

水道事業の広域化の効果

— 「経営の一体化」が水道事業の効率性に与える影響とその評価—

谷口 淳

要旨

本研究は、水道事業の広域化の形態の1つである経営の一体化が、事業の効率性に及ぼす影響を定量的に分析することを目的としている。平成の市町村合併に伴い複数の水道事業を承継した市町村を経営の一体化の事例と捉え、パネルデータを用いた因果推論の手法である差の差分分析等を用いて、経営の一体化が労働生産性、資本生産性および施設効率性に与える効果を分析した。その結果、経営の一体化は労働生産性を有意に向上させ、施設効率性についても向上に寄与する可能性が示唆された。一方で、資本生産性に対しては有意な効果は見られなかった。経営の一体化には一定の定量的な効果が認められ、水道事業の経営基盤強化に対し、有用な施策の1つであることが確認された。

キーワード:水道広域化、経営の一体化、差の差分分析(DID)、統合効果、効率性

1. はじめに

水道事業は、人口減少等に伴う料金収入の減少、施設等の老朽化に伴う更新需要の増加、人材不足による執行体制の脆弱化など、厳しい経営環境に直面している。我が国では、主に市町村が水道事業の経営を担っているが、総じて事業規模が小さいため、市町村等が単独で、これらの課題に対処し、事業を持続させていくことが困難になりつつある。そこで現在、国を中心に推進されている施策が、水道事業の広域化である。

広域化の形態は、大きく組織統合を伴う事業統合と経営の一体化、組織統合を伴わない施設の共同化と管理の一体化に区分されるが、本研究は、このうち「経営の一体化」に焦点を当て、この形態が事業の効率性にどのように影響するのか、定量的に明らかにすることを目的とする。経営の一体化とは、経営組織を統合する一方で事業は統合せず、会計や料金を区分したまま複数の水道事業を経営する形態をいう。この形態は、料金や施設整備水準の格差などを是正・調整する必要性が小さく、関係者の同意が得られやすいという利点はあるが、定量的な効果は不明瞭なため、関係者の意思決定を困難にしている側面がある。そこで本研究では、平成の市町村合併により複数の水道事業を承継した市町村を経営の一体化の事例として分析し、広域化の選択肢としての経営の一体化の意義を示す。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では水道事業の制度的枠組みや広域化の取組状況を概観する。第3節では先行研究をレビューし、本研究の位置づけを示す。第4節では経営の一体化の効果を2段階で分析する手法を説明する。第5節では、まず差の差分分析

により、合併に伴う広域化の効果を推定する。第6節では、第5節の結果を踏まえ、広域化を行った市町村を、経営の一体化を継続した市町村群と事業統合に移行した市町村群に分け、有意差検定により経営の一体化の効果を検証する。最後に第7節で分析結果を総括し、政策的インプリケーションを提示する。

2. 水道事業の現状と広域化

2-1. 水道事業の概要と制度的枠組み

水道事業は水道施設を用いて一般の需要者に水を給水する事業をいう。水道法では、水道事業のうち給水人口101人以上5,000人以下の事業を簡易水道事業と区分しており、そのため、給水人口5,001人以上の水道事業は、慣例的に上水道事業と呼ばれている。水道事業は、給水区域内の重複投資を避けるため、国土交通大臣または都道府県知事の認可を受けた水道事業者が、地域独占の形態で運営する仕組みとなっている。なお、水道事業者に水道用水を供給する水道用水供給事業は、広義の水道事業と捉えられる場合があるが、水道法上は別の事業類型であり、本研究では分析対象に含めない。

我が国の水道事業は、明治時代にコレラなど水系伝染病への衛生対策として始まった歴史的経緯から、市町村が水道事業者として認可を得て、地方公営企業として経営する形が主流である。そのため、水道事業は2023年度末時点で全国に3,595事業もあり、このうち給水人口30,000人未満の事業が2,988事業と全体の83.1%を占めるなど、小規模事業が多数を占める構造となっている¹⁾。経済的合理性ではなく、歴史的沿革に基づくこの構造は、水道事業の経営基盤の潜在的な脆弱性につながっている。

2-2. 水道事業の主な課題

2-2-1. 水使用量の減少

我が国の総人口は、少子化の進展により2010年の1億2,806万人をピークに減少に転じ、2065年には31.2%減の8,808万人まで減少することが予測されている²⁾。給水人口も、2010年の1億2,480万人をピークに減少する見通しとなっている³⁾。

また、節水型機器の普及などにより、1人1日平均給水量は1990年以降減少し⁴⁾、料金徴収の対象となる有収水量は、人口減少よりも早く1998年の4,100万 m^3 をピークに減少に転じた。2100年にはピーク時の37.1%の1,520万 m^3 まで減少する見通しである⁵⁾。有収

1) (公社)日本水道協会(2025)「令和5年度水道統計総論」http://www.jwwa.or.jp/info/pdf/suidou_statistics_r05.pdf (2025年12月24日閲覧)。

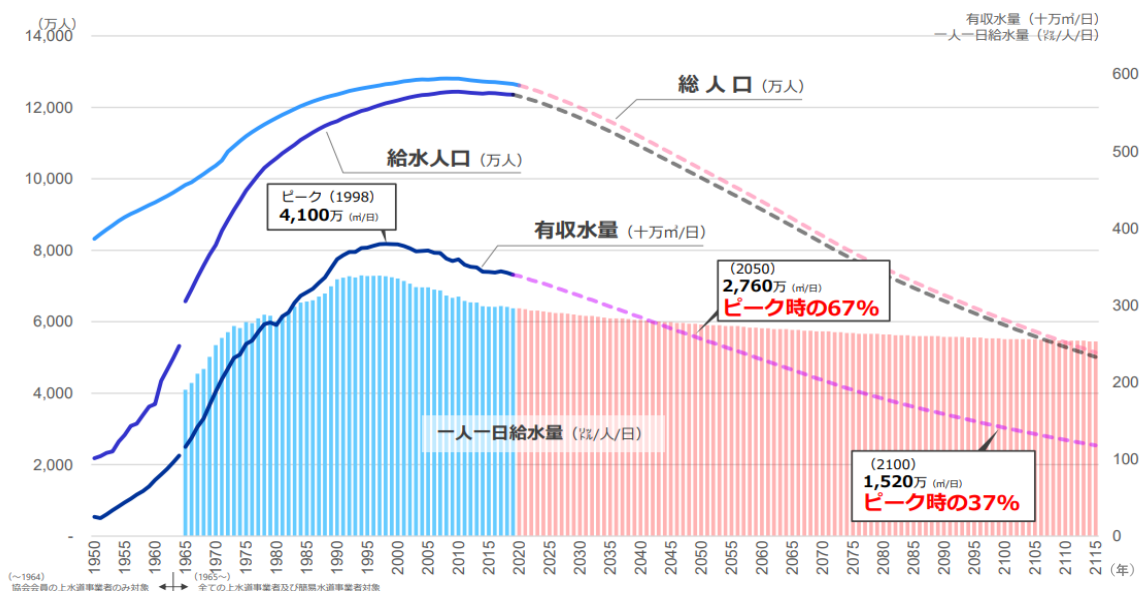
2) 総務省(2023)「令和4年度地方財政審議会(1月27日)議事要旨資料」https://www.soumu.go.jp/main_content/000865175.pdf (2025年12月24日閲覧)。

3) 注1を参照。

4) 注1を参照。

5) 国土交通省(2025)「第3回上下水道政策の基本的なあり方検討会資料3上下水道の経営に関する今後の政策の方向性について」<https://www.mlit.go.jp/mizukokudo/seweraage/content/001969640.pdf> (2025年12月24日閲覧)。

水量の減少は、料金収入の減少に直結するため、料金値上げを行わない限り経営は悪化し、事業の持続性が損なわれることとなる(図1)。



出典:国土交通省「第3回上下水道政策の基本的なあり方検討会 資料3 上下水道の経営に関する今後の政策の方向性について」の資料を一部改変

図1 給水人口および有収水量の将来見通し

2-2-2. 老朽施設の増加と余剰施設の拡大

水道事業は、戦後から2000年までの約50年が施設整備と拡張が続いた時代で、特に1970年代と1990年代に投資が増加した。管路40年、土木構造物60年、建築物50年という法定耐用年数を踏まえると、投資が増加した時期に整備された施設が、現在、一斉に更新期を迎えており、更新需要は急速に増加している。

国土交通省によると、全国の水道事業および水道用水供給事業の年間平均更新費は、2011年度から2020年度までは1兆3,000億円であったが、2021年度から2050年度までは1兆8,000億円に増加する見通しである⁶⁾(図2)。2024年1月の能登半島地震や2025年1月の埼玉県八潮市の下水道工事に伴う道路陥没事故を契機に管路更新や施設の耐震化など、施設の強靱化への社会的要請も高まっている。これらの利益を生まない安全投資の増加は、減価償却費の増加を通じて、経営に深刻な影響を及ぼすこととなる。

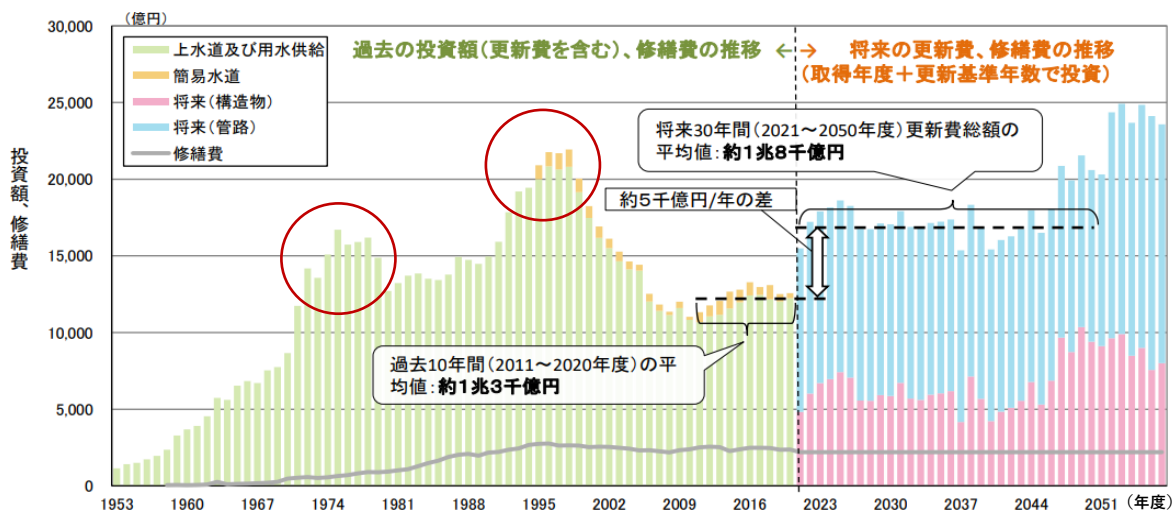
また、施設能力の余剰も年々拡大している。全国の水道事業および水道用水供給事業の浄水施設の施設利用率⁷⁾は2005年度末では63.3%であったが、2023年度末には59.9%まで低下した⁸⁾。浄水施設の能力は予備力を考慮しているが、これ

6) 注5を参照。

7) $1 \text{ 日平均給水量}(\text{m}^3) \div \text{浄水場の施設能力}(\text{m}^3) \times 100$ 。

8) 注1を参照。

を加味しても施設利用率は低い状況にあり、余剰が拡大している。これは、有収水量の減少に対して施設規模の最適化が進んでいないためと推測される。そのため、老朽化対策などの強靱化を計画的に行いつつ、施設の統廃合やダウンサイジングを推進し、水需要に見合った施設規模へ最適化していくことが重要である。



出典:国土交通省「第3回上下水道政策の基本的なあり方検討会 資料3 上下水道の経営に関する今後の政策の方向性について」の資料を一部改変

図 2 水道事業および水道用水供給事業の更新費・修繕費の将来見通し

2-2-3. 執行体制の脆弱化

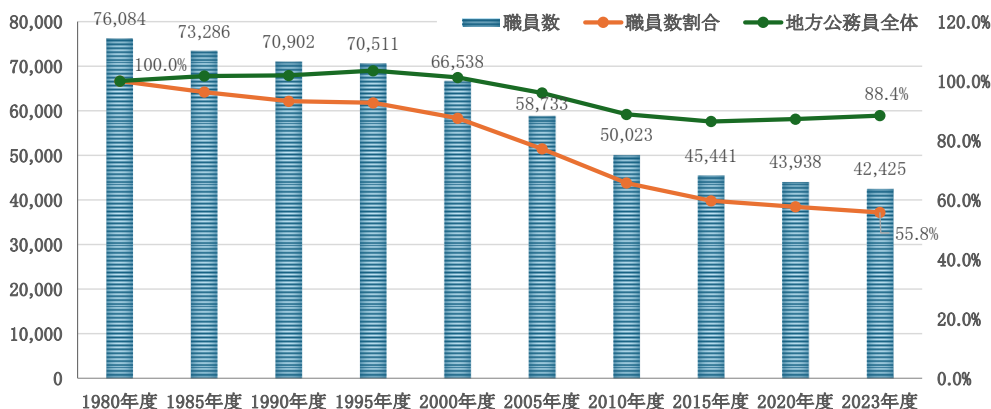
全国の自治体営の水道事業および水道用水供給事業に携わる常勤職員数は、1980年度の76,084人から一貫して減少し、2023年度は42,425人と44.2%減少した。同期間の全国の地方公務員数の減少率の11.6%と比べると水道職員数の減少が際立っている⁹⁾(図3)。また、上水道事業に携わる常勤職員の年齢別職員数を見ると、2000年初頭以降に採用された45歳以下の職員数が少ないことが確認できる(図4)¹⁰⁾。

