

KESDP 9905

わが国の政府債務の持続可能性と財政運営*

土 居 丈 朗

* 本論文は、経済企画庁経済研究所の財政赤字研究会における研究成果の一部である。同研究会において本論文に対して、井堀利宏東京大学教授、浜田宏一イェール大学教授をはじめ参加者から有益な示唆を頂いた。記して謝意を表したい。

わが国の政府債務の持続可能性と財政運営

初稿 1998年11月

最終稿 1999年7月

土居 丈朗

(慶應義塾大学経済学部)

要 約

わが国の一般会計において、政府債務の持続可能性を検定する。これまでに、政府債務の持続可能性に関する検定方法がいくつか提示されてきた。本稿では、これらの関係を明示的に整理し、Bohn (1998)の検定方法を採用して、1956～1998年度におけるわが国の一般会計を対象として分析した。この方法によれば、公債残高対GDP比と基礎的財政収支対GDP比が正の相関関係を持っていれば、政府債務は持続可能であるといえる。本稿の分析から、わが国の一般会計では、従来の財政運営を継続したまま政府債務を租税で全て償還することを前提として、政府債務は持続可能でないと結論付けられる。特に、最近の財政運営は、この結論を強める方向に働いていたと言える。これは、公債残高対GDP比と基礎的財政収支対GDP比の関係において、両者の正の相関関係から最近逸脱する財政運営となっており、公債が持続可能でなくなる方向に働いたと考えられる。この分析から、公債残高対GDP比が上昇するときには、基礎的財政収支対GDP比を上昇させる財政運営を行うべきであるとの政策的含意が得られる。

1. はじめに

1998年度の第3次補正後予算で、わが国の一般会計の公債依存度は38.6%に達し、一般会計における財源調達に公債に戦後最も多く依存した年度となることが確実となった。こうした状況の下で、わが国の財政運営は政府債務の持続可能性が疑問視されるという厳しい事態を迎えている。ただ、政府債務の持続可能性については、主観的な論評ではなく、客観的な分析によって深く検討されなければならないものである。

最近 Bohn (1998)では、公債の持続可能性に関する検定について、これまでのものと異なる新たな検定を提示した。そこで Bohn (1998)が提示した持続可能性の条件は、公債残高対 GDP 比の上昇に伴い、基礎的財政収支対 GDP 比が上昇することである。これが直観的に意味するところは、公債残高がそれほど多くないときに基礎的財政赤字があったとしても、原則として公債残高がある水準以上大きくなったときには基礎的財政収支が黒字になるように財政運営し、かつその運営ルールから大きく逸脱することはないならば、政府債務は持続可能であるということである。Bohn (1998)では、アメリカの1916～1995年のデータにおいて、基礎的財政収支対 GDP 比は公債残高の対 GDP 比に対して正の相関を持つことが示された。このことは、この時期におけるアメリカの政府債務は持続可能である（通時的な予算制約を満たす）ことを意味している。

これまでの検定方法としては、横断性条件による検定と共和分検定による検定があった。そのうち、横断性条件による検定では、割引率の選択に問題がある。共和分検定による検定では、単位根検定や共和分回帰の際に GDP や政府支出の変動を適切に調整していないところに問題がある。Bohn (1998)は、これらの問題を回避することによって政府債務の持続可能性を検証したのである。

本稿では、Bohn (1998)が提示した条件が、わが国において成立するかを検証する。これとともに、その結果から得られるわが国の財政運営に対する政策的含意を議論する。

2. 政府債務の持続可能性に関する諸検定とそれらの関係

本稿で検討する政府債務の持続可能性に関しては、Hamilton and Flavin (1986)以降、これまでに様々な検定方法が提示されている。本稿では、これらの検定方法を整理し、諸検定間の関係を明らかにしたい。¹

¹ 政府債務の持続可能性の検定方法について、各検定ごとに土居・中里(1998)で詳述されて

そもそも、政府債務の持続可能であることが自明である状況は、公債の中立命題が成り立つ状況である。したがって、政府債務の持続可能性が問題となるのは、分析対象となる経済で公債の中立命題が成り立たない状況である。

加えて、政府債務の持続可能性を議論する際に注意しなければならないことは、動学的効率性を満たしている経済を想定していることである。動学的効率性を満たしていない経済では、後述の政府債務の持続可能性条件を満たしていても財政が破綻することなく公債を発行し続けることができる。直観的に言えば、公債利子率が人口成長率（経済成長率）よりも低ければ、無限先の将来における 1 人当たり政府債務残高が発散するほど大きくなることはありえないという意味で、政府債務は持続可能であるといえる。したがって、経済で動学的効率性が満たされていないならば、政府債務の持続可能であることは自明である。政府債務の持続可能性が問題となるのは、経済で動学的効率性が満たされているときである。

政府債務が持続可能であるとは、Hamilton and Flavin (1986)で次のように政府債務の持続可能性を定義した。この定義の直観的な意味は、無限先の将来の政府債務残高が割引現在価値でみてゼロに収束すれば、政府債務は持続可能であるということである。まず、 t 期における政府の予算制約式が

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

であるとする。ここで、 G_t は実質政府支出(利払費除く)、 R_t は実質税収、 r_t は実質利子率、 B_t は(t 期末における)実質公債残高である。これを、通時的な政府の予算制約式に書き換えると、

$$B_t = E_t \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \prod_{j=1}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) \right\} (R_{t+i} - G_{t+i}) \right] + E_t \left[\prod_{j=1}^n \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) B_{t+n} \right]$$

となる。ただし、 $S_t \equiv R_t - G_t$ とする。

Hamilton and Flavin (1986)では、政府債務が持続可能であるとは、

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

を満たすことである、と定義した。この式は、動学モデルにおける no Ponzi game 条件でもある。したがって、政府債務が持続可能であるか否かは、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[\prod_{j=1}^n \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) B_{t+n} \right] = A \quad A : \text{定数}$$

