

健全化法施行はどのようなインパクトを与えたか？

－関西の市町村データを用いた実証分析（試算）－

地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会
第2回研究会報告（2010年8月4日）*

菅原宏太[†]

概要

「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」（以下、健全化法と呼ぶ）の一部施行（財政指標の公表に係る規定の施行）および全面施行（計画策定義務等に係る規定の施行）を経て、全体的に見ると地方公共団体の財政状況は改善してきている。

しかしながら、その改善傾向が今後も期待できるかどうか展望するためには、法律施行の段階で各団体がどのようにして指標を改善したのか、またその際、財政の別の部分に無理が生じていないかなどについて検証しなければならない。

そこで本稿では、関西2府4県の市町村を財政状況に基づいて分類化した上で、健全化法施行に対して各団体が取った行動を実証的に分析した。分析結果より次のことが明らかとなった。第一に、地方公共団体は、全面施行ではなく一部施行の段階で財政指標を改善した。この背景にはヤードスティック競争が働いたものと思われる。第二に、人口規模が大きい、課税所得額が高いなどといった財政余力のある団体ほど、指標の改善が目立った一方で、財政状況が悪く余力も小さい団体では、指標の改善が一時的なものに終わった可能性がうかがえる。

したがって、評判効果によって全体的には指標の改善が見られたものの、財政状況が悪く余力も小さい団体については、今後、基金の積み立て状況等を含めて財政状況の推移を注視していく必要がある。

* 本稿は、研究会での質疑応答を踏まえて、分析が再考されているため、実証分析の結果等において研究会発表資料と異なる点がある。

[†] 京都産業大学経済学部准教授

1. はじめに

「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」（以下、健全化法と呼ぶ）は、平成 19 年 6 月に公布され、健全化法に定められた枠組みは平成 20 年、21 年と段階的に施行された。健全化法の制度概要や枠組みの形成過程についてここで改めて論じることはしないが、財政状況を測るための 5 つの財政指標、なかでも新規に導入される連結実質赤字比率と将来負担比率については、指標および基準の策定について多大な議論がなされた¹。また、財政状況を公表し、場合によっては財政再生・財政健全化計画の策定を義務付けられる地方公共団体の立場からは、「自治体に対する国の関与がより一層強化されたことは、地方分権とますます逆行する動きである（川瀬[2008]p.88）」との批判的な意見も出ている²。

平嶋(2010)が述べるとおり、「地方分権の一環として地方公共団体に対する事前規制が緩和される場合には、これに伴って情報開示、透明性の強化、事後規制の厳格化が必要になる（平嶋[2010]p.14）」のは自然なことだと思われ、健全化法の施行が地方公共団体の裁量を制限するという意味で地方分権に逆行することになるのかどうかは、施行後数年に渡る観察を待たなければ一概に判断することはできない。他方、総務省は、財政再生・早期健全化基準に該当しなかったとしても各地方公共団体が財政指標に基づいて自らの財政状況を分析するよう注意喚起しているが³、既に導入されているいくつかの行財政改革の実施状況から推測するに、特に規模の小さな団体が財政分析をできるようになるまでにはかなりの時間を要すると思われる⁴。

本稿の目的は、今後数年をかけてその効果が検証されることになる健全化法について、まずはその施行の段階で地方公共団体にどのような影響を与えたのかを考察することである。なかでも着目するのは、健全化法が、財政指標の公表に係る規定の施行（平成 20 年度より、以降「一部施行」と呼ぶ）と計画策定義務等に係る規定の施行（平成 21 年度より、以降「全面施行」と呼ぶ）の 2 段階に分けて施行された点である（図 1）。これらの 2 つの

¹ 制度概要については、河藤(2010)や平嶋(2010)が詳しい。特に、平嶋(2010)は、健全化法を管轄する総務省内部において、指標策定過程でどのような検討がなされたかについて詳細にまとめている。

² 例えば、川瀬(2008)、藤田(2008)、坂本(2008)など。

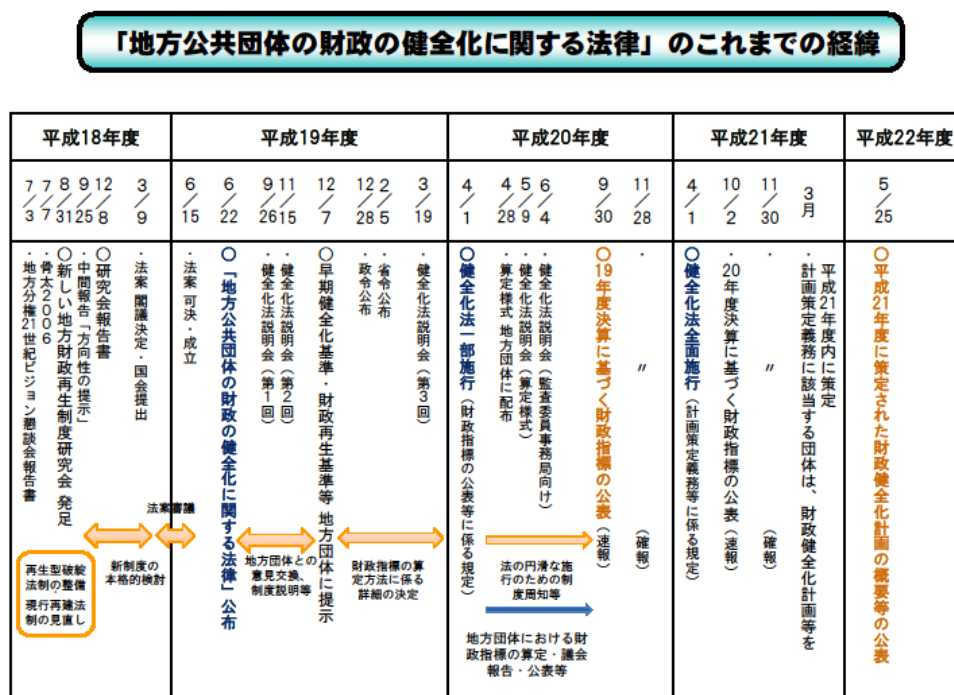
³ 総務省(2010)p.152 より。

⁴ 例えば、総務省による平成 14 年度調査開始以来、導入団体数は着実に増えているとはいえ、平成 21 年度において行政評価を導入・評価結果の公表をしている団体は、特に市区で 53.2%、町村では 17.1%である（総務省報道資料「地方公共団体における行政評価の取り組み状況（平成 21 年 10 月 1 日現在）」（平成 22 年 3 月 16 日発表）より算出）。また、政令指定都市を除く市区町村で、平成 20 年度決算について新地方公会計モデルにより財務書類を作成している団体は 53.1%であり、人口 3 万人未満の市および町村では 32.6%となる（総務省報道資料「地方公共団体の平成 20 年度版財務書類の作成状況等（調査日：平成 22 年 3 月 31 日）」（平成 22 年 6 月 25 日発表）より算出）。

前者の行政評価は、平成 9 年の自治事務次官通知「地方自治・新自治体に対応した地方公共団体の行政改革推進のための指針（平成 9 年 11 月 14 日）」等によって積極的に取り組むことが求められてきた（「分権型社会に対応した地方行政組織運営の刷新に関する研究会・中間論点整理（平成 16 年 4 月 9 日）」）。後者の地方公会計改革については、平成 12 年にまとめられた「地方公共団体の総合的な財政分析に関する調査研究会報告書（平成 12 年 3 月 29 日）」が端緒となり各団体での導入が進められてきた。いずれも既に 10 年近くを経ているが、その導入と活用が十分なされているとは未だに言い難い。したがって、健全化法の財政指標についても、差し当たり公表はすれど、それに基づいた財政分析となると手が回らない団体は少なくないと思われる。

調整過程において、各団体がどのように行動したのかというのが本稿の関心である。

図1 健全化法の経緯（総務省ホームページより）



直感的に予想されるところでは、まず、平成20年の「一部施行」の段階で、当該団体の財政指標が早期健全化基準を超えてしまうことが判明した団体は、万策を以て指標の改善に尽くしたのではないだろうか。翌年の「全面施行」において、早期健全化団体となってしまうと、計画策定およびそれに伴う住民への説明に多大な労力を払わなければならないことが予想されるからである。また、そのような団体ほどではないにしろ財政状況があまり良くない団体の中には、財政指標を改善する動きを見せるところもあったかもしれない。すなわち、図1のようなスケジュールで法律が施行されることは、第一回説明会（平成19年9月）において既に総務省から説明されていたのだから⁵、このままでは当該団体名が一年後に公表される可能性がある場合、19年度決算での指標を改善すべく策を講じることも考えられる。

実際、平成20年9月の公表は、それまでの地方財政再建促進特別措置法以来、地方公共団体の財政再建制度が約半世紀ぶりに見直されたということもあり、全国紙でも大きくとり上げられた⁶。首長から住民まで、わが町の名前が「財政破綻」や「隠れ赤字」などの見

⁵ 『「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」に関する説明会（説明資料）』（平成19年9月26日 総務省自治財政局）より

⁶ 「3市村「財政破綻」 総務省試算「黄信号」40市町村」（朝日新聞2008年10月1日朝刊）。「痛み伴う改革迫る 隠れ赤字など監視欠かせず」（日本経済新聞2008年10月1日朝刊）。

出しとともに全国に公表された人々はひどく心を痛め、寸でのところで公表を免れた人々は胸を大きく撫で下ろしたことであろう。

以上について、表 1 では具体的な数値をまとめた。それによると、健全化法における主要 4 指標について早期健全化基準を上回る団体数は、「一部施行」に至る調整過程（18 年度決算値→19 年度決算値）、「全面施行」に至る調整過程（19 年度決算値→20 年度決算値）のいずれにおいても大きく減少していることが分かる⁷。すなわち、上述のように、平成 20 年の公表を免れようとする行動、公表はされたものの本格的な計画策定は避けようとする行動の、いずれかもしくは両方を、財政状況が悪かった団体は取っていたことがうかがえる。

表 1 早期健全化基準を上回る団体数の推移（カッコ内は前年度比減少率）

	18 年度決算値 ^{※1}	19 年度決算値 (確報)	20 年度決算値 (確報)
実質赤字比率	3 ^{※2}	2 (-33.3%)	2 (0%)
連結実質赤字比率	22 ^{※3}	11 (-50.0%)	2 (-81.8%)
実質公債費比率	46	33 (-28.3%)	20 (-39.4%)
将来負担比率	—	5 (-)	3 (-40.0%)

※1 日経グローバル No.105(2008)から引用

※2 実質収支比率の値

※3 日経グローバルによる推計値

他方、早期健全化基準を上回りそうにない財政状況の団体はどうだったのだろうか。総務省が注意喚起するように、良好な財政状況を維持していくための継続的な努力は必要なのだから、「(当該団体の財政指標が) 早期健全化基準を下回れば問題がないということでは全くない(総務省[2010]p.152)」。しかしながら、差し当たって健全化法の施行に合わせて大胆な行財政改革を実行し、財政指標を改善させることもないだろうと単純には考えられる。