この背景には、自治体営の水道事業は、地方財政法上、独立採算の原則が適用されていることが挙げられる。自治体営では経営環境が悪化した場合、まずは料金改定よりもコスト削減で対応する傾向が強く、その一環として外部委託や新規採用を抑制する退職不補充により常勤職員数を削減してきたものと考えられる。

職員数の減少や職員の年齢構成の偏りは、小規模な水道事業者ほど影響が大きく、平時の水道サービスの提供はもとより、技術力の維持・継承、将来を見据えた施策の検討、災害・事故時の対応なども困難になる恐れがあり、執行体制の強化が求められる。

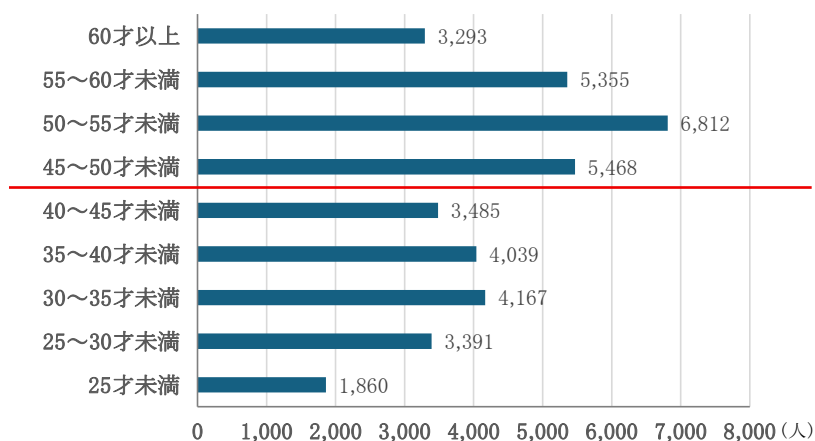
9)総務省(2025)「第7回上下水道の経営基盤強化に関する研究会 資料1 水道事業の現状等(最新追加資料)」https://www.soumu.go.jp/main_content/001022598.pdf(2025年12月25日閲覧)。

10)注1を参照。



出典：総務省「第7回上下水道の経営基盤強化に関する研究会 資料1 水道事業の現状等（最新追加資料）」を基に筆者作成

図3 自治体営の水道事業および水道用水供給事業の常勤職員数の推移



出典：(公社)日本水道協会「令和5年度水道統計総論」を基に筆者作成

図4 上水道事業の年齢別職員数

2-3. 国における広域化政策

2000年以降、水使用量の減少、老朽施設の増加と余剰施設の拡大、執行体制の脆弱化など水道事業を取り巻く経営環境の悪化が進む中、厚生労働省は2004年に「水道ビジョン」を策定し¹¹⁾、持続可能な水道システムを構築するための方策の1つとして「新たな概念の広域化」を提示した。

従来の広域化は、近隣の市町村同士が一部事務組合（企業団）¹²⁾を設立して水道事業を統合する事業統合や、都道府県などが水道用水供給事業により、水源が乏しい複数の水道

11) 厚生労働省（2004）「水道ビジョン」<https://www.mlit.go.jp/common/830001284.pdf>（2025年12月26日閲覧）。

12) 事務の一部を共同処理することを目的に、複数の自治体が設置する特別地方公共団体（地方自治法第284条）を一部事務組合といい、このうち水道事業などの公営企業を行う一部事務組合を企業団と呼ぶ。

り、2010年度には水道広域化促進事業を創設し、組織統合を伴う広域化に対する財政支援制度を整備した。しかし、それでも広域化が進まなかったため、2013年の「新水道ビジョン」では、水道事業者が検討に着手しやすいよう、人材交流や共同研修など、より多様な連携を行う発展的広域化を示した¹⁴⁾。2016年には中小規模の水道事業者には広域化が必要であること、広域化の推進にあたっては都道府県の関与が不可欠であるとの考え方が示され¹⁵⁾、これらを踏まえ2018年に水道法が改正された。改正水道法は、目的を水道の計画的整備から基盤強化に改めるとともに、水道事業者には広域化を含む基盤強化の努力義務を、都道府県には広域化を推進する責務を課した。

地方公営企業を所管する総務省でも、2016年に厚生労働省と共同で都道府県に対して広域化の検討体制の構築を要請する¹⁶⁾¹⁷⁾とともに、2017年には人口減少が著しい自治体や中小規模の自治体は、広域化など抜本的改革の検討が必要とされた¹⁸⁾。2018年には水道事業は多様な広域化などにより経営条件を構造的に改善する必要があるとして、都道府県に広域化推進プランの策定を要請した¹⁹⁾。2025年4月時点で、この水道広域化推進プランは、全都道府県で策定されている。

2024年に水道行政が国土交通省に移管されると、同省は、これまで所管していた下水道事業と合わせ、強靱で持続可能な上下水道インフラを次世代に承継することを目的に、同年に上下水道政策の基本的なあり方検討会を設置し、2026年1月に第2次とりまとめを示した。この中で、事業統合と経営の一体化を合わせた「複数自治体による一体的事業運営」を国主導で取り組む方針が示されている²⁰⁾。

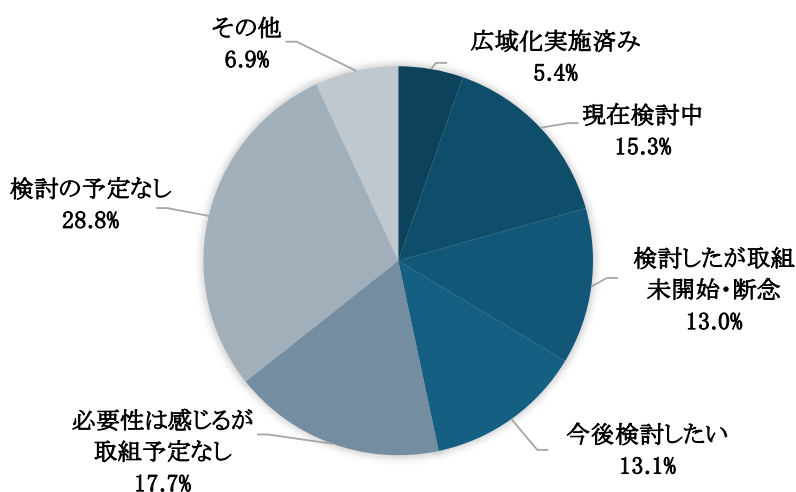
2-4. 水道事業者における広域化の取組状況

国の広域化推進策に対する水道事業者等の受け止めについては、厚生労働省が2015年に実施した「水道事業の統合と施設の再構築に関する調査」のアンケートが参考になる。この調査は、やや古いものの、全国の上水道と水道用水供給事業を経営する1,506事業者

-
- 14) 厚生労働省 (2013) 「新水道ビジョン第7章」 <https://www.mlit.go.jp/common/830004439.pdf> (2025年12月26日閲覧)。
- 15) 厚生労働省 (2016) 「国民生活を支える水道事業の基盤強化等に向けて講ずべき施策について」 <https://www.mlit.go.jp/common/830003931.pdf> (2025年12月26日閲覧)。
- 16) 総務省 (2016) 「市町村等の水道事業の広域連携に関する検討体制の構築等について (平成28年2月29日付総財公第31号および総財営第13号)」 https://www.soumu.go.jp/main_content/000403077.pdf (2025年12月29日閲覧)。
- 17) 厚生労働省 (2016) 「水道事業の広域連携の推進について (平成28年3月2日付生食水発0302第1号)」 <https://www.mlit.go.jp/common/830003916.pdf> (2025年12月29日閲覧)。
- 18) 総務省 (2017) 「公営企業の経営のあり方に関する研究会報告書」 https://www.soumu.go.jp/main_content/000473430.pdf (2025年12月29日閲覧)。
- 19) 総務省 (2018) 「水道財政のあり方に関する研究会報告書」 https://www.soumu.go.jp/main_content/000602093.pdf (2025年12月29日閲覧)。
- 20) 国土交通省 (2026) 「上下水道政策の基本的なあり方検討会第2次とりまとめ」 <https://www.mlit.go.jp/mizukokudo/sewerage/content/001977749.pdf> (2026年2月8日閲覧)。

のうち 76.3%に当たる 1,149 事業者から回答が得られており、一定の信頼性があると考えられる。なお、この調査でいう広域化とは、新たな概念の広域化を指している²¹⁾。

結果は、2004 年度から 10 年間に「広域化実施済み」と答えた事業者は 5.4%、「現在検討中」が 15.3%で、広域化を実施または検討中と回答した事業者は 20.7%に留まった。一方、「検討したが取組未開始又は断念」が 13.0%、「今後検討したい」が 13.1%、「必要性は感じるが取組予定なし」が 17.7%、「検討の予定なし」が 28.8%と、広域化の検討または取組みを行っていない事業者が 72.4%を占め、事業者側が広域化に対し消極的な傾向が確認できる（図 6）。



※端数処理の関係で、合計が 100%にならない場合がある。

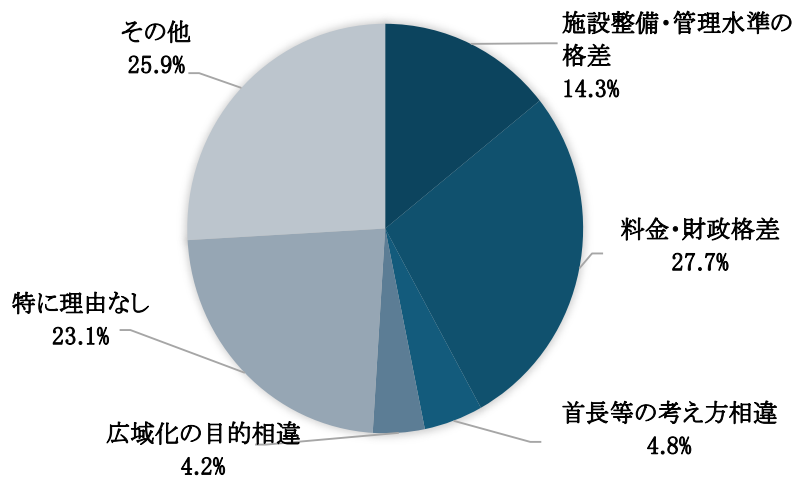
出典：厚生労働省「水道事業の統合と施設の再構築に関する調査（官民連携及び広域化等の推進に関する調査）報告書」を基に筆者作成

図 6 2004 年度から 10 年間の広域化の取組状況 (n=1,172)

次に、広域化の検討または取組みを行っていない事業者に対し、その理由を聞いたところ、施設整備水準や管理水準の格差が 14.3%、料金や財政格差が 27.7%となり、事業間の格差が大きな理由となっている。一方、特に理由なしと不明が 49.0%を占め、課題認識が十分でない事業者が半数近くを占めていることが分かる（図 7）。

さらに、検討または取組状況別に広域化で最も重要と考える点を聞くと、どのカテゴリーにおいても、各自治体の理解や広域化の大義の一致が過半数を占めており（図 8）、梶原（2019）が「広域化の有効範囲、有効条件などにつき、曖昧なまま広域化が推進されているのではないかという懸念」が生じていると述べているとおり、広域化のメリットや効果が、事業者十分に理解されていない状況が伺える。

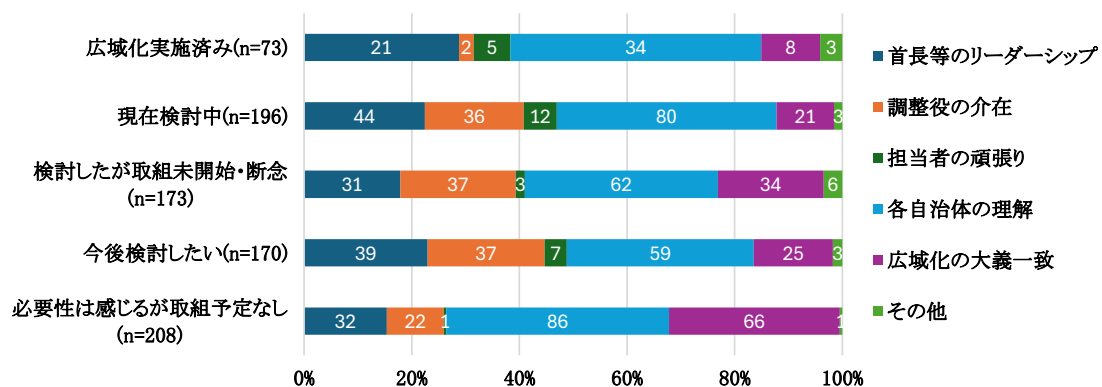
21)厚生労働省（2015）「水道事業の統合と施設の再構築に関する調査（官民連携及び広域化等の推進に関する調査）報告書」<https://www.mlit.go.jp/common/830003709.pdf>（2025 年 12 月 29 日閲覧）。



