

日本の都市財政におけるフライペーパー効果^{*1}

地方交付税と国税減税の等価性の検証

土居 丈朗^{*2}

要 約

最近の地方分権に関する活発な議論の中で、地方公共団体の財源に関する問題も一つの焦点となっている。地方公共団体が税目や税率を設定することには制約がある一方で地方交付税や国庫支出金などの国から地方への政府間補助金が必要な役割を果たしている現行の地方財政制度から、どこまで地方分権が推進できるかは、地方公共団体の財源のあり方（政府間補助金のあり方、国税と地方税の配分のあり方）にかかっているといっても過言ではない。

本稿では、わが国の都市財政における「フライペーパー効果（flypaper effect）」に関して包括的な実証分析を行い、地方交付税（国から地方への一般定額補助金）と国税減税の政策的異同を明らかにした。

これまでの地方公共財に関する理論的分析では、中央政府による一般定額補助金は、（定額の）国税減税を通じた個人所得の増加と同じ効果を持つことを暗黙の前提としている。この定額補助金と定額の減税との等価性は、Bradford-Oatesの等価定理と呼ばれている。この下では、地方政府による分権的な政策決定に伴って地方公共財供給などに非効率が生じて、中央政府が地域間再分配政策によってその非効率を解消することができる。しかし、アメリカなどでのデータではBradford-Oatesの等価定理が成り立たない、つまり定額補助金の増加は、それ相当額の国税減税（に伴う個人所得の同額の増加）よりも地方歳出（地方公共財の支出）への拡大効果の方が大きいという実証結果が得られている。この現象は「フライペーパー効果」と呼ばれている。フライペーパー効果が存在するとき、地方政府による分権的な政策決定に伴って生じた非効率に対して、フライペーパー効果を考えず中央政府が地域間再分配を行うと、その非効率を完全には解消できないこととなる。したがって、フライペーパー効果を正しく認識することは、経済厚生観点からも重要になると言える。

昭和50, 55, 60年度、平成2年度の全国全ての都市（東京都の特別区を除く）をサンプルとして、フライペーパー効果の検定をGMM（一般化モーメント法）の推定によって試みた。推定結果から、不交付団体ではフライペーパー効果が認められないものの、交付団体、特に地方交付税が固定資産税収より多い交付団体ではフライペーパー効果が認められ

*1 本稿は、日本財政学会第52回大会での報告論文を基にしている。地方財政ミニコンファレンス（於：大蔵省財政金融研究所）では多くの示唆を頂いた。特に、井堀利宏東京大学教授、林宜嗣関西学院大学教授、そして中里透氏には多くの貴重なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。残る本稿の過誤は、筆者の責任である。

*2 東京大学大学院経済学研究科博士課程、日本学術振興会特別研究員。

た。このことは、地方歳出総額についてのマクロ・フライペーパー効果についても、民生費と普通建設事業費でのミクロ・フライペーパー効果についても同様に言える。

この結果は、次のように解釈できる。不交付団体や固定資産税収が地方交付税の交付額よりも多い交付団体のように交付額が相対的に少額ならば、地方税、特に固定資産税（の課税対象資産の評価率）を（意図するか否かを問わず）実質的に減税することで、地方交付税の効果を相殺できるためにBradford-Oatesの等価定理が成り立つ（フライペーパー効果が生じない）状況が考えられる。一方、歳入全体に占める地方交付税の割合が高い交付団体では、地方税を減税しても定額補助金の額を相殺するには至らず、地方歳出を大きくしてしまうこととなる。

本稿の分析から、フライペーパー効果が生じる要因として日本の地方財政制度の下では地方税の減税に制約があることが示された。地方政府に課税自主権がほとんどない日本の地方財政制度の下で、フライペーパー効果が生じることの政策的含意は、国がフライペーパー効果を正しく認識せずに地方交付税を交付すると、フライペーパー効果が認められた都市では国が予定している以上に歳出を増やしてしまう可能性があるということである。さらに、今後進められる地方分権への政策的含意としては、地方交付税を縮小して国税から地方税へ財源を移転して地方に課税自主権を与えたとき、フライペーパー効果を考慮しなければ予定したよりも地方歳出が小さくなる可能性があり、目指していた地方分権が達成できない可能性があると言える。したがって、本稿でのフライペーパー効果の分析は、今後の地方分権のあり方を考える意味でも重要である。

．はじめに

平成7年5月に成立した地方分権推進法を受けて、地方分権に関する議論が最近活発に行われている。その中で地方公共団体の財源に関する問題も一つの焦点となっている。現在の日本の地方財政制度では、地方公共団体が税目や税率を設定することには制約がある一方で、地方交付税や国庫支出金などの国から地方への政府間補助金（intergovernmental grants）が大きな役割を果たしている。現行制度からどこまで地方分権が推進できるかは、地方公共団体の財源のあり方にかかっているといっても過言ではない。それだけに、政府間補助金のあり方、国税と地方税の配分のあり方は今後の地方分権の姿を占う意味で重要であるといえる。特に、現行

制度から改革を行うには国の財源をある程度地方に移譲することとなるため、国税と政府間補助金のあり方をいかにするかが焦点となる。

国税と政府間補助金（特に地方交付税）のあり方については、地方公共財に関する先行研究が大きな示唆を与える¹⁾。この文脈での議論を整理すると、以下ようになる。

まず理論的には、地方政府による分権的な政策決定は、（中央計画当局によって実現されるような）社会的に最適な地方公共財供給と経済全体の最適な人口分布が常に実現できるとは限らないが、分権的な政策決定による非効率性は中央政府による地域間再分配政策によって解消され社会的最適と同じ状況を実現できる、という

¹⁾ 詳細は、Atkinson-Stiglitz（1980）などを参照されたい。

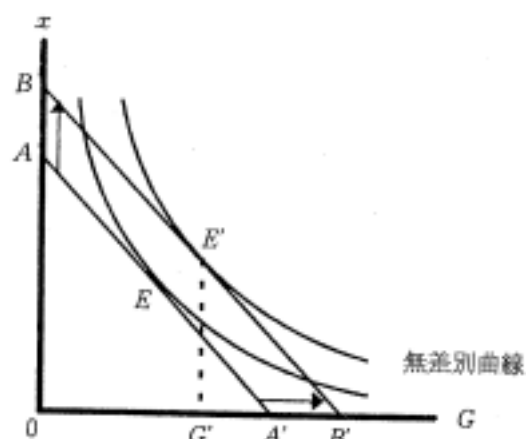
ものである²⁾。この理論的分析では、中央政府による一般定額補助金 (unconditional lump-sum grants: 用途を特定しない定額の補助金) は、定率補助金 (matching grants) に比べて租税価格が歪まないだけでなく、(定額の) 国税減税を通じた個人所得の増加と同じ効果を持つことを暗黙の前提としている。この定額補助金の効果は、Bradford-Oatesの等価定理と呼ばれている。Bradford-Oates(1971)では、定額補助金は、個人への直接的な所得移転に対する単なる「ヴェール」であり、(定額の) 国税減税を行ったときと同じになることを示している³⁾。

しかし、実証的にはこのBradford-Oatesの等価定理が成り立たないという結果が、アメリカなどでのデータで得られている。つまり、定額補助金の増加はそれ相当額の国税減税(に伴う個人所得の同額の増加)よりも、地方政府の財政支出(地方公共財の支出)への拡大効果の方が大きいという実証結果が得られている。この現象は「フライペーパー効果(flypaper effect)」と呼ばれている。もしフライペーパー効果が存在するならば、上記の理論的な分析から得られる政策的含意をそのまま受け取ることはできない。例えば、地方政府による分権的な意思決定に伴う非効率に対して、中央政府が地域間再分配政策を行うとき、フライペーパー効果を考えずに行うと、その非効率を完全には解消できないこととなる。したがって、フライペーパー効果を正しく認識することは、政策を行う際に経済厚生観点からも重要になると言える。

これを図で説明すると、図1のようになる。ここでは、私的財(x)と地方公共財(G)の2財からなる経済で、(中央政府の政策を所与として)両財の消費から効用を得る通常の効用関数を仮定する。図1の点 E は政府間補助金が交付される前の効用最大化点である。いま、中央

政府から地方政府へ定額補助金($A'B'$ 大きさだけ)交付されたとする。このとき、予算制約式は AA' から BB' へシフトし、効用最大化点は図1の点 E' となる。これは、中央政府が AB 相当分の国税減税を行って個人の可処分所得を増やしたときでも、効用最大化点は同じ点 E となる。つまり、私的財と地方公共財に関して効率的な選択をするならば、 $A'B'$ 相当分の定額補助金と AB 相当分の国税減税は等価である。これがBradford-Oatesの等価定理である。この下では、中央政府にとって定額補助金(日本では地方交付税)を交付する政策と国税を(定額)減税する政策とには差異がないことになる。

図1 Bradford-Oatesの等価定理



ところが、実際には $A'B'$ 相当分の定額補助金と AB 相当分の国税減税は等価でないというのがフライペーパー効果である。つまり、 AB 相当分の国税減税を行ったときには効用最大化点 E' を実現したとするならば、 $A'B'$ 相当分の定額補助金を交付したときには点 $E'E'$ が実現せず、地方公共財供給量が図1の G' よりも多くなることが、実証分析の結果から認められている。なぜ定額補助金を交付したときには最適な地方公

²⁾ 先行研究と日本の地方分権のあり方に関する詳細な議論は、土居(1996)でまとめられている。

³⁾ ただし、Bradford-Oates(1971)では地方政府に完全な課税自主権があるとして分析しているため、必ずしも国税減税でなくても(定額の)地方税減税でも同じである。しかし、本稿では(地方政府が税目や税率を自由に設定できない)日本の地方財政制度を分析対象としているため、敢えて国税減税と表現している。

共財供給量が実現しないのか(フライペーパー効果が生じるのか)が、理論的分析と実証分析との間のパズルとされている。フライペーパー効果が生じる要因に関する先行研究については、2節で後述する。

