

# 三位一体改革が地方自治体の歳出行動に与える影響

鈴木 崇文\*

2016年10月3日

## 概要

本稿では、2000年代に行われた三位一体改革が、地方自治体の執り行っている様々な公共サービスへの歳出水準や自治体間の歳出格差をどのように変化させたのかを分析する。分析では初めに自治体の歳出に関する意思決定行動を表すモデルを構築し、消費者需要の推定に広く用いられているQUAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) を適用して行動に関するパラメータの推定を行う。次に推定したパラメータを用いて、三位一体改革が行われなかった場合に自治体が行っていたであろう歳出水準のシミュレーションを行う。そして最後にシミュレートした歳出水準と実際の歳出水準とを比較することによって、改革が歳出水準に与える影響を分析した。

市に該当する自治体を対象にした分析から、以下が明らかになった。三位一体改革は民生費に対する歳出水準の自治体間での格差を抑制するとともに、一人当たり歳出を増加させた一方で、民生費以外の歳出水準に関しては自治体間の格差を拡大させ、また商工費および土木費では一人当たり歳出を増加させたが、農林水産費、教育費では歳出を減少させたと考えられる。したがって、歳出総額(歳入面)で見ると、先行研究と同様に改革によって一人当たり歳出額の格差は縮小しているが、歳出面に目を向けると地域間での一人当たり歳出格差は費目によっては拡大しており、歳入面の議論と同様に三位一体改革が歳出面での格差を縮小したと主張することはできないと結論付けられる。

## 1 はじめに

わが国における代表的な政府間財政移転の仕組みには国庫支出金および地方交付税が存在しており、地方自治体の歳入の約3割を占めていることから公共サービス歳出行動に大きな影響を与えている。それゆえ政府間財政移転は中央政府が地方政府の歳出政策を誘導するための道具として用いられてきた。しかし、地方自治体が行う特定の歳出のうち一部を国が補助する特定補助金である国庫支出金と用途が自由な一般補助金である地方交付税とは自治体に与える影響は異なるとされる。国庫支出金の多くは特定の分野に対する歳出の一定割合を国が負担する定率補助金であり、公共サービス間の相対価格を変化させる効果を持つが、

---

\*東京大学大学院経済学研究科 博士課程 E-mail: tacafumy@gmail.com

地方交付税にはサービス間の相対価格を変化させる効果は存在しないと考えられるからである<sup>1</sup>。

このような特徴を持った国庫支出金と地方交付税は、2004年度から2006年度にかけて行われた三位一体改革において、国から地方への税源移譲と同時に改革が行われた。第2次小泉内閣の下で行われたこの地方財政改革は、財政の分権と財政の再建の2つを目的としていた。財政の分権改革に関しては、国庫補助金および国庫負担金（以降、国庫補助負担金）を削減し、かつその財源を地方に税源移譲することで地方の財政面における自由度を高めた。また、財政再建に関しては、地方交付税を削減することで中央政府の歳出を削減した。つまり、国庫補助金削減と税源移譲はセットの改革であるが、地方交付税の削減は異なる目的の改革である。しかし、両者を同時に進めることによって、省庁間や地方と中央の利害対立の調整が行われた。そして、この一連の改革はこれまでにない規模で行われたため、前後の改革と合算すると国庫補助負担金改革では4.7兆円の削減、税源移譲では3兆円の移譲、交付税改革では5.1兆円の抑制という結果になった。

以上の三位一体改革では、国庫補助負担金が縮減されたことで地方自治体が各公共サービスを提供する際に直面する費用が変化すると同時に、地方交付税および税源移譲によって自治体の歳出規模も変化したため、歳出行動もそれに応じて変化すると経済学的には考えられる。また政策的にも改革の影響を分析することは重要であるため、改革期と前後して、三位一体改革や一般財源化、税源移譲に関するシミュレーションが数多く行われている。それに対して、三位一体改革を経済学的な視角から事後的に評価する研究は少なく、また歳入面だけでなく歳出面に注目した研究は少ない。しかし、中央政府と地方政府の間に存在する財政制度を大規模に変化させた三位一体改革が自治体の行動にどのような影響を与え、また自治体間の歳出格差をどの程度変化させたのかを分析することは、事後的に改革を評価するうえでも、将来の財政制度の改革や設計を考えるうえでも非常に重要であると考えられる。

したがって本稿の目的は、三位一体改革が自治体の執り行っている様々な公共サービスへの歳出水準をどのように変化させたのかを明らかにすることである。さらに、改革の効果もたらす影響は一様ではないと考えられるため、一人当たり歳出に換算した場合に自治体間の歳出水準の格差は改革によって拡大したのか、それとも縮小したのかについても分析を行う。また、本稿での分析は次のような方法で行った。まず初めに自治体の歳出配分に関する意思決定モデルを構築する。次に歳出配分の意思決定モデルに対して消費者需要の推定で用いられる分析の枠組みを適用し、三位一体改革期のデータを用いて自治体の意思決定に関するパラメータを推定する。そして推定したパラメータを用いて三位一体改革が行われなかった場合に達成されるであろう各公共サービスに対する歳出水準を推計し、実際の歳出水準と比較を行うというアプローチを採る。

<sup>1</sup>地方交付税は単なる定額一般補助金ではなく定率的であるという主張や自治体が操作可能であるという議論が存在するが、本稿では定額一般補助金として扱う。

構成は次のようになる。第2節では関連する既存研究を交えて本稿の位置づけを行う。第3節ではモデルおよび分析の枠組みを説明する。第4節では推定方法と使用するデータについて詳述し、第5節では推定結果について述べる。第6節でシミュレーション方法および三位一体改革の評価を行い、第7節で結論を述べる。

## 2 本稿の位置づけ

本稿と同様に、三位一体改革が地方財政に与える効果を分析している既存研究では、改革で行われた国庫補助負担金改革、国から地方への税源移譲および地方交付税改革によって歳入構造がどのように変化したのかを議論しているものが多い。例えば、市町村合併と三位一体改革を挟んだ2002年度と2007年度の地方税、地方交付税および国庫支出金額の変化とその要因を分析した伊藤(2010)、税源移譲が自治体間の税収格差に与える影響を分析した浅羽(2014,2015)、国庫支出金についてその性質や種類等の内訳について三位一体改革前後の2003年度と2007年度で行っている鈴木(2015)等が挙げられる。これらの研究は事後的な観点から改革を評価する研究であるが、共通する結論として、税源移譲は自治体間の税収格差を縮小させる効果を持っていたが、その他の改革と合わせると総合的には財源の格差が縮小したとは言えないとされている。ただし、伊藤(2010)によれば特に市に該当する自治体に限ると人口当たりの財源格差は概ね是正されていると結論付けられている。

以上に挙げた研究は、事後的な観点からの分析であったが、三位一体改革期に前後して改革のシミュレーションを行っている研究も存在する。例えば木村・吉田・橋本(2004)では税源移譲と地方交付税改革に関してシミュレーションを行い、自治体の財源がどのように変化するのかを分析しており、鷲見・中村・中澤(2004)では東北地方の自治体(中澤(2006)では全国の自治体)を対象に税源移譲が財政状況に与える影響を分析している。また、吉田・赤井(2003)では、地方財政計画で議論される地方財政需要を吟味して具体的な地方歳出削減を行った場合に、地方交付税および国庫支出金の削減を通じて各自治体の財政状況がどのように変化するのかを分析している<sup>2</sup>。

上で列挙したこれらの既存研究ではいずれも自治体の歳入構造の変化を分析しているが、歳出構造がどのように変化するのかに関しては分析が行われていない。しかし、地方自治体は様々な公共サービスを執り行っており、またサービスごとに上位政府から受ける補助金の額も異なるため、三位一体改革による歳入構造の変化は歳出構造に対しても影響を与えると考えられる。そこで本稿では地方自治体の歳出行動をモデル化しその行動パラメータの推定を行うことで、三位一体改革による歳入構造の変化が歳出構造をどのように変化させるのかを分析するとともに、三位一体改革が行われなかった場合の歳出構造をシミュレートして、

<sup>2</sup>吉田・赤井(2003)では税源移譲による交付税額の変化のシミュレーションを扱っている既存研究に関して詳細なサーベイを行っている。

実際の歳出構造と比較することで改革の評価を行う。次節では本稿で用いる自治体の意思決定モデルについて説明する。

### 3 代表的意思決定主体モデルと需要システム

#### 3.1 理論モデル

三位一体改革で行われた国庫補助負担金改革，税源移譲，交付税改革の効果は，自治体の行っている公共サービスの相対価格に影響を与えると同時に歳出規模にも影響を与えたため，改革の効果を捉えるには自治体の意思決定をモデル化したうえで分析を行う必要がある。本稿では，自治体がどのように歳出の意思決定を行っているのかを実証的に分析するために消費者需要システムである QUAIDS (Quadratic AIDS, Banks et al. (1997)) を用いて支出関数の推定を行う<sup>3</sup>。分析において QUAIDS を用いることの最も重要な利点は以下が挙げられる。三位一体改革が自治体の各公共サービスに対する歳出配分行動に与える影響を分析する際には，各サービス間での価格弾力性が関心の対象の一つとなる。なぜなら，あるサービスにおいて定率補助金の削減が行われ当該公共サービスの価格が上昇した場合に，その影響は価格弾力性を通じて他の公共サービスの需要量にも影響を与えうるからである。QUAIDS を用いた推定を行うと，このような各公共サービス間の需要に関する代替性・補完性を分析できる。例えば民生費に対する国庫補助負担金が減少した場合（民生費の価格が上昇した場合）に，自治体は民生費を減少させるのか，また教育費や土木費は上昇させるのかという疑問に対して，実証的な面から検証を行うことができるということである。また，自治体の歳出行動に関する日本の既存研究では，主に 2 次型や Stone-Geary 型による目的関数の特定化が行われており，サービス間の代替性・補完性の分析が十分に行われていないため，本稿における分析によって新たな知見を提供できると考えられる<sup>4</sup>。さらに，QUAIDS で推定されたパラメータは選好に関するものであり外生的なショックに対して変動しないと考えられるため，価格や環境変数の変化が自治体の歳出行動に与える影響をシミュレーションできる。したがって三位一体改革の評価に用いることができる。以下のモデル化は，AIDS を用いている Borge and Rattsø (1995)，Craig and Howard (2014) 等の地方政府の歳出配分行動に関する既存研究に従う<sup>5</sup>。

<sup>3</sup>QUAIDS は，Deaton and Muellbauer (1980) が提案した AIDS (Almost Ideal Demand System) に支出の 2 次項を加えたより包括的な需要システムである。

<sup>4</sup>日本の地方政府に関して，一般財源化のような政府間財政移転制度の変更が地方政府歳出にもたらす影響については，本稿と同様に代表的な意思決定主体が歳出を決定するというモデル化の下で実証分析を行っている研究では，石・長谷川・秦・山下 (1983)，井上・林・林 (1988)，獺口 (2001) 等が挙げられる。彼らの研究では，ある公共サービスへの定率補助金の削減が各サービスの歳出額にどの程度影響を与えるのかをシミュレーションしているが，目的関数を Stone-Geary 型に特定化しているため，定率補助金の削減が公共サービス需要に対して与える影響を分析することはできていない。

<sup>5</sup>AIDS による特定化を行っている同様の研究には他に Dunne and Smith (1983)，Dunne et al. (1984)，Coyte and Landon (1990) 等が挙げられる。

自治体の政策を決定する代表的な意思決定主体が存在すると仮定し、その目的関数を

$$U = u(X, Y; Z) \quad (1)$$

とおく<sup>6</sup>。ここで  $X = (x_1, \dots, x_n)'$  は公共サービス量の  $n$  次元ベクトル、 $Y$  は自治体が歳出規模、 $Z$  はその他環境変数およびコントロール変数ベクトルである ( $X, Y$  は住民一人当たりで計測している.)。

また、地方政府の予算制約式は

$$\sum_{i=1}^n (1 - m_i) \hat{p}_i x_i = Y \quad (2)$$

とする<sup>7</sup>。ここで、 $\hat{p}_i$  は公共サービス  $i$  の価格、 $m_i$  は公共サービス  $i$  に対する定率補助金の補助率である。さらに公共サービス  $i$  において地方政府が直面する価格を  $p_i = (1 - m_i) \hat{p}_i$  とする。以上から、目的関数の最大化問題は予算制約 (2) の下で  $X$  を選択し (1) を最大化することである。これを解くことで公共サービスに関する需要関数

$$x_i = f_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z), \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

を得る<sup>8</sup>。

### 3.2 支出シェア関数の特定化

さらに需要関数  $x_i$  に価格  $p_i$  を掛け、総歳出で割ることによって、公共サービス  $i$  に関する支出シェア関数  $w_i$  を定める：

$$w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z) = \frac{p_i x_i}{Y}.$$

次に支出シェア関数  $w_i (i = 1, \dots, n)$  を以下のように QUAIDS に特定化する：

<sup>6</sup>本稿では代表的な意思決定者が予算制約の下で自治体の目的関数を最大化しているという仮定の下で、自治体の歳出配分行動をモデル化している。意思決定に係る政治的なプロセスを具体的にモデル化はしていないが、意思決定者の選好は地域内の政治過程を表すような平均的な地域の選好を示していると仮定していることになる。このような自治体の歳出行動のモデル化は、政府の予算制約が明示的に表現できるという特長から主に政府間財政移転制度や社会経済変数の変化が地方政府の歳出行動にもたらす影響を分析する際に用いられてきた。実証研究には 1960, 70 年代頃から応用されており、初期の代表的なものとしては Gramlich (1968, 1969), Henderson (1968), Gramlich and Galper (1973) など米国の地方政府に関して政府間補助金や社会経済変数が歳出に与える影響を分析した研究が挙げられる。

<sup>7</sup>単純化のために、政府は税率を変更できないと仮定する。実際、日本の地方自治体は税率決定における裁量が制限されているため、地域間の税率には大きな差が存在していないことを想定している。

<sup>8</sup>定式化から明らかであるが、このモデルでは Gramlich (1968) をはじめとする研究が指摘しているフライペーパー効果 (定額一般補助金が自治体の歳出を刺激する効果は税収などその他の歳入が歳出を刺激する効果よりも大きい現象) を考慮していないことに注意されたい。

