

# 1 財政の持続可能性と財政運営の評価

加藤久和

## 要 旨

本稿の目的は、1990年代以降におけるわが国財政の持続可能性（サステナビリティ）に関する検証を行うことである。財政運営の評価においてはプライマリー・バランスの動向が重要であるが、1993年度以降一貫して赤字を記録し、90年代を通じて対GDP比で見たプライマリー・バランスの赤字幅も拡大している。なお、短期的な景気変動にともなう循環部分を除いた構造的なプライマリー・バランスは、現実のプライマリー・バランスほどには悪化していない。

政府の異時点間の予算制約から導かれる持続可能性条件を踏まえ、過去の研究成果に関する広範なサーベイを行うとともに、実際に持続可能性が成立するかどうかに関する検証を行った。本稿の実証分析では、①バブル項の存在の検定、②単位根・共和分分析による検定、③Bohn[1998]による方法の3つを採用したが、いずれの場合にも持続可能性は否定された。

以上に加え、Polito and Wickens[2007]による持続可能性指標を推計し、過去の財政運営の評価を試みた。この結果によると、1980年代はおおむね財政運営の持続可能性は満たされていたが、しかし1990年代中盤に入るとこの指標は急速に悪化し、持続可能性が棄却された。

---

財政政策，社会保障分科会において井堀利宏，国枝繁樹，中里透各氏および出席者から貴重なご意見を賜った。記して感謝したい。もちろん，ありうべき誤りはすべて筆者の責任である。

## 1 はじめに

1980年代後半から90年代初頭にかけて生じたバブル景気は、一時的ではあるにせよ中央政府の財政収支を改善させた。1970年代後半から続けられていた財政再建の努力と、バブルの発生という外生的な要因がプライマリー・バランスの改善をもたらしたのである。しかしながら、バブル経済の崩壊とそれに続く長期にわたる経済低迷は、再びわが国財政を大幅な赤字運営に引き戻すとともに、政府債務の規模は諸先進国と比べても著しく高い水準となった。景気対策として要請された財政出動や景気浮揚策としての大型減税などが財政の大幅な赤字化をうながしたと考えられ、その結果、わが国財政の持続可能性が再び問われるようになった。政府は2010年代前半にプライマリー・バランスの黒字化を政策目標としているが、しかし90年代に蓄積された財政赤字はその達成をより困難なものとしている。

財政運営の持続可能性は、政府が異時点間にわたる予算制約を意識して行動を行っているのか否かということで判断される。政府が現在有する債務を将来の財政黒字によってカバーできなければ、国債などによる借入れを止めることはできず、いわゆる借金の自転車操業状態に陥る（これをポンジ・ゲームという）。90年代のわが国財政はこうした状態に陥ってしまったのではないかという問題意識に実証的な検証を加えることが本稿の目的である。

なお、財政運営に対して楽観的な見方もある。今後、プライマリー・バランスが回復し、それ以降、政府債務の増加率（名目利率率）が経済の規模の増加率（経済成長率）を下回っていれば（これを動学的に非効率な状態という）、現在蓄積された政府債務の規模は経済全体から見て相対的に小さくなり、問題はないという指摘である。いわゆるドーマー条件と呼ばれる考え方である。

しかし現実の経済を振り返ると、過去において動学的に非効率な環境が継

続していたとはいいがたい。今後も動学的非効率性を期待することができないのであれば、90年代の膨大な政府債務を抱え、財政は破綻する可能性を有する。この財政運営の持続可能性をめぐるのは、過去において膨大な理論的・実証的な研究が蓄積されている。1980年代前半に米国における双子の赤字の拡大が、財政運営の持続可能性に関する理論的・実証的研究をうながし、わが国においても1990年代に入るとさまざまな実証研究が行われている。本稿はそのサーベイを行うとともに、90年代を通じて財政運営の持続可能性が維持されていたかどうかを改めて検証するものである<sup>1)</sup>。

## 2 財政収支の動向と構造的財政収支

### 2.1 財政収支とプライマリー・バランスの動向

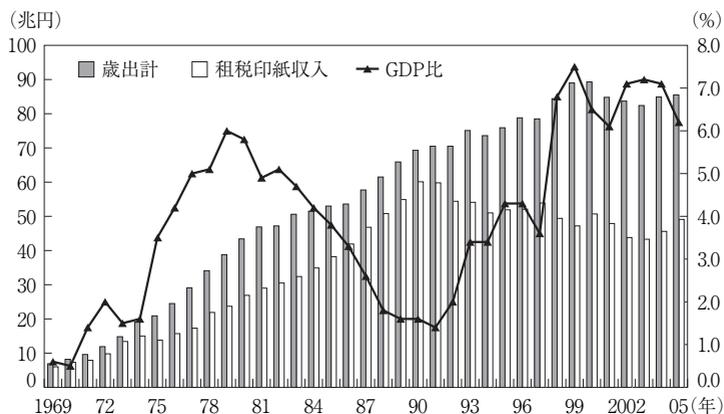
図表1-1は1969年度以降の歳出計と租税・印紙収入額の推移を棒グラフに、また公債金収入の対GDP比を折れ線グラフで示したものである（いずれも決算ベースの値）。名目値で見た歳出額は1980年度の43.4兆円から2005年度では85.5兆円とほぼ2倍の規模に増加しており、1980-2005年度の25年間の年平均増加率を計算すると2.8%の伸びとなっている。この25年の期間を1980-92年と1992-2005年の2期間に分割して歳出額の年平均増加率を見ると、前半が4.1%、後半が1.5%となる。一方、租税収入等を見ると1980年の26.9兆円から2005年では49.1兆円と推移し、同様に年平均増加率を計算すると2.4%になる。しかしながら前半期間の増加率が6.1%と歳出額の増加率を上回っているのに対し、後半期間では-0.8%とむしろ減少している。

公債金収入の対GDP比の推移を見ると1979年度に6.0%とピークを記録した後、財政再建等の進展やバブル経済の出現などによって1991年度には1.4%にまで低下した。しかしバブル経済崩壊後は次第に公債金収入の対GDP比は上昇し、1999年度には7.5%と過去最高の水準を記録し、その後も高止まりを見せている。

---

1) 財政運営を考えるには地方政府や社会保障基金を含めた一般政府全般を含める見方もあるが、90年代の中央政府の財政状態を検証することが第一義的な目的から、本稿では中央政府の一般会計を対象に議論を進める。

図表 1-1 一般会計の財政収支



注) 財務省「財政統計」、内閣府『国民経済計算年報』により作成。

次に、プライマリー・バランスの動向を見ておこう。財政運営の持続可能性を検討する場合、プライマリー・バランスの動向は非常に重要となる。もしドーマー条件が成立する環境であれば、プライマリー・バランスを維持し、かつ経済成長率を高め維持することで財政破綻の危険性は小さくなるからである。

一般会計を対象とした場合、プライマリー・バランスは公債金収入から国債費を除いたものと定義される。歳出は一般歳出と国債費、歳入は租税収入と公債金収入から構成されるとすると、一般歳出と租税収入の差がプライマリー・バランスに相当する。なおこの値は定義から、公債金収入と国債費の差額とも等しい。

図表 1-2 によって 1975 年度以降のプライマリー・バランスの推移を見ると、1986 年度まで赤字が続いており、1979 年度には 7.9 兆円の赤字とそのピークを記録している。その後、1987 年度から 1992 年度までは黒字となり、1991 年度のプライマリー黒字は 8.8 兆円に達した。しかし 1993 年度以降、プライマリー・バランスは再び赤字に転落し、1999 年度に 17.2 兆円、2003 年度では 19.8 兆円まで拡大している。対 GDP 比で見たプライマリー・バランスの赤字幅は、1999 年度が 3.5%、また 2005 年度は 2.5%であった。

図表 1-2 プライマリー・バランスの推移



注) 財務省「財務統計」により作成。

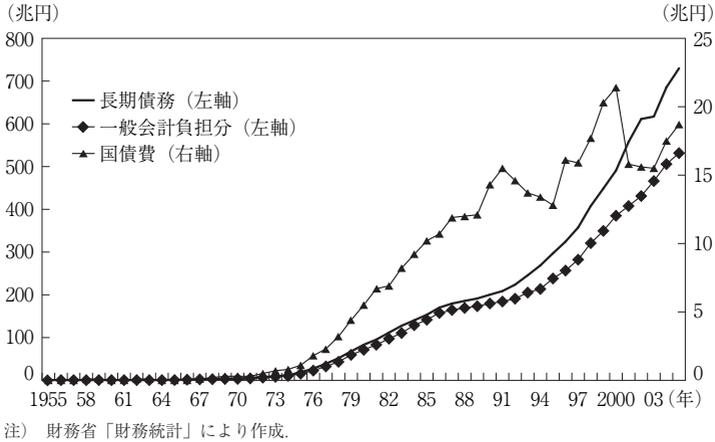
## 2.2 政府債務の動向

中央政府の長期債務（国債と短期証券を除く借入金の合計）の推移を見ると、1999年度末では444.8兆円、2005年度末では729.9兆円に達している（図表1-3）。この長期債務は1980年度末では83.2兆円、1990年度末では200.3兆円であったので、いかに1990年代以降の増加幅が大きいかがわかる。一般会計が負担すべき長期債務も、プライマリー・バランスの悪化にともない増加している。この長期債務額は1992年度末では190.9兆円であったが、1999年度末が349.5兆円、2005年度末では531.5兆円に達している。

図表にはないが、一般会計が負担すべき長期債務の対GDP比を計算すると、1992年度末の39.5%から、1999年度末70.0%、2005年度末では105.6%と名目GDPの水準を凌駕している。