フライペーパー効果についての実証分析は、アメリカなどにおけるものは数多く存在するが、日本におけるものはごくわずかである⁴⁾。しかも、これらの分析では、サンプルが不完全な上、フライペーパー効果が存在するとしたものとしなかったものがあり、結論が定まっていな。そこで本稿は、日本の一般定額補助

金、つまり地方交付税が地方歳出に与える影響について、クロスセクションでの実証分析を試みる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2節ではフライペーパー効果の定義、フライペーパー効果が生じる要因、そして実証分析のための定式化を行う。3節では、日本のデータによるフライペーパー効果の実証分析を行う。ここでは、先行研究で用いられた手法を踏襲する。

4節は、日本におけるフライペーパー効果の要因について考察する。5節で、本稿での結果をまとめる。

2. 理論的枠組み

2-1 フライペーパー効果の定義

フライペーパー効果の定義は、Fisher (1982) で厳密な定義が与えられている。ここで、地方政府の公共財供給額(財政支出)を G 、住民1人当たりの(地方税)課税前所得を y 、地方税収に占めるその住民の租税負担の割合を h 、中央政府から地方政府への一般定額補助金を総額で Z 、この地域の人口を n 、1人当たりの一般定額補助金を $z = Z/n$ とすると、 G に関する z の弾

性 $\varepsilon_{G,z} (= \frac{dG/G}{dz/z})$ と y の弾力性 $\varepsilon_{G,y} (= \frac{dG/G}{dy/y})$

の関係は

$$\varepsilon_{G,z} = (hz/y) \varepsilon_{G,y}$$

と表せる⁵⁾。この式を変形して、

$$\frac{dG}{dz} = h \frac{dG}{dy} \quad (1)$$

となる。この関係は理論的に成立するはずのものである。そこで、一般定額補助金の増加は相当分の個人所得の増加よりも、地方政府の地方公共財に対する支出への拡大効果の方が大きいということを(1)式と同様の表現で定義すると、フライペーパー効果は

$$(dG/dz)_e > h(dG/dy)_e \quad (2)$$

または、弾力性表現で

$$(\varepsilon_{G,z})_e > (hz/y)(\varepsilon_{G,y})_e$$

と表せる。ここでの添字 e は、推定値の意味である。したがって、(1)式が成り立つか否かでフライペーパー効果が存在するかを検証する。

2-2 フライペーパー効果の諸要因

フライペーパー効果を生じさせる要因につい

⁴⁾ 私の知る限り、日本の都市財政におけるフライペーパー効果の実証分析は、長峰(1988)と塚原(1988)のみである。しかも、長峰(1988)は、昭和58年度の全国180都市をサンプルとしてフライペーパー効果が存在しているという結果を得ているのに対し、塚原(1988)は、昭和59年度の東京都内26都市をサンプルとしてフライペーパー効果は存在しないという結論を得ている。

⁵⁾ $hz + y \equiv y'$ とすると、 $\varepsilon_{G,z} = \varepsilon_{G,y} (\varepsilon_{y,y'} / \varepsilon_{z,y'})$ となることから求まる。

ては、これまで様々な研究がなされている。これらをFisher(1982), Wyckoff(1991)らの分類によってまとめると、地方政府当局の行動によるものとその地域の投票者の行動によるものに分けられる。

まず、フライペーパー効果の要因が地方政府当局の行動によるものとしては、中央政府が定額補助金を公的プロジェクトとパッケージ化するのに伴い地方政府が獲得した定額補助金を公共財供給に費やさざるを得ないためによるもの(Chemick(1979))、公共財供給がその地域の所得に依存することから所得が地方公共財の生産要素と見なす(income-as-an-input)ことによるもの(Hamilton(1983))、天井付き(closed end)定率補助金の満額支給に伴う「定額補助金」化によって、公共財供給量の誤認が公共財の価格の錯覚を生じさせることによるもの(Moffitt(1984), Megdal(1987))、地方政府(官僚)が予算最大化を目的とするために議題を操作する(agenda setting model)ことによるもの(Romer-Rosenthal(1980), Wyckoff(1988))、などがある。地方政府の予算最大化行動の結果としてフライペーパー効果が生じる理由は、図2で示される。定額補助金交付前の地方公共財の最適供

より低下しないので住民は反対しない。したがって、 G' が実行されることになる。

また、その地域の投票者の行動によるものとしては、中位投票者(またはpivotal voter)が公共財の限界価格と平均価格とを錯覚することによるもの(Oates(1979), Courant-Gramlich-Rubinfeld(1979), Borge(1995))、中位投票者が補助金額を錯覚することによるもの(Filimon-Romer-Rosenthal(1982))、政府の予算決定過程での圧力団体のロビー活動によるもの(Dougan-Kenyon(1988))などがある。

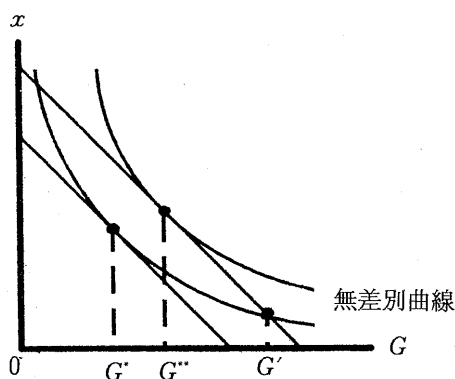
- 3 単一国家におけるフライペーパー効果

ここで注意したいのは、これまでのフライペーパー効果についての研究は、アメリカ、カナダ、ドイツなどの連邦国家(federal state)の財政制度を前提としているのがほとんどである。日本の地方政府についての実証分析を行うには、必ずしもこの議論をそのまま受け入れられない。特に、単一国家(unitary state)の場合、地方政府には税目や税率の設定について何らかの制限がある。したがって、中央政府からの一般定額補助金を受け取っても、裁量的な地方税減税ができずそのまま地方歳出に当てられる可能性が高い。つまり、フライペーパー効果が制度的に自ずから存在するということとなりうる。

ただ、日本の場合、固定資産税(特に固定資産税課税対象の資産評価額)の設定については地方政府の裁量の余地があり、しかもその固定資産税収が市町村の全税収の約40%をしめる現状では、地方政府にそれなりの租税政策が行えるという解釈も成り立つ。この状況の下で、定額補助金を受け取っても地方政府が(意図したか否かに関わらず)実質的な減税政策を実際に行えば、フライペーパー効果が現れない可能性もある。

本稿では、日本での一般定額補助金である地方交付税が、地方歳出に与える影響として前者と後者のどちらが大きいかを分析する。フライペーパー効果が認められれば前者が、認められなければ後者の効果が大きいと考えられる。

図2 地方政府の予算最大化による
フライペーパー効果



給量が G^* 、交付後の最適供給量が G^{**} であったとする。予算最大化を目指す地方政府がこのとき供給量を最大 G' としても、交付前の効用水準

ちなみに，単一国家での実証分析として日本以外には，イギリスのデータを用いたCuthbert Foreman-Peck-Gripaios (1981)，Barnett-Levaggi-Smith (1991)，フランスのデータを用いたHeyndels-Smolanders (1994) などがある。

- 4 モデル

以上の議論を踏まえて，本稿での実証分析のためのモデルを示すこととする。まず，地方政府の意思決定は，住民の地域間移住の効果を考えない意味で近視眼的(myopic)で，中央政府の政策は所与とし，代表的住民の効用最大化を行うものとする。この経済での個人は皆同質であるとする。効用関数は，地方公共財の実証分析に関する先行研究でよく用いられているStone-Geary型を仮定する。このとき，効用関数は（地域*i*において）

$$u_i = \alpha_0 \ln(x_i - \gamma_0) + \alpha_1 \ln(G_i - \gamma_1) \quad (3)$$

$$\alpha_0 + \alpha_1 = 1$$

地方政府の予算制約式は，

$$(1 - m_i)G_i + T_i^L n_i + z_i n_i \quad (4)$$

となる。ここで， T_i^L は地方政府*i*の1人当たり地方税収， m_i は中央政府からの定率補助金の率を表す。代表的住民の予算制約式は，

$$x_i = y_i - T_i^L \quad (5)$$

となる⁶⁾。ここでは，一般性を失うことなく，私的財と地方公共財の限界変形率を1と仮定している。また注意したいのは，ここでの y_i は，次節の実証分析では国税・道府県税課税後の1人当たり所得を考えている。なぜ，国税・道府県税課税後としたかは - 1節で後述する。

以上より，地方政府による代表的住民の効用

最大化問題

$$\max_{T_i^L} u_i \quad \text{s.t. (4), (5)} \quad \text{give } m_i, z_i$$

の1階条件より，地方公共財（地方政府の財政支出）の需要関数は，

$$(1 - m_i)G_i = \alpha_0 \gamma_0 (1 - m_i) + \alpha_1 y_i n_i + \alpha_1 z_i n_i - \alpha_1 \gamma_1 n_i \quad (6)$$

となる。この式を基に実証分析で用いる推定式を，

$$G_i = \beta_0 + \beta_1 Y_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 M_i + \beta_4 n_i + \nu_i \quad (7)$$

とする。 $Y_i (= y_i n_i)$ ， $Z_i (= z_i n_i)$ はそれぞれ，(市町村税)課税前所得，中央政府からの一般定額補助金の地域*i*の総額を表す。ただし，ここでの $M_i (= m_i G_i)$ は中央政府からの定率補助金総額である。 ν_i は誤差項を表す。(7)式の推定上の問題については - 2節で後述する。

(6)式の下で， G に関する z の弾力性 $\sigma_{G,z}$ と y の弾力性 $\sigma_{G,y}$ の関係は

$$\frac{\partial G}{\partial Z} = \alpha_1 = \frac{\partial G}{\partial Y} \quad (8)$$

