

# 選挙景気循環の計量分析：日本の事例

井上 晶人<sup>1</sup>

## 1. はじめに

本稿の目的は、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。井上(2002a)では、オイルショック以降について考察している。しかし、期間がオイルショック以降と相対的に短く、かつ変数については名目値を扱っている。したがって本稿では、それらを克服すべく期間を長く、変数は物価を考慮した実質値を用いることとした。

ところで、選挙景気循環の理論とは、選挙の実施と時期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マクロ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>2</sup>、彼はそれについて下記のような仮説を立てている<sup>3</sup>。

政府(政権党)は、選挙で勝つことと政権の維持に関心がある。

---

<sup>1</sup> 山口大学大学院東アジア研究科後期博士課程 .E-mail: b1215@yamaguchi-u.ac.jp

<sup>2</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」の計量分析を省略する。

<sup>3</sup> Alesina-Cohen-Roubini(1991)、Cargill-Hutchison-Ito(1997)をもとに作成。

政府(政権党)は総需要コントロールによりフィリップス曲線,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,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。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に固定的である。

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>4</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。都合のよいときと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)では自民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」と呼んでいる。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。そのことをItoは「政策操作仮説」と呼んでいる。

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,日本の政治システムの特徴から,マクロ経済

---

<sup>4</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。

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，特に参議院選挙における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場合に景気浮揚するか否か，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 1956 年第 3 四半期から 2000 年第 2 四半期までとした。用いる経済変数は表 1 の通りである。GC・GI は財政政策変数，CALL は金融政策変数である<sup>5</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>6</sup>を用いて季節調整を行った。以上の変数をそ

<sup>5</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とする。

<sup>6</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。

表1 変数

変数	内容	単位	出典
GDP	実質GDP成長率(90年実質ベース)	%	国民経済計算年報, 人口推計月報
CPI	消費者物価指数(90年価格)	対前期比増加分, %	総務省「物価統計月報」
GC	実質政府最終消費支出(90年実質ベース)	円, 自然対数変換	経済企画庁「国民経済計算年報」
GI	実質公的総固定資本形成(90年実質ベース)	円, 自然対数変換	経済企画庁「国民経済計算年報」
CALL	コールレート(有担保翌日物平均)	%	日本銀行「金融経済統計月報」

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である。本稿の場合, 前者は財政政策変数と金融政策変数であり, 後者は GDP と CPI である。

これらの単位根検定結果は表 2 の通りである<sup>7</sup>。本稿では ADF 検定, Philips-Perron 検定, そして KPSS 検定を行った結果<sup>8</sup>, 全て  $I(1)$  で定常という結果を得た。

### 3.1 ノードハウス仮説の検証

まず日本において上記 から の Nordhaus 仮説を支持するか否かを検証する。については, 政権党が選挙で負けるということは政権を維持できず, 既得権益の放棄, 政権党自身の政策実現が叶わないこととなる。また, そもそも選挙の勝利に関心がなければ, のようにマクロ的コントロールの動機付けが無いだろう。したがって, 日本においてもこの状況は変わらないものと思われる<sup>9</sup>。については, 日本においては失業率とインフレ率はトレードオフ関係にない可能性があるが<sup>10</sup>, 総需要政策によるコストであるインフレ率に対しての生産増大というベネフィットと失業

<sup>7</sup> まずレベルでトレンド付きのテストを行い, そのトレンド項が P 値 5% 有意を満たしていたら, それはトレンド有りで見なす。それで,  $I(0)$  という結果が出れば, それを採用し, 出なければまたは出てもトレンド項が P 値 5% 有意でなければ, トレンド項なしのテストを行う。それで,  $I(0)$  という結果が出れば, それを採用し, でなければ一階の階差でトレンド項付きのものを行う。トレンド項が P 値 5% 有意を満たしていたら, それはトレンド有りで見なす。それで,  $I(1)$  という結果が出れば, それを採用し, 出なければまたは出てもトレンド項が P 値 5% 有意でなければ, トレンド項のない一階の階差のテストを行う。その後はこれの繰り返しである。

<sup>8</sup> ADF 検定と Philips-Perron 検定の帰無仮説は「単位根を持つ」, KPSS 検定のそれは「定常である = 単位根を持たない」である。

