

地方財政健全化法の施行と地方公共団体の健全化行動

— 関西の市町村データによる考察 —

菅原 宏太*
(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¹⁾。本稿の目的は、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の健全化行動にどのような影響を与えたのかを考察することである。なかでも着目したいのは、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。

直感的な予想では、まず、「一部施行」の段階において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と考えられる。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のあまり良くない団体にも、指標を改善する動きが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²⁾、このままでは当該団体名が1年後に公表される可能性があるところは、19年度決算の指標を改善すべく策を講じたとも考えられる。

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、健全化法の主要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→19年度)、「全面施行」に至る調整過

* 2003年3月神戸商科大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得満期退学、2003年4月京都産業大学経済学部専任講師、2007年4月より京都産業大学経済学部准教授。著書等に、「水平的財政競争と部分的地域間協調政策」(共著、『地方財政の理論的進展と地方消費税』日本地方財政学会研究叢書、第18号、2011年)、「固定資産税の土地評価における自治体間相互依存の実証分析」(共著、『愛知大学経済論集』、第176号、2008年)などがある。

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⁾ 『「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。

程(19年度→20年度)のいずれにおいても大きく減少していることが分かる³⁾。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、財政状況の悪かった団体は取っていたことがうかがえる。

他方、指標が基準に抵触し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ことから、「(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。

また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団体のみ報道資料として公表しているにすぎない。そのうえ、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、「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⁴⁾。

このような背景から考えると、財政状況の悪く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。本稿の構成は次のとおりである。まず、次節において、健全化法施行が地方公共団体の行動にどのように影響するかを理論的に考察する。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節において健全化制度の今後の運用を展望する。

³⁾ 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1つの目安として用いることにする。また、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。

⁴⁾ 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。

図1 健全化法の経緯（総務省ホームページより）



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

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健全化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、連結実質赤字比率や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、それらの存在や意味は、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。

そこで、健全化法の施行が地方公共団体の健全化行動にどのように影響を与えるかについて、Besley and Smart (2007) の分析を基に考察する。Besley and Smart (2007) では、地方公共財の単位費用などの情報が

首長と住民の間で非対称性である政治的代理人モデルにおいて、幾つかの財政抑制政策の効果が検証されている。もちろん、彼ら自身が健全化法を扱っているわけではないが、彼らの文脈に照らして健全化法の効果を考察することは有益だろう。

2.1 基本モデル

まず理論モデルを簡単に描写しておこう。ここでは、首長の選挙を含む2期間モデルを想定する。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 (s) および住民に対する地方税負担 (x) を選択する⁵⁾。 θ は、確率変数 ($\theta \in \{L, H\}, H > L$) であり、確率 $q \in (0, 1)$ で高コストとなる。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。代表的住民の厚生は $W(G, x) = v(G) - \mu x$ と表される。 $v(\cdot)$ は地方公共財消費の効用関数、 μ は公的資金の限界費用である。

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レントを得ようとはしない。他方、悪い政治家は2期間で得られる政治レントの期待値 ($s_1 + \beta \sigma s_2$) を最大化しようとする。ここで、 β は割引率、 σ は再選確率である。悪い政治家が選択可能な x の範囲を $x \in [0, X]$ と仮定する。

政策決定と首長選挙は次のように行われる。まず、第1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は $\Pr(i = g) = \pi \in [0, 1]$ である。現職首長が第1期の単位費用 θ の下で、 G_1 と s_1 および x_1 を決定する。次に、住民が G_1 と x_1 を見て投票を行う。ここで、住民は、現職首長と対立候補のタイプおよび θ 、 s_1 については認識できない。そこで住民は、ベイジアン・ルールに従い、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。最後に、再任もしくは新任の首長が第2期の単位費用 θ の下で G_2 、 s_2 、 x_2 を決定する。

