

平成の大合併による自治体行政効率の変化*

本 間 聡**

(九州産業大学経済学部教授)

1. はじめに

地方分権の推進，少子高齢化の進展，行政改革の必要性などから，旧合併特例法（期限 2004 年度末），新合併特例法（期限 2009 年度末）の優遇措置を背景にして，我が国では 1999 年以降，いわゆる平成の大合併が進行した。市町村数は 1999 年 3 月末の 3,232（670 市 1,994 町 568 村）から 2006 年 3 月末の 1,821（777 市 846 町 198 村）を経て，2011 年 4 月 1 日の 1,724（786 市 754 町 184 村）へと激減した。

平成の大合併に対しては，合併の手続き，合併による最適規模，合併の長所・短所など様々な角度からの研究が蓄積されてきた。しかし，合併した自治体は果たして行政の効率性を改善したのかという疑問に対して，これまで全国規模のデータを用いた検証はなされてこなかった。そこで，本稿では合併によってそもそもの目的の 1 つである行政効率の向上が実現されたのかという点に焦点を当てる。この行政効率を評価するために，本稿では線形計画法によって効率性を評価する手法である包絡分析法（Data Envelopment Analysis; DEA）が用いられる。

DEA は Charnes et al. (1978) によって考案されたノンパラメトリックな効率性評価手法であり，政府，企業，病院，学校などさまざまな事業体の効率性を評価する手法として，幅広い分野で応用されている。その長所として，(1) 特定の関数形を先験的に仮定する必要がない，(2) 多入力多出力システムにおける効率性を評価できる，(3) 誤差項の分布を仮定する必要がない，(4) 比較的少ないサンプルで分析が可能である，などがあげられる。一方，短所として，(1) 評価される効率性はあくまでも相対的なものである，(2) 統計上の誤差を排除できずに異常値から大きな影響を受けてしまう，(3) 統計的な検定ができない，などがあげられる。

本稿の目的は，DEA モデルを用いて，2001 年度と 2007 年度の全国市町村の行政効率を評価し，合併し

* 本稿は日本経済学会春季大会（2010 年，千葉大学），日本経済政策学会西日本部会（2011 年，九州産業大学）で報告したものを加筆修正したものである。座長・討論者の岩本康志先生（東京大学），羽田尚子先生（駒澤大学），今泉博国先生（福岡大学），井田貴志先生（熊本県立大学）から有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。なお，本稿は九州産業大学産業経営研究所共同研究プロジェクト「九州における地域の変容と課題—人口減少時代における持続可能な地域づくりと大都市における都心二極化に関する研究—」による研究成果の一部である。

** 1966 年生まれ。2001 年中央大学大学院経済学研究科博士後期課程満期退学。九州産業大学講師等を経て 2011 年九州産業大学教授。博士（経済学）。専門は環境経済学。日本経済学会，日本経済政策学会，環境経済・政策学会，日本計画行政学会等に所属。論文：Total-factor energy productivity growth of regions in Japan (Energy Policy, 37, 2009 年，共著)，「包絡分析法 (DEA) による総合環境指標」(地球環境レポート, 14, 2011 年) 等。

た自治体の効率が改善したかどうかを検証することである。合併が市町村の効率性に与える影響を DEA によってアプローチした研究は次節であげられるようにいくつかあるが、いずれも特定や地域に限定して行政効率や合併効果を分析している。本稿が既存研究と異なる点は、以下の3つである。第1に、全国市町村のデータを用いて効率性を評価し、合併した自治体と合併しなかった自治体を3種類の効率性指標で比較したことである。第2に、規模の効率性をみることで、適正な規模よりも過大あるいは過小である自治体の割合を示したことである。第3に、Malmquist 生産性指数を使って、効率性の時系列的な変化を非効率な自治体が改善した効果と自治体の「生産性」自体が改善した効果に分解して示したことである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で、これまでの自治体の行政効率に関する先行研究を整理する。第3節では、本稿での効率性・生産性評価に用いられる DEA と Malmquist 指数の説明がなされる。第4節では、効率性の評価結果から平成の大合併で自治体の効率性がどのように変化したのかを考察する。第5節はまとめである。

2. 先行研究

表1 我が国の自治体の行政効率に関する先行研究

論文	対象	インプット	アウトプット
塩津ほか (2001)	1975-1988 年度, 「昭和の合併」8 市	人件費を除く歳出, 職員数	人口
宗像ほか (2009)	2000-2006 年度, 長崎県内 79 市町村	人件費を除く歳出, 職員数	人口, 延べ観光客数
Haneda et al. (2010)	1979-2004 年度, 茨城県内 92 市町村	歳入総額, 面積, 職員 数	人口, 職員数/人口
鈴木ほか (2008)	2005 年度, 政令指定都市 17 市	歳出, 職員数	各行政サービス水準
社会経済生産性本部編 (2009)	2006 年度, 全国 1,815 市町村	(財政効率モデル) 出納職員数/人口, 管 財職員数/人口, 税務 職員数/人口, 65 歳以 上人口比率, 納税義務 者 1 人当たり課税所得 (ごみ処理効率モデル) 1 人当たり所得, 財政 力指数, 1-公債費比率	財政力指数, 実質収支 比率, 1-公債費比率 ごみ計画収集比率, 減 量処理率, リサイクル 率, 1 人当たりごみ排 出量の逆数

