

DISCUSSION PAPER SERIES

2014-04

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

功刀祐之、岩田和之、堀口俊

July 2, 2014

Discussion Papers can be downloaded:

<http://www1.tcue.ac.jp/home1/c-gakkai/dp/dp14-04>

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

功刀祐之
高崎経済大学

〒370-0801 群馬県高崎市上並榎町 1300

E-mail: kunugi.yu@gmail.com

TEL: 027-343-5417

岩田和之
高崎経済大学

〒370-0801 群馬県高崎市上並榎町 1300

E-mail: iwata.kazuyu@gmail.com

TEL: 027-343-5417

堀口俊
中日本高速道路株式会社
〒243-0032 神奈川県厚木市恩名 1-14-13
E-mail: s.horiguchi.ab@c-nexco.co.jp
TEL: 046-206-1184

要旨

1999 年以来、市町村自治体の合併が全国各地で多く推進されてきた。それに伴い地方公営企業である水道事業の合併も行われてきた。しかしながら、自治体合併が水道事業にどのような影響を与えたかは明らかになっていない。そこで、本研究では全国の水道事業体のデータを用いて、合併により水道事業の効率性がどのように変化したかを分析した。分析の結果、合併しなかった事業体の効率性に比べ、合併した事業体の効率性は有意に 1% 高いことが明らかになった。したがって、自治体合併は水道事業体の効率性改善をもたらしたといえる。また、水道事業もエネルギーを多量消費していることから、この効率性改善を二酸化炭素 (CO₂) に換算すると 2004 年から 2011 年の 8 年間で約 20 万 t・CO₂ の削減効果があることが分かった。少なくない CO₂ が削減されていることから、自治体合併は地球温暖化対策としても有効であったといえる。

1. はじめに

1999年以來、市町村自治体の合併が全国各地で多く推進されてきた。それまでは約3,200で推移してきた自治体数も、2014年4月には1,718まで激減している。このことは、いわゆる「平成の大合併」として知られている。それに伴い地方公営企業である水道事業の合併も行われてきた。地方公営企業とは、地方公共団体が地方自治の発達に資することを目的として設置した企業であり、基本的には独立採算で管理・運営を行なうこととされている¹。

水道事業については非効率的運営が行われる可能性が高いとして、平成の大合併以前より多くの研究が成されてきた(例えば、国内については中山、2002、海外については Garcia and Thomas、2001 などがある)。一方で、自治体合併が水道事業の効率性にどのような影響を受けたかという点についての研究は行われていない。そこで、本研究は第1に自治体合併によって水道事業体の効率性がどのように変化したのかを国内の全水道事業体のデータを用いて実証的に明らかにする。

理論的には非効率的運営が行われる理由としては大きく分けると以下の2点考えられる。1点目は、水道事業が自然独占な事業体であることである。水道事業は地形的な理由や安全性に対する規制等の理由により、新規参入が他のインフラに比べて容易ではない。そのため大半の水道事業が地方公営企業の形態をとることで各地域での独占的運営を行っている。こうした独占的な事業体は効率的な運営を行うようなインセンティブは必ずしも持ち合わせていない。

2点目としては財務会計制度上の理由が挙げられる。水道事業は基本的には独立採算に基づいて運営されることになるが、必ずしもすべての水道事業体で独立採算を維持しているわけではない(総務省、2012)。そのような水道事業体は全体で約10%存在し、地方公共団体の一般会計からの繰入れが必要な状況にある²。こうした赤字補填の存在によって水道事業体の効率的運営が阻害されている可能性がある。

これらの理由から、水道事業体が効率的運営を行っているかどうかの検証は多く成されてきた。それに加え、先述したように、1999年以降は自治体合併が相次ぐことにより、水道事業体も合併が積極的に行われてきた。例えば、2004年には全国で1,578あった水道事業体は2011年には1,216へと統合している³。それに伴い、水道事業体の平均配水能力は2004年の約36千 m^3 /日から2011年には45千 m^3 /日へと規模が拡大している。

¹ 独立採算であるため、水道事業体によって料金体系は大きく異なっている。

² 総務省の平成23年度「地方公営企業決算の状況」より、繰入れ金額を合計すると約2千億円である。

³ ただし、簡易水道を除く。簡易水道は給水人口が100人以上5000人以下の水道事業である。水道法上では簡易水道も水道事業となるが、地方公営企業法の適用・不適用に関しては各地方自治体の自由に委ねられている。その理由は、一般的に水道事業は独立採算を原則としているものの、簡易水道は施設時点で採算が見込まれない農山漁村等の小規模集落への水供給が目的としているためである。本研究では通常の水道事業体と簡易水道との性質の違いを考慮し、後者については分析対象から除外している。

水道事業は上下水道の浄化設備や配管敷設等の資本的投資が大きい事業である（総務省、2013）。そのため、一般的にこのような事業では規模の経済が存在し（Mas-Colell et al., 1995）、生産量を増やせば設備費用あたりの平均生産費用が低下する。水道事業の規模の経済性に関する研究は我が国においてもいくつもあり（例えば高田・茂野、1998、桑原、1998、中山、2002 など）、このような特徴をもつことから水道事業という官営事業体では運営が効率的になる可能性が考えられる⁴。

