

留保議席制度と投票行動

——インドにおける実証分析——

もり ゆう こ
森 悠 子

《要約》

本稿はインドにおける指定カーストおよび先住民族に対する議席割り当て制度（留保議席制度）が有権者の投票参加に与える影響について実証分析したものである。分析の結果から、①留保議席制度は低カーストの人々の投票参加を促進するが、それ以外の有権者の投票行動には影響を与えないこと、②留保議席制度の指定カーストに対する投票促進効果は一時的なものであり、投票の習慣が形成されるようにはならないこと、③留保議席制度は指定カーストやその他の有権者の政党選択には影響を与えないことが明らかになった。

はじめに

- I 制度的背景
- II 留保議席制度が投票参加に与えるメカニズム
- III データと実証モデル
- IV 結果
- V 結論と今後の課題
- 補論 I
- 補論 II

はじめに

社会的に抑圧されやすい立場にある少数派の人々や歴史的に虐げられてきた被差別集団の人々の社会的地位の向上および生活水準の改善は、社会科学の重要な使命のひとつであろう。民主主義がこうした社会的に弱い立場のある人々の生活水準の向上に貢献するか否かは依然として明らかではないが、少数派や被差別集団に属する人々が政治競争の場において議席を獲

得できず、社会から疎外されている状況はしばしば観察される。このような状況を改善するために、いくつかの国では少数派に対する留保議席制度（議席割り当て制度）が積極的差別是正措置として採用されている。留保議席制度には、①少数派に対する再分配の促進や、②少数派の政治参加促進、といった効果が期待される一方で、留保議席区における選択肢の制限や政治的競争の制限にともなって、①多数派の政治参加抑制、②議員の質の低下、③留保議席制度が逆差別とみなされ、集団間の差別意識や対立意識をかえって助長してしまうこと、などの悪影響も懸念される。

このような留保議席制度の長所や短所がどの程度深刻な問題であるのか分析するために、本稿はインドの留保議席制度について実証分析を行うこととする。インドは多民族・多宗教・多

言語で特徴づけられる多元的な社会であり、カーストに基づく差別が今なお人々の生活の中に色濃く残っている。その一方で、インドの留保議席制度は独立当初から現在に至るまで継続しており、被差別集団である指定カーストおよび指定部族を対象とした議員割り当てを大規模に実施してきた。未だに解決されない根深いカースト差別の構造と50年以上の歴史をもつ議員割り当て制度があるという意味で、インドは留保議席制度の分析対象としてもっとも適している国のひとつである。このような事情もあって、インドの留保議席制度についてはこれまでに盛んに実証研究が行われてきた。先行研究では、留保議席制度が留保対象グループ（指定カースト、指定部族、女性）にとって好ましい再分配を促進することが報告されており、留保議席制度と公共財供給や再分配政策の関係が明らかになっている [Pande 2003; Chattopadhyay and Duflo 2004; Duflo 2005]。しかしながら、留保議席制度と政治参加の関係について分析している研究は皆無であり、留保議席の存在が異なるカーストや宗派に属する有権者の投票行動にどのような影響をもつのか依然として明らかではない。本稿では、インドの選挙に関する大規模なマイクロデータを用いて、先行研究では分析されることのなかった留保議席制度と政治参加・投票行動の関係を定量的に把握し、政治における積極的差別是正措置がもつ利点と欠点を明らかにすることを目的とする。

本稿の構成は以下の通りである。Ⅰ節では、インドの留保議席制度について概観する。Ⅱ節では、留保議席制度がどのような経路で有権者の投票参加や投票行動に影響を与えるか議論する。Ⅲ節では、本稿で用いるデータと実証モデ

ルについて説明し、Ⅳ節で分析結果について議論する。最後に、Ⅴ節で結論と今後の課題について述べる。

Ⅰ 制度的背景

インドでは、被差別集団に属する人々への積極的差別是正措置として、「指定カースト (scheduled caste)」および「指定部族 (scheduled tribe)」の枠を設定し、これらの指定グループについて、①高等教育への入学枠、②政府・公企業への雇用枠、③下院議会・州議会・地方議会の議席に関する留保制度（割当制度）を採用してきた。指定カーストとは、ダリット、不可触民などと呼ばれるカースト制度^(注1)においてもっとも差別されてきた人々のことを指す。指定カーストに対する差別は法律上禁止されているが、実際には差別が常習化しているというのが実態である。2001年のインド国勢調査によれば、指定カーストに属する人々は全人口の16.4パーセントを占め、インド全土に広く分布している。これに対して、指定部族は憲法によって規定された部族諸集団の総称であり、全人口の7.9パーセントを占め、丘陵地帯などの辺境地域に多く分布している。一般的に、指定カーストや指定部族に属する人々は経済的に不遇で、教育の機会にも恵まれないことが多い [黒崎・山崎 2010]。

インドにおける留保議席制度は以下のような方式で運用されている。最初に、各州に割り当てる留保議席数を指定カーストおよび指定部族の州人口比に比例する形で決定する。次に、州内の選挙区の中で、指定カーストおよび指定部族の人口比が高い選挙区を各々、指定カースト

の留保区（以下、SC区）、指定部族の留保区（以下、ST区）として指定する。ただし、SC区については指定カーストの人口比が選挙区間で大きく異なることがないために、特定の地域に留保区が集中しないように分布を考慮したうえで留保区となる選挙区を指定している^(注2)。インドでは、下院議会選挙・州議会選挙ともに小選挙区制を採用しているため、留保区では指定カーストないし指定部族に属する者しか立候補することができない。したがって、留保議席制度の下では、留保区に住むすべての有権者（指定カーストおよび指定部族以外の人々も含む全有権者）は指定カーストないし指定部族の候補者の中から投票する相手を選ばなければならないことになる。次節では、この留保区における特異な状況が有権者の投票参加にどのような影響を与えるか議論したい。

II 留保議席制度が投票参加に影響を与えるメカニズム

留保議席制度は有権者の投票行動にどのような影響を与えるのだろうか。インドでは、今なおカースト制度に基づく差別が続いており、政治面においてもカーストのもっている意味は依然として大きい^(注3)。たとえば、先進国で見られる労働組合などの組織に基づく政治的活動も、カーストを超えた結束が難しいインドでは観察されにくいことが報告されている^(注4) [Osborne 2001; Chhibber 1999]。したがって、カーストの影響の強いインドの選挙においては、有権者のカーストに対する選好強度が各人の投票行動に大きな影響をもっているものと思われる。たとえば、カーストを極端に重視するような選好を

もつ有権者の場合には、候補者の属するカーストがその候補者に投票するか否かの決定要因になるだろう。SC区の選挙の場合であれば、候補者が指定カーストの出自であるというだけで、指定カースト以外の有権者は投票を行わず、指定カーストの有権者は投票に行くようになるかもしれない。これに対して、カーストや出身部族をある程度は気にするものの、候補者の公約や所属政党の政策も合理的に判断する選好をもつ有権者の場合には、指定カースト以外の有権者であっても指定カーストの候補者に投票する可能性が出てくる。このような有権者が一定数存在するような選挙の場合、多数派の票を取り込もうと、指定カーストの候補者の中から指定カースト以外の有権者に働きかける候補者が生まれるかもしれない。確率的投票モデルでは、イデオロギーを重視しないグループ（浮動票層）がイデオロギーよりも政策にウェイトをおいて投票行動を決定するために、候補者は選挙に勝つことを目的として浮動票層にとって都合のよい政策を実施するという結果が得られている [Lindbeck and Weibull 1987; Coughlin 1992; Person and Tabellini 2000]。インドにおける留保区では、指定グループの人口比は相対的に多いとはいえ、ほとんどの選挙区において過半数を超えることはない。したがって、確率的投票モデルの結果に従えば、有権者の選好分布次第で、選挙に勝つために多数派である指定カースト以外の有権者に迎合する指定カーストの候補者が出てくる可能性がある。指定カースト以外の有権者に迎合する指定カースト出自の候補者が立候補すれば、指定カースト、指定カースト以外、どちらの有権者にとっても各候補者が当選したときに得られる期待効用の差が大きくなり、すべての

