

〔論文〕

政府支出，GDP とマネーサプライの3変数モデルにおける 因果関係：ドイツと日本*

野 村 益 夫

名古屋学院大学経済学部

要 旨

この研究の目的は、マネーサプライと所得の因果関係の文献を考慮して、ドイツ経済と日本経済に対してWagner仮説に関するGrangerの因果関係を3変数（政府支出，マネーサプライまたはマネーストック，所得）モデルで分析することである。Wagner仮説の多くの研究は政府支出と所得の2変数間のGrangerの因果関係を分析している。第1に，名目政府支出，マネーサプライM2，名目GDPの3変数については，期間1999-2014の四半期データを用いる。1999年1月には，ドイツはユーロエリアの共通通貨ユーロを使うようになった。政府支出として，政府最終消費支出のデータを用いる。Wagner仮説に関するGrangerの因果関係の研究では，年次データが良く用いられている。マネーサプライと所得の因果関係の文献では，四半期データが利用されている。第2に，3変数モデルでToda and Yamamoto(1995)のGranger因果関係を分析する。Wagner仮説の研究分野や他の研究分野では，ほとんどの研究は2変数モデルでToda and YamamotoのGranger因果関係を分析している。

キーワード：Grangerの因果関係，Wagner仮説，Toda and Yamamoto，政府支出，マネーサプライ

Causal Relationship on 3 Variables Model of Government Expenditure, GDP and Money Supply: Germany and Japan

Masuo NOMURA

Faculty of Economics
Nagoya Gakuin University

* 本論文は2016年度名古屋学院大学中期研修の成果である。

1 はじめに

Adolf H. Wagner の考え方によると、政府支出の成長は所得の成長によって決められる。所得としては、GDP, GNP, 1人当たりの GDP, 1人当たりの GNP を考えることができる。Wagner は、政府支出の成長率が所得の成長率よりも高くなり、政府支出の規模が所得よりも相対的に大きくなるという Wagner 法則を導出した。近年の研究では、Wagner 法則があらゆる国や期間に対して成立しないため、Wagner 仮説と呼ばれる場合も多い。本論文では、Wagner 仮説の用語を主に使い、Wagner 法則の用語は引用文献で使用されている場合にのみ使用することにする。

Gupta (1967) の論文を出発点として、回帰分析のモデルを用いて、政府支出の所得弾性値が 1 を超えるかどうかについて、Wagner 仮説に関する多くの論文が公表された。政府支出の所得弾性値が 1 を超える場合には、Wagner 仮説が妥当する。しかし、1990 年代以降の Wagner 仮説の研究では、政府支出と所得の Granger の因果関係が分析される場合が多い。

Magazzino (2011) や他の研究では、Wagner 仮説に関する過去の因果関係の研究は 4 つに分類することができる。

1. Wagner 仮説が妥当する。所得から政府支出への 1 方向の Granger の因果関係がある。
2. Keynes 仮説が妥当する。政府支出から所得への 1 方向の Granger の因果関係がある。
3. フィードバック仮説が妥当する。政府支出と所得に関して双方向の Granger の因果関係がある。
4. 中立性仮説が妥当する。政府支出と所得に関して Granger の因果関係が存在しない。

過去の研究では、上記 4 つの内どれが妥当するかについて分析している。過去の研究を 4 つに分類することについては、Magazzino (2011) が詳しい。

当初の Wagner 仮説に関する Granger の因果関係の研究では、単位根の分析を行わず、政府支出と所得の定常性を仮定して分析されている。最近の研究では、単位根の予備検定を行い、Johansen (Johansen (1998, 1991) and Johansen and Juselius (1990)) によって考案された共和分検定の手法を用いて、Granger の因果関係を分析している。Kumar, Webber, Fargher (2012) は Pesaran, Shin and Smith (2001) によって提案された ARDL バウンド検定を用いて、Wagner 法則を分析している。彼らは、Wagner 仮説の用語ではなく、Wagner 法則の用語を用いている。ARDL バウンド検定を用いる場合には、水準変数は $I(0)$ または $I(1)$ でいい。

Huang (2006) と Babatunbe (2011) は ARDL バウンド検定と Toda and Yamamoto (1995) の Granger の因果性（以下では、TY の Granger 因果性または TY の Granger 因果関係と表記する）を用いて、Wagner 法則を分析している。

