

# 地方財政における歳入と歳出の異時点間の関係\*

## —— 都道府県データによる分析 ——

平 井 健 之

### I. はじめに

近年、わが国政府の財政が悪化する状況において、地方政府においても財政運営の健全化が求められている。本稿では、地方財政の問題を考える上で、歳入や歳出の決定をめぐる地方財政運営の実態を明らかにするために、政府の歳入と歳出の因果関係の実証研究の枠組みに基づき、地方（都道府県）財政における歳入と歳出の異時点間の関係を実証的に検討する。ここで、歳入と歳出の因果関係の実証研究は、政府の財政運営のあり方を検討するための有益な情報を提供することが期待され、諸外国ではこれまで数多く進められてきた<sup>1)</sup>この政府の歳入と歳出の因果関係をめぐっては、次の4つの仮説が提示されており、実証研究では政府の財政運営がそのいずれの仮説に相当するかが明らかにされている。

まず第1の仮説は、歳入から歳出への因果関係があるという租税－支出仮説 (tax-spend hypothesis) である。例えば、Friedman (1978) によれば、増税は歳出を増大させるのみで、結果として財政赤字の削減をもたらさないことが議論されている。一方、Buchanan and Wagner (1977) は、租税負担の減少が財政錯覚を通じて歳出の増大をまねく傾向にあることを論じている。前者は歳入の変化が歳出に対してプラスの効果を、後者はマイナスの効果を及ぼすことを示

---

\* 本稿の作成に際して、野村益夫教授 (名古屋学院大学) より有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝いたします。

1) 諸外国における政府の歳入と歳出の因果関係の実証研究の動向は、Payne (2003) において詳しく概観されている。

している。

さらに第2の仮説は、逆に歳出から歳入への因果関係が存在するという支出—租税仮説 (spend-tax hypothesis) である。その例として、Peacock and Wiseman (1961, 1979) は、戦争のような危機的状况による歳出の一時的な増大が、租税負担の永続的な増加をもたらすという転位効果の仮説を提示している。また、Barro (1979) は、リカードの等価命題の議論において、公債発行によって資金調達された歳出の増加が将来の増税として納税者に認識されるとしている。

そして、第3の仮説は、歳入と歳出で双方向の因果関係が存在するという仮説 (fiscal synchronization hypothesis) である。この仮説では、政府は、歳出の望ましい水準とそれを賄うために必要な歳入を同時に選択しているといえる。例えば、Musgrave (1966) や Meltzer and Richard (1981) は、そのような見解を支持する理論を提示している。最後に、第4の仮説は、Hoover and Sheffrin (1992) や Baghestani and McNown (1994) の実証研究で示されたように、歳入と歳出との間に因果関係が存在しないという仮説 (institutional separation hypothesis) である。

これらの4つの仮説を検証する既存研究は、歳入と歳出の時系列データ (または、パネルデータ) を使用し、ベクトル自己回帰 (VAR) モデル、あるいは誤差修正モデル (ECM) の枠組みで、Granger の因果関係の検定に基づき実証分析を行っている。そこでは、政府 (国) だけではなく地方政府を分析対象とする研究も行われ、諸外国におけるその実証研究として、Marlow and Manage (1987, 1988), Chowdhury (1988), Ram (1988), Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1989), Joulfaian and Mookerjee (1990), Miller and Russek (1990), Dahlberg and Johansson (1998), Payne (1998), Zapf and Payne (2009) 等がある。

このような一連の研究において、わが国でも都道府県財政を分析対象とし、パネルデータを使用した最近の実証研究として、高橋 (2008) と近藤 (2010) がある。両者とも歳入の内訳を考慮し、高橋 (2008) は歳入を地方税と地方交付税に分類し、近藤 (2010) は歳入項目としてさらに国庫支出金と地方債を加えて、各歳入項目と歳出との因果関係を分析している。また、平井 (2011) は、都

道府県全体の歳入と歳出の時系列データを使用して、Ewing, Payne, Thompson and Al-Zoubi (2006) 等の分析方法を踏襲し、非対称的な調整過程を考慮に入れた共和分検定と誤差修正モデルに基づき、歳入と歳出の因果関係を分析している<sup>2)</sup>

ところで、上記のこれまでの実証研究では、歳入と歳出の2変数間での因果関係の有無や方向が確認されても、各変数が他の変数に及ぼす効果がプラスであるか、マイナスであるか、さらにその効果の大きさや継続期間については明確にされていない。これに対して、諸外国の研究では、Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) や Carneiro (2007) は、歳入と歳出の因果関係の分析の枠組みの下で、産油国における政府の歳入と歳出、GDPの関係について、インパルス反応や分散分解の分析を通じて各変数が他の変数に及ぼす効果を検討している<sup>3)</sup> また、Owoye and Onafowora (2011) は、OECD諸国(22カ国)における歳入と歳出の因果関係の検定を行い、これにより租税-支出仮説が支持される8カ国については、インパルス反応の分析を適用して、歳出が税収のショックに対してプラスとマイナスのいずれに反応するかを検討している。

一方、わが国では、Doi and Ihori (2009) が、歳入と歳出の因果関係の分析の枠組みで、Grangerの因果関係の検定とインパルス反応関数の推定に基づき、地方政府が直面するソフトな予算制約問題を実証的に検討している。また、平井・野村(2012)は、政府の一般会計を分析対象として、同じくインパルス反応や分散分解を適用して、政府の歳入と歳出、GDPの異時点間での関係を分析し、財政赤字をめぐる政府の財政運営のあり方を考察している。しかしこ

---

2) Ewing, Payne, Thompson and Al-Zoubi (2006) は、アメリカ合衆国の連邦政府を分析対象として、政府の歳入と歳出が、財政が悪化する状態においてのみ長期均衡に向けて反応するという分析結果を示している。このように、長期均衡への非対称な調整過程を考慮に入れた、より一般的な分析方法を適用した近年の実証研究として、Zapf and Payne (2009), Saunoris and Payne (2010), Young (2011) 等がある。ただし、後述される本稿の分析では、調整の非対称性は考慮されない。

3) Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) は、メキシコにおける石油税、税収、歳出、及びGDPの4変数のVARの推定に基づき、インパルス反応や分散分解の分析により、4つの変数の異時点間の関係を検討している。一方、Carneiro (2007) は、アンゴラにおける石油税、歳出、GDPの3変数について、同様の分析を行っている。

で、地方（都道府県）財政を分析対象として、歳入と歳出の因果関係の研究に基づき、インパルス反応や分散分解を適用して都道府県における歳入と歳出の異時点間の関係を分析した研究例はこれまで見られない。

そこで、本稿の目的は、わが国の都道府県財政を分析対象として、歳入と歳出の因果関係の分析の枠組みの下でVARモデルを推定し、インパルス反応や分散分解の分析により、都道府県における歳入と歳出の異時点間の関係を検討することである。これにより、歳入や歳出の決定をめぐる都道府県の財政運営のあり方について考察したい。そのため、本稿では都道府県の歳入を地方税、地方交付税、国庫支出金の3つの項目に分類する。そして、歳入と歳出の関係だけではなく、これらの3つの歳入項目間での関係も分析する。その理由として、例えば、地方政府は税収の水準を考慮して政府（国）への補助金獲得の働きかけを行うこと、財源の確保では地方交付税と国庫支出金は密接に関連すること等、自主財源である地方税、政府（国）からの依存財源である地方交付税、国庫支出金の3つの歳入項目間でも何らかの関係が存在すると考えられるからである。したがって、地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出の4変数間の異時点間の関係を分析する。

