

第5章

ラテンアメリカの資源開発と抗議運動

——2008～2012年の18カ国世論調査データを用いたマルチレベル分析——

岡田 勇

はじめに

1990年代のいわゆる新自由主義改革によって規制緩和と外資誘致を実施したラテンアメリカ諸国は、2003年頃より国際コモディティ価格の高騰に伴う好景気を謳歌した。その一方で、石油・天然ガスや鉱物資源開発につきまとう環境汚染に対する抗議運動や、資源価格高騰期の利益分配をめぐる住民運動が目立つようになった。資源開発は精錬に用いる化学物質や採掘された鉱石粉塵などが環境汚染を引き起こしたり、大規模の土地や水資源を必要とするために農業従事者や地域住民と利益対立を起こしたりする可能性がある。またそれだけでなく、1990年代まで債務支払いと財政難に苦しんでいたラテンアメリカ地域では資源ブームが国家の財政収支を改善するとともに潤沢な財源を提供したため、人々のあいだで利益分配期待が生まれた。資源開発の増進に伴った収入増がラテンアメリカ諸国で政権や政策の左傾化を生み出した可能性はすでに指摘されているが (Murillo, Oliveros and Vaishnav 2011; Blanco and Grier 2013)、選挙での票の行方や政治家の視点を変えただけでなく、より直接的な政治参加を活発化させた可能性も想像できる。

このような背景にあって、資源開発と抗議運動との関係についての実証研究は端緒についたばかりである。これまで抗議運動一般については、ミクロ

レベルの個別事例を扱う研究が多かったが、近年ではラージNデータを基に各国の司法機関や議会、政党との関係に着目したマクロレベルの研究も出されている。そうしたミクロレベルの多様性やマクロレベルの対抗仮説をふまえたうえで、どこまで資源開発が抗議運動を引き起こすものと考えべきなのかについて、地域レベルでは未検証の課題である。

本章は、2000年代のラテンアメリカにおける天然資源開発が抗議運動にもたらしたマクロレベルの影響について、実証的に明らかにしようとするものである。入手可能な統計データを基に、2003年以降の資源好況が抗議運動の増加に及ぼしたマクロレベルの影響を計量分析によって検証する。統計データの入手可能性には制約があるために暫定的な検証にとどまるが、ラテンアメリカ世論調査プロジェクト（Latin American Public Opinion Project—以下、LAPOP）のサーベイ・データを用いたマルチレベル分析によって、資源開発という要因がもつ重要性について一定の見通しを示すことを目的とする。

デモや道路封鎖のような直接的な政治参加は、近年、「抗議運動」（protest）（Arce 2010）や「社会紛争」（conflictos sociales）（Calderón 2011）、「代替的な政治技術」（alternative political technologies）（Machado, Scartascini and Tommasi 2011; 2009）といったさまざまな用語で呼ばれてきたが、本章では「抗議運動」を用いる。これは、武力紛争と混同されやすい「紛争」や冗長な表現を避けるためだが、必ずしも政府に対する抗議に限定するものではなく、市民社会のアクターどうしの利益衝突も含む。ただし、同様の現象について原典で異なった用語が使われている場合は、関連個所に限って原典どおりの記述をする。

また、本章で天然資源あるいは単に資源という場合、基本的には、炭化水素（石油・天然ガス）と鉱物資源を指す。これらの資源の特徴として、価格がグローバル条件に依存すること、膨大なレント⁽¹⁾を生み出すこと、特定領域での飛び地産業であること、レントは国家に直接支払われること、が挙げられる。このような特徴が生み出す問題については第3節で論じる。

資源開発にまつわる抗議運動についてマクロレベル分析を行うことは、こ

れまで議論されてきた諸説を整理し、より明確な理解への出発点を築くという意義がある。他方で、個々の抗議運動の種類や特徴を峻別できない、詳細な因果メカニズムに立ち入れない、といった限界がある。本章は、抗議運動を扱ううえで、司法機関や議会、政党等といったほかのマクロレベルの影響を指摘した既存研究と対比させる形で、資源要因の重要性を問うことに意義を見出すものである。

以下、第1節では、2000年代以降、抗議運動について制度を中心としたマクロレベルの影響を主張する研究が表れてきたことを確認しながら、それらが同時期により重要であったはずの資源開発に目を向けてこなかったことを指摘する。つづいて第2節では、資源開発がなぜ抗議運動を一般的に増加させるかについての仮説を検討し、本章が扱う仮説と対抗仮説を明確にする。第3節では、抗議運動のマクロ分析におけるデータの利用可能性を検討する。第4節では、LAPOPのサーベイ・データを用いて分析を行う。最後にまとめと今後の課題を述べる。

第1節 リサーチクエスチョン

1. 先行研究——抗議運動のマクロレベルの傾向——

抗議運動に関する先行研究は、当事者やコンテクスト、参加や相互行為の過程、さらには当事者の認識といった要素に注目する、個別事例分析が大部分であったと考えられる。抗議運動といっても、それぞれの場所や時点のコンテクストがあり、それぞれの動員組織やレパートリー、さらには抗議運動が発生するタイミングというものが有り得ることは言を待たないであろう。2001年に改訂増補版が出された Eckstein (2001) は、そのエピソードで、初版が出された1989年と比べていかにラテンアメリカの社会運動が様変わりしたかを論じている。他方で、2009年10月～2010年9月のラテンアメリカ17カ

国の抗議運動に関して、報道ベースで得られたデータを分析した国連開発計画（United Nations Development Programme: UNDP）の研究は、主たるアクターや要求の内容がきわめて多様であることを強調している（Calderón 2011）。

本章が関心をもつラテンアメリカの資源開発についての抗議運動を扱った先行研究だけをみても、いかに人々が組織化されているかは各地で異なるし、住民が感じる資源プロジェクトの「脅威」は鉱山企業の対応や過去の経験などによって異なるため、抗議運動の様相も異なると指摘されてきた（ペルーについては De Echave et al. (2009) 参照）。

これに対して、およそ2000年以降にマクロレベルのデータの利用可能性が増えると、抗議運動を説明するマクロレベルの傾向に着目する研究が現れてきた。たとえば Arce (2010) は、政党が十分に制度的な政治参加を可能としていないために、非制度的な政治参加すなわち抗議運動が増加すると主張する。彼は、選挙変易率と有効政党数といった説明変数が、国際報道をベースとした Banks and Wilson (2013) の1978～2005年頃までの抗議運動データについて有意な説明力をもつと主張した。

また、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) は、司法、議会、官僚等を含めた政治制度全体の能力が重要であると主張する。問題は政党によるインプットだけでなく、制度全体のアウトプットの質が直接的な抗議運動を促すかどうかにおいて重要だというのである。彼らは専門家の意見に基づく司法、議会、官僚についての既存データから各国の制度指数を指標化し、LAPOP の2008年度調査における「過去12カ月間に抗議運動に参加した人の割合」を説明するうえで制度指数が有効であると主張した。

