

Discussion Paper Series

No.239

地方交付税と市町村合併 一段階補正の見直しが合併に及ぼす影響を中心として—

宮崎 毅

February 2008

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/

地方交付税と市町村合併

- 段階補正の見直しが合併に及ぼす影響を中心として-

宮崎 毅¹ 明海大学経済学部講師

要旨

地方交付税の段階補正見直しが市町村合併を促進させたのかに関して様々な議論があるが、まだはっきりとした結論は得られていない。本稿では、地方交付税改革、特に段階補正見直しが市町村の合併意欲に与える影響を調べる。10年間の全国市町村パネルデータを用いた固定効果推定を行い、次のような結果を得た。まず、1998年に実施された段階補正の人口4,000人頭打ちには、合併を促進させる効果はなかった。また、2002年に実施された段階補正の見直しは小規模自治体の合併意欲を高め、合併協議会の設置割合を5-7%上昇させることが分かった。さらに、合併の財政措置や交付税総額の削減などの影響で、2002年前後において交付団体の合併意欲が高まっていると推測される。

¹ 連絡先 住所: 〒279-8550 浦安市明海 1 TEL: 047-355-5120(1407) E-mail: tmiyazak@meikai.ac.jp

地方交付税と市町村合併

- 段階補正の見直しが合併に及ぼす影響を中心として -

宮崎 毅* †

明海大学経済学部講師

1 はじめに

「平成の大合併」により 1999 年には約 3200 団体あった市町村が、2007 年 3 月には約 1800 団体に減少した。最近では市町村合併の進展とともに、合併に関する様々な研究が蓄積されている。市町村の人口規模に関する研究、合併のインセンティブに関する研究、合併が歳出、地方交付税、地方公共サービスに及ぼす効果の実証分析とシミュレーション分析など、様々な側面から研究がなされてきた。本研究はどのような地方公共団体が合併意欲を持っているのかを分析対象とするが、既存の実証分析では触れられてこなかった、地方交付税改革、特に段階補正見直しの効果について明らかにする。

1990 年代後半以降、段階補正の見直し、事業費補正の改革など様々な地方交付税改革が実施されてきたが、改革の方向は地方交付税の縮小であり、こうした改革が平成の大合併にどのような影響を与えるのかについては様々な議論がある。 岡本 (2002) で述べられているように、国は合併を促進するために交付税を改革するのではなく、時代の要請と共に適切な交付税制度を構築する必要があるという考え方であった。しかし、青木 (2006) や町田 (2006) では、交付税の縮小により特に小規模自治体の財政状況が悪化しており、一連の改革が小規模自治体の合併を促したと指摘している。

本稿では、交付税改革、特に段階補正の見直しが自治体の合併意欲にどのような影響を与えたのかを明らかにする。1996年から2005年までの10年間の全国市町村パネルデータを用いて、1998年における人口4000人以下の団体の段階補正フラット化、2002年以降における段階補正の算定方法の見直し、さらに合併促進策や地方交付税改革が合併意欲に及ぼす影響を考察する。従属変数を合併協議会や法定合併協議会の設置に関する2値変数とし、説明変数を交付税の段階補正見直しや地方交付税改革に関する政策変数とする。市町村固有の要因、つまり時間に不変な要因、が合併の意思決定に影響を及ぼすと考えられるため固定効果推定を行い、さらに段階補正のアナウンス効果の検証、ランダム効果パネル・プロビット推定による推計の頑健性の検討も行う。

^{*}E-mail: tmiyazak@meikai.ac.jp

[†]財政学会第64回大会に於いて、砂原庸介氏(日本学術振興会特別研究員)及びフロアから貴重なコメントを頂くとともに、町田俊彦教授(専修大学)からは討論者として、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。

本稿は、財政学者や政策の現場で議論されてきた交付税改革と市町村合併の関係を、全国パネルデータを用いて計量経済学的に分析している点が既存の研究と異なる。市町村合併は議会や首長、政党の性格、役所の体質、近隣の市町村との関係など市町村固有の要因に左右されることが多く、市町村の個別要因が合併の意思決定に影響する場合にも一致推定が可能となる固定効果推定が必要である。また、パネルデータであることの利点を生かして、合併を促進するための財政措置や交付税の改革などの影響を考慮した上で、政策の効果を推定している。

推定の結果、次のことが明らかとなった。1998年に実施された人口 4000 人以下の団体への段階補正フラット化は合併協議会の設置状況に影響を及ぼさないが、2002年に実施された段階補正の見直しは小規模市町村の合併協議会と法定協議会の設置確率を 5-7%上昇させることが明らかとなった。また、段階補正見直しは法定協議会よりも合併協議会の設置意欲に大きな影響を与えることが示された。さらに、2002年前後において交付団体の合併意欲が高まっているが、合併のための財政措置や交付税総額の削減が影響していると考えられる。また、高木(2004)や町田(2006)で指摘されている、人口3000人以下の団体に対するアナウンス効果の合併への影響は確認できなかった。

本稿の構成は次のとおりである。第2節で合併に関する財政措置と地方交付税改革について説明し、先行研究を概観した後に本稿が検証する仮説を提示する。第3節では、本稿の推計方法について説明し、データの特徴を述べる。第4節が推計結果で、第5節が結論である。

2 制度と先行研究

2.1 市町村合併促進策

「平成の大合併」により、3200 団体以上あった市町村が、2007 年 3 月には約 1800 団体にまで減少しており、市町村の再編が大きな関心事となっている。1999 年の旧合併特例法における合併特例債や合併算定替など合併に対する手厚い財政支援措置が、地方自治体の合併意欲を高めた面は否定できないだろう。本節では、主に国よって実施された合併促進策を整理し、合併促進策がどのような特徴を持っていたのかを説明する。

表1. 主な市町村合併促進策

表1は、主に総務省によって実施されてきた合併促進施策である。1995年の合併特例法 改正によって住民発議制度、議員定数・在任特例措置の期間延長など、合併を阻害する要 因を除くための制度改正が行われた。1999年の合併特例法改正(7度目)(現在では、「旧 合併特例法」と記述されることが多いので本稿でもこの記述方法を用いる)では合併算定 替や合併特例債の創設といった財政支援措置が充実し、平成の大合併による合併ではほと んど旧合併特例法が適用されている。その後、市町村合併支援プランとその改正では、総 務省だけではなく国土交通省や農林水産省などによって様々な合併支援策が策定され、市 町村合併を強力に後押しする体制が整えられた。

