

財政の持続可能性と単位根検定*

小野 宏

1. はじめに

日本において、一般会計における歳出総額と税収のギャップは近年拡大している。そして、財政赤字の累積額であると考えられる政府債務残高が大幅に増大している。財政制度等審議会の財政構造改革部会は2001年6月に中間報告を発表した。財政構造改革部会はそのなかで1990年代の財政運営を振り返り、財政の効率性が損なわれ、持続可能性に対する信頼も低下したと指摘している。そして、今後の財政運営の理念の1つとして財政の持続可能性の確保が急務であるとしている¹。

財政の持続可能性の代表的な指標の1つとしてプライマリーバランスがあげられる²。上記に挙げた財政構造改革部会の中間報告も、持続可能性の議論にプライマリーバランスを利用している。ここでは、現在の日本における政府債務残高対GDP比及び経済成長率を考慮するとプライマリー黒字が必要であり、さらにプライマリー黒字達成後には政府債務残高対GDP比の削減を目指した財政運営の必要性を指摘している³。すなわち、これは日本における政府債務残高対GDP比の発散的な展開を阻止するためには、プライマリー黒字が必要であることを指摘したものと解釈できるであろう⁴。

財政の持続可能性を検証する方法は、このようなプライマリーバランスを利用する方法以外にも、様々な方法が存在する⁵。本稿では政府債務残

高対GDP比の時系列の統計的な性質に着目して、財政の持続可能性を検証する。これは、Untum and Wickens (2000)、Buiter and Patel (1992, 1997)などが試みた方法である。しかし、これらの先行研究では構造変化について十分考慮されていないと思われる。従って、本稿では構造変化を考慮して分析を行なう。

以下では、本稿の内容を簡単に説明しておく。第2節では本稿の実証分析で用いるモデルを導出する。第3節では第2節で導出されたモデルを利用して実証分析を行なう。第4節では、本稿のまとめを行なう。

2. モデル

Untum and Wickens (2000) 及び畑農 (1999) 等に従い、政府の予算制約式を

$$(1) B_t = (1+r_t) B_{t-1} + G_t - T_t$$

と定義する。ここで、 B_t :政府債務残高、 r_t :政府債務の利子率、 G_t :政府支出、 T_t :税収である。(1)式を前向きに解くと、政府の異時点間の予算制約式である(2)式を得る。

$$(2) B_t = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \frac{T_{t+s} - G_{t+s}}{\prod_{i=1}^s (1+r_{t+i})} + E_t \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{\prod_{i=1}^s (1+r_{t+i})}$$

ここで、財政が持続可能であるための条件は、

* 本稿は日本財政学会第60回大会報告論文に加筆修正したものである。報告の際、関西学院大学の高林喜久生先生及び千葉大学の畑農鋭矢先生から貴重なコメントを頂いた。また、本稿の作成にあたり、広島大学の宜名眞勇教授、菅壽一教授、小瀧光博教授及び明治大学の北岡孝義教授より懇切な御指導を頂いた。記して深く感謝したい。しかし、あり得べき過誤は筆者のものである。

¹ 財政制度等審議会 (2001), pp9-16. を参照。

² この他の財政の持続可能性の指標については、たとえば、経済企画庁経済研究所編 (1998) 及び井堀・宮田 (1991) を参照。

³ 財政制度等審議会 (2001), pp13-16. を参照。

⁴ 菅 (1998b), pp136-140では日本におけるプライマリーバランスと公債残高対GDP比の推移について詳細に分析されている。ここでは、バブル崩壊後、プライマリー赤字が急増し減少傾向であった公債残高対GDP比が増加に転じ、最悪の展開を示していると指摘している。

⁵ Afonso (2000) では財政の持続可能性に関するこれまでの実証研究についての詳細なサーベイが行われている。

無限先の政府債務残高の期待値がゼロに収束するというものである⁶。すなわち、持続可能性の条件は横断条件であると解釈でき、(3)式のように表される⁷。

$$(3) E_t \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{\prod_{i=1}^s (1+r_{t+i})} = 0$$

従って、財政が持続可能である場合、言い換えるならば、(3)式が満たされているならば、(2)式は、

$$(2)' B_t = E_t \lim_{s \rightarrow \infty} \sum_{s=1}^{\infty} \frac{T_{t+s} - G_{t+s}}{\prod_{i=1}^s (1+r_{t+i})}$$

となる。すなわち、これは、現在の政府債務残高が割引価値で評価された現在から将来までの黒字 (surpluses) の和によって相殺されなければならないということの意味している。

ところで、畑農(1999)が指摘するように、条件式である(3)式を直接検証することは困難である。そこでUntum and Wickens (2000)及びBuiter and Patel (1992, 1997)などは⁸、政府債務残高及び政府の基礎的赤字の時系列の統計的な性質に着目し、財政の持続可能性を分析した。彼らは財政が持続可能であるためには、政府債務残高の時系列は以下の性質を満たす必要があるということを指摘した。すなわち、

「政府債務残高の時系列が定常時系列」

というものである⁹。具体的には、政府債務残高に対して単位根検定を行なうことで、政府債務残高の定常性を検定し、財政が持続可能であるか否かを探求している (Buiter and Patel (1992, 1997))¹⁰。

ところで、変数 X_t が定常時系列である場合、以下の3つの性質を持つことが知られている。すな

わち、

$$(4) E(X_t) = \mu, \forall t$$

$$(5) \text{Var}(X_t) = \sigma^2, \forall t$$

$$(6) \text{Cov}(X_t, X_{t-s}) = \gamma_s, t \neq s$$

である。(4)式と(5)式は変数 X_t の平均 $E(X_t)$ と分散 $\text{Var}(X_t)$ が時間を通じて一定であるということを表している。また、(6)式は変数 X_t の共分散 $\text{Cov}(X_t, X_{t-s})$ が時点の差 s のみに依存することを示している。これは、変数が一定の平均値の周りをある程度の規則性をもって変動しているといえる (山本 (1988))。

一方、変数 X_t がランダム・ウォーク (random walk (酔歩過程) ($X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$)) といわれる非定常時系列である場合、性質は

$$(4)' E(X_t) = X_0$$

$$(5)' \text{Var}(X_t) = t\sigma^2$$

$$(6)' \text{Cov}(X_t, X_{t-s}) = (t-s)\sigma^2$$

となる¹¹。この場合、定常時系列とは異なり、変数の分散と共分散は時間 t に依存している。従って、変数の推移は酔っ払いの歩行 (ランダム・ウォーク (酔歩過程)) のようにどのように変化するかわからない。すなわち、変数が一定の平均値にいつ収束するか不明であり、さらに、平均値へ収束するのさえもわからない (蓑谷 (1997))。

つまり、政府債務残高が定常時系列であるということは、政府債務残高がある一定の値の周りで安定していると解釈できるであろう。ただし、Buiter and Patel (1992) は単位根検定を行ない変数の定常性が確認された後に、この平均値の値が持続可能なものか否かをさらに分析する必要があると指摘した¹²。

一方、政府債務残高が非定常時系列であるなら

⁶ この他の持続可能性の定義としては、GDPの名目成長率が政府債務の名目利率を下回らないというものがあげられる。詳しくは、加藤 (1997), p13を参照。

⁷ これはボンジーゲームが禁止されていることを意味する。ただし、詳しくは後述するが、実証分析の際、Untum and Wickens (2000) は、比較的柔軟にこの条件を用いて分析を行なっている。

⁸ この他に、Wilcox (1989) も時系列の統計的性質に着目して分析を行なっている。またArtis and Marcellino (1998) ではこのようなアプローチを利用した研究の詳細なサーベイが行われている。

