

# 平成の大合併が地方自治体職員の雇用に与えた影響

## ——駆け込み合併終了後の経年変化分析

大岡 一馬

(神戸大学大学院)

1990年代以降、日本において「平成の大合併」と称される市町村合併が行われ、市町村数は1998年度末からの20年間で概ね半数になった。そこで本稿では、平成の大合併が職員数にもたらした影響について検証する。分析に当たっては、合併前の市町村について合併後の市町村区域に基づいて集約したデータを用いるとともに、合併が無作為でないために傾向スコアマッチング法を用いて合併の効果を推定した。その結果、合併前と比べた合併市町村の職員数の減少は、合併後間もない時期は非合併市町村よりも小さいものの、時間の経過とともにその差が縮小し、合併から7~8年目には、非合併市町村よりも大きく減少させることが明らかになった。このような結果の背後には、職員数の調整に時間がかかるという公務員雇用の特徴とともに、合併市町村に対する地方交付税の特例措置が合併後10年で終了するという財政面の制度的要因があるものと推測される。

【キーワード】 労働経済、雇用問題一般、地域雇用問題

### 目次

- I はじめに
- II 制度的背景
- III 分析の枠組み
- IV 推定結果
- V 頑健性のチェック
- VI 考察
- VII おわりに

### I はじめに

1990年代以降、日本における戦後の地方自治制度を抜本的に見直す「地方分権」が進められた。その目的は、地方分権を進めて、住民に身近な行政は地方自治体が自主的かつ総合的に担うとともに、地域住民が自らの判断と責任において地域の諸課題に取り組めるようにすることとされ

た。そして、地方自治を進めるためには、一定以上の規模が必要であるとの認識のもと、「平成の大合併」と称される市町村合併が進められた。これは同時に、人口減少や少子高齢化を見据えた市町村の行財政基盤の確立を図るものでもあった<sup>1)</sup>。

以後、市町村合併による「規模の経済」の検証や、歳入・歳出に対する合併の効果を分析した研究が相次いで行われている。このうち、合併が職員数に与えた影響については、五石(2012)が行政効率の視点から自治体別の「職員数」と財政指標を、伊藤(2014)が類似団体ごとの職員数を、林(2013)は人件費格差の視点から自治体別の「職員数」と「職員給」を分析している。これらの研究は、財政面では、市町村合併による「規模の経済」を確認する一方で、職員数を含む人件費について、合併都市は非合併都市に比して改善されていないと結論づけている。

しかしながら、これまでの研究にはいくつかの残された課題がある。第1に、合併要因に関する研究が示唆するように、市町村合併は決して無作為に意思決定されたものでないため、合併の因果効果の推定にあたっては、自治体の観察可能な属性を揃えることで、合併した自治体の成果指標（職員数等）と、合併した自治体が合併を経験しなかった場合の仮想的な成果指標を推定して比較する必要がある。そのうえでなお、自治体の時間に依存しない観察不可能な属性と合併行動が相関する場合には、推定された合併の効果にはバイアスが含まれるため、その問題にも対処する必要がある。これらの問題に対して、Hirota and Yunoue (2017) は、傾向スコアマッチング法 (Propensity Score Matching) を用いて、市町村合併が合併直前の自治体の歳出行動に与えた影響を検証しており、後に続く自治体の財政行動の検証においても、人件費に焦点をあてた研究が行われている (Goto and Yamamoto 2018)。ただし、職員数については、こうした手法による検証はなされていない。

第2に、前述した五石 (2012) らの自治体の職員数に着目した従来の研究は、平成の大合併の開始から合併が一定程度終息した2007年前後までのクロスセクションデータを用いており、分析対象も合併前後の特定の2時点に限定されている。また、いずれの研究も合併から10年未満の時点の分析である。しかしながら、合併が地方自治体の行財政運営に与える影響が現れるまでには時間がかかる可能性がある。合併市町村においては、合併が行われた後の一定期間は、地域間の調整や各種の事務事業の統合、行政水準の標準化などの特有の業務が発生する。また、施設などの統合にも相当の期間を要する。特に、職員の雇に関しては、解雇がしにくいという公務員の特性から、定年退職者の不補充等の手段を取る場合が多く、雇用調整には長い時間がかかると考えられる。

そこで本稿では、市町村合併の選択が無作為ではない点を考慮したうえで、合併が自治体の職員数に与える影響について、合併後10年程度の時間の経過を踏まえて検証することを目的とする。具体的には、町田 (2006) が指摘するような合併

特例措置の適用期間近の合併（以下では「駆け込み合併」と呼ぶ）が多く行われた2004年度と2005年度の合併のそれぞれについて個別に注目する。合併市町村については、合併後の行政区域を分析単位として合併前のデータを集約する。そのうえで、Hirota and Yunoue (2017) にならって傾向スコアマッチング法を用いる。成果指標として職員数に焦点を当て、合併前の2002年度を基準として、駆け込み合併終了後の2006年度から2016年度までの経年変化を分析した。

分析結果によれば、日本の地方自治体の職員数は平均的には減少傾向にあるなかで、2002年度と比べた合併市町村の職員数の減少は、合併後間もない時期は非合併市町村よりも小さいものの、時間の経過とともにその差が縮小し、合併から7~8年が経過した2012~2013年度には、非合併市町村よりも縮小幅が大きくなることが明らかになった。合併後の一定期間において職員数の減少傾向が弱いという事実は、東日本大震災の被災自治体の観測値を除外した場合でも観察された。このような結果の背後には、職員数の調整に時間がかかるという公務員雇用の特徴とともに、合併市町村に対する地方交付税の特例措置が合併後10年で終了するという財政面の制度的要因があるものと推測される。

本稿の構成は次の通りである。続くⅡでは、平成の大合併に関する制度的背景を概説する。Ⅲでは本稿が依拠する分析モデルとデータを説明する。Ⅳでは分析結果を報告し、Ⅴでは頑健性のチェックを行い、つづくⅥでは推定結果を議論する。最後にⅦでは、本稿の要約と結論、ならびに今後の課題を述べる。

## Ⅱ 制度的背景

### 1 平成の大合併の政策と制度<sup>2)</sup>

平成の大合併の推進手法に関しては、1999~2004年度までは「市町村の合併の特例に関する法律」(旧合併特例法)、2005~2009年度は「市町村の合併の特例に関する法律」(新合併特例法)、2010~2019年度は「改正・新合併特例法」と3

期間で違いがある。

第1期の2004年度までは、市町村が合併協議会等を設置して自主的に取り組むことに対して、国が情報提供や助言、補助金等の財政支援を行うスタイルが進められた。国による財政支援として、普通交付税の算定に際して合併した市町村が不利益にならないように、合併後の普通交付税の額を合併年度とこれに続く10年度については、合併前の区域が存続したと仮定した算定額を下回らないように算定する「合併算定替」が行われた。さらに、その後5年度についても、激変緩和期間として設定された。地方債としての合併特例債については、施設等の建設等に必要な財源の95%を充当可能で、元利償還の70%を交付税計算に算入できることとした。また、合併推進経費についても起債が認められ、財源の90%を充当可能で、元利償還の50%を交付税計算に算入できることになった。ただし、第1期目については、2004年度内に申請を完了し、2005年度内に合併が成立した市町村についても財政措置の適用が延長されたために、多くの駆け込み合併が発生した。そのため、2005年度の合併は事実上、第1期とみなす必要がある。

