



Munich Personal RePEc Archive

Municipal mergers and local government expenditure. Evidence from Categorized Data of Japanese Municipalities

Hirota, Haruaki and Yunoue, Hideo

Nagoya University of Commerce and Business, Chiba University of Commerce

3 November 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/37484/>
MPRA Paper No. 37484, posted 20 Mar 2012 15:17 UTC

平成の大合併と歳出削減

- 類似団体別市町村財政指数表を用いた実証分析 - *

広田啓朗[†]

湯之上英雄[‡]

【最終改訂：2011年11月3日】

<要約>

市町村合併に関する多くの先行研究では、合併によって規模の経済性が働き、歳出削減が達成できると指摘している。しかし、実際に歳出削減が達成できたかどうかを検証したものは少ない。本稿では、平成の大合併と呼ばれた市町村合併における歳出面の変化を決算額と類似団体別市町村財政指数表(総務省自治財政局)の分類を用いて算出した合成値を比較することで検証した。また経済的・制度的要因を考慮した分析を行うため歳出と合併経過年数の関係を検証するパネルデータ推定を行った。

類似団体を用いた合成値による分析では次の結果が得られた。(1)合併初期は一時的に歳出が増加するが、その後減少する。(2)しかし、歳出の削減幅は、合併経過年数を経るにつれて縮小する。

パネルデータによる推定結果からも同様に、合併経過年数を経るごとに歳出削減効果があるが、大きな削減幅ではない可能性であることを示した。

JEL Classifications: H77, H11, H72

Keywords: municipal mergers, scale effect, local government expenditure

* 本稿は、第17回日本地方財政学会で発表したものに加筆・修正を加えたものである。討論者の西川雅史先生(青山学院大学)、座長の田平正典先生(兵庫県立大学)から貴重なご意見を頂いた。また、齊藤慎先生(大阪学院大学)、山田雅俊先生(愛知大学)、赤井伸郎先生(大阪大学)、福重元嗣先生(大阪大学)より貴重なご意見を頂いた。広田は日本学術振興会科学研究補助金(若手研究(B)、課題番号 22730266)から、湯之上は、日本学術振興会科学研究費補助金(若手研究(B)、課題番号 23730304)からの助成を受けた。記して感謝の意を申し上げたい。なお、本文中の誤りは全て筆者の責任に帰するものである。

[†] 名古屋商科大学大学商学部専任講師 hirota@nuoba.ac.jp

[‡] 千葉商科大学サービス創造学部専任講師 yunoue@cuc.ac.jp

**Municipal mergers and local government expenditure.
Evidence from Categorized Data of Japanese Municipalities.**

Haruaki HIROTA, Hideo YUNOUE

abstract

The number of municipalities in Japan has decreased from 3,232 in 1999 to 1,820 in 2006 because of municipal mergers, called Heisei-no-Daigappei. This paper estimates the effects of municipal mergers in Japan's local public expenditure. In order to evaluate the expenditure of municipal mergers, our new approach is to apply unique index called financial index classified by similar types. We mainly results the scale effect using panel data on Japanese municipalities and found that municipalities achieved reductions in their total expenditures with mergers. In addition, the expenditure structure is also found to be an inverse U shaped.

JEL Classifications: H77, H11, H72

Keywords: municipal mergers, scale effect, local government expenditure

1. はじめに

2006年3月に「平成の大合併」と呼ばれる市町村合併が一段落した。2000年度に3232団体であった市町村が、今回の平成の大合併で1821団体に減少している¹。国・地方の財政状況が悪化する中、市町村合併を推進した理由は、規模の経済性による歳出削減効果と、地方分権化に向けた受け皿の役割であった²。合併の結果に対して様々な議論があるが、財政面においてどの程度の規模になったのかを検証することは重要である。また、市町村合併による一時的な歳出の増加とその後の歳出削減は予想できるが、削減効果は永続的なものではない。本稿では、主に合併後の市町村歳出の経年変化に着目する。

市町村合併を分析した研究の多くは、吉村(1999)や林(2002)³に代表されるように住民一人当たり歳出がU字型になるという考え方をベースとして市町村合併によってどの程度歳出削減が可能になるのかを定量的に検証している。その結果、多くの研究では市町村合併により規模の経済性が働き一人当たり歳出額が削減可能であると結論付けられているが、歳出削減が達成できたかどうかを検証したものはそれほど多くない⁴。

数少ない研究の一つである宮崎(2006a)は、1990年代の市町村合併に焦点をあて、1990年と2000年の2期間の全国市町村パネルデータを用いて分析している。その結果、合併後一時的に一人当たり歳出は増加するが、その後徐々に減少することを明らかにしている。しかし、宮崎(2006a)は平成の大合併が本格化する前のデータを使用しているため合併市町村のサンプルが10と少なく、いわゆる旧合併特例法を適用した市町村合併のサンプルは平成の大合併第1号の兵庫県篠山市のみである⁵。

¹ 2009年4月末の市町村数は、1777市町村(市783、町802、村192)である。

² 齊藤(1999)は、市町村の規模は、公共財生産における規模の経済性という技術的な側面と公共財供給を住民がコントロールするシステムの2つを考えると指摘している。

³ 林(2002)は、これまでの研究の理論的背景を整理し、精緻化する形で一人当たり歳出がU字型になることを示した。詳しくはそちらを参照されたい。

⁴ 市町村合併のインセンティブについての研究は、近年、蓄積が著しい。代表的な研究に西川(2002)や門前・福重(2002)、宮崎(2006b)、広田(2007)等がある。また、湯之上(2011)では、最近の研究動向をまとめている。

西川(2002)は市町村合併に関し、面積が大きく自主財源率の高い市部と、面積が小さい町村が合併インセンティブを持つため、面積にも配慮した合併促進策の必要性を主張していた。門前・福重(2002)は、補助金行政が持つ市町村合併のディス・インセンティブについて分析している。その結果、町村においては、人口規模の拡大により急速に地方交付税が減少するため、合併インセンティブがないことや、合併により市制を敷けば単純な合併よりも地方交付税が減少するために、町村が市になるインセンティブがないとしている。市についても同様に、多くの市が補助金が減少する可能性があるためインセンティブがないと結論付けられている。宮崎(2006b)は、旧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インセンティブが高まっているか、確率フロンティア分析を用いて検証している。その結果、旧合併特例法の期限が迫るほど効率的な市町村が法定協議会を設置し、合併を進めていることが明らかになった。

旧合併特例法に基づいて実施された合併に焦点を当てた広田(2007)は、「平成の大合併」における市町村の意思決定と合併インセンティブについてロジット分析を用いて検証している。その結果、財政的メリットを期待した市町村が、合併特例法を適用するため義務付けられていた法定協議会を設置したが、最終的に合併に至ったのは若年・高齢人口比率が高く面積が小さい市町村であることを明らかにした。

⁵ 本稿では、2005年3月までに合併もしくは合併申請した市町村に適用された「市町村の合併の特例等に関する法律」(以下:合併特例法)を旧法とし、2005年4月1日より施行されたものを合併新法としている。

また、平成の大合併をケーススタディの手法で検証した長峯・田中(2006)では、篠山市の合併後5年間に焦点をあて物件費と公債費の増加を明らかにし、合併により発生する費用の存在を合併前に認識できていなかったことや合併特例債の負担によって後年度に歳出が徐々に増加していくことを指摘している。