Besley and Smart (2007) に従いこのゲームにおける完全ベイジアン均衡として、一括均衡と分離均衡に着目する。一括均衡が存在する条件は $\hat{s} > (1 - \beta)X$ となる。つまり、現職首長が悪い政治家であった場合、良い政治家の振りをする事で得られる期待政治レント ($\hat{s} + \beta X$) が、落選覚悟で第1期に最大額を稼いだ時のレント (X) を上回るならば、 $s_1 = \hat{s}$ を選び良い政治家の振りをする。この均衡が実現する時、現職首長はそのタイプに関わらず再選される。他方、 $\hat{s} \leq (1 - \beta)X$ の場合は分離均衡が実現する。つまり、首長が悪い政治家であったならば $s_1 = X$ を選び落選する。

2.2 財政抑制政策の考察

Besley and Smart (2007) で考察されている財政抑制政策のうちで、本稿にとって示唆的なのは財政透明化 (fiscal transparency) とヤードスティック競争 (yardstick competition) である。そこで、それらの帰結を健全化法施行に応用して考察したい。

まず、財政透明化である。新たな制度や専門的な監査人の登場によって、住民は地方公共財の真の単位費用を知ることができるようになったとする。この状況は、上のモデルにおいて、単位費用 θ の真の値を確率 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。

⁵⁾ 政治レントとは単に首長の個人的な利益になるものだけではなく、特定の利害団体への財政移転とも捉えられる (例えば Belleflamme and Hindriks (2005))。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政治的取引費用と考えることもできる。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する例も含んでいる。

この場合、良い政治家の振りをすることで得られる期待政治レントは $\hat{s} + (1 - \xi)\beta X$ となり、認知確率が 1 に近いほどレントは小さくなる。つまり、地方公共財の費用に関する情報がより正確になるほど、首長が悪い政治家の場合の財政規律インセンティブは下がり、落選覚悟で第 1 期に最大額のレントを稼ごうとする。つまり、より分離均衡が実現しやすくなる。

この帰結を健全化法の施行とそれに伴う地方公共団体の健全化行動に当てはめてみると、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取れる。もちろん、そのような団体の首長が理論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滿にしなかった（できなかった）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、この帰結は、中長期的な傾向への示唆とも捉えることができる。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、健全な財政状況である振りをするのが困難になり、早期健全化団体になることを甘んじて受け入れる団体が今後増えるかもしれない。つまり、健全化法施行による財政透明化の効果が、中長期的に分離均衡をもたらすリスクには注意が必要であろう。

次にヤードスティック競争である。健全化法の特徴は、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。これによって住民が他の地方公共団体の様子を知れるような状況の下では、地方公共団体間でヤードスティック競争が起こる可能性がある。すなわち、住民が自地域の首長の能力を他地域の首長のそれと比較評価し投票を行うため、現職首長は他地域の政策についても意識しなければならなくなる。結果、他地域と遜色ない政策を行おうとお互いの地域が競い合う。

Besley and Smart (2007) では、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、 $\hat{s} > (1 - \beta)X$ に加えて $\pi' \geq 1/2$ （他地域の首長が良い政治家である確率が 1/2 以上）という条件も必要となることが明らかにされている。また、Belleflamme and Hindriks (2005) は、より包括的なモデルにおいてヤードスティック競争が財政規律効果と政治家選別効果の両方をより強くすることを明らかにしている。

モデルを少し拡張すると、財政指標ならびに財政再生・早期健全化団体名の公表は財政が健全な団体の行動にも影響を与えることも考えられる⁶⁾。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良い政治家の再選条件さえも成立しづらくなる。理論モデルとは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財政指標を改善し、当該団体の財政は健全であるというシグナルを発しなければならなくなると考えられるのである。

3. 財政指標を用いた実証分析

3.1 実証分析の枠組み

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に着目した実証分析を行う。前節の理論的考察との関連を表 2 でまとめてみよう。第 1 節の図 1 のように、健全化法施行には、「一部施行」に至る過程と「全面施行」に至る過程があった。注目したいのは、前節で取り上げた財政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。財政透明化の効果だけが現れるのであれば、公表がなされるだけの「一部施行」に至る過程において財政状況の

