

いつ、イデオロギーは「活性化」するのか？

—JGSS-2003 を用いた投票外参加の規定要因に関する分析—

秦 正樹

神戸大学大学院法学研究科博士課程後期課程

When Does Ideology Work for Democracy?

An Analysis of JGSS-2003 about the Logic of Political Participation in Japan

Masaki HATA

Graduate School of Law

Kobe University

This paper shows how political ideology is associated with the levels of political participation in Japan. Some research focused on only psychological mechanism for this question, however it remains unclear the effect of political ideology on political participation. Therefore, this paper examine when ideology works on political participation in terms of ideological strength. Based on the above, we tested two hypothesizes that each of ideological strength (extreme or centre) are actively participate by different mechanism –resource or mobilization- with JGSS-2003 data. We found that those who have extremely ideology are more actively participate depending on levels of civic skill (resource) that they have own opinions for some political issues, on the other hand, those who have centre ideology are not. As the effect of pressure of mobilization on political participation works for centre ideology, however it affect other categories about ideological strength.

Key Words : JGSS-2003, Political Participation, Ideology

本稿の目的は、日本における有権者の投票外参加の規定要因として、イデオロギーはいかなる機能を有するかを解明することにある。先行研究において政治参加を説明する際、イデオロギーは、専ら心理的要因の観点から分析が試みられてきたが、現状において明確な結論を示し得ていない。そこで本稿は、イデオロギーの方向性ではなく、その強度—極左（右）や中道右派（左派）と呼ばれる—に注目し、政治参加を促進するメカニズムは、イデオロギーの強さによって異なるとの仮説を立て、JGSS-2003 データを用いてその検証を行った。計量分析の結果、極端なイデオロギーでは意見保有によって、中道イデオロギーでは動員によって投票外参加が促進されることが明らかとなった。ただし動員の効果は、中道イデオロギー保有者に限定されるものではなく、どのイデオロギー強度においても同様に機能することも示された。

キーワード : JGSS-2003、政治参加、イデオロギー

1. イデオロギーと投票外参加をめぐるパズル

本稿の目的は、有権者の政治参加、とりわけ投票以外の政治参加（以下、投票外参加と呼ぶ）に対するイデオロギーの効果と機能について明らかにすることにある。

近年、脱（反）原発や在日外国人問題に関するデモの増加が指摘されている。このような直接的な政治参加について検討する際、しばしば参加者のイデオロギーとの関連が議論の対象となる。たとえば、脱原発デモであれば左派（革新的）、在日外国人デモであれば右派（保守的）イデオロギーとの関連について、デモ参加者はどのようなイデオロギーの特徴を有するのか、あるいは、なぜ・どのようにデモ参加するに至ったかが分析の射程となる（安田 2012；小熊 2013）。ただしここでの知見の多くは、デモ参加者へのインタビューや参与観察を通じた分析に傾斜しており、それゆえに、より根本的な問いである「あるイデオロギーを持つことが、なぜ直接的な政治参加を促進するのか」に関する解答は得られていない。さらにいえば、デモ参加者と特定のイデオロギーの関係があるとしても、世論全体におけるイデオロギーの傾向と合致している場合は、それが「特徴的な傾向」とは言えないこととなる。この点は、投票外活動に参加する人とならない人の比較の中で確認する必要がある。以上のように、イデオロギーと投票外参加をめぐるパズルについて、先行研究では体系的に答えきれていない。そこで本稿では「なぜ、イデオロギーを有することが投票外参加を促すのか」というリサーチクエスションについて検討する。その際は、イデオロギーの「方向性」だけではなく「強度」にも注目する。これまでの知見では、右派や左派といったイデオロギーの方向性と参加の関係は明らかにしつつも、そのイデオロギーが極端か穏健的（中道的）かについては明らかにされていない。この点を検証することで、どのような人々が投票外参加に積極的になりうるのかを解明することが可能となる。

以上の問いに答える本稿は、主に以下2点の意義を有する。第1は、イデオロギーと投票外参加に関する理論的・実証的貢献にある。後述するように、イデオロギーと投票外参加をつなぐメカニズムは必ずしも明確なわけではない。それに対して本稿は、イデオロギーの強度に注目し、極端イデオロギーと中道イデオロギーにおいて、投票外参加が促進されるメカニズムが異なることを実証する。第2は、民主主義の在り方を考える材料を提供する。一般的に、投票外参加は、選挙では反映されない意見を表明する機会であり、民主主義を補完する機能があると指摘される。ただし、極端にイデオロジカルな意見が政治に反映されるならば、政治的・社会的衝突を招く負の効果も考えられる。この点についてイデオロギーの強度に注目する本稿の知見は、投票外参加が民主主義に対していかなるインパクトを持ちうるのかについて、判断材料を提供する。

なお本稿の構成は以下のとおりである。まず2章では先行研究の整理・検討を行い、3章は分析枠組みと仮説を提示する。4章ではJGSS-2003データの概要、操作的定義、分析手法を説明し、5章では負の二項回帰を用いた分析結果および限界効果の確認を通じて仮説を検証し、最後の6章にて結論を述べる。

2. 先行研究の整理と検討

2.1 イデオロギーの機能

一般社会においてイデオロギーは、「あの人は右寄りだ」と言った政治的傾向を示すものさしとして用いられる（前田 2007）。ただし学術研究において、イデオロギーの確固とした定義が存在するわけではない。そこで本節では、実証的なイデオロギー研究の整理を通じて、その概念と機能について検討する。

