



地方自治体における職員雇用の経済分析

大岡，一馬

(Degree)

博士（経済学）

(Date of Degree)

2022-03-25

(Date of Publication)

2025-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第8261号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1008261>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

令和 3 年 1 2 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 勇上和史

大岡一馬

博 士 論 文

地方自治体における職員雇用の経済分析

令和 3 年 1 2 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 勇上和史

大岡一馬

目次

第1章	はじめに	1
1.	はじめに（問題の所在）	1
2.	地方分権の沿革と制度	2
3.	地方自治を規定する制度の変遷と地方公務員への影響	6
3.1	地方自治体の組織と規模	6
3.1.1	都市制度	7
3.1.2	市町村の数と規模	9
3.2	地方自治制度の変遷	11
3.3	地方公務員の位置づけ	13
4.	本稿の構成について	16
	【参考文献】	18
第2章	地方自治体における公務員需要に関する一考察	
	ーパネルデータに基づく実証分析ー	19
1.	はじめに	19
2.	制度的背景	21
2.1	地方の行政サービスと自治体職員	21
2.2	地方自治体の財政制度と財源問題	22
2.3	行財政改革と自治体職員数の減少	23
3.	分析の枠組み	24
3.1	中位投票者モデルに基づく実証モデル	24
3.2	データ	29
3.3	推定の手順	31
4.	推定結果	32
4.1	部門別職員数の推定結果	32
4.2	自治体の財政状況と雇用調整行動	35
4.3	考察	39
5.	おわりに	40

【参考文献】	42
--------	----

第3章 平成の大合併が地方自治体職員の雇用に与えた影響

一駆け込み合併終了後の経年変化分析一	45
1. はじめに	45
2. 制度的背景	47
2.1 平成の大合併の政策と制度	47
2.2 平成の大合併の結果	48
3. 分析の枠組み	48
3.1 傾向スコア分析の考え方	49
3.2 データ	53
3.3 職員数の推移	54
4. 推定結果	56
4.1 傾向スコアの推定結果	56
4.2 バランシングテストの結果	57
4.3 2004年度の合併に関する推定結果	58
4.4 2005年度の合併に関する推定結果	60
4.5 頑健性のチェック	62
5. 考察	63
6. おわりに	66
【参考文献】	68

第4章 地方財政における効率性に関する実証分析

一非正規職員雇用に焦点を当てて一	70
1. はじめに	70
2. 制度的背景	72
2.1 地方自治体職員の区分と特徴	72
2.2 非正規職員雇用の実態	74
2.3 地方自治体職員数の変化と理由	75

2.4	地方自治体の財政制度と財源問題	77
3.	分析の枠組み	78
3.1	実証モデル	78
3.2	地方公共サービス指標	81
3.3	データ	85
3.4	分析の手順	87
4.	推定結果	87
4.1	推定結果	87
4.2	考察	89
5.	おわりに	91
	【参考文献】	93
第5章	おわりに	96
	謝辞	99

第 1 章 はじめに

1. はじめに（問題の所在）

本稿では、地方自治体¹に着目し、住民に一番身近な公共サービスを提供する主体である市町村を対象として、近年（2000 年代以降）の職員雇用の変化を実証分析により明らかにすることを目的としている。近年の地方自治体の職員雇用について焦点をあて実証研究を行う理由は以下の 2 点に集約される。

第 1 に、1990 年代以降の「地方分権」の進展により、地方自治体による政策とその担い手としての地方公務員の役割が重要と考えられるためである。1990 年代以降、日本においては、国が裁量権を持ちながら多くの事務事業を地方自治体が執行する「中央集権型行政システム」から、地方自治体が裁量権を持ち自治を進めるための政策や施策を行う「地方分権型行政システム」への変革を図るための制度改革が行われた。これらの制度改革には、地方分権推進一括法の施行による制度改革をはじめとして、関連する地方自治制度の改革や「平成の大合併」と称される市町村合併が含まれる。市町村への分権化によって、自治体独自の政策や施策を進めることが可能になり、その担い手として地方公務員の役割が重要となっている。そのため、地方自治体における労働需要や、地方公務員の雇用と行政サービスとの関係を明らかにすることの意義は大きいと考えられる。

第 2 に、地方自治体のなかでも、都道府県に比べて、政令指定都市を除く市町村に関する実証研究の蓄積が乏しいためである。その背後には、市町村単位のデータ整備の歴史がある。事実、国による公的分野での情報政策の総合的な推進は、平成 6 年（1994）年に閣議決定された「行政情報化推進基本計画」が定められて以降である。この計画では、整備方針として、行政情報の電子化や高度利用を図ることとしており、具体的には、これまでに個別の部局が進めてきた定型的業務の情報シス

¹ 地方自治体の呼称に関して、神野・小西（2014）は地方公共団体と呼ばずに、「地方自治体」を用いている。その理由として、日本では地方自治体の「政府」である側面が強調されずに、国の法律のもとに置かれた公共団体であることの側面を強調するため、一般には地方公共団体と呼ばれてきた。しかしながら、1960 年代から「地方自治」を尊重する思いを込めて、地方自治体という言葉が定着し始めていることから、「地方自治体」を用いるとしている。本稿においても、この考えに基づき法令等に基づかない場合には「地方自治体」を用いる。

テム化の一層の推進に加えて、一般行政事務についても、1人1台パソコン体制の確立、省庁内LANの整備、データベースの積極的な作成、外部データベースの活用などにより総合的に情報システム化を図ることされた。この流れを受けて、1990年代になってようやく市町村のデータ整備が行われるようになったものの、依然として推定に必要な市町村単位のデータ蓄積が不十分である²。特に、市町村に関する従来の研究は、利用可能なデータの整備状況を反映して、財政分野に研究が集中しており、労働分野での実証研究の蓄積は少ない。もとより、日本の地方自治制度は中央集権型行政システムが依然として強く残っている制度であり、欧米の先行研究をそのまま依拠することは困難であることも研究が少ない要因であると考えられる。そのため、先行研究の乏しいこの分野において、利用可能なデータや分析手法を用いて地方公務員の雇用実態を明らかにする意義は大きいと考えられる。

そこで、本章では、本論文の各章の研究課題に共通する制度的背景として、日本における地方分権の流れや、地方自治を規定する制度について概観し、地方自治体に係る基本的な制度やしくみを明らかにする。

本章の構成は次の通りである。続く2では、戦後の地方自治制度を大きく変革した地方分権の沿革と制度を概説する。3では、地方自治を規定する地方自治制度の変遷を通じて地方公務員を取り巻く環境を概観する。最後に4では、本論文の各章の概要を述べる。

2. 地方分権の沿革と制度

1990年代以降の地方分権の取組みは、大きく3つの期間に分けることができる。第1に、平成5年（1993年）6月に衆参両議院で地方分権推進に関する決議が行われ、平成11年（1999年）7月に地方分権一括法が成立し、この法に基づく地方分権が推進された「第1次分権改革」の平成5年（1993年）から平成13年（2001年）の期間である。次に、小泉内閣が主導した「三位一体の改革」が行われた平成

² 内閣府の経済・財政と暮らしの指標「見える化」データベースでは、市町村別の整備と公表が行われている。内容として、1975年以降のデータがあり、「地方財政」（181項目）、社会保障（77項目）、教育（10項目）、人口（16項目）、経済（16項目）、暮らし（就労・安全・住居など19項目）があり、「地方財政」や国勢調査データを除けば多くのデータは2000年以降に整備されたものである。また、本稿の推定で活用する地方公務員のデータに関して、連続して利用可能なデータは2002年度以降である。

13 年（2001 年）から平成 17 年（2005 年）の期間である。第 3 には平成 18 年（2006 年）12 月に地方分権改革法が成立し、この法律に基づき「第 2 次分権改革」が進められた平成 18 年（2006 年）以降である³。

先ず、「第 1 次分権改革」としては、平成 7 年（1995 年）5 月の分権改革推進法の成立を受け、政府は平成 7 年（1995 年）7 月に第 1 回地方分権推進委員会⁴（諸井委員長）を開催した。委員会冒頭において、村山内閣総理大臣（当時）は、地方分権の推進は、国と地方公共団体が担うべき役割を明確にし、住民に身近な行政は住民に身近な地方公共団体において処理することを基本とすること、地方分権の具体的成果を上げるためには、地方分権推進計画の作成から実施まで、集中的かつ計画的に取り組むことが効果的であること述べて、政府としては、本委員会からの提言や勧告をうけ、地方分権推進計画を作成するとの決意を表明し、同審議会での審議と勧告を求めた。

以降、地方分権推進委員会で審議が行われ、平成 8（1996）年 3 月には「中間報告」として、分権型社会のイメージと機関委任事務の廃止等が出された。続いて、平成 8（1996）年 12 月に「第 1 次勧告」として、機関委任事務を法定受託事務や自治事務に振分けることなどが勧告された。これ以降も、平成 9（1997）年 7 月の「第 2 次勧告」では具体的な権限委譲、財源問題などが、平成 9（1997）年 9 月の「第 3 次勧告」では地方事務官制度見直しなどが、平成 9（1997）年 10 月の「第 4 次勧告」では事務委譲などが、平成 10（1998）年 11 月「第 5 次勧告」では国の事業の見直しなどが、それぞれ勧告された。これら一連の勧告により、国と地方の関係が「上下・主従」の関係から「対等・協力」の関係に変化すること、機関委任事務制度の廃止や国の関与に係る基本ルールを定めることなど、地方分権の理念や基礎の形成に向けた分権改革の骨格が明らかにされた。

これら一連の勧告を受け、政府は地方分権推進計画の策定と法改正を進めた。平成 10（1998）年 5 月には地方分権推進計画を策定し、平成 11（1999）年 7 月には

³ 地方分権の概要に関しては、内閣府＞地方分権改革＞これまでのあゆみ＞を参照した。<https://www.cao.go.jp/bunken-suishin/ayumi/ayumi-index.html>（2021 年 9 月 5 日最終閲覧）また、詳細に関しては、内閣府＞地方分権アーカイブ＞の個々のデータを参照した。<https://www.cao.go.jp/bunken-suishin/archive/archive-index.html>（2021 年 9 月 5 日最終閲覧）

⁴ 地方分権推進委員会は、1995 年 5 月に成立した地方分権推進法に基づいて、内閣総理大臣の諮問機関として 1995 年 7 月に発足した。

地方分権の推進を図るための関係法律の整備等に関する法律（分権一括法）が成立した。この法律は、法律改正が 475 本に及ぶ大改正であり、日本の地方分権は、平成 12 年度（2000 年度）から本格的にスタートした。具体的な法律内容は、機関委任事務を廃止し、新たな事務区分として「自治事務」と「法定受託事務」に整理することであった。また、国等の関与の見直しとして、関与の法定主義が定められるとともに、公立図書館長の司書資格など必置規制の見直しや 9 項目の権限委譲も定められた。さらに、地方公共団体の行政体制の整備および確立として「特例市制度」が新設された。

次は、「三位一体の改革」が行われた期間である。政府は、一連の地方分権の進展を受けて、平成 13（2001 年）年 7 月に地方分権改革推進会議⁵（西室議長）を発足させ、国と地方公共団体の役割分担に応じた事務および事業のあり方並びに税財源の配分のあり方、地方公共団体の行財政改革の推進等行政体制の整備などの事項について審議を求めた。また、並行して、平成 13 年（2001 年）6 月に開催した経済財政諮問会議⁶（第 11 回）において、今後の経済財政運営および経済社会の構造改革に関する基本方針を諮問し、地方自治体関係では個性ある地方の競争—自立した国・地方関係の確立—をテーマとして議論が進められた。政府は両会議での一連の議論を受け、各年度ごとに骨太の方針を閣議決定し、いわゆる三位一体の改革を推進した。この改革は「国庫補助負担金の廃止・縮減」、「地方自治体への大幅な税源移譲を踏まえた地方税の充実」、「地方交付税への依存引き下げ」といった 3 つの改革を同時に実行するものであった。

最後の期間は、「第 2 次分権改革」の時期である。政府は平成 18 年（2006 年）12 月に地方分権改革推進法を成立させ（平成 19（2007 年）年 4 月施行）、地方公共団体の自主、自立の促進や、地方の行財政改革の推進などの基本的な理念と方針を示した。具体的には、基本理念として、国と地方公共団体の分担すべき役割の明

⁵ 地方分権改革推進会議は、地方分権の一層の推進を図る観点から、国と地方公共団体との役割分担に応じた事務事業や税財源の配分のあり方などの審議を目的として、内閣総理大臣の諮問機関として平成 13 年 7 月に発足した。

⁶ 経済財政政策に関する重要事項について、有識者等の優れた識見や知識を活用しつつ、内閣総理大臣のリーダーシップを十全に発揮することを目的として、平成 13 年（2001 年）1 月に内閣府に設置された合議制機関。議長（内閣総理大臣）および 10 名の議員で構成し、民間有識者議員を 4 割以上確保することとしている。財政諮問会議については、内閣府＞内閣府の政策＞経済財政政策＞経済財政諮問会議＞を参照した。

<https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/index.html>（2021 年 10 月 18 日最終閲覧）

確化, 地方公共団体の自らの判断と責任において行政運営の促進する自主性および自立性の向上, 個性豊かで活力に満ちた地域社会の実現を掲げた。この法律の成立を受け, 政府は平成 19 年 (2007 年) 4 月に地方分権改革推進委員会⁷ (丹羽委員長) を発足させ, 第二次地方分権改革に向けた審議を求めた。同委員会は平成 22 年 3 月まで設置され, 平成 20 年 (2008 年) 5 月に第 1 次勧告を行い, 以降順次勧告を行い, 平成 21 年 (2009 年) 11 月には第 4 次勧告を行った。これらの勧告を受け, 政府は順次改革を進めた。この期間の改革は, 個別の法令により定められている多数の地方に対する義務付けや枠付けなどの規制緩和や, 国などの事務や権限の都道府県から市町村, 国から都道府県などへの移譲を進めることが大きな趣旨であった。そのため, 政府はこの改革を進めるために地方分権一括法の改正を平成 23 年 (2011 年) 4 月以降順次行い, 平成 28 年 (2016 年) 5 月の第 6 次一括法の成立で終了している。以降, 政府は「提案募集方式」によって, 国主導の改革から, 地方の提案に基づくボトムアップ型の改革に移行し, より現場目線でボトムアップ型の地方分権改革を推進している。

これらの一連の改革について, 地方分権推進委員会の委員でもあった西尾 (2007) は, 地方分権改革は自治体の自由度の拡大を目指した改革であったとしている。そして, これによって, 新たに自治体に付与されたものは従前以上の自由だけであり, 自治体に新たな事務事業を執行する権限と義務が追加されたのでもなく, 自由に使える財源が増やされたものでもないとしている。また, 新たに賦与された自治立法権や自治財政権を活用するもしないも, 個々の自治体の自由であり, 新たに賦与された自由を積極的に活用した自治体は政策のあり方が変化し, 地方分権改革の効果が, 究極的には地域住民にまで波及し実感されるとしている。そのうえで, 西尾 (2007) は, 個々の自治体としての分権改革を進めるためには, 自らが最善と考える改革案を積極的に立案し, まちづくりに生かす政策形成が必要であるとしている。ただし, 自治体職員は国の法令や通達通知, 補助要領, 補助要綱に疑問を抱くことなく法令等の遵守を金科玉条にして公務従事することから, 法令等の不合理な点に対応すべく意識転換を図り, 地域住民の真の生活ニーズを把握し, 自治体政策の立案に取り組んでいかなければならないと述べている。

⁷ 地方分権改革推進委員会は, 平成 18 年 12 月に成立した地方分権改革推進法に基づいて, 内閣総理大臣の諮問機関として平成 19 年 4 月に発足した。

一方で、斎藤・中野（2012）は、地方分権の中心を担う市町村の規模と権限について、住民に身近な市町村は、もっとも基本的な行政サービスを提供する自治体として重要であること、地方分権の実現のためには、サービス供給の体制整備が必須であり、財源と権限および人材の確保が必要であること、そして、地方分権を担う地方公共団体は、財政規模を確保するとともに、自立的な行政運営を行うための人材を確保することも忘れてはならないと述べている。さらに、地方公共団体が、自分の力で難しい問題を解決できるようになって初めて地方分権が成功すること、地方公共団体はもちろん、地域住民も責任をもって地方自治にかかわることで、初めて地方分権が成功することも忘れてはならないと述べている。

このように、一連の地方分権改革によって地方自治体の自治にかかる制度は拡充された。これらの制度の下、地方自治を進め公共サービスを向上させていくためには、地方公務員の役割はますます重要となってきたと考えられる。

3. 地方自治を規定する制度の変遷と地方公務員への影響

地方分権改革が国と地方との関係の整理を通じた制度改革と考えれば、地方自治制度改革はまさしく、地方自治を推進するための改革であったと言える。ここでは、地方自治の骨格である都市制度としての「地方公共団体の区分」と「市町村合併」、地方自治制度、地方公務員制度の変遷を踏まえ、制度改革が地方公務員にどのような影響を与えたのかを概観する⁸。

3.1 地方自治体の組織と規模

日本では、国民生活に密接に関連する行政サービスは、そのほとんどが地方自治体（市町村）によって実施されている。市町村の基本的な事務は、生活保護、介護、児童福祉、保健衛生、ごみ処理などの福祉部門をはじめとして、小中学校、社会教育などの教育部門、都市計画・道路・下水道などの公共資本整備、戸籍や住民基本

⁸ 都市制度、地方自治制度に関しては、総務省＞地方自治制度の概要＞を参照した。

https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/bunken/gaiyou.html

（2021年9月5日最終閲覧）

地方公務員制度に関しては、総務省＞地方公務員制度等＞を参照した。

https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/koumuin_seido/index.html

（2021年9月5日最終閲覧）

台帳，消防などの業務が実施されている。

3.1.1 都市制度

日本における地方自治体は地方自治法によって，普通公共団体と特別地方公共団体⁹に区分されている。その内，普通公共団体としての市町村は「指定都市」，「中核都市」，「施行時特例市」，「その他の市」ならびに「町村」に区分されている。

「指定都市」は昭和 31 年（1956 年）の地方自治法改正で創設された。人口 50 万人以上のうちから政令で指定される市で，一般市とは異なる特例が 4 つ定められている。①関与の特例としては，指定都市が事務処理をするにあたって，知事の関与を要しない，又は知事の関与に代えて直接大臣の関与を受ける関与の特例がある。②行政組織上の特例として，区の設置が可能な特例がある。③財政上の特例として，地方道路譲与税の増額などの特例がある。また，④事務配分上の特例として，市町村の一般的な事務以外に都道府県業務のうち都市計画等に関する事務として，区域区分に関する都市計画決定，国道や県道の一部管理，一級二級河川の一部管理，屋外広告物設置許可，開発行為の許可，土地区画整理組合の設立許可がある。福祉に関しては，児童相談所の設置や保育所および特別養護老人ホームの設置許可と監督，介護サービス事業者の指定がある。保健衛生に関しては，保健所設置や飲食店営業の許可などがある。環境保全に関しては，一般・産業廃棄物施設の設置許可，ばい煙発生施設の設置届の受理，一般粉じん発生施設の設置届の受理などがある。学校教育に関しては教職員の任免および給与決定，研修の実施に関することがある。その他としては，計量法に基づく勧告と定期検査が事務指定されている。

「中核市」は平成 7 年（1995 年）に発足した制度で，当初の要件は人口が 30 万人以上，面積が 100 平方キロメートル以上の市で，人口が 30 万人以上 50 万人未満の場合は昼夜間人口比率が 1 以上の要件が求められた。以降，平成 12 年（2000 年）には，人口 30 万人以上 50 万人未満の市に対する昼夜間人口比率の要件が廃止され，引き続き平成 14 年（2002 年）には人口 50 万人以上の市の面積要件が廃止され，最後の平成 18 年（2006 年）には面積要件が廃止され，現在の要件は人口

⁹ 特別地方公共団体としては，特定の目的のために設置されるものとして，地方公共団体の組合，財産区，地方開発事業団があり，大都市の一体性および統一性の確保の観点から導入されている制度として特別区がある。

30 万人以上の市となっており、一般市とは異なる特例が 3 つ定められている。① 関与の特例として、福祉に関する事務に限って指定都市と同様に特例が設けられている。② 財政上の特例として、地方交付税で基準財政需要額の算定における補正がある。③ 事務配分上の特例として、市町村の一般的な事務以外に、都道府県業務のうち都市計画等に関する事務として、屋外広告物設置許可、開発行為の許可、土地区画整理組合の設立許可がある。保健衛生に関しては、保健所設置や飲食店営業との許可などがある。環境保全に関しては、一般・産業廃棄物施設の設置許可、ばい煙発生施設の設置届の受理、一般粉じん発生施設の設置届の受理などがある。学校教育に関しては教職員への研修の実施が事務指定されている。その他としては、計量法に基づく勧告と定期検査が事務指定されている。

「特例市」は平成 12 年（2000 年）の地方分権一括法の施行により発足した制度であり、要件は人口 20 万人以上の市とされた。その後、平成 27 年（2015 年）4 月に特例市制度の廃止に伴い、その時点での特例市が継続しており、一般市とは異なる特例が 2 つ定められている。① 財政上の特例として、地方交付税の基準財政需要額の算定における補正措置がある。② 事務配分上の特例として、市町村の一般的な事務以外に、都道府県業務のうち都市計画等に関する事務として、開発行為の許可、土地区画整理組合の設立許可がある。環境保全に関しては、一般粉じん発生施設の設置届の受理など。その他としての、計量法に基づく勧告と定期検査が事務指定されている。

「その他の市」は要件が人口 5 万人以上とされており、一般的な市町村事務を行っている。

「町村」に関しては、福祉事務所の設置義務がないこと、知事指定する都市計画区域がなく都市計画決定事務がない場合が多いが、他は基本的に一般的な市町村事務を行っている。

「東京都区」に関しては、特別地方公共団体として大都市の一体性および統一性の確保の観点から導入されている制度である。他の市町村との違いは、事務配分の特例として消防等の事務が都に委ねられていることである。また、都区財政調整制度として、都が課税および徴収する市町村税のうち、固定資産税、市町村民税法人分、特別土地保有税の収入額の一定割合（平成 19 年度から 55%）を財源として、各特別区に「特別区財政調整交付金」が交付されており、国からの地方交付税がな

いことが大きな違いである。

3.1.2 市町村の数と規模

日本の市町村数は、昭和 30 年代に行われた「昭和の大合併」以降、平成 10 年（1998 年）まで、約 40 年にわたりほとんど変化しなかった¹⁰。しかしながら、国の認識としては、公共サービスの担い手としての市町村に対する負荷が増大してきたことに加えて、人口減少と少子高齢化が進展し、国と地方を通じた巨額の債務等の深刻な財政状況下において、複雑化、多様化する住民サービスを提供しなければならないなど、市町村を取り巻く環境は厳しさを増してきたことであった。この認識の下、地方分権の担い手となる基礎自治体にふさわしい行財政基盤を確立することが強く求められるとして、平成 11 年（1999 年）以降、全国的に市町村合併を積極的に推進した。いわゆる「平成の大合併」は、第 1 期として、5 年の時限立法として施行された「市町村の合併の特例に関する法律」に基づき、平成 11 年（1999 年）から平成 16 年（2004 年）まで実施された。この期間での合併は、合併特例債や合併算定替の大幅な拡充といった手厚い財政支援措置が講じられた（但し、2004 年度内に合併申請した市町村は 2005 年度内までこの措置が継続された）。第 2 期としては、平成 17 年（2005 年）から、「市町村の合併の特例等に関する法律」に基づき平成 20 年（2009 年）まで実施され、合併特例債や合併算定替の条件は悪くなったものの、国や都道府県の積極的な関与により、推進された時期である。第 3 期目は平成 22 年（2010 年）「市町村の合併の特例に関する法律」として、期間が 10 年間延長され実施された。この期間では、合併特例債や合併算定替の条件はさらに悪くなるとともに、国や都道府県の関与もなくなり、推進から「円滑化」に緩められた時期であった。このような状況の下、市町村合併は第 1 期にその大半が実施され、第 2 期以降は減少が続き、2014 年度以降は終息している。

日本の市町村数は、平成の大合併以前の 1999 年 3 月末の 3,232 から 2021 年 3 月末には 1,724 と半減している¹¹。2021 年 3 月末では、市 792（政令市 20、中核

¹⁰ 市町村合併に関しては、総務省「平成の合併について」（平成 22 年 3 月）を参照した。https://www.soumu.go.jp/gapei/pdf/100311_1.pdf（最終閲覧 2021 年 9 月 5 日）

¹¹ 市町村数については、政府統計の窓口 e-Stat を参照した。<https://www.e-stat.go.jp/municipalities/number-of-municipalities>（最終閲覧 2021 年 9 月 5 日）
人口に関しては、総務省「住民基本台帳に基づく人口」を、面積に関しては、総務省「全国都道府県市区町村別面積調」をそれぞれ参照した。

市 62, 施行時特例市 23, その他の市 687), 町村 932 (町 743, 村 189) となっている。人口は市では最大の神奈川県横浜市が 3,759,939 人, 最小の北海道歌志内市 3,019 人, 平均は 134,361 人である。町村は最大の広島県安芸郡府中町が 52,101 人, 最小の東京都青ヶ島村が 165 人, 平均 11,520 人となっている。面積では市の最大は岐阜県高山市で 217,761 km², 最小は埼玉県蕨市の 511 km², 平均 27,319 km² である。町村の最大は北海道足寄町の 140,804 km², 最小は富山県舟橋村 347 km², 平均 16,833 km² となっている。このように, 市町村合併により市町村数が減少するとともに, 人口や面積が大きくなった。

総務省「平成の合併について」(平成 22 年 3 月)では, 平成の大合併を総括する中で, 旧市町村の合併前のつながりを見てみると, 一部事務組合や広域市町村圏など日常生活圏を基本とする枠組みを元に合併した事例が多く見られたとし, 今回の合併は, 行政運営の単位を住民の日常生活圏に近づけることに寄与したと考えられるとしている。更に, 今回の合併により, 政令指定都市, 中核市, 特例市となり, 権限の強化が図られた団体もあるとしている。一方で, 合併に関して, マスコミが行った市町村長へのアンケート調査では良い評価が示されたものの, マスコミやシンクタンクが行った住民向け世論調査では, 相対的には合併に否定的評価がなされていることから, 行政側の評価と住民側の評価が必ずしも同じものとはなっていないこと, 全国町村会のまとめ(「平成の合併をめぐる実態と評価」(平成 20 年 10 月))では, プラス効果として, 「財政支出の削減」, 「職員の能力向上」を挙げる一方, マイナス効果として, 「行政と住民相互の連帯の弱まり」, 「財政計画との乖離」, 「周辺部の衰退」を挙げ, 「市町村を合併に向かわせたのは, 財政問題, 国・府県の強力な指導」であり, 国の合併推進策の問題点を指摘している。

