

# 政府債務と経済成長の因果関係

平 井 健 之

神戸学院経済学論集

第49巻 第3号 抜刷

平成29年12月発行

# 政府債務と経済成長の因果関係

平 井 健 之

## 1. はじめに

政府債務の規模と経済成長との関係をめぐっては、これまで多くの関心が寄せられ、理論的・実証的研究が進められてきた。とりわけ近年、44ヶ国を対象に、およそ200年の期間にわたるデータに基づく Reinhart and Rogoff (2010) の研究成果に注目が集まっている。Reinhart and Rogoff (2010) によれば、政府債務の対 GDP 比率が90%未満の場合、政府債務と経済成長の間には明確な関係は見られないが、この比率が90%という閾値を超えると、成長率の中央値はおよそ1%低下し、平均成長率はほぼ4%低下するという。Reinhart and Rogoff (2010) は、政府債務と経済成長がこのような非線形の関係にあり、高水準の債務残高が経済成長を阻害するという因果関係を示唆している。

この Reinhart and Rogoff (2010) による実証的な発見以降、複数の国を分析対象として政府債務と経済成長に関するパネルデータに基づき、政府債務の累増が経済成長に及ぼす<sup>(1)</sup>効果を検討する複数の実証研究が行われている。しかしここで、政府債務と経済成長との間で負の関係が認められるとしても、両者の因果関係については明らかではない。すなわち、高水準の政府債務が低い経済

---

(1) 政府債務と経済成長との関係をめぐる実証分析については、Panizza and Presbitero (2013) がその動向を概観している。また、Reinhart and Rogoff (2010) による政府債務の対 GDP 比率の90%の閾値をめぐり最近の実証研究として Égert (2015) などがある。

## 政府債務と経済成長の因果関係

成長率をもたらすのか、あるいは低い経済成長率が高水準の政府債務をもたらすのかは不明である (Panizza and Presbitero, 2014)。この論点について、政府債務と経済成長の因果関係を直接、検定する研究は、現時点ではあまり存在しない状態である。

その数少ない最近の実証研究としては、Lof and Malinen (2014)、Puente-Ajovín and Sanso-Navarro (2015)、Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero (2015)、及び Kempa and Khan (2016) が挙げられる。Lof and Malinen (2014) は、20の先進国のデータを使用して、政府債務と経済成長の関係を分析するためのパネル VAR モデルを推定している。これより、インパルス反応関数による分析結果からは、経済成長の政府債務に対する有意な負の効果は確認されるものの、高水準の債務残高であっても、政府債務の経済成長に対する有意な負の効果に関する証拠は得られないことが示されている。また、Puente-Ajovín and Sanso-Navarro (2015) は、16の OECD 諸国を分析対象とし、政府債務と経済成長との2変数間でパネルブートストラップ Granger 因果性検定を行っている。その検定は、Lof and Malinen (2014) とほぼ同様の結果を導いている。

さらに、Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero (2015) は欧州経済通貨同盟 (EMU) 諸国を分析対象にして年次データを使用し、各国における政府債務と経済成長の2変数間で Granger の因果関係の検定を行っている。とりわけ構造変化を考慮した分析結果からは、国によって異なる因果関係の分析結果が示されている。これに対して、Kempa and Khan (2016) は、G7 諸国を分析対象にして四半期データを使用し、各国について Toda and Yamamoto (1995) の因果性検定とインパルス反応関数を適用し、2変数間の因果関係を検討している。その結果、いくつかの国では、Granger の意味で経済成長から政府債務への因果関係の存在が確認され、かつ経済成長の政府債務に対する効果はマイナスであることが明らかにされている。なお、この分析結果は、サンプル期間の選択に影響を受けることも示されている。このように、時系列データを用いた Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero (2015) や Kempa and Khan (2016) の実証研究では、政府

債務と経済成長の因果関係のあり方は国により異なることが明らかにされている。

ところで、先進諸国の中でも日本は、近年、特に政府債務の対 GDP 比率が突出して高い水準にあり、政府の財政再建と経済成長をいかに両立するかが課題となっている。そのため、上記のように、政府債務と経済成長の関係に関する実証分析は、わが国の政府の財政運営のあり方を検討する上で有益な情報を提供する。そこで、本稿の目的は、わが国の一般政府を分析対象にして、1970年度から2014年度までの年度データを使用し、政府債務と経済成長の2変数間の因果関係について検討することである。

本稿の実証分析では、まず政府債務と経済成長（GDP）が長期の均衡関係にあるかどうかを検定する。そのために、共和分検定として、Engle and Granger (1987) や Johansen (1988) の検定方法だけではなく、Pesaran, Shin and Smith (2001) によって提案された自己回帰分布ラグ（Autoregressive Distributed Lag, ARDL）バウンド検定も適用する。ここで、Engle and Granger (1987) や Johansen (1988) の検定では、政府債務と経済成長（GDP）の変数がともに  $I(1)$  変数であることが必要とされる。しかし、単位根検定の結果は不確実で、各変数が  $I(0)$  である可能性もある。ARDL バウンド検定は、各変数の和分の次数が2以上でなければ、あらかじめ各変数の和分の次数に関する情報を必要としないという利点がある。すなわち、各変数が  $I(0)$  であるか  $I(1)$  であるかに関わらず、共和分検定が可能である。そして次に、もし政府債務と経済成長（GDP）の2変数が長期の均衡関係にあれば、誤差修正モデルの推定により、短期と長期における2変数間の因果関係の分析が行われる。本稿では、後述のように、共和分検定により、2変数間での長期の均衡関係の存在が確認される。

