

インドにおける民主主義体制と「トラスト」

——政治的安定性の認識構造——

こん どう のり お
近 藤 則 夫

《要 約》

本稿はインドの大都市部における2003、2005年の政治社会意識調査データを基に、社会的な信頼感、政府や制度に対する信頼感が人々の認識構造においてどのように位置づけられているか探った論考である。これらのいわゆる信頼＝トラストは、政治的有力感、民主主義に対する認識などと密接な関係にあり、インドの政治的安定性を考える上で重要な変数である。平均・共分散構造分析による分析から、人々の政治社会の認識構図において、社会的信頼感に代表される社会に対する認識と、政治体制への信頼感に代表される政治体制に関する認識は分離されていることが示される。両者が分離していることで、社会の不安定性は政治の不安定性に転化せず、その意味で、インドの民主主義体制の安定性が保たれていること、政治体制への信頼は政府が人々の日常に関わる政治、経済政策において実績を上げることによって高まることなどが本稿の実証研究から示される。

はじめに

I 「トラスト」と民主主義体制

II インド大都市部住民のトラストと民主主義に関する認識モデル

考察と結論

はじめに

民主主義体制が何によって支えられているか、という問いに答えることは難しい。民主主義体制を、一般にいわれるように「公正な選挙によって政府が選ばれる体制」と最小限に定義したとしても、そのような制度がどのような要因によって支えられているのか、明確に答えるのは容易ではない。1950年代以降の国を単位とし

たパネルデータに基づいて経済発展と民主主義の関係を統計的に探り、大きな影響を与えたプシュヴォルスキ等の研究によると、独裁体制から民主主義体制への移行は経済発展レベルでは説明できないが、いったん民主主義体制が確立した後では、その「生存率」は経済発展レベルが高いほど高く、逆に貧困な国では民主主義体制は脆弱で崩壊する可能性が高いという。また、エスニシティや民族構成が複雑なほど、民主主義であれ権威主義であれ、体制を維持することが難しいとされる〔Przeworski et al. 2000, 116, 124〕。一方、ポイッシュとストークスは、このプシュヴォルスキ等の研究を批判的に検討した上で第二次世界大戦以前の期間も含めた長期に

わたるデータを対象として研究を行った結果、彼らの研究とは異なり、経済発展は独裁体制から民主主義体制への移行を促す効果をもつことを見いだした [Boix and Stokes 2003]。またホルの研究は、民主主義体制は経済的不平等性が高い国ほど脆弱であることを指摘している [Houle 2009]。

以上のように、クロス・カンントリーデータによる統計的研究に基づく、経済が後進的で不平等性が高く、そして、エスニックな不均質性はなほだしいインドは民主主義体制の持続には極めて不利な条件下に置かれていることになる。実際、上述のプシュヴォルスキ等の研究ではインドの民主主義体制を例外的と評している [Przeworski et al. 2000, 277]。ホルの研究でもインドが民主主義を維持していることが特筆され、貧しいが「平等」であることがその大きな理由とされている [Houle 2009, 613]。しかし、インドが他国と比べて「平等」であるとするのは大きな問題を含む。インドの民主主義はホルの導き出した結論と整合的に位置づけることが難しいといつてよい。

それでは、一般論的な議論において民主主義体制の存続にとってマイナスとなる、経済的後進性、不平等性、エスニシティの複雑性という諸要因の存在が顕著であることは、インドの民主主義体制を不安定にしているだろうか。おそらくそうではない。独立以降、今日までの歴史を眺めると、インドの民主主義体制は一時期を除き、比較的安定的に運営されてきた。それは近隣の他の南アジア諸国と対照的である。

たとえば、1947年の独立以降、インドで最大の民主主義体制の危機は、インディラ・ガンディー政権の独裁体制となった1975～77年の

「非常事態宣言」の期間である。政治的自由など基本権が停止されたこの「非常事態宣言」体制は、社会経済開発の失敗で当時のインディラ・ガンディー会議派政権が危機に陥ったことにより、もたらされたものといえる [近藤 2009b, 7-8]。しかし、これは民主主義体制を揺るがせはしたが、「憲政的独裁 (constitutional dictatorship)」^(注1)とも呼ばれたように、形式的には憲法の非常事態条項に従ったものである。また、非常事態体制は憲法改正を通じて体制の一定の変質を引き起こしたが、1977年初めには選挙が行われ、結果的に民主主義体制に復帰している。選挙では当のインディラ・ガンディー政権は国民の審判において敗北し、野党ジャナター党 (Janata Party, 「人民党」) が政権を獲得した。唯一の民主主義体制の危機であったこの例を検討しても、インドの民主主義体制は強い復元力をもち、その意味で安定しているといえよう。もっとも民主主義「体制」が確立していることが、すなわち民主主義的価値、たとえば、自由・平等などが社会の隅々まで行き渡っているということを必ずしも意味しないのであるが。

いずれにせよ、インドが安定した民主主義「体制」を維持しているという現実を前にすると、しからば、その現実と「一般論」が整合的に存在するためには、「一般論」が修正されるか、あるいはインド固有の何らかの要因が指摘されなければならない、ということになる。おそらく両方とも必要であろうが、本稿の分析対象はインドであるので、インド固有の要因を考えてみたい^(注2)。

まず指摘されねばならないのが、植民地期から形成されてきた安定した諸制度の存在、そして、そのような制度に適応して発展した政党制

の存在であろう。とりわけ議院内閣制をとるインドでは1951年から中央、州レベルで行われる5年周期の選挙が人々と政党、そして政党と議会、さらには議会をベースとして擁立される執行部をつなぎ、民主主義体制を機能させる重要な役割を担ってきた。また、連邦制度や地方自治制度は権力をより住民に近いものとし、権力の乱用を牽制する司法制度は民主主義体制の正統性を高めた。これらの諸制度、そして政党には確かに権力の乱用、腐敗などさまざまな問題があるが、民主主義の諸制度と政党のダイナミズムは上述の1977年のインディラ・ガンディー政権の敗北にみられるように、選挙を通じて失敗した政権を交代させる能力を有し、民主主義体制を維持する復元力となってきた。1989年以降、中央レベルでも選挙によって政権交代は頻繁に起こり、連合政権が常態となった。しかし、それは政権の不安定化をもたらしたが、民主主義「体制」の不安定化をもたらしてはいない。制度と政党は民主主義体制を支える基本要素であるが、制度は安定的に存在してきたといえる。

次に重要なのは、人々の政治社会に対する認識である。比較政治学で古くからひとつの重要な研究分野とされてきた「政治文化」論に通じる要因である。インドは言語、カースト、宗教などさまざまな社会集団が重複して存在しているがゆえに、世界でもっとも複雑な社会である[Asia Development Bank 2006, 54]。このような社会で、いかに安定的な制度が存在しようとも、諸集団の間で妥協し難い亀裂認識が浮かび上がり、それが政治認識に持ち込まれると民主主義のプロセスが有効に機能できなくなる可能性は高まる。たとえば、1980年代以降顕在化したシク教徒過激派の分離主義や、多数派ヒンドゥー

と少数派ムスリムの間の「コミューナル暴動」の頻発化に対して、民主主義体制は有効に対処してきたとは言い難い[近藤 2009c, 2011]。また、スキャンダルや腐敗の頻発化、あるいは開発政策の失敗などから人々が選挙や議会制度などの民主主義体制の基幹的な制度に決定的不信感を抱き、政治問題の解決を民主主義のプロセスにゆだねることをやめれば、民主主義体制は弱体化せざるを得ない。すなわち人々の政治認識も考慮すべき重要なポイントである。

このように、民主主義諸制度と政党システムが確立されていようとも、厳しい政治社会の亀裂、民主主義諸制度に対する人々の不信感が広範に広がれば、民主主義体制は脆弱化せざるを得ない。特に、民主主義諸制度と政党システム、さらには政治社会一般に対する人々の「信頼」=「トラスト」^(注3)は民主主義体制の安定性を考える場合、非常に重要な問題である。本稿はインドを対象として、この点についてその実態を解明することを目標とする。

I 「トラスト」と民主主義体制

「トラスト」という概念は、いわゆる「社会関係資本 (social capital)」という概念と密接な関係をもつものと考えられてきた。「社会関係資本」とは、人々の協調行動を促し、社会の諸制度を円滑に作動させる社会関係と想定され、それは政治のもっとも重要な機能である「集合的行動」を円滑に行わせ、ひいては民主主義体制をスムーズに機能させる基礎とされる。また、それは経済主体間で取引費用を低減させ経済取引を円滑に行わせる基礎となるがゆえに、経済発展を促進する可能性をもつとされる。「社会

関係資本」がこのように概念化されるとき、「トラスト」はその重要な構成要素となる。たとえば、コールマンは権威、トラスト、規範は社会関係資本の形であると述べた [Coleman 1990, 300]。またこの概念を広めるにあたって大きな役割を果たしたパトナム等の研究は、規範、水平的な社会的ネットワーク等と並んでトラストが社会関係資本の本質的構成要素であるとした [Putnam, Leonardi, and Nanetti 1993, 170, 174]。

このように、トラスト概念は「社会関係資本」の中心的要素であり、そのため「社会関係資本」の研究の多くが實際上トラストの研究となっている。ただ、そこにはもうひとつの理由があると思われる。それは「社会関係資本」概念を操作化し指標化することの難しさ、という問題である。パトナム等はさまざまな自律的・水平的な社会団体 (association) のネットワークの存在が効果的な社会的協調に重要とし、したがってそのような団体の密度が「社会関係資本」の良い指標となると考えた [Putnam, Leonardi, and Nanetti 1993, 89-99]。しかし、団体には排他的性格をもつものもあり、そのような団体には社会的協調と信頼を広める機能は期待できないであろう。多くの研究では「社会団体」への加入や団体の数は必ずしも当該社会の「社会関係資本」の良い指標とはならず、また、それは「社会関係資本」の重要な要素であるトラストとも関連しないことが報告されている^(注4)。

確かに、パクストンのクロス・カントリーのデータに基づく研究のように社会関係資本の指標として社会団体への加入数を使い、社会関係資本と自由民主主義の間に相互的な関係を見い

だした研究もある。しかし、そこでは団体は「孤立的団体」と「他と社会関係を有する団体」に2分類された上で統計的検証がなされている。彼によると前者は民主主義にマイナスの影響、後者はプラスの影響があり、また、「トラスト」のレベルによって団体の民主主義に対する効果は違うという [Paxton 2002]。社会団体を2分類し、それらが正反対の効果をもつことを見いだしたことは重要であるが、それは翻って社会団体というものの性格が極めて多岐にわたり、団体一般と民主主義の関係を一般化することの難しさを示している。ただし、そこにおいても「トラスト」は重要な変数であることが示された。このように「社会関係資本」研究がより実態をえぐり出す研究を求めるとすれば、「社会団体」ではなく「トラスト」自体の研究に進むことは自然の流れであるといえよう。大規模なサンプル調査によって各人の社会に対する信頼が、他の変数とどのように関連しているか、統計的に詳しく分析できる状況が現れるにつれ、そのような傾向は徐々にはっきりしているように思われる。

1. 「一般化トラスト」と「特定化トラスト」

「トラスト」は、見知らぬ人も含む、広く社会に一般化された抽象的な信頼感である「一般化トラスト (generalized trust)」⁵、そして、特定の組織、制度や自らが帰属する集団といった特定の集団に対して、特定の状況で成り立つ「特定化トラスト (particularized trust)」という概念に分けられる場合が多い。社会が円滑に機能するためには「一般化トラスト」が重要とされる。以下ではまず、「トラスト」の研究を本稿の課題に関係するかたちで簡単に整理してみたい。

政治社会における「トラスト」を、さまざまな統計的データに基づき現在までもっとも体系的に検討したのはウスライナーであろう。ここでは出発点として、まずその大枠を紹介し問題を整理してみたい。

