

2020年度 博士学位請求論文

地方財源の自治体財政に与える影響評価

名古屋大学大学院経済学研究科
指導教員 根本 二郎（教授）
氏 名 前田 出

謝辞

本論文の執筆にあたり、指導教員の根本二郎先生には多大なるご指導をいただき、心よりお礼申し上げます。柳原光芳先生、玉井寿樹先生には、それぞれ副指導教員・セミナー担当教員をお引き受けいただき、2度にわたる公開セミナーを通して多くの有益なコメントを頂戴しました。東京大学の小川光先生には、博士前期課程以来、熱心かつ丁寧なご指導をいただきました。ここに、深く感謝の意を申し上げます。

目次

第1章	はじめに	1
1.	本研究の背景と関連研究.....	1
2.	本研究の構成と内容	7
第2章	地方財源の定額性・定率性	11
1.	序論	11
2.	先行研究	14
3.	定額補助金と定率補助金の効果.....	15
4.	地方公共財需要モデルに基づく検証.....	17
4.1	モデルの構築.....	17
4.2	推定式および推定方法.....	19
4.3	推定結果	22
5.	シミュレーション分析	25
6.	結論.....	28
第3章	特例地方債による財源措置	31
1.	序論	31
2.	先行研究	32
3.	臨時財政対策債とは	34
3.1	概要	34
3.2	発行可能額の決定までの過程.....	35
3.3	発行率の状況.....	37
4.	非効率性の検証.....	38
4.1	検証の趣旨とモデルの考え方	38

4.2	モデルの特定化および推定手法	40
4.3	推定結果	43
5.	基金への積み立て行動の検証	47
5.1	検証の趣旨と推定式	47
5.2	推定結果	49
6.	結論	52
第4章	地方基金の積立要因	56
1.	序論	56
2.	地方基金の累増を巡る議論	59
3.	自治体の非効率性と基金との関係	61
3.1	非効率性指標の導出	61
3.2	非効率性指標と基金の積立て・取崩し行動との相関性	65
4.	基金の積立要因に関する検証	66
4.1	推定モデル	67
4.2	推定結果（各種基金別）	71
4.3	推定結果（財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別）	74
4.4	考察	77
5.	結論	81
第5章	結びとして	86
	参考文献	91

第1章 はじめに

1. 本研究の背景と関連研究

本研究の目的は、我が国における地方財政研究の系譜を踏まえ、地方自治体に収入される財源（本研究において「地方財源」と呼ぶ。）、とりわけ国からの財政移転が、地方自治体に対して、どのような財政的効果をもって影響を与えているかについて明らかにすることにある。国が企図して補助金を交付したとしても、自治体が期待どおりの財政行動をとるとは限らず、制度的あるいは理論的に想定される自治体行動と、現実表れる自治体行動が一致する保証はないからである。

日本の地方財政全体の100兆円余りに及ぶ歳入は、地方税40%、地方交付税16%、国庫支出金15%、地方債10%、その他財源19%という財源構成になっており、それらのうち地方自治体が自らの権限で徴収し得る自主財源が56%、国等の上位政府や団体から収入される依存財源が44%となっている¹。ただし、中央と地方の関係では、国民が負担する租税収入の配分における国と地方の比率は62:38であるのに対し、最終支出ベースにおける国と地方の比率は43:57と逆転する²。その際の地方における租税と経費の差額は、国から地方自治体への財政移転によって賄われ、我が国の場合、地方交付税と国庫支出金はその重要な役割を担う。このような垂直的財政不均衡と呼ばれる状況は多かれ少なかれどの国においても発生しているが、国際的に見て日本の地方政府の補助金依存度は大きく、その原因は課税自主権が制約されていることにある（持田 2004）。国、都道府県、市区町村という日本における3層構造の統治体制の下、地方行政サービスを如何に効率的に提供していくかは、地方財源、すなわち上位政府からの財政移転の配分や、地方税等の自主財源のあり方にかかっていると見てよい。

財政学の伝統的な立場では、財政は「量出制入」即ち「出ずるを量りて入るを制す」が基本原則とされる。しかし、国家財政が国民の共同意思決定のみに基づいて運営されるのに対し、地方財政は地域住民の意思決定にのみ基づくというわけではなく、中央政府の関与が政府間財政関係という形で介在する（神野 2018）。加えて、我が国特有の財政事情と

¹ 『平成30年度地方公共団体普通会計決算の概要』（総務省）より。自治体の自主財源が少ないことを揶揄して3割自治、4割自治と言われることがあるが、これは歳入全体に対する地方税がその割合であることによる。また、国庫支出金には、国庫補助金、国庫負担金、国庫委託金等がある。

² 『令和2年版地方財政白書』および『国と地方の税財源配分の見直し（平成30年度）』（総務省）より。

して、自主財源の面においても、地方の課税自主権（決定権）が乏しいという特徴がある³。こうして日本の自治体収支については、国庫補助制度や起債協議（および許可・届出）制度をはじめとする国の財政的関与や制度的な制約条件によって歳入が与件となり、民間経済と同様に「量入制出」即ち「入るを量りて出ざるを制す」要素も具しているのが実情であろう。

このような理論的・制度的環境の下、我が国の研究者によって歳入が歳出を決定するのか、逆に歳出が歳入を決定するのか（Revenue-Expenditure Nexus）という論争に対して実証結果が蓄積されてきた（堀場 1990, Doi and Ihori 2002, 近藤 2010, 瀧本・坂本 2011 など）。しかし、その結果は一様でなく、定まった見解は未だ得られていない。この文脈において Doi (1998) は、歳入から歳出への因果関係（量入制出）が認められれば財政制度が「中央集権的」であり、反対に、歳出から歳入への因果関係（量出制入）が認められれば「地方分権的」と解釈することを提案した⁴。一般的には日本の行財政の仕組みは諸外国に比して中央集権的であると言われるが、いずれが妥当するにしても、本研究で議論する地方財源のあり方は、国から地方への財政的関与を含む国全体の統治体制にかかわる問題と言えよう。

もっとも我が国の地方財政は、制度上、税目や税率を自治体自身が設定することに制約がある一方で、国から交付される地方交付税や国庫支出金といった政府間補助金の果たす役割が大きいという特徴がある（土居 2000）。これは中央政府の企画・統制の下、住民に身近な行政サービスを地方政府が提供し、それに必要なコストを中央・地方が共同負担するという日本の福祉国家システムを反映したものであると持田（2017）は説明する。こうした事情から、我が国の地方財政研究に関しては、国が政策誘導の企図（名目上企図していなくても実質的に企図している場合もある。）をして交付する政府間補助金が主要なテーマとなって議論が展開されてきたと言える。

第2章で述べるように、国から地方自治体に対する財政移転は、使途指定の有無によって「一般補助金」と「特定補助金」に、また支出額に応じた補助金額の変動の有無によって「定額補助金」と「定率補助金」に性質上の分類がされる。この分類に従えば、我が国

³ 持田（2013）によれば、我が国は法律上の課税権は一応保障されているが、法人住民税と法人事業税の超過課税を除けば、地方自治体が標準税率の上下に税率を変動させるという実態は必ずしも定着していない。また、自治体が法定外税を新設するには、国の同意が必要になる。

⁴ これは歳入決定の裁量性に着目した解釈であるが、地方政府が執行する事務に対しては様々な形で中央政府が影響力を行使しており、集権化・分権化の度合には政府間の質的な関係性も影響する（持田 2004）。

では、地方交付税は自治体に収入される際に一括した一般財源となることから一般定額補助金であり、国庫支出金は事業費に応じた特定財源となることから特定定率補助金であるという標準的な理解がある。ここでの補助金の「定率性」・「定額性」の概念では、自治体の意思決定の選択において「定率性」は代替効果を生じさせるが、「定額性」は所得効果しか生じさせない。換言すれば、「定率性」は、自治体の意思決定に「歪み」を生じさせる。このような理解に立つと、その交付額が同額であれば、特定定率補助金（国庫支出金）の方が補助対象公共財の供給量が多くなる一方で、一般定額補助金（地方交付税）の方が当該地域の住民厚生が高まる。しかし、現実の地方財政の活動下では、「地方団体の選好」が上記のような理論と整合的であるとは限らず、妥当性を欠く場合も想定され得ることから、垂直的な財政関係の中での「地方団体の選好」の形成過程を分析し、国庫支出金や地方交付税に対する自治体の反応を実証的に研究する必要が生じるのである（黒田 1986）。

黒田（1986）を先駆とする研究が指摘するように普通交付税は、算定の過程において特定の公共財の供給と直接ないし間接に関連しており、その結果「定額性」を相当程度失い、公共財の供給に対して定率補助金に類似した影響を与えているとの見解がある⁵。特に、「事業費補正」が算定に組み込まれ、事業量に応じて基準財政需要額が変動するようになってからは地方交付税が実質的に特定定率補助金としての機能も有することとなったと林（2006）は指摘する。一方で、国庫支出金については、田平（1996）のように、地方公共支出と地域所得水準との関係では逆進的な配分構造となっており、地方交付税と同様の再分配機能をもっているとの指摘も存在する。

これに関連して、中村・國崎（1996）は、一般定額補助金（地方交付税）と特定定率補助金（国庫支出金）が自治体の支出水準に与える影響に関して等価になる場合があることを理論モデルによって示している。さらに、この理論モデルにおいて得られた議論を踏まえ、市町村データを用いて実証した結果、投資的経費に関し、補助金依存型の地域では地方交付税と国庫支出金が等価であるという仮説が棄却された一方で、地方税収の規模が中位の団体ではこの仮説を棄却しなかった。彼らは、投資的経費に関しては、国庫支出金と地方交付税は類似した性格をもち、地方交付税では対応できない地域間の所得再配分機能を国庫支出金が補完していると結論付けている。

⁵ その他に貝塚（1994）、林（2006）、別所（2008）など。一方で、算定根拠となる基準財政需要額は複雑で精緻な仕組みの中で決められているが、（事業量とは無関係の）人口と面積によって統計的にほぼ説明が可能であるとの指摘もある（中井 1988、長峯 2000 など）。

一方、土居（2000）は、地方交付税が固定資産税収より多い都市ではフライペーパー効果が生じていることを示した。反対に、固定資産税収が地方交付税の交付額より大きい都市では、フライペーパー効果が認められなかった。地方税法で課税・徴税の枠組みが法定され、地方政府の課税自主権が極めて限られている我が国では常にフライペーパー効果が生じている状況が想定されるものの、土居（2000）は、固定資産税の評価額の設定を通じて実質的な減税が行われている可能性を指摘し、日本の地方財政においても Bradford-Oates の等価性（＝定額補助金と定額減税との等価性）が成立し得る状況を説明した⁶。ただし、この主張には反論もある。堀場他（2003）は、固定資産税の評価額は普通交付税の算定に反映されるものの、評価方法に地方自治体の裁量性がないことを制度面から論証したほか、固定資産税の税率や徴収率についても交付税算定には標準率が適用されることを明示し、基準財政収入額の操作による交付団体のモラルハザードは発生する余地がないと述べている。

上記のフライペーパー効果とは、一般定額補助金の増加によってそれ相当額の国税減税（に伴う個人所得の同額の増加）よりも、地方政府の財政支出への拡大効果の方が大きくなることをいう。アメリカの州データを用いて Gramlich et al. (1973) がこの現象を見出して以来、我が国でも多くの実証研究がなされており、土居（2000）のほか、Nagamine (1995)、宮良・福重（2001）などがこのフライペーパー効果の存在の可能性を指摘してきた。フライペーパー効果が生じることの政策的含意は、国がフライペーパー効果を正しく認識せずに地方交付税を交付すると、自治体側では国が予定している以上に歳出を増やしてしまう可能性を生じることにある（土居 2000）。地方交付税が租税価格の歪みによって非効率な公共財供給を誘発しているとすれば、地域の経済厚生観点からも問題が生じる。

地方交付税のあり方を考える上で、フライペーパー効果とともに、モラルハザードの誘発という論点もまた重要である。地方交付税制度に関するモラルハザードは、地方自治体のインセンティブに任せておくと何らかの努力を怠り、過剰な水準に地方交付税額が決定されることを意味する（堀場他 2003）。上述の土居（2000）が示した自治体による固定資産税額の操作もその一つである。加えて、これまでも地方交付税制度には、財政運営を非効率にする要因として「ソフトな予算制約」の問題が内包されているという指摘がされてきた（Akai 2000, 佐藤 2001）。非効率な財政運営を行ってきた地方政府を事後的に中央政

⁶ 田近・宮崎（2008）は、交付税比率の増加が固定資産税を含む税収確保のインセンティブを弱めるとの実証結果を得た。この結果は、土居（2000）と整合的である。

府が救済してしまうため、それを予想する地方政府は事前の努力を怠るというものである。山下他（2002）は、基準財政需要額にも基準財政収入額にもその算定において国の事後的な裁量性が存在するとし、地方交付税制度が費用最小化に向けた事前のインセンティブや企業誘致などの税源涵養のためのインセンティブを阻害し、事後的に手厚い給付を行うことで、地方自治体にモラルハザードを引き起こす可能性を指摘した。これは、確率的フロンティア・アプローチを適用し、地方交付税への依存率が事後的に自治体の非効率性を増長するという実証結果から得られる含意である。彼らは、この理由を、現行の地方交付税制度が、交付団体の予算を事後的にソフト化していることに求めている。これを受け、宮崎（2010）は、基準財政需要額における補正係数の決定に「ソフトな予算制約」が存在するか否かの検証を行った⁷。実際の決算額と基準財政需要額との乖離率が補正係数に及ぼす影響を実証した結果、複数の費目において、前期の費用が基準財政需要額から大きく乖離している団体に有利なように、今期の補正係数が改定されていたことを発見し、交付税の決定過程での「ソフトな予算制約」の存在を肯定している。

外部からの資金調達という意味では、地方債も自治体の財源として重要な役割を果たしている。もっとも我が国の地方債の場合、地方交付税制度と密接に関連しているという点に大きな特徴がある。地方債の元利償還金が地方交付税措置を通じて財源措置されることによって、起債対象事業に対して国が政策誘導を行う意味合いが強いためである。この点に関し、別所（2008）は、元利償還金の交付税措置が公共事業や地方債発行の決定に影響を与えた可能性について実証した。そこでは、被説明変数を公共投資額とした場合も、地方債発行額とした場合も、説明変数である元利償還金の交付税措置率の係数が有意に正を示した。その別所（2008）の推定結果に関し土居（2007）は、地方債の元利償還金の一部を地方交付税で賄うという仕組みが、自治体の適債事業への投資や地方債の発行を過度に促しているのではないかと論じている。この公債費の交付税措置については、地方単独事業に対して有意な影響を与えていたとする林・石田（2008）や、起債充当率に対して正に寄与している点を示した大野・小林（2010）でも同様の検証結果が見られる。

そもそも我が国の地方債制度は、地方財政法第5条に列挙された経費に対してのみ発行できるという、いわゆる「建設公債主義」に則っている。そこでは、公共施設等の建設事

⁷ 基準財政需要額の算定においては、すべての団体に費目ごと同一の単位費用が用いられるが、実際の行政経費は自然的・社会的条件の違いによって大きな差があるため、「補正係数」によって測定単位の数値の割増し、または割落としが行われる。

業費や、水道・ガス・交通等公営企業に要する経費、災害応急・復旧事業費などが適債事業とされる。しかし近年では、地方財政法第5条の特例として投資的経費以外の経費にも充てることができる臨時財政対策債の発行残高が累増した。この赤字地方債は、地方一般財源の不足に対処するため、普通交付税の算定過程において基準財政需要額の一部が振り替えられるものである。臨時財政対策債の発行後は、その元利償還金が再度、基準財政需要額に措置されることによって、年度間の辻褄が合わせられる。実際は、自治体の自らイニシアティブで発行されたものではなく、地方交付税の財源不足を国に肩代わりさせられる特例債である。後に本研究でとり上げるように、当年度に地方交付税として現金を受け取ることに、当年度に地方債を発行した上で後年度に地方交付税措置を受けることが、自治体にとって等価であるかどうかはすぐれて実証的な問題である。

ところで地方公共サービスを永続的に提供すべく地方政府は、毎期、予算編成や予算執行過程で「財政調整」を行い、通時的な予算制約を満たそうと努力を払う。この財政調整のメカニズムは、財政主体に対して何らかの外的な財政的ショックが加わった場合、収入・支出の増減を通じてそのショックを吸収し、財政運営を持続可能なものにする政策対応である。Bessho and Ogawa (2015) は、海外の先駆的な業績である Buettner and Wildasin (2006) のモデルを我が国の地方財政に応用して投資的支出と経常的支出を対象に分析を行い、日本の地方自治体は財政的ショックに対し、投資的経費を変化させることで財政バランスを維持し、経常的な支出や地方税を含む自主財源が財政調整のために用いられる程度は極めて小さいと述べた。同時に論文では、国からの補助金が、自治体の財政調整において一定程度の役割を果たしてきたことの確認がされた。この点に関し小川 (2016) は、アメリカやドイツの自治体が財政バランスを回復させるために自主財源を用いるのとは対照的であり、それらの国に比べて日本の自治体では地方税をコントロールできる余地が小さいことが原因の一つにあると述べている。また、連邦制のもとで財政運営がなされているアメリカやドイツ、中央集権的な側面が強い日本やスペインでそれぞれ似通った財政調整が行われており、財政調整の手段が各国の財政制度に関係していると指摘する。

我が国における自治体の財源を見ると、地方税、国庫支出金、地方交付金などのように収入した年度と同年度の支出に充てるものと、地方債や基金繰入金のように収入した年度の翌年度以降の支払（もしくは便益）に充てるものがあり、それらが複合的に財政調整の財源として用いられている。先に述べたように、年度内の財政調整過程において、歳入では、国庫支出金や地方交付金といった国からの補助金が果たす役割が大きい一方で、税率

や税目の決定において自治体の裁量的決定権が働かない地方税は期待できない。加えて、年度を跨ぐ財政調整機能を担う地方債も、その発行対象が地方財政法によって建設事業等に限定され、発行にあたり国（市町村にあつては都道府県）へ協議または届出を要することから、自治体にとって裁量的でない。故に、自治体内部における財源活用の方策上、決算収支の余剰を積み立てる財政調整基金などへの積立金が、最も裁量的であるという意味で自治体の財政運営において重要な役割を果たす。そうした背景から自治体の財政調整機能が、毎年度収支の調整弁である基金に集約されることとなるが、これまで地方交付税や国庫補助金、地方債といった依存財源が地方財政研究の主要テーマになってきたのとは対照的に、我が国における自治体基金に関する研究成果の蓄積が圧倒的に不足している⁸。この現状は、欧米における地方政府の財政的余剰 (fiscal slack) に関する研究の隆盛とも対照的である。

2. 本研究の構成と内容

以上のような理論的背景や先行研究の流れを受けて、次章以降において以下の議論を展開する。

第2章は「地方財源の定額性・定率性」と題し、Borcherding and Deacon (1972) や Bergstrom and Goodman (1973) の中位投票者モデルをベースに、日本の地方財政において地方交付税と国庫支出金が一般定額補助金として機能しているか、あるいは特定定率補助金として機能しているかを検証した。我が国においては、自治体の一般財源となる地方交付税は一般定額補助金にあたり、特定財源となる国庫支出金は特定定率補助金にあたるという標準的な理解がある。しかし、かねてより地方交付税については、算定根拠となる基準財政需要額の費目が地方政府の意思決定に歪みを与え、補助金の定額性を失っているのではないかという指摘がされてきた。理論的には、一般定額補助金と特定定率補助金を比較すると、同額ならば、特定定率補助金の方が補助対象財の供給が多くなり、他方、一般定額補助金の方が地域の経済厚生が高まる。この効果の違いは、中央政府や地方政府にとって政策遂行上、極めて重大である。そこで、固定効果を考慮した上で、都道府県と市町村のパネルデータを使用して歳出総額に対し回帰した結果、地方交付税が従前からの指摘のとおり定

⁸ これまでほとんど見受けられなかったが、近年は石川・赤井 (2013)、宮下・鷲見 (2017) がある。

率化している一方で、国庫支出金が部分的に定額化していることが明らかになった。詳細に見ると、財政力の強い団体ほど地方交付税が定率性をもつとともに、都道府県においては国庫支出金が若干定額性をもつことが確認された。また、都道府県における投資的経費および消費的経費を対象にして分析した結果、地方交付税は消費的経費よりも投資的経費に対して定率性が強く表れ、消費的経費における国庫支出金は定額性をもつことが示された。さらに、現行の国庫支出金の一部を地方交付税に振り替えたケースや、地方交付税の配分方法を変えたケースをシミュレーションした。そこでは、現行の国庫支出金を減額することによって当該支出金の定率度が増すほか、国庫支出金や地方交付税の配分方法を人口等の簡素な指標にすることでそれらの補助金が定額化することが明らかになった。これは、今後進めるべき補助金改革の方向性を示唆する結果である。伝統的な地方財政理論では、地方交付税を一般定額補助金として、また国庫支出金を特定定率補助金として扱うのに対し、第2章では、これらの財政移転が必ずしも伝統的な理論に整合する形で機能していない実態を明らかにした。

第3章は「特例地方債による財源措置」と題し、Battese and Coelli (1995) の確率的フロンティアモデルを用いて、普通交付税と臨時財政対策債（以下「臨財債」）について、自治体支出の非効率性に対する効果の差異を検証した。2001年度に「臨時的な特例措置」として導入され、現在もその残高が増加している臨財債は、本来普通交付税として交付すべきところ、国の財源不足のため代わりに自治体に特例地方債を発行させ、後年度その元利償還に対して地方交付税措置による財源保障が行われることから、制度上は普通交付税の代替財源として位置づけられる。ただし、地方自治体の実態として、元利償還金が100%戻ってくるという認識を自治体自身が持ち、臨財債の発行後に普通交付税が交付された場合と同様の財政行動をとっているかは定かではない。もし、自治体が臨財債発行に対する将来の「交付税措置」を信頼し、当該措置が「実質的な補填」として完全に機能しているならば、発行時の臨財債の効果は普通交付税収入と等価になるはずである。そこで、市町村のパネルデータを用いて確率的フロンティア分析を行った結果、支出の非効率性に対し普通交付税が正の効果（＝非効率性を増す効果）を持つのは反対に、臨財債が負の効果（＝非効率性を減少させる効果）を持つことが示された。臨財債の負の効果は、財政力指数が高い団体ほど大きかった。さらに、別に行った固定効果推定による分析では、臨財債の発行団体が、後年度に元利償還分の全部が交付税措置されるにもかかわらず、定時償還に備えて減債基金へ積立てをする財政行動が確認された。このとき、財政力指数が高い団体は

ど、また臨財債への依存度が高い団体ほど、減債基金に積立てを行う傾向が強い。これらは、いずれも臨財債と普通交付税が不完全代替であることを示唆する結果である。また、臨財債の元利償還金に対する交付税措置の効果が完全でないことも示唆しており、財政力指数が高い（＝基準財政需要額と収入額の差が小さい）ほど、交付税措置の効果が小さくなると言えよう。このような分析結果を踏まえれば、地方債発行と地方交付税措置という仕組みを用いて制度設計された臨財債は、発行団体に実負担が生じて財政規律が働くのと裏腹に、地方交付税制度に期待される財源調整機能や財源保障機能を十分に果たしていない可能性がある。

続く第4章では「地方基金の積立要因」と題し、近年議論となっている地方基金残高の累増について、その要因は何なのかという問いに答える。批判的な立場からは、国が赤字国債を発行して地方交付税交付金を措置する中で自治体が自らの基金に余剰資金をため込んでいるのではないかという問題提起がされ、それに対し自治体の首長らは、将来への備えとして行革等の効率化努力によって積み立ててきた結果であると主張する。自治体に向けたアンケート調査では、基金積立ての財源を「税込如何にかかわらず、行革、経費節減等により捻出した額」と回答した団体が最も多く、財政調整基金の積立ての理由を「公共施設等の老朽化対策等に係る経費の増大」とした団体が最も多かった。そこで、これまで交わされてきた議論やアンケート結果を検証すべき仮説と捉え、その主要な論点について、とりわけ基金残高の累増に自治体の効率化努力が寄与してきたのかを分析の主眼に検証を行った。第1段階目の分析として、林（2002）の費用関数を援用したモデルを前提に、市町村のパネルデータを用いて確率的フロンティア分析によって各自治体の非効率性を導出した。その結果、非効率性を表す指標の平均値は1.237であった。これは、自治体が現状の行政サービスを最も効率的に提供している状態に比べ、非効率な財政運営によって平均的に23.7%の資源が浪費されていることを意味する。次に、2段階目の分析として、基金残高の増減額を被説明変数とし、第1段階目で導出された非効率性指標の前年度との差分など、基金の積立行動に影響を及ぼすと考えられる諸変数を説明変数に置いて固定効果推定を行った。この「非効率性指標の差分」は、費用最小化を指向する自治体の「効率化努力」の度合を表すものである。固定効果を考慮した回帰分析の結果、以下の点が明らかになった。まず、地方基金残高の累増は、自治体の「効率化努力」が一要因であったと認められる。ただし、東日本大震災の被災自治体においては、震災復興に係る国からの交付金等によって、効率性は低下しても基金が積み上がっている可能性がある。また、財政力指

数の高いグループと低いグループを比較すると、「効率化努力」が基金増加に寄与する程度は前者の方が高く、後者については地方交付税収入が増加要因になっていた。そのほか、大都市地域での基金増加が、昨今の税収増に起因していた可能性も示された。以上の結果は、国からの財政移転や地方税収、さらに自治体の「効率化努力」が複合的な要因となって地方基金の増加に作用したことを示唆するものであり、今後、地方の財源保障制度のあり方を再検討し、国・地方を通じた効率的な財源配分を実現していく方策の一つの論拠となり得る。

第5章は、本研究で得られた議論の政策的含意を述べるとともに、残された課題と今後の研究の可能性についてまとめ、結びとする。

本博士論文の構成は、以上のとおりである。我が国における地方財政に関する研究は、「公共経済学的アプローチ」と「制度論的アプローチ」の2つに大別される(伊多波 2002)。「公共経済学的アプローチ」では Oates (1972) 等の先駆的業績をベースに議論が重ねられてきたが、そうした理論的・実証的手法に基づく分析の重要性は今更論を俟たない。ただし、「公共経済学的アプローチ」に立つ場合であっても、自治体が財政行動をとる際に従っている地方交付税制度、地方債計画、地方税制、各種国庫補助制度といった制度面からの理解が欠かせない。「制度論的アプローチ」に基づく検討を十分に行った上で「公共経済学的アプローチ」を採用することによって、地方財政を題材とする研究に一層規範性と説得性を持たせることができるからである。本研究は、どの章もそういったスタンスに基づいている。

第2章 地方財源の定額性・定率性

1. 序論

ミクロ経済学における消費者理論では、個人は予算制約のもとで、その効用を最大化するように財の消費量の選択を行う。国からの財政移転が地方財政に与える効果は、この効用最大化の枠組みの中で、地方の直面する予算制約をどのように変え、地方公共財の消費量が代替効果あるいは所得効果となってどのように表れるかという観点から分析することができる。

国から地方への財政移転である政府間補助金は、用途指定の有無によって「一般補助金」と「特定補助金」に、また支出額に応じた補助金額の変動の有無によって「定額補助金」と「定率補助金」に分類される。我が国の地方財政では、自治体の一般財源となる地方交付税は一般定額補助金にあたり、特定財源となる国庫支出金は特定定率補助金にあたりと一般的に理解されている⁹。

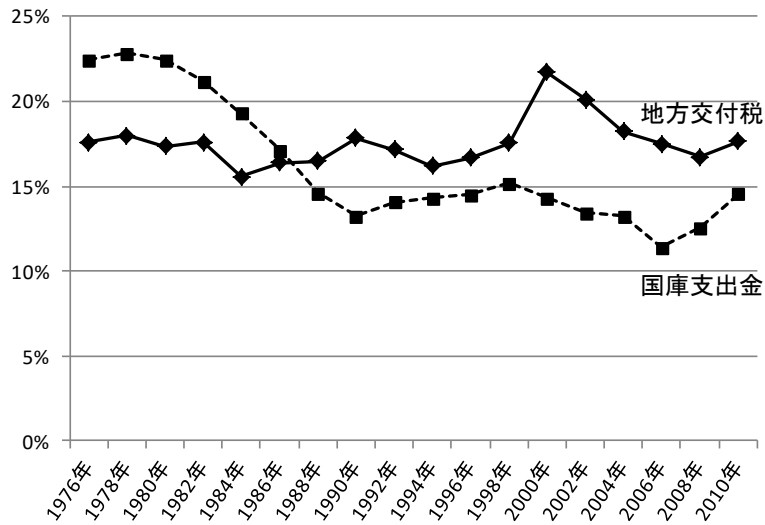
一般定額補助金と特定定率補助金を比較すると、同額ならば、特定定率補助金の方が補助対象財の供給が多くなるのに対し、一般定額補助金の方が地域の経済厚生が高まる。この結果は、中央政府や地方政府にとって政策遂行上、極めて重大である。そこで、本章では、政府間補助金の定額性・定率性に注目することにより、地方交付税や国庫支出金などの地方財源が、我が国の地方財政においてどのように機能しているかについて分析を試みる。

かねてより、特定定率補助金とされる国庫支出金については、国が地方をコントロールする手段となっており、一般財源化が必要という意見が主張されてきた¹⁰。実際、我が国における地方歳入総額に占める地方交付税と国庫支出金の割合を見てみると、図1に示すように、1980年代後半を境に国庫支出金から地方交付税に比重を移している。実のところ、この転機となったタイミングには、81年3月発足の第二次臨時行政調査会の答申等を受け

⁹ 我が国における政府間補助金の経済厚生・効率性に関する分析は、Wilde (1968) や Bradford and Oates (1971) 等の議論を日本の地方財政制度に応用したものと考えられる。林 (2006) は、我が国の分析において、現在の多くの経済学者が地方交付税を一般定額補助金とみなしているのは、初期における地方交付税に関する経済分析が外国の例に倣って単にそうしたことに基づくと指摘している。

¹⁰ 例えば、国の諮問機関として設置された第二次臨時行政調査会「行政改革に関する第五次答申（最終答申）」(1983年3月14日)、最近では地方側からの全国市長会「都市税財源の充実強化に関する決議」(2009年6月3日) など。

図1 地方歳入総額に占める地方交付税と
国庫支出金の割合（1976-2010年）



資料:「地方財政統計年報(総務省)」に基づき筆者作成。割合は、都道府県と市町村の純計額による。

て、85年度から生活保護や措置費、公共事業等に係る国庫補助金の補助負担率を引き下げる措置が講じられている¹¹。それと同時に、国庫補助負担率の引下げによる地方負担は、地方交付税の特例加算や臨時財政特例債等の発行とともに、後年度の元利償還金を基準財政需要額に算入する措置がとられ、国庫支出金の削減額が最終的に地方交付税に振り替えられる結果となった¹²。

そのほか、補助金の使い勝手を向上させる取組みも行われ、2009年の政権交代による民主党政権の下で、国が用途を限定する「ひも付き補助金」の廃止と同時に、各省庁の所管にとらわれず自治体が自主的に事業を選択できる一括交付金（地域自主戦略交付金）が導入されている¹³。

一般定額補助金とされる地方交付税については、多くの先行研究において、普通交付税の配分根拠となる基準財政需要額が地方政府の意思決定に影響を与え、実態として国庫支

¹¹ 国庫補助負担率の引下げ措置は、経常的経費については1989年度に、投資的経費については93年度に恒久化された。

¹² 中井(1988, 第6章)の見方によれば、地方財政計画の策定を通じて地方全体の財源不足額が地方交付税で補填されるため、国庫支出金などの特定財源などを除いた一般財源所要額に相当する基準財政需要額の総額は、国庫支出金が削減されるとそれに応じて必然的に増大し、その結果、交付税所要額が膨らむ。

¹³ 地域自主戦略交付金は、2011年度に都道府県分、12年度に政令指定市分を対象に導入された後、自由民主党政権へ再度政権交代がされたことにより13年度に廃止され、各省庁の交付金・補助金のメニューの大括り化や配分方法等の改善をする方向に切り替わった。