合併による自治体の行政効率の変化を DEA によって評価した先行研究には、表1に示したように、以下のようなものがある。塩津ほか (2001) は、「平成の大合併」以前の合併8事例を対象に合併による効率

性の変化を DEA, マン・ホイットニーの U 検定, 等価変分の 3 つの方法で分析する。DEA の分析では, 人件費を除く歳出と職員数をインプット, 人口をアウトプットにとって, 編入される地域の合併前の効率性の低下や合併後の効率性の低下が結果として得られている。アウトプットに人口をとった理由は, 各住民が自治体から受ける効用は等しいと仮定して, 住民の効用の代理変数としているからである。Haneda et al. (2010) は 1979-2004 年度の茨城県内 92 市町村 (合併前) に DEA と Malmquist 生産性指数を適用して合併効果を分析している。Malmquist 指数は Caves et al. (1982) で示されたように DEA の時系列分析結果を相対的な効率性の変化と効率的フロンティアのシフトに分解して評価することができる。彼らは, インプットに歳入総額, 面積, 職員数, アウトプットに人口, 人口当たり職員数を用いて, 茨城県内市町村の行政効率は低下傾向にあるが, 合併市町村の方が非合併市町村よりも低下は緩やかであることを示した。Malmquist 指数を算出するためにはサンプル期間を通じて地域数が一定でなければならないが, 通常地域分析と異なって合併の研究では期間を通じて地域数が減少することになる。Haneda et al. (2010) は, この問題に対して合併で吸収された側の自治体にも吸収した側の自治体のデータを適用することで地域数を一定に保つ工夫をしている。宗像ほか (2009) は, 地方部の中でも特に厳しい条件に直面している離島自治体の持続可能性を分析するために, 研究対象とした 4 市町 (壱岐市, 対馬市, 五島市, 上五島町) の合併効果を DEA で評価している。ここでは, 2000-2006 年度の長崎県内 79 市町村 (合併前) を対象にインプットが人件費を除く歳出と職員数, アウトプットが人口と延べ観光客数を採用して分析した。ここで, 観光客数がアウトプットに含まれているのは, 当該地域にとって行政が積極的に観光客を誘致することも重要であるという観点からである。当該 4 市町の効率性はむしろ低下しているという結果となった。

以上のように, 合併を対象とした DEA ではアウトプットは人口のみか人口ともう 1 種類であるのに対して, 市の行政効率に DEA を適用した以下の研究では, より幅広い変数がアウトプットに採用されている。その背景には, 市部の方が町村部よりも利用可能な統計が多いということが考えられる。鈴木ほか (2008) はインプットに職員数と歳出, アウトプットに小中学校数, 道路実延長, 都市公園数, 老人ホームおよび保育所数を採用して, 政令指定都市の効率性を評価している。また, 市町村の個別の行政効率の研究では, 社会経済生産性本部編 (2009) は全国市区町村を対象に 2 種類の効率性を DEA によって評価している。1 つは, 人口当たりの各種職員数と 1 人当たり課税所得をインプットにして, 財政力指数, 実質収支比率, 1-公債費比率をアウトプットにとって, 財政に関する効率性を評価している。もう 1 つは, 1 人当たり所得, 財政力指数, 1-公債費比率をインプットにして, ごみ計画収集比率, 減量処理率, リサイクル率, 1 人当たりごみ排出量の逆数をアウトプットにとってごみ処理効率を評価している。

一方, 自治体の行政効率に関する海外の DEA 研究に目を向けると, 種々のアウトプットを用いている¹⁾。例えば, Afonso and Fernandes (2006, 2008) は, インプットに 1 人当たり歳出, アウトプットに自分たちで作成した行政サービスを表わす指数を用いて, ポルトガル・リスボン地方とポルトガル全土の自治体の行政効率をそれぞれ DEA で評価している。また, Balaguer-Coll et al. (2007) はインプットに公務員給与, 財政サービス支出, 経常移転, 資本移転, 資本支出をとり, アウトプットに人口, 街灯設置数, ごみ総排出量, インフラ整備面積, 公園面積, 公共サービスの質を用いてスペイン国内の自治体の効率性を DEA で算出して, 税収や中央政府等からの移転, 自主財源, 財政赤字, 有権者数との関係をノンパラメトリック回帰分析によって示している。

¹⁾ 海外の DEA による自治体の効率性分析としては, 以下であげる研究以外にも De Borger and Kerstens (1996), Zafra-Gomez and Muñiz (2010) などがある。

