

# 政府支出と経済成長の因果関係

——ワグナー仮説とケインズ仮説——

平 井 健 之

## 1. はじめに

政府支出と経済成長の関係をめぐっては、これまで多くの関心が寄せられ、さまざまな観点から理論的・実証的研究が進められてきた。なかでも、経済成長が政府支出を絶対的にも相対的にも増大させるという仮説は、ワグナー法則 (Wagner's law) として知られている。これに対して、ケインズの理論は、政府支出の増加が総需要を刺激し、乗数効果を通じて経済成長を促すことを示している。Biswal, Dhawan and Lee (1999) や Magazzino (2012) 等に従って、前者をワグナー仮説 (Wagnerian hypothesis)、後者をケインズ仮説 (Keynesian hypothesis) と呼ぶことにすると、ワグナー仮説は経済成長から政府支出への因果関係の存在を、ケインズ仮説は政府支出から経済成長への因果関係の存在を意味している。

本稿では、わが国の政府支出と経済成長 (GDP) の因果関係を分析することにより、ワグナー仮説とケインズ仮説の成立を検討するが、これら2変数間の因果関係の解明は現在、巨額の財政赤字を抱える日本の財政にとって重要な政策的含意をもつ。もしワグナー仮説が成立するならば、政府の規模は経済成長とともに増加することが見込まれる。政府支出の削減は、財政赤字を減少させて政府の財政状況を改善させるが、もしケインズ仮説が成立するとすれば、経済成長に負の影響を与えることも考えられる。

ワグナー仮説をめぐると実証研究は古くから、とりわけ時系列データを用いて、

## 政府支出と経済成長の因果関係

政府支出とGDP（または、GNP）とを関連付ける回帰式の推定に基づき、その妥当性が検討されてきた。その一連の研究として、Gupta (1967), Wagner and Weber (1977), Mann (1980), Abizadeh and Gray (1985), Ram (1987), Abizadeh and Yousefi (1988), Nagarajan and Spears (1990), Bairam (1992) 等がある。しかし、これら当初の実証研究では、使用される時系列データが定常であることを仮定しており、ワグナー仮説を支持する結果は見せかけの回帰である可能性が指摘されている (Henrekson, 1993)。そのため、近年の実証研究では、政府支出とGDPに関する2変数について共和分検定を行い、まずこれら2変数が長期の均衡関係にあるかどうかを分析している。これにより、2変数が長期の均衡関係にある場合、誤差修正モデルを推定して2変数間の短期と長期の因果関係の検定が行われている<sup>(1)</sup>。

このような政府支出とGDPの因果関係の検定に基づき、ワグナー仮説とケインズ仮説の妥当性を検証する実証研究は、諸外国においてこれまで多数存在する。第1に、ワグナー仮説の妥当性に関する実証研究として、例えば、イギリスについて Oxley (1994) と Chow, Cotsomitis and Kwan (2002)、世界の88の国を対象に Anwar, Davies, and Sampath (1996)、G7 諸国を対象とする Bohl (1996)、経済発展の段階が異なる22の国を対象に Payne and Ewing (1996)、ギリシャについて Chletos and Kollias (1997)、イラクについて Asseery, Law and Perdakis (1999)、複数のヨーロッパ諸国について Thornton (1999) や Kuckuck (2014)、アメリカ合衆国について Islam (2001)、アジアの新興国や先進国などの数カ国を対象として Chang (2002)、Chang, Liu and Caudill (2004)、カリブ海の9カ国を対象に Iyare and Lorde (2004)、フィジーについて Narayan, Prasad and Singh (2008)、ニュージーランドについて Kumar, Webber and Fargher (2012) 等の研究が挙げられる。

そして第2に、ワグナー仮説とケインズ仮説のいずれが成立するかを明示的

---

(1) ワグナー仮説をめぐる実証研究の動向については、平井 (2003, 2015) を参照されたい。

に検討する実証研究としては、韓国について Park (1996)、アフリカの3カ国を対象に Ansari, Gordon and Akuamoah (1997)、カナダについて Biswal, Dhawan and Lee (1999)、ギリシャについて Dritsakis and Adamopoulos (2004) と Antoniou, Katrakilidis and Tsaliki (2013)、マレーシアについて Samudram, Nair and Vaithilingam (2009) と Govindaraju, Rao and Anwar (2011)、メキシコについて Iniguez-Montiel (2010)、ナイジェリアについて Babatunde (2011)、イタリアについて Magazzino (2012)、南アフリカについて Odhiambo (2015) 等の研究が挙げられる。とりわけ、Biswal, Dhawan and Lee (1999), Dritsakis and Adamopoulos (2004), Samudram, Nair and Vaithilingam (2009) と Magazzino (2012) はそれぞれ、政府支出を複数の支出項目に分類し、各支出と GDP の因果関係を分析することでワグナー仮説とケインズ仮説の成立について検討している。

ここで、日本における近年の実証研究として、野村・平井 (2011) は政府一般会計の支出と GDP の因果関係を分析しているが、短期においてワグナー仮説とケインズ仮説がともに成立するという分析結果を示している。また、Ono (2014) は、政府支出（政府最終消費支出＋政府総固定資本形成）と GDP の因果関係の検定により、長期においてワグナー仮説のみが成立するという分析結果を導いている。しかし、政府支出を複数の支出項目に分類して、各支出についてワグナー仮説とケインズ仮説の妥当性を検討する実証研究はほとんど見られない。<sup>(2)</sup> 複数の分類された政府支出データを用いた因果関係の実証研究は、わが国の厳しい財政状況を改善するために、どのような支出項目を削減、あるいは増加させるかを検討する際により詳細な情報を提供すると考えられる。そこで本稿の目的は、わが国の一般政府を分析対象として、政府支出を複数の項目に分類し、各支出と GDP の因果関係を分析することにより、支出別にワグ

---

(2) 平井 (2003) は、政府の範囲に一般政府だけではなく公的企業の活動を含め、政府支出を政府最終消費支出、公的総資本形成、財・サービス購入、及び移転支払いに分類して、わが国におけるワグナー仮説の妥当性を検討している。

## 政府支出と経済成長の因果関係

ナー仮説とケインズ仮説の成立を検討する。

そのため、国民経済計算に基づき一般政府の支出を10種類の支出項目に分類する。ただし、分類された政府支出データは1980年度からの年度データが入手可能であるため、データ数が少ないという問題がある。この問題に対処するために、本稿の実証分析では、共和分検定について、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) バウンド検定アプローチを適用する。これにより、政府支出と GDP に関する2変数が長期的な均衡関係にある場合、誤差修正モデルを推定して2変数間の因果関係を分析する。この ARDL バウンド検定アプローチは、Engle and Granger (1987) や Johansen (1988) によって提案された従来の共和分検定の方法に対して、次の利点をもつ。その第1は、本稿のように小標本の場合においても適用できることである。さらに第2は、政府支出と GDP の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ことである。<sup>(3)</sup>

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分析方法について解説する。次に第III節において、政府支出と GDP に関する2変数間の共和分検定を行い、これに基づき2変数間の短期と長期の因果関係を分析して、その結果を提示する。最後に、第IV節では結論を述べる。

## II. データと実証分析の方法

### 1. データ

本稿では、わが国の1980年度から2013年度までの年度データを使用して、政府支出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、政府支出を

---

(3) ARDL バウンド検定アプローチは、Samudram, Nair and Vaithilingam (2009), Babatunde (2011), Govindaraju, Rao and Anwar (2011), Kumar, Webber and Fargher (2012), Antoniou, Katrakilidis and Tsaliki (2013), Ono (2014), 平井 (2015), 及び Odhiambo (2015) 等の最近のワグナー仮説に関する実証研究においても適用されている。

