

地方歳出における中位投票者仮説の再検証 —都道府県別パネルデータによる推計

高橋 青天*

明治学院大学

宮本 由紀

大阪大学

本稿では、Bergstrom and Goodman (1973) で用いられた中位投票者モデルを公共財の供給者である官僚行動も含めたモデルへと一般化した Wyckoff (1988) のモデルをベースとし、日本の都道府県レベルにおいて、歳出総額では「中位投票者仮説」は観察されないが、地方政府が裁量権を持つ「土木費中の普通建設事業費」に関しては「中位投票者仮説」が成立していることを実証分析によって明らかにした。また、Bergstrom and Goodman のモデルを使い、都道府県レベルで「中位投票者仮説」を実証した土居(2000)や Doi (1999) の分析とは、以下諸点で異なっている。1) Bergstrom and Goodman (1973) での中位投票者モデル導出のための諸仮定が、実証分析に用いる都道府県別データに関して満たされているかどうかの確認を行った。2) Bergstrom and Goodman (1973) の「中位投票者仮説」に、公共財の供給者である官僚の行動を加味するより一般的なモデルを構築し実証分析を行った。3) 通常は観察されない公共財の平均費用や地域選好を統計的に考慮するため、5 期にわたってプールした都道府県別パネルデータを用いて分析した。

1. はじめに

近年、地方分権化に関する議論の中で大きな焦点となっているのが公共財の過剰

地方財政研究会（明治学院大学）での研究会出席者ならびに 2003 年度財政学会での土居丈朗氏（慶応大学）から頂いた詳細なコメントに感謝申し上げます。さらに本誌レフェリーからも的確なコメントを頂いたことを記して感謝したい。言うまでもないことであるが、残る誤りは当然著者達のものである。

* 住所：〒108-8636 東京都港区白金台 1-2-37 明治学院大学経済学部
電話：03-5421-5641 FAX:03-5421-5207 E-mail: haru@eco.meijigakuin.ac.jp

供給問題である。この議論で一般的に用いられる基準は、市場分析で用いられる効率性基準である。しかしながら、実際の公共財の供給水準は政治過程を通して決められている。そのため、公共財の経済的非効率性が発生するにもかかわらず、地方住民にとっては公共財水準が最適である可能性がある。実際、県知事の多くが旧自治省出身者で占められ、それらほとんどの候補者が、中央政府とのパイプの太さを強調して当選している。このような政治的決定プロセスを理論的に説明する重要な仮説として「中位投票者仮説」がある。「中位投票者仮説」とは、選択肢が一つで、すべての投票者の選好が単峰型であるなら、多数決原理という政治過程を通じて選好順位が中位の投票者が最適だと思ふ水準に公共財の供給水準が決定される、という仮説である。この仮説の実証研究は Bergstrom and Goodman (1973) や Turnbull and Djoundourian (1994) などにより、米国の市町村データに関して行われ、これらの研究では中位投票者仮説が成立していることが報告されている。このように理論的に重要な仮説にもかかわらず、その仮説が実際に日本の地方自治体レベルの歳出決定でも観察されることを実証した研究は少ない¹。日本のデータを用いた先行研究としては長峯 (1998)、Doi (1999)、土居 (2000) がある。長峯 (1998) は、1987 年度の都道府県レベルの各目的別支出について、「中位投票者仮説」の実証分析を行ったが、確定的な結果を得られなかった。さらに、土居 (2000) 及び Doi (1999) は、日本における地方自治制度を加味したデータ構築を行い、3 種類の推計モデルを計測している。これら三つのモデルのなかで、Bergstrom and Goodman (1973) で用いられたモデルが最も統計的に良い結果をもたらし、都道府県レベルの地方財政の歳出総額決定で中位投票者仮説が成立するという結論を報告している。しかしながら、これまでの中位投票者仮説の実証分析には、これらの研究も含めて、以下に指摘するような問題点が存在する。

- ・ 公共財支出のデータとして、地方政府の歳出総額が用いられるのが一般的である。しかしながら、日本の中央集権的政治システムでは、地方の政治的過程で決定できない諸々の支出も含まれている。それゆえ、歳出総額のデータを用いたとき、官僚行動の影響が過小評価される可能性がある。この意味で、地方政府の歳出総額だけでなく、地方政府が裁量権を持っている支出項目に関しても分析の必要がある。

¹ 中位投票者仮説の米国データでの実証研究に関するその他の研究論文は、これら論文の参考文献や Rubinfeld (1987) を参照。

- ・ 地方政府の支出額のデータとして出てくるものは、需要者としての中位投票者の行動だけでなく、供給者としての官僚行動にも影響される可能性がある。それゆえ、官僚行動も明示的に含んだモデルを使って実証する必要がある。
- ・ 日本での公共財の支出関数を計測するとき、一般的に、公共財生産のための平均費用や各自治体の中位投票者の選好の相違などを観察することができない。そのため、これら変数を定数として仮定し計測を行っている。これは明らかに強い仮定であり、計測結果に「統計的偏り」を生じさせることになる。