<sup>9</sup> Cargill-Hutchison-Ito(1997)では, 長期自民政権の存在により選挙景気循環のモデルを否定するのは誤りであると指摘している。

<sup>10</sup> 相関係数は約 -0.48。

表2 単位根検定

トレンド項無		I(0) 期間:1956.3 2000.2						I(1) 期間:1956.4 2000.2											
変数	結果	ADF 検定			Philips-Perron 検定			KPSS 検定			ADF 検定			Philips-Perron 検定			KPSS 検定		
		t値	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	LM統計量	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	LM統計量	ラグ	有意
GDP	I(1)																		
CPI	I(1)	-2.553	(5)																
GC		-3.702	(1)	***	-4.122	(10)	***											0.274	(81)
GI		-3.432	(8)	**	-4.207	(11)	***												
CALL	I(1)																		
																		0.062	(6)

トレンド項有		I(0) 期間:1956.3 2000.2						I(1) 期間:1956.4 2000.2											
変数	結果	ADF 検定			Philips-Perron 検定			KPSS 検定			ADF 検定			Philips-Perron 検定			KPSS 検定		
		t値	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	LM統計量	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	t値	ラグ	有意	LM統計量	ラグ	有意
GDP		-3.459	(13)	**	-3.180	(1)	*	0.083	(9)										
CPI		-3.144	(5)		-7.655	(6)	***	0.223	(9)	***									
GC	I(1)	0.180	(1)		0.655	(11)		0.413	(10)	***								0.218	(85)
GI	I(1)	-2.170	(8)		-2.005	(10)		0.369	(10)	***								0.103	(12)
CALL		-2.449	(11)		-3.476	(6)	**	0.191	(9)	**								0.118	(9)
																		0.019	(6)

表中の数字はADF, PP test はt値を, KPSS testはLM統計量を示している。  
 表中の括弧内の数字はラグの次数を表し, ADF testはAICを最小にするラグで決定し, PP testとKPSS testはNewey-Westの次数で決定した。  
 \*\*\* P値1%有意 \*\* P値5%有意 \* P値10%有意。  
 各統計量の臨界値は, ADF testとPP test はMacKinnon(1994)を, KPSS testはKwiatkoski(1992)を用いた。

率との関係はトレードオフ関係の可能性は否定できない<sup>11</sup>, 仮説が否定できない。

については, 有権者は合理的か否かを検証し, 同時に選挙時に景気が良いか否かも検証する。Cargill, T. and Hutchison, M.M. (1988)では, 自民党の選挙結果と景気の関係について検証し, GDP 成長率が高く, 物価上昇率が低い場合に自民党の議席が増加することを明らかにした。また Ito(1990)では, 自民党議席率を被説明変数とし, 有権者が経済に対しどれくらいの過去まで記憶しているか, つまり合理的か非合理的(近視眼的)かの検証をし, GDP 成長率に対しては約 2 年, 物価上昇率に対しては約 3 年経つと忘れることを明らかにし, 有権者は非合理的であるという結論を導いている。いずれの場合もサンプル数が少ないこと, また衆議院選挙と参議院選挙とを同時に計測している。したがって, 本稿では衆議院選挙と参議院選挙を分けて計測し, VAR モデルを用い, その計量とインパルス反応を見ることでそれらを克服する。本稿では以降, VAR モデルについては LA-VAR モデルを用いることとする。LA-VAR モデルとは, Toda- Yamamoto(1995)の VAR モデル(Lag Augmented vector autoregressive model)であり<sup>12</sup>, 変数に単位根があっても, そして変数間に共和分関係があっても, 真のラグ<sup>13</sup>に  $d_{max}$  という拡張ラグ<sup>14</sup>を加えることにより, レベルの変

<sup>11</sup> 相関係数は約 -0.69。

<sup>12</sup> Toda, Hiro Y. and Yamamoto, T. (1995) 参照。

<sup>13</sup> レベルの変数を用いて通常の VAR モデル(誘導型 VAR モデル)を組み, 同定する。本稿では, 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。

