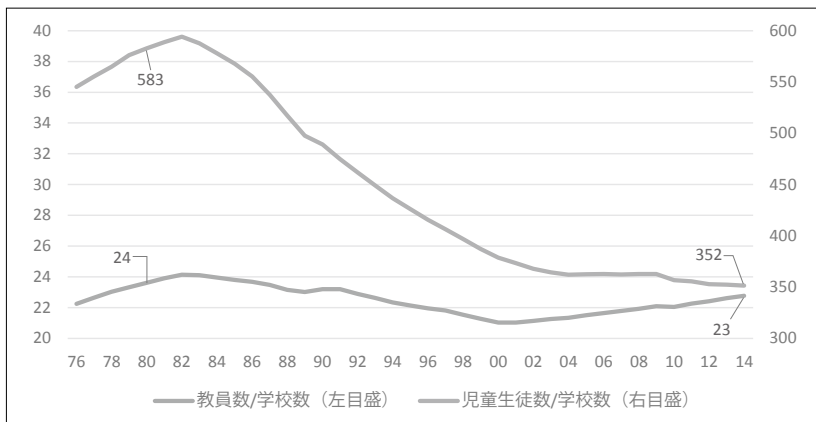
<sup>5</sup> 1964年度の公立小中学校における45人学級の実施、1967年度の公立高校における45人学級の実施、1980年度の公立小中学校における40人学級の実施、1993年度の公立高校における40人学級の実施のいずれもが、法律改正によって新たに明記された学級編成の標準に従う形で実施されてきたのに対し、2001年度以降は、学級編成に関する法律上の縛りが取り払われ、都道府県教育委員会が教員定数の決定に自由裁量を発揮できるようになった。

このように教員実数自体は、都道府県教育委員会が最終決定するものの、義務教育国庫負担金や地方交付税交付金を都道府県間に配分するため、国によって教員の標準定数が定められている<sup>6</sup>。標準定数は、児童生徒数に学級編成の標準を当てはめて算出された学級数（に一定の係数をかけた値）を学校毎に足し合わせることで計算される基礎定数と、教育上の様々な配慮から、国によって各都道府県に裁量的に割り振られる国庫加配定数<sup>7</sup>とを足し合わせることで求められる。

義務教育国庫負担金や地方交付税交付金を超え

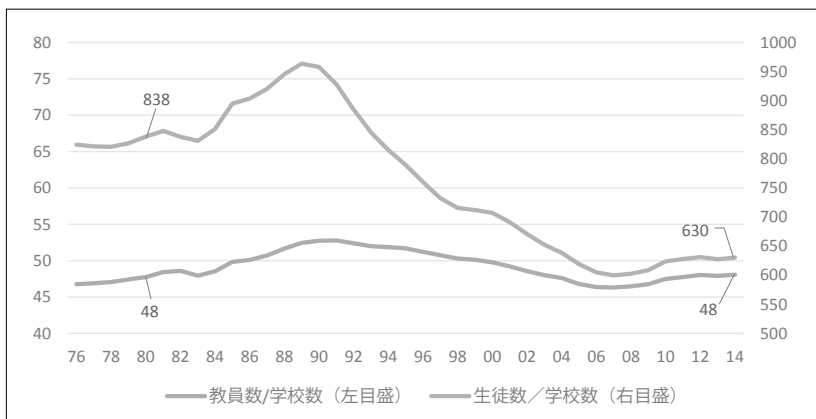
る教育費が発生した場合、都道府県教育委員会や市町村教育委員会は自らの財源で教育費を捻出しなければならないことから、都道府県教育委員会が決定する教員実数は、児童生徒数を踏まえて算出される学級数と（市町村教育委員会が決定する）学校数に応じて決まる基礎定数にはほぼリンクする形で決定されるのが実態といえる<sup>8</sup>。言い換えれば、教員数の変更は、少人数学級の実施等による学級数の変更、あるいは統廃合による学校数の変更に伴って発生すると考えられるのである。

図表 2-1-1 義務教育における一学校当たり児童生徒数と教員数の推移



資料：「学校基本調査」（文部科学省生涯学習政策局）

図表 2-1-2 公立高校教育における一学校当たり児童生徒数と教員数の推移



資料：「学校基本調査」（文部科学省生涯学習政策局）

<sup>6</sup> 義務教育における教職員給与は、教職員の給与単価 × 標準定数 × 1/3 が義務教育国庫負担金として、残り 2/3 が基準財政需要額に算入され、地方交付税交付金として都道府県に配分される。一方、高校教育の教職員給与は、上記の算定式的全額が基準財政需要に算入され、地方交付税交付金として都道府県に配分される。

