

基礎的財政収支と政府の財政運営

—— 政府収入と政府支出の因果関係の分析 ——

平 井 健 之

I. はじめに

現在、わが国の政府は巨額の財政赤字を抱え、それにより累積する公債残高は増加する傾向にある。将来において、公債残高が経済成長を上回る率で増加し続けるならば、すなわち公債残高の対GDP比率が上昇していくなれば、やがては財政が破綻する可能性も生じるであろう。そのため、政府は、国と地方の基礎的財政収支（プライマリー・バランス）の黒字化を財政再建における当面の目標としている。ここで、基礎的財政収支とは、公債金収入以外の歳入から公債の利払い費を除いた歳出を差し引いた収支である。基礎的財政収支の黒字化は、財政が長期的に持続可能であるためには不可欠であると考えられている。しかし、これまでの財政運営を前提とすると、政府が長期的に基礎的財政収支の黒字化を達成できるかどうかの問題であるといえる。

そこで、このような財政収支の不均衡の問題を検討するために、これまで政府収入と政府支出の因果関係に関する実証研究に多くの関心が寄せられてきた。その理由は、政府収入と政府支出の因果関係の解明が、財政収支の均衡を回復させる方策を考慮する上で有益な情報を提供すると期待されるからである。例えば、もし増税が政府支出の増大をもたらすという政府収入から政府支出への因果関係があるとすれば、財政赤字を削減する方策として減税が有効であると考えられる。一方、政府支出に応じて租税収入が調整されるという逆の因果関係があるとすれば、今度は支出の削減が有効な方策になるであろう。

政府収入と政府支出の因果関係についての実証研究は、諸外国においては多

数存在する⁽¹⁾。その一連の研究として、例えば、Miller and Russek (1990), Jones and Joulfaiian (1991), Baffes and Shah (1994), Baghestani and McNown (1994), Owoye (1995), Hondroyiannis and Papapetrou (1996), Vamvoukas (1997), Payne (1997, 1998), Darrat (1998), Kollias and Makrydakis (2000), Li (2001), Chang, Liu and Caudill (2002), 及び Narayan (2005) 等が挙げられる。これらの因果関係の実証分析は、政府収入と政府支出の時系列データを使用して、まず単位根検定を行い、2つの変数がともに1階の和分過程 $I(1)$ に従うかどうかを検討している。そして次に、政府収入と政府支出の2変数間で共和分検定を行い、両者が長期的な均衡関係にあるかどうかを検討し、もし2変数間で共和分関係が存在すれば誤差修正モデルを適用して因果関係を検証している。また、2変数間に共和分関係が存在しない場合には、各変数の階差変数を用いて VAR モデルを推計し、Granger の因果性テストを行って⁽²⁾いる。

そこで、本稿の目的は、わが国政府の一般会計を分析対象として、1955年度から2004年度までの時系列データを使用し、基礎的財政収支をめぐる政府収入と政府支出の因果関係を実証的に分析することである。これにより、基礎的財政収支の黒字化に向けての政府による財政運営のあり方について検討する。本稿の実証分析には、とりわけ次のような特徴がある。

まず第1は、政府収入と政府支出の因果関係に焦点を当て、わが国の基礎的財政収支の動向を改めて実証的に検討していることである。政府の財政再建の当面の目標である基礎的財政収支の黒字化の問題は、収入と支出の因果関係という観点からはこれまであまり検討されていないといえよう。さらに第2は、Narayan and Narayan (2006) や Baharumshah and Lau (2007) と同様に、Toda and Yamamoto (1995) によって提示された方法を適用して収入と支出の因果関係の検定を行っていることである。この検定方法の採用は、従来の実証分析で実行されている共和分検定の問題を回避して、Granger の因果関係を検定で

(1) 諸外国における政府収入と政府支出の因果関係の実証研究の動向については、平井・野村 (2001) や Payne (2003) を参照されたい。

(2) 平井・野村 (2001) は、誤差修正モデルを適用して、わが国政府の一般会計における政府収入と政府支出の因果関係を分析している。

きるという利点がある。そして第3は、これまでの実証分析の多くが政府収入と政府支出の2変数モデルの枠組みで因果関係の有無を検定しているのに対して、本稿の分析では、Payne (1997), Vamvoukas (1997), Chang, Liu and Caudill (2002) や Narayan and Narayan (2006) のように、上記の2変数にGDPを加えた3変数モデルの枠組みで検定を行っていることである。Narayan and Narayan (2006) でも述べられているように、政府収入と政府支出の2変数はともに国内の経済活動の水準を表すGDPの変数と何らかの関連性をもつと考えられるため、GDP変数はモデルにおいて重要な変数となる。