総務省は, 自らのまとめとこれらの指摘を踏まえ, 基礎自治体である市町村の役割はより一層重要なものとなる一方で, 人口減少や少子高齢化など社会経済情勢の変化, 福祉サービスや社会保障関係費の増大, これまでの累積債務の返済など行財政面で多くの課題を抱えているとしている。また, 職員に関しては, 役割や責任が増す市町村の職員数はこの間減少し続けているとして, これまでのような地域における住民サービスを行政だけが支える仕組みは根本的に見直していく必要があるとしている。併せて, 現実に住民サービスを提供する市町村としての行政運営のパフォーマンスは, 基礎的条件としての職員の体制と, 職員のモチベーション, そし

て職場の組織風土の良さなどによって決まるとしている。地域を支える多種多様な人材の育成と確保が極めて重要であり、地域をマネジメントできる人材育成についても、今後は官民間わず力を入れていくべきであると最終的な総括を行っている。

3.2 地方自治制度の変遷

ここでは、地方公務員に影響を与えた地方自治制度の変遷について概観する。

「PFI」¹²（Private Finance Initiative：プライベート・ファイナンス・イニシアティブ）については、平成 11 年（1999 年）に「民間資金等の活用による公共施設等の整備等の促進に関する法律」が制定され、民間資金等活用事業推進委員会（PFI 推進委員会）の議論を経て、平成 12 年（2000 年）3 月に、内閣総理大臣が PFI の理念とその実現のための方法を示す基本方針を策定した。これにより、PFI 事業の枠組みが設けられた。内閣府によると、PFI とは、公共施設等の建設、維持管理、運営等を民間の資金、経営能力および技術的能力を活用して行う新しい手法である。民間の資金、経営能力、技術的能力を活用することにより、国や地方公共団体等が直接実施するよりも効率的かつ効果的に公共サービスを提供できる事業について、PFI の手法が取られることがある。PFI の導入により、国や地方公共団体の事業コストの削減、より質の高い公共サービスの提供を目指すとしている。地方自治体では大きな公共事業にこの手法を採用しているところもある。

「指定管理者制度」¹³は、平成 15（2003）年 9 月の「地方自治法の一部を改正する法律」に基づき設けられた。従前は公の施設の管理主体は出資法人、公共団体、公共的団体に限定して、管理委託を行う制度であったものが、公の施設の管理権限を指定管理者に委任して行わせるものであり、公の施設を民間事業者などに委ねることができる制度である。その目的を公の施設の管理主体を民間事業者、NPO 法人等に広く開放することによって、民間事業者の活力を活用した住民サービスの向上、施設管理における費用対効果の向上、管理主体の選定手続きの透明化を図ることとしている。この法律の施行に伴い、地方自治体は今までの管理主体から行政自

¹² PFI に関しては、内閣府＞PPP/PFI とは＞を参照した。

https://www8.cao.go.jp/pfi/pfi_jouhou/aboutpfi/aboutpfi_index.html（2021 年 9 月 8 日最終閲覧）

¹³ 指定管理者制度に関しては、総務省公の施設の指定管理者制度について、を参照した。https://www.soumu.go.jp/main_content/000451041.pdf（最終閲覧 2021 年 9 月 5 日）

らが管理主体となるか、指定管理者制度を適用するかを選択を求められた。また、この法律の施行により地方自治体が管理主体となっていた公の施設についても選択を迫られることとなった。

「地方独立行政法人制度」¹⁴は、平成 16 年（2004 年）4 月の地方独立行政法人法の施行により設けられた。これは、地方独立行政法人法に規定される「住民の生活、地域社会および地域経済の安定等の公共上の見地からその地域において確実に実施されることが必要な事務および事業であって、地方公共団体が自ら主体となって直接に実施する必要のないもののうち、民間の主体に委ねた場合には必ずしも実施されないおそれがあるもの、と地方公共団体が認めるものを効率的かつ効果的に行わせること」を目的としてこの法律の定めるところにより地方公共団体が設立する法人が該当する。具体的な対象業務としては、①試験研究 ②大学の設置、管理 ③公営企業に相当する事業の経営（8 事業）水道、工業用水道、軌道、自動車運送、鉄道、電気、ガス、病院 ④社会福祉事業の経営（特別養護老人ホーム、保育所、ホームヘルプサービス事業等）⑤その他の公共的な施設で政令で定めるものの設置、管理（介護老人保健施設、会議場施設、展示施設、見本市場施設）で、地方自治体では大学や病院を中心として法人化が進められた。

「その他の制度改革」としては、平成 16（2004）年 11 月に「地方自治法の一部を改正する法律」が施行された。これにより、収入役制度の改正が行われ、条例で収入役を置かず、首長又は助役（当時）に事務を兼掌させることができる範囲を政令で定める市（人口 10 万未満の市を想定）に拡大した。また、平成 19（2007 年）年 4 月に地方自治法の一部改正が施行され、地方の自主性や自律性の拡大を図るための措置として、出納長および収入役制度を廃止し、副知事・副市町村長に一元化すること等が行われた。さらに、平成 18 年（2006 年）2 月には、市場化テスト法が施行された。市場化テスト¹⁵とは、公共サービスを国民に提供する主体として、官と民のどちらがより国民の期待に応えられるのかということを国民に判断して

¹⁴ 独立行政法人に関しては、総務省＞独立行政法人＞を参照した。

https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/gyoukan/kanri/satei2_01.html（最終閲覧 2021 年 9 月 5 日）

¹⁵ 市場化テストに関しては、総務省＞公共サービス改革（市場化テスト）とは＞を参照した。

https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/gyoukan/kanri/koukyo_service_kaikaku/index.html（最終閲覧 2021 年 9 月 5 日）

もらうために行われる，官民競争入札制度である。地方自治体における市場化テストには，公共団体の窓口業務（戸籍謄本，戸籍附票，住民票，納税証明書，外国人登録原票記載事項証明書，印鑑登録証明等の請求の受付，発行の申請，引き渡し）がある。

これらの地方自治制度の創設や改正により，地方自治体の業務事務の外部化が進むことによって，地方自治体のサービス提供形態が変化するとともに，地方公務員の正規職員の減少傾向が顕著になっていると考えられる。

3.3 地方公務員の位置づけ

地方公務員たる自治体職員は，多種多様な業務を行うため，必要な資格などによって職種が分かれている。事務を担当する「一般事務職」，土木技師や建築技師などの「技術職」，運転手，作業員，調理員などの「現業職」，保育やケースワーカーなどの「福祉職」，教員や司書および学芸員などの「教育職」，そして医師や看護師などの「医療職」などがあり，「消防職」も地方公務員に属する。

地方公務員は身分上，定年まで期間の定めのない常勤職員と非正規職員に区分される。このうち，前者を本稿では「正規職員」¹⁶と呼ぶ。「正規職員」は定年まで任期の定めがなく，本格的な業務をフルタイムで担っている地方公務員法第 17 条に規定される職員である。これらの職員は定年後再任用職員として，常時勤務や短時間勤務職員として，1 年以内の任期で年金支給開始年齢まで更新することができる。

「非正規職員」は，「任期付職員」，「特別職非常勤」，「一般職非常勤（令和元年度から会計年度任用職員）」，「臨時的任用職員」に区分される。

「任期付職員」は，「地方公共団体の一般職の任期付職員の採用に関する法律」（平成 14 年法律第 48 号。以下「任期付職員法」という。）の施行に伴う制度で，高度の専門性を備えた民間人材の活用等の観点から，専門的知識経験等を有する者等の採用を行う特例法としての位置づけがある。当初，①高度の専門的知識経験を有する者を一定の期間活用することが特に必要である者，または，②専門的な知識経験を有する者を期間を限って業務に従事させることが必要とする者を 5 年以

¹⁶ 早川・松尾（2012）は，地方自治法などの法律の規定に基づく定数内職員を「正規職員」と呼び，定数外の「非正規職員」と対比させている。定数内職員には厳密にいえば，フルタイム雇用の任期付職員や臨時職員が含まれているが極めて少数である。そこで本稿では，定年まで期間の定めのない常勤職員を正規職員と呼ぶ。

内の任期で採用することが定められた。続く平成 16 年の改正で、業務量との関連で①一定の期間内に終了することが見込まれる業務に従事する者、または、②一定の期間内に限り業務量の増加が見込まれる業務に従事する者を競争試験または選考し、3 年以内（特に必要な場合は 5 年以内）で採用することが定められた。また、同改正では、任期付短時間勤務職員として、①一定の期間内に終了することが見込まれる業務に従事する者、または、②一定の期間内に限り業務量の増加が見込まれる業務に従事する者、に加えて、③住民に対するサービスの提供体制の充実④部分休業を取得する職員の業務の代替する者を競争試験または選考し、3 年以内（特に必要な場合は 5 年以内）で採用することが定められた。

「特別職非常勤職員」は、地公法第 3 条 3 項 3 号の規定により採用され、主に特定の学識や経験を必要とする職で、自らの学識や経験に基づき非専務的に公務に参画する労働者性の低い勤務の様態が想定されており、原則的には地方公務員法の適用外ということで通常の職員とは異なると解釈されている。具体的には、「行政委員」、「付属機関の委員」、「医師」、「消防団員」、「公民館長」、「教員」などがある。

「一般職非常勤職員」は、地公法第 17 条の規定により採用され、正規職員の補助的業務を担う職員として位置づけられており任期の規定はない。一般的に 1 年以内の任期を定めている団体が多く再任も行われている。

「臨時的任用職員」は、地公法第 22 条 2 項・5 項の規定により採用され、臨時的業務を担う職員として位置づけられている。6 か月を超えない範囲で任用され、更新は 1 回のみで 1 年を超えることができないと法で規定されている。

「会計年度職員」は、地方公務員法及び地方自治法の一部を改正する法律（平成 29 年法律第 29 号）によって制度化され、令和元年 4 月から運用が開始された。この制度創設にあたって総務省は、地方公共団体における行政需要の多様化等に対応し、公務の能率的かつ適正な運営を推進するため、地方公務員の臨時・非常勤職員（一般職、特別職、臨時的任用の 3 類型）について、特別職の任用および臨時的任用の適正を確保し、並びに一般職の会計年度任用職員の任用等に関する制度の明確化を図るとともに、会計年度任用職員に対する給付について規定を整備することとして、平成 29 年（2017 年）6 月 28 日付「地方公務員法及び地方自治法の一部を改正する法律の運用について（通知）」（総行公第 87 号，総行給第 33 号）を発出した。この通知では、地方自治体の非常勤職員については、労働者性が高い者で

あっても期末手当が支給できないため会計年度任用職員について、期末手当の支給が可能となるよう、給付に関する規定を整備するとしたこと。また、制度創設にあたってはこれまで多くの任用や運用上の問題を解消するために、特別職の任用および臨時的任用の厳格化を図ることとし、特別職に関しては、通常の事務職員等であっても、臨時または非常勤の顧問、参与、調査員、嘱託員等の「特別職」として任用され、その結果、一般職であれば課される守秘義務などの服務規律等が課されない者が存在していることから、法律上、特別職の範囲を、制度が本来想定する「専門的な知識経験等に基づき、助言、調査等を行う者」に厳格化すること。「臨時的任用」は、本来、緊急の場合等に、選考等の能力実証を行わずに職員を任用する例外的な制度であるが、こうした趣旨に沿わない運用が見られることから、その対象を、国と同様に「常勤職員に欠員を生じた場合」に厳格化することを示した。さらに、一般職の非常勤職員の任用等に関する制度の明確化については、法律上、一般職の非常勤職員の任用等に関する制度が不明確であることから、一般職の非常勤職員である「会計年度任用職員」に関する規定を設け、その採用方法や任期等を明確化することとしたことを示した。また、会計年度任用制度の導入等に向けた事務処理マニュアル（第1版・平成29年8月）では、具体的な職種として、特別職から会計年度任用職員に移行する職種として、事務補助職員、保育士、勤務医、看護師、臨床心理士、清掃作業員、消費生活相談員、地域おこし協力隊員、集落支援員、学校の講師、給食調理員、外国語指導助手（ALT）、部活動指導員、図書館職員、公民館長、公民館職員、スクールカウンセラー、スクールソーシャルワーカー、警察安全相談員、交番相談員などをあげている。

早川・松尾（2012）は、地方自治制度「改革」の時系列的流れと定員管理への影響について次のように述べている。1980年代以降の臨調行革以降では、第1期として、1980年代以降臨時行政調査会（第二臨調）や臨時行政改革推進審議会の答申を受け、1985年1月に国の行政改革方針「地方公共団体における行政改革の方針（地方行革大綱）の策定について」（自治事務次官通知）を発出し、①行革大綱の策定②組織の簡素合理化③給与の適正化④定員管理の適正化⑤民間委託、OA化の推進を進めた。次の第2期としては、1990年代半ばの第1次地方分権改革期（地方分権推進委員会勧告に沿った改革）では定員管理の適正化が主となり、1994年10月の「地方公共団体における行政改革推進のための指針の策定について」（自治

事務次官通知), 1997 年 11 月の「地方自治・新時代に対応した地方公共団体の行政改革推進のための指針の策定について」(自治事務次官通知)を発出し, 職員配置や行政機関設置にかかる各種の必置規制の緩和による行政改革を求めた。さらに, 第 3 期は 2000 年代以降の第 2 次地方分権改革期(地方分権推進会議勧告に沿った改革)として, 2005 年 3 月に「地方公共団体における行政改革の推進のための新たな指針」(総務事務次官通知)を発出し, 2005 年度から 2009 年度までの集中改革プランの公表と定員削減目標の提出, 民間委託化や指定管理者制度, PFI, 地方独立行政法人の活用と, 第三セクターの見直し, 地域協働の推進, 出先機関の再編を促したとしている。続く 2006 年 8 月には「地方公共団体における行政改革の更なる推進のための指針」(総務事務次官通知)において, 2006 年の「行政改革推進法」, 「公共サービス改革法」ならびに「骨太方針 2006」による指針に基づく総人件費改革, 公共サービス改革および公会計改革が求められた。さらに, 2009 年 7 月の「公共サービス基本法」の施行に伴い, 公共サービス提供主体の多様化と外部委託求めたと経緯を述べ, 地方自治体の人員削減は新規採用の抑制と臨時非常勤への切り替え, 外郭団体や民間企業, 団体へのアウトソーシング等により行われたと総括している。

以上, 地方分権改革を中心とした近年の地方自治体を取り巻く環境の変化と, 地方公務員のおかれている状況を概観した。これらの結果から言えることは, 地方分権改革が進み地方自治体自らが地域住民への公共サービスを向上を図るための政策形成を進める法整備が一定程度進んだと言える。また, 政策を立案し遂行するためには, 首長のリーダーシップ, ならびに市民や議会の理解や協力が必要であることは当然としても, 地方自治体政策を推進するためのエンジンとしての職員が重要であることの理解が進んだ。そのため, 地方自治体として, 職員をどのように雇用するのか, どのような条件で雇用を決めるのかを明らかにすることは重要である。本論文では, このような問題意識に基づいて, 地方自治体の職員雇用について実証研究を行う。

4. 本稿の構成について

第 2 章では, 地域の中位投票者の選好を反映した労働需要モデルを用いて, 地方

自治体職員の雇用変動を検証する。具体的には、合併を経験していない市町村を対象に職員数の決定要因と雇用調整速度を推定する。また、このモデルの日本の地方自治体への適用可能性についても考察する。第 3 章では、2000 年代半ばに実施された「平成の大合併」が地方自治体職員の雇用に与えた影響について検証する。具体的には、合併後の市町村単位のデータを用いるとともに、合併が無作為でないために傾向スコアマッチング法を用いて、合併の効果を 10 年以上の期間にわたって推定する。つづく第 4 章において、地方自治体の非正規職員雇用について、地方財政の効率性の観点から検証する。具体的には、非正規職員に関する統一かつ継続的なデータである、決算数値等に基づく市町村別のパネルデータを用いて、確率的フロンティア分析により、地方自治体における費用非効率性と非正規職員の雇用の関係を考察する。最後の第 5 章では、本稿のまとめと課題について議論する。

参考文献

齊藤慎・中野浩司（2012）「地方財政改革に向けて」齊藤慎編著『地方分権化への挑戦―「新しい公共」の経済分析』第1章，大阪大学出版会．

神野直彦・小西砂千夫（2014）『日本の地方財政』第1章，有斐閣．

西尾勝（2007）『地方分権改革』Ⅳ章，東京大学出版会．

早川征一郎・松尾孝一（2012）『国・地方自治体の非正規職員』第3章，旬報社．

第2章 地方自治体における公務員需要に関する一考察 —パネルデータに基づく実証分析—

1. はじめに

多くの先進諸国と同様、日本においても、公務員は社会資本整備や教育、医療・福祉といった民間部門では供給されにくい公共サービスの主な担い手となっている。そこでしばしば議論の俎上に載せられてきたのが、公共サービスの担い手としての公務員の規模の問題である。

一般に、利潤最大化を目的とする民間部門における労働需要は、競争的な財やサービスの市場における生産物需要の派生需要として捉えられ、労働法等の雇用調整費用に係わる諸制度を与件として、最適な規模に調整される（Hamermesh（1993）¹⁷）。一方、公務員を含む公共部門には利潤動機が乏しいため、最適な労働需要を達成する行動の解明が課題とされてきた。

研究の端緒として、1970年代のアメリカの研究がある（Ashenfelter（1979）、Ehrenberg（1973）など）。これらの研究では、単一的意思決定主体が社会厚生を最大化するよう、公共財を含めた生産活動に労働投入を配分するという理論モデルを検証している。その結果、様々な職種について、公務員の労働需要の賃金弾力性は負であるが非弾力的であること、公務員需要は政府支出や地方政府への補助金、一人当たり所得に依存することが明らかにされている。また、公共サービスの構成に直結する職種構成は、当該管轄地域の人口の年齢構成に影響を受けることも指摘される。

その後の研究では、公務員需要の動態的な側面にも関心が注がれている。古くはFreeman（1987）が、アメリカの州や地方政府の雇用が、景気変動にほとんど反応しないことを明らかにした。こうしたなか、Bergstrom, Dahlberg and Mork（2004）は、スウェーデンの市町村レベルの公務員需要について、地方政府の動学的な行動を考慮した実証モデルを明示している。彼らは、地方政府レベルの意思決定の描写に用いられてきた「中位投票者モデル」（median voter model）に依拠

¹⁷ 民間部門の雇用調整の代表的研究として、Hamermesh（1993）ならびに村松（1995）がある。

した労働需要モデルを構築し、公務員の増減に伴う雇用調整コストを考慮した部分調整モデルを用いて、公務員需要の決定要因を検証している。その結果、負の賃金弾力性や中位投票者の所得の正の効果について、理論予測に従う結果を得る一方、中央政府からの補助金が地方政府の雇用に与える影響は小さいとしている。後者の結果については、地方政府が課税自主権を持つ同国において、中央政府の補助金が市町村の歳入に占める割合が 20%程度と小さいためと解釈されている。

翻って、日本の地方自治体に関する学術研究は、地方財政の健全化の観点から、地方公共サービスの生産や需要に関する理論モデル¹⁸による研究が多く行われてきた。中でも地方公務員に関しては、歳出の大部分を占める人件費と、その構成要素たる公務員数ならびに平均給与が注目されてきた。そして近年は、2000 年代の「平成の大合併」における財政効率を推定する中で、公務員数の変動を検証する研究がみられる¹⁹。これらの実証研究は、公共サービスの供給要因に着目し、一人当たり歳出や一人当たり公務員数に関して、住民人口による「規模の経済」が存在するという重要な事実を指摘してきた²⁰。また、中位投票者モデルを使った都道府県や地域を限定した市町村を対象とした需要モデルでは、財政面で中位投票者の選好が反映されることを明らかにしてきた。その一方で、地方公共サービスの需要理論の拡張として、公務員需要のモデルが検証されることはなかった。

そこで本章では、明示的な経済モデルに基づき、日本の地方自治体（市町村）職員数の決定要因と雇用調整の程度を明らかにすることを目的とする。本章の分析の意義は 2 点ある。第 1 に、近年、地方分権が進む中で、自治事務として雇用政策の確立が求められるなど、地方自治体による施策の裁量が拡大している。地方自治体には、地域の実情に応じた公共サービスの提供とその担い手の確保が求められており、その意思決定が、公務員給与や地域の所得水準、社会経済状況といった要因に影響されるのかどうか明らかにする必要がある。

¹⁸ 生産モデルについては、林（2002）、林・瀬口（2004）などがあり、需要モデルについては、中位投票者モデルを活用した、長峯・奥井（1999）、土居（2000）、板倉・佐野・山口（2002）、高橋・宮本（2004）、中澤・宮下（2008）などがある。

¹⁹ 全国データを用いた研究として、五石（2012）、伊藤（2014）、林（2013）などがある。

²⁰ 林（2002）は、規模の経済性と自治体の「最適規模」の推定に関する従来の研究が、理論的基礎づけをもたないアドホックな定式化によっていることを批判的に検討した上で、規模の経済を含めた公共サービス供給の新たな理論モデルを構築している。

第 2 に、地方レベルの行財政改革が進行した 2000 年代以降の公務員数の変動を分析するという点である。行財政改革の中核的な手段は人件費削減であり、職員定数や給与の削減、事務や業務の外部化が行われた。その影響は、定数内職員数である「正規職員数」²¹に大きく現れていると考えられるが、動学的な雇用調整モデルに基づいて、その雇用調整行動を明らかにする必要がある。このことにより、地方分権が進展する中、正規職員について地方自治体の裁量権がどのような要因で、どの程度発揮できているのかを明らかにする。

以上の目的を踏まえ、本章では、地方自治体の職員数データが利用可能な 2003 年度から 2015 年度までの市町村別のパネルデータを構築し、中位投票者モデルを用いて、地方公務員における正規職員数の決定要因と雇用調整速度を検証する。その結果、市町村の基幹的業務を担う一般行政部門の労働需要については、市と町村を問わず、職員給与の上昇が職員削減をもたらすことが判明した。また、市町村の雇用調整速度は平均的には極めて緩慢であるが、市においては、観察期間の当初の財政状況が悪い自治体ほど、その後の雇用調整速度が速いことが明らかとなった。その一方で、中位投票者モデルの鍵となる中位所得については、総じて統計的に有意な結果が得られず、日本の地方自治体における同モデルの適用には限界があることも示された。

本章の構成は次の通りである。続く 2 では、本章の分析対象となる地方公務員のプロフィールと関連する制度、ならびに 2000 年代における変化を概説する。3 では、本章が依拠する理論モデルと実証モデルを説明する。4 では推定結果を議論する。最後に 5 では、本章の結論と今後の課題を述べる。

2. 制度的背景

2.1 地方の行政サービスと自治体職員

日本では、国民生活に密接に関連する行政サービスは、そのほとんどが地方自治

²¹ 本章で用いる総務省「地方公共団体定員管理調査」の職員数には、フルタイム雇用の任期付・臨時職員等が含まれる。しかしながら、それらが全体に占める比率は極めて低い。また、早川・松尾（2012）は、地方自治法などの法律の規定に基づく定数内職員を「正規職員」と呼び、定数外の「非正規職員」と対比させている。そこで本章では、いわゆる定数内職員を正規職員と呼ぶ。

体（市町村）によって実施されている。生活保護，介護・児童福祉，保健衛生，ごみ処理などの福祉部門をはじめとして，小中学校・社会教育などの教育部門，都市計画・道路・下水道などの公共資本整備，戸籍・住民基本台帳・消防などの業務が実施されている。

地方自治体の職員数について，総務省「地方公共団体定員管理調査」によると，2017 年 4 月 1 日時点における約 1,700 の市町村の総職員数は 1,354,893 人である。このうち，国による配置基準が少なく，地方自治体の裁量に委ねられる部分が大きい総務・企画，税務，土木などの一般管理が約 28%，民生や衛生などの福祉部門が 23%，教育部門が 18%²²，消防部門が 11%，そして地方公営企業等会計部門が 21%となっている。

2.2 地方自治体の財政制度と財源問題

日本の地方財政制度では，地域や年度の税収格差にかかわらず，地方自治体が標準的な行政水準を確保できるよう，地方交付税や臨時財政対策債によって財源を保障している。また，地方自治体の税制度はほぼ国において定められており，課税自主権は概ね存在しない。厳密に言えば，法定外普通税や法定外目的税，超過課税を自治体の条例で定めることが可能であるが，税目や税額とも極めて少ないのが現状である。さらに，これら以外の歳入として，国庫支出金や都道府県支出金がある。これらは，法定受託事務などの経費負担区分に基づき，国や都道府県が市町村に対して支出する負担金や委託費と，国や都道府県が進める特定の施策の奨励または財政援助のための補助金からなっている。

地方自治体（市町村）の決算状況について，2015 年度普通会計では，歳入総額 58 兆 7,287 億円のうち，地方税が 32%，地方交付税が 15%，国庫支出金が 15%，都道府県支出金が 7%，地方債が 9%となっている。一方，歳出総額 56 兆 5,351 億円を性質別にみると，人件費や扶助費，公債費などの義務的経費が 48%，社会資本整備等に係る投資的経費が 15%，その他の経費 38%となっており，目的別では民生費 36%，総務費 12%，土木費 12%，教育費 10%，公債費 10%などとなっている。

