

高齢化に関連した政府支出の増加と国債市場の長期 均衡の安定性

中田, 真佐男

九州大学大学院経済学研究院経済工学部門 : 准教授 : 財政、財政投融资、電子マネー

<https://doi.org/10.15017/15757>

出版情報 : 経済学研究. 74 (3), pp.129-149, 2007-12-05. 九州大学経済学会
バージョン :
権利関係 :

高齢化に関連した政府支出の増加と国債市場の長期均衡の安定性

中 田 真 佐 男

1 はじめに

1990年代の日本は「失われた10年」ともいわれる長期的な景気低迷期に陥った。この間には、税収が伸び悩む一方で景気浮揚を目的とする政府支出の増加が続いた。2002年以降は景気回復が続いているものの、2006年度末現在、国および地方の長期債務残高の合計は762兆円に達している。これは対名目 GDP 比149.3%に相当し、15年前（1991年度末は対名目 GDP 比58.9%）と比べておよそ2.5倍の水準になっている。国と地方を分けた場合には、国のほうがより厳しい財政状況にある。何故なら、税収は国のほうが多いものの、国から地方公共団体や社会保障基金への各種財政移転の金額が大きいためである。国の債務の大半を占める普通国債の残高の推移をみると、1991年度末に約172兆円（対名目 GDP 比36.3%）であったものが2006年度末には約532兆円（対名目 GDP 比104.1%）にまで増加している。対名目 GDP 比で評価すると普通国債残高はこの15年間で2.8倍以上も増加しているのだ。

国をとりまく財政事情は今後さらに厳しくなると予想されている。まず、短期的な要因として、国に経済格差問題への対応を求める世論の声が高まっている。いわゆる三位一体改革が実施され、さらに地方交付税交付金制度の改革が活発に議論されるなど、このところは国から地方への財政移転の規模を縮小する動きが強まっていた。また、小泉政権発足後から一貫して続いている公共事業関連予算の圧縮も、広義には「国から地方への移転額の規模縮小」と解釈することが可能である。しかし、地域格差の是正にあたって国の積極的な関与が求められれば、こうした流れは止まることになろう。さらに、中長期的な要因として、人口の高齢化が早いペースで進行していることが挙げられる。平成16年年金制度改正では、基礎年金の国庫負担割合を2009年度までに2分の1（現在は3分の1）に引き上げるとされており、社会保障関連の国の支出がこれから増加していくことはほぼ確実である。これは、増税等で必要な財源を確保しない限り、国の債務のさらなる増加が避けられないことを意味する。

このように厳しい状況が展望されるなか、わが国政府は今後も国債残高を発散させることなく財政を運営していくことができるのであろうか。この問いかけに答えるため、本論文では2つの分析を行う。第1に、1970年度から2007年度までのデータを標本に用いた実証分析により、現時点における国債の持続可能性を判定する。この分析は、政府の通時的予算制約式が満たされているか否かを統計学的な仮説検定で確認するものであり、日本では1990年代後半から2000年代前半にかけてさかんに行われた。代表的な先行研究である Ithori, Nakazato and Kawade (2002) や土居・中里 (2004) では2000年以前までが標本期間とされ、ともに国・地方の政府債務の持続可能性に関して否定的な見解が

示されている。しかし、2000年代に入って既に7年が経過したものの、政府債務残高と公債利回りが発散的に増加（上昇）する兆候はいまのところ認められていない。この意味で、現実の状況は Ithori, Nakazato and Kawade (2002) や土居・中里 (2004) が示唆したものとは異なっている。一方で、2000年以降を標本期間を含めた分析は、2003年第1四半期までを標本とした一部の検定で国の財政が維持可能であることが支持される宮尾 (2005) を例外として蓄積が進んでいない。ゆえに、可能な限り直近までのデータを用いてあらためて政府債務の持続可能性を確認することは有意義である。

本論文では、第2に動学マクロモデルを構築し、国債市場の長期均衡の安定性について理論・実証の両面から検証する。第1の政府債務の持続可能性に関する実証分析では、原則として政府の通時的な予算制約式しか考慮されていない。しかし、政府の主要な支出項目のひとつである「利払い費」の総額は国債市場で決まる均衡利回りによって変動し、その均衡利回りの決定には投資家サイド（日本の場合は、民間金融機関や旧郵便貯金等が中心）の行動が大きな影響を及ぼしている。高齢化に関連する政府支出がこれから増加していくなか、併せてこうした投資家の行動が変化したときに公債市場にどのような影響が及ぶかを明らかにすることは非常に重要であり、この問題を分析するためには、国債市場の需給構造を明示的に定式化したマクロモデルの構築が不可欠である。

本論文での分析の結論は以下のように要約される。第1に、共和分検定の結果から、現状においてわが国の普通国債が持続可能であることが支持される。第2に、マクロモデルから導出された動学方程式体系を推定した結果、①国債市場の長期均衡は鞍点均衡であること、②この鞍点均衡のもとでは、仮に1兆円の外生的な国債増発ショック（財源なき政府支出の増加に相当）が生じた場合、新しい鞍点経路にジャンプするために24.4Basis Point 程度の金利下落が必要となることが示される。以上の分析結果から、現状のわが国では国債残高の発散が回避されているが、それは、急激な金利調整を受け容れる投資家の存在に大きく依存したものであることが明らかになる。つまり、国債を長期にわたって安定的に保有する機関投資家が、いわば国債市場の「安定化装置」としての役割を果たしてきたのである。

この背景には、(1)バブル崩壊以降10余年にわたって続いた民間企業向け貸出の低迷（と表裏一体の民間金融機関による大量の国債保有）、(2)巨大な公的金融部門による政府債務の安定消化、(3)程度の差こそあれ、2000年代に入って世界的な現象となっていた低金利などの諸要因がある。しかし、2002年1月以来の持続的な景気回復によって直近では民間企業向け金融機関貸出はプラスに転じている。また、2007年10月から郵政民営化がスタートし、今後は郵便貯金銀行（ゆうちょ銀行）のポートフォリオも民間金融機関のそれに近づいていくことが予想される。さらに、アメリカで発生したサブプライム・ローン問題によって金融市場で不確実性が一時的に高まっているものの、長期的に見ればグローバルなレベルでの過剰流動性は解消されていくものと思われる。

これらの条件は、今後の国債市場において投資家から（金利下落ジャンプを受け入れるという意味での）「寛容さ」を失わせるには十分なものであろう。国債市場で投資家の「安定化装置」が機能しなくなれば、高齢化にともなう政府支出の増加が外生的な国債増発ショックとして作用したとしても、もはや新しい鞍点経路へのジャンプは生じない。それに代わって起こるのは国債残高の発散的な増加

であり、これは財政破綻に他ならない。最悪のシナリオを避けるためには、高齡化の進展に伴って増加する政府支出の財源をあらかじめ確保すること、すなわち、増税を視野に入れた歳入改革が不可欠である。

本章の構成は以下のとおりである。まず、第2節で政府債務の持続可能性に関する検定の先行研究についてサーベイする。続く、第3節では、1970年度から2007年度までの年度データを標本に用いて政府債務の持続可能性に関する共和分検定を行う。第4節ではシンプルな動学マクロモデルを構築し、政府債務市場における定常均衡への動学調整過程を理論的に分析する。そのうえで第5節では、政府債務市場の動学方程式体系の係数行列を推定し、定常均衡の安定性について定量的な分析を加える。第6節では、少子高齡化の進行が国債市場の長期均衡に及ぼす影響を考察し、国債の持続可能性を高めるための方策について検討する。最後の第7節で、本論文における分析の結果を要約し、歳入改革を伴う財政再建によって国債市場の安定性を高めていく必要があることを改めて主張する。

2 政府債務の持続可能性の検定に関する先行研究

政府債務の持続可能性に関する実証分析は、その手法によって3つのタイプに分けられる。具体的には、①Hamilton and Flavin (1986) タイプのOLS推計に基づく分析、②Ahmed and Rogers (1995) に代表される共和分検定を用いる分析、③Bohn (1998) が提唱する「公債残高/GDP」比率の定常性の十分条件をチェックする分析である。¹⁾以下では、このうち本論文の実証分析に関係する①と②の検定の方法論について簡潔にまとめ、そのうえで日本を対象とした先行研究の分析結果を推計期間の時系列順に整理する。²⁾なお、③のBohn (1998) の検定については、補論に手法の概略が示されている。