として、 A が有意に 0 であるか否かによって確かめられる。

いる。

ここで注意したいのは、この政府債務は、従来の財政運営を将来にわたって継続したとして租税で全て償還することを前提としていることである。また、政府の保有する有形固定資産を用いて債務を償還することも実際には可能だが、先行研究や本稿が対象とする政府債務の持続可能性の分析では、政府債務が有形固定資産を用いずに租税だけで償還できる水準で持続可能か否かを検証するものである。

Hamilton and Flavin (1986)や Fukuda and Teruyama (1994)などでは、(期待)実質利率は毎期一定と仮定し、期待形成や誤差項の構造に関する仮定として、 $E_t[\sum_{i=1}^{\infty} (\frac{1}{1+r})^i S_{t+i}]$ が主に $S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-p+1}$ で説明でき、誤差項の系列相関が $B_{t-1}, B_{t-2}, \dots, B_{t-p}$ で除去できると考える。このとき、先の予算制約式に基づいた推定式は、

$$B_t = c_0 + A(1+r)^t + c_1 B_{t-1} + \dots + c_p B_{t-p} + d_0 S_t + d_1 S_{t-1} + \dots + d_{p-1} S_{t-p+1} + u_t \quad (2)$$

ただし、 u_t は誤差項

となる。政府債務の持続可能性は、前述の通り、極限項の値 A が有意に 0 であるか否かで検証できる。 A が有意に 0 であれば、政府債務の持続可能であると結論づけられる。

(2)式を推定する際に、Hamilton and Flavin (1986)は毎期一定の(期待)実質利率を割引要素としているが、経済規模やその変動などを考慮すると、必ずしも割引要素が毎期一定の実質利率で良いとは言いきれない。Wilcox (1989)などでは、実現した実質利率 (= 名目利率 - 物価上昇率)を用いて検定している。また、Blanchard, Chouraqi, Hagemann, and Sartor (1990)や Uctum and Wickens (1997)などでは、(2)式の両辺を GDP で除して変数を対 GDP 比で表現した形を用いている。これに伴い、割引要素を実質利率 - 実質経済成長率とし、この実現値を用いて検定している。

Bohn (1995)では、無限期間の stochastic economy(確率経済)において動学的効率性(dynamic efficiency)が満たされる状況の下での政府債務の持続可能性の条件を示した。Hamilton and Flavin (1986)などと異なるところは、割引要素が利率ではなく消費の異時点間限界代替率を用いていることである。

この経済では、代表的家計と政府が存在し、実質税収 R_t と実質政府支出 G_t と実質所得 Y_t が確率的に決まるものとする。² 政府は条件付き証券として公債を

² ただし、 G_t は $G_t \leq Y_t$ であると仮定する。また、Bohn(1995)では異質な家計を想定して議

発行する。代表的家計は異時点間の効用を最大化するように実質消費量 C_t を決め、残りを資産として貯蓄する。Bohn (1995)では、上記の経済における政府債務の持続可能性の条件を示している。ある仮定の下で、異時点間の政府の予算制約式は

$$B_{t-1} = \sum_{i=0}^n E_t[\rho_{t,i}(R_{t+i} - G_{t+i})] + E_t[\rho_{t,n}B_{t+n-1}]$$

ただし、 $\rho_{t,i} \equiv \beta^i \frac{U'(C_{t+i})}{U'(C_t)}$: 消費の異時点間限界代替率

$U(C_t)$: 代表的家計の瞬時的効用関数

$\beta > 0$: 代表的家計の割引率

となり、政府債務の持続可能性の条件は

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[\rho_{t,n}B_{t+n-1}] = 0 \quad \forall t \quad (1')$$

として表されることが証明されている。これは、先の(1)式に対応するものである。

この政府債務の持続可能性の条件が成立するという帰無仮説に対する対立仮説を、

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[\rho_{t,n}B_{t+n-1}] = A \neq 0$$

とし、無限先の将来まで($n \rightarrow \infty$)の通時的な政府の予算制約式より、

$$E_t[B_{t-1} - A - \sum_{i=0}^{\infty} \rho_{t,i}S_{t+i}] = 0$$

に基づいて推定式を構築する。この非線形の合理的期待モデルを推定するには、Hansen and Singleton (1982)の GMM (一般化積率法) がしばしば用いられる。そのために、誤差項 ε_{t+1} を

$$\varepsilon_{t+1}(\boldsymbol{\theta}) = B_{t-1} - A - \sum_{i=0}^{\infty} \rho_{t,i}S_{t+i}$$

と定義する。 $\boldsymbol{\theta}$ は推定するパラメータを要素とするベクトルである。上2式から、

$$E_t[\varepsilon_{t+1}(\boldsymbol{\theta})] = 0$$

がいえる。そこで、誤差項と推定に用いる操作変数が直交するように操作変数を設定する。例えば、家計の瞬時的効用関数 U を、オイラー方程式の GMM 推定にしばしば用いられる相対的危険回避度(γ)一定の関数型

論しているが、結論を変えることなく代表的家計でも議論できる。

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad \gamma > 0$$

と特定化する。このとき、消費の異時点間限界代替率は $\rho_{t,i} = \beta^i \left(\frac{C_{t+i}}{C_t}\right)^{-\gamma}$ となる。

前述のように、推定式は

$$E_t[B_{t-1} - A - \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\frac{C_{t+i}}{C_t}\right)^{-\gamma} S_{t+i}] = 0 \quad (3)$$

として政府債務の持続可能性が検証できる。

これまでで取り上げた政府債務の持続可能性の検定は、直接的に(1)式、(1)式を展開した式を推定しようとするものである。そこでは、これらには無限先の将来の公債残高を割引現在価値化する際の割引率の選択が、結果をも左右しかねない重要な問題である。しかし、この割引率の選択に関する確定的な基準（実質利率にすべきか、消費の異時点間限界代替率にすべきか）は、未だ見出されていない。そのため、以下で述べる検定方法がこれらに代替する方法として考えられた。

