

効率的自治体による法定合併協議会の設置

—1999年合併特例法と関連して

宮崎 毅*

一橋大学

歳出関数を特定化して最適都市規模を求めた研究は蓄積されているが、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明らかにした研究は少ない。横道・和田(2000, 2001)、西川(2002)は市町村の合併インセンティブを分析しているが、歳出関数の特定化はしておらず、またデータの制約から現在進行中の「平成の大合併」は対象外となっている。本稿では、合併の財政的負担が軽減される現在の合併特例法のもとで、どのような歳出構造を持つ市町村の合併意欲が高まっているのかを調べた。その結果、2001年から04年では最近になるほど効率的な市町村が法定合併協議会(以下、法定協とする)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。また、2003年に法定協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自治体の合併意欲を高めたと考えられる。

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月末が旧合併特例法の期限であったが、市町村数は1999年4月の3229団体から、2005年4月1日には2395団体で約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¹。様々なモデルが定式化されているが、

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)、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。日本経済学会2005年春季大会に於いて林正義氏(財務総合政策研究所、一橋大学)からは、討論者として非常に有益なコメントを頂いた。本誌レフェリーからは、本稿を改善する上で非常に有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。

* 連絡先 E-mail: t_miyazaki@anet.ne.jp

¹ 林(2005)は、市町村合併の包括的なサーベイとなっている。

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²（中井，1988；横道・沖野，1996；林，2002）。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、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³。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、自主財源率が低く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明らかにされていない点がある。第1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が特定化されていない。最適都市規模の文脈では市町村がどのような歳出構造を有するのかについて様々な定式化が試みられており、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2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1999年の合併特例法改正以後は対象としていない。西川（2002）は、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。

本稿では、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

² 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（2002）で示されている。本稿では既存の研究の意味での最適人口規模を「最適都市規模」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。

³ しかし、林（2002）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。

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。従属変数を歳出額の対数、説明変数を人口（対数）、人口（対数）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に、法定合併協議会⁴（以下、法定協とする）設置ダミー、合併ダミーを加えたクロスセクション分析を行う。従属変数、説明変数は2000年、ダミー変数は01-04年のデータなので、ダミー変数の係数が負であれば00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、5つのモデルを最小2乗法（OLS）回帰と確率フロンティアで推定し、法定協を設置、或いは合併した自治体が効率的なのかを調べた。まず、2001年から04年では最近になるほど効率的な市町村が法定協を設置し、合併を実現させつつあることが明らかとなった。さらに、2003年に法定協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、合併意欲のある市町村が効率的となる要因について若干の考察を行ったが、明確な理由を得られなかった。

第2節では市町村合併に関連する制度変更を概観して、仮説を提示する。第3節で推計モデルとデータを紹介し、第4節で分析結果を報告する。第5節が結論となっている。

2. 制度と仮説

2.1 制度

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大幅な改正が行われたが、まだ本格的に合併推進を図る前で合併の阻害要因を少なくすることが目的であった。

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）

⁴ 「法定協議会」或いは、「法定協」と記述することもある。

表1 主な市町村合併に関する制度変更

年	制度と内容
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
1999年	合併特例法の改正(7度目) 合併準備補助金、普通交付税の算定の特例(合併算定替)、合併特例債の創設、市となるべき要件の特例
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)
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
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

が施行され、合併算定替期間の延長、合併特例債の創設といった財政支援策の充実により、合併に伴う支出を補填できるだけでなく、これまで整備できなかった施設などを整備できるようになった⁵。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た。一方、2005年4月1日から施行された「新合併特例法」では、合併における都道府県の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⁶。したがって、旧合併特例法の適用を受けられる2005年3月までに合併する方が、充実した財政支援策を利用できる⁷。

2.2 仮説

本稿では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、次の仮説を検証したい。

⁵ 詳しくは、宮崎(2005)の表2を参照されたい。

⁶ 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、合併特例債が廃止され、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。

⁷ ただし、2003年5月の「片山プラン」では、1999年に改正された合併特例法の経過措置として、2005年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、実質合併までの期限が延長されることとなった。