西川(2009)は、合併前市町村のデータを用いた回帰分析を行い合併前の各市町村の「推定歳出」単純合計と平成の大合併により成立した合併市町村の「合併後推定値」を求めることで合併による歳出削減額を算出している。その結果、市町村合併がもたらす歳出削減効果は、合併した自治体数とともに合併の組合せにも依存することを指摘している。

本稿では、平成の大合併に焦点を当てた分析を進めることになるが、これほどまでに大規模な合併が行われると次の様な分析上の困難が発生する。例えば、A市とB町が合併すると翌年度からA市として継続する場合には、A市には合併データが入るが、B町は欠損値となる。また、X町とY村が合併して新しくZ市になるとX町とY村の翌年度データは欠損値となりZ市という新しいデータが入る。このような市町村合併を評価するためには、本来、合併後のデータと仮に合併せずに継続して存在していた市町村のデータとを比較することが必要となる。しかし、後者のデータは、現実には存在しないため分析が困難なものになる。

この様なデータを取り扱う際の問題は、市町村合併だけでなく広域行政を評価する場合にもおこる⁶。Hirota and Yunoue(2008)は、市町村が介護保険制度において広域行政を実施することによる歳出面への影響について分析し、データ上の問題点を次のような手法で解決している。すなわち、総務省自治財政局が作成している『類似団体別市町村財政指数表』(以下、類似団体)の類型を用いた合成値を算出することで、広域行政を実施した場合の決算額と広域行政を実施せずに各市町村が単独で介護保険を運営したと想定する場合の歳出の合成値を比較している⁷。この作業は、広域行政を実施している市町村の構成市町村の特性、地域的要因などを考慮した上で、データの欠損箇所を捉えて広域行政の歳出面を評価することを可能にした。合成値の算出作業は、市町村合併のケースにも適用でき、実際に合併した後の決算額と合併しなかった場合に想定される歳出の合成値を比較することも可能にする。

本稿では、Hirota and Yunoue(2008)と同様に類似団体を用いて、合併を構成する市町村と同じ類似団体に属する市町村の平均値を積み上げた合成値を求める。次に、合併市町村の決算額と合成値を対比することで財政面における市町村合併の評価を行う。特に、決算額と合成値の比率が合併後どのように変化するかに着目して分析を進める。その後、パネルデータを用いた固定効果推定を行い、歳出と合併経過年数の関係を検証する。

⁶ 広域行政とは、市町村合併と異なる手段で、既存の行政区域のまま地方自治体が連携して介護保険や消防、ゴミ処理等の個別の公共サービスを供給する広域連合や一部事務組合を指している。

⁷ 分析の結果、一部事務組合に比べて広域連合の歳出が抑制される傾向を確認している。

2. 分析の方法

2.1 類似団体

市町村の財政状況がどのように変化したかを検証するため、総務省自治財政局財務調査課が作成している『類似団体別市町村財政指数表』による分類を用いる。2006年度では、類似団体は大都市、特別区、中核市、特例市、都市と町村に分かれており、人口と産業構造により分類され、同じ類似団体の類型に属する他市町村と財政構造を比較する際に用いられる。町村のケースでは人口 5,000 人未満で、第 2 次・3 次産業の構成比が 80%未満という I-0 から、人口 20,000 人以上、第 2 次・3 次が 80%以上で、かつ 3 次産業が 55%以上という類型 V-2 まで分類される。

この指標は、1960 年から半世紀にわたり、市町村が財政運営の方向性を決定する際に同規模の市町村の財政規模と比較するために用いられている。類似団体の分類を利用した代表的な比較分析として、各市町村が公開している歳出比較分析表があげられる。これは当該市町村と類似団体の歳出をチャート図で表したもので、財政規模の比較が容易にできるようになっている。

市町村合併に関して類似団体を用いた既存研究は、筆者らの知りうる限り数点しか存在しない。学術研究としては町田(2006)がある。この研究では、経常収支比率、公債費負担比率に注目して、合併後の市町村とその市町村が新たに属する類似団体とを比較している。この他に、類似団体を使った比較としては、総務省の『市町村合併による効果について』（市町村の合併に関する研究会 平成 17 年度報告書）という報告書があげられる。この報告書では、類似団体を用い合併前決算額により算出した歳出抑制効果が報告されている。その結果、合併後 10 年以降は、年間約 1.8 兆円の効率化が達成できるとしている⁸。これらの研究では、合併後間もない新市町村とその市町村が新たに属する類似団体との比較が行われている。しかし、この方法では、新市町村へ移行途上にある市町村と既存の市町村を比較することになってしまい、検討の余地が残っていると考えられる。

そこで本稿では、合併後歳出と市町村が合併前に属していた類似団体平均歳出の合計(本稿では、これを合成値と呼んでいる)を比較することで市町村合併の評価を行う⁹。分析データの基準年は、1998 年度とした¹⁰。これは、平成大合併の第 1 号事例である篠山市の合併直前を基準にするためである。表 2-1 には、1998 年度時点の類似団体の分類と当時属していた市町村数を示している。

⁸ 詳細は、以下の URL を参照されたい。

(http://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/2006/pdf/060510_1_1.pdf)

⁹ 総務省が算定している類似団体平均とは異なる点に注意していただきたい。

総務省の類似団体平均は、類型における選定団体による各指標の平均値である。詳しくは、(http://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/bunsekihyo_kaisetu.html) を参照していただきたい。

¹⁰ 1998 年時では、政令指定都市と東京都特別区、都市と町村に分けられており分類数も違っている。

本稿で算出する類似団体の合成値は、合併を実施しなかった場合の歳出と考えることができる。もし、実際の決算額が合成値を下回るのであれば、決算額と合成値の差は歳出削減額と捉えることが可能である。逆に、合併によって歳出が増えてしまっている場合には、この合成値は、合併後に少なくとも達成すべき目標値とも捉えることができる。

2.2 類似団体を用いた合成値の作成

本節では、合併前後で市町村の財政状況がどのように変化したかを把握するために歳出の決算額と類似団体から算出される合成値を Hirota and Yunoue(2008)や広田・湯之上(2011)で使用された算出方法より作成する。ここで、市町村*i*の歳出を E_i とする。類似団体の歳出の合成値は \tilde{E}_i と表す。まず、市町村合併をしていない未合併団体の合成値の作成方法を説明する。平成の大合併の時期に合併しなかった東大阪市を例にあげる。1998年度に東大阪市は都市類型VI-4のグループに属する。当時このVI-4には6団体が属していたので、東大阪市の類似団体歳出の合成値は式(1)で算出される。

$$\tilde{E}_{Higashiosaka} = \frac{E_{(VI-4),1} + E_{(VI-4),2} + \dots + E_{(VI-4),5}}{6-1} \quad (1)$$

