

〔論文〕

財政金融政策変数と名目GDPの因果関係

野 村 益 夫

名古屋学院大学経済学部

要 旨

本論文の目的は、Toda and Yamamoto (1995) のMWALD (Modified WALD) 検定を利用して、財政金融政策変数と名目GDPに対するGrangerの意味での因果関係について分析することである。Toda and Yamamotoの検定方法は分析対象変数の和分の次数が $I(0)$ 、 $I(1)$ 、 $I(2)$ のいずれでも良いし、変数間の共和分が存在してもしなくても良い。単位根や共和分の予備検定を行っても行わなくてもどちらでも良い。その際、Ansari (1996) を参考にして、Wagner仮説の研究、及びマネーサプライと所得の因果関係を統一的に取扱い、それぞれの因果関係を分析する。日本経済に関する研究で、財政金融政策変数を含むモデルでの因果関係の分析はそれ程多くないし、Toda and YamamotoのMWALD検定統計量による因果関係の分析も非常に少ない。分析対象は、財政金融政策変数の名目政府支出とマネーストックM2（マネーサプライM2+CDと接続）の2変数及び名目GDPであり、それぞれの自然対数値を取る。

キーワード：MWALD検定、因果関係、Wagner仮説、マネーストックM2、名目政府支出

Causal Relationship between Fiscal-Monetary Policy Variable and Nominal GDP

Masuo NOMURA

Faculty of Economics
Nagoya Gakuin University

発行日 2016年3月31日

1 はじめに

Ansari (1996) の財政金融政策の分析は、政府支出と所得の因果関係に関する Wagner 仮説の研究、及びマネーサプライと所得の因果関係の研究を統合する。Ansari はこの2研究分野で利用される2モデルを統合したモデルで、それぞれの因果関係を分析している。2研究分野はそれぞれ別々に分析される場合が多い。これら2研究分野では、所得として名目GDPまたは実質GDPがよく用いられる。また、因果関係はGrangerの意味での因果関係で捉える。Ansariのモデルでは、インドの名目データを用いた分析変数は政府支出、マネーサプライM1、名目GDP、GDPデフレータの4変数であり、水準（レベル）変数と階差変数を用いて分析している。日本の四半期データを分析対象として、中澤他（2002）では、実質GDP、実質公的資本形成（実質公共投資）、マネーサプライM2 + CD、GDPデフレータを変数として含む7変数モデルで因果関係やインパルス反応が分析されている。マネーサプライと所得の因果関係の諸研究に基づき、中澤他は単位根検定を行った後に、分析の便宜上共和分を考慮せず階差変数を用いて、因果関係やインパルス反応を分析している。彼らの研究では、実質GDPから実質公的資本形成へのGrangerの意味での因果関係を発見しているが、逆方向の因果関係を発見していない。マネーサプライM2 + CDと実質GDPについては因果関係を見出していない。

マネーサプライと所得の因果関係の分析モデルでは、四半期データの名目変数あるいは実質変数がしばしば用いられる。変数は、水準変数や階差変数が用いられる。Tsukuda and Miyakoshi (1998) は、構造変化の存在を仮定して、1967-1994暦年の四半期データに対して、単位根と共和分の予備検定（pretest）を行って、色々なケースに分けて詳細にマネーサプライM2 + CDと所得（名目GNP）の因果関係を分析している。その分析結果によると、マネーサプライから所得への因果関係が1980年より前には強く、1980年以後には弱くなっているかあるいは消滅している。階差変数間のGrangerの因果関係については、多くの研究が存在する。Ikeno(2001)はマネーサプライ（M1とM2 + CD）、名目GDP等の4変数を用いて、予備検定の実行後、日本におけるGrangerの意味での因果関係に関する検定を行っている。その分析データは1970-1997暦年の四半期データである。名目データの自然対数値の階差変数を用いるため、名目GDP成長率やマネーサプライの成長率を分析している。マネーサプライの成長率から名目GDP成長率へのGrangerの意味での因果関係を発見している。

Wagner仮説（あるいはWagner法則）の研究は政府支出と所得（GDP等）のGrangerの因果関係を分析する分野であり、年次データがよく利用され、研究論文は非常に膨大な数になる。Hondroyannis and Papapetrou (1995) や Babatunde (2011) の参考文献のリストを参照されたい。Wagner仮説の主な問題は、Wagner仮説とKeynes仮説のいずれが支持されるかを分析している。Wagner仮説はGDPから政府支出への因果関係を意味し、Keynes仮説は政府支出からGDPへの因果関係を意味している。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変数モデルでToda and Yamamoto (1995) のMWALD (Modified WALD) 検定統計量を用いて、Grangerの意味での因果関係を分析している。この3変数モデルはWagner仮説の政府支

出と GDP の2変数モデルに政府収入を加えた形になっている。ただし、Narayan and Narayan の関心は政府支出と政府収入の因果関係の分析にある。Toda and Yamamoto の検定方法は分析対象変数の和分の次数が $I(0)$, $I(1)$, $I(2)$ のいずれでも良いし、変数間の共和分が存在していても良い。単位根や共和分の予備検定を行っても行わなくてもどちらでも良い。

