

日本における
ワグナー仮説の実証的検討

——都道府県データを用いた分析——

平 井 健 之

神戸学院経済学論集

第50巻 第4号 抜刷

平成31年3月発行

日本における ワグナー仮説の実証的検討

——都道府県データを用いた分析——

平 井 健 之

1. はじめに

経済成長とともに政府活動の規模が相対的に増大するという傾向は、ワグナー仮説（または、ワグナー法則）として知られており、このワグナー仮説の妥当性をめぐる実証研究は諸外国においてこれまで多数存在する。⁽¹⁾このワグナー仮説の検証を試みる当初の実証研究は、各国の時系列データまたはクロス・セクションデータを用いて、政府支出とGDP（または、GNP）とを関連付ける回帰式の推定により得られた弾力性の値から、ワグナー仮説の妥当性を検討している。そこでは、Gupta (1967), Wagner and Weber (1977), Mann (1980), Abizadeh and Gray (1985), Ram (1987), Abizadeh and Yousefi (1988), Nagarajan and Spears (1990) 等のように、政府支出のGDP（または、GNP）弾力性が1より大きいならば、あるいは、政府支出の対GDP（または、GNP）比率のGDP（または、GNP）弾力性が0を上回るならば、ワグナー仮説が成立すると解釈している。

(1) ドイツの経済学者、アドルフ・ワグナー (Adolph Wagner) による国家活動の増大の法則に関する記述については、英語訳の Wagner (1967) を参照されたい。この法則はワグナー法則と呼ばれているが、本稿では、Ram (1987), Biswal, Dhawan and Lee (1999) や Narayan, Prasad and Singh (2008) 等に従って、ワグナー仮説と呼ぶことにする。

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

しかし、これら当初の実証研究は、とりわけ時系列分析において、使用されるデータが定常であることを仮定していた。そのため、Henrekson (1993) において指摘されたように、従来のワグナー仮説を支持する分析結果は見せかけの回帰である可能性が存在する。ワグナー仮説は、経済成長と政府規模との長期の関係であるため、その後の実証研究は、政府支出と GDP に関する 2 変数について共和分検定を行い、まず、これら 2 変数が長期の均衡関係にあるかどうかを分析している。また、ワグナー仮説は経済成長とともに政府の規模が相対的に拡大する傾向を示すものであるため、GDP から政府支出への因果関係の成立を意味している。この点も考慮し、近年の実証研究では、政府支出と GDP の 2 変数間で共和分関係が確認されると、さらに誤差修正モデルを推定して 2 変数間の因果関係の検定も行われている⁽²⁾。

このような分析方法に基づき、諸外国での実証研究として、例えば、Oxley (1994) と Chow, Cotsomitis and Kwan (2002) はそれぞれ 1870 年から 1913 年までの期間と 1948 年から 1997 年までの期間のイギリスについて、Park (1996) は 1964 年から 1992 年までの韓国について、Islam (2001) は 1929 年から 1996 年までのアメリカ合衆国について、Narayan, Prasad and Singh (2008) は 1970 年から 2002 年までのフィジーについて、そして Iniguez-Montiel (2010) は 1950 年から 1999 年までのメキシコについて、ワグナー仮説を支持する分析結果を示している。一方、Hondroyannis and Papapetrou (1995) は、ギリシャにおいて、1951 年から 1992 年までの年次データを使用し、政府支出と GDP の 2 変数間での共和分関係の存在を確認できないことから、ワグナー仮説が支持されないという分析結果を示している。

(2) 諸外国におけるワグナー仮説に関する実証分析の動向については、平井 (2003, 2015) を参照されたい。なお、共和分検定と因果関係の検定に基づく近年の実証研究においても、例えば、Oxley (1994), Payne and Ewing (1996), Islam (2001), Iyare and Lorde (2004), 及び Narayan, Prasad and Singh (2008) 等はさらに、政府支出と GDP の長期の関係式より、長期の弾力性の推定値を求めてワグナー仮説の成立を検討している。

また、いくつかの実証研究は、複数の国を分析対象とし、各国の分析結果を比較してワグナー仮説の妥当性を検討している。Anwar, Davies and Sampath (1996) は1960年から1992年までを分析期間として88の国を対象に、Bohl (1996) は第2次世界大戦後のデータを用いてG7諸国を対象に、Payne and Ewing (1996) は経済発展の段階が異なる22の国を対象に、Chang (2002) は1951年から1996年までを分析期間としてアジアの新興工業国（韓国、台湾、タイ）と先進国（日本、アメリカ、イギリス）の6カ国を対象に、Chang, Liu and Caudill (2004) も同じく1951年から1996年までを分析期間としてアジアの新興国や先進国を中心とする10カ国について、そしてIyare and Lorde (2004) はカリブ海の9カ国を対象に、それぞれの国においてワグナー仮説が成立するかどうかを検討している。これらの実証研究からはいずれも、ワグナー仮説が支持される国と支持されない国が混在するという分析結果が示されている。

これらの国際比較の実証研究に対して、Abizadeh and Yousefi (1988) は、1950年から1984年までのアメリカ合衆国における選ばれた10の州の時系列データを用いて、各州についてワグナー仮説の成立を実証的に検討し、それらの分析結果を比較している。このような各州のデータの使用には、従来の分析と異なり、次のような利点があることを挙げている。第1は、平和や安定が行き渡った状態を想定できることである。このような状態は、ワグナー仮説における仮定の1つである。ところが、この仮定は、国際間の比較においては、政治や軍事上の衝突によって必ずしも成立していない。さらに第2は、各国間での文化的・制度的差異による政府支出への影響を分離できることである。そして第3は、各州は内的・外的な経済状況による悪影響を緩和するための財政・金融政策の手段を採用することはまれであるので、そのような手段による政府支出への影響を無視できることである。ただし、Abizadeh and Yousefi (1988) の分析は、既述のように、使用されるデータが定常であることを仮定している。

これらの点を踏まえて、Narayan, Nielsen and Smyth (2008) は、1952年から2003年までの中国の24省の実質政府支出と実質GDPのパネルデータを用いて、

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

全地域だけではなく、地域を中央、東部、西部の省に分割してそれぞれ単位根検定、共和分検定と Granger の因果性検定により、ワグナー仮説の成立を分析している。その結果、ワグナー仮説は、中国の中央と西部の省でのみ支持されることが示されている。

そこで、本稿の目的は、Abizadeh and Yousefi (1988) の考えに従って、1955年度から2014年度までの各都道府県の年度データを使用し、日本におけるワグナー仮説の成立を都道府県別に検討することである。わが国のワグナー仮説に関する近年の実証研究として、Chang (2002), Chang, Liu and Caudill (2004), 平井 (2003, 2015), 及び Ono (2014) は、政府支出と GDP に関する 2 変数が長期の均衡関係にあること、さらに GDP から政府支出への因果関係が存在することから、ワグナー仮説を支持する分析結果を得ている。ただし、Ono (2014) や平井 (2015) においては、わが国の政府支出と GDP は長期の均衡関係にあるものの、政府支出の GDP 弾力性の推定値は 1 より小さいことが示されている。本稿の実証分析では、ワグナー仮説をめぐる政府支出と県内総生産の関係について、第 1 に、これら 2 変数が長期の均衡関係にあるかどうか、第 2 に、長期の均衡関係にある場合、県内総生産から政府支出への因果関係が存在するかどうか、そして第 3 に、政府支出の所得弾力性は 1 を上回るかどうかを都道府県ごとに分析し、それらの結果を都道府県の間で比較して検討する。

本稿の構成は、次の通りである。まず第 II 節では、本稿の実証分析で使用するデータと分析方法を解説する。第 III 節では、都道府県ごとの政府支出と県内総生産との関係について、共和分検定、Granger の因果関係の検定、及び長期の弾力性係数の推定に基づく分析結果を提示し、各都道府県のワグナー仮説の成立について検討する。第 IV 節では、政府支出と県内総生産の 2 変数間で共和分関係が存在しないと判断された都道府県について、これら 2 変数間の短期の因果関係を分析する。最後に、第 V 節において結論を述べる。