式(1)の分子は、自らの歳出水準が及ぼす影響を排除するため東大阪市の歳出を除いた都市類型VI-4の歳出合計である。分母はVI-4に属する団体数から東大阪市を除いた数になっている。同様に、合併しなかった市町村*i*が直面する類似団体の合成値は以下の式で算出される。

$$\tilde{E}_i = \frac{\sum_{i \in S_{type1998}} E_{type1998} - E_i}{n_{type1998} - 1} \quad (2)$$

for $type1998 \in [0-0 \dots VIII-4]$

$S_{type1998}$ は類似団体ごとの市町村の集合を表している。

次に、合併団体の合成値の算定方法について説明する。例えば、篠山市は、兵庫県篠山町(V-2、41 団体)、西紀町(I-2、136 団体)、丹南町(IV-3、103 団体)、今田町(I-3、53 団体)の4町が合併して誕生した。このケースでの合成値は、以下の式で算出される。

$$\begin{aligned} \tilde{E}_k^{MM} &= \frac{E_{(V-2),1} + \dots + E_{(V-2),40}}{41-1} + \frac{E_{(I-2),1} + \dots + E_{(I-2),135}}{136-1} + \frac{E_{(IV-3),1} + \dots + E_{(IV-3),102}}{103-1} + \frac{E_{(I-3),1} + \dots + E_{(I-3),52}}{53-1} \\ &= \tilde{E}_{Sasayama} + \tilde{E}_{Nishiki} + \tilde{E}_{Tannan} + \tilde{E}_{Konda} \end{aligned} \quad (3)$$

同様に、合併団体が直面する類似団体の合成値は以下の式で算出される。

$$\tilde{E}_k^{MM} = \sum_{j \in S_k^{MM}} \tilde{E}_j \quad (4)$$

式(4)の \tilde{E}_k^{MM} は、合併団体 k の類似団体をを用いた合成値を表し、 S_k^{MM} は合併団体 k の集合を表す。最終的に、市町村の決算額と作成した合成値を比較すると式(5)になる。

$$\frac{E_i}{\tilde{E}_k^{MM}} \begin{matrix} > \\ = 1 \\ < \end{matrix} \quad (5)$$

この比率が1よりも大きい場合は、合併を実施せずに単独で行政サービスを行った場合の歳出額よりも多く歳出していることになる¹¹。

3. 類似団体をを用いた合成値から見た合併の影響

本稿では、1998年度の決算データと『類似団体別市町村財政指数標』による分類を基準としている。1998年度を基準とした理由は、平成の大合併第1号である篠山市より以前のデータを利用するためである。これにより、算出される類似団体の合成値は、1998年度の類似団体の平均値から求めたものとなる。1998年度は市区町村数が3255であるが、東京都23区と三宅村は除外した3231市町村を使用した。また、山梨県上九一色村は生活圏の違いから、北部は甲府市と、南部は富士河口湖町と全国唯一の「分村合併」をおこなった。1998年度の類似団体をそのまま適用することが出来ないため上九一色村も除外している。

1998年度の類似団体において、当該市町村数が1である徳島県阿南市(II-0)、愛媛県宇和島市(II-1)、青森県弘前市(IV-1)、愛知県豊橋市(V-2)、愛知県渥美町(VI-0)、青森県平賀町(VI-1)、茨城県銚田町(VII-1)は合成値を計算することが出来ないため分析から除いている。

千葉県富里町は2002年4月1日に国勢調査(2000年度)の結果、市制施行可能最小人口(5万人)に達し、印旛郡富里町から富里市となった。沖縄県豊見城村も2002年4月1日に単独で村から豊見城市になった。豊見城村は、市制施行前は日本一人口の多い村であった。

¹¹ 類団を用いた比率の分析は、1998年度の歳出と比較することが目的ではなく、1998年度を基準として、合併団体の歳出がどのように変化しているかを検証することを目的としている。

また、熊本県豊野村は2000年7月1日に町制施行し、豊野町になった。2005年1月15日 三角町、不知火町、松橋町、豊野町が合併し宇城市が成立している。これらの自治体の類似団体による合成値は、1998年度の類似団体による分類を用いている¹²。各市町村の決算データは、1998年度と2001年度から2006年度の『市町村別決算状況調』から利用した。

図3-1と図3-2は、式(5)から求めた、市町村の決算額と類似団体から作成した合成値の比率のヒストグラムである。市町村の2001年度の決算額と合成値の相関係数は0.88、2006年度の相関係数は0.89であり、強い相関関係を持っていることがわかる¹³。図3-1は、2001年度の比率を示している。合併市町村数は少ないが、初期に合併した市町村ほど歳出が高くなっている。図3-2は、平成の大合併が終わったばかりの2006年度の結果を示している。合併団体は未合併団体よりも歳出が増加していることが伺える。未合併団体の多くは、比率が0.6から1.0であるのに対して、合併団体の比率は0.8から1.0を中心として分布が右に偏っていることがわかる。

図3-3は、市町村の決算額と類似団体から作成した合成値の比率の平均を示したグラフである¹⁴。合併をしなかった「未合併団体」の比率の平均値と、「合併団体」の比率の平均値、そして平成の大合併の最初の例である篠山市の比率を示している。「合併団体」の比率が「未合併団体」の比率をやや上回っている点や、合併直後の篠山市の決算値が、類似団体と比較して大きくなっている点が伺える。合併初期では歳出が一時的に増大することは最初から予想されていたが、2006年度には「未合併団体」の類似団体歳出よりも下回る結果となった。しかし、図3-3の結果は、クロスセクションデータから計算した値により、合併したばかりの団体と合併して数年たった団体の合成値が混在していることに注意しなければならない。

篠山市は、合併第1号として注目されただけでなく合併特例債の活用によって合併関連事業を含めた公共事業による大幅な歳出増加が懸念された市でもあった¹⁵。2006年度では、他の市町村に比べて比率は常に1以上と大きいのが、合併初期に比べて歳出は減少傾向にある。篠山市については、合併後3年から8年目までのデータとなっている。

図3-3を踏まえて、図3-4では比率の平均値と合併経過年数をグラフにした¹⁶。合併初

¹² これらの類似団体の合成値をどのように修正するのかは今後の検討課題である。

¹³ 2001年度の相関係数について、t統計量(自由度3193)は $t=104.69$ であった。また、2006年度についてもt統計量(自由度1777)は $t=82.28$ であった。いずれも、1%の有意水準で正の相関があることが確認された。

¹⁴ 1998年度データを基準年としているため、比率の大小は1998年度の歳出と比較した値になっていることに注意していただきたい。

¹⁵ 合併特例債とは、合併市町村が、まちづくり推進のため市町村建設計画に基づいておこなう事業や基金の積立に要する経費について、合併年度及びこれに続く10カ年度に限り、その財源として借り入れることができる地方債のことを指す。合併特例債によって充当できるのは対象事業費の約95%で、更にその元利償還金の70%が普通交付税によって措置される。なお、合併特例債は合併旧法下のみのものであり、合併新法では廃止されている。詳しくは、総務省HP「合併相談コーナー」を参照されたい。

(<http://www.soumu.go.jp/gapei/sochi.html>)

¹⁶ 合併のスタートを1999年度の篠山市とすると、最大8年目まで存在しているはずだが、大多数の市町村が

年度と2年後のサンプル数は558、3年以降、251、43、11、5となっている。グラフの横軸には合併してからの経過年数をとり、縦軸は合併経過年数に応じた各合併団体の比率を平均したものになっている。図3-4より、合併団体は初期に0.93と歳出が増えるが、2年目以降は減少傾向にあることが伺える。しかし、2年目以降の変化はそれほど大きなものではないことも明らかになった。2年目以降の比率は、0.87~0.88を推移しており、初年度ほどの減少を見せていない。先行研究では、規模の経済性により合併後は徐々に歳出が減少していくと結論付けられていることが多かった。図3-4によると合併初年度の歳出増加と後年度の減少というところまでは整合的であるが、その効果は大きなものでなく徐々に薄れていっている。

