

地方財政健全化法成立後の財政調整

卿 瑞

1 はじめに

2006年6月に不適正な会計処理で隠蔽されていた夕張市の巨額の財政赤字が表面化すると、これをきっかけに、再生型破綻法制に関する議論が加速した。その結果、「地方公共団体の財政健全化に関する法律」（通称地方財政健全化法）が2007年6月22日に公布され、2009年4月1日から全面施行されることになった。

地方財政健全化法はフローの面からだけでなく、ストックの面からも地方公共団体の財政状況を監視している。また、その監視対象となる会計群も従来の一般会計を中心とするものから、地方公共団体の全会計、一部事務組合・広域連合、地方公社・第三セクター等を含むより網羅的なものに変わった。よって、これまでの地方財政再建促進特別措置法（旧財政再建法）の弱点が大きく改善されたと考えられる。

実際、地方財政健全化法が公布されて以降、地方公共団体の財政状態は大きく改善されている。健全化判断比率のいずれかが早期健全化基準以上の地方公共団体（早期健全化団体）の数は2007年度以降減少傾向にあり、2013年度からは0となった。したがって、地方公共団体がこの期間にどのように財政調整したのかを解明できれば、将来の地方公共団体の財政健全化に関する議論に資すると考えられる。

財政調整に関する研究は2000年以降盛んに行われてきた。国家を対象とした研究では、Von Hagen and Strauch（2001）が1960年代から1990年代までのOECD諸国のデータを用いて、成功した財政再建と成功しなかつ

た財政再建の特徴を明らかにした。それによると、成功しなかった財政再建は財政収入の増加に大きく頼っており、成功した財政再建は財政支出の削減に大きく頼っていた。Rattsø (2004) はノルウェーの財政調整に着目し、財政収支の改善により、翌年度の経常収入および経常支出には有意な変化が観察されなかったが、投資は有意に増加していると報告した。その理由として、ノルウェーの中央集権的な財政制度および垂直的財政不均衡のもと、地方政府の短期的な施策範囲が限られていることを挙げている。

また、地方政府を対象とした研究では、Buettner and Wildasin (2006) がベクトル誤差修正モデル (Vector Error Correction Model、以下 VECM) の枠組みで、半世紀にわたるパネルデータを用いて、米国における地方政府の財政調整の実態を明らかにした。その結果として、予算項目の変化が同一項目の将来的な変化によって大きく相殺されたこと、自主財源および補助金の増加が将来的な財政支出の増加をもたらしたこと、および公債費が増加する際に小都市では自主財源、大都市では補助金の増加が顕著であるほど、自主財源より補助金の増加が顕著になることを報告している。Navon (2006) は同じく VECM を用いて、イスラエルの地方政府の財政調整を分析した。その結果、補助金の減少が公共サービスの低下および財政赤字の上昇をもたらしていると指摘した。この他にも、Buettner and Wildasin (2006) と同様の手法を用いた分析に、Buettner (2009) がある。ここでは、ドイツの地方政府の財政調整を分析し、Buettner and Wildasin (2006) の場合 (米国地方政府) と比較して、ドイツ地方政府の方が、財政収支のバランス維持に対する政府間移転の貢献度が2～3倍大きいとしている。そして、Solé-Ollé and Sorribas-Navarro (2012) はスペインの地方政府のデータ、Jaimes (2020) はコロンビアの地方政府のデータをそれぞれ用いて、同様の分析を行った¹。また、VECM 以外の枠組みでの既存研究には、固定効果モデルを用いた Hopland (2013) が挙げられる。Hopland (2013) はノルウェーに着目し、地方政府の財政再建の過程において、支出削減が重要な役割を果たしていることを示した。

一方、日本国内の財政調整に関する研究も多くなされている。田中（2004）はイギリス、フランス、ドイツ、スウェーデン、オランダ、オーストラリア、ニュージーランド、アメリカにおける経験から、財政ルール、定義、機能、有効性などを整理し、日本の予算マネジメントの現状と課題を明らかにした。小西（2013）は国の財政運営が地方の財政運営に与える影響を明らかにしたうえで、地方財政制度における諸問題をまとめた。中澤（2014）は費用関数の枠組みを用いて、市町村の費用効率性、および公共サービス水準と歳出の関係の変化を実証した。Bessho and Ogawa（2015）は Buettner and Wildasin（2006）と同様の枠組みで、2010年までのデータを用いて、日本における地方政府の財政調整を解明し、さらに、米国、ドイツおよびスペインでの結果と比較した。それによると、日本の地方政府は財政ショックに対し、主に支出調整で対応しているという。Tran, Drew, and Noguchi（2018）は東京都特別区および多摩地区の市の歳入と歳出の関係を実証し、地方税と歳出の変動との間には有意な正の関係、補助金と歳出の変動には有意な負の関係があると述べた。ただし、これらの既存研究は地方財政健全化法の影響を十分に検討しておらず、また、2011年度以降の財政調整を分析していない。そこで、本稿は VECM の枠組みで、地方政府が 2007 年度以降どのように財政調整しているかを実証する。

分析の結果、自主財源の増加は将来的な自主財源および政府間財政移転の減少により、大きく相殺されることが分かった。また、政府間財政移転の増加は将来的な自主財源の減少につながり、地方公共団体の自律性を損なう可能性があると考えられる。さらに、変動性についての分析から、自主財源および公債費のレスポンスは比較的小さく、投資的経費および政府間財政移転のレスポンスは比較的大きいことが明らかになった。

本稿では、地方財政健全化法の影響を考慮し、サンプルを 2007 年度決算に基づく早期健全化団体とその他の団体に分け、より詳細な分析を行った。その結果、早期健全化団体は財政状態の改善に向け、特に人件費などの経常的経費の削減に力を入れていることが観察された。一方、その他の