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の設置、合併が増えている。法定協の設置後に合併が実現することから、今後効率的な自治体による合併が実現する。
2. 1999年合併特例法改正の期限である2005年3月までに合併するため、03年後に効率的な財政運営を行う自治体による法定協設置が増加する。

横道・村上(1993a, b)、横道・和田(2000, 2001)で論じられているように、当初合併の主な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であったため、大都市や市制への移行を目的とする合併が多かったと考えられる⁸。しかし、財政支援策の充実とともに、景気の悪化や高齢化などにより財政状態が悪い自治体が合併に関心を示すようになったと考えられる。歳出構造に着目すると、1人当たり費用が大きい自治体では放漫な財政運営による財政の逼迫から、合併への意欲が高まったと思われる⁹。一方、その後一段と財政支援策が充実したため、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がある。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のかを検証する。

さらに、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いた。こうした財政支援措置を考慮して、合併を予定している多くの自治体はこの期限までの合併を視野に法定協を設置している。そのため、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と考えられる。

また、上村・鷲見(2003)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を設置しておく必要がある。この点を検証するために、2005年3月より2年前の03年3月に合併した12市町が法定協設立から合併までに要した期間を調べた。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日であった。近年、合併事例の増加によりノウハウが蓄積され、国や都道府県の合併支援策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¹⁰。そこで、本稿では2003

⁸ 実際、1990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。

⁹ もちろん、財政的に余裕があるから非効率な場合もあり、この仮説は必ずしも肯定されるわけではない。

¹⁰ 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。

年前後に効率的な市町村によって法定協が設置されているのかを検証する¹¹。

3. モデルとデータ

3.1 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5つのモデルで推定を行う。

モデル1

最適都市規模の文脈では、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。そこでモデル1では、環境コスト要因として面積だけを加えた次の式を推定する：

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

ただし、変数は2000年のデータで、 c_i は歳出額、 n_i は人口、 x_{1i} は面積の対数、 ε_i は*iid*($0, \sigma^2$)に従う誤差項、 N は観測値数である¹²。 $d_{j,i}$ $j=1, \dots, 4$ は、2001年から04年の間で法定協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01年に初めて法定協を設置した場合には $d_{1,i}=1$ となり、03年に新たに2つ目の法定協を設置した場合にも $d_{3,i}=1$ となる¹³。 $d_{j,i}$ $j=5, \dots, 8$ は2001年から04年の間で合併をした年に1をとるダミー変数である。従属変数と説明変数のデータは2000年、ダミー変数は01年から04年なので、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を分析する¹⁴。

¹¹ また2003年5月の段階で、05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、04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03年の法定協設立を目指すと思われる。

¹² 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。

¹³ 法定協、合併に関するダミー変数の作成については、宮崎(2005)の付録を参照されたい。

¹⁴ 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

モデル 2、3

公共サービスの供給 (Hayes, 1986; Duncambe and Yinger, 1993) や市町村財政 (林, 2002; 山下他, 2002) の推定では、様々な環境コスト要因による影響を考慮している。そこで、林 (2002) に従い、混雑関数を考慮した費用関数を定式化する。人口 (対数) と人口 (対数) の 2 乗、及びインプット価格として公務員給与、公共財の消費水準として独自に計算した公共サービス水準が費用関数の変数で、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・湖沼面積比率を変数に加える。推計式は

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

となる¹⁵。ただし、 w_i は公務員給与、 z_i は住民の消費する公共財の水準¹⁶、 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¹⁷。 $d_{j,i}$ 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 では、各年に法定協を運営している、或いは合併している (合併を経験している) 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：

$$\log c_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log w_{i,t} + \beta_2 \log z_{i,t} + \gamma_0 \log n_{i,t} + \gamma_1 (\log n_{i,t})^2 + \sum_{j=2}^6 \gamma_j x_{j,i,t} \times \log n_{i,t} + \sum_{j=9}^{10} \alpha_j d_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i=1, \dots, N, \quad t=2001, \dots, 2004 \quad (3)$$

ここで、ダミー変数 $d_{j,i,t}$ には 2001 年から 04 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¹⁸。つまり、 $d_{j,i,t}$ と $d_{j,i,t'}$ $t \neq t'$ 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。 $d_{9,i,t}$ は、合併を経験していない市町村の中で、