<sup>7</sup> 少人数指導や習熟度別指導等の指導方法の改善、あるいはいじめや不登校等の特別な配慮を必要とする児童生徒の支援といった、特定の教育課題に対応するために充当される教員定数であり、都道府県の申請に基づいて文部科学大臣が配分する。

<sup>8</sup> 2015 年度において、小中学校の教職員の標準定数 63 万 3,517 人のうち、基礎定数 63 万 309 人である。

### 3. 実証分析

本節では、1980年度から2013年度までの教育資源に関する都道府県パネルデータを用いて、日本における義務教育および高校教育に関わる学校教育費の決定要因について、実証分析する。以下、まず3-1では、実証分析に用いるモデルを特定化する。3-2では、使用したデータについて述べる。3-3では、推定結果を検定の上、その結果を解釈しつつ、導かれる政策的含意について説明する。

#### 3.1 推定モデルの特定化

本節では、教育制度の構造変化や教育条件の改善の影響を織り込みつつ、義務教育および高校教育に関わる教育費がいかなる要因から影響を受けているかを、学校教育費に関する費用関数を推定することで検証する。費用関数の一次同次性を仮定すると、児童生徒一人当たりの費用関数は、以下の式として定義される。

$$c_{it} = c(q_{it}, w_{it}) \quad (1)$$

ここで、 $i$ は地域を、 $t$ は年度を表す。 $c_{it}$ は公教育の費用（児童生徒一人当たり学校教育費）を、 $q_{it}$ は公教育の一人当たり直接産出量（アウトカム）を、 $w_{it}$ は一人当たり生産要素価格（教員の賃金率）を表す。なお、公教育のアウトカムである直接産出量  $q_{it}$  を観測することは容易でないため、公教育のアウトプットである一人当たり間接産出量  $x_{it}$  を想定し、 $q_{it}$  と  $x_{it}$  の関係を、以下の式のように定義する<sup>9</sup>。

$$q_{it} = q(x_{it}; z_{it}) \quad (2)$$

ここで、 $x_{it}$ は公教育のサービス水準（アウトプット）のベクトルを、 $z_{it}$ は公教育の直接産出量に影響を与える地域特性を表す。(2)式を(1)式に代入することにより、一人当たりの費用関数は、以下の式のように導出される。

$$c_{it} = c(q_{it}(x_{it}; z_{it}), w_{it}) \quad (3)$$

(3)式の費用関数を対数線形式として特定化することにより、本稿で推定する回帰モデルは、以下のように特定化される。

$$\ln c_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 (\beta_k + \beta'_k d_{0113}) \ln x_{it}^k + \delta \ln w_{it} + (\gamma_1 + \gamma'_1 d_{0113}) z_{it}^1 + \gamma_2 z_{it}^2 + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで、 $i$  (=47) は地域を、 $t$  (=1980～2013) は年度を表す。被説明変数  $c_{it}$  は児童生徒一人当たりの公立学校教育費（消費的支出）を、 $x_{it}^1$  は児童生徒一人当たりの公立学校学級数を、 $x_{it}^2$  は児童生徒一人当たりの公立学校数を、 $x_{it}^3$  は公立学校特別支援学級に在籍する児童生徒数の全児童生徒数に占める割合を、 $w_{it}$  は教員の平均給料月額を、 $z_{it}^1$  は非正規教員比率を、 $z_{it}^2$  は都道府県の財政状況を表す。なお、 $d_{0113}$  は1980～2000年度までを0、2001～2013年度までを1とするダミー変数、 $\mu_i$  は個体効果、 $\phi_t$  は時間効果、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項であり、 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon)$  を満たすものとする。

小中学校については、へき地に立地する場合、統廃合が難しいと考えられることから、その影響を除いて推定を行うため、へき地の児童生徒数、教員数、学校数を除いた値を用いる一方、学級数については（へき地の多くが複式学級であると考えられることから）、単式学級の値を用いる。なお  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  はそれぞれ少人数学級化、小規模校化、特別支援教育の充足度が学校教員費に与える影響を捉える係数であり、予想される符号条件は、プラスであると考えられる。

