

# 地方財政における収入と支出の関係

—非線形 ARDL 共和分検定による分析—

平 井 健 之

神戸学院経済学論集

第52巻 第3・4号 抜刷

令和3年3月発行

# 地方財政における収入と支出の関係

——非線形 ARDL 共和分検定による分析——

平 井 健 之

## 1. はじめに

わが国政府の財政は依然として巨額の財政赤字を抱え、その累積としての政府債務残高は増加傾向にある。そのため、国の財政は危機的な状況にあり、財政再建が急務となっている。現在、政府は財政の健全化を実現するために、国・地方の基礎的財政収支を黒字化させることを当面の目標として掲げている。しかし、ここで、国の基礎的財政収支の改善に向けた改革が、例えば、地方交付税や国庫支出金など、地方への財政移転の削減を通じて、逆に地方の財政収支を悪化させる要因となってしまう。わが国の地方財政制度では、地方債の発行は国から地方への財政移転である地方交付税や国庫支出金と密接に関係しており、国と地方の財政が一体的に運営されていることに注意する必要がある。そこで、国の財政再建を検討するに当たり、わが国の地方財政の収入と支出の関係を実証的に解明することは、財政再建の方途を探る上で有益な情報を提供することが期待される。

この政府の収入と支出の関係をめぐっては、諸外国では収入と支出の因果関係の実証研究がこれまで数多く進められており、政府の収入と支出の関係が次の4つの仮説のいずれに相当するかが分析されている。まず第1は、収入から支出への因果関係があるという租税—支出仮説 (tax-spend hypothesis) であり、収入の変化が支出の変化をもたらすとしている。例えば、Friedman (1978) は、増税が政府支出を増大させることを議論する一方、Buchanan and Wagner

## 地方財政における収入と支出の関係

(1977)は、租税負担の減少が財政錯覚により、政府支出の増大をまねくことを論じている。第2は、逆に支出から収入への因果関係が存在するという支出—租税仮説 (spend-tax hypothesis) で、租税の徴収よりも前に支出の決定が行われるとしている。その例として、Peacock and Wiseman (1961)は、政府支出が戦争のような社会的混乱期を契機として新しい水準に増加し、それに伴い租税負担の水準も永続的に増加するという見解を示している。また、Barro (1979)は、公債発行によって資金調達された政府支出の増加が将来における増税として納税者に認識されるとしている。

そして、第3は、収入と支出で双方向の因果関係が存在するという仮説 (fiscal synchronization hypothesis) である。この仮説によれば、政府は収入と支出の水準を同時に決定しているといえる (Musgrave, 1966; Meltzer and Richard, 1981)。最後に、第4は、収入と支出との間に因果関係が存在しないという仮説 (institutional separation hypothesis) である。この仮説は、政府による支出と課税の機能が制度的に分離されている状況を想定している (Hoover and Sheffrin, 1992; Baghestani and McNown, 1994)。上記の4つの仮説を検証する既存研究は、政府の収入と支出の時系列データ (または、パネルデータ) を使用し、ベクトル自己回帰 (VAR) モデル、あるいは誤差修正モデルの枠組みで、Granger の因果関係の検定に基づき実証分析を行っている<sup>(1)</sup>。

これら一連の研究は主に各国の中央政府を対象としているが、地方政府の収入と支出の因果関係に関する実証研究も行われてきた。例えば、アメリカ合衆国の州や地方レベルを対象とする研究として、Marlow and Manage (1987, 1988), Chowdhury (1988), Ram (1988), Miller and Russek (1990), Payne (1998), Zapf and Payne (2009), 及び Saunoris (2015) などがある。しかし、これらのアメリカ合衆国における実証研究は、地方分権的な財政制度を前提としている。わが国の地方財政においては、支出の決定について地方政府にある

---

(1) 諸外国における政府の収入と支出の因果関係の実証研究の動向は、平井 (2020) の第5章と第7章において概観されている。

程度の裁量の余地があるものの、地方の収入は国からの財政移転に依存して実質的には中央政府（国）の意思決定により調達されているといえる。そのため、わが国における地方政府の収入と支出の因果関係の実証分析は、地方財政をめぐる国と地方の意思決定のあり方の検討を意味しているといえよう。平井（2002）は、そのような視点から、標準的な誤差修正モデルを用いて、都道府県全体の収入と支出の短期と長期における因果関係を分析することにより、地方財政をめぐる国と地方の意思決定のあり方を実証的に検討している。