Hakkio and Rush (1991)や Haug (1991)で提起されたのが、共和分分析による政府債務の持続可能性の検定である。この分析には、政府債務や政府支出、税収の系列が非定常であっても検定できる利点がある。

まず、将来の利率や政府債務、政府支出、税収の系列が確率変数であることを考慮して、無限先の将来までの通時的な政府の予算制約式は

$$B_{t-1} = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) \right\} S_{t+i} \right] + \lim_{i \rightarrow \infty} E_t \left[\prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) B_{t+i} \right]$$

となる。また、1期先にずらして同様に、

$$B_t = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left\{ \prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j+1}} \right) \right\} S_{t+i+1} \right] + \lim_{i \rightarrow \infty} E_t \left[\prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j+1}} \right) B_{t+i+1} \right]$$

となる。いま、上式から下式を辺々ごとに差し引くと、

$$\begin{aligned} \Delta B_t = E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) \right\} \Delta S_{t+i} \right] \\ + \lim_{i \rightarrow \infty} E_t \left[\prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j+1}} \right) B_{t+i+1} \right] - \lim_{i \rightarrow \infty} E_t \left[\prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) B_{t+i} \right] \end{aligned}$$

と表される。ここで、右辺第1項を

$$a \equiv E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \prod_{j=0}^i \left(\frac{1}{1+r_{t+j}} \right) \right\} \Delta S_{t+i} \right]$$

とし、右辺第2項と第3項を「極限項」とする。Ahemd and Rogers (1995)などでも示されているように、 a について、 G_t と R_t が $I(1)$ 過程（ドリフト付のランダムウォーク過程）に従い、かつ利子率の系列が時間を通じて期待値が一定である（ $E_t[r_{t+i}] = E_{t-1}[r_{t+i-1}] \forall i$ ）であると仮定すると、 a の系列は定常（ $I(0)$ 過程）となることが示されている。改めて、 t 期における政府の予算制約式は

$$\Delta B_t = G_t - R_t + r_t B_{t-1} = a + \text{極限項}$$

と表せる。政府債務が持続可能性の定義である(1)式より、政府債務が持続可能であることは上式の「極限項」が0と等しくなることと同義である。この極限項が0となるためには、 a の系列が定常であるならば、上式左辺の G , R , rB のそれぞれが共和分していることが示されればよい。Hakkio and Rush (1991)や Haug (1991)で提起された、共和分分析による政府債務の持続可能性の検定は、上式において G , R , rB のそれぞれが共和分しているか否かを検定することである。特に、上式の共和分回帰は、

$$R_t = \text{定数項} + \beta_1 G_t + \beta_2 r_t B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

として、 G , R , rB が $[-1, 1, -1]$ の共和分ベクトルによって共和分しているか否かを検定する。

Bohn (1998)では、公債の持続可能性に関する検定について、これまでのものと異なる新たな検定を提示した。前述の検定方法のうち、横断性条件による検定（(2)式による検定）では、割引率の選択が重要であるにも関わらず選択基準が明確でないという問題点がある。共和分検定による検定（(4)式による検定）では、財政変数の単位根検定や共和分回帰の際に GDP や政府支出の変動を適切に調整していない問題点がある。これらに対して、Bohn (1998) が提示した持続可能性の条件は、公債残高対 GDP 比(d_t)の上昇に伴い、基礎的財政収支対 GDP 比(s_t)が上昇することである。より厳密には、

$$s_t = f(d_t) + \mu_t$$

ただし、 μ_t が有界で GDP の割引現在価値が有限であるとするにおいて、 $\forall d_t \geq d^*$ で $f(d_t) \geq \beta > 0$ となるある d^* が存在すれば（ただし、 β は正の定数である）、政府債務が持続可能性の定義である(1)式を満たすことを示した。これが直観的に意味するところは、公債残高がそれほど多くないときに基礎的財政赤字があったとしても、原則として公債残高がある水準（すなわち d^* ）以上大きくなったときには基礎的財政収支が黒字になるように財政運営し（すなわち $f(d_t) \geq \beta > 0$ ）、かつその運営ルールから大きく逸脱することはない（すなわち μ_t が有界である）ならば、政府債務は持続可能であるということである。これに

より、政府債務の持続可能性は(GDP の割引現在価値が有限であるとして) $f(d) > 0$ を満たしているか否かで検定することができる。

以上の諸検定を、これらの間の関係を意識してまとめると、政府債務の持続可能性の検定手順は次のようになる。

公債の中立命題が成立するか否かを検討する。公債の中立命題が成立していれば、政府債務が持続可能であることは自明である。成立しなければ、さらに検討を続ける。

分析対象としている経済で動学的効率性が満たされている状況か否かを検討する。動学的効率性が満たされていないならば、政府債務の持続可能であることは自明である。動学的効率性が満たされていれば、さらに検討を続ける。

実質税収、実質一般歳出(利払費を除く歳出)、実質利払費の系列について、単位根検定を行う。これらが I(1)過程に従うならば、(4)式のような共和分検定を用いて政府債務の持続可能性を検定する。これらが I(1)過程に従わない、あるいは単位根検定の検出力が疑わしいが分析可能な程度に標本数が確保できている場合、Bohn (1998)の方法で政府債務の持続可能性を検定する。

上記の方法によって、わが国の政府債務の持続可能性を検定した研究に、浅子他(1993)、Fukuda and Teruyama (1994)、加藤(1997)、土居・中里(1998)がある。上記の(2)式によって検定したのが、Fukuda and Teruyama (1994)と土居・中里(1998)である。Fukuda and Teruyama (1994)は国の一般会計を対象として、わが国の政府債務は持続可能であると結論づけている。土居・中里(1998)は、1955～1995年度の国の一般会計、交付税及び譲与税配付金特別会計と地方の普通会計を統合(重複分を除去)した会計を対象として、わが国の政府債務は持続可能であると結論づけている。土居・中里(1998)は同時に(2)式を用いた検定も行っており、わが国の政府債務は持続可能であると結論づけている。(3)式によって検定した加藤(1997)は、わが国の国債(中央政府の債務)を対象に1947～1994年度を標本期間として分析した結果、わが国の政府債務は持続可能ではないと結論づけている。また、わが国で実現した実質利子率や実質利子率 - 実質経済成長率を用いて(2)式を推定すると、オイルショックの時期で実質利子率がマイナスになるなど、動学的効率性の議論と整合性を失う恐れがある。