⁹ またTrehan and Walsh (1991) は、基礎的赤字の時系列が定常時系列であることが財政の持続可能性の条件であるということを示した。

¹⁰ Hakkio and Rush (1991) は共和分分析を利用して財政の持続可能性を検証している。また、同様のアプローチでPapadopolos and Sidiropoulos (1999) は構造変化を考慮して分析を行なっている。

¹¹ ただし、変数 X_t が趨勢をもつランダム・ウォーク ($X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t$) である場合、(4)'式は $E(X_t) = X_0 + t\alpha$ となる。従って、変数 X_t の平均は時間と共に変化する。

ば、その推移は不安定であり、ある一定の水準に収束するか否かも不明であるということを示している。従って、検証により政府債務残高は非定常時系列であるという結果が得られたならば、財政は持続可能ではないということを示している。これはまた政府が現在行っている財政政策を長期において維持していくために必要な資金を調達できないということを示している。従って、この場合には財政を持続可能な状態に導くように経済政策等の変更が必要であると考えられる¹³ (Buiter and Patel (1992))。

Buiter and Patel (1992) は上記のようなアプローチでインドの国債について分析を行ない、インド国債の残高は持続可能な水準ではないと指摘した。また、Getzner, Glatzer and Neck (2001) はオーストラリアについて同様に分析を行なった。その結果、1960年から1974年までは持続可能な水準にあったが、1975年から1999年は持続可能な水準ではないと指摘している。さらにUntum and Wickens (2000) は西欧諸国について分析を試みた。そして、割引価値で評価された国債対GDP比が持続可能な水準であるのは、フランス、デンマーク、オランダの3ヶ国であると分析している。

また、Makrydakis et al. (1999) はギリシャ国債の対GDP比について分析を行なった。彼らの分析で注目すべき点は、構造変化を考慮して分析を行っている点であると思われる。彼らの分析によると、構造変化を考慮しないならば、1958年から1995年におけるギリシャ国債の対GDP比は持続可能な水準ではないという結果であった。しかしながら、構造変化を考慮するならば、ギリシャ国債の対GDP比は持続可能な水準であったと主張した。これは分析に関して構造変化を考慮することの重要性を示唆した研究であるといえよう。ここでMakrydakis et al. (1999) は、構造変化を経済構造及び経済政策の著しい変化と解釈しており、構造変化点である1979年にギリシャにおいて経済構造及び経済政策の著しい変化が生じていた可能

性を指摘している。

このように、政府債務残高の時系列の統計的な性質に着目した財政の持続可能性の分析は、様々な国を対象に行なわれている。しかしながら、日本においてはこのような観点からの分析は十分に行なわれていないように思われる。そこで本稿では、政府債務残高の時系列の統計的な性質に着目して、日本における財政が持続可能であるか否かを探求する。また、その際構造変化も考慮して分析を行なう。

3. 実証分析

本節ではまず実証分析で使用するデータについて説明する。そして、3. 2では代表的な単位根検定であるADFテストを用いて政府債務残高の定常性について検定を行なう。さらに、3. 3ではADFテストの結果をふまえて、構造変化を考慮した単位根検定を行なう。具体的には、1回の未知の構造変化を考慮した単位根検定であるNunes, Newbold and Kuan (1997) の手法を用いる。また、その際、構造変化点も同時に探求する。そして日本の財政の持続可能性について検証する。

3. 1 データ

本稿でのデータはすべて年次データである。サンプル期間は1955年から2000年である。政府債務残高は『財政統計』及び『財務省資料』にある長期政府債務残高(政府債務残高から短期証券及び一時借入金を除いたもの)とした。先行研究の多くが分析対象としたのはGDPで正規化した政府債務残高(B/Y)である。その際Buiter and Patel (1997)などは検証を行なう変数に以下のような割引率を考慮して分析を試みている。つまり変数 X_t に割引率を考慮するならば、 $\prod_{j=0}^{t-t_0} (1/1+i_{t+j}) X_t$ となる¹⁴。ここで、 t_0 は初期値、 i は政府債務残高の実質利回りである。Buiter and Patel (1997)

¹² ここで、(3)式の持続可能性の条件に従うと、この水準はゼロである。ただし、Untum and Wickens (2000) は、あるs期先を無限先に近いものと解釈している。そして、この水準は必ずしもゼロである必要はなく、財政再建の目標値などに置き換えて利用することも可能であると解釈している(Untum and Wickens (2000), p205)。このような水準の問題に関しては、Untum and Wickens (2000), pp205-210及び菅 (1996) 等を参照。

¹³ 同様の議論はUntum and Wickens (2000) においても行なわれている。

¹⁴ 先行研究の多くは割引要因として利子率を利用している。しかし、Bohn (1995) は割引要因として利子率ではなく消費の異時点間の限界代替率を利用して分析を行なっている。土居・中里 (1998) はBohn (1995) のモデルを日本に適用して分析を行なっている。

は、この値を初期時点で評価した政府債務残高の系列と解釈している。ところで、財政再建の数値目標など持続可能性の議論の際に対象となるのは、割引率を考慮しない原系列の値である場合も多い。従って、本稿の分析では原系列の検証結果にも焦点をあてて考察を行なう。さらに、持続可能性を検証する上で、GDPで正規化されたものだけではなく政府債務残高自体の時系列の統計的性質を分析することは有益であると考え合わせて分析を行なう。

従って、本稿で分析対象なる変数はGDPで正規化した政府債務残高(B/Y)及び政府債務残高の対数(log(B))をとった変数である。ここで、変数の後ろの_disは割引価値の値、_nondisは割引前の値(原系列の値)を示す。また、変数に*がついているのは実質化したことを意味する。

ところで、政府債務残高の利回りは、直接得ることが困難である。そこで、Uctun and Wickens (2000)に従い、利回りを「長期政府債務残高の利払い費/長期政府債務残高」と定義し作成した。また、長期政府債務残高の利払い費は『国債統計年報』より得た¹⁵。そして実質化には1990年を100とするGDPデフレーターを用いた。GDPデフレーターは『国民経済計算年報』より得た。

3. 2 単位根検定 (ADFテスト)

3. 2では長期政府債務残高の時系列にADFテストを行ない、財政の持続可能性を検証する。

ADFテストにおける検定式は以下の(7)式から(9)式で示される。ここで、 c は定数項、 t はタイムトレンドを表す。従って、単位根検定の際に(7)式ではタイムトレンドと定数項が考慮され、(8)式は定数項のみが考慮されているといえよう。帰無仮説は $\rho = 0$ であり、この場合、変数 y は単位根時系列である。

$$(7) \Delta y_t = c + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + v_t$$

$$(8) \Delta y_t = c + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + v_t$$

$$(9) \Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + v_t$$

ADFテストの結果は表1から表3に示される。ここで、ラグの次数は最大4としSBCによって決定した。また、より慎重に検定式を選択するためEnders (1995)に従いF値タイプの検定もあわせて行なう¹⁶。このF値タイプの検定とは検定式の切片やタイムトレンドの有無の検定に用いられるものである。ここで(7)式において $\rho = \beta = 0$ を検定するF値を Φ_3 、(8)式において $\rho = c = 0$ を検定するF値を Φ_1 と表す。

表1に示されるように、割引率を考慮したB/Y以外の変数は(7)式による単位根検定で $\rho = 0$ を棄却できない。従って、これらの変数は次に Φ_3 による検定を行なう。 Φ_3 の値は表2に示される。ここでのサンプル50の有意水準5%の値は6.73であり、原系列のB/Yは $\rho = \beta = 0$ を棄却できる。そこで、t検定を行なうと $\rho = 0$ を棄却できない。すなわち、原系列のB/Yは非定常時系列であると考