²² 市町村立の小・中・特別支援学校の教職員数は，都道府県において計上されており，市町村の教育部門には含まれていない点に留意が必要である。

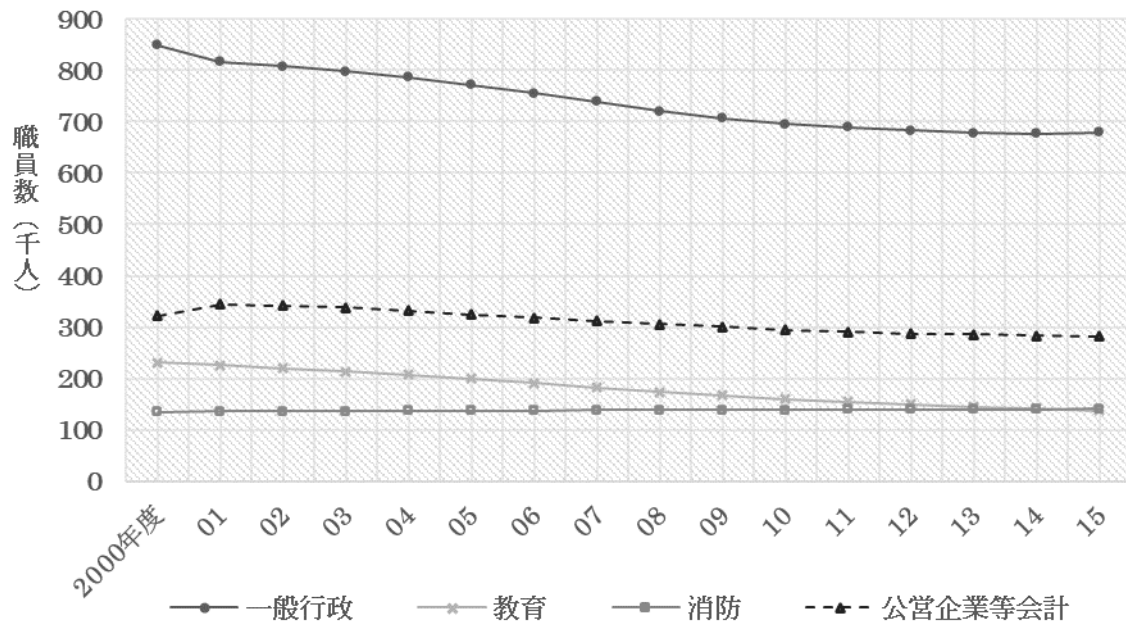
以上から、市町村は、歳入面では地方税等の自主財源は少なく、国や都道府県からの財政支出に依存していること、歳出面では投資的経費は少なく、人件費や扶助費などの義務的経費が約 5 割を占めており、その多くが生活保護等の民生費に配分されているという構造がわかる。すなわち、市町村の財政運営は、歳入面では地方交付税や国・都道府県支出金の影響を受けるとともに、歳出面では自治体の裁量権がある人件費を調整するために、職員数等を変動させることとなる。

2.3 行財政改革と自治体職員数の減少

2000 年代に入り、歳入面では地方税収入の伸び悩みや地方交付税の減少、財源補填のための公債発行がある一方、歳出面では高齢化に伴う社会保障関係経費が増加し、財政運営が厳しい地方自治体も見られるようになった。同時に、国の慢性的な財源不足もあり、財源対策としての地方自治体改革が進められた。改革の中核は人件費削減であり、給与是正をはじめとして、指定管理者制度を踏まえた施設管理業務の外部化、現業職業務の民間委託、事務事業の機械化、団塊世代職員の大量退職を契機とした正規職員から非正規職員への転換などにより、正規職員の削減策が行われた。

その影響は、市町村職員数の変化として表れている。全市町村の正規職員数は、2000 年度の 153 万 7 千人からほぼ一貫して減少し、2015 年度までに 19.6%減少して 123 万 6 千人になっている。特に、国主導で行われた 2005 年度から 2009 年度までの「集中改革プラン」の期間における職員数の減少が大きい。図 1 より、2000 年度以降の部門別の変化をみると、教育部門の職員数が約 41%と最も大きく減少している。次いで、一般管理や福祉などの一般行政部門が約 20%減、病院や社会インフラを担う公営企業等会計部門が約 13%減となっている。一方、消防部門は近年の防災対応のため組織基盤の強化が図られており、約 4%増加している。

図 1 全市町村の部門別正規職員数の推移



出所：総務省「地方公共団体定員管理調査」より筆者作成。

このような地方自治体の制度や状況を踏まえて、本章では、2000年代における地方自治体職員の労働需要の決定要因ならびに動学的な調整行動を分析する。具体的な要因として、各市町村の担税能力、職員賃金ならびに人口特性に注目し、正規職員に対する労働需要行動を分析する。分析では、市町村の基幹的業務を遂行する一般行政部門を主な対象とするが、比較対象として、教育部門と消防部門、ならびに普通会計職員数全体も併せて分析する。

本章では正規職員の雇用調整に焦点を当てることで、公務労働における労働需要の変化要因を解明するための一助となすことを目的とする。

3. 分析の枠組み

3.1 中位投票者モデルに基づく実証モデル

本章では、地方公共サービスの需要モデルとして一般的な、「中位投票者モデル」(median voter model) に依拠した労働需要モデルを推定する。前述の通り、日本の地方レベルの公共サービス需要に関しては、従来、中位投票者モデルの妥当性が

検証されてきた（長峯・奥井（1999），土居（2000），板谷・佐野・山口（2002），高橋・宮本（2004），林（2006），中澤・宮下（2008））。その結果，日本の都道府県財政において，あるいは地方政府が裁量を持つ事業費（土木費やそのうちの普通建設事業費）や地域を限定した市町村において，中位投票者の選好を反映した分権的需要モデルが適合する可能性が示唆されている。しかし他方で，林（2006）は，投票の争点の単一性や中位投票者の同一性の仮定，さらに各地域における所得分布の同一性等といった観点から，中位投票者モデルの適用の妥当性の問題を指摘し，中澤（2012）もまた，従来の分析結果の再検証を通じて同モデルの妥当性の乏しさを指摘している。このように，日本の地方自治体における同モデルの適用に関しては，コンセンサスが得られているとはいえない状況にある。そこで本章では，公務員需要モデルとしての同モデル適用の妥当性の検証をも目的としつつ，実証研究を行う。具体的に，以下では，中位投票者の選好に基づく公共財需要をベースとしつつ，そこに国や都道府県からの補助金や，市町村の独自要因を導入した Bergstrom, Dahlberg and Mork（2004）に依拠して，中位投票者の最適化問題を描写する。

まず，自治体 i ，時点 t の中位投票者の効用を次のような関数で表す。

$$U_{it} = U(X_{it}, e_{it}) \quad (1)$$

ただし，効用関数 $U(\cdot)$ は準凹関数で， X_{it} は価格 1 の私的財， e_{it} は一人当たり公共財を表す。中位投票者は，個人の予算制約と地方自治体の予算制約の 2 つの制約条件下で効用最大化を図るものとする。

個人の予算制約は，私的財の消費が可処分所得額を超えてはならないので，次のようになる。

$$X_{it} = (1 - t_{it})y_{it}^m \quad (2)$$

ただし， t_{it} は地方税率， y_{it}^m は中位投票者の課税前所得額である²³。

²³ 欧米においては，中位所得者の投票行動に焦点を当てた多くの研究が行われているが，中位投票者の所得水準については様々な見解がある。このうち，Inman（1979）や

さらに，最大化問題は次のような自治体の予算制約によって制約を受ける。

$$t_{it}N_{it}\bar{y}_{it} + G_{it} = w_{it}N_{it}^d \quad (3)$$

ただし， N_{it} は住民数， $\bar{y}_{it}$ は個人の課税前所得額の平均， G_{it} は国や都道府県からの補助金（交付税や支出金）， w_{it} は職員の賃金率， N_{it}^d は自治体の職員数を示す。

一人当たり公共財 e_{it} を供給するために必要な雇用者数を n_{it}^d とし，(3)式を地方税率について解いて，(2)式に代入すると以下が得られる。

$$X_{it} = y_{it}^m + \tau_{it}(g_{it} - w_{it}n_{it}^d) \quad (4)$$

ただし， g_{it} は1人当たり補助金である。また， $\tau_{it} = y_{it}^m/\bar{y}_{it}$ は各中位投票者が支払う租税価格（tax price）と呼ばれる（Bergstrom, Dahlberg and Mork（2004）²⁴）。これは公共財を一単位追加するときの税の支払額であり，個人の限界コストと解釈される。

(4)式と，生産関数 $e_{it} = f(n_{it}^d)$ を(1)式に代入すると，次の最大化問題が得られる。

$$\max_{n_{it}^d} U = U[y_{it}^m + \tau_{it}(g_{it} - w_{it}n_{it}^d), f(n_{it}^d)] \quad (5)$$

実証モデルに応用する労働需要関数を得るために，Bergstrom, Dahlberg and

Turnbull and Mitias (1999)は，中位投票者の所得は所得分布の中位所得者で代理できるとする一方，Epple and Romano (1996a,b)やFletcher and Kenny (2008)はそのような傾向を否定している。そして近年，Brunner and Ross (2010)はカリフォルニア州における教育問題に関する住民投票の分析結果から，中央値より低い収入層の行動が政策を決定していることを明らかにしている。つまり，中位投票者の所得水準は政策によって一定ではないことを示唆している。しかし本章では，地方自治体の行政サービス全般の提供主体である，職員数の需要を分析するため，先行研究に従って，中位所得者を中位投票者として想定する。

²⁴ 通常，「租税価格」は公共財の限界費用（1単位当たりのコスト）×tax shareとして定義される。そのため，本章が依拠するBergstrom, Dahlberg and Mork (2004)の定義とは異なる点に留意されたい。

Mork（2004）は、生産関数を $e_{it} = an_{it}^d$ なる線形関数とし、効用関数を次のような形で特定化している。

$$\max_{n^d} U = \exp \left\{ - \left(1 + \frac{\beta(y_{it}^m - \tau_{it}(w_{it}n_{it}^d - g_{it}) + s_{it})}{b - an_{it}^d} \right) \right\} \left(\frac{\beta}{an_{it}^d - b} \right) \quad (6)$$

ただし、 $b = a(\alpha/\beta)$ 、 $s_{it} = (z_{it}/\beta) + (\alpha/\beta^2)$ であり、ベクトル $z = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \delta_2 z_2 + \dots$ は地方自治体の社会経済的な特性を表わす。

(6) 式の最大化問題を解くと、最適雇用量 n_{it}^{d*} に関する地方自治体の労働需要関数は、以下の式で表される。

$$n_{it}^{d*} = z_{it} + \beta(y_{it}^m + g_{it}\tau_{it}) + \alpha w_{it}\tau_{it} \quad (7)$$

これは、毎期の自治体の最適雇用量が、当期の中位投票者の課税前所得、ならびに租税価格でウェイト付けした国や都道府県からの補助金や職員賃金、そして自治体の社会経済特性によって決まることを示す²⁵。

しかしながら、諸外国の研究では地方公務員の労働需要は景気変動に非感応であることが示されており、日本の地方公務員数の時系列変化もまた、「集中改革プラン」の影響を受けた 2005 年度から 2009 年度において減少幅が大きくなっているものの、総じて緩やかである。制度的には、地方公務員法において担当職務がなくなった場合の免職（解雇）が定められているものの、実際には公務員の削減（や増員）には雇用調整費用がかかると考えられる。そのため、各期の労働需要と最適雇用量との乖離を想定する必要がある。

そこで実証分析では、各年の最適雇用量 (n_{it}^{d*}) と実際の雇用量 (n_{it}^d) を区別し、実際の雇用量と一期前の雇用量との差は、最適雇用量と一期前の雇用量との差に雇用調整係数 (λ) をかけたものとして、次式で表す。

²⁵ 本章では、課税対象者の選好に依拠した中位投票者モデルを推定する。しかしながら、課税対象者は有権者数の 5 割強に止まっており、高齢者や子育て中の専業主婦の存在が捨象されてしまう。そのため、自治体の社会経済特性 (z) として高齢者比率ならびに若年比率を用いることで、この問題に部分的に対処する。

$$n_{it}^d - n_{it-1}^d = \lambda(n_{it}^{d*} - n_{it-1}^d) \quad (8)$$

先の(7)式を(8)式に代入すると次式が得られる。

$$n_{it}^d = z_{it} + \phi_1 y_{it}^m + \phi_2 g_{it} \tau_{it} + \phi w_{it} \tau_{it} + (1 - \lambda)n_{it-1}^d \quad (9)$$

ただし、 $\phi_1 = \lambda\beta$ 、 $\phi_2 = \lambda\beta$ 、 $\phi = \lambda\alpha$ 、 $z = \lambda\delta_0 + \lambda\delta_1 z_1 + \lambda\delta_2 z_2 + \dots$ である。また、 λ は雇用調整速度とも呼ばれ、0から1の範囲の値を取り、 λ が小さいほど自治体の雇用調整が緩慢であることを示す。

なお、本章が依拠する理論によれば、中位投票者の所得に関するパラメーター ϕ_1 と、補助金のパラメーター ϕ_2 は等しくなる。しかしながら、地方財政に関するこれまでの実証研究は、補助金が財政支出に与える効果は、個人所得の増加による効果よりも大きいことを繰り返し確認している（長峰（1988）、土居（2000）、宮良・福重（2001））。このように、補助金の増加が減税などで住民に還元されることなく、財政支出という形で地方の歳出に張り付いてしまう現象は「フライペーパー」（flypaper, 蠅取り紙）効果と呼ばれる。そのため、ここでもフライペーパー効果の存在を想定してパラメーターを区別する。

実際の推定モデルは、(9)式に地域固定効果(θ_i)、ならびに時間効果(δ_t)を加えた、

$$n_{it}^d = z_{it} + \phi_1 y_{it}^m + \phi_2 g_{it} \tau_{it} + \phi w_{it} \tau_{it} + (1 - \lambda)n_{it-1}^d + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

で表される²⁶。以下、本章では市町村パネルデータを用いて(10)式を推定するが、説明変数にラグ付き従属変数が含まれている。この場合、Wooldridge（2010）が指摘するように、ラグ付き従属変数は強外生性を満たさないため、固定効果モデルで得られる推定量は一致性を持たない。しかし、このような場合でも弱外生性が満たされるなら、ラグ付き従属変数に対して適切な操作変数を用いることで一致推

²⁶ 石田（2015）や米岡（2017）は、公務員数の決定要因として労働組合や首長の影響を明らかにしているが、本章の分析期間においてこれらのデータを入手することは困難である。そのため、時間を通じて変動する各自治体の政治的要因を考慮した分析は今後の課題として残されている。

定量を得ることができる。本章では、Arellano and Bond (1991) に従い、ラグ付き従属変数の操作変数にそれ以前の全ての雇用量を用いて、GMM (Generalized Moment Method, 一般化積率法) 推定を行う。

3.2 データ

本章では、職員数について連続したデータが利用可能な 2003 年度から 2015 年度までの市町村のパネルデータを用いる。分析対象の選定方法は次の通りである。第 1 に、分析対象を、市町村合併を経験していない自治体に限定する。周知のように、分析期間中には「平成の大合併」があり、多くの自治体が市町村合併を経験した。合併を選択した自治体は財政不安があり、行財政改革を進めて職員数も削減している可能性があるが、継続した行財政運営を仮定した分析が困難であること、また合併そのものが労働需要に影響を与える可能性があることから、これらの自治体を除外する。

第 2 に、地方自治体の中でも、人口規模が小さい「町村」には単独の消防組織が少なく、教育職がない場合もあるため、「市」のみを分析対象とする²⁷。ただし、市の中でも実施する業務が他の自治体と相当の差異がある政令指定都市と、財政調整制度が異なる東京都の区は対象から除外する。

職員数のデータは、総務省「地方公共団体定員管理調査」より、市町村別の普通会計職員数および一般行政部門、教育部門、消防部門の職員数を用いる。

決算数値関連については、各年度の「決算カード」に基づき、地方交付税、国および都道府県支出金、人件費（所定内給与総額）を利用する。

市町村の社会経済特性として、総務省「住民基本台帳に基づく人口」により 15 歳未満人口、65 歳以上人口の比率を使用する²⁸。さらに、日本の先行研究では、公共サービスの供給において（住民人口による）規模の経済の存在を繰り返し明らかにしてきたことを考慮し、本章でも人口および人口の二乗項を用いる。

²⁷ 実際には、町村の中でも人口規模の大きい自治体が存在する。そこで、総務省が規定する類似団体の人口要件として、（分析期間当初の 2003 年度において）人口 2 万人以上であった大規模な町村のみのパネルデータを構築して別途、分析した。その結果、一般行政職部門の需要モデルでは、職員給与や国・都道府県支出金の効果および雇用調整速度について市と同様の結果が得られている。

²⁸ 住民基本台帳法の改正に伴い、2014 年度から 1 月 1 日に調査基準日が変更（従前 3 月 31 日）になっているが、年度データと解釈してそのまま用いている。

中位投票者の所得は、総務省「市町村税課税状況等の調」の各年度に記載されている市町村民税の所得割の課税標準段階別納税義務者数のデータを利用する。具体的には、中澤・宮下（2008）の方法にならい、16段階の納税義務者数の分布から、累積相対度数が全納税義務者数の50%に該当する納税義務者の所得を算出して中位所得とした²⁹。

以上の変数のうち、職員給与、地方交付税および国・都道府県支出金は、消費者物価指数やGDPデフレーターを用いて実質化した。また、東日本大震災の影響により、2011年の教育職および消防職が欠落している陸前高田市のデータについては、前後のデータから線形補完している³⁰。さらに、一部事務組合を設立しているケースが多い消防職については、一部データを修正した³¹。

最後に、(10)式の推定モデルに基づく変数の定義を説明する。

被説明変数の職員数(n_{it}^d)には、住民一人当たり職種別職員数を用いる。説明変数のうち、市町村の社会経済特性(z_{it})には、人口と人口の二乗項、15歳未満比率および65歳以上比率の1期ラグを使用する。中位所得(y_{it}^m)には中位投票者の実質課税前所得を用いる。租税価格でウェイト付けした国や都道府県からの補助金($g_{it}\tau_{it}$)には、住民一人当たりに換算した地方交付税ならびに国・都道府県支出金の実質額と、中位所得÷平均所得で定義される租税価格の積を用いる。租税価格でウェイト付けした職員賃金($w_{it}\tau_{it}$)には、普通会計職員一人当たりの実質所定内給与と租税価格の積を用いる。以上の被説明変数および説明変数については、各説明変数の被説明変数への影響を、(一定の)弾力性として共通の基準から評価するため、15歳未満比率および65歳以上比率を除く全ての変数を対数変換して用いる。

以上の各変数の記述統計量は表1に示す通りである。

²⁹ 所得階層に関しては、2004～2005年度の16区分が2006年以降は9区分に統合されている。

³⁰ 東日本大震災の影響を考慮し、東北3県（岩手県・宮城県・福島県）の市町村を除いた推定も行ったが、結果には大きな差異はみられなかった。

³¹ 具体的には、消防職が3人以下の市については、実質的な消防組織とは言えないため分析から除外した。

表 1 記述統計量

変数名	N	平均	標準誤差	最小値	最大値
人口当たり普通会計職員	4,224	0.007	0.002	0.003	0.028
人口当たり一般行政職	4,224	0.005	0.002	0.003	0.020
人口当たり教育職	4,224	0.001	0.001	0.000	0.005
人口当たり消防職	2,076	0.001	0.001	0.001	0.006
若年比率（一期ラグ）	4,224	0.136	0.020	0.058	0.208
高齢者（一期ラグ）	4,224	0.231	0.058	0.087	0.477
人口（一期ラグ）	4,224	106358	101183	3823	610662
対数人口（一期ラグ）	4,224	11.230	0.817	8.249	13.322
対数人口2乗（一期ラグ）	4,224	126.787	18.491	68.043	177.484
中位所得	4,224	132.744	27.394	76.789	203.575
地方交付税	4,224	48.375	55.874	0.071	517.552
国・都道府県支出金	4,224	54.679	76.814	13.421	2655.649
平均賃金	4,224	3182.640	394.014	1925.085	6071.822

注：消防職の職員数については、実質的な消防組織と言えない市を除外しているため、他の変数とはサンプルサイズが異なる。

3.3 推定の手順

まず、ベースラインとして、Bergstrom, Dahlberg and Mork（2004）に準じたモデルを用いて、部門別に一般行政職、教育職および消防職に区別して推定し、合わせて合計としての普通会計職員合計も推定する。

次に、自治体の財政状況を区別した推定を行う。2で述べたように、地方財政の厳しい状況を受けた行財政改革により、2000年代以降、各自治体において正規職員（定数内職員）の削減が進められた。つまり行財政改革の影響は、財政状況の厳しい自治体において顕著に表れる可能性がある。そこで、自治体の財政状況を示す指標として、(1) 税収など経常一般財源に占める人件費や公債費などの義務的な支出の割合を表した「経常収支比率」、ならびに、(2) 基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の過去3年間の平均値として示される「財政力指数」に注目する。ここで、前者は自治体の財政の弾力性を、後者は財政力を示す³²。分析では、

³² データの出所は、各年度における決算確定データである。

分析期間の初め（2003 年度）の財政状況の分布に基づいてサンプルを四分位別に区分し、財政状況毎の動学的な雇用調整行動を検証する。

また、推定係数については、(10)式の ϕ_1 、 ϕ_2 および φ に注目するが、これは前述の通り、最適需要モデルにおけるパラメーター（ β および α ）と雇用調整速度（ λ ）の積の形をとっており、「短期の弾力性」と解釈される（Bergstrom, Dahlberg and Mork（2004））。本章では、 ϕ_1 、 ϕ_2 および φ のそれぞれを λ で除した「長期の弾力性」の結果も表示し、それぞれについて考察する。

なお、推定モデルに関する検定として、過剰識別性制約が満たされるという帰無仮説についての検定である Sargan テストを行う。また、誤差項の系列相関については、Arellano-Bond の 2 次の自己相関について検定する³³。

4. 推定結果

4.1 部門別職員数の推定結果

表 2 は、市に関するベースラインの推定結果である。自治体の基幹的業務を担う一般行政部門では、中位所得の係数が正であり、職員給与（賃金）の係数が負でこれらはいずれも本章の理論予測に一致する。ただし、中位所得の係数は統計的に有意ではない。一方、労働需要の増加要因として想定される地方交付税の係数は負で統計的に有意、国・都道府県支出金の係数は正だが統計的に有意ではない。地域特性としての人口については、若年・高齢者比率とも係数は負、人口の一次項は負で二次項は正であり、いずれも統計的に有意でない。また、一期前の職員数の係数が約 0.76 であり統計的に有意である。本章が依拠する雇用調整モデルに基づけば、雇用調整速度は約 0.24（ $=1-0.76$ ）と極めて緩慢であることを示す³⁴。以上のパラメーターのうち、中位所得、地方交付税、国・都道府県支出金および職員賃金の長期の弾力性についてみると、地方交付税以外は符号条件を満たしているが、中位所得および国・都道府県支出金については統計的に有意でない。

³³ Alleran and Bond（1991）の GMM 推定では、一階階差の固定効果推定において、誤差項に系列相関がないとする重要な仮定がある。したがって、本章では、2 次の誤差ラグ項の自己相関がないとする帰無仮説を検定する。

³⁴ 本章が依拠した、Bergstrom, Dahlberg and Mork（2004）のスウェーデンの市町村の雇用調整速度は 0.49～0.59 である。厳密な分析手法が異なるため単純な比較は難しいものの、日本の市において雇用調整速度が緩慢なことがわかる。

次に、消防部門については、説明変数の符号は一般行政部門と同様であり、地方交付税の係数が統計的に有意になっている。これらの長期の弾力性については全て統計的には有意でない。また、雇用調整速度は約 0.48 と大きな値となっている。なお、普通会計全体と教育部門においては、Sargan テストによる過剰識別検定が棄却されているため結果を議論出来なかった³⁵。

³⁵ 前述の通り、人口規模が大きい町村のみの分析も行った。その結果、(1)一般行政職部門の職員数については、職員給与の係数は負、国・都道府県支出金の係数は正でいずれも統計的に有意であること、(2)一期前の職員数の係数は約 0.71 で統計的に有意であり、雇用調整速度は市よりは若干早いものの緩慢であること、(3)その他の変数の係数は全て統計的に有意ではないこと、などの結果が得られた。

表 2 市の部門別職員数の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	一般行政部門	教育部門	消防部門	普通会計職員
若年比率（一期前）	-0.279 (0.376)	0.412 (0.808)	-0.651 (0.482)	-0.094 (0.331)
高齢者比率（一期前）	-0.028 (0.128)	-0.697* (0.367)	-0.298 (0.197)	-0.300** (0.143)
対数人口（一期前）	-0.870 (0.804)	-0.667 (1.222)	-0.613 (0.786)	-1.309 (0.842)
対数人口二乗（一期前）	0.045 (0.035)	0.033 (0.054)	0.032 (0.036)	0.064* (0.037)
対数中位所得	0.0243 (0.024)	0.012 (0.075)	0.015 (0.045)	-0.034 (0.035)
対数地方交付税	-0.003** (0.001)	-0.008** (0.003)	-0.003* (0.002)	-0.003** (0.001)
対数国・都道府県支出金	0.005 (0.003)	-0.005 (0.007)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)
対数平均賃金	-0.043*** (0.015)	-0.002 (0.048)	-0.018 (0.018)	-0.019 (0.027)
職種別の対数職員数（一期前）	0.759*** (0.070)	0.572*** (0.159)	0.475*** (0.170)	0.810*** (0.048)
定数項	5.162 (4.455)	5.354 (6.894)	5.578 (4.574)	8.235* (4.655)
市の数	352	352	173	352
サンプルサイズ	3,872	3,872	1,903	3,872
Sarganテスト	69.15 (0.339)	81.25 (0.084)	76.27 (0.160)	92.04 (0.015)
2次の自己相関テスト	0.334 (0.739)	0.105 (0.916)	1.631 (0.103)	-0.158 (0.874)
長期の弾力性				
対数中位所得	0.101 (0.099)	0.029 (0.170)	0.029 (0.082)	-0.179 (0.190)
対数地方交付税	-0.012* (0.007)	-0.019* (0.011)	-0.007 (0.004)	-0.014** (0.007)
対数国・都道府県支出金	0.021 (0.013)	-0.011 (0.015)	0.007 (0.007)	0.022 (0.016)
対数平均賃金	-0.176** (0.084)	-0.006 (0.113)	-0.033 (0.038)	-0.098 (0.154)

注：（ ）内は robust 標準誤差を示す。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。推定式には年ダミーを含む。

Sargan テストは、過剰識別が満たされるという帰無仮説に関する検定であり、下段の（ ）内は p 値を示す。2 次の自己相関テストの上段は z 値を、下段の（ ）内は自己相関がないという帰無仮説を棄却する水準を示す。

4.2 自治体の財政状況と雇用調整行動

以上から、基幹的業務を遂行する一般行政部門については、各種の検定を通過し、かつ統計的に有意な説明変数が散見されることから、ラグ付き従属変数を用いた部分調整モデルがフィットしている。そこで、分析対象を、市の一般行政部門に限定し、地方自治体の財政状況と雇用調整行動を分析する³⁶。

