

政府支出と経済成長の関係

—非線形 ARDL モデルによるラチェット仮説の検定—

平 井 健 之

神戸学院経済学論集

第53巻 第4号 抜刷

令和4年3月発行

政府支出と経済成長の関係

—非線形 ARDL モデルによるラチェット仮説の検定—

平 井 健 之

1. はじめに

経済成長とともに政府支出が絶対的にも相対的にも増大するという現象は、ワグナー仮説 (Wagner's hypothesis), またはワグナー法則 (Wagner's law) として知られている。このワグナー仮説の妥当性をめぐる実証研究は、諸外国において⁽¹⁾はこれまで多数存在する。当初の実証研究の多くは、各国の政府支出と GDP (GNP) に関する時系列データを用いて、政府支出の GDP (GNP) 弾力性の値が 1 を上回るかどうか、または政府支出の対 GDP (GNP) 比率の GDP (GNP) 弾力性の値がゼロを上回るかどうかを検証している。

日本におけるワグナー仮説の先駆的研究としては、能勢 (1982) が、わが国の 1879 年から 1967 年までの長期の時系列データを使用し、弾力性の指標に基づきワグナー仮説の妥当性を検討している。そこでは、ワグナー仮説を支持する分析結果が示されている。また、Nomura (1995) は、転位効果を構造変化と解釈し、転位効果も考慮してわが国の 1960 年から 1991 年までの年次データを使用して同様にワグナー仮説の成立を検討している。その分析結果からは、ワグナー仮説を支持する積極的な結論は得られていない。しかし、弾力性指標に基づく上記の実証研究は、使用するデータが定常であることを仮定している。ワグナー仮説は、経済成長と政府規模との長期的な関係を示すものと解釈される

(1) 諸外国におけるワグナー仮説の妥当性をめぐる実証研究の動向は、平井 (2020) の第 1 章において概観されている。

政府支出と経済成長の関係

ことから、その後の実証研究では、まず政府支出と GDP の 2 変数が共和分関係にあるかどうかの検定が行われている。

そのため、複数の国を分析対象とする Bohl (1996) と Payne and Ewing (1996) は、Engle and Granger (1986) の検定方法を用いて、戦後のわが国の政府支出と GDP に関する 2 変数間で共和分関係が存在しないという検定結果を示している。これに対して、同様に複数国を分析対象とする Chang (2002) と Chang, Liu and Caudill (2004) は、1951年から1996年までの年次データを使用し、Johansen (1988) の検定方法を用いて、わが国の政府支出と GDP に関する 2 変数が長期の均衡関係にあること、さらに GDP から政府支出への Granger の意味での因果関係が存在することから、ワグナー仮説を支持する分析結果を得ている。Ono (2014) もまた、1960年から2010年までの年次データを用いて、長期均衡への非対称な調整を考慮した、Li and Lee (2010) の ARDL 検定を適用し、共和分と Granger の因果関係の検定に基づき、わが国においてワグナー仮説が成立するという結論を得ている。

平井 (2020) は、1955年度から2014年度までの年度データを使用し、Pesaran, Shin and Smith (2001) による線形 ARDL モデルによる共和分のバウンド検定と、Toda and Yamamoto (1995) による Granger の因果関係の検定を適用して、わが国の政府支出と GDP に関する 2 変数が長期の均衡関係にあり、GDP から政府支出への因果関係が存在するとしている。しかし、同時に、長期における政府支出の GDP 弾力性の推定値が 1 を下回る（または、政府支出の対 GDP 比率の GDP 弾力性の推定値がゼロを下回る）という分析結果を示している。そのため、ワグナー仮説を政府支出が GDP の増加率を上回る率で増加する現象と捉えるならば、長期の弾力性の推定値からワグナー仮説は成立しないと結論づけている。

上記のワグナー仮説に対して、Bird (1972) は、政府支出と経済成長との関係についてラチェット仮説 (Ratchet hypothesis) を提示している。ラチェット仮説とは、Durevall and Henrekson (2011)、及び Grenade and Wright (2014)

