査 読 付 き 論 文

基準財政需要額の算定構造に関する分析*
―都道府県パネルデータによる検証―

広 田　 啓 朗**
（武蔵大学経済学部准教授）
湯 之 上　 英 雄***
（兵庫県立大学経済学部准教授）

1. はじめに

地方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。よく知られているように，基準財政需要額とは，各地方公共団体が標準的な公共サービスをおこなうために一般財源をもって賄う必要のある金額として算定されるものである。基準財政収入額は，各地方公共団体の標準的な税収入の一定割合として算定される。そして，各地方公共団体が受け取る普通交付税は，基準財政需要額が基準財政収入額を超える額として算定される[1)]。中井（1986, 1988）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，地方交付税の配分メカニズ

*2015 年 4 月 2 日受付，11 月 26 日受理。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(政策研究大学院大学)，楠本一哲先生(サーベイリサーチセンター)，齊藤愼先生(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)，土居丈朗先生(慶應義塾大学)，内藤久裕先生(筑波大学)，中井英雄先生(大阪経済法科大学)，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 15H03361)，公益財団法人全国銀行学術研究振興財団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。
**1982 年生まれ。2010 年に博士(経済学，大阪大学)を取得。名古屋商科大学商学部准教授を経て，2014 年 4 月より現職。専攻：公共経済学，財政学，地方財政論。所属学会：日本経済学会，公共選択学会，日本財政学会，日本地方財政学会。論文：(“Does local council size affect land development expenditure? Quasi-experimental evidence from Japanese municipal data” *The Empirical Economics Letters,* Vol.13, No.9, September 2014, 共著)，(「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, 2013 年, 共著)等。
***1980 年生まれ。博士(経済学，大阪大学)。大阪大学大学院国際公共政策研究科助教，千葉商科大学サービス創造学部専任講師，准教授を経て，2013 年 4 月より現職。主な論文は，“Spatial Patterns of Flypaper Effects for Local Expenditure by Policy Objective in Japan: A Bayesian Approach,” *Economic Modelling*, Vol. 37, pp.500-506, 2014 年，共著，“Municipal mergers and special provisions of local council members in Japan,” *Japanese Political Economy*, Vol.40, No.3-4, pp.96-116, 2015 年，共著。
1) 詳しくは中井・齊藤・堀場・戸谷(2010)等を参照されたい。

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，中井（1986,1988）があげられる。中井（1986,1988）は，市町村データを用い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，人口の係数が負，人口の二乗項の係数が正というU字型の構造になることを明らかにした。

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規模の関係は，市町村と都道府県ともにU字型構造を示したことに対して，近年，必ずしもU字型とならない推定結果が得られている。門前・福重（2002）では，市町村の一人当たり基準財政需要額についてクロスセクション分析をおこなった結果，人口規模に関して三次関数の形状を持つことを確認している。また，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規模の関係について，パネルデータを用いた固定効果推定の結果，人口の係数は正，人口の二乗項の係数は負という逆U字型の構造を確認している。林（2013）では，歳出と関連の深い市町村職員数について，パネルデータ分析により，人口規模に関して逆U字型の構造を確認している[2)]。

これらの分析結果を受けて，本稿の分析は，以下の点で一人当たり基準財政需要額の算定構造と人口規模の実証分析を発展させたものとなっている。

本稿では，地方公共団体の基準財政需要額の推定式について過少定式化の問題を修正することを目的としている。本稿では，門前・福重（2002）に倣い人口の三乗項まで考慮した推定をおこなう。過少定式化の問題が存在する場合のOLSによる推定は，欠落変数バイアスが発生して不偏性は得られないことはよく知られている。欠落変数バイアスによる問題は，地方交付税制度に関わる政策判断において，これまでのU字型構造による分析結果をそのまま適用することができないという点で大きな影響を与える。このような背景と近年のU字型とは異なる実証分析の結果を受けて，本稿では，より適切なパラメータを推定するために人口の三乗項まで考慮した推定を試みる。

また，1975年度から2010年度の36年度分という長期間の都道府県パネルデータを用いて，固定効果と時間効果を考慮することを目的とする。クロスセクションデータ分析では，団体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，全国的に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。このような場合，パネルデータ分析により固定効果と時間効果を考慮することで欠落変数バイアスの問題は改善することができる。

今後，日本の地方財政において道州制の議論が進む場合，市町村だけではなく都道府県レベルでの実証分析の蓄積が必要となるであろう。仮に，現在の地方交付税制度のもとで現在の都道府県の枠組みから道州制の議論を始める場合，バイアスの少ない推定モデルを示すことは，道州制に向けた議論のベンチマークになる可能性がある。

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。第2節では，先行研究についてまとめ，第3節はデータの紹介をおこなう。第4節は，先行研究との比較のため，クロスセクションデータ分析をおこなう。その際，先行研究の分析結果とは異なり人口の三乗項が有意になることを示す。第5節では，過

