

日本における国家財政と経済成長の因果関係

野 村 益 夫*

(名古屋学院大学経済学部教授)

平 井 健 之**

(香川大学経済学部教授)

1. はじめに

近年、各国における政府支出と政府収入との因果関係に関する実証研究が数多く存在する。政府支出と政府収入の差は、財政赤字である。政府支出と政府収入の因果関係に関する実証研究では、アメリカ合衆国の時系列データを使用した研究論文が多い。Anderson, Wallace and Warner (1986), Blackley (1986), Manage and Marlow (1986), von Furstenberg, Green and Jeong (1986), Ram (1988) 等の研究は、政府支出と政府収入の時系列データが定常であることを仮定して、Grangerの因果性検定を実行している。従って、これらの研究では、単位根検定と共和分検定の分析が行われなかった。その後の研究では、Miller and Russek (1990), Bohn (1991), Jones and Joulfaian (1991), Hoover and Sheffrin (1992), Baghestani and McNown (1994), Payne (1998) 等のように、政府支出と政府収入に関する単位根検定と共和分の検定が行われ、これに基づき因果関係を分析している。また、特に最近では、アメリカ合衆国以外の他の先進諸国や、財政赤字の問題を抱えている発展途上国のデータを用いた同様の分析も存在する。しかし、日本における政府支出と政府収入の因果関係に関する実証研究は、Owoye (1995) や Chang, Liu and Caudill (2002) を除いて、非常に数少ない状態である。

Narayan and Narayan (2006) は、政府支出と政府収入の2変数にGDPを加えて3変数の分析を行っている。政府支出とGDPの間の因果関係の分析も非常に膨大な数になり、ワグナー (Wagner) 法則の分析として知られている。Hondroyannis and Papapetrou (1995) の参考文献のリストを参照されたい。主な問題は、ワグナー法則の仮説 (GDPから政府支出への因果関係) とケインズ仮説 (政府支出からGDPへの因果関係) のいずれが支持されるかを分析している。3変数のモデルは、政府支出と政府収入との因果関係と、政府支出とGDPとの因果関係を統合した枠組みで分析できる。日本における3変数のモデルでの因果関係の分析は多くない。特に、上記の政府支出と政府収入との因果関係、および、政府支出と

* 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。

** 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。

GDPとの因果関係の文献に基づく研究はほとんどない状態である。

政府支出と政府収入と実質GDPの3変数に対して、日本における因果関係の分析を行った論文は少ない状態である。ただし、渡辺・藪友・伊藤(2010)は、実質政府支出、実質政府収入、実質GDPの3変数に関するベクトル自己回帰(VAR)モデルを、1965年第1四半期から2004年第4四半期までのデータを用いて分析している。渡辺・藪友・伊藤は、因果関係や分散分解の分析を行わず、VARを用いてインパルス反応を分析して財政乗数について検討している。また、高橋(2010)は、1人当たり実質政府支出の対数値、1人当たり実質政府純収入の対数値、1人当たり実質GDPの対数値、長期利子率のデータに対して、単位根検定と共和分検定を行って、2個の共和分関係を得ている。これらの結果に基づいてベクトル誤差修正自己回帰モデル(VECM)でインパルス反応を計測して、財政乗数について検討している。高橋の分析期間は、1990年第1四半期から2008年第4四半期までの期間である。

本論文の目的は、日本における国家財政とGDPによる経済成長の因果関係を分析することである。国家財政は、国の一般会計予算の決算値を用いて計算された政府支出と政府収入で捉える。本論文では、日本国の一般会計予算における1955年度から2008年度までを分析期間として、国家財政で捉えた政府支出と政府収入およびGDPのベクトル自己回帰(VAR)モデルにおいて、この3変数に関する因果関係をGrangerの因果関係を用いて分析を行う。政府支出と政府収入とGDPの時系列データについてそれぞれ単位根の検定を行い、次に、政府支出と政府収入とGDPの3変数に関してEngle and Granger(1987)の共和分検定を行う。共和分検定には、Johansen(1991)の方法もある。Zhou(2001)は、Engle and Granger検定とJohansen検定の方法をモンテ・カルロ実験で比較を行い、検出力とサイズを尺度として用いて、小標本の年次データの場合にはEngle and Granger検定の方法が良いとしている。本論文の年次データ数は54個であるので、Engle and Grangerの方法を用いる。

分析対象の3変数が単位根を持つ場合には、Engle and Grangerの共和分検定を用いて政府支出と政府収入とGDPが長期的な均衡関係にあるかどうかを分析する。そして、もし3変数間で共和分の関係が存在するならば、誤差修正モデルを推定することによって、長期における政府支出と政府収入との因果関係を分析する。3変数間で共和分の関係が存在しない場合には、各変数について1回の階差をとり、VARモデルを推定することによってGrangerの因果性検定を行う。これにより、3変数の中から2変数を選んで短期の因果関係を調べることができる。従来の日本語で書かれた因果関係の研究では、金融経済を分析対象として、共和分検定を無視した分析も多い。

本論文の構成は、以下の通りである。まず第2節(2.)では、分析で用いる単位根検定と共和分検定について説明して、Grangerの因果性検定を行うための k 次のベクトル自己回帰モデルVAR(k)を説明する。さらに、使用するデータについて説明する。そして第3節(3.)において、実証分析の結果について議論する。最後に、第4節(4.)で結論と今後の課題を述べる。

2. 分析方法とデータ

2.1 データと記号

政府収入=国の歳入-公債金収入、政府支出=国の歳出-国債費として、それぞれGDPデフレーターで実質化を行う。政府収入と政府支出の定義は、基礎的財政収支の定義を考慮している。実質の政府支出、実質の政府収入、実質GDPのそれぞれの自然対数を取り、その記号をそれぞれ ge , gr , gdp とする。

