



**Discussion Paper Series**

No.107

地方自治体の歳出構造と市町村合併：  
合併特例法と関連して

宮崎毅

June 2005

**Hitotsubashi University Research Unit  
for Statistical Analysis in Social Sciences**

A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan  
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

# 地方自治体の歳出構造と市町村合併

## - 合併特例法と関連して

宮崎 毅\*†

一橋大学大学院経済学研究科博士課程

### 1 はじめに

1999年の合併特例法の改正によって市町村合併への動きが活発化し、ここ数年大きな関心を集めてきた。2005年3月末が合併特例法改正の期限であったが、市町村議会の議決状況から1999年4月には3229市町村だったのが、2005年4月1日には2395市町村となり約25.8%減となった。市町村合併への関心が高まる中で、経済学では市町村の適正規模や市町村合併の効果を分析する研究が蓄積されつつある<sup>1</sup>。行政権限の違い、地域特有の要因、混雑関数を考慮した費用関数の定式化など様々なモデルが定式化されているが、基本的に1人当たり歳出を人口と人口の2乗に回帰した係数より、平均費用を最小にする人口として最適都市規模が求められている<sup>2</sup>(中井(1988)、横道・沖野(1996)、林(2002b)、山下他(2002))。このような一連の研究により、最適都市規模に比べて人口の少ない市町村が多く、市町村合併によって1人当たり歳出を削減できることが示唆されている<sup>3</sup>。しかしこれらの研究では、どのような市町村が実際に合併しているのかについては明らかにされていない。

一方、どのような自治体が合併インセンティブを持つのかを考察している研究がいくつかある。横道・村上(1993a, b)は市町村の合併インセンティブについて多面的な分析を行い、財政状況の良い自治体で合併機運が高まりやすいという結果を得ている。横道・和田(2000)、(2001)は、平成に入ってから行われた合併9事例について、首長・議会主導による広域プロジェクトの推進や日常生活権の一体化を目的とした従来型の合併であることを

---

\*本稿を執筆するにあたって、データの使用を含め、一橋大学21世紀COEプログラム『社会科学の統計分析拠点構築』(拠点リーダー 斎藤修教授)、並びに北村行伸教授(一橋大学)にお世話になった。浅沼信爾教授(一橋大学)、岩本康志教授(東京大学)、小西砂千夫教授(関西学院大学)、佐藤主光助教授(一橋大学)、田近栄治教授(一橋大学)、林正義助教授(財務総合政策研究所、一橋大学)、山重慎二助教授(一橋大学)及び一橋大学公共経済ワークショップの参加者から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。

†E-mail: t\_miyazaki@anet.ne.jp

<sup>1</sup>林(2002b)、林(2005)は、市町村合併の包括的なサーベイとなっている。

<sup>2</sup>既存の研究で用いられていた「最適規模」は「最小効率規模」であり、必ずしも1人当たり歳出が最小になる人口規模を表しているわけではないことが林(2002b)で示されている。したがって、本稿では既存の研究の意味での最適人口規模を「最適規模」、「最適都市規模」或いは「最適市町村規模」と表記し、1人当たり歳出を最小にする人口規模を「最適人口規模」と表記する。

<sup>3</sup>しかし、林(2002b)は人口規模だけではなく、地域環境要因による費用構造への影響を考慮すべきであると述べている。

明らかにした。一方、西川 (2002) は最近の市町村合併に関し、面積が大きく自主財源率の高い市部と、面積が小さい町村が合併インセンティブを持つため、面積にも配慮した合併促進策の必要性を主張している。

しかし、こうした一連の研究では考慮されていない点がある。第一に、これまでの合併インセンティブに関する研究では歳出関数の特定化が行われていない。しかし、最適市町村規模の文脈では1人当たり歳出が人口のU字型になるという事実から出発し、市町村がどのような歳出構造を有するかについて様々な定式化が試みられてきた。したがって、自治体の歳出構造をこれまでの研究に依拠した形で特定化し、どのような財政運営を行っている自治体が合併に積極的なのかどうかを検証することは重要だと思われる。第二に、昨今の大合併以前に行われた研究のため、現在進行中の「平成の大合併」の現状は詳しく分析できていない可能性がある。横道・村上 (1993a, b) の主な分析対象は昭和の合併に限られているし、横道・和田 (2000), (2001) は平成の合併について綿密に調べているが、99年の合併特例法改正以後は対象としていない。西川 (2002) は市町村規模と合併インセンティブについて言及しているが、データの範囲が1985年1月から2001年1月までとまだ市町村合併が本格化する前に限定されている。1999年の合併特例法の改正以降、様々な合併促進策によって全国で合併が進行しており、これらの合併補助策の効果を明らかにすることは重要だろう。

そこで、近年の合併支援措置によって、どのような歳出構造を持つ市町村の合併インセンティブが高まっているのかを明らかにしたい。本稿では、従属変数を歳出額、説明変数を人口、人口の2乗、その他のコントロール変数としたコブ=ダグラス型費用関数(対数)に、法定合併協議会(法定協)設置、合併ダミーを加えたクロスセクション分析を行う。また、従属変数、説明変数は2000年、ダミー変数は2001-2004年のデータとなっているため、法定協設置、合併ダミーの係数が負であれば、他の説明変数でコントロールした上で、2000年に効率的運営を行っていた自治体が合併に意欲的、ダミー変数の係数が正であれば逆に非効率的な自治体が積極的であったことが分かる。

分析結果の頑健性を確保するため、OLS回帰から確率フロンティアまで5つのモデルを特定化し、法定協を設置、或いは合併を実現した自治体が効率的なのかを調べる。モデル1では従属変数を歳出、説明変数を人口、人口の2乗、面積として特定化し、法定協の設置、及び合併の実施の効果を推計した。モデル2, 3では公共財消費の混雑関数から費用関数を定式化し、説明変数を人口、人口の2乗、公務員賃金、公共サービスの質、環境コスト要因と人口の交差項として、法定協の設置、及び合併の実施に関するダミーの係数を推定した。モデル4, 5は法定協、合併に関するダミー変数を外生的な費用非効率項として費用フロンティアを推計し、非効率項の大きさを計測した。

その結果、2001年から2004年では最近になるほど効率的な市町村が法定協議会を設置し、合併を実現させつつあることが明らかとなった。同一年を比べると、合併を実現した自治体は法定協を設置している自治体と比べて非効率だが、法定協設置後に合併が行われることから効率的な自治体による合併がこれから実現すると考えられる。また、2003年に法定合併協議会を設置し始めた市町村が、他の市町村と比べて最も効率的となった。法定協の設置から合併には2年程度の調整期間が必要なので、2005年3月の合併特例法の期限が効率的な財政運営を行っている自治体の合併への機運を高めたと言えるだろう。さらに、合併に向けて具体的な活動を始めた市町村における効率的運営の要因について、若干

の考察を行ったが、明白な理由を見出すことはできなかった。

第2節では市町村合併に関連する制度変更を概観し、第3節で先行研究の紹介と仮説の提示を行う。第4節ではデータと本稿で用いる推計モデルを紹介する。第5節が分析結果、第6節が結論となっている。

## 2 制度

最初に横道・和田(2000)を参考に合併の流れを概観し、その後で市町村合併推進に関する政策を見ていく。横道・和田(2000)は平成3年以降に行われた9の合併事例から、合併プロセス、合併促進・障害要因の特定化などを試みている。そこで紹介されている合併パターンは次のようになる。最初に、首長・議会による合併の請願、或いは合併研究会の設置が行われる。合併研究会は、まだ具体的な合併準備には入れないが、今後の合併を視野に入れた定期的な集まりとして開催されることが多く、主に首長による依頼が多い。その後任意合併協議会(任意協)が設置されることがあるが、法的な拘束力がなく設置されないこともある。次に法定合併協議会の設置となる。法定協は関係市町村が合併後の市町村計画の作成、その他合併に関するあらゆることを協議するために設置され、合併の直前まで設置されることが多い。また、合併特例法3条、自治法252条の2で定められており法的拘束力がある。その後関係市町村の協議が整い、関係市町村の議会で議決されると、関係市町村長は連名で知事に対して合併の申請を行う。都道府県議会で議決されると、知事はその旨を総務大臣に届け出て、総務大臣は官報に告示し、合併が成立する。

表1. 主な市町村合併に関する制度変更を挿入。

また、政府は市町村合併を促進する目的で様々な施策を実施してきた。表1にあるように、1965年(昭和40年)に「市町村合併の特例に関する法律(合併特例法)」が施行されてから合併特例法は幾度も改正が行われ、合併を推進しやすい環境作りが進められてきた。1995年の「合併特例法の改正」では自主的な市町村の合併を推進するとの立場から市町村の合併に向けた環境整備を積極的に進めるために大幅な改正が行われた。主な内容には、住民発議制度、議員定数・在任特例措置の期間延長等があるが、まだ本格的に合併推進を図る前で合併の障害要因を少なくすることが目的であった。

表2. 1999年合併特例法改正を挿入。

その後、1999年7月に「市町村合併の特例に関する法律改正(合併特例法の改正)」(7度目)が行われ、地方交付税の合併算定替期間の延長等、現在の市町村合併の推進力となる特例措置の強化が行われた。表2が主な内容である。まず、新設か編入かに関わらず合併の障害となりうる議員の合併によるデメリットを小さくするため、議員定数・在任期間の特例、市町村の議会の議員の退職年金に関する特例が設けられた。さらに、合併算定替、合併特例債の創設といった財政支援策により、合併に伴う支出を補填出来るだけでなく、これまで整備できなかった施設などを合併に伴って整備出来るため、合併による財政面のメリットが大きくなる。このような様々な財政措置が実施されていることから、財政基盤の弱い自治体だけでなくこうした措置がなかったら合併を考えなかった自治体でも合併へ

の機運が高まる可能性が高い。また、この合併特例法改正は 2005 年 3 月が期限だが、合併特例法を所管している総務省では「合併特例法の財政措置は、平成 16 年度末までの施行期間の終了により当然なくなる。現在の特例措置を単純に延長することは困難だろう」との見解を示している。

