

依頼論文

地方税事務の広域化・共同化の効果*

— Difference in Differences による分析 —

小 野 宏**

1. はじめに

多くの地方公共団体は厳しい財政状況に直面しているが、財政需要は増加する傾向にあり、しかも高度化・専門化している。そのため、地方公共団体は様々な分野で行政サービスを共同処理しているが、参加する地方公共団体の構成や用いられる制度等は大きく異なる。この共同処理は、広域行政や広域連携と呼ばれるものであり、木村（2019）は、広域行政は行政活動自体に着目したものであり、広域連携は地方公共団体の協力関係に着目したものであるとしているが、必ずしも統一した定義があるとは言えない。そこで、本稿では、広域連携と広域行政は同様な意味であり、地方公共団体の区域を超えた地方公共団体間協力のことでありと考える¹⁾。

地方公共団体間における事務の共同処理の状況は、総務省が、地方自治法に基づく8種類の事務の共同処理方式について隔年で調査しており、令和3年7月1日現在、処理件数は9,345件

である。処理方式は、事務の委託が6,752件で最も多く全体の72.3%、一部事務組合が1,409件（15.1%）、機関等の共同設置が450件（4.8%）、連携協約が403件（4.3%）、協議会が211件（2.3%）、広域連合が116件（1.2%）、事務の代替執行3件（0.0%）、地方開発事業団1件（0.0%）となっている²⁾。

地方税事務の広域化・共同化とは、複数の市町村や都道府県が、地方税事務を共同処理することであるが、本稿では、一定の専門性が必要と思われる地方税業務の中で、特に地方税の徴収事務に着目し、その共同処理の効果について検証を行う。徴収事務を分析対象とするのは、その他の地方税事務と比べて共同処理が行われている事例が多いことや共同処理が行われて一定期間が経過しており、定量的な検証が可能な状況となっているためである。このような地方税の徴収事務を共同処理する団体を田村（2022）や小村（2020）などは、地方税の共同徴収機構とよんでいることから本稿でもこの名称を用いる。また、本稿では、分析手法として、Difference in Differences（DID）を用いる。政策効果を分析する際に、多くの場合は、政策効果を表す変数が、政策前後でどの程度変化したのかを比較することで行われる。しかし、これには政策以外の要因が含まれているため、政策効果を過大または過少に評価する可能性がある。DIDは、政策以外の要因による影響を考慮して検証することができ、前後比較による分析と比べて信頼性の高い手法と考えられる。

* 本稿は『広島経済大学経済研究論集』宜名眞勇教授退任記念号への寄稿論文である。宜名眞先生には、筆者の広島大学大学院の指導教員として、大学院在学時以来、いつも温かくご指導頂き、心より感謝いたします。本研究は、科学研究費基盤研究（C）「人口減少社会において住民が満足できる持続可能な自治体の連携と集約に係る経済分析」（21K01532）から助成を受けている。また、広島経済大学経済学会論集編集委員会から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿の誤りは著者の責任である。

** 大分大学経済学部経済学科准教授

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2章では、地方税の共同徴収機構について、制度的な観点から特徴等を整理する。第3章では、分析手法である DID について概説する。第4章では分析に用いるデータ等を紹介し、地方税の共同徴収機構の効果について、実証分析を行う。最後に、第5章では結論を述べる。

2. 地方税の徴収事務の共同処理

佐々木（2023）によると、地方税の共同徴収機構は、令和4年7月1日現在で、一部事務組合が21団体、広域連合が6団体、任意組織が16団体の合計43団体が存在している。表1は令和4年7月1日現在で地方税の徴収事務を行っている広域連合と一部事務組合を示したものである³⁾。

一部事務組合とは、普通地方公共団体及び特別区が、協議により規約を定め、その事務の一部を共同処理する仕組みであり、地方自治法に基づくものである（木村（2019））。一部事務組合のメリットは、独立の法人格を持つ特別地方公共団体として設立されるため、財産の保有が可能であること、議会や管理者、監査委員等の固有の執行機関を持ち、責任の所在が明確であるため、施設や組織を安定的に管理・運営する上で優れていることなどが挙げられる。その一方で、デメリットとしては、構成団体が増加すれば、意見調整に時間を要し、迅速な意思決定が難しくなること、また、各構成団体から権限が一部事務組合に移行するために、当該事務は構成団体の議会等の直接の審議の対象とならないことなどである（地方公共団体における事務の共同処理の改革に関する研究会（2010））。

広域連合とは、地方公共団体が広域にわたり処理することが適当な事務に関し、その事務の一部を広域にわたり総合的にかつ計画的に処理するために設けられる共同処理の仕組みであり、地方自治法に基づくものである（木村（2019））。

一部事務組合と広域連合は共通点が多く、同じ特徴を有する傾向が強いが、広域連合固有のメリットは、国または都道府県から直接権限移譲を受けることができる点、構成団体に対し規約の変更を要請することができる点などである。広域連合固有のデメリットは、直接・間接問わず選挙が必要であり、一部事務組合よりも業務が煩雑になる点である（若生（2018））。

任意組織とは、一部事務組合または広域連合とは異なり、組織に法的な根拠を持たないが、組織名を掲げ、各地方団体の職員間で併任等を発令することにより、共同で徴収や滞納処分を実施している組織のことを意味している（佐々木（2023））。地方公共団体における事務の共同処理の改革に関する研究会（2010）は、任意組織について、共同処理を進めるための貴重な一歩であるが、服務や事務遂行体制の整備に関しては一定の限界もあるとしている。また、地方税政策研究会（2012）は、任意組織を選択するのは、初期コストが小さい、組織変更が容易といった利点が大きく作用していると指摘している。

