

井上 晶人<sup>1</sup>

## 1. はじめに

本稿の目的は、日本における 1973 年第 4 四半期以降、つまりオイルショック以降から 2000 年第 4 四半期までの期間において、Toda-Yamamoto(1995)の VAR モデル(Lag Augmented vector autoregressive model, 以下 LA-VAR モデル)<sup>2</sup>に基づき計量分析し、選挙景気循環の理論が日本において成立しているか否かを検証することである。選挙景気循環の理論は、選挙が景気やマクロ経済政策に影響を与えているというものである。公共投資政策をはじめとする経済政策を行う主体が政府であり、それは選挙という政治的に大きなイベントにおいて、政権維持という観点から非常に敏感な存在でもあるため、このような選挙という政治的な影響を考慮した研究の必要性は極めて大きい。したがって、選挙に勝つために選挙の時期に景気が浮揚するようにマクロ経済政策を運営し、それが政権党への得票に繋がるのであれば、政府にとっては望ましいことであろうし、そうすることが合理的でもであろう。つまり選挙の存在、その時期の決定が政府の経済政策運営に大きな影響を与えることが考えられる。こうして、本稿は選挙景気循環論の仮説に基づく分析を行うものである。

## 2. 選挙景気循環

選挙景気循環は、Nordhaus(1975)が提唱したものであり<sup>3</sup>、彼はそれについて下

---

<sup>1</sup> 山口大学大学院東アジア研究科後期博士課程東アジア開発政策コース在学中(D2)。  
E-mail: b1215@yamaguchi-u.ac.jp

<sup>2</sup> Toda, Hiro Y. and Yamamoto, T.(1995)参照。

<sup>3</sup> その後、Hibbs(1977)が「党派的景気循環」を提唱した。これはイデオロギーの異なる二大政党の政権交代により景気が循環するという理論である。例えば保守政党は緊縮的経済運営を行い、リベラル政党は拡張的経済運営を行うことにより、それらの政権交代による景気の循環・変動が起こるというものである。これと「選挙景気循環」をあわせて「政治的景気循環」という。本稿では、日本においてこの種の二大政党が存在しないという理由から「党派的景気循環」の計量分析を省略した。

記のような仮説を立てた<sup>4</sup>。

政府(政権党)は、選挙で勝つことと政権の維持のみに関心がある。

政府(政権党)はフィリップス曲線、つまりトレードオフ関係にあるであろう失業率とインフレ率を操作しうまく利用することができる。また総需要もコントロールできる。

有権者は合理的ではない。なぜなら、近視眼的であり経済政策への評価も過去の業績に基づくからである。また、その評価も高成長率、低インフレ率、低失業率に対して高く評価する。

選挙時期は事前に決まっており固定的である。

政権党は、有効需要を増加させるような政策手段を選ぶことができる。

これらのことから、有権者は景気のよいとき、つまり経済が上昇局面にあるときや失業率が低いときは政権党を支持するが、景気の悪いときは支持しないということが導かれる。したがって、政府(政権党)は選挙の時期に景気が良ければ政権を維持できるため、選挙前に景気を浮揚させるようにマクロ経済政策を用いて、選挙時に景気がよい状態になるようコントロールするというものである<sup>5</sup>。

ところで、Nordhaus の仮説では選挙時期が初めから決まっていることを前提にしていた。しかし、日本の衆議院においては、任期は4年であるが解散がある。つまり、首相が解散権を持っていることから、政権党に都合のよいときに解散することも可能である。都合のよいときは景気のよいときであろう。したがって、政府は選挙前に拡張的マクロ経済政策を行わずとも、景気のよいときに解散を行えばよいということにもなる。Ito-Park(1988)、Ito(1990)では自由民主党は衆議院議員選挙において、景気のよいときに選挙を実施していると指摘する。これを Ito は「日和見仮説」としている。また、Nordhaus のモデル、つまり選挙時期がはじめから決まっている事を前提としたような政策運営による選挙景気循環が解散の可能な場合でも見られる場合があり、そのことを Ito は「政策操作仮説」としている。

選挙景気循環の先行研究としては他に以下のものがある。政治家および有権者が合理的に行動するということを前提に、一般均衡論の枠組みで選挙景気循環をモデル化した Rogoff-Sibert(1988)、Rogoff(1990)；欧米諸国や日本を含む OECD 加盟国を例に、選挙前に景気は必ずしも良くなっていない国があることを指摘した