本稿の構成は、次の通りである。まず第Ⅱ節では、実証分析で使用するデータと、とくに Engle and Granger (1987) の共和分検定を適用することを前提にして、2変数間の因果関係の分析方法について解説する。次に、第Ⅲ節では、

## 政府債務と経済成長の因果関係

政府債務と経済成長に関する2変数が長期的な均衡関係にあるかどうかについての検定を行い、これに基づき2変数間の因果関係の分析結果を提示する。さらに、第IV節では、前節で得られた分析結果を確認するために、ARDLバウンド検定による共和分検定を行い、これに基づき改めて2変数間での因果関係を分析する。最後に、第V節において結論を述べる。

## II. データと分析方法

### 1. データ

本稿では、わが国の1970年度から2014年度までの年度データを使用して、政府債務と経済成長の因果関係を分析する。とりわけ実証分析では、政府の債務を、「一般政府総債務」で捉えることにする。この政府債務は、政府の範囲を一般政府（中央政府、地方政府及び社会保障基金）として、国際比較に使用するために世界共通の国民経済計算体系（SNA）の基準に基づき一般政府の債務残高を合計したものである。「一般政府総債務」は、年度末データが「国民経済計算」（内閣府経済社会総合研究所）において公表されている。

そこで、まず政府債務の変数として、「一般政府総債務」を対GDP比率で表し、これに自然対数をとった変数を用いることにする。以下では、政府債務の変数を、 $LDEBT_t$ で表示する。さらに、経済成長の変数として、実質GDPを1人当たりで表示し、これに自然対数をとった変数を用いることにする。以下では、経済成長（GDP）の変数を、 $LRGDP_t$ で表すことにする。GDPのデータ（名目値及び実質値）も、「国民経済計算」より直接利用できる。また、1人当たりの変数を表示するための人口のデータは、「人口推計」（総務省統計局）<sup>(2)</sup>から得られる。

---

(2) 経済成長（GDP）と政府債務の各変数について、Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero (2015) や Kempa and Khan (2016) は、経済成長を実質GDPのパーセンテージの変化として、政府債務を政府債務の対GDP比率として捉えている。本稿の分析では、経済成長の変数をこれらと異なる形式で用いている。

なお、「一般政府総債務」とGDP（名目値及び実質値）について、最近時点までのデータは、1993年改訂の国民経済計算体系（93SNA）より得られる。ところが、この93SNA（2000暦年基準）のデータは遡及して1980年度までしか公表されていない。一方、国民経済計算における68SNA（1990暦年基準）では、1970年度よりデータを入手することが可能であるが、データの終期は1998年度となっている。そのため、長期のデータを確保するために、1979年度までは68SNAのデータを、1980年度以降は93SNAのデータを使用し、両者を1980年度で接続することとした。ここでは、93SNAにおける1980年度のデータを基にして、68SNAの当該データの変化率を用いて1970年度から1979年度までのデータを後ろ向きに算出する。

また、93SNAのデータについては、2000暦年基準のデータは、1980年度から2009年度までのデータを入手できる。これに対して、2005暦年基準のデータは、1994年度から2014年度までのデータを利用できる。そのため、ここでは2000暦年基準のデータに基づき、2009年度のデータを2005暦年基準の当該データの伸び率で延長して推計することにより、2000暦年基準と2005暦年基準のデータを接続することとした。

## 2. 共和分とGrangerの因果関係の検定

実証分析ではまず、経済成長（ $LRGDP_t$ ）と政府債務（ $LDEBT_t$ ）の各変数について、単位根検定を行う。これにより、2つの変数がともに1次の和分過程に従うと判断されれば、次に、これら2変数が長期的な均衡関係にあるかどうかを検定する。ここでは共和分検定として、Engle and Granger（1987）の検定方法（Engle-Granger検定）を適用する。

そのために、はじめに、経済成長（GDP）と政府債務に関する次式の共和分関係式、すなわち、

$$LRGDP_t = \alpha_1 + \beta_1 LDEBT_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

及び、

政府債務と経済成長の因果関係

$$LDEBT_t = \alpha_2 + \beta_2 LRGDP_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

を推定する。

そして、検定の第2段階として、Engle and Granger (1987) に従って、(1)式 (または(2)式) の残差  $\hat{\varepsilon}_{1t}$  (または  $\hat{\varepsilon}_{2t}$ ) に関する次式、

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{1t} = \rho_1 \hat{\varepsilon}_{1,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \hat{\varepsilon}_{1,t-i} + v_{1t} \quad (3)$$

及び、

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{2t} = \rho_2 \hat{\varepsilon}_{2,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta \hat{\varepsilon}_{2,t-i} + v_{2t} \quad (4)$$

における  $\rho_1$  (または  $\rho_2$ ) の OLS 推定値に基づいて、ADF 検定を行う。ここで、 $\Delta$  は1階の階差演算子、 $v_{1t}$  と  $v_{2t}$  は誤差項である。上記の(3)式 (または(4)式) において、帰無仮説は  $\rho_1 = 0$  (または  $\rho_2 = 0$ ) であること、対立仮説は  $\rho_1 < 0$  (または  $\rho_2 < 0$ ) である。これより、もし帰無仮説を棄却できれば、残差  $\hat{\varepsilon}_{1t}$  (または  $\hat{\varepsilon}_{2t}$ ) は単位根をもたないと判断でき、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  は共和分関係にあるといえる。なお、本稿ではさらに、2変数間での共和分関係の存在を確認するために、Johansen (1988) の検定方法も適用する。