3. 方法とデータ

3.1 効率性の測定

本稿で用いられる DEA の分析手法を説明しよう。DEA は Charnes et al. (1978) によって考案され、複数のインプット（入力）と複数のアウトプット（出力）をもつ経済主体の相対的な効率性を特定の関数形を仮定することなく評価することができる。いま n の自治体が k 個のインプットを投入して m 個のアウトプットを産出しているとしよう。 i 番目の自治体の投入ベクトル x_i 、産出ベクトルを y_i で表わせば、全自治体の投入は $k \times n$ の行列 X で、産出は $m \times n$ の行列 Y で表示することができる。規模に関して収穫一定の技術を仮定すると、 i 番目の自治体の効率性は以下の線形計画問題を解くことによって得られる²⁾。

$$\begin{aligned} & \min_{\theta_i^*, \lambda} \theta_i^* \\ \text{subject to} & \quad \theta_i^* x_i - X \lambda \geq \mathbf{0} \\ & \quad y_i - Y \lambda \leq \mathbf{0} \\ & \quad \lambda \geq \mathbf{0} \end{aligned} \tag{1}$$

ここで、 λ は $n \times 1$ の非負ベクトルである。上記のモデルは Charnes et al. (1978) の 3 名の頭文字から CCR (Charnes-Cooper-Rhodes) モデルとよばれることから、(1) を解くことによって得られたスカラー θ_i^* を CCR 効率値とよぶことにしよう³⁾。CCR 効率値は 0 と 1 の間をとる。 $\theta_i^* = 1$ の場合は、自治体 i は効率的であり、効率的フロンティア上に位置している⁴⁾。 $\theta_i^* < 1$ の場合は、自治体 i は非効率的であると評価される。この場合、自治体 i を効率的にする 1 つの方法は、すべてのインプットを一律に θ_i^* 倍に縮小することである。言い換えれば、インプットが歳出であるとすれば、自治体 i は行政サービスの供給量を低下させずに歳出を $(1 - \theta_i^*) \times 100\%$ だけ削減可能であるといえる。(1) に制約条件を 1 つ加えて、

$$\begin{aligned} & \min_{\theta_i^v, \lambda} \theta_i^v \\ \text{subject to} & \quad \theta_i^v x_i - X \lambda \geq \mathbf{0} \\ & \quad y_i - Y \lambda \leq \mathbf{0} \\ & \quad e \lambda = 1 \\ & \quad \lambda \geq \mathbf{0} \end{aligned} \tag{2}$$

とすれば、規模に関する収穫可変の下での効率性を測定することができる。ここで、 e はすべての要素が 1 である $n \times 1$ ベクトルである。このモデルは BCC (Banker-Charnes-Cooper) モデルとよばれる (Banker et al., 1984)。(2) を解くことで得られる θ_i^v を BCC 効率値とよぶことにしよう⁵⁾。

²⁾ DEA モデルには、入力指向と出力指向の 2 つがあるが、本稿では入力指向のモデルを採用する。これは自治体が提供する出力（行政サービス量）を所与として削減可能な入力（歳出等）を分析する方が、自治体の入力を所与として実現可能な出力を測定するよりも自然だからである。

³⁾ CCR 効率値は overall technical efficiency (OTE) ともいう。

⁴⁾ ただし、 $\theta_i^* = 1$ が成立していてもスラックとよばれるインプットの余剰やアウトプットの不足が発生している場合がある。より正確には、 $\theta_i^* = 1$ であつスラックがゼロであることが効率的である条件となる。