---

<sup>4</sup> Alesina-Cohen-Roubini(1991)、Cargill-Hutchison-Ito(1997)をもとに作成。

<sup>5</sup> このモデルでは、拡張的政策を行えば景気が浮揚するという、ケインズの政策(IS-LM モデル)を前提としている。

Alesina-Cohen-Roubini(1991)；イギリスを例に可処分所得と失業率について Nordhaus 的な選挙景気循環が見られるとする結論を導いた富崎(1993)などがある。日本のケースを考察したものとして、政治学の立場から、日本の政治システムの特徴から、マクロ経済のパフォーマンスがよいときに衆議院を解散するという日和見主義的行動(これを「政治的波乗り<sup>6</sup>」としている)が見られることを指摘する猪口(1983)；財政政策を取り上げ選挙前に拡張的な財政政策運営が行われていたことを指摘する西澤・河野(1990)；衆議院議員選挙において Nordhaus 的な選挙景気循環が見られるとする結論を導いた Cargill-Hutchison(1991)；先行研究などとも対比し、自民党優位下でもマクロ経済のパフォーマンスが選挙の影響を受けていること、ただし政府の政策操作に関しては、その有無に関して意見が分かれていることなどを指摘する Cargill-Hutchison-Ito(1997)；衆議院議員選挙において、オイルショック前の期間で選挙に向けて金融政策を行っていたこと、参議院議員選挙において、オイルショック前の期間で選挙に向けて金融政策を行い、オイルショック後の期間では財政政策が行われていたことを指摘する土居(1998)などがある。

これらの先行研究では、全体として扱っている期間が古くなっている場合も多く、最近までのデータを用いて再考する必要がある。そしてあくまでも日本のような議会の解散があるような国については扱っていないものもあり、また日本を扱っているものでも本稿のように時系列モデルの一種類である VAR モデル(本稿では LA-VAR モデル)を用いて考察したものはなかった。本稿は、マクロ経済政策により景気が浮揚したか否か、つまりマクロ経済政策が拡張的に行われた(政策変数が拡張を示す)場合に景気浮揚する(景気拡張を示す)か否か、それも選挙という政治的な要因でそれが起こるか否かの検証を目的にしている。このため他のモデル、例えば AR モデルなどを用いるよりも、本稿の目的により適していることから、ここではその方法で選挙景気循環の理論が日本で成立するか否かを考察する。

### 3. 実証分析

分析にあたって、経済データに関しては四半期データを用い、期間は 1973 年第 4 四半期から 2000 年第 4 四半期までとした<sup>7</sup>。用いる経済変数は表 1 の通りである。

---

6 Ito-Park(1988), Ito(1990)における「日和見仮説」と同義。

7 これは、内閣府発表の景気基準日付に基づき第 7 循環の山以降から第 13 循環の山までの期間とした。http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/011221hiduke.html 参照。

v03-v05 は財政政策変数，v06-v07 は金融政策変数である<sup>8</sup>。季節調整に関しては，季節調整済のものが出典に掲載されているものはそのまま用いたが，出典にそれが掲載されていないものは，原数値を Census X-12<sup>9</sup>を用いて季節調整を行った。

以上の変数をそれぞれ，マクロ経済政策変数(以下政策変数)と経済変数に分類する。前者は経済政策という政府の意図で行うことが出来る変数群であり，後者は政府の意図では直接はコントロール出来ないであろう変数，ないしは経済政策の結果あらわれる変数群である。本稿の場合，前者は v03-v07 であり，後者は v01-v02 である。

統計的手法は，LA-VAR モデルを用いる。本稿では，(1)AR モデルなどを用いるよりも VAR モデルを用いた方が適切であると思われること，(2)通常の VAR モデルや誤差修正 VAR モデル(VECM)では，今井・浅子(2001)でも指摘するように，その計量を行うまでに行う単位根検定や共和分検定自体の検定力が弱く，またモデルにより異なった結論が出うる，そして，(3)それが VAR モデル(VECM)の計量結果に問題を生じさせうる可能性があるが，LA-VAR モデルを用いるため，それらの問題点を避ける。つまり単位根検定や共和分検定を特に行うことなく，かつレベルの変数を用いて VAR モデルが組めることを証明しているため，LA-VAR モデルが分析には最適と判断し，それにしたがって検定するものとする。

推計手順としては，下記の順序で行う。

### 3.1 真のラグの選択

政策変数 5 つと経済変数 2 つの各 1 つ，計 10 組の組み合わせでレベルの変数を用いて下記 と 式の 2 変量の通常の VAR モデルを組み同定(真のラグの選択)する。その選択基準は，伊藤・南波 (1998)，今井・浅子(2001)にしたがい，AIC が最小のラグを選択した<sup>10</sup>。y を経済変数，x を政策変数とすると，

---

<sup>8</sup> 金融政策変数に関しては，マネーサプライも考えられるが，1998年4月より，従来の指標に外国銀行在日支店等を含む指標の発表を開始したことにより，データの連続性がないことから，本稿では扱わないことにした。

<sup>9</sup> アメリカ合衆国商務省センサス局開発の移動平均型季節調整法に基づいた季節調整法。詳細は，国友(1997)，Bureau of the Census (2000)を参照。