第2期の2005～2009年度（事実上は2006～2009年度）は、国や都道府県の積極的な関与が行われた。ただし、財政支援の観点では、普通交付税の合併算定替の適用期間が5年間+激変緩和5年間と短縮され、合併推進債の充当率も90%、交付税への算入も40%となった。つづく第3期の2010～2019年度では、合併が概ね終息したものと考えられ、国等の積極的な関与はなくなった。財政支援としての普通交付税の合併算定替の措置は継続されたが、地方債は地域活性化事業債となり、充当率は90%、交付税算入は30%となった。

## 2 平成の大合併の結果

平成の大合併では、2018年度までで649件2163市町村が合併を行った。日本の市町村数は、1998年度末の3232から2018年度末には1718となり、概ね半数になった。合併件数は、1999年度の兵庫県篠山市（当時）を皮切りに、1999年度から2002年度までは4年間で12件32市町村で

あったが、2003年度から前述の第1期の特例措置を含めた2005年度までにおいて、570件1961市町村とピークを迎えた。事実上の第2期である2006～2009年度の合併は60件154市町村と減少している、さらに、2010～2014年度の合併は7件16市町村であり、2015年度以降には合併は行われておらず概ね終息している。

中澤・宮下（2016）は、2003～2005年度に急速に合併が進んだ背景として、2004～2006年度に実施されたいわゆる「三位一体の改革」を挙げている。この改革により、地方交付税は3年間で約5.1兆円と大幅に縮減され、巨額の債務や社会福祉経費の増大などと相俟って、地方財政を大幅に悪化させた。そのため、各自治体は前述した手厚い財政支援もあって合併を選択したと指摘する。また、総務省（2010）の総括では、平成の大合併は、地域差こそあるものの全国的に進展したこと、また合併によって行政運営の単位がより住民の日常生活圏に近づいたことを評価する一方、地域主権を担う市町村の行財政基盤の強化が必要である点を課題として挙げている。

そこで本稿では、財政支援措置が充実し、合併件数も多い第1期の合併市町村に焦点を当て、平成の大合併が本格化する前の2002年度から合併が概ね終息した2016年度までの職員数の推移を分析し、市町村合併が地方公務員の雇用に与えた影響を考察する。

## III 分析の枠組み

### 1 傾向スコア分析の考え方

本稿では、合併市町村を処置群とし、非合併市町村を対照群として傾向スコアマッチングを行い職員数の差を推定する<sup>3)</sup>。傾向スコアマッチングは、処置群と対照群について、複数の観察可能な属性を揃える代わりに、処置される確率である傾向スコア（Propensity Score）という1つの変数を属性から推定し、その予測値を用いて処置群と対照群の成果指標をマッチングする手法である。この手法でマッチングし、処置群における平均処置効果（Average Treatment effect on Treated, 以下、

ATTという)を推定する。Rosenbaum and Rubin (1983)が提案した、傾向スコアマッチング法によるATTの推定に関する標準的なモデルは、Cameron and Trivedi (2005)に示される通りであり、ここでは説明を割愛する。

本稿で用いるATTは次式で示され、この推定量はPSM-CS(クロスセクション・マッチング)推定量とも呼ばれる。

$$\hat{\alpha}_{CS} = \frac{1}{n} \sum_{i \in I} [Y_{1i} - \sum_{j \in I_{0i}} W(i, j) Y_{0j}] \quad (1)$$

ここで、Iは、コモン・サポートと呼ばれる、処置群と対照群の傾向スコアの分布が重なっている範囲内の市町村の集合であり、nはその数、 $I_{0i}$ は観測値iの対照群となる非合併市町村の集合を示す。 $Y_{1i}$ は合併市町村iの職員数、 $Y_{0j}$ は非合併市町村jの職員数を表す。 $W(i, j)$ は、傾向スコアに基づく非合併市町村標本のためのウェイトであり、 $\sum_j W(i, j) = 1$ である。

(1)式で推定されるATTは、傾向スコアに条件づけられれば、合併市町村が合併しなかった場合の成果指標と、非合併市町村の成果指標が同じである場合に一致性を満たす。しかしながら、属性X以外の観察不可能な要因が、合併の意思決定と成果指標の両方に影響を与える場合には、ATTは一致性をもたない。そのような観察不可能な要因の内、少なくとも時間を通じて変化しない部分だけでも考慮するために、Heckman, Ichimura and Todd (1997)で提唱される、PSM-DID(DIDマッチング)推定法も使用する。PSM-DID推定法によるATTは次式で表される。

$$\hat{\alpha}_{DID} = \frac{1}{n} \sum_{i \in I} [(Y_{1ti} - Y_{0si}) - \sum_{j \in I_{0i}} W(i, j) (Y_{0tj} - Y_{0sj})] \quad (2)$$

ただし、tは合併後の時点、sは合併前の時点を示しており、 $(Y_{1ti} - Y_{0si})$ は処置群の合併前後の成果指標の差を、 $(Y_{0tj} - Y_{0sj})$ は対照群の合併前後の成果指標の差を示す。この場合、次のような仮定をおく。

$$\begin{aligned} E(Y_{0t} - Y_{0s} | D=1, P(X)) \\ = E(Y_{0t} - Y_{0s} | D=0, P(X)) \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、 $D=1$ は、市町村が合併した場合に1、それ以外は0を取る指標である。(3)式は、独立性の仮定、あるいはパラレルトレンドといわれるものであり、傾向スコアに条件づけられれば、合併前後の変化である $Y_{0t} - Y_{0s}$ の平均値に違いがみられないという条件を示している。この条件が満たされれば、合併前後の成果の差について処置群と対照群のマッチングを行うことで、一致性を満たすマッチング推定量が得られる。

本稿では、(1)式のPSM-CS推定法と(2)式のPSM-DID推定法を用いて、市町村合併が職員数に与える影響を検証する。2つの推定法を用いることによって、観察できない都市属性が合併による職員数の変化に及ぼす影響に対処する。

ただし、傾向スコアマッチング法を用いる際には、以下の3つの手順を踏む必要がある。1つ目は、傾向スコアを推定する際の説明変数(共変量)の選択である。この点については、Garrido (2014)によれば、成果変数(Y)、もしくはYと処置変数(D)の両者に影響を与える変数を含める必要がある。ただし、Wooldridge (2016)が線形の回帰モデルを前提としつつ明らかにしたように、Yには相関せず、Dのみに影響を与える、いわゆる操作変数のような変数を共変量に含めると、推定量のバイアスが增大するため、このような変数は共変量には用いない。また、Dehejia and Wahba (2002)によるバランシングプロパティ(Balancing Property)に基づく検定で棄却されないことも必要となる。2つ目は、選択された共変量に基づき、特定の処置群の個体iに関して傾向スコアを推定し、その値に一番近い傾向スコアをもつ対照群の個体jをマッチさせることである。本稿では、キャリパーを伴う最近傍マッチング(Nearest Neighbor Matching with Caliper)を使用する。通常の最近傍マッチングは、処置群の観測値iの処置確率 $\hat{p}$ との差が最も小さい処置確率を持つ対照群の観測値を1つだけマッチさせるが、観測値が離れている場合には悪いマッチを行うリスクがある。そのため、ここでは、事前にマッチさせる許容領域(キャリパー)を設定し、すべての処置群の観測値iに対して、処置群と対照群の距離がキャリパーの範囲内に収まる集合を対照群として