しかし、こうした合併支援策はすべての自治体に同じ条件で適用できるわけではない。 そこで、平成の大合併で実施された合併促進策のうち合併算定替と合併特例債がどのよう な自治体の合併を促進させたのかを推察する。合併算定替は、合併後 10 $_{0}$ 年は合併しなかった場合の普通交付税を全額保証する制度であり、不交付団体である市町村どうしの合併では状況の変化がない限りこの制度は適用されない。普通交付税が交付される交付団体が含まれる合併において初めて合併算定替は適用されるが、特に合併後規模の大きく変化する合併や交付団体と不交付団体の合併などで合併算定替の影響が大きいと思われる 1 。また、合併後 10 $_{0}$ 年はまちづくりのための建設事業に対する財政措置として合併特例債を発行できるが、経費の 95% (公営企業に係るものは 100%)を充当でき、元利償還金のうち 70% は普通交付税措置される。つまり、交付団体であれば事業に要する経費のうち 70% は交付税措置されるが、不交付団体では元利償還金の全額を償還する必要があり、合併特例債の財政的なメリットは交付団体に比べて小さくなる 2 。したがって、合併のアメとして合併算定替や合併特例債が取り上げられることがあるが、上記のように交付団体と比べて不交付団体では財政的なメリットは小さく、合併に積極的になりにくいと考えられる。

2.2 地方交付税と市町村合併

平成の大合併が大きく進展した 2001 年から 2006 年までの期間には、政府の財政再建方針などもあり地方交付税が大きく変化した。本稿の分析と関係のある、1998 年度から 2005年度までの地方交付税制度の変遷を整理すると共に、合併との関係についても考察する。

表2が地方交付税制度の変遷と交付税の総額の推移である。国税5税分に一般会計特例加算や特会借入を加えた交付税の総額だけではなく、交付税総額に臨時財政対策債分を加えた合算額も載せている。景気低迷によって国と地方の財政が悪化する中で、小泉内閣発足後の経済財政諮問会議で2001年5、6月に民間議員から地方交付税額の削減が提案された頃から地方交付税の問題点が指摘されるようになった。そのため、2000年代前半には交付税総額を減らす目的の改正が多い。実際、2000年までは地方公共事業やふるさとづくり事業などの景気対策により交付税額も増加していたが3、2001年度には臨時財政対策債の発行により交付税総額が減少し、2004年度には交付税と臨時財政対策債の合算額も減少に転じている。

表 2. 地方交付税の制度と総額

次に、本稿の分析と関連のある制度変更について述べる。段階補正係数は 1997 年以前は 4000 人以下の団体についても、同様に割増率を計算していたため、人口 1000 人程度の町村では大幅な割増が行われていたこともあった。そのため、小規模団体において効率化の努力が必要などの理由から、1998 年から人口 4000 人以下の団体に対して割増の頭打ちが行われ、人口 4000 人未満の団体の割増率は 4000 人の団体の基準で一律化された。1998年以降順次見直しが行われて、2001 年にはほぼ見直し作業は終わっている4。したがって、

 $^{^1}$ しかし、飛田(2006)は交付税への依存度が高い自治体では、合併算定替終了後の歳出増の影響が大きく、合併算定替期間に歳出削減に取り組む必要があると述べている。

 $^{^2}$ ただし、高木(2006)は、実際の合併特例債の地方交付税への算入額は小さく、近年では基準財政需要総額は拡大するよりもむしろ減額していることを指摘している。

 $^{^3}$ 税収が伸びていたわけではなく、むしろ恒久減税によって国税が減収となったために、交付税原資が足りない分を特会借入によって賄っていた。1998年と1999年の特会借入は、毎年8.9兆円にも上っていた。

⁴²⁰⁰⁰ 年頃には、人口 8000 人以下の団体における割増率を人口 8000 人で頭打ちにする制度変更も行われているが、実施の時期が費目ごとに異なり分かりにくいため、本論文では分析の対象としないことにした。

人口 4000 人以下の団体では、財政状況がよくなる目途が立たない中で、生き残っていく ためにも合併への取り組みに変化が生じている可能性がある。

表3.規模別段階補正見直しの影響額

2002 年度には段階補正の算定方法の見直しが行われ、段階補正の割増率が順次引き下げられており、2002 年から 2004 年までの 3 年間で総額 2000 億円程度の交付税削減が見込まれている。団体規模別の影響額を見ると、表 3 にあるように規模 4000 人が最も影響額が大きく、約 1800 万円で、規模 8000 人前後から 20000 人程度までも影響額は約 1700 万円となっている。しかし、人口 1 人当たりの影響額を見ると、影響の大きさは異なっており、人口規模が小さい自治体ほど見直しの影響が大きいことが分かる。特に、人口 8000 人以下の団体で削減額が大幅に増加している。段階補正見直しの対象は消防費やその他の土木費、社会福祉費など測定単位が人口の費目が多く、1 人当たりの影響額を比べた方が地方の実際の負担に近いと考えられる。また、高木 (2004) によれば、段階補正見直しの影響は人口 3000 人以下の団体に集中したと考えられている。したがって、段階補正見直しが小規模団体に及ぼす影響と規模の比較的大きな団体に与える影響は異なると考えられ、特に人口の少ない小規模団体において算定見直しの影響は大きいと思われる。そのため、段階補正の見直しが合併意欲に及ぼす影響を調べる際にも、小規模団体と規模の比較的大きな団体を区別する必要があるだろう。

2.3 先行研究と仮説

2000 年以降の地方交付税改革と市町村合併の関係については、政策の現場や学問的立 場から様々な議論が行われている。岡本(2002)では、地方財政の問題を議論し始めた当 初の経済財政諮問会議の議論から始めて、交付税の改革は合併の強制につながるようなも のではないと述べている。岡本 (2002) は、2001年の「骨太の方針 (素案)」における「市 町村合併を促進するために、小規模団体への地方交付税の割り増し(段階補正)を廃止す る」という提案に対し、「市町村合併は重要であるが、政府の方針は自主的な合併の推進 である。段階補正の廃止により合併を促進することは合併の強制と受け取られかねず、政 府の方針に反する」という総務省の反対があり、最終的には「段階補正の見直しの記述は 市町村合併の項からは削除され、別途地方財政の改革として「合理化や効率化への意欲を 弱めることにならないよう、その見直しを図るべきである」」と記述されたことを紹介し ている。つまり、段階補正の見直しによる合併の推進に関する議論はあったものの、総務 省は市町村合併と段階補正の見直しは別の問題であり、あくまで自主的な合併が政府の方 針であると主張している。総務省は、2002年からの段階補正見直しで効率的な行政運営を 行っている団体を参考にした割増率の引き下げを実施しているが、あくまでも合併のため のムチではないと述べている。岡本 (2003) は、「今回の合併は、地方分権の受け皿として ふさわしい基礎的自治体を作ることが目的」とされ、段階補正の見直しは小規模団体の合 併を促すものではないと説明している。