ウスライナーの主にアメリカの調査データを基にした研究によれば、「トラスト」は、人々を広く無条件に信頼する「モラル・トラスト」と、具体的な何かを得るために相手を信頼する「戦略的トラスト」に分けられる。前者は特定の集団だけに対する信頼ではなく、広く社会に一般化された抽象的な信頼感であり、その意味で「一般化トラスト」である。それに対して「戦略的トラスト」は、たとえば、特定の制度や組織、そして「身内のグループ (ingroup)」といった集団において、特定の状況で成り立つものであり、「特定化トラスト」概念と重なる。彼の統計的実証研究が示すところによれば、「モラル・トラスト」／「一般化トラスト」は各人を取り巻く文化と社会経験によって形成される認識で、より具体的には楽天的な価値観と所得の平等に裏打ちされた主観的、抽象的認識であり、いったん形成されればあまり変化しないものである。

そして「モラル・トラスト」／「一般化トラスト」が人々の間に広く行き渡った社会では「集合的」行動がとりやすく、また、寛容性が期待され、したがって社会的、経済的な再配分を行いやすくさせ、社会をよりうまく機能させる可能性を高める。ただし、それは基本的に市民間のトラストであり、社会をうまく機能させる基礎となりうるとしても、それが、民主主義をうまく機能させることにつながるかどうかは直接的には保障されないという。つまり、民主

主義をうまく機能させるためには民主主義諸制度に対する人々のトラストが必要であろうが、それは別物なのである。それは彼の実証研究によると、特定の評価基準をベースに自己との関係において特定の状況の下で決まる「戦略的トラスト」／「特定化トラスト」である。一般化トラストが主観的で抽象的な認識であるのに対して、制度や政府へのトラストはその実態、実績をみて判断される「特定化トラスト」であるという [Uslaner 2002]。

以上のウスライナーの研究から、本稿の課題との関連で(a)一般化トラストのあり方を決める諸要因、(b)政治体制に対する特定化トラスト、(c)民主主義的統治とトラストの関係、という3つのポイントを中心に近年の研究を整理してみたい。

(a)一般化トラストのあり方を決める諸要因

一般化トラストを決める要因としては、社会構造および個人の社会的属性や経験を重視する研究が多い。

たとえば、上述のようにウスライナーは楽天的価値観、社会の経済的平等感が人々の一般化トラスト認識を形成する上で本質的なものとしてとらえた上で、個人の社会的属性については、個人の経験や教育レベル、人種が影響することは認めたが、所得レベル自体の影響は認めなかった。また、ビョルンスコフは内生性や因果関係の方向性に注意しつつ変数のクロス・カントリデータの統計的分析を行ったが、それによると、所得の不平等性、宗教、特にカソリックやイスラーム、共産主義の歴史的経験は一般化トラストを低下させ、君主制の存在は逆にそのレベルを上げるという。しかし、エスニック集団の混交や教育、法秩序については明確な影

響は見いださなかった [Bjornskov 2006]。

また、アメリカの意識調査データを使ったアレシナとフェッラーラの研究は、一般化トラストと重なる「人種間トラスト」を対象とした研究で、経験、教育、所得といった個人的要素、差別されてきた集団に属しているかどうか、居住地が人種的に混在しているかどうか、および所得格差が大きい地域かどうか、などの要素がトラストのレベルに影響を与えるとした。ただし、これらの要素のうち人種の混在については、一種の媒介変数であり、もともと人種の混在を嫌う人はその傾向を助長するが、そうではない人はトラストの低下にはつながらなかった [Alesina and Ferrara 2002]。一方、マーシャルとストールはアメリカ・デトロイトの調査から、白人と混在して居住している黒人の方が、黒人だけで固まって居住している者よりも白人との社会交流が頻繁で、一般化トラストが高い傾向にあることを見いだした [Marshall and Stolle 2004]。

人種も含めてエスニック集団の混交がトラストにどう影響するかは重要なテーマであるが、上述の研究と同じように、いくつかの研究はエスニック集団の混交や接触それ自体がトラストの低下につながることはないことを示している。バーリー等のロシア連邦のタタールスタン共和国、サハ共和国のサーベイに基づく研究では、身内のエスニック集団 (ingroup) へのトラストは異なるエスニック集団へのトラストの障害とはなっていないことが示された。それでは、どのような要因が異なるエスニック集団間のトラストを支える要因になっているのかというと、彼らによれば政府に対する信用 (confidence) が重要な働きをしている可能性がある。政府への

信用が媒介となってエスニック集団間のトラストが橋渡しされると考えるのである [Bahry et al. 2005]。また、個人と国のマルチレベル・モデルを適用したアンダーソンとパスケヴィシュートの研究によると、民主主義が発展していない国では、言語的不均質性は人々の間のトラストを減じるが、エスニック集団の不均質性は明確な影響はないという [Anderson and Paskeviciute 2006]。

このように、人々の社会認識における一般化トラストは、社会構造および個人の社会的属性や経験との関係において説明されることが多い。しかし、政治制度や体制の役割を重視する見方も重要である。たとえば、上述のバーリー等の研究の後半では政治制度の重要な役割が指摘された。政治制度は社会全体を覆うがゆえに、さまざまな特定化トラストをつなぎ合わせ、一般化トラストの形成に寄与するという考え方である。ここから、制度、特に政治体制こそが一般化トラストの源泉であるという考え方が出てくる。ロスシュタインとストーレは、国家制度のうち特に警察や司法などの秩序維持機関が効率的かつ平等に機能することこそが、一般化トラストの維持に貢献しているとした [Rothstein and Stolle 2008]。

以上から、一般化トラストと密接な関係が指摘される変数として、経済的不平等性とそこから発生する不平等感がまず指摘されなければならないだろう。また、特定の宗教 (カソリックやイスラーム) との関連や個人的経験も、その重要性が指摘される。インドのような多民族国家にとって重要なのは多様なエスニック集団間のトラストの問題であるが、これに関しては人種やエスニック集団の「多様性や混在」自体が

一般化トラストを減じるという研究は少数派である。「多様性や混在」がマイナスに働くのは、異なるエスニック集団に属する人の間で、あらかじめ何らかの「異質感」、「嫌悪」などが存在する場合である。そのような場合は、エスニック集団の多様性や混在はエスニック集団間のトラストを低下させる。逆に、そのような初期条件がない場合は、かえってトラストを促進する可能性がある。

しかし、その他の変数については、多くの国に共通するような要因は指摘し難い。たとえば教育レベルは一般に重要な変数であるが、一般化トラスト研究については重要であるかどうか判断が分かれている。注目すべきは、政治体制が一般化トラストを促進する要因であるという主張である。この点も含めて政治体制に対する特定化トラストの研究を次に概観してみたい。

(b)政治体制に対する特定化トラスト

特定化トラストについては、特定化される集団が何なのかによって、そのあり方を決める要因は大きく違ってくる。重要なのは政治体制に対するトラストである。これは、政権交代などで短期的に変動しうる政府と、あまり変化しない政治制度に対するトラストにさらに分けられる。

政治体制に対するトラストと一般化トラストとの関係は国によってかなり違い、実証的に一般化は難しいともいわれる [Newton 1999, 179-180]。ロッターの言うように、「社会を信頼する人間」は何でも信頼する「馬鹿」ではない [Rotter 1980]。社会を信頼する人間が政治体制を信頼しやすいというのは、無条件には当てはまらない。しかし、ズメリーとニュートンは、より適切な質問項目と尺度で構成されたヨー

ロッパ社会サーベイ (European Social Survey) のデータを用いて、個票レベルで両者の間に明確な相関を見いだしている [Zmerli and Newton 2008]。また、アメリカの世論調査データを時系列分析したキーレは、政府へのトラストは、長期的には「市民活動 (civic engagement)」や「人々へのトラスト (interpersonal trust)」という社会関係資本によって影響されることを見いだした [Keele 2007]。この例では「人々へのトラスト」という一般化トラストから政府へのトラストにポジティブな影響があることになる。

それでは政治体制に対するトラストはどのような要因によって左右されるのであろうか。この分野ではアメリカを対象とした研究が充実している。1970年代までの選挙民の意識調査に基づく研究では、政府へのトラストに対して、職業や所得など社会的属性の多くは影響力をもたず、それよりも個人の経験や政治態度が重要であるといわれた [Citrin 1974, 973]。後者には社会一般に関する認識や政府の「実績」に対する認識が含まれる。選挙時の意識調査に基づいて研究を行ったヘテリントンも、行政府や議会への政治的トラストは、個人の社会的属性というよりも、経済状況が良いという認識、政府や議会が有能であるという認識によって高まることを見いだした [Hetherington 1998]。ニュートンとノリスの研究は、政治制度へのトラストが社会心理学的、あるいは社会文化的な要因ではなく、政府の実績によって高まることを示している [Newton and Norris 2000]。上述のキーレの研究も、政府の経済運営など「実績」が政治トラストの上昇につながることを指摘している [Keele 2007]。また、時系列分析によってチャンレー等も経済実績の影響、さらには、政治疑

獄および犯罪が明確な影響を与えることを見いだしている [Chanley, Rudolph, and Rahn 2000]。これらの研究から、政府の経済や治安面での「実績」は、人々の政府に対するトラストに大きく影響を与えることが確認される。

(c)民主主義的統治とトラストの関係

上述の(a)の諸研究で扱われた一般化トラストやそれと重なるトラスト概念は、さまざまなエスニック集団、民族などを含む社会に広く及ぶトラストである。本稿では社会に広く及ぶトラストという側面を強調したいので、以下では一般化トラストを改めて「社会的トラスト」と呼ぶこととする^(注5)。さて、社会的トラストや政治体制へのトラストは、政治経済体制のなかでどのような機能を果たすと考えられているのであろうか。

基本的な主張は、トラストは政治社会がうまく持続するための社会的、心理的なインフラになるというものである。たとえばカプステインとコンヴァースは、若い民主主義国が独裁化することなく民主主義の足場を固め、さらにクライアンティズム、レント・シーキングが発達することを抑え込み、経済開発を成功させるためには、適切な政治的競合が維持されることが必要としたが、そのためには政治的、経済的な力が集中することを防ぐ役目をする、有効で信頼に足る制度があることが重要とした [Kapstein and Converse 2008, 120]。そこでは社会的トラストや政治体制へのトラストの存在を前提にした政治的競合があることが重要とされている。民主主義を定着、安定化させるためのトラストの必要性は、これまで参照してきたほとんどすべての研究が指摘するところである。

トラストが経済の円滑で効率的な運営にも不

可欠とされるという点についても、肯定的研究が優勢であると思われる。たとえばナックとキーファーの研究では、社会的トラストのレベルが高い国ほど経済実績は良いことを見いだしている [Knack and Keefer 1997]。またキーファーは、若い民主主義体制では指導者は社会において信用がないため、パトロン・クライアント関係とレント・シーキングが蔓延し、一般の人に広く渡すべき公共財を適切に供給できなくなるとした [Keefer 2007]。彼が分析対象とした「政治的信用 (political credibility)」は、政府へのトラストと同じものと理解できる。それが公共財の円滑な供給の重要な要因であるということである^(注6)。

最後に、「政治的有力感 (efficacy)」の重要性も指摘しておきたい。政治的有力感は、「政府へのトラスト」や「民主主義制度へのトラスト」と密接に関係している可能性がある。なぜならば政治的有力感をもつ人とは、自分の行動が何らかの政治的影響力をもちうる可能性があると感じ、また、政府も人々の要求に応じる姿勢があると認識している人々であるから、そこには政府や民主主義制度に対する何らかのトラストがあると考えられる [Craig, Niemi, and Silver 1990]。そして政府や民主主義制度に対するトラストは「民主主義的統治」を評価する認識につながっていくであろう。このように「政治的有力感」は民主主義的統治に対して密接な関係をもちうる。また、それは政府や制度の「実績」に対する認識によって影響されるであろう。

以上のほかにも「寛容性」や「連邦制」といった要素が、民主主義的統治とトラストをめぐる問題でインドのような多民族国家では重要であろう。しかし、それを分析に含めることは

分析を散漫にするのでここでは扱わない^(注7)。

2. インドにおける社会関係資本と民主主義研究

インドについては、パトナム等の研究から刺激を受けて社会関係資本をテーマとした研究が少なからずみられるようになったが、社会的トラストや政治体制へのトラストを中心に据えた研究は少ない。よって、ここでは社会関係資本の研究を対象として本稿との関係で重要なポイントを述べるにとどめたい。

