

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2016 年度参加者公募型二次分析研究会
現代日本人の政治意識と投票行動に関する
データの二次分析
研究成果報告書

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

2017 年（平成 29 年）3 月

はじめに

平野 浩（学習院大学）

本報告書は、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実施した2016年度二次分析研究会参加者公募型研究「現代日本人の政治意識と投票行動に関するデータの二次分析」の成果をまとめたものである。

本研究会の目的は、2007年から2011年にかけて計7波のパネル調査として実施された政治意識と投票行動に関する全国調査（JESIV調査）データの分析を通じて、今日の日本における人々の政治意識や投票行動について新たな知見を得ることにあつた。調査の概要については別掲「JESIV調査の概要」に譲るが、この調査によって得られたデータは、第一次安倍内閣期から野田内閣期まで、言い換えれば2009年の歴史的な政権交代や2011年の東日本大震災など、日本の政治や社会を揺るがす大きな出来事を含む時期における有権者の意識や行動についての多面的で豊富な情報を含むものである。

本研究会には、若手研究者を中心に10名が参加し、数回に亘る研究会での報告とディスカッション、その成果を纏めたペーパーに基づく成果報告会を経て、各自が論文を完成させた。本報告書には提出された9本の論文が収録されている。内容をご覧いただければ分かる通り、参加者の多様な問題関心を反映して、これらの論文のテーマも、政党や党首に対する支持や評価、有権者の信念体系やイデオロギー、選挙動員と投票参加、社会階層・ジェンダー・震災等と政治意識や政治行動との関わり、といった幅広いものとなっている。

このことはまた、分析対象としたデータが、狭義の政治意識や投票行動の研究者のみならず、広く日本の政治、経済、社会のあり方に関心を持つ研究者に対して多くの有意義な知見をもたらす可能性を秘めたものであることをも示している。現在このデータは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より公開されており、様々な関心を持つ研究者による利用を待っている。

最後に、本研究会の成果は、多くの方々のサポートの賜物である。特に研究会の運営を一手に引き受けながら、同時に各参加者の報告に的確なコメントや有意義な助言を惜しみなく与えて下さった東京大学の前田幸男先生、事務局として研究会を支えていただいた社会調査・データアーカイブ研究センターのスタッフの皆様、成果報告会での討論者をお引き受けいただいた稲増一憲、田辺俊介、田中隆一、遠藤晶久の各先生に、心より御礼を申し上げます。

研究会の概要

テーマ

現代日本人の政治意識と投票行動に関するデータの二次分析

使用データ

【0999】「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究（JESIV SSJDA 版）」

（2007-2011 年）

研究の概要

この研究会では、科学研究費特別推進研究（2007～2011 年度）「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究」の一環として実施された、前後 7 回にわたる全国パネル調査（JES IV 調査）データ（2007 年参院選後調査、2009 年衆院選前後調査、2010 年政治意識調査、2010 年参院選前後調査、2011 年政治意識調査、対象者は 20 歳以上の男女有権者）の二次分析を行います。この調査プロジェクトの研究代表者をアドバイザーに迎え、今日の日本の政治・社会の様相を広い視野から捉えることを狙いとしています。調査項目には標準的な政治意識、投票行動、回答者属性などのほか、価値観、経済状況認識、階層帰属意識、社会的ネットワーク、メディア接触など幅広い内容が含まれていますので、政治意識・政治行動研究、選挙研究、日本政治研究などの分野に留まらず、政治理論研究や社会学、経済学といった隣接領域の研究を志す参加者も歓迎します。

活動の記録

- 第 1 回研究会（2016 年 05 月 28 日）：趣旨説明，利用データについて解説、参加者紹介
- 第 2 回研究会（2016 年 07 月 30 日）：研究報告
- 第 3 回研究会（2016 年 09 月 24 日）：研究報告
- 第 4 回研究会（2016 年 11 月 05 日）：研究報告
- 第 5 回研究会（2016 年 12 月 27 日）：研究報告
- 第 6 回研究会（2016 年 01 月 21 日）：研究報告
- 成果報告会（2017 年 02 月 22 日）

Center for Social Research and Data Archives



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
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業

二次分析研究会2016 参加者公募型研究 成果報告会

現代日本人の政治意識と投票行動に関するデータの二次分析

■ 概要:

「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(JESIV SSJDA版)」(2007-2011年, JESIV研究会)の調査プロジェクトの研究代表者をアドバイザーに迎え、これらの調査データを用いて今日の日本の政治・社会の様相を広い視野から捉えることを狙いとした二次分析の成果を報告します。

■ 日時/場所:

2017年2月22日(水) 10:30 - 17:30

東京大学(本郷キャンパス) 赤門総合研究棟5階 549 センター会議室

■ プログラム

10:30- 開会の挨拶(前田幸男/東京大学)

10:35- JESIVについて(平野浩/学習院大学)

第1部 10:45-11:55 司会: 前田幸男

- (1)「党首の「声」と党首評価・政党評価・投票選択——党首討論会の音声周波数解析とJESIV調査データによる実証分析」(岡田陽介/立教大学)
- (2)「東日本大震災と政治意識——存在脅威管理理論にもとづく保守化現象の検証」(秦正樹/北九州市立大学)
◆討論者 稲増一憲(関西学院大学)

<11:55-13:00: 昼食>

第2部 13:00-14:40 司会: 平野浩

- (3)「日本における『階層政治』を再考する——階層帰属意識に基づく有権者の投票行動」(横山智哉/一橋大学大学院)
- (4)「政治的有効性感覚の学歴間比較」(太田昌志/ベネッセ教育総合研究所・名古屋市立大学大学院)
- (5)「政党支持と無党派層を再考する——政党支持強度・政策争点・政権交代とともに」(田中智和/関西大学)
◆討論者 田辺俊介(早稲田大学)

第3部 14:55-16:05 司会: 前田幸男

- (6)女性の政治意識と投票行動(寺村絵里子/明海大学)
- (7)現代日本における信念体系の不均質性——混合分布モデルによるアプローチ(三輪洋文/学習院大学)
◆討論者 田中隆一(東京大学)

第4部 16:20-17:30 司会: 平野浩

- (8)誰がなぜ憲法改正に賛成してきたのか(境家史郎/首都大学東京)
- (9)無党派層に対する選挙動員と政治参加(田原歩/株式会社サーベイリサーチセンター)
◆討論者 遠藤晶久(高知大学)

17:30- 閉会の挨拶(平野浩/学習院大学)

■ 事前の申し込みは不要です

■ お問い合わせは、s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp まで



2016 年度参加者公募型二次分析研究会
現代日本人の政治意識と投票行動に関するデータの二次分析
研究成果報告書

目次

はじめに.....	i	平野 浩
研究会の概要.....	ii	
成果報告会プログラム.....	iii	
J E S IV調査の概要.....	1	平野 浩
党首の「声」と党首評価・政党評価・投票選択.....	5	
一党首討論会の音声周波数解析と JES IV 調査データによる実証分析		岡田陽介
東日本大震災と政治意識—存在脅威管理理論にもとづく保守化現象の検証.....	25	秦 正樹
日本における『階層政治』を再考する—階層帰属意識に基づく有権者の投票行動.....	47	横山智哉
2009 年政権交代の経験と内的政治的有効性感覚の変化	57	太田昌志
政党支持と無党派層を再考する		
一政党支持強度・政策争点・政権交代とともに考える.....	71	田中智和

女性の政治意識と政治参加—職業属性に着目した実証分析.....	91
	寺村絵里子
現代日本における信念体系の不均質性——混合分布モデルによるアプローチ.....	113
	三輪洋文
誰がなぜ憲法改正に賛成してきたのか.....	155
	境家史郎
無党派層に対する選挙動員と投票参加—政党支持層と無党派層の比較を通じて.....	185
	田原 歩

J E S I V調査の概要

平野 浩

(学習院大学)

調査の目的

JESIV調査は、平成 19-23 年度、科学研究費特別推進研究「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究」(研究代表者：平野浩、研究分担者：小林良彰、池田謙一、山田真裕)の一環として実施された全 7 波の全国パネル調査であり、この時期における日本の有権者の政治意識と投票行動の実態を明らかにすべく計画されたものである。

投票行動に関する調査研究は、民主主義の要である選挙の実態を明らかにするという現実的なレリヴァンスを有すると同時に、政治学、社会心理学、社会学など広く学際的なアプローチを必要とするという社会科学研究上の戦略的な結節点でもあり、すでにわが国においても先行プロジェクトであるミシガン大調査(1967 年)、JABISS 調査(1976 年)、JES 調査(1983 年)、JES II 調査(1993-1996 年)、JES III 調査(2001-2005 年)等を通じて確固たる研究成果が蓄積されてきた。

こうした蓄積の上に、JESIV調査では、この時代の要請に応えるために、さらに以下のような諸点の解明を重要な目的として加えることとした。

- (1) 並立制導入後約 10 年を経て、投票行動の規定要因に中選挙区制時代と比較して何らかの変化が生じているのか。
- (2) 社会構造、経済状況、国際環境の変動は、争点投票、経済的業績投票、社会集団間の党派的分界線などにどのような影響を及ぼしているか。
- (3) マスメディア、パーソナル・ネットワーク、インターネットなどによる重層的な情報環境が有権者の意思決定に与える影響はどのようなものか。

これらの問いに答えるため、調査では、投票政党、支持政党、争点態度、候補者イメージ、内閣評価など、投票行動研究における標準的な質問項目に加えて、2 大政党の比較評価、経済状況認識、価値観や階層帰属意識、団体加入やパーソナル・ネットワーク、様々な情報メディアへの接触など多様な質問が用意された。

調査の実施

以下に述べる通り、調査は全国規模で無作為抽出された対象者に対する全 7 波のパネル調査として実施された。まずサンプリングの基本的デザインは、パネル調査の第 1 波である 2007 年参議院選挙後調査のサンプリングを基本とし、以後、必要に応じて新規サンプルを補充することとした。補充に当たっては、第 1 波調査の調査地点から毎回充当することとした。第 1 波調査のサンプルは、全国の満 20 歳以上の男女 3000 人で、層化 2 段無作為

抽出法により、全国 217 市区町村（218 地点）から抽出された。

これらの対象者に対して実際された第 1 波調査（2007 年参議院選挙後面接調査）は 2007 年 9 月 15 日～10 月 1 日に実施され、有効回答数は 1673 であった。

続く第 2 波調査（2009 年衆議院選挙前面面接調査）は、第 1 波調査の完了者から以後の調査に対する協力拒否のあった 24 人を除いた 1649 人に、新規補充サンプル 1351 人を加えた 3000 人をサンプルとして 2009 年 8 月 19 日～8 月 29 日に実施され、有効回答数は 1858 であった。第 3 波調査（2009 年衆議院選挙後面接調査）は、第 2 波調査の完了者から以後の調査への協力拒否のあった 92 人を除いた 1766 人に、第 2 波調査で不能であった者等 440 人を加えた 2206 人を対象として 2009 年 9 月 1 日～9 月 23 日に実施され、有効回答数は 1684 であった。

第 4 波調査（2010 年政治意識郵送調査）は非選挙時の調査であり、第 2 波および第 3 波調査の少なくとも一方の完了者 1962 人から以後の調査に対する協力拒否のあった者を除いた 1782 人の継続サンプルに、1218 人の新規補充サンプルを加えた 3000 人を対象として実施された。新規補充サンプルの抽出に当たっては、継続サンプルにおける年齢層の偏りを補正するため、調査対象者を 20～39 歳、40 歳～59 歳、60 歳以上の 3 つの年齢層に分け、それぞれのサンプル数が母集団比率に出来るだけ近くなるように抽出を行った。継続対象者に対しては、回答の負担軽減のため、基本的項目のみを質問し、新規対象者に対しては、非選挙時という条件を生かした質問を含む、標準規格の調査票を送付した。調査期間は 2010 年 1 月 20 日～2 月 17 日で、有効回答数は継続対象者 1400 新規対象者 440 であった。

第 5 波調査（2010 年参議院選挙前面面接調査）第 4 波調査の対象者 3000 人のうち、以後の調査に対する協力拒否のあった 89 人に関して新たに補充を行った計 3000 人を対象として 2010 年 6 月 30 日～7 月 10 日に実施され、有効回答数は 1767 であった。また第 6 波調査（2010 年参議院選挙後面接調査）は、第 5 波調査の完了者から以後の調査への協力拒否のあった 43 人を除いた 1724 人に、第 5 波調査で不能であった者 352 人を加えた 2076 人を対象として 2010 年 7 月 12 日～8 月 4 日に実施され、有効回答数は 1707 であった。

最終の第 7 波調査（2011 年政治意識郵送調査）は第 4 波と同様の非選挙時調査であり、第 5 波および第 6 波の少なくとも一方の完了者 1856 人から以後の調査に対する協力拒否のあった 53 人を除いた継続サンプル 1803 人に、新規補充サンプル 1197 人(第 4 波におけるサンプル補充と同様に、年齢層の偏りを補正するような抽出を行なった)を加えた 3000 人を対象として、東日本大震災から約 8 か月を経た 2011 年 11 月 16 日～12 月 9 日に実施され、有効回答数は 1658 であった。

最後に、第 1 波～第 7 波の回答パターンを以下に示しておく（○＝回答あり、×＝回答なし）。少なくとも 1 回は調査に回答した対象者は 3639 人となる。

第1波	第2波	第3波	第4波	第5波	第6波	第7波	該当者数
○	○	○	○	○	○	○	495
○	○	○	○	○	○	×	157
○	○	○	○	○	×	○	14
○	○	○	○	○	×	×	12
○	○	○	○	×	○	○	9
○	○	○	○	×	○	×	7
○	○	○	○	×	×	×	93
○	○	○	×	○	○	○	20
○	○	○	×	○	○	×	57
○	○	○	×	○	×	○	1
○	○	○	×	×	×	×	5
○	○	○	×	×	○	○	1
○	○	○	×	×	○	×	7
○	○	○	×	×	×	×	86
○	○	×	○	○	○	○	11
○	○	×	○	○	○	×	7
○	○	×	○	○	×	○	2
○	○	×	○	○	×	×	4
○	○	×	○	×	○	○	1
○	○	×	○	×	○	×	2
○	○	×	×	×	×	×	16
○	○	×	×	○	×	×	4
○	○	×	×	○	×	○	1
○	○	×	×	×	×	×	1
○	○	×	×	×	×	×	1
○	○	×	×	×	×	×	96
○	×	○	○	○	○	○	16
○	×	○	○	○	○	×	5
○	×	○	○	○	×	○	3
○	×	○	○	○	×	×	1
○	×	○	○	×	○	○	2
○	×	○	○	×	○	×	1
○	×	○	○	×	×	×	11
○	×	○	×	×	○	×	2
○	×	○	×	○	×	×	2
○	×	○	×	×	○	×	1
○	×	○	×	×	×	×	10
○	×	○	×	×	×	×	510
×	○	○	○	○	○	○	270
×	○	○	○	○	○	×	81
×	○	○	○	○	×	○	6
×	○	○	○	○	×	×	12
×	○	○	○	×	○	○	9
×	○	○	○	×	○	×	5
×	○	○	○	×	×	×	93
×	○	○	×	○	○	○	20
×	○	○	×	○	×	×	40
×	○	○	×	○	×	×	4
×	○	○	×	×	○	○	1
×	○	○	×	×	○	×	6
×	○	○	×	×	×	×	69
×	○	×	○	○	○	○	9
×	○	×	○	○	○	×	2
×	○	×	○	○	×	×	2
×	○	×	○	×	○	○	2
×	○	×	○	×	×	×	12
×	○	×	×	○	○	×	3
×	○	×	×	○	×	×	1
×	×	×	×	×	×	×	100
×	×	×	○	○	○	○	14
×	×	○	○	○	○	×	1
×	×	○	○	×	○	○	2
×	×	○	○	×	○	○	3
×	×	○	○	×	○	×	1
×	×	○	○	×	×	×	5
×	×	○	×	○	○	×	6
×	×	○	×	×	×	×	1
×	×	○	×	×	×	×	17
×	×	×	○	○	○	○	139
×	×	×	○	○	×	×	61
×	×	×	○	○	×	○	15
×	×	×	○	○	×	×	21
×	×	×	○	○	○	○	8
×	×	×	○	×	○	×	4
×	×	×	○	×	×	×	192
×	×	×	×	○	○	○	98
×	×	×	×	○	○	×	100
×	×	×	×	○	×	○	10
×	×	×	×	○	×	×	29
×	×	×	×	×	○	○	3
×	×	×	×	×	○	×	14
×	×	×	×	×	×	○	473
(1673)	(1858)	(1684)	(1840)	(1767)	(1707)	(1658)	(有効回収数)

党首の「声」と党首評価・政党評価・投票選択

——党首討論会の音声周波数解析と JES IV 調査データによる実証分析——

岡田陽介

(立教大学)

本研究は、政治家が提供する非言語情報としての声に着目し、政党の党首の音声周波数とサーベイデータをマージしたデータによる分析によって、政治家の声の高低と、印象評価・投票選択についての関連を明らかにすることを目的とした。分析の結果、1) 党首の属性や有権者の心理的要因で統制しても、低い声が党首の感情温度や政党の感情温度を高める。2) 党首感情温度や政党感情温度を媒介して投票選択確率を高めるが、声の直接の効果も確認される。3) メディア接触と党首の周波数の交互作用は、限定的ではあるが、政党の感情温度および投票選択に対して効果を持っていることが明らかとなった。

1. はじめに

選挙において有権者は、各政党や候補者が提示する公約や政策を基に、より利益が得られる政党や候補者を合理的に判断し、投票への参加、ひいては、投票の方向を決定する側面を持つ (Downs 1957)。こうした前提において、政党や候補者からの公約や政策の情報伝達は、選挙公報やビラ、街頭演説、TV、さらにはインターネットなどの各種メディアによって行われることが想定されるが、選挙運動では言語情報によって政策内容が伝えられるだけでなく、顔の表情や、衣服などの色、声の調子など非言語情報の提供も、それが政党や候補者によって意図的になされるか否かにかかわらず行われる。

選挙運動における非言語情報が有権者の候補者評価に与える影響については、1960年の米国大統領選挙における John F. Kennedy と Richard M. Nixon の TV 討論以降、より注目されるようになった (Kraus 1962)。非言語情報には様々なものがあるが、メディアへの出演や、街頭演説、連呼など、実際の政治活動や選挙運動の実態を見れば、言語情報は言葉により伝達されることから、非言語情報のうち声は占める要素は大きなものであろう。

本研究の目的は、政治家が提供する非言語情報のうち、これまであまり焦点が当てられることのなかった聴覚情報としての政治家の声に着目し、政党の党首の音声周波数とサーベイデータをマージしたデータによる分析によって、政治家の声の高低と、その印象評価、投票選択についての関連を明らかにすることにある。

2. 先行研究

2.1 視覚情報と聴覚情報

これまで選挙研究・投票行動研究における非言語情報への着目は、主として視覚情報からの検討が中心であった。中でも、候補者の顔の表情に焦点を当て、顔から判断される候

補者の有能性の認知 (Todorov, Mandisodza, Goren & Hall 2005), 選挙ポスターの笑顔の程度が得票や当落に与える効果 (Little, Burriss, Jones & Roberts 2007; Horiuchi, Komatsu & Nakaya 2011) などが確認されている。

本研究が焦点を当てる政治家の声, すなわち, 聴覚情報は非言語情報の一つであるが, 人間の認知過程においては, 視覚情報が聴覚情報と比較して優位であるとされる。つまり, 言葉などの言語情報, 声の高低などの聴覚情報, 表情やボディールanguageなどの視覚情報がそれぞれ矛盾した情報として呈示された場合, 視覚情報, 聴覚情報, 言語情報の順に情報が伝達されることや, 矛盾した情報を視覚情報 (顔の表情) と聴覚情報 (音声) で呈示した場合, その認知において視覚優位となる (Mehrabian 1981; McGurk & MacDonald 1976)。選挙研究でも, 1984年の米国大統領選における Ronald W. Reagan と Walter F. Mondale の討論会を用いた実験によって, 印象評価に対して視覚優位となることが報告されている (Patterson, Churchill, Burger & Powell 1992)。

以上に見るに, 選挙研究でこれまで表情から得られる視覚情報に主として焦点が当てられてきたことには一定の妥当性がある。しかしながら, 認知における視覚優位は国や文化, 状況によって異なり, 聴覚優位になることも指摘されている (山田・箱田・中村・湯田 2000; de Gelder & Vroomen 2000; Sekiyama & Tohkura 1991; Tanaka, Koizumi, Imai, Hiramatsu, Hiramoto, & de Gelder 2010)。つまり, 視覚情報からのアプローチは一定の妥当性はあるものの必ずしも頑健ではない。また, 先述のとおり, 実際の選挙運動の場面での連呼や街頭演説, TV やラジオ, さらに近年ではインターネットによる動画配信など, 直接, 有権者に政策を伝達する手段として, 声を持つ役割も大きいであろう。

2.2 声の要素における高低

声の高低 (音高) は, 音量や音色とならび, 音声・聴覚情報において主要な要素の1つである。その程度は基本周波数 (F_0) として測定されるが, 一般に声の高低は声帯や声道の大きさなどの生物学的な要素で決まり, 体が大きくなれば声は低くなる。したがって, 男声と女声を比較すると概ね女声の周波数が高く男声で低い (Titze, 1989; Fitch & Giedd 1999)。低い声は体の大きさを示すことから, 生物学的には生存や繁殖における競争での優位性をもたらす。また, 対人認知においても, 高い声が「誠実さ」や「真面目さ」, 「説得力」, 「強さ」の評価を引き下げ, 「神経質」との評価を上昇させるとされる (Apple, Streeter & Krauss, 1979)。つまり, 低い声であるほど対人認知における様々な特性での肯定的な評価を上昇させる。

ただし, 声の高低は必ずしも生物学的な要素のみで決まるわけではなく, 人の意図的な操作の余地もある。政治家による例では, 英国元首相の Margaret H. Thatcher のように首相就任前後で 60Hz 程度, 声の高さを意図的に下げたことが知られている (Thatcher 1995 = 1995; Karpf 2006; Henton 1992)。

2.3 声の高低と印象形成・投票選択

声の高低と政治家の印象形成や投票選択については、主として音声刺激を用いた実験室実験によって検討がなされ、その効果が示されてきた。例えば、実験刺激の種類として、実在の政治家の声を対象とし、米国大統領や日本の党首討論における党首音声の高低を操作したものや (Tigue, Borak, O'Connor, Schandl & Feinberg 2012; 岡田 2017a)、声の高低が異なる男女のセリフを原音声にしたもの (Klofstad, Anderson & Peters 2012; Anderson & Klofstad 2012)、合成音声ソフトで作成した政治家を含む様々な職業の特徴的なセリフ (岡田 2016) などが用いられ、印象評価にかかわる様々な性格特性 (「有能さ」や「誠実さ」、「信頼度」、「好感度」など) や投票選択確率に対する効果が検討されてきた。そして、いずれの研究においても、声の低さが政治家の印象評価を上昇させたり、投票の選択確率を上昇させたりする結果が示されている。

これらの研究が前提としているのは、声の低さが候補者の印象評価 (「有能さ」や「誠実さ」、「信頼度」、「好感度」などの性格特性への評価) を促進させ、間接的に投票選択を促進させるということである。しかしながら、これらの先行研究には次の点で問題も多い。

第1に妥当性にかかわる問題である。先行研究では学生を対象とした実験も多く、外的妥当性を高め、声の効果をより一般化することが求められる。もちろん、先行研究においても外的妥当性を高めるべく様々な研究が行われているが、大別すれば、実験参加者の幅を広げる方法と、実際の候補者の声を分析しアグリゲート・データとの分析を行う方法の2種類に分けられる。

前者では、学生実験に留まらず、サーベイ実験を用いて複数の年代の実験参加者を対象とした実験による検討 (Klofstad, Anderson & Nowicki 2015; Klofstad 2016) が行われ、声の低さが印象評価や投票選択を促進する効果が確認されている。ただし、この場合でも実験環境下で音声を聞くという生態学的妥当性の問題が残ることから、実際の政治家の声そのものを分析対象とする必要がある。他方、後者では候補者の周波数と得票率や当落との関連を見る分析が行われ、米国の2012年下院選挙を対象とした分析 (Klofstad 2016) や米国の2016年大統領選における共和党候補者の分析 (Ahmadian, Azarshahi & Paulhus 2017)、日本の2014年衆議院選挙を対象とした分析 (岡田 2017b) などが行われている。ただし、実際の声の周波数と得票率の関連では、必ずしも低い声が得票率や当落を規定しない事例も示されている。

第2に声が投票選択に与える効果のプロセスにかかわる問題である。既存研究は印象評価を媒介して投票選択を促進することを前提としつつも、声と印象評価、声と投票選択の関連を明らかにする実験が中心であり、必ずしも段階的なプロセスを考慮に入れた実験とはなっていない。確かに、実験では声の刺激に対して、直接、印象評価や投票選択を行わせる課題を用いることから、それぞれの関係を直接的に示すことができる手法といえる。

しかしながら、実際の候補者の声を分析しアグリゲート・データとの関連を見る分析 (Ahmadian, Azarshahi & Paulhus 2017; 岡田 2017b) では、必ずしも低い声の効果が確認されるわけではないことから、やはり、声の効果が直接投票選択に影響するというより、印象評価などを経た段階的なプロセスであるといえる。したがって、声の効果が段階的なプロセスを経ること、また、印象評価などで統制しても声の直接の効果が確認できるのかを検討する必要がある。

第3に、選挙研究・投票行動研究の研究蓄積で示されてきた有権者側の他の要因についての検討が捨象される問題である。選挙研究・投票行動の既存研究では、「政党支持」や「争点態度」、「候補者評価」さらには、「政治関心」「政治満足」などの有権者の心理的要因も投票行動の規定要因とされてきた (Campbell, Converse & Mille 1960; 三宅 1989; 蒲島 1988)。しかしながら実験を中心とする声と印象評価、投票選択の既存研究では、そうした要因については考慮されていない。

以上に見るに、先行研究が抱える問題点を克服するには、実際の政治家の声を分析対象にしながらか外的妥当性を高めつつ、既存の選挙研究・投票行動研究で指摘される有権者の意識なども考慮することが必要である。そして、声が印象評価を経て、投票選択へ至る段階的モデルとして分析することで、一般化可能な結果を導出することが必要となる。そこで本研究では、上記の問題を克服する手段として、実際の政治家の音声の周波数解析と大規模サーヴェイ調査の両者を用い統一的に分析し、既存のモデルを考慮した上でも、声の効果が確認できるかを検討する。

なお、特に実在の政治家の音声の場合、声の高低の効果が、体の大きさなどの生物学的な要素で決まることも考慮する必要もあろう。したがって、分析では政治家の性別や年齢、身長などの属性を統制した上で分析を行う。

3. 方法

3.1 データ

本研究で必要となるデータは、第1に政治家の音声データ、第2に当該政治家についての有権者の印象評価や投票選択を含む、有権者を対象とした大規模サーヴェイ調査のデータである。

通常、音声を収集するには、同条件で対象の音声の録音を行う必要がある。また、録音機材や録音環境に最大限の配慮を行い、様々なノイズを最小限に抑える必要がある (城生 2008; 平坂 2009)。しかしながら、研究者自らが選挙に立候補したすべての候補者を一堂に集め録音を行うことは極めて困難である。代替手段としては、街頭演説などの録音によって音声収集を行うことも考えられるが、それらを同条件で行うには限界があり、音声アーカイブなどの利用が現実的となる (岡田 2017b)。

そこで本研究では、アーカイブから入手可能な政治家の音声として、政党の党首に焦点

を当て、2009年衆議院議員総選挙と2010年参議院通常選挙時に日本記者クラブで開催された党首討論会の動画・録音データを用いる。当該党首討論会は、2009年には「6党党首討論会」、2010年には「第22回参議院選挙 九党党首に聞く」と題され、各党の党首が一堂に会し開催されたものである。録音環境は各党首ともに同条件であり、発言時間も同条件に指定されている。

次に、各党首ならびに各政党に対する有権者の印象評価や投票選択については、平成19～23年度文部省科学研究費特別推進研究「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究」(JES IV プロジェクト)の調査データ(以下、JES IV 調査データ)のうち、2009年衆院選、2010年参院選時に実施された、「第2波 2009年衆議院選挙前調査」(Wave2)、「第3波 2009年衆議院選挙後調査」(Wave3)、「第5波 2010年参議院選挙前調査」(Wave5)、「第6波 2010年参議院選挙後調査」(Wave6)を用いた。

調査では、印象評価に関連する質問項目として、上記2009年衆院選時の6党党首、2010年参院選時点の9党党首、そして、それぞれ政党に対する評価について、中立を50点、最も好ましい時には100点、そして最も好ましくない時には0点で尋ねる感情温度が設定されている¹⁾。

3.2 分析方法

本研究で用いる分析方法は以下のとおりである。まず、サーヴェイで測定される党首に対する感情温度と投票選択を、回答者が日常で触れた党首に対する要因(刺激)に対して測定されたものと仮定する。そして、その刺激を日常で触れた党首の「声」と位置付けることで、サーヴェイで測定された感情温度を「声」の刺激に対して測定された値とみなす。

次に、通常、サーヴェイで感情温度は複数の対象に対して測定されるが、JES IV 調査データにおいても各波で当該選挙年度の各政党の党首および政党に対する感情温度が測定されている。つまり、一人の回答者が、複数の対象に対して感情温度を回答していることになる。また、投票選択についても何れの政党へ投票したかの回答を、当該政党に対する投票がなされたか否かのダミー変数として扱うことで複数の対象に対する選択の有無として扱うことができる。これをLONG形式のデータとして作成することで、心理学実験における反復測定の実験として扱うことが可能となる。

具体的には、まず、音声データから各党首の基本周波数(F_0)を測定する。そして、JES IV 調査データに周波数データを変数として結合しLONG形式のデータとして扱うことで、各党首の周波数と対応した党首ならびに政党への感情温度、投票選択との関連を探る。

分析では各党首の周波数を独立変数とし、党首ならびに政党への感情温度、投票選択を従属変数とする。また、政治家の属性や「政党支持」「争点態度」「政治関心」「政治満足」などの心理的要因での統制を行う。さらに、一般有権者が政党党首の声を聴く機会は、テレビなどのメディアを通じたものが多くなると予測されることから、メディア接触の頻度

で統制を行う。また、メディアでの党首の声への接触頻度の効果を確認するため、党首周波数とメディアへの接触頻度の交互作用項も変数に用いる。なお、データセットには複数回、同一回答者が存在していることから、回答者でクラスタリングを行い、頑健性標準誤差 (clustered robust standard error) を用いて推定を行う。

4. 分析結果

4.1 党首音声の周波数測定

音声の周波数測定にあたっては、各党首の発言のうち、冒頭の 1~2.5 秒の間で文意の取れるワンフレーズの基本周波数 (F_0) を測定した。なお、測定には Praat (Boersma & Weenink 2016, v. 6.0.17) を用いた。

分析対象となった各年度の党首は、2009 年では、麻生太郎 (自民党)、鳩山由紀夫 (民主党)、太田昭宏 (公明党)、志位和夫 (共産党)、福島瑞穂 (社民党)、綿貫民輔 (国民新党) の 6 党首、2010 年では、菅直人 (民主党)、谷垣禎一 (自民党)、山口那津男 (公明党)、志位和夫 (共産党)、福島瑞穂 (社民党)、亀井静香 (国民新党)、渡辺喜美 (みんなの党)、舛添要一 (新党改革)、平沼赳夫 (たちあがれ日本) の 9 党首である。各党首の音声の基本周波数は表 1 のとおりである。それぞれの党首で周波数が異なっていること、また、いずれの年度も、女性党首である福島瑞穂 (社民党) の周波数が他の男性党首と比べて高くなっていることが確認できる。

表 1 党首音声の基本周波数

	党首 (政党)	周波数 (Hz)
2009年	麻生太郎 (自民党)	138.2
	鳩山由紀夫 (民主党)	126.7
	太田昭宏 (公明党)	138.1
	志位和夫 (共産党)	126.7
	福島瑞穂 (社民党)	248.4
	綿貫民輔 (国民新党)	153.4
2010年	菅直人 (民主党)	96.4
	谷垣禎一 (自民党)	129.0
	山口那津男 (公明党)	114.6
	志位和夫 (共産党)	120.4
	福島瑞穂 (社民党)	218.8
	亀井静香 (国民新党)	120.2
	渡辺喜美 (みんなの党)	126.8
	舛添要一 (新党改革)	141.2
	平沼赳夫 (たちあがれ日本)	128.0

4.2 党首・政党への感情温度に対する分析

表2は党首・政党に対する感情温度の記述統計である。各党党首および政党に対する感情温度の平均値は、30度前半から50度中盤迄の幅があることが確認できる。また、各党党首に対する感情温度と当該政党に対する感情温度は概ね同様の傾向を示している。2009年の、麻生太郎 ($r = .712, p < .000$)、鳩山由紀夫 ($r = .745, p < .000$)、太田昭宏 ($r = .817, p < .000$)、福島みずほ ($r = .823, p < .000$)、志位和夫 ($r = .845, p < .000$)、綿貫民輔 ($r = .845, p < .000$)、2010年の、谷垣禎一 ($r = .735, p < .000$)、菅直人 ($r = .769, p < .000$)、山口那津男 ($r = .783, p < .000$)、福島みずほ ($r = .822, p < .000$)、志位和夫 ($r = .802, p < .000$)、亀井静香 ($r = .757, p < .000$)、渡辺喜美 ($r = .806, p < .000$)、舛添要一 ($r = .681, p < .000$)、平沼赳夫 ($r = .775, p < .000$) のいずれの党首の感情温度と当該政党の感情温度に強い相関が認められ、全体でも ($r = .793, p < .000$) 強い相関が認められた。

表2 党首・政党の感情温度の記述統計

	党首感情温度			政党感情温度				
	N	M	SD	N	M	SD		
2009年	麻生太郎	1,833	40.3	21.7	自民党	1,819	44.9	22.7
	鳩山由紀夫	1,813	48.4	20.3	民主党	1,804	52.6	20.3
	太田昭宏	1,668	35.2	21.6	公明党	1,746	34.9	22.6
	福島瑞穂	1,693	37.1	20.9	社民党	1,727	34.7	20.7
	志位和夫	1,662	34.0	21.8	共産党	1,729	31.5	21.4
	綿貫民輔	1,631	32.6	20.1	国民新党	1,672	31.3	20.3
2010年	谷垣禎一	1,708	45.8	17.9	自民党	1,723	46.4	19.5
	菅直人	1,728	54.1	20.0	民主党	1,723	52.5	19.9
	山口那津男	1,511	38.2	20.1	公明党	1,669	35.7	20.7
	福島瑞穂	1,685	40.1	21.4	社民党	1,680	36.5	20.3
	志位和夫	1,613	36.1	20.4	共産党	1,665	32.6	20.2
	亀井静香	1,680	34.8	20.2	国民新党	1,643	33.6	19.2
	渡辺喜美	1,651	46.5	20.1	みんなの党	1,632	43.3	20.5
	舛添要一	1,684	48.3	19.9	新党改革	1,610	40.1	19.3
	平沼赳夫	1,593	39.0	18.7	たちあがれ日本	1,582	35.7	19.3

また、図1は、党首音声の基本周波数と各党党首、各政党への感情温度の平均値をプロットしたものである。周波数と感情温度の相関は、党首感情温度 ($r = -.081, p < .000$)、政党感情温度 ($r = -.100, p < .000$) とともに負の相関が認められた。