これらの諸点を考慮し、本稿では、効用最大化から導かれる需要関数を直接計測することにより中位投票者仮説が成立しているか否かを検証するという多くの先行研究で行われている方法とはらずに、各自治体へ与えられる一般定額補助金（地方交付税）に対する中位投票者と官僚の行動を観察することにより、中位投票者仮説が成立しているかどうかを検討する。少し詳しく述べると、まず公共財供給者である官僚行動も含んだより一般的な中位投票者モデルを構築する。この想定のもとで、「中位投票者仮説」が成立すれば一般定額補助金とそれと同額の減税の効果が等しいという「Bradford-Oatesの等価定理」(Bradford and Oates (1971)) が理論的に成り立つ。言い換えれば、上記議論での「中位投票者仮説」が成立しているとき、その自治体に与えられた一般定額補助金によって発生する所得増と、それと同額の減税の実行は、中位投票者にとって無差別であるということである。したがって、選択の歪みはなんら生じず、一般定額補助金は中位投票者にとって私的財と公共財の最適消費水準をもたらしていることになり、「中位投票者仮説」が成立していることになる。他方、何らかの官僚行動や政治的決定過程が影響を及ぼし、減税効果よりも一般定額補助金から発生する所得の増加の方が地方政府の財政支出をより増加させるという「フライペーパー効果」²が生じるとき、一般定額補助金とそれと同額の減税の効果が等しいという意味での「中位投票者仮説」は成立しなくなる³。また、ここでの実証分析では、観測されない公共財の費用や地域選好を考慮するために、「パネルデータ分析」を適用している。ここで使用されるパネルデータは、日本の

² ハエ取り紙に集まるハエに例えて、Gramlich and Galper (1973) がこのように名づけた。

³ 土居(2000)では、国から地方交付税交付金を受け取っても、日本では裁量的な地方税減税ができないので「フライペーパー効果」が制度的に存在する可能性が指摘されている。しかし、自治体住民がここで述べた「等価定理」が成り立つように行動しているならば、制度的制約にもかかわらず、日本でも一般定額補助金とそれと同額の減税効果が等しいことを前提とした中位投票者仮説が成立している可能性がある。

47都道府県別データを1980年、83年、88年、93年、98年の5期に関してプールしたものである⁴。また、公共財として、都道府県レベルでの歳出総額だけでなく、比較的裁量権を持つ単独事業費が多くを占める「土木費中の普通建設費」が採られている。

分析の結果、都道府県レベルのこれらの公共財支出に関して、歳出総額に関しては「中位投票者仮説」は成立していないが、個別費用である「土木費中の普通建設費」に関しては「中位投票者仮説」が成立している、という結論が得られた。最後に、中位所得の代わりに平均所得を使った計測を行ったが、統計的に良い結果は得られなかった。

以下の節は次のように構成されている。2節では、中位投票者行動と官僚行動を含む中位投票者モデルが解説される。3節は推計式とデータが解説され、それをベースに実証分析が行われる。4節はまとめに当てられている。

2. 中位投票者モデル

「中位投票者仮説」は1節でも述べたように、公共財の選択肢が一つで、単峰型の選好分布を持つ投票者からなる地方の公共財の供給水準決定に関する議論であった。このことは、歳出総額を用いるときには、公共財への歳出総額を一種の合成財と考えているため、一つの選択肢という制約は問題とならない。しかしながら、実際に地方政府が供給する公共財は、都道府県レベルで見ても、民生費、衛生費、土木費、教育費など多岐にわたっている。このことは、「土木費中の普通建設費」という個別の公共財支出に関して分析する場合問題となる。なぜならば、投票者の選好分布が単峰型であっても、複数の公共財の水準を決定する政治過程において、票の取引・結託が生じるため単純多数決原理では決定できず、従って、中位投票者仮説は理論的に成立しないと考えられるからである。しかしながら、日本のような中央集権政治システムでは、中位投票者仮説が成立する可能性が残る。その理由は、ほとんどの公共財水準、例えば民生費、教育費などは中央政府によってナショナル・ミニマム水準に決定され、地方政府が単独で決定できる選択肢はかなり絞られるからである。例えば、我々が計測する都道府県レベルでは、地方政府が行う単独事業費に占める割合が圧倒的に大きいのは土木費であり、民生費や教育費は大部分が国

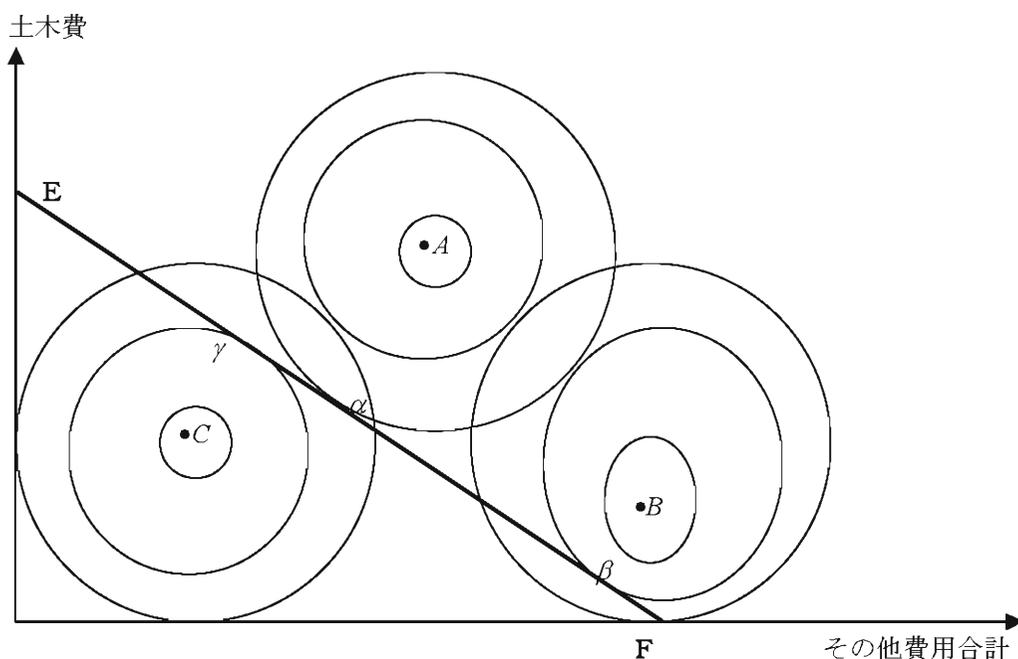
⁴ 中位投票者所得を推計する場合、地方税制度の関連から、前年度の所得分布を用いる必要がある。さらに、所得分布を求めるときに用いる就業構造基本調査報告（旧総務庁統計局）『所得別世帯数』の収集可能な年次は1979年、82年、87年、92年、97年である。このため、このようなサンプル期間となった。