本稿の構成は、次の通りである。まず、第Ⅱ節では、実証分析で使用するデータを説明し、これらのデータの定常性について検定を行う。そして、VARの推定に基づき、地方（都道府県）財政における歳入と歳出の関係を検討するために、インパルス反応と予測誤差の分散分解の分析方法を解説する。次に、第Ⅲ節では、インパルス反応や分散分解の分析結果について議論する。最後に、第Ⅳ節で結論を述べる。

## Ⅱ. データと分析方法

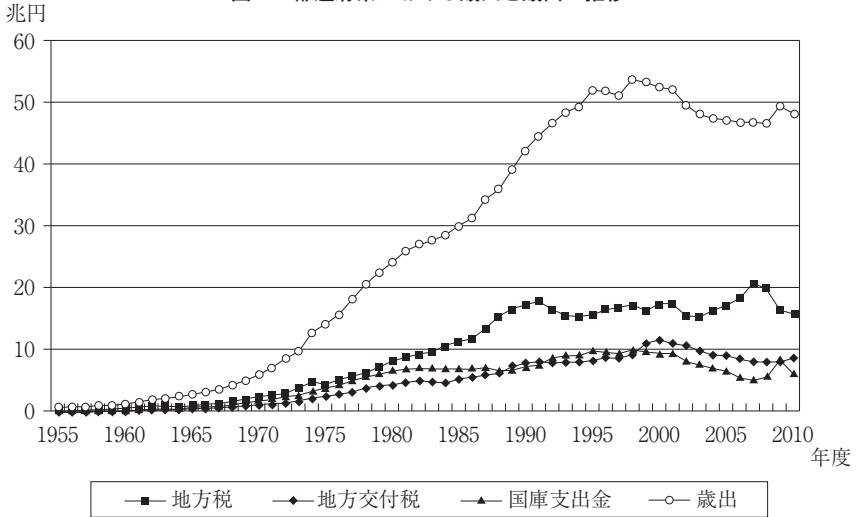
### 1. データ

本稿では、わが国の都道府県全体の財政を分析対象とし、地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出（総額）の1955年度から2010年度までの年度データを使用して、これら4変数の異時点間の関係を分析する。これらのすべてのデータ（名目値）は、『地方財政統計年報』の各年度版より得られる<sup>4)</sup> 既述の

ように実証分析では、都道府県の歳入と歳出の関係だけではなく、地方税、地方交付税、国庫支出金の3つの歳入項目間関係も分析する。

図1には、1955年度から2010年度までの沖縄県を除く都道府県全体の地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出の推移が示されている。地方の歳出は、当初より1990年代に至るまでは右肩上がり増加しており、バブル経済の崩壊以降は抑制される傾向にある。また歳入では、地方税収もバブル経済の崩壊以降から低迷しており、これに対して地方交付税と国庫支出金は比較的近年まで増加してきたことがわかる。

図1 都道府県における歳入と歳出の推移



注：歳入と歳出は、それぞれ沖縄県を除く46都道府県全体の決算データである。  
出所：『地方財政統計年報』各年度版より作成。

- 4) 都道府県の歳入と歳出に関する近年のデータについては、総務省ホームページの地方財政統計年報から入手できる。また、それ以前の同データは、『地方財政統計年報』（地方財務協会）より得られる。

ここで、地方交付税に注目すると、近藤(2010)において指摘されるように、交付を受けていない不交付団体の財政運営のあり方は、交付団体のそれとは異なる可能性が考えられる。そのため、本稿では交付団体のみを分析の対象とすることとし、これまで不交付団体となったことのある4都府県(東京都、神奈川県、愛知県、大阪府)については除外することとした。また、沖縄県のデータは本土復帰により1972年度から利用可能となるため、データの一貫性から沖縄県も除くこととした。これより、使用される4つのデータはそれぞれ、各年度における42道府県の決算額の合計額である。なお、都道府県データを用いる理由は、分析期間を通して自治体間の合併による影響について考慮することを回避できるためである。

以下の実証分析では、上記の地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出の4変数をそれぞれ実質値で表して、さらに自然対数をとったデータを用いることとし、各変数を  $LRTAX$ 、 $LRLAT$ 、 $LRNGD$ 、及び  $LRGEX$  で表示する。そのため、各変数の実質化には、『国民経済計算年報』(内閣府経済社会総合研究所)より、GDPデフレーターを使用する。

このGDPデフレーターについて、最近時点までのデータは、1993年改訂の国民経済計算体系(93SNA)より得られる。ところが、この93SNAのデータは遡及して1980年度までしか公表されていない。一方、国民経済計算における68SNAでは、1955年度よりデータを入手することが可能であるが、データの終期は1998年度となっている。これより、各変数を実質化するためのGDPデフレーターについては、68SNAの1990暦年基準のデータに基づき、畑農(2005)と同様に、68SNAにおける1998年度のデータを93SNAの当該データの伸び率により延長して推計することとした。

## 2. データの定常性

実証分析を進めるに当たり、地方税( $LRTAX$ )、地方交付税( $LRLAT$ )、国庫支出金( $LRNGD$ )、及び歳出( $LRGEX$ )の各データについて、Dickey and Fuller(1979, 1981)によるADF(Augmented Dickey-Fuller)検定、Elliott, Rothenberg and Stock(1996)によるDF-GLS(Dickey-Fuller GLS)検定、Phillips and Perron

(1988) による PP 検定, そして Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) の KPSS 検定の 4 つの検定方法を適用し, 定常性の検定を行った。表 1 は, その検定結果を報告している。

表 1 より, はじめにパネル A において, トレンド項を含まないモデルの検定結果は, 次の通りである。ADF 検定と PP 検定の結果からは, 4 変数 (*LRTAX*, *LRLAT*, *LRNGD*, 及び *LRGEX*) の各水準変数はいずれも 10% の有意水準で単位根の帰無仮説が棄却され,  $I(0)$  であると判断される。ところが, DF-GLS 検定では, いずれの水準変数も単位根の帰無仮説が棄却されず, また KPSS 検定では, すべての水準変数において定常性の帰無仮説が棄却されている。そのため, どの変数も定常であるかどうかの判断が難しいという結果が示されている。

一方, パネル B のトレンド項を含むモデルの場合においては, ADF 検定, PP 検定の結果は, いずれの変数についても水準変数では単位根の帰無仮説が棄却されないものの, 第 1 階差変数では 1% の有意水準で棄却されることを示している。さらに, KPSS 検定の結果からは, すべての変数において水準変数では定常性の帰無仮説が 1% の有意水準で棄却され, 第 1 階差変数では棄却されないことがわかる。そのため, これらの検定結果は, 4 変数すべてが  $I(1)$  変数であることを示している。また, DF-GLS 検定では, *LRGEX* については  $I(1)$  であると判断できないものの, 残りの 3 変数はいずれも  $I(1)$  変数であるという結果が得られている。したがって, トレンド項を含むモデルにおいては, 4 つの検定方法による結果から判断すると, 4 つのすべての変数は  $I(1)$  であるといえよう。

このように, 定数項のみを含むモデルと定数項及びトレンド項を含むモデルにおける検定結果は大きく異なっているが, 本稿ではトレンド項を含むモデルによる検定結果に基づき, 4 変数 (*LRTAX*, *LRLAT*, *LRNGD*, 及び *LRGEX*) はすべて  $I(1)$  変数であると判断して分析を進めることにする。

そこで, さらに上記の 4 変数が共和分関係にあるかどうかを検討するために, Johansen (1988, 1991) の共和分検定を行った。その検定結果は表 2 に報告されている。ここで, 本稿では年次データを使用するため, データ数が少な

