

財政赤字の持続可能性と構造変化

日本の長期統計を用いた分析

工 藤 健

Abstract

In this paper we test the Japanese government deficits sustainability and examine the fiscal discipline by estimating a Markov-switching model. From the results of our analysis, we can say that the government deficits are not sustainable at the first-order, but sustainable at the second-order. The fiscal discipline was hardly kept in sample period, though some exceptions are there. We need to keep the fiscal surpluses by several years to recover the discipline.

Key words: government deficits sustainability, fiscal discipline, Markov-switching regressions

1 はじめに

バブル経済崩壊後の長期不況による税収減と度重なる経済対策に伴う歳出の増加により財政赤字が累積し、一般政府の債務は対GDP比で1.5倍に近い規模に達している。また、少子化、高齢化に伴う人口減少社会の到来が視野に入ってくる中で、財政赤字がこれ以上累積していくことに対する懸念がかつてないほど増している。しかしながら、近代日本が財政状況の悪化に苦しんだのは今回が最初ではない。明治期には日露戦争による巨額の戦費を賄うために大量の国債が発行された。満州事変に始まり太平洋戦争に至る時期には、長期にわたり巨額の戦費を調達するために、戦時国債の大量発行に伴い、当時のGDPの水準をはるかに超える政府債務が積みあがっていた(図1)。

上記のいずれの時期においても政府債務は発散することはなく現在に至っているが、そ

の調整過程は異なっていた。日露戦争時の債務は、その後の時期に財政余剰を計上することにより返済されていった。それに対して、太平洋戦争末期までに累積した債務は、終戦直後のハイパーインフレーションにより、その名目価値の大半の価値が減じられ、政府債務の対GDP比は低い水準にまで低下した(図2)。

本稿では、第一に、明治時代以来の日本の長期統計を用いて財政赤字の持続可能性を検証する。アメリカやイギリスについては、Ahmed and Rogers(1995)らが比較的長期のデータを用いた分析を行っており、財政赤字の持続可能性について肯定的な分析結果を出している。日本についても戦後のデータについては、土居(2000)をはじめ、いくつかの分析が存在する。Iwamura et al.(2004)では土居(2000)とは異なる定式化を用いた検証も行っているが、日本の長期データを用いた分析の例はそれほど多くない。また、土居(2000)

図1：政府債務残高（中央政府）の推移

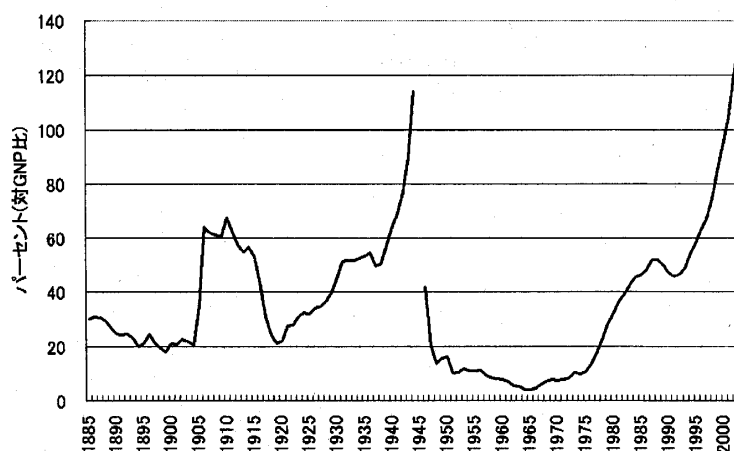
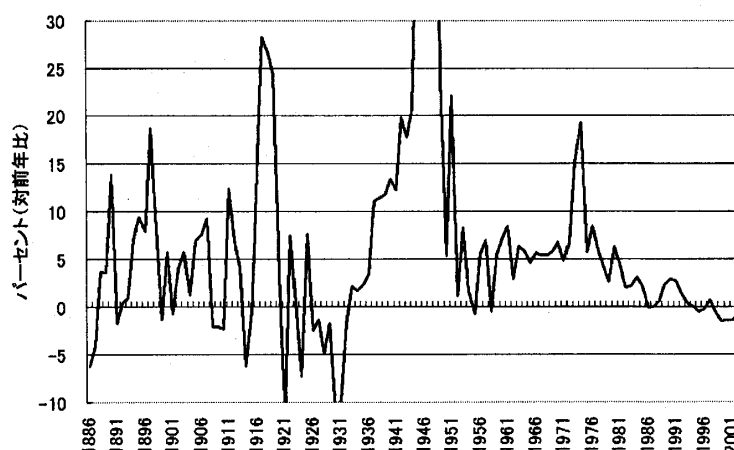


図2：GNP デフレーター上昇率の推移



データの出所：

1885－1940年：大川ほか(1974)

1941－1954年：総務庁統計局(1988)

1955－1979年：経済企画庁(2000)『平成12年版 国民経済計算年報』

1980－2003年：内閣府経済社会総合研究所(2005)『平成15年版 国民経済計算確報』

政府債務残高：総務庁統計局(1988),『国債統計年報』各年度版

も Iwamura et al.(2004)も日本の財政赤字の持続可能性については否定的な結果が出ている。

第二に、長期時系列の中で財政政策に構造変化が生じた可能性を考慮した分析を行う。この点については、戦間期のデータを用いて分析を行っている岡崎(2004)が、1920年代末から財政規律が緩んでいったことを示してお

り、日露戦争後の規律ある財政運営と太平洋戦争末期に至るまでの財政赤字の恒常化との対比で、実際にデータからそのような構造変化が読み取れるかどうか検証する価値がある。

戦後についても、いくつかの時期において財政政策の構造変化が生じたと推測される。まず、財政均衡政策がとられた時期が長く続

いたものの、1970年代前半の石油危機に端を発する経済成長率の低下に伴い積極的財政政策へと方針が転換された。しかしながら、政府債務の増大とともに財政に対する危機感が増したこともあり、1980年代には財政再建が試みられた。これは、景気拡大に伴う税収増にも助けられ、基礎的財政余剰を計上するに至った。その後、いわゆる「失われた十年」の長期停滞の中で、財政赤字が慢性化し、政府債務が累積して言ったことは上で述べたとおりである。

また、上述のような実際的な問題のほかに、構造変化を含めた検定は理論的にも意味を持っている。通常の線形モデルを前提にした検定方法において、財政赤字が持続可能であるという場合には、事後的に政府の異時点間予算制約が満たされているということを意味している。これは、財政規律が機能して予算制約が満たされる場合のほかに、物価水準の上昇を通じて結果的に予算制約が満たされるようになる場合も含まれる¹⁾。その一方で、財政赤字が持続不可能であるという検定結果が出た場合には、理論的な解釈が難しくなる。事後的な実現値をデータとして用いる場合には、政府がいわゆる「リカーディアン」であろうと「非リカーディアン」であろうと予算制約は満たされねばならないからである。