本論文の実証分析は、政府(国)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する。上述のように、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、政府収入と政府支出の変数を実質化するための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。さらに、実質GDPのデータもまた、『国民経済計算年報』より得られる。

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)より求められる。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。

2.2 単位根検定と共和分検定

単位根検定は、主に単位根を帰無仮説とするADF検定を用いる。Hamori and Matsubayashi(2001)とLi(2001)に従って、定数項のみの回帰式(モデルC)、定数項とタイム・トレンドを含む回帰式(モデルC&T)を用いて、ADF検定を行う¹⁾。ADF検定では、帰無仮説は単位根を持つということである。ADF検定では、拡張項のラグ数は、赤池の情報量基準(Akaike Information Criterion, AIC)とSchwarzの情報量基準(Schwarz Information Criterion, SIC)を用いて選択する。

本論文では、実質の政府支出(ge)、実質の政府収入(gr)、実質GDP(gdp)の3変数に関して、以下の理由で、Engle and Granger検定を用いて共和分検定を行う²⁾。共和分検定には、研究論文で頻りに利用される検定としてEngle and Granger(1987)の方法とJohansen(1991)の方法がある。Zhou(2001)は、モンテ・カルロ実験によりEngle and Granger検定とJohansen検定とを検出力やサイズの尺度を用いて比較を行っている。その結果として、小標本の年次データの場合にはEngle and Granger検定を用いることを薦めている。小標本の年次データの場合、Johansen検定は、Engle and Granger検定と比較すると、検出力が低く、サイズの歪みがより大きい。本論文のデータ数は54個であり、このデータから得られる標本は典型的な小標本である。

3変数 ge , gr , gdp に関するEngle and Granger検定では、共和分回帰において、 ge , gr , gdp を被説明変数とする3つの回帰式について共和分検定を行う。1つの回帰式(例えば、被説明変数が ge 、説明変数

¹⁾ 定数項を含むモデルCと定数項・トレンドを含むモデルC&Tは、

$$\text{モデルC: } \Delta y_t = \alpha_0 + (\gamma_0 - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_{0i} \Delta y_{t-i} + u_t,$$

$$\text{モデルC\&T: } \Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 t + (\gamma_0 - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_{0i} \Delta y_{t-i} + u_t,$$

である。ここで、 Δ は階差演算子であり、 y_t は時点 t での変数であり、 y_{t-1} は Δy_t の i 期前のラグ変数であり、 α_0 , β_0 , $(\gamma_0 - 1)$, δ_{0i} ($i=1, 2, \dots, k$)は回帰式における係数、 u_t は誤差項である。単位根検定では、帰無仮説 $H_0: \gamma_0 = 1$ 、対立仮説 $H_1: \gamma_0 < 1$ である。 $H_0: \gamma_0 = 1$ は $H_0: \gamma_0 - 1 = 0$ に同値であるから、帰無仮説 $H_0: \gamma_0 - 1 = 0$ に対するADF検定統計量の値を計算する。MacKinnon(1996)の方法によるADF検定統計量の臨界値と p 値を用いて、検定を行う。 $k=0$ は、拡張項 $\sum_{i=1}^k \delta_{0i} \Delta y_{t-i}$ がない場合を示す。

²⁾ Engle and Granger検定は、共和分回帰式 $x_t = a + by_t + cz_t + u_t$ にOLSを適用して、残差 e_t を求める。ここで、 a , b , c は共和分係数または共和分パラメーター、 u_t は誤差項、 x_t と y_t と z_t はそれぞれ $I(1)$ 変数である。この残差 e_t に対して、ADF検定を適用する。ADF検定の回帰式は、

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta e_{t-i} + u_t,$$

である。ラグ次数の選択については、AICとSICの両情報量基準で行い、AICとSICに基づく結果を示す。ADFの検定統計量の p 値は、MacKinnon(1996)の方法による。ADF検定を行う場合は、臨界値としてEngle and Yoo(1987)等の分布表を用いることもできる。

が *gr*, *gdp* の共和分回帰式) の結果だけでなく、被説明変数を入れ替えることによって結果の頑健性を見ることができる。

2.3 Grangerの因果関係

ベクトル自己回帰モデル (VARモデル) を用いて、Grangerの因果関係を分析する。Hamilton (1994) によると、3通りの方法がある。第1の方法は、水準変数 (レベル変数) を用いてVARの回帰を行うことであり、第2の方法は、水準変数の1階の階差を取りVARの回帰を行うことである。第3の方法は、分析対象のデータに対し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モデルを選択して回帰を行うことである。

この論文では、第3の方法に基づいてVARの回帰を行う。単位根検定と共和分検定の結果によって、以下のように典型的な分析手順として3通りの場合があり得る。ただし、3通り以外の例外的な場合もあり得る。第1に、単位根検定により分析データが全てI(0)の定常変数である場合には、水準変数のデータを用いてVARモデルの回帰を行う。第2に、単位根検定により分析データが全てI(1)で単位根を持つ非定常変数であり、かつ3変数間に共和分が存在しない場合には、1階の階差変数を用いてVARモデルの回帰を行う。第3に、単位根検定により分析データが全てI(1)で単位根を持つ非定常変数であり、かつ3変数間に共和分が存在する場合には、1階の階差変数と誤差修正項を用いてVARモデル (VEC, Vector Error Correction) の回帰を行う。VECモデルでは、誤差修正項はEngle and Granger検定における共和分回帰の残差から得ることができる。なお、第1と第2の手順は、前述のHamilton (1994) の第1と第2の方法に類似している。

