



Munich Personal RePEc Archive

# **Re-verification on the structure of standard fiscal needs: Evidence from Japanese prefectural data**

Hirota, Haruaki and Yunoue, Hideo

Musashi University, University of Hyogo

8 January 2015

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/61221/>

MPRA Paper No. 61221, posted 11 Jan 2015 14:52 UTC

基準財政需要額の算定構造の再検証 ※  
—都道府県パネルデータによる実証分析—

広田啓朗 †

湯之上英雄 ‡

<概要>

本稿では、都道府県を対象として、先行研究と比較する形で一人当たり基準財政需要額と人口規模の構造についてパネルデータを用いて検証することを目的としている。各団体の普通交付税額の算定の際に重要となる基準財政需要額は、各団体の現実の財政需要をきめ細かく反映するため、毎年度大きく変化していることはよく知られている。日本の地方財政が、地方交付税制度に大きく依存している現状を考慮すると、基準財政需要額の算定構造が時間の経過とともに変化していることも考えられる。

固定効果推定を用いた分析の結果、時間を通じた変化を考慮すると、先行研究とは異なり右下がりもしくは山型の構造を持つことが確認できた。本稿の分析により、クロスセクションデータを用いた先行研究では、固定効果として捉えるべきデータの影響を人口規模の効果として推定していた可能性を示すことができた。

---

※ 本稿は、日本財政学会第71回大会(中京大学)、地方分権に関する基本問題についての調査研究会・専門分科会及び統計研究会財政班で発表したものに加筆・修正したものである。財政学会では、討論者の福重元嗣先生(大阪大学)より貴重なコメントを頂いた。また、学会や研究会において、赤井伸郎先生(大阪大学)、石川達哉先生(ニッセイ基礎研究所)、石田三成先生(琉球大学)、井堀利宏先生(東京大学)、楠本一哲先生(サーベイリサーチセンター)、齊藤慎先生(大阪学院大学)、齊藤仁先生(神戸国際大学)、菅原宏太先生(京都産業大学)、鈴木伸枝先生(駒澤大学)、滝田公一先生(駒澤大学)、土居丈朗(慶應義塾大学)、内藤久裕先生(筑波大学)、中井英雄先生(近畿大学)、中澤克佳先生(東洋大学)、西川雅史先生(青山学院大学)、長谷川誠先生(政策研究大学院大学)、林正義先生(東京大学)、福島隆司先生(政策研究大学院大学)、別所俊一郎先生(慶應義塾大学)、堀場勇夫先生(青山学院大学)の諸先生方から有益なコメントを頂いた。広田は日本学術振興会学術研究助成基金助成金(若手研究(B)課題番号26780181)から、湯之上は日本学術振興会科学研究費補助金(基盤研究(B)課題番号23330105)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。

† 武蔵大学経済学部准教授

‡ 兵庫県立大学経済学部准教授

Re-verification on the structure of standard fiscal needs: Evidence from  
Japanese prefectural data

Haruaki Hirota and Hideo Yunoue  
Musashi University, University of Hyogo

**Abstract**

This paper analyze the structure of the standard fiscal needs (SFN) of local allocation tax grants in Japanese prefectural data. The previous works on SFN reported that the scale effect of SFN (a U shaped per capita SFN curve) are observed in Japan. We mainly showed the per capita SFN has the structure of cubic function for the population term. The per capita SFN of small and large prefectures increase more rapidly than ordinary prefectural governments.

## 1. はじめに

普通交付税の配分メカニズムを明らかにする分析の一つとして、基準財政需要額の算定構造の分析は、1980年代頃から盛んに取り組まれてきた。中井(1988a)が述べているように、基準財政需要額の算定構造を定量的に分析する目的は、地方交付税制度が国・地方公共団体の財政運営において大きな役割を担っているため、普通交付税の配分メカニズムを明らかにすることは、地方交付税制度のあり方を論じるために重要となるからである。

基準需要額の算定構造を定量的に分析した代表的な研究は、貝塚・本間・高林・長峯・福間(1986, 1987)、中井(1988,2007)、林(1987)、長峯(2000)、門前・福重(2002)、井堀・岩本・河西・土居・山本(2006)等があげられる。貝塚他(1986)では、地方交付税制度の財源保障機能の分析のため、各地方公共団体の基準財政需要額に注目して、基準財政需要の総額や一人当たり基準財政需要額について人口と面積の二次式で推定をおこなっている<sup>1</sup>。貝塚他(1986)で記述されているように、基準財政需要額の算定において、測定単位として人口や面積が多く使用されており、基準財政需要の総額に与える影響力は大きいと考えられる。一人当たり基準財政需要額は、U字型の関係を示している。さらに、1972年度から1983年度にかけて、一人当たり基準財政需要額は、物価上昇や政府規模の拡大という要因により定数項のみが上昇していると述べている<sup>2</sup>。

中井(1988)は、対象を全市町村に拡大して基準財政需要額の算定構造の分析を包括的におこなった先駆的な研究である。一人当たり基準財政需要額の分析では、1970年度と1975年から1984年度を対象として推定をおこなっている。推定結果は、人口についてU字型の構造になることを明らかにした。特に、U字型の逡減領域では、人口規模拡大に伴う段階補正の効果がある一方、逡増領域では公共サービスの質・量および権能差を考慮した普通態容補正の効果であることを指摘した<sup>3</sup>。一人当たり基準財政需要が最小になる人口規模

---

<sup>1</sup> 分析では、コントロール変数として、65歳以上人口割合や第三次産業割合も用いて推定している。その他、一人当たり基準財政収入についても同様の分析をおこなっており、人口に関して対数線形の関係にあることを明らかにしている。