一方、小西 (2003) は合併はまちづくりの手段であって財政的問題は中心的役割を担う ものではないと主張しているものの、総務省が地方交付税を減額するのは合併を促進する ためだという見方と、交付税の制度を維持するために減額しているという 2 つの見方があ ると述べている。実際、「市町村にとって合併への最大の動機はいうまでもなく財政運営への危機感である」、また「合併はまちづくりのための手段であって、財政運営のためだけではないなどと解説すると、いっそ財政破綻を避けるためには合併しかないと決め打ちしてくれた方がすっきりする、それ以外の理屈を持ち出されるとかえって迷うだけで困ると、苦情を言われたことすらある」と小西(2003)では述べており、市町村の現場では財政運営の危機と合併は切り離せなかったと考えられる。また、青木(2006)では、国が財政再建のために財政力の乏しい小規模市町村の合併を進めるという、国の財政に焦点を当てた政策が合併を促進したと述べている。町田(2006)は、様々な財政支援措置の中で合併に最も影響を与えた要因として地方交付税を挙げ、交付税の縮小により経常収支比率が悪化しており、交付税縮減の影響を受けたと述べている。また、段階補正の見直しが基準財政需要の削減に与える効果は軽微だが、小規模自治体では政策のアナウンス効果が大きいと述べている。

このように段階補正見直しの効果は財政学的見地だけではなく、中央や市町村の政策の現場でも議論されているが、段階補正の見直しが合併の意思決定に及ぼす影響についてはまだはっきりとした結論は出ていない。本稿では、近年政策の分析で頻繁に用いられるパネルデータ分析で、主に段階補正の見直しが合併に与える効果を測定したい。また、段階補正だけではなく、交付税改革が合併とどのように関連するのかも明らかにするために、本稿では次の2つの仮説を検証する:

仮説 1:1998年、2002年における段階補正の見直しが、小規模市町村の合併意欲を高めた。

仮説 2:1999 年以降の合併促進のための財政措置、交付税改革が、市町村の合併意欲を高めた。

3 推計モデルとデータ

3.1 推計モデル

基本モデル

本稿では、主に段階補正の改定が市町村の合併意欲に及ぼす影響を、パネルデータ分析の手法で検証する。従属変数は合併協設置ダミー変数 (y_{it}) で、初めて任意合併協議会か法定合併協議会を設立した年に 1 をとり、それ以外の年には 0 をとる。例えば、2001 年に任意協議会を設置し、2002 年に法定協議会を設置した場合、2002 年の法定協議会設置は初めての協議会設置ではないので、 $(y_{i2000}=y_{i2002}=y_{i2003}=y_{i2004}=y_{i2005}=0,\ y_{i2001}=1)$ となる。法定協議会の設置意欲を調べるために、法定協議会が初めて設置された場合に 1 をとり、それ以外の年に 1 をとる法定協設置ダミーも作成する。例えば、1 をとり、それ以外の年に 1 をとる法定協設置ダミーも作成する。例えば、1 をとり、1 をとり、1 をとる法定協議会を設置した場合、1 をとり、1 をとり、1 をとる法定協議会を設置した場合、1 をとり、1 をとる。

政策変数が合併の意思決定に与える影響を調べるため、政策変数以外の従属変数に影響

を及ぼす要因を説明変数として定式化する。推定は、ダミー変数以外の説明変数のないモデルと説明変数を含むモデルとの双方で行う。説明変数は、人口の対数、町村の面積の対数(市では0となる)、市の面積の対数(町村では0となる)、町村の自主財源比率(市では0となる)、市の自主財源比率(町村では0となる)である。人口を加えるのは各市町村の規模が合併に及ぼす影響を説明するためで、面積と自主財源比率を町村と市で区別しているのは、西川(2002)でこれらの変数の影響が町村と市で異なることが指摘されているためである。また、町田(2006)では、合併後の人口密度が大きく低下する場合、合併による行政効率化の効果は限定的で、市と町村の合併では町村の面積が大きいために合併後人口密度が小さくなる合併は自主的に行われないと述べている。そのため、面積の大きい町村は合併が容易ではないと推測できる。

推定は、パネルデータ線形確率モデルで行う。従属変数が合併協議会の設置に関する 2 値変数なので、本来ならプロビット推定を行うべきである。しかし、プロビットの固定効果推定にはまだ分からない点がある(Wooldridge, 2002)ため、本稿では時間ダミーと固定効果を考慮した線形確率モデルで推定する。

このモデルには次のような利点がある。第1に、固定効果モデルで推定しているので、時間に関して一定な各市町村に固有の性質が合併協議会の設置状況に及ぼす影響をコントロールした上で、政策の効果を一致性推定できる。例えば、横道・和田(2000)(2001)が指摘しているように、広域プロジェクトを推進していた団体、首長や議会が積極的な団体などで合併が促進されている可能性があるが、近隣市町村との関係や首長や議会の性質などは数年で大きく変化するものではなく、固定効果推定ではこうした要因をコントロールした上で合併への影響を測定できる。第2に、時間ダミーを加えることで、段階補正の見直し以外の政策の影響を軽減できる。第2節で説明したように1999年以降毎年、市町村合併を促進するための様々な施策が実施されてきたし、最近では毎年のように制度改正が行われ交付税改革が進められてきた。そのため、時間ダミーと交付団体であることを考慮した時間ダミーによって、こうした政策の影響をコントロールして推定する必要があると考えられる。

1998 年、2002 年に実施された段階補正の見直しが、主に分析の対象とする政策である。 1998 年の人口 4000 人以下フラット化では政策変更は人口 4000 人以下の交付団体にしか影響を及ぼさないので、政策変数は 1998 年以降の人口が 4000 人以下の交付団体で 1 をとり、その他で 0 となる「段階補正ダミー 1」である5。政策変更はその後も継続されているので、1998 年だけの効果ではなく、1999 年以降も同じ効果を持つとしている。

2002年には、効率的団体を指標にした新しい段階補正の算定方法が実施された。割増率が厳しくなることで交付税は結果的に減額になるが、この制度変更の影響は人口規模によっても異なると考えられ、本稿では人口 8000 人以下の市町村とそれより大きい市町村を区別して扱うこととする。特に小規模自治体で影響が大きいと考えられることから、算定の見直しの影響は、2002年以降、人口 8000 人以下の交付団体で 1 となり、その他で 0 をとる「段階補正ダミー 2」で測定する。

 $^{^5}$ また、4000 人以下フラット化は 1998 年から 2001 年まで段階的に実施されたが、本稿では開始から毎年 同じインパクトを持っていると想定している。

上記で定義した説明変数を含まないモデルは、次のようになる:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 d1_{it} + \beta_2 d2_{it} + \sum_{j=1997}^{2005} \alpha_j d_{j,it}$$

+ $\tau_t + c_i + \epsilon_{it}$ $t = 1996, \dots, 2005$ $i = 1, \dots, N_t$

ここで、 y_{it} は合併協議会ダミー変数(或いは、法定協設置ダミー変数)で、 $d1_{it}$ は 1998 年以降の人口 4000 人以下の交付団体で 1 をとる「段階補正ダミー 1 」、 $d2_{it}$ は 2002 年以降の人口 8000 人以下の交付団体で 1 をとる「段階補正ダミー 2 」である。 β_k $(k=1,\ldots,3)$ はそれぞれの変数の係数である。 $d_{j,it}$ は年度別の交付団体ダミー変数で、j 年の交付団体であれば 1 をとる「年別交付団体ダミー」である。例えば、 $d_{2003,it}$ は 2003 年に交付団体で 1 をとるダミー変数となる。 τ_t は時間ダミー変数、 c_i は個別効果、 ϵ_{it} は通常の仮定を満たす誤差項である。 N_t は、各年度における市町村の数である。