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{Y}{a(p)} + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left( \ln \frac{Y}{a(p)} \right)^2 + \eta_i' Z_i \quad (4)$$

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{l=1}^n \alpha_l \ln p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \ln p_k \ln p_l \quad (5)$$

$$b(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

ここで  $(\alpha_0, \alpha_i, \beta_i, \gamma_{ij}, \lambda_i, \eta_i (\equiv (\eta_{i1}, \dots, \eta_{iS})))_{i,j=1,\dots,n}$  はパラメータ、 $S$  は  $Z$  ベクトルの次元である。具体的な導出に関しては補論 A を参照されたい。

本稿では需要システムである QUAIDS を用いて需要関数（支出関数）の特定化を行っているが、地方政府の歳出行動に関する既存研究の多くは目的関数を何らかの関数形に特定化し支出関数を導出している。代表的な特定化として、2次型（Gramlich (1968, 1969), Gramlich and Galper (1973), Ishi (1985) など）、CES 型（Levaggi (1994), 跡田・吉田・坂田 (2002), 吉田 (2006) など）、Stone-Geary 型（Inman (1971), Ehrenberg (1973), McGuire (1978), Eastwood (1978), Johnson (1979), Slack (1980), Reilly (1982), Nagamine (1995), Aaberge and Langørgen (2003), Langørgen (2015), 井上・林・林 (1988), 土居 (1996), 宮良・福重 (2001), 瀬口 (2001) 鈴木 (2007) など）が挙げられる。また Henderson (1968) では導出される支出関数が線形となるような目的関数が用いられている。

## 4 用いるデータおよび推定手法

この節では、まず初めに分析に用いるデータについて詳述する。次に、推定モデルおよび推定において発生すると考えられる内生性の問題とその対処方法について議論したうえで、具体的な推定方法に関して説明を行う。

### 4.1 公共サービス分類および用いる変数

本稿における分析対象は、2002年度から2006年度までの市に該当する自治体である。ただし、政令指定都市および東京23区、分析期間中に市町村合併に関わっている自治体は除外している。政令指定都市および東京23区を除外した理由は、他の都市と比較すると行政の担当する業務の範囲が大きく異なるため、各公共サービスに対する予算配分行動も異なると考えられるからである<sup>9</sup>。町村部に関しても同様の理由から分析対象から除外して

<sup>9</sup>中核市や特例市に関しては政令指定都市のように教育や福祉に関する事務において教職員の任免や給与の決定、児童相談所の設置等歳出に大きく関わってくる権限の拡大は比較的小さいと考えられるため、分析サンプルに含めた。

いる。さらにシミュレーションを行うために、全ての年度で観察される自治体にサンプルを限定する<sup>10</sup>。以上の操作の結果、各年度を総合してサンプル規模は1810となった。

次に歳出分類および歳出データの構成手順を説明する。各自治体に関して総務省が行っている「地方財政状況調査」より目的別・性質別歳出データを得て、表2のように民生費、農林水産費、商工費、土木費、教育費、その他の6つに公共サービス歳出を分類した。各公共サービスの歳出額は、目的別歳出データから得られる各部門の歳出額から定率補助金、積立金、前年度繰上充用金および災害救助費（民生費に分類）を除いた額とする<sup>11</sup>。本稿では（特定）定率補助金を上位政府からの国庫支出金と都道府県支出金および建設地方債と定義した<sup>12</sup>。また、「その他の歳出」に分類された歳出項目には公債費および災害復旧費は含まれていない。積立金、前年度繰上充用金および公債費を除外した理由は当該年度における公共サービスへの歳出とは考えられないから、災害救助費（民生費に分類）および災害復旧費を除外した理由は経常的な歳出とは考えられないからである。

次に分析で用いた社会・経済変数について説明する。公共サービスへの資金配分意思決定に影響すると考えられる、自治体の人口、面積および年齢構成をコントロールするために、「住民基本台帳人口移動報告」を用いて総人口、14歳以下人口、および65歳以上人口を求めた。また各自治体の面積に関しては、国土交通省国土地理院が行っている「全国都道府県市区町村別面積調」を参照した。さらにコントロール変数として用いる一人当たり税引き後所得を以下のように構成した。まず総務省が行っている「市町村税課税状況等の調」より課税対象所得額を求め、当該所得額から都道府県及び自治体の個人住民税を除外した上で総人口で除した。この際、各都市の個人住民税は各都市に対応しているが、都道府県の個人住民税は各都市で徴収される額が公表されていない。そこで、各年度の「地方財政統計年報」で公開されている「地方税等の収入状況 都道府県別・税目別徴収実績」より、都道府県が徴収する個人住民税の収入額を求め、各都道府県内における市町村の税収に応じてその額を按分した。加えて、各地域の貧困度の代理変数として小林・林(2011)で用いられている「納税義務者比率」をコントロール変数として加えた。納税義務者比率は納税義務者数を人口で割ることによって得るが、納税義務者数に関しては課税対象所得額の出典と同様に「市町村税課税状況等の調」から得ている。表3に分析に用いる主要な変数の要約統計量を示しておく。

<sup>10</sup>この操作を行う前のサンプル規模は1837であり、同様の推定を行った場合でも本稿における主要な推定結果とほとんど変化はなかった。

<sup>11</sup>本稿では地方政府の資金配分行動を分析することが目的であるため、歳出には扶助費等の直接的な金銭の移転に関する支出も含まれている。

<sup>12</sup>建設地方債を定率補助金とみなす理由は、建設地方債が国庫支出金と同様に依存財源かつ特定財源に分類されるからである。同様の操作はNagamine (1995)、土居 (2000) による分析でも行われている。

## 4.2 公共サービス価格の構成

QUAIDS を推定に用いるにあたって各公共サービスの価格がデータとして必要となるが、既存研究では主に以下の3つの方法が用いられている<sup>13</sup>。第1は各サービス部門に関して公表されている価格指数を用いる方法である。カナダにおける地方政府に関して、上位政府による補助金制度の変更が医療や教育歳出に与える影響を分析している Coyte and Landon (1990) では、各サービスにおける賃金を基本として構成されている価格指数を用いている。また、イギリスの政府部門の歳出配分行動を分析している Dunne and Pashards (1984) では、NIE (National Income Expenditure) で得られる Defence, Health, Education および Others における投入要素の価格指数を用いている。適切な価格指数に関する統計が存在するのであれば最も望ましい方法であると考えられるが、日本では統計として以上のような公共サービスの価格指数は存在しないため、本稿ではこの方法は利用できない。

第2は、各サービス部門における中位投票者の租税負担を用いる方法である。中位投票者定理の成立を仮定した下で地方自治体の公共サービス需要を推定している、Borcherding and Deacon (1972) や Bergstrom and Goodman (1973) 等の実証研究ではこの方法が用いられている。中位投票者定理の下では中位投票者の選好によって自治体が行うサービスの水準が決定される。その際に、選好された水準を実現するための住民の租税負担を考えると、一人当たりの税負担はそのサービスに対する価格として考えることができる。しかし、日本の自治体は様々なサービスを提供しているため投票における争点は複数となる。複数の争点の場合、単一争点の場合に比べて均衡が存在するための条件が非常に強くなるため、中位投票者定理は成立しない可能性が高い。さらにもし適用できたとしても、各サービスにおける中位投票者の租税負担率が必要となるため、データを得ることが現実的に困難である。

第3は、各部門の歳出が労働投入と比例的と仮定する方法である<sup>14</sup>。この方法は Ehrenberg (1973), Rattsø (1989) や Aaberge and Langørgen (2003) 等でも用いられているが、特に地方政府の歳出配分に関する研究では、Borge and Rattsø (1995) や Witterblad (2008) が採用

<sup>13</sup> これら3つの方法以外では、以下のものが挙げられる。オーストラリア・ヴィクトリア州の地方政府を分析している McMillan and Amoako-Tuffour (1988) では、州政府から地方政府への財政移転が標準的な公共サービス供給を目的に行われていることを利用して、各サービスへの住民一人当たり財政移転額を価格として用いている。また、オーストラリアの州政府を分析した Williams (1995) では、中央政府から地方政府に行われる財政移転が州間での公共サービス供給費用の平準化を目的としていることを利用して、各サービスに関して各地域における費用の全国平均からの乖離を価格として用いている。さらに日本においても類似の方法が跡田・吉田・坂田 (2002) や吉田 (2006) で採用されている。彼らは各公共サービスの価格として「修正基準財政需要額」を定義している。「修正基準財政需要額」とは、各地方公共サービス供給に関して一般財源が負担する基準財政需要額（通常の基準財政需要額）と特定財源が負担する基準財政需要額との合計額を表す。これを価格として用いる理由として、地域や都市化の程度等の要因により自治体ごとに公共サービスの価格が異なるため、基準財政需要額算出における補正係数を用いることで価格のばらつきを捉えられるということ、また修正基準財政需要額は各自治体において標準的な行政を実施する場合に必要なと国が想定する経費であるため、「各地方公共財を標準的に供給する際の価格」とみなすことができることを挙げている。本稿では自治体が実際に直面する価格が歳出配分を決定するうえで非常に重要な情報となっているため、彼らの研究のように国が想定する情報から価格を構成することは不適当であると考えている。

<sup>14</sup> 一般に“Public Employment Approach”と呼ばれている。詳細な議論は Bahl et al. (1980) を参照されたい。



している。本稿でもこれらの既存研究と同様にして、各公共サービス部門における価格を以下のように求める。この方法における重要な仮定は、各サービスの供給量が労働投入によって近似できることである。すなわち労働以外の投入が労働投入と比例的になるようなレオンチェフ型の生産関数が仮定されており、サービス  $i$  の歳出を  $e_i$  とおくと、以下が成立する。

$$\begin{aligned} e_i &= \text{wage}_i \cdot n_i + r_i \cdot q_i \\ &= (\text{wage}_i + r_i^*) n_i \\ &= p_i^* n_i \end{aligned} \quad (6)$$

ここで  $\text{wage}_i$  は賃金率、 $r$  はその他要素価格、 $n$  は労働投入量、 $q$  はその他要素投入量である。つまり、サービス  $i$  の歳出は単位費用  $p_i^*$  に労働投入  $n_i$  を掛けたもので表現されることになる。式 (6) の関係から、地方政府がサービス  $i$  において直面する価格  $p_i$  は、公共サービス  $i$  に対する定率補助額  $M_i$  を用いて

$$\begin{aligned} p_i &= p_i^* - \frac{M_i}{n_i} \\ &= \left(1 - \frac{M_i}{e_i}\right) p_i^* \\ &= \frac{e_i - M_i}{n_i} \end{aligned} \quad (7)$$

と表せる。式 (7) の 2 行目で示されているように各サービスに関する補助率は法定補助率ではなく、実効補助率で計測されている<sup>15</sup>。以上から、地方自治体の直面する価格は歳出額、定率補助金および労働投入量によって決定されることになる。

各公共サービスの価格を構成する際に用いたデータは、総務省が行っている「地方公共団体定員管理調査」である。価格の構成手順は以下になる。地方公共団体定員管理調査の「政令指定都市を除く市区町村データ第 2 表の部門別職員数」から、普通会計に分類される民生部門、農林水産部門、商工部門、土木部門、教育部門およびその他の部門における配置職員数をそれぞれ求める。さらに、各サービスにおける職員数と国庫支出金および都道府県支出金から構成した価格データを年度ごとに物価調整する必要があるため、「平成 22 年基準消費者物価指数 長期時系列データ 都市階級・地方・大都市圏・都道府県庁所在市別中分類指数」より年度平均の指数を用いて調整を行った。価格についての要約統計量は表 3 に記載した。

<sup>15</sup> 法定補助率は細かな費目毎に定められており、本稿の分析で行う公共サービスの分類では、1 つのサービスの中に複数の法定補助率を含むことになってしまうため、実効補助率を用いている。また、各市町村の歳出に対して措置されている国庫支出金を細部まで把握できる資料は存在せず、毎年度どのような補助金が国によって行われているのかを『補助金総覧』によって知ることができるのみである。

### 4.3 推定モデル

$t$  期の地域  $j$  における公共サービス  $i$  の歳出シェアを  $w_{ijt}$ , 誤差項を  $u_{ijt}$  とおくと, 式 (4) および (5) から推定モデルは以下のように表せる:  $j = 1, 2, \dots, J, i = 1, 2, \dots, n, t = 1, 2, \dots, T$  について,

$$w_{ijt} = \alpha_i + \sum_{l=1}^n \gamma_{il} \ln p_{ljt} + \beta_i \ln \frac{Y_{jt}}{a^*} + \lambda_i \left( \ln \frac{Y_{jt}}{a^*} \right)^2 + \eta'_i Z_{jt} + u_{ijt}. \quad (8)$$

$p_{ijt}$  は式 (7) における各サービスの価格を年度ごとに物価調整したもの,  $Y_{jt}$  一人当たり総歳出,  $Z_{jt}$  は総人口, 面積, 14 歳以下人口, 65 歳以上人口, 一人当たり税引き後所得それぞれに関して対数をとったものに加えて納税義務者数比率を用いる. さらに, 市が上位政府である都道府県から受ける影響をコントロールするために都道府県ダミー変数を, 年度ごとの歳出に与えるマクロ的な影響を各財についてコントロールするために年ダミー変数を  $Z_{jt}$  に追加した. また, 推定を簡単化するために Blundell et al. (1993) に従い, 理論的な価格指数  $\ln a_{jt}(p)$  の近似として Stone Price Index (Stone (1954))  $\ln a^*$  を, 価格指数  $b(p)$  の代わりに 1 を用いる<sup>16</sup>.  $(\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \eta_i)_{i,j=1,\dots,n}$  は推定すべきパラメータである.

また, 推定モデルを用いて支出弾力性  $\epsilon_i$ , 非補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}$  および補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}^c$  を以下のように定義する<sup>17</sup>:

$$\epsilon_i = 1 + \frac{\beta_i + 2\lambda_i \ln Y}{w_i}, \quad (9)$$

$$\epsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) \left( \frac{w_j}{w_i} \right) - \delta_{ij}, \quad (10)$$

$$\epsilon_{ij}^c = \epsilon_{ij} + \epsilon_i w_j. \quad (11)$$

ここで  $\delta_{ij}$  は Kronecker delta であり,  $i = j$  ならば 1,  $i \neq j$  であれば 0 をとる. 具体的な導出に関しては補論 B に記述する.