との補助事業となっている。実際、都道府県レベルで土木費が重要な支出項目である。このことは、東北、関東、四国の各地方から代表的県だと思われるような青森県、茨城県、高知県について各費用の単独事業費が単独事業総額に占める割合を示した表1からも明らかである。

表1 単独事業費総額に占める各費用の単独事業費の割合（1997年度）⁵

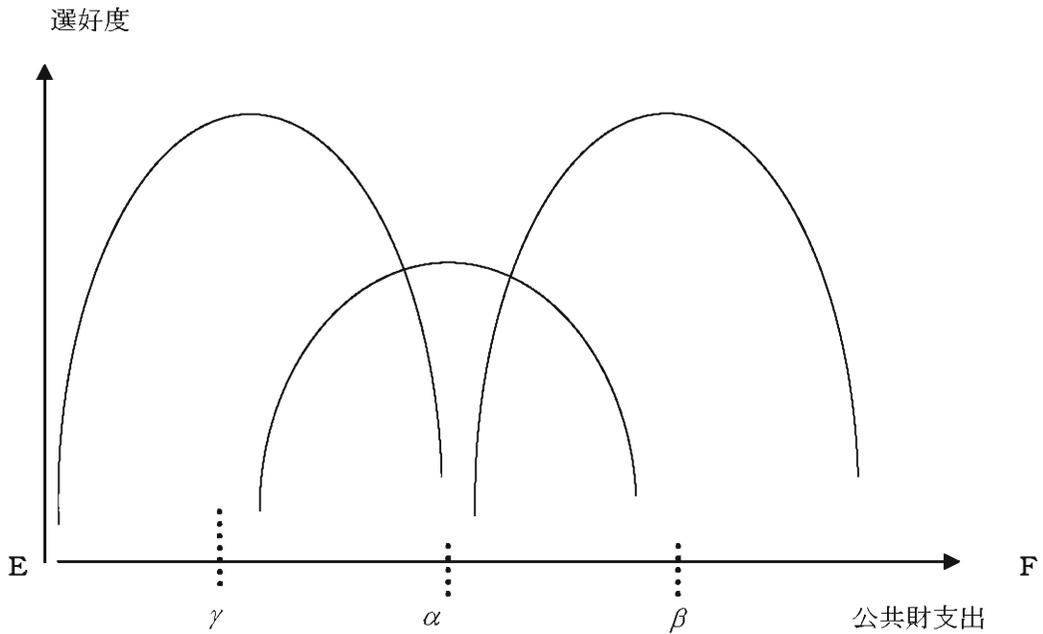
	土木費	教育費	民生費
青森県	55%	15%	2%
茨城県	52%	13%	1%
高知県	51%	23%	2%

図1 二項選択



⁵ 各目的別費用に占める単独事業費を単独事業費総額で割ったものである。他の年度もほぼ同様の結果となる。

図2 予算線上の選好分布



この事実からも、「土木費中の普通建設事業費」対その他費用合計という二項選択肢に関して中位投票者仮説が適用可能であることを示すことができる。いま、図1のように縦軸に土木費を横軸にその他費用合計を測るとする。さらに、3人の投票者A、B、Cの選好が同心円状の無差別曲線で描かれている。ここで、同心円の中心は、各投票者の至福点を表わしている。このような状況では、一般的に単純多数決原理による政治的過程は機能しないことが知られている⁶。ところが、実際に選択できる点は任意の点ではなく、この地方政府の予算線EF上になければならない。いま、点 α, β, γ がこの予算線を満たす各個人の最適な公共財の組み合わせを示しているとしよう。すると、図2のように、この予算直線上に三人の単峰型選好分布を描くことができる。ここで、横軸上の点 α, β, γ は、各個人にとっての最適な公共財支出のペアを表わしているものとする。このように、単純多数決原理による中位投票者仮説が再度成立することになる。

本稿では、中位投票者モデルをベースに、公共財の需要関数を計測した Bergstrom and Goodman (1973) に従い、以下の諸仮定を置くことにする。