<sup>2</sup> 長峯(2000)は、貝塚・他(1986,1987)を踏襲した一人当たり基準財政需要額の推定を1993年度のデータを用いておこない、人口と面積の両変数においてU字型の構造を持つことを示した。土地開発基金費等を含む公債費等では一人当たり基準財政需要額の構造変化があることを指摘した。門前・福重(2002)では、一人当たり基準財政需要額、一人当たり基準財政収入額、国庫支出金の決定要因について推定している。1997年度の市町村データを用いた分析結果により、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、合併のインセンティブがないことを明らかにした。市については、人口規模が拡大したとしても補助金が減少する可能性があるため合併のインセンティブがないことを指摘した。井堀他(2006)では、2005年度の都道府県・市町村データを用いて基準財政需要額の総額について推定をおこない、人口と面積は正に有意な結果を得ている。

<sup>3</sup> 段階補正とは、人口などの測定単位の多少による行政経費の増加・減少を算定するものであり小規模団体は相対的に高い補正率を用いて計算され、測定単位が大きくなるほど段階的に下がるよう補正され

は約 30 万人であり、それを超えると逓増傾向であることを示した<sup>4</sup>。

林(1987)では、東京都を除く、46 道府県を対象とした一人当たり基準財政需要額の推定では、1965、1970、1975、1980 年度のクロスセクションデータを用いている。その結果、人口については、U 字型の構造を確認した。だが、1980 年度は、人口のみ負に有意となり、右下がりの関係を示している。また、人口増加割合と人口密度が高い道府県ほど一人当たり基準財政需要額が低く算定されることから、経済力が弱い地方公共団体に有利になるように基準財政需要額が算定される傾向を指摘している。

また、吉村(1999)、林(2002)、古川(2012)など、多くの先行研究は、地方公共団体における一人当たり歳出と人口の関係においても U 字型の構造を持つことを指摘した。この構造は、多くの地方公共団体が地方交付税制度に依存する現状を反映した結果と考えられる。

しかし、30 年以上にわたり、一人当たり基準財政需要額及び一人当たり歳出と人口の関係は、U 字型構造を示したことに対して、近年、一人当たり歳出と人口の関係は、必ずしも U 字型とならない推定結果が得られている。湯之上・倉本・小川(2009)では、都市の一人当たり歳出を推定する際、普通交付税の交付・不交付団体を区別した結果、交付団体は U 字型の構造を確認することができるが、不交付団体は人口規模に関してフラット型になることを指摘した。広田・湯之上(2011,2013)では、市町村の一人当たり歳出と人口の関係について、パネルデータを用いた固定効果推定の結果、逆 U 字型の構造を確認している。

日本の地方財政が、地方交付税制度に大きく依存している現状を考慮すると、こういった歳出構造の変化の要因の一つは、個々の地方公共団体が受け取る普通交付税額の変化によるものだと考えられる。各団体の普通交付税額の算定の際に重要となる基準財政需要額は、各団体の現実の財政需要をきめ細かく反映するため、毎年度大きく変化していることはよく知られている。井堀他(2006)では、毎年度の地方交付税額の変動に対する寄与のうち、基準財政需要額の変動の寄与が大きいこと、特に、個々の都道府県の基準財政需要額

---

る。態容補正とは、地方公共団体の都市化の程度などの経費の差を算定するものであり、普通態容補正、経常態容補正、投資態容補正に分けられる。普通態容補正では、人口集中地区人口や行政権能の差などが勘案される。

<sup>4</sup> 中井(1988)では、基準財政需要額の行政費目別の推定に取り組んでいる。人口規模に関する構造は、費目ごとに U 字型、逓減型、逓増型の 3 つに類型化できるとしているが、経常的経費や投資的経費は 1970 年から 1985 年までは U 字型の構造であることを確認している。中井(2007)では、中井(1988)に追加する形で、1970 年代から 2000 年代までの市町村・都道府県のデータを用いて一人当たり基準財政需要額の構造を検証し、U 字型の構造を報告している。都道府県に関しては、1970 年代以降に構造が変化し、2001 年度では逓減型の右下がりの関係を持つことを指摘した。人口規模の小さい鳥取県や島根県については、1960 年度と比較して 2001 年度には一人当たり基準財政需要額が大きく上昇したことから、逓減型の傾きが大きくなる点も指摘した。

の変動が、地方財政計画に基づき決定される地方交付税の総額の変動に左右されていることを指摘している<sup>5</sup>。また、単位費用の引き下げや段階補正の見直し等、この数十年間において、様々な形で基準財政需要額の算定方式に変更が加えられてきた。これらの変化を考慮すると、先行研究で長らく指摘されてきた、一人当たり基準財政需要額と人口のU字型構造に変化が起きている可能性も考えられる。

従って、本稿では、都道府県を対象として、先行研究と比較する形で一人当たり基準財政需要額と人口規模の構造についてパネルデータを用いて検証することを目的とする。

## 2. データ

本節では、分析で使用したデータについて簡単に説明する。本稿では、先行研究との比較のために、東京都を除く、1975年度から2010年度の36年度分の46道府県データを用いた。基準財政需要額のデータは、各年度の『地方財政統計年報』(単位：千円)を使用した。人口は『住民基本台帳人口要覧』から各年度の数値を用いている。面積は国土地理院の『全国都道府県市区町村別の面積』から各年度の数値を使用している<sup>6</sup>。65歳以上人口と15歳未満人口は、各年度の『国勢調査』のデータを用いた。国勢調査実施年度以外は、総務省統計局にある『人口推計』長期時系列データから補間補正人口を用いている<sup>7</sup>。人口増加割合は、前年度からの変化率を年度ごとに計算した。