※端数処理の関係で、合計が100%にならない場合がある。

出典:厚生労働省「水道事業の統合と施設の再構築に関する調査(官民連携及び広域等の推進に関する調査)報告書」を基に筆者作成

図7 広域化の検討・取組みを断念した理由 (n=498)



出典:厚生労働省「水道事業の統合と施設の再構築に関する調査(官民連携及び広域等の推進に関する調査)報告書」を基に筆者作成

図8 取組状況別に聞いた広域化の検討・取組みで最も重要と考える点

実際、市町村合併に伴うものを除き、企業団を設立して水道事業を統合したり、地域の中核水道事業者が周辺の水道事業を統合したりするなどして事業統合や経営の一体化が行われた事例は、確認した範囲では、表1のとおり過去30年間で31事例しかなく、組織統合を伴う広域化は必ずしも進んでいないといえる。

表 1 市町村合併以外で組織統合を伴う広域化を行った事例（1995 年度以降）

	広域化事例	統合年度	統合時の形態
1	鹿屋市	1995	事業統合
2	相馬地方広域水道企業団	1995	事業統合
3	佐賀東部水道企業団	1996	経営の一体化
4	双葉地方水道企業団	2000	事業統合
5	芳賀中部上水道企業団	2003	事業統合
6	東部地域広域水道企業団	2006	事業統合
7	中空知広域水道企業団	2006	事業統合
8	東京都	1973～2010	事業統合
9	淡路広域水道企業団	2010	事業統合
10	宗像地区事務組合	2010	事業統合
11	会津若松市	2011	事業統合
12	志摩市	2011	事業統合
13	茨城県南水道企業団	2012	事業統合
14	八戸圏域水道企業団	2012・2014	事業統合
15	柏崎市	2012	事業統合
16	北九州市	2012	事業統合
17	岩手中部水道企業団	2014	事業統合
18	小諸市	2015	事業統合
19	群馬東部水道企業団	2016・2020	事業統合
20	秩父広域市町村圏組合	2016	事業統合
21	大阪広域水道企業団	2017・2019 2021・2025	経営の一体化
22	佐久水道企業団	1966～2017	事業統合
23	香川県広域水道企業団	2018	事業統合
24	かずさ水道広域連合企業団	2019	事業統合・経営の一体化
25	田川広域水道企業団	2019 2023	経営の一体化 事業統合
26	佐賀西部広域水道企業団	2020	事業統合
27	磯城郡水道企業団	2022	経営の一体化
28	広島県水道広域連合企業団	2023	経営の一体化
29	奈良県広域水道企業団	2025	事業統合
30	柳井地域広域水道企業団	2025	経営の一体化
31	夷隅郡市広域市町村圏事務組合	2025	事業統合

出典:厚生労働省「令和元年度水道事業の統合と施設の再構築に関する調査一式（広域連携の推進に関する調査）」²²⁾を基に筆者作成

22)厚生労働省（2020）「令和元年度水道事業の統合と施設の再構築に関する調査一式（広域連携の推進に関する調査）」https://www.mlit.go.jp/mizukokudo/watersupply/stf_seisakunitsuite_bunya_0000205762_00002.html（2025年12月31日閲覧）。

2-5. 問題意識と研究目的

国は水道事業の広域化を推進するため、これまで広域化に関する手引きなどのマニュアル作成や財政支援、水道法改正、水道広域化推進プランの策定要請など、様々な施策を講じてきた。しかしながら、水道事業者の広域化に向けた検討や取組みは限定的であり、進展していないのが現状である。これは、水道事業者も広域化の必要性を認識しつつも、その具体的なメリットや大義が十分に理解されていないことが要因と考えられる。

中でも組織統合を伴う広域化は、料金体系や施設整備水準などの事業間格差も大きな阻害要因となっているものと推測される。その意味で、会計や料金体系などを統合しない経営の一体化は、関係者の同意が得られやすいという利点があり、現実的な選択肢の1つになり得ると考えられる。しかし、この形態が定量的な統合効果があるのか、または事業統合との間に効果の差があるのかについては、やはり具体的に示されておらず、関係者の意思決定を困難にしている。

そこで本研究では、経営の一体化に焦点を当て、この形態が事業の効率性に及ぼす影響を定量的に明らかにするとともに、水道事業者が、最適な広域化の形態を検討する際の判断材料を提供し、厳しい経営環境下にある水道事業の経営改善に資することを目的とする。

ただし、水道事業者が企業団を組織するなどして、経営の一体化を行った事例は限られている。そこで本研究では、1999年から2010年まで集中的に行われた平成の市町村合併に着目し、合併後の市町村が旧市町村の水道事業を承継し、複数の水道事業を経営することとなった形態を経営の一体化の事例と捉え、分析する。なお、第3節以降、広域化とは、市町村間の事業統合または経営の一体化を指すものとする。

3. 先行研究と本研究の位置づけ

3-1. 先行研究の整理

本節では、第2節の問題意識と研究目的を踏まえ、合併に伴う広域化の統合効果に関する先行研究を整理し、本研究の位置づけと独自性を明らかにする。

高田・茂野(2001)は、茨城県内で水道事業を営む69単独事業体、関東地方で水道用水供給事業を行う11事業体と2市町村以上で水道事業を行う22広域事業体の計102事業体を対象に、包絡分析法(DEA)により事業体の規模別の効率性を分析した。DEAは投入に対する出力の比率で効率性を図る手法で、この分析では、1981年から1995年までの総務省の地方公営企業年鑑から、投入として労働(職員数)、資本(減価償却費)および経常費用の各費目を、出力として年間総有収水量と現在給水人口を抽出し、推計している。

その結果、単独事業体では村営、町営、市営と事業規模が大きくなるにつれ、効率性が高まる一方で、広域事業体は町営並みに効率性が低下した。これは、一定規模を超えると管路整備などの追加投資が増え、規模の経済性が相殺されたためと考えられる。

また、1992年に常澄村が水戸市に編入合併した事例と1994年に勝田市と那珂湊市が合併して、ひたちなか市となった事例を取り上げ、市町村合併が効率性に与える影響につい

でも検証を行っている。この検証では、水戸市で効率性が向上し、ひたちなか市では、旧那珂湊市で効率性が下がった。要因として水戸市は、合併後に密度（導配水管 1 km 当たりの給水人口）が上昇し、ひたちなか市は、密度上昇が小さかったことが関係していると考えられ、合併による効率性は、密度に影響を受ける可能性が示唆された。

浦上（2007）は、1999 年度から 2005 年度の間合併した 140 市町村と合併しなかった 320 市町村を対象に、合併に伴う広域的統合が経営効率性に与える影響について、合併前後で複数の指標を比較する記述統計分析により検証した。指標には、労働生産性（年間総配水量÷職員数）、資本生産性（年間総配水量÷導送配水管延長）のほか、年間総配水量、現在給水人口、職員数、減価償却費や受水費などの各種費用項目の 1999 年度から 2005 年度までの伸び率を使用し、データは地方公営企業年鑑から抽出している。

この分析では、2 つの観点に着目して比較を行っている。1 つ目は合併の種類で、編入合併か新設合併かで伸び率に差異があったかを確認するものである。2 つ目は、合併からの経過年数である。合併後の経営効率化には時間を要すると考えられるため、合併から 1 年後、3 年後、3 から 5 年後の 3 つのカテゴリーに区分し、合併から経過年数が多いカテゴリーほど効率性が高まるかを検証した。

分析の結果、合併の種類の違いによる経営効率性への影響は、ほぼ見られなかった。合併からの経過年数については、労働生産性に明らかな上昇が見られ、3 から 5 年後のカテゴリーで伸び率は最大となった。合併後の雇用調整が要因と考えられる。資本生産性は年数が経つほど改善が見られたが、伸び率は僅かで、明確に上昇したとはいえない結果であった。資本設備は即時の調整が難しく、短期間で効果が出にくかったためと考えられる。費用面では減価償却費や受水費は合併直後に上昇するものの、年数が経つにつれ改善された。合併に伴い、過去の設備投資や水源が改善するためと考えられる。

清水（2013）は、市町村合併に伴い統合された簡易水道事業の費用効果を検証するため、北海道むかわ町を対象にケーススタディを行った。2006年に旧鶴川町と旧穂別町が合併して発足したむかわ町は、合併と同時に旧鶴川町水道事業と旧穂別町簡易水道事業を承継し、2008年に両事業は、むかわ町水道事業として統合された。

旧穂別町簡易水道事業の2003年度から2011年度までの財政動向を歳入歳出決算書で確認すると、歳入は減少傾向を示していた。特に使用料収入の減少が大きく、これを町債・企業債の増発で補填している構造となっていた。歳出については職員人件費や委託料は横ばいで推移しているものの、町債および企業債の償還費用の増加により、むかわ町水道事業全体の収支は悪化傾向を示していた。

厚生労働省では、2007年に国庫補助金（簡易水道施設整備費）の見直しを行い、合併を行った地域に複数の簡易水道事業と上水道事業が存在する場合、2009年までに事業統合総合計画を策定した場合に限り、国庫補助金を交付することとした。むかわ町においても国の方針に沿って統合したものの、旧事業の施設は物理的に距離が離れているため、旧簡易水道事業に係る運営を旧穂別町の総合支所が担うなど、旧事業単位での運営が温存さ

れており、コスト縮減効果が発揮できていないことが明らかとなった。このようにむかわ町では、水道事業の統合によるコスト縮減効果は見られず、むしろ国庫補助金の裏負担として増発した地方債の償還費用が増加しており、今後、どのようにして持続可能な水道事業の運営を実現していくかが課題となっている。

功刀他(2015)は、自治体合併により水道事業の効率性がどのように変化したか、生産関数を用いて分析した。対数をとって線形化したコブ・ダグラス型生産関数を最小二乗法で推定するモデルと、確率的フロンティアモデル(SFA)により推定するモデルを基に、固定効果や合併に関するダミー変数との交差項を組み入れた複数のモデルを構築し、多面的に検証した。SFAは、投入要素の量から理論上得られる最大産出量(フロンティア曲線)と観測される産出量との差異から技術効率性を測る手法である。

分析対象は、2004年から2011年までの全国の指定都市営、市営、町村営の上水道事業である。データは地方公営企業年鑑から抽出し、被説明変数である産出量には年間有収水量を用い、説明変数には投入要素として労働(職員数)、資本(有形固定資産額)および経常費用の各費目を設定し、負荷率(最大給水量÷平均給水量)や人口密集率(配水管延長÷現在給水人口)も加えた。さらに短期合併効果を示す合併年ダミー変数と、長期合併効果を示す合併ダミーを設定した。データのサンプルサイズは10,313となっている。

分析の結果、労働、資本、負荷率および人口密集率は、すべてのモデルで有意に正の値となり、これらの要素が多いほど生産量が増加することが確認された。次に、固定効果モデルで、合併年ダミーは有意に正の値となり、合併ダミーは有意に負の値となった。これは、合併直後は生産量が増加するものの、中長期的には、増加した生産量が調整されていることが示唆される。交差項を組み入れたモデルでは、資本と合併年ダミーの交差項と、労働と合併ダミーの交差項が有意に負となった。これは、合併年は設備増により、資本の限界生産性は減少するが、長期的には資本調整が行われている可能性を示唆している。それに対し労働の限界生産性は長期にわたって減少しており、雇用調整の困難さが浮き彫りになった。技術効率性については、合併により1%の改善が確認された。

以上から、自治体合併により水道事業は、短期的には規模の経済性によって生産量が増加し、技術効率性も改善されたといえるが、長期的には過剰生産を調整するような働きが生じ、効率性が低下する可能性が示唆された。

3-2. 本研究の位置づけと独自性

先行研究において合併に伴う広域化は、規模の不経済が働く場合や時間の経過とともに効果が収束する傾向が示される一方、総じて一定程度の効率性向上が認められる結果となっている。ただし、これらの結果は、合併前後の生産性や効率性を測定して評価または推定する手法²³⁾、合併した自治体と非合併自治体との効率性または費用の比較²⁴⁾、特定の

23) 高田・茂野(2001)、功刀他(2015)を参照。

24) 浦上(2007)を参照。

自治体の事例分析²⁵⁾に基づくものであり、合併に伴う広域化が事業の効率性に与える影響について因果関係まで踏み込んで分析した先行研究は確認できなかった。

分析対象についても、地方公営企業年鑑や水道統計のデータが主に使用されているため、地方公営企業会計²⁶⁾が適用されている事業を単位としている例が多く、市町村を単位として分析されたものは必ずしも多くない。あったとしても、市町村が複数の水道事業を経営している場合、地方公営企業会計が適用されない簡易水道事業（非適事業）は除外されることが多く、市町村営としての全体像が把握しにくい状況となっている。さらに、広域化の形態の違いが、事業の効率性に及ぼす影響を検証した研究も見当たらない。

そこで本研究では、先行研究で扱われてこなかった因果推論の手法を用いて合併に伴う広域化と事業の効率性との因果関係を検証すること、分析対象を非適事業を含めた市町村単位とすること、経営の一体化が効率性に及ぼす効果を示すことの3点に焦点を当てて分析を行うこととし、これらの点が本研究の独自性といえる。