これらの財政指標について、総務省は、早期健全化基準を上回るものについてのみ報道資料として公表しているにすぎない。また、各地方公共団体自身による公表についても、実質赤字比率と連結実質赤字比率は、黒字の場合は数値を公表しなくても良いことになっている。したがって、現在、各団体のすべての財政指標（特に上記 2 指標）を入手するためには、各団体の「財政状況等一覧表」にあたって数値を拾い上げてくるしか方法はない。つまり、「実質収支比率は黒字だが、類似団体と比較するとその値は大幅に低い」であると

⁷ 18 年度決算値のうち、特に実質赤字比率と連結実質赤字比率については接続性に欠けるものの、ここでは一つの目安として用いることにする。また、最新の 21 年度決算値においては、実質赤字比率と連結実質赤字比率の団体数は 0 団体、実質公債費比率は 12 団体、将来負担比率は 3 団体と、早期健全化基準を上回る団体数は着実に減少しているといえよう。

か、「連結実質収支は黒字だが、継続的に年々悪化している」などの事実があったとしても、住民はもとより指標を算出している行政側ですら気付かない可能性がある⁸。

このような背景から考えると、財政状況が悪くはない地方公共団体については、健全化法の施行段階だけでなく中長期的にも、財政状況の維持もしくは更なる改善のために努力するインセンティブが働きにくいのではないかとも思われる。

以上のような問題意識により、本稿では、「一部施行」と「全面施行」に至る2つの調整過程において、各地方公共団体がどのように財政指標を変化させたかを観察する。そして、得られた結果から地方公共団体の行動について考察し、健全化法の効果と今後の運用における課題について展望する。本報告の構成は次のとおりである。まず、次節において、健全化法施行によって財政指標を改善させる地方公共団体の行動原理を理論的に考える。続いて、第3節では前節から得られた行動仮説についての実証分析を行う。その結果を受けて、第4節においてそれらをまとめ、健全化法の今後について展望する。

2. 健全化法施行の理論的意味

前節で考えられたように、健全化法の施行が地方公共団体の行動に与える最たるものは、財政状況に関する情報明示化の効果だと思われる。特に、わが町の公共部門の財政状況（連結実質赤字比率）、この町に住み続ける場合の負担（将来負担比率）について、住民は全く情報を持っていなかった。また、実質赤字比率（以前は実質収支比率）や実質公債費比率は、健全化法施行前からあったものの、その存在や意味は、行政担当者や一部の専門家以外にはほとんど知られていなかっただろう。つまり、財政状況に関する情報の明示化とは、理論的に考えれば不完全だった情報が整備されてきたと捉えることができる。

不完全情報をもたらす民間市場での帰結は、既に古くから研究されているが、最近日本でも取りざたされる企業の社会的責任活動（CSR）についてもこの視点から研究がなされている。すなわち、ISO規格の取得や社会的責任投資（SRI）ファンドによる認証などによって、消費者や株主といった利害関係者にとって不完全だった“良い企業”についての情報が整備されてきたというものである。このことによって、企業も利害関係者に対して自社が“良い企業”であるという評判（reputation）を浸透させようと努力することになる⁹。

そこで、健全化法の施行が地方公共団体の行動にどのように影響を与えるかについて、Besley and Smart(2007)に基づいて理論的に考察する。Besley and Smart(2007)では、政治的代理人モデルにおいて、幾つかの財政抑制（政策）が有効に機能するかどうかを検証

⁸ 毎年の財政指標は、当該団体の監査委員による審査が義務づけられている（健全化法第3条1項）。しかし、この審査の主目的は、指標算出過程に誤りがないかのチェックであって、経年変化や類似団体比較から財政指標の状況を分析することではないだろう。したがって、そのような踏み込んだチェックがなされるかどうかは監査委員の個人特性に依存するものと思われる。

⁹ 客観的基準や評判が、企業のCSR活動をどのように促進させるかについての研究は、例えばGraafland and Smid(2004)によって広くサーベイされている。また、評判（reputation）効果についてのゲーム理論における分析は、Kreps and Wilson(1982)によって一般化されている。

されている。もちろん、彼ら自身が健全化法そのものを扱っているわけではないが、本稿の文脈において、彼らのモデルに基づいた解釈を試みることは有意義であろう。

2.1 基本モデル

ここでは、最も簡単な、首長の選挙を含む 2 期間モデルを想定する。すなわち、2 つの期間において、地方公共団体は地方公共財を供給するが、その間に住民による選挙が行われるため、両期間における首長は必ずしも同一人物であるとはかぎらない。

首長は、每期において地方公共財の単位費用 θ を考慮しながら、地方公共財供給量 (G) と政治レントの額 (s) および住民に対する地方税負担 (x) を選択する。 θ は、各期において確率的に高くなるか低くなる。すなわち、 $\theta \in \{L, H\}$, $H > L$ であり、確率 $q \in (0, 1)$ で高コストとなる ($\Pr(\theta = H) = q$)。それぞれの期間の θ は独立であり、各期間において一様分布しているものとする。各期間における地方公共団体の予算制約は、 $x = \theta G + s$ である。

ここで政治レント (s) とは、政治的な取引費用と考えても良い。なかでも、“人為的な (contrived)” 政治的取引費用は、「政治家が自身の個人的な政治的目的を達成するために戦略的に操作する (Twight [2004])」ものと公共選択論では考えられている。また、Alesina and Perotti(1995)では、財政赤字が政治的な戦略として用いられる幾つかのケースについて考察されている。ここでは、これらの先行研究において言及されている、直接的に住民の便益とはならない公共支出全般を政治レントと考えることにしよう¹⁰。

地域住民の選好は地域内で同質であると仮定し、代表的住民の厚生を地方公共財消費と地方税負担によって次式のように表す。

$$W(G, x) = v(G) - \mu x \quad (1)$$

ここで、 $v(\cdot)$ は地方公共財消費による効用関数であり、増加逓減する凹関数と仮定する。 μ は、いわゆる公的資金の限界費用 (MCPF) であり、単純に一定の外生変数とする。

現職首長および選挙時の対立候補は、“良い政治家” か “悪い政治家” かのどちらかのタイプであるとし、ラベル $i \in \{g, b\}$ でそのタイプを表す。良い政治家は、常に住民厚生の最大化を目的とし、政治的レントを得ようとはしないものと仮定する。したがって、所与の θ と μ の下で、良い政治家が選択する地方公共財の供給水準は次式で表される。

$$G^*(\theta, \mu) = \arg \max v(G) - \mu \theta G \quad (2)$$

地方公共財の供給量より、良い政治家の下での地方税負担は $x_\theta = \theta G^*(\theta, \mu)$ となり、その時の住民の厚生を $W^g(\theta, \mu)$ と表記する。 G^* と W^g はいずれも μ , θ の減少関数である。

他方、Besley and Smart(2007)では、悪い政治家は二期間で得られる政治レントの期待

¹⁰ 政治レントは、単に政治家の個人的な利益になるものだけではなく、例えば Belleflamme and Hindriks(2005)などでは、特定の利害団体への財政移転として捉えられている。税負担の比較的少ない高齢者や低所得者への医療費補助や各種手当もこの種の財政移転と言えよう。また、自らの政治理念を貫くことに固執するあまり、議会等との対立による政治空白が住民の利害を損ねてしまうようなケースも考えられる (政治的取引費用の具体例と考えられる)。Besley and Smart(2007)に沿って、本稿でも政治レントの獲得に執心する政治家を“悪い”政治家と呼ぶが、これは倫理的な意味だけではなく、上述のように再分配への強い志向を持っていたり、非効率をひき起こしてしまったりといった場合も含んでいる。

値 $(s_1 + \beta\sigma s_2)$ の最大化を目的とすると想定されている。ここで、 β は割引率、 σ は再選確率である。加えて、悪い政治家の行動を制約する条件として、選択可能な x の範囲を $x \in [0, X]$ と仮定する。日本の地方財政制度に照らしてみると、 X は超過課税の制限税率の下での地方税負担と考えることができよう。

タイミングと均衡

以上のようなセッティングにおいて、政策決定と首長の選挙は以下のようなタイミングで行われる。まず、第一期において、タイプ $i \in \{g, b\}$ の現職首長と対立候補が存在している。それぞれが良い政治家である確率を $\Pr(i = g) = \pi \in [0, 1]$ とする。現職首長が第一期の単位費用 θ の下で、地方公共財供給量と政治レント、地方税負担を決定する。次に、住民が公共財供給量と地方税負担を見て投票行動を行う。ここで、住民は、現職首長と対立候補のタイプ、単位費用 θ 、政治レント s については認識できない。最後に、選挙の結果、当選した（再選もしくは新任の）首長が第二期の単位費用 θ の下で、地方公共財供給量と政治レント、地方税負担を決定する。

Besley and Smart(2007)は、このような政治的代理人モデルにおける政治過程を次のように考察している。まず、その後がない第二期については非常に単純である。すなわち、悪い首長ならば $s_2 = X$ を、良い首長ならば $s_2 = 0$ および $G_2 = G_\theta^*$, for $\theta \in \{L, H\}$ を選択する。次に、選挙の段階では、住民は現職首長のタイプについての“評判（＝事後的な信念）”が、対立候補のそれ（ π ）よりも高ければ、現職首長を再選させようとする。

住民は、第一期において現職首長が決定した政策を観察することによって、その首長のタイプに関する評判を形成する。この評判形成は二つのケースで考えられる。まず、現職首長が x_L の地方税負担を選択しているケースである。現職首長が良い政治家であるならば、確率 q で (G_H^*, x_H) を、確率 $(1 - q)$ で (G_L^*, x_L) のペアを選択するはずである。したがって、もしそれ以外のペア、すなわち $(G, x) \neq (G_\theta^*, x_\theta)$, for $\theta \in \{L, H\}$ が選択される場合、良い首長がそれを決定した可能性はゼロである（ $\Pr(g|x) = 0$ ）。加えて、悪い首長の第一期の政治レント選択においては $s_1 = X$ が支配戦略となる。つまり、第一期の地方税負担が x_L である場合、現職首長は確率 1 で良い政治家である（ $\Pr(g|x_L) = 1$ ）という評判が形成される。

複雑なのは、地方税負担が x_H の場合である。この場合、単位費用 θ が真に H であり良い首長が政策決定を行ったのか、単位費用 θ が本当は L であるのに悪い首長が良い政治家ぶって政策決定したのかが、確率的にしか分からない。後者の場合、悪い首長は本当の費用と偽りの費用との差額を利用して、 $\hat{s}(\mu) \equiv (H - L)G_H^*$ の政治レントを手にすることができる。政策決定したのが悪い首長である確率を $\lambda = \Pr(x = x_H | \theta = L, i = b)$ とすると、ベイズ・ルールにより、現職首長が良い政治家であるとの住民の評判は、次式のように表される。

$$\Pr(g|x_H) = \frac{\pi q}{\pi q + (1 - \pi)(1 - q)\lambda} \quad (3)$$

したがって、 $\Pr(g|x_H) \geq \pi$ 、言い換えると $\lambda \leq q/(1 - q)$ ならば、現職首長の当選確率 σ は

正になる（強不等号ならば 1）。加えて、期待政治レント（ $\hat{s} + \beta\sigma X$ ）が、第一期に最大額を稼ぎ選挙で落選した場合のレント（ X ）以上の場合のみ（ $\hat{s} + \beta\sigma X \geq X$ ）、悪い首長は良い政治家ぶろうとする（ $\lambda > 0$ ）。