その一方、一般会計が国債費として負担する利子支払いの額を見ると、政府債務の増加はあるものの、1990年代後半の低金利状況によって利子支払い額は抑えられている。1992年度の利子支払額は10.6兆円であったが、1999年度もほぼ同じ水準である10.5兆円である。その後、利子支払い額はさらに減少し、2005年度では7.0兆円にとどまっている。

図表 1-3 政府債務等の推移



### 2.3 政府債務増加の要因分解——デフレ経済の影響

政府債務の増加要因を、プライマリー赤字、債務に関する利子支払い、および経済成長にともなう要因の3つに分解してみよう。そのため、財政赤字の定義を予算制約の視点から示しておく。

財政赤字は、政府の時点  $t$  における租税収入を ( $T_t$ ) と支出 (政府負債の利子支払い費を除く政府支出  $G_t$  と政府負債の利子支払い費  $r_t B_{t-1}$  の合計、ただし  $r_t$  は時点  $t$  における利子率である) の差として定義できる。また、理論的には財政赤字 ( $DEF_t$ ) は新規の政府債務 (政府債務の時点  $t$  の増分) ( $\Delta B_t$ ) と等しい。したがって、

$$DEF_t \equiv \Delta B_t = G_t - T_t + r_t B_{t-1} \quad (1.1-1)$$

が成立する。なお、時点  $t$  のプライマリー赤字  $DEF_t^0$  は

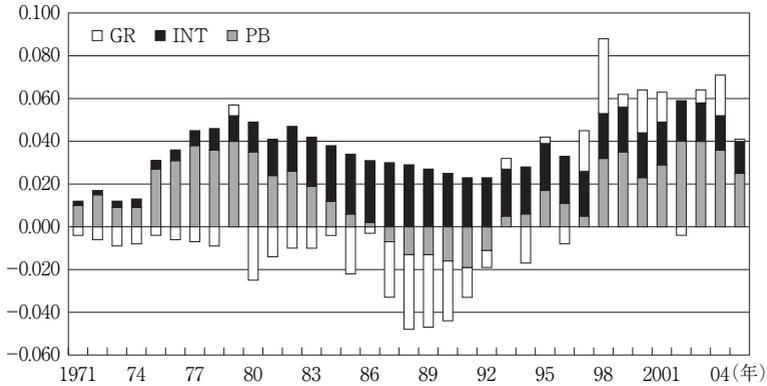
$$DEF_t^0 = G_t - T_t \quad (1.1-2)$$

である。ここで  $\Delta B_t = B_t - B_{t-1}$  であるので、(1.1-1) 式から

$$G_t + (1 + r_t) B_{t-1} = T_t + B_t \quad (1.2)$$

が得られる。

図表 1-4 債務負担増加の要因分解



(注) 財務省「財政統計」、内閣府「国民経済計算年報」により作成。

さて、債務残高の対名目 GDP 比を作成し、その増分を求めると、

$$\Delta \left( \frac{B}{Y} \right)_t = \frac{B_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{DEF_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} \frac{\gamma_t}{1 + \gamma_t} \quad (1.3)$$

が成立する。ここで、 $\gamma_t = (Y_t/Y_{t-1}) - 1$  (名目 GDP 成長率) である。したがって、(1.1-1) 式を考慮すると、政府債務の増分は以下の3つの要因に分解することができる。

$$\Delta \left( \frac{B}{Y} \right)_t = \underbrace{\frac{DEF_t^0}{Y_t}}_{\text{PBの増加}} + \underbrace{r_t \frac{B_{t-1}}{Y_t}}_{\text{利払い分}} - \underbrace{\frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} \frac{\gamma_t}{1 + \gamma_t}}_{\text{経済成長の配当}} \quad (1.4)$$

(1.4) 式をもとに政府債務の増分を要因分解した結果が図表 1-4 である。デフレ経済のもとで、90年代以降、プライマリー・バランスの悪化が政府債務の拡大に寄与する一方、利子率の低下による利払い分の寄与が80年代に比べ低下していることがわかる。なお、経済成長も80年代の“配当”から90年代中盤以降は逆に悪化の要因になっていることが見てとれる。

## 2.4 構造的財政収支

財政収支を「構造的部分」と景気変動や一時的な事情による「循環的部

分」に分けて考えることは重要である。財政運営の持続可能性を検討する場合、政府の異時点間の予算制約は構造的な収支こそが関心の対象となるからである。また、後述するように持続可能性の実証分析においては構造部分を取り出す必要もある。

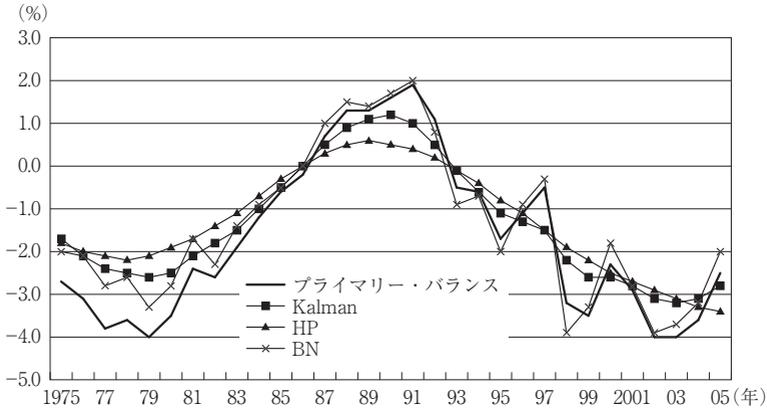
構造的財政収支の計算に当たっては、一般歳出と租税収入の系列を長期的成分と短期的変動に分解し、長期的な成分を構造的部分と見なして収支を計算することとした。長期的成分の推計についてはさまざまな方法があるが、本稿ではホドリック・プレスコット・フィルター（HP フィルター、Hodrick and Prescott[1997]）、カルマン・フィルター、およびベバリッジ・ネルソン分解（BN 分解、Beveridge and Nelson[1981]）の3つの方法を用いる<sup>2)</sup>。HP フィルターは時系列データから一定の滑らかさをもつような長期成分を抽出する方法、カルマン・フィルターは状態空間モデルの推定に用いられる方法、また BN 分解は系列に含まれる確率的トレンド成分とそれ以外の一時的な短期的変動部分に分解する方法である。

構造的財政収支は、上述したように景気循環と独立に財政運営の仕方そのものによって決定される収支バランスである。これから計算された構造的プライマリー・バランスの推移を示したものが図表 1-5 である。図表 1-5 では構造的プライマリー・バランスの相対的な大きさを表現するため潜在的 GDP を計算し、これに対する比率で表している（なお、短期変動を除去していない実際のプライマリー・バランスについては現実の名目 GDP 比で示してある）。

図表 1-5 によると 1990 年度のプライマリー・バランスの対 GDP 比は 1.6%であったが、構造的プライマリー・バランスの対潜在的 GDP 比は HP フィルターで 0.5%、カルマン・フィルターで 1.2%とこれより低く、一方 BN 分解では 1.7%とほぼ同水準であった。1999 年度ではプライマリー・バランスの対 GDP 比は -3.5%にまで低下したが、構造的プライマリー・バ

2) 構造的財政収支を計算する場合、Giorno *et al.*[1995]や経済企画庁[1998]などで提案され、最近の「経済財政白書」（内閣府）などでも利用されている方法もある。歳入について所得税、法人税、間接税、社会保障負担などに分割し、税収の GDP 弾力性を求め、これに潜在的 GDP を乗じて構造的な歳入額を求めるなどの方法である。ただし、所得税などについては所得分布などに関して強い仮定を置くなどの短所もある。最近では北浦・長嶋[2006]などが詳細な分析を試みている。

図表 1-5 構造的財政収支（対 GDP 比，％）



- 注) 1. データは財務省「財務統計」による。  
2. 構造的財政収支の推計は筆者の試算による。

ランスは HP フィルターで $-2.2\%$ 、カルマン・フィルタで $-2.6\%$ 、BN 分解 $-3.3\%$ であった。さらにプライマリー・バランスの赤字が対 GDP 比でピークであった 2003 年度 ( $-4.0\%$ ) は、それぞれ $-3.1\%$ 、 $-3.2\%$ 、および $-3.7\%$ と計算されている。以上を総合的に勘案すると、近年の現実のプライマリー・バランス（対 GDP 比）は構造的なプライマリー・バランスに比べて、短期的な景気変動の影響によって、およそ $0.5\text{--}1.0\%$ ポイント悪化して観察されていることになる。

### 3 財政運営の持続可能性

#### 3.1 持続可能性の条件——理論的整理

政府はその赤字を永続的に増加させることができるのだろうか。経済が動学的非効率な状態にある場合には、こうしたことも可能になる可能性がある。動学的に非効率な状態とは長期利子率が経済成長率を下回っている状態であり、資本ストックが過剰に累積されている経済であると解することができる<sup>3)</sup>。長期利子率の水準が公債の利回りと等しく、これが経済成長率を下回っていれば、たとえ現在の政府債務の水準が膨大であっても、今後プライ

マリー・バランスを維持していくことで、対 GDP 比で見た政府債務の水準は次第に小さくすることが可能になる。

はたしてこうした動学的非効率な状態を今後も期待できるのであろうか。過去の国債の利回り、実質経済成長率の動向を見ると、利率が成長率を下回っている時期が長く続いているとはいいがたい<sup>4)</sup>。したがって、このような動学的に効率な経済においてはプライマリー・バランスを維持するだけでなく、より積極的な財政収支の改善が要求されることになる。その場合、政府は毎年の財政収支を均衡させる必要はないものの、異時点間における予算制約を満たす必要がある。すなわち現在、財政赤字が発生し政府債務があったとしても、将来的には財政黒字を生み出して債務の増加分を相殺する必要がある。