インドの社会関係資本研究のひとつの特徴は、一部の欧米の研究にみられる、社会関係資本が社会の発展にプラスに働くという考え方を無条件には受け入れていないことである。カーストなどさまざまな社会的亀裂に悩むインドにおいては、特定社会における社会関係資本の発展は社会全体の発展には必ずしもつながらない。特に社会関係資本が、伝統的なカースト団体や宗教セクトなどの団体の密度で判断されると、それは社会全体の協調行動や信頼にかえて分裂を持ち込む可能性を高める。また、社会関係資本のレベルが団体の密度ではなく、社会的トラストを含む社会の連携や協調を基準として判断されるとしても、それが民主主義の発展、経済発展などに自動的につながるという主張はむしろ少ない。たとえばクリシュナはラージャスターン州とマディヤ・プラデーシュ州の村の実証的研究から、社会関係資本はそれ自体では村の経済開発、共同体の平和、および民主主義的参加には貢献しないと示した。社会関係資本の役割は、ただ社会と行政・政治をつなぐ有能な教育ある層＝新しいエージェンシーが発展の役目を担おうとするときに、より良い環境を提供す

ることにあるという [Krishna 2002]。社会関係資本があれば自動的に政府行政機関がうまく機能するという考えは、オディシャ州の事例観察でも否定的である [Mohapatra 2004]。

社会関係資本と民主主義の関係をインドのコンテキストのなかで考えたバッタチャリヤ等の論文集も、さまざまな社会的亀裂が交差するインド社会で「社会関係資本」が概念として重要であったとしても、それが現状では市民社会の発展や開発の進展に重要であり得るのか疑問を投げかけている。たとえば、スダ・パイはウツタル・プラデーシュ州で村の公的な自治体である「パンチャーヤト」を観察して、社会関係資本はカーストなどの狭い範囲では確かに存在するが、それを超えて広く農村社会には存在しないと結論づけている。そのような状況では村の指導者は社会的紛争を収め、村全体の開発のためのトラストと協調規範をつくり出すことはできないとする [Pai 2004]。一方、ウッタラーカンド州の村の様子を観察したジャヤールは、分裂した社会では政治的競争を伴う民主主義や近代的な開発は、地域内の格差や分裂を助長し、元々あった社会関係資本をむしろ破壊してしまうとしている [Jaya 2004]。このように、インドでは社会関係資本は社会の狭い集団内でしか存在せず、それがゆえに、公的な開発や政治がうまく機能する基盤となり得ないし、逆に開発や上からの政治によって弱体化するとする主張が目立つ。

社会関係資本が狭い範囲でしか存在しないことを認めるとして、しかしなお、広範囲の社会関係資本が社会の発展のために必要とされるならば、政府の働きかけによって広範囲の社会関係資本をつくり出すことができないか、という

発想が出てくる。その場合、重要なポイントは第1項(a)の後半で述べたように、分裂した集団が政府へのトラストを焦点としてまとまり得るかどうかであろう。これに関してはセラの研究が示唆的である。セラは発展途上社会研究センター（Centre for the Study of Developing Societies: CSDS）による1996年の選挙調査で使われた質問を基に州を単位とした分析を行ったが、彼女の研究は州政府、地方政府、役人に対するトラストと、諸団体への参加レベルは密接に相関することを見いだしている [Serra 2001]。この結果を敷衍すれば、政府へのトラストが広範な人々の間で広がれば、それだけ社会の諸団体が政府を介して連結されるということになり、その意味で社会関係資本は広がる可能性がある。いわば、政治・行政「制度」が広範な社会関係資本を形成するという可能性である。近年の研究でこのような可能性を示しているのが、ミトラとシンである。

ミトラとシンはCSDSの主に1996年と2004年の調査に依拠して、政治的有力感をもち、かつ、民主主義体制を正統なものと認める人を「民主主義体制に賭ける人＝ステークホルダー (Stakeholders)」と定義し、その割合が、1971年、1996年、2004年においてそれぞれ29.7パーセント、45.1パーセント、53.4パーセントと着実に増えていることを見いだした [Mitra and Singh 2009, 16]。その意味でインドの民主主義は着実に根を下ろしていると評価するのであるが、そのような人々の認識における民主主義の定着は、近代的制度および制度へのトラストの発展と密接に関わっているとする [Mitra and Singh 2009, 39]。このような民主主義制度への高いトラストは、パキスタンを除き、南アジアで広くみら

れる [CSDS 2008, 55]。

以上のように、インドにおける研究は社会関係資本が中心であり、その開発や民主主義に対する影響が分析の中心となっている。しかし、社会関係資本の指標として「団体」という指標が有効ではない、あるいは不適切であるという認識は広まっていると考えられ、それに反比例して実質的に「トラスト」の分析が重視されつつあるように思われる。特に、政府に対するトラストは多様な諸集団をつなぎ民主主義体制を安定化する鍵となるのではないか、という考えが浮かび上がっていることは注目される。

以下ではこのようなトラスト研究の状況を踏まえて、インド大都市部の人々のトラストと民主主義をめぐる認識構造を分析する。

Ⅱ インド大都市部住民のトラストと民主主義に関する認識モデル

前節の議論から、本稿のトラストと民主主義をめぐる議論では「社会的トラスト」、「民主主義制度へのトラスト」、「政府へのトラスト」、「民主主義的統治」を基本的な分析ターゲットとする。そして、後に述べる「権威的統治」がこれに付け加わる。本節では、さらにどのような変数が分析に付け加えられ、そして、データからそれらの概念がどのように抽出されたかを説明し、その上で、モデル形成のプロセスを説明する。

1. データと構成概念の抽出

インドではさまざまな世論調査が行われている。特に近年は投票行動への関心が強く、連邦下院選挙など大きな選挙のたびに調査が行われ

ている。しかし、社会や政府に対するトラストなどを質問項目として含んだものはあまりない。ここでは、そのような項目を含み、アジア諸国を網羅する国際比較世論調査、「アジア・バロメーター」のデータに依拠して分析を進める。インドについては2003年および2005年のデータが公開されている（2011年現在）。2003年はデリー、ムンバイ、コルカタ、チェンナイの4大都市、2005年はそれに加えて、バンガロール、アーメダバード、ハイデラバードの計7都市の住民が調査対象となった^(注8)。この大規模な比較調査の利点のひとつは、「World Values Survey」など先行する欧米の諸調査と部分的に同じ質問項目を含むことで、その意味で欧米の諸研究と共通のベースをもち得るという点である。ただし、この調査は応答者の属性としてインドで重要な意味をもつ「カースト」が調査されておらず、この点で一定の制約がある^(注9)。

表1は同サーベイから採用した質問項目と、それを研究目的に合わせて加工したプロセスを示している。加工プロセスは表中(4)～(6)に示した。重要な点は、いくつかの質問項目をまとめたことである。複数の質問項目をまとめる理由は、ひとつの質問項目では質問状況や個人差によって大きな測定誤差が生じる可能性が高いが、複数の質問をまとめれば誤差は相殺される可能性が高く、また、類似した質問の背後には共通の構成概念があると考えられ、それをとらえるためには複数の質問の応答をまとめた方が構成概念の実態に接近できると考えられるからである。因子分析を抽出方法として適用したリースケンスとフーゲの研究によると、そのようにしてまとめられた「一般化トラスト」はヨーロッパの多くの国の間で、そして一定の時間が経っ

ても安定である [Reeskens and Hooghe 2008]。

本稿でも複数の質問の回答を、その背後の構成概念に近づけるために統合した。具体的には、まず、政治社会認識として関連すると考えられる複数の質問項目に探索的因子分析を適用し、抽出すべき因子数および因子を構成する個々の質問を推定した（表中(4)）^(注10)。具体的には主成分主因子法を適用後、固有値1以上の因子についてプロマックス斜交回転（ $\kappa=4$ ）を適用した^(注11)。ただし計算は2003年および2005年のデータをまとめて行った。諸変数の両年間の平均値の相対的構造を乱さないようにするため、そして時間的にあまり変化しないより安定した因子を抽出するためである。その後、まとめるべき質問群に同様に探索的因子分析を適用して各々ひとつの因子を抽出した（表中(5)）^(注12)。(5)の右列の値は、各質問事項の因子負荷量であり、その大小によって因子＝具体的質問の背後に潜在する「構成要素」の性格がより明確に理解される。たとえば、質問番号の q10, q11, q12はいずれも一般化トラストに関連した質問と考えられるが、その因子負荷量は0.768, 0.806, 0.396であり、q10, q11の比重が、q12よりも目立って大きい。前2者の質問項目は社会が一般に信頼でき、助けになるかという認識に関するものであるのに対し、後者は、見ず知らずの人を助けるかどうかという具体的行動に関する質問であり、それぞれ「抽象的認識」と「行動のための具体的認識」である。前2変数の比重の方がかなり大きいことも考えて、この構成概念は抽象性が高い「社会的トラスト」とした（表中(7)）。

ただし表中(5)から(7)に移る過程で、応答者がどの都市に属するかによる影響をできるだけ除

表 1 本稿で使用される変数の作成

質問 番号	質問	回答のコーディング*	因子の探索	因子の確定/ 因子負荷量	他の 修正	変数名
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
q10	あなたは一般に人々が信用できると考えますが、それとも、人々ときあうのに注意しすぎることではないと思いますか？	1 (信用できる), 2 (注意すべき), 9		0.7683		
q11	あなたは一般に人々が助けになると考えますが、それとも、人々は自分のことばかり考えていると思いますか？	1 (助けになる), 2 (自分のことばかり), 9	EFA により, 1因子を確認	EFA-1 (0.553)	都市差 修正	社会的トラ スト
q12	あなたは誰かが道でなくしものをしたのを見かけたら、立ち止まって助けてあげますか？	1 (常に立ち止まり助ける), 2 (他の人がしなければ助ける), 3 (たぶん立ち止まって助けはしない), 9		0.3960		
q25_1	貧困			0.5292		
q25_4	テロリズム			0.6559	都市差 修正	暴力的脅威 感
q25_6	あなたは以下の問題について懸念していますか？		「q25」に含まれるすべての質問について EFA により, 2因子とその因子に強く関連する変数 ((1)列) を確認	0.6135		
q25_12	犯罪			0.6452		
q25_2	社会における経済的不平等			0.6937		
q25_5	環境破壊 / 汚染 / 天然資源の問題	1 (懸念), 0 (不記入)		EFA-1 (0.695)	都市差 修正	経済・社会 不安感
q25_9	保健問題			0.7144		
q25_10	経済問題			0.5657		
q27a	社会の利益			0.6159		
q27b	のため以下		「q27」に含まれるすべての質問について EFA により, 2因子とその因子に強く関連する変数 ((1)列) を確認	EFA-1 (0.788)	都市差 修正	政府へのト ラスト
q27d	の制度はど			0.8886		
q27e	れだけ信頼 できま			0.886		
q27f	か？	1 (とても信頼), 2 (ある程度信頼), 3 (あまり信頼しない), 4 (まったく信頼しない), 9		EFA-1 (0.735)	都市差 修正	民主主義制 度へのトラ スト

q28a	政府は以下の問題に関してどの程度うまく対処しているか？	経済	1 (とても良く対処), 2 (大体良く対処), 3 (あまり良くない), 4 (まったくだめである), 9	「q28」に含まれるすべての質問について EFA により, 2 因子とその因子に強く関連する変数 ((1)列) を確認	EFA-1 (0.846)	0.6416	都市差修正	政府評価：政治経済
q28b		政治的腐敗				0.7384		
q28c		人権				0.6759		
q28d		失業				0.7734		
q28e		犯罪				0.7713		
q28f		行政サービスの質				0.6517		
q28g		移民の増加				0.7082	都市差修正	政府評価：エスニック問題
q28h	選挙への参加	民族紛争	1 (毎回), 2 (大体), 3 (時々), 4 (まれ), 5 (行かない), 6 (投票権なし), 9	EFA により, 1 因子を確認	EFA-1 (0.795)	0.8692		
q28i		宗教対立				0.8578		
q30a	以下の社会, 政治に関する質問にどの程度同意しますか？	国政選挙	国の統治者の間で広範囲に腐敗がある。	「q31」に含まれるすべての質問について EFA により, 1 因子とその因子に強く関連する変数 ((1)列) を確認	EFA-1 (0.984)	0.9810	都市差修正	選挙参加
q30b		地方選挙				0.9810		
q31b	以下の社会, 政治に関する質問にどの程度同意しますか？	概して言えば, 私のような人々には, 政府の政策あるいは行動に影響を及ぼす力はない。	1 (強く同意), 2 (同意), 3 (同意も否定もしない), 4 (不否定), 5 (強く否定), 9		EFA-1 (0.785)	0.6975	都市差修正	政治的有感
q31c		政治および政府は非常に複雑なので, しばしば何が起っているか理解できない。				0.5613		
q31d		概して言えば, 国会に選ばれた人はいったん選ばれば, 公衆について考えることをやめてしまう。				0.7216		
q31f		政府の役人は, 私のような市民が思うことに注意をほとんど払わない。				0.7491		
q31g						0.6645		