数で通常の VAR モデルの如く計量できるというものである。モデルは下記の通りである。

$$GDP = a_{11} + b_{11}GDP_{t-1} + \dots + b_{18}GDP_{t-8} + c_{11}Ji \min X_{t-1} + \dots + c_{18}Ji \min X_{t-8} + d_{11}t + e_{11}t^2 + f_{11}Doujitsu_t + g_{11}Oil_t + h_{11}Renritsu_t + i_{11}PassX_t + j_{11}ELX_t$$

$$Ji \min X = a_{21} + b_{21}GDP_{t-1} + \dots + b_{28}GDP_{t-8} + c_{21}Ji \min X_{t-1} + \dots + c_{28}Ji \min X_{t-8} + d_{21}t + e_{21}t^2 + f_{21}Doujitsu_t + g_{21}Oil_t + h_{21}Renritsu_t + i_{21}PassX_t + j_{21}ELX_t$$

$$CPI = a_{31} + b_{31}CPI_{t-1} + \dots + b_{38}CPI_{t-8} + c_{31}Ji \min X_{t-1} + \dots + c_{38}Ji \min X_{t-8} + d_{31}t + e_{31}t^2 + f_{31}Doujitsu_t + g_{31}Oil_t + h_{31}Renritsu_t + i_{31}PassX_t + j_{31}ELX_t$$

$$Ji \min X = a_{41} + b_{41}CPI_{t-1} + \dots + b_{48}CPI_{t-8} + c_{41}Ji \min X_{t-1} + \dots + c_{48}Ji \min X_{t-8} + d_{41}t + e_{41}t^2 + f_{41}Doujitsu_t + g_{41}Oil_t + h_{41}Renritsu_t + i_{41}PassX_t + j_{41}ELX_t$$

JiminX: 自民党の選挙実施後の議席シェア<sup>15</sup>(X=R: 衆議院, X=C: 参議院)

Doujitsu: 衆参同日選挙ダミー<sup>16</sup>

Oil: オイルショックダミー(1973年第3四半期までを0, それ以降を1)

Renritsu: 連立政権ダミー(1993年第2四半期までを0, それ以降を1)

Pass: 経過ダミー<sup>17</sup>(選挙から次のそれまでを数値化。X=R: 衆議院, X=C: 参議院)

ELX: 選挙ダミー(選挙四半期を1, それ以外を0。X=R: 衆議院, X=C: 参議院)

これらは, 2変量のレベルの VAR モデルを組み同定し<sup>18</sup>, その後, 拡張ラグを加えたものである。真のラグは選挙の種類にかかわらずそれぞれ 式, 式それぞれ 7 と 4 であるので<sup>19</sup>, それぞれに拡張ラグ 1 を加え<sup>20</sup>, 衆参同日選挙ダミーとオイルショ

<sup>14</sup> 通常, 変数は 2 回の階差をとれば定常になるために,  $d_{\max}=2$  とするケースが多いが, 本稿では全変数が一階の階差を取れば定常になるので以降,  $d_{\max}=1$  とする。

<sup>15</sup> 選挙後に行われた追加公認などを含まない獲得議席を全議席で割り計算。また, 四半期ベースとする為, 線形補間を行った。

<sup>16</sup> Ito(1990)にしたがってものである。両院の選挙が同時期に行われると, 「受け身の現状維持派が投票に出掛ける確率が高まる為に自民党に有利にはたらく」と主張する。実際, 双方の選挙が同日に行われた 2 回とも, 自民党は議席を伸ばしている。

<sup>17</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ため。土居(1998)参照。本稿では, 参議院選挙についても同様のダミーを設けた。

<sup>18</sup> 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。

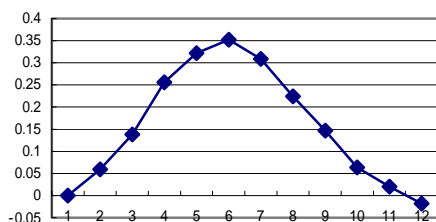
<sup>19</sup> 真のラグ検出の際には, 数式中の全ダミーをすべて 0 として計算している。以降, その検出の際には同様に計算する。

<sup>20</sup> 全ての変数において, 単位根検定において 1(1) という結果が得られた為。

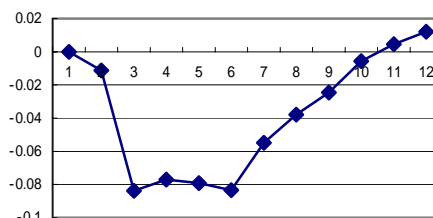
ックダミー，連立政権ダミー<sup>21</sup>と経過ダミー，そして選挙時の景気の良し悪しを判断する為の選挙ダミーを加えたものである．まず，有権者は合理的であるか否かの判断については，それぞれのインパルス反応で判断する．もし，それが一定であれば，有権者は合理的であると判断し，そうでなければ近視眼的であると判断する．結果は図1の通りである．全てにおいて一定ではなく変動していることがわかる．したがって，有権者は非合理的であるといえる．

