

一般政府の政府支出と租税収入との関係

森 岡 一 憲

(受付 1997 年 10 月 17 日)

目 次

1. はじめに
2. 先行研究
3. 分析方法とデータ
4. 分析結果
5. 結びにかえて

1. は じ め に

現在、わが国では財政改革の論議が盛んに行われている。平成9年度末には国債残高が254兆円に達する見通しであり、財政の硬直化が進み財政は非常に厳しい状況にある。政府も財政健全化に取り組んでいるが、バブル経済崩壊後の税収不足のため赤字国債の発行を余儀なくされ、さらに景気刺激策のための減税等により、財政状況はさらに悪化している。

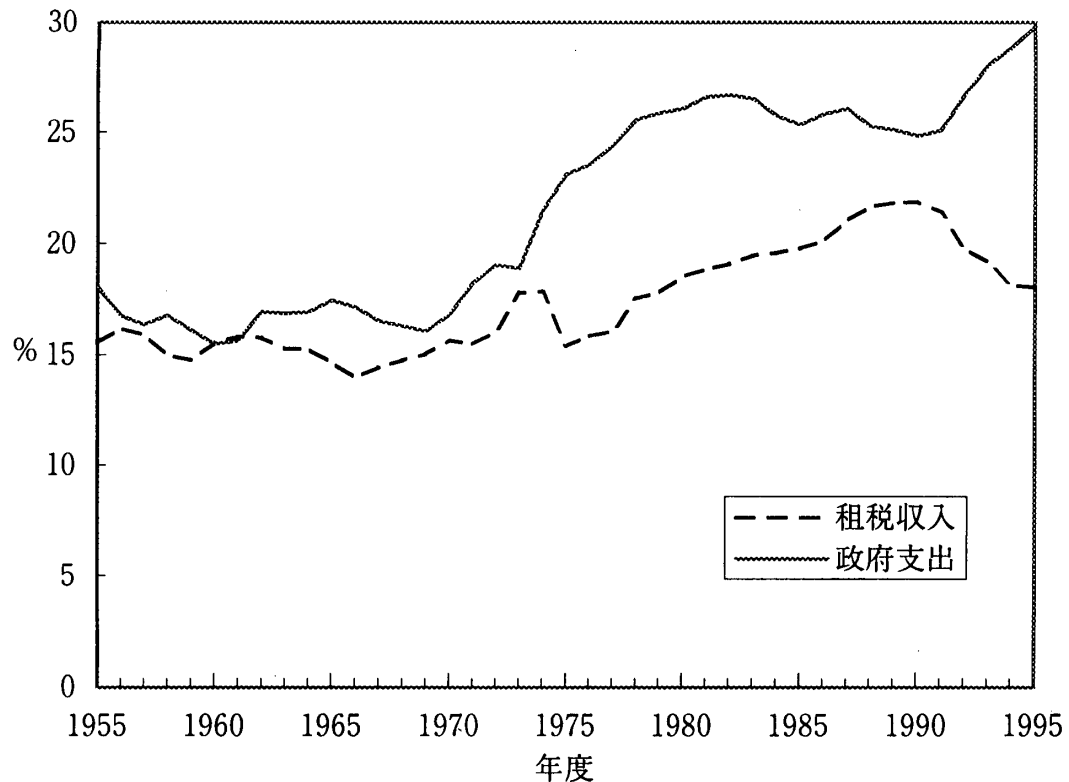
図1は、わが国の一般政府の1955年から1995年までの政府支出と租税収入の対GDP比を表わしたものである。第一次オイルショック以後、政府支出と租税収入の対GDP比の差は拡大し始めるが、バブル経済期の税収増加により一旦は縮小傾向に転じたものの、その後は再び拡大傾向にある。この要因としては、政府支出の拡大、税収の伸び悩み、国債の発行等が考えられる。支出と収入との差が今後も拡大し続けていくならば、いずれは、財政破綻がくることは明らかである。