(4)式の推定にあたっては、義務教育、高校教育それぞれについて、全サンプル期間での推定を行うとともに、サンプル期間中に実施された学級編成基準の弾力化（40人学級→40人以下学級）に対応するよう、サンプルを区分した推定も同時に実施する<sup>10</sup>。学級編成の弾力化を考慮すべく、全サンプル期間での推定では、40

<sup>9</sup> 公教育の成果（アウトカム）は、成績、将来稼得能力、知識水準等で捉えるべきものであるが、それらを数量的に把握することは困難であるため、その代理変数として、学級数、学校数、特別支援教育の充足度といった公教育のサービス水準（アウトプット）を想定し、公教育支出の規定要因を分析している。

<sup>10</sup> 40人学級を基準とした時期（小中学校では1980～2000年度、高校では1993～2000年度）、40人学級以下での学級編成が可能となった時期（小中高校ともに2001～2013年度）の2つの時期で、サンプルを区分している。

人以下学級が可能となった2001年度以降のサンプルについて、 $x^1_{it}$ 、 $x^2_{it}$ 、 $x^3_{it}$ それぞれについて、係数ダミー ( $d_{0113}$ ) を想定する<sup>11</sup>。各係数の区分間での大小関係を比較することで、少人数学級化および小規模校化の教育費の縮減抑制効果を、時系列で比較検討する。

### 3.2 データ

(4) 式の推定は、小中学校教育については1980～2013年度までの、高等教育<sup>12</sup>については1993～2013年度までの、都道府県パネルデータを用いて行う。以下、推定に用いたデータについて述べていこう。

被説明変数である児童生徒一人当たりの公立学校教育費については、文部科学省生涯学習政策局「地方教育費調査」にある都道府県別の公立学校教育費（消費的支出）<sup>13</sup>を、文部科学省生涯学習政策局「学校基本調査」にある都道府県別の公立学校児童生徒数（へき地を除く<sup>14</sup>）で除することで求めた。

説明変数である児童生徒一人当たりの学級数については、「学校基本調査」にある都道府県別の公立学校単式学級数を、都道府県別の公立学校児童生徒数（へき地を除く）で除することで求めた。児童生徒一人当たりの学校数については、「学校基本調査」にある都道府県別の公立学校数を、都道府県別の公立学校児童生徒数で除することで求めた。特別支援学級の在籍児童生徒数比率については、「学校基本調査」にある都道府県別の公立学校特別支援学級児童生徒数を、都道府県別の公立学校児童生徒数で除することで求めた<sup>15</sup>。

その他、学校教育費に影響を与える要因として、本稿では教員の処遇を表す代理変数に平均給料月額ならびに非正規教員比率を、財政状況を表す代理変数に財政力指数を採用した。具体的には、平均給料月額については、総務省自治行政局「地方公務員給与実態調査」にある職種別、経験年数別、学歴別平均給料月額のデータをもとに、経験年数別の教員数を用いた給料月額の加重平均値を算出した<sup>16</sup>。一方、非正規教

図表 3-2-1 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最大	最小
児童生徒一人当たり小中学校教育費（千円）	671.522	210.848	1356.383	273.973
生徒一人当たり高校教育費（千円）	913.658	138.830	1393.813	541.774
児童生徒一人当たり小中学校学級数	0.033	0.004	0.045	0.025
生徒一人当たり高校学級数	0.027	0.001	0.034	0.024
児童生徒一人当たり小中学校数	0.003	0.001	0.005	0.001
生徒一人当たり高校数	0.002	0.000	0.003	0.000
特別支援学級児童生徒比率	0.008	0.004	0.300	0.002
小中学校教員平均給料月額（千円）	333.922	60.815	465.878	202.349
高校教員平均給料月額（千円）	381.798	37.010	472.473	279.484
小中学校非正規教員比率	0.069	0.043	0.212	0
高校非正規教員比率	0.172	0.053	0.324	0.025
財政力指数	0.474	0.221	1.640	0.197

<sup>11</sup> 加えて、2001年の「義務標準法」および「高校標準法」の改正により、非常勤講師の標準定数への算入が可能となったことを踏まえて、 $z_{it}$ についても、係数ダミーを想定している。

<sup>12</sup> 本稿では、高校に関するデータについて、全日制および定時制の合計値を用いている。

<sup>13</sup> 消費的支出とは、学校教育費のうち例年経常的に支出される経費であり、教職員の人件費、教育活動費（消耗品、旅費等）、管理費等から構成される。

