

日本における国家財政と経済成長の異時点間の関係

平井 健之*

(香川大学経済学部教授)

野村 益夫**

(名古屋学院大学経済学部教授)

1. はじめに

日本の政府は現在、巨額の財政赤字を抱えており、それにより累積する政府債務は増大する傾向にある。そのため、政府においては財政運営の健全化に向けた取り組みが急務とされている。このような深刻な財政状況において、近年、諸外国で進められている政府収入と政府支出の因果関係の実証研究は、日本における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。この政府の収入の支出の因果関係に関する既存研究は、収入と支出の時系列データを使用し、ベクトル自己回帰 (VAR) モデル、または誤差修正モデル (ECM) 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おり、諸外国ではこれまでに多数存在する。

その一連の研究として、Miller and Russek (1990), Bohn (1991), Jones and Joufaian (1991), Hoover and Sheffrin (1992), Baghestani and McNown (1994), Owoye (1995), Hondroyannis and Papapetrou (1996), Vamvoukas (1997), Darrat (1998), Li (2001), Chang, Liu and Caudill (2002), Ewing, Payne, Thompson and Al-Zoubi (2006) 等がある¹⁾。しかし、日本の財政、とりわけ国家財政を分析対象とする実証研究については、Owoye (1995), 平井・野村 (2001) や Chang, Liu and Caudill (2002) 等をはじめとして、現時点でまだ十分な研究の成果は蓄積されていないといえる。

ところで、上記の収入と支出の因果関係に基づき政府の財政運営のあり方を検討する場合、政府の収入と支出の決定をめぐる、GDP (経済成長) との関係を見捨てることはできないであろう。Narayan and Narayan (2006) は、この点を考慮し、12 の途上国を分析対象として、政府の収入と支出の2変数に GDP を追加し、

* 1961年生まれ。神戸商科大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学。1990年熊本学園大学経済学部講師、1996年香川大学経済学部助教授、2001年香川大学経済学部教授、現在に至る。専攻は公共経済学。所属学会は、日本経済学会、日本財政学会、日本地方財政学会。

** 1957年生まれ。神戸商科大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学。博士 (経済学)。神戸商科大学助手、駿河台大学経済学部講師・助教授、名古屋学院大学経済学部助教授を経て、1999年4月名古屋学院大学経済学部教授。専攻は、計量経済学・財政学。所属学会は、日本経済学会、日本統計学会、日本財政学会。

¹⁾ 政府収入と政府支出の因果関係の実証分析に関する諸外国における既存研究の動向については、Payne (2003) を参照されたい。

3変数のモデルで各変数間の因果関係を分析している。Narayan and Narayan (2006) でも述べられているように、政府収入と政府支出の2変数はともに国内の経済活動の水準を表すGDPの変数と何らかの関連性をもつと考えられるため、GDPの変数はモデルにおいて重要な変数となる。

このGDPと国家財政(政府の収入と支出)の間には、例えば、次のような関係が考えられる。もしGDPから政府支出への因果関係があり、かつGDPがプラスの効果を及ぼすとすれば、そのような関係は、経済成長が政府の財政規模を増大させるというワグナー法則(Wagner's law)の因果関係の成立を意味している。また、GDPから政府収入への因果関係があり、かつGDPがプラスの効果を及ぼすとすれば、クロスセクションデータを使用した分析において、経済成長はまた政府収入を増加させるとするThorn (1967)の考え方が妥当することになる。ここで、ワグナー法則の妥当性については、これまで諸外国では、政府支出とGDPの時系列データを使用し、Grangerの因果関係の検定に基づく数多くの実証研究がある。その一連の研究として、Hondroyannis and Papapetrou (1995)、Ahsan, Kwan and Sahni (1996)、Anwar, Davies and Sampath (1996)、Bohl (1996)、Payne and Ewing (1996)、Chletsos and Kollias (1997)、Biswal, Dhawan and Lee (1999)、Islam (2001)、Chang (2002)等が挙げられる²⁾。

さらに、政府支出からGDPへの因果関係があり、かつ政府支出の増加がプラスの効果である場合、あるいは政府収入(租税)からGDPへの因果関係があり、かつ政府収入の増加(増税)がマイナスの効果である場合、それらの関係は、政府支出の増加や減税が総需要を刺激し、乗数効果を通じてGDPを増加させるといういわゆるケインズ理論の存在を示している。日本における財政政策の効果については、近年、鴨井・橋木(2001)、井堀・中里・川出(2002)、田中・北野(2002)、北浦・南雲・松木(2005)、加藤(2010)、高橋(2010)、渡辺・藪友・伊藤(2010)等において、財政の乗数効果をはじめとする財政政策の効果の有無やその大きさ、さらに非ケインズ効果の存在等をめぐり数多くの実証研究が進められている³⁾。

このように、政府の財政運営のあり方を検討する場合には、政府収入と政府支出の因果関係やワグナー法則の実証研究等を考慮して、3変数モデルの枠組みで各変数間の因果関係を分析することが有益である。ところが、日本の財政を分析対象として、このような3変数のモデルで因果関係を分析する実証研究はほとんど見られない。そのため、野村・平井(2011)は、政府の一般会計における収入と支出、そしてGDPの時系列データを使用し、VARモデルに基づいてGrangerの因果関係の検定を行うことにより、国家財政(政府の収入と支出)と経済成長の因果関係を分析した。その結果、第1に、政府の収入と支出については、それぞれGDPとの間で双方向の因果関係が確認されている。これより、財政赤字削減の問題には、経済成長の視点から検討することも重要であることが指摘されている。第2に、政府収入と政府支出の2変数間では因果関係が存在しないことが示されている。この分析結果は、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意味する。そのため、とりわけ支出が収入よりも急速に増大する場合、財政赤字の拡大が深刻になり、財政の持続可能性が問題とされる。

しかし、野村・平井(2011)の分析では、変数間での因果関係の存在が確認されても、各変数が他の変

²⁾ ワグナー法則は、ワグナー仮説とも呼ばれている。平井(2003)は、諸外国における先行研究の分析方法を踏襲して、日本におけるワグナー法則の妥当性を実証的に検討している。なお、このワグナー法則に関する諸外国での既存研究の動向については、平井(2003)を参照されたい。

³⁾ 非ケインズ効果は、政府支出の削減や増税が必要項目の消費等を増大させる効果をいう。ただし、亀田(2010)は、先行研究における非ケインズ効果の定義が曖昧であることを指摘している。その研究事例として、Giavazzi and Pagano(1996)は、OECD19カ国の1970年から1992年までのブールデータを使用して、消費を、所得、財政変数(税収、移転所得、公共消費)、構造的な赤字と潜在GDPを利用したダミー変数の関数とし、その消費関数を用いて非ケインズ効果に関する検定を行った。同論文では、OLSや2OLS等の推定方法を適用してダミー変数の符号を検討し、非正常時(ダミー変数の値が1のとき)の非ケインズ効果や正常時(ダミー変数の値が0のとき)のケインズ効果が存在することを示している。ここで、本論文で後述されるVARを用いたインパルス反応は、非ケインズ効果を検出することはできない。上記のGiavazzi and Pagano(1996)等の方法を用いなければ、その検出は難しい。検出には、財政再建等の特定時期に関するダミー変数を使用した分析が必要である。なお、非ケインズ効果に関するその他の検出の方法については、亀田(2010)が詳しい。

数に対してどのような効果を及ぼすのか、すなわち、その効果がプラスであるかマイナスであるか、さらにその効果の大きさや継続期間については明確にされていない。これに対して、諸外国の研究では、Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) や Cameiro (2007) 等は、政府収入と政府支出の因果関係の分析の枠組みの下で、産油国における政府の収入と支出、GDP の関係について、インパルス反応や分散分解の分析を通じて各変数が他の変数に及ぼす効果を検討している⁴⁾。一方、日本の財政を分析対象とする実証研究では、上述のように、政府の収入と支出、GDP の3変数のモデルの枠組みで、政府収入と政府支出の因果関係の研究やワグナー法則の研究に基づいて、インパルス反応や分散分解を適用した研究例はほとんど存在しない状態である。