q34a	次の統治システムをどのように思いますか？	議会または選挙の制限のない強力なリーダーによる統治	「q34」に含まれるすべての質問についてEFAにより、2因子とその因子に強く関連する変数 ((1)列) を確認	EFA-1 (0.497)	0.7909	都市差修正	権威的統治
q34b		特別の分野での専門知識をもった官僚などの専門家が国にとって最良と考えることに従って決定がなされるシステム	1 (非常に良い), 2 (まあ良い), 3 (悪い), 9		0.7909		
q34c		軍政		EFA-1 (0.315)	-0.7573	都市差修正	民主主義的統治
q34d		民主主義の政治システム			0.7573		
F1	性別	1 (男), 2 (女)					男性
F2	年齢	年数					年齢
F3	教育レベル	1 (正式な教育なし), 2 (小中学校), 3 (高校), 4 (高校レベルの職業・技術学校), 5 (専門学校, 技術学校), 6 (大学以上), 9					教育レベル
F4	英語能力	1 (まったくわからない), 2 (非常に少し), 3 (日常生活に十分な程度会話できる), 4 (流暢に話せる), 9					英語能力
F5	結婚	1 (結婚している/したことがある), 0 (その他)					結婚
F8IN	所得	5段階, 99 (未回答)*					所得
		ヒンドゥー (1, 0, のダミー変数)					ヒンドゥー
		ムスリム (1, 0, のダミー変数)					ムスリム
F9	宗教	キリスト教徒 (1, 0, のダミー変数)					キリスト教徒
		仏教徒 (1, 0, のダミー変数)					仏教徒
		シク教徒 (1, 0, のダミー変数)					シク教徒

RegionIN 都市	デリー (1, 0, のダミー変数)	デリー
	ムンバイ (1, 0, のダミー変数)	ムンバイ
	チェンナイ (1, 0, のダミー変数)	チェンナイ
	コルカタ (1, 0, のダミー変数)	コルカタ
	バンガロール (1, 0, のダミー変数)	バンガロール
	ハイデラバード (1, 0, のダミー変数)	ハイデラバード
	アーメダバード (1, 0, のダミー変数)	アーメダバード

(出所) データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。

(注) * : (3)はオリジナルのコーディング。多くの場合, 「より良い状況」が低い得点となっている。その場合, 解釈しやすいように「より良い状況」が高得点となるように値を反転させて(4), (5), (6), (7)列の処理に提供した。またコーディングの「9」は「わからない」であり, その場合は「欠損値」として扱った。
: 所得の区分は名目表示による区分で示されている。2003年と2005年では区分は異なるが, 一致する境界値で統一的に区分した。

EFA : 探索的因子分析 : 主成分主因子法を適用の後, 固有値 1 以上の因子についてプロマックス斜交回転 ($\kappa=4$)。「欠損値」を含むサンプルはリストワイズで排除。

EFA-1 : 探索的因子分析 (主成分主因子法) で 1 因子を抽出。「欠損値」を含むサンプルはリストワイズで排除。「()」内の数値は因子を構成する諸変数の「信頼性係数 (Cronbach's α)」。
ただし, すべてのカテゴリカル順位変数であるため基になる相関行列はポリコリック (polychoric) 相関係数を計算して使用した。

都市差修正 : 2003年, 2005年のデータを結合した上で, 都市ダミー変数を各変数に回帰させその残差を得ることによって都市の違いの影響を除去。

表2 都市による違いの修正

	R ²
社会的トラスト	0.0907
暴力的脅威感	0.1053
経済・社会不安感	0.0336
政府へのトラスト	0.0634
民主主義制度へのトラスト	0.0312
政府評価：政治経済	0.0625
政府評価：エスニック問題	0.0409
選挙参加	0.0173
政治的有力感	0.1304
権威的統治	0.1069
民主主義的統治	0.0663

(出所) データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。

く修正を行った。多民族国家インドは州による社会的、政治的状況の差異が非常に大きい。たとえばヒンディー語圏に属し連邦の首都であるデリーと、長らくインド共産党（マルクス主義）に率いられた左翼戦線の支配下にあったベンガル語圏のコルカタ、独特のドラヴィダ民族主義の傾向をもつ地方政党の支配下にあるチェンナイ、そしてインドの中ではメトロポリタンのな雰囲気をもちつつも地域主義排外的傾向も垣間見せるムンバイは、それぞれ独自の社会、文化、政治風土をもつ。このような州の間の差を考慮しないと、分析は思わぬ間違いを犯す。しかし、そのような地域差を組み込むことはモデルの複雑性を大幅に増し、理解を難しくする。よってここでは地域差要因を大まかに除いた上で、その他の要因の分析に集中する。そのため(5)で得られた因子に各都市を表すダミー変数を回帰させ、その影響を差し引いた残差を求めた（表中(6)）。その重回帰分析による決定係数（R²）は表2に示したが、いずれも全体の分散の1割にも満たない。ただし、「政治的有力感」につい

ては約13パーセントとなっており、大都市によって、「政治的有力感」にある程度の違いがあることがわかる。

他の変数についても同様なプロセスで統合と修正が施された。政治体制への特定化トラストの指標としては「政府へのトラスト」および「民主主義制度へのトラスト」が抽出された。前者は「中央政府」と「地方政府」への信頼を統合した概念であり、その時々と与党によって短期に変化することが予想される。後者は「国会」、「法システム」、「警察」という民主主義体制の中核たる法・秩序維持制度に対する信頼である。探索的因子分析を適用すると諸制度に対するトラストはこのように2つに分かれる。それは応答者が諸制度をそのように分類して認識していることの反映と考えられる。また政治体制へのトラストと関係するものとして「選挙参加」を抽出し、他の構成概念との関係を検証する。

以上のような政治体制の2つのトラストと関係する可能性があるのが、政府実績に対する評

価である。物価や失業問題などに対する対応、そしてインパクトは落ちるが、エスニック問題への対応などの政府の実績は、有権者の政府に対する評価を大きく左右するが[近藤 2009a]、そのような政府評価の変動は、研究レビューで述べたように、政府や民主主義的制度に対するトラストを左右する可能性がある。これを検証するため、政治や経済面での政府の実績の評価である「政府評価：政治経済」と、民族や宗教の紛争や移民問題が政府によってどのように扱われているかを評価する「政府評価：エスニック問題」を抽出した。

一方、研究レビューで「政府へのトラスト」や「民主主義制度へのトラスト」との相関が指摘されている「政治的有力感」も抽出した。これは、政治を理解することができ政治に何らかの影響を与え得るし、政治体制も市民の要望に応じる可能性があるという認識であるが、それは上述のように「民主主義的統治」とも関係する可能性が高い。また、「社会不安感」に関連する、貧困、テロ、紛争、犯罪などについての「暴力的脅威感」と、経済的不平等や社会、経済問題への懸念の表れである「経済・社会不安感」も抽出した。社会が不安であるという認識は、「政治的有力感」を左右する可能性があるし、また、過去の研究が示すように「社会的トラスト」と何らかの関係も予想されるからである。

次に、どのような政治的統治形態をより好ましいものとするか、これに関して、民主主義を好ましく認識し、軍政を嫌う「民主主義的統治」、および、強力なリーダーと専門家による指導を評価する「権威的統治」という2つの認識パターンを抽出した。注意すべきはこの2つ

の統治概念は完全に正反対のものではないという点である。民主主義体制の下でも強力な指導者は現れるし、官僚など専門家は必要とされる。最後に、個人の社会的属性である所得、教育レベル、性、年齢、宗教を検討すべき変数に加えた。

以上の因子抽出の過程で注意すべきは因子の信頼性係数^(注13)である。特に「社会的トラスト」、「権威的統治」、「民主主義的統治」については値が0.6以下であり、因子を構成する変数間の整合性という点からは一般的には問題が残るとされる。値が低い大きな理由は質問項目の数が2, 3個しかないことで、これは質問構成による限界である。しかし、探索的因子分析を通して選択された変数の組み合わせであり、かつ、政治社会認識として一定の意味のある組み合わせと考えられるので、ここではそのまま採用した。たとえば、もっとも低い値(0.315)を示す「民主主義的統治」は「軍政」と「民主主義の政治システム」に対する善し悪しの判断を合成したものであるが、前者を「悪い」という認識は後者が「良い」という認識に密接につながると考えられるし、逆もそうであり、このような統合は実質的に意味がある。

なお、この段階で探索的因子分析により抽出された因子は、以下のモデルでは単に一変数として扱われる。

2. トラストと民主主義の認識モデルの探索

モデルを構成することが次の作業である。第I節で述べたように、トラストと民主主義が人々の認識においてどのように位置づけられているか、多くの変数がかかなり複雑に絡み合っていることは間違いのない^(注14)。そのような認識の

構図に接近するために、本稿では2003年と2005年のデータを平均・共分散構造分析によってまとめて分析する。2004年は連邦下院選挙が行われ、その結果、中央でインド人民党（Bharatiya Janata Party: BJP）を中心とする国民民主連合（National Democratic Alliance: NDA）から、会議派を中心とする統一進歩連合（United Progressive Alliance: UPA）に政権が移った年である。したがって2年と短期間であるが、2時点で一定の政治認識の変化があった可能性がある。2時点のデータを同時分析することによって、短期の政治変動が諸変数にどのような変化を及ぼしたか確認できる可能性がある。

第Ⅰ節で述べたように、トラストの既存研究で重要変数として意見の一致がみられるのは「経済的不平等」などごく少数の変数しかない。しかも、時系列分析で変数間の因果関係を探ったキーレの研究は一定の説得力をもつものの、概して因果関係の方向性は確定したとは言い難いように思われる。これは因果関係が一方的なものではなく、双方向性をもつ可能性があることや、調査対象の社会構造の差異などによるのではないと思われる。特に欧米先進国とインドのような国では社会構造も、そして政治社会変化の様相も大きく異なるがゆえに欧米の既知の知見はあまり参考にならないかもしれない。よって本稿では既存研究の成果は参考にしつつも、基本的にはデータから帰納的に知見を得ることによって問題に接近したい。その場合大きな手がかりとなるのが、2003年、2005年のデータを込みにして計算された表3の相関係数行列である。煩雑さを避けるために、ここでは最終的にモデルに残った変数についてのみ示した^(注15)。

(a) 主要変数間の関係

本稿で主要分析対象となる変数は「社会的トラスト」、「政府へのトラスト」、「民主主義制度へのトラスト」、「民主主義的統治」、「権威的統治」である。よってこれら5つの変数間の関係をまず検討してみたい。相関係数行列からうかがえる大まかな関係は、図1のようになるだろう。「民主主義制度へのトラスト」と「政府へのトラスト」の相関は非常に高く、これらは密接に関係している。政府は短期的に変化する可能性が高く、それに対して制度は長期的に安定して存在するにもかかわらず、人々の認識においてはかなりの程度一体なのである。インドが議会制民主主義を維持する以上、選挙で選ばれた政党の指導者が政府＝執行部に就き、そして政府執行部が行政制度を動かす。よって、人々の認識において両者が密接に関わるのは自然であろう。この点を踏まえると、2つの変数の背後により基本的な「政治体制へのトラスト」という認識が存在するとすべきであろう。その上で、「政治体制へのトラスト」と「民主主義的統治」が密接に関係することも極めて自然と考えられる。民主主義体制のなかで体制を信頼するということは、すなわち、民主主義的な統治システムを肯定していることにほかならないからである。そして「民主主義的統治」へのプラスの評価は、「権威的統治」へのマイナスの評価につながる。相関係数行列から読み取れるこのような変数の関係は、インド政治の「常識」と無理なく一致すると言ってよい。