表1 政府支出の分類

| 政府支出           | 内 容  |
|----------------|--|
| (1) 一般公共サービス   | ①行政と立法機関，金融・財政問題，対外問題，②対外経済援助，③一般サービス，④基礎研究，⑤一般公共サービスに関する研究開発，⑥他に分類されない一般公共サービス，⑦公的債務取引，⑧政府部門間の移転，に関する支出が含まれる。   |
| (2) 防衛         | ①軍事防衛，②民間防衛，③対外軍事援助，④防衛に関する応用研究と実験開発に携わる政府機関の管理と運営，⑤他に分類されない防衛，に関する支出が含まれる。                                      |
| (3) 公共の秩序・安全   | ①警察サービス，②消防サービス，③裁判所，④刑務所，⑤公的秩序と安全に関する研究開発，⑥他に分類されない公的秩序と安全，に関する支出が含まれる。   |
| (4) 経済業務       | ①一般経済，通商・労働問題，②農業，林業，漁業，狩猟，③燃料及びエネルギー，④鉱業，製造業，建設業，⑤交通，⑥通信，⑦小売業などのその他の産業，⑧経済問題に関する研究開発，⑨他に分類されない経済問題，に関する支出が含まれる。 |
| (5) 環境保護       | ①廃棄物の管理，②排水の管理，③汚染低減，④生物多様性と景観保全，⑤環境保護に関する研究開発，⑥他に分類されない環境保護，に関する支出が含まれる。  |
| (6) 住宅・地域アメニティ | ①住宅団地の整備，②地域社会開発，③水道，④街路照明，⑤住宅・地域アメニティに関する研究開発，⑥他に分類されない住宅・地域アメニティ，に関する支出が含まれる。                                  |
| (7) 保健         | ①医療品，医療器具及び機器，②外来患者サービス，③病院サービス，④公衆衛生サービス，⑤保健医療に関する研究開発，⑥他に分類されない保健医療，に関する支出が含まれる。                               |
| (8) 娯楽・文化・宗教   | ①娯楽とスポーツサービス，②文化サービス，③放送と出版サービス，④宗教とその他地域社会サービス，⑤娯楽，文化，宗教に関する研究開発，⑥他に分類されない娯楽，文化，宗教，に関する支出が含まれる。                 |
| (9) 教育         | ①初等前教育と初等教育，②中等教育，③中等後非高等教育，④高等教育，⑤レベル別に定義できない教育，⑥教育への補助的サービス，⑦教育に関する研究開発，⑧他に分類されない教育，に関する支出が含まれる。               |
| (10) 社会保護      | ①病気と障害，②高齢者，③遺族，④家族と子供に関する問題，⑤失業，⑥住宅，⑦他に分類されない社会的排除，⑧社会保護に関する研究開発，⑨他に分類されない社会保護，に関する支出が含まれる。                     |

出所：内閣府「国民経済計算」

目的別に10種類の支出に分類して，各支出とGDPの因果関係を検討する。ここで，政府の範囲については，一般政府（中央政府，地方政府及び社会保障基金）を分析対象とし，表1で示されるように政府支出を，(1) 一般公共サービス，(2) 防衛，(3) 公共の秩序・安全，(4) 経済業務，(5) 環境保護，(6) 住宅・

## 政府支出と経済成長の因果関係

地域アメニティ, (7) 保健, (8) 娯楽・文化・宗教, (9) 教育, (10) 社会保護に分類する。各支出について、最終消費支出と総固定資本形成だけではなく、移転<sup>(4)</sup>の支出も含めることとする。これらの各政府支出及び GDP のデータは、すべて内閣府「国民経済計算」より得られる。

なお、本稿の実証分析では、各データを実質値で表示するものとし、実質 GDP は「国民経済計算」より直接利用できる。ところが、上記の目的別に分類された各政府支出については名目値のデータが公表されており、そのうち政府最終消費支出のみ実質値のデータも利用可能である。各政府支出の名目値のデータを、例えば GDP デフレーターを使用して実質化することが考えられるが、ここでは各支出について、政府最終消費支出の名目値と実質値のデータを用いてそれぞれ政府最終消費支出デフレーターを算出し、それらを使用して実質化することにする。

ところで、上記の目的別に分類された各政府支出の名目値及び最終消費支出の実質値のデータ（2000暦年基準）は、「国民経済計算」において1980年度から利用可能である。また、2005年度からは、一般政府部門の支出について、政府支出の機能別分類により表章項目を細分化した名目値のデータ及び最終消費支出の実質値のデータ（2005暦年基準）が公表されている。そこで、長期にわたるデータを確保するために、これらを接続して1980年度から2013年度までの各政府支出のデータを使用することとした。さらに、本稿の実証分析では、政府支出と GDP の各変数を1人当たりで表示し、これら2変数の因果関係についても分析を行う。1人当たりの各変数を表示するための人口のデータは、総

---

(4) 政府の移転支出を政府支出に含めるべきかどうかの判断については、先行研究においてもさまざまである。例えば、Ram (1987) や Anwar, Davies and Sampath (1996) 等の分析では、政府支出に移転支出を含めていない。これに対して、Payne and Ewing (1996), Chletsos and Kollias (1997), 及び Biswal, Dhawan and Lee (1999) 等をはじめとする多くの実証研究は、移転支出（または、移転支払い）も含めて分析している。本稿でも、これら一連の研究に従って、政府支出に移転支出を含めることにする。

務省統計局「人口推計」から得られる。

## 2. 共和分検定

本稿の実証分析では、目的別に分類された10種類の各政府支出とGDPの2変数間の因果関係について分析する。そのために、まず第1に、ワグナー仮説の実証研究における Peacock and Wiseman (1961) の定式化に基づき、次の(1)式でワグナー仮説の因果関係を、(2)式でケインズ仮説の因果関係を検討する。

$$LG_t = \alpha_0 + \alpha_1 LY_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$LY_t = \beta_0 + \beta_1 LG_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

ここで、 $LG_t$  と  $LY_t$  はそれぞれ政府支出とGDPを実質値で表示し、さらに自然対数をとった変数である。また、 $\varepsilon_{1t}$  と  $\varepsilon_{2t}$  は誤差項である。

そして、第2に、政府支出とGDPの2変数をそれぞれ1人当たりの変数で表示して、Gupta (1967) に基づき、次の(3)式でワグナー仮説の因果関係を、(4)式でケインズ仮説の因果関係を検討する。

$$LG/N_t = \phi_0 + \phi_1 LY/N_t + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$LY/N_t = \delta_0 + \delta_1 LG/N_t + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

ここで、 $LG/N_t$  と  $LY/N_t$  は、人口を  $N$  として、それぞれ政府支出とGDPの実質値を1人当たりで表示し、さらに自然対数をとった変数である。また、 $\varepsilon_{1t}$  と  $\varepsilon_{2t}$  は誤差項である。

上記の政府支出とGDPの2変数間の共和分検定について、本稿では、Pesaran, Shin and Smith (2001) によって提案されたバウンド検定アプローチを用いる。このバウンド検定は、本稿のように、1980年度から2013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。<sup>(5)</sup>

(5) Narayan (2005a) は、アジアの9カ国について、政府の収入と支出の時系列データを使用して収入と支出の因果関係を分析している。このNarayan (2005a) の実証研究は、サンプルサイズ  $T$  について、インドネシアの  $T=31$  からインドの  $T=41$  までの小標本での分析である。そのため、Pesaran, Shin and Smith (2001) によ

## 政府支出と経済成長の因果関係

また、バウンド検定アプローチは、Engle and Granger (1987) や Johansen (1988) のような共和分検定の手続きと異なり、和分の次数が 1 より小さいか、または 1 に等しい変数からなるモデルに用いられる。すなわち、検定では、すべての変数について和分の次数が同じでなければならないということを前提としていない。そのため、このアプローチは、事前に和分の次数を検定する際に生じる不確実性を排除できる (Narayan, 2005a)。

そこで、バウンド検定を実行するために、政府支出 ( $LG_t$ ) と GDP ( $LY_t$ ) の関係 (モデル 1)、あるいは 1 人当たりの政府支出 ( $LG/N_t$ ) と 1 人当たり GDP ( $LY/N_t$ ) の関係 (モデル 2) について、それぞれ次式で表される ARDL モデルを推定する。

モデル 1 :

$$\Delta LG_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta LG_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta LY_{t-i} + \alpha_3 LG_{t-1} + \alpha_4 LY_{t-1} + \nu_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta LY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta LG_{t-i} + \beta_3 LY_{t-1} + \beta_4 LG_{t-1} + \nu_{2t} \quad (6)$$

モデル 2 :

$$\begin{aligned} \Delta LG/N_t = & \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta LG/N_{t-i} + \sum_{i=0}^q \phi_{2i} \Delta LY/N_{t-i} \\ & + \phi_3 LG/N_{t-1} + \phi_4 LY/N_{t-1} + \nu_{1t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta LY/N_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta LY/N_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{2i} \Delta LG/N_{t-i} \\ & + \delta_3 LY/N_{t-1} + \delta_4 LG/N_{t-1} + \nu_{2t} \end{aligned} \quad (8)$$

