

市町村合併による財政活動の効率化 —合併パターンを考慮した実証分析—

林 亮 輔*

(鹿児島大学法文学部経済情報学科准教授)

1. はじめに

市町村合併（平成の合併）に関しては、これまでに様々な観点から検証が行われている¹⁾。その中でも、市町村合併による歳出削減効果の検証は、多くの市町村が財政状況の改善を目的として市町村合併を行っている状況を踏まえると、非常に重要な研究である²⁾。

しかしながら、わが国でこれまでに行われてきた歳出削減効果に関する研究の多くは、中井（1988）、横道・沖野（1996）、吉村（1999a・1999b）を始めとする自治体の最適規模に関する研究であり、市町村合併により規模の経済が享受できると結論づけているものの、合併によって歳出が削減される可能性を指摘しているに過ぎない。

合併市町村のデータを用い、実際の歳出削減効果を実証している研究は少なく、個別の合併事例に関する先行研究としては長峯・田中（2006）が、市町村のマクロデータを用いた先行研究として佐藤（2002）、宮崎（2006）、広田・湯之上（2011）があげられる程度である³⁾。このうち、宮崎（2006）は歳出総額や人件費、扶助費といった性質別歳出、広田・湯之上（2011）は議会費に焦点を当てて検証を行っており、歳出削減効果の程度が異なるものの、いずれも、市町村合併には歳出削減効果があるという結果を導いている。

しかしながら、現実の財政効果はそれほど単純ではない。例えば、「低コスト自治体」と「高コスト自治体」が合併した場合、規模の経済による歳出削減要因が存在する一方、高コスト自治体への収斂という歳

* 1983年生まれ。2006年関西学院大学経済学部卒業、2008年関西学院大学大学院経済学研究科博士前期課程修了、2011年関西学院大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学、博士学位（経済学）取得。日本学術振興会特別研究員を経て、2012年4月より鹿児島大学法文学部経済情報学科准教授。日本経済学会、日本財政学会、日本地方財政学会、国際公共経済学会に所属。著書等に「戦後公共投資政策の変遷と地域間格差是正の評価—厚生水準を用いた分析—」『財政研究』（日本財政学会）Vol.7, pp.140-159, 2011年。「集積の利益と地域経済—企業活動に関する最適空間構造のシミュレーション分析—」『日本経済研究』（日本経済研究センター）No.66, pp.88-103, 2012年がある。

¹⁾ 市町村合併に関する先行研究については、林・林（2010）参照。

²⁾ 財団法人日本都市センターが行った「市町村合併に関するアンケート調査」によると、市町村合併をした自治体の74.5%が、市町村合併をした理由に「財政状況」をあげており、厳しい財政状況が市町村合併を促進した一番の要因であることがうかがえる。詳しくは、日本都市センター（2008）参照。

³⁾ アメリカでは、Mehay（1981）、Gonzalez and Mehay（1987）、Liner（1992）、Edwards and Xiao（2009）をはじめ、合併による歳出削減効果の検証が数多く行われている。

出増加要因が働く可能性があり、市町村合併のネットの効果は不明となる。つまり合併効果の検証には、通常言われるような規模の経済による効果と、規模の変化以外の要因によるコスト効果を考慮しなくてはならない。

本稿は、以上の点を踏まえて平成の合併が自治体の歳出にどのような影響を及ぼしたのかを検証する。したがって、先行研究とは以下の点で異なっている。第1の特徴は、市町村合併の効果を、①単位当たりコストに及ぼす影響と、②規模の経済に及ぼす影響とに分離して検証していることである。そのため、分析の焦点を「職員給与」に当てた。職員給与は「職員1人当たり給与×職員数」であり、前者（職員1人当たり給与）は合併市町村間の水準格差等に影響され、後者（職員数）は規模の経済の影響を受ける可能性がある。

本稿の第2の特徴は、合併方式（新設合併や編入合併）や合併前の市町村（以下、合併前市町村とする）の地理的条件の組み合わせによって合併を複数のパターンに分類し、歳出に及ぼす影響を分析していることである。規模の経済以外の要因によるコスト効果を検証するためには、合併を一括りにするのではなく、より詳細に分析する必要がある。また、規模の経済についても、合併前市町村の地理的条件などによっては効果が現れないことも考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、本稿の分析対象を定義し、第3節では、市町村合併を歳出削減要因や歳出増加要因に導く合併パターンについて考察を行う。第4節では、合併パターンを考慮した上で各要因を検証するための推計モデルを構築し、第5節では、推計モデルによる検証結果を考察することで、市町村合併の評価を行う。

2. 本稿の分析対象

本稿の分析対象とする職員給与は、市町村合併が歳出削減要因としても歳出増加要因としても顕在化しやすいと考えられる。職員給与は「職員1人当たり給与×職員数」に分解でき、市町村合併によって職員数が減少（歳出削減要因）する一方、給与水準の上昇（歳出増加要因）が生じる可能性があるためである⁴⁾。