性と負の関係になる。この点を指摘して頂いた、林正義氏に感謝したい。

¹⁵ 林 (2002) を参考にした (2) 式の導出は宮崎 (2005) を参照されたい。

¹⁶ 林 (2002) 等で用いられている「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、本稿では行政サービス水準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。付録を参照されたい。

¹⁷ データの出典と変数の作成方法は、付録を参照されたい。

¹⁸ 例えば、 $t=2001$ であれば、 $d_{9,2001,i}$ と $d_{10,2001,i}$ がそれぞれ、法定協・合併ダミーとなる。他の年のダミー変数は、推定式には含めない。

2001年から2004年の各年に法定協を設置していれば1、法定協がない場合には0をとるダミー変数である。 $d_{10,ji}$ は各年に合併していれば1、そうでない場合には0をとる¹⁹。

モデル4、5

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どのような費用構造を持つのかを検証する²⁰。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²¹。

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設置・合併ダミーを外生的な非効率項とすると、費用フロンティア関数は

$$\log c_i = \beta_0 + \beta_1 \log w_i + \beta_2 \log z_i + \gamma_0 \log n_i + \gamma_1 (\log n_i)^2 + \sum_{j=2}^6 \gamma_j x_{ji} \times \log n_i + u_i + v_i$$

$$u_i = \sum_{j=1}^8 \alpha_j d_{j,i} + \varepsilon_i \quad i=1, \dots, N \quad (4)$$

となる。ただし $v_i \sim iid N(0, \sigma_v)$ 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 と v_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を推定する²²。また、モデル4、5では後年の法定協設置や合併に関するダミー変数を非効率項としているため、2000年に非効率、或いは効率的な運営をしていた要因は明らかではない²³。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も考察する。

確率フロンティア分析で、当該年に法定協を設置している、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ているのかを調べる

¹⁹ 1994年以前に合併した或いは法定協を設置した市町村は、合併していないとみなしている。

t=2001のとき、法定協ダミーは2001年に法定協を設置している（設置し始めた年でなくてもよい）市町村で1をとり、合併ダミーは2001年に合併している（合併し始めた年でなくてもよい）市町村で1をとる。

²⁰ 確率フロンティア分析については、Kumbhakar and Lovell (2000)を参照。

²¹ 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。

²² ここで、 u_i の分散がゼロとなる特殊ケースはOLS費用関数となる。

²³ 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。

のがモデル5である²⁴。費用フロンティア関数は(4)式と全く同じで、費用非効率項 u_i が

$$u_i = \sum_{j=9}^{10} \alpha_{j,i} d_{j,i} + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, N, \quad t=2001, \dots, 2004 \quad (5)$$

で定式化される。ダミー変数の定義はモデル3と同じである。

3.2 データ

表2は2001-04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²⁵。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団体だったのが、03年に

表2 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								
1人当たり歳出額	653	(502.5)	642	(504.6)	676	(557.3)	640	(518.9)
公務員給与	6,013	(675.2)	6,043	(680.6)	6,071	(714.3)	6,059	(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	30,898	(65,638.5)	33,161	(69,383.8)	34,436	(69,849.9)	33,354	(66,391.3)
面積	116.08	(135.491)	119.24	(140.142)	126.54	(152.822)	113.19	(138.193)
観測値数	2,899		2,506		1,702		2,112	
法定協設置								
1人当たり歳出額	618	(268.4)	711	(468.2)	621	(407.4)	648	(419.3)
公務員給与	5,938	(616.9)	5,833	(613.8)	5,929	(592.3)	6,008	(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	22,098	(34,013.5)	18,249	(38,221.3)	25,399	(56,920.2)	30,995	(75,027.3)
面積	55.31	(73.384)	91.35	(96.483)	97.55	(95.777)	140.21	(146.461)
観測値数	40		434		1,217		526	
合併								
1人当たり歳出額	334	(34.6)	580	(286.2)	509	(225.7)	746	(485.7)
公務員給与	7,032	(1186.8)	6,752	(448.0)	6,155	(1,238.3)	5,693	(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	246,718	(254,166.9)	37,430	(25,115.0)	72,155	(145,885.8)	14,066	(35,794.7)
面積	103.48	(113.663)	181.78	(131.444)	214.84	(297.978)	84.50	(63.993)
観測値数	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。本稿の分析で重要ではない昼間人口比率、15歳未満・65歳以上人口比率、林野・湖沼面積比率は省略している。観測値数は最も少ない観測値の数を載せている。単位は1人当たり歳出額が千円、公務員給与が千円、人口が人、面積が平方キロメートルである。「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で、「合併」とあるのは、その年に合併した市町村。