以上のように、類似団体による合成値を利用した記述統計による分析では、同じような地域条件にある未合併の市町村と比べて、合併市町村は合併直後に歳出が増加し、その後減少したことがうかがえた。この記述統計から得られた知見の頑健性を確認するため、次節では全国市町村パネルデータを用いた推定を行う。

4. パネルデータ分析

4.1 パネルデータによる推定

本節では、上記の合成値を用いた評価と同じ期間のデータを用いたパネルデータによる推定を行う。推定方法は、後述するが固定効果モデルによる推定が採用された。宮崎(2006a)が指摘しているように固定効果推定では、合併に関する要因と地域固有の要因が相関を持つ場合にも一貫性をもって推定できる。パネルデータ分析を行う理由は、クロスセクションでも時系列でも対処することが出来ない要因が含まれている可能性があるからである。クロスセクションによる分析では、各市町村が持つ地域固有の要因を十分に捉えているとは言えない。歳出構造に変化があった市町村は、合併による影響なのか、その市町村独自の要因なのかは数年間のサンプルをとらないと判断できない。また、三位一体改革などの外生的要因が歳出構造の変化に影響を与えている可能性を無視することはできない。本節で分析に用いる推定式は式(6)で示されている。

$$\ln e_{it} = \alpha + \beta_{pop} \ln(pop_{it}) + \beta_{pop2} (\ln(pop_{it}))^2 + \beta_{area} \ln(area_{it}) + \beta_{area2} (\ln(area_{it}))^2 + \beta_{Myears} Myears_{it} + \beta_{Myears2} Myears_{it}^2 + \beta_{Myears3} Myears_{it}^3 + \ln \tilde{E}_k^{MM} + g_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

合併したのは2003年4月から2006年3月までの3ヵ年度間であり、それ以前の合併は2001年度時点では篠山市、大船渡市、潮来市、さいたま市、西東京市、新潟市のみである。2002年度時点では、これらに加えてつくば市、南部町、福山市、廿日市市、さぬき市、久米島町である。よって図3-4では、合併後6年目までのグラフになっている。

$$i = 1, \dots, n$$

$$t = 2001, \dots, 2006$$

$\ln e_{it}$ は一人当たり歳出の対数、 α は定数項、 $\ln(\text{pop}_{it})$ と $\ln(\text{pop}_{it})^2$ は対数変換をした人口と人口の 2 乗、 $\ln(\text{area}_{it})$ と $\ln(\text{area}_{it})^2$ は、対数変換した面積と面積の 2 乗である。 $M\text{years}_{it}$ は合併経過年数を表し 3 乗項まで挿入している。また、地域要因をコントロールする変数として対数変換をした類似団体の合成値 $\ln \tilde{E}_k^{MM}$ を用いる¹⁷。推定においては、これらの変数に固定効果 g_i 、時間効果 τ_t を考慮する。 ε_{it} は通常の仮定を満たす誤差項である。

本節の分析では、合併経過年数に着目した推定を行う。合併経過年数は、市町村合併により歳出削減が達成されているとすれば $\hat{\beta}_{M\text{years}} < 0$ となることが予想される。この変数は、合併直後だけでなく、その後時間が経つにつれて合併による効果がどのように変化するかを検証するために必要である。前節、図 3-4 の結果より、合併団体の歳出は合併初期に一時的に増加した後、大幅な減少を見せるが、その後一定に減少するのではなくほぼ横ばいになっている。類似団体による合成値を用いた分析から、合併から年数を経るごとに歳出削減効果が非線形になることが予想される。そこで推定は、合併経過年数の 3 乗項まで想定した推定を行い、合併後の歳出の変化を確認する。このサンプルの期間以降、仮に合併により歳出削減が達成されると想定するならば、合併経過年数の 3 乗項まで入れた推定結果は、 $\hat{\beta}_{M\text{years}} < 0$ 、 $\hat{\beta}_{M\text{years}2} > 0$ 、 $\hat{\beta}_{M\text{years}3} < 0$ になるであろう。

先行研究では、住民一人当たり歳出と人口の関係は規模の経済性が働き、U 字型曲線で表されるとされ、人口と人口の 2 乗項で説明されている。人口に関する符号は、人口は $\hat{\beta}_{pop} < 0$ 、人口の 2 乗項は $\hat{\beta}_{pop2} > 0$ と予想される。また、面積についても 2 次曲線を想定して推定する。従って、面積の符号も $\hat{\beta}_{area} < 0$ 、 $\hat{\beta}_{area2} > 0$ と予想する。

これらの変数に加えて、サンプル期間に三位一体改革など大規模な市町村の改革が行われたことを考慮すると、年度ダミーは、 $\hat{\tau}_t < 0$ となり、しかも年を経るごとに減少幅は大きくなる。

使用するデータは、2001 年度から 2006 年度の 6 年間の全国市町村パネルデータである。人口データは、各年度の『市町村別決算状況調』より住民基本台帳搭載人口を用いた。面積も同様に『市町村別決算状況調』からである。合併データは、総務省 HP「合併相談コーナー」より作成した¹⁸。データの記述統計は表 4-1 で示している。

¹⁷ 1998 年度の類似団体の合成値を用いることで同時性の問題は回避している。

¹⁸ 総務省 HP「合併相談コーナー」URL(<http://www.soumu.go.jp/gapei/>)

4.2 パネルデータによる推定結果

推定結果は表 4-2 で示してある。推定においては、すべてロバストな標準誤差を用いて推定している。推定結果は、Hausman 検定により固定効果推定による結果が採用される。なお固定効果推定において市町村別効果は全てゼロであるという帰無仮説を F 統計量によって検定したところ、すべて棄却された。また、市町村合併は地域的な要因や経済環境に大きく影響を受ける可能性がある。観察されない市町村合併の異質性が都道府県内で一定であるという仮定を置き、推定式に都道府県効果を加えた固定効果推定を行った。都道府県効果を加えた場合でも符号や有意性は変わらないので、以降の分析では固定効果推定を採用している。

推定結果より、類似団体の合成値は有意ではなかった。以下では、類似団体の合成値を除いた推定 2 の結果を用いて解釈を行う¹⁹。合併経過年数に関する係数の符号はそれぞれ

$\hat{\beta}_{Myears} < 0$ 、 $\hat{\beta}_{Myears2} > 0$ 、 $\hat{\beta}_{Myears3} < 0$ となり有意に推定された²⁰。これは推定を始める前

に図 3-4 を観察して予想した結果と整合的な結果であった。すなわち、合併初期段階ではある程度の歳出削減効果が得られるが、その後、歳出削減幅が縮小するという結果である。

これに加えて、 $\hat{\beta}_{Myears3}$ が負に有意に推定されたことは、図 3-4 の結果からは得られなかった結果であり、長期的に見ると合併団体の歳出が減少していく可能性を示している²¹。

図 4-1 は、固定効果推定から得られた推定値を利用して、合併経過年数に関して歳出削減効果を算出したグラフである。合併初年度では、歳出が 0.7%減少する。2 年目から 3 年目は 10.8%減少する。しかし、4 年目以降、歳出は増加傾向にあるが、6 年目は 10.8%、7 年目は歳出が 16.8%減少している。合併団体における歳出の変化は、類似団体を用いた合成値の比率を示した図 3-4 の動きと同じである。