地方公共団体における事務の共同処理の改革に関する研究会（2010）は、滞納整理部門は、税務部門の中でも、事務内容に裁量性がなく定型的事務であること、一定の専門性が求められること、効率的や迅速な滞納整理が可能となること、市町村とは別団体でありアナウンス効果が得られることから、共同処理によるメリットがあるとしている。その一方で、課税部門との連携が取りにくくなること、滞納情報の二重管理や徴収の移管作業などの事務が煩雑になること、構成団体からの依存が強まる恐れがあることなど、デメリットも指摘している。また、滞納整理部門だけではなく、租税部門全体も滞納整理部門と同様のメリットがあり、さらに課税部門と徴収部門の連携による効率的な徴収が可能となることから、共同処理に適しているとしている。

表1 地方税の徴収事務を共同処理している団体

都道府県	団体名称	団体種別	開始年月日
北海道	渡島・檜山地方税滞納整理機構	一部事務組合	2004.4.1
北海道	後志広域連合	広域連合	2007.4.24
北海道	上川広域滞納整理機構	一部事務組合	2009.4.1
北海道	日高管内地方税滞納整理機構	一部事務組合	2007.4.1
北海道	十勝圏複合事務組合 十勝市町村税滞納整理機構	一部事務組合	2007.4.1
北海道	釧路・根室広域地方税滞納整理機構	一部事務組合	2007.4.1
青森県	青森県市町村総合事務組合	一部事務組合	2012.4.1
宮城県	仙南地域広域行政事務組合	一部事務組合	2005.4.1
福島県	白河地方広域市町村圏整備組合	一部事務組合	2014.10.1
茨城県	茨城租税債権管理機構	一部事務組合	2001.4.1
長野県	長野県地方税滞納整理機構	広域連合	2011.4.1
静岡県	静岡地方税滞納整理機構	広域連合	2008.4.1
愛知県	東三河広域連合	広域連合	2016.4.1
三重県	三重地方税管理回収機構	一部事務組合	2004.4.1
京都府	京都地方税機構	広域連合	2010.4.1
和歌山県	和歌山地方税回収機構	一部事務組合	2006.4.1
鳥取県	鳥取中部ふるさと広域連合	広域連合	1998.4.1
岡山県	岡山県市町村税整理組合	一部事務組合	1958.4.1
徳島県	徳島県市町村総合事務組合	一部事務組合	2006.4.1
香川県	三観広域行政組合	一部事務組合	1973.4.1
香川県	大川広域行政組合	一部事務組合	1970.8.26
香川県	中讃広域行政事務組合	一部事務組合	1972.4.1
愛媛県	愛媛地方税滞納整理機構	一部事務組合	2006.4.1
高知県	安芸広域市町村圏事務組合	一部事務組合	2016.4.1
高知県	幡多広域市町村圏事務組合	一部事務組合	2008.4.1
高知県	南国・香南・香美租税債権管理機構	一部事務組合	2012.4.1
高知県	高幡広域市町村圏事務組合	一部事務組合	2004.4.1

出所：佐々木（2023），総務省自治税務局固定資産税課（2023）「小規模自治体等における地方税事務の課題と事務の共同化等について」資産評価システム研究センター地方税における資産課税のあり方に関する調査研究令和5年度調査研究委員会第1回資料9（<https://www.recpas.or.jp/new/jigyo/chousa/ch/r05/data1/ch-r05-1-s9.pdf> 2023.12.8閲覧）より作成。

柏木（2009）は、地方公共団体が共同徴収を選ぶ理由として、現在の状況では、これ以上自力で徴収を行うのが難しいため、地方公共団体同士が協力して徴収するという、そして、2007年から行われた所得税から個人住民税への

財源移譲による個人住民税の滞納増加の2点を挙げている。さらに柏木（2009）は、20団体のヒアリングをもとに地方税の共同徴収の実態を整理している。組織形態は、継続的に共同徴収を行うところは一部事務組合が多く、継続的に

共同徴収を行い、将来的には共同課税も視野に入れているところは広域連合を選択しており、将来的には市町村に自立してもらうため限定的に設置しているところは一部事務組合もしくは任意組織を選んでいているとしている。

このような地方税の共同徴収機構の効果について、事例を中心とした研究は、比較的多く存在するものの、定量的に分析した研究は少ない。定量的に分析した研究として、例えば、小村(2020)は、地方税の共同徴収機構が、都道府県税の徴収活動の生産性に及ぼす影響について、データ包絡線分析とトーピット分析を用いて、検証している。その結果、比較的規模の小さい自治体においては、地方税の共同徴収機構の設置によって、徴収活動の生産性が上がる傾向があることを指摘している。田村(2022)は、パネルデータを用いて、各市町村の徴収率に対する地方税の共同徴収機構の影響を検証している。その結果、地方税の共同徴収機構へ参加することによって市町村の徴収率は高まる傾向があるとしている。清谷・土井(2017)は広域連合である京都地方税機構と長野県地方税滞納整理機構の設立により都道府県と連携して行う滞納整理事務の共同化が効果をもたらすかどうかについて、DIDを用いて分析を行っている。その結果、徴収率の改善効果は、年度効果が確認できるものの、構成団体別の効果は明確なものとは言えなかった。