<sup>14</sup> 小中学校については、「学校基本調査」において、へき地等指定学校の児童生徒数、教員数、学校数が公表されていることから、それぞれ総数との差を求め、へき地以外の児童生徒数、教員数、学校数を算出した。なお、高校については、へき地等指定学校のデータが公表されていないことから、生徒数、教員数、学校数ともに総数を用いた。

<sup>15</sup> 特別支援学級は、障害のある児童生徒が有する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特別支援教育の一環として実施されているものであり、前身である特殊教育学級の時代から、通常学級よりも小さい学級規模のもとで運営されている。特別支援学級の在籍児童生徒数および特別支援学級数については、「学校基本調査」の中で、小中学校に関しては収録されているものの、高校に関しては収録されていない。これより、データが用意できる小中学校教育についてのみ、変数として加えて回帰分析を行うことにした。

<sup>16</sup> 経験年数別の教員数をもとに給料月額の加重平均値を求めることで、都道府県毎に異なる教員の年齢構成の違いを考慮している。

員比率については、「学校基本調査」にある都道府県別の常勤講師数および非常勤講師数の和（非正規教員数）を、都道府県別の教員総数（本務教員と非常勤講師の和）で除することで求めた。財政力指数については、総務省自治財政局「都道府県決算状況調」より入手した。

なお、一部を除き説明変数、被説明変数ともに対数変換した値を用いた。加えて、金額データである児童生徒一人当たり学校教育費および平均給料月額については、内閣府経済社会総合研究所「県民経済計算」にある GDP デフレーターをもとに、実質化を行った。

### 3.3 推定結果および解釈

ここでは、(4) 式を回帰分析することで得られた推定結果を示し、その結果について解釈を行う。推定にはパネルデータを用いるため、データの定常性のチェックを行う必要がある。図表 3-3-1 は、回帰分析に用いたデータについて、Levin, Lin and Chu (2002) を用いた単位根検定の結果を示したものである。表中 (i) が小中学校データの検定結果を、(ii) が高校データの検定結果を示している。いずれの変数も、単位根があるとする帰無仮説は棄却されることから、データの定常性が確認されたと判断し、以

下、分析を進める。

(4) 式をパネル分析した結果が、図表 3-3-2、3-3-3 に示されている。図表 (a) では、小中学校の推定については 1980～2013 年度までの、高校の推定については 1993～2013 年度までの結果を、(b) では、(40 人学級に対応するよう) 小中学校の推定については 1980～2000 年度までの、高校については 1993～2000 年度までの結果を、(c) では、(都道府県の裁量で 40 人以下の学級編成が可能となった制度改正に対応するよう)、小中学校の推定については 2001～2013 年度までの結果を、高校については 2001～2013 年度までの結果を示す。

図表 3-3-2、3-3-3 では、F 検定による pool model か fixed effects model かの選択、Hausman 検定による fixed effects model か random effects model かの選択を行い、採択された fixed effects model あるいは random effects model のいずれかのみが報告されている。本稿では、サンプル期間を通じて少子化が進行してきた点、ならびに学級編成基準の弾力化を境に分割したそれぞれのサンプル期間内にも、教育制度の細かな見直しが実施されてきた点を踏まえて、個体効果および時間効果の両方を含む two-way error components model での推定が妥当であると判断した。

図表 3-3-1 パネル単位根検定の結果

変数名	(i) 小中学校 80-13	(ii) 高校 93-13
$\ln C_{it}$ (児童生徒一人当たり学校教育費)	-6.265*** (0.000)	-14.600*** (0.000)
$\ln x^1_{it}$ (児童生徒一人当たり学級数)	-7.729*** (0.000)	-5.970*** (0.000)
$\ln x^2_{it}$ (児童生徒一人当たり学校数)	-12.800*** (0.000)	-6.271*** (0.000)
$\ln x^3_{it}$ (特別支援学級児童生徒比率)	-4.593*** (0.000)	-
$\ln w_{it}$ (平均給料月額)	-1.601* (0.054)	-9.886*** (0.000)
$z^1_{it}$ (非正規教員比率)	-1.784** (0.037)	-2.025*** (0.000)
$z^2_{it}$ (財政力指数)	-11.391*** (0.000)	-9.348*** (0.000)

注 1) LLC (Levin, Lin and Chu (2002)) による単位根検定の結果を示す。

注 2) \*\*\* は両側 1% の有意水準、\*\* は両側 5% の有意水準、\* は両側 10% の有意水準で、帰無仮説が棄却できることを示す。なお、括弧は p-value を示す。