II. データと実証分析の方法

1. データ

本稿では、都道府県ごとにワグナー仮説の妥当性を検討するために、都道府県別の政府支出と経済活動の規模に関するデータを得る必要がある。そのために、「県民経済計算」（内閣府経済社会総合研究所）より、各都道府県の政府支出については、政府最終消費、公的総固定資本形成、及び公的企業の在庫品増加を合計した実質値のデータ、各都道府県の経済活動の規模については、県内総生産の実質値のデータを用いることにする。分析で使用するデータの期間は、後述するように、沖縄県のみを除いて、1955年度から2014年度までとする。

ここで、「県民経済計算」は68SNAのデータと93SNAのデータを利用することが可能であるが、分析期間を通じてそれぞれ一貫したデータを得ることはできない。そこで、1955年度から1989年度までは68SNAのデータを使用し、1990年度以降は93SNAのデータを使用する。上述のように、実質値のデータを使用するため、68SNAでは1980年暦年基準と1990年暦年基準のデータが用いられる。一方、93SNAでは1995年暦年基準と2005年暦年基準のデータが用いられる。なお、実質値のデータは、いずれも固定基準年方式のデータである。本稿では、1955年度から2014年度までの長期のデータを得るために、政府支出と県内総生産の各データは、93SNAの2005年暦年基準のデータを基にして、1995年暦年基準、1990年暦年基準、及び1980年暦年基準の当該データの変化率をそれぞれ用いて接続し、後ろ向きに算出される。

本稿の実証分析で使用される各都道府県の政府支出と県内総生産の2変数はそれぞれ、上記の実質値のデータを1人当たりで表示して自然対数をとった変数である。各都道府県の人口のデータは、「人口推計」（総務省統計局）から得られる。ここで、沖縄県の人口データは本土返還後1972年度から入手できるため、沖縄県については、分析期間を1972年度から2014年度までとする。以下の実証分析では、各都道府県の政府支出の変数を $LRGP_t$ 、県内総生産の変数を

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

$LRYP_t$ で表すことにする。

2. 共和分検定

実証分析ではまず、都道府県別に、政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) が長期の均衡関係にあるかどうかを分析するために、Engle and Granger (1987) の共和分検定 (Engle-Granger 検定) を行う。そこで、いま、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の2変数がともに $I(1)$ 変数であるとして、ワグナー仮説に関する共和分回帰式を、Gupta (1967) に従って、次式で定式化する⁽³⁾。

$$LRGP_t = \alpha_1 + \beta_1 LRYP_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

ここで、 α_1 と β_1 は OLS 推定量、 ε_{1t} は誤差項である。また、本稿では、政府支出が県内総生産に影響を及ぼす可能性も考慮するため、 $LRYP_t$ を被説明変数、 $LRGP_t$ を説明変数とする共和分回帰式を次式で表すことにする。

$$LRYP_t = \alpha_2 + \beta_2 LRGP_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

ここで、 α_2 と β_2 は OLS 推定量、 ε_{2t} は誤差項である。

そして、Engle and Granger (1987) に従って、(1)式 (または(2)式) の残差 ε_{1t} (または ε_{2t}) に関する次の(3)式 (または(4)式)。

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{1t} = \rho_1 \hat{\varepsilon}_{1,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta \hat{\varepsilon}_{1,t-i} + \nu_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_{2t} = \rho_2 \hat{\varepsilon}_{2,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta \hat{\varepsilon}_{2,t-i} + \nu_{2t} \quad (4)$$

における ρ_1 (または ρ_2) の OLS 推定値に基づいて、ADF 検定を行う。ここで、 Δ は1階の階差演算子、 ν_{1t} と ν_{2t} は誤差項である。上記の(3)式 (または(4)式) において、帰無仮説は $\rho_1 = 0$ (または $\rho_2 = 0$) であること、対立仮説は $\rho_1 < 0$

(3) ワグナー仮説の検証は、政府支出と所得との関係を分析するために、これまでさまざまなモデルの推定に基づいて行われてきた。Mann (1980) は、これら2変数の関係を示す複数の関数型を分類している。その1つである Gupta (1967) による定式化は、Chang (2002), Chang, Liu and Caudill (2004), 平井 (2003, 2015), 及び Ono (2014) など、日本に関するワグナー仮説の実証分析においても適用されている。

（または $\rho_2 < 0$ ）である。これより、もし帰無仮説を棄却できれば、残差 $\hat{\varepsilon}_{1t}$ （または $\hat{\varepsilon}_{2t}$ ）は単位根をもたないと判断でき、政府支出（ $LRGP_t$ ）と県内総生産（ $LRYP_t$ ）の2変数は共和分関係にあるといえる。

3. Granger の因果関係の検定

政府支出（ $LRGP_t$ ）と県内総生産（ $LRYP_t$ ）の2変数が共和分関係にあるかどうかを確認すると、次に、Granger の意味で2変数間の因果関係を分析する。そこで、政府支出（ $LRGP_t$ ）と県内総生産（ $LRYP_t$ ）との間に共和分関係が存在する場合には、誤差修正モデルを推定して因果関係を分析する。

いま、これら2つの変数が共和分関係にあるとして、共和分回帰が(1)式と(2)式で定式化されるものとしよう。このとき、Granger の因果関係の検定を行うために、次式で表される誤差修正モデルを使用する。

$$\Delta LRGP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LRGP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta LRYP_{t-i} + \delta \hat{\varepsilon}_{1,t-1} + u_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta LRYP_t = \tilde{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^p \tilde{\alpha}_i \Delta LRGP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \tilde{\beta}_i \Delta LRYP_{t-i} + \lambda \hat{\varepsilon}_{2,t-1} + u_{2t} \quad (6)$$

ここで、 u_{1t} と u_{2t} は誤差項である。また、(5)式と(6)式における誤差修正項 $\hat{\varepsilon}_{1,t-1}$ と $\hat{\varepsilon}_{2,t-1}$ は、それぞれ共和分回帰(1)式と(2)式からの残差 $\hat{\varepsilon}_{1t}$ と $\hat{\varepsilon}_{2t}$ の1期前のラグ付き変数である。調整係数、 δ と λ については、いずれも負の値になることが期待される。

この(5)式と(6)式における δ と λ の係数の推定値が t 検定においてそれぞれ有意であるかどうかにより、政府支出と県内総生産の長期での因果関係を分析する。さらに2変数間での短期の因果関係については、(5)式より、 $\Delta LRYP_t$ が $\Delta LRGP_t$ の Granger 因果ではないとする帰無仮説は、 $\Delta LRYP_{t-i}$ の回帰係数 β_i の推定値が F 検定で有意であれば棄却される。同様に、 $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LRYP_t$ の Granger 因果ではないとする帰無仮説は、(6)式より、 $\Delta LRGP_{t-i}$ の回帰係数 $\tilde{\alpha}_i$ の推定値が F 検定で有意であれば棄却される。しかし、もし2変数、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ が共和分関係にないと判断されるならば、Payne and Ewing

(1996) や Biswal, Dhawan and Lee (1999) 等と同様に、(5)式と(6)式においてそれぞれ誤差修正項 $\varepsilon_{1,t-1}$ と $\varepsilon_{2,t-1}$ を除去した推定式に基づいて、上記の短期の因果関係の検定のみが行われる。

III. 分析結果

1. 単位根検定の結果

実証分析ではまず、各都道府県における政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) の2変数がともに1次の和分過程 $I(1)$ に従うかどうかを検討する。そのために、本稿では、2つの各変数の単位根検定として、Dickey and Fuller (1979, 1981) による ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定と、Phillips and Perron (1988) による PP (Phillips-Perron) 検定を適用する。ADF 検定の結果は、表1において報告されている。表1より、北海道の検定結果を見ると、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の各変数について、水準変数ではいずれも単位根が存在するという帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されないのに対して、第1階差変数ではともに1%の有意水準で棄却される。そのため、2変数はともに $I(1)$ 変数であると判断される。このように、単位根の帰無仮説が棄却されるかどうかを10%の有意水準で判断すると、表1より、ほとんどの地域では、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の各変数はともに $I(1)$ 変数であるといえる。