本論文の目的は、Toda and Yamamoto (1995) の MWALD 検定を利用して、財政金融政策変数と名目 GDP の Granger の意味での因果関係について分析することである。その際、Ansari (1996) を参考にして、Wagner 仮説の研究、及びマネーサプライと所得の因果関係を統一的に取扱い、それぞれの因果関係を分析する。日本経済に関する研究で、財政金融政策変数を含むモデルでの因果関係の分析はそれ程多くないし、Toda and Yamamoto の MWALD 検定統計量による因果関係の分析も非常に少ない。特に、Wagner 仮説の研究、及びマネーサプライと所得の因果関係の2研究分野に関する文献に基づく研究はほとんどない状態である。なお、本論文で捉えた財政金融政策は、名目政府支出を増減させる財政政策のことであり、マネーストック M2 (またはマネーサプライ M2 + CD) を増減させる金融政策のことであり、従って、分析対象の財政金融政策変数は名目政府支出とマネーストック M2 (マネーサプライ M2 + CD と接続) の2変数である。

分析対象の3変数は政府支出、名目 GDP、マネーストック M2 であり、いずれも年度単位の名目年次データである。ただし、日本銀行は2008年の統計データの名称変更により、マネーサプライ M2 + CD の代わりにマネーストック M2 の用語を用いている。分析期間を1980-2012年度とするため、マネーストック M2 とマネーサプライ M2 + CD を接続する。また、政府支出は移転支出を除いた政府購入 (政府最終消費支出と公的総固定資本形成等) のデータを使う。3変数の分析は、名目政府支出と名目 GDP との因果関係、及び名目 GDP とマネーストック M2 との因果関係を統一的に分析できる。参考のため、名目政府支出とマネーストック M2 の因果関係も分析する。

この論文の構成は以下の通りである。2の節で Toda and Yamamoto (1995) の LA-VAR モデルや分析データを示す。LA-VAR モデルは Huang (2006) と Babatunde (2011) の2変数モデルの定式化に従う。LA-VAR モデルにおける、Toda and Yamamoto の MWALD 検定統計量について説明する。3の節では、LA-VAR モデルの MWALD 検定統計量の検定結果を示し、財政金融政策変数と名目 GDP との因果関係を中心に説明する。また、単位根の検定結果と MWALD 検定の関係についても簡単に説明する。4の節では、分析結果の要約を行い、今後の課題について述べる。

2 LA-VAR モデルと分析データ

2.1 データと記号

Wagner 仮説の多くの研究では、GDP と政府支出のデータは実質値が用いられる。Ikeno (2001) は、マネーサプライと GDP の因果関係の研究において、名目値のデータを用いている。Ikeno と同様に、この論文では、GDP、政府支出、マネーストック (マネーサプライ統計と接続) のデータは全て名目データである。中澤他 (2002) と同様に、93SNA より計算されているデータを用いるため、分析期間は1980-2012年度とする。Tsukuda and Miyakoshi (1998) は、分析期間

1967-1994暦年を1967-1979暦年と1980-1994暦年の部分期間に分けて、四半期データを用いている。この後半の期間の始まりはこの論文の始まりにはほぼ一致しているので、本論文の分析結果と比較を行う。

名目GDPと名目政府支出

名目GDPと名目政府支出のデータは『国民経済計算年報』より得られるが、内閣府のホームページから得たものである。政府最終消費支出、公的総固定資本形成、公的在庫品増加の名目値を用いて、名目政府支出＝政府最終消費支出＋公的総固定資本形成＋公的在庫品増加と計算する。名目政府支出は年金、医療、介護等の移転支出を含んでいない政府購入のデータである。最近時点までのGDP等の名目データは1993年改訂の国民経済計算体系（93SNA）より計算されている。ところで、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ので、分析期間を1980-2012年度とする。中澤他（2002）も1980年以降のデータを分析している。名目GDPと名目政府支出のデータの単位は10億円である。

マネーサプライとマネーストック

1998年4月には、日本銀行マネーサプライ統計「M2＋CD」の定義が変更され、1998年4月から2008年4月までのM2＋CDのデータが利用可能である。このとき、調査対象金融機関を増やし、外国銀行在日支店、外資系信託銀行、信金中央金庫の預金が追加された。2008年にマネーサプライ統計の見直しが行われ、マネーストック統計「M2」が導入された。M2はM2＋CDに代わる概念である。その際、各指標の対象金融商品の範囲、通貨発行主体の範囲、通貨保有主体の範囲が変更され、一部計数の推計方法も変更された。現時点ではM2は2003年4月以降のデータが利用できる。

日本銀行ホームページより、M2＋CDの1966-1998年度と1998-2008年度のデータを得て、さらにM2の2003-2012年度のデータを得た。M2＋CDに関しては、1966-1998年度のデータと1998-2008年度のデータを1998年度で接続した。接続されたM2＋CDの1966-2003年度のデータとM2の2003-2012年度のデータを2003年度で接続した。以下では接続データを「CM2」と表記する。CM2はM2とM2＋CDを接続したデータであるが、以下ではマネーストックと呼ぶことにする。前述のように、名目GDPの統計に合わせて、分析期間を1980-2012年度とする。本論文の記号であるCM2には定義が一貫していないという欠点がある。なお、CM2は平均残高のデータである。名目GDPと名目政府支出の単位は10億円であり、CM2（M2＋CDとM2）の単位は1億円である。そのため、CM2の単位を10億円に変換する。