団体の推定結果は、全サンプルを用いた推定結果と似ていた。

本稿の構成は次のとおりである。2節では制度面から2007年度以降の財政調整を概観し、3節では実証手法およびデータについて説明する。4節では実証分析に際しての定式化検定の結果、5節では推定結果を示す。最後に、6節では本稿の結論を述べる。

2 2007年度以降の財政調整

2006年6月10日付の北海道新聞の巨額負債報道により夕張市の債務問題が表面化すると、夕張市は翌年3月に旧財政再建法に基づき、財政再建計画を策定し、その後、総務大臣の同意を得て財政再建準用団体に指定され、事実上の財政破綻となった（橋本・木村，2014）。財政再建準用団体の指定は2000年以降初めてのことであったため、地方政府全体への影響があまりにも大きく、その後「夕張ショック」と言われるようになった²。

夕張ショックの原因は多岐に渡るが、辻道（2010）は炭鉱閉山による大幅な人口減少および観光への過剰投資をその主な理由に挙げている。人口減少による収入減と観光投資による歳出規模の拡大が夕張市の財政を長年逼迫させ、実質的な債務が雪だるま式に急増してきた³。本来、財政再建法のもとで、中央政府が単年度の現金収支から、地方公共団体の財政状況を把握できるはずだったが、夕張市は財政赤字を隠すために、「単コロ」（単年度転がし）と「オーバーナイト」（一夜貸し）と呼ばれる不適正な会計処理方法を採用したため、債務問題の発見が遅れてしまった⁴。

夕張市の事実上の財政破綻を受け、2006年1月からすでに始まっていた再生型破綻法制に関する議論が加速し、地方財政健全化法が2007年6月22日に公布され、2009年4月1日から全面施行されることになった（京丹後市,2018）。地方財政健全化法はフロー（財政赤字）の面からだけでなく、ストックの面からも地方公共団体の財政状況を監視しようとするため、地方公共団体が将来負担すべき実質的な債務を表す「将来負担比

率」を健全化判断比率の1つとして導入した。当該法律のもとで、健全化判断比率のいずれかが早期健全化基準以上の地方公共団体（早期健全化団体）は財政健全化計画を策定すること、再生判断比率のいずれかが財政再生基準以上の団体（財政再生団体）は財政再生計画を策定することが義務付けられている⁵⁾。また、地方公共団体がその出資法人を利用して会計操作することを防ぐため、監視対象となる会計群も従来の一般会計を中心とするものから、地方公共団体の全会計、一部事務組合・広域連合、地方公社・第三セクター等を網羅するものになった。この意味で、地方財政健全化法は旧法の弱点を克服するために特別に設計された法律と言える。

地方財政健全化法の成立は地方公共団体に大きなインパクトを与え、成立以降、債務問題を抱える地方公共団体の数は大幅に減少した。早期健全化団体の推移を見ると、その数は2007年度以降減少傾向にあり、2013年度からは0となった（表1参照）。

表1 財政再生団体・早期健全化団体等の推移

決算年度	その他の団体	早期健全化団体	財政再生団体	市町村合計
2007	1773	40	3	1816
2008	1776	21	1	1798
2009	1736	13	1	1750
2010	1741	4	1	1746
2011	1740	1	1	1742
2012	1740	1	1	1742
2013	1740	0	1	1741
2014	1740	0	1	1741
2015	1740	0	1	1741
2016	1740	0	1	1741
2017	1740	0	1	1741

- (注) 1) いずれも各決算年度に基づくもの。
 2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。
 (出所) 「健全化判断比率の基礎数値」、「団体別健全化判断比率等」より筆者作成。

このように、地方財政健全化法の成立後、地方公共団体の財政状況は大きく改善した。したがって、地方公共団体の財政調整も従来と大きく異なっている可能性が高いと考えられる。図 1 は 2007 年度以降の主要な財政変数の平均値推移を示している。左側は 2007 年度決算に基づく早期健全化団体、右側はその他の団体を表す。各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020 年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は 1 千円 / 人である。また、サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している⁶。

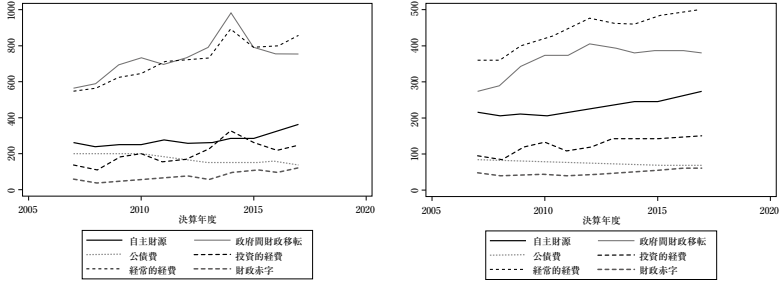
まず、自主財源に関しては、両グループとも上昇傾向にあるが、大きな変化は観察されていない。地方自治体にとって、地方税収における裁量権が小さいことがその一因だと考えられる。次に、政府間財政移転および経常経費はほぼ同様の傾向で推移していることから、地方財政における政府間財政移転の重要性が伺える。一方、投資的経費に関しては、変動がより激しく、特にリーマン・ショックおよび東日本大震災などの影響を受けていると考えられる。最後に、両グループともに、財政赤字が横ばい、公債費がやや減少傾向にあることが観察される。その理由として、地方財政健全化法の影響が挙げられる。

上記の観察から、早期健全化団体とその他の団体の財政変数の推移は異なっていることが分かった。しかし、平均値の推移からは財政調整の具体的な過程まで把握できないため、本稿は既存研究に従い、VECM モデルの枠組みで 2007 年度以降の財政調整の実態を解明する。

