

国と地方の財政赤字の持続可能性

平 井 健 之
野 村 益 夫

I. はじめに

わが国の財政赤字は1990年代の景気後退による税収の減少や景気対策の実施によって急速に増加し、現在、政府は巨額の財政赤字を抱えるに至っている。そのため、現在の財政赤字の構造を今後も放置すれば、財政赤字の累積による政府の債務を長期的に維持できるかどうかの問題になっている。このような状況の下で、近年のわが国政府の財政運営をめぐっては財政赤字の持続可能性に多くの関心が寄せられており、持続可能性を検証するいくつかの実証研究が行われている。そこでは、無限先の将来における政府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かどうかを実証的に検討されている。もしそのような条件が満たされるならば、政府の財政赤字は持続可能と判断されている。

財政赤字の持続可能性に関する実証研究は、アメリカ合衆国を中心として諸外国において多数存在するが、その分析方法をめぐっては大きく2つのグループに分けることができる。その1つは、政府の債務残高の時系列データに関する単位根検定により、財政赤字の持続可能性を実証的に検討しようとするものである。そのような研究として、Hamilton and Flavin (1986)をはじめ、Trehan and Walsh (1988, 1991), Wilcox (1989) や Payne and Mohammadi (2006) 等が挙げられる。そして、もう1つの研究は、政府収入と政府支出の時系列データを使用し、共和分検定に基づき、収入と支出との間に長期的な関係が存在するかどうかを分析することによって財政赤字の持続可能性を実証的に検討する

ものである。その一連の研究としては、Hakkio and Rush (1991), Haug (1995), Quintos (1995), Payne (1997), Martin (2000), Bravo and Silvestre (2002), Kalyoncu (2005) 等が挙げられる。⁽¹⁾

そこで上記の先行研究による分析手法を踏襲して、平井・野村 (2004, 2006) は、わが国政府の一般会計を分析対象とし、近年までのデータを使用して財政赤字の持続可能性を検討している。平井・野村 (2004) は、政府収入と政府支出の2変数間での共和分検定による手法を適用して、財政赤字が持続可能とはいえないという分析結果を得ている。さらに、平井・野村 (2006) は、政府債務に関する単位根検定による手法を用いて、わが国では財政赤字の持続可能性の十分条件が満たされないことを示している。これらの実証分析から、とりわけ近年のわが国政府の財政赤字について、その持続可能性は疑わしいといえる。

しかし、これらの実証分析はわが国政府の一般会計を分析対象としているため、政府の債務を国債に限定しており、地方政府の債務である地方債を除外している。この点について、土居 (2000) は、分析対象とする政府の範囲を地方政府まで拡張して、国と地方の債務を同時に分析する必要性を議論している。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。そのため、交付税措置等により、国が地方の債務の一部を実質的に負担している。しかも、国債と同様に、地方債の残高も近年急増していることをも考慮すると、国と地方の債務を統合して政府の財政赤字を分析する必要がある。土居・中里 (1998) と土居 (2000) は、国と地方を統合した会計で政府債務を算出し、それに基づき政府債務の持続可能性を検討している。とりわけ土居 (2000) は、1955年度から1998年度までを標本期間として、上記の単位根検定や共和分検定による実証研究と異なり、基礎的財政収支の対GDP比と公債残高の対GDP比との関係に注目するBohn (1998) の手法を適用し、財

(1) わが国の政府を対象として財政赤字の持続可能性を分析した実証研究については、平井・野村 (2004, 2006) を参照されたい。また、諸外国における財政赤字の持続可能性の研究については、Afonso (2005) を参照されたい。

政赤字の持続可能性の十分条件の検定を行っている。比較的最近までのデータを使用した土居（2000）の分析結果からは、国と地方の債務は持続可能ではないと結論づけられている。