本稿の構成は、以下の通りである。まず第II節では、基礎的財政収支と財政の持続可能性との関係について検討するとともに、基礎的財政収支をめぐる収入と支出の因果関係の分析の意義を明らかにする。次に第III節では、実証分析の方法や使用するデータについて説明する。そして第IV節において実証分析を行い、その結果を検討する。最後に、第V節で結論を述べる。

II. 基礎的財政収支と財政の持続可能性

まず本節において、政府の一般会計を分析の対象として、基礎的財政収支と財政の持続可能性との関係について検討しよう。政府の予算制約として、各年度では歳入総額＝歳出総額が成立するので、それらを主要な項目に分解して表示すると、

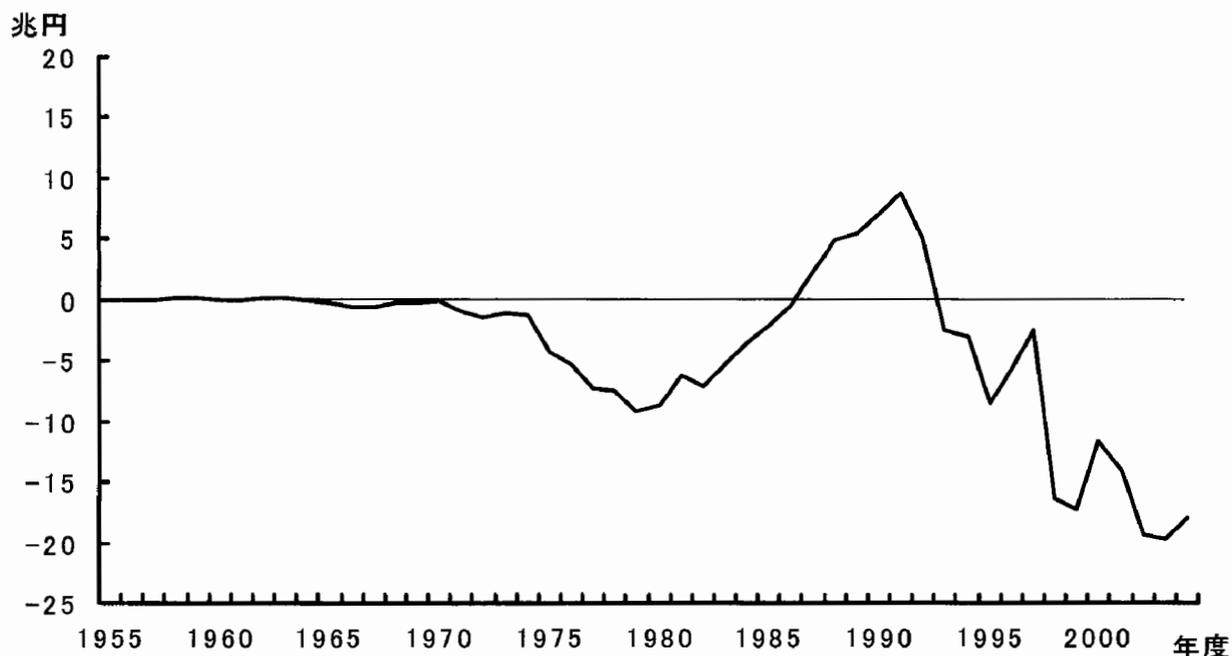
$$\begin{aligned} & \text{租税及び印紙収入} + \text{公債金収入} + \text{その他収入} \\ & = \text{一般歳出} + \text{地方交付税交付金等} + \text{国債費} \end{aligned}$$

となる。ここで、基礎的財政収支は、公債金収入以外の歳入総額から国債費を除いた歳出総額を差し引いた収支として捉えられる。そのため、上式から、

$$\begin{aligned} & \text{基礎的財政収支} \\ & = \text{租税及び印紙収入} + \text{その他収入} - \text{一般歳出} - \text{地方交付税交付金等} \\ & = \text{国債費} - \text{公債金収入} \end{aligned}$$

が成立する。これより、図1は、わが国政府の一般会計における基礎的財政収支を国債費－公債金収入として、その推移を描いている。この基礎的財政収支

図1 基礎的財政収支（一般会計）の推移



出所：『財政統計』（財務省主計局調査課）の各年度版より，決算額のデータを使用して作成。

について，とりわけ1990年代からは，赤字の拡大が顕著な傾向として示されている。

このような状況の下で，わが国政府の基礎的財政収支については，現在の赤字を解消し収支の均衡を回復して，最終的には黒字化することが求められている。そこで，基礎的財政収支と財政の持続可能性の関係を検討するために，いま， t 期における政府の予算制約式が次式で表されるとしよう。