に基づき、次のように説明できる。景気後退期において1人当たりGDPが減少しても、政府の支出計画の調整には時間がかかるため、政府支出はそれよりもゆっくりと減少し、結果として政府支出の対GDP比率は増加する。逆に、景気拡大の時期には、政府支出は1人当たりGDPほど急速には増加しないことから、政府支出の対GDP比率は減少する。ここで、景気後退期における政府支出の対GDP比率の増加の方が景気拡大期における政府支出の対GDP比率の減少よりも大きく作用するため、政府支出の対GDP比率は時間の経過とともに上昇することになる。このように、ラチェット仮説は、GDPの変化に対する政府支出の対GDP比率の反応に非対称性が存在することを意味している。

しかし、ラチェット仮説の妥当性を検証する実証研究は数少ない。その初期の研究として、Diamond (1977) が政府支出の成長と1人当たりGNPの成長を関連付ける回帰式を用いて、ラチェット仮説の成立を分析しているが、その実証的証拠は得られていない。その後、Durevall and Henrekson (2011) は、政府支出の対GDP比率の1階の階差を被説明変数、1人当たりGDPの長期のトレンドからの正の乖離（好景気の時）と負の乖離（不景気の時）を説明変数とする回帰式の推定を行い、係数の非対称性の検定に基づきラチェット仮説の成立を実証的に検討している。スウェーデンと英国を分析対象として、19世紀初頭から2006年までの長期にわたる年次データを使用したその分析結果からは、いずれもラチェット仮説の妥当性に関する証拠は得られていない。これに対して、Grenade and Wright (2014) は、いくつかの選ばれたカリブ海諸国について、1980年から2011年までの年次データを用いて同様の方法で分析を行い、分析対象としたいくつかの国ではラチェット仮説が成立することを示している。⁽²⁾

(2) Buchanan and Wagner (1978) もまた、Bird (1972) と類似のラチェット仮説を提示している。理論上、政府は景気後退期に積極的な財政政策により財政赤字を生じさせても、景気が拡大すれば税収が増えて今度は財政余剰が発生し、政府の予

政府支出と経済成長の関係

そこで、本稿の目的は、ワグナー仮説に関する平井（2020）の実証研究を發展させ、1955年度から2019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との関係についてラチェット仮説が成立するかどうかを実証的に検討することである。そのために、本稿の実証分析では、Shin, Yu and Greenwood-Nimmo（2014）によって提案された、非線形自己回帰分布ラグ（Nonlinear Autoregressive Distributed Lag, NARDL）モデルによる共和分のバウンド検定の方法を適用する。これにより、長期において、GDPの正の変化（好景気のと看）とGDPの負の変化（不景気のと看）が、政府支出の対GDP比率に対して非対称な効果をもたらすかどうかの検定を通じて、ラチェット仮説の成立を検討する。

本稿の構成は、次の通りである。まず第Ⅱ節では、非線形ARDL（NARDL）共和分検定の方法と本稿の実証分析で使用するデータについて解説する。そして、第Ⅲ節では、政府支出と経済成長（GDP）の関係について、その実証分析の結果を提示する。最後に、第Ⅳ節において結論を述べる。

Ⅱ．実証分析の方法とデータ

1．非線形ARDL共和分検定の方法

本稿の実証分析では、政府支出の対GDP比率と1人当たりGDPが長期的な均衡関係にあるかどうかを検討するとともに、これら2変数間で長期と短期において非対称的な（非線形の）効果が見られるかどうかを分析する。そのために、Shin, Yu and Greenwood-Nimmo（2014）によって提示された非線形

算は景気循環に対して均衡することが想定される。しかし、Buchanan and Wagner（1978）によれば、民主政治の下では、景気後退期における政府支出の増加は支持されるが、景気拡大期における政府支出の削減は支持されづらく、財政赤字は永続的に増大する傾向にあると考えられる。このようなラチェット仮説に関する実証研究も行われてきた。例えば、Hercowitz and Strawczynski（2004）は、22のOECD諸国における1975年から1998年までのパネルデータを用いて、Buchanan and Wagner（1978）のラチェット仮説が成立すると解釈できる分析結果を示している。