そこで、財政赤字の系列に構造変化が生じた可能性を考慮して非線形的な枠組みで検定を実施することにより、局所的には財政赤字の持続可能性条件が満たされなくても大域的には満たされる場合も、分析の枠組みの中で捉えることができるようになる。その点で、本稿の分析は従来の分析とは異なる視点を提

供できる可能性があり、大きな意味があると考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節において、財政赤字の持続可能性について分析している先行研究を参照しながら、その条件を理論的に検討する。それを受けて第3節では、日本の長期統計データを用いて、構造変化を考慮に入れた財政赤字の持続可能性の検定を行い、その分析結果について議論する。最後に、第4節で結論と今後の課題について述べる。

2 財政赤字の持続可能性

2.1 線形モデルに基づく財政赤字の持続可能性の検定

本稿で用いる基本的な分析の手法は単位根検定や共和分検定を利用したもので、1980年代にアメリカの財政赤字の持続可能性について分析した Hamilton and Flavin(1986)や Trehan and Walsh(1991)らに始まったものである。Trehan and Walsh(1991)は、市場割引率が可変である場合に分析を拡張して、収支項目の共和分関係に加えて債務水準が定常であることが、債務返済を可能とすることについての十分条件になるとしている。この点で、彼らは必要条件と十分条件の両方について吟味していることになる。その手法を用いて、彼らは単位根検定の結果から、戦後のアメリカの政府債務は返済可能であると結論している。

Bohn(1995)や Ahmed and Rogers(1995)は、市場割引率が可変である場合に関連する諸変数が共和分関係にあり、かつ共和分ベクトルが一定の制約を満たすことが政府債務の返済可能性の必要十分条件であることを示している。彼らは19世紀以来の長期にわたる収支項目の年次データを用いて分析を行ない、

1) いわゆる「物価水準の財政理論」の分析における非リカーディアン・レジームに基づく物価水準の調整にあたり、この例のみならず、第一次大戦後のドイツのハイパーインフレーションなどの説明にも用いられる。

アメリカおよびイギリスの債務は返済可能であると結論している。

以下において、財政赤字の持続可能性条件を政府の予算制約から導き出す。まず、第 t 期におけるフローの予算制約が、

$$D_t - D_{t-1} = G_t - T_t + r_t D_{t-1} \equiv -s_t \quad (1)$$

として与えられる。ここで、 D_t は第 t 期末の政府の純債務残高、 G_t 、 T_t はそれぞれ、政府支出と政府の税収を表し、 r_t は政府債務に伴う利子率を表す。また、 s_t は基礎的財政余剰である。ここで、民間経済主体の確率的割引因子を $Q_{t,t+k} = [\beta^k u'(C_{t+k}) / u'(C_t)]$ とする。ただし、 β は主観的割引因子、 C_t は第 t 期の消費水準を表し、 $u(\cdot)$ は効用関数であり、導関数について $u'(\cdot) > 0$ および $u''(\cdot) < 0$ を満たすとする。また、 $Q_{t,t} = 1$ である。消費のオイラー条件を、

$$E_t \left[Q_{t,t+k} \left(\prod_{j=0}^k \right) \right] = 1 \quad (2)$$

と表すことができる。(1)式を前向きに解き、(2)式を代入して整理すると、

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} Q_{t,t+k} G_{t+k} - E_t \sum_{k=0}^{\infty} Q_{t,t+k} T_{t+k} + (1+r_t) D_{t-1} = \lim_{K \rightarrow \infty} E_t Q_{t,t+K} D_{t+K} \quad (3)$$

という形で政府の異時点間予算制約式が得られる。ここで、(3)式に基づいて政府債務の返済可能性について考察してみる。まず、この体系の横断面条件 $\lim_{K \rightarrow \infty} E_t Q_{t,t+K} D_{t+K} = 0$ が満たされるならば、

$$(1+r_t) D_{t-1} = E_t \sum_{k=0}^{\infty} Q_{t,t+k} (G_t - T_t) \quad (4)$$

が成り立つ。これは、この経済の最終的な対外債務残高の現在割引価値がゼロに収束する

ためには、すなわち横断面条件が満たされるためには、当初の政府債務残高と、現在及び将来の政府の純収入の現在割引価値とが等しくなる必要があることを示している。つまり、当初の政府債務残高が現在と将来の政府の純収入によって返済されることが、この経済にとっての財政赤字の持続性条件になるのである。

Ahmed and Rogers(1995)は、(3)式を計量分析が可能な形に変形して、財政赤字が持続可能であるための必要十分条件を導出している。(3)式の両辺について階差をとって式を整理すると、

$$\begin{aligned} & \Delta E_t \sum_{k=0}^{\infty} Q_{t,t+k} G_{t+k} - \Delta E_t \sum_{k=0}^{\infty} Q_{t,t+k} T_{t+k} \\ & + (G_t - T_t + r_t D_{t-1}) \\ & = \lim_{K \rightarrow \infty} E_t Q_{t,t+K} D_{t+K} \\ & - \lim_{K \rightarrow \infty} E_{t-1} Q_{t,t+K-1} D_{t+K-1} \end{aligned} \quad (5)$$

が得られる。ただし、 Δ は階差オペレータである。

Ahmed and Rogers(1995)は、(5)式から、一定の前提条件の下で G_t 、 T_t 、 $r_t D_{t-1}$ が共和分関係にあり、かつ共和分ベクトル $(1, -1, 1)$ を持つことが、前述の横断面条件が満たされる、すなわち財政赤字の持続可能性の条件が満たされるための必要十分条件となることを示している。(1)式より、この共和分関係は基礎的財政赤字 $-s_t$ と書き換えることができる。

したがって、基礎的財政余剰 s_t の定常性を検定することにより、財政赤字の持続可能性に関して検証することができる。定常性（あるいは非定常性）を検定するために通常の Augmented Dickey-Fuller 検定を用いるならば、

$$\Delta st = \mu + \lambda \cdot s_{t-1} + \sum_{k=1}^p \delta_k \cdot \Delta s_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

なる線形モデルにおいて、 $\lambda = 0$ を帰無仮説として検定を行うことになる。この場合、帰無仮説はこの時系列 st が単位根過程にしたがうというものになる。日本の財政データについては、土居(2000)らが戦後のデータを用いて実証分析を行っているが、上述の帰無仮説を棄却できず、日本の財政赤字が持続可能ではない可能性を示唆している。

2.2 レジーム転換と財政赤字の持続可能性

しかしながら、真のモデルが(6)式のような線形の過程にしたがっているとは限らない。その場合には、モデルの定式化の誤りにより単位根の帰無仮説を棄却できなくなっている恐れも否定できない。

前節ですでに述べたように、日本の財政政策を長期的に概観すると、いくつかの局面で政策に転換が生じていたことが推測される。そこで、Raybaudi et al.(2004)は、時系列が通常の定常過程のレジームと単位根過程のレジームの間で変化しうるような非線形モデルを用いて、マルコフ・スイッチング回帰で推定を行い、経常収支の持続可能性について検証している。すなわち、