⁵⁾ pure technical efficiency (PTE) ともいう。

図1 1入力1アウトプットの効率的フロンティア

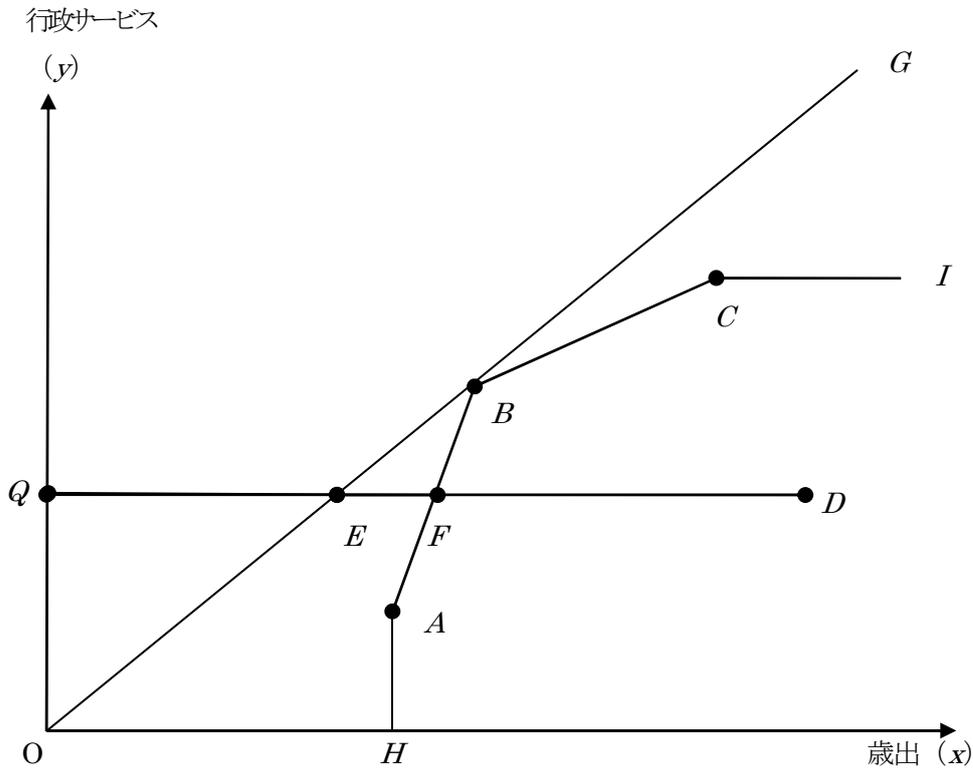


図1は1入力1出力（歳出と行政サービス）の下での効率的フロンティアを描いたものである。自治体 A, B, C, D が図の点で表わされる歳出と行政サービスの組み合わせを実現しているとしよう。このとき、CCR モデルの効率的フロンティアは規模に関して収穫一定を仮定しているので OG となるのに対して、BCC モデルの効率的フロンティアは規模に関して収穫可変を仮定しているので $HAFBCI$ となる。従って、CCR モデルでは効率的な自治体は B のみだが、BCC モデルでは A, B, C が効率的な自治体となる。図では、自治体 D のCCR 効率値は QE/QD 、BCC 効率値は QF/QD で与えられる。また、効率的フロンティアを OG とするとき、自治体 D の非効率 ED のうち EF は自治体 D の規模が小さ過ぎることによって生じる非効率であると考えられる。そこで、 QE/QF は規模効率値とよばれる。以上の説明から明らかなように、3つの効率値には、

$$\text{CCR 効率値} = \text{BCC 効率値} \times \text{規模効率値} \quad (3)$$

という関係が成立する。すなわち、CCR 効率値は BCC 効率値と規模効率値に分解することが可能である。いずれの効率値もゼロ以上1以下の値をとり、1に近いほど効率的であると判断される。図1から明らかなように、一般に $\text{CCR 効率値} \leq \text{BCC 効率値}$ が成立する。

一般に、生産活動が行われる全域にわたって規模に関して収穫一定が成立しているとは考え難い。規模が小さ過ぎるか大き過ぎる経済主体に関しては CCR 効率値では厳しい評価が下されるために、しばしば BCC 効率値が用いられる。その場合には、過小あるいは過大な規模の経済主体は、少なくとも短期的には自らの意思で規模をコントロールすることはできないと想定される。しかし、本稿が分析対象としている

我が国の市町村は、まさに「平成の大合併」によって規模が小さ過ぎて不利な市町村は合併によって規模を拡大することが可能である。それゆえ、本稿では自治体の効率性は CCR 効率値で評価することにしよう。

ここで、規模の効率性について説明しよう。規模効率値が1未満の場合は、規模が過小であるか過大であるかのどちらかであることを意味する。図1で自治体Aや(非効率を改善して収穫可変のフロンティア上の点Fに移動させた)自治体Dはフロンティア上を点Bに向かって規模を拡大すればアウトプット/インプットは増加することから、規模の収益が増加型とよばれる。一方、自治体Aはフロンティア上を点Bに向かって規模を縮小すればアウトプット/インプットは増加することから、規模の収益が減少型とよばれる。増加型でも減少型でもない自治体Bは、規模の収益が一定型とよばれる。

3.2 効率値の変化

次に、異時点間のDEAの効率性の変化を計測するMalmquist指数を図2を用いて説明しよう。本稿では、自治体の効率性として規模に関して収穫一定を仮定したCCR効率値を中心的に見ていくことから、Malmquist指数でも規模に関して収穫一定を仮定する。ここでは、CCRモデルの効率値にもとづいたMalmquist指数を説明する。

図2 1入力1アウトプットの効率的フロンティア(2期間の場合)