有権者は投票に行く誘因が高まるかもしれない。以上のことから、有権者のカーストに対する選好強度の分布次第で、留保区における有権者の投票の結果は大きく異なるものになる可能性がある。

このほかにも、選挙競争における上述の理論モデルの予想とは別に、メディアや政党による宣伝効果が投票行動に与える影響も存在する可能性がある。留保区では各政党が指定カーストや指定部族に対する政策を強くアピールし、メディアも指定グループに関連する報道を多く流すものと考えられる。その結果、指定グループに属する有権者の政策や選挙に関する知識・関心が高まって、投票する誘因が高まり、逆にそれ以外の有権者の興味関心は阻害されて投票する誘因が低下するかもしれない^(注5)。

このように、留保議席制度が各有権者の投票参加・投票行動に与える影響は有権者の選好分布やマスメディアの活発さに依存しているものと予想される。理論モデルの上では、所属カーストに対する選好を考慮に入れた確率的投票モデルにおいて、留保区が存在が指定カーストの有権者の投票参加に少なくとも負の影響を与えないことが予想される。これに対して、指定カースト以外の有権者層の投票参加は有権者の選好分布と指定カースト出自の候補者の公約に依存しており、理論上は正の効果も負の効果もありうる。また、マスメディアによる宣伝効果についても、指定カースト層の投票参加に少なくとも負の影響はないだろうが、指定カースト以外の有権者層にどのような影響があるのか自明ではない。したがって、以下では、留保議席制度と投票参加・投票行動の関係について、計量的手法を用いて検証することにしよう。

Ⅲ データと実証モデル

1. 選挙に関するデータ

投票は匿名で行われるため、一般に、カーストや宗教ごとの投票率を観測することはできない。そのため、本稿ではインドの研究機関 CSDS (Center for the Study of Developing Societies) が実施している選挙の大規模調査 NES (National Election Study) のデータから、有権者の属性と投票参加の有無に関する変数を抽出した^(注6)。NES は政治研究を目的として1967年から実施されているインド下院議会選挙の調査であり、本稿ではサンプル数が大幅に拡大した2004年選挙のデータを用いている。NES は投票しなかった人も含むすべての有権者の属性、投票行動、政治的見解を知ることを調査目的としているため、出口調査と異なって選挙の後に個別面談形式で実施される。サンプルはランダムに抽出され、2004年調査のデータは以下のように多段階抽出法で実施されている。最初に、543下院議会選挙区の中から420の選挙区を選ぶ。続いて、選択された各下院議会選挙区の中から州議会選挙区、投票所が選出され、最後に各投票所から有権者が選ばれる。2004年調査のサンプルには932の州議会選挙区、2380の投票所、約2万7000人の有権者が含まれており、各抽出過程では有権者の数を考慮したうえでランダムにサンプルが選択される。

さて、NES の2004年調査から計算される投票率は87.2パーセントであったが、インドの選挙管理委員会が公表した実際の投票率は58.1パーセントであった。このことからNES のデータには相当程度の測定誤差が含まれることが懸

念される。調査データから算出される投票率と実際の投票率が乖離する現象は報告バイアスと呼ばれ、政治に関する調査ではしばしば問題となる [Silver, Anderson and Abramson 1986]。本稿では、報告バイアスの影響を検証するために、NES から得られた投票率と実際の投票率の差分を指定区ダミーや次節以降の分析で用いる諸変数、州ダミーに回帰した。表1はその結果を示したものである。表1から、本稿の分析で主要な諸変数（指定カースト、指定部族、留保区に関する変数）についてはいずれも係数が小さく、統計的に有意でないことがわかる。さらに、指定グループ人口比の係数が負であるので、指定グループは他のグループと比べて「実際は投票していないのにもかかわらず、投票したと虚偽申告する者」の割合が低いことが示唆される。したがって、本稿で被説明変数として用いる投票参加に関する変数は、測定誤差の分だけ推計値の標準誤差が大きくなってしまふものと予想されるが、報告バイアスが主要な結果に与える可能性は低いものと考えられる。

2. その他の変数

下院議会選挙区の有権者の属性を表す変数として、農村部、識字率、指定カースト人口比、指定部族人口比、産業別人口比（10分類）を用いる。これらの変数には、10年ごとに行われるインドの国勢調査（Census of India）のデータを利用している。ただし、国勢調査は行政区ごとに集計されており、行政区と選挙区の境界線は一致しないため、国勢調査の集計データを選挙区の集計データとして単純に当てはめることができない。そのため、本稿では、先行研究（Banerjee and Somanathan 2007）と同様に、面積

表1 報告バイアス（NESより集計した投票率－実際の投票率（%））と諸変数の関係

被説明変数	報告バイアス
指定カースト人口比（%）	-0.156 (0.128)
指定部族人口比（%）	0.033 (0.073)
SC区	0.543 (1.418)
ST区	-0.750 (2.711)
州ダミー	Yes
その他の変数	Yes
観測数	393
R ²	0.35

（出所）筆者作成。

（注）1）かっこ内は標準誤差を表す。その他の変数は、農村部、識字率、産業別人口比率を含む。

2）「実際の投票率」はインド選挙管理委員会（Election Commission of India）のウェブサイトより入手。

をウェイトにすることで国政調査のデータを選挙区の区分に置き換えることにした^(注7)。面積のデータは1991年の国勢調査の区分に対応していたため、本稿の分析では1991年の国勢調査のデータを用いている^(注8)。もちろん、1991年の状況は本稿の分析対象である2004年の状況と異なっているが、選挙区の状況についてはほとんど変化がないものと考えられる。

3. 実証モデル

本稿では留保区が有権者の投票参加に与える影響を検証するために、次のような Difference-in-Difference モデルを用いる。

推計式(1)：

$$\text{投票参加}_i = \alpha + \gamma \text{SC区}_p + \lambda \text{指定カースト}_i + \delta (\text{SC区}_p \cdot \text{指定カースト}_i) + X_i \beta + S_i + \varepsilon_i$$

（ST区、指定部族についても同様の回帰を行う）。ただし、投票参加 i は有権者 i が投票をした

場合に1をとるダミー変数、SC区_p (ST区_p)は選挙区がSC区_p (ST区_p)の場合に1をとるダミー変数、指定カースト_i (指定部族_i)は有権者_iが指定カースト_i (指定部族_i)の場合に1をとるダミー変数である。Xは投票参加および留保区のどちらとも相関すると考えられる変数で、指定カースト (指定部族) 人口比、農村部^(注9)、識字率、各産業人口比^(注10)を含む。Sは州ダミーを表す変数である。なお、SC区の効果については、SC区と一般区における各有権者の投票参加を比較するため、サンプルをSC区と一般区に限定する。ST区についても同様に、サンプルをST区と一般区に限定して分析を行うものとする。また、被説明変数がダミー変数であることによる不均一分散 (heteroschedasticity) の問題と、有権者の行動が選挙区内で相関していることを考慮に入れ、選挙区ごとにクラスターしたロバストな標準誤差を計算する。

本節の分析では留保区と一般区の投票参加を比較するため、 γ と δ に着目する。指定グループの投票参加が一般区より指定区で促される場合、 δ は正の値になる。一方、指定グループ以外の有権者の投票参加が指定区で抑制される場合、 γ は負の値になる。このほか、 λ は一般区における指定グループと指定グループ以外の有権者の投票参加の格差を表すものと解釈できる。

上記のモデルでは、コントロール・グループが指定グループ以外の有権者になっており、他のカーストや宗教について一様に扱われているが、実際には有権者の属性に応じて留保区のもつ効果が異なる可能性があることに留意すべきである。とくに、多数派である「上位カースト」や「その他後進諸階級」^(注11)の投票行動に

対して、留保区の存在は大きな影響をもつかもしれない。この効果を検証するために、本節では、有権者を①指定カースト、②指定部族、③上位カースト、④その他後進諸階級、⑤その他 (ヒンドゥーと部族以外) の5つのグループに細分化した分析も行う。具体的には、指定区の影響を受けにくいと考えられる「⑤その他」の有権者をコントロール・グループとし、残り4つのグループ各々について指定区とのクロス項を作成したうえで、上述したモデルと同様の回帰を行う^(注12)。