表1 単位根検定

A. トレンド項なし				
変数	ADF 検定	DF-GLS 検定	PP 検定	KPSS 検定
<i>LRTAX</i>	-4.620088(4)***	-0.428295(3)	-4.470511(3)***	0.831498(6)***
<i>LRLAT</i>	-4.264886(0)***	0.237814(2)	-4.264886(0)***	0.842680(6)***
<i>LRNGD</i>	-2.891380(0)*	-0.576044(4)	-2.891380(0)*	0.685454(6)**
<i>LRGEX</i>	-5.154157(0)***	-0.375427(3)	-3.878319(4)***	0.832636(6)***
$\Delta$ <i>LRTAX</i>	-4.667056(0)***	-1.599866(2)	-4.606429(2)***	0.856698(4)***
$\Delta$ <i>LRLAT</i>	-4.931788(0)***	-4.376222(0)***	-5.062616(3)***	0.701278(4)**
$\Delta$ <i>LRNGD</i>	-5.870283(0)***	-1.594581(3)	-5.972183(3)***	0.686965(3)**
$\Delta$ <i>LRGEX</i>	-1.726592(2)	-1.529361(2)	-3.953447(4)***	0.676334(5)**
B. トレンド項あり				
変数	ADF 検定	DF-GLS 検定	PP 検定	KPSS 検定
<i>LRTAX</i>	-1.926170(4)	-0.540949(1)	-0.940069(4)	0.229830(6)***
<i>LRLAT</i>	-0.715370(0)	-0.976893(1)	-0.767168(2)	0.258437(5)***
<i>LRNGD</i>	-0.865490(0)	-0.516782(0)	-0.779756(3)	0.222384(6)***
<i>LRGEX</i>	-0.115344(0)	-1.682557(3)	-0.316057(3)	0.227904(6)***
$\Delta$ <i>LRTAX</i>	-4.845658(3)***	-4.985248(3)***	-5.660238(4)***	0.047679(4)
$\Delta$ <i>LRLAT</i>	-5.133552(5)***	-4.998964(0)***	-6.590672(3)***	0.032296(2)
$\Delta$ <i>LRNGD</i>	-5.623556(1)***	-6.223562(0)***	-6.939311(5)***	0.053765(4)
$\Delta$ <i>LRGEX</i>	-5.871650(0)***	-1.970834(2)	-5.849026(1)***	0.072465(3)

注：変数における  $\Delta$  は 1 階の階差演算子である。単位根検定において、トレンド項なしは定数項のみを含むモデル、トレンド項ありは定数項とトレンド項を含むモデルによる検定である。検定統計量における括弧内の値は、検定におけるラグ数またはバンド幅を示している。ADF 検定と DF-GLS 検定のラグ数は、AIC (Akaike Information Criterion) に基づき選択されている。また、PP 検定と KPSS 検定のバンド幅は、Bartlett kernel を用いて Newey-West 推定量に基づいている。ADF 検定と PP 検定における臨界値は、MacKinnon (1996) より得られる。DF-GLS 検定の臨界値は、トレンド項なしのケースでは MacKinnon (1996) より、トレンド項ありのケースでは Elliott, Rothenberg and Stock (1996, Table 1, p. 825) より求められる。そして、KPSS 検定における臨界値は、Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992, Table 1, p. 166) より得られる。

\*\*\* は 1% 水準で有意、\*\* は 5% 水準で有意、\* は 10% 水準で有意であることを示す。



表2 Johansenの共和分検定

検定	帰無仮説	対立仮説	検定統計量	95%臨界値
トレース検定	$r = 0$	$r \geq 1$	43.75237	47.21
	$r \leq 1$	$r \geq 2$	24.89572	29.68
	$r \leq 2$	$r \geq 3$	9.808929	15.41
	$r \leq 3$	$r = 4$	0.176211	3.76
最大固有値検定	$r = 0$	$r = 1$	18.85665	27.07
	$r = 1$	$r = 2$	15.08679	20.97
	$r = 2$	$r = 3$	9.632718	14.07
	$r = 3$	$r = 4$	0.176211	3.76

注：帰無仮説と対立仮説における $r$ は、共和分ベクトルの数を示している。検定におけるVARのラグ数 $k$ については、 $k = 1, 2, 3$ より、AICに基づいて $k = 3$ を選択した。また、検定では、データに線形トレンドがあり、共和分の関係式に定数項が含まれるケースを想定している。Johansen検定に関する95%臨界値は、Osterwald-Lenum (1992) より求められる。

いことを考慮し、検定におけるVARのラグ数 $k$ は、 $k = 1, 2, 3$ より、AIC (Akaike Information Criterion) に基づいて $k = 3$ を選択した。表2の検定結果からは、 $LRTAX$ 、 $LRLAT$ 、 $LRNGD$ 、及び $LRGEX$ の4変数間には共和分関係はないと判断できる。したがって、本稿の分析では、地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出の4変数はすべて $I(1)$ 変数であるとして、以下で述べるVARモデルの推定においては第1階差変数を用いることとする<sup>5)</sup>

### 3. インパルス反応関数と分散分解

本稿で適用されるインパルス反応関数と予測誤差の分散分解を、Hamilton

5) 平井 (2011) は、本稿とほぼ同じ期間の時系列データを使用し、財政調整の非対称性を考慮して、都道府県財政の基礎的財政収支をめぐる歳入と歳出の因果関係を分析している。その分析結果は、歳入と歳出が共和分関係にあり、財政が悪化する状態でのみ歳入から歳出への因果関係が存在することを示している。すなわち、財政が悪化しているときのみ、歳出が長期均衡に向けて反応することが明らかにされている。これに対して、本稿では、歳入と歳出に関する4変数については長期的な均衡関係は存在しないことを前提にして分析を行う。

(1994)に基づいて解説する。一般に、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルは、 $y_t$  を  $n \times 1$  ベクトルとして、次式のように表すことができる。

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、攪乱項については、 $\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \Sigma)$  であり、分散共分散行列  $\Sigma$  は正定符号の対称行列とする。 $c$  は  $n \times 1$  ベクトル、 $A_j (j=1, 2, \dots, k)$  は  $n \times n$  行列である。なお、本稿では既述のように、地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出の4変数の枠組みで VAR モデルを推定するため、 $n=4$  である。

(1)式より、定常性の条件を満たす VAR( $k$ ) モデルは、次の(2)式のようなベクトル移動平均 (VMA) 表現に変換することができる。

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + B_1 \varepsilon_{t-1} + B_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + B_s \varepsilon_{t-s} + \dots \quad (2)$$

ここで、 $\mu = (I_n - A_1 - A_2 - \dots - A_k)^{-1} c$  であり、 $B_j (j=1, 2, \dots)$  は  $n \times n$  行列である。このとき、行列  $B_s$  を、

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t'} = B_s \quad (3)$$

として表すことができる。上記(3)の  $B_s$  の  $(i, j)$  成分は、 $t$  時点またはそれ以前の他の変数はそのまま、 $y_{jt}$  にだけ一時的なショックを与えたときの  $y_{i, t+s}$  の反応を示している。この  $B_s$  の  $(i, j)$  成分を  $s$  の関数としてグラフ化したものがインパルス反応関数である。

ただし、(1)式の攪乱項の分散共分散行列  $\Sigma$  では  $\varepsilon_t$  の各成分が瞬時相関をもつため、 $\Sigma$  を対角化して直交化されたインパルス反応関数を計算する必要がある。そのため、インパルス反応関数は、コレスキー分解を用いて求められる。