前節で整理した財政赤字の定義式 (1.2) 式を前方時点に繰り返し代入を行うことによって、政府の異時点間の予算制約を導くことができる。すなわち、(1.5) 式のとおりとなる。

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} (1+r_{t+j})^{-(j+1)} (T_{t+j} - G_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} (1+r_{t+j})^{-(j+1)} B_{t+j} \quad (1.5)$$

さて、現時点における情報集合のもとで、将来の最適な利率の予測値が現在の利率と等しいとし ( $E(r_{t+i}|I_t)=r$ )、また将来の政府支出および収入について、現時点の情報集合によって最適予測を行うとするならば、(1.5) 式は (1.6) 式のように書き直すことができる。

$$B_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-j} E[T_{t+j} - G_{t+j}|I_t] + \lim_{j \rightarrow \infty} (1+r)^{-j} E[B_{t+j}|I_t] \quad (1.6)$$

ただし、 $B_t^*=(1+r)B_{t-1}$ としている。

持続可能性の条件は、(1.6) 式の右辺第 2 項がゼロに収束することである。すなわち、

3) 詳細は Abel *et al.* [1989] を参照。

4) 筆者の推計では、近年では 1988-90 年のバブル経済の一時期を除き、利率が経済成長率を上回っている。

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(j+1)} E[T_{t+j} - G_{t+j} | I_t] \quad (1.7-1)$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} (1+r)^{-(j+1)} E[B_{t+j} | I_t] = 0 \quad (1.7-2)$$

が成立することである。(1.7-1)式は政府の異時点間の予算制約式であり、(1.7-2)式はバブル項と呼ばれ、これがゼロに収束することが横断性条件(あるいは非ポンジ・ゲーム条件ともいう)となる。なお、Bohn[1998, 2005]ではこれらの条件をアド・ホックな持続可能性条件と位置づけている。なぜなら、Bohnは政府の異時点間予算制約が成立するのは偶然にすぎないとしている。その理由として、一般に政府はその債務の状態とは独立に税率や歳出を決定するのであり、(1.7-1)式を意識して行動しているからではないからである。政府債務の持続可能性を成立させるには、債務が増加しているときに減税に慎重になり歳出増に注意し、債務が減少しているときは減税や歳出増を行うといった、いわばエラーコレクション的なメカニズムが必要であるとする<sup>5)</sup>。

Bohn[1998, 2005]は、市場が完備であれば金融資産における共通の確率的割引要因が存在し、異時点間の予算制約における横断性条件が成立する十分条件として

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} E_t[u_{t,n} B_{t+n}] \leq 0$$

$$\text{ただし } u_{t,n} \text{ は時点 } t+n \text{ における確率的割引要因} \quad (1.8)$$

であることを主張する。債務が膨大になると、政府は大規模な黒字を生み出す必要があるが、それは困難であるので、(1.8)式で示される政府債務が極限ではゼロ、すなわち

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[u_{t,n} B_{t+n}] = 0 \quad (1.9-1)$$

となり、これが持続可能性に関する必要条件となる。このことは政府債務の対GDP比においても同様であり、 $b_t = B_t / GDP_t$ とすると(1.9-2)式として表すことができる。

5) このことから政府債務とプライマリー黒字の間の共和分関係が導かれる。

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[u_{t,n} b_{t+n}] = 0 \quad (1.9-2)$$

### 3.2 持続可能性に関する実証分析の方法

財政運営の持続可能性を検証するには (1.7-1), (1.7-2) 式が成立することを示す必要がある。Hamilton and Flavin[1986]は (1.7-2) 式のバブル項が有意に存在するかどうかを直接的に検証する方法を示し、米国の財政データを対象に財政運営の持続可能性の検定を行った。その結果、(1.7-2) 式を棄却する帰無仮説は有意に成立せず、したがって持続可能であるとの結論を得た。その後、Trehan and Walsh[1988]は利払いを除く政府支出、利払いおよび税収がそれぞれ非定常な系列である場合、三者が共和分していることが持続可能性の条件であることを明らかにし、米国では財政運営の持続可能性は満たされたとした。これ以降、共和分アプローチは持続可能性に関する検証の主流となり、Kremers[1988,1989], Wilcox[1989], Hakkio and Rush[1991], Haug[1991]などが同様の検定を行ってきた。また、Trehan and Walsh[1991]ではさらにその方法を発展させ、政府債務の準階差が定常であれば持続可能性を満たす可能性があること、また米国の経常赤字に対しても同様な検証が可能なことなどを示した。

こうした検証方法に対し、Bohn[1991]は異時点間の予算制約をめぐる過去の実証分析の方法は不適切であるとし、確率的な環境を導入する必要があること、また国債の利回りなど単純な安全な利子率を用いることは金融資産という側面から適切ではなく、たとえば消費の異時点間の限界代替率などを用いるべきであること、などを強調した。同様に Ahmed and Rogers[1995]も確率的な環境を考慮した上で共和分検定を行うべきことを示した。Bohn[1998,2005]では、プライマリー黒字が政府債務と反動的であるかどうかによって、政府が現在の債務を将来の黒字によって解消する政策的対応を行っているかどうかの指針になると考え、これに沿った実証分析の方法を提案している。

実証分析の方法については、上述のとおり、Hamilton and Flavin[1986]によるバブル項の存在の検定、単位根・共和分の手法を用いた検証、Bohn[1998,2005]による方法の3つが代表的なものである。以下では、この3つの方法の概要を整理しておく。

### バブル項の存在の検定

(1.7-2) 式から得られる横断性条件

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^n} E_t[b_{t+n}] = 0$$

において、これが成立しないで次式が満たされるとする。

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^n} E_t[b_{t+n}] = A_0 > 0 \quad (1.10)$$

このとき、(1.6) 式の異時点間予算制約

$$b_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t[s_{t+j}] + \lim_{j \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t[b_{t+n}]$$

は、

$$b_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^j} E_t[s_{t+j}] + A_0(1+r)^t \quad (1.11)$$

に変更される。ただし、 $s_t$ はプライマリー黒字である。したがって、推定すべき式は

$$b_t = A_0(1+r)^t + E_t \sum_{j=1}^{\infty} (1+r)^{-j} s_{t+j} + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

となる。ただし、 $\varepsilon_t$ は攪乱項である。

$s_t$ が過去の値によって部分的に条件づけられており、またラグつきの債務残高を含めることで攪乱項の系列相関が除けるならば、上の式は以下のように表現される。

$$\begin{aligned} b_t = & c_0 + A_0(1+r)^t + c_1 b_{t-1} + \cdots + c_p b_{t-p} \\ & + d_0 s_t + d_1 s_{t-1} + \cdots + d_{p-1} s_{t-p+1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.13)$$

次にバブル項のファクターである  $(1+r)$  に関する解釈を示しておこう。いま、 $b_t$ を政府債務の対 GDP 比とする場合、

$$b_t = \frac{B_t}{Y_t} = \frac{(G_t - T_t)}{Y_t} + \left( \frac{1 + i_t}{1 + g_t} \right) \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} = s_t + \left( \frac{1 + i_t}{1 + g_t} \right) b_{t-1} \quad (1.14)$$

であり、

$$1 + r = \frac{1 + i}{1 + g} \approx 1 + i - g$$

が近似的に成立する。ただし、 $i$  は実質利子率、 $g$  は実質成長率である。推計においては  $i - g$  の値を定めなければならない。Hamilton and Flavin [1986] は米国の 1960-84 年における平均利子率を用いている。一方、井堀ほか [2002] では  $i - g$  に妥当なさまざまな値 (0.01-0.06 まで) を代入して計算を行っている。いずれにせよ、(1.13) 式の係数となる  $A_0$  が 0 であるとする帰無仮説が棄却される場合 ( $p$  値が 0.05 以上の場合とする) にはバブル項が存在し、財政運営は持続可能ではないと判断できる。

### 単位根・共和分分析による検証

(1.7-1)、(1.7-2) 式の検証として、単位根・共和分分析の手法を用いることができるが、Trehan and Walsh [1988, 1991]、Haug [1991]、Hakkio and Rush [1991] などとその代表的な先行研究である。

政府債務の系列が定常であれば発散する心配はないので、政府債務の持続可能性は満たされることになる。なお、Trehan and Walsh [1991] はこれをさらに一般化して、準階差  $b_t - \lambda b_{t-1}$  が  $0 \leq \lambda < 1 + r$  で定常であれば持続可能性は満たされるとした。

政府債務の系列が定常でない場合には、共和分関係を検証する必要がある。その場合、実質ベースの税収、(利払いを除く) 政府支出および債務残高が単位根をもつ場合、利払いを含む財政赤字が定常なら政府債務の持続可能性が満たされるとするものである。このことは、税収、政府支出、債務が (1, -1, -r) という共和分ベクトルで共和分関係にあるということと同値である。すなわち、利払いを含む財政赤字の定常性が確認されれば、持続可能性は満たされるということになる。以上から、本稿における実証分析では、一般会計負担分国債残高を実質値ベースに変換し、その差分を財政赤字と定

義して、単位根検定（ADF 検定）を行うこととした<sup>6)</sup>。

### Bohn[1998,2005]による方法

Bohn による財政の持続可能性に関する必要条件は

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[u_{t,n} b_{t+n}] = 0$$

であった。ここで、 $u$  は確率的割引要因であり、まったく確率的な要因が存在しなければ一定の時間選好率となり、あるいは Ahmed and Rogers[1995] は安全資産の割引要因、Bohn[1991] は消費における限界代替率で表現することができるとした。