### <表1 記述統計>

表1は推定に使用したデータの記述統計を掲載している。基準財政需要額の平均値は約3400億円となっており、最小値は約510億円、最大値は約1兆3000億円である。人口の平均値は約240万人、最小値は1975年度の鳥取県の約59万人、最大値は2010年度の神奈川県約890万人となっている。

### <図1 一人当たり基準財政需要額の構造>

<sup>5</sup> 特に、都道府県の場合、基準財政需要額の変動の寄与度は、基準財政収入額等の変動の寄与度と同等以上であることを指摘している。

<sup>6</sup> 都道府県の境界にまたがって境界未定となっている市区町村等の面積値は含まない。

<sup>7</sup> <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000000090004&cvcode=0>

図1は、1975年から2010年度までのフルサンプル及び各年度における一人当たり基準財政需要額と対数変換した人口をプロットしたものである。フルサンプルの散布図では、年度を経るにつれて、人口についての基本構造は保ったまま、右上方にシフトしていることがわかる。各年度において、一人当たり基準財政需要額は、人口規模に対してU字型もしくは右下がりの構造を持つことがわかる。また、各年度において、相関係数は約-0.8から-0.9と強い負の相関関係を持つ。

### 3. クロスセクションデータ分析

本節では、都道府県の基準財政需要額に関する主たる先行研究である林(1987)の分析を踏襲し、クロスセクションデータを利用して、一人当たり基準財政需要額と人口規模の構造について追加的な検証をおこなうことを目的とする。推定では、対数変換した人口と人口の二乗項を使用している。また、コントロール変数は、65歳以上人口割合、15歳未満人口割合、面積と人口の比率で計算された人口密度、5年ごとに計算した人口増加割合を挿入している。林(1987)の分析結果では、各年度で人口規模に関する構造はU字型となっている。例えば、1965年度の人口のパラメータから人当たり基準財政需要額が最小となる人口規模を算出すると約343万人となる<sup>8</sup>。1970年度は約501万人、1975年度は約805万人、1980年度は約2405万人となっている。

先行研究を受けて、本節で用いる推定式は式(1)で示される。

$$\begin{aligned} \ln(SFN_i) = & \alpha + \beta_{pop} \ln(pop_i) + \beta_{pop2} (\ln(pop_i))^2 + \beta_{area} \ln(area_i) \\ & + \beta_{pop65} pop65_i + \beta_{pop15} pop15_i + \beta_{RC\_pop} RC\_pop_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

$i = 1, \dots, n$

$\ln(SFN_i)$  は一人当たり基準財政需要額の対数、 $\alpha$  は定数項、 $\ln(pop_i)$  と  $(\ln(pop_i))^2$  は対数変換をした人口の一乗項と二乗項、 $\ln(area_i)$  は対数変換した面積である。 $pop65_i$  は65歳以上人口割合、 $pop15_i$  は15歳未満人口割合、 $RC\_pop_i$  は前年度からの人口の増加割合を示す。 $\varepsilon_i$  は通常の仮定を満たす誤差項である。推定は、1975年度から2010年度までの46道府県のデータを用いて年度ごとにOLSによる推定をおこなった。

<sup>8</sup> 林(2002)では、経済学的意味において、一人当たり歳出が最小になる人口規模のことを最小効率規模と呼ぶことを指摘しており、多くの先行研究で使用されてきた最適人口規模は必ずしも経済学における最適性を意味していないことに注意するよう述べている。詳しくは林(2002)を参照されたい。

＜表 2 クロスセクションデータによる推定結果＞

表 2 は、クロスセクションデータによる推定結果を示している<sup>9</sup>。OLS による推定では、各年度とも人口について U 字型構造を確認することができた。各年度において人口のパラメータから算出した最小人口規模は、約 600 万人から約 800 万人という結果になった。

面積については、全ての年度で正に有意な結果となった。面積の大きな道府県ほど一人当たり基準財政需要額が増加することを示している<sup>10</sup>。

65 歳以上人口割合と 15 歳未満人口割合は正の符号を示しているが、年度によって統計的有意性は異なる。65 歳以上人口割合は、1980 年度、1990 年度と 2010 年度以外は有意な結果となっており、先行研究が指摘しているように、高齢者福祉の充実が基準財政需要額の算定に反映されていることが近年も続いている可能性がある。

人口増加割合は、2010 年度以外は負に有意な結果となっており、人口増加割合が増えれば一人当たり基準財政需要額が低く算定される。

本節の推定結果において先行研究と異なる点は、大きく分けて二点あげられる。第一に、1975 年度から 1980 年度の推定において、人口と人口の二乗項に関するパラメータの大きさが異なる点である。林(1987)では、説明変数に人口密度(面積/人口)と過去 5 年間の人口増加割合を用いて推定している。本節の推定では、対数変換した人口、人口の二乗項と面積を説明変数として使用しているため、人口密度は使用していない<sup>11</sup>。また、人口増加割合については、過去 5 年間ではなく毎年の変化割合を使用した。そのため、表 2 のパラメータから算出される本節の最小人口規模は、先行研究と異なっている。

第二に、U 字型構造の有無について違いがある。林(1987)では、1980 年度には U 字型の構造が消滅し、人口規模が大きくなるほど一人当たり基準財政需要額が減少するという右下がりの関係を示す結果であった。一方で、本節の分析では、1980 年度以降も人口と人口の二乗項のパラメータは統計的に 1%水準で有意な結果を得ており、U 字型の構造を確認することができた。これは、先行研究は通常の OLS を用いて推定しているが、本節の推

---

<sup>9</sup> 全ての年度において推定を実施したが、人口に関するパラメータは U 字型構造を持つことが確認されている。本稿では紙面の都合上割愛する。詳細は著者にお問い合わせ願います。