2.1 Hamilton and Flavin (1986) タイプの検定

まず、政府の予算制約式は以下のように表される。

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

B_t : 公債残高 T_t : 税収
 R_t : 公債利子率 G_t : 政府支出

なお、現実経済では長期固定金利の公債が多く発行されていることをふまえ、公債利払いは1期のラグをもって実現されると想定している。(1)式は逐次代入によって通時的な予算制約式として表すこともできる。

1) これらの実証分析については、土居・中里(2004)による整理されたサーベイが存在する。

2) 先行研究の結果を手法別に紹介しないのはいささか不自然ではあるが、分析期間別にまとめたほうが政府債務の持続可能性に関する判定結果の変遷を明示しやすいと判断した。

$$(2) \quad B_{t-1} = E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} \prod_{j=t}^i (1 + R_{j-1})^{-1} \cdot (T_i - G_i) \right] + E_t \left[\prod_{m=t}^{\infty} (1 + R_{j-1})^{-1} \cdot B_m \right]$$

ここで、もし現在の公債を将来の基礎的財政収支の黒字によって完全に償還できるなら、今期の期首の政府債務残高は以下のように表されるはずである。

$$(3) \quad B_{t-1} = E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} \prod_{j=t}^i (1 + R_{j-1})^{-1} \cdot (T_i - G_i) \right]$$

このもとでは、政府による「借り逃げ」が生じないことが保証されるという意味で政府債務は維持可能である。(2)式と(3)式を比較すると、政府債務の維持可能性が満たされるためには、いわゆる No Ponzi Game 条件を満たす必要がある。

$$(4) \quad H_0: \lim_{m \rightarrow \infty} E_t \left[\prod_{j=1}^m (1 + r_{j-1})^{-1} \cdot B_m \right] = A = 0 \quad A: \text{定数}$$

Hamilton and Flavin (1986) では、①(2)式の右辺第1項(期待基礎的財政収支の割引現在価値の流列)が過去の基礎的財政収支によって説明される、②右辺第2項の割引率は每期一定となると仮定したうえで、以下の式で係数 A が有意にゼロと異なるか否かを検定する。

$$(5) \quad B_{t-1} = \text{const} + A(1+r)^t + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot (T_{t-i} - G_{t-i}) + \sum_{i=2}^{p+1} \gamma_i \cdot B_{t-i} + \varepsilon_t$$

ここで、(5)式に政府債務のラグ項が含まれるのは自己相関を除去するためである。なお、(5)式はいくつかの方向で拡張も試みられている。第1に、利子率一定の仮定が必ずしも現実的とはいえないことから、欧米ではフィッシャー方程式から算出した実現利子率を用いた分析も行われている(Wilcox (1989))。第2に、Bohn (1995) は Lucas 型の不確実性を考慮したマクロモデルを構築し、動学効率性が満たされるもとでは、割引因子として(実質利子率ではなく)家計の異時点間の消費の限界代替率が用いることが適切であると主張している。

$$(6) \quad H_0: \lim_{m \rightarrow \infty} E_t [(1 + \rho_{t,m})^{-1} \cdot B_m] = A' = 0 \quad A': \text{定数}$$

$\rho_{t,m}$: t 期と m 期における消費の異時点間限界代替率

消費の異時点間の限界代替率は、家計の通時的最適化問題における消費の1階の必要条件を GMM

3) もっとも、土居・中里(2004)でも指摘されているように、日本でこの方法を用いるとオイルショック期に実質利子率がマイナスになるなどの問題が生じる。

推定することによって得られる。⁴⁾

2.2 共和分検定を用いるタイプ

Hamilton and Flavin (1996) 型の検定は割引因子に関して統一的な見解が得られておらず、割引因子の選択によって結論が変わる余地があるところに欠点がある。加えて、政府債務が非定常変数であるときには(5)式の推計が「見せかけの回帰」になってしまうことも懸念される。Trhan and Walsh (1988) や Hakkio and Rush Haug (1991)、Haug (1991) らによって提唱され、Ahmed and Rogers (1995) によって精緻化された共和分検定を用いる手法は、これらの欠点を克服するものだといえる。この手法の概要をごく簡潔にまとめると以下ようになる。

まず、割引因子に家計の異時点間の消費の限界代替率を用いると、政府の通時的な予算制約式は以下のように表記される。

$$(7) \quad B_{t-1} = E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot (T_i - G_i) \right] + \lim_{m \rightarrow \infty} E_t [(1 + \rho_{t,m-1})^{-1} \cdot B_m]$$

(7)式の階差をとると、

$$(8) \quad \Delta B_{t-1} = \Delta E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot T_i \right] - \Delta E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot G_i \right] \\ + \lim_{m \rightarrow \infty} E_t [(1 + \rho_{t,m-1})^{-1} \cdot B_m] - \lim_{m \rightarrow \infty} E_t [(1 + \rho_{t-1,m-1})^{-1} \cdot B_{m-1}]$$

No Ponzi Game 条件が満たされれば上式は以下のように表記できる。

$$(9) \quad \Delta B_{t-1} = \Delta E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot T_i \right] - \Delta E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot G_i \right]$$

ここで政府の予算制約(1)式より

$$(10) \quad \Delta B_{t-1} = R_{t-2} \cdot B_{t-2} + G_{t-1} - T_{t-1}$$

であるから、No Ponzi Game 条件が成立することは、(9)式が以下のように誤差修正表現できることと同値である。

$$(11) \quad \Delta E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot T_i \right] - \Delta E_t \left[\sum_{i=t}^{\infty} (1 + \rho_{t,j-1})^{-i} \cdot G_i \right] \\ - (R_{t-2} \cdot B_{t-2} + G_{t-1} - T_{t-1}) = 0$$

4) 1階の必要条件がオイラー方程式となるためにGMMで推定する必要がある。なお、この方法で家計の異時点間の消費の限界代替率を推計する場合、当然ながら効用関数を特定化する必要がある。

(11)式が成立するか否かは、利払い ($R_{t-1} \cdot B_{t-1}$) と政府支出 (G_t) と税収 (T_t) の間に $[1, 1, -1]$ の共和分ベクトルをもつ共和分関係が成立するか否かを検定することによって判定できる。この手法は割引因子を選択する必要がなく、かつ、利用データが非定常でも適用できるという利点がある。

2.3 日本を対象とした先行研究の分析結果

Fukuda and Teruyama (1994) は1965～1992年度の国の一般会計のデータを用いて Hamilton and Flavin (1986) タイプの検定を実施し、政府債務は維持可能であるとの結論を得ている。また、土居・中里 (1998) も1955～1995年度の国・地方の政府債務のデータを用いてやはり Hamilton and Flavin (1986) タイプの検定を行い、割引因子に利子率と消費の異時点間代替率のいずれを用いても政府債務は維持可能であるとの結果を得ている。

これに対し、加藤 (1997) は中央政府のみを対象として1947～1994年度をサンプルとして共和分検定による分析を実施し、政府債務は維持可能でないという結果を示している。また、Ihori, Nakazato and Kawade (2002) では、国・地方の政府債務について、期初を1957年度に固定したうえで終期を1993年から1年ずつ延ばしていくかたちで Hamilton and Flavin (1986) タイプの検定を行っている。この結果、自然利子率の設定によっては、1997年度以降を含むサンプルから政府債務が維持可能であるという帰無仮説が採択されなくなる。さらに、土居・中里 (2004) は Bohn (1998) と同じ定式化を採用して1956～2000年度のデータを用いて国・地方の政府債務の維持可能性を検定し、政府債務の持続可能性の十分条件が満たされないとの結論を得ている。