そこで、本論文の目的は、日本における政府の一般会計を分析対象とし、3変数の枠組みで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、国家財政（政府の収入と支出）とGDPの異時点間での関係を検討することである。そして、これらの分析結果に基づき、財政赤字をめぐる政府の財政運営のあり方を改めて考察したい。一般に、財政赤字を削減するためには、第1に、経済成長により政府収入（税収）を増やすという方法、第2に、無駄を減らすことにより支出を削減することや増税等により収入を増やすという方法が考えられる。また、その他にも、政府資産の売却等の方法もある。この論文では、上記の第1の方法と第2の方法の有効性について分析する。これら2つの方法の比較研究は、先行研究においても数少ないといえる。なお、本論文の分析期間は1955年度から2008年度までとし、実証分析では年度データを使用する。

本論文の構成は、次の通りである。まず第2節では、標準VARモデルに基づき、国家財政と経済成長の関係を検討するために、インパルス反応と予測誤差の分散分解の分析方法を解説する。次に、第3節では、実証分析で使用するデータを説明し、インパルス反応と分散分解の分析結果について議論する。最後に、第4節で結論を述べる。

2. 実証分析の方法

本論文の実証分析では、VARモデルの枠組みで、政府収入、政府支出、GDPの異時点間での関係を検討する。そのために、Hamilton (1994)、及び沖本・井上訳のハミルトン (2006) に基づいて、標準VARモデルを説明する。以下の日本語の表現については、沖本・井上訳を参考にしている。なお、標準VARは、多くの論文で無制約VARとも呼ばれている。

いま、 y_t は $n \times 1$ ベクトルで、 n 個の変数の t 時点における観測値であるとして、次の (1) 式に従うとする。

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、攪乱項については $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma)$ であり、分散共分散行列 Σ は正定符号の対称行列とする。 c は $n \times 1$ ベクトル、 A_1, A_2, \dots, A_k はそれぞれ $n \times n$ 行列である。 n 個の変数のベクトル y_t は、各 t に関して、 $T+k$ 個の観測値が得られたとする。このとき、最初の k 個の観測値 ($y_{-k+1}, y_{-k+2}, \dots, y_0$) を所与の条件として、残りの T 個の観測値 (y_1, y_2, \dots, y_T) がある。したがって、標準VAR(k)モデル

⁴⁾Tijerina-Guajardo and Pagán (2003) は、メキシコにおける石油税、税収、政府支出及びGDPの4変数のVARの推定に基づき、インパルス反応や分散分解の分析により、4つの変数の異時点間の関係を検討している。一方、Cameiro (2007) は、アンゴラにおける石油税、政府支出、GDPの3変数について、同様の分析を行っている。

の標本数は T である。標準 VAR モデルは、過去の変数が現在の変数の変動について説明力をもつことであり、現在時点 (t 時点) の変数関係を対象にしていない。なお、 $c, A_1, A_2, \dots, A_k, \Sigma$ は未知であり、これらを OLS で推定する。

そこで、上記の標準 VAR に基づき、各変数間の関係についてインパルス反応と予測誤差の分散分解の分析を行う。まず、インパルス反応関数は、コレスキー分解を用いて求められる。いま、 $n \times n$ 行列 P は対角成分が 1 に等しい下三角行列であり、 $D = \text{diag}(d_{11}, d_{22}, \dots, d_{nn})$ はすべての対角成分が正である対角行列であるとする。このとき、 P と D を適切に選択すると、正定符号の対称行列 Σ は、 $\Sigma = PDP'$ として三角分解を用いて一意に表現できる。三角分解では、 D と P はともに一意である。この三角分解の一意性の証明は、Hamilton (1994, p.91) を参照されたい。ここで、 $D^{\frac{1}{2}}$ は一意であるので、コレスキー因子を $Q = PD^{\frac{1}{2}}$ とすると、コレスキー分解 (Cholesky decomposition) は、 $\Sigma = QQ'$ と表現できる⁵⁾。一方、行列 P を用いて、直交化攪乱項は、

$$u_t = P^{-1}\varepsilon_t \tag{2}$$

のベクトルによって定義される。上式 (2) より、 $E(u_t u_t') = D$ となり、 D の非対角成分は 0 となるので、 u_t の各成分は互いに無相関になり直交化する。 u_{jt} の分散は D の (j, j) 成分 d_{jj} であり、 u_{jt} の標準偏差は $D^{\frac{1}{2}}$ の (j, j) 成分 $\sqrt{d_{jj}}$ になる。

これより、本論文では、直交化した攪乱項 u_{jt} の 1 標準偏差のショック (イノベーション) $\sqrt{d_{jj}}$ を用いてインパルス反応関数を分析する。このインパルス反応関数は、上記のコレスキー因子 Q を用いて表現できる (Hamilton, 1994, p.323 を参照されたい)。なお、先行研究においては、 u_{jt} の 1 単位のショックが用いられている場合もあるが、本論文ではそれを用いていない。

またここで、三角分解を用いた攪乱項は、再帰的な構造である。(2) 式の $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$ より、 $\varepsilon_t = Pu_t$ が得られる。 P は対角成分が 1 に等しい下三角行列であるから、 $\varepsilon_t = Pu_t$ は、再帰的構造 (recursive structure) である。この構造は、変数が外生的な順番によって並んでいることを意味する。コレスキー分解を用いたインパルス反応関数については、加藤 (2010) も参照されたい。

次に、インパルスの推定に必要なものは、未知の c, A_1, A_2, \dots, A_k の推定と分散共分散行列 Σ の推定である。VAR の各変数 y_{jt} に対して OLS を適用すると、 $\hat{c}, \hat{A}_1, \hat{A}_2, \dots, \hat{A}_k$ の各 OLS 推定量を得る。この OLS 推定量を用いて、残差の $n \times 1$ ベクトル $\hat{\varepsilon}_t$ を得る。そして、この $\hat{\varepsilon}_t$ を用いて、 Σ の推定は、

$$\hat{\Sigma} = \left(\frac{1}{T-k} \right) \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' \tag{3}$$

を用いて行われる。本論文では、標本数 T が少ないので、上式の括弧の中身は $1/T$ ではなく、 $1/(T-k)$ を用いて自由度で調整した分散共分散行列の推定量を用いる。ただし、ソフトウェアによっては、 $1/T$ を用いるものもある。上式 (3) の $\hat{\Sigma}$ からは、 $\hat{P}, \hat{Q}, \hat{D}$ を得ることができる。そこで、 $\hat{c}, \hat{A}_1, \hat{A}_2, \dots, \hat{A}_k$ 及び、 $\hat{P}, \hat{Q}, \hat{D}$ の推定値を用いて、互いに直交する $n \times 1$ のベクトル \hat{u}_t を計算することにより、直交化インパルス反応関数の推定値を計算できる。この直交化インパルス反応関数の形状は、コレスキー分解で用

⁵⁾ 正定符号の対称行列 Σ は、 $\Sigma = QQ'$ として、下三角行列 Q を用いた積 (QQ') に分解される。これをコレスキー分解という。このコレスキー分解は、攪乱項 ε_t を直交化するために用いる。攪乱項ベクトル ε_t の各成分は互いに相関するが、コレスキー因子 $Q = PD^{\frac{1}{2}}$ の下三角行列 P を用いた、直交化攪乱項ベクトル $u_t = P^{-1}\varepsilon_t$ の各成分は互いに無相関になる。なお、Hamilton (1994, p.91) は、コレスキー分解を Cholesky factorization と表現している。