その後、手続きの簡素化、財政措置の追加など、毎年のように合併推進策が実施されたが、本稿の分析と関連する制度変更は 2003 年 5 月の「市町村合併の更なる推進のための「片山プラン」」と 2005 年 4 月の「新合併特例法」である。まず、2003 年 5 月には個別地域への重点的な取り組み、積極的な広報の展開等、市町村合併を促進するための法的対応として、市町村合併の更なる推進のための「片山プラン」が示された。これまで総務省は、合併特例法の改正（7 度目）による特例措置の延長は難しいとしてきたが、この片山プランでは現行の合併特例法の経過措置として平成 17 年度 3 月 31 日までに関係市町村議会の議決を得られれば現行の財政措置を適用できるとし、市となるべき要件の特例（3 万市特例）の期限についても合併特例法の期限まで 1 年延長することが示された。そのため、2005 年 3 月までの合併が困難であった地方自治体でも、合併の機運が高まることが予想されるし、財政基盤の弱い町村による市制への移行を目的とした合併が起こりうるだろう。

また、2005 年 4 月 1 日から施行された新合併特例法では、都道府県の合併における役割を強化する一方、旧特例法ほどの手厚い財政支援は受けられなくなった。合併の障害を取り除くための措置、地方税の不均一課税、議員の在任特例などは存続するが、合併特例債の廃止、地方交付税の合併算定替期間の 10 年から 5 年への短縮が実施される。従って、財政措置のメリットが少ない新合併特例法ではなく、財政支援の充実している旧合併特例法の適用を受けられる 2005 年 3 月までの合併を目指す自治体が多いだろう。

### 3 先行研究と仮説

#### 3.1 先行研究

最適市町村規模の研究では、様々な歳出構造の特定化が試みられている。中井（1988）は基準財政需要に関する最適規模を求めるに当たり、1 人当たり歳出額を人口（対数）、人口（対数）の 2 乗、面積、人口密度、人口増加率に回帰して最適規模を求めている。横道・沖野（1996）は、行政区分の異なる政令指定都市、離島該当市町村、地方交付税の不交付団体を除いた 2959 市町村のデータを用い、面積に依存する最適都市規模を導出している。林（2002b）は、環境コスト要因に依存する混雑関数を考慮した費用最小化の理論モデルで推定を行っている。1995 年度全国市のデータから、費用関数のアウトプットとして公共サービス水準、投入量価格として公務員賃金を説明変数とし、利用者の特性、空間的特性などから成る地域環境要因をコントロールした非線形回帰を行い、環境要因に依存する最小効率規模（Minimal Efficient Scale）を推計している<sup>4</sup>。地方交付税による非効率性を考慮したうえで、最適規模を導いているのが山下他（2002）である。行政サービス水準、人口、面積及び公務員賃金の対数、人口（対数）の 2 乗を説明変数、交付税平均依存率、交付税限界依存率等を外生的非効率項とした対数線形の費用関数を定式化し、地方交付税による非効率性を調べている。また、分析の枠組みが最適都市規模の分析と同じことから最適都市規

<sup>4</sup> 公共サービス水準の代理変数として「行政サービス水準総合得点」（日経地域情報）を利用している。

模と地方交付税の関係についても言及している。林 (2002a) は混雑関数による公共財の費用最小化モデルから確率フロンティア分析ができるようにモデルを特定化したうえで、地方交付税などの財政移転による外生的非効率性を検証している。

また、どのような市町村が合併インセンティブを持つのかを検証した研究もいくつかある。横道・村上 (1993a, b) は昭和の大合併以降の合併事例について制度・人口など様々な側面から時系列的な分析を行っている。そして、市町村の財政状況が悪化すると市町村合併は減少する、市制・政令指定都市施行のために戦略的に推進された合併事例がある、広域市町村圏制度が合併を減少させたという事実を確認している。平成の合併についての事例研究を行った横道・和田 (2000), (2001) は、合併の促進要因、阻害要因を詳細に調べた上で、広域プロジェクトの推進による日常圏の一体化、県庁所在地クラスの都市の合併、首長・議会のリーダーシップによる推進など平成の市町村合併はこれまでの合併の延長であると述べている。一方、西川 (2002) は最適都市規模を導出した上で、当時進行していた市町村合併のインセンティブ要因と合併による費用削減効果について分析している。合併協議会の設置を従属変数としたロジットモデルによる推計から、市部では自主財源率が高く、面積が広い地方自治体で合併が生まれやすいが、町村部では逆に自主財源率が低く、面積が狭い自治体で合併が起こりやすいという結果を得たが、その理由として、起債制限比率と合併協議会の設置には正の関係があることから、財政が逼迫している市町村で合併の可能性がある結論付けている。また、町村では面積が大きくなるほど、都道府県別の合併に対する危機意識が高まっても協議会が設置されにくいことを示している。

### 3.2 仮説

このように市町村の費用構造と合併インセンティブに関して様々な研究結果が得られているが、本稿ではこれらの結果と 1999 年以降実施されてきた市町村合併を推進する政策の影響を考慮して次のような仮説を検証したい。

1. 近年の市町村合併に対する財政支援措置により、徐々に効率的な市町村による法定協議会の設置、合併が増えている。法定協議会の設置後に合併が実現することから、今後効率的な財政運営を行っている自治体による合併が実現する。
2. 1999 年の合併特例法の期限である 2005 年 3 月までに合併を実現するため、2003 年前後に効率的な財政運営を行う自治体による法定協議会設置が増加する。

横道・村上 (1993a, b), 横道・和田 (2000), (2001) で論じられているように、当初合併によるメリットは市制や政令指定都市への移行による行政権限の拡大が主であった。そのため、大都市や市制への移行を目的とする市町村が多く合併していたと考えられる<sup>5</sup>。しかし、表 2 にあるように近年の合併補助政策では、合併特例債の普通交付税措置、合併算定替など財政支援策が充実している。そのため、総務省が想定していたように景気の悪化や高齢化などにより特に財政が危機的状況にある自治体が、行財政基盤の強化のために合併を選択すると考えられる。だが、その後の合併促進策の充実により、比較的効率的な歳出構造を持つ自治体でも合併への意欲を持ち始めた可能性も考えられるだろう。当然、このような合併特例法改正による新たな合併インセンティブは、横道・村上 (1993a, b), 横

<sup>5</sup> 実際、90 年代に実施された合併では、合併後はすべてのケースで市となっている。

道・和田 (2000), (2001) で分析されている合併意欲とは異なるだろう。そこで本稿では、近年費用効率的な市町村が法定協を設置し始めているかどうかで合併特例法の効果を検証する。

また地方自治体の財政悪化や少子高齢化の進展から、総務省は市町村の合併を促進させるために、第2節で述べたように合併の障害を取り除くための様々な施策を打ち出してきた。1995年の合併特例法改正では議員定数・在任特例措置の期間延長、住民発議制度の創設などが施行されたが、その後1999年の合併特例法改正により大幅な財政支援の拡大が行われ、毎年のように合併を推進するための新しい法律が施行されてきた。特に、総務省は1999年の合併特例法改正の期限を2005年3月とし、この特例措置は延長しないと明言してきた。しかし、2003年5月の「市町村合併促進プラン(片山プラン)」で2005年3月31日までに議会の議決を経て合併申請の手続きを行ったものについては、現行の合併特例法の財政支援措置などを適用できるとする案が出された。

表3. 合併までに必要な期間を挿入。

こうした財政支援措置を考慮して、多くの合併を予定している自治体はこの期限までの合併を視野に法定協議会を設置している。そのため当初、単独では存続が難しい非効率的な歳出構造を持つ自治体による合併が多かったが、2005年3月の期限を見据えて効率的な運営を行っている自治体が積極的に合併を進めている可能性がある。また、上村・鷲見(2002)でも触れられているように、2005年3月までに合併を実現するためには、調整にかかる時間を逆算して2年前ぐらいまでに法定協議会を設置しておく必要があるだろう。この点を検証するために、2005年3月より2年前の2003年3月に合併した12市町が法定協議会設立から合併までに要する期間を調べた。表3にあるように、住民発議によって法定協が設置された市町を含む場合には約862日を要し、住民発議による市町を含まない場合には約705日であることが分かる。近年、合併事例の増加によりノウハウが蓄積されており、また政府、都道府県による市町村合併への支援が強化されていることから、余裕を持って約2年(730日)程度の期間を予定すると考えるのは妥当だろう<sup>6</sup>。

そこで、本稿では2003年前後に効率的な市町村によって法定協議会が設置されているかを仮説2で検証する。また、2003年5月の段階で2005年3月までに関係市町村で合併の決議を採択すればよいとする緩和措置が施行されることが明らかとなったが、2004年の法定協設置では猶予期間は最大で1年3ヶ月と非常に短くなることから、やはり市町村は2003年の法定合併協議会設立を目指す想定する。

## 4 データとモデル

### 4.1 データ

仮説1, 2を検証するために、本稿では次のモデル1-5を推計する。モデル1では、従属変数を歳出額、説明変数を人口、人口の2乗、面積とし、法定協の設置、合併に関するダ

<sup>6</sup>総務省の「市町村合併法定協議会運営マニュアル研究会」の報告書によると、一般的に合併協議会設置の準備段階から合併実現までの期間の目安は22か月となっている。

ミー変数の大きさを測定する<sup>7</sup>。従属変数と説明変数のデータは、2000年の東京都特別区と政令指定都市を除いた全国3168市区町村である。ダミー変数は2001年から2004年までで、その年に法定協議会を設置し始めた場合には1をとり、そうでない場合には0となる法定協ダミーと、同様に合併を実現した年に1を、そうでない場合には0をとる合併ダミーから成る。双方のダミーともに2001年から2004年までの4年間なので、推定式の中には8つのダミー変数が含まれる。