さらに、平井（2011）は、Enders and Siklos（2001）によって提案された、TAR（Threshold Autoregressive）モデルとMTAR（Momentum Threshold Autoregressive）モデルを適用して、収入と支出の2変数間の長期均衡に向けた非対称な調整過程を考慮に入れ、収入と支出の因果関係を分析している。これより、財政の不均衡における非対称的な調整を考慮した誤差修正モデルの推定による分析結果からは、都道府県全体では、財政が悪化する状態においてのみ収入から支出への因果関係の存在が示されている。また、平井（2013）は、42道府県の財政を対象とし、地方の収入を地方税、地方交付税、国庫支出金に分類して、これら3変数と歳出の4変数間でVARモデルを推定し、インパルス反応や分散分解の分析により、42道府県全体における収入と支出の異時点間の関係を検討している。

そこで、本稿の目的は、1955年度から2017年度までの期間におけるわが国の都道府県財政を対象として、これまでの実証研究を発展させ、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して、基礎的財政収支をめぐる収入と支出の長期の関係を分析することである。この分析方法を用いることで、収入に対する支出の正の変化と負の変化の効果、あるいは逆に、支出に対する収入の正の変化と負の変化の効果で非対称性が存在するかどうかを考慮して、収入と支出の関係を調べることができる。

## 地方財政における収入と支出の関係

このような実証研究として、Athanasenas, Katrakilidis and Trachanas (2014) は、ギリシャ政府を対象として、NARDL 共和分検定の方法を適用し、政府の収入と支出の関係において上記の非対称性が存在するかどうかを検討している。その分析結果からは、特に長期においては、収入は支出の正の変化よりも負の変化に対して大きく反応する一方で、支出は収入の負の変化よりも正の変化に対して大きく反応することが示されている。本稿においても同様に、Athanasenas, Katrakilidis and Trachanas (2014) による分析方法を踏襲し、わが国の地方の財政収支改善に向けた政府の財政運営のあり方を検討したい。

本稿の構成は、次の通りである。まず第Ⅱ節では、本稿の実証分析で使用するデータや、非線形 ARDL 共和分検定の方法について解説する。そして、第Ⅲ節では、地方政府（都道府県）の収入と支出の関係について、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. データと実証分析の方法

### 1. データ

本稿の実証分析では、わが国の都道府県全体の財政を分析対象とし、1955年度から2017年度までの年度データを使用して、政府収入と政府支出の非対称な（非線形の）共和分の検定を行う。使用される収入と支出のデータはそれぞれ、各年度における沖縄県を除いた46都道府県の歳入決算額と歳出決算額の合計額である。ここで、都道府県データを用いる理由は、分析期間を通して自治体間の合併による影響について考慮することを回避できるためである。また、沖縄県のデータは本土復帰により1972年度から利用可能となるため、データの一貫性から沖縄県を除く46都道府県の合計額を用いている。

本稿では、地方政府（都道府県）の基礎的財政収支をめぐる収入と支出の関係を分析することとし、地方政府の収入は歳入総額から地方債収入を差し引いたもの、そして支出は歳出総額から公債費を差し引いたものとする。これらのすべてのデータ（名目値）は、「地方財政統計年報」の各年度版より得られる。<sup>(2)</sup>

実証分析では、上記の地方政府の収入と支出の2変数についてそれぞれ自然対数をとった収入と支出のデータを用いることとし、各変数を  $LGRE_t$  と  $LGEX_t$  で表示する。

なお、本稿で使用する収入と支出に関するデータは、すべて名目値のデータである。ここで、例えば、アメリカ合衆国における地方政府の収入と支出の因果関係の実証研究において、Marlow and Manage (1987) や Payne (1998) は名目値のデータを使用する一方で、Saunoris (2015) は実質値のデータを採用している。また、Ram (1988) や Miller and Russek (1990) は、名目値の場合と実質値の場合の両方についてそれぞれ分析している。平井 (2002, 2011, 2013) は、わが国の地方財政を対象とした実証分析において、実質値のデータを用いている。Owoye and Onafowora (2011) でも指摘されているように、政府の収入と支出の因果関係の実証分析においては、名目値と実質値のいずれのデータを使用すべきかについてコンセンサスは得られていない。そこで、政府の予算の決定は名目値に基づいて決定されることを考慮し、46都道府県の収入と支出の名目値のデータを用いて、収入と支出の決定のあり方を実証的に分析することとする。