いる変数の順序に依存する。変数の数が3の場合には、3の階乗の6通りのインパルス反応関数の形状を得ることができる。なお、 \hat{c} は、 \hat{u}_{jt} の1標準偏差の増加を用いてインパルス反応関数の推定値を計算する場合には用いられない。

このようにしてインパルス反応関数の推定値を計算し、本論文の分析でも先行研究と同様に、直交化インバージョンに対するインパルス反応をグラフで表示する。コレスキー分解による直交化インパルス反応関数の ± 2 標準誤差の区間は、解析的な分布（漸近分布）を用いて計算することができ、そのグラフ形状は並べた変数の順序に依存している。ここで、標準誤差は、漸近分布の漸近共分散行列に関する推定値から計算できる。さらに、 ± 2 標準誤差の区間は、本論文では利用しないが、モンテ・カルロ法やブートストラップ法によっても求められる（Hamilton, 1994, pp.337-338）。そして、直交化インパルス反応の漸近分布が正規分布であれば、漸近分布に基づく ± 2 標準誤差の区間は約95%の信頼区間になる。この信頼区間を用いて、直交化インパルス反応の有意性を判断できる。直交化インパルス反応の漸近分布が正規分布になることについては、Lütkepohl (1990)を参照されたい。また、漸近共分散行列は、Lütkepohlの命題1 (Proposition 1)の(iv)を参照されたい。なお、以下の分析では、漸近分布を用いて計算されたインパルス反応は限界インパルス反応を意味しており、累積インパルス反応を意味しない。

ところで、本論文では、構造VARを用いたインパルス反応関数ではなく、上述の標準VARによるインパルス反応関数を用いて説明を行っている。構造VARより得られた誘導形VARの攪乱項（本論文の標準VARの ε_t に該当する）は、インパルス反応関数を推定するために、構造VARの構造ショックを識別する必要がある。ここで、誘導形VARは本論文の標準VARのことである。標準VARは過去の変数で現在の変数を説明するが、構造VARは現在（(1)式の t 時点）の変数間の関係に制約条件を課して、現在時点の変数関係も対象にして分析を行う。誘導形VARから識別された構造VARを得る識別問題については、照山(2001)と北浦・南雲・松木(2005)に詳しい。本論文は、構造VARを用いた説明ではなく、標準VARを用いて説明を行っている。

最後に、予測誤差の分散分解は、インパルス反応と同様にして、 Σ のコレスキー分解に基づき、並べた変数の順番に依存する。 s ($= 1, 2, \dots$)期先の予測誤差(s 期先の予測の平均2乗誤差)は、 s 期先における直交化した攪乱項 u_{jt} ($j = 1, 2, \dots, n$)の寄与を表す部分に関する n 項の和である。この寄与は、攪乱項 u_{jt} の分散を用いて表すことが可能であり、並べた変数の順番に依存する。最終的に、 s 期先における直交化した攪乱項 u_{jt} の予測誤差に対する寄与は、寄与部分を予測誤差で割り、 s 期先の予測誤差の割合(百分比)とする。これらは、インパルス反応関数のように、VARから推定できる。

3. データと分析結果

3.1 データ

本論文の実証分析では、まず、政府の財政については、国の一般会計を分析対象として、1955年度から2008年度までの年度データを使用する。政府の収入と支出はそれぞれ基礎的財政収支を考慮して定義され、政府収入は歳入総額から公債金収入を差し引いたもの、そして政府支出は歳出総額から国債費を差し引いたものである。これらのデータ(名目値)はすべて、財務省の『財政統計』より、政府一般会計の決算額として求められる。なお、近年の同データについては、財務省のホームページから入手できる。また、すべてのデータは実質値で表示されることとし、政府収入と政府支出のデータはGDPデフレーターを使用して実質化される。このGDPデフレーターは、『国民経済計算年報』(内閣府経済社会総合研究所)から

得られる。次に、GDPについては、実質GDPのデータが直接、『国民経済計算年報』より求められる。

ここで、GDPデフレーターと実質GDPのデータについて、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では、1955年度よりいずれのデータも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。これより、93SNAでは68SNAの内容が変更されているため、データの一貫性に問題が生じるものの、長期にわたるデータを確保するために、1955年度から1998年度までの期間においては68SNAのデータを使用し、1999年度以降は93SNAのデータを用いることにする。そこで、GDPデフレーターと実質GDPについてはそれぞれ、68SNAの1990暦年基準のデータに基づき、畑農(2005)と同様に、68SNAにおける1998年度のデータを93SNAの当該データの伸び率で延長して推計することにより、68SNAと93SNAのデータを接続することとした。なお、いずれのデータも、固定基準年方式によるものを使用する。

さらに、以下の実証分析では、実質化された政府収入と政府支出のデータ、及び実質GDPのデータを、それぞれ自然対数をとって表示する。このようにして求められた政府収入(gr)、政府支出(ge)及びGDP(gdp)の各変数のデータはすべて、野村・平井(2011)で使用されたデータと同じである。

3.2 分析結果

本論文の実証分析を進めるに当たり、VARモデルの推定においては、Hamilton(1994)の方法に従って、変数間での共和分関係を考慮せず、すべての変数について水準変数の1階の階差をとりVARの回帰を行う⁶⁾。この点について、分析で使用される政府収入、政府支出及びGDPのデータはすべて $I(1)$ 変数であり、かつ、これらの3変数間で共和分関係は存在しないことが、すでに、野村・平井(2011)での単位根検定(ADF検定)及び共和分検定(Engle-Granger検定)において確認されている。このため、上記のように、3つの各変数の1階の階差をとった変数を用いてVARの回帰を行うことについて問題はないと判断される。

ここで、政府収入(gr)、政府支出(ge)、GDP(gdp)の水準変数の1階の階差変数をそれぞれ Δgr 、 Δge 、 Δgdp とする。 Δgr 、 Δge 、 Δgdp はそれぞれ分析変数に関して自然対数をとった値を用いて階差を求めているので、 Δgr は実質政府収入の成長率、 Δge は実質政府支出の成長率、 Δgdp は実質経済成長率である。なお、以下では、インパルス反応・分散分解の分析結果の説明文で成長率の用語を省略した表現を用いる。したがって、 Δgr 、 Δge 、 Δgdp をそれぞれ政府収入、政府支出、GDPと記している。

また、VARモデルのラグ数 k については、本多(1998)に見られるように、赤池の情報量基準(Akaike Information Criterion, AIC)とSchwarzの情報量基準(Schwarz Information Criterion, SIC)の2つの基準を用いて選択する。その結果が、表1に示されている。表1より、最大次数を5として、AICの基準によれば $k=2$ 、SICの基準では $k=1$ が選択されることになる。AICとSICの基準では異なるラグ数が選択されているが、後に詳述するように、両者の分析結果は同様であるので、本論文では、AICに基づき、 $k=2$ を選択した場合の分析結果を提示する。

既述のように、本論文では、コレスキー分解を用いて、直交化された攪乱項の1標準偏差のイノベーション(ショック)に対するインパルス反応の分析を行う。そのため、3変数の並べ方の順序は、分析結果

⁶⁾ Hamilton(1994, pp.651-653)によれば、VARモデルを推定する方法として、3通りの方法が考えられる。第1の方法は、水準変数を用いてVARの回帰を行うこと、第2の方法は、水準変数の1階の階差をとった変数を用いてVARの回帰を行うことである。そして、第3の方法は、使用されるデータについて単位根検定と共和分検定を行い、その結果に基づいて適切なVARを選択して回帰を行うというものである。本論文は、第2の方法に基づいている。

