

公立学校教員給与と組合

—都道府県パネルデータを用いた実証分析—

田中 宏樹

概要

地方公務員給与の規定要因を検証した国内の実証分析として、太田（2013）、石田（2015）、一瀬（2017）等があるが、対象職種が一般行政職あるいは警察職であり、教員は対象に含まれていない。加えて、給与水準に労働組合が与える影響は小さくないと考えられるが、石田（2015）を除いて、給与と組合との関わりに焦点を当てた研究は乏しい。以上を踏まえ、本研究では、公立学校の教員給与の規定要因について実証分析する。特に、都道府県毎に異なる組合活動に焦点を当て、それが給与水準に影響を与えているか否かを、都道府県パネルデータをもとに検証する。

1. はじめに

公教育政策の分権的決定は、2000年代に相次いだ法律改正、教育行財政制度の改変を受けて、今や多くの都道府県や市町村において、日常的に観測される現象となっている。すなわち、2001年のいわゆる義務標準法の改正によって、都道府県は国が定める学級編成の標準に縛られず、自らの裁量で公立小中学校の学級編成基準を定めることが可能となった。加えて、2004年の義務教育国庫負担金の総額裁量制への移行により、従来法定化されていた小中学校教職員定数の上限が、原則として撤廃され、都道府県は義務教育国庫負担金の範囲内であれば、教職員数を自由に決定できることになった。同年、教育公務員特例法の改正により、公立学校教員（小中高等学校教員）の国立大学準拠制が廃止されたことで、都道府県（および政令指定都市）

は教員給与をめぐっても、条例により主体的に給与水準を決定できるようになっている。

しかしながら、現状において、公教育政策の分権的決定は、完全な形で実施されているというわけではない。義務教育国庫負担金を例にとれば、都道府県の裁量は従前より増したとはいえ、それは今なお教職員人件費に対する財源保障として機能している。国は教育の機会均等を図る目的から、公教育政策の実施をめぐって、都道府県や市町村に対し一定の関与を行える立場にあり、その意味からも、地方自治体による公教育をめぐる政策決定は、現状において、国と地方自治体とが決定権を分かち合う「部分的分権（Partial Decentralization）」の状態にあるというのが、正確な理解であるといえよう。

では、部分的分権の状況下において、教員の人事管理政策の根幹をなす公立学校教員の給与水準は、いかに決定されてきたのだろうか。公務員給与の規定要因をめぐっては、公務員給与の水準と政府間財政移転および組合の影響力との関わりを検証した Feiveson（2015）、人員構成と給与水準との関わりを検証した太田（2013）、職員組合と市町村の給与削減努力との関係を検証した石田（2015）、一般行政職と警察職との学歴間給与格差を検証した一瀬（2017）、組合と給与水準との関わりを検証した Hayashi and Nishikawa（2017）等がある。しかし、いずれも教育公務員は分析対象とはなっておらず、また、組合活動が公務員の給与水準に与える影響について、Feiveson（2015）、石田（2015）および Hayashi and Nishikawa（2017）を除き、十分な検証は行われていない。

本稿では、以上のような問題意識に立ち、教員組合の影響力に特段の注目を払いつつ、公立学校の教員給与の決定要因を実証分析する。具

体的には、2005～2011年度までの都道府県別パネルデータを用いて、ミンサー型の賃金関数を推定し、教員組合の影響力や都道府県の財政余力が、給与水準の決定に影響を及ぼしているかを、実証的手法を用いて検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、公教育をめぐる近年の分権化の動向を整理し、学級編成、教員定数、給与水準の決定をめぐる国と都道府県の間での共有責任の表出・拡大の実態を概観する。第3節では、公立学校の教員給与の決定要因を、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. 教育分権化の動向—都道府県・政令市への裁量拡大の実態

日本において、公教育サービスの執行責任は、義務教育においては市町村教育委員会が、高校教育においては都道府県教育委員会が負っている。しかし、教育環境を規定する教育資源（学級数、学校数、教員数、公教育費 etc.）の水準および内容をめぐっては、法律、規制、予算措置等を通じて、実際には複数の行政機関が関与し合う仕組みが形成されており、公教育サービスの提供体制を規定する教育行財政制度は、国と地方との共有責任のもと運用されていると解釈できる。