ARDL 共和分検定の方法を適用する。この検定方法は、Pesaran and Shin (1999), 及び Pesaran, Shin and Smith (2001) による対称的な共和分の ARDL バウンド検定を発展させた方法であり、各変数の和分の次数が 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適用される。⁽³⁾

いま、(実質) 政府支出の対 (実質) GDP 比率を GY_t 、1 人当たり (実質) GDP を $YPOP_t$ と表すとき、Musgrave (1969) に基づいて、次式のような非線形の共和分回帰式を考える。

$$\ln GY_t = \beta_0 + \beta_1^+ \ln YPOP_t^+ + \beta_1^- \ln YPOP_t^- + u_t \quad (1)$$

ここで、 \ln は自然対数である。また、 β_0 、 β_1^+ 、及び β_1^- は長期のパラメーター、 u_t は誤差項であり、変数 $\ln YPOP_t$ は次のように分解されるとする。

$$\ln YPOP_t = \ln YPOP_0 + \ln YPOP_t^+ + \ln YPOP_t^- \quad (2)$$

ただし、 $\ln YPOP_t^+$ と $\ln YPOP_t^-$ は、それぞれ $\ln YPOP_t$ における正と負の変化の部分過程であり、

$$\ln YPOP_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \ln YPOP_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln YPOP_i, 0) \quad (3)$$

及び、

$$\ln YPOP_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta \ln YPOP_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln YPOP_i, 0) \quad (4)$$

で示される。ここで、 Δ は 1 階の階差演算子である。

そこで、共和分のバウンド検定を実行するために、次式で表される NARDL モデルを推定する。

$$\begin{aligned} \Delta \ln GY_t = & \alpha + \rho \ln GY_{t-1} + \theta^+ \ln YPOP_{t-1}^+ + \theta^- \ln YPOP_{t-1}^- \\ & + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta \ln GY_{t-i} + \sum_{i=0}^q \pi_i^+ \Delta \ln YPOP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \pi_i^- \Delta \ln YPOP_{t-i}^- + e_t \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $\theta^+ = -\rho\beta_1^+$ 、 $\theta^- = -\rho\beta_1^-$ である。また、 e_t は誤差項である。上記の

(3) Pesaran and Shin (1999), 及び Pesaran, Shin and Smith (2001) による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、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。Pesaran, Shin and Smith (2001) を参照されたい。

政府支出と経済成長の関係

NARDL モデルの推定に基づき、政府支出の対 GDP 比率 ($\ln GY_t$) と 1 人当たり GDP ($\ln YPOP_t$) の 2 変数が非対称的な (非線形の) 共和分関係にあるかどうかの検定を行う。

そのために、まず、(5)式において、共和分関係がないという帰無仮説、 $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ について、 F 検定に基づき、Pesaran and Shin (1999)、及び Pesaran, Shin and Smith (2001) によって提案されたバウンド検定⁽⁴⁾を実行する。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、 $\ln GY_t$ と $\ln YPOP_t$ 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。

2 変数間で共和分関係の存在が確認されると、次に、Wald 検定を用いて、長期と短期における対称性の検定を行う。(5)式において、長期における対称性の帰無仮説は、 $-\theta^+/\rho = -\theta^-/\rho$ である。一方、短期における対称性の帰無仮説は、 $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$ である。このようにして、長期と短期において、1 人当たり GDP の正と負の変化が政府支出の対 GDP 比率に対して非対称的な (非線形の) 効果をもたらしているかどうかを分析する。これより、長期または短期における非対称性が確認されると、1 人当たり GDP の正と負のショックの効果は、1 人当たり GDP の正と負の 1% の変化による政府支出の対 GDP 比率に対する非対称な累積動学乗数効果として、それぞれ次のように示される。

(4) 共和分のバウンド検定において、 F 検定は、データの非定常性、説明変数の数、そして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。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。