分析データの自然対数

名目GDP、名目政府支出、マネーストックCM2の3データは全て名目値である。分析対象のデータは3データの自然対数を取ったものであり、それぞれ $ngdp$ 、 nge 、 $cm2$ の記号を用いる。 $ngdp$ 、 nge 、 $cm2$ の階差を取った変数をそれぞれ $\Delta ngdp$ 、 Δnge 、 $\Delta cm2$ の記号で表す。

本論文では、分析期間が1980-2012年度であるので、データ数は33個である。Wagner 仮説の研究に関しては、Huang (2006) は24個の年次データを、Babatunde (2011) は37個の年次データを、Kumar et al. (2012) は48個の年次データをそれぞれ分析している。

2.2 LA-VARモデル

2.2.1 VAR ($K + d_{\max}$) モデル

標準VARモデル（ベクトル自己回帰モデル）を用いて、過去の多くの研究ではGrangerの因果関係が分析されてきた。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）を用いたVARの分析であり、第2の方法は、水準変数の1階の階差を取った、階差変数のVARの分析である。第1の方法はF分布やカイ2乗分布を用いた最もよく知られた方法である。第3の方法は、分析対象のデータに対して単位根と共和分の予備検定を行って、その結果に基づいてGrangerの因果関係の分析を行うことである。例えば、Ansari (1996) は予備検定を行わず、第1と2の方法を用いているし、中澤他 (2002) は第2の方法を利用している。最近の因果関係の分析では、第3の方法が非常によく利用されている。

この第3の方法には、過去の研究で指摘されてきた分析上の問題がある。単位根の検定は検出力が定常性の対立仮説に対して低いことが知られている。Toda (1995) は、誤差修正モデルECMにおけるJohansen (1998) の共和分検定に関するシミュレーション実験で、共和分ランクの値が有限標本における局外母数（nuisance parameter）の値に対して敏感に反応することを示している。Toda and Yamamoto (1995) はこれらの誤った統計的推測に導く可能性を排除するために、VARにおけるラグ次数を増やすという比較的簡単な検定方法を提案した。Kurozumi and Yamamoto (2000) に従って、この方法をLA-VAR (Lag Augmented VAR) と呼ぶことにする。この方法はHamilton (1994) による第1の方法に似ているが、次数を増やすという点で異なっている。Toda and Yamamoto は、LA-VARを用いてWALD検定統計量の利用を提案した。Toda and Yamamotoの方法を分析手法とした多くの実証研究の論文では、Toda and Yamamoto提案のWALD検定統計量はしばしばMWALD (Modified WALD) 検定計量と呼ばれている。MWALD検定統計量はWALD検定統計量の計算において、VARにおけるラグ次数を増やすという修正を行っている。本論文では、MWALDの用語を使用する。

Toda and Yamamoto (1995) のLA-VARによる検定方法は分析対象変数の和分の次数が $I(0)$, $I(1)$, $I(2)$ のいずれでも良い。さらに、変数間の共和分が存在してもしなくても良い。LA-VARによる検定は、単位根や共和分に関する予備検定 (pretest) を行う必要がない。過去の研究では、単位根や共和分の予備検定を行った後でLA-VARを用いた検定を行ったものが多数あるが、予備検定を行わずにLA-VARの分析を行った論文もある。

d_{\max} は分析対象の変数に関する和分の最大次数とする。システムが $I(0)$ の変数と $I(1)$ の変数の2変数から構成されている場合には、 $d_{\max} = 1$ であり、 $I(1)$ の変数と $I(2)$ の2変数から構成されている場合には、 $d_{\max} = 2$ である。3変数の場合も同様であり、 $I(0)$ の変数と $I(1)$ の変数と $I(2)$ の3変数から構成されている場合には、 $d_{\max} = 2$ である。ただし、以下の分析では、石原・土居(2004)

が説明しているように先験的に d_{\max} の決めて値を決めて、 $d_{\max} = 1, 2$ の2通りの場合について分析する（石原・土居の174頁を参照）。Huang（2006）は、 $d_{\max} = 0, 1$ の2通りの値を用いている。ただし、今村（2000）のように、単位根の検定結果に基づいて d_{\max} の値を決める場合は多い。

ラグ次数 k の VAR(k) モデルに対して、通常のラグの選択手続き（Schwarz 情報量基準 SIC や Akaike 情報量基準 AIC 等）を用いて選択された、最適なラグ次数を K とする。Huang（2006）と同様に、本論文では SIC を用いる。最適なラグ次数 K を決めた後に、VAR(K) モデルにラグ次数 d_{\max} を加えて、VAR($K + d_{\max}$) を用いて検定を行う。

Huang（2006）と Babatunde（2011）の定式化に従って、 x と y の2変数の場合、Toda and Yamamoto の LA-VAR は、

$$x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \gamma_{1i} y_{t-i} + u_{1t}, \quad (1-1)$$

$$y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \beta_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \gamma_{2i} y_{t-i} + u_{2t}, \quad (1-2)$$

の定数項 (α_1, α_2) を含む VAR($K + d_{\max}$) である。 $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$ は誤差項である。(1-1)-(1-2) を用いて Granger の意味での因果関係を定義する。MWALD 検定を行うための上記の式 (1-1)-(1-2) の VAR($K + d_{\max}$) 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 32 より小さいか等しい数字である。なお、VAR(k) モデルは、(1-1) と (1-2) で $K + d_{\max}$ の替りに k と置けば良い ($k = K + d_{\max}$)。データの説明で用いた記号を使えば、例えば $x = \Delta nge$, $y = \Delta ngdp$ とすれば良い。