イデオロギーと投票行動の関係についての実証研究は古くから存在する。より古典的な研究としては、米国・ミシガングループの研究があげられる（Campbell et al., 1960）。ここでは、数多ある政治的価値観や観念の束としてイデオロギーを捉え直し、彼らはそれを「信念の体系」（belief system）と呼ぶ。より具体的にいえば、イデオロギーは、あらゆる政治的態度を特定の方向へ導く（態度の一貫性）機能を有する（Converse 1964）。この定義にしたがえば、イデオロギー保有者は（左や右といった方向性に関係なく）多くの争点に対して一貫した態度をもつ、政治的に洗練された有権者（sophisticated voter）であり、裏返すと、イデオロギー非保有者は非一貫的な態度を示す、洗練されていない有権者ということになる。ただし、これに対してはさまざまな批判も存在する。たとえば、イデオロギーを有する有権者の態度を分析すると、

それは必ずしも一貫しているわけではないこと (Nie et al., 1976) や、自己イデオロギーをかなり強く認識していなければ態度の一貫性は見られない (Jacoby 1986) といった反論がある。こうした議論を経て近年の研究では、イデオロギーが有するヒューリスティック機能が指摘されている。つまり、社会に溢れる大量の政治的な情報の中から、自身の選好に近い情報を集めるためのコストを削減する役割である。たとえば、イデオロギーは、政治判断をする際の手がかり (cue) を提供し (Popkin 1991)、少ない情報や知識量であっても、先有するイデオロギーをもとに情報を集約して判断する (情報のショートカット) ことで (結果的に) 正しい推論を可能にする (Lupia 1994; Lupia and McCubbins 1998=2005)。また日本においても、同様のプロセスでイデオロギーに関する研究が進められている (三宅 1990; 蒲島・竹中 1996, 2012; 平野 2007; 飯田・山田 2009)。

以上の整理より、イデオロギーの機能は以下の3点にまとめることができる。すなわち (1) イデオロギーは、政治的態度を (右や左の) 特定の方向へ一定程度誘導しうる点、(2) ただし、イデオロギーを有することが必ずしも政治的洗練を意味するわけではない点、(3) イデオロギーが直接に政治的態度や行動を規定するのではなく、活性化するための刺激があってこそ機能する、との点である。

2.2 イデオロギーと政治参加

続いてここでは、政治参加、とりわけ投票外参加とイデオロギーに関する先行研究の検討を加える。

先行研究では、大きくわけて資源 (resource) ・動員 (mobilization) ・心理 (involvement) の3つのメカニズムにもとづいて政治参加が説明される (蒲島 1986; 荒井 2014)。一つ目の資源メカニズムは、個人の金銭的余裕・時間的余裕・市民的技能といった資源の多さによって政治参加を説明する (Verba et al., 1995)。二つ目の動員メカニズムは、組織的なネットワークを通じて政治参加が促されることを主張する (Rosenstone and Hansen 1993; Hackfeldt and Sprague 1995)。最後の心理メカニズムでは、政治関心や政治的有効性感覚、争点態度などを総合した政治的関与 (Political Involvement) の高さにもとづいて政治参加を説明する (Levi and Stoker 2000)。言うまでもなくイデオロギーは、心理メカニズムの一つとして扱われる。ただし、以上3つの要因は、いずれかのみが政治参加を説明するわけではなく、参加形態によって異なるメカニズムが機能することも知られている (Verba and Nie, 1972; Verba et al., 1978; 平野 2002; 山田 2004)。

もともと日本の有権者の政治参加は、そのほとんどが「投票参加」に限られる (蒲島 1988; 荒井 2014)。その原因は、投票以外の政治活動の多くで党派色が濃いことや (山口ほか 2013; 境家 2013)、あるいは政治文化の側面からは「政治に関わりたくない」意識 (政治忌避意識) の高さ (西澤 2004) が指摘されている。また、特定の政治団体に強くコミットしている人は、政治的有効性感覚や一般的信頼といった心理を媒介して、政治参加に積極的であることも示されている (平野 2002)。これらの点を踏まえると、日本の投票外参加は、ごく一部の人々に限定されており、したがって、極端なイデオロギーを持つ人ほど投票外参加に積極的であるように類推できる。他方で、近年では、これまで政治参加と無縁であった人々のデモ参加が増加しつつあることも指摘されている (山本 2005; 樋口 2014)。またイデオロギーそのものの効果について、山田 (2004) は、党派性は投票外参加への積極性を説明するが、イデオロギーには同様の効果が見られないことを示している。より具体的には、民主党・公明党・共産党といったリベラル (ないし左派的) な政党支持者は、請願書の署名やデモ参加に対して積極的であるが、保革イデオロギー変数そのものに同様の傾向は見られない。

以上の議論は、主に以下の2点にまとめられる。すなわち (1) イデオロギーを単純な心理要因に還元することは適切でない点、(2) 党派性とイデオロギーは独立して議論する必要がある、との点である。

2.3 先行研究の課題

先行研究には、イデオロギーと投票外参加の関係について以下の課題点が残されている。その第1は、イデオロギーの操作化にある。たとえば、山田 (2004) では、イデオロギーと投票外参加の関係は有意でないと結論づけるが、その際のイデオロギーの操作化に再考の余地があるように思われる。より具体的にいえば、山田 (2004) は、イデオロギーを「0 (最も革新的)」から「10 (最も保守的)」の連続変数として

モデルに投入するが⁽¹⁾、ここにはデータ処理上の問題がある。たとえば、中道イデオロギー（ここでの操作化では「5」の周辺）では政治参加率が全体に低く、極端イデオロギー（ここでの操作化でいえば「0」ないし「10」の周辺）では政治参加率が全体に高い傾向にある場合、強度カテゴリごとでは直線的な関係があったとしても、統計処理上はその効果を検出できなくなる恐れ⁽²⁾がある。この点において、イデオロギーの効果을推定する際、それを連続変数的に捉えることは適切ではない。そこで本稿は、イデオロギーを一次元的ではなく、イデオロギー強度ごとのカテゴリ変数として分析を行う。そうすることで、イデオロギーの機能や効果をより明確に推定することが可能となる。