歳出規模一定の下で, あるサービスの価格が必要に与える影響を表す非補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}$  は, 三位一体改革で行われた一般財源化の影響を分析する際に特に関心の対象となる. 非補償価格弾力性における自己価格弾力性は, ある公共サービスの定率補助金削減がそのサービス自身の需要に与える影響を示し, 交差価格弾力性はサービス間の定率補助金削減の影響を示す. 交差価格弾力性に関して, 例えば公共サービス  $i$  と公共サービス  $j$  での弾力性  $\epsilon_{ij}$  と

<sup>16</sup>Stone Price Index は  $\ln a^* = \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i$  で表現され, AIDS における理論的価格指数  $\ln a(p)$  の近似として広く用いられている. 構成から推定パラメータを含まないのでシステムが線形となり, 推定における計算が容易になる.

<sup>17</sup>支出弾力性とは, すべての財の価格を固定して総支出を 1% 増加させたときに, 第  $i$  財の需要量が何% 変化するかを表す. また, 第  $j$  財に対する第  $i$  財の非補償価格弾力性とは, 第  $j$  財を除くすべての財の価格と支出を固定して  $j$  財の価格を 1% 増加させたときに, 第  $i$  財の需要量が何% 変化するかを, 第  $j$  財に対する第  $i$  財の補償価格弾力性とは, 第  $j$  財を除くすべての財の価格と効用水準を固定して  $j$  財の価格を 1% 増加させたときに, 第  $i$  財の需要量が何% 変化するかを表す.

$\epsilon_{ji}$  が異なる場合、 $i$ での定率補助金削減が $j$ の需要に及ぼす影響と $j$ での定率補助金削減が $i$ の需要に及ぼす影響が非対称であることになり、補助金削減によるコストの圧迫に対する自治体の反応は、どちらの財で補助金が削減されるかによって互いに与える影響が異なることになる。また、支出弾力性 $\epsilon_i$ は歳出規模の変化に対する各サービスの需要の変動を示すから、どのサービスが歳出規模に対してより弾力的であるのかを知ることができる。

次に、モデルの推定を行う上で問題となる変数の内生性について議論する。

#### 4.4 内生性および推定方法

式(8)を推定するうえで、公共サービス価格、税引き後所得および税義務者数比率に関して内生性の問題が存在すると考えられる。以下ではこれらの変数に関して存在する内生性およびそれに対応する操作変数の構成方法について議論する。

**公共サービス価格** 上で説明したように、各公共サービス価格を構成する際には、定率補助金額を除いた自治体が負担する実質的な歳出額及び部門の職員配置数を用いることになる。しかし、本稿では補助率として定率補助金を総歳出で割ることで得た実効補助率を用いているため、分類した各部門における総歳出額に対応して定率補助金が比例的に決定されるわけではない。例えば国庫支出金は事業ごとに補助率が定められているが、自治体はそれら事業のすべてを実施する義務はないため、事業によっては行わないという選択が可能である。したがって、事業を実施するか否かと実効補助率が相関しており、かつ事業の実施と歳出比率が相関している場合には欠落変数バイアスが生じてしまう。また、職員をどの部門に何人配置するかということは自治体の意思決定問題である。以上2点から発生する公共サービス価格に関する内生性の問題に対処するために、本稿では以下のように操作変数を構成した。

操作変数の構成には、①総務省が交付税額算定の際に計算している各サービス費目に対応する基準財政需要額および、②自治体の該当する類似団体において、当該自治体を除いた自治体が各サービス部門に配置している職員数の平均値を用いた<sup>18</sup>。①を用いる理由は、基準財政需要額は各自治体において標準的な行政を実施する場合に必要なと国が想定する経費であり、さらに算出に用いられる補正係数は地域や都市化の程度等の要因によって異なると考えられる公共サービスの費用を考慮して決定されていることから、自治体にとっては外生的に決定されていることに加えて各サービス部門における歳出額とも相関していると考えられるからである。また②の構成に関しては、「類似団体別市町村財政指数表」における「類似団体区分」を用いる。類似団体区分は総務省が公表しているが、その目的は自治体が自らとその態様が類似している団体の財政の実態を把握し活用することであり、容易かつ客観的に把握できる「人口」と「産業構造」に基づいて自治体の分類が行われている。各サービス

<sup>18</sup>各サービス費目における基準財政需要額の算定値に関しては、林正義教授（東京大学）より提供して頂いた。

部門に投入している職員数はある程度自治体の人口や産業構造と関連していると考えられるから、各自治体は②の方法を採ることによって各サービス部門に投入している職員数に対して外生的に決定されかつ相関するような変数が得られると考えられる<sup>19</sup>。以上から、公共サービス価格  $\ln p_i$  に対する操作変数は  $\ln p_i^{IV} \equiv \ln(B_i/\bar{n}_i)$  と表せる。ここで、 $B_i$  は公共サービス  $i$  に分類される基準財政需要額、 $\bar{n}_i$  は自地域を除く類似団体の公共サービス部門  $i$  に配置される職員数の平均値<sup>20</sup>。

**税引き後所得および納税義務者数比率** 自治体の政策はその地域の労働供給水準に影響を与え、また住民および資本の移動も促す可能性があるから、「税引き後所得」や貧困度の代理変数である「納税義務者数比率」は内生変数と考えられる。税引き後所得の操作変数として、Borge and Rattsø (1995) では説明変数のラグを、Witterblad (2008) では住民のラグを含む大卒割合と初産年齢の平均および説明変数のうち外生変数のラグを、Craig and Howard (2014) では州の一人当たり自主財源額が用いられている。内生変数のラグを操作変数として用いる場合には被説明変数に系列相関が存在しないことが必要であるが、既存研究ではその存在が疑われている。したがって、本稿では操作変数として自治体の自主財源比率  $M$  および説明変数のうち外生変数である総人口、14歳以下人口、65歳以上人口の1期前の値を用いる<sup>21</sup>。自治体の自主財源比率が操作変数として適切であると考えられる理由は、自治体が債務やその他上位政府からの財源に依存しないことは、その地域の経済活動が活発であるなどの理由で相対的に所得水準が高いことと相関しており、同様に貧困率も相関していると考えられるからである<sup>22</sup>。

#### 4.5 パラメータ制約

消費者需要の推定にQUAIDSを用いる場合、消費者理論の下で成立する収支均等 (adding-up), 同次性 (homogeneity), 対称性 (Slutsky symmetry) 制約をパラメータに課したうえで推定を行うことが一般的である<sup>23</sup>。しかし本稿のように政府の歳出に関する意思決定問題を考える場合、地域の代表的な意思決定主体が消費者と同様の最適化を行っているとは限らないため、必ずしもこれらの条件が満たされるとは限らない。Deacon (1978) は以上の問題

<sup>19</sup>自治体の職員配置の決定に、財政競争やヤードスティック競争のような相互参照構造が存在する場合には外生変数でないが、ここではモデルの構成上そのようなメカニズムを排除している。

<sup>20</sup>価格に対する操作変数  $\ln p_i^{IV}$  の要約統計量に関しては表3に記載。

<sup>21</sup>「自主財源比率」は、歳入総額に占める自主財源（地方税、分担金及び負担金、使用料、手数料、財産収入、寄附金、繰入金、繰越金、諸収入）の割合で定義される。また、説明変数に含まれる「自治体の面積」は期を通じて変化しないため除外した。

<sup>22</sup>自主財源比率  $M$  の要約統計量に関しては表3に記載。

<sup>23</sup>収支均等であるとは、需要の総価値が支出と均等するという一方で、 $\sum_{k=1}^n p_k x_k(p_1, \dots, p_n, Y; Z) = Y$  と表現できる。通常、歳出比率  $w_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) の和を取ると1になるようにデータを構成するため収支均等制約は満たされる。また、同次性とは需要関数が価格と所得に関して0次同次であること、対称性とはスルツキー方程式において価格に対する補償需要の変化が対称的であることを指す。

意識から、地方政府の意思決定において消費者理論における同次性や対称性が成立するのかを初めて検証した。彼の研究では、米国シアトル市の歳出に関する時系列データを用いて、消費者需要システムとして広く利用されている Rotterdam model をベースに推定を行っており、対称性に関しては成立するという帰無仮説を棄却しているが、同次性の成立は棄却されないことを示している。さらに後続する既存研究でも同次性や対称性の検定が行われており、これらのうち両者を棄却している、もしくは対称性を棄却している研究として、米国イリノイ州の地方政府を扱った Grosskopf and Hayes (1983)、英国政府部門を扱った Dunne, Pashardes and Smith (1984) (静学モデルのみ)、オーストラリアヴィクトリア州の地方政府を扱った McMillan and Amoako-Tuffour (1988)、ノルウェーの地方政府を扱った Borge and Rattsø (1995)、スウェーデンの地方政府を扱った Witterblad (2008) 等が挙げられる<sup>24</sup>。一方で同次性および対称性が棄却されていない既存研究も存在しており、オーストラリア、ポルトガル、スウェーデン、英国の政府部門を分析した Dunne and Smith (1983)、英国政府部門を分析した Pitarakis and Tridimas (1999) や Tridimas (1999) 等が挙げられる<sup>25</sup>。以上のように既存研究では同時性および対称性が満たされるかどうかについて統一的な見解は得られていないため、実証的に検証する問題であると言える。したがって以下では、本稿のシミュレーションに用いる推定モデルに課すべき制約の選択を行う。

QUAIDS のパラメータに対する制約として、消費者理論の下で成立する収支均等 (adding-up)、同次性 (homogeneity)、対称性 (Slutsky symmetry) の条件は以下のように表現できる<sup>26</sup>：

$$\forall (p_1, \dots, p_n, Y, Z) \sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \sum_{k=1}^n \beta_k = 0, \sum_{k=1}^n \eta_k = 0, \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} = 0, \sum_{k=1}^n \lambda_k = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, i, j = 1, \dots, n.$$

さらに、同次性および対称性制約  $\sum_{k=1}^n \gamma_{ik} = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$  に関しては検定を行うことが可能であるため、以下の手順に従ってモデルの選択を行った。始めに式 8 に対して収支均等制約を課した上で、4.4 節で議論した操作変数を利用して efficient GMM (Generalized Method of Moments, or 3SLS) による推定を行う。次に推定したモデルにおいて操作変数が適切かどうかを確認するために過剰識別制約検定 (Hansen J-test) を行ったところ、概ね操作変数の有効性が担保された<sup>27</sup>。推定モデルが支持されたため、推定したパラメータを用いて同時性及び対称性制約が満たされるかどうか検定を行った。同次性が成立するという帰無仮説に関して検定を行ったところカイ二乗値 (自由度 5) が 5.64、p 値が 0.343 となり、帰無仮説を棄却しなかった。さらに、同時性及び対称性が成立するという帰無仮説の検定を行った

<sup>24</sup>収支均等および対称性が成立すれば同時性が成立するという関係が成立する。

<sup>25</sup>分析手法は異なるが、DeBoer (1986) は地方政府のデータを用いた分析から消費者効用最大化のフレームワークの適用可能性に肯定的な結論を出している。

<sup>26</sup>パラメータ制約の導出に関しては補論 C を参照されたい。

<sup>27</sup>検定の結果については表 6 を参照。

ところ、カイ二乗値（自由度 15）が 24.85、p 値が 0.052 より、5%水準で帰無仮説が棄却されることはなかった<sup>28</sup>。以上から、本稿の推定モデルにおいて同時性および対称性が満たされることが確かめられたため、QUAIDS に同次性および対称性制約を課したうえで推定を行った結果を以下の分析に用いる<sup>29</sup>。

## 5 推定結果

上で行った議論から、三位一体改革を行わなかった場合のシミュレーションに用いる推定モデルは、式 (8) に対して収支均等、同次性および対称性制約を課すものとする。そのうえで、内生変数と考えられる公共サービス価格、税引き後所得および納税義務者数比率に対して、上で定義した操作変数を利用して 2-step GMM (Generalized Method of Moments) による推定を行う。推定結果は表 4 である。パラメータに制約を課したことによって、最初の 5 つのサービスに関する支出関数の推定結果となっている。さらにこの推定値を用いて計算した支出弾力性  $\epsilon_i$ 、非補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}$  および補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}^c$  は表 5 になる。

まず、表 4 の見方について説明する。表の列に記載した変数は推定モデル式 (8) の各パラメータの推定値を示しており、例えば定数は  $\alpha_i$ 、 $\ln(Y/P)$  は  $\beta^i$ 、 $\ln p_1$  は  $\gamma_{i1}$  の推定値となる。したがって、表各列に示された自治体の歳出項目  $i$  ごとに推定式におけるパラメータの推定値が表示されることになる。また、係数の下には各推定値の標準誤差を記載している。次に、非補償および補償価格弾力性に関する表 5 の見方について説明する。左端の列に記載されている公共サービス名はその価格、1 行目に記載されている公共サービス名は需要する財である。例えば、非補償価格弾力性の表において 1 行 5 列目に 0.54 と記載されているが、これは他のサービスの価格および総歳出を固定したうえで民生サービスの価格が 1% 上昇すると教育サービスの需要量が 0.54% 増加するということである。支出弾力性については教育サービスが最も弾力性が高く、続いて民生サービスが高い一方で、商工や土木、農林水産サービスは弾力性が 1 より小さいという結果が得られた。さらに非補償価格弾力性における自己価格弾力性は、民生、教育およびその他のサービスでは負であり、絶対値で見ると教育サービス (-2.02) が最も値が大きかった。一方、農林水産、商工および土木では正であり、特に商工サービス (1.15) で最も弾力性が大きかった。また、補償価格弾力性における自己価格弾力性の値も非補償価格弾力性のそれと概ね同様の傾向を示している。ノルウェーの地方政府を分析した Borge and Rattsø (1995) は推定した非補償価格弾力性を米国における既存研究と比較しており、米国での結果が -0.2 から -0.4 であるのに対しノルウェーでの結果

<sup>28</sup>補論 C におけるパラメータ制約の議論から、収支均等および対称性が成立すれば同時性が成立するという関係が成立する。したがって、同次性の成立および同次性および対称性の成立の 2 つの検定を行った。