⁶⁾ Lockwood (2005) では、Besley and Smart (2007) のモデルを拡張し、良い政治家も戦略的な行動を取る状況での均衡条件が考察されている。

良い団体は財政指標を改善させず、財政状況の悪い団体でのみ改善が見られるだろう。他方、ヤードスティック競争が起こったのであれば、財政状況の善し悪しに関わらず財政指標の改善が見られるはずである。

もう1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すると、それらは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、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の実現を狙ったのではないかと考えられる。逆に、悪化もしくはほとんど不変であれば、指標改善の努力が放棄され実現したのは分離均衡だと考えられる。

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⁷⁾。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、政策対象外グループ (Control group) に属するサンプルには 0、政策対象グループ (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。

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、効果を見るための被説明変数 (y) としてどの財政指標を用いるかである。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ので、候補は実質赤字比率と実質公債費比

⁷⁾ Meyer (1995) を参考にした。例えば日本でも、森田 (2005) や菅 (2007) など様々な政策分野において導入の効果が検証されている。

率である。ただし、連結実質赤字比率の導入に合わせた会計上の整理のため、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⁸⁾。また、実質公債費比率も、平成 19 年度より新たに都市計画税収を特定財源として考慮する措置が取られることになった⁹⁾。つまり、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、実質公債費比率の変更は、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、被説明変数としては実質公債費比率を用いることにし、各団体の都市計画税収額を説明変数の中に含めることで算定変更の影響をコントロールすることにする。

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、Control group と Treatment group 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。

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ベクトル X_k を用いて、以下の式を推定する。

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

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、実質公債費比率の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¹⁰⁾。

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 市町村を対象とし、制度変更を挟む 4 年間（平成 17～20 年度）のパネルデータを使用する¹¹⁾。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¹²⁾。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る。一方、都市計画税収については、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額を用いる。

⁸⁾ 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。

⁹⁾ 平嶋 (2010) p.19 より。

¹⁰⁾ このようにすると、 δ_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が、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。

¹¹⁾ 合併のため京都府木津川市の数値は欠損値とした。

¹²⁾ 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 1 人当たり課税所得は市町村課税所得調より入手した。高齢化率は、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。

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。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いる。グループ分けは平成 18 年度と 19 年度のそれぞれの決算値を用いて行った。

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に導入された指標である。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起債を許可される一般的許可団体となる¹³⁾。これを表 4 に適用して考えると、グループ平均値で見た場合、18 年度においては第 4～第 6 グループ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。

グループ別の傾向としては、財政状況の良いグループほどグループ平均値が改善している。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からかもしれない。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 年度では第 4、第 5 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 年度には第 2、第 3 グループだったが、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なってしまった団体が多かったようである¹⁴⁾。

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

¹³⁾ 詳細な解説は、例えば星野 (2008) でなされている。

¹⁴⁾ 両年度間でのグループ間の移動については、菅原 (2011) で詳細に考察されている。

これらを踏まえ DID 推定の結果を見てみよう。表 5 は、18 年度決算値でのグループを用いて「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¹⁵⁾。

表 5 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¹⁶⁾。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、なかでも財政状況の良い第 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と捉えることができよう。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。

地域特性変数の係数については、人口、高齢化率、1 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。つまり、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。

図 2 は、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内の標準偏差である。また、折れ線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 5 の結果をある程度はイメージできているだろう。

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。

これらを踏まえて、低位グループの推定結果は次のように解釈することができる。表 5 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、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 年度から 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 のグループの中には、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ようである。一方、第 6 グループは、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、第 2 グループに次ぐ改善が見られたのだと考えられる。