に影響を及ぼすことになる。ただし、3変数の順番を変更しても、各基準によって選択されるラグ数 k の値は変わらない。前節で述べたように、三角分解を用いた攪乱項は再帰的な構造であり、変数を外生性の高い順番で並べる必要がある。田中・北野（2002）等の多くの国内研究では、変数を外生性の高い順番で並べてインパルス反応を分析している。

表1 VARによるラグ数の選択

ラグ数	AIC	SIC
0	-9.994493	-9.877543
1	-11.02788	-10.56008*
2	-11.16843*	-10.34978
3	-11.06573	-9.896226
4	-10.79413	-9.273780
5	-10.55856	-8.687360

注：* は各基準によって選択されたラグの次数 k を表している。ラグ数 $k=0$ は定数項のみのモデルを意味する。なお、政府収入、政府支出、GDPの並べる順番による6通りのモデルはAICとSICの値が共通である。ラグ数 $k=0, 1, 2, 3, 4, 5$ に対するAICとSICの値は、すべて期間1956-2008年度のデータから $T=48$ 個の標本を用いて計算されている。

そこで、一般的には、政府の収入と支出の2変数は、GDPよりも外生的であると考えられる。そのため、まずは、3変数を政府収入、政府支出、GDPの順番で並べた場合（ケース1）について、インパルス反応と分散分解の分析結果を報告する。さらに、第1節で述べたように、ワグナー法則の研究はGDPから政府支出への因果関係を分析対象とし、Thom（1967）はまたGDPから政府収入への因果関係を分析している。これらの研究を考慮して、GDP、政府収入、政府支出の順番で並べた場合（ケース2）についても、その分析結果を報告する。

本論文の実証分析では、3変数の並べ方の順番について6通りの並べ方が存在するが、分析結果の頑健性を点検するため、上記のケース1とケース2以外の変数の並べ方の場合についても、分析結果を提示しないが、それぞれ同様にインパルス反応関数の推定値を計算した。これより、本論文で報告される分析結果が大きく変更されることはなかった。また、VARのラグ数をSICに基づいて $k=1$ に選択した場合についても同様に、3変数の並べ方について、6通りのすべてのケースでインパルス反応の分析を実行した。ここでも、インパルス反応の形状は、ラグ数がAICに基づいて選択された場合（ $k=2$ ）とほぼ同様に示されている。したがって、本論文の分析結果は頑健であると判断される。さらに、予測誤差の分散分解の計算結果についても同様にして変数の順番とラグ数を変えて点検したが、頑健であると判断される。

3.2.1 ケース1（政府収入、政府支出、GDPの順番）

インパルス反応の分析における3変数の並べ方の順番については、まずは先行研究を参考にする。例えば、財政政策の効果に関する田中・北野（2002）の実証研究は、政府の政策によって決まる財政変数、そして経済活動の結果として決まるGDPの順番で先決性があると仮定している。また、Tijerina-Guajardo and Pagán（2003）やCarneiro（2007）のように、産油国における政府の収入と支出、GDPの異時点間の関係を検討した実証研究では、政府収入、政府支出、そしてGDPの順番で変数を並べている。そのため、本論

文でも、これらの先行研究に従い、財政変数については収入、支出の順番で並べることにより、政府収入、政府支出、GDPの各変数の順番で外生性が高いと仮定して分析を進めることにする。

図1は、このようにして直交化イノベーション(ショック)に対するインパルス反応を10期間にわたって計算した結果を図示している。実線はインパルス反応を示し、点線は ± 2 標準誤差の区間を示している。前節で述べたように、直交化インパルス反応の漸近分布が正規分布であれば、漸近分布に基づく ± 2 標準誤差の区間は約95%の信頼区間になる。そのため、この信頼区間を用いて直交化インパルスの有意性を判断する。これより、各期において、下の点線がゼロを上回っていれば、インパルス反応は有意にゼロと異なりプラス、また上の点線がゼロを下回っていれば、インパルス反応は有意にゼロと異なりマイナスであると判断できる。

そこでまず、図1の1列目には、政府収入のショックに対する各変数の反応が報告されている。政府収入、政府支出及びGDPはともに第1期においてはほぼ有意でプラスに反応している。政府支出は第1期でのみ一時的に増加し、2期目からはその効果は消失することになる。この結果は、政府収入のショック(政府による増税)に対して、その増税は同時に政府支出の増加をもたらすことを意味している。ここで、野村・平井(2011)において、収入と支出の2変数間では因果関係が存在しないという分析結果がすでに示されている。図1の結果を考慮すると、政府収入の増加(増税)に対しては、政府支出は一時的ではあるが増大する。しかし、2変数間で因果関係は存在しないため、この支出の増大を過大に評価することは難しい。

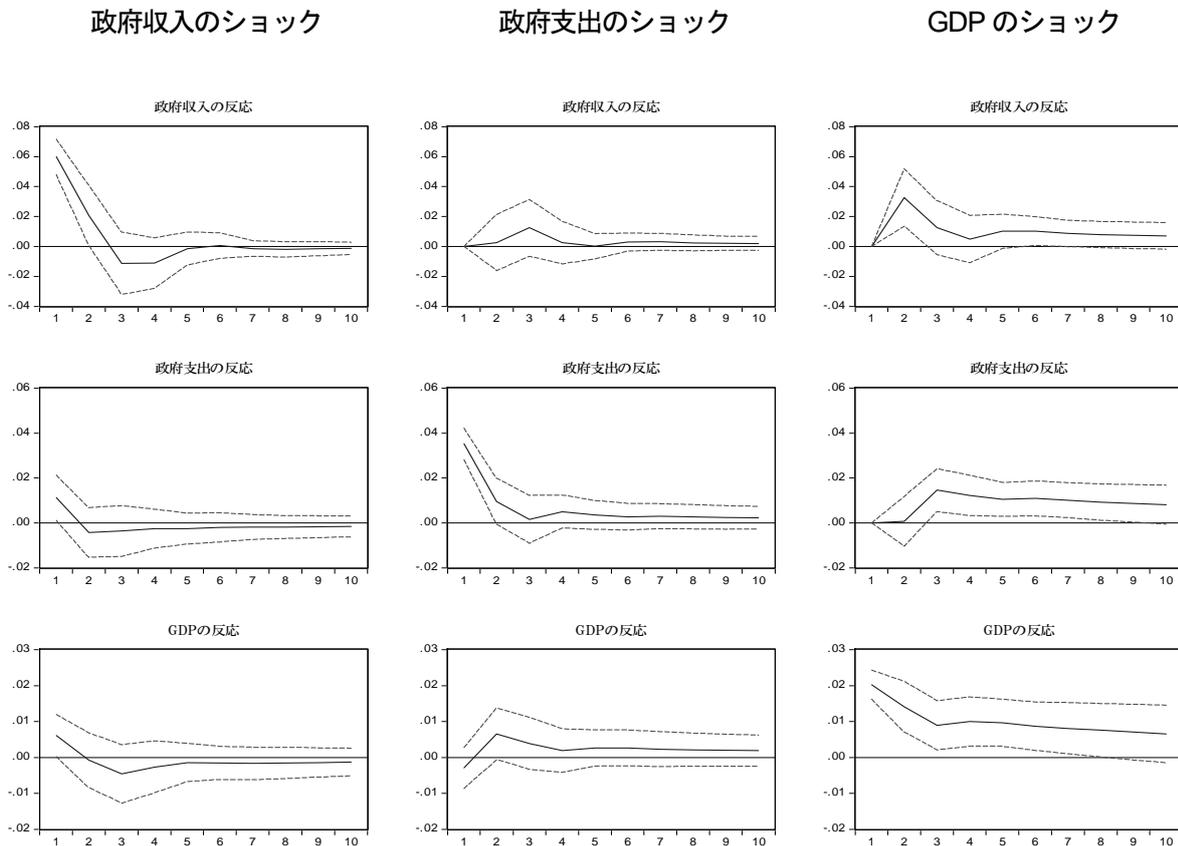
さらに、GDPもまた、政府収入のショックに対して第1期でのみプラスに反応し、2期以降は有意ではないもののマイナスに反応している。これらの2変数について、野村・平井(2011)では、政府収入からGDPへの因果関係の存在が確認されている。そのため、インパルス反応の結果は有意ではないが、その符号には若干の意味があるかもしれない。もしこのような点を考慮するならば、図1の結果から、政府収入の増加(増税の実施)は、2期以降において民間需要を抑制することによりGDPを減少させると解釈することもできよう。政府収入の増加(増税)により財政赤字を削減する場合には、ケインズ理論が機能している可能性も踏まえて、景気(GDP)への配慮が必要である。