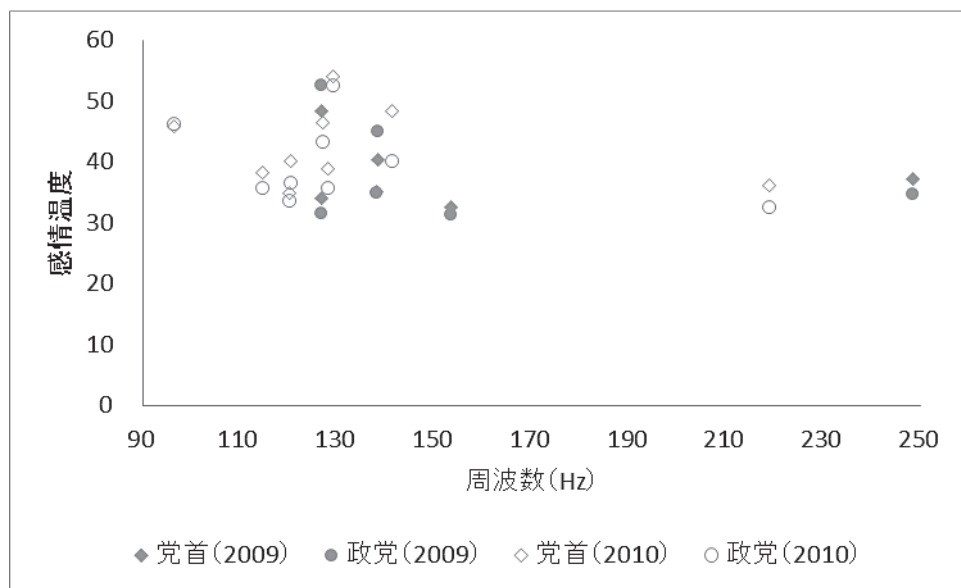


図1 党首音声の基本周波数と感情温度（党首・政党）の平均値

次に、基本周波数で示される声の高低と、各党党首、各政党への感情温度との関連が様々な要因を考慮しても確認できるのかを探るため、重回帰分析を用いて推定を行った。

従属変数には、各党党首、各政党への感情温度それぞれを設定し、独立変数は党首音声の基本周波数とした。また、統制変数には、党首の属性として、党首性別、党首年齢、党首身長²⁾、回答者の要因として、性別、年齢、居住年数、教育程度、都市規模、政治関心、政治満足、保革イデオロギー、支持政党ダミー（参照カテゴリは支持なし）、メディアへの接触頻度、当該政党との政策的距離の近さ³⁾、党首周波数とメディアへの接触頻度の交互作用項、そして、年度ダミー（2010年）を用いた⁴⁾。推定に際しては、回答者でクラスター化した頑健性標準誤差を用いた。

表3は分析結果である。なお、統制変数に投入した当該政党との政策的距離に関する質問項目は、全ての政党に設定されているものではないため、当該変数を投入したモデル（Model 1）と投入しないモデル（Model 2）それぞれについて分析した⁵⁾。

結果を見ると、まず、統制変数の効果では、心理的要因のうち政治満足と政策効用の安定的な効果が認められる。なお、そうした統制変数で統制を行った上でも、党首の周波数の効果は党首感情温度に対しても、政党感情温度に対しても負の有意な効果が確認できる。したがって、党首の声が高いほど当該党首や当該政党の感情温度を下げる結果となっている。

また、メディア接触の主効果は特に政党感情温度に対して正の係数で有意（党首感情温度では有意傾向）な結果となった。一方、メディア接触と党首周波数の交互作用項は政党感情温度に対してのみ、負の係数で有意（Model 2では有意傾向）となった。

この結果は、党首という人物に対する声の効果と、政党に対するそれとが異なることを

示唆する。すなわち、声によってもたらされる党首に対する人物評価は、接触初期の影響を大きく受け、メディアで流される声に接触する程度が多くなっても変わらないが、政党に対する評価は、メディアで流される声に接触を重ねることでより低くなる。

ただし、党首周波数の主効果の係数と比較するとその値は小さい。また、何れのモデルでも安定的に有意な結果となっている党首周波数の主効果に対して、交互作用項は有意傾向を含むものであり、その効果は限定的であるといえる。

なお、表では標準偏回帰係数 (β) を掲載しているが、党首周波数の偏回帰係数 (B) の値は、Model 2 で党首感情温度に対しては $-.333$ 、政党感情温度に対しては $-.328$ であった⁶⁾。したがって、仮に 100Hz 周波数が上昇すると、党首感情温度は 33.3 度、政党感情温度は 32.8 度低下することになる。なお、Model 2 の党首周波数の主効果について、党首周波数以外の変数を平均値に固定した上で、党首周波数を 90Hz から 250Hz まで変化させた時の感情温度の変化を図 2 および図 3 に示した。

ところで、今回分析対象とした 2009 年と 2010 年の選挙では、女性党首は福島瑞穂（社民党）の 1 人のみであり、しかも他の男性党首と比較して周波数が高いことから、分析結果が女性党首の高い声に過大に影響を受ける可能性がある。そこで、男性党首のみの分析も行った⁷⁾。紙幅の都合で図表は省略するが、党首周波数の主効果は、党首感情温度の Model 1 ($\beta = -.084, p < .000$)、Model 2 ($\beta = -.204, p < .000$)、政党感情温度の Model 1 ($\beta = -.157, p < .000$)、Model 2 ($\beta = -.191, p < .000$) の何れのモデルでも有意な負の効果が認められた。また、メディア接触と党首周波数の交互作用項は何れも有意な結果とはならなかったが、党首周波数の声の主効果については男性党首、女性党首全体の分析と同様の結果となった。

表 3 感情温度に対する党首周波数の効果

	党首感情温度		政党感情温度	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
党首性別（女性）	.103 ***	.402 ***	.339 ***	.421 ***
党首年齢	-.079 ***	.128 ***	-.010	.223 ***
党首身長	-.070 ***	-.279 ***	-.031 *	-.257 ***
性別（女性）	.071 ***	.050 ***	.076 ***	.045 **
年齢	-.026	-.006	-.027	-.009
居住年数	-.008	-.003	-.006	-.007
教育程度	.028 *	.046 ***	.015	.029 *
都市規模	-.006	.004	-.011	-.005
政治関心	-.033 *	-.006	-.029 *	-.001
政治満足	.074 ***	.075 ***	.064 ***	.066 ***
保革イデオロギー	-.005	-.009	-.005	-.008
政策効用	-	.096 ***	-	.113 ***
2010年ダミー	.046 **	-.020	-.065 ***	-.067 ***
党首周波数	-.242 ***	-.678 ***	-.447 ***	-.651 ***
メディア接触	.045 †	.042 †	.062 *	.061 **
メディア接触×党首周波数	-.017	-.006	-.052 *	-.043 +
N	16,383	12,061	16,534	12,269
N (clusters)	1,626	1,626	1,621	1,620
Adj R ²	.034	.069	.035	.089

a) 支持政党ダミーは表から省略

b) 回答者でクラスタ化した頑健性標準誤差

c) 標準偏回帰係数

d) *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

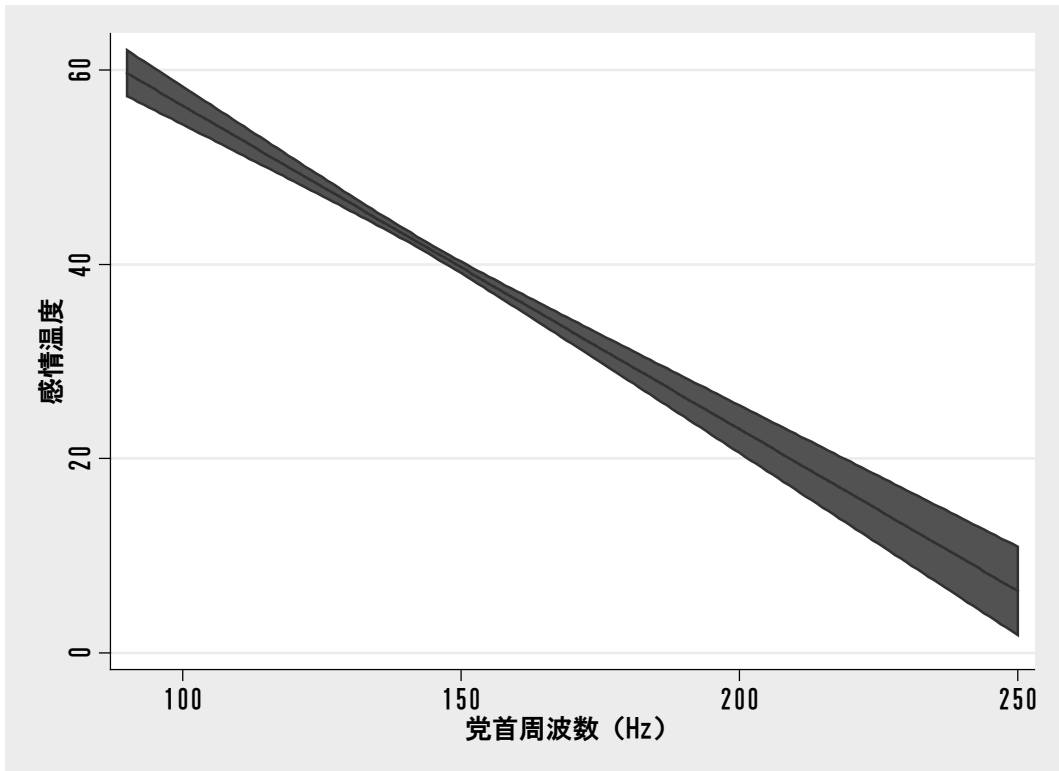


図2 基本周波数と党首感情温度（予測値と信頼区間：Model 2）

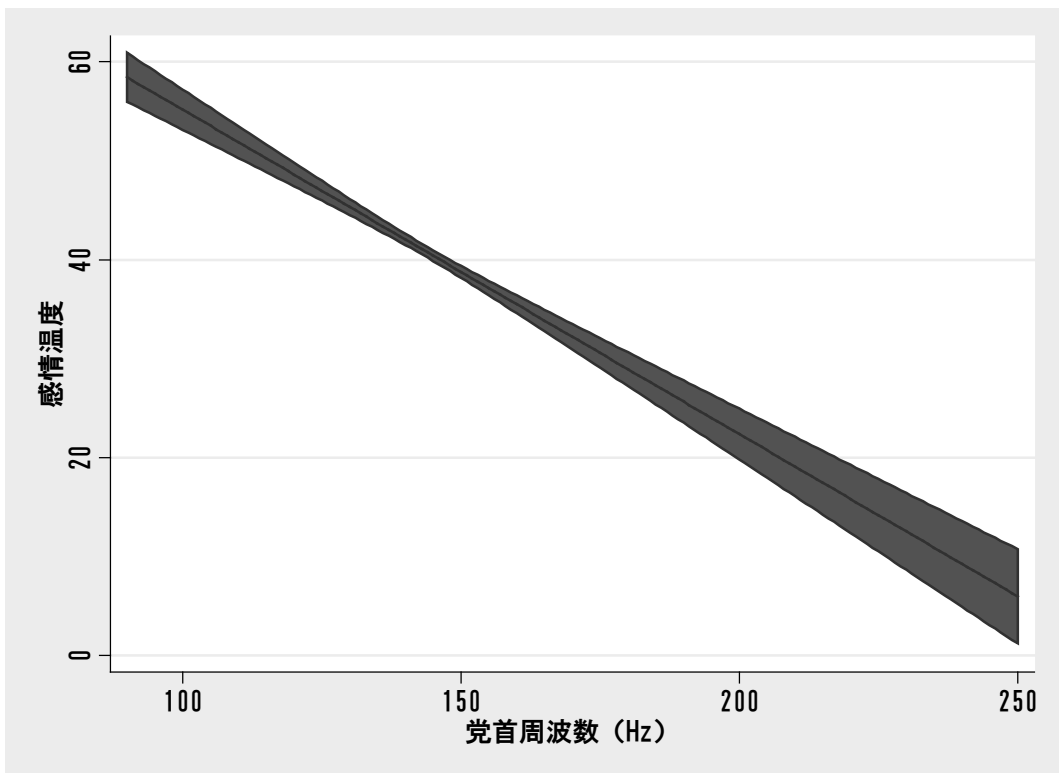


図3 基本周波数と政党感情温度（予測値と信頼区間：Model 2）

4.3 投票選択に対する分析

次に、投票選択に対する効果について検討を行う。従属変数は比例区での当該政党への投票ダミーとした。統制変数には感情温度に対する分析（表 3）と同様のものを用いた。また、声の効果が感情温度を経由して間接的に投票選択に与える効果を確認するために、党首および政党に対する感情温度をモデルに加えた。なお、分析では選挙で棄権をした回答者は分析から除外した。もちろん、声の高低によって形成される党首の印象評価や声の直接の効果によって投票参加自体が促されたり抑制されたりすることもあるだろう。ただし、本研究が焦点を当てるのは投票方向であることから、投票に参加した回答者のみを分析対象としている⁸⁾。

表 4 はロジスティック回帰分析の結果である。なお、推定に際しては、感情温度の分析と同様に回答者でクラスタ化した頑健性標準誤差を用いた。結果を見ると、統制変数の効果では、政策効用の正の効果認められた。なお、統制変数で統制を行った上でも、党首感情温度および政党感情温度の正の効果が安定的に認められる。したがって、先述の感情温度に対する分析結果と併せて考えれば、声の低さは党首感情温度および政党感情温度を媒介して投票選択確率を高めるといえよう。

加えて、党首周波数そのものの負の有意な効果、さらに、メディア接触と党首周波数の交互作用項も負の係数で有意傾向が認められる。ただし、交互作用項は有意傾向に留まることから、感情温度に対する分析同様、その効果は限定的なものであろう。

なお、感情温度に対する分析同様、男性党首のみの分析も行った。紙幅の都合で表は省略するが、Model 1 ($B = -.043, p < .000$)、Model 2 ($B = -.027, p < .000$) とともに党首周波数の主効果は有意な結果となった。またメディア接触と党首周波数の交互作用項は有意な結果とはならなかった。

表 4 投票選択に対する党首周波数の効果

	Model 1		Model 2	
	B	SE	B	SE
党首性別（女性）	3.865 ***	(.469)	1.403 **	(.468)
党首年齢	.008	(.007)	.098 ***	(.009)
党首身長	.037 **	(.011)	-.017 †	(.010)
性別（女性）	-.124 *	(.052)	-.160 **	(.053)
年齢	-.002	(.002)	-.005 *	(.002)
居住年数	.071 *	(.033)	.105 **	(.035)
教育程度	-.064 *	(.027)	-.067 *	(.027)
都市規模	.003	(.018)	-.001	(.018)
政治関心	-.066 †	(.035)	-.051	(.036)
政治満足	-.058 *	(.025)	-.042	(.026)
保革イデオロギー	.015	(.015)	.002	(.015)
政党感情温度	.059 ***	(.003)	.055 ***	(.003)
党首感情温度	.011 ***	(.003)	.013 ***	(.003)
政策効用	-	-	.018 **	(.007)
2010年ダミー	-1.544 ***	(.089)	-1.091 ***	(.100)
党首周波数	-.039 ***	(.004)	-.023 ***	(.004)
メディア接触	.094	(.059)	.112 †	(.062)
メディア接触×党首周波数	-.001 †	(.000)	-.001 †	(.000)
定数	-6.006 *	(2.539)	-4.278 †	(2.264)
N	13,480		9,964	
N (clusters)	1,332		1,332	
Pesdo R ²	.298		.292	

a) 支持政党ダミーは表から省略

b) 回答者でクラスタ化した頑健性標準誤差

c) ロジスティック回帰係数

d) *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

また、図 4 は党首周波数の主効果について、党首周波数以外の変数を平均値に固定した上で、党首周波数を 90Hz から 250Hz まで変化させた時の投票選択確率のシミュレーションの結果である。90Hz で.213 であった選択確率が、250Hz では.007 まで減少していることが確認できる。

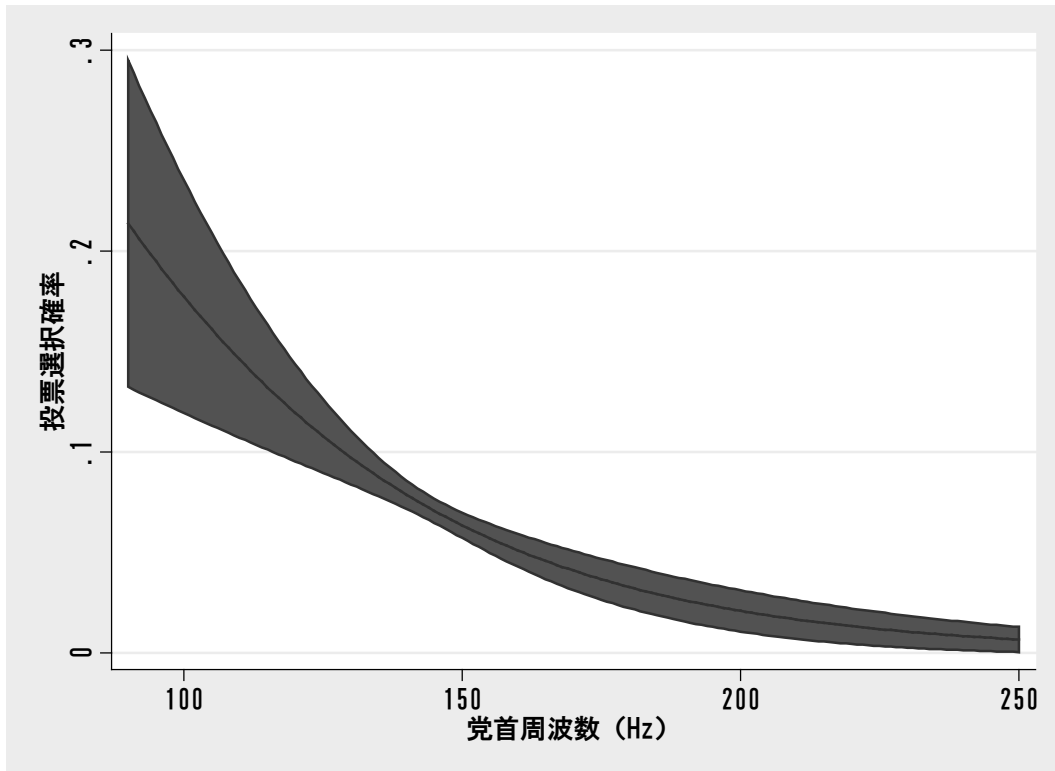


図4 基本周波数と投票選択確率（予測値と信頼区間）

5. 結論と含意

本研究は、政治家が提供する非言語情報としての声に着目し、政党の党首の音声周波数とサーベイデータをマージしたデータによる分析によって、政治家の声の高低と、印象評価、そして投票選択についての段階的プロセスを明らかにすることを目的とした。また、先行研究であまり考慮されてこなかった政治家の身長などの属性を考慮しても、声の効果が確認できるかを検討した。本研究の分析の結果明らかになったことは、以下のとおりである。

第1に、党首の属性や有権者の心理的要因で統制しても、低い声が党首の感情温度や政党の感情温度を高める。第2に、党首感情温度や政党感情温度を媒介して投票選択確率を高めるが、声の直接の効果も確認される。最後に、メディア接触と党首の周波数の交互作用は、政党の感情温度に対する負の効果を持っていることが明らかとなった。

以上の結果から、次のような含意が導き出される。まず、政治家の声が投票選択に与える効果は、印象評価を経由する間接的な効果と直接的な効果が存在する。間接的な効果に示される段階的なプロセスは、声という非言語情報は好感度などの政治家の印象評価の形成要因として機能することを示唆するものであろう。他方、直接的にも投票選択に影響を与えている。もちろん、分析結果が示すとおり、政策効用の安定的な効果も確認されるが、そうした効果を統制してもなお声の効果が認められることは、政策効用に代表される合理

的選択の側面だけでなく、ともすれば非合理的な側面によっても投票行動が左右されることも示唆しているといえる。

次に、メディア接触と党首の周波数の交互作用の効果は、高い声に触れる頻度が高いと印象評価が低下することを示唆する。ただしその効果は、政党に対する効果であり、政党党首に対する効果としては限定的であった。これは、党首という人物に対する印象評価と政党のそれに対するものとは、そのメカニズムが異なることを示唆する。つまり、声から判断される政治家という人物に対する印象評価は接触の初期段階で決まってしまうといえる。

なお、本研究には課題もある。まず、本研究は政党の党首に着目したが、党首だけではなく、広く政治家一般についても当てはまるのかの検討が必要である。次に、感情温度で測定した好感度以外の要因に対する効果の検討も必要であろう。また、本研究は非言語情報の中でも、聴覚情報のみ焦点を当てたが、視覚情報、聴覚情報、ひいては、言語情報などとの相互の関連についても検討が必要である。

上記のような課題はあるが、近年のインターネット環境の発達や日本における選挙運動でのインターネット利用の解禁という選挙運動を取り巻く環境に鑑みれば、政治家自身が政策を語る動画をインターネット上に掲載することは極めて容易になった。また、選挙運動におけるインターネット利用解禁によって、政治家の動画配信に対する有権者の有用性の認知は上昇している（山崎 2015）。今後、動画配信等による政治家の非言語情報の提供はより加速していくといえるが、選挙運動における声と印象形成・投票選択の関連を示した本研究は、選挙研究・投票行動研究における「声」という非言語情報への着目という新たな側面を切り開くものとなるだろう。

補遺

性別：

女性ダミー

年齢：

調査時点の満年齢

居住年数：

「この近くに（この町内、村、団地、大体歩いて 30 分位の範囲）何年くらい住んでいますか。途中、他の場所へ転居されたことがある場合は、この近くに住んでいらっしゃる期間を通算してお答えください」について、(1) 3 年以下、(2) 4～9 年、(3) 10～14 年、(4) 15 年以上

教育程度：

「あなたが最後に卒業された学校はどちらですか。各種学校は含めず、中退・在学中は卒業とみなしてお答えください」について、(1) 新中学・旧小・旧高小、(2) 新高校・

旧中学, (3) 高専・短大・専修学校, (4) 大学・大学院

政治関心：

「選挙のある, なしに関わらず, いつも政治に関心を持っている人もいますし, そんなに関心を持たない人もいます. あなたは政治上のできごとに, どれくらい注意を払っていますか」について, (1) かなり注意を払っている, (2) やや注意を払っている, (3) あまり注意を払っていない, (4) ほとんど注意を払っていない (反転)

政治満足：

「あなたは, 現在の政治に対してどの程度満足していますか」について, (1) かなり満足している, (2) やや満足している, (3) どちらでもない, (4) やや不満である, (5) かなり不満である (反転)

保革イデオロギー：

「ところで, よく保守的とか革新的とかという言葉が使われていますが, あなたの政治的な立場は, この中の番号のどれにあたりますか」について (0) 革新的～ (10) 保守的

都市規模：

(1) 「町村」, (2) 「10 万未満の市」, (3) 「10 万以上 20 万未満の市」, (4) 「20 万以上の市」, (5) 「政令市」

メディア接触：

選挙期間中における 32 項目の TV ニュース番組・ラジオへの接触の合計

政策効用：

9 政策について当該政党の政策位置の認識と自身の政策位置の差の合計 (反転)

政党支持：

支持政党ダミー

投票選択：

比例区での投票政党ダミー

[注]

- 1) 感情温度の質問項目という点では, 「第 1 波 2007 年参議院選挙後調査」(Wave1) も利用可能であるが, 他の年度では感情温度が事前調査に設定されているのに対し, 2007 年は事後調査のみの実施であり, 感情温度, 投票政党などが, 同一の調査で尋ねられていることから 2007 年は使用しなかった.
- 2) 党首身長は, 各党首の公式ホームページに記載されている数値に基づいた. 公開・記載されていない場合には, 各党党首が横一列で撮影されている写真から, 身長が判明している党首を基に推定した値を用いた.
- 3) JES IV 調査データの質問項目に設定されている各政策に対する自分の立場と各政党に対す

る立場の認識の差の絶対値を合計し反転させた。項目は「財政再建と景気対策」「集団的自衛権の問題」「福祉と負担」「地球温暖化への対策」「国と地方自治体」「憲法改正」「公的年金制度」「北朝鮮に対する経済支援(2010年は「沖縄の普天間にある米軍基地の移転)」「格差」である。

- 4) その他, 変数の詳細については補遺を参照.
- 5) 2009年は自民党, 民主党, 公明党, 社民党, 共産党の5政党, 2010年は自民党, 民主党, 公明党, 社民党, 共産党, みんなの党の6政党に設定されている.
- 6) Model 1では党首感情温度に対しては-.134, 政党感情温度に対しては-.251であった.
- 7) 党首性別はモデルから除き, 他の変数については同様のものを用いた.
- 8) そうした多段階の意思決定に対する声の影響については稿を改めたい.

[謝辞]

[二次分析]にあたり, 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SSJデータアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(JES IV SSJDA版), 2007-2011」(JESIV研究会: 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕)の個票データの提供を受けました.

[参考文献]

- Ahmadian, Sara, Sara Azarshahi & Delroy L. Paulhus, 2017, “Explaining Donald Trump via Communication Style: Grandiosity, Informality, and Dynamism,” *Personality and Individual Differences*, 107: 49–53.
- Anderson, Rindy C. & Casey A. Klofstad, 2012, “Preference for Leaders with Masculine Voices Holds in the Case of Feminine Leadership Roles,” *PLoS ONE* 7(12): e51216. doi:10.1371/journal.pone.0051216.
- Apple, William, Lynn A. Streeter & Robert M. Krauss, 1979, “Effects of Pitch and Speech Rate on Personal Attributions,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(5): 715-727.
- Boersma, Paul & David Weenink, 2016, *Praat: Doing Phonetics by Computer* [Computer Program], Version 6.0.17. (2016年12月13日取得, <http://www.praat.org/>)
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller & Donald E. Stokes, 1960, *The American Voter*, New York: John Wiley & Sons.
- de Gelder Beatrice, & Jean Vroomen, 2000, “The Perception of Emotions by Ear and by Eye,” *Cognition & Emotion*, 14(3): 289-311.
- Downs, Anthony, 1957, *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper & Row. (=1980, 古田精司訳, 『民主主義の経済理論』成文堂.)
- Fitch, W. Tecumseh & Jay Giedd, 1999, “Morphology and Development of the Human Vocal Tract:

- A Study Using Magnetic Resonance Imaging,” *The Journal of the Acoustical Society of America*, 106(3): 1511-22.
- Henton, Caroline, 1992, “The Abnormality of Male Speech,” In George Wolf, ed., *New Departures in Linguistics*, New York: Garland.
- 平坂文男, 2009, 『実験音声学のための音声分析』 関東学院大学出版会.
- Horiuchi, Yusaku, Tadashi Komatsu & Fumio Nakaya, 2012, “Should Candidates Smile to Win Elections?: An Application of Automated Face Recognition Technology,” *Political Psychology*, 33(6): 925-933.
- 城生佰太郎, 2008, 『実験音声学入門』 サン・エデュケーショナル出版.
- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』 東京大学出版会.
- Karpf, Anne, 2006, *The Human Voice: The Story of a Remarkable Talent*, London: Bloomsbury.
- Klofstad, Casey A., 2016, “Candidate Voice Pitch Influences Election Outcomes,” *Political Psychology*, 37(5): 725–738.
- Klofstad, Casey A., Rindy C. Anderson & Susan Peters, 2012, “Sounds Like a Winner: Voice Pitch Influences Perception of Leadership Capacity in Both Men and Women,” *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 279: 2698–2704, DOI:10.1098/rspb20120311.
- Klofstad, Casey A., Rindy C. Anderson & Stephen Nowicki, 2015, “Perceptions of Competence, Strength, and Age Influence Voters to Select Leaders with Lower-Pitched Voices,” *PLoS ONE*, 10(8): e0133779. doi:10.1371/journal.pone.0133779.
- Kraus, Sidney, ed. 1962, *The Great Debates: Background, Perspective, Effects*, Bloomington: Indiana University Press. (=1963, NHK放送学研究室訳『大いなる論争：ケネディ＝ニクソンテレビ大討論』 日本放送出版協会.)
- Little, Anthony C., Robert P. Burriss, Benedict C. Jones & Craig S. Roberts, 2007, “Facial Appearance Affects Voting Decisions,” *Evolution and Human Behavior*, 28(1): 18-27.
- McGurk, Harry & John MacDonald, 1976, “Hearing Lips and Seeing Voices,” *Nature*, 264: 746-748.
- Mehrabian Albert, 1981, *Silent Messages: Implicit Communication of Emotions and Attitudes (2ed)*, Belmont, California: Wadsworth.
- 三宅一郎, 1989, 『投票行動』 東京大学出版会.
- 日本記者クラブ, 2009, 「六党党首討論：会見音声」 日本記者クラブホームページ, (2016年12月13日取得, <http://www.jnpc.or.jp/activities/news/report/2009/08/r00021967/>)
- , 2010, 「第22回参議院選挙 九党党首に聞く」 日本記者クラブホームページ, (2016年12月13日取得, <http://www.jnpc.or.jp/activities/news/report/2010/06/r00021792/>)
- 岡田陽介, 2016, 「政治家の印象形成における声の高低の影響：音声合成ソフトを用いた女声による実験研究」 『応用社会学研究』 (58) : 53-66.

- , 2017a, 「声の高低が政党党首の印象形成に与える影響—党首討論会の音声を用いた実験研究—」『行動計量学』44 (1) : 17-25.
- , 2017b, 「選挙における音声アーカイブ: 2014年衆院選における候補者音声周波数分析を事例として」『応用社会学研究』(59) : 89-102.
- Patterson, Miles L., Mary E. Churchill, Gary K. Burger & Jack L. Powell, 1992, “Verbal and Nonverbal Modality Effects on Impressions of Political Candidates: Analysis from the 1984 Presidential Debates,” *Journal Communication Monographs*, 59 (3): 231-242.
- Sekiyama, Kaoru & Yoh'ichi Tohkura, 1991, “McGurk Effect in Non-English Listeners: Few Visual Effects for Japanese Subjects Hearing Japanese Syllables of High Auditory Intelligibility,” *Journal of the Acoustical Society of America*, 90: 1797-1805.
- Tanaka, Akihiro, Ai Koizumi, Hisato Imai, Saori Hiramatsu, Eriko Hiramoto & Beatrice de Gelder, 2010, “I Feel Your Voice: Cultural Differences in the Multisensory Perception of Emotion,” *Psychological Science*, 21: 1259-1262.
- Thatcher, Margaret, 1995, *The Path to Power*, London: HarperCollins. (=1995, 石塚雅彦訳, 『サッチャー: 私の半生 (下)』日本経済新聞社.)
- Tigue, Cara C., Diana J. Borak, Jillian J.M. O'Connor, Charles Schandl & David R. Feinberg, 2012, “Voice Pitch Influences Voting Behaviour,” *Evolution and Human Behavior*, 33: 210–216.
- Titze, Ingo R., 1989, “Physiologic and Acoustic Differences between Male and Female Voices,” *Journal of the Acoustical Society of America*, 85(4): 1699-1707.
- Todorov, Alexander, Anesu N. Mandisodza, Amir Goren & Crystal C. Hall, 2005, “Inferences of Competence from Faces Predict Election Outcomes,” *Science*, 308(5728): 1623-1626.
- 山田奈津子・箱田裕司・中村知靖・湯田恵美子, 2000, 「顔と声の印象形成における逆マーカー様効果の検証」『電子情報通信学会技術研究報告』99 (563) : 29-33.
- 山崎新, 2015, 「インターネット選挙運動と有権者の情報接触行動: 2013年参議院選挙と2012年衆議院選挙の比較」『選挙研究』31 (1) : 102-113.