いま、 $n \times n$  行列  $P$  は対角成分が 1 に等しい下三角行列であり、 $D = \text{diag}(d_{11}, d_{22}, \dots, d_{nn})$  はすべての対角成分が正である対角行列であるとする。このとき、 $P$  と  $D$  を適切に選択すると、正定符号の対称行列  $\Sigma$  は、 $\Sigma = PDP'$  として三角分解を用いて一意に表現できる。ここで、コレスキー因子を  $Q = PD^{\frac{1}{2}}$  とすると、コレスキー分解 (Cholesky decomposition) は、 $\Sigma = QQ'$  と表現で

きる<sup>6)</sup>行列  $P$  を用いて、直交化攪乱項は、

$$u_t = P^{-1}\varepsilon_t \quad (4)$$

のベクトルによって定義される。これより、

$$E(u_t u_t') = P^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')(P^{-1})' = P^{-1}\Sigma(P^{-1})^{-1} = D$$

となり、 $D$  の非対角成分は 0 となるので、 $u_t$  の各成分は互いに無相関になり直交化する。また、 $D$  の  $(j, j)$  成分  $d_{jj}$  は  $u_{jt}$  の分散であり、 $D^{\frac{1}{2}}$  の  $(j, j)$  成分  $\sqrt{d_{jj}}$  が  $u_{jt}$  の標準偏差になることがわかる。これより、直交化された攪乱項  $u_{jt}$  の 1 標準偏差のショック（イノベーション）を用いてインパルス反応関数を分析する。

ここで、三角分解を用いた攪乱項は、再帰的な構造である。(4)の  $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$  より、 $\varepsilon_t = Pu_t$  となる。 $P$  は対角成分が 1 に等しい下三角行列であることから、 $\varepsilon_t = Pu_t$  は、再帰的構造 (recursive structure) である。この構造は、変数が外生性の高い順番で並んでいることを意味する。

さらに、予測誤差の分散分解は、各変数の変動をその原因となったショックごとに分解するものである。この予測誤差の分散分解も、インパルス反応と同様にして、 $\Sigma$  のコレスキー分解に基づき、並べた変数の順番に依存する。 $s(= 1, 2, \dots)$  期先予測の平均 2 乗誤差 (MSE) は、各項が  $s$  期先における直交化された攪乱項  $u_{jt}$  ( $j=1, 2, \dots, n$ ) の寄与を表す  $n$  項の和で示される。この寄与を表す値は、攪乱項  $u_{jt}$  の分散を用いて表すことが可能であり、並べた変数の順番に依存する。そして、 $s$  期先予測の MSE に対する直交化された攪乱項  $u_{jt}$  の寄与は、MSE に対する攪乱項  $u_{jt}$  の寄与を表す値の割合 (百分比) で表される。これらも、 $n$  変数の VAR の推定に基づいて算出される。

### III. 分析結果

前節において、本稿の実証分析で使用される 4 つの変数、すなわち、地方税

6) Hamilton (1994, p. 91) は、コレスキー分解を Cholesky factorization と表現している。

(*LRTAX*), 地方交付税 (*LRLAT*), 国庫支出金 (*LRNGD*), 及び歳出 (*LRGEX*) はすべて  $I(1)$  変数であり, かつ, これらの4変数間で共和分関係は存在しないことが確認されている。そのため, 本稿の実証分析を進めるに当たり, VARモデルの推定においては, Hamilton (1994) の方法に従って, 変数間での共和分関係を考慮せず, すべての変数について水準変数の1階の階差をとりVARの回帰を行う<sup>7)</sup>。VARモデルのラグ数  $k$  については, 最大次数を5として, AICの基準に基づき,  $k=2$  が選択された。これより, 本節では,  $k=2$  を選択した場合の分析結果を提示する。

なお, モデルにおける4つの各変数については自然対数をとった値を用いて階差を求めているため, 第1階差変数,  $\Delta LRTAX$ ,  $\Delta LRLAT$ ,  $\Delta LRNGD$ , 及び  $\Delta LRGEX$  はそれぞれ地方税, 地方交付税, 国庫支出金, 及び歳出の成長率であると解釈できる。ただし, 以下のインパルス反応と分散分解の分析結果においては, 各変数について成長率の用語を省略した表現を用いることにする。すなわち,  $\Delta LRTAX$ ,  $\Delta LRLAT$ ,  $\Delta LRNGD$ , 及び  $\Delta LRGEX$  をそれぞれ地方税, 地方交付税, 国庫支出金, 及び歳出と記している。

また, 本稿では, コレスキー分解を用いて直交化された攪乱項の1標準偏差のイノベーション(ショック)に対するインパルス反応の分析を行う。そのため, 4変数の並べ方の順序は, 分析結果に影響を及ぼすことになる。前節で述べたように, 三角分解を用いた攪乱項は再帰的な構造であり, 変数を外生性の高い順番で並べる必要がある。そこで, インパルス反応の分析における4変数の並べ方の順番については, 先行研究を参考にする。

まず, 政府の歳入と歳出について, 例えば, Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) や Carneiro (2007) のように, 産油国における政府の歳入と歳出, GDPの異時点間の関係を検討した実証研究では, 歳入, 歳出, そしてGDPの順番で変数

---

7) Hamilton (1994, pp.651-653) によれば, VARモデルを推定する方法として, 3通りの方法が考えられる。第1の方法は, 水準変数を用いてVARの回帰を行うこと, 第2の方法は, 水準変数の1階の階差をとった変数を用いてVARの回帰を行うことである。そして, 第3の方法は, 使用されるデータについて単位根検定と共和分検定を行い, その結果に基づいて適切なVARを選択して回帰を行うというものである。本稿は, 第2の方法に基づいている。

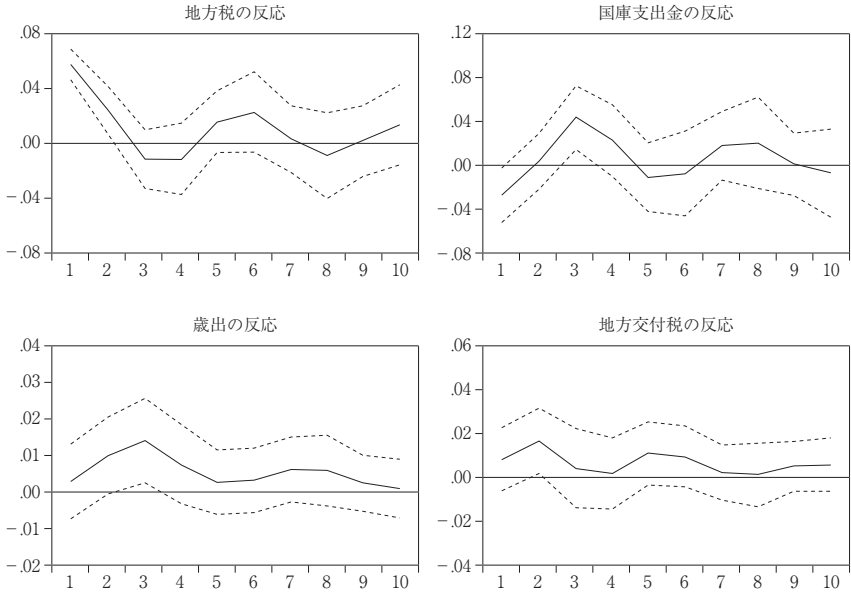
を並べている。本稿でも、これらの先行研究に従い、財政変数について、基本的には歳入、歳出の順番で並べることにする。また、歳入の内訳について、アメリカ合衆国における連邦政府の州に対する特定補助金と州の歳出との異時点間の関係等を分析した McCarity and Schmidt (2001) の実証研究では、州の歳入、特定補助金の順番で変数を並べている。そのため、地方交付税を除く3変数については、地方税、国庫支出金、歳出の順番で並べることにする。