出金と同じような特定定率補助金の性質をもつことが指摘されてきた。例えば、黒田(1986)は、普通交付税の算定が地方公共財の実供給量と関連していることに着目し、基準財政需要額の算出の過程で交付税の定額性を相当程度失っていると指摘している。

あまり論じられることはないが、特定定率補助金とされる国庫支出金が定額性をもつこともあり得よう。「お金に色はない」とよく言われるように、いったん自治体の財布に納まってしまえば、形式上は国庫支出金が特定財源として補助事業に充当されたとしても、実質的な資金運用においては、国庫支出金の収入によって浮いた財源で他の事業を賄うことも考えられる。例えば、自治体において地方単独事業として既に予算化されていた事業に対し、執行年度になってから補助要件の緩和等により突発的に補助金を受けることとなったときは、まさにその分の財源が浮く状態と考えてよいだろう。さらに、自治体財源の定額性・定率性は、財源自体がもっている性質のみならず、その自治体の財源構成やアウトプットとなる歳出内容にも影響を受けることが考えられる。

よって、ここで一般定額補助金たる地方交付税と特定定率補助金たる国庫支出金が、現実の地方財政においてどのように機能しているかその実態を検証することで、1980年代後半以降における財政移転の国庫支出金から地方交付税への転換や、地方分権改革の流れの中での補助金の交付金化という方向に進んでいる政府間財政関係について、それで良いのか、問題点はないのかという形で評価を与えることができる。

本研究の成果は、地方交付税や国庫支出金等が、現実の地方財政において、一般定額補助金として機能しているか、特定定率補助金として機能しているかを計量的に示したことである。内生性を考慮し、都道府県と市町村のパネルデータを使用して歳出総額を対象に分析した結果、財政力の強い団体ほど地方交付税が定率性をもつとともに、都道府県においては国庫支出金が若干定額性をもつことが確認された。また、都道府県における投資的経費および消費的経費を対象にして分析した結果、地方交付税は消費的経費よりも投資的経費に対して定率性が強く表れ、消費的経費における国庫支出金は定額性をもつことが示された。さらに、現行の国庫支出金の一部を地方交付税に振り替えたケースや、地方交付税の配分方法を変えたケースをシミュレーションしたところ、現行の国庫支出金を減額することによって当該支出金の定率度が増すほか、国庫支出金や地方交付税の配分方法を人口等の簡素な指標にすることでそれらの補助金が定額化することを明らかにした。

本章の以降の構成は、次のとおりである。次節では先行研究について概観し、第3節において補助金の定額性・定率性の効果について図を用いて確認する。続く第4節では、中

位投票者定理に基づく地方公共財需要モデルを構築し、そのモデルをベースに地方財源の定額性・定率性に関する実証分析を行う。第5節では、補助金の配分方法を変更した場合における地方財源の定額性・定率性の変化についてシミュレーション分析を行う。最後に第6節では、実証結果を踏まえて今後の補助金改革などに向けた視点について触れ、結論とする。

2. 先行研究

前節で述べたように、地方交付税については、以前から黒田 (1986) らにより、一般定額補助金としての性質を失い、定率性をもっているとの指摘がされてきた。具体的には、基準財政需要額の算定基礎となる「測定単位」に係る公共投資の事業量や、公債費の一部を基準財政需要額に算入する「事業費補正」の対象事業量を増やすインセンティブが自治体に働き、歳出配分をどのように行うかという選択に重大な影響を与えるとされる。実証的には、多くはいわゆる「フライペーパー効果」の分析によって、地方交付税の定額的な性格が否定されてきた¹⁴。例えば、土居 (2000, 第4章) では、日本の財政制度の下でも固定資産税が資産評価を通して（意図するか否かは問わず）実質的に減税されている状況を示唆し、実証結果から、地方交付税の不交付団体や地方交付税が固定資産税収よりも少ない団体ではフライペーパー効果が認められないものの、地方交付税が固定資産税収よりも多い団体ではフライペーパー効果が存在することを示している。宮良・福重 (2001) では、市と町村、地域、人口規模等によってフライペーパー効果の大きさに違いが存在し、フライペーパー効果は全ての市町村で一様の大きさで起こっているわけではないことを示した。

また、地方交付税と国庫支出金が地方の支出水準に与える影響を比較分析したものとして、中村・國崎 (1996) は、中央政府が地方自治体の支出に対して一定の制約を加えたときに、一般定額補助金と特定定率補助金が支出水準に与える影響に関して等価となる場合があることを理論モデルによって示した上で、実証的にも投資的支出に関して地方交付税が国庫支出金に類似した性格をもつことを示している。一方で、国庫支出金に関しては、補助金依存型の地域では投資的支出に対する支出拡張効果が地方交付税よりも大きいと認められ、地方交付税では対応できない地域間の所得再分配機能を補完していると述べている。

¹⁴ 「フライペーパー効果」とは、「Bradford-Oates の等価定理」が成り立たない状況であり、一般定額補助金による地方歳出への拡大効果が（代替効果によって）所得効果よりも大きくなる。

国庫支出金を一般財源化した場合の歳出内容の変化を分析したものとしては、林他(1997)は、国庫支出金を削減し、その削減額と同額が一般財源で財源措置されるケースをシミュレーションしており、その結果において、補助対象の支出が減少し、一般財源の拡大を通じて補助対象外の支出が増加することを示している。小林・林(2011)では、準要保護者への就学援助に対する国庫補助金が2005年度に一般財源化(交付税措置)された後の影響について実証分析を行い、一般財源化後に就学援助額や準要保護率に対して自治体の財政状況による影響が増し、財政の厳しい市町村では補助金の一般財源化が1人当たり就学援助額を減少させた実態を明らかにしている。

さらに、長峯(2004)では、自治体の道路事業の中で補助事業費と単独事業費が強く負に相関している点に着目し、いわゆる補助道路と単独道路が相互に代替的である可能性を指摘している。同様に、近藤(2007)も、地方政府が定率補助金の補助率の変化に対応し、財政状況に応じて単独事業と補助事業を代替的に用いていると述べた。殊に長峯(2004)では、各種財源が与える道路事業への効果について、ファンジビリティ・モデルの考え方をを用いて説明し、地方税や地方交付税等の一般財源は道路投資の決定に影響しておらず、道路投資に対し拡大効果をもつ道路特定財源が定率型補助金として認識されていると考えるのが整合的であると述べている¹⁵。

そのほか、地方交付税制度については、自治体の費用最小化行動に向けたインセンティブを阻害しているとの赤井他(2003, 第5章)の指摘や、田近・宮崎(2008)のように、その財源保障機能によって歳入面での税収確保のための努力が弱められるとの主張がある。

以上のように、政府間補助金が地方歳出に与える効果については、その支出促進効果を通じて地方公共財の消費量がどう変化するかに関心が注がれてきたが、消費量の決定に重大な影響を及ぼすと考えられる補助金の定額性もしくは定率性の「度合」に焦点を当てた実証研究は未だ行われていない。

3. 定額補助金と定率補助金の効果

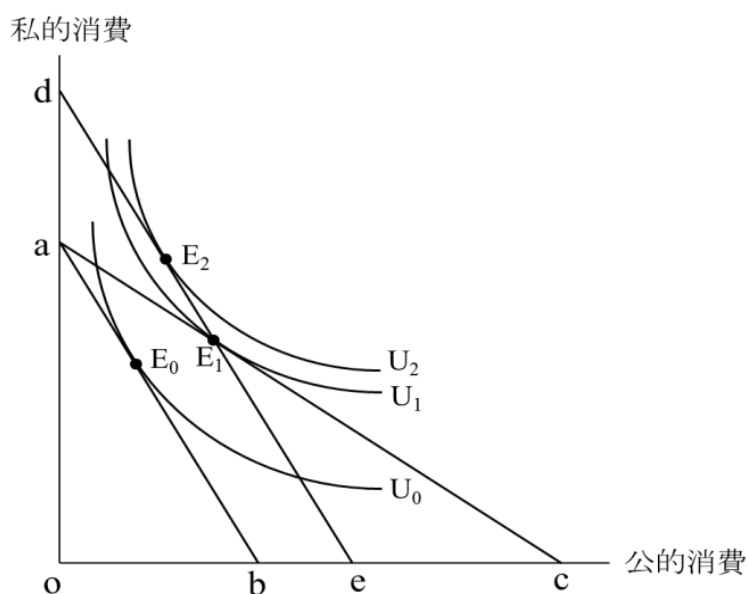
政府間補助金が地方財政に与える効果は、ミクロ経済学における家計の効用最大化に類

¹⁵ 長峯(2004)では、一般財源や道路特定財源の道路事業費に対する拡大効果を計測することにより、補助金交付後の予算制約の状態について図を用いて考察している。補助金のファンジビリティについては、長峯(2004)のほか、塚原(1994, 第4章)が詳しい。

似している。これを教科書的に説明するならば、以下のようになる。

図2では、縦軸に私的消費の量、横軸に公的消費の量をとっている。まず、補助金交付前の地域社会の予算制約線は線分 ab であり、当該地域は線分 ab と無差別曲線 U_0 が接する点 E_0 において効用を最大化している。そこで、特定定率補助金が地方政府に交付されるならば、私的消費に対する公的消費の価格比が低下するため予算制約線は緩やかな傾きの線分 ac となり、均衡点が E_1 に移る。そのときの補助金額は、公的消費の単位で測れば点 E_1 と線分 ab との水平距離に相当する。一方、それと同額の一般定額補助金が地方政府に交付された場合、補助金交付前の予算制約線 ab は点 E_1 を通る線分 de に平行シフトし、均衡点は E_2 となる。ここで、点 E_1 の効用水準を示す無差別曲線 U_1 と、 E_2 の効用水準を示す U_2 とを比較すると、 U_2 が U_1 の右上方に位置している。これが、中央政府から地方政府に財政移転がなされる場合、当該地域にとって一般定額補助金が特定定率補助金よりも望ましいと言われる理由である¹⁶。

図2 定額補助金と定率補助金の効果



¹⁶ 縦軸を私的消費とするここでの議論は、地方政府の課税自主権を仮定する。宮良・福重 (2001) では、この課税自主権に関し、地方政府においては直接選挙によって首長が選出されるという点や、地方政府による固定資産税の評価額に関するある程度の自由度、あるいは地方税新設の権限を考慮すれば、それほど極端な仮定とは言えないとしている。また、土居 (2000, 第4章) では、日本における地方政府の課税の実態として、固定資産税の課税標準の設定において自治体の裁量が働く余地があり、対象資産の評価率を通じて実質的な減税が行われている可能性があることを指摘している。

補助金交付後の無差別曲線を U_1 に固定した上で一般定額補助金が交付されたとすれば、その予算制約線は点 E_1 よりも左側で U_1 と接することとなり、定額式による補助金が定率式による補助金よりも少額で同水準の効用を実現することができるかと論じることも可能である。

以下では、上記の理論的枠組みを「伝統的な（政府間補助金）理論」と称することとする。

4. 地方公共財需要モデルに基づく検証

本節では、一般定額補助金たる地方交付税と特定定率補助金たる国庫支出金、さらにはその他の財源が、実際の地方自治体の財政行動に際してどのように機能しているかについて、Borcharding and Deacon (1972)、Bergstrom and Goodman (1973) に始まる地方公共財の需要関数の流れを汲む、中位投票者定理をベースとしたモデルによって分析を試みる。

4.1 モデルの構築

個人の地方公共財需要関数を導出した後、それに基づいて決定される地方歳出のモデルを構築する。

地域 j の代表的住民 i は、私的財 x_i と地方公共財 q_i によって効用を得るものとする、その効用関数は、

$$U_i = U_i(x_i, q_i) \quad (1)$$

と表されるとし、その導関数について $\frac{\partial U_i}{\partial x_i} > 0$ 、 $\frac{\partial U_i}{\partial q_i} > 0$ 、 $\frac{\partial^2 U_i}{\partial (q_i)^2} < 0$ が満たされるものとする¹⁷。

また、地域 j の地方公共財供給量 Q_j と地域内に居住する住民 i が消費する地方公共財 q_i には、次のような関係があるものとする。

$$q_i = Q_j N_j^{-\delta} \quad (2)$$

N_j は地域 j の人口で、 δ は公共財消費の競合性（混雑度）の程度を表すパラメータであ

¹⁷ ここでいう地方公共財とは当該地方政府が供給する財・サービスを、私的財とはそれ以外に住民が消費する全ての財・サービスを意味するものとする。地方公共財は、非排除性と非競合性の性質が不完全な準公共財であり、当該自治体の地域内に便益の及ぶ範囲が限定される（他の自治体へスピルオーバーしない）ものとする。(1)式については、加法分離型の効用関数を仮定する。

る¹⁸。

地方政府の財源として地方税 T_j 、定率的財源 H_j および定率的財源 V_j があり、これらを歳出 E_j に充てるものとする、地方政府の予算制約式は、

$$(1 - \Phi_j)E_j = T_j + H_j \quad (3)$$

と表せる。ここで、 $\Phi_j \equiv V_j/E_j$ である。

次に、住民 i の租税シェア s_i を次のように定義する。

$$s_i \equiv t_i/T_j \quad (4)$$

t_i は、住民 i が当該地方政府に支払う地方税額である。(3)式を T_j について整理して(4)式に代入し、 t_i について整理すると、次式のようになる。

$$t_i = s_i\{(1 - \Phi_j)E_j - H_j\} \quad (5)$$

ここで、住民 i の所得を y_i とし、私的財をニューメレールとすると、住民 i の予算制約式を次のように表すことができる¹⁹。

$$y_i = x_i + s_i\{(1 - \Phi_j)E_j - H_j\} \quad (6)$$

また、 C_j を地域 j の地方公共財単位費用とすると、歳出 E_j と地方公共財供給量 Q_j との関係は、次式のように与えられる。

$$E_j = C_j Q_j \quad (7)$$

(6)式は、(2)式と(7)式を用いて、次のように書き換えることができる。

$$y_i + s_i H_j = x_i + s_i (1 - \Phi_j) C_j N_j^\delta q_i \quad (8)$$

この(8)式は、地方政府の予算制約を加味した住民 i の予算制約であり、左辺の $y_i + s_i H_j$ は住民 i の所得を、右辺の $s_i (1 - \Phi_j) C_j N_j^\delta$ は住民 i の地方公共財価格（租税価格）を意味している。

ここで、住民 i の地方公共財需要関数は、対数線形を想定し、(1)式の効用関数と(8)式の予算制約の下で効用を最大化するならば、次式のようになると仮定する²⁰。

$$q_i = d \{s_i (1 - \Phi_j) C_j N_j^\delta\}^\alpha (y_i + s_i H_j)^\beta \quad (9)$$

d は定数で、 α は公共財需要の価格弾力性、 β は公共財需要の所得弾力性を表す。

¹⁸ ここで、 $\delta = 0$ のときは完全に非競合的な消費の状況を、 $\delta > 0$ のときは混雑現象が発生している状況を表す。地方公共財の混雑性は、人口のほか、地理・自然条件、都市化の度合などの影響を受けると考えられることから、ここでの δ は、それらの影響要因の複合的なパラメータとして作用するものとする。

¹⁹ この予算制約式に基づく地域住民は、地方政府の財源の一部が国債や国税により賄われていることを認識していないと想定する。

²⁰ ここでは、土居 (2000, 第5章) と同様に、(1)式の効用関数において加法分離性を仮定することによって、地方公共財の需要関数を推定するための式を(9)式のように表現できるとする。

地方政府の歳出 E_j については、(2)式と(7)式の関係から、(9)式の両辺に $C_j N_j^\delta$ を乗じることによって次式を得る。

$$E_j = d\{s_i(1 - \Phi_j)\}^\alpha (y_i + s_i H_j)^\beta (N_j)^{\delta(1+\alpha)} (C_j)^{1+\alpha} \quad (10)$$

ここで、地方公共財単位費用 C_j は、次のような関数で表されるとする。

$$C_j = e \prod_{k=1}^n (Z_{kj})^{\theta_k} \quad (11)$$

Z_{kj} は、地方政府の公共財単位費用の特性を表す n 種類の変数である。 e は定数で、 θ_k は公共財単位費用の Z_{kj} による反応度合を表す。

最後に、(11)式を(10)式に代入すると、地方政府の歳出 E_j は、次式のように表される。

$$E_j = A\{s_i(1 - \Phi_j)\}^\alpha (y_i + s_i H_j)^\beta (N_j)^{\delta(1+\alpha)} \prod_{k=1}^n (Z_{kj})^{\theta_k(1+\alpha)} \quad (12)$$

ここで、 $A \equiv de^{1+\alpha}$ である。

以上が、本章の分析の基本となる地方歳出に係る公共財需要モデルである。

4.2 推定式および推定方法

前節で説明した伝統的な理論に従えば、(8)式で表されるように、一般定額補助金は租税シェアの分だけ所得を増加させ、特定定率補助金は補助率の分だけ租税価格を削減する。だが、果たして現実の地方財政において、中央政府からの財政移転は、伝統的な理論どおりの所得変化と価格変化となって機能しているのだろうか。このような問題認識の下、 $V_j \equiv mM_j + bB_j + fF_j$ 、 $H_j \equiv (1 - m)M_j + (1 - b)B_j + (1 - f)F_j$ と定義する。

M_j は国庫支出金、 B_j は地方交付税、 F_j は地方政府のその他財源（地方税、国庫支出金および地方交付税の3科目以外の歳入）であり、 $m(0 \leq m \leq 1)$ は国庫支出金、 $b(0 \leq b \leq 1)$ は地方交付税、 $f(0 \leq f \leq 1)$ はその他財源のそれぞれ定額性・定率性の程度を表すパラメータである²¹。 m 、 b および f は、本研究において最も注目すべきパラメータであり、それぞれの財源についてその値が1に近いほど定率性が強く、0に近いほど定額性が強いことを示す。政府間補助金が伝統的な理論どおりの性質をもつとすれば、国庫支出金については $m = 1$ 、地方交付税については $b = 0$ の理論値をとる。

²¹ 自治体の財源には、地方税、国庫支出金、地方交付税のほか、地方債、分担金及び負担金、使用料、手数料、財産収入などがある。地方財政全体では、地方税、地方交付税、国庫支出金および地方債の4つの科目で歳入総額の8割以上を占める。本研究では、地方交付税と国庫支出金を議論の中心としているが、地方債についても、自治体の特定財源となる建設地方債と一般財源となる赤字地方債（臨時財政対策債等）があり、補助金同様に支出促進効果が代替効果や所得効果となって表れると考えられる。なお、市町村の場合は、都道府県から特定定率補助金とされる都道府県支出金を受け取るため、以下、国庫支出金といった場合には都道府県支出金を含むものとする。

かくして、(12)式を対数変換すると、次の回帰式が求められる。

$$\ln E_j = \ln A + \alpha \ln \{s_i(1 - \phi_j)\} + \beta \ln(y_i + s_i H_j) + \delta(1 + \alpha) \ln N_j + \sum_{k=1}^n \theta_k(1 + \alpha) \ln Z_{kj} \quad (13)$$

推定にあたり、クロスセクションデータでは、各自治体に特有な要因などの省略変数が存在するときに、そのような省略変数は採用されている説明変数と相関し、推定にバイアスが生じる可能性がある。一方、パネルデータの固定効果分析では、時間によって変化しない公共財の費用や地域特性をコントロールすることによって、一致性のある推定が可能となる。そこで、本研究では、(13)式に通常の仮定を満たす攪乱項を加えた上で、パネルデータ回帰分析を適用する²²。

推定に使用するデータは、2006年度から10年度までの5か年分の都道府県、市町村のパネルデータである。05年度まで平成の大合併により市町村合併が盛んに行われたことや、11年度以降数年間は東日本大震災の影響により東北地方を中心に自治体の支出内容が変化していることを考慮し、直近の自治体の財政行動を知るために最適な期間と考えられる2006-10年度を分析の対象としている。さらに、市町村の推定にあたっては、対象期間中に合併にかかわった市町村と、財政構造の異なる東京都の特別区、および07年3月に財政再建団体に指定された夕張市を推定対象から除いている。結果的に、ここで扱うデータは **Balanced panel data** となっている。

都道府県については、普通会計における歳出総額、投資的経費および消費的経費をそれぞれ分析対象とし、財政力指数0.5以上の団体と0.5未満の団体に区分して推定を行う。市町村については、普通会計の歳出総額を分析対象とし、財政力指数0.7以上、0.4以上0.7未満、0.4未満の団体に区分して推定を行う。市町村は、都道府県に比べ、財政構造が多様であり、しかも団体数も格段に多いため、財政力によって3つに細分化して推定結果の違いをより詳細に検証する。

被説明変数に関しては、歳出総額を分析対象とする場合には、歳出総額から公債費、前年度繰上充用金および積立金を除く。これは、公債費と前年度繰上充用金は前年度までの支出に、「積立金」は翌年度以降の支出に充てられるためである²³。投資的経費は普通建設事業費、災害復旧事業費および失業対策事業費の計、消費的経費は人件費、物件費、維持

²² 誤差に関しては、観測不可能な個別効果と時間効果からなる **Two-way Error Component Model** である。また、パネルデータのため、(13)式の各変数には添字の t が付与される。

²³ この「歳出総額」の取扱いに関しては、高橋・宮本(2004)および土居(2000, 第4章・第5章)を参考にしている。

補修費、扶助費および補助費等の計である。

主な説明変数に関しては、以下のとおりである。

まず、住民 i の地方税負担額 t_i は各団体の個人住民税収入額を、所得 y_i は各団体の課税対象所得をそれぞれ住民基本台帳人口で除した額とする²⁴。

ところで、中位投票者定理を応用した実証分析では、中位投票者と中位所得者が一致することを前提とし、所得と税負担に関し中位データを使用して分析が進められることがあるが、土居 (2000, 第5章) や林 (2006) は、多数決投票における選択対象の水準と所得の分布が強く相関していることなど、強い仮定や特殊な前提を置かない限り、中位投票者と中位所得者の一致が成立することはないと述べている。さらに、本章と同様にパネルデータを用い、中位投票者モデルに関し中位所得と平均所得の推定結果を比較した我が国の最新の実証研究である、中澤・宮下 (2008)、中澤 (2012) では、中位所得よりも平均所得の方が、我が国の地方財政 (都道府県・市町村とも) において説明力が高いとの研究結果を示している。したがって、本章では、平均的な所得を得る住民 i の選好によって地方公共財の供給量が決定される地域社会を想定し、所得と税負担に関し平均データを使用して分析を進める²⁵。

なお、「租税シェア」および「所得」の項中の M_j は、投資的経費または消費的経費を分析対象とする場合にはそれらの経費に充当された分の国庫支出金の額を使用する²⁶。

そのほか、公共財単位費用の特性を表す変数は、 Z_{1j} : 人口密度、 Z_{2j} : 65歳以上人口比率である。ただし、 Z_{2j} は、分析対象経費の性質の違いを考慮し、投資的経費を分析対象とする場合には「道路整備率」、消費的経費を分析対象とする場合には「人口1人当たり地方債残高」とした²⁷。

ここで、パラメータのうち、国庫支出金、地方交付税、その他財源の定額性・定率性を示す m 、 b および f の値は、Grid Search の手法を用いて推定する。具体的には、 m 、 b 、

²⁴ 所得データについては、各団体における毎年度分の住民所得を知ることができる唯一の統計資料である「市町村税課税状況等の調 (総務省)」の課税対象所得を用い、住民税の課税ベースが前年分所得となることから、他のデータに対し1期後の課税年度のデータを使用する。

²⁵ 上記先行研究は、中位投票者たる地域住民 i が自らの予算制約の下で効用を最大化した結果、中位投票者の選好と実際の地方歳出規模とがどれだけ近似しているかを検証したものである。平均所得者データがより整合的であるというそれらの研究結果から、地方歳出は、平均所得者の意向を強く反映したものと見える。本研究では、中位投票者モデルを前提として、平均所得者のデータを用いる。

²⁶ 市町村については、団体ごとの投資的・消費的経費に充当された財源内訳が公表されていないため、投資的経費と消費的経費を対象とする推定を行うことができない。

²⁷ 「道路整備率」は、国土交通省の定義による。「人口1人当たり地方債残高」は、公共施設の保有量 (= 維持管理に係る業務量) や当該自治体の行政運営体質を表す代理変数として用いた。

f のとり得る値を(13)式に代入し、パネルデータ推定を実行することによって、残差平方和を最小にする m 、 b および f の組み合わせ（最適値）を探索する²⁸。

データの記述統計量、定義および出典については、章末の付表 1 および付表 2 に記載した。

4.3 推定結果

表 1 が、歳出総額を分析対象とした場合のパネルデータ固定効果推定による結果である。

まず、パネルデータ推定において、時間を通じて不変である個体固有の効果と説明変数とが相関する固定効果モデルと、両者が相関しない変量効果モデルのいずれを選択するのが望ましいのかを判断するため、ハウスマン検定を行っている。その結果は、個体固有の効果と説明変数とが無相関であるとの仮説が全ての推定において 1%~10%水準で棄却され、固定効果モデルの選択が望ましいことが示された。

表 1 推定結果（分析対象：歳出総額）

被説明変数		歳出総額						
団体区分		都道府県			市町村			
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.7以上	0.4以上0.7未満	0.4未満
定率度	m (国庫支出金)	0.80 *** (0.065)	0.79 *** (0.163)	0.93 *** (0.119)	1.00 *** (0.000)	1.00 *** (0.002)	1.00 *** (0.001)	1.00 *** (0.001)
	b (地方交付税)	0.59 *** (0.088)	0.61 *** (0.152)	0.14 (0.220)	0.00 (0.001)	0.70 *** (0.045)	0.47 *** (0.039)	0.00 (0.001)
	f (その他財源)	1.00 *** (0.002)	1.00 *** (0.006)	1.00 *** (0.005)	1.00 *** (0.001)	1.00 *** (0.001)	1.00 *** (0.001)	0.94 *** (0.016)
説明変数	租税シェア	-0.776 *** (0.052)	-0.816 *** (0.070)	-0.767 *** (0.065)	-0.665 *** (0.032)	-0.632 *** (0.026)	-0.582 *** (0.053)	-0.770 *** (0.034)
	所得	0.527 ** (0.205)	0.891 ** (0.349)	0.179 (0.289)	0.209 ** (0.084)	0.306 *** (0.085)	-0.078 ** (0.030)	0.421 *** (0.062)
	人口	1.795 *** (0.442)	3.801 * (2.221)	1.268 * (0.672)	-0.326 *** (0.090)	-0.119 (0.143)	-0.111 (0.187)	1.585 *** (0.221)
	人口密度	-0.533 *** (0.190)	-2.699 (2.119)	-0.433 ** (0.207)	-0.039 (0.042)	0.006 (0.036)	-0.047 (0.104)	-1.702 *** (0.146)
	65歳以上人口比率	0.211 (0.245)	-0.671 * (0.361)	0.282 (0.386)	-0.337 *** (0.066)	-0.141 * (0.081)	-0.336 ** (0.132)	-0.208 * (0.117)
サンプルサイズ	235(47団体)	95(19団体)	140(28団体)	8355(1671団体)	2380(476団体)	2605(521団体)	3370(674団体)	
残差平方和	0.129	0.032	0.081	22.926	4.151	5.166	11.993	
自由度修正済決定係数	0.998	0.999	0.995	0.997	0.998	0.997	0.993	
ハウスマン検定	18.928 (0.002)	13.150 (0.022)	9.410 (0.094)	299.190 (0.000)	93.258 (0.000)	257.680 (0.000)	260.260 (0.000)	

注1) 定率度欄および説明変数欄の括弧内は標準誤差を示し、***、**、*はそれぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%、5%、10%で棄却されることを示す。

注2) ハウスマン検定欄の括弧内はP値を示す。

²⁸ Grid Search の利点は、とりうる値（定義域）が限定される場合には、関数の形状に依存することなく最適値を必ず見つけられることである。なお、本研究における推定では、 m 、 b 、 f を各 0.01 単位で実行した。

国庫支出金、地方交付税およびその他財源の定額性・定率性を示す m 、 b 、 f の値を見ていくと、まず、国庫支出金に関しては、市町村では全ての区分で $m = 1.00$ となり完全に定率的であるが、都道府県では $m = 0.79 \sim 0.93$ となり若干定額化している。これは、都道府県においては、国庫支出金のうち4分の1程度を義務教育費負担金が占めていることが要因の一つとして考えられる。この義務教育費負担金に関しては、2004年度に総額裁量制が導入され、給与額や教職員配置に関する地方の裁量が大幅に拡大されている。

地方交付税に関しては、都道府県では $b = 0.14 \sim 0.61$ 、市町村では $b = 0.00 \sim 0.70$ となり、従前からの定率性があるという指摘を裏付ける結果が得られている。また、地方交付税の定率度は、都道府県、市町村ともに、財政力が高い団体区分ほど高くなっている。財政力が高い団体では、地方交付税を得るために、政策決定において当該公共サービスが交付税措置されるかどうかで事業選択が行われている可能性が示唆される²⁹。

その他財源に関しては、全般的に $f = 1.00$ となっているが、その大半を占める地方債の起債対象事業に対する特定性が強いと思われる。

なお、市町村における全体の区分と財政力指数 0.4 未満の区分では、 $m = 1.00$ 、 $b = 0.00$ で、国庫支出金と地方交付税の性質は、伝統的な理論どおりの結果を示している。都道府県の財政力指数 0.5 未満の区分でも $m = 0.93$ という値を示すことから、財政力が低い団体区分では政府間補助金が伝統的な理論における本来の性質をもつ傾向が見受けられる。

また、都道府県の財政力指数 0.5 未満の区分において「所得」の係数の推定値が有意となっていないが、この場合、住民が所得増加しても行政サービスを需要しない状況が考えられる。

係数の期待される符号条件は、「租税シェア」はマイナス、「所得」はプラスである。それに反し、市町村の財政力指数 0.4 以上 0.7 未満の区分では、「所得」の係数の推定値がマイナスで有意となっている。長峯 (1998, 第4章・補論) は、「所得」がマイナスで表れるのは所得再分配の機能が働いている結果であり、社会保障関連の支出 (例えば地域福祉に関するサービス) は住民の利己的な選好動機から下級財になることがあると述べている³⁰。

²⁹ 基準財政需要額の算定対象となる事務の内容や算定方法については、地方財務協会発行の「地方交付税制度解説 (単位費用篇)」および「地方交付税制度解説 (補正係数・基準財政収入額篇)」において詳細に記載されている。この書籍は、毎年自治体あてに購入の斡旋があり、財務担当者の必携書となっている。

³⁰ 長峯 (1998, 第4章) は、政府サービスの需要行動において人々の利他的な動機が作用しうるとも指摘し、例えば地域福祉に関連するサービスは、所得の上昇とともに需要量が低下するが、さらに一定の所得水準を超えると、人々は他人の生活水準を慮るようになり結果として需要量が増加に転じる可能性を論じている。

表2 推定結果（分析対象：投資的経費、消費的経費）

被説明変数		投資的経費			消費的経費		
団体区分		都道府県			都道府県		
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.5以上	0.5未満
定率度	m (国庫支出金)	1.00 *** (0.023)	1.00 *** (0.240)	1.00 *** (0.024)	0.71 *** (0.227)	0.79 ** (0.343)	0.64 (0.493)
	b (地方交付税)	0.78 *** (0.166)	1.00 *** (0.356)	0.49 * (0.287)	0.37 (0.270)	0.65 ** (0.248)	0.00 (0.132)
	f (その他財源)	0.97 *** (0.067)	1.00 *** (0.153)	1.00 *** (0.085)	1.00 *** (0.015)	1.00 *** (0.011)	0.80 *** (0.197)
説明変数	租税シェア	-0.719 *** (0.130)	-0.458 ** (0.204)	-0.880 *** (0.149)	-0.283 *** (0.043)	-0.538 *** (0.089)	-0.199 *** (0.042)
	所得	2.197 *** (0.511)	3.865 *** (1.135)	1.670 ** (0.651)	0.038 (0.158)	-0.485 (0.428)	0.044 (0.132)
	人口	2.480 ** (1.034)	3.404 (7.164)	1.001 (1.573)	0.618 * (0.337)	1.430 (2.714)	1.524 *** (0.328)
	人口密度	-0.269 (0.487)	1.415 (6.918)	0.103 (0.482)	-0.064 (0.153)	-1.605 (2.609)	-0.186 * (0.100)
	道路整備率	0.608 ** (0.275)	1.019 ** (0.426)	0.310 (0.390)			
	1人当たり地方債残高				0.229 *** (0.062)	0.201 * (0.107)	0.173 ** (0.068)
サンプルサイズ		235(47団体)	95(19団体)	140(28団体)	235(47団体)	95(19団体)	140(28団体)
残差平方和		0.848	0.338	0.440	0.083	0.048	0.019
自由度修正済決定係数		0.979	0.979	0.976	0.999	0.998	0.999
ハウスマン検定		30.490 (0.000)	25.257 (0.000)	6.551 (0.256)	4.366 (0.498)	11.873 (0.037)	15.470 (0.009)