次に、図1の2列目には、政府支出のショックに対する各変数の反応が報告されている。政府支出のショックに対して、政府収入とGDPはともに有意には反応しないことがわかる。野村・平井(2011)において、政府の収入と支出の間には、因果関係の存在が確認されていない。政府収入の反応はプラスであるが、有意ではない。この政府収入の反応に関する結果は、もし政府支出が増大して財政が悪化したとしても、これを改善するための増税の実施は期待できないことを意味している。また、この結果を逆に解釈すると、政府が財政赤字削減のために支出を減少させても、これにより減税が実施され、支出削減の効果が相殺されることもないであろう。

さらに、政府支出のショックに対するGDPの反応もプラスではあるが有意ではない。ここで、これらの2変数については、野村・平井(2011)において、政府支出からGDPへの因果関係の存在が示されている。そのため、インパルス反応の結果は有意ではないが、その符号には若干の意味があるかもしれない。この点を考慮すれば、政府支出の増加がGDPに対してプラスの効果を及ぼすと解釈することもできよう。したがって、政府支出の増加が民間需要を刺激して国内の経済成長を促すというケインズ理論が機能している可能性がある。また、上記の結果は、政府が逆に支出を削減したならば、それはGDPに対してマイナスの効果を及ぼす可能性があることも意味する。これより、財政赤字の状態を改善するために、政府が支出削減を実施する場合には、景気(GDP)への配慮が必要である。

最後に、図1の3列目は、GDPのショックに対する各変数の反応を図示している。GDPのショックに対しては、政府収入、政府支出及びGDPの3変数はともに有意に反応している。この結果は、野村・平井（2011）において、GDPから政府収入への因果関係、そしてGDPから政府支出への因果関係の存在を示した分析結果と整合的である。政府収入は2期目において大きくプラスに反応しており、3期以降の反応も有意ではないもののプラスである。また、政府支出の反応は3期目にプラスとなり、それ以降も8期までプラスで有意に反応することがわかる。したがって、GDPの増加は、後年度における政府の収入と支出をともに増やす方向に作用することになる。ここで、GDPのショックに対して、政府収入のプラスの反応が政府支出の反応と比較して相対的に大きいことを考慮すると、国内の経済成長を促すことにより、政府の支出増加を上回る税金の増加が期待される。そのため、政府の財政赤字の削減には、経済成長を促すことが重要であるといえる。

図1 直交化イノベーションに対するインパルス反応
(政府収入, 政府支出, GDPの順番)



注：変数の順序は、政府収入、政府支出、GDPの順であり、この順番に基づくコレスキー分解を用いて直交化イノベーション（1標準偏差のショック）に対するインパルス反応を計算している。各3変数のショックに対して、3変数のインパルス反応が各列に示されている。実線はインパルス反応を示し、点線は ± 2 標準誤差の区間を示している。VARのラグ数2はAICに基づく。

表2 予測誤差の分散分解
(政府収入, 政府支出, GDP の順番)

政府収入の分散分解				
期間	S.E.	政府収入	政府支出	GDP
1	0.059907	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.071315	78.98073	0.126866	20.89240
3	0.074318	75.04868	2.875068	22.07625
4	0.075354	75.20037	2.908756	21.89088
5	0.076039	73.88688	2.856584	23.25654
6	0.076774	72.48269	2.939939	24.57737
7	0.077320	71.49564	3.047941	25.45642
8	0.077782	70.71486	3.097176	26.18797
9	0.078179	70.04294	3.135631	26.82143
10	0.078520	69.46474	3.171010	27.36425

政府支出の分散分解				
期間	S.E.	政府収入	政府支出	GDP
1	0.036936	9.208737	90.79126	0.000000
2	0.038398	9.730763	90.23568	0.033561
3	0.041269	9.190998	78.26170	12.54730
4	0.043410	8.662548	72.08418	19.25327
5	0.044865	8.428534	68.09667	23.47480
6	0.046292	8.095807	64.31230	27.59190
7	0.047508	7.841426	61.45521	30.70337
8	0.048505	7.675333	59.26710	33.05757
9	0.049361	7.536034	57.47441	34.98956
10	0.050093	7.417663	56.01688	36.56546

GDPの分散分解				
期間	S.E.	政府収入	政府支出	GDP
1	0.021394	8.095590	1.842016	90.06239
2	0.026488	5.365485	7.361026	87.27349
3	0.028593	7.158072	8.207818	84.63411
4	0.030461	7.060244	7.623951	85.31581
5	0.032089	6.551639	7.538979	85.90938
6	0.033384	6.267435	7.588501	86.14406
7	0.034476	6.107787	7.567131	86.32508
8	0.035395	5.984701	7.550882	86.46442
9	0.036170	5.881637	7.540784	86.57758
10	0.036829	5.795774	7.530975	86.67325

注：コレスキー分解の変数順序は、政府収入, 政府支出, GDP である。S.E.は、変数の予測誤差を表す。VAR のラグ数2はAICに基づく。

図1のインパルス反応の結果に加えて、表2は政府収入、政府支出、GDPの予測誤差の分散分解の計算結果を報告している。表2より明らかなように、各変数の変動の大部分は自己のイノベーションによって説明されている。10期後をみると、GDPのショックは、表2の政府収入の分散分解より、政府収入の変動の約27.36%を、さらに表2の政府支出の分散分解より、政府支出の変動の約36.57%を占めており、一方、表2のGDPの分散分解より、GDPの変動のうち政府収入と政府支出のショックがそれぞれおよそ5.80%と7.53%を占めることがわかる。このような結果から、GDPの増加が政府収入と政府支出に対して比較的大きな影響を及ぼすことを改めて確認できる。また、政府収入と政府支出との関係では、特に、政府支出のショックは政府収入の変動の3%程度しか説明できないこともわかる。

3.2.2 ケース2 (GDP, 政府収入, 政府支出の順番)

図1の分析結果では、とりわけGDPのショックは政府の収入と支出に有意なプラスの効果をもたらすことが明らかにされた。ところで、財政学の分野では、経済成長(GDPの増加)が政府支出を増大させるという現象は、ワグナー法則として知られている。また、Thom (1967)は、クロスセクションデータを用いて、税収もまた政府支出とともに経済成長(GDPの増加)によって成長することを論じている。そこで、本論文ではさらに、ワグナーの法則やThom (1967)の議論を考慮し、GDPの方が収入や支出の財政変数よりも外生性が高いと仮定して、3変数をGDP、政府収入、政府支出の順番で並べた場合におけるインパルス反応の分析結果も示すことにする。GDP、政府収入、政府支出の順番は、田中・北野(2002)等の国内研究の論文で示される順序と大きく異なっている。