3. データと推定式

分析対象は、国の一般会計とする。ただし、土居・中里(1998)で指摘されているように、わが国の財政制度は国と地方の財政が一体として運営されているた

め、国と地方を統合して扱う必要がある。国と地方を統合して扱うには、両者の重複分を除去したデータを構築しなければならない。しかし、土居・中里(1998)でも言及しているように、国と地方の(重複分を除去した)一般歳出(利払費を除いた歳出)は、重複分をうまく除去できないためデータが得られていない。そのため、ここでは国と地方を統合して扱うことはできない。そこで、分析対象を、国の一般会計のうち地方交付税交付金(支出そのものと地方交付税交付金に充てられる歳入)を除いた部分とした。つまり、国と地方の会計を統合する際に、一般会計の中で地方と重複する部分である地方交付税交付金を除去したのである。ただし、Bohn(1998)の検定方法で用いられる基礎的財政収支は、地方交付税交付金を除いても除かなくても全く同額になる。

さらに注意しなければならないことは、利払費の扱いである。本稿での利払費は、一般会計の国債費から国債償還費繰入を差し引いたものとした。国債費全体には、現金償還に当てる経費が含まれているため、これを除去したのである。分析の標本期間は、データが得られる1956~1998年度と一般会計で国債が発行され始めた1965~1998年度とした。財政のデータは決算ベース(1998年度のみ第3次補正後予算ベース)を用いている。

前節の検定手順に従って議論を進めると、土居・中里(1998)でも言及されているように、わが国では公債の中立命題が成り立っていない結果が最近得られていることや動学的効率性が満たされている状況にあると考えられることから、本稿でもこの立場に立ち、政府債務の持続可能性を前述の検定方法で検証する。

³

まず、実質税収、実質一般歳出(利払費を除く歳出)、実質利払費の系列について、augmented Dickey-Fuller 検定による単位根検定を行った。この結果は、表1に示されている。これによると、実質税収はI(1)過程に従うが、実質一般歳出(利払費を除く歳出)はI(3)過程に、実質利払費はI(2)過程に従うという結果となった。そのため、そもそもこれらの変数が共和分することはあり得ないといえる。したがって、これ以上政府債務の持続可能性を共和分検定によって検証することはできない。

次に、Bohn(1998)の方法による検定を試みる。推定式として、Bohn(1998)

³ あるいは、公債の中立命題や動学的効率性が満たされているか否かが不明確であるとするならば、公債の中立命題が成り立っていなかったり動学的効率性が満たされていたりする可能性が少しでもある限り、政府債務が持続可能であることが自明だとは言いきれないために、本稿で検証することに意義がある。

は

$$s_t = \beta d_t + \alpha_0 + \alpha_G \text{GVAR}_t + \alpha_Y \text{YVAR}_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

ただし、 $\text{GVAR}_t \equiv (G_t - G^*)/Y_t$ 、 $\text{YVAR}_t \equiv (1 - Y_t/Y^*)(G^*/Y_t)$

G_t : 実質政府支出、 G^* : 実質政府支出の恒常的部分、 Y^* : 実質 GDP の恒常的部分

としている。このうち、Barro(1986)では、 $\text{YVAR}_t \equiv (U_t - U^m)(G^*/Y_t)$ としている。ただし、 U_t は失業率、 U^m は標本期間中の失業率の中位値である。(5)式は、すなわち、 $f(d_t) = \beta d_t$ と仮定したモデルである。これに基づいて推定するが、GVAR、YVAR のデータはわが国において構築されていない。そこで以下の様にデータを構築した。

GVAR について、Beveridge and Nelson (1981) decomposition を用いて、政府支出の恒常的要素(G^*)と一時的要素に分解し、一時的要素を実質 GDP で割ったものを用いた。Beveridge and Nelson (1981) decomposition についての詳細は、文末付録を参照されたい。

YVAR については、Barro (1986)による方法を踏襲したもの(YVAR1)と、Beveridge and Nelson (1981) decomposition を用いたもの(YVAR2)を用いることとした。YVAR1 について、Barro (1986)による方法を踏襲し、 $\text{YVAR1}_t \equiv (U_t - U^m)(G^*/Y_t)$ とした。ここで、 U^m (標本期間中の失業率の中位値)は 1955 ~ 1998 年度でにおける 0.021 を採用した。

YVAR2 について、Beveridge and Nelson (1981) decomposition を用いて、直接、実質 GDP の恒常的要素(Y^*)と一時的要素に分解して、 $\text{YVAR2}_t \equiv (1 - Y_t/Y^*)(G^*/Y_t)$ とした。

また、 $f(d_t) = \beta d_t + \gamma(d_t - \bar{d})^2$ と仮定すると、

$$s_t = \beta d_t + \gamma(d_t - \bar{d})^2 + \alpha_0 + \alpha_G \text{GVAR}_t + \alpha_Y \text{YVAR}_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

とすることもできる。ただし、 \bar{d} は推定期間中の d_t の平均値である。本稿では、(5)式と(6)式を推定することとする。

4 . 推定結果

(5)、(6)式を推定した結果は、表 2 である。(5)、(6)式を単純最小二乗法で推定すると、誤差項に 1 階の系列相関が強く見られるため、これを除去するべく最尤法で推定した結果が、1956 ~ 1998 年度について表 2、1965 ~ 1998 年度について表 3 に示されている。表中の ρ は誤差項の 1 階の自己相関係数の推定値である。有意水準は 5%とした。

これらとは別に、Bohn (1998)では、公債残高対 GDP 比の変動を直接的に分析する推定式として、

$$\Delta d_{t+1} = \psi d_t + \psi_0 + \psi_G \text{GVAR}_t + \psi_Y \text{YVAR}_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