<sup>29</sup>Blundell et al. (1993) によれば、QUAIDS において積分可能性が満たされるためにはさらに  $\ln Y_{jt}/P_{jt}$  と  $(\ln Y_{jt}/P_{jt})^2$  のパラメータ  $\beta_j$  と  $\lambda_j$  が比例的である必要がある ( $\beta_j = a\lambda_j$ ,  $a$  は定数)。そこで、同次性および対称性を課して推定したモデルに対して全ての式において  $\beta_j/\lambda_j$  が等しいという帰無仮説を検定したところ、カイ二乗値（自由度 5）が 8.04、p 値が 0.1541 より、棄却されなかったため積分可能性が支持された。

が-0.66から-1.11とより大きい弾力性を持っている理由を以下のように説明している：米国の地方政府はサービス価格の上昇に対して予算を増加させて対応する傾向があるが、ノルウェーの地方政府は予算額が外生的に中央によって決定されるために、総額を保ちつつ調整を行うことで自己価格弾力性が高くなる。本稿での非補償自己価格弾力性のうち、民生、教育およびその他のサービスは単一国家であるノルウェーにおける結果と類似しており、日本においても予算額が中央によって決定される側面が強いことを反映した結果であると考えられる。一方で、農林水産、商工および土木サービスは弾力性が正の値を取っており、米国やノルウェーにおける結果とは一致しない。この理由として、推計している弾力性はサンプルの平均値で点推定している値であるが、弾力性の推定量が統計的に有意であるかは検証していない。したがって、本稿で計算した結果は誤ったものになっている可能性がある<sup>30</sup>。また交差価格弾力性に関しては、多くの項目で自己価格弾力性と比較すると絶対値として低い値となっているが、このような傾向はBorge and Rattsø (1995)やWitterblad (2008)においても観察されている。

支出弾力性の表の括弧内に記載されている値は、弾力性の推定値が1であるという帰無仮説の下での $t$ 値を示している。また非補償および補償価格弾力性の表括弧内に記載されている値は、弾力性の推定値が0であるという帰無仮説の下での $t$ 値を示している。支出弾力性については農林水産、その他を除くすべてのサービスで帰無仮説が5%有意水準で棄却されている。つまり、データの平均値で評価したときに、民生、農林水産、土木、教育およびその他のサービスは正常財、商工費は劣等財であり、さらに農林水産および土木は正常財、民生、教育およびその他は奢侈財であると解釈できる<sup>31</sup>。非補償および補償自己価格弾力性における $t$ 値は民生、教育およびその他のサービスで絶対値として高い値を取っており弾力性が0であることを有意に棄却している。また、非補償交差価格弾力性では民生と教育（教育サービス価格に対する民生(0.43)、民生サービス価格に対する教育(0.54)）、商工と土木（土木サービスに対する商工(1.94)、商工サービスに対する土木(0.34)）にそれぞれ代替関係が観察されたが、その他の多くの費目に関しては概ね補完関係が観察された。次節では、推定結果をもとに三位一体改革の政策評価を行う。

## 6 三位一体改革の評価

この節では、前節で推定した自治体の意思決定に関わるパラメータを用いて、三位一体改革が自治体の公共サービス歳出に与えた影響を分析する。初めに三位一体改革で行われた制

<sup>30</sup>溝渕・谷崎(2007)ではAIDSにおける弾力性の推定に関して、ブートストラップ法を用いることにより弾力性の有意性を検証している。本稿においても同様の操作を行うことで弾力性が推定できるが、ここでは次の課題としたい。

<sup>31</sup> $\epsilon_i > 0$ は正常財、 $\epsilon_i < 0$ は劣等財。さらに正常財のうち $0 < \epsilon_i < 1$ であれば必需財、 $\epsilon_i > 1$ であれば奢侈財となる。

度変更および本稿での評価方法について議論し、そのうえでデータの加工方法について説明する。最後に評価の結果とその考察について述べる。

## 6.1 三位一体改革の評価方法

本稿では2002年を基準年、2006年を比較年度とし、三位一体改革の「芽出し」として2003年度に行われた改革を含めた2003年度から2006年度の改革を評価対象として分析を行う。評価に際しての手順の概要は次のようになる。始めに、三位一体改革が行われなかった場合に自治体が直面していると考えられる、国庫補助負担金の補助率、税収額、地方交付税額を自治体の決算統計を用いて計算する。次にそのデータを前節で推定したモデルに当てはめることによって、三位一体改革が行われなかった場合に自治体が各公共サービスに対して行う歳出額を推計し、実際に行われた歳出額と比較することによって改革の効果を分析する。以下では、国庫補助負担金改革、税源移譲および地方交付税改革の各項目に関して、比較を行う際に用いる決算額の計算方法および本稿における計算の限界について詳述する。

**国庫補助負担金改革** 改革が行われなかった場合の国庫補助負担金の補助率に関しては、基準年とした2002年度における各公共サービス費目の実効補助率を用いる。したがって、推定で用いたデータにおいて各自治体が2002年度に直面していた実効補助率をそのまま用いることになる。また、改革が行われた場合の補助率は2006年度のものを用いる。

**税源移譲** 三位一体改革期において市町村に対して行われた税源移譲は、主に3つ存在する。1つ目は、地方道路譲与税の国県道分と市町村道分の配分割合の変更、2つ目は自動車重量譲与税の譲与割合の引き上げ、3つ目は所得税（国税）から個人住民税（地方税）への税源移譲である。地方道路譲与税の国県道分と市町村道分の配分割合変更および自動車重量譲与税の譲与割合引き上げは、市町村道に係る国庫補助負担金の削減に対する財源措置として2003年度から行われ、前者では都道府県・政令指定都市に対する譲与割合が43/100から58/100に引き上げられ（その他の市町村に対する譲与割合は57/100から42/100に引き下げられた）、後者では地方政府に対する譲与割合が1/4から1/3に引き上げられた。また、所得税から個人住民税への税源移譲は2004年度から行われ、2006年度には最終的に総額約3兆円の税源移譲が行われた。この税源移譲は、所得税と個人住民税の税率構造を変更することで所得税の3兆円減収と同時に個人住民税を3兆円の増収とする税制の変更である。ポイントは、個人住民税の10%比例税率化であり、従前の累進課税構造から所得に関わらず同率の課税を行う構造に変更された。個人住民税の税率変更のイメージは図1のようになる。

以上の3つの税源移譲を改革の期間中に行われた税源移譲額として計算を行うのだが、本稿では三位一体改革の区切りとされた2006年度を比較年度としている点に留意する必要がある。



ある。所得税から個人住民税への税源移譲に関して実際に移譲が実施されたのは2007年度からであり、2004年度から2006年度までは暫定的な措置として所得税収の一部を「所得譲与税」との名目で用途の自由な一般財源という形で市町村に譲与していた。所得譲与税の市町村に対する譲与額は、実際に税源が移譲された場合の税収額と近い額になるように考慮して配分が行われているが、あくまで税収の見込額に過ぎず税源移譲後の正確な税収額ではない。しかし、国勢調査による人口規模に応じて配分された2004年度と2005年度とは異なり、2006年度における譲与税の配分方式は①改革後に税源移譲によって生じる税収増の見込み額および②2005年度に譲与された所得譲与税額の2つに基づいて配分が行われているため、実際に税源移譲が行われた場合の税収を計算するうえで十分合理的な額であると考えられる<sup>32</sup>。以上から、本稿では2006年度における税収と譲与税額の和から2006年度の所得譲与税を引き、さらに地方道路譲与税に57/42、自動車重量譲与税に3/4をかけることで、改革が行われなかった場合の税収と譲与税額の和を求める<sup>33</sup>。また、改革後の税収と譲与税額の和は2006年度のデータをそのまま用いる。

**地方交付税改革** 改革が行われなかった場合の交付税額に関しては、以下のように計算する。普通交付税額については、2002年度における基準財政需要額と2006年度における基準財政収入額に関して所得譲与税および自動車重量譲与税の増加分、地方道路譲与税の減少分を調整した額の差をとることで求める。基準財政収入額を算定する際には、税収や地方特例交付金等は算入率が75%であるのに対して、譲与税に関しては算入率が100%である<sup>34</sup>。また、基準財政収入額の算定において譲与税は前年度の譲与実績額が用いられるため、2005年度における地方道路譲与税額および自動車重量譲与税額を用いる。所得譲与税に関しては移譲額が拡大されていることと、2006年度における移譲額は2005年度の額を基礎として算定されていることから2006年度の値を用いる。特別交付税に関しては、2006年度における実績額をそのまま算定に用いる。以上のように算定した値を用いる上で留意すべき点は2点

<sup>32</sup>2004年度および2005年度の所得譲与税による税源移譲額は、直近に行われた国勢調査(2000年)の人口規模を基準として譲与している。しかし、2006年度における譲与基準は2007年度以降の個人住民税における税源移譲の姿との「橋渡し役」的な位置づけとして、単に人口を基準として譲与するのではなく、①各団体の最終的な税源移譲による税収増の見込み、②2005年度に譲与された所得譲与税の金額の両者を踏まえて譲与する仕組みとなった。すなわち各自自治体の2006年度における所得譲与税額は以下のように決定された。初めに2005年に譲与された所得譲与税額と同額を各団体に配分し、次に2006年度における所得譲与税総額からその配分額の総和を控除した額を各団体ごとの「税源移譲見込額」に基づいて按分する。この「税源移譲見込額」は、2005年度の市町村税課税状況調査に基づく個人住民税の課税所得段階ごとの納税義務者数を用いて計算した税源移譲前後での個人住民税収の差額である。さらに、この差額が負になる場合は「税源移譲見込額」がゼロとされたため、税源移譲の結果税収が減少するような市町村に関しては2005年度の所得譲与税の譲与額がそのまま2006年度の譲与額とされている(黒田(2007), p.122)。したがって、税源移譲によって税収が減少する自治体は予想される税収よりも多く譲与税を得ている一方で、税収が増加する自治体はその分を負担しているため、得られる譲与税が少なくなっている点に注意されたい。

<sup>33</sup>本稿で分析する対象からは政令指定都市が除外されているため、地方道路譲与税に関する操作は一律に行っていない。

<sup>34</sup>補助金削減額と税源移譲額の差が地域間の格差を拡大させる可能性があるため、所得譲与税は普通交付税の算定において基準財政収入額への参入割合を75%から100%とする改正が2005年度より実施された。

存在する。1点目は2002年度の基準財政需要額を用いることによる誤差である。基準財政需要額の算定において用いられる測定単位には直近の国勢調査等から得られた人口等が用いられるが、2002年度と2006年度では算定に用いられている国勢調査の年が異なる（例えば人口に関しては、2002年度では2000年の国勢調査、2006年度では2005年の国勢調査（速報値）が用いられている）。したがって、改革が行われなかった場合の2006年における基準財政需要としては計算に誤差が存在している。2点目は、譲与税に関してである。基準財政収入額の計算において譲与税は100%算入されるため、実際に自治体の税収となった場合の基準財政収入額とは異なり、交付税額にも影響を与えてしまう。前述のとおり本稿では、2006年度を比較年度としているため、実際に税源移譲が行われた後の税収ではなく所得譲与税による配分が行われている時点での評価を行っている。したがって上述の点は改革が行われなかった場合の交付税額に影響を与えることはないが、実際に税源が移譲された時点での評価を行う場合には影響するため考慮する必要がある。

また、各自治体における普通交付税額は、一旦計算した「(振替前)基準財政需要額」から臨時財政対策債発行可能額を差し引いて算出した基準財政需要額と基準財政収入額の差として計算される。したがって、改革が行われなかった場合の臨時財政対策債発行額として2002年度の額を用いることが適切であるように思われるが、臨時財政対策債の元利償還金が基準財政需要額に算入され毎年度蓄積していくこと、臨時財政対策債は自治体によっては臨時財政対策債発行可能額上限まで発行していないこと等、データの調整が実質的に困難である。したがって、本稿では2006年度の臨時財政対策債発行額を改革が行われなかった場合のそれとして用いる<sup>35</sup>。

## 6.2 定式化とデータの処理

以上から三位一体改革が行われなかった場合に自治体が直面する予算制約を定式化する。自治体の歳出規模を  $Y$ 、税収を  $T$ 、譲与税収を  $I$ 、普通交付税を  $U^1$ 、特別交付税を  $U^2$ 、臨時財政対策債を含む赤字地方債を  $B$ 、その他の歳入を  $W$  と置くと、三位一体改革が行われた場合（実際）の2006年度における予算制約は式(2)を用いて、

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (1 - m_i) \hat{p}_i x_i &= Y \\ &= T + I + U^1 + U^2 + B + W \end{aligned} \quad (12)$$

と置ける。また、2006年度の所得譲与税を  $I^1$ 、自動車重量譲与税を  $I^2$ 、地方道路譲与税を  $I^3$ 、その他の譲与税を  $I^4$  と定め、 $I = I^1 + I^2 + I^3 + I^4$  とする。同様に三位一体改革が行

<sup>35</sup>臨時財政対策債の元利償還金が基準財政需要額に算入される点は、本稿での普通交付税額算出に対しても影響を与えていることに注意されたい。

われなかった場合の 2006 年度における予算制約は、

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n (1 - m'_i) \hat{p}_i x_i &= Y' \\ &= T + \left( \frac{3}{4} I^2 + \frac{57}{42} I^3 + I^4 \right) + U_{sim} + U^2 + B + W \end{aligned} \quad (13)$$

と書ける。ここで  $m'_i$  は 2002 年度における各公共サービスの実効補助率。また、2002 年度の基準財政需要額を  $J_{02}$ 、2006 年度の基準財政収入額を  $S_{06}$  とすると、改革が行われなかった場合の基準財政収入額は  $S_{06} - I^1 - \frac{1}{4} I_{05}^2 + \frac{15}{42} I_{05}^3$  と書くことができるから、計算される普通交付税額  $U_{sim}$  は

$$U_{sim} = \begin{cases} J_{02} - (S_{06} - I^1 - \frac{1}{4} I_{05}^2 + \frac{15}{42} I_{05}^3) & \text{if } U_{sim} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (14)$$

と書くことができる。 $I^2$  および  $I^3$  の添字 05 は 2005 年度の値であることを示す。以上から、式 (12)、(13) より

$$Y' = Y - I^1 - \frac{1}{4} I^2 + \frac{15}{42} I^3 + (U_{sim} - U^1) \quad (15)$$