図 1 主要な財政変数の平均値の推移

(1) 早期健全化団体

(2) その他の団体



- (注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020 年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は 1 千円 / 人。
 2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。
 3) 「早期健全化団体」とは 2007 年度決算に基づく早期健全化団体。

(出所) 筆者作成。

3 実証手法

本稿は 2007 年以降の地方公共団体の財政調整を明らかにするため、Buettner (2009) および Bessho and Ogawa (2015) に従い、以下のモデルを考える。

$$D_{it} = b'Y_{it} = G_{it}^I + G_{it}^C + S_{it} - R_{it} - Z_{it}, \quad b \equiv (1, 1, 1, -1, -1)' \quad (1)$$

$$\Delta Y_{it} = \gamma D_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \Gamma_j \Delta Y_{i,t-j} + u_{it}, \quad Y_{it} \equiv (G_{it}^I, G_{it}^C, S_{it}, R_{it}, Z_{it})' \quad (2)$$

Y_{it} は地方公共団体 i の t 年度においてのアウトプットで、当該地方公共団体の投資的経費 G_{it}^I 、経常的経費 G_{it}^C 、公債費 S_{it} 、自主財源 R_{it} 、政府間財政移転 Z_{it} からなる。式 (1) は地方政府の予算制約式で、左辺の D_{it} は地方公共団体 i の t 年度においての財政赤字を表す。もし D_{it} は定常過程で、 Y_{it} の各成分、つまり式 (1) の右辺の変数はいずれも 1 次の和分過程であれば、これ

らの変数は共和分していると考えられる。この時、 $(G_{it}^l, G_{it}^c, S_{it}, R_{it}, Z_{it})$ の関係は式 (2) の VECM で表される。ただし、 $D_{i,t-1}$ は誤差修正項、 u_{it} は攪乱項、 γ および Γ_j は推定されたい係数である。

通常の VECM ならば、式 (2) を最尤法で推定することにより、共和分ベクトルを得ることができるが、上記のモデルにおいて、共和分ベクトル (b) は政府の予算制約式からすでに得ており、推定する必要がない⁷。その代わりに、本稿では、共和分ベクトルを所与としながら、まず式 (2) を推定する。次に、係数 γ および Γ_j の推定値から、各変数の攪乱項に与えられた衝撃（イノベーション）に対する他の変数の無限大期までの累積インパルス応答の割引現在価値を計算する。このように、各変数の 1 単位の変化に対して、他の変数がどのように変化していくかを分析することにより、財政調整の過程を明らかにすることができる。

具体的な計算方法は以下の通りである。まず、Bessho and Ogawa (2015) に従い、 $p=4$ とおくと、式 (1) および式 (2) から

$$D_{i,t-1} = b' \Delta Y_{i,t-1} + D_{i,t-2} = \cdots = b' \sum_{j=1}^4 \Delta Y_{i,t-j} + D_{i,t-5} \quad (3)$$

が得られる。Buettner (2009) の表記法を借りて、式 (1) と式 (3) を次の式 (4) で表すことができる。

$$X_{it} = B X_{i,t-1} + v_{it} \quad (4)$$

$$X_{it} \equiv \begin{bmatrix} \Delta Y_{it} \\ \Delta Y_{i,t-1} \\ \Delta Y_{i,t-2} \\ \Delta Y_{i,t-3} \\ D_{i,t-4} \end{bmatrix}, B \equiv \begin{bmatrix} \Gamma_1 + \gamma b' & \Gamma_2 + \gamma b' & \Gamma_3 + \gamma b' & \Gamma_4 + \gamma b' & \gamma \\ I_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 1} \\ 0_{5 \times 5} & I_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 1} \\ 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & I_{5 \times 5} & 0_{5 \times 5} & 0_{5 \times 1} \\ 0_{1 \times 5} & 0_{1 \times 5} & 0_{1 \times 5} & b' & 1 \end{bmatrix}, v_{it} \equiv \begin{bmatrix} u_{it} \\ 0_{5 \times 1} \\ 0_{5 \times 1} \\ 0_{5 \times 1} \\ 0 \end{bmatrix}$$

ただし、 $I_{5 \times 5}$ は 5 次元の単位行列、 $0_{e \times f}$ はの零行列（もしくはベクトル）を表し、 B は同伴行列（companion matrix）である。次に、式 (4) から

$$X_{it} = (1 - BL)^{-1} v_{it} = (1 + BL + B^2 L^2 + \cdots) v_{it} \quad (5)$$

が得られる。したがって、期の攪乱項に与えられた衝撃に対する他の変数のインパルス応答関数は

$$IRF(k) = \frac{\partial X_{i,t+k}}{\partial v'_{it}} = B^k \quad (6)$$

と書け、さらに、無限大期までの累積インパルス応答の割引現在価値は

$$\pi = \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k IRF(k) = \rho B[1 - \rho B]^{-1} \quad (7)$$

と求められる。ただし、 ρ は割引因子を表す。そして、 Y_{it} の n 番目の変数が m 番目の変数に与える影響は

$$\pi(Y[m], Y[n]) = h'_m \rho B[1 - \rho B]^{-1} h_n \quad (8)$$

となる。ただし、 h_n は n 番目の成分が 1 で、他の成分がすべて 0 である列ベクトルを表す。

最後に、各変数が自分に与える影響を考慮し、 Y_{it} の n 番目の変数に与えられた恒久的な衝撃（permanent innovation）に対する m 番目の変数の無限大期までの累積インパルス応答の割引現在価値は

$$\frac{\pi(Y[m], Y[n])}{1 + \pi(Y[n], Y[n])} \quad (9)$$

と求められる。

4 定式化およびデータ

3 節で説明した通り、式 (2) の VECM が成り立つ前提条件とし、 D_{it} は定常過程で、 Y_{it} の各成分はいずれも 1 次の和分過程である必要がある。したがって、本稿は Harris and Tzavalis (1999) に従い、短いパネルデータに対処可能な単位根検定を行った⁸。その結果は表 2 に示している。早期健全化団体とその他の団体の両方において、財政赤字に対しては、有意水準 1% でそれが単位根過程であるという帰無仮説は棄却された。また、