これらは、いずれも直観的には首肯できるような仮説を主張しているが、2000年代以降のラテンアメリカにおける抗議運動を問題化する場合、この時期に地域レベルのインパクトをもたらした資源ブームについて検討していない点は問題である。とくに、2008年の抗議運動データを扱う Machado, Scartascini and Tommasi (2011) の主張については、2003～2008年が資源価格の歴史的な急騰期であったことを思えば、制度指数という仮説よりも資源

ブームの影響の方が大きかった可能性が疑われる。

2. 資源開発と抗議運動へのマクロレベルからの接近

ラテンアメリカ地域、とくに多くの南米諸国では、天然資源が歴史的に各国経済のなかで大きな割合を占めてきた。20世紀末にラテンアメリカの資源賦存国では、ネオリベラル経済改革の一環として、資源開発における規制緩和と投資誘致が進められ、実際に1990年代以降、資源開発目的の外国投資が大量に流れ込んだ²⁾。こうした背景下で2003年以降、中国をはじめとする新興経済の急成長などから、資源価格の高騰が起きた。石油・天然ガス価格は、1990～2002年のあいだおよそ3～4ドル／百万BTU³⁾ほどで推移していたが、その後急騰し、2008年には12～16ドル／百万BTUとほぼ3～4倍になった。鉄・非鉄の主要鉱物資源の平均価格も、2002年時点と比べて2005年には約2倍、2011年には約4～5倍に跳ね上がった⁴⁾。2002～2006年に、南米主要国は過去20年間で最も高い経済パフォーマンスを示したが、資源が豊富な国では資源価格の高騰と輸出拡大がその多くを説明するものであった(Pérez and Vernengo 2008)。

2000年代の後半には、資源開発の促進は政権のイデオロギーにかかわらず各国で共通する風潮となった(Haslam 2010)。2000年代を通じて、炭化水素・鉱物資源の主要輸出国のほとんどが、資源への経済依存度を高めた。2001～2011年のあいだに、炭化水素・主要鉱物資源の輸出額が総輸出額に占める割合は、いわゆる急進左派政権が誕生したベネズエラ、ボリビア、エクアドルでそれぞれ8.4, 16.9, 36.2パーセントポイント増加したが、他方で穏健左派あるいは右派政権に属するコロンビア、チリ、ペルーでもそれぞれ26.6, 19.8, 14.6パーセントポイント増加した。

資源開発が盛んになる一方で、2003年以降の同時期には抗議運動あるいは街頭での政治参加の増加が指摘されるようになった。ボリビアとペルーについては、異なった視点からではあるが、抗議運動の増加を示唆する研究が出

されてきた。ボリビアについて Laserna (2011, 21-29) は、1990～2010年の20年間について、資源価格の高騰に起因する天然ガス輸出額の増加と国庫歳入額の増加に伴って社会紛争件数が増加したと指摘している。同期間の社会紛争件数と天然ガス輸出額との相関係数は0.75、国庫歳入額との相関係数は0.76で、高い相関を示す(筆者計算)。またペルーについても、2000年代に入って鉱業プロジェクトに関連した社会紛争の増加が注目されるようになった(Bebbington 2013; De Echave et al. 2009; Arellano 2011)。ペルーの護民官局(Defensoria del Pueblo)が公表している2006～2012年の社会環境紛争件数と、同時期の国庫歳入額および炭化水素・鉱物資源輸出額とを比べると相関係数は0.75、0.70(筆者計算)であり、資源レントの増加に伴って社会環境紛争も漸増したことがうかがえる。

以上の簡単な確認から、資源開発の高まりと抗議運動の増加には一定の関連性がありそうなことがわかる。では、このような資源開発の高まりによる抗議運動の増加という現象は、ラテンアメリカ域内の他国にも当てはまるのだろうか。またボリビアの例で Laserna (2011) は資源レントの増加が社会紛争一般の件数を増加させると主張するが、なぜ資源レントが資源開発プロジェクトに直接かかわらないものも含めて抗議運動を一般的に増加させるといえるのだろうか。本章は、どの抗議運動が資源開発に関係するのかという分類を行わず、各国の抗議運動一般と資源開発との関係を問題化する。これは、何が資源開発に関係する抗議運動なのかという峻別が実際には容易でないだけでなく、次節でみるように、資源レントによるマクロ効果があると想定することによる。

第2節 仮説——資源レントと抗議運動——

資源レントがいかに抗議運動を増加させるかについては、複数の因果メカニズムが考えられる。そのうちおもなものは、資源レントの増加による利益

分配期待と、環境汚染や有限資源をめぐる利益衝突である。

利益分配期待は、何がそもそも資源開発に際して国家や国民の「公正な」取り分なのかが確定しづらく、政治的に争われざるを得ないことに起因する。21世紀初頭の資源価格の高騰に直面して、国家は企業とのあいだで利益の取り分に関して契約と徴税方式の再調整を求められた (Acquatella et al. 2013)。しかし、資源価格がグローバル条件によって脆弱かつ予測不能ななかで⁽⁵⁾、投資に対するインセンティブを残しながら、中長期的に維持可能な契約・徴税方式をデザインすることはそもそも困難である。少し詳しく述べると次のような問題が生じると指摘される (Hogan and Sturzenegger 2010)。一般に、資源分野の契約・徴税方式の制度デザインでは、探査やインフラ敷設といった初期投資が高コストであるために企業収益が確保されるようなインセンティブが求められる。しかし、そのようなデザインだと、価格が高騰した場合に企業への寛大すぎる恩恵が国民の不満と社会的圧力を生み出してしまう。企業の投資インセンティブを確保するという条件と、社会的不満のない国家の取り分を確保するという条件を両立させるのがそもそも容易ではないのである⁽⁶⁾。

以上の問題は、資源好況によって国家や国民がどの程度の利益分配を受けられるか、増大した国家歳入をどのように分配すべきか、という問いと密接に関係する。いったい幾らを国と企業が分け合うべきかが自明とはいえない状況で、資源価格の変動によってさまざまな部門において支出拡大への期待が生まれる。そして、国家が資源以外の歳入源や公共支出について十分な管理能力を欠く場合、資源レントの増加に対する利益分配要求は政治闘争を生むのである。

資源レントの増加が、このようにして抗議運動を増加させるとの仮説は近年議論されるようになってきている。この仮説を支持するひとつの例は、ペルーの「鉱業カノン」(canon minero——企業から得た税金の一部を地方政府に分配する制度——)である。Arellano (2011) は、鉱業レントの増加に沸いた地方政府で、「レント・シーキング」(rent seeking) に基づく社会紛争が増加したこ

とを計量分析と事例研究から明らかにした。また前節でみたように Laserna (2011) は、ボリビアではさまざまな利益団体や社会組織においてレント・シーキング行動がみられ、そのような行動の現れとして近年の抗議運動一般を理解すべきだと主張する。