となる<sup>36</sup>。

上で計算した式 (14) および (15) を利用して、三位一体改革が行われなかった場合の各公共サービスにおける歳出割合を計算する。まず初めに推定したパラメータを式 (8) に代入し、各式の残差  $\hat{u}_{ij}$  を求める。次に改革が行われなかった場合の実効補助率  $m'_{ij}$  を用いて価格指数  $a^*_{sim,j}$  を構成する。最後に式 (8) において実効補助率  $m'_{ij}$ 、歳出総額  $Y'_j$  を一人当たり換算した値、価格指数  $a^*_{sim,j}$  および残差  $\hat{u}_{ij}$  を対応する項に代入することで歳出割合を求めることができる。

### 6.3 歳出シミュレーションおよび結果の比較

上述の手順で計算した  $m'$  と一人当たりに換算した  $Y'$  の要約統計量を表 7 に記載した。また、図 2 および図 4 では実際の実効補助率  $m$  と一人当たり歳出規模  $Y$  との比較として x 軸方向に  $m(Y)$ 、y 軸方向に  $m'(Y')$  を取ってプロットしている。図 2 からは三位一体改革を行ったことによって一人当たり歳出規模が増加するのか減少するのかは一概には言えないが、実際の一人当たり歳出額の平均値が 229.74 (千円)、シミュレーションした額が 224.04

<sup>36</sup>改革が行われなかった場合の歳出規模  $Y'$  の計算においては、もともと  $Y$  から除外されている積立金、前年度繰上充用金および災害救助費 (民生費に分類) に関しては改革の影響から独立していると暗黙的に仮定していることに注意されたい。

(千円)より若干の増加傾向がみられる。また、図4を見ると、民生費では三位一体改革によって実効補助率が低下する傾向が観察されるが、民生費以外の費目に関しては改革によって実効補助率が低下するような傾向は観察されない<sup>37</sup>。

次に三位一体改革が行われなかった場合の自治体の歳出パターンに関してシミュレーションを行い、実際に行われた歳出パターンと比較することで、三位一体改革が各公共サービスへの歳出額の差や自治体の歳出に関する分布にどのような影響を与えたのかを分析する。初めに、改革が行われなかった場合における各公共サービス一人当たり歳出額と、実際に行われた一人当たり歳出額との比較を行う。改革が行われた場合とそうでない場合で各公共サービスの一人当たり歳出格差がどの程度異なるのかを観察するために、一人当たり歳出額の変動係数を構成した<sup>38</sup>。各サービスにおける変動係数の値は表8に示されている。結果から、民生費では三位一体改革によって変動係数が低下(0.63から0.21)している一方で、民生費以外の費目に関しては変動係数が上昇しており、三位一体改革によって地域間での一人当たり歳出額のばらつきが拡大していることが読み取れる。また、改革が行われた時とそうでないときで一人当たり歳出額がどの程度異なるのかを分析するために、改革が行われなかった場合の一人当たり歳出額と実際の一人当たり歳出額の差を計算した。その結果の要約統計量は表9である。さらに図5には歳出変化額の分布をヒストグラムとして表現した。表から平均値で見ると民生費、商工費および土木費では三位一体改革によって一人当たり歳出が増加している(民生費42.10, 商工費95.69, 土木費160.53; 単位は千円)が、農林水産費、教育費およびその他では一人当たり歳出が減少している(農林水産費-23.63, 教育費-109.61, その他-170.78; 単位は千円)。さらにヒストグラムからは平均だけでなく全ての自治体に関して歳出の変化は正か負どちらか一方向に決まっていることが分かる。

以上から、三位一体改革は民生費に対する歳出水準の自治体間での格差を抑制するとともに一人当たり歳出を増加させた一方で、民生費以外の歳出水準に関しては自治体間の格差を拡大させ、商工費および土木費では一人当たり歳出を増加させたが農林水産費、教育費およびその他では減少させたと考えられる。歳出総額(歳入面)で見ると、図2や図3からは三位一体改革によって一人当たり歳出額の格差は縮小しており、伊藤(2010)の結論とも整合的である。しかし、歳出面に目を向けると地域間での一人当たり歳出格差は費目によっては拡大しており、歳入面の議論と同様に三位一体改革が歳出面での格差を縮小したと主張する

<sup>37</sup>この原因は2つ考えられる。1つ目は、三位一体改革の国庫補助負担金改革において市町村が大きく影響を受けた費目の多くは民生費に分類されていることである。表1は平成元年度以降に一般財源化された100億円規模以上の主な国庫負担事業を示しているが、市町村の民生費に分類される事業での負担金の振り替え額が大きい一方で、その他の費目に関してはそれほど大規模に負担金の削減が行われていないため、民生費以外の費目に関しては改革後に実効補助率が低下するような傾向は観察されないと考えられる。2つ目はデータの構成において特定定率補助金を「上位政府からの国庫支出金と都道府県支出金および建設地方債」と定義していることである。本稿のモデルでは年度ごとに自治体が短期的に意思決定を行うと仮定しているが、建設地方債に関しては自治体は通時的な観点から発行の意思決定を行うはずであり、毎年度の発行額は大きく変動する。したがって建設地方債が充てられる費目に関して、実効補助率に大きなばらつきが観察されると考えられる。

<sup>38</sup>求めた $m'$ と $Y'$ を用いてシミュレートした歳出比率の値には0から1の間に収まらないものが存在したため、相対的な値の散らばりを観察するために変動係数を用いて実際の一人当たり歳出額と比較している。

ことはできないと考えられる。ただ、本稿では分析対象を市町村合併に関与しなかった市に該当する自治体に限定しているため、その他の自治体では結果が異なってくる可能性があることに注意されたい。

## 7 おわりに

本稿では三位一体改革が地方自治体の財政状況に与える影響を、歳入だけでなく様々な公共サービス歳出についても分析を行い、以下の結論を得た。歳入に関しては本稿で取り上げた既存研究と同様に、三位一体改革によって一人当たり歳出額の格差は縮小していると考えられる。しかし歳出に関しては、三位一体改革は民生費に対する歳出水準の自治体間での格差を抑制するとともに一人当たり歳出を増加させた一方で、民生費以外の歳出水準に関しては自治体間の格差を拡大させ、商工費および土木費では一人当たり歳出を増加させたが農林水産費、教育費およびその他では減少させたことが明らかになった。

また、分析手法における本稿の貢献としては以下が挙げられる。1点目は、日本において政府歳出行動を分析した既存研究で用いられてきた目的関数と比較すると、よりデータの変動を捉えることができるフレキシブルな関数形を用いているということ。2点目は、これまで (QU)AIDS を政府の歳出行動に適用してきた既存研究では、公共サービスの価格を構成する際に生じる内生性の問題を十分に解決できていなかったが、本稿では外生性を担保していると考えられる適切な操作変数を構築した上で推定を行っていることである。

しかし、本稿の分析上の問題点として残されたものには以下が存在する。三位一体改革を行わない場合の歳出比率を計算する際に、シミュレーションした一部の値が0から1の間に収まっていない。この問題に対処するためには、溝淵・谷崎 (2007) が行っている AIDS の弾力性の推定手法を応用することで、歳出比率の計算においてブートストラップを用いた誤差項のサンプリングを行い、歳出比率の分布が0から1に収まるように推定することが望ましいと考えられる。この点は今後の課題としたい。

## 参考文献

- [1] Aaberge, Rolf, and Audun Langørgen. “Fiscal and spending behavior of local governments: Identification of price effects when prices are not observed.” *Public Choice* 117.1-2 (2003): 125-161.
- [2] Bahl, Roy., Marvin Johnson, and Michael Wasylenko “State and local government expenditure determinants: The traditional view and a new approach.”

- Bahl, R., Burkhead, J. and Jump, B. Jr., (Eds.), *Public employment and state and local government finance*. Cambridge, MA: Ballinger (1980): 65-119.
- [3] Banks, J., R. Blundell, and A. Lewbel. "Quadratic Engel curves and consumer demand." *Review of Economics and Statistics* 79 (1997): 527-539.
- [4] Bergstrom, Theodore C., and Robert P. Goodman. "Private demands for public goods." *The American Economic Review* 63.3 (1973): 280-296.
- [5] Blundell, Richard, Panos Pashardes, and Guglielmo Weber. "What Do We Learn About Consumer Demand Patterns from Micro Data?" *The American Economic Review* 83.3 (1993): 570-97.
- [6] Borcharding, Thomas E., and Robert T. Deacon. "The demand for the services of non-federal governments." *The American Economic Review* 62.5 (1972): 891-901.
- [7] Borge, Lars-Erik, and Jørn Rattsø. "Demographic shift, relative costs and the allocation of local public consumption in Norway." *Regional Science and Urban Economics* 25.6 (1995): 705-726.
- [8] Coyte, Peter C., and Stuart Landon. "Cost-sharing versus block-funding in a federal system: A demand systems approach." *Canadian Journal of Economics* 23.4 (1990): 817-838.
- [9] Craig, Steven G., and Larry L. Howard. "Is Medicaid crowding out other state government expenditure? Internal financing and cross-program substitution." *Regional Science and Urban Economics* 49 (2014): 164-178.
- [10] Deacon, Robert T. "A demand model for the local public sector." *The Review of Economics and Statistics* (1978): 184-192.
- [11] Deaton, Angus, and John Muellbauer. "An almost ideal demand system." *The American Economic Review* 70.3 (1980): 312-326.
- [12] DeBoer, Larry. "State and local government utility maximization according to GARP." *Public Finance Review* 14.1 (1986): 87-99.
- [13] Doi, Takero. "Empirics of the median voter hypothesis in Japan." *Empirical Economics* 24.4 (1999): 667-691.

- [14] Dunne, John P., and Ronald Patrick Smith. "The allocative efficiency of government expenditure: Some comparative tests." *European Economic Review* 20.1 (1983): 381-394.
- [15] Dunne, John P., Panos Pashardes, and Ronald P. Smith. "Needs, costs and bureaucracy: The allocation of public consumption in the UK." *The Economic Journal* 94.373 (1984): 1-15.
- [16] Eastwood, David B. "An adaptive linear expenditure system for state and local governments." *Applied economics* 10.4 (1978): 279-287.
- [17] Ehrenberg, Ronald G. "The demand for state and local government employees." *The American Economic Review* 63.3 (1973): 366-379.
- [18] Gramlich, Edward M. "Alternative federal policies for stimulating state and local expenditures: A comparison of their effects." *National Tax Journal* 21.2 (1968): 119-129.
- [19] Gramlich, Edward M. "State and local governments and their budget constraint." *International Economic Review* 10.2 (1969): 163-182.
- [20] Grosskopf, Shawna, and Kathy Hayes. "Do local governments maximize anything?" *Public Finance Review* 11.2 (1983): 202-216.
- [21] Hayes, Kathy, and Shawna Grosskopf. "The role of functional form in estimating the demand for local public goods." *The Review of Economics and Statistics* (1984): 169-173.
- [22] Henderson, James M. "Local government expenditures: A social welfare analysis." *The Review of Economics of Statistics* (1968): 156-163.
- [23] Inman, Robert P. "Towards an econometric model of local budgeting." *Proceedings of the Annual Conference on Taxation under the Auspices of the National Tax Association*. Vol. 64. National Tax Association (1971): 699-719.
- [24] Ishi, Hiromitsu. "The budgetary behavior of local governments and intergovernmental grant policies: a case study for Japan." *Environment and Planning C: Government and Policy* 3.4 (1985): 403-415.

- [25] Johnson, M.B. “Community income, intergovernmental grants, and local school district fiscal behavior.” Mieszkowski, P. and Oakland, W.H. (Eds.), *Fiscal federalism and grants in aid*. Washington: The Urban Institute (1979): 51-77.
- [26] Langørgen, Audun. “A structural approach for analyzing fiscal equalization.” *International Tax and Public Finance* 22.3 (2015): 376-400.
- [27] Levaggi, Rosella. “The estimation of British local government expenditure decisions under a piecewise linear budget constraint.” *Applied Economics* 26.11 (1994): 1099-1107.
- [28] McGuire, Martin. “A method for estimating the effect of a subsidy on the receiver’s resource constraint: with an application to US local governments 1964–1971.” *Journal of Public Economics* 10.1 (1978): 25-44.
- [29] McMillan, Melville L., and Joe Amoako-Tuffour. “An examination of preferences for local public sector outputs.” *The Review of Economics and Statistics* (1988): 45-54.
- [30] Nagamine, Junichi. “Japanese local finance and the “Institutionalized” flypaper effect.” *Public Finance= Finances publiques* 50.3 (1995): 420-41.
- [31] Pitarakis, Jean-Yves, and George Tridimas. “Total expenditure endogeneity in a system of demand for public consumption expenditures in the UK.” *Economic Modelling* 16.2 (1999): 279-291.
- [32] Rattsø, J. “Local government allocation of labour and the grant system: an applied model analysis of local government behaviour in Norway.” *Environment and Planning C: Government and Policy* 7.3 (1989): 273-284.
- [33] Reilly, Gilbert J. “Wealth neutrality revisited: Guaranteed tax base formulas and local choice in public education.” *The Review of Economics and Statistics* 64.4 (1982): 553–561.
- [34] Slack, Enid. “Local fiscal response to intergovernmental transfers.” *The Review of Economics and Statistics* (1980): 364-370.
- [35] Tridimas, George. “A demand-theoretic analysis of public consumption priorities in the United Kingdom.” *Public Finance Review* 27.6 (1999): 599-623.