注1) 定率度欄および説明変数欄の括弧内は標準誤差を示し、***、**、*はそれぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%、5%、10%で棄却されることを示す。

注2) ハウスマン検定欄の括弧内はP値を示す。

続いて、投資的経費と消費的経費を分析対象とした固定効果推定の結果が表2である。

国庫支出金に関しては、投資的経費では全ての区分で $m = 1.00$ となったが、消費的経費では $m = 0.64 \sim 0.79$ となった。消費的経費では、表1で都道府県の歳出総額を分析対象とした場合と同様に、国庫支出金が定額化しているようである。これもまた、義務教育費負担金の影響が考えられる。

地方交付税に関しては、投資的経費では $b = 0.49 \sim 1.00$ 、消費的経費では $b = 0.00 \sim 0.65$ となった。投資的経費を分析対象とする場合の方が消費的経費の場合よりも定率度が高くなっていることから、社会資本形成のための公共投資が地方交付税によって賄われている実態が表れているのかもしれない。また、表1と同様に、財政力が高い団体区分の方が地方交付税の定率度が高くなっている。

その他財源に関しては、投資的経費では $f = 0.97 \sim 1.00$ 、消費的経費では $f = 0.80 \sim 1.00$ となり、表1の場合と同様に定率度が高い。

消費的経費において「所得」の係数が有意となっていないが、これは、(扶助費等に含ま

れる) 地域福祉サービスにおいて所得と公共財需要量が単純な直線関係にならない可能性を指摘する長峯 (1998, 第4章) の主張を示唆する結果であろう。

なお、Grid Searchによる結果ではパラメータ m 、 b および f の有意性を直接的に確認できないことから、別途、パラメータの標準誤差の近似値を求め、 t 検定を行っている。その結果は、表1および表2の定率度欄に追記してある。歳出総額における都道府県の財政力指数0.5未満の b 、消費的経費における全体の b 、消費的経費における財政力指数0.5未満の m を除くほか、概ね有意な結果となっている。推定値が「0.00」となっている歳出総額における市町村の全体の b 、市町村の財政力指数0.4未満の b については、95%信頼区間の上限はそれぞれ0.003と0.002であり、信頼区間が極めて狭くなっている。同じく推定値が「0.00」となっている消費的経費における財政力指数0.5未満の b については、95%信頼区間の上限は0.259であった。

5. シミュレーション分析

前節の実証結果からは、現実の地方財政においては、政府間補助金が必ずしも伝統的な理論どおりに機能していないことが示された。本節では、各団体に交付される国庫支出金と地方交付税の配分方法を変化させた場合に、パラメータ m 、 b 、 f がどのような値を示すかをシミュレーション分析する³¹。なお、表3～表5では推定結果のうち、国庫支出金、地方交付税、その他財源のそれぞれ定額性・定率性を示す m 、 b および f の値のみを示す。

まず、表3は、歳出総額を分析対象とする場合は国庫支出金の15%、投資的経費・消費的経費を分析対象とする場合は当該経費に充当された国庫支出金の50%を、団体ごとに地方交付税に振り替えたケースである。これは、現行の国庫支出金の一部が、用途の自由な財源として各自治体に支給されるケースであり、2011年度に導入された地域自主戦略交付金のような財源措置をイメージしたものである³²。推定結果を見ると、国庫支出金に関しては、減額されたことによって表1・表2のときよりも（同表で m が1.00に達していない

³¹ ここでの分析では、(13)式の被説明変数を固定したシミュレーションであるが、説明変数中の国庫支出金や地方交付税の配分を変えることによって、歳出レベルは同一のまま、歳出の構造や内容が変化しているものと仮定する。

³² 2011年度は、都道府県に交付された国庫支出金総額のうち、既述の地域自主戦略交付金と国土交通省所管の社会資本整備総合交付金（国交省の補助メニュー内で事業間または年度間の流用が可能）の占める割合は計13.5%であった。また、投資的経費に充当された国庫支出金のうち、それらの交付金の占める割合は計50.2%であった。

表3 推定結果：団体ごとに国庫支出金の一定割合(※)を地方交付税に振り替えたケース

被説明変数		歳出総額						
団体区分		都道府県			市町村			
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.7以上	0.4以上0.7未満	0.4未満
定率 度	m (国庫支出金)	0.84	0.83	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	b (地方交付税)	0.59	0.61	0.20	0.00	0.81	0.61	0.00
	f (その他財源)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.93

※一定割合は、国庫支出金の15%とする。

被説明変数		投資的経費			消費的経費		
団体区分		都道府県			都道府県		
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.5以上	0.5未満
定率 度	m (国庫支出金)	1.00	1.00	1.00	1.00	0.93	1.00
	b (地方交付税)	0.95	1.00	0.84	0.38	0.65	0.00
	f (その他財源)	0.95	1.00	0.96	1.00	1.00	0.79

※一定割合は、投資的経費または消費的経費に充当された国庫支出金の50%とする。

表4 推定結果：国庫支出金総額の一定割合(※)を国全体でプールし、各団体の地方交付税に人口按分して加算したケース

被説明変数		歳出総額						
団体区分		都道府県			市町村			
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.7以上	0.4以上0.7未満	0.4未満
定率 度	m (国庫支出金)	0.95	0.94	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	b (地方交付税)	0.56	0.59	0.17	0.00	0.68	0.29	0.00
	f (その他財源)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.92

※一定割合は、国庫支出金総額の15%とする。

被説明変数		投資的経費			消費的経費		
団体区分		都道府県			都道府県		
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.5以上	0.5未満
定率 度	m (国庫支出金)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	b (地方交付税)	0.00	1.00	0.00	0.19	0.65	0.00
	f (その他財源)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.79

※一定割合は、投資的経費または消費的経費に充当された国庫支出金総額の50%とする。

表5 推定結果：国庫支出金はそのままに、地方交付税総額を人口按分して各団体に再配分したケース

被説明変数		歳出総額						
団体区分		都道府県			市町村			
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.7以上	0.4以上0.7未満	0.4未満
定率 度	m (国庫支出金)	0.86	0.97	0.96	1.00	1.00	1.00	1.00
	b (地方交付税)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f (その他財源)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.95

被説明変数		投資的経費			消費的経費		
団体区分		都道府県			都道府県		
財政力指数		全体	0.5以上	0.5未満	全体	0.5以上	0.5未満
定率 度	m (国庫支出金)	1.00	1.00	1.00	0.65	0.97	0.67
	b (地方交付税)	0.00	0.00	1.00	0.00	0.01	0.00
	f (その他財源)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.81

区分において) 定率度が増していることが分かる。一方、国庫支出金の一部が振り替えられて増額された一般定額補助金であるべき地方交付税も、全体的に定率度が増す傾向が見える。

次に、表 4 は、国全体の国庫支出金総額のうち表 3 と同様の割合を、国全体でプールし、各団体の地方交付税に人口按分して加算したケースである。このケースでも、表 3 の場合と同様、減額された国庫支出金の定率度が増すことが分かる。地方交付税に関しては、全体的に定率度が緩和される傾向があり、投資的経費の全体の区分と財政力指数 0.5 未満の区分にあっては定率性がなくなり完全に定額化している。

最後に、表 5 は、国庫支出金の配分は変えることなく、国全体の地方交付税総額を全額人口按分の方法により各団体に地方交付税として再配分したケースである。これは、普通交付税の算定方法を全て現行の包括算定経費（新型交付税）のような客観的基準とした場合を想定している³³。このケースでは、全ての区分でパラメータ b の値は 0.00 または 0.01 となり、地方交付税が伝統的な理論どおり一般定額補助金としての値を示すこととなった。

以上のシミュレーションによれば、国庫支出金については、現行の補助金額を減額することで、定率性をより発揮させることができそうである。現状を推察すると、現行制度において表 2 で m の値が 1.00 未満となっている都道府県の消費的経費に対する国庫支出金は、国庫支出金としての交付金額が過大となっており、地方交付税と同様の再分配機能もっているのかもしれない。

地方交付税については、表 4 および表 5 の結果から、本来の一般定額補助金としての性質をもたせるために、人口等の基礎的・客観的指標による簡素な算定方法にすべきであることが計量的に実証された。黒田 (1986) では「普通交付税は大胆に簡素化し、測定単位を人口、面積等の地方団体が容易に左右しえない数種に限るべきである。それによって定額性が確保され、地方団体の選好を尊重するという交付税の特質が生かされる」、土居 (2003) も現行の地方交付税に代えて「全国一律の公共財供給に充てるべく、国税を財源として人口に比例した配分金を配分するのが望ましい」との提言をしているが、本章の結果が実証的根拠をもってそれらの主張を補完することができよう。そもそも現行の地方交付税は、

³³ 2007 年度から、基準財政需要額の算定方法の抜本的な簡素化を図り、交付税の予見可能性を高める観点から、基準財政需要額の 1 割程度について、人口と面積を基本として簡素な算定を行う包括算定経費が導入されている。なお、このシミュレーションでは、簡便的に交付額ベースで地方交付税総額を人口按分により各団体に再配分しているが、実際の交付税算定では、基準財政収入額と、(包括算定経費を含む) 基準財政需要額がそれぞれ計算された上で、その差額が普通交付税として配分される。

数多くの費目設定や各種補正係数等によって計算が極めて複雑化されているが、中井(1988, 第4章)によって、地方交付税の基準財政需要額について人口と面積で回帰することによってかなりの高い精度で推定可能なことが明らかにされている³⁴。2007年度からの人口と面積を基本とする包括算定経費の導入や、近年における補正係数の単位費用化や単位費用の統合等による算定の簡素化は、地方交付税制度の見直しの方向性としては望ましいものであったと言えよう。

6. 結論

本章では、従来の理論的枠組みが一種のベンチマークのように地方交付税を一般定額補助金として、また国庫支出金を特定定率補助金として扱うのに対し、これらの財政移転が必ずしも伝統的な理論に整合する形で機能していない実態を明らかにした。まず、中位投票者定理をベースとした地方公共財需要モデルを構築し、国から地方への政府間財政移転が実態としてどのように機能しているかを分析した。その分析結果によれば、特定定率補助金たる国庫支出金が定率的に機能している状況や、一般定額補助金たる地方交付税が定率性をもつ実態が明らかになった。さらに、補助金の配分方法を変化させてシミュレーションした結果、現行の国庫支出金を減額した場合には当該支出金の定率度が増し、一方で国庫支出金や地方交付税を人口等の簡素な基準によって再配分した場合には再配分後の補助金が定率的になることが示された。

林(2006)が指摘するように、地方交付税は早い時期から地方歳出を誘導する役目を果たしており、地方交付税を一律的に一般定額補助金としてみなすのは実態に即していない。国庫支出金も、現実には期待される特定定率補助金として機能しているとは限らず、政府間補助金をもたらす効果については、政策決定や評価をする場合に実態に即した解釈が必要であろう。

我が国では、補助金政策の方向性としてひも付きとされる補助金から地方交付税や交付金へと一般財源化が進められているが、地方の経済厚生への影響を正当に評価した上でそのような政策が実行されているとは言い難い現状がある。しかし、当該地域が標準的な効

³⁴ 中井他(2010, 第10章)においても、平成の大合併後における2006年度市町村データを使用して、次の推定結果を示している。(下段括弧内はt値)

$$\ln(\text{需要額}/\text{人口}) = 0.109(\ln(\text{人口}))^2 - 1.269(\ln(\text{人口})) + 0.00032(\text{面積}) + 5.72 \quad \text{adj}R^2 = 0.868$$

(32.2) (-42.4) (40.9)

用関数をもち、かつ、効用最大化行動をとっている限り、一般財源である一般定額補助金の方が特定定率補助金よりも地域の効用水準が高まることは第3節で見たとおりである。林他(1997)も、補助金の一般財源化によって地域の厚生水準が上昇することを実証した上で、「国からの国庫補助金は、地方の財政支出に非中立的な影響を与えており、これを一般財源に振り替えることで経済厚生を高めることが可能である」と主張する³⁵。

一方で、地方政府の政策決定を歪ませる特定定率補助金は、地方行政サービスの便益が行政区域を超えてスピルオーバーするときに、中央政府が意図する最適な供給量を確保する効果があり、そのような場面では効率性の観点から正当化される³⁶。さりとて、現在の地方自治体は、都道府県では60万人弱の県から1,200万人超の都まで、市町村では200人弱の村から360万人超の政令指定市まで規模や態様は様々ではないことから、一律的な(特定定率補助金による)国の政策誘導では全ての自治体の各々の事情までを完全に網羅することが難しい。地方公共財を効率的に供給するためには、土居(2003)の主張のように、できる限り行政区域と便益の及ぶ範囲を一致させる必要があり、地方公共財の便益がスピルオーバーしないような行政区域の設定も検討すべきであろう。

以上の点を踏まえれば、住民の経済厚生への影響を踏まえた政府間補助金の制度設計とともに、道州制をはじめとする行政区域の再編や広域連合等を活用した事務の広域化も、これからの地方分権化の流れの中では重要な課題として挙げられよう。

³⁵ しかし、自由民主党が政権復帰した2013年度以降は、事業の個別補助化が再び進行している。「一括交付金」を看板政策に掲げた民主党政権下で編成された10年度予算では公共事業費に占める個別補助金(災害復旧費などを除く)の比率が4.5%まで下がったが、19年度予算では13.6%に増加した。国土交通省幹部は、「今後もベストミックス(望ましい比率)を探っていきたい」と話している。(『官庁速報—時事通信社—』2019年4月26日)

³⁶ 本章のモデルは地方公共財の便益が他の地域にスピルオーバーしないものとしているのに対し、土居(2000, 第4章)は、地方財政におけるフライペーパー効果を計測するにあたり、説明変数に近隣中心都市の歳出額を加えることにより、地域間のスピルオーバー効果を加味したモデルを構築している。

付表1 記述統計量

変数名		N	平均	標準偏差	最小値	最大値
都道府県	歳出総額(千円)	235	850,669,066	849,813,028	262,377,318	5,611,927,431
	投資的経費(千円)	235	161,918,752	115,090,429	51,721,716	791,721,374
	消費的経費(千円)	235	591,629,640	666,537,912	171,207,590	4,407,485,640
	国庫支出金(千円)	235	132,673,331	83,486,136	39,569,168	583,975,715
	地方交付税(千円)	235	178,164,696	100,067,689	0	718,630,548
	その他財源(千円)	235	345,212,208	301,450,520	98,116,278	2,109,203,206
	租税シェア(個人住民税/総人口/地方税)	235	0.00000016	0.00000010	0.00000001	0.00000047
	所得(課税対象所得/総人口)(千円)	235	1,267	250	843	2,271
	人口(人)	235	2,702,881	2,567,607	592,213	12,662,461
	人口密度(人/km ²)	235	664	1,145	66	6,021
	65歳以上人口比率	235	0.235	0.026	0.163	0.291
	道路整備率	235	53.9	11.7	30.7	90.5
	住民1人当たり地方債残高(千円)	235	767	238	340	1,403
市町村	歳出総額(千円)	8,355	21,609,374	65,956,677	551,382	1,428,755,966
	国庫支出金(千円)	8,355	4,552,837	14,312,773	37,809	388,332,087
	地方交付税(千円)	8,355	4,198,168	6,067,150	0	113,087,111
	その他財源(千円)	8,355	7,601,824	27,416,979	140,131	621,670,409
	租税シェア(個人住民税/総人口/地方税)	8,355	0.00003695	0.00010367	0.00000007	0.00273690
	所得(課税対象所得/総人口)(千円)	8,355	1,121	312	454	3,486
	人口(人)	8,355	64,997	174,170	157	3,627,000
	人口密度(人/km ²)	8,355	861	1,757	2	13,502
	65歳以上人口比率	8,355	0.269	0.069	0.102	0.569

付表2 データの定義および出典

変数名	定義	出典
歳出総額	歳出総(実)額－公債費－前年度繰上 充用金－積立金	都道府県・市町村別決算状況調(総務省)
投資的経費	普通建設事業費＋災害復旧事業費＋ 失業対策事業費	都道府県・市町村別決算状況調(総務省)
消費的経費	人件費＋物件費＋維持補修費＋扶助 費＋補助費等	都道府県・市町村別決算状況調(総務省)
租税シェア(※)	(個人住民税/総人口/地方税) * (1 －(m*国庫支出金＋b*地方交付税 ＋f*その他財源)/歳出総(実)額)	都道府県・市町村別決算状況調(総務省) 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯 数(総務省)
所得(※)	(課税対象所得/総人口)＋(個人 住民税/総人口/地方税) * ((1－ m)*国庫支出金＋(1－b)*地方交付 税＋(1－f)*その他財源)	都道府県・市町村別決算状況調(総務省) 市町村税課税状況等の調(総務省) 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯 数(総務省)
人口	総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯 数(総務省)
人口密度	総人口/総面積	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯 数(総務省) 全国都道府県市区町村別面積調(国土地理院)
65歳以上人口比率	65歳以上人口/総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯 数(総務省)
道路整備率	(改良済延長－混雑度1.0以上の延 長) / 実延長	道路統計年報(国土交通省)
住民1人当たり地方 債残高	地方債現在高/総人口	都道府県・市町村別決算状況調(総務省) 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯 数(総務省)

※国庫支出金＝国庫支出金(＋都道府県支出金)、地方交付税＝普通交付税＋特別交付税、その他財源＝
歳入総額－地方税－国庫支出金(－都道府県支出金)－普通交付税－特別交付税

第3章 特例地方債による財源措置

1. 序論

自治体が特例地方債として発行する臨時財政対策債（以下「臨財債」）は、2001年度から3年間の「臨時的な特例措置」として導入されて以来、幾度もの延長措置を経て今日に至るまで制度が存続し、地方自治体全体でその残高が累増している。この臨財債の導入は、交付税特別会計の新規借入れ停止と地方交付税総額の抑制が狙いであったとされ、01年度の地方財政対策を巡る地財折衝の中で、「国、地方の責任を明らかにした方が、地方財政の秩序からいってベターではないか。国負担分は一般会計からキャッシュをもらう。地方負担は自ら特例地方債を起こし、資金調達するということかどうか」（片山虎之助自治相（当時））、「大変な英断だ。大蔵省としても協力したい。了解する」（宮沢喜一蔵相（当時））—とといったやり取りを経て制度が創設された³⁷。

臨財債は、本来自治体に対し普通交付税として交付すべきところ、国の財源不足のため代わりに自治体に特例地方債を発行させ、後年度その元利償還に対して地方交付税措置による財源保障が行われることから、制度上は普通交付税の代替財源として位置づけられている。また、多くの文献や先行研究においても、後年度の「交付税措置」によって臨財債の発行に対する「実質的な補填」がある旨の説明がされる³⁸。ただし、実態として、元利償還金が100%戻ってくるという認識を自治体自身が持ち、臨財債の発行後に普通交付税が交付された場合と同様の財政行動を取っているかは定かではない。

石川・赤井（2013）によれば、臨財債が交付税の代替財源だといえる理由は、起債を通じて調達された資金に対し、交付税同様に用途制限が課されることなく、元利償還金の100%が後年度の交付税算定プロセスで国によって保障されるからだという。一方、諏訪・森（2012）の指摘によれば、毎年多額の交付税が配分されている自治体にとっては臨財債による歳入が交付税の配分とほぼ同義となるが、後年度に交付税の不交付団体となることが見込まれるか、交付団体であっても交付税の配分額が臨財債の発行残高に比べて極めて小さい団体においては、臨財債の発行が住民の将来負担を増加させる。これらの主張があ

³⁷ 『官庁速報—時事通信社—』2001年1月9日。

³⁸ 例えば10年度の地方財政計画においても、地方交付税と臨財債の合計額が「実質的な地方交付税」として表記されている。

の中で、後年度における「交付税措置」が、臨財債の元利償還に対する「実質的な補填」として機能しているかという点は我々の重大な関心事である。

そこで本章では、臨財債の後年度における「交付税措置」による補填への期待が、自治体の費用最小化行動を阻害しているかという観点から、自治体の最小費用からの乖離と臨財債発行との関係性を、市町村のパネルデータを用いて確率的フロンティア分析（Stochastic Frontier Analysis, 以下「SFA」）により検証している。もし、自治体が臨財債発行に対する将来の「交付税措置」を完全に信頼し、当該措置が「実質的な補填」として機能しているならば、発行時の臨財債の効果は普通交付税収入と等しくなる（＝両財源が等価になる）はずである。しかし、後述する推定結果を先取りすると、自治体の支出に対し、普通交付税が非効率性を増す効果を持つのは反対に、臨財債は非効率性を減少させる効果を持つ。さらなるパネルデータ分析では、臨財債の償還時に元利償還金相当額が「交付税措置」されるにもかかわらず、臨財債の発行団体が予め償還資金を基金に積み立てる財政行動が確認される。

本章の構成は、以下の通りである。次節において先行研究との関連を述べ、第3節では本研究の分析に必要な範囲で臨財債の仕組みなどを概観する。第4節では、SFAのアプローチを適用し、臨財債発行が自治体支出の（非）効率性に及ぼす影響について検証する。第5節では、臨財債発行後における基金への積み立て行動を実証する。最後に、第6節において本章の結論を述べる。

2. 先行研究

臨財債に係わる運用は、総務省が設置する地方財政審議会や財務省所管の財政制度等審議会でも毎年のように議論が交わされ、また、全国知事会をはじめとする地方団体からも廃止を含む抜本的な見直しを図るよう要望が出されるなど、国と地方の財政関係が論じられる中で極めて高い関心を集めている。だが、澤井（2001）、梅原（2002）や総務省のホームページあるいは政府刊行物などにおいて、臨財債の導入経過やその仕組みについての記述は見受けられるが、現在まで、臨財債の地方財政に与える効果について経済学的観点からの理論的・計量的な手法に基づく研究は十分に行われていない。

臨財債に特化した先行研究は数少なく、次の数点が挙げられる。

石川・赤井（2013）は、道府県データを用いて臨財債の発行に対する交付税措置額と現

実の積立・償還額とを比較し、満期一括償還方式の割合が高い一部の団体において両者の間に大きな乖離が見られ、将来の償還に備えた積立額の不足を指摘すると共に、実質公債費比率による起債制限の仕組みが自治体の積立額を増やしていることを実証的に示した³⁹。

諏訪・森（2012）は、名古屋市の事例を通して、従来の人口基礎方式の下での財源不足額を上回る臨財債発行の事実を明らかにし、大都市自治体における財政規律維持の観点からは、臨財債の配分方法を新方式の財源不足額基礎方式に純化すると共に、大都市の負担抑制のためには財源不足額基礎方式における補正係数と財政力指数の相関性を緩和する必要性を主張した。また、森（2015）は、財源不足額基礎方式の下で臨財債の発行により得られる財源が、元々臨財債によって賄われるべき財源不足額の一部しか実質的に手当てできていないことを理論モデルで示した。その上で、臨財債の財源保障効果が財政力指数の低い自治体ほど大きく、財政力指数の高い自治体ほど小さいと述べ、大都市圏の自治体においては、臨財債が組み込まれた現在の地方交付税制度が財源保障機能をほとんど発揮していないと指摘する。

一方、臨財債を巡る債務償還責任の共有化（後年度の交付税原資による実質的補填）が資源配分上のロスを生じさせているかを理論・実証の両面から検証した田中（2013、第7章）は、理論分析からは「負債外部性」の拡大が過小な再分配支出と過大な公的債務残高をもたらすことを指摘し、実証分析からは再分配支出・負債形成を巡って自治体間の戦略的行動が見られ、臨財債の発行によってその傾向が強まる点を示した。こうした地方債の「負債外部性」については、土居・別所（2005）も、地方債の元利償還金に対する交付税措置は、他の地域からも徴税される将来の国税で手当てされることを意味すると指摘している。

その他、臨財債に特化したものではないが、地方債の元利償還に係る交付税措置については、起債充当率に対して正に寄与している点を示した大野・小林（2010）、交付税措置が地方単独事業に対して有意な影響を与えていたとする林・石田（2008）、縁故債の発行を促進した点を示した水野（2008）がある。また、土居（2002）は、財政融資資金の配分を通じて財政力の弱い地方部の県に対して（民間資金に比べて低利で資金調達ができることによる）「暗黙の利子補給」が多い点を定量的に浮き彫りにした。さらに、土居（2007、第3章）は、地方債には国による「暗黙の保証」が存在するとし、それが①交付税措置による

³⁹ ただし、地方交付税はあくまでも自治体の一般財源であることから、満期一括償還方式の臨財債を発行した団体が、その元利償還金の措置分を積立金に回さなければならない縛りはない。

財源の確保、②地方債協議（許可）制度、③地方財政再建制度の3つから成るとしている。

上記の研究の対象が、臨財債を含む地方債の発行とその償還に対する財源保障との関係である点はおおむね共通している。ただし、臨財債については、発行時に普通交付税の代替財源として財源不足額の一部が振り替えられることから、分析対象とする場合において普通交付税収入との関係が極めて重要である。地方財政制度上、臨財債が普通交付税の代替財源として位置づけられている以上、両財源による財源措置が自治体に与えるミクロベースでの影響の違いについて、我々は関心を向けるべきではないだろうか。そこで本章では、普通交付税と臨財債の代替性に着眼点を置いた上で、一般的に同じ効果を持つと考えられている両者が収入された場合、国から財源保障を受ける自治体が事後的にどのような財政行動を起こしているか分析する。

3. 臨時財政対策債とは

3.1 概要

本節では、第4節および第5節での実証分析に先立ち、分析手法の検討や推定結果の解釈にあたり念頭に置くべき臨財債の仕組みや特徴などを述べる。

本章で取り上げる臨財債は、投資的経費以外の経費にも充てることができる、いわゆる赤字地方債であり、地方財政法第5条の特例として地方自治体により発行される。臨財債導入前の1998-2000年度は、地方財政の通常収支不足の補填措置として、財源対策債などを除いた額を交付税特別会計の借入れで賄い、その償還を国と地方で折半して負担していたが、この交付税特会借入方式は、①地方自治体の共同の借入金であるために、個々の自治体や住民に借入れの実態が分かりにくい（痛みを感じにくい）、②国の予算上においても特会借入れが国の財政実態を分かりにくくしているなど、種々の問題が指摘されていた⁴⁰。そこで01年度の地方財政対策では、交付税特会の借入金残高が膨大に累積している状況も踏まえ、01-03年度の3年間、通常収支不足額のうち財源対策債などを除いた額を国と地方で折半し、国負担分は一般会計からの加算、地方負担分は特例地方債（臨財債）により補填する新ルール（いわゆる折半ルール）が導入された⁴¹。それ以降、幾度もの延長措置

⁴⁰ 『地方債』2012年8月号（地方債協会）より。

⁴¹ 当時の自治省が、いわばタブーになっていた赤字地方債の発行に踏み切る方針を固めた背景には、「このままの調子で特会借入れを続けていけば、交付税特会が破たんする」との強い危機感があり、大蔵省もその危機感を共有していたとされる（『官庁速報-時事通信社-』2001年1月9日）。

を経て現在まで同じルールが適用される間、地方の臨財債残高は累増を続け、15年度末現在で都道府県・市町村を合わせて約51兆円にも達し、臨財債が普通会計の地方債総残高に占める割合は35%にのぼる。

普通交付税の振替措置という性格から、臨財債の大きな特徴は、第1に、実際の借入れの有無にかかわらず、その元利償還金相当額が理論償還額として、後年度の基準財政需要額に全額算入される。第2に、実際に発行するか否か、発行可能額の範囲内における発行額は各自治体の裁量による。当然ながら交付税同様、臨財債も自治体の一般財源であることから、用途についての制限はない。

なお、本研究が分析対象とする一般市町村については、臨財債の資金に対して原則としてその全額に定時償還方式（償還期間20年（3年据置）以内）による公的資金が配分され、さらに公的資金のうち財政融資資金が優先的に配分される⁴²。

3.2 発行可能額の決定までの過程

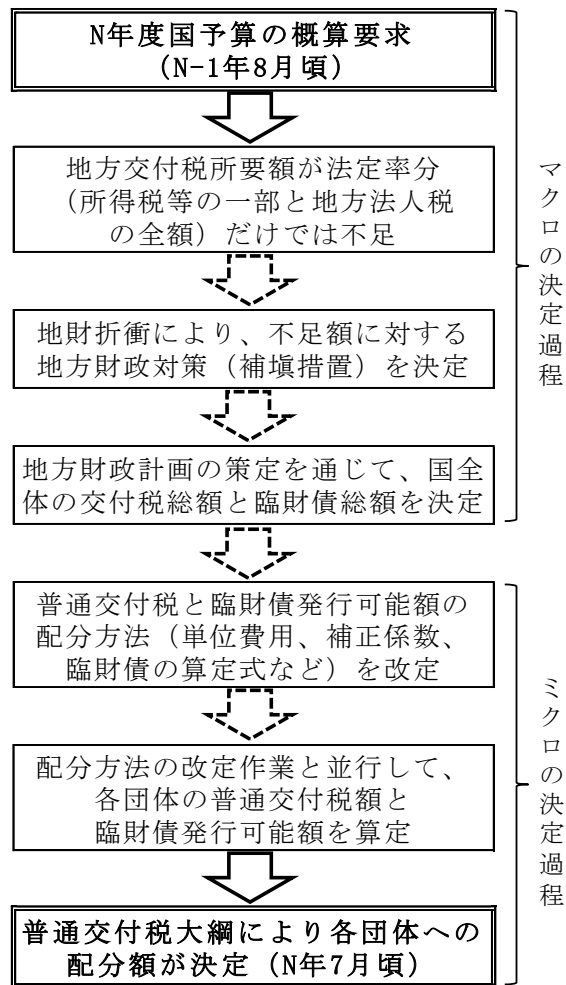
臨財債のN年度における各団体の発行可能額決定に至るまでの主な過程は、およそN-1年8月頃の総務省から財務省への概算要求に始まり、次年度N年7月頃の配分額の決定、すなわち普通交付税大綱の決定で終わる（図1参照）。

臨財債のマクロの決定過程では、地方財政（通常収支分）の歳出額から、歳入側の国庫支出金、地方債（特例債を除く）などの特定財源や地方税・地方譲与税などの一般財源、さらに地方交付税の法定率分などを差し引いて地方の財源不足額が算出され、それに対して以下の地方財政対策が措置される⁴³。はじめに一般会計からの別枠加算と建設地方債の充当率を高める財源対策債によって手当てされた上で、過去の制度改正に伴い一般会計から加算する既往法定分加算や既往の臨財債に係る元利償還に対する臨財債の再発行などが充てられる。なお残った財源不足については、先述の折半ルールにより、一般会計からの臨財加算と臨財債の新規発行で埋められる。これらの過程では、実際には財務省と総務省の間の協議により、地方交付税総額その他の調整可能な各項目が同時決定される（土居，2002）。その結果、最終的な臨財債総額は、既往債の元利償還に係る再発行分と折半ルール

⁴² 総務省「地方債同意等基準運用要綱」による。ちなみに、都道府県と政令指定都市については、臨財債の資金に対して公的資金と共に（満期一括償還方式による）市場公募資金などが配分される。