¹⁵⁾ 表 5 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。

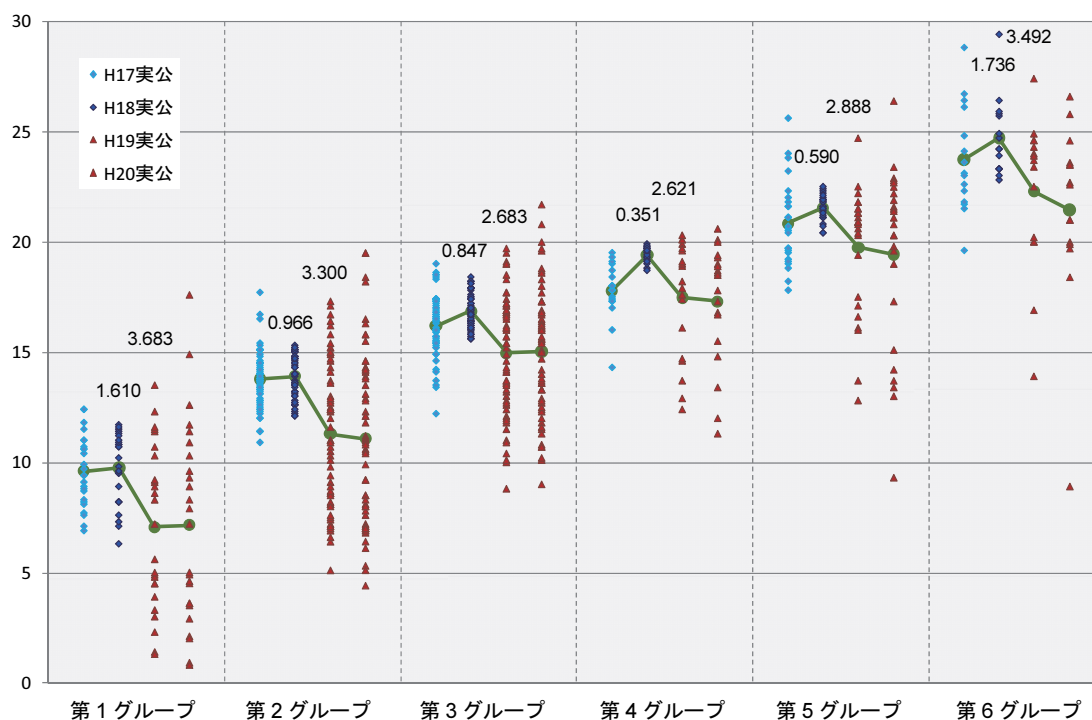
¹⁶⁾ ここには、用いた説明変数の変化だけでは捉えきれなかった要因の 18 年度から 19 年度にかけての変化が含まれているため、完全に各グループの指標の変化だけを捉えているわけではない。

表5 「一部施行」に至る調整過程での変化 (H17-H20 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%水準で見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。

図2 18年度グループで見た指標の変化



次に、19年度決算値を用いてサンプルを再グループ化し、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¹⁷⁾。推定結果は表6のとおりである。

政策導入効果ダミー (YD_{H20}) および交差項の推定量に注目すると、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考えられる。

先と同様に、指標の変化を図3にまとめた。19年度から20年度にかけてのグループ平均の変化は、表6における政策導入効果ダミー (YD_{H20}) の係数推定量の符号と同様ではある。しかしながら推定結果から、図における変化は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結果とは言えない。

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が、図2でのそれと比べると非常に小さなものである。つまり、グループ内の個々の地方公共団体にも動きはほとんどなかったと考えられる。ただし、18年度から19年度にかけてのグループ間移動が特に激しかった第3、第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。