図 1

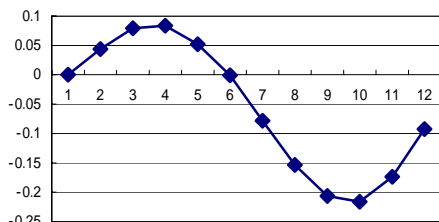
X=R(衆議院) GDP



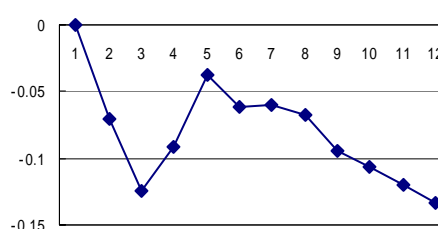
X=R(衆議院) CPI



X=C(参議院) GDP



X=C(参議院) CPI



それぞれ，GDP Jimin, CPI Jimin. 最大12期前

次に，選挙時の景気の良し悪しの判断について，その判断は， $j_{11}$ がパラメータ+でP値10%有意， $j_{31}$ は-でP値10%有意で「GDP成長率が上がった」，「物価が下がった」ものとする．結果は表3の通りである．これによると，GDP成長率については衆議院選挙では10%有意水準，参議院選挙では1%有意水準であるが，CPIについては両院共に有意ではなかった．したがって，選挙時期にはGDP成長率が高いということが言えそうである．一方， $j_{21}$ と $j_{41}$ は，選挙時に自民党が議席を伸ばしたか否か

<sup>21</sup> オイルショックダミーはオイルショックの前後を分ける為のもの，連立政権ダミーは自民党単独政権とその後の連立政権を分ける為のものである．それぞれを経済の構造変化と政治の構造変化と位置づけた．

を判断するものである。表3を見る限り，t値が極めて低い。したがって，選挙時期に自民党が議席を必ずしも増やさなかったということがいえそうである。以上より，(1)有権者は合理的ではないこと，(2)選挙時期にGDP成長率が高いこと，しかし(3)それが自民党の議席増大には必ずしも繋がっていないこと，が明かとなった。

については，参議院選挙については，その選挙時期が6月ないしは7月頃と固定されているが，衆議院選挙は固定されていない。したがって，衆議院選挙については，Ito(1990)の政策操作仮説を支持するのか，日和見仮説を支持するのかを検証する必要がある。

表3 景気と自民党の議席の計量結果

被説明変数：GDP，CPI以下，説明変数：Doujitsu以下

	<衆議院>				<参議院>				
	GDP		CPI		GDP		CPI		
	GDP	JiminR	CPI	JiminR	GDP	JiminC	CPI	JiminC	
Doujitsu	-0.4948 [-1.11399]	0.8030 [ 2.15362] **	0.2467 [ 0.28303]	0.8913 [ 2.57971] **	Doujitsu	-0.2014 [-0.57304]	0.4414 [ 1.09194]	0.6073 [ 0.85011]	0.3936 [ 1.01260]
Oil	-0.6250 [-2.52860] **	-0.0687 [-0.33091]	0.0175 [ 0.04432]	0.1493 [ 0.95607]	Oil	-0.6485 [-2.75929] ***	0.0002 [ 0.00065]	-0.0064 [-0.01912]	0.1663 [ 0.90589]
Renritsu	-0.3088 [-1.16023]	-0.0307 [-0.13734]	0.5694 [ 1.07359]	0.2302 [ 1.09498]	Renritsu	-0.5161 [-2.45297] **	0.0582 [ 0.24026]	0.8249 [ 1.87695] *	0.2163 [ 0.90451]
PassR	0.0165 [ 1.44831]	-0.0133 [-1.39349]	-0.0315 [-1.44484]	-0.0105 [-1.21875]	PassC	-0.0462 [-3.32492] ***	-0.0007 [-0.04489]	0.0375 [ 1.55177]	-0.0049 [-0.37439]
ELR	0.2857 [ 1.77640] *	0.0142 [ 0.10539]	0.0438 [ 0.14330]	-0.0217 [-0.17906]	ELC	0.5854 [ 3.63150] ***	-0.0633 [-0.34148]	-0.5045 [-1.60859]	-0.0403 [-0.23620]
R-squared	0.9884	0.9957	0.5341	0.9959	R-squared	0.9891	0.9954	0.5572	0.9955