## 2. 非線形 ARDL 共和分検定の方法

本稿の実証分析では、都道府県の収入 ( $LGRE_t$ ) と支出 ( $LGEX_t$ ) が長期的な均衡関係にあるかどうかを検査するとともに、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 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

---

(2) 都道府県の歳入と歳出に関する近年のデータについては、総務省ホームページの地方財政統計年報から入手できる。また、それ以前の同データは、『地方財政統計年報』（地方財務協会）より得られる。

地方財政における収入と支出の関係

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。<sup>(3)</sup>

いま、 $LGEX_t$ を説明変数、 $LGRE_t$ を被説明変数とし、Shin, Yu and Greenwood-Nimmo (2014) に従って、次式で表される非線形の共和分回帰式を考える。

$$LGRE_t = \beta_1^+ LGEX_t^+ + \beta_1^- LGEX_t^- + u_{1t} \quad (1)$$

ここで、 $\beta_1^+$ と $\beta_1^-$ は長期のパラメーター、 $u_{1t}$ は誤差項であり、変数 $LGEX_t$ は次のように分解されるとする。

$$LGEX_t = LGEX_0 + LGEX_t^+ + LGEX_t^- \quad (2)$$

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

$$LGEX_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta LGEX_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta LGEX_i, 0) \quad (3)$$

及び、

$$LGEX_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta LGEX_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta LGEX_i, 0) \quad (4)$$

で示される。ここで、 $\Delta$ は1階の階差演算子である。

同様に、 $LGRE_t$ を説明変数、 $LGEX_t$ を被説明変数とする場合についても、次式で表される非線形の共和分回帰式を考える。

$$LGEX_t = \beta_2^+ LGRE_t^+ + \beta_2^- LGRE_t^- + u_{2t} \quad (5)$$

ここでも、 $\beta_2^+$ と $\beta_2^-$ は長期のパラメーター、 $u_{2t}$ は誤差項であり、変数 $LGRE_t$ は次のように分解されるとする。

$$LGRE_t = LGRE_0 + LGRE_t^+ + LGRE_t^- \quad (6)$$

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

---

(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。

$$LGRE_i^+ = \sum_{i=1}^t \Delta LGRE_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta LGRE_i, 0) \quad (7)$$

及び,

$$LGRE_i^- = \sum_{i=1}^t \Delta LGRE_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta LGRE_i, 0) \quad (8)$$

で示される。

そこで、共和分のバウンド検定を実行するために、地方政府の収入 ( $LGRE_t$ ) と支出 ( $LGEX_t$ ) について、次の(9)式と(10)式で表される NARDL モデルを推定する。

$$\begin{aligned} \Delta LGRE_t = & \alpha_1 + \rho_1 LGRE_{t-1} + \theta_1^+ LGEX_{t-1}^+ + \theta_1^- LGEX_{t-1}^- + \sum_{i=1}^b \phi_{1i} \Delta LGRE_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^a \pi_{1i}^+ \Delta LGEX_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^a \pi_{1i}^- \Delta LGEX_{t-i}^- + e_{1t} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta LGEX_t = & \alpha_2 + \rho_2 LGEX_{t-1} + \theta_2^+ LGRE_{t-1}^+ + \theta_2^- LGRE_{t-1}^- + \sum_{i=1}^b \phi_{2i} \Delta LGEX_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^a \pi_{2i}^+ \Delta LGRE_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^a \pi_{2i}^- \Delta LGRE_{t-i}^- + e_{2t} \end{aligned} \quad (10)$$

ここで、(9)式において、 $\theta_1^+ = -\rho_1 \beta_1^+$ 、及び  $\theta_1^- = -\rho_1 \beta_1^-$  である。また、(10)式においては、 $\theta_2^+ = -\rho_2 \beta_2^+$ 、及び  $\theta_2^- = -\rho_2 \beta_2^-$  である。 $e_{1t}$  と  $e_{2t}$  は、それぞれ誤差項である。