例えば、自治体合併をきっかけとして平均生産費用が低下したことで効率的な運営を目指し、水道料金の価格体系の見直し等が行われるようになるかもしれない。2011年において水道事業体は1,216存在するが、そのうち378事業体は過去に自治体合併の経験があり、838事業体は合併の経験がない。合併の経験のある水道事業体のうち、約40%は2006年から2011年の8年間で価格体系を変化させている。一方で、合併経験のない事業体のうち価格体系を変化させたのは約35%に留まっており、合併経験のある事業体がそうでない事業体よりも価格体系を変化させているのである⁵。

自治体合併は規模の経済を活用することで、自治体運営の効率性改善に資するものであると期待されている（総務省、2010）。規模の経済性からのメリットとして自治体の歳出削減について研究されたものが多い。例えばHaneda（2010）は人口当たり職員数が自治体合併によって減少することを、広田・湯之上（2011）は会議費などの観点から歳出が減少することを示している。海外でもEdwards and Xiao（2009）が歳出削減に関する実証研究を行っている。このように、自治体合併によって財政面での効率改善がもたらされたことは、いくつかの研究により示されてきた。しかし、水道事業に関するサービスの効率性改善を対象とした研究は知る限り存在しないため、本研究は自治体合併と水道事業との関係を明らかにする初の試みである。

また、水道事業はエネルギーを利用して運営・管理を行うため、二酸化炭素（CO₂）を排出する。東京都（2009）によると、2011年の水道事業のエネルギー原単位は200g-CO₂/m³であり、同年の全国の年間総配水量は約200億m³である（総務省、2013）。したがって、2011年における水道事業に起因するCO₂排出量は約400万t-CO₂となり、少なくないCO₂が排出されている。さらに、水道自体は必需品であることから、総配水量は大きな減少傾向にない（2004年は約210億m³であり、それ以降も200億m³以上の水準を保っている）。したがって、温暖化防止という側面においても水道事業の効率性を改善していくことが重要である。

そこで、本研究では第2の目的として、自治体合併によって水道事業の効率性が変化した場合、それに伴いどの程度のCO₂が増加あるいは減少したかを明らかにする。水道事業

⁴ Mizutani and Urakami (2001)などのように密度の経済性は存在するが規模の経済性が認められなかったという研究もある。

⁵ 5%水準（片側検定）で有意に合併経験のある事業体は価格体系を変化させている。

の効率性とエネルギー原単位とが相関関係にあるとし、もし、自治体合併によって水道事業の効率性が改善しているのであれば、それによって間接的に CO₂ 排出量も減少することになる。その場合、自治体合併は水道事業における地球温暖化防止対策としても機能していることになる。このことは従来の自治体合併の議論では取り上げられてこなかった点であり、副次的便益 (Burtraw et al., 2003) である。逆に、もし自治体合併によって水道事業の効率性が悪化してしまったならば、自治体合併によって CO₂ 排出量の増加という外部費用の増加がもたらされたことになる。

本研究の構成は以下の通りである。第 2 節では先行研究を紹介しつつ、本研究の実証分析モデルを説明する。そして、第 3 節と第 4 節に分析に用いるデータと実証分析の結果を説明する。第 5 節で水道事業の効率性の変化に伴う CO₂ 排出量の変化についての考察を行う。第 6 節で全体のまとめを行う。

2. 分析モデル

自治体合併によって水道事業の効率性がどのように変化したかを検証する前に、水道事業の生産関数を考える。水道事業の効率性を推計する方法としては、費用関数を推定するアプローチ (高田・茂野、1998 など) と生産関数を推定するアプローチ (中山、2002 など) があるが、本研究では後者の生産関数を推定するアプローチを採用する⁶。地方自治体の水道事業体は、労働や資本といった生産要素や、その他の要素などによって産出物である水を得るとする。

関数については中山 (2002) に習いコブ・ダグラス型生産関数を仮定する。そのため、両辺の対数を取り以下のように記述する。

$$\ln Y_{oit} = \beta_0^1 + \beta_1^1 \ln L_{oit} + \beta_2^1 \ln K_{oit} + \beta_3^1 \ln Load_{it} + \beta_4^1 \ln Dens_{it} + \gamma_1^1 dum1_{it} + \gamma_2^1 dum2_{it} + V_{it}^1 \quad (1)$$

左辺の $\ln Y_{oit}$ は t 年の第 i 事業体の生産量を表す。 $\ln L_{oit}$ と $\ln K_{oit}$ それぞれ資本財と労働財を表し、これらは生産要素を表す変数である。生産要素を表す変数として、その他の財も考えられる (中山、2002)。しかし本研究では多重共線性を避けるための対処方法として、生産量、労働財、資本財に関してはどれもその他の変数で割った値を使用する⁷。

$\ln Load_{it}$ と $\ln Dens_{it}$ はそれぞれ負荷率と人口密集率を表している。負荷率とは水道局の配管における最大給水量と平均給水量との比である。大規模な水道水の供給があるほど負荷

⁶ 費用関数のアプローチを用いた場合においても本研究の結論に変化はみられない。

⁷ 中山 (2002) 同様に生産量を非説明変数として、説明変数を資本財、労働財、その他の財にした場合の分析も行ったが、結果は先行研究と同様になることが確認された。また推定された説明変数の係数の合計値は 1 以上となり、このことは規模の経済性があることを示している。