Besley and Smart(2007)は、このゲームにおける完全ベイジアン均衡を次のようにまとめている。第一は、一括（pooling）均衡であり、タイプ（ b, L ）の首長は、 $s_1 = \hat{s}$ を選びタイプ（ g, H ）の政治家ぶることで（ $\lambda = 1$ ）、現職首長はそのタイプに関わらず再選されるケースである。この均衡が存在する条件は以下である。

$$q \geq \frac{1}{2} \ \& \ \hat{s}(\mu) \geq (1 - \beta)X \quad (4)$$

第二は、混成（hybrid）均衡であり、タイプ（ b, L ）の首長は、 $s_1 = \hat{s}$ と $s_1 = X$ をミックスした戦略を取る。彼のタイプが事後的に暴かれる確率は正ではあるが 1 より小さい。この均衡が存在するためには以下が必要となる。

$$q < \frac{1}{2} \ \& \ \hat{s}(\mu) \geq (1 - \beta)X \quad (5)$$

第三は分離（separating）均衡である。ここでは、タイプ（ b, L ）の首長は、 $s_1 = X$ を選ぶため（ $\lambda = 0$ ）、確実に選挙で落選する。この均衡は以下の条件の時に存在する。

$$\hat{s}(\mu) \leq (1 - \beta)X \quad (6)$$

Besley and Smart(2007)では、分析の簡単化のためという理由で、財政抑制政策の効果を検証するにあたっては $q \geq 1/2$ と仮定することで混成均衡の可能性を排除して議論が進められている¹¹。一方、日本の地方公共団体の状況について考察しようとする場合、単に簡単化のためではなく、実質的にも $q \geq 1/2$ の仮定が妥当だろう。つまり、少子高齢化が大きな問題となっている現在の日本においては、中央・地方ともに社会保障関係費の増大がほとんど前提条件と捉えられながら政策議論が行われている。このことを踏まえれば、地方公共サービスは、かなり高い確率で高費用（ $\theta = H$ ）となっていると捉えることができよう。したがって本稿でも、以降の考察では $q \geq 1/2$ と仮定する。

この場合、一括均衡が存在する条件は、 $\hat{s}(\mu) > (1 - \beta)X$ となる。例えば一つの解釈としてこの現実的な意味を考えるならば、脚注 10 にもあるように、政治レント s を「税を負担しない人々への再分配移転」とする考え方である。つまり、できることなら税収は最大化した上ですべて再分配支出に回したい（ $s_1 = X$ ）が、それでは再選可能性が低くなってしまいうので、少し控えて公共財支出へ回す（ $s_1 = \hat{s}$ ）。このように行動しても、なお自分が満足できる程度の再分配支出が可能であるというのが、 $\hat{s}(\mu) > (1 - \beta)X$ の意味と考えられる¹²。

¹¹ Besley and Smart(2007) p.764 より。

¹² 近年の日本の地方財政制度では、特に市町村において住民の直接的な負担となる個人住民税や固定資産税の制限税率が廃止されてきており、また、歳入に占める地方税収割合は 4 割程度（平成 22 年版地方財政白書では 38.9%）である。このような状況であれば、そもそも $s_1 = X$ を選択する余地はあまりなく、一括均衡が実現する可能性の方が、日本では高いと言えるかもしれない。

規律効果と選択効果

財政抑制政策についての考察のベンチマークとして、まず、選挙で必ず首長が交代する場合の住民の期待厚生を定義しておこう。交代が起こったとしても良い政治家が首長となっているならば、第一期、第二期とも期待厚生は $EW^s = qW_H^s + (1-q)W_L^s$ となる。一方、いずれの期においても、任期が切れることを分かっている悪い政治家が首長であるならば、期待厚生は $W^b = -\mu X$ となる。したがって、それぞれの期において、いずれも良い（もしくは悪い）政治家が首長になっていることを考慮した期待厚生は、良い政治家である確率 π を用いて $W^0(\mu) = \pi EW^s(\mu) + (1-\pi)W^b(\mu)$ と表される。更に、割引率 β を用いて、両期間を合わせた総期待厚生は $(1+\beta)W^0(\mu)$ と表すことができる。

その上で、上述の均衡の違いを含めた期待厚生は、以下のようにまとめることができる。

$$EW(\lambda, \mu) = (1+\beta)W^0(\mu) + (1-\pi)(1-q)\lambda D(\mu) + \beta(\pi_2 - \pi)S(\mu) \quad (7)$$

ここで、 $D(\mu) = W^{\hat{s}}(H, \mu) - W^b(\mu)$ 、 $S(\mu) = EW^s(\mu) - W^b(\mu)$ であり、これらを含む(7)式の第二、第三項は、ベンチマークからの期待厚生の増減分を表している。このうち、 $D(\mu)$ は一括均衡 ($\lambda=1$) の下でのみ現れ、“規律効果”を表している。上で見たように、悪い首長が費用を偽って政治レントを得ようとしても、再選されることを望むならばそのようなレントシーキングは控えめに行う。そのようにして悪い首長が良い政治家ぶった場合の住民の厚生 ($W^{\hat{s}}(H, \mu)$) は、彼が落選覚悟で最大限のレントを狙った場合の厚生 ($W^b(\mu)$) より高い。そして、そのような偽り行動の下での公共財供給量 G_H^* が選択される確率は $(1-\pi)(1-q)$ である。したがって、この“規律効果”によって、住民の期待厚生はベンチマークよりも高くなる。

第三項に現れる $S(\mu)$ は、選挙による“選択効果”を表している。つまり、第一期において首長が悪い政治家であった場合に、選挙を通じて新首長が誕生（する可能性が上昇）し、第二期の厚生が改善される（可能性が高まる）効果である。ここで、第三項にある π_2 は、第一期の政策決定とそれに基づいた選挙を踏まえた上で、第二期の首長が良い政治家である確率を示す。したがって、 $\pi_2 - \pi$ は“選択効果”が働いた後の第二期の首長に関する評判の改善度である。これは、一括均衡が実現した際に第一期の悪い首長が再選されてしまう Type I エラーを含め、次式のように表される¹³。

$$\pi_2 - \pi = \pi(1-\pi)(1-(1-q)\lambda) \quad (8)$$

以上の二つの効果を通じて、現職首長の再選可能性は住民の厚生上昇に寄与する。本稿で想定する二つの均衡での効果について考えると、上述のとおり、“規律効果”は一括均衡の下でしか働かない。一方の“選択効果”については、(8)式より $\pi_2 - \pi$ が、一括均衡の下で $\pi(1-\pi)q$ 、分離均衡の下で $\pi(1-\pi)$ となるので、後者においてより強く効くと考えられ

¹³ Besley and Smart(2007)では、この議論の段階でまだ混成均衡の可能性を排除していないため、良い現職首長を落選させてしまうという Type II エラーを含めた定式化となっている。

る。

2.2 財政抑制政策の考察

Besley and Smart(2007)では、以上のようなモデルを用いて幾つかの財政抑制政策の影響が考察されている。このうち、健全化法施行の影響に着目しようとする本稿にとって最も示唆的なのは、財政の透明化 (Fiscal transparency) とヤードスティック競争 (yardstick competition) についての分析だろう。そこで、引き続きそれらを紹介するとともに、その結論を健全化法施行に応用して考えてみたい。

財政の透明化

新たな制度や専門的な監査人の登場によって、住民には今まで知ることのできなかつた地方公共財の真の単位費用が明らかにされるようになったとする。これは日本で言えば、脚注 4 で挙げた行政評価や公会計などの制度整備、そして健全化法によって導入された財政指標の整備を想定することができる。このような状況は、Besley and Smart(2007)のモデルにおいて、単位費用 θ の真の値 (つまり、 H か L か) を確率 ξ で住民が知ることができるようになったと表現されている。

これによって、一括均衡の存在条件は $\hat{s}(\mu) > (1 - (1 - \xi)\beta)X$ と変更される。これより、この確率 ξ が 1 に近くなればなるほど、第一期に存在するのは分離均衡しかなくなることが分かる。つまり、「地方公共財の費用に関する情報がより正確で詳細になるほど、財政規律インセンティブは下がり、レントシーキング行動が増える」という結論が得られる。

ここでの結論を健全化法の施行とそれに伴う地方公共団体の行動に当てはめると、早期健全化団体の指定を受けた地方公共団体が存在する状況というのは、分離均衡の体現とも取れよう。もちろん、そのような団体の首長や議会議員がモデルにおける悪い政治家であったかどうかは別問題だが、少なくとも財政状況を繕って早期健全化基準未満にしなかった (正確にはできなかつた) のは事実である。その結果、早期健全化計画に基づいて住民の負担は増大することになる。

また、この結論は、中長期的な傾向への示唆とも捉えることができる。つまり、前節で見たように、今のところ基準を上回る団体の数は減少傾向にあるが、今後、健全な財政状況である振りをすることが困難になり、早期健全化団体になることを甘じて受け入れる団体が増えるかもしれない。健全化法が定める将来負担比率はストックに関する指標であり、他の三指標を取り繕おうとして基金を取り崩すなどすると、この指標が悪化するという特徴を持っている。したがって、上述のようなことを未然に防ぐためには、単年度ごとに将来負担比率をチェックするだけでなく、その推移を注視する必要がある。特に、かろうじて早期健全化の対象とならなかつた団体については注意すべきである。

ヤードスティック競争

健全化法の特徴は、前節でも触れたように、財政指標ならびに財政再生・早期健全化団体となった団体名の公表にある。財政指標は、入手および比較の面で困難が伴うため、住民自身が自ら利用しようとする可能性は低いかもしれない。しかしながら、報道を通じて財政再生・早期健全化団体となった団体名が公表されることの効果は非常に大きいのではないだろうか。特に、近くに指定を受けた団体があるような場合、「自分の町は大丈夫なのだろうか？」という心境になっても不思議ではない。

このような状況から生まれる地方公共団体間での一種の競争状態はヤードスティック競争と呼ばれている。すなわち、住民が自地域の政策決定者たちの能力を、他地域の政策決定者のそれとの比較を通じて評価し投票行動に反映する。現職首長・議会議員といった政策決定者たちは、したがって、選挙の対立候補だけでなく、他地域での政策についても意識しなければならなくなる。結果、他地域よりもより良い政策を行おうと、お互いの地域が競い合う。これが、ヤードスティック競争の直感的な仕組みである。