政府支出と国債発行額との関係も興味深いテーマではあるが、本稿では政府支出と租税収入との因果関係の分析を試みる。すなわち、政府支出と租税収入は、どちらが先に決定され他の一方がそれに応じて決まるのかは、非常に興味深い問題である。仮に政府支出が先に決まるという結論が得られれば、財政再建のためには、まず政府支出を抑制することになる。逆に租税収入が先に決まるという結論であれば、租税負担を軽くしそれに応じて政府支出も減少し、さらに政府支出を削減することにより、財政赤字が縮小することになる。さらに政府支出と租税収入は定常的であるのか否か、さらに非定常的であれば、長期的に両者の間に均衡関係が存在するのかを検討する。均衡関係がない場合はいずれ破綻することになる。

第2節では、まず海外での先行研究のサーベイを行う。多くの論文では、支出が先に決まりそれに応じて租税が決定される「支出—租税モデル」か逆に租税が先に決まり、支出がそれに従属するという「租税—支出モデル」のどちらに研究対象国が当てはまるのかを検討している。しかしながら、同じ国の分析においても、研究者によって結論が異なっており、明確な解答は得られていない。このような観点から先行研究を分類しながら概観する。

第3節では、分析方法と使用データについて説明する。ここでは、分析する上で必要となる単位根検定、グラujanジャー因果性および共和分検定について簡単な解説を行う。単位根検定は、時系列データの定常性を検定するテストで、原系列データが非定常の場合は、階差を取ることで、和

図1 政府支出と租税収入の対 GDP 比



(資料)

『国民経済計算年報 (平成9年度版)』より作成。

なお、租税収入は一般政府の直接税と間接税の合計額を用いている。政府支出は政府最終消費支出、公的資本形成および社会保障移転の合計額を用いている。

分の次数を決定する。グランジャー因果は、時系列データから VAR モデルを利用し、変数の因果関係を推定する方法である。

第4節では、第3節で行った分析結果について説明する。原系列データの和分の次数やグランジャー因果の検定によって得られた因果性の方向についての結果を解説する。

最後に第5節で、本稿のまとめをする。

2. 先行研究

政府支出と租税収入との関係を分析した研究は数多くある。それらは支出が収入を導くという支出—租税モデル、逆に租税が支出を決定する租税—支出モデル、そして支出と租税が同時に決まる3種に分類できる。支出—租税モデルは Peacock and Wiseman (1979) により、租税—支出モデルは Friedman (1978) によって定式化されたといわれている¹⁾。

これらの仮説は、その後さまざまな実証研究により検証されてきた。支出—租税モデルを支持する研究には、Anderson, Wallace and Warner (1986) や Van Furstenberg, Green and Jeong (1986) があげられる。Anderson, Wallace and Warner (1986) は第二次世界大戦後のアメリカ連邦政府の政府支

¹⁾ Hondroyiannis and Papapetrou (1996) を参照。

出と租税収入の実質値データを用いて分析し支出—租税モデルがあてはまると述べている。また Van Furstenberg, Green and Jeong (1986) は、同じくアメリカの1954年から1982年までの四半期データをもとに連邦政府レベルでは、名目値および実質値の両方において政府支出から租税収入への関係が認められるとしている。

租税—支出モデルは、Manage and Marlow (1986), Ram (1988), Blackley (1986) などによって支持されている。Manage and Marlow (1986) は、1929年から1982年までのアメリカの連邦政府レベルについて研究を行っている。彼らの分析では、名目値を用いると租税から支出への関係があり、一方、実質値では双方向の因果性があると述べている。したがって双方向あるいは租税の水準が支出の水準を決定するという結論である。Ram (1988) は、1929年から1983年までの年次データと1947年から1983年までの四半期データを考察し、ラグのとり方に曖昧さがあるものの連邦政府レベルでは因果性の向きは収入から支出へであるとしている。しかし、地方政府レベルでは、因果性は逆に支出から租税に働いていると述べている。Blackley (1986) は、Ram (1988) と同様にアメリカの1929年から1986年までの年次データを対象にして、連邦政府レベルでは、租税の増加が支出の増加を導き出すとし、租税—支出モデルを強く支持している。