となる。(8)式が成り立つとき，定義よりフライペーパー効果は生じていない。そこで，このフライペーパー効果の検証は，(7)式で $\alpha_1 = \alpha_2$ の仮説検定をする形で分析を進めることとする。

⁶⁾ 住民が異質的ならば， h_i を住民の租税シェアとすると予算制約式は $x_i = y_i - h_i T_i^L$ となる。しかし，同質的な個人の仮定から $h_i = 1$ であるため，(5)式のようになる。

．実証分析

- 1 先行研究との比較

本稿でのモデルが日本の都市データでの先行実証分析と異なる点は、(7)式での所得で国税・道府県税を控除していることである。これは、個人の予算制約と財政制度とを整合的にするためである。先行の実証分析では個人の予算制約の所得は、単なる課税前所得である。中央政府の政策は地方政府にとって所与としているため、補助金(定額、定率とも)は天下り式に地方政府の予算制約式に入るが、その財源は各地域に住む個人から徴収しなければならない。このことを定式化すれば、個人の予算制約式では所得から中央政府(ないしは当該地方政府の上部政府(upper government))が徴収する税金は控除されるべきである。したがって本稿では、国税・道府県税課税後所得を用いることとする。

国税・道府県税課税後所得でなく、単なる課税前所得を用いると、フライペーパー効果が誤って認められたり、過大に評価されたりすることとなる。ここで、簡単化のため、国税と道府県税を合わせた課税額を所得と比例的にりと表せるとする⁷⁾。 t は国税と道府県税を合わせた所得税率で、 y に国税・道府県税課税前所得を用いたとする。個人の予算制約式をこの形に書き換えると(5)式は

$$x_i = (1-t)y_i - T_i^L \quad (5')$$

となる。この下で地方政府が、中央政府の政策を所与として代表的住民の効用最大化を行うと、(6)式は

$$(1-m_i)G_i = \alpha_0 \gamma_1 (1-m_i) + \alpha_1 (1-t)y_i n_i + \alpha_2 z_i n_i - \alpha_3 \gamma_0 n_i \quad (6')$$

となる。(6')式からわかることは、 $0 \leq t \leq 1$ だから γ の係数は Z の係数より理論的に小さくなる。先の(7)式を国税・道府県税課税後(市町村税課税前)所得 $(1-t)y$ でなく国税・道府県税課税前所得 y を用いて推定すると、Bradford-Oatesの等価定理が成り立っていても $\gamma_1 = \gamma_2$ の仮説は棄却されてしまう。つまり、それだけフライペーパー効果が認められ易くなるのである。

本稿では、以上の理由により国税・道府県税課税後(市町村税課税前)所得を用いて実証分析を行うこととする。

- 2 実証分析における留意点

フライペーパー効果の検証にあたり、日本の都市財政のデータを用いて(7)式を推定する。しかし、各都市のよって財政状況、地理的環境などが大きく異なる。そのため、推定式の誤差項の分散共分散の構造が単純な最小2乗法が想定しているほど単純ではない。推定値の分散共分散が信頼できるものにするには、特別な方法で推定する必要がある。そこで、ここではGMM(一般化モーメント法)による推定を試みる⁸⁾。

GMMによる推定では、操作変数を必要とする。操作変数として用いる変数は、各都市別のデータで収集可能なものでなければならない。しかし、収集可能な都市別のデータは限られており、国勢調査や住宅統計調査など5年に1回

⁷⁾ 国税・道府県税では所得税、道府県民税などといった所得に比例した税収が大きなウェイトを占めている。ここではこのことを表現したものである。

しか行われないものがほとんどである。その制約から、(7)式の推定も操作変数に用いる変数が収集可能な年(年度)のみ可能となる。

このような制約から、サンプルは昭和50, 55, 60年度, 平成2年度(国勢調査の年)の、全国全ての都市とする。東京都の特別区は地方交付税(特別交付税までも)が交付されていないためこれに含めていない。操作変数に用いたデータは、前述の説明変数の他に、利用可能なデータとして、各都市の人口密度、0歳から4歳までの人口割合、5歳から14歳までの人口割合、65歳以上の人口割合、失業率、高額所得者・納税者の人口割合、第1次産業の就業者の構成比、第2次産業の就業者の構成比、持ち家比率、財政力指数、面積の中から、有意な結果が得られたものを用いた。データの構築については、文末の付録を参照されたい。

また、GMMではモデルの妥当性を検証するべく、説明変数と操作変数の個数に関連して過剰識別制約(over-identifying restrictions)の検定を行わなければならない⁹⁾。この検定は、操作変数と誤差項の直交条件が成立する下で、Hansenの検定統計量が(操作変数の個数－説明変数の個数)を自由度とする χ^2 分布に従うことから検定できる。統計量(値)が臨界値より小さければ、過剰識別条件(ひいては直交条件)が成立し、そのモデルが妥当であると言える。本稿で採用した推定結果は、この条件が成立する推定式を用いている。

フライペーパー効果の検定は、 $\gamma_1 = \gamma_2$ の制約に関するWald検定で検討した。この検定では、Wald統計量が3.841(自由度1の χ^2 分布

の95%点)以上ならば、フライペーパー効果がないという仮説($\gamma_1 = \gamma_2$)は棄却される。

地方公共財に関する実証分析では、(7)式のような線形モデルだけでなく、対数線形モデルもしばしば用いられる。線形モデルか対数線形モデルかに関する関数型の検定を P_E テストで行った¹⁰⁾。 P_E テストの結果、線形モデルは次の3節で分析する全ての標本で棄却されなかったが、対数線形モデルはいくつかの標本で棄却された。そのため、本稿では線形モデルで推定した。

また、(7)式の被説明変数として、本稿では地方歳出総額を用いている。先行研究では、この被説明変数に1人当たりの額がしばしば用いている。被説明変数に1人当たりの額を用いるか総額を用いるかは、効用関数(3)式の G_i にどちらを用いるかの問題つまり地方公共財の公共性(publicness)の問題である。両方のケースを別途推定したが、1人当たりの額を被説明変数にした推定式の当てはまりがかなり悪かったため、本稿では総額を被説明変数として用いた。

- 3 実証結果

まず、全都市のデータをプールして推定した結果は、昭和50年度は表1, 昭和55年度は表3, 昭和60年度は表5, 平成2年度は表7の通りである¹¹⁾。これらの表では、過剰識別制約の検定については検定統計量の値とp値を示しており、p値が5%(0.05)を上回っていればそのモデルが妥当であることを示す。各推定式で操作変数の個数(組合せ)が異なるため、自由度が異なる。したがって、検定統計量の値を示

⁸⁾ 誤差項の分散不均一性が推定にバイアスをもたらすことを避けるための推定法として2段階最小2乗法、GMM(一般化モーメント法)などがある。GMMは、条件付き分散均一性(操作変数を情報集合としたときの誤差項の条件付き分散が有限な定数になる)を満たすとき、2段階最小2乗法と同じになる。本稿でGMMを採用したのは、各推定式で先の条件付き分散均一性が満たされるかどうか不明なためである。

⁹⁾ 過剰識別の条件は、係数の次数条件に相当する。

¹⁰⁾ P_E テストはMacKinnon-White-Davidson(1983)による。 P_E テストは、モデルの特定化の検定の一つであるJテストの一種である。

¹¹⁾ 定数項や人口 n の係数が有意でないものがある。しかし、効用関数(3)式で γ_0 , γ_1 が0に近ければこれらの値は0に近くなる。そのため、有意でないことがあり得る。このことは以下の推定式でも同様である。

しても臨界値が異なるため、p値を示すことにしても、係数制約についてのWald統計量の値とした。また、フライペーパー効果の検定についてp値を示している。

表 1 昭和50年度
推定法：GMM

被説明変数：歳出総額						標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
標 本	定数項	Y	Z	M	n			
全 都 市	-1347.53 (-5.404)	0.012 (0.226)	0.322 (4.360)	2.200 (6.126)	0.062 (9.885)	643	7.477 (0.279)	19.462 (0.275)
地 方								
北海道・東北	-665.498 (-2.636)	-0.002 (-1.421)	0.396 (2.681)	2.917 (14.184)	0.035 (8.455)	96	15.228 (0.055)	7.251 (0.007)
北 関 東	-1288.91 (-2.867)	-0.038 (-0.410)	0.843 (2.066)	-0.017 (-0.012)	0.113 (3.557)	79	4.089 (0.394)	4.772 (0.029)
南 関 東	-398.161 (-0.922)	0.001 (0.573)	0.450 (1.012)	1.855 (10.319)	0.062 (15.989)	70	13.599 (0.093)	1.027 (0.311)
北陸・甲信越	304.653 (2.294)	0.100 (2.594)	0.441 (1.986)	1.672 (8.978)	0.011 (0.578)	68	2.665 (0.615)	3.931 (0.082)
東 海	812.432 (1.477)	0.267 (6.176)	0.161 (0.278)	2.631 (3.656)	-0.089 (-3.964)	77	3.730 (0.444)	0.033 (0.855)
近 畿	-1193.57 (-2.403)	0.165 (3.066)	0.039 (0.206)	5.318 (11.815)	-0.078 (-2.136)	85	6.440 (0.092)	0.516 (0.473)
中国・四国	1281.08 (2.166)	0.267 (3.561)	0.062 (0.114)	2.370 (6.781)	-0.064 (-2.090)	78	6.912 (0.227)	0.146 (0.702)
九 州	-463.463 (-1.028)	0.326 (5.166)	2.488 (4.009)	1.323 (2.432)	-0.093 (-3.434)	90	2.802 (0.094)	13.276 (0.000)
() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値						() 内は p 値		