そのため、本稿の目的は、土居・中里（1998）や土居（2000）と同様に、国と地方の債務を同時に分析対象とし、政府債務に関する単位根検定による手法を適用して、わが国の財政赤字の持続可能性を改めて検討することである。本稿の実証分析は、標本期間を1959年度から2003年度までとすることにより、土居（2000）よりも分析の対象期間を最近時点まで拡張している。さらに、単位根検定においては、Payne and Mohammadi（2006）や平井・野村（2006）と同様に、構造変化の存在を考慮する。Payne and Mohammadi（2006）は、アメリカ合衆国の財政赤字について、単位根検定で構造変化を考慮しない場合には持続可能とはいえないという検定結果を得る一方、構造変化を考慮すると持続可能性を支持する検定結果を導いている。わが国でも政府の財政赤字はこれまで石油危機や景気後退等、さまざまな要因によって影響を受けている可能性があり、検定においても構造変化の存在を無視できないであろう。

本稿の構成は、以下の通りである。まず第Ⅱ節では、実証分析の方法や使用するデータについて解説する。本稿の実証分析では、構造変化の存在を考慮したPerron（1997）の単位根検定が適用される。また、使用される国と地方の債務データは、土居・中里（1998）の方法に基づいて求められる。そして第Ⅲ節において、実証分析を行いその分析結果について検討する。最後に、第Ⅳ節で結論と課題を述べる。

Ⅱ．実証分析の方法とデータ

1. 分析の方法

本稿の実証分析では平井・野村（2006）と同様に、財政赤字の持続可能性について、Trehan and Walsh（1991）による分析手法を適用する。いま、 t 時点における政府の予算制約が、次式で与えられるとする。

$$G_t + (1 + i_t)B_{t-1} = R_t + B_t. \quad (1)$$

ここで、 G_t は政府の財・サービス購入と移転支払い（または、債務に対する利払いを除く政府支出）、 R_t は政府の租税収入、 B_t は政府債務の残高、そして i_t は実質利子率である。この(1)式を前向きに解くと、政府の異時点間の予算制約式、

$$B_t = E_t \sum_{n=1}^{\infty} \left[\prod_{j=1}^n \left(\frac{1}{1 + i_{t+j}} \right) (R_{t+n} - G_{t+n}) \right] + \lim_{n \rightarrow \infty} E_t \prod_{j=1}^n \left(\frac{1}{1 + i_{t+j}} \right) B_{t+n}, \quad (2)$$

が得られる。ここで、 E_t は t 時点の情報に基づく期待値オペレータである。前節でも述べたように、財政赤字の持続可能性の条件は、無限先の将来における政府債務残高の割引現在価値がゼロに収束することである。すなわち、持続可能性の条件は、(2)式において、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \prod_{j=1}^n \left(\frac{1}{1 + i_{t+j}} \right) B_{t+n} = 0, \quad (3)$$

が成立することを意味する。

これより、財政赤字の持続可能性の検定は、(3)式が成立するか否かを検定することである。ここで、持続可能性の検定をめぐっては、実質利子率に関する一般的な仮定の下で、単位根検定に基づく分析手法が、Trehan and Walsh (1991) によって提示されている。Trehan and Walsh (1991) は、期待実質利子率が正であるとき、債務残高 B_t の1階の階差（すなわち、政府の財政赤字）の定常性が、持続可能性の条件(3)が成立するための十分条件であることを示している。⁽²⁾ そこで実証分析では、債務残高 B_t の1階の階差について単位根検定を行う。そのためにまず、Dickey and Fuller (1979, 1981) による ADF

(2) Hamilton and Flavin (1986) や Trehan and Walsh (1988) は、単位根検定に基づく財政赤字の持続可能性の分析において、実質利子率が一定であることを仮定している。これに対して、Trehan and Walsh (1991) は利子率に関する仮定を緩めて、財政赤字の持続可能性の十分条件を導出している。