Chow, Cotsomitis, and Kwan (2002) と Magazzino (2011) は政府支出と所得の 2 変数因果関係のモデルにマネーサプライを導入した。計量経済学では省略した変数 (omitted variable) のバイアスがあることは良く知られているので、マネーサプライと所得の因果関係の文献を考慮して、この 2 論文では 2 変数モデルにマネーサプライを導入した。Ansari (1996) 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して、4 変数モデルで分析している。

この研究の目的は，ドイツ経済と日本経済に対してWagner仮説に関するGrangerの因果関係を3変数モデルで分析することである。第1に，名目政府支出，マネーサプライM2（名目値），名目GDPの3変数については，期間1999-2014の四半期データを用いる。1999年1月には，ドイツはユーロエリアの共通通貨ユーロを使うようになった。政府支出として，政府最終消費支出のデータを用いる。Wagner仮説に関するGrangerの因果関係の研究では，1部の例外的研究を除いて四半期データは利用されず，年次データが用いられている。政府支出には，政府最終消費支出，政府投資（あるいは公共投資），移転支出がある。マネーサプライと所得の因果関係の文献では，四半期データが利用されている。第2に，3変数モデルでTYのGranger因果関係を分析する。Wagner仮説の研究分野や他の研究分野では，ほとんどの研究は2変数モデルでTYのGranger因果関係を分析している。例外的に，Narayan and Narayan（2006）は政府支出，政府収入と所得の3変数モデルでTYのGranger因果関係を分析している。

2. 計量経済学の方法とデータ

単位根の検定（定常性の検定）

単位根の検定方法として，ADF検定とKPSS検定について簡単に説明する。Granger and Newbold（1974）とPhillips（1986）によって分析された「見せかけの回帰（Spurious Regression）」を避けるために，この2つの検定方法は諸論文で頻繁に使用されるものである。

ADF検定について説明する。多数の研究論文で見られるように，定数項とタイムトレンドを持つモデル（モデルC & T）と定数項を持つモデル（モデルC）は，以下の2式で与えられる。

$$x_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \gamma_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$x_t = \alpha_0 + \gamma_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (2)$$

モデルC & Tは（1）式で表され，モデルCは（2）式で表される。 x_t は， t 時点における名目政府最終消費支出，マネーサプライM2，名目GDPの対数値のいずれかを示している。（1）式で $\gamma_0 = 1$ の場合には，1回の階差を取った変数（第1階差変数， Δx_t ）の定数項，タイムトレンド， k 個の自身のラグへの回帰式を得る。（2）式で $\gamma_0 = 1$ の場合にも，同様である。（1）と（2）の Σ の式は拡張項である。

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin（1992）提案のKPSS検定では，帰無仮説が定常性を持つことであり，対立仮説が単位根を持つことである。ADF検定では，帰無仮説が単位根を持つことであり，対立仮説が定常性を持つことである。

共和分検定

Engle and Granger（1987）によると，同じ和分の次数を持つ時系列変数 x_t ， y_t ， z_t に対して，これらの1次結合 $ax_t + by_t + cz_t$ は定常になり得る。これらの定常な3変数の1次結合が存在する場合には，これらの3変数は共和分にあると定義される。本論文では3変数で分析するため，

3変数で共和分を説明したが、Engle and Granger は多変数の場合における共和分を定義している。共和分の検定方法として、Engle and Granger 提案の方法、Johansen の方法 (Johansen (1998, 1991), Johansen and Juselius (1990)) 等がある。Wagner 仮説の研究では、Johansen の方法を用いた因果関係の分析が多数存在する。Johansen の方法等の共和分分析を用いる場合には、分析変数の和分の次数が同じであることが必要である。共和分が存在する場合には、誤差修正モデルを用いた Granger の因果関係の分析を通して、Wagner 仮説を分析している。諸研究では、分析変数の和分の次数が $I(1)$ である場合がほとんどである。

Toda and Yamamoto (1995) の Granger 因果関係

本論文では、Toda and Yamamoto (1995) の Granger の因果性を用いて、Wagner 法則を分析している。

TY の Granger 因果関係 (Toda and Yamamoto (1995) の Granger 因果関係) は分析変数の和分次数が同じであることを必要としないし、共和分の存在を前提としていない。Dolado and Lütkepohl (1996) は Toda and Yamamoto (1995) と類似の方法を提案している。諸研究では、Dolado and Lütkepohl よりも Toda and Yamamoto が引用される場合が多い。Zapata and Rambal (1997) は共和分がある 2, 3 変数モデルで TY の Granger 因果関係の方法に関する統計的特性をモンテカルロ実験で Johansen の方法等と比較している。