3. Difference in Differences

Difference in Differences (DID) は、処置を受けた個体と受けなかった個体の処置前後におけるアウトカム(成果)の差を比較することで、処置の効果を分析する手法であり、様々な分野で利用されている。たとえば、財政学では、Hirota and Yunoue(2017)は、市町村合併を処置と見なし、歳出や地方債をアウトカムとし、市町村合併における共有資源問題を検証してい

る。宮下・鷺見(2022)は、定住自立圏の形成を処置と見なし、人口増減率や社会増減率をアウトカムとして分析を行っている。また、DIDは、Goodman-Bacon(2021)やCallaway and Sant'Anna(2021)に代表されるように推計方法も数多く提案されており、さらに近年では、Baker et al.(2022)、de Chaisemartin and D'Haultfœuille(2023)、Roth et al.(2023)といったサーベイ論文も出版されている。ここでは、これらの文献に従い、DIDについて概説する。

DIDの基本的なモデルは、処置前後の2期間、処置を受けたグループと処置を受けなかったグループの2グループを想定する。すると、 t 期における個体 i の観測可能なアウトカムは、

$$Y_{i,t} = D_{i,t}Y_{i,t}(1) + (1 - D_{i,t})Y_{i,t}(0) \quad (1)$$

となる。ここで、 $Y_{i,t}$ は t 期($t=1,2$)における個体 $i(i=1,2,\dots,n)$ のアウトカム、 $D_{i,t}$ は個体 i の t 期の処置の状態を表し、処置を受けていれば1、処置を受けなければ0をとる変数、 $Y_{i,t}(1)$ は個体 i が処置を受けた場合の潜在的アウトカム、 $Y_{i,t}(0)$ は個体 i が処置を受けなかった場合の潜在的アウトカムを意味する。つまり、個体 i が、処置を受ける場合は $D_{i,t}=1$ なので(1)式の2項目がゼロであり、 $Y_{i,t}=Y_{i,t}(1)$ となり、その一方で、処置を受けない場合は $D_{i,t}=0$ なので(1)式の1項目がゼロであり、 $Y_{i,t}=Y_{i,t}(0)$ となる。なお、ここでは2期間を考えているので、1期目が処置前、2期目が処置後となる。

処置の効果を分析する際に、興味があるのは、処置を受けた個体全体のアウトカムにおける処置前後の差の平均であり、これは処置グループの平均処置効果(ATT: average treatment effect for the treated group)とよばれる。処置グループの平均処置効果は以下のように表すことができる。

$$ATT = \mathbb{E}[Y_{i,2}(1) - Y_{i,2}(0) | D_{i,2} = 1] \quad (2)$$

ここで、(2)式における $Y_{i,2}(0)$ は観測することができない。そこで、ATT を考える際には、以下で示される平行トレンドを仮定する。すなわち、

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[Y_{i,2}(0) - Y_{i,1}(0) | D_{i,2} = 1] \\ &= \mathbb{E}[Y_{i,2}(0) - Y_{i,1}(0) | D_{i,2} = 0] \end{aligned} \quad (3)$$

である。これは、処置を受けたグループの個体が、処置を受けなかったときに経験したであろうアウトカムの差は、処置を受けなかったグループの個体が、実際に経験したアウトカムの差と同じであることを意味する。さらに、処置グループのすべての個体について、 $Y_{i,1}(0) = Y_{i,1}(1)$ を仮定する。これは、後に処置が実施されることを予測した効果は存在しない、つまり、処置が実施される前は、処置の効果は存在しないことを意味している。この仮定を置くことによって、処置グループの1期目と2期目のアウトカムの変化は、2期目に行われた処置の効果であると見なすことができる。

いま、処置前後の2期間を考えており、処置のタイミングは同じであると想定しているが、処置のタイミングは異なることも珍しくない。このような課題に取り組んだ先駆的な研究が Goodman-Bacon (2021) であり、処置が異なるタイミングで行われるときに ATT は、可能性のあるすべての2グループ2期間の加重平均になっていることを示した。そして、このようなときに、二元固定効果モデルを利用すると、重大なバイアスが生じることを指摘し、バイアスが生じているかどうかの診断方法を提案した。しかし、Goodman-Bacon (2021) が提案した手法は、バランスパネルデータでのみ利用することができ、しかも共変量は考慮することができない。また、Baker et al. (2022) は、このようなバイアスがイベントスタディタイプの推計

式を利用しても生じるため、処置が異なるタイミングで行われるときは、二元固定効果モデルなどではなく、別の推計方法の利用を推奨している。

Callaway and Sant'Anna (2021) は、処置が異なるタイミングで行われ、さらに処置の効果が異なる場合の DID の手法を提案した⁴⁾。そして、この手法は共変量を考慮することが可能であり、Goodman-Bacon (2021) よりも柔軟な手法となっている。ただし、処置は異なるタイミングで行われることを許容するが、一度処置が行われたのであれば、その処置は、それ以降、変わらず持続すると仮定している。すなわち、これは個体 i が、 t 期に処置を受けたのであれば、 $t+1$ 期も処置を受けていることを意味する。

処置が異なるタイミングで行われることを許容するのであれば、(1)式は、

$$Y_{i,t} = Y_{i,t}(0) + \sum_{g=2}^T (Y_{i,t}(g) - Y_{i,t}(0)) \cdot G_{i,g} \quad (4)$$