これまで紹介した先行研究の分析結果から、1990年代初頭までの政府債務はおおむね持続可能な状態にあったと判断することができよう。これは国のみの債務を対象とした分析、国・地方の債務の合計を対象とした分析の両方についてあてはまる。しかし、1990年半ば以降は政府債務の持続可能性に関して否定的な結果が多くなる。仮に政府債務の No Ponzi Game 条件が成立していないことが真実であれば、この時点で理論モデルによる経済分析の有用性はほとんど失われてしまう。経済主体の通時的最適化行動に立脚して構築されたモデルのもとでは、資産や負債に関する No Ponzi Game 条件が拘束的でないと定常均衡から発散する経路を排除できず、意味のある動学分析を行えないからだ。

ただ、これまで紹介した先行研究はいずれも2000年度以前のデータによるものである。現実には、2000年代に入って既に7年が経過した現在においても、政府債務残高と公債利回りが発散的に増加(上昇)する兆候は確認できない。むしろ公債利回りは低位で安定的に推移してきた。こうした2000年代以降の状況も明示的に考慮して分析した場合、政府債務の持続可能性に関する結論が変わる可能性もある。

2000年以降のデータを実際に用いた数少ない実証研究として宮尾 (2005) が挙げられる。宮尾 (2005) は中央政府を対象として1977年第2四半期～2003年第1四半期をサンプルとした共和分検定を行っている。宮尾 (2005) の分析は、①他の先行研究と比べてより直近の期間を対象としていることに加え、②小標本での検出力が高い先進的な手法 (Dickey Fuller GLS 検定) を採用している点

において注目される。宮尾（2005）によれば、予め共和分ベクトルに制約を課した検定（すなわち、(10)式の関係より ΔB の定常性を直接的に Dickey Fuller GLS 検定するケース）では政府財政の維持可能性が支持されている。

3 日本の普通国債の持続可能性に関する共和分検定

より直近のデータを用いて検定を実施した場合、政府債務の持続可能性はどのように判定されるであろうか。本論文では、国の主要な債務である普通国債を対象とし、1970年度～2007年度の中央政府の一般会計の歳入（除：公債金収入）、歳出（除：国債費）、利払費、普通国債発行額純増の年度系列を用いたうえで、予め共和分ベクトルに制約を課した検定を実施した。検定の手法としては、 $I(1)$ を帰無仮説とする Augmented Dickey Fuller 検定(ADF 検定)と Dickey Fuller GLS 検定(DF-GLS 検定)、および $I(0)$ を帰無仮説とする Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) の検定(KPSS 検定)を用いた。名目値系列と実質値系列それぞれでの検定の結果が表1に示されている。なお、実質値系列の作成には、1985年度以降については消費税の影響が除かれた企業物価指数（2000年平均=100）（日本銀行）の月次系列から年度平均値を算出して用いた。他方、1984年度以前については、消費税の影響を除去する前と後の両方の企業物価指数を掲載している期間のうち、1985年1月～1989年3月について「影響除去前系列／影響除去後系列」の平均値を計算し（0.9665（標準偏差は0.0007））、この比率を用いて両指数を接続したうえで同様の方法で実質化した。

表1(1)で歳入、歳出、利払費の名目値系列に関する単位根検定の結果を見ると、ADF 検定、DF-GLS 検定、KPSS 検定のうち少なくとも1つについて $I(0)$ であることが支持されない。他方、これらの系列では全てのタイプの検定で、少なくとも10%有意水準で $I(1)$ であることが支持される。つまり、歳入、歳出、利払費の名目値系列はいずれも $I(1)$ 変数とみなすことが妥当である。他方、国債純増の名目値系列は、これら3つの $I(1)$ 変数を $[1, -1, 1]$ のベクトルで線形結合したものとして解釈される。国債純増は、ADF 検定、DF-GLS 検定、KPSS 検定のいずれのもとでも $I(0)$ であることが統計的に有意に支持される。⁵⁾また、同じ結論は表1(2)の実質値系列のケースでも得られる。以上の検定結果から判断する限り、歳入、歳出、利払費の3変数は $[1, -1, 1]$ の共和分ベクトルをもつ共和分関係にあると言える。したがって、政府債務に関する No Ponzi Game 条件が成立しており、現時点において日本国債は持続可能と判定される。

これに対し、表2では、期間を1970～2000年度に変更したうえで同様の検定を実施した結果が示されている。このうち表2(1)は、名目値系列に関する単位根検定の結果である。歳入、歳出、利払費について見ると、ADF 検定、DF-GLS 検定、KPSS 検定の全てにおいて、少なくとも10%有意水準で $I(0)$ であることが支持されない。次に階差系列についてみると、利払い費に関しては ADF 検定で $I(1)$ であることが支持されない。さらに、国債純増については、KPSS 検定では「 $I(0)$ である」とい

5) このうち Dickey-Fuller GLS 検定 (DF-GLS 検定) については標本数が少ないことに留意する必要がある。

(表1) 普通国債の持続可能性に関する共和分(単位根)検定: 1970~2007年度

(1) 名目値系列での検定

	帰無仮説	検定	歳入 (除: 公債金収入)			歳出 (除: 国債費)			利払費			国債純増		
レベル項	I(1)	ADF	-2.12	(0)	C	-3.25**	(0)	C	-2.55	(2)	C,T	-3.85**	(5)	C,T
		DF-GLS	-0.41	(1)	C	-0.43	(1)	C	-0.71	(2)	C	-1.95**	(3)	C
	I(0)	KPSS	0.15**	[4]	C,T	0.17**	[4]	C,T	0.16**	[4]	C,T	0.08 ¶	[4]	C,T
階差項	I(1)	ADF	-3.80***	(0)	N	-3.04***	(0)	N	-1.79*	(0)	N			
		DF-GLS	-4.36***	(0)	C	-3.82***	(0)	C	-2.12**	(0)	C			
	I(0)	KPSS	0.10 ¶	[1]	C,T	0.11 ¶	[1]	C,T	0.10 ¶	[5]	C,T			

(2) 実質値系列での検定

	帰無仮説	検定	歳入 (除: 公債金収入)			歳出 (除: 国債費)			利払費			国債純増		
レベル項	I(1)	ADF	-1.91	(0)	C	-3.11**	(0)	C	-2.03	(2)	C	-3.68**	(5)	C,T
		DF-GLS	-0.66	(1)	C	-0.50	(1)	C	-0.77	(1)	C	-2.95*	(3)	C,T
	I(0)	KPSS	0.16**	[5]	C,T	0.18**	[4]	C,T	0.18**	[5]	C,T	0.08 ¶	[4]	C,T
階差項	I(1)	ADF	-4.44***	(0)	N	-4.24***	(0)	N	-1.96**	(0)	N			
		DF-GLS	-4.41***	(0)	C	-4.41***	(0)	C	-2.27**	(0)	C			
	I(0)	KPSS	0.07 ¶	[0]	C,T	0.09 ¶	[1]	C,T	0.11 ¶	[4]	C,T			

【検定の名称】

ADF : Augmented Dickey-Fuller 検定

DF-GLS: Elliott, Rothenberg and Stock (1996) による Dickey-Fuller GLS 検定

KPSS : Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) による「帰無仮説: 定常 I(0)」とする検定

- 1) 「C」は定数項を含めた定式化、「C, T」は定数項とトレンド項を含めた定式化、「N」は定数項もトレンド項も含めない定式化で検定を行っていることを意味する。
- 2) 「*」は10%水準、「**」は5%水準、「***」は1%水準で帰無仮説(ADF検定・DF-GLS検定の場合は「H₀: I(1)」、KPSS検定の場合は「H₀: I(0)」)が統計的に有意に棄却されることを示す。
- 3) ¶は、KPSS検定において10%水準で「H₀: I(0)」が棄却されないことを示す。
- 4) ADF検定およびDF-GLS検定における()内の数値は、Schwarz-Bayes情報量基準から判定された最適ラグ次数を示す。
- 5) KPSS検定における[]内の数値は、誤差項の長期分散を導出するにあたってNewey and West (1994)の基準で選択されたBandwidthの次数を示す。
- 6) DF-GLSはElliott-Rothenberg-Stock (1996)で提示された標本数50における表を用いて有意性を検定している。