他方で、資源レントの増加は、企業による資源採掘活動の活発化ともかかわっている。資源開発は、特定の資源埋蔵地で実施せざるを得ないため、有限の土地・水・自然環境をめぐる住民と採掘企業のあいだで利益衝突が起きやすい。また過去に環境汚染が起きた例も多い。資源開発が対立する利益や認識をもつ人々のあいだで起きるために、抗議運動が起きる一般的な潜在性があるとも指摘される (De Echave et al. 2009)。この場合、抗議運動は特定の資源採掘サイトで発生するものではあるが、資源開発が大規模に推進されるとマクロレベルでも抗議運動の増加となって表れる可能性がある。

以上より、本章では次の仮説を検討する。

①「資源要因」説

資源レントが豊富あるいは増加すると、抗議運動が増加する。

これに対して、次のふたつは同様にマクロレベルの傾向を扱った先行研究の主張するものであり、主たる対抗仮説となる。

②「制度要因」説

司法・議会・官僚といった制度一般の能力が低いと、抗議運動が増加する (Machado, Scartascini and Tommasi 2011)。

③「政党要因」説

政党による政治代表能力が低いと、抗議運動が増加する (Arce 2010)。

ところで、先行研究によれば、①「資源要因」説と②「制度要因」説のあ

いだには何らかの相関関係がある可能性がある。いわゆる「資源の呪い」研究では、資源レントと制度の質について、密接な関係があるとする研究と、互いに独立した変数として扱う研究が存在する。前者の代表格は Karl (1997) による古典的な著作で、彼女は20世紀後半のベネズエラの事例を詳述するなかで、「石油国家は弱い巨人であり、何百ものレント・シーキングをする小人によって非効率的になり」(Karl 1997, 60), 「国家制度が整わない状況では資源依存国はますます既存制度を破壊し、財政肥大路線へとロックインされていく」と主張した (Karl 1997, 225-226)。しかし、資源レントと制度の質を互いに独立したものとして扱い、制度が資源レントの望ましくない効果を緩和すると主張する研究もある (Mehlum, Moene and Torvik 2006)。この点の検証には長期間のデータが必要なため、本章の分析では十分に掘り下げることができないが、後述するように分析の際に留意する。

第3節 抗議運動データ

前節では、資源開発と抗議運動についての仮説を検討したが、マクロレベルの実証研究に供することができるようなデータは限られている。抗議運動のラージNデータについては、報道等をベースとしたイベントカウント・データと、各国での一定人数への聞き取りによるサーベイ・データが存在する。しかし、いずれについても現時点で入手できるデータには一定の制約がある。

カウント・データには、国際報道を基にした Cross-National Time-Series (CNTS) データ (Banks and Wilson 2013) や国連開発計画とボリビアの Fundación UNIR が共同で行った Calderón (2011) のデータ、さらに各国で NGO や研究者が独自作成したデータが存在する。これらは抗議運動の要求や性質について実数や実態に近づける利点があるものの、①データ作成に莫大なコストがかかるためカバーし得る範囲に限界がある、②報道環境・動向

に依存する、③データ作成の方法論がさまざまであり複数のデータの統合は難しい、といった問題がある。

他方でサーベイ・データは、過去一定期間に抗議運動に参加したかどうかについての質問を各国数千人ずつに対して行った LAPOP データが公開されている。これは各国での市民の抗議運動への参加率を推定し得る信頼に値するデータであるが、①抗議運動の要求や種類などの詳細が把握できない、②紛争数や規模、継続期間を判別できない、③比較的最近のデータに限られる、といった問題がある。

データに制約があるなかで、本章では LAPOP の2008・2010・2012年データを用いる。このデータのメリットは、ラテンアメリカ18カ国について統一した方法論を用いた数少ないデータであり、国ごとに十分なサンプルが得られるため、資源要因の効果を地域全体で検証するのに最も有望だという点にある。LAPOP データの限界は、やはり個人の抗議運動への参加率以外の情報が得られないことだが、マクロ傾向について複数の仮説を検証するには十分である。

LAPOP データを用いることについてももう少し考えてみよう。表5-1は、2008・2010・2012年の LAPOP データについて、ラテンアメリカ各国の参加率の多寡を示したものである。また、各国の紛争件数の傾向について比較参照するために、2009年10月～2010年9月の各国主要新聞をベースにした UNDP データ (Calderón 2011) とも対比させている。LAPOP データで抗議参加率が高いアルゼンチン、ボリビア、ペルーといった国々は、UNDP データでも抗議件数が比較的多い。また、抗議参加率が低いエルサルバドルやコスタリカは、同様に抗議件数も少ない。比較対象の範囲が限られており、方法論のちがいもあるが、2008～2012年の LAPOP データはおおむね同時期の抗議運動の一般的傾向を表しているといえよう。

表5-1 LAPOP2008, LAPOP2010, LAPOP2012における抗議運動参加者数の概要

国	2008			2010			2012			UNDP 抗議件数
	n	抗議参 加者数	参加率 (%)	n	抗議参 加者数	参加率 (%)	n	抗議参 加者数	参加率 (%)	
アルゼンチン	1,486	391	26.31	1,410	212	15.04	1,512	121	8.00	205
ボリビア	3,003	884	29.44	3,018	340	11.27	3,029	508	16.77	261
ブラジル	1,497	81	5.41	2,482	146	5.88	1,500	70	4.67	161
チリ	0	-	-	1,965	71	3.61	1,571	143	9.10	70
コロンビア	1,503	128	8.52	1,506	103	6.84	1,512	131	8.66	93
コスタリカ	1,500	124	8.27	1,500	81	5.40	1,498	73	4.87	27
ドミニカ共和国	1,507	105	6.97	1,500	80	5.33	1,512	121	8.00	98
エクアドル	3,000	470	15.67	3,000	225	7.50	1,500	104	6.93	173
エルサルバドル	1,549	73	4.71	1,550	67	4.32	1,497	54	3.61	80
グアテマラ	1,538	134	8.71	1,504	128	8.51	1,509	107	7.09	168
ホンデュラス	1,522	241	15.83	1,596	105	6.58	1,728	108	6.25	103
メキシコ	1,560	121	7.76	1,562	99	6.34	1,560	59	3.78	98
ニカラグア	1,540	166	10.78	1,540	151	9.81	1,686	138	8.19	-
パナマ	1,536	155	10.09	1,536	74	4.82	1,620	58	3.58	189
パラグアイ	1,166	151	12.95	1,502	180	11.98	1,510	192	12.72	115
ペルー	1,500	258	17.20	1,500	182	12.13	1,500	195	13.00	244
ウルグアイ	1,500	134	8.93	1,500	171	11.40	1,512	114	7.54	132
ベネズエラ	1,500	250	16.67	1,500	123	8.20	1,500	55	3.67	101
合 計	28,407	3,866	13.61	31,671	2,538	8.01	29,256	2,351	8.04	2,318