なお、人口に関する符号については、注意が必要である。吉村(1999)や林(2002)などの先行研究では、人口は $\hat{\beta}_{pop} < 0$ 、人口の 2 乗項は $\hat{\beta}_{pop2} > 0$ に有意となり一人当たり歳出と人口の関係は U 字型の曲線が描かれるとされていた。しかし、本節の推定では、人口

¹⁹ 人口や面積、固定効果などにより類似団体の持つ情報が代理されている可能性がある。

²⁰ FE は固定効果推定、RE は変量効果推定、OLS はプールした最小二乗推定の結果を示している。括弧内の数値は Heteroskedasticity Robust Standard Error である。***は 1%、**は 5%、*は 10%での有意水準である。Hausman 検定の括弧内の数値は自由度を示している。

本研究では、補足的に 15 歳未満人口比率、65 歳以上人口割比率、昼間人口比率、第 2、3 次産業者比率を加えた推定も行っている。しかし、これらの変数は有意ではないため詳細な推定結果を掲載していない。

²¹ 今後、旧合併特例法による合併特例債の存在を考えると、歳出削減効果以上に歳出が増加する可能性もある。合併特例債の償還が始まることによって、市町村財政がどのような影響を受けるのかについては、今後の動向を注意深く観察していくことが必要であろう。

$\hat{\beta}_{pop} > 0$ 、人口の2乗項は $\hat{\beta}_{pop2} < 0$ と、いずれも有意に推定されており、人口に関する符号がこれまでの結果と逆に推定されている。これは、先行研究との推定方法の違いによるものと考えられる。先行研究ではクロスセクションモデルを使用した推定のみを行っているが、本節ではパネルデータ分析の固定効果モデルを用いた推定を行っている。こうした推定方法の違いが、結果の相違に影響している可能性がある。

本節の推定結果を視覚的に示すため、図4-2では固定効果を抽出して人口との関係をプロットした。固定効果と人口の関係は、人口は負、人口の2乗が正というU字型の関係が確認できた。サンプルの期間については、人口だけでは説明できない様々な市町村固有の要因が強く影響していた可能性を示している。

次に、一人当たり歳出と人口の推定値を式(7-1)、固定効果を加えた一人当たり歳出と人口の推定値を式(7-2)で算出した。

$$\ln \hat{e}_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{pop} \ln(pop_{it}) + \hat{\beta}_{pop2} \ln(pop_{it})^2 \quad (7-1)$$

$$\ln \hat{e}_{FE,it} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{pop} \ln(pop_{it}) + \hat{\beta}_{pop2} \ln(pop_{it})^2 + FixedEffect \quad (7-2)$$

図4-3は式(7-1)、図4-4は式(7-2)より算出した一人当たり歳出の推定値と人口の関係をプロットしたものである。固定効果推定の結果では、人口に関する符号が逆に出ていたことを反映して、図4-3では逆U字型をしている。一方で、図4-4のように固定効果を考慮すると先行研究と同様にU字型の費用曲線が描けることが明らかになった²²。

5. おわりに

本稿では、市町村合併に関する多くの先行研究を踏まえて、平成の大合併によって歳出がどのように変化したかを合併後の経過年数に着目し、類似団体による合成値とパネルデータ推定の2つの手法を用いて考察した。

合成値を用いた比較とパネルデータ推定の結果、合併した市町村の歳出は初期に一時的に増加し、その後徐々に減少していくという傾向までは先行研究と整合的であった。しかし、本稿の分析により、その減少幅は大きなものではなく、合併による歳出削減効果が薄れていくことを明らかにした。

²² 固定効果推定では、観察不可能な各市町村の地域特有の要因や外生的要因が全て固定効果として推定されてしまう。本節のサンプル期間は、平成の大合併だけでなく、三位一体改革が実施された時期であり、日本経済が不況から緩やかな回復をしていた時期でもある。また、地域間格差の問題も取りざたされていた。こうした地域特有の事情が固定効果として吸収されている可能性があるが、この問題については今後の検討課題としたい。

また、パネルデータ推定では、合併経過年数の3乗項が負に有意となり、長期的に歳出が削減する可能性を示しているが、今後、旧合併特例法による合併特例債の存在を考えると、歳出削減効果以上に歳出が増加することが懸念される。

市町村合併は、単純に人口や面積の規模が拡大するだけでなく、産業構造等の地域特性が変化するものである。その意味で、本稿の分析では、合併経過年数だけでなく市町村の地域特性をある程度考慮した結果になっている。もちろん、合併によって市町村の意思決定のあり方や地域特性そのものが全く新しい姿の市町村に変化し、それらが歳出増加要因となっている可能性もあるが、それは今後の研究を待ちたい。

本稿の分析では歳出にのみ焦点をあてたものであり、今後は目的別・性質別歳出を詳細に分析することが求められる。特に、合併の結果から直接関係する、議会や職員数、それに伴う人件費なども検証する必要がある。加えて、合併特例法に関する地方交付税の影響を考察することが出来ていない。これらは今後の検討課題としたい。

参考文献

- 齊藤慎(1999)「行政規模と経済効率性—市町村合併はスケールメリットを生むか—」『都市問題』 No.90.3, pp.27-37
- 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』(関西学院大学総合政策学部研究会発行) No.22, pp.93-114
- 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, pp.61-79
- 西川雅史(2009)「市町村合併による支出削減と市町村構成の変化:市町村合併が都道府県に与える影響」『会計検査研究』 No.39, pp.37-56
- 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』 61, pp.59-89
- 広田啓朗(2007)「市町村の選択行動と合併要因の検証—平成の大合併を事例として—」『計画行政』 第30巻4号 pp.75-81
- 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, pp.62-84
- 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『「平成の大合併」の財政学』 第3章,公人社
- 宮崎毅(2006a)「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 pp.145-160
- 宮崎毅(2006b)「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』 54, pp.20-38
- 門前直孝・福重元嗣(2002)「補助金行政から見た市町村合併のインセンティブ」『地域学研

究』第32巻第1号, pp.309-322

湯之上英雄(2011)「平成の市町村合併の概要と展望」, CUC View&Vision, No.31, pp.42-47

吉村弘(1999)『最適都市規模と市町村合併』東洋経済新報社

Hirota, Haruaki and Hideo Yunoue, (2008) "Does Broader-Based Local Government affect Expenditure on Public Long-Term Care Insurance? The Case of Japan." *Economics Bulletin*, Vol. 8, No. 11 pp. 1-20

表2-1 都市の分類と当該都市数(1998年度)

産業構造	第2次・3次産業	95%以上		85%以上95%未満		85%未満	
	第3次産業	65%以上	65%未満	55%以上	55%未満	50%以上	50%未満
人口	類型	5	4	3	2	1	0
~35,000	0	0-5 (4)	0-4 (4)	0-3 (21)	0-2 (25)	0-1 (31)	0-0 (21)
35,000 ~55,000	I	I-5 (6)	I-4 (27)	I-3 (47)	I-2 (58)	I-1 (9)	I-0 (6)
55,000 ~80,000	II	II-5 (27)	II-4 (44)	II-3 (38)	II-2 (24)	II-1 (1)	II-0 (1)
80,000~130,000	III	III-5 (27)	III-4 (47)	III-3 (26)	III-2 (14)	III-1 (0)	III-0 (0)
130,000~230,000	IV	IV-5 (29)	IV-4 (30)	IV-3 (9)	IV-2 (2)	IV-1 (1)	IV-0 (0)
230,000~430,000	V	V-5 (28)	V-4 (20)	V-3 (7)	V-2 (1)	V-1 (0)	V-0 (0)
430000~	VI	VI-5 (17)	VI-4 (6)	VI-3 (0)	VI-2 (0)	VI-1 (0)	VI-0 (0)