(Augmented Dickey-Fuller) 検定を適用する。しかし、政府の財政赤字には、分析の対象期間において構造変化が生じているかもしれない。このような可能性を考慮に入れ、Payne and Mohammadi (2006) に従って、次に Perron (1997) の単位根検定を行う。平井・野村 (2006) と同様に本稿でも、Perron (1997) の検定方法の中で、2つの IO (Innovational Outlier) モデルを取り上げる。

その第1のモデルでは、 μ , θ , β , δ , α と $c_i (i=1, 2, \dots, k)$ を回帰係数として、 t 統計量を用いて $\alpha=1$ の検定を行うために次の回帰式を考える。

$$\text{モデル 1: } y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t. \quad (4)$$

ここで、 T_b を構造変化時点の候補として、 $DU_t = 1(t > T_b)$ と $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$ はダミー変数であり、 $1(\cdot)$ はインディケータ関数である。また、 t はタイムトレンド、 Δ は階差演算子、そして e_t は誤差項である。このモデルは、帰無仮説と対立仮説の双方において構造変化時点 (ブレイク点) の候補 T_b での定数項の変化を認めている。さらに、第2のモデルでは、 μ , θ , β , γ , δ , α と $c_i (i=1, 2, \dots, k)$ を回帰係数として、 $\alpha=1$ を検定するために次の回帰式を考える。

$$\text{モデル 2: } y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t. \quad (5)$$

ここで、 $DT_t = 1(t > T_b)(t - T_b)$ はダミー変数である。このモデルは、定数項と傾きがブレイク点の候補 T_b で変化することを認めている。Payne and Mohammadi (2006) は、アメリカ合衆国の財政赤字について、(5)式のモデル2のみを考慮して単位根検定を行っている。これに対して本稿では、(4)式のモデル1と(5)式のモデル2の両方のモデルに基づいて検定を行うことにする。(4)式と(5)式においては、拡張項の次数 k と真のブレイク点 T_b^0 は未知であるので、この両者を推定する必要がある。

まず、拡張項の次数 k については、最大次数 $k_{\max} = 5$ から始めて順番に次数

k を1だけ減らして、回帰係数が有意になるところで決める。もし1から5までの次数 k についてすべてが有意でなければ、 $k=0$ として拡張項を除いた式を用いる。ここで、拡張項の回帰係数の推定値に基づく t 値については、 t 分布ではなく標準正規分布を用いて検定する。さらに、 t 値による両側検定では、Perron (1997) に従って10%の標準正規分布の臨界値1.645を用いる。次に、ブレイク点の候補 T_b については、(4)式と(5)式における回帰係数の制約 $\alpha=1$ の t 統計量を最小化するように候補時点 T_b を選択する。ここで、 T をサンプルサイズとして、(4)式では、 $\alpha=1$ の t 統計量を $k+2 \leq T_b \leq T-2$ の範囲で最小化する。一方、(5)式では、 $\alpha=1$ の t 統計量を $k+3 \leq T_b \leq T-3$ の範囲で最小化する。

また、単位根の検定統計量が有意であるかどうかは、Perron (1997, p. 362) による臨界値の表を使用する。臨界値の表は、(4)式については $T=60, 80, 100, \infty$ に対して、(5)式については $T=70, 100, \infty$ に対して与えられている。もし単位根の検定統計値が有意であれば、 T_b は構造変化時点である。本稿の分析では、後述のように $T=45$ のデータが使用されているため、(4)式については $T=60$ で指定された臨界値で、(5)式については $T=70$ で指定された臨界値で判断せざるを得ない。そのため、Perron (1997) の臨界値を用いた判断では、分析においてバイアスが存在していることに注意すべきである。

2. データ

本稿では、わが国における中央政府（国）と地方政府をともに分析対象として、財政赤字の持続可能性を検討する。分析の対象期間は、1959年度から2003年度までである。分析で使用するデータについては、国と地方のすべての政府債務のデータを単純に合計するのではなく、国と地方を統合した政府の予算制約式(1)と整合性を保つようにデータを構築する必要がある。土居・中里 (1998) は、そのようにして算出されたデータに基づき、Bohn (1995) 等の手法を適用して、国と地方の政府債務について持続可能性を検定している。⁽³⁾