しかし、いくつかの地域では、2変数のいずれか、または両方が $I(1)$ であると判断できないという結果も示されている。第1に、群馬、埼玉、神奈川、奈良の4県において、 $LRGP_t$ は $I(1)$ であるが、 $LRYP_t$ については水準変数で単位根の帰無仮説が棄却される。そのため、この場合、 $LRYP_t$ は $I(0)$ 変数となる。第2に、大阪府と愛媛県では、逆に、 $LRYP_t$ は $I(1)$ であるが、 $LRGP_t$ は $I(0)$ 変数であるという結果が得られている。第3に、青森と山口の2県では、 $LRGP_t$ は $I(1)$ であるが、 $LRYP_t$ については1階の階差変数においても単位根の帰無仮説が棄却されない。そのため、 $LRYP_t$ は $I(2)$ 変数となる可能性がある。そして第4に、沖縄県では、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の各変数はともに1階

表1 ADF 単位根検定

都道府県	水準変数		1階の階差変数	
	LRGP _t	LRYP _t	LRGP _t	LRYP _t
北海道	-1.16255 (0)	-1.05913 (0)	-6.92643 (0)***	-7.86091 (0)***
青森	-1.47523 (0)	-2.93258 (4)	-3.55592 (2)**	-2.60236 (2)
岩手	-2.68053 (4)	-1.59186 (0)	-3.98751 (1)**	-6.54965 (0)***
宮城	-1.79373 (0)	-2.32563 (1)	-7.30522 (0)***	-4.66120 (0)***
秋田	-0.76258 (0)	-1.88161 (0)	-7.55902 (0)***	-4.02222 (1)**
山形	-1.80253 (0)	-2.24617 (0)	-3.40400 (0)*	-5.68820 (0)***
福島	-2.37729 (1)	-0.50595 (0)	-8.53090 (0)***	-6.19598 (0)***
茨城	-1.80436 (1)	-1.99234 (1)	-8.91679 (0)***	-8.74991 (0)***
栃木	-2.64244 (2)	-1.21357 (0)	-7.61977 (1)***	-5.64260 (0)***
群馬	-1.29012 (0)	-3.21875 (3)*	-5.09197 (4)***	-3.30462 (3)*
埼玉	-2.63201 (1)	-3.67973 (3)***	-9.98921 (0)***	-3.15869 (2)
千葉	-1.88153 (0)	-2.28504 (1)	-7.20986 (0)***	-5.50616 (0)***
東京	-2.31426 (1)	-0.75949 (4)	-8.55574 (0)***	-5.19250 (0)***
神奈川	-2.25200 (2)	-3.34378 (0)*	-9.47713 (0)***	-6.11410 (0)***
新潟	-1.70850 (0)	-1.33162 (0)	-6.81504 (0)***	-5.77428 (0)***
富山	-1.65714 (1)	-1.26690 (0)	-5.82035 (0)***	-5.98217 (0)***
石川	-2.49734 (1)	-2.63563 (1)	-6.31975 (0)***	-5.81205 (0)***
福井	-0.83725 (0)	-1.49528 (1)	-5.76099 (2)***	-6.09192 (0)***
山梨	-1.74191 (0)	-1.42751 (0)	-7.25384 (0)***	-5.79385 (0)***
長野	-1.88276 (0)	-2.75893 (2)	-7.44781 (0)***	-5.24906 (0)***
岐阜	-1.42037 (0)	-1.31443 (0)	-7.02507 (0)***	-6.05610 (0)***
静岡	-2.33482 (2)	-1.50099 (0)	-6.24214 (1)***	-6.49657 (0)***
愛知	-0.76826 (0)	-1.10039 (2)	-8.44819 (0)***	-6.17923 (0)***
三重	-1.19037 (0)	-1.38675 (0)	-6.75278 (0)***	-6.18939 (0)***
滋賀	-1.61538 (3)	-1.74524 (3)	-3.48921 (2)*	-3.44542 (2)*
京都	-0.64231 (0)	-2.14959 (0)	-7.85945 (0)***	-5.57439 (0)***
大阪	-4.91845 (3)***	-2.60931 (1)	-3.27618 (2)*	-5.58346 (0)***
兵庫	-0.60629 (0)	-1.01517 (0)	-6.88763 (0)***	-6.48980 (0)***
奈良	-0.92164 (0)	-4.30946 (1)***	-9.43037 (0)***	-4.78655 (0)***
和歌山	-1.37985 (0)	-1.91794 (0)	-4.76126 (4)***	-5.84431 (0)***
鳥取	-1.96204 (2)	-2.61286 (3)	-6.47865 (1)***	-4.79635 (0)***
島根	-1.11853 (0)	-1.09811 (0)	-7.40452 (0)***	-7.31605 (0)***
岡山	-1.30381 (0)	-1.07215 (0)	-7.08872 (0)***	-6.57868 (0)***
広島	-1.93277 (0)	-2.20438 (0)	-6.92282 (0)***	-6.42619 (0)***
山口	-0.89555 (0)	-1.22404 (0)	-6.79424 (0)***	-2.97150 (3)
徳島	-2.18672 (2)	-2.14886 (1)	-5.85758 (1)***	-4.98119 (0)***
香川	-2.06933 (3)	-1.86205 (1)	-5.63032 (2)***	-4.28057 (0)***
愛媛	-3.32225 (4)*	-1.38614 (0)	-3.19165 (2)*	-6.48829 (0)***
高知	-0.75273 (0)	-2.41187 (1)	-6.61398 (0)***	-4.31886 (0)***
福岡	-1.02737 (0)	-1.09158 (0)	-5.91810 (0)***	-6.14376 (0)***
佐賀	-1.82279 (2)	-0.85202 (0)	-7.58813 (1)***	-7.48388 (0)***
長崎	-0.50190 (0)	-0.66859 (2)	-8.08382 (0)***	-5.88248 (0)***
熊本	-1.36684 (3)	-2.18311 (2)	-7.08958 (0)***	-5.51980 (0)***
大分	-0.99520 (0)	-1.00234 (0)	-7.72298 (0)***	-7.44846 (0)***
宮崎	-1.04839 (0)	-1.58778 (0)	-6.02202 (0)***	-3.67296 (2)**
鹿児島	-2.01969 (1)	-1.04723 (0)	-5.68443 (0)***	-6.32985 (0)***
沖縄	-2.00376 (4)	-2.49801 (3)	-2.58578 (3)	-2.76477 (3)

注：ADF 検定は、定数項とトレンド項を含むモデルによる検定である。検定統計量の括弧内の数値は、検定におけるラグ数を示している。このラグ数は、AIC (Akaike Information Criterion) に基づき選択されている。ADF 検定における臨界値は、MacKinnon (1996) より得られる。