以上は、研究対象国がアメリカであったが、他の国を対象とした研究もいくつかある。例えば、ギリシアの政府支出と収入を考察した Hondroyiannis and Papapetrou (1996) は支出—租税モデルを支持する証拠が得られたと述べている²⁾。一方、カナダのデータを考察した Ahiakpor and Amirkhalkhali (1986) やイタリアの1866年から1989年までのデータを使用した Bella and Quintieri (1997) は租税—支出モデルを支持している。わが国における関連研究には、主に政府支出と国債との関係进行分析した浅子他 (1993) がある。

政府支出と政府収入との間の長期的均衡関係が存在しうるか否かを確かめるために共和分検定が使用される。Jones and Joulfaian (1991) は、アメリカにおいて1792年から1860年までの年次データから収入と支出は不均衡関係にあるとしている。Miller and Russek (1990) では、因果性については双方向の関係があるとし、収入と支出はやはり不均衡にあると結論づけている。Bohn (1991) は、1970年から1988年までのデータで分析し、支出と収入の対 GDP 比では共和分関係があるとしているが、朝鮮戦争後の1955年以降では共和分関係にないとする³⁾。

以上のように、それぞれの研究は、データの期間やデータのとり方に差があるが、同じアメリカを分析してもその結論は、まったく異なっている。なぜ、ほとんど同様の分析手法を用いて反対の結論がでるかについても非常に興味深い問題であるが、本稿では、わが国の一般政府レベルでの政府支出と租税収入との関係について検討する。

3. 分析方法とデータ

本節ではグランジャー因果と共和分検定を行うための分析方法と使用データについて説明する⁴⁾。

まず、単位根検定について説明する。ある時系列データ Y_t が1次の自己回帰過程 AR(1) に従っていると仮定する。

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

²⁾ 同様にギリシアについての研究を Provopoulos and Zambaras (1991) は行っている。

³⁾ Baghestani and McNown (1994) は収入と支出に長期的関係は認めたが、租税—支出モデルも支出—租税モデルも支持しない。

⁴⁾ 本節の説明は、山本 (1988), Maddala (1992), 蓑谷 (1997), Hatanaka (1996) に基づいている。

ここで、すべての t について $E(\varepsilon_t) = 0$, $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma$ である。この式を順次用いることにより、定常性の条件は $|\phi| < 1$ になることがわかる。非定常は $|\phi| > 1$ の場合と $|\phi| = 1$ の場合に分けられる。前者の場合は一方的に一定割合で発散し、 $\phi = -1$ の場合は、ジグザグに発散していく。問題は、 $\phi = 1$ の場合である。この 1 である根を単位根 (unit root) という。(1) 式は、 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ とすると

$$\Delta Y_t = \delta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

と書くことができる。ここで

$$\delta = \phi - 1$$

である。帰無仮説を H_0 , 対立仮説を H_1 で表わすと (2) 式の

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 0$$

の検定は

$$H_0: \phi = 1$$

$$H_1: \phi < 1$$

と同じ検定になる。しかし、この検定を通常の t 分布による検定を行ったのでは、帰無仮説を棄却する可能性が高いことが知られている。つまり、通常の t 分布より左にずれた分布となる。一般に、 d 階の階差をとることにより、非定常な時系列データが定常になるとき、そのデータ系列は次数 d の和分であるといい、 $I(d)$ と表わす。(2) 式で帰無仮説が棄却され、対立仮説が支持された場合は、 $Y_t \sim I(0)$ である。(2) 式で帰無仮説が棄却されなかった場合は、次数が 1 以上の可能性があるので、

$$\Delta^2 Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

において同様の検定を行う。ここで、 $\Delta^2 Y_t = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1}$ である。この検定で、帰無仮説が棄却され、対立仮説が支持された場合は、 $\Delta Y_t \sim I(0)$ であり、 $Y_t \sim I(1)$ である。帰無仮説が棄却されなかった場合はさらに次の階差をとり同様の検定を行う。このような検定は、DF 検定 (Dickey-Fuller Test) と呼ばれている。

上記の説明では、最も簡単なモデルについて述べたが、実際の分析では

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu + \alpha t + \varepsilon_t \quad (6)$$