モデル2では、林(2002b)に従いコブ=ダグラス型の費用関数と弾力性が環境コスト要因に依存する混雑関数で特定化する。従属変数は歳出で、説明変数は生産要素の価格として地方公務員給与、公共財消費水準として独自に算出した公共サービス水準を使用する。林(2002b)等で用いられている日経ニーズの「行政サービス水準ランキング」は、市のデータしかないため、本稿ではサービス水準ランキングの測定方法を参考に独自に公共サービス水準を算出している<sup>8</sup>。その他の説明変数として人口、人口の2乗及び、人口の対数と昼間人口比率、15歳未満人口比率、65歳以上人口比率、面積(対数)、林野・湖沼面積比率との積を用いる。従属変数と説明変数のデータは2000年、ダミー変数は2001年から2004年のものなので、合併が費用関数に及ぼす効果を見るのではなく、効率的な費用関数を持つ市町村で将来的に合併が起こりやすいのかどうかを分析する<sup>9</sup>。特定化の仕方については、後ほど詳しく述べる<sup>10</sup>。法定協設置及び合併の選択と歳出の関係を見るために、モデル1で用いた法定協及び合併に関するダミーを説明変数に入れて分析する。

モデル3では、関数形の特定化はモデル2と同じだが、異なるダミー変数を用いてモデル1,2で得られた結果の頑健性を調べる。2001年から2004年までの各年に、法定合併協議会を設置していれば1、そうでなかったら0、同様に合併を経験していれば1、そうでなければ0となるダミー変数を設定する。法定協議会、合併ともに設置、或いは実現できていれば、ダミー変数は1となるが、合併後に新たに法定協議会を設置した場合は合併を実現した市町村として扱う。

モデル4,5は、政策ダミー変数を外生的な費用非効率項として定式化した費用フロンティアを推計する。費用関数はコブ=ダグラス型で、人口に依存する混雑関数で特定化したモデル2,3と同じ関数形とする。Kumbhakar et al(1991)により提案された外生的な非効率項を含む費用フロンティアを推計するが、非効率項として法定協の設置、合併に関するダミー変数を用いる。モデル4ではモデル2で用いられたダミー変数で、モデル5ではモデル3で用いられたダミー変数で定式化して、ダミー変数の係数から法定協議会を設置、或いは合併を実現している市町村が効率的かどうかを検証する。また、本稿では将来の法定協設置、或いは合併に関するダミー変数を外生的な非効率項としているため、外生的な非効率要因が費用の最小化を妨げるメカニズムが分かりにくい。そこで、効率、或いは非効率的な運営を行っている自治体が合併インセンティブを持っていた場合、どのような要因が運営の効率性に影響を及ぼしていたのかを簡単に考察する。

表4. 記述統計量 を挿入。

<sup>7</sup> 変数はすべて対数なので、従属変数を1人当たり歳出にするか、歳出にするかは問題とならない。

<sup>8</sup> 詳しくは、付録を参照。

<sup>9</sup> コブ=ダグラス型生産関数が想定されていれば、費用関数の対数に加えられたダミー変数は全要素生産性と負の関係になる。この点を指摘して頂いた、林正義助教授に感謝したい。

<sup>10</sup> データの出典と変数の作成方法は、付録を参照。



表4は2001-4年の法定協設置・合併実施状況に基づいて分類した記述統計量である<sup>11</sup>。法定協を設置し始めた市町村，新たに合併を実現した市町村，それ以外に分類した。法定協設置に分類した市町村は2001年には40だったのが，2003年には1217と大幅に増加し，2004年には526と減少している<sup>12</sup>。2001年頃にはまだ法定協議会を設置したことのない市町村が多く，その後2003年にピークを迎えたが，2004年には法定協を設置していた市町村が合併してしまう一方で，新たに法定協を設置した市町村が少なかったためと考えられる。それまで合併を経験したことがなく，新たに合併を実現させた市町村を対象したのが合併の項目だが，2001年には3だったのが，2004年には304となっている。

歳出額を見ると2002年では合併市町村で他の市町村を大幅に上回っていたが，2001年に平均856.5億円だったのが2004年には66.1億円と大きく減少している。2004年に新たに合併を実現した市町村が対象となっていることから，2002,2003年に法定合併協議会を設置し2004年に合併した市町村の多くが，歳出額が小さい市町村だったと考えられる。平均人口が2001年には24.7万人だったのが2004年には1.4万人となっていることから，こうした傾向が確認できる。一方，2003年に法定協を設置した自治体の歳出と人口がそれぞれ100.7億円，2.5万人だったのが，2004年には121.5億円，3.1万人となっていることから，今後比較的規模の大きな市町村で合併が行われると思われる。

また，一人当たり歳出に注目すると，2001年には合併なし市町村は人口3.1万人，面積116km<sup>2</sup>で65.3万円だが，法定協設置市町村では人口2.2万人，面積55km<sup>2</sup>で61.8万円となっている。2002年には法定協設置市町村で，一人当たり歳出が71.1万円と大幅に増加しているが，人口は減少し面積が2割弱増加している。人口減によるスケールメリットの減少，面積増による公共サービス費用の上昇があることから<sup>13</sup>，2002年に法定協を設置した自治体が非効率であるかどうかは分からない。それに比べると，合併なし市町村の一人当たり歳出と面積はあまり変化していないが，人口が1割弱増加していることから2001年よりも非効率になっている可能性がある。そのため，2001年に比べると相対的に非効率な市町村が合併なしとなっているかもしれない。

2003年の法定協設置市町村を見ると，前年より人口は増加しているが，一人当たり歳出が大幅に減少する一方で，面積が増加していることから2002年よりも効率的な市町村が法定協を設置している可能性がある。また合併なし市町村については，面積，一人当たり歳出共に約5%ほど増加する一方で，人口が1千人強増加していることから，前年と比べて効率的になったとは考えにくい。2002年と比べると相対的に効率的な市町村が法定協を設置している可能性があるが，この分析だけで結論付けるのは難しい。

一方，2004年は前年と比べて一人当たり歳出で若干の増加，人口が2.5万人から3万人へ大幅増加，面積が約5割増加となっていることから，人口増と面積増の効果が相殺してはっきりとした結論は導けない。一方合併なし市町村では，ここで検討している3項目全てで若干の減少となっている。したがって，2003年と比べて効率的な市町村で法定協の設置が進んでいるかどうかは，記述統計量の検討だけでは分からない。

<sup>11</sup>つまり，モデル1,2,4の法定協ダミー，合併ダミー変数で分類した。

<sup>12</sup>ただし，標本数はすべての変数がそろっている自治体のみ数で，公共サービス水準が欠損値となっている自治体が多いため，実際の数とは異なっていることに注意する必要がある。

<sup>13</sup>面積と公共サービス費用の関係については，例えば西川(2002)，上村・鷲見(2003)を参照。

## 4.2 モデル

本稿では、どのような市町村が合併のインセンティブを持つのかを分析するために、次のようなモデルで推定を行う。

### モデル 1

最適市町村規模の文脈では、従属変数を人口当たり歳出額、説明変数を人口、人口の2乗、或いはそれぞれの変数の対数とする定式化が用いられている。最近では、中井 (1988)、吉村 (1999)、林 (2002b) のように、最適規模を規定する地域環境要因として面積の効果を考慮した定式化が行われていることから、モデル 1 では地域環境要因として面積だけを加えた次の式を推定する：

$$\log c_i = \beta_0 + \beta_1 \log n_i + \beta_2 (\log n_i)^2 + \beta_3 x_{1i} + \sum_{j=1}^8 \alpha_j d_{ji} + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N$$

ただし、 $c_i$  は歳出額、 $n_i$  は人口、 $x_{1i}$  は面積の対数、 $\varepsilon_i$  は  $iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  に従う誤差項、 $N$  は標本 (データのそろっている市町村) 数である。また、 $d_{ji}$   $j = 1, \dots, 8$  は法定協議会の設置、或いは合併の実施に関するダミー変数である。 $d_{ji}$   $j = 1, \dots, 4$  は、2001 年から 2004 年の間で法定協議会を設置し始めた年に 1 をとり、そうでない場合に 0 をとるダミー変数で、例えば 2001 年に初めて法定協議会を設置した場合には  $d_{1i} = 1$  となり、2003 年に新たに 2 つ目の法定協を設置した場合にも  $d_{3i} = 1$  となる。 $d_{ji}$   $j = 5, \dots, 8$  は 2001 年から 2004 年の間で合併をした年に 1 をとるダミー変数で、例えば、法定協を設置していたが 2001 年に合併を行った場合  $d_{5i} = 1$  となり、また以前合併したことがあるが 2004 年に新たに合併した場合も  $d_{8i} = 1$  となる。また、新たに法定協を設置、或いは合併した年で市町村を区別しているため、例えば、合併を実現した後再び法定協を設置した市町村はその年の法定協ダミーが 1 となることにも注意する必要がある。

### モデル 2

公共サービスの供給 (Hayes (1986), Duncambe and Yinger (1993)) や市町村財政 (林 (2002b), 山下他 (2002)) の分析では、様々な地域環境要因による影響を考慮している。林 (2002b) の定式化に従い、混雑関数を考慮した費用関数を定式化し、さらに人口要因として昼間人口比率、15 歳未満人口比率、65 歳以上人口比率、地理的要因として面積、林野・湖沼面積比率でコントロールした推計を行う。

まず、次のようなコブ=ダグラス型の費用関数を特定化する：

$$\log c = \beta_0 + \beta_1 \log w + \beta_2 \log g \quad (1)$$

ただし、 $w$  は公務員給与、 $g$  は公共財供給水準で、 $\beta_j$  は説明変数の係数である。ここで、混雑関数を

$$z = gn^{-(\gamma_0 + \gamma_1 \log n + \sum_j \gamma_j x_j)}$$

と特定化すると、その対数は

$$\log g = \log z + (\gamma_0 + \gamma_1 \log n + \sum_j \gamma_j x_j) \log n$$

となる。ただし、 $z$  は住民の消費する公共財の水準（公共サービス水準）、 $x_j$  は環境コスト要因で、 $\gamma_j$  はそれらの係数とする<sup>14</sup>。(1)に代入すると、

$$\log c = \beta_0 + \beta_1 \log w + \beta_2 \{ \log z + (\gamma_0 + \gamma_1 \log n + \sum_j \gamma_j x_j) \log n \}$$

と書き換えられる。したがって一般的な記法で表すと<sup>15</sup>、推計式は

$$\begin{aligned} \log c_i = & \beta_0 + \beta_1 \log w_i + \beta_2 \log z_i + \gamma_0 \log n_i + \gamma_1 (\log n_i)^2 \\ & + \sum_{j=2}^6 \gamma_j x_{ji} \times \log n_i + \sum_{j=1}^8 \alpha_j d_{ji} + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \end{aligned}$$