そこで、経済成長 ( $LRGDP_t$ ) と政府債務 ( $LDEBT_t$ ) が共和分関係にあるとき、次式のような誤差修正モデルを推定することにより、経済成長と政府債務の2変数間の因果関係の検定が行われる。

$$\Delta LRGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta LDEBT_{t-i} + \delta \hat{\varepsilon}_{1,t-1} + u_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta LDEBT_t = \tilde{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \tilde{\alpha}_i \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \tilde{\beta}_i \Delta LDEBT_{t-i} + \lambda \hat{\varepsilon}_{2,t-1} + u_{2t} \quad (6)$$

ここで、 $u_{1t}$  と  $u_{2t}$  は誤差項である。 $\hat{\varepsilon}_{1,t-1}$  (または  $\hat{\varepsilon}_{2,t-1}$ ) は誤差修正項であり、それぞれ共和分回帰式(1) (または(2)) からの残差の1期前のラグ付き変数である。調整係数  $\delta$  と  $\lambda$  については、いずれも負の値になることが期待される。

この(5)式と(6)式における  $\delta$  と  $\lambda$  の係数の推定値が  $t$  検定においてそれぞ

れ有意であるかどうかにより、経済成長と政府債務の長期での因果関係を分析する。さらに2変数間での短期の因果関係については、(5)式より、 $\Delta LDEBT_t$ が $\Delta LR GDP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説は、 $\Delta LDEBT_{t-1}$ の回帰係数 $\beta_i$ の推定値がF検定で有意であれば棄却される。同様に、 $\Delta LR GDP_t$ が $\Delta LDEBT_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説は、(6)式より、 $\Delta LR GDP_{t-1}$ の回帰係数 $\alpha_i$ の推定値がF検定で有意であれば棄却される。<sup>(3)</sup>

### III. 分析結果

#### 1. 単位根の検定結果

実証分析を進めるに当たり、経済成長（GDP）と政府債務の各データについて、Dickey and Fuller (1979, 1981) による ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定、Elliott, Rothenberg and Stock (1996) による DF-GLS (Dickey-Fuller GLS) 検定、Phillips and Perron (1988) による PP 検定、そして Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) の KPSS 検定の4つの検定方法を適用し、定常性の検定を行った。表1は、単位根の検定結果を報告している。

表1より、はじめにパネルAにおいて、トレンド項を含まないモデルの検定結果は、次の通りである。ADF検定とPP検定の結果からは、2変数( $LR GDP_t$ 及び $LDEBT_t$ )はいずれも水準変数において10%の有意水準で単位根の帰無仮説が棄却され、 $I(0)$ であると判断される。ところが、DF-GLS検定の結果からは、2つの各変数は水準変数では単位根の帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されず、1階の階差変数では帰無仮説が1%の有意水準で棄却されるので、 $I(1)$ であると判断される。これに対して、KPSS検定では、2変数はともに水準変数と第1階差変数において定常性の帰無仮説が10%の有意水準で

---

(3) 経済成長（GDP）と政府債務がともに $I(1)$ 変数であり、もしこれら2変数間で共和分関係が存在しない場合は、通常、(5)式と(6)式の誤差修正モデルにおいて誤差修正項を除去した推定式に基づき、短期の因果関係のみの検定を行うことになる。Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero (2015) を参照されたい。

表1 単位根検定

A. トレンド項なし				
変数	ADF 検定	DF-GLS 検定	PP 検定	KPSS 検定
$LRGDP_t$	-3.167833 (0)**	0.189410(3)	-2.997300(1)**	0.826726(5)***
$LDEBT_t$	-2.690438(3)*	-0.643650(3)	-3.110642(3)**	0.820809(5)***
$\Delta LRGDP_t$	-4.724705(0)***	-4.604337(0)***	-4.662414(3)***	0.551116(3)**
$\Delta LDEBT_t$	-3.428039(0)**	-2.781807(0)***	-3.303983(2)**	0.394579(3)*
B. トレンド項あり				
変数	ADF 検定	DF-GLS 検定	PP 検定	KPSS 検定
$LRGDP_t$	-1.557303(1)	-0.853906(3)	-1.491074(1)	0.207328(5)**
$LDEBT_t$	-5.082213(3)***	-2.664889(3)	-2.587633(3)	0.130892(5)*
$\Delta LRGDP_t$	-5.386029(0)***	-5.501617(0)***	-5.386029(0)***	0.067499(0)
$\Delta LDEBT_t$	-3.739598(0)**	-3.738930(0)**	-3.668923(2)**	0.114903(4)