の 3 種類のいずれかがモデルが用いられることが多い。ここで μ は定数項であり、 αt は時刻 t に依存するトレンド項である。それぞれのモデルによって δ の臨界点が異なっており、Fuller (1976) では、(4), (5), (6) 式それぞれの臨界点が $\hat{\tau}$, $\hat{\tau}_\mu$, $\hat{\tau}_t$ として表にまとめられている。また、MacKinnon (1991) の表を利用することによっても臨界点が求められる。

上記のモデルは ε_t に系列相関がない場合には有効である。しかしこの条件は満たされない場合が多いので、系列相関がある場合でも有効な検定が Dickey and Fuller (1979) (1981) や Said and Dickey (1980) によって研究され、「拡張された」DF 検定あるいは ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller Test) と呼ばれている。先の (4), (5), (6) 式に対応させると、

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \mu + \alpha t + \varepsilon_t \quad (9)$$

である。ADF 検定で分析を行っても臨界点に影響を与えないので、前述の検定表が利用できる。

次にグランジャー因果について説明する。いま事象 A と事象 B があるとする。 A と B の両方が時系列である場合、 A が B よりも先に起こるのか、逆に B が A よりも先に起こるのか、あるいは A と B が同時に起こるのかを推定する方法としてグランジャー因果性の検定がある。

次のような 2 変数の VAR (p) モデルを考える。

$$x_t = a_1 x_{t-1} + \cdots + a_p x_{t-p} + b_1 y_{t-1} + \cdots + b_p y_{t-p} + u_{1t} \quad (10)$$

$$y_t = c_1 y_{t-1} + \cdots + c_p y_{t-p} + d_1 x_{t-1} + \cdots + d_p x_{t-p} + u_{2t} \quad (11)$$

ここで、 a_i , b_i , c_i , d_i はパラメータである。次にそれぞれの式を通常の最小二乗法によりパラメータの推定量を求め、

$$H_0: b_k = 0 \quad (k = 1, 2, 3, \dots, p)$$

$$H_1: \text{いずれかの } k \text{ について } b_k \neq 0$$

を F 検定により検定する。ここで、 y_t から x_t への因果関係を考える場合には、(10) 式について制約を課した

$$x_t = a_1 x_{t-1} + \cdots + a_p x_{t-p} + u_{1t}$$

を最小二乗法で推定しその残差平方和を RSS とする。(10) 式の制約を課さない

$$x_t = a_1 x_{t-1} + \cdots + a_p x_{t-p} + b_1 y_{t-1} + \cdots + b_p y_{t-p} + u_{1t}$$

も同様に推定し、その残差平方和を USS とする。そして

$$F = \frac{(RSS - USS)/p}{USS/(T - 2p)} \quad (12)$$

の F 値を F 分布表で検定する。ここで、 T はサンプル数を表わす。仮に $b_k = 0$ であるならば、そのときにのみ y_t は x_t のグランジャーの意味での原因になっていないことになる。

一般に時系列データには、タイムトレンドがある。原系列データが、定常か非定常であるかを確かめるために、DF 検定あるいは ADF 検定を行ってから分析が行われる。グランジャー因果を調べるためには、残差が弱定常であることが必要である。したがって、DF 検定あるいは ADF 検定によって和分の次数を決定し、定常性が確認されたレベルでグランジャー因果性の検定を行うことになる。

仮に、2 つの原系列データが非定常であっても、両者の間には定常の関係が存在することがある。それを検定するのが共和分検定である⁵⁾。簡単に共和分関係を調べる方法は、2 変数に通常の回帰分析を適用し、その残差に対して単位根検定を行うものである。ただし、対象変数の次数が等しくなければならない。

本稿での分析は、政府の範囲を一般政府にし、政府支出は、『国民経済計算年報（平成 9 年度版）』から政府最終消費支出と一般政府の公的資本形成および社会保障移転（社会保障給付、社会扶助金および無基金雇用者給付の合計）の合計とした。租税収入は同じく『国民経済計算年報』から一般政府の直接税と間接税の合計額とした。実質値については、政府最終消費支出と公的資本形成は、『国民経済計算年報』の実質値のデータを使用し、社会保障移転と租税収入は、CPI（消費者物価指数）を用いて実質化したものを使用した。