<sup>10</sup> AIC の他に，情報量基準として SIC などがある。本稿でも，SIC を最小にするラグに関しても検定を行ったが，AIC と同じ結果となったものが多く，また異なる結果のもので，そのラグが 1 のものが多かった。Toda-Yamamoto(1995)では，真のラグが 1 の場合には，LA-VAR 検定は不適切であると指摘しているため，結果的に AIC を用いた。

$$y = a_1 + b_{11}y_{t-1} + \dots + b_{1p}y_{t-p} + c_{11}x_{t-1} + \dots + c_{1p}x_{t-p} + d_{11}t + e_{11}t^2 \quad -$$

$$x = a_2 + b_{21}y_{t-1} + \dots + b_{2p}y_{t-p} + c_{21}x_{t-1} + \dots + c_{2p}x_{t-p} + d_{21}t + e_{11}t^2 \quad -$$

と表せる．真のラグの結果は表 2 の通りである．

### 3.2 拡張ラグ

Toda-Yamamoto(1995)にしたがい，真のラグに  $d_{\max}$  という拡張ラグを加える．本稿では伊藤・南波(1998)にしたがい，それを 2 とした<sup>11</sup>．したがって，表 2 にあるそれぞれの真のラグに 2 を加えたものを拡張ラグとする．これにより， と 式はそれぞれ

$$y = a_1 + b_{11}y_{t-1} + \dots + b_{1p+2}y_{t-(p+2)} + c_{11}x_{t-1} + \dots + c_{1p+2}x_{t-(p+2)} + d_{11}t + e_{11}t^2 \quad -$$

$$x = a_2 + b_{21}y_{t-1} + \dots + b_{2p+2}y_{t-(p+2)} + c_{21}x_{t-1} + \dots + c_{2p+2}x_{t-(p+2)} + d_{21}t + e_{11}t^2 \quad -$$

となる．

### 3.3 「Granger の意味での因果関係」の検定

本稿では，マクロ経済政策により，景気が浮揚したか否かをみるものであるから，政策変数は Granger の意味で経済変数と因果関係がないことはない，つまり「政策変数  $x$  は Granger の意味で経済変数  $y$  と因果関係がないとはいえない」という結果を期待するものである．つまり，政策変数  $x$  と経済変数  $y$  には因果関係はないという帰無仮説を棄却出来れば，その政策変数  $x$  と経済変数  $y$  には因果関係がある，すなわちマクロ経済政策による景気への影響があるものとする．本稿では，Toda-Yamamoto(1995)にしたがい， と をそれぞれ OLS で検定し，その後

$$c_{11} = c_{12} = \dots = c_{1p} = 0$$

$$b_{21} = b_{22} = \dots = b_{2p} = 0$$

という 0 制約をかけ Wald 検定を行った．

結果は表 3 の通りである．Wald 統計量はカイ二乗にしたがったものであり，本稿では P 値 10% 有意とする． $v_{02}$  と  $v_{05}$  という組み合わせで，P 値 6.1% という結果

---

11  $d_{\max}$  は真のラグの長さを超えてはならないという制約がある．

が出た。この時点で経済的意味において、国からの建設工事(公共投資)の増加は、失業率を低減させているという結果が導かれる。ここでこれが政治の、つまり選挙の影響を受けたものなのか否かを次に検討する。

### 3.4 ダミーを加えて推定作業

「政策変数は経済変数と因果関係がある」という結果が出た表3に関して、選挙ダミーなどを加え、選挙という政治的イベントが景気浮揚の要因になっているか否かを推計する。選挙ダミーの種類は表4のように、衆議院議員選挙用のダミー「DR」、参議院議員選挙用のダミー「DC」のそれぞれ13種類である<sup>12</sup>。DR/DC 01は選挙四半期のみ1とし、DR/DC 02はそれとその1四半期前を1とするという形で最大DR/DC 07の6四半期前までを1としたもの、そしてその形状の変化形で、選挙に向けてそれが最大になるようにじりじりと拡大していくDR/DC 08からDR/DC13というダミー群である。これらの数多くのダミーの存在により、経済政策に、そして経済に選挙の影響が何四半期前から及んでいるか、かつそれは平滑的なものなのか、または選挙に向けて最大となるようなものなのかを明示するものである。

ところで、本稿が扱う期間中にプラザ合意や第二次オイルショック、自民党の参議院議席の過半数割れ、日銀法改正による同行の政府からの独立性の高まり、自民党政権の崩壊と、それ以降の単独政権から連立政権という政治体制の変化などが起こった。そして、いうまでもなくバブル崩壊もある。これらは経済にそして経済政策運営に特に大きなインパクトを与えたであろうと考えられることから、これらの影響を取り除くべくダミー化してそれぞれモデルに入れ込むこととする。また、これらの他にも選挙から次のそれまでの四半期数(選挙から経過した四半期数)を数値化したダミー(経過ダミー、Pass)も用意する。これは土居(1998)に基づくものであるが<sup>13</sup>、前の衆議院選挙との間隔が開くほど、つまり任期満了の4年に近づくほど、選挙のタイミングを見計らっているうちに、景気が良くても悪くても選挙せざるを得なくなるため、政権党が有利な状況で選挙が出来にくくなる可能性があることから、この影響を取り除くためである。一方、参議院選挙では衆議院選挙と異なり、選挙の時期が固定化されていることから、この種の経過ダミーを設けない、つまりモデル中には入れないこととする。これらのダミー群により、選挙ダミーの結果を