表1 単位根検定 (ADFテスト)

変数	切片のみ		切片、トレンド	
	ADF統計量	ラグ次数	ADF統計量	ラグ次数
B/Y_nondis	1.0586	1	-1.0426	1
Log(B*_nondis)	-0.6160	2	-2.2526	1
Log(B_nondis)	-1.1037	2	-1.8254	1
B/Y_dis	-0.4589	4	-4.5670***	3
Log(B*_dis)	-1.1934	2	-1.2117	2
Log(B_dis)	-1.4731	2	-1.7150	1

注) ここで、***、**、*はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%で帰無仮説を棄却することを表す。

¹⁵ 政府収入、政府支出及び利払い費の値は決算額である。ただし、平成12年度に関しては予算額である。

¹⁶ 詳細なF値タイプの検定方法はEnders (1995), pp221-224及びpp254-260を参照。

えられる。一方、残りの4変数は $\rho = \beta = 0$ を棄却できない。そのため(8)式による単位根検定を行なうと、いずれの変数も $\rho = 0$ を棄却できない。よって、次に $\rho = c = 0$ を Φ_1 により検定する。 Φ_1 の値は表3で与えられる。 Φ_1 のサンプル50における有意水準5%の値は4.86である。従って、検定した4変数のすべてが $\rho = c = 0$ を棄却できる。そこで、これら4変数についてt検定を行なうとすべての変数が $\rho = 0$ を棄却できない。すなわち、検定した4変数はすべて非定常時系列であると考えられる。

ところで、先行研究では検定する変数が定常時系列であるか、あるいは非定常時系列あるかということのみに着目し、変数の次数までは検証されていない。そこで本稿では、非定常時系列である変数に対して1階の階差をとり変数の次数まで確

認する。変数の前のDは1階の階差がとられたことを意味する。1階の階差をとった変数の単位根検定の結果は、表4に示される。表4に示されるように、1階の階差をとった変数はすべて定常時系列であるといえる。ADFテストの結果をまとめたものが表5である。

表5に示されるようにADFテストを行なうと、割引率を考慮したB/Y以外のすべての変数はI(1)変数であるという結果が得られた。これは変数が非定常時系列であることを意味している。すなわち、財政は持続不可能であるということを示唆する結果である。ただし、割引率を考慮したB/YはI(0)変数という結果である。Buitert and Patel (1997)などの解釈によれば、これは初期時点で評価するならば財政は持続可能性を満たしているということになる。従って、財政の持続可能性の

表2 Φ_3 検定

変数	B/Y_nondis	Log(B*_nondis)	Log(B_nondis)	Log(B*_dis)	Log(B_dis)
Φ_3 統計量	16.1639	1.0570	0.3279	0.3929	1.6778

表3 Φ_1 検定

変数	Log(B*_nondis)	Log(B_nondis)	Log(B*_dis)	Log(B_dis)
Φ_1 統計量	17.5924	29.2941	13.8674	22.0678

表4 1階の階差の単位根検定 (ADFテスト)

変数	切片のみ		切片、トレンド	
	ADF 統計量	ラグ 次数	ADF 統計量	ラグ 次数
D(B/Y_nondis)	-6.0840***	0	-5.9531***	1
D(Log(B*_nondis))	-6.3368***	1	-6.2921***	1
D(Log(B_nondis))	-5.3776***	1	-5.3921***	1
D(Log(B*_dis))	-5.2775***	1	-5.2771***	1
D(Log(B_dis))	-4.3380***	1	-4.3881***	1

注) ここで、***、**、*はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%で帰無仮説を棄却することを表す。

表5 ADFテストの結果

変数	検定結果
B/Y_nondis	I(1)
Log(B*_nondis)	I(1)
Log(B_nondis)	I(1)
B/Y_dis	I(0)
Log(B*_dis)	I(1)
Log(B_dis)	I(1)

評価は、GDPで正規化したものについては留保する必要があるのかもしれない。

しかし、このADFテストは構造変化が考慮されたものではない。そのため財政が持続可能か否かの最終的な評価は、3.3の構造変化を考慮した単位根検定の結果を得て行なうこととする。なぜなら、前述のように構造変化を考慮することの重要性を示唆したMakrydakis et al. (1999)の先行研究が存在するからである。本稿では、次の3.3で1回の未知の構造変化を考慮した単位根検定を用いて、変数の定常性について再度検証を行ない財政の持続可能性について最終的な評価を行なう。

3.3 Nunes, Newbold and Kuan (1997) の単位根検定

3.3ではNunes, Newbold and Kuan (1997)の手法を用いて単位根検定を行なう。ここではNunes, Newbold and Kuan (1997)及びTEE・北岡(2002)に従い、Nunes, Newbold and Kuan (1997)の単位根検定の方法を説明する¹⁷。この単位根検定の特徴は帰無仮説及び対立仮説に1回の未知の構造変化が考慮されていることといえる。前述のように、Makrydakis et al. (1999)は、構造変化点を経済構造及び経済政策が大きく変更した時期と解釈している。従って、Makrydakis et al. (1999)の研究のように構造変化を考慮することで、政府債務残高が定常時系列であるという結果を得ることができたならば、その時点で政府が行なった経済政策は、政府債務残高を持続可能な状態に導く効果をもったと解釈できよう¹⁸。しかしながら、非定常時系列であるという結果であるならば、その政策の効果は十分ではない、あるいは政府の行なった政策は持続可能性をもたらすような政策ではなかったと考えることができるであろう¹⁹。

また、このように構造変化点を考慮して分析することで、現在までの政府債務残高の累積に大きな影響を与えたと考えられる政策及び経済構造の変化を特定することが可能になるといえよう。

以下、Nunes, Newbold and Kuan (1997)の単位根検定を行ない、日本の財政の持続可能性及び構

造変化点を検証する。サンプル期間は3.2のADFテストと同様に1955年から2000年であり、構造変化点の探索期間は1957年から1998年である。詳細なNunes, Newbold and Kuan (1997)の単位根検定の手順は次の通りである。まず、変数は水準の変化と傾きの変化という2種類の構造変化が存在していると仮定し、1階の階差をとったARMAモデルを推定する。すなわち、推定するARMAモデルは、

$$(10) \Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i} - c) + \delta D(\lambda)_t + \theta DU(\lambda)_t + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \phi_j \{\varepsilon_{t-j} + \delta D(\lambda)_{t-j} + \theta DU(\lambda)_{t-j}\}$$

となる。ここで、 T_B :構造変化点、 $\lambda: T_B = [N\lambda]$ 、 $\lambda \in (0, 1)$ と定義する。 λ はサンプル期間内で構造変化点がどの位置にあるかを割合で示したものである。 $D(\lambda)_t$ は $t = T_B + 1$ ならば1そうでなければ0の値をとるダミー変数であり、構造変化によって生じる変数の水準の変化をとらえるものである。 $DU(\lambda)_t$ は $t > T_B$ であるならば1そうでなければ0の値をとり、構造変化によって生じる変数の傾きの変化をとらえるダミー変数である。

λ とARMAモデルの次数の決定はSBC (Schwarz Bayesian Criterion) 基準を用いる。SBC基準は以下の(11)式によって示される。

$$(11) SBC(\lambda) = \ln \hat{\sigma}^2([N\lambda]) + (p + q + 1 + m) \ln(N)/N$$