(出所) 筆者作成。

(注) nはLAPOP2008, LAPOP2010, LAPOP2012のサンプルサイズ。「-」はデータ無。
 抗議参加者数の抽出方法は、調査によって若干異なる。LAPOP2008では過去12カ月間で、「公の場で何らかの示威行動や抗議行動に参加したことがあるか」との問いに「ある」または「ほとんどない」と回答した数（回答が「ある」「ほとんどない」「ない」の3択）。LAPOP2010とLAPOP2012では、同一の質問に対して「ある」と回答した数の合計（回答が「ある」と「ない」の2択）。なおLAPOP2008では当該質問への有効回答者数について各国に差があるため、正確には「各国で抗議運動に参加したと表明した人の数」と理解されたい。UNDP（国連開発計画）のデータは、2009年10月～2010年9月の各国での報道を基にした抗議運動件数。

第4節 分析

1. 分析モデル

本章は LAPOP データを用いるうえで、基本的に Machado, Scartascini and Tommasi (2011) と同様に、個人レベルの抗議運動への参加の有無（被説明変数）に対して、個人レベルの説明変数と国レベルの説明変数の効果をみるマルチレベル・モデルを採用する。ただし、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) が利用した LAPOP2008 データにはチリが含まれておらず、また一時点に限られるものでもあるため、抗議運動への参加について類似の変数データが得られる LAPOP2010 と LAPOP2012 を合わせて検証する。

ここで用いる分析モデルは、簡単にいえば次のようなことを行う。被説明変数は個人レベルであり、いくつかの個人レベルの独立変数が高い効果をもつことが Machado, Scartascini and Tommasi (2011) で明らかにされている。しかし、LAPOP データは国ごとにクラスター化されており、抗議運動について国ごとの傾向も十分に予測される。明らかにしたいのは、個人レベルの変数を補ってもなお国レベルの変数が効果をもつと説得的に主張できるか、とくに資源要因は制度や政党といった対抗仮説と比べてもそのような説明力をもつのか、にある。

分析にあたって、3つの点に注意する。第1に LAPOP 2008・2010・2012 をプールしてひとつのデータとして扱う。そのうえで、調査年のちがいによって生み出される測定方法や構造的なちがいをコントロールするために、2010年ダミー変数、2012年ダミー変数を投入する⁽⁷⁾。第2に、個人レベルでは約5万件のサンプルサイズが得られるが、国レベルでは53である（LAPOP 2010と2012はそれぞれ18カ国、LAPOP 2008のみチリが含まれず17カ国）。そのため、国レベルの変数を複数投入する際に、モデルを可能なかぎりシンプルに抑える必要がある。第3に、明示的に予測しない何らかの要因によって国や

調査年ごとにバラつきが生じる可能性が高いが、前述のとおり国レベルの説明変数をシンプルに抑える必要性から、「国／調査年」を単位としたランダム効果を投入する。以上より、ラテンアメリカ18カ国の個人の抗議運動への参加について、①個人レベルの説明変数、②国レベルの説明変数、③上記のランダム効果の3つから説明する一般化線形混合モデル（ロジスティック回帰）を採用した⁽⁸⁾。

2. 被説明変数

被説明変数として用いるのは、LAPOP データに含まれる「過去12カ月間に公の場で何らかの示威行動や抗議行動に参加したことがあるか」という質問への回答である。回答の選択肢はデータごとに若干異なっており、LAPOP2008では「ある」「ほとんどない」「ない」の3択であるが、LAPOP2010とLAPOP2012では「ある」「ない」の2択である。ここではLAPOP2008については「ある」と「ほとんどない」に「1」を、LAPOP2010とLAPOP2012については「ある」に「1」を付与し、それ以外に「0」を付与して2値化した。

3. 国レベルの説明変数

とりあげる国レベルの説明変数は、資源、制度、政党の3種類である。資源要因は本章が検討したい仮説、制度要因はMachado, Scartascini and Tommasi (2011) が主張する仮説、政党要因はArce (2010) が主張する仮説に対応するものである。ここでは、各要因をそれぞれ最もシンプルな形で検証することを試みる。

資源要因について、第3節ではレントの増加をめぐる利益分配と環境汚染や有限資源をめぐる利益衝突をとりあげたが、個々の事例において両者を区別することはミクロの実践レベルでもしばしば難しく、マクロレベルではさ

らに困難である (Arellano 2011)。利益分配問題だけに着目した近年の左派政権研究では、余剰利益を表すものとして資源輸出額やその対 GDP 比をとりあげるが、総合的な資源開発の増進をとらえるうえでは不十分である (Murillo, Oliveros and Vaishnav 2011; Blanco and Grier 2013)。

そこで本章では、世界銀行の統計から各国の石油・天然ガス・鉱物資源のレント（生産額から生産コストを減じたもの）の対 GDP 比を合計し、被説明変数に対する前年の数値（たとえば LAPOP2008であれば2007年値）をとり、対数変換⁹⁾を行って「資源レント」変数とした。また、資源ブームによる一定期間の影響をとらえるため、資源価格が高騰する前の2001年から基準年（2007・2009・2011年）までの各年数値の標準偏差をとり、同じく対数変換を行って「資源レント変動」変数を作成した。

資源レントはほとんどの国で2001年から2008年にかけて増加し、2009年にリーマン・ショックを原因とする需要低下によって減少し、その後再び増加に転じた（図5-1）。資源レントの増加には、資源価格だけでなく資源の種類や生産体制もかかわっており、各国で変動の時期は若干異なる。このような条件下で、国際資源価格が急騰を始めたのが2002年後半であったことにかんがみると、2001年から基準年までの資源レント数値の標準偏差は、この価格高騰期の資源レントの変化をとらえることができる。また2009年以降は資源レントの数値は相対的に減少した国が多いが、資源レント変動という変数は、2001年以降に資源ブームの影響をどの程度受けてきたかをうまく表すことができる。

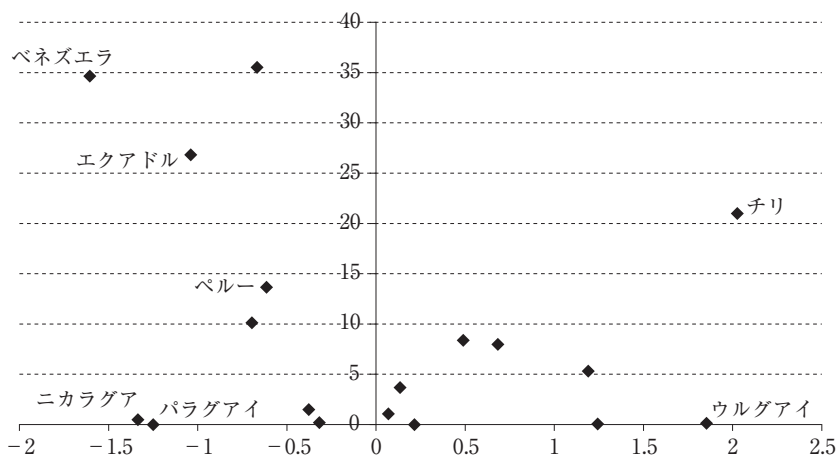
制度要因は、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) と同様の作業で制度に関する指数を作成した。まず Fraser Institute の報告書 (Gwartney et al. 2001-2013) から、司法の独立性についての指数を抽出し、2000年から2007・2009・2011年までの指数の平均値をそれぞれとって「司法」変数とした。第2に、世界経済フォーラムの Global Competitiveness Report の2002～2006年版¹⁰⁾から、法制機関の効率性に関する指数を抽出し、平均値をとって「議会」変数とした。第3に、International Country Risk Guide (ICRG)¹¹⁾より、