定常レジーム($\theta_t = 0$):

$$\Delta s_t = \mu_0 + \lambda \cdot s_{t-1} + \sigma \cdot \varepsilon_t \quad (7)$$

非定常レジーム($\theta_t = 1$):

$$\Delta s_t = \mu_1 + \sigma \cdot \varepsilon_t \quad (8)$$

として、これら2本の式を合わせると、

$$\begin{aligned} \Delta st = & [\mu_0(1 - \theta_t) + \mu_1 \theta_t] \\ & + \lambda(1 - \theta_t)s_{t-1} + \sigma \cdot \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

となる。ただし、係数 λ は $-2 < \lambda < 0$ を満たし、 ε_t はホワイトノイズである。また、 θ_t は $\theta \in \Theta = \{0, 1\}$ なる1次のマルコフ連鎖にしたがう状態変数であり、推移確率 $p_{ij} \equiv P\{\theta_t = j \mid \theta_{t-1} = i\}$ は $p_{ij} \in [0, 1]$ かつ $\sum_j p_{ij} = 1$ を満たすとする。(9)式は、 $\theta_t = 0$ ならば(7)式に帰着し、 $\theta_t = 1$ ならば(8)式に帰着する。

上記のマルコフ・スイッチング・モデルは、第 t 期までの観測値や状態変数を所与として求められる Δz_t の条件付確率密度がガウシアンであると仮定して最尤法により推定される。推定の際に用いられるフィルタリングの方法は、Hamilton(1994)の第22.4節で述べられている方法と同様である。

ここで、(9)式において $\theta_t = 1$ ならば(8)式に帰着し、 z_t が局所的に非定常であると判断されることになるが、これは必ずしも非定常性を意味するとは限らない。Francq and Zakoian(2001)は、

$$x \equiv p_{00}\rho^2 + p_{11} + (1 - p_{00} - p_{11})\rho^2 < 1 \quad (10)$$

$$y \equiv p_{00}\rho^2 + p_{11} < 2 \quad (11)$$

を2次の定常性に関する必要十分条件としている。ただし、 $\rho \equiv 1 + \lambda$ である。これが満たされる場合には、非線形的な調整も含んだ上での定常性は確保されるといえる。

3 日本の長期データに基づく実証分析

この節では、日本の長期統計データに基づいて財政赤字の持続可能性と構造変化を推定する。まず、前節で紹介されたモデルを用いた分析方法について述べ、使用するデータの説明を行い、実際の分析結果を参照しながら議論を行っていく。

3.1 分析方法

分析方法としては、前節において議論されたマルコフ・スイッチング・モデルを用いて、モデルのパラメータ μ_0 , μ_1 , λ , σ や推移確率 p_{00} , p_{11} を推定する。ここでベクトル ξ_t を定義し、もし第 t 期にレジーム0が実現しているならば、 $\xi_t = [1 \ 0]'$ となり、レジーム1が実現しているならば、 $\xi_t = [0 \ 1]'$ とする。上記の推定値に基づいて最終的なレジームの推移を $\xi_{t|t}$ として、適当な初期値 $\hat{\xi}_{1|0}$ を与えて、

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)}{1'(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)} \quad (12)$$

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = P \cdot \hat{\xi}_{t|t} \quad (13)$$

を繰り返していくことで求められる。ただし、 η_t は第 t 期におけるそれぞれのレジームの条件付確率密度を並べたベクトルであり、オペレータ \odot は各要素の掛け算を表す。また、 1 は全ての要素が1のベクトルであり、 P は、

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$$

なる推移確率行列である。

われわれは、モデルのパラメータを μ_0 , μ_1 , λ , σ や推移確率 p_{00} , p_{11} を推定した上で、各時点でのレジームの推移を $\hat{\xi}_{t|t}$ として求めることにする。

3.2 データ

本稿の分析の対象となる基礎的財政余剰のデータは、一般政府の範囲で定義され、国民経済計算のデータから政府貯蓄 S_t^g 、公的資本形成 I_t^g および政府による財産所得の純支払を用いて計算され、全ての変数は国民総生産で除することにより基準化される。具体的には、

$$s_t = T_t - G_t - r_t D_{t-1} \equiv S_t^g - I_t^g - r_t D_{t-1}$$

という形で表すことができる。

データは、1885年から2003年の長期にわたる年次データと、1955年第2四半期から2004年第1四半期までの四半期データをそれぞれ取っている。長期経済統計に基づく年次データは、1885年から1940年については大川他(1974)から、1941年から1954年にかけては総務庁統計局(1988)から、1955年以降については国民経済計算の確報からそれぞれ取っているが、1954年までの政府の財産所得の受け取りや支払いのデータが取れなかったため、『国債統計年報』から取られた国債利子支払いのデータで代理させている。戦後の四半期データについては、国民経済計算の確報からデータを取っており、それぞれ季節性が観察されるため、季節調整を行っている。

長期経済統計に基づく年次データでは、大川ほか(1974)から総務庁統計局(1988)に移行が行われている1940年と1941年の間、1968年 SNA (国民経済計算) 体系への移行が行われている1954年と1955年の間、および1993年 SNA 体系への移行が行われている1979年と1980年の間について、データ基準の変更に伴う断層が生じている可能性も否定できない。また、戦後の四半期データについても、1968年 SNA 体系から1993年 SNA 体系への移行が行われている1979年と1980年の間について、データ基準の変更に伴う断層が生じている可能性は否定できない。

しかしながら、先験的にデータの断層処理を行ってしまうと、構造変化の推定の際に必要な情報が失われてしまう可能性もある。したがって、われわれは、データの断層処理をせずに推定を行うことにする。