東日本大震災と政治意識

—存在脅威管理理論にもとづく保守化現象の検証—

秦 正樹

(北九州市立大学法学部政策科学科)

本稿は、東日本大震災が世論にいかなる影響を与えたのかについて、存在脅威管理理論にもとづいて検討する。存在脅威管理理論では、死への恐怖が高まることで、文化的価値観の保守化や自尊心の高まりを理論的に説明する。周知の通り、2011年3月11日に発生した東日本大震災は、M9を越える超巨大災害であり、とくに地震や津波によって多数の被害者をもたらした。本稿では、存在脅威管理理論にもとづいて、東日本大震災が、とくに被災地住民の存在脅威を高めたために、被災地以外の住民に比べて（無意識のうちに）政治的・社会的な保守化を促したとの仮説を導出した。この仮説について震災前後をまたいで行われたパネル調査である JES IV データを用いて検証した。傾向スコアを用いた分析結果より、震災により死者が多数生じた被災地域の住民は、そうでない地域の住民に比べて、政治的に保守化していたことが明らかになった一方で、文化的な意味での保守化が促されたわけではないことも示された。

1. 東日本大震災が「日本人」に与えた影響

1.1 震災と「日本の誇り」

本稿の目的は、東日本大震災が人々の政治意識にいかなる影響を与えたのかについて、存在脅威管理理論にもとづいて明らかにすることにある。周知の通り、2011年3月11日に発生した東日本大震災は、特に東北地方を中心に甚大な被害を与えた。観測史上最大となるマグニチュード 9.0 を記録した東日本大震災は、強い揺れに加えて、巨大津波や福島第一原発事故など複合災害となった。またこの震災の死者（震災関連死を含む）や行方不明者などを合わせると 20,000 人を越え¹⁾、過去の災害と比肩しても類を見ない巨大災害であったことがここからもわかる。

さらに東日本大震災をめぐっては、メディアの役割にも注目が集まった。テレビでは震災直後より震災関連の特番が続き、刻一刻と変わる被災地の様子を日本中が固唾を呑んで見守ることとなった。そこでは震災情報だけでなく、被災地住民の様子もしばしば「肯定的に」報道された。たとえば、流通経路が遮断され必要な物資が不足する混乱の中であっても、コンビニエンスストアやスーパーなどの前で列を作る姿はその典型例であろう。諸外国では、大災害後の混乱期において治安が悪化しがちであるが、東日本大震災では混乱の中でも被災者は店前に整列し、物資を取り合うこともなく冷静に対応する姿から「日本人の美德」を再確認できるといった報道である。同様に、崩壊したインフラの再整備や早

期のがれきの撤去など、日本の復旧能力や技術力の高さを伝える報道もしばしば見られた。さらにいえば、これら「日本の文化力・次術力の高さ」が世界中で賞賛を浴びていることもよく紹介された²⁾。

以上は、マス・メディアの発信によるものであるが、個人単位でも盛んに情報発信が行われた。たとえば、ソーシャルネットワークサービス (SNS) を活用し³⁾、テレビやラジオが利用できない被災者のために非被災地のユーザーが情報を流したり、twitter を通じて被災者を支援する情報が拡散 (リツイート) されたりした。さらに SNS 上でも、「日本人の整列」の様子やそれを賞賛する海外の記事は広く拡散され、大災害に立ち向かう被災地住民、あるいは地震大国に住む日本に住む多くの人々を鼓舞する役割を担ったとも指摘される (関 2011)。東日本大震災のような超巨大災害を前に、メディアを通じてそうしたスローガンが広まることで、非被災地の人々においても当事者意識を高め、日本全体 (あるいは日本人全体) の団結を高める契機となったともいえるだろう。

もっとも、災害やテロなどの巨大な危機を前に「挙国一致」を目指すこと自体は、日本に限らず、普遍的に観察される。たとえば、2001 年のアメリカ同時多発テロ (いわゆる、9.11 テロ) の直後、ブッシュ政権 (当時) は国を挙げてテロリストと戦うことを表明し、政権支持率は史上最高の 9 割を越えるほどであった。こうした現象は一般に、「旗の下の集結効果 (Rally 'round the flag effect)」と呼ばれ、とくに国際政治学においてそのメカニズムに関する研究の蓄積がある (たとえば、Sobek 2008 ; Chatagnier 2012 ; 大村啓喬・大村華子 2013 など)。

上記の例はあくまでテロに関する議論であるが、東日本大震災でも同様に、政治エリートレベルでは与野党間で「挙国一致」を謳い、早急な復興政策を進めようとした。3月19日には、野党第一党である自民党の谷垣禎一総裁に副総理兼震災復興担当相として入閣するよう菅首相自身から直接に電話で打診があったと報じられている⁴⁾。しかし当時の菅内閣は、外国人不正献金問題などに揺れ、支持率が下落していたこともあり、この打診に谷垣氏が応じることはなかった。それどころか、東日本大震災後に菅内閣への支持率が回復することもなく、数カ月後には退陣に追い込まれることとなった。

1.2 本稿のリサーチクエスチョン

発災直後より日本 (人) の文化的な価値の高さを再認識する (させる) 記事が増加し、さらに SNS などを通じて世論においてもそうしたメッセージが広く伝播し受容された。災害直後において人々は「日本人であること」に一つの救いを求めようとしたのである。他方で東日本大震災をめぐる政治状況をみれば、民主党政権は「挙国一致」を謳ったものの、それが当時の民主党および菅政権の支持率浮揚には繋がらず、むしろ政権退陣に追い込まれる事態となった。すなわち、「旗の下の集結効果」は機能せず、むしろ菅政権の支持率は低下の一途を辿った。

では、東日本大震災は、社会的・文化的には「日本人であること」に救いを求める伝統志向に回帰しようとしたのに対して、政治的にはいかなる影響を与えたのであろうか。この問いに対して、本稿では社会心理学における「存在脅威管理理論」の知見を理論的基盤として検討する。存在脅威管理理論は、人々の死への恐怖心の高まりが、自尊心を高めたり、社会的に保守化したりするといった体系的な意識変化を引き起こしたことについて、そのメカニズムを含めて理論的に指摘する（脇本 2013）。東日本大震災における巨大な揺れや津波が襲来する様子は、人々に、自然の脅威と強い恐怖を与えたことは言うまでもない。存在脅威管理理論は、マイクロレベル（個人単位）において、こうした人々の死への生来的な恐怖心が（否応なしに）高まることを保守化の説明変数として指摘する。本稿では、この理論的予測が政治的現象にも適用可能かとの観点から分析を進める。

以上のリサーチクエスチョンについて存在脅威管理理論を基盤として検討することには、大きく以下の二点に意義がある。その第一は、イデオロギーの規定要因をめぐる研究に新たな「独立変数」を提示する点にある。とりわけ政治学における多くの先行研究では、しばしば長期的な社会変動とイデオロギーの関係が議論されてきた。他方で、短期的な外部ショックによるイデオロギー変動は「誤差」とみなされ、検討されることがほとんどなかった。対して本稿は、東日本大震災のような、日本の在り方を根本的に変えるような短期的変動が個人単位の政治的イデオロギーにまで作用することを検証するものであり、イデオロギーの規定要因をめぐる理論的基盤の拡張を図ることができる。第二の意義は、近年の日本政治（社会）において指摘される「右傾化」現象を理解するための検討材料を提供しうる点にある。第二次安倍政権の樹立（2012年）以降、日本の右傾化に関する議論がたびたび取り上げられる。近年の第二次安倍政権下における保守的な政策運営に対して、世論は受容的であることが指摘される（飯田 2016）。巷間では、安倍政権のメディア戦略（西田 2016）や、安全保障環境の変化（荒井・泉川 2013；飯田 2016）が、保守的な有権者を生み出す要因として挙げられる。これに対して本稿は、自民党への再政権交代前（2012年以前）においても「非政治的要因」が保守化を促していたことの可能性を検証するものである。

なお本稿の分析は、以下の手順で進める。2節では、本稿のリサーチクエスチョンに対する先行研究を敷衍・整理した上で問題点を提示し、3節では存在脅威管理理論にもとづいて本稿が検証すべき仮説を導出する。続く4節は、仮説検証に用いるデータおよび用いる変数や分析手法について詳しく述べる。5節では、傾向スコア（propensity score）を用いた分析結果を報告し、仮説の妥当性を検証する。最後の6節では、分析結果を踏まえて、3.11後の日本の世論に関して、若干の規範的議論を交えて結論を述べる。

2. 「危機と世論」をめぐる先行研究

2.1 「災害ユートピア」と東日本大震災

ここでは、災害やテロなどの危機（crisis）が世論に与える影響に関する先行研究を敷衍する。一般に「災害危機」とは、予想し得ずに発生するものであって、その予測不可能性ゆえに個人や組織（政府・会社など）は緊急的で臨時的な対応に迫られる。もっとも危機とは一口に言っても、その問題の固有性（たとえば、テロと自然災害では異なる）や歴史性（たとえば、宗教対立によるのか自然災害による偶発的なものか）などによって意味が異なる。そのため危機をめぐる議論では、一般化を志向する理論研究よりも事例研究に重きが置かれる傾向にある（辻中編 2016）。ただし「危機」が社会へ与える影響の中には、一般的なパタンが存在することも指摘される。とりわけソルニット（2010）は、危機が生じた後の社会において「人々の善意が呼び覚まされ、一種の精神的な高揚となった理想郷が出現」⁹⁾（林 2013；64）し、こうした現象を「災害ユートピア」と呼ぶ（ソルニット 2010）。つまり、局所的に多数の犠牲者を出すなどの悲劇が生じることで、国中で連帯やきずなが重要視される。たとえば、これまで社会に関心のない若者がボランティアに走り、あるいは会社中心だった父親がまちづくりに立ち上がり、地域のつながりやアイデンティティを求める文化的活動が増加するなどが経験的にみられる（林 2013）。

さらに「危機」は、前述した社会における価値観だけでなく、政治的な価値観の変動も起こしうる。たとえば、05年米国でのハリケーン・カトリーナの復興過程の政策では、自由主義者によって公立学校を廃止し全て私立学校に変えていくなど政治的イデオロギーの発露がみられた。より具体的に言えば、ここで生じた争点態度や政治的立場の変化とは、小さな政府化の進展や、民営化や市場原理を重視する自由主義的な世論の醸成である。実際に東日本大震災後にも「小さな政府化」が促されたとの議論もあり、このことを「東北ショック・ドクトリン」と呼ぶ論者もいる（古川 2015）。

では、東日本大震災と災害ユートピア現象の関係はどのように捉えられるのだろうか。この点について、東日本大震災に関する先行研究に限定すれば、先述の政治的帰結とのつながりから、過去の関東大震災や阪神淡路大震災との比較分析（御厨編 2016）や政府の危機ガバナンスの在り方（小原・稲継編 2015）について検討されている。また社会的変化に関しても、被災地住民の意識に焦点をあてて、被災地における情報獲得のプロセス（稲増・柴内 2015；柴内 2015）や、とくに不安などの心理過程や感情反応に焦点をあてるもの（関谷 2012；内田 2013；村瀬 2013；柴内・稲増 2015；池田・安田 2015）などがある。これら一連の研究では概ね、震災（とそれに伴う原発事故の影響も含めて）は、被災地住民の不安感を高め、あるいは社会関係資本に現れるようなネットワークの強化を志向したことが示されている。また政治意識の側面からも、東日本大震災の影響を強く受け止めている人ほど、震災後に争点態度を変容させ、他の外交や経済問題と震災を強く関連付けている（境家 2013）ことや、福島原発事故後の原発世論は、賛否によって規定要因が異なる（善

教 2013) ことが実証的に既に明らかになっている。

これらの知見を総合すれば、東日本大震災においても、ソルニットの指摘する災害ユートピア現象が生じたとみることができる。他方で、社会意識や政治意識の変化についていえば、必ずしも災害ユートピア現象で指摘されるような現象が体系的に生じていないと解釈しうる調査結果もある。高橋・政木(2012)は、NHK放送文化研究所が実施する継続調査の比較分析において興味深い知見を示している。たとえば、震災後の調査(2011年12月)では、震災前(2011年2~3月)に比べて、結婚への意欲や身近な人々との関係の重要性(地域の絆)、あるいはあらゆる階層において社会関心が急激に高まるなどの傾向が確認される一方で、社会よりは自己に重点を置く価値観(利志向)が初めて増加したり、信仰心が低下したりするなどの結果も示されている。

2.2 先行研究の検討

以上の先行研究の整理より、東日本大震災においてもソルニットの言う「災害ユートピア」が発生していたと考えることが可能である。ただし、個別具体的な態度では災害ユートピアのロジックに反するような変化も確認される。つまり現時点では、災害ユートピアが発生したこと自体は認められる一方で、それが具体的に、どのような意識に、どのような変化を生じさせたのかについて体系的に説明できていないわけではない。さらにいえば、「危機」によって災害ユートピア化する変化について、「なぜ」あるいは「何が」生じさせているのかについて、そのメカニズムは意外なことにさほど確認されていない。

そこで本稿では、東日本大震災が人々の政治・社会意識に与える影響について、前述の危機と世論をつなぐ「メカニズム」を理論的に提示した上で検証する。その際に本稿では、後述する存在脅威管理理論を援用した上で東日本大震災の何が人々の態度変容をもたらしたのかを分析する。本稿が存在脅威管理理論を理論的基盤とする理由は以下の点にある。

既存の研究では、震災前後の変化を説明する際、震災がもたらす特定の被害に注目する。震災によるインフラの崩壊や、日常的な情報資源の喪失などを説明変数として説明する研究が典型例である。こうした説明は、確かに震災がもたらした特定の問題や課題について説明することはできるものの、「東日本大震災」というイベントそのものがもたらした影響やインパクトの大きさについて説明することが出来ない。加えて先行研究では、政治的態度の変化を政治的要因によって説明する場合がほとんどである。この点についても、テロなどの政治的に引き起こされる危機では政治的要因によって説明する妥当性があると考えられる一方で、自然災害のように専ら非政治的な要因によって生じた場合にどのような経路で有権者や市民のレベルまで影響を与えるのかについては不明である。これらの点に対して存在脅威管理理論は、後述するように、震災をはじめとする危機が与える社会的影響を「無意識下における人々の存在脅威の高まり」として捉える。本稿で扱う東日本大震災は、非人為的な危機であり、その意味で同理論の検証として適合的な事例として捉える

ことができる。またそうすることで、巨大な危機そのものが与える影響を直接に検証することができる。そこで次節では、この存在脅威管理理論のメカニズムについて説明した上で、検証すべき本稿の仮説を導出する。

3. 存在脅威管理理論にもとづく本稿の仮説

3.1 存在脅威管理理論の説明

ここでは理論の基盤となる存在脅威管理理論について、脇本（2012）を元に説明する。

どのような人であっても、自らの存在が消失すること、つまり存在論的な死から逃れることはできない。それは、どれだけ裕福で高度な医療サービスを受けようとも、本質的な死から完全に免れることはできない。存在脅威管理理論は、「人が存在論的恐怖⁶⁾を和らげる心のメカニズム（文化的不安緩衝装置）をもっている」（脇本 2012: 4）ことによって生じるさまざまな態度を説明する。

そもそも、人が「死」を迎えることは全く自然的な現象であるが、本質的に「死」から絶対的に逃れる方法について、現代の科学では不可能である。つまり、自然現象に対する秩序立て（order）が不明である限り、人は自然現象としての死をコントロールすることはできないし、だからこそ多くの人々が「死」に対して恐怖や畏怖を感じる。ここでの「死」とは、まさに自然の無秩序さを人に強く感じさせるものである。まただからこそ死に恐怖を感じ、逃れたいと強く感じさせる要因であるともいえる。さらに人は、死の恐怖から逃れようとするために、自然の秩序として存在する科学的で合理的な死のメカニズムとは異なる、人為的な秩序立てによって死の恐怖、つまり「存在脅威」から逃れようとする。より具体的に言えば、文化的なしきたりや宗教的信念などの（非合理的で非科学的であっても）人為的な秩序立てを構築した上で、それにしたがう限り（少なくとも主観的には）死の恐怖から距離を遠ざけようと試みる。

存在脅威管理理論では、こうした文化的なしきたりやルールを「文化的世界観（cultural worldviews）」と呼び、文化的世界観に同化することが死の不安を和らげる効果（不安緩衝効果）を有すると指摘する（脇本 2013: 6 章）。ただし文化的世界観は、共通かつ一定というわけではなく、むしろ個人の属する集団（内集団）の価値観を強く反映する。すなわち、文化的世界観における不安緩衝効果が発揮されるためには、その個人が内集団における規範や価値への信念（belief）が既に備わっていることが前提となる。言い換えると、内集団において文化的世界観が存在していたとしても、ある個人がその文化的価値に対して信念を有していなければ影響を与えることはないといえる。この点について存在脅威管理理論では、「文化的世界観の価値基準を満たした有意味な社会の有能な構成員であるという感覚」（Greenberg et al., 1997）を自尊感情（self-esteem）と定義し、自尊感情の高さは先述の不安緩衝効果の関数であると捉える（Greenberg et al., 1997; Hart et al., 2005）。

以上のように文化的世界観と自尊感情は（死への）不安緩衝装置であることを前提とし

て、存在脅威管理理論では大きく以下2つの仮説が考えられている。その第一は、不安緩衝装置が強化されている時には存在脅威は低下し、逆に弱化していると存在脅威は高まるというものであり、文化的不安緩衝装置仮説 (Cultural Anxiety-Buffer Hypothesis) と呼ぶ。第二は、(一時的・短期的であれ) 存在脅威が高まると、人は不安緩衝装置を強く求めるようになるというものであり、これを存在脅威顕現化仮説 (Motility Salience Hypotheses ; 以下では MS 仮説と呼ぶ) と呼ぶ。本稿では、後者の存在脅威顕現化仮説にもとづいて仮説を検討する。

以上の MS 仮説では、存在脅威が高まることで、(暗黙のうちに) 不安緩衝効果を強く求めるようになる想定する。換言すれば、死への恐怖 (の認識) が高まることによって、不安緩衝装置を構成する文化的世界観に過剰に同化しようとしたり、自尊感情が高まったりするのである。こうした反応は文化的世界観防衛と呼ばれ、内集団に存在する伝統的価値や文化的価値の重要性を強く認識することを通じて、「保守化」を生じさせる。たとえば Ibish & Stewart(2003)は、2001年のアメリカ同時多発テロ (9.11 テロ) は人々に強い存在脅威を与えたが、それによってアラブ系アメリカ人への差別意識を高めたことを、あるいは9.11 テロに関する思考と死への恐怖心は、保守的かつタカ派であったブッシュ大統領への支持を同程度に高める効果があったことを実証している (Foyle 2004) ⁷⁾。

3.2 本稿の仮説：東日本大震災と保守化

以上で示した2つの仮説は、本稿で検討する東日本大震災に置き換えるとどのような仮説として現されるだろうか。東日本大震災は、人々に自然の恐ろしさや脅威にもとづく強い恐怖心を与えたことは言うまでもない。とくに被災地では、マグニチュード9の超巨大な揺れ、沿岸部における大津波、あるいは福島原発事故の様子を目の当たりにせざるを得なかったし、実際に身近な人の死を (図らずして) 受け止めざるをえない状況であった。表1は、東日本大震災において死者が発生した都道府県ごとの死者数 (2016年3月現在) をまとめたものである。これを見ても、とくに被災4県では、親族や友人・知人など、身近な人々が犠牲になったと思われる。他方、とくに近畿圏以南と北海道での人的被害は少ない。少なくとも、被災地域に比べて、これらの地域住民において差し迫った死の恐怖は (相対的に) 低かったと考えられる ⁸⁾。実際の被災者の証言録を見ても、被災地住民は、当時まさに「死と隣合わせ」の状況であったことは疑いないであろう (NHK 東日本大震災プロジェクト 2013)。これらの事実にもとづけばここでは、被災地域の住民は、非被災地域の住民に比べて、死の恐怖を強く感じていたと考えられる。ここでの死の恐怖は、まさに MS 仮説における「保守化」の要因であり、つまり「被災地住民が非被災地の住民に比べてもより保守化しただろう」との仮説を導くことができる。

ただし、保守化と一口に言っても、「保守」にはいくつかの意味次元が包含されている (蒲島・竹中 1996, 2012)。たとえば、「日本人らしさ」や「日本人としての誇り」の高まりは、

文化的な意味で「保守化」といえる。それは同時に、政治的な意味で「保守」的な論者がしばしば主張する言説である。また東日本大震災における実際の言説では、日本の伝統的な価値への称揚が含意されているが（関 2011）、この点からも文化的な保守化は政治的な保守化を促進させると考えられる。以上より、次の2つの「保守化」に関する仮説を導出することができる。

- ・ **仮説 1**：被災地域の住民は、非被災地域の住民に比べて、文化的価値観において保守化しただろう
- ・ **仮説 2**：被災地域の住民は、非被災地域の住民に比べて、政治的イデオロギーにおいて保守化しただろう

表 1 東日本大震災における都道府県ごとの死者数

都道府県	死者数	都道府県	死者数
北海道	1	茨城県	65
青森県	3	栃木県	4
岩手県	854	群馬県	1
宮城県	10553	埼玉県	1
秋田県	0	千葉県	22
山形県	3	東京都	7
福島県	3678	神奈川県	5

※ 総務省消防庁「平成23年（2011年）東北地方太平洋沖地震（東日本大震災）について（第154報）」をもとに筆者作成

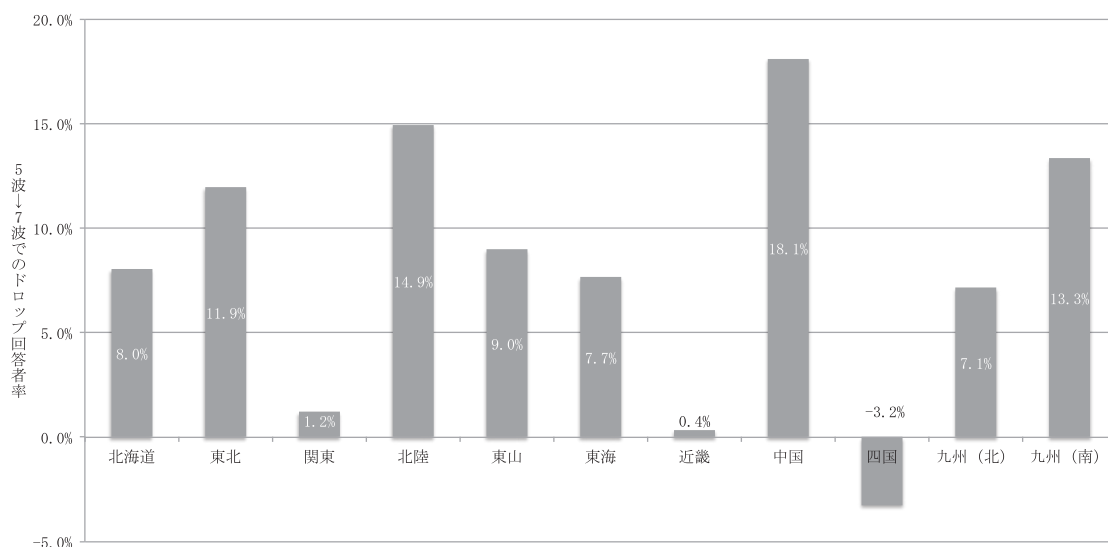
4. 用いるデータと分析手法

4.1 データの概要

ここでは、以下の分析で用いるデータの説明を加える。本稿では、「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究，2007-2011」（以下、JES IVと呼ぶ）を用いる。また本稿の仮説は、東日本大震災前後でのイデオロギーの変化を検証するものであるため、本稿ではJES IVのうち、必要となる同一質問が用意された、震災前に実施された第5波（2010年6月30日～7月10日）、および震災後に実施された第7波（2011年11月16日～12月9日）を用いる。

JES IV全体での回答者数は補充サンプル等を含めて極めて大規模であるが、5波から7波の比較を行う場合、とくに震災後の第7波調査における東北地方回答者の大幅な欠損（偏り）が懸念される。この点について確かめるべく、図1は、第5波→第7波間でどの程度の欠損が生じたかを地域別に示した。図1より、第5波から第7波にかけて、宮城県・福島県・岩手県を含む東北（被災地）のドロップ率が、他の地域の平均ドロップ率と比肩しても特段に高いというわけではないとわかる。ただし、都道府県全体でのドロップ率が

9.84%であるのに対して、宮城県は 14.29%、福島県は 14.8%とおおよそ 5%程度であるがやや高いこと⁹⁾から、以降の分析結果を解釈する上では注意する必要もある。



※1). 5波では回答せず6波のみ回答した回答者が存在するため、四国では7波の回答者が増加している

図1 地域ごとにみたパネル調査間の回答者脱落の割合

4.2 分析で用いる説明変数：「存在脅威」の操作的定義

ここでは、実証分析で用いる説明変数である「存在脅威」の程度の操作的定義について説明する。一般に、観察データにおいて死の恐怖（程度）を測定することは難しく、それゆえに存在脅威管理理論を検証する際はしばしば実験（experimental method）が用いられる。また JES IV 調査は政治に関する調査であり、この種の質問項目が政治学系の大規模サンプリングサーベイで尋ねられることはほとんどない¹⁰⁾。

そこで本稿では、総務省消防庁において取りまとめられた「平成 23 年（2011 年）東北地方太平洋沖地震（東日本大震災）について（第 154 報）」（以下、消防庁データと呼ぶ）で発表されている死者数（総務省消防庁 2016）を代理変数（proxy）として用いる。つまり居住地の死者数が多いほど、そこでの震災による死の恐怖も高まっていたと捉える。他にも、マグニチュードなどのデータを用いることも考えられるが、東日本大震災では内陸部と沿岸部では同じマグニチュードでもその被害の様相は大きく異なる（善教 2016）。さらに本稿の関心事は、マイクロレベルにおける心理過程にあり、マクロ的なマグニチュードよりも、死者数のような住民の肌感覚により近いデータを採用することとした。

具体的な操作化の過程は以下のとおりである。消防庁データでは、被災した市町村ごとの死者数がまとめられている。しかし JES IV 調査において回答者の居住地データは市町村ごとまでは把握できないため、回答者の居住地情報に関する最小単位（すなわち都道府県よりも細かい単位）として衆院選における選挙区データを次善の策として利用した。各市町村と選挙区の対応関係を調べた上で、消防庁データにある市町村ごとのデータを筆者に

よって選挙区ごとに再整理し、選挙区ごとの東日本大震災死者数を回答者の個票データとマッチングさせた。

ただしこの変換作業では、以下に述べるいくつかの問題も含まれる。たとえば、必ずしも市町村と選挙区が完全に対応していないケースに関しても便宜的な置き換えを行っている点あげられる。具体的にいえば、岩手第1選挙区は盛岡市を中心とする選挙区であるが、旧玉山村だけは飛び地的に第2選挙区に含まれている。こうした市町村内で異なる選挙区をまたぐ場合は、データを分割することが原理的に不可能であるため、より多くの有権者が含まれる方の選挙区に統一した¹¹⁾。こうした問題を抱えることも承知しつつ、以下の分析では東日本大震災において「死者が発生した選挙区」の住民を死の恐怖が与えられた処置群として、それ以外の場合を（相対的に）死の恐怖から遠い統制群として操作化した。

4.3 分析で用いる応答変数：「保守化」の操作的定義

続いて、応答変数側にあたる「保守化」の操作的定義について詳しく述べる。以下では本稿の仮説にしたがい、政治的イデオロギーにもとづく保守化と文化的価値観にもとづく保守化をわけて説明する。

前者の政治的イデオロギーは、先行研究でも一般的に用いられる11件法のイデオロギー尺度を用いる。この政治的イデオロギー質問は、震災前調査（5波のQ29）と震災後調査（7波のQ43）で同様の質問文が用意されているため、震災後調査から震災前調査を減じた変数を「政治的保守化の程度」を示す変数とした（分布は図2を参照）。すなわち、この変数の値が高ければ高いほど、震災後に強く保守化したことを意味する。

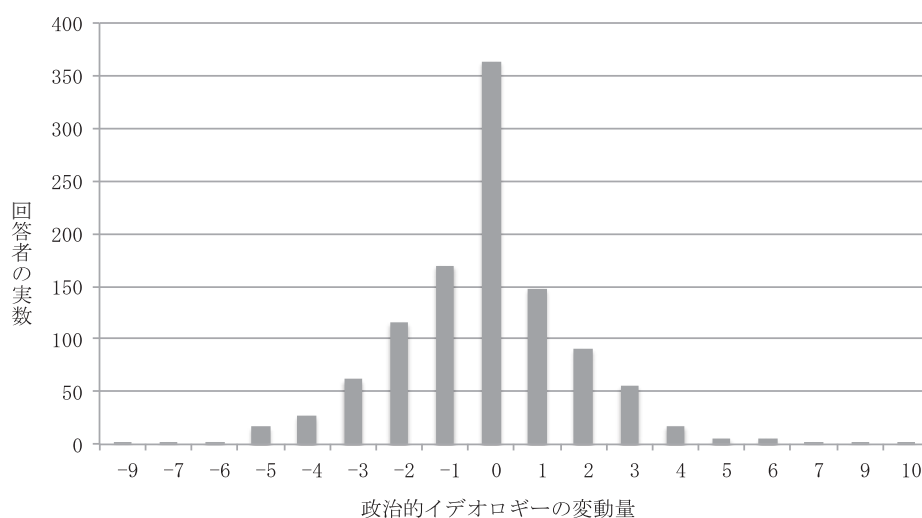


図2 政治的イデオロギー変動量の分布

一方の文化的価値に基づく保守化の操作的定義について述べる。JES IVの5波と7波では、ともに同様の文化的価値に関する質問が用意されている¹²⁾。これらの質問を利用して主成分分析を行なったものが、表2である¹³⁾。主成分分析の結果より、大きく4つの主成分が確認された。固有値を確認すると、第1主成分では、第5波で3.32、第7波で3.16であるのに対して、第2主成分（以降）は1.5程度と大幅に情報量が減少している。そこで最も情報が縮約されている各ウェーブの第一主成分の主成分得点を算出し、7波の主成分得点から5波の主成分得点を減じたもの（変動量）を「文化的保守化の程度」を示す変数として作成した。

表2 文化的保守度を析出する主成分分析の結果

	第5波				第7波			
	第1成分	第2成分	第3成分	第4成分	第1成分	第2成分	第3成分	第4成分
先のことを考えても仕方ない	0.26	0.09	-0.06	0.17	0.18	0.13	-0.01	0.66
暮らし向きが悪くなる	0.31	-0.30	0.11	0.34	0.29	-0.18	0.44	0.16
子供の将来は希望がない	0.35	-0.27	0.03	0.38	0.35	-0.23	0.39	0.10
情けがなくなりつつある	0.28	-0.23	0.21	0.32	0.29	-0.08	0.40	0.02
力の格差は当然だ	0.13	0.23	0.45	-0.13	0.07	0.32	0.19	0.07
親の言うことはしたがうべき	0.12	0.52	-0.03	0.29	0.13	0.49	0.03	0.05
しきたりを破れば制裁するべき	0.18	0.23	0.44	-0.09	0.13	0.37	0.24	-0.39
上の者は下のものに威厳をもって接するべき	0.21	0.35	0.37	-0.02	0.13	0.44	0.15	-0.28
男女は別々の学校に行くべき	0.08	0.45	-0.34	0.30	0.10	0.41	-0.16	0.33
学歴やお金が社会で重要	0.27	0.07	-0.05	-0.45	0.32	-0.02	-0.20	-0.31
情報は信用できない	0.31	-0.21	0.05	-0.25	0.33	-0.18	-0.14	-0.15
正直者は損をする	0.37	-0.07	-0.10	-0.36	0.39	-0.08	-0.21	-0.21
自分の意見が社会に受け入れられない	0.32	0.12	-0.39	-0.06	0.34	0.07	-0.40	0.12
自分の夢は実現できそうにない	0.33	0.06	-0.34	-0.12	0.36	-0.08	-0.29	0.07
固有値	3.32	1.56	1.23	1.09	3.16	1.72	1.25	1.06

4.4 推定方法

最後に、以下の分析における推定方法について説明する。本稿の実証分析では、傾向スコア（Propensity Score）によるマッチング法を用いる。傾向スコアは、数多くの共変量を一つの変数に集約させることができる点にメリットがある。その分析上の意味としては、回帰分析における統制変数と近いのではあるが、統制変数ではそれを投入すればするほど多重共線性が発生しやすくなる。対して傾向スコアを用いることで一つの変数に共変量の効果をまとめるため、前述のような推定エラーを低減することができる（星野 2009）。

具体的な分析手順としては以下のとおりである。まず、JESIVの第5波にあるキー変数以外のすべての変数を利用して傾向スコアを算出するため、被災地ダミー変数（被災地=1、非被災地=0）を割当変数 z として設定し、それに対して共変量には先述した5波調査の変数を投入したロジット推定¹⁴⁾を行なった。災害→保守化の因果関係を考えると5波以前のデータを用いて共変量と設定するべきなのではあるが、JES IVでは、4波では3波以前からの継続パネルと新規パネルが混在しており、さらにそれぞれの調査票が異なるとの難点を抱えている。またそのために傾向スコアの作成に必要な質問を用意できないため、ここ

では次善の策として5波を利用した。ただし5波全ての変数を投入すると、いわゆるDKNAなどの欠損値のペアによって傾向スコアの作成に利用できる変数が極めて少なくなってしまう。後述するように、傾向スコアを用いた因果効果を検証する際に決定的に重要となるのは共変量がうまく調整（バランス）されているかである。すなわち傾向スコアを作成するための変数が少ないほど、群間の共変量がバランスされにくくなり因果効果を検証することが難しくなる。そこで欠損値がなるべく少なくなるように、以下二点の処理を施した。

処理の第一は、サブクエスチョンに回答しなかったサンプルに対して、適宜、数値を代入した。たとえば、JES IVの第5波では「Q2 あなたは、今度の参議院選挙に行くつもりですか。この中からあなたのお気持ちに最も近いものを1つあげてください。」「Q3 ではあなたは、期日前投票もしくは不在者投票をする予定がありますか。この中から1つあげてください。」の質問が用意されている。ここでは、Q2の質問で「4.すでに期日前投票や不在者投票をした」を回答した人は、Q3を飛ばしてQ4へ進むよう誘導される。そのため通常であれば、Q2の回答で4を回答した人はQ3では欠損として扱われる。本稿のデータ処理上は、こうしたサブクエスチョンの質問の回答者を欠損値とせず「回答なし」として数値を代入している。この例で言えば、Q2で4を回答した人はすべて、Q3では0として分析可能な数値が入っている。第二は、名義尺度や一部の順序尺度の変数ではDKNAは欠損値とはせず、独立したカテゴリとして処理した。先述の例でいえば、Q3において「5.わからない 6.答えない」の選択肢を選んだ回答者は、通常ではDKNAとして欠損値として扱われるが、本稿では一つの回答カテゴリとなっている。この処理の都合上、比例尺度とも順序尺度とも捉えられる変数は、順序尺度と扱っている。

以上の処理を施した変数を用いた主成分分析により固有値が1.0以上の37の主成分得点を算出した上で、この主成分得点から傾向スコアを推定し、この傾向スコアを用いてマッチングを行う。ただし単純なマッチングの場合、群間のサンプルサイズのバランスに大きな偏りが生じうる。群間のサンプルサイズに大きな偏りが生じていると、群間での応答変数の差が他の共変量によってもたらされる懸念が生じ、純粋な因果効果とならない可能性が高まる。本分析では、非被災地に比べて被災地のサンプルサイズがそもそも小さいため、特にこの問題を考慮しなければいけない。

そこで以降の分析では、通常のマッチングの代わりに、傾向スコアの逆数による重み付けを行う逆確率重み付け推定法（Inverse Probability Weighted Estimate;以下ではIPW推定と呼ぶ）を用いる。IPW推定は、割り付け確率の逆確率を、もう一方の群の相互に重み付けすることによって欠損値を擬似的に復元し、群間におけるサンプルサイズの偏りを補正することができる（Abadie & Imbens 2012）。以上の手続きにもとづいて、被災地群（処置群）と非被災地群（統制群）の変化量の差を平均因果効果（Average Treatment Effect）として推定した。

5. 分析結果

5.1 存在脅威は「文化的保守化」を促したか？

本節では、傾向スコア・マッチングを用いた分析結果について確認する。傾向スコアを用いて因果効果を検証する際は、まず処置群と統制群の共変量が正確に調整されているかを確認する必要がある。表3は「文化的保守化」を応答変数とする場合（仮説1）について、傾向スコアを用いた重み付けの前後において、被災地と非被災地の共変量の差分を示したものである。これよりマッチングする前と後では、ほとんどの共変量の分布について調整されている。つまり、傾向スコアを用いたマッチング後のペアは、被災地か非被災地かの説明変数以外の条件について、ほぼ均質的であると考えることができる。

表3 文化的保守度を応答変数とした場合の重み付け前後の共変量バランス

	重み付け前	重み付け後		重み付け前	重み付け後
第1主成分	0.37	0.05	第20主成分	-0.12	-0.05
第2主成分	0.21	-0.03	第21主成分	-0.05	0.02
第3主成分	-0.16	0.01	第22主成分	-0.10	0.07
第4主成分	-0.03	-0.03	第23主成分	0.38	0.11
第5主成分	-0.22	-0.09	第24主成分	0.09	-0.07
第6主成分	0.19	-0.01	第25主成分	0.08	0.02
第7主成分	0.04	0.03	第26主成分	0.10	0.07
第8主成分	-0.04	0.05	第27主成分	0.08	-0.09
第9主成分	0.23	-0.07	第28主成分	-0.11	-0.19
第10主成分	-0.20	-0.01	第29主成分	-0.18	0.06
第11主成分	-0.05	0.09	第30主成分	0.01	-0.11
第12主成分	0.02	0.06	第31主成分	0.30	0.08
第13主成分	0.04	-0.01	第32主成分	0.20	0.02
第14主成分	-0.07	0.01	第33主成分	-0.11	-0.04
第15主成分	0.04	-0.08	第34主成分	0.01	-0.13
第16主成分	0.13	-0.01	第35主成分	0.18	0.10
第17主成分	0.18	-0.05	第36主成分	-0.15	0.02
第18主成分	-0.23	-0.01	第37主成分	-0.16	0.02
第19主成分	-0.14	0.05			

※1) すべて被災地の推定値から非被災地の推定値の差を示す（共に標準化）

以上を確認した上で、図3は被災地と非被災地の文化的イデオロギーの差分について示したものである。なお図3左部はマッチングを行なう前の単純な平均値の差分を、右部は傾向スコアを用いてマッチングを行なった後の平均値の差分を示している。マッチング後（右部）では、非被災地に比べて、被災地では0.28ポイントほど保守化している。しかし、ここでの平均値の差は $p=0.162$ であり、統計的に有意な差とは言えない。以上から存在脅威が高まった被災地域の住民において、特徴的に文化的な保守化が進展したとは言えない。以上の分析結果より、仮説1は棄却される。

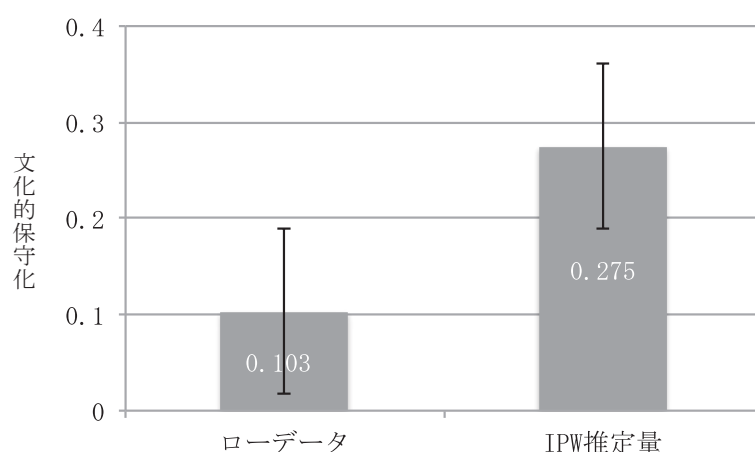


図3 被災地と非被災地における文化的保守化

5.2 存在脅威は「政治的保守化」を促したか？

次に、応答変数を「政治的保守化」とした場合（仮説 2）について検討する。まずは仮説に対応する政治的保守化について、先ほどと同様に傾向スコアを用いた重み付けの前後で共変量がどの程度調整されているかを表 4 に示した。政治的保守化を応答変数とする場合でも、マッチングする前と後では、いずれもその共変量が調整されている。