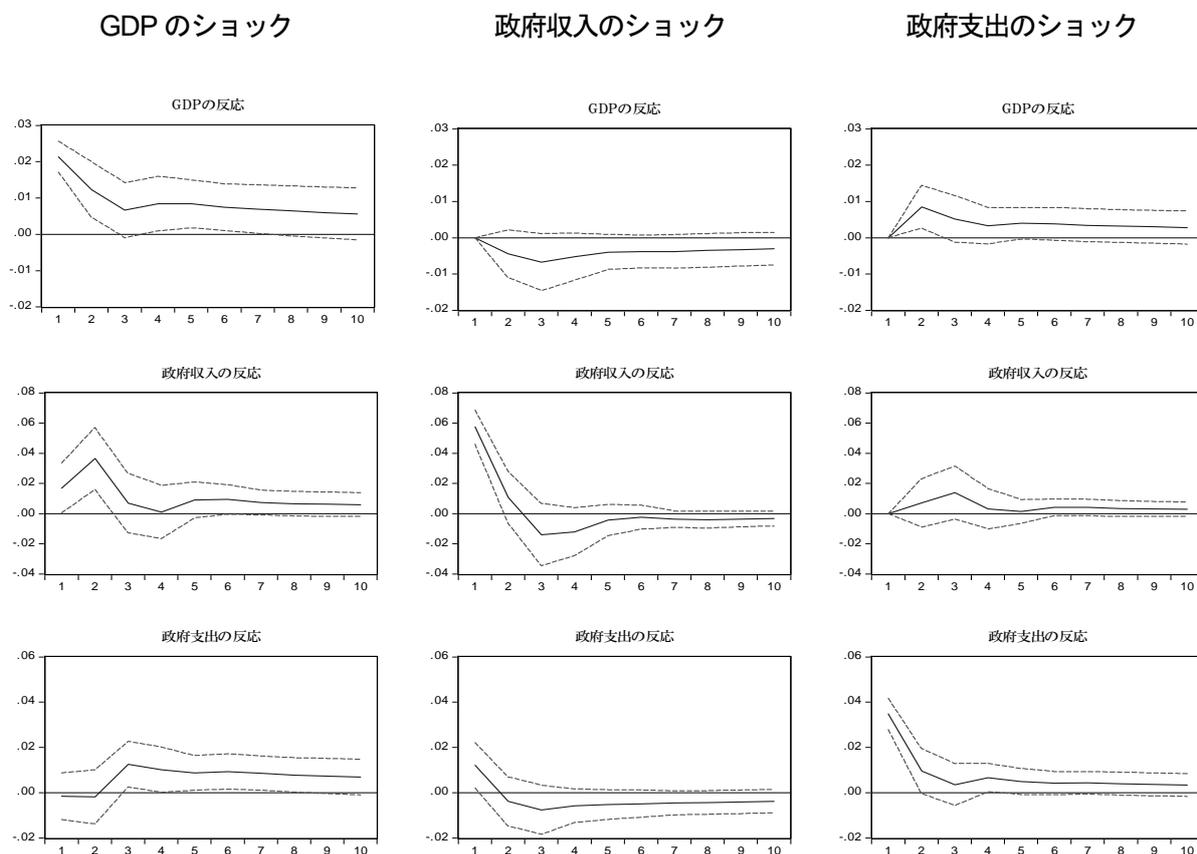
図2は、そのような変数の順序の下で、図1と同様に、直交化イノベーション(ショック)に対するインパルス反応の計算結果を図示している。まず、図2の1列目には、GDPのショックに対する各変数の反応が報告されている。GDPのショックに対して、3変数はともに有意に反応していることがわかる。これらの結果は、野村・平井(2011)と同様に、GDPから政府収入への因果関係とGDPから政府支出への因果関係の存在を示している。政府収入の反応は、1期と2期においてプラスである。とりわけ、政府収入は、2期目において他の期と比較して相対的に大きく反応している。一方、政府支出の反応は3期目にプラスとなり、それ以降も8期までプラスで有意に反応する。図1のケース1と同様に、GDPの増加は政府の支出を拡大させると同時に収入の増加をもたらす、さらに収入の反応は支出に比べて相対的に大きいことを確認できる。そのため、上記の結果は、ケース1の分析結果と同様に、財政赤字の削減には経済成長の促進が重要であることを提示している。

次に、図2の2列目は、政府収入のショックに対する各変数の反応を示している。政府収入のショックに対しては、政府収入と政府支出の2変数が第1期においてのみ有意に反応している。特に、政府支出の反応は第1期でのみわずかにプラスであるが、その後はマイナスに転じている。既述のように、野村・平井(2011)では、政府の収入と支出の2変数間で因果関係が存在しないことが示されているものの、政府収入の増加(増税)は、それと同時に政府支出を一時的に増やすことになる。2変数間で因果関係が存在しないことを考慮すると、政府支出の第1期でのプラスの反応について、その効果を過大に評価することはできない。

一方、政府収入のショックに対するGDPの反応は、その符号がマイナスではあるが有意ではない。ここで、政府収入とGDPの2変数については、野村・平井(2011)において、政府収入からGDPへの因果関係の存在が確認されている。そのため、インパルス反応の結果は有意ではないが、マイナスの符号にはやはり若干の意味があるかもしれない。この点を考慮すると、増税または減税について、ケインズ理論が

機能する可能性はあるといえよう。これより、財政赤字を削減するために、政府が増税を実施したときには、GDP に対するマイナスの効果があり得るので、景気へ配慮が必要である。

図2 直交化イノベーションに対するインパルス反応
(GDP, 政府収入, 政府支出の順番)



注：変数の順序は、GDP、政府収入、政府支出の順であり、この順番に基づくコレスキー分解を用いて直交化イノベーション（1標準偏差のショック）に対するインパルス反応を計算している。図1の注を参照されたい。

最後に、図2の3列目には、政府支出のショックに対する各変数の反応が図示されている。GDPと政府支出は、政府支出のショックに対してプラスで有意に反応していることがわかる。とりわけ、GDPの反応は2期目においてのみプラスで有意であるが、3期以降では有意ではない。野村・平井(2011)では、政府支出からGDPへの因果関係の存在がすでに確認されているが、この結果は政府支出増加のショックがその直後にGDPを一時的に増加させることを示している。そのため、政府支出の増加において、ケインズ理論は十分ではないかもしれないが機能しているといえる。これより、逆に、政府が財政赤字を削減するために支出を減らした場合には、GDPは一時的に減少することになる。そのため、この場合、政府支出の削減には、GDPへのマイナスの影響を考慮して判断すべきであろう。

一方、政府支出増加のショックは、政府収入に対しては有意な反応をもたらさない。政府の収入と支出の間で因果関係がないことを考慮すると、政府支出増加のショックによる政府収入のプラスの反応は無視できると判断する。この結果は、既述のように、政府支出の増大により財政が悪化しても、増税の実施は

ほとんど期待できない。また、逆に、政府が財政赤字の拡大を抑制するために支出を削減した場合には、それにより、減税（政府収入の減少）がもたらされ、財政赤字が再び増加するという危険性はないといえよう。

表3 予測誤差の分散分解
(GDP, 政府収入, 政府支出の順番)

GDPの分散分解				
期間	S.E.	GDP	政府収入	政府支出
1	0.021394	100.000	0.000000	0.000000
2	0.026488	86.8459	2.831430	10.322660
3	0.028593	79.9132	7.977523	12.109240
4	0.030461	78.1333	10.02235	11.844330
5	0.032089	77.2556	10.54600	12.198430
6	0.033384	76.3529	11.05467	12.592480
7	0.034476	75.6256	11.56933	12.805100
8	0.035395	75.0635	11.96694	12.969580
9	0.036170	74.6335	12.26399	13.102500
10	0.036829	74.2969	12.49617	13.206970

政府収入の分散分解				
期間	S.E.	GDP	政府収入	政府支出
1	0.059907	8.095590	91.90441	0.000000
2	0.071315	31.87434	67.12626	0.999395
3	0.074318	30.23357	65.30207	4.464359
4	0.075354	29.42962	66.04897	4.521408
5	0.076039	30.35253	65.17102	4.476447
6	0.076774	31.28031	64.01997	4.699714
7	0.077320	31.73380	63.34178	4.924418
8	0.077782	32.08296	62.86338	5.053653
9	0.078179	32.40574	62.43516	5.159101
10	0.078520	32.69290	62.05415	5.252949