を考えている。(7)式の含意としては、 ψ の推定値が有意に負であれば、公債残高対 GDP 比は定常的な動きをしていることが示唆される。また、課税平準化の理論が成り立てば、 Δd_{t+1} は d_t の減少関数、YVAR、GVARの増加関数となることが示唆される。(7)式を推定したのが、1956～1998年度について表4、1965～1998年度について表5に結果が示されている。ここでも、誤差項に1階の系列相関が強く見られるため、これを除去するべく最尤法で推定している。表2、3は、Bohn (1998)の表I、表IIIの推定と対応しており、表4、5は、Bohn (1998)の表IIの推定と対応している。

表2の推定結果から、線形関数である(5)式の推定では、 β の推定値は有意に正でない。また、2次関数である(6)式の推定では、1次、2次の係数の推定値が有意に正でない。すなわち、わが国の一般会計で1956～1998年度において、公債残高対 GDP 比(d_t)の上昇に伴い、基礎的財政収支対 GDP 比(s_t)が上昇する事実は、統計的に有意には認められない。

表3に示されている1965～1998年度における結果では、(I)において β の推定値は有意に正となっている。しかし、同じ(I)においてGVARの係数が有意でないため、これを外して推定すると、(II)において β の推定値は有意でなくなってしまう。このことは、(6)式の推定である(III)と(IV)の間でも見られる。それ以外では、 β の推定値は有意に正ではない。これらから、1965～1998年度においても政府債務が持続可能であるという強い結果は得られないと結論付けられる。

以上より、わが国の政府債務は持続可能でないことを否定できない。また、公債残高対 GDP 比(d_t)の系列は、表4の結果から、1956～1998年度において定常的でない可能性が示唆される。同様に表5の結果からは、公債残高対 GDP 比(d_t)の系列は、1965～1998年度において定常的であるか否かは結論が定まらないことが示唆される。

5 . 結論

本稿の分析から、わが国の一般会計では、従来の財政運営を継続したまま政府債務を租税で全て償還することを前提として、政府債務は持続可能でないと結論付けられる。特に、最近の財政運営は、この結論を強める方向に働いていたと言える。図1で、わが国における公債残高対 GDP 比(d_t)と基礎的財政収支

対 GDP 比(s_t)の関係をプロットしてみると、両者の関係は弱いながらも下に凸の2次関数の形状をしている。図中の数字は西暦年数の下2桁を表している。ただ、その関係は統計的に有意には認められなかった。両者の関係が下に凸の2次関数の形状を維持していれば、Bohn (1998)が主張する公債の持続可能性の条件を満たすことになるが、最近はこの関係から逸脱する動きとなっており、公債が持続可能でなくなる方向に財政運営を行っていたと考えられる。

そこで、この推定結果から得られる政策的含意を考えたい。わが国の財政運営において、公債発行が過度に増加すると財政再建や財政構造改革として公債発行の抑制がこれまでに行われてきた。その際の政策目標として、一般会計の公債依存度が必ず用いられてきた。しかし、これまでも井堀・宮田(1991)などでも指摘されているように、単純に公債金収入を歳出で除する公債依存度では、会計間移転などの恣意的な操作に耐え得ない不適切な財政赤字に関する政策目標である。

例えば、一般会計で計上されている公債金収入は、新規発行分のみであるが、実際には既発債の満期償還時に借換発行が行われており、これらは公債依存度には反映されない。借換発行に伴う収入は、一般会計の収入ではなく、国債整理基金特別会計の公債金収入として計上されている。しかし、借換債の利子支払、現金償還に伴う支出は、一般会計で計上されている。こうしたことから、一般会計が債務負担をすることになっている公債全てを、発行時の収入、利子支払、現金償還に伴う支出を皆含めて考えると、図2のようになる。すなわち、一般会計の実態は、通常称される一般会計の歳入歳出の他に、一般会計が実際に債務負担を負うことになっている国債整理基金特別会計にある借換債の発行時の収入金と（借換え前に一旦現金で）償還するための支出が加えられる必要がある。こうして含められた歳入歳出のうち、歳出総額（＝一般会計歳出＋国債整理基金特別会計で借換え前に一旦現金償還するための支出）に占める公債金収入（＝新規発行分＋国債整理基金特別会計の公債金収入）の推移を示したのが、図3である。

図3によると、公表されている一般会計の公債依存度では、1980年代後半に公債依存度が低下して財政再建に成功したとされているが、借換発行分をも含めた公債依存度では、1980年代末に30%を切る程度にしか公債依存度は低下しておらず、財政再建に成功したとは必ずしも言えない水準であることがわかる。

このように、政府債務の持続可能性を考慮した財政運営を考える上で、公債依存度は、会計間移転などの恣意的な操作に耐え得ないなどの意味で望ましい

政策目標ではないといえる。これに対して、本稿での推定結果から示唆される政策目標としては、公債残高対 GDP 比が上昇するならば、基礎的財政収支対 GDP 比を上昇させることである。この目標を数量的なものに言い換えれば、基礎的財政収支対 GDP 比は公債残高対 GDP 比と正の相関を持つように財政運営を行うということである。1990 年代におけるわが国の財政運営は、図 1 から示唆されるように、両者の関係が負の相関を持つような財政運営であったために、政府債務の持続可能性が懸念される事態に至ったといえる。

今後は、政府債務の持続可能性を考慮して、公債残高対 GDP 比が上昇するならば、基礎的財政収支対 GDP 比を上昇させる財政運営が行われることを期待したい。

付録

Beveridge and Nelson (1981) decomposition の方法

ある時系列データ z_t について、恒常的要素と一時的要素に分解する推定方法として、Beveridge and Nelson (1981)の方法がある。いま、 z_t が ARIMA(p, 1, q) に従っているとすると、そこで、 $w_t = z_t - z_{t-1}$ とすると、

$$w_t = \mu(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p) + \phi_1 w_{t-1} + \dots + \phi_p w_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