問題は「社会的トラスト」と「権威的統治」の間のプラスの相関である。相関の程度は低いとはいえ、1パーセント水準で統計的に有意な正の相関は実態に裏打ちされたものなのである。

表3 相関係数行列

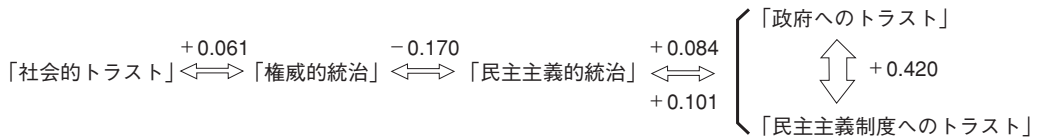
	社会的 トラスト	暴力的 脅威感	経済・社 会不安感	政府への トラスト	民主主義制度 へのトラスト	政府評価： 政治経済	政府評価：エ スニック問題	政治的 有力感	民主主義 的統治	権威的 統治	教育 レベル	英語 能力
欠損数を引いたサンプル数	2,005	2,060	2,060	2,019	1,954	1,904	1,776	2,005	1,947	1,921	2,054	2,051
社会的トラスト	1.000											
	—											
暴力的脅威感	-0.081	1.000										
	0.000	—										
経済・社会不安感	-0.093	0.241	1.000									
	0.000	0.000	—									
政府へのトラスト	0.026	0.022	-0.020	1.000								
	0.253	0.321	0.365	—								
民主主義制度へのトラスト	-0.024	-0.021	0.011	0.420	1.000							
	0.306	0.365	0.624	0.000	—							
政府評価：政治経済	0.018	-0.023	0.044	0.219	0.257	1.000						
	0.440	0.327	0.053	0.000	0.000	—						
政府評価：エスニック問題	0.021	0.000	0.028	0.139	0.112	0.606	1.000					
	0.388	0.994	0.232	0.000	0.000	0.000	—					
政治的有力感	-0.001	-0.073	-0.052	0.024	0.032	0.233	0.119	1.000				
	0.964	0.001	0.020	0.289	0.165	0.000	0.000	—				
民主主義的統治	-0.020	-0.019	0.045	0.084	0.101	0.131	0.067	0.174	1.000			
	0.392	0.406	0.048	0.000	0.000	0.000	0.006	0.000	—			
権威的統治	0.061	-0.011	0.068	0.013	0.078	0.126	0.079	-0.127	-0.170	1.000		
	0.008	0.646	0.003	0.573	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	—		
教育レベル	0.022	-0.003	0.070	-0.009	-0.035	-0.035	-0.020	0.014	-0.033	-0.012	1.000	
	0.336	0.894	0.002	0.688	0.118	0.124	0.392	0.535	0.145	0.611	—	
英語能力	-0.013	0.002	0.101	0.005	0.023	-0.034	-0.076	0.056	-0.006	0.017	0.662	1.000
	0.566	0.928	0.000	0.820	0.301	0.144	0.001	0.013	0.790	0.450	0.000	—

(出所) データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005 より筆者計算。

(注) 1) 全サンプル数は2,060個 (2003年822個、2005年1,238個)。2 組の変数間で欠損値を除いたペアワイズの相関係数。リストワイズで削除すると583個 (28.3%) の削除となり、情報をかなり浪費することになるのではペアワイズで計算した。

2) 上段が相関係数。下段が⁸ Pearson の積率相関係数に基づく統計的有意性。

図1 主要な5つの構成概念の基本的関係



(出所) 筆者作成。

(注) +, - はそれぞれ正の相関, 負の相関を表す。

うか。「社会的トラスト」は社会共同体に信頼と安定性を求める認識に密接に関係すると考えられる。インドでは民主主義政治は必要と認識されているが、同時にさまざまな問題を抱え、批判されるべきものとしても認識されていることを考えると、社会的トラストの高い人は、腐敗やスキャンダルが多発する民主主義的統治よりも、強いリーダーとテクノクラートによる統治に信頼と安定性を見いだす可能性がある。この点は全体の構図のなかで再検討してみたい。

以上の変数に密接に関係するのが「政治的有効感」、政府実績に対する認識である「政府評価：政治経済」や「政府評価：エスニック問題」、そして、社会不安を表す「暴力的脅威感」や「経済・社会不安感」である。

「政治的有効感」は多くの変数と相関している。相関が高いのは、「民主主義的統治」や「権威的統治」という統治認識である。また「政府評価：政治経済」や「政府評価：エスニック問題」との相関も高い。政治的有効感が民主主義的統治や政府の評価に対する認識に密接に関連することは従来の研究結果に沿う。また相関のレベルは落ちるが、「経済・社会不安感」や「暴力的脅威感」など社会不安認識とも一定の相関があることも理解できよう。社会不安が高まれば政治的有効感も低下する可能性が高いと考えられるのである。

次に「政府評価：政治経済」と「政府評価：エスニック問題」であるが、まず指摘されるべきは両者が互いに深く関係するという点である。これは、両者が政府という同じ対象に対する評価である以上、人々の認識においては密接に相関せざるを得ないからであろう。これらの政府評価と「政治的有効感」の相関は上で指摘したとおりである。一方、これらの評価は「政府へのトラスト」や「民主主義制度へのトラスト」、すなわち政治体制へのトラストを高めるという関係も読み取れる。政府の実績の評価が政治体制のトラストを高めるというのは従来の研究と一致する。

「経済・社会不安感」や「暴力的脅威感」など社会不安認識と政治的有効感との相関はすでに指摘したが、それに加えて「社会的トラスト」との相関も指摘される。社会不安が高まれば社会的トラストが低下するとも考えられるが、社会的トラストが短期間に変化し難いことを考えると、逆に、社会的トラストがもともと低い人がより強く社会不安を感じるという関係も考え得るであろう。

最後に、以上の主要変数に社会的属性の諸変数が関係する可能性も考えられる。特に教育は、過去の研究で示されるようにトラストに一定の影響を与える可能性がある。

以上、主要変数間の関係を既存研究および相

関係数行列を参考にしてラフにスケッチした。次の段階では、このようなラフスケッチにさらに関連変数を肉付けし、出てきたモデルが統計的に妥当なものか検討し、必要があれば修正する。この作業を繰り返し、与えられたデータにできるだけ適合するようにモデルを改善していく。作業は基本的に探索的、帰納的なものであるが、そのために採用した手法が共分散構造分析（平均・共分散構造分析も含めて）である。共分散構造分析は重相関分析を拡張した手法ともいわれるが、与えられたデータ変数間の共分散構造と研究者が考えたモデルから推定される共分散構造を比較し、モデルを改善していく手法で、今日では多方面で使われている。極めて柔軟にモデリングが行えるため、本稿のような多くの変数間の複雑な関係を検証するためには適した方法といえる。

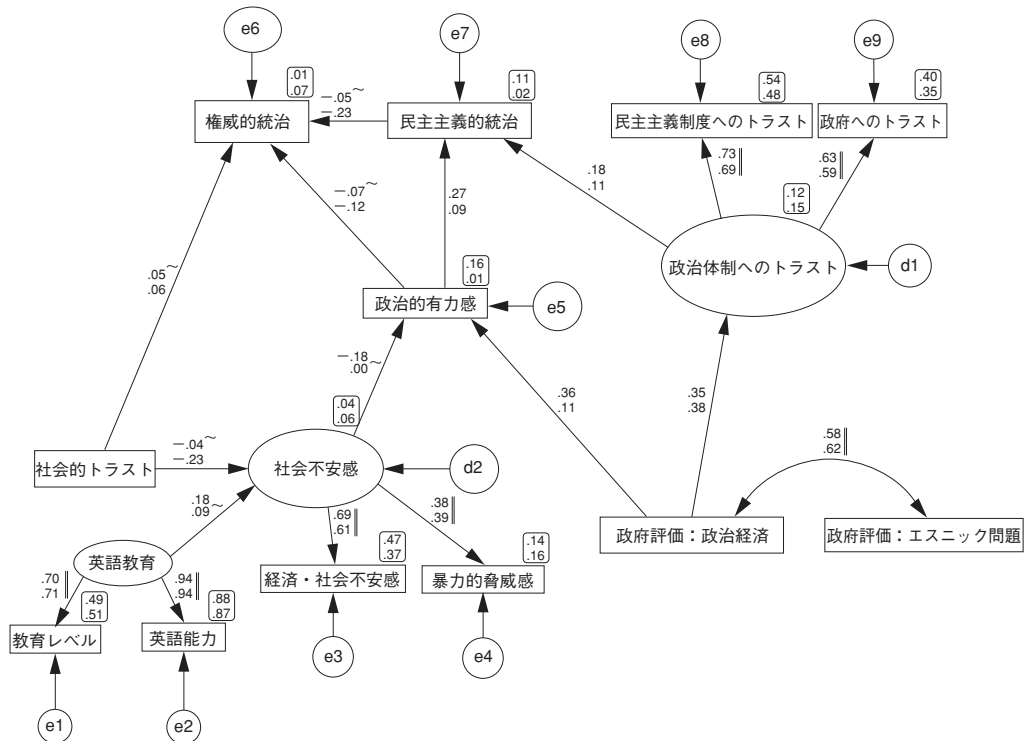
(b) 2 母集団平均・共分散構造分析によるモデルの確定

図2は、上述のラフスケッチを基本として最終的に確定したパス図によるモデルである。探索は表3の相関係数行列を分析した(a)の考え方に沿って大まかにモデルをつくることから出発した。それに加えて、「英語能力」、「教育レベル」、「社会的トラスト」は安定した変数であることがデータから明らかになったので、2003年と2005年のその平均値は等しいという基本的制約を置いた^(注16)。このような設定から出発して、その後は2003年と2005年のサンプルに対するモデルの適合度を判断基準として帰納的方法でモデルをつくり上げた。結果に行き着くまでには多くの試行錯誤があるが、その過程は紙面の関係で示すことはできない。以下は要点のみの説明である。

i) まず(a)の議論に沿って組まれたモデルのパス図を2003年、2005年のデータを込みにして最尤法に基づく共分散構造分析によって修正、改善していく。途中の各段階ではGFI (Goodness of Fit Index), AGFI (Adjusted GFI), CFI (Comparative Fit Index), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), AIC (Akaike Information Criterion) などの適合度指標が改善されるようにモデルを修正する。ただし、この段階では共分散構造分析を適用するため欠損値をリストワイズで削除したデータを適合度計算に用いている^(注17)。

ii) また、いくつかの変数はその背後に共通する因子があると考えた。具体的には上で議論したように、「民主主義制度へのトラスト」と「政府へのトラスト」を説明する「政治体制へのトラスト」因子、そして、「経済・社会不安感」や「暴力的脅威感」の背後に「社会不安感」因子が想定された。これら因子から各変数に伸びるパス係数は全体の構図の中で統計的に最適となるように定められるが、これら2つの因子に関しては係数も高く、また、両年間で大きな差もない。一方、「政府評価：政治経済」と「政府評価：エスニック問題」については、両者は互いに深く関係し、背後に何らかの因子を想定した方が良いとも考えられるが、因子を構成すると因子から「政府評価：政治経済」の標準化パス係数は「1」を超える。これはあまり好ましい状態とは言えない。また、モデルの適合度は改善しないか、やや低下する^(注18)。よってこの因子は構成しない。この場合、両者の間で明確な因果関係の方向は想定し難いので、関係は因果関係ではなく「相関」（双方向矢印）とした。

図2 政治社会と「トラスト」の構図：2003年，2005年（標準化解）



(出所) データベースAsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。用いたソフトウェアは Amos 18.0.0 である。