\*\*\* P値1%有意 \*\* P値5%有意 \* P値10%有意

[ ]内はt値，その上段はパラメータ。選挙ダミーで有意の出なかったものについては掲載を省略。自己回帰項およびトレンド項は掲載を省略。

推定期間は，GDPが1958:3 - 2000:2(調整済)でサンプル数は168，CPIが1957:4 - 2000:2(調整済)でサンプル数は171。

### 3.2 政策操作仮説か日和見仮説か？

Nordhaus 仮説のように，日本の衆議院においては，選挙時期が固定されていない。したがって，Ito(1990)の指摘する政策操作仮説か日和見仮説かを検証する必要がある。検証方法は Ito(1990)，土居(1998)のプロビットモデルを用いた方法にしたがう。まず，下記のようなプロビットモデル式を構築する。

$$Prob(ELR=1) = \Phi(a_{51} + b_{51}GDP_i + c_{51}PassR_i + d_{51}ELC_i)$$

式は説明変数にGDPを含んだものである。表3のようにCPIに関しては選挙時にそれが下がっていることが統計的に確認できない為，GDPのみを含んだものとなっ



ている。結果は表 4 である。この結果によると、GDP 成長率、前衆議院選挙からの経過、参議院選挙の時期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

**表4 プロビット分析結果-1**

被説明変数:ELR  
 期間: 1956:3 2000:2  
 標本数: 176

変数	係数	t値	P値
定数項	-5.0337	-3.3832	0.0007
GDP	0.0878	1.7345	0.0828
PassR	0.3156	2.7272	0.0064
ELC	1.1969	2.6585	0.0079

かった<sup>22</sup>。つぎに下記のようなモデルを構築する。

$$Pr ob(ELR = 1) = \Phi(a_{61} + b_{61}Fit\_GDP_t + c_{61}Fit\_CPI_t + d_{61}Res\_GDP_t + e_{61}Res\_CPI_t + f_{61}PassR_t + g_{61}ELC_t) -$$

式中の Fit\_GDP , Res\_GDP は

$$D(GDP) = a_{71} + b_{71}D(GDP)_{t-1} + \dots + b_{76}D(GDP)_{t-6} + c_{71}D(GC)_{t-1} + \dots + c_{76}D(GC)_{t-6} + d_{71}D(GI)_{t-1} + \dots + d_{76}D(GI)_{t-6} + e_{71}D(CALL)_{t-1} + \dots + e_{76}D(CALL)_{t-6} + RES1_{t-1}$$

Fit\_CPI , Res\_CPI は

$$D(CPI) = a_{81} + b_{81}D(CPI)_{t-1} + \dots + b_{83}D(CPI)_{t-3} + c_{81}D(GC)_{t-1} + \dots + c_{83}D(GC)_{t-3} + d_{81}D(GI)_{t-1} + \dots + d_{83}D(GI)_{t-3} + e_{81}D(CALL)_{t-1} + \dots + e_{83}D(CALL)_{t-3} + RES2_{t-1}$$

のそれぞれを推定したときの推定値と残差である<sup>23</sup>。推定値は、経済政策変数でそれぞれ GDP と CPI 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、式ともに、変数が一階の階差で定常になること、そして共和分関係が見られたことから<sup>24</sup>、誤差修正モデル(ECM)を用いることとした。したがって、各式の RES1<sub>t-1</sub> と RES2<sub>t-1</sub> はそれぞれ

