

インド州議会選挙における 「反現職要因」としての経済変動

みなと かず き
湊 一 樹

《要約》

本稿の目的は、インドの民主主義において顕著にみられる「反現職」または「現職批判」(anti-incumbency)と呼ばれる現象を生みだしている要因を実証的に明らかにすることである。分析の対象として1965年から2009年にかけて主要な15州で行われた州議会選挙を取り上げ、在任期間中の経済変動が現職の州政権の再選可能性に与える影響を定量的に分析する。その結果、選挙直前の経済状況の良し悪しが州政権の交代・継続に重大な影響を及ぼしているということが実証的に明らかにされる。その一方で、在任していた期間全体の経済実績については、現職の州政権が再選される可能性に対して影響を与えているという結果は得られない。したがって、インドの民主主義体制の特徴である激しい政治変動の要因として、短期的な経済状況が非常に不安定であるということが重要な役割を果たしていると結論づけられる。さらに、連邦政府と州政府の関係が現職の州政権の再選可能性に大きな影響を与えているという結果も実証的に示される。

はじめに

- I 実証分析の方法
- II 経済変動と再選可能性
- III 実証結果の頑健性
- IV 「蜜月効果」と再選可能性
- V 結論

はじめに

インドは、インディラ・ガンディー政権下で非常事態宣言が発令されていた一時期(1975年6月~1977年3月)を除いて、独立から現在に至るまで普通選挙を中心とする民主的な政治体制を維持してきた数少ない開発途上国のひとつ

である。近年では、連邦や州のレベルからより下位の行政単位(県レベル、中間レベル、村レベルの3層のパンチャーヤット)に至るまで、さまざまな段階で公正かつ公平な選挙がかなりの程度実現されており、競争的な選挙が政治制度のひとつとしてインドに定着していることは疑いようのない事実である。

しかし、独立以来60年以上にわたって民主的な政治体制をまがりなりにも保ち続けてきたのとは裏腹に、「世界最大の民主主義」(the world's largest democracy)とも称されるインドの民主主義体制が、多くの有権者によって期待されるような役割を十分に果たしてきたとは必ずしもい

表1 インドの主要15州における州政権の交代・継続

	州政権の交代	州政権の継続	合計
全サンプル	78 (61.4)	49 (38.6)	127
年代			
1960年代	7	6	13
1970年代	16	11	27
1980年代	16	14	30
1990年代	22	7	29
2000年代	17	11	28
政権与党			
インド国民会議派	44	29	73
インド人民党	4	3	7
ジャナタ党／ジャナタ・ダル	10	2	12
左翼政党	2	7	9
地域政党	18	8	26
州政権の在任期間			
在任期間55カ月以上	58	39	97
在任期間55カ月未満	20	10	30

(出所) 筆者作成。

(注) カッコ内の数字は、各項目が全体に占める割合を表している。対象となっているサンプルについては、表2を参照。また、州政権の交代・継続を判断する際の基準やサンプルの選び方などについては、第I節を参照。

えないこともまた事実である^(注1)。それを象徴するかのようには、インドの連邦下院選挙や各州の州議会選挙では、有権者が政権与党に対して厳しい審判を下すという傾向がきわめて顕著である。

たとえば、インド国民会議派 (Indian National Congress) の絶対的優位が揺らぎはじめた1970年代以降の連邦下院選挙についてみると、5年間の任期が満了した後に行われた6回の総選挙のうち、政権与党または与党連合が勝利を収めたのは1984年と2009年の2回だけである^(注2)。また、1965年から2009年にかけて主要な15州で行われた州議会選挙についてみると、州政権が継続したのは49回 (38.6パーセント) であるの

に対して、州政権が交代したのは78回 (61.4パーセント) にまで達している。このような傾向は、表1で示されているように、年代、政権与党のタイプ、州政権の在任期間にかかわらず、広く一般的にみられる現象であるということが出来る^(注3)。さらに、先進諸国をはじめとする民主的な政治体制の安定している他の国々と比較すると、インドでは政権交代が頻繁に起きているということがより一層鮮明になるのである^(注4)。

インドの民主主義に顕著にみられるこのような特徴を論じる際に、「反現職要因」または「現職批判要因」(anti-incumbency factor) という言葉がたびたび用いられる。広瀬・南埜・井上

(2006, 350) は、これを次のように定義している。

「インドの選挙では、国民の不満が政権与党への批判票となって表れることが多い。不満は経済的なものから、治安の悪化、政治家の汚職問題、あるいは特定コミュニティの特殊利益実現公約の不履行といったものに及ぶ。批判票は、中央政府に向けられる場合も、州政府に向けられる場合もある。」

新聞・雑誌などのメディアによる報道や記述的なインド政治研究には、反現職要因というキーワードを用いて、連邦下院選挙や各州の州議会選挙の結果を分析・解釈しようと試みているものが多数存在する^(注5)。そして、それらのなかには、政権与党が選挙で敗北した場合には「反現職要因が現れた」と説明する一方、再選を果たした場合には「反現職要因が現れなかった」と論じているものが散見される。しかし、反現職要因の内容を特定しない限り、このような議論はトートロジーにすぎないことは明らかである。つまり、反現職要因というものをブラックボックスにしたままで議論を行っているため、政権与党の再選可能性に重大な影響を及ぼしている要因が具体的に何であるのかという疑問には答えていないのである。

その一方で、データに基づいたより実証的な視点から、反現職要因に関して詳細な分析を行っている研究はそれほど多くない [Linden 2004 ; Borooah 2006 ; Ravishankar 2009 ; Uppal 2009]。ただし、これらの数少ない実証研究も、反現職要因の分析として十分なものであるとはいえない。たとえば、Linden (2004) と Uppal (2009) は、候補者にとって (与党所属か野党所

属かに関わりなく) 現職議員であることが選挙での得票率や当選確率にどの程度のプラスまたはマイナスの効果をもたらすかを定量的に分析している。そのため、これらの研究では、上で説明したような意味での反現職要因ではなく、非現職候補と比較して現職候補がどの程度有利または不利なのかという点に分析上の関心が向けられている^(注6)。

また、Ravishankar (2009) は、野党の現職候補よりも与党の現職候補の方が再選される可能性が低いということを実証的に示すことによって、選挙の際に政権与党が直面する反現職要因の存在を確認することができると主張している。しかし、再選される可能性に大きな影響を及ぼすと考えられる候補者の「質」(知名度、人気、政治手腕などの候補者の特質)が一切考慮されていないため、この分析から得られる結論には若干の疑問が残る。具体的には、以下のような点を指摘することができる。野党の現職候補は、前回の選挙で党全体としては敗れたにもかかわらず当選を果たしていることから、平均的に高い「質」を備えていると考えられる。一方、前回の選挙で勝利した与党には、党全体に対する追い風がなければ当選できなかったような「質」の低い現職候補が多数含まれている可能性がある。したがって、野党の現職候補よりも与党の現職候補の方が再選される可能性が低いという Ravishankar (2009) の実証結果は、反現職要因が存在することを示唆しているのではなく、与党の現職候補と野党の現職候補の間の平均的な「質」の違いを反映しているにすぎないという恐れがある^(注7)。

いずれにしても、反現職要因に関して実証的な分析を行っている既存研究の最大の問題点は、

「政権与党は野党に比べて選挙で不利なのか」もしくは「現職候補は非現職候補に比べて選挙で不利なのか」といった疑問にしか答えていないということである。つまり、反現職要因というキーワードに依拠した記述的な研究と同様、これまでの実証研究は、有権者が政権与党に対して厳しい審判を下すという傾向がどのような要因によって生み出されているのかという疑問には答えていないのである。

そこで、本稿では、「反現職要因とは何か」という根本的な問いに対して実証的な視点から取り組むために、政権与党が再選される可能性と経済的な側面との間にどのような関係があるのかという点に焦点を絞って分析を試みる。具体的には、1965年から2009年の間にインドの主要な15州で行われた州議会選挙を分析の対象として取り上げ、在任期間中の経済変動が現職の州政権の再選可能性に与える影響を定量的に分析する^(注8)。また、連邦政府と州政府の関係が州政権の交代・継続にどのような影響を及ぼすのかという点についても考察を加える。ただし、上記の引用で挙げられているさまざまな要因をすべて分析の対象としているわけではないという意味で、本稿の分析は限定的なものにすぎない。

本稿の実証分析から、以下のような結果が得られる。第1に、州議会選挙の前年に経済成長がみられるかどうかというごく短期の経済変動が、現職の州政権の再選可能性に重大な影響を及ぼしている。その一方で、在任していた期間全体の経済実績（在任期間中の年平均成長率）が州政権の交代・継続に影響を与えているという結果は得られない。そして、これらの実証結果はさまざまな定式化の下でも一貫して得られる

頑健なものであるということが確認される。推定の結果によると、選挙前年の経済成長率（標準偏差7.26）が1パーセンテージ・ポイント低くなることによって、州政権が再選される確率は約2.0～3.5パーセンテージ・ポイント低下する。したがって、選挙直前の経済状況の良し悪しが州政権の再選可能性に与える効果は、統計的に有意であるだけではなく、実際に大きなインパクトを有しているということが示される。さらに、選挙直前の短期的な物価変動（州議会選挙前6カ月と12カ月の物価上昇率）が州政権の再選可能性に同様の影響を及ぼしていることも示される。以上の実証結果から、インドの民主主義体制の特徴である激しい政治変動の要因として、短期的な経済状況が非常に不安定であるということが重要な役割を果たしていると結論づけられる。

第2に、上記の実証結果が内生性の問題による影響を受けている可能性は低いと考えられる。実証分析で用いられているデータからは、州議会選挙の前年の経済成長率と在任期間中の年平均成長率の間に大きな違いは認められないため、選挙前年の経済成長率が州政権の経済政策などの影響によって内生的に決まっているとは考えにくい。また、景気循環に合わせるように選挙のタイミングが内生的に決められている可能性などに対処するために、任期満了かそれに近い時期に行われた州議会選挙のみをサンプルとして推定を行った場合でも、得られる実証結果に大きな変化はみられない。さらに、選挙前年の成長率が内生的に決まっている可能性が高いと予想されるようなサンプルを除いて推定を行った場合でも、選挙前年の経済状況の良し悪しが州政権の交代・継続に重大な影響を及ぼしてい

るといふ実証結果は依然として得られる。

第3に、連邦政府と州政府の関係が現職の州政権の再選可能性に大きな影響を与えている。新しい中央政権が発足してから1年以内に行われる州議会選挙では、その時点で中央政権に与党として参加している州政権の方が参加していない州政権よりも再選される可能性が高くなるという結果が得られる。しかし、中央政権の発足から2年目以降に行われる州議会選挙では、そのような違いははっきりとはみられなくなる。また、一部の定式化の下では、中央政権に与党として参加していた期間の長さは州政権の再選可能性を有意に高めるといふ結果が得られる。

本稿は、以下のように構成されている。第I節では、本稿で分析対象となっている州議会選挙をサンプルとして選択する際の基準や実証分析で用いられる各変数の定義などについて説明する。第II節では、在任期間中の経済変動が現職の州政権の再選可能性に与える影響を分析する。第III節では、選挙前年の経済成長率が内生的に決まっている可能性をさまざまな角度から検討することを通して、実証結果の頑健性を確認する。第IV節では、連邦政府との関係性が州政権の再選可能性に及ぼす効果は、州議会選挙の時点での連邦政府の在任期間の長さによって異なるという仮説を検証する。最後に、本稿の実証分析で得られた結果に基づいて、短期的な経済変動がインドの民主主義体制に及ぼす影響について議論する。

I 実証分析の方法

1. 分析の対象

本稿では、1965年から2009年にかけてインド

の主要な15州で行われた州議会選挙を実証分析の対象としている(表2)。

ここで分析対象として取り上げられているのは、インドの州のなかでも人口規模が比較的大きい州である。連邦議会下院における議席の州ごとの配分は、各州の人口に応じて決められていることから、人口規模が大きいこれらの州は政治的な意味でもその重要性が高いと考えられる^(注9)。また、主要な15州の人口の合計はインドの総人口の約90パーセントにまで達していることから、インドの大部分が分析対象に含まれていることにもなるわけである。このような理由から、政治学や経済学などの分野でインドの州を観測単位として実証分析を行っている研究の多くが、これらの州を分析対象として取り上げている[Meyer and Malcolm 1993; Chhibber and Nooruddin 2004; Khemani 2007; Nooruddin and Chhibber 2008]^(注10)。なお、ジャンムー・カシミア州は人口規模が比較的大きいものの、長期間にわたって政治的に不安定な状況が続き、州議会選挙においても暴力を伴う大きな混乱が頻発したため、本稿では分析の対象とはしていない。また、2000年11月に新たに設けられたジャールカンド州、チャッティースガル州、ウッタラカンド州については、州議会選挙が1回または2回しか行われていないため、分析の対象とはしていない。