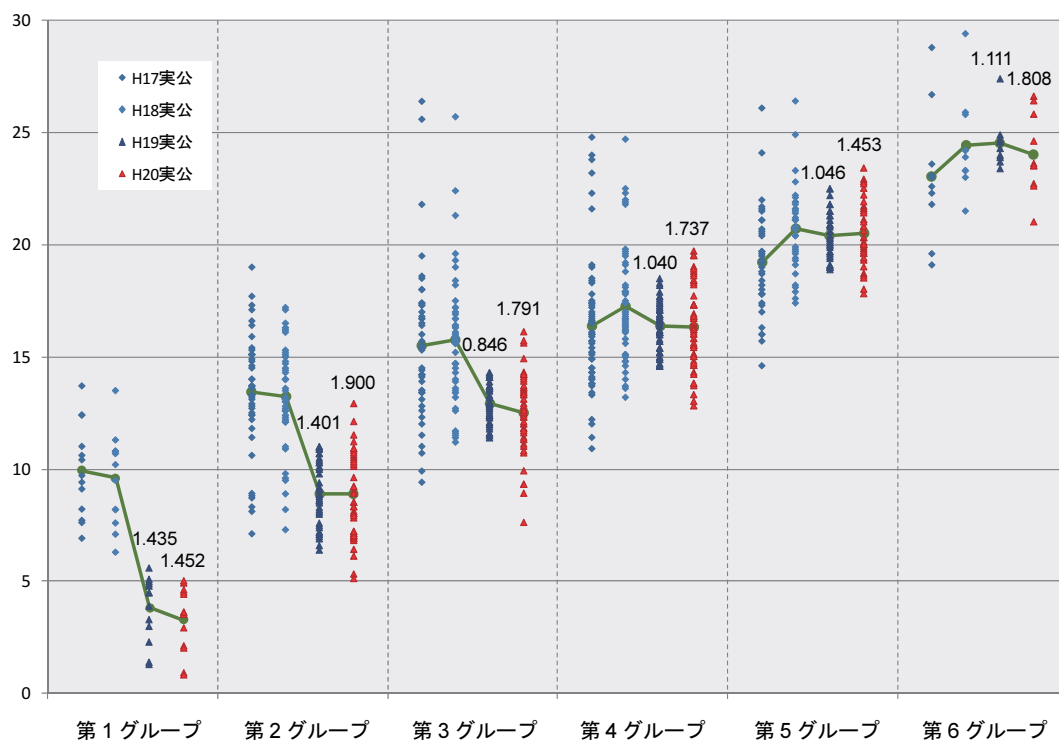
¹⁷⁾ この分析を行うに当たり、予備的な試算ではH17-H20のパネルデータを用い、サンプル全体の19年度の変化を19年度ダミー (YD_{H19}) でコントロールした上で各グループの指標の変化を捉えようとした。しかしながら、それだけでは変化をコントロールしきれなかったようで、地域特性変数の係数が表5とは逆の符号で有意になってしまうという事態が起きた。そのため、表6では、サンプルをH19-H20に限定している。

表6 「全面施行」に至る調整過程での変化 (H19-H20 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 × YD _{H20}		-0.522 (-0.778)	-0.122 (-0.202)	-0.463 (-0.764)	-0.578 (-0.931)	0.016 (0.019)
D ₂ × YD _{H20}	0.522 (0.778)		0.400 (0.836)	0.058 (0.121)	-0.057 (-0.114)	0.537 (0.717)
D ₃ × YD _{H20}	0.122 (0.202)	-0.400 (-0.836)		-0.341 (0.896)	-0.456 (-1.130)	0.138 (0.200)
D ₄ × YD _{H20}	0.463 (0.764)	-0.058 (-0.121)	0.341 (0.896)		-0.115 (-0.282)	0.479 (0.693)
D ₅ × YD _{H20}	0.578 (0.931)	0.059 (0.114)	0.456 (1.130)	0.115 (0.282)		0.594 (0.843)
D ₆ × 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%水準で見ても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。

図3 19年度グループで見た指標の変化



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5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、第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、本稿の分析結果からは、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、第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。しかしながら、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切れない状況にある。「全面施行」に至る調整過程では、財政状況の悪いグループでの改善が確認できず、また各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。