以下の k 次のVAR (k) モデルを考察する。 x , y , z の3変数について、

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta x_t + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} \Delta y_t + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta z_t + u_{1t}, \quad (1-1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta x_t + \sum_{i=1}^k \gamma_{2i} \Delta y_t + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \Delta z_t + u_{2t}, \quad (1-2)$$

$$\Delta z_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta x_t + \sum_{i=1}^k \gamma_{3i} \Delta y_t + \sum_{i=1}^k \delta_{3i} \Delta z_t + u_{3t}, \quad (1-3)$$

の定数項 ($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$) を含むVAR (k) を考える。上記の式 (1-1) - (1-3) のVAR (k) で、 T を標本数として $t=1, 2, \dots, T$ とする。一般に、標本数 T は本論文で分析対象とするデータ数 54 より小さい数字である。誤差項 $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})'$ のベクトルは、 $E(u_t) = 0$, 3行3列の分散・共分散行列 $V(u_t) = E(u_t u_t') = \Sigma$, $E(u_t u_{t-s}') = 0$ ($s > 0$) の仮定を満たすものとする。行列 Σ は非対角行列であり、誤差項は同じ時点 t で互いに相関を持っている。ここで、利用可能なデータ数が 54 個であることを考慮して、 k は最大のラグ次数を 5 として $k=1, 2, \dots, 5$ とする。 $k=1, 2, \dots, 5$ の値に対して、(1-1) - (1-3) 式のVAR (k) におけるAICとSICの情報量基準の統計量を計算して、ラグ次数 k を選択する。例えば、 $x=ge$, $y=gr$, $z=gdp$ とすれば良い。

前述のように、単位根検定と共和分検定の結果によって、典型的な分析手順は3通りである。第1に、 x , y , z の変数が単位根検定で全てI(0)と判断されるときには、上記の式 (1-1) - (1-3) で Δx_t を x_t に、 Δy_t を y_t に、 Δz_t を z_t にそれぞれ置き換えたVAR (k) を考える。第2に、単位根検定により x , y , z の変数が全てI(1)で単位根を持ち、かつEngle and Granger検定により3変数間に共和分が存在しない場合には、上記の式をそのまま用いる。第3に、単位根検定により x, y, z の変数が全てI(1)で単位根を持ち、かつEngle and Granger検定により x を被説明変数とする共和分回帰 ($x_t = a + by_t + cz_t + u_t$, a, b, c

は共和分係数あるいは共和分パラメーター、 u_t は誤差項)を用いて3変数間に共和分が存在する場合には、この共和分回帰に関してOLSを行い残差 e_t の1期前のラグを取った e_{t-1} を(1-1) - (1-3)式のそれぞれに加えて因果関係を分析することができる。 y と z を被説明変数とする共和分回帰についても同様なことを行うことができる。以下では、共和分が存在する場合には、 x , y , z の3変数から1変数を選択して被説明変数として、共和分回帰の残差の1期前のラグのみを(1-1) - (1-3)式のそれぞれに加える。Engle and Granger検定の1つの欠点は、どの変数を被説明変数とするかに関して体系的なルールがないということである。Engle and Granger検定のもう1つの欠点は、3変数の場合に共和分を1個のみ発見できるが、共和分が2個存在する場合に2個発見できないことである。なお、Johansen検定は、Engle and Granger検定の2つの欠点を解決できる。

上記の(1-1) - (1-3)式を用いたGrangerの因果関係の検定方法を説明する。(1-1)式を用いて、Grangerの意味で Δy から Δx への因果関係がない($\Delta y \nrightarrow \Delta x$)ことの必要十分条件は、 $\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1k} = 0$ となることである。因果関係の検定方法では、帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 は、

$$H_0: \gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1k} = 0,$$

$$H_1: \text{いずれかの } i \ (i=1,2,\dots,k) \text{ に関して } \gamma_i \neq 0 \text{ となる}$$

である。帰無仮説 H_0 の下で、検定統計量Fと検定統計量kFが利用可能である。F値は自由度($k, T-3k-1$)のF分布を参照し、kFの値は自由度 k のカイ2乗分布 $\chi^2(k)$ を参照して、それぞれ検定を行う。本論文では、以下で説明するようにkFの値による因果関係の結果はF値の場合と同じであるため、F分布の値を計算して因果関係を判断した結果を示す。F値が10%の有意水準で有意であれば、帰無仮説 H_0 を棄却して対立仮説 H_1 を採択して、Grangerの意味で Δy から Δx への因果関係がある($\Delta y \rightarrow \Delta x$)と判断する。(1-1)式を用いて、Grangerの意味で Δz から Δx への因果関係($\Delta z \rightarrow \Delta x$)を検定する場合は、帰無仮説を $H_0: \delta_{11} = \delta_{12} = \dots = \delta_{1k} = 0$ とすれば良い。同様に、(1-2)式を用いて、因果関係($\Delta x \rightarrow \Delta y$)と($\Delta z \rightarrow \Delta y$)の検定方法を定義でき、(1-3)式を用いて、因果関係($\Delta x \rightarrow \Delta z$)と($\Delta y \rightarrow \Delta z$)の検定方法を定義できる。 Δx と Δy の双方向の因果関係がある場合は、 $\Delta x \rightleftarrows \Delta y$ の記号で表す。分析対象の x , y , z の3変数間に共和分関係が存在する場合には、誤差修正項を含めて因果関係を分析する。分析対象の x , y , z の3変数がI(0)である場合には、($x \rightarrow z$)のように、階差演算子 Δ を取った形で因果関係を考察する。