TY の Granger 因果関係を分析する場合には、単位根の予備検定は必要ないが、本論文では単位根の検定を行った後で因果関係の検定を行う。

Narayan and Narayan (2006) は、Toda and Yamamoto (1995) の p 変数のモデルを 3 変数の場合に説明している。Narayan and Narayan に従って、3 変数 x, y, z の $VAR(K + d_{\max})$ の VAR モデルを以下の 3 式で示す。

$$x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \gamma_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \delta_{1i} z_{t-i} + u_{1t}, \quad (3-1)$$

$$y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \beta_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \gamma_{2i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \delta_{2i} z_{t-i} + u_{2t}, \quad (3-2)$$

$$z_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \beta_{3i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \gamma_{3i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^{K+d_{\max}} \delta_{3i} z_{t-i} + u_{3t}, \quad (3-3)$$

ここで、 $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3)$ はそれぞれ定数項であり、 K は Schwarz Bayesian 基準 (Schwarz Bayesian Criterion (SBC)), LM 検定, $VAR(K)$ モデルの安定性の吟味を通して決められ、 $d_{\max}$ は 3 変数の和分の最大次数である。この K の選択は、後で説明する Magazzino (2012) の手順を参考にして、Toda and Yamamoto は $VAR(K)$ モデルから拡張項 $(\sum_{i=1}^K \beta_{1i} x_{t-i})$ のラグ次数を $d_{\max}$ だけ増やすことにより、増加させた $VAR(K + d_{\max})$ の利用を提案した。 $d_{\max} = 0$ の場合には、上記 3 式は通常の VAR モデルに一致する。また、Kurozumi and Yamamoto (2000) は、この方法を LA-VAR (Lag Augmented VAR) と表している。

次に、因果関係の記号を説明する。 $y \nrightarrow x$ は「変数 y が変数 x の Granger 因果でない」ことを意味すると定義する。帰無仮説 $H_0: y \nrightarrow x$ は (3-1) における $H_0: \gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{1K} = 0$ と同じである。対立仮説は H_0 でないことであり、「(3-1) において $\gamma_i \neq 0$ となる i が存在する ($i = 1, 2, \dots, K$ のいずれか)」ことである。帰無仮説 $H_0: y \nrightarrow x$ の Wald 検定において、Toda and Yamamoto は

Wald検定統計量が漸近的に自由度 K のカイ2乗分布 $\chi^2(K)$ に従うことを示した。同様にして, 帰無仮説として, $H_0: z \not\rightarrow x, H_0: z \not\rightarrow y$ を定義できる。帰無仮説 $H_0: y \not\rightarrow x$ の棄却は y から x へのTYのGranger因果関係がある($y \rightarrow x$)ことを示している。ここで, 検定の有意水準として5%を用いる。 $y \rightarrow x$ は「 y から x への1方向のTYのGranger因果関係がある」と定義する。検定の結果 $y \rightarrow x$ と $x \rightarrow y$ が成り立つ場合には, $x \leftrightarrow y$ と表記する。 $x \leftrightarrow y$ は, 「 x と y の間に双方向の因果関係がある」と定義する。

Magazzino (2012) は, $d_{\max} = 0$ とする(3-1)–(3-3)の3式における K を決めるために, LM検定及びVAR(K)モデルの安定性を用いた。最初に, K をSBCで選択する。次に, SBCで選択した K の値より始めて順次 K の値を増加させて系列相関の存在に関するLM (Lagrange multiplier) 検定を行う。有意水準5%を用いて, 次数1, ..., 12の全てに対して誤差項の系列相関が存在しない帰無仮説を棄却できない所まで K の値を増加させる。SBCとLM検定で選択された K の値を用いてVAR(K)モデルの安定性を検討する。安定性の条件は, VAR(K)モデルの固有値が半径1の円に入るかどうかである。(3-1)–(3-3)の K の値は, Magazzinoの方法に従って決める。

和分の最大次数 $d_{\max}$ の決め方について説明する。 x はI(1), y はI(0), z はI(1)とする。 $d_{\max}$ は x, y, z の和分の最大次数であるから, この場合には $d_{\max} = 1$ である。 x はI(1), y はI(0), z はI(2)とする場合は, $d_{\max} = 2$ である。この2例では x, y, z の和分の次数は異なっているために, これらの3変数の間には共和分は存在しない。