モデルの特定化に対する検定結果を踏まえ、以下では係数の統計的有意性および符号条件について検討していくことにしよう。まず、図表3-3-2にある小中学校の児童生徒一人当たり教育費に関する推定結果をみると、児童一人当たり学級数 ( $\beta_1$ ) が (a) (b) (c) いずれのサンプル期間においてもプラスで有意に、児童一人当たり学級数×係数ダミー ( $\beta'_1$ ) が (a) のサンプル期間においてマイナスで有意に、児童一人当たり学校数 ( $\beta_2$ ) が (a) (b) (c) いずれのサンプル期間においてもプラスで有意に、児童一人当たり学校数×係数ダミー ( $\beta'_2$ ) が (a) のサンプル期間においてマイナスで有意に、特別支援学級児童生徒比率 ( $\beta_3$ ) が (c) のサンプル期間では有意でなく、(a) (b) のサンプ

ル期間ではプラスで有意に、特別支援学級児童生徒比率×係数ダミー ( $\beta'_3$ ) が (a) のサンプル期間でプラスに有意になっている。

次に図表3-3-3にある高校の生徒一人当たり教育費に関する推定結果をみると、児童一人当たり学級数 ( $\beta_1$ ) が (a) (b) (c) いずれのサンプル期間においてもプラスで有意に、児童一人当たり学級数×係数ダミー ( $\beta'_1$ ) が (a) のサンプル期間においてマイナスで有意に、児童一人当たり学校数 ( $\beta_2$ ) が (a) (b) (c) いずれのサンプル期間においてもプラスで有意に、児童一人当たり学校数×係数ダミー ( $\beta'_2$ ) が (a) のサンプル期間においてマイナスで有意になっている。

図表 3-3-2 公立小中学校に関する推定結果（児童生徒一人当たり学校教育費）

パラメータ (変数名)	(a) <80-13>	(b) <80-00>	(c) <01-13>
$\beta_1$ (児童生徒一人当たり学級数)	0.913*** (0.055)	1.288*** (0.056)	0.482*** (0.074)
$\beta'_1$ (児童生徒一人当たり学級数×係数ダミー)	-0.134*** (0.030)	-	-
$\beta_2$ (児童生徒一人当たり学校数)	0.072*** (0.018)	0.061** (0.025)	0.149*** (0.030)
$\beta'_2$ (児童生徒一人当たり学校数×係数ダミー)	-0.025** (0.012)	-	-
$\beta_3$ (特別支援学級児童生徒比率)	0.026*** (0.006)	0.043*** (0.007)	0.011 (0.011)
$\beta'_3$ (特別支援学級児童生徒比率×係数ダミー)	0.042*** (0.006)	-	-
$\delta$ (平均給料月額)	0.786*** (0.017)	0.784*** (0.026)	0.722*** (0.023)
$\gamma_1$ (非正規教員比率)	0.039 (0.064)	-0.014 (0.067)	-0.008 (0.057)
$\gamma'_1$ (非正規教員比率×係数ダミー)	-0.122*** (0.048)	-	-
$\gamma_2$ (財政力指数)	0.053*** (0.014)	0.044*** (0.014)	0.136*** (0.025)
F 値	62.643*** (0.000)	43.634*** (0.000)	96.255*** (0.000)
Hausman	70.440*** <10> (0.000)	31.359*** <6> (0.000)	70.472*** <6> (0.000)
AdjR <sup>2</sup>	0.992	0.988	0.985
サンプルサイズ	1598	987	611

図表 3-3-3 公立高校に関する推定結果（生徒一人当たり学校教育費）

パラメータ（変数名）	(a) 〈93-13〉	(b) 〈93-00〉	(c) 〈01-13〉
$\beta_1$ （生徒一人当たり学級数）	0.648*** (0.142)	0.759*** (0.225)	0.583*** (0.093)
$\beta'_1$ （児童生徒一人当たり学級数×係数ダミー）	-0.193*** (0.084)	—	—
$\beta_2$ （児童生徒一人当たり学校数）	0.094*** (0.042)	0.282*** (0.082)	0.146*** (0.028)
$\beta'_2$ （児童生徒一人当たり学校数×係数ダミー）	-0.059*** (0.023)	—	—
$\delta$ （平均給料月額）	0.778*** (0.035)	0.709*** (0.069)	0.705*** (0.039)
$\gamma_1$ （非正規教員比率）	0.006 (0.069)	0.129 (0.102)	-0.146* (0.078)
$\gamma'_1$ （非正規教員比率×係数ダミー）	-0.078* (0.042)	—	—
$\gamma_2$ （財政力指数）	0.065 (0.062)	0.058 (0.039)	0.115*** (0.041)
F 値	34.814*** (0.000)	16.740*** (0.000)	34.026*** (0.000)
Hausman	23.930*** 〈8〉 (0.002)	1.074 〈5〉 (0.956)	23.984*** 〈5〉 (0.000)
AdjR <sup>2</sup>	0.957	0.882	0.924
サンプルサイズ	987	376	611