Bohn[1998]では、これが成立するための十分条件として、プライマリー赤字の対 GDP 比と同期の政府債務の対 GDP 比との間に (1.15) 式のような線形関係があり、このとき  $\rho > 0$  である場合、政府の財政運営は上の条件を満足することを示した。ただし、 $\mu_t$  はその他の要因の合成項である。

$$s_t = \rho b_t + \mu_t \quad (1.15)$$

さらに Bohn[1998]では、(1.15) 式は  $f'(b) \geq \rho > 0$  であることを条件として、(1.16) 式のように非線形関係で示すことができることも示した。

$$s_t = f(b_t) + \mu_t \quad (1.16)$$

一般の政府の異時点間予算制約を持続可能性条件とすることは、現在の債務は将来の黒字で相殺されるという、心もとない見通しを行うことに等しい。Bohn[2005]は、政治家が忘れっぽい性格であれば、現在の債務を忘れて、それとは独立に歳出や減税を決めるのであれば、持続可能性条件が満たされるのは偶然でしかないと述べている。一方、この Bohn の条件では、政府債務の増大はプライマリー黒字をもたらすという反応、いい換えればフィードバック・ルールが成立しているか否かを検定するという意味ではより現実的である。

6) 過去の実証研究では実質値ベースを対数に変換してから単位根検定を行っているが、対数に変換する時点でデータ生成過程に影響を及ぼしており、適切な方法ではないと考え、以下では対数への変換は行っていない。

Bohn[1998]は、持続可能性を政策ルール（あるいは反応関数）の検証によって判断することを提唱している。  $0 \leq \rho < 1$  とするとき、政府債務が将来的に発散するケースと比較して、債務の上昇が  $(1-\rho)$  だけ抑えられるならば、したがって  $n$  期先の債務が  $(1-\rho)^n$  だけ発散する場合と比べて抑えられるならば、

$$E_t[u_{t,n} b_{t+n}] \approx (1-\rho)^n b_t \rightarrow 0 \quad (1.17)$$

が成立するというものである。

もしプライマリー黒字が債務に対して反応的ではない場合には、債務の増加を将来のプライマリー黒字で埋め合わされることが期待できず、したがって非ポンジ・ゲーム条件を満たさないと解釈することができる。

### 3.3 わが国における先行研究——サーベイ

1990年代に入ると、わが国を対象とした財政運営の持続可能性に関する実証研究が活発に行われるようになった。図表1-6は、現在までの主要な実証分析の結果を整理したものである。Corsetti and Roubini[1991]はOECD諸国を対象としてバブル項の存在の検定を行い、日本の場合には曖昧な点が残るにせよ持続可能性は満たされるとした。浅子ほか[1993]の研究は、それ以降の実証分析の嚆矢になるものであったが、彼らは単位根・共和分アプローチを用いて同様に持続可能性が維持されると結論している。しかしながら、同様なアプローチを試みた加藤[1997]では共和分検定の結果、持続可能性は満たされていないことを示した。また、畑農[1999]も単位根・共和分アプローチを適用して、持続可能性は満たされないと結論している。単位根・共和分アプローチでは、検定対象とする系列の扱い（対GDP比をとる、対数に変換するなど）や構造変化の有無などによって結論が異なる可能性がある。浅子ほか[1993]では系列に対数変換を行っている一方、加藤[1997]は原系列を主たる対象としている。小野[2004]は構造変化を考慮した上で検定を行い、持続可能ではないという結果を得ている。

土居・中里[1998]は、Bohn[1991]に即し、政府の異時点間の予算制約式を利用してオイラー方程式を導出し、GMMによる推計を行って、バブル項がゼロであるかどうかを推定している。その結果、持続可能性は満たされる

図表 1-6 持続可能性に関する実証分析のまとめ

先行研究	方法	対象年度	結論
Corsetti and Roubini [1991]	バブル項の検定	1960-1989	曖昧な点はあるが持続可能性は満たされる
浅子・福田・照山ほか[1993]	時系列分析(単位根検定・共和分検定)	1965-1990	持続可能性は満たされる
Fukuda, and Teruyama [1994]	時系列分析(単位根検定・共和分検定)	1965-1990	持続可能性は満たされる
加藤[1997]	時系列分析(単位根検定・共和分検定)	1947-1994	持続可能ではない
土居・中里[1998]	バブル項の検定およびBohn[1995]の方法	1955-1995	持続可能性は満たされる
土居[1999]	Bohn[1998]の方法	1955-1995	持続可能ではない
畑農[1999]	時系列分析(単位根検定)	1959-1997	持続可能ではない
井堀・中里・川出[2002] およびIhori, Nakazato, and Kawade[2003]	バブル項の検定	1957-1999	持続可能性はかろうじて満たされる。 ただし、1996年度以降は危機的状況にある
土居・中里[2004]	Bohn[1998]の方法	1956-2000	持続可能ではない
小野[2004]	時系列分析(構造変化を考慮した単位根検定)	1955-2000	持続可能ではない
土居[2004]	Bohn[1998]の方法	1955-2000	持続可能ではない
加藤[2004]	政府債務の期待値の符号の推計	1955-1998	持続可能ではない
畑農[2005]	時系列分析(単位根検定)	1955-2002	1998年度の攪乱期を除き持続可能
井堀・土居[2007]	Bohn[1998]の方法	1956-2000	持続可能ではない

という結論を得ている。その後、実証研究ではBohn[1998]による方法を利用するものが増えてきた。土居[1999]、土居・中里[2004]では持続可能性は満たされないという結論を導いている。さらに、井堀・土居[2007]においても同様の結果が示されている。

以上のように、1990年代前半の実証分析では、持続可能性が満たされるという研究と満たされないとする研究が混在していたが、90年代後半以降では、適用するアプローチにかかわらず、徐々に持続可能性が満たされないとする研究が目立つようになっていく<sup>7)</sup>。

### 3.4 実証分析の結果

3.2で示した実証分析の方法にしたがって、わが国財政の持続可能性に関する検証を行い、バブル経済崩壊から90年代中盤にかけての財政運営の動向を探る。なお、実証分析の対象は一般会計であり、1955年度以降のデータを利用して検証を行う。先行研究においては国と地方を総合化したデータを対象としたものや、国民経済計算ベースに基づく中央政府を対象としたも

7) 以上のほか、シミュレーションをベースに財政の持続可能性を検証した研究として、Broda and Weinstein[2005]、吉田・霧島[1997]、加藤[2000]、木村・北浦・橋本[2004]、井堀ほか[2000]、佐藤・中東・吉野[2004]、土居[2006]などがある。

のがあるが、本稿での関心は中央政府の直接的な財政運営の動向にあることから、対象を一般会計としている。

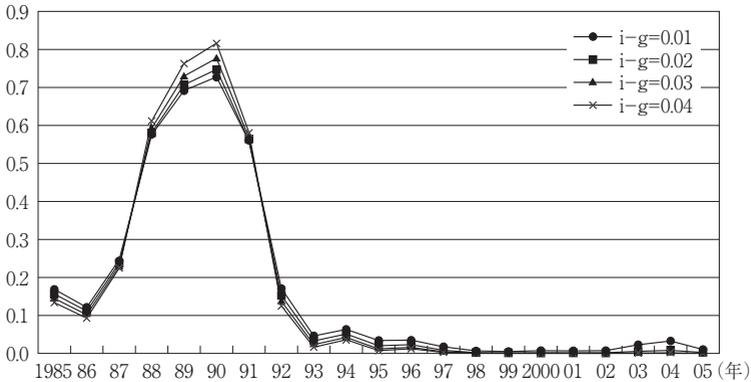
### バブル項の存在の検定

バブル項の存在に関する検定は、(1.13)式の推定に基づいて行った。(1.13)式を推定し、バブル項の係数である  $A_0$  が0であるとする帰無仮説が棄却できない場合にはバブル項が存在し、(1.10)式が満たされると考えられ、持続可能ではないと判断される。

推定においては、被説明変数は一般会計負担分の債務の対GDP比とし、説明変数はそのラグ項とプライマリー・バランスのラグ変数およびバブル項  $[1 + \text{実質利子率} - \text{実質成長率} (i-g)]$  である。バブル項に含まれる  $i-g$  の値については0.01から0.04までを井堀ほか[2002]と同様、外生的に与えた。また、ラグ次数については赤池およびシュバルツ情報量基準を参考としたが、情報量基準による判断は  $i-g$  をどのように設定するかによって左右される。そのため、ラグ次数のとり方によって結果に大きな差がないことから、以下ではラグ次数を2とした推計をもとに検定結果を紹介する。推計にあたっては1957年度をデータの初期時点とし、1985年度から2005年度までの21年間を最終時点とした推計を繰り返し、最終時点が推移するごとにバブル項の係数推定値のp値がどう変化するかを観察したその結果を示したものが図表1-7である<sup>8)</sup>。

p値の基準を0.05とする場合、1992年度まではどの場合においてもp値はそれよりも高く、係数推定値が有意にゼロと異なるという帰無仮説は棄却できず、したがって財政運営の持続可能性が満たされていた可能性が高い。しかし、1990年代中盤以降はp値は急速に低下し、すべてのケースにおいて1995年度以降、一貫してp値が0.05を下回っている。 $i-g=0.01$ の場合には、1992年度にはp値は0.171であったが、93年度に0.046と0.05を下回り、94年度に0.063と再び上昇したが、95年度は0.034となってい