Besley and Smart(2007)では、先の政治的代理人モデルを同質的な地域が2つ存在するモデルへと拡張することで、ヤードスティック競争を考察している。この拡張によって、まず、単位費用 θ について、二地域での同時確率分布を考えなければならない。すなわち、 $\Pr(\theta, \theta'), \theta \in \{H, L\}, \theta' \in \{H, L\}$ であり、四通り発生することになる¹⁴。それぞれの確率を、 $\Pr(H, H') = \Pr(L, L') = \rho/2$, $\Pr(H, L') = \Pr(L, H') = (1 - \rho)/2$ とする。

政治家のタイプや行動については基本モデルと同じである。しかし、上述のように他地域との比較によって住民の評価がなされるため、現職首長の再選確率は他地域の（政策を表す）税負担状況にも依存することになる（ $\sigma(x_\theta, x'_{\theta'})$ ）。それは次の三つのケースが考えられる。第一に、他地域でどちらの税負担が取られていようと自地域での税負担が x_L であるケースである。基本モデルと同様、そのような政策を取る首長は良い政治家であるから、再選確率は1となる（ $\sigma(x_L, x') = 1, \text{ for all } x'$ ）。

第二は、他地域で x'_L が選択されている時に、自地域で x_H が選ばれるケースである。今、比較対象としている地域は、いわゆる類似団体である。状況の似ている他地域で低い税負担 x'_L が選択できているのに、自地域でできないというのは、真の費用は L であるにもかかわらず悪い首長がそれを偽っている可能性が高いと考えられる。したがって、このケースでの再選確率は0となる（ $\sigma(x_H, x'_L) = 0$ ）。これは基本モデルには無かった結果である。つまり、ヤードスティック競争の下では、悪い首長が x_H を選択できる余地はより小さくなっていると言えよう。

問題は、最後のケース、すなわち、両地域において x_H が選ばれるケースである。このケースにおいては、他地域において悪い首長が費用を偽っている可能性も含めて、先の費用の同時確率に応じて更に四通りのパターンが存在する。つまり、両地域とも良い首長(g, g')、両地域とも悪い首長(b, b')、片方の地域だけが良い首長（(g, b') or (b, g')）である。これらを踏まえると、ベイズ・ルールより、 x_H を選択した現職首長が良い政治家だとする評判は、

¹⁴ 以降、他地域の変数は（'）を付けて表す。

ヤードスティック競争の下では次式のように表される¹⁵。次式では、簡単化のため $q=1/2$ としている。

$$\Pr(g|x_H, x'_H) = \frac{\pi}{\pi + (1-\pi)\ell(\lambda', \rho, \pi')} \quad (9)$$

ここで、 $\ell(\cdot)$ は、(3)式の λ と同様、 x_H を選択した現職首長が費用を偽っている悪い政治家である可能性を示している。しかしそれはヤードスティック競争の場合、他地域の状況を踏まえ、次式のような尤度比として表される。

$$\ell(\lambda', \rho, \pi') = \frac{\Pr(x_H, x'_H | b')}{\Pr(x_H, x'_H | g')} \quad (10)$$

ここで、分子は、 (x_H, x'_H) が実現している時、他地域においてそれをタイプ (b', L) の首長が選択している確率、分母はタイプ (g', H) の首長が選択している確率である。Besley and Smart(2007)によると、 $\ell(\cdot)$ は π' の減少関数であり、したがって(10)式より、 $\Pr(g|x_H, x'_H)$ は π' の増加関数である。すなわち、他地域の首長の評判が悪ければ (π' が低ければ) 悪いほど、住民は x_H を選んだ自地域の首長も悪い政治家であるという評判を形成しやすいということである。このような背景により、Besley and Smart(2007)によれば、ヤードスティック競争が機能している時、悪い首長が費用を偽って再選することのできる一括均衡の存在には、(4)式に加えて、 $\pi' \geq 1/2$ という条件も必要となる¹⁶。

この項のはじめに述べたように、健全化法の施行によって、住民は少なくとも早期健全化基準を上回ってしまった団体がどこなのかを知ることができるようになった。施行の時点に限って言えば、前節で見たように、平成20年の「一部施行」において、財政再生・早期健全化団体になる可能性のある団体を、平成21年の「全面施行」において、実際にそうなる団体を知らされることになった。

この時の住民の状況を、上の理論分析に照らすと、次のように考えられる。すなわち、同じ都道府県内はもとより、関東や関西といった比較的自分になじみのある地域圏内の団体が財政再生・早期健全化の指定を受けた場合、それはその住民がかなり低い π' に直面することを意味する。したがって、そのような住民は自分の住む地方公共団体の財政状況についても疑いの目を向けやすくなると考えられる。Besley and Smart(2007)を少し拡大解釈してみると、このような住民からの強いプレッシャーは、財政状況が健全な団体の行動にも影響を与えると考えられる。つまり、このような状況においては、一括均衡の存在が更に制約されるだけでなく、 $\Pr(g|x_H, x'_H) > \pi$ 、すなわち良い政治家の再選条件さえも成立しづらくなる。そのため、真に高い単位費用 ($\theta = H$) に直面している良い政治家でさえ、 x_L を選択するという無理をしなければならなくなるかもしれない。つまり、理論モデルとは

¹⁵ より詳細な議論と導出過程は Besley and Smart(2007)を参照のこと。

¹⁶ Belleflamme and Hindriks(2005)では、成功確率の異なる公共事業の選択および特定団体への財政移転規模の選択を含む、より包括的なモデルにおいてヤードスティック競争の有効性を検討している。その結果、ヤードスティック競争が、本稿で言う“規律効果”と“選択効果”の両方をより強くすることを明らかにしている。

異なり、実際の地方公共団体は基金を積み立てているので、一時的にそれを取り崩すことで当該団体の財政が健全であるというシグナルを発しなくならなくなるのである。

前節においては、直感的な予想として、当該団体の財政指標が健全化基準を上回ってしまう、もしくはかなり基準に近い場合は財政指標の改善に注力するだろうが、良好な財政状況の団体は何もしないかもしれないと考えた。指標の改善は、真剣に行うのであれば事務事業の見直し等から始めなければならず、かなり面倒である。差し当たり健全化基準に触れることも無いのであれば、敢えて法律施行の段階で何かをする必要はない。倫理的にはどうであれ、便益の伴わないことにコストをかけないというのは、経済学的には合理的な行動である。

しかしながら、ここで見てきたように、健全化法施行によって地方公共団体がヤードスティック競争に晒されることになったならば話は全く変わってくる。すなわち、たとえそれなりに良好な財政状況の団体であったとしても、周辺地域との比較（それが噂の類であったとしても）を通じて、政策決定者には住民からの厳しい目が向けられることになる。政治的代理人モデルで見れば、財政指標を改善しないという行動には再選確率が低くなるというリスクが伴うことになる。したがって、健全化法がヤードスティック競争をもたらしたのであれば、良好な財政状況の団体も、住民へのシグナルを発するという目的で財政指標の改善に取り組んだらろうと考えられる。

3. 財政指標を用いた実証分析

3.1 実証分析の枠組み

前節での理論的考察を踏まえて、本節では、健全化法施行の前後における各地方公共団体の財政指標の変化から、その背景にある地方公共団体の行動と健全化法の影響について考察したい。理論モデルの変数に厳密に対応したデータを用いることは難しいため、ここでは、健全化法にある財政指標を用いることにする。

改めて理論的帰結との関連を表 2 でまとめてみよう。第一節の図 1 のように、健全化法施行には、「一部施行」に至る調整過程（18 年度決算値→19 年度決算値）と「全面施行」に至る調整過程（19 年度決算値→20 年度決算値）があった。注目したいのは、前節で取り上げた財政の透明化の効果とヤードスティック競争の効果が、これらの調整過程において確認できるかという点である。ヤードスティック競争が起こったのであれば、公表がなされるだけの「一部施行」に至る調整過程においても、財政状況の善し悪しに関わらず財政指標に変化が見られるはずである。他方、財政の透明化の効果だけが表れるのであれば、財政状況が良い団体は財政指標を変化させず、財政状況の悪い団体でのみ変化が見られるだろうと考えられる。

もう一つ確認したいのは、19 年度決算値もしくは 20 年度決算値で均衡が実現されたとして、それが一括均衡なのか分離均衡なのかという点である。この区別は、財政状況の悪い

団体の財政指標がどのように変化したかで見ることができよう。すなわち、調整過程において財政状況の悪い団体が指標を改善させていたのであれば、良い財政状況である振り（少なくとも、早期健全化団体ではない振り）をして一括均衡をねらったと考えられる。逆に、悪化もしくはほとんど不変であれば、実現したのは分離均衡ではないかと考えられる。前節の議論を踏まえると、「一部施行」に至る調整過程では指標を改善させたものの、「全面施行」に至る調整過程では悪化させてしまったというケースも観察されるかもしれない。

表 2 行動仮説と財政指標の変化との関係

	均衡の状態	財政状況が悪い団体	財政状況が良い団体
財政透明化のみ	一括	改善	不変
	分離	悪化もしくは不変	不変
ヤードスティック競争も発生	一括	改善	改善
	分離	悪化もしくは不変	改善

以上の行動仮説を実証分析するために、本稿では、DID (difference-in-differences) 推定を用いることにする。DID推定は自然実験法において良く用いられている。すなわち、社会に起こった新政策の導入などの外生的変化について、その対象となるグループとならないグループの間での効果の差異を見ることで、導入された政策を評価するのである¹⁷。例えば日本でも、森田(2005)は介護休業法改正について、菅(2007)は老人保健制度、黒田・山本(2009)はホワイトカラー・エグゼンプションの導入、奥山(2008)は知的クラスター創造事業と、様々な政策分野において導入の効果が検証されている。

DID 推定のための推定式は、次式のように表される。

$$y = \beta_0 + \delta_0 D_{group} + \beta_1 D_{after} + \delta_1 (D_{group} \cdot D_{after}) + u$$

ここで、 β_0 と u は定数項と誤差項である。 D_{group} は、対象グループダミーであり、政策対象外のグループ (Control group) に属するサンプルには0、政策対象のグループ (Treatment group) に属するサンプルには1とする。一方、 D_{after} は、政策導入効果ダミーであり、導入以前の年のサンプルには0、導入後の年には1とする。以上のダミー変数によって、グループ別の固定効果と、政策導入前後でのサンプル全体の構造変化をコントロールする。そして、それらの積の係数の OLS 推定量は、以下のように表すことができる。

$$\hat{\delta}_1 = (\bar{y}_{Treat, After} - \bar{y}_{Treat, Before}) - (\bar{y}_{Cont, After} - \bar{y}_{Cont, Before})$$

すなわち、「政策対象グループにおける政策導入前後での平均値の差」と「政策対象外のグループにおける政策導入前後での平均値の差」の差である。これが有意な差であれば、対象グループに影響を与える政策であったと評価できることになる。係数の符号は、扱う政