また第2の点は、イデオロギーと投票外参加の関係についての理論的課題にある。政治参加を説明する際、イデオロギーは心理メカニズムにもとづいた要因として捉えられる。ただしイデオロギーは、争点態度を形成する点に注目すれば、資源としても機能する。あるいは、特定のイデオロギーを持つことで、同質的なイデオロギーのネットワークが形成される結果、動員のメカニズムが機能する可能性もある。この点について先行研究では、各メカニズムが独立していることを暗黙に仮定しており、資源・動員・心理の3つの相互作用については検討がなされていない。またイデオロギーそのものに規定力がないとしても、動員や資源といった刺激が与えられた場合に機能する条件付けの効果は、理論的に十分に想定する。そこで以下では、イデオロギーを先有的な心理要因として捉え直すことで、イデオロギーが「活性化」する条件（刺激）を理論的に示すことで第2の課題の解決を試みる。

3. 分析枠組みと仮説

本稿では、イデオロギーの方向性だけではなく、それをどの程度有するかの強度にも注目する。

一般的に、イデオロギーの強度について論じる際は、左右いずれかに対するイデオロギーを持たない場合は「中立」、イデオロギーを有する程度が低い場合は「中道(centre)」、イデオロギーを有する程度が高い（強い）場合は「極端(extreme)」に分類される（Vincent 1992=1988）。本稿もこの定義に則り、極端な左派・右派（以下では、まとめて極端イデオロギーと呼ぶ）、中道左派・中道右派（以下では、まとめて中道イデオロギーと呼ぶ）・中立に分類する。この分類を利用した上で、以下では、イデオロギー強度ごとの特徴と政治参加のメカニズムの関係について検討を加える。

まず、極端イデオロギー層は、明確な政策選好を有する点に特徴がある。たとえば、強い保守イデオロギー保有者は、概ね、憲法改正や靖国神社参拝に肯定的で、家族主義・伝統主義的な政策を支持する傾向にある（蒲島・竹中 1996, 2012）。また、この傾向は強い革新（左派）イデオロギー保有者でも同様である。つまり、強い（極端）イデオロギー層は、弱い（中道）イデオロギー層に比べて、様々な争点に対して態度を多く保有していると考えられる。また、そうであるからこそ、イデオロギー保有者は、あらゆる政策に対して一貫した政策態度を有することが可能であるともいえる（Butler and Storks 1969; 谷口 2005）。すなわち、極端なイデオロギー層では、各争点に対する意見保有の多さそのものが、政治参加を促す重要な資源（リソース）となる。

他方で、中道イデオロギー層は、極端なイデオロギー層に比して、（相対的に）明確な政策選好をもたない。なぜなら、イデオロギーの強さが弛緩することによって、政治的選好に対するイデオロギーの拘束力は低下するためである。ここから、中道イデオロギー保有者は、投票外参加のための資源（リソース）が少ない人と言い換えることができる。ただし、中道イデオロギー層の政治参加について検討する際、資源が少ない（持たない）がゆえに投票外参加に消極的であると結論付けるのは早計である。なぜなら、あらゆる社会運動は、少数の極端イデオロギー層だけでは活動できず、むしろ何らかの形で中道イデオロギー層が参加することで成立するためである。この点について、社会学における資源動員論は重要な示唆を与える。資源動員論では、社会運動が行われる際の基盤として、運動による直接的な受益者だけでなく、むしろ外部にいる支持者の人的貢献の重要性を指摘する（栗田 1993）。本稿に引きつけていえば、中道イデオロギー層は、強い意見（資源）を持って積極的な参加を行わないとしても、職場をはじめとする組織ネットワークの動員に応じる形での参加の機会が、極端なイデオロギー層よりも多くなると考えられる。

たとえば、メーデー参加者において、政府の労働政策に強く抗議する人々だけでなく、労働組合の呼び

かけに逆らえず、「とりあえず」参加する人々も数多いことは想像に難くない。まただからこそ、春闘やメーデーの規模は縮小する傾向にあるとも言える。すなわち、中道イデオロギー層は、特定の政治活動の企図に対する支持や賛意を持つか否かにかかわらず、（自身の政治的選好にもとづく極端イデオロギー層の参加メカニズムとは異なり）組織ネットワークにおける動員圧力によって政治活動に携わるようになると思われる。これらのロジックより、極端イデオロギー層と中道イデオロギー層における投票外参加のメカニズムに関して、以下2つの仮説を導くことができる。

- ・ 仮説1：極端イデオロギー層は、自身の意見保有（資源）によって投票外の政治活動に参加する。
- ・ 仮説2：中道イデオロギー層は、組織ネットワークの呼びかけ（動員）によって投票外の政治活動に参加する。

4. 分析の準備

4.1 データの概要

本稿では、以上の仮説を検証するために、JGSS-2003（日本版 General Social Surveys）のうち、投票外参加に関する質問が用意されている B 票（留置）のみを用いる。この調査は、2003 年 10 月～11 月に全国の 20～89 歳の男女を対象に、層化 2 段無作為抽出法によって行われた。また有効回答数は 1,706 であるが、以降の分析では、用いる変数すべてへの回答が有効な回答者 700 名が分析対象となる。