(注) サンプル数は 2060 (2003年822個, 2005年1,238個)。欠損値は完全情報最尤推定法 (FIML) によって処理した。

各数値の上段が 2003 年の値, 下段が 2005 年の値。

各内生変数の右上の角が取れた四角で囲った数値は決定係数 (R^2) を表す。

右肩に「~」が置かれている係数は 5 %以上の確率で有意でないことを示す。

「e*」「d*」(*は数字): 観測変数および因子に対する誤差変数を表す。

縦の 2 本線が右に置かれている 2003年, 2005年の 2つの係数はその間に等値制約が置かれていることを示す。

外生変数間の相関は検討の結果なしと設定した。実際に計算された相関係数もほぼゼロである。

「社会的トラスト」の平均値は 2003年, 2005年の間で等しい, 「英語教育」, 「教育レベル」については両年ともゼロという等値制約が置かれている。

iii) 次にその他の関連する変数をモデルに組み込む。その場合, 適合度の改善がほとんどみられない変数は, 本質的にモデルにとって重要とは考えられないので組み込まない。その結果「教育レベル」と「英語教育」のみが取り入れられた。この両変数の相関は高く, 背後に「英語教育」という因子があると考えた。適合度を基準とした試行錯誤によると, 「英語教育」因

子は主要変数との間では「社会不安感」を説明するものとしてモデルに組み込むのがもっとも適当である。

iv) 全体のパス図が概略確定したら変数間の因果関係の方向 (一方矢印) を想定した方向で良いかどうか, 向きを反転して検証し, 適合度が良好な方向を採用する。

v) 2003年と2005年の 2つの母集団単独で適

表4 暫定的モデルの適合度

2003年単独								
モデル	GFI	AGFI	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
	0.971	0.954	0.903	0.869	0.945	0.925	0.944	0.045
2005年単独								
モデル	GFI	AGFI	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
	0.975	0.960	0.903	0.870	0.935	0.911	0.934	0.046
2003年、2005年集団同時推定								
モデル	GFI	AGFI	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
	0.973	0.957	0.903	0.870	0.939	0.917	0.938	0.032

(出所) データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。

(注) GFI, AGFI, CFI, RMSEA 以外の適合度は, NFI (Normed Fit Index), RFI (Relative Fit Index), IFI (Incremental Fit Index), TLI (Tucker-Lewis Index)。

合度を算出し、各々、良好な適合度であることを確認した後、2集団の同時推定を行い、適合度が良好であることを確認した(表4)。

vi) 最後に、元のデータセットに基づき2母集団平均・共分散構造分析を行う。欠損値の処理は完全情報最尤推定法(Full Information Maximum Likelihood Estimation)によって処理し、データの情報を最大限活用する。その過程で2集団の間で、因子と一部のパス係数の安定性を確認する。因子不変については表4での単独集団の適合度は良好なので、配置不変はすでに問題ないといえる。したがって確認すべきは測定不変、具体的には「政治体制への信頼」から「政府へのトラスト」に行くパス係数、「社会不安感」から「暴力的脅威感」に行くパス係数、そして、「英語教育」から「教育レベル」へ行くパス係数が、2集団間で統計的に差異がないかどうか確認する^(注19)。また「政府評価:政治経済」と「政府評価:エスニック問題」との相関係数にも等値性を想定する。4つのパスで

「等値制約」を付けたモデルと、付けなかったモデルで全体として統計的に差異があるかないかは、両モデルのカイ2乗(χ^2)を検討した。両モデル間のカイ2乗の差は5.989、自由度の差は4であり、確率値は0.200となり、統計的に両モデルの間に有意な差があるとはいえない。また、適合度指標のひとつであるAICも等値制約ありの場合が、418.947、等値制約なしの場合が420.958と、前者の方がよりモデルである。よって等値制約ありのモデルを採用する^(注20)。

以上の過程を経て最終的に到達したのが、図2のモデルである。パス係数、決定係数は上段が2003年の値で、下段が2005年の値である。また適合度は $\chi^2=268.947$ と自由度105で統計的に有意となるが、これはカイ2乗統計量がサンプル数に敏感に影響されるため本稿のようにサンプル数が多いモデルでは致し方ない。その他の適合度は表5に示したが、RFIの値はやや低いものの、その他の値は概ね良好な値を示すといっていよう(参考までに、上述の4つの母

表5 最終（等値制約）モデルの適合度：2母集団平均・共分散構造分析

モデル	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA	AIC
等値制約	.918	.879	.949	.922	.948	.028	418.947
（等値制約なし）	.920	.877	.949	.920	.948	.028	420.958

（出所）データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。

数制約のない等値制約なしのモデルについても示した）。よって概ね適合の良いモデルと判断される。

3. 得られたモデルの検討

得られたモデルを検討してみたい。最初に注意すべきはモデルに取り込まれなかった変数である。個人の所得や年齢、そして「ヒンドゥー」や「ムスリム」などの宗教変数、これらはモデルにとって重要ではないということになる。特にヒンドゥーとムスリムの宗教対立が大きな政治的課題となってきたインドにおいて、少なくとも近年のインドの大都市部では宗教変数がこの認識モデルにおいて重要ではないということは^(注21)、通常の生活において宗教は社会的トラストや政治へのトラストへ大きな影響は与えていないということを意味する^(注22)。この結果は多様なエスニック集団の混在そのものは社会的トラスト、政治体制へのトラストに大きな影響を与えないとする第I節の一般論と整合的である。

社会的属性変数で重要なのは「英語教育」のみである。モデルでは、英語教育レベルの高い人は社会的不安感が強いという結果が2003年の場合、はっきりと出ている。英語教育レベルの高い人の中心は中産階級であろう。したがって、NDA 政権期の大都市部の教育ある中産階級は社会不安を感じる傾向にあったことがわかる。

次にモデル全体の構図を検討する。2003年と2005年のパス係数を比較してみると「社会不安」、「政治的有力感」、「民主主義的統治」、「権威主義的統治」に関するパス係数の絶対値はそれほど高くなく、また兩年間で安定しない。パス係数がそれほど明確な値を示さないのは、これらの変数同士の関係がもともと個人レベルではあまり一様でないからであろう。また2年の間で差が生まれるのは2003年から2005年に政権がBJPを中心とするNDAから、会議派を中心とするUPAに変わったことで、兩年間で人々の政治社会認識がかなり変化したことを示すものと思われる。後述するが、たとえば、2003年に比べて2005年には「政治的有力感」のレベルは顕著に大きくなり、「権威的統治」のレベルは顕著に低下していると推定される（表7）。このような変化は、2004年に、より強力な政府を目指したNDAから、相対的に「大衆」の生活をより重視したUPAに政権が交代したという変化を考えなければ理解できないであろう。ただ、2003年と2005年の統計的に有意なパス係数の方向（プラス・マイナス）は一致しているので、2003年から2005年にかけてモデルの構造が決定的に変わったということは考える必要はないと思われる。

以上の点に注意しつつモデルを眺めると、もっとも大きな特徴は、「社会的トラスト」と「社会不安感」の部分と、「政府評価：政治経

済」と「政治体制へのトラスト」の部分に分かれていることであろう。前者に関しては基本的に「社会的トラスト」が「社会不安感」を低下させるという関係になる。2003年はその関係は不明確で、2005年の方が明確にその関係が表れている。

後者に関しては、両年で安定かつ明確に「政府評価：政治経済」は「政治体制へのトラスト」を増加させるという関係が読み取れる。政府が実績を上げれば、確実に政治体制へのトラストはかなりの割合で増大する。ただし注意すべきは、政府を評価する場合「政府評価：政治経済」が第一義的に重要なのであって、「政府評価：エスニック問題」は直接的には重要でないという点である。経済的不平等やその他の経済問題、保健や環境問題など、これらの人々にとって日常的に重要な問題が政府によって解消されることが政治体制への明確なトラスト上昇につながるのであって、民族紛争、宗教対立、移民問題などの諸点における実績は間接的な効果にとどまる^(注23)。

重要な点は、両方の部分は基本的に独立しているという点である。「社会不安感」は政府ではなく社会から発する以上、政府評価から基本的に独立していると考えるのは自然である。また「社会的トラスト」と「政治体制へのトラスト」が基本的に関係をもたないという点も重要である。つまり第Ⅰ節で述べたように、社会的トラストと政府や制度に対するトラストとの関係は研究によって異なる主張がなされているが、少なくともインドでは別物であると考えられる。インドでは、人々は社会と政治体制に対する認識を分けているのである。

これら2つの部分をつなげるのが「政治的有

力感」と「民主主義的統治」である。さらに前者は後者に対してプラスの影響をもつから、「政治的有力感」はこの構図において重要な位置を占める。この「政治的有力感」に対しては「社会不安感」がマイナスの、「政府評価：政治経済」がプラスの影響をもつことが2003年にはっきりと表れている。しかし、問題は2005年の場合、関係性が不鮮明になることであり、特に「社会不安感」は説明力をもたなくなる^(注24)。「民主主義的統治」については「政治体制へのトラスト」や「政治的有力感」が増加すれば「民主主義的統治」を好ましいものとする認識が増えることが明確にわかるが、2005年にはその関係はかなり不鮮明になる。

「権威的統治」を好む認識については、まず、「社会的トラスト」との関係は弱いがプラスの関係にある。これは前に説明したようにやはり、社会的トラストの高い人は、腐敗やスキャンダルが多発し一種「ショー」と化した騒がしい民主主義的統治よりも、強いリーダーとテクノクラートによる専門的な統治に信頼と安定性を見いだす可能性があることを示唆している。しかし、関係性はかなり弱い。一方、「権威的統治」認識は、想定した通り、「政治的有力感」が高まり、「民主主義的統治」を好ましく思うにつれて減少することが確認できた。注意すべきは「権威的統治」と「民主主義的統治」の関係である。適合度からみて、「民主主義的統治」が「権威的統治」を説明することにしたが、これはどのような実態に根ざしているのであろうか。これについては、インド人は実際に選挙など民主主義政治は日々経験しているが、反対に「権威的統治」の経験はほとんどない、という事実によるところが大きいと思われる（1975～77年

の非常事態宣言期は除く)。よって「民主主義的なもの」に関する認識の方がより鮮明に形成される可能性が高く、したがって「民主主義的統治」認識の方が「権威的統治」認識より独立的と考えられるのである。

次に、各変数がパスを通して他の変数に対して総合的にどのような影響を与えるか、標準化総合効果を表6に示す。表は第1行の変数が左第1列の変数にどの程度の標準化総合効果を与えるか示したものである。上に説明したように2003年と2005年では認識に一定の変化があるが、その揺らぎの背景を詳細に説明することは難しいので、ここでは仮に標準化総合効果の絶対値が0.05以上の場合をかなり明白な関係が出ていると解釈して分析を集中すると、以下の関係が浮かび上がってくる。

すなわち、両年の表を概観すると、「英語教育」、「社会不安感」、「政治体制へのトラスト」などの因子とそれに連なる変数との関係を除けば、もっとも注目されるのが、「政府評価：政治経済」の重要性である。これが全体的に大きな影響をもつことは明らかである。政府の政治経済面における評価が高まれば、それは「政治的有力感」や「政治体制へのトラスト」を高め^(注25)、「民主主義的統治」に対する評価を上げ、かつ、「政治体制へのトラスト」を通じて「民主主義制度へのトラスト」と「政府へのトラスト」を高める。関連して、「政治的有力感」をもつことは「民主主義的統治」のポジティブな評価につながり、逆に「権威的統治」に否定的認識を高める。また「政治体制へのトラスト」が高ければ「民主主義的統治」のポジティブな評価につながり、「民主主義的統治」の評価が高ければ「権威的統治」に否定的認識が高まる。

これらの一群の変数のつながりは明白である。

次に「英語教育」の効果も無視できない。「英語教育」が指し示すのは中産階級以上の階層である。そのような階層は「経済・社会不安感」、「社会不安感」をもちやすいという結果となっている。

なお、「社会的トラスト」と「社会不安感」が以上の諸変数にほとんど影響を与えないという点を改めて指摘しておきたい^(注26)。

最後に、各変数の平均値と切片をモデルによって推定した値を表7に示す。政権交代を挟むこの2時点で、外生変数である「政府評価：政治経済」と「政府評価：エスニック問題」の平均値はやや減少しているが、両年間の差は統計的には有意ではなく、人々の政府への評価は大きな変化はないと考えられる。2003年から2005年にかけてインドの政治社会全体を揺るがすような大きな事件はなかったし、経済的にも2005年は2003年に比べて特に経済不況であったということもなく、これは実態を反映したものと考えられる。

解釈に注意を要するのは、内生変数の切片の理解である。切片であるから、これは他の変数の影響がゼロのときの平均値である。実際には他の変数の影響があるから、それも考慮しないと正確な位置づけは難しい。他の変数の影響を考慮しないという前提の下では、すべての内生変数の切片の差は明確に統計的に有意であり、両年間でこれらの変数で代表される政治社会認識に一定のシフトがあったことが推定される。