選択する。そして、その条件を満たす観測値を1つだけマッチさせ、その1つの対照群の観測値にはウェイトとして1を与え、それ以外には0を与える。ただし、設定するキャリパーを大きくするほど、マッチされる観測値の集合が増加するため、キャリパーの選択には妥当性が求められる。本稿では、多くの先行研究において参照されるAustin (2011)の基準にしたがって、推定された傾向スコアの標準偏差の0.2倍をキャリパーとして設定する。最後の3つ目は、コモン・サポートの確認である。分析ではすべての処置群の観測値に対して比較可能な対照群の観測値が存在することを仮定しているが、実際にはこの仮定が成立していないことが多い。この仮定が成立していない場合、適切な比較対象がない観測値を含めて推定することによるバイアスが発生してしまうことがHeckman, Ichimura and Todd (1997)で指摘されている。このため、傾向スコアについて、似通った対照群の観測値が存在しない処置群の観測値を分析から除外する。

以下、PSM-CS推定法では、合併後の期間である、2006年度から2016年度の各年度の職員数のクロスセクションデータを1年ずつ用いる。また、PSM-DID推定法では、合併前の時点として2002年度に固定したうえで、合併後の時点のうち2006年度から2016年度の各年度の職員数のデータを1年ずつ用いる。このように、2時点の検証を行うことで、長期の時系列データを用いたDID推定法において指摘される成果指標の自己相関の問題の軽減を図る(Bertrand, Duflo and Mullainathan 2004)。以上の傾向スコアマッチングについては、処置群と対照群の間の共変量のバランスと、傾向スコアの重なり具合(オーバーラップ)の検証も行う<sup>4)</sup>。

さらに、傾向スコアマッチングで得られた結果を他の推定方法と比較する。本稿では、Abadie (2005)が提唱した“Semiparametric Difference-in-Differences Estimators”(以下、SDIDという)による推定も行い、結果を比較する<sup>5)</sup>。SDIDは、処置群ならびに対照群の成果指標の変化において、(3)式のパラレルトレンドの仮定が満たされない場合にも、より弱い仮定の下で因果効果を識

別する方法であり、ATTは次式で示される<sup>6)</sup>。

$$\hat{\alpha}_{SDID} = E \left[ \frac{Y_t - Y_s}{P(D=1)} \times \frac{D - P(D=1|X)}{1 - P(D=1|X)} \right] \quad (4)$$

ATTの推定に当たっては、次のような手順を取る。まず、合併確率 $P(D=1|X)$ を推定し、各自治体の予測値 $\hat{P}(D=1|X=x_i)$ を計算する。次に、(4)式により、処置群については成果指標の変化 $(Y_t - Y_s)$ の平均値を、対照群については $\frac{\hat{P}(D=1|X=x_i)}{1 - \hat{P}(D=1|X=x_i)}$ をウェイトに用いた成果指標の変化 $(Y_t - Y_s)$ の加重平均を用いて、ATTを推定する。これにより、PSM-DIDによる推定結果と、パラレルトレンドに関してより弱い仮定をおいたSDIDの推定結果を比較する。

## 2 データ

本稿では、平成の大合併の事実上の第1期に合併した市町村のうち、合併が最も多い2004年度と2005年度に合併した市町村をそれぞれ処置群とし、2002年度から2016年度までに一度も合併を経験していない市町村を対照群とする。

傾向スコアの推定に用いる都市属性(共変量)として、市町村の合併の特例に関する法律が改正され、合併特例の期間延長と誘導策が拡充された、平成の大合併の初期である1999年度時点のデータを使用する。共変量の選択に当たっては、先行研究を踏まえて、合併と職員数の変化の両方に強く関連する変数、および職員数の変化に関連すると予想される変数を用いる。具体的に、五石(2012)、林(2013)ならびに伊藤(2014)は、規模の経済の観点から「人口」が合併や職員数に影響を与えるとしており、林(2013)では「面積」の影響も指摘している。また、五石(2012)は、高齢者人口や産業構造比率に代理される地域の産業構造や人口構造が合併の意思決定や職員数に与える影響を示している。Hirota and Yunoue (2017)は、これらに加えて、15歳未満人口比率、地方交付税比率、特定交付金比率、債務残高比率を用いている。これらの先行研究を参照し、本稿では、合併と職員数の変化の両方に強く関連する共変量として、人口、15歳未満人口比率、65歳

以上人口比率、面積ならびに第3次産業比率を用いる。また、財政状況は、歳出行動を通じて職員数にも影響を及ぼすと考え、人口一人当たりの普通地方交付税<sup>7)</sup>も共変量に用いる。

一方、成果指標である職員数に関しては、継続したデータが得られる2002~2016年度のデータを用いる。本稿では、普通会計の決算データを使用することから、職員数は普通会計職員数を用いる。

データセットの構築の手順は次の通りである。合併を経験した市町村に関しては、分析期間の最後である2017年4月時点における市町村を単位として、合併前の各市町村のデータを合算する。また、指数等はその基本となる数値を合算して新たに算出することで、合併後単位の市町村データを作成し、非合併市町村との比較を可能にしている。

分析対象は共変量の観測時点である1999年度に存在するすべての市町村である。ただし、行政の守備範囲の異なる政令指定都市や、財政調整制度の異なる東京都の区、合併分割が行われた山梨県上九一色村および全島の住民避難が行われた東京都三宅村を除外した。さらに、原子力発電所が

所在する市町村については、原発立地交付金や地方交付税措置などの手厚い財政支援があり、対照群に含めるには異質な自治体であることから分析から除外した。

データの出所は次の通りである。人口変数には、総務省「住民基本台帳に基づく人口」に基づき、総数と15歳未満および65歳以上人口の比率を使用する<sup>8)</sup>。1999年度の市町村の面積は、総務省「全国都道府県市区町村別面積調」を参照し、データに欠損がある場合は「決算カードデータ」を参照した。ただし、産業構造にかかるデータは1995年の『国勢調査』に基づく。職員数は、総務省「地方公共団体定員管理調査」より、市町村別の普通会計職員数を用いる。決算数値関連の普通地方交付税は、総務省の「地方財政調査・市町村分」を利用する。これらの変数の記述統計量は表1に示す通りである。

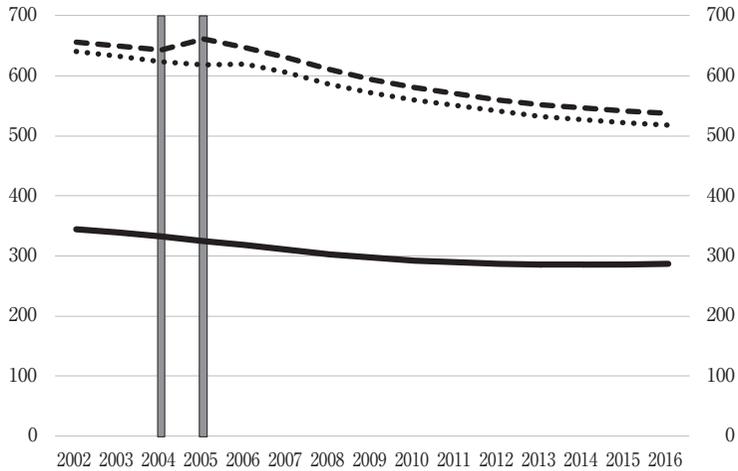
### 3 職員数の推移

分析対象となる普通会計職員数の平均値は、表1の記述統計量が示すように、2002年度は約467人であったものが2016年度では約386人になっており、減少の一途をたどっていることがわか