4.2 従属変数の操作的定義と分析手法

本稿の主たる従属変数は投票外参加数である。本稿では、投票外参加数の操作化について問 28 を利用する。問 28 では、「次のうち、あなたがこの 5 年間に経験したことすべてに○をつけてください。」の質問に対して、「1. 選挙で投票した 2. 自治会や町内会で活動した 3. 必要があって地元の有力者と接触した（会う、手紙を書くなど） 4. 必要があって政治家や官僚と接触した 5. 議会や役所に請願や陳情に行った 6. 選挙や政治に関する集会に出席した 7. 選挙運動を手伝った（候補者の応援など） 8. 市民運動や住民運動に参加した 9. 請願書に署名した 10. 献金やカンパをした」の 10 の政治活動の内容に関する選択肢が用意されている。この中から、「1. 選挙で投票した」を除く 9 つの政治参加経験の合成変数を投票外参加として作成した。この変数の値が大きくなるほど、投票外参加に対して積極的であることを意味する。続いて、投票外参加数の分布について確認する。図 1 は、前述の操作化を行った後の投票外参加に関する度数分布表である³⁾。図 1 より、参加数 0 が最も多く、参加経験数が増加するにつれて、頻度も減少することを確認できる。ここから日本の有権者は、先行研究の指摘と同様に、投票外参加に対して消極的であることがわかる。最後に、分析手法の説明を加える。ここで用いる変数は、いわゆるカウント（回数）データである。一般的に、カウントデータの分析をする場合は、通常最小二乗法（OLS）ではなく、ポアソン回帰分析（Poisson Regression）を用いることが推奨される⁴⁾（Greene 2000）。しかしここでの分析におい

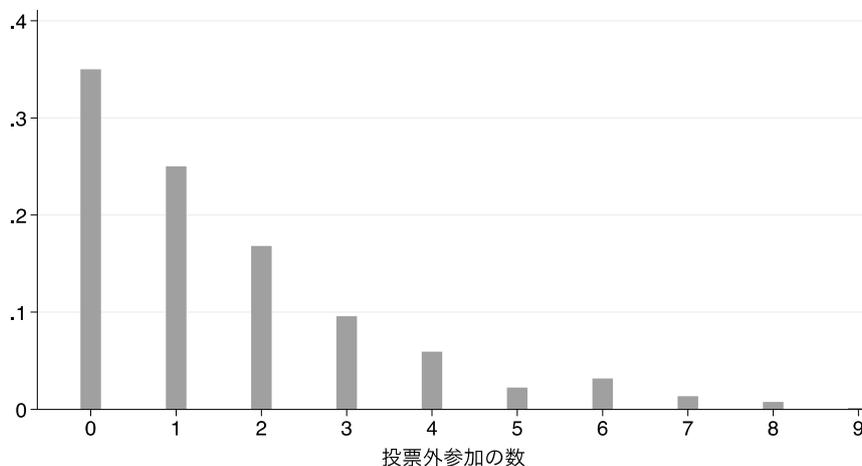


図1 投票外参加数（従属変数）の度数分布表

て、ポアソン回帰分析を用いることは適切ではない。なぜなら、図 1 が示すように、投票外参加数の分布は 0~2 (左側) で極端に多く、3~9 (右側) は極端に少ない形状となっている。つまりポアソン回帰分析の仮定である、パラメータ μ と分散一致の仮定に違反している。この場合は、とくに 0 値を過小評価する形の誤った推定をしてしまう恐れがあるため、以下の分析では、ポアソン回帰分析の拡張モデルである負の二項回帰分析 (Negative Binominal Regression) を用いる。負の二項回帰分析では、パラメータ μ と分散が一致しない、換言すれば、従属変数が過分散の場合であっても、適切な推定結果をえることが可能である (Hilbe 2007)。

4.3 独立変数の操作的定義

まずイデオロギーについて、本稿では問 18 を利用する。問 18 では、「政治的な考え方を、革新的から保守的までの 7 段階にわけるとしたら、あなたはどれにあてはまりますか。」に対して、1~7 (1: 最も革新的、4: 中立、7: 最も保守的) との回答が用意されている。本稿では、この間に対して、1か2の回答者を「極端な左派」、3の回答者を「中道左派」、4の回答者を「中立」、5の回答者を「中道右派」、6と7の回答者を「極端な右派」と操作化する⁽⁵⁾⁽⁶⁾。

続いて、仮説 1 で用いる意見保有量について、問 20 を利用する。問 20 では、A. 環境問題、B. 犯罪の取締、C. 教育 D. 安全保障 E. 海外援助 F. 道路河川などの土木事業 G. 社会保障・年金 H. 雇用・失業対策の 8 争点群について、「以下の問題に対する政府の支出について、あなたはどう思いますか。」と質問する。また回答には「1. 多すぎる 2. 適当 3. 少なすぎる 4. わからない」の選択肢が用意されている。本稿では、「1. 多すぎる 2. 適当 3. 少なすぎる」の回答を「意見保有あり」として 1、「4. わからない」の回答を「意見保有なし」として 0 を再コーディングした上で、8 つの争点への回答を単純加算した変数を「意見保有量」として操作化した (最小値=0・最大値=8・平均値=5.9・標準偏差=2.7)。

仮説 2 で用いる動員圧力の操作化については、問 27 を利用する。ここでは、「あなたには次のようなお知り合いがいますか。あなたが話をすることがあるくらいよく知っている人のことです。それは男性ですか、女性ですか。どちらもいれば両方に○をつけてください。」の質問文に対して、政治参加に関わると考えられる 8 パタンの知り合い (A. 町内会・自治会の役員、B. ボランティア団体・市民運動団体の役員、C. 同業組合の役員 D. 労働組合の役員 H. 市区町村の首長 (市長・村長など)、I. 市町議会議員、J. 国会議員、K. 政治家の後援会の世話役 (議員秘書も含む)) を対象に合成変数を作成した (最小値=0・最大値=15・平均値=1.9・標準偏差=2.2)⁽⁷⁾。もっとも先行研究では、動員の操作的定義として、投票依頼などを用いることがポピュラーではあるが、JGSS-2003 には同様の質問文が存在しないため、次善の策として前述の質問を用いた。あるいは、所属団体数をネットワークの強さと考えて、動員圧力の操作的定義とすることも可能である。この点については、日本では、より個人単位の交流や圧力を通じた動員が多い (平野 2002) との先行研究の知見を重視して、ミクロ単位の動員に着目することとした。

