

公的教育をめぐる政府間の共有責任と戦略的相互依存*

—階層並列的な Political Agency Model による実証分析—

田中 宏樹・篠崎 剛

概要

本稿では、公的教育をめぐる政治家同士の戦略的相互依存の帰結として、地方自治体の公的教育サービスの分権的供給水準が内生的に決まることを理論的に示した上で、それが日本における公的教育の分権的供給の一事例である少数数学級化を説明する要因になりうるかを、都道府県パネルデータを用いて検証する。

実証分析の結果、以下の2点が明らかとなった。第1に、理論が想定する自地域地方議会基盤からの影響は、30人以下学級比率と35人以下学級比率の推定結果において、ともに確認されたということである。第2に、理論が想定する他地域地方議会基盤からの影響は、30人以下学級比率の一部の結果を除き、確認されなかったということである。

一連の実証分析は、小学校段階における公的教育サービスの分権的供給、とりわけより少数数学級化へ向かう傾向は、道府県の相対的政治力(道府県議員の再選確率)が高い地域において、進んでいることを示唆するものと解釈される。

1. はじめに

公的教育サービスの分権的供給は、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。

しかしながら、現状において、公的教育サービスの分権的供給は、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、公的教育サービスの提供をめぐる、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¹、その意味からも、地方自治体による公的教育サービスの提供は、現状において、国と地方自治体とが提供責任を共有する「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、日本の公的教育サービスの水準はいかに決定されてきたのだろうか。本稿では、その決定要素として、次の2つに注目する。第1に、国と地方自治体

* 本稿を執筆するにあたり、慶應義塾大学経済学部の寺井公子教授、東京理科大学経営学部の岸下大樹講師より有益なコメントをいただいた。記して、感謝の意を表したい。

¹ 「地方教育行政の組織及び運営に関する法律(地教行法)」には、教育行政に限った特例的な規定が存在し、地方自治法において国が自治体に対して行える「技術的な助言もしくは勧告」を越えた「指導・助言・援助」を必要に応じて行える規定が定められている。

が公的教育サービスの提供責任を共有する垂直的な相互依存関係のもとで生じるただ乗り誘因に立脚した Shared Accountability についてである。一般の公共財でこれを分析した Joanis (2014) に従えば、中央政府と地方政府が公共財を結合供給する場合、住民は結合供給された公共財のトータルの水準しか知覚することができないため、政治的なレントの最大化を目指す中央政府（中央政治家）と地方政府（地方政治家）との間に、互いの公共財供給にただ乗りをしようとする誘因が生じうる。したがって、公的教育サービスは非効率なレベルで供給されることとなる²。

第2に注目する要素は、Yardstick Competition である。結合供給される公的教育サービス水準は、政府の政策実施をめぐる努力の結果として、住民による政府（政治家）への評価につながる。この立場から言えば、競争相手の地域による公的教育サービス水準に依存して、自地域の公的教育サービスを高めようとする誘因が働く（理論的には、Besley and Case (1995)、Belleflamme and Hindriks (2005)、実証的には Panizza (1999)、赤井・鷲見 (2001) がある³）。

第1および第2の要素に個々に注目した上で、支出をめぐる部分的分権を想定した理論・実証分析の蓄積はある一方、それらは、中央政府と地方政府が公共財の提供責任を共有しかつ地方政府同士が支出競争している状況を明示的に扱っておらず、地方政府において分権度に差が生じる実態とその理由が十分に解明されていない。第2節で述べるように、法制面、財政面において、国から都道府県、市町村への関与の余地が、他の公共支出政策よりも大きく、自治体横断的な評価にも晒されている公的教育サービスにおいて、地方自治体の政策選択の構造を解明する意義は大きいといえよう。

本稿では、以上のような問題意識に立ち、日本における教育分権度⁴の規定要因を定性

的・定量的に考察する。すなわち、Besley and Smart (2007)、Joanis (2014) の公共サービスの階層的供給モデルに、公共サービス供給における Yardstick Bias が生じる状況を想定した Di Liddo and Giuranno (2016) を組み合わせることで、公的教育サービス供給をめぐる階層並列的な Political Agency Model を構築する。具体的には、国と地方が公的教育サービスの提供責任を共有し、地方間でサービス供給水準をめぐる競争している状況下で、公的教育をめぐる自地域および他地域の政治家同士の戦略的相互依存の帰結として、地方自治体の公的教育サービスの分権的供給水準が内生的に決まることを理論的に示した上で、それが日本における公的教育の分権的供給を説明する要因になりうるかを、道府県パネルデータを用いて検証していく。具体的には、「学校基本調査」および「地方教育費調査」を用いて、2001年以降に進んだ教育行財政をめぐる都道府県への権限移譲、具体的には少人数学級化の取り組みが、いかなる要因によって決定してきたかを実証分析する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、公的教育をめぐる近年の分権化の動向を整理し、公的教育サービスの提供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、Besley and Smart (2007)、Joanis (2014) および Di Liddo and Giuranno (2016) をもとに階層並列的な Political Agency Model を構築し、公的教育をめぐる政治家同士の戦略的相互依存の帰結として、地方自治体の公的教育サービスの分権的供給水準が内生的に決まることを示す。第4節では、公的教育サービスの分権的供給の決定要因を、都道府県パネルデータを用いて実証分析する。第5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 カナダのデータを用いた実証分析に、Jametti and Joanis (2020) がある。

³ 部分的分権下における地方公共財の決定をめぐる、中央政府と地方政府の階層的な構造を前提とした Bardhan and Mookherjee (2006)、Brueckner (2009)、Devarajan et al. (2009) らの理論分析がある。さらに、公的教育の分権化の分析については、Barankay and Lockwood (2007) によるスイスの州別データを用いて教育支出の分権化と学力の相関を検証した実証分析や、Jakubowski and Topinka (2009) によるポーランドの学校別データを用いて教育支出の分権化と教育機会の相関を検証した実証分析、田中 (2012) による日本の都道府県データを用いて教育支出の分権化と知事の再選確率の相関を検証した実証分析がある。