表 2 昭和50年度
推定法：GMM

被説明変数：歳出総額						標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
標 本	定数項	Y	Z	M	n			
人 口 規 模								
3万人未満	-469.354 (-0.731)	0.180 (4.946)	1.162 (4.573)	1.579 (7.655)	-0.014 (-0.689)	47	2.308 (0.679)	16.951 (0.000)
3万人以上 5万人未満	393.98 (1.496)	0.074 (4.032)	0.427 (2.785)	1.565 (11.254)	0.020 (1.983)	218	11.670 (0.070)	6.033 (0.014)
5万人以上 10万人未満	428.474 (0.947)	0.061 (3.267)	-0.061 (-0.165)	1.852 (8.821)	0.030 (2.745)	204	8.710 (0.121)	0.115 (0.734)
10万人以上 20万人未満	-1788.19 (-1.719)	0.061 (3.175)	0.090 (0.292)	1.482 (5.416)	0.054 (4.466)	87	7.805 (0.099)	0.009 (0.925)
20万人以上 (除大都市)	-2138.62 (-2.094)	0.006 (0.711)	-0.002 (-0.016)	1.484 (4.369)	0.068 (10.967)	78	7.804 (0.099)	0.005 (0.942)
不交付団体	1756.56 (3.434)	0.048 (2.804)	-1.418 (-1.036)	1.145 (4.355)	0.052 (6.910)	48	2.735 (0.098)	1.145 (0.285)
交 付 団 体	98.179 (0.591)	0.206 (7.312)	1.005 (3.981)	1.702 (9.640)	-0.038 (-2.588)	595	8.371 (0.079)	11.473 (0.001)
() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値						() 内は p 値		

表 3 昭和55年度

推定法：GMM

被説明変数：歳出総額

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
	定数項	Y	Z	M	n			
全 都 市	-1392.01 (-2.322)	0.084 (3.166)	1.058 (2.563)	1.864 (5.862)	0.039 (1.391)	646	5.396 (0.145)	5.628 (0.018)
地 方								
北海道・東北	-11.632 (-0.036)	0.123 (-5.471)	0.712 (2.368)	1.976 (5.857)	-0.001 (-0.055)	96	7.360 (0.118)	3.971 (0.046)
北 関 東	-2052.71 (-3.330)	0.073 (2.490)	1.424 (3.983)	2.436 (3.148)	0.034 (0.870)	80	7.973 (0.436)	12.885 (0.000)
南 関 東	466.065 (0.949)	-0.021 (-0.731)	-0.429 (-1.295)	1.604 (9.657)	0.131 (4.577)	71	2.307 (0.511)	1.664 (0.197)
北陸・甲信越	1144.87 (3.350)	0.175 (4.378)	0.608 (2.524)	1.115 (4.991)	-0.008 (-0.255)	68	5.857 (0.439)	3.943 (0.047)
東 海	1202.15 (1.952)	0.304 (7.723)	0.154 (0.330)	3.450 (4.628)	-0.180 (-5.744)	77	6.322 (0.176)	0.104 (0.747)
近 畿	-367.740 (-0.193)	0.299 (2.145)	-1.765 (-1.711)	6.858 (7.783)	-0.275 (-1.974)	86	0.005 (0.944)	3.557 (0.059)
中国・四国	3045.25 (4.429)	0.246 (4.852)	-0.430 (-1.121)	1.521 (8.476)	-0.065 (-1.754)	78	2.470 (0.650)	3.203 (0.074)
九 州	-759.744 (-1.141)	0.383 (12.324)	2.477 (4.661)	2.140 (5.326)	-0.226 (-7.164)	90	8.212 (0.145)	14.777 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

表 4 昭和55年度

推定法：GMM

被説明変数：歳出総額

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
	定数項	Y	Z	M	n			
人 口 規 模								
3万人未満	-399.728 (-0.472)	0.191 (5.871)	1.182 (5.001)	1.378 (5.504)	-0.013 (-0.611)	49	5.724 (0.221)	15.535 (0.000)
3万人以上 5万人未満	786.696 (1.067)	0.138 (4.472)	0.435 (2.761)	1.954 (10.850)	-0.015 (-0.392)	198	6.153 (0.188)	4.093 (0.043)
5万人以上 10万人未満	491.846 (0.837)	0.041 (2.196)	-0.402 (-1.482)	1.945 (8.088)	0.077 (3.841)	207	6.235 (0.284)	2.734 (0.098)
10万人以上 20万人未満	1178.95 (0.939)	0.362 (2.064)	-0.294 (-1.162)	2.113 (8.912)	0.061 (2.608)	96	12.380 (0.054)	1.812 (0.178)
20万人以上 (除大都市)	-9066.09 (-2.705)	-0.060 (-1.023)	0.036 (0.047)	0.947 (2.274)	0.209 (3.245)	87	3.740 (0.154)	0.017 (0.896)
不交付団体	11.728 (0.269)	-0.155 (-1.332)	8.822 (0.403)	-4.999 (-1.860)	0.460 (3.809)	36	0.706 (0.951)	0.441 (0.507)
交 付 団 体	-943.602 (-1.323)	0.097 (2.807)	0.791 (2.630)	2.118 (6.452)	0.019 (0.514)	610	3.592 (0.464)	4.675 (0.031)
交付団体中								
固定資産税≥ 地方交付税	-300.964 (-0.213)	0.125 (2.925)	0.922 (2.025)	3.495 (4.797)	-0.055 (-0.968)	186	5.112 (0.276)	2.998 (0.083)
固定資産税< 地方交付税	1084.12 (-0.332)	0.337 (1.827)	1.370 (2.021)	2.567 (4.221)	-0.208 (0.222)	424	0.404 (0.817)	7.175 (0.007)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

表 5 昭和60年度

推定法：GMM

被説明変数：歳出総額

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定	係数制約
	定数項	Y	Z	M	n		検定統計量	Wald統計量
全 都 市	-3636.25 (-5.213)	0.065 (2.452)	1.814 (3.885)	0.405 (0.541)	0.135 (3.263)	651	0.202 (0.977)	14.102 (0.000)
地 方								
北海道・東北	-121.605 (-0.214)	0.290 (9.155)	1.254 (3.149)	1.544 (2.462)	-0.123 (-4.531)	96	5.193 (0.268)	6.201 (0.013)
北 関 東	-3481.53 (-4.283)	0.068 (2.142)	0.812 (2.035)	4.289 (2.800)	0.040 (0.533)	80	3.833 (0.429)	3.927 (0.068)
南 関 東	948.984 (0.676)	-0.072 (-2.962)	-1.519 (-1.431)	2.169 (4.865)	0.213 (7.501)	73	4.592 (0.332)	0.556 (0.018)
北陸・甲信越	544.702 (1.578)	0.144 (5.796)	0.490 (2.967)	1.958 (10.934)	0.001 (0.040)	68	12.159 (0.059)	4.607 (0.032)
東 海	429.951 (0.320)	0.269 (3.975)	-0.289 (-0.303)	3.659 (5.260)	-0.172 (-2.404)	78	7.635 (0.106)	0.360 (0.549)
近 畿	-156.385 (-0.131)	0.108 (2.135)	-0.881 (-0.382)	6.072 (16.999)	-0.092 (-1.301)	86	0.070 (0.070)	0.472 (0.492)
中国・四国	2159.00 (3.141)	0.308 (7.313)	0.127 (0.487)	2.001 (6.135)	-0.150 (-3.928)	78	2.612 (0.760)	0.525 (0.469)
九 州	-2324.58 (-4.438)	0.271 (7.048)	2.511 (14.637)	1.560 (7.819)	-0.133 (-3.210)	92	7.805 (0.099)	141.419 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

表 6 昭和60年度

推定法：GMM

被説明変数：歳出総額

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定	係数制約
	定数項	Y	Z	M	n		検定統計量	Wald統計量
人 口 規 模								
3 万人未満	-81.920 (-0.069)	0.245 (5.132)	0.995 (4.844)	1.752 (5.122)	-0.073 (-1.786)	53	2.435 (0.656)	15.213 (0.000)
3 万人以上	1480.33 (1.353)	0.189 (4.751)	0.591 (4.303)	1.951 (12.532)	-0.066 (-1.105)	179	10.325 (0.067)	11.633 (0.001)
5 万人未満	1046.86 (1.815)	-0.035 (-1.452)	-0.506 (-1.838)	1.641 (11.672)	0.177 (6.141)	216	8.225 (0.084)	3.388 (0.066)
5 万人以上	882.708 (0.609)	0.248 (1.401)	0.572 (2.303)	2.270 (10.869)	0.102 (3.709)	105	10.730 (0.057)	6.118 (0.013)
20万人未満	-2342.21 (-1.287)	-0.021 (-1.022)	-0.503 (-1.771)	1.546 (7.922)	0.181 (6.961)	88	0.208 (0.999)	3.133 (0.077)
20万人以上 (除大都市)								
不交付団体	8298.29 (2.636)	-0.234 (-2.820)	0.743 (1.369)	3.566 (2.348)	0.397 (3.598)	97	2.929 (0.570)	0.942 (0.332)
交 付 団 体	-1414.56 (-1.608)	0.158 (4.045)	0.983 (2.702)	2.579 (4.236)	-0.035 (-0.627)	554	6.434 (0.169)	4.571 (0.033)
交付団体中								
固定資産税≥ 地方交付税	43.852 (0.031)	0.197 (4.715)	0.444 (0.756)	5.265 (9.478)	-0.159 (-2.519)	236	8.128 (0.087)	0.171 (0.679)
固定資産税< 地方交付税	-1457.15 (-2.301)	0.220 (5.244)	1.988 (7.349)	1.035 (2.430)	-0.061 (-1.198)	318	3.812 (0.432)	33.587 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