IV 結果

1. 留保議席制度と投票率

表2に各変数の記述統計量を示す。本稿では政府直轄領や小さな州を分析対象から除外したため、最終的なデータとしては19州、393下院議会選挙区、2万938人の有権者が分析の対象となった。表2にある指定カーストおよび指定部族の平均値は、NESのデータから計算される人口比であり、各々14.7パーセント、9.9パーセントとなっている。国勢調査で報告される各々の人口比は16.4パーセント、7.9パーセントであるので、多少の乖離はみられるものの母数の値に近い値となっていることが確認できる。なお、サンプルに含まれる選挙区の数、一般区が300選挙区、SC区が60選挙区、ST区が33選挙区である。

表3は4節で説明したモデルの回帰分析の結果である。推計結果を100倍にして表記してあるので、各推計値は当該変数が投票率を何パーセント増加させるのかということを表している。表3の(1)および(2)はSC区と一般区を比較した

表2 記述統計量

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
投票参加	20,938	0.872	0.334	0	1
指定カースト	20,938	0.147	0.354	0	1
指定部族	20,938	0.099	0.298	0	1
上位カースト	20,938	0.244	0.430	0	1
その他後進諸階級	20,938	0.326	0.469	0	1
SC区	20,938	0.156	0.362	0	1
ST区	20,938	0.086	0.280	0	1
SC区 × 指定カースト	20,938	0.035	0.183	0	1
SC区 × 上位カースト	20,938	0.037	0.189	0	1
SC区 × その他後進諸階級	20,938	0.046	0.211	0	1
SC区 × 指定部族	20,938	0.044	0.204	0	1
ST区 × 指定部族	20,938	0.044	0.204	0	1
ST区 × 上位カースト	20,938	0.010	0.099	0	1
ST区 × その他後進諸階級	20,938	0.018	0.132	0	1
ST区 × 指定カースト	20,938	0.008	0.088	0	1
農村部	20,938	0.772	0.161	0	0.995
指定カースト人口比	20,938	0.159	0.070	0.020	0.380
指定部族人口比	20,938	0.093	0.141	0	0.703
識字率	20,938	0.433	0.136	0.184	0.851
産業別人口比					
自営農家	20,938	0.141	0.062	0.000	0.322
農業賃労働者	20,938	0.085	0.056	0.000	0.546
畜産	20,938	0.009	0.015	0.000	0.110
鉱業	20,938	0.002	0.005	0.000	0.065
家事代行業	20,938	0.007	0.007	0.001	0.069
製造業	20,938	0.024	0.022	0.002	0.122
建築業	20,938	0.007	0.004	0.001	0.027
貿易	20,938	0.024	0.012	0.007	0.097
通信業	20,938	0.009	0.006	0.001	0.039
その他	20,938	0.034	0.013	0.004	0.097

(出所) 筆者作成。

もの、(3)および(4)はST区と一般区を比較したものである。なお、(2)および(4)は有権者を5つのグループに分類したうえで、コントロール・グループとしてムスリム、キリスト教徒などのヒンドゥーと指定部族以外の有権者を採用している。なお、州ダミーの結果については、別表1に示した。

表3について、最初に、SC区の効果のみをみよう。(1)では、SC区と指定カーストのクロス項は5.089であり統計的にも有意である。(2)

では数値、有意性ともやや低くなるが、やはり正の係数を示している。ここから、指定カーストの投票率が一般区に比べて4.3～5パーセントほど高いことが示唆されている^(注13)。下院議会選挙の投票率が58.1パーセントであることを考えれば、この値は決して低い値ではないだろう。このように、SC区において指定カーストの投票率が高くなる理由として、SC区において大衆社会党が候補者を多く擁立していることが挙げられる。大衆社会党は指定カーストの有

表3 留保区が投票参加に与える影響

留保区	(1)	(2)	(3)	(4)
	SC 区	SC 区	ST 区	ST 区
SC 区	-0.905 (1.371)	-0.001 (2.381)		
指定カースト	-0.578 (0.891)	-1.239 (1.168)		-1.329 (1.161)
SC 区 × 指定カースト	5.089 (2.031)**	4.319 (2.801)		
ST 区			-0.923 (2.678)	0.626 (4.013)
指定部族		-2.082 (1.578)+	-1.560 (1.431)	-2.249 (1.585)
ST 区 × 指定部族			2.416 (2.747)	0.989 (3.374)
上位カースト		-0.550 (1.027)		-0.507 (1.032)
その他後進諸階級		-0.798 (0.961)		-0.836 (0.960)
SC 区 × 上位カースト		-0.837 (2.830)		
SC 区 × その他後進諸階級		-0.906 (3.077)		
SC 区 × 指定部族		-4.023 (3.940)		
ST 区 × 上位カースト				-0.390 (3.862)
ST 区 × その他後進諸階級				-3.128 (3.143)
ST 区 × 指定カースト				0.707 (4.063)
サンプルに含まれる選挙区 (選挙区の数)	SC 区 (60) 一般区 (300)	SC 区 (60) 一般区 (300)	ST 区 (33) 一般区 (300)	ST 区 (33) 一般区 (300)
観測数	19138	19138	17680	17680
R ²	0.0200	0.0205	0.0192	0.0202

(出所) 筆者作成。

(注) カッコ内は標準誤差 (選挙区単位で cluster したもの) を表す。+, *, ** は各々推計値が 10%, 5%, 1% で統計的に有意であることを示している。各推計式には、指定カースト人口比、指定部族人口比、農村部、識字率、産業別人口比率、州ダミーを含む。また、各係数の値は 100 倍して表記している。

権者層を支持基盤としており、指定カーストの有権者にとって大衆社会党の候補者が当選することの期待便益は高くなるだろう。したがって、SC 区において大衆社会党が候補者を擁立した場合には、指定カーストの投票参加が促進され

ると考えられる。実際に、補完的に行った推計では、大衆社会党が候補者を擁立する選挙区、ないし大衆社会党が州議会において与党の経験がある Uttar Pradesh 州において、留保区の投票促進効果が確認された^(注14)。

続いて SC 区ダミーの結果についてみてみよう。SC 区の係数は(1)で負だが統計的に有意ではない。(2)でも、上位カースト、その他後進諸階級と SC 区のカロス項、SC 区の係数は値が低く、統計的に有意ではなかった。したがって、SC 区によって指定カースト以外の有権者の投票率が減少するという効果はみられない。

次に、ST 区の効果についてみてみよう。(3)、(4)のいずれにおいても ST 区と指定部族のカロス項は正であるが統計的に有意ではなく、係数も 1～2.4パーセントと指定カーストに対する効果と比べて小さい。この理由としては、第 1 に、技術的な理由ではあるが、指定部族は指定カーストよりもサンプル規模が小さく、居住地域にも偏りがみられた。加えて、本稿で用いる投票参加の変数は報告バイアスに伴う測定誤差が大きい。したがって、統計的に有意な結果が得られにくいという可能性が考えられる。第 2 に、指定部族は諸部族の総称にすぎないため、部族間の協力関係に欠けるという可能性も考えられる。すなわち、指定部族から候補者が出たとしても、同じ部族の出身者でなければ候補者への連帯意識は低く、投票率の増加につながらないものと推測される^(注15)。続いて、ST 区の係数については、(3)で負であるが統計的に有意ではない。(4)の上位カースト、その他後進諸階級についてのクロス項をみると、係数は負だがやはり統計的に有意ではない。この結果から、ST 区も SC 区と同様に指定グループ以外の有権者の投票率には影響を与えていないことがうかがえる。

最後に、指定グループの一般区での投票参加についてみてみよう。指定カーストについてはいずれも負であり、(2)、(4)の推計式では他のグ

ループより投票率が1.3パーセントほど低いことが示唆されるが、統計的に有意な結果ではない。指定部族についてはいずれも負であり、(2)、(4)の推計式では他のグループより投票率が2.2～2.7パーセントほど低く、統計的に10パーセント水準で有意である。したがって、指定部族の一般区での投票率は低いことがわかる。