⁵⁾ 共和分検定については Engle and Granger (1987) を参照。

それぞれの変数に対して次のような記号を用いる。

LEX : 対数変換した政府支出

LTAX : 対数変換した租税収入

LEXR : 対数変換した実質政府支出

LTAXR : 対数変換した実質租税収入

分析は以下のステップを踏んで行う。

第1ステップは、変数 *LEX*, *LTAX*, *LEXR*, *LTAXR* について DF 検定および ADF 検定を行う。単位根を有するという帰無仮説を棄却できない場合は、当該変数の階差をとり、それについて DF 検定および ADF 検定を行う。この階差をとった変数について DF 検定および ADF 検定を行う。階差をとった変数についても帰無仮説が棄却できない場合は、さらに階差をとり同様の処理を行う。

第2ステップは、第1ステップで和分の次数が出ているので、定常であるレベルでグランジャー因果の検定を行う。具体的には、通常の回帰分析から得られる制約付きの場合の残差平方和と制約のない場合の残差平方和から F 検定を行う。さらに説明変数と従属変数を入れ替え、同様の検定を行う。その結果、グランジャー因果がどちらの方向（あるいは双方向）へ働いているかが導き出される。

第3ステップは、第1ステップの結果より原系列データの和分の次数が等しいならば、仮に原系列データが非定常であっても、それらのは共和分する可能性が残されている。もし、共和分関係があるならば、両者は長期的には均衡関係にある。反対に共和分関係にないならば、両者は長期的には均衡関係になく、不安定あるいは差が広がっていくことを意味する。

4. 分 析 結 果

第1ステップの DF 検定および ADF 検定の結果が表1にまとめてある。名目値の政府支出については、海外の研究のように $I(1)$ という結果ではなく $I(2)$ であることを示している。すなわち、第1階差ではまだ定常ではなく、第2階差においてようやく定常になる。実質値については第1階差で定常になるので、 $I(1)$ である。DF 検定と ADF 検定のラグをどれぐらいの期間とるかにつ

表1 DF 検定および ADF 検定の結果

変数	DF検定	ADF検定
名目値		
ΔLEX	1.379451	-2.71174
$\Delta^2 LEX$	-3.424093	-1.06852
$\Delta^3 LEX$	-8.448048***	-3.98497***
$\Delta LTAX$	1.730760	-2.44055
$\Delta^2 LTAX$	-2.61631	-1.72924
$\Delta^3 LTAX$	-7.431915***	-4.50780***
実質値		
$\Delta LEXR$	-0.5621255	-3.11723
$\Delta^2 LEXR$	-4.832613***	-3.64989***
$\Delta LTAXR$	-0.4886810	-3.13365
$\Delta^2 LTAXR$	-4.503671***	-3.60835***

(注) *** は 1% 水準で有意であることを示す。

ては、いくつかの基準があるが、ここでは、BIC（シュバルツのベイズ情報量基準）にしたがって適当なラグを選んでいる。

第2ステップから得られたF値が表2に示されている。この結果から名目値については、Grangerの表現では、 $EX \xrightarrow{G} TAX$ と $TAX \xrightarrow{G} EX$ の関係があることになる。実質値については、政府支出の決定に過去の租税支出の階差が影響を与えないという帰無仮説は棄却できない。逆に租税収入の決定に過去の政府支出が影響を及ぼすという帰無仮説は棄却される。政府支出や租税収入を実質値

表2 グランジャー因果性の検定結果

	$EX \xrightarrow{G} TAX$	$TAX \xrightarrow{G} EX$
名目値		
	11.17448	3.36788
実質値		
	2.40651	7.83279

に基づいて決定するののかという批判はあるかもしれないが、この結果からすると、わが国の一般政府レベルでは、租税—支出モデルが妥当している可能性があるという結論が得られる。したがって、 $TAX \xrightarrow{G} EX$ である。