多項式トレンドと $I(d)$ 過程に従う変数を含む式によって分析対象データが得られるとし、真のラグ次数を k とする。Toda and Yamamoto（1995）では、次数 d の値が真のラグ次数 k を超えない限り漸近理論が有効であることが示され、WALD 検定統計量 (MWALD 検定統計量のこと) の漸近分布が制約の数に等しい自由度のカイ 2 乗分布になることが示されている。和分の最大次数 d が 1 の場合 ($d = 1$) には、 $k \geq 1 = d$ となるから、ラグ次数の選択手続きは漸近的に有効である。 $d = 2$ の場合には、 $k = 1$ でなければ漸近的に有効である。しかし、真のラグ数 k は未知なので、SIC や AIC 等の情報量基準で決める必要がある。前述したように、本論文では SIC を用いて、最適なラグ次数 K を求めることにする。 d の値 (d_{\max}) は先験的に決める。Zapata and Rambaldi (1997) はモンテカルロ実験で MWALD 検定と Johansen の 2 方法 (Johansen 1988, Johansen and Juselius, 1990) との統計的パフォーマンスを比較している。

2.2.2 2変数モデルにおける因果関係の分析

LA-VAR モデルを用いた Toda and Yamamoto（1995）の MWALD 検定の方法を説明する。(1-1) 式の d_{\max} 個の係数を無視して、Granger の意味で y から x への因果関係がない ($y \nrightarrow x$) ことは、最初の K 個の回帰係数に関して $\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1K} = 0$ 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 は、

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

であり、対立仮説 H_1 は、

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

である。帰無仮説 H_0 の下で、MWALD検定統計量 W の漸近分布が自由度 K のカイ2乗分布になる。 W の値は自由度 K のカイ2乗分布を参照して、検定を行う。 W の値が10%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 y から x への因果関係がある($y \rightarrow x$)と判断する。 x から y への因果関係がない($x \nrightarrow y$)という帰無仮説も同様に検定できる。Narayan and Narayan (2006)で分析されているように、3変数を用いたGrangerの因果関係の検定方法もあるが、本論文では2変数のVARモデル(1-1)と(1-2)を用いる。なお、Toda and YamamotoのMWALD検定は3変数を超える場合にも利用可能である。 x から y への因果関係があることを、 $x \rightarrow y$ と表記する。 $y \rightarrow x$ の記号も同様な意味を表している。 $x \rightarrow y$ かつ $y \rightarrow x$ の関係がある場合には、 $x \leftrightarrow y$ と表記する。

以上から検定統計量の計算手続きを以下のように纏める。

- (1) 先験的に d_{\max} の値を決める。本論文では、 $d_{\max} = 1, 2$ の2通りの場合について分析する。
- (2) VAR(k)モデルを用いて、ラグの選択手続きSICで選択した、最適なラグ次数を K とする。
- (3) VAR(K)モデルにラグ次数 d_{\max} のラグを加えて、VAR($K + d_{\max}$)を用いて推定する。
- (4) 推定されたVAR($K + d_{\max}$)を用いて、帰無仮説 $H_0: \gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1K} = 0$ の下で、MWALD検定統計量 W を計算する。 W の検定統計値は自由度 K のカイ2乗分布を参照して検定を行う。ここで、手続き(1)の d_{\max} の値に関しては、分析データの単位根の検定結果に基づいて行っても良い。例えば、Giles et al. (2002)は、単位根の検定結果に基づくI(1)とI(2)の2変数のモデルで $d_{\max} = 2$ として、Toda and YamamotoのLA-VARのMWALD検定を行っている。

日本語の研究論文では、Toda and Yamamotoの方法を用いた研究は数少ない状態である。今村(2000)と石原・土居(2004)は本論文と異なる変数とデータを用いてToda and Yamamotoの因果関係の検定を行っている。今村は単位根の検定結果に基づいて d_{\max} の値を決めている。

本論文では水準変数に関して $d_{\max} = 1, 2$ の2通りの場合について、LA-VARの検定を行っている。参考のために、単位根の検定を行い、その結果も示す。単位根の検定方法はADF検定とKPSS検定を用いる。

3 LA-VARモデルの分析結果

3.1 2変数LA-VARモデルにおけるGrangerの因果関係

ここでは、2変数LA-VARモデルの2式(1-1)と(1-2)に対してGrangerの因果関係の検定を行って、名目政府支出の自然対数値(nge)、名目GDPの自然対数値($ngdp$)、マネーストックCM2の自然対数値($cm2$)、の3水準変数間の因果関係について分析する。最大次数=5または3に対して2変数VAR(k)モデルに関する情報量基準SICを計算することによって、最適なラグ次数 K が求められる。水準変数では最大次数=5を、階差変数では最大次数=3を用いる。名目政府

支出、名目GDP、CM2の3変数の場合には、2変数の組み合わせは3通りあり、因果関係における変数の組み合わせパターンは6通りある。LA-VARモデルでは、水準（レベル）変数を用いてGrangerの因果関係を分析する。*ngdp*と*cm2*のVAR(k)モデルでは固有値が単位円の内側にあるという安定性の条件を満たさない（松浦・マッケンジー 2012 を参照）。そのため、*ngdp*と*cm2*の階差変数に関しても、LA-VARモデルの2式（1-1）と（1-2）を用いてGrangerの因果関係の検定を行うことにする。他の階差変数の組み合わせも考慮して、 $\Delta ngdp$ 、 Δnge 、 $\Delta cm2$ に関して、Grangerの因果関係の検定を行う。階差変数間のGrangerの因果関係については、多くの研究が存在する。