また、独立変数の純粋な効果を推定するためには、投票外参加数 (従属変数) に影響しうる他の要因をできるかぎり制御する必要がある。そこで以下の分析では、一般的に用いられるデモグラフィック要因 (性別、年齢、地域規模、教育程度、収入、職業: 無職 (参照カテゴリ) / 正規雇用 / 非正規雇用 / 自営業)、党派性の有無に関するダミー変数 (問 22-1 政党支持: 1、支持なし (無党派): 0)、政治関心 (逆転; 関心なし: 1~関心あり: 4)、団体所属数 (問 21)⁽⁸⁾ を統制変数とした。

5. 実証分析

5.1 分析結果

表 1 は、単純にイデオロギーのみを投入したモデル 1、仮説 1 に対応するイデオロギー強度と意見保有量⁽⁹⁾の交差項を投入したモデル 2、仮説 2 に対応するイデオロギー強度と動員圧力の交差項を投入したモデル 3 について、負の二項回帰分析による推定結果である⁽¹⁰⁾。

まず、モデル 1 の結果を確認すると、どのイデオロギー強度においても統計的に有意ではなかった。この結果は、イデオロギーそのものが政治参加を規定するわけではないとの先行研究の知見と整合的である。

続いて、本稿が注目するイデオロギーが活性化する条件（刺激）に関するモデル2とモデル3を確認しよう。結果は、モデル2とモデル3ともに一部の交差項において統計的有意である。ただし、交差項を利用した変数の効果は、単純にp値によって判断することは適切ではない。交差項を用いた変数が真に有意か否かを検証するためには、限界効果（marginal effect）を通じて確認する必要がある（Brambor 2006）。そこで次節において、限界効果と実質効果を確認することを通じて、本稿の仮説について検証する。

表1 負の二項回帰による推定結果

	モデル1 (イデオロギーのみ)		モデル2 (イデオロギー×意見保有)		モデル3 (イデオロギー×動員)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
■ 主効果（基準：中立）						
極端：左派	0.12	(0.10)	-0.03	(0.13)	0.02	(0.12)
極端：右派	0.05	(0.10)	-0.02	(0.10)	-0.01	(0.12)
中道：左派	0.11	(0.09)	0.11	(0.09)	0.10	(0.10)
中道：右派	0.13	(0.09)	0.17†	(0.10)	0.11	(0.10)
動員	0.35**	(0.03)	0.35**	(0.03)	0.30**	(0.05)
意見保有	0.04	(0.04)	-0.05	(0.06)	0.04	(0.04)
■ 交互作用（基準：中立）						
極端：左派×意見	—	—	0.39*	(0.17)	—	—
極端：右派×意見	—	—	0.26*	(0.11)	—	—
中道：左派×意見	—	—	0.05	(0.11)	—	—
中道：右派×意見	—	—	-0.01	(0.12)	—	—
極端：左派×動員	—	—	—	—	0.15†	(0.08)
極端：右派×動員	—	—	—	—	0.09	(0.07)
中道：左派×動員	—	—	—	—	0.03	(0.07)
中道：右派×動員	—	—	—	—	0.05	(0.07)
■ 統制変数						
性別	-0.10	(0.08)	-0.11	(0.08)	-0.10	(0.08)
年齢	0.01*	(0.00)	0.01*	(0.00)	0.01*	(0.00)
地域規模	0.06	(0.05)	0.06	(0.05)	0.06	(0.05)
教育程度	-0.03	(0.04)	-0.03	(0.04)	-0.03	(0.04)
職業（※2）：正規雇用	-0.04	(0.15)	-0.04	(0.15)	-0.05	(0.15)
職業：非正規雇用	0.09	(0.15)	0.12	(0.15)	0.09	(0.15)
職業：自営業	-0.18	(0.16)	-0.17	(0.16)	-0.18	(0.16)
本人収入	0.02*	(0.01)	0.03*	(0.01)	0.03*	(0.01)
党派性ダミー	0.13†	(0.07)	0.13†	(0.07)	0.13†	(0.07)
政治関心	0.14**	(0.04)	0.14**	(0.04)	0.14**	(0.04)
団体加入数	0.09**	(0.03)	0.09**	(0.03)	0.09**	(0.03)
定数	-0.59*	(0.26)	-0.62*	(0.26)	-0.57*	(0.26)
α	-2.47**	(0.39)	-2.56**	(0.41)	-2.56**	(0.42)
観測数	700		700		700	
擬似決定係数	0.134		0.138		0.135	

※1) **は1%, *は5%, †は10%の水準で統計的有意を示す
 ※2) 基準カテゴリは、「無職」である

5.2 限界効果と実質効果の検証

ここでは、モデル2およびモデル3で投入した交差項が統計的有意か否かを確認する。一般に、交差項が統計的有意か否かを確認する際は、当該変数の信頼区間を求め、その閾値がY軸上の0をまたぐかどうかの限界効果によって確認することが可能である（飯田 2013）。

図2は、意見保有量とイデオロギー強度ごとの交差項の限界効果を示した。極端な左派・右派ともに信頼区間がY軸上の0をまたいでいない。すなわち、極端イデオロギー層において、意見保有量の効果は5%水準で統計的有意であることが確認できる。他方で、中道イデオロギーおよび中立イデオロギーでは、意見保有量がどの値をとる場合（X軸上）でも信頼区間がY軸上の0をまたいでいる。この結果は、極端イ

デオロギー層のみにおいて、意見保有の効果を示すものであり、したがって仮説1は支持される。次に図3は、動員圧力とイデオロギーの強度ごとの交差項の限界効果を示した。これをみると、中道な左派・右派とも、信頼区間がY軸上の0をまたいでいない。すなわち、中道イデオロギー層において、動員圧力は5%水準で統計的有意である。ただし、それ以外のイデオロギーのカテゴリにおいても、概ねY軸上の0をまたいでいないことから、動員の効果が「中道イデオロギー層に特徴的」とまではいえない。したがって仮説2は、全面的に支持されたとはいえない。