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial \ln GY_{t+j}}{\partial \ln YPOP_t^+}, \quad m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial \ln GY_{t+j}}{\partial \ln YPOP_t^-}, \quad h=0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

$h \rightarrow \infty$ のとき、 $m_h^+ \rightarrow \beta_1^+$ 、 $m_h^- \rightarrow \beta_1^-$ となる。ここで、 $\beta_1^+ = -\theta^+/\rho$ と $\beta_1^- = -\theta^-/\rho$ は、長期の係数である。

上記の分析において、Bird (1972) によるラチェット仮説の成立は、GDP の正と負の変化に対する政府支出の非対称な反応を意味する。景気拡大の時期には、1人当たりGDPの正の変化に対して、政府支出の対GDP比率が減少する。一方、景気後退の時期には、1人当たりGDPの負の変化に対して、政府支出の対GDP比率が増加する。これより、財政政策が反景気循環的政策であるとすれば、長期において、 β_1^+ と β_1^- の値が負であることを考慮すると、 $\beta_1^+ > \beta_1^-$ であるとき、ラチェット仮説が成立すると判断できる。

2. データ

本稿の実証分析では、わが国の1955年度から2019年度までの年度データを使用する。政府支出のデータは、政府最終消費支出、公的総資本形成、及び移転支出の合計額からなる。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）だけではなく公的企業の活動も含まれている。また、移転支出は移転支払いと補助金の合計額からなるものとし、移転支払いは⁽⁵⁾ 社会保障給付、社会扶助金、及び無基金雇用者福祉給付の合計額で表される。上記の各支出項目及びGDPのデータは、すべて「国民経済計算」（内閣府経済社会総合研究所）より得られる。

さらに、実証分析における各データを実質値で表示するため、移転支出以外

(5) 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、ワグナー仮説の実証分析に関する先行研究においてもさまざまである。例えば、Hondroyianis and Papapetrou (1995)、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。

政府支出と経済成長の関係

の実質値のデータは「国民経済計算」から得られる。一方、移転支出については、名目値のデータのみ利用可能であるため、Beck (1979) に従って、民間最終消費支出デフレーターを使用して実質化する。民間最終消費支出デフレーターも「国民経済計算」から求められる。ここで、実質 GDP、民間最終消費支出デフレーター、及び政府の各支出項目（実質及び名目値）のそれぞれのデータについて、長期にわたる時系列データを確保するために、68SNA、93SNA、及び 2008SNA のデータを接続して用いることにする。具体的には、1955年度から1979年度までは 68SNA、1980年度から2014年度までは 93SNA、そして2015年度から2019年度までは 2008SNA の各データを使用する。⁽⁶⁾

最後に、1人当たり GDP における人口のデータは、「人口推計」（総務省統計局）から得られる。

III. 実証分析の結果

1. 単位根検定の結果

本稿の実証分析では、はじめに、政府支出の対 GDP 比率 ($\ln GY_t$) と 1人当たり GDP ($\ln YPOP_t$) の 2 変数についてそれぞれ単位根検定を行う。既述のように、Pesaran and Shin (1999)、及び 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 $I(1)$ であることを前提としている。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) 検定と Phillips and Perron (1988) による PP (Phillips-Perron) 検定を適用する。

表 1 には、ADF 検定と PP 検定において、トレンド項を含まない（定数項のみを含む）モデルによる検定結果とトレンド項を含むモデルによる検定結果が

(6) 本稿で使用する時系列データは、平井 (2020) の第 1 章における年度データを 2008SNA のデータを用いて 2019年度まで延長したものである。

表1 単位根検定：1955–2019年度

A. トレンド項なし				
変数	ADF 検定		PP 検定	
	水準	1階の階差	水準	1階の階差
$\ln GY_t$	-1.430114(3)	-3.544917(3)***	-1.079964(4)	-6.427829(2)***
$\ln YPOP_t$	-5.050064(1)***	-1.533512(2)	-7.754667(3)***	-2.855042(4)*
B. トレンド項あり				
変数	ADF 検定		PP 検定	
	水準	1階の階差	水準	1階の階差
$\ln GY_t$	-3.760901(3)**	-3.514696(3)**	-3.765178(4)**	-6.368384(2)***
$\ln YPOP_t$	-2.986739(1)	-5.063549(0)***	-2.695722(3)	-5.164009(4)***