となる。ただし、 $x_{2i}$  は昼間人口比率、 $x_{3i}$  は15歳未満人口比率、 $x_{4i}$  は65歳以上人口比率、 $x_{5i}$  は面積（対数）、 $x_{6i}$  は林野・湖沼面積比率である。 $d_{ji}$  はモデル1と同じく、法定協ダミー、或いは合併ダミーである。

### モデル3

モデル2と同じ費用関数を特定化するが、各年に法定協を運営、或いは合併している市町村の特徴を明らかにするため、次のようなモデルを推定する：

$$\begin{aligned} \log c_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \log w_{it} + \beta_2 \log z_{it} + \gamma_0 \log n_{it} + \gamma_1 (\log n_{it})^2 \\ & + \sum_{j=2}^6 \gamma_j x_{jti} \times \log n_{it} + \sum_{j=9}^{10} \alpha_j d_{jti} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 2001, \dots, 2004 \end{aligned}$$

ここで、ダミー変数  $d_{jti}$  には2001年から2004年までのパターンがあるので、4本の推計式を推定することになる。つまり、 $d_{jti}$  と  $d_{jt'}$   $t \neq t'$  は同時に同じ式で推定するわけでないことに注意が必要である。 $d_{9ti}$  は2001年から2004年の各年に法定協議会を設置していれば1、そうでない場合には0をとるダミー変数で、例えば1999年から2002年まで法定協議会を設置していたなら  $d_{92001i} = d_{92002i} = 1$  となる。以前に合併したことがある市町村は新たに法定協議会を設置したとしても設置とみなされない、つまり合併を経験していない市町村が法定協議会を設置しているケースを対象としている。 $d_{10ti}$  は同様に、合併していれば1、そうでない場合には0となり、95年以降であればどの時期に合併しても合併後の期間はすべて合併市町村とみなされる。ただし、94年以前に合併或いは法定協を設置した市町村は95年より前の合併特例法の下で市町村合併を志向しており、他の市町村と異なる特性を有している可能性があるため、94年以前の法定協設置、或いは合併はダミー変数から除く。

### モデル4

このモデルでは確率フロンティア分析の手法を用い、合併インセンティブを持つ自治体が効率、或いは非効率な費用構造を持つのかを検証し、どのような自治体が合併を志向し

<sup>14</sup> 費用関数の環境コスト要因は、ここでは特定化していない。

<sup>15</sup>  $\beta_2$  と  $\gamma_j$  の交差項は表記を簡単にするため、 $\gamma_j$  で表す。

ているのかを明らかにする<sup>16</sup>。費用関数に影響を与える外生的な効果を説明する最近のアプローチである、Kumbhakar et al (1991) の確率費用フロンティアモデルで定式化する<sup>17</sup>。費用フロンティア関数は、一般的には

$$\begin{aligned} \log E_i &= \log c(y_i, w_i; \beta) + v_i + u_i \quad i = 1, \dots, N \\ u_i &= \gamma' z_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

と表せる。ただし、 $E_i$  は生産者  $i$  の支出、 $y_i$  はアウトプットのベクトル、 $w_i$  はインプット価格のベクトルで、 $\beta$  は推定される技術パラメーターのベクトルである。外生的な非効率率項は  $z_i$  で、その係数を  $\gamma$  とする。また、 $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$  は正規分布に従う誤差項で、 $u_i$  は費用非効率性を表し、非負の値をとる切断された正規分布に従うとする。 $u_i$  が非負となるためには  $\varepsilon_i \geq -\gamma' z_i$  でなければならず、結局  $u_i \sim N^+(\gamma' z_i, \sigma_u^2)$  となる。したがって、モデル 2 のコブ=ダグラス型費用関数で特定化して法定協議会・合併ダミーを外生的な非効率率項とすると、(2) は

$$\begin{aligned} \log E_i &= \beta_0 + \beta_1 \log w_i + \beta_2 \log z_i + \gamma_0 \log n_i + \gamma_1 (\log n_i)^2 \\ &+ \sum_{j=2}^6 \gamma_j x_{ji} \times \log n_i + v_i + \sum_{j=1}^8 \alpha_j d_{ji} + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \end{aligned} \quad (3)$$

となる。 $v_i$  と  $u_i$  の同時密度関数から対数尤度を求め、対数尤度を最大化するパラメーター  $(\beta_0, \dots, \beta_2, \gamma_0, \dots, \gamma_6, \alpha_1, \dots, \alpha_8, \sigma_u^2, \sigma_v^2)$  を推定する。ここで、 $\sigma_u^2 \rightarrow 0$  となる特殊ケースは OLS 費用関数モデルで、本稿のモデル 2 となる。

また、山下他 (2002)、Grossman et al (1999) など市町村財政のフロンティア分析では、外部非効率率項として財政運営の直接的な要因と考えられるインセンティブ項を設けているが、本稿では後年の法定協議会の設置や合併に関するダミー変数を非効率率項としていることから、直接の非効率率要因は明らかではない<sup>18</sup>。つまり、法定協議会を設置、或いは合併を実現している自治体が効率的な財政運営を行っていたという結果が得られても、なぜ効率的な運営が行われていたのかについては分からない。そのため、いかなるインセンティブによって財政運営が効率、或いは非効率であったのかについて、若干の考察を行う。

## モデル 5

確率フロンティア分析で、当該年に法定協を設置、或いは合併している自治体を対象としたダミー変数が費用非効率性に影響を与えるかを調べるのがモデル 5 である。つまり、

<sup>16</sup> 確率フロンティア分析については、Kumbhakar and Lovell (2000) を参照。

<sup>17</sup> 山下他 (2002) も、同じ費用フロンティアの定式化を用いている。

<sup>18</sup> 山下他 (2002) は、地方交付税が費用最小化のインセンティブを阻害していることを検証するために、交付税平均依存率 (普通交付税/一般財源)、交付税限界依存率 (基準財政需要の増分/歳出総額の増分)、法人課税依存率 (法人住民税/地方税) を外生的な非効率率項としている。Grossman et al (1999) は、都市間の競争の指数として周辺の都市の数等、財政錯覚の代理変数として地方所得税、連邦政府による移転の割合、政府の制度として市長が一般選挙で選ばれるかの指標などを外生的な非効率率要因として用いている。

モデル 4 にモデル 3 のダミー変数を用いたものである。推定式は

$$\begin{aligned} \log E_i &= \beta_0 + \beta_1 \log w_i + \beta_2 \log z_i + \gamma_0 \log n_i + \gamma_1 (\log n_i)^2 \\ &+ \sum_{j=2}^6 \gamma_j x_{ji} \times \log n_i + v_i + u_i \quad i = 1, \dots, N, \\ u_i &= \sum_{j=9}^{10} \alpha_{jt} d_{jti} + \varepsilon_i \quad t = 2001, \dots, 2004 \end{aligned}$$

となる。ただし、(3) と異なり、ダミー変数  $d_{9ti}$  は法定協議会が設置された時に 1 をとり、それ以外は 0、ダミー変数  $d_{10ti}$  は合併が行われた市町村で 1 をとる。

## 5 分析結果

### 5.1 分析の含意

表 5 には、通常の OLS による分析結果が載せてある。モデル 1 は人口、人口の 2 乗、面積だけを説明変数としたモデルだが、これらの係数はそれぞれ負、正、正ですべて有意となっている<sup>19</sup>。人口の係数が負、人口 2 乗の係数が正であることから、人口が正の領域で最小となる下に凸の費用関数となり、最適人口規模は 16 万 6885 人となった<sup>20</sup>。一方、ダミー変数の係数を見てみると、合併ダミーは係数の符号が安定せず、有意にもならなかったが、法定協ダミーは 2003、2004 年で有意に負となっていることから、これらの年に法定協を設置した市町村は他の市町村と比べて 1 人当たり歳出額が小さかったことが示唆されている<sup>21</sup>。また、法定協ダミーは 2001 年に正だったのが 2003 年まで徐々に小さくなり、2004 年は 2003 年よりも係数が大きいものの負で有意となっていることから、効率的な市町村による合併が進んでいると言えるだろう。

表 5. OLS 推定 (モデル 1-3) を挿入。

さらに、2002 年、2004 年と比べて 2003 年の係数、標準誤差がともに小さくなっているが、1999 年の合併特例法の期限が関係している可能性が考えられる。1999 年の合併特例法の改正では、合併算定替、合併特例債の創設など様々な財政支援措置が実施されたが、特例法の期限である 2005 年 3 月までに合併しないとこれらの措置を適用できない。また、総務省は合併特例法の延長はないとの立場を示して早期の合併を実現させるための施策を打ち出しており、基本的にどの市町村も 2005 年 3 月を目標に法定協議会を設置していた<sup>22</sup>。第 3.2 節の仮説で述べたように、一般的に法定協議会設置から合併実現までは様々なプロセスが必要で、通常 2 年程度は必要とされる。したがって、表 5 のモデル 1 で 2003 年の

<sup>19</sup> 行政権限の違いを考慮して、東京都区部、政令指定都市は標本から除外してある。

<sup>20</sup> 同じ 2000 年のデータを用いて計算した西川 (2002) では最適人口規模は 17 万 281 人で、非常に近い結果となった。

<sup>21</sup> 本稿では歳出の対数を従属変数としているが、ダミー変数の係数の大きさ、標準誤差は 1 人当たり歳出の対数を従属変数とした場合と全く同じである。

<sup>22</sup> 第 3.2 節の仮説で述べているが、2003 年 5 月には財政措置の緩和策として 2005 年 3 月までに合併の議決、申請をすれば、合併特例法の財政支援措置を適用できるようになった。そのため、2005 年 3 月までのタイムスケジュール上、市町村には若干の時間的余裕が生まれた。