率は増加すると考えられる。人口密集率とは、水道管の長さの指標である配水管延長と現在給水人口との比である。配水管に対する給水人口が多いほど、人口密集率は増加すると考えられる。これらの変数は高田・茂野（1998）や Mizutani and Urakami (2001)と同様に、密度の経済性を捕らえるための変数として用いている。

本研究では事業体の合併効果を検証することが重要な目的の1つである。そこで2種類のダミー変数 $dum1_{it}$ 、 $dum2_{it}$ を生産関数に含める。 $dum1_{it}$ は第 i 事業体が t 年に合併したのであれば1とし、それ以外を0とするダミー変数である。 $dum2_{it}$ は、第 i 事業体が t 年あるいはそれ以前に合併経験があれば1とし、それ以外を0とするダミー変数である。例えば、2010年に第 i 事業体が合併したとする。すると2010年におけるこの事業体は $dum1_{i2010}=1$ 、 $dum2_{i2010}=1$ となるが、2011年には $dum1_{i2011}=0$ 、 $dum2_{i2011}=1$ となる。 $dum1_{it}$ はその年に事業体が合併したかどうかを捉えるダミー変数であるため、合併年ダミーとする。それに対して、 $dum2_{it}$ は合併経験のある事業体全体を捉えるためのダミー変数であるため合併ダミーとする。前者は比較的短期の合併効果を、後者は長期の合併効果を検証することが可能である。

V_{it}^1 はモデルで説明できないその他の要素を表す誤差項である。

本研究の重要な目的として、事業体の効率性の計測がある。もしも水道水の生産時に何らかの技術的な効率性の要素が影響するとしたら、効率性の要素も生産関数に含まれるだろう。しかしそのような技術的効率性は観測が不可能である。そのため、(1)式を最小二乗法 (Ordinal Least Square:以下 OLS) によって推定した場合、技術的効率性の要素は V_{it}^1 内に含まれることとなる。したがって、OLS では水道事業体の技術的な効率性に関する要素とそれ以外の誤差とを分けて考えることが困難である。

そこで2つ目の分析モデルとして確率的フロンティアモデルを考慮する。確率的フロンティアモデルは、投入財の量によって可能な最大生産量の集合であるフロンティア曲線と、観測される生産量との差異から、技術効率性を測る手法である。Aigner et al. (1977) などによって、経済学の分野で開発された手法で、国内における水道研究では、中山 (2002) などで用いられている。(1)式の誤差項に関わる部分を変形し、(2)式のようなモデルを考える⁸。

$$\ln Y_{oit} = \beta_0^2 + \beta_1^2 \ln L_{oit} + \beta_2^2 \ln K_{oit} + \beta_3^2 \ln Load_{it} + \beta_4^2 \ln Dens_{it}$$

⁸ 確率的フロンティアモデル分析以外にも、効率性を分析する手法として DEA (Data Envelopment Analysis、包絡分析法) が代表的である。DEA は Charnes et al. (1978) によってオペレーションリサーチの分野で開発された手法であり、国内の水道研究においても Aida et al. (1998)、中山 (2002) などで用いられている。DEA では技術効率とは無関係な誤差要素を考慮できないといった欠点があるため、一般的な OLS 分析との比較が困難である。そのため本研究では確率的フロンティアモデルによる分析を採用した。

$$+\gamma_1^2 dum1_{it} + \gamma_2^2 dum2_{it} + V_{it}^2 - U_{it}^2 \quad (2)$$

(2) 式は、(1)式に技術効率性を表す指標として U_{it}^2 を加えたものである。 U_{it}^2 はお互いに独立な平均ゼロ、分散 σ_{U^2} の半正規分布 ($U_{it}^2 \sim N^+(0, \sigma_{U^2}^2)$) を仮定する。 V_{it}^2 は誤差項を表し、お互いに独立な平均ゼロ、分散 σ_{V^2} の正規分布 ($V_{it}^2 \sim N(0, \sigma_{V^2}^2)$) を仮定する。また V_{it}^2 と U_{it}^2 はお互いに独立である ($cov(V_{it}^2, U_{it}^2) = 0$) と仮定する。すると $\sigma^2 = (\sigma_{U^2}^2 + \sigma_{V^2}^2)$ 、 $\lambda = \sigma_{U^2} / \sigma_{V^2}$ 、 $\epsilon_{it} = V_{it}^2 - U_{it}^2$ と置くと、以下の対数尤度関数を最大化することによって、生産関数のパラメータを求めることができる。なお(3)式における $\Phi(\cdot)$ は、標準正規分布の累積分布関数を表す。

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) - \ln \sigma + \ln \Phi \left(-\frac{\epsilon_{it} \lambda}{\sigma} \right) - \frac{\epsilon_{it}^2}{2\sigma^2} \right\} \quad (3)$$

各水道水の事業体には、それぞれの地域によって固有の特性が存在することが予想される。ただし、そういった固有の特性、すなわち固定効果の観測は不可能である。固定効果が存在する場合、(1)式の OLS モデルでは、固定効果が入り込んだ誤差項と説明変数との相関によってバイアスが生じる恐れがある。そこで、本研究では次に固定効果を考慮した固定効果モデルによる分析も行う。