そのため本稿でも、土居・中里 (1998) に従って、国と地方を統合した会計

に基づくデータを使用する。分析対象とする政府債務について、国の財政では、一般会計と交付税及び譲与税配付金特別会計のみを、また地方財政では、地方純計の普通会計のみを対象としている。ここでは、他の特別会計や政府関係機関、地方の公営企業会計等は含まれていない。それらは、歳入を租税以外の資金で賄っており、独立採算を原則とする公的企業の活動をも含むことから、一般の政府活動と区別されている。土居・中里（1998）は、国と地方を併せた政府の予算制約式(1)を次のような手順で導出している。

まず、国の一般会計の予算制約は、 i_t^C を実質利子率として次式で表される。

$$G_t^C + M_t^C + H_t^C + (1 + i_t^C)B_{t-1}^C = R_t^C + B_t^C. \quad (6)$$

ここで、 G_t^C は一般歳出のうち地方団体に直接支出されない分、 M_t^C は一般会計から支出される国庫支出金、 H_t^C は地方交付税交付金、 R_t^C は税収等、 B_t^C は国債残高である。次に、交付税及び譲与税配付金特別会計では、 i_t^S を実質利子率として、予算制約式は、

$$H_t^S + J_t^S + (1 + i_t^S)B_{t-1}^S = J_t^S + H_t^C + B_t^S, \quad (7)$$

で与えられる。ここで、 H_t^S は交付税特会から支出される地方交付税、 J_t^S は地方譲与税、 B_t^S は交付税及び譲与税配付金特別会計の借入金残高である。最後に、地方純計の普通会計の予算制約は、 i_t^L を実質利子率として次式で表される。

$$G_t^L + (1 + i_t^L)B_{t-1}^L = R_t^L + H_t^S + J_t^S + M_t^C + Q_t^L + B_t^L. \quad (8)$$

ここで、 G_t^L は地方歳出、 R_t^L は地方税等、 Q_t^L は国庫支出金のうち一般会計以外から支出された分、そして B_t^L は地方債残高である。

(3) 第I節でも述べたように、土居（2000）はまた、土居・中里（1998）と同じデータを使用して、Bohn（1998）の手法により、政府債務の持続可能性を分析している。土居・中里（1998）は1955年度から1995年度までを分析の対象期間として持続可能性の検定を行い、政府債務は持続可能であるとの結論を導いている。これに対して、分析の対象期間を1955年度から1998年度までとする土居（2000）の検定結果からは、持続可能とはいえないという結論が得られている。

以上より, (6), (7), (8)式の各辺を合計して, 国と地方を併せた政府の予算制約が次式のように導かれている。

$$\begin{aligned} (G_t^C + G_t^L) + (1 + i_t^C)B_{t-1}^C + (1 + i_t^S)B_{t-1}^S + (1 + i_t^L)B_{t-1}^L \\ = (R_t^C + J_t^S + Q_t^L + R_t^L) + (B_t^C + B_t^S + B_t^L). \quad (9) \end{aligned}$$