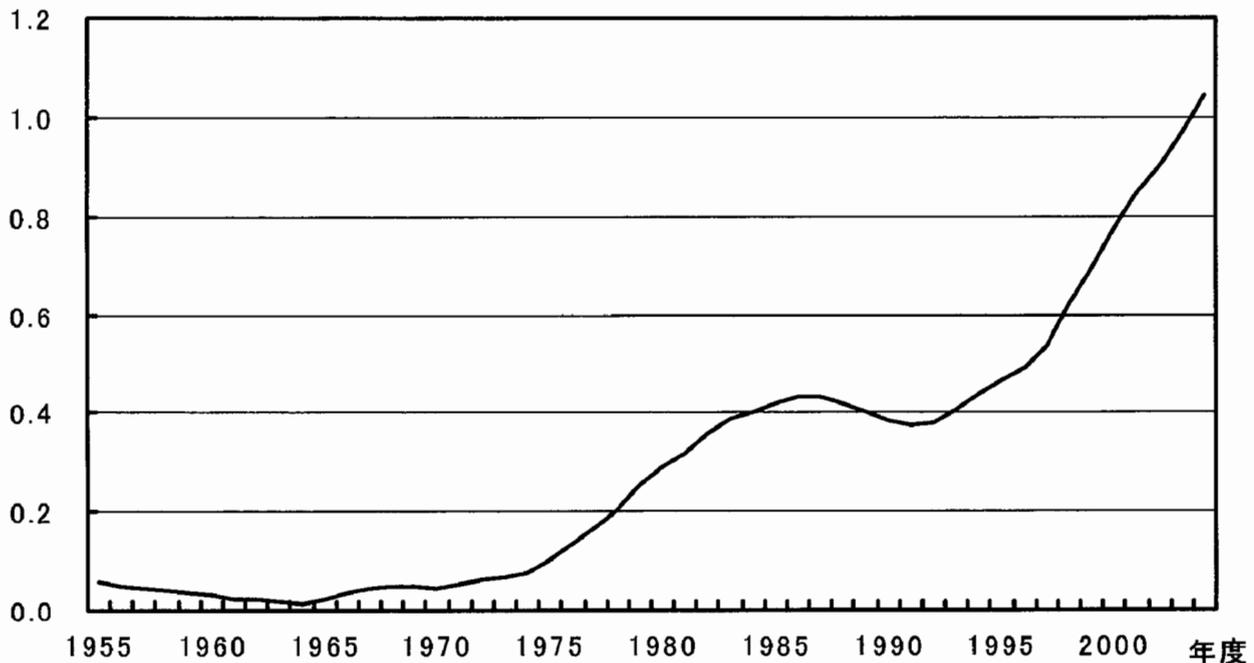
$$\dot{B}(t) = iB(t) - (GR(t) - GE(t)) = iB(t) - S(t) \quad (1)$$

ここで， B は公債残高， i は利子率であり， $\dot{B} = dB/dt$ である。また， GR は公債金収入を除いた租税等の政府収入， GE は利払い費を除いた政府支出であり，それらの差額 S が基礎的財政収支である。(1)式の各変数を対GDP比率で表示すると，(1)式は，

$$\dot{b}(t) = (i - n)b(t) - s(t) \quad (2)$$

に書き換えられる。ここで，(2)式の b と s の各変数は，GDPの水準を $Y(t)$ として， $b = B/Y$ ， $s = S/Y$ で表され， $\dot{b} = db/dt$ である。また， n は経済成長率であり， $n = \dot{Y}/Y$ で表示される。ただし， $\dot{Y} = dY/dt$ である。

図2 公債残高の対 GDP 比率（一般会計）の推移



出所：『財政統計』（財務省主計局調査課），『国民経済計算年報』（内閣府経済社会総合研究所）より作成。

もし将来において公債残高の対 GDP 比率 b が上昇していくとすれば、やがては財政が破綻する可能性も生じるであろう。そのため、公債残高の対 GDP 比率 b を少なくとも安定化させて一定水準に維持するためには、(2)式より、次式が成立する必要がある。

$$(i-n)b(t) - s(t) = 0 \quad (3)$$

ここで、 $i > n$ を所与とすると、公債残高の対 GDP 比率 b を安定化させるためには、基礎的財政収支を黒字化させる必要がある⁽³⁾。しかも、公債残高の対 GDP 比率が上昇すればするほど、そのために必要とされる黒字幅はさらに大きくなることわかる。図2には、政府の一般会計における公債残高の対 GDP 比率の推移が描かれている。特に1990年代からは、図1で示されている基礎的財政収支の赤字幅の増大とともに、公債残高の対 GDP 比率は急速に上昇し続け