⁶ 詳しい議論は、Inman (1986) の3節を参照のこと。

仮定 1: 各自治体の住民の所得分布に関して、分布の分散は変わらず、その平均のみが異なっている。

仮定 2: 住民 i に対する税負担割合: T_i 、住民 i の所得: Y_i としたとき、 $\ln T_i = \theta + \eta \ln Y_i$ が成立している。

仮定 3: 公共財に対する需要の価格弾力性と所得弾力性は、公共財需要を所得の単調増加関数とするような関係である⁷。

仮定 4: 公共財の生産に関しては、限界費用=平均費用 (c_0 と表示) が成立している。

仮定 1 は、我々が実証分析で使用するデータが満たさねばならない仮定である。また、これらの仮定の下で、公共財に対する需要関数 (G_i) は次式(1)で表される。

$$G_i = dP_i^\beta Y_i^\delta \quad (1)$$

ここで、 d は定数を、 P_i は自治体住民 i の公共財に対する租税価格を、 Y_i は住民 i の所得を表わす⁸。さらに、租税価格は次式(2)で決められている。

$$P_i = c_0 N^\alpha T_i \quad (2)$$

ただし c_0 は、公共財生産の平均費用 (=限界費用) であり、 α は混雑現象を示すパラメーターである。 $\alpha=0$ は純公共財を、 $\alpha=1$ は私的財を表わす。 T_i は仮定 2 で定義された、住民 i の租税シェア (tax share) である。また、仮定 3 は、仮定 2 より $d \ln G_i / d \ln Y_i = \delta + \beta \eta > 0$ を意味している。租税価格の需要弾力性は一般的に負であると考えられ、さらに、仮定 2 の税負担割合の所得弾力性を表わす η は、我々が使用する都道府県民税では、正で 1 よりも小さいと考えられるので、 $\delta + \beta > 0$ であれば仮定 3 が満たされることになる⁹。Bergstrom and Goodman (1973) は、これら仮定のもとで、中位投票者を中位所得者と見なすことができることを示した。これにより、「中位投票者仮説」が成立すれば、公共財に対するこの自治体の需要 (G_0) は中位所得者の最適な水準に決まり、(1)式より次式(3)で決定される。

$$G_0 = dP_m^\beta Y_m^\delta \quad (3)$$

(2)式を(3)式へ代入して、最終的に次式が中位投票者の需要関数として求められる。

⁷ 以下で、この仮定の意味が議論される。

⁸ このような需要関数が導かれるためには、住民の効用関数がコブ=ダグラス型であるという非常に強い仮定が必要である。そのとき $\beta = -1, \delta = 1$ となるが、ここではその制約を置かず計測する。

⁹ 都道府県民税の標準税率は、我々のサンプル期間では、2%と4%、あるいは、2%と3%の2段階しかなく、ほとんどフラット税化していると思なすことができる。従って限界税率=平均税率が成立し、 $0 < \eta < 1$ が成立している。

$$G_0 = d(C_0 N^\alpha T_m)^\beta Y_m^\delta \quad (4)$$

ここで需要量 G_0 は、混雑現象のため、実際の供給量 (G) とは異なる。そこで、通常仮定されるように、需要量と供給量の間次式(5)の関係があると想定する。

$$G = N^\alpha G_0 \quad (5)$$

ただし α は、先に使った混雑現象を示すパラメーターである。こうして最終的に下記の需要関数が導出される。

$$G = d c_0^\beta N^{\alpha(1+\beta)} T_m^\beta Y_m^\delta \quad (6)$$

上記の公共財需要関数を、一般定額補助金 (A と表示) と定率補助金 (π_i と表示) も含み、需要側だけではなく供給側の官僚行動の影響を明示的に入れた需要関数へとさらに一般化する。これによる重要な修正点は以下の3点である。

- 1) 一般定額補助金は租税シェアの分 ($A \cdot T_m$) だけ中位投票者の所得を増やすと考えられるので、中位投票者の所得 Y_m の代わりに $Z_m = Y_m + A \cdot T_m$ が使われる。
- 2) 定率補助金は、補助率を租税シェアに掛けた分だけ公共財の租税価格を削減すると考えられる。したがって、租税価格は P_i ではなく $(1 - \pi_i) P_i$ となる。
- 3) 官僚行動の導入：住民と官僚の間に存在する情報の非対称性を利用して公共財の価格錯覚を起こしたり、あるいは、官僚が予算規模最大化を目的として行動したりするニスカネン仮説¹⁰の導入である。

3) のような状況のもとでは、Wyckoff (1988) で証明されたように、補助金の公共財需要拡大効果は、 $A \cdot T_m$ と同額の減税のそれよりも大きくなるという「フライペーパー効果」が生じ、「Bradford-Oates の等価定理」が成立しない可能性が出てくる。いま、「Bradford-Oates の等価定理」が成り立つとき、次の関係を中位投票者の最適行動から導くことができる。

$$\varepsilon_{G, (A \cdot T)_m} = R_m \cdot \varepsilon_{G, Z_m} \quad (7)$$

ここで、 $\varepsilon_{A,B}$ は、A に対する B の弾力性を、また、 $R_m = (A \cdot T_m) / Z_m$ と定義され、これは中位投票者の総所得に占める一般補助金から発生する所得の割合を表している。このとき、もし R_m が官僚行動を通して G へ直接影響するならば、上記等式の右辺の推計値： ε_{G, Z_m} の推計値に所得に占める補助金から発生する所得割合 R_m を掛けた値