となる。 $G_{i,g}$ は個体 i が g 期に初めて処置を受けたならば1をとる変数で、 G は最終的に処置を受けたすべての個体について、その個体がどのグループに所属するのかを表している。すなわち、 G_g は g 期に初めて処置を受けた個体のグループであり、 $G_{i,g} = \mathbf{1}\{G_i = g\}$ となる。もし最終的に個体が処置を受けなかったならば、 $G = \infty$ である。 $Y_{i,t}(0)$ は、個体 i が T 期まで一度も処置を受けない場合、その個体 i の t 期 ($t=1,2,\dots,T$) における潜在的アウトカムであり、 $Y_{i,t}(g)$ は、 g 期 ($g=2,\dots,T$) に初めて処置を受けた個体 i の t 期における潜在的アウトカムである。

Callaway and Sant'Anna (2021) は、より一般的な ATT としてグループ時間平均処置効果 (group-time average treatment effects) を提案しており、これは、 t 期におけるグループ g に所属している個体の平均処置効果である。グ

ループ時間平均処置効果は以下のように表すことができる。すなわち、

$$ATT(g,t) = \mathbb{E}[Y_{i,t}(g) - Y_{i,t}(0) | G_{i,g} = 1] \quad (5)$$

となる。たとえば、 $ATT(2014,2018)$ は、2014年に初めて処置を受けた個体が所属するグループにおける2018年の平均処置効果を表している。また、Callaway and Sant' Anna (2021) は、処置が異なるタイミングで行われる場合、2つの平行トレンドの仮定を提案している。1つ目は、一度も処置を受けない個体が所属するグループ (never-treated group) を基礎とし、それを比較グループとして用いるもので、

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[Y_{i,t}(0) - Y_{i,t-1}(0) | G_{i,g} = 1] \\ & = \mathbb{E}[Y_{i,t}(0) - Y_{i,t-1}(0) | C_i = 1] \end{aligned} \quad (6)$$

となる。ここで、 $t \geq g$ 、 C_i は、個体 i が一度も処置を受けない場合に1をとる変数で、 C は最終的に処置を受けなかった個体が所属するグループ (never-treated group) であり、 $C_i = \mathbf{1}\{G_i = \infty\}$ となる。2つ目は、まだ処置を受けていない個体が所属するグループ (not-yet-treated group) を基礎とし、 s 期にまだ処置を受けていない個体を比較グループとして利用するもので、

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[Y_{i,t}(0) - Y_{i,t-1}(0) | G_{i,g} = 1] \\ & = \mathbb{E}[Y_{i,t}(0) - Y_{i,t-1}(0) | D_{i,s} = 0, G_{i,g} = 0] \end{aligned} \quad (7)$$

となる。ここで、 $s, t = 2, \dots, T$ 、 $s \geq t$ 、 $t \geq g$ である。

グループ時間平均処置効果は、一度も処置を受けない個体が所属するグループを比較グループとして用いた平行トレンドの仮定の下で、

$$\begin{aligned} ATT(g,t) & = \mathbb{E}[Y_{i,t} - Y_{i,g-1} | G_{i,g} = 1] \\ & \quad - \mathbb{E}[Y_{i,t} - Y_{i,g-1} | C_i = 1] \end{aligned} \quad (8)$$

となり、 s 期にまだ処置を受けていない個体を比較グループとして用いた平行トレンドの仮定

の下で、

$$\begin{aligned} ATT(g,t) & = \mathbb{E}[Y_{i,t} - Y_{i,g-1} | G_{i,g} = 1] \\ & \quad - \mathbb{E}[Y_{i,t} - Y_{i,g-1} | D_{i,t} = 0, G_{i,g} = 0] \end{aligned} \quad (9)$$

となる。

このグループ時間平均処置効果は、複数のグループと複数の時間に関して得ることができるため、これらの異質性を分析することが可能になる。その一方で、グループや時間が多い場合は、数多くのグループ時間平均処置効果が存在することになり、個々のグループ時間平均処置効果について解釈することが困難となる。そこで、Callaway and Sant' Anna (2021) は、 $ATT(g,t)$ の加重平均をとることによってこの問題に対処している。 $ATT(g,t)$ の加重平均 θ は

$$\theta = \sum_{g=2}^T \sum_{t=2}^T \mathbf{1}\{g \leq t\} w_{gt} ATT(g,t) \quad (10)$$

となり、 w_{gt} は重みである。例えば、(10) 式は、初めて処置を受けた期 (g) で集計したものの、観察期間 (t) で集計したものの、処置からの経過期間で集計したものなどが提案されている。

4. 実証分析

本章では、一部事務組合または広域連合による地方税の共同徴収機構への参加の有無が、地方税の徴収率に影響を及ぼすかどうか、Callaway and Sant' Anna (2021) を用いて検証を行う。Callaway and Sant' Anna (2021) を用いているのは、地方税の共同徴収機構は、設置年度が異なり、また、その業務内容も同一ではないことから、処置の異質性が想定されるからである。なお、地方税の共同徴収機構の多くが滞納案件に関する事務を行っていることから、徴収率は、市町村税の滞納繰越分のものを用いる。分析期間は、1999年度から2018年度とし、この期間内に複数回の合併が行われた市町村や上九一色村が分割編入された富士河口湖町・甲府市