---

12 モデル中では、「DR」と「DC」をあわせて「Election」としてある。

13 土居(1998) pp.34-35 参照。

より厳密なものと出来る．それらは表 5 にまとめてある．いうまでもなく，これら以外にも経済に大なり小なり何らかの影響を与えるものは数多あるであろう．しかし，それらを全てダミー化しモデルに入れ込むということは不可能に近い．したがって，それらが結果的に景気の波に大なり小なり影響を与えたものとし，それを表すものとして，景気基準日付に基づき，その山を 1，谷を -1 としダミー化したものを，景気ダミー (Busi) としてモデルに加えて，その影響を取り除くものとする．それは，表 6 にまとめてある．

上に基づき，基本モデルはそれぞれ下記のようになる．

$$y = a_1 + b_{11}y_{t-1} + \dots + b_{1p+2}y_{t-(p+2)} + c_{11}x_{t-1} + \dots + c_{1p+2}x_{t-(p+2)} + d_{11}t + e_{11}t^2 + f_{11}Election + g_{11}Plaza + h_{11}Oil2 + i_{11}Boj + j_{11}Ji\ min + k_{11}Coa + l_{11}Bubble + m_{11}Sangi + n_{11}Pass + o_{11}Busi \quad -$$

$$x = a_2 + b_{21}y_{t-1} + \dots + b_{2p+2}y_{t-(p+2)} + c_{21}x_{t-1} + \dots + c_{2p+2}x_{t-(p+2)} + d_{21}t + e_{21}t^2 + f_{21}Election + g_{21}Plaza + h_{21}Oil2 + i_{21}Boj + j_{21}Ji\ min + k_{21}Coa + l_{21}Bubble + m_{21}Sangi + n_{21}Pass + o_{21}Busi \quad -$$

ここで検定の結果，Election ダミーにどのようなパラメータが出ると政治的に選挙に向けて拡張的政策を採ったのか，またそれにより政治的に景気が浮揚したかを示さなければならない．まず， $x=v05$  の式の Election ダミーのパラメータの符号条件が + の場合，選挙が拡張的公共投資政策の要因になっているものとする．また， $y=v02$  の式の Election ダミーのパラメータの符号条件が - の場合，選挙が失業率低減の要因になっているものとする．いずれの場合も，10%有意水準を満たすもののみとし，それを満たさないものについては，仮にパラメータが所定のものを満たしたとしても，それは選挙の影響がないものとする．したがって，本稿ではパラメータの条件と有意水準の条件の双方を満たしていなければ，選挙の影響がないものとする．また，結果的に条件を多数満たすものが出てくることも想定される．その場合は，より  $t$  値の絶対値が高いものをその代表として選択する．

以上をふまえた上で，それらの結果が選挙景気循環を起こしているか否かを判断する．本稿では，衆議院に解散があることから，特に衆議院において Ito-Park(1988)，Ito(1990)にしたがい，「日和見仮説」を支持するものなのか，または Nordhaus 的な「政策操作仮説」を支持するものなのか判断するものとする．今，式の選挙ダミー (Election) を Y，式の選挙ダミー (Election) を X とするとき，表 7 のように判断するものとする．ただし，仮に参議院選挙の方で Y のみが条件を満たす，つまり

「日和見仮説」支持という結果が出た場合については、参議院選挙においては選挙時期が固定されているので、そもそも日和見的な選挙時期の選択が出来ないことから無視するものとする。

結果は表 8 の通りである。衆議院選挙については選挙の影響がないという結果であった<sup>14</sup>。参議院選挙については、DC01 と DC08 双方とも X のみ条件を満たすという結果が得られた。t 値は DC08 の方が高い。したがって、1 四半期前より選挙に向けて段階的に拡張的公共投資政策を行ったが、結果的に失業率低下をもたらさなかったという結果である。選挙ダミー以外の諸ダミーについては、全て式側においてプラザ合意ダミーと日本銀行ダミー、連立政権ダミー、そして景気ダミーで高い t 値を示した<sup>15</sup>。

#### 4. 結論

検定の結果、以下のことが明らかになった。まず、参議院選挙においては選挙の影響があった。そしてそれは選挙に向けて拡張的公共投資政策を行ったが、それが失業率低下をもたらさなかったことである。そして、衆議院選挙においては選挙の影響がないという結論を導いた。これらより、日本においては公共投資政策(財政政策)の選挙循環は見られるが、選挙による景気の循環、つまり選挙景気循環は成り立っていないことが証明された。また、金融政策に対しては選挙の影響がない、すなわち選挙対策のために、政治の道具にはなっておらず、政策を行うときはもっぱら財政政策を用いていたという結果が導かれた。これは、金融政策のような薄く広く政策を行うよりも、むしろ公共投資のように、直接的に政権党の票に繋がるような政策の方が有利であるという可能性があること、また日銀の独立性の高まりなどもあり、政府の裁量で選挙に向けての拡張的金融政策を行えなかった可能性がある。