¹⁰ Niskanen (1975), Romer and Rosenthal (1979) を参照。

が $\varepsilon_{G,(A,T)_m}$ の推計値を上回り、「Bradford-Oates の等価定理」が成立しない。こうして、いわゆる「フライペーパー効果」が生じることになる。官僚行動以外にも、 R_m が G へ影響する場合として、一般補助金が中央政府により公的パッケージ化して使われる場合 (Chernick (1979)) が考えられる¹¹。いずれの理由であれ、「フライペーパー効果」が発生するとき、公共財需要は中位投票者が租税シェアで得る補助金からの所得 ($A \cdot T_m$) を含めた総所得 (Z_m) だけではなく、補助金から生じる所得と総所得との割合 (R_m) にも依存することになる¹²。こうして、「フライペーパー効果」を考慮したとき、実際に観察される公共財需要関数は (5) 式ではなく、次の (8) 式となる。

$$G = N^\alpha G_0 R_m^\omega \quad (8)$$

これら修正点をすべて考慮すると、需要関数として (9) 式が最終的に導かれる。

$$G = dc_0^\beta N^{\alpha(1+\beta)} [(1 - \pi_i) T_m]^\beta Z_m^\delta R_m^\omega \quad (9)$$

このモデル式で、もし $\omega = 0$ であれば、中位投票者の公共財需要は補助金から発生した所得と総所得の比率には依存しない。このことは、フライペーパー効果が存在しないことを意味している。従って、「Bradford-Oates の等価定理」が成立し「中位投票者仮説」が成立することになる。また、 $\omega \neq 0$ であれば、上記で述べた何らかの理由により、フライペーパー効果が生じることにより等価定理が成立せず、一般定額補助金とそれと同額の減税効果が等しいことを前提とした「中位投票者仮説」が成立しないことになる。

上で求めた「フライペーパー効果」も含む中位投票者モデルは、(9) 式の両辺の対数をとることにより、最終的に次の対数線形モデルへと変換される。

$$\ln G = \ln d + \beta \ln c_0 + \alpha(1 + \beta) \ln N + \beta \ln(1 - \pi_i) T_m + \delta \ln Z_m + \omega \ln R_m$$

3. 実証分析

3.1 推計式

前節で導出した理論モデル式に通常の仮定を満たす確率項 ε_{it} を導入することに

¹¹ 齋藤(2001)では、一般補助金である地方交付税が特定補助金化していることが、市町村レベルの社会福祉費に関して指摘されている。

¹² 詳しくは Wykoff (1988) を参照。

より、次の推計式を得る。

$$\ln G = b_0 + b_1 \ln N + b_2 \ln(1 - \pi_1) T_m + b_3 \ln Z_m + b_4 \ln R_m$$

ただし、 $b_0 = \ln d + \beta \ln c_0$ 、 $b_1 = \alpha(1 + \beta)$ 、 $b_2 = \beta$ 、 $b_3 = \delta$ 、 $b_4 = \omega$ である¹³。上記モデルを都道府県別のパネルデータに当てはめて推計するが、実際には、日本の地方財政の特質に合った推計式にするために、地方債と人口密度等を加えた、以下の式を推定することにする。

$$\ln G_{it} = b_0 + b_1 \ln N_{it} + b_2 \ln(1 - \pi_{it}) T_{it} + b_3 \ln Z_{it} + b_4 \ln R_{it} \\ + b_5 \ln DBT_{it} + b_6 \ln DENSITY_{it} + b_7 \ln PER65_{it} + \varepsilon_{it}$$

ここで、新しく付け加えられた記号は以下の通りである。

- i : 自治体（都道府県）のインデックス
- t : 年次のインデックス
- DBT_{it} : i -自治体の発行する地方債
- $DENSITY_{it}$: i -自治体の人口密度
- $PER65_{it}$: i -自治体の総人口に占める 65 歳以上の人口比

この推計式より、Bergstrom and Goodman (1973) の仮定を考慮して、表 2 の係数符号条件が満たされるかどうかによって、「中位投票者仮説」が検証されることになる。ここで、 $b_3 + b_2 > 0$ の条件は、先にも述べたように、Bergstrom and Goodman (1973) の仮定 3 が成立するための条件である。

表 2 中位投票者仮説の成立条件

	中位投票者仮説が成立
b_1	制約なし
b_2	< 0
b_3	> 0 かつ $b_3 + b_2 > 0$
b_4	0

上記統計モデルの推計上の問題として、各自治体の公共財生産のための平均費用や地域の公共財に対する選好を直接観察することが不可能である、という問題がある。長峯 (1998)、Doi (1999) や土居 (2000) では、公共財生産のための費用関数を