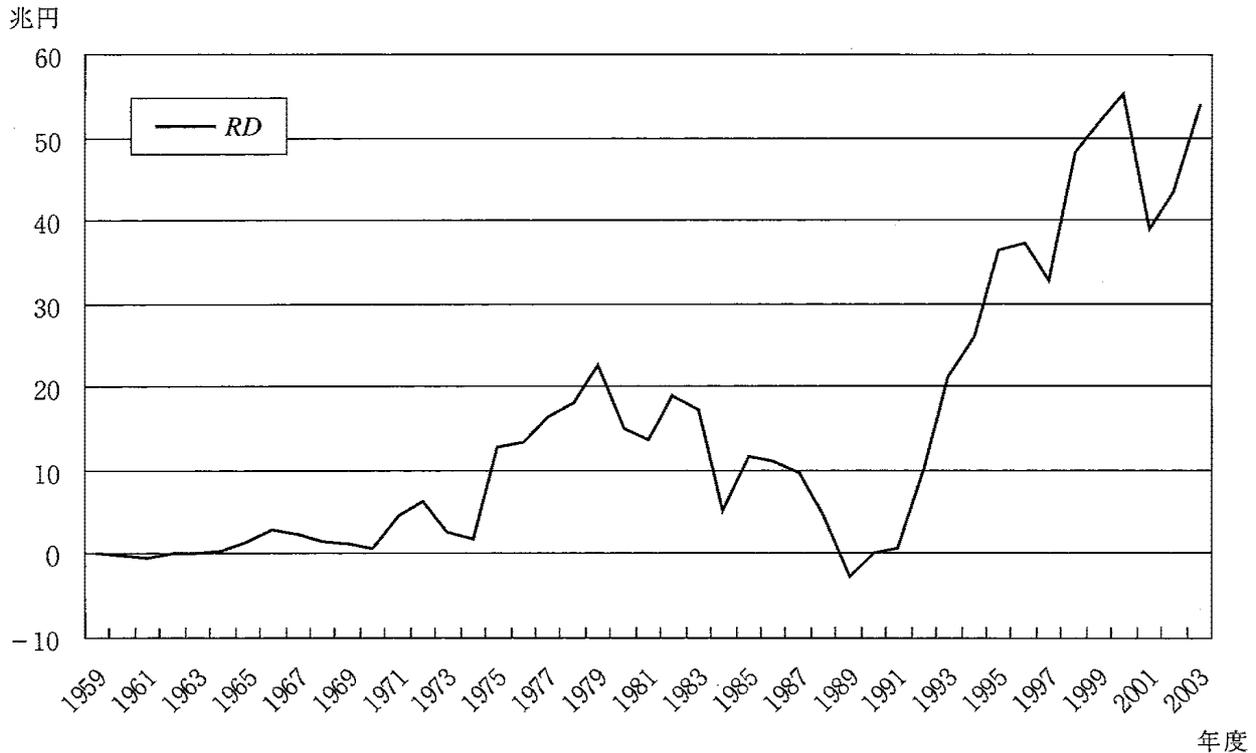
ここで, $G_t = G_t^C + G_t^L$, $R_t = R_t^C + J_t^S + Q_t^L + R_t^L$, $B_t = B_t^C + B_t^S + B_t^L$ とおくことにより, 国と地方を統合した政府の予算制約式(1)が成立する。ただし, (1)式の実質利子率 i_t は i_t^C , i_t^S , i_t^L を加重平均したものである。⁽⁴⁾

そこで, 本稿の実証分析では, 上記のように表示される政府の債務残高 B_t を用いて, 政府の名目財政赤字 D_t が債務残高の1階の階差, すなわち $D_t = B_t - B_{t-1}$ として求められる。政府債務のデータは, 土居・中里 (1998) の実証分析で使用されたデータと同じである。国の債務は国債の負担会計別現在高のうち一般会計負担分を, また交付税及び譲与税配付金特別会計の債務は資金運用部 (現財政融資資金) からの借入金残高を使用する。これらのデータは, 『国債統計年報』(財務省理財局) の各年度版から求められる。そして, 地方の債務は地方債残高から減債基金の積立金残高を控除したものを使用する。減債基金は将来の地方債償還等のために積み立てられている資金であるため, 地方の債務を厳密に考慮すると, 地方債残高から積立金残高を控除する必要がある。これらのデータは, 『地方財政統計年報』(地方財務協会) の各年度版から求められる。これより, 国と地方を統合した債務残高 B_t は, 上記の3つの債務残高の合計になる。