表 4 政治的保守度を応答変数とした場合の重み付け前後の共変量バランス

	重み付け前	重み付け後		重み付け前	重み付け後
第1主成分	0.33	0.02	第20主成分	-0.16	-0.07
第2主成分	0.13	-0.01	第21主成分	-0.07	-0.03
第3主成分	-0.19	0.07	第22主成分	-0.10	0.08
第4主成分	-0.11	-0.06	第23主成分	0.36	0.09
第5主成分	-0.19	-0.03	第24主成分	0.09	0.00
第6主成分	0.21	-0.01	第25主成分	0.08	0.00
第7主成分	0.04	0.04	第26主成分	0.12	0.09
第8主成分	-0.03	0.02	第27主成分	0.08	-0.09
第9主成分	0.21	-0.10	第28主成分	-0.12	-0.16
第10主成分	-0.21	-0.04	第29主成分	-0.19	0.11
第11主成分	-0.05	0.06	第30主成分	-0.03	-0.17
第12主成分	-0.01	0.07	第31主成分	0.29	0.06
第13主成分	0.07	-0.06	第32主成分	0.28	0.08
第14主成分	-0.08	0.03	第33主成分	-0.15	-0.07
第15主成分	0.09	-0.09	第34主成分	0.02	-0.10
第16主成分	0.02	-0.03	第35主成分	0.20	0.14
第17主成分	0.21	0.09	第36主成分	-0.12	0.05
第18主成分	-0.19	0.01	第37主成分	-0.09	0.00
第19主成分	-0.13	0.06			

※1) すべて被災地の推定値から非被災地の推定値の差を示す（共に標準化）

続いて、図4は被災地と非被災地の政治的イデオロギーの差分について示したものである。左部はマッチング前の単純な平均値の差分を、右部に傾向スコアを用いた後の平均値の差分を図示している。マッチング後の結果（右部）をみると、非被災地に比べて、被災地では政治的に保守化している。また政治的保守化に関しては、文化的価値観の方とは異なり、群間の差は $p < 0.05$ であり、統計的に有意な差である。また効果量もおおよそ 0.40 ポイントであり、本分析で用いた政治的イデオロギー尺度が最大値=10、最小値=0であることを勘案すれば実質的にもその効果を認めることができよう。すなわち、存在脅威が高まった被災地の住民は、(相対的に) そうではない非被災地の住民に比べて、政治的に保守化したといえ、仮説2は支持されたとみることができる。

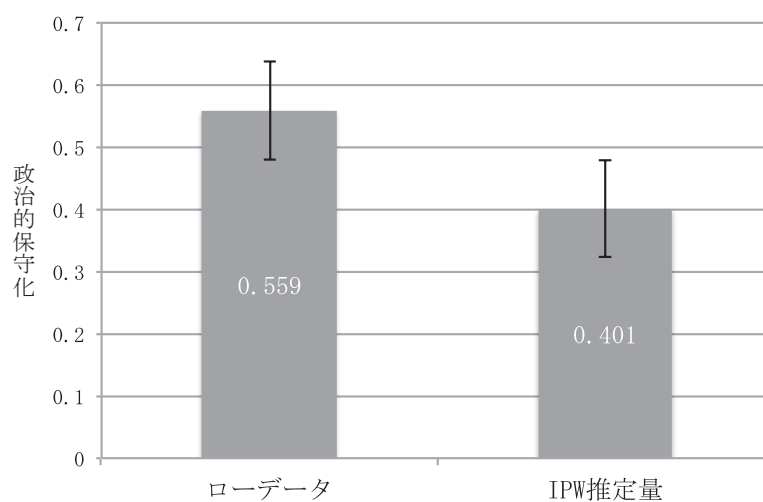


図4 被災地と非被災地における政治的保守化

6. 結論と含意：3.11後の日本政治と世論

本稿は、東日本大震災が人々の意識に与えた影響について検討した。観測史上最大であるマグニチュード 9.0 を記録した東日本大震災は、社会的には「日本人としての団結」を高める契機となり、文化的には保守化が生じた（ように見える）ものの、政治意識的な影響については検討が加えられてこなかった。そこで本稿では、存在脅威管理理論にもとづいて、東日本大震災において死への恐怖が高まった被災地域において政治的／文化的に保守化が高まったとの仮説を検証した。東日本大震災前後に実施されたパネル調査である JES IV を用いた分析結果より、傾向スコアによって存在脅威以外の条件を調整してもなお、被災地住民は、非被災地住民に比べて、政治的に保守化したとの結果が得られた。他方で、文化的保守化の傾向については確認されなかった。

以上の分析結果は、政治と世論に関する次の二点を示唆している。第一は、我々がコントロールしえない巨大災害の発生が「知らず知らずのうちに」政治的な意思決定にも影響を与えている可能性についてである。テロなどの政治的危機によって保守化が進展するこ

とは、政治学においても旗の下の終結効果として指摘されてきた。確かにテロも災害も人に「存在脅威」、つまり死の恐怖を強く認識させる点では共通するが、その政治的意味は大きく異なる。つまり、何らかの「政治的な意味を含む敵」(enemy)によって物理的に攻撃されるテロが人為的な脅威であるのに対して、本稿が扱った東日本大震災のような巨大災害は（言うまでもなく）人為的に引き起こされるものではない。政治的な意図を持たないイベントであっても、人々は「無意識のうちに」政治的な保守化が促されるのである。

その第二は、大規模災害が政権の支持に与える影響である。周知の通り、民主党政権下では短命政権が続き、その要因について民主党政権の党内ガバナンス（濱本 2015）や、政策転換と党内不和（前田 2015）などが指摘される場所である。対して本稿は、全く異なる角度から「もう一つの要因」を提示しうる。とくに野党当時の自民党は、リベラル政策を謳う民主党に対抗するため、あるいは「世論の曲解」にもとづいて相当に保守化した政策を主張した（菅原 2009）。つまり東日本大震災による存在脅威の高まりは、暗黙のうちに、自民党の言い分が受容されやすい世論を形成していたのかもしれない。無論、本稿は政治的・文化的イデオロギーについて検討したものであり、個別の政治アクターへの評価と存在脅威を直結した議論は本稿の射程を越えている。しかし「非人為的な巨大災害の発生は、保守政権に有利に働く」との新たな仮説は、理論的にも現実的に今後更なる検証する意義があるといえるだろう。

他方で、本稿には数多くの課題も残されている。特にその第一は、文化的保守化に関する仮説1が棄却された点である。存在脅威管理理論では、文化的世界観防衛のメカニズムにもあるように、政治的というよりもむしろ文化的な保守化の方が指摘されてきた。言い換えると、政治的保守化が生じる「理論的な」経路としては、存在脅威→文化的保守化→政治的保守化であると考えられる。しかし本稿の分析結果より、存在脅威は、文化的保守化をバイパスして政治的保守化のみを規定しており、実証上はともかく、理論的な観点では厳密に検証できていないと言わざるをえない。なぜ、このようなバイパスが生じたのだろうか。その理由について、存在脅威管理理論が想定する効果の持続性の観点から指摘することができよう。1節で述べた「日本人の誇り」に類する言説は震災直後に盛んにみられたものの、震災から時間を経るにつれて、その報道なども減少した。実際に不安感は震災直後こそ高まったものの、その後は落ち着きを取り戻したし（関谷 2012）、世論全体でも不安感情の高まりは一時的であった（稲増・柴内 2015）。本稿で用いた JES IV の7波は、震災からおおよそ半年後に実施されたものである。半年後には余震は少なくなるなど、既に「文化的世界観防衛」の必要性が低下していたとも考えられる。他方で、発災からおおよそ9ヶ月後の2011年12月9日に復興庁設置法が成立したように、政治的には復興対応を含めて検討が続く時期でもあった。この点について存在脅威管理理論は、その効果の有無については知見の蓄積があるのに対し、効果の継続性についてはさほど議論されていない。さまざまな側面における「保守化」を比較¹⁵⁾することで、存在脅威が与える影響の持続性

を検討することで、理論そのものの発展の余地があるといえるだろう。

また別の点では、存在脅威の操作化の過程における妥当性に関する課題にある。本稿では、存在脅威の高低を被災地と非被災地の2値として扱った。しかし実際には、存在脅威には連続変数的なバリエーションがあり、本分析のデータでも死者数が一桁の選挙区もあれば、数千人を越える死者数が生じた選挙区も存在する。しかし本稿の実証分析ではこれらのバリエーションは考慮できていない。「存在脅威の中のバリエーション」にも注目することで、とくに文化的保守化と存在脅威の関係についても検討する必要があるだろう。

補遺

本稿の応答変数で用いた質問文は以下のとおりである（第5波、第7波で共通）。

[文化的価値観]

あなたは次にあげることがらについて、どう思いますか。あなたのお気持ちに最も近いものを、それぞれ1つだけお答えください。

1. 今の日本の政治家は、あまり私たちのことを考えていない(分析では利用していない)
2. 世の中がどう変わるかわからないので、先のことを考えても仕方がない
3. 人々の暮らし向きは、だんだんと悪くなってきている
4. 世の中の移り変わりを考えると、子供の将来にあまり希望がもてない
5. このごろ、世間はだんだんと情(なさけ)が薄くなってきている
6. 世の中に、力のある者と力のない者があるのは当然だ
7. どんなことでも、親のいうことには従わなくてはならない
8. 世の中のしきたりを破る者には、厳しい制裁を加えるべきだ
9. 人の上に立つ人は、下の者に威厳をもって接することが必要だ
10. できることならば、年頃の子供は男女別々の学校に通わせるべきだ
11. 今の世の中は、結局学歴やお金がものをいう
12. 政治や社会についていろいろな事が伝えられているが、どれを信用していいかわからない
13. 今の世の中では、結局、正直者が損をし、要領のいい人が得をする
14. どうも自分の言いたい事や考える事は世間の人には入れられない
15. 今のような生活をしていては、とても自分の夢は実現できそうにない

選択肢

(1) そう思う (2) どちらかといえばそう思う (3) どちらともいえない (4) どちらかといえばそう思わない (5) そう思わない の5件法について逆転させている。

[政治的イデオロギー]

ところで、よく保守的とか革新的とかという言葉が使われていますが、あなたの政治的な立場は、この中の番号のどれにあたりますか。0が革新的で、10が保守的です。1～9の数字は、5を中間に、左によるほど革新的、右によるほど保守的、という意味です。最もあてはまると思われる番号に○をつけてください。

選択肢

(革新) 0…1…2…3…4…5 (中間) …6…7…8…9…10 (保守)

[注]

- 1) 警視庁『平成23年(2011年)東北地方太平洋沖地震の被害状況と警察措置』より、2016年12月現在の被害者数を示している。
- 2) たとえば、「東日本大震災で全世界からの日本人に対する称賛」としてまとめられたWEBサイト(2017年1月2日取得, <https://matome.naver.jp/odai/2130037606051360301>) などがある。
- 3) もっとも、不正確な情報やデマが流布するなど、SNSがポジティブな意味だけをもっていたわけではない。
- 4) 朝日新聞「自民党、どこへ 野党第1党の研究」(2011年7月11日朝刊)
- 5) ソルニットは、「地獄に築かれた楽園 (Paradise built in Hell)」とも呼ぶ (Solnit 2009)。
- 6) 以降では先行研究に倣い、死の恐怖認識を「存在脅威」として説明する。
- 7) またマイクロレベルにおいても、文化的世界観防衛が生じる認知プロセスについても知見の蓄積がある (脇本 2013: 4章)。
- 8) この点について先行研究では、「死」以外のネガティブな刺激(不快さ)を与えたとしても、存在脅威管理理論が想定する不安緩衝効果は示されていないことから存在脅威管理理論およびMS仮説を検証する上では、死者数を基準として考えても差し支えないだろう。
- 9) ただし都道府県ごとのサンプルサイズが2桁であることから、ここでのパーセンタイルもさほど気にする必要がないのかもしれない。
- 10) たとえば、日本版総合的社会調査=JGSS (Japan General Social Survey) では、直接に死の恐怖を測定する質問が用意されているわけではないものの、近年に親族や身近な人が亡くなったかを尋ねている。
- 11) 仙台市青葉区・太白区は第一区、仙台市宮城野区・若林区・泉区は第二区のように市内でも選挙区が分かれている場合もあるが、このような政令市の区レベルであれば、消防庁データとの統合が可能である。
- 12) 具体的な質問文は補遺を参照のこと。
- 13) ただし、「今の日本の政治家は、あまり私たちのことを考えていない」はあくまで政治に

関する質問であるため除外した。

- 14) 本稿の分析では、Stata14 で用意されている `teffects` パッケージ (マッチングは `ipw`) を利用した。
- 15) イデオロギーの測定方法については様々な捉え方が可能である (蒲島・竹中 2012)。本稿において政治的イデオロギーは、最も簡便な 11 点尺度で測定したが、たとえば政策領域ごとの争点態度などから測定することも可能である。本稿の仮説を検証する上では、イデオロギーの内容を細分化する必要はないと判断したため簡便な尺度を用いたが、今後の研究では新たなイデオロギーの測定にもとづいて検証することも有益であろう。

[謝辞]

本稿の執筆にあたり、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SSJ データアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JES IV SSJDA 版), 2007-2011」(JES IV研究会: 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕) の個票データの提供を受けた。調査の実施およびデータ公開にご尽力された全ての方に感謝申し上げる。加えて、二次分析研究会での途中報告や成果報告会では多くの先生方から有益なコメントを頂いた。とくに、研究会メンバーの皆様および最終報告会で討論をお務め頂いた稲増一憲先生 (関西学院大学社会学部) に特段の感謝を申し上げる。無論、本稿に残された誤りは全て筆者に帰する。

[参考文献]

- Abadie, A. & Imbens, G.W., 2012. *Matching on the Estimated Propensity Score*. Cambridge, MA: Harvard University and the National Bureau of Economic Research.
- 荒井紀一郎・泉川泰博, 2014, 「日本人はどの程度武力行使に前向きなのか? : 尖閣諸島有事シミュレーションを用いた選択実験」『レヴァイアサン』54 : 28-47.
- Chatagnier, J. T., 2012, “The effect of trust in government on rallies 'round the flag.” *Journal of Peace Research*, 49 (5): 631-645.
- Foyle, Douglas. C., 2004, “Leading the Public To War? The Influence of American Public Opinion on the Bush Administration's Decision to go to War in Iraq.” *International Journal of Public Opinion Research*, 16 (3): 269-294.
- 古川美穂, 2015, 『東北ショック・ドクトリン』岩波書店.
- Greenberg, J., S. Solomon, & Pyszczynski, T. 1997, “Terror Management Theory of Self-Esteem and Cultural Worldviews: Empirical Assessments and Conceptual Refinements” M.P. Zanna Eds., *Advances in Experimental Social Psychology*, New York: Academic Press, 61-139.
- 濱本真輔, 2015, 「民主政策調査会の研究」前田幸男・堤英敬編『統治の条件: 民主党にみる政権運営と党内統治』千倉書房, 147-180.

- 原田博夫, 2012, 「東日本大震災とソーシャル・キャピタル(社会関係資本)」『社会関係資本研究論集』3: 5-20.
- Hart, J., Shaver, P. R. & Goldenberg, J.L., 2005, “Attachment, Self-Esteem, Worldviews, and Terror Management: Evidence for a Tripartite Security System.” *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(6), 999-1013.
- 林敏彦, 2013, 「災害ユートピアが消えた後」『学術の動向』18(10): 63-67.
- 星野崇宏, 2009, 『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- Ibish, H., & Stewart, A. 2003, *Report on hate crimes and discrimination against Arab Americans: The post-September 11 backlash, September 11, 2001 - October 11, 2002*. Washington, DC: American-Arab Anti-Discrimination Committee.
- 飯田健, 2016, 『有権者のリスク態度と投票行動』木鐸社.
- 池田謙一・安田雪「被災三県情報行動パネル調査 2011-2012」池田謙一編『震災から見える情報メディアとネットワーク』東洋経済新報社, 151-210.
- 池田謙一・安田雪・柴内康文「必要な情報が届くために」池田謙一編『震災から見える情報メディアとネットワーク』東洋経済新報社, 229-288.
- 稲増一憲・柴内康文, 2015, 「テキストデータを用いた震災後の情報環境の分析」池田謙一編『震災から見える情報メディアとネットワーク』東洋経済新報社, 47-84.
- 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.
- 前田幸男, 2015, 「民主党政権に対する有権者の評価」前田幸男・堤英敬編『統治の条件: 民主党にみる政権運営と党内統治』千倉書房, 291-328.
- 御厨貴編, 2016, 『大震災復興過程の政策比較分析: 関東, 阪神・淡路, 東日本の三大震災の検証』ミネルヴァ書房.
- 村瀬洋一, 2013, 「震災後の不安感と被害金額の規程因: 被害と社会階層に関する仙台仙北調査の計量分析」『選挙研究』29(1), 102-115.
- NHK 東日本大震災プロジェクト, 2013, 『証言記録 東日本大震災』NHK 出版.
- 西田亮介, 2016, 『メディアと自民党』角川新書.
- 小原隆治・稲継裕昭編, 2015, 『震災後の自治体ガバナンス』東洋経済新報社.
- 大村啓喬・大村華子, 2014, 「武力衝突と日本の世論の反応」『レヴァイアサン』54: 70-90.
- 境家史郎, 2013, 「東日本大震災は日本人の政治意識・行動をどう変えたか」『選挙研究』29(1): 57-72.
- 菅原琢, 2009, 『世論の曲解: なぜ自民党は大敗したのか』光文社新書.
- 関裕二, 2011, 『日本人はなぜ震災にへこたれないのか』PHP 新書.
- 関谷直也, 2012, 「東日本大震災後の不安と情報行動」『情報の科学と技術』62(9): 372-377.

- 柴内康文「首都圏情報行動パネル調査 2011-2012」池田謙一編『震災から見える情報メディアとネットワーク』東洋経済新報社, 211-228
- 柴内康文・稲増一憲「震災期の新聞・TV, Yahoo!トピックス, ブログ記事と投稿の特徴」池田謙一編『震災から見える情報メディアとネットワーク』東洋経済新報社, 85-106.
- Solnit, Rebecca, 2009, *A Paradise Built in Hell: The Extraordinary Communities That Arise in Disaster, 1st edition*. New York: Viking Adult. (=2010, 高月園子訳『災害ユートピア—なぜそのとき特別な共同体が立ち上がるのか』亜紀書房.)
- 高橋幸市・政木みき, 2012, 「東日本大震災で日本人はどう変わったか : 「防災・エネルギー・生活に関する世論調査」から」『放送研究と調査』62(6) : 34-55.
- 辻中豊編, 2016, 『政治過程と政策』東洋経済新報社.
- 内田由紀子, 2013, 「東日本大震災後の幸福—震災がもたらした人生観と幸福感の変化」『環境研究』172 : 83 - 91.
- 脇本竜太郎, 2012, 『存在脅威管理理論への誘い—人は死の運命にいかに向かうのか』サイエンス社.
- 善教将大, 2013, 「福島第一原発事故後の原子力世論 : その規定要因の実証分析」『選挙研究』29(1) : 73-86.
- , 2016, 「災害時相互応援協定は機能したか : 被災自治体サーベイを用いた実証分析」ひょうご震災記念21世紀研究機構編『災害時の広域連携支援の考察 研究調査報告書』, 53-66 (2017年1月12日取得, http://www.dri.ne.jp/updata/saigaikouikirenkeishien_5084.pdf).

日本における「階層政治」を再考する ——階層帰属意識に基づく有権者の投票行動——

横山智哉

(一橋大学大学院社会学研究科)

既存の研究は「所得と投票参加は正の関連がある」と論じる一方で、そのような変数間の影響が必ずしも認められているわけではない。そこで本研究は、客観的な社会経済的地位の主要素である所得と、主観的な社会構造内の自己定位である階層帰属意識との相違に着目した分析を行った。具体的には、所得が低い有権者でも自身の社会階層を高く認知する人は投票行動が促進される一方で、実際に所得が高い人でも自身のことを低階層に属すると認知する人は投票行動が抑制されるという仮説を検証した。2007年9月の参議院選挙後調査に行われた Japanese Election Study IV (JES IV) のデータを用いて、上記の仮説を検証した。種々の回帰モデルならびに一般化構造方程式モデリングを用いた分析の結果、所得や教育程度の影響を考慮してもなお、階層帰属意識が投票行動を促進することが示された。

1. 問題と目的

1.1 はじめに

日本では1990年代初頭に生じた景気後退、いわゆるバブル崩壊以来、所得の不平等が拡大している (OECD 2015)。このような市民間の社会経済的格差は、政治参加のために使用する社会経済的資源 (socioeconomic resources) が不均等に分配されていることを意味する (Verba et al. 1978)。つまり、もし高い社会経済的地位に属している特定の有権者ほど政治参加を行うならば、自己の政策選好を政府に伝達することで「富めるものがさらに富み、貧しいものがさらに貧しくなる」という社会的帰結をもたらす恐れがある。従って「誰の声が過大／過小に政治に伝えられるのか (境家 2013)」という問いは、現在の社会科学における重要な問いとなりうる。

以上の問題意識に基づき、わが国においても「政治参加の社会経済的中立性」という政治参加研究にとって根本的なテーマが再度注目されている (e.g., 萩野 2014; 平野 2007, 2015; 境家 2013)。特に既存の研究は所得に着目することで、政治参加に伴う社会経済的平等性が担保されているかを検証してきた (e.g., Gallego 2015; Gilens 2012a b; McCarty et al. 2006; Verba et al. 1978)。そして、高所得層の有権者ほど投票に行く確率が高い一方で、低所得層の有権者ほど投票参加度が低いことを指摘している (Lancee & Van de Werfhorst 2012; McCarty et al. 2006; Verba et al. 1978)。しかし一方で、このような先行研究の知見が、後述するように必ずしも常に得られるとは限らない。例えば Japanese Election Study IV (JES IV) プロジェクトによって収集されたデータの内、2007年参議院選挙後に行われた第1波では、低所得者層の投票率は80.71%を示す一方で、中間所得者層が78.82%、そして高所

得者層の投票率は 83.78%となっている。また JESIV プロジェクト内の別の調査時期に取得されたデータにおいては、低所得層の投票率と高所得層の投票率が同程度の値を示している。更に所得と投票率の間には、従来想定されてきた影響関係は認められないと指摘する研究も存在する (e.g., Gallego 2015)。

このような単純集計の結果あるいは既存の研究の知見は、「所得と投票参加は正の関連がある」と指摘する既存の研究知見からは十分に説明ができない。従って、社会経済的地位の主要素である所得が投票参加を促進するかどうかは必ずしも明らかではない。特に既存の研究では、高所得層ほど投票参加を行うという関連が見られない、むしろ場合によっては逆の関連が認められる理由については十分に検討されていないだろう。そこで本研究は以上の議論に基づき、客観的な社会経済的地位としての所得と、主観的な社会構造内の自己定位である階層帰属意識という二変数の関連性に着目する。そして、客観的指標である所得ではなく、そのような所得を周囲他者と比較することで形成される主観的な階層帰属意識の方が直接的に有権者の投票行動を促進するため、既存の研究では説明できなかった現象が生じる可能性を検証する。

1.2 社会経済的地位および階層帰属意識と投票参加

1.2.1 日本の先行研究

Lazarsfeld et al. (1944) 以来、欧米の研究では有権者の社会的属性、特に有権者の社会経済的地位 (socioeconomic status; SES) の主要素である所得によって投票参加を説明する試みが綿々に行われてきた。一方で、わが国における有権者の投票参加や投票政党を説明する際には、社会経済的地位の影響力が弱いという知見が通説であった。例えば、綿貫ら (1986) は、有権者の社会経済的地位や、年齢もしくは職業といったその他の社会的属性を合算しても投票政党の分散をほとんど説明できないため、その影響力は弱いと結論づけている。また蒲島 (1988) は、Verba et al. (1978) が実施した国際比較研究の結果を踏まえた上で、戦後日本における社会経済的地位と政治参加との関係について分析した。その結果、既存の国際比較研究の知見とは異なり、わが国では政治参加と社会経済的地位との無関連性、すなわち政治参加の社会経済的平等性が明らかになったとしている。このような研究知見に基づき、日本人の投票参加や投票政党を説明するモデルとして、社会経済的地位に基づく社会的亀裂 (social cleavage) を背景とした説明は妥当ではないと論じられてきた (三宅 1989)。いずれにせよ、蒲島 (1988) やそれと同時期に行われた研究 (e.g., 綿貫ら, 1986; 三宅, 1989) においては、日本人の投票参加に及ぼす社会経済的地位の影響は微弱であるか、あるいはその効果が確認されないという知見が有力であった。そのため 1990 年代以降の研究では、有権者の社会的属性、特に社会経済的地位が投票参加に及ぼす影響を再検討した研究は少ない。

しかし、境家 (2013) が改めて蒲島 (1988) で得られた知見をより長期的視点から再検

証したところ、日本の「投票参加における社会経済的平等性」というテーゼは、あくまでも蒲島 (1989) が分析対象とした 1970～1980 年代に限定して得られたものであることが明らかとなった。従って、現在のわが国はそのような時代から政治的あるいは経済的状況は大きく変化していることから、改めて有権者の社会経済的地位と投票参加との関連を検討する余地は多いにあると考えられる。

1.2.2 所得と投票参加との関連

既存の研究では、市民間の政治参加に伴う社会経済的地位の格差を指摘する、あるいはその問題をいかに解消するかという点に主眼が置かれることが多かった。そのため、なぜ社会経済的地位の主要素である所得が投票参加を促進するのかというメカニズムについては十分に検討されていない (e.g., McCarty et al. 2006)。

例えば Belmi & Laurin (2016) は、社会経済的地位が高い有権者は、他者のことは顧みずに自身が利益を獲得することを目的と行動する一方で、地位が低い有権者は社会的調和を維持するように動機づけられているため、他者が不利益を被る恐れがある政治参加を行うことを拒絶する傾向にあると論じた。以上の議論に基づき、Belmi & Laurin (2016) が種々の調査データを分析した結果、所得や教育程度などを含む社会経済的地位が高い有権者ほど政治参加意図が高い一方で、地位が低い有権者ほど政治参加意図が低いことが明らかとなった。また Gilens (2012a b) は、政府の応答性 (government responsiveness) に着目した分析を行った結果、高所得層に属する裕福な人の政策選好と政府による実際の政策採択確率に強い関連があることを明らかにした。すなわち、政治システムの応答性は社会経済的地位が高い市民の選好に応答する社会経済的バイアスを強く伴っていることが明らかとなった。従って、低所得の有権者は政治参加を通じて自らの選好を政治システムに伝達しても、それが政策として反映される確率が低いと認知することで内的有効性感覚が低減し、最終的には投票参加が抑制される可能性が指摘されている (e.g., Gallego 2015)。

しかし、以上に挙げた先行研究 (Belmi & Laurin 2016; Gallego 2015; Gilens 2012a b) では、高所得層の有権者ほど投票参加を行う確率が高くなる可能性を指摘するに留まり、必ずしも「高所得層ほど投票参加を行うという関連が見られない、むしろ場合によっては逆の関連が認められる」ことを示唆する単純集計の結果を説明することができない。そこで本研究は、客観的な社会経済的地位の主要素である所得と、それを反映した主観的な社会構造内の自己定位である階層帰属意識との乖離に着目する。そして、客観的指標としての所得よりも、そのような所得を周囲他者と比較することで形成される主観的な階層帰属意識の方がより直接的に有権者の投票行動を促進するために、既存の研究では説明できなかった現象が生じる可能性を検証する。

1.2.3 主観的な階層帰属意識が投票参加を促進するメカニズム

有権者の社会経済的地位に基づき投票参加や投票政党を説明するモデルは、社会階層に注目した理論 (stratification theory) から派生したものである (Brady et al.1995)。そこで本研究は以下に述べる理由に基づき、主観的な社会経済的地位である階層帰属意識を主たる独立変数とした分析を行う。

まず、階層帰属意識とは個人が社会階層構造のどこに位置しているのかという自己認知である (高坂・宮野 1990)。すなわち、主観的社会階層 (吉川 2008) として換言できるため、階層帰属意識とは主観的な社会構造内の自己定位として定義できるだろう。そして、このような自身の社会経済的地位に関する主観的な認知は、客観的な社会経済的地位の主要素である所得を周囲他者と比較することによって形成される (Alder et al 2000)。そのため、客観的には自身の所得が少ないが、周囲の他者と比較するとその所得が相対的に多い場合には、主観的な社会経済的地位である階層帰属意識の値は高くなると考えられる。一方で、自身の所得が一般的な所得分布において高い位置を占めるが周囲の他者と比較すると相対的に少ない場合には、階層帰属意識の値は低くなると想定される。従って、客観的な所得と比較して階層帰属意識を過小認知、あるいは過大認知するといった客観的—主観的経済的地位の相違が、「所得と投票参加は正の関連がある」という知見が常に得られるとは限らないという現象を生み出していると考えられる。

以上の議論に加え、Lazarsfeld et al (1944) は、職業や所得といった客観的指標よりも、主観的指標である階層帰属意識の方が直接的に有権者の投票行動を説明できると論じている。実際に、自身が高階層に属していると認知する有権者ほど共和党に投票し、一方で低階層に属していると認知するほど民主党に投票する傾向が高まることが明らかとなっている (Lazarsfeld et al. 1944)。また Milbrath (1965) は、階層帰属意識が高い市民ほど、民主政が機能するために政治的エリートの行動を監視し、かつ批判する権利を遂行する傾向にあると述べている。つまり、階層帰属意識が高い有権者ほど政治的権利 (Marshall & Bottomore 1992) を果たす義務、すなわち投票義務感が高くなると考えられる。そのため、客観的には低所得層に属する有権者でも、主観的に社会全体の「上」の層に属していると認知する場合、その投票参加には後者の階層帰属意識の方が強く影響し、かつ投票義務感が高まることで投票参加が促進されると考えられる。一方で、実際には高所得層の有権者でさえも、自身が社会全体の「下」の層に属していると認知する場合には投票義務感が低減するため、結果として投票参加が抑制されると考えられる。

2. 方法

本研究は JES (Japanese Election Study) IV プロジェクトによって収集されたデータのうち、2007 年参議院選挙後に行われた第 1 波を用いた。なお第 1 波における主要な変数に関する有効回答者数は 1,078 名である。

2.1 従属変数

投票参加の有無および投票政党 2007年参議院選挙における投票参加の有無（投票有 = 80.41%）を用いた。

投票義務感 投票義務感は、「投票に行くことについて、この中からあなたのお気持ちに最も近かったものを1つあげてください」という1項目について「投票に行くかどうかは有権者が決めることなので、必ずしも選挙に参加しなくてよいと思った」から「投票に行くことは有権者の義務であり、当然、選挙に行かなくてはならないと思った」までの3件法で測定した（ $M=2.53$; $SD=.67$ ）。

2.2 独立変数

階層帰属意識 階層帰属意識は、「仮に現在の日本の社会全体を次の5つの層に分けるとすれば、あなた自身はどれに入るとお考えですか」という1項目について、「下の下」から「上」までの5件法で測定した。そして「わからない」及び「答えない」は欠損値とした。その結果、「上」に属すると認知する回答者が0.65%しかいないことが明らかとなった。そのため、階層帰属意識を「下の下・下の上」、「中の下」、「中の上・上」と再コーディングした（ $M=1.95$; $SD=.68$ ）。なお該当する回答者の割合は順に25.88%、53.71%、20.41%である。

所得 所得は、「去年（平成18年1月～12月）1年間のお宅の収入はご家族全部合わせると、およそどのくらいになりますか。ボーナスや臨時収入を含め、税込みでお答え下さい」という1項目について、「200万円未満」から「2000万以上」までの12件法で測定した（ $M=4.74$; $SD=2.83$ ）。なお、「わからない」及び「答えない」は欠損値とした。そして、階層帰属意識は3件法に再コーディングしているため、その割合と対応させるために所得も「～300万円未満」「300万円～800万円未満」「800万円～2000万円以上」という3カテゴリに区分した。なお、該当する回答者の割合は順に25.97%、53.53%、20.50%である。

居住形態 所得のようなフローではなく、回答者が保有しているストックとしての資産を捉えるために、本研究は回答者の住居形態をその代理変数として用いた。具体的には平野（2007）を参考とし、持ち家一戸建てを保有しているかどうかのダミー変数を作成した（保有率 = 77.37%）。

保守イデオロギー 保守イデオロギーに関しては、「よく保守的とか革新的とかいう言葉が使われていますが、あなたの政治的な立場は、この中の番号のどれにあたりますか。0が革新的で10が保守的です」という1項目について「革新的」から「保守的」までの11件法で測定した（ $M=5.51$, $SD=1.85$ ）。なお「わからない」及び「答えない」は欠損値とした。

デモグラフィック要因 回答者自身のデモグラフィック要因として「性別（男性 = 50.37%）」「年齢（ $M=54.11$, $SD=14.87$ ）」「就業の有無（就業有 = 61.41%）」「居住年数」「教

育程度」を分析に用いた。居住年数は、「この近くに何年くらい住んでいますか」と尋ね、「1 = 3年以下, 2 = 4~9年, 3 = 10~14年, 4 = 15年以上, 5 = それ以上」の5件法で測定した ($M = 3.75, SD = 1.17$)。また教育程度は「最後に卒業された学校はどちらですか」と尋ね、「1 = 新中学・旧小・旧高小, 2 = 新高校・旧中学, 3 = 高専・短大・専修学校, 4 = 大学・大学院」の4件法で測定した ($M = 2.46, SD = .97$)。

3. 結果

3.1 単純集計：所得と階層との乖離度

まず客観的な社会経済的地位の主要素である所得と、主観的な社会構造内の自己定位である階層帰属意識との乖離度を表1に示す。カイ二乗検定の結果、客観的な指標である所得と主観的な指標である階層帰属意識に有意な関連が認められた ($p < .001$)。一方で、表1に示したとおり、自身の所得は客観的には多いにも関わらず帰属している社会階層を過小評価している有権者は263名いることが示された。一方で、自身の所得は少ないにも関わらず帰属している社会階層を過大評価している有権者は280名いることが明らかとなった。

表1 所得と階層帰属意識との乖離度

		所得		
		低 (~299万円)	中 (300~799万円)	高 (800万円~)
階層帰属意識	低	103	135	42
	中	151	340	86
	高	25	104	92

3.2 単純集計：所得および階層帰属意識と投票率

次に客観的指標である所得と、主観的指標である階層帰属意識別の投票率を図1に示す。図1に示したとおり、所得と投票率の関係は直線的ではなく中間所得者層の投票率が最も低い値を示している。その一方で階層帰属意識に関しては自身を高い階層に帰属していると思う人ほど、投票率が一貫して高まっていることが明らかとなった。従って、