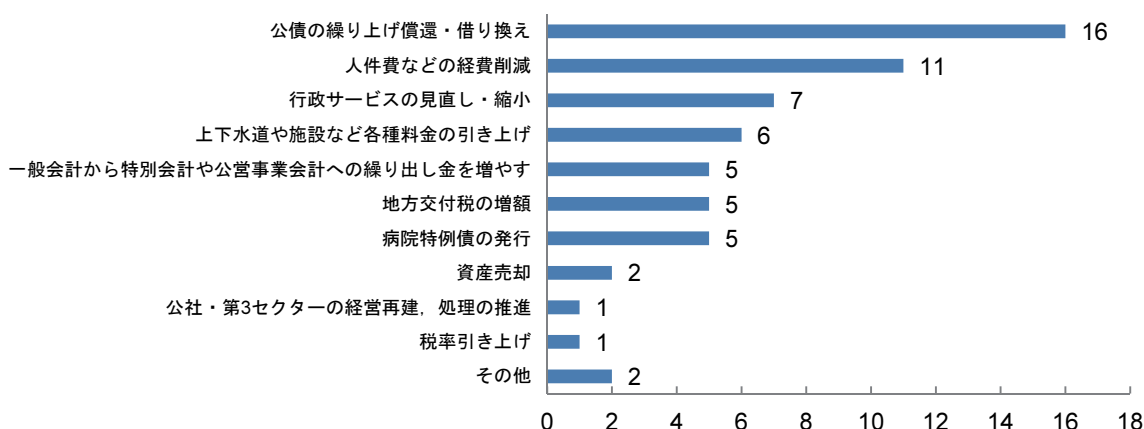
4. まとめ

本稿では、健全化法のそれぞれの施行段階において、地方公共団体がどのような健全化行動をとったのかを考察した。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、他団体の状況を見ながら当該団体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。

最後に、本稿の分析を通じて考えられる地方公共団体の財政状況について、今後注意を払うべき点に触れながらまとめたい。それは、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¹⁸⁾。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はずである。

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だろう。なぜなら、実質公債費比率を短期的に改善させるためには繰り上げ償還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崩しだからである。ただし、健全化法施行後は、基金取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¹⁹⁾。

したがって、今後の健全化制度の運用にあたって注意すべき点は、第一に、本稿で扱った第5、第6グループのように、健全化施行前には財政状況が良くなかったが急激に財政指標を改善した団体のストック面の財政状況である。具体的にはこれらの団体の将来負担比率の変化に着目し、急激な改善の悪影響が大きくなっていないかを注意する必要がある。また第二に、もともと財政状況が良かった団体もヤードステ

¹⁸⁾ 日経グローバル No.126 (2009) による。

¹⁹⁾ 菅原 (2011) では、「一部施行」に至る過程での実質公債費比率の変化と「全面施行」に至る過程での将来負担比率の変化との関係について、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であるのに対して、高位グループ団体では両者の変化が正相関であるという結果を得ている。つまり、「一部施行」に至る過程での実質公債費比率の改善の結果、低位グループ団体では基金の取り崩しによる将来負担比率の悪化が表面化している可能性がある。

ミック競争の効果のために指標を改善させており、おそらくそこでも基金の取崩しがあったのではないかと考えられる。このことによってそのような団体の財政余力が奪われ、財政状況を悪化させていくことの無いように注意していかなければならないだろう。

参考文献

- Belleflamme, P. and J. Hindriks, 2005, "Yardstick competition and political agency problems," *Social Choice and Welfare* 24, pp.155-169.
- Besley, T. and M. Smart, 2007, "Fiscal restraints and voter welfare," *Journal of Public Economics* 91, pp.755-773.
- Lockwood, B., 2005, "A note on the hybrid equilibrium in the Besley-Smart model," *Warwick Economic Research Papers*, No.727.
- Meyer, B., 1995, "Natural and quasi-experiments in economics," *Journal of Business and Economic Statistics* Vol.13, pp.151-161.
- Wooldridge, J., 2001, *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press.
- 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・データ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健制度の効果」, 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.
- 菅原宏太, 2011, 「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 平成 22 年度報告書』, pp.40-84.
- 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』, pp.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, pp.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, pp.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, pp.10-39.
- 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, pp.26-45.
- 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, pp.123-136.