政府支出の分散分解				
期間	S.E.	GDP	政府収入	政府支出
1	0.036936	0.184715	10.84373	88.97156
2	0.038398	0.399210	11.04487	88.55592
3	0.041269	9.689013	12.87698	77.43401
4	0.043410	14.24263	13.37338	72.38400
5	0.044865	17.13064	13.88258	68.98678
6	0.046292	20.22622	14.13140	65.64239
7	0.047508	22.50801	14.31919	63.17281
8	0.048505	24.19817	14.52352	61.27831
9	0.049361	25.60101	14.68323	59.71576
10	0.050093	26.74906	14.80267	58.44828

注：コレスキー分解の変数順序は、GDP, 政府収入, 政府支出である。表2の注を参照されたい。

図2のインパルス反応の結果に加えて、表3はGDP、政府収入、政府支出の予測誤差の分散分解の計算結果を報告している。予想通り、表3でも、各変数の変動の大部分は自己のイノベーションによって説明されている。再び10期後をみると、GDPのショックは、政府収入の変動と政府支出の変動のそれぞれ約32.69%と約26.75%を占める一方で、GDPの変動のうち政府収入と政府支出のショックがそれぞれおよそ12.50%と13.21%を占めている。ここでも、経済成長が政府支出を拡大させると同時に、政府収入の増加をもたらすため、財政赤字の削減には経済成長を促すことが重要であると考えられる。また、政府収入と政府支出との関係では、10期後をみると、政府収入のショックは政府支出の変動の14.80%を占める一方、政府支出のショックは政府収入の変動の5.25%しか説明できないこともわかる。この結果は、政府収入が政府支出のショックに対して有意に反応しないことを裏付けているといえよう。

4. むすび

本論文の分析結果より、以下で詳述するように、巨額の財政赤字を抱える政府の財政運営のあり方に関して次のような方向性が示される。すなわち、政府には支出削減や増税を実施できる余地を残すものの、野村・平井(2011)でも議論されたように、経済成長の視点から財政赤字の問題を検討すべきであるといえよう。ここで、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(税金)を増やすというもので、そして第2の方法は、政府支出の削減や増税等による緊縮的な財政運営を行うというものである。本論文における政府収入、政府支出、GDPの3変数のVARモデルは、財政赤字を削減するために政治的に議論される第1の方法と第2の方法を比較する上で、適切なモデルの1つであると判断できる。分析に基づき、上記の2つの方法を比較、検討すると、経済成長を促して政府収入(税金)を増やすという第1の方法を優先すべきといえる。これに対して、第2の方法を行う場合には、景気(GDP)への配慮が必要であり、不景気の場合にはその方法は避けられるべきである。

本論文では、日本における政府の一般会計を分析対象とし、1955年度から2008年度までの年度データを使用して、3変数のVARモデルの推定に基づき、国家財政とGDPの異時点間の関係を実証的に検討した。そのために、実証分析では、コレスキー分解を用いて、直交化された攪乱項の1標準偏差のイノベーション(ショック)に対するインパルス反応関数を適用した。ここで、直交化インパルス反応関数の形状は、コレスキー分解で用いる変数の順序に依存することから、3変数を政府収入、政府支出、GDPの順番で並べた場合(ケース1)とGDP、政府収入、政府支出の順番で並べた場合(ケース2)についての分析結果がそれぞれ報告された。なお、これら2つのケース以外の変数の並べ方の場合等についても、インパルス反応の分析を同様に行っており、いずれもインパルス反応の形状はほとんど変わらないことから、本論文の分析結果は頑健であると判断された。さらに、予測誤差の分散分解の計算結果も同様に頑健であると判断された。

上記の2つのケースについて、インパルス反応の分析から得られた結果を要約すると、次の通りである。まず第1に、GDPのショックに対しては、政府の収入と支出、GDPの3変数ともにプラスに反応する。第2に、GDPは、政府収入のショック、または、政府支出のショックに対して当初においてのみプラスで有意に反応するか、または有意には反応しない。第3に、政府収入のショックに対しては、政府収入と政府支出が当初においてのみプラスで有意に反応する。そして第4に、政府支出のショックに対して、政府収入は有意に反応しない。

そこで、本論文の分析結果からは、次の3点が指摘される。まず第1は、経済成長（GDPの増加）を促すことが財政赤字の削減にとって重要となり得ることである。本論文の分析結果からは、GDPの増加は後年度において政府の支出と収入にプラスの効果をもたらすことが報告された。これより、経済成長に伴い政府支出が増大するという現象は、ワグナー法則の成立を意味している。また、Thom（1967）において議論されているように、経済成長は同時に税収の成長を促す傾向にあることも確認できる。ここで、とりわけ注目すべき結果として、政府収入のプラスの反応は政府支出のそれに比べて大きくなる傾向にある。そのため、経済成長（GDPの増加）により、政府の支出増加を上回る収入の増加が期待される。したがって、日本の財政赤字の削減には、経済成長を促すことが有効な手段となり得る。

第2は、政府による支出や課税の水準の変更が景気（GDP）に対して影響をもつかもしいないので、ケインズ理論が妥当する可能性が存在することである。ただし、GDPにそれほど大きな効果を与えない可能性もある。政府の支出（または収入）とGDPの因果関係を考慮すると、政府による支出の増加や減税が経済成長（GDPの増加）をもたらす可能性はあり得るが、その効果の大きさの判定は難しい。日本における財政政策の効果について、加藤（2010）、高橋（2010）、渡辺・藪友・伊藤（2010）等の最近の実証研究によれば、特に近年においては、財政政策による乗数効果は存在しない、または存在しても小さくなっているという分析結果が報告されている。

一方、上記で指摘された点は、逆に政府が支出の削減や増税を行ったとしても、そのような政策はGDPに対してマイナスの効果を与える可能性があることも意味している。このマイナスの効果は少ない可能性もある。これに関連して、若干反対の立場から、例えば、井堀・中里・川出（2002）は、1990年代後半の橋本内閣で進められた財政構造改革について、当時の景気後退局面において景気悪化をもたらした主たる要因が緊縮的な財政運営によるものとする証拠は得られないとしている。そのため、財政赤字を減らすために、政府には支出の削減や増税といった緊縮的な財政運営を実施できる余地があるといえるが、景気への配慮が必要である。

ここで、このような結果は、あくまでも3変数のVARモデルの枠組みで導かれたものである。モデルに新たな他の変数を追加することにより、ケインズ理論が機能する可能性をより明確にする分析結果が得られるかもしれない。また、野村・平井（2011）の分析において、支出や収入の財政変数とGDPとの間にはそれぞれ双方向の因果関係の存在が確認されていること、さらに本論文の分析結果からは、政府支出のショックに対してGDPがプラスに反応する可能性を排除できないことを考慮すると、ケインズ理論は十分とはいえないが、やはり機能していると考えられる。すなわち、ケインズ効果が起こり得ると解釈できる。本論文では、脚注で前述したように、通常のケインズ効果の把握は困難である。本論文において、ケインズ効果は、政府支出の増加や減税が実質GDPを増大させる効果として定義される。したがって、ケインズ効果が機能すると、政府支出の削減や増税は逆に実質GDPを減少させることになる。

そして第3は、政府の一般会計においては、収入と支出の決定に密接な関連性があまりみられないことである。この点については、野村・平井（2011）においてすでに、Grangerの因果性検定に基づき、政府の収入と支出の2変数間では因果関係が存在しないという結果が示されている。本論文の分析結果からは、政府の収入（税収）の増加はその当初においてのみ支出の増加をもたらすが、その効果はすぐに消失する。すなわち、政府の収入（税収）の増加は、それと同時に一時的（第1期）に政府支出を増大させることになる。