(表2) 普通国債の持続可能性に関する共和分(単位根)検定: 1970~2000年度

(1) 名目値系列での検定

	帰無仮説	検定	歳入 (除: 公債金収入)			歳出 (除: 国債費)			利払費			国債純増		
レベル項	I(1)	ADF	-1.53	(0)	C	-1.63	(0)	C	-1.80	(1)	C	-3.10	(5)	C,T
		DF-GLS	-0.18	(1)	C	-0.36	(2)	C	-1.42	(1)	C	-0.81	(3)	C
	I(0)	KPSS	0.14*	[4]	C,T	0.16**	[4]	C,T	0.16**	[4]	C,T	0.09 ¶	[3]	C,T
階差項	I(1)	ADF	-3.10***	(0)	N	-1.69*	(0)	N	-1.38	(0)	N			
		DF-GLS	-4.04***	(0)	C	-4.64***	(0)	C	-1.50	(0)	C			
	I(0)	KPSS	0.11 ¶	[3]	C,T	0.06 ¶	[1]	C,T	0.28 ¶	[4]	C			

(2) 実質値系列での検定

	帰無仮説	検定	歳入 (除：公債金収入)			歳出 (除：国債費)			利払費		国債純増			
レベル項	I(1)	ADF	-0.81	(0)	C	-2.79	(0)	C,T	-1.58	(1)	C	-2.71	(5)	C,T
		DF-GLS	-1.89	(1)	C,T	-2.89*	(1)	C,T	-1.17	(1)	C	-2.88	(5)	C,T
	I(0)	KPSS	0.10	¶ [4]	C,T	0.13*	[2]	C,T	0.15**	[]	C,T	0.10	¶ [4]	C,T
階差項	I(1)	ADF	-4.11***	(0)	N	-3.19***	(0)	N	-1.59	(0)	N			
		DF-GLS	-4.17***	(0)	C	-5.59***	(0)	C	-1.83*	(0)	C			
	I(0)	KPSS	0.12	¶ [1]	C	0.10	¶ [5]	C	0.24	¶ [4]	C			

【検定の名称】

ADF : Augmented Dickey-Fuller 検定

DF-GLS: Elliott, Rothenberg and Stock (1996) による Dickey-Fuller GLS 検定

KPSS : Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) による「帰無仮説：定常 I(0)」とする検定

※表の見方に関する注意点は、表1の脚注1)～6)に準じる。

う帰無仮説が10%水準で棄却されないものの、ADF 検定と DF-GLS 検定では「I(1)である」という帰無仮説が10%水準で棄却されず、I(0)変数であることを支持する強い根拠は得られない。

実質値系列で検定を実施した表2(2)のケースでも、得られる結論はほぼ同じである。これらの結果から判断する限り、1970年度～2000年度を標本としたときには、歳入、歳出、利払費の3変数は共和分関係にあるとは言えない。したがって、2000年以前までを分析期間とした場合には、検定の手法や対象とする政府の範囲(国のみか国・地方の合計か)の差異も考慮に入れる必要はあるものの、先行研究と同様に「政府債務は持続可能でない」という判定が下される。

直近までを分析期間に含めることにより、国債の持続可能性に関する結論が逆転するのはなぜだろうか。しかも、「1 はじめに」でも紹介したように、国債残高そのものは直近になっても減少していない。本論文では投資家サイドから見た国債の「金融資産」としての側面、すなわち、国債が高値(低金利)で安定的に取引されている現状に着目する。国債市場には、政府債務を発散させないようないわば「安定化装置」とも呼べる動学的調整メカニズムが働いている可能性がある。こうした問題意識のもと、次節では国債市場を明示的に考慮したマクロ動学モデルを構築し、国債市場の長期均衡の動学的な特性を理論面から検証する。

4 理論モデルによる分析

4.1 モデル

本節では、Kameda and Nakata (2005) をベースとしてシンプルな動学マクロモデルを構築する。本論文では公債市場の分析の中心に据えることもあり、財市場については、民間資本蓄積が実質 GDP に影響を及ぼさない(つまり実質 GDP が総需要から決定される)単純な構造を採用している。⁶⁾ まず、財市場の均衡式を以下のように定式化する。

$$(12) \quad Y_t = C_t + I_t + G_t \quad Y : \text{GDP} \quad C : \text{消費} \quad I : \text{投資} \quad G : \text{政府支出}$$

ここでは単純化のために海外部門を捨象している。さらに、総需要を構成する消費関数と投資関数をそれぞれ以下のように定式化する。

$$(13) \quad C_t = C((1-\tau) \cdot (Y_t + R_{t-1} \cdot B_{t-1}), A_{t-1})$$

$$(14) \quad I_t = I(R_t)$$

τ : 税率 R : 国債利回り A : 金融資産 B : 国債

次に、家計の金融資産は国債と貨幣から構成されるものとする。

$$(15) \quad A_t = B_t + M_t \quad M : \text{貨幣}$$

ワルラス法則の成立をふまえ、以下ではこのうち貨幣市場の均衡についてのみ明示的に分析する。まず、民間部門の貨幣需要関数を定式化する。ここでは、貨幣需要の説明要因として、①取引需要、②貨幣保有の機会費用（付利資産である国債の収益率）、③資産効果を考慮した。

$$(16) \quad M_t^D = M^D(Y_t, R_t, A_{t-1})$$

他方、貨幣供給については中央銀行によって外生的にコントロールされるものとする。

$$(17) \quad M_t^S = \bar{M}$$

(12)式～(17)式より、財市場と金融市場を同時に均衡させる GDP と利子率の誘導形が以下のように導出される。ただし、符号条件を確定するにあたっては、消費に対する資産効果が貨幣需要に対する資産効果を上回ると仮定している。

$$(18) \quad Y_t = f(B_{t-1}, R_{t-1}, \bar{M}, G_t)$$

$$(19) \quad R_t = g(B_{t-1}, R_{t-1}, \bar{M}, G_t)$$

6) ここではモデルにミクロ的基礎付けをしていないが、同様のモデルは Blanchard-Yaari タイプ (Yaari (1965), Blanchard (1985)) の連続時間世代重複モデルをベースとし、これを無限期間・離散時間モデル無限期間・離散時間モデルとして定式化することによっても導出できる。例えば中田 (2007) を参照されたい。Blanchard-Yaari タイプのモデルを用いる利点として、公債の資産効果にミクロ的基礎付けが与えられることが挙げられる。

ここで分析を容易にするため、(18)式と(19)式を定常均衡の近傍で線形近似する。いま、変数 X の定常均衡からの乖離幅を

$$(20) \quad x_t = X_t - X^*$$

と定義する。さらに M_{t-1} は不変であると仮定すると、(18)式と(19)式の線形近似式は以下のようになる。

$$(21) \quad y_t = \alpha_1 \cdot b_{t-1} + \alpha_2 \cdot r_{t-1} + \alpha_3 \cdot g_t + \alpha_4 \cdot m_t$$

$$(22) \quad r_t = \gamma_1 \cdot b_{t-1} + \gamma_2 \cdot r_{t-1} + \gamma_3 \cdot g_t - \gamma_4 \cdot m_t$$

他方、政府の予算制約式は

$$(23) \quad B_t = (1 + (1 - \tau) \cdot r_{t-1}) \cdot B_{t-1} + G_t - \tau \cdot Y_t$$

である。この(23)式をやはり定常均衡の近傍で線形近似し、(21)式を代入すると以下のようになる。

$$(24) \quad b_t = (1 + (1 - \tau) \cdot R^* - \tau \cdot \alpha_1) \cdot b_{t-1} + ((1 - \tau) \cdot B^* - \tau \cdot \alpha_2) \cdot r_{t-1} \\ + (1 - \tau \cdot \alpha_3) \cdot g_t - \tau \cdot \alpha_4 \cdot m_t$$