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

表2 PP 単位根検定

都道府県	水準変数		1階の階差変数	
	$LRGP_t$	$LRYP_t$	$LRGP_t$	$LRYP_t$
北海道	-1.16236	-1.05913	-6.92239***	-7.86091***
青森	-1.48799	-1.80483	-8.10012***	-6.24037***
岩手	-2.00791	-1.53896	-8.21353***	-6.57894***
宮城	-1.79361	-1.66229	-7.30811***	-4.67621***
秋田	-0.81976	-1.70511	-7.55896***	-5.37837***
山形	-1.81050	-2.12040	-8.19526***	-5.69378***
福島	-1.64254	-0.58812	-5.88627***	-6.18039***
茨城	-1.30505	-1.54440	-8.86174***	-8.72067***
栃木	-1.26400	-1.20009	-11.2476***	-5.57275***
群馬	-1.32862	-1.46775	-6.86658***	-5.95278***
埼玉	-2.02262	-2.22227	-9.98921***	-5.41804***
千葉	-1.87799	-1.63844	-7.20986***	-5.50616***
東京	-1.16602	-0.03752	-9.15112***	-5.15345***
神奈川	-0.88702	-3.34378**	-10.4393***	-6.13823***
新潟	-1.71533	-1.26424	-6.81104***	-5.81423***
富山	-0.98479	-1.24981	-5.79820***	-5.98217***
石川	-1.59183	-1.71140	-6.26123***	-5.81205***
福井	-0.48171	-0.45458	-16.6967***	-6.09111***
山梨	-1.77751	-1.37814	-7.25382***	-5.80256***
長野	-1.92573	-1.72100	-7.44920***	-5.15574***
岐阜	-1.45966	-1.28846	-7.04375***	-6.03399***
静岡	-1.77687	-1.49291	-6.46890***	-6.49109***
愛知	-0.72985	-1.13697	-8.51347***	-6.04000***
三重	-1.19037	-1.41976	-6.76346***	-6.16787***
滋賀	-1.10849	-0.73819	-8.56584***	-5.37308***
京都	-0.63469	-2.14959	-8.34202***	-5.57543***
大阪	-2.19102	-1.77461	-9.88751***	-5.61553***
大兵庫	-0.72950	-1.07035	-6.88763***	-6.49045***
奈良	-0.55789	-1.13486	-11.2514***	-6.22463***
和歌山	-1.41724	-1.85078	-7.99113***	-5.85085***
鳥取	-1.11498	-0.56553	-5.67446***	-4.69785***
島根	-1.11503	-1.09321	-7.40364***	-7.32111***
岡山	-1.28046	-1.07420	-7.13277***	-6.51528***
広島	-1.82601	-2.15562	-7.01802***	-6.42619***
山口	-0.99324	-1.24655	-6.79267***	-6.01666***
徳島	-1.26987	-1.89912	-6.42614***	-4.89690***
香川	-1.20775	-1.30512	-7.07279***	-4.25468***
愛媛	-0.90538	-1.36615	-7.10886***	-6.47891***
高知	-0.87454	-1.91817	-6.62169***	-4.26319***
福岡	-1.12818	-1.12101	-5.92145***	-6.25549***
佐賀	-0.91416	-0.86216	-7.35435***	-7.49351***
長崎	-0.45523	-0.87826	-8.09137***	-6.00510***
熊本	-1.53136	-0.76453	-7.08663***	-5.46521***
大分	-1.01182	-1.00798	-7.72298***	-7.44846***
宮崎	-1.07212	-1.49861	-5.86410***	-5.19787***
鹿児島	-1.50411	-1.03856	-5.58595***	-6.32985***
沖縄	-6.25536***	-4.51752***	-19.1250***	-9.21700***

注：PP 検定は、定数項とトレンド項を含むモデルによる検定である。PP 検定のバンド幅は、Bartlett kernel を用いて Newey-West 推定量に基づいている。PP 検定における臨界値は、MacKinnon (1996) より得られる。

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

の階差変数においても単位根の帰無仮説が棄却されず、2変数はともに $I(2)$ 変数となる可能性⁽⁴⁾がある。

そこで、上記の検定結果を改めて検討するためにPP検定を実行し、その結果を表2において提示している。表2より、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の各変数について、神奈川と沖縄の2県を除くすべての地域において、水準変数ではいずれも単位根があるという帰無仮説が10%の有意水準でも棄却されないのに対して、第1階差変数ではともに1%の有意水準で棄却される。PP検定の結果はADF検定のそれとは異なるものの、ここではPP検定の結果に基づき、以下の分析を進めることにする。すなわち、神奈川と沖縄の2県を除くすべての地域では、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の2変数はともに $I(1)$ であると判断する⁽⁵⁾。なお、神奈川県については、 $LRGP_t$ は $I(1)$ 変数であるが、 $LRYP_t$ は水準変数において単位根の帰無仮説が10%の有意水準で棄却されるため、依然として $I(0)$ 変数であるといえる。そのため、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の2変数はともに $I(1)$ であると判断できないため、神奈川県を以下の分析対象から除外することとした。

また、沖縄県については、PP検定により、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の2変数はともに水準変数において単位根の帰無仮説が1%の有意水準で棄却されるため、 $I(0)$ 変数となる。ところが、ADF検定では、これら2変数がともに $I(2)$ 変数となる可能性があるという結果が示された。そのため、和分の次数の判断が難

(4) 青森県と山口県における $LRYP_t$ について、2階の階差をとってADF検定を行ったところ、ADF統計量はそれぞれ -7.61422 と -8.83209 となり、単位根が存在するという帰無仮説は1%の有意水準で棄却された。また、沖縄県における $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の2階の階差変数については、ADF統計量はそれぞれ -10.5770 と -6.38185 となり、いずれの各変数も単位根の帰無仮説が1%の有意水準で棄却された。

(5) ADF検定とPP検定の2つの検定方法について、例えば、Choi (1992)とChoi and Chung (1995)は、年次データのようにデータ数が少ない場合には、PP検定の方が検出力の点でADF検定よりも良いという実験結果を示している。そのため、このような結果を考慮して、PP検定の結果に基づき、神奈川と沖縄の2県を除くすべての各変数は $I(1)$ であると仮定して分析を進めることにする。

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

しく、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の 2 変数はともに $I(1)$ であるとはいえないため、沖縄県についても以下の分析対象から除外することとする。

2. 共和分検定の結果

実証分析では次に、上記の単位根検定において政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) の 2 変数がともに $I(1)$ であると判断された (神奈川と沖縄を除く) 45 都道府県について、2 変数間の Engle-Granger 共和分検定を行う。この共和分検定の結果は、表 3 に報告されている。(1) 式と (2) 式のいずれの回帰式においても、共和分関係が存在しないという帰無仮説が 10% の有意水準で棄却される地域は、岩手、秋田、福島など 24 府県であることがわかる。すなわち、これら 24 府県については、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の 2 変数は共和分関係にあると判断する。一方、北海道、青森、宮城などの 17 道県については、(1) 式と (2) 式のいずれの回帰式においても、帰無仮説が 10% の有意水準で棄却されることがわかる。そのため、これら 17 道県における $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の 2 変数は、それぞれ共和分関係にないといえる。

また、東京と石川の 2 都県については、 $LRGP_t$ を被説明変数、 $LRYP_t$ を説明変数とする回帰式 (1) において、共和分関係が存在しないという帰無仮説が 10% の有意水準で棄却される。ところが、もとの回帰式の変数、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の入れ替えを行うと、回帰式 (2) において今度は同じ帰無仮説が棄却されないという結果が得られた。さらに、京都と奈良の 2 府県については、回帰式 (2) では共和分関係が存在しないという帰無仮説が 10% の有意水準で棄却されるものの、回帰式 (1) では同じ帰無仮説が棄却されない。この点について、本稿では、 $LRYP_t$ から $LRGP_t$ への回帰と、 $LRGP_t$ から $LRYP_t$ への回帰の両方において、共和分関係がないという帰無仮説がともに棄却されたならば、2 変数間で共和分関係があるとみなして因果関係の分析を進めることにする。そ

(6) Owoye (1995) は、政府の収入と支出の因果関係の実証分析において、収入から支出への回帰と支出から収入への回帰の両方で、共和分関係がないという帰無仮

表3 Engle-Granger 共和分検定

都道府県	推定式	被説明変数	説明変数	ADF 統計量
北海道	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.15586 (1)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.04649 (1)
青森	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.66802 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.63128 (0)
岩手	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-4.11455 (4)***
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-4.04784 (4)**
宮城	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.95279 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.96629 (0)
秋田	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.34137 (3)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.44055 (3)*
山形	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.45723 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.40254 (0)
福島	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.17853 (3)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.13304 (3)*
茨城	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.85462 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.85171 (0)
栃木	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.63961 (4)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.62332 (4)**
群馬	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.82437 (3)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.68412 (3)**
埼玉	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.58529 (0)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.62786 (0)**
千葉	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.44493 (4)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-1.87483 (0)
東京	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.74842 (0)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.02971 (4)
新潟	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-4.96168 (4)***
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-4.86209 (4)***
富山	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.85941 (3)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-4.00347 (3)**
石川	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.16999 (1)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.09140 (1)
福井	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.83074 (1)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.75864 (1)**
山梨	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.57869 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.52257 (0)
長野	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.76109 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.58853 (0)
岐阜	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-1.32749 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-1.55009 (0)
静岡	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.54382 (1)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.47409 (1)**
愛知	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.68896 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.71291 (0)
三重	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.19948 (3)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.37610 (3)*
滋賀	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-4.13486 (4)***
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-4.28706 (4)***

表3 (続き)