²⁴ つまり、モデル4にモデル3のダミー変数を用いたのがモデル5となる。

²⁵ 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ことになる。また、分析上関心の薄い歳出額、昼間人口比率、15歳未満・65歳以上人口比率、林野・湖沼面積比率は省略している。

は 1217 団体と大幅に増加し、その後 04 年には 526 団体と減少している²⁶。また新たに合併した市町村は、01 年に 3 団体だったのが 04 年には 304 団体となり、急速に増加していることが分かる。

法定協設置市町村の 1 人当たり歳出に注目すると、2002 年の 71.1 万円から 03 年には 62.1 万円と約 12.7%減少している。人口、面積ともに増加しており、面積の増加によって公共サービス費用が上昇する一方で、人口増加による規模の経済の効果が上回っている可能性がある²⁷。2004 年と 2003 年を比べると 1 人当たり歳出が増加しているが、人口の増加 (22.0%) よりも面積の拡大 (43.7%) の影響が強いと考えられる。

4. 分析結果

4.1 分析の含意

表 3 は、通常の OLS による分析結果である²⁸。モデル 1 では人口、人口の 2 乗、面積の係数はそれぞれ負、正、正となり、既存の研究と同じ結果が得られている²⁹。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、04 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³⁰。また、法定協ダミーは 2001 年に正だったのが 03 年まで徐々に小さくなり、04 年は 03 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、効率的な市町村の合併意欲が高まっていると言える。さらに、2002、04 年と比べて 03 年の法定協ダミーの係数、標準誤差がともに小さくなっている。多くの財政支援措置を適用するには 2003 年までに法定協を設置する必要があるため、1999 年合併特例法改正の期限が要因となっている可能性がある³¹。

²⁶ 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。

²⁷ 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。

²⁸ 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。

²⁹ 最適人口規模は 16 万 6885 人となり、西川 (2002) で計算された 17 万 281 人と近い数字が得られた。

³⁰ 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。

³¹ 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、及び人口要因か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。

表3 OLS推定(モデル1-3)

	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		2002年		2003年		2004年	
					係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	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)
観測値数	3,168		2,942		2,942		2,942		2,942		2,942	
修正R2乗	0.8564		0.8566		0.8513		0.8513		0.8539		0.8547	

注) () 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。法定協ダミーと合併ダミーの定義については第3.1節を参照されたい。

モデル2でも、法定協・合併ダミーの係数はモデル1に近い値となっている。法定協ダミーが2002年から04年まで係数が負、有意となり、03年に係数が最も小さくなることから、仮説1と2を支持する結果が得られた。

モデル3で2001とあるのは、2001年に法定協を設置している、或いは合併している自治体を対象としたダミー変数を説明変数に含む推定である。法定協ダミーの係数が2001年から04年まで一様に減少していることから、徐々に効率的な市町村が法定協を設置し、運営していることが分かる。2002年以降、効率的な市町村が法定協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。合併ダミーでは、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、今後効率的な自治体の合併が進展すると考えられる。

表4、モデル4の推定結果を見ると、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04年で負、有意となっており、モデル1、2で得られた結果と同じである。また、モデル1、2と同じように2003年の係数が最も小さいことから、合併特例法の期限を睨み、駆け込みで法定協を設置していたと考えられる。またモデル5では、2003年法定協ダミーの係数が04年よりも小さいこと以外は、法定協ダミーと合併ダミーの係数は全体として減少傾向にあり、モデル3とほぼ同じ結果となった。したがって、効率的な自治体が合併意欲を持っており、今後合併を実現させると考えられる。

4.2 効率的運営の要因分析

モデル1-5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月の合併特例法改正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³²。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、近年合併意欲を持つ市町村が、2000年に効率的財政運営を行っていた要因について、簡単に考察してみたい。