本論文では、上記(1-1) - (1-3)において $x=ge$, $y=gr$, $z=gdp$ を代入して、 $\Delta gr \rightarrow \Delta ge$, $\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$, $\Delta ge \rightarrow \Delta gr$, $\Delta gdp \rightarrow \Delta gr$, $\Delta ge \rightarrow \Delta gdp$, $\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$ の6通りの因果関係を分析目的としている。 Δge と Δgr と Δgdp はそれぞれ分析変数に関して自然対数を取った値を用いて階差を求めているので、 Δge は実質政府支出の成長率、 Δgr は実質政府収入の成長率、 Δgdp は実質経済成長率である。因って、考察するGrangerの意味による因果関係は、実質政府収入の成長率 Δgr から実質政府支出の成長率 Δge への因果関係が存在すること、実質経済成長率 Δgdp から実質政府支出の成長率 Δge への因果関係が存在すること、実質政府支出の成長率 Δge から実質政府収入の成長率 Δgr への因果関係が存在すること、実質経済成長率 Δgdp から実質政府収入の成長率 Δgr への因果関係が存在すること、実質政府支出の成長率 Δge から実質経済成長率 Δgdp への因果関係が存在すること、実質政府収入の成長率 Δgr から実質経済成長率 Δgdp への因果関係が存在すること、の6通りである。6通りの因果関係について、Grangerの因果性検定によってどの関係が存在するかを分析する。なお、以下では因果関係の説明文で成長率の用語を省略した表現を用いる場合もある。

政府収入（または税収）と政府支出の因果関係の研究は、その多くが2変数 ge と gr のみを分析対象として、 $\Delta gr \rightarrow \Delta ge$ と $\Delta ge \rightarrow \Delta gr$ の因果関係を分析している。また、ワグナー仮説の研究は、2変数 ge と gdp のみを分析対象として、ワグナー仮説の因果関係 ($\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$) とケインズ仮説の因果関係 ($\Delta ge \rightarrow \Delta gdp$) を分析している。 $\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$ と $\Delta gdp \rightarrow \Delta gr$ の回帰分析やインパルス反応についても、Mamatzakis (2005) 等にみられるように研究が存在する。 $\Delta gdp \rightarrow \Delta gr$ の因果関係があれば、経済成長が政府収入を増加させるという Thorn (1967) の考え方が妥当する可能性がある。 $\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$ の因果関係があれば、減税を行えば実質GDPが増加するというケインズの減税の理論は妥当する可能性がある。政府収入（または税収）と政府支出の因果関係の研究やワグナー仮説の研究は、分析対象が2変数の場合が非常に多く、変数を1つ落とすことによる定式化の誤りの可能性がある。

3. Grangerの因果関係の分析結果

単位根検定、共和分検定、因果関係の検定では、有意水準として10%を用いることにする。分析結果では、1%、5%、10%の有意水準で判断できるように表記している。

3.1 単位根検定の結果

実質政府支出 (ge)、実質政府収入 (gr)、実質GDP (gdp) のADF検定による単位根検定の結果が表1に示されている。モデルCとC&Tのラグ数 k は、拡張項がない $k=0$ と $k=1, 2, \dots, 5$ の値に対してAICとSICの統計量を計算し、AICとSICの両情報量基準に基づいて選択されている。

表1 ADF 検定

A. トレンド項なし：モデルC				
変数	水準変数		第1階差変数	
	検定統計量	次数 k	検定統計量	次数 k
ge	-5.059228***	AIC (0)	-3.853731***	AIC (0)
	—	SIC (0)	—	SIC (0)
gr	-2.713566*	AIC (2)	-4.751416***	AIC (0)
	-2.949526**	SIC (0)	—	SIC (0)
gdp	-4.247347***	AIC (1)	-1.031356	AIC (2)
	—	SIC (1)	-2.041649	SIC (0)

B. トレンド項あり：モデルC&T				
変数	水準変数		第1階差変数	
	検定統計量	次数 k	検定統計量	次数 k
ge	-0.474629	AIC (0)	-5.636290***	AIC (0)
	—	SIC (0)	—	SIC (0)
gr	-0.858250	AIC (2)	-5.336925***	AIC (1)
	-0.668327	SIC (0)	-5.377791***	SIC (0)
gdp	-1.626463	AIC (1)	-4.435530***	AIC (0)
	—	SIC (1)	—	SIC (0)

注：ADF 検定において、モデルCとモデルC&Tはそれぞれ次式で表される。

$$\text{モデルC: } \Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t,$$

$$\text{モデルC\&T: } \Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t,$$

ここで、 Δ は1階の階差演算子である。モデルの記号は、脚注1)のモデルで添え字0を取り、さらに $\gamma_0 - 1 = \gamma$ としている。検定式における拡張項のラグの次数 k は、最大次数を5としてAICとSICに基づき選択される。AIC (k) とSIC (k) は、それぞれAICとSICに基づいて選択された次数 k を示している。ADF検定における臨界値と p 値は、明示していないが、MacKinnon (1996) より得られる。星印では、***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。

モデルCの結果は、以下の通りである。*ge*は、SICで選んだラグ次数 $k=0$ がAICの結果に一致し、水準変数の検定統計値 -5.059228 が1%の有意水準で有意であり、定常のI(0)であると判断できる。*gr*は、水準変数のSICに基づく検定統計値 -2.949526 が5%の有意水準で有意であり、定常のI(0)である。さらに、*gr*のAIC基準に基づく結果では、水準変数の検定統計値 -2.713566 が10%水準で有意であり、*gr*は定常のI(0)である。AICとSICの両基準の結果より、*gr*の水準変数はI(0)である。同様に、*gdp*の水準変数はSICで選んだラグ次数 $k=0$ がAICの結果に一致し、その水準変数はI(0)である。AICとSICの両基準でラグ次数 k を選んだ結果では、*ge*と*gr*と*gdp*の水準変数はそれぞれI(0)と判断できる。