官僚の効率性に関する指数をとり、「官僚」変数とした。以上の3指数から因子分析によって「制度指数」変数を作成した。

政党要因は、ふたつの変数を作成した。第1に、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) の前段階のワーキングペーパー (Machado, Scartascini and Tommasi 2009) で採用されていた、Bertelsmann Index の政党の機能に関する指数をとりあげた。同 Index では2003・2006・2008・2010・2012年の指標が入手可能なので、LAPOP2008に対しては2008年まで、LAPOP2010に対しては2010年まで、LAPOP2012に対しては2012年までの数値を平均して「政党」変数とした。第2に、Arce (2010) と同様に各国の下院議会選挙の選挙変易率をとりあげ、各国で民政移管以後、それぞれ2008・2010・2012年より前に起きた選挙の選挙変易率を平均して「選挙変易率」変数とした¹²⁾。

図5-2は、2007年時点の各国の資源レントと制度指数のプロット図である。この2変数間の相関係数は -0.29 であり、有意ではない。明らかにベネズエラ、ボリビア、エクアドルの3カ国は資源レントが多く、制度指数が低い例

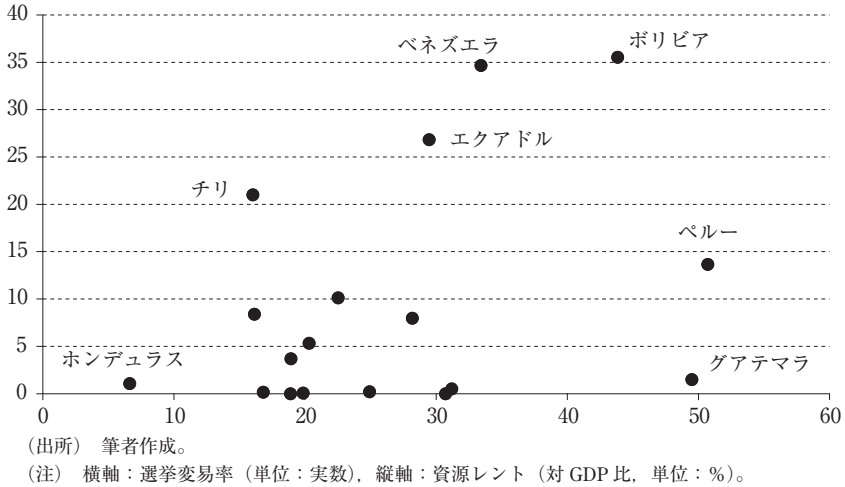
図5-2 資源レントと制度指数 (2007年)



(出所) 筆者作成。

(注) 横軸：制度指数 (単位：実数)，縦軸：資源レント (対GDP比, 単位：%)。

図5-3 資源レントと選挙変易率（2007年）



である。他方で、チリのみが資源レントが多いながらも制度指数が高い例である。図5-3は、2007年時点の各国の資源レントと選挙変易率のプロット図であり、こちらも相関係数は0.36で有意ではない。以上から、第3節でふれた資源レントと制度との相関関係については見受けられないといえる。

他方で、制度要因群と政党要因群に含まれる個々の変数の相関関係を調べたところ、司法、議会、制度指数、政党、選挙変易率のあいだで高い相関を有するものが多く、0.5以上の相関を示すものは多重共線性を避ける目的から、同時投入を避けた。

4. 個人レベルの説明変数

個人レベルの変数は、おもに先行研究（Machado, Scartascini and Tommasi 2011）で有意な効果が指摘されたものを用いた。

第1に、何らかの組織への所属や会合への参加について複数の質問への回答を合計し、「組織参加」変数を作成した。この変数は、抗議運動を生み出

すような不満は社会に無数に存在するが、問題はそれが抗議運動として表出するかどうかにある、という資源動員論の考え方を反映するものである。

第2に、インフォーマル性の程度を測るために、日常生活において賄賂を支払った経験について複数の質問への回答を合計し、「賄賂経験」変数を作成した。この変数は、汚職に対する不満を表すだけではない。Calderón (2011, 23-24) は、今日のラテンアメリカの抗議運動は、一方で正当性を要求として掲げながら、他方で自らの利益追求が達成されるためには違法な手段も問わないという「制度について両義性をもつ」(parainstitucional, paralegal) 特徴がみられると指摘している。この指摘をふまえ、「フォーマルな手続きだけでは生きていけない現実」にさらされているという意味で、「賄賂経験」変数が有効な代理変数になり得ると考えた¹³。

第3に、制度の尊重、政治への関心度、政治への理解度、左右のイデオロギーについての自己認識、をそれぞれ個人の政治的態度を扱う説明変数として投入した¹⁴。

その他、性別、年齢、世帯収入、教育レベルについてコントロール変数を投入した。すべての変数とその要約統計量について、詳しくは章末の付表5-Bを参照されたい。

5. 分析結果と解釈

表5-2と表5-3は分析結果である。まず、個人レベルの説明変数についてみると、組織参加、賄賂経験、教育レベル、所得といった個人レベルの説明変数は、それらが高いほど有意に抗議運動への参加率が高まることが示された。また政治への関心(抗議運動参加率は関心が高いほど高い)、左右イデオロギー(左の方が高い)、制度の尊重(制度を尊重しない人の方が高い)、性別(男の方が高い)も有意な結果が出た。以上は先行研究でも指摘されていたものであり、これらの個人レベルの変数は一貫して有意であった。

国レベルの説明変数については、表5-2のとおり、資源レントと資源レン

表5-2 ロジット分析の推定値

	A	B
資源レント	0.30 (.13) **	
資源レント変動		0.48 (.18) ***
組織参加	2.62 (.10) ***	2.62 (.10) ***
賄賂経験	1.43 (.10) ***	1.43 (.10) ***
制度の尊重	-0.03 (.01) ***	-0.03 (.01) ***
政治への関心	-0.28 (.01) ***	-0.28 (.01) ***
政治への理解	0.08 (.01) ***	0.08 (.01) ***
左右イデオロギー	-0.08 (.01) ***	-0.08 (.01) ***
性別	-0.19 (.03) ***	-0.19 (.03) ***
年齢	-0.00 (.00) ***	-0.00 (.00) ***
世帯収入	0.15 (.07) **	0.15 (.07) **
教育レベル	0.05 (.00) ***	0.05 (.00) ***
2010年ダミー	-0.52 (.16) ***	-0.55 (.16) ***
2012年ダミー	-0.75 (.16) ***	-0.75 (.16) ***
切片	-1.66 (.17) ***	-1.64 (.17) ***
サンプルサイズ	59,702	59,702
クラスター（国×年）の数	53	53