分析データを1970-1997暦年の四半期データとして、Ikeno（2001）はマネーサプライ（M1とM2+CD）、名目GDP等の4変数を用いて、因果関係の検定を行っている。マネーサプライの成長率（マネーサプライの自然対数値の階差を取ったもの）と名目GDP成長率（本論文の記号では $\Delta ngdp$ であり、 $\Delta ngdp$ は近似的に名目GDP成長率に等しい）に関するGrangerの因果関係を分析し、Grangerの意味でマネーサプライ成長率から名目GDP成長率への因果関係があると判断している。Ikenoは共和分検定に基づく誤差修正項を導入し、構造変化の検定方法で回帰パラメーターの安定性を分析している。最終的には、誤差修正項を含めずに階差変数間のGrangerの因果関係を分析している。中澤他（2002）は、共和分検定を行わず、Hamilton（1994）による第2の方法である、階差変数のVARの分析でGrangerの因果関係を分析している。

また、ニュージーランドにおけるWagner法則の妥当性を分析するために、Kumar et al.（2012）はJohansenの方法（Johansen, 1988, Johansen and Juselius, 1990, Johansen, 1991）に基づき誤差修正項を含む誤差修正モデルを用いた。このモデルで、短期の分析として、政府支出の対GDPのシェアと1人当たりの実質GDP（GDP/人口）の階差変数のGrangerの因果関係を分析している。このアプローチはHamilton（1994）による第3の方法である。彼らは、誤差修正項に関する長期の因果関係も分析している。このWagner仮説の研究では、実質GDPや実質政府支出の年次データを用いている。

マネーサプライとGDPの因果関係やWagner仮説の研究では、上記研究以外にも、階差変数を利用した研究が多数ある。従って、本論文で階差変数によるGrangerの因果関係を分析することは意味がある。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。例えば、階差変数の分析では名目GDP成長率のことを名目GDPと呼んでいる。

表1と2では、 $d_{\max} = 1, 2$ に対して、帰無仮説の内容、MWALD検定統計量の値、p値、ラグ数が示されている。「帰無仮説」の列には、 x から y への因果関係がない（ $x \nrightarrow y$ ）という帰無仮説の内容が6通り示され、「MWALD検定統計量」の列にはMWALD検定統計値が示され、「p値」の列には自由度 K のカイ2乗分布を用いて計算されたMWALD検定統計値のp値が示されている。「ラグ数」の列には、最大次数＝5または3としてSICによる最適なラグ数 K が示されている。水準変数では最大次数＝5を、階差変数では最大次数＝3を用いる。VAR(k)モデル（（1-1）と（1-2）式で $k = K + d_{\max}$ と置くと得られる）を用いて、 $k = 0$ と $k = 1, 2, \dots, 5$ の値に対してSICの統計値が計算されて、最適なラグ数 K を求めることができる。 $k = 0$ のときは、（1-1）と（1-2）の

表1 水準変数の MWALD 検定：Granger の因果関係

d_{\max}	帰無仮説	MWALD 検定統計量	p 値	ラグ次数 K
1	$cm2 \nrightarrow nge$	16.02115 ^a	0.003	4
	$nge \nrightarrow cm2$	4.392017	0.3555	4
	$nge \nrightarrow ngdp$	2.113061	0.3477	2
	$ngdp \nrightarrow nge$	8.258123 ^b	0.0161	2
	$ngdp \nrightarrow cm2$	0.861997	0.6499	2
	$cm2 \nrightarrow ngdp$	4.468545	0.1071	2
2	$cm2 \nrightarrow nge$	15.89708 ^a	0.0032	4
	$nge \nrightarrow cm2$	3.890688	0.421	4
	$nge \nrightarrow ngdp$	1.19407	0.5504	2
	$ngdp \nrightarrow nge$	13.33228 ^a	0.0013	2
	$ngdp \nrightarrow cm2$	2.103391	0.3493	2
	$cm2 \nrightarrow ngdp$	3.63179	0.1627	2

注：帰無仮説における $x \nrightarrow y$ は、変数 x が変数 y の Granger 因果ではないことを意味する。a は 1% 水準で有意、b は 5% 水準で有意、c は 10% 水準であることを示す。最大次数 $k_{\max} = 5$ として、VAR(k) ($k = 1, 2, 3, 4, 5$) の SIC を求めて、最適な次数 K を選択した。 $cm2$ と $ngdp$ に関して、VAR(k) ($k = 2, 3, 5$) は安定性の条件を満たさない。固有値の大きさが 1 を超える。ただし、VAR(4) は安定性の条件を満たす。なお、VAR(6) も安定性の条件を満たさない。

右辺では定数項のみになる。本論文では $k \geq 1$ を想定しているので、 $k = 0$ の SIC の統計値を考慮する必要がない。

表1では水準変数に関する Granger の因果関係の検定結果が提示されている。和分の最大次数が $d_{\max} = 1$ の場合について、10% の有意水準を判断基準として説明する。名目政府支出とマネーストック CM2 の組み合わせについては、Granger の意味で $cm2$ から nge への因果関係がないという帰無仮説 ($cm2 \nrightarrow nge$) の MWALD 検定統計値は 1% の有意水準で有意であり、帰無仮説 ($nge \nrightarrow cm2$) の MWALD 検定統計値は 10% の有意水準で有意でない。従って、($cm2 \rightarrow nge$) という 1 方向の因果関係があると判断する。名目 GDP と名目政府支出については、帰無仮説 ($ngdp \nrightarrow nge$) の検定統計値は 1% の有意水準で有意であり、($ngdp \rightarrow nge$) という 1 方向の因果関係があると判断する。