注：変数における  $\Delta$  は 1 階の階差演算子である。単位根検定において、トレンド項なしは定数項のみを含むモデル、トレンド項ありは定数項とトレンド項を含むモデルによる検定である。検定統計量における括弧内の値は、検定におけるラグ数またはバンド幅を示している。ADF 検定と DF-GLS 検定のラグ数は、AIC (Akaike Information Criterion) に基づき選択されている。また、PP 検定と KPSS 検定のバンド幅は、Bartlett kernel を用いて Newey-West 推定量に基づいている。ADF 検定と PP 検定における臨界値は、MacKinnon (1996) より得られる。DF-GLS 検定の臨界値は、トレンド項なしのケースでは MacKinnon (1996) より、トレンド項ありのケースでは Elliott, Rothenberg and Stock (1996, Table 1, p. 825) より求められる。そして、KPSS 検定における臨界値は、Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992, Table 1, p. 166) より得られる。  
\*\*\* は 1%水準で有意、\*\* は 5%水準で有意、\* は 10%水準で有意であることを示す。

棄却されることとなり、 $I(2)$  変数の可能性がある。そのため、どの変数も定常であるかどうかの判断が難しいという結果が示されている。

一方、パネル B のトレンド項を含むモデルの場合においては、ADF 検定の結果は  $LDEBT_t$  について  $I(0)$ 、 $LRGDP_t$  については  $I(1)$  であると判断される。これに対して、DF-GLS 検定と PP 検定の結果は、いずれの変数についても、水準変数では単位根の帰無仮説が 10% の有意水準でも棄却されないが、第 1 階差変数では 5% の有意水準で棄却されるため、 $I(1)$  であることを示している。また、KPSS 検定の結果からは、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の各変数は、水準変数で

(4) 2つの各変数 ( $LRGDP_t$  及び  $LDEBT_t$ ) について、2階の階差をとって KPSS 検定を行ったところ、いずれも定常性の帰無仮説は 10% の有意水準でも棄却されなかった。

は定常性の帰無仮説が10%の有意水準で棄却され、第1階差変数では棄却されないため、 $I(1)$  であることがわかる。

以上より、トレンド項を含まないモデルにおける KPSS 検定の結果は、各変数が  $I(2)$  変数となることを否定できないものの、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の各変数は  $I(0)$  または  $I(1)$  であるといえよう。とりわけ、トレンド項を含むモデルにおける各種の検定結果からは、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の2変数は  $I(1)$  変数となる可能性が高いと判断できる。そこで、本節では、2変数 ( $LRGDP_t$  及び  $LDEBT_t$ ) は、 $I(1)$  変数であると判断して分析を進めることにする。

## 2. 共和分と Granger の因果関係の検定結果

単位根検定の結果から、経済成長 ( $LRGDP$ ) と政府債務 ( $LDEBT$ ) の2変数はともに  $I(1)$  変数であると判断して、2変数間で共和分関係が存在するかどうかについて、Engle-Granger 検定を行う。その検定結果は、表2に報告されている。表2より、共和分関係が存在しないという帰無仮説は、(3)式に基づく検定結果からは10%の有意水準で、(4)式に基づく検定結果からは5%の有意水準でともに棄却される。したがって、Engle-Granger 検定の結果から、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の2変数は共和分関係にあるといえる。

ここでさらに、上記の2変数が共和分関係にあるかどうかを検討するために、

表2 Engle-Granger の共和分検定

変数		ADF 統計量	P 値	ラグ数 $p$
被説明変数	説明変数			
$LRGDP_t$	$LDEBT_t$	-3.183819*	0.0936	3
$LDEBT_t$	$LRGDP_t$	-3.583407**	0.0407	3

注： $LRGDP_t$  を被説明変数、 $LDEBT_t$  を説明変数とする場合は、(3)式の推定に基づく検定である。 $LDEBT_t$  を被説明変数、 $LRGDP_t$  を説明変数とする場合は、(4)式の推定に基づく検定である。(3)式と(4)式におけるラグの次数  $p$  は、AIC に基づき選択されている。Engel-Granger 検定に関する  $P$  値は、MacKinnon (1996) に基づいている。

\*\* は5%水準で有意、\* は10%水準で有意であることを示す。

表3 Johansen の共和分検定

検定	帰無仮説	対立仮説	検定統計量	P値
トレース検定	$r=0$	$r \geq 1$	33.16350***	0.0005
	$r \leq 1$	$r=2$	4.662178	0.3225
最大固有値検定	$r=0$	$r=1$	28.50132***	0.0003
	$r=1$	$r=2$	4.662178	0.3225

注：検定における VAR のラグ数  $p$  について、 $p=2$  の場合の検定結果が示されている。検定では、データに確定的トレンドはなく、共和分の関係式に定数項が含まれるケースを想定している。帰無仮説と対立仮説における  $r$  は、共和分ベクトルの数を示している。Johansen 検定に関する P 値は、MacKinnon, Haug and Michelis (1999) に基づいている。

\*\*\* は 1%水準で有意であることを示す。

Johansen (1988) の共和分検定も行った。その検定結果は表3に報告されている。表3のトレース検定と最大固有値検定の結果からは、共和分ベクトルの数  $r$  が0であるという帰無仮説が1%の有意水準で棄却されるのに対して、共和分ベクトルの数  $r$  が1以下であるという帰無仮説は10%の有意水準でも棄却されないことがわかる。そのため、Johansen 検定においても、2変数間で共和分関係が存在するという結果が得られる。したがって、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の2変数は共和分関係にあると判断して、2変数間の因果関係の分析を進めることにする。