⁴ 本稿において、教育分権度とは、国から自治体へ移譲権限がどの程度行われているかではなく、移譲された権限を各自治体が実際にどの程度行使しているかを表す言葉として用いている。

2. 教育分権化の動向—都道府県への裁量拡大の実態

日本において、公的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、公的教育費 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、公的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、学級編成および教員定数を取り上げ、教育分権化の動向を概観しておこう⁵。

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⁶。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。

以上、学級編成および教員定数について、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む形で、多種多様な運用が図られる方向へ転換してきている。一方で、公的教育をめぐる国による財政措置の存続⁷(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)なしには、教育分権化の実効性は担保できないのが実態である。

主として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うようになった現状の公的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。サービスの需要者である地域住民に対して、誰がどこまで責任を負っているのか明確でないことから生じる「部分的分権(Partial Decentralization)」の問題が、日本の公的教育サービスの提供において表出・拡大していく可能性は高いと指摘できよう。

3. 理論モデル

本節では、Besley and Smart (2007)、Joanis (2014)の公共サービスの階層的供給モデル

⁵ 近年の教育行財政制度の改革の経緯については、中野(2010)が詳しい。

⁶ 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。

⁷ 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。

に、公共サービス供給における Yardstick Bias が生じる状況を想定した Di Liddo and Giuranno (2016) を組み合わせることで、公的教育サービス供給をめぐる階層並列的な政治経済モデルを構築する。具体的には、中央政府と地方政府が公的教育サービスの提供責任を共有している状況下において、再選確率を高めるべく自らの業績を誇示することを動機づけられた中央政府の議員および地方議員が、自らの政治的レントを最大化するよう行動する Political Agency Model を構築する。理論モデルの帰結として、公的教育サービスをめぐる政治家同士の戦略的相互依存の帰結として、地方政府の公的教育サービスの依存が生じる結果、分権的供給水準が内生的に決まることを示す。モデルの前提として、以下の8つを想定する。

- 前提 1) 経済は、中央政府 (c) と地方政府 (l) および同質な地域住民により 2 期間で構成される。
- 前提 2) 経済は、2つの地域 ($m=i, \neq i$) で構成され、それぞれ中央政府 (c) の政治家 (国会議員) と地方政府 (l) の政治家 (地方議員) が選出される。
- 前提 3) i 地域の j 政府 ($j=c, l$) (あるいは j 政治家) は、每期先決の一括税 T^j を財源に、公的教育サービス g^i を結合供給する。
- 前提 4) i 地域の中央および地方政治家は、(住民一人当たり) 政治的レント s^{ci}, s^{li} を最大化するよう、(住民一人当たり) 公的教育サービス g^{ci}, g^{li} を決定する。
- 前提 5) i 地域の公的教育サービス g^i は、両政府の政治家の当選確率 P^{ji} に影響する (政治家は再選による限界便益と政治的レント喪失による限界費用を知覚している)。
- 前提 6) i 地域の住民は、公的教育サービス g^i の水準をもとに投票を行うが、両政府の提供責任の割合については、十分な情報を持っていない (g^{ci} と g^{li} は知覚できない)。

前提 7) j 政府の政治家は、1 期目に公的教育サービス g^j と政治的レント s_1^{ji} を決定する。 i 地域の住民は、自地域および他地域で実現した公的教育サービス g^i, g^{*i} をもとに、投票行動を決定する。

前提 8) 選挙は 1 期目の終わりに、両政府で同時に実施される。現職政治家は再選されれば、2 期目に実現しうる中で最大の政治的レント ($s_2^{ji} = T^{ji}$) を得る。

i 地域内で同質な選好を持つ住民は、中央政府と地方政府によって結合供給される公的教育サービス g^i より効用を得るものとする。

$$u^i(g^i) = g^i \quad (1)$$

公的教育サービス g^i は、中央政府 (c) と地方政府 (l) が提供責任を分かち合う状況 (Shared Accountability) のもとで、以下のような CES 型生産関数のもと結合供給されるものとする。

$$g^i = (\theta^{ci}(g^{ci})^\rho + \theta^{li}(g^{li})^\rho)^{1/\rho} \quad (2)$$

ここで、 θ^{ji} は中央政府および地方政府が公的教育サービスの供給において有する権限を表わす。また、 $0 < \rho < 1$ を仮定する。中央政府および地方政府は、每期先決の一括税 T^{ci}, T^{li} を公的教育サービス g^{ci}, g^{li} と政治的レント s^{ci}, s^{li} に振り向ける⁸。 j 政府 ($j=c, l$) の最大化問題は、以下のように定式化される。

$$\text{Max}_{s_1^{ji}, s_2^{ji}} s^{ji} = s_1^{ji} + P^{ji}\beta s_2^{ji} \quad (3)$$

$$\text{s. t. } T_1^{ji} = \tau g_1^{ji} + s_1^{ji}, T_2^{ji} = s_2^{ji}$$

および $T_1^{ji} = T_2^{ji} = T^{ji} \quad (4)$

ここで、 τ は住民一人当たりの公的教育サービスの供給コストを、 β ($0 < \beta < 1$) は時間選考率を示している。 P^{ji} は j 政府を構成する政治家の再選確率に対する自己予想である。また、

⁸ Joanis (2014) に準じて、地域住民および両政府にとって、 T^{ci} および T^{li} は所与であるとする。加えて、每期先決の T^{ji} ($j=c, l$) は、任意の公的教育サービス g^i の供給を保証しうる水準にあり、 $\tau g^i \leq T^{ji} \leq \gamma$ を満たすものと仮定する。

s_1^i は1期目の住民一人当たりの政治的レントを、 $P^i \beta s_2^i$ は2期目の住民一人当たりの期待政治的レントを表す。

中央および地方政府の政治家の再選には、以下、2つの業績評価が影響を与えるものと想定する。第1は、自地域選出の地方(中央)政治家が提供責任を有する公的教育サービスを、隣接地域の公的教育サービスと比較して業績評価する(Yardstick Competition)というものである。第2は、地方(中央)政治家の業績を、当該地域に結合供給される公的教育サービスをもって、業績評価する(Shared Accountability)というものである。