表2 階差変数のMWALD検定：Grangerの因果関係

d_{\max}	帰無仮説	MWALD検定統計量	p値	ラグ次数 K
0	$\Delta cm2 \nrightarrow \Delta nge$	19.2015 ^a	0.0001	2
	$\Delta nge \nrightarrow \Delta cm2$	0.168203	0.9193	2
	$\Delta nge \nrightarrow \Delta ngdp$	1.011118	0.3146	1
	$\Delta ngdp \nrightarrow \Delta nge$	5.201583 ^b	0.0226	1
	$\Delta ngdp \nrightarrow \Delta cm2$	0.627487	0.4283	1
	$\Delta cm2 \nrightarrow \Delta ngdp$	12.04376 ^a	0.0005	1
1	$\Delta cm2 \nrightarrow \Delta nge$	13.95053 ^a	0.0009	2
	$\Delta nge \nrightarrow \Delta cm2$	3.179929	0.2039	2
	$\Delta nge \nrightarrow \Delta ngdp$	1.847703	0.1741	1
	$\Delta ngdp \nrightarrow \Delta nge$	0.039215	0.843	1
	$\Delta ngdp \nrightarrow \Delta cm2$	0.207472	0.6488	1
	$\Delta cm2 \nrightarrow \Delta ngdp$	3.820434 ^c	0.0506	1

注：最大次数 $k_{\max}=3$ として、 $\text{VAR}(k)$ ($k=1,2,3$) のSICを求めて、最適な次数 K を選択した。 $k_{\max}=3$ としたのは、最大次数 $k_{\max}=4,5$ とした場合、最適な次数 K が k_{\max} の値に一致したためである。

名目データを用いたものであるが、名目GDPから名目政府支出への因果関係があり、Wagner仮説が妥当する。他方、名目政府支出から名目GDPへのKeynes的な因果関係は確認できなかった。CM2と名目GDPについては、2つの帰無仮説の検定統計値は10%の有意水準で有意でないので、Grangerの因果関係が確認できなかった。しかし、 $cm2$ と $ngdp$ に関して、表1の注に書いてあるように $\text{VAR}(k)$ ($k=2,3,5,6$) が安定性の条件を満たさないもので、この結果は信頼性に欠ける。 $d_{\max}=2$ の場合については、有意水準に違いが見られるものの、 $d_{\max}=1$ の場合と同じ結果を得ることができる。

表2では階差変数に関する因果関係の検定結果が提示されている。水準変数は、 $d_{\max}=1,2$ を用いて分析しているので、水準変数の1階の階差を取った階差変数では $d_{\max}=0,1$ を用いて分析している。 $d_{\max}=0$ の場合は以下になる。名目政府支出とCM2については、帰無仮説 ($\Delta cm2 \nrightarrow \Delta nge$) のMWALD検定統計値は1%の有意水準で有意であり、($\Delta cm2 \rightarrow \Delta nge$) という1方向の因果関係があると判断する。名目GDPと名目政府支出では、帰無仮説 ($\Delta ngdp \nrightarrow \Delta nge$) の検定統計値は5%で有意であり、($\Delta ngdp \rightarrow \Delta nge$) という1方向の因果関係がある。CM2と名目GDPについては、帰無仮説 ($\Delta cm2 \nrightarrow \Delta ngdp$) の検定統計値は1%で有意であり、($\Delta cm2 \rightarrow \Delta ngdp$) とい

う1方向の因果関係を確認できた。 $d_{\max}=1$ の場合は以下になる。名目政府支出とCM2については、 $d_{\max}=0$ の場合と結果が同じである。名目GDPと名目政府支出では、 $d_{\max}=0$ の結果と異なり因果関係がないと判断する。CM2と名目GDPについては、 $d_{\max}=1$ の場合と比較すると有意水準が低くなるが帰無仮説($\Delta cm2 \rightarrow \Delta ngdp$)の検定統計値は10%で有意であり、($\Delta cm2 \rightarrow \Delta ngdp$)という1方向の因果関係を確認できた。 $\Delta cm2$ と $\Delta ngdp$ のVARモデルは安定性の条件を満たす。

表1と2の結果を要約する。まず、マネーストックCM2から名目政府支出へのGrangerの意味で因果関係があると言える。これと逆方向の因果関係はないと言える。名目GDPと名目政府支出では、表2の $d_{\max}=1$ の場合を除いて、名目GDPから名目政府支出へのWagner仮説の因果関係が確認できた。しかし、逆方向の名目政府支出から名目GDPへのKeynesの因果関係は確認できなかった。マネーストックCM2と名目GDPについては、表2の結果より、マネーストックCM2から名目GDPへのGrangerの意味で因果関係があると言える。以上の結果ら、財政政策の効果は名目政府支出から名目GDPへの因果関係に関しては無かった判断できる。表2の階差変数の結果より、金融政策の効果はマネーストックCM2から名目GDPへ因果関係に関してはあったと判断できる。ここでの分析はGrangerの意味での因果関係を扱っており、その効果のプラス・マイナスについては分析していない。