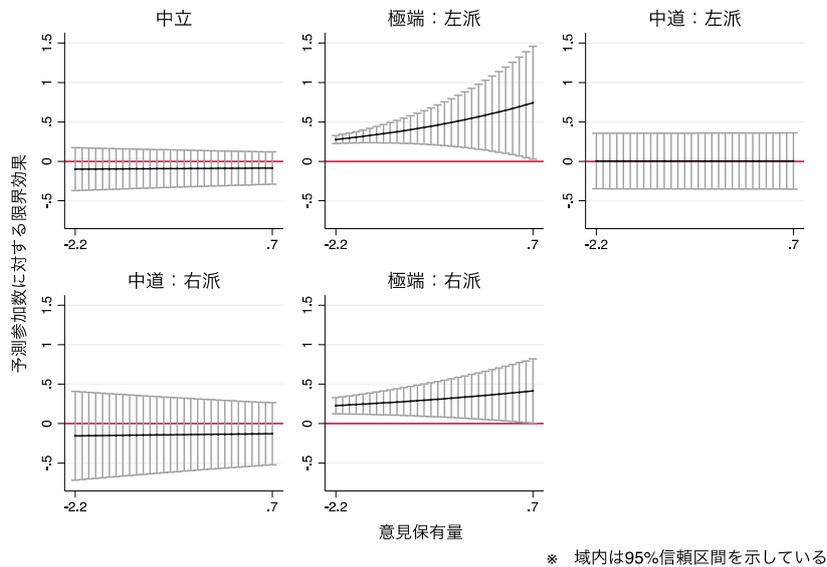


図2 イデオロギー強度ごとの意見保有量に関する限界効果

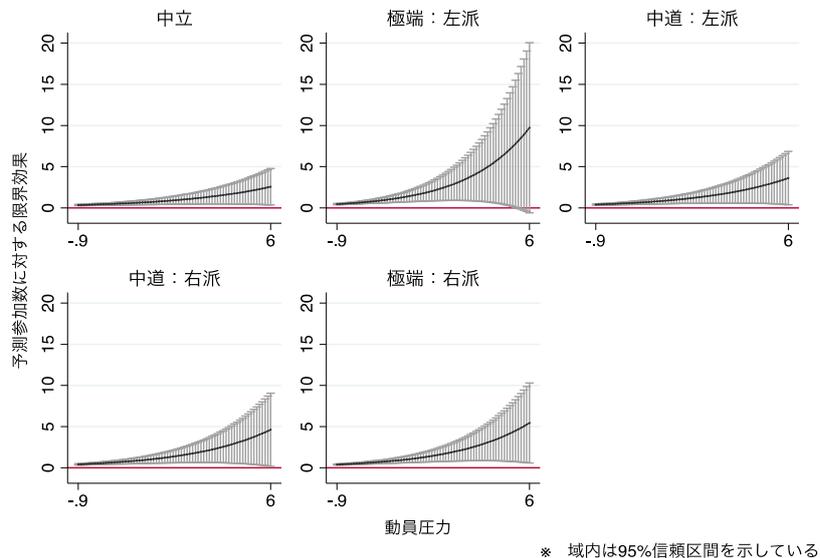


図3 イデオロギー強度ごとの動員圧力に関する限界効果

続いて、表1の推定結果を用いた、イデオロギー強度ごとの意見保有と動員の効果量について表2より確認する。またここでは、意見保有・動員圧力とも、両端の回答者が極めて少ない外れ値となっているため、両側2.5%を削った95%サンプル中における閾値を最小値・最大値とした⁽¹¹⁾。

表2 イデオロギー強度ごとの各変数の実質効果

		極端：右派	極端：左派	中道：右派	中道：左派	中立
意見保有	最小値	1.10	0.81	2.40	1.96	1.97
	最大値	2.04	2.24	1.99	1.97	1.70
	効果量	0.94	1.43	-0.42	0.01	-0.27
動員圧力	最小値	1.03	1.00	1.19	1.21	1.12
	最大値	3.54	4.24	3.69	3.44	2.93
	効果量	2.51	3.25	2.50	2.23	1.80

※1) キー変数以外はすべて平均値に固定した

※2) 効果量は、全サンプルの95%分の最大値から最小値を減じた値である

表2 上部は、意見保有量に関する効果量である。これを見ると、極端イデオロギー層と中道イデオロギー層との間に、意見保有量の効果量に明確な違いがみられる。たとえば、極端な右派において、意見保有量が最も少ない場合の投票外参加数は0.71、最も多い場合は2.04である。つまり意見保有は、極端な右派層では、(最大) 0.94回の投票外参加を促す効果を有する。同様に、極端な左派において、意見保有量が最も少ない場合の投票外参加数は0.81、最も多い場合は2.24であり、意見保有は(最大) 1.43回の投票外参加を促す効果を有する。他方で、中立および中道(左派、右派とも)のイデオロギー層についてみると、意見保有の多寡によって投票外参加数の変化は確認されない。したがって、意見保有の実質効果は、極端イデオロギー層においてのみ存在することが示された。他方の表2 下部・動員圧力に関する効果量では、極端イデオロギー層と中道イデオロギー層との間でほとんど差がない。たとえば、極端な右派では動員圧力の実質効果は(最大) 2.51回であり、中道右派での実質効果は(最大) 2.50回とほぼ同程度の効果量が示される。またこの傾向は、左派についても概ね同様である。限界効果の結果と総合すると、動員圧力は、中道イデオロギー層に効果がないというわけではなく、どのイデオロギー層にも同程度の効果があると理解することができる。