以上の結果から、①留保議席制度によって指定カーストの投票参加が促進されること、②指定グループ以外の有権者の投票参加には影響がないこと、の2点が示唆された。留保区の選挙において指定カースト層の投票参加が上昇することは理論上の予測と整合的である。その一方で、指定グループ以外の有権者層の投票参加に留保議席制度の影響がみられないことから、指定グループ以外の有権者層が必ずしも指定グループに対する忌避的・差別的動機のみで投票しているわけではないことが示唆される。

以上の結果を踏まえたうえで、次節では、留保議席制度によって指定カーストが継続的に政治参加するようになるか否か検証する。また本節 3 項では、留保区が有権者の投票行動（有権者がどの政党に投票するかという行動）にどのような影響を与えているのか分析する。なお、ST 区については有意な推計結果ではなく明確な結論が得られなかったため、次節以降では SC 区に限定した分析を行う。

2. 投票率の増加の継続的效果

前節では、SC 区において指定グループの人々の投票参加が促進されることが示された。それでは、仮に留保議席制度がなくなったとしても、投票参加の効果は維持されるのだろうか。Gerber, Green and Shachar (2003) は、一度投票

を行うとその習慣が維持されることを実証しているが、インドにおいても同様の効果が存在するか、以下の分析で検証することにしよう。

一般区の選挙で指定グループの候補者が当選することは困難であり、実際に2004年の下院議会選挙では一般区で当選できた指定グループ出自の議員の数はわずか2議席にすぎなかった。しかしながら、少数派に属する有権者層といえども投票に参加することで、政治家への圧力となり、少数派への配慮を引き出せる場合も存在しないわけではない^(注16)。その意味において、たとえ一般区の選挙であっても少数派である指定グループが投票する誘因は存在するといえよう。このとき、投票行動に慣性が働く場合には、留保区での選挙を経験した指定グループの有権者層の方が、そうでない指定グループの有権者層よりも投票に行きやすいことが予想される。本節では、投票参加の慣性がどの程度働くのか分析するために、留保議席区での投票経験が投票率に与える影響を検証することにする。

インドの下院議会選挙区は、州議会選挙区を統合する形で決められているため、州議会選挙区と下院選挙区は境界線が一致している。さらに、州議会選挙でも留保議席制度が採用されているが、下院議会選挙とは異なる選挙区に留保議席区があるため、州議会選挙区では指定区にあたるが下院議会選挙区では一般区にあたる選挙区や、下院議会選挙区では指定区にあたるが州議会選挙区では一般区にあたる選挙区が存在する。本節では、この選挙区のずれを用いて、留保議席区のもつ投票参加への慣性効果を検証する。具体的には、前節のモデルに州議会選挙におけるSC区のダミーと各ダミー変数とのクロス項を加えた以下のような推計式を用いて分

析を行う。

推計式(2)：

$$\begin{aligned} \text{投票参加}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{下院SC区}_p + \beta_2 \text{州SC区}_a + \\ & \beta_3 \text{指定カースト}_i + \beta_4 \text{下院SC区}_p \cdot \\ & \text{指定カースト}_i + \beta_5 \cdot \text{州SC区}_a \cdot \\ & \text{指定カースト}_i + \beta_6 \text{下院SC区}_p \cdot \\ & \text{州SC区}_a + \beta_7 \text{下院SC区}_p \cdot \\ & \text{州SC区}_a \cdot \text{指定カースト}_i + X_p \beta + \\ & S + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、投票参加は前節と同様、下院議会選挙において投票に行った場合に1をとるダミー変数である。添え字*i*は各有権者、*p*は下院議会選挙区、*a*は州議会選挙区を表す。*X*については、国勢調査の区分を州議会選挙区の区分に置き換えることができないため、州議会選挙区単位では*X*をコントロールできない。上の推計式においては、 β_5 が下院一般区における州SC区の間接的効果を表し、 β_5 に β_7 を加えたものが下院SC区における州SC区の間接的効果を表す。また、 β_7 は州議会選挙における留保区の間接的効果を考慮したうえで下院議会選挙における留保区の効果を意味する^(注17)。

各選挙区に属する指定カーストの有権者数は表4の通りである。 β_5 、 β_7 を推計する際には、下院議会選挙区と州議会選挙区のずれが十分な頻度で起きていることが重要である。表4をみると、下院議会選挙でSC区にあたる指定カースト有権者の約53パーセントが州議会選挙では一般区に属しており、州議会選挙でSC区にあたる指定カーストの44パーセントが下院議会選挙で一般区に属しているため、選挙区のずれは十分に生じているといえるだろう。本節の計量分析の結果は表5に示した^(注18)。(1)はコントロール・グループを指定カースト以外の有権

表4 各選挙区に属する指定カーストの有権者数

	州 SC 区	州 GEN 区
下院 SC 区	331	367
下院 GEN 区	264	1892

(出所) 筆者作成。

表5 州議会選挙区における留保区が下院議会選挙の投票参加に与える影響

	(1)	(2)
下院 SC 区	0.176 (1.466)	0.708 (2.485)
州 SC 区	2.592 (1.517)	2.774 (1.533)+
指定カースト	0.217 (0.961)	-0.587 (1.218)
下院 SC 区 × 指定カースト	5.215 (2.501)**	4.816 (3.243)
州 SC 区 × 指定カースト	-7.098 (2.733)**	-7.129 (2.712)**
下院 SC 区 × 州 SC 区	-4.064 (2.347)+	-4.139 (2.331)+
下院 SC 区 × 州 SC 区 × 指定カースト	6.397 (3.911)+	6.382 (3.898)+
その他後進諸階級ダミー, 上位カーストダミー	No	Yes
指定部族ダミー		
観測数	18707	18707
R ²	0.0210	0.0217

(出所) 筆者作成。

(注) かつこ内は標準誤差(選挙区単位で cluster したものを表す。+, *, ** は各々推計値が10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示している。被説明変数は投票参加ダミーである。各推計式には、指定カースト人口比, 指定部族人口比, 農村部, 識字率, 産業別人口比率, 州ダミーを含む。また, 各係数の値は100倍して表記している。

者層とした場合の結果であり, (1)は上位カースト, その他後進諸階級, 指定部族を除いた有権者をコントロール・グループとしたものである。いずれの結果においても β_5 は負で統計的にも有意であり, -7.1 と絶対値も大きい。したがって, 下院議会選挙における一般区では留保区を経験した指定グループの有権者は投票参加が抑制されていることがうかがえる。一方, β_7 については, どちらの推計式においても 6.4 であり,

10パーセント水準で統計的に有意である。ゆえに, 下院議会選挙における留保区では留保区を経験した指定グループの有権者は経験していない指定グループの人々に比べて投票率が低くなるが, その値は -0.7 パーセントとかなり小さいことがわかる。

これらの結果から, 留保議席制度における投票参加の慣性効果は認められず, 投票の習慣が形成されるどころか, むしろ留保区を経験する

ことで一般区での投票参加にマイナスの影響がもたらされることが示唆された。下院議会選挙区内の異質性を考慮できていないことに留意する必要はあるものの、この結果は次のように解釈できるかもしれない。

いま、選挙に行くこと自体に心理的満足感や一種の義務感をもっているような個人を考えよう。個人の投票から得られる満足感ないし義務感選挙に1回行くだけで満たされ、選挙に複数回行くこと自体の満足感それほど大きくないものとする。このとき、州議会選挙では留保区に属するが下院議会選挙では留保区ではない有権者で、かつ指定カーストの候補者に投票したいと考える有権者であれば、相対的に下院議会選挙に対する関心が下がるので、州議会選挙より下院議会選挙での投票確率が下がると考えられる。また、どちらの選挙においても留保区に属する有権者にとっては、いずれの選挙においても指定カーストが当選するので、どちらの選挙で投票に行くかは無差別だと考えられる。このような状況のもとでは、州議会選挙のみが留保区である指定カーストの有権者は、州議会・下院議会選挙の両方が留保区の指定カースト有権者よりも、下院議会選挙での投票率が下がることになる。