表4には、(5)式と(6)式による誤差修正モデルの推定結果が示されている。ここで、ラグ数  $p$  については、 $p=2$  が選択されている。調整係数  $\delta$  と  $\lambda$  の推定値は、それぞれ期待通りの負の値を示している。そこでまず、長期の因果関係を検討する。(5)式より、誤差修正項の係数の推定値に関する  $t$  値で判断すると、調整係数  $\delta$  の推定値は5%の有意水準で統計的に有意であることから、誤差修正項を通して政府債務の変化が経済成長に影響を及ぼすという結果が示されている。誤差修正項の係数の推定値 ( $-0.115966$ ) は、長期の均衡状態に向けて不均衡のおよそ12%が各年度において修正されることを意味する。一方、(6)式からは、調整係数  $\lambda$  の推定値 ( $-0.042589$ ) は、10%の有意水準でも統計的に有意ではない。そのため、誤差修正項を通して経済成長 (GDP) から

表4 誤差修正モデルの推定

パラメータ	$\Delta LRGP_t$	パラメータ	$\Delta LDEBT_t$
$\alpha_0$	0.016329 (2.75947)***	$\tilde{\alpha}_0$	0.040763 (2.61201)***
$\alpha_1$	0.264570 (1.80817)*	$\tilde{\alpha}_1$	-1.133590 (-2.85491)***
$\alpha_2$	-0.046238 (-0.30780)	$\tilde{\alpha}_2$	0.210468 (0.50966)
$\beta_1$	0.039026 (0.72108)	$\tilde{\beta}_1$	0.510896 (3.49846)***
$\beta_2$	-0.071007 (-1.29224)	$\tilde{\beta}_2$	0.088508 (0.59931)
誤差修正項			
$\delta$	-0.115966 (-2.67656)**	$\lambda$	-0.042589 (-1.18271)
短期の因果関係			
$F$ 統計量	0.83519 [0.442]	$F$ 統計量	4.09748 [0.025]**
JB	0.74603 [0.689]	JB	2.63665 [0.268]
RESET	0.14038 [0.710]	RESET	0.00778 [0.930]
WHITE	20.7973 [0.427]	WHITE	25.6402 [0.178]
BG	4.00468 [0.135]	BG	10.2132 [0.006]***

注：誤差修正モデルは、(5)式と(6)式に基づいて推定される。各推定値における括弧( )内の数値は、 $t$ 統計量を示している。 $\delta$ と $\lambda$ はそれぞれ、(5)式と(6)式における誤差修正項の係数の推定値である。短期の因果関係に関する $F$ 統計量は、(5)式では $\Delta LDEBT_t$ が $\Delta LRGP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説、(6)式では $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LDEBT_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説についての検定統計量である。JBはJarque-Beraの統計量で、誤差項が正規分布であるという帰無仮説についての検定統計量である。RESETは特定化に関するRamseyのRESET検定における統計量、WHITEは不均一分散に関するWhite検定における統計量である。BGは、2次の自己相関がないという帰無仮説についてのBreusch-GodfreyのLM検定における統計量である。なお、括弧[ ]内の数値は $P$ 値である。

\*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

政府債務への有意な効果は存在しないことがわかる。したがって、これらの結果は、長期では政府債務から経済成長(GDP)への因果関係が存在することを示している。

さらに、短期の因果関係についても検定を行うと、(5)式における $F$ 統計量の値より、 $\Delta LDEBT_t$ が $\Delta LRGP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説は10%の有意水準でも棄却されないことがわかる。一方、(6)式における $F$ 統計量の値からは、 $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LDEBT_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説は5%の有意水準で棄却されるという結果が得られている。そのため、短期においては、経済成長(GDP)から政府債務への因果関係が存在するといえよう。ここで、表4より、(6)式の推定結果におけるラグ付き変数の係数

## 政府債務と経済成長の因果関係

$\alpha_1$  の推定値は負の値で統計的に有意であることから、負の因果関係があると判断される。すなわち、短期では、GDP の増加は政府債務に対して負の効果をもたらすと解釈できる。

また、表4では、さまざまな診断検定の結果が示されている。(5)式と(6)式の推定結果について、誤差項の正規性に関する JB (Jarque-Bera) 検定統計量は、誤差項が正規分布に従うことを示している。脱落変数に関する Ramsey の RESET (Regression Specification Error Test) 統計量は、有意でなく、脱落変数がないという適切なモデルを示している。White 検定は、誤差項分散の均一性を示している。そして、Breusch-Godfrey の LM 検定統計量 BG については、(5)式では自己相関がないと判断できる。ところが、(6)式では、自己相関がないという帰無仮説は棄却されることになる。

## IV. ARDL バウンド検定に基づく分析

### 1. ARDL バウンド検定に基づく分析方法

前節の実証分析では、単位根検定の結果において、経済成長 ( $LRGDP_t$ ) と政府債務 ( $LDEBT_t$ ) の2変数はともに  $I(1)$  変数であると判断した。しかし、上記の各変数は  $I(0)$  変数である可能性も否定できない。もし2変数がともに  $I(1)$  変数でない場合には、共和分検定について、前節で用いた Engle-Granger 検定や Johansen 検定を適用できないことになる。<sup>(5)</sup> 本節では、2つの各変数が  $I(0)$  または  $I(1)$  である可能性を考慮し、共和分検定として、Pesaran, Shin and Smith (2001) によって提案された ARDL バウンド検定アプローチを適用し、前節の分析結果を再検討する。このバウンド検定は、和分の次数が1よりも小