分析データ 1999Q1–2014Q4

ドイツ

IMFのホームページより, 名目GDPと名目政府最終消費支出の四半期データを得た。この2つのデータは名目表記で, 季節調整済みであり, ユーロで表記されている。IMFホームページより得たエクセルファイルでは, 名目GDPは“Gross Domestic Product, Nominal, Seasonally Adjusted, Euros”と表され, 名目政府最終消費支出は“Government Consumption Expenditure, Nominal, Seasonally Adjusted, Euros”と表されている。

IMFホームページから, 期間1999–2015におけるマネーサプライM2のデータを得ることができなかった。入手できない理由は後述のように, ユーロ圏で1999年1月より単一通貨としてユーロを非現金取引において導入し, 欧州中央銀行ECBがユーロ圏に対して単一の金融政策を実行するようになったためと考えられる。ドイツの中央銀行Bundesbankのホームページより, マネーサプライM2を得た。Bundesbankホームページで得たエクセルファイルでは, マネーサプライM2は“Monetary aggregate M2 (from January 2002, excluding currency in circulation) / German contribution / Outstanding amounts at the end of the month (stocks) / Seasonally adjusted”と表されている。マネーサプライM2は月次データであるが, 他方, 名目GDPと名目政府支出は四半期データである。マネーサプライM2の月次データの3か月平均を計算することにより, M2を四半期データに変換する。元の月次データが季節調整済みであるので, 平均を取ることでバイアスが生じ得る。3か月の最終月のデータを用いても, 分析結果に影響が見られないと判断した。

日本

IMFのホームページより、名目GDP、名目政府最終消費支出、マネーサプライ(マネーストック)M2の四半期データを得た。日本銀行のM2統計は、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。この3つのデータは名目表記で、季節調整済みであり、円で表記されている。IMFホームページより得たエクセルファイルでは、名目GDPは“Gross Domestic Product, Nominal, Seasonally Adjusted, Annualized Rate, National Currency”と表され、名目政府最終消費支出は“Government Consumption Expenditure, Nominal, Seasonally Adjusted, Annualized Rate, National Currency”と表され、M2は“M2, Seasonally Adjusted, National Currency”と表されている。

データ入手のURLと記号

IMFホームページのURL：

<http://data.imf.org/?sk=5DABAFF2-C5AD-4D27-A175-1253419C02D1>

ドイツの中央銀行BundesbankのホームページのURL：

https://www.bundesbank.de/Navigation/EN/Statistics/Euro_area_aggregates/Monetary_aggregates/Tables/tabellen_zeitreihenliste.html?id=24988

以下の記号を用いる。

NGCE = 名目政府最終支出の自然対数値

LNGDP = 名目GDPの自然対数値

LM2 = マネーサプライM2の自然対数値

ドイツと日本の金融政策

ECBと日本国外務省のホームページより説明する。欧州中央銀行制度ESCB (European System of Central Banks) は欧州中央銀行ECB (European Central Bank) と欧州連合EUの28加盟国中央銀行 (2013年1月クロアチアEU加入より28か国) から構成されている。28か国にはイギリスも含んでいる。ESCBはユーロを使わないEU加盟国の中央銀行を含んでいる。2016年では、ユーロ圏 (ユーロエリア, euro area) は通貨ユーロを利用しているEUの19か国から構成されている。ユーロシステム (Eurosystem) はECBとユーロ圏の各国中央銀行から構成されている。ECBはユーロシステムの1部であり、EUの1機関である。1999年1月より、銀行間取引などの非現金取引で単一通貨ユーロが使われ、ECBとユーロシステムはユーロ圏に対して単一の金融政策を実行している。2002年1月より、ユーロ通貨の流通が当時のユーロ圏で開始した。ECBの主要目的は物価の安定を維持することであり、言い換えれば、通貨ユーロの価値を保持することである。

日本銀行の金融政策は日本経済のみを対象として実行されている。ECBあるいはユーロシステムはユーロエリアのために金融政策を行っている。ドイツの金融政策はECBによって行われ

ており、日本の場合と大きく異なっている。財政はドイツ1国単位で行われていて、日本と同じである。

3. 因果関係の分析結果

単位根の分析結果

ドイツと日本に関する ADF 検定と KPSS 検定の結果が表1に示されている。表1では、モデル C と C & T に対して、変数名、ADF 検定統計量の値、KPSS 検定統計量の値がそれぞれ示されている。有意水準5%を用いて、単位根の検定を行う。