<sup>22</sup> ロジットモデルでも同様の結果が得られた。

<sup>23</sup> これらの単位根の有無については、全て I(0)であった。

<sup>24</sup> 式、式ともども、レベルの変数で CRDW 検定とヨハンセン検定を行った結果、

$$GDP = a_{91} + b_{91} GC + c_{91} GI + d_{91} CALL -$$

$$CPI = a_{92} + b_{92} GC + c_{92} GI + d_{92} CALL -$$

より残差求め、それを誤差修正項とした。そして、式、式ともに次数については AIC が最小になるものを選択した結果、それぞれ 6 次と 3 次であった。

式推計の結果は表 5 の通りである。ここで、政策操作仮説では  $b_{61} = c_{61} = 0$  という帰無仮説を、日和見仮説では  $d_{61} = e_{61} = 0$  という帰無仮説を立て、Wald 検定を行う。結果は表 6 の通りである。日和見仮説の帰無仮説が P 値 10% 有意で棄却された為、本稿では衆議院選挙においては、政権党は景気の良い時期、つまり GDP 成長率の高いときに解散をするという、日和見仮説を支持するという結論が導かれる。

**表5 プロビット分析結果-2**

被説明変数: ELR

期間: 1958:2 2000:2

標本数: 169

変数	係数	t値	P値
定数項	-4.7586	-5.1585	2.49E-07
FIT_GDP	-0.4556	-1.5699	0.1164
FIT_CPI	0.5147	1.8307	0.0671
RES_GDP	0.6905	1.6123	0.1069
RES_CPI	-0.3378	-1.3675	0.1715
PassR	0.3312	3.8982	0.0001
ELC	0.4603	0.8164	0.4142

**表6 Wald検定**

政策操作仮説

Wald統計量 4.3238

P値 0.1151

日和見仮説

Wald統計量 5.2953

P値 0.0708

### 3.3 参議院選挙と政策操作，景気

3.2 で衆議院選挙については、景気の良いとき解散をしていることが明らかとなった。一方で参議院選挙については選挙時期がほぼ固定されているため、政権党はその時期に景気を良くして選挙の勝利を図るインセンティブを持つ。したがって、その為にマクロ経済政策を用いて景気を良くすることが考えられる。ここでは、実際に選挙の何期前から景気拡張的マクロ経済政策を用いて選挙の時期に景気を上げているかを計量する。GC・GI・CALL のそれぞれと GDP の 3 組の組み合わせ下記のようにモデル式をたてる。

共和分有りという結果が得られた。

$$GDP = k_{11} + l_{11}GDP_{t-1} + \dots + l_{18}GDP_{t-8} + m_{11}GC_{t-1} + \dots + m_{18}GC_{t-8} + n_{11}t + o_{11}t^2 + p_{11}Doujitsu_t + q_{11}Oil_t + r_{11}Renritsu_t + s_{11}PassC_t + t_{11}ELC_t + u_{11}EL\alpha_t$$

$$GC = k_{21} + l_{21}GDP_{t-1} + \dots + l_{28}GDP_{t-8} + m_{21}GC_{t-1} + \dots + m_{28}GC_{t-8} + n_{21}t + o_{21}t^2 + p_{21}Doujitsu_t + q_{21}Oil_t + r_{21}Renritsu_t + s_{21}PassC_t + t_{21}ELC_t + u_{21}EL\alpha_t$$

$$GDP = k_{31} + l_{31}GDP_{t-1} + \dots + l_{39}GDP_{t-9} + m_{31}GI_{t-1} + \dots + m_{39}GI_{t-9} + n_{31}t + o_{31}t^2 + p_{31}Doujitsu_t + q_{31}Oil_t + r_{31}Renritsu_t + s_{31}PassC_t + t_{31}ELC_t + u_{31}EL\alpha_t$$

$$GI = k_{41} + l_{41}GDP_{t-1} + \dots + l_{49}GDP_{t-9} + m_{41}GI_{t-1} + \dots + m_{49}GI_{t-9} + n_{41}t + o_{41}t^2 + p_{41}Doujitsu_t + q_{41}Oil_t + r_{41}Renritsu_t + s_{41}PassC_t + t_{41}ELC_t + u_{41}EL\alpha_t$$

$$GDP = k_{51} + l_{51}GDP_{t-1} + \dots + l_{58}GDP_{t-8} + m_{51}CALL_{t-1} + \dots + m_{58}CALL_{t-8} + n_{51}t + o_{51}t^2 + p_{51}Doujitsu_t + q_{51}Oil_t + r_{51}Renritsu_t + s_{51}PassC_t + t_{51}ELC_t + u_{51}EL\alpha_t$$