町村の分類と当該町村数(1998年度)

産業構造	第2次・3次産業	80%以上		75%以上85%未満	65%以上75%未満	65%未満
	第3次産業	55%以上	55%未満			
人口	類型	4	3	2	1	0
~3,500	0	0-4 (37)	0-3 (46)	0-2 (111)	0-1 (108)	0-0 (81)
3,500 ~5,500	I	I-4 (20)	I-3 (53)	I-2 (136)	I-1 (114)	I-0 (76)
5,500 ~8,000	II	II-4 (28)	II-3 (102)	II-2 (164)	II-1 (109)	II-0 (67)
8,000 ~13,000	III	III-4 (73)	III-3 (190)	III-2 (201)	III-1 (107)	III-0 (27)
13,000~18,000	IV	IV-4 (64)	IV-3 (103)	IV-2 (81)	IV-1 (43)	IV-0 (11)
18,000~23,000	V	V-4 (65)	V-3 (58)	V-2 (41)	V-1 (11)	V-0 (3)
23,000~28,000	VI	VI-4 (39)	VI-3 (42)	VI-2 (20)	VI-1 (1)	VI-0 (1)
28,000~35,000	VII	VII-4 (37)	VII-3 (29)	VII-2 (5)	VII-1 (1)	VII-0 (0)
35,000~	VIII	VIII-4 (35)	VIII-3 (18)	VIII-2 (4)	VIII-1 (0)	VIII-0 (0)