自主財源、投資的経費、経常的経費、政府間財政移転、公債費に関し、両団体において、それぞれの変数の1階差分がいずれも有意水準1%で単位根過程であるという帰無仮説は棄却された。したがって、の各成分は共和分しており、式(2)のVECMが成り立っていると考えられる。

表2 単位根検定

	早期健全化団体		その他の団体	
	統計量	<i>p</i> 値	統計量	<i>p</i> 値
自主財源	-6.94	0.00	-1.58	0.06
投資的経費	-13.11	0.00	-41.69	0.00
経常的経費	-21.03	0.00	-24.43	0.00
政府間財政移転	-15.08	0.00	-21.85	0.00
公債費	-6.02	0.00	-32.97	0.00
財政赤字	-26.78	0.00	-88.04	0.00
Δ 自主財源	-64.83	0.00	-278.24	0.00
Δ 投資的経費	-53.78	0.00	-380.35	0.00
Δ 経常的経費	-65.01	0.00	-352.04	0.00
Δ 政府間財政移転	-62.69	0.00	-354.68	0.00
Δ 公債費	-55.93	0.00	-296.96	0.00
Δ 財政赤字	-71.61	0.00	-375.76	0.00

- (注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は1千円/人。
2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。
3) 「早期健全化団体」とは2007年度決算に基づく早期健全化団体。
4) 検定方法はHarris and Tzavalis (1999)に従う。帰無仮説は単位根過程、対立仮説は定常過程。

(出所) 筆者作成。

また、パネルデータを用いた π 定では地方自治体の固定効果をモデルに入れるのが一般的であるが、Buettner (2009)は、式(2)に地方公共団体の固定効果を入れると各地方公共団体の財政赤字が異なる値に収束す

る可能性があるとしている。この時、予算制約式が満たされない可能性がある。また、Bessho and Ogawa (2015) は DWH 検定を行い、一部の変数に関しては固定効果がないことを確認したうえで、固定効果のないモデルを推定した。したがって、本稿も既存研究に従い、式 (2) に地方自治体の固定効果を入れないことにする。

そして、式 (2) は動学的パネルモデルであるため、本来 GMM で推定すべきであるが、本稿ではサンプル期間が 10 年分しかないため、GMM による推定は困難である。また、Bessho and Ogawa (2015) は弱操作関数の可能性があるため、GMM の結果は不適切 (implausible) と考え、既存研究に従い、最終的には OLS を採用した。本稿も Bessho and Ogawa (2015) に従い、式 (2) の各方程式を Pooled OLS (通常の OLS) で推定する。

割引因子 ρ に関しては、本稿は Buettner (2009) と Bessho and Ogawa (2015) に従い、 $\rho = 1/(1 + 0.03)$ と仮定する。また、式 (2) のラグ階数 p については、Bessho and Ogawa (2015) に従い、 $p = 4$ とおく。

財政変数は各年度の「地方財政状況調査」から得ており、いずれも住民基本台帳人口で標準化し、消費者物価指数で物価調整したもので、単位は 1 千円 / 人である。消費者物価指数は 2020 年を基準とした中分類指数を利用する。健全化団体の情報は「健全化判断比率の基礎数値」および「団体別健全化判断比率」から集めた。

分析に用いる変数の記述統計量は表 3 のとおりである。比較すると、2007 年度決算に基づく早期健全化団体の自主財源、政府間財政移転、公債費、投資的経費、経常的経費および財政赤字の平均値はいずれもその他の団体のそれより高いことが分かった。

表3 記述統計量

	早期健全化団体			その他の団体			全体	
	観測数	平均値	標準偏差	観測数	平均値	標準偏差	観測数	平均値
自主財源	451.00	277.42	174.01	18513.00	238.21	192.44	18964.00	239.14
政府間財政移転	451.00	734.53	593.30	18513.00	375.91	452.60	18964.00	384.44
公債費	451.00	170.26	126.17	18513.00	77.77	77.77	18964.00	79.97
投資的経費	451.00	201.74	286.12	18513.00	127.69	235.89	18964.00	129.46
経常的経費	451.00	715.31	487.11	18513.00	456.56	337.00	18964.00	462.71
財政赤字	451.00	75.35	106.21	18513.00	47.90	72.19	18964.00	48.55
△自主財源	410.00	10.17	109.09	16830.00	6.25	77.96	17240.00	6.34
△政府間財政移転	410.00	18.95	492.76	16830.00	11.21	192.85	17240.00	11.39
△公債費	410.00	-6.83	51.94	16830.00	-1.59	21.42	17240.00	-1.72
△投資的経費	410.00	10.75	226.55	16830.00	6.03	145.40	17240.00	6.15
△経常的経費	410.00	30.64	468.60	16830.00	14.66	161.97	17240.00	15.04
△財政赤字	410.00	5.45	114.08	16830.00	1.64	57.53	17240.00	1.74
人口総数	451.00	27471.79	62288.41	18513.00	72693.05	182332.66	18964.00	71617.61
CPI	451.00	96.36	1.62	18513.00	96.36	1.62	18964.00	96.36

(注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は1千円/人。

2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。

3) 「早期健全化団体」とは2007年度決算に基づく早期健全化団体。

(出所) 筆者作成。

次に、表4は団体別の各財政変数の自己相関係数を示している。これらの財政変数のうち、投資的経費の自己相関係数は、ラグ階数が増加するにつれ、他の変数のそれよりも、速いペースで減少していることが分かった。また、早期健全化団体のほうが、その他の団体より、投資的経費の自己相関係数の減少が速かった。