係数が小さく、他のダミー変数と比べても有意なのは、合併特例法の期限が要因となっている可能性がある<sup>23</sup>。

表5のモデル2は、人口要因、地理的要因をコントロールし、混雑関数を特定化した費用関数による分析である。15歳未満人口以外は5%水準で有意で、公務員給与、公共サービス水準は係数が正であることから、ミクロ経済理論とも整合的である。また、このような特定化の下でも、合併・法定協ダミーはモデル1と似た値となっている。合併ダミーはすべて有意ではなく、法定協ダミーは2002年から2004年まで係数が負、有意となっている。さらに2003年の係数が最も小さく、有意となっていることから、合併特例法の期限による影響が現れていると考えられる。

表5のモデル3は、各年に法定協を設置、合併を実現できている自治体を対象としたダミー変数による分析である。モデルは、モデル2で用いられた混雑関数を特定化した費用関数である。法定協ダミーの係数はすべて有意だが、2001、2002年には正だったのが、2003、2004年には負となっている。また係数の大きさを比べると、2001年から徐々に小さくなり、2004年には-0.07となっていることから、徐々に効率的な市町村が法定協議会を設置しつつあることが分かる。2002年以降、効率的な市町村が法定協議会を設置し始めていることがモデル1、2で示されていたが、その結果とも整合的である。合併ダミーを見てみると、有意なのは2004年だけだが、徐々に係数が小さくなっている。法定協議会の設置から数年後に合併が実現することを考えると、今後1人当たり歳出の小さい効率的な自治体の合併が進展すると考えられるだろう。

表6．確率フロンティア分析(モデル4,5)を挿入。

表6は確率フロンティア分析で、外生的な費用非効率項をモデル化した費用フロンティアを推定した結果である。法定協を設置、合併を実現し始めた年に1をとるダミー変数を外生的な非効率項として含めたのがモデル4である。説明変数の係数はすべて有意で、公務員給与、公共サービス水準、人口、人口2乗は予想通りの結果となっている。非効率項の係数では、合併ダミーは符号が一致せず、有意にもならないが、法定協ダミーは2002年から2004年で負、有意となっており、モデル1、2で得られた結果と整合的である。係数の大きさに着目すると、2003年が最も小さくなっていることから、やはり合併特例法の期限を睨み、駆け込みで法定協議会を設置していた可能性が示唆される。

モデル5は2001年から2004年の間、法定協を設置、或いは合併を経験している自治体で1となるダミー変数を外生的な非効率項とした、費用フロンティア分析である。4本の推定式すべてで説明変数の係数は有意となり、想定される符号条件も満たしている。非効率項の推定量を見ると、2001年、2002年の法定協ダミーの係数は正、2003年、2004年は負となるのはモデル3と同じだが、このモデルでは2003年の係数が2004年よりも小さく、有意となっている。また、合併ダミーは2001年から2004年にかけて徐々に小さくなっており、また2004年には係数が負で有意となっていることから、効率的な市町村の合併が進んでいることが分かる。

<sup>23</sup>モデル1の説明変数に公務員給与と公共サービス水準を加えたモデル、さらに面積を除き、公務員給与、公共サービス水準、及び人口要因、或いは地理的要因を加えたモデルでも推計を行った。人口要因を加えたモデルで2001年法定協ダミーの係数がマイナスとなった以外、すべてのモデルで係数の符号と大きさの関係はモデル1と同じになった。

## 5.2 効率的運営の要因分析

モデル 1-5 までの分析から、近年では効率的な歳出構造を持つ市町村による法定協議会の設置、合併が実現しつつあることが分かった。さらに、2005 年 3 月の合併特例法の期限が効率的な市町村の合併意欲を高めていることも示唆された<sup>24</sup>。しかし、本稿のモデル 4、5 では将来の法定協設置、合併実現を外生的な非効率性としたため、費用最小化のインセンティブ要因は明らかにされていない。そこでここ数年、合併意欲を持つ市町村が効率的財政運営を行っていた要因について、簡単に言及してみたい。

表 7. 費用効率・非効率な自治体 を挿入。

表 7 はモデル 4 の推計結果に基づいて計算した上位・下位 20 市町村の費用非効率性指標である。Battese and Coelli (1988) により提案された点推定量  $E\{exp(-u_i)|\varepsilon_i\}$  ではなく、 $E\{exp(u_i)|\varepsilon_i\}$  で費用効率性を計算している<sup>25</sup>。そのため、Kumbhakar and Lovell (2000) の定義によれば費用効率性は通常 1 未満になるはずだが、本稿では 1 以上となり、その差がフロンティア費用関数からの乖離と考えることができる。表 7 より効率的な市町村では行政単位による偏りはないが、非効率な市町村には 3 市しか入っておらず、町村が多いことが分かる。また地域別に見ると、効率的な自治体には特に特徴はないが、非効率な自治体には北海道の市町村が多い。2001 年から 2004 年の間に法定協議会を設置、或いは合併を実現している場合には、法定協を設置し始めた年や合併した年を表に載せている。効率的な費用構造を持つ市町村では法定協の設置、合併が多く行われていて、合併に意欲的であるが、非効率な市町村では合併に向けた動きが少ないことが分かる。

図 1. 普通交付税割合と費用非効率性 を挿入。

このように市町村合併に意欲的な自治体で効率的な財政運営を行っていることが分かったが、どのような要因が効率的な運営を可能にしたのだろうか。第 1 に、地方交付税制度によって、地方自治体の費用最小化行動のインセンティブが歪められている可能性がある。山下他 (2002) では、交付税依存率の高い自治体ほど費用関数が費用フロンティアから乖離しており、交付税への期待が費用最小化のインセンティブを弱めていることを示している。本稿では、地方交付税への依存度と非効率の関係を調べるため、歳出額に対する普通交付税の割合 (%) とモデル 4 から計算された費用非効率指標を図 1 にプロットした。不交付団体である兵庫県芦屋市の非効率指標が特別大きいことが、その他の非効率指標と普通交付税割合の関係を見ると若干負の相関があるようだが、明白な正負の関係は見出せない。表 7 の非効率な市町村に注目すると、芦屋市、泊村、大飯町は普通交付税不交付団体であることから不交付団体が必ずしも効率的とは断言できない可能性がある。そのため、交付税制度が非効率的運営の要因となったと判断するのは難しいだろう。

第 2 に、歳出の定義の仕方によって誤った結果を導いている可能性がある。歳出には公

<sup>24</sup>小西 (2002)、岡本 (2002) にあるように、段階補正の見直しによる小規模団体への交付税の削減が小規模町村の合併を促進させたという見方がある。しかし、表 7 で示すように、効率的な自治体には静岡市のような大都市も含まれていることから、必ずしも効率的な市町村が小規模であるわけではない。また、交付税の削減で 2003 年に効率的な市町村による合併が進んだ理由を直接説明するのは難しいと考えられる。したがって、地方交付税制度の変更が合併特例法と補完的に合併を促している可能性はあるが、本稿の分析結果は合併特例法の影響によるものだと考える。

<sup>25</sup>本稿で示される費用非効率性は、分子が実際の支出、分母が費用フロンティア上の費用となる。

債費等経常経費以外の支出が含まれており、必ずしも当該年度の公共財供給や投入量と関連しているわけではない。また、特定財源による国や都道府県が主導している事業の費用も歳出に含まれているため、市町村ではなく国や都道府県の事業効率性が影響を及ぼしている可能性もある。さらに、生活保護や老人福祉といった福祉事業は町村では都道府県の事業になるが、市制の下では費用を負担する代わりに事務所の設立が認められ事業運営の権限が与えられるというように、行政単位によって権限が異なる。そのため、福祉事業の非効率の源泉を市町村に帰するのは間違った解釈となるかもしれない。

第3に、地域特有の要因、或いは地理的要因によって、効率的な運営が可能となっている可能性がある<sup>26</sup>。Oates (1985) によって始められた自治体数と政府規模に関する実証分析では、地方政府の数が多いほど財政の拡大が抑制される (Zax (1989))、或いは周囲に競争的な都市が多いほど効率的な財政運営を可能としているという結果がある (Grossman et al (1999))<sup>27</sup>。また、住民のモニタリングによって政府や行政の無駄遣いを抑制できる可能性もある。Davis and Hayes (1993) は、公共財の価格がモニタリングによって低くなる可能性のあるモデルを示し、警察サービスについて税率が上がると額は小さいが支出が削減されるという結果を得ている。したがって、周囲の自治体との競争が激しい、また住民の政治や行政への関心が高い地域で効率的な歳出構造を持っている可能性がある。本稿では、こうした効率的運営の要因についての検証は行っていないが、市町村合併が歳出削減に寄与するかどうかを明らかにするためにも、今後検証する必要があるだろう。

## 6 結論

従属変数を1人当たり歳出額とし、説明変数に人口、人口の2乗を含めて最適人口規模を求めた研究は蓄積されているが、どのような費用構造を持つ市町村が実際に合併のインセンティブを持つのかを明らかにした研究は少ない。そこで本稿では、最近の市町村合併においていかなる市町村が合併に積極的なのかを分析した。本稿のモデルでは、従属変数とダミー変数以外の説明変数は2000年のものだが、法定協の設置、合併に関する政策変数は2001年から2004年なので、政策が費用に与える効果ではなく、どのような費用構造を持っている市町村が合併する傾向にあるのかを検証している。従属変数である歳出を、政策ダミー変数、公務員賃金、公共サービス水準、人口、人口の2乗、環境コスト要因に回帰したところ、2001年から2004年にかけて徐々に効率的な市町村が法定合併協議会を設置し、合併を実現させていることが分かった。さらに、2002年、2003年、2004年に法定協議会を設置し始めた市町村は他の市町村と比べて効率的で、特に2003年の係数が最も小さく有意であったことから、2005年3月の合併特例法の期限が効率的な市町村の合併インセンティブを高めていると考えられる。費用効率、非効率な市町村を比べても、効率的な市町村で2002-2004年に法定協議会が設置されていることも分かった。また、合併に意欲的な市町村で効率的な運営が行われていた要因についても考察したが、本稿では明白な結論を得ることはできなかった。