モデルC&Tの場合には、次の通りである。*ge*は、水準変数と第1階差変数に対してSICで選んだラグ次数 $k=0$ がAICの結果に一致し、水準変数の検定統計値 -0.474629 が10%の有意水準で有意ではなく、第1階差変数の検定統計値 -5.636290 が1%水準で有意である。従って、*ge*は単位根を持つI(1)の変数であると判断できる。2変数*gr*と*gdp*についても同様な検定を実行して、2変数ともI(1)と判断できる。AICとSICの両基準を用いると、*ge*と*gr*と*gdp*の水準変数はそれぞれI(1)と判断できた。

モデルCとC&Tの結果は大きく異なっているが、以下ではモデルC&Tの結果に基づいて、*ge*と*gr*と*gdp*の水準変数がそれぞれI(1)と判断して分析を行う。Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992)は、定常性を帰無仮説、単位根を持つことを対立仮説とするKPSS検定を提案しているが、この検定が多くの研究論文で利用されている。例えば、Narayan and Narayan (2006)は、KPSS検定統計量の計算手続きの要約を行い、この統計量を用いてデータの分析を行っている。分析結果の提示は省略するが、KPSS検定の結果は、定数項とトレンドを含むモデルを用いた場合には、*ge*と*gr*と*gdp*がそれぞれI(1)と判断できる。

3.2 共和分検定の結果

ge, *gr*, *gdp*を被説明変数とする3つの回帰式についてEngle and Grangerの共和分検定の結果が表2に示されている。被説明変数を*ge*とする共和分回帰式は、説明変数が*gr*と*gdp*である。当然、この共和分回帰式で説明変数の*gr*と*gdp*の順番を入れ替えても同じである。拡張項のラグ次数は、拡張項がない $k=0$ と $k=1,2,\dots,5$ の値に対して、共和分回帰におけるAICとSICの情報量基準の統計量を計算して選択されている。表2では、Engle and Granger検定で用いられるADF検定統計量、p値、AICとSICの情報量基準を用いて選択されたラグ次数が示されている。説明変数を*ge*とする共和分回帰式は、AICとSICの両基準によりADF検定統計量の値(-2.349696 と -2.091621)が10%の有意水準で有意でないため、共和分関係が存在しない。前述の結果の頑健性を見るために、残り2つの共和分回帰式についても検定を行う。被説明変数を*gr*と*gdp*とする共和分回帰式については、同様に、共和分関係が存在しない。*ge*, *gr*, *gdp*を被説明変数とする3つの回帰式について、いずれも共和分関係が存在しないという結果を得た。

表2 Engle-Granger 検定

被説明変数	ADF 統計量	p 値	ラグ数 k
ge	-2.349696	0.5721	AIC (1)
	-2.091621	0.6963	SIC (0)
gr	-2.679227	0.4077	AIC (1)
	-2.190158	0.6504	SIC (0)
gdp	-2.487573	0.5026	AIC (1)
	-2.405440	0.5439	SIC (0)

注： y_t を被説明変数， x_t と z_t を説明変数として，共和分回帰式，

$$y_t = a + bx_t + cz_t + u_t,$$

に OLS を適用して残差 e_t を求める。ここで， a ， b ， c は共和分係数， u_t は誤差項である。Engel-Granger 検定では，この残差 e_t に対して ADF 検定を適用する。ADF 検定の回帰式は，

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta e_{t-i} + u_t,$$

である。ラグの次数 k は，最大次数を 5 として AIC と SIC に基づき選択される。AIC (k) と SIC (k) は，それぞれ AIC と SIC に基づいて選択された次数 k を示している。p 値は，MacKinnon (1996) に基づいている。

3.3 因果関係の分析結果

ADF 検定等を用いた単位根検定の結果より， ge と gr と gdp の水準変数がそれぞれ I (1) であると判断した。Engle and Granger の共和分検定の結果より， ge と gr と gdp の 3 変数に関する共和分関係は存在しない。VAR (k) では， ge と gr と gdp の第 1 階差変数を用いるが，Engle and Granger 検定における共和分回帰の残差から得る誤差修正項を含めない。従って， ge ， gr ， gdp の第 1 階差変数を用いる (1-1) - (1-3) の VAR (k) は，誤差修正項を含めないで分析する。従って，(1-1) - (1-3) の VAR (k) では， Δge ， Δgr ， Δgdp を用いて分析する。

本多 (1998) に見られるように，VAR (k) のラグ次数は AIC と SIC の両情報量基準を用いて決定する。表 3 では，(1-1) - (1-3) の VAR (k) を用いて， $k = 0$ と $k = 1, 2, \dots, 5$ の値に対して AIC と SIC の統計値が計算されている。 $k = 0$ のときは，(1-1) - (1-3) の右辺は定数項のみのモデルになる。AIC 基準は，ラグ次数 $k = 2$ が選択される。SIC 基準は，ラグ次数 $k = 1$ が選択される。

表3 VAR におけるラグ数の選択

ラグ数 k	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。

式 (1-1) を用いると，Granger の意味で Δy から Δx への因果関係がない ($\Delta y \nrightarrow \Delta x$) ことの必要十分条件は， $\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1k} = 0$ となることである。表 4 では，Granger の意味で Δy から Δx への因果関係がない ($\Delta y \nrightarrow \Delta x$) という帰無仮説，検定統計量の F 値，F 分布を用いて計算された p 値が示されている。表 4 では， Δge ， Δgr ， Δgdp の 3 変数から得られる 6 個の組み合わせの帰無仮説と，AIC と SIC の両基準で選択