注1) 推定結果は、モデルの定式化の誤りに対する検定の結果採択された fixed effects model および（高校の推定結果 (b) のみ random effects model）の推定値である。また、簡略化のため、定数項の値は省略している。

注2) \*\*\*は両側1%の有意水準、\*\*は両側5%の有意水準、\*は両側10%の有意水準であることを示す。

注3) パラメータ内の括弧は不均一分散に対して頑強な標準偏差を示し、AdjR<sup>2</sup>は自由度修正済みの決定係数を示す。また、F値の括弧およびHausmanの括弧はp-valueを示し、Hausmanの〈〉の数字は自由度を示す。

注4) Hausmanは、Hausman(1978)によるモデルの定式化の誤りに対する検定統計量であり、random effects modelにおける個人効果(individual effect)や時間効果(time effect)を考慮した変数と説明変数との間に相関がないという帰無仮説のもとで、漸近的に〈〉内の数値を自由度とする $\chi^2$ 分布にしたがう。

平均給料月額( $\delta$ )については、図表3-3-2の小中学校および3-3-3の高校の推定結果ともに、(a) (b) (c) いずれのサンプル期間においてもプラスで有意となる一方、非正規教員比率( $\gamma_1$ )については、小中学校の推定結果においては(a) (b) (c) いずれのサンプル期間においても有意でない一方、高校の推定結果においては(c)のサンプル期間のみマイナスで有意になっている。非正規教員比率×係数ダミー( $\gamma'_1$ )

については、小中学校および高校の推定結果ともに、(a)のサンプル期間においてマイナスで有意となっている<sup>17</sup>。財政力指数( $\gamma_2$ )については、小中学校の推定結果において(a) (b) (c) いずれのサンプル期間においてもプラスで有意であるのに対し、高校の推定結果においては(c)のサンプル期間のみプラスで有意となっている。

以上の推定結果より、教育資源としての教育費の決定について、小中高校教育すべてに共通して、次のような趨勢があることが、統計的に

<sup>17</sup> 2001年度の「義務標準法」および「高校標準法」の改正によって、非常勤講師の標準定数への算入が可能となったことで、各道府県では非常勤講師の採用拡大が広がった。非常勤講師の給与は、条例で規定される教諭や常勤講師の給与とは異なり、各道府県の裁量で報酬額を任意に設定できるため、非常勤講師向けの給与単価を抑制することができる。非正規教員比率×係数ダミーがマイナスで有意となっている推定結果は、非正規教員の採用拡大という地方教育行政の実態と整合的であると判断できる。



確認されたといえよう。第1に、 $\beta'_1$ がマイナスで有意となっていることから、小中高校教育費ともに、1学級当たりの児童生徒数の見直しによって生じうる支出の構造変化が確認できるということである。児童生徒一人当たりの学級数の係数が、学級編成基準の弾力化を境に小さくなっている ( $\beta_1 + \beta'_1 < \beta_1$ ) ことから、2001年以降に進んだ少人数学級化の影響を受ける形で、学級数の減少による教育費の縮減効果が、弾力化以前よりも小さくなっていると考えられる。

第2に、 $\beta_2$ および $\beta'_2$ が有意かつその和がプラスとなっていることから、小中高校教育費ともに、小規模校化による支出の抑制効果の発生が確認できるということである。ただ、児童生徒一人当たりの学校数の係数が、学級編成基準の弾力化を境に小さくなっている ( $\beta_2 + \beta'_2 < \beta_2$ ) ことから、2000年代に入り、小中高校において統廃合がある程度進んだことで、小規模校化による教育費の縮減抑制効果は、弾力化以前よりも小さくなってきたと解せられる。