表1 記述統計量

変数	対象	平均	標準誤差	最小	最大
人口(人)	1,677	54763.78	80468.53	193	593077
面積(km <sup>2</sup> )	1,677	211.65	242.38	3.47	2179.35
15歳未満比率	1,677	0.15	0.02	0.07	0.24
65歳以上比率	1,677	0.21	0.06	0.07	0.45
第3次産業比率	1,677	52.30	10.97	19.68	88.89
普通交付税(住民一人当たり)	1,677	204.30	216.81	0	2459.68
普通会計職員2002年度	1,677	466.63	585.95	19	4053
普通会計職員2003年度	1,677	460.79	578.71	18	4069
普通会計職員2004年度	1,677	454.26	571.64	16	3994
普通会計職員2005年度	1,677	449.78	568.11	15	3933
普通会計職員2006年度	1,677	442.91	562.94	15	3892
普通会計職員2007年度	1,677	432.81	553.17	15	3805
普通会計職員2008年度	1,677	420.93	540.86	13	3757
普通会計職員2009年度	1,677	411.60	530.20	13	3717
普通会計職員2010年度	1,677	404.69	522.08	12	3701
普通会計職員2011年度	1,677	399.04	515.06	14	3674
普通会計職員2012年度	1,677	394.45	510.12	13	3668
普通会計職員2013年度	1,677	389.92	504.97	14	3679
普通会計職員2014年度	1,677	388.05	504.31	14	3680
普通会計職員2015年度	1,677	386.17	504.73	13	3695
普通会計職員2016年度	1,677	385.85	505.66	13	3805

図1 職員数の推移



注：—— は非合併市町村（対照群）の職員数を，- - - は2004年度合併市町村（措置群）の職員数，..... は2005年度合併市町村（措置群）の職員数を示す。縦棒は合併時期を示す。

る。図1より，合併市町村（処置群）と非合併市町村（対照群）に分けた職員数の推移をみると，2004年度合併については2002年度から2003年度，2005年度合併については2002年度から2004年度までの合併前の期間の動きが，それぞれ似かよっており，いわゆるパラレルトレンドが確認される。一方，合併後の期間については，2004年度合併市町村は2005年度に，2005年度合併市町村は2006年度に，それぞれ平均の職員数が増加している。この背景には，前述の通り，合併の多くが日常生活圏に基づいて行われたため，合併に伴って一部事務組合等が解散され，組合に派遣されていた職員が市町村に復帰することによって普通会計職員数が増加するという制度的な理由があると考えられる<sup>9)</sup>。ただし，こうした職員数の増加は合併翌年度のみの一時的な現象であり，それ以降は，非合併市町村と同様に，職員数が減少する傾向が確認される。

## IV 推定結果

### 1 推定の手順

推定にあたって，まず，合併の傾向スコアを推定し，共変量の統計的な有意性を検証する。また，処置群と対照群の傾向スコアの重なり具合を

確認するとともに，バランスングテストを行い，処置群と対照群の共変量がマッチング後にバランスしていることを確認する。そのうえで，合併が職員数に与えるATTを推定する。2004年度の合併と2005年度の合併のそれぞれのATTについて，PSM-CS，PSM-DIDならびにSDIDにより推定する。

ただし，この推定結果には分析期間中の2011年3月に発生した東日本大震災の影響が含まれる懸念がある。そこで，震災による被害が大きかった東北3県（岩手県，宮城県，福島県）のうち，財政再建法の適用を受けた市町村（以下，被災自治体という）を除外した分析も行う。

### 2 傾向スコアの推定とバランスングテスト結果

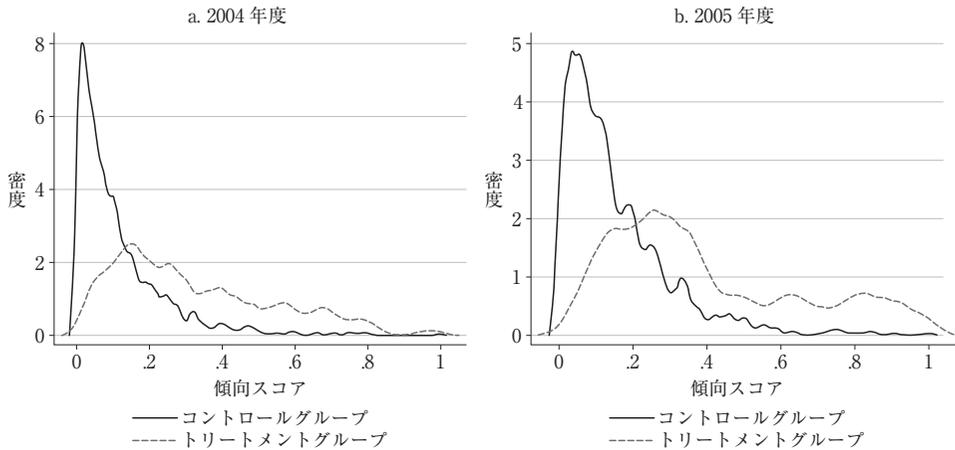
傾向スコアの推定にあたっては，PSM-CSおよびPSM-DIDはプロビットモデルを，SDIDはロジットモデルを用いた<sup>10)</sup>。推定結果は表2に示すとおりである。推定結果から，いずれの推定方法および合併年度においても，人口，15歳未満人口比率（2005年度のみ），65歳以上人口比率，面積の係数は正，第3次産業比率と住民一人当たり普通交付税の係数は負で，いずれも1%水準で統計的に有意である。また，図2に示す通り，処置群（treat=1）と対照群（treat=0）の傾向スコアは，ほとんどの領域で重なっていることがわか

表2 傾向スコアに関する推定結果 (全体分)

変数	プロビットモデル (PSM)		ロジットモデル (SDID)	
	2004 年度	2005 年度	2004 年度	2005 年度
人口	4.39*** (0.000)	3.91*** (0.000)	4.62*** (0.000)	4.13*** (0.000)
15 歳未満人口比率		4.20*** (0.000)		4.30*** (0.000)
65 歳以上人口比率	7.36*** (0.000)	7.53*** (0.000)	7.44*** (0.000)	7.52*** (0.000)
面積	10.51*** (0.000)	12.04*** (0.000)	10.31*** (0.000)	11.50*** (0.000)
3 次産業比率	-3.97*** (0.000)	-2.45*** (0.014)	-4.04*** (0.000)	-2.45*** (0.014)
普通交付税 (住民一人当たり)	-7.42*** (0.000)	-8.52*** (0.000)	-7.43*** (0.000)	-8.36*** (0.000)
定数項	-4.07*** (0.000)	-5.28*** (0.000)	-3.87*** (0.000)	-5.26*** (0.000)
合計の観測値の数	1,294	1,381	1,288	1,381
処置群の観測値の数	192	279	186	279
対照群の観測値の数	1,102	1,102	1,102	1,102
対数尤度	-411.6375	-533.5327	-411.9591	-533.27246

注：( ) 内は標準誤差を示す。\*\*\*は 1%水準, \*\*は 5%水準, \*は 10%水準で有意であることを示す。  
PSM-CS および PSM-DID はプロビット, SDID はロジットを用いて推定した。