実証分析の対象となる期間については、1965年以前に行われた州議会選挙は含まれていない。これは、以下の2つの理由からである。第1に、1950年代の州別の経済統計(とくに、各州の純州内生産のデータ)が得られないためである。つまり、1950年代から1960年代前半にかけて行われた州議会選挙については、データ上の制約

表2 実証分析のサンプル

州名	サンプルに含まれる選挙	サンプルに含まれない選挙	州政権の交代回数
アーンドラ・プラデーシュ	1967, 1972, 1978, 1983, 1985, 1989, 1994, 1999, 2004, 2009	なし	4
アッサム	1972, 1978, 1991, 1996, 2001, 2006	1967 ⁽¹⁾ , 1983 ⁽³⁾ , 1985 ⁽³⁾	4
ビハール	1967, 1977, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005	1969 ⁽²⁾ , 1972 ⁽²⁾	5
グジャラート	1967, 1972, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995, 2002, 2007	1998 ⁽²⁾	5
ハリヤーナー	1972, 1977, 1982, 1987, 1991, 1996, 2005, 2009	1968 ⁽²⁾ , 2000 ⁽²⁾	5
カルナータカ	1967, 1972, 1978, 1983, 1985, 1989, 1994, 1999, 2004	2008 ⁽²⁾	6
ケーララ	1965, 1977, 1980, 1987, 1991, 1996, 2001, 2006	1967 ⁽²⁾ , 1970 ⁽²⁾ , 1982 ⁽²⁾	7
マディヤ・プラデーシュ	1967, 1972, 1977, 1980, 1985, 1990, 1993, 1998, 2003	2008 ⁽¹⁾	5
マハーラーシュトラ	1967, 1972, 1978, 1985, 1990, 1995, 1999, 2004	1980 ⁽²⁾ , 2009 ⁽¹⁾	3
オリッサ	1967, 1971, 1977, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2004, 2009	1974 ⁽²⁾	7
パンジャブ	1967, 1972, 1977, 1980, 2002, 2007	1969 ⁽²⁾ , 1985 ⁽²⁾ , 1992 ⁽³⁾ , 1997 ⁽³⁾	6
ラージャスターン	1967, 1972, 1977, 1980, 1985, 1990, 1993, 1998, 2003, 2008	なし	6
タミル・ナードゥ	1967, 1971, 1977, 1980, 1984, 1989, 1991, 1996, 2001, 2006	なし	7
ウッタル・プラデーシュ	1967, 1974, 1977, 1980, 1985, 1989, 2002, 2007	1969 ⁽²⁾ , 1991 ⁽²⁾ , 1993 ⁽²⁾ , 1996 ⁽²⁾	6
西ベンガル	1967, 1977, 1982, 1987, 1991, 1996, 2001, 2006	1969 ⁽²⁾ , 1971 ⁽²⁾ , 1972 ⁽²⁾	2
合計	127	27	78

(出所) 筆者作成。

(注) サンプルに含まれない選挙の年の右上に示されている数字は、その選挙が分析対象に含まれていない理由を表している。それぞれの数字は、以下のような理由に対応している。(1)州議会選挙が行われた年に対応する経済統計(純州内生産のデータ)が得られない場合、(2)州議会選挙の時点で、現職の州政権の在任期間が2年(24カ月)に満たない場合、(3)暴力を伴う大きな混乱や主要な政治勢力による選挙のボイコットなどによって投票率が極端に低い場合。

から州政権の在任期間に対応する経済指標を算出することができない。第2に、1960年代前半までは、インド国民会議派（以下、会議派）による「一党優位体制」(one-party dominant system)が依然として強固であり、会議派に代わって政権を担いようような政治勢力は存在しなかったからである。そのため、連邦政府だけでなく州政府のレベルでも、会議派による政権から他の政党を中心とする政権への移行はほとんどみられなかった。

そこで、本稿では、各州の経済統計が入手可能でありかつ会議派が複数の州で州政権を維持することが困難になりはじめた1960年代の中頃以降を分析の対象として取り上げる^(注11)。具体的には、1962年と1967年の間に中間選挙が行われたケーララ州は1965年の州議会選挙から、1966年に旧パンジャブ州から分離したハリヤーナー州は1968年の州議会選挙から、そして、これら以外の州は1967年の州議会選挙から実証分析の対象となる期間が始まっている^(注12)。なお、いずれの州においても、分析対象となる最初の州議会選挙では会議派が州議会の政権与党として選挙戦に臨んでいた。つまり、その前の州議会選挙（ケーララ州は1960年、ハリヤーナー州は1967年、これら以外の州は1962年に行われた選挙）では、会議派がすべての州で勝利して州政権を樹立していた。

ただし、1965年から2009年にかけて主要な15州で行われた州議会選挙であっても、以下のような場合には分析の対象とはしていない。第1に、州政権の在任期間に対応する経済統計が得られない場合である。アッサム州については、1960年代のデータの一部に欠損がみられるため、1967年の州議会選挙は実証分析の対象とはして

いない。また、マディヤ・プラデーシュ州とマハラシュトラ州で行われた直近の州議会選挙については、対応する最新の経済統計が本稿を作成している時点で公表されていないため、実証分析のサンプルには含まれていない。

第2に、州議会選挙の時点で現職の州政権の在任期間が2年（24カ月）に満たない場合には、その選挙は実証分析の対象には含まれない。インドにおける反現職要因に関する議論の背後には、在任期間中に良好な実績を上げられなかった政権は次の選挙で有権者によって厳しい評価を突きつけられる（つまり、有権者によって「罰せられる」という考え方が共通している。これは、現職の政権の在任期間中のパフォーマンスを考慮したうえで、有権者が投票行動を決定しているという「回顧的投票」(retrospective voting)と呼ばれる仮説である。そのなかでも、本稿が着目している「経済投票」(economic voting)という考え方は、在任期間中の経済状況の良し悪しをその政権の経済面での実績と判断して有権者が投票することを想定している^(注13)。ただし、有権者が在任期間中の実績を判断するためには、州政権がある程度の期間にわたって継続していることが必要であると考えられる。そこで、次節以降の実証分析では、政権与党または与党連合が2年以上継続して州政権を担った後に行われた州議会選挙を分析の対象とする。したがって、前回の選挙から2年経過する前に再び選挙が行われる場合や選挙と選挙の間に何度も政権与党が入れ替わる場合は、実証分析のサンプルには含まれない^(注14)。ただし、与党または与党連合による政権の枠組みが維持されたまま州首相（Chief Minister）の交代が行われている場合は、州政権が継続している

ものとみなす。つまり、同一の政党または政党間の連合から州首相が選出され続けている限りは、その州政権は継続していると判断する。

第3に、暴力を伴う大きな混乱や主要な政治勢力によるボイコットなどの影響によって極端に低い投票率を記録した州議会選挙は、実証分析の対象とはしない。たとえば、1978年にアッサム州で行われた州議会選挙での投票率は66.86パーセントであったが、続く1983年の選挙では、投票率が32.74パーセントと半減した。これは、バングラデシュから流入した移民などの「外国人」を標的とした排斥運動がアッサム人の間で大きな広がりを見せていたにもかかわらず、選挙の実施が強行されたためである。同様に、それまでの州議会選挙では常に60パーセント以上の投票率を記録していたパンジャブ州では、シク教徒過激派によるテロ活動や主要なシク教政党のボイコットによって、1992年の選挙での投票率は23.82パーセントという低い水準にとどまった。このような政治的混乱によって投票率が例外的に低かった州議会選挙をサンプルから除くとともに、それに続く州議会選挙（アッサム州は1985年、パンジャブ州は1997年に行われた選挙）も実証分析の対象とはしていない。なぜなら、限られたごく一部の有権者によって選ばれた州政権の再選可能性と多数の有権者によって選ばれた州政権の再選可能性を同列に扱うことは、適切ではないと判断したためである。

以上の基準に従って、1965年から2009年までの間に主要な15州で行われた延べ154回の州議会選挙をすべて検討した結果、127回の選挙がサンプルとして採用された。表2は、それぞれの州議会選挙が分析対象に含まれているかどうか

インド州議会選挙における「反現職要因」としての経済変動を一覧にしたものである。なお、サンプルに含まれていない選挙については、上記の3つの理由のうちいずれによって分析対象から除外されたのかを付記している。

2. 各変数の定義と分析手法

本稿の実証分析で用いられる被説明変数および説明変数は、以下のように定義される。

まず、現職の州政権が州議会選挙に勝利して継続したかどうかを表す2値変数を被説明変数とする。具体的には、州政権を構成している州議会の与党または与党連合が選挙を経て政権を維持した場合には「1」という値をとり、選挙に敗れて政権を失った場合には「0」という値をとるダミー変数 w_{it} を被説明変数として用いる（ i は州、 t は年をそれぞれ表すインデックスである）^(注15)。ただし、選挙前の政権与党が選挙後も引き続き州政権を担当したとしても、最大議席を有する第一党の地位を失いながら他の政党との連立によって辛うじて政権を維持しているような場合には、州議会選挙に敗れて政権を失ったのと同様であると判断し、 w_{it} には「0」という値を割り当てる。

一方、主な説明変数としては、(1)現職の州政権が在任していた期間全体の経済成長率（年平均成長率）、(2)州議会選挙の前年の経済成長率、(3)州議会選挙の時点で州議会の与党が連邦政府に参加していることを表すダミー変数、(4)州政権の在任期間中に州議会の与党が連邦政府に参加していた期間（月数）、(5)州政権の在任期間（月数）、といった変数を用いる。

(1)と(2)については、各州の純州内生産（Net State Domestic Product: NSDP）のデータに基づいて経済成長率を算出する。たとえば、州 i で州

政権が第1期の初めから第 t 期の終わりまでその座に就き、第 $(t+1)$ 期の初めに州議会選挙が行われた場合、現職の州政権が在任していた期間全体の経済成長率 g_{it}^{term} および州議会選挙の前年の経済成長率 g_{it}^{prev} は、それぞれ以下のように求められる^(注16)。

$$g_{it}^{term} = \frac{\sum_{s=0}^t (s - \bar{s}) (\ln y_{is} - \overline{\ln y})}{\sum_{s=0}^t (s - \bar{s})^2}$$

$$g_{it}^{prev} = \frac{y_{it} - y_{i,t-1}}{y_{i,t-1}}$$

ここで、 y_{is} は州 i の第 s 期末時点での NSDP を表している。また、 $\overline{\ln y}$ および \bar{s} はそれぞれ以下のように定義される。

$$\overline{\ln y} = \frac{1}{t+1} \sum_{s=0}^t \ln y_{is}$$

$$\bar{s} = \frac{1}{t+1} \sum_{s=0}^t s$$

つまり、 g_{it}^{term} は NSDP の自然対数をトレンドに回帰することで求められる値である^(注17)。図1は、在任期間中の経済成長率と選挙前年の経済成長率の分布を表したものである。前者と比較して後者の散らばり具合が極端に大きいことから、インドでは短期的な経済状況が非常に不安定であるということが明らかである。