などのように遡及データの作成が困難及び欠損データが存在する市町村、そして、鳥取中部ふるさと広域連合、岡山県市町村税整理組合、三観広域行政組合、大川広域行政組合、中讃広域行政事務組合への参加市町村を除いた1632市区町村を分析対象とする⁵⁾。分析期間は、「平成の合併」と言われる全国的に市町村合併が積極的に推進された時期（1999年から2011年）を含んでいるため、合併が行われた市町村の合併前の値は、合併後の状態にあるものとして作成した。

市町村税の滞納繰越分の徴収率は、収入済額／調定済額で算出した。収入済額及び調定済額は、普通税、目的税、旧法による税の合計の値であり、データの出所は総務省『地方財政状況調査』である。また、清谷・土井（2017）、田村（2022）、西川（2006）に従い、納税義務者一人当たり課税対象所得（対数）を共変量として用いる。これは、課税対象所得／納税義務者数（所得割）で算出した。データの出所は総務省『市町村税課税状況等の調』である。いずれのデータも政府統計ポータルサイトであるe-Statを利用して収集した。

表2は、地方税の共同徴収機構へ参加するこ

とによる徴収率への効果を示したものであり、全参加市町村の平均効果を表している。ここで、CoefficientはATTの平均である10式の θ の値、Std. Errorは標準誤差、z-Statisticは検定統計量、Prob.はP値を表している（以下の表も同様である）。また、比較グループは、一部事務組合または広域連合による地方税の共同徴収機構へ参加していない市町村である。表2に示されるように、 θ の値は3.213であり、これは有意水準1%で有意な正の値であることから、地方税の共同徴収機構への参加は、徴収率を向上させる効果があることが示される。表3は地方税の共同徴収機構の設置年度ごとにグループ化された効果の平均、つまり、設置年度別の平均効果を示したものであり、Groupは地方税の共同徴収機構の設置年度を表す。表3によると、2005年、2009年、2014年を除き、 θ の値は、有意水準10%で有意な正の値であることから、これらの年度以外に設置された地方税の共同徴収

表2 全地方税の共同徴収機構の平均効果

Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
3.213	0.392	8.189	0.000

表3 全地方税の共同徴収機構のグループ別効果

Group	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2001	3.822	0.728	5.250	0.000
2004	4.034	0.834	4.839	0.000
2005	-3.745	2.808	-1.334	0.182
2006	2.833	1.042	2.720	0.007
2007	2.744	1.137	2.413	0.016
2008	2.114	0.875	2.416	0.016
2009	5.170	4.162	1.242	0.214
2010	4.564	1.883	2.424	0.015
2011	4.395	1.047	4.199	0.000
2012	2.268	0.974	2.327	0.020
2014	0.236	1.182	0.200	0.842
2016	5.740	3.419	1.679	0.093

機構へ参加している市町村の徴収率は、高まる傾向があると言える。表4は地方税の共同徴収機構に参加することによる年度ごとの平均効果を示したものであり、Dateは年度を意味する。表4に示されるように、2002年以外の θ の値は、有意水準10%で有意な正の値であり、年度ごとの効果で見ても、地方税の共同徴収機構へ参加している市町村の徴収率は、高まる傾向にあると言える。表5は地方税の共同徴収機構へ参加することによる動学的な効果を捉えたもので、参加からの継続期間による効果を示しており、Durationは設置からの継続期間を表す。表5に示されるように、 θ の値は、一貫して、有意水準1%で有意な正の値であり、その値は次第に大きくなる傾向があることから、地方税の共同徴収機構へ参加することによる徴収率向上効果は、比較的早い段階から生じ、その効果は次

第に増加していくことを示している。

表2から表5の結果は、地方税の共同徴収機構への参加の有無について着目したが、前述のように一部事務組合と広域連合はそれぞれメリットとデメリットが存在する。そのため、一部事務組合による地方税の共同徴収機構と広域連合による地方税の共同徴収機構を個別に分析する。比較グループは、それぞれ一部事務組合による地方税の共同徴収機構へ参加していない市町村、広域連合による地方税の共同徴収機構へ参加していない市町村を用いる。表6は、一部事務組合による地方税の共同徴収機構へ参加することによる徴収率への効果を示したものであり、全参加市町村の平均効果を表している。表6で示されるように、 θ の値は2.972と、有意水準1%で有意な正の値であることから、一部事務組合による地方税の共同徴収機構への参

表4 全地方税の共同徴収機構の観察期間別効果

Date	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2001	1.711	0.552	3.102	0.002
2002	0.767	0.496	1.548	0.122
2003	2.115	0.758	2.790	0.005
2004	2.499	0.643	3.888	0.000
2005	1.177	0.683	1.723	0.085
2006	1.488	0.606	2.453	0.014
2007	1.650	0.601	2.745	0.006
2008	1.473	0.509	2.894	0.004
2009	1.168	0.509	2.295	0.022
2010	1.309	0.586	2.234	0.026
2011	1.511	0.503	3.002	0.003
2012	1.934	0.497	3.888	0.000
2013	2.728	0.544	5.020	0.000
2014	3.095	0.552	5.603	0.000
2015	3.042	0.572	5.316	0.000
2016	3.323	0.615	5.400	0.000
2017	4.210	0.641	6.570	0.000
2018	4.931	0.666	7.400	0.000