ここで $\hat{\sigma}^2([N\lambda])$ は T_B での残差の分散の最尤推定量である。 p はARMAモデルのARの次数、 q はARMAモデルのMAの次数を表す。また、 m は構造変化をとらえるダミー変数のパラメータの数プラス1である。 λ 及びARMAモデルの次数は(11)式で示されるSBCを最小にするものを採用する。ARの次数 p 、MAの次数 q は $0 \leq p \leq \bar{p}$ 、 $0 \leq q \leq \bar{q}$ の間で外生的に与えられる。構造変化の探索期間を T_r とすると、 $T_r \times \bar{p} \times \bar{q}$ 通りのSBCを得ることができる。つまり λ 及びARMAモデルの次数 p 、 q は $T_r \times \bar{p} \times \bar{q}$ 通りの中で最小のSBCをもたらす

¹⁷ TEE・北岡(2002)は短期金融市場の金利についてNunes, Newbold and Kuan (1997)の手法を用いて分析を試みている。

¹⁸ また、政府債務残高を持続可能な導くような経済構造の変化が生じたと解釈することも可能であろう。

¹⁹ または政府債務残高を持続不可能な方向に導くような経済構造の変化が生じたともいえるであろう。

ものを採用する。本稿ではARMAモデルにおける \bar{p} 、 \bar{q} はいずれも2とした。また推定するARMAモデルは係数制約を持つためGauss-Newton法を用いて推定する²⁰。

(10)式のARMAモデルを推定した結果が表6で与えられる。ここで、ARMAはARとMAの次数、 T_B は構造変化点、構造変化点の下の括弧の中の値はサンプル番号、SBCはSBCの最小値を表す。また、 c 、 α_1 、 δ 、 θ 、 ϕ_1 はパラメータの推定値であり、括弧の中の値はt値である。(以下の表も同様である。)表6を用いて変数の構造変化のタイプについて考察を行なう。対数をとった原系列の長期政府債務残高の実質値(Log(B*_nondis))は、構造変化を表すダミー変数の値が2つとも有意である。一方、その他の変数は傾きを表すダミー変数である θ のt値が有意ではない。すなわち、これは変数の構造変化が水準の変化のみであることを示唆する結果である。従って、これらの変数については(12)式のARMAモデル

を再推定する。 λ とARMAモデルの次数の決定は(10)式の場合と同様、(11)式のSBC基準を用いる。

$$(12) \Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i} - c) + \delta D(\lambda)_t + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j} + \delta D(\lambda)_{t-j}$$

(12)式のARMAモデルを再推定した結果は表7に示される。ここで構造変化を表すダミー変数である δ のt値をみるといずれも有意である。すなわち、これらの変数の構造変化は水準の変化のみであると考えられる。

次に、表6及び表7で示されるパラメータを利用してブートストラップ標本を作成し、臨界値を導出する²¹。そのために、まず確定した構造変化点とARMAモデルのもとで、 ε_t の残差系列 $\hat{\varepsilon}_t$ を求める。この $\hat{\varepsilon}_t$ の平均を求め $\bar{\varepsilon}_t$ とする。さらに残差系列 $\hat{\varepsilon}_t$ からその平均である $\bar{\varepsilon}_t$ を控除し、中心化された残差系列を作成する。すなわち、

表6 ARMAモデルの推定結果 (構造変化: 2種類)

	ARMA	T_B	c	α_1	δ	θ	ϕ_1	SBC
B/Y_nondis	1,0	1997 (43)	0.0256 (1.7301)	0.8488 (8.9583)	0.0604 (3.8167)	-3.90E-05 (-0.0031)	—	-8.3232
Log(B*_nondis)	0,1	1964 (10)	-0.0446 (-1.0439)	—	0.2767 (3.6589)	0.1020 (3.7061)	-0.7592 (-8.8671)	-4.7793
Log(B_nondis)	1,1	1964 (10)	-0.0031 (-0.0351)	0.6009 (4.3769)	0.3018 (4.3344)	0.0418 (1.3756)	-0.4743 (-3.5019)	-4.8385
B/Y_dis	1,1	1986 (32)	0.0224 (1.5607)	0.6869 (5.8160)	-0.0557 (-3.5516)	0.0020 (0.4011)	-0.6557 (-5.4707)	-7.8691
Log(B*_dis)	1,1	1964 (10)	-0.0417 (-1.9219)	0.6196 (4.7604)	0.3150 (4.5451)	0.0374 (1.2503)	-0.4742 (-3.5607)	-4.8458
Log(B_dis)	1,0	1964 (10)	0.0861 (0.4509)	0.8515 (11.1381)	0.3194 (4.2615)	0.0022 (0.0670)	—	-4.7759

²⁰ 係数制約を持つGauss-Newton法に関しては、山本(1988),pp72-76及びTEE・北岡(2002),pp22-24、TEE(2000),pp58-61を参照。またARMAモデルを推定するためのプログラムはTEE(2000),pp63-65のプログラムを用いた。

²¹ ブートストラップ法のプログラムは、TEE(2000),pp66-67のプログラムを参考にした。

表7 ARMAモデルの推定結果（構造変化：1種類）

	ARMA	T_B	c	α_1	δ	θ	ϕ_1	SBC
B/Y_nondis	1,0	1997 (43)	0.0256 (1.9734)	0.8486 (12.2991)	0.0603 (4.7026)	—	—	-8.4360
Log(B*_nondis)	—	—	—	—	—	—	—	—
Log(B_nondis)	1,1	1964 (10)	0.1204 (2.5662)	0.6758 (5.8829)	0.3100 (4.5283)	—	-0.4481 (-3.3705)	-4.9483
B/Y_dis	1,1	1986 (32)	0.0254 (2.1174)	0.6758 (5.8847)	-0.0543 (-3.5985)	—	-0.6581 (-5.5344)	-7.9804
Log(B*_dis)	1,1	1964 (10)	0.0740 (1.5616)	0.6814 (6.1280)	0.3219 (4.7214)	—	-0.4541 (-3.5150)	-4.9578
Log(B_dis)	1,0	1964 (10)	0.0978 (1.2141)	0.8534 (12.1431)	0.3198 (4.3386)	—	—	-4.8893

$$(13) \hat{\eta}_i = \varepsilon_i - \bar{\varepsilon}$$

である。この中心化された残差系列を復元無作為抽出することによって、新たな残差系列 $\hat{\eta}_i^{(i)}$ を作成する。ここで i は抽出の回数を表し $i=1,2,\dots,n$ である。本稿で抽出の回数 i は5000回とする。

(10)式のARMAモデルを推定した結果、構造変化を捉えるパラメータの t 値が2つとも有意であるならば、(10)式の下で確定したARMAモデルのパラメータと、(13)式より新たに作成した残差系列から(14)式のようなブートストラップ標本を得ることができる。

$$(14) \Delta \hat{y}_t^{(i)} = \hat{c} + \sum_{k=1}^p \hat{a}_k (\Delta \hat{y}_{t-k}^{(i)} - \hat{c}) + \hat{\delta} D(\hat{\lambda})_t + \hat{\theta} DU(\hat{\lambda})_t + \hat{\eta}_t^{(i)} - \sum_{j=1}^q \hat{\phi}_j \hat{\eta}_{t-j}^{(i)} + \hat{\delta} D(\hat{\lambda})_{t-j} + \hat{\theta} DU(\hat{\lambda})_{t-j}$$

また、(10)式を推定した際 $DU(\lambda)$ のパラメータの t 値が有意ではなく、(12)式のARMAモデルを再推定して λ, p, q を得た場合、(12)式のARMAモデルによってパラメータは確定される。すると、この(12)式によるパラメータと(13)式から新たに作成された残差系列より、(15)式のようなブートストラップ標本が得られる。

$$(15) \Delta \hat{y}_t^{(i)} = \hat{c} + \sum_{k=1}^p \hat{a}_k (\Delta \hat{y}_{t-k}^{(i)} - \hat{c}) + \hat{\delta} D(\hat{\lambda})_t + \hat{\eta}_t^{(i)} - \sum_{j=1}^q \hat{\phi}_j \hat{\eta}_{t-j}^{(i)} + \hat{\delta} D(\hat{\lambda})_{t-j}$$