都道府県	推定式	被説明変数	説明変数	ADF 統計量
京 都	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.99867 (4)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.18384 (4)*
大 阪	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.58913 (3)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.21132 (3)*
兵 庫	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.25957 (0)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.38221 (0)*
奈 良	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.01038 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.18594 (0)*
和歌山	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.40197 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.92589 (0)
鳥 取	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.09601 (3)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.04084 (3)
鳥 根	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.41149 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.36100 (0)
岡 山	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.23023 (0)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.21283 (0)*
広 島	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.49514 (0)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.51349 (0)**
山 口	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.61988 (0)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.71043 (0)
徳 島	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.38406 (1)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.34676 (1)*
香 川	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.50801 (4)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.37168 (4)*
愛 媛	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.62072 (3)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.79936 (3)
高 知	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.24527 (0)*
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.44820 (0)**
福 岡	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-2.27567 (3)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-2.25554 (3)
佐 賀	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-5.01528 (1)***
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-5.02030 (1)***
長 崎	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-4.25050 (0)***
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-4.38306 (0)***
熊 本	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.46314 (0)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.35864 (0)*
大 分	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.50002 (0)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.50657 (0)**
宮 崎	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.02556 (1)
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.07546 (1)
鹿児島	(1)式	$LRGP_t$	$LRYP_t$	-3.52768 (1)**
	(2)式	$LRYP_t$	$LRGP_t$	-3.40755 (1)*

注：(3)式と(4)式におけるラグ数 p は、AICに基づき選択されている。ADF検定統計量の括弧内の数値は選択されたラグ数 p を示している。Engle-Granger検定に関する分布の臨界値は、MacKinnon(1996)より得られる。

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

のため、東京、石川、京都、奈良の4都府県も含めて、21都道府県については、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ の2変数間で共和分関係は存在しないと判断して、誤差修正モデルの推定による因果関係の分析から除外することとした。

3. 誤差修正モデルの推定による Granger の因果関係の検定結果

政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) の2変数間で共和分関係の存在が確認された24府県についてはそれぞれ、(5)式と(6)式で表される誤差修正モデルを推定し、2変数間の因果関係を分析する。表4は、誤差修正モデルの推定による Granger の意味での2変数間の因果関係の検定結果が報告されている。

表4より、(5)式の誤差修正項の係数 δ の推定値はいずれも負の値であり、 t 値で判断すると、埼玉県を除く23府県において10%の有意水準で統計的に有意である。その値は、 -0.17 から -0.49 の範囲にあり、長期の不均衡の17%から49%が各年度において修正されることを意味している。したがって、埼玉を除く23府県では、長期において県内総生産から政府支出への因果関係が存在するといえる。すなわち、これらの府県では、いずれも長期においてワグナー仮説の因果関係が成立する。一方、(6)式の誤差修正項の係数 λ の推定値は兵庫と長崎を除いた府県ではすべて負の値であり、このうち、秋田、福島、新潟、福井、滋賀と香川の6県においては10%の有意水準で統計的に有意である。したがって、これらの6県では、長期において、ワグナー仮説の因果関係とともに、政府支出が総需要を刺激して経済成長をもたらすというケインズ仮説の因果関係が確認される。

そこでさらに、誤差修正モデルの推定結果に基づき、短期の因果関係につい

説がともに棄却されたならば、収入と支出との間で共和分関係があるとみなして、誤差修正モデルの推定による因果関係の分析を行っている。そのため、東京、石川、京都、奈良の4都府県については、 $LRGP_t$ と $LRYP_t$ との間で共和分関係が存在するかもしれないが、本稿においても Owoye (1995) に従って、誤差修正モデルの推定による因果関係の分析から除外することとした。

表4 誤差修正モデルの推定による Granger の因果関係の検定

府 県	$\Delta LRGP_t$			$\Delta LRYP_t$			
	誤差修正項 δ	F 統計量	p	誤差修正項 λ	F 統計量	p	因果関係の符号
岩 手	-0.30634 (-2.5704)**	0.88300 [0.4566]	3 +	-0.02965 (-0.4265)	1.87281 [0.1641]	2 +	
秋 田	-0.17002 (-2.3711)***	0.17614 [0.8390]	2 +	-0.10117 (-1.9560)*	8.08999*** [0.0001]	4 -	
福 島	-0.24604 (-2.0832)**	0.48443 [0.6947]	3 -	-0.12983 (-1.9635)*	0.87352 [0.4614]	3 -	
栃 木	-0.29150 (-2.2413)**	0.01012 [0.4123]	4 +	-0.04526 (-0.8853)	0.29078 [0.5919]	1 +	
群 馬	-0.28571 (-3.0087)***	0.72687 [0.5410]	3 +	-0.08136 (-1.6118)	0.78544 [0.5079]	3 -	
埼 玉	-0.19344 (-1.5842)	2.54275 [0.1166]	1 +	-0.07779 (-1.0854)	2.56533* [0.0868]	2 +	
新 潟	-0.16995 (-2.2650)**	1.64675 [0.1054]	1 +	-0.07260 (-1.6967)*	0.67824 [0.5697]	3 -	
富 山	-0.25404 (-2.6939)***	0.69951 [0.5570]	3 -	-0.11138 (-1.5770)	5.62014** [0.0214]	1 +	
福 井	-0.39868 (-3.8625)***	0.75184 [0.3897]	1 +	-0.13885 (-2.5679)**	4.33699*** [0.0047]	4 -	
静 岡	-0.29159 (-2.7066)***	0.93955 [0.4289]	3 -	-0.06235 (-1.0612)	2.58649* [0.0851]	2 +	
三 重	-0.29070 (-3.3457)***	0.69704 [0.4075]	1 -	-0.02587 (-0.4168)	6.03826** [0.0172]	1 +	
滋 賀	-0.29082 (-2.8901)***	0.54348 [0.7046]	4 -	-0.13145 (-2.3047)**	1.57760 [0.1966]	4 -	
大 阪	-0.41502 (-2.7755)***	0.12034 [0.9745]	4 +	-0.09399 (-1.4301)	1.55793 [0.2118]	3 +	
兵 庫	-0.37492 (-3.4039)***	0.01230 [0.9121]	1 +	0.00202 (0.0223)	1.75111 [0.1692]	3 -	
岡 山	-0.24213 (-2.3632)**	3.51193* [0.0663]	1 +	-0.09416 (-1.3305)	6.11651** [0.0166]	1 +	
広 島	-0.38475 (-3.5047)***	3.98708* [0.0509]	1 +	-0.07052 (-0.9225)	1.55877 [0.2017]	4 -	
徳 島	-0.29477 (-2.5134)**	2.57563* [0.0860]	2 +	-0.02089 (-0.2842)	4.19364** [0.0103]	3 -	
香 川	-0.24039 (-2.8701)***	0.20335 [0.6538]	1 +	-0.09650 (-2.3785)**	2.63921* [0.0601]	3 -	
高 知	-0.23345 (-2.8918)***	2.22490 [0.1416]	1 +	-0.10219 (-1.6218)	2.49665* [0.0560]	4 -	
佐 賀	-0.48039 (-2.5011)**	3.33206** [0.0271]	3 +	-0.08355 (-0.5812)	0.89823 [0.4490]	3 +	

表4（続き）

府 県	$\Delta LRGP_t$				$\Delta LRYP_t$			
	誤差修正項 δ	F 統計量	p	因果関係の符号	誤差修正項 λ	F 統計量	p	因果関係の符号
長 崎	-0.48705 (-3.8315)***	0.49292 [0.4856]	1	+	0.00629 (0.0655)	2.28091* [0.0912]	3	+
熊 本	-0.22113 (-1.7819)*	2.26547* [0.0769]	4	+	-0.02980 (-0.5606)	6.35033** [0.0147]	1	+
大 分	-0.26333 (-2.0516)**	2.75078* [0.0734]	2	+	-0.07530 (-0.8536)	3.17511** [0.0324]	3	+
鹿児島	-0.21485 (-2.6997)***	0.49317 [0.4855]	1	+	-0.08013 (-1.3833)	3.47953* [0.0676]	1	+

注：誤差修正モデルは、(5)式と(6)式に基づいて推定される。 $\Delta LRGP_t$ は(5)式の推定による検定結果、 $\Delta LRYP_t$ は(6)式の推定による検定結果である。ラグ数 p は、AICに基づいて選択された。誤差修正項、 δ と λ はそれぞれ、誤差修正項の係数の推定値である。各推定値における括弧()内の数値は、 t 統計量を示している。短期の因果関係に関する F 統計量は、(5)式では $\Delta LRYP_t$ が $\Delta LRGP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説、(6)式では $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LRYP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説についての検定統計量である。なお、括弧[]内の数値は P 値である。因果関係の符号は、(5)式または(6)式の検定におけるラグ付き係数の合計値の符号を表している。