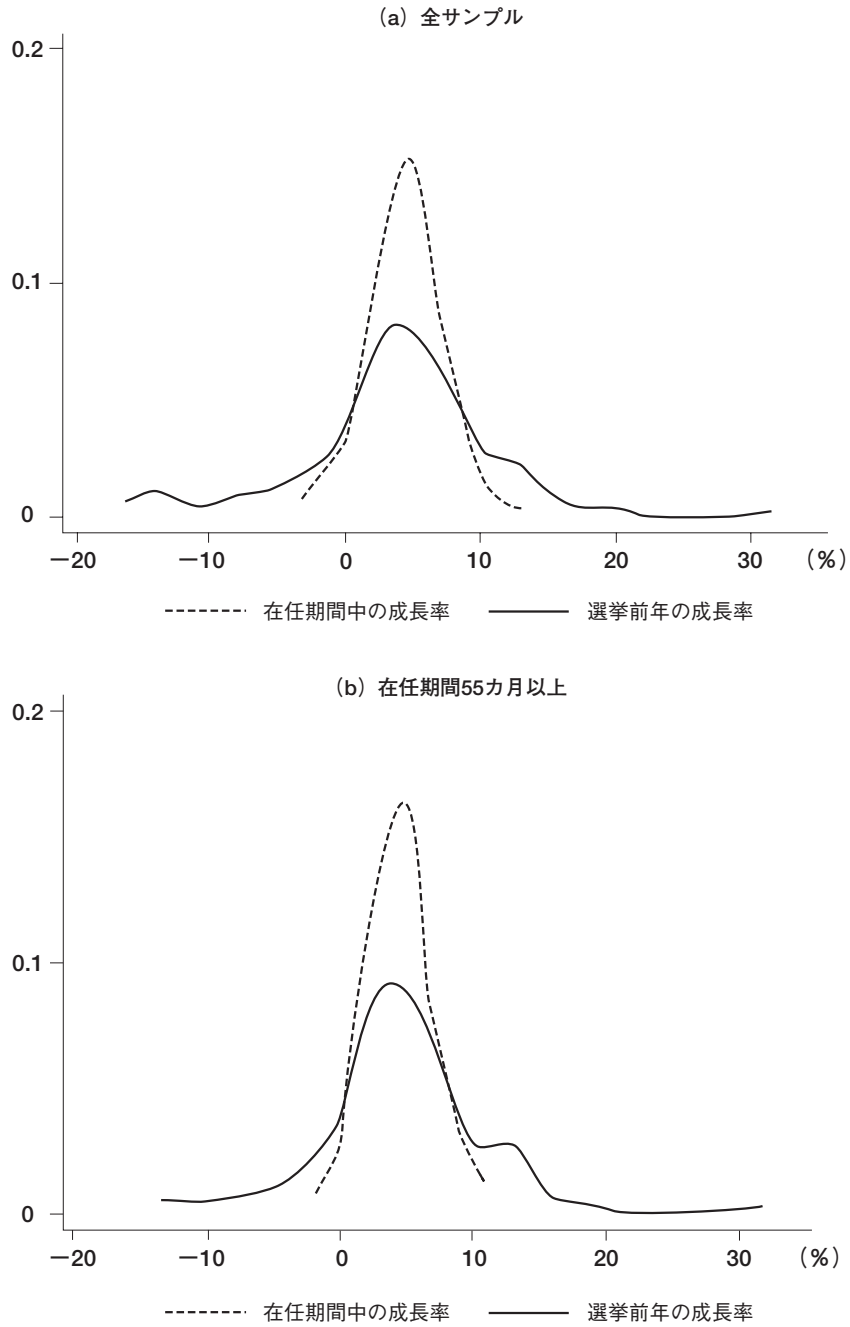
「経済投票」という仮説が想定するように、州政権の在任期間中の経済状況を重要な判断材料のひとつとして有権者が投票行動を決定しているのであれば、良好な経済パフォーマンスは現政権が再選される可能性を高めるが、経済的

な停滞または後退は現政権が再選される可能性を損ねるはずである。さらに、有権者がより短期の経済状況に基づいて投票しているのであれば、現政権の再選可能性は在任期間中の年平均成長率よりも選挙前年の成長率により敏感に反応することが予想される。この点を定量的に検証するために、本稿の実証分析では、州政権の在任期間中の経済変動を表す説明変数として(1)と(2)の両方を考慮している。

これまでの研究においても、現政権の実績を評価する際に有権者は「開発」(development)が進展したかどうかを重要な基準としているという議論が盛んに行われてきた[広瀬・南埜・井上 2006; Kumar and Ranjan 2009]。しかし、多くの場合、「開発」が具体的にどの程度の時間的な幅における経済状況の改善を意味しているのか明確ではない。また、経済変動と投票行動の関連性についてインドのデータを用いて実証的な分析を行った既存研究としては、管見の限りでは、Meyer and Malcolm (1993), Suri (2009), 近藤 (2009) が存在するのみであるが、これらの研究においても、現政権の経済実績を表す変数として在任期間中の経済成長率または選挙前年の経済成長率のどちらか一方に相当する変数しか考慮されていない。さらに、経済変数が内生的に決まっている可能性や経済変動以外の要因による影響などを十分考慮していないため、いずれの研究も部分的な分析にとどまっているといわざるをえない。

(3)と(4)は、連邦政府と州政府の関係が現職の州政権の再選可能性に与える影響を実証的に検証するために用いられる説明変数である。(3)は、州議会選挙の時点で州の政権与党が連邦政府に参加していることによって、連邦政府に対する

図1 経済成長率の分布



(出所) 筆者作成。

(注) 横軸は経済成長率(%), 縦軸は確率密度を表している。図に描かれている曲線は、カーネル密度推定によって求められた確率密度である。

評価が州議会選挙での投票行動にも影響を与え
るといふ可能性を考慮している。一方、(4)は、
連邦政府に参加していた期間が長い州議会の政
権与党の方が中央から州への財政移転や投資プ
ロジェクトの誘致などの面で大きな恩恵を受け
られるため、州議会選挙でより有利になるとい
う可能性を考慮している。実際、後者について
は、産業ライセンスの配分や連邦政府がコント
ロールする公共部門への支出などをめぐって、
会議派による中央政権が左翼政党や地域政党な
どの非会議派勢力によって政権が握られている
州を冷遇しているという議論が広く流布してき
た [Sinha 2005]^(注18)。

ただし、本稿では、州議会の政権与党が中央
政権に閣僚を送りだしている場合にのみ、その
州政権は連邦議会においても与党であると判断
する。したがって、州議会の政権与党が中央政
権に対して閣僚を出さずに閣外協力を行っている
場合には、連邦政府には参加していないもの
とみなす^(注19)。

上述した5つの説明変数の他に、(6)州議会の
与党（連立政権の場合は、連立内の最大与党）の
議席数が全議席に占める割合、(7)州政権が連立
政権であることを表すダミー変数、(8)（同一の
州政権内での）州首相の交代回数、(9)政治的分
断の度合いを表す指標である「有効政党数」
（effective number of parties）、(10)州議会選挙での投
票率、(11)州議会選挙前3カ月、6カ月、12カ月の
物価上昇率、といった変数を説明変数として
用いる。なお、有効政党数については、州議会
における各党の議席の割合に基づいて計算を
行っている。つまり、政党 $p=1, \dots, N$ の議席数
が全議席に占める割合を $s_{it}^p \in [0, 1]$ とすると、
有効政党数 ENP_{it} は

$$ENP_{it} = \frac{1}{\sum_{p=1}^N (s_{it}^p)^2}$$

と定義される [Laakso and Taagepera 1979]。
また、州議会選挙前の物価上昇率については、
「卸売物価指数」(Wholesale Price Index) に基
づいて計算を行っている。

さらに、本稿の実証分析では、各年代のダ
ミーと各政党のダミーがすべての定式化で用い
られる。各年代のダミーとは、1960年代、1970
年代、1980年代、1990年代、2000年代というそ
れぞれの年代を表すダミー変数のことである。
サンプル数が少ないことに加え、同じ年にいく
つもの選挙が行われているわけではないため、
各年のダミーではなく各年代のダミーを用いる。
また、各政党のダミーとは、州議会の政権与党
（連立政権の場合は、州首相が所属する政党）の
タイプを表すダミー変数である。具体的には、(1)
会議派、(2)インド人民党 (Bharatiya Janata Party)、
(3)ジャナタ党 (Janata Party) およびジャナタ・
ダル (Janata Dal)、(4)左翼政党、(5)地域政党、
という5つのカテゴリーを設け、それぞれの州
政権をいずれかに分類する。

次節以降では、在任期間中の経済変動および
連邦政府と州政府の関係が現職の州政権の再選
可能性に与える影響を中心に実証分析を進めて
いく。とくに、現職の州政権が在任していた期
間全体の経済成長率 (g_{it}^{term}) と州議会選挙の前
年の経済成長率 (g_{it}^{prev}) のそれぞれが、州政
権の交代・継続とどのような関係にあるのかとい
う点に分析の焦点を当てる。具体的には、以下
のようなロジット・モデルに従って定量的な検
証を行う。

$$\Pr(w_{it} = 1) = \Lambda(\alpha + \beta g_{it}^{term} + \gamma g_{it}^{prev} + X_{it}'\delta) \quad (1)$$

この式では、 $\Lambda(\cdot)$ はロジスティック関数を表し、 X_{it} は在任していた期間全体の経済成長率と選挙前年の経済成長率以外の説明変数からなるベクトルを表している。

3. データ

これまで説明してきた各変数を作成する際に、以下の資料・統計を利用した。各州での州議会選挙の結果については、インド選挙委員会 (Election Commission of India) のウェブサイトからデータを入手した。州政権の交代・継続を表す被説明変数を作成する際には、『アジア動向年報』(1969～2010年)、『インド経済季報』(1969～1988年)、『インド季報』(1988～2008年)などの記述を参考にした。各州の純州内生産の統計については、中央統計機構 (Central Statistical Organisation) によって作成されたデータを編集した EPW Research Foundation (2009) などを使用した。また、物価上昇率に関する統計は、インド政府によって刊行されている *Indian Labour Journal* の各号から入手した。

実証分析で用いられる各変数の記述統計量を示しているのが、表3である。全サンプルの平均と標準偏差に加えて、在任期間が55カ月以上の場合と55カ月未満の場合についてもそれぞれ平均と標準偏差を示している。さらに、表3の最後の列では、在任期間が異なる2つのサンプルの間でどのような属性の違いがあるかを確認するために、平均の差とその統計的有意性を示している。

II 経済変動と再選可能性

1. 分析の結果

表4は、(1)式のロジット・モデルによる推定の結果を示したものである。まず、1列目では、在任期間中の経済変動および連邦政府と州政府の関係についての4つの変数と州政権の在任期間を主な説明変数として推定を行っている。これらの説明変数のうち、州議会選挙の前年の経済成長率と州議会選挙の時点で州議会の与党が連邦政府に参加していることを表すダミー変数の2つについては、ともに係数は統計的に有意でかつその符号は正である。つまり、選挙前年の経済成長率が低い(高い)ほど、現政権が再選される可能性が低く(高く)なるということ、そして、州議会選挙の時点で連邦政府に参加していることによって、現職の州政権が再選される可能性が押し上げられるということが推定の結果から示唆される。さらに、連邦政府への参加期間(月数)の係数は正の値である一方、在任していた期間全体の経済成長率(年平均成長率)の係数は負の値になっている。ただし、これらの変数の係数はともに統計的に有意ではない。

表4の2列目では、これらの結果が異なる定式化の下でも成り立つかどうかを確認している。つまり、州議会の政権与党の議席割合、州政権が連立政権であることを表すダミー変数、州首相の交代回数といった州政権の属性を表す変数を説明変数として加えた定式化に従って、各変数が州政権の再選可能性に与える効果の推定を試みている。また、表4の3列目では、有効政党数および投票率といったその他の説明変数を

表3 記述統計量

	(a)全サンプル		(b)在任55カ月以上		(c)在任55カ月未満		(b)と(c)の 平均の差
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
州政権の継続	0.39	0.49	0.40	0.49	0.33	0.48	0.07
在任期間中の経済成長率 (%)	4.47	2.82	4.63	2.55	3.93	3.58	0.70
選挙前年の経済成長率 (%)	3.78	7.26	4.61	6.28	1.10	9.40	3.50**
連邦政府の与党	0.46	0.50	0.52	0.50	0.27	0.45	0.25**
連邦政府への参加期間 (月数)	33.60	25.19	38.62	25.09	17.37	17.81	21.25***
州政権の在任期間 (月数)	55.54	10.11	60.39	4.07	39.87	7.50	20.53***
与党の議席割合 (%)	58.74	14.61	59.73	14.38	55.55	15.13	4.18
連立政権	0.19	0.39	0.18	0.38	0.23	0.43	-0.06
州首相の交代回数	0.85	1.03	0.89	1.00	0.73	1.14	0.15
有効政党数	2.37	1.02	2.30	1.00	2.61	1.03	-0.32
投票率 (%)	63.62	9.40	64.62	8.89	60.37	10.40	4.25**
選挙前3カ月の物価上昇率 (%)	1.89	1.99	1.68	2.03	2.57	1.69	-0.89
選挙前6カ月の物価上昇率 (%)	2.64	3.10	2.07	2.67	4.50	3.67	-2.43***
選挙前12カ月の物価上昇率 (%)	8.73	6.01	7.67	5.28	12.15	7.36	-4.48***
サンプル数		127		97		30	

(出所) 筆者作成。

(注) 「州政権の継続」、「連邦政府の与党」、「連立政権」は、それぞれダミー変数である。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

表4 経済変動と再選可能性——ロジット・モデルによる推定（回帰係数）

	被説明変数：州政権の継続を表すダミー変数					
	全サンプル			在任期間55カ月以上		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
在任期間中の経済成長率	-0.022 (0.100)	-0.035 (0.103)	-0.054 (0.102)	0.032 (0.118)	0.032 (0.120)	0.003 (0.120)
選挙前年の経済成長率	0.079* (0.041)	0.086** (0.044)	0.090** (0.043)	0.106** (0.049)	0.107** (0.049)	0.118** (0.053)
連邦政府の与党	0.942* (0.552)	1.512** (0.758)	1.409* (0.726)	0.818 (0.679)	1.155 (0.814)	1.119 (0.836)
連邦政府への参加期間	0.019 (0.017)	0.021 (0.019)	0.025 (0.022)	0.028 (0.020)	0.032 (0.814)	0.034 (0.026)
州政権の在任期間	-0.037 (0.029)	-0.041 (0.031)	-0.042 (0.033)	-0.170* (0.088)	-0.169* (0.090)	-0.156* (0.095)
与党の議席割合		0.001 (0.020)	-0.063 (0.040)		0.004 (0.021)	-0.026 (0.042)
連立政権		-1.709 (1.053)	-1.251 (1.114)		-1.246 (1.251)	-0.957 (1.372)
州首相の交代回数		-0.336 (0.228)	-0.341 (0.246)		-0.324 (0.248)	-0.396 (0.261)
有効政党数			-1.171* (0.606)			-0.529 (0.661)
投票率			-0.002 (0.025)			-0.034 (0.034)
各政党のダミー	○	○	○	○	○	○
各年代のダミー	○	○	○	○	○	○
Log likelihood	-72.086	-68.259	-66.404	-53.417	-51.605	-50.882
Pseudo R-squared	0.149	0.194	0.216	0.183	0.211	0.222
サンプル数	127	127	127	97	97	97
州の数	15	15	15	15	15	15