¹⁷ Meyer(1995)による。

策と変数によって正負のどちらも考えられる。

このような枠組みで実証分析するにあたって、分析上の問題点とその対処法を考えておきたい。第一は、効果を見るための変数として、どの財政指標を用いるかである。第一節で触れたように、本稿で考える2つの調整過程での変化を捉えるためには、平成18年度決算値から存在している指標に限られるため、候補は実質赤字比率と実質公債費比率である。ただし、連結実質赤字比率の導入に合わせて会計上の整理が行われたため、平成19年度の実質赤字比率と平成18年度までの実質収支比率では普通会計の定義が異なっている¹⁸。また、実質公債費比率も、その算定において、今までは含まれていなかった都市計画税収を、特定財源として考慮する措置が平成19年度より取られることになった¹⁹。すなわち、厳密に言うと、どの財政指標も平成18、19年度間の接続性を欠いていることになる。

しかしながら、実質赤字比率についての制度変更の影響は各団体について異なるものの、実質公債費比率についての変更は、都市計画税収のある団体でこの指標が下がる影響が出るだけのはずである。したがって、後述のように、各団体の都市計画税収額を用いてこの影響をコントロールすることにし、DID推定の被説明変数としては実質公債費比率を用いることにする。

第二は、健全化法はすべての地方公共団体を対象としているため、政策対象グループと政策対象外グループを厳密には分けられないことである。これには次のような対処を取る。まず、早期健全化基準(25%)と各団体の実質公債費比率との乖離を使って、分析対象の地方公共団体を財政状況別に6つのグループに分ける。次に、それぞれのグループをリファレンスとした推定を1回ずつ行い、得られた6つの結果全体から効果について解釈する。つまり、それぞれのグループを対象外グループ(であるかのように)として行った推定結果を比較し、相対的な変化から健全化法施行の効果を捉えることにする。

第三に、地方公共団体の行動がより反映された結果とするために、各団体の特性をコントロールするための説明変数を加えて推定を行う。つまり、追加の説明変数のベクトル X_k を用いて、推定式は以下のように書き直される。

$$y = \beta_0 + \delta_0 D_{group} + \beta_1 D_{after} + \delta_1 (D_{group} \cdot D_{after}) + \sum_k \alpha_k X_k + e$$

特に、単純なDID推定では、上で述べた都市計画税の問題によって、変化が過大に推定されてしまう恐れがある。また、人口や所得などの変化が財政状況に影響し、実質公債費比率を変化させてしまっている可能性も十分に考えられる。したがって、このような影響をコントロールするために、各団体の地域特性変数を推定に加える²⁰。

¹⁸ 平成19年度決算から、財政状況等一覧表にある「一般会計等の財政状況」については、一般会計および一般会計等に係る特別会計の実質収支額を健全化法に規定されている「一般会計等の相互の重複額の調整」のみを行い掲載することとしている。一方、平成18年度決算までは、上記の調整に加えて「予算繰越しと繰上充用との調整」、「公営企業会計との調整」も行われていた。

¹⁹ 平嶋(2010)p.19より。

²⁰ このようにすると、 $\hat{\delta}_1$ は先のようなグループ間の「差の差」を正確に表すものではなくなる。しかしな

3.2 推定結果

本稿では、滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山の2府4県にある205市町村を対象とする。ただし、合併前であったため、京都府木津川市の平成17年度の数値は欠損値とした。以上の市町村について、直近4年間（平成17年度～平成20年度）のパネルデータを使用する。被説明変数は実質公債費比率、地域特性を考慮するための説明変数としては人口、面積、高齢化率、納税者1人当たり課税所得額、都市計画税収および、政令指定都市をリファレンスとする府県ダミーを用いる²¹。このうち、府県ダミー以外の変数の記述統計量は表3のとおりである。人口と面積については、市町村間での差が大きいこともあり対数変換した値を用いている。一方、都市計画税収は実質公債費比率に与える影響の差異を反映させるため、実測値を用いる。

表3 記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
実質公債費比率(%)	819	15.24	4.89	29.40	0.800
ln(人口)	819	10.44	1.49	14.74	6.23
ln(面積)	819	4.16	1.24	6.93	1.35
高齢化率(%)	819	24.16	6.91	49.43	12.20
課税所得額(千円)	819	3238.20	455.17	6452.00	2374.00
都市計画税(10億円)	819	1.21	4.50	55.29	0.00

次に、DID推定のグループダミーとして用いる6つのグループを、クラスター分析によって作成した。分類は、当該地方公共団体の実質公債費比率とその早期健全化基準（25%）との乖離値によって行った。表4には、それぞれのグループ平均値およびグループに属する団体数をまとめてある。グループ分けは、平成18年度と19年度の決算値のそれぞれを用いて行った。

DID推定を行う本稿では、先の2つの調整過程において財政状況別のグループがどのように行動したかという発想になる。したがって、それぞれの年度の各グループには別の団体が属している可能性は許容しておかなければならない。ただし、各グループ間でどのような移動が起こっているかは表5において確認しておく。

実質公債費比率は、それ自体、地方債の事前協議制移行に伴う地方債の信用維持のため

がら、Wooldridge(2001)によれば、本質的な意味は変わらない。むしろ、本稿の目的からは、地域特性を適切にコントロールする方が重要であろう。

²¹ このうち、人口、面積、都市計画税収は市町村決算状況調より、納税者一人当たり課税所得は市町村課税所得調より入手した。後者については、総務省自治財政局財政課の石切山様よりご提供いただいた。高齢化率については、国勢調査および国立社会保障・人口問題研究所の『日本の市区町村別将来推計人口』（平成20年12月推計）を用いて算出した。

導入された新しい指標である。そして、その数値が 18%以上 25%未満の団体は、公債費負担適正化計画の策定を前提に、一般的な基準により起債を許可される一般的許可団体となる²²。これを表 4 に適用して考えると、18 年度においては第 4 グループ以下が一般的許可団体となるのに対して、19 年度には第 5、第 6 グループのみがその対象になる。大雑把に見て、一般的許可団体の数は 59 から 45 へと減少したと言えよう。

グループ別の傾向では、グループ平均値は財政状況が良いグループほど改善しているというのは興味深い点である。つまり、公表のみが行われる「一部施行」に向けての調整過程では、むしろ財政状況の良いグループほど指標を改善させたのかもしれない。しかしながら、これは、単に、都市計画税を実質公債費比率算定に含めることのできる団体が、もともと高位グループに属していたのかもしれない。この点は後の推定結果で検証する。

次に、18 年度と比べて 19 年度では比較的低位（第 4、5）のグループに属する団体が多くなっている。これらの団体は、相対的に見て、あまり実質公債費比率を改善できなかった団体だと言える。なかでも、18 年度には比較的高位（第 2、3）グループにいた団体で、同グループの他団体と同じようには指標を改善することができず、19 年度には低位グループに属することになってしまった団体が多くありそうである。

表 4 実質公債費比率のグループ平均および団体数

	平成 18 年度決算値		平成 19 年度決算値	
	グループ平均	団体数	グループ平均	団体数
第 1 グループ	9.76	25	3.82	13
第 2 グループ	13.91	59	8.90	43
第 3 グループ	16.87	62	12.90	47
第 4 グループ	19.41	19	16.36	57
第 5 グループ	20.54	25	20.43	35
第 6 グループ	24.72	15	24.55	10

各グループ内での内訳について表 5 で見てみよう。18 年度での第 1～第 4 グループでは、順位上昇もしくは不動の団体と、下落させた団体がほぼ半分ずつとなっている。表 4 と照らして考えてみると、指標を改善できたか否かもほぼ半分ずつだと思われる。一方で、第 5、6 グループでは、6、7 割の団体が指標を改善することができなかったようである。特に第 6 グループの団体は、改善したとはいえ、依然として一般的許可団体にある団体が約 87%である。

したがって、グループ別の変化を基にして、一括均衡か分離均衡かを考えるのではあるが、同一グループ内でも各団体の変化は一様ではない点には注意が必要である。ただし、

²² 詳細な解説は、例えば星野(2008)でなされている。

低位の第 5, 6 グループには, グループ平均で見た場合に指標の改善が他と比べて非常に小さいことから, 財政状況を取り繕おうとしなかった団体が多いのではないかと考えられる。

表 5 各グループ間での団体の順位変動

		平成 19 年度決算でのグループ						順位変動 (H18 グループ内)		
		第 1	第 2	第 3	第 4	第 5	第 6	不動	上昇	下降
平成 18 年度決算でのグループ	第 1	12	8	5	—	—	—	48%	—	52%
	第 2	1	29	15	14	—	—	49.2%	1.7%	49.2%
	第 3	—	6	21	30	5	—	33.9%	9.7%	56.5%
	第 4	—	—	3	7	9	—	36.8%	5.2%	47.4%
	第 5	—	—	2	5	17	1	68%	28%	4%
	第 6	—	—	1	1	4	9	60%	40%	—

これらの予備的考察を踏まえ, DID 推定の結果を見てみよう。表 6 は, 18 年度決算グループを用いて「一部施行」に至る調整過程の変化をまとめたものである。すなわち, 政策導入効果ダミーである 19 年度ダミー YD_{H19} は, 17, 18 年度について 0 を, 19, 20 年度について 1 を付すダミー変数である。

表 6 では, 視覚上の煩雑さを回避するために各グループの固定効果を示す係数の推定結果は割愛してある。また, それぞれのグループをリファレンスとした 6 つの推定は, 簡単に言えば切片の分割の仕方を変えているだけなので, 地域特性変数に係る係数推定量はどの推定でも同じ値になる。したがって, これらについてはまとめて表記する。以降の推定結果についても同様である。

表 6 において, 交差項の推定結果は, ちょうど対角同士が正負を逆転させた双対関係になっている。すなわち, 第 1 グループをリファレンスとした場合に, 第 3, 第 4 グループの指標は悪化したように見え, 逆に第 3, 第 4 グループをリファレンスとした場合は同じ程度に第 1 グループの指標が改善したように見える。各グループの指標自体が改善したかどうかは, 19 年度ダミー YD_{H19} の係数によって近似的に判断できる²³。懸案の都市計画税の影響は, 19 年度ダミー YD_{H19} と都市計画税収の交差項によってコントロールされ, 予想通りマイナスで有意な結果となった。したがって, 推定結果からは, 「一部施行」に至る調整過程においてはどのグループも指標を改善させたと言えるが, なかでも財政状況が良い第 1, 第 2 グループでの改善幅が大きく, 次いで第 6 グループの団体が指標を改善させたことと捉えることができよう。

²³ ここには, 用いた説明変数の変化では捉えきれなかった要因の 18 年度から 19 年度にかけての変化の影響が含まれているため, 完全に各グループの指標の変化だけを捉えているわけではない。

表6 「一部施行」に至る調整過程での変化 (2005-2008 パネルデータ, 観測値数: 819)