(3) 利子率 i と経済成長率 n の相対的な関係については、例えば、畑農（2005）で示されているように、とりわけ近年においては利子率 i が経済成長率 n を上回る状況にあることがわかる。

ている。

したがって、将来における財政破綻を回避して財政が持続可能であるためには、一般に、政府支出の削減や増税、あるいはそれらの組み合わせによって、現在の基礎的財政収支の赤字を長期的に黒字化することが考えられている⁽⁴⁾。そこで次節以降では、そのような黒字化に向けての政府による財政運営のあり方を検討するために、これまでの時系列データを使用して、一般会計の基礎的財政収支をめぐる収入（＝歳入総額－公債金収入）と支出（＝歳出総額－国債費）の因果関係を実証的に分析する。この因果関係の分析は、基礎的財政収支の赤字を削減するための方策を考慮する上で有益な情報を提供する。Baharumshah and Lau (2007) に従って、本稿の実証分析では、政府収入と政府支出の因果関係に関する次の4つの仮説を挙げることができる。

第1の仮説は、支出から収入への一方向の因果関係が存在するという仮説である。この仮説は、政府が予め設定した支出水準に収入の水準を調整することを意味している。例えば、Peacock and Wiseman (1961, 1979) による転位効果は、そのような見解に基づいている。さらに第2の仮説は、逆に収入から支出への一方向の因果関係があるという仮説である。この仮説の下では、政府が収入の水準に応じて支出の水準を調整することになる。その例として、Friedman (1978) は増税が政府支出の増大をもたらすことを議論し、財政赤字を削減する手段として減税を提案した。そして、第3の仮説は、収入と支出で双方向の因果関係が存在するという仮説である。この仮説によれば、政府は収入と支出の水準を同時に決定しているといえる (Musgrave, 1966, Meltzer and Richard, 1981)。最後に、第4の仮説は、収入と支出との間に因果関係がないという仮説である。この仮説は、政府による支出と課税の機能が制度的に分離されている状況を想定している (Hoover and Sheffrin, 1992)。そのため、Narayan

(4) 異時点間の政府の予算制約を考慮した場合には、無限先の将来における債務残高の割引現在価値がゼロに収束するという条件が満たされるならば、政府の債務は持続可能と判断されている。このとき、政府債務の残高は、将来における基礎的財政余剰（黒字）の割引現在価値の合計に等しくなければならないことが示される。平井・野村 (2004, 2006) を参照されたい。

(2005) が指摘するように、とりわけ政府支出が政府収入よりも急速に増加する場合、財政赤字が深刻となり、財政の持続可能性の問題が発生することになる。

次節以降においては、基礎的財政収支をめぐる政府収入と政府支出の因果関係を実証的に分析することにより、わが国政府の財政運営が上記の仮説のいずれに相当するかを検討したい。

Ⅲ. 実証分析の方法

本稿では、政府収入と政府支出に GDP を加えた 3 変数の枠組みで、基礎的財政収支をめぐる政府収入と政府支出の因果関係を実証的に分析する。そのために、時点 t における政府収入、政府支出及び GDP の各変数を自然対数で表示して、それぞれ LGR_t 、 LGE_t 及び LY_t で表し、これら 3 つの変数を以下の分析において使用する。

そこで第 1 に、上記の各変数の和分の次数を検定する。本稿の実証分析では、Dickey and Fuller (1979, 1981) による ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定を適用して、次の 2 つの回帰式に基づき変数 x_t (LGR_t 、 LGE_t 及び LY_t の各変数) の単位根検定を行う。

モデル A (定数項とタイムトレンドを含む) :

$$\Delta x_t = \mu + \gamma t + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (4)$$

モデル B (定数項を含む) :

$$\Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (5)$$

ここで、 Δ は 1 階の階差演算子であり、 u_t は誤差項である。変数 x_t が定常であるという対立仮説に対して、帰無仮説は変数 x_t が単位根をもつ非定常時系列であること、すなわち、 $\delta = 0$ である。もし $\delta < 0$ であり統計的に有意であれば、帰無仮説は棄却されることになる。また、(4)式と(5)式の拡張項の次数 k は、

AIC (Akaike Information Criterion) と SC (Schwarz Criterion) の基準を用いて選択される。

この(4)式と(5)式に基づく単位根の検定については、次のような手順で行うことにする。まず、(4)式のトレンド項を含むモデル A を推定し、推定値 δ の t 値を計算して、単位根が存在するという帰無仮説が棄却されるかどうかを検定する。ここで、検定統計量の分布の臨界値は、Fuller (1996) において表示されている。これより、もし帰無仮説が棄却されれば、変数 x_t は定常であると判断される。一方、モデル A で帰無仮説が棄却されない場合には、トレンド項の係数 γ の有意性の検定を行う。ここで、検定統計量の分布の臨界値は、Dickey and Fuller (1981) より求められる。そして、もしトレンド項の係数 γ が有意であれば、単位根が存在すると判断する。また、帰無仮説が棄却されず、トレンド項の係数 γ が有意でない場合には、今度はトレンド項を除いた(5)式のモデル B に基づき、改めて単位根が存在するかどうかの検定を実行する。⁽⁵⁾