地方公務員の給与は、給料、諸手当、期末手当、勤勉手当によって構成されている。諸手当は職員の勤務に対する実質保障の性格を持っており、地域的な特殊事情による部分が多い⁵⁾。したがって、本稿では、諸手当を分析対象から除外する。

地方公務員の職員数は、総務省自治行政局『地方公務員給与実態調査』において、全職員、一般職員、一般行政職員の3分類のデータが掲載されている。市町村合併による効果として「専門職員の配置が可能になる」という効果があげられることから、市町村合併によって専門職員数が増加している可能性がある。本稿では、市町村合併による歳出削減効果を検証するという目的上、専門的な職種が含まれない「一般行政職員」を分析対象とする。

分析対象とする合併事例は、平成の合併の先駆けである兵庫県篠山市の合併事例（1999年4月1日）か

⁴⁾ 宮崎（2006）では、人件費には市町村合併による公務員数の削減というメリットがある一方で、給与水準が増加するというデメリットがあると述べられている。しかし、この点についての検証は行われていない。

⁵⁾ 諸手当には、寒冷積雪の度合いの厳しい地域に勤務する職員に対して支給される「寒冷地手当」や、地域の民間賃金水準を公務員給与に適切に反映するため、民間賃金の高い地域に勤務する職員に支給される「地域手当」などが含まれている。「地域手当」に関しては、国基準の支給率に比べて、高く支給をしている自治体が存在することから、市町村合併によって支給率の高い自治体に統一された場合、市町村合併が歳出増加要因となり得る。しかし、自治体単位で民間給与水準を把握することができないことから、コントロール変数に民間給与水準を加えて分析することができず、市町村合併の効果を精緻に評価できない可能性がある。したがって、本稿では地域手当を考慮せず、「給料＋期末手当＋勤勉手当」を分析対象とする。

ら、2010年3月31日の合併事例（長崎県佐世保市、長野県松本市、新潟県長岡市）までとする。その中でも、「市町村合併によって町村が市に昇格をした合併事例」や「市が町村を編入した合併事例」の場合、市町村合併のネットの効果が複雑になると考えられることから、前者の合併事例の304件と後者の合併事例の173件を合計した477件を対象とする⁶⁾。

3. 市町村合併パターン

3.1 合併方式の相違と給与水準への影響

市町村合併はすべてが同一の条件で行われたわけではない。したがって、合併パターンによっては、市町村合併が歳出を削減させないどころか、歳出増加要因になっていることも十分に考えられる。

市町村合併には、新設合併と編入合併という2つの合併方式があるが、このような合併方式の違いは、合併市町村の給与水準に影響を及ぼすことが予想される⁷⁾。例えば、新設合併の場合、町村同士の合併が主たる合併パターンであることから、合併後、市に昇格した際の給与水準は、市に比べて低いとされる町村の給与水準が維持されることにより、歳出増加要因とはならないと考えられる。

しかしながら、新設合併の事例の中には、市と町村との組み合わせによる合併事例もあり、このような市を含む新設合併の場合、町村が市に編入される合併が主たる合併パターンである編入合併と同様、町村の給与水準が合併をした市の給与水準に統一されることで、市町村合併が歳出増加要因になる可能性がある⁸⁾。

したがって、本稿では、合併方式の違いを考慮した上で、市町村合併の歳出削減効果について検証を行う。

3.2 地理的条件の相違と職員数への影響

規模の経済によって職員数の減少が図れることから、市町村合併は歳出削減要因であると考えられている。しかしながら、合併前市町村の地理的条件の組み合わせ次第で、規模の経済が享受できない可能性がある。例えば、都市部に位置する市町村同士が合併をした場合には規模の経済によって職員数の減少が図れるとしても、都市部に位置する市町村と中山間地に位置する市町村とが合併をした場合には、地理的条件の相違から職員数を削減することは容易ではない⁹⁾。

本稿の分析対象となる合併事例を、農林水産省『2000年世界農林業センサス』の農業地域類型に基づいて分類した場合、①都市+都市、②都市+平地、③都市+平地+中山間、④都市+中山間、⑤平地+平地、⑥平地+中山間、⑦中山間+中山間の7グループに分類することができる。

このように、合併前市町村の地理的条件の組み合わせが多様であることから、本稿では、地理的条件の

⁶⁾ 町村同士が合併をし、合併後も町村のままである165件の合併事例については、本稿では分析対象から除外している。

⁷⁾ 新設合併であっても編入合併であっても、合併直後に職員数が増加し、その後、時間が経過するにつれて職員数が減少するという傾向は同じであると考えられる。したがって、合併方式の違いは、合併市町村の職員数には影響を及ぼさない。

⁸⁾ 「市町村合併に関するアンケート調査」によると、一般職の給与の調整に関する質問項目に対し、58.2%が「給料表を統一する」、40.4%が「給与の再調整・再計算をする」と回答をした。その中には、給与体系の高いところに統一をしたと回答した合併市町村も存在している。