さらに、地方交付税の並べ方の順番については、Doi and Ihori (2009) を参考にする。Doi and Ihori (2009) は、わが国の地方政府が直面するソフトな予算制約問題を検討するために、地方交付税、交付税及び譲与税配付金特別会計(交付税特会)借入、地方政府の公共投資、GDPの4変数の異時点間の関係を分析している。そこでは、4変数を交付税特会借入、地方政府の公共投資、GDP、地方交付税の順番で並べている。したがって、わが国の地方交付税制度の実状も考慮し、本稿においても地方交付税を歳出の後に並べて、実証分析における4変数は、地方税、国庫支出金、歳出、地方交付税の順番で外生性が高いと仮定して分析を進めることにする。

なお、地方交付税の扱いについては、これを歳出より外生性が高いと仮定した変数の並べ方の場合もインパルス反応関数の推定値を計算した。すなわち、財政変数を歳入、歳出の順番で並べ、歳入を構成する3変数(地方税、地方交付税、国庫支出金)の並べ方については、6通りのすべての場合でインパルス反応の分析を行った。これより、本稿で報告される分析結果が大きく変更されることはなかった。また、予測誤差の分散分解についても、同様にして地方交付税を歳出より外生性が高いと仮定し、歳入を構成する3変数の並べ方の順序を変えてみたが、その計算結果が大きく変更されることはなかった。

図2は、地方税に対する各変数のインパルス反応関数を報告している。実線は地方税の1標準偏差のイノベーションに対するインパルス反応を10期間にわたって計算した結果を図示している。また、点線は±2標準偏差の区間を示しており、この信頼区間を用いて直交化インパルスの有意性を判断する<sup>8)</sup>各期において、下の点線がゼロを上回っていれば、インパルス反応は有意にゼロと異なりプラス、上の点線がゼロを下回っていれば、インパルス反応は有意にゼ

図2 地方税の1標準偏差のイノベーションに対するインパルス反応



注：地方税のショックに対して、4変数のインパルス反応が示されている。実線はインパルス反応を示し、点線は $\pm 2$ 標準誤差の区間を示している。変数の順序は、地方税、国庫支出金、歳出、地方交付税の順であり、この順番に基づくコレスキー分解を用いて直交化イノベーション(1標準偏差のショック)に対するインパルス反応を計算している。VARのラグ数2はAICに基づく。

口と異なりマイナスであると判断できる。

図2より、地方税のショックに対して、地方税、国庫支出金、歳出、及び地方交付税の4変数はともに有意に反応している。地方税は、地方税のショックにより、当初の1期目と続いて2期目においてもプラスに反応している。また、国庫支出金は、地方税に対して、当初の1期目ではマイナスに反応するも

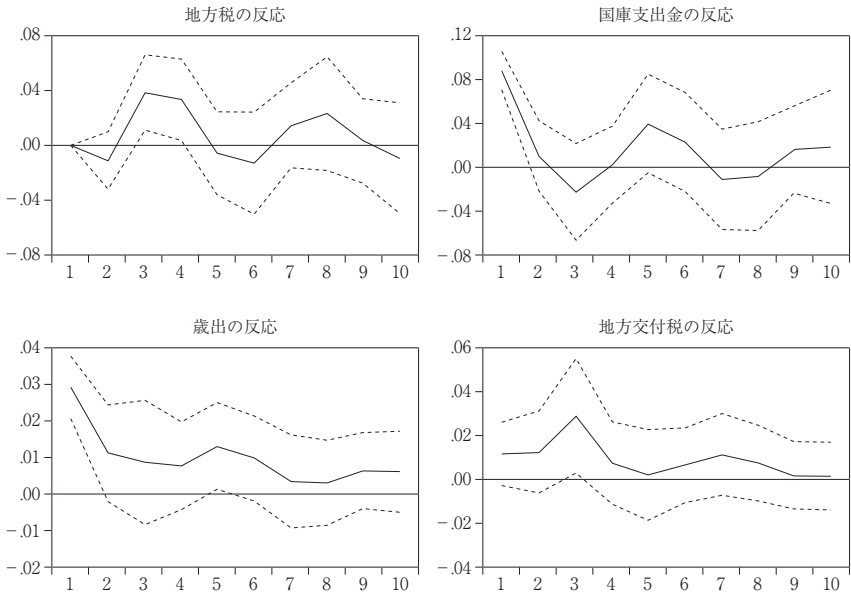
8) 直交化インパルス反応の漸近分布が正規分布であれば、漸近分布に基づく $\pm 2$ 標準誤差の区間は約95%の信頼区間になる。直交化インパルス反応の漸近分布が正規分布になることについては、Lütkepohl (1990)を参照されたい。

の、3期目にはプラスに反応している。すなわち、地方税の税収増は当初においては国からの財政移転である国庫支出金を減少させるものの、時間の経過を考慮すると、国庫支出金の増加による歳入増を誘発するといえよう。さらに、地方税のショックは、歳出に対しては3期目にプラスの影響を及ぼしている。そして、地方交付税は、地方税に対して2期目においてプラスに反応している。これより、地方税の税収増はまた、歳入面において、国庫支出金と同じく国からの財政移転である地方交付税の増加も誘発することがわかる。

したがって、図2の結果から、地方税の税収増は、当初においてのみ国庫支出金（補助金）の減少をもたらすが、さらなる財源を確保するために、地方政府による国への（地方交付税を含む）補助金獲得の働きかけを促すことになる。その一方で、地方税収の増加はまた地方政府の予算制約を緩和させ、歳出を増加させることになるといえる。ここで地方交付税について、交付税額は、基準財政需要額と基準財政収入額との差額に基づいて算定される。地方税のショックに対して地方交付税がプラスに反応することを考慮すると、地方税収の増加は基準財政収入額の増加をもたらすものの、それと同時に基準財政需要額をも増加させていると考えることができよう。

同様に、図3は、国庫支出金に対する各変数のインパルス反応を図示している。国庫支出金の増加は、4つの各変数に対して有意にプラスの影響を及ぼしている。まず、国庫支出金のショックに対して、地方税は3期目と4期目でプラスに反応している。図2において、地方税のショックは国庫支出金に対してプラスの影響を及ぼすことが示されたが、その逆の関係も成立することがわかる。そのため、地方税と国庫支出金の増加は、相互にさらなる歳入の増加を誘発するという関係にあるといえよう。ここで、わが国の地方税制度を考慮すると、税収確保のための税率変更等について、地方政府に裁量の余地はほとんどないといえるが、国庫支出金の増加は地方政府の税源拡充や徴税の努力を促すのかもしれない。次に、歳出は、国庫支出金のショックに対して、1期目と5期目においてプラスに反応している。国庫支出金は国より用途が定められた特定の歳出を促す目的で支給されることを踏まえると、このような結果は道理にかなった結果といえよう。