まず、それぞれのデータの特長について概観しよう。図3は長期統計データを時系列で

図3：基礎的財政収支：長期統計データ

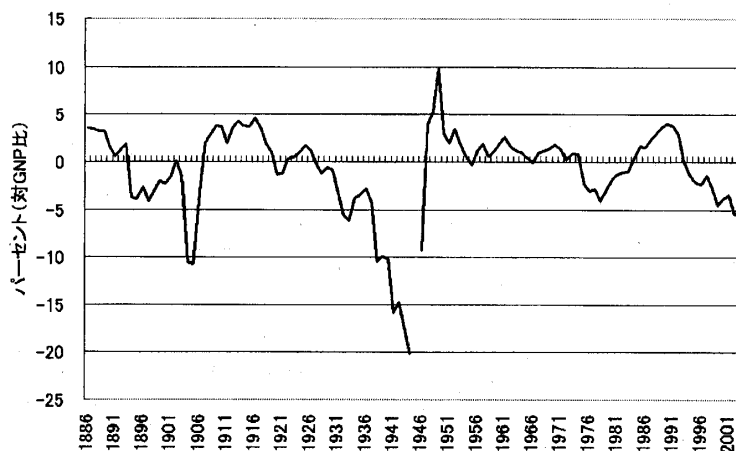
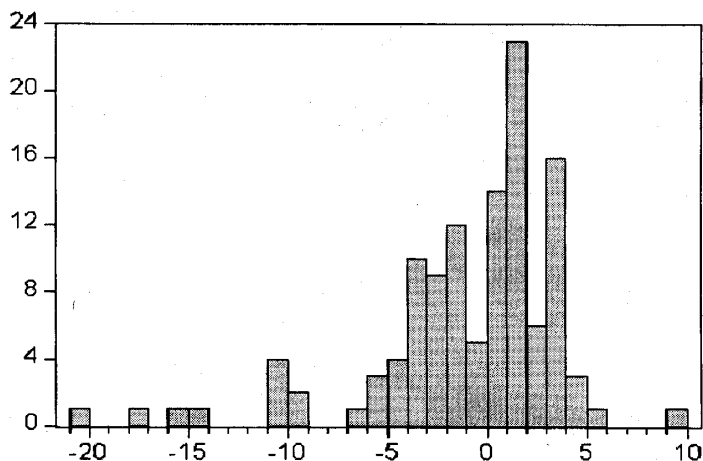


図4：ヒストグラム：長期統計データ



データの出所：

1885～1940年：大川ほか(1974)

1941～1954年：総務庁統計局(1988)

1955～1979年：経済企画庁(2000)『平成12年版 国民経済計算年報』

1980～2003年：内閣府経済社会総合研究所(2005)『平成15年版 国民経済計算確報』

示したものである。ここからいくつかの局面が読み取れる。まず、第二次世界大戦前から終戦直後のデータについて、日清戦争、日露戦争や、満州事変から太平洋戦争に至る時期の軍事支出に伴う大幅な基礎的財政収支の赤字と、日露戦争後や太平洋戦争後の時期の基礎的財政収支の黒字とが対応していることが分かる。

また、1970年代の石油危機に伴う不況時の財政赤字と、その後の1980年代の財政再建に

よる財政黒字が対応している。1990年代以降の長期不況に伴う税収の落ち込みや経済対策の発動により、2003年に至るまで基礎的財政収支は悪化を続けている。同様の推移を、図5に示されている四半期データからも読み取ることができる。

表1にはそれぞれのデータの基本統計量が示されている。まず、長期統計データについては、1944年に最小値をとっており、1949年に最大値をとっていることが分かる。また、

表 1：基本統計量

| | 平 均 | 中央値 | 最大値 | 最小値 | 標準偏差 | Jarque-Bera |
|---------------------------|--------|-------|-------------------|--------------------|-------|------------------|
| 長期統計データ 1885-2003 | -0.867 | 0.454 | 9.775 [1949] | -20.116 [1944] | 4.723 | 109.7 (0.000) |
| 戦後四半期データ 1955:2-2004:1 | 0.086 | 0.603 | 6.698 [1992:1] | -7.345 [2004:1] | 2.632 | 6.879 (0.032) |

1. 最大値と最小値の下括弧内はそれぞれ最大値と最小値をとった時点である。

2. Jarque-Bera 検定の下括弧内は P 値を表す。

図 5：基礎的財政収支：戦後四半期データ

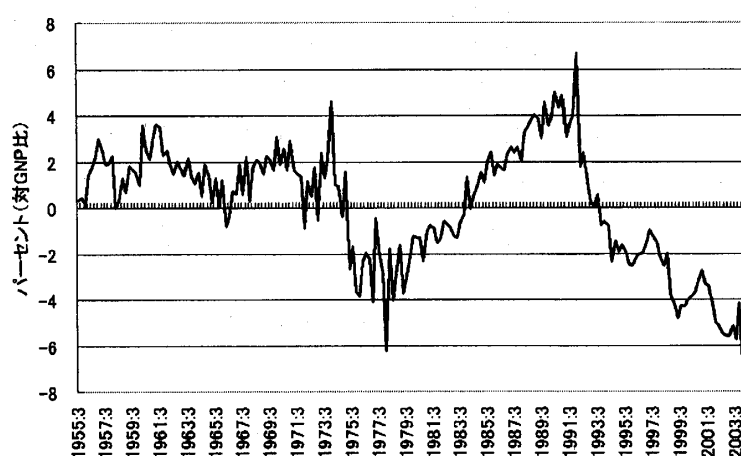
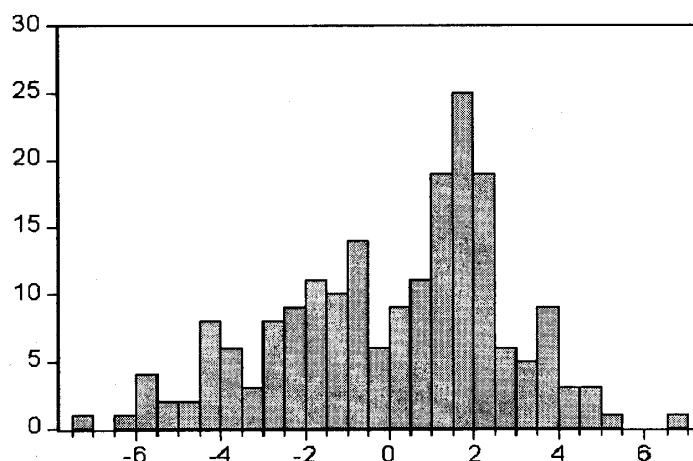


図 6：ヒストグラム：戦後四半期データ



データの出所：

1955-1979年：経済企画庁(2000)『平成12年版 国民経済計算年報』

1980-2003年：内閣府経済社会総合研究所(2005)『平成15年版 国民経済計算確報』

平均値と中央値は1%ポイント以上乖離しており、Jarque-Bera の正規性検定からデータの正規性は棄却される。このことは、図4のヒストグラムからも読み取ることができ

る。

戦後の四半期データについては、直近の2004年第1四半期に最小値をとっており、1992年第1四半期に最大値を取っていること

が表1から分かる。また、平均値と中央値の乖離幅は0.5%程度であるものの、Jarque-Beraの正規性検定により、有意水準5%でデータの正規性が棄却される。このことは、図6のヒストグラムからも推測することができる。

3.3 1885年から2003年の長期データに基づく分析

3.3.1 線形モデルを前提とした分析

上で説明したデータを用いて、線形モデルを前提とした場合に財政赤字の持続可能性条件が満たされるかどうかを、(5)式から求められる Ahmed and Rogers(1995)の方法に基づ