この式と利子率の誘導形(22)式を連立させることにより、国債市場の動学方程式体系が導出される。

$$(25) \quad \begin{bmatrix} b_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + (1 - \tau) \cdot R^* - \tau \cdot \alpha_1 & (1 - \tau) \cdot B^* - \tau \cdot \alpha_2 \\ \gamma_1 & \gamma_2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} (1 - \tau \cdot \alpha_3) \cdot g_t - \tau \cdot \alpha_4 \cdot m_t \\ \gamma_3 \cdot g_t - \gamma_4 \cdot m_t \end{bmatrix}$$

なお、この動学方程式体系は以下のような書き換えも可能である。

$$(26) \quad \begin{bmatrix} \Delta b_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \tau) \cdot R^* - \tau \cdot \alpha_1 & (1 - \tau) \cdot B^* - \tau \cdot \alpha_2 \\ \gamma_1 & \gamma_2 - 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} (1 - \tau \cdot \alpha_3) \cdot g_t - \tau \cdot \alpha_4 \cdot m_t \\ \gamma_3 \cdot g_t - \gamma_4 \cdot m_t \end{bmatrix}$$

(26)式の係数行列の1行1列要素は、前期末(当期首)における政府債務残高の均衡からの乖離が当期末(次期首)の政府債務残高に及ぼす影響をあらわす。具体的には、前期末における公債増発は1期後の利払い負担を増加させる一方、公債の資産効果が働く場合には1期後の税収を増加させる。

このネットの効果が1期後の政府債務残高（の均衡からの乖離幅）への影響となる。仮に「 $(1-\tau) \cdot R^* < \tau \cdot \alpha_1$ 」であれば、1行1列要素は定常均衡からの乖離を動学的に縮小させるように作用する。

もうひとつの対角要素である係数行列の2行2列要素は、前期における公債利回りの均衡からの乖離が当期の公債利回りに及ぼす影響をあらわす。このモデルではGDPが総需要から決定され、マクロ経済がIS-LMモデルのような構造になっている。よって、前期の金利の上昇による今期の利子所得の増加は今期の公債利回りを上昇させる。ただし、この今期の金利の上昇幅が前期末の金利の上昇幅を下回る限り（ $\gamma_2 < 1$ ）、2行2列要素はやはり定常均衡からの乖離を動学的に縮小させるように作用する。

次に、非対角要素のうち、1行2列要素は前期における公債利回りの均衡からの乖離が当期末（次期首）の公債残高に及ぼす影響をあらわす。前期末における公債利回りの上昇は、上昇幅に均衡政府債務残高（ $(1-\tau) \cdot B^*$ ）を乗じた分だけ1期後の利払い負担を増加させる。他方で、公債の資産効果が働く場合には、金利の上昇幅に利子所得を乗じた分だけ1期後の税収を増加させる。原則としてストックを通じた効果はフローを通じた効果を上回るため、この要素はプラスの値をとる（ $(1-\tau) \cdot B^* > \tau \cdot \alpha_2$ ）と考えられる。つまり、1行2列要素は定常均衡からの乖離を動学的に拡大させるように作用する。また、2行1列要素は前期（当期首）における政府債務残高の均衡からの乖離が当期の公債利回りに及ぼす影響を規定する。資産効果が働く場合には、前期の政府債務残高の上昇は今期の公債利回りを上昇させるように作用する。

4.2 公債市場の定常均衡の安定性

このモデルの定常均衡の安定性は(26)式の係数行列の固有値の符号条件によって判定される。第1に、2つの固有値の符号（固有値が複素根をもつ場合、その実部の符号（以下同じ））がともにマイナスとなれば公債市場の定常均衡は局所安定的である。第2に、2つの固有値が異なる符号をもつ場合は鞍点均衡となる。このケースでは、動学変数がいったん長期均衡値から逸脱すると、Stable Arm（鞍点経路）に復帰した場合にのみ再び定常均衡へと収束する。換言すれば、国債市場は条件付で安定的ということになる。第3に、固有値の符号が2つともプラスとなるときには定常均衡は不安定になる。この場合には、いったん定常均衡から逸脱すると、公債残高は発散してしまう。

第3節での仮説検定の結果によれば、現状においてわが国政府の通時的な予算制約（いわゆる“*No Ponzi Game* 条件”）は満たされている。この場合、理論的には国債市場の長期均衡が不安定であるとは考えられない。そうだとすれば、国債市場の長期均衡が局所安定的であるのか、それとも鞍点均衡であるのかを知ることが重要になる。

仮に、国債市場の長期均衡が「鞍点」であるならば、動学変数（国債残高と国債利回り）を常に鞍点経路に復帰させ、定常均衡へと収束させる調整メカニズムが現実の国債市場に備わっていることになる。換言すれば、ひとたびこうした調整メカニズムが失われてしまうと、もはや動学変数はStable Arm（鞍点経路）に復帰できず、国債残高は発散してしまうことになる。つまり、国債市場の長期均衡の安定性は非常に「脆い」といえ、安定性を高めるための政策対応が不可欠となる。そこで、次

節ではシンプルな回帰分析を行い、わが国公債市場の長期均衡の特性を実証的に明らかにする。

5 動学方程式体系の係数行列の推定

公債市場の長期均衡の動学方程式体系(26)式を改めて表記すると以下のとおりである。

$$(27) \quad \begin{bmatrix} b_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ \theta_1 & \theta_2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_3 \cdot g_t + \delta_4 \cdot m_t \\ \theta_3 \cdot g_t - \theta_4 \cdot m_t \end{bmatrix}$$

ただし、現実には中央銀行はコールレートを政策変数としていることをふまえ、(27)式を以下のように変更する。

$$(28) \quad \begin{bmatrix} b_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 & \delta_2 \\ \theta_1 & \theta_2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_3 \cdot g_t + \delta'_4 \cdot rc_t \\ \theta_3 \cdot g_t + \theta'_4 \cdot rc_t \end{bmatrix} \quad rc : \text{コールレート}$$

この連立方程式体系の推計を試みる。(28)式をもとに以下の2本の推定式を考える。

$$(29) \quad b_t = \delta_1 \cdot b_{t-1} + (\delta_2 \cdot r_{t-1} + \delta_3 \cdot g_t + \delta'_4 \cdot rc_t) + \varepsilon_{1,t}$$

$$(30) \quad r_t = \theta_2 \cdot r_{t-1} + (\theta_1 \cdot b_{t-1} + \theta_3 \cdot g_t + \theta'_4 \cdot rc_t) + \varepsilon_{2,t}$$

ただし、(20)式に示したように、各変数は定常均衡からの乖離幅として定義される。⁷⁾(29)および(30)式はそれぞれ、先決内生変数や外生変数の影響を制御したもとの当該動学変数の「単位根検定の推定式」として解釈可能である。したがって、 δ_1 、 θ_2 がともに1未満であるならば、国債市場の長期均衡が(局所)安定的となる十分条件が満たされる。その逆に、 δ_1 、 θ_2 がともに1以上であれば、国債市場の長期均衡が発散する十分条件が満たされる。興味深いのは、一方の係数が1以上で、もう一方の係数が1未満となるケースである。このとき、単一の動学調整式で見ると発散過程にある場合でも、連立方程式体系としてとらえると、もう一方の動学変数との相互作用によって発散が抑えられることがありうる。これが国債市場の長期均衡が鞍点となるケースである。

(29)および(30)式は誘導型であるため最小二乗法で推定できる。以下では、経済の構造変化も考慮して1985年度～2007年度を推定期間とし、この間の各系列の平均値を定常均衡値と仮定したうえで(29)および(30)式をOLS推定した。この推定結果が表3に示されている。

表3(1)から明らかのように、政府の予算制約式のみを単独で見た場合には、国債残高は発散過程にあることがわかる。⁸⁾また、前期の国債利回りが上昇(下落)すると、今期の国債残高は増加(減

7) 政府支出やコールレートは内生変数ではないため、基準値からの乖離幅である。

8) 第3節における国債純増に関する単位根検定では、先決内生変数や外生変数の影響が制御されていないために、定常であるとの結果が得られたのだと考えられる。

(表3) 動学方程式体系の推定結果 (推定期間: 1985年度~2007年度)