表 7 平成 2 年度
推定法：GMM

被説明変数：歳出総額

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
	定数項	Y	Z	M	n			
全 都 市	-6188.77 (-5.777)	0.842 (3.691)	2.520 (5.172)	-1.371 (-1.418)	0.206 (4.589)	655	0.156 (0.984)	25.830 (0.000)
地 方								
北海道・東北	-926.796 (-0.755)	0.220 (4.041)	1.323 (4.104)	2.231 (2.999)	-0.094 (-1.538)	95	0.358 (0.986)	11.922 (0.001)
北 関 東	-4686.49 (-7.222)	0.101 (5.569)	1.643 (3.917)	0.992 (3.644)	0.005 (0.087)	83	2.537 (0.638)	13.486 (0.000)
南 関 東	-7791.78 (-1.279)	-0.047 (-1.055)	1.355 (0.688)	3.965 (4.526)	0.257 (3.570)	73	7.276 (0.122)	0.511 (0.475)
北陸・甲信越	194.839 (0.409)	0.024 (0.889)	0.238 (1.809)	1.915 (8.180)	0.183 (4.648)	68	6.269 (0.394)	4.277 (0.039)
東 海	2405.61 (1.275)	0.267 (4.640)	-0.429 (-0.451)	5.372 (4.002)	-0.256 (-3.134)	78	3.564 (0.468)	0.577 (0.447)
近 畿	-1328.55 (-0.455)	0.069 (2.601)	-1.292 (-1.633)	8.178 (22.988)	-0.086 (-1.721)	87	9.407 (0.152)	3.054 (0.081)
中国・四国	3214.94 (4.798)	0.289 (12.624)	0.383 (2.253)	1.845 (7.681)	-0.147 (-5.090)	79	4.141 (0.763)	5.762 (0.016)
九 州	-8563.16 (-2.833)	-0.060 (-0.347)	3.161 (5.753)	-2.056 (-1.034)	0.371 (1.314)	92	1.016 (0.314)	21.934 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

表 8 平成 2 年度
推定法：GMM

被説明変数：歳出総額

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
	定数項	Y	Z	M	n			
人 口 規 模								
3 万人未満	-2182.22 (-1.195)	0.467 (6.377)	1.184 (7.039)	2.514 (4.367)	-0.239 (-2.811)	63	2.618 (0.624)	16.523 (0.000)
3 万人以上 5 万人未満	8423.86 (2.112)	0.365 (7.144)	1.047 (5.003)	2.597 (4.364)	-0.460 (-3.017)	165	3.273 (0.351)	10.642 (0.001)
5 万人以上 10 万人未満	-6836.96 (-1.761)	-0.056 (-1.628)	-0.786 (-1.394)	2.908 (4.854)	0.367 (4.686)	219	5.152 (0.161)	3.897 (0.048)
10 万人以上 20 万人未満	-40205.9 (-2.700)	0.072 (1.940)	1.073 (2.023)	1.624 (1.929)	0.386 (2.468)	106	5.383 (0.250)	3.933 (0.047)
20 万人以上 (除大都市)	-4962.71 (-0.620)	0.004 (0.147)	-0.301 (-0.372)	1.298 (2.508)	0.234 (4.377)	91	4.861 (0.088)	0.151 (0.698)
不交付団体	5396.4 (1.286)	-0.085 (-1.591)	-29.617 (-1.520)	6.498 (10.487)	0.239 (2.329)	114	1.588 (0.811)	2.309 (0.129)
交 付 団 体	-4208.05 (-4.769)	0.097 (2.640)	2.042 (7.078)	-0.075 (-0.108)	0.137 (2.048)	541	6.097 (0.192)	42.659 (0.000)
交付団体中								
固定資産税≥ 地方交付税	-3925.46 (-3.161)	0.089 (2.748)	0.874 (1.709)	3.181 (3.518)	0.069 (0.977)	205	7.882 (0.096)	2.385 (0.123)
固定資産税< 地方交付税	-4263.48 (-4.138)	0.081 (1.644)	2.347 (6.769)	-0.437 (-0.581)	0.145 (1.831)	336	6.454 (0.092)	39.331 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

推定結果によると、各年度において全国の都市全体としてフライペーパー効果がないという仮説は棄却される。全国の都市が同じ行動を行っているといなされれば、この結果をもって日本の都市ではフライペーパー効果が認められると結論づけられよう。しかし、地域によって自治体の行動、ひいては住民が求める公共財が異なるという事実は十分に存在する。

そこで、全国の都市を地域別に分けて推定する。地域は、北海道・東北、北関東、南関東、北陸・甲信越、東海、近畿、中国・四国、九州に分けた¹²⁾。各地域における(7)式の推定結果は、昭和50年度は表1、昭和55年度は表3、昭和60年度は表5、平成2年度は表7の通りである。この結果より、各年度とも北海道・東北、北関東、北陸・甲信越、九州地方の都市では、フライペーパー効果がないという仮説は棄却される。ところが、南関東、東海、近畿、中国・四国（平成2年度除く）地方の都市では、フライペーパー効果がないという仮説が棄却されない。つまり、全国の都市で一律にフライペーパー効果が認められるというわけではなく、南関東、東海、近畿、中国・四国地方の都市ではフライペーパー効果が認められない結果が得られた。

なぜ、これらの地方にだけフライペーパー効果が認められないという結果となったのか。これは地域の割り方に依存しているのか。このことを検討するため、全都市を人口規模別に分けて推定する。人口規模は、人口20万人以上（大都市除く）、10万人以上20万人未満、5万人以上10万人未満、3万人以上5万人未満、3万人未満に分けた。その推定結果は、昭和50年度は表2、昭和55年度は表4、昭和60年度は表6、平成2年度は表8の通りである。これによる

と、20万人以上（大都市除く）の都市では全ての年度でフライペーパー効果が認められないという結果が得られる。また、5万人以上10万人未満の都市では昭和50、55、60年度において、10万人以上20万人未満の都市では昭和50、55年度においてフライペーパー効果が認められない結果が得られている。このことは、ある地方に限りフライペーパー効果が認められないとは必ずしも言えず、全国にある人口規模の大きい都市でもフライペーパー効果は存在しない可能性を示唆している。

ただ、人口規模別の結果は、人口規模が大きい都市でフライペーパー効果が認められないとは結論づけられない。なぜならば、昭和60年度においては、5万人以上10万人未満の都市ではフライペーパー効果が認められないのに、10万人以上20万人未満の都市ではフライペーパー効果が認められ、20万人以上（大都市除く）の都市ではフライペーパー効果が認められないという結果になっている。さらに、地方別で推定した結果でフライペーパー効果が認められないという地方は、南関東、東海近畿地方では相対的に人口規模の大きい都市（特に20万人以上の都市）が多いが、中国・四国地方ではそうではない。その意味で、フライペーパー効果を説明する上で地域別の結果と人口規模別の結果とは直観的に整合的な解釈が成り立たない。

それでは、地域別の結果と人口規模別の結果とを整合的に説明できるフライペーパー効果の要因は何であるかを考える。そもそも、節で既に言及したように、地方交付税の交付額が少額ならば、地方税を（意図するか否かは問わず）実質的に減税することで最適な地方公共財供給が実現できれば、Bradford-Oatesの等価定理が成り立つ（つまりフライペーパー効果が生

¹²⁾ 各地方の分け方は次の通りである。北海道・東北(北海道、青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島)、北関東(茨城、栃木、群馬、埼玉)、南関東(千葉、東京、神奈川)、北陸・甲信越(新潟、富山、石川、福井、山梨、長野)、東海(岐阜、静岡、愛知、三重)、近畿(滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山)、中国・四国(鳥取、島根、岡山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、高知)、九州(福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄)。

じない)状況が考えられ得る。地方交付税の交付額が大きければ、地方税を(意図するか否かは問わず)実質的に減税できても、地方交付税を相殺するほどには至らず、その分だけ地方公共財供給が過大になる可能性がある。つまり、フライペーパー効果が生じうる。

日本の地方財政制度のもとで、地方交付税の交付額が少額である自治体は、普通交付税が交付されず、少額の特別交付税のみ交付される不交付団体である。このことから、フライペーパー効果が生じない都市として不交付団体となる都市が、フライペーパー効果が生じる都市として交付団体となる都市が考えられる。そこで、各地方の都市を人口規模別に分類した分布表が表9である。表9を見ると、フライペーパー効果が認められなかった地域、人口規模の都市では不交付団体が相対的に多いことが分か

る。この表から裏付けられるように、日本の都市財政においてフライペーパー効果が認められるのは交付団体となる都市であることが推測される。

そこで、交付団体と不交付団体に分けて推定した。その結果が、昭和50年度は表2、昭和55年度は表4、昭和60年度は表6、平成2年度は表8である。これによると、不交付団体では、各年度において5%有意水準のWald検定でフライペーパー効果が認められない。一方、交付団体全体では、各年度においてフライペーパー効果が認められるという結果が得られた。したがって、日本の都市において上記の推論が正しいことが認められた。日本の全都市を標本として時にフライペーパー効果が認められたのは、交付団体の方が圧倒的に多いからである。

表9 - 1 地方別・人口規模別：自治体数
(昭和50年度)

人口	地方								不交付 計 団 体		交付 団 体
	北海道 ・東北	北関東	南関東	北陸・ 甲信越	東海	近畿	中国 ・四国	九州			
20万人以上	13	8	12	5	11	18	10	10	87	11	76
10万人以上 20万人未満	7	13	20	7	10	13	11	6	87	16	71
5万人以上 10万人未満	24	28	27	15	35	33	18	24	204	16	188
3万人以上 5万人未満	45	28	10	35	17	21	28	34	218	5	213
3万人未満	7	2	1	6	4	0	11	16	47	0	47
計	96	79	70	68	77	85	78	90	643	48	595
不交付団体	2	1	10	2	14	10	8	1	48		
交付団体	94	78	60	66	63	75	70	89	595		

(昭和55年度)

人口	地方								不交付 計 団 体		交付 団 体
	北海道 ・東北	北関東	南関東	北陸・ 甲信越	東海	近畿	中国 ・四国	九州			
20万人以上	13	11	14	5	13	20	10	10	96	8	88
10万人以上 20万人未満	9	13	22	7	14	14	11	6	96	10	86
5万人以上 10万人未満	25	33	24	18	31	35	17	24	207	14	193
3万人以上 5万人未満	41	22	10	32	15	16	29	34	199	4	195
3万人未満	8	1	1	6	4	1	11	16	48	0	48
計	96	80	71	68	77	86	78	90	646	36	610
不交付団体	0	0	12	1	12	4	6	1	36		
交付団体	96	80	59	67	65	82	72	89	610		