ここで、 $\Delta$  は 1 階の階差演算子、 $\nu_{1t}$  と  $\nu_{2t}$  は誤差項である。

モデル 1 より、(5)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  $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$  であり、対立仮説は  $H_1: \alpha_3 \neq 0, \alpha_4 \neq 0$  である。一方、

---

て提案されたバウンド検定アプローチを適用して、政府の収入と支出の 2 変数間の共和分検定を行っている。本稿の分析でも、サンプルサイズが  $T=34$  であるため、Narayan (2005a) と同様に、共和分検定についてバウンド検定アプローチを用いることとした。



(6)式において、共和分関係が存在しないという帰無仮説は  $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$  であり、対立仮説は  $H_1: \beta_3 \neq 0, \beta_4 \neq 0$  である。そのため、これらの帰無仮説を、それぞれ  $F$  統計量を用いて検定する。同様に、モデル2についても、(7)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  $H_0: \phi_3 = \phi_4 = 0$  であり、対立仮説は  $H_1: \phi_3 \neq 0, \phi_4 \neq 0$  である。一方、(8)式において、共和分関係が存在しないという帰無仮説は  $H_0: \delta_3 = \delta_4 = 0$  であり、対立仮説は  $H_1: \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$  である。そのため、これらの帰無仮説も、それぞれ  $F$  統計量を用いて検定する。

この  $F$  統計量の漸近分布は2変数間で共和分関係が存在しないという帰無仮説の下で非標準的であり、 $F$  検定は、(a) データの非正常性、(b) 独立変数の数、そして、(c) サンプルサイズに依存している。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。<sup>(6)</sup> 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、政府支出とGDPの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。

---

(6)  $F$  検定に関する2つの臨界値は、サンプルサイズ  $T$  について、Pesaran, Shin and Smith (2001) では  $T=1000$  の場合、Pesaran and Pesaran (2009) では  $T=500$  の場合が報告されている。さらに、Narayan (2005b) においても、 $T=30$  から  $T=80$  までのサンプルサイズにおける臨界値が報告されている。なお、Microfit 5.0 では、2つの臨界値を直接求めることができる (Pesaran and Pesaran, 2009)。

### 3. Granger の因果関係の検定

上記のバウンド検定において、政府支出と GDP の 2 変数間で共和分関係があると判断されると、Odhiambo (2009, 2010) に従って、モデル 1 では次の(9)式または(10)式、モデル 2 では次の(11)式または(12)式で表される誤差修正モデルに基づき、Granger の因果性検定を行う。

モデル 1 :

$$\Delta LG_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta LG_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta LY_{t-i} + \alpha_3 ECM_{t-1} + u_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta LY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta LG_{t-i} + \beta_3 ECM_{t-1} + u_{2t} \quad (10)$$

モデル 2 :

$$\Delta LG/N_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta LG/N_{t-i} + \sum_{i=0}^q \phi_{2i} \Delta LY/N_{t-i} + \phi_3 ECM_{t-1} + u_{1t} \quad (11)$$

$$\Delta LY/N_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta LY/N_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{2i} \Delta LG/N_{t-i} + \delta_3 ECM_{t-1} + u_{2t} \quad (12)$$

ここで、 $u_{1t}$  と  $u_{2t}$  は誤差項で、 $ECM_{t-1}$  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、 $\alpha_3$  と  $\beta_3$  (または  $\phi_3$  と  $\delta_3$ ) は、長期均衡からの乖離に対する調整の速度を表している。

そこで、政府支出と GDP の 2 変数間の Granger の意味での因果関係の検定は、次の通りである。モデル 1 では、政府支出 ( $LG_t$ ) と GDP ( $LY_t$ ) の 2 変数について、短期の因果関係の存在は、(9)式 (または(10)式) より、ラグ付き変数、 $\Delta LY_{t-i}$  の回帰係数  $\alpha_{2i}$  (または  $\Delta LG_{t-i}$  の回帰係数  $\beta_{2i}$ ) が  $F$  検定で有意であるかどうかで判断する。これに対して、長期の因果関係の存在は、(9)式 (または(10)式) における誤差修正項  $ECM_{t-1}$  の係数  $\alpha_3$  (または  $\beta_3$ ) が  $t$  検定で有意であるかどうかにより判断する。同様にモデル 2 でも、1 人当たりの政府支出 ( $LG/N_t$ ) と 1 人当たり GDP ( $LY/N_t$ ) の 2 変数について、短期の因果関係の存在は、(11)式 (または(12)式) より、ラグ付き変数、 $\Delta LY/N_{t-i}$  の回帰係数  $\phi_{2i}$  (または  $\Delta LG/N_{t-i}$  の回帰係数  $\delta_{2i}$ ) が  $F$  検定で有意であるかどうか

かで判断する。これに対して、長期の因果関係の存在は、(11)式（または(12)式）における誤差修正項  $ECM_{t-1}$  の係数  $\phi_3$ （または  $\delta_3$ ）が  $t$  検定で有意であるかどうかにより判断する。

なお、政府支出と GDP の 2 変数間で共和分関係があると判断されない場合、モデル 1 では上記の(9)式または(10)式、モデル 2 では上記の(11)式または(12)式において、誤差修正項を除去したモデルの推定に基づき、短期の因果関係の検定のみを行うことにする。<sup>(7)</sup>

### III. 実証分析の結果

#### 1. 単位根検定

本稿の実証分析では、はじめに、政府支出と GDP に関する各変数について単位根検定を行う。既述のように、Pesaran, Shin and Smith (2001) によるバウンド検定アプローチでは、各変数が  $I(0)$  または  $I(1)$  であることを前提にしている。すなわち、バウンド検定を実行するためには、どの変数も  $I(2)$  でないか、または和分の次数がそれを超えていないかを確認する必要がある。そのために、Dickey and Fuller (1979, 1981) による ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定、Phillips and Perron (1988) による PP 検定、及び Elliott, Rothenberg and Stock (1996) による DF-GLS (Dickey-Fuller GLS) 検定を適用する。

まず、表 2 と表 3 には、モデル 1 における 10 種類の政府支出 ( $LG_t$ ) と GDP ( $LY_t$ ) の各変数の単位根検定の結果が報告されている。ここで、表 1 で分類された政府支出について、変数 ( $LG_t$ ) をそれぞれ  $LG1_t$  から  $LG10_t$  で表示する。表 2 は政府支出と GDP の各水準変数に関する検定結果を、表 3 は政府支出と GDP の各変数の 1 階の階差変数に関する検定結果を示している。これより、上記の 3 つの検定方法と、さらに各検定方法におけるトレンド項を含まない場

---

(7) Granger の因果関係の検定の手続きについては、Odhiambo (2009, 2010) を参照されたい。

表2 各変数の水準変数に関する単位根検定

| A. トレンド項なし           |                  |               |                  |
|----------------------|------------------|---------------|------------------|
| 変数                   | ADF 検定           | PP 検定         | DF-GLS 検定        |
| $LG1_t$ (一般公共サービス)   | -3.294987(0) **  | -3.198986 **  | -1.718140(1)     |
| $LG2_t$ (防衛)         | -5.030896(0) *** | -5.030896 *** | -0.464056(2)     |
| $LG3_t$ (公共の秩序・安全)   | -0.938271(0)     | -1.331392     | -0.401382(0)     |
| $LG4_t$ (経済業務)       | -1.440557(0)     | -1.525311     | -0.599190(0)     |
| $LG5_t$ (環境保護)       | -1.822212(2)     | -1.877811     | -1.188717(2)     |
| $LG6_t$ (住宅・地域アメニティ) | -1.376524(0)     | -1.376524     | -1.238810(0)     |
| $LG7_t$ (保健)         | -2.511769(0)     | -7.763513 *** | -0.006388(4)     |
| $LG8_t$ (娯楽・文化・宗教)   | -1.738655(1)     | -2.085424     | -0.905848(1)     |
| $LG9_t$ (教育)         | -1.102392(0)     | -1.096091     | 1.153408(1)      |
| $LG10_t$ (社会保護)      | -4.439285(0) *** | -1.559639     | 0.716978(1)      |
| $LY_t$               | -2.619787(0) *   | -2.489390     | -0.381220(3)     |
| B. トレンド項あり           |                  |               |                  |
| 変数                   | ADF 検定           | PP 検定         | DF-GLS 検定        |
| $LG1_t$ (一般公共サービス)   | -4.270783(0) *** | -4.243299 **  | -4.393446(0) *** |
| $LG2_t$ (防衛)         | -2.340080(0)     | -2.340080     | -2.388230(3) **  |
| $LG3_t$ (公共の秩序・安全)   | -2.679923(0)     | -2.686521     | -2.714219(0)     |
| $LG4_t$ (経済業務)       | -1.578710(0)     | -1.440557     | -1.576136(0)     |
| $LG5_t$ (環境保護)       | -0.204296(0)     | -0.204296     | -1.086657(2)     |
| $LG6_t$ (住宅・地域アメニティ) | -1.235682(0)     | -1.156806     | -1.226628(0)     |
| $LG7_t$ (保健)         | -2.597001(1)     | -1.879653     | -1.680509(0)     |
| $LG8_t$ (娯楽・文化・宗教)   | -0.923967(0)     | -1.056884     | -1.051468(1)     |
| $LG9_t$ (教育)         | -2.172222(0)     | -2.310649     | -2.025209(0)     |
| $LG10_t$ (社会保護)      | -4.521047(0) *** | -3.256169 *   | -3.497866(1) **  |
| $LY_t$               | -1.705059(0)     | -1.728069     | -1.541831(1)     |