---

(5) 標準的な共和分検定では、政府債務と経済成長の2変数がともに  $I(1)$  変数であることを前提としている。Gómez-Puig and Sosvilla-Rivero (2015) は、欧州経済通貨同盟 (EMU) 諸国について、2変数の和分の次数が異なるため、2変数が共和分関係にはないとしている。また、Kempa and Khan (2016) では、日本を含む G7 諸国について、2変数がともに  $I(1)$  変数である場合にのみ Johansen 検定を行っているが、どの国においても共和分関係の存在は確認されていない。

さいか、あるいは1に等しい変数からなるモデルに適用される。また、本稿のように1970年度から2014年度までの年度データを使用する小標本の場合においても適用できるという利点がある。

そこで、バウンド検定を実行するために、2変数について、次式で表されるARDLモデルを推定する。

$$\begin{aligned} \Delta LRGDP_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta LDEBT_{t-i} + \gamma_1 LRGDP_{t-1} \\ & + \gamma_2 LDEBT_{t-1} + v_{1t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta LDEBT_t = & \tilde{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \tilde{\alpha}_i \Delta LDEBT_{t-i} + \sum_{i=0}^p \tilde{\beta}_i \Delta LRGDP_{t-i} + \tilde{\gamma}_1 LDEBT_{t-1} \\ & + \tilde{\gamma}_2 LRGDP_{t-1} + v_{2t} \end{aligned} \quad (8)$$

ここで、 $v_{1t}$  と  $v_{2t}$  は誤差項である。上記の(7)式において、2変数、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の間で共和分関係が存在しないという帰無仮説は  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$  であり、対立仮説は  $H_1: \gamma_1 \neq 0, \gamma_2 \neq 0$  である。同様に、(8)式において、2変数間で共和分関係が存在しないという帰無仮説は  $H_0: \tilde{\gamma}_1 = \tilde{\gamma}_2 = 0$  であり、対立仮説は  $H_1: \tilde{\gamma}_1 \neq 0, \tilde{\gamma}_2 \neq 0$  である。

そのため、上記の帰無仮説を  $F$  統計量を用いて検定する。Pesaran, Shin and Smith (2001) と Pesaran and Pesaran (2009) は、検定における2つの臨界値、すなわち下方の臨界値と上方の臨界値を報告している。下方の臨界値はモデルに含まれるすべての変数が  $I(0)$  であることを仮定しており、上方の臨界値はすべての変数が  $I(1)$  であることを仮定している。計算された  $F$  統計量の値が上方の臨界値を上回る場合には、共和分関係が存在しないという帰無仮説は棄却されることになる。このとき、2変数は共和分関係にあると判断できる。そして、 $F$  統計量の値が下方の臨界値を下回る場合には、帰無仮説は棄却されず、2変数間で共和分関係は存在しないと判断する。しかし、もし計算された  $F$  統計量の値が下方の臨界値と上方の臨界値の間にあるとすれば、共和分検定の結果は不確定となる。

## 政府債務と経済成長の因果関係

以上のバウンド検定の結果から、 $LRGDP_t$  と  $LDEBT_t$  の 2 変数が長期の均衡関係にあると判断されると、次式で表される誤差修正モデルの推定に基づき、Granger の因果関係の検定を行うこととする。

$$\Delta LRGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta LDEBT_{t-i} + \delta ECT_{t-1} + u_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta LDEBT_t = \tilde{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \tilde{\alpha}_i \Delta LDEBT_{t-i} + \sum_{i=0}^p \tilde{\beta}_i \Delta LRGDP_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + u_{2t} \quad (10)$$

ここで、 $u_{1t}$  と  $u_{2t}$  は誤差項、 $ECT_{t-1}$  は 2 変数の長期均衡関係から得られるラグ付きの誤差修正項である。この誤差修正項の係数  $\delta$  と  $\lambda$  はそれぞれ、長期均衡からの乖離に対する調整の速度を表している。これより、長期の因果関係の検定は、 $t$  検定によるラグ付きの誤差修正項の係数  $\delta$  の推定値（または係数  $\lambda$  の推定値）の有意性に基づいて検定を行う。これに対して、短期の因果関係の検定については、 $F$  検定により、1 階の階差をとったラグ付きの説明変数の係数  $\beta_i$  の推定値（または  $\tilde{\beta}_i$  の推定値）の有意性に基づき検定を行うこととする。

## 2. 共和分と Granger の因果関係の検定結果

経済成長 ( $LRGDP_t$ ) と政府債務 ( $LDEBT_t$ ) の 2 変数について、共和分のバウンド検定の結果は、表 5 に報告されている。ここで、<sup>(6)</sup>(7)式と(8)式におけるラグ数は、AIC (Akaike Information Criterion) に基づき選択された。表 5 より、(7)式において、被説明変数を経済成長 ( $LRGDP_t$ )、説明変数を政府債務 ( $LDEBT_t$ ) とした場合について、2 変数間での共和分関係が存在すると判断される。計算された  $F$  統計量の値は、1%水準での上方の臨界値を上回っ

---

(6) 共和分のバウンド検定について、推定と検定は、Microfit 5.0 を用いて行われた (Pesaran and Pesaran, 2009)。

表5 共和分のバウンド検定

被説明変数	説明変数	ラグ数	F 統計量
$LRGDP_t$	$LDEBT_t$	2	8.186349***
$LDEBT_t$	$LRGDP_t$	1	6.891926**