表9 - 2 地方別・人口規模別：自治体数
(昭和60年度)

人口	地方								不交付 計 団 体		交付 団 体
	北海道 ・東北	北関東	南関東	北陸・ 甲信越	東海	近畿	中国 ・四国	九州			
20万人以上	13	11	15	6	13	20	10	10	98	34	64
10万人以上 20万人未満	11	16	25	6	14	15	11	7	105	25	80
5万人以上 10万人未満	23	36	25	19	33	35	18	27	216	28	188
3万人以上 5万人未満	41	10	7	29	13	15	28	30	173	10	163
3万人未満	8	7	1	8	5	1	11	18	59	0	59
計	96	80	73	68	78	86	78	92	651	97	554
不交付団体	1	7	35	3	24	17	9	1	97		
交付団体	95	73	38	65	54	69	69	91	554		

(平成2年度)

人口	地方								不交付 計 団 体		交付 団 体
	北海道 ・東北	北関東	南関東	北陸・ 甲信越	東海	近畿	中国 ・四国	九州			
20万人以上	13	12	16	7	13	21	10	10	102	46	56
10万人以上 20万人未満	9	17	28	5	15	15	10	7	106	31	75
5万人以上 10万人未満	23	41	22	20	33	35	26	20	220	29	190
3万人以上 5万人未満	38	12	6	27	12	14	28	28	165	8	157
3万人未満	12	1	1	9	5	2	5	27	62	0	63
計	95	83	73	68	78	87	79	92	655	114	541
不交付団体	0	14	44	2	28	21	5	0	114		
交付団体	95	69	29	66	50	66	74	92	541		

- 4 ミクロ・フライペーパー効果の実証分析

この論文では、ここまでは被説明変数として地方歳出総額を取って分析してきた。Brennan-Pincus(1990)によると、被説明変数の財政支出として地方歳出総額をとるときのフライペーパー効果をマクロ・フライペーパー効果といい、個別経費をとるときのフライペーパー効果をミクロ・フライペーパー効果という。この定義に基づけば、本稿ではこれまでに、マクロ・フライペーパー効果が交付団体に存在することを明らかにしたこととなる。

ここでは、- 2 節での被説明変数を地方歳出総額に換えて、経常支出を代表して民生費、資本支出を代表して普通建設事業費を用いて実証分析した。ここでのサンプルは前節と同じだが、不交付団体ではフライペーパー効果は認められないが、交付団体では認められるという前節の結果を踏まえ、不交付団体と交付団体にサンプルを分けた。各年度の結果は、民生費が表

10、普通建設事業費は表11の通りである。ここでも、Wald検定により、Wald統計量が3.841（自由度1の2分布の95%点）以上ならば、フライペーパー効果がないという仮説（ $\alpha_1 = \alpha_2$ ）は棄却される。

この表から結論づけられることは、民生費、普通建設事業費とも、マクロ・フライペーパー効果と同様に、不交付団体ではフライペーパー効果は認められないが、交付団体では認められるということである¹³⁾。

¹³⁾ ただし、昭和60年度の民生費では、交付団体においてフライペーパー効果が認められないという逆の結果になっている。

表10 被説明変数：民生費

推定法：GMM

標 本		説 明 変 数				標本数	過剰識別検定	係数制約
	定数項	Y	Z	M	n		検定統計量	Wald統計量
不交付団体								
昭和50年度	109.832 (0.578)	0.010 (1.984)	3.175 (1.402)	0.181 (1.411)	0.005 (1.902)	48	0.049 (0.976)	1.957 (0.162)
昭和55年度	-565.952 (-2.342)	0.043 (3.006)	2.592 (1.815)	1.173 (2.633)	-0.042 (-1.807)	36	2.214 (0.331)	3.189 (0.074)
昭和60年度	-911.424 (-2.361)	0.040 (3.820)	3.748 (2.048)	1.008 (6.371)	-0.037 (-2.920)	97	6.543 (0.088)	3.414 (0.065)
平成2年度	-1378.4 (-0.850)	0.029 (1.861)	4.980 (0.867)	1.422 (12.800)	-0.043 (-1.757)	114	0.374 (0.541)	0.747 (0.388)
交付団体								
昭和50年度	-35.428 (-0.941)	0.013 (2.516)	0.220 (1.937)	0.701 (15.207)	-0.001 (-0.491)	595	2.315 (0.678)	8.413 (0.004)
昭和55年度	-604.555 (-3.131)	-0.002 (-0.260)	0.205 (2.224)	0.534 (5.469)	0.014 (1.412)	610	0.359 (0.949)	4.554 (0.033)
昭和60年度	-236.098 (-0.754)	0.035 (3.569)	-0.012 (-0.106)	1.131 (8.736)	-0.033 (-2.430)	554	2.422 (0.490)	0.155 (0.694)
平成2年度	-1581.86 (-3.836)	0.017 (2.097)	0.408 (3.309)	0.471 (2.270)	0.104 (0.674)	541	5.833 (0.212)	9.951 (0.002)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

表11 被説明変数：普通建設事業費

推定法：GMM

標 本		説 明 変 数				標本数	過剰識別検定	係数制約
	定数項	Y	Z	M	n		検定統計量	Wald統計量
不交付団体								
昭和50年度	808.770 (3.226)	0.012 (1.573)	0.208 (0.155)	0.824 (4.772)	0.006 (1.445)	48	3.783 (0.151)	0.021 (0.884)
昭和55年度	863.538 (0.686)	-0.136 (-2.563)	1.935 (0.295)	-4.324 (-2.688)	0.301 (3.733)	36	1.810 (0.405)	0.100 (0.752)
昭和60年度	-115.740 (-0.137)	0.00014 (0.007)	0.995 (0.265)	0.401 (1.024)	0.044 (1.888)	97	7.193 (0.066)	0.071 (0.790)
平成2年度	6129.1 (2.282)	-0.103 (-3.088)	-37.827 (-1.386)	0.848 (2.653)	0.241 (3.994)	114	8.788 (0.067)	3.741 (0.053)
交付団体								
昭和50年度	428.472 (4.740)	0.672 (4.234)	0.382 (2.918)	0.820 (7.193)	-0.017 (-2.154)	595	10.674 (0.099)	5.612 (0.018)
昭和55年度	-346.353 (-0.807)	0.026 (1.246)	0.598 (3.418)	0.160 (0.832)	0.257 (2.131)	610	3.117 (0.374)	9.066 (0.003)
昭和60年度	-1696.02 (-2.339)	0.104 (0.285)	0.958 (4.425)	-0.627 (-1.562)	0.066 (1.235)	554	1.431 (0.489)	18.122 (0.000)
平成2年度	-1256.68 (-1.822)	0.040 (2.195)	0.822 (3.741)	-0.782 (-1.677)	0.044 (1.257)	541	6.850 (0.144)	12.596 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

日本の地方財政制度とフライペーパー効果

- 1 地方税制とフライペーパー効果

以上の結論を，日本の地方財政制度と整合的に説明できるかを検討する。不交付団体ではフライペーパー効果は認められなかった。不交付団体のように交付額が相対的に少額ならば，地方税，特に固定資産税を（意図するか否かは問わず）実質的に減税することで，地方公共財供給をより効率的にすることができるためにフライペーパー効果が生じない状況が考えられる。

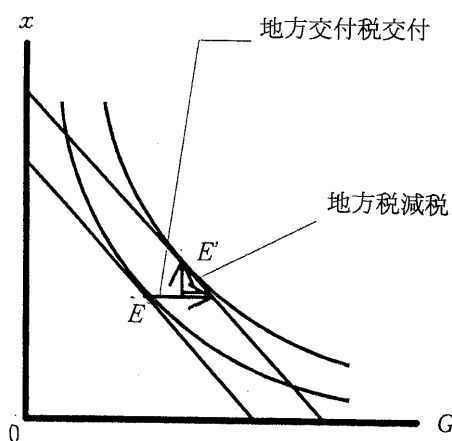
これを図示したのが，図3である。一方，歳入全体に占める地方交付税の割合が高い交付団体では，固定資産税などの地方税を減税しても定額補助金の額を相殺するには足らず，地方公共財供給量を多くしてしまうこととなる。これを図示したのが，図4である。

このように，地方交付税の交付に対して，地方公共団体が結果的に地方税を減税することで，フライペーパー効果が生じなくなる。不交

付団体ならば，少額の特別交付税のみ交付されているため，その可能性は十分考えられるが，交付団体でも，歳入全体に比して少額しか普通交付税を交付されていない団体ならば，図3の状況が考えられる。しかし日本の現行の地方財政制度の下では地方税法の範囲内の税率設定しかできないため，都市にとって固定資産税の課税対象資産の評価率を通じて行うのが地方税を実質的に減税する1つの可能性である。

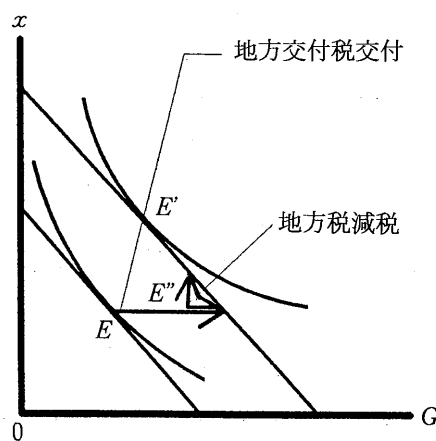
ここで，固定資産税の税収と地方交付税の交付額を比較して，前者が大きい都市で図3の状況が生じているかを分析した。今回の分析はマクロ・フライペーパー効果についてである。その結果が，昭和55年度は表4，昭和60年度は表6，平成2年度は表8に示されている¹⁴⁾。これによると，固定資産税の税収の方が地方交付税の交付額より大きい都市では，昭和55，60年度と平成2年度でマクロ・フライペーパー効果が生じていないことが分かる。また，地方交付