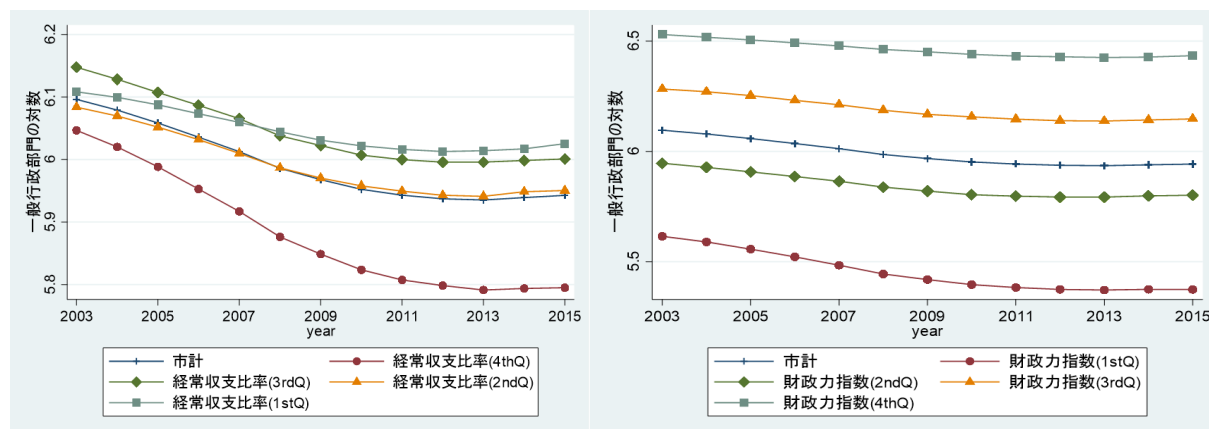
図3は、分析期間の2003年度の「経常収支比率」ならびに「財政力指数」の分布に基づいてサンプルを四分位に区分し、それぞれの住民一人当たり職員数（対数形）の推移を示したものである。

住民一人当たり職員数は、2011年または2012年まで減少した後、増加傾向に転じている。特に経常収支比率でみた場合（図3(a)）は、期間初めの経常収支比率が高いほど、2003年から2012年までの職員数の減少が大きくなっており、財政の弾力性が低い市において、雇用調整が進んだことが示されている。

図3 期間初め（2003年度）の財政状況別にみた一般行政職職員数の推移

(a) 経常収支比率

(b) 財政力指数



注：指標の定義により，(a)については，4th Quartile から 1st Quartile の順に「財政の弾力性」が高いことを，(b)については，1st Quartile から 4th Quartile の順に「財政力」が高いことを示す。

表3および表4は、期間初めの財政状況別に部分調整モデルを推定した結果であ

³⁶ 町村の一般行政部門についても財政状況別の分析を行ったが、推定モデルが収束しなかったため特定化ができなかった。

る。全てのモデルにおいて、操作変数の過剰識別検定と誤差項の二次の自己相関に関する検定を通過している。

まず、雇用調整速度に注目する。「経常収支比率」（表 3）では、財政の弾力性が低い順に雇用調整速度が速く、財政状況が最も厳しい市では 0.28 程度になる。この傾向は、「財政力指数」（表 4）においても概ね同様である。推定結果によると、期間初めの財政力が中央値以下の市では、調整速度が 0.34～0.43 と大きい一方、財政力が中央値を超える市の雇用調整は相対的に緩慢である。

労働需要モデルに基づく変数については、短期でも長期でも、おおむね負の賃金弾力性が観察されるものの、財政状況が最も悪い市のみ、賃金との関係が不明確である。一方、中位所得の係数と地方交付税の係数の符号は、正と負が混在しており、財政状況とのシステマティックな関係は見られない。国・都道府県からの支出金の係数は、短期でも長期でも多くの場合正であるが、一部を除き統計的に有意な結果は見られなかった。

表 3 期間初め（2003 年度）の経常収支比率別の推定結果（一般行政部門）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	経常収支 4 thQ	経常収支 3thQ	経常収支 2thQ	経常収支 1thQ
若年比率（一期前）	-1.605 (1.305)	-0.970 (0.644)	-0.312 (0.412)	0.573 (1.002)
高齢者比率（一期前）	-0.651 (0.579)	-0.158 (0.272)	-0.0456 (0.204)	-0.364 (0.232)
対数人口（一期前）	-0.106 (1.122)	-1.234 (0.885)	-0.002 (0.876)	-6.673** (2.667)
対数人口二乗（一期前）	0.015 (0.056)	0.065 (0.041)	0.012 (0.041)	0.301*** (0.116)
対数中位所得	0.024 (0.100)	0.024 -0.052	0.047 -0.038	-0.021 -0.043
対数地方交付税	-0.007 (0.006)	-0.003 (0.002)	-0.006** (0.003)	0.003 (0.002)
対数国・都道府県支出金	0.013 (0.013)	0.005 (0.006)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.014)
対数平均賃金	0.089 (0.191)	-0.107** (0.046)	-0.024 (0.028)	-0.034* (0.020)
職種別の対数職員数（一期前）	0.723*** (0.090)	0.771*** (0.078)	0.792*** (0.102)	0.811*** (0.113)
定数項	0.515 (6.327)	7.906 (4.987)	-0.223 (4.554)	38.39** (15.16)
市の数	88	86	90	88
サンプルサイズ	968	946	990	968
Sarganテスト	76.43 (0.157)	68.19 (0.369)	62.50 (0.565)	69.31 (0.334)
2次の自己相関テスト	-0.368 (0.713)	0.312 (0.755)	0.743 (0.457)	1.276 (0.202)
長期の弾力性				
対数中位所得	0.087 (0.347)	0.103 (0.223)	0.224 (0.223)	-0.111 (0.252)
対数地方交付税	-0.027 (0.022)	-0.012 (0.012)	-0.030 (0.023)	0.017 (0.014)
対数国・都道府県支出金	0.046 (0.052)	0.020 (0.029)	0.004 (0.018)	-0.007 (0.074)
対数平均賃金	0.323 (0.720)	-0.467*** (0.170)	-0.114 (0.132)	-0.179 (0.159)

注：表 2 に同じ。

表 4 期間初め（2003 年度）の財政力指数別の推定結果（一般行政部門）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	財政力1thQ	財政力2thQ	財政力3thQ	財政力4thQ
若年比率（一期前）	-1.336 (1.628)	-1.067* (0.585)	-0.476 (0.725)	-0.502 (51.37)
高齢者比率（一期前）	-1.633* (0.856)	0.244 (0.295)	0.088 (0.267)	0.032 (9.625)
対数人口（一期前）	1.723 (1.322)	-3.296*** (1.180)	0.673 (1.158)	-2.510 (77.57)
対数人口二乗（一期前）	-0.094 (0.072)	0.167*** (0.053)	-0.016 (0.052)	0.126 (4.021)
対数中位所得	-0.002 (0.096)	0.084* (0.050)	-0.083 (0.062)	-0.099 (3.312)
対数地方交付税	-0.045* (0.025)	0.013 (0.010)	0.000 (0.004)	-0.001 (0.093)
対数国・都道府県支出金	-0.003 (0.007)	0.014** (0.005)	0.000 (0.004)	0.006 (0.492)
対数平均賃金	0.074 (0.121)	-0.180*** (0.057)	-0.037 (0.028)	-0.048 (0.767)
職種別の対数職員数（一期前）	0.574*** (0.095)	0.657*** (0.124)	0.811*** (0.059)	0.749 (4.571)
定数項	-5.128 (5.951)	18.90*** (6.631)	-3.757 (6.441)	14.66 (411.3)
市の数	90	86	93	83
サンプルサイズ	990	946	1,023	913
Sarganテスト	68.22 (0.369)	67.57 (0.389)	55.94 (0.781)	57.32 (0.740)
2次の自己相関テスト	0.515 (0.607)	0.143 (0.886)	0.280 (0.779)	-0.052 (0.959)
長期の弾力性				
対数中位所得	-0.006 (0.225)	0.245 (0.170)	-0.439 (0.367)	-0.392 (6.051)
対数地方交付税	-0.106 (0.065)	0.038 (0.030)	0.001 (0.020)	-0.002 (0.410)
対数国・都道府県支出金	-0.006 (0.017)	-0.040* (0.022)	0.002 (0.021)	0.023 (1.532)
対数平均賃金	0.174 (0.298)	-0.526** (0.238)	-0.197 (0.179)	-0.191 (0.438)

注：表 2 に同じ。

4.3 考察

推定結果から、市（および大規模な町村）の職員の中でも、中核的業務を担う一般行政部門の正規職員数については、本章で特定化した部分調整モデルがフィットすると言える。一般行政部門のなかでも、事務部門は、国の法令等による職員の配置基準が少なく、自治体が主体的に職員配置を決める余地が比較的大きいためであると考えられる。

一般行政部門の労働需要には、平均的には負の賃金弾力性が観察されることから、平均賃金の上昇は、正規職員の減少要因となることが示唆される。これは諸外国の研究結果とも整合的である。

地域特性としての人口については、若年比率や高齢者比率の係数は概ね負を示しているものの統計的に有意ではなく、職員数との関係を見出すことはできなかった。また、表 2 より、人口の弾力性は一次項が負、二次項が正であり、日本の先行研究が明らかにした職員数に対する「規模の経済」の存在が示唆されるものの、統計的に有意ではなかった。

一方、中位投票者モデルにおいて、地方自治体の予算制約を構成する要素である、中位所得、地方交付税ならびに国・都道府県支出金については、ほとんどの推定結果において統計的に有意でないか、理論モデルの想定とは異なる結果が得られた。特に、中位所得と職員数との間に統計的に有意な関係は見られなかった。このことは、従来、中位投票者モデルに適合的な結果が得られている欧米と日本では、国と地方自治体の財政調整制度や、課税自主権など行財政制度が異なっているために、同モデルの日本の地方自治体への適用に限界があることを示しているといえる。また、地方交付税と職員数の負の関係もまた、理論の想定とは異なっている。地方交付税については、従来、財源不足額を国と地方自治体がそれぞれ半分を負担するルールや、不足分を借入金で措置するなど、本来の制度が歪められているとの指摘がある³⁷。その影響が推定結果に表れたと考えられる。したがって、これまでの実証研究で繰り返し確認された地方交付税の「フライペーパー」効果は、自治体職員の労働需要の観点から議論することができなかった。

以上の労働需要要因を考慮したうえで、一般行政部門の職員の雇用調整速度は、

³⁷ 折半ルールに関しては鎌田（2010）が詳しい。

平均的には 0.2 と小さく、公務員の正規職員の雇用調整費用が高いことが示唆された。しかしながら、観察期間の当初において財政の弾力性に問題があるか財政力が弱い自治体では、雇用調整速度が 0.4 程度と相対的に高いことも確認された。これは、財政状況の悪い自治体において正規職員の削減が強力に進められたことを示している。

5. おわりに

本章では、先行研究の乏しい地方自治体の労働需要の決定メカニズムに着目した。なかでも市町村合併を経験しなかった自治体における正規職員の労働需要について、その決定要因と雇用調整速度を探ることを目的とした。市町村合併の影響を取り除くため、合併を行わなかった市町村における 2003 年度から 2015 年度のパネルデータを用いて、部門別の正規職員需要の決定要因を分析した。主な結果は次の通りである。

第 1 に、ラグ付き従属変数を用いた部分調整モデルによれば、市（および大規模な町村）の一般行政部門については労働需要の要因の一部が示された。推定結果から、職員の平均給与の上昇はこの間に観察された正規職員数の減少要因であることが明らかとなった。一方で、中位投票者の所得については、統計的に有意な影響は見られなかった。また、地方の歳入を構成する補助金については、特定財源である国や都道府県の支出金に正の効果が見られたものの、地方交付税に関しては「フライペーパー効果」の存在は確認されなかった。

第 2 に、一般行政部門の平均的な雇用調整速度は、約 0.2~0.3 と極めて緩慢であることが示された。しかしながら、観察期間初めにおいて、財政が硬直的あるいは財政力の乏しい市では、雇用調整速度がおおよそ 0.4 程度と相対的に高いことも判明した。すなわち、財政状況の悪化を背景とした地方自治体の行財政改革は、自治体の基幹的業務を担う一般行政部門においても、業務の外部化等を通じて正規職員の削減を進めたものと考えられる。

もとより、本章には残された課題がある。第 1 に、本章が依拠した中位投票者モデルは、欧米では妥当な結果を導き出すことができているものの、課税自主権などの行財政システムが異なる日本の地方自治体に適用することに限界があることが

明らかになった。今後は、日本の行政システムに即した労働需要のメカニズムを探求する必要がある。第2に、地方自治体の職員は、本章が分析対象とした正規職員のみならず、いわゆる定数外の「臨時・非常勤職員」から構成されている。近年の調査によれば、後者のシェアは28%程度に上るとされており、今後は非正規職員に関するデータの蓄積を待って、自治体職員全体の労働需要を分析する必要がある。

参考文献

- 石田三成（2015）「地方公務員の給与削減に関する実証分析」『財政研究』第 11 巻，pp.191-211.
- 板谷淳一・佐野博之・山口力（2002）「補助金に関するフライペーパー効果の理論と実証」『経済学研究（北海道大学）』第 52 巻第 3 号，pp 69-85.
- 伊藤敏安（2014）「合併市町村における職員数の変化とその要因の検証」『地域経済研究：広島大大学院社会科学部研究科附属地域経済システム研究センター紀要』No.25, pp31-45.
- 鎌田素文（2010）「過去最大の地方財源不足額の発生—平成 22 年度地方財政対策—」『立法と調査』 No.301，pp.40-53.
- 五石敬路（2012）「平成の市町村合併における「規模の経済」の検証」『都市総合研究』第 8 巻第 1 号，pp.31-45.
- 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』No.50，pp.88-104.
- 土居丈朗（2000）「都市財政におけるフライペーパー効果とスピルオーバー効果」『地方財政の政治経済学』第 4 章，東洋経済新報社.
- 土居丈朗（2000）「地方歳出における中位投票者仮説」『地方財政の政治経済学』第 5 章，東洋経済新報社.
- 中澤克佳（2012）「中位投票者仮説の再検証」『公共選択』Vol.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』第 50 号,pp.34-39.
- 長峯純一（1988）「地方政府モデルによる公共支出の実証分析：日本におけるフライペーパー効果の検証」『公共選択の研究』第 12 号，pp.65-67.
- 長峯純一・奥井克美（1999）「中位投票者モデル vs 平均投票者モデル—県別単独事業費を用いた推定—」 関西学院大学 Working paper 11, pp.1-33.
- 早川征一郎・松尾孝一（2012）『国・地方自治体の非正規職員』，序章，旬報社.
- 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』第 61 号,pp59-89.
- 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』第 3 巻第 2 号，pp.6-24.

- 林宜嗣・瀬口浩一 (2004)「地方公共サービスの供給と生産性」『関西学院経済学論
究』第 58 巻第 2 号, pp1-28.
- 林亮輔 (2013)「市町村合併による財政活動の効率化－合併パターンを考慮した実
証分析－」『会計検査研究』No.47, pp27-38.
- 村松久良光 (1995)「日本の雇用調整これまでの研究から」猪木武徳・樋口美雄編
『日本の雇用システムと労働市場』第 2 章, 日本経済新聞社.
- 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』No.42, pp.144-161.
- 米岡秀眞(2017)「県レベルの要因が県内市町村の人事行政に与える影響：階層線形
モデルによる給与水準抑制の波及効果に関する実証分析」『公共選択』第 67 号,
pp.23-45.
- Arellano, M., and S. Bond. (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data:
Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.”
Review of Economic Studies, 58, pp.277–297.
- Ashenfelter, O. C. (1979) “Demand and Supply Functions for State and Local
Government Employment: The Effect of Federal Grants on Nonfederal
Governmental Wages and Employment.”, in W. Oates, ed., *Essays in Labor
Market Analysis* (John Wiley and Sons, New York) pp. 1-16.
- Bergstrom, P., M. Dahlberg, and E. Mork. (2004) “The Effects of Grants and
Wages on Municipal Labour Demand.” *Labour Economics* 11, pp.315– 334.
- Brunner, E. and Ross, S. (2010) “Is the median voter decisive? Evidence from
referenda voting patterns.” *Journal of Public Economics* 94: pp.898-910.
- Ehrenberg, R.G. (1973) “The Demand for State and Local Government
Employees.”, *American Economic Review* 63, pp.366-379.
- Epple, D. and Romano, R.(1996a) “Ends against the middle: determining public
service provision when there are private alternatives.” *Journal of Public
Economics* 62, pp.297–325.
- Epple, D. and Romano, R.(1996b) “Public provision of private goods.” *Journal
of Political Economy* 104, pp.57–84.
- Fletcher, D. and Kenny, L.W. (2008) “The Influence of the elderly on school

- spending in a median voter framework.” *Education Finance and Policy* 3, pp.283–315.
- Freeman, R.B. (1987) “How Do Public Sector Wages and Employment Respond to Economic Conditions?.” in D. Wise, ed., *Public Sector Payrolls* (University of Chicago Press, Chicago, IL) pp. 183-213.
- Hamermesh, D. S. (1993) Labor Demand, Princeton, New Jersey: *Princeton University Press*.
- Inman, R. (1979) "The Fiscal Performance of Local Governments: An Interpretative Review," in P. Mieszkowski and M. Straszheim (eds.) *Current Issues in Urban Economics*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, pp. 270–321.
- Sargan, J. (1980) “Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation.” *Econometrica* 48, pp.879– 897.
- Turnbull, G. and Mitias, P. (1999) “The median voter model across levels of government.” *Public Choice* 99, pp.119–138.
- Wooldridge, J. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, The MIT Press.

第3章 平成の大合併が地方自治体職員の雇用に与えた影響 —駆け込み合併終了後の経年変化分析—

1. はじめに

1990年代以降、日本における戦後の地方自治制度を抜本的に見直す「地方分権」が進められた。その目的は、地方分権を進めて、住民に身近な行政は地方自治体が自主的かつ総合的に担うとともに、地域住民が自らの判断と責任において地域の諸課題に取り組めるようにすることとされた。そして、地方自治を進めるためには、一定以上の規模が必要であるとの認識のもと、「平成の大合併」と称される市町村合併が進められた。これは同時に、人口減少や少子高齢化を見据えた市町村の行財政基盤の確立を図るものでもあった³⁸。

以後、市町村合併による「規模の経済」の検証や、歳入・歳出に対する合併の効果を分析した研究が相次いで行われている。このうち、合併が職員数に与えた影響については、五石（2012）が行政効率の視点から自治体別の「職員数」と財政指標を、伊藤（2014）が類似団体ごとの職員数を、林（2013）は人件費格差の視点から自治体別の「職員数」と「職員給」を分析している。これらの研究は、財政面では、市町村合併による「規模の経済」を確認する一方で、職員数を含む人件費について、合併都市は非合併都市に比して改善されていないと結論づけている。ただし、いずれの研究も合併から10年未満の時点の分析であり、合併後の時間経過に焦点をあてた研究ではない。

しかしながら、これまでの研究にはいくつかの残された課題がある。第1に、合併要因に関する研究が示唆するように、市町村合併は決して無作為に意思決定されたものでない。そのため、合併の因果効果の推定にあたっては、合併を経験した自治体の成果指標（職員数等）と、合併を経験した自治体が合併を経験しなかった場合の成果指標を比較する必要がある。さらに、そのうえでなお、市町村合併と自治体の観察不可能な属性が相関する場合には、合併の因果効果に含まれるバイアスに対処する必要がある。これらの問題に対して、Hirota and Yunoue（2017）は、傾

³⁸ 市町村合併に関する記述は、平成22年3月に総務省が発行した『「平成の合併」について』を参照した。

向スコアマッチング法（Propensity Score Matching）を用いて、市町村合併が合併直前の自治体の歳出行動に与えた影響を検証しており、後に続く自治体の財政行動の検証においても、類似の手法が用いられている（Goto and Yamamoto (2018)）。ただし、職員数については、こうした手法による検証はなされていない。

第 2 に、前述した五石（2012）らの自治体の職員数に着目した従来の研究は、平成の大合併の開始から合併が一定程度終息した 2007 年前後までのクロスセクションデータを用いており、分析対象も合併前後の特定の 2 時点に限定されている。しかしながら、合併が地方自治体の行財政運営に与える影響が現れるまでには、時間がかかる可能性がある。合併市町村においては、合併直後の地域間の調整、各種の事務事業統合や行政水準の標準化などの特有の業務が発生する。また、施設などの統合には相当の調整期間がかかる。特に、職員の雇用に関しては、解雇がしにくいという公務員の特性から定年退職者の不補充等の手段を取る場合が多く、雇用調整には長い時間がかかると考えられる。

そこで本章では、市町村合併の選択が無作為ではない点を考慮したうえで、市町村合併が自治体の職員数に与える影響について、合併後 10 年程度の時間の経過を踏まえて検証することを目的とする。具体的には、町田（2006）が指摘するような合併特例措置の適用期限間近の合併（以下では「駆け込み合併」と呼ぶ）が多く行われた 2004 年度と 2005 年度の合併のそれぞれについて個別に注目する。合併市町村については、データを集約して合併後の行政区域を分析単位とし、Hirota and Yunoue（2017）にならって傾向スコアマッチング法を用いる。成果指標として職員数に焦点を当て、合併前の 2002 年度を基準として 2006 年度から 2016 年度までの駆け込み合併終了後の経年変化を分析した。

分析結果によれば、日本の地方自治体の職員数は平均的には減少傾向にあるなかで、2002 年度と比べた合併市町村の職員数の減少は、合併後間もない時期は非合併市町村よりも小さいものの、時間の経過とともにその差が縮小し、合併から 7～8 年が経過した 2012～2013 年度には、非合併市町村よりも縮小幅が統計的に有意に大きくなることが明らかになった。こうした合併直後の職員数の変化の差の傾向は、東日本大震災の被災自治体の観測値を除外しても頑健であった。このような結果の背後には、職員数の調整に時間がかかるという公務員雇用の特徴とともに、合併市町村に対する地方交付税の特例措置が合併後 10 年で終了するという財政面の

制度的要因があるものと推測される。

本章の構成は次の通りである。続く 2 では、平成の大合併に関する制度的背景を概説する。3 では本章が依拠する分析モデルとデータを説明する。4 では分析結果を報告し、5 では頑健性のチェックを行い、つづく 6 では推定結果を議論する。最後に 7 では、本章の要約と結論、ならびに今後の課題を述べる。

2. 制度的背景

2.1 平成の大合併の政策と制度³⁹

平成の大合併の具体的な推進の手法に関しては、1999～2004 年度までは「市町村の合併の特例に関する法律」（旧合併特例法）、2005～2009 年度は「市町村の合併の特例に関する法律」（新合併特例法）、2010～2019 年度は「改正・新合併特例法」と 3 期間で違いがある。

第 1 期の 2004 年度までは、市町村が合併協議会等を設置して自主的に取り組むことに対して、国が情報提供や助言、補助金等の財政支援を行うスタイルで進められた。国による財政支援として、普通交付税の算定に際して合併した市町村が不利益にならないように、合併後の普通交付税の額を合併年度とこれに続く 10 年度については、合併前の区域が存続したと仮定した算定額を下回らないように算定する「合併算定替」が行われた。さらに、その後 5 年度についても、激変緩和期間として設定された。地方債としての合併特例債については、施設等の建設等に必要な財源の 95%を充当可能で、元利償還の 70%を交付税計算に算入できることとした。また、合併推進経費についても起債が認められ、財源の 90%を充当可能で、元利償還の 50%を交付税計算に算入できることになった。ただし、第 1 期目については、2004 年度内に申請を完了し、2005 年度内に合併が成立した市町村についても財政措置の適用が延長されたために、多くの駆け込み合併が発生した。そのため、2005 年度の合併は事実上、第 1 期とみなす必要がある。

第 2 期の 2005～2009 年度（事実上は 2006～2009 年度）は、国や都道府県の積

³⁹ この節については、総務省の市町村合併資料集を参照した。

<https://www.soumu.go.jp/gapei/gapei.html>（最終閲覧日：2021 年 6 月 12 日）

極的な関与が行われた。ただし、財政支援として、普通交付税の合併算定替の適用期間が 5 年間＋激変緩和 5 年間と短くなり、合併推進債の充当率も 90%，交付税への算入も 40%となった。つづく第 3 期の 2010～2019 年度では、合併が概ね終息したものと考えられ、国等の積極的な関与はなくなった。財政支援としての普通交付税の合併算定替の措置は継続されたが、地方債は地域活性化事業債となり、充当率は 90%，交付税算入は 30%となった。

2.2 平成の大合併の結果

平成の大合併では、2018 年度までで 649 件 2,163 市町村が合併を行った。日本の市町村数は、1998 年度末の 3,232 から 1,718 となり、概ね半数になった。合併件数は、1999 年度の兵庫県篠山市（当時）を皮切りに、1999 年度から 2002 年度までは 4 年間で 12 件 32 市町村であったのが、2003 年度から前述の第 1 期の特例措置を含めた 2005 年度までにおいて、570 件 1,961 市町村とピークを迎えた。事実上の第 2 期である 2006～2009 年度の合併は 60 件 154 市町村と減少している、さらに、2010～2014 年度の合併は 7 件 16 市町村であり、2015 年度以降には合併は行われておらず概ね終息している。

中澤・宮下（2016）は、2003～2005 年度に急速に合併が進んだ背景として、2004～2006 年度に実施されたいわゆる「三位一体の改革」を挙げている。この改革により、地方交付税は 3 年間で約 5.1 兆円と大幅に縮減され、巨額の債務や社会福祉経費の増大などと相俟って、地方財政を大幅に悪化させた。そのため、各自治体は前述した手厚い財政支援もあって合併を選択したと指摘する。また、総務省（2010）の総括では、平成の大合併は地域ごとには大きな差異はあるが全体としては大きく進展したと評価する一方、地域主権を担う市町村の行財政基盤の強化が必要である点を課題として挙げている。

そこで本章では、平成の大合併が本格化する前の 2002 年度から 2016 年度までのデータを利用して、財政支援制度が大きく、合併件数も多い第 1 期の合併市町村における職員数の推移を分析し、市町村合併が地方公務員の雇用に与えた影響を考察する。

3. 分析の枠組み

3.1 傾向スコア分析の考え方

本章では、合併市町村を処置群とし、非合併市町村を対照群として傾向スコアマッチングを行い職員数の差を推定する⁴⁰。傾向スコアマッチングは、処置群と対照群について、複数の観察可能な属性を揃える代わりに、処置される確率である傾向スコア（Propensity Score）という1つの変数を属性から推定し、その予測値を用いて処置群と対照群の成果指標をマッチングする手法である。この手法でマッチングし、処置群における平均処置効果（Average Treatment effect on Treated, 以下、ATT という）を推定する。Rosenbaum and Rubin(1983)が提案した、傾向スコアマッチング法による ATT の推定に関する標準的なモデルは、Cameron and Trivedi (2005)に示される通りであり、ここでは説明を割愛する。

本章で用いるATTは次式で示され、この推定量はPSM-CS（クロスセクション・マッチング）推定量とも呼ばれる。

$$\hat{a}_{CS} = \frac{1}{n} \sum_{i \in I} [Y_{1i} - \sum_{j \in I_{0i}} W(i, j) Y_{0j}] \quad (1)$$

ここで、 I は、コモン・サポートと呼ばれる、処置群と対照群の傾向スコアの分布が重なっている範囲内の市町村の集合であり、 n はその数、 I_{0i} は観測値 i の対照群となる非合併市町村の集合を示す。 Y_{1i} は合併市町村 i の職員数、 Y_{0j} は非合併市町村 j の職員数を表す。 $W(i, j)$ は、傾向スコアに基づく非合併市町村標本のためのウェイトであり、 $\sum_i W(i, j) = 1$ である。