ドイツの結果を示す。LNGCE は、ADF 検定結果より、モデル C と C & T では I(2) である。KPSS 検定の結果からは、モデル C では I(2) であり、モデル C & T では I(1) である。ここでは、LNGCE は I(2) であると判断する。LNGDP は、ADF 検定結果より、モデル C と C & T に対して、I(1) である。KPSS 検定の結果から、モデル C では I(1) であり、モデル C & T では I(0) である。ここでは、LNGDP は I(1) であると判断する。LM2 は、ADF 検定結果より、モデル C と C & T に対して I(1) であり、KPSS 検定の結果も同様にして I(1) である。LM2 は I(1) である。ADF 検定と KPSS 検定の結果より、LNGCE は I(2)、LNGDP と LM2 の2変数は I(1) であると判断した。I(2) 変数の分析については、Giles, Tedds and Werkneh (2002) を参照されたい。3変数の和分の次数は同じでないで、共和分が存在しない。

Δ LNGCE、 Δ LNGDP、 Δ LM2 の和分次数は、LNGCE、LNGDP、LM2 からそれぞれ1を引いた数である。ドイツについては、 Δ LNGCE は I(1)、 Δ LNGDP と Δ LM2 は I(0) である。

次に日本の結果を示す。LNGCE は、ADF 検定結果より、モデル C と C & T では、I(1) である。KPSS 検定の結果からは、モデル C では I(1) であり、モデル C & T では I(0) である。ここでは、KPSS 検定の10%有意水準の結果も考慮して、LNGCE は I(1) であると判断する。LNGDP は、ADF 検定結果より、モデル C と C & T に対して、LNGDP は I(1) である。KPSS 検定の結果からは、モデル C では I(1) であり、モデル C & T では I(2) である。ここでは、LNGDP は I(1) であると判断する。LM2 は、ADF 検定結果からは、モデル C と C & T では、I(1) である。KPSS 検定の結果より、モデル C では I(1) であり、モデル C & T では、LM2 が I(2) 以上で結果は分からない。ここでは、LM2 は I(1) であると仮定する。

日本については、LNGCE、LNGDP、LM2 はそれぞれ I(1) であるので、 Δ LNGCE、 Δ LNGDP と Δ LM2 は全て I(0) である。

TY Granger の因果関係の分析結果

前述したように、先ず SBC によって VAR モデル VAR(K) の K を選び、5%有意水準を用いてこのモデルに対する残差の自己相関の LM 検定を行う。次数1. ..., 12の全てに対して VAR(K) の K を系列相関が除去できるまで、 K の値を増加させる。この VAR(K) に対して固有値の安定性の条件を満たすかどうかを検討する。すなわち、選択された VAR(K) の行列の固有値が単位円内にある

表1 単位根の結果

ドイツ				
モデル C	変数		ADF	KPSS
	LNGCE	水準	1.664488	0.989503 ^a
		1階階差	-2.156802	0.560757 ^b
		2階階差	-4.796213 ^a	0.153326
	LNGDP	水準	-0.097957	1.01033 ^a
		1階階差	-5.282176 ^a	0.060706
		2階階差	-3.544063 ^a	0.048234
	LM2	水準	0.833017	0.998627 ^a
		1階階差	-5.215207 ^a	0.284208
		2階階差	-6.54737 ^a	0.5 ^b
モデル C&T	変数		ADF	KPSS
	LNGCE	水準	-0.889252	0.236423 ^a
		1階階差	-2.968618	0.057896
		2階階差	-4.746997 ^a	0.150369 ^b
	LNGDP	水準	-2.710462	0.078982
		1階階差	-5.256365 ^a	0.040105
		2階階差	-8.723486 ^a	0.047643
	LM2	水準	-2.566232	0.19697 ^b
		1階階差	-5.424172 ^a	0.112
		2階階差	-6.485381 ^a	0.5 ^a

(注) aは1%, bは5%, cは10%の有意水準を示している。ADFの拡張項のラグは maxlag = 10 (最大ラグ10) として, SBC基準で選択している。1階階差は1階の階差変数, 2階階差は2階の階差変数を示している。