8) 初期時点を1957年度とし、可能なかぎり長期のデータを利用した理由には推定におけるデータ数の確保がある。最終時点を1985年度とするとデータ数は28であり、結果の頑健性については限界がある。また、推計期間内において経済等の構造変化が疑われるが、しかしそれを考慮するとさらにデータ数は限られてしまう。

図表 1-7  $i-g$  係数の  $p$  値 (HF 検定)

- 注) 1.  $p$  値が高いほど、持続可能であるという帰無仮説が棄却されない。  
 2. 横軸は推計の最終年度を示す。推計の初期時点は 1957 年。ラグ次数は 2 とした。

る。この  $p$  値を財政運営を評価する指標として解釈するならば、90 年代中盤以降、財政運営の持続可能性が失われたままの状態が持続しているということになる。

### 単位根・共和分分析による検証

本稿の単位根・共和分分析によるアプローチでは、国債残高およびその増分の単位根検定の方法を採用した。上記でも示したように、利払いを含む財政赤字の定常性は、税収、政府支出、利払い費が  $(1, -1, -r)$  で共和分していることと同値であり、政府債務の増分を財政赤字とすれば、政府債務の増分が定常であれば財政運営の持続可能性が満たされることになる。なお、政府債務そのものが定常であっても持続可能性は満たされるので、この点も検定の対象とした<sup>9)</sup>。

データは 1955 年度以降の一般会計負担分にかかわる国債残高である。なお、増分やラグをとるなどの操作のため、検定対象は 1958 年度以降のデータになる。単位根検定 (ADF 検定) においては定数項なし、定数項あり、および定数項とタイムトレンドを加えた 3 つのケース (債務残高のトレンド

9) この他、国債残高の対 GDP 比そのものを対象とした検定や、Trehan and Walsh[1991]に基づいた国債残高の準階差を対象とした検定なども行ったが結論は変わらなかった。

を除去した系列を除く)を仮定し、また検定に使用する補助方程式のラグ次数についてはSBIC基準をもとに決定した。検定の対象期間は、初期時点である1958年度は固定しているが、最終時点は1989-2005年度まで1年間ずつローリングして逐次検定を行っている。

図表1-8はその結果を整理したものである。(A)は国債残高の増分(1階の階差)を対象にADF検定を行った結果である。これによると、定数項やタイムトレンドの有無にかかわらず単位根をもつとする帰無仮説を棄却することができず、したがって財政運営の持続可能性は満たされていないと結論づけられる。また、(B)は国債残高の増分の対GDP比を対象とした系列に対する検定結果であるが、(A)の結果と同様に持続可能性は満たされないと結論される。

### Bohn[1998,2005]による方法

Bohn[1998,2005]による持続可能性に関する実証分析では、(1.13)式およびその拡張形の関数を推定し、債務残高(対GDP比)の係数である $\rho$ が有意に正の値をもつかどうかで持続可能性を判断する。すなわち、政府債務の増大がプライマリー黒字をもたらすというフィードバック・ルールの成立の有無を検証するものである。

検定のための推定式についてはBohn[2005]の他、土居[1999]、土居・中里[2004]などを参考に、(1.18)式のような推定式を用意した。

$$s_t = \rho b_t + \beta_0 + \beta_g \bar{g}_t + \beta_y \bar{y}_t + \varepsilon_t \quad (1.18)$$

ここで、 $\varepsilon_t$ は平均0の攪乱項、 $\bar{g}_t$ は政府支出における循環的(変動)部分、 $\bar{y}_t$ はGDPの循環的(変動)部分である。GDPの循環的部分 $\bar{y}_t$ を求める場合にはさまざまな方法がある。ここでは、①構造的GDPを求め、これと実際のGDPとの差から循環的部分を求める方法、②Bohn[1991]などによる恒常的政府支出および失業率を利用する方法、の2つを用いた。また、政府支出の循環的部分については、構造的財政収支を計算した場合と同様に、カルマン・フィルター、HPフィルターおよびBN分解の3通りの方法を用いて推計を行った。なお、②における恒常的政府支出についてはHPフィルターおよびBN分解の結果を利用した。

図表 1-8 単位

## (A)国債残高の増分（原系列）

1958年からX年：定数項なし				1958年からX年	
X	t-Statistic	Prob.*	lag	X	t-Statistic
1989	-1.2262	0.1973	0	1989	-1.6421
1990	-1.2468	0.1909	0	1990	-1.7864
1991	-1.2895	0.1781	0	1991	-1.7200
1992	-1.2874	0.1788	0	1992	-1.8940
1993	-0.9687	0.2913	0	1993	-1.8301
1994	-1.1746	0.2149	0	1994	-2.0174
1995	-0.3185	0.5641	0	1995	-1.2733
1996	0.1292	0.7175	1	1996	-1.8210
1997	0.2186	0.7445	1	1997	-1.5604
1998	1.3814	0.9558	1	1998	-0.1752
1999	1.2264	0.9413	1	1999	-0.9538
2000	1.7248	0.9778	1	2000	-0.6064
2001	0.7888	0.8797	1	2001	-0.1170
2005	0.8068	0.8832	1	2005	-0.1142

## (B)国債残高の増分の対 GDP 比

1958年からX年：定数項なし				1958年からX年	
X	t-Statistic	Prob.*	lag	X	t-Statistic
1989	-0.9102	0.3144	0	1989	-1.5256
1990	-0.8981	0.3197	0	1990	-1.5819
1991	-0.9401	0.3025	0	1991	-1.5629
1992	-0.9289	0.3073	0	1992	-1.6150
1993	-0.7872	0.368	0	1993	-1.6894
1994	-0.9740	0.2893	0	1994	-1.7563
1995	-0.6086	0.4471	0	1995	-1.6991
1996	-0.8855	0.3262	0	1996	-1.9372
1997	-0.1310	0.6323	1	1997	-1.8015
1998	-0.0551	0.6585	0	1998	-1.2289
1999	0.1743	0.7317	1	1999	-1.7851
2000	0.3501	0.7816	1	2000	-0.8610
2001	-0.0935	0.6459	1	2001	-1.2773
2005	-0.1867	0.6137	1	2005	-2.0920

注) 検定方法はすべて ADF 検定であり、ラグ回数については SBIC 基準にしたがった。筆者作成。

(1.18) 式の推計における説明変数については、以下の 4 パターンを用意した。

- ①  $b_t, \text{const.}, \bar{y}_t, \bar{g}_t$  : メイン・モデル
- ②  $b_t, \text{const.}, \bar{y}_t, \bar{g}_t, \text{timetrend}$  : タイムトレンド・モデル
- ③  $b_t, \text{const.}, s_{t-1}$  : 部分調整型モデル

## 根検定の結果

: 定数項あり		1958年からX年: 定数項+タイムトレンド			
Prob.*	lag	X	t-Statistic	Prob.*	lag
0.4501	0	1989	-1.2942	0.8713	0
0.3804	0	1990	-1.7110	0.7237	0
0.4125	0	1991	-1.4206	0.8365	0
0.3312	0	1992	-1.8816	0.6426	0
0.3605	0	1993	-2.2803	0.4334	0
0.2784	0	1994	-2.3694	0.3886	0
0.6319	0	1995	-2.1479	0.5037	0
0.3651	0	1996	-2.6509	0.2615	0
0.4931	0	1997	-3.1830	0.1034	3
0.9336	0	1998	-2.3593	0.3938	3
0.7608	0	1999	-2.0110	0.5773	3
0.8579	3	2000	-2.0325	0.5662	3
0.9409	1	2001	-2.9996	0.1447	3
0.9417	1	2005	-2.5337	0.3114	0

: 定数項あり		1958年からX年: 定数項+タイムトレンド			
Prob.*	lag	X	t-Statistic	Prob.*	lag
0.508	0	1989	-1.0549	0.9212	0
0.4804	0	1990	-1.2658	0.879	0
0.4902	0	1991	-1.1438	0.9061	0
0.4645	0	1992	-1.3127	0.8681	0
0.4279	0	1993	-1.7107	0.7258	0
0.3956	0	1994	-1.5635	0.7881	0
0.4236	0	1995	-2.0230	0.5704	0
0.3124	0	1996	-2.1179	0.5201	0
0.3745	0	1997	-2.1683	0.4935	0
0.6528	0	1998	-1.9194	0.6264	0
0.3826	0	1999	-2.3481	0.4002	0
0.791	1	2000	-2.2657	0.4428	0
0.6318	1	2001	-2.5373	0.3097	0
0.2487	0	2005	-2.8409	0.1905	0

④  $b_t, \text{const.}, s_{t-1}, \bar{y}_t, \bar{g}_t$ : ①と③の総合タイプ

図表 1-9 はその結果を整理したものである。推定期間は 1957-2005 年度とし、攪乱項は 1 階の MA モデルと仮定し、また標準誤差および  $t$  値についてはホワイトの分散不均一を考慮した共分散行列を利用して計算を行った。