また, 以下では, 単位根検定を実施する財政赤字の変数として, Trehan and

(4) (9)式の導出の詳細な説明については, 土居・中里 (1998, p.96) を参照されたい。実証分析は, 国と地方を統合した政府の予算制約式に基づいて行われる。しかし, 土居・中里 (1998) で指摘されているように, ここでは政府収入 R_t と政府支出 G_t のデータを直接入手できないという問題がある。そのため, 平井・野村 (2004) のように共和分検定による分析手法を適用することはできない。土居・中里 (1998) や土居 (2000) も, 共和分検定による手法とは異なる分析方法で政府債務の持続可能性の検定を行っている。ただし, 政府債務残高 B_t のデータは直接入手できることから, 本稿の実証分析においては単位根検定が適用される。

図1 国と地方の財政赤字の推移：1959-2003年度



Walsh (1991) や Afonso (2005) と同様に、財政赤字 D_t を実質化した変数 RD_t を考えることにする。変数の実質化については、GDP デフレーター (1990 暦年基準) を使用する。ここで使用する 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) より求められる。図1には、このようにして算出された財政赤字の変数 RD_t の推移が描かれている。図1から、国と地方を併せた財政赤字についても、構造変化の存在の可能性は否定できないであろう。

Ⅲ. 分析結果

財政赤字の変数 RD_t について、単位根検定の結果は表1に示されている。まずはじめに、ADF 検定の結果を検討しよう。表1のパネル(A)には、その結果が示されている。検定結果から、財政赤字の変数 RD_t は定常とはいえず、 $I(1)$ 変数になることがわかる。したがって、わが国の財政赤字の持続可能性については疑わしいという結果が得られている。⁽⁵⁾

表1 国と地方の財政赤字に関する単位根検定：1959-2003年度

(A) ADF 検定	ADF 統計量	拡張項の次数
ADF(C) RD_t	-0.149278	0
ADF(C) ΔRD_t	-6.154517 ^a	0
ADF(C+T) RD_t	-1.982332	4
ADF(C+T) ΔRD_t	-6.235095 ^a	0

注：ADF(C)とADF(C+T)はそれぞれ、定数項を含めた回帰式、定数項とタイムトレンドを含めた回帰式による単位根検定の結果を示している。a(1%), b(5%), c(10%)は有意水準である。拡張項の次数は、Ng and Perron (1995)に従って、標準正規分布(漸近正規分布)の両側検定の10%有意水準1.645を用いて、最大次数 $k_{\max} = 5$ として拡張項の t 統計量に基づき選択される。拡張項の次数は、選択された次数を示している。Fuller (1996)より、 $T = 50$ に対して、定数項を含めた回帰式によるADF検定についての臨界値は、a(1%):-3.59, b(5%):-2.93, c(10%):-2.60である。同様に、定数項とタイムトレンドを含めた回帰式によるADF検定についての臨界値は、a(1%):-4.16, b(5%):-3.50, c(10%):-3.18である。

(B) Perron (1997) の単位根検定

モデル1:

$$RD_t = -26.703123 + 125.647194 DU + 4.357311 t - 214.166456 D(T_b) + 0.240777 y_{t-1} + e_t$$

(-1.045663) (2.334292)^b (3.312195)^a (-3.072964)^a (1.283320)

拡張項の次数 5

構造変化時点 (ブレイク時点) 1996 ($T_b = 38$) $t(\alpha = 1)$ -4.0465952

注： $T = 45$ である。回帰分析のデータ数は39個である。拡張項の次数は、Perron (1997)とNg and Perron (1995)に従って、標準正規分布(漸近正規分布)の両側検定の10%有意水準1.645を用いて、最大次数 $k_{\max} = 5$ として拡張項の t 統計量に基づき選択される。拡張項の係数は示されていない。括弧内の数字は t 値であり、a(1%), b(5%), c(10%)は有意水準である。拡張項の次数は、選択された次数を示している。 $t(\alpha = 1)$ は、(4)式を用いた単位根の検定統計量である。この $T = 60$ に対する有限臨界値は、a(1%):-5.92, b(5%):-5.23, c(10%):-4.92である。