日本				
モデル C	変数		ADF	KPSS
	LNGCE	水準	-1.734037	0.893211 ^a
		1階階差	-9.882015 ^a	0.178804
		2階階差	-7.60649 ^a	0.5 ^b
	LNGDP	水準	-1.604248	0.648596 ^b
		1階階差	-6.488516 ^a	0.074064
		2階階差	-12.47449 ^a	0.406179 ^c
	LM2	水準	1.073711	0.974133 ^a
		1階階差	-4.966038 ^a	0.30024
		2階階差	-12.09732 ^a	0.214922
モデル C&T	変数		ADF	KPSS
	LNGCE	水準	-2.641724	0.133801 ^c
		1階階差	-9.951345 ^a	0.12801 ^c
		2階階差	-7.531633 ^a	0.214922
	LNGDP	水準	-1.887063	0.128967 ^c
		1階階差	-6.445997 ^a	0.070577
		2階階差	-12.38655 ^a	0.32346 ^a
	LM2	水準	-0.561108	0.171594 ^b
		1階階差	-5.086654 ^a	0.209705 ^b
		2階階差	-12.0843 ^a	0.154084 ^b

(注) aは1%, bは5%, cは10%の有意水準を示している。ADFの拡張項のラグは maxlag = 10 (最大ラグ10) として, SBC基準で選択している。1階階差は1階の階差変数, 2階階差は2階の階差変数を示している。

かどうかを分析する。最後に， $\text{VAR}(K)$ のラグ次数を $d_{\max}$ だけ増加させて $\text{VAR}(K + d_{\max})$ モデルを得る。

ドイツと日本の両国に対して，LNGCE，LNGDP，LM2の水準変数を用いたVARモデルでは，安定性の条件を満たす $\text{VAR}(K)$ モデルを得ることができなかった。それに対して， ΔLNGCE ， ΔLNGDP ， ΔLM2 の階差変数を用いたVARモデルでは，安定性の条件を満たすことが分かった。すなわち，階差変数を用いたVARモデルでは，SBCとLM検定を通して選択された $\text{VAR}(K)$ モデルの行列の固有値は単位円内にあるという結果を得た。階差変数の和分次数は，水準変数から1を引いた数である。ドイツに対しては，ADF検定とKPSS検定の結果より，LNGCEは $I(2)$ ，LNGDPは $I(1)$ ，LM2は $I(1)$ であると判断した。 ΔLNGCE は $I(1)$ ， ΔLNGDP は $I(0)$ ， ΔLM2 は $I(0)$ である。ドイツの階差モデルでは $d_{\max} = 1$ を用いる。日本に対しては，ADF検定とKPSS検定の結果より，LNGCE，LNGDP，LM2は全て $I(1)$ であるとした。 ΔLNGCE ， ΔLNGDP ， ΔLM2 は $I(0)$ である。日本の階差モデルでは $d_{\max} = 0$ を用いる。ここで注意したい点は，Toda and Yamamoto (1995) のGranger因果関係は本来水準変数を対象に考えている。

Huang (2006)，Babatunbe (2011)，Narayan and Narayan (2006)等は水準変数を用いたVARモデルでTYのGranger因果関係を分析している。しかし，これらの3研究では， $\text{VAR}(K)$ モデルの K の選択に関して，安定性の条件やLM検定については特に書かれていないので， K の選択は情報量基準のみを用いて決められていると解釈できる。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，階差変数VARモデルを用いて因果関係の検定を行っている。本論文の分析モデルは，マネーサプライと所得の因果関係を分析する諸文献で見られるモデルに近い。

表1の分析結果はドイツでは $d_{\max} = 1$ ，日本では $d_{\max} = 0$ であることを示している。しかし，Huang (2006)に従って， $d_{\max} = 0, 1$ の2つの値について，TY Grangerの因果関係の分析結果が表2で示されている。表2では，ドイツと日本に対して， $d_{\max}$ ，帰無仮説，MWALD検定統計量(Toda and Yamamoto (1995)の修正されたWald検定統計量)，p値(MWALD検定統計量のp値)，ラグ K (SBC，LM検定， $\text{VAR}(K)$ モデルの安定性の吟味を通して決められる)の値がそれぞれ示されている。先ず第1に， ΔLNGCE と ΔLNGDP の間にあるTY Grangerの因果関係(Wagner仮説)に関心があり，次に ΔLNGDP と ΔLM2 の間にある因果関係に関心がある。ただし， ΔLNGCE と ΔLM2 の間の因果関係についても説明する。