3. 指定区が投票行動に与える影響

本節では、指定区と各有権者が投票する政党の関係について分析する。Ⅳ節1項の分析から、指定グループを除く、上位カースト、その他後進諸階級、それ以外の有権者のいずれにおいてもSC区と一般区での投票率に有意な差はみられなかった。しかしながら、Ⅱ節で議論したように、SC区では指定カーストを支持基盤とす

る政党が候補者を擁立することが多いため、指定カースト以外の人々は指定カースト基盤政党の候補者が当選することを阻止しようとして投票を行う可能性がある。また、指定区の方が一般区よりも指定カースト基盤の政党の勢力が強いため、指定カーストに属する人々はSC区において指定カースト基盤の政党に投票するものと考えられる。本節では、この効果を検証するために、指定区と各有権者の投票行動の関係について分析する。

近年、インドは多党化の時代を迎えており、多数の政党が乱立している状況にあるが、本節では分析の単純化のため、指定カーストを支持基盤とする大衆社会党、インドの二大政党である会議派およびインド人民党の3つの政党に焦点をあてることにする。具体的には、有権者の投票する政党として、「大衆社会党」、「会議派」、「インド人民党」、「その他」の4つの選択肢を被説明変数とし、Ⅳ節1項で用いた説明変数を用いて多項ロジット回帰を行う^(注19)。インドでは政党間の選挙協力であえて候補者を擁立しないケースがしばしばあるために、ここでのサンプルは3つの政党が候補者を出している選挙区に限定することにした。さらに、本節の分析は実際に投票した有権者に限られるため、サンプルセレクションによるバイアスが懸念されるだろう。たとえば、SC区において指定カーストが大衆社会党に投票する割合が高いとしても、その効果は、もともと大衆社会党を支持する有権者が一般区では投票に行かず、SC区では投票に行くようになるという効果を捉えている可能性がある。この場合には、SC区の効果が大に評価されてしまうことになる。こうしたサンプルセレクション・バイアスに対処するため、

表6 留保区が投票行動（政党選択）に与える影響

投票した政党名	(1)			(2)		
	会議派	インド人民党	大衆社会党	会議派	インド人民党	大衆社会党
SC区	-0.312 (0.398)	-0.119 (0.397)	-0.951 (0.645)	-0.331 (0.397)	-0.130 (0.394)	-0.973 (0.645)
指定カースト	0.047 (0.221)	0.715 (0.232)**	2.111 (0.401)**	0.055 (0.220)	0.721 (0.231)**	2.121 (0.397)**
SC区 × 指定カースト	-0.211 (0.482)	-0.307 (0.483)	0.375 (0.657)	-0.033 (0.537)	-0.188 (0.528)	0.562 (0.811)
上位カースト	-0.297 (0.215)	1.615 (0.225)**	-1.204 (0.459)	-0.294 (0.215)	1.616 (0.225)**	-1.199 (0.456)**
SC区 × 上位カースト	0.053 (0.478)	-0.233 (0.505)	-1.143 (1.200)	-0.019 (0.488)	-0.286 (0.517)	-1.218 (1.201)
その他後進諸階級	-0.237 (0.198)	1.056 (0.205)**	-0.374 (0.421)	-0.300 (0.208)	1.013 (0.211)**	-0.437 (0.446)
SC区 × その他後進諸階級	-0.360 (0.426)	-0.418 (0.407)	0.470 (0.715)	-0.422 (0.433)	-0.463 (0.419)	0.409 (0.736)
指定部族	-0.580 (0.300)+	0.301 (0.302)	-0.704 (0.628)	-0.721 (0.343)**	0.206 (0.336)	-0.848 (0.669)
SC区 × 指定部族	-0.143 (0.500)	-0.366 (0.450)	-0.554 (1.077)	0.023 (0.547)	-0.252 (0.490)	-0.383 (1.079)
逆ミルズ比				2.192 (2.869)	1.485 (2.613)	2.119 (4.652)
サンプルに含まれる選挙区（選挙区の数）		SC区(30) 一般区(124)			SC区(30) 一般区(124)	
観測数	9,013	9,013	9,013	9,013	9,013	9,013

(出所) 筆者作成。

(注) 投票した政党は、1 = 会議派、2 = インド人民党、3 = 大衆社会党、4 = その他の政党で定義される。分析手法は多項ロジット回帰であり、各係数の値は相対的リスク比を、かっこ内は標準誤差（選挙区単位でclusterしたもの）を表す。+、*、**は各々推計値が10%、5%、1%で統計的に有意であることを示している。基準カテゴリーは、4 = その他の政党とし、結果は省略する。各推計式には、指定カースト人口比、指定部族人口比、農村部、識字率、産業別人口比率、州ダミーを含む。逆ミルズ比の推計には、一票の格差（1 ÷ 有権者数）を用いた。

投票参加を諸変数にプロビット回帰し、逆ミルズ比を計算したうえで、多項ロジット回帰の説明変数に追加する。投票参加には影響を与えるが、政党選択とは相関しない変数としては1票の価値（1 ÷ 有権者数）を用いた^(注20)。

分析の結果を表6に示す。サンプルを大衆社会党が候補者を擁立している選挙区に限定して

いるため、SC区の割合が高くなっている。サンプルに含まれる有権者の投票した政党の内訳は、会議派が3599人、インド人民党が3332人、大衆社会党が431人、その他の政党が1651人であった。表6の各数値はモデルパラメータの推計値ではなく相対的リスク比の値であり、各々の値は基準となる政党（その他の政党）に比べ

てどの程度投票しやすいのかという比率を表す。(1)はサンプルセクション・バイアスを考慮せずに回帰を行ったもので、(2)は逆ミルズ比を説明変数に加えたものである。

(1)と(2)のいずれにおいても、指定カースト・ダミーは正で有意であり、2.1と値も大きい。したがって、予想通り、指定カーストは一般区において他の有権者よりも大衆社会党に投票する比率が高いことがわかる。一方、SC区と指定カーストのクロス項は正ではあるが統計的に有意ではない。また、逆ミルズ比を含めた場合の結果は含めなかった場合の結果よりも相対的リスク比が高い。このことは、一般区で投票しない指定カーストの有権者は大衆社会党以外の党を支持している有権者であることを示唆している。

次に、指定カースト以外の有権者の結果をみてみよう。上位カースト・ダミーはインド人民党に対して正で、大衆社会党に対しては負であり、一般区では上位カーストがインド人民党に投票する割合が高く、大衆社会党には投票しないことが示唆された。これは予測と整合的な結果である。その他後進諸階級については、一般区においてインド人民党に投票しやすいことがうかがえた。SC区と上位カーストのクロス項については大衆社会党について負であったが、統計的に有意ではない。その他後進諸階級についても同様に有意な結果は得られなかった。したがって、指定カースト以外の有権者がSC区において大衆社会党を避け、他の政党に投票するという状況は観察されなかった。この結果とIV節1項の結果を併せて考えると、指定カースト以外の有権者層は留保区の選挙における投票を一般区の選挙と同程度の確率で行い、さらに、

大衆社会党の指定カースト候補者を特に忌避しているわけではないということが示唆される。カーストの差別が残るインドにおいて、指定カースト以外の有権者層が指定カースト出自の候補者を一般区における選挙と同じように扱うということは意外なことに思われる。

V 結論と今後の課題

本稿は、インドにおける留保議席制度が各有権者の投票参加に与える影響についてマイクロデータを用いて検証した。その結果、①留保議席制度は留保区における指定カーストの投票参加を促進するが、それ以外の有権者の投票参加には影響を与えないこと、②指定カーストに対する留保区の投票促進効果は一時的なものであり、留保区での選挙を経験した指定カーストは一般区の選挙ではかえって投票に行かなくなる傾向があること、③留保議席制度は指定カーストやその他有権者の政党選択に影響を与えないこと、といった3つの点が明らかになった。留保議席制度が投票行動にどのような影響を与えるかという問題は、データの制約から研究されてこなかったものであり、大規模なマイクロデータを用いて初めてカーストごとの投票行動の検証を試みたという点に本稿の重要な貢献がある。もちろん、データの制約上、本稿で得られた結果には留意すべき点があり、以下の諸問題については今後の課題としたい。