⁹⁾ 市町村の合併に関する研究会（2008）では、合併前市町村の地理的条件の違いと一般職員数の削減効果との関連を検証している。その結果、中山間においては、合併市町村の方が未合併市町村よりも職員数の減少幅が大きく、合併による職員数の削減効果が存在したと結論づけている。また、都市や平地においては、未合併市町村の方が減少幅が大きいことを明らかにしている。しかしながら、合併市町村と未合併市町村の単純平均をした職員数の比較では、人口規模や合併後経過日数などの影響がコントロールされておらず、市町村合併による削減効果の検証としては精緻ではない。

違いを考慮した上で、市町村合併の歳出削減効果について検証を行う。

4. 実証分析

4.1 推計方法

市町村合併による歳出削減効果は、合併市町村の合併前後のデータを比較するという、時系列データによって検証を行うことができる。また、ある一時点における合併市町村と未合併市町村とを比較するという、クロスセクションデータによっても検証を行うことが可能である。しかし、時系列データの場合、市町村合併とは関連のない時間の経過に伴う歳出削減効果（時間効果）についても、市町村合併による歳出削減効果として捉えてしまうという問題が生じる。また、クロスセクションデータについても、市町村合併の有無とは関連のない市町村間の異質性によって生じている給与水準（あるいは職員数）の差（個別効果）を、市町村合併によって生じた差として捉えてしまう。

したがって、本稿では、宮崎（2006）、広田・湯之上（2011）と同様、時間の経過や市町村間の異質性によって生じる構造の変化を制御できるという特徴を持つ、パネルデータによって検証を行う。1999年4月1日から2010年3月31日までの合併市町村を分析対象とすることから、平成の合併以前である1998年4月1日と、平成の合併以降である2010年4月1日の2期間の全国市パネルデータを用いることとする。

4.2 給与水準の推計モデル

市町村合併が給与水準に及ぼす影響は、第3.1節で述べた通り、①町村同士の新設合併、②市を含む新設合併、③編入合併といった合併方式の違いによって異なる可能性がある。したがって、1999年4月1日から2010年3月31日までの間に、町村同士で新設合併をした市で1をとる「新設合併（町村）ダミー」、市を含む新設合併をした市で1をとる「新設合併（市）ダミー」、編入合併をした市で1をとる「編入合併ダミー」を説明変数として推計モデルに加えることで、市町村合併が給与水準に及ぼす影響について合併方式を考慮した上で検証する。

給与水準に影響を及ぼすコントロール変数として、「職員の年齢構成」を考慮する。地方公務員の給与形態が年功序列になっていることから、職員の年齢構成の違いによって給与水準が影響を受けていることが予想されるためである¹⁰⁾。

以上の点を考慮し、以下の二次元配置誤差モデルを想定して検証を行う。

$$SAL_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j DUM_{j,i} DUM_{2010,t} + \gamma AGE_{it} + g_i + t_t + \varepsilon_{it}$$

$$(i=1, \dots, n. \quad t=1998, 2010) \quad \dots(1)$$

$$DUM_{j,i} = \begin{cases} 1 & \text{if 合併方式 (j) に属する合併市} \\ 0 & \text{if それ以外の市} \end{cases} \quad DUM_{2010,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t=2010 \\ 0 & \text{if } t=1998 \end{cases}$$

¹⁰⁾ 地方公務員の給与のあり方に関する研究会（2006）においても、地方公務員の給与形態が年功的であるとの指摘がされている。

(1) 式における、 SAL_{it} は給与水準、 $DUM_{2010,t}$ は 2010 年度ダミー、 AGE_{it} は職員の年齢構成、 g_i は個別効果、 t_t は時間効果、 ε_{it} は誤差項である。 $DUM_{j,i}$ は合併方式ごとの合併ダミーを表しており、 $j=1$ は「新設合併（町村）」、 $j=2$ は「新設合併（市）」、 $j=3$ は「編入合併」である。また、添え字 i および t は、それぞれ市と年度を表し、 α は定数項、 β_j 、 γ は係数である。

(1) 式を推計した結果、各合併方式を表す $DUM_{j,i}$ と $DUM_{2010,t}$ の交叉項の係数 (β_j) が負で有意であった場合、該当する合併方式による市町村合併には、給与水準を低下させる歳出削減効果が存在することを意味している。反対に、係数が正で有意であった場合は、該当する合併方式による市町村合併は、歳出増加要因であることを意味している。

4.3 職員数の推計モデル

合併市の職員数は、合併直後には合併前市町村の職員数を合計した数となるため、人口規模が同程度の未合併市の職員数よりも多くなり、その後、時間の経過とともに規模の経済による合併効果が現れる。