表5 全地方税の共同徴収機構の継続期間別効果

Duration	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
0	2.314	0.353	6.559	0.000
1	2.204	0.398	5.532	0.000
2	2.474	0.408	6.065	0.000
3	2.919	0.479	6.094	0.000
4	2.613	0.460	5.677	0.000
5	2.586	0.482	5.361	0.000
6	3.253	0.514	6.327	0.000
7	3.567	0.587	6.077	0.000
8	3.492	0.609	5.736	0.000
9	3.774	0.699	5.398	0.000
10	4.349	0.744	5.842	0.000
11	3.999	0.829	4.827	0.000
12	3.548	0.795	4.461	0.000
13	4.473	0.890	5.027	0.000
14	4.622	0.973	4.748	0.000
15	7.336	1.302	5.634	0.000
16	7.536	1.307	5.767	0.000
17	8.049	1.610	5.000	0.000

表6 一部事務組合による地方税の共同徴収機構の平均効果

Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2.972	0.446	6.655	0.000

加は、参加市町村の徴収率を向上させる効果があることが示される。表7は一部事務組合による地方税の共同徴収機構の設置年度別の平均効果を示したものであり、2005年、2009年、2014年を除き、 θ の値は、有意水準10%で有意な正の値であることから、これらの年度以外に設置された地方税の共同徴収機構に参加している市町村の徴収率は、高まる傾向があると言える。そして、表8は一部事務組合による地方税の共同徴収機構に参加することによる年度ごとの平均効果を示したものであり、2002年と2005年を除き、 θ の値は、有意水準10%で有意な正の値であることから、参加市町村の徴収率は、高ま

る傾向にあることを意味している。表9は、参加からの継続期間による効果を示しており、 θ の値は、一貫して有意水準1%で有意な正の値であり、その値は次第に大きくなる傾向があることから、一部事務組合による地方税の共同徴収機構への参加による徴収率向上効果は早期に生じ、その効果は増加していく傾向が見られる。

次に、広域連合による地方税の共同徴収機構へ参加している市町村の効果を検証する。表10は、広域連合による地方税の共同徴収機構へ参加することによる徴収率への効果を示したものであり、全参加市町村の平均効果を表している。表10に示されるように、 θ の値は3.340と、有

表7 一部事務組合による地方税の共同徴収機構のグループ別効果

Group	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2001	3.688	0.728	5.067	0.000
2004	3.993	0.833	4.792	0.000
2005	-3.897	2.803	-1.390	0.165
2006	2.775	1.040	2.668	0.008
2007	1.557	0.894	1.741	0.082
2008	8.740	1.325	6.597	0.000
2009	4.986	4.161	1.198	0.231
2012	1.920	0.973	1.974	0.048
2014	-0.060	1.174	-0.051	0.960
2016	11.400	3.699	3.082	0.002

表8 一部事務組合による地方税の共同徴収機構の観察期間別効果

Date	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2001	1.585	0.548	2.893	0.004
2002	0.747	0.490	1.527	0.127
2003	2.024	0.758	2.671	0.008
2004	2.606	0.639	4.080	0.000
2005	1.109	0.684	1.621	0.105
2006	1.565	0.602	2.599	0.009
2007	1.733	0.591	2.930	0.003
2008	1.881	0.575	3.275	0.001
2009	1.535	0.560	2.742	0.006
2010	2.264	0.612	3.699	0.000
2011	2.631	0.636	4.137	0.000
2012	2.280	0.568	4.016	0.000
2013	3.268	0.658	4.965	0.000
2014	3.217	0.639	5.038	0.000
2015	3.064	0.668	4.588	0.000
2016	3.826	0.678	5.646	0.000
2017	4.257	0.704	6.049	0.000
2018	5.397	0.730	7.395	0.000

意水準1%で有意な正の値であることから、広域連合による地方税の共同徴収機構への参加は、参加市町村の徴収率を向上させる効果があると言える。また、表11は広域連合による地方税の

共同徴収機構の設置年度別の平均効果を示したものであり、2007年、2008年、2016年を除き、 θ の値は、有意水準10%で有意な正の値であることから、これらの年度以外に設置された地方

表9 一部事務組合による地方税の共同徴収機構の継続期間別効果

Duration	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
0	2.715	0.404	6.725	0.000
1	2.449	0.446	5.496	0.000
2	2.377	0.475	5.002	0.000
3	2.548	0.515	4.951	0.000
4	2.179	0.512	4.254	0.000
5	2.194	0.525	4.177	0.000
6	2.766	0.570	4.850	0.000
7	3.148	0.680	4.631	0.000
8	2.935	0.675	4.345	0.000
9	3.362	0.708	4.750	0.000
10	3.460	0.719	4.813	0.000
11	2.655	0.721	3.684	0.000
12	3.208	0.793	4.044	0.000
13	4.082	0.889	4.590	0.000
14	4.257	0.972	4.381	0.000
15	7.017	1.297	5.409	0.000
16	7.048	1.303	5.409	0.000
17	7.532	1.608	4.683	0.000

表10 広域連合による地方税の共同徴収機構の平均効果

Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
3.340	0.736	4.535	0.000

表11 広域連合による地方税の共同徴収機構のグループ別効果

Group	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2007	4.735	3.018	1.569	0.117
2008	0.979	0.832	1.177	0.239
2010	4.585	1.815	2.526	0.012
2011	4.057	1.040	3.900	0.000
2016	-3.243	4.482	-0.723	0.469

税の共同徴収機構に参加している市町村の徴収率は、高まる傾向があると言える。表12は、広域連合による地方税の共同徴収機構に参加することによる年度ごとの平均効果を示したものであり、2011年以降は θ の値が有意水準10%で