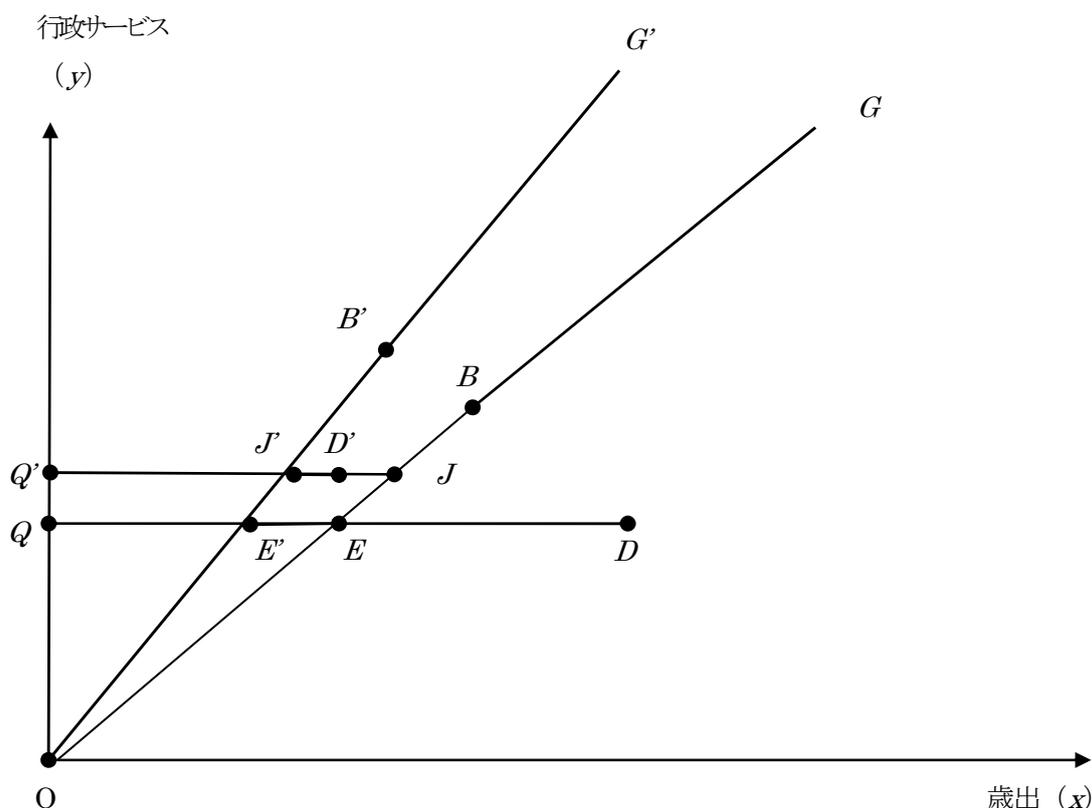


図2は図1の自治体B, Dに関して次の期の活動を描き加えて、自治体A, Cを省略して不要な線を取り去ったものである。すなわち、B, Dの各点は1期目のそれぞれの自治体の活動を表わし、B', D'は2期目の活動を表わしている。ただし、自治体Bは2期にも効率的であるとする。2期に効率的フロンティアはOGからOG'へとシフトする。

このとき、自治体Dの効率性の変化は1期目の技術を基準にすれば $(Q'J/Q'D')/(QE/QD)$ で与えられ、2期目の技術を基準にすれば $(Q'J'/Q'D')/(QE'/QD)$ で与えられる。Malmquist指数は基準年を選択する恣意性を避けるために、両者の幾何平均

$$MI = \left(\frac{Q'J/Q'D'}{QE/QD} \cdot \frac{Q'J'/Q'D'}{QE'/QD} \right)^{1/2} \quad (4)$$

で与えられる。ここで、 $MI > 1$ ならば改善、 $MI = 1$ ならば無変化、 $MI < 1$ ならば悪化と評価される。ところで、(4)は

$$MI = \frac{Q'J'/Q'D'}{QE'/QD} \left(\frac{QE}{QE'} \cdot \frac{Q'J}{Q'J'} \right)^{1/2} = CU \cdot FS \quad (5)$$

と書き直すことができる。ここで、CUはキャッチアップ指数 (catch-up index; CU) とよばれ、効率的フロンティアから乖離して非効率的な活動をしていた地域が次の期にどのくらい改善 (悪化) したのかを測定する。一方、FSは効率的フロンティアのシフトの効果を測定する。ただし、FSは、Färe et al. (1994) に従って1期を基準にした効率的フロンティアのシフトの効果と2期のその幾何平均として定義される。(5)のように、MIは相対的な効率性の向上と効率的フロンティアの向上の両方の効果が考慮されていることから、同指数は全要素生産性 (Total factor productivity; TFP) の一種であるといえる。

3.3 データ

データの出所はすべて東洋経済新報社編 (2009) による。収録されている市町村データは2009年10月1日時点で存在する自治体である⁹⁾。合併があった自治体のデータは2009年10月1日時点の市町村の枠組みで、過去にさかのぼって合算処理されている。これが同書をデータ源とした理由である。同書の地方財政データでこの合算処理が最大限過去にさかのぼれるのは2001年度であり、最新の地方財政データは2007年度なので、サンプルは2001年度と2007年度とした。合併の効果が表れるまでには10年程度かかるといわれていることを考慮するとこの期間は短い、データ上の制約から止むを得ず、この期間を分析期間とした。一般に、合併のための統合作業や議員定数の一時的な増加のために、合併直後に一時的に歳出が増加する。歳出の増加が望ましくないのは当然であるが、長期的な合併の効果はこうした一時的な歳出の増加とは切り離して分析されるべきであろう。そこで、本稿では、2001年度と2007年度の2期のみを比較する。なお、以下では、煩雑さを避けるために、2001年度から2007年度に一度でも合併を経験した自治体を合併自治体、この期間に合併を経験していない自治体を非合併自治体とよぶことにする。

効率性評価においては、インプットには公債費と人件費を控除した歳出額を用いた。なぜならば、公債費は過去に自治体が借り入れた地方債の返済に充てられる支出であり、現在の住民へのサービスとは関係