（出所）筆者作成。

（注）括弧内は標準誤差。***は $p < 0.01$ ，**は $p < 0.05$ 。

ト変動をそれぞれ単独で投入した場合、いずれも5パーセント有意水準を満たした。また、他の個別に投入された国レベルの説明変数のなかでは、制度指数と司法、政党が10パーセント有意水準を、選挙変易率が5パーセント有意水準を満たした（章末の付表5-A参照）。

表5-3は国レベルの説明変数を複数投入したモデルの分析結果である¹⁵⁾。資源レントと制度指数を同時に投入すると、いずれも10パーセント有意水準を満たした（C列）。しかし、資源レント変動と制度指数を投入すると、資源レント変動が5パーセント有意水準を満たした一方で制度指数は10パーセント有意水準を満たさないという結果が出た（D列）。これはMachado, Scartascini and Tommasi (2011)の分析に再検討を迫るものである¹⁶⁾。他方で、資源レントと選挙変易率を投入したモデルでは、選挙変易率のみが10パーセ

表5-3 ロジット分析の推定値（国レベル変数部分のみ）

	C	D	E	F
資源レント	0.25 (.13) *		0.20 (.13)	
資源レント変動		0.41 (.18) **		0.35 (.19) *
制度指数	-0.11 (.07) *	-0.10 (.07)		
選挙変易率			0.01 (.01) *	0.01 (.01) *

（出所） 筆者作成。

（注） 括弧内は標準誤差，**は $p < 0.05$ ，*は $p < 0.1$ 。

個人レベルの説明変数やサンプルサイズの情報には割愛した（前者は一貫して有意，後者は表5-2と同様）。

ント水準で有意となった（E列）。資源レント変動と選挙変易率を投入したモデルでは、ともに10パーセント有意水準を満たす結果となった（F列）。制度指数をはじめとする制度要因の諸変数と選挙変易率とは、ほとんどが最低でも0.5以上の高い相関を有するため、制度要因と政党要因を同時に投入した分析、および資源要因を含めた3変数を投入した分析は避けた。この結果から、資源要因のなかで資源レントよりも資源レント変動の方が変数として有意である可能性が高いことがわかった。すなわち、資源要因説を論じる際に、短期的な資源レントの値ではなく、2001年以降に資源開発によって生み出された利潤の変化という中期的効果を考えるべきことが示唆される。

つづいて、外れ値による影響を調べるために18カ国からそれぞれ一国ずつサンプルを除いて、どこまで資源要因が有効であるかを調べた。

まず、資源レントを単独の国レベル変数として投入した場合、ボリビアあるいはエルサルバドルを除いた場合のみ、10パーセント有意水準を満たさなくなった⁴⁷⁾。これは、この2カ国が顕著な外れ値であり、資源レントが抗議運動への参加を高めるようにみえた結果は、これらの外れ値を原因とする見かけ上のものであったことを意味する。他方で、資源レント変動を単独の国レベル変数として投入した場合は、いずれの国のサンプルを除いた場合であっても最低で10パーセント有意水準を満たした。やはり2001年以降の資源レントの増減という中期的な影響が重要であることが再確認できる。

また、資源レント変動と選挙変易率を投入したモデルについても同様に18カ国からそれぞれ一国ずつサンプルを除いて調べた。資源レント変動については、アルゼンチン、ボリビア、エルサルバドル、グアテマラ、パナマを除いた場合に10パーセント有意水準を満たさなかったのに対して、選挙変易率については、ボリビア、ブラジル、チリ、ドミニカ共和国、エルサルバドル、メキシコ、ニカラグア、パラグアイ、ペルーを除いた場合に10パーセント有意水準を満たさなかった。以上から、最も有望な仮説と考えられるのは資源レント変動と選挙変易率であるが、この両者を同時に投入したモデルは、いずれの仮説も地域18カ国すべてについて十分な頑健性をもたないことが明らかとなった。

参考までに、選挙変易率をコントロールしたうえでの資源レント変動の影響の度合いを推計する。他の変数を平均値に揃えた場合、資源レント変動が最低値（まったく資源レントの影響を受けなかったエルサルバドルやパラグアイの値）から最高値（2001年以降、大きく資源レントの変化があったボリビアの値）に増えることによって、抗議運動への参加率はおよそ1.5～5.6パーセントポイント増加する⁽⁸⁾。ちなみに同様の推計によれば、選挙変易率が最低値から最高値に増えた場合、抗議運動参加率は1.9～7.2パーセントポイント増加する。

おわりに

本章では、ある国で資源レントが増加すると一般的に抗議運動への参加率も増加するとの仮説に基づき、ラテンアメリカ18カ国について入手できる抗議運動データのひとつである複数年のLAPOPデータを用いて、マルチレベルの実証分析を行った。その結果、国レベルのマクロ効果を考えるうえで、資源レント変動が単独では有意な影響を与えているが、選挙変易率という対抗仮説を投入したうえで外れ値検証を行った結果、いずれの国レベル変数も

18カ国すべてについて抗議運動への参加を説明するとは言い難いことが明らかとなった。第1節と第2節で提示したりサーチクエスチョンに対しては、第1に、資源要因の影響は対抗仮説と比べて有望な仮説だが、中期的な変動に基づいて議論・分析した方がよいこと、第2に、対抗仮説を含めた厳密な検証の結果からは地域18カ国すべてに対する説明力は疑わしいこと、が結論づけられる。

他方で、対抗仮説についても一定の結果が得られた。本章の分析では、Arce (2010) が主張した政党要因は資源レント変動と同程度に有望な仮説ではあるが、地域全体の傾向を説明するものとは言い難いことが示された。他方で、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) が主張した制度要因は、資源要因を同時に投入するとまったく有意でなくなった。本章の分析はMachado, Scartascini and Tommasi (2011) と類似のデータと方法論を用いた検証であるため、制度要因説に対する重要な反証となり得る。分析では、ランダム効果の投入によって不特定の要因をモデルに吸収する試みを行ったが、今後さらに因果メカニズムを特定して精緻化されたモデルによって異なった知見が生み出される可能性はある。本章が、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) の分析を出発点としながら、それをさらに発展させる形で新たな知見を示したように、今後のさらなる議論の活発化が期待される。