2000年代に入り、法律改正、規制緩和、予算措置の変更等を通じて、教育行財政制度は教育に対する国の一定の関与を残しつつも、都道府県教育委員会（および市町村教育委員会）の裁量を拡大する方向に改変を遂げてきた。その内容は多岐にわたるが、その具体例として、以下では教育資源のうち、学級編成、教員定数および教員給与の3点を取り上げ、教育分権化の動向を概観しておこう。

学級編成をめぐっては、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。しかし、2001年の両法律の改正以降、都道府県教育委員会は、義務標準法および高校標準法上の学級編成の標準に縛られることなく、自らの裁量によって柔軟な学級編成（すなわち少人数学級化）を行うことが可能となった。

一方、教員定数をめぐっては、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た。標準定数は、学級数にほぼリンクする形で決定されるため、学級編成の柔軟化に伴い、都道府県教育委員会の裁量は、教員定数の決定においても拡大する素地が整った¹。加えて、2004年からは、義務教育国庫負担金の最高限度額の決定方式を、総額裁量制に変更したことで、公立小中学校の教員定数と給与水準に対する都道府県教育委員会の裁量は増す結果となった。

さらに、教員給与をめぐっては、2004年の「教育公務員特例法」の改正により、従来、国立学校教員の給与に準拠して決定されていた公立小中高校教員の給与水準を、都道府県および政令市が条例により主体的に決定することが可能となった。これにより、非常勤講師において認められていた都道府県ならびに政令市毎の給与水準の決定を常勤教員にまで広げることが、法律上、できるようになったのである。

以上、学級編成、教員定数および教員給与の3点について、2000年代に入り、国から都道府県および都道府県教育委員会（あるいは政令市および政令市教育委員会）に教育行財政をめぐる権限移譲が進んできた経緯を整理してきた。教育の機会均等を達成すべく、等量等質のサービスの提供を目指してきた教育行財政制度は、地方自治体の意向を汲み形で、多種多様な運用が図られる方向へ転換してきている。主として

¹ 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、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とを足し合わせることで求められる。国庫加配定数は、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。

財源面で国の一定の関与を必要としつつも、従前に比べれば、教育資源の決定をめぐる裁量を発揮しようになった現状の公教育サービスの提供体制は、国と地方がその運用に共有責任を負う色彩が強まったと解釈できる。給与に関していえば、都道府県および政令市の裁量が強まったことで、教員組合等による給与水準をめぐる自治体への介入や働きかけの強弱によって、自治体間の格差が生じやすくなったと推測される²。

3. 実証分析

本節では、義務教育および高校教育に従事する教員の給与水準が、いかなる要因によって決定してきたかを実証分析する。

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

本稿では、教員給与の決定要因として、組合の影響に注目する。具体的には、一般行政職と警察職の賃金構造を考察した一瀬（2017）と同様に、以下のようなミンサー型賃金関数をもとに、教員給与の規定要因を実証分析する³。

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it}^2 + \gamma_1 z_{it-1} \\ & + \gamma_2 z_{it-1} d_{it} + \lambda \ln w_{it} + \sum_{k=1}^3 \theta_k q_{it}^k \\ & + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $i (= 47)$ は地域を、 $t (= 2005 \sim 2011)$ は年度を表す。 y_{it} は教員の給与水準を示す変数であり、具体的には公立小中学校および高

校の経験年数別の平均給料月額（除く諸手当等）を全教員に占める各経験年数の教員割合で加重平均した値である。 x_{it} は平均経験年数を、 x_{it}^2 は経験年数の二乗値を表す。 z_{it-1} は教員組合の影響を示す変数であり、具体的には組合加入率をその代理変数として用いる。 w_{it} は同一都道府県の一般行政職の平均給料月額である。 $q_{it}^k (k=1\sim 3)$ は教員給与水準に影響を与えるその他の要因（教員-児童生徒比率、学校教育費対基準財政需要額、財政力指数）を表す。なお、 μ_i は個体効果、 ϕ_t は時間効果、 ε_{it} は誤差項であり、 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon)$ を満たすものとする。