被説明変数: 実質公債費比率	コントロールグループ					
	第 1	第 2	第 3	第 4	第 5	第 6
19 年度ダミー (YD _{H19})	-2.328*** (-4.383)	-2.417*** (-7.592)	-1.224*** (-5.009)	-0.926** (-2.242)	-1.352*** (-2.601)	-2.321*** (-3.105)
D ₁ × YD _{H19}		0.090 (0.148)	-1.103* (-1.914)	-1.401** (-1.895)	-0.976 (-1.323)	-0.007 (-0.007)
D ₂ × YD _{H19}	-0.090 (-0.148)		-1.193*** (-3.642)	-1.491*** (-2.956)	-1.065* (-1.768)	-0.096 (-0.119)
D ₃ × YD _{H19}	1.103* (1.914)	1.193*** (3.642)		-0.298 (-0.633)	0.127 (0.223)	1.096 (1.392)
D ₄ × YD _{H19}	1.401** (2.124)	1.491*** (2.956)	0.298 (0.633)		0.426 (0.652)	1.394 (1.628)
D ₅ × YD _{H19}	0.976 (1.323)	1.065* (1.768)	-0.127 (-0.223)	-0.426 (-0.652)		0.969 (1.059)
D ₆ × YD _{H19}	0.007 (0.007)	0.096 (0.119)	-1.096 (-1.392)	-1.394 (-1.628)	-0.969 (-1.059)	
定数項	20.200*** (8.941)	24.214*** (10.796)	26.473*** (11.717)	28.452*** (12.562)	30.987*** (13.677)	34.217*** (14.805)
ln(人口)			-0.496*** (-4.016)			
ln(面積)			0.354*** (3.469)			
高齢化率			-0.074*** (-2.424)			
1 人当たり課税所得			-0.001*** (-2.551)			
都市計画税 × YD _{H19}			-0.191*** (-2.911)			
滋賀県ダミー			-1.962*** (-2.674)			
京都府ダミー			-2.557*** (-3.601)			
大阪府ダミー			-2.869*** (-4.155)			
兵庫県ダミー			-1.731** (-2.575)			
奈良県ダミー			-1.683** (-2.384)			
和歌山県ダミー			-1.711** (-2.464)			
補正決定係数			0.786 (2.294)			

Note: ***, **, *はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準でみて有意であることを示す。()内は t 値。推定量の標準誤差には, White の HCSEs を用いている。補正決定係数の下段は回帰式の標準誤差である。

地域特性変数の係数については、人口、高齢化率、一人当たり課税所得についてマイナスで有意に、面積ではプラスで有意な結果が得られた。これらは調整過程での指標の変化にのみ影響を与えたというよりは、実質公債費比率の程度を決める潜在的な地域の要因として考えられる。高齢化率がマイナスに効くというのは意外であるが、今後の検討課題としたい。府県ダミーについてはどれもマイナスで有意である。すなわち、この期間だけを見るならば、政令指定都市はそれ以外の市町村よりも全体として財政状況が悪いということになる。ここから、特有の財政需要が政令指定都市の財政を悪化させてしまっているのかどうか判断するのは難しい。しかし、4つの政令指定都市の実質公債費比率の変化を見ると、4年間で約6~9%ポイント改善できている。サンプル全体の改善の平均が1.7%ポイントであることから考えると、特段、政令指定都市で改善が難しかったというわけでもなさそうである。

図2は、18年度決算でのグループ分けに基づいて、各グループの実質公債費比率の変化を図示したものである。18年度および19年度のグラフに付いている数値は、それぞれの年度におけるグループの標準偏差である。また、線つきグラフはグループ平均の推移を示している。このグラフは、都市計画税をはじめ地域特性の変化の影響を含んではいるものの、表6の結果をある程度はイメージできているだろう。

図2 18年度グループで見た指標の変化

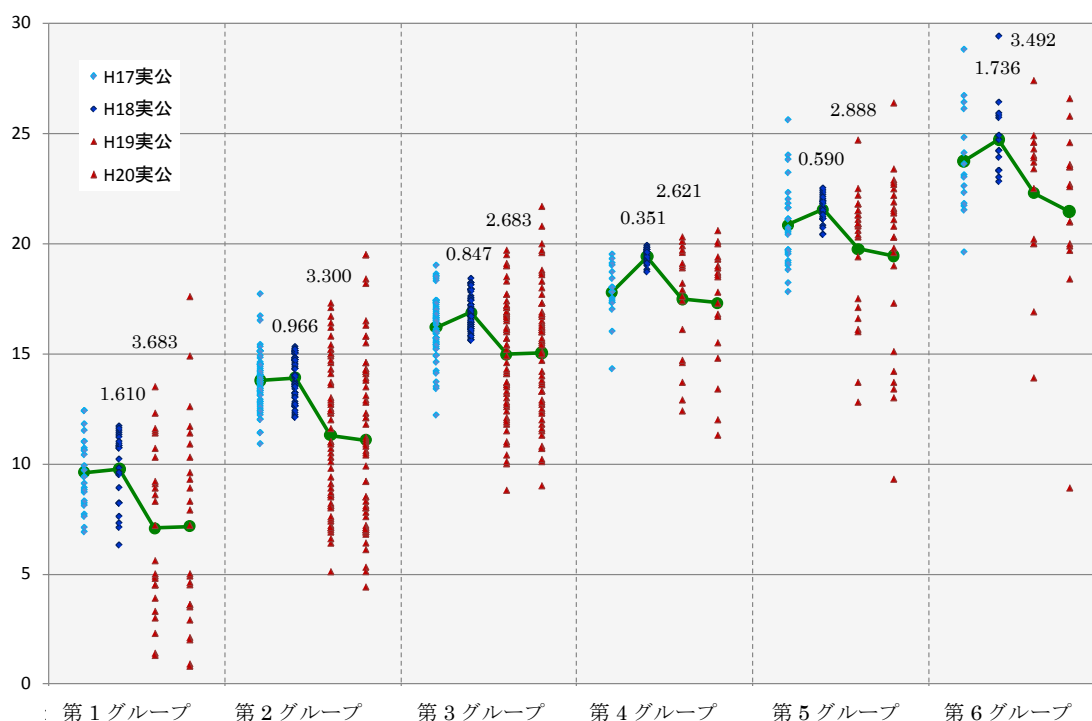


図2によると、18年度グループで見た場合、高位グループは「一部施行」に至る調整過程において指標を大きく改善させたが、「全面施行」に向けてはあまり変化させていないよ

うに見える。他方、低位（特に第 6）グループは両方の調整過程において指標を改善させているようである。これを踏まえて、低位グループの推定結果を次のように解釈することができる。

表 6 における 19 年度ダミー YD_{H19} の係数は、各グループの 17, 18 年度の平均値と 19, 20 年度の平均値の差で表される。図 2 からは、推定結果において第 3～第 5 グループの変化が相対的に小さかったのは、これらのグループでは 17 年から 18 年度にかけて指標が悪化しているためであることが分かる。つまり、第 3～第 5 のグループには、何もせずに放置しておけば悪化していった可能性の高い財政状況を、健全化法施行を契機に押しとどめた団体がいくつもあったと考えられる。一方、第 6 グループでは、上のグループと同様に財政状況は悪化傾向にあったが、「一部施行」だけではなく「全面施行」に至る調整過程においても継続的に指標が改善されたことから、先の推定において第 1, 2 グループに次ぐ改善が見られる結果が得られたのだと考えられる。ただし、表 5 で確認したように、グループ内での変化は一樣ではなく、2, 3 の団体の大幅な改善によってグループ平均値が下がったように見えるだけで、個々に目を向けると大部分は横ばいもしくは悪化しているようにも見える。

18 年度決算グループを用いた分析では、このようにグループ内でのばらつきが大きくなってしまったため、引き続いて「全面施行」に至る調整過程での行動を見るのが難しくなる。すなわち、18 年度決算グループにおいて同じグループに属していたとしても、ある団体は「一部施行」における改善だけでも十分だと判断し「全面施行」に向けては何もしなかったかもしれないが、別の団体は不十分な改善しかできなかったとして「全面施行」に向けて再度指標の調整に取り組んだかもしれない。したがって、「全面施行」に至る調整過程での行動を見るためには、19 年度決算値を用いて再グループ化し、その下での推定を行う必要がある。そこで表 7 では、19 年度決算グループを用いて 19 年度と 20 年度の実質公債費比率の変化を回帰分析した。表 6 や図 2 で確認されるとおり、「一部施行」の段階（18 年度から 19 年度）で大きな変化が起こっているため、それをコントロールする必要がある。そのため、ここでは、政策導入効果を捉えるための 20 年度ダミー (YD_{H20}) とは別に 19 年度ダミー (YD_{H19}) を引き続き推定に用いることで、地方公共団体の行動および都市計画税の算入によるサンプル全体の 19 年度の変化をコントロールすることにした。

表 7 では、第 1～第 3 の財政状況が比較的良好なグループは指標を改善させ、残りの財政状況が良くないグループは指標を悪化させたという結果が得られた。ただし、地域特性変数の係数が、先の表 6 とは逆の符号になってしまっている。特に、人口、高齢化率、1 人当たり課税所得については有意でもある。表 6 と 7 は、同じパネルデータを使い、グループの分け方と政策導入効果ダミーの年度を変えただけである。それによって、地域特性の影響が逆になってしまうのは、おそらく、20 年度ダミー (YD_{H20}) と別に用いた 19 年度ダミー (YD_{H19}) だけでは「一部施行」における変化をうまく吸収しきれていないからだろうと思われる。

表7 「全面施行」に至る調整過程での変化 (2005-2008 パネルデータ, 観測値数: 819)

被説明変数: 実質公債費比率	コントロールグループ					
	第 1	第 2	第 3	第 4	第 5	第 6
20 年度ダミー (YD_{H20})	-3.276*** (-5.096)	-1.701*** (-3.769)	-0.962*** (-2.847)	0.944*** (3.081)	1.665*** (4.532)	1.340** (2.045)
$D_1 \times YD_{H20}$		-1.575** (-2.083)	-2.314*** (-3.278)	-4.219** (-6.123)	-4.941*** (-6.920)	-4.616*** (-5.139)
$D_2 \times YD_{H20}$	1.575** (2.083)		-0.739 (-1.352)	-2.645*** (-5.041)	-3.366*** (-6.049)	-3.041*** (-3.903)
$D_3 \times YD_{H20}$	2.314*** (3.278)	0.739 (1.352)		-1.906*** (-4.243)	-2.627*** (-5.410)	-2.302*** (-3.154)
$D_4 \times YD_{H20}$	4.219*** (6.123)	2.645*** (5.041)	1.906*** (4.243)		-0.722 (-1.571)	-0.396 (-0.556)
$D_5 \times YD_{H20}$	4.941*** (6.920)	3.366*** (6.049)	2.627*** (5.410)	0.722 (1.571)		0.325 (0.443)
$D_6 \times YD_{H20}$	4.616*** (5.139)	3.041*** (3.903)	2.302*** (3.154)	0.396 (0.556)	-0.325 (-0.443)	
定数項	0.146 (0.065)	4.396** (1.983)	7.547*** (3.444)	9.654*** (4.438)	12.983*** (5.859)	17.013*** (7.466)
ln(人口)			0.404*** (3.530)			
ln(面積)			-0.082 (-0.809)			
高齢化率			0.063** (2.169)			
1 人当たり課税所得			0.001** (2.101)			
YD_{H19}			-1.950*** (-10.464)			
滋賀県ダミー			0.202 (0.261)			
京都府ダミー			0.500 (0.660)			
大阪府ダミー			0.369 (0.489)			
兵庫県ダミー			1.104 (1.505)			
奈良県ダミー			0.377 (0.507)			
和歌山県ダミー			0.018 (0.024)			
補正決定係数			0.789 (2.273)			