図2 傾向スコアの重なり具合の確認



る。そのうえで、0 以下および 1 以上の傾向スコアを除いて推定する。

次に、処置群と対照群の共変量のバランスについて検討する。表3は2004年度合併と2005年度合併のそれぞれの処置群と対照群のバランスングテストの結果である。例えば、2004年度の合併に関して、処置群と対照群の人口の平均値の差の検定は、傾向スコアによるマッチング前のt値が4.79で、1%水準で統計的に有意であったものが、

マッチング後のt値は0.10であり、統計的に有意ではなくなっている。他の変数についても、マッチングにより共変量の不均衡が大きく改善するとともに、マッチング後の共変量の平均値の差の検定は統計的に有意ではないため、共変量がバランスしていることがわかる。マッチングによる処置群と対照群の共変量のバランスは、東日本大震災の被災自治体の観測値を除外した場合でも同様であった。

表3 共変量のバランシングテストの結果 (全体分)

変数	a. 2004 年度				b. 2005 年度					
	処置群	対照群	差の絶対値 (標準化後)	t 値	処置群	対照群	差の絶対値 (標準化後)	t 値		
人口	前	69083	41511	35.4	4.79***	前	72138	41511	40	6.28***
	後	69083	68025	1.4	0.10	後	72138	79830	-10.1	-0.88
15歳未満人口比率	前					前	0.15105	0.15041	3.2	0.44
	後					後	0.15105	0.15113	-0.4	-0.05
65歳以上人口比率	前	0.23067	0.20663	37.9	4.49***	前	0.2175	0.20663	18.2	2.48**
	後	0.23067	0.22662	6.4	0.65	後	0.2175	0.21666	1.4	0.18
面積	前	320.1	140.36	88.4	12.24***	前	343.38	140.36	84.3	14.78***
	後	320.1	305.02	7.4	0.58	後	343.38	353.58	-4.2	-0.38
3次産業比率	前	49.978	52.703	-26.2	-2.96***	前	51.4	52.703	-12.6	-1.71*
	後	49.978	49.807	1.6	0.18	後	51.4	51.417	-0.2	-0.02
普通交付税(住民一人当たり)	前	189.21	223.28	-17.4	-1.80*	前	168.77	223.28	-28.0	-3.51***
	後	189.21	170.02	9.8	1.53	後	168.77	174.63	-3.0	-0.56

注：\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。「前」は傾向スコアでマッチングする前のデータを示し、「後」はマッチング後のデータを示す。

### 3 2004年度の合併に関する推定結果

表4は、2004年度の合併について、合併後2年目から12年目に当たる、2006~2016年度における合併の処置効果の推定結果を示している。このうち、a. は全体の結果を、b. は東日本大震災の被災自治体の観測値を除外した場合の結果を示している。まず、a. 全体の結果について、PSM-CSによれば、2006~2007年度のATTは正で、10%水準で統計的に有意であるが、それ以外は有

意ではない。処置群の職員数は2006年度では約111人多いと推定されるが次第に格差が減少し、2016年度では約61人のプラスである。

一方、PSM-DIDの結果によれば、2006~2008年度のATTが正で1%または5%水準で統計的に有意である。対照群と比べた処置群の職員数の変化は、2002年度と2006年度の変化では約30人多いが、次第に格差が縮小している。そして、2002年度と2012年度の変化ではATTが負に転じており、2002年度と2016年度の変化のATT

表4 2004年度の合併に関するATT

(単位：人)

a. 全体の結果												
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	観測値数
PSM-CS	110.914*	108.124*	102.768	94.849	89.297	83.595	78.243	72.8649	68.735	65.481	61.108	処置群 185
	(66.134)	(64.859)	(64.231)	(63.708)	(62.439)	(61.990)	(61.771)	(61.707)	(61.822)	(61.911)	(61.911)	対照群 1,102
PSM-DID	29.659***	26.870***	21.514**	13.595	8.043	2.341	-3.011	-8.389	-12.519	15.773	-20.146	処置群 185
	(6.840)	(8.028)	(8.648)	(9.367)	(10.577)	(11.105)	(11.543)	(11.805)	(11.639)	(11.943)	(12.269)	対照群 1,102
SDID	35.030***	30.312***	23.761***	16.019*	11.952	6.544	0.861	-4.3144	-12.381	-17.921	-23.319**	処置群 186
	(7.024)	(7.816)	(8.679)	(9.678)	(11.008)	(11.649)	(12.338)	(13.188)	(11.797)	(11.861)	(11.888)	対照群 1,102
b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果												
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	観測値数
PSM-CS	98.818	97.696	92.696	86.000	82.934	79.243	73.978	68.5525	62.111	57.807	53.702	処置群 181
	(67.643)	(66.537)	(65.286)	(64.192)	(62.705)	(61.971)	(61.866)	(61.666)	(62.142)	(62.615)	(62.719)	対照群 1,014
PSM-DID	30.359***	29.238***	24.238**	17.541	14.475	10.785	5.519	0.094	-6.348	-10.652	-14.757	処置群 181
	(7.278)	(8.674)	(9.818)	(11.020)	(12.486)	(13.253)	(13.917)	(14.324)	(13.661)	(13.433)	(13.455)	対照群 1,014
SDID	38.004***	34.714***	28.965***	22.078*	19.105	15.112	8.910	4.5113	-2.464	-7.213	-12.416	処置群 180
	(8.279)	(9.518)	(10.740)	(12.194)	(14.106)	(15.129)	(15.823)	(17.086)	(14.993)	(14.965)	(14.905)	対照群 1,014

注：1) ( ) 内はマッチング後の標準誤差 (Abadie-Imbens standard errors) を示す。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

2) 表中の観測値数はオンサポートの観測値数を示しており、表2の傾向スコアの推定結果で示した観測値数とは異なる場合がある。

は約 20 人のマイナスとなっている。

さらに、SDID の結果では、2006～2009 年度ならびに 2016 年度の各年度の（2002 年度と比べた）DID 推定量が、1%から 10%の水準で統計的に有意である。この結果によると、処置群の職員数は 2002 年度と 2006 年度の変化では約 35 人多いが、やがて格差が減少し、2013 年度で負となり、2016 年度では約 23 人のマイナスとなっている。

次に、b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果において、PSM-CS では、特に 2006 年から 2007 年の ATT の値が目立って小さくなるとともに、統計的に有意ではなくなっている。一方、PSM-DID および SDID では、ATT の値が大きくなり、ATT が負になる時期が 2014 年度になり、また 2016 年度の SDID の ATT が統計的に有意でなくなっている。被災自治体の観測値を除くことで、特に 2011 年以降の結果に差異が表れている。しかしながら、2006～2009 年度という合併から間もない時期において、合併市町村の職員数の変化は非合併市町村のそれより統計的に有意に多いという結果は頑健である。

以上より、2004 年度の合併に関する ATT の推定結果によれば、合併市町村の職員数の減少傾向は、合併後は非合併市町村に比べて小さく、その結果、職員数の変化がプラスになっているこ