また、経営の一体化など、広域化の形態に則して効果の有無を示すことができれば、市町村をはじめとする水道事業者にとっては、広域化を進めるか否かの判断材料として活用ことができ、この点において、本研究は意義があるものと考えられる。

4. 実証分析の手順とデータ整備

4-1. 分析目的と分析の手順

先行研究では、合併に伴う広域化は、事業の効率性を一定程度高める効果を有することが確認されている。本研究では、合併に伴う広域化のうち経営の一体化が事業の効率性向上に寄与するのか、実証分析により検証する²⁷⁾。

分析に先立ち、本節では分析の手順や使用データを整理する。まず、評価対象である効率性について定義する。本研究では、高田・茂野（2001）や浦上（2007）を踏まえ、効率性を生産効率性と捉え、生産要素の労働と資本から、評価項目として労働生産性と資本生産性を設定した。また、水道事業は、典型的な装置産業であり、水需要に応じて施設規模や能力を適正化していくことが経営の健全性を大きく左右することから、施設効率性も評価項目に加えた。

その上で、評価項目を測定する指標として、労働生産性は「職員 1 人当たりの有収水量」、資本生産性は「管路 1 km 当たりの有収水量」、施設効率性は「最大配水量対有収水量比率」を設定した。以下に、それぞれの評価指標の定義を示す。

25) 清水（2013）を参照。

26) 自治体が経営する上水道事業は、地方公営企業法が適用され、企業会計に準じた地方公営企業会計が適用される。一方、自治体が経営する簡易水道事業は、地方公営企業法の適用は任意であり、地方公営企業会計を適用していない非適事業もある。

27) 本研究の統計解析は、R(version 4.5.1)を用いて行った。

・職員 1 人当たりの有収水量

損益勘定所属職員²⁸⁾ 1 人が生産する 1 日有収水量(m^3)²⁹⁾を表し、数値が高いほど労働生産性が高いことを示す。

・管路 1 km 当たりの有収水量

導送配水管³⁰⁾の延長 1 km 当たりの 1 日有収水量(m^3)を表し、数値が高いほど資本生産性が高いことを示す。施設には、浄水場や配水池などの地上構造物があるが、水道資産の 70%を管路が占めていることを踏まえ³¹⁾、管路に基づく指標とした。

・最大配水量対有収水量比率

1 日最大配水量(m^3)に対する 1 日有収水量(m^3)の割合であり、施設が効率的に利用されているかを示す。この数値については、災害時や断水時の水運用の安全度の観点から低くても問題はないとの見方もあるが、本研究では、数値が高いほど、施設が効率的に利用されているものと定義する。

これらの 3 つの評価指標に対し、経営の一体化が及ぼす効果を評価するため、分析は、2 段階に分けて行う。まず、差の差分分析(Difference-in-Differences:DID)を用いて、合併に伴う広域化が、評価指標に及ぼす効果を分析する。DID は、パネルデータを用いた因果推論の手法で、ある施策(処置)を実施したグループ(処置群)と実施していないグループ(対照群)の差が、処置の実施前後でどのように変化したかを測定し、処置群に対する処置効果を推定するものである。本研究では、平成の市町村合併に伴い広域化を行った市町村を処置群、平成の合併が始まった 1999 年度から 1 度も合併をしなかった市町村を対照群とし、広域化を処置として、3 つの評価指標に対する効果を推定する。

DID の適用には複数の前提条件があり、そのうちの 1 つは、処置が外生的な要因で生じることである。市町村合併は、財政的、政治的な要因等で行われるため、一般に内生的な取組みと解されており、これを考慮せずに分析すると、合併に伴う広域化の効果と広域化を選択した市町村の潜在的な要因が混在するセレクションバイアスが生じ、正しい結果が推定できない。一方、合併は水道事業とは関係なく進められてきた政策でもあり、その点を考慮すると合併に伴う広域化は外生的な面もあるといえる。本研究では、このことに留意し、近似的に DID を用いる。

DID による分析は、合併に伴う広域化の効果を推定するもので、広域化の形態の違いによる影響までは考慮していない。そこで DID で設定した処置群の市町村を、分析期間を通じて経営の一体化を継続した経営の一体化群と、合併と同時に事業統合または分析期間中

28) 建設改良事業に従事する職員以外の職員。

29) うるう年による誤差を排除するため、年間有収水量ではなく 1 日有収水量を用いた。

30) 導水管、送水管、配水管の総称である。導水管は水源と浄水場を結ぶ管路、送水管は浄水場と配水池を結ぶ管路、配水管は配水池から家庭を結ぶ管路をいう。

31) 総務省(2024)「第 1 回上下水道の経営基盤強化に関する研究会 資料 2 水道事業及び下水道事業の現状と課題」https://www.soumu.go.jp/main_content/000972061.pdf (2026 年 1 月 6 日閲覧)。

に経営の一体化から事業統合に移行した事業統合実施群の2群に分け、前者について分析を加えることで、経営の一体化の効果を検証する。具体的には、第6節で示すとおり、処置群のサンプルサイズに限りがあるため、有意差検定を用いて、経営の一体化群の合併前後の評価指標の変化と広域化の形態間の差を検証し、これらの検定を組み合わせることで経営の一体化の効果を明らかにする。

このように分析を2段階に分けて行う理由は、セレクションバイアスを制御するためである。DIDで、処置群を経営の一体化に移行した市町村と設定して分析すると、合併に伴う広域化と広域化の形態の選択という2つの処置効果を加重平均した結果が観察され、因果効果が正しく推定されなくなる可能性が指摘されている(戒能(2017))。そのため、経営の一体化が効率性に及ぼす効果をより正確に評価できるよう二段階分析を採用した。

4-2. パネルデータの整備

DIDで、合併に伴う広域化の処置効果を推定するためには、合併市町村について、合併前後を通じたパネルデータが必要となる。しかし、合併市町村は、合併前のデータが欠落しており、このままではDIDを適用できない。そのため本研究では、林(2013)の手法を参考に、2025年4月1日現在の市町村が、平成の合併が始まる1999年から存在していたものと仮定し、この仮定の市町村について、合併前の旧市町村のデータを合算・加工することで、合併市町村の合併前データを整備した。

具体的には、総務省の「市町村合併資料集」³²⁾と国土地理院の「全国都道府県別・市町村合併新旧一覧図」³³⁾により、合併市町村の合併年度と旧市町村を特定し、地方公営企業年鑑および簡易水道事業年鑑から抽出した旧市町村の上水道事業および簡易水道事業の損益勘定所属職員数、導送配水管延長、1日最大配水量、1日有収水量および現在給水人口などの基礎データを合併市町村に合わせて合算・加工して、分析用データを整えた³⁴⁾。また、非合併市町村についても上記の統計資料から基礎データを取得し、このうち複数の水道事業を営んでいる非合併市町村について、合併市町村と同様の手順でデータを整えた。

データは、これらの統計資料が電子データとして取得可能だった2003年度から2022年度までのものを収集し³⁵⁾、その間、水道事業を営む一部事務組合(企業団)に参画した市町村は除外した。また、上記の統計資料で欠損値や不自然な数字が確認された市町村

32) 総務省 (n. d.) 「市町村合併資料集 平成11年度以降の市町村合併の実績」 https://www.soumu.go.jp/gapei/gapei_h11iko.html (2026年1月6日閲覧)。

33) 国土地理院 (2019) 「全国都道府県別・市町村合併新旧一覧図 (平成15年度以降)」 http://www.gsi.go.jp/KOKUJYOHO/gappei_index.htm (2026年1月6日閲覧)。

34) パネルデータは、旧市町村の上水道事業および簡易水道事業のデータを合算して作成している。簡易水道事業は一般に上水道事業より効率性が低く、また、財政措置により合併による効率化が働きにくい面があり、推定結果に影響を及ぼす懸念があるが、この点については、第5節で詳述する市町村固定効果を用いることで対処した。

35) 例えば「地方公営企業年鑑」は、2013年度以降のものは総務省ホームページから取得し、2003年度から2012年度までのデータは、国立国会図書館インターネット資料集保存事業(<https://warp.da.ndl.go.jp/>)から取得している。

については、合併協議会資料や水道事業ビジョンなど、当該市町村で公開されている資料を参照し、可能な限りデータを補正した。補正ができない場合は、その市町村も除外した。

この作業を通じ、合併前後の比較が可能で、DID に適用できる仮想的な 1,420 市町村の 2003 年度から 2022 年度までのパネルデータを整備した。なお、第 5 節および第 6 節において、市町村といった場合は、この仮想市町村を指すものとする。

5. 市町村合併に伴う広域化の効果分析

5-1. 処置群と対照群の設定

本節では、合併に伴う広域化の効果について、DID により分析を行う。分析にあたり、処置群と対照群を次のとおり設定した。1999 年度以降、合併に伴い広域化を行った市町村は、表 2 のとおり 533 市町村で、このうち 84%にあたる 449 市町村が 2004 年度および 2005 年度の合併である。サンプルサイズからは、これらの年度に合併した市町村を処置群に設定するのが適当である。

しかし、DID が有効であるためには、処置群と対照群の間で、処置前のトレンドが平行であるとする「平行トレンド仮定」が成り立つ必要がある。この仮定が成立しない場合、推定結果は、本来の効果にトレンドの違いが加わり、セレクションバイアスが生じる可能性がある。平行トレンド仮定の成立を検証するためには、合併前のトレンドを一定期間（5 年程度）確認することが適当とされることから、本研究では、パネルデータの始期が 2003 年度であることを踏まえ、2008 年度に合併に伴う広域化を行った 11 市町村を処置群の候補とした。さらに、サンプルサイズの確保のため、2009 年度に広域化した 26 市町村も加え、計 37 市町村を候補とした。た

だし、候補の中には複数回合併した市町村が含まれており、このような市町村は、広域化の効果が、いつの合併によるものか判然としなくなるため候補から外した。

また、DID は、処置群と対照群に対し、それぞれ異なる変化やイベントが起きていないとする「共通ショック仮定」も満たす必要がある。処置後にイベントが生じ、処置群だけに影響した場合、推定結果が本来の効果なのか、イベントによる効果なのか判別できなくなるためである。そこで、2011 年の東日本大震災に伴い、財政援助など様々な特例措置を受けている特定被災区域に指定されている市町村も候補から外した。その結果、処置群として 16 市町を設定した（表 3）。

対照群には、1999 年度以降一度も合併を行わず、特定被災区域にも指定されていない市町村の中から、処置群との属性を揃えるため、2003 年度時点で処置群と同程度の給水

表 2 合併で広域化した市町村数

年度	合併で広域化した市町村数
1999	1
2001	2
2002	3
2003	23
2004	182
2005	267
2006	8
2007	5
2008	11
2009	26
2011	4
2014	1
合計	533

注) 数回にわたり合併した市町村は、合併最終年度に計上
出典: 筆者作成

人口（8,000人～234,000人）を有していた478市町村を抽出して設定した。

表 3 処置群の16市町

市町	都道府県	合併年度	合併市町村	給水人口 (2003年度)
村上市	新潟	2008	村上市、荒川町、神林村、山北町、朝日村	57,151
富士市	静岡	2008	富士市、富士川町	233,422
焼津市	静岡	2008	焼津市、大井川町	142,533
藤枝市	静岡	2008	藤枝市、岡部町	130,133
日南市	宮崎	2008	日南市、北郷町、南郷町	59,907
伊佐市	鹿児島	2008	大口市、菱刈町	24,524
湧別町	北海道	2009	湧別町、上湧別町	8,771
中之条町	群馬	2009	中之条町、六合村	18,740
加須市	埼玉	2009	加須市、騎西町、北川辺町、大利根町	117,313
富士川町	山梨	2009	増穂町、鯉沢町	17,140
富士宮市	静岡	2009	富士宮市、芝川町	126,094
湖西市	静岡	2009	湖西市、新居町	61,819
あま市	愛知	2009	七宝町、美和町、甚目寺町	49,141
近江八幡市	滋賀	2009	近江八幡市、安土町	80,731
糸島市	福岡	2009	前原市、二丈町、志摩町	70,701
始良市	鹿児島	2009	始良町、加治木町、蒲生町	72,226

出典:筆者作成

5-2. 分析モデル

前節で設定した処置群と対照群を基に、2つのDIDの分析モデルを使用し、処置群における平均的な処置効果を推定する。

まず、DIDの処置開始年度と分析期間を定義する。処置群の16市町は、その多くが合併年度後半に合併しており、合併年度の大半は合併前の市町村が経営していた。そのため、本研究では、合併年度の翌年度である2009年度と2010年度を処置開始年度とした。

また、分析期間を長く設定し過ぎると、処置開始年度から離れるほど広域化以外の外的要因が増え、推定結果が本来の処置効果を示しているのか判別が困難になる。そのため、分析期間は、平行トレンド仮定の検証と処置効果の推移把握に必要な期間として、処置開始年度の前後6年間とし、2003年度から2016年度までの14年間とした³⁶⁾。

上記を踏まえ、1つ目の分析モデルとして、DIDで広く用いられている二方向固定効果モデル(Two-Way Fixed Effects:TWFE)を使用する。水道事業は、地理的・地形的な格差、

36) パネルデータは2022年度時点の市町村で整備したため、2018年度に事業統合した香川県の8市8町(香川県広域水道企業団)など、2017年度から2022年度の間を広域化した市町村は、分析対象から除外されている。