(出所) 筆者作成。

(注) 表では、定数項の推定結果は省略されている。カッコ内の数字は、ロバストな標準誤差を表している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

追加して推定を行っている。ただし、これらの説明変数を加えた場合に得られる結果と表4の1列目で示されている結果の間には大きな違いは認められない。また、いずれの定式化の下で

も、州政権の属性を表す3つの説明変数の係数が統計的に有意になることはない。

以上の分析結果を、次の2つの点にまとめることができる^(注20)。第1に、在任期間中の経済

変動の効果については、在任していた期間全体の経済実績ではなく、選挙前年の経済成長率が現職の州政権の再選可能性に重大な影響を及ぼしている。したがって、選挙直前の経済状況の良し悪しというより短期的な経済変動を判断基準として、有権者が投票行動を決定している可能性が高いと考えられる。第2に、連邦政府と州政府の関係の効果については、在任期間中に連邦政府に参加していた期間の長さではなく、州議会選挙の時点で連邦政府に参加しているかどうか州政権の交代・継続とより密接に関係している。

しかし、これらの結果を得る際に用いられている実証分析の方法には、いくつかの懸念が存在する。第1に、州議会選挙のタイミングが内生的であることを通して、在任期間中の経済変動（とくに、選挙前年の経済成長率）が内生的に決まっているという可能性がある。たとえば、再選される可能性を高めるために、経済状況をはじめとして政権運営が全般的に順調な時期に州政権が州議会の解散を行い、任期が満了するよりも前に州議会選挙が実施されるという状況を考えることができる^(注21)。ただし、表3から明らかのように、州政権の在任期間が短い場合には選挙前年の経済成長率（1.10パーセント）が在任期間中の年平均成長率（3.93パーセント）に比べて極端に低いことから、このような懸念はそれほど深刻なものであるとは考えられない。むしろ問題となるのは、任期が満了する前に州議会が解散して選挙が行われる場合には、政治的な混乱と経済活動の停滞が同時に起きている可能性が高いため、選挙前年の経済成長率の係数は政治的な混乱が有権者の現政権に対する評価に及ぼす影響を拾いあげている恐れがあると

いう点である。

第2に、任期満了を待たずに行われる選挙では、州政権の在任期間中の実績以外の争点が多く重要になる場合が多いため、これまでの分析は在任期間中の経済変動が再選可能性に与える影響を正確にとらえていない可能性がある。このような状況が発生する典型的な例として挙げられるのが、連邦政府の強引な介入によって州議会が解散に追い込まれたのを受けて行われる州議会選挙である。たとえば、インディラ・ガンディー首相は、州内の政治的混乱や政権与党内の派閥対立などを口実に、会議派と激しい対立関係にある政党によって政権が握られている州に対して露骨な政治的介入を繰り返し行い、いくつもの州政権を解任へと追い込んだ^(注22)。また、同首相は、1980年1月の連邦下院選挙でジャナタ党系の諸政党を破って首相の座に返り咲いた直後には、ジャナタ党をはじめとする非会議派の州政権を解任し、州議会を解散するという強硬手段に踏み切った^(注23)。これらの例が示すような特殊な状況の下で州議会選挙が実施される場合、中央と州の関係（中央集権化と地域主権化の間での選択）や連邦レベルでの政権交代の是非といった論点に対してより多くの焦点が当てられるため、州政権の在任期間中の実績は選挙の争点としてその重要性を相対的に低下させている可能性がある。また、州政権が在任期間中の実績とは関係のない争点（たとえば、宗教間やカースト間の対立など）を意図的につくりだし、その争点を有権者に問うという名目で州議会を早期に解散して選挙を行うような場合についても、同様の懸念が存在する。

これらの問題点に対処するために、州政権の在任期間が55カ月以上経過した時点で実施され

た州議会選挙だけをサンプルとして実証分析を行う。インドの州議会の任期は5年（60カ月）と定められていることから、ここで分析の対象となっているのは任期満了かそれに近いタイミングで実施された州議会選挙ということになる。そのため、このように分析対象を絞り込むことによって、上で指摘したような懸念をある程度緩和することができると考えられるのである。

表4の4～6列目は、州政権の在任期間が55カ月以上経過した時点で実施された州議会選挙をサンプルとして推定した場合の結果を示している。一見して明らかなように、州議会の与党が連邦政府に参加していることを表すダミー変数の係数が統計的に有意ではないということ以外は、全サンプルを用いて分析を行った1～3列目の結果と4～6列目の結果の間にそれほど大きな違いはみられない。つまり、任期満了かそれに近いタイミングで行われた選挙に分析対象を絞った場合でも、選挙前年の経済成長は州政権の再選可能性を高める効果があるという結果が得られる。また、これまでと同様に、在任していた期間全体の経済実績および連邦政府への参加期間の長さは州政権の交代・継続に統計的に有意な影響を及ぼしていないことも確認される。

ただし、このようにサンプルを絞って実証分析を行ったとしても、州議会選挙の前年の経済成長率が内生的に決まっている可能性は依然として完全に排除することはできない。なぜなら、州議会が任期の途中で解散されなかったとしても、5年の任期が満了して次の州議会選挙が行われる時期に狙いを定めて経済政策を実施することによって、州政権がより主体的に景気循環を作りだして再選の確率を高めているという可

能性を考えることができるからである。この点については、次節で詳しく検討する。

2. 限界効果

では、統計的に有意であることが示された州議会選挙の前年の経済成長率は、現職の州政権の再選可能性にどの程度の大きさの影響を与えているのだろうか。

表5は、選挙前年の経済成長率をはじめとする説明変数の「限界効果」(marginal effect)を示したものである^(注24)。1列目と2列目では、それぞれ表4の3列目と6列目の定式化に従って限界効果を求めている。ただし、これらの値を求める際には、連続的な説明変数だけでなくダミー変数のような離散的な説明変数についても平均値が用いられている。そのため、どのような属性をもつ州政権について各変数の限界効果を算出しているのかが明確ではないという点で若干問題が残る。つまり、表5の1列目と2列目の限界効果を求める際には、表3で示されている各説明変数の平均値を用いて計算を行っているため、「連邦政府の与党」や「連立政権」といったダミー変数についても平均値が用いられているが、これらの説明変数がそれぞれの平均値に近い値をとることは実際にはありえないのである。

そこで、表5の3列目と4列目では、それぞれ表4の3列目と6列目の定式化に従いながら、ダミー変数については特定の値を代入して限界効果を求めている。具体的には、選挙前年の経済成長率の限界効果を求める場合には、会議派が中央政権を握っているという状況の下での会議派による単独の州政権を想定している^(注25)。また、州議会選挙の時点で連邦政府に参加して

表5 経済変動と再選可能性——ロジット・モデルによる推定（限界効果）

	各説明変数の平均値		会議派の単独政権	
	全サンプル	在任期間 55カ月以上	全サンプル	在任期間 55カ月以上
	(1)	(2)	(3)	(4)
在任期間中の経済成長率	-0.012	0.001	-0.013	0.001
選挙前年の経済成長率	0.020**	0.028**	0.022**	0.028**
連邦政府の与党	0.314**	0.255	0.278**	0.220
連邦政府への参加期間	0.006	0.008	0.006	0.008
州政権の在任期間	-0.010	-0.036*	-0.010	-0.037*
与党の議席割合	-0.014	-0.006	-0.015	-0.006
連立政権	-0.240	-0.199	-0.256	-0.195
州首相の交代回数	-0.077	-0.092	-0.084	-0.095
有効政党数	-0.265**	-0.123	-0.288**	-0.127
投票率	-0.000	-0.008	-0.000	-0.008
各政党のダミー	○	○	○	○
各年代のダミー	○	○	○	○
サンプル数	127	97	127	97
州の数	15	15	15	15

(出所) 筆者作成。

(注) (1)と(2)では、各説明変数の平均値を用いて限界効果を計算している。(3)と(4)では、会議派ダミーとして「1」、それ以外の政党ダミーの値として「0」、「連邦政府の与党」の値として「1」、「連立政権」の値として「0」、その他の説明変数については平均値を用いて限界効果を計算している。

***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

いることの限界効果を求める場合には、会議派による単独の州政権の下で、連邦政府の与党である場合とそうでない場合で現職の州政権が再選される可能性にどの程度の違いが生じるのかを求めている。なお、連続的な説明変数については、表3で示されている平均値を用いている。

表5で示されている限界効果の値をみる限りでは、選挙前年の経済成長率が州政権の再選可能性に与える影響は、いずれの場合も大きく変わらない。具体的には、選挙前年の経済成長率が1パーセンテージ・ポイント低く（高く）なることによって、州政権が継続する確率は2.0～2.8パーセンテージ・ポイント低下（上昇）す

る。なお、1列目と2列目および3列目と4列目のように、異なるサンプルについて同一の定式化を用いて推定した場合の結果を比較すると、任期満了かそれに近いタイミングで実施された選挙をサンプルとした場合の方が全サンプルを用いた場合よりも、選挙前年の経済成長率の限界効果が幾分大きくなっていることがわかる。一方、州議会選挙の時点で連邦政府に参加していることによって、州政権が継続する確率は（連邦政府に参加していない場合と比較して）22.0～31.4パーセンテージ・ポイント高くなる。ただし、在任期間が55カ月以上経過した時点で行われた州議会選挙をサンプルとした場合には、

限界効果は大きな値を示しているものの統計的に有意ではない。

さらに、限界効果はそれほど大きな値ではないものの、選挙前年の経済成長率は州政権の継続・交代に重大な影響を及ぼしているという点に注意する必要がある。これを理解するためには、次の2つの点を考慮しなければならない。第1に、選挙前年の経済成長率の散らばり具合が非常に大きいという点である（図1および表3）。限界効果の値は、選挙前年の経済成長率が1パーセンテージ・ポイント異なることによって、再選可能性がどの程度変化するかを表している。しかし、選挙前年の経済成長率の標準偏差は7.26とかなり大きいため、限界効果が基準としている1パーセンテージ・ポイントの違いというのは、実際の変動幅と比較すると小さな変化にすぎない。第2に、被説明変数の平均値が小さい（別の言い方をすると、現職の州政権が継続する確率が低い）という点である。そのため、限界効果がそれほど大きくなかったとしても、選挙前年の経済成長率が州政権の再選可能性に及ぼす影響は相対的に大きなものになるのである^(注26)。

以上の分析から、選挙前年の経済成長率が州政権の再選可能性に与える効果は統計的に有意であるだけでなく、実際に大きなインパクトを有していることが確かめられる。したがって、この実証結果から、短期的な経済状況が非常に不安定であるということがインドの民主主義体制の特徴である激しい政治的変動の要因として重要な役割を果たしていると結論づけられるのである。

Ⅲ 実証結果の頑健性

1. 追加的な分析

本稿の実証分析は州を観測単位としているため、各州に固有の要因が在任期間中の経済変動や連邦政府と州政府の関係を表す説明変数と州政権の継続・交代を表す被説明変数の両方と相関をもっている可能性が十分考えられる。もし、このような特徴をもつ各州に固有の要因が説明変数としてまったく考慮されていなければ、これまでの分析で得られた実証結果は何らかの統計的な偏りを伴う不正確なものであるという恐れがある。そこで、このような懸念に対処するために、次のような2つの方法を試みる。

第1に、各州に固有の観察不可能な要因をコントロールするために、固定効果ロジット・モデルによる推定を行う。その結果を示しているのが、表6である。まず、これまでと同様に、選挙前年の経済成長率の係数は符号が正でかつ統計的に有意である。また、在任期間中の年平均成長率については、その係数は正の値であるものの統計的に有意ではない。したがって、在任期間中の経済変動が現職の州政権の再選可能性に与える効果に関しては、固定効果ロジット・モデルを用いた場合でも、ロジット・モデルを用いた場合と同様の実証結果が得られる。

一方、連邦政府と州政府の関係が再選可能性に与える影響については、固定効果ロジット・モデルを用いた場合とロジット・モデルを用いた場合では幾分異なった結果が得られる。つまり、ロジット・モデルを用いた場合には統計的に有意ではなかった連邦政府への参加期間が、表6では再選可能性に対してほぼ一貫して統計