- [36] Wildasin, D.E. *Urban public finance*. New York: Harwood Academic Publishers (1986).
- [37] Williams, Ross. “State government expenditures in a federal system: cost and revenue equalization effects in Australia.” *Applied Economics* 27.2 (1995): 139-146.
- [38] Witterblad, Mikael. “The demand for local public services in Sweden.” *Umeå Economic Studies* 730 (2008).
- [39] 浅羽隆史 (2014) 「税源移譲及び定率化が都道府県間格差に与えた影響」『白鷗法學』 20(2): 221-241.
- [40] 浅羽隆史 (2015) 「税源移譲及び定率化が市町村間格差に与えた影響-三位一体の改革再考-」『経済学論纂 (中央大学)』 55(3): 79-96.
- [41] 跡田直澄・吉田素教・坂田雅代 (2002) 「地方自治体の厚生水準からみた政策評価 (「地方財政制度の課題と評価」特集)」, 『フィナンシャル・レビュー』 61: 90-119.
- [42] 石弘光・長谷川正・秦邦昭・山下道子 (1983) 「政府行動と補助金 受益と負担の地域別帰着と補助金の役割」, 『経済企画庁経済研究所研シリーズ』 39: 115-133.
- [43] 伊藤敏安 (2010) 「市町村合併と“三位一体の改革”による地方財政への影響-人口あたり地方税・地方交付税・国庫支出金の変化とその要因」『地域経済研究』 21: 3-21.
- [44] 井上勝雄・林宜嗣・林宏昭 (1988) 「補助金と地方の財政行動」, 『経済学論究』 41.4: 27-44.
- [45] 瀬口浩一 (2001) 「補助金改革と税源移譲の厚生分析: 地方の財政行動と地域厚生に及ぼす影響」, 『関西学院経済学研究』 32: 155-168.
- [46] 木村真・吉田素教・橋本恭之 (2004) 「三位一体改革のシミュレーション分析」『会計検査研究』 30: 65-79.
- [47] 黒田武一郎 (2007) 『三位一体の改革と将来像—地方税・地方交付税』
- [48] 小林庸平・林正義 (2011) 「一般財源化と高齢化は就学援助制度にどのような影響を与えたのか?」, 『財政研究』 7: 160-175.
- [49] 佐藤文俊 (2007) 『三位一体の改革と将来像—総説・国庫補助負担金』

- [50] 鈴木健司 (2007) 「地方公共団体の非裁量的事業額の推計」, 『日本福祉大学経済論集』 34: 119-127.
- [51] 鈴木善充 (2015) 「論文」 国庫支出金改革について 『生駒経済論叢= Ikoma Journal of Economics』 13(1): 23-39.
- [52] 土居丈朗 (1996) 「日本の都市財政におけるフライペーパー効果—地方交付税と国税減税の等価性の検証 (地方財政特集)」 『フィナンシャル・レビュー』 40: 95-119.
- [53] 中澤克佳 (2006) 「税源移譲のシミュレーション分析-住民税フラット化の市町村財政への影響-」 『KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES』 .
- [54] 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: 65-68.
- [55] 松田敏信 (2010) 「消費者需要分析」, 蓑谷千凰彦・牧厚志 (編) 『応用計量経済学ハンドブック』, 朝倉書店: 39-78.
- [56] 宮良・福重 (2001) 「日本の市町村財政におけるフライペーパー効果」, 『日本経済研究』 42: 144-161.
- [57] 吉田素教・赤井伸郎 (2003) 「地方財政需要の見直しによる地方財政健全化シミュレーション—基準財政需要の算定手法を用いた地方交付税と国庫支出金の削減」 『会計検査研究』 27: 61-88.
- [58] 吉田素教 (2005) 「各地域の選好特性に基づく自治体歳出配分行動の評価」, 『日本評価研究』 5.2: 1-15.
- [59] 鷺見英司・中村匡克・中澤克佳 (2004) 「税源移譲のシミュレーション分析: 三位一体改革の東北市町村財政への影響」 『総合政策論集: 東北文化学園大学総合政策学部紀要』 4(1): 97-124.
- [60] 総務省, 「平成元年度以降の国庫補助金等の一般財源化の状況」, “[http://www.soumu.go.jp/main\\_content/000291602.pdf](http://www.soumu.go.jp/main_content/000291602.pdf)” 最終閲覧日:2016/9/26.

## 補論 A : QUAIDS シェア関数の導出

本稿の QUAIDS 特定化におけるシェア関数  $w_i(p_1, \dots, p_n, Y)$  の導出を確認する。QUAIDS の間接効用関数  $V(p_1, \dots, p_n, Y)$  は次のようになる：

$$V(p_1, \dots, p_n, Y) = \left[ \left\{ \frac{\ln Y - \ln a(p_1, \dots, p_n)}{b(p_1, \dots, p_n)} \right\}^{-1} + \lambda(p_1, \dots, p_n) \right]^{-1} \quad (16)$$

$$\ln a(p_1, \dots, p_n) = \alpha_0 + \sum_{l=1}^n \alpha_l \ln p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \ln p_k \ln p_l \quad (17)$$

$$b(p_1, \dots, p_n) = \beta_0 \prod_{l=1}^n (p_l)^{\beta_l} \quad (18)$$

$$\lambda(p_1, \dots, p_n) = \sum_{l=1}^n \lambda_l \ln p_l. \quad (19)$$

ここで  $\alpha_0, \alpha_l, \beta_0, \beta_l, \lambda_l$  および  $\gamma_{kl}^*$  は未知パラメータである。環境変数およびコントロール変数の導入に関しては Borge and Rattsø (1995) や Craig and Howard (2014) で行われている方法に従っており、価格や所得弾力性に影響を与えないと仮定しているためここでは除外して考えても問題はない。

支出比率形式の非補償需要関数  $w_i(p_1, \dots, p_n, Y)$  は上の間接効用関数に対してロアの恒等式  $x_i(p_1, \dots, p_n, Y) = -\frac{\partial V}{\partial p_i} / \frac{\partial V}{\partial Y}$  を利用することで次のように表される ( $x_i(p_1, \dots, p_n, Y)$  は非補償需要関数)：

$$\begin{aligned} w_i(p_1, \dots, p_n, Y) &= -p_i \frac{\partial V}{\partial p_i} / Y \frac{\partial V}{\partial Y} \\ &= -\frac{\partial V}{\partial \ln p_i} / \frac{\partial V}{\partial \ln Y}. \end{aligned} \quad (20)$$

さらに  $\frac{\partial V}{\partial \ln p_i}$  および  $\frac{\partial V}{\partial \ln Y}$  はそれぞれ以下のように表される：

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial \ln p_i} &= A^{-2} \left[ B^{-2} \left\{ -\frac{1}{b} \frac{\partial \ln a(p_1, \dots, p_n; Z)}{\partial \ln p_i} - \frac{\ln Y - \ln a}{b^2} \frac{\partial b(p_1, \dots, p_n; Z)}{\partial \ln b} \frac{\partial \ln b(p_1, \dots, p_n; Z)}{\partial \ln p_i} \right\} \right. \\ &\quad \left. + \frac{\partial \lambda}{\partial \ln p_i} \right] \end{aligned} \quad (21)$$

$$\begin{aligned} &= A^{-2} \left[ B^{-2} \left\{ -\frac{1}{b} \left\{ \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^n (\gamma_{il}^* + \gamma_{li}^*) \ln p_l \right\} - \frac{\ln Y - \ln a}{b^2} \cdot b \cdot \beta_i \right\} + \lambda_i \right] \\ &= A^{-2} \left[ B^{-2} \left\{ -\frac{1}{b} \left\{ \alpha_i + \sum_{l=1}^n \frac{1}{2} (\gamma_{il}^* + \gamma_{li}^*) \ln p_l + \beta^i \ln \frac{Y}{a(p_1, \dots, p_n; Z)} \right\} \right\} + \lambda_i \right] \end{aligned} \quad (22)$$

$$\frac{\partial V}{\partial \ln Y} = A^{-2} B^{-2} \frac{1}{b}. \quad (23)$$

ここで  $A = \left[ \left\{ \frac{\ln Y - \ln a(p_1, \dots, p_n)}{b(p_1, \dots, p_n)} \right\}^{-1} + \lambda(p_1, \dots, p_n) \right]$ ,  $B = \frac{\ln Y - \ln a(p_1, \dots, p_n)}{b(p_1, \dots, p_n)}$ . 以上 (22) および (23) 式を (20) 式に代入しさらに  $\gamma_{il} = \frac{1}{2}(\gamma_{il}^* + \gamma_{li}^*)$ , とすることで支出シェア関数を得る<sup>39</sup> :

$$\begin{aligned} w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z) &= \alpha_i + \sum_{l=1}^n \gamma_{il} \ln p_l + \beta^i \ln \frac{Y}{a(p)} + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left[ \ln \frac{Y}{a(p)} \right]^2, \quad i = 1, \dots, n \\ \ln a(p_1, \dots, p_n) &= \alpha_0 + \sum_{l=1}^n \alpha_l \ln p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \ln p_k \ln p_l \\ b(p_1, \dots, p_n) &= \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}. \end{aligned}$$

## 補論 B : 弾力性の導出

この節では QUAIDS の推定モデルを示した際に定義した, 支出弾力性  $\epsilon_i$ , 非補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}$  および補償価格弾力性  $\epsilon_{ij}^c$  の導出について詳述する.

支出弾力性: 支出シェア  $w_i = \frac{p_i x_i}{Y} = \frac{p_i f_i}{Y}$  の両辺で自然対数をとると,

$$\ln f_i = \ln Y + \ln w_i - \ln p_i \quad (24)$$

より,

$$\begin{aligned} \epsilon_i &= \frac{\partial \ln f_i(p_1, \dots, p_n, Y)}{\partial \ln Y} \\ &= 1 + \frac{\partial \ln f_i}{\partial w_i} \frac{\partial w_i}{\partial \ln Y}. \end{aligned}$$

ここで  $\frac{\partial \ln f_i}{\partial w_i} = \frac{1}{w_i}$  かつ式 (4) から

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln Y} = \beta^i + 2 \frac{\lambda_i}{b(p)} \ln Y$$

を求めると,

<sup>39</sup>  $\frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \ln p_k \ln p_l = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \ln p_k \ln p_l$  を用いている.

$$\epsilon_i = 1 + \frac{1}{w_i} (\beta^i + 2\lambda_i \ln Y)$$

を得る<sup>40</sup>.

非補償価格弾力性: 式(24)を用いて弾力性の定義を書き換える:

$$\begin{aligned} \epsilon_{ij} &= \frac{\partial \ln f_i(p_1, \dots, p_n, Y)}{\partial \ln p_j} \\ &= \frac{\partial \ln f_i}{\partial \ln w_i} \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} - \frac{\partial \ln p_i}{\partial \ln p_j} \\ &= \frac{1}{w_i} \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} - \delta_{ij}. \end{aligned} \quad (25)$$

また式(4)より,

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \beta_i \frac{\partial \ln a(p)}{\partial \ln p_j} - 2\lambda_i \ln Y \quad (26)$$

さらに式(5)を用いて,

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln a(p)}{\partial \ln p_j} &= \alpha_j + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^n \gamma_{jl} \ln p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \gamma_{kj} \ln p_k \\ &= \alpha_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (\gamma_{jk} + \gamma_{kj}) \ln p_k \end{aligned} \quad (27)$$

以上(25)(26)(27)より,

$$\begin{aligned} \epsilon_{ij} &= \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta^i + 2\lambda_i \ln Y}{w_i} \left[ \alpha_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (\gamma_{jk} + \gamma_{kj}) \ln p_k \right] - \delta_{ij} \\ &= \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta^i + 2\lambda_i \ln Y}{w_i} w_j - \delta_{ij}. \end{aligned}$$

補償価格弾力性: ヒックスの需要関数を  $h(p, u)$  と置くと,  $\epsilon_{ij}^c$  は以下のように定義される:

$$\epsilon_{ij}^c = \frac{\partial \ln h_i(p, u)}{\partial \ln p_j}.$$

<sup>40</sup>推定の際に  $b(p) = 1$  としていることに注意.

ここで、スルツキー方程式

$$\frac{\partial f_i(p, Y)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i(p, u)}{\partial p_j} - f_j \frac{\partial f_i(p, Y)}{\partial Y}$$

は支出シェアおよび弾力性を用いて、

$$\epsilon_{ij} = \epsilon_{ij}^c - \epsilon_i w_j$$

と書き換えられることから求めるべきものを得る.

## 補論 C : パラメータの制約および制約の妥当性

### パラメータの制約

消費者理論の下で成立する、収支均等 (adding-up), 同次性 (homogeneity), 対称性 (Slutsky symmetry) の 3 つに関して本稿のモデルに即して確認する.

**収支均等:** 収支均等であるとは、需要の総価値が支出と均等するということで、

$$\sum_{k=1}^n p_k x_k(p_1, \dots, p_n, Y; Z) = Y$$

と表現できる. この式を両辺  $Y$  で割るとシェア関数での条件  $\sum_{k=1}^n w_k(p_1, \dots, p_n, Y; Z) = 1$  を得る.

したがって, (4) および (5) において収支均等が成立するのは, 以下のパラメータ条件を満たしていることである:

$$\forall(p_1, \dots, p_n, Y, Z) \sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \sum_{k=1}^n \beta_k = 0, \sum_{k=1}^n \eta_k = 0, \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} = 0, \sum_{k=1}^n \lambda_k = 0, j = 1, \dots, n.$$

**同次性:** 同次性とは, 非補償需要関数  $x_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)$  が価格と支出に関して 0 次同次であるということ, 任意の  $\lambda > 0$  に関して  $x_i(\lambda p_1, \dots, \lambda p_n, \lambda Y; Z) = x_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z) i = 1, \dots, n$  と表現できる. シェア関数で表現すれば,

$$w_i(\lambda p_1, \dots, \lambda p_n, \lambda Y; Z) = w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z), i = 1, \dots, n.$$

したがって、(4) および (5) において同次性が成立するのは、以下のパラメータ条件を満たしていることである：

$$\forall(p_1, \dots, p_n, Y, Z) \sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \sum_{k=1}^n \beta_k = 0, \sum_{k=1}^n \lambda_k = 0, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0, i, j = 1, \dots, n.$$

対称性： 対称性とは、スルツキー方程式  $\frac{\partial x_i(p, Y)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i(p, u)}{\partial p_j} - x_j \frac{\partial x_i(p, Y)}{\partial Y}$  において  $\frac{\partial h_i(p, u)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_j(p, u)}{\partial p_i}$ ,  $i, j = 1, \dots, n$  が成立する（代替効果が対照的）ことであるから、

$$\frac{\partial x_i(p, Y)}{\partial p_j} + x_j \frac{\partial x_i(p, Y)}{\partial Y} = \frac{\partial x_j(p, Y)}{\partial p_i} + x_i \frac{\partial x_j(p, Y)}{\partial Y} \quad (28)$$