注： $LRGDP_t$ を被説明変数、 $LDEBT_t$ を説明変数とする場合は、(7)式の推定に基づく検定結果を、 $LDEBT_t$ を被説明変数、 $LRGDP_t$ を説明変数とする場合は、(8)式の推定に基づく検定結果を示している。F 統計量は、帰無仮説  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$  (または帰無仮説  $H_0: \hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_2 = 0$ ) に関する検定結果を示している。検定に関する F 統計量の下方の臨界値と上方の臨界値はそれぞれ、1%水準で6.84と7.84、5%水準で4.94と5.73、10%水準で4.04と4.78である (Pesaran, Shin and Smith, 2001, p. 300)。各推定式におけるラグ数は、最大ラグ数を3に設定してAICに基づき選択されている。

\*\*\* は1%水準で有意、\*\* は5%水準で有意であることを示す。

ている。また、(8)式において、被説明変数を政府債務 ( $LDEBT_t$ )、説明変数を経済成長 ( $LRGDP_t$ ) とした場合にも、2変数間での共和分関係の存在が示されている。計算されたF 統計量の値は、5%水準での上方の臨界値を上回っている。したがって、表5の検定結果より、共和分関係の存在は、経済成長 (GDP) と政府債務のいずれを被説明変数とした場合においても確認されることがわかる。

そのため、(9)式と(10)式で表される誤差修正モデルの推定に基づき、短期と長期における2変数間の因果関係の検定を行う。表6のパネルAには、 $LRGDP_t$ を被説明変数とするとき、ARDLモデルを用いて2変数間の長期の関係の推定結果を示している。 $LDEBT_t$ の係数の推定値は正で、統計的に有意である。この結果は、長期において政府債務 ( $LDEBT_t$ ) の増加が経済成長をもたらすことを示している。

そして、表6のパネルBは、 $\Delta LRGDP_t$ を被説明変数とする誤差修正モデルと、 $\Delta LDEBT_t$ を被説明変数とする誤差修正モデルの推定によるGrangerの因果性検定の結果を示している。表6において、まず、長期における政府債務と経済成長 (GDP) の因果関係に注目する。(9)式の誤差修正項の係数  $\delta$  の推定値は負の値で、t検定により1%の有意水準で統計的に有意である。係数  $\delta$  の推定値 (-0.13265) は長期の均衡状態に向けて不均衡のおよそ13%が各年度

表6 長期の推定値と Granger の因果関係の検定

A. 長期の推定値		係数	
被説明変数 $LRGDP_t$		定数項	$3.8426 (44.894)^{***}$
		$LDEBT_t$	$0.1769 (3.4926)^{***}$
B. 誤差修正モデルに基づく因果関係の検定			
被説明変数	短期の因果関係	ラグ付き係数の合計	誤差修正項 $ECT_{t-1}$
$\Delta LRGDP_t$	$1.4043[0.246]$	$-0.0568$	$-0.13265$
$\Delta LDEBT_t$	$5.6863[0.001]^{***}$	$-1.3133$	$-0.04275$
			長期の因果関係
			$-3.3051[0.002]^{***}$
			$-1.2715[0.211]$

注：長期の推定値には、 $LRGDP_t$ を被説明変数、 $LDEBT_t$ を説明変数とする長期の関係式の推定結果を示している。括弧( )内の数値は、各係数の推定値に関する  $t$  統計量の値である。また、因果関係の検定において、被説明変数  $\Delta LRGDP_t$  は(9)式の推定、被説明変数  $\Delta LDEBT_t$  は(10)式の推定に基づく因果関係の検定結果を示している。短期の因果関係は、(9)式では  $\Delta LDEBT_t$  が  $\Delta LRGDP_t$  の Granger 因果ではないとする帰無仮説、(10)式では  $\Delta LRGDP_t$  が  $\Delta LDEBT_t$  の Granger 因果ではないとする帰無仮説についての  $F$  検定統計量を表している。ラグ付き係数の合計は、(9)式(または(10)式)の検定におけるラグ付き変数の係数の推定値の合計である。誤差修正項  $ECT_{t-1}$  は、各推定式における誤差修正項の係数の推定値である。長期の因果関係は、誤差修正項の係数の推定値に関する  $t$  統計量の値である。なお、括弧[ ]内の数値は  $P$  値である。\*\*\* は 1%水準で有意であることを示す。

において修正されることを意味する。一方、(10)式の誤差修正項の係数  $\lambda$  の推定値は負の値であるが、 $t$  検定により統計的に有意ではない。したがって、長期においては、経済成長 (GDP) から政府債務への因果関係のみが存在すると判断できる。

次に、政府債務と経済成長 (GDP) の 2 変数間の短期における因果関係に注目すると、(9)式より、 $\Delta LDEBT_t$  が  $\Delta LRGDP_t$  の Granger 因果ではないとする帰無仮説は、 $F$  検定により 10%の有意水準でも棄却されない。一方、(10)式より、 $\Delta LRGDP_t$  が  $\Delta LDEBT_t$  の Granger 因果ではないとする帰無仮説は、 $F$  検定により 1%の有意水準で棄却されることがわかる。ここで、ラグ付き変数の係数の推定値の符号から判断すると、経済成長は政府債務に対して負の効果をもつことがわかる。したがって、短期においては、経済成長 (GDP) から政府債務への負の因果関係が存在するといえよう。