しかし、第 3.2 節で述べた通り、時間の経過とともに現れる合併効果は、合併前市町村の地域タイプの組み合わせによって異なる可能性がある。そこで、市町村合併による合併直後の職員数の多寡を表す「合併ダミー」とともに、地域タイプの組み合わせごとの「市町村合併後の経過日数」を説明変数として推計モデルに加えることで、市町村合併が職員数に及ぼす影響について地域タイプを考慮した上で検証する¹¹⁾。

職員数に影響を及ぼすコントロール変数として、市の「人口規模」を考慮する。行政サービスの供給には規模の経済が働くものが存在するし、一定の人口規模を超えると大都市特有の行政需要が表れることも考えられる。これまでの研究においても、職員数は人口規模の影響を受けることが知られている¹²⁾。

以上の点を考慮し、以下の二次元配置誤差モデルを想定して検証を行う。

$$NUM_{it} = \theta + \mu DUM_{GAP,i} DUM_{2010,t} + \sum_{k=1}^7 \rho_k DUM_{k,i} T_{it} + \varphi_1 POP_{it} + \varphi_2 POP2_{it} + g_i + t_t + \varepsilon_{it} \quad (i=1, \dots, n. \quad t=1998, 2010) \quad \dots(2)$$

$$DUM_{GAP,i} = \begin{cases} 1 & \text{if 合併市} \\ 0 & \text{if 未合併市} \end{cases} \quad DUM_{2010,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } t=2010 \\ 0 & \text{if } t=1998 \end{cases}$$

$$DUM_{k,i} = \begin{cases} 1 & \text{if 地域タイプ (k) に属する合併市} \\ 0 & \text{if それ以外の市} \end{cases}$$

(2) 式における、 NUM_{it} は人口千人当たり職員数、 $DUM_{GAP,i}$ は合併ダミー、 $DUM_{2010,t}$ は 2010 年度ダミー、 T_{it} は合併後経過日数、 POP_{it} は人口の対数值、 $POP2_{it}$ は人口の対数值の 2 乗、 g_i は個別効果、 t_t は時

¹¹⁾ 宮崎 (2006) や広田・湯之上 (2011) では、合併後経過年数が説明変数として加えられているが、年数の場合、2009 年 4 月 1 日の合併事例 A は 2009 年度の合併であることから、経過年数が 1 年となるのに対し、2009 年 3 月 31 日の合併事例 B は 2008 年度の合併であることから、経過年数が 2 年となる。しかしながら、合併事例 A と B との間には、職員数の削減期間に 1 年の差はない。したがって、本稿では日数とすることで、削減効果を精緻に分析する。

¹²⁾ 中核市や政令指定都市への移行は、人口規模が条件となっていることから、本稿のように、人口規模をコントロール変数に加えることで、中核市や政令指定都市であることによって生じる職員数の増加は取り除かれる。なお、人口規模と職員数の関係については、林 (2009) 55～57 頁参照。

間効果, ε_{it} は誤差項である。 $DUM_{k,i}$ は地域類型の組み合わせごとの合併ダミーを表しており, $k=1$ は「都市+都市」, $k=2$ は「都市+平地」, $k=3$ は「都市+平地+中山間」, $k=4$ は「都市+中山間」, $k=5$ は「平地+平地」, $k=6$ は「平地+中山間」, $k=7$ は「中山間+中山間」である。また, 添え字 i および t は, それぞれ市と年度を表し, θ は定数項, $\mu, \rho_k, \varphi_1, \varphi_2$ は係数である。

(2) 式を推計した結果, 合併の有無を表す $DUM_{GAP,i}$ と $DUM_{2010,t}$ の交叉項の係数 (μ) が正で有意であった場合, 市町村合併直後, 合併市の職員数は同規模の未合併市よりも多くなることを意味し, 負で有意であった場合, 同規模の未合併市よりも職員数が少なくなることを意味する。各地域類型の組み合わせを表す $DUM_{k,i}$ と合併後経過日数を表す T_{it} の交叉項の係数 (ρ_k) が負で有意であった場合, 該当する地域類型の組み合わせによる市町村合併には, 職員数を減少させる歳出削減効果が存在することを意味し, 正で有意であった場合, 該当する地域類型の組み合わせによる市町村合併は, 職員数を増加させる歳出増加要因であることを意味している。

4.4 推計データ

パネルデータを用いて分析する場合, 分析対象年度である 1998 年 4 月 1 日時点での市の数を 2010 年 4 月 1 日時点での市の数に合わせなければならない。したがって, 1999 年 4 月 1 日から 2010 年 3 月 31 日までの期間に, ①市町村同士が合併することで市が新設された事例, そして, ②1998 年 4 月 1 日時点と 2010 年 4 月 1 日時点で同じ名前の市であっても, 他の市町村と合併をしている事例を, 『市町村合併資料集』を用いて調べ, 1998 年 4 月 1 日時点でのデータを合併事例に沿って合計することで, 仮定の合併市データを作成する。