有意な正の値であることから、2011年以降は徴収率を高める効果があると言える。さらに、表13は、参加からの継続期間による効果を示しているが、 θ の値は、一貫して有意水準1%で有意な正の値であり、その値は次第に大きくなる

表12 広域連合による地方税の共同徴収機構の観察期間別効果

Date	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2007	2.339	3.360	0.696	0.486
2008	1.106	0.942	1.174	0.240
2009	1.153	1.072	1.076	0.282
2010	1.610	1.382	1.165	0.244
2011	1.397	0.728	1.919	0.055
2012	1.474	0.798	1.848	0.065
2013	2.504	0.810	3.093	0.002
2014	3.429	0.903	3.799	0.000
2015	3.643	0.893	4.079	0.000
2016	3.052	1.086	2.810	0.005
2017	5.258	1.146	4.588	0.000
2018	5.709	1.209	4.720	0.000

表13 広域連合による地方税の共同徴収機構の継続期間別効果

Duration	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
0	1.554	0.631	2.463	0.014
1	1.691	0.767	2.205	0.028
2	2.482	0.725	3.423	0.001
3	3.604	0.959	3.757	0.000
4	3.291	0.884	3.723	0.000
5	2.985	0.928	3.218	0.001
6	3.697	0.970	3.811	0.000
7	3.749	1.024	3.662	0.000
8	4.692	1.200	3.909	0.000
9	4.651	1.968	2.363	0.018
10	6.829	2.194	3.112	0.002
11	17.132	6.030	2.841	0.005

傾向があることから、地方税の共同徴収機構への参加による徴収率の向上効果は早期に生じ、その効果は増加していく傾向が見られる。

実証分析の結果から、地方税の共同徴収機構への参加は、参加市町村の徴収率を高める効果があり、これは、一部事務組合及び広域連合に関わらず生じており、その効果は時間が経過するほど大きくなると言える。つまり、一部事務

組合及び広域連合による地方税の徴収事務の共同処理は、メリットとデメリットが存在するが、メリットが上回っていると思われる。しかしながら、設置年度やある特定年度に関する効果は、必ずしも明確なものとは言えないかもしれない。地方税の共同徴収機構の業務内容や目的、その重点等は各団体によって異なり、徴収率に関する効果は、地方税の共同徴収機構の効果の一部

である。そのため、明確な効果が得られなかった要因は、清谷・土井（2022）が指摘するように、地方税の共同徴収機構の活用方法の違いであると思われる。

また、これらの結果には留意すべき点がある。1点目に、地方税の共同徴収機構の多くが2004年以降に設置され、分析期間が「平成の合併」の時期を含んでおり、合併による影響が否定できないことである。2点目に、地方税の徴収事務のために、任意組織を設置するケースや都道府県から職員の派遣を受けている市町村も存在する。そのため、検証した効果は、一部事務組合または広域連合による地方税の共同徴収機構へ参加した場合の効果に限定されたものである。

地方税の共同徴収機構は、徴収率を高める効果が見られることから、市町村の厳しい財政状況を改善する有効な手段の1つと考えられる。しかし、地方税の共同徴収機構への参加は、一部の市町村に限られている。地方税の共同徴収機構への参加市町村を増加させるためには、各市町村の実情も考慮する必要がある。これには、広域自治体として都道府県の調整が有益であると思われる。また、消防の広域化のケースのように、都道府県以外に地域の核となり広域化を主導する市町村を定めることは、効果的かもしれない（消防力の維持・強化のための消防体制の構築に関する検討会（2023））。さらに、佐藤（2022）が指摘するように、都道府県を超えた形での徴収率向上に向けた広域連携の方向性についても検討していく必要があると思われる。

5. おわりに

本稿では、地方税事務の広域化・共同化の効果について、地方税の徴収事務に着目し、その共同処理の効果について検証を行った。地方税の共同徴収機構の組織形態は、一部事務組合、広域連合、任意組織が存在しているが、ここでは、地方自治法に基づいて設置された一部事務

組合と広域連合について、そのメリットとデメリットを整理した。すると、地方税の徴収事務はその業務内容から共同処理によるメリットが考えられること、また、組織形態は、共同処理の今後の継続性も影響していることが明らかとなった。

地方税の共同徴収機構は、設置年度が異なり、また、その業務内容も同一ではないことから、検証の際には、処置の異質性を考慮することができる DID である Callaway and Sant' Anna（2021）を用いた。市町村が、地方税の共同徴収機構へ参加する効果として、市町村税の滞納繰越分の徴収率を用いて分析したところ、地方税の共同徴収機構への参加は、参加市町村の徴収率を高める効果があり、これは、一部事務組合及び広域連合に関わらず生じており、その効果は時間が経過するほど大きくなることが明らかとなった。つまり、一部事務組合及び広域連合による共同処理は、メリットとデメリットが存在するが、メリットが上回っていると思われる。

最後に、残された課題について述べる。本稿では分析の際に、地方税の徴収事務について、市町村が直面している状況は大きく異ならないと仮定しているが、これは強い仮定かもしれない。また、効果を現す指標として徴収率を用いたが、林（2009）や瀬口（2010）が指摘するように、徴収率は徴収実績や徴収努力を十分表したのではないかもしれない。さらに、地方税の共同徴収機構ごとの効果を検証することも有益であると思われる。これらに関しては今後の研究課題としたい。