Note: ***, **, *はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準でみて有意であることを示す。()内は t 値。推定量の標準誤差には, White の HCSEs を用いている。補正決定係数の下段は回帰式の標準誤差である。

表 8 「全面施行」に至る調整過程での変化 (2007-2008 パネルデータ, 観測値数: 410)

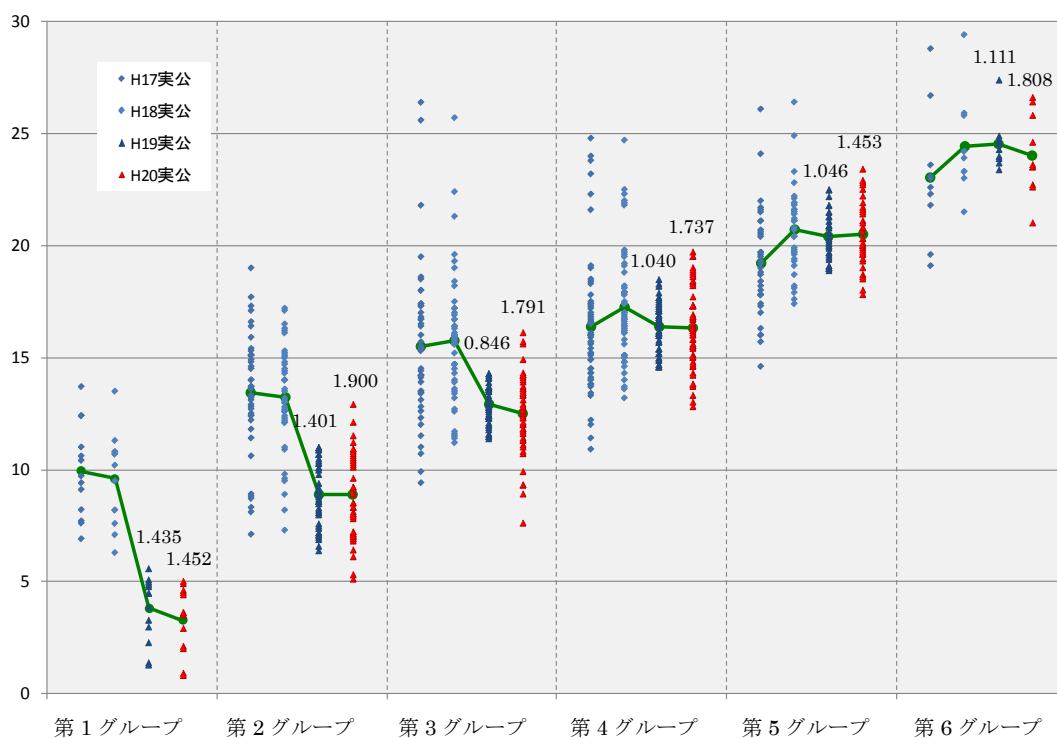
被説明変数: 実質公債費比率	コントロールグループ					
	第 1	第 2	第 3	第 4	第 5	第 6
20 年度ダミー (YD_{H20})	-0.480 (-0.885)	0.042 (0.105)	-0.358 (-1.342)	-0.016 (-0.059)	0.099 (0.325)	-0.495 (-0.778)
$D_1 \times YD_{H20}$		-0.522 (-0.778)	-0.122 (-0.202)	-0.463 (-0.764)	-0.578 (-0.931)	0.016 (0.019)
$D_2 \times YD_{H20}$	0.522 (0.778)		0.400 (0.836)	0.058 (0.121)	-0.057 (-0.114)	0.537 (0.717)
$D_3 \times YD_{H20}$	0.122 (0.202)	-0.400 (-0.836)		-0.341 (0.896)	-0.456 (-1.130)	0.138 (0.200)
$D_4 \times YD_{H20}$	0.463 (0.764)	-0.058 (-0.121)	0.341 (0.896)		-0.115 (-0.282)	0.479 (0.693)
$D_5 \times YD_{H20}$	0.578 (0.931)	0.059 (0.114)	0.456 (1.130)	0.115 (0.282)		0.594 (0.843)
$D_6 \times YD_{H20}$	-0.016 (-0.019)	-0.537 (-0.717)	-0.138 (-0.200)	-0.479 (-0.693)	-0.594 (-0.843)	
定数項	4.297** (2.421)	9.252*** (5.344)	12.961*** (7.587)	16.370*** (9.806)	20.315*** (11.829)	24.567*** (14.092)
ln(人口)			-0.125 (-1.183)			
ln(面積)			0.280*** (3.020)			
高齢化率			-0.044* (-1.870)			
1 人当たり課税所得			-0.000 (-0.016)			
滋賀県ダミー			1.035** (2.124)			
京都府ダミー			0.942* (1.961)			
大阪府ダミー			0.662 (1.441)			
兵庫県ダミー			1.487*** (3.590)			
奈良県ダミー			1.387*** (3.015)			
和歌山県ダミー			1.320*** (2.744)			
補正決定係数			0.929 (1.473)			

Note : ***, **, *はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準でみて有意であることを示す。()内は t 値。推定量の標準誤差には, White の HCSEs を用いている。補正決定係数の下段は回帰式の標準誤差である。

そこで、19、20年度のみの2年間のデータを用いて「全面施行」での変化を推定した。結果は表8にまとめられている。まず、有意性は低いですが、地域特性の係数推定量の符号は表6と同様になる。ただし、府県ダミーはプラスで有意となっている。政令指定都市が大きく指標を改善させたのは「一部施行」への過程の段階であるため、この2年間だけを取り出した推定では表6と逆の結果になったものと思われる²⁴。この府県ダミーの結果は、大阪府下の市町村については有意ではなく、特に兵庫、奈良、和歌山県下の市町村について有意かつ大きな値となっている。したがって、政令指定都市の改善状況と比べると、これらの県下市町村での指標の改善は進まなかったことがうかがえる。

政策導入効果ダミーおよび交差項の推定量を見てみると、符号の差異はあるがすべてのグループについて有意ではないという結果になっている。したがって、「全面施行」に至る調整過程においては、どのグループも指標を変化させなかったと判断した方が適当だろうと思われる。先と同様に、19年度グループで見た指標の変化を図3にまとめた。

図3 19年度グループで見た指標の変化



線つきグラフは、先と同様に各グループの平均値を示している。19年度から20年度にかけてのそれらの変化は、表8における20年度ダミー (YD_{H20}) の係数推定量のそれと同じである。ただし、これらの変化は推定結果にあるとおり、地域特性によって説明されるべきものであり、「全面施行」に向けて各グループが積極的に操作したものとは言えない

²⁴ 試みに単純平均で比べてみると、17、18年度において政令指定都市平均が18.09%、それ以外の市町村の平均が16.21%であるのに対して、19、20年度において前者は11.7%、後者は14.28%となる。

う。図 3 においても、19 年度から 20 年度の間で、各グループの標準偏差に変化はあるものの、図 2 でのそれと比べると非常に小さなものである。したがって、個々の地方公共団体についても、動きはほとんどなかったものと考えられる。ただし、18 年度から 19 年度にかけての出入りが特に激しかった第 3, 4 グループでは、「全面施行」に向けて指標を改善（もしくは悪化）させた団体がいくつかあったと考えられる。

以上の推定結果は次のようにまとめられる。第一に、ヤードスティック競争の有無である。これは、表 6 および図 2 から、「一部施行」に至る 18 年度から 19 年度への調整過程において起こっていたと考えられる。前節での考察のとおり、もともと財政状況が良かった団体、つまり 18 年度決算の基準で第 1, 2 グループに属するような団体は、財政の透明性が高まるだけの事態ならば特に財政指標を変化させる必要はない。しかしながら、本稿の結果からは、むしろこれらの団体の方がより大幅に指標を改善させていることが分かった。「一部施行」では指標の公表がなされるだけなのにも関わらず、これらの団体が強く反応したということは、自分たちの財政状況に関する「評判の悪化」を懸念してのことだろうと考えられる。他方、「全面施行」に至る調整過程では、財政状況の良い団体が積極的に指標を改善したという結果は得られなかった。したがって、2 年連続してヤードスティック競争が働いたとは言えないだろう。

第二に、一括均衡か分離均衡かについての判断である。まず、「一部施行」に至る調整過程に注目してみよう。図 3 を基に考えると次のような解釈が可能である。例えば、第 3, 4 グループについて見てみると、19 年度において“結果的に”これら中位グループに属することができた団体の中には、17, 18 年度の時点では財政状況がかなり悪かった団体が見られる。このように変化がはっきり表れた団体を含め、全体的にどのグループでも指標の改善が見られるということは、「一部施行」では一括均衡が実現したと考えられる。ただし、図 2 を基にして 18 年度決算グループから見てみると、この調整過程を経てグループ内のばらつきは非常に大きくなった。これを、指標を改善できた団体とできなかった団体との差が顕著に出たと解釈するならば、「一部施行」で実現したのは分離均衡だとも考えられる。したがって、「一部施行」においては一概にどちらかとは言いきれない状況にある。「全面施行」に至る調整過程では、すべてのグループでの改善が確認できず、またグループ内のばらつきの変化も小さいことから、「全面施行」で実現したのは分離均衡だと考えることができよう。

4. 議論とまとめ

本稿では、健全化法の 2 段階の施行において、地方公共団体がどのように行動したかを考察した。理論的な行動仮説に基づいた実証分析の結果からは、財政状況の如何に関わらず、多くの団体が「一部施行」に至る調整過程において財政指標を改善したことが分かった。そこには、他地域の状況を見ながら、自地域の財政状況に関する評判を維持しようと

する行動があったと推察される。他方、「全面施行」に至る段階においては、財政状況が良い団体は静観し、悪い団体もとりあえず指標が早期健全化基準を下回ったので、これ以上の努力は払わないことにしたように見える。最終的に、本稿が扱った関西2府4県では、4つの市町が早期健全化団体となったが、これらの団体に限っては万策尽きたと言えるかもしれない。

最後に、本稿の分析を通じて考えられる地方公共団体の動向について、今後注意を払うべき点を2つ挙げてまとめたい。第一は、財政状況と地域特性の関係性についてである。前節の実証分析では、同じパネルデータを用いながら、グループ分けと想定する政策導入効果のタイミングを変えただけで、地域特性変数のパラメータが逆の符号を持ってしまうという問題が発生した。前節では、18年度から19年度での変化が大きすぎるか団体間で違いすぎるかのために、単なる年度ダミーではそれが捉えきれなかったのではないかと考えたが、グループ分けを変えたことによる影響については触れていなかった。この点について確認するために、各グループダミーと地域特性変数との相関をそれぞれの年度のものについて算出した。表9の上4段では18年度決算グループのダミー変数と地域特性について、下4段では19年度決算グループのダミー変数と地域特性について、相関係数の算出結果およびそれが0であるという帰無仮説を棄却できるかどうかのt検定の結果をまとめた。前節の推定と同じ4年間のパネルデータからこれらは算出されている。