しかし固定効果モデルでは、(1)式と同様に技術的効率性とそれ以外のモデルで説明できない要素とを分けて議論することは不可能である。そこで本研究では最後に固定効果も考慮した確率的フロンティアモデルによる分析を検討する。これは Pitt and Lee (1981) によって提案されたモデルであり、(2)式では捉えられなかった各事業体の固定効果を考慮した上で、技術効率性と誤差項を求めることのできる分析方法である。パラメータの推計には (2) 式と同様に最尤法を用いる。

また、生産要素の変数と合併に関するダミー変数との交差項を入れたモデルについても分析を行った。具体的には労働×合併年ダミー、資本×合併年ダミー、労働×合併ダミー、資本×合併ダミーの4つの交差項を加えて、固定効果のある確率的フロンティアモデル分析を行う。これら交差項は、事業体の合併状態の違いによって各生産要素の影響に違いが生じるかどうかを捉えるものである。例えば1年以内に合併した事業体があったとすると、そうでない事業体と比較して、投入される労働や資本で特別な生産性の違いが生じているかどうかを検証することを目的としている。

4. 分析データ

本研究では2004年から2011年までの8年間における、全国の市営・町村営・指定都市営の末端給水事業を分析の対象としている。ただし、100人以上5000人以下の小規模な水道事業である簡易水道については分析対象から外した。その結果、サンプルサイズは10,313となっている。用いるデータはパネルではあるものの、自治体合併によって年ごとに自治体数が異なっている。そのため、データはアンバランスドパネルとなっている。

分析で用いる水道データは、総務省自治財務局編『地方公営企業年鑑』の「施設・業務概況及び経営分析に関する調」、「損益計算書及び資本収支に関する調」、「貸借対照表及び財務分析に関する調」より得た。

生産量には、料金徴収の対象となる水量を表す年間有収水量を用いる。労働には職員数を用いる。職員数は、資本勘定所属職員数と損益勘定所属職員数の和である⁹。資本には、「貸借対照表及び財務分析に関する調」から有形固定資産額を用いる。その他の投入財には、光熱水費、動力費、通信運搬費、修繕費、材料費、路面復旧費、薬品費、委託費、資本相当分を除いた受水費をそれぞれ足し合わせてものを用いた。負荷率は、最大給水量当たりの平均給水量とする。人口密度に関しては、配水管延長当たりの現在給水人口とする。これらの変数の作成方法については、中山（2002）や総務省（2009）と同様である。さらに先述したように、本研究では説明変数間の相関を避けるために、生産量、労働、資本は、それぞれをその他の財で基準化した値を使用している。自治体合併に関するデータは、総務省の「市町村数の推移表（詳細版）」より得た。これより合併年ダミー・合併ダミーの2種類のダミー変数を作成した。

以上で説明した変数に関する記述統計を表1に示す。分析ではダミー変数以外の全ての変数を対数変換して用いることから、表1では対数変換後の記述等計量を載せている。

表1 分析に用いるデータの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
対数有収水量(千 m^3)	0.67	0.04	0.48	0.8
対数労働(人)	0.2	0.07	0	0.45
対数資本(千円)	1.29	0.06	1.13	1.59
対数負荷率	-5.82	0.12	-6.56	-5.16
対数人口密集率	4.85	0.52	2.68	10.68
合併年ダミー	0.04	0.2	0	1
合併ダミー	0.24	0.43	0	1

n=10313

5. 分析結果

本節では生産関数の推計結果を説明する。表2におけるModel 1からModel 4はそれぞれ

⁹ 資本勘定所属職員数は建設改良事業に従事する職員数を表し、損益勘定所属職員数はそれ以外の職員数を表す。

れOLS、確率的フロンティアモデル、固定効果モデル、固定効果のある確率的フロンティアモデルによる推計を表している¹⁰。さらにModel 5は、Model 4の説明変数に生産要素（労働・資本）と合併に関するダミー変数（合併年ダミー・合併ダミー）との交差項を加えたモデルとなっている。

すべてのモデルにおいて、投入財である労働と資本、および負荷率と人口密集率の係数は有意に正の値をとっている。これらのことは、労働や資本が多いほど生産量が増加し、また負荷率や人口密集率が高いほど生産量が増加することを示している。なおこれら結果は、投入財に関しては中山(2002)で示されたものと同じ傾向であることが確認できる¹¹。

合併年ダミーは、プールデータとして分析したModel 1とModel 2では有意にはならなかった。しかしパネルデータとして固定効果を考慮して分析であるModel 3からModel 5では、プラスに有意な結果となった。これは合併が行われた年において、合併事業体の生産量が増加することを意味する。

合併ダミーは、Model 1とModel 2ではプラスに有意であったが、Model 3とModel 4ではマイナスに有意な結果となった。これは各自治体の固定効果を考慮した場合、合併の効果が中長期的には生産量の減少に影響することを示している。このことは、合併年に過剰生産された分を、時間をかけて調整している可能性を示していると考えられる。Model 5に関しては、合併ダミーは有意な結果とはならなかった。

Model 5の交差項に関しては、対数資本×合併年ダミーと対数労働×合併ダミーの2つの交差項のみマイナスで有意となった。これは、合併年は新たな設備投資によって資本当たり生産量が減少してしまうが、時間の経過とともにその効果はなくなる可能性を示していると考えられる。それに対し労働投入量の調整は短期的には困難（内閣府、2009）であるため、生産量が調整された後も労働の調整が進まずに生産量を減少させる方へ働いてしまった可能性が示唆される¹²。それ以外の交差項に関しては有意な結果とはならなかった。