2) この構造は，市町村歳出における人件費の構造を反映した結果と捉えることができる。

少定式化の問題を回避するため，固定効果と時間効果を考慮したパネルデータ分析をおこなう。第 6 節がまとめとなる。

２．先行研究

基準需要額の算定構造を定量的に分析した中井（1986, 1988）では，一人当たり基準財政需要額が最小になる人口規模は約 30 万人であり，それを超えると逓増傾向であることが示されている。特に，人口 30 万人未満にあたる U 字型の逓減領域では，人口規模拡大に伴う段階補正の効果がある一方，人口 30 万人以上にあたる逓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が示唆されている[3)]。また，中井（1986, 1988）の研究をもとに，貝塚・本間・高林・長峯・福間（1986, 1987），林（1987），長峯（2000），門前・福重（2002）， 井堀・岩本・河西・土居・山本（2006），中井（2007）等の実証研究が蓄積されてきた[4)]。

林（1987）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において 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ている。なお，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。これらの結果にもとづいて，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た。また，中井（2007）では，1961 年度と 2001 年度の都道府県の一人当たり基準財政需要額と人口規模について，1961 年度には U 字型を示したことに対して，2001 年度には右下がりの逓減型に変化したことを示した。

基準財政需要額に関する一連の先行研究は，測定単位として人口と面積が最も多く用いられていること，対数変換した一人当たり基準財政需要額と対数変換した人口の散布図がU字型を示すことや基準財政需要額の総額が人口によりほとんど説明できることを理由に，実証分析の際に主たる説明変数として人口規模を用いてきた。基準財政需要額は，地方公共団体の公共サービスの実情を詳細に反映して普通交付税額を算出するため，行政項目ごとに単位費用，測定単位及び補正係数を乗じ，それらを合算して算定される仕組みになっている。中井（1986, 1988）では，地方交付税制度と記述統計を見ながら推定モデルを構築し，最終的に推定モデルの当てはまりの良さから人口と人口の二乗項を採用したことがうかがえる[5)]。すなわち，一人当たり基準財政需要額の推定モデルは，明確な仮説や経済理論により U 字型構造を分析するものではなく，基準財政需要額の算定構造を明らかにするため，地方交付税制度をもとに統計学的な分析手順

---

3) 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。

4) 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。分析では，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。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。

5) また，本稿の分析とは異なるが，一人当たり基準財政収入額の推定において，人口の三乗項まで考慮した推定モデルの方が推定式の当てはまりの良さを確認しているにも関わらず，推定結果の解釈の容易さ，明快さを考慮して一次関数での近似を選択したことを述べている。

を経て精緻化・洗練化されてきた推定モデルと言える[6]。このことから，一人当たり基準財政需要額の推定モデルは，人口規模に関して，常に二次関数の形状を想定する必要があるわけではないことは留意すべき点である。

また，吉村（1999），林（2002），古川（2012）など，地方公共団体の歳出に注目した先行研究は，地方公共団体における一人当たり歳出と人口規模の関係においても U 字型の構造を持つことを指摘している。この U 字型構造は，規模の経済性による効果も考えられると同時に，基準財政需要額の算定構造を考慮すると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影響も含んでいることが考えられる。

３．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，先行研究である林（1987）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。2001 年度以降の基準財政需要額は，臨時財政対策債発行可能額を足しあわせたものになっている。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[7]。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。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（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	336213100	228311100	50863840	1326275000
人口（人）	1656	2401864	1964107	586906	8885458
面積（km2）	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 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 年度の神奈川県の約 890 万人となっている。

6) 仮に，歳出面における規模の経済性を推定する場合は，林(2002)のように Cobb–Douglas 型や Trans log 型などの費用関数を想定した推定をおこなうことも一つの方法である。