#### 5. おわりに

本稿では、財政政策と金融政策というマクロ経済政策を取り上げ、それが政治的に選挙という影響を受けているか、またそれが景気浮揚の要因になっているか否かを選挙景気循環論の理論を用いて考察したが、あくまでも選挙景気循環の理論、つまり有権者は近視眼的であるという前提の下で考察してきた。しかしルーカスやサ

---

14 与党の衆議院選挙時期の選択という観点より、プロビットモデルを用いて日和見仮説も政策操作仮説も支持されないという結果が算出された。補論参照。

15 衆議院の計量においても、この 4 つのダミーについては同様の結果を示した。



ージェントなどの合理的期待形成学派が主張する，有権者は近視眼的ではなく合理的であるという立場もある．したがって，今後はこの学派の主張も考慮に入れた研究を進める予定である．

## 補論

日本における衆議院選挙時期の選択は，基本的に内閣(=政権党)が行うことが出来る．実際に 1973 年以降，1976 年の任期満了での解散と，1980 年のいわゆる 40 日抗争後の社会党提出の内閣不信任案可決での解散(ハプニング解散)以外は，全て内閣の意思での解散(日本国憲法 7 条第 3 項に基づく解散)であった．そこで，衆議院選挙時期の選択についてプロビットモデルで計量し，そこから表 8 のように，衆議院においては日和見仮説も政策操作仮説も支持されないということを証明したい<sup>16</sup>．下記のようなプロビットモデル式を構築する．

$$Prob(DR01_t = 1) = \Phi(a + b v01_t + c Pass_t + d DC01_t + e Plaza_t + f Boj_t + g Coa_t + h Busi_t) \quad -$$

$$Prob(DR01_t = 1) = \Phi(i + j v02_t + k Pass_t + l DC01_t + m Plaza_t + n Boj_t + o Coa_t + p Busi_t) \quad -$$

は説明変数に v01 を含んだもの，は v02 を含んだものである．また，これらのモデルには表 8 の結果に基づき，t 値が有意<sup>17</sup>であったプラザ合意ダミー，日本銀行ダミー，連立政権ダミー，そして景気ダミーの 4 つのダミーも組み込んである．結果はそれぞれ表 9，表 10 である．これらの結果によると，いずれの場合も，前衆議院選挙から次のそれまでの経過四半期数(Pass)と参議院選挙の時期(DC01)，そして景気ダミー(Busi)の t 値が有意であることから，それらが衆議院選挙実施時期の選択に影響を与えていることがわかった．つぎに下記のようなモデルを構築する．

$$Prob(DR01_t = 1) = \Phi(q + r FIT v01_t + s FIT v02_t + t RES v01_t + u RES v02_t + w Pass_t + x DC01_t + y Busi_t) \quad -$$

このモデルには表 9，表 10 の結果に基づき，t 値が有意であった Pass と DC01，そ

16 Cargill-Hutchison-Ito(1997) pp.164-167 ,土居(1998) pp.43-44 の考え方に基づくものである．

17 補論における，「t 値が有意」とは，P 値 10%有意であることである．

して Busi を組み込んである。式中の FITv01 , RESv01 は

$$v01_t = \alpha + \beta v03_t + \chi v04_t + \delta v05_t + \varepsilon v06_t + \phi v07_t + \varphi Plaza + \gamma Boj + \eta Coa + \iota Busi \quad -$$

FITv02 , RESv02 は

$$v02_t = \kappa + \lambda v03_t + \mu v04_t + \nu v05_t + \omicron v06_t + \pi v07_t + \varpi Plaza + \theta Boj + \varrho Coa + \rho Busi \quad -$$

のそれぞれを推定したときの推定値と残差である。推定値は、v03-v07 までの政策変数で v01 , v02 を説明できる部分を示し、残差はそれが出来ない部分を示す。式の推計結果は表 11 の通りである。ここで、日和見仮説では  $t=u=0$  という帰無仮説を、そして政策操作仮説では  $r=s=0$  という帰無仮説を立てて Wald 検定を行う。結果は、表 12 の通りである。いずれの場合も P 値の数値が高い、つまり P 値 10% 有意ではないことから、日和見仮説も政策操作仮説も支持されないという結果となった。これは本稿における、衆議院においては日和見仮説と政策操作仮説のどちらも支持されないという結論と同一であり、それを証明する結果となった。

## 参考文献

- Alesina,A. ,Cohen,G.D. and Roubini,N. (1991), "Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies," NBER Working Paper No.3839.
- Alesina,A. and Roubini,N. (1992), "Political Cycles in OECD Economies," *Review of Economic Studies* 59, pp.663-688.
- Alesina,A. (1988), "Macroeconomics and Politics," *NBER Macroeconomics Annual*, pp.11-55, The MIT Press.
- Alesina,A. and Roubini,N. with Cohen,G.D. (1997), *Political Cycles and the Macroeconomy*, The MIT Press.
- Bureau of the Census. (2000), "X-12-ARIMA Reference Manual Version 0.2.7".
- Cargill, T. and Hutchison,M.M. (1991), "Political Business Cycles with Endogenous Election Timing : Evidence from Japan," *Review of Economics and Statistics*, 73, pp.733-739.