上記の NARDL モデルの推定に基づき、地方政府の収入 ( $LGRE_t$ ) と支出 ( $LGEX_t$ ) 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、(9)式(または、(10)式)において、共和分関係がないという帰無仮説、 $\rho_1 = \theta_1^+ = \theta_1^- = 0$  (または、 $\rho_2 = \theta_2^+ = \theta_2^- = 0$ ) を、 $F$  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<sup>(4)</sup>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、 $LGRE_t$  と  $LGEX_t$  の2変数は共和分関係にある

(4) 共和分のバウンド検定において、 $F$  検定は、データの非正常性、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。



地方財政における収入と支出の関係

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。(9)式において、長期における対称性の帰無仮説は、 $-\theta_1^+/\rho_1 = -\theta_1^-/\rho_1$  である。一方、短期における対称性の帰無仮説は、 $\sum_{i=0}^q \pi_{1i}^+ = \sum_{i=0}^q \pi_{1i}^-$  である。同様に、(10)式において、長期における対称性の帰無仮説は、 $-\theta_2^+/\rho_2 = -\theta_2^-/\rho_2$  であり、短期における対称性の帰無仮説は、 $\sum_{i=0}^q \pi_{2i}^+ = \sum_{i=0}^q \pi_{2i}^-$  である。

### III. 分析結果

#### 1. 単位根検定の結果

本稿の実証分析では、はじめに、地方政府（都道府県）の収入 ( $LGRE_t$ ) と支出 ( $LGEX_t$ ) 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、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、 $LGRE_t$  と  $LGEX_t$  の各変数について、いずれの検定方法でも水準変数において単位根が存在するという帰無仮説が 5% の有意水準で棄

表1 単位根検定：1955-2017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
$LGRE_t$	-3.058052(2)**	-0.930122(3)	-5.703832(5)***	-2.234393(5)
$LGEX_t$	-3.530851(2)**	-1.204681(1)	-4.768633(5)***	-2.002448(3)
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
$LGRE_t$	-1.455544(1)	-5.447749(0)***	-0.928886(3)	-5.472998(2)***
$LGEX_t$	-1.900574(2)	-3.247506(1)*	-0.589652(5)	-5.217278(3)***

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。

却される。そのため， $LGRE_t$  と  $LGEX_t$  はともに  $I(0)$  変数であると判断する。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， $LGRE_t$  と  $LGEX_t$  の各変数について，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10%の有意水準で棄却されることを示している。そのため， $LGRE_t$  と  $LGEX_t$  はともに  $I(1)$  変数であることがわかる。

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，ここではトレンド項を含むモデルの検定結果に基づいて分析を進めることにする。そこで，以下では，地方政府（都道府県）の収入 ( $LGRE_t$ ) と支出 ( $LGEX_t$ ) はともに  $I(1)$  変数であると判断して，2変数間の共積分検定を実行する。

## 2. 非線形 ARDL 共和分検定の結果

地方政府（都道府県）の収入（ $LGRE_t$ ）と支出（ $LGEX_t$ ）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、(9)式と(10)式の推定により、非線形 ARDL 共和分検定を行う。最適な NARDL モデルの定式化の選択は、Athanasenas, Katrakilidis and Trachanas (2014) に従って、general-to-specific アプローチに基づくものとする。これより、OLS による推定結果は、表 2 に報告されている。

表 2 の推定結果から、まず、(9)式（または、(10)式）において共和分関係が存在しないという帰無仮説、 $\rho_1 = \theta_1^+ = \theta_1^- = 0$ （または、 $\rho_2 = \theta_2^+ = \theta_2^- = 0$ ）の検定を行う。表 2 における  $F$  検定の結果は、いずれも共和分関係の存在を支持することを示している。(9)式と(10)式の推定において計算された  $F$  統計量 ( $F_{PSS}$ ) の値はそれぞれ 8.276 と 8.182 であり、バウンド検定に基づき、ともに 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、(9)式と(10)式のいずれにおいても帰無仮説が棄却され、地方政府（都道府県）の収入と支出の 2 変数は共和分関係にあることがわかる。<sup>(5)</sup>