本章では、キャリパーを伴う最近傍マッチング（Nearest Neighbor Matching with Caliper）を使用する。通常の最近傍マッチングは、処置群の観測値 i の処置確率 $\hat{p}$ との差が最も小さい処置確率を持つ対照群の観測値を1つだけマッチさせるが、観測値が離れている場合には悪いマッチを行うリスクがある。そのため、事前

⁴⁰ 市町村合併に関する先行研究では、合併市町村内において、人口規模に応じて合併前の行動が異質であることが明らかにされている。本章では、合併後の自治体単位での職員数の推移に関心があること、また、成果指標である職員数は、合併後は旧市町村単位で把握することができないことにより、合併市町村内の異質性の検証は射程外とした。一方、合併市町村の行動が合併前に現れる問題に対応するため、後に合併の傾向スコアを推定する際に、合併特例法が改正された1999年時点の共変量を用いることで、合併協議や合併を前提とした財政行動の影響が共変量に含まれる可能性を極力排除した。

にマッチングさせる許容領域（キャリパー）を設定し、全ての処置群の観測値 i に対して、処置群と対照群の距離がキャリパーの範囲内に収まる集合を対照群として選択し、その条件を満たす観測値を 1 つだけマッチさせることが一般的である。ただし、設定するキャリパーを大きくするほど、マッチされる観測値の集合が増加するため、キャリパーの選択には妥当性が求められる。本章では、多くの先行研究において参照される Austin (2011) の基準に従って、推定された傾向スコアの標準偏差の 0.2 倍をキャリパーとして設定する。また、本章ではマッチングに当たって、対照群の観測値を複数回利用するため、処置群と対照群の観測値の数は一致しない。

(1)式で推定される ATT は、傾向スコアが同じであれば、合併市町村が合併しなかった場合の成果指標と、非合併市町村の成果指標が同じである場合に一致性を満たす。しかしながら、属性 X 以外の観察不可能な要因が、合併の意思決定と成果指標の両方に影響を与える場合には、ATT は一致性をもたない。そこで、時間を通じて変化しない観察不可能な要因の影響を考慮するために、Heckman, Ichimura and Todd (1997) で提唱される、PSM-DID (DID マッチング) 推定法も使用する。PSM-DID 推定法による ATT は次式で表される。

$$\hat{\alpha}_{DID} = \frac{1}{n} \sum_{i \in I} [(Y_{1ti} - Y_{0si}) - \sum_{j \in I_{0i}} W(i, j) (Y_{0tj} - Y_{0sj})] \quad (2)$$

ただし、 t は合併後の時点、 s は合併前の時点を示しており、 $(Y_{1ti} - Y_{0si})$ は処置群の合併前後の成果指標の差を、 $(Y_{0tj} - Y_{0sj})$ は対照群の合併前後の成果指標の差を示す。この場合、次のような仮定をおく。

$$E(Y_{0t} - Y_{0s} | D = 1, P(X)) = E(Y_{0t} - Y_{0s} | D = 0, P(X)) \quad (3)$$

ただし、 $D=1$ は、市町村が合併した場合に 1、それ以外は 0 を取る指標である。(3)式は、独立性の仮定、あるいはパラレルトレンドといわれるものであり、傾向スコアが同じであれば、合併前後の変化である $Y_{0t} - Y_{0s}$ の平均値に違いがみられないという条件を示している。この条件が満たされれば、合併前後の成果の差について処

置群と対照群のマッチングを行うことで、一致性を満たすマッチング推定量が得られる。

本章では、(1)式の PSM-CS 推定法と(2)式の PSM-DID 推定法を用いて、市町村合併が職員数に与える影響を検証する。2つの推定法を用いることによって、観察できない都市属性が合併による職員数の変化に及ぼす影響に対処する。

ただし、傾向スコアマッチング法を用いる際には、以下の3点に注意しなければならない。1点目は、コモン・サポートに関する問題である。分析ではすべての処置群の観測値に対して比較可能な対照群の観測値が存在することを仮定しているが、実際にはこの仮定が成立していないことが多い。この仮定が成立していない場合、適切な比較対象がない観測値を含めて推定することによるバイアスが発生してしまうことが Heckman, Ichimura and Todd(1997)で指摘されている。このため、今回の分析では、傾向スコアについて似通った対照群の観測値が存在しない処置群の観測値を分析から除外して推定している。

2点目は、傾向スコアを推定する際の説明変数（共変量）の選択基準である。この点については、Garrido（2014）によれば、成果変数（Y）、もしくはYと処置変数（D）の両者に影響を与える変数を含める必要がある。ただし、Wooldridge（2016）が明らかにするように、Yには相関せず、Dのみに影響を与える、いわゆる操作変数のような変数を共変量に含めると、推定量のバイアスが増大することが指摘されるため、このような変数は共変量には用いない。また、Dehejia and Wahba(2002)によるバランシングプロパティ（Balancing Property）に基づく検定で棄却されないことも必要となる。そこで、本章と同様に、市町村合併について傾向スコアマッチング法を用いて自治体の（合併直前の）歳出行動を検証した Hirota and Yunoue（2017）の共変量を参考にしつつ、職員数ならびに市町村合併に影響を及ぼす変数を考慮した。なお、今回の分析で使用した共変量についてはバランシングプロパティの検定を行っており、いずれも棄却されていない。

3点目は、推定における対照群へのウェイト $W(i,j)$ の付け方である。今回は、キャリパーを伴う最近傍マッチングを使用するため、設定したキャリパーに入る対照群の一つの観測値にウェイトとして1を与え、それ以外は0を与えている。

以下、横断面の PSM-CS 推定法では、合併後の期間である、2006年度から2016年度の各年度の職員数の横断面データを1年ずつ用いる。また、PSM-DID 推定法

では、合併前の時点を 2002 年度に固定した上で、合併後の時点のうち 2006 年度から 2016 年度の各年度の職員数のデータを 1 年ずつ用いている。このように、2 時点の検証を行うことで、長期の時系列データを用いた DID 推定法において指摘される成果指標の自己相関の問題の軽減を図る（Bertrand, Duflo, and Mullainathan (2004)）。以上の傾向スコアマッチングについては、処置群と対照群の間の共変量のバランスと、傾向スコアの重なり具合（オーバーラップ）の検証も行う⁴¹。

さらに、傾向スコアマッチングで得られた結果の頑健性を確認するため、他の推定方法との比較を行う。本章では、Abadie(2005)が提唱した“Semiparametric Difference-in-Differences Estimators”（以下、SDID という）による推定も行い、結果を比較する⁴²。SDID は、処置群ならびに対照群の成果指標の変化において、(3)式の平行トレンドの仮定が満たされない場合にも、より弱い仮定の下で因果効果を識別する方法であり、ATT は次式で示される⁴³。

$$\hat{\alpha}_{SDID} = E \left[\frac{Y_t - Y_s}{P(D=1)} \times \frac{D - P(D=1|X)}{1 - P(D=1|X)} \right]. \quad (4)$$

ATT の推定に当たっては、次のような手順を取る。まず、合併確率 $P(D=1|X)$ を推定し、各自治体の予測値 $\hat{P}(D=1|X=x_i)$ を計算する。次に、(4)式により、処置群については成果指標の変化 $(Y_t - Y_s)$ の平均値を、対照群については $\frac{\hat{P}(D=1|X=x_i)}{1 - \hat{P}(D=1|X=x_i)}$ をウェイトに用いた成果指標の変化 $(Y_t - Y_s)$ の加重平均を用いて、ATT を推定する。これにより、PSM-DID による推定結果と、平行トレンドに関してより弱い仮定をおき、非マッチング的手法により ATT を推定する SDID の結果を比較する。

⁴¹ 本章の推定に当たっては、Stata 16 に標準で実装されているコマンドである `teffects psmatch` を使用した。また、傾向スコアマッチングによる 2 群間の共変量のバランスと、傾向スコアの重なり具合（オーバーラップ）の検証する際には、Stata のアドファイルのコマンドである、`psmatch2` および `ptest` を使用した。

⁴² 推定に当たっては、Stata16 に実装されているコマンドである `absdid` を使用した。

⁴³ これは、条件付き平行トレンド仮定（conditional parallel trends assumption）と呼ばれ、 $E(Y_{0t} - Y_{0s} | D=1, X) = E(Y_{0t} - Y_{0s} | D=0, X)$ で示される。これは、共変量で条件づけた上では、対照群の政策実施前後の成果指標の変化が、処置群の成果指標の変化の反実仮想（counterfactual）を表すという意味である。SDID では、さらに、推定された傾向スコアが 0 より大きく 1 より小さい範囲に収まるというコモンサポートの仮定も用いる。

3.2 データ

本章では、平成の大合併の事実上の第1期に合併した自治体のうち、合併が最も多い2004年度と2005年度に合併した自治体をそれぞれ処置群とし、2002年度から2016年度までに一度も合併を経験していない自治体を対照群とする。

傾向スコアの推定に用いる都市属性（共変量）として、市町村の合併の特例に関する法律が改正され、合併特例の期間延長と誘導策が拡充された、平成の大合併の初期である1999年度時点のデータを使用する。市町村合併と財政行動を分析したHirota and Yunoue (2017)を参照し、ここでは、合併と職員数の変化の両方に強く関連する変数、および職員数の変化に関連すると予想される変数として、人口、15歳未満人口比率、65歳以上人口比率、面積、産業構造比率（第3次産業比率）に加えて、財政状況としての人口一人当たり普通地方交付税⁴⁴を用いる。

一方、成果指標である職員数に関しては、継続したデータが得られる2002～2016年度のデータを用いる。本章では、普通会計の決算データを使用することから、職員数は普通会計職員数を用いる。

データセットの構築の手順は次の通りである。合併を経験した市町村に関しては、分析期間の最後である2017年4月時点における自治体を単位として、合併前の各自治体のデータを合算したり、指数等はその基本となる数値を合算して算出し直したりすることで、合併後単位の市町村データを作成し、非合併市町村との比較を可能にしている。

分析対象は共変量の観測時点である1999年度に存在する全ての市町村であるが、行政の守備範囲の異なる政令指定都市や、財政調整制度の異なる東京都の区、合併分割が行われた山梨県上九一色村および全島の住民避難が行われた東京都三宅村を除外した。さらに、原子力発電所が所在する市町村については、原発立地交付金や地方交付税措置などの手厚い財政支援があり、対照群に含めるには異質な自治体であることから分析から除外した。

データの出所は、次の通りである。人口データは、総務省「住民基本台帳に基づ

⁴⁴ 共変量のうち、普通交付税を単純に足し合わせることについては、それがそのまま合併前の市町村の姿を表すものではないという懸念がある。しかしながら、合併特例として「合併算定替」が制度化されており、合併した市町村においても合併前の補正係数で算定されるため、合併前の都市形態の配慮がなされていると考えられる。

く人口」に基づき，総数と 15 歳未満および 65 歳以上人口の比率を使用する⁴⁵。1999 年度の市町村の面積は総務省「全国都道府県市区町村別面積調」を参照し，データに欠損がある場合は「決算カードデータ」を参照した。ただし，産業構造にかかるデータは 1995 年の「国勢調査」に基づく。職員数は，総務省「地方公共団体定員管理調査」より，市町村別の普通会計職員数を用いる。決算数値関連の普通地方交付税は，総務省の「地方財政調査・市町村分」を利用する。これらの変数の記述統計量は表 1 に示す通りである。

表 1 記述統計量

変数	対象	平均	標準誤差	最小	最大
人口（人）	1,677	54763.78	80468.53	193	593077
面積（km ² ）	1,677	211.65	242.38	3.47	2179.35
15歳未満比率	1,677	0.15	0.02	0.07	0.24
65歳以上比率	1,677	0.21	0.06	0.07	0.45
3次産業比率	1,677	52.30	10.97	19.68	88.89
普通交付税（住民一人当たり）	1,677	204.30	216.81	0	2459.68
普通会計職員2002	1,677	466.63	585.95	19	4053
普通会計職員2003	1,677	460.79	578.71	18	4069
普通会計職員2004	1,677	454.26	571.64	16	3994
普通会計職員2005	1,677	449.78	568.11	15	3933
普通会計職員2006	1,677	442.91	562.94	15	3892
普通会計職員2007	1,677	432.81	553.17	15	3805
普通会計職員2008	1,677	420.93	540.86	13	3757
普通会計職員2009	1,677	411.60	530.20	13	3717
普通会計職員2010	1,677	404.69	522.08	12	3701
普通会計職員2011	1,677	399.04	515.06	14	3674
普通会計職員2012	1,677	394.45	510.12	13	3668
普通会計職員2013	1,677	389.92	504.97	14	3679
普通会計職員2014	1,677	388.05	504.31	14	3680
普通会計職員2015	1,677	386.17	504.73	13	3695
普通会計職員2016	1,677	385.85	505.66	13	3805

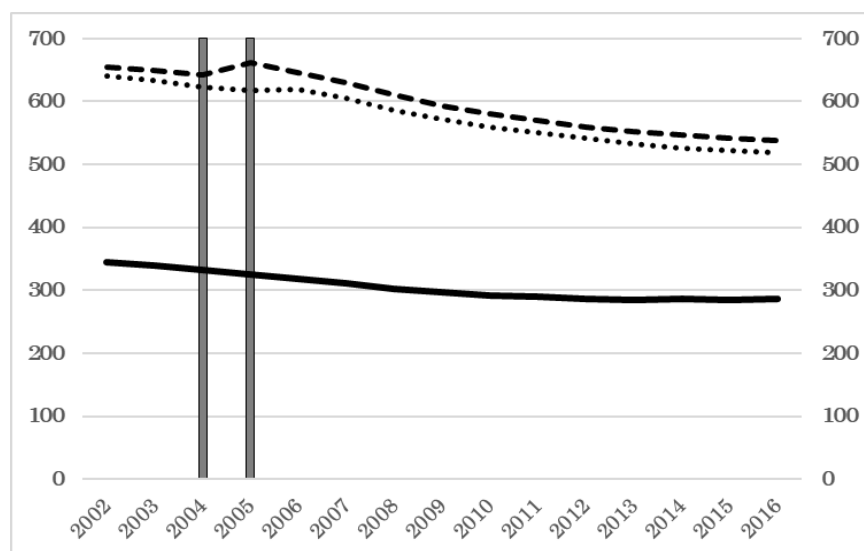
3.3 職員数の推移

分析対象となる普通会計職員数の平均値は，表 1 の記述統計量が示すように，

⁴⁵ 住民基本台帳法の改正に伴い，2014 年度から 1 月 1 日に調査基準日の変更（従前 3 月 31 日）になっているが，年度データとみなしてそのまま用いている。

2002年度は約466人であったものが2016年度では約386人になっており、減少の一途をたどっていることがわかる。図1より、合併市町村（処置群）と非合併市町村（対照群）に分けた職員数の推移をみると、2004年度合併については2002年度から2003年度、2005年度合併については、2002年度から2004年度までの合併前の期間の動きが似かよっており、いわゆるパラレルトレンドが確認される。また、合併後の期間の動きについては、2004年度合併市町村は2005年度に、2005年度合併市町村は2006年度に、それぞれ職員数が増加する傾向にある⁴⁶が、それ以降は、非合併市町村と同様に、職員数が減少する傾向が確認される。こうした職員数の変化の傾向は、東日本大震災の被災自治体の観測値を除外した場合でも同様であった。

図1 職員数の推移



注：—は非合併市町村（対照群）の職員数を，---は2004年度合併市町村（措置群）の職員数，…は2005年度合併市町村（措置群）の職員数を示す。縦棒は合併時期を示す。

⁴⁶ この一時的な職員数の増加には、制度的な理由があると考えられる。具体的には、合併の多くが日常生活圏に基づいて行われたために、合併に伴って一部事務組合等が解散され、組合等に派遣されていた職員が市町村に復帰することによって普通会計職員数が増加したと考えられる。そこで、2004年度に合併した市町村については、合併前の2003年度と合併翌年度の2005年度の職員数の差分（増加分）を復帰職員数とみなして、2006年度以降の職員数から差し引いて補正し、同様に、2005年度に合併した市町村については、2004年度と2006年度の職員数の差分を、2007年度以降の職員数から差し引いて補正した職員数で推定を行った。その結果、DID推定においてATTがマイナスに転換する時期に若干の変化があるものの、結果は大きく変わらなかった。

4. 推定結果

4.1 傾向スコアの推定結果

傾向スコアの推定にあたっては、PSM-CS および PSM-DID はプロビットモデルを、SDID はロジットモデルを用いた。推定結果は表 2 に示すとおりである。推定結果から、いずれの推定方法および合併年度においても、人口、15 歳未満人口比率（2005 年度のみ）、65 歳以上人口比率、面積の係数は正、第 3 次産業比率と住民一人当たり普通交付税の係数は負で、いずれも 1%水準で統計的に有意である。また、処置群（treat=1）と対照群（treat=0）の傾向スコアの重なり具合は、図 2 のオーバーラップテストに示す通りであり、ほとんどの領域で両者は重なっておりオーバーラップが確認できる。なお、0 以下および 1 以上の傾向スコアは除いている。

表 2 傾向スコアに関する推定結果

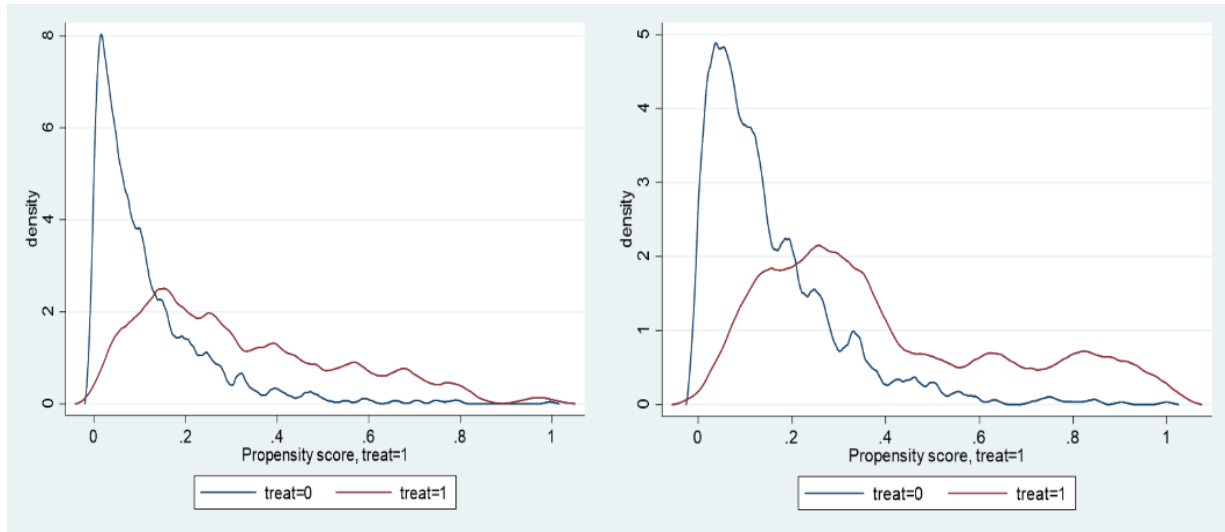
変数	プロビットモデル (PSM)		ロジットモデル (SDID)	
	2004年度	2005年度	2004年度	2005年度
人口	4.39 *** (0.000)	3.91 *** (0.000)	4.62 *** (0.000)	4.13 *** (0.000)
15歳未満人口比率		4.20 *** (0.000)		4.30 *** (0.000)
65歳以上人口比率	7.36 *** (0.000)	7.53 *** (0.000)	7.44 *** (0.000)	7.52 *** (0.000)
面積	10.51 *** (0.000)	12.04 *** (0.000)	10.31 *** (0.000)	11.50 *** (0.000)
3次産業比率	-3.97 *** (0.000)	-2.45 *** (0.014)	-4.04 *** (0.000)	-2.45 *** (0.014)
普通交付税（住民一人当たり）	-7.42 *** (0.000)	-8.52 *** (0.000)	-7.43 *** (0.000)	-8.36 *** (0.000)
定数項	-4.07 *** (0.000)	-5.28 *** (0.000)	-3.87 *** (0.000)	-5.26 *** (0.000)
合計の観測値の数	1,287	1,381	1,295	1381
処置群の観測値の数	185	279	193	279
対照群の観測値の数	1,102	1,102	1,102	1,102
対数尤度	-411.6375	-533.5327	-411.959	-533.2725

注：（）内は標準誤差を示す。*** は 1%水準，** は 5%水準，* は 10%水準で有意であることを示す。PSM-CS および PSM-DID はプロビット，SDID はロジットを用いて推定した。

図 2 傾向スコアのオーバーラップテスト

a. 2004 年度

b. 2005 年度



4.2 バランシングテストの結果

表 3 は 2004 年度合併と 2005 年度合併のそれぞれの処置群と対照群のバランシングテストの結果である。例えば，2004 年度の合併に関して，処置群と対照群の人口の平均値の差の検定は，傾向スコアによるマッチング前の t 値が 4.79 で，1% 水準で統計的に有意であったものが，マッチング後の t 値は 0.10 であり，統計的に有意ではなくなっている。他の変数についても，マッチングにより共変量の不均衡が大きく改善するとともに，マッチング後の共変量の平均値の差の検定は統計的に有意ではないため，共変量がバランスしていることがわかる。

表 3 共変量のバランシングテストの結果

a. 2004 年度

b. 2005 年度

変数		処置群	対照群	差の絶対値 (標準化後)	t 値		処置群	対照群	差の絶対値 (標準化後)	t 値
人口	前	69083	41511	35.4	4.79 ***	前	72138	41511	40	6.28 ***
	後	69083	68025	1.4	0.10	後	72138	79830	-10.1	-0.88
15歳未満人口比率	前					前	0.15105	0.15041	3.2	0.44
	後					後	0.15105	0.15113	-0.4	-0.05
65歳以上人口比率	前	0.2307	0.20663	37.9	4.49 ***	前	0.2175	0.20663	18.2	2.48 **
	後	0.2307	0.22662	6.4	0.65	後	0.2175	0.21666	1.4	0.18
面積	前	320.1	140.36	88.4	12.24 ***	前	343.38	140.36	84.3	14.78 ***
	後	320.1	305.02	7.4	0.58	後	343.38	353.58	-4.2	-0.38
3次産業比率	前	49.978	52.703	-26.2	-2.96 ***	前	51.4	52.703	-12.6	-1.71 *
	後	49.978	49.807	1.6	0.18	後	51.4	51.417	-0.2	-0.02
普通交付税（住民一人当たり）	前	189.21	223.28	-17.4	-1.80 *	前	168.77	223.28	-28.0	-3.51 ***
	後	189.21	170.02	9.8	1.53	後	168.77	174.63	-3.0	-0.56

注：*** は 1%水準，** は 5%水準，* は 10%水準で有意であることを示す。「前」は傾向スコアでマッチングする前のデータを示し，「後」はマッチング後のデータを示す。

4.3 2004 年度の合併に関する推定結果

表 4 は，2004 年度の合併について，合併後 2 年目から 12 年目に当たる，2006～2016 年度における合併の処置効果に関する推定結果を示している。

このうち，PSM-CS 推定の結果によれば，2006～2007 年度の ATT は正で，10%水準で統計的に有意であるが，それ以外は有意でない。処置群の職員数は 2006 年度では約 111 人多いと推定されるが次第に格差が減少し，2016 年度では約 61 人のプラスである。

一方，PSM-DID 推定の結果によれば，2006～2008 年度の ATT が正で 1%または 5%水準で統計的に有意である。対照群と比べた処置群の職員数の変化は，2002 年度と 2006 年度の変化では約 30 人多いが，次第に格差が縮小している。そして，2002 年度と 2012 年度の変化では ATT が負に転じており，2002 年度と 2016 年度の変化の ATT は約 20 人のマイナスとなっている。

さらに，SDID 推定の結果では，2006～2009 年度ならびに 2016 年度の各年度の（2002 年度と比べた）DID 推定量が，1%から 10%の水準で統計的に有意である。この結果によると，処置群の職員数は 2002 年度と 2006 年度の変化では約 35

人が多いが、やがて格差が減少し、2013年度で負となり、2016年度では約23人のマイナスとなっている。

以上の推定結果には、分析期間中の2011年3月に発生した東日本大震災の影響が含まれる懸念がある。そこで、震災による被害が大きかった東北3県（岩手県、宮城県、福島県）のうち、財政再建法の適用を受けた市町村（以下、被災自治体という）を除外した分析も行った。

その結果、PSM-CS推定では、特に2006年から2007年のATTの値が目立って小さくなるとともに、統計的に有意ではなくなっている。一方、PSM-DID推定およびSDID推定では、ATTの値が大きくなり、ATTが負になる時期が2014年度になり、また2016年度のSDIDのATTが統計的に有意でなくなっている。被災自治体の観測値を除くことで、特に2011年以降の結果に差異が表れている。しかしながら、2006～2009年度という合併から間もない時期において、合併市町村の職員数の変化は非合併市町村のそれより統計的に有意に多いという結果は頑健である。

以上より、2004年度の合併に関するATTの推定結果によれば、合併市町村の職員数の減少傾向は、合併後は非合併市町村に比べて小さく、その結果、職員数の変化がプラスになっていること、しかし合併後の時間の経過とともに非合併市町村との差が小さくなっていることが明らかになった。

表 4 2004 年度の合併に関する ATT（単位：人）

a. 全体の結果

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
PSM-CS	110.914 *	108.124 *	102.768	94.849	89.297	83.595	78.243	72.8649	68.735	65.481	61.108
	(66.134)	(64.859)	(64.231)	(63.708)	(62.439)	(61.990)	(61.771)	(61.707)	(61.822)	(61.911)	(61.911)
PSM-DID	29.659 ***	26.870 ***	21.514 **	13.595	8.043	2.341	-3.011	-8.389	-12.519	-15.773	-20.146
	(6.840)	(8.028)	(8.648)	(9.367)	(10.577)	(11.105)	(11.543)	(11.805)	(11.639)	(11.943)	(12.269)
SDID	35.030 ***	30.312 ***	23.761 ***	16.019 *	11.952	6.544	0.861	-4.3144	-12.381	-17.921	-23.319 **
	(7.024)	(7.816)	(8.679)	(9.678)	(11.008)	(11.649)	(12.338)	(13.188)	(11.797)	(11.861)	(11.888)

b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
PSM-CS	98.818	97.696	92.696	86.000	82.934	79.243	73.978	68.5525	62.111	57.807	53.702
	(67.643)	(66.537)	(65.286)	(64.192)	(62.705)	(61.971)	(61.866)	(61.666)	(62.142)	(62.615)	(62.719)
PSM-DID	30.359 ***	29.238 ***	24.238 **	17.541	14.475	10.785	5.519	0.094	-6.348	-10.652	-14.757
	(7.278)	(8.674)	(9.818)	(11.020)	(12.486)	(13.253)	(13.917)	(14.324)	(13.661)	(13.433)	(13.455)
SDID	38.004 ***	34.714 ***	28.965 ***	22.078 *	19.105	15.112	8.910	4.5113	-2.464	-7.213	-12.416
	(8.279)	(9.518)	(10.740)	(12.194)	(14.106)	(15.129)	(15.823)	(17.086)	(14.993)	(14.965)	(14.905)