第3に、 $\gamma'_1$ がマイナスで有意となっていることから、小中高校教育費ともに、2000年代に入り、非正規教員の採用拡大による支出の抑制効果の発生が確認できるということである。加えて、小中学校の推定結果において、 $\beta'_3$ がプラスで有意となっていることから、特別支援教育の拡充を目指す政府の教育行政の方針が、2000年代に入り、学校教育費の充足をもたらしていることが確認できる。

一連の実証分析をもとに、その政策的含意を述べるならば、以下のようになろう。義務教育および高校教育において進められた少人数学級化や特別支援教育の拡充が、教育資源としての学校教育費の縮減を抑制する方向で機能しているのみならず、児童生徒数の減少による小規模校化の進行も、学校教育費の縮減抑制に拍車をかけていると考えられる。小規模校化に伴う教育費の縮減抑制の趨勢は、かつてほどには認められないものの、小規模校化に伴う学校教育費の縮減抑制は、少人数学級化や特別支援教育の充足といった教育政策の転換に起因するものではないことを踏まえるならば、前者に起因する教育費の縮減抑制の状況を改善すべく、交通の利便性の高い都市部の小規模小中高校を中心に、統廃合を含む学校再編を、より迅速に進める必

要があろう。

#### 4. おわりに

本稿では、教育資源としての学校教育費縮減の鈍化要因を、日本における教育制度の構造変化や教育条件の改善の影響を織り込みつつ、実証的手法を用いて検証した。具体的には、「学校基本調査」および「地方教育費調査」に収録されている1980～2013年度の義務教育および1993～2013年度の高校教育に関する都道府県パネルデータを用いて、学校教育費がいかなる要因から影響を受けているかを実証分析した。実証分析の結果、以下の3点が明らかとなった。第1に、児童生徒一人当たりの学級数×係数ダミー ( $\beta'_1$ ) がマイナスで有意となっていることから、小中高校教育費ともに、1学級当たりの児童生徒数の見直しによって生じうる支出の構造変化が確認できるということである。児童生徒一人当たりの学級数の係数が、学級編成基準の弾力化を境に小さくなっている ( $\beta_1 + \beta'_1 < \beta_1$ ) ことから、2001年以降に進んだ少人数学級化の影響を受ける形で、学級数の減少による教育費の縮減効果が、弾力化以前よりも小さくなっていると考えられる。

第2に、児童生徒一人当たりの学校数の係数 ( $\beta_2$ および $\beta'_2$ ) が有意かつその和がプラスとなっていることから、小中高校教育費ともに、小規模校化による支出の抑制効果の発生が確認できるということである。ただ、児童生徒一人当たりの学校数の係数が、学級編成基準の弾力化を境に小さくなっている ( $\beta_2 + \beta'_2 < \beta_2$ ) ことから、2000年代に入り、小中高校において統廃合がある程度進んだことで、小規模校化による教育費の縮減抑制効果は、弾力化以前よりも小さくなってきたと解せられる。

第3に、非正規教員比率×係数ダミー ( $\gamma'_1$ ) がマイナスで有意となっていることから、小中高校教育費ともに、2000年代に入り、非正規教員の採用拡大による支出の抑制効果の発生が確認できるということである。加えて、小中学校の推定結果において、特別支援学級児童生徒比率×係数ダミー ( $\beta'_3$ ) がプラスで有意となっていることから、特別支援教育の拡充を目指す政府の教育行政の方針が、2000年代に入

り、学校教育費の充足をもたらしていることが確認できる。

一連の実証分析は、義務教育および高校教育において進められた小人数学級化や特別支援教育の拡充が、教育資源としての学校教育費の縮減を抑制する方向で機能しているのみならず、児童生徒数の減少による小規模校化の進行も、学校教育費の縮減抑制に拍車をかけていることを示唆するものと解釈される。小規模校化に伴う教育費の縮減抑制の趨勢はかつてほどには認められないものの、小規模校化に伴う学校教育費の縮減抑制は、小人数学級化や特別支援教育の充足といった教育政策の転換に起因するものではないことを踏まえるならば、前者に起因する教育費の縮減抑制の状況を改善すべく、交通の利便性の高い都市部の小規模小中高校を中心に、統廃合を含む学校再編を、より迅速に進める必要がある。