説明変数を含むモデルでは、推定式は次のようになる:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 d1_{it} + \beta_2 d2_{it} + \sum_{j=97}^{105} \alpha_j d_{j,it}$$

+ $\mathbf{x}'_{it} \gamma + \tau_t + c_i + \epsilon_{it}$ $t = 1996, \dots, 2005$ $i = 1, \dots, N_t$

ただし、 \mathbf{x}_{it} は説明変数のベクトル、 γ はそれぞれの説明変数の係数ベクトルで、説明変数の要素は (人口の対数、町村の面積の対数、市の面積の対数、町村の自主財源比率、市の自主財源比率) である。

拡張モデル

基本モデルのほかに、段階補正見直しの効果に関する別の仮説を検討するとともに、基本モデルの推計の頑健性を確かめる。町田 (2006) や高木 (2004) では、段階補正見直しは人口 3000 人以下の町村に対する、今後の地方財政や総務省の姿勢のアナウンス効果が大きかったと述べている。そこで、2002 年段階補正見直しのアナウンス効果を検証するために、「段階補正ダミー 2」を人口 3000 人以下(「段階補正ダミー 2a」)と人口 3001 人以上 8000 以下(「段階補正ダミー 2b」)に分割して、人口 3000 人以下の町村への影響を推計する。

また、線形確率モデルでは線形モデルを仮定しており、非線形であることを考慮した推定を行っていない。そこで、2 値変数であることを明示的に取り入れたランダム効果パネル分析も行う。ただ、各市町村に固有の特別な要因が合併の意思決定に影響を及ぼす場合、ランダム効果推定では一致推定が不可能となる。そのため、固定効果のプロビット推定ができれば良いのだが、期間を固定して個人や企業の数を大きくして漸近分布を求めるとき、固定効果プロビット推定では一致性のある推定ができないため固定効果推定は不可能である。そこで本稿では、固定効果の影響を軽減するために、都道府県別のダミーを説明変数に加えている。都道府県ごとに合併の進展状況が大きく異なることが知られている(町田、2006) し、2005 年に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しており、都道府県ダミーによって合併の都道府県間格差をコントロールすることが可能である。

3.2 データ

合併協議会の設置状況

計量モデルで推定を行う前に、合併協議会の設置状況を調べる。図 1 は年度別の任意協議会、法定協議会の設置割合である。1999 年以前の合併協議会、法定協議会設置割合が 1%未満だったので、図 3 を除いて 2000 年以降のデータを対象とする。合併協議会の設置割合は、2001 年には合計 9%程度だったが、2002 年には 37%と急上昇し、その後 2003 年 30%、2004 年 12%と下降傾向にある。任意協議会は 2002 年に 12%で最も設置割合が高いが、法定協議会は 2002 年 22%、2003 年 27%で 2003 年に最も設置割合が高くなっている。 2004 年、2005 年には最初から法定協議会を設置するケースが多くなるが、平成の大合併の初期には任意協議会、法定協議会の順番で合併を進めることが多く、2002 年に合併意欲が高まったためと考えられる。図 2 は年度別、市町村別の合併協議会設置状況である。市では 2002 年が 23.7%(図では四捨五入して 24%と表記している)、2003 年が 24.2%(図では四捨五入して 24%と表記している)で、2003 年に設置の割合が最も高いが、町村では 2002 年が 41%と最も設置割合が高い。また、2002 年と 2003 年の協議会設置状況を比較すると、市ではほとんど差がないのに対して、町村では 41%から 32%と大きく減少しており、2002 年度の反動が来たのかもしれない。

図1.年度別合併協議会の設置状況 を挿入

図 2. 団体規模別合併協議会設置状況 を挿入

次に、主に小規模町村を対象に実施された段階補正の見直しの影響について考察する。図3は、人口規模別の合併協議会設置状況を1999年以前、2000年から2001年、2002年以降で比較したものである。1999年以前は規模の大きい市町村で協議会が設置されやすかったようであるが、2000-2001年、2002年以降は人口4000人未満、8000人未満の小規模団体で合併協議会の設置割合が高く、人口10万人未満まで規模が大きくなるにつれ設置の割合が低くなる。人口10万人よりも大規模の都市では若干設置の確率は高くなる傾向にある。2000-2001年と2002年以降では、人口規模と設置割合の関係には大きな違いはないと考えられる。図4は、交付団体を対象にした、人口8000人以下と8000人より大きい市町村の年度別合併協議会設置状況である。人口規模に関係なく2002年に最も設置割合が高くなり、2003年以降設置割合は逓減する。特に人口8000人以下の市町村において、2002年から2003年にかけての減少幅が大きく、2002年において段階補正見直しの対象となる自治体が合併に積極的となった可能性が考えられる。

図3.人口規模別合併協議会の設置状況 を挿入

図4.段階補正見直しと合併協議会の設置状況 を挿入

記述統計量

表 4a は年度別の合併協議会と法定協議会の設置状況であるが、設置割合は図 1 の具体

的な数値である 6 。合併協議会、法定協議会の設置割合は 1999 年まで 1%未満で推移し、2000 年、2001 年には若干上昇したものの 10%以下だったが、2002 年に合併協議会の設置割合が 37.2%、法定協議会の設置割合が 21.7%と急上昇し、すべての年度の中で最高値となっている。2003 年以降は徐々に、設置割合が減少している。また、市町村数は 2000 年以降徐々に減少しているが、特に 2004 年と 2005 年で減少幅が大きく、2005 年度には 1814 団体となっている。

表 4a. 年度別合併協議会の設置状況 を挿入

表 4b. 記述統計量 を挿入

表 4b は、段階補正見直しの影響を受けやすい人口 8000 人以下の交付団体かそれ以外の団体かで区別した記述統計量である。人口の平均は、見直しの影響を受けやすい市町村の4566 人に対して、それ以外の市町村の平均は 59775 人であり、当然 (a) は (b) と比べて大幅に規模が小さい。しかし、(a) の町村の面積は平均 $123.9km^2$ であるのに対して、(b) のうち町村の面積は平均 $93.1km^2$ であり、見直しの影響を受けやすい自治体では人口密度が低く、過疎地域の可能性が高いことが分かる。また、自主財源比率を比べると、(a) では平均が 0.15 だが、(b) の平均は市で 0.50、町村で 0.31 となり、見直しの影響を受けやすい市町村の財政状況は厳しいと考えられる。このことは、見直しの対象が交付団体であることからも類推できる。