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

ても分析する。まず、(5)式の推定に基づき、 F 検定により、 $\Delta LRYP_t$ が $\Delta LRGP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説は、岡山、広島、徳島、佐賀、熊本と大分の6県において10%の有意水準で棄却される。ここで、Payne and Ewing (1997)に従って、短期の因果関係の符号をラグ付き変数の係数 β_i の推定値の合計の符号で判断すると、いずれの6県も、経済成長($\Delta LRYP_t$)は政府支出の増加($\Delta LRGP_t$)に正の影響を及ぼすといえる。したがって、岡山、広島など、6県では、短期においても $\Delta LRYP_t$ から $\Delta LRGP_t$ への正の因果関係が存在する。この関係は、短期におけるワグナー仮説の因果関係を意味する。

一方、(6)式の推定に基づき、 F 検定により、 $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LRYP_t$ のGranger因果ではないとする帰無仮説は、秋田、埼玉や富山をはじめとする14県で、10%の有意水準で棄却される。ここでも、ラグ付き変数の係数 α_i の推定値の合計の符号で判断すると、秋田、福井、徳島、香川、高知の5県を除いて、いず

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

れの県も、政府支出の増加 ($\Delta LRGP_t$) は経済成長 ($\Delta LRY P_t$) に正の影響を及ぼすといえる。すなわち、埼玉や富山などの9県では、短期において $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRY P_t$ への正の因果関係が存在する。この関係は、短期におけるケインズ仮説の因果関係を意味する。なお、秋田、福井、徳島、香川、高知の5県では、 $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRY P_t$ への負の因果関係が確認される。すなわち、この場合、政府支出の増加 ($\Delta LRGP_t$) は経済成長 ($\Delta LRY P_t$) に負の影響を及ぼすことになる。

上記の検定結果より、共和分関係の存在が確認された24府県のうち、埼玉県を除く23府県のすべてにおいて、県内総生産から政府支出への長期の因果関係が存在する。また、この23府県のうち6県では、政府支出から県内総生産への長期の因果関係も存在する。一方、短期においては、24府県のうち、 $\Delta LRY P_t$ から $\Delta LRGP_t$ への1方向の因果関係は広島と佐賀の2県において、逆に、 $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRY P_t$ への1方向の因果関係は秋田、埼玉、富山などの10県において、さらに、 $\Delta LRY P_t$ と $\Delta LRGP_t$ との間で双方向の因果関係は岡山、徳島、熊本、大分の4県において、そして因果関係が存在しないという結果は岩手、福島、栃木など8県において確認される。

4. 長期の弾力性係数の推計

長期において県内総生産から政府支出への因果関係が確認された23府県について、最後に、(1)式の共和分回帰式を推定して、政府支出の所得弾力性の係数 β_1 の値をそれぞれ推計する。表5は、Phillips and Hansen (1990) のFMOLS (fully modified OLS) による共和分回帰式(1)の推定結果を示している。

表5より、長期における弾力性係数 β_1 の推定値は、いずれの府県も統計的に有意であるが、0.63から1.07の範囲にあることがわかる。すなわち、各府県において、1人当たり県内総生産が1%増加すると、1人当たり政府支出は0.63%から1.07%だけ増加する。また、弾力性係数 β_1 に関する t 検定によれば、秋田、兵庫、長崎の3県を除いたすべての府県において、係数 β_1 の値は1と

表5 FMOLS の推定結果

府 県	定数項 α_1	$LRYP_t$ の係数 β_1	$t(\beta_1=1)$
岩 手	0.061217(0.3423)	0.857160(36.1510)	-6.0243***
秋 田	-1.339393(-4.3692)	1.038884(25.6565)	0.9603
福 島	1.098191(5.4985)	0.702489(26.5406)	-11.240***
栃 木	0.426061(2.1449)	0.754522(29.3610)	-9.5524***
群 馬	0.947895(5.1529)	0.694216(28.9784)	-12.764***
新 潟	0.167411(0.6500)	0.820436(24.5311)	-5.3690***
富 山	-0.256533(-1.5441)	0.856922(40.4763)	-6.7582***
福 井	0.734504(4.0601)	0.758645(32.5338)	-10.350***
静 岡	-0.103269(-0.4366)	0.805456(26.8485)	-6.4848***
三 重	-0.354867(-1.3951)	0.847116(25.8211)	-4.6601***
滋 賀	1.401099(7.2014)	0.630870(25.2334)	-14.764***
大 阪	-0.585145(-2.6210)	0.867720(30.9913)	-4.7245***
兵 庫	-1.465337(-6.1627)	0.991053(32.5153)	-0.2936
岡 山	-0.693054(-3.2502)	0.911887(33.1398)	-3.2022***
広 島	0.722664(3.3148)	0.732181(26.1676)	-9.5716***
徳 島	0.803048(5.9292)	0.767938(43.3612)	-13.103***
香 川	-0.334360(-1.1613)	0.870721(23.3680)	-3.4695***
高 知	-1.577000(-7.6067)	1.079546(39.5326)	2.9129***
佐 賀	-0.648431(-6.6420)	0.921052(71.5661)	-6.1343***
長 崎	-1.322995(-8.1191)	1.032784(47.3158)	1.5020
熊 本	0.311592(2.0056)	0.816084(39.2584)	-8.8474***
大 分	-0.640069(-4.0603)	0.923926(44.7143)	-3.6817***
鹿児島	-0.087209(-0.5097)	0.881588(38.5477)	-5.1776***

注：Phillips and Hansen (1990) の fully modified OLS による推定結果である。各係数の推定値の括弧内の数値は、 t 統計量の値を示している。 $t(\beta_1=1)$ は、 β_1 が 1 と異なるかどうかという帰無仮説に関する t 検定統計量の値である。

*** は 1% 水準で有意であることを示す。

異なると判断できる。そのため、係数 β_1 の値は、ほとんどの府県では 1 を下回るといえるが、高知県でのみ 1 を上回る 1.07 であるという結果が示されている。なお、秋田、兵庫、及び長崎の 3 県における係数 β_1 の値はそれぞれ 1.04、0.99、及び 1.03 であるが、これら 3 県については、 β_1 の値が 1 と異なるかどうかという帰無仮説に関する t 検定により、いずれの帰無仮説も 10% の有意水準で棄却できないことがわかる。

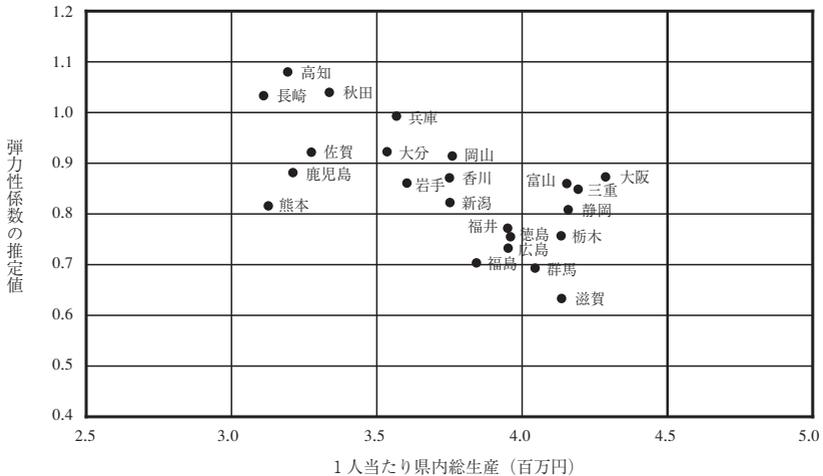
ここで、既存研究において改めてワグナー仮説の成立要件を検討すると、ま

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

当初の実証研究では、既述の通り、それは政府支出の所得弾力性の値が1より大きいということであった。しかし、その後の多くの実証研究では、政府支出とGDPの2変数が長期の均衡関係にあること、さらにGDPから政府支出への長期の因果関係が存在することを成立要件として、ワグナー仮説の妥当性に関する実証分析が行われている。そこで、本稿でのワグナー仮説の成立要件として、(a) 政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) の2変数間で長期の均衡関係が存在すること、(b) 県内総生産 ($LRYP_t$) から政府支出 ($LRGP_t$) への長期の因果関係が存在すること、そして、(c) 長期における弾力性係数 β_1 の値が1より大きいこと、の3点を挙げることができる。これより、本稿における都道府県別の実証分析の結果からは、ワグナー仮説は高知県においてのみ成立するといえる。