注：水準は各変数の水準変数，1階の階差は各変数の1階の階差変数である。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。

*** 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。

それぞれ報告されている。表1より，まず，トレンド項を含まないモデルによる検定結果を見ると，ADF 検定と PP 検定の結果はともに， $\ln GY_t$ が $I(1)$ 変数， $\ln YPOP_t$ が $I(0)$ 変数であることを示している。両検定において， $\ln GY_t$ については，水準変数では単位根が存在するという帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されないものの，第1階差変数では1%の有意水準で棄却されることがわかる。一方， $\ln YPOP_t$ については，いずれの検定においても水準変数で単位根の帰無仮説が1%の有意水準で棄却される。

ところが，次に，トレンド項を含むモデルによる検定結果を見ると，ADF 検定と PP 検定の結果は逆に， $\ln GY_t$ が $I(0)$ 変数， $\ln YPOP_t$ が $I(1)$ 変数であることを示している。両検定において， $\ln GY_t$ については，水準変数で単位根の帰無仮説が5%の有意水準で棄却される。これに対して， $\ln YPOP_t$ については，いずれの検定においても，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ものの，第1階差変数では1%の有意水準で棄却され

政府支出と経済成長の関係

る。このように、ADF 検定と PP 検定のいずれの場合も、トレンド項を含まないモデルと含むモデルによる検定結果は異なっているが、政府支出の対 GDP 比率 ($\ln GY_t$) と 1 人当たり GDP ($\ln YPOP_t$) の 2 変数はいずれも、 $I(0)$ または $I(1)$ であると判断できる。

2. 非線形 ARDL 共和分検定の結果

政府支出の対 GDP 比率 ($\ln GY_t$) と 1 人当たり GDP ($\ln YPOP_t$) の各変数の和分の次数を検討した上で、Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014) の方法に従い、(5)式の推定により、非線形 ARDL 共和分検定を行う。(5)式の OLS による推定結果は、表 2 に報告されている。ここで、(5)式におけるラグ数は、AIC (Akaike Information Criterion) に基づいて選択された。

表 2 の推定結果から、まず、(5)式において共和分関係が存在しないという帰無仮説、 $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ の検定を行う。表 2 における F 検定の結果は、共和分関係の存在を支持することを示している。(5)式の推定において計算された F 統計量 (F_{PSS}) の値は 10.974 であり、バウンド検定に基づき、1% の有意水準で上方の臨界値 7.815 を上回っている。したがって、(5)式において帰無仮説が棄却され、政府支出の対 GDP 比率と 1 人当たり GDP の 2 変数は共和分関係にあることがわかる。⁽⁷⁾

そこで、次に、共和分関係において非対称性が存在するかどうかを分析するために、Wald 検定を適用して、(5)式における長期の対称性の帰無仮説、 $-\theta^+ / \rho = -\theta^- / \rho$ と短期の対称性の帰無仮説、 $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$ の検定をそれぞれ行う。第 1 に、長期については、(5)式において、1 人当たり GDP の正の変化と負の変化は、政府支出の対 GDP 比率に対して非対称な効果を及ぼすことがわかる。(5)式における Wald 検定統計量 (W_{LR}) の値は 10.715 であり、対称性の帰無仮説を 1% の有意水準で棄却する。これに対して、さらに第 2 に、短期に

(7) Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014) に従って、 F 検定に関する臨界値は、共和分関係式における説明変数の数 k を、 $k=1$ として選択されている。