このようにして得られたブートストラップ標本を用いて単位根検定を行ない臨界値を導出する。臨界値を導出するための詳細な手順は以下の通りである。中心化された残差について復元無作為抽出を n 回繰り返すと、ブートストラップ標本 $(\Delta \hat{y}_t^{(i)} | i=1,2,\dots,n)$ を n 個得ることができる。このブートストラップ標本を用いて単位根検定式を n 回OLSで推定する。これによって、 ρ の t 値が n 個得られ、帰無仮説の下での t 分布が求められる。そして、この t 分布を利用して臨界値を得ることができる。ただし、利用する単位根検定式はモデルによって異なる。水準と傾きの変化という2つの構造変化が存在すると考えられる場合には(16)式を、構造変化が水準の変化のみであると思われる場合には(17)式を用いる。臨界値は表8に示される。

$$(16) \Delta \hat{y}_t^{(i)} = c + \rho \hat{y}_{t-1}^{(i)} + aD(\hat{\lambda})_t + bDU(\hat{\lambda})_t + \tau DT(\hat{\lambda})_t + \beta t + \sum_{k=1}^l d_k \Delta \hat{y}_{t-k}^{(i)} + \zeta_t$$

$$(17) \Delta \hat{y}_t^{(i)} = c + \rho \hat{y}_{t-1}^{(i)} + aD(\hat{\lambda})_t + bDU(\hat{\lambda})_t + \beta t + \sum_{k=1}^l d_k \Delta \hat{y}_{t-k}^{(i)} + \zeta_t$$

表 8 臨界値

	1 %	5 %	10%
B/Y_nondis	-5.5351	-4.4404	-3.7985
Log(B*_nondis)	-6.2934	-4.9597	-4.4499
Log(B_nondis)	-7.8782	-5.8836	-5.0701
B/Y_dis	-7.7189	-6.2862	-5.4551
Log(B*_dis)	-5.4478	-3.9976	-3.3538
Log(B_dis)	-7.7869	-5.9918	-5.0909

最後に、現実の政府債務残高のデータを利用して単位根検定を行なう。利用する単位根検定式は、水準と傾きの変化という2つの構造変化が存在すると考えられる場合には(16)式タイプの単位根検定式を利用する。すなわち、ここでは対数をとった原系列の長期政府債務残高の実質値 (Log(B*_nondis)) を検定する場合に用いる検定式である。一方、構造変化が水準の変化のみであると思われる場合には(17)式タイプの単位根検定式を用いて検定を行なう。これはLog(B*_nondis)以外の変数を検定する際に用いる単位根検定式である。

現実のデータを利用した単位根検定の結果は表9に与えられる。また、 c 、 ρ 、 a 、 b 、 β 、 τ 、 d_1 は、パラメータの推定値であり、括弧の中の値はt値である(以下の表も同様である)。ここで表9の ρ のt値を表8の対応する変数の臨界値と比較

すると、すべての変数は有意水準5%で単位根帰無仮説を棄却できない。すなわち、変数は非定常時系列であることが明らかとなった。これは日本における長期政府債務残高の推移が持続可能なものではないということを示唆する結果である。そしてまた、これは現在の財政政策の見直しが必要であるということを表している。

ここで、構造変化点は、単位根検定によって帰無仮説が採択され、変数が1回の構造変化を含む単位根時系列と考えられる時、最終的に選択された1階の階差のARMAモデルにおいてSBCを最小にする λ を構造変化点とする。一方、帰無仮説が棄却されれば、現実のデータを利用した単位根検定式において ρ の最小のt値を与える λ を構造変化点とする。

ところで、前述のように先行研究では変数が定

表 9 単位根検定

	T_B	c	ρ	a	b	β	τ	d_1
B/Y_nondis	1996 (42)	-0.0091 (-1.7723)	-0.0815 (-3.0312)	-0.0145 (-0.9257)	0.0454 (3.9066)	0.0015 (3.3184)	—	0.6646 (6.5637)
Log(B*_nondis)	1973 (19)	1.8084 (4.8580)	-0.1884 (-4.8899)	-0.2238 (-2.5614)	0.2193 (3.5145)	0.0272 (4.3015)	-0.0128 (-2.4332)	0.5516 (5.0923)
Log(B_nondis)	1969 (15)	0.7906 (3.5690)	-0.0914 (-3.3118)	-0.0990 (-1.1480)	0.1669 (2.8613)	0.0108 (2.5208)	—	0.7417 (8.3360)
B/Y_dis	1978 (19)	0.0014 (-0.2929)	-0.1101 (-4.7789)	-0.0225 (-1.3419)	0.0367 (3.1880)	0.0009 (2.2865)	—	0.7726 (10.4803)
Log(B*_dis)	1969 (15)	0.9697 (3.6519)	-0.0938 (-3.4790)	-0.1010 (-1.1636)	0.1761 (2.9369)	0.0066 (2.2130)	—	0.7589 (8.7973)
Log(B_dis)	1969 (15)	0.6697 (3.7124)	-0.0740 (-3.3985)	-0.0969 (-1.1131)	0.1887 (3.0253)	0.0065 (2.0121)	—	0.7873 (9.7487)

表10 ARMAモデルの推定結果（構造変化：2種類）

	ARMA	T_B	c	α_1	δ	θ	ϕ_1	SBC
D(B/Y_nondis)	0,0	1997 (43)	0.0016 (0.8627)	—	0.0666 (4.3223)	-0.0133 (-1.4596)	—	-8.3985
D(Log(B*_nondis))	0,0	1974 (20)	0.0070 (0.3409)	—	0.3477 (3.8667)	-0.0186 (-0.6841)	—	-4.5065
D(Log(B_nondis))	0,0	1964 (10)	0.0138 (0.5177)	—	0.3311 (4.3224)	-0.0230 (-0.7794)	—	-4.8163
D(B/Y_dis)	0,1	1986 (32)	0.0010 (0.2473)	—	-0.0565 (-3.4275)	0.0047 (0.9016)	-0.5164 (-4.1351)	-7.8635
D(Log(B*_dis))	0,0	1964 (10)	0.0154 (0.5759)	—	0.3396 (4.4076)	-0.0247 (-0.8326)	—	-4.8043
D(Log(B_dis))	0,0	1964 (10)	0.0165 (0.6215)	—	0.3282 (4.2936)	-0.0276 (-0.9355)	—	-4.8203

常時系列であるか否かということのみを検証しており、変数の次数までは検証を行っていない。そこで、ADFテストの時と同様に、Nunes, Newbold and Kuan (1997) の単位根検定の際にも変数の次数を確認する。そのため、各変数について1階の階差をとり、1階の階差をとった変数に関して同様のアプローチで単位根検定を行なう。変数の前のDは1階の階差をとったことを表している。表10は変数が2種類の構造変化をもつという想定(10)式のARMAモデルを推定した結果

である。

すると、すべての変数で傾きの変化を表すダミー変数 θ のt値が有意ではない。これは構造変化が水準の変化のみであるということを示唆する結果である。従って、(12)式のARMAモデルを再推定する。(12)式のARMAモデルを再推定した結果は表11に与えられる。水準の変化という構造変化を表すダミー変数 δ のt値はいずれも有意であり、これらの変数には水準の変化という構造変化が存在すると思われる。