γ_1 および γ_2 は教員組合が給与水準に与える影響を捉える変数である。政令市を抱える都道府県とそれ以外とは、組合の給与決定への影響力に違いが生じる可能性があることを考慮し、組合加入率と政令市のある都道府県ダミーとの交差項を想定している。先述のように、政令市は、自ら条例制定を行うことで小中学校教員の給与水準を決定できる一方、県費負担教職員制度によって、小中学校教員の給与負担は都道府県が負うことになるため、政令市教育委員会の小中学校教員給与に対する交渉姿勢は、自らが給与負担者である高校の場合に比べて、相対的に弱まる可能性がある。この仮説が正しければ、 γ_2 はプラスで有意となると予想される。なお、給与交渉に組合が影響を与える時期を踏まえ、組合加入率については1期ラグを想定した。

3.2 データ

(1) 式の推定は、2005～2011年度の7か年度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。

被説明変数である教員給与については、総務省自治行政局「地方公務員給与実態調査」にある都道府県別の職種別経験年数別平均給料月額（除く諸手当等）を、全教員に占める各経験年数の教員の割合で加重平均した値（対数値）を用いた。説明変数である平均経験年数およびそ

² その一方で、公教育をめぐる国による財政措置（義務教育国庫負担金をはじめとする各種補助金、地方交付税交付金）は存続されている。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、上記の算定式の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。

³ 教科指導や生徒指導における経験年数の違いに対応した職務（指導教諭、主幹教諭等）が存在し、それは俸給表において「級」および「号給」の違いとして定められていることから、本稿においても、教員の賃金構造を検証するにあたり、経験年数を説明変数とするミンサー型賃金関数の推定が妥当であると判断した。

の二乗値については、同「地方公務員給与実態調査」にある都道府県別の職種別平均経験年数を用いた。説明変数である一般行政職の給与水準については、同「地方公務員給与実態調査」にある都道府県別の職種別平均給与月額より、一般行政職の値（対数値）を用いた。

説明変数である教員組合加入率については、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」をもとに「教育委員会月報」（第一法規）にて定期的に公表されている都道府県別の教育段階別（義務教育、高校教育）の教職員団体加入率状況から加入率を求めた。説明変数である学校教育費対基準財政需要額については、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小中学校ならびに公立高校の教育費の実支出額を基準財政需要額（建築費除く）で除することで求めた。説明変数である教員-児童生徒比率については、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教員数を都道府県別の児童生徒数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。各変数の原系列の記述統計については、図表 3-2-1 を参照されたい。

3.3 推定結果および解釈

ここでは、(1) 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。小中学校教員給与および高校教員給与を被説明変数として、(1) 式をパネル分析した結果が、図表 3-3-1 および図表 3-3-2 に示されている。図表中の (a) は地方交付税交付金の不交付団体である東京都を含めた推定結果を、(b) は東京都を除いた推定結果を表している。図表 3-3-1、図表 3-3-2 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 のみの結果が報告されている。なお、本稿では、サンプル期間を通じて教育分権化を志向する制度改正が相次いだ点を踏まえて、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。

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 3-3-1 に示した公立小中学校に関する推定結果

図表 3-2-1 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最大	最小
小中学校教員平均給料月額	403,059	18,027	461,630	332,370
高校教員平均給料月額	407,906	22,961	472,473	348,807
経験年数（小中学校教員）	21.435	1.396	24.700	17.100
経験年数二乗項（小中学校教員）	461.418	59.618	610.100	292.410
経験年数（高校教員）	21.767	1.735	25.600	17.900
経験年数二乗項（高校教員）	476.819	75.880	655.360	32.410
教員組合加入率（小中学校教員）	0.498	0.239	1	0.091
教員組合加入率（小中学校教員）×政令市ダミー	0.134	0.245	0.769	0
教員組合加入率（高校教員）	0.415	0.233	0.954	0.048
教員組合加入率（高校教員）×政令市ダミー	0.077	0.155	0.954	0
一般行政職平均給料月額	362,856	15,527	409,687	318,846
学校教育費対基準財政需要額（小中学校）	1.052	0.065	1.325	0.859
学校教育費対基準財政需要額（高校）	1.152	0.099	1.581	0.971
教員-児童生徒比率（小中学校）	0.068	0.009	0.098	0.052
教員-生徒比率（高校）	0.080	0.008	0.114	0.066
財政力指数	0.483	0.208	1.406	0.211

をみると、組合加入率 (γ_1) が (a) および (b) について有意でないものの、政令市を含む都道府県の組合加入率 (γ_2) が (a) および (b) ともにプラスで有意になっている。図表 3-3-2 に示した公立高校に関する推定結果をみると、組合加入率 (γ_1) が (a) および (b) について有意でないものの、政令市を含む都道府県の組合加入率 (γ_2) が (a) および (b) ともにプラスで有意になっている。