と、しかし合併後の時間の経過とともに非合併市町村との差が小さくなっていることが明らかになった。

#### 4 2005 年度の合併に関する推定結果

表 5 は、2005 年度の合併に関する ATT の推定結果を示している。また、パネル a と b の区別は表 4 と同様である。a. 全体の結果について、PSM-CS の ATT は、2006～2016 年度においては統計的に有意ではない。一方、PSM-DID によれば、2006～2008 年度の ATT が正で、1%または 5%水準で統計的に有意である。対照群と比べた処置群の職員数の変化は、2002 年度と 2006 年度の変化では約 25 人多いが、変化の差は次第に縮小している。そして、統計的に有意ではないが、2002 年度と 2013 年度の変化では ATT が負に転じており、2002 年度と 2016 年度の変化の ATT は、約 22 人のマイナスとなっている。

さらに、SDID の結果では、2006 年度と 2007 年度、および 2015 年度と 2016 年度の各年度の（2002 年度と比べた）ATT が 1%から 10%水準で統計的に有意である。この結果によると、処置群の職員数は 2002 年度から 2006 年度の変化について約 23 人多いが、やがて格差が減少し、2012 年度に負になり、2016 年度では約 27 人のマイナス

表 5 2005 年度の合併に関する ATT

(単位：人)

a. 全体の結果												
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	観測値数
PSM-CS	42.007	39.563	36.294	33.140	28.742	22.168	19.341	12.8172	4.405	-0.011	-4.975	処置群 279
	(74.659)	(73.478)	(71.874)	(70.647)	(69.827)	(69.549)	(68.145)	(67.753)	(68.936)	(69.176)	(69.407)	対照群 1,102
PSM-DID	25.240***	22.796***	19.527**	16.373	11.975	5.401	2.573	-3.950	-12.362	-16.778	-21.742	処置群 279
	(6.710)	(7.820)	(9.156)	(10.601)	(11.673)	(12.017)	(13.207)	(13.718)	(12.872)	(13.259)	(13.538)	対照群 1,102
SDID	23.480***	19.114**	13.688	9.228	6.405	1.071	-1.763	-7.2206	-16.028	-21.285*	-26.533**	処置群 279
	(7.594)	(8.494)	(9.717)	(10.767)	(12.092)	(12.143)	(13.610)	(14.389)	(12.345)	(11.905)	(11.582)	対照群 1,102
b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果												
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	観測値数
PSM-CS	23.521	21.101	16.731	14.218	12.597	10.185	6.651	1.5504	-4.626	-8.134	-13.151	処置群 238
	(45.460)	(44.341)	(43.606)	(42.577)	(42.299)	(41.643)	(41.582)	(41.631)	(41.712)	(41.753)	(42.225)	対照群 1,014
PSM-DID	21.660***	19.240***	14.870**	12.357*	10.735	8.324	4.790	-0.311	-6.487	-9.996	-15.013	処置群 238
	(5.326)	(6.054)	(6.396)	(7.267)	(7.745)	(8.288)	(8.692)	(8.943)	(9.041)	(9.277)	(9.534)	対照群 1,014
SDID	22.456***	18.842**	13.682	9.836	7.915	4.576	0.836	-4.1780	-11.275	-15.430	-20.468	処置群 236
	(6.900)	(7.956)	(9.015)	(10.291)	(11.993)	(12.867)	(13.518)	(14.645)	(12.812)	(12.672)	(12.591)	対照群 1,014

注：1) ( ) 内はマッチング後の標準誤差 (Abadie-Imbens standard errors) を示す。\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。

2) 表中の観測値数はオンサポートの観測値数を示しており、表 2 の傾向スコアの推定結果で示したすべての観測値数とは異なる場合がある。

で統計的に有意になっている。次に、b. 東日本大震災の被災自治体を除いた場合は、PSM-CS および PSM-DID では ATT の大きさが絶対値の意味で小さくなる。SDID では、ATT の値に大きな変化はないが、2015 年や 2016 年の負の効果が統計的に有意ではなくなっている。しかしながら、PSM-DID あるいは SDID では、2006～2009 年度の ATT が（依然として）統計的に有意である。

以上より、2005 年度の合併を対象とした ATT の推定結果によれば、2004 年度と同様に、合併から間もない時期は、合併市町村の職員数の減少が非合併市町村に比べて小さいこと、しかし合併後の時間の経過にしたがって非合併市町村との差が小さくなっていることが明らかになった。

## V 頑健性のチェック

本稿で用いた準実験的手法については、処置前の期間の行動において、処置群と対照群の間に顕著な差異がないことを確認する必要がある。そこで、合併前の期間のデータを用いて、問題となる処置が生じる前の ATT を推定するというプラセボテスト (placebo test) を行う。具体的には、2004 年度の合併市町村については、合併前で実際の合併時期を挟んだ 2 時点ではない 2002 年度と 2003 年度のデータを、2005 年度の合併市町村

についても同様に、2002 年度と 2004 年度のデータを用いて、職員数に関する合併の ATT を推定した。

その結果は表 6 に示すとおりであり、2004 年度と 2005 年度のいずれの合併についても、合併前の職員数の ATT は統計的に有意ではない。したがって、処置群と対照群のマッチング後の成果指標の水準、ならびに変化のトレンドは、合併前の期間においては統計的に有意な差がない。このことは、先に示した合併後の成果指標の格差が、市町村合併によって生じたものであることを示唆する。

## VI 考 察

PSM-CS 推定の結果は、PSM-DID 推定や SDID 推定の結果に比べて、合併による職員数の正の効果が大きく表れている。また、ATT の統計的な有意性が低い。クロスセクション推定による ATT には、時間に依存しない観察不可能な市町村の固定効果が含まれている可能性がある。しかし、こうしたバイアスの可能性はあるものの、PSM-CS 推定による ATT の変化の傾向については、2004 年度および 2005 年度のいずれの合併についても、合併から時間が経過するにしたがって職員数の正の効果が小さくなる傾向がみられた。

表 6 プラセボテストの ATT の推定結果

(単位：人)

a. 全体の結果					
2004 年度の合併		2005 年度の合併			
	2002	2003			
PSM-CS	81.254 (68.918)	83.746 (68.036)	PSM-CS	16.767 (78.758)	19.423 (76.773)
PSM-DID	—	2.492 (1.763)	PSM-DID	—	2.656 (2.979)

b. 東日本大震災被災自治体の観測値を除外した結果					
2004 年度の合併		2005 年度の合併			
	2002	2003			
PSM-CS	68.459 (71.690)	71.260 (70.651)	PSM-CS	1.861 (46.133)	5.689 (45.394)
PSM-DID	—	2.801 (2.004)	PSM-DID	—	3.828 (2.374)

注：( ) 内はマッチング後の標準誤差 (Abadie-Imbens standard errors) を示す。2004 年度および 2005 年度の処置群と対照群のオンサポートの観測値数は、それぞれ表 4 および表 5 と同じである。

一方、PSM-DID 推定や SDID 推定による ATT は、合併前後の 2 時点の成果指標の差分を取ることで、時間に依存しない市町村の固定効果が取り除かれており、PSM-CS 推定より望ましいと考えられる。また、これら 2 つの推定方法では、処置群と対照群の成果の平行トレンドの仮定に違いがあるが、推定結果には大きな差異はみられない。図 3 は、PSM-DID 推定と SDID 推定による ATT の推定結果をまとめたものである。この図によれば、合併市町村と非合併市町村との職員数の変化の差は、合併後の 2006 年度以降、一貫して減少している。そして、概ね 2012～2013 年度において差がなくなった後、分析期間の最終年度である 2016 年度のマイナス 22～27 人まで、ATT のマイナス幅が拡大する傾向が観察される。さらに、2016 年度の SDID の ATT は