となる．支出シェア関数の表現  $w_i = \frac{p_i x_i}{Y}$ ,  $i = 1, \dots, n$  を用いると、以下のように表現できる：

$$\begin{aligned} \frac{\partial x_i(p, Y)}{\partial p_j} + x_j \frac{\partial x_i(p, Y)}{\partial Y} &= \frac{\partial}{\partial p_j} \left( \frac{Y w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_i} \right) + \frac{Y w_j}{p_j} \frac{\partial}{\partial Y} \left( \frac{Y w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_i} \right) \\ &= \frac{\partial}{\partial p_i} \left( \frac{Y w_j(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_j} \right) + \frac{Y w_i}{p_i} \frac{\partial}{\partial Y} \left( \frac{Y w_j(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_j} \right) \\ &= \frac{\partial x_j(p, Y)}{\partial p_i} + x_i \frac{\partial x_j(p, Y)}{\partial Y}. \end{aligned}$$

いま (28) 左辺に含まれる  $\frac{\partial}{\partial p_j} \left( \frac{Y w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_i} \right)$  および  $\frac{\partial}{\partial Y} \left( \frac{Y w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_i} \right)$  はそれぞれ、

$$\frac{\partial}{\partial p_j} \left( \frac{Y w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_i} \right) = \frac{Y}{p_i p_j} \left\{ \gamma_{ij} - (\beta^i + 2\lambda_i \ln Y) \left[ (\alpha_0^j + \alpha^{j'} Z) + \sum_{l=1}^n \gamma_{jl} \ln p_l \right] - \delta_{ij} w_i \right\}$$

$$\frac{\partial}{\partial Y} \left( \frac{Y w_i(p_1, \dots, p_n, Y; Z)}{p_i} \right) = \frac{w_i}{p_i} + \frac{Y}{p_i} (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) \frac{1}{Y}$$

より、

$$\begin{aligned} \text{LHS} &= \frac{Y}{p_i p_j} \left\{ \gamma_{ij} - (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) \left[ \alpha_j + \sum_{l=1}^n \gamma_{jl} \ln p_l \right] - \delta_{ij} w_i + w_i w_j + w_j (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) \right\} \\ &= \frac{Y}{p_i p_j} \left\{ \gamma_{ij} + w_i w_j - \delta_{ij} w_i + (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) \left\{ w_j - \left[ \alpha_j + \sum_{l=1}^n \gamma_{jl} \ln p_l \right] \right\} \right\} \\ &= \frac{Y}{p_i p_j} \left\{ \gamma_{ij} + w_i w_j - \delta_{ij} w_i + (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) (\beta_j + 2\lambda_j \ln Y) \ln \frac{Y}{P} \right\}. \end{aligned}$$

同様に右辺を計算すると,

$$\text{RHS} = \frac{Y}{p_i p_j} \left\{ \gamma_{ji} + w_i w_j - \delta_{ij} w_i + (\beta_i + 2\lambda_i \ln Y) (\beta_j + 2\lambda_j \ln Y) \ln \frac{Y}{P} \right\}.$$

したがって (28) の右辺と左辺が等しくなる条件は,

$$\forall (p_1, \dots, p_n, Y, Z) \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, i, j = 1, \dots, n.$$

以上, 収支均等, 同次性, 対称性の条件をまとめると, パラメータ制約は次のようになる:

$$\forall (p_1, \dots, p_n, Y, Z) \sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \sum_{k=1}^n \beta_k = 0, \sum_{k=1}^n \eta_k = 0, \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} = 0, \sum_{k=1}^n \lambda_k = 0, \gamma_{ij} = \gamma_{ji}, i, j = 1, \dots, n.$$

また, 収支均等および対称性が成立すれば同時性が成立することが分かる.