一般行政職の給与水準 (λ) については、図表 3-3-1、図表 3-3-2 ともにプラスで有意となっている。これは、教育公務員の給与が一般公務員の給与水準に準拠して決定されている現実と整合的な結果といえる。学校教育費対基準財政需要額 (θ_1) については、図表 3-3-1 においては (a) および (b) ともに有意でない一方、図

表 3-3-2 においては (a) および (b) ともにプラスで有意となっている。地方交付税で充当しうる教育支出を上回る支出を行っている都道府県において、高校教員の給与水準が相対的に高いことを示す結果と解釈されよう。

教員-児童生徒比率 (θ_2) については、図表 3-3-1 においては (a) および (b) ともにマイナスで有意となっている一方、図表 3-3-2 においては (a) および (b) ともに有意でない。教員-児童生徒比率は教員の相対的な充足度を示す変数であり、充足度が低い(高い)地域では賃金水準が高く(低く)なると考えられることから、マイナスの符号条件を満たす。推定結果は、小中学校段階において、こうした仮説が支持されることを示している。

財政力指数 (θ_3) については、図表 3-3-1 に

図表 3-3-1 公立小中学校教員給与に関する推定結果

パラメータ (変数名)	(a) 東京都を含む	(b) 東京都を除く
β_1 (経験年数)	0.044*** (0.012)	0.045*** (0.011)
β_2 (経験年数の二乗項)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
γ_1 (教員組合加入率)	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)
γ_2 (教員組合加入率×政令市ダミー)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)
λ (一般行政職平均給料月額)	0.878*** (0.021)	0.874*** (0.021)
θ_1 (学校教育費対基準財政需要額)	0.005 (0.025)	0.005 (0.026)
θ_2 (教員-児童生徒比率)	-2.815*** (0.722)	-2.754*** (0.750)
θ_3 (財政力指数)	-0.013 (0.015)	0.013 (0.040)
F 値	28.123*** (0.000)	26.606*** (0.000)
Hausman	25.699*** <8> (0.001)	26.607*** <8> (0.000)
AdjR ²	0.966	0.967
サンプルサイズ	329	322

図表 3-3-2 公立高校教員給与に関する推定結果

パラメータ (変数名)	(a) 東京都を含む	(b) 東京都を除く
β_1 (経験年数)	0.045*** (0.008)	0.044*** (0.008)
β_2 (経験年数の二乗項)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
γ_1 (教員組合加入率)	-0.005 (0.009)	-0.006 (0.009)
γ_2 (教員組合加入率×政令市ダミー)	0.018*** (0.005)	0.020*** (0.006)
λ (一般行政職平均給料月額)	0.890*** (0.014)	0.889*** (0.015)
θ_1 (学校教育費対基準財政需要額)	0.019** (0.008)	0.020** (0.008)
θ_2 (教員-児童生徒比率)	0.170 (0.385)	0.063 (0.383)
θ_3 (財政力指数)	0.018** (0.008)	0.010 (0.015)
F 値	5.072*** (0.000)	3.951*** (0.000)
Hausman	12.895 <8> (0.116)	12.806 <8> (0.118)
AdjR ²	0.944	0.944
サンプルサイズ	329	322

- (注) 1) 推定結果は、図表 3-3-1 が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 の推定値、図 3-3-2 が random effects model 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誤差を示し、AdjR² 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 における個体効果 (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、漸次的に < > 内の数値を自由度とする χ^2 分布にしたがう。

ついては (a) および (b) とともに有意でない一方、図表 3-3-2 においては (a) においてプラスで有意となっている。都道府県は、県費負担教職員制度のもとで、小中学校教員の給与に対しては義務的な支出を求められる一方、高校教員の給与に対しては (県費負担教職員制度のような縛りがなく) 支出の自律度が高い。推定結果は、財政力の多寡が給与水準に影響を与えることを示すものと解釈できよう。

以上の推定結果より、教員給与の規定要因と

して、以下の点が確認されたといえよう。政令市を抱える都道府県においては、教員組合は給与決定に影響力を及ぼしていると考えられる。とりわけ小中学校教員の給与をめぐる場合は、給与決定者である政令市と実際の給与負担者である都道府県との間で負担と権限が一致しない状況が続いてきたことが、給与決定に際し、教員組合の交渉力を強めてきた可能性があったことを、一連の実証分析は示唆するものと解釈できよう。