これらの結果から当初、相対的に非効率な自治体の合併が進んでいたが、市町村合併への財政支援策・手続きの簡素化などにより、効率的な市町村が合併インセンティブを持つ

<sup>26</sup> 林 (2005) が良いサーベイとなっている。

<sup>27</sup> しかし、自治体数の増加が政府の規模拡大をもたらすという結果もある (Forbes and Zampelli (1989))。



ていることが分かった。財政基盤の弱い自治体を救済する目的を持っていた市町村合併推進策だが、効率的な運営をしている自治体の合併を増加させる結果となっている。そのため、合併による財政措置の対象となる市町村には制限を設けるなどして、相対的に非効率な市町村の合併を促すような政策が必要だったかもしれない。

本稿では、歳出と合併インセンティブの関係について分析を行い、効率的な自治体ほど合併への意欲が強いことが分かったが、最適都市規模よりも小規模の市町村で合併が行われているのかについては明らかにされていない。今後、平成の市町村合併が市町村を最適規模に近づけているのかを分析する必要があるだろう。また、合併によって1人当たり歳出を削減できたかに対する関心が高いが、本稿では(人口などでコントロールした上で)効率的な自治体で合併意欲が高まっていることしか分かっていない。これらの分析については、今後の課題としたい。

## A 付録

### A.1 データの作成方法

1人当たり歳出額(千円/人) = 歳出額/人口

1人当たり公務員給与(千円/人) = 性質別歳出:人件費/地方公務員職員数

昼間人口比率 = (昼間人口 - 人口)/人口

15歳未満人口比率 = 15歳未満人口/人口 \* 100

65歳以上人口比率 = 65歳以上人口/人口 \* 100

林野・湖沼面積比率( $km^2$ ) = (森林面積 + 原野面積 + 湖沼面積)/総面積

#### 行政サービス水準の推計

本稿は全国市町村を対象とした分析なので、林(2002b)、山下他(2002)で用いられた「行政サービス水準総合得点」(日経グローバル(当時、日経地域情報))は全国の市区を対象としており利用できない。そこで、行政サービス水準総合得点の算出方法を参考にして、全国市区町村の「行政サービス水準」を算出した。まず、行政サービス水準総合得点を算出するのに用いられた変数を市区町村で利用できる限り使って変数ごとの偏差値を求める。高齢化、少子化、教育、住宅インフラ、安全の5つの項目を設け、それぞれの項目に30, 35, 25, 40, 20のウェイトをかけて平均を計算する。計算式は、次の通りである:

$$\text{サービス水準} = \left( 30 * \frac{\sum_{i=1}^4 x_i}{4} + 35 * \frac{\sum_{i=5}^6 x_i}{2} + 25 * \frac{\sum_{i=7}^9 x_i}{3} + 40 * \left( \frac{\sum_{i=10}^{12} x_i}{3} \right) + 20 * x_{13} \right) / 150$$

ただし、 $x_i$   $i = 1, \dots, 13$  はすべて偏差値で基準化している。 $x_1$  は病床数/65歳以上人口(千人)、 $x_2$  は介護老人福祉施設の定員数/65歳以上人口(千人)、 $x_3$  は介護老人保健施設の

定員数/65歳以上人口(千人),  $x_4$  は介護療養型医療施設数/65歳以上人口(千人),  $x_5$  は  $100 \times (\text{幼稚園の在園者数} + \text{保育所の在所児童数}) / 0\text{-}4\text{歳人口}$ ,  $x_6$  は  $100 \times (\text{保育所の入所待機児童数} / \text{保育所の在所児童数})$ ,  $x_7$  は小学校の教員数/小学校の児童数(千人),  $x_8$  は中学校の教員数/中学校の生徒数(千人),  $x_9$  は公民館数/人口(千人),  $x_{10}$  は  $100 \times \text{主要道路実延長(km)} / \text{面積(km}^2\text{)}$ ,  $x_{11}$  は  $100 \times \text{し尿処理人口} / \text{人口}$ ,  $x_{12}$  は  $100 \times \text{ごみ処理人口} / \text{人口}$ ,  $x_{13}$  は建物火災出火件数/人口(千人)である。

## 法定合併協議会, 合併に関するダミー変数の作成

法定合併協議会, 合併についてのデータは次の方法で作成した。まず総務省 HP 『合併相談コーナー』の「合併協議会設置の状況」(平成 16 年 9 月 14 日)、「昭和 60 年度以降の合併の状況」及び HP 『市町村合併情報』より, 法定協議会の設置と合併時期のデータベースを作った。設置時期の年月日まで掲載されていたが, 月日は考慮せず年単位で集計している。この方法で 1990 年以降の合併と近年の法定協設置状況については網羅でき, 90 年以前の合併については横道・和田 (2000) を参考にした<sup>28</sup>。合併については, 2004 年 9 月 30 日の時点で官報告示がなされている市町村は合併に分類し, 法定協の設置についても 9 月 30 日の時点で設置される予定であれば, 予定時期に設置されるとしている。

次に同一年に法定協議会と合併が実施される場合は, 次のように分類した。まず, 法定協議会が前年以前に設置されていて年の途中で合併が実現する場合, 12 月に合併が成立する場合に限り次年度合併とし, 11 月以前であればその年に合併したものとする。また, 合併と法定協の設置が同じ年になった場合には, 法定協の設置と合併の両方が実現したとする。つまり, 法定協が設置された年と合併が行われた年については識別できるようになっている。他にも, 1 度合併を実現した後さらに法定協を設置しているケース, 合併について市政への移行が行われるかどうかなどを区別している。また, 法定協議会が休止している場合には, 法定協を設置していないものとみなしている。

## A.2 出典

人口, 0 ~ 14 歳人口, 65 歳以上人口, 昼間人口: 総務省統計局 『国勢調査 人口』

歳出額, 人件費(職員給): 総務省自治税務局 『市町村別決算状況調』

職員(人)<sup>29</sup>: 『市町村別決算状況調べ』

面積: 総務省統計局 『国勢調査 面積』

林野面積: 農林水産省統計情報部 『世界農林業センサス』

<sup>28</sup>法定協議会の設置状況については, 合併を実現できている場合にはすべて把握できているが, 合併せずに解散した場合には 2004 年 9 月 30 日に存続していないと漏れている可能性がある。しかし 『市町村合併情報』では法定協議会が解散されたケースでも, その後関係していた市町村で別の法定協議会が設置された場合には以前の設置時期などを載せている。したがって, 必ずしもすべての市町村を網羅できている保証はないが, 法定協議会の平均的な設置期間からすると 2001 年ぐらいまではカバーできていると考えている。

<sup>29</sup>職員数がない市町村については, 「地方公務員職員数(全職種)」がある場合, 次の式から推定した値を用いた:

$$\text{地方公務員職員数(全職種)} \times \frac{\text{職員数の平均}}{\text{地方公務員職員数の平均}}$$

ただし, 地方公務員職員数の出典は, 総務省自治税務局 『地方公務員給与の実態』である。

湖沼面積：国土交通省国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』  
病床数(床)：厚生労働省統計情報部:地域医療基礎統計  
介護老人福祉施設, 介護老人保健施設(定員数), 介護療養型医療施設(施設数)：厚生労働省統計情報部:介護サービス施設・事業所調査, 2001年  
幼稚園(在園者数), 小学校(教員数, 児童数), 中学校(教員数, 生徒数)：文部科学省生涯学習政策局「学校基本調査報告書」, 2002年  
保育所(在所児数(2001年), 入所待機児童数(2002年))：厚生労働省大臣官房統計情報部「社会福祉施設等調査報告」  
公民館数：文部科学省生涯学習政策局「社会教育調査報告書」, 2002年  
主要道路実延長(km)：国土交通省道路局「道路統計年報」, 2002年  
し尿処理人口, ごみ処理人口：総務省自治財政局「公共施設状況調」, 2001年  
建物火災出火件数：消防庁防災課「火災年報」, 2001年  
法定合併協議会設置状況, 合併実施状況：総務省『合併相談コーナー HP』  
(<http://www.soumu.go.jp/gapei/index.html>)『市町村合併情報』(<http://glin.jp/upd/>)

## 参考文献

- 上村 敏之・鷺見 英司(2003)「合併協議会の設置状況と地方交付税」『会計検査研究』, 28, 85-99.
- 岡本 全勝(2002)『地方財政改革論議：地方交付税の将来像』ぎょうせい.
- 小西 砂千夫(2002)『地方財政改革論：「健全化」実現へのシステム設計』日本経済新聞社.
- 中井 英雄(1988)『現代財政負担の数量分析』東京, 有斐閣.
- 西川 雅史(2001)「市町村合併のメリット(1)」『郵政研究所月報』(2001年2月), 48-56.
- 西川 雅史(2002)「市町村合併の政策評価 - 最適都市規模・合併協議会の設置確率」『日本経済研究』, 46, 61-79.
- 林 正義(2002a)「自治体特性と非効率 - 確率フロンティア分析による予備的考察 - 」『研究所年報(明治学院大学産業経済研究所)』, 19, 15-21.
- 林 正義(2002b)「地方自治体の最小効率規模：地方公共サービスの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』, 61, 59-89.
- 林 正義(2003)「自治体規模と地方財政支出：市町村合併への幾つかの含意」『研究所年報(明治学院大学産業経済研究所)』, 20, 63-83.
- 林 正義(2005)「自治体合併の評価：経済分析からの展望」井堀利宏(編)『公共部門の業績評価：官と民の役割分担を考える』東京大学出版, 83-105.
- 原田 博夫・川崎 一泰(2000)「地方自治体の歳出構造分析」『日本経済政策学会年報』, 48, 191-199.