注 1: () 内はマッチング後の標準誤差 (Abadie-Imbens standard errors) を示す。

*** は 1%水準, ** は 5%水準, * は 10%水準で有意であることを示す。

注 2: PSM-CS および PSM-DID の観測値数は、処置群が 185, 対照群が 1,102 であり、東日本大震災の被災自治体を除いた分析では、処置群が 181, 対照群が 1,014 である。SDID の観測値数は、処置群が 193, 対照群が 1,102 であり、東日本大震災の被災自治体を除いた分析では、処置群が 192, 対照群が 1,014 である。

4.4 2005 年度の合併に関する推定結果

表 5 は、2005 年度の合併に関する ATT の推定結果を示している。PSM-CS の ATT は、2006～2016 年度においては統計的に有意ではない。一方、PSM-DID 推定の結果によれば、2006～2008 年度の ATT が正で、1%または 5%水準で統計的に有意である。対照群と比べた処置群の職員数の変化は、2002 年度と 2006 年度の変化では約 25 人多いが、変化の差は次第に縮小している。そして、統計的に有意ではないが、2002 年度と 2013 年度の変化では ATT が負に転じており、2002 年度と 2016 年度の変化の ATT は、約 22 人のマイナスとなっている。

さらに、SDID 推定の結果では、2006 年度と 2007 年度、および 2015 年度と 2016 年度の各年度の（2002 年度と比べた）ATT が 1% から 10% 水準で統計的に有意である。この結果によると、処置群の職員数は 2002 年度から 2006 年度の変化について約 23 人多いが、やがて格差が減少し、2012 年度に負になり、2016 年度では約 27 人のマイナスで統計的に有意になっている。なお、東日本大震災の被災自治体を除いた推定結果は、PSM-CS 推定および PSM-DID 推定では ATT の大きさが絶対値の意味で小さくなる。SDID 推定では、ATT の値に大きな変化はないが、2015 年や 2016 年の負の効果が統計的に有意ではなくなっている。しかしながら、PSM-DID 推定あるいは SDID 推定では、2006～2009 年度の ATT が（依然として）統計的に有意である。

以上より、2004 年度と同様、2005 年度の合併を対象とした ATT の推定結果によれば、合併から間もない時期は、合併市町村の職員数の減少が非合併市町村に比べて小さいこと、しかし合併後の時間の経過にしたがって非合併市町村との差が小さくなっていることが明らかになった。

表 5 2005 年の合併に関する ATT（単位：人）

a. 全体の結果

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
PSM-CS	42.007 (74.659)	39.563 (73.478)	36.294 (71.874)	33.140 (70.647)	28.742 (69.827)	22.168 (69.549)	19.341 (68.145)	12.8172 (67.753)	4.405 (68.936)	-0.011 (69.176)	-4.975 (69.407)
PSM-DID	25.240 *** (6.710)	22.796 *** (7.820)	19.527 ** (9.156)	16.373 (10.601)	11.975 (11.873)	5.401 (12.017)	2.573 (13.207)	-8.950 (13.718)	-12.362 (12.872)	-16.778 (13.259)	-21.742 (13.538)
SDID	23.480 *** (7.594)	19.114 ** (8.494)	13.688 (9.717)	9.228 (10.767)	6.405 (12.092)	1.071 (12.143)	-1.763 (13.610)	-7.2206 (14.389)	-16.028 (12.345)	-21.285 * (11.905)	-26.533 ** (11.582)

b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
PSM-CS	23.521 (45.460)	21.101 (44.341)	16.731 (43.606)	14.218 (42.577)	12.597 (42.299)	10.185 (41.643)	6.651 (41.582)	1.5504 (41.631)	-4.626 (41.712)	-8.134 (41.753)	-13.151 (42.225)
PSM-DID	21.660 *** (6.326)	19.240 *** (6.054)	14.870 ** (6.396)	12.357 * (7.267)	10.735 (7.745)	8.324 (8.288)	4.790 (8.692)	-0.311 (8.943)	-6.487 (9.041)	-9.996 (9.277)	-15.013 (9.534)
SDID	22.456 *** (6.900)	18.842 ** (7.956)	13.682 (9.015)	9.836 (10.291)	7.915 (11.993)	4.576 (12.867)	0.836 (13.518)	-4.1780 (14.645)	-11.275 (12.812)	-15.430 (12.672)	-20.468 (12.591)

注 1: () 内はマッチング後の標準誤差 (Abadie-Imbens standard errors) を示す。

*** は 1%水準, ** は 5%水準, * は 10%水準で有意であることを示す。

注 2: PSM-CS および PSM-DID の観測値数は、処置群が 279, 対照群が 1,102 であり、東日本大震災の被災自治体を除いた分析では、処置群が 238, 対照群が 1,014 である。SDID の観測値数は、処置群が 279, 対照群が 1,102 であり、東日本大震災の被災自治体を除いた分析では、処置群が 256, 対照群が 1,014 である。

4.5 頑健性のチェック

本章が用いる疑似実験手法を使用する際には、処置前の期間の行動において、処置群と対照群の間に顕著な差異がないことを確認する必要がある。そこで、合併前の期間のデータを用いて、問題となる処置が生じる前の ATT を推定するというプラセボテスト (placebo test) を行う。具体的には、2004 年度の合併自治体については、合併前で実際の合併時期を挟んだ 2 時点ではない 2002 年度と 2003 年度のデータを、2005 年度の合併自治体についても同様に、2002 年度と 2004 年度のデータを用いて、職員数に関する合併の ATT を推定した。

その結果は表 6 に示すとおりであり，2004 年度と 2005 年度のいずれの合併についても，合併前の職員数の ATT は統計的に有意ではない。従って，処置群と対照群のマッチング後の成果指標の水準，ならびに変化のトレンドは，合併前の期間においては統計的に有意な差がない。このことは，先に示した合併後の成果指標の格差が，市町村合併によって生じた効果であることを示唆する。

表 6 プラセボテストの ATT の推定結果（単位：人）

a. 全体の結果

2004年度の合併			2005年度の合併		
	2002	2003		2002	2004
PSM-CS	81.254 (68.918)	83.746 (68.036)	PSM-CS	16.767 (78.758)	19.423 (76.773)
PSM-DID	—	2.492 (1.763)	PSM-DID	—	2.656 (2.979)

b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果

2004年度の合併			2005年度の合併		
	2002	2003		2002	2004
PSM-CS	68.459 (71.690)	71.260 (70.651)	PSM-CS	1.861 (46.133)	5.689 (45.394)
PSM-DID	—	2.801 (2.004)	PSM-DID	—	3.828 (2.374)

注：（）内はマッチング後の標準誤差（Abadie-Imbens standard errors）を示す。
2004 年度および 2005 年度の処置群と対照群の観測値数は，それぞれ表 4 および表 5 に同じ。

5. 考察

PSM-CS 推定の結果は，PSM-DID 推定や SDID 推定の結果に比べて，合併による職員数の正の効果が大きく表れている。また，ATT の統計的な有意性が低い。クロスセクション推定による ATT には，時間に依存しない観察不可能な市町村の固

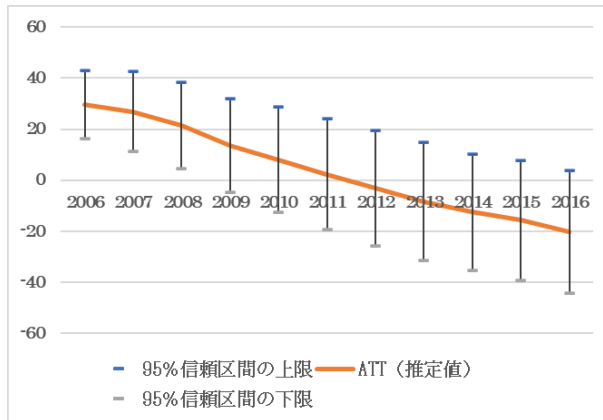
定効果が含まれている可能性がある。しかし、こうしたバイアスの可能性はあるものの、PSM-CS 推定による ATT の変化の傾向については、2004 年度および 2005 年度のいずれの合併についても、合併から時間が経過するにしたがって職員数の正の効果が小さくなる傾向がみられた。

一方、PSM-DID 推定や SDID 推定による ATT は、合併前後の 2 時点の成果指標の差分を取ることで、時間に依存しない市町村の固定効果が取り除かれており、PSM-CS 推定より望ましいと考えられる。また、これら 2 つの推定方法では、処置群と対照群の成果に変化に関するパラレルトレンドの仮定に違いがあるが、推定結果には大きな差異はみられない。図 3 は、PSM-DID 推定と SDID 推定による ATT の推定結果をまとめたものである。この図によれば、合併市町村と非合併市町村との職員数の変化の差は合併後の 2006 年度以降、一貫して減少している。そして、概ね 2012～2013 年度において差がなくなった後、分析期間の最終年度である 2016 年度のマイナス 22～27 人まで、ATT のマイナス幅が拡大する傾向が観察される（2016 年度の SDID の ATT は統計的に有意である）。

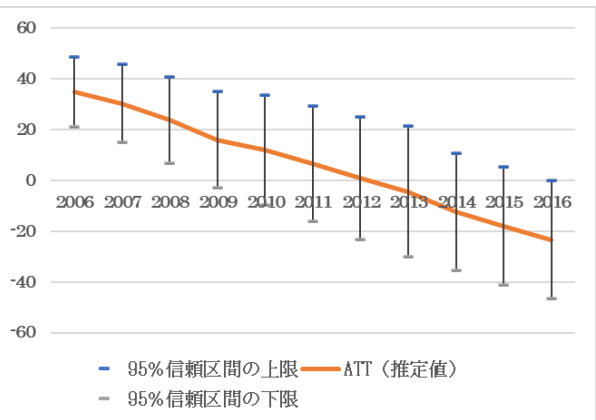
図 3 職員数変化の ATT の推移

a. 2004 年度の合併

<PSM-DID>

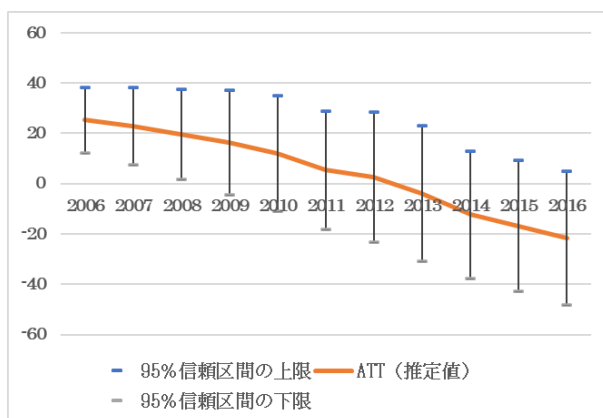


<SDID>

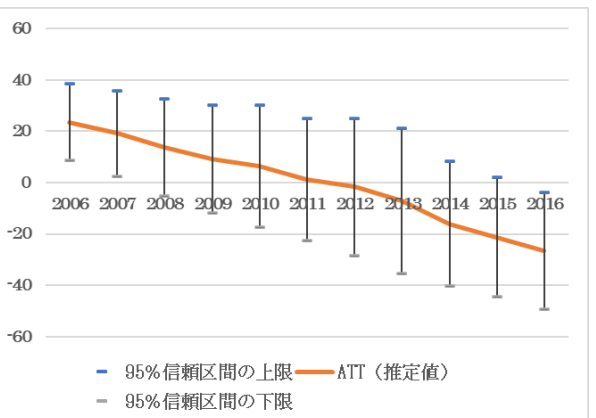


b. 2005 年度の合併

<PSM-DID>



<SDID>



注：図の折れ線は ATT の推定値を，上下の線は，その 95% 信頼区間の上限と下限を示している。

出所：表 4 および表 5 に基づいて筆者作成

つまり，合併から間もない時期では，合併市町村の職員数の減少傾向は非合併市町村に比べて弱い。しかし，その後，時間が経過するにしたがって非合併市町村以上の変化幅で職員数が減少し，非合併市町村との職員数の差がなくなるといえる。

このことは，市町村合併は，合併によって生じる当初の調整要因により，短期的には非合併時よりも職員数を減らすことが難しいことを示唆する。一方，合併直後の調整要因は，その後の時間経過によって解消されるとともに，規模の経済による合併効果が現れるため，定年退職者の不補充等により，次第に職員数が減少してい

るものと考えられる。

注目すべき点は、合併後の職員数の変化のタイミングである。観察不可能な固定効果を除いた PSM-DID 推定および SDID 推定の結果によれば、合併からおおよそ 7～8 年が経過した 2012～2013 年度に至って、合併市町村と非合併市町村の職員数の減少幅に逆転現象が生じている。これは、地方交付税における優遇措置である「合併算定替」の特例措置が合併から 10 年で終了することと平仄が合う。つまり、特例措置が満了する合併自治体⁴⁷では、合併特例債などの起債残が巨額⁴⁸になるなかで、財政運営上の危機感から一層の行財政改革を進めた可能性がある。ただし、PSM-DID 推定および SDID 推定における負の ATT は統計的に有意ではない。また、総務省は「合併算定替」や「合併特例債」の全国的な影響を公表していない。そのため、こうした解釈の妥当性についてはさらなる検証が必要である。

6. おわりに

従来、平成の大合併が自治体の職員数に与えた影響の検証は、合併後間もない期間の分析に限られていた。本章では、2004 年および 2005 年度のいわゆる「駆け込み合併」の終了後、10 年以上にわたる期間のデータを用いて、市町村合併が職員数に与える影響について、合併後の経年変化を分析した。分析に当たっては、合併後の市町村単位のデータを用いるとともに、合併が無作為でないことを考慮して、傾向スコアマッチング法を用いて推定した。

その結果、自治体間の観察不可能な要因を除いた結果によれば、合併市町村は、合併間もない時期は、合併の調整要因により、非合併時よりも職員数を減らす傾向が弱いものの、時間の経過と共に職員数の変化の差が解消されることから、合併による規模の経済が現れるものと考えられる。つまり、合併の想定された効果は、時

⁴⁷ 例えば、岐阜県大垣市は、2005 年度（2006 年 3 月）に上石津町と墨俣町と合併を行っており、2015 年度において合併算定替がなくなることから各種の試算を公表している。その結果によると、2013 年度において普通交付税合併算定では 4,029 百万円が一本算定では 2,464 百万円となり、1,565 百万円の減少となる。この額は大垣市の 2013 年度の標準財政規模の 4.56%、経常一般財源の 4.84%に相当しており、合併算定替の終了は、同市にとって巨額の一般財源の喪失を意味する。

⁴⁸ 2016 年度末での起債残額は「合併特例債」は 5,316,852 百万円、「合併推進債」は 146,646 百万円と市町村全体 56,282,557 百万円の 10.2%を占めている。

間の経過とともに現れるといえる。また、合併後の職員数の減少は、合併から 7～8 年目以降に顕著になる傾向が示唆された。これは、地方交付税における優遇措置である「合併算定替」の 10 年間の特例措置の終了や、合併特例債という債務の増加の影響などにより、行財政改革が進められたことを示唆する。

ただし、職員数の変化のタイミングの要因については、今後、合併市町村の財政指標などを用いて検証する余地が残されている。また、本章では、合併市町村と非合併市町村の職員数の変化のみに焦点を当てた。そのため、職員数の変化を通じた行政サービスの変化など、市町村合併のその他の影響については、新たな分析手法やデータにより検証する必要がある。これらは今後に残された課題である。

参考文献

- 伊藤敏安（2014）「合併市町村における職員数の変化とその要因の検証」『地域経済研究：広島大学大学院社会科学研究所附属地域経済システム研究センター紀要』No. 25, pp.31-45.
- 五石敬路（2012）「平成の市町村合併における「規模の経済」の検証」『都市総合研究』第8巻第1号, pp.31-45.
- 総務省（2010）「『平成の合併』について」平成22年3月
(http://www.soumu.go.jp/gapei/pdf/100311_1.pdf（最終閲覧日：2019年7月29日）
- 中澤克佳・宮下量久（2016）『「平成の大合併」の政治経済学』第1章，勁草書房.
- 林亮輔（2013）「市町村合併による財政活動の効率化－合併パターンを考慮した実証分析」『会計検査研究』No.47, pp.27-38.
- 町田俊彦（2006）「地方交付税削減下の「平成の大合併」」町田俊彦編著『「平成大合併」の財政学』第2章，公人社.
- Abadie, Alberto (2005) “Semiparametric Difference-in-Differences Estimators.” *The Review of Economic Studies*, 72(1): 1-19.
- Austin, Peter (2011) “Optimal Caliper Widths for Propensity-score Matching When Estimating Differences in Means and Differences in Proportions in Observational Studies,” *Pharmaceutical Statistics*, 10(2): 150-161.
- Bertrand, Marianne, Duflo, Esther and Mullainathan, Sendhil (2004) “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?,” *Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-75.
- Cameron, A. Colin. and Trivedi, Pravin. K. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge: *Cambridge University Press*.
- Dehejia, Rajeev H. and Wahba, Sadek (2002) “Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies,” *Review of Economics and Statistics*, 84(1): 151-161.
- Garrido, Melissa M. (2014) “Propensity Scores: A Practical Method for Assessing Treatment Effects in Pain and Symptom Management

- Research,” *Journal of Pain and Symptom Management*, 48(4): 711–718.
- Goto, Tsuyoshi and Yamamoto, Genki (2018) “Creative Accounting and Municipal Mergers-A Theoretical and Empirical Approach,” *OSIPP Discussion Paper*, DP-2018-E-012.
- Heckman, James J., Ichimura, Hidehiko and Todd, Petra E. (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program,” *Review of Economic Studies*, 64: 605-654.
- Hirota, Haruaki and Yunoue, Hideo (2017) “Evaluation of The Fiscal Effect on Municipal Mergers: Quasi-experimental Evidence from Japanese Municipal Data,” *Regional Science and Urban Economics*, 66: 132-149.
- Rosenbaum, Paul R. and Rubin, Donald B. (1983) “The Central Role of The Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Wooldridge, Jeffery M (2016) “Should Instrumental Variables be Used as Matching Variables?,” *Research in Economics*, 70 (2): 232-237.

第4章 地方財政における効率性に関する実証分析

－非正規職員雇用に焦点を当てて－

1. はじめに

地方自治法では、地方公共団体は住民福祉の増進に努めるとともに、最少の経費で最大の効果を挙げることを、組織および運営の合理化に努めること、規模の適正化を図ることを規定している。公共財供給（公共サービスの提供）が住民福祉の増進を目的としたものであることを考えれば、その供給主体である地方自治体には、効率的な行財政運営が求められると解釈できる。特に、2000年代以降、厳しい財政状況に対応するために、各自治体は行財政改革を進めて、効率的な行財政運営を図ってきた。そのため、地方財政の分野においても「費用効率性（経済効率性）」に関する研究が進んでいる。

日本の地方財政における費用効率性の研究は主に、包絡分析（Data Envelopment Analysis, DEA）を用いた研究と、確率的フロンティア分析（Stochastic Frontier Analysis, SFA）を用いた研究が行われてきた。このうち、Charnes et al. (1978) が提案した DEA 法は、効率性のパラメータ（母数：母集団を規定する量）について、一切の前提を設けないノンパラメトリックな評価手法である。全ての観測値が生産フロンティアの上か下側にあるという制約のもとで、観測データを用いて、生産フロンティアとの「相対的な効率性」を計測し、生産フロンティアから乖離している観測値は全て非効率であると解釈する手法である。DEA 法を用いた研究のうち、鈴木ほか（2008）は各政令指定都市の行政経営の効率性を、本間（2012）は市町村合併による自治体行政効率の変化を分析し、それぞれ人口規模の拡大が効率性に寄与することを明らかにしている。また、林（2017）は地方自治体の行政全般の効率性を検証し、市町村合併が効率性を高めることを示したうえで、財政力の強い自治体ほど、また歳入に占める地方交付税や補助金の割合が高い自治体ほど効率性が低いことから、効率性を高めるには、財政規律を高め、国からの財政移転に影響されない行政運営の必要性を指摘している。

一方、Aigner, Lovell and Schmidt (1977) および Meeusen and Van den Broeck (1977) によって提案された SFA 法は、計量経済学的手法を用いたパラメ

トリック・アプローチにより、生産関数や費用関数を特定化して、生産フロンティアを推定する。この場合、非効率性は、最も効率的な意思決定者を示す生産フロンティアからの乖離として計測される。SFA 法を用いた研究では、規模の経済や合併について、林（2002）は、人口規模と地域環境要因を用いて推定し、効率性の観点から地方自治体の適正な人口規模を明示している。宮下（2016）は、一人当たり歳出の比較を行い、非合併団体のほうが合併団体に比して大きく、人件費の減少も少ないことを明らかにしている。また、地方交付税について、赤井・佐藤・山下（2003）は、地方交付税制度による救済への期待が、費用最小化の阻害要因となっていることを、また、湯之上・倉本・小川（2012）は、歳出構造の相違に関する実証分析を行い、不交付団体ほど効率性指標が良いことを明らかにしている。宮下・鷺見（2016）は、合併算定替が地方自治体の効率性に与えた影響を分析し、合併算定替が非効率な財政運営の要因になっていることを明らかにしている。さらに、地方財政について、鷺見（2016）は、地方財政健全化法による地方財政運営の改善への影響を推定し、地方公共サービスの供給の効率性には寄与していないことを、前田（2019）は、非効率性指標を説明変数とした地方自治体の基金積み立て行動を推定し、基金残が高い自治体ほど効率化に努力していることを明らかにしている。

このように、先行研究によれば、地方自治体の効率性は、地方交付税制度や地方財政健全化法などの財政制度の影響を受けることが明らかにされている。しかしながら、地方の財政支出の大部分を占める地方公務員の人件費について、行政の費用効率性との関係はこれまでのところ分析されておらず、研究課題として残されている⁴⁹。とりわけ、地方公務員については、近年、非正規の職員が増加しており、その実態に関する研究により、正規職員との処遇格差の実態が明らかにされている⁵⁰。こうした非正規職員の増加要因について、後藤（2021）は、経済理論に基づく実証研究により、自治体における非正規職員の活用は市町村の財政状況ではな

⁴⁹ 従来は、財政支出面における職員の人件費や、市町村合併が職員の人件費に与える効果などの研究が主流である。地方自治体職員に注目した研究のうち、全国データを用いた研究として五石（2012）、伊藤（2014）、林（2013）などがあり、地域や自治体を限定した研究では、長峯・田中（2006）、鈴木ほか（2008）、宗像ほか（2009）などがある。

⁵⁰ 自治体の賃金格差問題では、早川・松尾（2012）、上林（2012）（2015）、鶴養（2012）、遠藤（2013）があり、地域課題では岡山市・公立保育所における非正規保育士問題を扱った小尾（2019）、帯広市や北見市を対象とした川村（2015）（2017）などがある。

く、行政需要の増加や正規職員の給与、最低賃金などの労働費用が影響を及ぼすことを明らかにしている。しかしながら、地方自治体における、非正規職員の採用の拡大は、業務の外部委託や PFI (Private Finance Initiative)、地方独立行政法人化などと並んで、効率的な財政運営を目指すための行財政改革の一つの手段であると考えられ、人件費でみた非正規職員雇用と費用効率性の関係を検証する余地が残されている。

そこで本章では、地方公務員の非正規雇用の人件費について、統一かつ継続的なデータが得られる市町村決算カードを用いて、2012 年から 2017 年の市町村別のパネルデータを構築し、地方自治体における非正規職員の雇用にかかる非効率性と非効率要因を推定する。その結果、人件費でみた自治体の非正規職員比率は、市においては効率的な財政運営をもたらすものの、町村においては非効率になっていることが判明した。併せて、市においては財政構造が硬直的な団体ほど、また、地方交付税や国・都道府県支出金の依存度が高い団体ほど、費用効率的であることが示された。

本章の構成は次の通りである。続く 2 では、分析対象となる地方自治体職員に係る諸制度と、2000 年代における変化を概説する。3 では、分析枠組みと用いるデータを説明する。4 では推定結果を議論する。最後に 5 では、要約と結論ならびに今後の課題を述べる。

2. 制度的背景

2.1 地方自治体職員の区分と特徴

地方公務員の配置や定数に関する法的根拠は、地方自治法（昭和 22，法 67）第 172 条に定められている。規定では、普通地方公共団体に職員を置くとともに、職員の定数は条例で定めることとして、フルタイムの正規職員、任期付・臨時職員等がこれに該当する。ただし、フルタイム雇用以外の任期付、臨時、非常勤の職については、この限りでないことも規定している。そのため、全ての地方自治体において職員定数条例を制定しており、職員定数を増減させるためには議会の承認が必要となる。また、消防職員や教育公務員などの職員は別の法律で定められているが、その職員定数を条例で定める点は同様である。

条例で定める定数内職員には、厳密には、フルタイムの任期付・臨時職員等が含まれるがその人数は極めて少数である。それ以外の職員は、定年まで期限を定めない職員であり、本章ではそれを「正規職員」と呼ぶ。職種としては、「一般職」・「技術職」・「消防職」・「医療職」・「福祉職」・「技能職」などから構成されている。一方、本章では、任期の定めがある職員を「非正規職員」と呼ぶ。区分としては任期付職員、および臨時・非常勤職員としての特別職非常勤職員、一般職非常勤職員、臨時的任用職員が含まれる。これらの非正規職員の身分や処遇は、地方公務員法（昭和25，法261，以下「地公法」と呼ぶ）の（正規職員とは）異なる条項や個別の法律で規定されている。以下、各職員に関する規定を述べる⁵¹。

任期付職員は、「地方公共団体の一般職の任期付職員の採用に関する法律」（平成14，法48，以下「任期付法」と呼ぶ）で規定されている，これには，高度な専門的知識や経験を有する者を一定期間活用することが特に必要な場合に5年以内の任期を定めて採用する職員や，一定期間内に終了すると見込まれている業務に従事する場合に原則3年間の任期を定めた職員がある。その給与の支払い費目は，いずれも，常勤職員と同様に人件費の「職員給与」である。さらに，任期付法の平成16年の改正で，任期付職員に部分休業職員代替や繁忙期の業務提供体制の充実等を担う短時間勤務職員も追加された。