⁴³ 地方交付税法では、所得税および法人税の33.1%、酒税の50.0%、消費税の22.3%、地方法人税の全額（いずれも執筆時点の率）をもって地方交付税とされている。しかし、これが地方財政収支の財源不足額を下回る状況が続いており、法定率の引上げによる解消が困難であるなどの理由から、毎年度の収支が均衡するよう、地方財政対策と呼ばれる財源対策が施される。

図1 普通交付税と臨財債発行可能額の決定までのプロセス



出所) 筆者作成。

に基づく新規発行分の合計となる。そして決まった国全体の交付税総額と臨財債総額は、N-1年の年度末までに地方財政計画を通じて公表され、地方交付税交付金が国のN年度予算案に計上される。

次にミクロの決定過程に移る。上述の通り決まったマクロの総額と最終的に積み上げられるミクロの総額とを合致させるため、N年3月末に地方交付税法の改正が行われ、基準財政需要額の算定基礎となる単位費用などが改定される。各団体の算定作業を経た後は、N年7月頃、普通交付税に関する省令の改正に基づく補正係数などの改定、および普通交付税大綱の決定をもって、各団体への普通交付税額・臨財債発行可能額の配分額が決まる。この時、各団体に対する配分にあたっては、本来の基準財政需要額から一定の算式による額を控除し、当該控除額は臨財債に振り替えられる。その控除後の基準財政需要額と基準

財政収入額との差額が、普通交付税額となる仕組みである⁴⁴。

以上のように、臨財債はマクロからミクロに至る決定過程において、普通交付税と終始一体の道程をたどる。また、赤井他（2003，第2章）が指摘するように、普通交付税・臨財債発行可能額の配分額が決定されるまでに、国は2つの事後的な裁量を持つ。第1は、地方財政計画（対策）策定時の総額決定であり、第2は、個々の自治体への配分額の合計が国全体の総額に一致するように調整される、需要額などに係る算定方法の改定である。

3.3 発行率の状況

07年度から13年度における、臨財債発行率別市町村の相対度数分布を表1に示す。ここで臨財債発行率とは、発行可能額に対する実発行額の割合である。表の下から2行目の「99%以上100%未満」は発行可能額から10万円未満や100万円未満などの端数を切り捨てた額を発行した団体と思われる。それらの団体も含めれば全体の約8－9割の団体が満額発行をしている。制度上は臨財債発行可能額の範囲内でどの程度発行するのか、もとより発行するか否かが自治体の任意とされているが、国による発行可能額の配分が結果として、自治体の満額発行を強いているようである⁴⁵。

表1 臨時財政対策債の発行率別市町村数（相対度数）

臨財債発行率	07年度	08年度	09年度	10年度	11年度	12年度	13年度
0%	3.3%	3.4%	2.9%	3.8%	3.7%	4.1%	3.5%
0%超30%未満	0.2%	0.2%	0.1%	1.0%	0.8%	0.6%	0.8%
30%以上60%未満	1.0%	0.7%	1.5%	4.2%	2.3%	2.5%	3.1%
60%以上90%未満	1.7%	1.6%	3.9%	8.6%	6.1%	6.9%	6.1%
90%以上99%未満	2.2%	3.0%	2.9%	3.3%	3.7%	4.5%	4.9%
99%以上100%未満	56.1%	49.6%	45.7%	36.4%	37.8%	36.1%	34.6%
100%	35.5%	41.5%	43.0%	42.7%	45.6%	45.3%	47.0%

注1) 臨財債発行率＝臨財債実発行額／発行可能額

注2) 2013年度は臨財債発行可能額の未配分団体を含まない。

出所)「決算カード」および「市町村別決算状況調」(総務省)に基づいて筆者作成。

⁴⁴ 臨財債発行可能額の算定において、01年度の導入時には、基準財政需要額における企画振興費などを減額し、その単位費用相当額を基礎として臨財債に振り替える方式が採られたが、03年度に各団体の人口を基礎として算定する「人口基礎方式」に変更された。10年度には、「人口基礎方式」による発行可能額を基準財政需要額から振り替えた後、なお財源不足が生じる団体について当該不足額を基礎に財政力を考慮して算定する「財源不足額基礎方式」が導入された。「人口基礎方式」は11年度以後3年間で段階的に廃止され、13年度には「財源不足額基礎方式」に完全移行された。その後、普通交付税の不交付団体に対する臨財債の配分はない。

⁴⁵ 諏訪・森(2012)は、臨財債の過大発行の一要因として、利用可能な一般財源の存在を根拠に歳出の維持拡大を迫る、議会や住民からの圧力を指摘している。

4. 非効率性の検証

4.1 検証の趣旨とモデルの考え方

本節では、赤井他（2003，第5章）が普通交付税に適用した SFA を、推定式の中で普通交付税と同時に臨財債にも適用し、臨財債発行と普通交付税収入が地方自治体の費用関数に非効率な影響を与えているか否かを検証する。

通常の回帰分析では、供給主体が全て効率的なフロンティア上で活動していると仮定して「平均的な」費用関数を推定する。一方、SFA では、費用を最小とする費用関数を費用フロンティアとし、フロンティア上からの乖離を非効率性として捉え、供給主体の費用構造と技術的効率性を同時に把握する。SFA を適用した赤井他（2003，第5章）はクロスセクションデータを用いながら、地方交付税制度における国の事後的裁量がフロンティアからの乖離を引き起こす要因であるとし、普通交付税による救済への期待が都市の費用最小化に向けたインセンティブを阻害する「ソフトな予算制約問題」を指摘した。本研究で着目する臨財債も、発行可能額の決定が第3節で述べたとおり普通交付税と同様のプロセスをたどり、発行後に元利償還金が全額措置される。よって、制度設計上、臨財債の発行による効果は、普通交付税を交付された場合と同様になると予想される。

まず、林（2002）の枠組みを援用し、本章で用いるモデルの考え方を述べる。

地方政府は、企業と同様に、労働や資本などの生産要素を用いて財・サービスを産出すると考えられる。しかし、地方政府が供給する地方公共サービスは、非競合性と非排他性を併せ持ち、かつ不完全な準公共財であり、通常の企業が供給する私的財とは性質が異なる。また、地方公共サービスの生産・消費は、第1段階として「地方政府が直接産出する過程」、第2段階として「住民が最終的に消費する過程」という2つの過程があり、直接産出量と最終消費量が必ずしも一致しない。

第1段階の生産過程では、地方政府が生産要素ベクトル x を投入して直接産出物 g を生産する関係を次のような生産関数で表現されるとする。

$$g = g(x) \tag{1}$$

次に、第2段階の消費過程では、利用者数 n の増加によって「混雑効果」が発生し、住民の最終的に消費する行政サービス水準 z が低下する関係が次式のように表現されるとする。

$$z = z(g, n, e) \quad (2)$$

ただし、 $\partial z / \partial n < 0$ であり、 e は人口以外の地域環境要因ベクトルを表す。

上記 2 つの過程を前提とすると、地方政府の費用関数は以下のように求められる。

まず、企業理論と同様の費用最小化行動を前提とする地方政府の費用関数を

$$c = c(g, w) \equiv \min_x \{wx | g(x) = g\} \quad (3)$$

と定義する。ここで、 w は生産要素価格ベクトルである。

z が議会などの政治的決定によって外生的に与えられるものとし、(2)式を g に関して解くと、

$$g = z^{-1}(z, n, e) \equiv y(z, n, e) \quad (4)$$

となり、(3)式の費用最小化問題に対して、外生である g の値が決定する。

最後に、(4)式を(3)式に代入して次の費用関数を得る。

$$c = c(y(z, n, e), w) \quad (5)$$

公的部門、特に地方自治体の目的関数の仮定は長らく議論されてきた（例えば Oates 1985 ; 長峰 1985）。実証研究などにおいても、住民の効用最大化を想定する下で効用関数を推定した吉田（2006）、中位投票者定理が働くか否かを検証した Doi（1999）や高橋・宮本（2004）、リヴァイアサンの政府の目的関数を推定した Marlow（1988）や Eberts and Gronberg（1990）等の検証を行った長峰（1992）といった自治体分析がある。その他、本研究の基盤となった赤井他（2003, 第 5 章）や、林（2002）をはじめ宮崎（2004）、湯之上他（2012）では効用最大化の必要条件である費用最小化を想定するなど、採用される仮定は様々である。政府の目的関数を検証することは、少なくとも Oates 以来の試みがあるが、標準的な見解を得るには至っておらず、ある仮定の下で導出された結果が、他の目的関数の想定の下で影響を受けるか否かによって、結果の頑強性を検証する手法が採られている。他の目的関数を想定した場合、導出結果が影響を受けるか否かは今後の課題となるが、日本の自治体財政においては、地方税・国県負担金・地方交付税など歳入の大半がいわば外生的に決まる一方、社会の成熟化に伴って行政需要の高度化・多様化が進んだ結果、行政サービス水準は高止まりし、住民が望む一定の行政サービスを提供するために各自治体が様々な支出効率化や節減の取組みを行っている点からも、費用最小化の前提は不自然とは言えない⁴⁶。例えば、自治体の財政行動の根幹をなす予算編成では、住民が望む行政サービ

⁴⁶ 財政構造の弾力性を示す経常収支比率は、全国市町村の平均で 1990 年度頃には 70%ほどであったものが、徐々に上昇が進み、2005 年度頃以降は 90%前後で横這い状況となっている。これは近年、一般財源

ス水準を所与として、専ら歳出見積額の調整作業を行う。その過程は、一定の効用水準を条件に、費用が決まる費用最小化行動の表れである⁴⁷。以上より、本章では自治体の費用最小化の仮定を基本に分析を行う。

4.2 モデルの特定化および推定手法

推定においては、前記 4.1 で示したモデルに複合誤差項を導入し、SFA を適用する。

地方政府 i の確率的フロンティア費用関数は、パネルデータを想定すると、次式のように表せる。

$$c_{it} = c(y_{it}(z_{it}, n_{it}, e_{it}), w_{it}; \alpha) \exp(v_{it} + u_{it}) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (6.1)$$

$$u_{it} = h_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (6.2)$$

ここで、 v_{it} は $N(0, \sigma_v^2)$ に従う通常の誤差項である。非効率項と称する u_{it} は $|N(m_{it}, \sigma_u^2)|$ に従う確率変数で、 v_{it} との独立を仮定する。 $m_{it} = h_{it}\beta$ であり、 h_{it} は非効率要因である。 ε_{it} は $N(0, \sigma_u^2)$ の切断正規分布に従う誤差項である ($\varepsilon_{it} \geq -h_{it}\beta$)。以上の定式化に基づく Battese and Coelli (1995) のモデルにおいては、 v_{it} と u_{it} の同時密度関数から最尤法によってパラメータを推定する⁴⁸。上式中、 α 、 β 、 $\sigma^2 (= \sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 、 $\gamma (= \sigma_u^2 / \sigma^2)$ がパラメータとして推定されるが、非効率項における β の符号が正なら非効率性を増大させ、負なら逆に減少させる効果を表す。

(6.1)・(6.2)式の費用関数をコブ・ダグラス型関数で特定化すると、次の推定式が得られる。

$$\ln c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{it} + \alpha_2 \ln z_{it} + \alpha_3 \ln n_{it} + \alpha_4 (\ln n_{it})^2 + \sum_{j=1}^4 \alpha_{j+4} \ln e_{jit} + \alpha_9 SD_{it} + \sum_{j=1}^6 \alpha_{j+9} YD_j + v_{it} + u_{it} \quad (7.1)$$

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \varepsilon_{it} \quad (7.2)$$

各変数について説明する。 c_{it} は人口 1 人当たり歳出総額および人口 1 人当たり経常的

のほとんどが経常的経費に使われている (=新規事業が実施されていない) 状態が続いていることを表しており、行政サービス水準が高止まりしていると判断できる材料の一つである。

⁴⁷ その他具体的な例として、1,060 の自治体が、行政評価制度を導入して予算の圧縮・行政運営の効率化に取り組んでいる (総務省『地方公共団体における行政評価の取組状況等に関する調査結果』(2013 年 10 月 1 日現在))。この行政評価制度に関し金坂他 (2011) は、事務事業評価には歳出を抑制する効果があり、実質公債費比率や将来負担比率を改善させるとの実証結果を得た。また、地方全体の総職員数は 94 年をピークに減少し続けており (2015 年時点の対 94 年比で約 54 万人減 ($\Delta 17\%$))、職員給与費の削減が年々進められている (『平成 27 年地方公共団体定員管理調査結果』)。

⁴⁸ Battese and Coelli (1995) の手法ではパネルデータを用いた推定が可能になり、非効率性の要因と共に、各経済主体の非効率性の度合いが同時推定される。非効率性を表す指標は、 $Inefficiency_{it} = \exp(u_{it})$ として求められ、その値が大きいかほど非効率な状態であることを表す ($1 \leq Inefficiency_{it} < \infty$)。

経費である。経常的経費は、一般的には人件費、物件費、維持補修費、扶助費、補助費等および公債費が該当するが、本研究は、過去の事業実施に伴う支出である公債費を除く、いわゆる消費的経費を分析対象とする。生産要素価格には通常、労働価格と資本価格の2つが想定されるが、資本価格は同時期に地域差が無いと考えられるため、その効果を自治体共通の時間効果として年度ダミー (YD) に代理させ、労働価格として公務員1人当たり給与 w_{it} のみを採用する。行政サービス水準である z_{it} は、章末の付表2に示す方法により算出した変数を用いる⁴⁹。その他、 n_{it} は住民基本台帳人口、 e_{it} は以下、行政区域面積 e_{1it} 、可住地面積比率 e_{2it} 、若年人口比率 e_{3it} 、老年人口比率 e_{4it} とする。東日本大震災以降の歳出内容の変化を考慮して、岩手県、宮城県および福島県内の自治体について11年度以降に1の値を取る震災ダミー (SD) を置く。さらに、住民の利用度に応じた「混雑効果」を考慮するために人口の二乗項を加え、U字形の1人当たり費用関数を想定する。

非効率項には、臨財債依存率 h_{1it-1} と交付税依存率 h_{2it-1} を用いる。この臨財債依存率および交付税依存率は、臨財債発行可能額、普通交付税額のそれぞれ標準財政規模に対する割合である。依存率の分母に用いる標準財政規模は「標準税収入額+普通交付税額+地方譲与税等+臨財債発行可能額」であり、各自治体の一般財源の標準的な大きさを表す。なお、自治体の一般財源については、概して地方税、地方交付税および地方譲与税をもって代表させることが多い。決算統計上は、それらの「一般財源」に、目的が特定されない使用料・手数料、財産収入の他、繰入金、繰越金、臨財債など、一般財源と同様に使用される財源を加えた「一般財源等」が示されている。このように一般財源の定義は複数あるが、本研究では、地方財政制度において一般財源の大きさを測る統一的な指標であり、実質公債費比率や将来負担比率などの健全化判断比率の分母にも用いられる「標準財政規模」を用いる⁵⁰。赤井他 (2003, 第5章) と同様に、普通交付税や臨財債の一般財源への依存度合が、事後的に国が財源を手当てするのか、あるいは地方の自己負担 (地方税負担) となるのかにより、地方政府におけるコスト削減の誘因に大きく影響すると想定する。その他、非効率項においては、同時性の問題に対処すると共に、事後的な補填措置を期待する自治体の財政行動を観察するため、臨財債依存率と交付税依存率を1期前のラグ付き変数とす

⁴⁹ クロスセクションデータを使用し、都市を対象に分析した林 (2002) や赤井他 (2003, 第5章) では、行政サービス水準について、日経産業消費研究所による『日経地域情報』(No.303, No.353) の「行政サービス水準総合得点」を代理変数として使用しているが、本研究の推定対象・期間において同情報は存在しない。

⁵⁰ 決算統計上の「一般財源等」を用いた推定においても、結果には本質的な違いがない。

る。

推定対象は、事務権限・財政構造などが異なる政令指定都市・東京都特別区を除く市町村とし、推定期間は2007-13年度の7年間とする。平成の大合併により、市町村数が各年度末に、03年度3,132、04年度2,521、05年度1,821、06年度1,804となって以降は微減傾向が続き、13年度には1,719となった点を踏まえ、ラグ付き変数を含め、市町村合併が落ち着いた06年度以降のデータを使用する。さらに、推定期間中に合併に関わった団体は対象から除き、市町村合併の影響を排除する。また、推定期間のいずれかの年度に普通交付税が不交付であった団体は、推定期間を通じてサンプルから除外する。以上より、推定に用いるデータは **Balanced panel data** となる。

ここで、非効率項については、臨財債依存率の効果が推定期間を通じて一定のモデルA、年度ごとに変動するモデルBを想定する。財政制度の変更（例として財源不足額基礎方式の導入）などを考慮するため、年度ダミーを付加したモデルも想定する。モデルAは、上記(7.2)式（臨財債依存率、交付税依存率共に係数が推定期間を通じて一定のモデル）と、(7.3)式（(7.2)式に年度ダミーを加えたモデル）によって推定される。モデルBは、(7.4)式（臨財債依存率の係数は年度ごとに変動し、交付税依存率の係数は推定期間を通じて一定のモデル）、(7.5)式（(7.4)式に年度ダミーを加えたモデル）、(7.6)式（臨財債依存率、交付税依存率共に係数が年度ごとに変動するモデル）、(7.7)式（(7.6)式に年度ダミーを加えたモデル）で推定される。モデルA・モデルBそれぞれAIC（赤池情報量規準）に基づき選択したモデルの推定結果を報告する。

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+2} YD_j + \varepsilon_{it} \quad (7.3)$$

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+2} h_{1it-1} * YD_j + \varepsilon_{it} \quad (7.4)$$

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+2} h_{1it-1} * YD_j + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+8} YD_j + \varepsilon_{it} \quad (7.5)$$

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+2} h_{1it-1} * YD_j + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+8} h_{2it-1} * YD_j + \varepsilon_{it} \quad (7.6)$$

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+2} h_{1it-1} * YD_j + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+8} h_{2it-1} * YD_j + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+14} YD_j + \varepsilon_{it} \quad (7.7)$$

上記に加え、SFA以外の特定化として、次式による通常のパネルデータモデルによる推定を行う。

$$\Delta \ln c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{it} + \alpha_2 \ln z_{it} + \alpha_3 \ln n_{it} + \alpha_4 (\ln n_{it})^2 + \sum_{j=1}^4 \alpha_{j+4} \ln e_{jit} + \alpha_9 SD_{it} + \sum_{j=1}^6 \alpha_{j+9} YD_j + \sum_{j=1}^2 \beta_j h_{jit-1} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+2} h_{1it-1} * YD_j + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+8} h_{2it-1} * YD_j + v_{it} \quad (8)$$

ここで、 $\Delta \ln c_{it} \equiv \ln c_{it} - \ln c_{it-1}$ であり、被説明変数は、対数差分により人口1人当たり支

出額の対前年度変化率に近似した値となる。このパネルデータモデルでは、事業の効率化などに向けた自治体の財政行動を捉えるため、説明変数に1期前の臨財債依存率と交付税依存率を置いて、当期への支出増減率に対し回帰させる。

なお、データの記述統計量、定義および出典については、章末の付表1および付表2に記載されている。

4.3 推定結果

推定結果を表2に示す。表中の非効率項欄におけるかっこ書きは、ベースとなる07年度の値に年度ごとの係数ダミーの効果を加減した数値である。以下、非効率項欄の係数については、このかっこ書きの数値に基づき説明する。

はじめに、SFAによる推定結果(モデルA・モデルB)について説明する。帰無仮説 $H_0: \gamma = 0$ の下で非効率性効果の有無に関し尤度比検定(LR test)を行った結果、いずれのケースにおいても統計量が十分に大きいため、非効率性効果を含んだ定式化が支持される。

説明変数欄を見ると、係数の推定値は全て予想される符号条件を満たし、かつ統計的に有意な推定結果が得られている。

非効率項欄では、歳出総額・経常的経費のいずれの推定結果も、臨財債依存率の係数が負、交付税依存率の係数が正でそれぞれ統計的に有意である。交付税依存率の係数の符号は、SFAを用いて普通交付税が都市の非効率性に正の影響を及ぼすと示した赤井他(2003, 第5章)と整合的である。また、経常的経費のモデルBでは、臨財債の発行が大幅に増加した10年度以降、臨財債依存率の負の効果が小さくなっている。

ここで非効率項に関しては、制度上は代替性が高いとされる臨財債と普通交付税を重回帰することによる多重共線性の問題など、係数の安定性を確認しておく必要がある。そこで、非効率項を臨財債依存率のみ、あるいは交付税依存率のみにしてそれぞれSFAを実行したところ、全てのケースで上記の分析結果と同様に、臨財債依存率の係数は負、交付税依存率の係数は正に有意となったことから、頑強な結果であると判断できる。次に、臨財債発行可能額は、市町村全体で06年度1.5兆円、07年度1.3兆円、08年度1.2兆円、09年度1.9兆円、10年度2.9兆円、11年度2.3兆円、12年度2.3兆円と毎年度、地方財政計画に基づく増減がある。そこで、臨財債の拡大期・縮小期に関係なく、各依存率に一定の符号で推定結果が得られるか否かを確認する。推定期間の全期間(7か年)にわたって各年度のクロスセクション、2か年パネル、3か年パネル、4か年パネル、5か年パネル、

表2 推定結果

被説明変数 モデル	歳出総額				歳出総額 (変化率)				経常的経費				経常的経費 (変化率)			
	モデルA		モデルB		パネル		パネル		モデルA		モデルB		パネル		パネル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	7.207 ***	0.287	7.410 ***	0.288	-0.097	0.106	4.971 ***	0.276	4.964 ***	0.278	-0.136	0.085				
公務員給与	0.258 ***	0.023	0.256 ***	0.023	0.041 ***	0.013	0.374 ***	0.020	0.374 ***	0.020	0.035 ***	0.010				
行政サービス水準	1.032 ***	0.034	1.001 ***	0.034	-0.048 ***	0.012	0.893 ***	0.034	0.892 ***	0.035	-0.020 **	0.010				
人口	-1.142 ***	0.021	-1.165 ***	0.021	-0.005 ***	0.001	-1.018 ***	0.021	-1.018 ***	0.021	-0.009 **	0.005				
人口×人口	0.046 ***	0.001	0.047 ***	0.001			0.042 ***	0.001	0.042 ***	0.001	0.000 *	0.000				
面積	0.139 ***	0.002	0.137 ***	0.003	-0.002 ***	0.001	0.111 ***	0.002	0.110 ***	0.002	-0.003 ***	0.001				
可住地面積比率	0.025 ***	0.004	0.023 ***	0.004			0.028 ***	0.004	0.027 ***	0.004	-0.004 **	0.002				
若年人口比率	0.378 ***	0.017	0.363 ***	0.017	-0.013 ***	0.005	0.223 ***	0.015	0.221 ***	0.015						
老年人口比率	0.485 ***	0.019	0.461 ***	0.019			0.294 ***	0.016	0.291 ***	0.016	-0.007 *	0.004				
式	(7.3)式		(7.7)式				(7.3)式		(7.4)式							
定数項	-4.287 ***	1.063	-1.874 **	0.769			-3.850 ***	0.880	-3.553 ***	0.857						
臨時債依存率	-13.242 ***	3.876	-28.408 ***	10.044	-0.095 *	0.055	-12.301 ***	4.727	-12.498 **	5.662	-0.325 ***	0.050				
臨時債依存率×2008ダミー			(-37.605)	15.296					(-15.115)	3.251						
臨時債依存率×2009ダミー			(-23.774)	13.455					(-18.492)	3.264						
臨時債依存率×2010ダミー			(-16.553)	10.818					(-12.645)	3.023						
臨時債依存率×2011ダミー			(-22.189)	11.213					(-5.808)	3.165						
臨時債依存率×2012ダミー			(-32.669)	12.491	(-0.801)	0.241			(-5.531)	3.027						
臨時債依存率×2013ダミー			(-10.194)	21.024					(-3.804)	3.007						
交付税依存率	5.114 ***	0.876	3.551 ***	0.732			4.042 ***	0.650	3.963 ***	0.648	0.008 *	0.004				
交付税依存率×2008ダミー			(3.855)	0.561	(0.003)	0.008										
交付税依存率×2009ダミー			(4.883)	0.558	(0.130)	0.007										
交付税依存率×2010ダミー			(5.265)	0.576	(0.015)	0.009										
交付税依存率×2011ダミー			(3.162)	0.722												
交付税依存率×2012ダミー			(1.476)	0.713	(0.001)	0.009										
交付税依存率×2013ダミー			(2.724)	1.216												
σ^2	0.421 ***	0.083	0.310 ***	0.062			0.346 ***	0.063	0.311 ***	0.051						
γ	0.975 ***	0.005	0.967 ***	0.007			0.974 ***	0.005	0.971 ***	0.005						
対数尤度	3403.7		3453.9				4996.1		4994.9							
LR test	3522.1		3622.3				2489.6		2487.3							
平均非効率性	1.219		1.223				1.161		1.161							
推定方法	S F A		S F A				S F A		S F A							
F 検定																
ハウスマン検定																
ハウスマン検定																
R2	10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)	
サンプルサイズ																

注1) ***, **, *は、それぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%水準、5%水準、10%水準で棄却されることを示す。
 注2) 説明変数欄における震災ダミーおよび年度ダミー、非効率項欄における年度ダミーの記載は省略している。
 注3) 非効率項欄の括弧内は、2007年度をベースとして計算した係数の値を表す。
 注4) F 検定およびハウスマン検定の括弧内は、P値を示す。
 注5) パネルモデル(Pooled OLS)は、統計的に有意でない変数を除外して推定している。
 注6) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

6 か年パネルとして網羅的に細分化して推定した（非効率項は(7.3)式を使用）。その結果、全ての時期・期間において表 2 と同様、臨財債依存率の係数には負、交付税依存率の係数は正の符号が推定され、いずれも有意な点から頑健性が確認された。

7 年間を通じた通常のパネルデータモデル ((8)式) では、モデル選択の検定において Pooled OLS モデルが採択された⁵¹。歳出総額では、臨財債依存率の係数は負となり、交付税依存率の係数はベースとなる 07 年度が負を示したが、他の年度は正となった。経常的経費についても、臨財債依存率の係数は負、交付税依存率の係数は正となった。よって、SFA、パネルデータモデルによる両分析から、臨財債・普通交付税が財政支出の非効率性に与える効果と、財政支出の増減に与える効果について整合的な結果が得られた。

次に、分析対象の市町村を財政力指数 0.25 未満、0.25 以上 0.5 未満、0.5 以上 0.75 未満、0.75 以上のそれぞれ a グループ、b グループ、c グループ、d グループに区分し、非効率項にモデル A の(7.3)式を用いて SFA を実行した⁵²。頑健性の確認のため、モデル A の(7.3)式に上記のグループダミー (GD) を追加し、臨財債依存率をグループダミー (GD) との交差項とした次の(7.8)式による、全団体を対象とした推定結果も報告する。

$$u_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j h_{1it-1} * GD_{ji} + \beta_5 h_{2it-1} + \sum_{j=1}^3 \beta_{j+5} GD_{ji} + \sum_{j=1}^6 \beta_{j+8} YD_j + \varepsilon_{it} \quad (7.8)$$

紙面の制約上、非効率項の結果のみを表 3 に示す。(7.3)式によるグループ別推計では、臨財債依存率の係数の推定値は、歳出総額を被説明変数とした場合に財政力指数 0.5 以上 0.75 未満のグループ (c グループ) では統計的に有意でないが、財政力指数 0.75 以上のグループ (d グループ) で負の影響が最も大きく表れ、0.25 以上 0.5 未満のグループ (b グループ) では逆に正に有意となった。経常的経費を被説明変数とした場合の臨財債依存率は、財政力指数 0.5 以上 0.75 未満のグループ (c グループ) で最も負の効果が大きい。交付税依存率は、歳出総額・経常的経費共に、財政力指数 0.25 以上 0.5 未満のグループ (b グループ) で最も正の効果が大きい。(7.8)式による全団体を対象にした推計では、各グループの臨財債依存率の係数の推定値は、統計的に有意でないグループがあるものの、歳出総額・経常的経費共に、財政力指数 0.75 以上のグループ (d グループ) で最も負の効果が大きく表れた。

⁵¹ パネルデータ分析におけるモデル選択については、浅野・中村 (2009) などを参照されたい。

⁵² 区分する際には、推定期間 7 か年における財政力指数の平均値を用いた。

表3 SFAの推定結果（非効率項：財政力指数別）

被説明変数		歳出総額									
モデル		モデルA		モデルA		モデルA		モデルA		モデルA	
団体区分		全団体		財政力指数 0.25未満 (aグループ)		財政力指数 0.25以上0.5未満 (bグループ)		財政力指数 0.5以上0.75未満 (cグループ)		財政力指数 0.75以上 (dグループ)	
推定式		(7.8)		(7.3)		(7.3)		(7.3)		(7.3)	
非 効 率 項	定数項	-2.884 ***	0.972	-0.611 *	0.317	-11.428 ***	1.435	-5.787 ***	1.161	-1.671	1.111
		[-2.802] ***	[0.903]	[-4.313] ***	[1.517]	[-10.589] ***	[1.288]	[-5.176] ***	[0.906]	[-2.362] **	[1.189]
	臨財債依存率 (aグループ)	-19.854 ***	5.629								
		[-9.172] ***	[3.247]								
	臨財債依存率 (bグループ)	-7.582 **	3.826								
		[-0.348]	[3.213]								
	臨財債依存率 (cグループ)	-7.828	5.446								
	[-8.854]	[6.257]									
臨財債依存率 (dグループ)	-22.080 **	9.395									
	[-25.254] ***	[7.871]									
臨財債依存率				-26.117 ***	5.789	24.597 **	9.843	-7.595	15.394	-31.828 ***	7.825
				[-7.746] ***	[2.570]	[9.376]	[9.163]	[-10.901]	[7.314]	[-23.981] ***	[4.981]
交付税依存率	7.438 ***	1.300	2.732 ***	0.505	11.835 ***	1.240	8.003 ***	1.365	9.036 ***	2.781	
	[7.897] ***	[1.522]	[6.050] ***	[1.807]	[11.888] ***	[1.354]	[7.759] ***	[1.369]	[9.391] ***	[3.367]	
サンプルサイズ		10388 (1484団体)		2401 (343団体)		3920 (560団体)		2597 (371団体)		1470 (210団体)	

被説明変数		経常的経費									
モデル		モデルA		モデルA		モデルA		モデルA		モデルA	
団体区分		全団体		財政力指数 0.25未満 (aグループ)		財政力指数 0.25以上0.5未満 (bグループ)		財政力指数 0.5以上0.75未満 (cグループ)		財政力指数 0.75以上 (dグループ)	
推定式		(7.8)		(7.3)		(7.3)		(7.3)		(7.3)	
非 効 率 項	定数項	-2.781 ***	0.867	-0.638 **	0.287	-9.111 ***	1.242	-2.506 ***	0.933	-0.037	0.421
		[-2.512] ***	[0.580]	[-1.533] ***	[0.488]	[-9.011] ***	[1.240]	[-4.026] ***	[0.753]	[-0.732]	[0.731]
	臨財債依存率 (aグループ)	-3.216	7.060								
		[-1.875]	[4.077]								
	臨財債依存率 (bグループ)	-4.892	5.138								
		[-0.949]	[3.942]								
	臨財債依存率 (cグループ)	-6.545	5.405								
	[-4.452]	[5.697]									
臨財債依存率 (dグループ)	-16.531 **	6.791									
	[-22.266] ***	[5.747]									
臨財債依存率				-7.224 ***	2.325	8.390	13.032	-31.883 **	14.420	-10.586	6.531
				[0.423]	[0.607]	[5.683]	[11.582]	[-10.663] *	[6.054]	[-13.268] **	[6.634]
交付税依存率	5.365 ***	1.010	1.516 ***	0.336	8.003 ***	1.197	3.758 ***	1.309	1.750	1.305	
	[5.597] ***	[0.768]	[2.168] ***	[0.529]	[8.268] ***	[1.229]	[4.601] ***	[1.316]	[2.922] *	[1.709]	
サンプルサイズ		10388 (1484団体)		2401 (343団体)		3920 (560団体)		2597 (371団体)		1470 (210団体)	