4 推計結果

4.1 基本モデルの推定

表 5 が、段階補正見直しが合併協議会の設置割合に与える効果に関する、パネルデータ線形確率モデルによる推定の結果である。合併協議会の設置に関しては、説明変数のあるなしに関わらず段階補正ダミー 1 は有意ではなく、人口 4000 人以下の町村の段階補正フラット化が合併協議会の設置割合を高める直接的な効果は見られなかった。一方、2002 年に実施された効率的団体を基準にした新しい段階補正の導入は、小規模団体の協議会設置確率を説明変数のないモデルでは 6.8%、説明変数のあるモデルでは 5.3%上昇させることが示されている 7 。係数は有意だが、それほど大きな効果は持っていない。

表 5 . パネルデータ線形確率モデル を挿入

詳しく検討すると、2002 年ダミーには 2002 年に実施された一般的な合併促進策の影響が含まれるが、その効果は約5%程度である。2002 年交付団体ダミーには、2002 年に実施された政策の中でも交付団体に影響を及ぼすと考えられる政策、具体的には合併に関しては合併算定替や合併特例債など、交付税については段階補正の見直し、事業費の補正の見直しの影響が含まれていると推測されるが、その効果は合併協議会の設置確率を約26%上

⁶行政権限が異なるため、東京都区部はデータから除いている。

⁷線形確率モデルなので、推計結果の係数が限界効果を表す。

昇させるほど大きいことが示されている。他の偶数年と比べても効果が大きいことから、2002 年前後は合併促進策や交付税改革が交付団体の合併意欲を高めたと言える⁸。

また、段階補正ダミー 2 は、2002 年に人口 8000 人以下の交付団体を対象にしているが、この政策変数は 2002 年の段階補正見直しが小規模自治体の合併意欲に及ぼす効果を識別していると考えられる。上記のように 2002 年ダミーと 2002 年交付団体ダミーで合併関連施策、一般的な交付税改革の影響はコントロールしていると考えており、これらの政策の影響を除いた上で段階補正見直しの効果を推計している。また、段階補正見直しはほとんどの交付団体に影響するが、小規模団体ほど住民 1 人当たりの削減額は大きく(表3) 本稿では小規模団体で制度変更の影響が大きいと想定していた。分析の結果、2002 年の段階補正算定の見直しは小規模団体において合併協議会の設置割合を 5-6%程度上昇させることが分かった。

説明変数は人口、町村の面積、町村の自主財源比率で、それぞれ負、負、正で有意となっているが、規模の小さい市町村で合併への危機感を持ちやすいと思われ、人口の係数が負という結果は直感的にも整合的である。町村と市に関わらず、面積の係数は負、自主財源比率の係数は正となっているが、面積の大きい自治体で合併意欲が弱いようにみえるのは、町田 (2006) で指摘しているように、面積が大きい自治体との合併では人口密度が小さくなり行政効率化が図れないために、こうした自治体の合併は難しいのかもしれない。自主財源比率が高いいわば財政力のある自治体で合併に意欲的という結果が得られたが、この結果は様々な変数の影響を受けている可能性がある。実際表5をみると法定協議会の設置に関しては自主財源比率の係数は有意となっていないため、推計結果の解釈には注意が必要である。

また法定協議会の設置に与える影響について、1998年の段階補正改正は設置確率を上昇させないが、2002年の段階補正見直しは設置確率を5-6%高めることが示されている。2002年交付団体ダミーの係数は正で有意なので、2002年における合併のための財政措置や交付税の改革が合併に影響していると考えられそうである。合併協議会と法定協議会の分析結果から、2002年の段階補正算定見直しが小規模自治体の合併意欲を高めるが、法定協議会よりも合併協議会全体の設置確率を高めると考えられる。

4.2 推計の拡張

基本モデルとは異なる仮定についても検討するとともに、基本モデルの推計結果の頑健性を調べる 9 。表 6 は、2002 年段階補正見直しが人口 3000 人以下の自治体に及ぼすアナウンス効果を考慮した推計の結果である。段階補正の改定が合併協議会の設置意欲に与える影響を調べると、段階補正ダミー 1 と段階補正ダミー 2 の推計結果は、基本モデルとほ

 $^{^8}$ ただし、本稿の分析では、合併促進策と交付税改革双方に交付団体の合併を促す要因を含んでいることから、どちらの政策が合併協議会の設置割合を高めたのかは識別できない。

 $^{^9}$ 基本モデルでは政策が施行された年度、つまり 1998 年の段階補正フラット化では 1998 年、2002 年の段階補正見直しでは 2002 年、から合併意欲に影響を及ぼすと仮定していたが、制度変更の影響を見てから合併に動き出すなど政策の影響が遅れてくることも考えられる。その場合、段階補正の改定直後から効果が表れるとした段階補正ダミー変数の他に、制度変更の後から影響が表れることを考慮する必要がある。しかし本稿では、1998 年の段階補正フラット化のダミー変数は 1998 年以降 1 をとり、2002 年の段階補正見直しのダミー変数は 2002 年以降 1 をとるが、これは制度変更が実施された年以降制度変更の影響が継続しているためで、制度が改定された年以降に効果があるケースも考慮している。制度変更の影響が継続していることから、本稿では制度変更した年以降のラグを考慮した推計は行っていない。

とんど変わりがない。段階補正ダミー 2a (人口 3000 人以下)と段階補正ダミー 2b (人口 3001 人以上 8000 人以下)の係数は双方とも正で有意だが、係数の大きさがほとんど同じなので、この推定結果からは人口 3000 人以下の自治体に対する特別なアナウンス効果はなかったようである。また、段階補正改定の法定協議会設置に与える効果についても、段階補正ダミー 2a、b の係数がほとんど同じなので、やはり 2002 年段階補正見直しが小規模自治体の合併意欲に及ぼすアナウンス効果はないようである10。

表 6. 段階補正見直しのアナウンス効果の推定 を挿入

表7.ランダム効果プロビットモデル を挿入

パネル線形確率モデルの推定の頑健性を確かめるために、従属変数が2値変数であることを利用したランダム効果パネルモデルでも推定を行う¹¹。表7は、ランダム効果パネル分析の推定結果である。自治体固有の要因が合併協議会設置の決定に影響すると考えられるため、固定効果推定が望ましいが、プロビット推定の固定効果モデルがないことからランダム効果モデルで推定する。ただし、都道府県ごとに合併の進展状況が異なることから、都道府県ダミーによって都道府県間格差をコントロールする。段階補正ダミー2の係数から、合併協議会の設置については説明変数のあるなしに関わらず、2002年の段階補正見直しによって小規模団体の協議会設置意欲が高まることが示されている。法定協議会の設置に関しても、段階補正の見直しが協議会の設置割合を高める効果が確認された。ただし、ランダム効果プロビット推定では市町村固有の要因が合併の意思決定に影響する場合には一致推定が不可能なので、この推定結果は参考と考えるのが良いと思われる。