このようにして、 LGR_t 、 LGE_t 及び LY_t の各変数の和分の次数が判明すると、第 2 に、Toda and Yamamoto (1995) で提示された方法を適用して、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルに基づき Granger の因果性テストを行う。この因果関係の検定は、次の手順で行われる。まず、3 つのレベル変数 (LGR_t 、 LGE_t 及び LY_t) からなる VAR モデルの真のラグの次数 k と各変数の和分の最大次数 d_{\max} を決定する。そのため、本稿では推定された VAR の最適なラグの次数を AIC の基準を用いて選択し、それを真のラグ数 k とする。また、和分の最大次数 d_{\max} の決定については、ADF 検定の結果を利用する。これにより、 k 次のベクトル自己回帰モデル VAR(k) が選択され、和分の最大次数 d_{\max} が得られると、次に、 d_{\max} だけラグを増やしてラグの次数 p を $p = k + d_{\max}$ として、レベル変数で VAR モデルを再推定する。

上述のように、本稿では 3 変数の枠組みで因果関係の有無を検定するため、

(5) 具体的な単位根の検定の手続きとして、最初に、定数項とタイムトレンドを含めた回帰式(モデル A)を選択することについては、Dolado, Jenkinson and Sosvilla-Rivero (1990) を参照されたい。

Narayan and Narayan (2006) と同様に、次式のような VAR モデルを考える。

$$LGR_t = a_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} a_{1i} LGR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} a_{2i} LGE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} a_{3i} LY_{t-i} + u_{1t} \quad (6)$$

$$LGE_t = b_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} b_{1i} LGR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} b_{2i} LGE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} b_{3i} LY_{t-i} + u_{2t} \quad (7)$$

$$LY_t = c_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} c_{1i} LGR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} c_{2i} LGE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} c_{3i} LY_{t-i} + u_{3t} \quad (8)$$

ここで、 u_{1t} 、 u_{2t} 及び u_{3t} は、誤差項である。上記の(6)、(7)、(8)式より、この検定では、追加したラグの係数を無視して最初の k 個までの係数について Wald 検定を適用し、Granger の因果性テストを行う。なお、Wald 検定統計量は、帰無仮説が正しければ、漸近的に自由度 k のカイ二乗分布に従う。

最後に、本稿で使用するデータは次の通りである。前節で述べたように、政府収入は歳入総額から公債金収入を差し引いたもの、そして政府支出は歳出総額から国債費を差し引いたものである。これらのデータ（名目値）はすべて、『財政統計』（財務省主計局調査課）の各年度版より、政府一般会計の決算額として求められる。また、すべてのデータは実質値で表示されるため、政府収入と政府支出のデータについてはそれぞれ GDP デフレーター（1990 暦年基準）で実質化する。この GDP デフレーターは、『国民経済計算年報』（内閣府経済社会総合研究所）から得られる。一方、GDP のデータについては、その実質値が直接、『国民経済計算年報』から求められる。すべてのデータは年度データであり、分析の対象期間は 1955 年度から 2004 年度までである。

IV. 分析結果

本節では第 1 に、政府収入、政府支出及び GDP の 3 変数に関する単位根検定を行う。表 1 は、3 つのレベル変数について、(4)式のモデル A と(5)式のモデル B による ADF 検定の結果を示している。ここで、ADF 検定の結果は選択する拡張項の次数 k に影響を受けるため、表 1 では、ラグの最大次数 k_{\max} を $k_{\max} = 5$ とし、ラグの次数 k が AIC と SC の 2 つの基準により選択された場

表1 レベル変数に関する ADF 検定, 1955-2004 年度

変数	モデル	次数 k	ADF 統計量	係数 γ の t 値	Q 統計量
LGR_t	モデル A	AIC (2)	-0.51394	-2.49920	0.0847 (0.959)
		SC (0)	-0.27199	-2.89995*	5.0862 (0.079)
	モデル B	AIC (2)	-2.54017		0.0633 (0.969)
		SC (0)	-2.83027*		5.2690 (0.072)
LGE_t	モデル A	AIC (0)	-0.28797	-4.83062**	3.7288 (0.155)
		SC (0)			
	モデル B	AIC (0)	-4.61072***		5.1667 (0.076)
		SC (0)			
LY_t	モデル A	AIC (1)	-1.67226	-3.34753**	3.0951 (0.213)
		SC (1)			
	モデル B	AIC (1)	-3.84369***		3.1006 (0.212)
		SC (1)			