注：括弧内の数字は、当該類型に属する市町村数を表している

図 3 - 1 2001 年度歳出(決算値/合成値)比率のヒストグラム

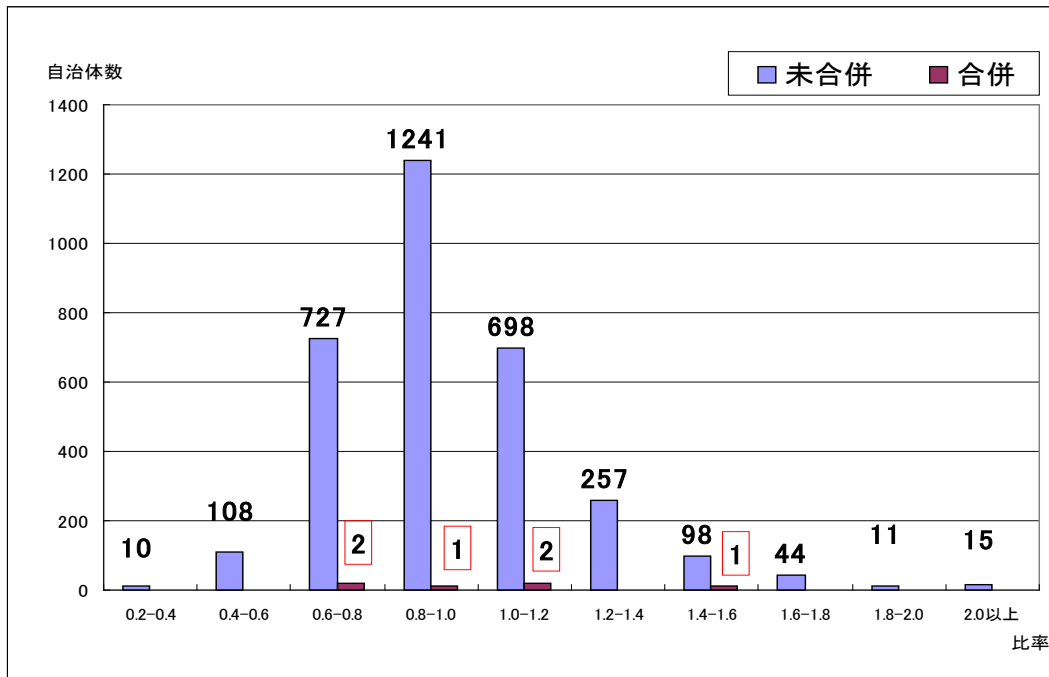


図 3 - 2 2006 年度歳出(決算値/合成値)比率のヒストグラム

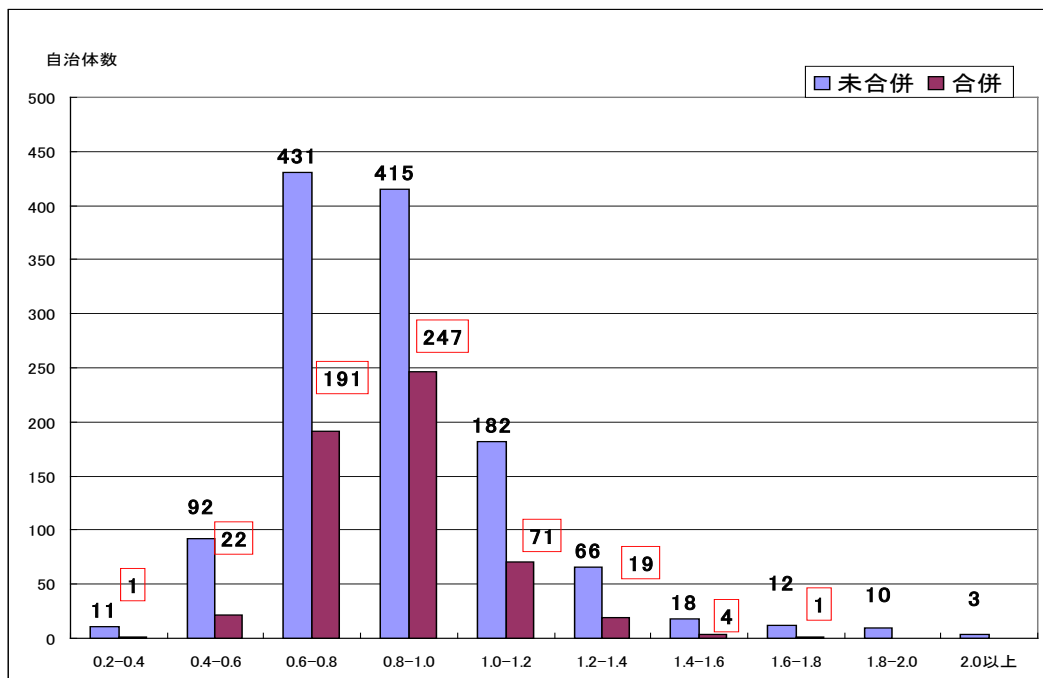


図 3 - 3 歳出（決算値/合成値）比率の平均

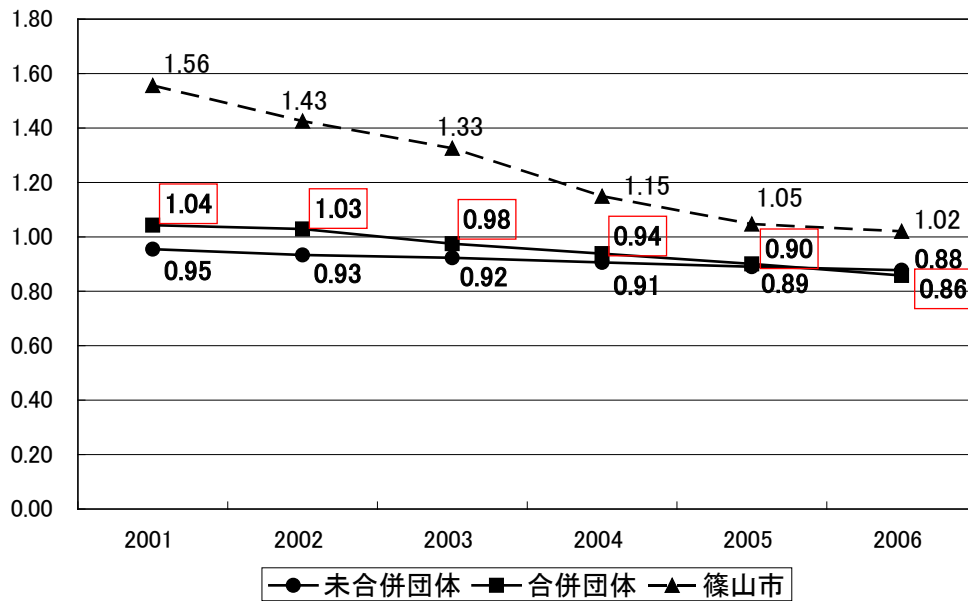


図 3 - 4 歳出(決算値/合成値)の比率の合併経過年数ごとの平均

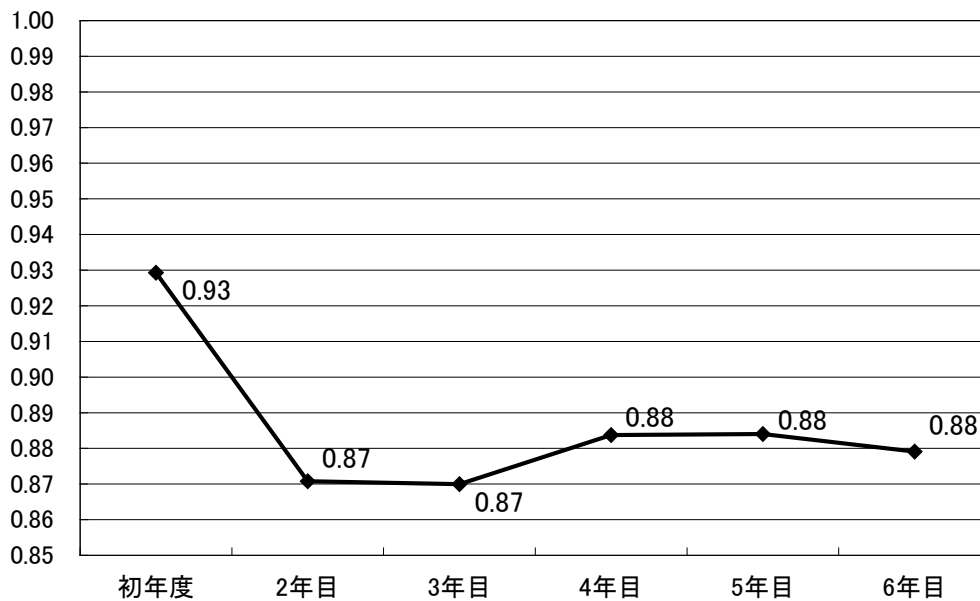


表 4 - 1 記述統計

	サンプル数	平均	標準偏差	最大値	最小値
歳出(千円)	15563	17658264.87	63957686.17	1857703243.00	625616.00
人口(人)	15563	45307.30	140629.76	3562983.00	195.00
面積(km2)	15563	141.76	177.42	2179.35	1.31
合併経過年数	15563	0.17	0.61	8	0

表4-2 推定結果

Unbalanced Panel(期間:2001~2006年度)

変数名	推定1			推定2		
	被説明変数:一人当たり歳出(対数)			被説明変数:一人当たり歳出(対数)		
	FE	RE	OLS	FE	RE	OLS
人口(対数)	0.791* (0.465)	-1.283*** (0.032)	-1.284*** (0.019)	1.078** (0.431)	-1.570*** (0.028)	-1.653*** (0.017)
人口(対数)2乗	-0.042* (0.025)	0.039*** (0.002)	0.037*** (0.001)	-0.059*** (0.022)	0.064*** (0.001)	0.068*** (0.001)
面積(対数)	-0.605** (0.243)	-0.028 (0.020)	-0.045*** (0.011)	-0.348** (0.176)	-0.031 (0.021)	-0.040*** (0.011)
面積(対数)2乗	0.091*** (0.032)	0.018*** (0.002)	0.019*** (0.001)	0.053*** (0.019)	0.021*** (0.002)	0.021*** (0.001)
合併経過年数	-0.108*** (0.016)	0.065*** (0.012)	0.066*** (0.012)	-0.108*** (0.016)	0.150*** (0.014)	0.198*** (0.014)
合併経過年数の2乗	0.034*** (0.006)	-0.025*** (0.005)	-0.025*** (0.006)	0.033*** (0.006)	-0.053*** (0.007)	-0.067*** (0.008)
合併経過年数の3乗	-0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)
2002年ダミー	-0.015*** (0.002)	-0.020*** (0.002)	-0.019*** (0.005)	-0.016*** (0.002)	-0.019*** (0.002)	-0.018*** (0.005)
2003年ダミー	-0.018*** (0.002)	-0.028*** (0.002)	-0.028*** (0.005)	-0.019*** (0.002)	-0.026*** (0.002)	-0.026*** (0.005)
2004年ダミー	-0.040*** (0.003)	-0.053*** (0.003)	-0.052*** (0.005)	-0.041*** (0.003)	-0.049*** (0.003)	-0.047*** (0.005)
2005年ダミー	-0.078*** (0.003)	-0.094*** (0.003)	-0.083*** (0.006)	-0.080*** (0.003)	-0.090*** (0.003)	-0.077*** (0.006)
2006年ダミー	-0.094*** (0.004)	-0.118*** (0.004)	-0.108*** (0.007)	-0.096*** (0.004)	-0.115*** (0.004)	-0.104*** (0.007)
類団の合成値(1998年)(対数)	-0.537 (0.343)	0.303*** (0.020)	0.362*** (0.011)			
定数項	11.959* (6.646)	9.832*** (0.370)	9.132*** (0.202)	1.941 (2.009)	15.091*** (0.150)	15.527*** (0.089)
観測数	15520	15520	15520	15563	15563	15563
F値	122.1		5313	130.4		5707
R-squared	0.120		0.852	0.113		0.837
Hausman Test	347.87(12)***			531.55(12)***		