となる。ここで、 ε_t は平均 0 の i.i.d. であるショック、 μ は w_t の長期的な平均である。

上式は、ある条件を満たせば、

$$w_t = \mu + \varepsilon_t + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \lambda_q \varepsilon_{t-q}$$

と反転可能である。

このとき、

$$\begin{aligned} \hat{w}_t(j) &\equiv E[w_{t+j} | \dots, w_{t-1}, w_t] \\ &= \mu + \lambda_j \varepsilon_t + \lambda_{j+1} \varepsilon_{t-1} + \dots \\ &= \mu + \sum_{j=1}^{\infty} \lambda_j \varepsilon_{t+1-j} \end{aligned}$$

となる。また、

$$\begin{aligned} \hat{z}_t(k) &\equiv E[z_{t+k} | \dots, z_{t-1}, z_t] \\ &= z_t + E[w_{t+1} + \dots + w_{t+k} | \dots, w_{t-1}, w_t] \\ &= z_t + \hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= k\mu + z_t + \left(\sum_{j=1}^k \lambda_j\right)\varepsilon_t + \left(\sum_{j=2}^{k+1} \lambda_j\right)\varepsilon_{t-1} + \dots \\
&\approx k\mu + z_t + \left(\sum_{j=1}^{\infty} \lambda_j\right)\varepsilon_t + \left(\sum_{j=2}^{\infty} \lambda_j\right)\varepsilon_{t-1} + \dots
\end{aligned}$$

そこで、 z_t の恒常的要素 \bar{z}_t を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}
\bar{z}_t &\equiv z_t + \left(\sum_{j=1}^{\infty} \lambda_j\right)\varepsilon_t + \left(\sum_{j=2}^{\infty} \lambda_j\right)\varepsilon_{t-1} + \dots \\
&= z_t + \lim_{k \rightarrow \infty} [\{\hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k)\} - k\mu]
\end{aligned}$$

ちなみに、 \bar{z}_t はドリフト μ まわりのランダム・ウォーク過程に従う。

また、 z_t の一時的要素 c_t を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}
c_t &\equiv \bar{z}_t - z_t \\
&= \lim_{k \rightarrow \infty} [\{\hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k)\} - k\mu]
\end{aligned}$$

この c_t は、Newbold (1990)によると、次のように求めることができる。

$$\begin{aligned}
c_t &= \lim_{k \rightarrow \infty} \left[\sum_{j=1}^k \{\hat{w}_t(j) - \mu\} \right] \\
&= \sum_{j=1}^q \{\hat{w}_t(j) - \mu\} + (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)^{-1} \sum_{j=1}^p \sum_{i=j}^p \phi_i \{\hat{w}_t(q-j+1) - \mu\} \\
&= \sum_{j=1}^q \{z_{t+j} - z_{t+j-1} - \mu\} + (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)^{-1} \sum_{j=1}^p \sum_{i=j}^p \phi_i \{z_{t+q-j+1} - z_{t+q-j} - \mu\} \\
&= -z_t - q\mu + (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)^{-1} \left\{ z_{t+q} - \sum_{j=1}^p \phi_j z_{t+q-j} - \sum_{j=1}^p j\phi_j \mu \right\}
\end{aligned}$$

特に、 w_t がAR(p)に従っているとすると、

$$\begin{aligned}
c_t &= (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)^{-1} \sum_{j=1}^p \sum_{i=j}^p \phi_i \{w_t(-j+1) - \mu\} \\
&= (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)^{-1} \left\{ (\phi_1 + \dots + \phi_p) z_t - \sum_{j=1}^p \phi_j z_{t-j} - \sum_{j=1}^p j\phi_j \mu \right\} \\
\bar{z}_t &= (1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)^{-1} \left\{ z_t - \sum_{j=1}^p \phi_j z_{t-j} - \sum_{j=1}^p j\phi_j \mu \right\}
\end{aligned}$$

と表される。

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、午来直之, 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.
- 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.
- 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.
- 土居丈朗・中里透, 1998, 「国債と地方債の持続可能性 - 地方財政対策の政治経済学 - 」, 『フィナンシャル・レビュー』 第47号, 76-105.
- Ahemd, S., and J. Rogers, 1995, Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-run data?, *Journal of Monetary Economics* 36, 351-374.
- Barro, R.J., 1986, U.S. deficits since World War I, *Scandinavian Journal of Economics* 88, 195-222.
- Beveridge, S. and C.R. Nelson, 1981, A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle,' *Journal of Monetary Economics* 7, 151-174.
- Blanchard, O., J.-C. Chouraqui, R.P. Hagemann and N. Sartor, 1990, The sustainability of fiscal policy: New answers and to an old question, *OECD Economic Studies* 15, 7-36.
- Bohn, H., 1998, The behavior of U.S. public debt and deficits, *Quarterly Journal of Economics* 113, 949-963.
- Fukuda, S. and H. Teruyama, 1994, The sustainability of budget deficits in Japan, *Hitotsubashi Journal of Economics* 35, 109-119.
- Hakkio, C.S. and M. Rush, 1991, Is the budget deficits "too large?," *Economic Inquiry* 29, 429-445.
- Hamilton, J.D. and M.A. Flavin, 1986, On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing, *American Economic Review* 76, 808-816.
- Hang, A.A., 1991, Cointegration and government borrowing constraints: Evidence for the United States, *Journal of Business and Economic Statistics* 9, 97-101.
- Hansen, L.P. and K.J. Singleton, 1982, Generalized instrumental variables

- estimation of nonlinear rational expectations models, *Econometrica* 50, 1269-1286.
- Newbold, P., 1990, Precise and efficient computation of the Beveridge-Nelson decomposition of economic time series, *Journal of Monetary Economics* 26, 453-457.
- Uctum, M. and M. Wickens, 1997, Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: An international analysis, *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper* No. 1612.
- Wilcox, D.W., 1989, The sustainability of government deficits: Implications of present-value borrowing constraint, *Journal of Money, Credit, and Banking* 21, 291-306.