⁹⁾ 分析では以下の例外的な市町村は除外されている：2008年度以降の合併があったために合併前のデータが得られない16市町村、三宅島噴火による強制避難が行われていた三宅村 (東京都)、甲府市と富士河口湖町に分割されて消滅した旧上九一色村 (山梨県)。

がないからである⁷⁾。また、人件費は別にインプットとして職員数を採用しているため、人件費を含んだ歳出額を利用した場合にはその分がインプットとして二重に計上されてしまうからである。なお、歳出は県民経済計算の県内総生産の県別デフレータで2000年価格に実質化している。アウトプットには住民基本台帳人口、病院および新診療所の病床数、介護老人福祉施設および保健施設の定員数、保育所の定員数、ごみ総排出量、出生者数の6つを採用した。環境経済学の視点からはごみ総排出量は少なければ少ないほどよいアウトプットであるが、ここでは自治体が供給する基本的な行政サービスの1つとしてごみ排出量を取り上げた。また、出生者数は少子化対策の成果を表わす指標という意味で採用した。第1節で述べられたように、合併に関する我が国のDEAの先行研究ではアウトプットとして、塩津ほか(2001)や宗像ほか(2009)は人口のみ、Haneda et al. (2009)は人口と1人当たり職員数を採用している。

表2 データの基本統計量

変数名	最大値	最小値	平均	標準偏差
歳出(公債費,人件費を除く;百万円)	1,325,124	481	18,142	55,473
職員数(人)	51,038	17	696	1,951
人口(人)	3,562,983	197	65,534	168,861
病床数(床)	42,746	0	953	2,514
保育所定員数(人)	40,551	0	1,063	2,237
介護老人福祉・保健施設定員数(人)	16,177	0	345	728
ごみ総排出量(t)	1,744,551	34	26,306	81,035
出生者数(人)	33,296	0	589	1,601

これらの研究では、住民が自治体から受け取る効用はどの自治体でも等しいと仮定して人口を住民の総効用の代理変数としている。しかし、実際の行政サービスの水準は自治体によって異なっており、町村部は市部と比較して利用可能なデータが乏しいという制約はあるにしても、かなり強い仮定と言わざるを得ない。そこで、本稿では基本的な行政サービスの量を表すアウトプットとして人口を採用するとともに、地域の各種行政サービスを表す変数として上記の人口以外の5つのアウトプットを採用した。義務教育の学童数など、これら以外にも各種行政サービスを表す変数を検討したが、東洋経済新報社編(2009)の合算データとしては最大限得られるものは上の6種のアウトプットであった。

表2はデータの基本統計量である。表で、病院・一般診療所病床数、介護老人福祉施設・保健施設定員数、保育所定員数の最小値はゼロである。これは極めて小規模な自治体の場合には、これらの数値がゼロになるためである。アウトプット項目の一部がゼロ値のとき、(1) または (2) の効率性はその評価ウェイトをゼロとおいた評価となり、ゼロ値のアウトプットの項目に対しては意味をもたない(Thanassoulis et al., 2008, pp. 309-310)。この場合、ゼロ値のアウトプット項目をもつ地域の評価で限界を有するが、ここではアウトプットの種類を減らしてすべてのアウトプットを正值にする利益よりも、アウトプットの種類を増やして効率性を測定する利益の方が大きいと考えて、以上の5つのアウトプットを採用した。

⁷⁾ 合併によって財政基盤が強化された効果を見る上では、公債費や実質公債費負担比率等も重要な数字である。ただし、本稿ではフローとしての行政サービスに関する効率性に焦点を当てるために、ストックとしての性格をもつ公債(費)については評価に入れないことにした。

4. 結果

4.1 効率性の結果

表3は2001, 2007年度の全国のCCR効率性, BCC効率性, 規模効率性の平均値を合併・非合併別に示したものである。

表3 合併・非合併自治体の効率値

年度	CCR 効率性		BCC 効率性		規模効率性		自治体数
	2001	2007	2001	2007	2001	2007	
合併自治体	0.609	0.577	0.651	0.629	0.940	0.929	529
非合併自治体	0.629	0.621	0.721	0.713	0.857	0.860	1,227
全体	0.623	0.608	0.700	0.688	0.882	0.881	1,756

ただし、ここでは以下の点に注意する必要がある。第1に、ここでの評価は各年度の相対的な効率性をみているということである。従って、効率的（効率値=1）とされた自治体に関しても、当然絶対的な改善の余地はある。また、各年度の相対評価なので全国の自治体全体の生産性が同じように向上すれば、特定の自治体の相対的な効率性評価は変わらないということである⁸⁾。第2に、効率性の評価は2007年時点の市町村を基準に計算しているために、合併を経験した自治体の効率値は関係市町村の合算データによって、合併前でも（その時点では存在していない）合併後の新自治体を単位として評価されていることである。この「仮想的自治体」を評価する上で、本来独立した複数の自治体の歳出を合計することは合併自治体に不利な評価となることに注意する必要がある。わかりやすい例をあげれば、3市町村がサンプル期間中に合併する自治体では、2001年度の時点では3人の首長の給与が歳出に含まれていることになってしまう。第3に、合併を経験した自治体は農村部の条件的に厳しい自治体が多く、合併を経験しなかった自治体は都市部の財政的に豊かな自治体が多いことである。