より具体的には、前者については、Di Liddo and Giuranno (2016) の再選関数を援用し、 i 地域における地方(中央)政治家の再選確率は、自地域で供給される公的教育サービスと他地域で供給される公的教育サービスに対する、自地域で供給される公的教育サービスの比で構成されるコンテスト評価関数($g^i / (g^i + g^{*i})$) に依存すると仮定する。後者については、Joanis (2014) を援用し、 i 地方(中央)政治家の再選確率は、地域住民の1期目の効用 $u^i(v^i)$ が一定水準 $\tilde{u}^i(\tilde{v}^i)$ を超えるか否かに依存すると仮定する。 \tilde{v}^i および \tilde{u}^i の分布関数を $G[v^i]$ および $F[u^i]$ とし、それらは $[0, v^{*i}]$ $[0, u^{*i}]$ 間で一様に分布していると仮定する。これより、 i 地域の現職政治家の再選確率 P^{ci} および P^{li} は、以下の式で与えられる。

$$P^{li} = Pr[u^i(g^i, T^i) \geq \tilde{u}^i] \left(\frac{g^i}{g^i + g^{*i}} \right) = F[u^i(g^i, T^i)] \left(\frac{g^i}{g^i + g^{*i}} \right) = \frac{1}{u^{*i}} g^i \left(\frac{g^i}{g^i + g^{*i}} \right) \quad (5)$$

$$P^{ci} = Pr[v^i(g^i, T^i) \geq \tilde{v}^i] \left(\frac{g^i}{g^i + g^{*i}} \right) = G[v^i(g^i, T^i)] \left(\frac{g^i}{g^i + g^{*i}} \right) = \frac{1}{v^{*i}} g^i \left(\frac{g^i}{g^i + g^{*i}} \right) \quad (6)$$

ここで $u^{*i}(v^{*i})$ は、地域住民が地方(中央)政治家の再選を判断する効用水準の上限値を意味しており、これが高いほど地方(中央)政治家の再選確率は低下する。このことから、 $u^{*i}(v^{*i})$ は地方(中央)政治家の選挙における不確実性を表すと解釈される。以上を踏まえて、 $i(\neq i)$ 地域における地方政治家および中央政治家の1期目の最大化問題は、(1)~(6)式および $s_2^{li(\neq i)} = T^{li(\neq i)}$ 、 $s_2^{ci(\neq i)} = T^{ci(\neq i)}$ を用いて以下のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{g^{li(\neq i)}} T^{li(\neq i)} - \tau g^{li(\neq i)} \\ & + \beta T^{li(\neq i)} \frac{1}{u^{*i(\neq i)}} g^{i(\neq i)} \left(\frac{g^{i(\neq i)}}{g^{li(\neq i)} + g^{li(i)}} \right) \end{aligned} \quad (7-1,2)$$

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{g^{ci(\neq i)}} T^{ci(\neq i)} - \tau g^{ci(\neq i)} \\ & + \beta T^{ci(\neq i)} \frac{1}{v^{*i(\neq i)}} g^{i(\neq i)} \left(\frac{g^{i(\neq i)}}{g^{li(\neq i)} + g^{li(i)}} \right) \end{aligned} \quad (8-1,2)$$

中央政府と地方政府が公的教育サービスの提供責任を共有している状況下において、再選確率を高めるべく動機づけられた中央政府および地方政府の政治家が、自らの政治的レントを最大化するよう行動する結果、一階の条件は下記の通りとなる。

$$\frac{g^{li(\neq i)} \rho^{-1} \tau^{li(\neq i)} \beta \theta^{li(\neq i)} (g^{ci(\neq i)} \rho \theta^{ci(\neq i)} + g^{li(\neq i)} \rho \theta^{li(\neq i)})^{\frac{2}{\rho}-1} \left\{ (g^{ci(\neq i)} \rho \theta^{ci(\neq i)} + g^{li(\neq i)} \rho \theta^{li(\neq i)})^{\frac{1}{\rho}} + 2 (g^{c^{*i}(i)} \rho \theta^{c^{*i}(i)} + g^{l^{*i}(i)} \rho \theta^{l^{*i}(i)})^{\frac{1}{\rho}} \right\}}{u^{*i(\neq i)} \left((g^{ci(\neq i)} \rho \theta^{ci(\neq i)} + g^{li(\neq i)} \rho \theta^{li(\neq i)})^{\frac{1}{\rho}} + (g^{c^{*i}(i)} \rho \theta^{c^{*i}(i)} + g^{l^{*i}(i)} \rho \theta^{l^{*i}(i)})^{\frac{1}{\rho}} \right)^2} - \tau = 0 \quad (9-1,2)$$

$$\frac{g^{ci(\neq i)} \rho^{-1} \tau^{ci(\neq i)} \beta \theta^{ci(\neq i)} (g^{ci(\neq i)} \rho \theta^{ci(\neq i)} + g^{li(\neq i)} \rho \theta^{li(\neq i)})^{\frac{2}{\rho}-1} \left\{ (g^{ci(\neq i)} \rho \theta^{ci(\neq i)} + g^{li(\neq i)} \rho \theta^{li(\neq i)})^{\frac{1}{\rho}} + 2 (g^{c^{*i}(i)} \rho \theta^{c^{*i}(i)} + g^{l^{*i}(i)} \rho \theta^{l^{*i}(i)})^{\frac{1}{\rho}} \right\}}{v^{*i(\neq i)} \left((g^{ci(\neq i)} \rho \theta^{ci(\neq i)} + g^{li(\neq i)} \rho \theta^{li(\neq i)})^{\frac{1}{\rho}} + (g^{c^{*i}(i)} \rho \theta^{c^{*i}(i)} + g^{l^{*i}(i)} \rho \theta^{l^{*i}(i)})^{\frac{1}{\rho}} \right)^2} - \tau = 0 \quad (10-1,2)$$