特別職非常勤職員は，地公法第3条3項3号の規定により採用され，主に特定の学識や経験を必要とする職で，自らの学識や経験に基づき非専務的に公務に参画する労働者性の低い勤務の様態が想定されている。具体的には，「行政委員」・「付属機関の委員」・「医師」・「消防団員」・「公民館長」・「教員」などである。これらの職員は，原則的には地公法の適用外ということで通常の職員とは異なると解釈されている。その給与の支払い費目は人件費の「報酬」⁵²である。しかしながら，多くの市町村では一般事務職や保育士などもこの区分で雇用が行われており，総務省がその任用に関して平成21年に注意喚起を行い，さらに平成26年にも同様の注意喚起を行っているため，データを見る際には注意が必要である。

⁵¹ 非正規職員の記述に関しては，戸谷（2018）を参照した。

⁵² 報酬に関しては，2010年度決算までは「委員等報酬」で総額決算としていたが，2011年度決算から細節が設けられ，「行政委員分」・「付属機関分」・「消防団員分」・「学校医等分」・「その他非常勤職員」に区分され細分化された。一般事務職や保育士など労働者性の高い職員は「その他非常勤職員」で支出している。

一般職非常勤職員は、地公法第 17 条の規定により採用され、正規職員の補助的業務を担う職員として位置づけられており任期の規定はないが、一般的に 1 年以内の任期を定めている団体が多く、再任も行われている。その給与の支払い費目は人件費の「報酬」（その他非常勤職員給与）である。

臨時的任用職員は地公法第 22 条 2 項・5 項の規定により採用され、臨時的業務を担う職員として位置づけられている。6 か月を超えない範囲で任用され、更新は 1 回のみで 1 年を超えることができないと規定されている。その給与の支払い費目は、通常は物件費の「賃金」である。なお、極めて少ない例だが、定数措置がなされている職員については、人件費の「臨時職員給与」で支払われている。

2.2 非正規職員雇用の実態

前述の法的根拠以外に、地方自治体における非正規職員の雇用に関する明確な定義は存在しない。ここでは、総務省が行った「地方公務員の臨時・非常勤職員に関する実態調査結果」（以下、「総務省調査」という）⁵³や、先行研究に基づいて、市町村における非正規職員雇用の実態について述べる。

総務省調査では 3 つの雇用区分ごとに結果をまとめている。まず、特別職非常勤職員については特定の経験や知識、資格等を必要とする業務に専門的に従事させており、常勤職員と異なる人事管理を行っている。特別職非常勤職員を再度任用する際、新たな任期と前の任期との間に一定の空白期間（以下「空白期間」という）を設けるか否かに関しては、約 6%～11%の市区町村が設定している。次に、一般職非常勤職員については、補足的・定型的業務や特定の経験や知識、資格等を必要とする業務に専門的に従事させている。この区分は、人件費の削減や常勤職員の代替としての人材確保のために利用されている。空白期間は約 9%～19%の市区町村が設定している。最後に、臨時的任用職員については、臨時的・一時的な業務量の増加への対応や常勤職員の欠員代替職員としての業務に従事させている。この区分は、人件費削減を図っている。空白期間は約 31%～55%の市区町村が設定している。このように、区分ごとに異なった雇用実態がわかる。

また、非正規職員の活用動機については、北見市の非正規職員の雇用状況を詳細

⁵³ 総務省調査は 2005 年以降、2008 年、2012 年、2016 年に公表されている。ただし、調査対象に任期付職員は含まれていない。

に分析した，川村（2017）が参考になる。川村（2017）によれば，特別職非常勤職員の活用理由としては，特定の経験や知識，資格等を必要とする業務への対応としている。処遇面では更新回数の制限はなく，勤続や経験年数を報酬に反映させている。一方，臨時的任用職員の活用理由は，臨時的・一時的な業務量の増加や日・週の中での業務量の繁閑への対応や，補助的・定型的業務への対応であるとしている。なお，北見市においては，一般職非常勤職員を雇用していない。

以上から，特別職非常勤職員は特定の経験や知識，資格等を必要とする専門的業務に長期的に雇用していること，臨時的任用職員は臨時的・一時的な業務や欠員代替等の業務に短期的に雇用していること，一般職非常勤職員はその中間的な位置づけの雇用であると考えられる⁵⁴。

2.3 地方自治体職員数の変化と理由

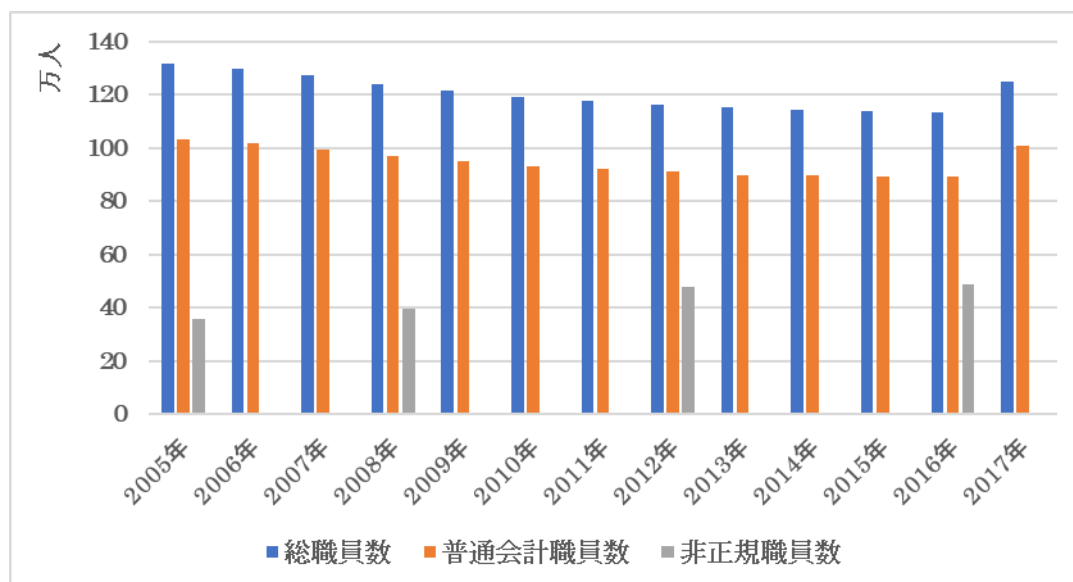
近年，地方自治体の正規職員は減少する一方，非正規職員は増加の一途をたどっている。図 1 は，総務省の資料に基づいて，2005 年度から 2017 年度における市町村の正規職員数と臨時・非常勤職員数の推移を示している。正規職員数は，2005 年（4 月 1 日）に約 132 万人であったものが 2016 年では約 113 万人となり，13.9% 減少している。一方，非正規職員数は，同じ期間において約 36 万人から約 49 万人まで 37.2% 増加しており，普通会計職員数に占める割合も 27.0% から 43.1% へと上昇している。

非正規職員に関する総務省の調査結果は，基本的に都道府県，政令指定都市，および市区町村という区分で報告されている。しかしながら，2016 年調査では，市区と町村の区分による結果が，対前回調査比とともに報告されている。表 1 はその結果である。非正規職員数は，政令指定都市を除く市区では 2012 年度から 16 年度にかけて 7.3% 増加しており，町村では 14.8% 増加している。非正規職員の正規職員に対する割合は同期間において，市区では 42.8% から 46.9% に，町村では 44.8% から 52.7% へとそれぞれ増加している，また，非正規職員のうちの，臨時的任用職員の正規職員の割合は，市区では 18.0% から 18.9% へ微増し，町村では 26.5% から 29.2% と増加している。臨時的任用職員は，市区よりも，町村において

⁵⁴ 早川・松尾（2012）が東京都・都特別区・都内市町村を対象とした分析においても，同様の考えが示されている。

相対的に多く、また上昇傾向にあることがわかる。

図 1 市町村における職員数の推移



(注) 数値は、政令指定都市を含む全市区町村に関する 4 月 1 日時点の実績。2017 年 4 月 1 日は、政令指定都市の教員数もカウントされている。

(総務省「地方公共団体定員管理調査」，同「地方公務員の臨時・非常勤職員に関する実態調査」から筆者作成)

表 1 市区（政令指定都市を除く）・町村ごとの臨時・非常勤職員数

調査年		2012年4月1日		2016年4月1日	
区分		市区	町村	市区	町村
正規職員数		776,405	142,977	760,442	139,494
非正規職員数	特別職非常勤職員	107,412	9,469	108,754	10,491
	一般職非常勤職員	85,589	16,597	104,021	22,314
	臨時的任用職員	139,380	37,947	144,014	40,694
	合計	332,381	64,013	356,789	73,499
非正規職員の対正規職員比率(%)		42.8	44.8	46.9	52.7
臨時任用職員の対正規職員対比率(%)		18.0	26.5	18.9	29.2

(総務省「地方公務員の臨時・非常勤職員に関する実態調査」(2016)から筆者作成)

このように、地方公務員の非正規化が進んだ背景として、早川・松尾(2012)は、

1990年代以降の財源不足に伴う地方自治体の行財政改革を指摘している。特に、2000年代初めの小泉政権では、構造改革の一環として、「三位一体の改革」が行われた。これにより地方交付税や国庫支出金が削減され、地方自治体は財政難に対応するための行財政改革を進めた。そして、地方の財政歳出のうち、義務的経費の大きな割合を占める「人件費」の削減が、大きな目標となったとしている。

総務省も地方自治体への定員削減⁵⁵に向けた関与を進めた「地方自治体における行政改革の推進のための新たな指針」（「新地方行革指針」）⁵⁶により、各地方自治体に行政改革と職員の定員削減を求めた。「新地方行革指針」では、地方自治体に対して2005年度から2009年度までの集中改革プランの公表や、定員削減目標の提出などの指導助言を行い、同時に、行革推進の手段として従来の民間委託にとどまらず指定管理者制度やPFI、地方独立行政法人の活用も求めるなど、行政サービスの提供主体の多様化を求めた。

以上が、正規職員数の減少と臨時・非正規職員の増加の背景要因として考えられる。

2.4 地方自治体の財政制度と財源問題

日本の地方財政制度では、人口や産業の集積の度合いによる地域間格差や景気の動向による税収の年度間格差にかかわらず、各地方自治体がその重要な責任を果たすことが出来るよう地方財政計画を通じて、地方の財源を保障し、地方交付税や地方債などにより財源保障をしている。さらに、これら以外の歳入として、国庫支出金や都道府県支出金がある。これらは、法定受託事務などの経費負担区分に基づき、国や都道府県が市町村に対して支出する負担金や委託費と、国や都道府県が進める特定の施策の奨励または財政援助のための補助金からなっている。

地方自治体（市町村）の決算状況について、2017年度普通会計では、歳入総額59兆8,268億円のうち、地方税が32.4%、地方交付税が13.6%、国庫支出金が15.7%、都道府県支出金が6.7%、地方債が8.6%となっている。一方、歳出総額57

⁵⁵ 地方自治体における「定員管理」とは、事務事業を行政需要の変化に対応して効果的、効率的に遂行するために、全体および個々の部門の業務遂行に必要な人員を検討し、行政需要の効果的充足と、業務量と人員の適正化を目的としている。それに対して、「職員定数」は条例で置き得る職員の限界を意味している。

⁵⁶ 正式名称は、平成17年3月29日付各都道府県知事・政令指定都市市長宛総務事務次官通知「地方公共団体における行政改革の推進のための新たな指針」である。

兆 9,429 億円を性質別にみると、人件費や扶助費、公債費の義務的経費が 49.5%（うち、人件費は 17.0%）、社会資本整備等に係る投資的経費が 14.1%、その他の経費 36.4%となっている。

以上から、地方自治体は、歳入面では地方税等の自主財源は少なく、国や都道府県からの財政支出に依存していること、歳出面では投資的経費は少なく、義務的経費が約 5 割を占めており、その内の約 17%は人件費が占めているという構造がわかる。特に、人件費に関しては国や都道府県支出金における一部の補助を除き、全額一般財源で賄わざるを得ないことから各自治体においては、財政運営の大きな要因となっている。

このような地方自治体の行財政運営における非正規職員の雇用状況を踏まえて、本章では、地方自治体の非正規職員の雇用と行政サービスの費用効率性の関係を検証する。分析期間については、2009 年 4 月の総務省通知「臨時・非常勤職員及び任期付短時間勤務職員の任用等について」以降、地方公務員の非正規職員採用の標準化が進んだこと、また、2011 年の東日本大震災の影響を考慮して、2012 年から 2017 年に焦点を当てる。先行研究に従って、確率的フロンティアモデルに基づいて、各自治体の公共サービスの効率性を推定し、財政状況や人件費で測った、非正規職員の雇用が費用効率性に与える影響を検証する。これにより、公務労働における非正規職員雇用の経済学的意義を明らかにするための一助となすことを目的とする。

3. 分析の枠組み

3.1 実証モデル

地方自治体の非正規職員の雇用と行政サービスの効率性の関係を検証するに当たっては、行政サービスの効率性を推定する必要がある。前述の通り、日本の地方自治体の財政の効率性研究では、DEA 法と SFA 法が用いられてきた。それらの分析法について、鷲見（2016）は、DEA 法等のノンパラメトリックなアプローチと、SFA 法で計測された非効率性から非効率性要因を推定する 2 段階アプローチ、そして、確率フロンティア費用関数と非効率要因を最尤法によって推定する方法（Battese and Coelli 1995）の 3 つを比較している。その結果、ノンパラ

メトリック・アプローチによる非効率性については、統計的検定ができない課題があること、2段階アプローチにも、第1段階の確率的フロンティア費用関数における非効率性の分布の仮定と第2段階で行う非効率要因の推定モデルが統計的に矛盾するという問題を指摘している。そのうえで、Battese and Coelli

(1995)のモデルにおいては、確率フロンティア費用関数と非効率要因を最尤法で推定することにより、これらの問題を克服している点を指摘した上で、地方自治体の効率性に関する実証分析を行っている⁵⁷。そこで本章では、鷺見(2016)ならびに地方自治体の費用効率性に関する多くの実証研究に倣って、Battese and Coelli(1995)の確率的フロンティア分析を用いる。

以下では、Battese and Coelli(1995)に依拠して、確率的フロンティア分析を描写する。以下の記述については、鷺見(2018)を参照している。

確率的フロンティア分析では、(1)式で定義される確率フロンティア費用関数と、(2)式のように独立変数ベクトル z と未知のパラメータ δ の関数として表される費用非効率性 u を最尤法によって推定する。

$$C_i = C(g_i, p_i; \beta) \exp(v_i + u_i) \quad (1)$$

$$u_i = z_i \delta + w_i \quad (2)$$

ここで、 C_i は地方自治体 i の公共サービス供給費用を表しており、 g は公共サービス産出量、 p は投入要素価格、 β は推定すべきパラメータを示す。 v は通常確率的誤差項、 u は費用非効率性を表す確率変数で、 $u \geq 0$ と仮定する。また、誤差項 w は $-z_i \delta$ で切断された切断正規分布で $w_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ に従うと仮定する。

⁵⁷ 鷺見(2021)では、費用非効率に関して、技術的効率性と生産要素の配分に捉えることが可能だとした。技術的効率性を、意思決定主体が生産要素を投入したとき技術的に最大の産出量を生産している状態か、ある産出量を生産するときにその産出量が技術的に必要な最小の生産要素投入量で生産されている状況であることを示している。また、生産要素の配分効率性を、ある産出量を生産するときにその産出量が最小費用をもたらす生産要素投入量の組合せで生産する状態であることを示している。そのため、生産フロンティアの外側については、技術的に不可能として生産フロンティアの内側のみで議論を展開している。

つぎに、費用非効率性（Cost Inefficiency : CI）は(3)式の条件付き期待値として導出される。ただし、 $\varepsilon = v + u$ とする。

$$CI = E[\exp(u_i) \mid \varepsilon] \quad (3)$$

実際に、費用関数を推定するためには、産出量と要素価格が必要であるが、地方自治体の直接産出量 g はデータとして入手することは困難である。そこで、住民が消費する地方公共サービス水準 y_i を間接的産出量とみなして、直接産出量 g との関係を(4)式の通り定義する。

$$y_i = y(g_i, n_i, n_i^2) \quad (4)$$

ただし、住民が消費する地方公共サービス水準 y_i は人口規模に依存すると仮定し、人口 n と、規模の経済を勘案して人口の二乗項 n^2 を追加している。

(4)式を直接産出量 g に関して解いた $g_i = \varnothing(y_i, n_i, n_i^2)$ を(1)式に代入すると、(5)式を得る。

$$C_i = C(\varnothing(y_i, n_i, n_i^2), p_i; \beta) \exp(v_i + u_i) \quad (5)$$

本章では、非正規職員への支出が地方自治体の非効率性に与える影響について、2012年度から2017年度のパネルデータを用いて検証する。そこで、(5)式をCobb-Douglas型費用関数として仮定するとともに、パネルデータに対応するため、(6)式として定式化する。

$$\begin{aligned} \ln C_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i,t} + \beta_2 \ln p_{i,t} + \beta_3 \ln n_{i,t} + \beta_4 \ln n_{i,t}^2 \\ & + \pi_1 \text{elder}_{i,t} + \pi_2 \text{young}_{i,t} + \sum_q \varphi_q \text{year}_{q,i,t} + v_{i,t} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 i は自治体、 t は2012年度から2017年度を示すインデックスである。 C は自治体の公共サービス供給費用であり、人件費、物件費、維持補修費、扶助費および補助費等の合計である経常経費を示す。 p は賃金として、自治体職員の平均給与月額を用いる。 $elder$ は65歳以上人口比率、 $young$ は15歳未満人口比率を表し、 $year_q$ は各年度における地方財政に与えた景気変動や制度変更等の影響を考慮するため、課税所得の対前年度比を用いる。 β 、 π 、 ϕ は推定すべきパラメータである。

次に、費用非効率性は(7)式のとおり定式化する。

$$u_{i,t} = \delta_0 + \sum_1^k \delta_k fis_{k,i,t-1} + \tau haichi_{i,t} + w_{i,t} \quad (7)$$

ここで、 fis は財政変数であり、 $haichi$ は職員配置変数であり、 δ 、 τ は推定すべきパラメーター、 $k=3$ である。本章では非正規職員と非効率性の関係を検証するため、職員配置変数として、非正規職員の支出額を経常経費で除した「非正規職員比率」を用いる。また、 k は財政変数である。具体的には、分析期間を通じて財政状況が把握できる経常収支比率について、総務省の財政運営ヒアリングが実施される95%以上の市町村を1とするダミー変数を用いる。その他の財政変数として、先行研究を参照して「普通交付税依存率」（普通交付税/標準財政規模）、「上部団体依存率」（（国支出金＋都道府県支出金）/標準財政規模）を用いる。

3.2 地方公共サービス指標

地方自治体の確率的フロンティア分析における一番の課題は、公共サービス水準をどのように計測するかという点である。前述のとおり、費用関数を推定するためには、産出量と要素価格が必要であるが、地方自治体の直接産出量 g をデータとして入手することが困難である。そのため、多くの先行研究では、住民が消費する地方公共サービス水準 y_i 、すなわち間接的産出量を直接産出量とみなしてきた。

地方公共サービス水準について、林（2002）や、赤井・佐藤・山下（2003）は、日本経済新聞社・日経産業消費研究所「全国市区の行政比較調査データ集」の「行政サービス度」を用いている。しかし、この調査は2009年度以降は実施されていない。そのため、宮崎（2006）や、中澤（2014）は、地方公共サービスを高齢化・

少子化・教育・住宅インフラ・安全の 5 分野に分類し、各分野の公共サービス指標を偏差値化し、個々の分野にウェイトをかけて独自の地方公共サービス水準を作成している。しかしながら、分野やウェイトの選択理由と実際の地方自治体の歳出との関係が明確でないという点に課題が残る。

これらの課題を解消するため、鷺見（2016）は、ノルウェーの地方政府を対象とした Borge et al.(2008)を参考として、独自の地方公共サービス水準 y_i を（8）式の通り算出している。

$$y_i = \sum_{s=1}^S \left(\alpha_s \left(\sum_{j=1}^{j_s} \beta_{sj} \frac{x_{isj}}{\bar{x}_{sj}} \right) \right), \quad \sum_{s=1}^S \alpha_s = 1, \quad \sum_{j=1}^{j_s} \beta_{sj} = 1 \quad (8)$$

算出の考え方は次のようである。第 1 段階として、地方自治体の目的別歳出から「総務費」、「民生費」、「衛生費」、「土木費」（物件費・維持補修費のみ）ならびに「教育費」という 5 分野の「款」を抽出し、歳出総額に占めるそれぞれの割合を、第 S 分野の「款」のウェイト α_s と定義する。さらに、各「款」において、「総務費」（総務管理費）、「民生費」（社会福祉費、児童福祉費、老人福祉費）、「衛生費」（保健衛生費、清掃費）、「土木費」（道路橋梁費、都市計画費）、「教育費」（幼稚園費、小学校費、中学校費、社会教育費、社会体育費）という 16 の「項」を抽出し、第 S 分野における第 j 「項」の歳出割合を β_{sj} として計算する。第 2 段階では、各分野の各項目に該当する 16 の公共サービス指標を構築し、第 S 分野の第 j 項目の偏差値（ $sscore_{isj}$ ）を計算した。第 3 段階では、まず、ウェイト β_{sj} を用いて公共サービス指標の偏差値 $sscore_{isj}$ を加重平均して各分野のサービス水準を算出したうえで、それらを各分野のウェイト α_s によって加重平均を算出し、第 i 地方自治体の公共サービス水準 y_i を算出している。

本章では鷺見（2016）の方法に従って公共サービス水準を算出する。ただし、鷺見（2016）では地方自治体が一般財源で提供している公共サービス分野が一部、欠落しているため、消防部門として款消防費（項常備消防費）を新たに追加するとともに、市営住宅施策として款土木費の項住宅費を追加する⁵⁸。それに伴い、公共サ

⁵⁸ 鷺見氏によれば、先行研究において、公共サービス水準を計算する際の「分野」については、特に定まった考え方ないとされる。事実、宮下・鷺見（2016）においては消防

ービス指標として、人口当たり消防施設面積（土地⁵⁹）および人口当たり市営住宅の戸数を追加した。さらに公共サービス指標の算出に当たっては、数値の分布が極端にならないよう、集会施設や市民会館、公会堂に関しては設置数を面積に変更した。公共サービス指標とウェイトおよびデータの出所については表 2 に示すとおりである。

費（人口当たり出火件数）が加えられている。

⁵⁹ 消防施設について、2011 年度以降では「建物面積」も報告されているが、本章では報告件数が多い「土地」を採用した。

表 2 地方公共サービス水準のウェイトと地方公共サービス指標およびデータの
出所

市・分野	項目	ウェイト		地方公共サービス指標	データの出所	
		款	項			
総務費	総務管理費	0.2102812	1	集会所数/人口	公共施設状況調査(総務省)	
				庁舎面積(㎡)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
民生費	老人福祉費	0.3763766	0.3587801	病床数/65歳以上人口	地域保健医療基礎統計(厚生労働省)	
				介護福祉施設定員数/65歳以上人口	介護サービス施設・事業所調査(厚生労働省)	
	児童福祉費	0.6412199		保育所在所児童数/0～4歳人口	社会福祉施設等調査報告(厚生労働省)	
					保育所面積/0～4歳人口	社会福祉施設等調査報告(厚生労働省)
衛生費	保健衛生費	0.1667865	0.5014571	保健センター数/人口	公共施設状況調査(総務省)	
	清掃費		0.4985429	ごみ処理量/人口	公共施設状況調査(総務省)	
土木費	道路橋梁費	0.0242843	0.561504	道路延長(km)/面積(km)	公共施設状況調査(総務省)	
	都市計画費		0.2932673	公園面積(km)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
	住宅費		0.1452288	市営住宅数(戸)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
消防費	常備消防費	0.0770049	1	消防庁舎面積(㎡)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
教育費	幼稚園費	0.1452666	0.3250651	幼稚園児数/0～4歳人口	学校基本調査報告書(文部科学省)	
	小学校費		0.1950368	小学校教員数/小学校児童数	学校基本調査報告書(文部科学省)	
	中学校費		0.0680392	中学校教員数/中学校児童数	学校基本調査報告書(文部科学省)	
	社会教育費		0.2829795		公会堂・市民会館数/人口	公共施設状況調査(総務省)
					社会教育施設数/人口	公共施設状況調査(総務省)
	社会体育費		0.1288794	社会体育施設数/人口	公共施設状況調査(総務省)	

町村・分野	項目	ウェイト		地方公共サービス指標	データの出所	
		款	項			
総務費	総務管理費	0.2556901	1	集会所数/人口	公共施設状況調査(総務省)	
				庁舎面積(㎡)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
民生費	老人福祉費	0.3317434	0.3884097	病床数/65歳以上人口	地域保健医療基礎統計(厚生労働省)	
				介護福祉施設定員数/65歳以上人口	介護サービス施設・事業所調査(厚生労働省)	
	児童福祉費	0.6115903		保育所在所児童数/0～4歳人口	社会福祉施設等調査報告(厚生労働省)	
					保育所面積/0～4歳人口	社会福祉施設等調査報告(厚生労働省)
衛生費	保健衛生費	0.1555315	0.4968422	保健センター数/人口	公共施設状況調査(総務省)	
	清掃費		0.5031578	ごみ処理量/人口	公共施設状況調査(総務省)	
土木費	道路橋梁費	0.021179	0.6143641	道路延長(km)/面積(km)	公共施設状況調査(総務省)	
	都市計画費		0.253875	公園面積(km)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
	住宅費		0.1317609	市営住宅数(戸)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
消防費	常備消防費	0.0863926	1	消防庁舎面積(㎡)/人口	公共施設状況調査(総務省)	
教育費	幼稚園費	0.1494634	0.2935814	幼稚園児数/0～4歳人口	学校基本調査報告書(文部科学省)	
	小学校費		0.1980812	小学校教員数/小学校児童数	学校基本調査報告書(文部科学省)	
	中学校費		0.0821317	中学校教員数/中学校児童数	学校基本調査報告書(文部科学省)	
	社会教育費		0.300466		公会堂・市民会館数/人口	公共施設状況調査(総務省)
					社会教育施設数/人口	公共施設状況調査(総務省)
	社会体育費		0.1257397	社会体育施設数/人口	公共施設状況調査(総務省)	

注 1: 土木費に関しては、投資的経費が多く、物件費、維持補修にあたる部分を使用した。

注 2: ウェイトにかかる決算数値は、総務省「市町村別決算状況調」を使用した。

注 3: データ出所に関しては、地方公共サービス指標の分子部分と単独分を記載している、分母部分の人口は総務省「住民基本台帳年齢別人口」、面積は決算カードを使用した。