表11 ARMAモデルの推定結果（構造変化：1種類）

	ARMA	T_B	c	α_1	δ	θ	ϕ_1	SBC
D(B/Y_nondis)	0,0	1997 (43)	0.0010 (0.5537)	—	0.0539 (4.1809)	—	—	-8.4638
D(Log(B*_nondis))	0,2	1964 (10)	-0.0010 (-0.1907)	—	0.3649 (4.7320)	—	注1	-4.7079
D(Log(B_nondis))	0,2	1964 (10)	-0.0044 (-0.7008)	—	0.3902 (5.7754)	—	注2	-5.0182
D(B/Y_dis)	0,0	1986 (32)	0.0021 (0.8405)	—	-0.0450 (-2.6995)	—	—	-7.9532
D(Log(B*_dis))	0,0	1964 (10)	-0.0047 (-0.4077)	—	0.3350 (4.3750)	—	—	-4.9035
D(Log(B_dis))	0,0	1964 (10)	-0.0059 (-0.5167)	—	0.3231 (4.2436)	—	—	-4.9152

注1 $\phi_1 = 0.0303$ (0.2864), $\phi_2 = 0.5754$ (5.5099)
 注2 $\phi_1 = -0.0952$ (-1.1082), $\phi_2 = 0.5239$ (5.0213)

次に、表11で与えられるパラメータを利用してブートストラップ標本を作成し臨界値を導出する。導出された臨界値は表12に示される。そして、最後に現実のデータを用いて単位根検定を行なう。この場合利用する単位根検定式は(17)式タイプのものであり、単位根検定の結果は表13で与えられる。表13の ρ のt値を表12の対応する臨界値と比較すると、D(B/Y_nondis)以外の変数は有意水準5%で単位根帰無仮説を棄却できる。これは1階の階差をとったこれらの変数が定常であるということの意味する。すなわち、D(B/Y_nondis)以外の変数はI(1)変数であると考えられる。

一方、D(B/Y_nondis)は、さらにもう1階階差を

とり同様のプロセスで検証を行なう。変数の前の D^2 は2階の階差を意味している。変数の構造変化が水準の変化と傾きの変化の2種類存在すると考え、(10)式のARMAモデルを推定した結果が表14である。表14に示されるように、傾きの変化という構造変化を表すダミー変数 θ のt値が有意ではない。従って、構造変化は水準の変化のみであると予想され(12)式のARMAモデルを再推定する。(12)式のARMAモデルを再推定した結果が表15である。表15に示されるように、水準の変化を表すダミー変数 δ のt値は有意であり、これは変数に水準の変化という構造変化の存在を示唆する結果である。

表12 臨界値

	1 %	5 %	10%
D(B/Y_nondis)	-4.0186	-3.4362	-3.1417
D(Log(B*_nondis))	-4.7646	-4.1498	-3.8366
D(Log(B_nondis))	-4.6796	-4.0438	-3.7461
D(B/Y_dis)	-4.6058	-3.7989	-3.4131
D(Log(B*_dis))	-4.5411	-3.8024	-3.4575
D(Log(B_dis))	-4.5844	-3.8765	-3.5107

表13 単位根検定

	T_B	c	ρ	a	b	β	τ	d_1
D(B/Y_nondis)	1995 (41)	-0.0002 (-0.0563)	-0.3718 (-3.2262)	-0.0304 (-1.9373)	0.0275 (2.7877)	0.0002 (1.3264)	—	0.1904 (1.2369)
D(Log(B*_nondis))	1963 (9)	-0.0064 (-0.2089)	-0.8513 (-6.3128)	-0.2040 (-2.3226)	0.2750 (4.6614)	-0.0052 (-3.7437)	—	0.4716 (3.7312)
D(Log(B_nondis))	1963 (9)	0.0415 (1.4214)	-0.7030 (-5.7118)	-0.1946 (-2.3517)	0.2577 (4.4539)	-0.0062 (-4.2304)	—	0.4342 (3.4138)
D(B/Y_dis)	1982 (28)	-0.0163 (-2.2580)	-0.4809 (-4.2129)	0.0213 (1.1928)	-0.0512 (-3.5951)	0.0018 (3.4905)	—	0.2880 (2.0427)
D(Log(B*_dis))	1963 (9)	0.0122 (0.4112)	-0.6514 (-5.3314)	-0.1750 (-2.6503)	0.2391 (4.0384)	-0.0059 (-3.8614)	—	0.4427 (3.3701)
D(Log(B_dis))	1963 (9)	0.0712 (2.0482)	-0.5898 (-4.7332)	-0.1674 (-1.8851)	0.2184 (3.3671)	-0.0068 (-3.9174)	—	注3

注3 $d_1=0.3675$ (2.6748), $d_2=0.1458$ (1.0399)

表14 ARMAモデルの推定結果（構造変化：2種類）

	ARMA	T_B	c	α_1	δ	θ	ϕ_1	SBC
$D^2(B/Y_nondis)$	2,0	1998 (44)	0.0008 (0.6860)	注4	-0.0897 (-3.5135)	0.0327 (-1.4596)	—	-8.0219

注4 $\alpha_1 = -0.2048$ (-1.4236), $\alpha_2 = -0.6391$ (-4.2029)

表15 ARMAモデルの推定結果（構造変化：1種類）

	ARMA	T_B	c	α_1	δ	θ	ϕ_1	SBC
$D^2(B/Y_nondis)$	0,1	1998 (44)	0.0003 (0.6815)	—	-0.0410 (-2.3432)	—	0.8688 (7.0181)	-8.0875

次に表15のパラメータを利用してブートストラップ標本を作成し臨界値を導出する。ここで臨界値は表16で与えられる。最後に現実のデータを用いて(17)式タイプの単位根検定式により検定を行なう。単位根検定の結果は表17に示される。表16の臨界値と ρ のt値を比較すると有意水準5%で単位根帰無仮説を棄却することができる。これは $D^2(B/Y_nondis)$ が定常であることを意味している。すなわち、 B/Y_nondis はI(2)変数である。Nunes, Newbold and Kuan (1997) の単位根検定に

よる変数の次数と構造変化点をまとめたものが表18である。

次にNunes, Newbold and Kuan (1997) の単位根検定によって得られた変数の構造変化点に着目しよう。構造変化点は、対数をとったケースとGDPによって正規化されたケースとで異なっている。対数をとった場合の構造変化点は1964年であり、一方、GDPで正規化した際の構造変化点は1997年と1986年である。

対数をとった長期政府債務残高の構造変化点は

表16 臨界値

	1%	5%	10%
$D^2(B/Y_nondis)$	-3.8991	-3.2985	-2.9964

表17 単位根検定

	T_B	c	ρ	a	b	β	τ	d_1
$D^2(B/Y_nondis)$	1995 (41)	-0.0006 (-0.1065)	-0.6244 (-4.8692)	-0.0280 (-1.4887)	0.0303 (2.5473)	0.0004 (1.5419)	—	-0.3777 (-2.9961)

表18 Nunes, Newbold and Kuan (1997) の単位根検定の結果

変数	検定結果	構造変化点
B/Y_nondis	I(2)	1997
$\text{Log}(B^*_nondis)$	I(1)	1964
$\text{Log}(B_nondis)$	I(1)	1964
B/Y_dis	I(1)	1986
$\text{Log}(B^*_dis)$	I(1)	1964
$\text{Log}(B_dis)$	I(1)	1964