7) 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。

図１　一人当たり基準財政需要額の構造

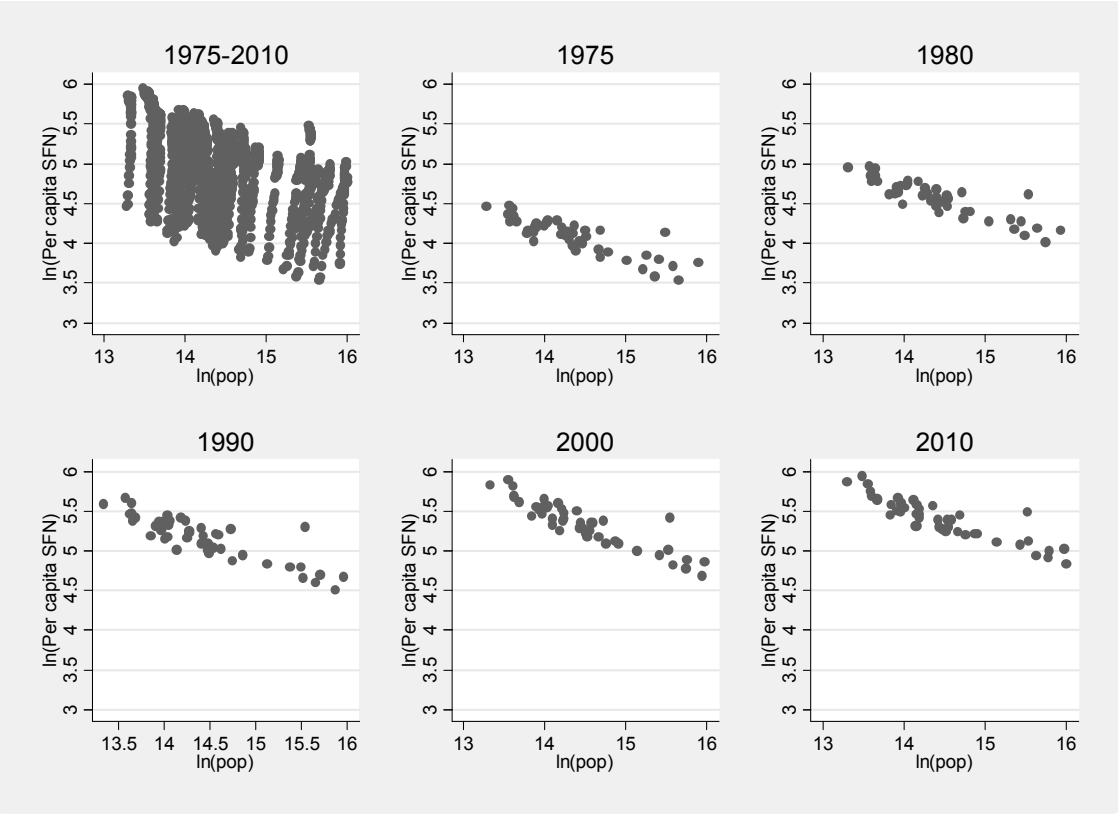


図 1 は，1975 から 2010 年度までの一人当たり基準財政需要額と人口との関係をプロットしたものである。1975 年から 2010 年までをプールした散布図と各年度の散布図を見比べると，年度を経るにつれて，人口についての基本構造は保ったまま，右上方にシフトしていることがわかる。また，各年度において，一人当たり基準財政需要額は，人口規模に対してＵ字型もしくは右下がりの構造を持つことがわかる。年度ごとに相関係数を計算すると，約-0.8 から-0.9 であり，強い負の相関関係を持つ。

４．クロスセクションデータ分析

本節では，基準財政需要額に関する主たる先行研究である中井（1986，1988，2007），林（1987），門前・福重（2002）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関係について追加的な検証をおこなうことを目的とする[8)]。

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。

$$\ln(SFN_i) = \alpha + \beta_{pop}\ln(pop_i) + \beta_{pop2}(\ln(pop_i))^2 + \beta_{pop3}(\ln(pop_i))^3 + \beta_{area}\ln(area_i) + \beta_{pop65}pop65_i + \beta_{pop15}pop15_i + \beta_{RC_pop}RC_pop_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$i = 1, \cdots, n$$

$\ln(SFN_i)$は一人当たり基準財政需要額の対数，αは定数項，$\ln(pop_i)$，$\ln(pop_i)^2$と$\ln(pop_i)^3$は対数変換を

8) また，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。

した人口の一乗項，二乗項と三乗項，$\ln(area_i)$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。ε_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。

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

	1975		1980		1985		1990	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
変数名	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
人口(対数)	−4.005***	27.067	−3.778***	27.290*	−4.429***	32.759***	−4.677***	30.203**
	(0.540)	(18.673)	(0.519)	(14.320)	(0.501)	(11.950)	(0.599)	(13.632)
人口(対数)2乗	0.128***	−2.015	0.119***	−2.021**	0.141***	−2.415***	0.149***	−2.248**
	(0.019)	(1.294)	(0.018)	(0.991)	(0.017)	(0.826)	(0.021)	(0.940)
人口(対数)3乗		0.049		0.049**		0.059***		0.055**
		(0.030)		(0.023)		(0.019)		(0.022)
面積(対数)	0.120***	0.130***	0.139***	0.147***	0.136***	0.147***	0.166***	0.175***
	(0.012)	(0.013)	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.008)	(0.010)	(0.010)
65歳以上人口割合	2.165**	2.546***	1.300	1.832*	1.804*	2.352**	1.108	1.669*
	(0.841)	(0.845)	(1.034)	(1.044)	(0.968)	(0.978)	(0.859)	(0.887)
15歳未満人口割合	1.918***	1.826***	1.012	1.200	3.365***	3.578***	2.404***	2.746***
	(0.611)	(0.632)	(0.788)	(0.816)	(0.971)	(0.789)	(0.684)	(0.636)
人口増加割合	−8.456***	−7.147***	−6.675***	−5.639***	−14.641***	−12.839***	−11.029***	−9.228***
	(1.634)	(1.793)	(1.592)	(1.761)	(2.554)	(2.598)	(2.314)	(2.138)
定数項	33.478***	−116.569	32.741***	−117.611*	37.144***	−143.113**	39.600***	−129.563*
	(3.874)	(89.762)	(3.744)	(69.012)	(3.558)	(57.556)	(4.243)	(65.873)
観測数	46	46	46	46	46	46	46	46
R-squared	0.952	0.955	0.960	0.963	0.967	0.972	0.975	0.978
対数尤度	73.6511	75.17611	76.73269	78.62189	79.31409	82.49389	78.84331	81.52418