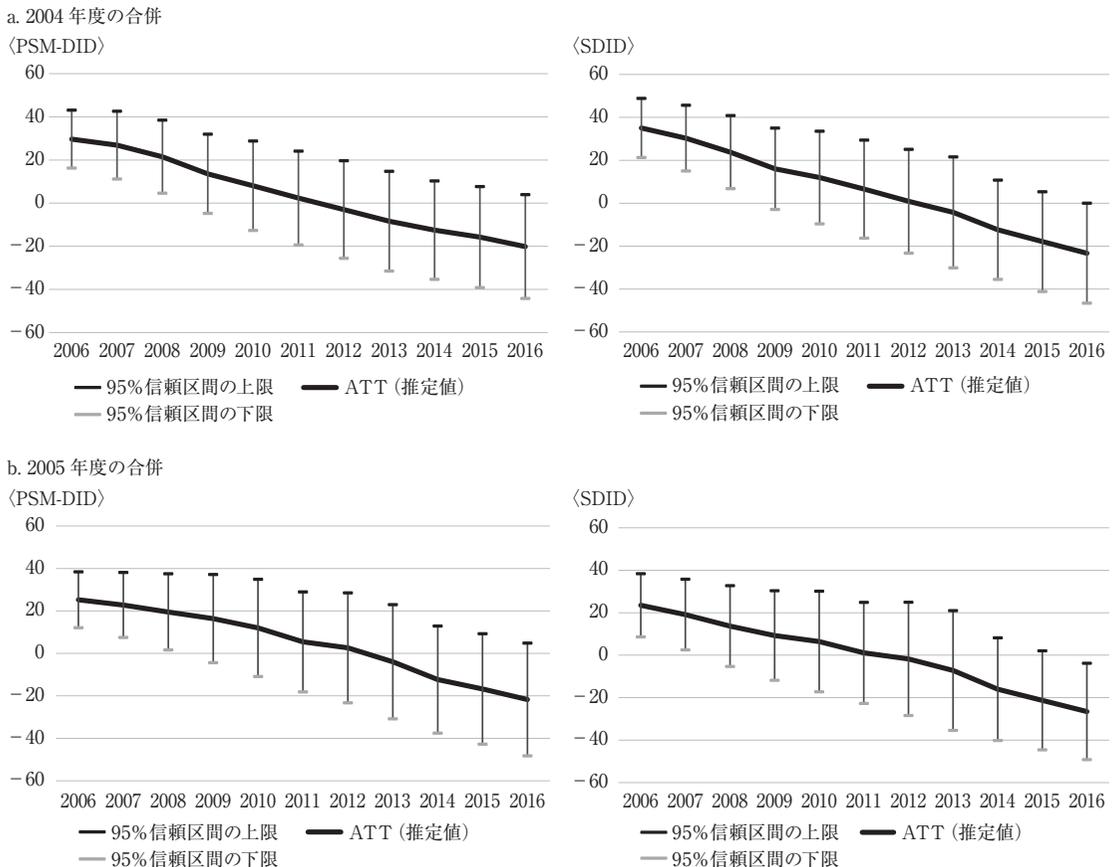
統計的に有意である。

つまり、合併から間もない時期では、合併市町村の職員数の減少傾向は非合併市町村に比べて弱い。しかし、その後、時間が経過するにしたがって非合併市町村以上の変化幅で職員数が減少し、非合併市町村との職員数の差がなくなるといえる。

このことは、市町村合併には、各種の事務事業統合や行政水準の標準化などの調整が必要となるために、短期的には合併前よりも職員数を減らすことが難しいことを示唆する。しかし、こうした調整問題は、時間経過によって解消されるとともに、定年退職者の不補充等により、次第に職員数が減少しているものと考えられる。

注目すべき点は、合併後の職員数の変化のタイミングである。観察不可能な固定効果を除去した

図 3 職員数変化の ATT の推移



注：図の折れ線は ATT の推定値を、上下の線は、その 95% 信頼区間の上限と下限を示している。

出所：表 4 および表 5 に基づいて筆者作成。

PSM-DID 推定および SDID 推定の結果によれば、合併からおよそ 7~8 年が経過した 2012~2013 年度に至って、合併市町村と非合併市町村の職員数の減少幅に逆転現象が生じている。これは、地方交付税における優遇措置である「合併算定替」の特例措置が合併から 10 年で終了することと平仄が合う。つまり、特例措置が満了する合併市町村<sup>11)</sup>では、合併特例債などの起債残が巨額<sup>12)</sup>になるなかで、財政運営上の危機感から一層の行財政改革を進めた可能性がある。ただし、PSM-DID 推定および SDID 推定における負の ATT は統計的に有意ではない。また、総務省は「合併算定替」や「合併特例債」の全国的な影響を公表していない。以上から、合併の特例措置の期限が職員数の調整に与えた影響についてはさらなる検証が必要である。

## Ⅶ おわりに

従来、平成の大合併が自治体の職員数に与えた影響の検証は、合併後間もない期間の分析に限られていた。本稿では、2004 年および 2005 年度のいわゆる「駆け込み合併」の終了後、10 年以上にわたる期間のデータを用いて、市町村合併が職員数に与える影響について、合併後の経年変化を分析した。分析に当たっては、合併前の市町村について合併後の市町村区域に基づいて集約したデータを用いるとともに、合併が無作為でないことを考慮して、傾向スコアマッチング法を用いて合併の効果を推定した。また、東日本大震災による被災自治体を除いた分析や、合併による一部事務組合等の解散に伴う影響を補正した分析も行った。

自治体の観察不可能な要因を除去した結果によれば、合併市町村は、合併間もない時期は、各種の事務事業の統合や行政水準の標準化などの調整要因により、合併前よりも職員数を減らす傾向が弱いものの、時間の経過とともに職員数を減らす傾向が強まる。つまり、合併の想定された効果は、時間の経過とともに現れるといえる。また、合併後の職員数の減少は、合併から 7~8 年目に降に顕著になる傾向が示唆された。これは、地方

交付税における優遇措置である「合併算定替」の 10 年間の特例措置の終了や、合併特例債という債務の増加の影響などにより、行財政改革が進められたことを示唆する。

ただし、職員数の変化のタイミングの要因については、今後、合併市町村の財政指標などを用いて検証する余地がある。また、本稿では、合併市町村と非合併市町村の職員数の変化のみに焦点を当てた。そのため、職員数の変化を通じた行政サービスの变化など、市町村合併のその他の影響については、新たな分析手法やデータにより検証する必要がある。これらは今後に残された課題である。

謝辞 本論文の作成にあたり、2 名の匿名レフェリー各氏および編集委員会より、多岐にわたる貴重なコメントを頂き、論文の内容が大幅に改善されました。また、本論文は筆者の課程博士論文の一部として作成したものであり、審査委員会の勇上和史氏、玉岡雅之氏ならびに佐野晋平氏（以上、神戸大学）からは貴重なコメントを頂きました。この場をお借りして御礼申し上げます。