注：ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定は、次の回帰式を用いて行われる。

$$\text{モデル A: } \Delta x_t = \mu + \gamma t + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

$$\text{モデル B: } \Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

ここで、 Δ は 1 階の階差演算子である。拡張項の次数 k は、AIC と SC に基づいて選択される。AIC (k) と SC (k) は、それぞれ AIC と SC に基づいて選択された次数 k を示している。サンプルサイズを T とすると、Fuller (1996) より、モデル A による ADF 検定についての 1%、5% 及び 10% の臨界値は、 $T=50$ に対して、それぞれ -4.16、-3.50、-3.18 である。一方、モデル B による ADF 検定についての 1%、5% 及び 10% の臨界値は、 $T=50$ に対して、それぞれ -3.59、-2.93、-2.60 である。さらに、モデル A におけるトレンド項の係数 γ の有意性の検定についての臨界値は、Dickey and Fuller (1981) より求められる。また、 Q 統計量は、2 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説についての Ljung-Box 統計量である。ここで、括弧内の数値は、 Q 統計量に関する p 値である。

***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。

合の検定結果がそれぞれ表示されている。

この各変数の和分の次数の検定は、前節で述べた手順により行われる。表 1 において、変数 LGR_t について検討すると、まずモデル A に基づく検定結果では、いずれも単位根が存在するという帰無仮説を棄却できない。ただし、トレンド項の係数 γ の有意性を調べると、係数 γ の推定値は 5% の有意水準でいずれも有意ではない。そのため次に、モデル B による検定結果をみると、単位根が存在するという帰無仮説は 5% の有意水準で棄却されず、変数 LGR_t は単位根をもつと判断される。同様に、 LGE_t と LY_t の他の 2 変数についても、

表2 階差変数に関する ADF 検定, 1955-2004 年度

変数	モデル	次数 k	ADF 統計量	係数 γ の t 値	Q 統計量
ΔLGR_t	モデル A	AIC(1)	-5.24491***	0.13152	0.1129 (0.945)
		SC(0)	-5.08556***	0.09280	2.8930 (0.235)
	モデル B	AIC(0)	-4.51284***		1.1677 (0.558)
		SC(0)			
ΔLGE_t	モデル A	AIC(0)	-5.55057***	-0.38290	0.3433 (0.842)
		SC(0)			
	モデル B	AIC(1)	-2.54466		0.0320 (0.984)
		SC(0)	-3.79053***		2.0418 (0.360)
ΔLY_t	モデル A	AIC(0)	-4.16947***	-0.04743	2.2115 (0.331)
		SC(0)			
	モデル B	AIC(2)	-1.26189		0.2760 (0.871)
		SC(0)	-2.24923		2.5524 (0.279)

注：ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定は、次の回帰式を用いて行われる。

$$\text{モデル A: } \Delta x_t = \mu + \gamma t + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

$$\text{モデル B: } \Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

変数及び上式における Δ は、1 階の階差演算子である。拡張項の次数 k は、AIC と SC に基づいて選択される。AIC(k) と SC(k) は、それぞれ AIC と SC に基づいて選択された次数 k を示している。サンプルサイズを T とすると、Fuller (1996) より、モデル A による ADF 検定についての 1%、5% 及び 10% の臨界値は、 $T=50$ に対して、それぞれ -4.16、-3.50、-3.18 である。一方、モデル B による ADF 検定についての 1%、5% 及び 10% の臨界値は、 $T=50$ に対して、それぞれ -3.59、-2.93、-2.60 である。さらに、モデル A におけるトレンド項の係数 γ の有意性の検定についての臨界値は、Dickey and Fuller (1981) より求められる。また、 Q 統計量は、2 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説についての Ljung-Box 統計量である。ここで、括弧内の数値は、 Q 統計量に関する p 値である。

***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。

モデル A の検定結果より、帰無仮説は棄却されないことがわかる。ここでは、トレンド項の係数 γ の推定値は有意であることから、 LGE_t と LY_t の各変数は、モデル A の検定結果に基づき単位根をもつと判断される。なお、表 1 では、残差において 2 次までの自己相関がないという帰無仮説に関する Ljung-Box の Q 統計量も報告されている。5% の有意水準で判断すると、帰無仮説はいずれの場合においても棄却されないことがわかる。