³² 小西(2002)、岡本(2002)にあるように、段階補正の見直しや近年の交付税減額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3にあるように法定協を設置した自治体の人口は2003年よりも01,02年で少なく、小規模自治体による合併は本稿の分析結果に大きな影響を及ぼしていないと思われる。地方交付税制度の変更が合併を促している可能性はあるが、交付税の減額と市町村合併との関連については本稿の分析範囲を超えるので、今後の課題としたい。

表4 確率フロンティア分析(モデル4、5)

	モデル4		モデル5							
	係数	標準誤差	2001年		2002年		2003年		2004年	
			係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	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:d1	0.034	(0.131)								
法定協ダミー2002:d2	-0.213**	(0.082)								
法定協ダミー2003:d3	-0.445**	(0.123)								
法定協ダミー2004:d4	-0.254**	(0.078)								
合併ダミー2001:d5	0.060	(0.445)								
合併ダミー2002:d6	0.294	(0.403)								
合併ダミー2003:d7	-0.084	(0.209)								
合併ダミー2004:d8	0.002	(0.070)								
法定協ダミー:d9			0.269	(0.166)	0.060	(0.071)	-0.427**	(0.146)	-0.368**	(0.108)
合併ダミー:d10			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	
観測値数	2,942		2,942		2,942		2,942		2,942	

注) ()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。法定協ダミーと合併ダミーの定義については第3.1節を参照されたい。

表5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³³。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町村が多いことが分かる。また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おり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。したがって、非効率な自治体には合併に積極的ではない小規模町村が多い可能性はあるが、効率的な自治体の特徴は分からない。

次に、効率的な行財政運営を可能にした要因を交付税制度との関連で検討してみる。山下他(2002)、赤井他(2003)の研究で指摘されているように、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。しかし、表5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、交付税制度が非効率の運営の要因とはなっ

表5 費用効率性からみた自治体—上位・下位20市町村—

都道府県名	市町村名	上位20市町村			都道府県名	市町村名	下位20市町村		
		費用非効率項	法定協	合併			費用非効率項	法定協	合併
静岡県	静岡市	1.029	2004年	2003年	兵庫県	芦屋市	3.489		
千葉県	三芳村	1.031	2003年		京都府	精華町	2.776		
栃木県	足尾町	1.031	2003,4年		北海道	虻田町	2.577	2004年	
愛知県	十四山村	1.032	2003年		北海道	泊村	2.511		
高知県	大野見村	1.033	2003年		沖縄県	伊江村	2.405		
三重県	島ヶ原村	1.034	2003年	2004年	北海道	別海町	2.367		
埼玉県	皆野町	1.035	2003,4年		北海道	幌加内町	2.325	2004年	
三重県	大内山村	1.035	2004年		北海道	士幌町	2.279		
福島県	いわき市	1.036			福井県	大飯町	2.269		
福岡県	田主丸町	1.036	2003年		北海道	歌志内市	2.241	2004年	
新潟県	粟島浦村	1.037	2003年		奈良県	上牧町	2.174	2003年	
福島県	福島市	1.037	2004年		東京都	神津島村	2.161		
佐賀県	中原町	1.037	2002年		福島県	泉崎村	2.108		
福島県	北会津村	1.038	2003年	2004年	岐阜県	高鷲村	2.090	2002年	2004年
埼玉県	横瀬町	1.038	2003,4年		福岡県	大任町	2.060		
大分県	大田村	1.038	2003年		島根県	仁多町	2.052	2003年	
茨城県	真壁町	1.038	2003年		沖縄県	宜野座村	2.048		
千葉県	天津小湊町	1.039	2003年		福岡県	金田町	2.040	2004年	
山梨県	上九一色村	1.040	2002,3年		大阪府	高石市	1.997		
熊本県	一の宮町	1.040	2003年		三重県	川越町	1.981		

注)「法定協」はその年に法定協を新たに設置した市町村で、「合併」は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。法定協設置、合併は2001-04年までを対象とする。静岡市の2003年の合併では、1989年に法定協を設置している。

³³ Battese and Coelli (1988) により提案された点推定量 $E\{exp(-u_i)|\epsilon_i\}$ ではなく、 $E\{exp(u_i)|\epsilon_i\}$ で費用効率性を計算している。そのため、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り、1に近いほど効率的である。