注1) ***, **, *は、それぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%水準、5%水準、10%水準で棄却されることを示す。

注2) 非効率項以外の結果と非効率項欄における年度ダミー・グループダミーの記載は省略している。

注3) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

注4) 非効率項欄の上段は臨財債依存率の分子を発行可能額とした場合、下段[括弧書き]は臨財債依存率の分子を実発行額とした場合の数値である。

参考として、臨財債依存率の値の分子を発行可能額に代え、実発行額とした場合の推定値を下段にかっこ書きで掲載した⁵³。自治体は発行可能額の範囲内で臨財債の発行額を決

⁵³ ただし、後年度の交付税措置が発行可能額に基づく点、普通交付税とその振替財源となる臨財債との代替性を検証する観点からも、分子には発行可能額を用いる方が適切であろう。また、1期前の情報ではあ

定するが、発行を抑制した実発行額を推定に用いた場合の効果は、歳出総額・経常的経費共に、財政力指数の高いグループほど臨財債依存率の係数が負に大きい。

本節の推定結果によれば、地方自治体の支出に対し、普通交付税が非効率性を増加させるのとは反対に、普通交付税の振替財源とされる臨財債は非効率性を減少させる効果を与える。以上の議論を踏まえ、臨財債発行後の「交付税措置」による財源保障機能が十分でない状況を想定すると、次のようなメカニズムが働いていると考えられる。

a) 将来の地方税による実質的な追加負担が生じるため、臨財債が将来時点の財源を現在に移転させる機能を失う。b) 元利償還に対する補填効果が不十分と見込む自治体は、将来の負担増に備えて財政中立的に現在の支出を縮小させる。すなわち、a)と b)により、臨財債が実質的に債務化し、自治体に「借り手意識」が働く。

制度上、普通交付税と臨財債は代替的と考えられてきたが、国と地方との財政関係を論じる上で、以上の検証結果から導き出される含意は非常に重要である。ただし、この臨財債が非効率性を減少させるという分析結果は、現状の普通交付税・臨財債の規模を参照し、近傍の限界的な効果を導き出した結果である。従って、今後、国の政策転換によって普通交付税と臨財債の規模が大幅に逆転した場合など、飛躍した場面にまで必ずしも当てはまるとは限らない点に留意し、さらなる分析が必要であろう。

とりわけ財政力が強い団体では、臨財債の非効率性に対する負の効果が大きく、臨財債発行後に財政規律を高めている。グループ別推計では、財政力指数が0.25以上0.5未満の団体において、臨財債の非効率性に対する効果が正を示し、普通交付税の非効率性に対する正の効果が他グループに比べて大きいことも示された。財政力によっては、部分的ではあるが臨財債と普通交付税が代替性を持ち、両収入がコスト意識を希薄にさせて自治体の費用最小化行動を阻害している可能性も示唆される。

5. 基金への積み立て行動の検証

5.1 検証の趣旨と推定式

本節では、臨財債の発行と、基金への積み立て行動との関係性を検証する⁵⁴。

るが、実発行額が自治体の選択によるのに対し、発行可能額は国の決定によることから、外生性の面でも発行可能額を用いる方が望ましい。

⁵⁴ 分析対象とする一般市町村の臨財債発行は、財政融資資金、地方公共団体金融機構資金および銀行等引受による定時償還方式が通常であり、市場公募などによる満期一括償還方式の臨財債が発行されるケース

臨財債の発行後は、元利償還金相当分の「交付税措置」の効果が十分得られなければ、自治体は将来時点で償還のために自己負担を強いられる。そこで仮説（1）として、「現在の財源保障制度の下での臨財債の発行団体は、将来必要となる償還資金を予め減債基金へ積み立てる」と考える。この仮説を検証するため、被説明変数に各基金残高の人口1人当たり変化分（増減額） ΔF を用い、説明変数に人口1人当たり臨財債発行可能額 f_1 、人口1人当たり地方交付税額 f_2 、人口1人当たり地方税額 f_3 の1期前ラグ付き変数を用いてパネルデータ分析を行う。被説明変数を財政調整基金、減債基金、その他特定目的基金、積立金合計額とするケースについてそれぞれ推定を行い、臨財債の発行、地方交付税もしくは地方税の収入によって、基金残高を増加させているか否かを検証する。自治体の財政調整基金は、予期しない収入減少や不時の支出増加に備えると共に、年度間の財源の不均衡を調整するための積立金であり、地方債の償還を含め、あらゆる支出の財源として活用される。減債基金は、地方債の償還を計画的に行うために積み立てられる。その他特定目的基金は、大型公共施設の整備など、特定目的の事業を計画的に実施するために設置される。仮説（1）が正しいとすれば、これら3つの基金のうち、減債基金ないし財政調整基金を被説明変数とする場合に、臨財債の係数の推定値が有意に正を示す。なお、説明変数に臨財債の他、地方交付税と地方税による収入を用いるのは、基金の積立原資には主としてそれら一般財源が充てられるためである⁵⁵。

もっとも、本研究では定時償還方式の一般市町村を分析対象としているが、満期一括償還方式の臨財債を発行する都道府県や政令指定都市の場合、後年度の一定期間受ける「交付税措置」の実質的効果の有無にかかわらず、予め積立金を確保する動機が働くのは当然である⁵⁶。

推定対象と推定期間は前節と同様であり、推定式は次の通りである。

$$\Delta F_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j f_{jit-1} + v_{it} \quad (9.1)$$

は極めてまれである。『地方債統計年報』（(一財)地方債協会発行）や同協会のHPに掲載されている資料によれば、一般市町村で臨財債の資金区分を市場公募とする団体は、予定額（発行枠）調の段階でも06年、09年～11年および13年はゼロ、07年は金額ベースで一般市町村全体の臨財債発行総額に対して0.006%、08年は同0.004%、12年は同0.01%とごく僅かであり、臨財債の発行実績としても住民参加型市場公募地方債を発行した団体が過去に数例あるのみである。

⁵⁵ 13年度の地方財政計画によれば、臨財債、地方交付税および地方税の合計で一般財源総額の95.9%を占める。

⁵⁶ 総務省通知では、「満期一括償還地方債の元金償還に充てるための減債基金への積立てについては、実質公債費比率の算定上、毎年度の積立額を発行額の30分の1（3.3%）として設定しており、これを下回る分は減債基金の積立不足として取り扱われていることを踏まえ、計画的な積立てを行われないこと」とされている（平成21年4月14日（平成26年4月1日改正）総務省自治財政局地方債課長通知）。

前節の表3の結果に鑑みれば、本章のキーワードである「交付税措置」によって、財政力指数に関係なく形式上、臨財債の元利償還金の全額が措置されるにもかかわらず、普通交付税としては基準財政需要額と収入額との差額が交付されることから、自治体にとっては財政力指数が低いほど補填効果が大きく、反対に財政力指数が高いほど補填効果が小さく感じられるであろう。そこで仮説(2)として、「財政力指数が高い団体ほど、臨財債の発行後に、将来必要となる償還資金を減債基金へ積み立てる動機が強い」と考える。この仮説を検証するため、減債基金を被説明変数としたケースで、分析対象を前節と同様、財政力指数別に区分した推定も行う。その際、(9.1)式中の臨財債発行可能額を、前節同様の区分に基づくグループダミー(GD)との交差項とした、次の(9.2)式による推定を併せて行う。

$$\Delta F_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^4 \alpha_j f_{1it-1} * GD_{ji} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{j+4} f_{j+1,it-1} + v_{it} \quad (9.2)$$

5.2 推定結果

各基金に対する推定結果を表4に示す。モデル選択の検定を行った結果、全てのケースにおいて、固定効果推定が採択された。

表4 各種基金への積み立て行動に関する推定結果

被説明変数	財政調整基金 (変化分)		減債基金 (変化分)		その他特定目的基金 (変化分)		積立金計 (変化分)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
推定式	(9.1)		(9.1)		(9.1)		(9.1)	
説明変数	0.214 ***	0.083	0.093 *	0.049	-0.368 **	0.180	-0.062	0.204
臨財債								
地方交付税	0.132 ***	0.028	0.017 *	0.010	0.379 ***	0.076	0.529 ***	0.085
地方税	0.092	0.086	0.087 *	0.047	-0.910 ***	0.336	-0.730 **	0.351
推定方法	固定効果推定		固定効果推定		固定効果推定		固定効果推定	
F検定	2.550(0.000)		1.782(0.000)		1.468(0.000)		1.643(0.000)	
ハウスマン検定	9.607(0.022)		11.484(0.009)		44.316(0.000)		44.093(0.000)	
R2	0.467		0.244		0.216		0.298	
サンプルサイズ	10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)		10388 (1484団体)	

注1) ***, **, *は、それぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%水準、5%水準、10%水準で棄却されることを示す。

注2) F検定およびハウスマン検定の括弧内は、P値を示す。

注3) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

臨財債の係数については、財政調整基金と減債基金を被説明変数とする場合、統計的に有意な正の値が推定された。この結果は、仮説(1)を支持している。このとき、説明変数の臨財債と地方交付税を比較すると、臨財債の係数の方が正に大きい。次に、その他特

定目的基金を被説明変数とする場合には、臨財債と地方税の係数が有意に負を示している。この結果によれば、臨財債・地方税収入の増加が、将来の建設資金などを蓄える必要性が薄れる一要因となっている。財政調整基金・減債基金を被説明変数とした場合の結果と合わせて考えると、その他特定目的基金から財政調整基金あるいは減債基金へ何らかの資金移動が起きるとも解釈できる。その他、各基金に対して地方交付税の係数が有意に正の値に推定されており、自治体が地方交付税を原資に各種基金へ積み立てている状況が見とれる。

表5 減債基金に関する固定効果推定の結果（財政力指数別）

被説明変数		減債基金（変化分）									
団体区分	全団体		財政力指数 0.25未満 (aグループ)		財政力指数 0.25以上0.5未満 (bグループ)		財政力指数 0.5以上0.75未満 (cグループ)		財政力指数 0.75以上 (dグループ)		
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
推定式	(9.2)		(9.1)		(9.1)		(9.1)		(9.1)		
説明 変数	臨財債 (aグループ)	0.102 [0.086]	0.066 [0.053]								
	臨財債 (bグループ)	0.041 [0.038]	0.105 [0.097]								
	臨財債 (cグループ)	0.143 *** [0.151] ***	0.028 [0.029]								
	臨財債 (dグループ)	0.126 *** [0.104] ***	0.041 [0.040]								
	臨財債			0.114 * [0.093] *	0.064 [0.053]	0.019 [0.026]	0.153 [0.129]	0.103 *** [0.113] ***	0.022 [0.022]	0.118 *** [0.079] ***	0.043 [0.025]
	地方交付税	0.017 * [0.019] **	0.010 [0.009]	0.011 [0.013]	0.013 [0.013]	0.029 [0.029]	0.032 [0.028]	0.022 ** [0.022] **	0.011 [0.011]	-0.016 [-0.009]	0.012 [0.007]
	地方税	0.090 * [0.091] *	0.049 [0.049]	0.215 * [0.219] *	0.119 [0.119]	0.164 [0.165]	0.134 [0.132]	0.006 [0.008]	0.018 [0.018]	0.009 [0.006]	0.014 [0.015]
R2	0.245		0.230		0.254		0.255		0.312		
サンプルサイズ	10388 (1484団体)		2401 (343団体)		3920 (560団体)		2597 (371団体)		1470 (210団体)		

注1) ***, **, *は、それぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%水準、5%水準、10%水準で棄却されることを示す。

注2) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

注3) 説明変数欄の項目の上段は臨財債を人口1人当たり発行可能額とした場合、下段[括弧書き]は臨財債を人口1人当たり実発行額とした場合の数値である。

次に、減債基金を被説明変数として、市町村を財政力指数別に区分して固定効果推定を実行した結果を表5に示す。(9.1)式によるグループ別推計では、臨財債の係数は、財政力指数の最も高いグループ(dグループ)で最も大きく正に有意と推定された。この結果は、仮説(2)を支持している。財政力指数0.25以上0.5未満のグループ(bグループ)については全ての説明変数の係数が有意に推定されず、減債基金への積み立ての必要性が認識されていないと示唆される。表5および表3において、財政力指数0.25以上0.5未満のグ

グループ（b グループ）が他のグループとは異なる財政行動を示す分析結果は興味深い。考えられる1つの要因としては、本来の基準財政需要額から一定の算式に基づいて控除された額が臨財債発行可能額として各団体に配分される際、当該算式では地方債による資金調達力を勘案し、財政力指数が高いほど補正係数が逡増的に大きくなる点が挙げられる。逡増過程の中間部分に当たる0.25以上0.5未満の付近では、実質的な財政力に対して補正係数が低く設定され、他のグループと比べて臨財債の発行・償還に対する負担感が小さくなっているのかもしれない。

さらに、表5においても表3と同様、説明変数の臨財債につき、発行可能額に代えて実発行額とした場合の推定値を下段にかっこ書きで掲載している。(9.1)式によるグループ別推計では、臨財債の係数の推定値を見ると、発行可能額を用いた場合には財政力指数0.75以上のグループ（d グループ）が正に最も大きいのが、実発行額とした場合には当該グループの値は0.5以上0.75未満のグループ（c グループ）よりも小さい。0.75以上のグループ（d グループ）には臨財債の発行抑制を行っている団体が多数存在し、そうした団体は臨財債残高が相対的に少なくなるために、基金積み立ての必要性が薄れるのであろうか。

(9.2)式による全団体を対象にした推計では、臨財債の係数の推定値は、分母に発行可能額を用いた場合、実発行額を用いた場合共に、財政力指数の高いグループの値が大きく、0.5以上0.75未満のグループ（c グループ）と0.75以上のグループ（d グループ）の符号が正で有意であるが、0.5以上0.75未満のグループ（c グループ）が最も正に大きい値となった。臨財債発行可能額の算定方法では、基準財政需要額（臨財債振替前）と収入額との関係や補正係数によって、算式上、財政力指数0.5以上0.75未満のグループ（c グループ）の臨財債発行の負担が相対的に最も大きくなる⁵⁷。このとき、臨財債発行に伴う後年度の交付税措置の効果が実質的に十分でない想定の下では、臨財債への依存度が高い団体ほど、予め基金残高を確保しておく必要性が高まると考えられる。

ここで、「交付税措置」について改めて考察を加える。普通交付税の算定において、基準財政需要額に算入されることを一般的に「交付税措置」というが、最終的にはその措置額を含む基準財政需要額と収入額との差額が交付額となる。この点から「交付税措置」は、措置額がそのままキャッシュとして上乗せされ、交付されることを意味しない。例えば、

⁵⁷ 13年度の臨財債発行可能額の算定方法（市町村分）は「(基準財政需要額(臨財債振替前) - 基準財政収入額) × 0.2369 × 補正係数 × 0.9845619」となっており、算式中の補正係数は財政力指数が高いほど大きい数値が設定される。

普通交付税の不交付団体（基準財政収入額 \geq 基準財政需要額）になれば、元利償還金に対し「交付税措置」がされていても普通交付税の交付額はゼロである。財源不足額が小さい団体では、普通交付税の交付額が元利償還金の措置額を下回る場合もある。また、土居（2007, 第3章）で述べられているように、元利償還金の「交付税措置」の総額は、地方財政計画上の交付税総額の決定とは直接には関連しない。端的に言えば、地方交付税総額は地方財政計画における他の歳入と歳出総額との差額として求められるのであり、普通交付税の配分の際に算定される交付税措置額の増加が、交付税総額の増加に直接つながらない。結局「交付税措置」は、基準財政需要額として計上されるものの、その計上額（措置額）と実際の交付税額との相関が曖昧な上、自治体は将来の交付税算定による実質的な補填効果が不確実な状況下で臨財債の発行を決定する。以上の「交付税措置」の性格は、第4節で示した支出行動や、本節の推定結果が示した減債基金への積み立て行動を促すと考えられる。

本節の推定結果によると、自治体が定時償還方式の臨財債を発行した場合に、将来必要となる償還資金を減債基金へ積み立てる上に、財政力指数の高い団体や臨財債への依存度が高い団体ほど積み立てを行う傾向が高まる。もし、臨財債の償還財源が国によって完全に補填されると自治体が認識しているならば、臨財債の発行に伴って減債基金への積み立てを行わないはずである。以上の基金への積立行動に関する分析結果により、臨財債の発行団体が「交付税措置」を期待していない実態が改めて浮き彫りになった。

6. 結論

本章では、地方財政制度の見直しの中で繰り返し議論されているにもかかわらず、学術研究で扱われることが少なかった臨財債について分析した。計量分析の結果、普通交付税の効果とは反対に、臨財債が財政支出の非効率性を減少させる効果を及ぼし、臨財債の発行団体が将来の定時償還に備えて減債基金を積み増していることが確認された。以上の結果によれば、地方財政計画や地方交付税の配分を通じた財源保障制度の下で、普通交付税とその振替財源とされる臨財債の機能は完全代替の関係にはない。

公債費が地方財政計画の歳出を押し上げていない状況の下、「マクロで財源が保障されており、ミクロでは周知のように基準財政需要額に算入されるので、交付団体では償還財源が確保されるという説明は堅い（小西，2014）」とも言われるが、これは国が策定する地方財政計画あるいは交付税算定上の議論であり、個別自治体における現実の予算・決算と

は次元が異なる点に留意が必要であろう。臨財債は、起債上限額を国が割り当てる上、自治体は増加する財政需要に対応するために上限額まで発行せざるを得ない。普通交付税の振替措置である臨財債の位置づけからも、発行の有無・発行金額について自治体自身の自由な意思決定が発揮されにくい。その上、歳入不足が莫大な国家財政にとって「交付税措置」という財源保障の仕組みは、マクロでの交付税総額やミクロでの交付税配分額の決定が国の裁量次第であるために、一般会計政府歳出の2割弱を占める地方交付税交付金を(削減する方向で)コントロールする手段となり得る。

本来、地方交付税の機能は、地方公共団体間の財源の不均衡を調整し、どの地域に住む国民にも一定の行政サービスが提供されるよう財源を保障するものである。臨財債と普通交付税が完全代替でないとすれば、基準財政需要額の一部が振り替えられる臨財債は、地方交付税制度が本来担うべき財源調整機能や財源保障機能を果たしていないのではないか。いずれにせよ、現実の地方財政の活動下で臨財債がどう機能するかは行動主体である自治体側の視点に立って見る必要があり、臨財債の元利償還分がキャッシュとして別途交付、あるいは上乗せ交付されるなどして明確に手当てされない限り、臨財債が普通交付税の完全な代替財源としては機能し得ないであろう。

付表 1 記述統計量

変数名	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
人口1人当たり歳出総額（千円）	10,388	629.34	522.90	186.73	12,804.45
人口1人当たり経常的経費（千円）	10,388	321.90	197.45	121.47	3,018.77
人口1人当たり歳出総額（対数差分）	10,388	0.028	0.117	-1.330	1.629
人口1人当たり経常的経費（対数差分）	10,388	0.028	0.082	-1.225	1.542
公務員1人当たり給与（千円）	10,388	5,872.39	570.89	3,085.91	10,564.33
行政サービス水準	10,388	50.08	3.80	43.59	92.82
人口（人）	10,388	46,198	72,920	157	609,250
面積（km ² ）	10,388	220.08	242.93	3.47	2,177.67
可住地面積比率	10,388	0.446	0.280	0.021	1.000
若年人口比率	10,388	0.123	0.024	0.035	0.220
老年人口比率	10,388	0.287	0.067	0.109	0.578
臨財債依存率（分子：発行可能額）	10,388	0.064	0.019	0.021	0.154
臨財債依存率（分子：実発行額）	10,388	0.062	0.020	0	0.150
交付税依存率	10,388	0.482	0.220	0.004	0.914
財政調整基金残高の人口1人当たり増減額（千円）	10,388	10.91	34.69	-365.80	1,269.63
減債基金残高の人口1人当たり増減額（千円）	10,388	1.67	14.15	-434.03	208.53
その他特定目的基金残高の人口1人当たり増減額（千円）	10,388	9.68	80.24	-818.61	3,963.67
積立金合計残高の人口1人当たり増減額（千円）	10,388	22.27	93.51	-781.02	4,190.05
人口1人当たり臨財債発行可能額（千円）	10,388	22.98	15.16	5.14	207.35
人口1人当たり臨財債実発行額（千円）	10,388	22.06	14.95	0	207.35
人口1人当たり地方交付税（千円）	10,388	241.95	256.26	1.99	3,546.85
人口1人当たり地方税（千円）	10,388	114.05	46.18	32.80	1,108.11

付表2 データの定義および出典

変数名	定義	出典
人口1人当たり歳出総額	歳出総額／総人口	市町村別決算状況調（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
人口1人当たり経常的経費	(人件費＋物件費＋維持補修費＋扶助費＋補助費等)／総人口	市町村別決算状況調（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
公務員1人当たり給与	職員給（事業費支弁職員給を含む）／一般職員等職員数	地方財政状況調査表データ（総務省） 決算カード（総務省）
行政サービス水準	注)	市町村公共施設状況調査（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省） 全国都道府県市区町村別面積調（国土地理院）
人口	総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
面積	総面積	全国都道府県市区町村別面積調（国土地理院）
可住地面積比率	可住地面積／総面積	統計でみる市区町村のすがた（総務省） 全国都道府県市区町村別面積調（国土地理院）
若年人口比率	15歳未満人口／総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
老年人口比率	65歳以上人口／総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
臨財債依存率	臨時財政対策債発行可能額（実発行額）／標準財政規模	決算カード（総務省） 市町村別決算状況調（総務省）
交付税依存率	普通交付税／標準財政規模	市町村別決算状況調（総務省）
各種基金残高の人口1人当たり増減額	(t期の基金現在高－t-1期の基金現在高)／t期の総人口	市町村別決算状況調（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
人口1人当たり臨財債発行可能額（実発行額）	臨時財政対策債発行可能額（実発行額）／総人口	決算カード（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
人口1人当たり地方交付税	地方交付税／総人口	市町村別決算状況調（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
人口1人当たり地方税	地方税／総人口	市町村別決算状況調（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）

注)「行政サービス水準」の算出

本章における各市町村の「行政サービス水準」は、『日経地域情報』の「行政サービス総合得点」を参考にした宮崎（2006）の方法に倣って算出した。具体的には、全国市町村を対象として偏差値に変換した評価項目 $z_1 - z_{12}$ を高齢者福祉、児童福祉、教育、都市インフラ、安全の5つの区分に分類し、次式の通り、それぞれの区分に30、35、25、40、20のウェイトを付けて計算を行った。

行政サービス水準＝

$$\left(30 * \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 z_j + 35 * \frac{1}{2} \sum_{j=3}^4 z_j + 25 * \frac{1}{2} \sum_{j=5}^6 z_j + 40 * \frac{1}{4} \sum_{j=7}^{10} z_j + 20 * \frac{1}{2} \sum_{j=11}^{12} z_j \right) \div 150$$

※ z_1 ：公立老人ホーム面積／65歳以上人口、 z_2 ：公立病院・診療所病床数／65歳以上人口、 z_3 ：公立保育所面積／5歳未満人口、 z_4 ：児童館面積／10歳未満人口、 z_5 ：公民館・図書館・博物館・体育施設箇所数／総人口、 z_6 ：小中学校面積／5歳以上15歳未満人口、 z_7 ：道路実延長／行政区域面積、 z_8 ：都市公園等面積／総人口、 z_9 ：公営住宅等戸数／世帯数、 z_{10} ：公共下水道等排水人口／総人口、 z_{11} ：消防施設面積／行政区域面積、 z_{12} ：本庁舎・支所・出張所箇所数／行政区域面積（ $z_1 - z_{12}$ 全てを偏差値化）

第4章 地方基金の積立要因

1. 序論

地方の基金を巡る議論が自治体の首長らを巻き込んで活発化している。財務大臣の諮問機関である財政制度等審議会では数年来、地方基金の残高増加を問題視してきた経緯がある中で、先頃の経済財政諮問会議でも民間議員からの厳しい指摘が相次ぎ、『経済財政運営と改革の基本方針2017』（いわゆる骨太方針）には「その増加の背景・要因を把握・分析する」ことが盛り込まれた。その実態は、地方全体で毎年8,000億円のペースで増え続け、2015年度決算で残高総額は21兆円の規模となり、10年前と比較すると実に7.9兆円増加しているという⁵⁸。毎年度、赤字国債を発行して地方交付税を措置している現状を踏まえれば、国が借金をしてそれを原資に地方が貯金をしているのではないかと、というのが財務省側の言い分であろう⁵⁹。その一方で、地方側からは、地域の実情に応じ、社会資本の老朽化対策等に向けた計画的な財源確保のために自治体の努力の上で積立てを行っている、等との反論がされている⁶⁰。

本来的に自治体の基金は、予算制約を満たすための財政調整機能としての役割が期待されるが、この自治体の財政調整メカニズムに関しては、これまでにいくつかのアプローチによって研究がなされてきた。例えば、Hamilton and Flavin (1986) や Bohn (1995) 等の方法を用いて地方財政の持続可能性を検証した先行研究が多く存在する（土居・中里 1998, 藤井 2010, 赤松・平賀 2011, 持田 2014 など）。最近の研究では、Bessho and Ogawa (2015) は、Buettner and Wildasin (2006) のモデルを応用し、外的な財政ショックが生じたときに自治体が収支バランスを保つためにどのような政策対応をとるのかという分析を展開した。また、Anderson et al. (1986) や Manage and Marlow (1986) を嚆矢とする Revenue-Expenditure Nexus（歳入歳出関係）の文脈では、自治体において歳入が歳出を決定するのか、逆に歳出が歳入を決定するのかという論争に対して日本でも検証結果が蓄積されている（堀場 1990, Doi and Ihori 2002, 近藤 2010, 瀧本・坂本 2011 など）。これらの研究は、いずれも地方債

⁵⁸ 『「経済・財政再生計画」の着実な実施に向けた建議』（財政制度等審議会、2017年5月25日）より。

⁵⁹ 麻生財務大臣は、2017年11月10日の閣議後の記者会見で、地方の基金残高について「10年間で毎年8,000億円増えている。そういう状況は、政府側から見れば8,000億円の国債を発行しなくていいということの意味する」と述べた。（2017年11月17日付け『自治日報』）

⁶⁰ 例えば、『経済財政運営と改革の基本方針2017（仮称）に対する指定都市市長会提案』（2017年5月23日）。

務や歳出入条件が財政収支に与える影響を分析する中で、(基金による調整過程が明示的に考慮されず) 通時的な予算制約が満たされるかどうかを検証したり、その財政調整プロセスを問うものであるが、実際、我が国の地方自治体においてより直接的な調整機能を果たしていると想定され得るのが本章で着目する「地方基金」である。

さらに、国からの地方交付税交付金をはじめとする財政移転の下で、積立て・取崩しを通じた基金のメカニズムが適切に機能しているかは目下の社会的関心に鑑みても極めて重要であるが故、自治体が本来の財政調整機能の範囲を越えていたずらに基金へ現金を貯め込んでいる実態があるとすれば問題である。しかも我が国の地方基金に関しては、合併自治体による財政調整基金の積立状況を検証した宮下・鷺見(2017)を除き、近年の研究結果がほとんど見受けられない。また、経済財政諮問会議等の資料を見ても東日本大震災分の基金残高が除かれているが、一部地域で震災復興に係る積立金が積み上がっている状況を踏まえれば、現時点でその現状についても経済分析の対象とする余地があるのではなからうか。以上のような問題意識の下、本章は、財政調整過程における自治体行動について現状分析を行い、今、批判的となっている地方基金がどのような要因で拡大し、特にその要因として自治体の「効率化努力」があったのかどうか検証することを主たる目的とする。

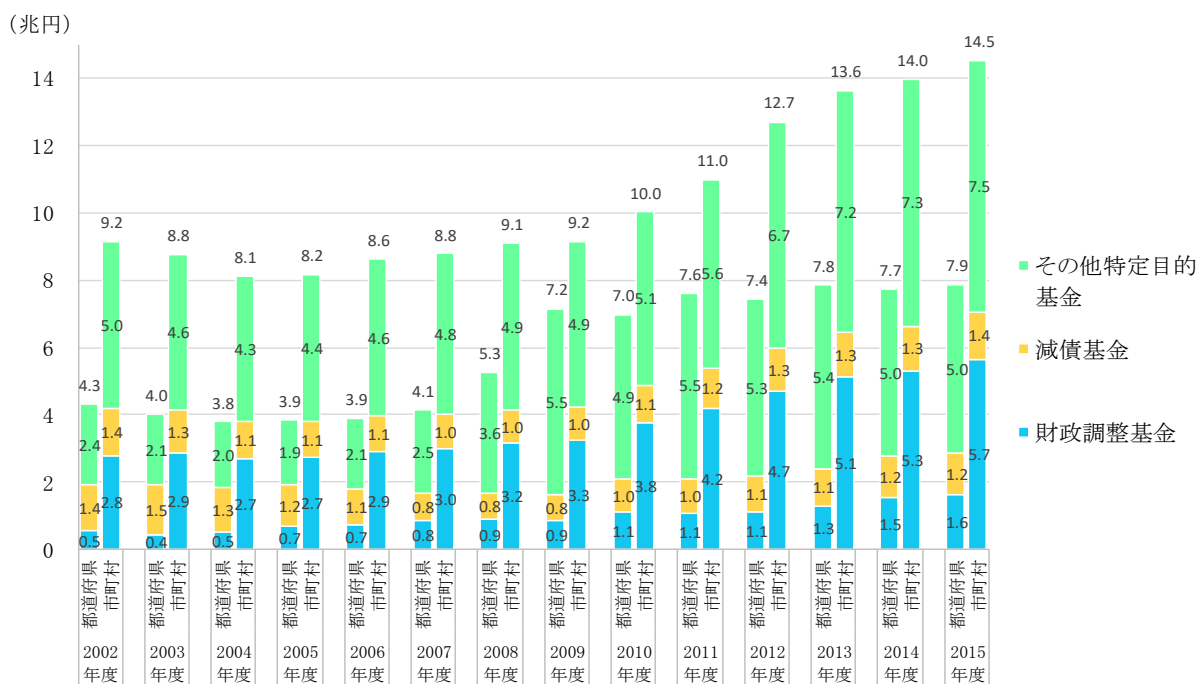
この「効率化努力」をどのように捉えるかにおいて、確率的フロンティア分析(以下「SFA」)を活用した点が本研究の大きな特徴と言える。我が国の地方財政に対してSFAを適用した先行研究には、赤井他(2003)を先駆けとして、宮崎(2006)、最近では鷺見(2016)など、自治体運営における非効率要因の検証を主眼とした事例があるが、SFAによる分析では、そのような非効率性の要因分析のほか、費用関数の効率性フロンティアからの乖離に基づいて各経済主体の非効率の度合を数値で把握することが可能である。ここで、SFAによって非効率性指標を導出し、当該指標の改善と自治体の基金増加との因果性が認められるとすれば、昨今の地方基金の累増が費用最小化行動を前提とする自治体の「効率化努力」の結果であるとの実証的根拠が与えられる。

地方の積立基金残高の推移を見てみよう(図表1-1)⁶¹。都道府県・市町村ともに2004年度まで減少傾向を辿り、その後は増加に転じているが、都道府県分には市町村分が一貫して増加傾向を強めている。市町村分の内訳を見ると、減債基金も微増となっているが、

⁶¹ 前述の財政制度等審議会の資料では東日本大震災分が除かれているため、同資料と図表1-1とは数字が一致しない。

財政調整基金とその他特定目的基金が大きく残高を伸ばしていることが分かる。そうした結果、現時点では地方全体の総残高に対し 65%程を市町村分が占めている状況にある。本研究では、これらの現況を考慮して、市町村分を分析対象としている。