1964年である。1964年まで予算は均衡予算で編成され、財政支出を公債金収入に依存することはなかった。しかし、1965年に政府は、戦後はじめて国債を発行し資金を調達することになる。つまり、1964年を最後に日本は均衡財政から国債による資金調達への道を進むことになる。このような均衡予算の原則の変更について、浅子他（1993）は「戦後日本の財政運営は一つの転機を迎えることとなった。」と分析している²²。また、浜田（1997）も「『財政新時代』の幕開けとなった」と財政運営が大きな転機を迎えたことを指摘している²³。これらの研究で指摘されているように1964年は、財政政策あるいは財政運営の大きな変更点と考えることが十分可能であろう。

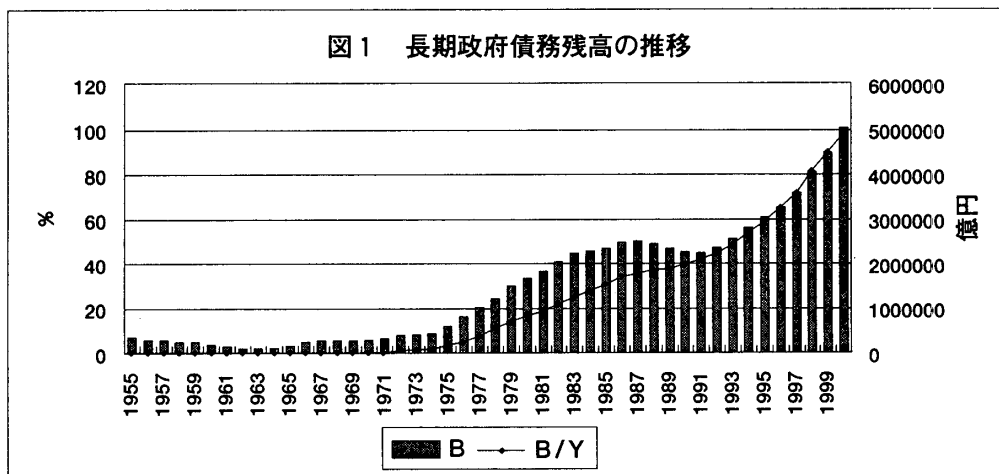
一方、GDPで正規化した変数の構造変化点は1997年と1986年である。原系列の構造変化点である1997年は証券会社、銀行の倒産等による金融システム不安により、景気の悪化がいつそう深刻化した年である。そしてGDP成長率は1974年以來のマイナス成長となった。このため政府は、1998年4月には16兆円規模の「総合経済対策」を、11月には17兆円規模の「緊急経済対策」をそれぞれ行なわれた。つまり、1997年以降、財政運営のスタンスは深刻な景気の悪化によって財政再建策から景気刺激策へと変化していったといえよう²⁴。そして、図1に示されるように長期政府債務残高は減

少傾向をみせていたものの、この年以降急速に増加することとなる。1997年の構造変化点は、このような財政運営のスタンスの変化をとらえたものと思われる。また、割引率を考慮した場合の構造変化点は1986年である。周知のように1986年はバブルが発生したと考えられる年である。1986年の構造変化点はバブル発生による構造変化をとらえたものと思われる²⁵。

すなわち、Nunes, Newbold and Kuan（1997）の単位根検定によって得られた構造変化点の多くは、長期政府債務残高が増加傾向に向かう年を捉えているといえよう。さらに単位根検定の結果が非定常時系列であるということを考慮するならば、これらの年に行なわれた政策は財政を持続不可能な状態にした大きな要因であると思われる。

4. おわりに

本節では本稿の実証分析のまとめと今後の研究の拡張について述べる。本稿では、長期政府債務残高の時系列の統計的性質に着目して財政の持続可能性について検証を行なった。長期政府債務残高についてADFテストを行なうと、長期政府債務残高はほとんどのケースで非定常時系列であるという結果が得られた。これは、日本における財政が持続可能なものではないということを示唆する



注) 【財政統計】及び【国民経済計算年報】より作成
 B：長期政府債務残高
 B/Y：長期政府債務残高/GDP

²² 浅子他（1993）,p59を参照。

²³ 浜田（1997）,p5を参照。

²⁴ 1990年代の財政運営及び経済状況については福田（2002）、井堀・中里・川出（2002）、土志田（2001）等を参照。

²⁵ いわゆるバブル期におけるの財政運営及び経済状況については、資産価格変動のメカニズムとその経済効果に関する研究会（1993）、土志田（2001）等を参照。

結果であるといえよう。さらに、1回の未知の構造変化を考慮した単位根検定である Nunes, Newbold and Kuan (1997) の方法を用いて、再度財政の持続可能性について分析を試みた。その結果、すべてのケースで長期政府債務残高は非定常時系列であるという結果を得た。すなわち、これは日本の財政が持続可能ではないということを示しており、また、現在行なわれている財政政策を長期において維持していくために必要な資金を調達できないということを表している。そして、これは現在の財政政策の見直しが必要であるということを示唆している。

次に Nunes, Newbold and Kuan (1997) の方法によって得られた構造変化点に着目する。得られた構造変化点の中で特に1964年及び1997年は、いずれも財政運営のスタンスが長期政府債務残高を減少させる方向からむしろ増加させる方向へと変化した年度であったといえよう。これらの構造変化点で行なわれた政策は、現在の財政が持続不可能な大きな要因であると思われる。また図1に示されるように、1980年代には一時的に長期政府債務残高が減少傾向を示し、対GDP比の伸びも鈍化したことを考慮すると、1990年代の財政運営のスタンスの変化は財政の持続可能性に関する大きな転換期であったと考えられる。

今後の分析上の拡張としては以下の点が考えられる。本稿で財政の持続性を検証するのに用いた基本的なデータは長期政府債務残高である。浅子・伊藤・坂本 (1991) の研究にあるような、いわゆる「隠れ借金」とよばれるものに関しては考慮していない。また、ここでは国のレベルを対象に分析を試みたが、土居・中里 (1998) では対象を国債のみならず地方債も含めている。今後このような債務もあわせて考慮して分析する必要があるといえよう。

ところで、本稿では割引率を考慮した債務残高の系列以外に割引率を考慮しない原系列についても分析を試みた。しかしながら、割引率を考慮しない原系列は割引率を考慮した系列と比較して理論的に明確であるとは言い難い。割引率を考慮しない原系列に関して理論的な面でもより緻密に分析することは今後の大きな課題である。

また、本稿では構造変化点の解釈については単位根検定の結果に大きく依存しているが、単位根検定以外の分析手法を用いてこの解釈の妥当性を確認する必要もある。さらに、構造変化点は未知時点の1回のみと想定して分析を行なった。しかしながら、2回以上の構造変化が生じている可能性もある。構造変化点を2回以上として分析を行なうことは有益であるかもしれない²⁶。これらのことは今後の課題としたい。

参考文献

(和文)

- 浅子和美・伊藤降敏・坂本和典 (1991)、「赤字と再建：日本の財政1975-90」『ファイナンシャル・レビュー』第21号、131-162。
- 浅子和美他 (1993)、「日本の財政運営と異時点間の資源配分」『経済分析』第131号。
- 石弘光 (1996)、『財政構造改革白書』東洋経済新報社。
- 石弘光 (1997)、『財政構造改革の条件』東洋経済新報社。
- 井堀利宏 (1996)、『公共経済の理論』有斐閣。
- 井堀利宏 (2000)、『財政赤字の正しい考え方』東洋経済新報社。
- 井堀利宏・中里透・川出慎清 (2002)、「90年代の財政運営：評価と課題」『ファイナンシャル・レビュー』第63号、36-68。
- 井堀利宏・宮田慶一 (1991)、「財政政策の指標について」『金融研究』第10号、61-88。
- 井堀利宏他 (2002)、「財政赤字と経済活動：中長期的視点からの分析」『経済分析』第163号。
- 加藤久和 (1997)、「財政赤字の現状と政府債務の持続可能性」『電力中央研究所報告』Y97001。
- 菅壽一 (1993)、『マクロ財政政策理論の研究—財政赤字動学の分析—』広島大学経済研究双書10。
- 菅壽一 (1996)、「ケインズ政策と財政赤字」『広島経済大学経済研究論集』第19巻第1号、41-83。
- 菅壽一 (1998a)、「財政健全化の経済学」『南山経済研究』第12巻第3号、231-255。
- 菅壽一 (1998b)、「財政政策のクレディビリティ