- 1) 市町村合併に関する記述は、平成 22 年 3 月に総務省が発行した『「平成の合併」について』を参照した。
- 2) この節については、総務省の市町村合併資料集を参照した。  
<https://www.soumu.go.jp/gapei/gapei.html>（最終閲覧日：2021 年 6 月 12 日）
- 3) 市町村合併に関する先行研究では、合併市町村内において、人口規模に応じて合併前の行動が異質であることが明らかにされている。本稿では、合併後の自治体単位での職員数の推移に関心があること、また、成果指標である職員数は、合併後は旧市町村単位で把握することができないことにより、合併市町村内の異質性の検証は射程外とした。一方、合併市町村の行動が合併前に現れる問題に対応するため、後に合併の傾向スコアを推定する際に、合併特例法が改正された 1999 年時点の共変量を用いることで、合併協議や合併を前提とした財政行動の影響が共変量に含まれる可能性を極力排除した。
- 4) 本稿の推定に当たっては、Stata 16 に標準で実装されているコマンドである `teffects psmatch` を使用した。また、傾向スコアマッチングによる 2 群間の共変量のバランスと、傾向スコアの重なり具合（オーバーラップ）を検証する際には、Stata のアドファイルのコマンドである、`psmatch2` および `pstest` を使用した。
- 5) 推定に当たっては、Stata16 に実装されているコマンドである `absdid` を使用した。
- 6) これは、条件付き平行トレンド仮定（conditional parallel trends assumption）と呼ばれ、 $E(Y_{0t} - Y_{0s} | D=1, X) = E(Y_{0t} - Y_{0s} | D=0, X)$  で示される。これは、共変量で条件づけたうえで、対照群の政策実施前後の成果指標の変化が、処置群の成果指標の変化の反事実（counterfactual）を表すという意味である。SDID では、さらに、推定された傾向スコアが 0 より大きく 1 より小さい範囲に収まるというコモンサポートの仮定も用いる。
- 7) 共変量のうち、普通交付税を単純に足し合わせることにについては、それがそのまま合併前の市町村の姿を表すものではない

- という懸念がある。しかしながら、合併特例として「合併算定替」が制度化されており、合併した市町村においても合併前の補正係数で算定されるため、合併前の都市形態の配慮がなされていると考えられる。
- 8) 住民基本台帳法の改正に伴い、2014年度から1月1日に調査基準日の変更(従前3月31日)になっているが、年度データとみなしてそのまま用いている。
- 9) 総務省「定員管理調査」によれば、一部事務組合等職員が駆け込み合併の翌年度の2005年度と2006年度に大きく減少している。また、一部事務組合等の組合数や職員数、構成団体が公開されている兵庫県の統計によると、合併の枠組みは一部事務組合や広域市町村圏など日常生活圏を基本として行われており、合併が多く行われた翌年度に、一部事務組合等の派遣職員の減少と合併市町村の職員数の増加が確認される。ただし、その他の市町村については、合併による一部事務組合等の解散と職員の復帰の詳細を把握できるデータが存在しない。そこで、2004年度に合併した市町村については、合併前の2003年度と合併翌年度の2005年度の職員数の差分(増加分)を復帰職員数とみなして、2006年度以降の職員数から差し引いて補正し、同様に、2005年度に合併した市町村については、2004年度と2006年度の職員数の差分を、2007年度以降の職員数から差し引いて補正した職員数で推定を行った。その結果、DID推定においてATTがマイナスに転換する時期に若干の変化があるものの、推定結果の傾向は大きく変わらないことを確認した。
- 10) PSM-CSおよびPSM-DIDについて、傾向スコアを(SDIDと同じく)ロジットモデルで推定した場合のATTも推定した。その結果は、プロビットモデルによる傾向スコアを用いた場合と同様であった。しかしながら、2005年度の合併効果の検証のうち、東日本大震災の被災自治体を観測値から除いた推定においてのみパラメータの結果が悪化した。そこで本稿では、すべての推定について良好な結果が得られたプロビットモデルの結果を表示する。
- 11) 例えば、岐阜県大垣市は、2005年度(2006年3月)に上石津町と墨俣町と合併を行っており、2015年度において合併算定替がなくなることから各種の試算を公表している。その結果によると、2013年度において普通交付税合併算定では40億2900万円が一本算定では24億6400万円となり、15億6500万円の減少となる。この額は大垣市の2013年度の標準財政規模の4.56%、経常一般財源の4.84%に相当しており、合併算定替の終了は、同市にとって巨額の一般財源の喪失を意味する。
- 12) 2016年度末での起債残額は「合併特例債」は5兆3168億5200万円、「合併推進債」は1466億4600万円と市町村全体56兆2825億5700万円の10.2%を占めている。

#### 参考文献

- 伊藤敏安(2014)「合併市町村における職員数の変化とその要因の検証」『地域経済研究：広島大学大学院社会科学部研究科附属地域経済システム研究センター紀要』No. 25, pp. 31-45.
- 五石敬路(2012)「平成の市町村合併における「規模の経済」の検証」『創造都市研究』第8巻, 第1号, pp. 31-45.
- 総務省(2010)「『平成の合併』について」平成22年3月。  
([https://www.soumu.go.jp/gapei/pdf/100311\\_1.pdf](https://www.soumu.go.jp/gapei/pdf/100311_1.pdf) (最終閲覧日: 2019年7月29日))
- 中澤克佳・宮下量久(2016)『『平成の大合併』の政治経済学』

- 勁草書房。
- 林亮輔(2013)「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」『会計検査研究』No. 47, pp. 27-38.
- 町田俊彦(2006)「地方交付税削減下の「平成の大合併」」町田俊彦編著『『平成大合併』の財政学』第2章, 公人社。
- Abadie, Alberto (2005) "Semiparametric Difference-in-Differences Estimators." *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 1, pp. 1-19.
- Austin, Peter (2011) "Optimal Caliper Widths for Propensity-Score Matching When Estimating Differences in Means and Differences in Proportions in Observational Studies," *Pharmaceutical Statistics*, Vol. 10, No. 2, pp. 150-161.
- Bertrand, Marianne, Duflo, Esther and Mullainathan, Sendhil (2004) "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, pp. 249-275.
- Cameron, A. Colin, and Trivedi, Pravin. K. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Dehejia, Rajeev H. and Wahba, Sadek (2002) "Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 1, pp. 151-161.
- Garrido, Melissa M. (2014) "Propensity Scores: A Practical Method for Assessing Treatment Effects in Pain and Symptom Management Research," *Journal of Pain and Symptom Management*, Vol. 48, No. 4, pp. 711-718.
- Goto, Tsuyoshi and Yamamoto, Genki (2018) "Creative Accounting and Municipal Mergers-A Theoretical and Empirical Approach," *OSIPP Discussion Paper*, DP-2018-E-012.
- Heckman, James J., Ichimura, Hidehiko and Todd, Petra E. (1997) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, Vol. 64, pp. 605-654.
- Hirota, Haruaki and Yunoue, Hideo (2017) "Evaluation of the Fiscal Effect on Municipal Mergers: Quasi-experimental Evidence from Japanese Municipal Data," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 66, pp. 132-149.
- Rosenbaum, Paul R. and Rubin, Donald B. (1983) "The Central Role of The Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, pp. 41-55.
- Wooldridge, Jeffery M (2016) "Should Instrumental Variables be Used as Matching Variables?" *Research in Economics*, Vol. 70, No. 2, pp. 232-237.

〈投稿受付2019年11月11日, 採択決定2022年2月18日〉

おおおか・かずま 神戸大学大学院経済学研究科博士後期課程。主な論文に「地方自治体における職員雇用の経済分析」(神戸大学大学院経済学研究科博士論文, 2022年)。労働経済学・公共政策学専攻。