一方、政府の支出増加に対する収入の反応は確認されなかった。このような結果は、政府支出の増大により財政赤字が拡大したとしても、それを抑制するための増税が実施されない傾向にあることを意味して

いる。そのため、収入面では、政府支出の拡大に対して、増税よりも公債の発行に依存する傾向があると考えられる。したがって、日本においては、今後、高齢化の進展により社会保障関係の支出が税収等の収入を上回って急速に増大するとすれば、財政赤字の拡大に歯止めをかけることが困難になる危険性を有しているといえよう。

また逆に、政府が支出を削減しても、収入の反応はみられない。このことは、もし政府が財政赤字の拡大を抑制するために、無駄を減らして支出の削減に踏み切ったとしても、そのような政策が減税の実施を誘導して、再び財政赤字の拡大をもたらすという危険性はないともいえよう。

このように、本論文における3変数（政府の収入と支出、GDP）のVARモデルは、財政赤字を削減するための2つの方法のいずれを採用すべきかを判断するための分析の枠組みを提示している。これまでの議論を踏まえると、政府の健全な財政運営の実現には、まずは日本経済を安定的な成長軌道に乗せることであると結論づけることができる。低迷する日本の経済成長に関しては、財政出動による景気浮揚策だけに依存することはできない。この点については、規制緩和により成長を達成すべきであるという説があり、金融政策で達成すべきであるという説もある。金融政策と比較すると、規制緩和をVARモデルで捉えるのは相対的に難しいので、金融面から景気の刺激策をVARモデルで検討することが必要とされるかもしれない。あるいは、これまでの財政政策のあり方自体を見直すことにより、財政再建の問題に取り組むことが求められる。

今後の課題として、まず第1は、本論文の3変数モデルに新たな変数を追加して、改めて分析を行うことである。さらに第2に、分析対象とする政府の範囲を広げて、例えば、一般政府を対象として同様の分析を行うことも考えられる。そして第3に、本論文では1955年度から2008年度までを分析期間としたが、さらにこの期間を分割してそれぞれについて分析することも興味深いであろう。

参考文献

- 井堀利宏・中里透・川出真清, (2002), 「90年代の財政運営: 評価と課題」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第63号, pp.36-68。
- 加藤久和, (2010), 「政府支出が民間需要に及ぼす効果の検証」, 『明治大学政経論叢』, 第78巻第5・6号, pp.167-206。
- 亀田啓悟, (2010), 「日本における非ケインズ効果の発生可能性」, 井堀利宏編集『財政政策と社会保障』, 慶應義塾大学出版会, pp.69-110。
- 鴨井慶太・橋本俊詔, (2001), 「財政政策が民間需要へ与えた影響について—Structural VARによる検証—」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第55号, pp.165-185。
- 北浦修敏・南雲紀良・松木智博, (2005), 「財政政策の短期的効果についての分析」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第78号, pp.131-170。
- 高橋青天, (2010), 「日本におけるバブル崩壊後の財政政策の効果—共和分分析による計測」, 日本財政学会編集『ケインズは甦ったか』, 財政研究第6巻, 有斐閣, pp.76-94。
- 田中秀明・北野祐一郎, (2002), 「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的効果」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第63号, pp.114-159。
- 照山博司, (2001), 「VARによる金融政策の分析: 展望」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第59号, pp.74-140。
- 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, pp.13-26。
- 畑農鋭矢, (2005), 「異時点間の課税原理と財政赤字—課税平準化と総需要平準化」, 野口悠紀雄編『公共政策の新たな展開 転換期の財政運営を考える』, 東京大学出版会, 第2章, pp.53-81。
- ハミルトン, J.D., (2006), 『時系列解析』(沖本竜義・井上智夫訳), シーエーピー出版。
- 平井健之, (2003), 「わが国におけるワグナー仮説の検討—性質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, pp.43-66。
- 平井健之・野村益夫, (2001), 「わが国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74巻第3号, pp.259-282。
- 本多佑三, (1998), 「ケインズと現代経済: 資産価格の視点からの展望」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第45号, pp.83-104。
- 渡辺努・藪友良・伊藤新, (2010), 「制度情報を用いた財政乗数の計測」, 井堀利宏編集『財政政策と社会保障』, 慶應義塾大学出版会, pp.143-177。
- Ahsan, S.M., A.C.C. Kwan, and B.S. Sahni, (1996), “Cointegration and Wagner's Hypothesis: Time Series Evidence for Canada”, *Applied Economics*, Vol.28, pp.1055-1058.
- 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.
- Baghestani, H. and R. McNown, (1994), “Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?”, *Southern Economic Journal*, Vol.61, pp.311-322.
- 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.
- Bohn, H., (1991), "Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments ? Some Historical Evidence for the United States", *Journal of Monetary Economics*, Vol.27, pp.333-359.
- Carneiro, F.G., (2007), "The Oil Cycle and the Tax-Spend Hypothesis: The Case of Angola", *Applied Economics Letters*, Vol.14, pp. 1039-1045.
- 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.R. Liu, and S.B. Caudill, (2002), "Tax-and-Spend, Spend-and-Tax, or Fiscal Synchronization: New Evidence for Ten Countries", *Applied Economics*, Vol.34, pp.1553-1561.
- 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.
- Darrat, A.F., (1998), "Tax and Spend, or Spend and Tax? An Inquiry into the Turkish Budgetary Process", *Southern Economic Journal*, Vol.64, pp.940-956.
- Ewing, B.T., J.E. Payne, M.A. Thompson, and O.M. Al-Zoubi, (2006), "Government Expenditures and Revenues: Evidence from Asymmetric Modeling", *Southern Economic Journal*, Vol.73, pp.190-200.
- Giavazzi, F., and M. Pagano, (1996), "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience", *Swedish Economic Policy Review*, Vol.3, pp.67-103.
- Hamilton, J.D., (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- 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.
- Hondroyannis, G., and E. Papapetrou, (1996), "An Examination of the Causal Relationship between Government Spending and Revenue: A Cointegration Analysis", *Public Choice*, Vol.89, pp.363-374.
- 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.
- Islam, A.M., (2001), "Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA", *Applied Economics Letters*, Vol.8, pp.509-515.
- Jones, J.D., and D. Joulfaian, (1991), "Federal Government Expenditures and Revenues in the Early Years of the American Republic: Evidence from 1792 to 1860", *Journal of Macroeconomics*, Vol.13, pp.133-155.
- Li, X., (2001), "Government Revenue, Government Expenditure, and Temporal Causality: Evidence from China", *Applied Economics*, Vol. 33, pp.485-497.
- Lütkepohl, H., (1990), "Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive Models", *Review of Economics and Statistics*, Vol.72, pp.116-125.
- 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.
- Narayan, P.K. and S. Narayan, (2006), "Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries", *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 285-291.
- Owoye, O., (1995), "The Causal Relationship between Taxes and Expenditures in the G7 Countries: Cointegration and Error-Correction Models", *Applied Economics Letters*, Vol. 2, pp.19-22.

- Payne, J.E., (2003), "A Survey of the International Empirical Evidence on the Tax-Spend Debate", *Public Finance Review*, Vol.31, pp.302-324.
- 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.
- Thorn, R.S., (1967), "The Evolution of Public Finances during Economic Development", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol.35, pp.19-53.
- Tijerina-Guajardo, J.A. and J.A. Pagán, (2003), "Government Spending, Taxation, and Oil Revenues in Mexico", *Review of Development Economics*, Vol. 7, pp. 152-164.
- Vamvoukas, G., (1997), "Budget Expenditures and Revenues: An Application of Error-Correction Modelling", *Public Finance / Finances Publiques*, Vol.52, pp.125- 138.