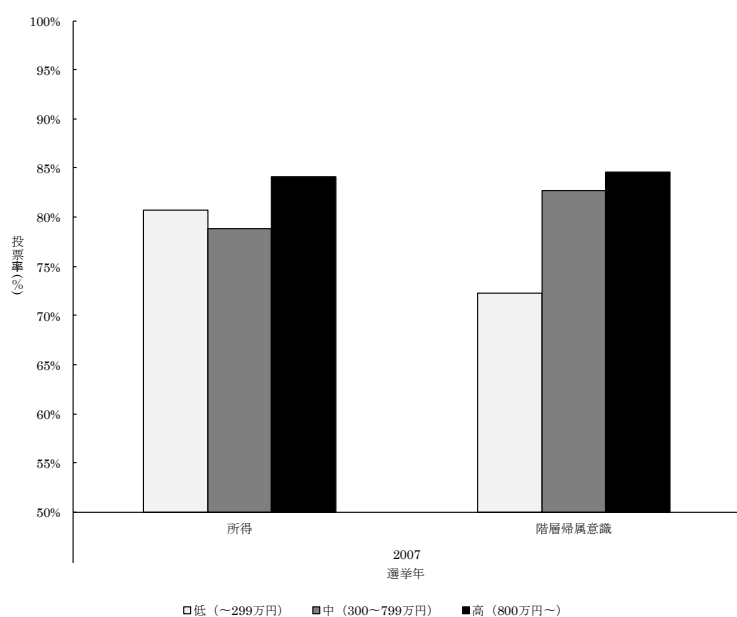


図1 所得と階層帰属意識別の投票率

客観的指標である所得よりも、それを反映した主観的指標である階層帰属意識の方がより良く有権者の投票参加を説明できる可能性が示唆された。

3.3 投票義務感および投票参加の有無を予測する回帰モデル

最後に投票義務感を従属変数とした回帰分析、および2007年の参議院選挙に関する投票の有無を従属変数としたロジット回帰を行った。なお、所得それ自体の影響を的確に捉えるためにサンプルを66歳未満に限定して分析を行い、その結果を表2に示した。

まずmodel1では、所得は投票義務感と有意な関連が認められない一方で、階層帰属意識は投票義務感に有意な正の効果およびしていることが明らかとなった。model2でも同様に、所得は投票参加に有意な影響を及ぼさない一方で、階層帰属意識が高いほど有権者の投票参加が有意に促進されることが明らかとなった ($b = .37, p < .05$)。最後に、model3で本研究が注目してきた階層帰属意識と投票義務感を同時に投入した結果、model2で見られた階層帰属意識が投票参加に及ぼす直接的な正の効果はmodel3においてはその説明力が減少する一方で ($b = .37, p < .05$ から $b = .33, p < .05$)、投票義務感は投票参加に対して有意な正の影響を及ぼしていることが示された。すなわち、本研究で得られた結果に基づけば、客観的な社会経済的地位である所得は投票参加を促進しない一方で、主観的な社会経済的地位である階層帰属意識は投票義務感を高めることで、間接的に投票参加を促進する可能性が示唆された。

表2 階層帰属意識および投票義務感が投票参加に与える効果

	66歳以下					
	model1 投票義務感		model2 投票の有無		model3	
	Coef. (B)	Std. Err.	Coef. (B)	Std. Err.	Coef. (B)	Std. Err.
所得 (中; 300~799万円)	0.09	0.07	0.35	0.29	0.53	0.35
所得 (高; 800万円~)	0.09	0.09	0.53	0.35	0.29	0.32
階層帰属意識	0.10 **	0.04	0.37 *	0.15	0.33 *	0.16
性別ダミー	-0.02	0.05	0.08	0.20	0.13	0.22
年齢	0.02 ***	0.00	0.06 ***	0.01	0.05 ***	0.01
居住年数	0.01	0.02	0.08	0.08	0.10	0.08
教育程度	0.08 **	0.03	0.24 *	0.12	0.17	0.13
有職者ダミー	-0.08	0.06	-0.32	0.26	-0.23	0.27
持ち家一戸建てダミー	-0.01	0.06	-0.16	0.23	-0.12	0.25
保革イデオロギー	0.01	0.01	-0.05	0.05	-0.07	0.06
投票義務感	—	—	—	—	1.18 ***	0.14
切片	1.16 ***	0.19	-2.90 ***	0.74	-4.70 ***	0.81
<i>N</i>	755		755		755	
調整済み決定係数	0.11		—		—	
疑似決定係数	—		0.10		0.20	

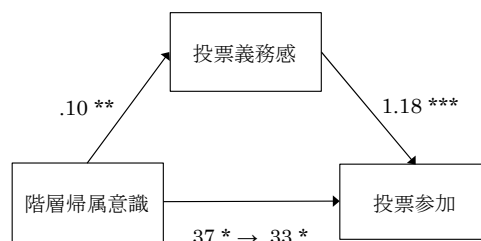
*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < 0.1$

※所得は、所得 (少; ~300万円) が参照カテゴリ

3.3.1 媒介過程の検討

次に、主観的な社会経済的地位である階層帰属意識が投票参加に及ぼす影響を投票義務感が媒介するというメカニズムを詳細に検討するため、一般化構造方程式モデリング (Generalized SEM) を用いて媒介効果の有意性検定を行った。なお、上記のメカニズムを検討する際には、表 2 における各モデルに投入した変数を統制した。

図 2 に示したとおり、階層帰属意識が投票参加に及ぼす直接効果は $b = .37$ ($SE(b) = .15, z = 2.45, p < .05$) であった。一方で、階層帰属意識が投票義務感を媒介することで ($b = .10, SE(b) = .04, z = 2.68, p < .01$)、最終的に投票参加を促進する ($b = 1.18, SE(b) = .14, z = 8.45, p < .001$) という一連のメカニズムは、階層帰属意識が投票参加に及ぼす影響を有意に媒介していることが明らかとなった ($b = .12, SE(b) = .05, z = 2.55, p < .05$)。また、上記の間接効果は階層帰属意識が投票参加に与える影響の 26.99% を説明していた。従って、本研究の仮説は支持された。



※係数は非標準化推定値 (***) $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$)

図 2 一般化構造方程式モデリングを用いた媒介分析

4. 考察

本研究は「投票参加の政治経済的中立性」を再検証するという観点に基づき、客観的な社会経済的地位の主要素である所得と主観的な階層帰属意識との相違に着目することで、投票参加に及ぼす影響を検討した。

本研究で得られた結果を援用すれば、既存の研究が十分に説明できなかった「高所得層ほど投票参加を行うという関連が見られない、むしろ場合によっては逆の関連が認められる」という結果に関しては以下のような回答が可能である。すなわち、客観的には低所得層に属している有権者でさえも、周囲の他者と自らの所得を比較することで階層帰属意識が高いと評価する場合には投票義務感を介して投票参加が促進されると考えられる。一方で高所得層に属している有権者が自身の階層帰属意識を過小評価すれば、投票義務感が低減することで最終的に投票参加の抑制に繋がる可能性が示唆される。従って、このような客観的な社会経済的地位の主要素である所得と、それを周囲の他者と比較することで形成される主観的な社会経済的地位である階層帰属意識との乖離が起因することで、「所得と投票参加」との関連性が不明瞭になっていたものと思われる。また、客観的要素である所得

はいずれのモデルにおいても投票参加を促進しておらず、一方で主観的要素である階層帰属意識は投票義務感を高めることで間接的に投票参加を促進することが明らかとなった。従って、社会経済的地位の主要素である所得という観点から「投票参加に伴う社会経済的中立性」を検討する際には、客観的に当該の有権者が裕福かどうかは問題ではなく、むしろ自身が社会の中のどの階層に位置するのかという主観的な認知が重要となる可能性が示唆された。

本研究ではデータの制約上分析することが困難であったが、今後の研究では、境家(2013)と同様に、長期的な視点から戦後日本における政治参加に伴う所得格差という社会経済的不平等性の問題を再検証する必要があると考える。

[謝辞]

[二次分析]にあたり、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SSJ データアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JES IV SSJDA 版), 2007-2011」(JESIV研究会: 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕)の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- Adler, Nancy E. Epel, Elissa S. Castellazzo, Grace. & Ickovics, Jeannette R, 2000, "Relationship of Subjective and Objective Social Status with Psychological and Physiological Functioning: Preliminary Data in Healthy, White women," *Health Psychology*, 19(6): 586-92.
- Belmi, Peter. & Laurin, Kristin, 2016, "Who Wants to Get to the Top? Class and Lay Theories about Power," *Journal of Personality and Social Psychology*, 111(4): 505-29.
- Brady, Henry E. Verba, Sidney. & Schlozman, Kay L, 1995, "A resource beyond SES: Model of political participation," *American Political Science Review*, 89(2): 271-94.
- Easton, David, 1953, *The Political System: An Inquiry into the State of Political Science*, New York: Alfred A. Knopf.
- Gallego, Aina, 2015, *Unequal Political Participation Worldwide*, New York: Cambridge University Press.
- Gilens, Martin, 2012a, "Two-Thirds Full? Citizens Competence and Democratic Governance," Adam Berinsky ed., *New Directions in Public Opinion*, New York: Routledge, 52-76.
- Gilens, Martin, 2012b, *Affluence and Influence: Economic Inequality and Political Power in America*, New York: Princeton University Press.
- 平野浩, 2007, 『変容する日本の社会と投票行動』木鐸社。
- , 2015, 『有権者の選択——日本における政党政治と代表制民主主義の行方——』

- 木鐸社.
- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』 東京大学出版会.
- Kraus, Michael W. Piff, Paul K. & Keltner, Dacber, 2009, “Social Class, Sense of Control, and Social Explanation,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 97(6): 992–1004.
- 吉川徹, 2008, 「階級・階層意識の計量社会学」直井優・藤田英典編『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 77-108.
- 厚生労働省, 2000, 平成 20 年 国民生活基礎調査の概況
<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa08/2-2.html>.
- Lancee, Bram. & Van de Werfhorst, Herman G, 2012, “Income Inequality and Participation: A Comparison of 24 European Countries,” *Social Science Research*, 41(5): 1166–78.
- Lazarsfeld, Paul F. Berelson, Bernard. & Gaudet, Hazel, 1944, *The People’s Choice: How the Voter Makes up His Mind in a Presidential Campaign*, New York: Columbia University Press.
- Marshall, Thomas H. & Bottomore, Tom, 1992, *Citizenship and Social Class*, London: Concord, Pluto Press.
- McCarty, Nolan. Poole Keith T. & Rosenthal Howard, 2006, *Polarized America: The Dance of Ideology and Unequal Riches*, Cambridge: MIT Press.
- Milbrath, Lester W, 1965, *Political Participation: How and Why Do People Get Involved in Politics*, Chicago: Rand McNally & Company.
- 三宅一郎, 1989, 『投票行動』 東京大学出版会.
- , 2005, 「投票参加の理論と実証——最近の政治学的研究から——」『日本學士院紀要』59(2): 67-86.
- 三宅一郎・木下富雄・間場寿一, 1967, 『異なるレベルの選挙における投票行動の研究』創文社.
- OECD, 2015, *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*, Paris: OECD Publishing.
- 萩野亮吾, 2014, 「誰が民主政治に参加しないのか? ——教育が投票に与える影響」田辺俊介編『民主主義の「危機」国際比較調査からみる市民意識』勁草書房, 63-87.
- 境家史郎, 2013, 「戦後日本人の政治参加—『投票参加の平等性』論を再考する」『年報政治学』2013: 236–255.
- 高坂健次・宮野勝, 1990, 「階層イメージ——イメージ形成過程への数理的アプローチ」原純輔編『現在日本の階層構造② 階層意識の動態』東京大学出版会, 47–70.
- 海野道郎, 2000, 「豊かさの追求から公平社会の希求へ: 階層意識の構造と変容」海野道郎編『日本の階層システム 2 公平感と政治意識』東京大学出版会, 3-36.
- Verba, Sidney. Nie, Norman. & Kim, Jae-On, 1978, *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*, New York: Cambridge University Press.
- 綿貫譲治・三宅一郎・猪口孝・蒲島郁夫, 1986, 『日本人の選挙行動』東京大学出版会.

2009 年政権交代の経験と内的政治的有効性感覚の変化

太田昌志

(ベネッセ教育総合研究所・名古屋市立大学大学院)

本稿は、政権交代の経験で社会階層と内的政治的有効性感覚の関係にどのような変化が起こったのかを検討する。政権交代を経験した 2009 年時点において、内的政治的有効性感覚が高まっていることが指摘されている（金 2016）。分析の結果、このような変化は、2009 年の政権交代時に内的政治的有効性感覚が高まったという層がいることによる。この層への所属には学歴の正の効果と世帯年収の負の効果があり、2009 年においては社会階層による内的政治的有効性感覚の差が一部不明瞭になっている。一方、政権交代を経験した時期においても内的政治的有効性感覚が高いまま、もしくは低いままで安定している層は全体の 4 割程度であり、社会階層などの属性との関連も強くあらわれている。2009 年の歴史的な政権交代は、内的政治的有効性感覚を高めているが、社会階層と内的政治的有効性感覚の関係は大きくは変動しなかった。

1. 目的

社会階層と社会意識の関連を扱う研究は、階層構造の維持や変革の潜在的可能性へ注目してきた。吉川（2008）は、「階層構造が形成要因となり、しかも階層構造を維持・変革する主観のあり方として、階層構造に対してリフレクション作用（因果の再帰性）をもつことが、狭義の階層意識＝主観的社会階層の重要な要件なのである」（吉川 2008, p.79）としている。もっともメジャーな対象は、自己の階層構造上の位置付けの認識である階層帰属意識（クラス・アイデンティフィケーション）だと考えられる。

この観点で扱われる意識は、階層帰属意識だけではない。不公平感や学歴観等のより広い階層構造への意識も扱われる。海野・斎藤（1990）は不公平感や配分原理に対する態度を「階層構造を変更しようという志向」（海野・斎藤 1990, p.100）に結びついているという点から注目している。また、権威や政治に対する態度も、それらを通じた階層構造の維持や変革の潜在的可能性として注目される。松谷（2015）は、高学歴化という社会の変化の一方で、反権威主義かつ政治的認知能力が高い層を「エリート対抗」型政治の担い手としての「政治的自律層」とし、それが縮小傾向にあることを指摘している。

本稿では、政治を通じた社会変革の潜在的可能性へ注目するため、内的政治的有効性感覚に注目する。内的政治的有効性感覚の近年の推移として、2009 年の政権交代選挙によって全体として高まったということと、そのような変化が個人の政治参加や投票行動とどのように関連しているかが報告されている（金 2016）。

本稿では、金（2016）と同様に内的政治的有効性感覚を政治意識のパネルデータから分析し、政権交代の経験で社会階層と内的政治的有効性感覚の関係にどのような変化が起こったのかを検討する。

2. 方法

2.1 使用するデータ

本稿で使用するデータは、「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(JES IV SSJDA 版), 2007-2011」である。このうち、政治的有効性感覚の質問のある、2007年参議院選挙後の wave1, 2009年衆議院選挙後の wave3, 2010年参議院選挙後の wave6 を用いる。

2.2 使用する変数

使用する変数の第一は、内的政治的有効性感覚である。「自分には政府のすることに対して、それを左右する力はない」(以下「政府を左右する力はない」と省略する)と「政治とか政府とかは、あまりに複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できないことがある」(以下「政治は複雑なので理解できない」と省略する)の2項目を使用する。金(2016)においては、5件法の回答を連続変数として用いているが、本稿は「そう思う」「どちらかといえばそう思う」の2項目を合計して「そう思う」、「そう思わない」「どちらかといえばそう思わない」の2項目を合計して「そう思わない」とし、これに「どちらともいえない」を合わせた3カテゴリの変数として扱う。

このほか、属性や社会階層に関する変数として、性別、年齢、学歴、世帯年収、職業を用いる。いずれの変数も、分析の単純化のため、個体について1つの値をとるように加工している。加齢や職業移動等、個体内の属性の変化を含めた検討については、今後の課題としたい。

年齢は、各調査時点でたずねているが、そのうち個体内でもっとも古い回答を用い、2007年(wave1)時点の年齢を推測した。すなわち、2009年(wave3)の年齢回答がもっとも古い場合はそこから2を減じ、2010年(wave6)の年齢回答がもっとも古い場合はそこから3を減じている。

学歴は、各調査時点でたずねているが、そのうち個体内でもっとも古い回答をその個体の学歴とした。「新中学・旧小・旧高小」を9年、「新高校・旧中学」を12年、「高専・短大・専修学校」を14年、「大学・大学院」を16年と選択肢を教育年数におきかえて連続量として分析に用いた。

世帯年収は、各調査時点でたずねているが、そのうち個体内でもっとも古い回答をその個体の世帯年収とした。「わからない」「答えない」は欠損とし、それぞれの選択肢に対応する金額を用いる。4節の分析においては、対数変換を行っている。

職業は、各調査時点でたずねているが、そのうち個体内でもっとも古い回答をその個体の職業とした。「学生」「専業主婦」「その他の無職」を合計して「無職」、「農林漁業」「商工サービス」「自由業」を合計して「自営・自由・家族従業」、「管理職」「専門技術職」を合計して「上層ノンマニュアル」、「事務職」「販売・サービス・労務職」を「下層ノンマニ

ュアル・マニュアル」という4カテゴリとした。「その他の有職者」「分類不能」「わからない」「答えない」は欠損とした。

2.3 使用するケース

使用する3時点の内的政治的有効性感覚の質問に一度でも回答しており、最後の分析で使う属性が欠損していない2,057ケースを用いる。内的政治的有効性感覚の欠損については、3節の基礎分析においては欠損として扱う。従って、それぞれの分析によって用いるケース数が異なる。4節の分析においては、EMアルゴリズムによって欠損を補填し、2,057ケースすべてを用いる。

2.4 モデル

それぞれの個体の3時点における内的政治的有効性感覚の回答を用いて潜在クラス分析を行う。属性、社会階層については共変量として扱い、多項ロジット潜在クラス回帰モデルによる同時推定を行う。分析にはStata LCA Plugin ver1.2 (2015)を使用する。

このような分析モデルを用いることで、意識に関する項目をカテゴリとして取り扱い、その推移を縮約して検討することができる。また、政治的有効性感覚の高さと変化のパターンを同時に分析し、さらにさまざまな属性や社会階層との関連を同時に分析できる。

3. 基礎分析

3.1 内的政治的有効性感覚の推移

本項では、基礎的な集計から、内的政治的有効性感覚が2007年、2009年、2010年の3時点でのどのように推移したかをみていく。表1は、内的政治的有効性感覚の3時点それぞれの単純集計である。

「政府を左右する力はない」については、2007年と2009年を比べると「そう思う」が減り、「どちらとも」「そう思わない」が増えている。さらに2010年にかけて「そう思う」が減り「どちらとも」が増えている。「政治は複雑なので理解できない」については、2007年と2009年を比べると「そう思う」が減り、「そう思わない」が増えている。2010年にかけては「そう思わない」が減り、その分「そう思う」と「どちらとも」が微増している。

表1 内的政治的有効性感覚の単純集計

政府を左右する力はない	2007年			政治は複雑なので理解できない	2007年		
	2007年	2009年	2010年		2007年	2009年	2010年
そう思う	55.69%	48.94%	45.48%	そう思う	63.41%	57.95%	59.22%
どちらとも	14.93%	18.10%	21.66%	どちらとも	16.56%	17.26%	20.09%
そう思わない	29.38%	32.96%	32.86%	そう思わない	20.03%	24.79%	20.69%
合計	1,266	1,326	1,339	合計	1,268	1,327	1,339

次に表 2 は、個体ごとにどのような変化をしたかを示している。3 カテゴリ 3 時点分の 27 パターンすべてを示している。2 項目いずれも、3 時点とも「そう思う」のままのケースがもっとも多く、ついで 3 時点とも「そう思わない」のままのケースがもっとも多い（パターン 1 および 27）。これら 2 パターンを合わせると 4 割程度となる。一方、3 時点とも「どちらとも」のケースは極めて少ない（パターン 14）。

変化をしたケースについて見ると、「政府を左右する力はない」については、2007 年、2009 年とも「そう思う」だったが、2010 年に「どちらとも」「そう思わない」へ移動したケースが相対的に多い（パターン 2 および 3。合わせて 10.77%）。これ以外にも、2007 年と 2009 年を比べて「そう思わない」の方向へ、つまり政権交代経験の時期に政治的有効性感覚が上昇したケースを合計すると 23.37%（パターン 4, 5, 6, 7, 8, 9, 16, 17, 18）である。ただし、その中には「そう思う」→「そう思わない」→「そう思う」というケースが 5.31%あるように、2010 年に再び政治的有効性感覚が下がっているケースも含まれる。

「政治は複雑なので理解できない」の変化したケースについて見ると、2007 年と 2009 年を比べて「そう思わない」の方向へ、つまり政権交代経験の時期に政治的有効性感覚が上昇したケースを合計すると 22.53%（パターン 4, 5, 6, 7, 8, 9, 16, 17, 18）である。

ここまで、単純な集計をもとに 2007 年、2009 年、2010 年の内的政治的有効性感覚の 2 項目の推移を見てきた。3 時点をかけて政治的有効性感覚が変化していないと思われるケースも一定数あるが、2009 年の政権交代を経験した時期に政治的有効性感覚があがったというケースも観察され、また、その後 2010 年に下がったというケースも見られた。

表 2 内的政治的有効性感覚の変化

政府を左右する力はない

パターン	2007年	2009年	2010年	
1	そう思う	そう思う	そう思う	24.58%
2	そう思う	そう思う	どちらとも	5.31%
3	そう思う	そう思う	そう思わない	5.46%
4	そう思う	どちらとも	そう思う	3.34%
5	そう思う	どちらとも	どちらとも	2.43%
6	そう思う	どちらとも	そう思わない	1.82%
7	そう思う	そう思わない	そう思う	5.31%
8	そう思う	そう思わない	どちらとも	1.06%
9	そう思う	そう思わない	そう思わない	4.40%
10	どちらとも	そう思う	そう思う	2.43%
11	どちらとも	そう思う	どちらとも	1.52%
12	どちらとも	そう思う	そう思わない	0.61%
13	どちらとも	どちらとも	そう思う	1.67%
14	どちらとも	どちらとも	どちらとも	0.91%
15	どちらとも	どちらとも	そう思わない	1.37%
16	どちらとも	そう思わない	そう思う	0.91%
17	どちらとも	そう思わない	どちらとも	1.37%
18	どちらとも	そう思わない	そう思わない	2.73%
19	そう思わない	そう思う	そう思う	3.79%
20	そう思わない	そう思う	どちらとも	2.12%
21	そう思わない	そう思う	そう思わない	2.88%
22	そう思わない	どちらとも	そう思う	0.76%
23	そう思わない	どちらとも	どちらとも	1.67%
24	そう思わない	どちらとも	そう思わない	2.43%
25	そう思わない	そう思わない	そう思う	3.49%
26	そう思わない	そう思わない	どちらとも	3.34%
27	そう思わない	そう思わない	そう思わない	12.29%
合計				659

政治は複雑なので理解できない

パターン	2007年	2009年	2010年	
1	そう思う	そう思う	そう思う	35.31%
2	そう思う	そう思う	どちらとも	5.33%
3	そう思う	そう思う	そう思わない	1.98%
4	そう思う	どちらとも	そう思う	4.41%
5	そう思う	どちらとも	どちらとも	3.50%
6	そう思う	どちらとも	そう思わない	1.37%
7	そう思う	そう思わない	そう思う	4.26%
8	そう思う	そう思わない	どちらとも	1.07%
9	そう思う	そう思わない	そう思わない	2.44%
10	どちらとも	そう思う	そう思う	4.72%
11	どちらとも	そう思う	どちらとも	1.37%
12	どちらとも	そう思う	そう思わない	1.07%
13	どちらとも	どちらとも	そう思う	0.76%
14	どちらとも	どちらとも	どちらとも	2.13%
15	どちらとも	どちらとも	そう思わない	0.91%
16	どちらとも	そう思わない	そう思う	1.52%
17	どちらとも	そう思わない	どちらとも	2.13%
18	どちらとも	そう思わない	そう思わない	1.83%
19	そう思わない	そう思う	そう思う	3.50%
20	そう思わない	そう思う	どちらとも	1.07%
21	そう思わない	そう思う	そう思わない	1.67%
22	そう思わない	どちらとも	そう思う	1.22%
23	そう思わない	どちらとも	どちらとも	1.22%
24	そう思わない	どちらとも	そう思わない	1.67%
25	そう思わない	そう思わない	そう思う	2.74%
26	そう思わない	そう思わない	どちらとも	1.67%
27	そう思わない	そう思わない	そう思わない	9.13%
合計				657

3.2 属性別比較

本項では、各時点において属性別の集計を行い、属性による内的政治的有効性感覚の違いをみていく。

表 3 は内的政治的有効性感覚の性別比較を示している。おおむねどの時点においても、またいずれの項目においても、男性より女性の方が「そう思う」が多く、内的政治的有効性感覚が低い傾向にある。ただし、「政府を左右する力はない」については、2007年から2009年にかけて女性の「どちらとも」「そう思わない」が増え、内的政治的有効性感覚が高まったことにより、男性との差が明確なものではなくなっている。なお、表内の p 値は各時点におけるカイ二乗検定による。

表 3 内的政治的有効性感覚の性別比較

政府を左右する力はない	2007年 p=.000		2009年 p=.169		2010年 p=.004	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
そう思う	49.84%	61.48%	46.83%	51.05%	41.58%	49.40%
どちらとも	17.46%	12.42%	17.82%	18.37%	21.61%	21.71%
そう思わない	32.70%	26.10%	35.35%	30.57%	36.81%	28.89%
合計	630	636	662	664	671	668

政治は複雑なので理解できない	2007年 p=.000		2009年 p=.000		2010年 p=.000	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
そう思う	50.55%	76.22%	46.90%	68.92%	50.30%	68.16%
どちらとも	20.06%	13.07%	19.67%	14.86%	20.00%	20.18%
そう思わない	29.38%	10.71%	33.43%	16.22%	29.70%	11.66%
合計	633	635	661	666	670	669

表 4 は内的政治的有効性感覚の年齢別比較を示している。表 4 では、年齢を 40 歳以下、41～55 歳、56～65 歳、66 歳以上と、なるべく均等になるように 4 区分した。おおむねどの時点においても、またいずれの項目においても、年齢による差は曲線的で、40 歳以下と 66 歳以上では「そう思う」が多く、内的政治的有効性感覚が低いという関係にある。

表 4 内的政治的有効性感覚の年齢別比較

政府を左右する力はない	2007年 p=.041				2009年 p=.000				2010年 p=.001			
	40歳以下	41～55歳	56～65歳	66歳以上	40歳以下	41～55歳	56～65歳	66歳以上	40歳以下	41～55歳	56～65歳	66歳以上
そう思う	59.86%	52.41%	51.82%	58.81%	46.91%	44.66%	46.88%	56.27%	49.22%	41.74%	38.48%	52.87%
どちらとも	17.56%	14.76%	16.17%	11.93%	25.10%	20.51%	15.91%	13.33%	23.05%	23.53%	21.52%	18.43%
そう思わない	22.58%	32.83%	32.01%	29.26%	27.98%	34.83%	37.22%	30.40%	27.73%	34.73%	40.00%	28.70%
合計	279	332	303	352	243	356	352	375	321	357	330	331

政治は複雑なので理解でき	2007年 p=.055				2009年 p=.008				2010年 p=.010			
	40歳以下	41～55歳	56～65歳	66歳以上	40歳以下	41～55歳	56～65歳	66歳以上	40歳以下	41～55歳	56～65歳	66歳以上
そう思う	64.16%	59.46%	59.80%	69.71%	59.26%	52.91%	54.86%	64.88%	63.86%	58.77%	51.38%	62.95%
どちらとも	17.56%	18.92%	16.01%	14.00%	20.58%	18.28%	17.14%	14.21%	19.31%	21.17%	24.46%	15.36%
そう思わない	18.28%	21.62%	24.18%	16.29%	20.16%	28.81%	28.00%	20.91%	16.82%	20.06%	24.16%	21.69%
合計	279	333	306	350	243	361	350	373	321	359	327	332

表 5 は内的政治的有効性感覚の学歴別比較を示している。おおむねどの時点においても、またいずれの項目においても、学歴による差は直線的で、学歴が高いほど「そう思う」が少なく、「そう思わない」が多く、内的政治的有効性感覚が高いという関係にある。

表 5 内的政治的有効性感覚の学歴別比較

政府を左右する力はない	2007年 p=.000				2009年 p=.000				2010年 p=.000			
	新中学・旧小・旧高小	新高校・旧中学	高専・短大・専修学校	大学・大学院	新中学・旧小・旧高小	新高校・旧中学	高専・短大・専修学校	大学・大学院	新中学・旧小・旧高小	新高校・旧中学	高専・短大・専修学校	大学・大学院
そう思う	65.97%	59.11%	54.73%	40.80%	60.10%	51.35%	45.88%	38.01%	61.24%	46.18%	47.06%	32.75%
どちらとも	16.23%	13.40%	16.05%	16.40%	13.94%	16.55%	23.14%	19.93%	15.17%	20.93%	23.16%	25.78%
そう思わない	17.80%	27.49%	29.22%	42.80%	25.96%	32.09%	30.98%	42.07%	23.60%	32.89%	29.78%	41.46%
合計	191	582	243	250	208	592	255	271	178	602	272	287

政治は複雑なので理解できない	2007年 p=.000				2009年 p=.000				2010年 p=.000			
	新中学・旧小・旧高小	新高校・旧中学	高専・短大・専修学校	大学・大学院	新中学・旧小・旧高小	新高校・旧中学	高専・短大・専修学校	大学・大学院	新中学・旧小・旧高小	新高校・旧中学	高専・短大・専修学校	大学・大学院
そう思う	76.68%	66.55%	65.16%	44.22%	75.60%	61.42%	58.43%	36.40%	74.44%	61.27%	63.10%	41.87%
どちらとも	12.95%	15.86%	19.26%	18.33%	11.48%	17.94%	16.86%	20.59%	11.67%	19.20%	22.14%	25.26%
そう思わない	10.36%	17.59%	15.57%	37.45%	12.92%	20.64%	24.71%	43.01%	13.89%	19.53%	14.76%	32.87%
合計	193	580	244	251	209	591	255	272	180	599	271	289

表 6 は内的政治的有効性感覚の世帯年収別比較を示している。表 6 では世帯年収を 300 万円未満、300～500 万円未満、500～800 万円未満、800 万円以上に 4 区分している。おおむねどの時点においても、またいずれの項目においても、世帯年収による差は直線的であり、世帯年収が高いほど「そう思う」が少なく、「そう思わない」が多く、内的政治的有効性感覚が高いという関係にある。ただし、「政府を左右する力はない」については、2007 年から 2009 年にかけて収入が少ない層の「どちらとも」「そう思わない」が増え、内的政治的有効性感覚が高まったことにより、収入が多い層との差が明確なものではなくなっている。

表 6 内的政治的有効性感覚の世帯年収別比較

政府を左右する力はない	2007年 p=.004				2009年 p=.298				2010年 p=.003			
	300万円未満	300～500万円未満	500～800万円未満	800万円以上	300万円未満	300～500万円未満	500～800万円未満	800万円以上	300万円未満	300～500万円未満	500～800万円未満	800万円以上
そう思う	61.61%	56.55%	56.10%	45.68%	53.15%	49.21%	44.69%	47.89%	54.24%	43.63%	42.34%	41.42%
どちらとも	13.39%	13.65%	17.38%	15.64%	17.81%	16.05%	20.94%	18.01%	19.70%	20.10%	26.13%	20.90%
そう思わない	25.00%	29.81%	26.52%	38.68%	29.04%	34.74%	34.38%	34.10%	26.06%	36.27%	31.53%	37.69%
合計	336	359	328	243	365	380	320	261	330	408	333	268

政治は複雑なので理解できない	2007年 p=.000				2009年 p=.000				2010年 p=.017			
	300万円未満	300～500万円未満	500～800万円未満	800万円以上	300万円未満	300～500万円未満	500～800万円未満	800万円以上	300万円未満	300～500万円未満	500～800万円未満	800万円以上
そう思う	73.59%	65.92%	56.06%	55.56%	68.85%	61.64%	51.09%	45.80%	67.37%	58.62%	55.86%	54.14%
どちらとも	15.13%	14.80%	20.61%	15.64%	12.30%	17.72%	21.18%	18.70%	16.77%	19.95%	23.12%	20.68%
そう思わない	11.28%	19.27%	23.33%	28.81%	18.85%	20.63%	27.73%	35.50%	15.87%	21.43%	21.02%	25.19%
合計	337	358	330	243	366	378	321	262	334	406	333	266

表 7 は内的政治的有効性感覚の職業別比較を示している。「政府を左右する力はない」については、いずれの時点においても 5%水準で有意ではない。「政治は複雑なので理解できない」は、無職において「そう思う」が多く内的政治的有効性感覚が低い、自営・自由・家族従業、上層ノンマニュアルで「そう思わない」が多く、内的政治的有効性感覚が高い。ただし、上層ノンマニュアルについてはケース数が少なく、はっきりとした傾向とは言いがたい。

表 7 内的政治的有効性感覚の職業別比較

	2007年 p=.062				2009年 p=.389				2010年 p=.394			
	無職	自営・自由・家族従業	上層ノンマニユアル	下層NM・マニユアル	無職	自営・自由・家族従業	上層ノンマニユアル	下層NM・マニユアル	無職	自営・自由・家族従業	上層ノンマニユアル	下層NM・マニユアル
政府を左右する力はない												
そう思う	56.06%	57.14%	32.43%	56.41%	52.14%	48.18%	36.84%	46.64%	46.79%	47.47%	37.78%	44.17%
どちらとも	15.51%	11.82%	16.22%	15.49%	17.26%	17.73%	26.32%	18.58%	22.64%	21.21%	15.56%	21.38%
そう思わない	28.43%	31.03%	51.35%	28.11%	30.60%	34.09%	36.84%	34.78%	30.57%	31.31%	46.67%	34.45%
合計	503	203	37	523	562	220	38	506	530	198	45	566

	2007年 p=.000				2009年 p=.003				2010年 p=.021			
	無職	自営・自由・家族従業	上層ノンマニユアル	下層NM・マニユアル	無職	自営・自由・家族従業	上層ノンマニユアル	下層NM・マニユアル	無職	自営・自由・家族従業	上層ノンマニユアル	下層NM・マニユアル
政治は複雑なので理解できない												
そう思う	70.24%	59.11%	40.54%	60.11%	64.04%	54.09%	50.00%	53.53%	61.16%	48.73%	51.11%	61.70%
どちらとも	12.90%	17.24%	21.62%	19.47%	16.10%	18.18%	10.53%	18.63%	20.08%	24.37%	17.78%	18.79%
そう思わない	16.87%	23.65%	37.84%	20.42%	19.86%	27.73%	39.47%	27.84%	18.76%	26.90%	31.11%	19.50%
合計	504	203	37	524	559	220	38	510	533	197	45	564

ここまで、内的政治的有効性感覚の属性別の比較を行ってきた。おおむねどの時点においても、男性ほど、年齢が40～50代であるほど、学歴が高いほど、収入が多いほど、内的政治的有効性感覚が高いという傾向があった。ただし、2009年の「政府を左右する力はない」において、女性や世帯収入が少ない層の「どちらともいえない」「そう思わない」が増え、性別、世帯年収間の差が不明瞭になることがみてとれた。一方、年齢、学歴の差ほどの時点、いずれの項目においても比較的安定していた。職業間の差は、「政府を左右する力はない」についてはいずれの時点も不明瞭で、「政治は複雑なので理解できない」についてはいずれの時点も無職において内的政治的有効性感覚が低く、自営・自由・家族従業において高いという関係であった。