データの制約や分析モデルの限界から、資源レント・制度・政党の相互関係や、資源開発と抗議運動の具体的な因果メカニズムについての探求は今後の課題である。資源レントがどのような条件下で抗議運動の増減に結び付くのか、ボリビアで資源要因が重要であるとしてなぜ他国では同様の現象が必ずしもみられないのか、資源要因が重要となるような特定のグループが存在するのか、といった課題に取り組むためには、より長期間のデータや詳細な情報をもったカウント・データの利用が望ましい。

マクロレベルの分析は、ミクロレベルの事例分析や一国研究だけでは示すことが難しい現象について、興味深い指針を与えてくれる。ボリビアやペルーのような個別事例で指摘されている現象が、他事例でどの程度含意をも

つのかを理解することには大きな意義がある。21世紀初頭のラテンアメリカにおいて、資源開発と抗議運動は大きな注目を集めているが、多様な観点や利益が入り混じった不確実性のなかにある。本章の分析が、このテーマについてのさらなる研究の礎になることを願うものである。

〔付記〕

本章の執筆にあたって、小橋洋平氏（筑波大学）と菊池啓一氏（ジェトロ・アジア経済研究所）、フアン・アントニオ・モラレス氏（元ボリビア中央銀行総裁）、ウゴ・アルトモンテ氏（国連ラテンアメリカ・カリブ経済委員会インフラ資源局長）から貴重なコメントを頂いたので記して感謝する。また匿名査読者の諸氏のコメントにより、分析と記述に大きな改善が得られたことにも感謝の意を表したい。それでもなお残された過ちのすべては筆者の責任である。

本研究は科学研究費補助金（研究課題番号：820137100001，2013～2016年）の研究成果の一部である。

〔注〕

- (1) レントとは、一般的にコモディティの生産額から生産コストを差し引いた価値を意味し、賃料などに訳されるように、他者にそれを利用させることで得られる権益も意味する。他方で、レント・シーキングとは、レントを取奪するために資源やエネルギーを投じる行動を意味する（Tollison 2012）。
- (2) Bridge (2004, 411-413) によれば、1990～2001年のあいだに、南米地域には全世界の鉱業投資の39パーセントが流入し、その大部分をチリとペルー向け投資が占めた。
- (3) British Thermal Unit (BTU) は英式熱量単位とも訳され、バレルを用いる原油と、立方フィートを用いる天然ガスの単位を互換可能にするために一般的に利用される。
- (4) いずれも国際通貨基金（IMF）の Primary Commodity Prices (<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>) より。（2014年6月25日アクセス）。
- (5) 炭化水素資源については石油輸出国機構などを通じて国際資源価格自体に生産国が介入する手段がある一方で、鉱物資源については存在しないことに

留意。

- (6) この議論を敷衍^{ふえん}すると、1990年代以降に国営企業のドラスティックな民営化があったアルゼンチン、ボリビア、ペルーといった国で抗議運動が起きる可能性が高いと想定できるが、本章の分析範囲を超えるためここでは扱わない。
- (7) 3波のデータをプールして用いるうえで、すべてのサンプルが互いに独立であるとの仮定をおく。各国人口とサンプルサイズの比にかんがみると、同一人物が1度でも重複して調査対象になる確率は人口が最も少ないパナマでも約2.0パーセントであり、無視できると考える。
- (8) 分析モデルは、Machado, Scartascini and Tommasi (2011) とほぼ同様のものを用いながら、粕谷 (2012)、久保 (2012)、飯田 (2013) 等を参考にし、Rのパッケージ lme4を用いた。
- (9) 対数変換を行う理由は、資源レントや資源レント変動について一部の国が際立って高い値を示しているため、このようなサンプルの観測値のゆがみが外れ値として与える影響を抑えることにある。
- (10) The Global Competitiveness Report は、世界経済フォーラムのウェブサイト (<http://www.weforum.org/issues/global-competitiveness>) より入手可能。(2014年6月25日アクセス)。
- (11) PRS 社が提供するデータベースで、LexisNexis よりアクセス可能。
- (12) 選挙変易率のデータは Alcántra (2012) に依拠した。
- (13) 組織参加変数と賄賂経験変数の算出は、基本的に Machado, Scartascini and Tommasi (2011) と同様に行った。
- (14) Machado, Scartascini and Tommasi (2011) では、もし選挙があれば野党を支持するかどうかを個人レベルの変数として投入されているが、この変数は LAPOP2010のチリの質問項目に含まれていない。そこで、この変数が存在するかぎり (LAPOP2010のチリを抜いた) のサンプルを含めたデータセットについて、同変数を投入したモデルと投入しないモデルを比較したところ、投入しないモデルの方がよりフィットするとの結果が出た (投入しないモデルの方が BIC が低い) ため、この変数を割愛した。
- (15) 国×年のクラスターの数が53であるため、2つずつ投入したモデルと3つずつ投入したモデルを検討した。
- (16) 必ずしも制度要因が全否定されたわけではなく、個人レベルで「制度を尊重する」と回答した人は抗議運動に参加しない傾向が確認されている点に留意されたい。
- (17) ボリビアは資源レントが多く抗議運動参加率も高い外れ値、エルサルバドルは反対に資源レントがなく抗議運動参加率も低い外れ値と推測される。
- (18) 影響の度合いのちがいは、国×年について投入されたランダム効果による。

〔参考文献〕

<日本語文献>

- 飯田健 2013. 『計量政治分析』 共立出版。
 粕谷英一 2012. 『一般化線形モデル』 共立出版。
 久保拓弥 2012. 『データ解析のための統計モデリング入門』 岩波書店。

<外国語文献>

- Acquatella et al. 2013. *Rentas de recursos naturales no renovables en América Latina y el Caribe: evolución y participación estatal, 1990-2010*. Santiago: CEPAL.
 Alcántara, Manuel. 2012. "Elections in Latin America 2009-2011." Working Paper no. 386. Notre Dame: Kellogg Institute.
 Arce, Moisés. 2010. "Parties and Social Protest in Latin America's Neoliberal Era." *Party Politics* 16 (5) September: 669-686.
 Arellano Yanguas, Javier. 2011. *¿Minería sin fronteras?* Lima: IEP; PUCP; UARM.
 Banks, Arthur S. and Kenneth A. Wilson. 2013. *Cross-National Time-Series Data Archive*. Jerusalem: Databanks International.
 Bebbington, Anthony. 2013. *Industrias extractivas*. Lima: IEP; CEPES; GPC.
 Blanco, Luisa and Robin Grier. 2013. "Explaining the Rise of the Left in Latin America." *Latin American Research Review* 48 (1): 68-90.
 Bridge, Gavin. 2004. "Mapping the Bonanza: Geographies of Mining Investment in an Era of Neoliberal Reform." *The Professional Geographer* 56 (3): 406-421.
 Calderón, Fernando, coord. 2011. *Los conflictos sociales en América Latina*. La Paz: PNUD; Fundación UNIR.
 De Echave, José et al. 2009. *Minería y conflicto social*. Lima: IEP; CIPCA; CBC; CIES.
 Eckstein, Susan. 2001. *Power and Popular Protest in Latin America*. Updated and Expanded Edition. Berkeley: University of California Press.
 Gwartney, James et al. *Economic Freedom of the World Annual Report 2001-2013*. Vancouver: Fraser Institute.
 Haslam, Paul Alexander. 2010. "Foreign Investors over a Barrel: Nationalizations and Investment Policy." In *Latin America's Left Turns: Politics, Policies, and Trajectories of Change*, edited by Maxwell A. Cameron and Eric Hershberg. Boulder: Lynne Rienner, 193-208.
 Hogan, William and Federico Sturzenegger. 2010. *The Natural Resources Trap*. Cambridge: the MIT Press.