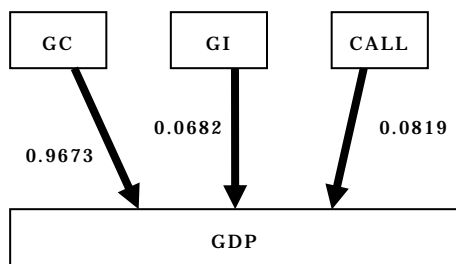
$$CALL = k_{61} + l_{61}GDP_{t-1} + \dots + l_{68}GDP_{t-8} + m_{61}CALL_{t-1} + \dots + m_{68}CALL_{t-8} + n_{61}t + o_{61}t^2 + p_{61}Doujitsu_t + q_{61}Oil_t + r_{61}Renritsu_t + s_{61}PassC_t + t_{61}ELC_t + u_{61}EL\alpha_t$$

$EL\alpha$  : 選挙前ダミー (1 12, は整数)

これらは 式, 式同様, 2 変量のレベルの VAR モデルを組み同定 (真のラグの選択) し, その後, 拡張ラグを加えたものである. 真のラグはそれぞれ 式, 式, 式それぞれ 7, 8, 7 であったが, それにそれぞれ拡張ラグ 1 を加え, 衆参同日選挙ダミーとオイルショックダミー, 連立政権ダミーと経過ダミー, そして選挙時の景気の良し悪しを判断する為の選挙ダミーと, 選挙前ダミー加えたものである.

ここでそれぞれの式が, 経済的に意味を持つものか否かを「Granger の意味での因果関係」より明らかにする<sup>25</sup>. 結果は図 2 の通りである. GDP と GC の組み合わせ

図 2 数値は P 値



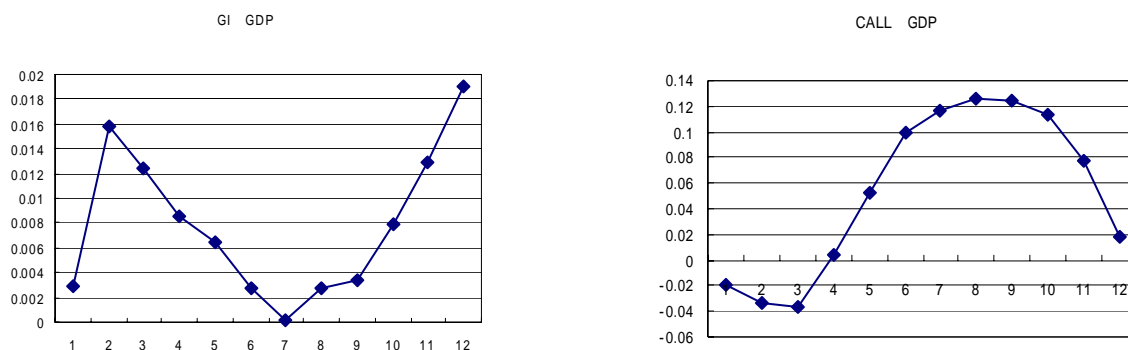
以外について P 値 10% 有意であった. 次に, 拡張的経済政策が景気を押し上げているか否かをインパルス反応で判断することとする<sup>26</sup>. 結果は図 3 の通りである. GDP と GI の組み合わせで 7 期前から, GDP と CALL 双方の組み合わせで 4 期前からその

<sup>25</sup> この結果は, モデル中の全ダミー変数を 0 としたものである.

<sup>26</sup> このインパルス反応の結果は, モデル中の全ダミー変数を 0 としたものである.

傾向がみられる。したがって、この二つの組み合わせに関しては経済的に関連のあるものと言えそうである。次に、選挙の何期前から景気拡張的マクロ経済政策を用いて選挙の時期に景気を上げているかを選挙ダミーと選挙前ダミーの双方を用いて計量する。選挙前ダミーとは、GI と CALL のマクロ経済政策が選挙の何期前から実施されているかを見る為のものであり、 $\tau=1$  は選挙四半期とその1四半期前を1とするダミー、 $\tau=2$  は選挙四半期から2四半期前までを1とするダミー、 $\tau=12$  は選挙四半期から12四半期前までを1とするダミーである。ここで、「選挙の何期前から景気拡張的マクロ経済政策を用いて選挙の時期に景気を良くしている」を証明する条件は次の通りである。