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、(9)式（または、(10)式）における長期の対称性の帰無仮説、 $-\theta_1^+/\rho_1 = -\theta_1^-/\rho_1$ （または、 $-\theta_2^+/\rho_2 = -\theta_2^-/\rho_2$ ）と短期の対称性の帰無仮説、 $\sum_{i=0}^q \pi_{1i}^+ = \sum_{i=0}^q \pi_{1i}^-$ （または、 $\sum_{i=0}^q \pi_{2i}^+ = \sum_{i=0}^q \pi_{2i}^-$ ）の検定をそれぞれ行う。第 1 に、長期については、(9)式と(10)式においてともに、各変数の正の変化と負の変化は非対称な効果を及ぼすことがわかる。(9)式における Wald 検定統計量 ( $W_{LR}$ ) の値は 8.597 であり、対称性の帰無仮説を 1% の有意水準で棄却する。一方、(10)式における Wald 検定統計量 ( $W_{LR}$ ) の値は 10.126 であり、同様に 1% の有意水準で対称性の帰無仮説を棄却する。さらに第 2 に、短期においては、(9)式における Wald 検定統計量 ( $W_{SR}$ ) の値は 4.209 であり、

---

(5) 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：1955-2017年度

被説明変数： $\Delta LGRE_t$			被説明変数： $\Delta LGEX_t$		
変数	係数	標準偏差	変数	係数	標準偏差
定数項	9.285745***	1.970427	定数項	9.059511***	1.868565
$LGRE_{t-1}$	-0.453663***	0.096611	$LGEX_{t-1}$	-0.448416***	0.092620
$LGEX_{t-1}^+$	0.435925***	0.094159	$LGRE_{t-1}^+$	0.455894***	0.095108
$LGEX_{t-1}^-$	0.356333***	0.078731	$LGRE_{t-1}^-$	0.570643***	0.123663
$\Delta LGRE_t$	0.357350***	0.122728	$\Delta LGEX_t$	0.327473***	0.122030
$\Delta LGEX_t^+$	0.856195***	0.079049	$\Delta LGEX_{t-3}$	0.372879***	0.114973
$\Delta LGEX_{t-1}^+$	-0.376734***	0.126780	$\Delta LGRE_t^+$	0.861924***	0.074596
$\Delta LGEX_{t-3}^+$	-0.138673**	0.068592	$\Delta LGRE_{t-1}^+$	-0.244047*	0.137992
$\Delta LGEX_t^-$	0.946290***	0.232571	$\Delta LGRE_{t-3}^-$	-0.240924**	0.114372
			$\Delta LGRE_t^-$	1.027557***	0.218856
			$\Delta LGRE_{t-1}^-$	-0.677336**	0.255848
$\bar{F}_{PSS}$	8.276915		$\bar{F}_{PSS}$	8.182910	
$L_{GEX}^+$	0.960900***		$L_{GRE}^+$	1.016675***	
$L_{GEX}^-$	0.785456***		$L_{GRE}^-$	1.272574***	
$W_{LR}$	8.597565[0.005]		$W_{LR}$	10.12615[0.003]	
$W_{SR}$	4.209926[0.045]		$W_{SR}$	0.008375[0.927]	
$\bar{R}^2$	0.938834		$\bar{R}^2$	0.948649	
JB	4.407049[0.110]		JB	1.684898[0.431]	
RESET	0.215205[0.645]		RESET	1.435727[0.237]	
BP	0.810770[0.596]		BP	0.474037[0.899]	
BG	0.951439[0.393]		BG	0.115659[0.891]	

注：非線形ARDLモデルは、(9)式と(10)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積を示している。 $F_{PSS}$ は、帰無仮説、 $\rho_1 = \theta_1^+ = \theta_1^- = 0$ （または、 $\rho_2 = \theta_2^+ = \theta_2^- = 0$ ）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）。 $L_{GEX}^+$ と $L_{GEX}^-$ （または、 $L_{GRE}^+$ と $L_{GRE}^-$ ）は、それぞれ $\hat{\beta}_1^+ = -\hat{\theta}_1^+ / \hat{\rho}_1$ と $\hat{\beta}_1^- = -\hat{\theta}_1^- / \hat{\rho}_1$ （または、 $\hat{\beta}_2^+ = -\hat{\theta}_2^+ / \hat{\rho}_2$ と $\hat{\beta}_2^- = -\hat{\theta}_2^- / \hat{\rho}_2$ ）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、 $-\hat{\theta}_1^+ / \hat{\rho}_1 = -\hat{\theta}_1^- / \hat{\rho}_1$ （または、 $-\hat{\theta}_2^+ / \hat{\rho}_2 = -\hat{\theta}_2^- / \hat{\rho}_2$ ）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、 $\sum_{i=0}^q \pi_{1i}^+ = \sum_{i=0}^q \pi_{1i}^-$ （または、 $\sum_{i=0}^q \pi_{2i}^+ = \sum_{i=0}^q \pi_{2i}^-$ ）に関するWald検定統計量である。 $\bar{R}^2$ 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、BPは不均一分散に関するBreusch-Pagan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。