いて基礎的財政収支の単位根検定により検証する。

まず、予備的な検定として、基礎的財政収支を構成する政府貯蓄 S_t^g 、政府投資 I_t^g および債務の利払い $r_t D_{t-1}$ の各変数について、単位根検定を実施する。各変数が1次の和分過程にしたがうことは、Ahmed and Rogers (1995)による財政赤字の持続可能性検定の前提条件になる。検定の結果は表2の(1)のパネルに示されている。Augmented Dickey-Fuller 検定と Augmented Dickey-Fuller 検定よりも検定力が強いとされる Dickey-Fuller GLS 検定を用いた結果のいずれも、各変数が1次の和分過程にしたがっていることを棄却しない。

表2：各変数の単位根検定

(1) 長期統計データ：1885年－2003年

| | | 水 準 | | 階 差 | |
|--------------------|-------|--------|--------|-------------|------------|
| | | ADF | DF-GLS | ADF | DF-GLS |
| 政府貯蓄： S_t^g | 検定統計量 | -1.497 | -1.472 | -11.195 *** | -7.822 *** |
| | ラグ次数 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 政府投資： I_t^g | 検定統計量 | -2.292 | -1.078 | -8.465 *** | -2.931 *** |
| | ラグ次数 | 4 | 4 | 3 | 4 |
| 利払い： $r_t D_{t-1}$ | 検定統計量 | -1.411 | -1.684 | -3.992 *** | -3.809 *** |
| | ラグ次数 | 3 | 3 | 2 | 2 |

(2) 戦後四半期データ：1955年第2四半期－2004年第1四半期

| | | 水 準 | | 階 差 | |
|--------------------|-------|--------|--------|------------|------------|
| | | ADF | DF-GLS | ADF | DF-GLS |
| 政府貯蓄： S_t^g | 検定統計量 | -0.755 | -1.146 | -5.688 *** | -0.369 |
| | ラグ次数 | 5 | 5 | 4 | 5 |
| 政府投資： I_t^g | 検定統計量 | -2.337 | -0.660 | -6.775 *** | -0.231 |
| | ラグ次数 | 4 | 4 | 3 | 7 |
| 利払い： $r_t D_{t-1}$ | 検定統計量 | -1.201 | -1.154 | -3.593 *** | -3.431 *** |
| | ラグ次数 | 5 | 5 | 4 | 4 |

1. ADF は Augmented Dickey-Fuller 検定, DF-GLS は Dickey-Fuller GLS 検定

2. それぞれのラグ次数は Schwarz のベイズ情報量基準に基づいて選択されている

3. ***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で帰無仮説が棄却されることを示している

以上の予備的な分析の結果に基づいて、線形モデルを仮定した場合の財政赤字の持続可能性条件が満たされるかどうかを検定する。結果は表3に示されている。Augmented-Dickey-Fuller 検定に基づく結果からは単位根が棄却されず、基礎的財政収支を構成する政府貯蓄、政府投資および債務利払いの各変数が、Ahmed and Rogers(1995)の要求する共和分ベクトルを構成する条件を満たさない

ことが分かる。したがって、Ahmed and Rogers(1995)による財政赤字の持続可能性条件は満たされない。また、Dickey-Fuller GLS 検定を用いた結果からも単位根の帰無仮説が棄却されないことが分かる。したがって、線形モデルを仮定した場合に、財政赤字の持続可能性条件が満たされない可能性は棄却できないといえる。

表3：線形モデルによる財政赤字の持続可能性

| | | 水 準 | | 階 差 | |
|---------------------------|-------|--------|--------|-------------|------------|
| | | ADF | DF-GLS | ADF | DF-GLS |
| 長期統計データ 1885-2003 | 検定統計量 | -0.230 | -0.821 | -8.399 *** | -4.645 *** |
| | ラグ次数 | 4 | 4 | 1 | 2 |
| 戦後四半期データ 1955:2-2004:1 | 検定統計量 | -1.072 | -1.222 | -24.167 *** | -0.832 |
| | ラグ次数 | 1 | 1 | 0 | 10 |

1. ADF は Augmented Dickey-Fuller 検定, DF-GLS は Dickey-Fuller GLS 検定を表す。

2. それぞれのラグ次数は Schwarz のベジアン情報量基準に基づいて選択されている。

3. ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% で帰無仮説が棄却されることを示している。

3.3.2 マルコフ・スウィッチング・モデルの推定結果

次に、(9)式の推定に基づいて、基礎的財政収支が定常過程と非定常過程の間でレジームの変化を起こしている状況も許容したうえで、財政赤字の持続可能性について検証する。その際、各局面で強い財政規律が働いているかどうかを、基礎的財政収支が非定常過程にある確率で判断する。ここでは、基礎的財政収支が定常過程にある場合に、財政赤字が急速に平均に回帰することから、比較的強い財政規律が働いていると考えることが可能である。

マルコフ・スウィッチング回帰の推定結果が表4に示されている。まず、定常過程、非定常過程のいずれのレジームにおけるパラ

メータも有意に推定されていることが分かる。

さらに、第 $t-1$ 期に系列が定常レジームにある場合に第 t 期においても系列が定常レジームに留まる確率 p_{00} が 0.876 であり、他方、第 $t-1$ 期に系列が非定常レジームにある場合に第 t 期においても系列が非定常レジームに留まる確率 p_{11} は 0.965 となるので、基礎的財政収支が非定常過程のレジームに移行した場合、そのまま非定常過程のレジームに留まりがちであるといえることができる。

最後に、2次の定常性条件を満たすかどうかを、(10)式と(11)式で定義されている x と y の条件を用いて検討する。(10)式と(11)式より、 $x < 1$, $y < 2$ が満たされる場合に2次の定常性条件が満たされるといえる。表4の結果からは、これらの条件は満たされており、基礎

的財政収支の系列は2次の意味で定常である
ということができる²。

3.3.3 第二次世界大戦終戦前までの財政 規律

図7は、基礎的財政収支の時系列と、(9)式
の推定から求められる基礎的財政収支が非定
常レジームにある確率をともに示したもので

2 ただし、 x, y はともに非標準的な分布にしたがう
ため、ここでは正式な統計的検定の手続きを経てい
ないことには注意が必要である。

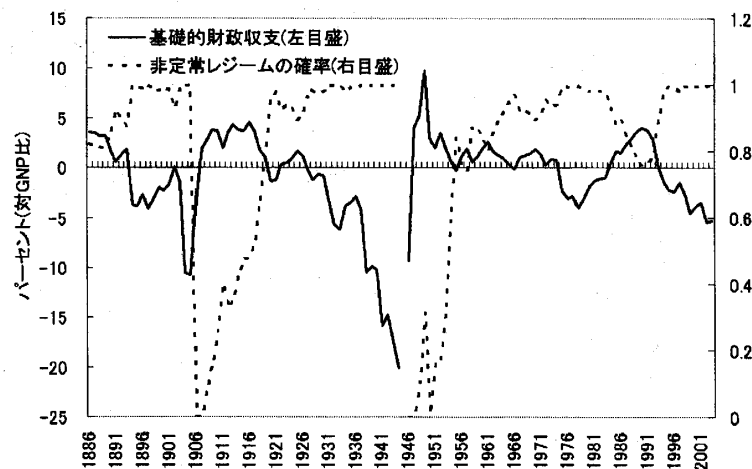
ある。この図から、財政政策に関するいくつ
かの局面が読み取れる。まず、1890年代半ば
からの10年ほど、基礎的財政収支が赤字化し
ていた期間が見られる。これは、1894-95年
の日清戦争から1904-05年の日露戦争までの
期間に当たり、特に日露戦争時の赤字幅は対
GNP 比で10%の規模に達している。また、
この時期は8割を超える確率で基礎的財政収
支が非定常過程のレジームにあったと推定さ
れており、この点だけを見ると、この時期には
強い財政規律がはたらいていたとは言い難い。