メイン・モデルの結果を見ると、説明変数の循環的部分の作成方法の違い

図表 1-9

	const.	bt	Y_temp	G_temp	trend
<b>①メイン・モデル</b>					
(1)	-0.0036 (-0.2425)	-0.0272 (-1.112)	-0.7824 (-1.818)	0.7452 (1.9161)	
(2)	-0.0116 (-0.9882)	-0.0168 (-0.8330)	-0.66051 (-1.6565)	0.491979 (1.7194)	
(3)	-0.0028 (-0.2061)	-0.0284 (-1.2070)	-0.6463 (-1.5844)	2.1631 (1.9794)	
(4)	-0.0200 (-1.3962)	0.0221 (0.9104)	-0.1172 (-2.9862)	0.5569 (1.5526)	
(5)	-0.0246 (-1.9610)	0.0285 (1.2183)	-0.1165 (-2.8981)	0.4302 (1.5984)	
(6)	-0.0180 (-1.2680)	0.0192 (0.8139)	-0.1176 (-3.2188)	2.0493 (2.1268)	
(7)	-0.0188 (-1.2824)	0.0202 (0.8574)	-0.1173 (-3.0148)	0.5727 (1.6099)	
(8)	-0.0229 (-1.6702)	0.0252 (1.1002)	-0.1190 (-3.007)	0.4931 (1.8745)	
(9)	-0.0173 (-1.2059)	0.0178 (0.7763)	-0.1169 (-3.2863)	2.0823 (2.2346)	
<b>②タイムトレンド・モデル</b>					
(10)	-0.0758 (-2.1511)	-0.1073 (-2.5812)	-1.0393 (-2.1346)	0.6497 (1.7492)	0.003161 (2.7420)
(11)	-0.0777 (-2.7903)	-0.1130 (-3.1748)	-1.0818 (-2.2236)	0.5933 (2.1699)	0.0033 (3.2955)
(12)	-0.0690 (-2.1166)	-0.1049 (-2.4221)	-0.9028 (-1.9656)	1.8376 (1.6839)	0.0030 (2.5028)
<b>③部分調整タイム</b>					
(13)	-0.0021 (-1.1162)	-0.0028 (-0.4126)			
<b>④総合タイプ (①+③)</b>					
(14)	-0.01200 (-1.4039)	-0.0014 (-0.0808)	-0.9088 (-2.0994)	0.7277 (1.8235)	
(15)	-0.0134 (-1.7783)	0.0021 (0.1467)	-0.8445 (-2.1295)	0.4934 (1.7040)	
(16)	-0.0086 (-2.2675)	0.0089 (1.0981)	-0.6373 (-2.4138)	2.6001 (2.1035)	

- 注) 1. 推計期間は1957-2005年である。筆者作成。  
 2. YとGのタイプでは、kalmanはカルマン・フィルター、HPはHPフィルター、BNはBN分解を用いて推計したことを示している。

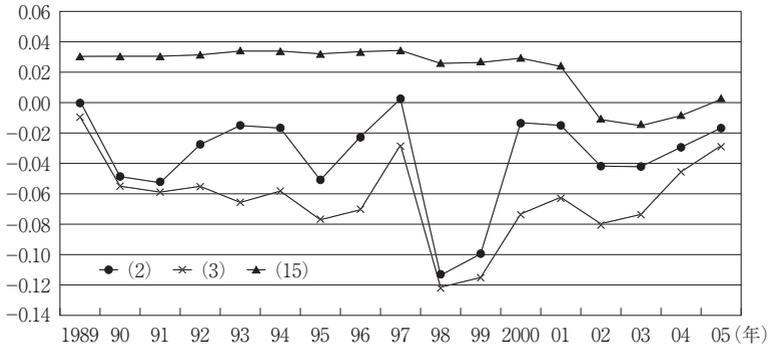
## Bohn 型の検定

st(-1)	Y_type	G_type	$\rho$	Akaike cr.	adj. R-2
	struc.	kalman	0.9081 (15.122)	-6.9433	0.8174
	struc.	HP	0.8637 (12.375)	-6.9277	0.8145
	struc.	BN	0.8992 (14.799)	-6.9387	0.8175
	HP	kalman	0.8939 (13.566)	-7.1017	0.8441
	HP	HP	0.8630 (12.923)	-7.1080	0.8451
	HP	BN	0.9000 (13.514)	-7.1373	0.8504
	BN	kalman	0.9008 (13.530)	-7.0968	0.8441
	BN	HP	0.8854 (13.300)	-7.1215	0.8480
	BN	BN	0.9044 (13.446)	-7.1563	0.8532
	struc.	kalman	0.8803 (15.409)	-7.0196	0.8338
	struc.	HP	0.8462 (16.768)	-7.0654	0.8412
	struc.	BN	0.8726 (13.800)	-7.0025	0.8319
0.7786 (5.3568)			0.2988 (1.5518)	-6.8298	0.7916
0.3044 (1.9457)	struc.	kalman	0.7969 (7.8335)	-6.9667	0.8243
0.3466 (2.0700)	struc.	HP	0.7391 (7.2641)	-6.9594	0.8234
0.7449 (5.9478)	struc.	BN	0.3183 (1.6120)	-7.0164	0.8342

注) 3. 誤差項に1階のMAモデルを仮定しており、 $\rho$ はその係数の推定値である。また、Akaike cr.は赤池情報量基準である。

4. カッコ内は*t*値であり、ホワイトの分散不均一を考慮した共分散行列を利用して計算されたものである。

図表 1-10 Bohn の方法によるフィードバック・パラメータ



注) 筆者作成。推定パターンについては図表 4-9 を参照。

によらず、(1.18) 式の  $\rho$  は負であるか、正の値であっても有意な値ではないと推定されている。このことは、上記のフィードバック・ルールが満たされていないということであり、持続可能性は否定される。この結論は土居 [1999]、土居・中里 [2004] などとほぼ同様である。タイムトレンド・モデル、部分調整型モデル、および総合タイプにおいても同様な結果となっており、財政運営が持続可能ではないということが示されている。

以上の結論に関する頑健性に関しては以下の点に留意されたい。図表 1-10 は図表 1-9 におけるメイン・モデルの(2)、(3)および総合タイプの(15)に関して、推定期間の最終年度を 1989 年度から 2005 年度まで逐次的に変更して推定した場合の  $\rho$  の推定結果である。(2)、(3)では最終年度をいつに定めるかによらず一貫して持続可能性は否定されるが、(15)のケースでは持続可能性が否定されるのは 2000 年代に入ってからとなる。なお、(15)の関数形 (④) のモデル) には被説明変数のラグ項が説明変数に入っていること、Bohn [1998] などによる基本の定式化は(2)、(3)であること、などから(15)の結果は参考であり、(2)、(3)の結果を重視すべきと考える。

## 4 持続可能性指標と 90 年代の財政運営

### 4.1 持続可能性指標について

前節までで示した財政運営に関する持続可能性の条件は (1.7-1)、

(1.7-2) 式が成立することであった。このことは、政府が将来の政府支出と租税収入等の経路をコントロールして、現在の債務を返済するというスケジュールが可能であるということの意味する。たとえ政府が膨大な債務を負っており、実証分析のうえで持続可能ではないと判断されたとしても、今後、財政収支の黒字化を継続すると宣言すれば（実際に黒字が生み出されないとしても）、(1.7-1)、(1.7-2) 式が長期的に成立し、したがって潜在的には持続可能な状態を排除するものではない。もちろん、実証分析は現在までの財政運営の状態を判断することであって、このことが政府行動の変更にもなう将来の状況を拘束するものではない。ただし、将来の政府行動の変更を考慮すれば、(1.7-1)、(1.7-2) 式の条件は十分なものとはいえない<sup>10)</sup>。

Polito and Wickens[2007]はこうした課題に対応するため、短期的な財政運営の指標を提案した<sup>11)</sup>。以下、小文字は実質化した変数を示すとする。政府支出を  $g_t$ 、租税収入を  $t_t$ 、政府債務を  $b_t$ 、GDP を  $y_t$ 、名目利子率を  $R_t$ 、物価上昇率を  $\pi_t$ 、経済成長率を  $\gamma_t$  とし、また、

$$1 + r_t = \frac{1 + R_t}{1 + \pi_t}, \quad 1 + \rho_t = \frac{1 + R_t}{(1 + \pi_t)(1 + \gamma_t)}$$

とする。(1.2) 式と同様に次の (1.19) 式が成立する。

$$g_t + (1 + r_t)b_{t-1} = t_t + b_t \quad (1.19)$$

さらに (1.19) 式を  $y_t$  で除して整理すると

$$\frac{b_t}{y_t} = \frac{g_t}{y_t} - \frac{t_t}{y_t} + (1 + \rho_t) \frac{b_{t-1}}{y_{t-1}} \quad (1.20)$$

となる。ここで定常状態を仮定し、定常状態にある変数から添え字  $t$  を除くと

$$\rho \frac{b}{y} = -\frac{g}{y} + \frac{t}{y} \quad (1.21)$$

10) Bohn[1998,2005]の方法を用いる場合には、短期的な財政運営の姿勢を評価することが可能である。

11) 同様な指標の試みは Blanchard *et al.*[1990]などにもある。

となる。(1.21)式を用いて、(1.20)式に関する一次のテイラー展開を行うと次式が得られる。

$$\ln \frac{b_t}{y_t} \cong c + \frac{g}{b} \ln \frac{g_t}{y_t} - \frac{t}{b} \ln \frac{t_t}{y_t} + (1+\rho) \ln(1+\rho_t) + (1+\rho) \ln \frac{b_{t-1}}{y_{t-1}} \quad (1.22)$$

ただし、

$$c = -\rho \ln \frac{b}{y} - \frac{g}{b} \ln \frac{g}{y} + \frac{t}{b} \ln \frac{t}{y} - (1+\rho) \ln(1+\rho)$$

ここで  $\rho_t \cong R_t - \pi_t - \gamma_t$  とし、動学的に効率的な経済を考えれば  $\rho_t > 0$  であるので、(1.22)式を前方に解けば(1.23)式が得られる。 $E_t$  は時点  $t$  における期待値パラメータである。

$$\ln \frac{b_t}{y_t} = (1+\rho)^{-n} E_t \left( \ln \frac{b_{t+n}}{y_{t+n}} \right) - \sum_{s=1}^n (1+\rho)^{-s} E_t(k_{t+s}) \quad (1.23)$$