注 4: 学校基本調査報告書の欠落部分については、当該都道府県に照会して補正した。

3.3 データ

本章では、2012 年度から 2017 年度の合併を経験していない市町村⁶⁰のパネルデータを用いるが、市と町村では人口規模や社会経済状況が異なるために、市と町村に分けて分析する。

分析対象について、岩手県、宮城県および福島県の自治体は、東日本大震災の影響が大きいためにサンプルから除外した。また、過疎地域自立促進特別措置法が適用される町村においては、充当率が 100%で、元利償還金の 70%が普通交付税の基準財政需要額に算入される「過疎対策事業債」などの手厚い財政支援があり、一般の町村との公共施設等の人口規模に対する整備状況で大きく差異が生じるため除外する⁶¹。最後に、一部の年度について、地方公共サービス指標が欠落している 1 市 15 町村も分析から除外する。

また、費用関数の被説明変数である市町村の公共サービス供給費用として、市町村の決算数値における性質別歳出である人件費、物件費、維持補修費、扶助費、補助費等の合計である経常経費を用いる。

これらの数値は、総務省『市町村別決算状況調』から入手した。説明変数の内、自治体職員の平均給与月額（円）は総務省『給与・定員等の調査結果等』から、職員数は総務省『地方公共団体定員管理調査』から、課税所得の対前年度比に使用する市町村別課税対象所得は『市町村税課税状況等の調』から入手した。地方公共サービス水準を構成する公共サービス指標データの入手先は表 2 に示す通りである。非効率性の要因分析の説明変数のうち、非正規職員経費⁶²、普通交付税、国支出金、都道府県支出金、標準財政規模については『市町村決算状況調』から、経常収支比率および面積に関しては『決算カード』から入手した。

なお、以上のデータのうち、市町村別課税対象所得、普通交付税、国支出金、都

⁶⁰ 合併市町村については、継続した行財政運営を仮定した分析が困難であること、また、合併そのものが労働需要に与える効果がありうることからこれらを除外する。

⁶¹ 2017 年 4 月 1 日現在の過疎地域自立促進特別措置法の指定都市は 817 でその内、全ての地区が対象となる都市は 647 で内、町村は 515 である。過疎地対策の財政面での状況に関して、中井ほか（2020）は「地方交付税制度による事後的救済への期待が、地方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」との分析で、フロンティア費用関数の乖離は、多くの場合農山漁村の過疎対策の経費であり、推定された乖離度の大きい団体はほとんど過疎市町村であることを明らかにしている。

⁶² 非正規職員経費は、人件費として支給されている「臨時職員給与」と委員等報酬のうち、「その他非常勤職員」および物件費で支給されている「賃金」を合算して使用した。

道府県支出金ならびに標準財政規模については、GDP デフレーターで、自治体職員の平均給与月額ならびに非正規職員経費は、消費者物価指数（Consumer Price Index）で実質化している。

さらに、「同時性バイアス」の問題を考慮するために、費用非効率性の共変量については、全て一期前を採用した。変数の記述統計量は表 3 のとおりである。

表 3 記述統計量

市	項目	平均値	標準偏差	最小値	最大値
	経常支出（円）	24616010	23011010	2601373	154227200
	地方公共サービス水準（偏差値）	50.20	5.06	40.51	81.42
	賃金（円）	396890	32587.93	313672.9	520572
	人口（人）	100673.2	100463.1	3408	635517
	65歳以上人口比率	0.287	0.054	0.141	0.506
	15歳未満人口比率	0.126	0.019	0.050	0.204
	課税対象所得変化率	0.856	0.344	0.003	1.121
	非正規職員比率（%）	3.256	1.186	0.131	9.451
	経常収支比率ダミー（95以上=1）	0.176	0.381	0	1
	普通交付税依存率	0.324	0.206	0	0.840
	上部団体依存率	0.364	0.114	0.143	1.933
町村	項目	平均値	標準偏差	最小値	最大値
	経常支出（円）	4604846	2097503	651000	21549880
	地方公共サービス水準（偏差値）	50.47	4.95	42.10	92.19
	賃金（円）	365016.6	28821.2	285851.3	530650
	人口（人）	18509.2	10813.5	297	52081
	65歳以上人口比率	0.281	0.052	0.128	0.487
	15歳未満人口比率	0.131	0.024	0.068	0.222
	課税対象所得変化率	0.858	0.347	0.001	1.477
	非正規職員比率（%）	4.045	1.765	0.311	11.613
	経常収支比率ダミー（95以上=1）	0.088	0.283	0	1
	普通交付税依存率	0.364	0.206	0	0.809
	上部団体依存率	0.316	0.201	0.051	2.483

注 1：観測値の数は、市が 685、町村が 368 である。

注 2：非正規職員比率は、推定モデルの収束を図るために 100 倍して用いる。

このうち、地方公共サービス水準の偏差値は、市のサンプルでは平均値が 50.2、最小値が 40.5、最大値が 81.4 であり、概ね妥当な値である。町村のサンプルでは、

平均値が 50.5，最小値が 42.1，最大値が 92.2 であり，サンプルから過疎地域自立促進特別措置法の適用町村を除外しているものの，一部に公共サービス水準が高い自治体が含まれていることが伺える。

3.4 分析の手順

まず，間接的な産出量とみなせる地方公共サービス水準について，前述した鷲見（2016）の方法に従って計算する。次に，地方公共サービス水準を偏差値に変換し，人口，人口の二乗，65 歳以上人口比率，15 歳未満人口比率，賃金率，ならびに課税対象所得変化率を用いて，自治体の公共サービス供給費用関数を推定する。最後に，職員配置変数と財政変数を用いて費用非効率性のモデルを推定する。

確率フロンティ分析の妥当性は，尤度関数が非効率性 u の存在を示す分散パラメータ $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ と $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ （あるいは， $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ ）で表現されるため，これらが有意にゼロと異なるかどうかを仮説検定することで確認できる。また，非効率性の検定には， $\sigma_u = 0$ と $\lambda = 0$ に関する t 検定に加えて， $\sigma_u = 0$ という制約付きモデルと制約なしモデルの選択に関する尤度比検定を実施する。尤度比検定は，検定統計量 $LR = -2(LL_0 - LL_1)$ が自由度 1 の χ^2 分布に従うことを利用する（鷲見（2016））。

4. 推定結果

4.1 推定結果

費用関数の推定結果は表 4 に示している。市においては，全ての説明変数が 1% 水準で統計的に有意である。町村においては，課税対象所得の変化率が 5% 水準で統計的に有意であり，その他の説明変数は全て 1% 水準で統計的に有意である。また，モデルの定式化に関する検定についても， $\sigma_u = 0$ と $\lambda = 0$ という帰無仮説が棄却されており，非効率項 u の存在が確認される。さらに， $\sigma_u = 0$ という制約付きモデルと制約なしモデルの選択に関する尤度比検定でも，非効率項 u の存在が確認される。したがって，自治体における非正規職員雇用の非効率性を検証するに当たり，SFA 法の妥当性は証明される。

表 4 費用関数推定結果

	市	町村
公共サービス水準(対数)	0.951 *** (0.0357)	1.298 *** (0.0620)
人口(対数)	-0.165 *** (0.0595)	0.409 *** (0.0807)
人口の二乗(対数)	0.0493 *** (0.00259)	0.0181 *** (0.00429)
賃金率(対数)	-0.0843 *** (0.00867)	-0.101 *** (0.0157)
65歳以上人口比率	0.864 *** (0.103)	0.646 *** (0.162)
15歳未満人口比率	0.849 *** (0.227)	1.264 *** (0.310)
課税対象所得変化率	-0.0177 *** (0.00654)	-0.0276 ** (0.0117)
定数項	9.485 *** (0.398)	5.844 *** (0.529)
対象数	4,110	2,208
対象都市	685	368
最尤度 Log likelihood	2547.866	697.998
sigma_u	0.183 *** (0.011)	0.040 ** (0.019)
sigma_v	0.122 *** (0.002)	0.171 *** (0.005)
lambda	1.500 *** (0.011)	0.231 *** (0.023)
LR Test $\chi^2(1) : (\sigma_u=0)$	65.87	262.21

注 1: () 内は標準誤差を示す。***, **, * は 1%, 5%, 10% 水準での統計的有意性を示す。

注 2: 非効率性の検定統計量 $LR = -2(LL_0 - LL_1)$ は自由度 1 の χ^2 分布: $\chi^2(1)$ に従う。

費用非効率性の推定結果は、表 5 に示している。市においては、経常収支比率ダ

ミーが 5%水準で，その他の変数は 1%水準で統計的に有意であり，推定係数の符号は全て負である。町村においては，非正規職員比率と上部団体依存率では 1%水準で統計的に有意であるが，経常収支比率ダミーと普通交付税依存率は統計的に有意でない。また，係数の符号は，非正規職員比率と普通交付税依存率は正で，経常収支比率ダミーと，上部団体依存率は負となっており，市と町村では係数の符号や統計的有意性に違いがある。

表 5 非効率性推定結果

	市	町村
非正規職員比率	-0.112 *** (0.0237)	0.0122 *** (0.00234)
経常収支比率ダミー (95%以上を 1)	-0.191 ** (0.0775)	-0.0118 (0.0149)
普通交付税依存率	-0.897 *** (0.107)	0.0122 (0.0231)
上部団体依存率	-3.563 *** (0.433)	-0.476 *** (0.0328)
定数項	1.374 *** (0.155)	0.422 *** (0.0494)

注 1: () 内は標準誤差を示す。***, **, * は 1,5,10%レベルでの統計的有意性を示す。

4.2 考察

まず費用関数については，市および町村のいずれにおいても，用いた全ての説明変数について統計的に有意な結果が得られた。特に，市においては，人口の一次項の係数の符号が負，2 次項の符号が正でどちらも統計的に有意であることから，ある一定の人口規模を超えると費用が低減するという意味での規模の経済が確認された。一方で，町村の人口ではこのような傾向は観測されなかった。先行研究は，自治体において規模の経済が存在することを明らかにしているが，このような傾向は本章の市の分析結果でも確認できる一方，人口規模が小さい自治体の多い町

村の分析結果ではみられなかった⁶³。

次に、非効率性に関する推定から、非正規比率は、市では効率的、町村では非効率という対照的な結果が得られた。実態として、正規職員の人件費支出額を経常経費で除した正規職員比率に関しては、市が約 12.3%に対して、町村は 12.4%であり、費用面でみた量的な活用状況はほぼ同等の水準である。一方、記述統計量から明らかなように、非正規職員比率は市で約 3.3%、町村で約 4.0%であり、市より町村の方が（支出で見て）相対的に非正規に依存している傾向がある。

ではなぜ、非正規比率が町村では非効率性を高め、市では効率性を高めるのか。その一つの理由として、雇用区分の差異が考えられる。本章の 2.2 でみたように、非正規職員の雇用区分によって活用実態が異なる。すなわち、市においては、専門的な業務に従事している特別職非常勤職員やこれに類する一般職非常勤職員を多く雇用しており、このことは業務の費用効率性を高めていると考えられる。一方、町村では、短期雇用で臨時的・一時的な業務や繁忙対策、補助的な業務に従事するような臨時的任用職員を多く雇用しており、これが業務の費用効率性には結び付いていない可能性がある、ということが実態から推論される。

財政変数の結果によれば、市においては経常収支比率ダミーが悪いほど、交付税依存度が高いほど、上部団体依存率が高いほど効率的である。この結果は次のように解釈できる。

まず、経常収支比率は財政の硬直を示しており、特に経常収支比率が 95 以上の団体は、総務省の財政再建の指導助言もあって効率化を進めていると考えられる。この結果は、財政力の強い自治体ほど効率性が低いという林（2017）の発見とも一致する。

また、交付税依存度が高い団体は、税等の自主財源が少なく効率化を目指す必要が生じる。さらに、上部団体依存率が高いということは、国や都道府県の法定受託事務や補助事業が多く占めているということであり、自治体の独自事業を進めるためにも効率化を目指す必要があるため、このような結果が得られたと考えられる。ただし、この結果は、交付税への平均依存度が高いほど効率性が低いとした赤

⁶³ 自治体の適正規模を財政効率の視点から計量分析した研究は、林（2002）など多くあり規模の経済の存在を確認している。一方、町村のみを対象とした研究は少なく吉村（1999）がある程度だが最小効率規模は 153.7 万人であり、実態とは乖離している。

井・佐藤・山下（2003）や、地方交付税や補助金の歳入に占める割合が大きいほど効率性が低いとした林（2017）の推定結果とは異なっている⁶⁴。他方、町村においては、上部団体依存率が負で統計的に有意であり、市と同様の解釈ができるが、その他の財政変数は統計的に有意ではない。田近・宮崎（2006）は、本章と同じく、確率的フロンティア分析によって市町村の財政の非効率性を検証した結果、地方交付税の町村に及ぼす負の効果が強いこと、そして、交付税比率やその他の多くの変数について、市と町村の異質性を報告しており、本章でも同様の傾向が観察された。

5. おわりに

本章では、近年、増加を続けている地方自治体の非正規職員に焦点を当て、統一かつ継続的なデータが存在する市町村の決算データを用いて、地方自治体の費用非効率性の要因と非正規職員の雇用との関係を検証した。具体的には、非正規職員任用の標準化が進み、東日本大震災の影響が少なくなった 2012 年度から 2017 年度までの市と町村に分けたパネルデータを作成し、確率的フロンティア分析を用いた。結果として、人件費でみた自治体の非正規職員比率は市においては効率的であるものの、町村においては効率的でないことが明らかになった。この結果は、市と町村において非正規職員の雇用区分の違いによるものと解釈される。併せて、市においては財政構造が硬直的な団体ほど、また、地方交付税や国・都道府県支出金の依存度が高い団体ほど、費用効率的であることが示された。

しかしながら、非正規職員雇用の非効率性に関する市と町村の差異については、雇用実態からの推論によっており、直接的な検証は今後の課題である。こうした、自治体における非正規雇用の活用について、後藤（2021）は、行政需要の増加や正規職員の給与、最低賃金などの労働費用の要因を理論的、実証的に明らかにしている。本章の確率的フロンティア分析では、内生変数である職員数と、外生変数である職員賃金を人件費として一括して扱っており、労働市場の観点からの分析には適さないことから、今後は、分析目的に適したアプローチによる検証が求められる。

⁶⁴ ただし、林（2017）は行政全般を、赤井・佐藤・山下（2003）は地方交付税制度を対象として分析しており、本章とは分析対象が異なることに留意が必要である。

折しも，自治体における一般職非常勤職員は，令和 2 年度から会計年度任用職員へと大きく制度が変わり，今までと異なった任用や活用が図られることとなった。今後は，データの蓄積を待って，自治体の非正規雇用に関する包括的な分析が期待される。

参考文献

- 赤井伸郎・佐藤主光・山下耕治（2003）「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検証」『地方交付税の経済学』第5章，有斐閣．
- 伊藤敏安（2014）「合併市町村における職員数の変化とその要因の検証」『地域経済研究：広島大学大学院社会科学研究所附属地域経済システム研究センター紀要』No. 25, pp.31-45.
- 鵜養幸雄（2012）「非正規な公務員と言う存在」『政策科学』19- 3, Mar. 2012 pp.197-224.
- 遠藤公嗣（2013）『同一価値労働同一賃金をめざす職務評価—官製ワーキングプアの解消』旬報社．
- 小尾晴美（2019）「公立保育所における非正規保育士の基幹化とその処遇をめぐる問題」『経営論集』66 巻第2号 pp.341-365.
- 川村雅則（2015）「官製ワーキングプア問題(V)地方自治体で働く非正規公務員の雇用，労働(Ⅲ)」『季刊北海学園大学経済論集』63(2): pp67-122.
- 川村雅則（2017）「官製ワーキングプア問題(VI)；地方自治体で働く非正規公務員の雇用，労働(Ⅳ)」『季刊北海学園大学経済論集』65(1・2): pp11-72.
- 上林陽治（2012）『非正規公務員』日本評論社．
- 上林陽治（2015）『非正規公務員の現状』日本評論社．
- 五石敬路（2012）「平成の市町村合併における「規模の経済」の検証」『都市総合研究』第8巻第1号，pp.31-45.
- 後藤剛志（2021）「「非正規」の地方公務員の増加要因に関する分析」『財政研究』第17巻, pp.155-183.
- 鈴木聡士・Peter Nijkamp・Piet Rietveld（2008）「DEA における DFM モデルを用いた都市行政経営の効率性改善—日本における政令指定都市への適用—」『地域学研究』, 38 号，pp.1041-1053.
- 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」『日本地方財政学会研究叢書』第23号. pp.31-54.
- 鷺見英司（2018）「首長選挙と地方財政の効率性に関する実証分析」『総合政策研究』No.55. pp.41-51.
- 鷺見英司（2021）『地方財政効率化の政治経済分析』第2章，勁草書房．

「地方公務員の臨時・非常勤職員に関する実態調査結果(2016年度)」

https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei11_02000078.html (最終閲覧
2021年9月5日)

田近栄治・宮崎毅(2006)「地方交付税と地方自治体の財政改善努力ー全国市町村
データによる分析ー」『会計検査研究』第80号, pp.81-104.

戸谷雅治(2018)「会計年度任用職員制度の課題」『年報公共政策学』12, pp91-109.

中澤克佳(2014)「地方財政改革と公共サービス水準の変化」『経済論集』(東洋大
学)40巻第1号, pp1-17.

長峯純一・田中悦造(2006)「市町村合併による財政への効果ー篠山市合併後5年
間の検証ー」『総合政策研究』第22号, pp93~113.

早川征一郎・松尾孝一(2012)『国・地方自治体の非正規職員』序章・第4章, 旬
報社.

林正義(2002)「地方自治体の最小効率規模ー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』第61号, pp.59-89.

林亮輔(2013)「市町村合併による財政活動の効率化ー合併パターンを考慮した実
証分析」『会計検査研究』No.47, pp.27-38.

林亮輔(2017)「自治体経営の効率性と決定要因ー多段階モデルアプローチを用
いた都市自治体の検証ー」『九州地区国立大学教育系・文系研究論文集』4巻, 1,
2号

本間聡(2012)「平成の大合併による自治体行政効率の変化」『会計検査院研究』
No45. pp.103-114.

前田出(2018)「地方基金の積立要因に関する計量経済分析ー基金残高は自治体の
効率化努力によって積み上がったのかー」『経済分析』, 第198号, pp.22-49.

宮崎毅(2006)「市町村合併の歳出削減効果: 合併トレンド変数による検出」『財政
研究』2: pp145-160.

宮下量久(2016)「非合併自治体の効率性に関するパネルデータ分析」『北九州市立
大学地域戦略研究所紀要』第1号, pp.55-68.

宮下量久・鷺見英司(2016)「地方交付税の合併算定替と合併自治体の効率性に関
するパネルデータ分析」『財政研究』第12巻, pp.170-186.

宗像優, 本間聡, 宮野俊明(2009)「離島自治体における環境行財政の研究ー壱岐・

対馬・五島列島の比較分析－』『九州産業大学産業経営研究所報』41号, pp.107－129.

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」 齋藤慎編『地方分権化への挑戦』第4章, 大阪大学出版会.

吉村弘（1999）「行政サービス水準及び歳出総額からみた最適都市規模」『地域経済研究』（10）, pp55-69.

Aigner, D., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977), “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 6 No. 1, pp. 21-37.

Battese G. and T. Coelli (1995) “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data.” *Empirical Economics*, 20. pp325-332.

Borge, L., T. Falch and P. Tovmo (2008) “Public sector efficiency: the roles of political and budgetary institutions, fiscal capacity and democratic participation,” *Public Choice*, 36. pp.475–495.

Charnes, A., Cooper, W.W., and Rhodes, E. (1978) “A Data Envelopment Analysis Approach to Evaluation of the Program Follow through Experiments in U.S. Public School Education”. *Management Science Research Report* no. 432.

Meeusen, W. and Van den Broeck, J., (1977) “Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error.” *International Economic Review* 18, pp435-444.

第 5 章 おわりに

本稿では、地方自治体に着目し、住民に一番身近な公共サービスを提供する主体である市町村を対象として、近年（2000 年代以降）の職員雇用の変化を実証分析により明らかにした。第 1 章では、地方自治体職員を取り巻く環境の変化を「地方分権改革」や「地方自治制度改革」の視点から概観し、第 2 章から第 4 章の議論につなげた。

第 2 章では、地方自治体の雇用変動の要因を検証した。1990 年代以降、地方分権改革が進み市町村の裁量権が増し、地方自治推進のための政策決定が可能になってきている。このような背景を受け、政策推進に重要な役割を果たす正規職員について、需要モデル（中位投票者モデル）を用いて雇用の決定メカニズムおよび、雇用にかかる「需要要因」と「雇用調整速度」の解明を行った。結果として、一般行政部門の職員雇用の調整速度は極めて緩慢だが、財政運営に課題のある市の雇用調整速度は比較的速いこと。労働需要の要因として、賃金は負の要因であることが明らかになったが中位投票者所得は有意でなく、地方交付税は負の要因で理論モデルとは異なった結果を示した。また、人口に関して、有意でないものの規模の経済の存在を伺わせている。このことから、日本の市町村における需要モデル適用の限界と、地方交付税制度の問題が明らかになった。

第 3 章では、市町村合併が雇用変動に与える影響を検証した。地方分権に伴う権限移譲や少子高齢化の進展を受け、1990 年代後半以降、地方自治を安定的に行うためには、一定規模の地方自治体が必要との認識が高まった。そのため、「平成の大合併」と称される市町村合併が国の主導のもと積極的に進められた。このことを受けて、市町村合併が自治体の職員数に与えた影響の経時的な変化について、傾向スコアマッチング法を用いて解明を行った。結果として、職員数の変化は、合併市町村では短期的には非合併市町村よりも職員数を減らす傾向が弱いものの、時間の経過と共に職員数の変化の差は解消され、合併による規模の経済の存在が伺われること、また、時間に依存しない観察不可能な市町村の固定効果を除いた推定（DID 推定）では、合併からおおよそ 7～8 年目には、合併市町村の職員数の減少が非合併市町村を上回ることから、合併による当初の調整要因が時間経過によって解消されるとともに、規模の経済による合併効果が現れることが明らかになった。

一方、職員減少の要因としては、平成の大合併における地方交付税の優遇措置である合併算定替の終了や合併特例債などの起債の残が巨額になるなかで、財政運営上の危機感から一層の行財政改革を進めた可能性がある。しかしながら、総務省の「合併算定替」や「合併特例債」の全国的な影響の公表はなく、減少要因の妥当性についてはさらなる検証が必要であることも明らかになった。

第4章では、地方自治体の職員構成の変化に焦点を当てた。国が主導した定員削減計画を基にした正規職員の削減や地方自治体の行財政改革の影響を受け、地方自治体での非正規職員雇用が大きく増加している。このことを受け、非正規雇用が地方自治体の財政効率に与える影響について、確率的フロンティア分析を用いて解明を行った。結果として、人件費でみた自治体の非正規職員比率は市においては効率的であるものの、町村においては効率的でないことが明らかになった。このことは、市は専門性の高い非正規職員を多く雇用する一方、町村は臨時的業務に従事する非正規職員が多いという雇用区分の違いによるものと考えられる。併せて、市においては財政構造が硬直的な団体ほど、また、地方交付税や国・都道府県支出金の依存度が高い団体ほど、費用効率的であることが示された。しかしながら、非正規職員雇用の効率性に関しては、雇用実態からの推論であり直接的な分析ができなかった課題が残る。

本稿の全体の分析結果を総括すると、自治体の職員雇用に関しては規模の経済の存在が伺われること、財政状況に影響を受けること、雇用調整には時間がかかること、国の制度や政策に左右されることが明らかになった。つまり、多くの先行研究で実証されてきた「規模の経済」の存在や「財政状況の影響」は、本稿の分析対象となった職員雇用においても同様であることを示している。また、公務員の雇用調整に時間がかかる背景として、実質的に解雇を行わない下で、退職と採用の差によって職員数を調整してきたこと、また、官庁会計制度では予算編成から決算確定までおよそ2年を要するために職員雇用の計画の反映までにラグが生じること、議会や労働組合などのステークホルダーの存在があることなどが考えられる。さらに、国の制度や政策に左右されることに関しては、地方分権が進展し、自治体の裁量権が増している一方で、課税自主権がほぼないため、自主財源が乏しく、地方交付税や国・都道府県支出金の割合が高い地方自治体にあっては、国の政策に依拠した行動をとらざるを得ないためであると考えられる。このことは、地方自治体の費

用最小化行動を描写する公共サービスの供給モデルは適合性が高く、住民（中位投票者）の効用最大化に基づく公共サービスの需要モデルの適合性が低いことも符合する。

一方で、本論文の分析結果によれば、国と地方自治体間の最大の財政調整制度である地方交付税に関して、理論仮説とは異なる結果や解釈上の課題がみられた。この点については、第 2 章でも述べたように、国の財政難の下で、財源調整の不足額を国と地方で折半する制度や不足分を臨時財政対策債の発行で賄うなどの制度運営上の問題が今回の分析結果に表れたと考えられる。

最後に、現在の日本においては、公共サービスの提供主体は本論文の分析対象である地方公務員だけでなく、公共サービスを受託している民間事業者や社会福祉団体、NPO 法人、地域団体なども公共サービスの担い手を構成している。地方自治体の使命である「公共の福祉の向上」を「公共サービスの質や量の向上」として捉えれば、こうした公共サービスの供給主体に関する総合的な分析を通じて、「公共サービスの質や量の向上」に資する提供体制のあり方を明らかにする必要がある。併せて、地方分権が進展し、地方自治体の裁量と役割が高まる中であって、地方自治体もまたエビデンスに基づく行財政運営を進めることが求められている。

謝辞

本稿の結びにあたり、これまでご指導いただいた多くの先生方と、筆者の研究活動を支えていただいた方々へ感謝とお礼を申し上げます。

指導教官の勇上和史教授には、常に熱心なご指導をいただきました。博士課程前期の2年間と博士課程後期の長期履修での6年間の長きにわたりご指導をいただきました。定年退職後にリカレント教育を受け、論文をまとめることができたのは、ひとえに先生のお力によるものと深く感謝申し上げます。

拙論文の審査の労をとっていただいた、玉岡雅之教授、佐野晋平准教授からは、ご指導並びに本研究への有益なコメントをいただきました。心より厚く御礼申し上げます。また、論文作成において、北村友宏先生（同志社大学）・宮崎智視先生（神戸大学）・宮下量久先生（拓殖大学）・鷺見英司先生（日本大学）にご指導、ご助言やデータ提供をいただきました。修士論文に助言をいただき博士課程後期への進学を促していただいた齊藤慎大阪大学名誉教授に合わせて感謝申し上げます。

さらに、勇上ゼミの研究員の皆さんやゼミ生の皆さんから多くの助言をいただきましたことに感謝申し上げます。