注：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。ADF 検定とDF-GLS 検定のラグ数は、SBC (Schwartz Bayesian Criterion) に基づき選択されており、検定統計量における括弧内の値は、検定におけるラグ数を示している。また、PP 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。

\*\*\*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。

表3 各変数の1階の階差変数に関する単位根検定

| A. トレンド項なし                 |                  |               |                  |
|----------------------------|------------------|---------------|------------------|
| 変数                         | ADF 検定           | PP 検定         | DF-GLS 検定        |
| $\Delta LG_1$ (一般公共サービス)   | -9.280751(0) *** | -21.52392 *** | -9.380557(0) *** |
| $\Delta LG_2$ (防衛)         | -2.038478(1)     | -4.080480 *** | -1.244855(2)     |
| $\Delta LG_3$ (公共の秩序・安全)   | -5.943758(0) *** | -10.92204 *** | -5.132600(0) *** |
| $\Delta LG_4$ (経済業務)       | -6.332680(0) *** | -6.278261 *** | -6.239068(0) *** |
| $\Delta LG_5$ (環境保護)       | -1.945067(1)     | -4.698406 *** | -1.916943(1)     |
| $\Delta LG_6$ (住宅・地域アメニティ) | -4.996498(0) *** | -4.938135 *** | -4.942694(0) *** |
| $\Delta LG_7$ (保健)         | -4.107990(0) *** | -3.860174 *** | -4.027755(0) *** |
| $\Delta LG_8$ (娯楽・文化・宗教)   | -3.666155(0) *** | -3.687690 *** | -3.316132(0) *** |
| $\Delta LG_9$ (教育)         | -5.451649(0) *** | -5.451649 *** | -2.955882(0) *** |
| $\Delta LG_{10}$ (社会保護)    | -1.417549(0)     | -5.739623 *** | -3.073769(0) *** |
| $\Delta LY_t$              | -3.977343(0) *** | -3.975079 *** | -3.951590(0) *** |
| B. トレンド項あり                 |                  |               |                  |
| 変数                         | ADF 検定           | PP 検定         | DF-GLS 検定        |
| $\Delta LG_1$ (一般公共サービス)   | -9.158282(0) *** | -27.23258 *** | -9.464321(0) *** |
| $\Delta LG_2$ (防衛)         | -5.240576(0) *** | -5.271133 *** | -5.406258(0) *** |
| $\Delta LG_3$ (公共の秩序・安全)   | -5.826655(0) *** | -11.01905 *** | -5.835627(0) *** |
| $\Delta LG_4$ (経済業務)       | -6.285651(0) *** | -6.325612 *** | -6.483439(0) *** |
| $\Delta LG_5$ (環境保護)       | -5.723860(0) *** | -5.723776 *** | -5.828085(0) *** |
| $\Delta LG_6$ (住宅・地域アメニティ) | -4.861026(1) *** | -5.114885 *** | -5.247865(0) *** |
| $\Delta LG_7$ (保健)         | -5.684726(2) *** | -6.475241 *** | -4.687835(0) *** |
| $\Delta LG_8$ (娯楽・文化・宗教)   | -4.024672(0) **  | -3.991464 **  | -4.155423(0) *** |
| $\Delta LG_9$ (教育)         | -5.173376(0) *** | -5.173376 *** | -4.418535(0) *** |
| $\Delta LG_{10}$ (社会保護)    | -3.629253(1) **  | -5.384035 *** | -3.924494(0) *** |
| $\Delta LY_t$              | -4.307255(0) *** | -4.240847 **  | -4.436379(0) *** |

注：変数における  $\Delta$  は1階の階差演算子である。表2の注を参照されたい。

\*\*\*は1%水準で有意, \*\*は5%水準で有意であることを示す。

合と含む場合のモデルによる検定では異なる結果が見られるものの、3つの検定方法の結果から判断すると、政府支出 ( $LG_t$ ) の各変数と GDP ( $LY_t$ ) の変数は  $I(1)$  変数である可能性が高いと判断される。

次に、表4と表5には、モデル2における10種類の1人当たりの政府支出 ( $LG/N_t$ ) と1人当たりのGDP ( $LY/N_t$ ) の各変数の単位根検定の結果が報告

表 4 1人当たり各変数の水準変数に関する単位根検定

| A. トレンド項なし             |                 |              |                 |
|------------------------|-----------------|--------------|-----------------|
| 変数                     | ADF 検定          | PP 検定        | DF-GLS 検定       |
| $LG1/N_t$ (一般公共サービス)   | -3.489884(0)**  | -3.425597**  | -3.117384(0)*** |
| $LG2/N_t$ (防衛)         | -4.342243(0)*** | -4.342243*** | -0.444432(2)    |
| $LG3/N_t$ (公共の秩序・安全)   | -0.530986(0)    | 0.005341     | 0.397120(0)     |
| $LG4/N_t$ (経済業務)       | -1.345438(0)    | -1.345438    | -0.761986(0)    |
| $LG5/N_t$ (環境保護)       | -1.836781(0)    | -1.745760    | -1.219948(2)    |
| $LG6/N_t$ (住宅・地域アメニティ) | -1.236225(0)    | -1.236225    | -1.229645(0)    |
| $LG7/N_t$ (保健)         | -1.788744(0)    | -5.456662*** | 0.036803(4)     |
| $LG8/N_t$ (娯楽・文化・宗教)   | -1.674273(1)    | -1.968473    | -0.959691(1)    |
| $LG9/N_t$ (教育)         | -0.254486(0)    | -0.254486    | 0.735151(0)     |
| $LG10/N_t$ (社会保護)      | -1.417549(0)    | -1.559639    | 0.716978(1)     |
| $LY/N_t$               | -1.907056(0)    | -1.814288    | 0.194484(1)     |
| B. トレンド項あり             |                 |              |                 |
| 変数                     | ADF 検定          | PP 検定        | DF-GLS 検定       |
| $LG1/N_t$ (一般公共サービス)   | -4.366280(0)*** | -4.344752*** | -4.498696(0)*** |
| $LG2/N_t$ (防衛)         | -2.295101(0)    | -2.295101    | -2.415904(3)    |
| $LG3/N_t$ (公共の秩序・安全)   | -2.938027(0)    | -2.869276    | -3.036390(0)*   |
| $LG4/N_t$ (経済業務)       | -1.654511(0)    | -1.702840    | -1.683371(0)    |
| $LG5/N_t$ (環境保護)       | -0.129198(0)    | 0.195843     | -1.116477(2)    |
| $LG6/N_t$ (住宅・地域アメニティ) | -1.297288(0)    | -1.201432    | -1.302365(0)    |
| $LG7/N_t$ (保健)         | -3.400154(1)*   | -2.255940    | -2.833362(1)    |
| $LG8/N_t$ (娯楽・文化・宗教)   | -0.937755(0)    | -1.083326    | -1.090721(1)    |
| $LG9/N_t$ (教育)         | -2.071976(0)    | -2.241411    | -2.181843(0)    |
| $LG10/N_t$ (社会保護)      | -3.629253(1)**  | -3.256169*   | -3.497866(1)**  |
| $LY/N_t$               | -1.671743(0)    | -1.734079    | -1.694529(1)    |

注：表 2 の注を参照されたい。

\*\*\*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。

されている。ここで、表 1 で分類された政府支出について、1人当たり変数 ( $LG/N_t$ ) をそれぞれ  $LG1/N_t$  から  $LG10/N_t$  で表示する。表 4 は 1人当たりの政府支出と GDP の各水準変数に関する検定結果を、表 5 は 1人当たりの政府支出と GDP の各変数の 1 階の階差変数に関する検定結果を示している。表 4 と表 5 より、3つの検定方法による結果から、一般公共サービスに関する支