表4：マルコフ・スウィッチング回帰の推定結果

| | 長期統計データ 1886-2003 | 戦後四半期データ 1955:3-2004:1 |
|------------|----------------------|---------------------------|
| μ_0 | 2.226 *** | 0.871 *** |
| | 0.611 | 0.231 |
| μ_1 | -0.464 ** | -0.060 |
| | 0.188 | 0.093 |
| λ | -0.575 *** | -0.725 *** |
| | 0.064 | 0.089 |
| σ | 1.829 *** | 1.012 *** |
| | 0.122 | 0.055 |
| p_{00}^* | -1.952 ** | -1.961 ** |
| | 0.962 | 0.769 |
| p_{11}^* | -3.308 *** | -2.813 *** |
| | 0.655 | 0.499 |
| p_{00}^* | 0.876 | 0.877 |
| p_{11}^* | 0.965 | 0.943 |
| x | 0.971 | 0.948 |
| y | 1.123 | 1.010 |
| $\log L$ | -246.591 | -300.666 |

1. 推定はマルコフ・スウィッチング回帰に基づく。推定式は、
定常レジーム： $\Delta s_t = \mu_0 + \lambda \cdot s_{t-1} + \sigma \cdot \varepsilon_t$
非定常レジーム： $\Delta s_t = \mu_1 + \sigma \cdot \varepsilon_t$
ここで、 s_t は基礎的財政余剰を表し、 ε_t は攪乱項を表す。
2. $p_{00} \equiv P\{\theta_t = 0 | \theta_{t-1} = 0\}$, $p_{11} \equiv P\{\theta_t = 1 | \theta_{t-1} = 1\}$
はそれぞれ、 $p_{00} = 1/(1 + \exp(p_{00}^*))$, $p_{11} = 1/(1 + \exp(p_{11}^*))$ で求められる。
ここで、 $\theta = 0$ は定常レジーム、 $\theta = 1$ は非定常レジームを表す。
3. 推定値の下括弧内は標準誤差を表す。
4. x, y はそれぞれ、 $x \equiv p_{00} \rho^2 + p_{11} + (1 - p_{00} - p_{11}) \rho^2$ と $y \equiv p_{00} \rho^2 + p_{11}$ であり、
 $x < 1$, $y < 2$ の成立が定常性が満たされるための2次の条件になる。
5. ***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で帰無仮説が棄却されることを示している。

図7：基礎的財政収支と非定常レジーム：長期統計データ



次に、日露戦争以降、1910年代を通じて対GNP比で4%前後の基礎的財政黒字が保ち続けられた時期がある。この時期には基礎的財政収支が非定常過程のレジームにある確率が急速に低下し、第一次世界大戦中まで低い水準で推移している。したがって、この時期には強い財政規律が働いていたと推測される。

それに対して、第一次世界大戦後から急速に基礎的財政収支の黒字幅が縮小し、1920年代を通じて基礎的財政収支が均衡に近い状態が続いている。この時期には基礎的財政収支が非定常過程にある確率が再び上昇し、1920年以降は9割を超える確率になっており、財政規律が緩んでいったことが推測される。

この背景には、岡崎(2004)の主張するような政治経済的な理由のほかに、第一次世界大戦中からのインフレーションにより、政府債務の実質価値が減少したこともあったと考えられる。このことは、図2のインフレ率の推移と、図1の政府債務残高の動きから推測できる³。

3 図1に示されている政府債務残高の推移は、中央政府のものであって、われわれの分析対象としている一般政府の定義とは異なることには注意が必要である。

その後、1920年代後半の昭和恐慌による財政の悪化と、それに引き続いて1930年代から中国大陆や東南アジア、太平洋における長期戦のため、軍事支出が増加したことにより、基礎的財政収支は大幅な赤字を計上し続けた。特に、日中戦争に本格的に突入した1937年以降、基礎的財政収支の赤字幅は対GNP比で10%を超える水準になり、終戦直前の1944年には同じく20%の水準に達した。

この時期には、基礎的財政収支が非定常過程のレジームにある確率がほぼ1に近い値となっており、特に、1938年から1944年については1のまま推移し続けている。したがって、戦争の長期化と泥沼化による軍事支出の急増から、急速に財政破たんに向かって進んでいったと考えることができる。

3.3.4 第二次世界大戦後の財政規律

第二次世界大戦以後、日本は大きな戦争を経験せずに経済的な発展を遂げた。戦前の財政赤字の推移を特徴付けていた軍事支出が、戦後の財政にとっては重要なものではなくなったことにより、どのような変化が見られるだろうか。まず、基礎的財政収支は終戦直後に大幅な赤字と黒字を計上している。

その後、均衡財政主義に基づく財政運営がしばらく続いたこともあり、1950年代から1960年代にかけての高度成長期には基礎的財政収支は均衡の近傍を推移している。1970年代には、高度成長の終焉による成長率の低下と石油危機に伴う景気の悪化により、政府が特例国債の発行に踏み切るなど、急速に財政収支が赤字に向かっていった。

基礎的財政収支が非定常過程にある確率は、終戦直後にはほぼゼロのところからスタートし、1955年までの10年間は比較的低い水準に留まっており、その意味で強い財政規律が保たれていた可能性が高い。しかし、1955年以降は非定常過程のレジームの確率がほぼ8割以上の状態が続いており、1970年代まではほぼ一定の水準で推移している。

その後、1980年代には財政再建への努力と、いわゆる「バブル景気」に伴う税収の伸びにより、基礎的財政収支が急速に改善していった。それに対応して、基礎的財政収支が非定常過程のレジームにある確率も低下しているが、1990年ごろの最も低下した時期でも0.76前後であり、強い意味での財政規律が働いていなかった可能性は否定できない。

3.4 戦後の四半期データを用いた分析

3.4.1 線形モデルを前提とした分析

戦後の財政規律について、四半期データを用いた分析に基づいてもう少し詳しく見ていくことにしよう。まず、Ahmed and Rogers (1995)にしたがって、線形モデルを前提とした場合の財政赤字の持続可能性条件について検討する。