図表 1-1 地方の積立基金残高の推移



注1) 各数値の表示単位未満は四捨五入している。
 注2) 一部事務組合を除く。
 出所)「地方財政統計年報」(総務省)に基づいて筆者作成。

結論の概要を先取りすれば、近年の財政調整基金をはじめとする地方基金残高の累増は、自治体の「効率化努力」が一要因となっていることが明らかとなる。ただし、財政の効率化と基金残高との関係をつぶさに見ていくと、実態として国からの財政移転、とりわけ地方交付税制度が深く関わっていることも示されることになる。

本章の構成は、以下のとおりである。次節では、これまでの地方基金に関する議論等を紹介し、今回の論争における論点を浮き彫りにする。第3節では、①SFAの手法を用いて自治体ごとの各年度における非効率性指標を導出し、②非効率性指標と基金の積立額・取崩額、その差し引きとなる増減額との相関性を確認する。続く第4節においては、東日本大震災の非被災地域と被災地域に分けた上で③各種基金残高の増減額を被説明変数とし、自治体の「効率化努力」を代理する非効率性指標の差分等を説明変数とするパネルデータ

回帰分析を行い、さらに④非被災団体を財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別にグループ化した詳細な分析も行う。本研究では、以上の①～④の作業プロセスによって、基金の積立要因を明らかにする。最後に、第5節では本章の結論を述べる。

2. 地方基金の累増を巡る議論

本節では、これまで交わされてきた議論を概観する。地方の基金残高の累増を巡る、経済財政諮問会議、財政制度等審議会による意見や批判、それらに対する地方財政審議会に代表される地方側からの反論は、以下のようにまとめられる。

首相が議長を務める経済財政諮問会議では、「絶対水準で基金規模の大きい自治体については、税収増を背景に基金増が顕著となっている」、「地方交付税で財政移転を行っている中で、自治体の基金積立残高が21兆円にも達しているのは、地方では使い切れない財源が積み上がっているからではないか」、「歳出の節減や削減と積立には相関関係があるのかどうか確認できるのか」といった厳しい意見が民間議員から出され、今回の論争における問題の顕在化がされた⁶²。また、財務大臣の諮問機関である財政制度等審議会の建議書には、「基準財政需要額と比べて同規模以上の基金残高を保有する団体が10年前は約1割であったのに対し、現在は約3割に増加している」、「財政力指数が低い団体（交付税が主たる財源となる団体）は各々の基準財政需要額と比べて基金残高が多額となっており、財政力指数1.0以上の団体も税収が極めて大きい等の要因から多額の基金残高を保有する傾向が見られる」、「毎年度、赤字国債を発行して地方交付税を措置している現状を踏まえれば、各団体の基金残高の増加要因等を分析・検証し、こうした地方団体の決算状況を地方財政計画へ適切に反映させることにより、国・地方を通じた財政資金の効率的配分につなげていく必要がある」との記載がされ、これらの意見は既述の経済財政諮問会議における審議内容のベースとなった⁶³。

一方、総務省が設置する地方財政審議会は、以下のように自治体側に立って反論する。「各自治体では様々な地域の実情を踏まえて、また歳出抑制努力も行いながら、それぞれの責任と判断で基金の積立が行われている」、「基金残高の増減の状況は自治体によって様々であり、それぞれ自主的な判断に基づく財政運営の結果として尊重されるべきである」、

⁶² 経済財政諮問会議（「平成29年第7回議事要旨」2017年5月11日）より。

⁶³ 財政制度等審議会（『「経済・財政再生計画」の着実な実施に向けた建議』2017年5月25日）より。

「地方全体として基金の残高が増加していることをもって地方財政に余裕があるかのような議論や、自治体ごとに異なる状況を踏まえ地方の財源を圧縮するような議論は不適當である」との見解である⁶⁴。地方自治体の首長においても「交付金をそのまま積んだわけではなく、効率的な無駄のない財政運営に努めてきた結果が現在の基金残高となっている」、「各自治体は災害など突発的な財政事由にも対処しうよう一定規模の基金を確保する必要がある」、「自治体の行革努力を評価せず、基金を積み上げた結果だけを見て、裕福になったと言うのは見当違いである」というように、当然ながら総務省を後押しする主張が大勢を占める⁶⁵。

今回の論争は、謂わば「財務省」vs.「総務省」という利害対立の構図として見ると理解が容易になる。財務省側は財政制度等審議会の意見を論拠としながら国家財政の健全化を目論み、総務省側は地方財政審議会の意見を論拠としながら地方自治体の主張を代弁している。「地財折衝」の前哨戦の様相を呈して、財務省と総務省の間で見解がぶつかり合うのである。

以上のような論戦が繰り広げられる中、総務省は、骨太方針に基づく安倍首相の指示を受けて、全自治体を対象とする実態調査を実施した⁶⁶。この調査には、基金残高の変動状況、今後の中期的な増減見込み、財政調整基金の積立て理由と考え方、特定目的基金の用途と財源などの設問がある。調査結果（市町村分）の抜粋は、図表2-1のとおりである。基金積立ての財源に関する設問では第1位を「税収如何にかかわらず、行革、経費節減等により捻出した額」とした団体が最も多く、財政調整基金の積立ての理由では「公共施設等の老朽化対策等に係る経費の増大」を第1位とした団体が最も多い結果になっている。

この調査結果がとりまとめられ、公表されたこと自体は議論を進展させる上で意義があったと言えるにしても、これをもって今回の論争の結論とするにはあまりにも早計であろう。次節以降では、これまで交わされてきた議論の内容や調査結果を本研究における検証すべき仮説として捉え、その主要な論点について、とりわけ基金残高の累増に自治体の効率化努力が寄与してきたのかを分析の主眼として検証作業を進めていきたい。

⁶⁴ 地方財政審議会（『未来につながる地域社会に向けた地方税財政改革についての意見』2017年5月31日）より。

⁶⁵ 『自治日報』（2017年6月2日、6月16日、6月30日）より。

⁶⁶ 野田総務大臣は、基金の調査結果に関し「基金残高（の増加）を理由に、（中略）地方財源を削減することは全く考えられない」と述べている。（2017年11月7日閣議後記者会見より）

図表 2-1 総務省の調査結果（抜粋）

1. 基金積立ての財源（市町村）

積立ての財源 ※複数回答可	左記財源を第1位とした団体数	
税収如何にかかわらず、行革、経費節減等により捻出した額	878	53.4%
歳出の不用額	320	19.5%
予算見込みを上回った税収	177	10.8%
その他	268	16.3%
合 計	1,643	100.0%

2. 財政調整基金の積立ての理由（市町村等）

積立ての理由 ※複数回答可	左記理由を第1位とした団体数	
公共施設等の老朽化対策等に係る経費の増大	459	19.9%
災害	314	13.6%
景気の動向による法人関係税等の変動	244	10.6%
普通交付税の合併算定替による特例措置の適用期限終了	232	10.1%
人口減少による税収減	227	9.9%
社会保障関係経費の増大	217	9.4%
その他	609	26.5%
合 計	2,302	100.0%

出所)「基金の積立状況等に関する調査結果」(総務省、2017年11月7日公表)に基づいて筆者作成。

3. 自治体の非効率性と基金との関係

本節では、SFAの手法を用いて自治体ごとの各年度における非効率性指標を導出した上で、当該指標と基金への積立て、取崩し、残高増減との相関性を確認する。

3.1 非効率性指標の導出

まず、SFAの推定モデルを説明しよう。地方政府*i*の費用最小化行動を前提とする確率的費用関数は、パネルデータを想定すると次式のように定式化される⁶⁷。

$$c_{it} = c(y_{it}, w_{it}; \alpha) \exp(v_{it} + u_{it}) \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$u_{it} = h_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、 c_{it} は費用、 y_{it} は公共サービス産出量、 w_{it} は生産要素価格である。 v_{it} は $N(0, \sigma_v^2)$ に従う通常の誤差項で、非効率項と呼ばれる u_{it} とは独立である。非効率項 u_{it} は $|N(m_{it}, \sigma_u^2)|$ に従う確率変数で、 m_{it} は $m_{it} = h_{it}\beta$ であり、 h_{it} は地方政府の非効率の要因

⁶⁷ 分析の基礎となる費用関数の枠組みについては、林(2002)を参照されたい。

となる変数である。 ε_{it} は $N(0, \sigma_u^2)$ の切断正規分布に従う誤差項で、 $\varepsilon_{it} \geq -h_{it-1}\beta$ を満たす。以上の定式化に基づく Battese and Coelli (1995) のモデルでは、 v_{it} と u_{it} の同時密度関数から対数尤度を求め、最尤法による最尤推定量からパラメータを推定する。推定すべきパラメータは、 α 、 β 、 $\sigma^2 (= \sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 、 $\gamma (= \sigma_u^2 / \sigma^2)$ である。非効率項におけるパラメータ β の符号が正ならば非効率性を増大させ、負ならば非効率性を減少させていることを表す。また、Battese and Coelli (1995) はパネルデータを用いた推定を可能にし、非効率性に関する要因を把握するほか、非効率の程度を個別別・期別に計測することができる。このとき、個体間の非効率性の順位が期ごとに変動し得るように推定されるのもこの手法の特徴である。各経済主体の非効率を表す指標は、 $Inefficiency_{it} = \exp(u_{it})$ として求め、指標が 1 に近いほど効率的であることを表す ($1 \leq Inefficiency_{it} < \infty$)。

続いて、自治体の公共サービス産出量 y_{it} を次式のように定義する。

$$y_{it} = y_{it}(z_{it}, q_{it}) \quad (3)$$

ここで、 z_{it} は行政サービス水準、 q_{it} は地域特性ベクトルである。これを(1)式に代入すると、次のように表される。

$$c_{it} = c(y_{it}(z_{it}, q_{it}), w_{it}) \exp(v_{it} + u_{it}) \quad (4)$$

(4)式をコブ・ダグラス型関数で特定化すると、次式の推定式が得られる。ここで、非効率項は(2)式である。

$$\ln c_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{it} + \alpha_2 \ln z_{it} + \alpha_3 \ln q_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (5)$$

次に、推定に用いる各変数について説明していく。被説明変数である費用 c_{it} は、当該年度分の人口 1 人当たり支出額である。自治体の支出は、図表 3-1 のように性質別分類に基づいて分解できる。そのうち「公債費」は前年度以前に行った公共財供給を行うために発行した地方債の償還に伴うものであり、「前年度繰上充用金」は歳入が不足する場合に次年度予算から財源措置するものであるから、それらの支出は当年度の公共財供給に充てるものではない。「積立金」は、翌年度以降の行政需要や財政変動に備えて支出し、積み立てるものである。本推定では、以降の分析過程において④に関連する基金の残高と当該年度における自治体の非効率性との関係性を扱うため、歳出総額から翌年度以降分支出④と前年度以前分支出⑤を除いた⑥、すなわち当該年度分事業のための支出を被説明変数

として用いる。

図表 3-1 自治体支出の分解

支出対象区分		支出内容
①	翌年度以降分	積立金
②	当該年度分 (SFAの推定対象)	人件費、物件費、維持補修費、扶助費、補助費等、普通建設事業費、災害復旧事業費、失業対策事業費、投資及び出資金、貸付金、繰出金
③	前年度以前分	公債費、前年度繰上充用金

説明変数における生産要素価格 w_{it} は、公務員1人当たり給与を用いる。行政サービス水準 z_{it} は、章末の付表2に示す方法により算出した変数を用いる。地域特性ベクトル q_{it} は、人口、面積、可住地面積割合、若年人口比率、老年人口比率の各変数とする。このとき、住民の利用度に応じて「混雑効果」が発生することを考慮して、人口の二乗項を加えることで、U字形の1人当たり費用関数を想定する。そのほか、東日本大震災以降の歳出内容の変化を考慮して特定被災地方公共団体あるいは特定被災区域に指定されている団体の2011年度以降を1とする震災ダミーを、また、行政権限や財政構造の違いを考慮して政令指定市および中核市を1とする大都市ダミーを付加する。個体を通じて共通な景気変動等をコントロールするため、年度ダミーも付加する。

非効率項の h_{it} には、先行研究に倣って地方交付税への依存率と住民1人当たりの所得を用いるほか、本研究では各自治体で雇用する公務員の増減率も変数として使用する。交付税依存率については、赤井他(2003)等と同様に、一般財源(標準財政規模)に対する普通交付税の割合とし、地方交付税制度が自治体の費用最小化行動へのインセンティブを阻害していることが想定されるため、その係数の符号は正が期待される。また、住民1人当たり所得は、各市町村の課税対象所得合計額を納税者数で除して得た金額とし、鷲見(2016)にあるように、より高い所得を持つ住民は効率的な公共サービスを要求する一方で、無駄に対して寛容になるとも思われるため、この係数の符号は確定しない。最後に本研究で用いる公務員増減率は、近年における地方公務員数の削減状況に鑑みて、自治体の効率性に影響する歳出的要素として加味する。この係数の推定値が有意に正を示せば、行革・経費節減等といった自治体の行動が財政運営の効率化に結び付いていることを意味する。なお、非効率項における各変数については、内生性の問題に対処するため h_{it-1} とし

て1期前のラグ付き変数を用いている。

推定対象は市町村であり、事務権限等が異なる東京都特別区と財政再生団体である夕張市を除くとともに、推定期間中に市町村合併にかかわった団体を除く。推定期間は、「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」（いわゆる財政健全化法）施行後の2008-15年度の8年間とする。なぜなら、財政健全化法が一部施行された08年度には健全化判断比率の議会への報告・公表が義務付けられ、完全施行された09年には当該比率が早期健全化基準以上または財政再生基準以上である場合には計画策定義務が課されていることから、法の施行前後では自治体の財政行動が変化していると想定されるためである⁶⁸。なお、推定に用いるデータは、balanced panel data となっている。データの記述統計量、定義および出典については、章末の付表1および付表2に記載してある。

図表3-2 SFAの推定結果

被説明変数		住民1人当たり 当該年度分支出(対数)	
		係数	標準誤差
説明変数	定数項	4.526 ***	0.272
	公務員1人当たり給与(対数)	0.289 ***	0.020
	行政サービス水準(対数)	0.841 ***	0.037
	人口(対数)	-1.049 ***	0.020
	人口(対数)×人口(対数)	0.041 ***	0.001
	面積(対数)	0.162 ***	0.002
	可住地面積割合	0.132 ***	0.009
	若年人口比率	3.462 ***	0.138
	老年人口比率	1.680 ***	0.064
	震災ダミー	0.014 **	0.006
	大都市ダミー	-0.081 ***	0.010
	非効率率項	定数項	-39.500 ***
交付税依存率		4.313 ***	0.342
住民1人当たり所得(対数)		4.292 ***	0.455
公務員増減率		8.775 ***	1.410
σ^2		0.735 ***	0.059
γ		0.988 ***	0.001
対数尤度		3817.8	
LR test		4373.6	
平均非効率率		1.237	
サンプルサイズ		13240	

注1) ***, **, *は、それぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%水準、5%水準、10%水準で棄却されることを示す。

注2) 年度ダミーの記載は省略している。

注3) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

⁶⁸ 早期健全化基準を上回る団体数は、財政健全化法の「一部施行」の段階（2007年度決算が対象）、「全面施行」の段階（08年度決算が対象）のいずれにおいても大きく減少している実態がある。

S F Aの推定結果は、図表 3-2 のとおりである。帰無仮説 $H_0:\gamma = 0$ の下で非効率性効果の有無に関し尤度比検定 (LR test) を行った結果、統計量が十分に大きいことから非効率性効果を含んだ定式化が支持される。

説明変数欄を見ると、係数の推定値は全て予想される符号条件を満たし、かつ統計的に有意な結果が得られている。

以上の S F Aの実行によって、8 期にわたる 1655 団体ごとの非効率性指標を得ることができた。ここで導出された非効率性指標は、人口、面積のほか、住民の年齢構成等の環境要因がコントロールされた上での数値であることから、財政運営上の非効率性だけが表現されていることになる。全自治体における指標の平均値は 1.237 となっているが、これは自治体が現状の行政サービスを最も効率的に提供している状態に比べ、非効率な財政運営によって平均的に 23.7%の資源が浪費されていることを意味する。

3.2 非効率性指標と基金の積立て・取崩し行動との相関性

次に、基金への積立額、取崩額、残高増減額の推移、それらの金額と財政の非効率性との関係を見てみよう。データは、3.1 で S F Aによって得られた各自治体の非効率性指標と、積立基金合計 (財政調整基金、減債基金およびその他特定目的基金の計) である。基金への積立ては①予算執行を通じて積み立てる場合と、②歳計剰余金を処分して積み立てる場合があるが、ここでの積立額は①と②の合算額である。また、積立額、取崩額、増減額は、それぞれ 1 団体当たり金額、標準財政規模に対する比率としている。その上で、2008-15 年度における基金への積立額等と、非効率性指標との関係について、ピアソンの積率相関係数を算出してみたい。

図表 3-3 を見ると、年度によって積立額、取崩額、増減額に変動があることが分かる。特に、図表 1-1 でも視覚的に明らかであったように、2010 年度から 13 年度にかけて基金残高の増加額が大きい。非効率性指標との相関係数を見ると、1 団体当たり、標準財政規模比ともに、積立額および取崩額はその差引きとなる増減額よりも正の方向に相関が強くなっている。また、積立額、取崩額、増減額のいずれも、1 団体当たり金額よりも標準財政規模比の方が相関が強い。以上の結果から、費用最小化行動をとる自治体財政において、財政の非効率性と基金の積立て行動や取崩し行動の間にはある程度の相関性があると認められよう。ただし、言うまでもなく、相関性の存在をもって、因果性の存在を必ずしも意味しない。とりわけ基金残高に対する財政の非効率性の影響がプラスに働いているか、

マイナスに働いているかは本研究の最大の関心事であることから、次節ではさらにパネルデータ回帰分析の手法による検証を進める。

図表 3-3 基金への積立額等と非効率性指標との関係の推移

区 分		2008 年度	2009 年度	2010 年度	2011 年度	2012 年度
積立額	1 団体当たり金額 (千円) (a)	572,010	570,647	842,973	944,771	1,471,581
	標準財政規模比 (b)	0.056	0.063	0.091	0.101	0.165
取崩額	1 団体当たり金額 (千円) (c)	474,727	498,898	330,578	377,147	591,314
	標準財政規模比 (d)	0.041	0.038	0.027	0.035	0.051
増減額	1 団体当たり金額 (千円) (e)	99,654	67,678	510,213	569,406	908,562
	標準財政規模比 (f)	0.016	0.025	0.064	0.066	0.114
非効率性指標 (g)		1.216	1.199	1.216	1.218	1.247
N		1655	1655	1655	1655	1655

2013 年度	2014 年度	2015 年度	期間全体	(g)との 相関係数
1,136,734	1,069,731	1,005,451	951,737	0.301
0.113	0.117	0.108	0.102	0.491
661,076	914,685	777,830	578,282	0.289
0.067	0.091	0.081	0.054	0.675
475,948	152,960	227,475	376,487	0.138
0.046	0.026	0.027	0.048	0.205
1.270	1.264	1.265	1.237	—
1655	1655	1655	13240	—

注 1) 相関係数は全て $P < 0.01$ で有意。

注 2) 各年度の数値は団体別数値の単純平均。

注 3) 積立額は歳出決算額と歳計剰余金処分額の合算額。

注 4) 積立額と取崩額のほかに有価証券の処分等による調整額があるため、積立額－取崩額＝増減額とはならない。

4. 基金の積立要因に関する検証

本章でとり上げる「地方基金」は、収支の均衡を目指す地方自治体の方針の下、積立て・取崩しを通じて、その増減が繰り返される財政調整メカニズムである。このとき自治体は、「会計年度独立の原則」によって単年度ごとの収支バランスが求められるとは言え、地域住民への継続的な行政サービスの提供のために、実質的には数年先までを見越した通時的な予算制約の下で財政運営を行っていると考えられる。複数年次にわたる財政調整の手段としてまず地方債の活用が想定されるが、我が国の地方債システムは起債協議（許可）制などを通じて地方債発行に制約があるため、地方債を用いた調整機能が働きにくい実情が

ある。その結果、自治体の財政調整機能は専ら基金に集約されることとなり、費用最小化行動をとる自治体は、財政の効率化努力によって剰余金を生み出し、これを基金に積み立て、または基金からの取崩しを行うことによって財政の平準化を図っていく。この財政調整行動は将来の不確実性の存在に影響を受け、危険回避的な選好をもつ自治体は、万が一の収入減少または支出増加に備えて基金を積み増す方向に舵を切るであろう⁶⁹。

それでは、以上のような財政的環境にある自治体 i を想定した上で、本節の分析を進めていこう。

4.1 推定モデル

本節では、基金残高の増減要因を探るべく、各種基金を被説明変数とする線形回帰パネルモデルによって分析する。ここでは、前節で得られた各自治体の非効率性指標を説明変数に用いて、昨今の基金残高の累増が自治体の効率化努力によるものであったのかを分析の主眼に置く。

推定モデルは、パネルデータを使用した次の線形回帰式である。

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \gamma z_{it,it-1} + v_{it} \quad (6)$$

ここで、 y_{it} は自治体 i における基金の増減、 x_{it} は自治体の効率化努力を表す変数であり、 $z_{it,it-1}$ は財政状況や地域環境要因を表す変数ベクトル、 v_{it} は誤差項である。

推定対象は前節と同様とし、推定期間は前節で得た非効率性指標の差分を用いることから 2009–15 年度の 7 年間、扱うデータは *balanced panel data* となっている。また、東日本大震災の被災自治体が、国からの震災復興交付金や特別交付税等を基金に大きく積み上げている実態を勘案し、特定被災地方公共団体・特定被災区域に指定されている自治体（以下「被災団体」）と、それ以外の自治体（以下「非被災団体」）に分けて推定を行う。

非被災団体を対象とし、積立基金合計を被説明変数とする推定においては、財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別にグルーピングした場合の効果の差異も検証する。

以下、推定に用いる変数についてコメントする。

⁶⁹ 石川（2017）は、自治体の基金への積立てを「予備的動機に基づく貯蓄行動」として捉え、将来不安に起因する基金の積み増しの可能性を指摘している。

(1) 被説明変数： y_{it}

基金の増減を表す変数として

- 積立基金合計現在高の増減額（標準財政規模比）
- 財政調整基金現在高の増減額（標準財政規模比）
- 減債基金現在高の増減額（標準財政規模比）
- その他特定目的基金現在高の増減額（標準財政規模比）

財政調整基金とは、予期しない収入減少や不時の支出増加に備えるとともに年度間の財源の不均衡を調整するために設置される積立金である。減債基金は、地方債の償還を計画的に行うために設置される積立金である。その他特定目的基金は、財政調整基金と減債基金の設置目的以外の特定の目的のために設置される積立金である⁷⁰。積立基金合計は、これら3つの基金の合算額である。

以上の変数は、基金残高の t 期と $t-1$ 期との差分を t 期における標準財政規模との比率で表す。推定モデルとしては、ストック変数である基金残高のレベルに対し回帰することも考えられるが、基金への積立て・取崩しといった財政行動を分析する趣旨に鑑みると、本章での取扱いのようにフロー変数である増減額に対し回帰する方がより解釈が容易になる。

(2) 説明変数： x_{it}

自治体の効率化努力を表す変数として

- 非効率性指標の差分

これは本研究において最も注目すべき変数であり、前節のSFAによって得た非効率性指標の t 期と $t-1$ 期との差分を用いる⁷¹。非効率性指標は最も効率的な状態を1として、数値が大きくなるほど非効率な状態を表すため、当該差分が正ならば自治体の財政運営が非効率的な方向に向かっていることになり、負ならば効率化の方向に向かっていることを表す。自治体の費用最小化行動を想定すると、この変数を自治体の「効率化努力」の度合と捉えることが可能であり、推定結果において係数の符号が負

⁷⁰ その他特定目的基金の中には、設置目的が「地域振興を図るため」、「産業振興を図るため」など、実質的に幅広い歳出に充てることが可能な基金があることに留意する必要がある。（財政制度等審議会『平成30年度予算の編成等に関する建議』より）

⁷¹ 当該年度と前年度の差分ではなく、非効率性指標のレベルを用いて推定を行った場合でも、グループ別推定も含め係数の符号や有意性において推定結果に本質的な違いがない。

を示せば、地方側が主張しているとおおり、基金残高の増加が自治体の効率化努力によって達成されたものと判断できる。

(3) 説明変数： $z_{it,it-1}$

財政（ストック）の余裕度を表す変数として

- 基金総残高比率
- 実質収支比率
- 地方債現在高比率

自治体において当該年度に基金にいくら積立てを行うか、また基金をいくら取り崩すかは、余裕資金である基金残高と実質収支額の前年度末金額を参照しながら意思決定を行うと考えられる。基金総残高比率については、宮下・鷺見（2017）が言うように分析対象以外の基金残高も影響すると想定し、3つの積立基金に定額運用基金も加えた基金総残高の標準財政規模に対する比率を用いる⁷²。前年度の基金総残高比率や実質収支比率の状況によって基金に積み増しを行うか、取崩しにより基金を減少させるかは各自治体の政策判断によるため、これらの係数の符号は正負の両方があり得る。また、地方債現在高比率については、地方債残高が増加すれば、手持ちの資金が増加し、基金を積み増す余力が大きくなる一方で、地方債の償還に向けて基金を取り崩して対応することも考えられるため、この係数の符号も確定しない。

財政負担の年度間変動を表す変数として

- 自主財源変動係数
- 依存財源変動係数
- 経常的経費変動係数
- 投資的経費変動係数

自治体の基金は、収入や支出に年度間の増減がある場合に、積立て・取崩しを通じて財源調整を行うことによって、財政負担を平準化させる機能を持つ。年度間の財政調整を行う要因となる財政変動として上記の4つの変数を挙げ、自治体が基金を積み

⁷² 一般的にダイナミック・パネルモデルの場合においては、説明変数（ラグ付き被説明変数）と固有効果とが相関をもってしまう。このため本章の分析モデルでは、前述の(1)で説明したように被説明変数に差分をとることで固有効果を消去し、説明変数と誤差項の相関を回避する工夫をしている。

増し、あるいは取り崩すのはどのような収入または支出の変動があったときかを検証する。自主財源には地方税を用い、依存財源には地方交付税と国庫支出金の合算額を用いる。また、基金への積立ては自治体の一般財源の動向に影響されることから、費用面の変動係数を算出する場合に、経常的経費は経常経費充当一般財源等を用い、投資的経費は一般財源ベースの金額を用いる。各変数は、 $t-5$ 期から $t-1$ 期までの5年間における変動係数を算出して使用する⁷³。

財政（フロー）の余裕度を表す変数として

- 実質公債費比率
- 合併算定替依存率
- 市町村民税変化率
- 地方交付税変化率
- 社会保障費変化率

実質公債費比率は、財政健全化法に基づく健全化判断比率の一つであり、地方債の返済額の大きさを標準財政規模に対する割合で表したものである。公債費が高まるほど基金へ積立てを行う余裕が乏しくなるため、係数の符号は負が予想される。次に合併算定替依存率は、平成の大合併を促進するために用いられたいわゆる「アメ」を考慮した変数である。具体的には、宮下・鷲見（2017）に従い、臨時財政対策債振替後の基準財政需要額と基準財政収入額の差額を算出し、これを「①一本算定の普通交付税額」と見做した上で、実際に交付を受けた「②（合併算定替後の）普通交付税額」が上回る場合に②－①を合併算定替による普通交付税増加額とし、当該増加額の標準財政規模に対する割合を算出して用いる⁷⁴。同論文で実証されているように、合併後は合併算定替の縮小や期限切れを恐れた団体が将来の財源対策として基金へ積み増しを行ったと推察されることから、係数は正の符号が期待される。市町村民税変化率、地方交付税変化率および社会保障費変化率は、 $t-1$ 期から t 期への伸び率を用い、近年、財政運営に影響を及ぼしていると思われる代表的な予算科目の増減傾向が表される。市町村民税変化率には個人住民税と法人住民税の合算額を用いることとし、景気

⁷³ ただし、2009年度については、データ制約により前年度以前4年間の変動係数を用いている。

⁷⁴ 推定期間中に合併にかかわった団体をサンプルから除いているため、推定期間より前に合併を経験した団体について合併算定替依存率が算出される。

回復に伴う税収増加は基金の積立てに正に働くとと思われる。また、地方交付税の増加は基金の積立てに正に働き、反対に、社会保障費の増加は負に働くであろう。この社会保障費には一般財源ベースの扶助費を用いている。

地域環境要因を表す変数として

- 人口変化率
- 若年人口比率の差分
- 老年人口比率の差分
- 住民1人当たり公共施設面積

これらの変数は、目下のところ自治体が直面している外的環境要因を表す。人口変化率、若年人口比率および老年人口比率の差分は、人口減少や少子高齢化の進展度合いを表す変数で、 $t-1$ 期から t 期への伸び率あるいは差分を用いる。これらの係数の符号は、各自治体が進める政策内容に従うため確定しない。住民1人当たり公共施設面積は、自治体が抱える公共施設の老朽化対策等への財政需要を表す。この変数は、今後の施設の大量更新に備えて基金を蓄える余裕のある自治体であれば正に働き、既にその対応に追われている自治体であれば負に働くことが予想される。

なお、自治体の予算は前年度の財政状況を踏まえて策定され、また内生性の問題にも対処するため、単年度の財政指標は1期前のデータを用いている⁷⁵。また、上記の説明変数群に加えて、年度ダミーを付加する。

4.2 推定結果（各種基金別）

図表4-1では非被災団体（1,437団体）について、図表4-2では被災団体（218団体）について、それぞれ積立基金合計、その内訳となる財政調整基金、減債基金、その他特定目的基金を被説明変数とする推定結果を示している。モデル選択のための検定では、被災団体の財政調整基金のみがPooled OLSモデル、それ以外はFixed Effectsモデルが選択されている⁷⁶。

⁷⁵ 1期前のデータ（変動係数については1期前以前の複数年度データ）を用いた説明変数は、基金総残高比率、実質収支比率、地方債現在高比率、自主財源変動係数、依存財源変動係数、経常的経費変動係数、投資的経費変動係数、実質公債費比率、合併算定替依存率である。

⁷⁶ パネルデータ分析におけるモデル選択については、浅野・中村（2009）などを参照されたい。

図表4-1 【非被災団体】パネルデータ回帰分析の推定結果(基金別)

被説明変数	積立基金合計		財政調整基金		減債基金		その他特定目的基金	
	現在高の増減額		現在高の増減額		現在高の増減額		現在高の増減額	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
非効率性指標の差分	-0.055 ***	0.014	-0.012 **	0.006	-0.001	0.002	-0.042 ***	0.016
基金総残高比率	-0.183 ***	0.016	-0.066 ***	0.012	-0.021 ***	0.004	-0.096 ***	0.017
実質収支比率	0.593 ***	0.045	0.429 ***	0.034	0.061 ***	0.016	0.103 ***	0.035
地方債現在高比率	-0.026 ***	0.008	-0.004	0.004	-0.000	0.002	-0.022 ***	0.007
自主財源変動係数	-0.012	0.074	0.026	0.022	-0.006	0.019	-0.032	0.059
依存財源変動係数	-0.031	0.031	0.029	0.021	-0.008	0.007	-0.051 **	0.020
経常的経費変動係数	-0.342 **	0.149	-0.033	0.070	-0.031	0.032	-0.278 **	0.128
投資的経費変動係数	-0.001	0.007	0.004	0.004	0.003	0.002	-0.009	0.005
実質公債費比率	-0.336 ***	0.070	-0.016	0.047	-0.077 **	0.031	-0.243 ***	0.056
合併算定依存率	0.230 *	0.124	0.225 **	0.099	0.004	0.034	0.001	0.077
市町村民税変化率	0.125 ***	0.011	0.081 ***	0.008	0.016 ***	0.004	0.028 ***	0.010
地方交付税変化率	-0.003 *	0.002	-0.002 **	0.001	-0.000	0.000	-0.001	0.001
社会保障費変化率	-0.015	0.010	-0.003	0.007	-0.002	0.002	-0.010	0.007
人口変化率	0.013	0.161	0.088	0.114	0.002	0.043	-0.077	0.121
若年人口比率の差分	-0.561	0.565	-0.498	0.373	-0.172	0.122	0.110	0.399
老年人口比率の差分	-0.646	0.455	-0.107	0.254	-0.210 *	0.121	-0.329	0.393
住民1人当たり公共施設面積	-0.006	0.058	0.074 *	0.043	0.020	0.028	-0.100 ***	0.032
推定方法	Fixed Effects		Fixed Effects		Fixed Effects		Fixed Effects	
F検定	2.962(0.000)		3.066(0.000)		1.923(0.000)		1.593(0.000)	
ハウスマン検定	327.51(0.000)		164.80(0.000)		100.72(0.000)		255.99(0.000)	
サンプルサイズ	10059		10059		10059		10059	
R2	0.462		0.448		0.278		0.264	