表5 1人当たり各変数の1階の階差変数に関する単位根検定

| A. トレンド項なし                    |                 |              |                 |
|-------------------------------|-----------------|--------------|-----------------|
| 変数                            | ADF 検定          | PP 検定        | DF-GLS 検定       |
| $\Delta LG1/N_t$ (一般公共サービス)   | -9.290461(0)*** | -22.70382*** | -9.397831(0)*** |
| $\Delta LG2/N_t$ (防衛)         | -4.231590(0)*** | -4.419123*** | -1.355132(2)    |
| $\Delta LG3/N_t$ (公共の秩序・安全)   | -5.895540(0)*** | -10.01920*** | -5.273336(0)*** |
| $\Delta LG4/N_t$ (経済業務)       | -6.359045(0)*** | -6.350892*** | -6.324379(0)*** |
| $\Delta LG5/N_t$ (環境保護)       | -2.025218(1)    | -4.829681*** | -2.015877(1)**  |
| $\Delta LG6/N_t$ (住宅・地域アメニティ) | -5.051034(0)*** | -5.006700*** | -5.021517(0)*** |
| $\Delta LG7/N_t$ (保健)         | -4.384043(0)*** | -4.418254*** | -4.379299(0)*** |
| $\Delta LG8/N_t$ (娯楽・文化・宗教)   | -3.714736(0)*** | -3.739035*** | -3.388457(0)*** |
| $\Delta LG9/N_t$ (教育)         | -5.125334(0)*** | -5.155640*** | -3.029449(0)*** |
| $\Delta LG10/N_t$ (社会保護)      | -4.521047(0)*** | -5.739623*** | -3.073769(0)*** |
| $\Delta LY/N_t$               | -4.137751(0)*** | -4.082756*** | -4.168814(0)*** |
| B. トレンド項あり                    |                 |              |                 |
| 変数                            | ADF 検定          | PP 検定        | DF-GLS 検定       |
| $\Delta LG1/N_t$ (一般公共サービス)   | -9.157564(0)*** | -27.12184*** | -9.463631(0)*** |
| $\Delta LG2/N_t$ (防衛)         | -5.271614(0)*** | -5.299695*** | -5.439816(0)*** |
| $\Delta LG3/N_t$ (公共の秩序・安全)   | -5.801551(0)*** | -10.14752*** | -5.822693(0)*** |
| $\Delta LG4/N_t$ (経済業務)       | -6.262067(0)*** | -8.254822*** | -6.460209(0)*** |
| $\Delta LG5/N_t$ (環境保護)       | -5.707719(0)*** | -5.707677*** | -5.809525(0)*** |
| $\Delta LG6/N_t$ (住宅・地域アメニティ) | -4.821686(1)*** | -5.090238*** | -5.232808(0)*** |
| $\Delta LG7/N_t$ (保健)         | -5.745585(2)*** | -6.608140*** | -4.721905(0)*** |
| $\Delta LG8/N_t$ (娯楽・文化・宗教)   | -4.007461(0)**  | -3.973928**  | -4.138794(0)*** |
| $\Delta LG9/N_t$ (教育)         | -5.090878(0)*** | -5.113745*** | -4.385019(0)*** |
| $\Delta LG10/N_t$ (社会保護)      | -4.439285(0)*** | -5.384035*** | -3.924494(0)*** |
| $\Delta LY/N_t$               | -4.257887(0)**  | -4.191076**  | -4.383048(0)*** |

注：変数における  $\Delta$  は 1 階の階差演算子である。表 2 の注を参照されたい。

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

出 ( $LG1/N_t$ ) については  $I(0)$  変数であると判断できる。それ以外の 1 人当たりの政府支出 ( $LG/N_t$ ) と GDP ( $LY/N_t$ ) の各変数は、 $I(1)$  変数である可能性が高いといえよう。

そのため、以下の分析では、政府支出 ( $LG_t$ ) と GDP ( $LY_t$ ) の関係 (モデル 1)、あるいは 1 人当たりの政府支出 ( $LG/N_t$ ) と 1 人当たり GDP ( $LY/N_t$ )

## 政府支出と経済成長の因果関係

の関係（モデル2）について、ARDLバウンド検定を実行し、政府支出とGDPに関する2変数がそれぞれ長期的な均衡関係にあるかどうかを検討する。

### 2. 共和分検定

共和分のバウンド検定の結果は、表6に報告されている。ここで、(5)式と(6)式（または、(7)式と(8)式）におけるラグ数は、SBC (Schwartz Bayesian Criterion) に基づき選択された。まず、モデル1について、政府支出 ( $LG$ ) を従属変数、GDP ( $LY$ ) を独立変数とする場合においては、一般公共サービス、防衛、経済業務、教育の4種類の各支出でのみ、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、一般公共サービス、教育の各支出では5%水準で上方の臨界値を、防衛、経済業務の各支出では10%水準で上方の臨界値を上回っている。その他の各支出については、 $F$  統計量の値が10%水準での下方の臨界値を下回るため、共和分関係は存在しないと判断される。これに対して、GDP ( $LY$ ) を従属変数、政府支出 ( $LG$ ) を独立変数とする場合は、いずれも計算された  $F$  統計量の値が10%水準で下方の臨界値を下回っており、共和分関係は存在しないと判断される。

次に、モデル2については、1人当たりの政府支出 ( $LG/N_t$ ) を従属変数、1人当たりのGDP ( $LY/N_t$ ) を独立変数とする場合において、一般公共サービス、経済業務、教育の3種類の各支出で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、一般公共サービスと教育の各支出では5%水準で上方の臨界値を、経済業務に関する支出では10%水準で上方の臨界値を上回っている。また、その他の各支出については、 $F$  統計量の値が10%水準での下方の臨界値を下回るため、共和分関係は存在しないと判断される。一方、1人当たりGDP ( $LY/N_t$ ) を従属変数、1人当たり政府支出 ( $LG/N_t$ ) を独立変数とする場合は、いずれも計算された  $F$  統計量の値が10%水準での下方の臨界値を下回っており、共和分関係は存在しないと判断される。

したがって、表6の検定結果より、2つのモデルにおいて、共和分関係の存



表6 共和分に関するバウンド検定

| A. モデル1    |            |            |          |        |
|------------|------------|------------|----------|--------|
| 政府支出の分類    | 従属変数       | F 統計量      | 従属変数     | F 統計量  |
| 一般公共サービス   | $LG1_t$    | 6.7017 **  | $LY_t$   | 2.2383 |
| 防衛         | $LG2_t$    | 5.3242 *   | $LY_t$   | 1.7715 |
| 公共の秩序・安全   | $LG3_t$    | 4.2785     | $LY_t$   | 1.9733 |
| 経済業務       | $LG4_t$    | 5.9330 *   | $LY_t$   | 2.5937 |
| 環境保護       | $LG5_t$    | 1.2929     | $LY_t$   | 2.9940 |
| 住宅・地域アメニティ | $LG6_t$    | 1.9255     | $LY_t$   | 3.0854 |
| 保健         | $LG7_t$    | 1.2577     | $LY_t$   | 2.7514 |
| 娯楽・文化・宗教   | $LG8_t$    | 2.7356     | $LY_t$   | 2.5138 |
| 教育         | $LG9_t$    | 16.4306 ** | $LY_t$   | 4.2121 |
| 社会保護       | $LG10_t$   | 3.3713     | $LY_t$   | 2.4455 |
| B. モデル2    |            |            |          |        |
| 政府支出の分類    | 従属変数       | F 統計量      | 従属変数     | F 統計量  |
| 一般公共サービス   | $LG1/N_t$  | 6.6354 **  | $LY/N_t$ | 1.4084 |
| 防衛         | $LG2/N_t$  | 4.8416     | $LY/N_t$ | 1.2498 |
| 公共の秩序・安全   | $LG3/N_t$  | 4.0565     | $LY/N_t$ | 1.5240 |
| 経済業務       | $LG4/N_t$  | 6.1322 *   | $LY/N_t$ | 1.9011 |
| 環境保護       | $LG5/N_t$  | 1.5552     | $LY/N_t$ | 2.4028 |
| 住宅・地域アメニティ | $LG6/N_t$  | 1.7478     | $LY/N_t$ | 2.8160 |
| 保健         | $LG7/N_t$  | 0.7852     | $LY/N_t$ | 2.3431 |
| 娯楽・文化・宗教   | $LG8/N_t$  | 2.5693     | $LY/N_t$ | 2.1938 |
| 教育         | $LG9/N_t$  | 14.1629 ** | $LY/N_t$ | 3.0112 |
| 社会保護       | $LG10/N_t$ | 1.5732     | $LY/N_t$ | 1.6875 |