²⁶ 2回以上の構造変化を考慮した単位根検定として Ohara (1999)、Hatanaka and Yamada (1999) などが存在する。

- と持続可能性について』『広島大学経済論叢』第22巻第1号、125-151。
- 黒田晃生 (1996)、「日本の国債管理政策：再訪」公社債引受協会編『公社債市場の新展開』東洋経済新報社。
- 経済企画庁経済研究所編 (1998)、「財政収支指標の作り方・使い方」『エコノミック・リサーチ』第4号。
- 小西貞則 (1988)、「ブートストラップ法による推定値の誤差評価」村上征勝・田村義保編『パソコンによるデータ解析』朝倉書店。
- 財政制度等審議会 (2001)、『財政構造改革部会中間報告』
- 資産価格変動のメカニズムとその経済効果に関する研究会 (1993)、「資産価格変動のメカニズムとその経済効果」『ファイナンシャル・レビュー』第30号、1-75。
- 砂川良和編 (1996)、『政府経済学』八千代出版。
- TEE KIAN HENG (2000)、『短期金融市場における金利裁定と金融政策』、広島大学博士論文。
- TEE KIAN HENG・北岡孝義 (2002)、「短期金融市場における金利の先行性について—ユーロ円金利先物の役割—」Mimeo。
- 土居丈朗 (1999)、「わが国の政府債務の持続可能性と財政運営」Keio Economic Society Discussion Paper Series No.9905。
- 土居丈朗 (2000)、「我が国における国債の持続可能性と財政運営」井堀利宏ほか『財政赤字の経済分析：中長期的視点からの考察』経済分析—政策研究の視点シリーズ 第16号。
- 土居丈朗・中里透 (1998)、「国債と地方債の持続可能性」『ファイナンシャル・レビュー』第47号、76-105。
- 土志田征一編 (2001)、『戦後日本経済の歩み』有斐閣。
- 畑農鋭矢 (1999)、「財政運営の持続可能性」『一橋論叢』第122巻第6号、17-34。
- 浜田恵造編 (1997)、『国債』大蔵財務協会。
- 羽森茂之 (2000)、『計量経済学』中央経済社。
- 福田慎一 (2002)、「なぜ日本の財政赤字は拡大したか？」『ファイナンシャル・レビュー』第63号、83-106。
- 本間正明 (1991)、『日本財政の経済分析』創文社。
- 松浦克己・コリン・マッケンジー (2001)、『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社。
- 養谷千鳳彦 (1997)、『計量経済学』多賀出版。
- 山本拓 (1988)、『経済の時系列分析』創文社。
- (欧文)
- Abel, A. B. (1996), "Can the Government Roll Over Its Debt Forever?" G. J. Miller, ed. *Handbook of Debt Management*, Marcel Dekker.
- Afonso, A. (2000), "Fiscal Policy Sustainability: Some Unpleasant European Evidence" *Institute for Economics and Business Administration Department of Economics, Technical University of Lisbon, Working Paper no.12/2000/DE/CISEP*.
- Artis, M. and M. Marcellino (1998), "Fiscal Solvency and Fiscal Forecasting in Europe" Centre for Economic Policy Research. *Discussion Papers*, No1836.
- Barro, R. J. (1989), "The Neoclassical Approach to Fiscal Policy" R. Barro, ed., *Modern Business Cycle Theory*. Harvard University Press.
- Bernheim, B. D. (1989), "A Neoclassical Perspective on Budget Deficits" *Journal of Economic Perspectives* 3, 55-72.
- Bohn, H. (1995), "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy" *Journal of Money Credit and Banking* 27, 257-271.
- Bohn, H. (1998), "The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits" *Quarterly Journal of Economics* 113, 949-963.
- Buiter, W. and U. R. Patel (1992), "Debt, Deficits, and Inflation: An Application to Public Finances of India" *Journal of Public Economics* 47, 171-205.
- Buiter, W. and U. R. Patel (1997), "Budgetary Aspects of Stabilization and Structural Adjustment in India" Blejer, M. I. and T. Ter-Minassian, ed. *Macroeconomic Dimensions of Public Finance*. Routledge.
- De Castro, F., J. M. Gonzalez-Paramo and P. H. de Cos (2001), "Evaluating the Dynamics of Interdependence and Consistency of Public Expenditure and Revenues" *Banco de Espana - Servicio de Estudios Documento de Trabajo*

- no.0103.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time series*. Wiley.
- Fukuda, S and H. Teruyama (1994), "The Sustainability of Budget Deficits in Japan." *Hitotsubashi Journal of Economics* 35, 109-119.
- Getzner, M., E. Glatzer, and R. Neck (2001), "On the Sustainability of Austrian Budgetary Policies" *Empirica* 28, 21-40.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996a), "Residual-based Test for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics* 70, 99-126.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996b), "PRACTITIONERS CORNER Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58, 555-560.
- Hakkio, S. and Rush, M. (1991), "Is the Budget Deficit Too Large?" *Economic Inquiry* 29, 429-445.
- Hamilton, J. D. and Marjorie A. Flavin (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing." *American Economic Reviews* 76, 808-819.
- Hamilton, J. M. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hatanaka, M and K. Yamada (1999), "Unit Root Test in the Presence of Structural Changes in I(1) and I(0) Models" R. F. Engle and H. White ed. *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press, 256-282
- Haug, A. A. (1995), "Has Federal Budget Deficit Policy Changed in Recent Years" *Economic Inquiry* 33, 104-118.
- Martin, G. M. (2000), "US Deficit Sustainability: A New Approach Based on Multiple Endogenous Breaks." *Journal of applied Econometrics* 15, 83-105.
- Makrydakis, S., E. Tzavalis, and A. Balfoussias (1999), "Policy Regime Change and Long-run Sustainability of Fiscal Policy: an Application to Greece" *Economic Modelling* 16, 71-86.
- Nunes, L. C., P. Newbold, and C. M. Kuan (1997), "Testing for Unit Roots with Breaks: Evidence on The Great Crash and The Unit Root Hypothesis Reconsidered" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59, 435-448.
- Ohara, H (1999), "A Unit Root Test with Multiple Trend Break: A Theory and An Application to US and Japanese Macroeconomic Time-Series" *The Japanese Economic Review* 50, 266-290.
- Papadopolos, A. and M. G. Sidiropoulos (1999), "The Sustainability of Fiscal Policies in the European Union" *International Advances in Economic Research* 5, 289-307.
- Payne, J. E. (1997), "International Evidence on the Sustainability of Budget Deficits" *Applied Economic Letters* 4, 775-779.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis" *Econometrica* 57, 1361-1401.
- Trehan, B and C, Walsh (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits" *Journal of Money Credit and Banking* 23, 206-223.
- Uctum, M and M. Wickens (2000), "Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: An Intertemporal Analysis" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62, 197-222.
- Wilcox, D. W. (1989), "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-value Constraint" *Journal of Money Credit and Banking* 21, 291-306.
- Wu, J. (1998), "Are Budget Deficits 'Too Large'? The Evidence From Taiwan" *Journal of Asian Economics* 9, 519-528.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis" *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 251-270.