第1に、本稿で用いたデータは一時点のものであり、選挙区間の異質性について考慮できていない。とりわけ州議会選挙区のデータを用いた分析では、各選挙区の属性についてコントロールできていない。分析の精度を高めるため

にも、今後、パネルデータや選挙区ごとの属性データの整備が必要となる。

第2に、留保区では指定グループの中から候補者が出て組織的に活動するようになるため、その活動が高じれば指定グループに基盤を置く政治組織に発展する可能性がある^(注21)。そのような場合、留保議席制度自体は特定集団に属する有権者の投票率に影響を与えなくても、候補者の擁立や指定グループ候補者の得票率の増加にはつながっているかもしれない。

第3に、本稿では下院議会選挙における留保議席制度の効果を検証しているが、州議会や地方議会における留保議席制度の場合には下院議会選挙の場合と異なる効果をもつ可能性がある。下院議会選挙は州議会・地方議会選挙に比べて規模が大きく、インドでは全国政党である2つの政党が大きき力をもっているため、指定グループの候補者が一定数当選したとしても国政に対する影響力は軽微なものにならざるを得ない。これに対して、比較的小規模な州や村の単位であれば、指定グループが議席を獲得することの効果は下院議会の場合に比べて大きくなる場合がある。実際に、大衆社会党が州政権を担い、指定カーストに有利な政策を実行したという例も存在する。したがって、地方や州議会選挙における留保区では、指定グループ以外の有権者が大衆社会党の議席獲得を避けるような投票行動をとる可能性がある。

最後に、留保議席制度をめぐる研究全体の展望と今後の課題について触れたい。現状では留保議席制度の効果を肯定的に捉える研究が多いように思われる。さらに、インドでは世論の圧力もあって留保枠を拡大する傾向にある。しかしながら、留保議席制度が経済や政治に及ぼす

影響は一様ではないため、総合的な評価を行うためには、留保議席制度の功罪を含めたさまざまな研究の蓄積が必要である。たとえば、留保議席制度が政治に与える効果のひとつには、議員の質の低下の問題が考えられる。留保議席制度は政治的競争を制限するため、積極的差別是正措置でしばしば懸念されるような、議員の質の低下の問題が考えられる。このほかにも、留保区の存在がどの程度指定グループの人々の生活水準の向上に寄与しているか明確な結論は得られていない。Pande (2003) では、留保議席制度が指定カーストに対する公務員留保枠の拡大など、指定グループをターゲットとした再分配政策を拡充させる効果をもつことが実証されたが、留保議席制度とその他の主要な再分配手段(教育や直接的な貧困削減対策など)との有意な関係はみられなかった。教育や公的雇用への留保枠の拡大による恩恵を享受できるのは指定カーストの中でも一部のエリート層に限られるため、留保議席制度が指定カーストや指定部族の大半を占める貧困層に対して、「どのような形で・どの程度貢献するのか」今後検証しなければならないだろう。

補論 I

本節では、SC区における指定カーストの投票促進効果について詳細に分析するために、①大衆社会党(BSP)が出馬している選挙区か否か、②州ごとのSC区の効果の違いについて検証する。

SC区において指定カーストの投票率が高くなる理由として、SC区において大衆社会党が候補者を多く擁立していることが挙げられるだ

別表1 州ダミーの結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Assam	-0.043 [0.028]	-0.044 [0.029]	-0.053 [0.030]+	-0.056 [0.030]+
Bihar	-0.095 [0.034]**	-0.095 [0.034]**	-0.097 [0.040]*	-0.096 [0.039]*
Gujarat	-0.137 [0.029]**	-0.136 [0.029]**	-0.112 [0.032]**	-0.112 [0.032]**
Haryana	0.006 [0.027]	0.006 [0.027]	-0.002 [0.030]	-0.002 [0.029]
Himachal Pradesh	-0.053 [0.043]	-0.054 [0.043]	-0.076 [0.043]+	-0.076 [0.043]+
Karnataka	-0.022 [0.022]	-0.021 [0.022]	-0.022 [0.024]	-0.022 [0.024]
Kerala	-0.064 [0.037]+	-0.066 [0.037]+	-0.070 [0.038]+	-0.073 [0.038]+
Madhya Pradesh	-0.103 [0.029]**	-0.101 [0.029]**	-0.100 [0.030]**	-0.099 [0.030]**
Maharashtra	-0.086 [0.026]**	-0.086 [0.026]**	-0.098 [0.027]**	-0.099 [0.027]**
Orissa	-0.020 [0.028]	-0.017 [0.028]	-0.006 [0.026]	-0.005 [0.026]
Punjab	-0.008 [0.030]	-0.012 [0.031]	0.007 [0.029]	0.003 [0.030]
Rajasthan	-0.086 [0.034]*	-0.084 [0.034]*	-0.084 [0.035]*	-0.083 [0.035]*
Tamil Nadu	-0.040 [0.023]+	-0.039 [0.023]+	-0.047 [0.025]+	-0.046 [0.025]+
Uttar Pradesh	-0.080 [0.028]**	-0.079 [0.028]**	-0.067 [0.030]*	-0.066 [0.031]*
West Bengal	0.011 [0.024]	0.013 [0.024]	0.012 [0.026]	0.011 [0.026]
Jharkhand	-0.132 [0.059]*	-0.131 [0.059]*	-0.126 [0.046]**	-0.127 [0.046]**
Chhattisgarh	-0.062 [0.036]+	-0.057 [0.035]	-0.065 [0.034]+	-0.062 [0.034]+
Uttaranchal	-0.053 [0.033]	-0.054 [0.033]	-0.065 [0.039]+	-0.066 [0.039]+

(出所) 筆者作成。

(注) カッコ内は選挙区ごとにクラスターしたロバスト標準誤差。+, *, **は各々推計値が10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示している。推計式(1)~(4)は、表3の推計式(1)~(4)に対応する。

別表2 大衆社会党（BSP）から候補者が出馬することが投票参加に与える影響

被説明変数	投票参加ダミー
SC 区	-2.918 [3.424]
SC 区 × 指定カースト	-2.333 [3.407]
指定カースト	-0.026 [0.016]
BSP 出馬区	-0.010 [0.013]
BSP 出馬区 × 指定カースト	0.026 [0.019]
BSP 出馬区 × SC 区	2.346 [3.585]
BSP 出馬区 × SC 区 × 指定カースト	7.608 [4.051]+
Observations	19138
R-squared	0.02

(出所) 筆者作成。

(注) カッコ内は標準誤差（選挙区単位で cluster したもの）を表す。+, *, ** は各々推計値が10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示している。各推計式には、指定カースト人口比、指定部族人口比、農村部、識字率、産業別人口比率、州ダミーを含む。また、各係数の値は100倍して表記している。

ろう。そこで、本節ではこの可能性を検証するために、大衆社会党が候補者を擁立している選挙区のダミー変数（BSP 出馬区ダミー）を推計式(1)に追加し再推計を行った。その際、指定カースト以外の有権者の投票参加や一般区における指定カースト有権者の投票参加への影響も考慮に入れるため、指定カーストダミーや SC 区ダミーとのクロス項も作成した。結果は、別表2に示した。BSP 出馬区ダミー、指定カーストダミー、留保区ダミーのクロス項の推計値は7.6と高く、統計的にも有意であった。ここから、SC 区であることに加えて大衆社会党が候補者を擁立している状況で、指定カーストの有権者が投票に行く誘因が高まることが示唆されている。