Wald検定では有意水準5%を用いる。ここで，階差モデルを用いているため，所得は所得の成長率を意味し，政府支出は政府支出の成長率を意味している。正確には， ΔLNGCE は名目政府最終消費支出の成長率， ΔLNGDP は名目GDP成長率， ΔLM2 はマネーサプライM2の成長率をそれぞれ意味している。

ドイツに対するWald検定の結果を示す。 $d_{\max} = 0, 1$ の2つの値に対して，所得と政府支出の間には双方向のTY Grangerの因果関係($\Delta\text{LNGCE} \leftrightarrow \Delta\text{LNGDP}$)を発見した。フィードバック仮説を支持する結果を得た。 ΔLNGDP と ΔLM2 の間にはTY Grangerの因果関係は存在しない。 $d_{\max} = 0$ の値に対して， $\Delta\text{LNGDP} \rightarrow \Delta\text{LM2}$ の1方向のGrangerの因果関係を発見しているが，単位根の

表2 3変数モデルのTY因果関係

ドイツ

$d_{\max}$	帰無仮説	MWALD 検定統計量	p 値	ラグ K
0				
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	5.641205	0.3427	5
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	3.278194	0.6572	5
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	13.92066	0.0161 ^b	5
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	25.59551	0.0001 ^a	5
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	11.29122	0.0459 ^b	5
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	6.808036	0.2353	5
1				
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	4.685038	0.4555	5
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	3.938662	0.5583	5
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	13.30464	0.0207 ^b	5
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	18.81323	0.0021 ^a	5
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	7.951902	0.1589	5
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	6.128348	0.2939	5

(注) Δlm2 と Δlngdp と Δlngce に関して, $\text{VAR}(K)$ で SBC で選択された K は $K=0$ である。
 $K=1, 2, 3, 4, 5$ と K を増加させ, 次数 $1, 2, \dots, 12$ に対して自己相関がなくなるまで, LM
検定を行う。 $\text{VAR}(K)$ ($K=5$) は LM 検定をクリアし, 安定性の条件を満たす。固有
値の大きさが 1 を超えない。

(注) 帰無仮説における $x \rightarrow y$ 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% 水準で有意であることを示す。

日本

$d_{\max}$	帰無仮説	MWALD 検定統計量	p 値	ラグ K
0				
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	0.050027	0.823	1
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	4.928564	0.0264 ^b	1
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	3.705997	0.0542 ^b	1
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	0.288431	0.5912	1
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	0.148299	0.7002	1
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	2.619863	0.1055	1
1				
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	0.253679	0.6145	1
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	4.08146	0.0434 ^b	1
	$\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	4.062634	0.0438 ^b	1
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LNGCE}$	0.255839	0.613	1
	$\Delta \text{LNGDP} \rightarrow \Delta \text{LM2}$	0.23739	0.6261	1
	$\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$	4.831243	0.0279 ^b	1

(注) Δlm2 と Δlngdp と Δlngce に関して, $\text{VAR}(K)$ で SBC で選択された K は $K=0$ である。
 $\text{VAR}(K)$ ($K=1$) は LM 検定をクリアし, 安定性の条件を満たす。固有値の大きさが 1
を超えない。

(注) 帰無仮説における $x \rightarrow y$ 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% 水準で有意であることを示す。

結果が $d_{\max} = 1$ であることを示しているため, この結果は信頼性に欠ける。ECBやユーロシステムが全ユーロエリアの国を対象として金融政策を行っているためであり, ドイツ経済のみを対象としていないため, ΔLNGDP と ΔLM2 の間に因果関係がないという結果が得られた可能性がある。 ΔLNGDP と ΔLM2 の間にはTY Grangerの因果関係は存在しない。

次に日本に対するWald検定の結果を示す。 $d_{\max} = 0, 1$ の2つの値に対して, $\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$, $\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$, $\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$ という結果を得た。政府支出から所得への1方向のTY Grangerの因果関係($\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$)を発見し, Keynes仮説が妥当する。政府支出からマネーサプライM2への1方向のTY Grangerの因果関係($\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$)を発見している。さらに, マネーサプライM2から所得への1方向のTY Grangerの因果関係($\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$)を発見している。この結果はドイツの分析結果と異なり, 日本銀行が日本経済のみに対して金融政策を実行しているためである可能性がある。Tsukuda and Miyakoshi (1998)は1967Q1-1994Q1を分析期間として, M2 + CDから所得への1方向の因果関係が1980年の後に消滅したという結果を得ている。本論文と結果が異なるのは, 分析期間や分析手法の違いによるものである。