次にそれぞれの係数の大きさを比較する。まず投入財の労働と資本を比較すると、プールデータとして分析を行ったModel 1とModel 2においては、労働（約0.4）の方が資本（約0.2）より大きな値となった。これら値は先行研究である中山(2002)のOLSや確率的フロンティアモデルの結果と比較して似たような傾向である。それとは反対に固定効果を考慮して分析を行ったModel 3からModel 5においては、資本（約0.4）の方が労働（約0.2）よりも大きな値となった。負荷率・人口密集度に関しては、Model 1とModel 2では両変数ともそれぞれ約0.02~0.03の値であったのに対して、Model 3からModel 5では約

¹⁰ ハウスマン検定の結果、変量効果モデルと固定効果モデルでは固定効果モデルが採用された。そのためModel 3からModel 5に関しては、固定効果モデルによる分析結果を載せている。

¹² 内閣府(2009)の「平成21年度 年次経済財政報告（経済財政政策担当大臣報告）— 危機の克服と持続的回復への展望—」を見ると、日本は他のOECD諸国と比較して雇用調整速度が遅いことが分かる。その理由として、同書には日本の終身雇用制度が大きな理由であると書かれている。

0.004~0.006へと減少したことが分かった。Model 3 から Model 5 では固定効果を考慮したことによって、負荷率・人口密集度の影響が減少したことが分かる。

表 2 生産関数の推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
対数労働	0.3712 [72.26]***	0.3677 [82.46]***	0.1297 [31.42]***	0.1617 [41.53]***	0.1645 [40.87]***
対数資本	0.1759 [27.11]***	0.1858 [34.42]***	0.3835 [113.48]***	0.3634 [108.38]***	0.3643 [103.30]***
対数負荷率	0.0271 [8.08]***	0.0246 [9.73]***	0.0042 [4.68]***	0.0057 [6.35]***	0.0058 [6.48]***
対数人口密集率	0.0251 [21.80]***	0.0254 [38.21]***	0.0036 [9.41]***	0.005 [13.60]***	0.0051 [13.63]***
合併年ダミー	-0.0011 [-0.87]	-0.0009 [-0.65]	0.002 [7.54]***	0.0016 [6.06]***	0.0182 [2.40]**
合併ダミー	0.0068 [10.26]***	0.0064 [9.50]***	-0.0012 [-4.19]***	-0.0006 [-2.18]**	0.0031 [0.47]
対数労働×合併年ダミー					0.0015 [0.35]
対数資本×合併年ダミー					-0.0131 [-2.40]**
対数労働×合併ダミー					-0.0117 [-2.94]***
対数資本×合併ダミー					-0.0008 [-0.17]
定数項	0.4052 [16.90]***	0.3954 [23.47]***	0.1574 [22.28]***	0.2673 [37.27]***	0.2661 [36.36]***
N	10313	10313	10313	10313	10313
事業体数		1727		1727	1727
決定係数	0.593		0.6429		
対数尤度		22816.2		35196.1	35205.4
F統計量	2507.1		2574.5		
Wald統計量		13572.6		15050.6	15093.0

注：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。括弧内の数値は標準誤差である。観測数は10,313である。

分析結果をもとに、技術効率性について求める。技術効率性は、生産フロンティア曲線上に現れる効率的な生産量と非効率な生産量（フロンティアを外れる実際の生産量）との比で定義される。よって Model 2 における t 年の第 i 事業体の技術効率性 (TE_{it}^2) は以下のように記述できる。範囲に関しては $0 \leq TE_{it}^2 \leq 1$ で定義される。

$$\begin{aligned}
 TE_{it}^2 &= \frac{e^{(\beta_0^2 + \beta_1^2 \ln Ko_{it} + \beta_2^2 \ln Lo_{it} + \beta_3^2 \ln Load_{it} + \beta_4^2 \ln Dens_{it} + \gamma_1^2 dum1_{it} + \gamma_2^2 dum2_{it} + V_{it}^2)}}{e^{(\beta_0^2 + \beta_1^2 \ln Ko_{it} + \beta_2^2 \ln Lo_{it} + \beta_3^2 \ln Load_{it} + \beta_4^2 \ln Dens_{it} + \gamma_1^2 dum1_{it} + \gamma_2^2 dum2_{it} + V_{it}^2 - U_{it}^2)}} \\
 &= e^{-U_{it}^2} \quad (4)
 \end{aligned}$$

確率的フロンティア分析を行った Model 4 と Model 5 についても同様の方法によって指標を算出することが可能である。一方、誤差項に技術的効率性の要素が含まれてしまっている Model 1 と Model 3 に関しては技術的効率性を算出することができないため、ここでは省略する。

それぞれの Model で事業体のサンプルごとに算出した技術効率性の記述統計は以下の表 3 に示す。表には先行研究である中村（2002）の結果も比較のために記載してある。プールデータによって分析を行った Model 2 に関しては、技術効率性の平均値が 0.982 であったのに対して、パネルデータによって固定効果を考慮した分析を行った Model 4 と Model 5 での平均値は 0.916 であった。これら結果は先行研究の中村（2002）と比較すると高い値となっている。その大きな理由は、サンプルにあると考えられる。中村（2002）では 1999 年の兵庫県における合併経験のない自治体からサンプルを抽出している。一方、本研究では分析に 2004 年から 2011 年の全国の自治体データを用いた点が先行研究との大きな違いであり、結果の違いを生んだと考えられる。