4. おわりに

本稿では、公立学校の教員給与の決定要因を実証分析した。具体的には、2005～2011年度までの都道府県パネルデータを用いて、ミンサー型の賃金関数を推定し、教員組合の影響や都道府県の財政余力が、給与水準の決定に影響を及ぼしているかを、実証的手法を用いて検証した。

実証分析の結果、以下の点が確認されたといえよう。都道府県が教員給与の水準を決定するにあたっては、一般行政職の給与水準への参照や財政余力への考慮が確認されるとともに、政令市を抱える都道府県においては、教員組合が給与決定に影響力を及ぼしていると考えられる。とりわけ小中学校教員の給与をめぐっては、給与決定者である政令市と実際の給与負担者である都道府県との間で負担と権限が一致しない状況が続いてきたことが、給与決定に際し、教員組合の交渉力を強めてきた可能性があったことを、一連の実証分析は示唆するものと解釈できよう。

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、分析データを多様化することによる回帰分析の頑強性のチェックについてである。本稿では、組合の影響力を示す代理変数として、組合加入率を用いている。しかしながら、加入率は全国的に低下傾向が見られるため、実証結果は低加入率同士での比較となっている可能性が高い。住民一人当たりや就業者一人当たりの教員組合加入者数を用いた方が、組合の影響力を正確に捉えられるかもしれない。加えて、議員や知事の属性(教育部門出身者であるか否か等)が、給与水準の決定に影響を与えているかもしれない。説明変数を追加・変更した上で回帰分析を試みる等の工夫の余地が残されている。

第2に、給与水準以外の人事管理政策や学校改善の取り組み等に対する教員組合の影響を検証すべく、分析対象を拡張することについてである。本稿では、教員の賃金水準の代理変数として、平均給料月額を用いている。これには、各種手当(扶養手当、地域手当、時間外勤務手当に相当する教員調整額、賞与にあたる期末手当と勤勉手当等)が含まれていない。加えて、人事管理政策の対象には、給与水準にと

どまらず、教職員定数や労働時間、配置等も含まれるが、本稿では給与のみに着目している。いずれも、データの制約からには取り組むことが困難である。実証分析の対象拡大に向けて、更なる情報公開が待たれるといえる。

第3に、人事管理政策といった教育資源の投入面に着目するだけではなく、教育達成や学校改善といった教育資源の投入がもたらす産出や成果面に、分析の枠組みを拡げるということについてである。教員組合の影響は、人事管理政策にとどまらず、教育達成や教育成果に及んでいる可能性がある。例えば、Bonesronning(2013)にあるように、学校改善の取り組みに対する保護者等への発信(学校評価の実施結果の公表、学力テストの結果活用等)と教員組合との関係について、文部科学省生涯学習局「学校基本調査」にある学校質問票の回答結果等を用いた、質的選択モデルによる実証分析を行う余地がある。

参考文献

- Bonesronning, H. (2013) "Public Employees and Public Sector Reform Implementation", *Public Choice*, 156, 309-327.
- Fevison, L. (2015) "General Revenue Sharing and Public Sector Unions", *Journal of Public Economics*, 125, 28-45.
- Hayashi, M. and M. Nishikawa (2017) "Wage Reform, Local Government Unions, and Intergovernmental Transfer: An Evidence from the 2013 National Request in Japan", Paper Presented at Rokko Forum (2017.3.17 at Kobe University)
- 石田三成 (2015)「地方公務員の給与削減に関する実証分析—2013年給与改定臨時特例法を題材に」『財政研究』11、191-211.
- 一瀬敏弘 (2017)「地方自治体の賃金構造—行政職・警察職の学歴間賃金格差の比較分析」、『日本経済研究』75、21-38.
- 太田聡一 (2013)「地方公務員給与の決定要因—一般市データを用いた分析」、『日本労働研究機構雑誌』637、20-32.

参考資料

- 総務省自治行政局「地方公務員給与実態調査」
- 総務省自治財政局「都道府県決算状況調」
- 文部科学省生涯学習政策局「学校基本調査」
- 文部科学省生涯学習政策局「地方教育費調査」
- 文部科学省初等中等教育局「教職員の組織する職員団体の実態調査」