された次数 $k=1,2$ の値に対して、F値とp値が示されている。

ge と gr と gdp の第1階差変数を用いて分析された表4の結果を説明する。表4では、 Δge と Δgr と Δgdp を用いているので、 Δge は実質政府支出の成長率、 Δgr は実質政府収入の成長率、 Δgdp は実質経済成長率である。SIC基準による $k=1$ の場合、Grangerの意味で Δgr から Δge への因果関係がない($\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$)という帰無仮説の検定は、F値0.650823が10%の有意水準で有意でないので、($\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$)という帰無仮説を棄却できない。従って、 $\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$ という結果を得る。Grangerの意味で Δgdp から Δge への因果関係がない($\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta ge$)という帰無仮説の検定は、F値8.550285が1%の有意水準で有意であるので、($\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta ge$)という帰無仮説を棄却できる。Grangerの意味で Δgdp から Δge への因果関係がある($\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$)という結果を得る。同様に、 $\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gr$ 、 $\Delta gdp \rightarrow \Delta gr$ 、 $\Delta ge \rightarrow \Delta gdp$ 、 $\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$ の結果を得る。AIC基準による $k=2$ の場合、 $\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$ 、 $\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$ 、 $\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gr$ 、 $\Delta gdp \rightarrow \Delta gr$ 、 $\Delta ge \rightarrow \Delta gdp$ 、 $\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$ の結果を得る。これらの結果は、SIC基準による $k=1$ の場合と全く同じである。

表4 Grangerの因果性テスト

ラグ数 k	帰無仮説	F 値	p 値
$k=1$	$\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$	0.650823	0.4238
	$\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta ge$	8.550285***	0.0053
	$\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gr$	0.156251	0.6944
	$\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta gr$	11.61763***	0.0013
	$\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gdp$	9.022423***	0.0042
	$\Delta gr \rightsquigarrow \Delta gdp$	5.590338**	0.0222
$k=2$	$\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$	1.700792	0.1943
	$\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta ge$	8.329619***	0.0009
	$\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gr$	0.402650	0.6710
	$\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta gr$	7.001600***	0.0023
	$\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gdp$	4.535576**	0.0162
	$\Delta gr \rightsquigarrow \Delta gdp$	3.138409*	0.0532

注：帰無仮説における $x \rightsquigarrow y$ は、変数 x が変数 y のGranger因果ではないことを意味する。

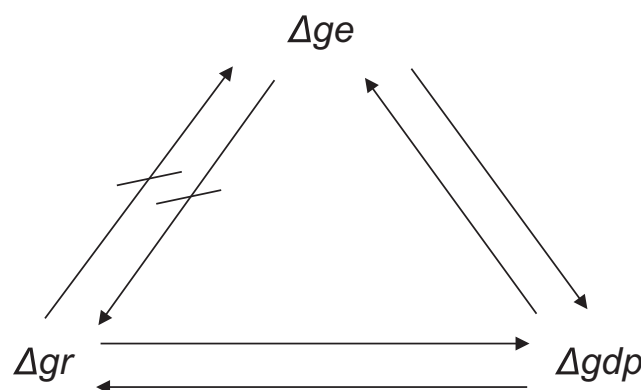
星印では、***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意であることを示す。

表4のF値にラグ次数 k を掛けて kF の値を求めて、カイ2乗検定を用いてもF値と同じ結果を得る。 kF の値は提示しないが、ラグ次数 $k=1,2$ における4つの帰無仮説 $\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta ge$ 、 $\Delta gdp \rightsquigarrow \Delta gr$ 、 $\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gdp$ 、 $\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gdp$ に対して、 kF 値はラグ次数 $k=2$ の $\Delta gr \rightsquigarrow \Delta gdp$ の場合を除いてF値と同じ有意水準で有意である。 $k=2$ の帰無仮説 $\Delta gr \rightsquigarrow \Delta gdp$ に対しては、F値は10%で有意であるが、 kF の値は5%水準で有意になる。ラグ次数 $k=1,2$ における2つの帰無仮説 $\Delta gr \rightsquigarrow \Delta ge$ と $\Delta ge \rightsquigarrow \Delta gr$ に対しては、 kF 値はF値と同じように10%水準で有意でない。

AICとSICの両基準によるGrangerの因果関係の結果は、図1に図示されている。国家財政における実質政府支出の成長率(Δge)と実質政府収入の成長率(Δgr)に関して、Grangerの意味で因果関係がないという結果は、従来の日本における分析結果と大きく異なり、興味深い。Chang, Liu and Caudill(2002)は、台湾の教育省(Taiwan Ministry of Education)のAREMOSデータから日本のデータを得て、税収-

支出仮説（政府収入-政府支出仮説， $\Delta gr \rightarrow \Delta ge$ ）を支持する結果を得た。Owoye (1995) は、IMFの『*International Financial Statistics Yearbook*』の日本のデータを用いて、税金と支出の因果関係を見出している。Chang, Liu and Caudill (2002) と Owoye (1995) は、共に税金と政府支出の2変数のモデルを分析しているし、この論文と異なるデータを分析している。国の一般会計予算では、実質の政府支出の中身に社会保障関係費の支出を含んでいるが、実質の政府収入の中身に支出の社会保障関係費に対応する収入が完全に入っていないことが原因の1つではないかと考える。地方交付税交付金等の地方移転も影響している可能性がある。