これに対して、ワグナー仮説の成立要件を、近年の実証研究で見られるように、上記の要件のうち、(a) 政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) の2変数間で長期の均衡関係が存在すること、(b) 県内総生産 ($LRYP_t$) から政府支出 ($LRGP_t$) への長期の因果関係が存在することとするならば、ワグナー

図1 地域の経済活動の規模と弾力性係数の関係



仮説は弱い意味で成立するといえよう。このような弱い意味でのワグナー仮説は、本稿の実証分析では高知を含めて23府県で成立する。ここで、図1の散布図は、23府県における弾力性係数 β_1 の推定値と2014年度の1人当たり県内総生産の関係を示している。各府県の経済活動の規模を2014年度の1人当たり県内総生産で捉えることにすると、図1より、地域の経済活動の規模が大きくなるにつれて、弾力性係数 β_1 の値が低くなる傾向にあることがわかる。

IV. 短期における Granger の因果関係の検定

前節の検定において、政府支出 ($LRGP_t$) と県内総生産 ($LRYP_t$) の2変数はともに $I(1)$ 変数であるものの、2変数間で共和分関係の存在を確認できなかった21都道府県について、本節では2変数間の短期の因果関係を分析する。第II節で解説したように、ここでは誤差修正項を除去した(5)式と(6)式の推定に基づき、Granger の因果性検定により2変数間の因果関係を検定する。

その検定結果は、表6において報告されている。表6における $\Delta LRGP_t$ は誤差修正項を除去した(5)式の推定、そして $\Delta LRYP_t$ は誤差修正項を除去した(6)式の推定に基づく検定結果である。 $\Delta LRYP_t$ から $\Delta LRGP_t$ への因果関係は、 $\Delta LRYP_t$ が $\Delta LRGP_t$ の Granger 因果ではないという帰無仮説を、 F 検定により棄却することにより判断される。逆に、 $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRYP_t$ への因果関係は、 $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LRYP_t$ の Granger 因果ではないという帰無仮説を、 F 検定により棄却することで判断される。また、上記の2つの帰無仮説が F 検定によりともに棄却される場合には、 $\Delta LRGP_t$ と $\Delta LRYP_t$ との間で双方向の因果関係があると判断する。一方、2つの帰無仮説がともに棄却されない場合は、因果関係がないといえる。なお、この短期の因果関係の正または負の符号は、表4と同様に、Payne and Ewing (1997) に従って、(5)式（または(6)式）におけるラグ付き変数の係数 β_i （または α_i ）の推定値の合計の符号で判断する。

そこで、表6を見ると、第1に、 $\Delta LRYP_t$ から $\Delta LRGP_t$ への1方向の因果関係は、青森、山形、千葉など、9都府県において確認できる。因果関係の符

表6 Granger の因果関係の検定

都 道 府 県	$\Delta LRGP_t$			$\Delta LRYP_t$			因果関係の方向
	F 統計量	p	因果関係の 符 号	F 統計量	p	因果関係の 符 号	
北海道	0.01724 [0.8955]	1	+	1.51997 [0.2176]	1	+	なし
青 森	3.25981** [0.0205]	3	+	0.09318 [0.9638]	3	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
宮 城	4.12015** [0.0424]	1	+	9.47500*** [0.0021]	1	+	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$
山 形	3.25617** [0.0206]	3	+	0.53925 [0.6554]	3	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
茨 城	1.94362 [0.1432]	2	+	3.64204*** [0.0042]	2	+	$\Delta LRGP_t \rightarrow \Delta LRYP_t$
千 葉	10.2348*** [0.0014]	1	+	0.25631 [0.6127]	1	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
東 京	3.23492** [0.0394]	2	+	1.59680 [0.2025]	2	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
石 川	4.47745*** [0.0013]	4	+	0.77002 [0.5445]	4	-	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
山 梨	1.38532 [0.2392]	1	+	6.40870** [0.0114]	1	+	$\Delta LRGP_t \rightarrow \Delta LRYP_t$
長 野	2.51613 [0.1127]	1	+	3.17678* [0.0747]	1	+	$\Delta LRGP_t \rightarrow \Delta LRYP_t$
岐 阜	5.13950** [0.0234]	1	+	6.81609*** [0.0090]	1	+	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$
愛 知	2.53854* [0.0790]	2	+	5.20453*** [0.0055]	2	+	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$
京 都	8.66484*** [0.0002]	2	+	0.80621 [0.4465]	2	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
奈 良	3.46508* [0.0627]	1	+	1.04495 [0.3067]	1	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
和歌山	2.12847 [0.1446]	1	+	4.90648** [0.0268]	1	+	$\Delta LRGP_t \rightarrow \Delta LRYP_t$
鳥 取	5.08538*** [0.0062]	2	+	2.33784* [0.0965]	2	+	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$
鳥 根	4.06612*** [0.0067]	3	+	1.03907 [0.3739]	3	+	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$
山 口	2.67518** [0.0301]	4	+	5.30061*** [0.0003]	4	-	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$

表6（続き）

都 道 府 県	$\Delta LRGP_t$			$\Delta LRYP_t$			因果関係の方向
	F 統計量	p	因果関係の符号	F 統計量	p	因果関係の符号	
愛 媛	8.96303*** [0.0001]	2	+	9.62224*** [0.0001]	2	+	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$
福 岡	4.86246*** [0.0006]	4	+	2.34807* [0.0520]	4	-	$\Delta LRYP_t \leftrightarrow \Delta LRGP_t$
宮 崎	5.98476** [0.0144]	1	+	0.08374 [0.7723]	1	-	$\Delta LRYP_t \rightarrow \Delta LRGP_t$

注： $\Delta LRGP_t$ は(5)式の推定による検定結果， $\Delta LRYP_t$ は(6)式の推定による検定結果である。ただし，(5)式と(6)式における誤差修正項は除去されている。ラグ数 p は，AIC に基づいて選択された。短期の因果関係に関する F 統計量は，(5)式では $\Delta LRYP_t$ が $\Delta LRGP_t$ の Granger 因果関係ではないとする帰無仮説，(6)式では $\Delta LRGP_t$ が $\Delta LRYP_t$ の Granger 因果関係ではないとする帰無仮説についての検定統計量である。なお，括弧[]内の数値は P 値である。因果関係の符号は，(5)式または(6)式の検定におけるラグ付き係数の合計値の符号を表している。因果関係の方向について， $x_t \rightarrow y_t$ は x_t から y_t への因果関係， $x_t \leftrightarrow y_t$ は x_t と y_t の2変数間で双方向の因果関係を示している。

***は1%水準で有意，**は5%水準で有意，*は10%水準で有意であることを示す。

号は，いずれも正である。このような因果関係は，短期でのワグナー仮説の因果関係に相当するといえる。すなわち，短期においても経済成長は政府支出の増加をもたらすことになる。第2に，逆に， $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRYP_t$ への1方向の因果関係は，茨城，山梨，長野，和歌山の4県において確認できる。因果関係の符号は，いずれも正である。この正の因果関係は，政府支出の増加が総需要を刺激し乗数効果を通じて経済成長を促すというケインズ仮説の因果関係を意味する。

そして，第3に， $\Delta LRYP_t$ と $\Delta LRGP_t$ の間での双方向の因果関係は，宮城，岐阜，愛知など，7県において存在する。ここで，すべての地域において， $\Delta LRYP_t$ から $\Delta LRGP_t$ への正の因果関係は，ワグナー仮説の因果関係に相当する。しかし， $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRYP_t$ への因果関係については，山口，福岡を除く5県においてケインズ仮説の因果関係が存在する。山口と福岡の2県では， $\Delta LRGP_t$ から $\Delta LRYP_t$ への負の因果関係が成立し，政府支出の増加が経済成長に負の影響を及ぼすという結果が示されている。最後に，北海道につい