4. むすび

本論文では, ドイツに対しては, 政府最終消費支出の対数値LNGCEはI(2), 名目GDPの対数値LNGDPとマネーサプライM2の対数値LM2の2変数はI(1)であると判断した。Wagner仮説の諸研究では, 全ての水準変数のデータがI(1)であることがほとんどであり, I(2)変数を分析したものがない。Toda and Yamamoto (1995)のGranger因果関係の分析方法を使用すれば, 本論文のようにI(2)とI(1)のデータが混在したものも分析できる。I(2)変数の分析については, Giles, Tedds and Werkneh (2002)を参照されたい。

本論文では, 水準変数モデルではなく階差変数モデルで分析した。分析対象の3変数はそれぞれ変数の成長率を示している。水準変数モデルはVARモデルの固有値が単位円内にあるという安定性の条件を満たしていないため, 階差変数モデルで分析した。Toda and Yamamoto (1995)のGranger因果関係は本来水準変数を対象に考えられていた。ただし, Huang (2006)は安定性の条件を満たさなくてもToda and Yamamoto (1995)のGranger因果関係を用いることができると書いてある。

ドイツについては, 所得から政府支出への1方向の因果関係を意味するWagner仮説に関しては, 名目GDPと名目政府最終消費支出の間のフィードバック仮説を支持する結果を得た。単位根の結果が示している $d_{\max} = 1$ を用いると, 名目GDPとマネーサプライM2の間にはTY Grangerの因果関係は存在しない。名目政府最終消費支出とマネーサプライM2の間にはTY Grangerの因果関係は存在しない。

日本については, 政府支出から所得への1方向の因果関係であるKeynes仮説が妥当した。政府支出からマネーサプライM2への1方向の因果関係($\Delta \text{LNGCE} \rightarrow \Delta \text{LM2}$)を発見し, さらに, マネーサプライM2から所得への1方向の因果関係($\Delta \text{LM2} \rightarrow \Delta \text{LNGDP}$)を発見した。この結果

はドイツの分析結果と異なり、日本銀行が日本経済のみに対して金融政策を実行しているためである可能性がある。

政府支出として、名目政府最終消費支出のデータを利用したが、政府支出には、政府最終消費支出、政府投資、移転支出があり、本論文では政府投資と移転支出を取り扱っていない。IMFのデータでは、政府最終消費支出のデータが利用可能である。政府投資の代わりに、公共部門の投資である公共投資を取り上げる場合も多い。

本論文では、分析対象の3変数は全て名目値である。Wagner仮説の研究では、実質変数が良く用いられる。Ikeno (2001), Tsukuda and Miyakoshi (1998)に見られるように、マネーサプライと所得の因果関係の文献では、しばしば名目値のデータが利用される。

*本論文は、ドイツのLeipzig大学における2016年度中期研修の成果である。Leipzig大学における研究環境をサポートしてくれたProfessor Dr. Markus A. Denzelに感謝します。なお、Denzel教授はFakultät für Geschichte, Kunst- und OrientwissenschaftenのHistorische SeminarのLehrstuhl für Sozial- und Wirtschaftsgeschichteの地位にあります。中期研修においてお世話になった名古屋学院大学教職員の皆様に感謝します。

参考文献

- Ansari, M. I. (1996), "Monetary vs. Fiscal Policy: Some Evidence from Vector Autoregression for India", *Journal of Asian Economics*, Vol. 7, pp. 677-698.
- Chow, Y. F., Cotsomitis, J. A., and Kwan, A. C. C. (2002), "Multivariate Cointegration and Causality Tests of Wagner's Hypothesis: Evidence from the UK", *Applied Economics*, Vol. 34, 1671-1677.
- Babatunde M. A. (2011), "A Bound Testing Analysis of Wagner's Law in Nigeria: 1970-2006", *Applied Economics*, Vol 43, pp. 2843-2850.
- Dolado, J. J. and H. Lütkepohl (1996), "Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems", *Econometric Theory*, Vol. 15, pp. 369-386.
- 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", *Review of Monetary and Financial Studies*, Vol. 17 pp. 49-65.
- Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- 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.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 111-120.

- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231–154.
- 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.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., and Y. Shin (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 159–178.
- 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.
- Phillips, P. C. B. (1986). “Understanding Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol. 33, 311–340.
- Phillips P. C. B., and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in a Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, 335–346.
- 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. 285–98.