ただし、

$$k_t = c + \frac{g}{b} \ln \frac{g_t}{y_t} - \frac{t}{b} \ln \frac{t_t}{y_t} + (1+\rho) \ln(1+\rho_t)$$

(1.7-2)式の意味で財政の持続可能性が維持されていれば、(1.23)式の右辺第1項は横断性条件と解釈されるので、(1.24)式が成立する。

$$\ln \frac{b_t}{y_t} = - \sum_{s=1}^n (1+\rho)^{-s} E_t(k_{t+s}) \quad (1.24)$$

財政運営の持続可能性の短期的な目標として、少なくとも将来のある一定期間において現在の政府債務の対GDP比を悪化させないとする。このとき、(1.25)式で示される持続可能性指標が得られる。

$$FSI(t, n) = \frac{K_{t,n}}{\frac{b_t}{y_t}} \quad (1.25)$$

ただし、

$$\ln K_{t,n} = (1 + \rho)^{-n} \ln \frac{b_t}{y_t} - \sum_{s=1}^n (1 + \rho)^{-s} E_t(k_{t+s})$$

である。

持続可能性指標  $FSI(t, n)$  が 1 と等しいとき、将来の一定期間 ( $n$  期間) において、政府債務の対 GDP 比は現在と変わらない水準に維持されることを示し、この指標が 1 より小さいときは政府債務の対 GDP 比は現在より悪化、逆に 1 を超えるときは現在より改善すると解釈できる。

## 4.2 90 年代における持続可能性の検証

### 持続可能性指標の推計

上記に沿って、持続可能性指標の推計を行う。推計に関しては次のような前提を置いた。(1.25) 式にあるように、将来の一定期間を定め、その期間における政府支出、租税収入等の期待値を定める必要がある。最初に完全予見を仮定し、評価する時点から 3 年度先までをターゲットとして実績値を採用する。すなわち、1997 年度の財政運営の評価については 1998–2000 年度の政府支出、租税収入の実績値を期待値として用いる。次に、各変数の定常状態の値は、推計期間を 1975–2005 年度の 30 年間（指標の推計は 2002 年度までの 27 年度間）として、その期間の平均値を使用した。1975 年度以降としたのは、第 1 次石油危機における日本経済の構造変化の時期を視野に入れるとともに、特例国債が定例化した時期を想定したためである。

必要なデータとその加工については、以下のように行った。変数の実質値の作成については GDP デフレータを用いた。なお、国民経済計算が 68SNA から 93SNA に変更されているため、これらの接続を行って実質国内総生産系列を求め、これから GDP デフレータを計算している。政府支出、租税収入等についてはこのデフレータで実質化し、持続可能性指標  $FSI(t, n)$  に必要な変数の計算を行っている。利子率については国債費に占める利子払いの費用と前年の一般会計が負担する国債残高から事後的に計算した値を用いた。以上の結果、1975–2005 年度における  $\rho$  の平均値は 1.28% で正の値をとり、したがって (1.22) 式の手順が適当であることが確認される。

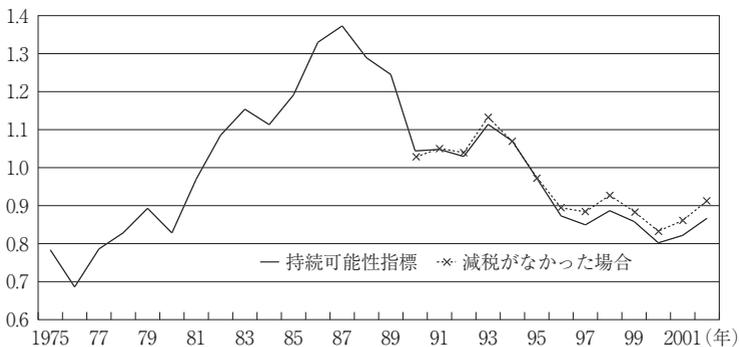
以下では、完全予見の仮定の下で行った持続可能性指標の推計結果と、90年代の税制改革（減税等）が行われなかったと仮定した場合に計算される同指標の結果を紹介する<sup>12)</sup>。なお、減税が行われなかったと仮定した場合、これによって景気拡大効果が実現していないなど国内総生産や利子率などのマクロ変数に影響を及ぼすが、推計ではこうした影響は含めていない。

### 推計結果

図表 1-11 は持続可能性指標の推計結果を示したものである。指標が 1 を超えている場合は財政運営の持続可能性が改善されていることを意味し、1 を下回っている場合には悪化していることを示す。過去において財政運営の持続可能性がもっとも改善された時期は 1987 年度であり指標の水準は 1.37 となっている。1980 年代はおおむね 1.20 を上回り、財政運営の持続可能性が高まった時期である。しかしながら、1990 年代に入ると急速に低下し、1994 年度の 1.07 を記録した後は、1 を下回ったままの状態であり、1997 年度に 0.85、2000 年度には 0.80 まで低下した後、2002 年度では 0.87 まで回復している。

税制改革（減税等）がなかった場合の持続可能性指標を見ると、おおむね上記の推計値を上回っている。1997 年度の水準は 0.88 であり、税制改革を

図表 1-11 持続可能性指標の推計



注) 財務省「財務統計」、内閣府『国民経済計算年報』他により作成。

12) 加藤[2008]では、1989-2005年度の17年間で総額73.8兆円の減税が行われたと試算している。ここでは、その推計結果を利用した。

実施した実際の場合に比べ0.03ポイント高く、同様に2000年度の値は0.84で0.03ポイント、また2002年度は0.91で0.04ポイント高い値となっている。すなわち、税制改革による90年代の一連の減税政策の影響を持続可能性指標から見るとおよそ0.03ポイントの指標の上昇であったと考えることができる。

### VARモデルを用いた指標の推計

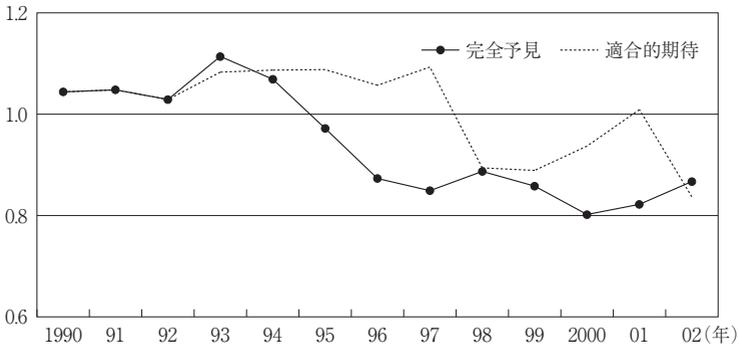
以上では完全予見を仮定していたが、政府が適応的期待に基いて財政運営を行っていたとすると、どのような違いが生じるであろうか。ここではVARモデルを利用して、適応的期待に基づく変数の将来期待値を作成し、その予測値を利用して持続可能性指標を計算する。

VARモデルによる将来の期待値の作成方法は次のとおりである。(1.24)式の計算に必要な変数を2つの変数群[変数群A(利子率, 物価上昇率, 成長率)と変数群B( $b/y$ ,  $g/y$ ,  $t/y$ )]に分けて、それぞれの変数群ごとにVARモデルを推計する。(1.24)式の推計対象は1993-2002年度の10年度間とし、VARモデルではその対象年度の過去20年度間のデータを使用して推定を行う。VARモデルに含まれるラグ次数は2期ラグとした。したがって、1993年度については1973-93年度のデータを対象にVARモデルを推計し、その結果から1994-96年の必要な変数の予測値を計算する。以上で得た予測値をもとに、財政の持続可能性指標を示す(1.25)式を計算する。

図表1-12はこの推計結果を示したものである。おおむねVARモデルを利用した適応的期待による持続可能性指標は、完全予見に基づく指標よりも大きな値を示している。1997年度の値を見ると、完全予見による指標は0.85と財政運営の持続可能性は悪化していると計算されたが、適応的期待に基づく指標では1.09と改善傾向を示している。1998年度は両指標とも0.89と一致しているが、完全予見による指標は悪化傾向を示しているのに対し、適応的期待では改善に向かっている。2000年度の指標の値はそれぞれ0.80, 0.94, さらに2001年度ではそれぞれ0.82, 1.01とその差は広がっている。

この結果をどのように解釈すべきであろうか。合理的期待が成立せず、政府は将来を完全に予見することができないのであれば、適応的期待に基づい

図表 1-12 完全予見と適応的期待の比較



注) 財務省「財務統計」、内閣府『国民経済計算年報』他および筆者の推計による。

て行動すると考えることができる。上で見たように適応的期待の仮定にしたがうとして計算した場合の方が完全予見の場合に比べ持続可能性指標は高くなっている。これは、政府は過去の趨勢に基づいた判断によって財政運営をしていたとしても、現実にはそれよりも厳しい結果となったということであり、過去の趨勢にとらわれずより厳しい判断の下で財政運営を行うべきであったということである。このことは、政府は減税政策や政府支出拡大が財政の持続可能性に及ぼす影響を実際よりも小さく見積もっていたとも解釈できよう。

## 5 おわりに——90年代の財政運営の評価

本稿では財政運営の持続可能性に関してさまざまな側面から検証を行ってきた。プライマリー・バランスの動向を見ると、1993年度以降一貫して赤字を記録し、90年代を通じて対GDP比で見たプライマリー・バランスの赤字幅も拡大している。ただし、政府支出や租税収入等の短期的な景気変動にともなう循環部分を除いた構造的なプライマリー・バランスを計算すると、現実のプライマリー・バランスほどには悪化しておらず、現実のプライマリー・バランスは構造的なプライマリー・バランスに比べおよそ0.5-1.0%ポイント悪化して観察されているとみられる。