施設の老朽度の違い、人口構造など地域によって差があり、これらを考慮しないとセレクションバイアスが生じる。このモデルは、地理的条件や人口構造、簡易水道事業の施設の配置状況、施設の老朽度など時間により変化しない市町村固定効果と、景気変動や法制度改正など全市町村に共通する時間固定効果を加えてセレクションバイアスを制御し、より純粋な処置効果を推定するものである。TWFEは、次の(1)式を考える。

$$\ln(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{merger1}_{it} + \beta_2 \ln(\text{pop}_{it}) + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式は、変数の極端な値の影響を緩和しつつ、処置効果を変化率（弾力性）として解釈できるように両辺に対数をとっている。変数の定義は次のとおりである。

・ $\ln(Y_{it})$

市町村 i の t 年度の3つの評価指標である。

・ merger1_{it}

市町村 i が処置群に属し、かつ t 年度が当該市町村の処置開始年度以降の場合は1を、それ以外は0をとるダミー変数（合併効果ダミー）で、その係数 β_1 が処置群の処置効果を表す。

・ $\ln(\text{pop}_{it})$

市町村 i の t 年度における現在給水人口である。TWFEは、2つの固定効果により、未観測のセレクションバイアスを一定程度制御しているが、その制御は全市町村共通の要素に限られる。そこで、時間とともに変化する市町村個別の特性である現在給水人口をモデルに加えることで、さらにバイアスを制御するものである³⁷⁾。

そのほか、 α_i は市町村固定効果、 δ_t は時間固定効果、 ε_{it} は誤差項、 β_0 は定数項を表している。

TWFEは、複数年の処置や多期間データにも対応できる利点を有している。しかし、処置効果が時間とともに変化したり³⁸⁾、処置の実施時期が異なったりする場合には、動学的異質性により推定値がセレクションバイアスを受けることが近年指摘されている。特に複数年の処置の場合に問題となる。早期に処置をした処置群が、後から処置する処置群の対照群として使われることで、本来比較すべきではない対象が対照群として用いられ、推定結果が大きく歪む可能性が生じるためである。また、TWFEはDIDの前提である平行トレンド仮定を直接検証することができない。

そこで、これらの課題に対処するため、2つ目の分析モデルとして、近年開発されたSun and Abraham (2021)の手法を用いたイベントスタディを採用する。このモデルは、DIDの拡張であり、動学的異質性を修正しつつ、分析期間の時点ごとの正確な処置効果の

37) データの制約により、現在給水人口以外にコントロール変数を設定できなかった。

38) 例えば、浄水場の統合や委託業務の一括化など広域化に伴う効率化は、市町村により時期が異なる。

推定を可能とする手法である。処置前の推定結果を見ることで平行トレンド仮定の検証ができ、処置後の推定結果を見ることで処置効果の動的な変化を把握することができる。イベントスタディでは、次の(2)式を考える。

$$\ln(Y_{it}) = \beta_0 + \sum_g \sum_{k \neq -1} \gamma_{g,k} \text{merger2}_{i,t}^{g,k} + \beta_1 \ln(\text{pop}_{it}) + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式においても、(1)式と同様に両辺に対数を取り、処置効果を変化率として解釈できるようにしている。変数の定義は、次のとおりである。

・ $\ln(Y_{it})$ 、 $\ln(\text{pop}_{it})$ 、 α_i 、 δ_t 、 ε_{it} および β_0

(1)式と同様に、それぞれ3つの評価指標、現在給水人口、市町村固定効果、時間固定効果、誤差項および定数項を表している。

・ $\text{merger2}_{i,t}^{g,k}$

g 年度（2008年度または2009年度）に合併した市町村 i について、年度 t が、処置開始年度から k 年前または k 年後（ただし、処置開始年度から1年前は基準年度としたため除外している³⁹⁾）であれば1を、それ以外は0をとるダミー変数（イベントタイムダミー）である。その係数 $\gamma_{g,k}$ は、 g 年度に合併した市町村について、処置開始年度から k 年前または k 年後の処置効果を表している。

先述のとおり、 $\gamma_{g,k}$ は、 g 年度の $\pm k$ 年度の処置効果を推計したものであり、 $\pm k$ 年度全体の処置効果を推計したものではない。 $\pm k$ 年度の処置効果(ATT)は、(3)式により g 年度ごとに推計された $\gamma_{g,k}$ を加重平均して求める。なお、 $W_{k,g}$ は重みを表しており、 $\pm k$ 年度に合併した市町村のうち g 年度に合併した市町村が占める割合を表している。

$$ATT_k = \sum_g W_{k,g} \cdot \gamma_{g,k} \quad (3)$$

本分析で用いる変数の基本統計量を表4に示す。

表 4 基本統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
労働生産性（対数値）	6,916	6.923	0.513	5.428	9.502
資本生産性（対数値）	6,916	3.727	0.577	1.977	8.163
施設効率性（対数値）	6,916	-0.352	0.173	-1.410	0.060
現在給水人口（対数値）	6,916	10.310	0.878	8.727	12.386

出典：筆者作成

39) イベントスタディでは基準年度を0とし、基準年度と各年度の差をとることで処置効果を推計する。本研究では処置開始年度の1年前を基準年度に設定している。

5-3. 分析結果

TWFE とイベントスタディの分析結果は次のとおりである。分析にあたっては、結果の頑健性を確認するため、処置開始年度を実際の処置開始年度から2年前倒したプラセボテストを行っており⁴⁰⁾、以下では実推定とプラセボテストの結果を対比して示す。

5-3-1. 労働生産性（職員1人当たりの有収水量）

労働生産性に対する TWFE の推定結果を表5に示す。

表5 労働生産性の推定結果（TWFE）

	実推定	プラセボテスト
合併効果ダミー (merger1)	0.09072* (0.05426)	0.09973* (0.05555)
現在給水人口（対数値）	0.40342*** (0.11873)	0.40285*** (0.11873)
市町村固定効果	有	有
時間固定効果	有	有
観測数	6,916	6,916
自由度調整済決定係数	0.90061	0.90063

***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

() 内はクラスターロバスト標準誤差である。

出典:筆者作成

実推定において、合併効果ダミーは10%水準で有意な正の効果が認められ、合併に伴う広域化は、労働生産性を向上させる可能性が示唆された。一方、プラセボテストにおいても、合併効果ダミーが10%水準で有意な正の効果が認められた。その理由としては、処置群において、処置開始前から労働生産性の向上に向けた取組みが進められており、その結果が処置効果として現れた可能性が考えられる。

例えば、我が国では、2001年の水道法の改正により、2002年度から浄水場の運転管理や水質管理などの技術上の管理業務を第三者に委託できる第三者委託制度が導入された。その他にも2003年の地方自治法の改正に伴い導入された指定管理者制度など、2000年代初頭から水道分野への民間委託に向けた制度の整備が進められてきた。こうした環境の変化が、正規職員を対象にして算出しているこの指標に影響を及ぼした可能性がある。

40) 処置開始年度の1年前は合併年度であることから、処置開始年度の2年前をプラセボテスト上の処置開始年度とした。

続いて、イベントスタディの推定結果を表 6 および図 9 に示す。

表 6 労働生産性の推定結果（イベントスタディ）

	実推定	プラセボテスト
処置開始年度 6 年前	-0.09628 (0.07620)	—
処置開始年度 5 年前	-0.07764 (0.05287)	-0.05947 (0.04899)
処置開始年度 4 年前	-0.05452 (0.04801)	-0.02618 (0.04344)
処置開始年度 3 年前	-0.03393 (0.05307)	-0.04363 (0.03339)
処置開始年度 2 年前	-0.00863 (0.04772)	-0.02058 (0.02173)
処置開始年度	-0.03401* (0.01856)	0.02530 (0.01969)
処置開始年度 1 年後	0.04829 (0.04694)	0.03393 (0.05306)
処置開始年度 2 年後	0.05347 (0.04587)	-0.00007 (0.06036)
処置開始年度 3 年後	0.07065 (0.04397)	0.08222 (0.06727)
処置開始年度 4 年後	0.09386** (0.04266)	0.08740 (0.06902)
処置開始年度 5 年後	0.06292 (0.04579)	0.10426 (0.07137)
処置開始年度 6 年後	0.02765 (0.04681)	0.08047 (0.06176)
現在給水人口（対数値）	0.40388*** (0.11874)	0.40401*** (0.11871)
市町村固定効果	有	有
時間固定効果	有	有
観測数	6,916	6,916
自由度調整済決定係数	0.90067	0.90070

***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

基準年度（処置開始年度 1 年前）は 0 に固定しているため、推定結果は省略している。

処置開始年度 6 年前または 6 年後には処置開始年度から 6 年以上の推定値をまとめている。

() 内はクラスターロバスト標準誤差である。

出典：筆者作成

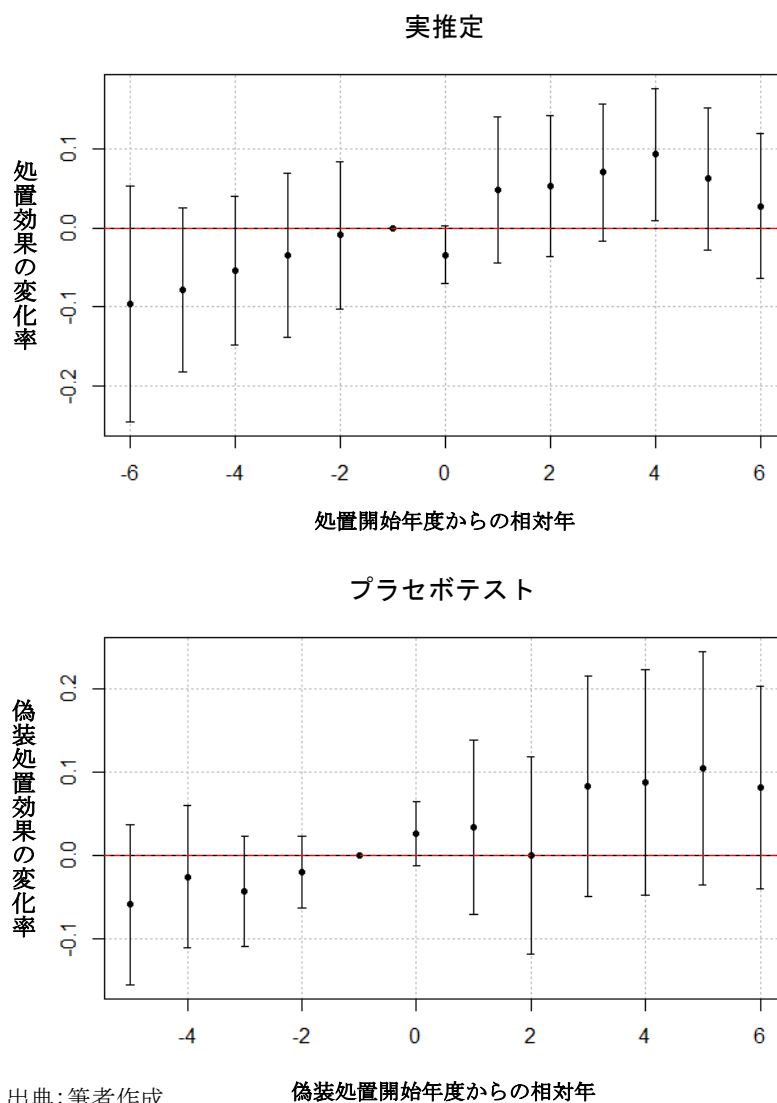


図 9 労働生産性の推定結果 (イベントスタディ)

図 9 は、イベントスタディの推定結果を視覚的に確認するために作成したもので、縦軸にはイベントタイムダミーの処置効果の推定値を、横軸には処置開始年度を 0 年とした相対的な年度をとっている。推定値上に引かれた黒の縦の実線は、イベントタイムダミーの 95%信頼区間を表している。

イベントスタディにおける帰無仮説(H_0)は、処置群と対照群の間にトレンドの差がないこと($\mu=0$)であり、対立仮説(H_1)は、トレンドに差があること($\mu \neq 0$)である。そのため、処置開始年度より前の期間において、95%信頼区間がゼロを跨ぎ帰無仮説が棄却できない場合、平行トレンド仮定が成立していると解釈される。一方、処置開始年度以降において帰無仮説が棄却できない場合は、処置効果が認められないこととなる。したがって、処置開始年度以降は、帰無仮説が棄却され、対立仮説が支持されれば、処置効果が認められることとなる。

以上を踏まえて表 6 および図 9 を見ると、実推定ではイベントタイムダミーが年度を追うごとに上昇傾向を示し、処置開始年度に一時的に 10%水準で有意に負の効果が確認でき、処置開始年度から 4 年後には 5%水準 (9.4%) で有意な正の効果が認められた。平行トレンド仮定については、処置開始前のすべての年度で非有意であり、成立していると認められる。プラセボテストにおいても、実推定と同様にイベントタイムダミーの値は上昇傾向を示し、平行トレンド仮定も確認できたが、処置開始後に有意な効果は見られなかった。この結果は、合併に伴う広域化が労働生産性の向上に寄与していることを意味しており、これは組織統合による管理職ポストの減少や内部管理業務の省力化などの雇用調整が働いたためと推測される。