金融政策に関する表2の階差変数による分析結果は、マネーストックCM2から名目GDPへのGrangerの意味で因果関係があるということであった。この結果はTsukuda and Miyakoshi(1998)の1980-1994暦年の結果とやや異なっている。結果の違いは、分析期間や分析データの期種によるものと考えられる。他方、分析データや分析手法が異なるものの、Ikeno(2001)の分析結果と整合的である。

3.2 最大ラグ次数 d_{\max} と単位根

Toda and YamamotoのLA-VARのMWALD検定は単位根と共和分の予備検定を行っても良いし、予備検定を行わなくても良い。水準変数では $d_{\max}=1,2$ が用いられ、階差変数では $d_{\max}=0,1$ が用いられた。これらの値は先験的に決められた。有意水準10%を用いて、3変数 nge , $ngdp$, $cm2$ の単位根の検定結果を要約する。Huang(2006)とBabatunde(2011)に従い、単位根の検定結果は提示しない。単位根の検定方法はADF検定とKPSS検定を用いる。以下では、有意水準として10%を用いて判断している。

ADF検定の結果は、モデルCでは、 nge はI(2), $ngdp$ はI(0), $cm2$ はI(0)であり、モデルC&Tでは、 nge はI(2), $ngdp$ はI(1), $cm2$ はI(0)である。ここで、Cは定数項であり、C&Tは定数項とタイムトレンドである。KPSS検定の結果は、モデルCでは、 nge はI(2), $ngdp$ はI(2), $cm2$ はI(2)であり、モデルC&Tでは、 nge はI(1), $ngdp$ はI(1), $cm2$ はI(1)である。

ADF検定とKPSS検定の結果を纏めると nge は、I(2)またはI(1)であり、 $ngdp$ と $cm2$ はI(0), I(1)またはI(2)である。3変数から選択された2変数の3通りの組み合わせでは、和分の次数が一致しない可能性があり、共和分が存在しない可能性があると言える。ただし、KPSS検定の結

果からは、3通りの組み合わせについて、共和分が存在する可能性があると言える。

Toda and Yamamoto の LA-VAR の MWALD 検定では、2変数間に共和分が存在してもしなくても良いので、本論文では Toda and Yamamoto の MWALD 検定を利用することは適切である。

4 むすび

2変数 VAR モデルを用いて Granger の因果関係の検定を行って、名目政府支出、名目 GDP、マネーストック CM2 の3変数間の因果関係について分析した。2変数 VAR (k) モデルのラグ次数は SIC の情報量基準を用いて決定した。先験的に d_{\max} の値を決めた。本論文では、Toda and Yamamoto (1995) の MWALD 検定で先験的に $d_{\max} = 1, 2$ として分析した。単位根の検定結果も $d_{\max} = 1, 2$ と整合的であった。

10%の有意水準を用いた、水準変数に関する Granger の因果関係の分析結果は次のようになる。名目政府支出とマネーストック CM2 の組み合わせについては、(マネーストック CM2 → 名目政府支出) という1方向の因果関係があると判断した。名目 GDP と名目政府支出については、(名目 GDP → 名目政府支出) という1方向の因果関係があると判断した。名目データを用いたものであるが、名目 GDP から名目政府支出への因果関係があり、Wagner 仮説が妥当する。他方、名目政府支出から名目 GDP への Keynes 的な因果関係は確認できなかった。マネーストック CM2 と名目 GDP については、Granger の因果関係が確認できなかった。しかし、この2変数 VAR(k) モデルが安定性の条件を満たさないので、この結果は信頼性に欠ける。

10%の有意水準を用いた、階差変数に関する Granger の因果関係の分析結果は次のようになる。ここ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ているため、例を挙げれば「名目政府支出」は「名目政府支出の成長率」を意味している。名目政府支出とマネーストック CM2 については、(マネーストック CM2 → 名目政府支出) という1方向の因果関係があると判断した。 $d_{\max} = 0$ の場合のみに、名目 GDP と名目政府支出では、(名目 GDP → 名目政府支出) という Wagner 仮説の1方向の因果関係があった。マネーストック CM2 と名目 GDP については、(マネーストック CM2 → 名目 GDP) という1方向の因果関係を確認できた。水準変数の場合と異なり、CM2 と名目 GDP の VAR モデルは安定性の条件を満たす。

現在の政治経済状況では、財政金融政策と名目 GDP との関係进行分析することは興味深い。アベノミックスの経済政策は「3本の矢」からなる。第1の矢は「大胆な金融政策」、第2の矢は「機動的な財政政策」、第3の矢は「民間投資を喚起する成長戦略」である。本論文で用いられた VAR モデルでの分析では第3の矢の規制緩和を取り扱うことは困難である。大胆な金融政策ではベースマネーの拡大である量的緩和政策が重要である。第2の矢の中身は公共投資が中心と考えられる。本論文の政府支出は公共投資と政府消費を加えたデータである。

日本銀行は直接にマネーストック CM2 を増減させる政策を実行していないが、本論文で捉えた財政金融政策は、名目政府支出を増減させる財政政策のことであり、マネーストック CM2 を増減させる金融政策のことである。水準変数と階差変数に対して財政金融政策変数と名目 GDP