5 結論

市町村合併の進展に伴い、合併と地方財政問題の関係が取り上げられるようになってきた。その中でも、本稿では地方交付税、特に段階補正の見直しが市町村の合併意欲にどのような影響を及ぼしたのかに注目した。近年、基礎的自治体のあり方が議論されるようになっているが、小規模自治体への交付税の厳しい削減が合併を促す効果を持っていたという議論がある。総務省は交付税改革と市町村合併は関係ないと主張しているが、合併の現場や財政学者はそのように捉えていないようにも思える。本稿は、全国市町村のデータを用いて、交付税と合併の問題を客観的に数字で示そうと試みている。

1996年から 2005年までの 10年間の全国市町村パネルデータを用い、合併協議会や法定協議会の設置状況を従属変数、小規模団体を対象にした段階補正の割増率のフラット化や段階補正の算定方法見直しの実施状況を政策変数としたモデルで、段階補正の改定や合併促進策、地方交付税改革が合併協議会の設置意欲に与える効果を調べた。段階補正の改定

 $^{^{10}}$ ただし本稿の分析では、人口 3000 人以下と人口 3001 人以上 8000 人未満の自治体への影響、つまり小規模団体とそれよりも小規模団体への影響を調べており、人口 3000 人以下とそれ以上の自治体への段階補正見直しの効果を調べると、別の結果が得られるかもしれない。

 $^{^{11}}$ また、説明変数の多重共線性を考慮し、年別の交付団体ダミーを除いたモデルでも推定を行い、基本モデルの頑健性を検証した。合併協議会と法定協議会の設置に関する推定では段階補正ダミー 2 が正で有意となることから、 2 002年の段階補正見直しは小規模団体の協議会設置に影響を与えており、基本モデルと同じ結果が得られた。

は、1998 年における割増率の人口 4000 人頭打ちと 2002 年の算定方法見直しを詳細に検討し、さらにこれらの政策を合併促進のための財政支援措置や交付税全体の改革と区別した上で政策の効果を測定している。推定の結果、1998 年に実施された人口 4000 人以下の団体への段階補正フラット化は合併協議会の設置に影響を及ぼさないが、2002 年に実施された段階補正の見直しは小規模市町村の合併協議会と法定協議会の設置確率を 5-7%上昇させることが明らかとなった。また、法定合併協議会よりも合併協議会の設置において、段階補正見直しの影響が強いことが示された。さらに、2002 年前後において交付団体の合併意欲が高まっているのは、合併のための財政措置や交付税総額の削減などが影響していると考えられる。

ただし、本稿には問題点も残されている。本研究では、合併促進策や地方交付税改革における個々の政策が合併意欲に与える影響を分析出来ていない。年度別交付団体ダミーによって地方交付税と関連する政策の効果は調べられるが、合併のための財政措置や交付税制度の改定に関する個別の政策の効果はみることが出来ない。個別の政策の影響を明らかにするためには、各政策による交付税変化額のデータを説明変数とした推計が必要だろう。この問題は、今後の課題としたい。

A 付録

A.1 合併協議会・法定合併協議会ダミー変数の作成方法

任意合併協議会、法定合併協議会についてのデータは次の方法で作成した。データは年度別に取り扱うことから、範囲は 2000 年 4 月 1 日から 2006 年 3 月 31 日までの 6 年間で、合併協議会ダミーは任意協議会、或いは法定協議会が設置された年に 1 をとり、その他の場合に 0 となるダミー変数で、法定合併協議会ダミーは法定協議会が設立された年に 1 をとり、その他の場合に 0 となるダミー変数である 12。したがって、法定協議会ダミーが 1 となる市町村の場合、合併協議会ダミーも 1 をとる。協議会の設置、合併に関する情報は、HP『市町村合併情報』を利用した。合併協議会は、2007 年 4 月 1 日時点において成立した合併における合併協議会の設置状況を対象としており、合併まで至らなかった協議会、まだ合併が実現していない協議会の設置は除外している。法定協議会も同じである。なお、合併協議会の変数についての説明は、特に断りがない限り法定協議会の変数作成にも適用されるとする。

次に、ダミー変数の詳細な作成方法について説明する。合併を経験していない市町村だけではなく、合併を経験した市町村も区別することなく扱っている。当初協議会に参加していたもの合併に至らなかった市町村、合併協議会が途中で中断した場合は合併協議会を設置していなかったとする。平成の大合併の終盤には前身となる協議会があるものの、その協議会を解散して新しく協議会を設置して合併することがあるが、前身となる協議会が合併を実現する上で重要な役割を果たしているならば、前身となる合併協議会でも協議会設置とする。また、合併までに2つの協議会に参加しているケースもあるが、2つの協議会に参加していることは考慮していない。合併協議会に途中から参加している場合には、

 $^{^{12}}$ 年度単位でデータを作成しているため、例えば 2003 年 2 月に設置された法定協議会は、2002 年度に設置となる。

途中参加を考慮する。具体的な合併協議会と法定協議会設置変数の作成方法は、筆者に問い合わせられたい。

A.2 出典

人口:総務省自治行政局『住民基本台帳人口要覧』

歳入額、普通交付税額、地方税、使用料、手数料、諸収入、その他収入:総務省自治税務 局『市町村別決算状況調』

面積:総務省自治行政局『全国市町村要覧』

任意合併協議会、法定合併協議会設置状況: HP『市区町村変遷情報』(http://uub.jp/upd/)

参考文献

- [1] 赤井 伸郎・佐藤 主光・山下 耕治 (2003) 『地方交付税の経済学:理論・実証に 基づく改革』有斐閣。
- [2] 青木 宗明(2006)「「平成大合併」から学ぶべきこと 求められる「地方の意向」の反映」町田俊彦編著『「平成大合併」の財政学』1-22。
- [3] 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』、28、85-99。
- [4] 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。
- [5] 岡本 全勝(2003)「市町村合併をめぐる財政問題」『自治研究』第 79 巻第 11 号、3-27。
- [6] 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。
- [7] 小西 砂千夫 (2003)「市町村合併と地方財政制度・市町村の財政運営」『自治研究』 第79巻第9号、22-46。
- [8] 佐々木 信夫(2002)『市町村合併』ちくま書房。
- [9] 高木 信二 (2004) 「町村財政と交付税」(財) 地方自治総合研究所編『地方財政レポート 2004:三位一体改革の虚実・地方財政計画のあり方を問う・』92 137頁。
- [10] 高木 信二(2006)「合併特例債は「疑似餌」」町田俊彦編著『「平成大合併」の財政 学』57-72。
- [11] 飛田 博史(2006)「「交付税措置」の虚実 合併算定替を中心として 」町田俊彦編著 『「平成大合併」の財政学』57-72。
- [12] 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。

- [13] 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。
- [14] 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。
- [15] 町田 俊彦(2006)「地方交付税削減下の「平成大合併」」町田俊彦編著『「平成大合併」の財政学』23-56。
- [16] 宮崎 毅(2006)「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」『日本経済研究』第 54 号、20 - 38。
- [17] 山崎 重孝(2003)「基礎的地方公共団体のあり方」『自治研究』第79巻第10号。
- [18] 横道 清隆 (2003a) 「市町村合併の必要性」『自治研究』第 79 巻第 9 号、3-21。
- [19] 横道 清隆 (2003b)「市町村合併の必要性と課題」『都市問題』第 94 巻第 2 号、3-12。
- [20] 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。
- [21] 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。
- [22] Wooldridge, J. (2002) Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press.