以上の点に注意して合併自治体の各効率性をみると、2期とも、規模に関して収穫一定を仮定したCCRモデルでも規模に関して収穫可変を仮定したBCCモデルでも、非合併自治体の方が合併自治体よりも、効率値の平均が高く、効率的であることがわかる。2期の結果をみると、合併自治体は合併する前も後も非効率であったといえるが、これは合併自治体はもともと地方部の条件的に不利な自治体が多かったのだから、当然の結果である。一方、規模効率値の平均をみると合併自治体の方が非合併自治体よりも高く、合併自治体の方がより効率的な規模で行政を行っていることがわかる。

CCR効率値が(3)のように分解できることを思い出して、2007年度の合併・非合併の自治体を評価すると、合併自治体はBCC効率値が0.629、規模効率値が0.929であることから、CCR効率値の非効率性の要因は、不利な規模で操業している影響はあまりなくて、所与の規模での技術的な非効率性が強く働いていると考えられる。一方、非合併自治体は、BCC効率値が0.713、規模効率値が0.860であることから、非効率要因としては所与の規模での技術的な非効率性の方が大きい、規模面での非効率性もある程度存

⁸⁾2期間の生産性の変化は次節で分析する。

在していると考えられる⁹⁾。

表4 規模の効率性の割合

	増加型	一定型	減少型
合併自治体	153 (28.9%)	41 (7.8%)	335 (63.3%)
非合併自治体	778 (63.4%)	90 (7.3%)	359 (29.3%)
全体	931 (53.0%)	131 (7.5%)	694 (39.5%)

注) 数字は市町村数。カッコ内の数字は増加型・一定型・減少型の割合を示す。

表4は、2007年度について、規模に関して増加型・一定型・減少型のそれぞれに当てはまる市町村数と割合を示したものである。表から明らかなように、合併自治体では減少型の割合が過半数を超えているが、増加型を示す市町村も28.9%あり、これらの市町村は合併による規模拡大によって効率化の余地があるといえる。対照的に、非合併自治体では減少型は29.3%である一方、増加型が63.4%を占めている。このことは、「平成の大合併」の進展は不十分であり、もっと合併が実行されれば自治体の効率性が改善できたことを示している。

4.2 生産性の変化

表5はMalmquist指数によって測定された生産性の変化を相対的な効率性の変化(キャッチアップ)と効率のフロンティアのシフトに分解して示したものである¹⁰⁾。本稿では2001年度と2007年度の2期のみを比較しているが、ここではわかりやすく示すために、年率換算した成長率に直している。合併自治体は効率のフロンティアのシフトによる改善が1.6%である一方で、キャッチアップは0.8%悪化しており、サンプル期間の生産性の変化は年率0.8%となっている。一方、非合併自治体は効率のフロンティアのシフトによる改善が1.8%である一方で、キャッチアップは0.1%悪化しており、サンプル期間の生産性の変化は年率1.6%となっている¹¹⁾。3.1節で述べたように、2001年度の評価は合併自治体に厳しめになっていることから、合併自治体はスタート台(2001年度)が低くなっている。それゆえ、ここでの2001/2007年度の生産性変化の比較では合併自治体は非合併自治体よりも有利なはずである。にもかかわらず、合併自治体の方が非合併自治体よりも生産性の伸びが低い。以上の結果をまとめると、サンプル期間において合併自治体が効率的となったとは言い難い。

表5 2001/2007年度の生産性変化

	キャッチアップ指数	フロンティア・シフト	生産性変化
合併自治体	-0.8%	1.6%	0.8%
非合併自治体	-0.1%	1.8%	1.6%
全体	-0.3%	1.7%	1.4%

⁹⁾ ただし、ここでは平均値によって全体的な傾向を見ているだけであり、すぐあとで検討するように小規模な非合併自治体に関しては規模を拡大することによって効率化を図る余地がある自治体は多くある。

¹⁰⁾ 自治体の「生産」フロンティアのシフトとして、ここではPCDA (Plan・Do・Check・Act) サイクルによる組織的な事務見直しや、IT化による省力化、合併による規模拡大で専門的な職員の増加(合併した自治体の場合)などによって行政サービスの供給に関する生産性が向上することを想定している。

¹¹⁾ マン・ホイットニーのU検定の結果、3つの指数すべてに関して合併・非合併自治体の間で1%有意水準で統計的に有意な差が認められた。

5. おわりに

本稿では、平成の大合併による自治体の行政効率の変化を分析するために DEA を用いて、2001 年度と 2007 年度の全国市町村の効率性を評価した。非合併自治体の 63.4% は規模を拡大することで効率的となる余地があり、特に人口 1 万人以下の非合併自治体の大半は効率性がかなり低く、「平成の大合併」の後で小規模で非効率な自治体に取り残されてしまったことがわかった。また、2001/2007 年度の生産性の変化をみると合併自治体の年率 0.8% を非合併自治体の年率 1.6% が上回っており、合併自治体の行政効率が上昇したとはいえない。