以上の点から、現在、財政運営が危機に瀕しているとみられるが、しかし

厳密な意味で持続可能性が失われているかどうかの判断は困難である。そのため、政府の異時点間の予算制約から導かれる持続可能性条件を踏まえ、計量分析の手法で検証を行った。なお、先行研究においても同様な手法で持続可能性を検証した論文を概観したところ、検定対象期間が90年代後半を含む研究ほど持続可能性を満たさないとするものが増えていると見ることができる。

持続可能性の検証には、①バブル項の存在の検定、②単位根・共和分分析による検証、③Bohnによる方法の3つを採用した。①バブル項の存在の検定では、1992年度以前までを検定対象期間とすると持続可能性は満たされていた可能性が高いが、90年代中盤以降までを対象期間に踏まえると持続可能性は満たされないと結論された。その意味では90年代の財政運営が持続可能性を損なった可能性があるということである。②単位根・共和分分析による検証は、政府支出と税収等が長期的な均衡関係にあれば持続可能性を満たすという考え方で、時系列分析の手法に基づき検証を行う方法であるが、しかし総じて長期的な均衡関係は存在せず、持続可能性は失われていると考えられる。③Bohnによる方法は近年、持続可能性をめぐる検証でしばしば採用されるものである。本稿ではいくつかの代替的な関数形を仮定し実証分析を進めたが、関数形や説明変数に含まれる循環的部分の作成方法の違いによらず、持続可能性は否定された。Bohnの方法は、政府債務の拡大がプライマリー黒字をもたらすインセンティブになるかどうかというフィードバック・ルールを確認するものであるが、そうしたルールを満たしていない、いい換えれば政府債務の拡大に対して、政府は異時点間の予算制約を満たすような行動をとっていないことを示す。

以上の実証分析では持続可能性が満たされず、また1990年代中盤の財政運営（政府支出拡大や減税等）がその背景にあると考えられるが、より直接的な指標からこの点を検証するため、Polito and Wickens[2007]による持続可能性指標を推計した。この指標が1より大きいときには、財政は持続可能であると判断される。1980年代はこの指標の値はおおむね1.20を上回り、財政運営の持続可能性を満たしていたが、しかしながら、1990年代に入ると指標の値は急速に低下し、1994年度の1.07を記録した後、1を下回ったままの状態が続いている。こうした点から見ても、1990年代中盤に持続可

能性が失われたと結論づけることができよう。

政府は2010年代の初頭にプライマリー・バランスを回復させるという目標をもっている。プライマリー・バランスの回復は持続可能性を回復させる重要な手段であるが、それだけにとどまらずBohnによるフィードバック・ルールや持続可能性指標などを参考に、持続可能性を満たす財政運営が行われているかどうかを恒常的に検証し続ける必要がある。

## 参考文献

- 浅子和美・福田慎一・照山博司・常木淳・久保克行・塚本隆・上野大・牛来直之[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, 経済企画庁経済研究所。
- 井堀利宏[2004], 「財政赤字の累増とその問題点」, 井堀利宏編『日本の財政赤字』(経済社会総合研究叢書1) 岩波書店, 第1章, pp. 1-26。
- 井堀利宏・加藤竜太・中野英夫・中里透・土居丈朗・佐藤正一[2000], 『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, 経済企画庁。
- 井堀利宏・中里透・川出真清[2002], 「90年代の財政運営: 評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所, pp. 36-68。
- 井堀利宏・土居丈朗[2007], 「財政政策の評価」, 林文夫編『経済制度設計』(経済制度の実証分析と設計, 第3巻) 勁草書房, 第1章。
- 小野宏[2004], 「財政の持続可能性と単位根検定」『広島大学経済論叢』27(3), pp. 15-30。
- 加藤久和[1997], 「財政赤字の現状と政府債務の持続可能性」電力中央研究所研究報告 Y97001。
- 加藤久和[2000], 「マクロ経済, 財政及び社会保障の長期展望——供給型計量経済モデルによる分析」『季刊社会保障研究』第37巻第2号, pp. 112-125。
- 加藤久和[2004], 「政府債務の持続可能性について—平準化仮説からのアプローチ」『地域経済政策研究』鹿児島国際大学, 第4, 5号, pp. 35-52。
- 加藤久和[2008], 「90年代の財政運営と減税政策の評価」『会計検査研究』第37号, pp. 29-42。
- 北浦修敏・長嶋拓人[2006], 「税収動向と税収弾性値に関する分析」京都大学経済研究所, Discussion Paper No. 0606。
- 木村真・北浦義朗・橋本恭之[2004], 「日本経済の持続可能性と家計への影響」『大阪大学経済学』第54巻第2号, pp. 122-133。
- 経済企画庁[1998], 「財政収支指標の作り方・使い方」『別冊・エコノミック・リサーチ』経済企画庁経済研究所, No. 4。
- 佐藤格・中東雅樹・吉野直行[2004], 「財政の持続可能性に関するシミュレーション分析」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所, pp. 125-145。
- 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 SOCI-

- ETY DISCUSSION PAPER SERIES No. 9905, 慶應義塾経済学会。
- 土居丈朗[2004], 「政府債務の持続可能性の考え方」 PRI Discussion Paper Series (No. 04A-02), 財務総合政策研究所。
- 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』大蔵省財政金融研究所, pp. 1-30。
- 土居丈朗[2006], 「政府債務の持続可能性を担保する今後の財政運営のあり方に関するシミュレーション分析——Broda and Weinstein 論文の再検証」RIETI Discussion Paper Series 06-J-032, 経済産業研究所。
- 土居丈朗・中里透[2004], 「公債の持続可能性——国と地方の財政制度に即した分析」, 井堀利宏編『日本の財政赤字』(経済社会総合研究叢書1) 岩波書店, 第3章, pp. 53-83。
- 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, pp. 715-732。
- 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『財政赤字と日本経済』有斐閣, 第6章, pp. 125-154。
- 吉田和男・霧島和孝[1997], 「供給側モデルによる財政・経済シミュレーション——財政改革, インフレ・デフレのシミュレーション」『フィナンシャル・レビュー』大蔵省財政金融研究所, pp. 1-52。
- Abel, A. B [1992], “Can the Government Roll Over Its Debt Forever,” *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp. 3-18.
- Abel, A. B., N. G. Mankiw, L. H. Summers, and R. J. Zeckhauser [1989], “Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence,” *Review of Economic Studies*, 56(1), pp. 1-20.
- Afonso, A. [2000], “Fiscal policy sustainability: some unpleasant European evidence,” Working Papers No. 2000/12, Institute for Economics and Business Administration (ISEG), Technical University of Lisbon.
- Ahemd, A. and J. H. Rogers [1995], “Government budget deficits and trade deficits are present value constraints satisfied in long-run data?” *Journal of Monetary Economics*, 36(2), pp. 351-374.
- Beveridge, B. D., and C. R. Nelson [1981], “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Composition with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, 7(2), pp. 151-174.
- Blanchard, O., J. Chouraqui, R. P. Hagemann, and N. Sartor [1990], “The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Questions,” *OECD Economic Studies*, No. 15, Autumn, pp. 7-36.
- Bohn, H. [1991], “On Testing the Sustainability of Government Deficits in a Stochastic environment,” CESifo Working Paper No. 3.
- Bohn, H. [1998], “The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits,” *The Quarterly Journal of Economics* 113(3), pp. 949-963.
- Bohn, H [2005], “The Sustainability of Fiscal Policy in the United States,” CESifo Working Paper No. 1446.
- Broda C. and D. E. Weinstein [2005], “Happy News from the Dismal Science: Reassessing the Japanese Fiscal Policy and Sustainability,” in Takatoshi Ito, Hugh Patrick and David E. Weinstein (eds.), *Reviving Japan's Economy*, pp. 39-78, The MIT Press.

- Corsetti, G. and N. Roubini [1991], "Fiscal Deficit, Public Debt, and Government Solvency: Evidence from OECD Countries," *Journal of the Japanese and International Economics*, 5 (4), pp. 354–380.
- Fukuda, S. and H. Teruyama [1994], "The Sustainability of Budget Deficits in Japan," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 35(2), pp. 109–119.
- Giorno C., P. Richardson, D. Roseveare, and P. van den Noord [1995], "Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances," OECD Economics Department Working Papers, No. 152.
- Hakkio, C. S. and M. Rush [1991], "Is the Budget Deficit "Too Large?" *Economic Inquiry*, 29(3), pp. 429–445.
- Hamilton, J. D. and M. A. Flavin [1986], "On the Limitation of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing," *American Economic Review*, 76(4), pp. 809–819.
- Haug, A. A. [1991], "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States," *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(1), pp. 97–101.
- Hodrick, R. J., and E. C. Prescott [1997], "Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp. 1–16.
- Ihori, T, T. Nakazato, and M. Kawade [2003], "Japan's fiscal policies in the 1990s," *The World Economy*, 26 (3), pp. 325–338.
- Kremers J. M. [1988], "Long-Run Limits on the U. S. Federal Debt," *Economics Letters*, 28 (3), pp. 259–262.
- Kremers J. M. [1989], "U. S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy," *Journal of Monetary Economics*, 23(2), pp. 219–238.
- Newbold, P. [1990], "Precise and Efficient Computation of the Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 26 (3), pp. 453–457.
- Polito, V. and M. Wickens [2007], "Measuring the Fiscal Stance," University of York Discussion Paper, No. 2007/14
- Trehan, B and C. E. Walsh [1988], "Common Trends, The Government's Budget Constraint, and Revenue Smoothing," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2–3), 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*, 23(2), 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*, 21 (3), pp. 291–306.