図3 不交付団体のケース



地方交付税交付と同時に，地方税を実質的に減税することで地方公共財の最適供給量が実現できる（フライペーパー効果は生じない）。

図4 歳入に占める地方交付税の割合が高い交付団体のケース



地方税を実質的に減税しても，減税額に制約があり地方交付税が相対的に多額なため，地方公共財は最適供給量よりも多く供給される（フライペーパー効果が生じる）。

表12 都市財政におけるフライペーパー効果の実証結果

マクロ・フライペーパー効果

地域別

	北海道・東北	北関東	南関東	北陸・甲信越	東海	近畿	中国・四国	九州
昭和50年度	FE	FE	×	FE	×	×	×	FE
昭和55年度	FE	FE	×	FE	×	×	×	FE
昭和60年度	FE	FE	×	FE	×	×	×	FE
平成2年度	FE	FE	×	FE	×	×	FE	FE

人口規模別

	全都市	3万人未満	3万～5万人	5万～10万人	10万～20万人	20万人以上(除大都市)
昭和50年度	FE	FE	FE	×	×	×
昭和55年度	FE	FE	FE	×	×	×
昭和60年度	FE	FE	FE	×	FE	×
平成2年度	FE	FE	FE	FE	FE	×

交付／不交付団体別

	不交付団体	交付団体	交付団体中 固定資産税 \geq 地方交付税	固定資産税 $<$ 地方交付税
昭和50年度	×	FE	—	—
昭和55年度	×	FE	×	FE
昭和60年度	×	FE	×	FE
平成2年度	×	FE	×	FE

ミクロ・フライペーパー効果

	民生費		普通建設事業費	
	不交付団体	交付団体	不交付団体	交付団体
昭和50年度	×	FE	×	FE
昭和55年度	×	FE	×	FE
昭和60年度	×	×	×	FE
平成2年度	×	FE	×	FE

5%有意水準で

FE：フライペーパー効果が認められる

×：フライペーパー効果がない(という仮説が棄却できない)

¹⁴⁾ 昭和50年度は、『市町村別決算状況調』に地方税の各税目毎の収入が掲載されていないため、分析できなかった。

税の交付額の方が固定資産税の税収より大きい都市では、どの年度でもフライペーパー効果は生じているといえる。

以上より、固定資産税の税収の方が地方交付税の交付額より大きい都市では、図3のようにマクロ・フライペーパー効果が生じない状況にあることがいえた。さらに踏み込んで言えば、日本の地方財政制度の下では、地方交付税（普通交付税）が交付されているがそれほど多くなく都市では、実質的な地方税減税が行われて、フライペーパー効果が生じない状況になっている可能性があると言える。この時期の日本経済の状況として、地価が上昇傾向にあり、地方公共団体が評価額を据え置いたのに伴い評価率を実質的に下がったことによる影響が、この結果に反映されているとも言える。ただし、これらの都市で実際に固定資産税の課税対象資産の評価率を（意図するか否かに関わらず）抑制することで減税を行っているかどうかは、固定資産税の課税状況を確認しなければならぬ。けれども、（明確な因果は留保しても）固定資産税の税収の方が地方交付税の交付額より大きい都市でフライペーパー効果が生じていないことは明確に示された。

一方、日本の都市の大多数である地方交付税の交付額が固定資産税収よりも多い都市では、フライペーパー効果が認められた。このことは、図4が示す通り、地方税の実質的な減税が相殺できないくらい地方交付税が交付されているために、それだけ地方歳出を大きくしていることを明らかにした。

ここで、議論の混乱を避けるためにまとめておく。これまでのフライペーパー効果の検定結果は表12のようにまとめられる。フライペーパー効果が生じる要因として、日本の地方財政制度の下では地方税（特に固定資産税）の減税に制約があることが示された。ただ、地方政府に課税自主権がほとんどない日本の地方財政制度の下において、フライペーパー効果が生じることの政策的含意は、地方交付税の交付と（それ相当額の定額の）国税減税とは異なった経済

的效果をもたらす（等価でない）ということである。フライペーパー効果が認められた都市では、地方交付税の交付が国税減税よりも地方歳出を大きくするといえるのである。

- 2 フライペーパー効果の大きさ

ここでの推定結果から、日本の都市財政におけるフライペーパー効果の大きさを計測することが出来る。いま、(2)式を変形し、かつ本稿での代表的個人の仮定から、

$$\frac{(dG/dz)_e}{(dG/dy)_e} > 1$$

のとき、フライペーパー効果があることを意味する。上式から、フライペーパー効果の大きさとして、ここでは、

$$\frac{(dG/dz)_e}{(dG/dy)_e} \left(= \frac{(dG/dZ)_e}{(dG/dY)_e} \right) \quad (9)$$

の値を求めることとする。つまり、地方交付税Zの係数の推定値を国税・道府県税課税後所得Yの係数の推定値で除した値がフライペーパー効果の大きさとなる。この値はHines-Thaler (1995)、Becker (1996)などでも用いられており、この値を用いることによって先行研究との直接的な比較が可能となる。

これまでの結論により、日本の都市財政では交付団体にマクロ・フライペーパー効果が存在することから、各年度の交付団体におけるマクロ・フライペーパー効果の大きさを示すと、次のようになる。

この結果、マクロ・フライペーパー効果がある都市では、約5から約29(4.879~28.975)の大きさであることが分かった。

Becker (1996)によると、フライペーパー効果の大きさを線形モデルで推定したときと対数線形モデルで推計したときとでは、線形モデルの方が大きく出るという結果が示されている。Becker (1996)の結果から考えると、この値を

	全交付団体	交付団体中 固定資産税＜地方交付税
昭和50年度	4.879	
昭和55年度	8.155	4.065
昭和60年度	6.222	9.036
平成2年度	21.052	28.975

もってフライペーパー効果の大きさがロバストなものであるかは断定できない。

そこで、対数線形モデルでフライペーパー効果の大きさを推計する。ここでは地方公共財の需要曲線を対数線形型。

$$\ln G_i = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Z_i + \beta_3 \ln M_i + \beta_4 \ln n_i + v_i \quad (7')$$

とする。推定法は、節と同様GMMを用い、操作変数も節と同様である。フライペーパー効果がないという帰無仮説は、 $\beta_1 = \beta_2$ ではなく、 $\beta_1 = (Z/Y) \beta_2$ である。なぜならば、(7')式では $\beta_1 = \beta_2 \cdot G_{Y,Z}$ 、 $\beta_2 = \beta_1 \cdot G_{Z,Y}$ であるから、弾力性表現によるフライペーパー効果の検定を行う

ためである。

(7')式の推定結果は表13の通りである。表13では交付団体の全都市と、交付団体中地方交付税が固定資産税収より多い都市を標本とした結果のみ推定した。前述のように、 P_E テストで対数線形モデルが棄却された標本がある中で、これらの標本では棄却されていなかったため、特定化の誤りはないものとして結果を採用できる。フライペーパー効果の検定は帰無仮説についてのWald統計量とp値が示されている。表13での結果は、線形モデルでの推定結果と同様にこれらの標本では全てでフライペーパー効果が認められた。

対数線形モデルでのフライペーパー効果の大きさも(9)式で定義されるが、

表13 対数線形モデル
推定法：GMM

被説明変数：ln（歳出総額）

標 本	説 明 変 数					標本数	過剰識別検定 検定統計量	係数制約 Wald統計量
	定数項	lnY	lnZ	lnM	lnn			
交付団体								
昭和50年度	0.259 (0.136)	0.497 (6.778)	0.191 (4.322)	0.385 (12.338)	-0.033 (-0.380)	595	8.312 (0.136)	16.970 (0.000)
昭和55年度	0.689 (1.690)	0.576 (4.352)	0.207 (5.397)	0.454 (9.345)	-0.231 (-1.142)	610	4.860 (0.088)	5.110 (0.024)
昭和60年度	0.137 (0.378)	0.262 (2.919)	0.064 (3.246)	0.401 (7.903)	0.267 (1.845)	554	7.881 (0.096)	7.881 (0.005)
平成2年度	0.776 (3.319)	0.295 (3.336)	0.048 (2.377)	0.479 (8.360)	0.150 (1.116)	541	7.277 (0.122)	4.554 (0.033)
交付団体中 固定資産税＜地方交付税								
昭和55年度	0.227 (0.892)	0.248 (3.852)	0.046 (2.826)	0.502 (13.269)	0.201 (1.946)	424	10.728 (0.057)	51.173 (0.000)
昭和60年度	1.055 (3.174)	0.617 (8.298)	0.286 (7.100)	0.384 (7.902)	-0.314 (-2.718)	318	7.192 (0.066)	36.140 (0.000)
平成2年度	0.775 (4.790)	0.638 (8.290)	0.398 (13.084)	0.289 (10.731)	-0.326 (-3.055)	336	12.382 (0.054)	160.253 (0.000)

() 内は t 値：White の分散の一致推定量を用いた値

() 内は p 値

$$\frac{(dG/dz)_e}{(dG/dy)_e} = \frac{\varepsilon_{G,Z}G/Z}{\varepsilon_{G,Y}G/Y}$$

として計算できる¹⁵⁾。表13の結果から、各年度の交付団体におけるマクロ・フライペーパー効果の大きさを示すと、次のようになる。

	全交付団体	交付団体中 固定資産税＜地方交付税
昭和50年度	11.948	
昭和55年度	11.094	11.811
昭和60年度	8.865	7.579
平成2年度	6.840	8.460

この結果対数線形モデルでのマクロ・フライペーパー効果の大きさは約7から約12(6.840～11.948)であることが分かった。両方の結果から、マクロ・フライペーパー効果の大きさとして、10前後であることは少なくとも一致する値である。