図 4 - 1 歳出削減効果と合併経過年数

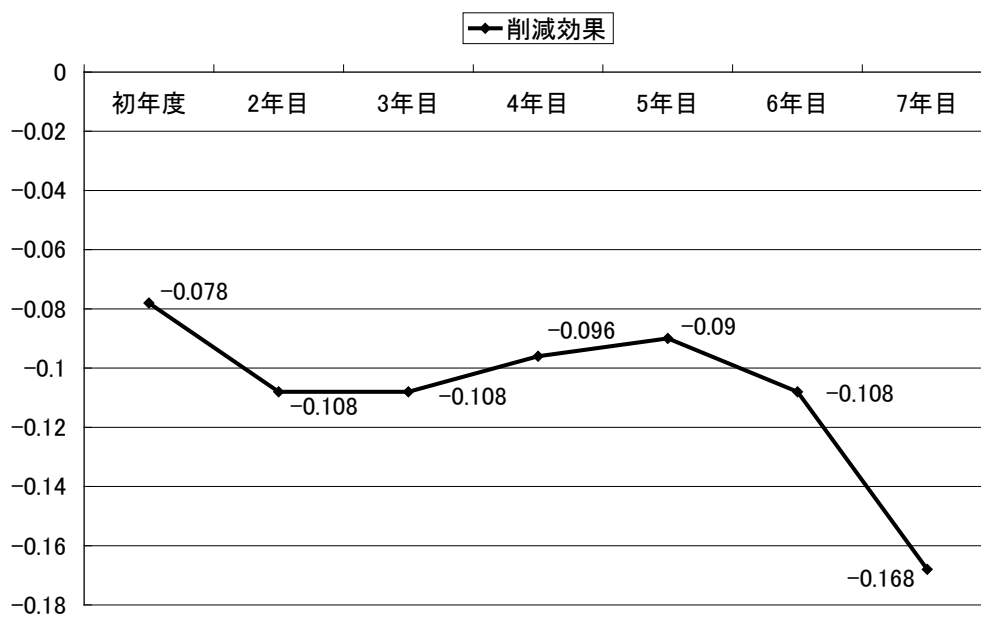


図 4 - 2 固定効果と人口(対数)の関係

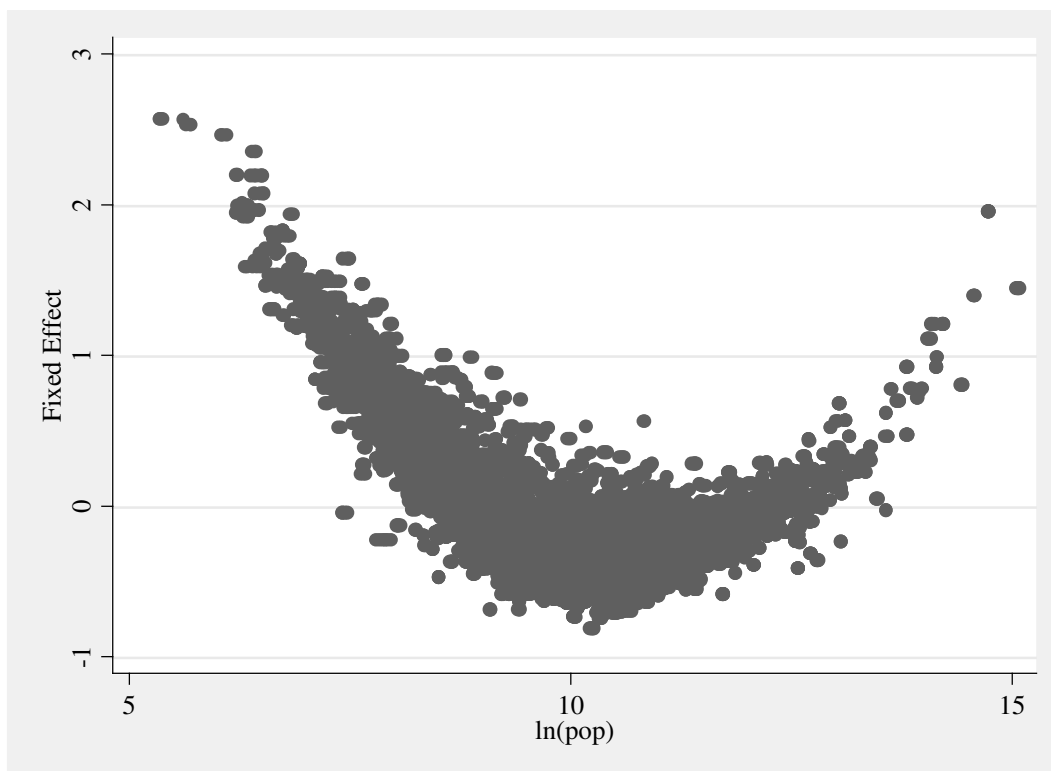


図4-3 推定値と人口(対数) 式(7-1)固定効果なし

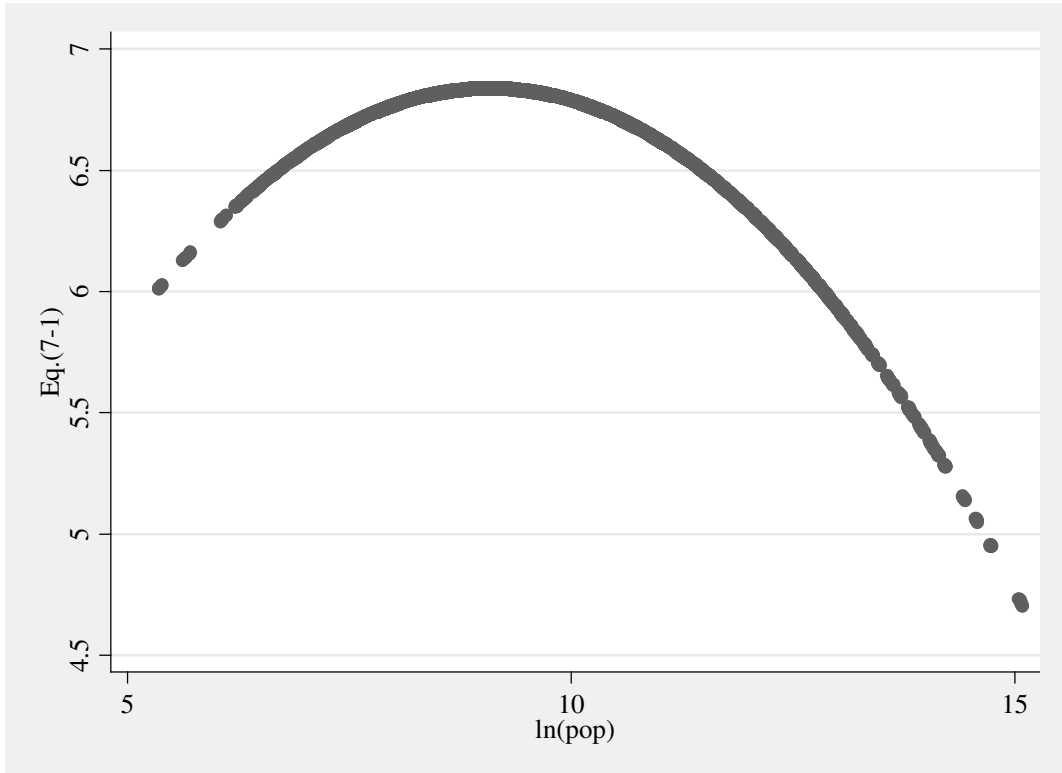


図4-4 推定値と人口(対数) 式(7-2)固定効果あり