これより、各変数の階差をとった変数についても、改めて ADF 検定を行うことにする。その検定結果が表 1 と同様に、表 2 に示されている。ここでも、

表3 Grangerの因果性テスト

帰無仮説	Wald 統計量	p値
GDP は政府収入の Granger 因果ではない	16.52011***	0.0003
GDP は政府支出の Granger 因果ではない	3.060804	0.2164
政府収入は政府支出の Granger 因果ではない	1.285141	0.5259
政府支出は政府収入の Granger 因果ではない	1.591458	0.4513
政府支出は GDP の Granger 因果ではない	6.587929**	0.0371
政府収入は GDP の Granger 因果はない	3.242696	0.1976

注：VAR の真のラグ数 k を $k=2$ ，和分の最大次数 d_{\max} を $d_{\max}=1$ として，推定する VAR のラグの次数は3である。Wald 検定統計量は，帰無仮説が正しければ，漸近的に自由度2のカイ二乗分布に従う。p値は，Wald 統計量に関する p値である。

***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。

モデル A による検定結果に注目する。表2より，変数 LGR_t の1階の階差変数 ΔLGR_t に関する検定結果をみると，単位根が存在するという帰無仮説は1%の有意水準で棄却される。したがって，変数 LGR_t は $I(1)$ 変数であると判断できる。同様に， LGE_t と LY_t の各変数の1階の階差変数， ΔLGE_t と ΔLY_t についても，単位根が存在するという帰無仮説は1%の有意水準で棄却される。そのため， LGE_t と LY_t の2変数もそれぞれ $I(1)$ 変数であるといえる。なお，表2のQ統計量は，残差に自己相関がないという帰無仮説がモデルAのすべての場合において棄却されないという検定結果を示している。

そこで分析の第2段階として，Toda and Yamamoto (1995)の方法に従って，Grangerの因果性テストを実行する。この因果性テストの結果は，表3に示されている。ここで，3つのレベル変数 (LGR_t , LGE_t 及び LY_t) からなるVARモデルの真のラグ数 k については，AICの基準により， $k=2$ が選択された。また，和分の最大次数 d_{\max} は，表1と表2の単位根検定の結果から， $d_{\max}=1$ に設定された。表3において，Grangerの意味でGDPから政府収入への因果関係がないという帰無仮説とGrangerの意味で政府支出からGDPへの因果関係がないという帰無仮説は，それぞれ1%と5%の有意水準で棄却されることがわかる。しかし，他の4つの因果関係に関する帰無仮説は，10%の有意水準でも棄却されないという結果が得られている。

これらの検定結果より，まず政府収入とGDPの2変数間では，GDPから政

府収入への一方向の因果関係、さらに政府支出と GDP の 2 変数間では、政府支出から GDP への一方向の因果関係が存在する。しかし、基礎的財政収支をめぐる政府収入と政府支出の 2 変数間では因果関係の存在は認められない。このことは、第 II 節で述べた仮説に基づいて、政府の収入と支出の決定がそれぞれ独立に行われていることを意味しているといえよう。したがって、本稿での因果性テストの結果は、既述のように、政府支出が政府収入よりも急速に増加する場合、深刻な財政赤字がもたらされ得ることを示唆している。

V. む す び

本稿では、わが国政府の一般会計を分析対象とし、1955 年度から 2004 年度までの時系列データを使用して、とりわけ基礎的財政収支をめぐる政府収入と政府支出の因果関係を分析した。因果関係の検定結果からは、政府収入と GDP、あるいは政府支出と GDP の間では因果関係の存在が認められるものの、政府収入と政府支出の間では、わが国のこれまでの財政運営において因果関係はないと判断された。このような結果は、政府による支出と課税の機能が制度的に分離されている状況にあることを意味している。したがって、政府支出が政府収入よりも急速に増加する場合には、政府の財政赤字はますます深刻となり、財政の持続可能性の問題が生じることになる。特に 1990 年代においては、そのような傾向が顕著であったといえるかもしれない。

また、上記の分析結果は、わが国政府の一般会計を分析対象にして、財政の持続可能性は疑わしいとする平井・野村（2004, 2006）の分析結果とも整合的である。平井・野村（2004, 2006）は、近年までの時系列データを使用して、財政赤字の持続可能性の条件が満たされないことを示している。現在、政府は、国と地方の基礎的財政収支の黒字化を財政再建における当面の目標としている。しかし、これまでの財政運営を前提とする限り、その目標の達成は決して容易ではないと推測できる。第 II 節でもみたように、財政再建への取り組みを先延ばしにすればするほど、公債残高はますます累積し、公債残高の対 GDP 比率の水準を安定化させるために達成しなければならない基礎的財政収支の黒