最後に、本稿に残された課題について、以下2点を指摘しておきたい。第1に、学校教育費の決定に影響を与えるその他の要因を織り込んだ回帰分析の頑強性のチェックについてである。本稿では、データの制約から、学校教育費を規定する教員数のうち、基礎定数に影響を与える児童生徒数、学級数、学校数のみのデータで、教育費の決定要因を検証している。しかし、現実の教員数は、学級数をもとに決まる基礎定数のみならず、国や自治体による加配定数を含めた標準定数をもとに決定されている。都道府県別の加配定数に関するデータが時系列で公表されていないことに起因する結果であるが、例えば都道府県別の児童生徒一人当たりの加配定数を説明変数に加えることで、回帰分析の頑強性を検証することが必要である。加えて、都道府県毎の教職員組合の交渉力も教員数に影響を与えると考えられるが、現状ではそうした政治変数を考慮できていない。例えば、文部科学省初等中等教育局「教職員の組織する職員団体の実態調査」や厚生労働省官房統計情報部「労働組合基本調査」の都道府県別データの照会等を通じて、教職員組合の組織率を説明変数に加える等の工夫の余地が残されている<sup>18</sup>。

第2に、教育制度の構造変化が都道府県の教育費支出に及ぼした影響をより精査するための分析枠組みの拡張についてである。本稿では、「地方教育費調査」に基づき、時系列データとして入手可能な都道府県別の学校教育費（消費的支出）のみを被説明変数として回帰分析を行っている。しかし、学校教育費（消費的支出）と並んで学校教育費（資本的支出）も、教育資源の重要な構成要素であり、その決定要因を検証することは、本稿の分析より得られた結論を補強する上で重要なテーマである。加えて、「地方教育費調査」には都道府県別に教育費をめぐる基準財政需要額と実支出額とのかい離とがデータとして掲載されている。2001年度の「義務標準法」および「高校標準法」の改正、2004年度からの総額裁量制への移行等によって、公教育の部分的な規制緩和、国から地方への権限移譲が進められてきたことが、都道府県の教育支出に及ぼした実態を精査するためには、例えば基準財政需要額と実支出額とのかい離を被説明変数として、それらの変数にいかなる要因が影響を及ぼしているかを検証することで、分析枠組みの拡張を図ることが必要となるであろう。

<sup>18</sup> 加えて、教員の退職状況も学校教育費に影響を与える要因と考えられるが、「地方公務員給与実態調査」には、都道府県別には小中高校で一括した退職者数しか収録されていないため、教育段階別の分析が行えない。市町村合併による小中学校の統廃合への影響も考慮するため、例えば、都道府県別の合併関係自治体数等を説明変数に加えるといった工夫も考えられる。

## 参考文献

- Cosimo, M., G. Lorenzo. and M. Marco. (2015) "Wagner's Law and Peacock and Wiseman's Displacement Effect in European Union Countries: A Panel Data Study." *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5, 812-819.
- Durevall, D. and M. Henrekson.(2011) "The Futile Quest for a Grand Explanation of Long-Run Government Expenditure." *Journal of Public Economics*, 95, 708-722.
- Funashima, Y.(2016) "Wagner's Law versus Displacement Effect." *Applied Economics*, 49,619-634.
- Legrenzi, G.(2004) "The Displacement Effect in the Growth of Governments." *Public Choice*, 120, 191-204.
- Levin, A., C. F. Lin. and C. Chu (2002) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- 青木栄一 (2005) 「地方分権改革と政府間関係の変化—少人数学級導入の要因分析—」『官邸と官房（年報行政研究 40）』、109-127.
- 青木栄一・小入羽秀敬・山中秀幸 (2012) 「時系列データを用いた教育財政制度の実態分析—義務教育費の財源構成にみる政府間財政関係—」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』 60 (2)、13-36.
- 戸谷裕之 (2006) 「義務教育と公立高校の財政的自由度—基準財政需要額の決算額の対比分析から—」『地方財政』 45 (6)、192-202.
- 中井英雄 (1996) 「義務教育の転位効果と小規模校化の財政責任」、大野吉輝、木村陽子、中井英雄編『社会経済情勢の変化を踏まえた府県行財政の見直しについて』 17-43、大阪府地方税財政制度研究会
- 宮崎悟 (2015) 「市町村合併と公立小学校の統廃合との関係—平成の合併期前後における市町村データに基づく分析—」『国立教育

## 参考資料

- 総務省自治財政局 「都道府県決算状況調」
- 総務省自治行政局 「地方公務員給与実態調査」
- 内閣府経済社会総合研究所 「県民経済計算」
- 文部省生涯学習政策局 「学校基本調査」
- 文部省生涯学習政策局 「地方教育費調査」
- 文部科学省初等中等教育局 「平成 20 年度学級編成弾力化実施学校数等調査」