図 1

一般会計の基礎的財政収支と公債残高

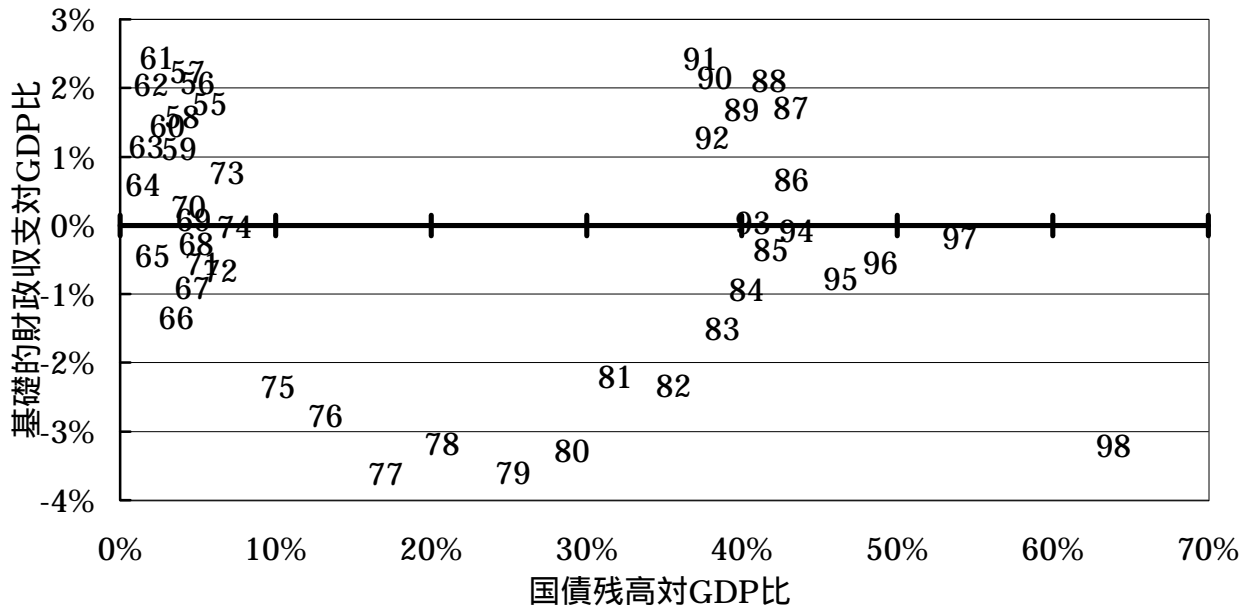


図 3

一般会計の公債依存度

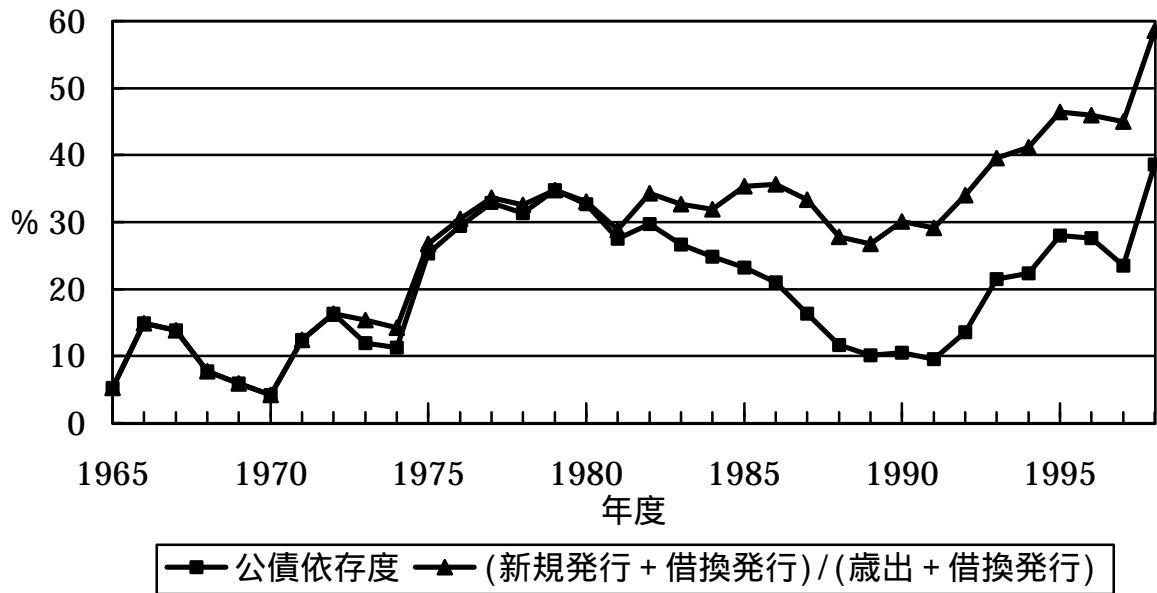


图 2

		歳 入	歳 出	
		地方交付税 交付金 充当財源	地方交付税 交付金	一般会計
		税收等	一般歳出	
基礎的財政収支	↕	-----		
			公債費	
		公債金收入	国債償還費 繰入 (現金償還)	
		-----		国債整理基金特別会計
		借換債発行 (公債金収入)	借換償還	

表1

単位根検定
augmented Dickey-Fuller 検定

	R_t	ΔR_t		
検定統計量	0.0304	-2.0708		
p 値	(0.694)	(0.037)		
ラグの長さ	3	2		
	G_t	ΔG_t	$\Delta^2 G_t$	$\Delta^3 G_t$
検定統計量	-2.4664	-0.8585	-1.8110	-2.7881
p 値	(0.345)	(0.346)	(0.067)	(0.005)
ラグの長さ	8	8	7	7
	rB_{t-1}	ΔrB_{t-1}	$\Delta^2 rB_{t-1}$	
検定統計量	1.8755	-2.4944	-3.2188	
p 値	(0.986)	(0.117)	(0.001)	
ラグの長さ	9	8	2	