その際, 一般行政職員の給与水準 (給料+期末手当+勤勉手当) データと平均年齢データは各市町村の平均値であることから, ①給与水準データと平均年齢データに一般行政職員数を乗じ, ②合併事例ごとに各データを合計し, ③合併事例ごとに合計をした一般行政職員数で除すことで, 仮定の合併市データを作成する。

以上の方法を用いて, 給与水準, 職員数, 職員の年齢構成 (平均年齢), 人口のデータを作成する。なお, 給与水準, 職員数, 職員の年齢構成については『地方公務員給与実態調査』, 人口については, 総務省自治行政局『市町村別決算状況調』からデータを作成する。

新設合併 (町村), 新設合併 (市), 編入合併といった合併方式に関するダミー変数については, 『市町村合併資料集』を参考に作成する。その際, 複数回合併をしている市については, どの市においても最終的には編入合併をしていることから, 合併方式を編入合併に統一する¹³⁾。

地域類型の組み合わせごとのダミー変数については, 『2000 年世界農林業センサス』を参考に作成する。その際, 複数回合併をしている市については, すべての合併事例の地域類型の組み合わせを考慮する¹⁴⁾。

合併後経過日数については, 『市町村合併資料集』を参考に, 2010 年 4 月 1 日時点で合併後何日が経過しているかを計算する。その際, 複数回合併をしている市については, 最も早い時期の合併をもとに合併後経過日数を計算する。

表 1 には, 全てのデータの基本統計量が示されている。

¹³⁾ 複数回合併をしている事例には, ①1 回目: 新設合併, 2 回目: 編入合併, ②1 回目: 編入合併, 2 回目: 編入合併, ③1 回目: 編入合併, 2 回目: 編入合併, 3 回目: 編入合併, ④1 回目: 新設合併, 2 回目: 編入合併, 3 回目: 編入合併の 4 パターンがある。

¹⁴⁾ 例えば, 都市に位置する A 市と平地に位置する B 町が合併した後, A 市 (旧 A 市+B 町) が中山間に位置する C 村と合併をした場合, A 市 (旧 A 市+B 町+C 村) は「都市+平地+中山間」のグループに属することになる。

表 1 基本統計量

	最大	最小	平均	標準偏差	標本数	
給与水準（円）	7,487,500	3,951,300	5,823,849.19	437,022.59	1,572	
職員数（人）	15,637	73	669.52	990.29	1,572	
平均年齢（歳）	48.3	33.9	42.25	2.03	1,572	
人口（人）	3,620,562	4,589	134,455.70	238,601.43	1,572	
新設合併（町村）ダミー	1	0	0.08	0.27	1,572	
新設合併（市）ダミー	1	0	0.10	0.31	1,572	
編入合併ダミー	1	0	0.09	0.28	1,572	
都市＋都市合併ダミー	1	0	0.02	0.13	1,572	
都市＋平地合併ダミー	1	0	0.03	0.18	1,572	
都市＋平地＋中山間合併ダミー	1	0	0.04	0.19	1,572	
都市＋中山間合併ダミー	1	0	0.06	0.24	1,572	
平地＋平地合併ダミー	1	0	0.02	0.13	1,572	
平地＋中山間合併ダミー	1	0	0.05	0.21	1,572	
中山間＋中山間合併ダミー	1	0	0.05	0.23	1,572	
合併後経過日数	都市＋都市合併	3,358	0	25.76	223.64	1,572
	都市＋平地合併	3,378	0	57.00	320.83	1,572
	都市＋平地＋中山間合併	2,923	0	67.59	343.60	1,572
	都市＋中山間合併	4,019	0	109.10	440.06	1,572
	平地＋平地合併	3,288	0	32.01	241.84	1,572
	平地＋中山間合併	2,461	0	80.40	372.52	1,572
	中山間＋中山間合併	3,060	0	96.90	414.78	1,572

（出所）総務省自治行政局『地方公務員給与実態調査』、『市町村別決算状況調』、『市町村合併資料集』、農林水産省『2000年世界農林業センサス』より作成。

5. 推計結果

5.1 給与水準の推計結果

二次元配置誤差モデルの想定では、個別効果(g_i)と時間効果(t_t)に関して、「固定効果(Fixed Effects)」、 「変量効果(Random Effects)」の2種類の効果を想定することにより、9種類のモデルが考えられる¹⁵⁾。したがって、(1)式と(2)式を推計する際、①個別効果および時間効果が存在するかどうかを検定するための「固定効果に関する除外変数の検定(Redundant Fixed Effect Test)」を行い、②個別効果および時間効果が「固定効果」であるか「変量効果」であるかを検定するための「ハウスマン検定(Hausman Test)」を行うことで、9種類の中から適切なモデルの選択を行う¹⁶⁾。

¹⁵⁾ 個別効果が①固定効果、②変量効果、③いずれの効果でもない場合の3通り、時間効果が①固定効果、②変量効果、③いずれの効果でもない場合の3通りを掛け合わせた9通りである。