第3ステップの残差検定から得られた結果は、名目値では -2.93033 であり、一方実質値では -2.58011 であった。したがって両者とも帰無仮説を棄却できない。すなわち、名目値および実質値ともに政府支出と租税収入とは長期的には均衡関係にないという結論が得られた。

5. 結びにかえて

本論文では、1955年から1995年までの一般政府の政府支出と租税収入のデータを用いて、そのグランジャー因果性と長期的な均衡関係を分析した。

グランジャー因果の分析は、名目値では、F検定の結果では支出—租税モデルであるかあるいは租税—支出モデルであるかという点では双方向の可能性があり、実質値では、初めの予想とは逆の租税—支出モデルを支持する結果が得られた。これは、財政当局が過去数年分の実質的な租税収入に基づき、政府支出を決定するということを示唆する。

共和分検定による政府支出と租税収入との長期的均衡関係は残差検定によると成立しない。したがって、このままの財政構造が続くと財政破綻が予想される。

本論文には残された問題もいくつかある。第1には、本分析の対象は一般政府であったが、他の先行研究のように中央政府および地方政府の分析も可能である。しかし、中央政府から地方政府への地方交付税交付金などをどのように考えるかで、異なった結果が得られるかもしれない。

第2には、国債をどのように扱うかである。もちろん、政府支出と国債の発行額との関係について、本稿のようなグランジャー因果および共和分検定が適用可能であり、先行研究もこの両者の関係について分析したものも多い。また、国債発行に関連して、シニョリッジもどのように考えるかは、分析に大きな影響を与えるであろう。

政府支出と政府収入との関係をより厳密に分析するためには以上のような点も考慮に入れる必要があるであろう。

参 考 文 献

- Ahiakpor, J. C. and S. Amirkhalkhali (1989) "On the Difficulty of Eliminating Deficits with Higher Taxes: Some Canadian Evidence," *Southern Economic Journal*, Vol. 56, pp. 24-31.
- 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.
- Bella, M. and B. Quintieri (1997) "Causality between Public Expenditure and Taxation," in Capros, P. and D. Meulders eds., *Budgetary Policy: Public Expenditures*, Routledge.
- Blackley, P. (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.
- 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) "The 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) "Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Friedman, M. (1978) "The Limitations of Tax Limitation," *Policy Review*, (Summer) pp. 7-14.
- Fuller, W. A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley.
- Hatanaka, M. (1996) *Time-Series-Based Econometrics: Unit Root and Cointegration*, Oxford University Press.
- Hondroyannis, G. and E. Papapetrou (1996) "An Examination of the Causal Relationship between Government Spending and Revenue: A Cointegration Analysis," *Public Choice*, Vol. 89, pp. 363-374.
- 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.
- MacKinnon, J. G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," in Engel, R.F. and C. W. J. Granger eds., *Long-run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Maddala, G. S. (1992) *Introduction to Econometrics*, 2nd ed. Prentice-Hall. (和合 肇 訳 (1996)『計量経済学の方法 第2版』CAP 出版)
- 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. and F. R. Russek (1990) "Co-integration and Error-correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending," *Southern Economic Journal*, Vol. 57, pp. 221-229.
- Peacock, A. T. and J. Wiseman (1979) "Approaches to the Analysis of Government Expenditures Growth," *Public Finance Quarterly*, Vol. 7, pp. 3-23.
- Provopoulos, G. and A. Zambaras (1991) "Testing for Causality between Government Spending and Taxation," *Public Choice*, Vol. 68, pp. 277-282.
- Ram, R. (1988) "Additional Evidence on Causality between Government Revenue and Government Expenditure," *Southern Economic Journal*, Vol. 54, pp. 763-769.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1980) "Testing for Unit Roots in ARMA Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, pp. 599-607.
- Von Furstenberg, G. M., R. J. Green and J. H. Jeong (1986) "Tax and Spend or Spend and Tax?" *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, pp. 179-188.
- 浅子和美他 (1993)「日本の財政運営と異時点間の資源配分」『経済分析』131号 経済企画庁.
- 蓑谷千風彦 (1997)『計量経済学』多賀出版.
- 山本 拓 (1988)『経済の時系列分析』創文社.