このように、早期健全化団体とその他の団体の状況は異なる可能性が高いため、本稿はまず全サンプルを用いて推定を行い、次に、サンプルを2007年度決算に基づく早期健全化団体とその他の団体に分け、より踏み込んだ分析を行う。

表4 自己相関係数

ラグ階数		1	2	3	4	5
自主財源	早期健全化団体	0.55	0.25	0.11	-0.10	-0.13
	その他の団体	0.70	0.42	0.22	-0.04	-0.23
政府間財政移転	早期健全化団体	0.49	0.12	0.02	0.03	-0.15
	その他の団体	0.62	0.20	0.03	-0.12	-0.28
公債費	早期健全化団体	0.73	0.53	0.25	-0.06	-0.31
	その他の団体	0.77	0.52	0.23	-0.04	-0.25
投資的経費	早期健全化団体	0.56	0.12	0.08	0.07	-0.15
	その他の団体	0.58	0.14	0.19	0.16	-0.18
経常的経費	早期健全化団体	0.64	0.42	0.28	-0.08	-0.19
	その他の団体	0.70	0.36	0.14	-0.04	-0.16
財政赤字	早期健全化団体	0.65	0.39	0.14	-0.11	-0.10
	その他の団体	0.55	0.34	0.13	-0.16	-0.23

(注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は1千円/人。

2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。

3) 「早期健全化団体」とは2007年度決算に基づく早期健全化団体。

(出所) 筆者作成。

5 推定結果

(1) 財政調整の実態

全サンプルを用いた推定の結果を表5にまとめた。表5の上半分は、各予算項目に与えられた1単位の衝撃に対するその他の項目の無限大期までの累積インパルス応答の割引現在価値を表している。政府間財政移転の増加が経常的経費に与える影響、および公債費の増加が自主財源に与える影響を除くと、その他の推定値はBessho and Ogawa (2015)と整合的である。

まず、自主財源の列を確認する。自主財源が1単位増加すると、将来的な自主財源、経常的経費、政府間財政移転、公債費がそれぞれ0.51単位、0.56単位、0.57単位、0.13単位減少し、投資的経費が0.37単位増加することが分かった。したがって、自主財源の増加は将来的な自主財源および政府間財政移転の減少により、大きく相殺される。その理由として、現在の地方税率の上昇による課税ベースの流出、および基準財政収入額の増加による地方交付税の減少が考えられる。一方、歳出を見ると、経常的経費の減少は解釈がやや難しいものの、投資的経費の増大は公共投資の増大によるものと考えられる。また、公債費の減少は地方債の繰り上げ償還がその一因かもしれない。

次に、投資的経費と経常的経費の列を確認する。投資的経費と経常的経費の増加はいずれも将来的な自主財源、政府間財政移転、および公債費の増加、そして、投資的経費の減少をもたらす。地方公共団体が自主財源を増やしたり、地方債を発行したりして、歳出増に対応することが伺える。そして、国庫支出金などの補助金の増加が政府間財政移転の増加の理由と考えられる。一方、投資的経費の増加は将来的な経常的経費の増加をもたらすが、経常的経費の増加は逆に将来的な経常的経費の減少につながる。前者の理由には公共投資の増大による人件費の増加、また、後者の理由には経常的経費の平準化が考えられる。

表5 インパルス応答の割引現在価値

レスポンス	イノベーション				
	自主財源	投資的経費	経常的経費	政府間財政移転	公債費
自主財源	-0.51 (1.20)	0.33 (1.54)	0.42 (1.69)	-0.25 (1.76)	-0.20 (1.01)
投資的経費	0.37 (0.88)	-0.69 (1.11)	-0.12 (1.20)	0.31 (1.24)	-0.58 (0.88)
経常的経費	-0.56 (0.37)	0.37 (0.51)	-0.13 (0.54)	-0.42 (0.58)	0.18 (0.33)
政府間財政移転	-0.57 (0.58)	0.23 (0.74)	0.18 (0.81)	-0.72 (0.87)	0.57 (0.44)
公債費	-0.13 (0.24)	0.17 (0.29)	0.16 (0.32)	-0.17 (0.33)	-0.06 (0.25)
恒久的なイノベーション					
自主財源		1.07 (12.25)	0.48 (4.24)	-0.89 (8.92)	-0.22 (0.63)
投資的経費	0.77 (2.17)		-0.14 (3.01)	1.09 (7.54)	-0.61 (0.56)
経常的経費	-1.15 (7.79)	1.21 (11.27)		-1.50 (17.22)	0.19 (0.29)
政府間財政移転	-1.18 (4.81)	0.74 (5.44)	0.21 (2.14)		0.61 (0.40)
公債費	-0.27 (1.49)	0.55 (6.77)	0.18 (1.05)	-0.60 (5.13)	

(注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は1千円/人。

2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。

3) カッコ内はブートストラップ標準誤差。

(出所) 筆者作成。

次に、政府間財政移転の列を確認すると、政府間財政移転の増加が他の変数に与える影響は自主財源の列とほぼ同様である。そのうち、将来的な自主財源は減少するため、政府間財政移転は地方政府の自律性を損なう可能性があると考えられる。

そして、公債費の列を確認すると、公債費の増加は将来的な投資的経費の減少をもたらす。したがって、現在の債務の増加が将来的な財政の硬直化をもたらす可能性がある。また、将来の政府間財政移転が増加するのは、公債費の一部が基準財政需要額に算入されるためである⁹。