(1) 従属変数: 今期 実質国債残高 (兆円)

説明変数	係数 推定値	t 値
前期 実質国債残高 (兆円)	1.06	(39.7***)
前期 実質公債利回り (%)	4.33	(2.29**)
今期 一般歳出 (兆円)	1.88	(5.74***)
今期 実質コールレート (%)	3.53	(2.19**)
定数項	18.22	(8.56***)
定数項ダミー (1998年度)	17.42	(4.42***)

自由度修正済決定係数=0.99 Durbin Watson 値=1.33

(2) 従属変数: 今期 実質国債利回り (%)

説明変数	係数 推定値	t 値
前期 実質国債残高 (兆円)	-0.0004	(-0.17)
係数ダミー (1991年度以前)	0.0057	(2.63**)
前期 実質公債利回り (%)	0.41	(4.84***)
今期 一般歳出 (兆円)	-0.02	(-0.83)
今期 実質コールレート (%)	0.59	(5.75**)

自由度修正済決定係数=0.97 Durbin Watson 値=1.66

- 注1) 各変数とも、1985年度~2007年度の平均値 (定常均衡の仮定値) との偏差
 注2) 各変数とも、消費税の影響を除いた企業物価指数 (本文参照) で実質化している。
 注3) 誤差項に1階の自己相関が発生している可能性を考慮し、各係数推定値の有意性に関する t 検定は、Newey and West (1987) の不均一分散・自己相関一致 (HAC) 標準誤差を用いて行っている。

少) する。さらに、今期の政府支出やコールレートは国債残高と統計的に有意なプラスの相関を有する。他方、表3(2)に示されるように、財市場と金融市場の均衡として決定される国債利回りの動学は安定的である。また、今期の国債利回りは、1992年度以降については前期の国債残高とは統計的に有意な相関をもたない。さらに、今期の国債利回りは今期のコールレートとは強い正の相関をもつが、歳出の増加とは統計的に有意な相関をもたない。これらの推計結果より、国債市場の動学方程式体系の係数行列は以下のように記述できる。

$$(31) \begin{bmatrix} \Delta b_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.06 & 4.33 \\ 0 & -0.59 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} b_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{bmatrix}$$

※ b (実質国債残高) の単位は兆円、r (実質国債利回り) の単位は%である。

この係数行列の固有値は (0.06, -0.59) であり、現状におけるわが国の国債市場は鞍点均衡上にあることが明らかになる。これをグラフに示したものが図1である。

(図1) 現状における国債市場の長期均衡 (鞍点均衡)

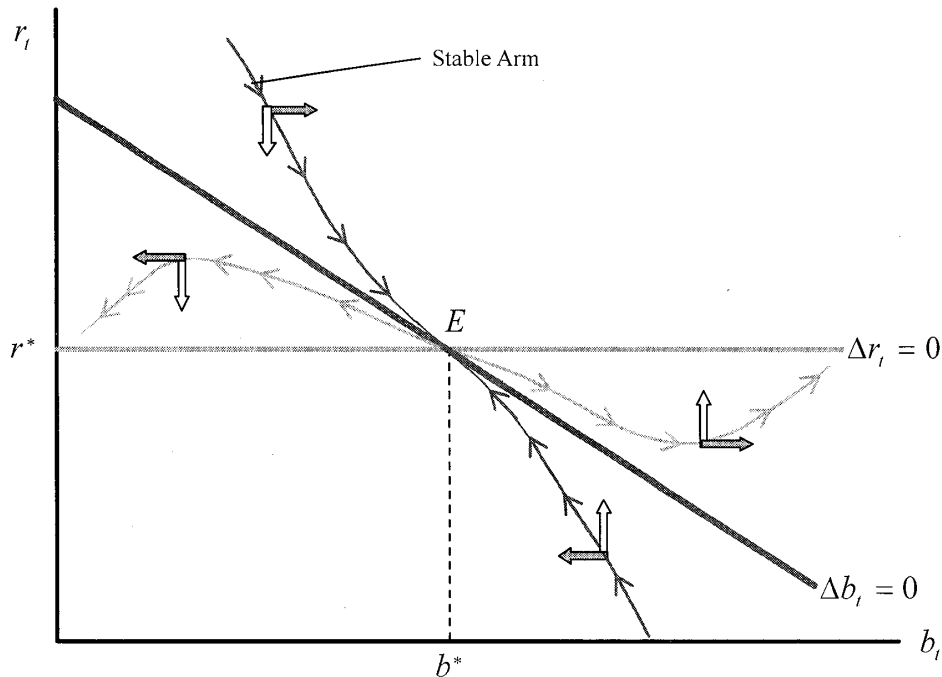


図1には、第1に、国債残高の増減が止まる $\Delta b = 0$ 線が描かれている。表3(1)の推定結果より、 $\Delta b = 0$ 線の傾きはマイナスとなる。また、動学方程式体系の係数行列の(1, 1)要素が正值をとることから、 $\Delta b = 0$ 線より右方の領域では国債残高が定常値から発散的に増加し、左方の領域では国債残高が発散的に0へと減少していく。第2に、図1には、国債利回りの変動が止まる $\Delta r = 0$ 線が描かれている。表3(2)の推定結果より、 $\Delta r = 0$ 線は横軸と平行になる。また、動学方程式体系の係数行列の(2, 2)要素が負値をとることから、 $\Delta r = 0$ 線より上方の領域では国債利回りが下落して定常値へと収束し、下方の領域では国債利回りが上昇して定常値へと収束する。これら2つの動学変数の動きをあわせると、図1に示された“Stable Arm”(鞍点経路)上に動学変数がある場合に限り、国債市場の長期均衡が点Eに収束することがわかる。逆に言えば、動学変数が鞍点経路から少しでも離れた場合には長期均衡は不安定になり、国債残高は発散してしまう。

第3節の実証分析では、国債残高は持続可能であるという判断が下された。これは一般会計の通時的予算制約式が満たされていることと同値である。この場合、理論的には国債残高が発散する可能性は排除される。他方で、動学方程式の係数行列の2つの固有値が異なる符号をもつことから、国債市場の長期均衡は局所安定的ではない。以上から判断する限り、現実の経済では、国債市場の均衡は図1で例示されるような鞍点経路上にあるとみなすことが妥当である。そして、こうした鞍点経路に沿った定常均衡への収束は、金融市場において国債利回りの均衡値が安定的に推移することによって初めて保証されているのである。

6 少子高齢化の進展が国債市場の長期均衡の安定性に及ぼす影響

近年の少子高齢化の進展に伴い、社会保障関連の国の支出は一貫して増加してきた。高齢化の進行はこの先も続き、かつ、平成16年年金制度改正において基礎年金の国庫負担割合を2009年度までに2分の1（現在は3分の1）に引き上げることも決まっていることから、社会保障関連の国の支出はこれからも増加していくことはほぼ確実である。

こうした状況が続くなか、わが国の国債市場では今後も鞍点経路に沿って安定的な長期均衡が実現され、国債残高を発散させることなく財政を運営していくことが可能であろうか。本モデルでは、人口動態を明示的に定式化していないため、少子高齢化が経済に及ぼす影響を厳密に扱うことは難しいものの、高齢化に関連する政府支出の増加が国債市場の長期均衡に及ぼす影響について一定の分析を行うことは可能である。

いま、表3(1)の推定結果より、

$$(32) \quad \Delta b_t = 0.06 \cdot b_{t-1} + 4.33 \cdot r_{t-1} + 1.88 \cdot g_t + 3.53 \cdot rc_t + 18.2 + 17.4 \times Dummy'98 + e_t$$