表6 経済変動と再選可能性——固定効果ロジット・モデルによる推定（回帰係数）

	被説明変数：州政権の継続を表すダミー変数					
	全サンプル			在任期間55カ月以上		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
在任期間中の経済成長率	0.016 (0.097)	0.002 (0.104)	0.038 (0.111)	0.004 (0.129)	0.083 (0.152)	0.226 (0.186)
選挙前年の経済成長率	0.076* (0.039)	0.078* (0.041)	0.075* (0.044)	0.118** (0.052)	0.139** (0.056)	0.180*** (0.068)
連邦政府の与党	1.073* (0.607)	1.022 (0.727)	1.000 (0.733)	0.993 (0.807)	0.151 (0.993)	0.516 (1.122)
連邦政府への参加期間	0.027 (0.018)	0.044** (0.021)	0.059** (0.025)	0.050** (0.024)	0.095** (0.037)	0.135*** (0.049)
州政権の在任期間	-0.077** (0.036)	-0.065* (0.036)	-0.086** (0.041)	-0.172* (0.103)	-0.241** (0.117)	-0.307** (0.141)
与党の議席割合		-0.037 (0.025)	-0.043 (0.053)		-0.040 (0.033)	-0.023 (0.080)
連立政権		-1.342 (1.299)	-0.871 (1.311)		0.455 (1.626)	1.187 (1.679)
州首相の交代回数		-0.596* (0.323)	-0.619* (0.336)		-1.026** (0.457)	-1.195** (0.547)
有効政党数			-0.019 (1.083)			0.622 (1.684)
投票率			0.120** (0.055)			0.159** (0.080)
各政党のダミー	○	○	○	○	○	○
各年代のダミー	○	○	○	○	○	○
Log likelihood	-40.921	-38.145	-35.545	-25.808	-22.501	-19.931
Pseudo R-squared	0.293	0.341	0.386	0.372	0.452	0.515
サンプル数	121	121	121	93	93	93
州の数	14	14	14	14	14	14

（出所）筆者作成。

（注）パンジャープ州については、分析の対象となっている6回の選挙すべてで州政権が交代していることから、固定効果ロジット・モデルを用いた推定の際にはサンプルには含まれない。そのため、(1)～(6)ではパンジャープ州以外の14州を分析の対象としている。かっこ内の数字は、標準誤差を表している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

的に有意な影響を与えている。ただし、このように定式化によって統計的に有意となる説明変数に違いはあるものの、連邦政府と州政府の関

係が再選可能性に影響を与えているということは確認できる。

第2に、説明変数と被説明変数の両方と相関

をもつ可能性がある変数を説明変数として加えた定式化に従って、ロジット・モデルによる推定を行う。すでに表4と表6では、州議会与党の議席割合、州政権が連立政権であることを表すダミー変数、州首相の交代回数、有効政党数、州議会選挙での投票率といった政治的な側面に関する変数を追加的な説明変数として用いて分析を行っている。たとえば、州首相の交代回数については、州首相が頻繁に交代する州政権ほど与党内が不安定であるため、州議会選挙での再選が困難になる傾向にある一方、州首相の交代に象徴される政権与党内の混乱は経済運営に悪影響を及ぼすという可能性が考えられる^(注27)。

そこで、説明変数（とくに、選挙前年の経済成長率）と被説明変数の両方と相関をもつ可能性がある経済的な側面に関連する変数を新たなコントロール変数として加えて推定を行う。具体的には、近藤（2009）に従って、州議会選挙前3カ月、6カ月、12カ月の物価上昇率を用いる^(注28)。短期的な物価上昇が政治変動に与える影響についてはこれまでも数多くの議論が行われてきているため、物価の変動が州政権の再選可能性に与える影響それ自体についても分析上の関心を向ける必要がある。

表7は、州議会選挙前3カ月、6カ月、12カ月の物価上昇率をそれぞれ説明変数として加えてロジット・モデルによる推定を行った結果を示している。いずれの定式化の下でも、選挙前年の経済成長率の係数は統計的に有意であり、限界効果の値も2.0～2.9パーセンテージ・ポイントとこれまでとほぼ同様の結果が得られる。一方、物価上昇率については、州議会選挙前6カ月と12カ月の物価上昇率が州政権の再選可能性に影響を与えているということが示唆される。

インド州議会選挙における「反現職要因」としての経済変動

さらに、これらの変数の係数は統計的に有意であるだけではなく、実際に大きなインパクトを有している^(注29)。したがって、選挙前年の経済成長率に加えて、選挙前6カ月および12カ月という短期的な物価変動が州政権の再選可能性に重大な影響を及ぼしていることが確認される。

2. 「政治的景気循環」と「政治的予算循環」の影響

州議会選挙のタイミングの内生性を通して、在任期間中の経済変動（とくに、選挙前年の経済成長率）が内生的に決まっているという懸念に対処するために、本稿では、州政権の在任期間が55カ月以上経過した時点で行われた州議会選挙をサンプルとする分析を試みている。しかし、その一方で、任期が満了する時期を考慮に入れながら、州政権が公的支出の拡大や減税などの経済政策によって景気循環をより主体的につくりだしているという可能性も十分考えられる。そのため、任期満了かそれに近いタイミングで実施された州議会選挙に分析の対象を絞り込んだとしても、選挙前年の経済成長率が内生的に決まっている可能性を完全には否定することはできない。

実際、このような視点から、「政治的景気循環」(political business cycle) および「政治的予算循環」(political budget cycle) に関する実証研究がこれまでも盛んに行われてきた。政治的景気循環に関する研究では、選挙の時期が近づくにつれて、経済成長率、物価上昇率、失業率といったマクロ経済指標に改善がみられるかどうかという点が実証的に検証されている。一方、政治的予算循環に関する研究では、選挙の時期が近づくにつれて、公的支出の拡大や税率の低

表7 短期的な物価上昇の影響——ロジット・モデルによる推定（回帰係数）

	被説明変数：州政権の継続を表すダミー変数					
	全サンプル	在任期間 55カ月以上	全サンプル	在任期間 55カ月以上	全サンプル	在任期間 55カ月以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
在任期間中の経済成長率	-0.054 (0.101)	-0.003 (0.118)	-0.068 (0.105)	0.010 (0.120)	-0.067 (0.106)	0.001 (0.126)
選挙前年の経済成長率	0.090** (0.043)	0.120** (0.053)	0.093** (0.043)	0.127** (0.051)	0.088** (0.042)	0.115** (0.050)
連邦政府の与党	1.413* (0.738)	1.079 (0.875)	1.220 (0.749)	0.955 (0.961)	1.175 (0.801)	0.834 (1.014)
連邦政府への参加期間	0.025 (0.022)	0.034 (0.026)	0.030 (0.026)	0.041 (0.035)	0.031 (0.026)	0.039 (0.033)
州政権の在任期間	-0.043 (0.036)	-0.146 (0.106)	-0.070* (0.042)	-0.231** (0.115)	-0.067* (0.038)	-0.195* (0.109)
選挙前3カ月の物価上昇率	-0.010 (0.155)	0.063 (0.228)				
選挙前6カ月の物価上昇率			-0.238** (0.107)	-0.327** (0.149)		
選挙前12カ月の物価上昇率					-0.126** (0.063)	-0.195** (0.087)
その他の説明変数	○	○	○	○	○	○
各政党のダミー	○	○	○	○	○	○
各年代のダミー	○	○	○	○	○	○
Log likelihood	-66.402	-50.842	-63.191	-47.266	-63.913	-48.183
Pseudo R-squared	0.216	0.222	0.254	0.277	0.245	0.263
サンプル数	127	97	127	97	127	97
州の数	15	15	15	15	15	15

(出所) 筆者作成。

(注) 「その他の説明変数」とは、「与党の議席割合」, 「連立政権」, 「州首相の交代回数」, 「有効政党数」, 「投票率」という5つの説明変数を意味する。表では、定数項の推定結果は省略されている。カッコ内の数字は、ロバストな標準誤差を表している。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

下およびそれらに伴う財政赤字の増大がみられるかどうかという点に分析上の関心が向けられている。

しかし、いくつかの理由から、選挙前年の経済成長率が一時的な経済政策の影響で内生的に決まっているという懸念は、深刻なものである

とは考えられない。まず、政治的景気循環に関する既存研究の多くが、その存在を強く支持するような実証結果を得ていない [Lewis-Beck 1988; Alesina, Roubini and Cohen 1997; Faust and Irons 1999]。さらに、本稿の実証分析で用いられているデータが示すように、選挙前年の経済

表 8 在任期間中と選挙前年の経済成長率の比較

	在任期間中の 経済成長率	選挙前年の 経済成長率	サンプル数
全サンプル	4.47 (2.82)	3.78 (7.26)	127
年代			
1960年代	2.11	2.56	13
1970年代	3.73	2.74	27
1980年代	4.07	-0.42	30
1990年代	5.59	5.65	29
2000年代	5.53	7.91	28
政権与党			
インド国民会議派	4.36	3.58	73
インド人民党	5.79	5.44	7
ジャナタ党／ジャナタ・ダル	2.90	-1.08	12
左翼政党	4.90	3.53	9
地域政党	4.97	6.22	26
州政権の在任期間			
在任期間55カ月以上	4.63	4.61	97
在任期間55カ月未満	3.93	1.10	30

(出所) 筆者作成。

(注) 在任期間中の経済成長率と選挙前年の経済成長率は、パーセント(%)で表示されている。カッコ内の数字は、標準偏差を表している。

成長率が在任期間中の年平均成長率を大きく超えるというような事実は認められない(表8)。全期間を通してみると、選挙前年の成長率よりもむしろ在任期間中の年平均成長率の方が若干高く、州政権の在任期間が55カ月以上の場合についても、選挙前年と在任期間全体の成長率の間に大きな違いはみられない。また、年代や政権与党のタイプごとに比較してみても、2000年代または政権与党が地域政党である場合以外には、選挙前年の成長率が在任期間中の年平均成長率を大きく上回ることはない。

一方、政治的予算循環に関する研究では、開発途上国や新興民主主義国などの一部の国々でよりはっきりとした予算循環がみられることが

指摘されている [Drazen 2001; Brender and Drazen 2005; Shi and Svensson 2006]。さらに、インドを事例として、政治的予算循環の存在を明らかにしている実証研究もいくつか存在する [Chhibber 1995; Khemani 2004; Cole 2009; Saez and Sinha 2010]。したがって、政治的景気循環と政治的予算循環に関する研究から得られる結果を総合すると、選挙のタイミングに合わせて公的支出の拡大や減税などの経済政策が実行されているものの、それが必ずしもマクロ経済のパフォーマンスの改善に結び付いているわけではないということが示唆される。とくに、インドの場合、経済全体に占める割合が比較的高い農業部門は、毎年6～9月に発生するモンスーンに大きく依

存していることから、一時的な経済政策がマクロ経済に及ぼす影響は限定的なものにならざるを得ないと考えられる。

ただし、インド経済全体に占める農業部門の比率は着実に低下してきていることから、2000年代に選挙前年の成長率（7.91パーセント）が在任期間中の年平均成長率（5.53パーセント）を大きく上回っているのは、州政府が経済政策によってマクロ経済に影響を与えることが容易になってきたためであるという可能性は否定できない。また、州議会の政権与党が地域政党である場合に選挙前年の成長率（6.22パーセント）が在任期間中の年平均成長率（4.97パーセント）を上回っているのは、地域政党の方が各地方の経済構造を熟知していることから、どのような経済政策がマクロ経済を改善させるうえでより効果的なのかをよく把握しているためであるという可能性も考えられる。そこで、州議会選挙の前年の経済成長率が内生的に決まっている可能性が比較的高いと考えられるこれらのサンプルを分析対象から除外して推定を行ったが、得られる結果に大きな変化はみられない（推定結果は省略）。

もうひとつ懸念されるのは、州議会選挙でのアピールを狙って打ち出された政策そのものが有権者の投票行動に直接影響を与えるという可能性である^(注30)。具体的には、選挙直前の経済状況が思わしくないときほど、現職の州政権は選挙目当ての政策をより積極的に行うため、その政策自体を評価した有権者が与党に投票するようになるという状況が考えられる。確かに、この場合には、選挙前年の経済成長率の係数として推定される値は偏りを伴う不正確なものになる恐れがある。しかし、この偏りは、選挙前

年の経済成長率の効果を実際よりも過小に評価する方向に働く下方バイアス（downward bias）であるという点に注意する必要がある。したがって、上記のような可能性があるとしても、選挙前年の成長率が州政権の再選可能性に与える効果は、実際には推定値よりも大きいと予想されるのである。