- Cargill, T., Hutchison, M.M. and Ito, T. (1997), *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, The MIT Press.
- 土居丈朗(1998) 「日本の財政金融政策, 景気循環と選挙」 『東京大学経済学研究』 40 : 29-45.
- Greene, W.H. (2000), *Econometric Analysis, 4th edition*, Prentice Hall International.
- Grilli, V., Masciandaro, D. and Tabellini, G. (1991), "Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries," *Economic Policy*, Vol.13, pp.340-392.
- Hibbs, Douglas. (1977), "Political Parties and Macroeconomic Policy," *American Political Science Review* 71, pp.1467-1487.
- 井堀利宏・土居丈朗(1998) 『日本政治の経済分析』 木鐸社.
- 今村有里子・浅子和美(2001) 「アジア諸国間の株価連動性: 週次データによる通貨危機以前と以後の比較検証」 『生活経済学研究』 15 : 41-56.
- 猪口孝(1983) 『現代日本政治経済の構図』 東洋経済新報社.
- 石川真澄(1995) 『戦後政治史』 岩波書店.
- Ito, T. (1990), "The Timing of Elections and Political Business Cycles in Japan," *Journal of Asian Economics* 1, pp.135-156.
- Ito, T. and Park, G.H. (1988), "Political Business Cycles in the Parliamentary System," *Economics Letters* 27, pp.233-238.
- 伊藤史朗・南波浩史(1998) 「金融政策の波及効果 - グランジャー因果性テストによる実証分析 - 」 『同志社大学経済学論叢』 49(4) : 94-115.
- 岩田暁一(1983) 『経済分析のための統計的方法』 東洋経済新報社.
- 加藤寛 編(1999) 『改訂版 入門公共選択』 三嶺書房.
- 国友直人(1997) 「季節調整法 X-12-ARIMA の特長と問題点」 『経済統計研究』 25( ) : 13-55.
- Lachler, U. (1982), "On Political Business Cycle with Endogenous Election Dates," *Journal of Public Economics* 17, pp.111-117 .
- MaCallum, B. (1978), "The Political Business Cycle; An Empirical Test," *Southern Economic Journal* 44, pp.504-515.

- MacKinnon, J.G. (1991), "Critical Values for Cointegrating Vectors," chapter 13 in Engle, R.F. and C.W.J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- マダラ, G.S. 著・和合肇訳(1996) 『計量経済分析の方法 第2版』 シーエーピー出版.
- 松浦克己・コリン=マッケンジー(2001) 『Eviewsによる計量経済分析』 東洋経済新報社.
- 森棟公夫(1999) 『計量経済学』 東洋経済新報社.
- 縄田和満(1997) 『TSPによる計量経済分析入門』 朝倉書店.
- 西澤由隆・河野勝(1990) 「日本における選挙景気循環 - 総選挙と政府の財政政策 - 」 『レヴァイアサン』 6:152-171.
- Nordhaus, W.D. (1975), "The Political Business Cycle," *Review of Economic Studies*, 42, pp.169-190.
- Rogoff, K. (1990), "Equilibrium Political Business Cycle," *American Economic Review* 80, pp.21-36.
- Rogoff, K. and Sibert, A. (1988), "Elections and Macroeconomic Policy Cycles," *Review of Economic Studies* 55, pp.1-16.
- 鈴木義一郎(1995) 『情報化規準による統計解析入門』 講談社サイエンティフィック.
- Toda, Hiro Y. and Yamamoto, T. (1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics* (66)1-2, pp.225-250.
- 富崎隆(1993) 「政治的景気循環の議院内閣制モデル - 政府支持の波乗りモデルの提唱」 『公共選択の研究』 22:105-111.
- 富崎隆(1994) 「政治的景気循環理論の系譜 80年代の新理論を中心に」 『清和法学研究』 1:185-212.
- 和合肇・伴金美(1995) 『TSPによる経済データの分析(第2版)』 東京大学出版会.
- 山本拓(1988) 『経済の時系列分析』 創文社.
- 山澤成康・中野邦彦(1998) 『VARモデル, エラーコレクションモデルの安定性について』 研究報告 91 日本経済研究センター.