図1 Grangerの因果関係



(出典) 筆者作成

図1より、国家財政（ Δge と Δgr で捉えた）と実質経済成長率（ Δgdp ）の因果関係を要約する。国家財政では、実質の政府支出（ ge ）と実質GDP（ gdp ）に関しては、双方向の因果関係 $\Delta ge \rightleftharpoons \Delta gdp$ を確認することができた。ワグナー仮説（ $\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$ ）とケインズ仮説（ $\Delta ge \rightarrow \Delta gdp$ ）の因果関係を発見できた。実質の政府収入（ gr ）と実質GDP（ gdp ）に関しては、双方向の因果関係 $\Delta ge \rightleftharpoons \Delta gdp$ を確認することができた。Thorn (1967) のクロス・セクションデータの分析で見られるように、経済成長が政府収入の成長を増加させる仮説（ $\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$ ）の可能性を発見できた。ケインズの減税理論に見られるように、政府収入の成長率が経済成長率を減少させる仮説（ $\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$ ）の可能性を発見することができた。なお、政府収入の成長率が経済成長率を減少させない可能性もあり得る。

4. 結び

本論文では、実質政府支出、実質政府収入、実質GDPの3変数のモデルで、国家財政における実質政府支出と実質政府収入の因果関係を発見できなかった。実質政府支出と実質政府収入で捉えた国家財政と実質GDPで計算された経済成長との間には、Grangerの意味で因果関係が存在した。従って、国家財政における実質政府支出と実質政府収入の差としての財政赤字の問題では、経済成長からの視点が重要である。本論文では、実質変数を分析対象としているため、インフレーションやデフレーションを考慮していない。

基礎的財政収支に着目すると、財政赤字を減らすには、政府支出を減らす方法と増税により政府収入（税金等）を増やす方法が考えられる。ここでは国家の財政赤字を基礎的財政収支で捉えている。本論文では、実質値で見た基礎的財政収支は実質政府収入から実質政府支出を差し引いた数値である。政府支出の増減や増減税の経済成長への影響はケインズ効果で把握できる場合もある。通常のマクロ経済学の教科

書で説明されている内容を踏まえて、ケインズ効果は、政府支出の増加や減税が乗数効果を通して GDP に与えるプラスの影響であり、政府支出の減少や増税が GDP に与えるマイナスの影響である。非ケインズ効果は、政府支出の減少や増税等の緊縮財政が GDP に与えるプラスの影響等のことである。田中・北野（2002）は、非ケインズ効果の先行研究について簡潔な展望を行っている。田中・北野は、OECD21 か国のプールしたパネルデータを用いて、政府支出削減や増税に依存した財政再建が常に経済成長の低下をもたらすものでないという分析結果を得ている。

財政赤字を減らすための政府支出の削減について検討する。以下では、因果関係の文章表現では成長率の用語を省略している。Grangerの意味で実質政府支出から実質政府収入への因果関係が存在することを発見できなかったため、実質政府支出の削減が実質政府収入へ与える効果は大きくないと判断できる。Grangerの意味で実質政府支出から実質 GDP への因果関係が存在することを発見できたので、実質政府支出の削減により実質 GDP を減らすというケインズ効果が機能する場合には、ある会計年度における実質政府支出の削減は次会計年度以降の実質 GDP へのマイナスの効果を持つことが予想される。なお、Grangerの意味で実質政府支出から実質 GDP への因果関係が存在することは、(1-1) - (1-3) 式の VAR モデルで過去の実質政府支出（ラグ付変数）が実質 GDP の変動について説明力を持つことである。実質政府支出の削減により実質 GDP を減らすというケインズ効果が機能しない場合には、非ケインズ効果により、実質政府支出の削減による実質 GDP へのプラスの効果が存在する可能性はあり得る。

財政赤字を減らすための増税について検討する。Grangerの意味で実質政府収入から実質政府支出への因果関係が存在することを発見できなかったため、増税による実質政府収入の増加が実質政府支出へ与える効果は大きくないと期待できる。Grangerの意味で実質政府収入から実質 GDP への因果関係が存在することを発見できたので、増税により実質 GDP を減らすというケインズ効果が機能する場合には、ある会計年度における増税による実質政府収入の増加が次会計年度以降の実質 GDP へ与えるマイナスの効果は存在することを期待できる。増税により実質 GDP を減らすというケインズ効果が機能しない場合には、非ケインズ効果により、増税による実質 GDP へのプラスの効果が存在する可能性はあり得る。

経済成長が国家財政における財政赤字に与える効果を検討する。先ず、Grangerの意味で実質 GDP から実質政府収入への因果関係が存在することを発見できたので、Thorn（1967）に見られるように実質経済成長が実質政府収入へプラスの効果を持つのであれば、ある会計年度における実質経済成長は次会計年度以降の実質政府収入へ与えるプラスの効果を持つことが期待される。本論文の VAR モデルで捉えることはできないが、ある会計年度における実質経済成長が当該年度における実質政府収入へ与えるプラスの効果は実際にしばしば見られることである。また、実質経済成長が実質政府収入へマイナスの効果を持つ場合は、実証的にあまり意味のないものである。次に、Grangerの意味で実質 GDP から実質政府支出への因果関係が存在することを発見できたので、ワグナー法則に見られるように実質 GDP の増加による経済成長が実質政府支出へプラスの効果を持つのであれば、ある会計年度における実質経済成長は次会計年度以降の実質政府支出へ与えるプラスの効果を持つことが期待される。従って、経済が成長するときには、相対的に実質政府収入が実質政府支出に比して増加すれば、財政赤字を削減できることになる。実質 GDP の増加による経済成長が実質政府支出へプラスの効果を持つがその効果が小さいのであれば、財政赤字は改善することが期待される。以上より、実質経済成長が促進されて実質政府収入に比して実質政府支出の増加を抑制できる場合には、財政赤字が改善することを期待できる。