標準偏差の値は、Model 4 と Model 5 では Model 2 よりも大きな値となった。そのためばらつきが大きく最小値と最大値の値も Model 2 より極端な値となっている。これは Model 4 と Model 5 では固定効果を考慮しているため、事業体ごとの効率性がより明確に表れたためと考えられる。

表 3 効率性の結果と比較

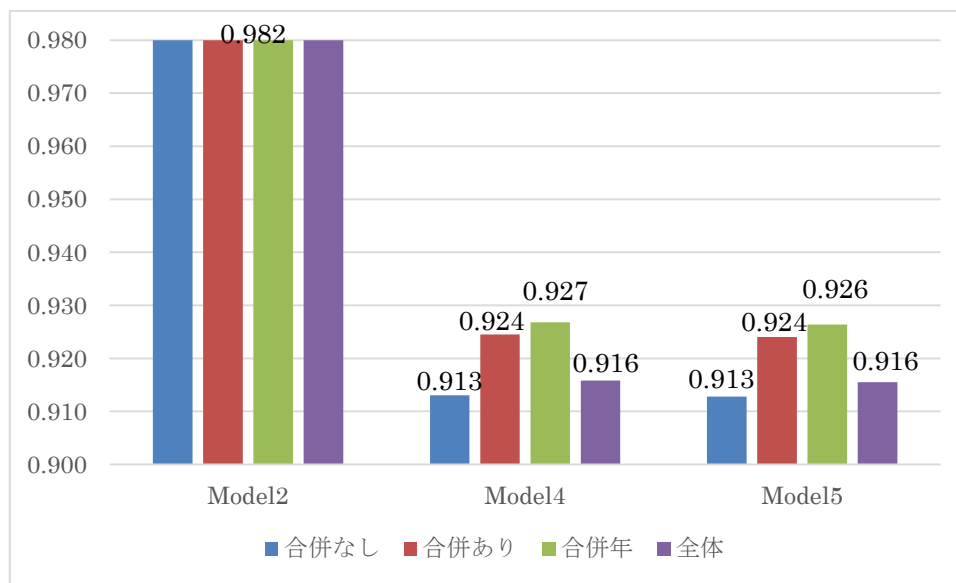
Model	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
Model 2	10313	0.982	0.008	0.900	0.995
Model 4	10313	0.916	0.038	0.725	0.999
Model 5	10313	0.916	0.038	0.725	0.999
中村(2002)	594	0.811	0.075	0.436	0.941

次に分析に使用した事業体サンプルを、合併経験の有無によってグループに分る。そしてそれぞれのグループごとに技術効率性の平均値を求めた。結果は図 1 に載せている。グループは合併を行わなかった事業体（n=7830）、合併が行われた事業体（n=2483）、合併事業体のうち 1 年以内に合併が行われた事業体（n=419）の 3 グループに分ける。グラフは Model 2、Model 4、Model 5 で求めた技術効率性を、合併なし、合併あり、合併年、全体の順でグループごとに示したものである。

図より Model 2 に関しては、合併の有無で技術効率性に違いがないことが分かる（0.982）。それに対して固定効果を考慮して分析を行った Model 4 と Model 5 に関しては、合併の有無によって技術効率性の違いが生じていることが分かる。合併が行われなかった事業体の技術効率性（0.913）に比べて合併を行った事業体の技術効率性（0.924）の方がより効率

的であることが分かる。さらに合併年の事業体の技術効率性（Model 4 で 0.927、Model 5 で 0.926）が最も高いことが分かる。これら Model 4 と Model 5 の各グループの技術効率性の差が確認される¹³。このような差が生じた理由は、Model 2 ではプールデータによって分析したのに対して、Model 4 と Model 5 では固定効果を考慮して分析を行ったためと考えられる。Model 4 と Model 5 では固定効果を考慮したことによって、合併経験の有無からくる事業体ごとの効率性の差がより明確に示すことができたと考えられる。

図1 合併・非合併グループでの技術効率性比較



注：サンプル数はそれぞれ合併なし（n=7830）、合併あり（n=2483）、合併年（n=419）、全体（n=10313）である。

6. 効率性と CO₂ 削減の考察

前節より、合併が行われた事業体ではそうでない事業体と比較して技術効率的であることが分かった。そこで本節では、合併による技術効率の改善を環境改善の面から評価することを試みる。具体的には、合併が行われた事業体では効率的な生産によって CO₂ 排出量がどの程度削減できるかを考察する。

水道事業における CO₂ 原単位は 200 (g-CO₂/m³) とする。これは東京都（2009）を参考にした値である。この値は水道事業における一般的な排出活動をもとに求められた値であるため、2009 年における合併・非合併を含む全事業体の平均的な原単位である。

¹³ 1%水準（両側検定）で有意に技術効率性に差が存在する。

次に CO₂ 原単位と技術効率性に線形の関係があるとみなす。すると一般的な排出原単位である 200 (g-CO₂/m³) に、全事業体と合併事業体との効率性の比率を掛け合わせることで、合併が行われた事業体の CO₂ 原単位を求めることができる。同様に合併年の事業体の CO₂ 原単位も求めることができる。