¹⁶⁾ パネルデータを用いて推計をする場合、複数の市が互いに関係し合っている可能性があることから、横断面方向の分散不均一性の問題が生じている場合がある。分散不均一性が生じている場合、それを考慮していない推定量は一致性を持つが有効性がなくなることから、本稿ではWhite Diagonal Methodを用いて、横断面分散不均一性を修正した上で推計を行う。

(1) 式を推計した結果が表 2 に示されている。Redundant Fixed Effect Test および Hausman Test により、個別効果および時間効果が固定効果であることが確かめられた。推計結果から明らかになった点は以下の通りである。

①職員の年齢構成は、正で有意な結果となっており、年齢構成の高い市ほど給与水準が高いことがうかがえる。また、係数の結果から、職員の年齢構成が 1 歳上がることで、給与水準が 14 万 2,307 円増加する。

②時間効果の結果から、1998 年から 2010 年までの期間に、全市で共通して 46 万 1,088 円の給与水準の削減があった。

③合併方式ごとの合併ダミーはすべて正で有意な結果となっており、新設合併（町村）ダミー、新設合併（市）ダミー、編入合併ダミーの順に係数が大きくなっている。しかしながらこの結果は、町村同士の新設合併によって昇格した市の給与水準が高く、編入合併をした市の給与水準が低いことを表しているわけではない。2 期間パネルデータの固定効果推定と 1 階差分推定の推計結果が同じになることから、この結果は、合併による給与水準の上昇幅が、新設合併（町村）、新設合併（市）、編入合併の順に大きいことを表していることになり、どの合併方式においても市町村合併が歳出増加要因になっていることを示している¹⁷⁾。

表 2 給与水準の推計結果

説明変数	係数	説明変数	係数
定数項	-241891.3 (-1.77)	新設合併（町村）ダミー	254547.2*** (11.69)
職員の年齢構成	142307.4*** (43.71)	新設合併（市）ダミー	178244.5*** (10.15)
時間効果	-461088	編入合併ダミー	161270.7*** (9.29)
adjR ²			0.898
N			1,572
Redundant Fixed Effect Test			0.000
Hausman Test			0.000

(注) 1) 括弧内は t 値, $adjR^2$ は自由度修正済決定係数, N は観測値数, Redundant Fixed Effect Test, Hausman Test の値は P 値を表す。

2) * は 10%, ** は 5%, *** は 1%有意水準で有意であることを示している。

5.2 職員数の推計結果

(2) 式を推計した結果が表 3 に示されている。給与水準の推計と同様、Redundant Fixed Effect Test および Hausman Test により、個別効果および時間効果が固定効果であることが確かめられた。推計結果から明らかになった点は以下の通りである。

¹⁷⁾ 時間効果の値が各合併ダミー変数の係数よりも大きいことから、合併市も給与水準は低下していることになる。また、町村同士による合併によって昇格をした市の場合、給与水準が低いことから、時間効果が小さい可能性がある。しかし、本稿の分析では時間効果を全市共通としていることから、この影響が「新設合併（町村）ダミー」の係数を大きくしている可能性が考えられる。この点は、今後の課題としてあげられる。

表 3 職員数の推計結果

説明変数		係数	説明変数	係数	
定数項		-164.728** (-2.01)	合併後経過日数	平地+平地 (-0.14)	-2.19E-05 (-0.14)
合併ダミー		0.600** (2.34)		平地+中山間	-0.000255** (-2.03)
都市+都市		-0.000287 (-1.61)		中山間+中山間	-0.000250* (-1.86)
合併後経過日数	都市+平地	-7.78E-05 (-0.79)	人口	32.022** (2.06)	
	都市+平地+中山間	-0.000315** (-2.25)	人口 2 乗	-1.488** (-2.02)	
	都市+中山間	-0.000180* (-1.73)	時間効果	-0.904	
	adjR ²		0.510		
N		1,572			
Redundant Fixed Effect Test		0.000			
Hausman Test		0.000			

(注) 1) 括弧内は t 値, $adjR^2$ は自由度修正済決定係数, N は観測値数, Redundant Fixed Effect Test, Hausman Test の値は P 値を表す。

2) * は 10%, ** は 5%, *** は 1%有意水準で有意であることを示している。

①人口と人口千人当たり職員数には逆 U 字型の関係があるという結果が得られた。これは、本稿の分析では個別効果(固定効果)を考慮したことから、人口と人口当たり職員数の U 字型の関係の背景にある様々な要因が、個別効果として取り除かれたためである¹⁸⁾。

②時間効果の結果から、1998 年から 2010 年までの期間に、全市で共通して人口千人当たり 0.904 人の職員数の削減があったことが示されている¹⁹⁾。

③合併ダミーは、正で有意な結果となっており、市町村合併直後、合併市では同規模の未合併市よりも人口千人当たり職員数が 0.6 人だけ多くなることが示されている。

④合併後経過日数については、「都市+都市」、「都市+平地」、「平地+平地」の組み合わせでは、有意な結果が得られていない。したがって、合併直後は職員数が同規模の未合併市よりも多くなり、その後、日数が経過しても職員数は削減されず、高止まりとなることが示されている。つまり、これらの地域類型の組み合わせによる市町村合併は、歳出増加要因となる。