<sup>10</sup> 推定では、貝塚・他(1986)と同様に面積の二乗項を入れた分析もおこなっている。90 年度から 2000 年度までは、いくつかの年度で面積についても U 字型の構造が確認できるが、多くの年度において道府県データでは面積の 2 乗項は有意にならなかった。

<sup>11</sup> 推定では、面積を除いて人口密度を用いて推定をおこなったが、統計学的な有意性に関して結果に大きな影響はない。

定では Heteroskedasticity Robust Standard Error を用いて分析したことで得られた結果と考えられる。よく知られているように、誤差項の条件付き分散が、不均一であるとき、OLS で推定される標準誤差は望ましいものではなくなる。均一分散の仮定が成立していないとしても、OLS による推定値は不偏性・一致性をとともに満たすため、パラメータの大きさに影響が出ることは考えにくい、統計学的な有意性に影響を与えることは考えられる。本節の分析では、頑健な標準誤差を用いたため、統計的な有意性について、先行研究と異なる結果を得ることができた。

また、表 2 のクロスセクション分析の結果を各年度で比較すると、人口についてのパラメータは大きく異なるものではないが、定数項のパラメータは大きく変化している。貝塚・他(1986)では、年度を経るにつれて、一人当たり基準財政需要額が、人口についての決定構造を変化させないまま、定数項部分だけを変化させて U 字型曲線をシフトさせていることを指摘した。貝塚他(1986)では、一人当たり基準財政需要額のシフト要因として、年度間の物価上昇および政府規模の拡大を反映していると述べているが、推定においてこれらの要因を考慮するためには、パネルデータを用いた推定が必要となる<sup>12</sup>。従って、次節では、パネルデータを用いて基準財政需要額の算定構造の検証を試みる。

#### 4. パネルデータ分析

前節では、先行研究を踏襲する形で、クロスセクションデータによる分析をおこなった。その結果、都道府県の一人当たり基準財政需要額の人口に関する構造は U 字型を持つことが示された。

しかし、クロスセクションデータによる分析では、各都道府県が持つ地域固有の要因を十分に捉えていると言うことは難しい。一人当たり基準財政需要額の構造に変化があった都道府県は、その都道府県独自の要因なのか、それ以外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。都道府県ごとには異なるが時間を通じて一定となる説明変数が観測できない場合や、都道府県ごとに相違はないが時間を通じて変わっていく説明変数が観測できない場合は、欠落変数バイアスの問題が発生する。欠落変数の問題がある場合は、OLS 推定量は一致性を持たない。従って、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場合は、パネルデータを使用することで、その問題の

---

<sup>12</sup> 貝塚他(1986)は、物価調整措置に対する部分もある一方で、基準財政需要額は平均的に地方交付税額の増大に見合う形で引き上げられていると指摘している。詳しくは貝塚他(1986)を参照されたい。

一部を解決することができる。

そこで本節では、これらの問題に対処するために、パネルデータを用いた一人当たり基準財政需要額の推定をおこなう。

$$\ln(SFN_{it}) = \alpha + \beta_{pop} \ln(pop_{it}) + \beta_{pop2} (\ln(pop_{it}))^2 + \beta_{area} \ln(area_{it}) + \beta_{pop65} pop65_{it} + \beta_{pop15} pop15_{it} + g_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, n, \quad t = 1975, \dots, 2010$$

推定では、前節で使用した説明変数に加えて都道府県ごとの固定効果  $g_i$ 、ある時点で全ての都道府県に共通する要因を表す時間固定効果  $\tau_t$  を考慮する。 $\varepsilon_{it}$  は通常の仮定を満たす誤差項である。

<表 3 パネルデータによる推定結果>

表 3 の推定結果(1)には、人口の二乗項までを考慮した分析結果を記載した。まず、Modified Wald 検定の結果、カイ二乗検定統計量は 1890.21 であり、自由度 46 のカイ 2 乗分布の上側 1%臨界値を超え、誤差項の条件付き分散は均一であるという帰無仮説が棄却され、分散不均一の可能性が認められた。従って、推定では Heteroskedasticity Robust Standard Error を用いた。表 3 の推定結果(1)の説明変数については、統計学的に有意でないパラメータが複数確認されたため、赤池情報量規準(Akaike Information Criteria: AIC)を用いて選択をおこなった結果である。また、推定では、時間固定効果の必要性を確認するため、年度ダミーについての Chow 検定を実施した結果、自由度(35,45)の F 統計量は 5809.79 となり、上側 1%臨界値を超えるため、時間固定効果を考慮した結果を表に示した。推定方法の選択については、プールした OLS と変量効果の選択では、Breusch-Pagan 検定により統計学的に 1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたため、変量効果推定の結果が支持される。固定効果推定と変量効果推定の選択では、Hausman 検定の結果、カイ二乗検定統計量は 119.73 となり、自由度 39 カイ 2 乗分布の上側 1%臨界値を超えたため、固定効果推定の結果が支持された。

固定効果推定の結果、人口の符号は正、人口の二乗項の符号は負に、いずれも有意に推定されている。これは、道府県データを用いて一人当たり基準財政需要額と人口規模の関係が U 字型であるとした林(1987)とは異なる結果であった。人口に関する係数は、これまで指摘されてきた U 字型ではなく、右下がりまたは山型の形状を確認することができた。推定結果により、一人当たり基準財政需要額が最大となる人口規模は、都道府県の人口が

約 60 万人と算出される。小規模な団体は、人口増加とともに一人当たり基準財政需要額は増加するが、人口が約 60 万人を超えると一人当たり基準財政需要額は減少する傾向にある。