ていないようである³⁴。

5. 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。

従属変数である歳出を、法定協設置ダミー、合併ダミー及びその他の説明変数に回帰したところ、2001年から04年にかけて徐々に効率的な市町村が法定協を設置し、合併を実現させていることが分かった。また、2003年の係数が最も小さく有意であったことから、05年3月の合併特例法改正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。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、本稿では明確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ようになってきていることが分かった。

本稿では、歳出と合併インセンティブの関係を分析し、効率的な自治体の合併意欲が強まっていることが分かったが、最適都市規模よりも小規模の市町村で合併が実現しているのかは明らかではない。また、合併によって1人当たり歳出を削減できるのかという問題への関心が高いが、本稿では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。

³⁴ 歳出額に占める普通交付税額の割合とモデル4から計算された費用非効率指標の関係も調べたが、明白な関係はなかった。

また、自治体間競争、或いは住民による行政への監視によって、効率的な運営が可能となっている可能性が指摘されている(Oates, 1985; Zax, 1989; Davis and Hayes, 1993; Grossman et al., 1999)。自治体間競争や住民の政治や行政への関心と費用構造との関係は本稿の分析範囲を超えるため検討していないが、今後明らかにする必要があるだろう。

付録

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(65歳以上)人口比率 = 15歳未満(65歳以上)人口/人口 × 100

林野・湖沼面積比率(平方キロメートル) = (森林面積 + 原野面積 + 湖沼面積) / 総面積

公共サービス水準の推計

「行政サービス水準総合得点」(日経地域情報)の算出方法を参考にして、全国市区町村の「公共サービス水準」を算出した。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、次のような計算を行う：

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

ただし、 $x_i, i=1..13$ はすべて偏差値で基準化しており、 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 $100 \times (\text{幼稚園の在園者数} + \text{保育所の在所児童数}) / 0-4$ 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 $100 \times \text{主要道路実延長(km)} / \text{面積(km}^2)$ 、 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。

出典

人口、0～14歳人口、65歳以上人口、昼間人口、面積：総務省統計局『国勢調査』
歳出額、人件費(職員給)、職員³⁵(人)：総務省自治税務局『市町村別決算状況調』
林野面積：農林水産省統計情報部『世界農林業センサス』
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

赤井伸郎・佐藤主光・山下耕治(2003)『地方交付税の経済学』有斐閣。
上村敏之・鷲見英司(2003)「合併協議会の設置状況と地方交付税」『会計検査研究』第28
巻 pp. 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』有斐閣。

³⁵ 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、地方公務員職員数を用いて「職員数」を推定し、補完した。詳しくは宮崎(2005)を参照されたい。

- 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』 第46巻 pp. 61-79.
- 林正義 (2002) 「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』 第61巻 pp. 59-89.
- 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 pp. 83-105.
- 宮崎毅 (2005) 「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」 21世紀COE Hi-Stat Discussion Paper Series, No.107.
- 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－フロント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』 第61巻 pp. 120-145.
- 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』 第72巻11号 pp. 69-87.
- 横道清隆・村上靖 (1993a) 「市町村合併の実証分析(一)」 『自治研究』 第69巻6号 pp. 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』 第69巻7号 pp. 67-85.
- 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』 第76巻12号 pp. 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』 第77巻7号 pp. 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.
- Battese, G. and T. Coelli (1988) "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 38, pp. 387-399.
- Davis, L. and K. Hayes (1993) "The Demand for Good Government", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No.1, pp. 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*, Vol. 52, pp. 49-72.
- Grossman, P., P. Mavros and R. Wassmer (1999) "Public Sector Technical Inefficiency in Large U.S. Cities", *Journal of Urban Economics*, Vol. 46, pp. 278-299.
- Hayes, K. (1986) "Local Public Good Demand and Demographic Effects", *Applied*

Economics, Vol. 18, pp. 1039-1045.

Kumbhakar, S. and C. Lovell (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.

Kumbhakar, S., S. Ghosh and J. McGuckin (1991) "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9(3), pp. 279-286.

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

Zax, J. (1989) "Is There A Leviathan in Your Neighborhood?", *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 560-567.