また、TWFE とイベントスタディで、有意性において異なる推定結果となった。イベントスタディでは、処置開始前から労働生産性の上昇傾向が続き、処置開始年度から 4 年目に至って有意性が現れており、労働生産性が発揮されるには、一定の期間を要することが分かる。TWFE は、処置開始後の処置効果を単純に平均化して推定する手法であるため、処置開始後から続く緩やかな労働生産性の上昇が、TWFE で弱い有意性として観測されたものと考えられる。

5-3-2. 資本生産性 (管路 1 km 当たりの有収水量)

資本生産性に対する TWFE の推定結果を表 7 に示す。

表 7 資本生産性の推定結果 (TWFE)

	実推定	プラセボテスト
合併効果ダミー (merger1)	-0.05612 (0.03575)	-0.00077 (0.03139)
現在給水人口 (対数値)	0.49408*** (0.06521)	0.49108*** (0.06527)
市町村固定効果	有	有
時間固定効果	有	有
観測数	6,916	6,916
自由度調整済決定係数	0.94158	0.94150

***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

() 内はクラスターロバスト標準誤差である。

出典:筆者作成

実推定およびプラセボテストのいずれにおいても、合併効果ダミーに有意な効果は認められなかった。このことから合併に伴う広域化は、資本生産性の向上に効果はなかったものと解釈できる。

続いて、イベントスタディの推定結果を表8および図10に示す。

表8 資本生産性の推定結果 (イベントスタディ)

	実推定	プラセボテスト
処置開始年度 6 年前	-0.23729 (0.26560)	—
処置開始年度 5 年前	-0.19061 (0.21518)	0.02199 (0.01626)
処置開始年度 4 年前	-0.21164 (0.21411)	0.03331* (0.01764)
処置開始年度 3 年前	-0.20936 (0.21539)	0.01877 (0.01231)
処置開始年度 2 年前	-0.20741 (0.21475)	-0.00228 (0.00704)
処置開始年度	-0.21489 (0.21486)	0.00195 (0.00337)
処置開始年度 1 年後	-0.22013 (0.21615)	0.20936 (0.21534)
処置開始年度 2 年後	-0.22142 (0.21546)	-0.00554 (0.01905)
処置開始年度 3 年後	-0.22484 (0.21618)	-0.01077 (0.01933)
処置開始年度 4 年後	-0.22769 (0.21432)	-0.01206 (0.01923)
処置開始年度 5 年後	-0.23259 (0.21435)	-0.01551 (0.01897)
処置開始年度 6 年後	-0.17110 (0.15693)	-0.02412 (0.01831)
現在給水人口 (対数値)	0.49394*** (0.06520)	0.49394*** (0.06519)
市町村固定効果	有	有
時間固定効果	有	有
観測数	6,916	6,916
自由度調整済決定係数	0.94186	0.94189

***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。
 基準年度 (処置開始年度 1 年前) は 0 に固定しているため、推定結果は省略している。
 処置開始年度 6 年前または 6 年後には処置開始年度から 6 年以上の推定値をまとめている。
 () 内はクラスターロバスト標準誤差である。

出典:筆者作成

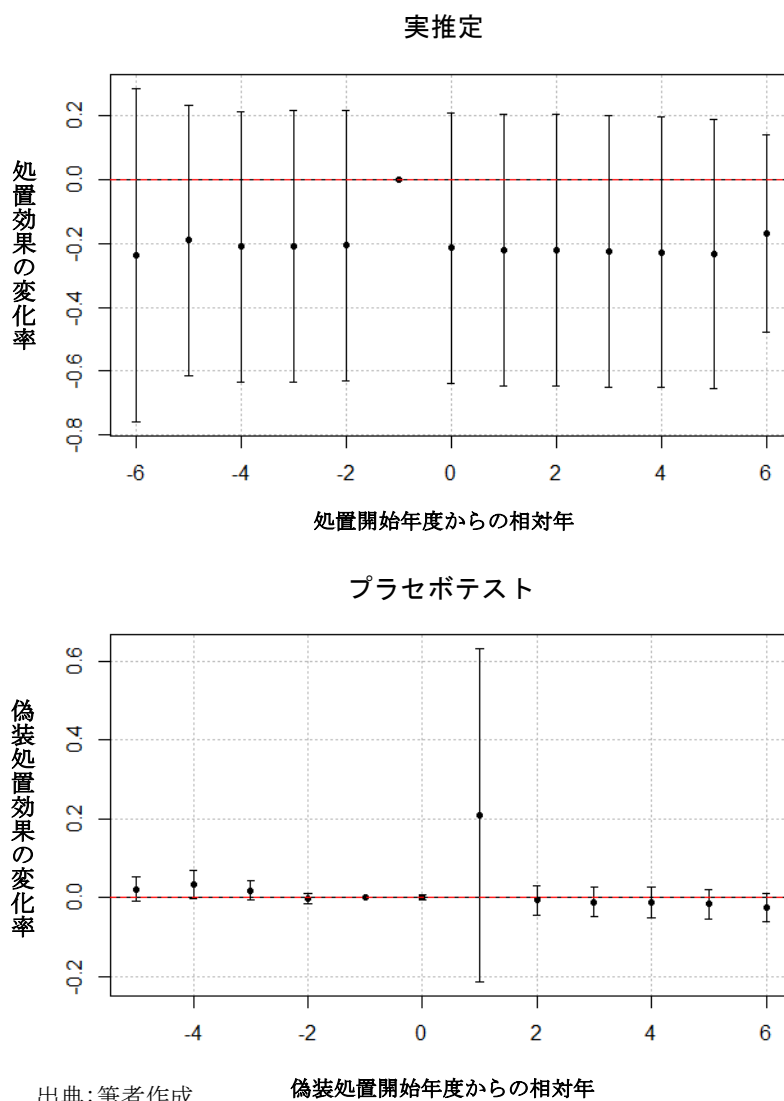


図 10 資本生産性の推定結果 (イベントスタディ)

実推定では、TWFE と同様、イベントタイムダミーに有意な効果は認められなかった。プラセボテストでは、処置開始年度の 4 年前にイベントタイムダミーに 10%水準で有意な正の効果が認められ、平行トレンド仮定が部分的に成立していない可能性が示唆されたが、これ以外の期間では有意な効果は認められなかった。また、実推定およびプラセボテストのいずれも推定値は概ねゼロ付近で一定して推移しており、イベントスタディにおいても、合併に伴う広域化が資本生産性の向上に及ぼす効果はなかったものと解釈できる。

この要因は 2 点考えられる。1 点目は、合併後も合併前の給水区域が維持されたことである。水道事業者は、水道法に基づき、給水区域内の地域独占が認められる代わりに、給水区域内の利用者から申し込みを受けた場合には、飲用水を供給する義務が課されている。多くの合併市町村では、給水契約の申し込みに備え、管路網をはじめ水の供給体制が維持

され、管路の布設範囲の最適化が進まなかったものと想定される。

2 点目は、合併後も施設の拡張が続いたことである。処置群の合併前の 2007 年度の導送配水管の総延長は 8,510 km であったが、7 年後の 2014 年度には 9,382 km と 872 km (9.1%) 増加した。合併市町村においては、市町村建設計画に基づく施設の整備や更新に対し、地方交付税や合併特例債による手厚い財政措置が適用された⁴¹⁾。こうした有利な財源に加え、地域の要望などもあり、施設の最適化ではなく、未普及地域への給水拡大など、施設拡張が継続された可能性がある。ただし、資本生産性の向上が認められなかったことは、合併特有の財政事情が影響しているとも考えられ、資本生産性に及ぼす広域化の有効性を一律に否定できない点に留意する必要がある。

5-3-3. 施設効率性 (最大配水量対有収水量比率)

施設効率性に対する TWFE の推定結果を表 9 に示す。

表 9 施設効率性の推定結果 (TWFE)

	実推定	プラセボテスト
合併効果ダミー (merger1)	0.02007** (0.00948)	0.01878 (0.01284)
現在給水人口 (対数値)	0.15346*** (0.03997)	0.15351*** (0.03998)
市町村固定効果	有	有
時間固定効果	有	有
観測数	6,916	6,916
自由度調整済決定係数	0.86158	0.86155

***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示す。

() 内はクラスターロバスト標準誤差である。

出典:筆者作成

実推定では、5%水準で有意な正の効果 (2.0%) が認められた。プラセボテストでは有意な効果は認められず、この結果からは、合併に伴う広域化は施設効率性の向上に寄与するものと解釈できる。

41) (社) 日本水道協会 (2004) 「市町村合併に伴う水道事業統合の手引き」 http://www.jwwa.or.jp/houkokusyo/pdf/tougou_tebiki.pdf (2025年12月31日閲覧)。

続いて、イベントスタディの推定結果を表 10 および図 11 に示す。

表 10 施設効率性の推定結果（イベントスタディ）

	実推定	プラセボテスト
処置開始年度 6 年前	-0.02770 (0.02732)	—
処置開始年度 5 年前	-0.03008 (0.02337)	-0.02578 (0.02320)
処置開始年度 4 年前	-0.02005 (0.02028)	-0.01355 (0.00838)
処置開始年度 3 年前	-0.00298 (0.01776)	-0.02711** (0.01218)
処置開始年度 2 年前	-0.02533* (0.01453)	-0.01707** (0.00845)
処置開始年度	0.00104 (0.01484)	-0.02235** (0.01050)
処置開始年度 1 年後	0.01899* (0.01095)	0.00298 (0.01775)
処置開始年度 2 年後	0.01269 (0.01597)	0.00402 (0.01046)
処置開始年度 3 年後	0.00112 (0.02168)	0.02197 (0.01380)
処置開始年度 4 年後	0.00440 (0.01613)	0.01567 (0.01257)
処置開始年度 5 年後	0.00644 (0.01838)	0.00399 (0.01140)
処置開始年度 6 年後	-0.01187 (0.02896)	-0.00173 (0.01294)
現在給水人口（対数値）	0.15334*** (0.04005)	0.15339*** (0.04004)
市町村固定効果	有	有
時間固定効果	有	有
観測数	6,916	6,916
自由度調整済決定係数	0.86140	0.86143

***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示す。

基準年度（処置開始年度 1 年前）は 0 に固定しているため、推定結果は省略している。

処置開始年度 6 年前または 6 年後には処置開始年度から 6 年以上の推定値をまとめている。

() 内はクラスターロバスト標準誤差である。

出典：筆者作成

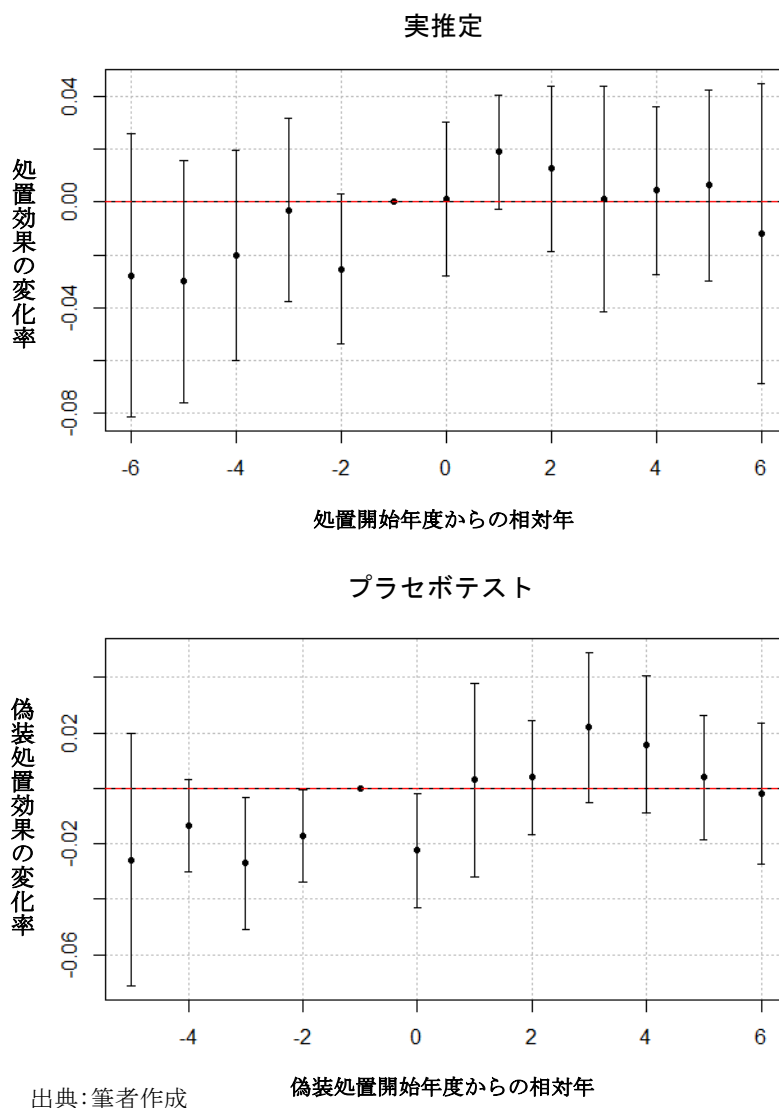


図 11 施設効率性の推定結果 (イベントスタディ)