- Karl, Terry Lynn. 1997. *The Paradox of Plenty*. Berkeley: University of California.
- Laserna, Roberto. 2011. *La trampa del rentismo*. 3rd ed. La Paz: Fundación Milenio.
- Machado, Fabiana, Carlos Scartascini and Mariano Tommasi. 2009. *Political Institutions and Street Protests in Latin America*. Working Paper IDB-WP-110. Washington, D.C.: IDB.
- . 2011. "Political Institutions and Street Protests in Latin America." *Journal of Conflict Resolution* 55 (3) June: 340–365.
- Mehlum, Halvor, Karl Moene and Ragnar Torvik. 2006. "Institutions and the Resource Curse." *The Economic Journal* 116 (508) January: 1–20.
- Murillo, María Victoria, Virginia Oliveros and Milan Vaishnav. 2011. "Economic Constraints and Presidential Agency." In *The Resurgence of the Latin American Left*, edited by Steven Levitsky and Kenneth Roberts. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 52–70.
- Pérez, Esteban and Matías Vernengo. 2008. *Back to the Future: Latin America's Current Development Strategy*. IDEAs Working Paper Series. No. 07/2008. New Delhi: International Development Economics Associates.
- Tollison, Robert D. 2012. "The Economic Theory of Rent Seeking." *Public Choice* 152 (1–2) July: 73–82.

付表5-A ロジット分析の推定値 (国レベル説明変数のみ)

制度指数	司法	議会	官僚	政党	選挙変易率
-0.12 (.07) *	-0.07 (.04) *	-0.21 (.15)	0.31 (0.48)	-0.09 (.04) *	0.02 (.01) **

(出所) 筆者作成。

(注) 括弧内は標準誤差 **は $p < 0.05$, *は $p < 0.1$ 。

個人レベルの説明変数やサンプルサイズの情報は割愛した (前者は一貫して有意, 後者は表5-2と同様)。

付表5-B 説明変数一覧

変数名	内 容	要約統計量						
		最小値	中央値	最大値	平均	分散		
国レバレッジ								
資源レバレッジ	2007・2009・2011年の石油・天然ガス・鉱物資源レバレッジ（対数変換、世界銀行 World Development Indicator より）	0.000	0.801	1.563	0.697	0.292		
変動	上記の2001～2007・2009・2011年までの標準偏差（対数変換、世界銀行 World Development Indicator より）	0.000	0.359	1.137	0.445	0.155		
制度	下記3点より因子分析によって算出したスコア	-1.606	-0.319	2.042	-0.076	1.001		
司法	司法の独立性について、専門家意見による0（最低）～10（最高）の得点（2000～2007・2009・2011年の数値の平均）。（Fraser Institute, Economic Freedom of the World Report より）	0.631	2.469	6.763	3.029	1.710		
議会	議会の法制作業の効率性について、専門家意見による1（最低）～7（最高）の得点（2002～2003、2003～2004、2004～2005、2005～2006の数値の平均値。2007年以後は数値が存在しない）。（World Economic Forum, Global Competitiveness Report より）	1.500	2.050	3.375	2.121	0.503		
官僚	官僚の能力について、専門家意見による0、0.25、0.5、0.75、1の得点（2002～2007・2009・2011年の数値の平均）。（International Country Risk Guide より）	0.250	0.500	0.750	0.485	0.146		
政党	政党システムの機能について、専門家意見による2003・2006・2008・2010・2012年のうち、説明対象の年までの各国数値の平均値（Bertelsmann Transformation Index より）	4	6.5	9.25	6.233	1.600		
選挙変易率	各国で民政移行以後、それぞれ2008・2010・2012年より前に起きた選挙の選挙変易率を平均（Alcantara (2012.43-45, Appendix II A) より）	6.617	24.900	50.700	27.340	11.717		
個人レバレッジ	（以下、すべて LAPOP より）							
制度の尊重	政治制度をどれくらい尊重するか（回答は1（最低）～7（最高）の7点尺度）	1 7.8%	2 6.4%	3 12.5%	4 18.6%	5 19.8%	6 14.8%	7 20.0%

変数名	内 容	要約統計量						
		1	2	3	4	平均	分散	最大値
政治への関心	政治に関心があるか (回答は1 = 「とてもある」、2 = 「ある程度ある」、3 = 「ほとんどない」、4 = 「まったくなくない」の4点尺度)	26.7%	35.3%	25.3%	12.8%	5.623	2.517	1
政治への理解	あなたは政治をどれくらい理解しているか (回答は1 (最低) ~ 7 (最高) の7点尺度)	12.8%	10.7%	16.6%	22.3%	18.4%	10.0%	9.2%
左右イデオロギー	あなたは自分が左右イデオロギーのどこにいると思うか (回答は1 (極左) - 10 (極右) の10点尺度)	分散						
組織参加	あなたは自分が左イデオロギーのどこにいると思うか (回答は1 (最低) ~ 7 (最高) の7点尺度)	0	0.096	1	0.128	0.133	分散	
組織参加	宗教、PTA、共同体組織、専門家、商業者、生産者、農民組織、政党や政治運動の会合への参加 (「毎週参加」に4点、「月に1、2回」に2点、「年に1、2回」に0.1点を付与して質問への回答を合計。LAPOP2008のみ6つの質問、LAPOP2010とLAPOP2012は5つの質問のため、合計値をすべて最小値0、最大値1に標準化)	0	0	0.096	1	0.128	分散	
賄賂経験	警察、公務員、地方自治体での手続き、仕事場、仕事場、裁判所、病院、学校で過去12カ月間に賄賂を払ったことがあるか (「ある」と答えた場合1点ずつ付与して合計。LAPOP2008のみ8つの質問、LAPOP2010とLAPOP2012は7つの質問のため、合計値をすべて最小値0、最大値1に標準化)	0	0	0	0.048	0.114	分散	
性別	男 (1)、女 (2)	男 女						
年齢	実際の年齢	48.9%	51.1%					
教育年数	教育年数	15	36	101	39.14	15.96	分散	
収入	世帯所得について10~16に階層分割したなかでどこに位置するか。調査国・年ごとに分割単位が異なるので、最小値0、最大値1に標準化 (0は収入なしに該当)	0	10	29	9.16	4.54	分散	

(出所) 筆者作成。