字幅もさらに増加することになる。そこで、政府はこれまでの財政運営から脱却して、今後、中長期的視点から財政再建に向けた財政の構造改革を進めていくことが急務であると考えられる。

最後に、本稿における実証分析は、政府の一般会計を分析対象としているため、地方政府の財政収支を無視していることに注意すべきである。わが国の地方財政制度では、地方債の発行は国から地方への財政移転である地方交付税や国庫支出金と密接に関係しており、国と地方の財政が一体的に運営されている。本稿の分析結果から、財政の構造改革が急務であるとしても、一般会計における基礎的財政収支の改善に向けた改革が例えば、地方への財政移転の削減を通じて逆に地方の財政収支を悪化させる要因となってしまう。そのため、政府の範囲を拡張して、地方政府も含めた基礎的財政収支の動向を改めて分析することも必要であろう。

参 考 文 献

- Baffes, J., and A. Shah, (1994), "Causality and Comovement between Taxes and Expenditures : Historical Evidence from Argentina, Brazil, and Mexico", *Journal of Development Economics*, Vol. 44, pp. 311-331.
- Baghestani, H., and R. McNown, (1994), "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, pp. 311-322.
- Baharumshah, A. Z., and E. Lau, (2007), "Regime Changes and the Sustainability of Fiscal Imbalance in East Asian Countries", *Economic Modelling*, Vol. 24, pp. 878-894.
- Chang, T., W. R. Liu, and S. B. Caudill, (2002), "Tax-and-Spend, Spend-and-Tax, or Fiscal Synchronization : New Evidence for Ten Countries", *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1553-1561.
- Darrat, A. F., (1998), "Tax and Spend, or Spend and Tax ? An Inquiry into the Turkish Budgetary Process", *Southern Economic Journal*, Vol. 64, pp. 940-956.
- 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.

- Dolado, J., T. Jenkinson, and S. Sosvilla-Rivero, (1990), "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Survey*, Vol. 4, pp. 249-273.
- Friedman, M., (1978), "The Limitations of Tax Limitation", *Policy Review*, Summer, pp. 7-14.
- Fuller, W. A., (1996), *Introduction to Statistical Time Series* (Second edition), New York: John Wiley & Sons, Inc.
- 畑農鋭矢, (2005), 「財政赤字の評価指標」, 貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編著『財政赤字と日本経済 財政健全化への理論と政策』, 有斐閣, 125-154 頁。
- 平井健之・野村益夫, (2001), 「わが国における政府支出と政府収入の因果関係」, 『香川大学経済論叢』, 第 74 巻第 3 号, 259-282 頁。
- 平井健之・野村益夫, (2004), 「わが国における財政赤字の持続可能性」, 『香川大学経済論叢』, 第 77 巻第 3 号, 29-46 頁。
- 平井健之・野村益夫, (2006), 「わが国における財政の持続可能性—財政赤字の定常性についての検定—」, 『香川大学経済論叢』, 第 79 巻第 3 号, 93-110 頁。
- Hondroyannis, G., and E. Papapetrou, (1996), "An Examination of the Causal Relationship between Government Spending and Revenue: A Cointegration Analysis", *Public Choice*, Vol. 89, pp. 363-374.
- 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.
- Jones, J. D., and D. Joulfaian, (1991), "Federal Government Expenditures and Revenues in the Early Years of the American Republic: Evidence from 1792 to 1860", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 13, pp. 133-155.
- Kollias, C., and S. Makrydakis, (2000), "Tax and Spend or Spend and Tax? Empirical Evidence from Greece, Spain, Portugal and Ireland", *Applied Economics*, Vol. 32, pp. 533-546.
- Li, X., (2001), "Government Revenue, Government Expenditure, and Temporal Causality: Evidence from China", *Applied Economics*, Vol. 33, pp. 485-497.
- 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.
- Narayan, P. K., (2005), "The Causal Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Empirical Evidence from Nine Asian Countries", *Journal of Asian Economics*, Vol. 15, pp. 1203-1216.
- Narayan, P. K., and S. Narayan, (2006), "Government Revenue and Government Expenditure

- Nexus : Evidence from Developing Countries”, *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 285-291.
- Owoye, O., (1995), “The Causal Relationship between Taxes and Expenditures in the G7 Countries : Cointegration and Error-Correction Models”, *Applied Economics Letters*, Vol. 2, pp. 19-22.
- Payne, J. E., (1997), “The Tax-Spend Debate : The Case of Canada”, *Applied Economics Letters*, Vol. 4, pp. 381-386.
- 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.
- Toda, H. Y., and T. Yamamoto, (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.
- Vamvoukas, G., (1997), “Budget Expenditures and Revenues : An Application of Error-Correction Modelling”, *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 52, pp. 125-138.