対称性の帰無仮説を5%の有意水準で棄却する。ところが、(10)式については、Wald検定統計量（ $W_{SR}$ ）の値は0.008であり、対称性の帰無仮説は10%の有意

## 地方財政における収入と支出の関係

水準でも棄却されない。したがって、短期においては、支出から収入への効果についてのみ、非対称な効果が存在するという結果が得られる。

ここで、とりわけ長期における収入と支出の関係に注目すると、非対称性に関する次の分析結果が得られる。第1に、(9)式の推定結果より、収入に対する支出の変化の効果について、正の変化と負の変化に関する長期の係数、 $L_{GEX}^+$ と $L_{GEX}^-$ の推定値はともに正であり、統計的に有意である。長期の係数の推定値より、支出の1%の増加は収入を0.96%増加させる一方で、支出の1%の減少は収入を0.78%減少させることになる。これより、収入に対して、支出の正の変化の効果の方が負の変化の効果よりも大きく作用することがわかる。さらに第2に、(10)式の推定結果より、支出に対する収入の変化の効果についても、正の変化と負の変化に関する長期の係数、 $L_{GRE}^+$ と $L_{GRE}^-$ の推定値はともに正であり、統計的に有意である。長期の係数の推定値より、収入の1%の増加は支出を1.01%だけ増加させるのに対して、収入の1%の減少は支出を1.27%減少させることになる。この結果は、支出に対しては、収入の正の変化の効果よりも負の変化の効果の方が大きく作用することを意味している。

上記の結果から、長期においては、収入は支出の変化に対して、そして支出は収入の変化に対してともに反応することがわかる。さらに、支出の変化が収入に及ぼす効果については、正の変化の効果が負の変化の効果を上回っている。これに対して、収入の変化が支出に及ぼす効果については、逆に、負の変化の効果が正の変化の効果を上回っている。ここで、収入の増加（または、減少）が支出に対して正の効果（または、負の効果）を及ぼすという関係は、Friedman (1978) の見解に相当するといえる。

最後に、表2には、推定結果についての診断検定の結果も示されている。 $\Delta LGRE_t$ を被説明変数とする(9)式と $\Delta LGEX_t$ を被説明変数とする(10)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 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。Breusch-Pagan 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 検定統計量については、自己相関がないと判断できる。

#### IV. むすび

本稿では、わが国の（沖縄県を除く）都道府県全体の財政を分析対象とし、1955年度から2017年度までの年度データを用いて、都道府県の基礎的財政収支をめぐる収入と支出の関係を分析した。実証分析では、政府の収入と支出をそれぞれ正と負の変化の部分和に分解し、収入の決定が支出の正の変化と負の変化に対して、あるいは逆に、支出の決定が収入の正の変化と負の変化に対して、それぞれ非対称に反応する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。

非線形 ARDL モデルによる共和分のバウンド検定の結果からは、都道府県財政の収入と支出は長期の均衡関係にあり、収入は支出の変化に反応し、逆に、支出は収入の変化に反応することが示された。このような結果は、収入と支出の間で双方向の因果関係が存在するという仮説（fiscal synchronization hypothesis）が支持されることを示唆している。さらに、長期において、収入（または、支出）は、支出（または、収入）の正の変化と負の変化に対して異なる反応を示すという結果も得られた。すなわち、長期では、収入の決定は支出の負の変化よりも正の変化に対して大きく反応し、支出の決定は収入の正の変化よりも負の変化に対して大きく反応することが示された。したがって、収入と支出の共和分関係において、上記の意味で非対称性が存在することがわかる。

そこで、本稿の分析結果より導かれる政策的な含意として、地方（都道府県全体）の財政収支の改善のためには、主として収入面での制約を課すことによる支出の削減が有効であるといえよう。既述のように、わが国の地方財政では、支出の決定は、ある程度は地方政府に裁量の余地があると考えられる。一方、