¹³ 以下では、混乱が生じない限り、中位投票者を示す下付文字「 m 」は省略する。

連立させて推計することによりこの問題を解決しようとした。しかしながら、期待されたような統計的に良い結果は得られなかった。このため Doi(1999)や土居(2000)では、Bargstrome and Goodman (1973)に従い、観測されない平均費用が地域間で共通であると仮定し、最小二乗法 (OLS) で計測している。また、Wyckoff(1988)では、クロスセクション・データを用いて、観測不可能な各自治体の公共財生産の平均費用 (c_{0i}) 等が自治体間にランダムに分布し、かつ、その他の説明変数とは無相関であると仮定し、最小二乗法 (OLS) で計測している。これに対して、パネルデータ分析では、直接観測出来ない各自治体の公共財生産のための平均費用や地域の公共財に対する選好に対して、上記のような先見的な仮定を置かずに計測を行うことが出来るという分析上の利点が存在する。観測不可能な変数がそれぞれの自治体間で大きく異なり、かつ、その他の説明変数と相関していると仮定し推計を行う推計方法を「フィクスト・エフェクト・モデル(fixed effect model)¹⁴」と呼び、観測不可能な変数が自治体間にランダムに分布し、かつ、その他の説明変数とは無相関であるが、誤差項同士が相関していると仮定する推計方法を「ランダム・エフェクト・モデル (random effect model)」と呼んでいる。このとき、これら両推計モデルに関する「ハウスマン検定」を行うことにより、どちらの推計モデルが適切か選択することができる¹⁵。

3.2 データ加工と仮定 1 について

日本の地方税制度では、前年度の所得に対して課税をするため、中位投票者＝中位所得者の所得を求めるときに使う「就業構造基本調査報告(総務庁統計局)」所収の『所得別世帯数』が収集可能な年の次の年度である、1980年、83年、88年、93年、98年度をデータのサンプルとして用いた。支出 (G_{it}) には、先にも述べたように、「歳出総額」だけでなく単独事業費の割合が多い「土木費中の普通建設事業費」を用いた。歳出総額の中には公共サービスの水準を意味するとは言い難いものも含まれている。「前年度繰上充用金」は前年度の支出、「積立金」は翌年度以降の支出に充てられるものである。そのため、歳出総額から前年度繰上充用金と積立金を引

¹⁴ Holtz-Eakin (1986) では フィクスト・エフェクト・モデルと、ダミーなし最小二乗推定量との比較が行われ、両推定量の結果が大きく異なることが報告されている。

¹⁵ もし観測不能変数がその他の説明変数と無相関であるとき、ランダム・エフェクト推定量は、一致性と有効性を持つが、フィクスト・エフェクト推定量は一致性を有するが有効性がない。逆に、観測不能変数がその他の変数と相関を持つ場合、フィクスト・エフェクト推定量は一致性と有効性を持つが、ランダム・エフェクト推定量は一致性を持たない。詳しくは、Johnston and Dinardo (1997) の 12 章を参照。

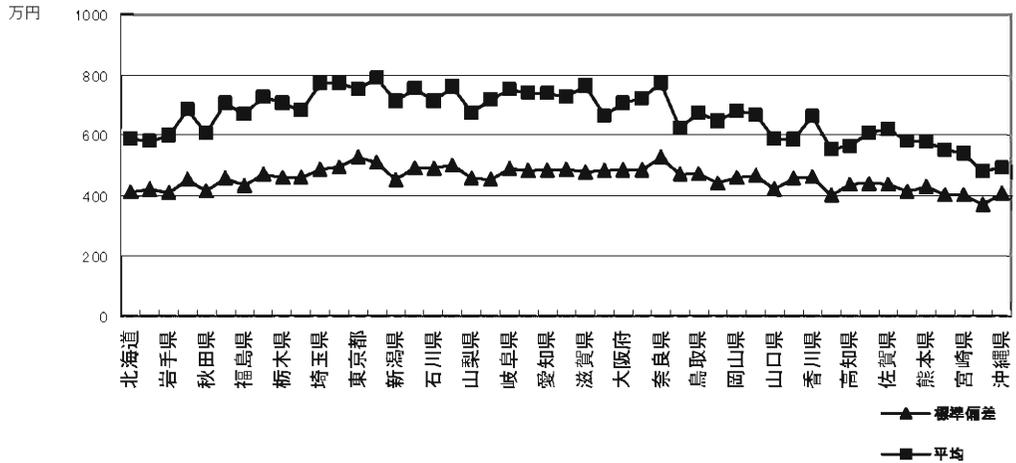
いた値を歳出総額として用いている。

Y_m は国税、市町村税課税後の中位所得を用いている。国税、市町村税の課税後所得をもとめるために、中位投票者の所得、国税（所得税）と市町村税（住民税＋固定資産税）の計算方法を以下で簡単に説明する。中位所得は、就業構造基本調査報告（総務庁統計局）『所得別世帯数』の世帯所得の分布から求めた。次に、国税（所得税）は世帯所得の中位の値から、4 人家族で妻は専業主婦かつ 16 歳以下の子供が 2 人いるとの想定のもとで求めた¹⁶。さらに、市町村税は住民税と固定資産税が課せられているとした。市町村税は総住民税と総固定資産税の合計を世帯数で割った平均の値を取っている。ここで、中位の市町村税を用いなかった理由は、市町村税の住民税は同じ所得の人であっても市町村の人口規模によって変わり、中位所得者の固定資産税を計算することは困難であるためである。中位所得から国税と市町村税を引いたものを中位所得者の課税後所得とした。