⑤「都市+平地+中山間」、「都市+中山間」、「平地+中山間」、「中山間+中山間」の組み合わせでは、合併後経過日数が有意であり、かつ係数の符号が負であることから、市町村合併後の日数が経つにつれて職員数が削減される。つまり、これらの地域類型の組み合わせによる市町村合併には、規模の経済を通じ

¹⁸⁾ 広田・湯之上(2011)においても、人口と人口 1 人当たり議会費との間に逆 U 字型の関係が示されている。そして、逆 U 字型の結果が得られた理由として、固定効果をコントロールしたためであり、クロスセクション分析によって U 字型の関係が導出されるのは、固定効果の影響が人口のパラメータとして推計されたためであると指摘している。

¹⁹⁾ 平成の合併以前、1991 年には岩手県北上市、静岡県浜松市、熊本県熊本市、1992 年には岩手県盛岡市、茨城県水戸市、1993 年には長野県飯田市、1994 年には茨城県ひたちなか市、1995 年には茨城県鹿嶋市、東京都あきる野市が市町村合併をしているが、本稿は平成の合併による職員数への影響を検証するという目的上、上記の市町村合併は考慮していない。ただし、分析対象年度時点で上記の市町村合併による合併効果が完全に発揮されていない場合、これらの合併効果が個別効果や時間効果に現れている可能性があるが、その影響は僅かであると考えられる。

た歳出削減効果がある²⁰⁾。

職員数の変化を総括すると、合併直後には同規模の未合併市に比べて人口千人当たり職員数が 0.6 人多くなるが、合併後、日数が経つにつれて職員数が削減されていく。そして、「都市+平地+中山間」の組み合わせによる合併市では 5 年 79 日、「都市+中山間」の組み合わせによる合併市では 9 年 46 日、「平地+中山間」の組み合わせによる合併市では 6 年 162 日、「中山間+中山間」の組み合わせによる合併市では 6 年 209 日経過した時点で、市町村合併による効果が完全に発揮されることになる。

5.3 市町村合併の歳出削減効果

これまでの推計結果を踏まえ、市町村合併の総合評価を行う。表 4 には、それぞれの合併パターンに属する合併市の数が示されている。給与水準に対しては、どの合併方式による市町村合併も歳出増加要因となっている。したがって、市町村合併によって職員数が高止まりする 110 市においては、市町村合併により職員給与が増加することになる。一方、規模の経済を享受できる 315 市については、給与水準が上昇していることから、市町村合併による歳出削減効果が存在するかは定かではない。そこで、①第 5.2 節の推計結果から、市町村合併による効果が完全に発揮された際の職員の削減数を算出し、②第 5.1 節の推計結果から、市町村合併による給与水準の上昇額を導出することで、市町村合併のネットの効果を明らかにする²¹⁾。

その結果、315 市すべてにおいて、市町村合併により歳出が削減されることが明らかになった。つまり、給与水準の上昇という歳出増加要因よりも、職員数の減少という歳出削減要因の方が大きいことを表している。以上のことから、425 の合併市のうち、110 市においては市町村合併が歳出増加要因となっているのに対し、315 市については歳出削減効果が現れており、平成の合併には一定の効果があつたといえる。

表 4 市町村合併の歳出削減効果

		給与水準上昇（歳出増加要因）			計
		新設合併（町村）	新設合併（市）	編入合併	
職員数増加 （歳出増加要因）	都市+都市	5	5	16	110
	都市+平地	13	20	22	
	平地+平地	17	6	6	
職員数減少 （歳出削減要因）	都市+平地+中山間	14	24	23	315
	都市+中山間	9	38	50	
	平地+中山間	29	34	9	
	中山間+中山間	35	37	13	

²⁰⁾ 本稿の分析結果は、中山間を含む組み合わせによる市町村合併には、歳出削減効果が存在することを示しており、中山間においては職員数の削減効果があると結論づけている。市町村の合併に関する研究会（2008）の結果と同様である。

²¹⁾ 第 5.2 節の推計は、人口千人当たり職員数を被説明変数にしていることから、職員の削減数を算出するには、推計結果から導き出された人口千人当たりの職員削減数に、人口を乗じる必要がある。本稿では、2010 年 4 月 1 日時点で職員削減効果が完全に発揮されると仮定し、2010 年 4 月 1 日時点の人口に乗じることで導出する。

6. おわりに

本稿では、平成の合併が自治体の歳出にどのような影響を及ぼしたのかについて検証を行った。その際、職員給与を分析対象にすることで、合併の効果を、①単位当たりコストに及ぼす影響、②規模の経済に及ぼす影響に分離して検証した。また、市町村合併の効果は、合併方式や合併前市町村の地理的条件の組み合わせといった合併パターンによって異なると考えられることから、合併パターンごとに合併事例を分類した上で分析を行った。