本節の因果関係に関する結果は、前節の Engle-Granger 検定と、これに基づ

く誤差修正モデルの推定による Granger の因果関係の分析結果と同様である。誤差修正モデルの推定による Granger の因果関係の検定結果からは、短期においては経済成長（GDP）から政府債務への負の因果関係が存在し、長期においては政府債務から経済成長（GDP）への因果関係が存在するといえる。なお、長期では、政府債務の増加は、経済成長に正の影響を及ぼすことになる。

## V. むすび

本稿では、1970年度から2014年度までの年度データを使用し、政府債務を「一般政府総債務」として捉え、わが国における政府債務と経済成長の2変数間の長期の均衡関係と因果関係についての検定を行った。第1に、経済成長（GDP）と政府債務の2変数がともに  $I(1)$  変数であると判断して、Engle-Granger 検定と Johansen 検定により、2変数が共和分関係にあることが確認された。これにより、誤差修正モデルの推定に基づき、Granger の意味で短期と長期の因果関係の検定を行った。しかしここで、政府債務と経済成長（GDP）の各変数の和分の次数は、単位根検定の結果からはそれぞれ不確実である。そのため、第2に、2つの各変数が  $I(0)$  または  $I(1)$  変数である可能性を考慮し、ARDL バウンド検定アプローチを適用して、政府債務と経済成長に関する2変数が長期的な均衡関係にあるかどうかを検定した。検定結果より、2変数はやはり共和分関係にあると判断され、これに基づき Granger の意味での短期と長期の因果関係を改めて分析した。

そこで、本稿における政府債務と経済成長の関係についての分析結果は、次のように要約される。第1に、いずれの共和分の検定方法を適用しても、政府債務と経済成長（GDP）の2変数間で長期の均衡関係が存在する。また、これら2変数は長期において正の関係にあることも確認された。第2に、誤差修正モデルの推定に基づく Granger の因果性検定からは、長期においては政府債務から経済成長（GDP）への因果関係の存在が示された。長期では、政府債務の増加が、経済成長（GDP の増加）を促したといえよう。一方、短期にお

## 政府債務と経済成長の因果関係

いては、経済成長（GDP）から政府債務への負の因果関係の存在が示された。すなわち、短期では、経済成長（GDP の増加）が政府債務に対して負の効果をもたらすといえる。この短期の因果関係に関する分析結果は、G7 諸国を分析対象とした Kempa and Khan (2016) の日本についての分析結果と同様である。ただし、Kempa and Khan (2016) は、経済成長と政府債務の2変数が共和分関係にないと判断して、Toda and Yamamoto (1995) による Granger の因果性検定を適用している。<sup>(7)</sup>

以上の分析結果から、わが国では長期において、政府債務の累増により、経済成長が促されてきたと解釈できるかもしれない。しかし、短期においては、経済成長が政府債務に対して負の効果をもたらす傾向にあるといえよう。ただし、2変数間の因果関係の検定結果は、サンプル期間の選択に影響を受ける可能性がある。政府債務と経済成長の2変数間の因果関係は、分析期間を通じてすべての時点において存在すると仮定されている。今後の課題として、分析期間を変更して、構造変化の存在を考慮するなど、さらに詳細に分析を進めることが必要である。

## 参 考 文 献

- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Égert, B., (2015), "The 90% Public Debt Threshold: The Rise and Fall of a Stylized Fact", *Applied Economics*, Vol. 47, pp. 3756-3770.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock, (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, Vol. 64, pp. 813-836.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, (1987), "Co-Integration and Error Correction:

---

(7) 経済成長と政府債務の2変数間の因果性検定について、Toda and Yamamoto (1995) の検定方法は、各変数の和分の次数や共和分関係が存在するかどうかに関わらず有効であるという利点がある。

- Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Gómez-Puig, M., and S. Sosvilla-Rivero, (2015), “The Causal Relationship Debt and Growth in EMU Countries”, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 37, pp. 974-989.
- Johansen, S., (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Kempa, B., and N. S. Khan, (2016), “Government Debt and Economic Growth in the G7 Countries: Are There Any Causal Linkage?”, *Applied Economics Letters*, Vol. 23, pp. 440-443.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, Vol. 55, pp. 159-178.
- Lof, M., and T. Malinen, (2014), “Does Sovereign Debt Weaken Economic Growth? A Panel VAR Analysis”, *Economics Letters*, Vol. 122, pp. 403-407.
- MacKinnon, J. G., (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- MacKinnon, J. G., A. A. Haug, and L. Michelis, (1999), “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Test for Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, pp. 563-577.
- Panizza, U., and A. F. Presbitero, (2013), “Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey”, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 149, pp. 175-204.
- Panizza, U., and A. F. Presbitero, (2014), “Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 41, pp. 21-41.
- Pesaran, B., and M. H. Pesaran, (2009), *Time Series Econometrics Using Microfit 5.0*, Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, pp. 289-326.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron, (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Puente-Ajovín, M., and M. Sanso-Navarro, (2015), “Granger Causality between Debt and Growth: Evidence from OECD Countries”, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 35, pp. 66-77.
- Reinhart, C. M., and K. Rogoff, (2010), “Growth in a Time of Debt”, *American Economic Review*, Vol. 100, pp. 573-578.
- Toda, H. Y., and T. Yamamoto, (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.