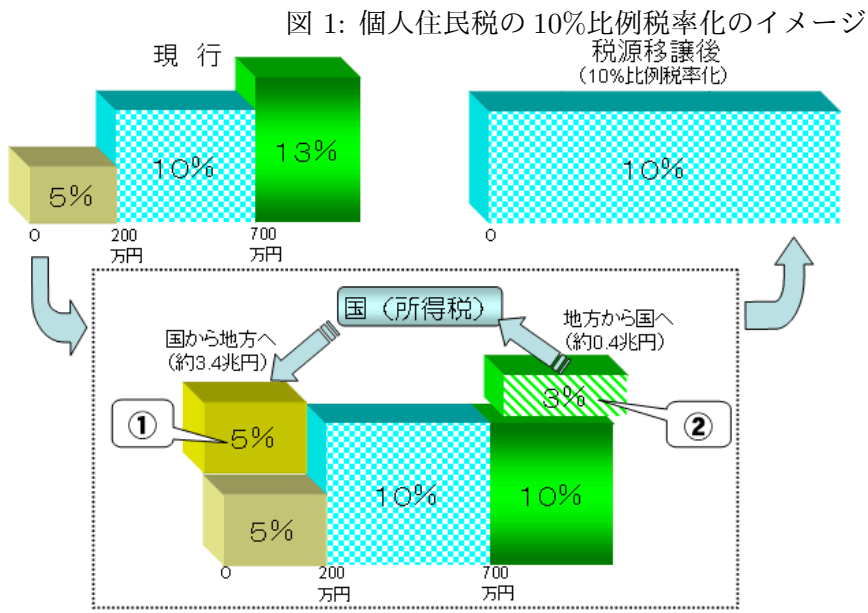


図 2: 実際の一人当たり歳出額とシミュレーションした一人当たり歳出額との比較

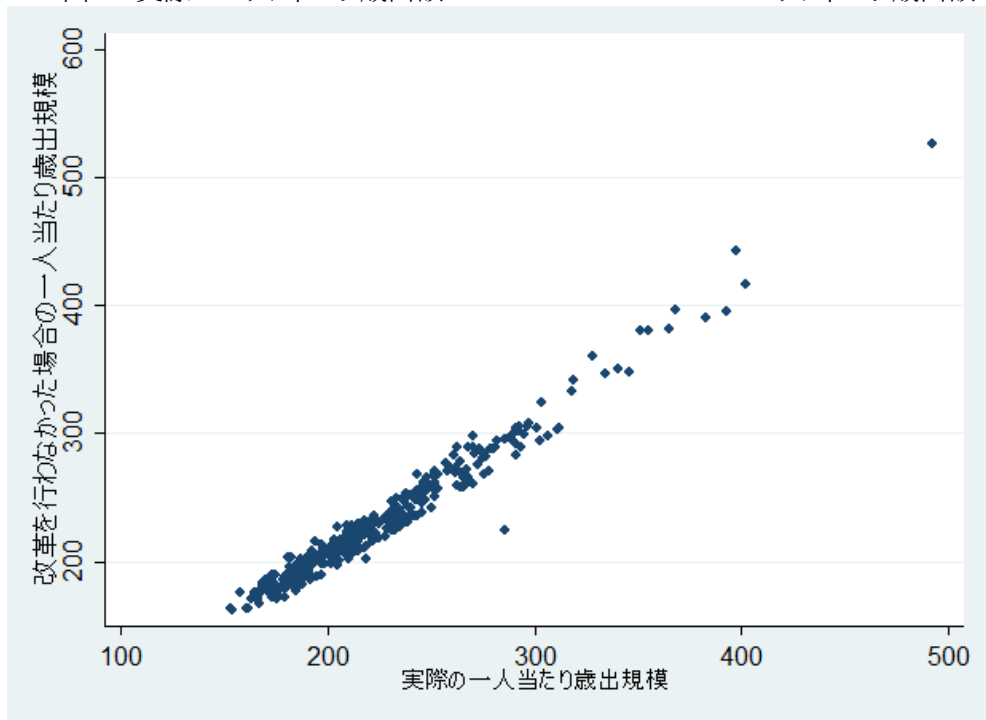


図 3: 実際の一人当たり歳出額とシミュレーションした一人当たり歳出額の分布比較

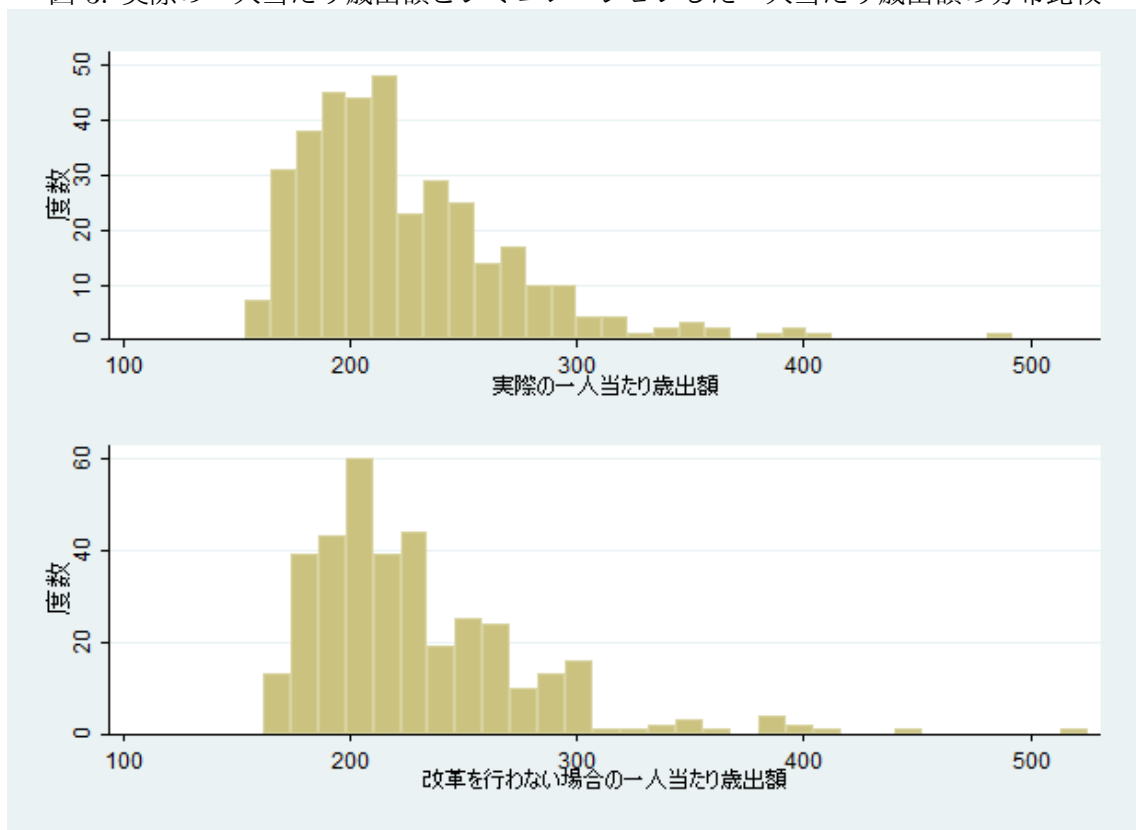


図 4: 実際の実効補助率と改革を行わなかった場合の実効補助率

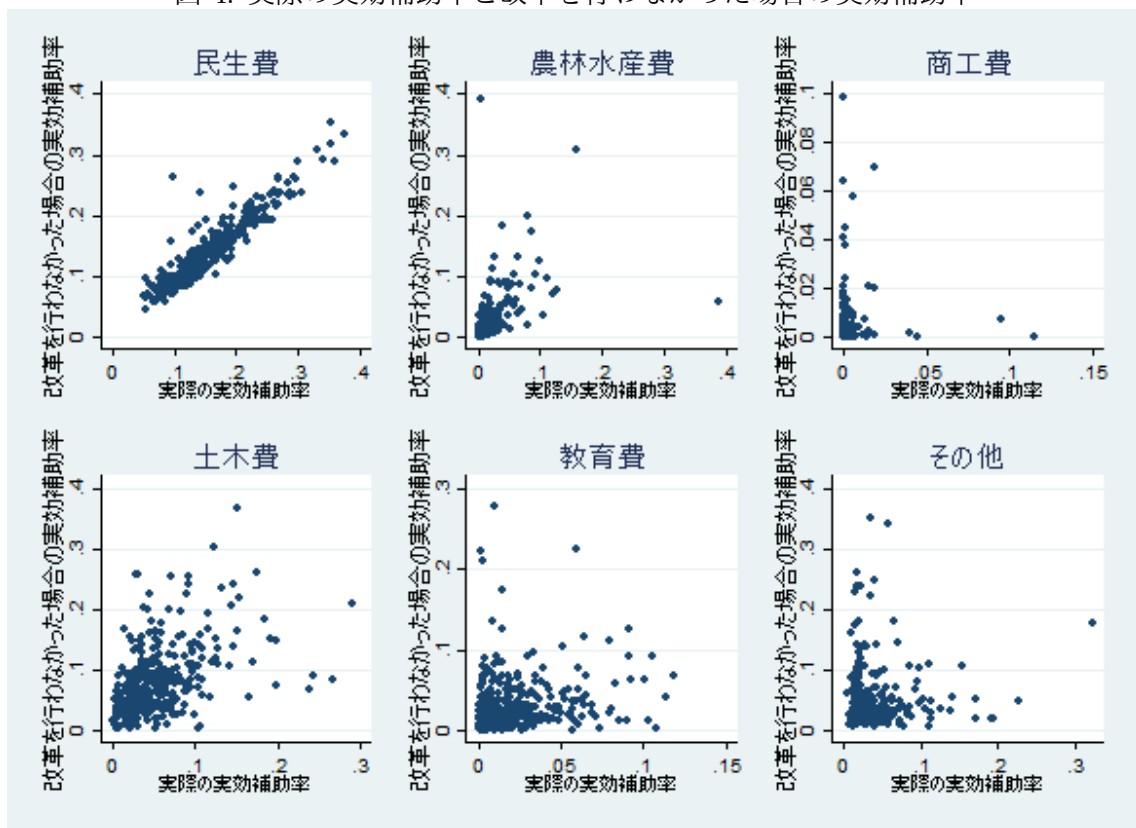


図 5: 三位一体改革による歳出変化額の分布

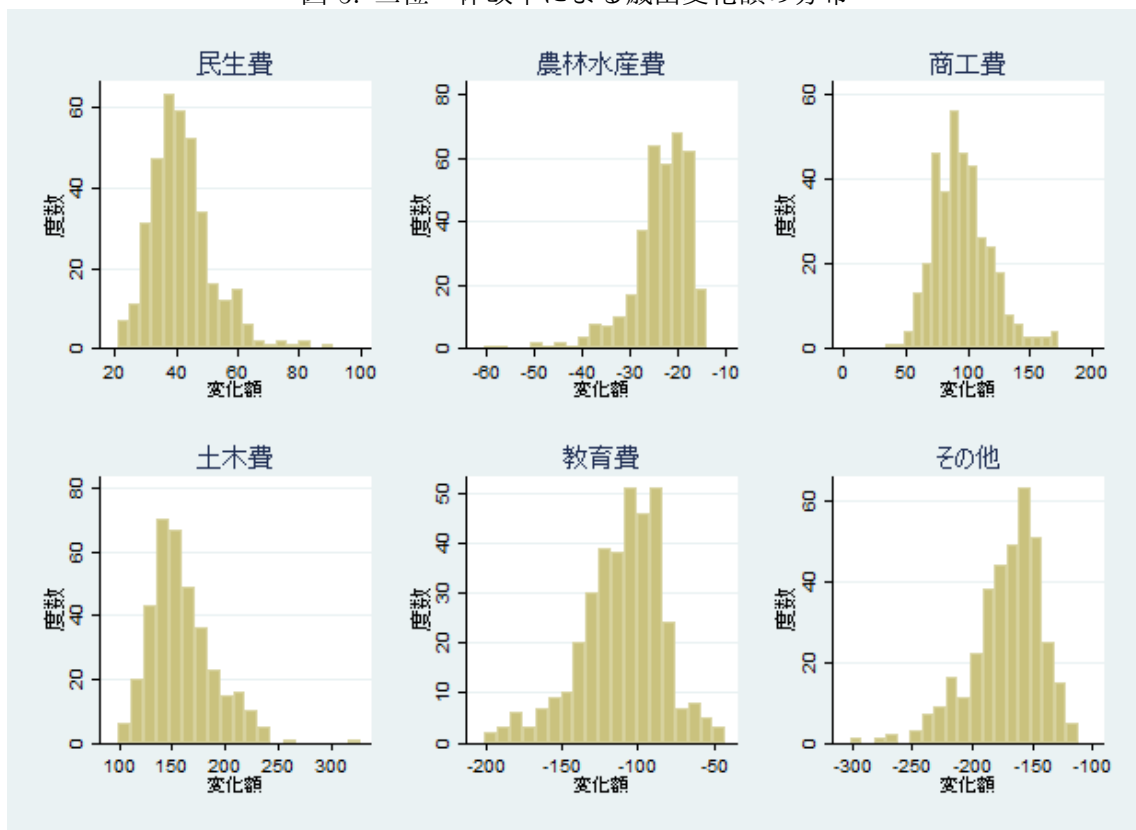


表 1: 平成元年度以降一般財源化された主な事業（100 億円以上のもの）

単位： 億円

省庁名	項目	影響額	年度	省庁名	項目	影響額	年度	
文科省	義務教育国庫負担金（恩給費）	223	平元	厚労省	在宅福祉事業費補助金	125	平 17	
	（追加費用等）	1235	平 4-5		（介護予防・地域支え合い事業（緊急通報体制等整備事業等）、生活支援ハウス等）			
	（共済長期給付及び公務災害補償基金負担金に要する経費）	2082	平 15		地域介護・福祉空間整備等施設整備交付金（都道府県交付金）	389	平 18	
	（退職手当及び児童手当）	2201	平 16		軽費老人ホーム事務費補助金	167	平 16	
	公立養護学校教育費国庫負担金				養護老人ホーム等保護費負担金	567	平 17	
	（共済長期給付及び公務災害補償基金負担金に要する経費）	102	平 15		介護保険事務費交付金	305	平 17	
	（退職手当及び児童手当）	108	平 16		子宮頸がん等ワクチン接種緊急促進臨時特例交付金	522	平 25	
	公立学校等施設整備費補助金	170	平 18		妊婦健康診査臨時特例交付金	364	平 25	
	（うち不適格改築（耐震力不足建物、全面改築または適正は配置のための改築を除く））				農水省	協同農業普及事業交付金（職員設置費の一部）	167	平 18
	要保護及準要保護児童生徒援助費補助金	134	平 17		経産省	小規模事業指導費補助金（商工会・商工会議所の経営指導員等分）	400	平 5-7
（準要保護児童生徒に対する援助分）			（中企庁）	小規模企業等活性化補助金	155	平 18		
厚労省	療養給付費等負担金（国保事務費（人件費等））	984	平 4-6	国交省	公営住宅家賃対策等補助			
	保健所運営費交付金	289	平 2-6	（公営住宅家賃収入補助）	320	平 17		
	市町村保健活動費交付金	138	平 6	（公営住宅家賃収入補助，公営住宅法に基づく国庫負担分，旧公営住宅法に基づく家賃対策補助分，特定借上買取賃貸住宅分，特定目的借上公共賃貸住宅分）	940	平 18		
	児童保護費等負担金（公立保育所運営費）	1661	平 16					
	保健事業費等負担金（健康教育費及び健康診査費のがん検診関係費分）	184	平 10					

表 2: 公共サービスの分類

サービス分類	目的別歳出
1. 民生サービス	民生費
2. 農林水産サービス	農林水産費
3. 商工サービス	商工費
4. 土木サービス	土木費
5. 教育サービス	教育費
6. その他サービス	その他目的別歳出

表 3: 要約統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
$w_{ijt}$				
民生費歳出割合	0.2488	0.0500	0.1069	0.4353
農林水産費歳出割合	0.0268	0.0242	0.0003	0.2158
商工費歳出割合	0.0319	0.0312	0.0024	0.2356
土木費歳出割合	0.1700	0.0558	0.0316	0.4956
教育費歳出割合	0.1482	0.0310	0.0713	0.4322
その他歳出割合	0.3744	0.0459	0.2071	0.5571
$\ln p_{ijt}$				
$\ln(\text{民生サービス価格})$	10.4502	0.3639	9.4400	11.8829
$\ln(\text{農林水産サービス価格})$	9.89606	0.4055	8.6680	11.6046
$\ln(\text{商工サービス価格})$	10.7563	0.6926	9.1142	13.0627
$\ln(\text{土木サービス価格})$	10.7527	0.3962	9.1420	12.3560
$\ln(\text{教育サービス価格})$	10.0054	0.2799	9.2920	11.3221
$\ln(\text{その他サービス価格})$	10.1019	0.2477	9.5914	10.9832
$Y_{it}$				
一人当たり総歳出	227.8419	47.16981	152.3054	493.3424
総人口	108846.5	104476.6	12020	662599
14歳以下人口	15753.77	15082.22	964	103378
65歳以上人口	19072.14	17334.78	4585	123945
面積	129.8155	156.8269	5.1	1231.34
一人当たり税引き後所得 (千円)	1295.218	294.4988	668.0729	2739.213
納税義務者数比率	0.3973	0.0480	0.2501	0.5209

	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\ln p_i^V$				
$\ln(\text{民生サービス価格})$	10.4417	0.5443	9.1372	13.2172
$\ln(\text{農林水産サービス価格})$	9.4060	0.9244	6.1594	11.6179
$\ln(\text{商工サービス価格})$	9.9179	0.4797	8.2203	12.5734
$\ln(\text{土木サービス価格})$	10.8877	0.7545	9.2383	14.1970
$\ln(\text{教育サービス価格})$	10.143	0.5550	8.9076	12.7213
$\ln(\text{その他サービス価格})$	10.1785	0.5339	8.9785	13.1296
$M$	0.5312	0.1391	0.1476	0.8402

注: 推定に用いたデータセットの要約統計量

表 4: 同時性および対称性を課したモデルでのパラメータの推定結果

変数	歳出比率				
	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費
$\ln p_1$	0.0323 (0.0224)				
$\ln p_2$	-0.0315*** (0.00750)	0.0344*** (0.00480)			
$\ln p_3$	-0.0477*** (0.0180)	-0.00703 (0.00740)	0.0678*** (0.0219)		
$\ln p_4$	-0.0463*** (0.0162)	-0.0133* (0.00680)	0.0541*** (0.0153)	0.162*** (0.0177)	
$\ln p_5$	0.112*** (0.0168)	-0.00349 (0.00784)	-0.0297* (0.0154)	-0.00836 (0.0148)	-0.133*** (0.0260)
$\ln p_6$	-0.0184 (0.0213)	0.0210** (0.00985)	-0.0374 (0.0234)	-0.148*** (0.0201)	0.0626*** (0.0231)
$\ln \frac{Y}{P}$	0.0352 (0.284)	-0.0701 (0.107)	-0.698** (0.283)	-0.499** (0.241)	0.925*** (0.250)
$(\ln \frac{Y}{P})^2$	-0.000480 (0.0275)	-0.00618 (0.0105)	-0.0658** (0.0273)	-0.0377 (0.0235)	0.0809*** (0.0246)
$\ln(\text{人口})$	-0.0903* (0.0490)	-0.0235 (0.0210)	0.102** (0.0473)	0.0471 (0.0448)	0.113** (0.0561)
$\ln(\text{面積})$	-0.0241*** (0.00181)	0.0090*** (0.000812)	0.0055*** (0.00147)	0.0108*** (0.00162)	0.0017 (0.00218)
$\ln(\text{14 歳以下人口})$	0.0627* (0.0328)	0.0170 (0.0133)	-0.0959*** (0.0324)	-0.0733** (0.0291)	0.0598* (0.0323)
$\ln(\text{65 歳以上人口})$	0.0694*** (0.0227)	0.00213 (0.0103)	-0.0221 (0.0224)	-0.0102 (0.0211)	-0.155*** (0.0293)
税引後所得	-0.173*** (0.0415)	-0.0394** (0.0191)	0.0234 (0.0377)	-0.00678 (0.0379)	0.151*** (0.0503)
課税対象人口割合	0.642* (0.377)	-0.0280 (0.156)	-0.794** (0.384)	0.141 (0.341)	-0.454 (0.374)
定数	1.356* (0.807)	0.200 (0.316)	-1.819** (0.807)	-1.314* (0.699)	1.466* (0.748)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	1,810	1,810	1,810	1,810	1,810

括弧内は標準誤差.

\*\*\*1%水準で有意; \*\*5%水準で有意; \*10%水準で有意



表 5: 弾力性推計結果

支出弾力性						
	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費	その他
	1.16	0.66	-0.52	0.25	1.86	1.05
	(2.21)	(-1.26)	(-2.80)	(-8.66)	(7.45)	(0.81)
非補償価格弾力性						
価格	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費	その他
民生費	-0.91 (-11.59)	-1.10 (-4.42)	-1.10 (-2.35)	-0.09 (-1.05)	0.54 (5.42)	-0.06 (1.25)
農林水産費	-0.13 (-4.19)	0.30 (1.59)	-0.18 (-0.74)	-0.06 (-1.42)	-0.05 (-0.85)	0.05 (1.99)
商工費	-0.20 (-2.61)	-0.25 (-0.87)	1.15 (1.63)	0.34 (3.66)	-0.23 (-2.12)	-0.10 (-1.55)
土木費	-0.21 (-2.91)	-0.44 (-1.61)	1.94 (3.59)	0.08 (0.70)	-0.20 (-1.88)	-0.40 (-6.64)
教育費	0.43 (5.81)	-0.08 (-0.26)	-0.70 (-1.37)	0.06 (0.66)	-2.02 (-10.84)	0.16 (2.37)
その他	-0.13 (-1.79)	0.91 (2.82)	-0.59 (-0.98)	-0.59 (-5.79)	0.10 (0.73)	-0.70 (-7.80)
補償価格弾力性						
価格	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費	その他
民生費	-0.62 (-6.77)	-0.93 (-3.26)	-1.23 (-2.17)	-0.02 (-0.25)	1.00 (8.69)	0.20 (3.44)
農林水産費	-0.10 (-3.26)	0.31 (1.72)	-0.19 (-0.82)	-0.05 (-1.26)	0.00 (0.06)	0.08 (3.09)
商工費	-0.16 (-2.17)	-0.23 (-0.82)	1.14 (1.64)	0.35 (3.83)	-0.17 (-1.59)	-0.07 (-1.06)
土木費	-0.02 (-0.25)	-0.327 (-1.26)	1.85 (3.83)	0.12 (1.16)	0.11 (1.12)	-0.23 (-4.13)
教育費	0.60 (8.69)	0.02 (0.06)	-0.77 (-1.59)	0.10 (1.12)	-1.75 (-9.77)	0.32 (5.04)
その他	0.30 (3.44)	1.16 (3.09)	-0.79 (-1.06)	-0.50 (-4.13)	0.80 (5.04)	-0.30 (-2.89)

注：弾力性は各変数の平均値で評価している。また、支出弾力性の表での括弧内は弾力性が1であるという帰無仮説の下での  $t$  値、非補償および補償価格弾力性の表での括弧内は弾力性が0であるという帰無仮説の下での  $t$  値を示す。

表 6: 特定化に関する検定

	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費
操作変数が全て有意でないという	22.77***	17.32***	90.02***	11.28***	4.87***
帰無仮説の下で F 検定の結果	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
過剰識別制約検定 (Hansen j-test) における	24.14***	3.72	7.72**	1.36	0.36
カイ二乗検定の結果 (d.f. = 2)	0.0000	0.1554	0.0210	0.5074	0.8364

上段は F 値およびカイ二乗値を，下段は p 値を表示している。

\*\*\*1%水準で有意；\*\*5%水準で有意

表 7: 改革が行われなかった場合の一人当たり歳出規模および実効補助率

	観測数	平均	標準偏差
一人当たり歳出規模	362	229.74	48.84
実効補助率	観測数	平均	標準偏差
民生費	362	0.1366	0.0533
農林水産費	362	0.0196	0.0380
商工費	362	0.0028	0.0093
土木費	362	0.0786	0.0555
教育費	362	0.02961	0.0332
その他	362	0.0448	0.0468

表 8: 一人当たり歳出の変動係数（絶対値）比較

一人当たり歳出	民生費	農林水産費	商工費	土木費	教育費	その他
改革を行った場合	0.21	1.04	1.12	0.49	0.26	0.25
改革を行わなかった場合	0.63	0.38	0.29	0.20	0.20	0.17

表 9: 三位一体改革による歳出変化額（実際の一人当たり歳出額から改革が行われなかった場合の一人当たり歳出額を引いた値）

歳出変化額（千円）	観測数	平均	標準偏差
民生費	362	42.10	10.23
農林水産費	362	-23.63	6.52
商工費	362	95.69	22.44
土木費	362	160.53	30.45
教育費	362	-109.61	27.54
その他	362	-170.78	29.64