4. 潜在クラス分析

4.1 内的政治的有効性感覚の変化パターン

内的政治的有効性感覚の変化は、個人の社会的属性によってどのように異なるのだろうか。本項は潜在クラス分析によって内的政治的有効性感覚の変化のパターンを縮約して示し、次項は属性や社会階層との関連を分析する。

2クラスモデルから8クラスモデルまでを検討した結果（表8）、6クラスモデルを採用した。BICやABICからはより少ないクラス数のモデルが採択されるが、時点間の変化についての情報がある程度表現されていると解釈できるまでクラス数を増やし、採用するモデルを決定した。

表8 潜在クラス分析のモデル適合度

クラス数	G2	d.f	AIC	BIC	ABIC	Entropy
2	960.2	703	1010.2	1150.9	1071.5	.609
3	835.3	690	911.3	1125.2	1004.4	.521
4	738.5	677	840.5	1127.5	965.5	.484
5	680.0	664	808.0	1168.2	964.9	.505
6	629.1	651	783.1	1216.5	971.8	.501
7	589.1	638	769.1	1275.7	989.7	.524
8	578.3	625	784.3	1394.7	1067.4	.533

表9は、6クラスモデルにおける各潜在クラスの構成割合と条件付き応答確率を示している。なお、Model1は内的政治的有効性感覚の3時点の回答を用いた潜在クラス分析の結果であり、Model2とModel3は属性の項目を共変量として同時推定を行ったモデルである。Model2は2節で述べた属性を入れたモデルであり、Model3は、Model2に年齢と学歴の交互作用項を加えたモデルである。共変量を用いて同時推定したことにより、クラス構成割合や条件付き応答確率に違いが生じている点に注意が必要である。なお、共変量と同時推定を行うことでクラスの順序にも違いが生じるが、表9においてはModel2とModel3のクラスの順序を並び替えて示している。

表9 内的政治的有効性感覚の変化の各潜在クラスの構成割合と条件付き応答確率

	Class1 有効性中低			Class2 左右アップ			Class3 2010年にダウン		
	Model1	Model2	Model3	Model1	Model2	Model3	Model1	Model2	Model3
クラス構成割合	.225	.179	.179	.134	.205	.204	.122	.112	.115
条件付き応答確率									
政府を左右する力はない									
2007年									
そう思う	.595	.580	.568	.500	.568	.570	.622	.569	.585
どちらとも	.337	.322	.333	.015	.047	.043	.094	.162	.161
そう思わない	.068	.097	.099	.485	.385	.387	.284	.269	.254
2009年									
そう思う	.588	.571	.563	.160	.178	.168	.457	.577	.603
どちらとも	.286	.316	.328	.224	.222	.220	.105	.094	.087
そう思わない	.126	.112	.108	.616	.600	.612	.438	.329	.310
2010年									
そう思う	.465	.391	.370	.063	.269	.286	.923	.925	.920
どちらとも	.374	.457	.462	.187	.167	.163	.067	.070	.076
そう思わない	.162	.152	.168	.750	.565	.551	.010	.005	.004
政治は複雑なので理解できない									
2007年									
そう思う	.724	.674	.690	.962	.961	.960	.523	.343	.332
どちらとも	.210	.274	.257	.001	.004	.003	.217	.322	.345
そう思わない	.066	.053	.053	.037	.036	.037	.260	.335	.323
2009年									
そう思う	.694	.627	.646	.719	.698	.688	.353	.427	.424
どちらとも	.302	.364	.349	.178	.184	.184	.207	.182	.205
そう思わない	.004	.010	.005	.103	.118	.128	.440	.390	.371
2010年									
そう思う	.552	.422	.431	.706	.748	.756	.804	.808	.784
どちらとも	.398	.500	.489	.198	.191	.189	.193	.189	.211
そう思わない	.051	.077	.080	.096	.061	.056	.003	.003	.005

	Class4 有効性高			Class5 有効性中高			Class6 有効性低		
	Model1	Model2	Model3	Model1	Model2	Model3	Model1	Model2	Model3
クラス構成割合	.153	.103	.105	.115	.145	.144	.251	.255	.254
条件付き応答確率									
政府を左右する力はない									
2007年									
そう思う	.178	.220	.219	.195	.173	.173	.921	.894	.897
どちらとも	.117	.007	.013	.349	.341	.342	.013	.055	.051
そう思わない	.705	.773	.769	.456	.486	.485	.067	.051	.052
2009年									
そう思う	.280	.354	.348	.156	.139	.140	.890	.909	.911
どちらとも	.068	.047	.048	.386	.292	.294	.078	.088	.085
そう思わない	.652	.600	.604	.458	.569	.566	.032	.004	.004
2010年									
そう思う	.155	.165	.166	.037	.056	.055	.821	.804	.804
どちらとも	.073	.041	.041	.577	.418	.422	.090	.111	.109
そう思わない	.773	.795	.793	.386	.526	.522	.088	.086	.088
政治は複雑なので理解できない									
2007年									
そう思う	.213	.237	.239	.114	.128	.125	.943	.962	.965
どちらとも	.110	.106	.107	.557	.392	.397	.042	.037	.034
そう思わない	.678	.656	.654	.328	.479	.478	.015	.001	.001
2009年									
そう思う	.212	.284	.283	.068	.027	.026	.997	.995	.996
どちらとも	.101	.064	.065	.344	.286	.288	.002	.004	.003
そう思わない	.687	.651	.652	.588	.687	.685	.001	.001	.001
2010年									
そう思う	.137	.123	.129	.127	.125	.123	.987	.991	.991
どちらとも	.062	.001	.001	.444	.348	.352	.002	.001	.001
そう思わない	.801	.876	.870	.429	.527	.526	.011	.008	.008

以下、表9をもとに、各クラスについて解釈を示す。

Class6は3時点とも有効性感覚が低い(2項目いずれも「そう思う」の確率が高い)状態で安定している層、Class4は反対に3時点とも有効性感覚が高い(2項目いずれも「そう思わない」の確率が高い)状態で安定している層である。この2クラスを合わせて4割程度である。

Class1とClass5は有効性感覚が中程度周辺で、Class1は2項目いずれも「どちらとも」または「そう思う」の有効性感覚中～低程度、Class5は2項目いずれも「どちらとも」または「そう思わない」の有効性感覚中～高程度のクラスである。Class4や6ほどではないが、これらも比較的安定して推移しているクラスとみられる。クラス内には個体として変化したケースも含まれていると思われるが、はっきりと変化が表現されているクラスではない。

一方、Class2とClass3はそれぞれ異なる変化が表現されたクラスである。

Class2は、「政治は複雑なので理解できない」については比較的安定して「そう思う」のままであり、一部に「そう思う」から「どちらとも」への変化が見られる。一方「政府を左右する力はない」については、2007年では「そう思う」だったのが2009年、2010年で「そう思わない」に推移している。政権交代の経験によって政治を左右することへ向けてエンパワメントされたクラスである(ただし2007年時点ですでに「そう思わない」であったケースも含まれている)。政権交代の経験による政治的有効性感覚の上昇をもっとも支えているクラスと考えられる。

Class3は2007年と2009年はあまり傾向がはっきりしないが、2010年に2項目いずれも「そう思う」すなわち内的政治的有効性感覚が低い方向へ推移したクラスである。

4.2 内的政治的有効性感覚の変化と属性

次に、属性との関連をみていく。表10は潜在クラスへの所属確率が属性によってどのように異なるかを示した多項ロジット潜在クラス回帰モデルの結果である。Model2は先述の属性項目を入れたモデルで、Model3はさらに年齢と学歴の交互作用項を追加したモデルである。基準カテゴリは内的政治的有効性感覚が低いままで安定して推移していたClass6である。

表 10 内的政治的有効性感覚の変化の多項ロジット潜在クラス回帰モデル

基準：Class6	Class1 有効性中低				Class2 左右アップ				Class3 2010年にダウン			
	Model2		Model3		Model2		Model3		Model2		Model3	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
定数	-1.12	(0.63)	-1.20	(0.65)	-2.18	(0.61) **	-2.15	(0.61) **	-3.62	(0.76) **	-3.07	(0.75) **
女性ダミー	-0.54	(0.14) **	-0.52	(0.14) **	-0.05	(0.13)	-0.05	(0.13)	-0.94	(0.17) **	-0.98	(0.17) **
年齢 (10歳)	-0.05	(0.05)	-0.05	(0.05)	0.05	(0.05)	0.05	(0.05)	0.17	(0.06) **	0.14	(0.06) *
年齢 ² 乗	-0.08	(0.02) **	-0.08	(0.03) **	-0.11	(0.02) **	-0.10	(0.03) **	-0.10	(0.03) **	-0.08	(0.03) *
教育年数	0.14	(0.03) **	0.15	(0.03) **	0.19	(0.03) **	0.18	(0.03) **	0.18	(0.04) **	0.15	(0.04) **
年齢×教育年数			-0.02	(0.02)			0.02	(0.02)			0.05	(0.03) *
世帯年収 (対数)	-0.06	(0.12)	-0.08	(0.12)	-0.22	(0.11) *	-0.22	(0.11) *	0.18	(0.14)	0.18	(0.14)
職業 (基準：無職)												
自営・自由・家族従業	0.30	(0.20)	0.28	(0.20)	0.11	(0.20)	0.12	(0.20)	0.40	(0.24)	0.42	(0.24)
上層ノンマニュアル	-0.21	(0.46)	-0.16	(0.46)	0.34	(0.42)	0.36	(0.42)	0.72	(0.45)	0.67	(0.45)
下層NM・マニュアル	-0.37	(0.17) *	-0.38	(0.17) *	0.05	(0.16)	0.06	(0.16)	0.20	(0.21)	0.18	(0.21)

	Class4 有効性高				Class5 有効性中高			
	Model2		Model3		Model2		Model3	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
定数	-5.94	(0.73) **	-6.00	(0.80) **	-4.77	0.69 **	-4.59	0.71 **
女性ダミー	-1.27	(0.17) **	-1.28	(0.17) **	-1.41	0.15 **	-1.40	0.15 **
年齢 (10歳)	0.31	(0.06) **	0.32	(0.06) **	0.03	0.06	0.02	0.06
年齢 ² 乗	-0.11	(0.03) **	-0.10	(0.03) **	-0.19	0.03 **	-0.19	0.03 **
教育年数	0.27	(0.04) **	0.27	(0.04) **	0.38	0.04 **	0.37	0.04 **
年齢×教育年数			0.00	(0.03)			0.02	0.02
世帯年収 (対数)	0.49	(0.14) **	0.48	(0.14) **	0.30	0.13 *	0.29	0.13 *
職業 (基準：無職)								
自営・自由・家族従業	0.29	(0.22)	0.28	(0.22)	-0.27	0.22	-0.27	0.22
上層ノンマニュアル	0.64	(0.41)	0.64	(0.41)	-0.56	0.44	-0.58	0.44
下層NM・マニュアル	-0.20	(0.21)	-0.20	(0.21)	-0.30	0.18	-0.31	0.18

** p<0.01 *p<0.05

顕著に属性の効果があるクラスは、性別、年齢、教育年数、世帯年収において、Class4である。また、Class5も、年齢の線形効果を除いて属性の効果が同程度に出ている。これらのクラスは、変化が観察されたクラスではなく、3時点ともに内的政治的有効性感覚が高いクラスである。男性ほど、年齢が一定まで高いほど、学歴が高いほど、世帯年収が多いほど内的政治的有効性感覚が高い、という関係が多項ロジット潜在クラス回帰モデルによっても確認された。社会階層等の属性は、政権交代にともなって内的政治的有効性感覚が変化したかどうかよりも、水準としての高低と強く関連しているとみられる。

続いて、変化を表現しているクラスに対する効果を見る。2009年に「政府を左右する力はない」について内的政治的有効性感覚が高まったClass2を見ると、年齢の二乗項が負の効果、教育年数が正の効果、世帯年収が負の効果である。3節において、「政府を左右する力はない」の性別、世帯年収間の差が2009年に不明瞭になることが示されたが、このような変化をもたらしているクラスと考えられる。性別による所属確率の差はみられず、世帯年収が多いほど所属確率が低い。一方、学歴による差や年齢の二乗効果はこのクラスにおいても維持されており、学歴が高いほど、年齢が中年期であるほど2009年に「政府を左右する力はない」について内的政治的有効性感覚が高まる層にあったという結果である。

最後に、2010年にいずれの項目も「そう思う」へと推移する Class3 であるが、性別、年齢、学歴の効果が、男性ほど、年齢が一定まで高いほど、学歴が高いほど、世帯年収が多いほど Class6 と比べてこのクラスに所属しやすい。いずれの係数も Class4 や 5 の係数より小さく、内的政治的有効性感覚が低いまま推移する Class6 と内的政治的有効性感覚が高いまま推移する Class4,5 の中間に位置すると考えられる。

5. まとめ

政権交代による全体の内的政治的有効性感覚の上昇は、カテゴリとして見ると、「そう思う」の減少と「どちらとも」「そう思わない」の増加であった。

このような変化は、2009年の政権交代時に内的政治的有効性感覚が上昇したという層のもので、学歴が高いほどこの層に所属しやすいが、一方で世帯年収が低いほどこの層に所属しやすい。このような変化の影響もあり、2009年時点においては、社会階層による内的政治的有効性感覚の差が一部不明瞭になっていた。

政権交代直後における内的有効性感覚の高まりは、政権交代に対する「期待」(飯田 2009)を背景に、実際に政権交代を実現したことによるものと考えられる。内的政治的有効性感覚の一部をなす政治的理解度に関して、吉川 (2015) は学歴との関連があり、その効果は主に学校教育による直接的な教育効果によるものとしているが、本稿の分析からは吉川 (2015) が指摘したような水準に対する効果だけでなく、「政府を左右する力はない」の短期的な変化とも学歴が関連していることがわかった。このような学歴との関連が学歴のどのような側面による効果であるかは、今後の課題である。

また、2010年には、中間的な層において内的政治的有効性感覚が低くなるという変化が生じており、政権交代の経験の1年後の変化が観察された。2009年において内的政治的有効性感覚を高めたのとは異なる層としてこの変化が観察されたことから、2009年における「期待」(飯田 2009) が2010年に早くも「失望」(飯田 2009) に至ったとは考えにくい。政権交代の経験の1年後に生じたこのような変化がなにを表しているかについては、個人の政治参加や投票行動とどのように関連しているかを含めたより詳細な検討が必要である。

一方で、全体の4割程度は安定して政治的有効性感覚が高いまま、もしくは低いままで安定している層であった。社会階層などの属性による効果も、政権交代による変化よりも、このような水準としての高さの違いに強くあらわれている。2009年の歴史的な政権交代は、内的政治的有効性感覚を高めているが、それでもなお、社会階層による内的政治的有効性感覚の差は安定して維持されており、社会階層が高いほど内的政治的有効性感覚が高いという関係は大きくは変動しなかったといえる。

[謝辞]

[二次分析] にあたり、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SSJ データアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JESIV SSJDA 版), 2007-2011」(JESIV研究会: 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕) の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- 飯田健, 2009, 「『失望』と『期待』が生む政権交代——有権者の感情と投票行動」田中愛治・河野勝・日野愛郎・飯田健・読売新聞世論調査部『2009年、なぜ政権交代だったのか——読売・早稲田の共同調査で読み解く日本政治の転換』勁草書房, 131-152.
- 吉川徹, 2008, 「階級・階層意識の計量社会学」直井優・藤田英典編, 『講座社会学 13 階層』東京大学出版会, 77-108.
- , 2015, 「階層意識の学歴差を考える」数土直紀編, 『社会意識からみた日本——階層意識の新次元』有斐閣, 229-255.
- 金兌希, 2016, 「選挙と政治的有効性感覚」小林良彰『代議制民主主義の計量分析』木鐸社, 95-133.
- LCA Stata Plugin Version 1.2 [Software], 2015, University Park: The Methodology Center, Penn State. Retrieved February 27, 2017 (<https://methodology.psu.edu/downloads/lcastata>).
- 松谷満, 2015, 「どうして『社会は変えられない』のか——政治意識と社会階層」数土直紀編, 『社会意識からみた日本——階層意識の新次元』有斐閣, 144-166.
- 海野道郎・斎藤友里子, 1990, 「公平感と満足感——社会評価の構造と社会的地位」原純輔編, 『現代日本の階層構造 2 階層意識の動態』東京大学出版会, 97-123.

政党支持と無党派層を再考する

——政党支持強度・政策争点・政権交代とともに考える——

田中智和

(関西大学)

無党派層、政党支持について、partisan(支持政党のある者)、leaner(支持政党は無いが、「好ましい政党」を挙げている者)、independent(「好ましい政党」もない完全無党派)に、さらに partisan については支持強度の強い者(「強い支持者」)、弱い者(「弱い支持者」)に分類し、この四者で政治判断がどうなるかを分析する。具体的には、自民党から民主党への政権交代が実現した 2009 年衆院選調査(選挙前調査である第 2 波調査、選挙後調査である第 3 波調査)のデータを使用する。まず、自民党、民主党両党の「強い支持者」、「弱い支持者」、leaner、independent の間で、社会的属性や政策争点に対する態度、政党・党首に対する感情温度がどう異なるかを分析し、特に、これまでの研究で「支持なし」に含まれることが多かった leaner と、「支持あり」に含まれることが多かった「弱い支持者」が多くいる点において、共通の特徴を持っていることを本稿で明らかにする。そして、今回の分析対象とした 2009 年衆院選は、日本で二大政党制が機能した政権選択選挙である。四分類の政党支持強度を用い、アメリカのミシガンモデルを参考にした日本型政党支持強度モデルについて、政党・党首に対する感情温度、政策争点に対する態度から、有意性、妥当性を考察する。

1. 研究の背景

1.1 無党派層と政党支持

無党派層は特に「動かぬひとかたまりの集団」ではなく絶えず変化している。無党派層だった人が政党支持になることも、ある政党を支持していた人が無党派層に変わることもある。これまでの研究で、例えば JES II(蒲島 1998:134)の場合(N=589)、25.8%が同一政党支持者、24.1%が支持政党変更者、47.7%が一時的無党派、完全無党派は 2.4%で有権者の 7 割以上が不安定な支持者である。あるいは、メディア系の調査である朝日新聞や読売新聞・日本リサーチセンターなどが行った「2007 年選挙に関する意識調査」(峰久 2007:2)の場合(N=1,124)でも、常に特定の政党を支持している人は有権者の 2 割(20.4%)で、「常に無党派」(48.3%)、「政党を支持することがあったりなかったりする」(25.8%)を合算すると 7 割になる。これらのことからわかったのは、有権者の多くが無党派層または無党派層的気質をもった人で、政党支持する気持ちがどんどん弱くなっていると考えられる。いわゆる無党派層が急増したのは、1994 年に自民党と社会党(現在の社民党)、さきがけが連立して村山政権ができたのがきっかけで国づくりの基本に関する考え方が決定的に異なり、長年対立してきた両党が手をつないだ訳で、有権者は戸惑い、多くの人々が「政党離れ」が生じ、1995 年の「青島・ノック現象」につながっていくことになり、その後、無党派層がより注目さ

れるようになった。

また、政党支持に関して、有権者のうち、常に支持する「コア」¹⁾な自民党支持者が 20%、「コア」な民主党支持者が 10%、組織政党である公明党、共産党についてもそれぞれ「コア」な公明党支持者が 5%、「コア」な共産党支持者が 3%、これに対して、残りのおおよそ 6~7 割程度が政党支持なし(無党派層)、無党派層的体質をもった人ではないだろうか。また、この 2009 年の「コア」な自民党支持者の懲罰投票が、民主党への政権交代の一因に、逆に 2012 年の総選挙では「コア」な民主党支持者の懲罰投票が、自民党の政権復帰の一因になったと考えている²⁾。そして今回の分析対象としている 2009 年の衆院選時は、自民党、民主党という日本政治ではまれな二大政党的状況が生まれ、これに無党派層が加わる三極構造となった。

1.2 JESIV調査時の政党支持等の推移

JESIV調査時(2007~2011年)の政党支持率の推移を表1で表している。自民党の支持率が高く推移しているが、政権交代以降は、民主党がやや高くなっている。「支持政党なし」は30%前後を推移している。

表1 政党支持率の推移

	wave1 (2007.9) (N=1,673)	wave2 (2009.8) (N=1,858)	wave4(新規) (2010.1) (N=440)	wave4(継続) (2010.1) (N=1,400)	wave5 (2010.7) (N=1,767)	wave7 (2011.11) (N=1,658)
自民	37.2	40.0	22.3	30.2	26.2	25.0
民主	16.4	19.9	28.4	26.0	28.2	22.2
公明	3.4	3.0	2.3	2.9	3.9	3.1
社民	2.6	2.2	1.8	3.0	2.3	1.9
共産	2.7	3.1	5	3.1	3.0	2.2
支持政党なし	35.3	30.0	37.0	33.0	31.5	38.9

(単位は%)

表2 熱心な政党支持の割合

	wave1 (2007.9) (N=1,049)	wave2 (2009.8) (N=1,275)	wave4(新規) (2010.1) (N=272)	wave4(継続) (2010.1) (N=928)	wave5 (2010.7) (N=1,188)	wave7 (2011.11) (N=990)
自民	18.3	19.2	13.3	24.6	22.2	20.5
民主	13.5	18.4	8.8	18.7	10.6	11.1
公明	52.6	43.6	30.0	47.5	49.3	42.3
社民	27.9	22.0	12.5	14.3	5.0	16.1
共産	17.8	17.5	9.1	23.3	9.1	10.8

(単位は%)

次に、表2は、熱心な政党支持³⁾の割合の推移である。公明党の割合の高さが目立つ⁴⁾。そして、表3は、各波の調査でふだんの支持政党を問い、「支持政党なし」と答えた人のうち、「あえていえば、どの政党を最も好ましいと思っているか」について答えた割合である。特に政権交代前後の民主党の支持が高いことがわかる。また、「支持政党なし」でさらに「そのような政党はない」と答えた割合が平均すると30%ほどしめることがわかった。

表3 「支持政党なし」であえていえば の割合

	wave1 (2007.9) (N=624)	wave2 (2009.8) (N=557)	wave4(新規) (2010.1) (N=163)	wave4(継続) (2010.1) (N=462)	wave5 (2010.7) (N=556)	wave7 (2011.11) (N=645)
自民	19.6	18.5	16.6	20.1	14.3	20.2
民主	29.3	35.0	33.7	44.2	32.0	18.4
公明	2.1	1.5	0.6	1.1	1.4	0.6
社民	2.6	3.9	3.7	2.8	2.8	3.3
共産	3.5	2.6	2.5	5.4	3.4	3.4
そのような政党はない	34.3	26.2	39.3	21.9	25.7	34.7

(単位は%)

2. 問題意識

2.1 政党支持強度の分類

政党支持と無党派層については、様々な分類がされているが、このような無党派層と政党支持の現状をふまえ、本稿では、まず、無党派層、政党支持について、partisan(支持政党のある者)、leaner(「リーナー」、支持政党は無いが、「好ましい政党」を挙げている者)、independent(「インディペンデント」、好ましい政党もない完全無党派)に、さらに partisan については支持強度の強い者(「強い支持者」)、弱い者(「弱い支持者」)に分類し、まずは、投票行動、社会的属性、政策争点あるいは感情温度について考察していきたい。

2.2 これまでの研究

日本における政党支持強度に関する研究は三宅・木下・間場(1967)や三宅(1983a, 1983b, 1989, 1990, 1996, 1998 など)に代表されるように様々な研究がされている。

しかしながら、「リーナー」を含めた分類で分析した研究は、あまりなされていない。井田(2011)では、投票政党との一致度(歩留まり率)に関して、「リーナー」は「弱い支持者」よりも低い水準にあり、投票行動の次元では、「リーナー」は「弱い支持者」と「インディペンデント」との中間に位置する層であるが、政治的態度のレベルでは弱い支持者で類似しているとしている。

三宅(1989, 1996)はミンガンモデルについて、1.有権者のほとんどが政党帰属をもつ(偏在性)、2.政党帰属意識は家庭内の社会化によって形成される(世代間継続性)、3.有権者のほとんどが、ほぼ一生通じてその政党に帰属意識をもち続ける(安定性)、4.アメリカの場合、

政党帰属意識は共和党と民主党を両極に、無党派層を真ん中にする一元性に表現される(一次元性), 5.政党帰属意識が強いほど, その政党への投票の可能性が高くなる(規定性), 6. 争点や候補者によって政党帰属意識と投票政党の不一致が生じる場合があるが一時的である(逸脱投票), と特徴をまとめている。

Keith et al(1977,1992)では, 二大政党制が続くアメリカにおいて, 無党派層の拡大といっても, それは政党色を帯びた無党派の増加に過ぎないという議論がある。つまりミシガンモデルにおける質問の場合, 政党支持の質問で”independent”と答えながらも, その関連質問では政党名をあげる”leaner”と呼ばれる人びとが増えたことを意味している。

社会的態度としての政党帰属意識論について Campbell et.al(1960)がある。また, Abramson(1983)は, 政党帰属意識の機能として, (1)政治的意見の形成機能, (2)投票行動の直接的規定要因としての機能, (3)政治的関心・関与を認める機能, (4)選挙の安定性, 政党システムの安定性に寄与すると指摘している。

田中愛治(1990, 1992a, 1992b, 1994, 1997; Tanaka and Weisberg2004)は, ワイズバーグによる政党帰属意識の多次元性論(Weisberg 1980)を日本に応用して政党支持なし意識の強さをはかることによって「積極的無党派層」を析出し, その一環として「政党支持なし」層に対する感情温度を計測し, 各党に対する温度と共に主成分分析を行った場合に「無党派層の軸」を析出されることを示している。

3. 政党支持と無党派層の再考

3.1 変数

使用する変数は第2波, 第3波のデータを使用する。鍵になる変数は, 第2波 Q10(政党支持を問う), Q10SQ1(Q10 で政党支持回答者に対して, 「熱心な支持者」か「あまり熱心でない支持者」を問う), Q10SQ2(Q10 で「支持政党なし」回答者に対して, 「好ましい政党」か「そのような政党はない」)について, Q10 は, 1. 「自民党」, 2. 「民主党」, 3. 「支持政党なし」に, Q10SQ1 は, 1. 「熱心な支持者→強い支持者」, 2. 「あまり熱心でない支持者→弱い支持者」に, Q10SQ2 は, 1. 「自民党」, 2. 「民主党」, 3. 「そのような政党はない」と値の再割り当てを行い, さらに下記の表4のように割り当てを行った。

そして, それぞれ値の再割り当てを行い, 自民党政党支持強度については 1, 2, 3, 7 をそれぞれ, 1. 「自民党強」, 2. 「自民党弱」, 3. 「自民党リーナー」, 4. 「インディペンデント」, 民主党政党支持強度については 4, 5, 6, 7 をそれぞれ, 1. 「民主党強」, 2. 「民主党弱」, 3. 「民主党リーナー」, 4. 「インディペンデント」として分析を行う。

その他, 使用する変数として, 政策争点の変数として, 第2波 Q19 から Q27 の各 SQ1(財政再建と景気政策, 集団的自衛権, 福祉と負担, 地球温暖化への対策, 国と地方の関係,

憲法改正, 公的年金制度, 北朝鮮への経済支援, 自由競争と格差), 第2波 Q8 の政党・党首の感情温度, 第2波 Q33 の麻生内閣支持, 第3波 Q1SQ2 の小選挙区投票政党, 第3

波 Q1SQ7 の比例代表区投票政党，フェースシート項目として，F1 性別，F2 年齢，F4 教育程度，F5 職業(本人)，F8 世帯年収を用いる。

表 4 政党支持強度の値の再割り当て

Q10	Q10SQ1	Q10SQ2	
1	1		1(自民党強)
1	2		2(自民党弱)
3		1	3(自民党リーナー)
2	1		4(民主党強)
2	2		5(民主党弱)
3		2	6(民主党リーナー)
3		3	7(インディペンデント)

3.2 政党支持強度と 2009 衆院選の投票行動

政党支持強度と 2009 年衆院選における投票行動のいわゆる歩留まり率において，それぞれ，自民党小選挙区(表 5)，自民党比例代表区(表 6)，民主党小選挙区(表 7)，民主党比例代表区(表 8)となる。

自民党について，小選挙区は「強い支持者」が 87.4%，「弱い支持者」が 63.0%，「リーナー」が 63.5%，比例区では，「強い支持者」が 75.2%，「弱い支持者」が 57.5%，「リーナー」が 56.2%である。「弱い支持者」と「リーナー」がほぼ同じで，政権交代の影響で約 30%が民主党へ投票している。

表 5 自民党小選挙区

	自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	N
(N=718) 自民党強	87.4	10.9	0.0	1.7	0.0	119
自民党弱	63.0	34.5	0.9	1.4	0.2	435
自民党リーナー	63.5	31.1	4.1	0.0	1.4	74
インディペンデント	32.2	58.9	0.0	5.6	3.3	90

(単位は% Nはケース数)

表 6 自民党比例代表区

	自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	N
(N=730) 自民党強	75.2	15.2	8.8	0.0	0.0	125
自民党弱	57.5	32.9	6.3	2.0	1.3	447
自民党リーナー	56.2	32.9	5.5	1.4	4.1	73
インディペンデント	21.2	58.8	7.1	5.9	7.1	85

(単位は% Nはケース数)

表 7 民主党小選挙区

	自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	N
(N=522)						
民主党強	0.0	94.8	0.0	5.2	0.0	58
民主党弱	6.1	87.4	0.4	5.2	0.9	230
民主党リーナー	6.9	86.8	0.0	4.9	1.4	144
インディペンデント	32.2	58.9	0.0	5.6	3.3	90

(単位は% Nはケース数)

表 8 民主党比例区

	自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	N
(N=527)						
民主党強	0.0	95.1	0.0	1.6	3.3	61
民主党弱	0.9	90.2	1.7	3.4	3.8	234
民主党リーナー	2.7	89.1	2.7	1.4	4.1	147
インディペンデント	21.2	58.8	7.1	5.9	7.1	85

(単位は% Nはケース数)

民主党について、小選挙区では「強い支持者」が 94.8%、「弱い支持者」が 87.4%、「リーナー」が 86.8%、比例区では、「強い支持者」が 95.1%、「弱い支持者」が 90.2%、「リーナー」が 89.1%である。「弱い支持者」と「リーナー」がほぼ同じ数値である。

政党支持強度と(麻生)内閣の支持率の関係を表 9 に示している。自民党の支持強度が高い程支持率が高く、「リーナー」をはさんで、民主党の指示強度が強くなるほど支持率が低くなっている。また、内閣支持率について「自民党弱」は 42.5%、「自民党リーナー」は 44.2%、「民主党弱」は 3.8%、「民主党リーナー」は 3.6%と自民党、民主党とも「政党弱」と「リーナー」の数字がほぼ同じの結果となった。

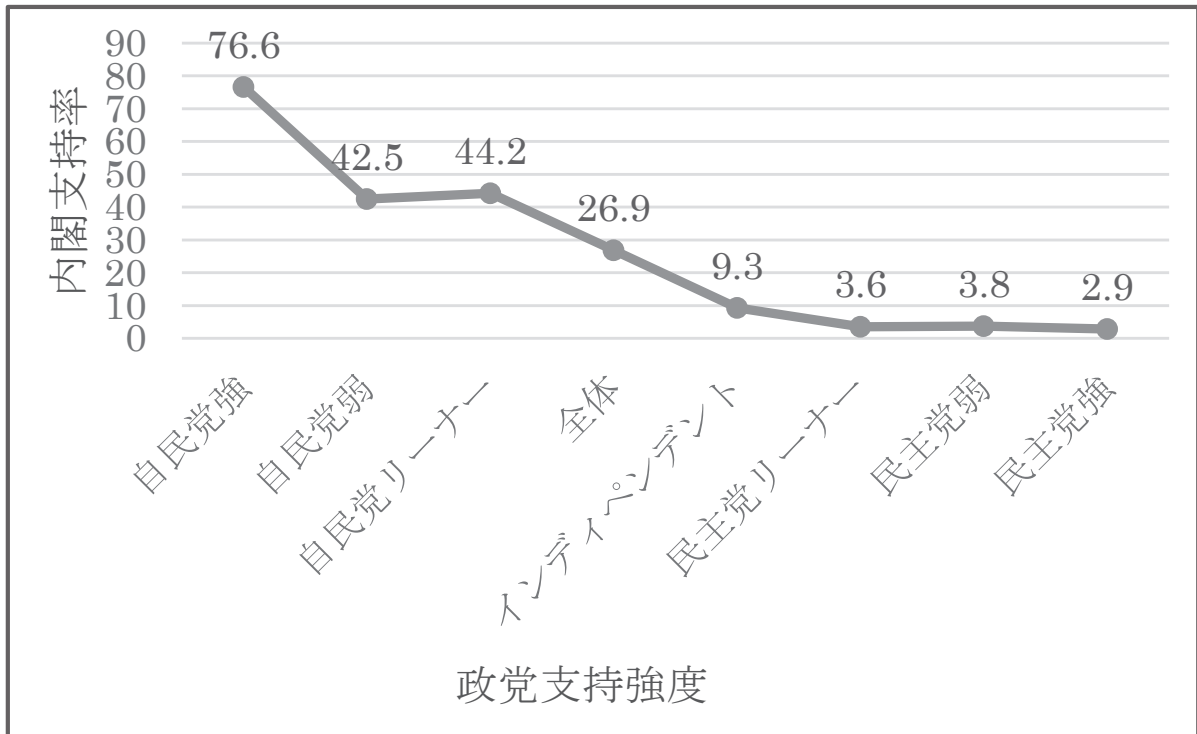
3.3 ミシガンモデルを参考にした日本型政党支持強度モデル

これまでの分析をふまえ、ミシガンモデルを参考にした日本型政党支持強度モデルを表 10 に示した。本稿では、このモデルをもとに分析をすすめていく。

3.4 政党支持強度

政党支持強度に関して、政党支持強度で分類すると以下表 11 の通りになる。政党支持全体から比較すると、自民党については、「強い支持者」、「弱い支持者」の比重が高く、民主党については、「リーナー」の比重が高くなっている。

表9 政党支持強度と(麻生)内閣支持率



(単位は%)

表10 日本型政党支持強度モデル

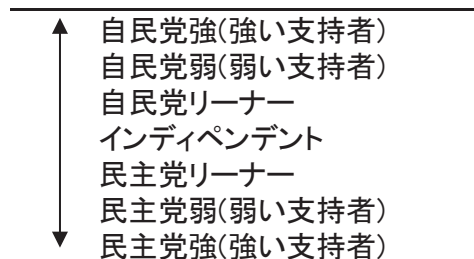


表11 政党支持強度における分類

政党支持全体(N=1,772)		自民党政党支持(N=990)		民主党政党支持(N=713)	
強い支持者	258 13.1%	自民党強	143 14.4%	民主党強	68 9.5%
弱い支持者	996 50.8%	自民党弱	588 59.4%	民主党弱	295 41.4%
リーナー	365 18.6%	自民党リーナー	107 10.8%	民主党リーナー	198 27.8%
インディペンデント	153 7.8%	インディペンデント	152 15.4%	インディペンデント	152 21.3%