続いて、本節では SC 区の指定カースト有権

者への投票促進効果の州ごとの違いを検証する。大衆社会党の影響力は州によって異なるため、SC 区が指定カースト有権者の投票参加へ与える効果も異なると考えられる。本節では、州ごとの SC 区の効果の違いを検証するため、州ダミーと SC 区 × 指定カーストのクロス項を推計式(1)へ追加し再推計を行った。各州ごとのクロス項の係数を別表3に示した。結果をみると、各州によって推計結果が異なることがわかる。とくに Uttar Pradesh 州の推計値が13.4と高く統計的にも有意な結果を示していることに着目されたい。Uttar Pradesh 州は、2004年以前に一時的ではあるものの大衆社会党が州議会において政権を担った州でもあり、下院議会選挙でも安定して20パーセント以上の得票率を記録している^(注22)。したがって、この結果から SC

別表3 州ダミーとSC区×指定カーストとのクロス項の推計値

州	クロス項の推計値	州	クロス項の推計値
Andhra Pradesh	0.336 [3.373]	Orissa	-1.689 [6.496]
Assam	-14.940 [3.441]**	Punjab	-5.330 [6.836]
Bihar	-2.339 [9.296]	Rajasthan	6.873 [8.407]
Gujarat	19.531 [3.792]**	Tamil Nadu	3.452 [7.050]
Haryana	8.773 [4.869]+	Uttar Pradesh	13.378 [4.502]**
Himachal Pradesh	9.591 [3.438]**	West Bengal	3.928 [4.263]
Karnataka	-1.482 [4.131]	Jharkhand	20.862 [6.528]**
Kerala	11.525 [3.592]**	Chhattisgarh	-9.296 [10.564]
Madhya Pradesh	1.265 [4.701]	Uttaranchal	17.292 [4.199]**
Maharashtra	16.462 [3.309]**		

(出所) 筆者作成。

(注) かつこ内は標準誤差(選挙区単位でclusterしたもの)を表す。+, *, **は各々推計値が10%, 5%, 1%で統計的に有意であることを示している。各推計式には、指定カースト人口比、指定部族人口比、農村部、識字率、産業別人口比率、州ダミーを含む。また、各係数の値は100倍して表記している。

別表4 下院議会選挙留保区と州議会選挙留保区における投票率

	SC区(下)		一般区(下)	
	指定カースト	指定カースト以外	指定カースト	指定カースト以外
SC区(州)	\bar{V}_1	\bar{V}_3	\bar{V}_5	\bar{V}_7
一般区(州)	\bar{V}_2	\bar{V}_4	\bar{V}_6	\bar{V}_8
SC区(州)の間接的効果	$(V_1 - V_2) - (V_3 - V_4)$		$(V_5 - V_6) - (V_7 - V_8)$	
SC区(下)の効果	$\{(V_1 - V_2) - (V_3 - V_4)\} - \{(V_5 - V_6) - (V_7 - V_8)\}$			

(出所) 筆者作成。

区において、大衆社会党の影響が大きい地域で投票に行く誘因が高まっていることが示唆される。その他の州については、州ごとに異なる結果が得られているが、これは州ごとに政党間の

勢力分布やグループ間の対立状況が異なるためだと考えられる。各州の状況を考慮したうえで、の詳細な分析については、本稿の域を超えるものなので今後の研究課題としたい。

補論で行った追加的分析の結果から、① SC 区において大衆社会党が候補者を擁立すると指定カーストの投票参加が促進されること、②大衆社会党が一定の勢力を保つ Uttar Pradesh 州において指定カーストに対する SC 区の投票促進効果が大きくなること、の2点が明らかになった。これらの結果から、SC 区における指定カーストの投票参加には、指定カースト有権者を代表するような政党の存在が重要であることが示唆されている。

補論 II

指定グループ、指定グループ以外（その他）の有権者の下院議会選挙、州議会選挙における留保区、一般区における投票参加の平均（投票率 \bar{V} ）は別表4のように表せる。ここで、 \bar{V}_1 は、推計式(2)の係数を用いると、次のように表される。 $\bar{V}_1 = E$ [投票参加 | 州 SC 区 = 1, 指定カースト = 1, 下院 SC 区 = 1] = $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7$ 。同様に、 $\bar{V}_2 = \beta_0 + \beta_1 + \beta_3 + \beta_4$, $\bar{V}_3 = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_6$, $\bar{V}_4 = \beta_0 + \beta_1$, $\bar{V}_5 = \beta_0 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_5$, $\bar{V}_6 = \beta_0 + \beta_3$, $\bar{V}_7 = \beta_0 + \beta_2$, $\bar{V}_8 = \beta_0$ となる。これを用いると、「下院一般区における SC 区の効果 ($(V_5 - V_6) - (V_7 - V_8)$)」は β_5 、「下院 SC 区における SC 区の効果 ($(V_1 - V_2) - (V_3 - V_4)$)」は $\beta_5 + \beta_7$ 、「州議会選挙における留保区の間接的效果を考慮した上での下院議会選挙における留保区の効果 ($\{(V_1 - V_2) - (V_3 - V_4)\} - \{(V_5 - V_6) - (V_7 - V_8)\}$)」が β_7 で表される。

(注1) カーストとは、結婚、食事、職業などに関する厳格な規制のもとにおかれた排他的な社会集団の呼称であり、インドでは「生まれを

同じくする者の集団」という意味のジャーティーという語で呼んでいる。2000~3000種類に及ぶといわれるジャーティーは、インド古来の4種姓（ヴァルナ）およびその枠組みの外におかれた不可触民といった上下の身分関係と関連づけられている。4種姓には、司祭階級（バラモン）、王侯・武士階級（クシャトリヤ）、庶民階級（ヴァイシヤ）、隷属民（シュードラ）があり、シュードラのさらに下に4種姓の枠組みの外におかれた不可触民が存在した。現在、インドでは、それらの不可触民のことを指定カーストと呼んでいる。カースト制度とは、カーストを経済的な相互依存関係と上下の身分関係で有機的に結合した制度を指す [辛島ほか2002]。

(注2) なお、インドの下院議会選挙区は、留保区も含めて、1977年から2004年までの期間中にほとんど改正されていない。

(注3) 2004年の選挙では争点としては経済自由化や農村対策などの経済対策などが重要であり、アイデンティティー政治の後退がみられたことが指摘されている [広瀬2006]。

(注4) 太田 (2009) によれば、インドの労働組合は組織率でみると上昇しているが、1990年代の自由化以降、組合が細分化したことなどの要因から労働組合の政治的影響力は相対的に低下している。

(注5) 実際にこのような違いが生じているかについては、インドの新聞や雑誌を収集し質的あるいは数量的に検証する必要がある。しかしながら、本稿の目的は留保議席制度と投票率の関係を分析することであり、そのような分析は本稿の域を超えるものであるため、今後の課題としたい。

(注6) NES のデータは通常集計されたものが有料で公開されているだけで、マイクロデータを使用することはできない。本研究では、マイクロデータに含まれる一部の変数（①州、②下院議会選挙区、③州議会選挙区、④カースト〈a. 指定カースト, b. その他後進諸階級, c. 指定部族, d. その他〉、⑤宗教、⑥投票参加の有無、⑦投票した政党）を研究のために使用するという条件

で、データの使用が許可されている。この件に関して特別に配慮をいただいた CSDS のスタッフと、データの購入までにかかった一連の交渉を手伝ってくれた坂本貴和子氏に感謝したい。

(注7) 日本国内の資料からは選挙区の区割りに関する正確な地図を得ることができなかつたため、Somanathan 氏より面積に関するデータを譲り受けた。快くデータを提供していただいた Somanathan 氏に感謝したい。

(注8) 本来は2004年の選挙にもっとも近い時期に実施された2001年の国勢調査のデータを用いるべきだが、1991年から2001年の期間中に複数の県で行政上の境界の変更があり、データの制約上、2001年時点での行政区と選挙区に対応関係が確認できなかったため、1991年のデータを用いることにした。なお、結果の頑健性を確認するために、本稿で使用した NES データを用いて、選挙区ごとの指定カースト人口比を推計し、それをセンサスのデータの代わりに用いて同様の推計を行った。指定カースト人口比は SC 区や投票参加に影響を与える諸変数（産業構造や識字率）とも相関するため、SC 区の推計を正確に行うためにもっとも重要な変数だといえる。再推計の結果、本稿で得られた結果と整合的な結果が得られた。