その結果、単位当たりコストに及ぼす影響については、町村同士の新設合併、市を含む新設合併、編入合併のいずれの合併方式においても、合併後に給与水準が上昇しており、市町村合併は歳出増加要因になっていることが明らかになった。

また、規模の経済に及ぼす影響については、①市町村合併直後、人口千人当たり職員数が0.6人多くなるが、②「都市+都市」、「都市+平地」、「平地+平地」の組み合わせによる市町村合併では、合併後の日数が経過しても職員数が削減されず、市町村合併は歳出を増加させる要因となっている。③一方、その他の組み合わせにおいては、合併後に規模の経済が発揮されることが明らかになった。

以上の結果を総合すると、市町村合併をした425市のうち315市において、歳出削減効果が確認できることから、平成の合併には一定の効果があったといえる。

市町村合併に関する先行研究では、市町村合併による歳出削減効果が存在すると結論づけられているが、その効果は合併パターンにより大きく異なっており、市町村合併が歳出を増加させる場合もあることを分析結果は示している。しかし、これらの合併市において歳出削減が不可能かどうかについては、さらに検証を加える必要がある。

最後に、本稿の課題について述べておく。本稿で考察した合併パターンは、「合併方式の違い」と「地理的条件の違い」のみであるが、その他にも、「合併推進の中心的な役割を担った人物・団体」、「合併前市町村の合併以前の関係性」など、様々な合併パターンが考えられることから、これらを考慮した上で検証をする必要がある。

参考文献

- 佐藤賢志 (2002) 「市町村合併が地方財政に与える効果の実証分析」『地方政策研究』第 6 号, 1~74 頁。
- 市町村の合併に関する研究会 (2008) 「「平成の合併」の評価・検証・分析」, 2011 年 11 月 22 日参照 <http://www.soumu.go.jp/gapei/pdf/080616_1_2.pdf>。
- 地方公務員の給与のあり方に関する研究会 (2006) 「「地方公務員の給与のあり方に関する研究会」報告書」, 2011 年 11 月 22 日参照 <http://warp.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/283520/www.soumu.go.jp/s-news/2006/pdf/060327_1_3.pdf>。
- 中井英雄 (1988) 『現代財政負担の数量分析—国・地方を通じた財政負担問題—』有斐閣。
- 長峯純一・田中悦造 (2006) 「市町村合併による財政への効果—篠山市合併後 5 年間の検証—」『総合政策研究』第 22 号, 93~113 頁。
- 日本都市センター (2008) 『平成の大合併 都市要覧』財団法人日本都市センター。
- 林宜嗣・林亮輔 (2010) 「市町村合併に関する先行研究サーベイ」, 関西社会経済研究所編『広域自治体に関する調査』, 1~24 頁。
- 林亮輔 (2009) 「労働コストからみた関西自治体の生産性」, 関西社会経済研究所自治体生産性研究会 (主査: 林宜嗣) 編『自治体行政の生産性に関する研究』, 48~68 頁。
- 広田啓朗・湯之上英雄 (2011) 「平成の大合併による市町村議会費への影響」『日本地方財政学会研究叢書—地方財政の理論的進展と地方消費税—』第 18 号, 62~84 頁。
- 宮崎毅 (2006) 「市町村合併の歳出削減効果—合併トレンド変数による検出—」『財政研究』第 2 巻, 145~160 頁。
- 横道清孝・沖野浩之 (1996) 「財政的効率性からみた市町村合併」『自治研究』第 72 巻 11 号, 69~87 頁。
- 吉村弘 (1999a) 『最適都市規模と市町村合併』東洋経済新報社。
- 吉村弘 (1999b) 「行政サービス水準及び歳出総額からみた最適都市規模」『地域経済研究 (広島大学経済学部附属地域経済研究センター紀要)』第 10 号, 55~70 頁。
- Edwards, M. M. and Y. Xiao (2009) "Annexation, Local Government Spending, and the Complicating Role of Density," *Urban Affairs Review*, Vol.45 No.2, pp.147-165.
- Gonzalez, R. A. and S. L. Mehay (1987) "Municipal Annexation and Local Monopoly Power," *Public Choice*, 52, pp.244-255.
- Liner, G. H. (1992) "Annexation Impact on Municipal Efficiency," *Review of Regional Studies*, 22, pp.75-87.
- Mehay, S. L. (1981) "The Expenditure Effects of Municipal Annexation," *Public Choice*, 36, pp.53-62.

参考資料

- 総務省自治行政局『市町村合併資料集』。
- 総務省自治行政局『市町村別決算状況調』。
- 総務省自治行政局『地方公務員給与実態調査』。
- 農林水産省『2000 年世界農林業センサス』。