3. 1990年代前後の比較

インドでは、1980年代中頃からなし崩し的に経済自由化へと方向転換が図られ、1990年代に入るとより本格的に自由化政策が推し進められるようになった。そして、1990年代以降はそれと軌を一にして、経済成長や貧困削減といった経済的な側面での大きな変化がこれまでにはない速度で進展している。また、政治的な側面では、宗教やカーストなどのアイデンティティがその重要性を増すようになるとともに、これまでは政治的に支配される側にすぎなかった中下層階層が上層階層から政治権力を奪うという現象が、1990年代になってより顕著にみられるようになった。

では、このように経済・政治の両面で大きな変化がみられるようになった1990年代の前後で、経済変動が再選可能性に及ぼす影響に何らかの変化があったのだろうか。この点を具体的に検証するために、表9では、1990年以降を表すダミー変数と経済変動に関連した説明変数（在任期間中の経済成長率、選挙前年の経済成長率、選挙前6カ月または12カ月の物価上昇率）の間の交差項を説明変数として加えて推定を行っている。交差項の係数の符号のパターンから、短期的な経済変動の重要性が低下する傾向にある一方で、在任期間中の経済成長率というより長期的な経

表9 1990年代前後の比較——ロジット・モデルによる推定（回帰係数）

	被説明変数：州政権の継続を表すダミー変数					
	全サンプル			在任期間55カ月以上		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
在任期間中の経済成長率	-0.087 (0.125)	-0.123 (0.123)	-0.105 (0.126)	-0.180 (0.154)	-0.183 (0.146)	-0.157 (0.151)
1990年以降 × 在任期間中の経済成長率	0.059 (0.241)	0.104 (0.227)	0.088 (0.249)	0.389 (0.288)	0.430 (0.289)	0.376 (0.294)
選挙前年の経済成長率	0.125** (0.060)	0.116** (0.053)	0.121** (0.058)	0.130* (0.066)	0.140** (0.062)	0.129** (0.064)
1990年以降 × 選挙前年の経済成長率	-0.079 (0.102)	-0.071 (0.095)	-0.064 (0.095)	-0.019 (0.102)	-0.030 (0.092)	-0.014 (0.096)
選挙前6カ月の物価上昇率		-0.307** (0.121)			-0.521*** (0.168)	
1990年以降 × 選挙前6カ月の物価上昇率		0.320 (0.275)			0.761 (0.478)	
選挙前12カ月の物価上昇率			-0.112* (0.063)			-0.240** (0.111)
1990年以降 × 選挙前12カ月の物価上昇率			-0.106 (0.178)			0.227 (0.258)
連邦政府の与党	1.524* (0.791)	1.149 (0.843)	1.279 (0.855)	1.290 (0.795)	0.677 (0.968)	1.015 (0.960)
連邦政府への参加期間	0.021 (0.023)	0.033 (0.026)	0.026 (0.026)	0.032 (0.025)	0.056 (0.035)	0.045 (0.033)
州政権の在任期間	-0.046 (0.033)	-0.068* (0.042)	-0.069* (0.039)	-0.123 (0.087)	-0.237* (0.125)	-0.204* (0.124)
交差項の p 値	[0.639]	[0.433]	[0.768]	[0.275]	[0.051]	[0.360]
その他の説明変数	○	○	○	○	○	○
各政党のダミー	○	○	○	○	○	○
各年代のダミー	○	○	○	○	○	○
Log likelihood	-65.957	-61.819	-63.344	-49.592	-43.384	-46.576
Pseudo R-squared	0.221	0.270	0.252	0.241	0.336	0.287
サンプル数	127	127	127	97	97	97
州の数	15	15	15	15	15	15

(出所) 筆者作成。

(注) 「交差項の p 値」とは、交差項を含むモデルと含まないモデルについて尤度比検定を行った際に求められる p 値のことである。「その他の説明変数」とは、「与党の議席割合」、「連立政権」、「州首相の交代回数」、「有効政党数」、「投票率」という5つの説明変数を意味する。表では、定数項の推定結果は省略されている。かつこ内の数字は、ロバストな標準誤差を表している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

済変数の重要性が増してきているという可能性を指摘できるだろう。

ただし、1990年以降を表すダミー変数と経済変動に関連した説明変数の間の交差項は、個々には統計的に有意でない。さらに、表9の「交差項のp値」の部分に示されているように、交差項の係数がすべてゼロであるという帰無仮説も尤度比検定によって棄却することはできない（5列目の定式化の場合にのみ、10パーセント水準で帰無仮説を棄却することができる）。つまり、1990年代前後で経済変動が州政権の再選可能性に与える効果に変化がみられたという仮説を支持する実証結果は得られないのである。

IV 「蜜月効果」と再選可能性

州議会選挙の時点で連邦政府に参加していることによって、現職の州政権の再選可能性が押し上げられているという実証結果がいくつかの定式化の下で得られた。本節では、連邦政府への参加が州政権の交代・継続に与える影響は、州議会選挙の時点での連邦政府の在任年数に依存しているという可能性を検討する。

Yadav (2004) は、連邦下院選挙の結果がそれぞれの州の州政権の在任期間によって規定されると指摘している。つまり、新しい州政権が樹立されてからそれほど時間が経過していない場合には、州議会の政権与党は連邦下院選挙において有利な戦いを進めることができる一方、在任期間の長い州政権は苦戦を強いられる傾向にあると論じている。これに関連して、Ravishankar (2009) は、連邦政府への参加が現職の州政権の再選可能性に与える効果は、州議会選挙の時点での連邦政府の在任年数によって

異なるという仮説を定量的に検証している。その結果、連邦政府が樹立されてから1～2年目の時点では、連邦政府への参加が州政権の再選可能性に対して正の効果をもっているが、その効果は連邦政府の在任期間が長くなるにつれて徐々に失われ、3年目以降になると負の効果をもつようになるという実証結果を得ている。つまり、この研究では、「蜜月効果」(honeymoon effect) が存在すると結論づけられているのである。

ところが、Ravishankar (2009) は、連邦政府の在任年数が追加的に1年増加することにもなると連邦政府への参加の効果が単調に変化することを暗黙のうちに仮定しているため、用いられている定式化が柔軟性を欠いているといわざるを得ない。したがって、連邦政府への参加の効果が連邦政府の在任年数に応じて大きく変動する場合には、Ravishankar (2009) の定式化は適切なものとはいえない。さらに、連邦政府の在任年数が長くなるにつれて、連邦政府への参加が州政権の再選可能性に及ぼす効果が正から負へと徐々に変化していくという実証結果は、用いている定式化に依存している可能性が大きい。

そこで、以下では、連邦政府への参加の有無が州政権の再選可能性に及ぼす効果は、州議会選挙の時点での連邦政府の在任年数によって規定されるという仮説をより柔軟な定式化の下で実証的に検証する。具体的には、連邦政府が発足してから何年目の時点で実施された州議会選挙であるのかを表す5つのダミー変数（1年目、2年目、3年目、4年目、5年目以降）を定義し、それらと州議会の政権与党が連邦政府に参加していることを表すダミー変数との交差項を説明

変数として加えて、ロジット・モデルによる推定を行う。

まず、表10の1列目では、全サンプルを用いて分析を行っている。この定式化の下では、連邦政府が発足してから1年以内に行われる州議会選挙では、連邦政府に参加している州政権の方が参加していない州政権よりも再選可能性が高くなることははっきりと示される。その一方で、連邦政府が発足してから2年目以降になると、州議会選挙の時点で連邦政府に参加している州政権と参加していない州政権の間の再選可能性の違いは、統計的に有意ではなくなる。

ただし、以上の結果は、連邦政府のパフォーマンスの良し悪しに対する有権者の評価を交差項が拾い上げていることによるものであるという可能性が考えられる。そこで、表10の2列目と3列目では、州議会の政権与党が連邦政府に参加していることを表すダミー変数と選挙前年のインド全体の経済成長率および選挙前6カ月の物価上昇率の交差項をそれぞれ説明変数として加えて推定を行っている。さらに、表10の4～6列目では、在任期間が55カ月以上経過した時点で実施された州議会選挙をサンプルとして分析を行っている。しかし、いずれの定式化の下でも、表10の1列目とほぼ同様の結果が得られる。

これらは、Ravishankar (2009) の実証結果とは2つの点で異なっている。第1に、蜜月効果は単調的に変化するのではなく、連邦政府が発足してから1年以内に急速に消滅してしまうという点である。第2に、3年目以降になると、連邦政府に参加している州政権の方が参加していない州政権よりも不利になるという結果は実証的には得られないという点である。確かに、

連邦政府の在任年数が長くなるにつれて、連邦政府に参加していることによる効果は正から負へと変化していることが推定値から判断されるが、連邦政府が発足してから1年以内という場合を除いて、連邦政府に参加している州政権と参加していない州政権の間の再選可能性の違いは統計的に有意ではない。したがって、中央政権の発足から2年目以降に行われる州議会選挙については、連邦政府に参加している州政権と参加していない州政権の間に再選可能性の違いははっきりとはみられないのである。

一方、州議会選挙の前年の経済成長率については、すべての定式化の下で係数が正でかつ統計的に有意であり、これまでと同様の結果が得られる。また、表10の1～6列目の定式化に従って選挙前年の経済成長率の限界効果を求めると、2.0～3.5パーセント・ポイントという値が得られる。したがって、蜜月効果の存在を考慮した場合でも、選挙前年の経済成長率が州政権の再選可能性に与える影響は統計的に有意であるだけでなく、実際に大きなインパクトを有しているということが確かめられるのである。

V 結 論

本稿では、インドの民主主義体制の特徴のひとつである「反現職」または「現職批判」と呼ばれる現象を生み出している要因を実証的に明らかにするために、1965年から2009年にかけて主要な15州で行われた州議会選挙を対象として定量的な分析を試みた。

その結果、選挙直前の経済状況の良し悪しが現職の州政権の再選可能性に重大な影響を及ぼ

表10 「蜜月効果」と再選可能性——ロジット・モデルによる推定（回帰係数）

	被説明変数：州政権の継続を表すダミー変数					
	全サンプル			在任期間55カ月以上		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
在任期間中の経済成長率	-0.162 (0.125)	-0.174 (0.130)	-0.184 (0.132)	-0.198 (0.144)	-0.157 (0.146)	-0.211 (0.158)
選挙前年の経済成長率	0.110** (0.049)	0.091** (0.046)	0.105** (0.051)	0.139*** (0.054)	0.137** (0.062)	0.144** (0.057)
連邦政府への参加期間	0.051** (0.023)	0.065*** (0.024)	0.058*** (0.023)	0.101*** (0.035)	0.108*** (0.034)	0.096*** (0.034)
州政権の在任期間	-0.080** (0.040)	-0.105*** (0.041)	-0.107** (0.042)	-0.086 (0.082)	-0.150 (0.099)	-0.156 (0.113)
連邦政府の与党 × 連邦政府 1 年目	3.559** (1.412)	4.391*** (1.174)	2.842* (1.505)	3.127** (1.255)	7.181*** (1.617)	2.695* (1.514)
連邦政府の与党 × 連邦政府 2 年目	0.434 (1.420)	1.709 (1.638)	0.044 (1.442)	-1.132 (2.714)	3.891 (3.322)	-1.088 (2.523)
連邦政府の与党 × 連邦政府 3 年目	-1.326 (1.460)	-0.772 (1.488)	-1.995 (1.383)			
連邦政府の与党 × 連邦政府 4 年目	-1.456 (1.349)	-0.359 (1.720)	-2.069 (1.341)	-4.020 (2.456)	1.455 (2.498)	-4.273* (2.543)
連邦政府の与党 × 連邦政府 5 年目	-0.201 (1.167)	0.601 (1.278)	-1.076 (1.237)	-2.107 (1.467)	2.151 (2.216)	-2.098 (1.743)
選挙前年の全イン ドの成長率		0.236 (0.153)			0.446** (0.186)	
連邦政府の与党 × 選挙前年の全イン ドの成長率		-0.252 (0.209)			-0.873*** (0.328)	
選挙前 6 カ月の物 価上昇率			-0.280** (0.127)			-0.243 (0.162)
連邦政府の与党 × 選挙前 6 カ月の物 価上昇率			0.244 (0.217)			0.103 (0.330)
その他の説明変数	○	○	○	○	○	○
各政党のダミー	○	○	○	○	○	○
各年代のダミー	○	○	○	○	○	○
Log likelihood	-56.036	-53.688	-53.556	-38.196	-34.384	-37.078
Pseudo R-squared	0.338	0.366	0.368	0.380	0.442	0.398
サンプル数	127	127	127	90	90	90
州の数	15	15	15	15	15	15

(出所) 筆者作成。

(注) 在任期間が55カ月以上の場合、「連邦政府の与党 × 連邦政府 3 年目」の値が「1」となるすべての選挙で州政権が交代しているため、(4)~(6)では、それらの選挙を除き、「連邦政府の与党 × 連邦政府 3 年目」を説明変数に加えていない。「その他の説明変数」とは、「与党の議席割合」、「連立政権」、「州首相の交代回数」、「有効政党数」、「投票率」という5つの説明変数を意味する。表では、定数項の推定結果は省略されている。かつこ内の数字は、ロバストな標準誤差を表している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で統計的に有意であることをそれぞれ表している。