財政赤字を改善したい場合には、政府支出の削減や増税も大事であるが、経済成長からの視点は極めて重要と考える。増税や政府支出の削減は、ケインズ効果が日本経済に機能している場合には、実質経済成

長にマイナスであり、非ケインズ効果が機能している場合には、実質経済成長にプラスになり得る。増税や政府支出の削減による財政赤字の削減を行うのであれば、ケインズ効果が存在しないかあるいは存在してもその効果が小さいと判断される場合である。実質経済成長は、実質政府収入に比較して実質政府支出の増加を抑制できる場合には、財政赤字を改善することが期待される。このような意味では、本論文では金融変数を分析対象としていないが、金融政策による経済の刺激策が財政赤字削減にとって重要である可能性は十分にあり得る。

本論文では、4変数を分析対象とする高橋(2010)と異なり、実質政府支出、実質政府収入、実質GDPの3変数間では共和分を発見することができなかった。本論文は、渡辺・藪友・伊藤(2010)と高橋(2010)と異なり、より分析期間の長い年次データが利用され、政府収入と政府支出の因果関係とワグナー仮説の研究に基づいている。

政府支出と政府収入の因果関係の研究では、インパルス反応と分散分解を分析した研究は僅少である。Carneiro(2007)は、政府支出と政府収入の因果関係の枠組みで、政府支出、石油税の収入、実質GDPの3変数間のインパルス反応と分散分解の分析をアンゴラに対して行っている。Giorgioni and Holden(2003)は、GDP、民間消費、政府支出、政府収入、株式市場の指標の5変数に関して、インパルス反応を分析した。

今後の課題は、インパルス反応と分散分解の分析である。実質政府支出(ge)と実質GDP(gdp)に関しては、双方向の因果関係($\Delta ge \rightleftharpoons \Delta gdp$)を確認することができた。さらに、実質政府収入(gr)と実質GDP(gdp)に関しては、双方向の因果関係($\Delta ge \rightleftharpoons \Delta gdp$)を確認することができた。次の4つの因果関係($\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$)、($\Delta ge \rightarrow \Delta gdp$)、($\Delta gdp \rightarrow \Delta ge$)、($\Delta gr \rightarrow \Delta gdp$)に関して、因果関係がプラスの効果を持つのかあるいはマイナスの効果を持つのかを分析することは、興味深い。このような分析は、インパルス反応を分析することで明らかになる可能性がある。

また、 ge と gr と gdp の水準変数を用いた因果関係の分析は、試みるべき課題である。モデルCにおけるADF検定による単位根検定の結果は、AICとSICの両基準でラグ次数 k を選んだときに、 ge と gr と gdp の水準変数がそれぞれI(0)と判断できた。さらに、VARモデルを用いてGrangerの因果関係を分析する場合、Hamilton(1994)の第1の方法は、水準変数(レベル変数)を用いてVARの回帰を行うことである。

参考文献

- 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 (財務総合政策研究所のフィナンシャル・レビューのホームページによるページ数).
- 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」 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.
- 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.
- 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.1-22 (財務総合政策研究所のフィナンシャル・レビューのホームページによるページ数).
- 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.
- Anderson, W., Wallace M.S. and J.T. Warner(1986), "Government Spending and Taxation: What Causes What?", *Southern Economic Journal*, Vol.52, pp.630-639.
- Baghestani, H. and R. McNown(1994), "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal*, Vol.61, pp.311-322.
- Blackley, P.R.(1986), "Causality between Revenues and Expenditures and the Size of the Federal Budget", *Public Finance Quarterly*, Vol.14, pp.139-156.
- 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. 1039-45
- Chang, T., Liu W.R. 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.
- Engle, R.F. and B. S. Yoo(1987), "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 143-159.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger(1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Giorgioni, G. and K. Holden(2003), "Ricardian Equivalence, Expansionary Fiscal Contraction and the Stock Market: A VECM approach", *Applied Economics*, Vol. 35, pp.1435-1443.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Hamori, S. and Y. Matsubayashi(2001). "An Empirical Analysis on the Stability of Japan's Aggregate Import Demand Function", *Japan and the World Economy*, Vol.13, pp. 135-144.
- Hondroyannis G. and E. Papapetrou(1995), "An Examination of Wagner's Law for Greece: A Cointegration Analysis", *Public Finance*, Vol. 50, pp. 67-79.
- 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.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580.
- 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.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Y. Shin (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-178.
- Li, X.(2001), “ Government Revenue, Government Expenditure, and Temporal Causality: Evidence from China”, *Applied Economics*, Vol. 33, pp.485-497.
- MacKinnon, J. G.(1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp.601-618.
- Mamatzakis, E.C.(2005), “The Dynamic Responses of Growth to Tax Structure for Greece”, *Applied Economics Letters*, Vol. 12, pp. 177-180.
- Manage, N., and M.L. Marlow(1986), “The Causal Relation between Federal Expenditures and Receipts ”, *Southern Economic Journal*, Vol.52, pp.617-629.
- 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.(1998), “ The Tax-Spend Debate: Time Series Evidence from State Budgets”, *Public Choice*, Vol. 95, pp.307-320.
- Ram, R.(1988), “Additional Evidence on Causality Between Government Revenue and Government Expenditure”, *Southern Economic Journal*, Vol.54, pp.763-769.
- Thorn, R.S.(1967), “The Evolution of Public Finances during Economic Development”, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol.35, No.1, pp.19-53.
- von Furstenberg, G.M., Green, R.J. and J.H. Jeong (1986), “Tax and Spend, or Spend and Tax?”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.68, pp.179-188.
- Zhou, S.(2001), “The Power of Cointegration Tests versus Data Frequency and Time Spans”, *Southern Economic Journal*, Vol. 67, pp. 906-921.