さて、ここで示した推定結果(1)は、推定に用いた変数が、人口、人口の二乗項、65 歳以上人口割合のみであり、過少定式化の恐れがある。門前・福重(2002)では、市町村データを用いた分析において、人口や面積について三乗項までを想定すると、統計学的に有意な結果が得られている。従って、本稿においても、基準財政需要額の算定の際、特に重要となる人口と面積について、非線形の関係性を想定した推定をおこなう。

表 3 の推定結果(2)及び(3)では、人口と面積について三乗項まで考慮した推定結果を示している<sup>13</sup>。まず、推定結果(2)は、人口の三乗項までと面積の一乗項を考慮した結果である。固定効果推定に着目すると、人口の符号は正、人口の二乗項の符号は負、人口の三乗項の符号は正となり、先行研究とは異なる結果を得ることができた。面積については統計学的に有意な結果を得ることはできなかった。65 歳以上人口割合は、先行研究と同様に正に有意な結果となっている。また、推定結果(1)とは異なり、15 歳以上人口割合が有意な結果となった。

表 3 の推定結果(3)では、人口と面積の三乗項まで想定した推定結果を示している。Hausman 検定の結果、推定方法については、固定効果推定が支持される結果となった。推定結果(2)と同様に、人口の三乗項までが全て統計学的に有意となるだけでなく、面積についても、面積の符号は負、面積の二乗項の符号は正、面積の三乗項の符号は負という結果が得られた<sup>14</sup>。また、65 歳以上、15 歳未満人口割合についても、それぞれ正に有意な結果が得られた。この結果は、林(1987)で指摘されているように、高齢化の進展にともない福祉サービスの充実が基準財政需要額の算定に強く反映されていた影響なのかもしれない<sup>15</sup>。推定結果(2)と(3)にて尤度比検定を実施した結果、カイ二乗検定統計量が 47.98 となり、自由度 2 のカイ二乗分布の上側 1%臨界値を超えるため、推定結果(3)が支持された。

また、本節では、人口について、より精緻な関数形の特定化を試みるため、ルジャンドル多項式(Legendre Polynomial)とエルミート多項式(Hermite Polynomial)という直交多

---

<sup>13</sup> 推定結果(2)では、Hausman 検定の帰無仮説は棄却できず、変量効果推定の結果が支持された。

<sup>14</sup> 表 3 の推定結果(2)と(3)において、人口の三乗項まで考慮すると、OLS を用いた推定でも、人口に関するパラメータの符号は固定効果推定と同じ符号を示している点は、新たに得られた知見である。

<sup>15</sup> 補足的に、一人当たり基準財政需要額と 65 歳以上人口割合の相関係数を計算すると 0.84 と強い正の相関関係を確認することができた。より詳細に検証するためには、基準財政需要額の行政費目別の算定が必要になると考えられる。この点については今後の課題としたい。

項式を用いた関数近似をおこなった<sup>16</sup>。

表 3 の推定結果(4)と(5)から、人口に関する符号については、一次式から三次式まで、推定結果(3)と同じ符号を示しており、統計学的な有意性も確認することができた。最終的に、AIC を用いて推定結果を比較すると、表 3 の推定結果(3)の AIC は-7397.124、(4)は-7395.05、(5)は-7397.053 となるため、最終的に表 3 の推定結果(3)を採用した。

これらの推定結果は、都道府県パネルデータを用い、固定効果をコントロールしたことで得られた新たな知見である。先行研究において、人口に関する符号が U 字型に推定される理由は、クロスセクションデータで分析をおこなっていることから、固定効果の影響が人口のパラメータとして推定されるためであると考えられる。

#### <図 2 人口との関係(推定値)>

本節の推定結果を視覚的に示すため、図 2 の(a)では、人口の二乗項までを考慮した、表 3 の推定結果(1)の固定効果推定から、固定効果を抽出して人口との関係をプロットしたものを示した。固定効果と人口の関係は、人口の符号は負、人口の二乗項の符号が正という U 字型の関係が確認できた。クロスセクションデータを用いた先行研究では、固定効果を識別せずに推定を行っているため、こうした固定効果を人口の係数として推定している可能性がある。

式(3)は、固定効果を識別し、一人当たり基準財政需要額の推定値と人口との関係を示している。

$$\ln(\hat{SFN}_{it}) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{pop} \ln(pop_{it}) + \hat{\beta}_{pop2} \ln(pop_{it})^2 \quad (3)$$

図 2 の(b)は、表 3 の推定結果(1)について、上記した式(3)により計算された一人当たり基準財政需要額の推定値と人口の関係を示したグラフである。固定効果の影響が取り除かれている点に注意が必要である。図 2 の(b)は、本稿の推定結果で明らかとなった、人口に関する符号の結果を反映して、これまで先行研究で指摘されてきた U 字型ではなく、山型のグラフとなっていることに注意しなければならない。

---

<sup>16</sup> 直行多項式による関数近似は、福重先生と楠本先生のコメントによるものである。記して感謝の意を申し上げたい。直交多項式とは、同一系列内の異なる多項式の内積が必ずゼロになる多項式系列のことであり、線形関数よりもより広い関数空間の中で近似を探すものである。n 次までのルジャンドル多項式は、 $P_n(x) = \frac{1}{2^n n!} \frac{d^n}{dx^n} (x^2 - 1)^n$  で示される。n 次までのエルミート多項式は、 $H_n(x) = (-1)^n e^{x^2} \frac{d^n}{dx^n} (e^{-x^2})$  で示される。

図 2 の(c)では、人口の三乗項までを考慮した、表 3 の推定結果(3)の固定効果推定から、固定効果を抽出して人口との関係をプロットしたものである。固定効果と人口の関係は、わずかに人口の符号は負、人口の二乗項の符号が正という関係が見られるが、ほとんど水平な関係と言えるだろう。