(注9) 国勢調査では、インドの全地域を町や村の単位で「農村部」と「都市」に分類する。「都市」は、①すべての地域が自治体や兵営などに属していること、② (i) 人口が5000人以上、(ii) 75パーセント以上の男性就業者が非農業部門に属していること、(iii) 人口密度が400人／平方キロメートル以上であること、といった条件を満たす地区で定義される。「農村部」は「都市」以外の地区をさす。本稿で用いる農村部は、この「農村部」に分類される地域の人口比である。

(注10) 産業は、自営農家、農業賃労働者、畜産業、鉱業、家事代行業、製造業、建築業、貿易、通信業、その他、の10分類。

(注11) 「その他後進諸階級」は指定カースト、指定部族ではないが、社会的に後進的な階層を

さす。中央政府、州政府がそれぞれリストを作成しているため、州によってばらつきがある場合もある。

(注12) コントロール・グループをさらに細分化し、ムスリムやキリスト教徒といった他のグループのクロス項も作成できるが、サンプル数が少なく正確な分析ができないため、本稿では分析しない。

(注13) (2)の推計結果は10パーセント水準で統計的に有意ではない。しかしながら、①(2)の推計では SC× 指定カーストの推計値の標準誤差が大きくなりやすいこと、②次節における分析でも下院議会選挙 SC 区において指定カーストの投票率が高いことを示す結果を得ていること、といった2つの点から「留保区は指定カーストの投票参加を促進する」を本稿の結論のひとつとする。①については以下のような理由による。本稿は Difference-in-Difference を用いて推計しているため、指定カーストの投票率とコントロール・グループの投票率の差分を用いる。(1)の推計式では、コントロール・グループが「指定カースト以外の有権者」であり、十分にサンプル数があるのに対して、(2)ではコントロール・グループが「ヒンドゥー、指定部族以外の有権者」となっており、(1)に比べて極端にサンプル数が少ない。その結果、標準誤差が大きくなる可能性が考えられる。加えて、NES のデータは被説明変数の投票参加ダミーに測定誤差が大きいという問題があり、標準誤差は大きくなる傾向にある。実際、(2)の結果をみても、標準誤差は2.0から2.8へと増加し有意性が落ちてきているが、係数については(1)では5.0、(2)では4.3と大きく変わっておらず頑健だと考えられる。

(注14) 詳細は補論 I を参照されたい。

(注15) 部族間の協力関係が構築されていない理由として、①指定部族について、部族を超えた結束が難しいこと、②ひとつの下院選挙区内に複数の部族が混在している状況が考えられること、の2点が考えられる。①の根拠としては、指定カーストが大衆社会党に代表されるように、指定カーストを支持基盤とする政党を形成して

いるのに対して、指定部族はなかなか政党の形成が進まないということが挙げられる。この理由として、さまざまな要因が考えられているが、大きな要因のひとつとして、指定部族は文化的背景が多様であり、部族の枠を超えて団結することの難しさが指摘されている [Mehta and Shepherd 2006]。②については、指定部族の数は約500あり、500万人以上の大規模部族から1000人未満の小規模な部族もあるため、地域によっては同じ選挙区内に異なる部族が混在する可能性は十分考えられる。以上が本文中の解釈を提示した理由だが、この解釈の妥当性については、今後指定部族に関する政治参加や部族リストについての詳細なデータを用いて検証する必要があるだろう。

(注16) とりわけ少数派である指定カーストの有権者層が pivotal voter としてふるまえるときには、多数派もその政治的影響力を無視することができなくなる。

(注17) 各係数の解釈については、補論Ⅱを参照されたい。

(注18) 一部の直轄領では州議会選挙にあたる選挙を行っていない。そのため、観測数は1万8707となる。

(注19) 大衆社会党とそれ以外の政党というダミー変数を作成し、同様の変数を用いてプロビット回帰も行ったが、多項ロジット回帰と同じ結論が得られている。

(注20) 第1段階の結果は省略するが、一票の価値は正で統計的に有意であった。

(注21) Yadav (1999) は、1971年、1996年、1998年の3回の下院議会選挙に関する NES データを用いて記述統計分析を行い、近年、指定カーストによる選挙集会への参加や政党への加入が他のヒンドゥー有権者に比べて進んでいることを指摘している。

(注22) 大衆社会党が Uttar Pradesh 州で政権をとったのは1995年6月、1997年3月、2002年5月であるがいずれも連合政権であり、短期間で崩壊している。その後、2007年の州議会選挙で過半数の議席を獲得し、現在に至るまで単独で

政権を担っている。

文献リスト

〈日本語文献〉

- 太田仁志 2009. 「組織化趨勢でみる労働組合の代表制と労働運動の動態」近藤則夫編『インド民主主義体制のゆくえ』研究双書 580 アジア経済研究所。
- 辛島昇・江島恵教・小西正捷・前田専学・応地利明監修 2002. 『南アジアを知る事典（新訂増補版）』平凡社。
- 黒崎卓・山崎幸治 2010. 「インドの経済成長と貧困問題」石上悦朗・佐藤隆広編『現代インド・南アジア経済論』シリーズ・現代の世界経済 6 ミネルヴァ書房（近刊）。
- 広瀬崇子 2006. 「第14回連邦下院議会選挙の位置づけ」広瀬崇子・南埜猛・井上恭子編著『インド民主主義の変容』明石書店。

〈外国語文献〉

- Banerjee, A. and R. Somanathan 2007. "The Political Economy of Public Goods: Some Evidence from India." *Journal of Development Economics* Vol.82 : 287-314.
- Chattopadhyay, R and E. Duflo 2004. "Women as Policy Makers: Evidence from a Randomized Policy Experiment in India." *Econometrica* Vol. 72: 1409-1443.
- Chhibber, P. K. 1999. *Democracy without Associations: Transformation of the Party System and Social Cleavages in India*, Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Coughlin, P. J. 1992. *Probabilistic Voting Theory*, New York: Cambridge University Press.
- Duflo, E. 2005. "Why Political Reservation?." *Journal of the European Economic Association* Vol.3: 669-678.
- Gerber, A. S., D. P. Green and R. Shachar 2003. "Voting May Be Habit-Forming: Evidence from a Randomized Field Experiment," *American Journal of Political Science* Vol.47: 540-550.

- Lindbeck, A. and J. Weibull 1987. "Balanced-Budget Redistribution as the Outcome of Political Competition." *Public Choice* Vol. 52: 272-297.
- Mehta A. K. and A. Shepherd 2006. *Chronic Poverty and Development Policy in India*: Sage Publications Pvt. Ltd.
- Osborne, E. 2001. "Culture, Development, and Government: Reservation in India." *Economic Development and Cultural Change* Vol.49: 659-689.
- Pande, R. 2003. "Can Mandated Political Representation Increase Policy Influence for Disadvantaged Minorities? Theory and Evidence from India." *American Economic Review* Vol.93: 1132-1151.
- Persson, T. G. Tabellini 2000. *Political Economics: Explaining Economic Policy*, Cambridge, MA.: MIT Press.
- Silver, B., B. Anderson and P. Abramson 1986. "Who Overreports Voting?," *American Political Science Review* Vol.80: 613-624.
- Yadav, Y. 1999. "Understanding the Second Democratic Upsurge: Trends of Bahujan Participation in Electoral Politics in the 1990s." In *Transforming India*, eds. F. Frankel, Z. Hasan, R. Bhargava and B. Arora, 120-145. Oxford: Oxford University Press.

[付記] 本研究は科研費（特別研究員奨励費）「多元的な社会における民主制の諸機能の解明（課題番号21・5648）」の助成を受けたものである。また、最終稿に至るまでの間に有益なコメントをいただいた黒崎卓氏，川口大司氏，坂本徳仁氏，2名の匿名のレフェリーに深く感謝したい。

（一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程，2010年10月27日受付，2011年7月1日レフェリーの審査を経て掲載決定）