表2 非線形 ARDL モデルの推定：1955-2019年度

被説明変数： $\Delta \ln GY_t$			
変数	係数	標準偏差	t 統計量
定数項	-0.201602***	0.057859	-3.484351
$\ln GY_{t-1}$	-0.251071***	0.049332	-5.089418
$\ln YPOP_{t-1}^+$	-0.037670***	0.009836	-3.829879
$\ln YPOP_{t-1}^-$	-0.425055***	0.122003	-3.483976
$\Delta \ln GY_{t-1}$	0.183333*	0.108698	1.686617
$\Delta \ln GY_{t-2}$	-0.090008	0.081816	-1.100121
$\Delta \ln GY_{t-3}$	0.200075***	0.072014	2.778279
$\Delta \ln YPOP_t^+$	-0.868847***	0.137057	-6.339337
$\Delta \ln YPOP_{t-1}^+$	-0.249522	0.177905	-1.402554
$\Delta \ln YPOP_t^-$	-0.894366**	0.362314	-2.468485
$\Delta \ln YPOP_{t-1}^-$	-0.735756*	0.394440	-1.865319
L_{YPOP}^+	-0.150036***	0.046517	-3.225381
L_{YPOP}^-	-1.692967***	0.318624	-5.313376
F_{PSS}	10.97401		
W_{LR}	10.71526 [0.0019]		
W_{SR}	0.770954 [0.3799]		
R^2	0.762672	\bar{R}^2	0.715207
JB	6.868537 [0.0322]	RESET	1.348041 [0.2512]
ARCH	0.365346 [0.5479]	BG	0.254961 [0.7760]

注：非線形 ARDL モデルは、(5)式に基づいて推定される。変数の上付き文字の+と-は、それぞれ正と負の部分を示している。 F_{PSS} は、帰無仮説、 $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ に関する F 検定統計量を表している。 F 検定の下方と上方の臨界値は、1%水準でそれぞれ7.057と7.815である (Pesaran and Pesaran, 2009)。 L_{YPOP}^+ と L_{YPOP}^- は、それぞれ $\hat{\beta}_i^+ = -\hat{\theta}^+/\hat{\rho}$ と $\hat{\beta}_i^- = -\hat{\theta}^-/\hat{\rho}$ によって推定された長期の係数である。 W_{LR} は、長期における対称性の帰無仮説、 $-\hat{\theta}^+/\hat{\rho} = -\hat{\theta}^-/\hat{\rho}$ に関する Wald 検定統計量である。 W_{SR} は、短期における対称性の帰無仮説、 $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$ に関する Wald 検定統計量である。 R^2 は決定係数、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数である。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、ARCH は自己回帰条件付き分散不均一モデルにおける検定統計量で、均一分散を帰無仮説としている。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。

ついては、(5)式における Wald 検定統計量 (W_{SR}) の値は0.771であり、対称性の帰無仮説は10%の有意水準でも棄却されない。したがって、短期において

政府支出と経済成長の関係

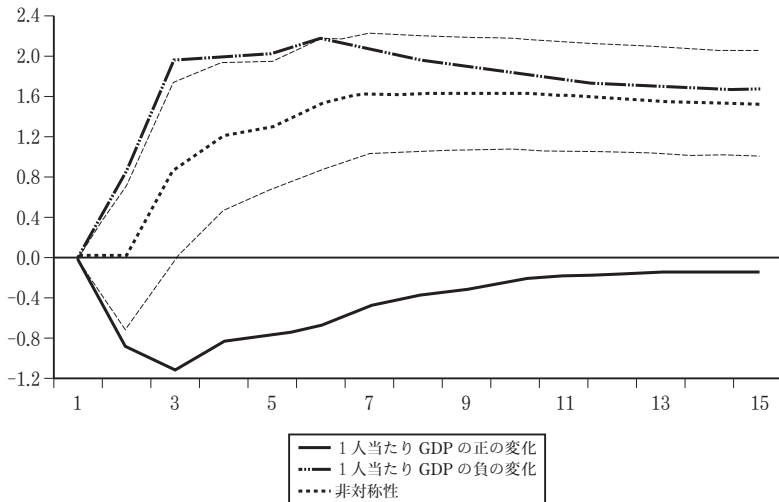
は、1人当たり GDP が政府支出の対 GDP 比率に及ぼす効果について、非対称性は存在しないという結果が得られる。