(9-1)を用いて、 g^{ci} 、 g^{l*ci} および g^{c*ci} の効果を分析すると、 $\frac{dg^{li}}{dg^{ci}} < 0$ 、 $\frac{dg^{li}}{dg^{l*ci}} > 0$ 、 $\frac{dg^{li}}{dg^{c*ci}} > 0$ であることがわかる⁹。すなわち、自地域の中央政府の公的教育サービス供給の増加が自地域の公的教育サービス供給量を減少させる効果（Shared Accountability 効果）と、他地域の公的教育サービス供給量の増加が自地域の公共サービス供給量を増加させる効果（Yardstick Competition 効果）の2つの効果が生じることがわかる。

実証的手法を用いて、Shared Accountability の検証を行った Jametti and Joanis (2020) を援用し、パラメータによって、結合供給および Yardstick 競争の効果を見るための変形を行なう。ここで (9-1)/(10-1) により、

$$\frac{g^{li}}{g^{ci}} = \left(\frac{\theta^{li} T^{li} v^{*i}}{\theta^{ci} T^{ci} u^{*i}} \right)^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (11)$$

が成り立つ。(11)は、ある地域において相対的歳入度 T^{li}/T^{ci} や再選のための不確実性 v^{*i}/u^{*i} が、その地域の分権度の度合いにどのように影響するかを示したものである。(9-2)/(9-1)、(10-2)/(10-1)を計算し、(11)式を用いて整理することで、(9-1,2)、(10-1,2)の解として得られるナッシュ均衡解 ($g^{ci(*i)N}$, $g^{li(*i)N}$) では、

$$\frac{\frac{g^{liN}}{g^{ciN}}}{\frac{g^{liN}}{g^{ciN}}} = \left(\frac{\frac{\theta^{li} T^{li} v^{*i}}{\theta^{ci} T^{ci} u^{*i}}}{\frac{\theta^{li} T^{li} v^{*i}}{\theta^{ci} T^{ci} u^{*i}}} \right)^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (12)$$

が成立していなければならない。これより、自地域の中央政府と地方政府の相対的権限度 ($\frac{\theta^{li}}{\theta^{ci}}$) が大きい場合、相対的歳入度 ($\frac{T^{li}}{T^{ci}}$) が大きい場合、両政府を代表する政治家の再選に対する相対的不確実性が地方政治家の方が小さい場合、 $(g^{li}/g^{ci})/(g^{l*ci}/g^{c*ci})$ が大きい一方、他地域の政治家の再選に対する相対的不確実性が地方政治家の方が小さい場合、 $(g^{li}/g^{ci})/(g^{l*ci}/g^{c*ci})$ が小さいことがわかる。

上記は、(1) Shared Accountability 効果¹⁰ と (2) Yardstick Competition 効果の2つの効果が混在する形で導かれる。一例として、他(自)地域の地方政治家の再選確率 v^{*i}/u^{*i} (v^{*i}/u^{*i}) が高い場合を考えよう。これは、当該地域の Shared Accountability 効果を緩和し、Yardstick Competition 効果を激化させる形で影響する。まず、Shared Accountability 効果については、他(自)地域の地方政治家の再選確率の上昇は、当該地域の地方政府による公的教育サービスの供給増の誘因となるため、 g^{l*ci}/g^{c*ci} (g^{li}/g^{ci})が上昇する((12)の分母(分子)が上昇する)。これは、他(自)地域において、結合供給によるただ乗りの誘因が減少していることを意味している。一方、Yardstick Competition 効果については、他(自)地域における地方政府の公的教育サービスを直接的に増加させるとともに、自(他)地域の地方政府の公的教育サービスも増加させる。ナッシュ均衡の安定性を考慮すれば、自(他)地域の地方政府による公的教育サービスの増加水準は、他(自)地域のそれよりも小さくなる。したがって、この効果も、左辺をさらに減少(増加)させることとなる。

4. 実証分析

本節では、2000年代以降に進んだ教育行財政をめぐる都道府県への権限移譲、具体的には少人数学級化への取り組みが、いかなる要因によって決定されてきたかを実証分析する。

以下、まず4-1では、実証分析に用いるモデルを特定化する。4-2では、使用したデータについて述べる。4-3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。

⁹ 詳細は、Appendix を参照。

¹⁰ 本節の冒頭で述べたように、地域住民は中央と地方の両政府によって供給される公的教育サービス全体の水準は知覚できるが、それぞれの政府の提供責任の度合いについては、十分な情報を持っていない。有権者と政治家との間に以上のような情報の非対称性がある状況において、中央政治家と地方政治家の間には、自らが予想する再選確率が低ければ(u^* および v^* が高ければ)、相手の政府に公的教育サービスの供給を押し付けることが合理的となる。

4.1 推定モデルの特定化

本稿では、公的教育サービス水準の決定要因として、国と地方自治体との相対的な政治力(再選確率)の差に着目する。具体的には、3節の理論モデルを踏まえ、国会議員と都道府県議員

それぞれの再選確率の差が、公的教育サービスをめぐると都道府県との提供責任の差を生じさせることを示した(12)式をもとに、以下のような対数線形式の回帰モデルをもとに教育分権度の規定要因を実証分析する。

$$\ln \frac{y_{it}}{\sum_{i \neq j} W_{jit} y_{jt}} = \alpha_0 + \beta_1 \ln x_{it}^1 + \beta_2 \sum_{i \neq j} W_{ijt} \ln x_{jt}^1 + \beta_3 \ln x_{it}^2 + \beta_4 \sum_{i \neq j} W_{ijt} \ln x_{jt}^2 + \sum_{k=1}^6 \gamma_k \ln z_{it}^k + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