注：モデル1における従属変数  $LG_t$  については、(5)式の推定による帰無仮説  $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$  に関する検定結果を、従属変数  $LY_t$  については、(6)式の推定による帰無仮説  $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$  に関する検定結果を示している。モデル2における従属変数  $LG/N_t$  については、(7)式の推定による帰無仮説  $H_0: \phi_3 = \phi_4 = 0$  に関する検定結果を、従属変数  $LY/N_t$  については、(8)式の推定による帰無仮説  $H_0: \delta_3 = \delta_4 = 0$  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、Microfit 5.0 (Pesaran and Pesaran, 2009) より得られる。各推定式におけるラグ数は、最大ラグ数を2に設定してSBC (Schwartz Bayesian Criterion) に基づき選択されている。

\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを示す。

在は政府支出を従属変数、GDPを独立変数とする場合にのみ確認され、モデル1では一般公共サービス、防衛、経済業務、教育の各支出について、モデル2では一般公共サービス、経済業務、教育の各支出について共和分関係が存在

政府支出と経済成長の因果関係

すると判断する。

### 3. Granger の因果関係の検定

共和分検定において、政府支出と GDP の 2 変数が長期の均衡関係にあることが確認されると、(9)式と(10)式（または、(11)式と(12)式）の誤差修正モデルの推定に基づき、短期と長期における政府支出と GDP の因果関係の検定を行う。また、2 変数間で長期の均衡関係が存在しないと判断された場合、誤差修正項を除いたモデルの推定に基づき短期の因果関係のみの検定を行うことにする。

表 7 は、モデル 1 における各政府支出と GDP の 2 変数間の因果関係の検定結果を示している。まず、長期における政府支出と GDP の因果関係に注目する。表 7 には、政府支出 ( $LG_t$ ) を従属変数とする場合において共和分関係の存在が確認された、一般公共サービス、防衛、経済業務、及び教育の 4 つの各支出について、(9)式の誤差修正モデルにおけるラグ付きの誤差修正項の係数  $\alpha_3$  の推定値とその  $t$  統計量の値が報告されている。前節で述べたように、ラグ付きの誤差修正項の係数の値は長期均衡関係からの乖離に対する調整の速度を表しており、本稿では  $t$  検定による誤差修正項の係数  $\alpha_3$  の有意性に基づき長期における政府支出と経済成長 (GDP) の因果関係を分析する。

表 7 より、一般公共サービス、防衛、経済業務、及び教育の 4 つの支出項目で、(9)式の誤差修正項の係数  $\alpha_3$  の推定値はいずれも負の値である。このうち、一般公共サービス、経済業務、及び教育の各支出については、係数  $\alpha_3$  の推定値は 1% の有意水準で統計的に有意である。ここで、例えば、一般公共サービスにおける誤差修正項の係数の値 ( $-0.81970$ ) は、長期の不均衡のおよそ 82% が各年度において修正されることを意味している。しかし、防衛については、誤差修正項の係数  $\alpha_3$  の推定値は、10% の有意水準でも統計的に有意ではない。そのため、一般公共サービス、経済業務、及び教育の各支出についてのみ、長期的に GDP から政府支出への因果関係が存在すると判断できる。すな

表7 Granger の因果関係の検定（モデル1）

| 政府支出の分類    | 従属変数            | 短期の因果関係             | 長期の因果関係                |
|------------|-----------------|---------------------|------------------------|
|            |                 | $F$ 統計量 [ $P$ 値]    | $ECM_{t-1}$ ( $t$ 統計量) |
| 一般公共サービス   | $\Delta LG1_t$  | 3.0296 [0.082] *    | -0.81970 (-3.5667) *** |
|            | $\Delta LY_t$   | 0.0481 [0.826]      | —                      |
| 防衛         | $\Delta LG2_t$  | 2.6299 [0.105]      | -0.09283 (-1.1143)     |
|            | $\Delta LY_t$   | 3.9841 [0.048] **   | —                      |
| 公共の秩序・安全   | $\Delta LG3_t$  | 1.4749 [0.225]      | —                      |
|            | $\Delta LY_t$   | 1.9598 [0.162]      | —                      |
| 経済業務       | $\Delta LG4_t$  | 11.2452 [0.000] *** | -0.34690 (-3.4385) *** |
|            | $\Delta LY_t$   | 3.7514 [0.053] *    | —                      |
| 環境保護       | $\Delta LG5_t$  | 10.5145 [0.000] *** | —                      |
|            | $\Delta LY_t$   | 2.8219 [0.093] *    | —                      |
| 住宅・地域アメニティ | $\Delta LG6_t$  | 0.0064 [0.936]      | —                      |
|            | $\Delta LY_t$   | 4.9583 [0.026] **   | —                      |
| 保健         | $\Delta LG7_t$  | 0.0241 [0.877]      | —                      |
|            | $\Delta LY_t$   | 0.0085 [0.926]      | —                      |
| 娯楽・文化・宗教   | $\Delta LG8_t$  | 0.1017 [0.750]      | —                      |
|            | $\Delta LY_t$   | 10.8138 [0.001] *** | —                      |
| 教育         | $\Delta LG9_t$  | 20.5684 [0.000] *** | -0.42627 (-5.6680) *** |
|            | $\Delta LY_t$   | 1.7896 [0.167]      | —                      |
| 社会保護       | $\Delta LG10_t$ | 0.5783 [0.447]      | —                      |
|            | $\Delta LY_t$   | 8.4393 [0.004] ***  | —                      |

注：従属変数  $\Delta LG_t$  については(9)式の推定結果を、従属変数  $\Delta LY_t$  については(10)式の推定結果を示している。短期の因果関係に関する  $F$  統計量は、(9)式では  $\Delta LY_t$  が  $\Delta LG_t$  の Granger 因果ではないとする帰無仮説、(10)式では  $\Delta LG_t$  が  $\Delta LY_t$  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。なお、括弧 [ ] 内の数値は  $P$  値である。また、長期の因果関係について、 $ECM_{t-1}$  は、誤差修正項の係数の推定値を表している。括弧 ( ) 内の値は、誤差修正項の係数の推定値に関する  $t$  統計量の値を示している。\*\*\*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。

わち、これら3種類の支出については、長期においてワグナー仮説の因果関係が成立するといえる。

次に、モデル1における2変数間の短期における因果関係に注目すると、第1に、教育については1%の有意水準で、一般公共サービスについては10%の有意水準で、GDPが政府支出のGranger因果ではないとする帰無仮説のみが  $F$  検定により棄却されることがわかる。これらの結果は、ワグナー仮説の因果

## 政府支出と経済成長の因果関係

関係の成立を意味している。第2に、娯楽・文化・宗教と社会保護については1%の有意水準で、防衛と住宅・地域アメニティについては5%の有意水準で、政府支出がGDPのGranger因果ではないとする帰無仮説のみがF検定により棄却される。これらの結果は、ケインズ仮説の因果関係の成立を意味している。そして第3に、経済業務と環境保護については、GDPが政府支出のGranger因果ではないとする帰無仮説と政府支出がGDPのGranger因果ではないとする帰無仮説の両方が、F検定により10%の有意水準で棄却されることがわかる。そのため、経済業務と環境保護に関する各支出では、ワグナー仮説とケインズ仮説の双方向の因果関係の成立が支持されるといえる。

さらに、表8は、モデル2における1人当たりの各政府支出と1人当たりGDPの2変数間の因果関係の検定結果を報告している。まず、長期の因果関係について検討する。1人当たりの政府支出( $LG/N_t$ )を従属変数とする場合において共和分関係の存在が確認された、一般公共サービス、経済業務、及び教育の3つの各支出について、(11)式の誤差修正項の係数 $\phi_3$ の推定値はいずれも負の値で1%の有意水準で統計的に有意である。ここでも、例えば、一般公共サービスについての誤差修正項の係数の値(-0.82303)は、長期の不均衡のおよそ82%が各年度において修正されることを意味する。したがって、モデル1と同様に、一般公共サービス、経済業務、及び教育の各支出について、GDPから政府支出への長期の因果関係が存在するといえる。すなわち、これら3種類の各支出については、長期においてワグナー仮説の因果関係が成立している。