ここで、長期における政府支出の対 GDP 比率と1人当たり GDP との関係に注目すると、1人当たり GDP の正の変化と負の変化に関する長期の係数、 L_{YPOP}^+ と L_{YPOP}^- の値はともに負であり、統計的に有意である。表2より、1人当たり GDP の1%の増加は、政府支出の対 GDP 比率を0.15%低下させる。この係数 L_{YPOP}^+ の値は、Pesaran, Shin and Smith (2001) による対称的な（線形の）ARDL モデルを適用してワグナー仮説の実証分析を行った、平井（2020）の推定結果とほぼ同じ値である。ところが、これに対して、1人当たり GDP の1%の減少は、政府支出の対 GDP 比率を1.69%上昇させる。したがって、長期においては、1人当たり GDP の負の変化の効果の方が正の変化の効果よりも、政府支出の対 GDP 比率に対してより大きく作用していることがわかる。

上記の長期における分析結果は、次のように要約できる。景気拡大により1人当たり GDP が増加するときには、政府支出が GDP の増加率を下回る率でしか増加しない。そのため、政府支出の対 GDP 比率は低下する。これに対して、景気後退により1人当たり GDP が減少するときには、政府支出は GDP の減少率を下回る率でしか減少しないので、政府支出の対 GDP 比率は逆に上昇することになる。さらに、政府支出の対 GDP 比率は GDP の正の変化よりも負の変化に対して大きく反応し、このような非対称な反応はラチェット仮説の成立を意味しているといえよう。

表2には、NARDL モデルの推定結果についての診断検定の結果も示されている。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という帰無仮説が5%の有意水準で棄却されることを示している。一方、脱落変数に関する Ramsey の RESET (Regression Specification Error Tset) 統計量は有意ではなく、脱落変数がないという適切なモデルを示している。さらに、ARCH 統計量は、誤差項分散の均一性を帰無仮説、ARCH(1) の誤差項を対立仮説としているが、ARCH 効果がないと判断される。そして、

図1 1人当たりGDPに関する動学乗数効果



Breusch-Godfrey の LM 検定統計量については、自己相関がないと判断できる。

最後に、1人当たりGDPの正と負のショックによる当初の長期均衡から新たな長期均衡への非対称な調整は、Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014) によって提示された、動学乗数によって調べることができる。図1は、横軸に時間を取り、(6)式に従って得られた累積動学乗数を描いている。1人当たりGDPの正の変化と負の変化の曲線はそれぞれ、1人当たりGDPの正と負のショックに対する政府支出の対GDP比率の調整を図示している。また、非対称性の曲線は、1人当たりGDPの正と負のショックによる乗数効果の差、 $m_+ - m_-$ を表している。ここで、非対称性の曲線の上と下の点線は、非対称性の有意性を判断するための95%信頼区間を示している。もし原点における横軸がこの区間内に位置するならば、非対称な効果は有意ではないと判断される。図1では、長期において、1人当たりGDPの正と負の変化は、政府支出の対GDP比率に対して非対称な効果を及ぼすことが示されている。

IV. むすび

本稿では、わが国における1955年度から2019年度までの政府支出と GDP に関する年度データを用いて、GDP の正の変化と負の変化が政府支出に対して非対称な効果をもたらすかどうかを検討した。そのために、非線形 ARDL アプローチが新たな分析方法として適用された。これにより、1人当たり GDP を正と負の変化の部分和に分解し、政府支出の対 GDP 比率が長期と短期において1人当たり GDP の正の変化と負の変化に対してそれぞれどのように反応するかを実証的に分析した。

非線形 ARDL モデルによる共和分のバウンド検定の結果は、次の通りである。まず第1に、政府支出の対 GDP 比率と1人当たり GDP の2変数は、共和分検定により長期の均衡関係にあることが示された。さらに第2に、政府支出の対 GDP 比率に対する1人当たり GDP の正の変化と負の変化の効果について、その非対称性が短期においては認められなかったが、長期において確認された。すなわち、長期においては、1人当たり GDP の正の変化は政府支出の対 GDP 比率を低下させる一方で、負の変化は逆に上昇させることになり、また、負の変化の効果の方が正の変化の効果よりも大きく作用することがわかる。わが国を分析対象とした、平井（2020）の実証研究は、長期における政府支出の GDP 弾力性（あるいは、政府支出の対 GDP 比率の GDP 弾力性）の値を推定することで、政府支出は GDP が増加してもそれを下回る率でしか増加しないことを示している。これに対して、本稿の実証分析では、政府支出が景気の動向に対して非対称に反応することを明らかにしている。