さらに地方債発行額は使途が明確であるので、「土木費中の普通建設事業費」には土木費に与えられた地方債額を用いている。中位所得者の税負担割合（ T_u ）は中位所得者の地方税額（住民税額）を地方税総額（住民税総額）で割って求めた。国庫支出金の補助率（ π_u ）は、各自治体の支出総額に占める国庫支出金総額の比率を用いている。国庫補助金も使途が明確であるため、「土木費中の普通建設事業費」には土木費に与えられた国庫補助金額を用いている。また、中位所得者の地方税額（住民税）は国税（住民税）を求めるときと同様に、世帯所得の中位の値から、4 人家族で妻は専業主婦そして 16 歳以下の子供が 2 人いるとの想定のもとで計算を行い、中位所得者の地方税（住民税）とした。総人口に対する 65 歳以上の人が占める割合は 1975 年、80 年、85 年、90 年、95 年の 5 年分とした。『住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数・人口動態表』（自治省）の中にある 65 歳以上の人口が 5 年おきにししか公表されていないのが理由である。しかし、総人口に対する 65 歳以上の人が占める割合が 5 年間でそれほど変動が無いことから推計上の問題はないと考えられる。その他の詳しいデータの出典に関しては付録を参照のこと。1997 年に関して、このデータに基づき、県別所得分布の平均と標準偏差を計算して描かれたのが図 3 である。

¹⁶ 土居（2000）では、母集団の所得分布を仮定したもとで中位所得がサンプル所得分布から推計されている。本稿では、サンプル所得分布は母集団の所得分布と一致すると仮定し、中位所得を求めた。ちなみに、土居（2000）で推計された 1992 年度県別中位所得の平均と標準偏差は、それぞれ 514.39 万円、86.65 万円、我々の同年度のそれは、それぞれ 494.17 万円、85.87 万円である。この結果から、どちらの推計値を使ってもそれほど結果に違いはないと思われる。

図3 県別所得分布の平均と標準偏差



この図より、いくつかの県を除いて、ほとんどの県の所得分布の標準偏差が 400 万円から 500 万円の範囲に入っている。これに対して所得の平均は、最高の約 800 万円弱から最低の約 500 万円弱とかなりのばらつきが観察される。同様の結果は、他の年度でも確認された。このことから、我々の使用するデータに関して、仮定 1 は、おおむね満たされていると考えても良いであろう。

3.3 計測結果

表 3 には、「歳出総額」に関して、さらに表 4 には「土木費中の普通建設事業費」に関するフィックス・エフェクト・モデルとランダム・エフェクト・モデルの推定結果が報告されている。ランダム・エフェクト・モデルは一般化最小二乗法 (GLS) で計測されている。いずれの表においても $\ln N$ 、 $\ln(1-\pi)T$ と $\ln Z$ の符号を観たとき、明らかにフィックス・エフェクト・モデルの推定値の方が上記表で述べた符号制約を満たし、より良い推計結果を示している¹⁷。実際、ハウスマン検定を行ってみると、いずれの費用に関しても、フィックス・エフェクト・モデルが採択される。ただし、 $\ln R$ の係数については、「土木費中の普通建設費」では $b_4 = 0$ の仮説を統計的に棄却できないが、「歳出総額」では棄却できる。この意味で、「土木費中の普通建設費」に関する推計結果の方が統計的にすべての「中位投票者仮説」の制約を満たしている。こうして、「土木費中の普通建設費」に関しては「中位投票者仮説」の

¹⁷ ただし、注 6 で述べた、コブ=ダグラス型効用関数の制約条件である $\beta = -1$ 、 $\delta = 1$ は満たしていない。

成立が支持されるという結果が得られた。また、いずれの場合もフィクスト・エフェクト・モデルが採択されたことにより、観察されない変数である、公共財生産のための平均費用 (c_0) や地域選好は、各自治体に特有なものであり、各自治体間にランダムに分布していないことがわかる。

表3 歳出総額に関する推計結果

	Fixed effect model			Random effect model		
	係数	t値	P値	係数	t値	P値
定数項				3.059	8.852	0.000
lnN	0.029	0.163	0.871	0.408	12.278	0.000
ln(1- π)T	-0.257	-10.481	0.000	-0.223	-8.161	0.000
lnZ	0.591	13.162	0.000	0.439	10.421	0.000
lnR	-0.026	-2.853	0.005	-0.010	-0.997	0.320
lnDBT	0.149	8.296	0.000	0.188	9.499	0.000
DENSITY	0.000	-0.685	0.494	0.000	-2.380	0.018
PER65	3.052	9.415	0.000	3.268	10.497	0.000
自由度修正決定係数	0.994			0.994		
ハウスマン検定	68.876		0.000			

表4 土木費中の普通建設事業費に関する推計結果

	Fixed effect model			Random effect model		
	係数	t値	P値	係数	t値	P値
定数項				1.351	1.729	0.085
lnN	-1.030	-1.284	0.201	0.597	5.151	0.000
ln(1- π)T	-0.328	-3.126	0.002	-0.172	-1.856	0.065
lnZ	1.259	6.438	0.000	0.507	4.848	0.000
lnR	-0.046	-1.132	0.259	0.055	1.768	0.079
lnDBT	0.021	2.379	0.019	0.010	1.191	0.235
DENSITY	0.000	-0.670	0.503	0.000	-1.326	0.186
PER65	1.708	1.066	0.288	7.219	7.349	0.000
自由度修正決定係数	0.890			0.877		
ハウスマン検定	68.733		0.000			

さらに、中位所得の代わりに平均所得を用いて同様な計測を行った。しかしながら、統計的に有意な結果は全くと言っていいほど得られなかった¹⁸。このことは、平均所得よりも中位所得を用いた「中位投票者仮説」を支持することを示している。