	1995		2000		2005		2010	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
変数名	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
人口(対数)	−4.609***	31.665**	−4.975***	22.420	−4.435***	6.074	−4.935***	−3.407
	(0.561)	(14.635)	(0.523)	(13.359)	(0.475)	(13.132)	(0.573)	(16.945)
人口(対数)2乗	0.146***	−2.343**	0.158***	−1.719*	0.142***	−0.579	0.159***	0.054
	(0.019)	(1.011)	(0.018)	(0.918)	(0.016)	(0.907)	(0.019)	(1.166)
人口(対数)3乗		0.057**		0.043**		0.016		0.002
		(0.023)		(0.021)		(0.021)		(0.027)
面積(対数)	0.141***	0.150***	0.138***	0.147***	0.124***	0.128***	0.127***	0.128***
	(0.020)	(0.018)	(0.017)	(0.017)	(0.023)	(0.023)	(0.024)	(0.026)
65歳以上人口割合	1.644**	1.727***	1.241**	1.355***	1.941***	1.918***	1.005	1.004
	(0.684)	(0.620)	(0.478)	(0.485)	(0.644)	(0.646)	(0.946)	(0.956)
15歳未満人口割合	3.193***	3.369***	4.822***	4.713***	6.105***	6.027***	5.322**	5.308**
	(0.771)	(0.696)	(1.117)	(1.053)	(1.546)	(1.517)	(2.006)	(1.989)
人口増加割合	−7.481	−7.143*	−16.701***	−14.701***	−15.592***	−15.065***	−16.443**	−16.306**
	(4.972)	(4.021)	(4.470)	(4.091)	(4.785)	(4.744)	(7.178)	(7.280)
定数項	39.208***	−136.881*	41.924***	−91.159	37.320***	−13.677	41.426***	34.015
	(4.017)	(70.595)	(3.799)	(64.761)	(3.448)	(63.356)	(4.178)	(82.025)
観測数	46	46	46	46	46	46	46	46
R-squared	0.977	0.981	0.983	0.985	0.975	0.975	0.957	0.957
対数尤度	81.7486	85.85495	85.62052	88.30929	80.54525	80.86744	69.85429	69.8589

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 2 は，国勢調査が実施された年度におけるクロスセクションデータによる推定結果を示している[9)]。本稿では，人口規模に関して過少定式化の問題が存在している可能性を検証するため，門前・福重 (2002)

9) 全ての年度において推定を実施したが，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。

と同様に人口の三乗項まで考慮した推定もおこなった。その結果，人口規模については，林（1987）とは異なる結果が得られた。表2の1980，1985，1990，1995，2000年度の推定では，人口は正，人口の二乗項は負，人口の三乗項が正に推定された。これらの年度において，表2に示している対数尤度を用いて尤度比検定を実施した結果，人口の三乗項を考慮した結果が支持された。

また，確認のために，表2に掲載していない年度においても人口の三乗項まで考慮した推定をおこなった。その結果，1977，1978，1979，1980，1981，1983，1984，1985，1986，1987，1988，1990，1991，1992，1994，1995，1996，1997，1998，1999，2000，2001年度において，人口は正，人口の二乗項は負，人口の三乗項は正という結果を得ており，三乗項まで含んだ推定式が尤度比検定により支持された。

推定結果により，これらの年度において，人口規模に関しては過少定式化の問題が残されていた可能性が示された。すなわち，一人当たり基準財政需要額と人口規模の関係において，推定モデルでは二次関数のみを想定した推定をおこなう必要はないことを示唆している。仮に，人口規模に関して過少定式化の問題が残されているならば，林（1987）で示された人口規模に関するU字型構造の分析結果は，バイアスを持つことになる。従って，地方交付税制度に関わる政策判断では，U字型構造による分析結果をそのまま適用することができなくなる。