表1. 主な市町村合併促進策

年	制度名と内容
1999年	合併特例法の改正(7度目)
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

注:宮崎(2006)を修正。

表2. 地方交付税の制度と総額

年	制度変更	地方交付税額 (当初)	交付税と特例地 方債の合算額
1998年	段階補正の割増一律化 (4000人以下、3年)	17.5兆円	
1999年		20.9兆円	
2000年		21.4兆円	
2001年	臨時財政対策債発行	20.3兆円	21.8兆円
2002年	三位一体の改革(~2004年) 段階補正の算定見直し(3年) 事業費補正の見直し(3年)	19.5兆円	22.8兆円
2003年		18.1兆円	23.9兆円
2004年	交付税の実質削減	16.9兆円	21.1兆円
2005年		16.9兆円	20.1兆円

注:筆者作成。特例地方債は臨時財政対策債である。地方交付税総額には特会借入が含まれる。『地方財政のあらまし(各年版)』を参考にしている。

表3. 規模別段階補正見直しの影響額

20. 优快办权相相正先直600总备银				
人口規模	単年度影響額(円)	1人当たり段階補正 見直しの効果(円)		
1000人前後	8,000,000	8000		
4000人前後	18,000,000	4500		
8000人前後	17,000,000	2125		
12000人前後	17,000,000	1416.7		
20000人前後	17,000,000	850		
30000人前後	10,000,000	333.3		

注:『地方交付税のあらまし』を元に、筆者加筆。

表4a. 年度別合併協議会の設置状況

双™. 干皮剂1					
	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年
合併協議会	0.001	0.003	0.005	0.007	0.031
の設置割合	(0.025)	(0.058)	(0.068)	(0.084)	(0.173)
法定合併協	0	0.002	0.002	0.005	0.010
議会の設置	0	(0.043)	(0.050)	(0.068)	(0.098)
市町村数	3224	3226	3226	3222	3219
	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年
合併協議会	0.082	0.372	0.305	0.121	0.009
の設置割合	(0.275)	(0.483)	(0.461)	(0.326)	(0.094)
法定合併協	0.016	0.217	0.274	0.120	0.009
議会の設置	(0.125)	(0.412)	(0.446)	(0.325)	(0.094)
市町村数	3218	3209	3129	2519	1814

注:上段は比率で、()内は標準偏差。合併協議会には任意協議会と法定協議会の双方が含まれる。

表4b. 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
(a)人口8000人以下の交付団体					
人口	4566	2015	193	8000	11112
面積(市)	56	0.004	55.99	56	10
面積(町村)	123.9	136.9	1.0	1067	11102
自主財源比率(市)	0.15	0.03	0.11	0.19	10
自主財源比率(町村)	0.15	0.08	0.02	0.76	11102
(b)それ以外の自治体					
人口	59774	158715	2082	3544104	18937
面積(市)	176.1	189.0	5	2179.4	6884
面積(町村)	93.1	128.2	3.0	1408.3	12053
自主財源比率(市)	0.50	0.12	0.08	0.79	6884
自主財源比率(町村)	0.31	0.14	0.05	0.87	12053

注:1996年から2005年までの平均。単位は、人口は人、面積はkm²、自主財源比率は比率。 自主財源比率は歳入をウェイトとして計算している。

表5. パネルデータ線形確率モデル

表5. パネルデータ線形 従属変数	確率モデル 合併協議会	き設置ダミー	法定協設置ダミー		
K11400	説明変数なし	説明変数あり	説明変数なし	説明変数あり	
	<u> </u>	170 71 2 200 7	10000000	170 71 22 200 7	
段階補正ダミー1	0.013*	0.005	0.001	-0.004	
	(800.0)	(800.0)	(0.006)	(0.007)	
段階補正ダミー2	0.068***	0.053***	0.059***	0.050***	
	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.009)	
1998年交付団体ダミー	-0.046***	-0.041***	-0.029***	-0.027***	
	(0.011)	(0.011)	(0.008)	(800.0)	
2000年交付団体ダミー	-0.025*	-0.026*	-0.030**	-0.032**	
	(0.014)	(0.015)	(0.014)	(0.014)	
2002年交付団体ダミー	0.264***	0.265***	0.136***	0.136***	
	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	
2004年交付団体ダミー	0.042**	0.042**	0.059***	0.060***	
	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)	
1998年ダミー	0.046***	0.042***	0.030***	0.028***	
	(0.011)	(0.010)	(800.0)	(800.0)	
2000年ダミー	0.054***	0.053***	0.040***	0.040***	
	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	
2002年ダミー	0.090***	0.090***	0.064***	0.065***	
	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)	
2004年ダミー	0.091***	0.094***	0.070***	0.072***	
	(0.018)	(0.018)	(0.017)	(0.017)	
人口の対数		-0.228***		-0.154***	
		(0.039)		(0.036)	
面積(町村)		-0.040*		-0.032	
		(0.020)		(0.020)	
面積(市)		-0.024		-0.028	
		(0.030)		(0.029)	
自主財源比率(町村)		0.229***		0.111	
		(0.083)		(0.076)	
自主財源比率(市)		0.034		-0.058	
		(0.056)		(0.053)	
定数項	-0.008***	2.250***	-0.006***	1.584***	
	(0.002)	(0.315)	(0.001)	(0.291)	
観測値数	30006	30006	30006	30006	
Hausman検定	11091.350	_	1732.005	_	
15	[0.000]	_	[0.000]	_	
修正R2乗	0.223	0.225	0.124	0.126	

注:1996年から2005年までのパネルデータ。()内は分散不均一を考慮した標準誤差で、□内はP値。Hausman検定が計算できない場合には、−としている。Hausman検定は、ランダム効果の分散に関する仮定が満たされない場合には、うまく計算できないことが多い。*** *** *はそれぞれ1%、15%、10%で有意。

ことが多い。***、***、*はそれぞれ1%、15%、10%で有意。 モデルはすべて固定効果モデルで、個別効果は省略。年ダミーと年別交付団体ダミーは1996年を除く偶数年のみ表示。一連の段階補正ダミーが段階補正見直しの効果をみる政策変数となる。