実推定では、処置開始年度から1年後に10%水準で有意な正の効果が認められた。一方、処置開始年度の2年前に10%水準で有意な負の効果が生じており、平行トレンド仮定が部分的に成立していない可能性が示唆された。プラセボテストにおいても、処置開始年度の3年前から処置開始年度まで5%水準で有意な負の効果が認められたことから、統計的には合併に伴う広域化が、施設効率性の向上に寄与すると解釈することは困難である。

これは、処置群が16市町と少ない状況の中、富士宮市で合併前の2006年度に民営の簡易水道事業を旧富士宮市水道事業に統合するなど、施設効率性を押し下げる個別要因がダイレクトに推定結果に影響を及ぼした可能性がある⁴²⁾。また、プラセボテストにおける処置開始年度の3年前から処置開始年度までの推定結果は、最大でも-2.7%であり、ゼロ付

42) 富士宮市 (2025) 「富士宮市水道事業のあらまし (令和6年度版)」 <https://www.city.fujinomiya.lg.jp/documents/358/r6suidouaramashi.pdf> (2025年12月31日閲覧)。

近に推移している。これらの要因を踏まえると、平行トレンド仮定が完全に崩れているとはいえず、消極的ではあるが、合併に伴う広域化は施設効率性の向上に寄与する可能性はあると考えられる。

施設効率性でも、労働生産性の場合と同じく TWFE とイベントスタディで異なる推定結果となった。TWFE では、処置開始年度から 2 年前の弱い負の有意を含む事前トレンドのマイナス分が処置開始後の上昇に対し、相対的に強く影響し、有意な処置効果が観測されたものと考えられる。

なお、施設効率性は、1 日最大配水量に対する 1 日有収水量の割合であるが、合併後の導送配水管の延長の増加が有収水量を増やし、施設効率性を見かけ上、押し上げている可能性もある。一方で、イベントスタディの結果を見ると、処置開始直後に効果が最大化し、その後は緩やかに下がっている。これは、合併直後の水運用の最適化による効率化が現れているともいえ、推定結果の解釈には留意が必要である。

以上をまとめると、合併に伴う広域化は、資本生産性に対しては効果が認められないものの、労働生産性については向上効果が確認された。施設効率性については、慎重な検討を要するが、向上の可能性が示唆される結果となった。その効果も、処置開始直後に即時に現れるというよりも、時間をかけて現れることが確認された。これらの推定結果は、先行研究を概ね支持するとともに、合併に伴う広域化と効率性向上の因果関係の成立も示唆される結果となった。

また、すべてのモデルで現在給水人口が正に有意な効果を示しており、人口が多い市町村ほど、効率性が改善される可能性が示された。

6. 経営の一体化の効果分析

6-1. 分析手法

第 5 節では、合併に伴う広域化が、事業の効率性に及ぼした効果を DID により検証した。本節では、DID の処置群 16 市町を、合併から分析期間を通して経営の一体化を継続した経営の一体化群、合併と同時に事業統合または分析期間中に経営の一体化から事業統合に移行した事業統合実施群の 2 群に分け、2 つの視点で分析を行う。

第 1 は、経営の一体化群について、合併（広域化）前後の評価指標を比較し、経営の一体化が事業の効率性に与えた効果を分析する。第 2 は、経営の一体化群と事業統合実施群について、評価指標の合併前後の変化量を比較し、広域化の形態の違いによって事業の効率性に及ぼす効果に差があるのか分析を行う。最後に、これら 2 つの分析結果を組み合わせ、経営の一体化の効果を明らかにする。なお、本節では、DID で効率性向上の効果が認められた労働生産性と、向上の可能性が示唆された施設効率性の 2 指標に限定し、分析を行う。

第 4 節でも述べたように、分析対象は 16 市町と少なく、これらのデータを用いて DID や固定効果モデルなどの回帰分析を行うと、自由度不足により推定結果の標準誤差が大き

くなり、結果が不安定となる可能性が高い。そのため、本分析では、少ないサンプルサイズでも適用可能な分析手法として、複数のデータを比較し、その差に統計的に有意な違いがあるか否かを検証する有意差検定を用いる。

分析に使用する合併前後の時系列データは、合併年度を除く前後5年間のデータとした。これは2008年度に合併した市町村の合併前の最長期間が2003年度から2007年度までの5年間となることを踏まえ、合併後も5年間に揃えたものである。

なお、経営の一体化群と事業統合実施群の市町は、表11のとおりである。各市町の水道事業ビジョンや経営戦略等で確認を行った結果、経営の一体化群は10市町となり、事業統合実施群は、合併と同時に事業統合を行った1市に、合併時は経営の一体化であったものの分析期間中に事業統合に移行した5市を加えた6市となった。

表 11 経営の一体化群と事業統合実施群

経営の一体化群 (10 市町)	事業統合実施群 (6 市)
村上市、富士市、藤枝市、日南市、伊佐市、湧別町、中之条町、富士川町、あま市、始良市	【合併と同時に事業統合】 焼津市 【経営の一体化から事業統合へ移行】 加須市、富士宮市、湖西市、近江八幡市、糸島市

出典:筆者作成

6-2. 合併（広域化）の前後比較

最初に経営の一体化群に属する10市町を対象に、労働生産性と施設効率性について、それぞれ合併前5年間と合併後5年間の平均値を比較し、統計的に有意差が認められるか、対応のある2群間の検定を行い検証した。

評価指標ごとのサンプルサイズが10市町と少なく、データの正規性の仮定が疑わしいため、主たる検定方法としてノンパラメトリックな手法であるWilcoxonの符号順位検定を採用し、参考として、対極的なパラメトリックな手法であるStudentのt検定を行った。また、実際にどの程度効果があったのかを定量的に把握するため、効果量を算定するほか、各市町の評価指標の合併前の平均値が合併後にどの程度変化したか、箱ひげ図により可視化した。このように複数の分析手法を併用することで、サンプルサイズの制約による検定結果の信頼性不足の補強を試みた。事業統合実施群についても同様の手法で検定・可視化を行い、経営の一体化群との比較を行った。

労働生産性に対する検定結果を表12、表13および図12に、施設効率性に対する検定結果を表14、表15および図13に示す。

表 12 労働生産性の検定結果(Wilcoxon 検定)

群	n	中央値		V 値	p 値	効果量 (r)
		合併前 5 年	合併後 5 年			
経営の一体化群	10	816.18	966.88	50	0.01953	0.73
事業統合実施群	6	1,436.97	2,095.29	21	0.03125	0.90

正確分布を適用して p 値 (両側検定) を算出している。

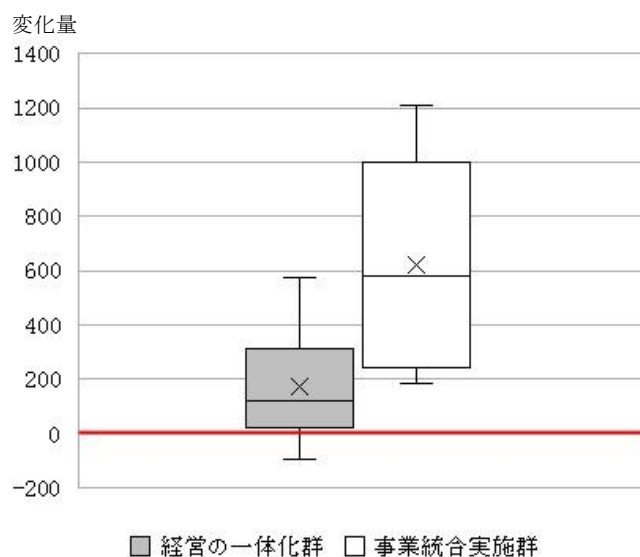
出典:筆者作成

表 13 労働生産性の検定結果(Student の t 検定)

群	n	平均値(標準偏差)		t 値 (自由度)	p 値	効果量 (Cohen's d)
		合併前 5 年	合併後 5 年			
経営の一体化群	10	974.44 (417.82)	1,145.05 (471.51)	-2.55 (9)	0.03114	0.81
事業統合実施群	6	1,594.08 (572.23)	2,218.40 (590.54)	-3.84 (5)	0.01203	1.57

p 値は両側検定

出典:筆者作成



出典:筆者作成

図 12 合併前後の労働生産性の変化量の分布

表 14 施設効率性の検定結果(Wilcoxon 検定)

群	n	中央値		V 値	p 値	効果量 (r)
		合併前 5 年	合併後 5 年			
経営の一体化群	10	0.69	0.70	46	0.06445	0.60
事業統合実施群	6	0.76	0.80	21	0.03125	0.90

正確分布を適用して p 値 (両側検定) を算出している。

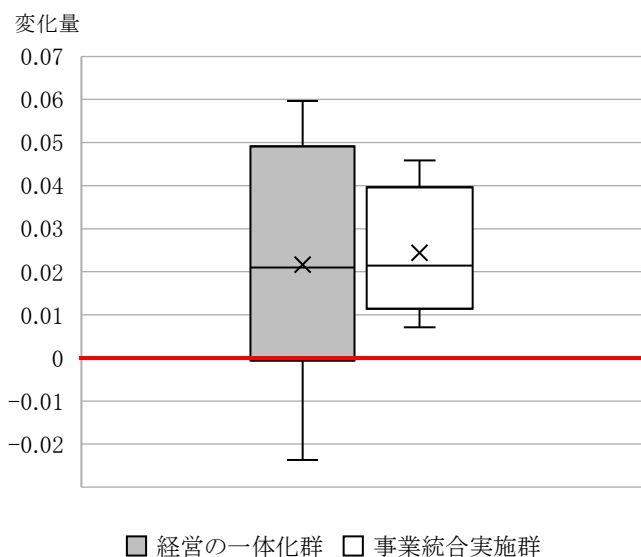
出典:筆者作成

表 15 施設効率性の検定結果(Student の t 検定)

群	n	平均値(標準偏差)		t 値 (自由度)	p 値	効果量 (Cohen's d)
		合併前 5 年	合併後 5 年			
経営の一体化群	10	0.68 (0.07)	0.71 (0.07)	-2.54 (9)	0.03176	0.80
事業統合実施群	6	0.75 (0.06)	0.78 (0.05)	-4.06 (5)	0.00976	1.66

p 値は両側検定

出典:筆者作成



出典:筆者作成

図 13 合併前後の施設効率性の変化量の分布

6-2-1. 労働生産性

経営の一体化群については、Wilcoxon 検定で統計量 $V=50$ 、 $p=0.01953$ 、効果量 $r=0.73$ となり、Student の t 検定でも $t(9)=-2.55$ 、 $p=0.03114$ 、効果量 $d=0.81$ となり、いずれの検定でも労働生産性は、合併前後の平均値間に 5%水準で有意な差が認められ、効果量も大きかった。箱ひげ図でも、合併後の労働生産性の変化量は負の値となる市町は一部あるものの、平均値や中央値をはじめ概ね正の値をとっていることが認められた。これらから、経営の一体化群においては、合併前と比べ合併後の方が、統計的にも実質的にも労働生産性が向上する結果が確認された。

事業統合実施群については、Wilcoxon 検定で統計量 $V=21$ 、 $p=0.03125$ 、効果量 $r=0.90$ となり、Student の t 検定でも $t(5)=-3.84$ 、 $p=0.01203$ 、効果量 $d=1.57$ となり、両検定において 5%水準の有意な差と大きな効果が認められた。箱ひげ図でも、合併後の変化量は 6 市すべてで正の値をとっており、これらから、事業統合実施群においても合併後の方が、統計的にも実質的にも労働生産性が向上する結果となった。また、効果量の大きさや箱ひげ図の分布位置から、事業統合実施群は、経営の一体化群よりも向上の度合いが大きいことが確認できた。

6-2-2. 施設効率性

経営の一体化群については、Wilcoxon 検定で統計量 $V=46$ 、 $p=0.06445$ 、効果量 $r=0.60$ となり、施設効率性は、統計的に 5%水準では有意にならなかったものの、中程度の効果は認められる結果となった。Student の t 検定では、 $t(9)=-2.54$ 、 $p=0.03176$ 、効果量 $d=0.80$ となり、5%水準で有意な差と大きな効果が確認された。箱ひげ図では、施設効率性の変化量は負の値となる市町は一部あるものの、平均値や中央値をはじめ、概ね正の値をとっていることが確認された。検定によって有意性の判断は分かれるが、効果量の大きさや、箱ひげ図の変化量の分布からは、経営の一体化によって合併後の施設効率性は、合併前から向上している可能性は高いと考えられる。

事業統合実施群については、Wilcoxon 検定で統計量 $V=21$ 、 $p=0.03125$ 、効果量 $r=0.90$ となり、5%水準で有意な差と大きな効果が確認されたが、労働生産性と同じ検定結果となった。データを順位に変換して統計量を計算する Wilcoxon 検定では、サンプルサイズが少ない場合、順位の組み合わせが限られ、このような結果になったものと考えられる。Student の t 検定では、 $t(5)=-4.06$ 、 $p=0.00976$ 、効果量 $d=1.66$ となり、5%水準で有意な差と大きな効果が示された。箱ひげ図では、合併後の施設効率性の変化量は 6 市すべてで正の値をとっていることが確認され、事業統合実施群においては、合併後の方が、統計的にも実質的にも施設効率性が向上している結果となった。効果量の大きさは、経営の一体化群より、事業統合実施群の方が大きいものの、箱ひげ図の分布位置からは、両群の中央値や平均値は概ね同水準にあるため、両群の効果は概ね同一と考えられる。