では、 $\Delta LRYP_t$ と $\Delta LRGP_t$ の 2 変数間で因果関係の存在は確認されなかった。

V. むすび

本稿では、1955年度から2014年度までを分析期間として、都道府県別に政府支出と県内総生産との関係を分析することにより、日本におけるワグナー仮説の妥当性を検討した。そのために、ワグナー仮説に関する既存研究の方法を踏襲して、各都道府県において政府支出と県内総生産の2変数が長期の均衡関係にあるかどうか、さらに2変数間での因果関係が存在するかどうかの検定を行うとともに、長期における政府支出の所得弾力性の推定値に基づき、各都道府県のワグナー仮説の成立を検討した。

実証分析では、47都道府県のうち24府県について、Engle-Granger 検定により、政府支出と県内総生産の2変数間で共和分関係の存在が確認された。そして、これら24の各府県の誤差修正モデルの推定に基づき、23府県について県内総生産から政府支出への長期の因果関係が存在するという検定結果が得られた。また、これら23府県の共和分回帰式において、政府支出の所得弾力性の推定値はほとんどの府県では1より小さいが、高知県においてのみ1より大きいという結果も得られた。さらに、政府支出と県内総生産の2変数間の短期の因果関係の検定も、45の都道府県についてそれぞれ行われた。この短期の因果関係については、各国のワグナー仮説とケインズ仮説の因果関係に関する国際比較の既存研究と同様に、都道府県によって検定結果が異なり、2つの仮説の因果関係が混在する検定結果が得られた。ただし、政府支出から経済成長への短期の因果関係は、ケインズ仮説の因果関係が想定するように、必ずしも正の因果関係ではないことも示された。

上記の結果から、ワグナー仮説の成立要件を、第1に、政府支出と県内総生産が長期の均衡関係にあること、第2に、県内総生産から政府支出への長期の因果関係が存在すること、そして第3に、長期における政府支出の所得弾力性の推定値が1を上回ることにするならば、47都道府県では高知県のみに

ワグナー仮説が成立するといえる。ここで、戦後のわが国のデータを用いてワグナー仮説の成立を分析した、平井（2015）の推定では、長期における政府支出の所得（GDP）弾力性は1より小さい値（0.87）であることが示されている。これを府県別に長期の弾力性の値を求めると、その推定値は、0.63から1.07の範囲をとり、それぞれの地域において異なる値になることがわかる。高知県では、1人当たり県内総生産が1%増加すると、1人当たり政府支出は1.07%増加することになる。

また、近年の実証研究で見られるように、ワグナー仮説の成立要件を、政府支出と県内総生産（所得）が長期の均衡関係にあること、さらに、県内総生産（所得）から政府支出への長期の因果関係が存在することとするならば、ワグナー仮説が弱い意味で成立するといえる。このような弱い意味でのワグナー仮説は、高知県を含めて23府県で成立することが示された。これら23府県については、地域により経済活動の規模や経済成長の度合いが異なるため、政府支出と県内総生産の関係においても地域間で差異が見られると考えられる。そのため、上で述べたように、長期における政府支出の所得弾力性の値は地域間で異なっており、地域の経済活動の規模と弾力性の値の関係については、地域の経済活動の規模が大きくなると、弾力性係数の値は低下する傾向にあるといえよう。

そこで、本稿の実証分析では都道府県別の時系列データを用いたが、今後の研究課題として、さらに、クロス・セクションデータと時系列データをあわせたパネル分析で同様の分析を行うことが考えられる。パネルデータを使用した分析の利点として、一般に、経済主体間の異質性をコントロールできることや、標本の大きさが大きくなるため、自由度が増加すること等が挙げられている。また、パネル分析においても、近年、単位根検定や共和分検定のいくつかの方法が提案されている。そのため、わが国全体だけではなく、これをいくつかに分割した地域別に、パネルデータを使用しワグナー仮説の成立を同様に分析することができる。これにより、中国を分析対象とした Narayan, Nielsen and

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

Smyth (2008) と同様に、ワグナー仮説の妥当性が地域間で異なるかどうかを改めて分析することは興味深いであろう。

参 考 文 献

- 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, 43-66頁。
- 平井健之, (2015), 「わが国におけるワグナー仮説の再検討－ARDL バウンド検定アプローチによる実証分析－」, 『香川大学経済学部研究年報』54(2014), 79-103頁。
- Abizadeh, S., and J. Gray, (1985), “Wagner’s Law: A Pooled Time-Series, Cross-Section Comparison”, *National Tax Journal*, Vol. 38, pp. 209-218.
- Abizadeh, S., and M. Yousefi, (1988), “An Empirical Re-Examination of Wagner’s Law”, *Economics Letters*, Vol. 26, pp. 169-173.
- 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.
- 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.
- 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. Liu, and S. Caudill, (2004), “A Re-Examination of Wagner’s Law for Ten Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques”, *Applied Financial Economics*, Vol. 14, pp. 577-589.
- Choi, I., (1992), “Effects of Data Aggregation on the Power of Tests for a Unit Root A Simulation Study”, *Economics Letters*, Vol. 40, pp. 397-401.
- Choi, I., and B.S. Chung, (1995), “Sampling Frequency and the Power of Tests for a Unit Root: A Simulation Study”, *Economics Letters*, Vol. 49, pp. 131-136.
- Chow, Y.-F., J.A. Cotsomitis, and A.C.C. Kwan, (2002), “Multivariate Cointegration and Causality Tests of Wagner’s Hypothesis: Evidence from the UK”, *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1671-1677.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74,

- pp. 427-431.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger, (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Gupta, S.P., (1967), "Public Expenditure and Economic Growth: A Time-Series Analysis", *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 22, pp. 423-466.
- Henrekson, M., (1993), "Wagner's Law — A Spurious Relationship?", *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 48, pp. 406-415.
- 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.
- Iniguez-Montiel, A.J., (2010), "Government Expenditure and National Income in Mexico: Keynes Versus Wagner", *Applied Economics Letters*, Vol. 17, pp. 887-893.
- Islam, A.M., (2001), "Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA", *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp. 509-515.
- Iyare, S.O., and T. Lorde, (2004), "Co-Integration, Causality and Wagner's Law: Tests for Selected Caribbean Countries", *Applied Economics Letters*, Vol. 11, pp. 815-825.
- MacKinnon, J.G., (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Mann, A.J., (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976", *National Tax Journal*, Vol. 33, pp. 189-201.
- Nagarajan, P., and A. Spears, (1990), "An Econometric Test of Wagner's Law for Mexico: A Re-Examination", *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 45, pp. 165-168.
- Narayan, P.K., I. Nielsen, and R. Smyth, (2008), "Panel Data, Cointegration, Causality, and Wagner's Law: Empirical Evidence from Chinese Provinces", *China Economic Review*, Vol. 19, pp. 297-307.
- Narayan, P.K., A. Prasad, and B. Singh, (2008), "A Test of the Wagner's Hypothesis for the Fiji Islands", *Applied Economics*, Vol. 40, pp. 2793-2801.
- Ono, H., (2014), "The Government Expenditure-Economic Growth Relation in Japan: An Analysis by Using the ADL Test for Threshold Cointegration", *Applied Economics*, Vol. 46, pp. 3523-3531.
- 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.
- Oxley, L., (1994), "Cointegration, Causality and Wagner's Law: A Test for Britain 1870-1913", *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 41, pp. 286-298.
- Park, W.K., (1996), "Wagner's Law vs. Keynesian Paradigm: The Korean Experience",

日本におけるワグナー仮説の実証的検討

- Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 51, pp. 71-91.
- 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.
- Payne, J.E., and B.T. Ewing, (1997), "Population and Economic Growth: A Cointegration Analysis of Lesser Developed Countries", *Applied Economics Letters*, Vol. 4, pp. 665-669.
- Phillips, P.C.B., and H.R. Hansen, (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, Vol. 57, pp. 99-125.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron, (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Ram, R., (1987), "Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from 'Real' Data for 115 Countries", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, pp. 194-204.
- Wagner, A., (1967), "Three Extracts on Public Finance", in R.A. Muagrave and A.T. Peacock (eds.), *Classics in the Public Finance*, New York: St. Martin's Press.
- Wagner, R.E., and W.E. Weber, (1977), "Wagner's Law, Fiscal Institutions, and the Growth of Government", *National Tax Journal*, Vol. 30, pp. 56-68.