基礎的財政収支を構成する各変数がAhmed and Rogers(1995)の分析の前提を満たすかどうか、単位根検定を実施した結果が表2の(2)のパネルに示されている。その結果、

基礎的財政収支を構成するそれぞれの変数が1次の和分過程にしたがうことは棄却できないので、分析の前提条件は満たされている可能性が高い。ただし、Dickey-Fuller GLS 検定の結果、政府貯蓄と政府投資が2次以上の和分過程にしたがっている可能性も棄却できないことには注意が必要である。

予備的な検定の結果を受けて、線形モデルを前提とした場合の財政赤字の持続可能性条件が満たされるかどうかを検定した結果が表3に示されている。この結果からは、基礎的財政収支が単位根を持つことを棄却できず、財政赤字の持続可能性条件は満たされることが分かる。

3.4.2 マルコフ・スイッチング・モデルの推定結果

次に、(9)式の推定に基づいて、基礎的財政収支が定常過程と非定常過程の間でレジームの変化を起こしている状況も許容したうえで、財政赤字の持続可能性について検証する。前と同様に、各局面で強い財政規律が働いているかどうかを、基礎的財政収支が非定常過程にある確率で判断する。

マルコフ・スイッチング回帰の推定結果は表4に示されている。まず、定常過程のレジームのパラメータは有意に推定されているものの、非定常過程のレジームについては、定数項のパラメータが有意に推定されておらず、非定常過程においてはドリフトなしの単位根過程にしたがっている可能性があることが分かる。

さらに、第 $t-1$ 期に系列が定常レジームにある場合に第 t 期においても系列が定常レジームに留まる確率 p_{00} が0.877であり、他方、第 $t-1$ 期に系列が非定常レジームにある場合に第 t 期においても系列が非定常レジームに留まる確率 p_{11} は0.948となるので、

長期統計データを用いた分析の結果と同様、基礎的財政収支が非定常過程のレジームに移行した場合、そのまま非定常過程のレジームに留まりがちであるということができる。また、2次の定常性条件についても、長期統計データを用いた分析の結果と同様に満たされることが分かる。

3.4.3 四半期データを用いた財政規律の分析

以上の推定結果を用いて、四半期データによる財政規律の分析を行う。図8は、基礎的財政収支の時系列と、(9)式の推定から求められる基礎的財政収支が非定常レジームにある確率をともに示したものである。

まず、1950年代から70年代前半にかけては、基礎的財政収支は均衡財政主義の下ではほぼゼロから2%の間で安定的に推移していたことが分かる。それに対応して、基礎的財政収支が非定常過程のレジームにある確率は、1960年から63年の一時期を除いて比較的低い値で推移している。したがって、この時期には比較的強い財政規律が働いていた可能性があるといえる。この結果は、長期統計に基づく年

次データを用いた分析の結果と異なっている。

1970年代半ばには急速に基礎的財政収支が悪化し、1980年代初めまで赤字で推移していることが図8の基礎的財政収支の時系列から読み取れるが、この時期には、非定常過程のレジームの確率が急激に上昇し、期間を通じてほぼ1に近い値で推移していることが分かる。この時期に関する結果は長期統計に基づく分析と大きく変わらない。

1980年代に入り財政再建が進んでいくにつれて、基礎的財政収支の改善が見られるようになり、1984年から1986年にかけて非定常過程のレジームの確率が低下していることが分かる。しかし、1987年ごろから確率は再び上昇に転じ、1980年代末にはほぼ1に近い値をとるようになっていく。その後、1992年から1993年にかけての一時期、確率の低下が見られるものの、その後はほぼ1に近い値で推移している。

上の結果からすると、1980年代半ばから1990年代初めの時期には、強い意味での財政規律が働いていた時期とそうでない時期が混在していると考えられる。これは、より長期

図8：基礎的財政収支と非定常レジーム：戦後四半期データ

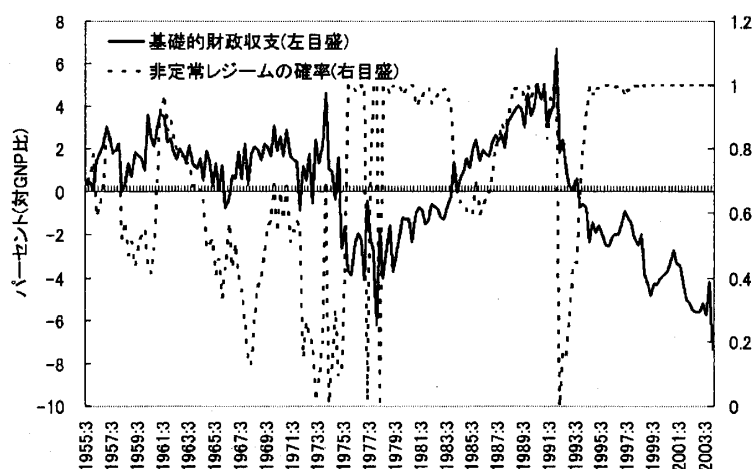


表4の推定結果に基づいて、経済が非定常レジームにある確率を時系列でプロットしたもの

的な分析に基づいた図7とあわせて考えると、この時期には財政規律を保とうとする力が働きつつも、その力は十分に強くはなかったと推測することができるだろう。

この推測は、当時の財政再建の目標が「赤字国債の新規発行からの脱却」にとどまっていたことと無関係ではない⁴。Leeper(1991)の主張に基づけば、金融政策により物価水準が一意に決定されるためには、財政当局が政府債務の増加に対して、強く財政余剰を反応させなければならない。すなわち、財政余剰の政府債務に対する弾性値が1を超えねばならないということになる。この条件が満たされるためには、財政再建の目標としては「赤字国債の新規発行からの脱却」にとどまるべきではなく、それ以上に財政余剰を計上していく必要が出てくるのである。

3.5 フィルタリングとスムージング（平滑化）

これまでに述べてきた結果は、(12)式の $\hat{\xi}_{it}$ のように、第 t 期までの情報を用いて、非定常過程のレジームの確率に関するその期の逐

次推定を行うフィルタリングの手法を用いて求められた推定値により得られたものである。それに対して、推定期間全体の情報を用いて推定値 $\hat{\xi}_{iT}$ を求めることをスムージング（平滑化）と呼ぶ。ここで、 T は推定期間の最終期を表す。

スムージングの結果得られる推定値を用いると結論はどのように変化するだろうか。それを示しているのが、図9と図10である。図9は長期統計データを用いた場合のフィルタリングとスムージングによる推定値をそれぞれ示しており、図10は戦後の四半期データを用いた場合の推定値を同様に示したものである。いずれの図からも、スムージングの推定結果の方が、非定常過程のレジームにある確率の推移が早めに出てくる傾向はあるものの、全体的な結果を大きく変化させるものではないことが分かる。