ここで、 $i(1..41)$ は地域を、 $t(=2003, 2007, 2011, 2015)$ は年度を表す。 $\frac{y_{it}}{W_{jit} y_{jt}}$ は相対的な教育分権度を示す変数であり、具体的には少人数学級の進捗度(30人以下学級比率および35人以下学級比率)の当該道府県と他道府県との比を表す。 $x_{i(j)t}^1 (v^{*i(≠i)}/u^{*i(≠i)})$ に相当は当該(他)道府県の相対的政治力(都道府県議員の第1党得票率と衆議院議員の第1党得票率の比)を示す変数である。 $x_{i(j)t}^2 (\theta^{li(≠i)} T^{li(≠i)} / \theta^{ci(≠i)} T^{ci(≠i)})$ に相当は当該(他)道府県の国と地方の教育財政の権限度(都道府県支出金対国庫補助金比率)を示す変数である¹¹。 z_{it}^k は教育分権度に影響を与えるその他の要因変数(児童人口比率、経常収支比率、完全失業率、一人当たり投資的経費、一人当たり民生費、一人当たり農林水産業費)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、 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_{\varepsilon_i})$ を満たすものとする。

β_1 、 β_2 は国会議員と都道府県議員との相対的な政治力が教育分権度に与える影響を捉える変数である¹²。理論モデルで示したように、中央政府と地方政府とが教育サービスの提供責任を共有している状況において、有権者と政治家との間に情報の非対称性が生じる場合には、国会議員と地方議員との戦略的行動の帰結として、教育分権度が内生的に決定される。 β_1 、 β_2 は両政治家の再選確率の差の代理変数と見

なせることから、予想される符号条件は β_1 がプラス、 β_2 がマイナスである。

理論モデルが想定する他道府県の影響を捉えるため、本稿では以下3つの地域ウェイト W_{jt} を作成し、道府県データにかけ合わせる値の加重和を計算することで、他道府県の影響を捉える変数を作成する。各ウェイトとも、 $\sum_{j \neq i} W_{ijt} = 1$ となるよう各ウェイトを相対化しており、また $W_{ii} = 0$ (同一地域間はゼロ)であるとする。第1のウェイトは、隣接ウェイト(W_{rin})である。隣接する地域数をもとにウェイトづけを行なうものであり、具体的には以下のような定義式を用いて、当該道府県を県境が接している道府県数(n_i)によって、影響を受けるエリアを条件づける。

$$W_{rin} = 1/n_i \quad (14)$$

第2のウェイトは、距離ウェイト(W_{dis})である。これは、当該道府県と距離が近い道府県を大きくウェイトづけするものである。具体的には、以下のような定義式をもとに、当該道府県と他の道府県との県庁所在地間の距離の逆数を、全道府県との距離の逆数の和で割ることによってウェイトを作成し、影響を受けるエリアを条件づけるものである。

¹¹ 都道府県支出金および義務教育国庫負担金の額は、「義務教育国庫負担法」に基づき決定されることから、両者の比率は義務教育に関わる各々の政府の権限とそれを担保しうる財源の乗算(θ^T / θ^C)に相当すると解釈した。

¹² 国会議員は、例えば、予算折衝を通じて毎年度決まる国庫加配定数の都道府県毎の配分を巡って、教育行財政に関与する余地がある。なお、国および都道府県による加配定数の都道府県別の内訳は、公表されていない。

$$W_{dis} = \frac{1}{|dis_i - dis_j|} / \sum_{j=1}^J \frac{1}{|dis_i - dis_j|} \quad (15)$$

第3のウェイトは、人口差ウェイト (W_{pop}) である。当該道府県との人口規模の差によって地域間にウェイトづけを行なうものであり、具体的には以下のような定義式を用いて、影響を受けるエリアを条件づける。

$$W_{pop} = |pop_i - pop_j| / \sum_{j=1}^J |pop_i - pop_j| \quad (16)$$

4.2 データ

(13) 式の推定は、2003、2007、2011、2015年度の4か年度の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。原系列の記述統計については、図表1を参照されたい。

被説明変数である少人数学級比率については、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公立小学校の30人以下学級数および35人以下学級数を全学級数で除することで求めた¹³。

説明変数である相対的政治力については、総務省自治行政局「地方選挙結果調」にある道府県議員第1党得票率（道府県議員第1党得票数／道府県議員得票総数）を同行政局「衆議院小選挙区選出議員第1党得票率（衆議院議員第1党得票数／衆議院小選挙区選出議員得票総数）で除することで求めた。教育財政上の権限度については、文部科学省生涯学習政策局「地方教育費調査」にある公立学校教育費に関する都道府県支出金（消費的支出）を国庫補助金（消費的支出）で除することで求めた。児童人口比率については、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単式学級在籍の児童数を、総務省統計局「国勢調査」および「人口推計」にある都道府県別の人口総数で除することで求めた。経常収支比率、投資的経費、民生費、農林水産業費については、総務省自治財政局「都道府県決算状況調」より入手し、後者3つについては、先述した総務省統計局「国勢調査」および「人口推計」にある都道府県別の人口総数で除することで一人当たりの値を求めた。完全失業率については、総務省統計局「労働力調査」にある都道府県別完全失業率（年平均モデル推計値）を用いた。

図表1 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最大	最小
35人以下学級比率	0.876	0.067	1.000	0.702
30人以下学級比率	0.595	0.125	0.906	0.290
第1党得票率	0.860	0.248	2.943	0.201
都道府県支出金対国庫補助金比率	0.002	0.000	0.003	0.000
児童人口比率	5.344	0.473	7.560	4.123
経常収支比率	93.444	4.281	103.500	80.200
完全失業率	3.9	1.0	7.6	1.8
一人当たり投資的経費（千円）	86.672	45.005	265.745	14.856
一人当たり民生費（千円）	50.459	15.169	88.130	17.000
一人当たり農林水産業費（千円）	33.336	20.071	97.973	1.214