表6. 段階補正見直しのアナウンス効果の推定

表6. 段階補正見直しのア 従属変数	合併協議会設置ダミー		法定協認	と置ダミー
	説明変数なし	説明変数あり	説明変数なし	説明変数あり
段階補正ダミー1	0.013*	0.006	0.000	-0.004
	(0.007)	(800.0)	(0.006)	(0.006)
段階補正ダミー2a	0.066***	0.049***	0.061***	0.050***
(3千人以下)	(0.016)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
段階補正ダミー2b	0.068***	0.054***	0.059***	0.050***
(3千人以上8千人以下)	(0.010)	(0.011)	(0.010)	(0.010)
1998年交付団体ダミー	-0.046***	-0.041***	-0.029***	-0.027***
	(0.011)	(0.011)	(800.0)	(800.0)
2000年交付団体ダミー	-0.025*	-0.026*	-0.030**	-0.032**
	(0.014)	(0.015)	(0.014)	(0.014)
2002年交付団体ダミー	0.264***	0.265***	0.136***	0.136***
	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.021)
2004年交付団体ダミー	0.042**	0.042**	0.059***	0.060***
	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
1998年ダミー	0.046***	0.042***	0.030***	0.028***
	(0.011)	(0.010)	(800.0)	(800.0)
2000年ダミー	0.054***	0.053***	0.040***	0.040***
	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
2002年ダミー	0.090***	0.090***	0.064***	0.065***
	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)
2004年ダミー	0.091***	0.094***	0.070***	0.072***
	(0.018)	(0.018)	(0.017)	(0.017)
人口の対数		-0.229***		-0.154***
		(0.039)		(0.036)
面積(町村)		-0.039*		-0.032
		(0.020)		(0.020)
面積(市)		-0.023		-0.028
		(0.030)		(0.029)
自主財源比率(町村)		0.229***		0.111
		(0.083)		(0.076)
自主財源比率(市)		0.034		-0.058
		(0.056)		(0.053)
定数項	-0.008***	2.256***	-0.006***	1.584***
	(0.002)	(0.316)	(0.001)	(0.291)
観測値数	30006	30006	30006	30006
Hausman検定	-12959.412	-43.269	1730.975	-292.774
	1.000	1.000	0.000	1.000
修正R2乗	0.223 のパネルデー	0.225	0.124	0.126

注:1996年から2005年までのパネルデータ。() 内は分散不均一を考慮した標準誤差で、 □内はP値。 Hausman検定が計算できない場合には、一としている。 Hausman検定は、ランダム効果の分散に関する仮定が満たされない場合には、うまく計算できないことが多い。 ***、*はそれぞれ1%、15%、10%で有意。

***、**、*はそれぞれ1%、15%、10%で有意。 モデルはすべて固定効果モデルで、個別効果は省略。年ダミーと年別交付団体ダミーは 1996年を除く偶数年のみ表示。一連の段階補正ダミーが段階補正見直しの効果をみる 政策変数となる。

表7. パネル・ランダム効果プロビット推定					
従属変数		会設置ダミー	法定協認	と置ダミー	
	説明変数なし	説明変数あり	説明変数なし	説明変数あり	
段階補正ダミー1	0.060	0.022	-0.005	-0.010	
	(0.040)	(0.049)	(0.046)	(0.055)	
段階補正ダミー2	0.198***	0.118***	0.215***	0.155***	
	(0.035)	(0.042)	(0.037)	(0.046)	
1998年交付団体ダミー	4.142	3.905	4.378***	3.769	
	_	-	(0.174)	(0.000)	
2000年交付団体ダミー	0.097	-0.120	-0.318	-0.491	
	(0.391)	(0.395)	(0.396)	(0.402)	
2002年交付団体ダミー	1.154***	0.995***	0.823***	0.696***	
	(0.223)	(0.227)	(0.240)	(0.246)	
2004年交付団体ダミー	0.415*	0.280	0.458**	0.344	
	(0.216)	(0.218)	(0.216)	(0.219)	
1998年ダミー	-3.467***	-3.225***	0.113	0.144	
	(0.230)	(0.228)	(0.000)	(0.328)	
2000年ダミー	1.310***	1.532***	5.260***	4.846***	
	(0.442)	(0.445)	(0.411)	(0.498)	
2002年ダミー	1.841***	2.049***	5.668***	5.240***	
	(0.306)	(0.308)	(0.272)	(0.389)	
2004年ダミー	1.781***	1.971***	5.728***	5.294***	
	(0.300)	(0.301)	(0.250)	(0.373)	
人口の対数		0.024		0.037	
		(0.028)		(0.032)	
面積(町村)		-0.060***		-0.055**	
		(0.021)		(0.024)	
面積(市)		-0.031*		-0.031*	
		(0.017)		(0.019)	
自主財源比率(町村)		-0.546**		-0.549*	
		(0.252)		(0.283)	
自主財源比率(市)		-0.806***		-0.656***	
		(0.185)		(0.210)	
定数項	-3.831***	-3.823***	-7.781***	-7.324	
	(0.240)	(0.338)	(0.179)	(0.000)	
観測値数	30006	30006	30006	30006	
対数尤度	-6251.663	-6234.058	-4883.760	-4873.598	
プ 4000万人と2000万大大のパウルデ カ // 中は無進和 女子 / な物の無進和女子					

注: 1996年から2005年までのパネルデータ。()内は標準誤差で、係数の標準誤差が計算できない場合には、-としている。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意。年ダミーと年別交付団体ダミーは1996年を除く偶数年のみ表示。一連の段階補正ダミーが段階補正見直しの効果をみる政策変数となる。

図 1. 年度別合併協議会の設置状況

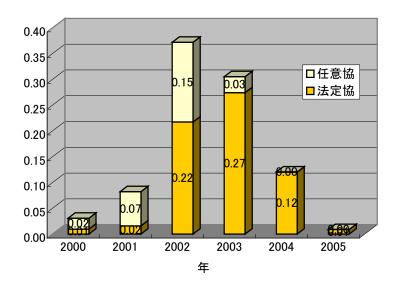


図 2. 団体規模別合併協議会設置状況

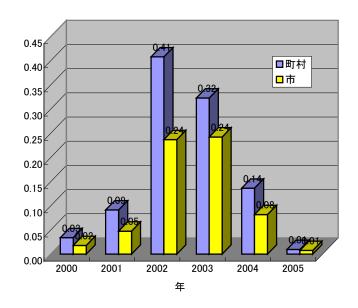


図 3. 人口規模別合併協議会の設置状況

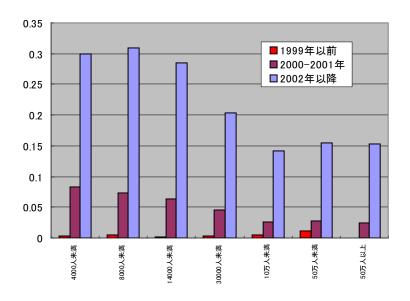


図 4. 段階補正見直しと合併協議会の設置状況