これは、アメリカの地方政府におけるフライペーパー効果の値(例えば、Hines-Thaler(1995)のTable 1での値は、対数線形モデルの値で0.25～1.06)よりも大きい傾向にあると言える。このことから、地方政府の行動に制約が課されている日本の地方公共団体では、それだけ大きくフライペーパー効果が現れると言える。

フライペーパー効果の大きさが10前後であるとは、国税を減税するときに比べて地方交付税を交付するときの地方公共財供給量(地方歳出)の増加が約10倍であることを意味する。この政策的含意は、今後の地方分権に向けた改革

で、従来の地方交付税の交付に代わり、国税を減税して地方公共団体に課税自主権を与えることを行ったならば、地方歳出に対する両者の効果はフライペーパー効果の大きさの分だけ異なるということである。両者を等価と見て地方分権を進めれば、地方公共財は現状よりも少なく供給されることになる(ただしこの時点で、その供給量が最適供給量より過大か過小かは判断できない)。つまり、日本の都市の大多数でフライペーパー効果が認められるという結果から、フライペーパー効果の影響を考慮に入れて地方分権の改革(特に地方公共団体の財源のあり方)を進めなければ、予定していたよりも地方歳出が少なくなり、目指していた地方分権が達成できなくなる可能性があると言える。したがって、本稿でのフライペーパー効果の分析は、今後の地方分権のあり方を考える意味でも重要である。

結 論

本稿では、日本の都市におけるフライペーパー効果について実証分析を行った。日本の都市財政についての先行研究の結果を踏まえてこれらの結果を考えると、部分的なサンプルでは

不十分で、この推定をもって日本の地方政府でのフライペーパー効果の有無を論じるのはミスリーディングである。本稿の意義の1つは、わが国の都市財政におけるフライペーパー効果につ

¹⁵⁾ ここでの G/Y , G/Z は標本の平均を用いている。これは、先行研究と同じ計算方法である。

いての包括的な実証分析を行ったことである。本稿での推定結果から、日本でのフライペーパー効果の説得的な説明の一つとして、不交付団体ではフライペーパー効果が認められないものの、交付団体、特に地方交付税が固定資産税収より多い交付団体ではフライペーパー効果が認められるということが言える。このことが、地方歳出総額でのマクロ・フライペーパー効果についても、民生費と普通建設事業費でのミクロ・フライペーパー効果についても同様に言えることを明らかにした。

本稿の分析した通り、日本の都市財政においてフライペーパー効果が存在するとき、国の政策として、国税減税を行うことと地方交付税を交付することとは同じ効果をもたらさないことになる。また、もし国（中央政府）がフライペーパー効果を正しく認識しなければ、財政力格差を是正するために地方交付税を交付すると、都市が国が予定している以上に歳出（地方公共財供給）を増やしてしまう可能性があるということである。さらに、今後進められる地方

分権への政策的含意としては、地方交付税を縮小して国税から地方税へと財源を移転して地方に課税自主権を与えたとき、フライペーパー効果を考慮しなければ予定したよりも地方歳出が小さくなる可能性があるということである。

ただし、フライペーパー効果と地方公共財の最適供給の関係については、一意的な関係を示すことは出来ない。つまり、フライペーパー効果が生じているから地方公共財が過大供給されているとは必ずしも言えない。この関係については、別途分析を進める必要がある。

本稿では、クロスセクション・データによる分析にとどまった。これはデータの制約からではあるが、日本におけるフライペーパー効果の分析から政策的含意を得るためには、時系列的な分析も必要である。特に、地方財政は景気の動向に左右されやすい傾向があるだけに、別の時点でのフライペーパー効果の有無、そして（データが利用可能ならば）フライペーパー効果の時系列的な動向については、今後の課題としたい。

付録 データの構築

各都市のデータの出典は以下の通りである。

- ・自治省財政局『市町村別決算状況調』
歳出総額，民生費，普通建設事業費，地方税（市町村税），地方交付税，国庫支出金，都道府県支出金，財政力指数
- ・総務庁統計局『国勢調査報告』
人口，0歳から4歳までの人口割合，5歳から14歳までの人口割合，65歳以上の人口割合，失業率，持ち家比率，第1次産業の就業者の構成比，第2次産業の就業者の構成比
- ・東洋経済新報社『週刊東洋経済臨時増刊 地域経済総覧』
人口密度，高額所得者・納税者数，面積
（ただし，高額所得者・納税者数は東京商工リサーチ調べ）

高額所得者と高額納税者については，昭和57年までは申告所得が1000万円超の高額所得者が，昭和58年からは税額が1000万円超の高額納税者が全国の税務署で公示されている。また，昭和50年度のデータが入手できなかったため，昭和52年度のデータで代替している。以上の事情により，ここでのデータは昭和52，55年度は高額所得者，昭和60年度，平成2年度は高額納税者の各都市の人数を利用している。

- ・市町村税務研究会『個人所得指標』・日本マーケティング教育センター刊
課税対象所得額
- ・国税庁『国税庁統計年報書』
国税徴収決定済額（都道府県別）

・自治省『地方財政統計年報』
道府県税収入総額(都道府県別)

推定式の説明変数は、次のように構築した。

Y_i : 国税・道府県税課税後(市町村税課税前)所得。

国税と道府県税の合計額を市町村税収入総額が属する都道府県で占める当該都市の割合で按分した額を、その都市の国税・道府県税納

税額とした。国税・道府県税課税後(市町村税課税前)所得とは、課税対象所得額から上記の国税・道府県税納税額を引いた額を用いた。

Z_i : 地方交付税総額(普通交付税+特別交付税)。

M_i : 国庫支出金+道府県支出金。

n_i : 人口。

参 考 文 献

- Atkinson, A.B. and J.E. Stiglitz, 1980, *Lectures on Public Economics*, McGraw-Hill.
- Barnett, R.R., R. Levaggi and P.C. Smith, 1991, Does the flypaper stick? A test of the flypaper and conventional models of local government budgetary behaviour, *Public Choice* 69, pp. 1 - 18.
- Becker, E., 1996, The illusion of fiscal illusion: Unsticking the flypaper effect, *Public Choice* 86, pp.85 - 102.
- Borge, L.-E., 1995, Lump-sum intergovernmental grants have price effects: A note, *Public Finance Quarterly* 23, pp.271 - 274.
- Bradford, D. and Gates W., 1971, Towards a predictive theory of intergovernmental grants, *American Economic Review* 61, pp. 440 - 448.
- Brennan, G., and J. Pincus, 1990, An Implicit contract theory of intergovernment grants, *Publius: Journal of Federalism* 20, pp.129 - 144.
- Chernick, H.A., 1979, An economic model of the distribution of project grants, in P. Mieszkowski and W.H. Oakland eds., *Fiscal Federalism and Grants-in-Aid*, The Urban Institute.
- Courant, P.N., E.M. Gramlich and D.L. Rubinfeld, 1979, The stimulative effects of intergovernmental grants: Or why money sticks where it hits, in P. Mieszkowski and W.H. Oakland eds., *Fiscal Federalism and Grants-in-Aid*, The Urban Institute.
- Cuthbertson, K., J.S. Foreman-Peck and P. Grippaios, 1981, A model of local authority fiscal behaviour, *Public Finance* 36, pp. 229 - 243.
- 土居丈朗, 1996, 地方分権と地方税・公共財供給: 展望と拡張, 東京大学経済学研究38, pp.33-44.
- Dougan, W.R. and D.A. Kenyon, 1988, Pressure groups and public expenditures: The flypaper effect reconsidered, *Economic Inquiry* 26, pp.159-170.
- Filimon, R., T. Romer and H. Rosenthal, 1982, Asymmetric information and agenda control: The bases of monopoly power in public spending, *Journal of Public Economics* 17, pp.
- Fisher, R.C., 1982, Income and grant effects on local expenditure: The flypaper effect and other difficulties, *Journal of Urban Economics* 12, pp.324 - 345.
- Hamilton, B.W., 1983, The flypaper effect and other anomalies, *Journal of Public Economics* 22, pp.347 - 361.
- Heyndels, B. and C. Smolders, 1994, Fiscal illusion at the local level: Empirical evidence for the Flemish municipalities, *Public*

- Choice* 80 , pp.325 - 338.
- Hines , Jr. , J.R. and R.H. Thaler , 1995 , Anomalies: The flypaper effect , *Journal of Economic Perspectives* 9 , pp.217 - 226.
- MacKinnon , J.G. , H. White and R. Davidson , 1983 , Tests for model specification in the presence of alternative hypothesis: Some further results , *Journal of Econometrics* 21 , pp.53 - 70
- Megdal , S.B. , 1987 , The flypaper effect revisited: An econometric explanation , *Review of Economics and Statistics* 69 , pp. 232 - 240 .
- Moffitt , R. , 1984 , The effects of grants-in-aid on state and local expenditures: The case of AFDC , *Journal of Public Economics* 23 , pp. 279 - 305 .
- 長峰純一 , 1988 , 地方政府モデルによる公共支出の実証分析 , 公共選択の研究12 , pp.65-67 .
- Oates , W.E. , 1979 , Lump-sum intergovernmental grants have price effects , in P. Mieszkowski and W.H. Oakland eds. , *Fiscal Federalism and Grants-in-Aid* , The Urban-Institute.
- Romer , T. and H. Rosenthal , 1980 , An institutional theory of the effect of intergovernmental grants , *National Tax Journal* 62 , pp. 364 - 370 .
- 塚原康博 , 1988 , ファンジビリティ仮説とフライペーパー効果 , 一橋論叢99 , pp.136-150.
- Wyckoff , P.G. , 1988 , A Bureaucratic theory of flypaper effects , *Journal of Urban Economics* 23 , pp.115 - 129.
- Wyckoff , P.G. , 1991 , The elusive flypaper effect , *Journal of Urban Economics* 30 , pp.310 - 328.