表 4 には、一般的な事業体、合併事業体、合併年の事業体それぞれの CO₂ 排出原単位と、一般的な事業体の排出原単位を基準とした場合の CO₂ 削減原単位を示している。合併事業体の排出原単位は 181.8 (g-CO₂/m³) であり、基準と比較した削減原単位は 18.2 (g-CO₂/m³) であることが分かる。さらに合併年の事業体の排出原単位は 165.7 (g-CO₂/m³) であり、基準と比較した削減原単位は 34.3 (g-CO₂/m³) であった。合併年の事業体が最も技術的であるため、削減原単位も最も大きいことが確認できる。

表 4 事業体の CO₂ 排出原単位と削減原単位

事業体	排出原単位 (g-CO ₂ /m ³)	削減原単位 (g-CO ₂ /m ³)
一般的	200	
合併	181.8	18.2
合併年	165.7	34.3

表 4 の削減原単位を使用して、合併による CO₂ 削減量を試算する。合併事業体に対しては、合併が行われた年には合併年の削減原単位を使用し、その年以降からは合併の削減原単位を使用する。例えば、2004 年に合併が行われた事業体であれば、2004 年には合併年の削減原単位を使用し、2005 年以降からは合併の削減原単位を使用する。削減原単位に各事業体での生産量を掛け合わせたものが合併によってもたらされる CO₂ 削減量となる。

こうして求めた各合併事業体の CO₂ 削減量を年ごとに集計した結果を表 5 に示す。2004 年の時点では、合併が行われた事業体がそれほど存在しないため、合計での削減 CO₂ は約 1.8 万 (t-CO₂) の削減であったが、それ以降 1 年あたり約 7 万 (t-CO₂) から 9 万 (t-CO₂) 程度の CO₂ 削減が行われることになる。合併によって削減された CO₂ 量を 2004 年から 2011 年まで合計すると、約 19.6 万 (t-CO₂) となる。

表 5 合計 CO₂ 削減量

削減CO2万(t-CO ₂)	
2004	1.8
2005	8.1
2006	8.9
2007	7.3
2008	7.7
2009	7.4
2010	8.1
2011	7.7
合計	19.6

7. まとめ

本研究は、全国の水道局データを用いて、水道事業の生産性と生産に与える事業体合併の影響について分析した。合併の影響を見るために、合併が行われて1年以内の事業体を1とする合併年ダミーと、合併経験のある事業体を1とする合併ダミーをモデルに入れた。分析は、プールデータによる①OLS、②確率的フロンティアモデルと、パネルデータによる③固定効果モデル、④固定効果のある確率的フロンティアモデル、⑤交差項を含めた固定効果のある確率的フロンティアモデルの5種類のモデルで行った。さらに確率的フロンティア分析では、技術効率性についても求めた。

各モデルの推計結果を比較すると、プールデータで分析した場合の投入財では資本財より労働財の係数の方が大きかったのに対して、固定効果を考慮して分析した場合は労働財より資本財の方が大きな値となった。事業体の固定効果を考慮すると、労働よりも資本の方が生産に影響があることが分かる。

合併効果についてみると、合併年ダミーはプールデータで分析した場合は有意ではなかったが、固定効果を考慮した分析ではプラスに有意となった。合併ダミーはプールデータで分析した場合はプラスに有意となったが、固定効果を考慮した分析ではおおむねマイナスに有意になった。固定効果を考慮すると、合併した年には生産量が大きく増加するものの、それ以降わずかに減少することが分かった。

確率的フロンティア分析に関してはさらに技術効率性を求めた。分析の結果、固定効果を考慮したモデルでは合併を行わない事業体と比較して合併を行った事業体は技術効率性が高いことが示された。特に、合併事業体の中でも合併して1年以内の事業体が最も技術効率性が高いことが示された。

以上より、合併年は規模の経済性によって生産量が大きく増加したと同時に、技術効率性に関しても大きく改善されといえる。しかし合併後しばらく時間が経過すると、過剰生産分を調整するような働きが起り、それに伴い効率性も低下してしまう可能性が示された。

次に、この合併による効率性改善を CO₂削減の面から試算した。具体的には技術効率性と生産時に排出される CO₂原単位との間に線形の関係があるとみなし、一般的な事業体と合併事業体との技術効率性の違いから、合併事業体の CO₂削減単位を求めた。そして求めた削減原単位を各合併事業体の生産量に掛け合わせることで CO₂削減量を求めた。試算の結果、合併が行われた事業体では年間約 7 万 (t-CO₂) から 8.9 万 (t-CO₂) 程の CO₂の削減が行われることが分かった。また 2004 年から 2011 年まで合計すると、約 19.6 万 (t-CO₂) の CO₂が削減されたことが分かった。このことから、水道事業における事業合併は、単に技術効率性の改善をもたらしただけでなく、CO₂削減という副次的便益をもたらした可能性が考えられる。CO₂削減対策という側面からは見た場合、水道事業の合併が有効であったといえる。