モデル2:

$$RD_t = -45.530083 - 219.338805 DU + 6.989684 t$$

(-1.368040) (-3.063482)^a (2.875525)^a

$$+ 27.801207 DT + 111.419028 D(T_b) + 0.045133 y_{t-1} + e_t$$

(3.804212)^a (1.432958) (0.201342)

拡張項の次数 4

構造変化時点 (ブレイク時点) 1986 ($T_b = 29$) $t(\alpha = 1)$ -4.2597601

注： $T = 45$ である。回帰分析のデータ数は40個である。 $t(\alpha = 1)$ は、(5)式を用いた単位根の検定統計量である。この $T = 70$ に対する有限臨界値は、a(1%):-6.32, b(5%):-5.59, c(10%):-5.29である。その他については、モデル1の注と同じである。

そこで次に、わが国の財政赤字について構造変化の存在の可能性を考慮し、Perron (1997) の単位根検定の結果を検討する。表1のパネル(B)には、財政赤字 RD_t に関する Perron (1997) の2つの検定方法による結果が示されている。(4)式のモデル1を用いた単位根検定の分析結果では、 μ , θ , β , δ , α と c_i ($i=1, 2, \dots, k$) を回帰係数として、推定したブレイク点の候補 T_b を用いて回帰分析を行っている。モデル1には、 μ , θ , β , δ , α の回帰係数の推定値と t 値がそれぞれ示されている。また、 $t(\alpha=1)$ は、単位根の検定統計量である。ここで、 $t(\alpha=1)$ が有意であれば、この分析には意味がある。ただし、表では、 $t(\alpha=1)$ が有意でない場合にも回帰分析の結果を示している。表1の結果から、構造変化時点（ブレイク点）の候補は1996年度であり、選択された拡張項の次数は5である。 $t(\alpha=1)=-4.0465952$ の数値は、10%の有意水準 -4.92 を用いても有意でない。そのため、 $\alpha=1$ という帰無仮説を棄却できない。

さらに、(5)式のモデル2を用いた単位根検定についても、同様にして、 μ , θ , β , γ , δ , α の回帰係数の推定値と t 値がそれぞれ、表2のパネル(B)に示されている。構造変化時点（ブレイク点）の候補は1986年度であり、選択された拡張項の次数は4である。 $t(\alpha=1)=-4.2597601$ の数値は、10%の有意水準 -5.29 を用いても有意でない。これより、モデル2を用いた検定でも $\alpha=1$ という帰無仮説を棄却できないことがわかる。そこで、これら上記の結果は、検定において構造変化を考慮しても、財政赤字の持続可能性の十分条件を満たしていない。

IV. む す び

本稿では、1959年度から2003年度までを分析の対象期間として、国と地方の政府債務に関する単位根検定による手法を適用し、わが国における財政赤字の持続可能性を検討した。本稿の実証分析の特徴は、第1に、分析対象とする政府の範囲を国だけではなく地方政府をも含めていること、そして第2に、分

(5) 定数項とタイムトレンドをともに含まない回帰式による ADF 検定統計量の値は、レベル変数で0.783492、第1階差変数で -5.963416 であった。

析で適用される単位根検定において構造変化の存在を考慮していることである。

既述のように、平井・野村（2004, 2006）は、わが国政府の一般会計のデータを使用して財政赤字の持続可能性を検討し、持続可能性が支持されないという分析結果を導いている。本稿の分析結果は、分析対象とする政府の範囲を拡張して国と地方の債務を同時に考慮した場合でも、政府の財政赤字が持続可能とはいえないことを示している。この結果はまた、Bohn（1998）の手法を適用して国と地方の政府債務の持続可能性を検定している土居（2000）の分析結果を支持するものといえる。