そして次に、モデル2における1人当たりの各政府支出と1人当たりGDPの短期の因果関係を分析しよう。表8より、第1に、環境保護については1%の有意水準で、一般公共サービスについては10%の有意水準で、1人当たりGDPが1人当たり政府支出のGranger因果ではないとする帰無仮説のみがF検定により棄却される。これらの結果は、ワグナー仮説の因果関係の成立を意味している。第2に、娯楽・文化・宗教と社会保護については1%の有意水準

表8 Granger の因果関係の検定（モデル2）

| 政府支出の分類    | 従属変数              | 短期の因果関係 |             | 長期の因果関係     |               |
|------------|-------------------|---------|-------------|-------------|---------------|
|            |                   | $F$ 統計量 | [ $P$ 値]    | $ECM_{t-1}$ | ( $t$ 統計量)    |
| 一般公共サービス   | $\Delta LG1/N_t$  | 3.1297  | [0.077] *   | -0.82303    | (-3.5940) *** |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 0.0922  | [0.761]     | -           | -             |
| 防衛         | $\Delta LG2/N_t$  | 5.0484  | [0.025] **  | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 2.9680  | [0.085] *   | -           | -             |
| 公共の秩序・安全   | $\Delta LG3/N_t$  | 1.7854  | [0.181]     | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 1.6372  | [0.201]     | -           | -             |
| 経済業務       | $\Delta LG4/N_t$  | 11.3736 | [0.000] *** | -0.35836    | (-3.5020) *** |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 3.0497  | [0.081] *   | -           | -             |
| 環境保護       | $\Delta LG5/N_t$  | 9.6148  | [0.000] *** | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 1.9901  | [0.158]     | -           | -             |
| 住宅・地域アメニティ | $\Delta LG6/N_t$  | 0.0449  | [0.832]     | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 4.3479  | [0.037] **  | -           | -             |
| 保健         | $\Delta LG7/N_t$  | 0.0006  | [0.979]     | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 0.0021  | [0.963]     | -           | -             |
| 娯楽・文化・宗教   | $\Delta LG8/N_t$  | 0.0250  | [0.874]     | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 10.0356 | [0.002] *** | -           | -             |
| 教育         | $\Delta LG9/N_t$  | 15.3567 | [0.000] *** | -0.40100    | (-4.8610) *** |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 2.4142  | [0.089] *   | -           | -             |
| 社会保護       | $\Delta LG10/N_t$ | 1.6752  | [0.196]     | -           | -             |
|            | $\Delta LY/N_t$   | 6.8757  | [0.009] *** | -           | -             |

注：従属変数  $\Delta LG/N_t$  については(11)式の推定結果を、従属変数  $\Delta LY/N_t$  については(12)式の推定結果を示している。短期の因果関係に関する  $F$  統計量は、(11)式では  $\Delta LY/N_t$  が  $\Delta LG/N_t$  の Granger 因果ではないとする帰無仮説、(12)式では  $\Delta LG/N_t$  が  $\Delta LY/N_t$  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。なお、括弧 [ ] 内の数値は  $P$  値である。また、長期の因果関係について、 $ECM_{t-1}$  は、誤差修正項の係数の推定値を表している。括弧 ( ) 内の値は、誤差修正項の係数の推定値に関する  $t$  統計量の値を示している。

\*\*\*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。

で、住宅・地域アメニティについては5%の有意水準で、1人当たり政府支出が1人当たりGDPのGranger因果ではないとする帰無仮説のみが $F$ 検定により棄却される。これらの結果は、ケインズ仮説の因果関係の成立を意味している。そして第3に、防衛、経済業務、及び教育については、1人当たりGDPが1人当たりの政府支出のGranger因果ではないとする帰無仮説と1人当た

## 政府支出と経済成長の因果関係

りの政府支出が1人当たりGDPのGranger因果ではないとする帰無仮説の両方が、 $F$ 検定により10%の有意水準で棄却されることがわかる。そのため、これら3つの各支出では、ワグナー仮説とケインズ仮説の双方向の因果関係の存在が確認される。

以上より、モデル1とモデル2において、とりわけ短期の因果関係の検定については異なる結果が得られるものの、一般公共サービス、経済業務、及び教育の各支出では、短期と長期においてワグナー仮説の因果関係が成立するといえる。

## IV. む す び

本稿では、1980年度から2013年度までの年度データを使用し、わが国における政府支出と経済成長の因果関係を、政府支出を10種類の支出項目に分類してそれぞれについて検討した。そのため、ワグナー仮説の実証研究における2つのモデルの定式化に基づき、ARDLバウンド検定アプローチを適用して、まず、政府支出とGDP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。そして、これら2変数が長期的な均衡関係にある場合、誤差修正モデルの推定により、2変数間の短期と長期の因果関係の検定を行った。一方、政府支出とGDPに関する2変数が長期的な均衡関係にない場合には、誤差修正項を除去したモデルの推定により、短期における2変数間の因果関係の検定を行った。

そこで、本稿における政府支出と経済成長の因果関係の分析結果は、次のように要約される。まず第1に、政府支出とGDPの2変数間と、1人当たりで表示した政府支出とGDPの2変数間のいずれにおいても共和分関係の存在が確認された、一般公共サービス、経済業務、及び教育の3つの各支出について、長期におけるワグナー仮説の因果関係が成立する。なお、これらの支出では、短期におけるワグナー仮説の因果関係の成立も確認される。一方、他の7つの支出項目については、政府支出と経済成長との間で長期における因果関係の存在を示す結果は得られなかった。

さらに第2に、政府支出とGDP、及び1人当たりの政府支出と1人当たりGDPのいずれの2変数間においても、住宅・地域アメニティ、娯楽・文化・宗教、及び社会保護の各支出については、短期におけるケインズ仮説の因果関係が成立する。第3に、経済業務については、いずれの2変数間でも、短期におけるワグナー仮説とケインズ仮説の双方向の因果関係が存在する。そして第4に、政府支出とGDPの2変数と、1人当たりの政府支出と1人当たりGDPの2変数の間では異なる分析結果が得られる支出項目がある。前者において、教育については短期のワグナー仮説の因果関係が、防衛については短期のケインズ仮説の因果関係が、そして環境保護については短期におけるワグナー仮説とケインズ仮説の双方向の因果関係が確認される。ところが、後者では、教育と防衛については短期におけるワグナー仮説とケインズ仮説の双方向の因果関係が、環境保護については短期のワグナー仮説の因果関係が確認される。最後に、公共の秩序・安全と保健の2つの各支出については、いずれの2変数間でも、政府支出とGDPとの間で因果関係は存在しない。<sup>(8)</sup>

これより、長期においてはワグナー仮説の因果関係のみ成立することがわかる。本稿で分類された3つの支出項目（一般公共サービス、経済業務、及び教育）については、経済成長とともに政府の活動が長期的に増大する傾向にあるといえる。わが国において長期のワグナー仮説が成立するという分析結果は、データや分析期間、分析方法が異なるものの、Chang (2002) と Chang, Liu and Caudill (2004) の実証研究でも示されている。また、平井 (2003) は、公共部門の財・サービス購入（政府最終消費支出と公的総資本形成の合計額）につい

---

(8) Magazzino (2012) は、政府支出とGDPとの間で双方向の因果関係が存在するという仮説をフィードバック仮説 (Feedback hypothesis)、政府支出とGDPとの間で因果関係が存在しないという仮説を中立性仮説 (Neutrality hypothesis) と呼んでいる。短期の因果関係に関する本稿の分析結果では、政府支出とGDP、及び1人当たりで表示した政府支出とGDPのいずれの2変数間においても、経済業務に関する支出についてはフィードバック仮説が成立し、公共の秩序・安全と保健の2つの支出については中立性仮説が成立することになる。

## 政府支出と経済成長の因果関係

て、長期におけるワグナー仮説の因果関係が支持されるという分析結果を得ている。さらに、Ono (2014) は、非線形性を考慮した ARDL モデルを適用して、長期においてワグナー仮説の因果関係が成立するという分析結果を示している。

一方、短期においては、支出項目の違いにより、ワグナー仮説とケインズ仮説のいずれか、または両方の因果関係が成立する場合、さらに、いずれの因果関係も存在しない場合が混在するという分析結果が得られた。このような分析結果は、既述のように、わが国の財政状況の改善を検討する上で重要な含意をもつといえる。