一方、各行を見ると、他の変数の増加に対して、自主財源および公債費のレスポンスは比較的小さく、投資的経費および政府間財政移転のレスポンスは比較的大きいことが分かった。自主財源のレスポンスが小さい理由について、Bessho and Ogawa (2015) は地方政府の税に関する裁量権が小さいことを挙げている。公債費のレスポンスが小さい理由については、(公債費が) ストック変数の債務残高に関係しているため、短期的に調整しづらいことが考えられる。逆に、投資的経費のレスポンスが大きいの、公共投資が景気の変動に大きく反応するためであろう。そして、政府間財政移転のレスポンスが大きいの、地方交付税制度が地方公共団体の財政調整の過程で重要な役割を果たすことを反映しているためと考えられる。

また、対角線上の数値を確認すると、投資的経費と政府間財政移転の変動が比較的激しいこと、および各変数の増加がいずれも同一変数の将来的な減少により相殺されていることが分かった。そこで、本稿は式 (2) に基づき、各変数に1単位の恒久的な衝撃が与えられた時、他の変数がどのように反応するかを推計した。その結果は表5の下半分に示している。自主財源と政府間財政移転の關係に注目すると、自主財源が恒久的に1単位増加すれば、将来的な政府間財政移転が1.18単位減少し、逆に政府間財政移転が1単位増加すれば、将来的な自主財源が0.89単位減少することが観察された。したがって、地方交付税制度が地方公共団体の自律的な財政努力を阻害する要因となっている可能性が示唆される。

(2) グループ分けの推定結果

次に、サンプルを2007年度決算に基づく早期健全化団体とその他の団体に分けて、推定を行った。その結果は表6および表7に示している。

まず、早期健全化団体については、自主財源が1単位増加すると、将来的な自主財源、投資的経費、経常的経費がそれぞれ0.90単位、0.06単位、1.56単位減少することが分かった。また、恒久的な増加を確認すると、自主財源が恒久的に1単位増加すると、経常的経費は15単位減少することが観察された。早期健全化団体は財政状態の改善に向け、特に人件費などの経常的経費の削減に力を入れていることが示唆される。

次に、投資的経費と経常的経費の列を確認すると、これらの経費の増加が将来的な投資的経費と経常的経費の増加をもたらすことが分かった。逆に言うと、投資的経費と経常的経費が減少すると、将来的な投資的経費と経常的経費も減少する。早期健全化団体の歳出削減行動は長期にわたり行われていると考えられる。

そして、政府間財政移転の増加が将来的な自主財源の減少につながることは、早期健全化団体でも確認されている。ただし、恒久的な影響に関しては、政府間財政移転が1単位恒久的に増加すると、その将来的な減少により、自主財源が減少傾向から増加傾向に転じており、将来的には0.21単位増える。

次に、最後の列を見ると、公債費が恒久的に1単位減少すれば、将来的な投資的経費、経常的経費がそれぞれ0.03単位、2.61単位減少することが分かった。これらの結果は、早期健全化団体の財政健全化行動と整合的であると考えられる。

また、対角線上の数値を確認すると、早期健全化団体の財政調整の過程において、各予算項目の変動が非常に大きい。例えば、政府間財政移転が1単位増加すると、将来的な政府間財政移転は4.33単位減少する。これは、地方財政健全化法のもとで、早期健全化団体が財政改善に向けて多大な努力を払ったことを反映していると考えられる。

表 6 早期健全化団体のインパルス応答の割引現在価値

レスポンス	イノベーション				
	自主財源	投資的経費	経常的経費	政府間財政移転	公債費
自主財源	-0.90 (4.37)	0.73 (9.95)	0.73 (19.69)	-0.70 (11.88)	0.19 (3.46)
投資的経費	-0.06 (11.91)	0.54 (24.95)	1.20 (50.18)	-1.14 (29.91)	0.01 (14.69)
経常的経費	-1.56 (20.67)	2.76 (82.81)	2.18 (171.58)	-2.87 (98.94)	1.05 (17.70)
政府間財政移転	-1.86 (25.11)	3.56 (90.61)	3.65 (187.52)	-4.33 (108.37)	1.43 (26.94)
公債費	0.13 (3.11)	-0.38 (8.61)	-0.40 (17.34)	0.40 (10.28)	-0.60 (2.56)
恒久的なイノベーション					
自主財源		0.47 (61.98)	0.23 (2.00)	0.21 (1.80)	0.48 (8.49)
投資的経費	-0.59 (15.44)		0.38 (5.29)	0.34 (2.05)	0.03 (13.41)
経常的経費	-15.70 (20.28)	1.79 (85.69)		0.86 (2.57)	2.61 (24.66)
政府間財政移転	-18.67 (33.12)	2.31 (138.36)	1.15 (3.92)		3.55 (25.24)
公債費	1.33 (2.50)	-0.25 (2.20)	-0.13 (0.73)	-0.12 (1.25)	

(注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020 年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は 1 千円 / 人。

2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。

3) 「早期健全化団体」とは 2007 年度決算に基づく早期健全化団体。

4) カッコ内はブートストラップ標準誤差。

(出所) 筆者作成。

表 7 その他の団体のインパルス応答の割引現在価値

レスポンス	イノベーション				
	自主財源	投資的経費	経常的経費	政府間財政移転	公債費
自主財源	-0.50 (0.70)	0.29 (0.83)	0.41 (0.91)	-0.21 (0.95)	-0.30 (0.68)
投資的経費	0.35 (0.49)	-0.70 (0.58)	-0.11 (0.65)	0.32 (0.68)	-0.65 (0.56)
経常的経費	-0.55 (0.32)	0.33 (0.42)	-0.14 (0.45)	-0.39 (0.47)	0.12 (0.30)
政府間財政移転	-0.63 (0.37)	0.26 (0.46)	0.23 (0.49)	-0.75 (0.51)	0.65 (0.37)
公債費	-0.15 (0.21)	0.19 (0.25)	0.18 (0.27)	-0.19 (0.28)	0.03 (0.20)
恒久的なイノベーション					
自主財源		0.97 (5.78)	0.48 (2.31)	-0.85 (8.88)	-0.30 (0.53)
投資的経費	0.71 (1.24)		-0.13 (0.79)	1.28 (11.45)	-0.63 (0.52)
経常的経費	-1.10 (2.67)	1.09 (7.09)		-1.53 (9.94)	0.11 (0.26)
政府間財政移転	-1.26 (2.50)	0.87 (5.10)	0.27 (2.00)		0.63 (0.36)
公債費	-0.30 (1.45)	0.63 (4.42)	0.21 (0.45)	-0.77 (2.76)	