- 横道 清隆・村上 靖 (1993a) 「市町村合併の実証分析 (一)」『自治研究』, 69(6), 65-85 .
- 横道 清隆・村上 靖 (1993b) 「市町村合併の実証分析 (二・完)」『自治研究』, 69(7), 67-85 .
- 横道 清隆・沖野 浩之 (1996) 「財政的効率性から見た市町村合併」『自治研究』, 72(11), 69-87 .
- 横道 清隆・和田 公雄 (2000) 「平成の市町村合併の実証分析 (上)」『自治研究』, 76(12), 110-123 .
- 横道 清隆・和田 公雄 (2001) 「平成の市町村合併の実証分析 (下)」『自治研究』, 77(7), 118-129 .
- 吉村 弘 (1999) 『最適都市規模と市町村合併』東洋経済新報社 .
- 山下 耕治・赤井 伸郎・佐藤 主光 (2002) 「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ソフトな予算制約の問題の検証」『フィナンシャル・レビュー』, 61, 120-145 .
- Battese, G. and T. Coelli (1988) "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with A Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38, 387-399.
- Battese, G. and T. Coelli (1995) "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Davis, L. and K. Hayes (1993) "The Demand for Good Government", *Review of Economics and Statistics*, 75(1), 148-152.
- Duncombe, W. and J. Yinger (1993) "An Analysis of Returns to Scale in Public Production with An Application to Fire Protection", *Journal of Public Economics*, 52, 49-72.
- Forbes, K. and E. Zampelli (1989) "Is Leviathan A Mythical Beast?", *American Economic Review*, 76, 568-577.
- Grossman, P., P. Mavros and R. Wassmer (1999) "Public Sector Technical Inefficiency in Large U.S. Cities", *Journal of Urban Economics*, 46, 278-299.
- Hayes, K. (1986) "Local Public Good Demand and Demographic Effects", *Applied Economics*, 18, 1039-1045.
- Kumbhakar, S. and C. Lovell (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Kumbhakar, S., S. Ghosh, J. McGuckin (1991) "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(3), 279-286.

Oates, W. (1985) "Searching for Leviathan: An Empirical Study", *American Economic Review*, 75, 748-757.

Zax, J. (1989) "Is There A Leviathan in Your Neighborhood?", *American Economic Review*, 76, 560-567.

表 1. 主な市町村合併に関する制度変更

年	制度名と内容
1965 年	市町村合併の特例に関する法律(合併特例法)
1995 年	合併特例法の改正 住民発議制度, 議員定数・在任特例措置の期間延長 普通交付税の合併算定替の期間延長(合併後 5 年間)
1999 年	合併特例法の改正(7 度目) (表 2 を参照)
2000 年	過疎地域自立促進特別措置法(過疎法)上の合併特例 合併移行経費に対する財政措置
2001 年	市町村合併支援本部の設置 市町村合併支援プラン
2002 年	市町村合併支援プランの改定 都道府県が行う合併支援事業に対する財政措置(拡充) 合併前に市町村が行う建設事業に対する財政措置(追加) 合併に伴う都道府県道認定要件の緩和
2003 年	市町村合併の更なる推進のための「片山プラン」 市となるべき要件の特例の延長, 現行の市町村合併特例法の経過措置 市町村合併推進のための新たな法律の制定
2005 年	新合併特例法 合併特例債の廃止, 合併算定替の 5 年への短縮

表 2. 1999 年合併特例法改正

期限: 2005 年 3 月

### 法定合併協議会の設立義務

合併をしようとする市町村は、合併の是非を含め、市町村建設計画の作成やその他合併に関する協議を行うための協議会を設置する。合併協議会の会長及び委員は、関係市町村の議会の議員、長、その他の職員、学識経験者の中から選任する。このほか、委員については、請求代表者又は同一請求代表者を加えることができる。

### 議員定数・在任期間の特例の改正

新設合併: 定数特例(法 6 条 1 項)では、設置選挙の際に、議員定数の上限数の 2 倍の範囲内で定数を定めることができる。在任特例(法 7 条 1 項)では、旧市町村の議員は、合併後 2 年以内は新市町村の議員でいることができる。

編入合併: 定数特例(法 6 条 2 項)では、増員選挙において、編入された旧市町村の区域で選挙区を設けて増員することができる。在任特例(法 7 条 1 項)では、編入された旧市町村の議員は、編入先の市町村の最初の選挙までその議員となることができる。

### 市町村の議会の議員の退職年金に関する特例

合併がなければ退職年金の在職期間の要件(在職 12 年以上)を満たすこととなる者は、当該要件を満たしているとみなす。

### 住民発議の拡充

全ての市町村で合併協設立が請求されたとき、全ての関係市町村長は議会へ付議することが義務付けられる。

### 合併準備補助金

積極的な活動を行っている法定協の構成市町村について、1 関係市町村に対して、500 万円の補助金を与える。

### 普通交付税の算定の特例(合併算定替)

合併後 10 年間は合併しなかった場合の普通交付税を全額保証。その後 5 年間は激変緩和措置。普通交付税を交付されない不交付団体である市町村どうしの合併の場合は、状況の変化がない限り合併後も普通交付税は交付されない。

### 合併特例債の創設

#### 合併市町村のまちづくりのための建設事業に対する財政措置

合併後 10 年間は市町村建設計画に基づく特に必要な事業の経費に合併特例債を充当(95%(公営企業に係るものは 100%))。元利償還金の 70%を普通交付税措置。この結果、普通交付税交付団体では、元利償還金の 30%を償還すればよいこととなる。

#### 合併市町村振興のための基金造成に対する財政措置

旧市町村単位の地域振興・住民の一体感醸成のために行う基金造成に対し、合併特例債を充当(95%)。元利償還金の 70%を普通交付税措置。

#### 合併推進のための建設事業に対する財政措置

合併重点支援地域において合併に係る複数の市町村が連絡調整して一体的に実施する公共施設及び公用施設の整備事業に対して合併推進債を充当(90%)。元利償還金の 50%を普通交付税措置。

### 市となるべき要件の特例

通常: 人口要件は 5 万人以上、中心市街地戸数割合が全戸数の 6 割以上など、地方自治法上の原則がある。

特例: 平成 17 年 3 月 31 日までに、合併する場合に限り、市制施行のための要件を、人口 4 万人以上とするとともに、連たん要件等の人口以外の要件を不要とする。市の全域を含む区域をもって平成 17 年 3 月 31 日までに行われる新設合併にあつては、市制施行のための要件をいずれか備えていない場合でも備えているものとみなす。平成 12 年の改正で合併特例法に附則第 2 条の 2 が追加され、平成 16 年 3 月 31 日までに市町村合併が行われる場合に限って、人口要件は 3 万人以上に、その他の要件は問わないこととされた。

### 国の役割

都道府県及び市町村の自主的合併に関する助言、情報の提供等を実施。合併市町村の建設に資するため必要な財政上の措置その他の措置

### 都道府県の責務

市町村の自主的合併に関する助言、情報の提供等を実施。市町村の求めに応じた市町村相互間の必要な調整。市町村建設計画の達成のための事業の実施その他の必要な措置。

### 地方税の課税免除又は不均一課税: 内容省略

資料: 総務省『合併相談コーナー』(<http://www.soumu.go.jp/gapei/index.html>)

表 3. 合併までに必要な期間

	平均日数
住民発議含む	862
住民発議以外	705

注. サンプルは2003年4月に合併して誕生した12市町. 住民発議によって法定合併協議会を設置したのは南アルプス市, 静岡市, 宗像市. 「住民発議以外」はこれらの市を除外した平均.



表 4. 記述統計量

変数名	2001 年		2002 年		2003 年		2004 年		
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
合併なし	歳出額(百万円)	11834	(21476.5)	12477	(22503.3)	12936	(22145.7)	12514	(21543.5)
	1人当たり歳出額(千円)	653	(502.5)	642	(504.6)	676	(557.3)	640	(518.9)
	公務員給与	6013	(675.2)	6043	(680.6)	6071	(714.3)	6059	(708.8)
	公共サービス水準	50.06	(2.614)	50.00	(2.574)	50.08	(2.778)	50.08	(2.610)
	人口(人)	30898	(65638.5)	33161	(69383.8)	34436	(69849.9)	33354	(66391.3)
	昼間人口比率	-0.07	(0.111)	-0.07	(0.112)	-0.06	(0.116)	-0.07	(0.116)
	15歳未満人口割合	14.48	(2.115)	14.49	(2.104)	14.58	(2.139)	14.56	(2.152)
	65歳以上人口割合	24.16	(7.201)	23.78	(7.135)	23.55	(7.301)	23.56	(7.276)
	面積(km <sup>2</sup> )	116.08	(135.491)	119.24	(140.142)	126.54	(152.822)	113.19	(138.193)
	林野・湖沼面積比率	0.54	(0.295)	0.53	(0.300)	0.54	(0.295)	0.52	(0.301)
	標本数	2899		2506		1702		2112	
	法定協設置	歳出額(百万円)	8208	(8271.4)	8188	(14842.0)	10067	(19696.8)	12153
1人当たり歳出額(千円)		618	(268.4)	711	(468.2)	621	(407.4)	648	(419.3)
公務員給与		5938	(616.9)	5833	(613.8)	5929	(592.3)	6008	(539.1)
公共サービス水準		51.06	(2.589)	50.46	(2.814)	50.08	(2.376)	49.85	(2.449)
人口(人)		22098	(34013.5)	18249	(38221.3)	25399	(56920.2)	30995	(75027.3)
昼間人口比率		-0.07	(0.093)	-0.07	(0.098)	-0.08	(0.101)	-0.07	(0.094)
15歳未満人口割合		14.51	(2.333)	14.43	(2.187)	14.33	(2.070)	14.36	(1.950)
65歳以上人口割合		24.60	(7.563)	26.41	(7.237)	25.07	(6.976)	24.61	(6.180)
面積(km <sup>2</sup> )		55.31	(73.384)	91.35	(96.483)	97.55	(95.777)	140.21	(146.461)
林野・湖沼面積比率		0.52	(0.286)	0.60	(0.256)	0.54	(0.297)	0.56	(0.289)
標本数		40		434		1217		526	
合併		歳出額(百万円)	85648	(94871.0)	17203	(8554.0)	26844	(51181.7)	6608
	1人当たり歳出額(千円)	334	(34.6)	580	(286.2)	509	(225.7)	746	(485.7)
	公務員給与	7032	(1186.8)	6752	(448.0)	6155	(1238.3)	5693	(557.5)
	公共サービス水準	49.36	(1.983)	50.18	(1.910)	49.01	(1.964)	50.39	(2.881)
	人口(人)	246718	(254166.9)	37430	(25115.)	72155	(145885.8)	14066	(35794.7)
	昼間人口比率	-0.08	(0.160)	-0.01	(0.050)	-0.06	(0.100)	-0.07	(0.099)
	15歳未満人口割合	14.44	(1.655)	15.69	(2.960)	15.03	(2.531)	14.16	(2.119)
	65歳以上人口割合	16.69	(0.680)	22.79	(0.394)	21.40	(6.954)	27.62	(7.413)
	面積(km <sup>2</sup> )	103.48	(113.663)	181.78	(131.444)	214.84	(297.978)	84.50	(63.993)
	林野・湖沼面積比率	0.08	(0.110)	0.57	(0.225)	0.61	(0.261)	0.65	(0.231)
	標本数	3		2		23		304	

注. ( )は標準偏差. 変数は公共サービス水準を除いて2000年のデータである. 東京都特別区と政令指定都市は除外してある.