しているということが明らかにされた。具体的には、州議会選挙の前年の経済成長率が1パーセント・ポイント低くなることによって、州政権が再選される確率は約2.0~3.5パーセント・ポイント低下するという推定結果が得られた。さらに、選挙直前の短期的な物価変動が州政権の再選可能性に同様の影響を及ぼしていることも示された。その一方で、在任していた期間全体の経済実績（在任期間中の年平均成長率）については、州政権の交代・継続に影響を及ぼしていることを示唆する実証結果は得られなかった。したがって、インドの民主主義に顕著にみられる激しい政治的変動の要因として、短期的な経済状況が非常に不安定であるということが重要な役割を果たしていることが結論づけられる。

また、定式化によって得られる結果に違いはあるものの、連邦政府と州政府の関係が現職の州政権の再選可能性に大きな影響を与えているということも確認された。とくに、中央政権に参加している州政権の方が参加していない州政権よりも再選される可能性が高くなるのは、中央政権が発足してから1年以内に行われる州議会選挙の場合だけであり、2年目以降になるとそのような違いははっきりとはみられなくなるということが示された。

これらの実証結果から、インドの民主主義において、有権者は必ずしも回顧的な投票行動を取っているわけではないということが示唆される。なぜなら、これまで見てきたように、現職の州政権の経済面での実績をより正確に反映していると考えられる在任期間中の年平均成長率が州政権の再選可能性に影響を及ぼしていないことに加え、新しい中央政権が発足してから1

年以内に行われる州議会選挙では、連邦下院選挙で勝利を収めた「勝ち馬」に乗ろうとする傾向が際立っているからである。

しかし、その一方で、インドの有権者の投票行動がまったく合理性を欠いていると結論づけるのも早計であろう。とくに、選挙直前の経済変動が州政権の再選可能性に重大な影響を及ぼしているという点については、天候などの外部からのショックを受けやすい農業部門に従事する人口比率の高さや全人口に占める貧困層の割合の大きさといった、開発途上国に特有の経済構造を反映した結果であると考えられるべきである。つまり、先進諸国をはじめとする民主的な政治体制の安定している他の国々と比較してインドの経済水準は著しく低いことから、それらの国々ではさほど深刻な問題として認識されないような短期的な経済変動が多くの人々（とくに、有権者の大部分を構成する経済的に脆弱な貧困層）の生活に大きな打撃を与え、それが転じて現政権への批判という形で選挙結果に頻繁に表れていると考えられるのである。

したがって、インド国民会議派を中心とする統一進歩連合（United Progressive Alliance: UPA）によって積極的に推し進められている貧困層をターゲットとした各種の「旗艦事業」が果たす役割は、「包摂的成長」（inclusive growth）の達成という経済的な側面やバラマキによる選挙対策という政治的な側面にとどまるものではないと指摘することができる。つまり、近年急速に進行している経済成長から大きく取り残されている地域や階層における貧困削減を進めるという目的だけでなく、モンスーンの不調による農業生産の停滞や急激な物価上昇（とくに、貧困家計において支出に占める割合の高い食料品の価

格上昇)といった短期的な経済変動の影響によって貧困層が受ける経済的な打撃を緩和することを通して、インドの民主主義体制のさらなる安定に貢献する可能性も十分予想されるのである^(注31)。

いずれにしろ、集計データに基づいているという点で、本稿の分析には大きな限界があるということは否定できない。したがって、本稿で提示された実証結果とその解釈の妥当性をより厳密に検証するためには、マイクロレベルのデータに基づく実証分析を蓄積し、それらと比較・対照するという作業が必要不可欠である。

(注1) たとえば、政治家や政党組織が殺人、誘拐などの重大な犯罪行為に関与しているという「政治の犯罪化」(criminalization of politics)の問題や後を絶たない汚職・腐敗の問題などが挙げられる [Guha 2007, 682-691]。

(注2) 1984年の連邦下院選挙については、選挙直前に暗殺されたインディラ・ガンディー首相に対する同情票が、政権与党であったインド国民会議派の勝因のひとつであると考えられている。ただし、その他の要因と比較して、同情票による影響がどの程度重要であったのかという点についてはさまざまな議論がある。たとえば、ウッタル・プラデーシュ州の事例を分析した Brass (1986) は、同情票が選挙結果に決定的な影響を与えたという議論に疑問を呈している。

(注3) ただし、州議会の政権与党が左翼政党である場合には、州政権が継続した回数(7回)が交代した回数(2回)を大きく上回っている。これは、西ベンガル州において、共産党(マルクス主義)を中心とする左翼戦線(Left Front)が、1977年から30年以上にわたって州政権を維持してきたためである。この背景については、2009年2月28日付の *Economic and Political Weekly* の特集企画“Local Government in Rural West Bengal”の論考を参照。

(注4) Brender and Drazen (2008) によると、

1960年から2003年にかけて先進国(OECD諸国)で行われた180回の選挙のうち、政権が継続したのは88回(48.9パーセント)であった。その一方で、開発途上国(OECD諸国以外の国々)で行われた167回の選挙についてみると、政権が継続したのは59回(35.3パーセント)と比較的少なく、インドと同様の傾向を示している。ただし、後者のサンプルに含まれている多くの国々では、民主的な政治体制そのものが不安定であり、インドとは大きく異なる特徴を有している。

(注5) たとえば、2009年2月13日付の *Economic and Political Weekly* の特集企画“State Elections 2007-08”および2009年10月2日付の同誌の特集企画“National Election Study 2009”の論考を参照。また、日本語による文献としては、広瀬・南埜・井上(2006)を挙げることができる。

(注6) Linden (2004) と Uppal (2009) は、インドの選挙では、現職候補が非現職候補に比べて不利な立場にあると論じている。これとは対照的に、アメリカ政治研究の分野では、現職候補の方が有利な立場にあるということを実証的に示している研究が数多く存在する。代表的なものとして、Gelman and King (1990), Levitt and Wolfram (1997), Lee (2008) などが挙げられる。

(注7) このような候補者間の「質」の違いによる影響を可能な限り排除するために、Linden (2004) と Uppal (2009) は、Lee (2008) に従って、「regression discontinuity design」と呼ばれる計量分析の手法を用いている。

(注8) 経済変動と投票行動の関連性をインドのデータを用いて実証的に分析した既存研究はいくつか存在する。しかし、いずれの研究も経済変数の内生性などの実証分析上の問題への対処が十分であるとはいえない。詳細については、第I節を参照。

(注9) 現在、インドは28の州と7つの連邦直轄地によって構成されている。そのうち、連邦議会下院(選挙によって争われる議席数は543)において4議席以上割り当てられているのは、20の州と連邦直轄地であるデリー首都圏の合計

21の行政単位である。それら以外の州および連邦直轄地は人口規模が比較的小さいことから、1議席または2議席しか配分されない。本稿で分析の対象となっている15州については、ウッタル・プラデーシュ州（80議席）からハリヤーナー州（10議席）まで、すべての州が10議席以上の割り当てを受けている。

（注10）その他にも、ハリヤーナー州以外の14州を対象としている Khemani (2004)、アッサム州以外の14州を対象としている Arulampalam et al. (2009)、15州にジャンムー・カシュミール州を加えた16州を対象としている Besley and Burgess (2002)、Saez and Sinha (2010)などを挙げる事ができる。

（注11）会議派による一党優位体制の崩壊が如実に表れはじめたのが、1967年に連邦下院選挙と同時に各州の州議会選挙であった。会議派は、ビハール州、オリッサ州、タミル・ナードゥ州、パンジャブ州、西ベンガル州で大きく後退し、これらの州で会議派による州政権を樹立することができなかった。さらに、ウッタル・プラデーシュ州では、州議会選挙後に会議派政権が樹立されたものの、チャラン・シンを含む13人の議員が会議派を離脱したため、半月足らずで州政権が崩壊した。なお、ケーララ州では、すでに1957年の州議会選挙でインド共産党が会議派を破り、インドで初めてとなる共産党による州政権が樹立された。同州では、1965年の中間選挙でもインド共産党（マルクス主義）が会議派を抑え第一党となったが、州政権は樹立されずに大統領統治の下に置かれた。詳細については、Frankel (2005)を参照。

（注12）各州の州議会選挙は、1967年までは連邦下院選挙と同時に行われていた。しかし、ケーララ州では、1964年9月に会議派の分裂によって州政権が崩壊したため、それを受けて1965年に同州でのみ中間選挙が行われた。

（注13）先進諸国の選挙分析を中心に、経済投票に関する実証研究は数多く蓄積されている。代表的なものとして、Lewis-Beck (1988)、Remmer (1991)、Powell and Whitten (1993)、

Pacek and Radcliff (1995)、Roberts and Wibbels (1999)などを挙げる事ができる。関連する既存研究を包括的にレビューしたものとして、Hibbs (2006)、Duch (2007)、間 (2009)などを参照。

（注14）たとえば、1990年代のウッタル・プラデーシュ州では、州議会選挙で過半数の議席を獲得する政党や政党連合が現れないという状況が続いた。そのため、基本政策や支持層を大きく異にすることから激しい対立関係にある政党の間で、連立政権の樹立と崩壊が繰り返された。1993年の州議会選挙後に成立した社会主義党 (Samajwadi Party) と大衆社会党 (Bahujan Samaj Party) の連立政権および1996年の州議会選挙後に成立したインド人民党 (Bharatiya Janata Party) と大衆社会党の連立政権は、政治的な駆け引きや閣僚ポストの配分などをめぐる対立によってともに短期間のうちに崩壊した。

（注15）被説明変数として、州議会の与党または与党連合の得票率やその増減などではなく、現職の州政権が継続したかどうかを表すダミー変数を用いているのにはいくつかの理由がある。第1に、インドにおいて頻繁にみられる州政権の交代がどのような要因によって説明されるのかという本稿の問題意識ともっとも整合的な被説明変数の設定の仕方だからである。第2に、多様性が大きくかつ流動性が高いインド政治の文脈において、州議会の与党または与党連合の得票率やその増減をすべてのサンプルについて共通の基準で求めることは容易ではないからである。

（注16）インドの経済統計では、NSDPは各会計年度（4月から翌年3月まで）について算出されている。そのため、本稿では、会計年度の前半（4月から9月まで）に州議会選挙が行われた場合には、「選挙の前年のNSDP」として前年度のNSDPを用い、会計年度の後半（10月から翌年3月まで）に州議会選挙が行われた場合には、「選挙の前年のNSDP」としてその年度のNSDPを用いている。

（注17）本稿で用いられている算出方法の代わ

りに、以下の式に従って現職の州政権が在任していた期間全体の経済成長率を求めることも可能である。

$$g_{it}^{term} = \left(\frac{y_{it}}{y_{i0}} \right)^{\frac{1}{T}} - 1$$

この式によって求められる在任期間中の経済成長率は、在任期間の始点と終点の経済水準だけに依存するため、本稿で用いられている算出方法の方が適切であると判断した。ただし、どちらの算出方法で在任期間中の経済成長率を求めた場合でも、同様の実証結果が得られる（推定結果は省略）。

（注18）Khemani（2007）は、連邦政府の裁量によって配分が決められる資金は連邦政府の与党が政権を握っている州により多く行き渡る傾向にあるが、連邦政府の裁量が及ばない独立的な組織によって配分が決められる資金は逆に野党が政権を握っている州により多く行き渡る傾向にあるという実証結果を示している。この結果から、Khemani（2007）は、政治的な動機によって生み出される中央から州への財源移転の偏りが、独立的な組織への権限の委譲によって是正されている可能性を指摘している。インドの中央・州関係の展開については、近藤（2000）を参照。

（注19）たとえば、連邦政府が会議派の単独政権もしくは会議派を中心とする連合政権である場合、州議会の政権与党が会議派であるならば、州議会の与党は連邦議会においても与党であると判断する。一方、1998年から2004年にかけてのインド人民党を中心とする連合政権に対して閣外協力を行っていたアーンドラ・プラデーシュ州の地域政党テルグ・デーサム党（Telugu Desam Party）による州政権のような場合には、連邦議会において与党であるとはみなさない。

（注20）ロジット・モデルの代わりに、プロビット・モデルや線形確率モデルを用いて表4の定式化に従って推定を行った場合でも、同様の結果が得られる（推定結果は省略）。

（注21）Chowdhury（1993）は、景気循環が選挙のタイミングの選択に影響を与えることを「政治的な波乗り」（political surfing）と呼び、その可能性について実証分析に基づいて議論している。

（注22）1984年には、5月にシッキム州、7月にジャンムー・カシュミール州、8月にアーンドラ・プラデーシュ州で、州政権が立て続けに解任された。これらの州では、いずれも会議派と対立関係にあった地域政党によって州政権が握られていたため、中央の会議派政権による州議会の政権与党の切り崩しなどの政治的仕事が繰り返し広げられていた。連邦政府による州政府への政治的介入に関する議論については、近藤（2000）を参照。