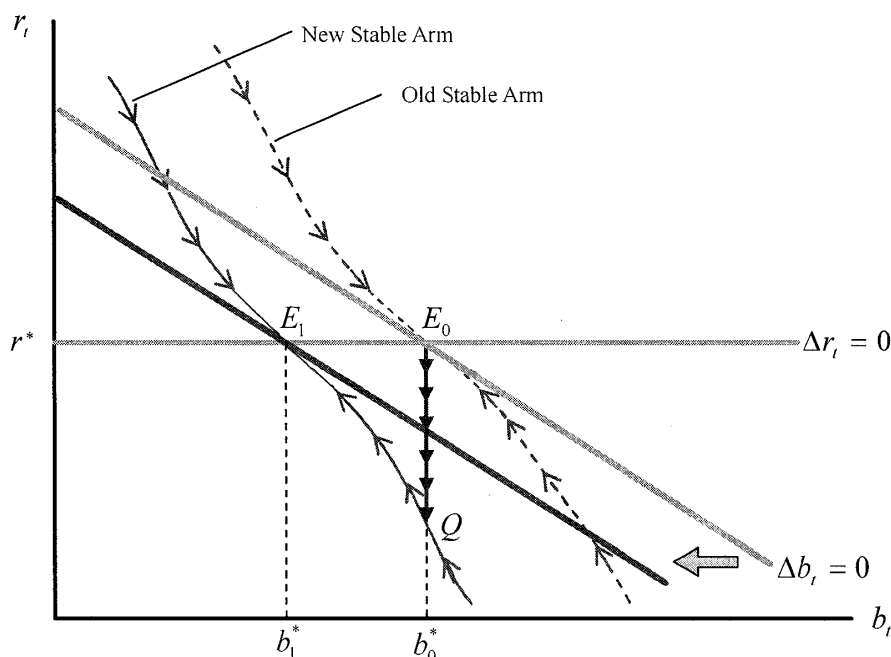
である。よって、縦軸を r 、横軸を b とする平面において、政府支出の増加は $\Delta b = 0$ 線の下方向シフトとして表すことができる。一方、表3(2)に示されるように、今期の国債利回りと今期の政府支出の間には統計的に有意な相関はみられない。よって、政府支出が増加しても $\Delta r = 0$ 線はシフトしない。これらをグラフで示したものが図2である。

図2からわかるように、政府支出が増加すると国債市場の長期均衡は E_0 から E_1 へとシフトする。このとき鞍点経路も同時に“Old Stable Arm”から“New Stable Arm”へとシフトする。ここで国債利回りが短期的に変化せず、 E_0 にとどまってしまう状況を仮定しよう。新しい長期均衡 E_1 のもとでは、もはや E_0 は鞍点経路上にない。したがって、このケースでは国債残高は E_1 へは収束せず、発散的に増加してしまう。このような財政破綻が生じないためには、長期均衡が E_1 へとシフトしたと同時に、国債利回りも新しい鞍点経路上にジャンプする必要がある。つまり、図2において、 E_0 から Q への国債利回りのジャンプが生じるならば、その後は“New Stable Arm”に沿って新しい定常均衡 E_1 へと収束する。

第3節の実証分析の結果によれば、現状において国債は持続可能である。これが正しいことを前提とすれば、政府支出の増加に対し、図2で示されるような国債利回りの下落ジャンプが実際に生じていることになる。つまり、政府支出の増加によって短期的に政府の予算制約が悪化するにも関わらず、利回りが長期均衡値より低くなっても国債を保有し続ける投資家が市場に存在することが示唆される。

本モデルのように単純な線形動学方程式体系を想定すると、政府支出が1兆円増加した場合に“New Stable Arm”への移行に要する国債利回りのジャンプ幅を概算できる。これによれば、政府支出1兆円の増加に対し、約24.4 Basis Pointの国債利回りの瞬時的な下落が必要となる。近年の日本経済においては、こうした急激な調整を可能にする要因が少なくとも3つあったと考えられる。第

(図2) 政府支出の増加が国債市場の長期均衡の安定性に及ぼす影響



1に、景気低迷の長期化により、金融機関が民間貸出よりも国債保有による資金運用を選好した時期が続いたことが挙げられる。加えて、第2の要因として、ここ数年は欧米でも長期金利が低位で推移しており、国内だけでなく国外にも有力な資金運用先がなかったことも挙げられる。そして、第3に、わが国には郵便貯金や簡易保険、公的年金資金といった巨大な公的金融セクターが存在し、今日に至るまで大量の公債を保有してきた。これらの要因が重なることにより、国債市場に潤沢に資金が供給され、国債残高が増加するなかでも利払費が低水準に抑制されているのだと考えられる。

では、今後、高齢化の進展にともなって社会保障に関連した政府支出が継続的に増加していったとしても、こうした国債市場の「安定化装置」は機能し続けるであろうか。この問いに対しては否定的な見解を示さざるを得ない。その理由として、上に示した3つの要因について、いずれも変化の兆しが見えていることが挙げられる。まず、国内では大手金融機関の不良債権処理に目処が付き、直近では景気回復が続いていることから民間企業向け貸出残高が増加基調に転じている。また、米国で発生したサブプライム・ローン問題の影響で直近ではFRBが利下げに転じているものの、中長期的な方向性としては欧米の中央銀行が協調して過剰流動性を解消する流れにあり、これに伴ってグローバルな低金利も終焉することが予想される。さらに、2007年10月からは郵便貯金や簡易保険の民営化が始まり、その進展にともなって国債保有中心のポートフォリオも変化していくと考えられる。これらは全て国債から他の金融資産への資金運用シフトを加速させる要因であり、今後の国債市場において投資家から（金利下落ジャンプを受け入れるという意味での）「寛容さ」を失わせる条件としては十分である。国債市場の「安定化装置」がこれまでのように機能しなくなれば、高齢化にともなって政府支出が増加した際にもはや新しい鞍点経路へのジャンプは生じず、国債残高は発散的に増加してしまう。

財政破綻という最悪のシナリオを避けるためにとりうる方策は2つある。第1の方策は、現状の「安定化装置」が機能し続けるよう、新たな国債の安定消化主体を確保することである。この一環として政府は既に個人国債の販売に力を入れている。たしかに、個人国債が郵便貯金の受け皿となれば、「安定化装置」として一定の役割を果たすことができよう。しかし、民間金融機関が「失われた10年」に担ってきた国債安定保有主体としての役割を代替できるほど個人国債が普及する状況は考えにくい。そこで、第2の方策として、財政当局が金融機関での投資家の行動に依存せず、国債残高の増加を自律的に抑制するしくみを導入することが考えられる。理論的には、これは国債市場の長期均衡を「鞍点」から「(局所)安定」に変えることに相当する。そのためには、(31)式における動学方程式体系の係数行列の(1, 1)要素が負値となるように政策パラメータである税率を変更する必要がある。公債の発行によって増加する利払い分を相殺するだけの歳入が確保されれば、この係数行列の(1, 1)要素はマイナスとなる。換言すれば、高齢化の進展に伴って増加する政府支出の財源をあらかじめ確保すること、すなわち、増税を視野に入れた歳入改革が不可欠といえよう。

7 むすびにかえて

日本の国債残高は既に巨額にのぼっているが、国をとりまく財政状況はこの先さらに厳しさを増していくと予想される。短期的には地域格差の是正に国は積極的な関与を求められよう。中長期的には高齢化がさらに進展し、社会保障関連の支出圧力に直面することになるだろう。こうしたなか、政府は今後も国債残高を発散させることなく財政運営を行っていくことが可能であろうか。

この問いに説得的な回答を与えるべく、本論文では、第1に、現時点において国債が持続可能性であるか否かを統計学的な仮説検定(共和分検定)によって分析した。この結果、直近の2007年度のデータまでを標本期間とした場合、普通国債は持続可能であるという結論が得られた。そこで、残高の拡大に反して財政が持続可能と判定される背景を明らかにすべく、第2の分析として金融市場を明示的に含む動学マクロモデルを構築し、国債市場の長期均衡の安定性について理論・実証の両面から分析を行った。この結果、国債市場の長期均衡は、国債を大量かつ安定的に消化する投資家の存在によってはじめて安定となる鞍点均衡であることが示された。