本稿の結果から導かれる政策的含意について述べよう。合併ではなく単独での存続を選択した小規模な自治体はおおむね非効率な傾向がみられる。「平成の大合併」が終了した今、こうした自治体をどうすべきかが課題として残されているといえよう。これらの自治体の中には、「合併しない宣言」で注目を浴びた矢祭町（福島県）のように単独で生き残りを明示的に選択した自治体もある。けれどもゲーム論からアプローチした Weese (2011) が、coalition formation game として合併を定式化して示したように、各地域が自らの効用を最大化するように他地域との合併を選ぶならば、均衡として“貧しい自治体”が単独で取り残されることもあり得る。合併しなかった小規模自治体の非効率性の改善は今後、地方財政の課題として残されているといえる。

本稿の非効率性の背後には赤井ほか（2003、第 4 章）によって指摘された地方交付税をめぐる「ソフトな予算制約」（事後的な救済によって自治体の効率化インセンティブが損なわれる）があると考えられる。効率性評価を主目的とする本稿では立ち入る余裕はないが、こうした地方財政制度上のインセンティブの問題は検討されるべきであろう。

最後に、今後の課題について述べよう。第 1 に、合併自治体に合併前の旧市町村のデータを適用した unbalanced panel data を用いて効率性評価を行うことである。本稿では、合併自治体に関しては合併後の枠組みでの合算データを使用した。それによって、時系列の比較が容易になったり Malmquist 指数の算出が可能になったりした。一方で、合併前の年度でもその年には存在していないはずの合併後の枠組みで合併自治体の効率性が評価されてしまうことは、合併前後の効率性の比較として一定の限界を有することは否めないであろう。第 2 に、自治体のおかれた諸条件を調整して、より精度の高い効率性評価を行うことである。本稿では全国市町村を対象に分析することに優先度をおいたために、政令指定都市・中核市・特別市の行政権限の違いや都市部・中山間部の地理的・社会的条件の違いは考慮されなかったからである。そのためには、確率フロンティア分析によるアプローチが考えられる。

参考文献

- Afonso, A. and S. Fernandes (2006) “Measuring local government spending efficiency: evidence for the Lisbon region,” *Regional Studies*, Vol.40, pp.39-53.
- Afonso, A. and S. Fernandes (2008) “Assessing and explaining the relative efficiency of local government,” *Journal of Socio-Economics*, Vol.37, pp.1946-1979.
- Banker, R.D., A. Charnes and W. W. Cooper (1984) “Some models for estimating technical and scale inefficiency in data envelopment analysis,” *Management Science*, Vol.30, pp.1078-1092.
- Balaguer-Coll, M.T., D. Prior and E. Tortosa-Ausina (2007) “On the determinants of local government performance: A two-stage nonparametric approach,” *European Economic Review*, Vol.51, pp.425-451.
- Caves, D.W., L.R. Christensen and W.E. Diewert (1982) “The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity,” *Econometrica*, Vol.50, pp.1393-1414.
- Charnes, A. C., W.W. Cooper, and E. Rhodes (1978) “Measuring the efficiency of decision making units,” *European Journal of Operational Research*, Vol.2, pp.429-444.
- De Borger, B. and K. Kerstens (1996) “Cost efficiency of Belgian local governments: A comparative analysis of FDH, DEA and econometric approaches,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.26, pp.145-160.
- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994) “Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries,” *American Economic Review*, Vol. 84, pp. 66-83.
- 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*, online first (doi: 10.1177/0160017610386477).
- Thanassoulis, E., M. C. S. Portela and O. Despić (2008) “DEA – The mathematical programming approach to efficiency analysis,” in *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth* (Fried, H., C.A.K. Lovell, and S. Schmidt), Oxford University Press, New York.
- Weese, E. (2011) “Political mergers as coalition formation: Estimates from Japanese municipal mergers,” *Yale University Economic Growth Center Discussion Paper*, No.997.
(http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp997.pdf). (2012年1月4日アクセス)
- Zafra-Gomez, J.L. and M.A. Muñiz (2010) “Overcoming cost-inefficiencies within small municipalities. Improve financial condition or reduce the quality of public services?,” *Environment and Planning C: Government and Policy*, Vol.28, pp.609-629.
- 赤井伸郎・山下耕治・佐藤主光 (2003) 『地方交付税の経済学—理論・実証に基づく改革』有斐閣。
- 塩津ゆりか・原田禎夫・伊多波良雄 (2001) 「市町村合併の実証分析」, 『会計検査研究』, 24号, 65-86頁。
- 社会経済生産性本部編 (2009) 『公共・行政サービスの生産性—都道府県・市町村別にみた生産性指標』社会経済生産性本部。
- 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, 1041-1053頁。
- 東洋経済新報社編 (2009) 『地域経済データ CD-ROM』東洋経済新報社。
- 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—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, 107-129頁。