6-3. 広域化形態別の比較

2 つ目の分析として、経営の一体化群と事業統合実施群との間で、労働生産性と施設効率性のそれぞれについて、両群の合併前後の変化量の平均値を比較し、統計的に有意差が認められるのか、対応のない2群間の検定を行い検証した。

検定にあたり、評価指標ごとに各市町の時系列データを加工し、検定用データを作成した。具体的には、市町ごとに合併年度を基準として、前後1年から前後5年までの5つのペアデータの差分データを作成し⁴³⁾、経営の一体化群10市町と事業統合実施群6市の16市町分、計80個を整備した。これによりサンプルサイズを一定数確保して検定結果の検出力を高めるとともに、差分データそのものが評価指標の合併後の変化量を表していることから、合併に伴う広域化の効果の検定が可能になると考えたものである。ただし、これらのデータは時系列データであることには変わりはなく、自己相関による過大な有意の検出可能性に留意して、検定結果を解釈した。

検定方法には、両群のサンプルサイズが不均衡でも適用可能で、等分散性の仮定を要しないWelchのt検定を採用した。検定結果を表16に示す。

表 16 検定結果 (Welch の t 検定)

評価指標	経営の一体化群(n=50)	事業統合実施群 (n=30)	t 値 (自由度)	p 値	効果量 (Cohen's d)
	平均値(標準偏差)	平均値(標準偏差)			
労働生産性	170.61 (277.33)	624.32 (545.97)	4.24 (38)	0.00014	1.14
施設効率性	0.02 (0.03)	0.02 (0.04)	0.37 (77)	0.71004	0.00

p 値は両側検定

出典:筆者作成

6-3-1. 労働生産性

Welchのt検定の結果、労働生産性については、 $t(38)=4.24$ 、 $p=0.00014$ 、効果量 $d=1.14$ となり、経営の一体化群と事業統合実施群との間で、労働生産性の平均値間に5%水準で有意な差と大きな効果が確認された。このことは、事業統合実施群の労働生産性の平均値の方が、経営の一体化群の平均値より有意に、実質的にも大きな差があることを示している。

この要因として、2003年度時点の損益勘定所属職員数は、経営の一体化群の市町で平均21人に対し、事業統合実施群では平均25人と規模が大きく、合併に伴う広域化以降、雇用調整を進めやすかったことなどが想定される。

43) 例えば2008年度合併の市町であれば、2009年度と2007年度の差、2010年度と2006年度の差といったように合併年度から等間隔の年度の差分データを作成した。

前節の検定結果と合わせると、経営の一体化において労働生産性は、合併に伴う広域化を機に、統計的にも実質的にも向上していることが認められた。ただし、事業統合実施群との差は大きく、労働生産性の向上の観点からは、事業統合実施群の方がより効果が大きいことが明らかとなった。

6-3-2. 施設効率性

施設効率性については、 $t(77)=0.37$ 、 $p=0.71004$ 、効果量 $d=0.00$ となり、両群の間で、施設効率性の平均値間に有意な差は確認できず、効果もほぼ認められない検定結果となった。このことは、施設効率性については、経営の一体化群と事業統合実施群との間に差がないことを示している。

前節の検定結果と合わせると、経営の一体化において施設効率性は、有意差については明確ではないものの、合併に伴う広域化を機に実質的に向上している可能性が高く、その向上の度合いは、事業統合実施群と差がないことが示唆された。

7. まとめ・政策的インプリケーション

7-1. まとめ

本研究は、市町村合併に伴う水道事業の広域化において、経営の一体化が事業の効率性向上に効果をもたらすか、労働生産性、資本生産性および施設効率性の3つの評価項目を用い、DIDと有意差検定による二段階分析により検証した。

はじめに、合併に伴う広域化の効果をDIDにより分析した。その結果、合併に伴う広域化は、労働生産性を統計的に有意に向上させる効果を有することが確認された。一方、資本生産性については、広域化後も施設の拡張が継続して行われたことなどから、有意な向上効果は認められなかった。施設効率性については、慎重な検討が必要ではあるものの、向上の可能性が示唆される結果となった。

続いて、DIDで向上効果が認められた労働生産性と、向上の可能性のある施設効率性について、広域化の形態の違いにより効果に差が生じるのか、有意差検定を行った。その結果、経営の一体化群において労働生産性は、統計的に有意に向上していることが確認された。ただし、その向上の度合いは、事業統合実施群を下回る結果となった。施設効率性については、統計的には明確ではないものの、実質的な向上が確認され、事業統合実施群との差も統計的には見られなかった。

以上から経営の一体化は、施設（ストック）の生産性の向上については明確な効果が見られなかったものの、労働生産性については事業統合実施群には及ばないとはいえ、向上効果を持つことが確認された。施設効率性については、事業統合実施群と同程度に向上に寄与する可能性が示唆された。

7-2. 政策的インプリケーション

我が国では 2021 年頃から物価や人件費、資材費などが継続的に上昇しており、水道事業の経営を急速に圧迫している。水道事業を財政面から支えてきた市町村の一般会計も余裕がなくなっており、水道事業者は、水使用量の減少などを始めとする従来の課題に加え、コスト上昇という新たな課題にも対処する必要に迫られている。こうした状況と実証分析の結果を踏まえ、経営の一体化に関する政策的インプリケーションを 3 点提示する。

第 1 は、基盤強化策としての経営の一体化の有用性である。水道事業者間では、施設の統廃合を伴わない組織統合のみの広域化は、メリットが小さいとの認識は根強い。しかし、今回の実証分析の結果からは、施設の統廃合を必ずしも要しない経営の一体化も、効率性向上に一定の定量的な効果が認められることが確認された。経営の一体化は、料金や財政状況をはじめ、事業間に格差があっても実施が可能であり、事業統合より関係者の同意が得やすい。経営環境が厳しさを増す中、特に小規模な水道事業者にとって、経営の一体化は実行可能性の高い経営基盤強化策として検討する意義がある。

第 2 は、給水区域の縮小による資本生産性の向上である。経営の一体化は、資本生産性の向上に有意な効果を確認することができなかった。その理由として、広域化後も従前の給水区域が維持され、給水義務の制約により施設の整理が進まなかったことや、未普及地域の解消に向け、投資が継続的に行われたことなどを挙げることができる。

人口や水需要の減少が進む中、給水区域内の低稼働率の施設や余剰施設を維持・更新したり、新たに管路等を整備したりすることは、資本生産性を低下させる要因となる。加えて動力費や減価償却費などの維持管理費の縮減を困難にするほか、将来の更新費用を増大させ、事業経営を一層圧迫することにつながる。そのため、資本生産性の向上や財政負担の軽減を図る観点からは、今後、給水区域の縮小を検討する必要があると考えられる。これまで給水区域の縮小は、実務上想定されていなかったが、2018 年の水道法改正を機に、給水区域の見直しに係る手続きが明確化された。これを受け、愛知県岡崎市など実際に縮小に取り組む水道事業者が現れている（小倉（2021））。

また、国土交通省においては、人口密度が低い給水区域に対し、集落内の配水池に給水車などで浄水を運ぶ運搬給水など、分散型水道システムの活用を政策的に位置づけつつある⁴⁴⁾。本格導入に向けては、技術面やコスト面、制度設計に課題が残るものの、資本生産性の向上という観点からは、有力な選択肢の 1 つになり得ると考えられる。

しかし、給水区域の縮小や分散型水道システムの導入は、いわゆる周辺部が対象となるため、地域の切り捨て論と結びつきやすく、何らかのきっかけや大義がなければ組みにくい課題でもある。その点、経営の一体化による新しい経営組織の設立は、これらを導入する好機として活用できるという利点を有している。この利点を生かし、経営の一体化の検討段階で給水区域の維持を前提とせず、全体最適の観点から縮小や分散型水道シ

44) 注 20 を参照。

テムの導入を検討することが肝要である。その上で施設の再配置等を計画し、施設総量を縮小させることで、資本生産性の向上につなげることができるものとする。

第3は、経営資源マネジメントによる施設効率性の向上である。経営の一体化により内部管理業務を集約すれば、人員の省力化が可能となるが、これを単に職員数の削減に留めるのではなく、将来を見据えた業務へ職員を再配置することが重要である。これにより、技術職員の確保による技術力の維持、災害・事故時の対応力の向上、さらにはDXの推進など、業務の高度化・効率化を図ることができる。

例えば、自動通信機能を備えたスマートメーターを導入することができれば、検針業務の効率化に加え、この機能を活用して取得した時間帯別の水使用量のデータを基に、時間帯別料金を設定することが可能になる。使用量の多い時間帯の料金を相対的に高くすることで水使用量のピークを抑え、1日を通じて水使用量を平準化できる。その結果、施設更新時には、浄水場の規模や管路などをダウンサイジングでき、施設効率性を向上させることが期待できる⁴⁵⁾。

このように経営の一体化を行うに際しては、新たな経営組織の創設を好機として捉え、資本生産性や施設効率性の向上策をセットで検討することが重要であり、これにより、より早期に持続可能な水道事業の実現に資することが可能になるものとする。

7-3. 今後の課題

最後に本研究の今後の課題を挙げる。まずは、分析対象とした市町村が地方公営企業年鑑などの公開情報の制約により、2008年度および2009年度に合併した16市町に限られたことである。この16市町は、静岡県周辺に分布が偏るとともに、給水人口は8,000人から234,000人の範囲となっている。そのため、分析結果を全国の広域化や経営の一体化を一般化したものと解釈するには、慎重を期す必要がある。

市町村合併の内生性についても課題がある。本研究では、DIDモデルに固定効果を導入し、さらにコントロール変数を用いることで内生性の制御を試みた。しかし、コントロール変数については、地方公営企業年鑑や簡易水道事業年鑑に共通するデータ項目に限られたため、現在給水人口以外に用いることができなかった。サンプルサイズの小ささも重なり、推定結果の信頼性に課題が残った。今後は、サンプルサイズが多い2003年度や2004年度の合併市町村を対象とできるよう時系列データを追加したり、傾向スコアマッチングの適用やコントロール変数を充実させたりするなどして、分析を精緻化する必要がある。

また、資本生産性については、合併に伴う財政措置で施設拡張が優先された可能性があり、今回の推定結果だけをもって、一律に広域化の有効性を否定できないことに留意が必要である。施設効率性についても、管路延長による有収水量の増加が見かけ上、押し上げている可能性がある。

45) 静岡県湖西市は、水使用量のピーク時間を平準化し、将来の施設更新費の削減を目的に、2023年度からスマートメーターによる時間帯別料金の実証を行っている。

さらに今回の分析では、企業団などの地方公共団体の組合は考慮しなかった。企業団は設立事例が少なく、設立年度も異なるため、DIDの適用が困難であったためである。市町村合併とは異なり企業団は、工事等を行うに際し、構成団体の了解が必要になるなど、意思決定が遅くなったり、構成団体の要望により、事業運営が合併に比べて非効率になったりする可能性が指摘されてきた。企業団の設立による広域化と合併に伴う広域化について定量的に差があるのか、今後の検討課題と認識している。

社会全体が縮小局面に入り、物価上昇も進む中、広域化は好むと好まざるを問わず、水道事業の有効な基盤強化策として避けては通れない道である。本研究が広域化を検討するきっかけとなり、持続可能な水道事業の実現に少しでも貢献できることを期待する。

引用文献

- 浦上拓也(2007)「水道事業における広域的統合の経済性の検証」『日本地域学会第44回年次大会学術発表論文集』
- 小倉巧暉(2021)「給水区域の適正化—一部廃止による給水区域の縮小—」『令和3年度全国会議(水道研究発表会)講演集』公益社団法人日本水道協会、pp.66-67
- 戒能一成(2017)「政策評価のための横断面前後差分分析(DID)の前提条件と処置効果の安定性条件(SUTVA)に問題を生じる場合の対策手法の考察」『経済産業研究所ディスカッション・ペーパー』17-J-075
- 梶原健嗣(2019)「水道事業の広域化の歩みと水道法2018年改正 これまでの広域化／これからの広域化」『水資源・環境研究』第32巻2号、pp.57-64
- 功刀祐之・岩田和之・堀口俊(2015)「自治体合併による水道事業への影響～効率性改善とCO₂削減についての考察～」『計画行政』38巻1号、pp.44-52
- 清水雅貴(2013)「市町村合併に伴う簡易水道事業の統合に関する研究—北海道むかわ町における簡易水道事業を事例に—」『和光経済』第46巻第1号、pp.49-56
- 高田しのぶ・茂野隆一(2001)「水道事業の効率性格差とその要因」『筑波大学農林社会経済研究』18号、pp.31-47
- 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』第47号、pp.27-38
- Sun, L. and Abraham, S.(2021)“Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects.” *Journal of Econometrics* 225(2), pp.175-199

引用データ

- 公益社団法人日本水道協会「令和5年度水道統計」
- 総務省「地方公営企業年鑑」平成15年度～令和4年度版(2003年度～2022年度)
- 総務省「簡易水道事業年鑑」平成15年度～令和4年度版(2003年度～2022年度)