注1) ***, **, *は、それぞれ係数ゼロの帰無仮説が1%水準、5%水準、10%水準で棄却されることを示す。

注2) 定数項および年度ダミーの記載は省略している。

注3) F検定およびハウスマン検定の括弧内はP値を示す。

注4) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

まず、非被災団体の結果を見ていこう（図表 4-1）。非効率性指標の差分の係数は、減債基金を被説明変数とする場合に有意でなかったものの、積立基金合計、財政調整基金、その他特定目的基金において負で統計的に有意な結果が推定された。この有意な結果は、自治体財政の非効率性の低下に起因して基金残高が増加していることを示している。つまり、近年の累増する基金残高が自治体の効率化努力を一要因としながら積み上がってきたものであることを意味し、基金積立ての財源を「行革、経費節減等により捻出した」との仮説が支持されたことになる。

ストックの財政指標に係る説明変数では、基金総残高比率の係数の推定値は全てのケースで有意に負を、実質収支比率の係数の推定値はすべて有意に正を示した。前年度の基金総残高が大きいほど当該年度の基金残高を増やす必要性を低下させ、前年度の実質収支が大きいほど基金への積立てを行うことを表す。この実質収支比率の結果については、地方財政法の規定により決算剰余金の2分の1以上の基金への積立てが義務付けられていることとも整合する。地方債現在高比率の係数については、積立基金合計とその他特定目的基

金において負で有意な結果となり、地方債現在高が少ない団体ほどそれらの基金へ積立てを行う傾向があることが示された。

収入や支出に係る変動係数を見ると、その他特定目的基金を被説明変数とする場合に、依存財源変動係数と経常的経費変動係数が負で有意となり、これらの財源や経費の変動が小さい団体ほど基金を蓄える傾向が示されている。

フローの財政指標では、実質公債費比率の係数の推定値が積立基金合計、減債基金、その他特定目的基金の場合に有意に負を示し、公債費負担が小さい団体ほど、これらの基金への積立てを行う傾向が表れた。合併算定替依存率では、基金残高合計および財政調整基金の場合に正で有意に示していることから、合併団体が合併算定替によって有利に算定された普通交付税を原資に財政調整基金を積み増している状況が窺える。また、市町村民税変化率は、全てのケースで正に有意な結果となっている。景気の回復基調の下で市町村民税の増収が自治体の基金増加に寄与しているようである。地方交付税変化率を見ると、この市町村全体の推計では財政調整基金において地方交付税の減収が基金の積み増しの方向に働く傾向が読み取れる。

図表4-2 【被災団体】パネルデータ回帰分析の推定結果(基金別)

被説明変数	積立基金合計 現在高の増減額		財政調整基金 現在高の増減額		減債基金 現在高の増減額		その他特定目的基金 現在高の増減額	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
非効率性指標の差分	0.362 ***	0.088	-0.001	0.014	-0.000	0.001	0.362 ***	0.086
基金総残高比率	-0.426 ***	0.066	-0.001	0.003	-0.001 *	0.000	-0.416 ***	0.067
実質収支比率	1.633	1.359	0.276 ***	0.062	0.016 **	0.007	1.279	1.306
地方債現在高比率	-0.039	0.152	0.003	0.005	0.001	0.005	-0.049	0.151
自主財源変動係数	1.006	1.532	-0.055	0.041	0.011	0.026	0.991	1.534
依存財源変動係数	2.334 ***	0.432	0.063 ***	0.023	0.006	0.005	2.220 ***	0.437
経常的経費変動係数	4.932	6.991	0.153	0.113	-0.047	0.042	5.249	6.999
投資的経費変動係数	0.587	0.474	0.023	0.020	-0.004	0.005	0.597	0.475
実質公債費比率	0.046	2.417	-0.013	0.067	-0.065	0.059	0.125	2.391
合併算定替依存率	3.983	3.050	0.085 **	0.037	0.129	0.098	3.269	2.974
市町村民税変化率	0.368	0.324	-0.016	0.022	0.013 **	0.006	0.382	0.325
地方交付税変化率	-0.002	0.004	0.001	0.001	0.000	0.000	-0.002	0.004
社会保障費変化率	-0.237	0.208	-0.002	0.016	0.000	0.002	-0.233	0.211
人口変化率	-3.634	2.745	-0.982 ***	0.304	-0.038	0.077	-2.690	2.732
若年人口比率の差分	-30.094	24.065	1.118	1.259	-0.196	0.545	-30.930	24.476
老年人口比率の差分	26.030 **	12.337	-0.211	0.647	-0.437 **	0.219	25.953 **	11.815
住民1人当たり公共施設面積	-14.303 ***	4.116	-0.013	0.132	-0.210	0.149	-13.093 ***	4.248
推定方法	Fixed Effects		Pooled OLS		Fixed Effects		Fixed Effects	
F検定	2.142(0.000)		1.112(0.145)		1.671(0.000)		2.039(0.000)	
ハウスマン検定	100.69(0.000)		106.87(0.000)		48.045(0.000)		66.267(0.000)	
サンプルサイズ	1526		1526		1526		1526	
R2	0.452		0.219		0.261		0.434	

注1)～4) 図表4-1と同様。

地域環境要因に係る変数では、住民1人当たり公共施設面積が財政調整基金に対し有意に正に作用し、その他特定目的基金には負に作用していることが示されている。

次に、被災団体では、積立基金合計とその他特定目的基金の場合に、非効率性指標の差分について正の有意性が認められた（図表4-2）。依存財源変動係数が正で有意となっている結果と合わせて考えれば、震災復興に係る国からの交付金等の収入によって、効率性は低下しても基金が積み上がっている可能性が示唆される。そのほか、被災団体における推計結果では、住民1人当たり公共施設面積の係数がその他特定目的基金において有意に大きく負を示しており、震災後に当該基金を取り崩して保有施設の復旧対応をしている状況が垣間見える。

4.3 推定結果（財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別）

図表4-3では、非被災団体の積立基金合計について、推定対象を財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別にそれぞれグルーピングして推定を実行した結果を示している（表の各区分の2列目～5列目）⁷⁷。頑健性の確認のため、非被災団体の全団体を対象とし、 x_{it} と4つのグループダミー(GD_i)との交差項を用いた次式による推定結果も掲載する（表の各区分の1列目）。

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} * GD_i + \gamma z_{it,it-1} + v_{it} \quad (7)$$

財政力指数別は、財政制度等審議会の『『経済・財政再生計画』の着実な実施に向けた建議』で示された資料と同様に財政力指数0.33未満、0.33以上0.66未満、0.66以上1.0未満、1.0以上の4グループに区分している。人口規模別の区分は、町村を想定して人口3万人未満、一般市を想定して3万人以上10万人未満と10万人以上30万人未満、政令指定市および中核市を想定して30万人以上としている。非効率性指標別は、指標1.1未満、1.1以上1.2未満、1.2以上1.3未満、1.3以上に区分する。図表4-3において、財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別の4グループをそれぞれA～Dグループと称している。

⁷⁷ グルーピングにあたっては、推定期間7か年における各団体の財政力指数、総人口および非効率性指標のそれぞれ平均値を用いた。

図表4-3 【非被災団体】パネルデータ回帰分析の推定結果(財政力指数別、人口規模別、非効率性指標別) ―続き―

被説明変数	積立基金合計 現在高の増減額											
	非効率性指標											
	全団体 (3-全)		1.1未満 (3-Aグループ)		1.1以上 1.2未満 (3-Bグループ)		1.2以上 1.3未満 (3-Cグループ)		1.3以上 (3-Dグループ)		標準偏差 (標準化)	
非効率性指標の差分(Aグループ)	-0.172*** (-0.043)	0.036	-0.195*** (-0.123)	0.037	-0.086*** (-0.111)	0.019	-0.043*** (-0.093)	0.015	-0.049*** (-0.128)	0.016		
非効率性指標の差分(Bグループ)	-0.076*** (-0.052)	0.017	-0.130*** (-0.098)	0.022	-0.173*** (-1.108)	0.013	-0.182*** (-1.131)	0.030	-0.227*** (-1.528)	0.032		
非効率性指標の差分(Cグループ)	-0.045*** (-0.036)	0.013	0.528*** (0.326)	0.094	0.545*** (0.340)	0.080	0.471*** (0.251)	0.084	0.768*** (0.328)	0.074		
非効率性指標の差分(Dグループ)	-0.053*** (-0.091)	0.018	-0.040*** (-0.259)	0.011	-0.043*** (-0.280)	0.009	-0.022*** (-0.151)	0.014	-0.006 (-0.038)	0.020		
非効率性指標の差分	-0.183*** (-1.227)	0.016	-0.078 (0.316)	0.083	-0.058 (0.340)	0.088	-0.029 (0.251)	0.119	-0.015 (0.328)	0.156		
基金総残高比率	-0.035 (-0.034)	0.032	-0.035 (-0.025)	0.023	-0.045 (-0.018)	0.035	-0.041 (-0.053)	0.061	-0.042 (-0.145)	0.091		
実質収支比率	-0.345** (-0.065)	0.148	-0.114 (0.004)	0.156	-0.094 (0.018)	0.168	-0.265 (-0.022)	0.208	-0.861* (-0.026)	0.513		
地方債現在高比率	-0.002 (-0.004)	0.007	0.011 (-0.230)	0.011	-0.022 (-0.060)	0.009	0.008 (-0.219)	0.012	0.015 (-0.419)	0.020		
自主財源変動係数	-0.332*** (-0.215)	0.070	-0.230*** (-0.244)	0.089	-0.219*** (-0.157)	0.081	-0.570*** (-0.419)	0.144	-0.290 (-0.135)	0.194		
依存財源変動係数	0.230* (0.148)	0.125	0.205 (0.119)	0.191	0.311** (0.222)	0.149	0.251 (0.192)	0.208	0.166 (0.078)	0.290		
経常的経費変動係数	0.125*** (0.146)	0.011	0.120*** (-0.004)	0.020	0.129*** (-0.031)	0.016	0.148*** (-0.014)	0.027	0.120*** (-0.049)	0.027		
投資的経費変動係数	-0.004* (-0.023)	0.002	-0.003** (-0.017)	0.001	-0.001 (-0.016)	0.001	-0.002 (-0.012)	0.002	-0.007 (-0.045)	0.005		
実質公債費比率	-0.015 (0.007)	0.010	-0.017 (0.148)	0.014	-0.010 (-0.028)	0.011	-0.007 (-0.070)	0.017	-0.031 (-0.237)	0.023		
合併定替依存率	0.007 (-0.018)	0.163	0.028 (-0.056)	0.224	0.429* (-1.462)	0.341	0.067 (-0.067)	0.225	0.237 (0.003)	0.320		
市町村民税変化率	-0.616 (-0.657)	0.547	-1.858* (-0.349)	0.963	-1.462* (-1.707)	0.791	-2.418** (-0.107)	1.028	0.103 (-0.374)	0.826		
地方交付税変化率	-0.007 (-0.003)	0.059	0.281 (0.063)	1.086	0.393 (0.061)	0.648	-0.025 (-0.015)	0.069	0.065 (0.041)	0.130		
社会保障費変化率	2.965(0.000)		3.641(0.000)		3.182(0.000)		3.155(0.000)		2.620(0.000)			
人口変化率	349.83(0.000)		3494.0(0.000)		43768.0(0.000)		304.39(0.000)		5573.0(0.000)			
若年人口比率の差分	10059		2856		3528		1792		1883			
老年人口比率の差分	0.463		0.549		0.506		0.502		0.408			
住民1人当たり公共施設面積												
推定方法	Fixed Effects											
F検定	2.965(0.000)											
ハウスマン検定	3.641(0.000)											
サンプルサイズ	43768.0(0.000)											
R2	0.506											

注1)~4)図表4-1と同様。
注5)係数の下段括弧内は標準偏回帰係数を示す。

また、ここでは各説明変数について、いずれの影響が相対的に大きいかを検証するため、標準偏回帰係数の値も併せて示すこととする⁷⁸。

財政力指数別にグルーピングした推定における非効率性指標の差分の係数を見ると、財政力指数が高いグループほど有意に負の方向に値が大きくなっている。また、依存財源変動係数については財政力指数が低いグループほど有意に負の方向に大きいほか、地方交付税変化率の係数は、財政力指数が低いほど有意に正の方向に大きい一方で、指数 1.0 以上のグループ (1-D グループ) では有意に負を示している。標準偏回帰係数の値 (係数下段の括弧書き) を見てみると、財政力指数 0.33 未満のグループ (1-A グループ) では非効率

⁷⁸ 今回の論争の解決に貢献するためには、基金残高の増加要因をできる限り定量化して検証することが望まれよう。ただし、基金残高の変動を回帰式に基づいて「定量的」に要因分解することは、説明変数の間に相関があることから容易ではない。よって、ここでは標準偏回帰係数を算出し、説明変数ごとの被説明変数への影響力の大きさを比較する。

性指標の差分や市町村民税変化率よりも地方交付税変化率の係数の方が絶対値で大きい。これらの結果を合わせて考えると、基金残高の増減には地方交付税による財源保障制度が大きく影響していることが示唆される。

そのほか、図表 4-3 の特徴としては、財政力指数別では上記のような傾向がある一方で、人口規模別・非効率性指標別にグルーピングした推定では人口や非効率性の違いによる際立った傾向が見られないことが挙げられる。ただし、市町村民税変化率の係数の推定値が全てのケースで正に有意となっている中で、人口 30 万人以上のグループ (2-D グループ) で特に値が大きくなっており、大都市地域での税収増に起因する基金増加がここに示されている。また、全てのケースにおいて、基金総残高比率、実質収支比率の標準偏回帰係数が他の説明変数と比較して絶対値で大きい傾向が見られることから、自治体が前年度末における余剰資金レベルを最も重視しながら基金の積立て方針を決定している状況も窺える。

以上のグルーピングした推定結果 (表の各区分の 2 列目~5 列目) は、財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別いずれも、全非被災団体を対象に実行した推定結果 (表の各区分の 1 列目) と整合的であるため、頑健性に問題はないと言える。

4.4 考察

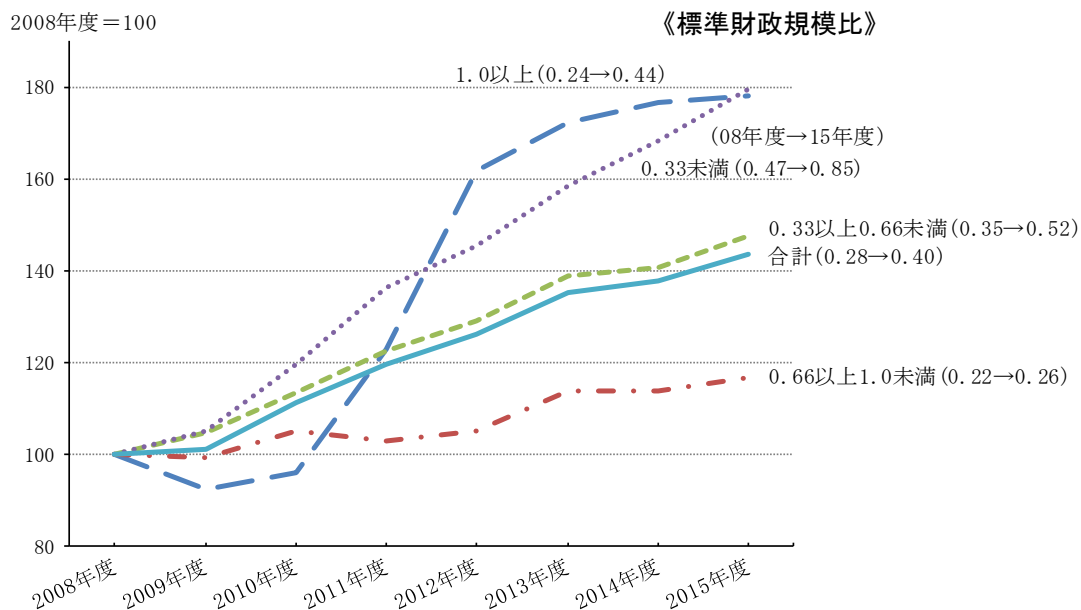
本節では、基金残高の増減要因について、パネルデータ回帰分析を基金の種類ごとに行うとともに、財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別にも実行した。

総括すれば、まず、非被災団体では、累増する地方基金が自治体の効率化努力によって積み上がってきたのか、という本研究の最大の関心事に関して肯定される結果となった。非被災団体を財政力指数別にグループ分けして推定した結果では、財政力指数の高いグループほどその傾向が強く認められた。また、財政力指数の低い団体では、基金の増加に対し、効率化努力も認められるが、地方交付税収入がより影響している実態が認められた。非被災団体の全体を通しては、市町村民税の増収が基金残高に寄与していることが分かった。一方で、被災団体では、非効率な財政運営に起因する基金残高の増加が明らかになった。

ここで、非被災団体における積立基金合計の財政力指数別・人口規模別・非効率性指標別に区分した残高推移、被災団体における積立基金合計の残高推移をグラフで確認してみよう (図表 4-4~4-7)。これらのグラフは、2008-15 年度の標準財政規模に対する基金

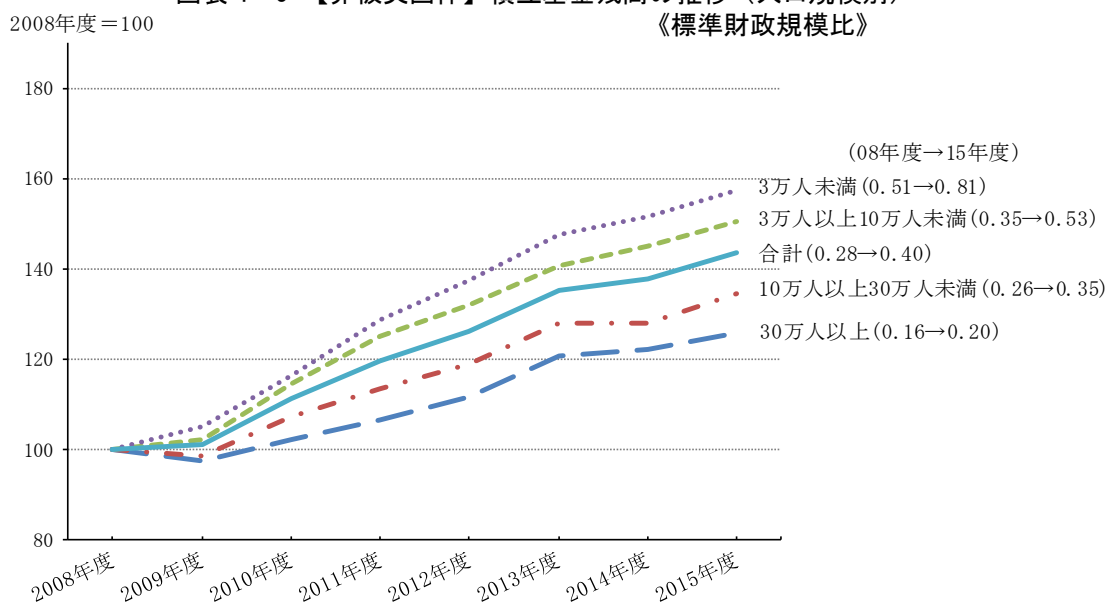
残高の比率を08年度比で表している。図表4-4の非被災団体の財政力指数別では、08年度の残高に対して0.66以上1.0未満のグループが最も伸びが小さく、財政力指数が低いグループほど伸びが大きくなっているが、財政力指数1.0以上のグループを見ると最も伸び

図表4-4 【非被災団体】積立基金残高の推移（財政力指数別）



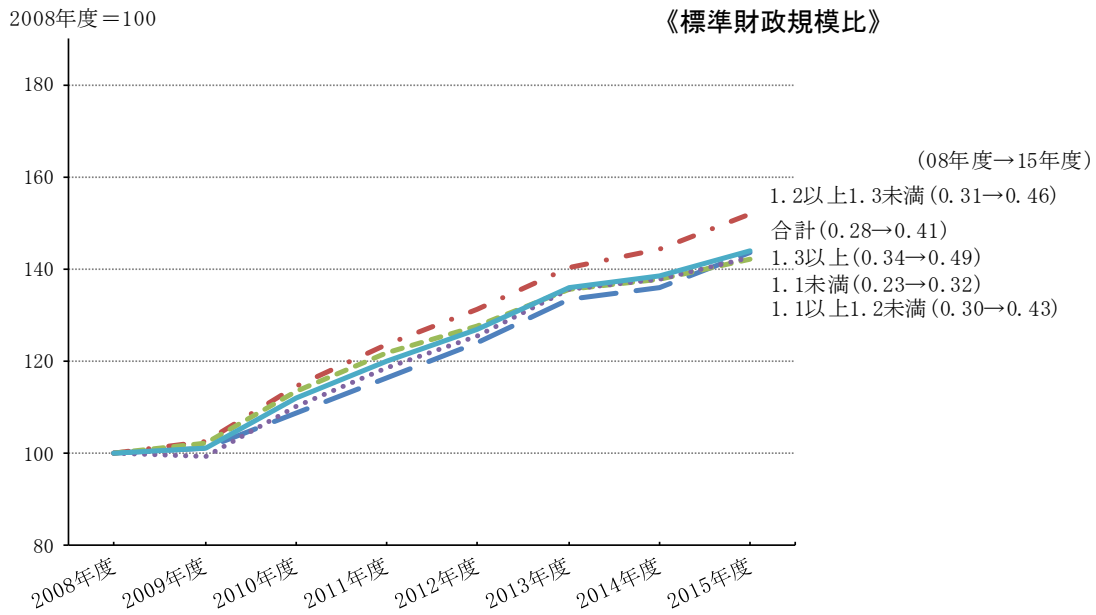
注1) 市町村(特別区を除く。)の積立基金合計/標準財政規模を加重平均により算出した。
 注2) 折れ線グラフは2008年度を100とした場合の積立基金合計/標準財政規模を示す。
 注3) 区分名称の括弧内は2008年度と2015年度の積立基金合計/標準財政規模の値を示す。
 出所)「市町村別決算状況調」(総務省)に基づいて筆者作成。

図表4-5 【非被災団体】積立基金残高の推移（人口規模別）



注1) 2) 3) 出所) 図表4-4と同様。

図表 4-6 【非被災団体】積立基金残高の推移（非効率性指標別）

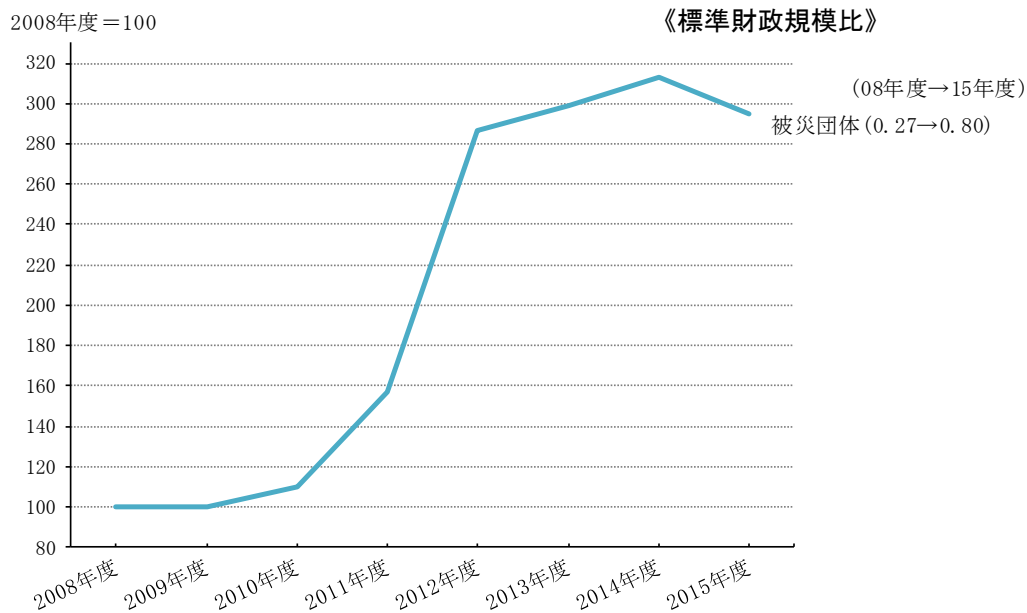


注1) 推定対象団体の積立基金合計／標準財政規模を加重平均により算出した。

注2) 3) 図表4-4と同様。

出所) 「市町村別決算状況調」(総務省)および本稿の推定結果に基づいて筆者作成。

図表 4-7 【被災団体】積立基金残高の推移



注1) 2) 3) 出所) 図表4-4と同様。

の顕著な財政力指数 0.33 未満のグループと同程度に伸びている⁷⁹。15年度の基金残高を標

⁷⁹ 財政力指数は普通交付税算定上の数値であるが、端的に言えば、当該指数が低いグループほど普通交付税収入が多く、地方税収入が少ないことを意味する。

準財政規模比で見ると、財政力指数が高いほど残高が小さい傾向があるが、財政力指数 1.0 以上のグループの当該比率は合計の値を上回るレベルにまでなっている⁸⁰。時系列の動きに着目すると、普通交付税の不交付団体である 1.0 以上のグループは 08 年秋に起こったリーマン・ショック後に基金残高が一時的に落ち込み、その後の地方税収の回復を背景に大きく積み増しを行ってきた状況が見てとれるのに対し、交付団体であるその他のグループは 08 年度以降安定的な増加傾向が示されている。次に、図表 4-5 の人口規模別では、08 年度比の伸びは人口の少ないグループほど大きくなっているが、図表 4-4 の財政力指数別ほどグループ間の差異が大きく見られない。図表 4-6 の非効率性指標別では、各グループの伸び具合にほとんど差異がない。被災団体の残高推移を示す図表 4-7 に目を移すと、震災の発生した 11 年度以後、急激に基金残高を伸ばし、ピークの 14 年度には 08 年度比で 3.1 倍の規模に達している。

以上のように、図表 4-4 において税収や交付税収入への依存度を反映する財政力指数の区分によって基金残高の伸びが著しく異なり、また、図表 4-5 の人口規模別や図表 4-6 の非効率性指標別において人口や非効率性による違いがあまり見られない状況から推察すると、基金残高の増減は、普通交付税の不交付団体にあつては地方税収入のみの影響を受け、交付団体にあつては交付税収入の多寡によって影響を受けるという性質が極めて強い。この性質は、本節の線形回帰モデルにおける推定結果にもあてはまり、図表 4-3 で基金残高に対してどのグループもあまねく市町村民税変化率が正を示すとともに、財政力指数が低いグループほど、非効率性指標の差分の係数が負に小さく（＝交付税を多く受け取る団体ほど効率化努力をせずに基金を積み増す）、地方交付税変化率の係数が正に大きく（＝交付税を多く受け取る団体ほど交付税を原資に基金を積み増す）示していることに符合する。加えて、図表 4-7 において被災団体の基金残高が膨大に積み上がっている現況にも鑑みると、地方交付税や国庫支出金といった財政移転が基金残高に対して大きな影響を与えていることは明らかである。以上の分析を踏まえれば、国からの財政移転があつた場合においては、基金増加に対し直接的に反映されるだけでなく、赤井他（2003）や前節の SFA による分析で示されたように自治体の効率化努力に向けたインセンティブを阻害し、その効率化努力への影響を介して基金の増減をもたらすというメカニズムが少なからず働いていることも推察される。こうして、現在議論的となっている地方基金の累増は、地

⁸⁰ 2008 年度と 15 年度における標準財政規模に対する残高の数値は、グラフ中の区分名称に括弧書きしてある。

方税の増収のほか、国から地方への財政的援助とそれを受ける自治体側の効率化努力が複合要因として浮かび上がってくる。

5. 結論

本章では、地方の基金残高の増加要因が、自治体の効率化努力によるものであったのかどうかを主な着眼点として考察してきた。具体的には、費用最小化行動をとる自治体の非効率性と基金の積立て・取崩しとの関係性を見出した上で、国との財政関係を踏まえる中で自治体の効率化努力が基金残高にどう影響していたのかについて市町村のパネルデータを用いて分析を行った。

ここで得られた主要な結論は、以下のようにまとめられる。第一に、昨今累増している地方基金は、自治体の効率化努力が一要因となって積み増しが行われている。ただし、被災団体では、震災復興に係る国からの交付金等によって、効率性は低下しても基金が積み上がっている可能性がある。第二に、自治体基金の増減は、国による財源保障制度の影響を受けやすい。より詳細には、近年の基金増加に対し、財政力指数の低い団体では財政の効率化努力よりも国からの移転財源が影響を与えているが、他方、不交付団体を含む財政力の強い団体にあっては財政運営の効率化や税収回復による留保財源の増加が寄与している。

以上の結論においては、国からの財政移転、とりわけ地方交付税制度による影響が大きいという点に我々は注意を向けなければならない。その結果、国と地方の財政関係の下、地方側が交付税収入を原資に基金へ積み増してきた一方で、地方交付税交付金を手当てする国側の長期債務が膨れ上がっているという現実に対しても解決の方向性が見えてくる。即ち、地方交付税制度をはじめとする財源保障制度の在り方を再検討し、国・地方を通じた効率的な財源配分を実現していく必要性が認められる。加えて、本研究成果では、現在の基金残高が将来の財政変動に向けた自治体の効率化努力によって積み上がってきたことが示されたものの、財政力指数の低い団体が地方交付税を原資に積み増しを行ってきたことが顕在化した。この含意を導くとすれば、偏在性の小さい地方税をはじめとする安定した自主財源の拡充が望まれるが、そもそも「会計年度独立の原則」によって単年度の予算執行に縛られ、年度間における財政調整機能を専ら基金が担っていることに本質的な問題があるのかもしれない。今回の議論を契機として、地方債のフレキシブルな運用や複数年

度予算制度の導入など、自治体財政の効率的な年度間調整を促す新たな制度設計が求められているのではないだろうか。

最後に留意点として、東日本大震災の被災地域における積立金の状況についてはより丁寧な検証が求められることを挙げておきたい。本研究では、被災団体も非被災団体と同様の変数を用いて分析を行っているが、自治体運営にあたっての諸条件が著しく異なっていれば、欠落変数の問題が生じる可能性がある。今後、データが蓄積され、その利用が可能になった際には、本章で扱った変数に加え、復興過程において考慮すべき諸変数を加えた上でのより精緻な分析が望まれよう。