表2

被説明変数： s_t
推定方法：最尤法

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
推定期間	1956-98	1956-98	1956-98	1956-98	1956-98	1956-98	1956-98	1956-98
定数項	0.0039 (0.228)	0.0042 (0.256)	0.0034 (0.197)	0.0039 (0.231)	0.0281 (1.463)	0.0280 (1.468)	0.0233 (1.422)	0.0233 (1.424)
d_t	0.0056 (0.110)	0.0037 (0.075)	-0.0020 (-0.036)	-0.0036 (-0.067)	-0.1218 (-2.751)	-0.1215 (-2.773)	-0.0676 (-1.294)	-0.0678 (-1.307)
GVAR	-0.0231 (-0.226)		-0.0288 (-0.276)		0.0443 (0.413)		0.0465 (0.433)	
YVAR1	-17.6178 (-2.832)	-17.2851 (-2.893)	-19.0126 (-2.633)	-18.4708 (-2.688)				
YVAR2					-0.0053 (-0.793)	-0.0053 (-0.799)	-0.0085 (-1.188)	-0.0085 (-1.198)
$(d_t - \bar{d})^2$			0.0544 (0.392)	0.0490 (0.361)			-0.1895 (-1.364)	-0.1887 (-1.372)
ρ	0.9232 (17.927)	0.9223 (17.964)	0.9245 (18.057)	0.9234 (18.054)	0.9368 (21.716)	0.9369 (21.978)	0.9194 (17.798)	0.9204 (18.151)
log L	149.232	149.204	149.319	149.276	145.534	145.440	146.515	146.409
adj. R^2	0.802	0.808	0.801	0.806	0.802	0.807	0.791	0.796
std. error	0.0082	0.0081	0.0082	0.0081	0.0084	0.0083	0.0084	0.0083
D.W.	1.457	1.466	1.478	1.487	1.243	1.235	1.235	1.222

カッコ内はWhiteの一致推定量を用いた t 値

表3

被説明変数： s_t

推定方法：最尤法

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
推定期間	1965-98	1965-98	1965-98	1965-98	1965-98	1965-98	1965-98	1965-98
定数項	-0.0238	-0.0254	-0.0279	-0.0292	0.0241	0.0182	0.0122	0.0075
	(-2.025)	(-1.887)	(-2.140)	(-2.090)	(1.011)	(0.956)	(0.853)	(0.595)
d_t	0.0820	0.0815	0.0898	0.0847	-0.1230	-0.0923	-0.0258	-0.0136
	(2.019)	(1.787)	(2.247)	(1.886)	(-2.567)	(-2.314)	(-0.559)	(-0.323)
GVAR	0.6458		0.6499		0.6909	0.6873	0.8066	0.8038
	(1.659)		(1.603)		(1.636)	(1.619)	(1.909)	(1.883)
YVAR1	-23.4328	-24.1307	-26.6392	-27.3682				
	(-3.531)	(-3.570)	(-2.989)	(-3.182)				
YVAR2					-0.0056		-0.0091	
					(-0.810)		(-1.230)	
$(d_t - \bar{d})^2$			0.0587	0.0738			-0.2626	-0.1949
			(0.473)	(0.555)			(-1.928)	(-1.632)
ρ	0.7594	0.8302	0.7254	0.8155	0.9476	0.9233	0.8751	0.8478
	(7.003)	(9.435)	(6.148)	(8.725)	(21.152)	(16.325)	(11.551)	(10.063)
log L	119.178	117.915	119.279	118.078	114.396	114.075	116.122	115.291
adj. R ²	0.812	0.798	0.807	0.794	0.711	0.723	0.758	0.756
std. error	0.0076	0.0078	0.0078	0.0079	0.0097	0.0093	0.0085	0.0085
D.W.	1.808	1.686	1.816	1.706	1.288	1.424	1.476	1.566

カッコ内はWhiteの一致推定量を用いた t 値

表4

被説明変数： d_t

推定方法：最尤法

	(I)	(II)	(III)	(IV)
推定期間	1957-98	1957-98	1957-98	1957-98
定数項	-0.0006	-0.0009	-0.0285	-0.0281
	(-0.033)	(-0.047)	(-1.208)	(-1.213)
d_t	0.0582	0.0593	0.1836	0.1823
	(1.009)	(1.057)	(3.587)	(3.602)
GVAR	0.0123		-0.0724	
	(0.106)		(-0.600)	
YVAR1	24.3780	24.2070		
	(3.394)	(3.499)		
YVAR2			-0.0143	-0.0144
			(-1.903)	(-1.926)
ρ	0.9171	0.9172	0.9444	0.9436
	(17.609)	(17.820)	(23.281)	(23.316)
log L	140.462	140.456	137.191	136.993
adj. R ²	0.853	0.857	0.826	0.830
std. error	0.0088	0.0087	0.0097	0.0096
D.W.	1.336	1.339	1.197	1.154

カッコ内はWhiteの一致推定量を用いた t 値

表 5

被説明変数： d_t

推定方法：最尤法

	(I)	(II)	(III)	(IV)
推定期間	1965-98	1965-98	1965-98	1965-98
定数項	0.0375 (3.758)	-0.0305 (-1.075)	-0.0247 (-0.908)	-0.0389 (-1.099)
d_t	-0.1028 (-2.906)	0.1906 (3.399)	0.1765 (3.109)	0.2462 (4.515)
GVAR	-1.3011 (-3.140)	-0.9002 (-1.835)		-0.9319 (-1.866)
YVAR1	42.3262 (5.903)			
YVAR2		-0.0138 (-1.733)	-0.0146 (-1.766)	
ρ	0.4225 (2.533)	0.9496 (21.579)	0.9420 (20.505)	0.9651 (29.201)
log L	112.964	109.257	107.457	107.698
adj. R^2	0.838	0.765	0.770	0.741
std. error	0.0093	0.0115	0.0114	0.0124
D.W.	1.728	1.245	1.085	1.098

カッコ内はWhiteの一致推定量を用いた t 値