式(4)は、固定効果を識別した、一人当たり基準財政需要額の推定値と人口の三乗項までの関係を示している。

$$\ln(\widehat{SFN}_{it}) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{pop} \ln(pop_{it}) + \hat{\beta}_{pop2} \ln(pop_{it})^2 + \hat{\beta}_{pop3} \ln(pop_{it})^3 \quad (4)$$

図 2 の(d)は、表 3 の推定結果(3)について、上記した式(4)により計算された一人当たり基準財政需要額の推定値と人口の関係を示したグラフである。図 2 の(d)は、人口規模が小さな団体において、人口規模の増大にともない一人当たり基準財政需要額が増加した後に、極値点を超えて逓減領域に入ることがわかる。さらに、ある程度人口規模が大きくなると、再び一人当たり基準財政需要額は逓増領域に入るという構造を持つことを示した。

## 5. おわりに

本稿では、都道府県を対象として、先行研究と比較する形で一人当たりの基準財政需要額と人口規模の構造についてパネルデータを用いた検証をおこなった。分析の結果、一人当たり基準財政需要額と人口規模との関係では、先行研究と異なる結果が示された。先行研究では、人口規模について U 字型の構造を持つことが指摘されていたが、固定効果推定を用いて都道府県固有の効果や時間を通じた変化を考慮すると、先行研究とは異なり右下がりもしくは山型の構造を持つことが確認できた。また、一人当たり基準財政需要額の増加に対して、65 歳以上人口割合と 15 歳未満人口割合の増加が影響を与えていることが明らかになった。本稿の分析により、クロスセクションデータを用いた先行研究では、固定効果として捉えるべきデータの影響を人口規模の効果として推定していた可能性を示すことができた。これらの分析結果は、パネルデータ分析を用い、固定効果をコントロールしたことで得られた新たな知見である。

都道府県に関する基準財政需要額の算定構造は、本稿の推定によって示されたように、人口に関して右下がり、または、山型の構造を持つことが明らかになった。この結果は、人口規模が小さい団体に有利になるように基準財政需要額が算定されてきた可能性を示している。先行研究の分析結果を考慮すると、人口規模の増大にともなって、一人当たり基準財政需要額が増加してきた団体として鳥取県や島根県があげられる。特に、島根県は、

他団体と比較して、道路面積の増大が観察される。測定単位として用いられる道路面積が、島根県の一人当たり基準財政需要額を増加させてきたことが、この算定構造の要因の一つとして考えられる。さらに、数十年間にわたり、人口規模が増大してきた神奈川県の一入当たり基準財政需要額が最低値を示し続けた点は、政令指定都市に 1956 年度に移行した横浜市のみならず、1972 年度の川崎市、2010 年度に政令指定都市に移行した相模原市による権能差の存在にあるものと考えられる。神奈川県は、この数十年間に大きく人口規模が拡大した団体であると同時に、政令指定都市へ昇格した市の存在により、神奈川県が従来受け持っていた公共サービスの一部が政令指定都市に移譲され、人口規模の拡大ほど一人当たり基準財政需要額が増加しなかったのであろう。

本稿に残された課題は、固定効果推定では、観察不可能な各都道府県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点である。本稿の分析で使用したデータの期間は、36 年度分と長期にわたっており、基準財政需要額の算定に関わる制度や地方財政制度そのものの変更が各都道府県に個別に与えた影響に対して十分に配慮できてはいない。また、高齢化の影響により、基準財政需要額のうち、どのような行政費目に変化が起きたのか詳細な検証に取り組めていない。こうした制度変更や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。

#### 参考文献

- 井堀利宏・岩本康志・河西康之・土居丈朗・山本健介(2006a)「基準財政需要の近年の動向等に関する実証分析－地方交付税制度の見直しに向けて－」Keio Economic Society Discussion Paper Series No. 06-1.
- 貝塚啓明・本間正明・高林喜久生・長峯純一・福間潔(1986)「地方交付税の機能とその評価 Part I」『フィナンシャル・レビュー』2号 pp.6-28.
- 貝塚啓明・本間正明・高林喜久生・長峯純一・福間潔(1987)「地方交付税の機能とその評価 Part II」『フィナンシャル・レビュー』4号 pp.9-26.
- 中井英雄(1988)『現代財政負担の数量分析』有斐閣
- 中井英雄(2007)『地方財政学 公民連携の限界責任』有斐閣
- 長峯純一(2000)「地方交付税の算定構造・配分構造に関する分析」『公共選択の研究』No. 35, pp.4-20.
- 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号 pp.59-89.

林宜嗣(1987)「地方交付税の財政調整効果と変動要因」林宜嗣『現代財政の再分配構造—税・支出・補助金の数量分析—』第8章 有斐閣

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.

広田啓朗・湯之上英雄(2013)「平成の大合併と歳出削減 - 規模の経済性と合併後の経過年数に関するパネルデータ分析 - 」『地域学研究』Vol.43, No.3 pp.325-340.

古川章好(2012)『市町村人口規模と財政』勁草書房

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.

吉村弘(1999)『最適都市規模と市町村合併』東洋経済新報社

湯之上英雄・倉本宜史・小川亮(2009)「地方交付税制度が歳出行動に与える影響～交付・不交付団体の差異に着目した実証分析～」『大阪大学経済学』Vol.59(3) pp.236-251.