しかし、持続的な景気回復、欧米での過剰流動性の解消、郵政民営化のスタートといった直近の諸要因をふまえると、今後も国債市場に潤沢に資金が供給され続ける状況は考えにくい。このもとで、高齢化の進展に伴う政府支出の増加が続いた場合には国債市場の均衡が鞍点経路から乖離し、国債残高が発散的に増加してしまうことが懸念される。このような最悪のシナリオによる国の財政破綻を回避するには、金融市場での投資家の行動に依存せず、歳出の増加を上回る財源をあらかじめ確保して国債発行を自律的に抑制していく必要がある。換言すれば、増税を視野に入れた歳入改革を伴う財政再建によって国債市場の安定性を高め、来るべき高齢社会の支出増加圧力に備えることが重要である。

参考文献

- Ahmed, Shagill and John H.Rogers(1995), "Government Budget Deficits and Trade Deficits: Are Present Value Constraints Satisfied in the Long-Term Data?" *Journal of Monetary Economics*, 36, pp.351-374
- Blanchard, O.J.(1985), "Debt, deficits, and finite horizons," *Journal of Political Economy*, 93, pp.223-247.
- Campbell, J.Y.(1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, vol.55(6), pp.1249-73
- Campbell, J.Y. and Mankiw, G.N.(1990), "Permanent income, current income and consumption," *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp.265-279
- Fukuda, S. and H.Teruyama(1994), "The Sustainability of Budget Deficits in Japan," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 35(2), pp.109-119
- Hamilton, J. and M.Flavin(1986), "On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing," *American Economic Review*, vol.76, pp.808-816
- Haug, Alfred A.(1991), "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the United States," *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, pp.97-101.
- Huang, Chao-His, and Kenneth S.Lin.(1993), "Deficits, Government Expenditures and Tax Smoothing in the United States: 1929-1988," *Journal of Monetary Economics*, 31, pp.317-39.
- Ihori, T., T.Doi and H.Kondo(2001), "Japanese fiscal reform: fiscal reconstruction and fiscal policy," *Japan and the World Economy*, vol.13, pp.351-370
- Ihori, T., T.Nakazato and M.Kawade(2003), "Japan's Fiscal Policies in the 1990s," *The World Economy*, vol.23 issue 3, pp.325-338
- Kameda, K. and M.Nakata(2005), "Public Debt and the Macroeconomic Stability in Japan", *Public Policy Review*, Vol.1, No.1, pp.49-89
- Trehan, Baharat and Carl E.Walsh(1991), "Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits," *Journal of Money, Credits, and Banking*, 23, pp.206-223.
- Wilcox, David W.(1989), "The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint," *Journal of Money, Credits, and Banking*, 21(3), pp.291-306.
- Yaari, M.E.(1965), "Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer," *The Review of Economic Studies*, 32(2), pp.137-150

- 亀田啓悟・中田真佐男 (2004), 「公的債務とマクロ経済の安定性」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第74号, 92-124頁
- 近藤広紀・伊藤新 (2004), 「中立命題の検証－政府支出調達面からの将来世代の負担の考察」, 井堀利宏編『日本の財政赤字：評価と展望』(岩波書店), 第2章, 27-51頁
- 土井丈朗・中里透 (1998), 「国債と地方債の持続可能性－地方財政対策の政治経済学－」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第47号, 76-105頁
- 土井丈朗・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：評価と展望』(岩波書店), 第3章, 53-84頁
- 中里透 (2004), 「課税平準化仮説と財政運営」, 井堀利宏編『日本の財政赤字：評価と展望』(岩波書店), 第4章, 85-103頁
- 中田真佐男 (2005), 「財政投融资制度の変革と政府債務－わが国資金循環の構造変化が政府債務に及ぼす影響－」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第79号, 80-137頁
- 中田真佐男 (2007), 「日本の財政投融资－実証分析による評価と展望－」(博士学位論文(慶応義塾大学))
- 宮尾龍蔵 (2005), 「日本の経常収支黒字と財政収支赤字の持続可能性」, 『国民経済雑誌』, 第191巻1号, 71-86頁

補論 Bohn (1998) タイプの検定

Bohn (1998) は以下の推定式において係数 ρ が有意に正の値となる時、政府債務(対GDP比)が維持可能であるための十分条件が満たされると主張する。

$$(A1) \quad \frac{S_t}{Y_t} = \rho \cdot \frac{B_t}{Y_t} + \mu_t = \rho \cdot \frac{B_t}{Y_t} + \alpha \cdot Z_t + \varepsilon_t$$

S : 基礎的財政収支 Y : GDP

μ : 基礎的財政収支 (対 GDP 比) を規定する公債以外の要因

Z : μ を規定する説明変数群

ここで ρ の頑健な推定値を得るためには Z を適切に選択することが重要である。この変数選択を誤ると推定における “Omitted Variables” の問題が顕在化してしまう。Bohn (1998) では Barro (1979) の課税平準化理論を背景として以下のような定式化を採用している。

$$(A2) \quad \frac{S_t}{Y_t} = \rho \cdot \frac{B_t}{Y_t} + \alpha_0 + \alpha_G \cdot GVAR_t + \alpha_Y \cdot YVAR_t + \varepsilon_t$$

GVAR : 恒常的政府支出からの乖離 (対 GDP 比)

YVAR : 恒常的 GDP からの乖離 (景気変動) (対恒常的 GDP 比)

ρ の係数が正であることが政府債務の維持可能性の十分条件となる背景は以下のとおりである。まず、公債残高を以下のように定義する。

$$(A3) \quad B_{t+1} = (1 + R_{t+1}) \cdot (B_t - S_t)$$

これを対 GDP 比で表記すると、

$$(A4) \quad \frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} = (1 + R_{t+1}) \cdot \frac{(B_t - S_t)}{(1 + g) \cdot Y_t} \approx (1 + R_{t+1} - g) \cdot \left[\frac{B_t}{Y_t} - \frac{S_t}{Y_t} \right]$$

g : GDP 成長率

この式に(A1)式を代入して整理すると以下ようになる。

$$(A5) \quad \Delta \left(\frac{B_{t+1}}{Y_{t+1}} \right) = - [1 - (1 + R_{t+1} - g) \cdot (1 - \rho)] \cdot \frac{B_t}{Y_t} - (1 + R_{t+1} - g) \cdot (\alpha \cdot Z_t + \varepsilon_t)$$

Bohn (1998) は米国では長期的に経済成長率が利子率を上回っていると指摘する。

$$(A6) \quad \bar{R} < g \Rightarrow (1 + \bar{R} - g) < 1$$

このもとでは、 $\rho > 0$ であれば右辺第1項の係数は必ずマイナスとなり、公債残高の対GDP比は定常過程にあることが示される。

仮に右辺第2項が存在しなければ、(A5)式は通常の単位根検定の推計式と同じになる。Bohn (1998)は、単位根検定において公債残高の対GDP比が非定常と判定されがちなのは、このZ（公債以外の基礎的財政収支の決定要因）が捨象されているからだと述べている。換言すれば、Bohn (1998)タイプの検定ではZを適切に選択することが非常に重要である。

Bohn (1998)タイプの検定には、やはり割引因子の選択の問題から独立であるというメリットがある。また、推計式が示唆する「公債残高（対GDP比）とプライマリーバランス（対GDP）に正相関をもたせるような財政運営を行う」という政策的な含意も直観にみあったものである。ただし、いくつかの問題点を指摘しておく必要がある。第1に、Bohn (1998)が実証分析の対象としたアメリカでは長期的に $(1 + \bar{R} - g) < 1$ が満たされているが、金利の平均値が経済成長率を上回るケース（ $\bar{R} > g$ ）では、 $\rho > 0$ がただちに公債残高（対GDP比）がI(0)変数になることを保証しない。もっとも、この点については、そもそも $\rho = 0$ の帰無仮説が棄却されない状況では大きな問題にならない。第2に、「基礎的財政収支（対GDP比）を規定する公債以外の要因（Z）」を適切に選択しないと、 ρ の推計値の信頼性が低下する。例えば、土居・中里（2004）ではBohn (1998)と同様に課税平準化理論を背景とした変数選択を採用しているが、中里（2004）によるHuang and Lin (1993)を応用した検定では日本で課税平準化理論が成立しているという仮説は棄却されている。

[九州大学大学院経済学研究院 准教授]