因子の平均値と切片に関しては図2のモデルでは両年ともゼロという制約を入れてあるため、表7には出てこない。それを計算するためには因子によって説明される観測変数の切片を両年

表6 標準化総合効果

2003年

	英語教育	社会的 トラスト	政府評 価：政治 経済	社会 不安感	政治的 有力感	政治体制 への トラスト	民主主義 的統治
社会不安感	0.182	-0.045	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
政治的有力感	-0.032	0.008	0.356	-0.175	0.000	0.000	0.000
政治体制へのトラスト	0.000	0.000	0.346	0.000	0.000	0.000	0.000
民主主義的統治	-0.009	0.002	0.156	-0.047	0.267	0.177	0.000
教育レベル	[0.697]	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
英語能力	[0.938]	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
経済・社会不安感	0.126	-0.031	0.000	[0.689]	0.000	0.000	0.000
暴力的脅威感	0.069	-0.017	0.000	[0.380]	0.000	0.000	0.000
政府へのトラスト	0.000	0.000	0.217	0.000	0.000	[0.629]	0.000
民主主義制度へのトラスト	0.000	0.000	0.253	0.000	0.000	[0.733]	0.000
権威的統治	0.003	0.045	-0.033	0.015	-0.083	-0.009	-0.050

2005年

	英語教育	社会的 トラスト	政府評 価：政治 経済	社会 不安感	政治的 有力感	政治体制 への トラスト	民主主義 的統治
社会不安感	0.091	-0.229	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
政治的有力感	0.000	0.000	0.109	0.002	0.000	0.000	0.000
政治体制へのトラスト	0.000	0.000	0.382	0.000	0.000	0.000	0.000
民主主義的統治	0.000	0.000	0.052	0.000	0.085	0.111	0.000
教育レベル	[0.713]	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
英語能力	[0.935]	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
経済・社会不安感	0.055	-0.139	0.000	[0.606]	0.000	0.000	0.000
暴力的脅威感	0.036	-0.090	0.000	[0.394]	0.000	0.000	0.000
政府へのトラスト	0.000	0.000	0.225	0.000	0.000	[0.588]	0.000
民主主義制度へのトラスト	0.000	0.000	0.265	0.000	0.000	[0.694]	0.000
権威的統治	0.000	0.063	-0.024	0.000	-0.135	-0.025	-0.227

(出所) データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。

(注) [] は因子とそれに連なる変数間の効果, 「■」はそれ以外で効果の絶対値が「0.05」以上のものを示した。

表7 モデルから推定される2003、2005年の平均値と切片、および、その差

平均値：	2003年			2005年			2003年と2005年の差	
	推定値	検定統計量	確率	推定値	検定統計量	確率	差	検定統計量
社会的トラスト [#]	-0.004	-0.208	0.835	-0.004	-0.208	0.835	-	-
政府評価：政治経済	0.016	0.454	0.650	-0.021	-0.745	0.456	-0.037	-0.817
政府評価：エスニック問題	0.018	0.499	0.618	-0.031	-1.058	0.290	-0.049	-1.046
切片：	推定値	検定統計量	確率	推定値	検定統計量	確率	差	検定統計量
	推定値	検定統計量	確率	推定値	検定統計量	確率	差	検定統計量
政治的有力感	-0.149	-4.186	***	0.099	4.252	***	0.248	5.827
民主主義的統治	0.079	2.278	0.023	-0.041	-1.500	0.134	-0.120	-2.718
権威的統治	0.15	4.632	***	-0.088	-3.210	0.001	-0.238	-5.609
民主主義制度へのトラスト	0.073	2.082	0.037	-0.053	-1.947	0.052	-0.126	-2.838
政府へのトラスト	-0.098	-2.893	0.004	0.066	2.469	0.014	0.164	3.801
暴力的脅威感	-0.064	-1.758	0.079	0.045	1.819	0.069	0.109	2.475
経済・社会不安感	0.095	2.750	0.006	-0.060	-2.184	0.029	-0.155	-3.517
英語能力 [#]	2.411	104.678	***	2.411	104.678	***	-	-
教育レベル [#]	4.088	115.798	***	4.088	115.798	***	-	-

(出所) データベース AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005より筆者計算。

(注) 確率の「***」は0.001以下である（0.1%以下）で統計的に有意であることを示す。

[#]：両年間で等値との制約を置いているので差の統計的有意性の検討は行わない。

検定統計量に関しては絶対値で「1.96」以上であれば5%水準で有意、「2.33」以上であれば1%水準で有意、「2.58」以上であれば0.1%水準で有意と判断される。

ともゼロとする制約を入れる必要があるが、その場合モデルの適合度は全体的に低下する。そもそも政治的社会的事件に影響される観測変数の切片を両年とも等しくゼロに固定化するのは現実にはそぐわない。ただし、「社会不安感」、「政治体制へのトラスト」は重要な因子であるので、両因子に関する観測変数のみ両年でゼロとし、その他の条件は変えないで計算した結果を示すことにする。切片は「社会不安感」の場合、2003年、2005年でそれぞれ「0.10」、「-0.05」、「政治体制へのトラスト」はそれぞ

れ「-0.02」、「-0.02」となる。よって他の変数の影響を考慮しないという前提の下ではあるが、2003年から2005年にかけて、「社会不安感」はかなり減少したが、「政治体制へのトラスト」は変化していないということになる。制約が一部異なるモデルでの算出ではあるが、一定の参考にはなるであろう。

繰り返すが、以上の切片の解釈は他の変数との関係において解釈する必要があり、それ自体で解釈をすると思わぬ誤謬を犯す可能性があるが、ここではこれ以上の考察は行わない。

考察と結論

以上のように、図2のパス図から大都市部の人々のトラストと民主主義に関する認識の構図がかなり鮮明に浮かび上がった。人々の認識構造において「社会的トラスト」や「社会不安感」など社会に対する認識と、「政治体制へのトラスト」に代表される政治体制に関する認識が分離されていることが最大の特徴である。これが意味するのは、「社会的トラスト」や「社会不安感」を大きく変動させるような事件や変動が起こっても、「政府評価：政治経済」や「政治体制へのトラスト」に影響を与えないということである。インド社会の基底レベルでは、社会経済変動過程においてカーストや宗派間の紛争や暴力、犯罪、差別などさまざまな問題が絶え間なく起こっている。このような問題は「社会的トラスト」を不安定化し、「社会不安感」を高めると考えられる。また社会の近代化は「英語教育」で代表されるような中産階級を成長させるが、彼らは社会不安に対してより敏感である。しかし、本稿で導き出したモデルに従えば、「社会的トラスト」が不安定化したり「社会不安感」が高まったとしても、それらは人々の認識構造において「政府評価：政治経済」や「政治体制へのトラスト」に影響を与えない。いわば、人々の認識において社会部門に対する認識と政治部門に対する認識が分離されているのである。したがって社会的トラストが低下したり、あるいは、社会不安感が大きくなったとしても、それは政府の実績評価が低下したり、政治に対するトラストが低下したりすることにはつながらない。このように社会的な

ものが政治的なものに悪影響、あるいは反対に好影響を与えないという意味で、政治に対する認識は「安定」しているといえよう。

しからば、なぜ社会に対する認識と、政治に対する認識が分離しているのであろうか。それは、選挙、議会（国会や州議会）、司法や警察など民主主義的諸制度は多くの人々にとって日常生活からかけ離れた領域であると認識されているから、と考えられる。5年をサイクルとして行われる選挙、その結果成立する国会、州議会などの政府、行政に対しては政治的安定、社会開発、経済成長など一定の期待が集まる。しかし、そのような高次のレベルの政治、民主主義過程は多くの庶民にとって「直接的」なつながりはない。このような状況が社会に対する認識と、政治に対する認識が分離している要因と考えられる。

最後に政治部門についてみると、繰り返しになるが、「政府評価：政治経済」は非常に重要な変数である。2004年以降現在まで政権を担当しているUPA政権期においては、平均的にみれば経済成長は独立後もっとも順調であり、モデルに従うと、それだけでも政治体制へのトラストを高め、民主主義的統治に対する評価を高めていると考えられる。

本稿はインドの大都市部の人々を対象として分析を行った。近年都市部と農村部で人々の政治認識はあまり差がなくなってきたといわれることから、本稿の分析はインドのかなりの部分に当てはまるであろうと予想される。しかし、当てはまるかどうか不明な地域も存在する。それはジャンムー・カシミール州や一部の北東部地域など、分離主義と暴力によって政治的不安定性と社会的不安定性がリンクしていると考え

られる地域である。そのような地域では民主主義体制と「トラスト」、そして政治的安定性という問題は別な角度から検討されることが求められるかもしれない。

(注1)「非常事態体制」と「憲政的独裁」との関係、インドの例を含めて論じたものとして、Lijphart [1978] を参照。

(注2) この点に関して、Mitra [2010] はインド民主主義の成功をインド「市民」の拡大という観点から実証的に論じている。

(注3) 本稿では「トラスト」と「信頼」を同じ意味概念として扱う。

(注4) 多くの指摘がある。たとえば以下を参照。Knack and Keefer [1997, 1284], Newton [1999, 172, 185], Marschall and Stolle [2004, 130], Rothstein and Stolle [2008, 441]。

(注5) 一般化トラストと重なる“social trust”という概念も、かなり広く使われている。たとえば Zmerli and Newton [2008]。

(注6) 民主主義、特に、政治的競合が公共財の提供にプラスに働く、という議論は多い。たとえば Lake and Baum [2001]。

(注7) これらの諸問題に関しては、たとえば Bermeo [2002], Peffley and Rohrschneider [2003]などを参照。

(注8) アジア・バロメーターの調査では多段階無作為サンプリング法によって都市部の住民を選出し、調査員による面接で質問票の回答を得ている。都市別のサンプル数は以下の通りである。

年	Delhi	Mumbai	Chennai	Kolkata
2003	206	216	200	200
2005	296	350	117	115
	Bangalore	Hyderabad	Ahmedabad	
	0	0	0	
	125	100	135	

(注9) 調査が大都市部という匿名性が強く、カースト意識がある程度低下する雰囲気の中で

行われていることから、農村におけるほどは、その影響は分析を左右しないのではないかと考えられるが、この点は将来の研究によって判断されるべきであろう。

(注10) リースケンスとフーゲによると、安定した構成概念を得るためには最低、3つの質問がまとめられるべきという。しかし、質問票の構成の制約もあり、また、実質科学的に意味のない統合を回避すべく、質問項目が2つしかなくともまとめた。ウスライナーは逆にひとつの質問項目しか使うべきでないとの考えであるが [Uslaner 2002, 70], リースケンスとフーゲの方が合理的と考えられる。

(注11) 変数には2値、3値、4値、5値しかとらないカテゴリカルな変数が多く含まれているため、多変量正規分布と考えることに無理があり、最尤法の適用は好ましくないだろう。また、できるだけ変数をまとめる、すなわち「共通性」を大きくするような手法を使った方がよいという判断から、主因子分析で初期の共通性の推定を各々1として、反復収束計算をする必要のない「主成分主因子法」を適用した。これは数学的には主成分分析と同じである。

(注12) 求める因子数がひとつだけであるならば、ほとんどの場合、一般に使われているどの手法もほぼ同じ因子を出力する可能性が高い [石川 2009]。よって、この因子数がひとつだけの探索的因子分析の場合にも「主成分主因子法」を適用した。

(注13) ここでは「Cronbach's α 」を指す。ただしすべてカテゴリカル順位変数であるため、基になる相関行列はポリコリック (polychoric) 相関係数を計算して使用した。

(注14) 本稿では共分散構造分析のモデルの通常用語法に従って「内生変数」は「他の変数から影響を受ける変数」、「外生変数」は「他の変数に影響を与える変数」と定義される。具体的には、モデル図では前者は他の変数から片端矢印を受ける変数である。ただし、両端矢印を受けることは「相関関係」を示すだけであり、それだけでは「内生変数」とはいえない。後者