¹³ 児童生徒数の減少による小規模校化あるいは（1学級当たりの人数が小学校で16人以下、中学校で8人以下の場合に採用される）複式学級化が学級数に与える影響を考慮して、分母分子それぞれから12人以下学級数を除いて算定している。

4.3 推定結果および解釈

ここでは、(13)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。30人以下学級比率および35人以下学級比率を被説明変数に、小学校をサンプルとして(13)式をパネル分析した結果が、図表2、図表3に示されている。(a)(b)(c)は、それぞれ地域ウェイトとして、先述した距離ウェイト、人口差ウェイト、隣接ウェイトを用いた推定結果である。図表2および図表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のみの結果が報告されている。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、総額裁量制の採用に代表される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。

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。図表2、図表3に示した公立小学校に関する推定結果を見ると、第1党得票率(β_1)が(a)および(b)についてプラスで符号条件を満たし有意となっているのに対し、(c)については有意となっていない。他地域第1党得票率(β_2)に関しては、図表2の(a)がマイナスで有意になっている一方、(b)(c)については有意になっていない。図表3では、(a)(b)で有意とはならず、(c)はプラスで有意となっている。

都道府県支出金対国庫補助金比率(β_3)については、図表2および図表3ともに、(c)についてはプラスで符号条件を満たしつつ有意となっている一方、(a)(b)についてはプラスで符号条件を満たすものの有意ではない。他地域都道府県支出金対国庫補助金比率(β_4)については、図表2において、(a)(c)がマイナスで符号条件を満たしつつ有意となっている一

方、(b)についてはプラスで有意となっている。図表3において(c)についてマイナスで符号条件を満たしつつ有意となっている一方、(a)については符号条件を満たすものの有意ではなく、(b)についてはプラスで有意となっている。

その他の変数を見てみると、児童人口比率(γ_1)については、図表2の(c)を除きプラスで有意となっている。経常収支比率については、いずれもプラスと符号条件を満たすものの、有意な結果と有意でない結果が混在している。一人当たり歳出に関しては、投資的経費についてはいずれの推定結果においてもマイナスで有意に、民生費についてはおおむねプラスで有意に、農林水産業費については、図表2のみ、マイナスで有意となっている。完全失業率については、いずれの推定結果においても、有意となっていない。

以上の推定結果より、教育分権度の規定要因として、以下の2点が確認されたといえよう。第1に、理論が想定する自地域地方議会基盤からの影響は、距離ウェイトおよび人口差ウェイトを用いた30人以下学級比率と35人以下学級比率の推定結果において確認されたということである。第2に、理論が想定する他地域地方議会基盤からの影響は、距離ウェイトを用いた30人以下学級比率の結果において確認された一方、35人以下学級比率については、いずれのウェイトの結果においても、理論と整合的な結果が確認されなかったということである¹⁴。

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、以下のようなだろう。小学校段階における公的教育サービスの分権的供給、とりわけより少人数学級化へ向かう傾向は、道府県の相対的政治力(道府県議員の再選確率)が高い地域において、進んでいると考えられる。都道府県の教育分権化を深化させる上では、議会基盤の強化を図るとともに、有権者による選挙を通じた規律付けが機能しやすくなるよう、教育行財政をめぐる国および都道府県の権限と責任の一致と都道府県間の政策競争、言い換えれば、国と都道府県にまたがる公的教育サービ

¹⁴ 35人以下学級比率の推定結果が、30人以下学級比率の推定結果と比較して、理論と整合的な係数を得にくかった背景には、2011年から小学校1年生において採用された35人学級化(35人学級を学級編成の標準とする義務標準法の改正)の影響を、35人以下学級比率の推定結果は、排除できていないことがあると考えられる。

スの提供責任の共有化の解消と、公的教育サービスの「見える化」による地域間の政策伝播を促すための情報公開の徹底を目指す必要がある。

図表 2 公立小学校に関する推定結果 (30 人以下学級比率)

パラメータ (変数名)	(a) 距離ウエイト	(b) 人口差ウエイト	(c) 隣接ウエイト
β_1 (自地域第 1 党得票比率)	0.017* (0.009)	0.033* (0.017)	0.013 (0.014)
β_2 (他地域第 1 党得票比率)	-0.127** (0.056)	0.082 (0.351)	0.013 (0.028)
β_3 (自地域都道府県支出金対国庫補助金比率)	0.042 (0.159)	0.045 (0.191)	0.126* (0.067)
β_4 (他地域都道府県支出金対国庫補助金比率)	-1.037** (0.462)	3.259*** (0.524)	-0.478*** (0.068)
γ_1 (児童人口比率)	0.183** (0.072)	0.493*** (0.162)	0.120 (0.214)
γ_2 (経常収支比率)	0.261* (0.144)	0.039 (0.210)	0.125 (0.214)
γ_3 (完全失業率)	-0.044 (0.051)	-0.110 (0.082)	-0.051 (0.034)
γ_4 (一人当たり投資的経費)	-0.089*** (0.033)	-0.114*** (0.022)	-0.169*** (0.022)
γ_5 (一人当たり民生費)	0.262*** (0.035)	0.558*** (0.018)	0.216*** (0.064)
γ_6 (一人当たり農林水産業費)	-0.067*** (0.020)	-0.083*** (0.024)	-0.048** (0.024)
F 値	9.340*** (0.000)	9.771*** (0.000)	12.049*** (0.000)
Hausman	23.172*** <10> (0.000)	27.395** <10> (0.000)	36.101*** <10> (0.000)
AdjR ²	0.889	0.901	0.946
サンプルサイズ	164	164	160

図表3 公立小学校に関する推定結果(35人以下学級比率)