さらに、平井・野村（2006）と同様に、わが国の財政赤字は、構造変化の存在を考慮しても持続可能とはいえないことも示されている。本稿の実証分析では、分析の対象期間における財政赤字について構造変化の可能性を考慮し、Perron（1997）の単位根検定を適用した。2つのIOモデルに基づいた検定からは、いずれにおいても財政赤字の持続可能性の十分条件は満たされないという結果が得られた。したがって、本稿の分析結果は、近年のわが国における財政赤字の持続可能性を疑問視する上記の既存研究の分析結果を補完するものとなる。これより、政府にとっては、中長期的視点から財政赤字の削減を目標とする財政の構造改革の実施が急務であるといえよう。

そこで最後に、本稿での実証分析の今後の課題を述べておくことにする。すでに平井・野村（2006）でも指摘されているように、本稿では年次データを使用しているため、構造変化を考慮した単位根検定において、データ数が少ないという問題がある。Perron（1997）は、分布の臨界値を $T=60$ または 70 に対して計算している。ところが、本稿の分析では $T=45$ であることから、Perron（1997）の臨界値を用いた判断では、分析においてバイアスが存在している。それゆえ、今後、より正確な臨界値を用いた分析を行うために、 $T=45$ に対する臨界値を新たに計算することが求められる。

参 考 文 献

- Afonso, A., (2005), "Fiscal Sustainability : The Unpleasant European Case", *Finanzarchiv*, Vol. 61, pp. 19-44.
- Bohn, H., (1995), "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, pp. 257-271.
- Bohn, H., (1998), "The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, pp. 949-963.
- Bravo, A., and A. Silvestre, (2002), "Intertemporal Sustainability of Fiscal Policies : Some Tests for European Countries", *European Journal of Political Economy*, Vol. 18, pp. 517-528.
- 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.
- 土居丈朗, (2000), 『地方財政の政治経済学』, 東洋経済新報社。
- 土居丈朗・中里透, (1998), 「国債と地方債の持続可能性—地方財政対策の政治経済学—」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第47号, 76-105頁。
- Fuller, W. A., (1996), *Introduction to Statistical Time Series* (second edition), New York : John Wiley & Sons.
- Hakkio, C. S., and M. Rush, (1991), "Is the Budget Deficit 'Too Large?'" , *Economic Inquiry*, Vol. 29, pp. 429-445.
- Hamilton, J. D., and M. A. Flavin, (1986), "On the Limitations of Government Borrowing : A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 808-819.
- Haug, A. A., (1995), "Has Federal Budget Deficit Policy Changed in Recent Years ?" , *Economic Inquiry*, Vol. 33, pp. 104-118.
- 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。
- Kalyoncu, H., (2005), "Fiscal Policy Sustainability : Test of Intertemporal Borrowing Constraints", *Applied Economics Letters*, Vol. 12, pp. 957-962.
- Martin, G.M., (2000), "US Deficit Sustainability : A New Approach Based on Multiple Endogenous Breaks", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15, pp. 83-105.
- Ng, S., and P. Perron, (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, pp. 268-281.

- Payne, J. E., (1997), "International Evidence on the Sustainability of Budget Deficits", *Applied Economics Letters*, Vol. 4, pp. 775-779.
- Payne, J. E., and H. Mohammadi, (2006), "Are Adjustments in the U. S. Budget Deficit Asymmetric? Another Look at Sustainability", *Atlantic Economic Journal*, Vol. 34, pp. 15-22.
- Perron, P., (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, Vol. 80, pp. 355-385.
- Quintos, C. E., (1995), "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 409-417.
- Trehan, B., and C. E. Walsh, (1988), "Common Trends, the Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 425-444.
- Trehan, B., and C. E. Walsh, (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U. S. Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, pp. 206-223.
- Wilcox, D. W., (1989), "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, pp. 291-306.