は内生変数以外の変数として定義され、基本的に片端矢印の出発になる変数である。

(注15) すべての変数は基本的にカテゴリカル順序変数であるので相関係数は高くはない。基本的に最低4件(4値)以上の値をとるし、「都市差修正」を経ればその4倍の件数(値)を取り、16件(値)となる。よって線形関係の中で扱っても大きな誤謬は起こさないと考える。

(注16) これらの変数の2003年と2005年の平均値の差はt値による統計的検定では1パーセント以下では有意でない。特に「社会的トラスト」は10パーセント以下で有意でない。

(注17) この段階でリストワイズで削除するのは共分散構造分析を適用してGFIやAGFIを算出するためである。リストワイズでのサンプルの削除は欠損値以外の有用な情報も削除することとなり、望ましいものではない。そのような情報も最尤法で利用するためには、完全情報最尤推定法(Full Information Maximum Likelihood Estimation)を適用する必要がある、そのためには平均・共分散構造分析をしなければならないが、そうするとGFI、AGFIなどは出力されない(ソフトウェアはAmos 18を使用)。よって暫定的にリストワイズデータを使用する。28.3パーセントのサンプルがそれによって削除される。

(注18) たとえばAICは最終モデルでいくつかの母数について等値制約ありの場合が、418.947、なしの場合が、420.958。これに対して因子を設ける場合、前者が420.521、後者が423.351となる。AICは小さい方が良いモデルと判断されるので、最終モデルの方が良いということになる。

(注19) 統計学的には「政治体制へのトラスト」因子については「民主主義的統治」も因子を構成する変数であるし、また、「社会不安感」因子について「政治的有力感」もそうである。しかし、これらは実質科学的に因子が本来内包する変数とは考えられないし、また、パス係数も低く、2003年と2005年でその値がかなり異なる。よって測定不変を考える際にこれらの変数は含めない。言うまでもないが、「等値制約」を置く

のは「非標準解」におけるパス係数である。また、通常の手順に沿って、「政治体制への信頼」から「民主主義制度へのトラスト」に行くパス係数、「社会不安感」から「経済・社会不安感」に行くパス係数は既に「1」に固定している。

(注20) また、等値制約なしのモデルで対応するパス係数の差の統計的有意性を確認した。すべて5パーセント以下で有意ではなく、したがって統計的に等値としても問題ない。

(注21) 「ヒンドゥー」、「ムスリム」変数と「社会的トラスト」の相関係数は10パーセント以下で統計的に有意でない。

(注22) 2002年に大宗派暴動を経験したアーメダバードは2005年の調査対象都市であるが、そのなかではムスリムの応答者数はごくわずかである。このような状況もひとつの要因であろう。

(注23) 政府評価に関する2つの変数の位置を試しに逆にすると、適合度は明確に低下する。

(注24) これは誤差変数「e5」の中に「政治的有力感」を説明する有力な変数が含まれている可能性を示唆する。

(注25) 一例として、選挙における世論調査では選挙民は「物価」、「雇用」などを重要な争点と認識しているから、このような面で実績を上げなかった与党は選挙において「罰」せられ、反対に実績を上げた政権は評価される傾向がある[近藤2009a]。すなわち、この例では経済実績によって政府に対する支持が影響を受ける。政府に対する支持は政府へのトラストにポジティブに作用すると考えられる。このような例からも「政府評価：政治経済」が「政治体制へのトラスト」にプラスに働くことは支持される。

(注26) パス係数や標準化総合効果をはっきりと現れない変数間関係は、本稿で取り上げた変数以外に重要な説明変数が誤差変数に潜んでいる可能性を示唆するが、それは本稿の分析の限界となっている。

文献リスト

〈日本語文献〉

- 石川慎一郎 2009. 「因子分析における因子抽出法間の比較——日本人英語学習者の語彙学習方略データを利用して——」 統計数理研究所共同研究レポート 232 (http://language.sakura.ne.jp/s/ila/ishikawa_20090315a.pdf 2013年3月5日アクセス).
- 近藤則夫 2009a. 「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——」 間寧編『アジア開発途上国の投票行動——亀裂と経済——』アジア経済研究所.
- 2009b. 「インド民主主義体制のゆくえ」 近藤則夫編『インド民主主義体制のゆくえ——挑戦と変容——』アジア経済研究所.
- 2009c. 「インドにおけるヒンドゥー・ナショナリズムの展開——州政治とコミューナル暴動——」 近藤則夫編『インド民主主義体制のゆくえ——挑戦と変容——』アジア経済研究所.
- 2011. 「インド、パンジャブ州の『競り上げ』の政党政治の理解のための予備的考察」 間寧編「政治的寛容に関する先行研究概観と試論」調査研究報告書 アジア経済研究所 (http://www.ide.go.jp/Japanese/Publish/Download/Report/2010/pdf/2010_412_02.pdf).

〈英語文献〉

- Alesina, Alberto and Eliana La Ferrara 2002. "Who Trusts Others?" *Journal of Public Economics* (85): 207-234.
- Anderson, Christopher J. and Aida Paskeviciute 2006. "How Ethnic and Linguistic Heterogeneity Influence the Prospects for Civil Society: A Comparative Study of Citizenship Behavior." *Journal of Politics* 68 (4) (November): 783-802.
- Asia Development Bank 2006. *Key Indicators For Asia and the Pacific 2006*. Manila: Asia Development Bank.
- Bahry, Donna, Mikhail Kosolapov, Polina Kozyreva,

- and Rick K. Wilson 2005. "Ethnicity and Trust: Evidence from Russia." *American Political Science Review* 99 (4) (November): 521-532.
- Bermeo, Nancy 2002. "A New Look at Federalism: The Import of Institutions." *Journal of Democracy* 13 (2) (April): 96-110.
- Björnskov, Christian 2006. "Determinants of Generalized Trust: A Cross-Country Comparison." *Public Choice* (130): 1-21.
- Boix, Carles and Susan C. Stokes 2003. "Endogenous Democratization." *World Politics* 55 (4) (July): 517-549.
- Centre for the Study of Developing Societies (CSDS) 2008. *State of Democracy in South Asia: A Report*. New Delhi: Oxford University Press.
- Chanley, Virginia A., Thomas J. Rudolph, Wendy M. Rahn 2000. "The Origins and Consequences of Public Trust in Government: A Time Series Analysis." *Public Opinion Quarterly* 64 (3): 239-256.
- Citrin, Jack 1974. "Comment: The Political Relevance of Trust in Government." *American Political Science Review* 68 (3) (September): 973-988.
- Coleman, James S. 1990. *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Harvard University Press.
- Craig, Stephen C., Richard G. Niemi, and Glenn E. Silver 1990. "Political Efficacy and Trust: A Report on the NES Pilot Study Items." *Political Behavior* 12 (3) (September): 289-314.
- Hetherington, Marc J. 1998. "The Political Relevance of Political Trust." *American Political Science Review* 92 (4) (December): 791-808.
- Houle, Christian 2009. "Inequality and Democracy: Why Inequality Harms Consolidation but Does Not Affect Democratization." *World Politics* 61 (4) (October): 589-622.
- Jayal, Niraja Gopal 2004. "Democracy and Social Capital in the Central Himalaya: A Tale of Two Villages." in *Interrogating Social Capital: The Indian Experience*. eds. Dwaipayan Bhattacharyya, Niraja Gopal Jayal, Bishnu N. Mohapatra, and

- Sudha Pai. New Delhi: Sage.
- Kapstein, Ethan B. and Nathan Converse 2008. *The Fate of Young Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Keefer, Philip 2007. "Clientelism, Credibility, and the Policy Choices of Young Democracies." *American Journal of Political Science* 51 (4) (October): 804-821.
- Keele, Luke 2007. "Social Capital and the Dynamics of Trust in Government." *American Journal of Political Science* 51 (2) (April): 241-254.
- Knack, Stephen and Philip Keefer 1997. "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation." *The Quarterly Journal of Economics* 112 (4) (November): 1251-1288.
- Krishna, Anirudh 2002. *Active Social Capital: Tracing the Roots of Development and Democracy*. New Delhi: Oxford University Press.
- Lake, David A. and Matthew A. Baum 2001. "The Invisible Hand of Democracy: Political Control and the Provision of Public Services." *Comparative Political Studies* 34 (6): 587-621.
- Lijphart, Arend 1978. "Emergency Powers and Emergency Regimes: A Commentary." *Asian Survey* 18 (4) (April): 401-407.
- Marschall, Melissa J. and Dietlind Stolle 2004. "Race and the City: Neighborhood Context and the Development of Generalized Trust." *Political Behavior* 26 (2) (June): 125-153.
- Mitra, Subrata K. 2010. "Citizenship in India: Some Preliminary Results of a National Survey." *Economic and Political Weekly* 45 (9) (February 27): 46-53.
- Mitra, Subrata K. and V. B. Singh 2009. *When Rebels Become Stakeholders: Democracy, Agency and Social Change in India*. New Delhi: Sage
- Mohapatra, Bishnu N. 2004. "Social Connectedness and the Fragility of Social Capital: A View from a Village in Orissa." in *Interrogating Social Capital: The Indian Experience*. eds. Dwaipayan Bhattacharyya, Niraja Gopal Jayal, Bishnu N. Mohapatra, and Sudha Pai. New Delhi: Sage.
- Newton, Kenneth 1999. "Social and Political Trust in Established Democracies." in *Critical Citizens: Global Support for Democratic Government*. ed. Pippa Norris. New York: Oxford University Press.
- Newton, Kenneth and Pippa Norris 2000. "Confidence in Public Institutions: Faith, Culture, or Performance?" in *Disaffected Democracies: What's Troubling the Trilateral Countries?* eds. Susan J. Pharr and Robert D. Putnam. New Jersey: Princeton University Press.
- Pai, Sudha 2004. "Social Capital, Panchayats and Grassroots Democracy: The Politics of Dalit Assertion in Two Districts of Uttar Pradesh." in *Interrogating Social Capital: The Indian Experience*. eds. Dwaipayan Bhattacharyya, Niraja Gopal Jayal, Bishnu N. Mohapatra, and Sudha Pai. New Delhi: Sage.
- Paxton, Pamela 2002. "Social Capital and Democracy: An Interdependent Relationship." *American Sociological Review* 67 (2) (April): 254-277.
- Peffley, Mark and Robert Rohrschneider 2003. "Democratization and Political Tolerance in Seventeen Countries: A Multi-level Model of Democratic Learning." *Political Research Quarterly* 56 (3): 243-257.
- Przeworski, Adam, Michael E. Alvarez, Jose Antonio Cheibub, and Fernando Limongi 2000. *Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950-1990*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Putnam, Robert D., Robert Leonardi, Raffaella Y. Nanetti 1993. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- Reeskens, Tim and Marc Hooghe 2008. "Cross-cultural Measurement Equivalence of Generalized Trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)." *Social Indicators Research* (85): 515-532.
- Rothstein, Bo and Dietlind Stolle 2008. "The State and

- Social Capital: An Institutional Theory of Generalized Trust.” *Comparative Politics* 40 (4) (July): 441-459.
- Rotter, Julian B. 1980. “Interpersonal Trust, Trustworthiness, and Gullibility.” *American Psychologist* 35 (1) (January): 1-7.
- Serra, Renata 2001. “Social Capital: Meaningful and Measurable at the State Level?” *Economic and Political Weekly* 36 (8) (February 24): 693-704.
- Uslaner, Eric M 2002. *The Moral Foundations of Trust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Zmerli, Sonja and Ken Newton 2008. “Social Trust and Attitudes Toward Democracy.” *Public Opinion quarterly* 72 (4) (Winter): 706-724.

[付記] 本稿のデータは、以下のデータ・ベースに依拠している。データの使用を快く許可していただいたThe AsiaBarometer Project Executive Committeeに深く感謝いたします。

Inoguchi, Takashi, et al., AsiaBarometer Survey Data 2003 and 2005. These data were downloaded from AsiaBarometer Project (<http://www.asiabarometer.org/>) on October 26, 2011 with the prior permission of the The AsiaBarometer Project Executive Committee. “AsiaBarometer” is a registered trademark of Professor Takashi Inoguchi, President of University of Niigata Prefecture, Japan, Director of the AsiaBarometer Project (E-mail address: info@asiabarometer.org).

(アジア経済研究所地域研究センター，2012年5月8日受領，2013年7月3日，レフェリーの審査を経て掲載決定)