パラメータ(変数名)	(a) 距離ウエイト	(b) 人口差ウエイト	(c) 隣接ウエイト
β_1 (自地域第1党得票比率)	0.011** (0.005)	0.015** (0.007)	0.002 (0.005)
β_2 (他地域第1党得票比率)	0.021 (0.063)	0.044 (0.113)	0.031** (0.013)
β_3 (自地域都道府県支出金対国庫補助金比率)	0.042 (0.716)	0.022 (0.091)	0.114*** (0.029)
β_4 (他地域都道府県支出金対国庫補助金比率)	-0.417 (0.322)	0.382*** (0.137)	-0.246*** (0.036)
γ_1 (児童人口比率)	0.439*** (0.092)	0.576*** (0.133)	0.277*** (0.059)
γ_2 (経常収支比率)	0.137*** (0.047)	0.098** (0.048)	0.051 (0.078)
γ_3 (完全失業率)	-0.016 (0.033)	-0.042** (0.042)	-0.009 (0.016)
γ_4 (一人当たり投資的経費)	-0.029** (0.014)	-0.034*** (0.011)	-0.046** (0.020)
γ_5 (一人当たり民生費)	0.029 (0.027)	0.096*** (0.024)	0.053 (0.040)
γ_6 (一人当たり農林水産業費)	-0.008 (0.015)	-0.017 (0.019)	-0.005 (0.021)
F値	7.546*** (0.000)	4.577*** (0.000)	13.224*** (0.000)
Hausman	26.926*** <10> (0.000)	31.418** <10> (0.000)	87.541*** <10> (0.000)
AdjR ²	0.910	0.685	0.981
サンプルサイズ	164	164	160

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 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、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、漸近的に<>内の数値を自由度とする χ^2 分布にしたがう。

5. おわりに

本稿では、公的教育をめぐる政治家同士の戦略的相互依存の帰結として、地方自治体の公的教育サービスの分権的供給水準が内生的に決まることを理論的に示した上で、それが日本における公的教育の分権的供給を説明する要因になりうるかを、道府県パネルデータを用いて検証した。具体的には、「学校基本調査」および「地方教育費調査」を用いて、2001年以降に進んだ教育行財政をめぐる都道府県への権限移譲、具体的には小学校段階における少人数学級化の取り組みが、いかなる要因によって決定してきたかを実証分析した。

実証分析の結果、以下の2点が確認されたといえよう。第1に、理論が想定する自地域地方議会基盤からの影響は、距離ウェイトおよび人口差ウェイトを用いた30人以下学級比率と35人以下学級比率の推定結果において確認されたということである。第2に、理論が想定する他地域地方議会基盤からの影響は、距離ウェイトを用いた30人以下学級比率の結果において確認された一方、35人以下学級比率については、いずれのウェイトの結果においても、理論と整合的な結果が確認されなかったということである。

一連の実証分析は、小学校段階における公的教育サービスの分権的供給、とりわけより少人数学級化へ向かう傾向は、道府県の相対的政治力（道府県議員の再選確率）が高い地域において、進んでいることを示唆するものと解釈される。都道府県の教育分権化を深化させる上では、議会基盤の強化を図るとともに、有権者による選挙を通じた規律付けが機能しやすくなるよう、教育行財政をめぐる国および都道府県の権限と責任の一致と都道府県間の政策競争、言い換えれば、国と都道府県にまたがる公的教育サービスの提供責任の共有化の解消と、公的教育サービスの「見える化」による地域間の政策伝播を促すための情報公開の徹底を目指す必要がある。

最後に、本稿に残された課題について、以下3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、データの制約から、都道府県議員のみを対象として実証分析を行っている。しかし、公的教育サービス

の提供をめぐっては、知事の裁量の余地も無視できないと考えられる。本稿で用いた道府県議員の第1党の得票率に加え、知事選挙の支援状況や条例への賛否等で判断しうる知事与党の得票率、あるいは知事選挙自体での得票率を用いて回帰分析を実施し、本稿の結論が支持されるかをチェックする必要がある。加えて、データの制約があるものの、非常勤教員の採用状況や教員給与の分権的決定等、本稿で扱った以外の教育分権化の指標を被説明変数に用いた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、都道府県と市町村の共有責任問題を考察することを通じた分析枠組みの拡張についてである。本稿では、少人数学級化を題材として、2000年代に進んだ教育をめぐる都道府県への規制緩和を対象に実証分析を実施している。しかし、公的教育サービスの提供をめぐっては、都道府県と市町村の間にも、類似の共有責任問題の発生が予想される。すなわち、小中学校の学区制定の権限は市町村教育委員会にある一方、教員定数（および配置）の決定権限および教員給与の負担は都道府県教育委員会が負っている。この結果、市町村教育委員会が学校統廃合をめぐる意思決定を行う際、教員給与の負担を負う都道府県教育委員会の意向は考慮されないため、学校統廃合の決定を下す際、財政上の配慮は行わなくてもよい状況になっている。これは、本稿が扱う共有責任問題の典型的な事例といえるため、本来であれば実証分析の対象とすべきであるが、小中学校の市町村別の統廃合数が時系列で公表されていない等、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、公的教育サービスの供給実態およびそれによって引き起こされる Accountability 問題を精査するための、理論モデルの拡張についてである。本稿では、国と都道府県にまたがる公的教育サービスの提供責任の共有化を捉えるため、階層的な Political Agency Model を想定した。また、実際の公的教育サービスの提供をめぐっては、中央政府と地方政府の垂直的な相互依存関係のみならず、Yardstick 競争に代表される地方政府同士の水平的な相互依存関係も生じている可能性があるため、それを考慮した並列的な Agency Model への拡張を試みた。本稿

では、中央政府と地方政府への選挙を通じた規律づけに程度の差はないとの前提でモデルを構築しているが、中央政府と地方政府とでは、Electoral Accountability の効力が異なること想定した理論分析として、Hindriks and Lockwood

(2005) および Devarajan et al. (2009) がある。中央政府と地方政府の Accountability の同質性というモデルの前提の現実妥当性への吟味を踏まえた理論的枠組みの拡張の余地があるといえよう。