付表 1 記述統計量

変数名	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
住民1人当たり当該年度分支出(千円)	13,240	528.2	426.1	169.0	11,471.0
公務員1人当たり給与(千円)	13,240	5,864.6	596.7	3,085.9	10,564.3
行政サービス水準	13,240	50.07	3.73	44.79	94.48
人口(人)	13,240	64,853	178,081	157	3,729,357
面積(km ²)	13,240	208.72	240.58	3.47	2,177.67
可住地面積割合	13,240	0.475	0.294	0.021	1.000
若年人口比率	13,240	0.123	0.024	0.028	0.220
老年人口比率	13,240	0.290	0.070	0.109	0.600
交付税依存率	13,240	0.444	0.250	0.000	0.914
住民1人当たり所得(千円)	13,240	2,767.9	418.1	1,889.0	7,844.6
公務員増減率	13,240	-0.012	0.035	-0.371	0.305
積立基金合計現在高の増減額(標準財政規模比)	11,585	0.052	0.359	-2.432	16.512
財政調整基金現在高の増減額(%)	11,585	0.022	0.051	-0.468	0.769
減債基金現在高の増減額(%)	11,585	0.004	0.022	-0.313	0.593
その他特定目的基金現在高の増減額(%)	11,585	0.026	0.347	-2.501	16.416
非効率性指標の差分	11,585	0.007	0.217	-4.148	5.564
基金総残高比率	11,585	0.671	0.804	0.002	20.576
実質収支比率	11,585	0.059	0.049	-0.163	1.134
地方債現在高比率	11,585	1.656	0.488	0.005	4.801
自主財源変動係数	11,585	0.040	0.037	0.001	0.833
依存財源変動係数	11,585	0.115	0.106	0.004	1.538
経常的経費変動係数	11,585	0.022	0.015	0.001	0.248
投資的経費変動係数	11,585	0.318	0.186	0.010	1.582
実質公債費比率	11,585	0.115	0.049	-0.064	0.321
合併算定替依存率	11,585	0.028	0.048	0.000	0.241
市町村民税変化率	11,585	-0.006	0.104	-0.776	3.543
地方交付税変化率	11,585	0.155	3.982	-0.997	320.211
社会保障費変化率	11,585	0.058	0.150	-0.876	6.407
人口変化率	11,585	-0.007	0.012	-0.171	0.173
若年人口比率の差分	11,585	-0.001	0.002	-0.029	0.029
老年人口比率の差分	11,585	0.006	0.005	-0.041	0.039
住民1人当たり公共施設面積(万m ²)	11,585	0.012	0.036	0.000	0.750

付表2 データの定義および出典

変数名	定義	出典
住民1人当たり当該年度分支出	$(\text{歳出総額} - \text{積立金} - \text{公債費} - \text{前年度繰上充用金}) / \text{総人口}$	市町村別決算状況調 (総務省) 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 (総務省)
公務員1人当たり給与	職員給 (事業費支弁職員給を含む) / 一般職員等職員数	地方財政状況調査表データ (総務省) 決算カード (総務省)
行政サービス水準	注)	市町村公共施設状況調査 (総務省) 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 (総務省) 全国都道府県市区町村別面積調 (国土地理院)
人口	総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 (総務省)
面積	総面積	全国都道府県市区町村別面積調 (国土地理院)
可住地面積割合	可住地面積 / 総面積	統計でみる市区町村のすがた (総務省) 全国都道府県市区町村別面積調 (国土地理院)
若年人口比率	15歳未満人口 / 総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 (総務省)
老年人口比率	65歳以上人口 / 総人口	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 (総務省)
交付税依存率	普通交付税 / 標準財政規模	市町村別決算状況調 (総務省)
住民1人当たり所得	課税対象所得 / 市町村民税所得割納税義務者数	市町村税課税状況等の調 (総務省)
公務員増減率	一般職員等職員数 / 前期の一般職員等職員数 - 1	決算カード (総務省)
各種基金現在高の増減額 (標準財政規模比)	$(\text{各基金現在高} - \text{前期の各基金現在高}) / \text{標準財政規模}$	市町村別決算状況調 (総務省)
非効率性指標の差分	非効率性指標 - 前期の非効率性指標	本章のSFAによる推定結果
基金総残高比率	$(\text{積立基金合計現在高} + \text{定額運用基金現在高}) / \text{標準財政規模}$	地方財政状況調査表データ (総務省) 市町村別決算状況調 (総務省)
実質収支比率	実質収支額 / 標準財政規模	市町村別決算状況調 (総務省)
地方債現在高比率	地方債現在高 / 標準財政規模	市町村別決算状況調 (総務省)
各種財源・経費変動係数	5期間における各財源・各経費変動係数	地方財政状況調査表データ (総務省) 市町村別決算状況調 (総務省)
実質公債費比率	財政健全化法の計算式による	市町村別決算状況調 (総務省)
合併算定替依存率	$(\text{普通交付税} - (\text{臨財債振替後基準財政需要額} - \text{基準財政収入額})) / \text{標準財政規模}$	市町村別決算状況調 (総務省)
市町村民税変化率	個人・法人市町村民税 / 前期の個人・法人市町村民税 - 1	市町村別決算状況調 (総務省)
地方交付税変化率	地方交付税 / 前期の地方交付税 - 1	市町村別決算状況調 (総務省)
社会保障費変化率	扶助費 (一般財源ベース) / 前期の扶助費 (一般財源ベース) - 1	地方財政状況調査表データ (総務省)
人口変化率	総人口 / 前期の総人口 - 1	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数 (総務省)

若年人口比率の差分	若年人口比率－前期の若年人口比率	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
老年人口比率の差分	老年人口比率－前期の老年人口比率	住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）
住民1人当たり公共施設面積	行政財産面積（山林等を除く。）／総人口	市町村公共施設状況調査（総務省） 住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数（総務省）

注)「行政サービス水準」は、全国市町村を対象として偏差値に変換した評価項目 $z_1 \sim z_{13}$ を総務、民生、衛生、土木、消防、教育の順で6つの区分に分類し、次式のとおり、それぞれの区分に2008－15年度の全国集計した市町村の各費目によるウェイトを付けて計算を行っている。なお、偏差値化して分野別に評価する方法は宮崎(2006)を、費目によるウェイトを用いる方法は鷺見(2016)を参考にしている。

$$\text{行政サービス水準} = \left(\begin{aligned} &16.4 * z_1 + 41.1 * \frac{1}{3} \sum_{j=2}^4 z_j + 10.3 * \frac{1}{2} \sum_{j=5}^6 z_j \\ &+ 15.2 * \frac{1}{4} \sum_{j=7}^{10} z_j + 4.1 * z_{11} + 12.9 * \frac{1}{2} \sum_{j=12}^{13} z_j \end{aligned} \right) \div 100$$

評価項目 z_1 : 本庁舎・支所・出張所箇所数／行政区域面積、 z_2 : 公立保育所面積／5歳未満人口、 z_3 : 児童館面積／10歳未満人口、 z_4 : 公立老人ホーム面積／65歳以上人口、 z_5 : 公立病院・診療所病床数／総人口、 z_6 : ごみ収集量／総人口、 z_7 : 道路実延長／行政区域面積、 z_8 : 都市公園等面積／総人口、 z_9 : 公営住宅等戸数／世帯数、 z_{10} : 公共下水道等排水人口／総人口、 z_{11} : 消防施設面積／行政区域面積、 z_{12} : 小中学校面積／5歳以上15歳未満人口、 z_{13} : 公民館・図書館・博物館・体育施設箇所数／総人口

第5章 結びとして

本研究の目的は、中央政府が財政移転を通じて、意図的に、あるいは意図的でなくとも、地方政府に政策誘導を行い、それに対して地方政府がどう反応しているかを検証することであった。また、移転財源等が原資となって、地方政府内に蓄積された基金がどのような要因で積み上がってきたかを分析した。ここではまず、これまでの議論で得られた政策的含意を以下の3点にまとめる。

第1に、補助金の交付要件や算定式の見直しと明確化である。中央政府が名目上の一般定額補助金、あるいは特定定率補助金とただけでは、交付を受ける側の地方政府が中央政府の企図どおりの財政行動をとるとは限らない。理論から導かれる所得効果や代替効果を生むためには、定額補助あるいは定率補助に相応しい交付要件や算定式を、目的を明確化して設定すべきである。第2章の分析によれば、実際に自治体の財政行動に表れる定額性・定率性の度合は、補助金の額が補助対象の事業量と関連しているかどうかに影響されることが示された。一例を挙げれば、普通交付税における包括算定経費は、人口と面積を基本として算定され、事業量とは無関係であるため、一般定額補助金として認識される。そうした算定基準の下、国から地方への財政移転を通じて、一般定額補助金に期待される所得の再分配効果や、特定定率補助金に期待される便益の拡散効果が十分に発揮されるのである。

第2として、臨財債の償還に対する補填措置の見直しである。第3章の分析結果によれば、普通交付税収入とその代替財源である臨財債発行は等価ではない。具体的には、確率的フロンティア分析によって、非効率性への影響を測ると、地方交付税が正の効果をもつものに対し、臨財債発行が負の効果をもつことが実証された。本研究では、そういった実証結果となった要因として、臨財債発行に対する地方交付税措置にあることを挙げて議論を進めた。普通交付税は、算定上、基準財政需要額と別途計算される収入額の差額として交付されることから、交付税措置によって需要額が増額されたからといって、増額分がそのまま交付税の受領額に上乗せされることを意味しない。また、国全体の地方交付税総額は地方財政計画によってあらかじめ決定されていることから、全国の自治体が既定の総額を奪い合う構造になっている。こういった事情から、普通交付税算定上の財源不足額（交付額）と、需要額に措置された元利償還金相当額との相関性は必ずしも十分でない。臨財債を普通交付税の代替財源として位置付けるならば、元利償還金に対する補填措置を実額べ

ースで行うなど、後年度負担が実質ゼロとなるような措置が必要になる。一方で、交付税措置に関する議論では、元利償還金を後年度の交付税で手当てする措置は、地方交付税が地方税収入同様の一般財源であるにもかかわらず、自治体の意思決定に歪みを与えることが指摘されている。先行研究でも、交付税措置率が、地方債発行や公共事業費に対して正の影響を与えるという分析結果が存在する（土居 2007）。地方債元利償還金の交付税措置が結節点となって地方債制度と地方交付税制度が運用されていることに鑑みると、地方債の交付税措置方式による補填措置の見直しにあたっては、両制度を改めて一体的に議論する必要がある。

第3に、地方財政の活動下における財政調整機能の強化である。地方自治体における基金残高の多寡は、歳入面の財源構成に負うところが大きい。第4章では、自治体の効率化努力が認められるものの、財政移転の主要なチャンネルである地方交付税と、その裏腹の関係にある地方税収の変動が、基金規模に与える影響が大きいことが確認された。また、自治体の効率化努力を中間変数として、地方交付税が基金増減に影響を与える可能性も議論された。基金残高をどれだけ保有するかは当然ながら自治体の裁量であるが、以上の議論から導かれる含意として、地方全体の一般財源総額とその構成を国が統制することによって、地方基金残高を一定程度制御することが可能であろう。基金に関するもう一つの含意は、年度を跨ぐ財政調整機能を担う制度の拡充である。昨今の地方基金残高の累増は、自治体の財政調整機能が資産項目である基金に集中していることが主要因かもしれない。我が国では、負債項目である地方債に大きな制度的制約が内在しているからである。これを契機として、地方債発行に係る国の関与の見直しや、運転資金への地方債の活用など、財政規律を保持しつつも、地方債のフレキシブルな制度運用が望まれる。

最後に締めくくりとして、本研究に残された課題や今後の展開の可能性について述べる。

第2章の分析結果では、地方交付税が財政理論上は一般定額補助金とされているにもかかわらず、定率補助金の性質をもつことが示されたが、地方交付税が定額補助金でありながら、実際には定率補助的な性質をもつことについて、そのメカニズムを明確に特定できていない。これに関し、土居（2000）はフライペーパー効果の文脈において、交付税算定上の基準財政需要額が歳出総額とある程度相関をもつことによって、地方交付税（一般定額補助金）が国庫支出金（特定定率補助金）に近い性質を帯びると理論的な説明を加えている。換言すれば、普通交付税を多く受けている団体ほど、つまり基準財政収入額が少ない団体ほど、歳出の財源を多く交付税に依存すると同時に、普通交付税が基準財政需要

額と強い相関をもつために、基準財政需要額に算入された経費に普通交付税が充当されやすくなる。この説明が現実の地方財政の活動下で成り立つかは、すぐれて実証的な問題である。理論的な根拠付けに加え、地方交付税の所得効果を超える支出拡大効果について、そのメカニズムを実証的に検証すべきであろう。

推定上の課題としては、非線形の推定式を推定する際に、最尤法や非線形最小二乗法等を用いてより直接的にパラメータの推定値を求めることが可能かもしれない。パラメータの値が理論値の範囲に収まるよう、本研究で用いた Grid Search による固定効果推定以外の推定法も検討すべきであろう。

また、移転財源が自治体に対して用途の自由な一般財源として交付されるか、ひも付きの特定財源として交付されるかは、自治体の意思決定や地域厚生に重大な影響を及ぼすため、国の補助金政策の評価に大きな違いが生じる。例えば、かつて民主党政権下で一括交付金（社会資本整備総合交付金）の対象にしかならなかった「大規模修繕・更新事業」、「特定洪水対策等推進事業」などが 2013 年度頃以降、次々と個別の補助メニューの対象にもなっている。これらの制度変更を自治体がどう認識して財政行動を変化させたかは、条件が揃えば DID 分析 (Difference-in-Difference Analysis) 等の手法を応用して分析する余地が残されている。制度変更以外の影響を除去できれば、因果効果の測定が可能になる。

第 3 章では、臨財債発行が普通交付税収入とは反対に、自治体の支出に対し効率的な方向に作用することが示された。しかし、割引率が存在するとすれば、現時点の国税収入を原資とする地方交付税よりも、むしろ将来時点の国税収入を現時点に移転する意味をもつ臨財債の方が、(将来の消費(負担)を過小評価するため) 今期の支出を拡大させる方向に働くのではないかと⁸¹。また、共有資源問題 (common pool problem) として捉えれば、国が地方自治体に対し地方債の元利償還金を支払う場合、地方債の発行団体は他地域の住民に、将来の国税を通じて償還費用の一部を負担させることができるため、地方債発行に伴う限界費用は過小に知覚され、臨財債の発行団体の財政支出は拡大する方向に働くのではないかと、との議論も可能であろう。そもそも地方交付税は自地域の住民のみならず、圧倒的多数の他地域の住民から徴収される国税を原資としており、個々の自治体にとっては実質的に自身の負担を伴わない「移転財源」である。一方、臨財債はその元利償還金が 100% 補填されれば、地方交付税と同様に「移転財源」と見做せるが、第 3 章で示されたように交

⁸¹ 地方交付税は、国税五税の一定割合が地方団体に法律上当然帰属するという意味において、地方の固有財源である。(2005 年 2 月 15 日、衆・本会議、小泉総理大臣答弁)

付税措置の効果が不完全であるために、将来、住民税等の「自己財源」で償還費用を手当てしなければならない。自治体の財政行動への影響は、支出の拠り所となる財源が、自らの負担を伴わない「移転財源」か、負担を伴う「自己財源」かによって当然ながら異なるであろう。いずれにしても、各種財源が代替的になり、あるいは非代替的になるメカニズムの詳細な解明が望まれる。第3章では普通交付税と臨財債の代替性・非代替性の確認と制度面からの要因分析にとどまったが、上記で述べたような割引率の認識や共有資源問題などの論点を組み込んだ理論モデルの構築や、モデルに基づいたより精緻な実証分析については、将来の課題として挙げておく。

確率的フロンティア分析の推定上の課題としては、本研究で採用した Battese and Coelli (1995) のモデルは個体効果が非効率性に吸収され、非効率性が過大に推定される可能性が否定できない。これについては、非効率性を時間可変とした上で、個体効果を完全に分離できる Greene (2005) の True Fixed Effects モデルによって推計法の改善の余地がある。

次に、基金への積立てという観点から財源の代替性を検証した第3章では、臨財債の償還のために減債基金への積立てが必要か、あるいは現在の積立額が十分であるかにまで踏み込んで検証していない。特に、自治体の償還財源は、後年度の地方交付税総額の規模に大きく影響を受ける。現行制度が続くとしても、交付税措置という曖昧な財源保障制度の下でどの程度の積立てが必要なのかは、将来の国家財政の状況や自治体の財政力指数などによって異なるであろう。そもそも減債基金に限らず、自治体にとってどれくらいの基金残高を保有すべきかの判断は困難を伴う。海外では、Vasche and Williams (1987) が地方団体の財政的備蓄の適正額について統計的検証を行って以来、Kriz (2002, 2015)、Marlowe (2011) らによって、モンテカルロシミュレーション等の手法を用いた研究が進んでいる。我が国では、地方財政の現場で自治体の財政担当部署が類似団体との比較や過去の経験値に基づいて基金残高を決定し、保有しているのが実態であり、計量経済学的手法を用いた研究は今のところ見られない⁸²。日本で未開拓のこの研究テーマは、自治体現場の実務上も有益であり、今後の重要な課題である。

地方財政に関する研究では、地域における政策効果がどのようなモデル設定に基づいて実現しているのかについても、分析上の合理性が求められる。つまり、地方自治体の選好

⁸² 小西 (2018) は、日本の地方自治体における財政調整基金について、災害に備えて「経験値として」標準財政規模の 5~10%、経済事情の変動に備えて「感覚的には」標準財政規模の 5~10%が必要であると、都合、標準財政規模の 10~20%程度が適正額であると記している。

を適切に特定化した上で、政策効果が実現するメカニズムを正確に描写する必要がある。第3章と第4章における分析の前提は、自治体の費用最小化行動である。しかし、主に公共選択論の分野では、地方政府の行動様式のモデルが種々提示されている。その代表的なものとしては、多数決投票によって中位投票者の効用最大化が図られるという中位投票者モデル、間接投票制を前提として複数の政党が競争して得票最大化を図るダウンズモデル、政府が独裁的に租税収入の最大化を目指すリヴァイアサンモデル、官僚が利己的に組織の予算確保のために行動するニスカネンモデルなどが挙げられる。それらのモデルが示す帰結は、必ずしも社会的厚生最大化ではなく、地方財政をめぐるアクターの私的利益の増大である。本研究の射程をやや越えるかもしれないが、標準的なミクロ経済学で想定している効用や利潤の最大化、費用の最小化を前提としつつも、上記のような公共選択論的な議論の導入が、地方財政の実態をより緻密に分析し、政策の効果を予測する上で示唆に富み、有用となろう。

第4章では、自地域の財政的変数や環境要因の影響を受けて、基金へ積立て・取崩しを行うという自治体の財政調整過程を想定している。しかし、先述のとおり、基金残高の適正規模に関する標準的見解が未だ得られていないため、各団体は、自団体の過去の変数のみならず、他団体の保有状況を参照しながら自己の残高規模を決定している状況が想定される。近年では租税競争や歳出競争といったいわゆる財政的外部性の議論が地方財政論の主要なテーマの一つとなっており、本研究の次の展開としては、実証モデルに地方自治体間の戦略的相互作用や空間的依存関係の要素を加味することが考えられる。Guo and Wang (2017) は、地方自治体の積立金に関し初めて空間的要素を組み込んだ計量的手法を適用した研究であるが、フロリダ州における郡政府の積立て行動に空間的影響が存在することを実証した。先述の基金の適正規模に関する議論と合わせ、自治体間の模倣行動や他団体に対する住民の参照行動に関する議論は、今後、我が国の地方基金についても不可欠かつ重要な研究テーマになるであろう。

参考文献

- 赤井伸郎・佐藤主光・山下耕治（2003）『地方交付税の経済学：理論・実証に基づく改革』，有斐閣。
- 赤松礼奈・平賀一希（2011）「都道府県財政の持続可能性について」『DISCUSSION PAPER SERIES』，No.2011-02（京都産業大学）。
- 浅野哲・中村二郎（2009）『計量経済学』，有斐閣。
- 石川達哉（2017）「増大する地方公共団体の基金残高 その1—積立金が増えることは問題なのか？」『研究員の眼』，ニッセイ基礎研究所。
- 石川達哉・赤井伸郎（2013）「臨時財政対策債の構造と実態—基準財政需要算入額と積立・償還額から見た自治体行動の実証分析—」『日本地方財政究叢書』20号，pp.65-83。
- 伊多波良雄（2002）『地方分権時代の地方財政』，有斐閣。
- 梅原英治（2002）「地方交付税の減額と臨時財政対策債への振り替え措置の検討」『大阪経大論集』53(4)，pp.239-267。
- 大野太郎・小林航（2010）「地方債充当率の経済分析—理論分析と都道府県データからの検証」『ケインズは甦ったか—財政研究第6巻』有斐閣，pp.170-189。
- 小川光（2016）『グローバル化とショック波及の経済学—地方自治体・企業・個人の対応』，有斐閣。
- 貝塚啓明（1994）『日本の財政システム—制度設計の構想』，東京大学出版会。
- 金坂成通・広田啓朗・湯之上英雄（2011）「自治体財政の健全化と行政評価—都市データによる実証分析—」『会計検査研究』44号，pp.91-101。
- 黒田東彦（1986）「補助金と交付税に関する理論的分析」『フィナンシャル・レビュー』2号，pp.29-39。
- 小西砂千夫（2014）「臨財債の償還確実性」『自治日報』，2014年8月29日。
- 小西砂千夫（2018）『自治体財政の知恵袋』，ぎょうせい。
- 小林庸平・林正義（2011）「一般財源化と高齢化は就学援助制度にどのような影響を与えたのか？」『財政研究』7，pp.160-175。
- 近藤春生（2007）「地方財政支出に関する政治経済分析」『公共選択の研究』48，pp.4-17。
- 近藤春生（2010）「地方財政運営の時系列分析—都道府県財政における歳入・歳出関係—」『西南学院大学経済学論集』44巻4号，pp.141-158。

- 佐藤主光 (2001) 「ソフトな予算制約と税源移譲の経済効果」『現代経済学の潮流 2001』, 東洋経済新報社.
- 澤井勝 (2001) 「2001 年度地方財政対策の問題点と財政構造改革への課題—赤字地方債の発行の意味—」『自治総研』 2001 年 2 月号, pp.36-123.
- 神野直彦 (2018) 「政府間財政関係と財政調整」『国際文化研修』 第 98 号, pp.38-39.
- 鷺見英司 (2016) 「地方財政健全化法による地方自治体の効率化効果に関する実証分析」『自治体政策の課題と展望—日本地方財政学会研究叢書第 23 号』 勁草書房, pp.31-54.
- 諏訪一夫・森徹 (2012) 「臨時財政対策債と大都市自治体の財政運営—名古屋市における発行を事例として—」『地方財務』 2012 年 10 月号, pp.47-66.
- 高橋青天・宮本由紀 (2004) 「地方歳出における中位投票者仮説の再検証—都道府県別パネルデータによる推計」『日本経済研究』 50 号, pp.88-104.
- 瀧本太郎・坂本直樹 (2011) 「国・都道府県レベルにおける歳入・歳出構造について」『Faculty of Economics Kyushu University Discussion Paper』, No. 2011-7.
- 田近栄治・宮崎毅 (2008) 「地方交付税と地方自治体の財政改善努力—全国市町村データによる分析—」『会計検査研究』, 38, pp.25-37.
- 田平正典 (1996) 「国と地方の補助金の最適配分について—地域間の公平の観点からの接近」『彦根論叢』 299 号, pp.231-252.
- 田中宏樹 (2013) 『政府間競争の経済分析』, 勁草書房.
- 塚原康博 (1994) 『地方政府の財政行動』, 勁草書房.
- 土居丈朗 (2000) 『地方財政の政治経済学』, 東洋経済新報社.
- 土居丈朗 (2002) 「地方債の起債許可制度を通じた暗黙の利子補給」『三田学会雑誌』 慶応義塾経済学会, 95(1), pp.139-159.
- 土居丈朗 (2003) 「国と地方：政府間財政関係の再設計」『RIETI Discussion Paper Series』, 04-J-016.
- 土居丈朗 (2007) 『地方債改革の経済学』, 日本経済新聞出版社.
- 土居丈朗・中里透 (1998) 「国債と地方債の持続可能性—地方財政対策の政治経済学—」『フィナンシャル・レビュー』 47 号, pp.76-105.
- 土居丈朗・別所俊一郎 (2005) 「地方債元利償還金の交付税措置の実証分析—元利補給は公共事業を誘導したか—」『日本経済研究』 51 号, pp.33-58.
- 中井英雄 (1988) 『現代財政負担の数量分析』, 有斐閣.

- 中井英雄・齊藤慎・堀場勇夫・戸谷裕之（2010）『新しい地方財政論』，有斐閣。
- 中澤克佳（2012）「中位投票者仮説の再検証」『公共選択』，58, pp.84-105.
- 中澤克佳・宮下量久（2008）「市町村データによる分権的歳出モデルの検証—中位所得と平均所得の検討」『公共選択の研究』，50, pp.34-49.
- 長峰純一（1985）「地方公共財配分の実証分析—その評価と展望(I)・需要サイド分析の先駆—」『三田学会雑誌』慶応義塾経済学会，78(1), pp.69-81.
- 長峰純一（1992）「財政分権化と政府規模：実証分析のサーベイ」『公共選択の研究』19号，pp.28-44.
- 長峯純一（1998）『公共選択と地方分権』，勁草書房。
- 長峯純一（2000）「地方交付税の算定構造・配分構造に関する分析」『公共選択の研究』，35, pp.4-20.
- 長峯純一（2004）「地方道路投資の決定と道路特定財源による効果」『公共選択の研究』，42, pp.46-64.
- 中村和之・國崎稔（1996）「地方交付税と国庫支出金の等価性」『フィナンシャル・レビュー』40号，pp.50-64.
- 林宣嗣・林宏昭・齋藤哲夫・菅田詳・倉知靖博・齊藤秀夫・中山博喜・小野博（1997）「地方分権化時代における地方財源のあり方に関する研究」『経済分析』経済企画庁経済研究所，150, pp.60-78.
- 林正義（2002）「地方自治体の最小効率規模—地方公共サービス供給における規模の経済と混雑効果—」『フィナンシャル・レビュー』61号，pp.59-89.
- 林正義（2006）「地方交付税の経済分析—現状と課題—」『経済政策ジャーナル』3(2)，pp.6-24.
- 林正義・石田三成（2008）「地方単独事業と交付税措置—平均処置効果の推定」『財政再建と税制改革—財政研究第4巻』有斐閣，pp.252-267.
- 藤井隆雄（2010）「日本の財政の持続可能性について—H. Bohn の手法による再検証」『ケインズは甦ったか—財政研究第6巻』有斐閣，pp.97-117.
- 別所俊一郎（2008）「公共投資の実施と政府間関係」『フィナンシャル・レビュー』89号，pp.93-117.
- 堀場勇夫（1990）「地方財政構造と時系列分析：Granger の因果関係分析を中心として」『青山経済論集』42巻3号，pp.64-78.

- 堀場勇夫・持田信樹・深江敬志（2003）「地方交付税制度とモラルハザード—固定資産税制度との関連で—」『青山経済論集』54(4), pp.27-58.
- 水野哲昭（2008）「交付税措置の見直しによる地方債発行への影響」『応用地域学研究』13号, pp.59-67.
- 宮崎毅（2006）「効率的自治体による法定合併協議会の設置—1999年合併特例法と関連して」『日本経済研究』54号, pp.20-38.
- 宮崎毅（2010）「地方交付税におけるソフトな予算制約の検証：経常経費における補正係数の決定」『経済分析』183号, pp.77-103.
- 宮崎智視（2004）「財政移転、公共投資と地域経済の効率性」『日本経済研究』48号, pp.58-75.
- 宮下量久・鷺見英司（2017）「合併自治体の財政調整基金に関する実証分析」『「地方創生」と地方における自治体の役割—日本地方財政学会研究叢書第24号』勁草書房, pp.125-149.
- 宮良いずみ・福重元嗣（2001）「日本の市町村財政におけるフライペーパー効果」『日本経済研究』,42, pp.144-161.
- 持田信樹（2004）『地方分権の財政学—原点からの再構築』, 東京大学出版会.
- 持田信樹（2013）『地方財政論』, 東京大学出版会.
- 持田信樹（2015）「地方政府債務の持続可能性」『協働社会における財政—財政研究第11巻』有斐閣, pp.141-165.
- 持田信樹（2017）「地方財政研究の潮流：一財政学者の覚書」『貧困を考える：人生前半の社会保障と財政—財政研究第13巻』有斐閣, pp.92-102.
- 森徹（2015）「臨時財政対策債の地方財源保障効果」『商学論集』福島大学経済学会, 83(4), pp.141-153.
- 山下耕治・赤井伸郎・佐藤主光（2002）「地方交付税制度に潜むインセンティブ効果—フロンティア費用関数によるソフトな予算制約問題の検証—」『フィナンシャル・レビュー』61号, pp.120-145.
- 湯之上英雄・倉本宜史・小川亮（2012）「交付・不交付団体における歳出構造の相違に関する実証分析」『地方分権化への挑戦—「新しい公共」の経済分析—』, 大阪大学出版会.
- 吉田素教（2006）「地方公共財に関する住民効用関数の地域別推定—近畿2府4県の92市を対象として」『日本経済研究』54号, pp.39-62.

- Akai, N. (2000). *Soft Budget and Adverse Selection in Local Public Expenditure*. mimeo.
- Anderson, W., Wallace, M. S. and Warner, J. T. (1986). Government Spending and Taxation: What Causes What?. *Southern Economic Journal*, 52(3), pp.630-639.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, pp.325-332.
- Bergstrom, T. C. and R. P. Goodman (1973). Private Demands for Public Goods. *The American Economic Review*, 63, pp.280-296.
- Bessho, S and Ogawa, H. (2015). Fiscal adjustment in Japanese municipalities. *Journal of Comparative Economics*, 43(4), pp.1053-1068.
- Bohn, H. (1995). The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, pp.257-271.
- Borcherding, T. E. and R. T. Deacon (1972). The Demand for the Services of Non-Federal Governments. *The American Economic Review*, 62, pp.891-901.
- Bradford, D. and Oates, W. (1971). Towards a Predictive Theory of Intergovernmental Grants. *The American Economic Review*, 61, pp.440-448.
- Buettner, T. and Wildasin D. E. (2006). The dynamics of municipal fiscal adjustment. *Journal of Public Economics*, 90(6-7), pp.1115-1132.
- Doi, T. (1998). Is Japanese Local Finance Really Centralized? From a Viewpoint of the Revenue-Expenditure Nexus. *Institute of Social Science, Discussion Paper Series No.F-76*, University of Tokyo.
- Doi, T. (1999). Empirics of the median voter hypothesis in Japan. *Empirical Economics*, 24, pp.667-691.
- Doi, T. and Ihori, T. (2002). Fiscal Reconstruction and Local Interest Groups in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 16(4), pp.492-511.
- Eberts, R. W. and Gronberg, T. J. (1990). Structure, conduct, and performance in the local public sector. *National Tax Journal*, 43(2), pp.165-173.
- Gramlich, E. M., Galper, H., Goldfeld, S., & McGuire, M. (1973). State and local fiscal behavior and federal grant policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973(1), 15-65.
- Greene, W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of productivity analysis*, 23(1), 7-32.

- Guo, H., & Wang, W. (2017). A Spatial Analysis of Florida County Governments' Unreserved General Fund Balances. *Public Budgeting & Finance*, 37(3), 71-88.
- Hamilton, J. D. and Flavin, M. A. (1986). On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *American Economic Review*, 76, pp.808-816.
- Kriz, K. A. (2002). The optimal level of local government fund balances: A simulation approach. In *Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association* (Vol. 95, pp. 78-84). National Tax Association.
- Kriz, K. A. (2015). Is there an optimal size of fiscal reserves for local governments?. In *Local Government Budget Stabilization* (pp. 171-190). Springer, Cham.
- Manage, N. and Marlow, M. L. (1986). The Causal Relation between Federal Expenditures and Receipts. *Southern Economic Journal*, 52(3), pp.617-629.
- Marlow, M. L. (1988). Fiscal decentralization and government size. *Public Choice*, 56, pp.259-269.
- Marlowe, J. (2011). Beyond 5 percent: Optimal municipal slack resources and credit ratings. *Public Budgeting & Finance*, 31(4), 93-108.
- Nagamine, J. (1995). Japanese Local Finance and the " Institutionalized" Flypaper Effect. *Public Finance= Finances publiques*, 50(3), 420-441.
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*, Harcourt Brace Jovanovich, Inc.
- Oates, W. E. (1985). Searching for Leviathan: An Empirical Study. *The American Economic Review*, 75(4), pp.748-757.
- Vasche, J. D., & Williams, B. (1987). Optimal government budgeting contingency reserve funds. *Public Budgeting & Finance*, 7(1), 66-82.
- Wilde, J. A. (1968). The expenditure effects of grant-in-aid programs. *National Tax Journal*, 21, pp.340-34.