※データの欠損値の関係で、政党支持全体の「インディペンデント」のケース数が153、自民党政党支持・民主党政党支持のケース数が152となっている。

3.5 政党支持強度と社会的属性

政党支持強度と社会的属性について、まずは全体でのクロス集計の結果が表12である。

表 12 社会的属性と政党支持強度

		強い支持	弱い支持	リーナー	インディペンデント	N
性別 (N=1,772)	男	17.4	56.5	19.7	6.4	816
	女	12.1	56.0	21.3	10.6	956
年齢 (10歳きざみ) (N=1,772)	20代	2.2	45.6	40.0	12.2	90
	30代	4.1	57.1	27.0	11.7	196
	40代	6.2	53.5	28.9	11.3	256
	50代	14.7	56.5	20.3	8.5	354
	60代	20.7	56.7	16.4	6.2	469
	70代以上	20.4	59.0	13.0	7.6	407
年齢 (3分割) (N=1,772)	20-30代	3.5	53.5	31.1	11.9	286
	40-50代	11.1	55.2	23.9	9.7	610
	60代以上	20.5	57.8	14.8	6.8	876
教育程度 (N=1,754)	中学	19.3	57.0	14.8	8.9	305
	高校	16.7	57.2	17.6	8.5	790
	短大	8.0	56.4	26.1	9.5	337
	大学・大学院	12.1	53.1	28.0	6.8	322
職業 (N=1,768)	勤め	11.5	56.0	23.7	8.8	705
	自営	18.1	52.6	20.5	8.8	249
	家族従業	20.0	52.5	22.5	5.0	40
	学生	0.0	57.1	42.9	0.0	7
	専業主婦	10.7	57.3	22.9	9.1	375
	無職	21.4	57.9	12.5	8.2	392
世帯年収 (N=1,183)	200万未満	18.1	55.1	18.9	7.9	127
	200-400万	17.5	58.7	17.5	6.2	416
	400-600万	18.4	54.0	20.8	6.8	250
	600-800万	9.0	64.4	20.9	5.6	177
	800-1000万	15.2	54.5	29.3	1.0	99
	1000万-1200万	16.4	60.7	14.8	8.2	61
	1200万以上	18.9	66.0	13.2	1.9	53

(単位は% Nはケース数)

社会的属性と政党支持強度については以下の通りである。

(1)性別：男性の方が「強い支持者」の割合が高い。一方で女性の方が「インディペンデント」の割合が高い。「弱い支持者」と「リーナー」ではほぼ同じ割合である。

(2)年齢：年齢が60代まで上昇するほど「強い支持者」の割合が高くなっている。一方で「インディペンデント」の割合は、60代まで年齢が上昇するほど少なくなっている。「弱い支持」は20代では45.6%だが、30歳代はおおむね55%前後を推移している。「リーナー」は20代では40.0%と高く、30・40代は30%弱、50代以降は、15%前後で推移している。

(3)教育程度：短大卒を除くとおおむね「強い支持者」が15%前後、「弱い支持者」が60%前後、「リーナー」は教育程度が高くなるにつれて15%から30%に上昇している。「インディペンデント」は10%前後である。

(4)職業：自営、無職について、「強い支持者」が20%前後、勤め、専業主婦が10%前後と低くなっている。それ以外は「弱い支持者」が60%弱、「リーナー」が10%～20%前後、「インディペンデント」が10%弱となっている。

(5)世帯年収：ケース数は他の属性に比べ少なくなるが、「強い支持者」は600-800万を除くと15%強、「弱い支持者」が60%前後、「リーナー」が20%前後、「インディペンデント」が800-1,000万を除くと6～7%前後になる。

次に政党支持強度と社会的属性(自民党)が表 13 である。注目すべき点は「リーナー」と年齢の関係で、年齢が高くなるにつれて、その割合が低くなっている。10 歳きざみの年齢で見ると、20 代が 34.5%と一番高く、30 代が 12.4%、40 代が 16.5%と 10%台、50 代以降は 50 代が 7.0%、60 代が 8.0%、70 代以上が 7.7%と 1 ケタとなっている。

その他、政党支持強度と社会的属性について以下の通りである。

(1)性別：男性の方が「強い支持者」の割合が高い。一方で女性の方が「インディペンデント」の割合が高い。「弱い支持者」と「リーナー」ではほぼ同じ割合である。

(2)年齢：年齢が上昇するほど「強い支持者」の割合が高くなっている。一方で「インディペンデント」の割合は、年齢が上昇するほど少なくなっている。「弱い支持者」は 20 代では 43.6%だが、30 代はおおむね 60%前後を推移している。

(3)教育程度：短大卒を除くとおおむね「強い支持者」が 15%前後、「弱い支持者」が 60%前後、「リーナー」が 10%前後、「インディペンデント」が 15%前後である。

(4)職業：自営、無職について、「強い支持者」が 20%前後、勤め、専業主婦が 10%前後と低くなっている。それ以外は「弱い支持者」が 60%前後、「リーナー」が 10%前後、「インディペンデント」が 15%前後となっている。

(5)世帯年収：ケース数は他の属性に比べ少なくなるが、「強い支持者」、「弱い支持者」は 600-800 万を除くと、それぞれ 20%前後、60~70%、「リーナー」は 1,200 万以上を除くと 10%前後、「インディペンデント」は 800-1,000 万を除くと 10%前後になる。

最後に、政党支持強度と社会的属性(民主党)が表 14 である。注目すべき点は、「リーナー」と教育程度で、中学卒 14.1%、高校卒 25.6%、短大卒 34.1%、大学・大学院卒 36.9%で、教育程度が高くなるほど、「リーナー」の割合が高くなっている。

その他、政党支持強度と社会的属性について以下の通りである。

(1)性別：(自民党支持同様、)男性の方が「強い支持者」の割合が高い。一方で女性の方が「インディペンデント」の割合が高い。「弱い支持者」と「リーナー」ではほぼ同じ割合である。

(2)年齢：60 代まで年齢が上昇するほど「強い支持者」の割合が高くなっている。一方でインディペンデントの割合は、60 代まで年齢層が上昇するほど少なくなっている。「弱い支持者」は 20 代では 31.6%だが、50 代以降は年齢層が上昇するほど高くなっている。「リーナー」は 20 代では 36.8%と高く、年齢層が上昇するほど少なくなっている。

(3)教育程度：中学卒を除くと、おおむね「強い支持者」が 10%前後、「弱い支持者」が 40%前後、「リーナー」が 30%前後、「インディペンデント」が 20%前後である。中学卒は「リーナー」が他に比べて、4.1%と低くなっている。

(4)職業：無職を除くと、おおむね「強い支持者」が 10%前後、「弱い支持者」が 40%前後、「リーナー」が 30%前後、「インディペンデント」が 20%前後となっている。無職の「リーナー」の割合が他に比べて、7.5%と低くなっている。

(5)世帯年収：ケース数は他の属性に比べ少なくなるが、「強い支持者」が10%前後、「弱い支持者」が40%前後で、年収が高くなるにつれて55%～65%、「リーナー」が30～40%、「インディペンデント」については、年収により違いがある。

表 13 社会的属性と政党支持強度(自民党)

		強い支持	弱い支持	リーナー	インディペンデント	N
性別 (N=990)	男	19.1	58.6	10.1	12.2	425
	女	11.0	60.0	11.3	17.7	565
年齢 (10歳きざみ) (N=990)	20代	1.8	43.6	34.5	20.0	55
	30代	2.9	62.9	12.4	21.9	105
	40代	4.5	57.1	16.5	21.8	133
	50代	12.8	64.2	7.0	16.0	187
	60代	19.5	61.4	8.0	11.2	251
	70代以上	23.2	57.1	7.7	12.0	259
年齢 (3分割) (N=990)	20-30代	2.5	56.2	20.0	21.2	160
	40-50代	9.4	61.3	10.9	18.4	320
	60代以上	21.4	59.2	7.8	11.6	510
教育程度 (N=980)	中学	18.7	56.5	10.9	14.0	193
	高校	16.8	59.4	8.5	15.2	434
	短大	7.4	61.7	13.8	17.0	188
	大学・大学院	11.5	61.8	13.3	13.3	165
職業 (N=989)	勤め	9.9	59.4	13.8	16.9	362
	自営	19.1	57.9	8.6	14.5	152
	家族従業	23.1	69.2	0.0	7.7	26
	学生	0.0	60.0	40.0	0.0	5
	専業主婦	9.8	62.6	11.7	15.9	214
	無職	22.2	56.5	7.4	13.9	230
世帯年収 (N=612)	200万未満	19.4	58.3	8.3	13.9	72
	200-400万	19.1	61.4	7.4	12.1	215
	400-600万	16.1	57.6	12.7	13.6	118
	600-800万	6.1	75.8	8.1	10.1	99
	800-1000万	15.9	65.9	15.9	2.3	44
	1000万-1200万	19.4	55.6	11.1	13.9	36
	1200万以上	25.0	67.9	3.6	3.6	28

(単位は% Nはケース数)

表 14 社会的属性と政党支持強度(民主党)

		強い支持	弱い支持	リーナー	インディペンデント	N
性別 (N=713)	男	13.6	45.2	26.4	14.8	352
	女	5.5	37.7	29.1	27.7	361
年齢 (10歳きざみ) (N=713)	20代	2.6	31.6	36.8	28.9	38
	30代	3.1	37.8	35.7	23.5	98
	40代	4.4	34.2	36.0	25.4	114
	50代	9.9	38.7	30.3	21.1	142
	60代	18.1	44.7	22.3	14.9	188
	70代以上	8.3	51.1	17.3	23.3	133
年齢 (3分割) (N=713)	20-30代	2.9	36.0	36.0	25.0	136
	40-50代	7.4	36.7	32.8	23.0	256
	60代以上	14.0	47.4	20.2	18.4	321
教育程度 (N=701)	中学	14.1	44.4	14.1	27.3	99
	高校	9.8	43.8	25.6	20.8	317
	短大	6.9	36.8	34.0	22.2	144
	大学・大学院	9.2	38.3	36.9	15.6	141
職業 (N=709)	勤め	8.3	42.0	30.3	19.4	314
	自営	9.8	36.6	26.8	26.8	82
	家族従業	0.0	18.2	63.6	18.2	11
	学生	0.0	50.0	50.0	0.0	2
	専業主婦	8.2	37.0	31.5	23.3	146
	無職	14.3	47.4	17.5	20.8	154
世帯年収 (N=480)	200万未満	9.5	42.9	23.8	23.8	42
	200-400万	11.6	46.4	27.6	14.4	181
	400-600万	13.9	41.7	29.6	14.8	108
	600-800万	6.2	42.2	35.9	15.6	64
	800-1000万	15.2	45.7	37.0	2.2	46
	1000万-1200万	5.6	55.6	11.1	27.8	18
	1200万以上	9.5	66.7	19.0	4.8	21

(単位は% Nはケース数)

3.5 政党支持強度の規定要因(重回帰分析)

政党支持強度の規定要因について重回帰分析⁵⁾を行った(表 15).

政党全体について5%水準をパスした独立変数は「性別(男)」,「教育程度」,1%水準でパスした独立変数は「年齢(10歳きざみ)」,「所得(世帯年収)」であった。「性別」,「年齢(10歳きざみ)」,「所得(世帯年収)」の非標準化係数(B)が正の値を示していることから、「男性」であること,「年齢(10歳きざみ)」の上昇,「所得(世帯年収)」の上昇は政党支持強度を強化する要因であり,他方,負の値になっている「教育程度」については逆の要因になる。そして,「職業(勤め)」,「所得(自営)」,「職業(無職)」,「職業(専業主婦)」は規定要因とはいえない。

表 15 政党支持強度の規定要因(重回帰分析)

(全体)	B	sig	(自民党)	B	sig	(民主党)	B	sig
定数	1.581	**	定数	1.623	**	定数	0.892	*
性別(男)	0.086	*	性別(男)	0.118	*	性別(男)	0.184	**
年齢	0.192	**	年齢	0.206	**	年齢	0.212	**
教育程度	-0.063	*	教育程度	-0.023		教育程度	-0.071	
職業(勤め)	-0.088		職業(勤め)	-0.277	*	職業(勤め)	0.021	
職業(自営)	-0.071		職業(自営)	-0.201		職業(自営)	-0.053	
職業(無職)	-0.067		職業(無職)	-0.240	*	職業(無職)	-0.005	
職業(専業主婦)	-0.124		職業(専業主婦)	-0.275	*	職業(専業主婦)	-0.016	
所得	0.082	**	所得	0.080		所得	0.128	**
調整済みR2	0.052		調整済みR2	0.059		調整済みR2	0.059	
F値	9.019	**	F値	5.750	**	F値	6.228	**

**p<.01,*p<.05

**p<.01,*p<.05

**p<.01,*p<.05

自民党について5%水準をパスした独立変数は「性別(男)」、「職業(勤め)」、「職業(無職)」、「職業(専業主婦)」, 1%水準をパスした独立変数は「年齢(10歳きざみ)」であった。「性別」、「年齢(10歳きざみ)」の非標準化係数(B)が正の値を示していることから、「男性」であること、「年齢(10歳きざみ)」の上昇は自民党の政党支持強度を強化する要因であり、他方、負の値になっている「職業(勤め)」、「職業(無職)」、「職業(専業主婦)」については逆の要因になる。そして、「教育程度」、「職業(自営)」、「所得(世帯年収)」は規定要因とはいえない。

民主党について、1%水準をパスした独立変数は「性別(男)」、「年齢(10歳きざみ)」、「所得(世帯年収)」であった。「性別」、「年齢(10歳きざみ)」の2変数は非標準化係数(B)が正の値を示していることから、「男性」であること、「年齢(10歳きざみ)」、「所得(世帯年収)」の上昇は民主党の政党支持強度を強化する要因であり、「教育程度」、「職業(勤め)」、「職業(自営)」、「職業(無職)」、「職業(専業主婦)」は規定要因とはいえない。

3.6 政党支持強度と政策争点・感情温度(政党・党首)

政党支持強度と政策争点⁶⁾について、平均値を算出し、一元配置分散分析を行い、5%水準で自民党では、集団的自衛権、福祉と負担、憲法改正、北朝鮮で、民主党では、福祉と負担、国と地方の関係が有意となった。そして、自民党・民主党各党について、「強い支持者」、「弱い支持者」、「リーナー」、「インディペンデント」の間で多重比較を行った。平均値の比較と検定の結果が、表16(自民党政党支持)、表17(民主党政党支持)である。

自民党政党支持強度と政策争点では、集団的自衛権で「政党強」と「政党弱」、「政党強」と「リーナー」の間で有意な差が有意な差がみられ、民主党政党支持強度と政策争点では、国と地方の関係で、「政党強」と「政党弱」の間で有意な差がみられた。

表16 政党支持強度と政策争点(自民党)

	財政再建と景気対策	集団的自衛権	福祉と負担	地球温暖化	国と地方の関係	憲法改正	公的年金	北朝鮮	自由競争と格差
自民党強	1.82	1.62	1.85	1.76	2.17	1.92	2.99	1.68	2.45
自民党弱	1.82	2.04	1.95	1.88	2.10	2.16	2.97	1.64	2.46
自民党リーナー	1.68	2.11	1.98	1.87	2.09	2.13	3.05	1.99	2.44
インディペンデント	1.88	2.66	2.23	2.08	2.25	2.52	2.78	1.80	2.25

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[集団的自衛権] 自民党強-自民党弱* 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント* 自民党弱-インディペンデント* 自民党リーナー-インディペンデント*

[福祉と負担] 自民党強-インディペンデント*

[憲法改正] 自民党強-インディペンデント* 自民党弱-インディペンデント*

[北朝鮮] 自民党弱-インディペンデント*

表17 政党支持強度と政策争点(民主党)

	財政再建と景気対策	集団的自衛権	福祉と負担	地球温暖化	国と地方の関係	憲法改正	公的年金	北朝鮮	自由競争と格差
民主党強	2.03	2.29	1.64	1.91	1.86	2.56	2.93	1.50	2.03
民主党弱	2.00	2.47	1.88	2.00	2.34	2.31	3.00	1.67	2.27
民主党リーナー	1.98	2.60	1.76	2.00	2.17	2.48	3.03	1.74	2.21
インディペンデント	1.88	2.66	2.23	2.08	2.25	2.52	2.78	1.80	2.25

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[福祉と負担] 民主党強-インディペンデント* 民主党弱-インディペンデント* 民主党リーナー-インディペンデント*

[国と地方の関係] 民主党強-民主党弱*

また、政党支持強度と感情温度⁷⁾(政党・党首)について、平均値を算出し、一元配置分散分析を行い、5%水準で、自民党と感情温度(政党)では、すべての政党が、自民党と感情温度(党首)では、麻生太郎、太田昭宏、福島みずほ、志位和夫が、民主党と感情温度(政党)では、自民党と民主党が、民主党と感情温度(党首)では、麻生太郎、鳩山由紀夫、太田昭宏が有意となった。そして、政策争点と同様、自民党・民主党各党について、「強い支持者」、「弱い支持者」、「リーナー」、「インディペンデント」の間で多重比較を行った。平均値の比較と検定の結果が、表18(政党支持強度(自民党)と感情温度(政党))、表19(政党支持強度(自民党))と感情温度(党首))、表20(政党支持強度(民主党)と感情温度(政党))、表21(政党支持強度(民主党))と感情温度(党首))である。

自民党支持に関しては、争点態度においても政党・党首への感情温度においても、「弱い支持者」と「リーナー」の間に差がみられないが、民主党支持に関しては、争点態度には差がみられないが、感情温度に関しては差が認められた。つまり、「弱い支持者」の方が、政党、党首への感情的な愛着が強く、興味深い結果になっている。自民党への不満と民主党、あるいは政権交代への期待から、無党派層や自民党支持層から民主党支持層に移動した「弱い支持者」について、民主党あるいは(当時の)党首である鳩山由紀夫に支持が集まったのではないだろうか。

表 18 政党支持強度(自民党)と感情温度(政党)

	自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	国民新党
自民党強	73.29	40.89	45.85	24.57	19.57	23.79
自民党弱	53.83	48.02	36.97	30.12	27.21	28.38
自民リーナー	51.36	44.61	34.22	30.54	28.59	30.23
インディペンデント	38.29	46.75	31.11	35.24	33.62	31.26

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

- [自民党] 自民党強-自民党弱* 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント* 自民党弱-インディペンデント* 自民党リーナー-インディペンデント*
- [民主党] 自民党強-自民党弱*
- [公明党] 自民党強-自民党弱* 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント* 自民党弱-インディペンデント*
- [社民党] 自民党強-自民党弱* 自民党強-インディペンデント*
- [共産党] 自民党強-自民党弱* 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント* 自民党弱-インディペンデント*
- [国民新党] 自民党強-インディペンデント*

表 19 政党支持強度(自民党)と感情温度(党首)

	麻生太郎	鳩山由紀夫	太田昭宏	福島みずほ	志位和夫	綿貫民輔
自民党強	60.92	40.40	45.04	27.87	22.77	25.55
自民党弱	46.92	43.48	37.20	32.02	29.43	29.54
自民リーナー	46.81	41.48	35.06	35.23	31.61	32.35
インディペンデント	35.24	43.44	32.08	36.34	34.26	31.46

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

- [麻生太郎] 自民党強-自民党弱* 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント* 自民党弱-インディペンデント* 自民党リーナー-インディペンデント*
- [太田昭宏] 自民党強-自民党弱* 自民党強-リーナー* 自民党強-インディペンデント*
- [福島みずほ] 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント*
- [志位和夫] 自民党強-自民党弱* 自民党強-自民党リーナー* 自民党強-インディペンデント*

表 20 政党支持強度(民主党)と感情温度(政党)

	自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	国民新党
民主党強	24.32	79.63	26.38	41.03	33.65	35.16
民主党弱	32.90	65.84	26.70	37.93	33.34	34.34
民主リーナー	34.87	57.93	31.40	39.40	35.05	35.03
インディペンデント	38.29	46.75	31.11	35.24	33.62	31.26

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[自民党] 民主党強-民主党弱* 民主党強-民主リーナー* 民主党強-インディペンデント* 民主党弱-インディペンデント*

[民主党] 民主党強-民主党弱* 民主党強-民主リーナー* 民主党強-インディペンデント* 民主党弱-民主リーナー* 民主党弱-インディペンデント* 民主リーナー-インディペンデント*

表 21 政党支持強度(民主党)と感情温度(党首)

	麻生太郎	鳩山由紀夫	太田昭宏	福島みずほ	志位和夫	綿貫民輔
民主党強	24.25	73.96	26.85	43.39	35.73	35.16
民主党弱	30.09	60.32	27.82	41.53	36.58	36.59
民主リーナー	32.65	52.13	33.03	41.73	38.92	35.89
インディペンデント	35.24	43.44	32.08	36.34	34.26	31.46

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[麻生太郎] 民主党強-リーナー* 民主党強-インディペンデント* 民主党弱-インディペンデント*

[鳩山由紀夫] 民主党強-民主党弱* 民主党強-民主リーナー* 民主党強-インディペンデント* 民主党弱-民主リーナー* 民主党弱-インディペンデント* 民主リーナー-インディペンデント*

[太田昭宏] 民主党弱-民主リーナー*

3.7 日本型政党支持強度モデルの妥当性

これまでの分析をふまえ、最後に、日本型政党支持強度モデルについて、政党・党首の感情温度、政策争点について妥当性を考察した。各項目について、感情温度(政党・党首)は降順に、政策争点については、昇順に数値を並べかえ、この分析では、「インディペンデント」を除いて一元配置分散分析を行い、5%水準で政党、党首の感情温度ではすべての政党、党首で、政策争点では、集团的自衛権、国と地方の関係、憲法改正、北朝鮮で有意となった。それぞれの分析結果が政党の感情温度(表 22)、党首の感情温度(表 23)、政策争点(表 24)となる。

政党の感情温度、党首の感情温度については、例えば自民党の感情温度では「自民党強」(73.29度)、「自民党弱」(53.83度)、「自民党リーナー」(51.36度)、「インディペンデント」(38.29度)、「民主党リーナー」(34.87度)、「民主党弱」(32.90度)、「民主党強」(24.32度)のように、表 22 あるいは表 23 の結果から、表 10 で示した日本型政党支持モデルとほぼ一致する結果となっており、おおよその有意性、妥当性が確認できるが、政策争点については一部を除いて、有意性、妥当性を欠く結果がでていいる。例えば、「国と地方の関係」に関しては「民主党強」と「民主党弱」が両極に位置し、その差は有意になっている。この結果はかなり興味深く、「地方に補助金側」の「民主党強」には、労働組合を中心とする支持をうけるこれまでの民主党の支持者が、「自由競争側」の「民主党弱」には、保守に近い民主党の支持者が多いと推測され、党内で政策が一致しない民主党(現在の民進党)の問題点を表しているように思える。

表 22 政党の感情温度

自民党	民主党	公明党	社民党	共産党	国民新党						
自民党強	73.29	民主党強	79.63	自民党強	45.85	民主党強	41.03	民主党リーナー	35.05	民主党強	35.16
自民党弱	53.83	民主党弱	65.84	自民党弱	36.97	民主党リーナー	39.40	民主党強	33.65	民主党リーナー	35.03
自民党リーナー	51.36	民主党リーナー	57.93	自民党リーナー	34.22	民主党弱	37.93	(インディペンデント)	33.62	民主党弱	34.34
(インディペンデント)	38.29	自民党弱	48.02	民主党リーナー	31.40	(インディペンデント)	35.24	民主党弱	33.34	(インディペンデント)	31.26
民主党リーナー	34.87	(インディペンデント)	46.75	(インディペンデント)	31.11	自民党リーナー	30.54	自民党リーナー	28.59	自民党リーナー	30.23
民主党弱	32.90	自民党リーナー	44.61	民主党弱	26.70	自民党弱	30.12	自民党弱	27.21	自民党弱	28.38
民主党強	24.32	自民党強	40.89	民主党強	26.38	自民党強	24.57	自民党強	19.57	自民党強	23.79

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[自民党] 自民党強-自民党弱・自民党リーナー・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 民主党リーナー-民主党強* 民主党弱-民主党強*

[民主党] 自民党強-自民党弱・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 民主党リーナー-民主党弱・民主党強* 民主党弱-民主党強*

[公明党] 自民党強-自民党弱・自民党リーナー・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党弱*

[社民党] 自民党強-自民党弱・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*

[共産党] 自民党強-自民党弱・自民党リーナー・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱*

[国民新党] 自民党強-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱*

表 23 党首の感情温度

麻生太郎	鳩山由紀夫	太田明宏	福島みずほ	志位和夫	綿貫民輔						
自民党強	60.92	民主党強	73.96	自民党強	45.04	民主党強	43.39	民主党リーナー	38.92	民主党弱	36.59
自民党弱	46.92	民主党弱	60.32	自民党弱	37.20	民主党リーナー	41.73	民主党弱	36.58	民主党リーナー	35.89
自民党リーナー	46.81	民主党リーナー	52.13	自民党リーナー	35.06	民主党弱	41.53	民主党強	35.73	民主党強	35.16
(インディペンデント)	35.24	自民党弱	43.48	民主党リーナー	33.03	(インディペンデント)	36.34	(インディペンデント)	34.26	(インディペンデント)	32.35
民主党リーナー	32.65	(インディペンデント)	43.44	(インディペンデント)	32.08	自民党リーナー	35.23	自民党リーナー	31.61	自民党リーナー	31.46
民主党弱	30.09	自民党リーナー	41.48	民主党弱	27.82	自民党弱	32.02	自民党弱	29.43	自民党弱	29.54
民主党強	24.25	自民党強	40.40	民主党強	26.85	自民党強	27.87	自民党強	22.77	自民党強	25.55

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[麻生太郎] 自民党強-自民党弱・自民党リーナー・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 民主党リーナー-民主党強* 民主党弱-民主党強*

[鳩山由紀夫] 自民党強-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 民主党リーナー-民主党弱・民主党強* 民主党弱-民主党強*

[太田明宏] 自民党強-自民党弱・自民党リーナー・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 自民党リーナー-民主党弱*

[福島みずほ] 自民党強-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱・民主党強*
 [志位和夫] 自民党強-自民党弱・自民党リーナー・民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱*
 [綿貫民輔] 自民党強-民主党リーナー・民主党弱* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱*

表 24 政策争点

財政再建と景気対策	集団的自衛権	福祉と負担	地球温暖化	国と地方の関係	
A. 景気対策優先	A. 行使を認めるべき	A. 高福祉高負担	A. 原子発電所増	A. 地方に補助金	
自民党リーナー	1.68	自民党強	1.62	民主党強	1.86
自民党強	1.82	自民党弱	2.04	民主党リーナー	1.56
自民党弱	1.82	自民党リーナー	2.11	自民党強	1.85
(インディペンデント)	1.88	民主党強	2.29	民主党弱	1.88
民主党リーナー	1.98	民主党弱	2.47	自民党弱	1.95
民主党弱	2.00	民主党リーナー	2.60	自民党リーナー	1.98
民主党強	2.03	(インディペンデント)	2.66	(インディペンデント)	2.23
B. 財政再建優先	B. 認めるべきでない	B. 低福祉低負担	B. 火力発電所増	B. 自由競争	
自民党強	1.82	自民党強	1.76	民主党強	2.09
自民党弱	1.82	自民党リーナー	1.88	自民党弱	2.10
(インディペンデント)	1.88	民主党強	1.91	自民党強	2.17
民主党リーナー	1.98	民主党弱	2.00	民主党リーナー	2.17
民主党弱	2.00	民主党リーナー	2.00	(インディペンデント)	2.25
民主党強	2.03	(インディペンデント)	2.08	民主党弱	2.34

憲法改正	公的年金	北朝鮮	自由競争と格差				
A. 早期改憲	A. 保険料引き上げ	A. 拉致問題の解決	A. 積極的に対応				
自民党強	1.92	(インディペンデント)	2.78	民主党強	1.50	民主党強	2.03
自民党リーナー	2.13	民主党強	2.93	自民党弱	1.64	民主党リーナー	2.21
自民党弱	2.16	自民党弱	2.97	民主党弱	1.67	(インディペンデント)	2.25
民主党弱	2.31	自民党強	2.99	自民党強	1.68	民主党弱	2.27
民主党リーナー	2.48	民主党弱	3.00	民主党リーナー	1.74	自民党リーナー	2.44
(インディペンデント)	2.52	民主党リーナー	3.03	(インディペンデント)	1.80	自民党強	2.45
民主党強	2.56	自民党リーナー	3.05	自民党リーナー	1.99	自民党弱	2.46
B. 改憲しないほうがよい	B. 消費税率引き上げ	B. 核開発の解決	B. 慎重				

Bonferoni検定 *(有意水準0.05)

[集団的自衛権] 自民党強-民主党リーナー・民主党弱・民主党強* 自民党弱-民主党リーナー・民主党弱*
 自民党リーナー-民主党リーナー*

[国と地方の関係] 自民党弱-民主党弱* 民主党強-民主党弱*

[憲法改正] 自民党強-民主党リーナー*

[北朝鮮への経済支援] 自民党弱-自民党リーナー* 自民党リーナー-民主党弱*

4. まとめ

本稿では、無党派層、政党支持について、政党支持強度の強弱により、「強い支持者」、「弱い支持者」、「リーナー」、「インディペンデント」と四分類し、まず、この四者で、投票行動、社会的属性、政党・党首に対する感情温度、政策争点に対する態度などを用い分析を行った。

まず、投票行動については、自民党について、小選挙区は「強い支持者」が 87.4%、「弱い支持者」が 63.0%、「リーナー」が 63.5%、比例区では、「強い支持者」が 75.2%、「弱い支持者」が 57.5%、「リーナー」が 56.2%で、「弱い支持者」と「リーナー」がほぼ同じで、政権交代の影響で約 30%が民主党へ投票していることがわかった。民主党については、小選挙区では「強い支持者」が 94.8%、「弱い支持者」が 87.4%、「リーナー」が 86.8%、比例区では、「強い支持者」が 95.1%、「弱い支持者」が 90.2%、「リーナー」が 89.1%で、「弱い支持者」と「リーナー」がほぼ同じ数値であることがわかった。

麻生内閣への内閣支持率についても、自民党の支持強度が強い程支持率が高く、「リーナー」をはさんで、民主党の指示強度が強くなるほど支持率が低くなっている。また、内閣支持率について「自民党弱」は 42.5%、「自民党リーナー」は 44.2%、「民主党弱」は 3.8%、「民主党リーナー」は 3.6%と自民党、民主党とも「政党弱」と「リーナー」の数字がほぼ同じの結果となった。

政党支持強度の割合では、政党支持全体から比較すると、自民党については、「強い支持者」、「弱い支持者」の比重が高く、民主党については、「リーナー」の比重が高くなっている。

政党支持強度と社会的属性(自民党)では、「リーナー」と年齢の関係で、年齢が高くなるにつれて、その割合が低くなっている。10歳きざみの年齢でみると、20代が 34.5%と一番高く、30代が 12.4%、40代が 16.5%と 10%台、50代以降は 50代が 7.0%、60代が 8.0%、70代以上が 7.7%と 1ケタとなっている。

政党支持強度と社会的属性(民主党)では、「リーナー」と教育程度で、中学卒 14.1%、高校卒 25.6%、短大卒 34.1%、大学・大学院卒 36.9%で、教育程度が高くなるほど、「リーナー」の割合が高くなっている。

政党強度と政策争点では、自民党政党支持強度では集团的自衛権で「政党強」と「政党弱」、「政党強」と「リーナー」の間に有意な差がみられ、民主党政党支持強度では国と地方の関係で「政党強」と「政党弱」の間に有意な差がみられた。

最後に、日本型政党支持強度モデルの枠組みについて、政党・党首の感情温度、政策争点について有意性、妥当性を考察した。政党の感情温度、党首の感情温度については、おおよその有意性、妥当性が確認できるが、政策争点については一部を除くと有意性、妥当性を欠く結果がでている。

また、「政党弱」と「リーナー」の関係については、これまでの研究では、いわゆる歩留

まり率では「リーナー」は弱い支持者よりも低い水準にあり、投票行動の次元でも「弱い支持者」と「インディペンデント」との中間に「リーナー」があるとされていたが、今回の分析で、「政党弱」と「リーナー」は歩留まり率がほぼ同じであること、(麻生)内閣支持率がほぼ同じであること、社会的属性では性別がほぼ同じ割合であることなど多くの点で共通の特徴があることがわかった。

本分析は、2009年衆院選のデータのみでの分析になっており、他の選挙での分析も今後行っていかねばならない。また、今分析で用いた日本型政党支持強度モデルについても、自民党一強状態が現在続いており、モデルの再検討が必要になることが考えられる。

[注]

- 1) 「コア」について、三宅(1995)は、「コア」タイプを「いつも、あるいはときどき同じ候補者、政党に投票」としている。
- 2) 峰久(2009,2012)の出口調査分析によると、自民党から民主党に政権交代した2009年衆議院選挙時における比例代表区の投票先について、自民党支持者37%のうち54%が自民党に投票しており、全体からの割合からすると約20%、一方で、民主党から自民党に政権交代した2012年衆議院選挙における選挙区の投票先について、民主党支持者18%のうち61%が民主党に投票しており、全体の割合からすると約10%となり、「コア」な自民党支持者20%、「コア」な民主党支持者10%の根拠としている。
- 3) 第2波 Q10SQ1(Q10で政党支持回答者に対して、「熱心な支持者」か「あまり熱心でない支持者」を問う)で「熱心な支持者」と回答した割合(「3.1変数」参照)。
- 4) 2009年衆院選の調査(第4波継続)では、ケース数が少ないが、強い公明党支持者(N=19)は、小選挙区では自民党か公明党の候補者に100%投票し、比例代表区では公明党に100%投票している。他方、弱い公明党支持者(N=21)は、小選挙区では民主党候補者に23.8%投票し、比例代表区では民主党に14.3%投票しており、これが政権交代の一因になっていると考えている。
- 5) 政党支持強度の規定要因を探る重回帰分析について、従属変数に支持強度(インディペンデント=0, リーナー=1, 弱い支持=2, 強い支持=3)を投入し、独立変数として、性別(男=1, 女=0), 年齢(10歳きざみ)(20代=1, 30代=2, 40代=3, 50代=4, 60歳以上=5), 教育程度(標準就学年数に換算: 中学=9, 高校=12, 短大=14, 大学・大学院=16とした), 職業としての勤め, 自営, 専業主婦, 無職(それぞれ該当するカテゴリーに1, 他を0), 所得(世帯年収)(200万未満=1, 200万~400万未満=2, 400万~600万未満=3, 600万~800万未満=4, 800万~1,000万未満=5, 1,000万~1,200万未満=6, 1,200万以上=7)を投入した。
- 6) 政策争点の変数については、いずれも1=Aに近い, 2=どちらかといえばA, 3=どちらかといえばB, 4=Bに近い, でQ19は景気対策優先(A)か財政再建優先(B), Q20は集団的自衛権行使を「認めるべき」(A)か「認めるべきでない」(B), Q21は高福祉・高負担(A)か低福祉・低負担(B), Q22は地球温暖化抑制のために原発を増やすべき(A)か原発を増やさないために火力発電

所を増やすのもやむを得ない(B), Q23 は競争力の弱い地域への補助金は当然(A)か補助金を減らして自由に競争すべき(B), Q24 は早い時期に改憲すべき(A)か、現在は改憲しない方がよい(B), Q25 は公的年金維持のために「保険料の値上げ」(A)か「消費税率アップ」(B), Q26 は北朝鮮への経済支援は「拉致問題が解決まで行うべきでない」(A)か「核開発が凍結されれば行ってもよい」(B), Q27 について、政府は自由競争の結果、生ずる格差の問題に「積極的に対応すべき」(A)か「慎重に対応すべき」(B)となる。

- 7) 感情温度尺度 (Feeling Thermometer) とは、対象となる政治的な存在 (例えば自民党や民主党など) に対し、回答者がどのくらいの親近感または愛着を持っているかを測定する尺度で、最も冷たい感情を持つ場合は 0 度、最も暖かい感情を持つ場合には 100 度、好悪が何もない全く中立の感情を持つ場合には 50 度と答えてもらう質問項目である。この指標はミシガン大学の投票行動グループが開発した指標で、アメリカ合衆国では長期間にわたって用いられており、その信用性は確立している。日本でも、1976 年の JABISS 調査、1983 年の JES 調査以降用いられており、実証分析による有効性は確かめられている。

[謝辞]

二次分析にあたり、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SSJ データアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JES IV SSJDA 版), 2007-2011」(JESIV研究会): 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕) の個票データの提供を受けました。成果報告会では、田辺俊介先生(早稲田大学)から非常に有益なコメントをいただきました。また、二次分析研究会では、平野浩先生(学習院大学)、前田幸男先生(東京大学)をはじめ、メンバーの皆さまから研究会の議論の中で数多くのご示唆をいただきました。また、東京大学社会科学研究所社会調査・データアーカイブ研究センターのスタッフの皆さま、報告論文作成にあたり資料の提供をいただいた峰久和哲先生(朝日新聞社)、そして、本稿の研究を支えてくださった皆さまに、この場を借りて心より御礼申し上げます。

[参考文献]

- Abramson, P. R, 1983 ,Political Attitudes in America; Formation and Change, New York: Freeman.
飽戸弘, 1979, 「日米“支持なし”層の研究」, 『諸君』 11(11):48-66.
Brody Richard A. and Lawrence S Rothernberg., 1988, ”The Instability of partisanship:An Analysis of the 1980 Presidential Election”, British Journal of Political Science 18.
Campbell,A. ,Converse P.E.,Miller, W.E. & Stokes, D.E.,1960, “The America Voter”,Wiley.
林知己夫編, 1998, 『諸国の国民性』 出光書店。
平野浩, 2007, 『変容する日本の社会と投票行動』, 木鐸社。
井田正道, 2011, 「政党支持になし層に関する一考察ーリーナーの性格を中心にー」, 『政経

- 論叢』(明治大学)79(1・2):37-60.
- 池田謙一, 1998, 『転変する政治のリアリティ』, 木鐸社.
- 蒲島郁夫, 1992, 「89年参院選－自民大敗と社会大勝の構図」, 『リヴァイアサン』, 木鐸社, 10:7-31.
- 蒲島郁夫, 1998, 『政権交代と有権者の態度変容』, 木鐸社.
- Keith, Bruce E., David B. Magleby, Candice J Nelson, Elizabeth A Orr, Maek C. Westlye, and Raymond E Wolfinger, 1977, “The Myth of the Independent Voter,” Paper delivered at the 1977 annual meeting of the American Political Science Association.
- Keith, Bruce E., David B. Magleby, Candice J Nelson, Elizabeth A Orr, Maek C. Westlye, and Raymond E Wolfinger, 1992, *The Myth of the Independent Voter*, Berkeley: University of California Press.
- 松本正生, 1988, 「政治意識と政党支持の構造」 社団法人社会経済国民会議現代意識研究会編『戦後世代の価値観変化と行動様式の変容－わが国における脱工業的価値の政治的含意』 社団法人社会経済国民会議, 185-226.
- 峰久和哲, 2007, 「無党派層が選挙を決める－2007年参議院議員選挙・動向分析」, 『参議院選挙 DATA FILE 2007 選挙広告』, 朝日新聞社, 2.
- , 「自民党支持層3割, 民主に－出口調査 民主, 女性票も伸ばす」(『朝日新聞(東京本社)』2009.8.31朝刊, 4面).
- , 「無党派層, 民主にそっぽ－出口調査 自民・維新に5割弱」(『朝日新聞(東京本社)』2012.12.17朝刊, 4面).
- 三宅一郎, 1983a, 「政党支持強度の消長(1)」, 『同志社法学』177(34巻5号):1-44.
- , 1983b, 「政党支持強度の消長(2・完)」, 『同志社法学』179(35巻1号):1-53.
- , 1985, 『政党支持の分析』, 創文社.
- , 1986, 「政党支持と政治的イメージ」, 『日本人の選挙行動』, 東京大学出版会.
- , 1989, 『投票行動』, 東京大学出版会.
- , 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.
- , 1995, 『日本の政治と選挙』, 東京大学出版会.
- , 1998, 『政党支持の構造』, 木鐸社.
- , 1999, 「三つの支持なし: その定義と性格の相違について」, 『国際経済労働研究』889:7-15.
- , 2001, 『選挙制度改革と投票行動』, 木鐸社.
- Miyake, I., 1992, “Dimensions of Partisanship: A Five-nation Comparison”, 『統計数理研究所レポート』71
- 三宅一郎・福島徳寿郎・村松岐夫編, 1977, 『都市政治家の行動と意見』, 京都大学人文科学研究所.