6. 結論と含意

本稿は、投票外参加に対して、イデオロギーはどのように機能するかについて、イデオロギーの強度に注目した実証分析を通じて明らかにした。従来の議論において、イデオロギーと政治参加を議論する際は、専ら心理メカニズムの観点から分析が試みられてきたものの、必ずしも明確な結論を示し得てこなかった。それに対して本稿は、イデオロギーの強度にもとづく分類を行った上で、動員・資源・心理の3つのメカニズムの相互作用に注目した仮説を立て、JGSS-2003データを用いてその検証を行った。計量分析の結果、極端なイデオロギー層では意見保有によって、中道イデオロギー層では動員によって投票外参加が促進されることが示された。ただし動員の効果は、中道イデオロギー層保有者に限定されるものではなく、どのイデオロギー強度においても同様に機能することも示された。ここからは、(意見保有の効果についてのみではあるが) 極端イデオロギー層と中道イデオロギー層の比較において、政治参加が促進されるメカニズムが異なることを明らかにした。また意見保有の効果量をみると、極端な左派・右派の双方において、ほぼ同様であった。この結果は、今後のイデオロギー研究においては、その方向性だけでなく強度にも注目する必要があることを意味する。また本稿の分析結果は、規範的な意味においても一定の示唆を与える。本稿の結果は、意見保有と極端イデオロギーの強い関連を示している。これは裏返すと、中道イデオロギー層が多く意見を有したとしても投票外参加に積極的になるわけではないことを意味する。すなわち、極端イデオロギーの人々の先鋭化された意見のみが、社会においてより伝播しやすくなることを含意している。無論、さまざまな実際の政治活動の中で、真に極端な主張だけがなされているかについては、本稿の分析範囲を逸脱する。この点を理解するためには、フィールドワーク等の質的調査が有効であろう。

最後に、本稿の限界と課題を述べることで締め括りとしていたい。課題の第1は、投票外参加の分化に関する

る点にある。本稿では、投票を除く政治参加を一括して投票外参加と定義したが、実際には、参加形態の相互に関連している可能性がある。たとえば Dalton(1996)は、投票外参加を「選挙政治参加」と「統治政治参加」⁽¹²⁾に細分化する。この点は、本稿において明確な結果が示されなかった、中道イデオロギー層と動員の関係についての検討材料を与える。つまり、比較的、政治的色彩の薄いと考えられる統治政治参加に対しては、（中道イデオロギー層で意見保有の効果が見られなかったことを踏まえると）動員が効果を持ちうる可能性がある。したがって、今後の研究では、従属変数の精緻化を検討する必要がある。第2の課題は、イデオロギーと意見保有の内生性に関する点にある。本稿ではイデオロギーを心理的な先有傾向として仮定した上で、意見保有量との関係について検討した。ただしこの仮定は、必ずしも自明というわけではない。イデオロギーと意見保有は、同一個人内に同居するものであり、したがって「意見保有量が多いからイデオロギーが極端化する」との逆の因果関係も想定しうる。もっとも実証分析で用いたイデオロギーと意見保有量の交差項は、方法論上は、あくまでその相互作用を示すものであり、それゆえにこのことが分析結果の妥当性を減じるものではない。しかし、イデオロギーと争点態度は密接な関係を有することからも、ここでの内生性を解消することで、より現実妥当性のある理論構築が可能となるだろう。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターがデータの作成と配布を行っている。データの整理・収集に尽力されたすべての調査関係者の皆様に感謝申し上げる。

また、2014年度 JGSS 研究報告会において、本稿に対して多くの先生に大変有益なコメントを頂いた。特に、方法論に関する詳細なご指摘をくださった飯田健先生(同志社大学)、Jaehyun Song氏(神戸大学大学院)、また草稿段階においてコメントをくださった櫻井康平氏(神戸大学大学院)には特段の感謝を申し上げます。無論、残された誤りについてはすべて筆者の責にある。

[注]

- (1) 山田(2004)で用いたデータは、選挙とデモクラシー研究会(JEDS)が2000年に実施した「日本人の主義観と社会資本に関する世論調査」である。なお同調査の質問票は、<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/gaiyo/0247g.html>にて確認することができる。
- (2) この場合、イデオロギーをX軸、政治参加率をY軸にプロットすると、その形状は二次曲線に近似する分布となる。これを回帰直線に(無理やり)当てはめると、係数は過小方向に、誤差は過大方向に見積もられるため、一見すると無関係であるように推定してしまう。
- (3) この変数の記述統計は、平均1.58、標準偏差1.79、最大値0、最小値9である。
- (4) より具体的には、カウントデータに対して最小二乗法を用いた場合、主として標準誤差が大きくなるバイアスが生じ、一致性の仮定に違反する可能性が高くなるためである。
- (5) 本来ならば、1あるいは7の回答者のみを極端なイデオロギーと定義するべきであるが、両端の回答者が極めて少ないため(1は3.6%、7は6.0%)、安定的な推定結果をえるため、次善の策として本稿の操作化を行ったことを付しておきたい。
- (6) 以降の分析では、すべて基準カテゴリを「中立」に指定した。
- (7) ここでは、男性と女性の知り合いを別個に加算したため、理論上の最大値は16である。
- (8) 所属団体数については、投票外参加に関する団体として、A. 政治関係の団体、B. 業界団体、C. ボランティアのグループ、D. 市民運動・消費者運動のグループ、E. 宗教の団体や会の5団体を対象として、所属団体の数を単純加算した(最小値=0・最大値=5・平均値=.30・標準偏差=.63)。
- (9) 交差項を利用した際の多重共線性を避けるため、以降の分析では中心化を施した。
- (10) 分析にはStata13を利用し、推定にはnbregパッケージを用いた。