ただし，本節の分析は，クロスセクションデータ分析によるものであるため，各団体が持つ固定の要因を十分に捉えた結果ではないことに注意しなければならない。すなわち，人口の三乗項が統計学的に有意になる理由は，人口規模に関して過少定式化の問題が残されていたからなのか，それとも，地域ごとの固定の要因をコントロールしていないために，その影響が人口のパラメータとして推定されているために得られた結果なのかをパネルデータを用いて検証する必要がある。特に，2002年度には，「骨太の方針2002」において地方交付税をはじめとして三位一体となった改革の必要性が示された。この方針が基準財政需要額の算定に影響を及ぼしていることも考えられる。2002年度以降，人口の三乗項が有意にならない点は，基準財政需要額の算定構造に変化があったからなのかを判断するためにも次節で取り扱うパネルデータ分析が必要となる。

また，本節のクロスセクションデータによる推定モデルにおいて林（1987）と異なる点は，人口の三乗項を考慮した点以外に次の二点があげられる。第一に，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[10)]。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の推定結果(1)と(3)における人口規模に関するパラメータは，林（1987）と異なっている。

第二に，本節の推定では，Heteroskedasticity Robust Standard Errorを用いて分析したことで，林（1987）とは異なり，人口規模やその他の説明変数について統計学的に有意な結果を得ることができた。林（1987）では，通常のOLSを用いて推定しており，1980年度ではU字型構造は消滅し，人口の一乗項が負に有意な結果となっていた。ただし，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が，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，統計学的な有意性について，林（1987）と異なる結果を得ることができたと考えられる。

10) また，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。

表2のクロスセクションデータ分析の結果を各年度で比較すると，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[11)]。

面積については，全ての年度で正に有意な結果となった。面積の大きな団体ほど一人当たり基準財政需要額が高い傾向にあることを示している[12)]。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，年度によって統計学的な有意性は異なる。65歳以上人口割合は，2010年度以外は有意な結果となっており，林（1987）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，負に有意な結果となっており，人口増加割合が高い団体は，一人当たり基準財政需要額が低く算定される傾向にあると言える。人口増加割合が負になる理由は，分析期間において都市部への人口移動が見られたことを考慮すると，人口増加による数値急増補正の効果が考えられる。ただし，政令指定都市の存在による権能差により公共サービスが減少することや規模の経済性により基準財政需要額が低くなるといったことも要因の一つとして考えられる[13)]。

これらの推定結果を受けて，次節では，パネル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について，詳細な検証を試みる。

５．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と人口規模に関する構造は，必ずしもU字型とはならないことが示された。

しかし，クロスセクションデータによる分析では，各団体が持つ地域の要因を十分に捉えていないかもしれない。一人当たり基準財政需要額の構造に変化があった団体は，その団体独自の要因なのか，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。団体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，団体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推定量は不偏性を持たない。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，固定効果推定により一人当たり基準財政需要額の推定をおこなう。

---

11) 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。

12) 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。

13) この点を検証するには本稿とは異なるアプローチが必要になると考えられる。今後の課題としたい。

$$\ln(SFN_{it}) = \alpha + \beta_{pop}\ln(pop_{it}) + \beta_{pop2}(\ln(pop_{it}))^2 + \beta_{pop3}(\ln(pop_{it}))^3 + \beta_{area}\ln(area_{it}) + \beta_{pop65}pop65_{it} + \beta_{pop15}pop15_{it} + g_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

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

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[14)]。

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）

	(1)			(2)			(3)		
説明変数	FE	RE	OLS	FE	RE	OLS	FE	RE	OLS
人口(対数)	1.889*	1.247	−1.955***	48.863*	23.882	32.935***	50.182**	27.097	21.590***
	(0.974)	(0.783)	(0.115)	(25.695)	(17.065)	(3.020)	(23.737)	(17.186)	(2.999)
人口(対数)2乗	−0.071**	−0.051*	0.058***	−3.287*	−1.672	−2.422***	−3.374**	−1.881	−1.628***
	(0.032)	(0.026)	(0.004)	(1.728)	(1.155)	(0.208)	(1.597)	(1.161)	(0.207)
人口(対数)3乗				0.073*	0.038	0.059***	0.075**	0.043	0.040***
				(0.039)	(0.026)	(0.005)	(0.036)	(0.026)	(0.005)
面積(対数)				0.063	0.123***	0.158***	−116.699**	−1.128	−2.612***
				(0.115)	(0.029)	(0.003)	(44.435)	(3.490)	(0.522)
面積(対数)2乗							13.671**	0.101	0.283***
							(5.137)	(0.374)	(0.056)
面積(対数)3乗							−0.532***	−0.002	−0.009***
							(0.198)	(0.013)	(0.002)
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***
	(0.512)	(0.427)	(0.190)	(0.452)	(0.419)	(0.137)	(0.442)	(0.398)	(0.137)
15歳以上人口割合				1.022***	1.153***	2.345***	0.960***	1.070***	2.025***
				(0.365)	(0.375)	(0.143)	(0.347)	(0.381)	(0.133)
定数項	−8.509	−3.344	19.718***	−222.649*	−86.481	−151.173***	87.519	−120.961	−81.853***
	(7.446)	(5.793)	(0.813)	(117.471)	(77.245)	(15.052)	(188.394)	(86.971)	(15.093)
観測数	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656	1,656
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AIC		−7254.7			−7353.146			−7397.124	
対数尤度		3666.35			3717.573			3741.562	
Breusch-Pagan検定		16422.14(1)***			12002.89(1)***			11706.24(1)***	
Hausman検定		119.73(39)***			4.79(39)			141.17(6)***	
R-squared	0.995		0.958	0.996		0.986	0.996		0.987