図3 国庫支出金の1標準偏差のイノベーションに対するインパルス反応



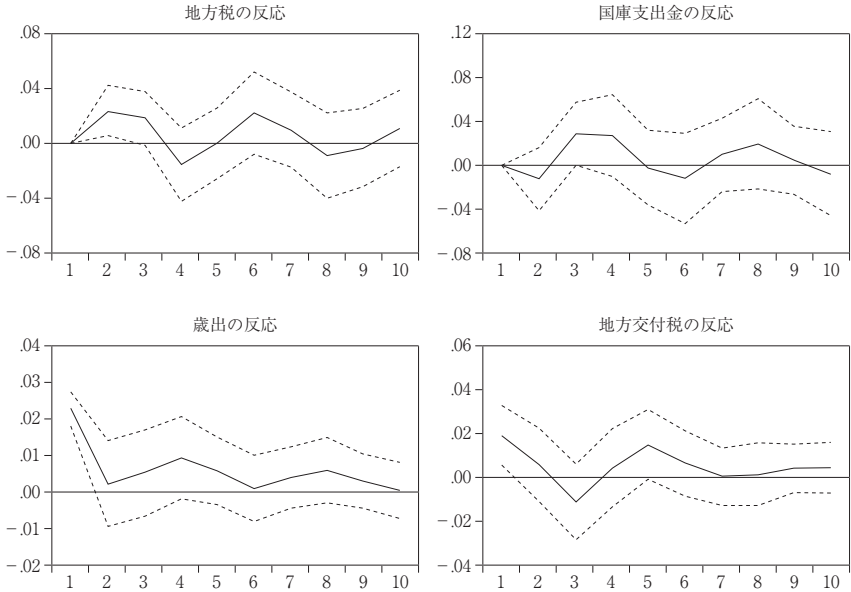
注：国庫支出金のショックに対して、4変数のインパルス反応が示されている。図2の注を参照されたい。

そして、地方交付税は、3期目においてプラスに反応している。国庫支出金は用途が限定された特定補助金である一方、地方交付税は用途が原則として地方自治体の裁量に委ねられた一般補助金ではあるが、これまで両者は密接に関連してきた。国庫支出金が支給される補助対象事業の経費のうち、国からの補助額を差し引いた残りの地方自治体の負担分についても、国によって地方交付税による財政措置が講じられてきた。図3の結果は、そのような実状を反映しているといえるかもしれない。

さらに、図4は、歳出のショックに対する各変数の反応を示している。図4より、地方税は2期目において、そして歳出と地方交付税は当初の1期目においてのみそれぞれプラスで有意に反応している。ここで、歳出の増加が地方税



図4 歳出の1標準偏差のイノベーションに対するインパルス反応



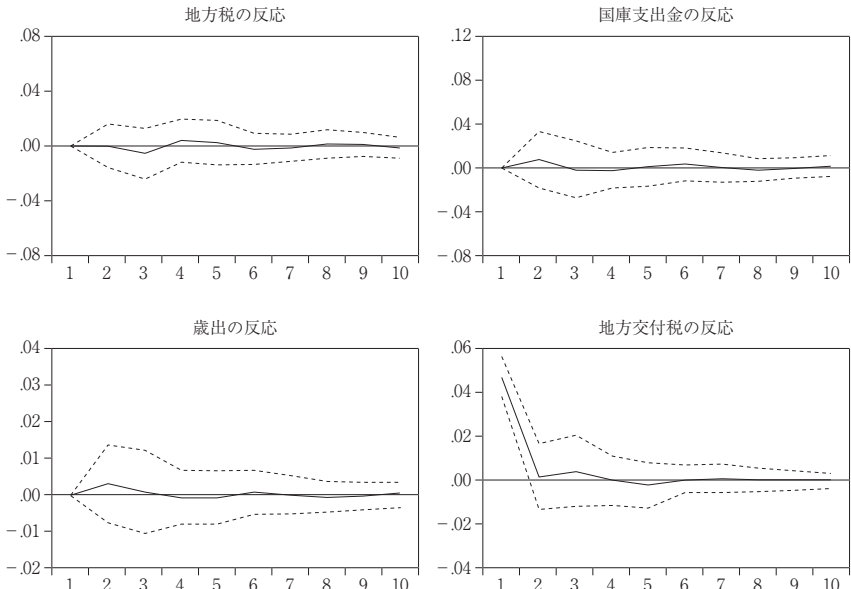
注：歳出のショックに対して、4変数のインパルス反応が示されている。図2の注を参照されたい。

の税収増をもたらすという結果は、わが国の地方税制度の現状を考慮するとその解釈が困難である<sup>9)</sup>。上述のように、歳出の増加もまた地方政府の税源拡充や徴税の努力を促すかもしれないが、この効果を過大に評価することはできないであろう。また、地方交付税は歳出のショックに対して当初においてのみプラスに反応するものの、地方政府の歳出の増加が事後的に国からの財政移転、すなわち、地方交付税や国庫支出金への依存に何らかの影響を与えるという結果は得られなかった。

9) 歳出のショックが地方税にプラスの影響を及ぼすという分析結果に関連して、都道府県財政を分析対象とした歳入と歳出の因果関係に関する近藤(2010)の実証分析では、歳出から地方税への因果関係の存在が確認されている。

最後に、図5は、地方交付税のショックに対する各変数の反応を図示している。図5より、地方税、国庫支出金、及び歳出は、地方交付税のショックに対していずれも有意には反応しないという結果が示されている<sup>10)</sup>。そのため、と

図5 地方交付税の1標準偏差のイノベーションに対するインパルス反応



注：地方交付税のショックに対して、4変数のインパルス反応が示されている。図2の注を参照されたい。

10) わが国の地方財政ではこれまで、地方交付税を通じた地方債発行に伴う元利償還金の補填（交付税措置）が行われてきた。地方債は基本的には公共投資をはじめとする適債事業に使用される特定財源であることから、土居・別所（2005）は、各都道府県の1975年度から2000年度までのパネルデータを用いて、地方債の交付税措置が公共投資を増やすように作用したかどうかを実証的に分析している。その結果、地方交付税による元利償還金の補填が公共投資の規模を増加させていることが示唆されている。ただし、本稿のインパルス反応の分析では、そのような効果を検出することはできない。土居・別所（2005）の分析結果は、わが国の地方交付税制度の特性を取り込んだ理論モデルより導かれる関係式の推定に基づいている。

りわけ地方税収（または、国庫支出金）の増加は地方交付税を増やす方向に作用するという結果が得られているものの、その逆の関係、すなわち地方交付税の増加が地方税収（または、国庫支出金）の増加をもたらすという関係は成立しないことがわかる。

上記のインパルス反応の結果に加えて、表3は、地方税、国庫支出金、歳出、及び地方交付税の予測誤差の分散分解の計算結果を報告している。表3より、各変数の変動の大部分は、歳出を除いては自己のイノベーションによって説明されている。ここで、注目すべき結果は、国庫支出金の増加（または、減少）が各変数に対して比較的大きな影響を与えていることである。10期後をみると、とりわけ歳出の変動のうち、国庫支出金のショックは約56.17%を占めており、最も大きな影響を及ぼしていることがわかる。また、同様に10期後でみると、国庫支出金のショックは、地方税、及び地方交付税の変動のうち、それぞれ約34.76%、及び29.71%を占めている。

一方、地方交付税は、他の3変数（地方税、国庫支出金、及び歳出）に対してそれほど大きな影響を及ぼさないことも確認できる。10期後をみると、地方税、国庫支出金、及び歳出の変動のうち、地方交付税のショックはそれぞれ約0.63%、0.41%、及び0.43%とかなり小さな割合を占めていることがわかる。

#### IV. む す び

本稿では、わが国における地方（都道府県）財政を分析対象とし、1955年度から2010年度までの年度データを使用して、4変数のVARモデルの推定に基づき、地方政府の財政運営における地方税、地方交付税、国庫支出金、及び歳出の異時点間の関係を実証的に検討した。そのために、実証分析では、コレスキー分解を用いて、直交化された攪乱項の1標準偏差のイノベーション（ショック）に対するインパルス反応関数を適用した。

地方政府の財政運営について、インパルス反応の分析から得られた結果を要約すると、次の通りである。まず第1に、地方税のショックに対して、地方交付税はプラスに反応するが、国庫支出金は当初においてマイナスに反応し、そ