図1 一人当たり基準財政需要額の構造

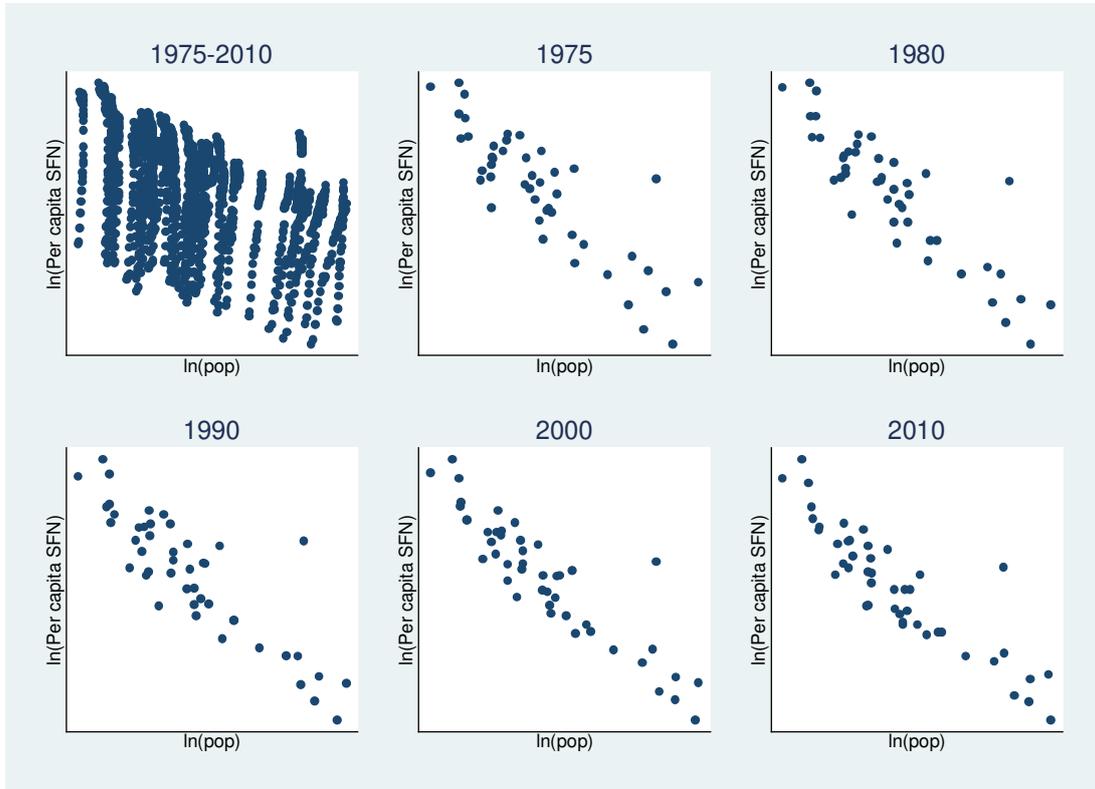


図2 人口との関係(推定値)

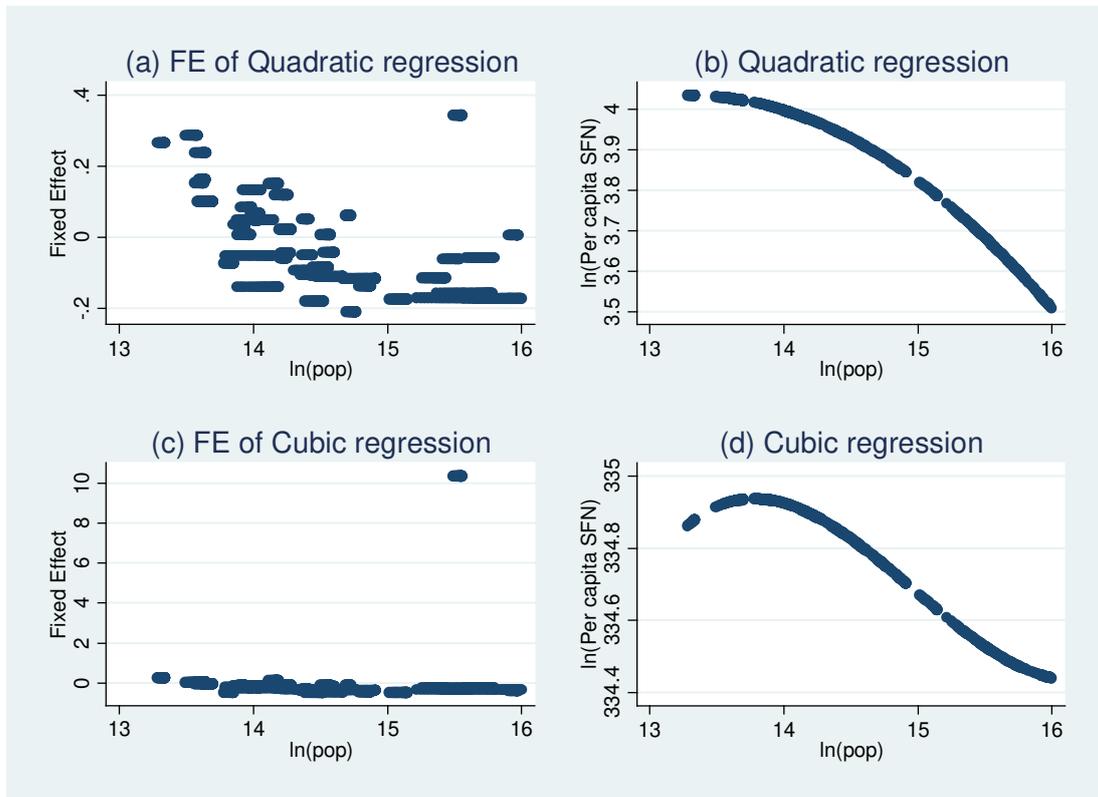


表1 記述統計(1975年度-2010年度)