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。

林（1987）や前節の推定結果との比較のために表 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

[14)] 人口増加割合は，どのケースにおいても統計学的に有意な結果を得ることができなかったため，推定モデルから除いた。

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，46 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。

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，本稿でも，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[15)]。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，林（1987）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[16)]。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。65 歳以上人口割合が正に有意な結果は，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[17)]。15 歳以上人口割合が正に有意な結果は，小中学校関連の行政費目の増加など教育分野に関する費目の増加を示している可能性が考えられる。

表 3 の推定結果(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。表 3 の推定結果(3)にて，固定効果及び時間効果がともに支持されたことを踏まえると，パネルデータ分析において，人口の三乗項までが統計学的に有意になる理由は，基準財政需要額の総額の増減などによるマクロ的な影響が構造変化を起こしたためではないという点が明らかになった[18)]。

各団体の基準財政需要額は，行政項目ごとに単位費用，測定単位及び補正係数を乗じて，それらを合算して算定される。一人当たり基準財政需要額が人口規模について三次関数の形状を持つことの背景には，特に，測定単位の効果が集約されて人口規模の係数として推定されたと考えられる。都道府県の基準財政

---

15) 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。

16) 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。

17) 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。

18) 例えば，表 3 の推定結果(3)における時間効果のパラメータは，2000 年度では 1.212，2001 年度では 1.214，2002 年度では 1.216 と増加傾向にあったことに対して，基準財政需要額の総額が大きく減少した 2003 年度では 1.190，2004 年度では 1.118 となり，それまでの増加傾向と比べて減少していることが明らかになった。時間効果の詳細な結果については，紙面の関係上，省略している。詳細は著者にお問い合わせください。

需要額における主要な測定単位である教職員数や警察職員数は，人口規模で近似が可能であり，こうした測定単位の効果が集約されて人口規模について三次関数の形状が観察されたのであろう。教職員数や警察職員数などの測定単位が各団体の人口規模と相関が高いことを考慮すれば，人口規模について三次関数の形状を持つことは，補正係数の影響よりも測定単位の影響が強く反映されている可能性がある[19)]。

小規模団体である島根県は，他団体と比較して，道路面積の増大が観察されてきた団体である。測定単位の一つ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。

また，大規模団体である神奈川県は，数十年間にわたり人口規模が増大した一方で，一人当たり基準財政需要額は最低値を示し続けた。これは，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増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大しなかったのだと考えられる。

従って，人口規模に関して二次関数を想定した推定モデルでは，過少定式化の問題が残されていることが明らかになり，推定されたパラメータはバイアスを持つことになるため，推定結果(3)の三次関数を想定した推定モデルが，より適切なモデルとなる。

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）という直交多項式を用いた関数近似をおこなった[20)]。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，線形関数と比べて，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，

$$P_n(x) = \frac{1}{2^n n!}\frac{d^n}{dx^n}(x^2-1)^n \tag{3}$$

式(3)で示される。

n 次までのエルミート多項式は，

$$H_n(x) = (-1)^n e^{x^2}\frac{d^n}{dx^n}(e^{-x^2}) \tag{4}$$

式(4)で示される。

19) この点は，査読者のコメントに基づき加筆・修正した点である。記して感謝の意を示したい。
20) 直交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。