表3 予測誤差の分散分解

## 地方税の分散分解

期 間	S. E.	地 方 税	国庫支出金	歳 出	地方交付税
1	0.057344	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.067394	85.14892	2.514717	12.33618	0.000186
3	0.080801	61.24422	24.55354	13.68610	0.516142
4	0.089684	51.32504	33.99147	14.06113	0.622359
5	0.091201	52.50959	33.22319	13.59784	0.669382
6	0.097414	51.35490	30.84005	17.15736	0.647693
7	0.099075	49.72028	32.07217	17.56315	0.644401
8	0.102797	47.07335	35.18793	17.10662	0.632100
9	0.102919	46.98557	35.21421	17.15459	0.645628
10	0.104739	46.94320	34.76032	17.66451	0.631970

## 国庫支出金の分散分解

期 間	S. E.	地 方 税	国庫支出金	歳 出	地方交付税
1	0.093377	9.222269	90.77773	0.000000	0.000000
2	0.095176	8.910853	88.66767	1.877876	0.543598
3	0.110048	21.71248	70.03662	7.814904	0.435990
4	0.115542	23.46727	63.59730	12.49899	0.436442
5	0.123137	21.59601	66.95643	11.06162	0.385932
6	0.126453	20.98587	67.08445	11.50664	0.423038
7	0.128270	22.08481	65.80265	11.70139	0.411155
8	0.131403	23.22312	63.03236	13.33064	0.413884
9	0.132575	22.81596	63.60240	13.17482	0.406818
10	0.134526	22.55969	63.85577	13.17478	0.409756

## 歳出の分散分解

期 間	S. E.	地 方 税	国庫支出金	歳 出	地方交付税
1	0.037498	0.714581	62.39938	36.88604	0.000000
2	0.040792	6.900131	61.04987	31.47134	0.578656
3	0.044533	16.07878	55.53772	27.84264	0.540863
4	0.046907	17.16786	53.13705	29.19938	0.495703
5	0.049302	15.86620	55.81007	27.86670	0.457029
6	0.050490	15.56736	57.34332	26.62342	0.465893
7	0.051215	16.70467	56.32986	26.50961	0.455859
8	0.052039	17.48890	55.03168	27.03397	0.445451
9	0.052650	17.30708	55.50821	26.74955	0.435163
10	0.053077	17.06923	56.16519	26.33222	0.433355

地方交付税の分散分解

期 間	S. E.	地 方 税	国庫支出金	歳 出	地方交付税
1	0.053417	2.470474	5.667311	13.57065	78.29156
2	0.057906	10.37843	10.17541	12.74398	66.70218
3	0.066313	8.387037	27.93835	12.38938	51.25823
4	0.067042	8.287579	28.98685	12.54805	50.17752
5	0.069710	10.17858	26.99445	16.32729	46.49968
6	0.071057	11.56832	27.08126	16.59390	44.75653
7	0.072137	11.31508	29.13417	16.11206	43.43869
8	0.072660	11.17498	30.08425	15.92452	42.81624
9	0.073024	11.54972	29.93494	16.12458	42.39076
10	0.073433	12.01316	29.71185	16.35483	41.92017

注：コレスキー分解の変数順序は、地方税、国庫支出金、歳出、地方交付税である。S. E. は、変数の予測誤差を表す。VAR のラグ数2は AIC に基づく。

の後はプラスに反応する。第2に、国庫支出金のショックに対して、地方税、地方交付税、及び歳出はプラスに反応する。第3に、地方税のショックに対して歳出はプラスに反応する一方、地方税も歳出のショックに対してプラスに反応する。第4に、歳出のショックに対して、地方交付税と国庫支出金は、当初においてのみプラスで有意に反応するか、または有意に反応しない。そして第5に、地方交付税のショックに対して、地方税、国庫支出金、及び歳出は有意に反応しない。

上記の分析結果からは、わが国の地方政府(都道府県)の財政運営について、次のような点が指摘される。まず第1に、歳入面において、地方税収の増加は、国からの財政移転である地方交付税や国庫支出金の増加を誘発する効果をもつといえよう。地方税の税収増は、当初においては国庫支出金を減少させるものの、時間の経過を考慮すると、地方交付税と国庫支出金をともに増加させるように作用する。すなわち、地方税収の増加は、地方政府による国への補助金獲得の働きかけを促すことになる。さらにこれと関連して、第2に、国庫支出金の増加はまた、地方税収と地方交付税の増加を誘発するといえる。国庫支出金の増加が地方交付税に対してプラスの効果をもたらすという結果は、国庫支出

金が支給される補助対象事業の経費のうち、地方政府の負担分についても、国からの地方交付税によって財政措置される仕組みを反映していると考えられる。

そして第3に、地方税や国庫支出金の歳入増は歳出を増加させる一方、歳出の増加はまた地方税の歳入増をもたらすことになる。このことは、わが国の地方（都道府県）財政において、歳入と歳出で双方向の因果関係が存在するという仮説が支持されることを示唆しているかもしれない。ただし、歳出の増加が地方税の歳入増をもたらすという結果について、わが国の地方税制度を踏まえると、歳入確保のための税率変更等について地方政府に裁量の余地はほとんどないことから、歳出増による地方税へのプラスの効果を過大に評価することはできないであろう。一方、地方税と国庫支出金の増加は相互にさらなる歳入の増加を誘発するという関係にあり、またそれらはともに歳出の増加をもたらすという結果が得られた。これらの結果を考慮すると、わが国の地方（都道府県）財政では歳入から歳出へのプラスの効果が大きく作用し、支出－租税仮説よりも租税－支出仮説の方が優勢であると判断することもできる。

そのため、第4に、本稿の分析結果から導かれる政策的含意として、地方（都道府県）財政全体の財政状況が悪化している場合には、歳入面で制約を課すことが短期における歳出の拡大を制御することになり得ると考えられる。地方税や国庫支出金の歳入の増加は、歳出に対してプラスの効果を及ぼす。この結果は、第I節で述べたように、租税－支出仮説のなかでも、Friedman (1978) の見解に相当する。これより、とりわけ国からの財政移転である国庫支出金の支給に制約を課すことは、地方政府（都道府県）全体の歳出の拡大を抑制し、財政収支の改善に寄与するといえよう。この点について、分散分解の結果からは、国庫支出金のショックは、地方政府（都道府県）の歳出の変動にかなり大きな影響を及ぼしていることが明らかにされた。

ところで、本稿では4変数のVARを推定して、インパルス反応と分散分解の分析を行っている。一方、わが国の地方（都道府県）財政における歳入と歳出の因果関係に関する近年の実証研究を考慮すると、高橋(2008)は、地方税、地方交付税、歳出（総額）の3変数からなるモデルの推定に基づき、地方交付

税から歳出への因果関係が存在するという検定結果を示している。この点について本稿の分析では、地方交付税のショックに対して歳出は有意には反応しないという結果が得られた。

さらに、近藤（2010）は、地方税、地方交付税、国庫支出金、地方債、及び歳出（総額）の5変数VARを推定し、因果関係の検定結果では、逆に歳出から地方交付税への因果関係が確認されている。これにより、歳出の増加が国からの地方交付税により事後的に補填されている可能性が示唆されている。本稿のインパルス反応関数の分析では、地方政府（都道府県）の歳出増に対して、地方交付税の反応は後年度においてプラスであるものの、有意であると判断することはできなかった。また、近藤（2010）は、分析期間を経済・財政構造の変化に応じて2つに分割することにより、バブル崩壊前と崩壊後では歳入と歳出の因果関係の結果が異なることを示している。