表9 地域特性とグループ分けの関係

H18 決算	第1	第2	第3	第4	第5	第6
ln(人口)	0.017	0.096***	0.086**	-0.038	-0.107***	-0.164***
ln(面積)	-0.130***	-0.217***	0.186***	0.099***	0.070**	0.014
高齢化率	-0.049	-0.206***	-0.026	0.116***	0.111***	0.196***
課税所得	0.067*	0.048	-0.039	-0.105***	0.018	-0.005
H19 決算	第1	第2	第3	第4	第5	第6
ln(人口)	0.221***	0.229***	0.125***	-0.190***	-0.170***	-0.234***
ln(面積)	-0.135***	-0.213***	0.039	0.099***	0.131***	0.045
高齢化率	-0.211***	-0.196***	-0.092***	0.094***	0.187***	0.268***
課税所得	0.211***	0.193***	0.051	-0.226***	-0.067*	-0.116***

***, **, *はそれぞれ, t検定において1%, 5%, 10%水準でみて有意であることを示す。

いずれについても多重共線性を引き起こすほどの相関ではないため、推定に用いたことが問題というわけではない。しかしながら、18年度決算グループと比べると19年度決算グループでは、人口、高齢化率、1人当たり課税所得についての相関係数の値が大きくなり、かつ有意性も高まっていることが分かる。符号の意味と合わせて解釈すると、人口が多く、高齢化率は低く、そして課税所得の高い団体ほど高位グループに属するようになってきた

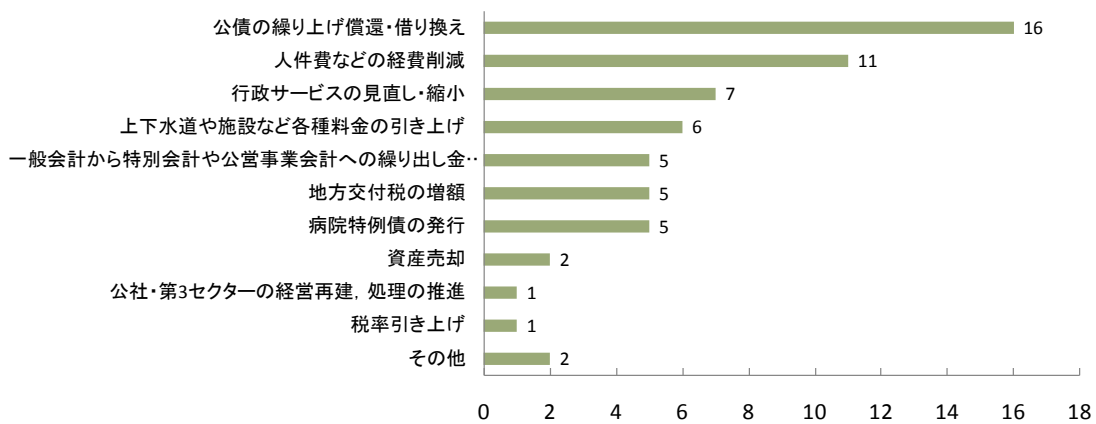
と言えよう。おそらく、これらは都市圏にある団体だと考えられる。

つまり、「一部執行」に至る調整過程でのヤードスティック競争によって、都市と地方の二極化が進んでしまったのではないだろうか。すなわち、都市圏の団体は、この間に指標を改善することによって、高位のグループに属し続けられたか、18年度には中低位のグループだったが19年度には順位を上げることができた。他方、地方圏の団体は、指標を十分には改善できず、順位を下げるもしくは低位に留まり続けることになったのではないだろうか。今後の制度運営上、人口構造などの地域要因と財政状況との関係について詳細な検証が図られるとともに、地方圏の団体については都道府県や国が特に注意深く財政状況を観察していく必要があるだろう。

第二は、健全化法施行を契機とした急激な指標の改善によって、財政の他の部分にしわ寄せが出ていないかという点である。図4は、19年度決算での財政指標が基準を上回っていた団体に対して、日経グローバルが行ったアンケートの結果である²⁵。22団体のほとんどが「公債の繰り上げ償還・借り換え」を行っているが、そのためには減債基金や財政調整基金などを取り崩していると思われる。

図4 具体的な指標改善策（日経グローバルより引用）

財政再生, 早期健全化団体への移行を回避するための施策(22市町村;複数回答)



このことは、本稿が分析対象として扱った市町村も同様であろう。なぜなら、本稿で扱った実質公債費比率は、その算定の性質上、短期的に改善させるためには繰り上げ償還をするぐらいしか手段がなく、そのための財源を捻出するのに最も簡単な方法が基金の取り崩しだからである。ただし、健全化法施行後は、基金の取り崩しばかりに頼っていると将来負担比率を悪化させてしまうことになる。そこで、この影響について見てみよう。

表10は、「一部施行」に至る過程での実質公債費比率の変化が、「全面施行」に至る過程での将来負担比率の変化にどのように影響したかを二段階最小二乗法によって推定した結果である。本来ならば、どちらの指標についても18年度から19年度の変化で見るのが望ま

²⁵ 日経グローバル No.126(2009)による。

しいのだが、将来負担比率は18年度には存在しなかったため1年ずらさざるを得ない。しかしながら、もし「一部施行」に至る過程において基金取り崩しだけに頼り、実質公債費比率を悪化させる構造的な要因についての対策が取られていなかったとしたら、基金が減ってしまった分、翌年の調整過程において将来負担比率が悪化してしまうものと考えられる。

ここでは比較のために、18、19年度のどちらにおいても第4から第6のそれぞれ同じ低位グループに属していた団体と、どちらの年度においても第1から第3の高位グループに属していた団体をサンプルとして用いた²⁶。推定のための操作変数として、人口、高齢化率、1人当たり課税所得、都市計画税についての、18年と19年度の階差を用いることで、実質公債費比率の変化に与える地域特性の変化の影響を考慮した。

表 10 将来負担比率に与えた影響

被説明変数：将来負担比率 H19→H20の階差	低位グループ所属（32団体）	高位グループ所属（52団体）
定数項	178.656*** (12.643)	-3.734 (-0.573)
実質公債費比率 H18→H19 の階差	-17.496*** (-18.787)	11.435*** (0.936)
補正決定係数	0.825 (87.854)	0.752 (66.171)

※パラメータ推定量について、***は、1%水準でみて有意であることを示す。（ ）内はそれぞれのt値である。補正決定係数の下段は回帰の標準誤差である。

表10からは、低位グループ団体では実質公債費比率と将来負担比率の変化が負相関となっているのに対して、高位グループ団体では正相関であることが分かる。前節の推定から、「一部施行」に至る過程においてどのグループも実質公債費比率を改善させていたことを踏まえると、表10の結果は、低位グループ団体では基金の取り崩しという代償が将来負担比率を悪化させるという形で表面化したものと考えられる。

以上の二点はいずれも、“潜在的な”早期健全化団体をどのようにして把握するかという問題について、健全化法施行のタイミングにおける地方公共団体の行動分析からの示唆と言えよう。すなわち、このような財政状況が脆弱な団体は、「一部施行」に合わせて指標改善の努力はしてみたものの、根本的な解決には至っておらず、より困難な状況に置かれてしまっている可能性が高い。これらの財政状況へは特に注意しながら、健全化法制度が運営されることを望みたい。

²⁶ 19年度において将来負担比率が表示されていない団体が幾つかあったため、それぞれのグループの団体数は表5の対角要素とは一致していない。

参考文献

Alesina, A. and R. Perotti, 1995, "The political economy of budget deficits", *IMF Staff Papers* 42, 1-31.

Belleflamme, P. and J. Hindriks, "Yardstick competition and political agency problems", *Social Choice and Welfare* 24, 155-169.

Besley, T. and M. Smart, 2007, "Fiscal restraints and voter welfare", *Journal of Public Economics* 91, 755-773.

Graafland, J. and H. Smid, 2004, "Reputation, corporate social responsibility and market regulation", *Tijdschrift voor Economie en Management* Vol.49, 271-308.

Kreps, D. and R. Wilson, 1982, "Reputation and imperfect information", *Journal of Economic Theory* 27, 253-279.

Meyer, B., 1995, "Natural and quasi-experiments in economics", *Journal of Business and Economic Statistics* Vol.13, 151-161.

Twight, C., 2004, "Political transaction-cost manipulation", *The Encyclopedia of Public Choice* (Rowley, C. and F. Schneider ed.), 424-428.

Wooldridge, J., 2001, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

奥山尚子, 2008, 「地域活性化における地域イノベーション政策の効果～クラスター政策が開業率に与える影響について～」, 社会イノベーション研究会 SCWG2008 年度報告書(第6章), 内閣府経済社会総合研究所委託事業.

川瀬憲子, 2008, 「地方財政健全化法と自治体財政への影響: 北海道市町村の事例を中心に」, 『静岡大学経済研究』12(4), 73-90.

河藤佳彦, 2010, 「日本における新しい地方財政健全化制度」, 財団法人自治体国際化協会『アップ・ツー・デートな自治関係の動きに関する資料』No.7.

菅 万里, 2007, 「社会経済的階層による健康格差と老人保険制度の効果」, 世代間問題研究プロジェクト「世代間問題の経済分析」 Discussion paper 308.

黒田祥子, 山本勲, 2009, 「ホワイトカラー・エクゼンプションと労働者の働き方: 一労働時間規制が労働時間や賃金に与える影響」, ISS Discussion Paper Series J-175.

坂本忠次, 2008, 「財政再建と地方分権—最近の広域行政論に関する一考察—」, 『岡山大学経済学会雑誌』39(4), 13-30.

総務省, 2010, 「地方公共団体財政健全化法について」, 『地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会 平成21年度報告書』, 145-161.

日経グローバル, 2008, 「全自治体の06年度連結実質赤字比率 赤字比率20%超は17市町村」, No.105, 26-39.

日経グローバル, 2009, 「早期健全化団体, 「確実」は17市町村 病院特例債や駆け込み

リストラが奏功」, No.126, 44-45.

平嶋彰英, 2010, 「地方公共団体財政健全化法成立から三年を経て～制度設計を振り返り, 影響を検証する～」, 『地方財政』2010.7, 10-39.

藤田安一, 2008, 「自治体財政健全化法の特徴と問題点」, 『地域学論集』第5巻第1号, 1-14.

星野菜穂子, 2008, 「実質公債費比率の検討」, DIR 経営戦略研究 2008 年新年号 VOL.15.

森田陽子, 2005, 「育児休業法の規制的側面－労働需要への影響に関する試論－」, 日本労働研究雑誌 No.536, 123-136.