最後に今後の課題について 2 点ほど述べる。まず 1 点目は、本研究では技術効率性から CO₂原単位を容易に導出するために、両者の間に単純な線形関係を仮定した。しかし技術効率性を推計する際のもともとのフロンティア生産関数は、生産量と投入財の関係をコブ・ダグラス型生産関数で定式化したものである。よって推計モデルとの整合性を考慮しながら、技術効率性と CO₂原単位との関係を導出することが望まれる。

また 2 点目として、本研究では事業体の合併に関するダミー変数を外生変数として扱っている。その理由は、水道事業体の合併は、自治体の合併が決定された後にそれに依存する形で決定されるためである。しかし各自治体が合併を行った要因がそもそもの自治体運営の効率性に依存し、かつ自治体運営の効率性と水道事業体の運営の効率性とに何らかの関係があるとすれば、合併ダミーについては十分に注意する必要がある。以上の 2 点を考慮して分析をすることは今後の課題である。

謝辞

本研究は科学研究費補助金（若手（A）：25705007）の研究助成を受けている。ここに記して謝意を表す。

参考文献

Aida, K., W.W. Cooper, J.T. Pastor, and T. Sueyoshi (1998) "Evaluating water supply services in Japan with RAM: A range-adjusted measure of inefficiency," *Omega*, vol.26 (2), pp. 207-232.

Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977) "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, vol.6, pp. 21-37.

Andreu Mas-Colell, Michael Dennis Whinston, and Jerry R. Green (1995)
“Microeconomic Theory,” *Oxford University Press*.

Charnes,A.; Cooper,W.W. and Rhodes,E. (1978) “Measuring the Efficiency of Decision Making Units.” *European Journal of Operational Research*, vol. 2(6), pp. 429-444.

Edwards, M. M. and Y. Xiao (2009) "Annexation, Local Government Spending, and the Complicating Role of Density," *Urban Affairs Review*, Vol.45(2), pp. 147-165.

Dallas Burtraw, Alan Krupnick, Karen Palmer, Anthony Paul, Michael Toman, and Cary Bloyd (2003) “Ancillary benefits of reduced air pollution in the US from moderate greenhouse gas mitigation policies in the electricity sector,” *Journal of Environmental Economics and Management*, vol.45, pp650-673.

Garcia Serge and Thomas Alban (2001) “The structure of municipal water supply costs: application to a panel of French local communities,” *Journal of productivity analysis*, Vol. 16, pp. 5-29.

Haneda, S., A. Hashimoto and T. Tsuneyoshi (2010) “Evaluating administrative efficiency change in the post-Merger period: A study on Ibaraki prefecture (1979-2004)”, *International Regional Science Review*, vol. 35(2), pp. 237-262.

Mizutani, F., and T. Urakami, (2001) “Identifying network density and scale economics for Japanese water supply organizations,” *Paper in Regional Science*, Vol. 80, pp. 211-230.

Pitt, M. M., and Lee, F., (1981) “The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry,” *Journal of Development Economics*, Vol.9(1), pp. 43-64.

桑原秀史, (1998) 「水道事業の産業組織－規模の経済性と効率性の計測」『公益事業研究』第 50 巻第 1 号, pp. 45-54.

高田しのぶ・茂野隆一 (1998) 「水道事業における規模の経済性と密度の経済性」『公益事

業研究』第 50 巻第 1 号, pp. 37-44.

中山徳良 (2002) 「水道事業の経済効率性の計測」『日本経済研究』第 45 巻、pp23-40.

中山徳良 (2003) 「確率的フロンティアを用いた水道事業の効率性分析」『経済政策ジャーナル』,第 1 巻第 1・2 号, pp. 102-110.

広田啓朗・湯之上英雄 (2011) 「平成の大合併による市町村議会費への影響」『日本地方財政学会研究叢書—地方財政の理論的進展と地方消費税—』第18号, pp. 62-84.

本間聡 (2012) 「平成の大合併による自治体行政効率の変化」『会計検査研究』、第 45 号、pp. 103-114.

総務省 (2009) 「水道事業経営指標」

(http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/c-zaisei/suidou/h15/3/3-1.html) 最終アクセス日
2014 年 5 月 5 日

総務省 (2011) 「平成 23 年度地方公営企業決算の概況 (冊子)」

(http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/c-zaisei/kouei/gaikyo_23.html) 最終アクセス日
2014 年 5 月 5 日

総務省 (2013) 平成 24 年度地方公営企業決算の概況

(http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/c-zaisei/kouei_kessan.html) 最終アクセス日
2014 年 5 月 5 日

総務省 「公営企業制度の概要」

(http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/c-zaisei/gaiyou.html) 最終アクセス日 2014 年 5
月 5 日

東京都環境局 (2009) 「総量削減義務と排出量取引制度におけるその他ガス排出量算定ガイドライン」

(http://www.kankyo.metro.tokyo.jp/climate/attachement/guideline_sonota_haishutsu_santei0906_1.pdf) 最終アクセス日 2014 年 5 月 5 日

内閣府 (2009) 「平成 21 年度 年次経済財政報告 (経済財政政策担当大臣報告) — 危機

の克服と持続的回復への展望―」(<http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je09/pdf/09p03013.pdf>)

最終アクセス日 2014年 7月 1日

高崎経済大学地域政策学会

370-0801 群馬県高崎市上並榎町1300

027-344-6244

c-gakkai@tcue.ac.jp

<http://www1.tcue.ac.jp/home1/c-gakkai/dp/dp14-04>