¹⁸ 「歳出総額」、「土木費中の普通建設事業費」ともに、推計結果は、符号条件も満たしていないうえに、係数は有意でなかった。

4. おわりに

我々の推計結果から、都道府県レベルの「歳出総額」でなく、地方政府が独自に決定できる最も重要な公共財支出である「土木費中の普通建設事業費」に関して、初めに予想したように、「中位投票者仮説」が成り立っているという結果が得られた。言い換えれば、各都道府県レベルでの「土木費中の普通建設事業費」は、中位投票者である中位所得者にとって最適だと思われる水準に決められていることを意味している。実際、「土木費中の普通建設事業費」は、そのほとんどが公共投資である。花井（2001）でも詳細に論じられたように、地方交付税や公共投資は地方自治体間の「暗黙の地域間所得再分配機能」を持っている。このことから、我々の結果は、各都道府県の地域住民が「暗黙の地域間所得再分配機能」を意識し、政治的に合理的行動をしていることを示しているように思える。このことは、各都道府県レベルでの公共財水準が、自治体住民にとっては最適であるが、必ずしも社会的に効率的な水準とは限らず、むしろ、地方の公共財配分に関して非効率性（社会的厚生損失）が生じている可能性が大であることを暗黙に意味している¹⁹。また、「歳出総額」に関する計測結果が「中位投票者仮説」を統計的に支持しなかったことから、「歳出総額」の中には中央政府により決定される補助金事業等が含まれるため、「中位投票者仮説」が成立しない可能性があるという初期の予想を支持しているように思われる。

最後に、2000年以降、地方分権に関連する改革が数多く行われてきている。このような動きは、中位投票者仮説にもなんらかの影響を与えるように思われる。したがって、2000年以降のデータを用いて、ここで行った中位投票者仮説の追加的な検証を試みるのが今後の課題であろう。

データの出所

- ・土木費総額及び土木費の普通建設費：『都道府県財政指数表』（自治省財政局指導課）
- ・地方税、地方交付金、国庫支出金、地方債発行額、住民税、固定資産税：『市町村別決算状況調』（自治省）

¹⁹ 寺井（2002）では、地方交付税が持つ地域間所得再分配機能で発生する社会的厚生損失を、選挙制度改革によって改善することが可能であることが実証分析されている。

- ・所得別世帯数：『就業構造基本調査報告』（総務庁統計局）
- ・人口、世帯数、65歳以上の人口：『住民基本台帳に基づく全国人口・世帯数表・人口動態表』（自治省）
- ・土地総面積：『全国都道府県市区町村別面積調』（建設省国土地理院）
- ・岩手県、茨城県、高知県の支出関係：『普通会計決算状況調査票』（各県の総務部報告書）

参考文献

- 齋藤慎（2001）「国と地方の財政関係」、貝塚啓明編『財政政策の効果と効率性』（東洋経済新報社）
- 寺井公子（2002）「選挙制度改革と地域間所得再分配」、『日本経済研究』No. 46, 44-60
- 土居丈朗（2000）『地方財政の政治経済学』 第4, 5章、東洋経済新報社.
- 長峯純一（1998）「日本における公共財需要関数の推定」、『公共選択と地方分権』（勁草書房）
- 花井清人（2001）「地方公共投資の役割変化」、『経済研究』（成城大学）、第151・152合併号, 99-127
- Bergstrom, T. and R. Goodman (1973) "Private Demands for Public Goods," *American Economic Review* 63, 280-296.
- Bradford, D. and W. Oates (1971) "Towards a Predictive Theory of Intergovernmental Grants," *American Economics Review* 61, 440-448.
- Doi, T. (1999) "Empirics of the Median Voter Hypothesis in Japan," *Empirical Economics* 24, 667-691.
- Chernick, H. (1979) "An Economic Model of the Distribution of Project Grants," in *Finical Federalism and Grants-in-Aid* eds. by P. Mieskowski and W. Oakland (the Urban Institute, Washington, D.C.).
- Gramlich, E. and H. Galper (1973) "State and Local Fiscal Behavior and Federal Grant Policy," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 15-58.
- Holtz-Eakin, D. (1986) "Unobserved Tastes and the Determination of Municipal Services," *National Tax Journal* 39 No. 4, 527-532.
- Inman, R. (1986) "Governments and the 'New' Political Economy," in *Handbook of Public Economics* eds. by A. Auerbach and M. Feldstein (North-Holland, New York)

Ch.12, 647-777.

Johnston, J. and J. Dinardo (1997) *Econometric Methods* (McGraw-Hill, New York)

Niskanen, W. (1975) "Bureaucracy and Politicians," *Journal of Law and Economics* 18
No.3, 617-644.

Romer, T. and H, Rosenthal (1979) "The Elusive Median Voter," *Journal of Public
Economics* 12, 143-170.

Rubinfeld, L. (1987) "The Economics of the Local Public Sector" in *Handbook of Public
Economics* eds. by A. Auerbach and M, Feldstein (North-Holland, New York)
Ch.11, 571-645.

Turnbull, G. and S. Djoundouran (1994) "The Median Voter Hypothesis: Evidence from
General Purpose Local Governments," *Public Choice* 81, 223-240.

Wyckoff, G. (1988) "A Bureaucratic Theory of Flypaper Effects" *Journal of urban
Economics* 23, 115