4 結 論

本稿では、明治期以降の日本の長期統計データを用いて、構造変化を許容したモデルで財政赤字の持続可能性について検討してき

4 当時の財政再建について述べた文献に浅子ほか(1991)がある。

図9：フィルタリングとスムージング：長期統計データ

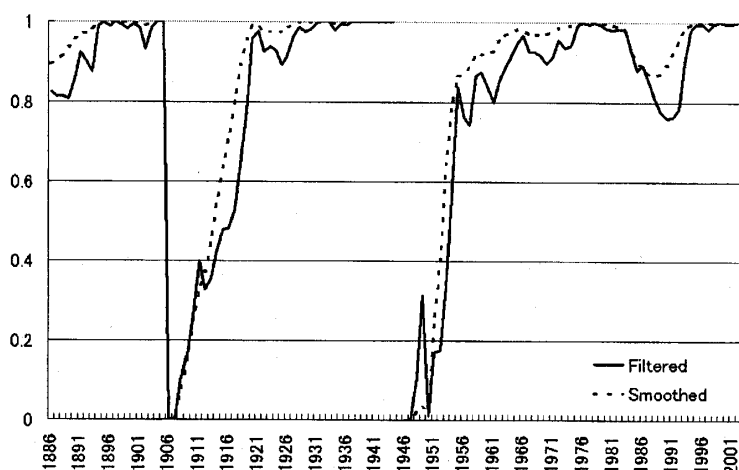


図10：フィルタリングとスムージング：戦後四半期データ

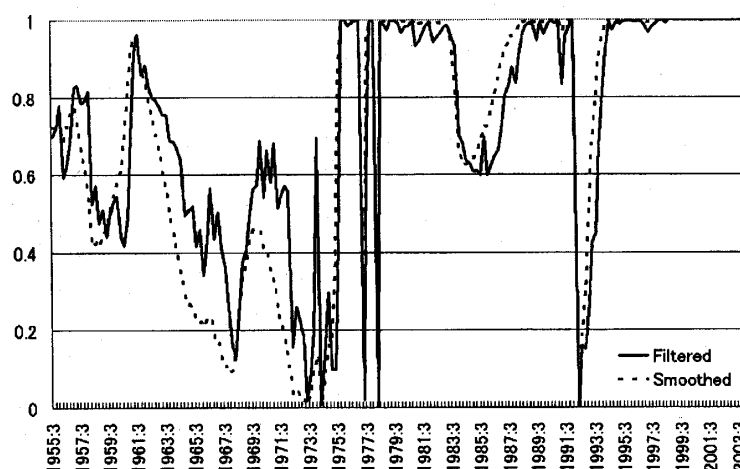


表4の推定結果に基づいて、経済が非正常レジームにある確率を時系列でプロットしたもの

た。その結果、線形のモデルを前提とした通常の持続可能性条件は満たされないものの、基礎的財政収支について定常過程と非定常過程の間のレジーム変化を許容した場合、定常性に関して2次の条件が平均的に満たされる可能性が高く、その意味で財政赤字は持続可能であるということができると考えられる。

また、逐次推定により得られる推定値を用いて、基礎的財政収支の系列が各時点で非定常過程のレジームにある確率を求めた。そして、その結果を参照しながら、それぞれの時期において強い財政規律が働いていたと考えられるかどうかについて検討した。

長期統計データを用いた分析の結果、日露戦争後から第一次世界大戦までの時期と、第二次世界大戦直後の10年程度の間は、比較的強い財政規律が働いていた可能性が示唆されるが、その他の時期については強い財政規律が働いていたとは言い難いという結論が得られる。ただし、1980年代の財政再建の時期については、不十分ではあるものの一定の財政規律は存在した可能性も否定できない。この結果は、戦後の四半期データを用いた分析からも支持しうる。

これらの分析結果から得られる、現在政府が着手し始めている財政再建に関する含意は次のようなものになるだろう。すなわち、本来の意味での財政再建を達成するためには、赤字国債の新規発行の抑制、あるいは赤字国債の新規発行をゼロにするというだけでは不十分であり、最終的には、相当程度の財政余剰を計上して過去の債務を確実に返済していくことを目標に据える必要がある。

換言すれば、財政再建を達成するためには、赤字国債の新規発行額などの漸進的な目標を定めることも有効であるかもしれないが、究極の目標が財政赤字を持続可能なものにするものであることを明確にして、最終的な財政余剰の規模を明示することが必要である。

参考文献

- [1] 浅子和美・伊藤隆敏・坂本和典, (1991), 「赤字と再建：日本の財政1975-90」, 『フィナンシャル・レビュー』21号, 大蔵省財政金融研究所。
- [2] 大川一司・高松信清・山本有造, (1974), 『長期経済統計 推計と分析1：国民所得』, 東洋経済新報社。
- [3] 岡崎哲二, (2004), 「政治システムと財政パフォーマンス：日本の歴史的経験」, RIETI ディスカッション

ョンペーパー04-J-009.

- [4] 総務庁統計局, (1988), 『日本長期統計総覧 第3巻: 貿易・国際収支・通貨・金融・保険・財政・国富・国民経済計算』, 日本統計協会.
- [5] 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・加藤竜太・中野英夫・中里透・土居丈朗・佐藤正一, 『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), 16号, pp.9-35.
- [6] Ahmed, S., and J.H.Rogers, (1995), "Government Budget Deficits and Trade Deficits: Are Present Value Constraints Sustained in Long-term Data?", *Journal of Monetary Economics* 36, pp.351-374.
- [7] Bohn, H., (1995), "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy", *Journal of Money, Credit and Banking* 27, pp.257-271.
- [8] Broda, C., and D.E. Weinstein, (2004), "Happy News from the Dismal Science: Reassessing Japanese Fiscal Sustainability", in Ito, T, H.Patrick, and D.Weinstein (eds.), *Reviving Japan's Economy: Problems and Prescriptions*, MIT Press, forthcoming.
- [9] Francq, C., and J.-M.Zakoian, (2001), "Stationarity of Multivariate Markov-switching ARMA Models", *Journal of Econometrics* 102, pp.339-364.
- [10] Hamilton, J.D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- [11] Hamilton, J.D., and M.A.Flavin, (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review* 76, pp.808-819.
- [12] Iwamura, M., T.Kudo, and T.Watanabe, (2004), "Monetary and Fiscal Policy in a Liquidity Trap: The Japanese Experience 1999-2004", forthcoming in Ito, T., and A.Rose (eds.) *Monetary Policy with Very Low Inflation in the Pacific Rim*, East Asia Seminar on Economics Volume 15, National Bureau of Economic Research and Chicago University Press.
- [13] Leeper, E.M., (1991), "Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies", *Journal of Monetary Economics* 27, pp.129-147.
- [14] Raybaudi, M., M.Sola, and R.Spagnolo, (2004), "Red Signals: Current Account Deficits and Sustainability", *Economics Letters* 84, pp.217-223.
- [15] 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* 23, pp.206-223.
- [16] Woodford, M., (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.