標本数は変数の中で最も観測値の少ない変数のものを載せている. 公共サービス水準がない市町村が多いため, 実際の市町村数よりも小さくなる. 15歳未満人口比率と65歳以上人口比率はパーセント表示. 法定協設置とあるのは, 合併を実施しておらず, その年に法定協を新たに設置した市町村. 合併とあるのは, 94年以前に合併がなく, その年に合併を実施した市町村.

表 5. OLS 推定 (モデル 1-3)

従属変数: 歳出額	モデル 1		モデル 2		モデル 3							
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	2001 年	標準誤差	2002 年	標準誤差	2003 年	標準誤差	2004 年	標準誤差
法定協ダミー-2001:d1	0.041	(0.027)	0.029	(0.025)								
法定協ダミー-2002:d2	-0.019	(0.012)	-0.037**	(0.011)								
法定協ダミー-2003:d3	-0.068**	(0.008)	-0.077**	(0.008)								
法定協ダミー-2004:d4	-0.042**	(0.010)	-0.053**	(0.010)								
合併ダミー-2001:d5	0.025	(0.072)	0.022	(0.101)								
合併ダミー-2002:d6	0.181	(0.140)	0.106	(0.179)								
合併ダミー-2003:d7	-0.036	(0.045)	-0.021	(0.041)								
合併ダミー-2004:d8	0.004	(0.012)	0.004	(0.012)								
法定協ダミー:d9					0.041*	(0.024)	0.015	(0.009)	-0.056**	(0.007)	-0.070**	(0.009)
合併ダミー:d10					0.109	(0.102)	0.068	(0.093)	-0.021	(0.037)	-0.039**	(0.013)
公務員給与			0.238**	(0.043)	0.272**	(0.044)	0.274**	(0.044)	0.237**	(0.043)	0.244**	(0.043)
公共サービス水準			0.270**	(0.086)	0.309**	(0.087)	0.311**	(0.087)	0.294**	(0.086)	0.292**	(0.086)
人口	-1.837**	(0.042)	-1.839**	(0.042)	-1.846**	(0.042)	-1.844**	(0.042)	-1.848**	(0.042)	-1.836**	(0.042)
人口 2 乗	0.076**	(0.002)	0.073**	(0.002)	0.073**	(0.002)	0.073**	(0.002)	0.074**	(0.002)	0.073**	(0.002)
昼間人口比率*人口			0.051**	(0.005)	0.053**	(0.005)	0.053**	(0.005)	0.052**	(0.005)	0.051**	(0.005)
15 歳未満人口比率*人口			5.12E-04*	(2.94E-04)	3.79E-04	(2.99E-04)	3.29E-04	(3.00E-04)	5.85E-04**	(2.95E-04)	5.38E-04*	(2.97E-04)
65 歳以上人口比率*人口			0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
面積*人口			0.013**	(0.001)	0.013**	(0.001)	0.013**	(0.001)	0.012**	(0.001)	0.013**	(0.001)
林野・湖沼面積比率*人口			-0.007**	(0.002)	-0.006**	(0.002)	-0.006**	(0.002)	-0.005**	(0.002)	-0.007**	(0.002)
面積	0.148**	(0.004)										
定数項	16.128**	(0.215)	13.261**	(0.532)	12.849**	(0.544)	12.818**	(0.542)	13.206**	(0.532)	13.121**	(0.536)
標本数	3168		2942		2942		2942		2942		2942	
R2 乗	0.8564		0.8566		0.8513		0.8513		0.8539		0.8547	

注. 法定協ダミー, 合併ダミーは各年に法定協議会が設置, 或いは合併が実施されていたことを表す. ( )内は標準誤差で, 分散不均一を考慮した推定値. \*\*はそれぞれ 5%, 10% で有意.

表 6. 確率フロンティア分析(モデル 4, 5)

従属変数:歳出額	モデル 4		モデル 5							
	係数	標準誤差	2001 標準誤差	2002 標準誤差	2003 標準誤差	2004 標準誤差	2001 標準誤差	2002 標準誤差	2003 標準誤差	2004 標準誤差
公務員給与	0.164**	(0.036)	0.202**	(0.037)	0.204**	(0.037)	0.169**	(0.036)	0.173**	(0.037)
公共サービス水準	0.272**	(0.066)	0.299**	(0.068)	0.303**	(0.068)	0.288**	(0.067)	0.282**	(0.067)
人口	-0.785**	(0.031)	-0.779**	(0.031)	-0.777**	(0.032)	-0.795**	(0.031)	-0.784**	(0.031)
人口 2 乗	0.071**	(0.002)	0.071**	(0.002)	0.070**	(0.002)	0.071**	(0.002)	0.071**	(0.002)
昼間人口比率*人口	0.043**	(0.003)	0.043**	(0.003)	0.043**	(0.003)	0.043**	(0.003)	0.043**	(0.003)
15 歳未満人口比率*人口	7.87E-04**	(2.47E-04)	6.14E-04**	(2.49E-04)	5.91E-04**	(2.50E-04)	8.62E-04**	(2.48E-04)	8.05E-04**	(2.47E-04)
65 歳以上人口比率*人口	1.09E-03**	(1.14E-04)	9.10E-04**	(1.13E-04)	8.98E-04**	(1.14E-04)	1.09E-03**	(1.14E-04)	1.07E-03**	(1.14E-04)
面積*人口	0.013**	(0.001)	0.013**	(0.001)	0.013**	(0.001)	0.012**	(0.001)	0.013**	(0.001)
林野・湖沼面積比率*人口	-0.005**	(0.002)	-0.004*	(0.002)	-0.004**	(0.002)	-0.003**	(0.002)	-0.005**	(0.002)
定数項	13.259**	(0.436)	12.833**	(0.442)	12.801**	(0.443)	13.196**	(0.439)	13.137**	(0.439)
非効率率項										
法定協ダミー2001	0.034	(0.131)								
法定協ダミー2002	-0.213**	(0.082)								
法定協ダミー2003	-0.445**	(0.123)								
法定協ダミー2004	-0.254**	(0.078)								
合併ダミー2001	0.060	(0.445)								
合併ダミー2002	0.294	(0.403)								
合併ダミー2003	-0.084	(0.209)								
合併ダミー2004	0.002	(0.070)								
法定協ダミー			0.269	(0.166)	0.060	(0.071)	-0.427**	(0.146)	-0.368**	(0.108)
合併ダミー			0.520	(0.451)	0.464	(0.387)	-0.127	(0.210)	-0.225**	(0.089)
定数項	-0.159	(0.153)	-0.740	(0.470)	-0.775*	(0.452)	-0.441	(0.278)	-0.215	(0.186)
対数尤度	898.612		839.188		752.467		872.899		875.127	
標本数	2942		2942		2942		2942		2942	

注. 法定協ダミー, 合併ダミーは各年に法定協議会が設置, 或いは合併が実施されていたことを表す. ( )内は標準誤差で, 分散不均一を考慮した推定値. \*\*, \*はそれぞれ 5%, 10%で有意.

表 7. 費用効率・非効率な自治体

## 上位 20 市町村

都道府県名	市町村名	費用非効率項	法定協設置	合併
静岡県	静岡市	1.02867	2004 年	2003 年
千葉県	三芳村	1.03137	2003 年	
栃木県	足尾町	1.03143	2003,4 年	
愛知県	十四山村	1.03207	2003 年	
高知県	大野見村	1.03305	2003 年	
三重県	島ヶ原村	1.03408	2003 年	2004 年
埼玉県	皆野町	1.03473	2003,4 年	
三重県	大内山村	1.03481	2004 年	
福島県	いわき市	1.03626		
福岡県	田主丸町	1.03637	2003 年	
新潟県	粟島浦村	1.03665	2003 年	
福島県	福島市	1.03691	2004 年	
佐賀県	中原町	1.03698	2002 年	
福島県	北会津村	1.03797	2003 年	2004 年
埼玉県	横瀬町	1.03799	2003,4 年	
大分県	大田村	1.03814	2003 年	
茨城県	真壁町	1.03832	2003 年	
千葉県	天津小湊町	1.03939	2003 年	
山梨県	上九一色村	1.03954	2002,3 年	
熊本県	一の宮町	1.03965	2003 年	

## 下位 20 市町村

都道府県名	市町村名	費用非効率項	法定協設置	合併
兵庫県	芦屋市	3.48900		
京都府	精華町	2.77556		
北海道	虻田町	2.57734	2004 年	
北海道	泊村	2.51104		
沖縄県	伊江村	2.40463		
北海道	別海町	2.36728		
北海道	幌加内町	2.32513	2004 年	
北海道	士幌町	2.27926		
福井県	大飯町	2.26942		
北海道	歌志内市	2.24132	2004 年	
奈良県	上牧町	2.17380	2003 年	
東京都	神津島村	2.16103		
福島県	泉崎村	2.10769		
岐阜県	高鷲村	2.09022	2002 年	2004 年
福岡県	大任町	2.05992		
島根県	仁多町	2.05164	2003 年	
沖縄県	宜野座村	2.04757		
福岡県	金田町	2.04030	2004 年	
大阪府	高石市	1.99734		
三重県	川越町	1.98133		

注. 法定協設置, 合併は 2001-2004 年までを対象とする. 法定協設置とあるのは, その年に法定協を新たに設置した市町村. 合併とあるのは, 94 年以前に合併がなく, その年に合併を実施した市町村. 双方とも複数回設置, 或いは実施することがある. 静岡市の 2003 年の合併では, 1989 年に法定協を設置している.

图 1