表 1 変数

変数	内容	単位	出典
v01	一人当たりの GDP	円/人口 自然対数変換	国民経済計算年報・人口推計月報
v02	完全失業率	%	総務省「労働力調査」
v03	政府最終消費支出	円, 自然対数変換	国民経済計算年報
v04	総固定資本形成 公的	円, 自然対数変換	国民経済計算年報
v05	建設工事請負額(公共)国、建設工事受注(公共機関からの受注)発注者組織	円, 自然対数変換	建設統計月報
v06	コールレート 有担保翌日物平均	%	金融経済統計月報
v07	マネタリーベース	円, 自然対数変換	金融経済統計月報

表 2 真のラグ

経済変数 (y)	政策変数 (x)	真のラグ (最適ラグ)
v01	v03	6
v01	v04	3
v01	v05	3
v01	v06	3
v01	v07	3
v02	v03	6
v02	v04	3
v02	v05	3
v02	v06	3
v02	v07	3

表 3 Granger 検定

被説明変数	説明変数	真のラ グ	拡張ラ グ	Wald 統計量	P 値
v01	v03	6	8	2.67985	0.8478
v03	v01			17.73171	0.0069
v01	v04	3	5	0.631563	0.8892
v04	v01			3.275673	0.3510
v01	v05	3	5	5.132805	0.1623
v05	v01			0.253506	0.9685
v01	v06	3	5	1.604383	0.6584
v06	v01			2.103234	0.5513
v01	v07	3	5	2.547091	0.4668
v07	v01			4.959727	0.1748
v02	v03	6	8	5.607209	0.4686
v03	v02			11.31507	0.0791
v02	v04	3	5	1.667694	0.6441
v04	v02			3.70562	0.2951
v02	v05	3	5	7.368356	0.0610
v05	v02			3.226656	0.3580
v02	v06	3	5	1.884716	0.5967
v06	v02			14.75618	0.0020
v02	v07	3	5	0.599132	0.8966
v07	v02			2.988504	0.3934

表 4 選挙タミー

Election							
	DR/DC01	DR/DC02	DR/DC03	DR/DC04	DR/DC05	DR/DC06	DR/DC07
6 四半期前	0	0	0	0	0	0	1
5 四半期前	0	0	0	0	0	1	1
4 四半期前	0	0	0	0	1	1	1
3 四半期前	0	0	0	1	1	1	1
2 四半期前	0	0	1	1	1	1	1
1 四半期前	0	1	1	1	1	1	1
選挙四半期	1	1	1	1	1	1	1

  

Election						
	DR/DC08	DR/DC09	DR/DC10	DR/DC11	DR/DC12	DR/DC13
	0	0	0	0	0	0.142857143
	0	0	0	0	0.166666667	0.285714286
	0	0	0	0.2	0.333333333	0.428571429
	0	0	0.25	0.4	0.5	0.571428571
	0	0.333333333	0.5	0.6	0.666666667	0.714285714
	0.5	0.666666667	0.75	0.8	0.833333333	0.857142857
	1	1	1	1	1	1

表5 ダミー群

	名称	概要	目的	期間
Plaza	プラザ合意ダミー	プラザ合意の前と後を区別するダミー	これにより、経済に与えるインパクトが大きかったことが考えられるため	85年第3四半期までを0,それ以降を1
Oil2	第二次オイルショックダミー	第二次オイルショックの前と後を区別するダミー	これにより、経済に与えるインパクトが大きかったことが考えられるため	78年第4四半期までを0,それ以降を1
Boj	日本銀行ダミー	改正日銀法施行の前と後を区別するダミー	これにより、金融政策に於いて、日銀の裁量権が増したため、それが経済にインパクトを与えている可能性があるため	98年第1四半期までを0,それ以降を1
Jimin	自民党政権ダミー	自民党政権と非自民党政権とを区別するダミー	自民党政権の方が、相対的に特に財政政策で利益誘導政治を施すべく、拡張的に行われた可能性があるため	93年第3四半期から94年第2四半期までを1,それ以外は0
Coa	連立政権ダミー	単独政権と連立政権を区別するダミー	単独政権よりも連立政権の方が、与党各党の要望を政策に取り入れなければならず、それが結果的に拡張的財政政策などを引き起こしている可能性があるため	93年第2四半期までを0,それ以降を1
Bubble	バブルダミー	バブルの前と後を区別するダミー	左に同じ	91年第1四半期までを0,それ以降を1
Sangi	自民参議院過半数割れダミー	自民党の参議院議席の過半数と過半数割れを区別するダミー	過半数割れ以降では、過半数保有を回復すべく、より強固な経済政策を行い、景気回復を施すことが考えられるため	89年第2四半期までを0,それ以降を1
Pass	経過ダミー	選挙から次のそれまでの経過四半期を数値化したもの	選挙と選挙の間隔が開くほど与党が有利な状況で選挙が出来にくくなる可能性があるため	「概要」にしたがう



表 6 景気ダミー

1973:4	山	1
1974:1		0.6
1974:2		0.2
1974:3		-0.2
1974:4		-0.6
1975:1	谷	-1
1975:2		-0.75
1975:3		-0.5
1975:4		-0.25
1976:1		0
1976:2		0.25
1976:3		0.5
1976:4		0.75
1977:1	山	1
1977:2		0.333
1977:3		-0.33
1977:4	谷	-1
...	...	...
1997:3		0.714
1997:4		0.429
1998:1		0.143
1998:2		-0.14
1998:3		-0.43
1998:4		-0.71
1999:1	谷	-1
1999:2		-0.71
1999:3		-0.43
1999:4		-0.14
2000:1		0.143
2000:2		0.429
2000:3		0.714
2000:4	山	1