政府の財政赤字を削減するためには、主として2つの方法が考えられる。その第1の方法は、経済成長を促して政府収入（税収）を増やすというもの、そして第2は、政府支出の削減等による緊縮的な財政運営を行うという方法である。政府支出の削減は財政赤字を減らして財政状況の改善に寄与する一方で、経済成長に負の影響をもたらし、政府収入（税収）を減少させて逆に財政状況を悪化させる可能性もある。ケインズ仮説が成立する政府支出については、その支出の増加が経済成長を促し財政状況の改善をもたらすことも考えられる。そのため、どのような支出項目を削減するか、あるいは増加させるかを検討する必要がある。本稿のように、複数の項目に分類された各政府支出と経済成長の因果関係の分析結果は、そのための有益な情報を提供する。

## 参 考 文 献

- 平井健之, (2003), 「わが国におけるワグナー仮説の検討－性別別に分類された公共支出データによる分析－」, 『熊本学園大学経済論集』第9巻, 第3・4合併号, 43-66頁。
- 平井健之, (2015), 「わが国におけるワグナー仮説の再検討－ARDL バウンド検定アプローチによる実証分析－」, 『香川大学経済学部研究年報』54 (2014), 79-103頁。
- 野村益夫・平井健之, (2011), 「日本における国家財政と経済成長の因果関係」, 『会計検査研究』, 第44号, 13-26頁。
- Abizadeh, S., and J. Gray, (1985), “Wagner's Law: A Pooled Time-Series, Cross-Section Comparison”, *National Tax Journal*, Vol. 38, pp. 209-218.



- Abizadeh, S., and M. Yousefi, (1988), "An Empirical Re-Examination of Wagner's Law", *Economics Letters*, Vol. 26, pp. 169-173.
- Ansari, M. I., D. V. Gordon, and C. Akuamoah, (1997), "Keynes versus Wagner: Public Expenditure and National Income for Three African Countries", *Applied Economics*, Vol. 29, pp. 543-550.
- Antoniou, A., C. Katrakilidis, and P. Tsaliki, (2013), "Wagner's Law versus Keynesian Hypothesis: Evidence from Pre-WWII Greece", *Panoeconomicus*, Vol. 60, pp. 457-472.
- Anwar, M. S., S. Davies, and R. K. Sampath, (1996), "Causality between Government Expenditures and Economic Growth: An Examination Using Cointegration Techniques", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 51, pp. 166-184.
- Asseery, A. A., D. Law, and N. Perdikis, (1999), "Wagner's Law and Public Expenditure in Iraq: A Test Using Disaggregated Data", *Applied Economics Letters*, Vol. 6, pp. 39-44.
- Babatunde, M. A., (2011), "A Bound Testing Analysis of Wagner's Law in Nigeria: 1970-2006", *Applied Economics*, Vol. 43, pp. 4843-4850.
- Bairam, E. I., (1992), "Variable Elasticity and Wagner's Law", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 47, pp. 491-495.
- Biswal, B., U. Dhawan, and H.-Y. Lee, (1999), "Testing Wagner versus Keynes Using Disaggregated Public Expenditure Data for Canada", *Applied Economics*, Vol. 31, pp. 1283-1291.
- Bohl, M. T., (1996), "Some International Evidence on Wagner's Law", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 51, pp. 185-200.
- Chang, T., (2002), "An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques", *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1157-1169.
- Chang, T., W. Liu, and S. Caudill, (2004), "A Re-Examination of Wagner's Law for Ten Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques", *Applied Financial Economics*, Vol. 14, pp. 577-589.
- Chletsos, M., and C. Kollias, (1997), "Testing Wagner's Law Using Disaggregated Public Expenditure Data in the Case of Greece: 1958-93", *Applied Economics*, Vol. 29, pp. 371-377.
- Chow, Y.-F., J. A. Cotsomitis, and A. C. C. Kwan, (2002), "Multivariate Cointegration and Causality Tests of Wagner's Hypothesis: Evidence from the UK", *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1671-1677.
- 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.

- Dritsakis, N., and A. Adamopoulos, (2004), "A Causal Relationship between Government Spending and Economic Development: An Empirical Examination of the Greek Economy", *Applied Economics*, Vol. 36, pp. 457-464.
- 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: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Govindaraju, V. G. R. C., R. Rao, and S. Anwar, (2011), "Economic Growth and Government Spending in Malaysia: A Re-Examination of Wagner and Keynesian Views", *Economic Change and Restructuring*, Vol. 44, pp. 203-219.
- Gupta, S. P., (1967), "Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 22, pp. 423-466.
- Henrekson, M., (1993), "Wagner's Law - A Spurious Relationship?", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 48, pp. 406-415.
- Iniguez-Montiel, A. J., (2010), "Government Expenditure and National Income in Mexico: Keynes versus Wagner", *Applied Economics Letters*, Vol. 17, pp. 887-893.
- Islam, A. M., (2001), "Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA", *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp. 509-515.
- Iyare, S. O., and T. Lorde, (2004), "Co-Integration, Causality and Wagner's Law: Tests for Selected Caribbean Countries", *Applied Economics Letters*, Vol. 11, pp. 815-825.
- Johansen, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Kuckuck, J., (2014), "Testing Wagner's Law at Different Stages of Economic Development", *FinanzArchiv*, Vol. 70, pp. 128-168.
- Kumar, S., D. J. Webber, and S. Fargher, (2012), "Wagner's Law Revisited: Cointegration and Causality Tests for New Zealand", *Applied Economics*, Vol. 44, pp. 607-616.
- MacKinnon, J. G., (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Magazzino, C., (2012), "Wagner versus Keynes: Public Spending and National Income in Italy", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 34, pp. 890-905.
- Mann, A. J., (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976", *National Tax Journal*, Vol. 33, pp. 189-201.
- Nagarajan, P., and A. Spears, (1990), "An Econometric Test of Wagner's Law for Mexico: A Re-Examination", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 45, pp. 165-168.
- Narayan, P. K., (2005a), "The Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Empirical Evidence from Nine Asian Countries", *Journal of Asian Economics*, Vol. 15, pp. 1203-1216.
- Narayan, P. K., (2005b), "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from

- Cointegration Tests”, *Applied Economics*, Vol. 37, pp. 1979-1990.
- Narayan, P. K., A. Prasad, and B. Singh, (2008), “A Test of the Wagner’s Hypothesis for the Fiji Islands”, *Applied Economics*, Vol. 40, pp. 2793-2801.
- Odhiambo, N. M., (2009), “Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Tanzania: An ARDL Bounds Testing Approach”, *Energy Policy*, Vol. 37, pp. 617-622.
- Odhiambo, N. M., (2010), “Energy Consumption, Prices and Economic Growth in Three SSA Countries: A Comparative Study”, *Energy Policy*, Vol. 38, pp. 2463-2469.
- Odhiambo, N. M., (2015), “Government Expenditure and Economic Growth in South Africa: An Empirical Investigation”, *Atlantic Economic Journal*, Vol. 43, pp. 393-406.
- Ono, H., (2014), “The Government Expenditure-Economic Growth Relation in Japan: An Analysis by Using the ADL Test for Threshold Cointegration”, *Applied Economics*, Vol. 46, pp. 3523-3531.
- Oxley, L., (1994), “Cointegration, Causality and Wagner’s Law: A Test for Britain 1870-1913”, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 41, pp. 286-298.
- Park, W. K., (1996), “Wagner’s Law vs. Keynesian Paradigm: The Korean Experience”, *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 51, pp. 71-91.
- Payne, J. E., and B. T. Ewing, (1996), “International Evidence on Wagner’s Hypothesis: A Cointegration Analysis”, *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 51, pp. 258-274.
- Peacock, A. T., and J. Wiseman, (1961), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton, N J: Princeton University Press.
- 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.
- Ram, R., (1987), “Wagner’s Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from ‘Real’ Data for 115 Countries”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, pp. 194-204.
- Samudram, M., M. Nair, and S. Vaithilingam, (2009), “Keynes and Wagner on Government Expenditures and Economic Development: The Case of a Developing Economy”, *Empirical Economics*, Vol. 36, pp. 697-712.
- Thornton, J., (1999), “Cointegration, Causality and Wagner’s Law in 19th Century Europe”, *Applied Economics Letters*, Vol. 6, pp. 413-416.
- Wagner, R. E., and W. E. Weber, (1977), “Wagner’s Law, Fiscal Institutions, and the Growth of Government”, *National Tax Journal*, Vol. 30, pp. 56-68.