注

- 1) 小野・井田（2020）は、消防と水道の広域連携の現状について整理している。
- 2) 総務省（2022）「地方公共団体間の事務の共同処理の状況調（令和3年7月1日現在）」（総務省ホームページ（https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei03_02000072.html））閲覧2023.12.11。

- 3) 京都地方税機構は2010年1月に業務の一部を開始しているが、本格開始された2010年4月1日を開始年月日として分析を行った。
- 4) Brantly Callaway のホームページ (<https://bcallaway11.github.io/did/>) や Pedro H. C. Sant' Anna のホームページ (<https://psantanna.com/>) では, Callaway and Sant' Anna (2021) の R package や資料の提供及び手法の概説などが行われており有益である。本章の記述もこれに依拠している。
- 5) これら5つの地方税の共同徴収機構は, 地方税の徴収事務の開始年月が1999年度以前であり, 本稿の分析期間では, これらの参加市町村はすでに処置された個体となる。そのため, 全地方税の共同徴収機構を分析対象とする場合は, これら5つの地方税の共同徴収機構への参加市町村が, 一部事務組合によるものを分析対象とする場合は, 岡山県市町村税滞納整理組合, 三観広域行政組合, 大川広域行政組合, 中讃広域行政事務組合への参加市町村が, 広域連合によるものを分析対象とする場合は, 鳥取中部ふるさと広域連合への参加市町村が, 分析対象とはならない。なお, 一部事務組合によるもの場合, 分析対象数は1,637市区町村であり, 広域連合によるもの場合, 分析対象数は1,664市区町村となる。

参考文献

- 瀬口浩一 (2010) 「地方税徴収効率の数量分析—地方団体間比較可能なベンチマークの手法の検討と生産性評価—」『琉球大学経済研究』第80号, pp. 97-124.
- 小野 宏・井田知也 (2020) 「広域連携の仕組みと現状に関する検討—消防と水道の広域化を事例に—」『大分大学経済学部ワーキングペーパー』第23号.
- 柏木 恵 (2009) 「地方自治体の共同徴収の現状と今後の方向性」『税』第64巻第7号, pp. 20-38.
- 木村俊介 (2019) 『改訂版広域連携の仕組み』第一法規.
- 小村有紀 (2020) 「地方税の共同徴収機構の設置が徴収活動の効率性に与える影響」『自治体学』第33巻第2号, pp. 41-46.
- 佐々木雄基 (2023) 「地方税の徴収対策の現状等について」『地方税』第74巻第4号, pp. 60-89.
- 佐藤 洋 (2022) 「地方税取確保における課税権の領域と広域連携」『日本地理学会発表要旨集』第2022a号, p. 129.
- 消防力の維持・強化のための消防体制の構築に関する検討会 (2023) 『消防力の維持・強化のための消防体制の構築に関する検討会報告書』(総務省消防庁ホームページ (https://www.fdma.go.jp/singi_kento/kento/post-135.html) より入手) 閲覧2024.1.22.
- 清谷春樹・土井一生 (2017) 「広域連合の設置による市町村税滞納整理事務の広域化・共同化の効果」『Economic & social research』第16号, pp. 12-14.
- 田村なつみ (2022) 「地方税の徴収をめぐる現状と課題: 地方税の徴収率を規定する要因は何か」『レファレンス』第862号, pp. 61-80.
- 地方公共団体における事務の共同処理の改革に関する研究会 (2010) 『地方公共団体における事務の共同処理の改革に関する研究会報告書』(総務省ホームページ (https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/jimu_kyoudo/24165.html) より入手) 閲覧2023.12.11.
- 地方税政策研究会 (2012) 「特集 検証 地方税事務の広域・共同化」『税』第67巻第12号, pp. 13-46.
- 西川雅史 (2006) 「徴収の費用対効果」『税に関する論文入選論文集』第2号, pp. 1-31.
- 林 智子 (2009) 「租税徴収率指標の再検討と地方税徴収率格差の要因分析—アンケート調査と実態調査から—」『経済学論究』第62巻第4号, pp. 97-124.
- 宮下量久・鷲見英司 (2022) 「市町村における広域連携の政策評価—一定住自立圏を事例とした実証分析—」『フィナンシャル・レビュー』第149号, pp. 158-201.
- 若生幸也 (2018) 「広域連携手法のメリット・デメリットと活用イメージ」『地方財務』2018年8月号, pp. 198-205.
- Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Wang. (2022) "How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?" *Journal of Financial Economics* 144(2), pp. 370-395.
- Callaway, B. and P. H. Sant' Anna. (2021) "Difference-in-differences with multiple time periods" *Journal of Econometrics* 225(2), pp. 200-230.
- de Chaisemartin C, and X. D'Haultfœuille. (2023) "Two-way fixed effects and differences-in-differences with heterogeneous treatment effects: a survey" *The Econometrics Journal* 26(3), pp. C1-C30.
- Goodman-Bacon, A. (2021) "Difference-in-differences with variation in treatment timing" *Journal of Econometrics* 225(2), pp. 254-277.
- Hirota, H. and H. Yunoue. (2017) "Evaluation of the fiscal effect on municipal mergers: Quasi-experimental evidence from Japanese municipal data" *Regional Science and Urban Economics* 66, pp. 132-149.
- Roth, J., P. H. C. Sant' Anna, A. Bilinski, and J. Poe. (2023) "What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature" *Journal of Econometrics* 235(2), pp. 2218-2244.