（注23）州議会の解散と州政権の解任にともなって大統領統治下に置かれたのは、ウッタル・プラデーシュ州、オリッサ州、ビハール州、ラージャスターン州、マディヤ・プラデーシュ州、グジャラート州、タミル・ナードゥ州、パンジャブ州、マハーラーシュトラ州の9つの州である。これを受けて同年5月に行われた各州の州議会選挙では、インディラ・ガンディー首相率いる会議派が、タミル・ナードゥ州以外の8州で州政権を奪還することに成功した。

（注24）ある説明変数の「限界効果」とは、その他の説明変数の値を一定にしたままで、その説明変数の値が1単位増加することによって被説明変数が「1」という値をとる確率が何パーセントポイント変化するかを意味する。たとえば、選挙前年の経済成長率の限界効果の値は、選挙前年の経済成長率が1パーセントポイント増加することによって、州政権が継続する確率が何パーセントポイント変化するかを表している。

（注25）つまり、会議派ダミーの値として「1」、それ以外の政党ダミーの値として「0」、「連邦政府の与党」の値として「1」、「連立政権」の値として「0」をそれぞれ用いて、選挙前年の経済成長率の限界効果を求めている。なお、本稿で分析対象となっている127回の州議会選挙の

うち、会議派が中央政権を握っているという状況の下で会議派による単独政権が州議会選挙に臨んでいるケースは全部で42回（33.1%）あり、全サンプルの中でこの組み合わせが最多である。さらに、州政権の在任期間が55カ月以上経過した時点で行われた97回の州議会選挙についても、この組み合わせが37回（38.1パーセント）ともっとも多い。

（注26）たとえば、ある説明変数の限界効果が同じく2パーセンテージ・ポイントであったとしても、被説明変数の平均値が0.2の場合と0.4の場合では、その変数が被説明変数に与えるインパクトは大きく異なる。つまり、被説明変数の平均値を基準としてそれぞれのケースについて限界効果のインパクトを測ると、前者の場合は10パーセントとなる一方で、後者の場合は5パーセントとなる。したがって、同じ限界効果であっても、被説明変数の平均値が小さい前者の方が説明変数のインパクトは相対的に大きいものになる。

（注27）実際、政権与党内の派閥抗争の激化によって州首相が交代するという事態に発展したケースは枚挙に暇がない。たとえば、1950年代から1960年代までのウッタル・プラデーシュ州の会議派では、複数のグループが「州首相派」（ministerialist）と「反州首相派」（dissident）の2派に分かれて絶えず派閥抗争を繰り返していたため、会議派による州政権内で州首相の交代が頻繁に起こっていた [Brass 1965]。

（注28）本稿では、近藤（2009）で使用されている「工業労働者消費者物価指数」（Consumer Price Index for Industrial Workers）の代わりに「卸売物価指数」（Wholesale Price Index）を用いて分析を行っている。

（注29）物価上昇率の限界効果は、表7の1列目から6列目にかけて順に、(1) - 0.2パーセンテージ・ポイント、(2) 1.5パーセンテージ・ポイント、(3) - 5.3パーセンテージ・ポイント、(4) - 7.4パーセンテージ・ポイント、(5) - 2.8パーセンテージ・ポイント、(6) - 4.5パーセンテージ・ポイントとなる。

（注30）これまで議論してきたのは、現職の州政権の政策が選挙直前の経済状況を經由して有権者の投票行動に間接的に影響を与えるという可能性である。

（注31）UPA 政権による旗艦事業の一例として、農村の各世帯に対して100日間の労働機会を法的に保証する「農村雇用保証事業」（National Rural Employment Guarantee Scheme）などを挙げることができる。詳細については、佐藤（2009）を参照。

文献リスト

<日本語文献>

- アジア経済研究所 1969-2010. 『アジア動向年報』.
- 近藤則夫 2000. 「インドの中央・州関係の展開——協調的連邦制への可能性」『アジア経済』41 (10/11) 66-107.
- 2009. 「インド：連邦下院選挙におけるインド国民会議派——経済変動と宗派間亀裂の影響」問寧編『アジア開発途上諸国の投票行動——亀裂と経済』研究双書577 アジア経済研究所 41-108.
- 佐藤宏 2009. 「新政権と内政の焦点」近藤則夫編『インド政治経済の展開と第15次総選挙：新政権の課題』アジア経済研究所 17-30.
- 日印調査委員会 1969-1988. 『インド経済季報』.
- 1988-2008. 『インド季報』.
- 問寧 2009. 「総論：アジア開発途上諸国の投票行動——亀裂と経済」問寧編『アジア開発途上諸国の投票行動——亀裂と経済』研究双書577 アジア経済研究所 3-39.
- 広瀬崇子・南埜猛・井上恭子編 2006. 『インド民主主義の変容』明石書店.

<英語文献>

- Alesina, Albert, Nouriel Roubini and Gerald D. Cohen 1997. *Political Cycles and the Macroeconomy*. Cambridge: MIT Press.
- Arulampalam, Wiji, Sugato Dasgupta, Amrita Dhillon and Bhaskar Dutta 2009. "Electoral Goal: A

- Theoretical Model and Empirical Evidence from India." *Journal of Development Economics* 88: 103-119.
- Besley, Timothy and Robin Burgess 2002. "The Political Economy of Government Responsiveness: Theory and Evidence from India." *Quarterly Journal of Economics* 117(4): 1415-1451.
- Borooah, Vani Kant 2006. "Incumbency and Parliamentary Elections in India: An Analysis of the Congress Party's Electoral Performance, 1962-1999." *Economic and Political Weekly* 41(8): 739-746.
- Brass, Paul R. 1965. *Factional Politics in an Indian State: The Congress Party in Uttar Pradesh*. Berkeley: University of California Press.
- 1986. "The 1984 Parliamentary Elections in Uttar Pradesh." *Asian Survey* 26(6): 653-669.
- Brender, Adi and Allan Drazen 2005. "Political Budget Cycles in New Versus Established Democracies." *Journal of Monetary Economics* 52(7): 1271-1295.
- 2008. "How Budget Deficits and Economic Growth Affect Reelection Prospects? Evidence from a Large Panel of Countries." *American Economic Review* 98(5): 2203-2220.
- Chhibber, Pradeep 1995. "Political Parties, Electoral Competition, Government Expenditures and Economic Reform in India." *Journal of Development Studies* 32(1): 74-96.
- Chhibber, Pradeep and Irfan Nooruddin 2004. "Do Party Systems Count? The Number of Parties and Government Performance in the Indian States." *Comparative Political Studies* 37(2): 152-187.
- Chowdhury, Abdur R. 1993. "Political Surfing over Economic Waves: Parliamentary Election Timing in India." *American Journal of Political Science* 37(4): 1100-1118.
- Cole, Shawn 2009. "Fixing Market Failures or Fixing Elections? Agricultural Credit in India." *American Economic Journal: Applied Economics* 1(1): 219-250.
- Drazen, Allan 2001. "The Political Business Cycle after 25 Years." In *NBER Macroeconomics Annual 2000*, eds. Ben Bernanke and Kenneth Rogoff, 75-117. Cambridge: MIT Press.
- Duch, Raymond M. 2007. "Comparative Studies of the Economy and the Vote." In *The Oxford Handbook of Comparative Politics*, eds. Carles Boix and Susan C. Stokes, 805-844. Oxford: Oxford University Press.
- EPW Research Foundation 2009. *Domestic Product of States of India: 1960-61 to 2006-07*. Mumbai: EPW Research Foundation.
- Faust, Jon and John S. Irons 1999. "Money, Politics and the Post-War Business Cycle." *Journal of Monetary Economics* 43(1): 61-89.
- Frankel, Francine R. 2005. *India's Political Economy, 1947-2004: The Gradual Revolution*. New Delhi: Oxford University Press.
- Gelman, Andrew and Gary King 1990. "Estimating Incumbency Advantage without Bias." *American Journal of Political Science* 34(4): 1142-1164.
- Guha, Ramachandra 2007. *India after Gandhi: The History of the World's Largest Democracy*. Basingstoke and Oxford: Macmillan.
- Hibbs, Douglas 2006. "Voting and the Macroeconomy." In *The Oxford Handbook of Political Economy*, eds. Barry R. Weingast and Donald A. Wittman, 565-586. Oxford: Oxford University Press.
- Khemani, Stuti 2004. "Political Cycles in a Developing Economy: Effect of Elections in the Indian States." *Journal of Development Economics* 73: 125-154.
- 2007. "Does Delegation of Fiscal Policy to an Independent Agency Make a Difference? Evidence from Intergovernmental Transfers in India." *Journal of Development Economics* 82: 464-484.
- Kumar, Sanjay and Rakesh Ranjan 2009. "Bihar: Development Matters." *Economic and Political Weekly* 44(39): 141-144.
- Laakso, Markku and Rein Taagepera 1979. "Effective Number of Parties: A Measure with Application to West Europe." *Comparative Political Studies* 12(1): 3-27.

- Lee, David S. 2008. "Randomized Experiments from Non-random Selection in U.S. House Elections." *Journal of Econometrics* 142(2): 675-697.
- Levitt, Steven D. and Catherine D. Wolfram 1997. "Decomposing the Sources of Incumbency Advantage in the U.S. House." *Legislative Studies Quarterly* 22(1): 45-60.
- Lewis-Beck, Michael 1988. *Economics and Elections: The Major Western Democracies*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Linden, Leigh L. 2004. "Are Incumbents Really Advantaged? The Preference for Non-Incumbents in Indian National Elections." Working Paper. (<http://www.columbia.edu/~l12240/Incumbency%20Disad.pdf>, 2011年5月10日閲覧).
- Meyer Ralph C. and David S. Malcolm 1993. "Voting in India: Effects of Economic Change and New Party Formation." *Asian Survey* 33(5): 507-519.
- Ministry of Labour and Employment 1960-2010. *Indian Labour Journal*. Delhi: Government of India.
- Nooruddin, Irfan and Pradeep Chhibber 2008. "Unstable Politics: Fiscal Space and Electoral Volatility in the Indian States." *Comparative Political Studies* 41(8): 1069-1091.
- Pacek, Alexander and Benjamin Radcliff 1995. "The Political Economy of Competitive Elections in the Developing World." *American Journal of Political Science* 39(3): 745-759.
- Powell, G. Bingham and Guy D. Whitten 1993. "A Cross-National Analysis of Economic Voting: Taking Account of the Political Context." *American Journal of Political Science* 37(2): 391-414.
- Ravishankar, Nirmala 2009. "The Cost of Ruling: Anti-Incumbency in Elections." *Economic and Political Weekly* 44(10): 92-98.
- Remmer, Karen L. 1991 "The Political Impact of Economic Crisis in Latin America in the 1980s." *American Political Science Review* 85(3): 777-800.
- Roberts, Kenneth M. and Erik Wibbels 1999. "Party Systems and Electoral Volatility in Latin America: A Test of Economic, Institutional and Structural Explanations." *American Political Science Review* 93(3): 575-590.
- Saez, Lawrence and Aseema Sinha 2010. "Political Cycles, Political Institutions and Public Expenditure in India, 1980-2000." *British Journal of Political Science* 40(1): 91-113.
- Shi, Min and Jakob Svensson 2006. "Political Budget Cycles: Do They Differ across Countries and Why?" *Journal of Public Economics* 90 (8/9): 1367-1389.
- Sinha, Aseema 2005. *The Regional Roots of Developmental Politics in India: A Divided Leviathan*. New Delhi: Oxford University Press.
- Suri, K. C. 2009. "The Economy and Voting in the 15th Lok Sabha Elections." *Economic and Political Weekly* 44 (39): 64-70.
- Uppal, Yogesh 2009. "The Disadvantaged Incumbents: Estimating Incumbency Effects in Indian State Legislatures." *Public Choice* 138: 9-27.
- Yadav, Yogendra 2004. "The Elusive Mandate of 2004." *Economic and Political Weekly* 39 (51): 5383-5395.
- <ウェブサイト>
Election Commission of India (http://eci.nic.in/eci_main/StatisticalReports/ElectionStatistics.asp, 2011年5月10日閲覧).
- [付記] 本稿は、2008-2009年度にアジア経済研究所で実施された「新興民主主義の安定」研究会（主査：川中豪）の成果の一部である。本稿の作成にあたり、川中豪、川村晃一、中村正志、間寧（以上、研究会メンバー）、明日山陽子、塚田和也、平島成望、町北朋洋、村山真弓、山形辰史の各氏および2名の匿名の査読者から、大変有益なコメントを頂いた。この場を借りて深く感謝の意を表したい。
- （アジア経済研究所地域研究センター、2010年2月26日受付、2011年4月8日レフェリーの審査を経て掲載決定）