図 3



最大 12 期前

$t_{31}$  と  $u_{41}$  が同時に + で P 値 10%有意を満たす

GI が選挙の何期前より増え、選挙時に景気が良くなった。

$t_{51}$  が + ,  $u_{61}$  が - で P 値 10%有意を満たす

CALL が選挙の何期前より下がり、選挙時に景気が良くなった。

結果は表 7 の通りである。これによると GI と GDP の関係では、選挙前に GI を増やしたことが統計的には検出されなかった。一方、CALL と GDP の関係では  $\tau=3$  の時  $t_{51}$  が + で P 値 1%有意、そして  $u_{61}$  が - で同 1%有意、 $\tau=4$  の時  $t_{51}$  が + で P 値 1%有意、そして  $u_{61}$  が - で同 5%有意と言う結果が得られた。したがって、CALL が選挙の 4 期前より下落し、選挙時に景気が良くなったということがいえる。この 4 期前というのは、図 3 の結果とも一致する。したがって、CALL が GDP を増やしたことは、経済

的な意味はおろか，選挙という政治的な意味もあるといえる．

表7 コールレートと景気の計量結果

被説明変数：GDP以下，説明変数：Doujitsu以下

	= 3		= 4	
	GDP	CALL	GDP	CALL
Doujitsu	-0.0843 [-0.23835]	-0.1605 [-0.95100]	-0.0962 [-0.27292]	-0.1877 [-1.10393]
Oil	-0.3908 [-1.51188]	0.2142 [ 1.73623] *	-0.4147 [-1.60520]	0.1812 [ 1.45336]
Renritsu	-0.4445 [-2.03774] **	-0.2150 [-2.06521] **	-0.4391 [-2.02216] **	-0.1988 [-1.89693] *
PassC	-0.0347 [-1.65218]	0.0326 [ 3.25899] ***	-0.0293 [-1.31718]	0.0303 [ 2.82805] ***
ELC	0.6051 [ 3.67873] ***	-0.0873 [-1.11270]	0.5860 [ 3.53018] ***	-0.1050 [-1.31106]
EL3	-0.1022 [-0.71655]	-0.1900 [-2.79341] ***	-0.1430 [-0.96311]	-0.1589 [-2.21804] **
R-squared	0.9893	0.9958	0.9893	0.9957

\*\*\* P値1%有意 \*\* P値5%有意 \* P値10%有意

[ ]内はt値，その上段はパラメータ．条件を満たさないものについては掲載を省略．自己回帰項およびトレンド項は掲載を省略．推定期間は，1958:3 - 2000:2(調整済)でサンプル数は168．

#### 4. 結論

本稿では，日本における選挙循環の計量分析を行ってきた．計量分析の結果，以下のことが明らかになった．

- (1) 景気実施時期には GDP 成長率が高い，つまり景気が良い．
- (2) 有権者は非合理的である．
- (3) 選挙実施時期に景気が良くても，自民党の議席増大をもたらさない．
- (4) 政権党は衆議院を景気の良いときに解散し，選挙実施時期をコントロールしている（日和見仮説を支持）．
- (5) はじめから実施時期が固定されている参議院選挙に向けて，政権党は選挙の1年前よりコールレートを下げることにより，景気を良くした．

今回はあくまでも国内のマクロ経済を考慮したものであった．しかし日本経済は特にグローバル化が深化している昨今は世界経済，とりわけ結びつきが強いアメリカ経済を考慮したモデル構築の必要性がある．したがって，今後はこの点を考慮に入れた研究を進める．

## 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.(1988),*Political Business Cycles in a Parliamentary Setting:The Case of Japan*, Working Paper 80-08,Federal Reserve Bank of San Francisco.
- 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.

- 井上晶人 (2002a) 『日本における選挙景気循環の計量分析 LA-VAR モデルを用いて』 Working Paper No.02-01 山口大学大学院東アジア研究科.
- 井上晶人(2002b) 「日本における公共投資政策と景気浮揚の選挙景気循環論的考察 LA-VAR モデルを用いて」 『公共選択の研究』 39 : 34-41
- 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.
- 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.
- Kwiatkowski,D., P.C.B.Phillips., P.Schmidt., and Y.Shin.(1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- 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.
- MacKinnon,J.G.(1994), "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *Journal of Business and Economic Statistics*, pp.167-176.
- 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.
- 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.
- 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.