(注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020 年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は 1 千円 / 人。

2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。

3) 「その他の団体」とは 2007 年度決算に基づく早期健全化団体以外の地方公共団体。

4) カッコ内はブートストラップ標準誤差。

(出所) 筆者作成。

一方、その他の団体の推定結果は、全サンプルを用いた推定結果（表5）と極めて似ている。その理由は、その他の団体の数が比較的多いためと考えられる。逆に、早期健全化団体は40団体しかないため、その推定結果において、標準誤差が他の団体の結果の10倍程度になっている。これが、早期健全化団体の推定結果が全サンプルの推定結果と大きく異なる理由の1つと考えられる。したがって、早期健全化団体の結果の解釈については留意する必要がある。

（3）プライマリーバランスの変化

最後に、プライマリーバランスの変化を確認する。プライマリーバランスは「自主財源政府間財政移転投資的経費経常的経費」で算出できるため、本稿は表5、表6および表7の対応する行を用いて、プライマリーバランスの変化を計算した。その結果は表8 プライマリーバランスの変化表8に示している。

まず、自主財源を確認する。自主財源が1単位増加すると、全サンプル、早期健全化団体、およびその他の団体の将来的なプライマリーバランスはそれぞれ0.9単位、1.14単位、0.93単位減少する。このうち、早期健全化団体の将来的なプライマリーバランスの減少は現在の自主財源の増加分（1単位）を超えているため、自主財源の増加が完全に相殺されることを意味する。その理由は、早期健全化団体の自主財源の増加が将来的な自主財源および政府間財政移転の大幅な減少により、完全に相殺されているためと考えられる。

また、投資的経費と経常的経費の増加が将来的なプライマリーバランスの増加をもたらすことは、表8の3列目と4列目の数値から分かる。投資的経費と経常的経費の増加による将来的な自主財源の増加および政府間財政移転の大幅な増加がその理由と考えられる。

次に、政府間財政移転の増加は将来的なプライマリーバランスの減少につながるものが観察された。その理由として、政府間財政移転の増加が将来的

な政府間財政移転の減少により大きく相殺されていることが考えられる。

最後に、公債費の増加は将来的なプライマリーバランスの増加をもたらすが、これは地方債の元利償還金の一部が基準財政需要額に算入できるためと考えられる。

このように、プライマリーバランスの反応から、日本の財政調整の過程において、政府間財政移転が極めて重要な役割を担っていることが分かった。

表 8 プライマリーバランスの変化

	自主財源	投資的経費	経常的経費	政府間財政移転	公債費
全サンプル	-0.90	0.88	0.85	-0.85	0.76
早期健全化団体	-1.14	1.00	1.00	-1.01	0.56
その他の団体	-0.93	0.92	0.90	-0.90	0.88

(注) 1) 各変数はいずれも住民基本台帳人口で標準化し、2020 年を基準とした消費者物価指数で物価調整したもので、単位は 1 千円 / 人。

2) サンプル期間中に合併、政令指定都市移行、市制移行を経験した地方公共団体、および財政再生団体である夕張市はサンプルから除外している。

3) 「早期健全化団体」とは 2007 年度決算に基づく早期健全化団体。

(出所) 筆者作成。

6 結論

Buettner and Wildasin (2006) が VECM の枠組みでアメリカの地方自治体の財政調整の実態を解明したことをきっかけに、世界各国で同様の手法を用いた研究がなされるようになった。日本国内の財政調整に関する研究も多いが、2011 年度以降の財政調整を分析したものはない。しかし、2007 年に地方財政健全化法が公布されて以降、地方公共団体の財政状況は大きく改善したため、財政調整の実態もそれまでとは大きく異なっている可能性があると考えられる。

本稿は地方公共団体のデータを用いて、2007 年以降の地方公共団体の財政調整のメカニズムを VECM の枠組みで分析した。また、地方財政健

全化法の影響を考慮し、サンプルを 2007 年度決算に基づく早期健全化団体とその他の団体に分けて、より踏み込んだ分析も行った。

その結果、自主財源の増加は将来的な自主財源および政府間財政移転の減少により大きく相殺されること、政府間財政移転の増加が将来的な自主財源の減少をもたらすこと、自主財源および公債費のレスポンスは比較的小さく、投資的経費および政府間財政移転のレスポンスは比較的大きいことが明らかになった。推定結果は概ね Bessho and Ogawa (2015) と整合的である。

また、早期健全化団体については、財政状態の改善に向け、特に人件費などの経常的経費の削減に力を入れていることが伺える。さらにプライマリーバランスの分析から、早期健全化団体の将来的なプライマリーバランスの減少が現在の自主財源の増加分を超えていることが分かった。一方、その他の団体について、その推定結果は全サンプルを用いた推定結果と極めて似ている。

総じて見れば、日本の地方公共団体の財政調整において、政府間財政移転が極めて重要な役割を担っていることが分かった。

なお、本稿で用いたサンプルのうち、早期健全化団体の数は 40 団体と比較的少ないため、ブートストラップで推定された標準誤差がやや大きくなっている。したがって、早期健全化団体の結果の解釈については留意する必要がある。