表 7 選挙景気循環の判別

Y のみが条件を満たす	「日和見仮説」支持
X のみが条件を満たす	政治的に拡張的経済政策を行ったが、それが景気浮揚をもたらさなかった
Y と X ともに条件を満たす	「政策操作仮説」支持
いずれも条件を満たさない	経済に対しての選挙の影響はない

表 8 計量結果

推定期間：1975:01-2000:04

サンプル数：104

	V02	V05		V02	V05
Plaza	-0.142901 [-2.67007]	0.096306 [ 1.02771]	Plaza	-0.142756 [-2.66402]	0.094517 [ 1.01018]
Oil2	0.050241 [ 0.85184]	0.087383 [ 0.84616]	Oil2	0.051354 [ 0.87049]	0.090206 [ 0.87574]
Boj	0.217411 [ 2.66358]	0.152882 [ 1.06972]	Boj	0.219699 [ 2.62701]	0.122029 [ 0.83568]
Jimin	-0.089262 [-1.39672]	0.045635 [ 0.40783]	Jimin	-0.091997 [-1.41920]	0.060017 [ 0.53026]
Coa	0.231121 [ 3.05908]	0.054368 [ 0.41098]	Coa	0.234034 [ 3.03607]	0.031568 [ 0.23454]
Bubble	-0.017817 [-0.30146]	0.058362 [ 0.56397]	Bubble	-0.016874 [-0.28407]	0.049968 [ 0.48177]
Sangi	-0.058392 [-0.74604]	-0.028239 [-0.20606]	Sangi	-0.053827 [-0.69314]	-0.0132 [-0.09735]
Busi	-0.079703 [-3.36150]	-0.027981 [-0.67398]	Busi	-0.0806 [-3.39925]	-0.028215 [-0.68151]
DC01	0.015746 [ 0.44188]	0.105036 [ 1.68349]	DC08	0.00472 [ 0.14248]	0.102336 [ 1.76917]
R-squared	0.98962	0.885577	R-squared	0.989598	0.885974
Adj. R-squared	0.986962	0.856273	Adj. R-squared	0.986934	0.856773
F-statistic	372.2922	30.22086	F-statistic	371.4914	30.33987
Log likelihood	116.6007	58.34472	Log likelihood	116.4899	58.52576
Akaike AIC	-1.819245	-0.698937	Akaike AIC	-1.817114	-0.702418
Log Likelihood (d.f. adjusted)		150.8335	Log Likelihood (d.f. adjusted)		150.9745
Akaike Information Criteria		-2.05449	Akaike Information Criteria		-2.057203

[ ]内は t 値，その上段はパラメータ  
自己回帰項およびトレンド項は省略してある

表 9 プロビットモデルの検定 (1)

推定期間：1973:04-2000:04

サンプル数：109

被説明変数：DR01

変数	パラメータ	t 値	P 値
C	-22.78356	-0.97073	0.3317
V01	1.262809	0.790792	0.4291
Pass	0.291681	3.267925	0.0011
DC01	1.641519	2.417136	0.0156
Plaza	-1.189662	-1.07498	0.2824
Boj	-0.348012	-0.390115	0.6965
Coa	0.515203	0.67416	0.5002
Busi	1.029142	2.095529	0.0361
Log likelihood		-18.12106	

表 11 プロビットモデルの検定(3)

推定期間：1973:04-2000:04

サンプル数：109

被説明変数：DR01

変数	パラメータ	t 値	P 値
C	-11.69225	-0.887369	0.3749
FITV01	0.47564	0.5141	0.6072
FITV02	-0.241737	-0.482337	0.6296
RESV01	23.86945	1.675258	0.0939
RESV02	1.933889	1.39948	0.1617
Pass	0.345497	3.20576	0.0013
DC01	1.572386	2.252449	0.0243
Busi	1.213162	2.164607	0.0304
Log likelihood		-17.30399	

表 10 プロビットモデルの検定 (2)

推定期間：1973:04-2000:04

サンプル数：109

被説明変数：DR01

変数	パラメータ	t 値	P 値
C	-3.901696	-2.166563	0.0303
V02	-0.214445	-0.296334	0.767
Pass	0.276328	3.311202	0.0009
DC01	1.577254	2.38085	0.0173
Plaza	-0.410308	-0.651718	0.5146
Boj	-0.028773	-0.020831	0.9834
Coa	0.886061	0.93869	0.3479
Busi	0.980594	2.004456	0.045
Log likelihood		-18.41557	

表 12 Wald 検定

日和見仮説

Wald 統計量	3.237857
P 値	0.1981

政策操作仮説

Wald 統計量	0.292293
P 値	0.864

本論文は、井上晶人に著作権があります。無断転用、無断引用等をお断り致します。

Copyright(C) 2002 Akihito Inoue. All Rights Reserved.