景気が拡大している場合には、1人当たり GDP が増加しても政府支出はゆっくりと増加するため、政府支出の対 GDP 比率は低下する。これに対して、景気後退期には、1人当たり GDP が減少すると、政府支出はそれほど減少しないため、政府支出の対 GDP 比率は上昇することになる。しかし、その後、景気が回復しても政府支出の対 GDP 比率はそれほど低下せず、高い水準に留

まる傾向にあると考えられる。このような分析結果は、Bird (1972) のラチュエット仮説に相当するといえる。近年のわが国の財政は巨額の財政赤字を抱え、政府の債務残高が累増する傾向にある。本稿の分析結果から導かれる政策的含意として、政府支出の対 GDP 比率の増大を抑制するためには、まずは日本経済を成長軌道に乗せることであろう。ただし、低迷する日本の経済成長に関して、財政出動による景気浮揚策への依存には慎重に検討する必要がある。

参 考 文 献

- 能勢哲也, (1982), 『財政の計量分析』, 創文社。
- 平井健之, (2020), 『財政運営の時系列分析—財政をめぐる因果関係と財政赤字の持続可能性—』, 晃洋書房。
- Beck, M., (1979), “Public Sector Growth: A Real Perspective”, *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 34, pp. 313-356.
- Bird, R. M., (1972), “The Displacement Effect: A Critical Note”, *Finanzarchiv*, Vol. 30, pp. 454-463.
- 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.
- Buchanan, J. M., and R. E. Wagner, (1978), “The Political Biases of Keynesian Economics”, in J. M. Buchanan and R. E. Wagner (eds.), *Fiscal Responsibility in Constitutional Democracy*, Leiden and Boston: Nijhoff Social Sciences Division.
- 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.
- Diamond, J., (1977), “Econometric Testing of the Displacement Effect: A Reconsideration”, *Finanzarchiv*, Vol. 35, pp. 387-404.

- 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.
- Durevall, D., and M. Henrekson, (2011), "The Futile Quest for a Grand Explanation of Long-run Government Expenditure", *Journal of Public Economics*, Vol. 95, pp. 708-722.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Grenade, K., and A. Wright, (2014), "Public Spending in Selected Caribbean Countries: Testing Wagner's Law and the Ratchet Hypothesis", *Public Finance Review*, Vol. 42, pp. 485-510.
- Hercowitz, Z., and M. Strawczynski, (2004), "Cyclical Ratcheting in Government Spending: Evidence from the OECD", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, pp. 353-361.
- Hondroyannis, G., and E. Papapetrou, (1995), "An Examination of Wagner's Law for Greece: A Cointegration Analysis", *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 50, pp. 67-79.
- Johansen, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Li, J., and J. Lee, (2010), "ADL Test for Threshold Cointegration", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 31, pp. 241-254.
- MacKinnon, J. G., (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Musgrave, R. A., (1969), *Fiscal Systems*, New Haven and London: Yale University Press.
- Nomura, M., (1995), "Wagner's Hypothesis and Displacement Effect in Japan, 1960-1991", *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 50, pp. 121-135.
- 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.
- 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.
- Pesaran, B., and M. H. Pesaran, (2009), *Time Series Econometrics Using Microfit 5.0*, Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., and Y. Shin, (1999), "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", in S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Rangar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge 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.
- Shin, Y., B. Yu, and M. Greenwood-Nimmo, (2014), “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”, in R. C. Sickles and W. C. Horrace (eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, New York: Springer.
- Toda, H. Y., and T. Yamamoto, (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225–250.