との因果関係を分析した結果、名目政府支出を増やすような財政政策は名目 GDP への Granger の意味で因果関係がなかった。ところで、階差変数の分析によるとマネースtock CM2 の成長率を増加させる金融政策は名目 GDP の成長率への Granger の意味で因果関係があった。階差変数に関する Granger の因果関係で判断すれば、金融政策は財政政策よりもより有効である可能性があるとと言える。ただし、Tsukuda and Miyakoshi (1998) の 1980-1994 年の分析結果に見られるように、マネーサプライ M2 + CD が名目 GDP へ与える効果はあまりないとする研究もある。

名目 GDP から名目政府支出への因果関係があり Wagner 仮説が妥当した。本論文の研究ではこの効果がプラス・マイナスかどうかは分からない。他方、上の段落の内容と重なるが、名目政府支出から名目 GDP への Keynes 的な因果関係は確認できなかった。また、マネースtock CM2 から名目政府支出への 1 方向の因果関係があると判断した。この結果は、マネースtock CM2 から名目 GDP への因果関係が影響しているのかもしれない。

最後に、今後の課題について説明する。名目政府支出、名目 GDP、CM2 の 3 変数について分析したが、物価指数が入っていない。3 変数に消費者物価指数（または GDP デフレーター）を加えた 4 変数 VAR モデルによる分析は今後の課題としたい。マネーサプライと GDP の因果関係の研究では四半期データの分析が多いが、Wagner 仮説の研究では長期的な因果関係に関心があるために年次データを用いる場合が多い。四半期データの分析は今後の課題としたい。近年、日本銀行の金融政策ではベースマネーの拡大である量的緩和政策が重要視されている。本多・黒木・立花 (2010) はベースマネーのデータを用いて、量的緩和政策の効果をインパルス反応や Granger の因果関係を用いて分析している。本多・黒木・立花 (2010) は水準変数を用いて、2 の節で説明した Hamilton (1994) の第 1 の方法を用いている。本論文のマネースtock CM2 の代わりにベースマネーを利用する研究も面白い。平井・野村 (2012) は実質データを利用し、国家財政（国の一般会計予算における政府収入と政府支出）と GDP の関係に関してインパルス反応等を用いて分析している。平井・野村のデータに金融政策変数（マネースtock やベースマネー）を組み込む分析も興味深い。

参考文献

日本語文献

- 石原秀彦・土居丈朗 (2004) 「1990 年代の日本における消費・貯蓄行動について—予備的貯蓄動機を中心とする理論展望と実証研究—」『経済分析』第 174 号 1-186 頁。
- 今村有里子 (2000) 「日米間の株価連動性」『経営論集（東洋大学経営学部発行）』第 52 号 75-90 頁。
- 中澤正彦・大西茂樹・原田泰 (2002) 「財政金融政策の効果」『フィナンシャル・レビュー』第 66 号 19-42 頁。
- 平井健之・野村益夫 (2012) 「日本における国家財政と経済成長の異時点間の関係」『会計検査研究』第 45 号 36-53 頁。
- 本多佑三・黒木祥広・立花実 (2010) 「量的緩和政策—2001 年から 2006 年にかけての日本の経験に基づく実証分析—」『フィナンシャル・レビュー』第 99 号 59-81 頁。
- 松浦克己/コリン・マッケンジー (2012) 『EViews による計量経済分析（第 2 版）』東洋経済新報社。

外国語文献

- Ansari, M.I. (1996), "Monetary vs. Fiscal Policy: Some Evidence from Vector Autoregression for India", *Journal of Asian Economics*, Vol. 7, pp. 677-698.
- Babatunde M.A. (2011), "A Bound Testing Analysis of Wagner's Law in Nigeria: 1970-2006", *Applied Economics*, Vol. 43, pp. 2843-2850.
- Giles, D.E.A., Tedds, L. M. and G. Werkneh (2002), "The Canadian Underground and Measured Economies: Granger Causality Results", *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 2347-2352.
- 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*, Vol. 50, pp. 67-79.
- Huang, C.-J. (2006), "Government Expenditures in China and Taiwan: Do They Follow Wagner's Law?", *Journal of Economic Development*, Vol. 31, pp. 139-148.
- Ikeno, H. (2001), "Causality from Money Supply Growth to GDP Growth in Japan", 『金融経済研究』第17号 pp. 49-65.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210.
- Kumar S., Webber D. J. and S. Fargher (2012), "Wagner's Law Revisited: Cointegration and Causality Tests for New Zealand", *Applied Economics*, Vol. 44, pp. 607-616.
- Kurozumi, E. and T. Yamamoto (2000), "Modified Lag Augmented Vector Autoregressions", *Econometric Reviews*, Vol. 19, pp. 207-231.
- Narayan, P. K. and S. Narayan, (2006), "Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries", *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 285-291.
- Toda, H. Y. (1995), "Finite Sample Performance of Likelihood Ratio Tests for Cointegrating Ranks in Vector Autoregressions", *Econometric Theory*, Vol. 11, pp. 1015-1032.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.
- Tsukuda, Y. and T. Miyakoshi (1998), "Granger Causality Between Money and Income for the Japanese Economy in the Presence of a Structural Change", *Japanese Economic Review*, Vol. 49, pp. 191-209.
- Zapata, H. O. and A. N. Rambaldi (1997), "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 59, pp. 285-298.

(注)『フィナンシャル・レビュー』のページ数は、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。