表４　直交多項式による推定結果（1975 年度 - 2010 年度）

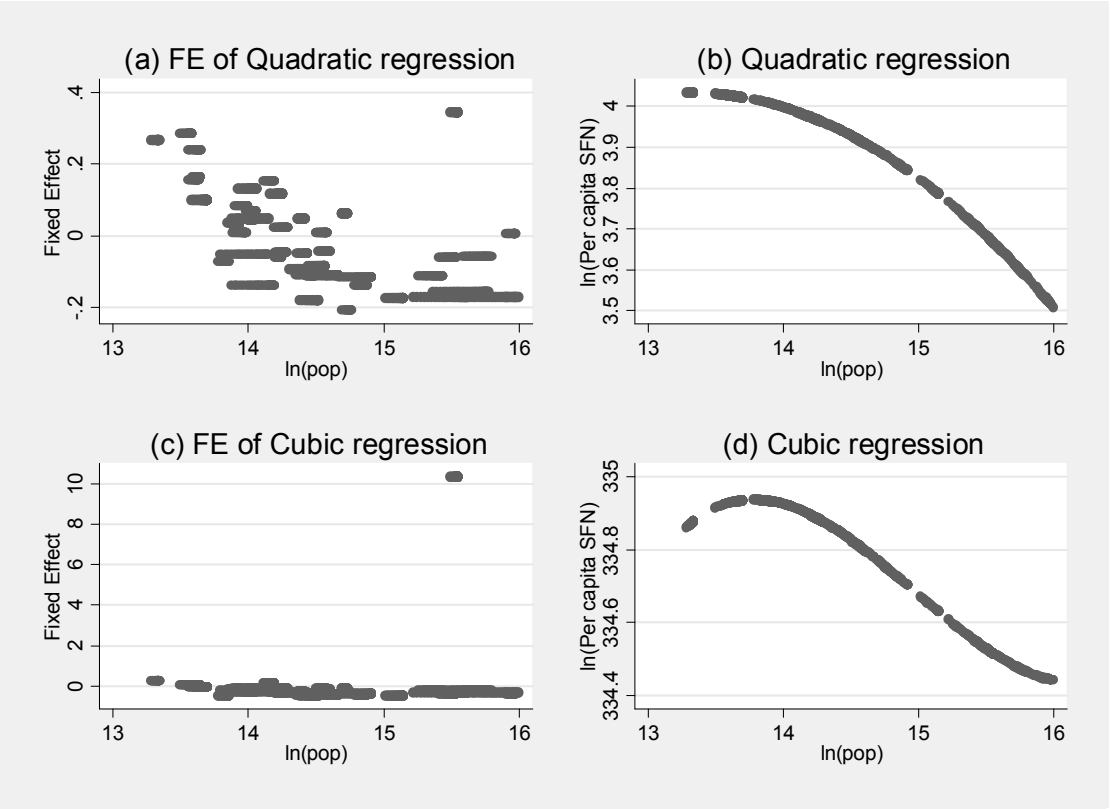
説明変数	FE Legendre	FE Hermite
人口(対数) 1次式	50.131**	25.060**
	(23.744)	(11.867)
人口(対数) 2次式	−2.247**	−0.814**
	(1.065)	(0.386)
人口(対数) 3次式	0.030**	0.009**
	(0.014)	(0.004)
面積(対数)	−116.700**	−116.703**
	(44.431)	(44.432)
面積(対数)2乗	13.671**	13.672**
	(5.136)	(5.136)
面積(対数)3乗	−0.532***	−0.532***
	(0.198)	(0.198)
65歳以上人口割合	1.549***	1.549***
	(0.442)	(0.442)
15歳以上人口割合	0.960***	0.959***
	(0.347)	(0.347)
定数項	86.656	86.196
	(188.836)	(188.915)
観測数	1,656	1,656
時間効果	Yes	Yes
AIC	−7395.05	−7397.053
対数尤度	3741.525	3741.526
Breusch-Pagan検定	11706.09(1)***	11706.17(1)***
Hausman検定	140.91(6)***	140.76(6)***
R-squared	0.996	0.996

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。

表 4 の推定結果から，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。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，表 4 のルジャンド多項式の推定結果は-7395.05，エルミート多項式による推定結果は-7397.053 となるため，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，人口規模に関して過少定式化の問題が残されていたことに加えて，クロスセクションデータ分析では固定効果の影響が人口のパラメータとして推定されていたという二つの要因が存在していたからだと考えられる。

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。固定効果と人口との間には，U 字型の関係が見受けられる。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(5)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。

$$\ln(\hat{SFN}_{it}) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{pop} \ln(pop_{it}) + \hat{\beta}_{pop2} \ln(pop_{it})^2 \qquad (5)$$

図２の(b)は，表３の推定結果(1)について，上記した式(5)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。山型の極値点における人口規模は，約 58 万人であり，その規模の団体として鳥取県や島根県があげられる。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 58 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。ただし，表３の推定結果(3)で示したように，人口の三乗項まで考慮した結果が有意に示されることから，二次関数を想定して算出される人口規模はバイアスを持つことは注意しなければならない。

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(6)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。

$$\ln(\hat{SFN}_{it}) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_{pop}\ln(pop_{it}) + \hat{\beta}_{pop2}\ln(pop_{it})^2 + \hat{\beta}_{pop3}\ln(pop_{it})^3 \qquad (6)$$