上記の2つの実証研究はパネルデータを使用しており、いずれの分析期間も本稿のそれとは異なっている。近藤（2010）は、各変数の定常性を確保するために、Fisher型のパネル単位根検定を行った上で、VARをOLSで推定している。これに対して、高橋（2008）は、ダイナミック・パネルモデルを用いた分析では係数の推定値にバイアスが生じることから、この問題を避けるためにArellano and Bond（1991）によるGMM推定を行っている。また、近藤（2010）は、本稿と同様に、分析対象となる都道府県から不交付団体を除去しているのに対して、高橋（2008）はこれをデータに含めて分析している。

そこで最後に、本稿の実証分析に関する今後の課題は、次の通りである。第1は、本稿の4変数のVARモデルに新たな変数を追加して改めて分析を行うことである。第2は、地方政府（都道府県）の歳出についても性質別に分類し、各歳出項目と歳入項目との異時点間の関係をも分析することである。これにより、地方政府の財政運営のあり方をより詳細に解明することができるかもしれない。そして第3に、本稿では1955年度から2010年度までを分析期間としたが、さらにこの期間を分割してそれぞれについて同様の分析を行うことは興味深いであろう。

## 参考文献

- 近藤春生, (2010), 「地方財政運営の時系列分析－都道府県財政における歳入・歳出関係－」, 『西南学院大学経済学論集』, 44 卷 4 号, 141-158 頁。
- 高橋晴天, (2008), 「地方政府による歳出・歳入決定に関する実証分析－都道府県パネルデータによる計測－」, 明治学院大学産業経済研究所『研究所年報』, 第 25 号, 7-14 頁。
- 土居丈朗・別所俊一郎, (2005), 「地方債の交付税措置の実証分析－元利補給は公共事業を誘導したか－」, 『日本経済研究』, No. 51, 33-58 頁。
- 畑農鋭矢, (2005), 「異時点間の課税原理と財政赤字－課税平準化と総需要平準化」, 野口悠紀雄編『公共政策の新たな展開 転換期の財政運営を考える』, 東京大学出版会, 第 2 章, 53-81 頁。
- 平井健之, (2011), 「都道府県財政における収入と支出の因果関係－非対称的調整過程を考慮したモデルによる実証分析－」, 『香川大学経済論叢』, 第 84 卷第 3 号, 1-17 頁。
- 平井健之・野村益夫, (2012), 「日本における国家財政と経済成長の異時点間の関係」, 『会計検査研究』, 第 45 号, 35-53 頁。
- Arellano, M., and S. R. Bond, (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.
- Baghestani, H., and R. McNown, (1994), "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, pp. 311-322.
- Barro, R. J., (1979), "On the Determination of the Public Debt", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 940-971.
- Buchanan, J. M., and R. E. Wagner, (1977), *Democracy in Deficit*, New York: Academic Press.
- Carneiro, F. G., (2007), "The Oil Cycle and the Tax-Spend Hypothesis: The Case of Angola", *Applied Economics Letters*, Vol. 14, pp. 1039-1045.
- Chowdhury, A. R., (1988), "Expenditures and Receipts in State and Local Government Finances: Comment", *Public Choice*, Vol. 59, pp. 277-285.
- Dahlberg, M., and E. Johansson, (1998), "The Revenues-Expenditures Nexus: Panel Data Evidence from Swedish Municipalities", *Applied Economics*, Vol. 30, pp. 1379-1386.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time



- Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Doi, T., and T. Ihori, (2009), *The Public Sector in Japan*, Edward Elgar.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock, (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 64, pp. 813-836.
- Ewing, B. T., J. E. Payne, M. A. Thompson, and O. M. Al-Zoubi, (2006), “Government Expenditures and Revenues: Evidence from Asymmetric Modeling”, *Southern Economic Journal*, Vol. 73, pp. 190-200.
- Friedman, M., (1978), “The Limitations of Tax Limitation”, *Policy Review*, Summer, pp. 7-14.
- Hamilton, J. D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press. (沖本竜義・井上智夫 訳, (2006), 『時系列解析』, シーエーピー出版。)
- Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H. S. Rosen, (1989), “The Revenues-Expenditures Nexus: Evidence from Local Government Data”, *International Economic Review*, Vol. 30, pp. 415-429.
- Hoover, K. D., and S. M. Sheffrin, (1992), “Causation, Spending and Taxes: Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State?”, *American Economic Review*, Vol. 82, pp. 225-248.
- Johansen, S., (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S., (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580.
- Joulfaian, D., and R. Mookerjee, (1990), “The Government Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from a State”, *Public Finance Quarterly*, Vol. 18, pp. 92-103.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, Vol. 55, pp. 159-178.
- Lütkepohl, H., (1990), “Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive Models”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, pp. 116-125.
- MacKinnon, J. G., (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Marlow, M. L., and N. Manage, (1987), “Expenditures and Receipts: Testing for Causality in State and Local Government Finances”, *Public Choice*, Vol. 53, pp. 243-255.
- Marlow, M. L., and N. Manage, (1988), “Expenditures and Receipts: Testing for Causality in

- State and Local Government Finances : Reply”, *Public Choice*, Vol. 59, pp. 287-290.
- McCarthy, T. A., and S. T. Schmidt, (2001), “Dynamic Patterns in State Government Finance”, *Public Finance Review*, Vol. 29, pp. 208-222.
- Meltzer, A. H., and S. F. Richard, (1981), “A Rational Theory of the Size of Government”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, pp. 914-927.
- Miller, S. M., and F. S. Russek, (1990), “Co-Integration and Error-Correction Models : The Temporal Causality between Government Taxes and Spending”, *Southern Economic Journal*, Vol. 57, pp. 221-229.
- Musgrave, R. A., (1966), “Principles of Budget Determinations”, in H. Cameron and W. Henderson (eds.), *Public Finance : Selected Readings*, New York : Random House.
- Osterwald-Lenum, M., (1992), “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461-472.
- Owoye, O., and O. A. Onafowora, (2011), “The Relationship between Tax Revenues and Government Expenditures in European Union and Non-European Union OECD Countries”, *Public Finance Review*, Vol. 39, pp. 429-461.
- Payne, J. E., (1998), “The Tax-Spend Debate : Time Series Evidence from State Budgets”, *Public Choice*, Vol. 95, pp. 307-320.
- Payne, J. E., (2003), “A Survey of the International Empirical Evidence on the Tax-Spend Debate”, *Public Finance Review*, Vol. 31, pp. 302-324.
- Peacock, A. T., and J. Wiseman, (1961), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton, NJ : Princeton University Press.
- Peacock, A. T., and J. Wiseman, (1979), “Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth”, *Public Finance Quarterly*, Vol. 7, pp. 3-23.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron, (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Ram, R., (1988), “Additional Evidence on Causality between Government Revenue and Government Expenditure”, *Southern Economic Journal*, Vol. 54, pp. 763-769.
- Saunoris, J. W., and J. E. Payne, (2010), “Tax More or Spend Less? Asymmetries in the UK Revenue-Expenditure Nexus”, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 32, pp. 478-487.
- Tijerina-Guajardo, J. A., and J. A. Pagán, (2003), “Government Spending, Taxation, and Oil Revenues in Mexico”, *Review of Development Economics*, Vol. 7, pp. 152-164.

- Young, A. T., (2011), “Do US Federal Revenues and Expenditures Respond Asymmetrically to Budgetary Disequilibria?”, *Applied Economics Letters*, Vol. 18, pp. 749-752.
- Zapf, M., and J. E. Payne, (2009), “Asymmetric Modelling of the Revenue-Expenditure Nexus : Evidence from Aggregate State and Local Government in the US”, *Applied Economics Letters*, Vol. 16, pp. 871-876.