- (11) 95%サンプル内における意見保有量の最大値は8、動員圧力は最大値7（ともに最小値は0）である。ただし分析中では、前述と同様に中心化を施している。
- (12) 選挙政治参加は、選挙運動や投票依頼、政党の支援などの活動を指し、他方の統治政治参加は、デモや署名あるいは自治会参加などの活動を指す（山田 2004）。

[参考文献]

- 荒井紀一郎, 2014, 『参加のメカニズム：民主主義に適応する市民の動態』, 木鐸社.
- Brambor, Thomas C., William, Roberts, and Golder, Matt, 2006, “Understanding interaction models: Improving empirical analyses,” *Political Analysis*, 14-1: 63-82.
- Butler, David, and Stokes, Donald, 1969, *Political change in Britain: Forces shaping electoral choice*, New York: St. Martin’s Press.
- Campbell, Angus, Converse, Philip E., Miller, Warren E., and Stokes, Donald E., 1960, *The American Voter*, New York: John Wiley and Sons.
- Converse, Philip E., 1964, “The nature of belief systems in mass publics,” In David, Apter E. (Ed), *Ideology and Discontent*, 206-261, New York: Free Press.
- Dalton, Russell J., 1996, *Citizen Politics. Public Opinion and Political Parties in Advanced Industrial Democracies*. New Jersey: Chatham House Pub.
- Greene, William H., 2000, *Econometric Analysis; 4th Ed*, New Jersey: Prentice Hall.
- 樋口直人, 2014, 『日本型排外主義：在特会・外国人参政権・東アジア地政学』, 名古屋大学出版会.
- Hilbe, Joseph M., 2007, *Negative Binomial Regression*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- 平野浩, 2002, 「社会資本関係と政治参加—団体・グループ参加加入の効果を中心に—」『選挙研究』17: 19-30.
- , 2007, 『変容する日本の社会と投票行動』, 木鐸社.
- Huckfeldt, Robert, and Sprague, John, 1995, *Citizens, politics, and social communication*, New York, NY: Cambridge University Press.
- 飯田健, 2013, 『計量政治分析』, 共立出版.
- 飯田健・山田真裕, 2009, 「有権者の情報処理」山田真裕・飯田健編『投票行動研究のフロンティア』6, おうふう, 113-140.
- Jacoby, William G., 1986, “Levels of Conceptualization and Reliance on the Liberal-Conservative Continuum,” *The Journal of Politics*, 48-2: 423-432.
- 蒲島郁夫, 1986, 「政治参加」綿貫譲二ほか編『日本人の選挙行動』6, 東京大学出版会, 175-202.
- , 1988, 『政治参加』, 東京大学出版会.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦, 1996, 『現代日本人のイデオロギー』, 東京大学出版会.
- , 2012, 『イデオロギー』, 東京大学出版会.
- 栗田宣義, 1993, 『社会運動の計量社会学的分析—なぜ抗議するのか』, 日本評論社.
- Levi, Margaret, and Stoker, Laura, 2000, “Political Trust and Trustworthiness,” *Annual Review of Political Science* 3: 475-507.
- Lupia, Arthur, 1994, “Shortcuts versus encyclopedias: Information and voting behavior in California insurance reform elections,” *The American Political Science Review*, 88-1: 63-76.
- Lupia, Arthur, and McCubbins, Mathew D., 1998, *The democratic dilemma: Can citizens learn what they need to know? Can citizens learn what they need to know?* New York, NY: Cambridge University Press. (山田真裕 訳, 2005, 『民主制のディレンマ—市民は知る必要のあることを学習できるか?—』, 木鐸社.)
- 前田和敬, 2007, 「政治と言葉」佐々木毅監修『政治を考えたあなたへの80問—朝日新聞3000人世論調査から』1-2, 朝日新聞社, 51-92.
- 三宅一郎, 1990, 『政治参加と投票行動—大都市住民の政治生活—』, ミネルヴァ書房.

- 西澤由隆, 2004, 「政治の二重構造と「関わりたくない」意識 : Who said I wanted to participate?」『同志社法學』55-5 : 1215-1243.
- Nie, Norman H., Verba, Sidney, and Petrocik, John R., 1976, *The Changing American Voter*, Cambridge: Harvard University Press.
- 小熊英二, 2013, 『原発を止める人びと —3・11 から官邸前まで』, 文藝春秋.
- Popkin, Samuel L., 1991, *The Reasoning Voter. Contemporary Sociology*, Chicago: The Chicago University Press.
- Rosenstone, Steven J., and Hansen, John M., 1993, *Mobilization, Participation, and Democracy in America*, New York: Macmillan.
- 境家史郎, 2013, 「戦後日本の政治参加—「投票参加の平等性」論を再考する—」『年報政治学』2013-1, 236-255.
- 谷口尚子, 2005, 『現代日本の投票行動』, 慶応大学出版会.
- Verba, Sidney, Nie, Norman H., and Kim, Jae-On, 1978, *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Verba, Sidney, and Nie, Norman H., 1972, *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*, New York: Harper and Row.
- Verba, Sidney, Schlozman, Kay L., and Brady, Henry E., 1995, *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Vincent, Andrew, 1992, *Modern Political Ideologies*, Oxford: Blackwell publish, 2nd edition. (重森広臣訳, 1998, 『現代の政治イデオロギー』, 昭和堂.)
- 山田真裕, 2004, 「投票外参加の論理」『選挙研究』19 : 85-99.
- 山口智美・斉藤正美・荻上チキ, 2012, 『社会運動の戸惑い』, 勁草書房.
- 山本英弘, 2005, 「イラク戦争抗議デモ参加者の様相—質問紙調査にもとづく分析から」『社会学年報』34 : 183-203.
- 安田浩一, 2012, 『ネットと愛国 在特会の「闇」を追いかけて』, 講談社.