注

- 1 この文脈のサーベール論文として、Martin-Rodriguez and Ogawa (2017) が挙げられる。
- 2 夕張市ショックの詳細については橋本・木村 (2014) および石田 (2017) を参照されたい。
- 3 北海道企画振興部 (2006) によると、ピーク時である昭和 59 年度の夕張市の税収は 21 億 6400 万円であったが、夕張ショック直前の平成 17 年においては 9 億 4700 万円に縮小した。また、普通交付税もピーク時 (平成 3 年)

の69億9100万円から平成17年度の31億1100万円に減少した。

- 4 単コロとは「一般会計からの次年度の短期貸付金を財源とする第三セクター等からの返還金を、出納整理期間中に、一般会計の当該年度の歳入とすることを繰り返す手法」で、オーバーナイトとは、「一般会計から第三セクター等に対して貸し付けた短期貸付金について、年度末に一旦全額返済させ、翌年度当初に貸し付ける処理」である（総務省自治財政局財務調査課・地方債課, 2015）。
- 5 健全化判断比率とは実質赤字比率、連結実質赤字比率、実質公債費比率および将来負担比率のことを指す。また、再生判断比率とは将来負担比率を除く他の3つのことを指す。
- 6 財政再生団体に指定されている夕張市はその財政状況が他の団体とはあまりにも異なるため、サンプルから除外している。
- 7 実際に式(2)を最尤法で推定したところ、共和分ベクトルはとなり、と近いことが分かった。
- 8 その他のパネルデータに対する単位根検定として、LLC 検定、Breitung 検定、IPS 検定、および Fisher 検定が挙げられる。ただし、本稿が用いるパネルデータはその期間が短いため、短いパネルデータにも対処可能な HT 検定を行った。
- 9 例えば、過疎対策事業債の元利償還金はすべて基準財政需要額に算入できる。また、辺地対策事業債の元利償還金の算入率は80%である。

参考文献

- Bessho, Shun-ichiro, and Hikaru Ogawa, Fiscal djustment in Japanese municipalities, in *Journal of Comparative Economics*, Vol.43, No.4, 2015, p.1053-1068.
- Buettner, Thiess, The contribution of equalization transfers to fiscal adjustment : Empirical results for German municipalities and a US-German comparison, in *Journal of Comparative Economics*, Vol.37, No.3, 2009, p.417-431.
- Buettner, Thiess, and David E. Wildasin, The dynamics of municipal fiscal adjustment, in *Journal of Public Economics*, Vol.90, No.6, 2006, p.1115-1132.

- Harris, Richard DF, and Elias Tzavalis, Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed, in *Journal of econometrics*, Vol.91, No.2, 1999, p.201-226.
- Hopland, Arnt O., Central government control and fiscal adjustment : Norwegian evidence, in *Economics of Governance*, Vol.14, No.2, 2013, p.185-203.
- Jaimes, Richard, Fiscal adjustments at the local level : evidence from Colombia, in *International Tax and Public Finance*, Vol.27, No.5, 2020, p.1148-1173.
- Martin-Rodriguez, Maria, and Hikaru Ogawa, The empirics of the municipal fiscal adjustment, in *Journal of Economic Surveys*, Vol.31, No.3, 2017, p.831-853.
- Navon, Guy, Budgetary dynamics in the local authorities in Israel, in *Israel Economic Review*, Vol.4, No.2, 2006, p.19-52.
- Rattso, Jørn, Fiscal adjustment under centralized federalism : Empirical evaluation of the response to budgetary shocks, in *FinanzArchiv : Public Finance Analysis*, Vol.60, No.2, 2004, p.240-261.
- Solé-Ollé, Albert, and Pilar Sorribas-Navarro, The dynamic adjustment of local government budgets : does Spain behave differently?, in *Applied Economics*, Vol.44, No.25, 2012, p.3203-3213.
- Tran, Thien Vu, Joseph Drew, and Masayoshi Noguchi, The Role of Revenue Volatility in Local Expenditure Volatility : A Comparison of Tokyo Metropolitan Local Governments, in *Economic Papers : A journal of applied economics and policy*, Vol.37, No.4, 2018, p.443-455.
- Von Hagen, Jürgen, and Rolf R. Strauch, Fiscal consolidations : Quality, economic conditions, and success, in *Public Choice*, Vol.109, No.3-4, 2001, p.327-346.
- 石田晴美「自治体財政健全化法の効果検証と今後の課題—夕張市を教訓に—」、『経営論集』、2017年、第3巻第6号、1-17頁。
- 小西砂千夫「地方財政の制度運営における国の財政規律の投影」、『Human welfare : HW』第5巻第1号、2013年、5-32頁。
- 田中秀明「財政ルール・目標と予算マネジメントの改革」、『RIETI Discussion Paper Series』、2004年、1-38頁。
- 中澤克佳「地方財政改革と公共サービス水準の変化」、『東洋大学「経済論集」』

第 40 巻第 1 号、2014 年、1-17 頁。

橋本恭之・木村真「[[研究ノート] 夕張市の財政再建の現状と課題」、『関西大学
経済論集 = Economic review of Kansai University』第 64 巻第 2 号、2014 年、
165-195 頁。

辻道雅宣「夕張市の財政破綻の軌跡と再建の課題」、『自治総研』第 36 巻第 10
号、2010 年、62-84 頁。

参照資料・参考 URL（最終アクセス：2021 年 11 月 8 日）

京丹後市「わかりやすい財政健全化法」、2018 年（URL：<https://www.city.kyotango.lg.jp/top/soshiki/somu/zaisei/6/2036.html>）

総務省自治財政局財務調査課・地方債課「地方財政の健全化及び地方債制度に関するアンケート調査結果」、2015 年

北海道企画振興部「夕張市の財政運営に関する調査」、2006 年（URL：<https://www.pref.hokkaido.lg.jp/ss/scs/saiken.html>）