図 2 の(d)は，表 3 の推定結果(3)について，上記した式(6)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，小規模団体において，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，極値点を超えて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。

図 2 の(d)では，小規模団体における山型の極値点にあたる人口規模は約 98 万人となる。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逓増する領域に存在する団体は，鳥取県，島根県，香川県，滋賀県があげられる。1975 年度の各団体の人口は，鳥取県が約 58 万人，島根県が約 77 万人，香川県が 96 万人，滋賀県が 97 万人であった。一方で，2010 年度の各団体の人口は，鳥取県が約 59 万人，島根県が約 72 万人，香川県が約 101 万人，滋賀県が約 138 万人となっている。本節で示した小規模団体における山型の極値点までの逓増領域は，鳥取県，島根県，香川県，滋賀県の人口規模の変化にともなう一人当たり基準財政需要額の時間的変化を捉えていると考えられる[21)]。

従って，都道府県における基準財政需要額の算定では，人口規模が増大すれば一人当たり基準財政需要額が逓減するという U 字型構造を持つのではなく，本稿の分析により，小規模団体では人口規模が増大すれば一人当たり基準財政需要額が逓増する領域が存在することが明らかになった。そして，山型の極値点を超えた後，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減少するという，多くの先行研究で示されてきた逓減領域に入ることになる。

また，図 2 の(d)では，大規模団体における U 字型部分の極値点にあたる一人当たり基準財政需要額が最小となる人口規模は，約 870 万人となっており，神奈川県や大阪府が存在する。特に，一人当たり基準財政需要額が最低値を示す神奈川県は，1975 年度の人口は約 625 万人であったのに対して，2010 年度には約 888 万人へと増加している。中井（2007）が述べているように，神奈川県の人口はこの数十年間で大きく増加しているにも関わらず，一人当たり基準財政需要額が最低値示していることは，横浜市と川崎市などの政令指定都市による権能差の存在によるものと考えられる。

６．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。

本稿の分析結果により，一人当たり基準財政需要額と人口規模との関係では，先行研究と異なり，人口

[21)] 湯之上・福重(2004)では，2000 年の一人あたりの道路・都市計画街路事業費額を都道府県別に比較した場合，島根県が 1 位であることを示している。

規模について過少定式化の問題が残されていることが示された。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，本稿の推定では，人口規模について三次関数の形状を持つことが明らかになった。

さらに，人口規模については，過少定式化の問題だけでなく，パネルデータによる固定効果推定を用いて都道府県ごとの効果や時間を通じた変化を考慮すると，一人当たり基準財政需要額は人口規模に関して三次関数の形状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。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。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。

一人当たり基準財政需要額が人口規模について三次関数の形状を持つことの背景には，測定単位の効果が人口規模の係数として推定されたと考えられる。都道府県の基準財政需要額における主要な測定単位である教職員数や警察職員数は，人口規模で近似が可能であり，こうした測定単位の効果が集約されて人口規模について三次関数の形状が観察されたのであろう。教職員数や警察職員数などの測定単位が各団体の人口規模と相関が高いことを考慮すれば，人口規模について三次関数の形状を持つことは，補正係数の影響よりも測定単位の影響が強く反映されている可能性がある。

また，小規模団体である島根県は，他団体と比較して，道路面積の増大が観察されてきた団体である。測定単位の一つ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。大規模団体である神奈川県は，この数十年間に大きく人口規模が増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大しなかったのだと考えられる。これらの点も，三次関数の形状を持つことの背景としてあげられる。

本稿に残された課題は，以下の点があげられる。第一に，本稿の推定モデルでは，主に一人当たり基準財政需要額と人口規模について，過少定式化の問題と固定効果の識別を示すことはできるが，どのような制度的要因で人口規模について三次関数の形状を持つのかを検証することはできていない。この点は，行政費目別の推定を実施することで，これらの要因が明らかになることは期待できるが，今後の課題としたい。

第二に，固定効果推定では，観察不可能な団体における固定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団体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。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，この問題についても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（2006）「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』第 2 号, 6-28 頁。

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』第 4 号, 9-26 頁。

中井英雄（1986）「地方交付税と都市レベルにおける財政調整効果」本間正明（編）『地方交付税の経済分析：国と地方の財政関係の研究報告書』関西経済連合会, 58-72 頁。

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。

中井英雄・齊藤愼・堀場勇夫・戸谷裕之（2010）『新しい地方財政論』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』 第 35 号, 4-20 頁。

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, 59-89 頁。

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。

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』第 47 号, 27-48 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。

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』第 43 巻第 3 号, 325-340 頁。

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, 309-322 頁。

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・福重元嗣（2004）「利用面から見た道路の効率性と政治的要因」『会計検査研究』第 30 号, 51-64 頁。

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』第 59 巻第 3 号, 236-251 頁。