## 地方財政における収入と支出の関係

地方の収入は、地方交付税や国庫支出金など、国からの財政移転に依存している。さらに、地方政府の自主財源である地方税は、その税目や税率が国の定めた地方税法により制約を受けている。このため、地方の収入は、地方政府の決定に自由裁量の余地がほとんどなく、実質的には中央政府（国）によって決定されているといえる。したがって、地方の収入の削減は、地方交付税や国庫支出金などの財政移転の削減を中心に、中央政府（国）の判断で実施されることになる。わが国の場合、国と地方の財政が一体的に運営されていることを考慮し、中央政府（国）は財政再建を進めると同時に、地方の財政収支の改善をも図ることが求められる。

## 参 考 文 献

- 平井健之, (2002), 「わが国の地方財政における政府支出と政府収入の因果関係」, 『香川大学経済論叢』, 第75巻第3号, 153-179頁。
- 平井健之, (2011), 「都道府県財政における収入と支出の因果関係—非対称的調整過程を考慮したモデルによる実証分析—」, 『香川大学経済論叢』, 第84巻第3号, 1-17頁。
- 平井健之, (2013), 「地方財政における歳入と歳出の異時点間の関係—都道府県データによる分析—」, 『香川大学経済学部研究年報』52 (2012), 21-51頁。
- 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。
- Athanasenas, A., C. Katrakilidis, and E. Trachanas, (2014), “Government Spending and Revenues in the Greek Economy: Evidence from Nonlinear Cointegration”, *Empirica*, Vol. 41, pp. 365-376.
- Baghestani, H., and R. McNown, (1994), “Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria”, *Southern Economic Journal*, Vol. 61, pp. 311-322.
- Barro, R. J., (1979), “On the Determination of the Public Debt”, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 940-971.
- Buchanan, J. M., and R. E. Wagner, (1977), *Democracy in Deficit*, New York: Academic Press.
- Chowdhury, A. R., (1988), “Expenditures and Receipts in State and Local Government Finances: Comment”, *Public Choice*, Vol. 59, pp. 277-285.
- 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.
- Enders, W., and P. L. Siklos, (2001), “Cointegration and Threshold Adjustment”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, pp. 166-176.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, (1987), “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Friedman, M., (1978), “The Limitations of Tax Limitation”, *Policy Review*, Summer, pp. 7-14.
- Hoover, K. D., and S. M. Sheffrin, (1992), “Causation, Spending, and Taxes: Sand in the Sandbox or Tax Collector for the Welfare State?”, *American Economic Review*, Vol. 82, pp. 225-248.
- Johansen, S., (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- MacKinnon, J. G., (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Marlow, M. L., and N. Manage, (1987), “Expenditures and Receipts: Testing for Causality in State and Local Government Finances”, *Public Choice*, Vol. 53, pp. 243-255.
- Marlow, M. L., and N. Manage, (1988), “Expenditures and Receipts: Testing for Causality in State and Local Government Finances: Reply”, *Public Choice*, Vol. 59, pp. 287-290.
- Meltzer, A. H., and S. F. Richard, (1981), “A Rational Theory of the Size of Government”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, pp. 914-927.
- Miller, S. M., and F. S. Russek, (1990), “Co-Integration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending”, *Southern Economic Journal*, Vol. 57, pp. 221-229.
- Musgrave, R. A., (1966), “Principles of Budget Determinations”, in H. Cameron and W. Henderson (eds.), *Public Finance: Selected Readings*, New York: Random House.
- Owoye, O., and O. A. Onafowora, (2011), “The Relationship between Tax Revenues and Government Expenditures in European Union and Non-European Union OECD Countries”, *Public Finance Review*, Vol. 39, pp. 429-461.
- Payne, J. E., (1998), “The Tax-Spend Debate: Time Series Evidence from State Budgets”, *Public Choice*, Vol. 95, pp. 307-320.
- Peacock, A. T., and J. Wiseman, (1961), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 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 Ap-



- proach 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.
- Ram, R., (1988), “Additional Evidence on Causality between Government Revenue and Government Expenditure”, *Southern Economic Journal*, Vol. 54, pp. 763-769.
- Saunoris, J. W., (2015), “The Dynamics of the Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from US State Government Finances”, *Public Finance Review*, Vol. 43, pp. 108-134.
- 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.
- Zapf, M., and J. E. Payne, (2009), “Asymmetric Modelling of the Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from Aggregate State and Local Government in the US”, *Applied Economics Letters*, Vol. 16, pp. 871-876.