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
基準財政需要額(千円)	1656	3.36E+08	2.28E+08	5.09E+07	1.33E+09
人口(人)	1656	2401864.00	1964107.00	586906.00	8885458.00
面積(km <sup>2</sup> )	1656	8137.42	11670.74	1858.00	83520.00
65歳以上人口(人)	1656	350170.20	284904.90	64720.00	1962748.00
15歳未満人口(人)	1656	439765.20	375336.90	76000.00	2170000.00
人口増加割合(%)	1656	0.00	0.01	-0.02	0.04

表2 クロスセクションデータによる一人当たり基準財政需要額(対数)の推定結果

変数名	1975年	1980年	1990年	2000年	2010年
	(1)	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
人口(対数)	-4.005*** (0.540)	-3.778*** (0.519)	-4.677*** (0.599)	-4.975*** (0.523)	-4.435*** (0.475)
人口(対数)2乗	0.128*** (0.019)	0.119*** (0.018)	0.149*** (0.021)	0.158*** (0.018)	0.142*** (0.016)
面積(対数)	0.120*** (0.012)	0.139*** (0.010)	0.166*** (0.010)	0.138*** (0.017)	0.124*** (0.023)
65歳以上人口割合	2.165** (0.841)	1.300 (1.034)	1.108 (0.859)	1.241** (0.478)	1.941*** (0.644)
15歳未満人口割合	1.918*** (0.611)	1.012 (0.788)	2.404*** (0.684)	4.822*** (1.117)	6.105*** (1.546)
人口増加割合	-8.456*** (1.634)	-6.675*** (1.592)	-11.029*** (2.314)	-16.701*** (4.471)	-15.592*** (4.785)
定数項	33.478*** (3.874)	32.741*** (3.744)	39.600*** (4.243)	41.923*** (3.799)	37.320*** (3.448)
観測数	46	46	46	46	46
R-squared	0.952	0.96	0.975	0.983	0.975
人口規模	627万人	783万人	654万人	687万人	605万人

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。

表3 パネルデータによる一人当たり基準財政需要額(対数)の推定結果(1975年度 - 2010年度)

説明変数	(1)			(2)			(3)			説明変数	(4)	(5)
	FE	RE	OLS	FE	RE	OLS	FE	RE	OLS		FE Legendre	FE Hermite
人口(対数)	1.889*	1.247	-1.955***	48.863*	23.882	32.935***	50.182**	27.097	21.590***	人口(対数) 1次式	50.131**	25.060**
	(0.974)	(0.783)	(0.115)	(25.695)	(17.065)	(3.020)	(23.737)	(17.186)	(2.999)		(23.744)	(11.867)
人口(対数)2乗	-0.071**	-0.051*	0.058***	-3.287*	-1.672	-2.422***	-3.374**	-1.881	-1.628***	人口(対数) 2次式	-2.247**	-0.814**
	(0.032)	(0.026)	(0.004)	(1.728)	(1.155)	(0.208)	(1.597)	(1.161)	(0.207)		(1.065)	(0.386)
人口(対数)3乗				0.073*	0.038	0.059***	0.075**	0.043	0.040***	人口(対数) 3次式	0.030**	0.009**
				(0.039)	(0.026)	(0.005)	(0.036)	(0.026)	(0.005)		(0.014)	(0.004)
面積(対数)				0.063	0.123***	0.158***	-116.699**	-1.128	-2.612***	面積(対数)	-116.700**	-116.703**
				(0.115)	(0.029)	(0.003)	(44.435)	(3.490)	(0.522)		(44.431)	(44.432)
面積(対数)2乗							13.671**	0.101	0.283***	面積(対数) 2乗	13.671**	13.672**
							(5.137)	(0.374)	(0.056)		(5.136)	(5.136)
面積(対数)3乗							-0.532***	-0.002	-0.009***	面積(対数) 3乗	-0.532***	-0.532***
							(0.198)	(0.013)	(0.002)		(0.198)	(0.198)
65歳以上人口割合	1.753***	1.539***	4.077***	1.441***	0.948**	2.591***	1.549***	0.982**	2.593***	65歳以上人口割合	1.549***	1.549***
	(0.512)	(0.427)	(0.190)	(0.452)	(0.419)	(0.137)	(0.442)	(0.398)	(0.137)		(0.442)	(0.442)
15歳以上人口割合				1.022***	1.153***	2.345***	0.960***	1.070***	2.025***	15歳以上人口割合	0.960***	0.959***
				(0.365)	(0.375)	(0.143)	(0.347)	(0.381)	(0.133)		(0.347)	(0.347)
定数項	-8.509	-3.344	19.718***	-222.649*	-86.481	-151.173***	87.519	-120.961	-81.853***	定数項	86.656	86.196
	(7.446)	(5.793)	(0.813)	(117.471)	(77.245)	(15.052)	(188.394)	(86.971)	(15.093)		(188.836)	(188.915)
観測数	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	観測数	1,656	1,656
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	時間効果	Yes	Yes
AIC		-7254.7			-7353.146			-7397.124		AIC	-7395.05	-7397.053
対数尤度		3666.35			3717.573			3741.562		対数尤度	3741.525	3741.526
Breusch-Pagan検定		16422.14(1)***			12002.89(1)***			11706.24(1)***		Breusch-Pagan検定	11706.09(1)***	11706.17(1)***
Hausman検定		119.73(39)***			4.79(39)			141.17(6)***		Hausman検定	140.91(6)***	140.76(6)***
R-squared	0.995		0.958	0.996		0.986	0.996		0.987	R-squared	0.996	0.996

FEは固定効果推定、REは変量効果推定、Pooled OLSはパネルデータを用いた最小二乗法による推定の結果を示している。AICと対数尤度はFEによるものである。括弧内の数値はHeteroskedasticity Robust Standard Errorである。Breusch-Pagan検定とHausman検定の数値はカイ2乗検定統計量(自由度)を示している。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%での有意水準である。