Appendix

(9-1) を用いて、 g^{ci} 、 $g^{l\neq i}$ および $g^{c\neq i}$ の効果を分析すると、

$$\frac{dg^{li}}{dg^{ci}} = \frac{1}{\Delta} \frac{g^{ci-(1-\rho)} g^{li-(1-\rho)} \theta^{ci} \theta^{li} (g^{ci\rho} \theta^{ci} + g^{li\rho} \theta^{li})^{\frac{1}{\rho}-1} T^{li} \beta (2g^{j^2} (2-\rho) + g^{i^2} (1-\rho) + 3g^j g^{j(1-\rho)})}{(g^i + g^{\neq i}) u^{\neq i}} < 0 \quad (9-1a)$$

$$\frac{dg^{li}}{dg^{l\neq i}} = -\frac{1}{\Delta} \left(\frac{g^{ci-(1-\rho)} g^{l\neq i-(1-\rho)} T^{li} \beta \theta^{li} (g^{ci\rho} \theta^{ci} + g^{li\rho} \theta^{li})^{\frac{1}{\rho}-1} \theta^{l\neq i} (g^{c\neq i\rho} \theta^{c\neq i} + g^{l\neq i\rho} \theta^{l\neq i})^{\frac{1}{\rho}-1}}{(g^i + g^{j\neq i}) u^{\neq i}} \right) > 0 \quad (9-1b)$$

$$\frac{dg^{li}}{dg^{c\neq i}} = -\frac{1}{\Delta} \left(\frac{g^{c\neq i-(1-\rho)} g^{li-(1-\rho)} T^{li} \beta \theta^{c\neq i} \theta^{li} (g^{ci\rho} \theta^{ci} + g^{li\rho} \theta^{li})^{\frac{1}{\rho}-1} (g^{c\neq i\rho} \theta^{c\neq i} + g^{l\neq i\rho} \theta^{l\neq i})^{\frac{1}{\rho}-1}}{(g^i + g^{\neq i}) u^{\neq i}} \right) > 0 \quad (9-1c)$$

となる。分母 $\Delta = \frac{1}{u^{\neq i}} g^{li\rho-1} T^{li} \beta \theta^{li} g^{i^{\frac{1}{\rho}-1}} \left(\frac{2g^{li\rho} \theta^{li} g^{l\neq i^2}}{g^i + g^{\neq i}} - g^{ci\rho} \theta^{ci} (g^i + 2g^{\neq i})(1-\rho) \right)$ は二階の条件より負である。したがって、自地域の中央政府の公的教育サービス供給の増加は、自地域の公的教育サービス供給量を減少させる $\left(\frac{dg^{li}}{dg^{ci}} < 0 \right)$ (shared accountability 効果) 一方、他地域の公的教育サービス供給量の増加は、自地域の公共サービス供給量の増加を導く $\left(\frac{dg^{li}}{dg^{l\neq i}} > 0 \right)$ および $\left(\frac{dg^{li}}{dg^{c\neq i}} > 0 \right)$ ことがわかる。

参考文献

- 赤井伸郎・鷺見英司 (2001) 「地方分権度で見た地方財政の実態と実証的考察」、『フィナンシャル・レビュー』第55号、1-50。
- 田中宏樹 (2012) 「教育分権化と自治体のアカウントビリティー - 都道府県データを用いた業績投票モデルによる実証分析 -」、『財政研究』第8巻、234-250。
- 中野英夫 (2010) 「学級編成及び教育財政の見直しの方向性」、『租税研究』第730号、27-34。
- Barankay, I. and Lockwood, B. (2007) "Decentralization and the Productive Efficiency of Government: Evidence from Swiss Cantons", *Journal of Public Economics*, Vol.91, 1197-1218.
- Bardhan, P. and Mookherjee, D. (2006) "Decentralization and Accountability in Infrastructure Delivery in Developing Countries", *Economic Journal*, Vol.116, 101-127.
- Belleflamme, P. and Hindriks, J. (2005) "Yardstick Competition and Political Agency problem", *Social Choice and Welfare*, Vol.24, 155-169.
- Besley, T. and Case, A. (1995) "Incumbent Behavior: Vote-seeking,

- Tax-setting and Yardstick Competition”, *American Economic Review*, Vol.85, 25-45.
- Besley, T. and Smart, M. (2007) “Fiscal Restraints and Voter Welfare”, *Journal of Public Economics*, Vol.91, 755-773.
- Brueckner, J. K. (2007) “Partial Fiscal Decentralization”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.39, 23-32.
- Devarajan, S., S. Khemani, S and Shah, S. (2009) “The Politics of Partial Decentralization”, In Ahmad. E and Brogio, G. (eds.) *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?*, Edward Elgar, Cheltenham, 102-121.
- Di Liddo, G and Giuranno, M.G. (2016) “Asymmetric Yardstick Competition and Municipal Cooperation”, *Economic Letters*, Vol.141, 64-66.
- Jametti, M and Joanis, M. (2020) “Elections and de facto Expenditure Decentralization in Canada”, *Economic Governance*, Vol.21, 275-291.
- Hindriks, J. and Lockwood, B. (2009) “Decentralization and Electoral Accountability: Incentive, Separation and Voter Welfare”, *European Journal of Political Economy*, Vol.25, 385-397.
- Jakubowski, M. and Topinska, M. (2009) “The Impact of Decentralization on Education in Poland”, In Ahmad. E and Brogio, G. (eds.) *Does Decentralization Enhance Service Delivery and Poverty Reduction?*, Edward Elgar, Cheltenham, 223-256.
- Joanis, M. (2014) “Shared Accountability and Partial Decentralization in Local Public Good Provision”, *Journal of Development Economics*, Vol.107, 28-37.
- Panizza U. (1999) “On the Determinants of Fiscal Centralization : Theory and Evidence”, *Journal of Public Economics*, Vol. 74, 97-139.

参考資料

- 総務省自治行政局「地方選挙結果調」
総務省自治財政局「都道府県決算状況調」
総務省統計局「国勢調査」
総務省統計局「人口推計」
総務省統計局「労働力調査」
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」