- 三宅一郎・木下富雄・間場寿一, 1967, 『異なるレベルの選挙における投票行動研究』, 創文社.
- 三宅一郎・西澤由隆・河野勝, 2001, 『55年体制下の政治と経済—時事世論調査データの分析—』, 木鐸社.
- 谷口将紀, 2004, 『現代日本の選挙政治—選挙制度改革を検証する—』, 東京大学出版会.
———, 2012, 『政党支持の理論』, 岩波書店.
- 西澤由隆, 1998, 「選挙研究における『政党支持』の現状と課題」, 『選挙研究』, 木鐸社, 13:5-16.
- 田中愛治, 1990, 「「政党支持なし」層の研究(序)」, 『人文・社会科学論集』(東洋英和女学院大学)2:49-66.
———, 1992a, 「政党支持なし」層の意識構造と政治不信」, 『選挙研究』, 北樹出版, 7:80-99.
———, 1992b, 「「政党支持なし」層の研究(2)」, 『人文・社会科学論集』(東洋英和女学院大学)5:95-118.
———, 1994, 「再編時代の政党支持なし層」, 『公明』 396:46-54.
———, 1997, 「「政党支持なし」層の意識構造—政党支持概念再検討の試論」, 『リヴァイアサン』, 木鐸社, 20:101-129.
———, 1998, 「選挙・世論の数量分析—無党派層の計量分析」, 『オペレーションズ・リサーチ』 43(7):369-373.
- Tanaka, Aiji and Herbert F. Weisberg, 2004, “Political Independence in Japan in the Early 1990s: The Multi-dimensional Partisanship Concept and the Dealignment of Japanese Party System,” The Waseda Journal of Political science and Economics, 355:95-115.
- 田中愛治・河野勝・日野愛郎・飯田健・読売新聞世論調査部, 2009, 『2009年, なぜ政権交代だったのか—読売・早稲田の共同調査で読みとく日本政治の転換—』, 勁草書房.
- 綿貫譲治・三宅一郎, 1997, 『環境変動と態度変容』, 木鐸社.
- Wesberg, Herbert F., 1980, “A Multidimensional Conceptualization of Party Identification,” Political Behavior, 2(1):33-60.

女性の政治意識と政治参加 —職業属性に着目した実証分析—

寺村絵里子

(明海大学経済学部/中央大学社会科学研究所)

本分析は、日本の女性の政治意識と政治参加について女性の属性別に分析を行うものである。分析データは『JES4 調査』の第3波、第6波、第7波であり、女性有権者の個人属性の中でも職業という属性に着目しつつ、ジェンダー政策への賛同割合や政治参加行動について男性有権者と比較検証を行った。検証にあたっては、第一に自営や勤め(雇用者)の女性と、無職及び専業主婦の女性はジェンダー政策(女性活躍推進施策)について考え方に違いがあるか否か、第二に自営や勤め(雇用者)の女性は、働く上で持つ問題意識から無職及び専業主婦の女性より政治参加を促しているか、という2つの仮説を設定した。

分析の結果、第一の仮説については、ジェンダー政策(女性活躍推進施策)への賛同割合は働く女性(勤め・自営)と専業主婦・無業女性の間で差はみられなかった。第二の仮説である政治参加・行動の違いについては、職業属性やジェンダー政策の違いが政治参加につながるとはいえない結果となった。なぜ働く女性と仕事を持たない女性の間で政治参加に違いが出なかったのかについては、社会参加のネットワーク・アクセス方法が両グループで異なることが考えられる。

1. はじめに

本研究は、日本の女性の政治意識と政治参加について、女性の個人属性別に分析を行うものである。特に職業・就業形態別に女性の属性を分け、政治意識と政治参加に着目し分析を行う。

女性に焦点をあて、これらの検証を行う意義は大きい。世界経済フォーラム(WEF)が発表した『The Global Gender Gap Report 2016』によれば、女性の地位を4つの分野¹⁾から指数化したジェンダー・ギャップ指数の日本の順位は、調査対象144カ国のうち111位と先進国の中でも極めて低い順位にとどまっている。特に、評価対象となる四分野のうちの1つである「政治における平等」の順位は103位にとどまっている。この要因の一つとして、政治の分野における女性議員割合の低さが指摘されている²⁾。クォータ制などを導入していない日本においては、政治の分野における女性参加をどのように促すかは難しい問題である一方、喫緊に促進すべき課題といえよう。

一方、女性自身も政治に関心を持たなければ、政治運動に携わる女性も増えないだろう。実際に若年・中高年女性の政治意識と政治参加はどのようになっているのだろうか。個人属性に着目し、働く女性と仕事を持たない女性の間で政治意識の違いはあるのだろうか。さらに、選挙のたびに争点の一つとなる女性活躍推進に関する政策に女性有権者は関心を持ち、実際に政治活動に動いているのだろうか。このような視点からなされた計量的分析

は意外にも日本には少なく、前田(2007)など数える程度である。本稿では、投票者の意識・行動に着目したマイクロデータを用い、これらの点を検証する。ただし、本稿で使用するデータは後述するように調査対象者のほとんどが投票を行っており、投票行動そのものの分析は難しい。そのため、主に政治意識と政治活動参加に着目した分析を行っている。

本稿では、第一に自営や勤め(雇用者)の女性と、無職及び専業主婦の女性はジェンダー政策(女性活躍推進施策)について考え方に違いがあるか否か、第二に自営や勤め(雇用者)の女性は、働く上で持つ問題意識から無職及び専業主婦の女性より政治参加を促しているか、という2つの仮説を設定し検証を行った。

2. 先行研究

男女間で政治活動及び政治的態度が異なることは知られてきたが、意外なことに例えば男女性別役割分業意識などが政治活動・政治的態度などに与える影響などの検証は従来十分には議論されてこなかった(前田(2007))。その中でも、日本でなぜ女性議員や女性の政治参加が少ないかについて検討・レビューをおこなっているものとして齋藤(2002)がある。齋藤(2002)によれば、女性議員数を増やす施策としては選挙制度(比例代表制)等の導入も一つの方法であるとし、男性に比べ低いとされる女性の政治関心を高めるために有効であるのは教育程度や労働市場の参加割合(を高めること)ではないかと指摘している。

本稿の研究関心に近い前田(2007)では職業・家族といった個人属性に着目し、これらの検証を行っている。分析結果によれば、職業との関係でみると自営の男女は政治参加が高く、最も政治参加が低いのは女性の無職である。また、女性については無職の女性とくらべ正規雇用・自営であることが統計的に有意に政治参加を促していることが明らかになっている。一方、女性の政治的関心が参加活動へつながらないのは性別役割分業の影響があるのではないかと、という視点からも検証を行っており、就業形態や婚姻状況が一定の影響を与えていること、また加齢が女性の場合は政治活動につながらないことを検証した。また、その他の属性として労働時間や通勤時間が与える影響については確認できなかった。家族に着目すると、男女ともに既婚が政治活動に積極的であり、未婚は消極的である。子どもについては、長子年齢と社会的なかわりを考慮した長子仮説が支持されている。ネットワークについてみると、親族、職場、その他のうち、女性の場合は親族・職場ネットワークも男性に比べ有効に作用している。計量分析の結果のうち男女の違いに着目すると、子どもの数の影響が男性の場合は大きく、通勤時間も男性のみ影響を与えていたことが示されている(前田(2007))。

また、有権者の投票・政治活動に関する研究では、個人の持つ主観・価値観も分析時の変数として重視されている。平野(2007)は、本稿と同じく男女共同参画に関する政策選好に着目し、市民の選好がどのような要因により形成されているかを検証している。分析結果によれば、ジェンダー不平等認識に関する男女の平均値の差は「家庭生活」「職場」「教

育の場」「政治の場」「法律制度」「社会通念」すべての項目において男性の方が女性よりも統計的に有意に高く(数値が低いほうが男性が優遇と認識している), 男性の方が不平等認識が低いことが示されている。また, いくつかの政策選好に関する男女比較では, 家族支援政策及び男女平等化推進に関する政策の賛否は女性の方が賛成の度合いが強く, 他方女性の社会進出に関する措置に関しては明確な男女差は見られなかった。また, 価値観については男女差はほとんどないが, 不平等認識については男女差がみられることを明らかにした。

また, 山田(2007)は政治参加の項目についてジェンダー・ギャップを検証している。その結果によれば, 投票行動そのものについては大きな男女差はないものの, 自治会・町内会活動, 有力者と接触, 政治家・官僚と接触, 選挙や政治についての集会, 市民運動・住民運動といった項目においてすべて男性の方が女性よりも活発な活動を行っていることがわかっている。また政治的指向や個人では獲得しえない資源についてもジェンダー・ギャップがあるとの仮説をたて, それぞれ検証を行っている。その結果, 女性は明らかに男性より政治的関心が低く, かつ政治過程の関与そのものに関心を持たないために結果として女性が阻害されている結果になっていると結論づけている。この点については, 欧米の研究でも回避仮説と抑制仮説の2つを提示し, 女性が基本的に政治に関心を持たないが故に投票・政治活動に参入しないとする回避仮説が有効との結論を得ている(Burns, Schlozman and Verba(2001))。

ジェンダー・ギャップの分析には特に着目していないものの, 有権者の投票参加要因について分析したものには三宅・西澤(1997)がある。所得, 教育程度, 年齢, 政治的有効性感覚, 政党評価, 地域との心理的距離といった個人属性要因及び政治的動員, 制度要因といった政治環境要因の双方が実際の投票行動に結びついているとして, その決定要因について分析が行われている。特に投票行動に影響を与える変数としては, 政治経験の多い人, 投票に対する義務感の強い人, 地域への愛着が強い人, 後援会のメンバーシップ等の要因が挙げられている。

また本稿では着目していない論点であるが, クオータ制導入が女性議員数や投票行動にどのような影響を与えたかを検証したものに Bonomi, Brosio and Tommaso(2013)があり, クオータ制の導入(50%の女性割り当て)が女性議員数の増加には貢献したが, 女性有権者の投票行動の増加にはつながらず, 投票者については男性バイアスがかかっていることを指摘している。

このようにジェンダー・ギャップに着目した政治意識・投票行動の分析の蓄積がある中, 本稿では, 前田(2007)同様に女性の個人属性に着目した分析を試みる。ただし, 婚姻状況や子供の有無等については変数の制約もあり, 主に職業属性に着目した分析を進めることとする。この観点からみた分析は思いの他少なく, 本稿における新たな貢献であると考えられる。

3. 分析期間における経済状況・政策・女性就業の現状

本節では、分析対象期間の経済状況や各政党の政策等を概観する。今回分析対象となる期間は2008年に起きたリーマンショック直後にあたる2009年の景気後退期から、2011年の東日本大震災の起きた年にあたり、日本の経済状況も大きな変動があった時期である。表1は、分析期間の経済・雇用に関する指標の推移をまとめたものである。男女ともに就業率・完全失業率に大きな変化はないものの、雇用者に占める非正規従業員の割合は女性が2009年の51.3%から2011年の52.4%へ、男性が同じく16.7%から18.1%と微増傾向にあることがわかる。経済指標については、GDPの算定基準が2010年から変更になったことから単純な比較は難しいが、リーマンショック後の景気後退(2009年)から一度持ち直したものの、東日本大震災(2011年)で再び後退傾向にあることが読み取れる。

表1 分析期間(2009-2011年)の経済・雇用に関する指標の推移

	就業率		完全失業率		雇用者に占める非正規 の職員・従業員の割合		実質GDP	名目GDP	消費者物価指 数(総合)
	女性	男性	女性	男性	女性	男性			
2009	46.2	68.2	4.8	5.3	51.3	16.7	-2.2	-3.4	97.2
2010	46.3	67.7	4.6	5.4	51.8	17.2	3.2	1.4	96.5
2011	<46.2>	<67.6>	<4.2>	<4.9>	52.4	18.1	0.5	-1.1	96.3

注)2011年の< >内の実数は、岩手県、宮城県及び福島県について補完推計値を用いて推計した値である。また、GDPは2009年が2000年基準、2010年・2011年が2005年基準となっており、単純に数値のみの比較はできない。出所)就業率、完全失業率、雇用者に占める非正規の職員・従業員の割合は総務省『労働力調査(基本集計)』、消費者物価指数は総務省『消費者物価指数・年平均総合(2015年基準)』、実質GDP・名目GDPの値は内閣府『国民経済計算(GDP統計)』。

また、このうち選挙が実施されたのは第3波の2009年(第45回衆院選)と第6波の2010年(第22回参院選)である。この両選挙の特徴をまとめたものが表2である。まず第3波は2009年衆院選選挙後の調査であり、この選挙がどのような特徴を持っていたのかを確認する必要がある。この選挙では、「マニフェスト・政権選択」が争点となっており、民主党が前回選挙より議席数を大幅に増やし第一党となり、自民党から民主党に政権交代した大きな変化のあった選挙であった。この選挙の女性当選者数は54人、女性有権者投票率は69.1%であり、前回選挙(第44回)の43人より女性当選者数は11人も増えた。また、わずかながら投票率も上がり、国民の関心の高さがうかがえた選挙である。

次いで、第6波は2010年参院選選挙後の調査である。この選挙では「景気・雇用・年金・介護・消費税引き上げ」が争点となっている。第一党は自民党となり、衆議院との「ねじれ」が生じた選挙である。この選挙の女性当選者数は17、女性有権者投票率は57.5%である。しかし、いずれの選挙も女性立候補者割合(2009年衆院選は23.4%、2010年参院選は22.9%)に対し、実際の女性当選者割合は低くなっている(各11.3%、14.0%)。

この点につき、川人(2007)による先行研究のまとめからは、女性の政治進出を阻む3つ

の要因があるとされている。第一に政党幹部が女性を差別的に扱い、候補者に女性を擁立したがないという問題、第二に女性候補者の供給面での障害があるとする問題、第三に政治構造や政治制度が女性の政治進出に対して障害となっている場合である。ここでは小選挙区制は比例代表制よりも女性の立候補を促進しないことが指摘されている。また、「世界価値観調査」によれば日本は民主主義国としては唯一「男性は女性よりすぐれた政治指導者になる」という価値観を否定する者の割合が半数に達しておらず、個人の価値観に内在する政治におけるジェンダー平等の低さを指摘している。この観点からも、政治活動の分析においては個人属性だけでなく個人が持つ価値観にも着目して分析することの重要性がうかがえる。

表 2 分析対象選挙の概要及び争点

wave	選挙名	女性立候補者割合 ()内は実数	女性当選者割合 ()内は実数	女性有権者投票率 ()内男性	政党別得票 (小選挙区)	内閣	争点	天気	特記事項
第3波	2009年衆院選挙	23.4% (237)	11.3% (54)	69.1% (69.5%)	民主(47.4%) 自民(38.7%)	麻生	マニフェスト 政権選択	曇り のち雨	解散日から40日 後の投票日
第6波	2010年参院選挙	22.9% (100)	14.0% (17)	57.5% (58.4%)	民主(39.0%) 自民(33.4%)	菅	景気・雇用・年金・介 護・消費税引き上げ	曇り のち雨	首相交代直後の 選挙

注)立候補者割合・当選者割合は比例代表，小選挙区(選挙区)計の数字である。

出所)総務省自治行政局選挙部,2009,『衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』,総務省,2010,『第22回参議院議員通常選挙結果調』,総務省選挙部,2017,『目で見る投票率』より筆者作成

このように、2009年から2011年にかけては経済変動だけでなく政治においても大きな動きのあった3年であった。特に女性有権者のみがこの変化に反応し、投票率が上昇したわけではなく、男性有権者も同様に投票率は上昇傾向である³⁾。一方、女性議員割合はわずかながらも両選挙において増加している。次節では、様々な属性を持つ女性有権者がどのような政治意識・参加行動をとっているのかについてマイクロデータを用い検証する。

4. 使用データ及び仮説

使用するデータは第1波から第7波まで実施されている『変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(以下JES4調査と表記)』の第3波、第6波、第7波⁴⁾であり、このうち主に女性票を分析対象とする。なお、以後の分析は比較のために男性票の結果も併記する。

この調査は選挙における投票行動の実態を明らかにし、選挙制度の改変による変動、国際的・国内的な社会構造の変動、インターネット等新たなメディアの発展等による選挙のあり方自体の変化といった要請に応えることを基本目的として実施された全国時系列調査である(JES4調査(2007-2011))。本分析においてこのうち三時点のみのデータを使用する理由は、今回着目する女性の政治意識やジェンダー関連の設問が備わっている調査データであるためである。

各データの概要は表3の通りであり、サンプルサイズは1,600-1,700である。調査方法は

第3波・第6波は面接調査であることから回収率は7-8割と高く、第7波は自記式郵送調査のため5割強である。そのため、両調査の性質が異なっていることもあり、主に第3波、第6波のデータを使用する。また、各調査対象者は前回調査者に繰り返し尋ねるパネル調査である一方、脱落サンプルを補充するための追加サンプルも多い。そのため、まずは一時点のクロスセクションデータとして取り扱うこととし、その後内生性への対処や頑健性を確かめるための方法として、第3波、第6波のデータをパネル化し追加的な検証を行う。

表3 分析対象調査の概要⁵⁾

wave	調査名	サンプルサイズ	回収率	調査方法
第3波	2009年 衆院選選挙後・全国有権者調査	1,684	76.3%	面接調査
第6波	2010年 参院選選挙後・全国有権者調査	1,707	82.2%	面接調査
第7波	2011年 政治意識に関する全国有権者調査	1,658	55.3%	自記式郵送調査

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

ここで、実際の投票行動についてデータの特徴を確認したい。先述の通り、本調査は衆院・参院選挙後等に実施された意識調査であるため、実際の全国平均でみた投票率よりもかなり高い数値となっていることに注意されたい。表4のとおり第3波、第6波調査対象者の投票率は9割近い割合となっており、女性の個人属性別にみた投票の有無を分析することは難しいことがわかった。そこで、ジェンダー観や政治意識が政治活動にどのように結びついているかを主に検証していくこととする。

表4 調査別にみた投票率と全国投票率との比較(男女別)

wave	選挙名	全国女性有権者投票率 ()内男性	wave3及びwave6 女性有権者投票率 ()内男性
第3波	2009年衆院選選挙	69.1% (69.5%)	93.3%(95.0%)
第6波	2010年参院選選挙	57.5% (58.4%)	87.5%(92.7%)

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

JES4 調査では、調査対象者の大まかな職業を把握することができる。そこで、個人属性の中でも職業属性に着目し、以下の仮説を設定した上で分析を進める。その他、婚姻の状況や子どもの有無といった変数も女性の属性を表す上で重要な情報であるが、「家計維持者か否か」といった設問はあるものの、本調査ではこれらの項目について直接尋ねた項目はない。そのため本稿では主に職業・年齢といった個人属性に着目する。個人属性の中でも職業属性の影響は大きいと考えられる⁶⁾。働く女性と専業主婦や高齢女性では生活パターンも大きく異なり、男性よりもより多様性のある行動をとっていると考えられる。職業属性別にみた政治意識・行動を知ることにより、それぞれの女性の政治参画に関するアプローチの示唆を得ることもできよう。設定した仮説は以下の通りである。

仮説1：自営や勤め(雇用者)の女性と、無職及び専業主婦の女性はジェンダー政策(女性活躍推進施策)について考え方に違いがある。

仮説2：自営や勤め(雇用者)の女性は、働く上で持つ問題意識から無職及び専業主婦の

女性より政治参加が多い。

この仮説について、ジェンダー観に関する設問の回答傾向にも着目しつつ次節以降にて分析を進める。

5. 記述分析

本節では、JES4 調査を用いて職業属性の特徴やジェンダー観に関する設問の回答に関する特徴について、記述分析を通し検証する。

表 5 は、職業属性に関する構成比を男女別・wave 別にみたものである。男性は「勤め」が 5 割弱、女性は 4 割弱である。「自営」は男性は比率が高く 2 割弱、女性は 1 割弱である。その他、「専業主婦」は女性で 4 割弱をしめ、「無職」は男性で 3 割、女性で 1 割強である。つまり、女性については「勤め」「専業主婦」がそれぞれ 4 割弱存在し、最も多い職業属性であることがわかる。なお、「無職」はもともと雇用者等であった者が定年を迎えたあとの職業区分であり、主に高齢者である。

表 5 職業属性に関する割合(男女別・wave 別)

	男性			女性		
	wave 3	wave 6	wave 7	wave 3	wave 6	wave 7
勤め	46.5	49.1	47.9	34.2	40.5	37.6
自営	20.9	18.9	16.6	7.4	7.2	5.6
家族従業	0.5	0.6	1.1	3.2	3.8	3.6
学生	0.4	0.7	1.6	0.4	0.2	1.5
専業主婦	0.0	0.0	0.0	40.7	37.4	38.0
無職	31.6	30.5	31.3	14.1	10.8	11.7
その他	0.0	0.0	0.6	0.0	0.1	1.4
無回答	0.1	0.2	0.9	0.0	0.0	0.5
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

まず確認するのは、仮説 1 に関する職業属性別にみた政治意識の違いである。着目するのは投票者のジェンダー観に関する設問である。本調査においてジェンダー観を尋ねた設問は限られているが、今後女性活躍を推進するために注目すべき設問として「より高い地位やよい職業につく女性を増やすため、政府は特別な制度を設けるべきだ」がある。設問の内容から、クオータ制などの指導的女性を増やすための割当制度に関する支持を問う質問であると考えられる。現在、指導的地位につく女性を増やそうと政府も取り組みを行っており(「202030」:社会のあらゆる分野において 2020 年までに指導的位置に女性が占める割合を少なくとも 30%程度とする目標(内閣府)), この設問の回答結果は大変興味深いものである⁷⁾。

着目する設問は「賛成」を 5、「反対」を 1 とする 5 段階の回答項目⁸⁾となっており、個人属性別に分けた上記設問の平均値を示す(表 6-1, 6-2)。表 6-1 は、指導的地位につく女性支援に関する政策に対する考えについて職業属性別にみた平均値の比較である。おおむね

女性の方が男性よりも平均値が高い傾向がみられる。t 検定では、第 6 波(女性 3.38, 男性 3.21)と wave7(女性 3.25, 男性 3.00)において、「勤め」の男女について平均値に統計的に有意な差が確認された。女性に着目すると、平均値が高い職業は「勤め」「学生」⁹⁾であり、おおむね 3.3 以上の値を示しており「自営」「専業主婦」に比べこれらの職業では同政策の支持割合が高いことがわかる。さらに直近の wave7 では「無職」が 3.29 と高い値を示している。これに対し男性は「勤め」「家族従業」「無職」が 3.0 を超える平均値を示しており、自営業の男性に比べこれらの属性の男性の方が同政策を支持する者の割合が高いことがわかる。

表 6-1 指導的地位につく女性支援に関する政策に対する考え
(職業属性別・wave 別)

	wave3					wave6					wave7				
	男性		女性		t検定	男性		女性		t検定	男性		女性		t検定
	Obs	Mean	Obs	Mean		Obs	Mean	Obs	Mean		Obs	Mean	Obs	Mean	
勤め	352	3.25	286	3.29		391	3.21	350	3.38	**	381	3.00	315	3.25	***
自営	153	3.22	59	3.19		150	2.98	56	3.14		130	2.97	48	3.19	
家族従業	4	3.50	27	3.48		5	3.00	30	3.07		7	3.14	30	3.13	
学生	3	3.00	4	2.75		6	2.67	2	4.00		13	3.00	13	3.62	
専業主婦	0	0.00	324	3.22		0	0.00	309	3.33		0	0.00	312	3.20	
無職	228	3.17	91	3.20		231	3.22	82	3.30		244	3.17	98	3.29	

注)*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

さらに、表 6-1 の回答について雇用者・自営・家族従業のサンプルに限定し、就業形態別にみたものが表 6-2 である。雇用者の就業形態については第 7 波のみ設問があるため、同波のみの結果を示す。女性は「正社員」「契約・派遣」において同政策の支持割合が 3.3 程度と高い。雇用者の中でも比較的安定的な雇用の女性からの支持が高いと考えられる。ここでも t 検定を行うと、「正社員」の男女について平均値(女性 3.28, 男性 2.97)となり統計的に有意な差が確認された。一方男性は「契約・派遣」「パート・アルバイト」といった非正規雇用者において支持割合が 3.1 程度と高い。男女ともに「自営」の支持割合は低くなっている。

表 6-2 指導的地位につく女性支援に関する政策に対する考え 2
(雇用者の就業形態別・wave7)

	男性		女性		t検定
	Obs	Mean	Obs	Mean	
自営又は家族従業	129	2.96	72	3.15	
正社員	279	2.97	132	3.28	***
契約・派遣	48	3.13	48	3.29	
パート・アルバイト	41	3.12	126	3.20	
無回答	21	2.95	15	3.26	

注)*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

ここまでは男女間のジェンダー政策に関する考え方の平均値の比較であるが、最後に働く女性(勤め・自営)と専業主婦・無業女性の平均値の違いも確認しておこう。第3波については働く女性(勤め・自営)の女性の値(それぞれ3.28, 3.21)であり、検定の結果両グループの間に統計的に有意な差はなかった。第6波についても平均値はそれぞれ3.35, 3.32であり同じく差は確認されなかった。

次節ではこれら記述分析の結果をふまえて、女性の政治参加に関する推計を行い実証分析を行う。

6. 分析モデルと政治参加に関する要因の推計

6.1 政治参加に関する設問と記述分析

本節では、仮説2「自営や勤め(雇用者)の女性と無職及び専業主婦の政治意識・行動の違い」について検証を行う。

今回着目する政治参加に関する設問は表7のとおり14項目にわたっている¹⁰⁾。そのため、それぞれの設問に「はい」と回答したものを1点とし、14項目すべてを足し上げ型の尺度として使用する(最大値は14点)。設問は過去5年間の活動について尋ねており、選挙投票だけでなく自治会・町内会や市民・住民運動、カンパ、陳情、意見表明、デモ参加など多様な政治参加に関する項目構成となっている。なお、本設問は第3波・第6波のみにあるため、両調査を分析対象とする。

表7 政治参加に関する設問(第3波及び第6波)

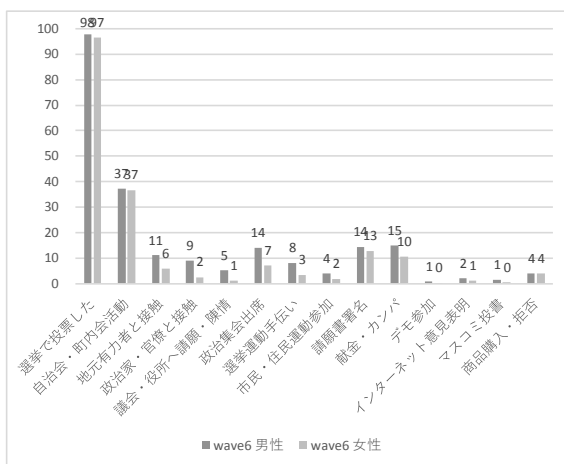
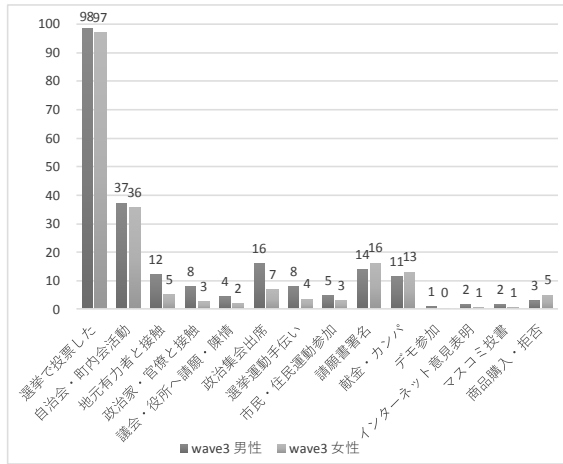
政治参加尺度 (最大14点)	
①選挙で投票した	⑧市民運動や住民運動に参加した
②自治会や町内会で活動した	⑨請願書に署名した
③必要があって地元の有力者と接触した	⑩献金やカンパをした
④必要があって政治家や官僚と接触した	⑪デモに参加した
⑤議会や役所に請願や陳情に行った	⑫インターネットを通して意見を表明した
⑥選挙や政治に関する集会に出席した	⑬マスコミに連絡・投書・出演などをして意見を表明した
⑦選挙運動を手伝った	⑭環境保護的、政治的、倫理的な理由である商品を買うのを拒否したり、意図的に買ったりした

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

ここでは、山田(2007)同様にそれぞれの政治参加がどの程度行われ、またジェンダー・ギャップが存在するのかを確認しよう。図1は、それぞれの政治参加項目に関する参加度の男女比較である。第3波、第6波ともに似た傾向にあるが、選挙投票行動(10割弱)、自治会・町内会活動(4割弱)の他は男女ともにおおむね政治活動をおこなっている割合は2割以下である。その中でも、男女で違いがみられる項目は政府有力者、政治家・官僚との接触や政治集会参加は男性の方が女性よりも回答割合が高く、請願書署名や献金・カンパといった行動は女性の方が男性よりも回答割合が高くなっている。男性は対人関係も含め

た実際的な折衝活動，女性は間接的ながらも金銭支援等の活動を行っているにとらえることができる。

図1 政治参加に関する男女比較(左：第3波，右：第6波)



出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

なお，図には示していないが女性の職業の有無により政治行動の違いがあるかどうかも確認する。有業者(勤め・自営)の女性のほうが無業者(専業主婦・無業)よりも活動ありと回答した割合が高く，検定上有意な差が確認された項目は第3波の「政治集会出席」「調願書署名」であった。同選挙は2009年の政権交代の衆院選であり，投票率も高い国民の関心が高い選挙であった。このような選挙の場合には，働く女性も(全体に占める参加割合は低いものの)実際に政治参加行動をとっていることがわかる。逆に専業主婦・無業者の方が回答割合が高かった活動は第6波の「市民・住民運動参加」であった。地域のコミュニティに根づく活動へのアクセスのしやすさがうかがえる。また，選挙によって女性の政治参加の度合や活動内容も異なっていることがわかる。

次いで表8において，政治参加尺度スコアを男女別・年代別に確認する。まず，男女で見ると男性の方が女性よりも概ね政治参加スコアが高い傾向にある。t検定の結果，男女

間で統計的に有意な差があったのは第3波で自営(男性2.73, 女性2.18)及び無職(男性2.09, 女性1.39), 第6波で勤め(男性2.05, 女性1.77), 自営(男性2.78, 女性1.97)及び無職(男性2.22, 女性1.58)であった。自営及び無職の男女間で, 政治活動参加に大きな差があることがうかがえる。

表8 政治参加尺度スコアの比較(男女別・年代別・第3波及び第6波)

	wave3					wave6				
	男性		女性		t検定	男性		女性		t検定
	Obs	Mean	Obs	Mean		Obs	Mean	Obs	Mean	
勤め	360	2.07	311	1.97		401	2.05	360	1.77	***
自営	162	2.73	67	2.18	*	154	2.78	64	1.97	***
家族従業	4	1.50	29	2.72		5	1.80	34	2.03	
学生	3	1.33	4	0.75		6	1.33	2	0.50	
専業主婦	0	0.00	370	1.95		0	0.00	333	1.93	
無職	245	2.09	128	1.39	***	249	2.22	96	1.58	***

注)*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

また表には示していないが, 年代が高くなるほど男女間の政治参加に関する数値の差が広がっていた。これらは前田(2005)の先行研究と同様の結果である。女性に着目すると, 中高年女性の政治参加スコアが他の年代に比べやや高い。第3波では50-59歳代が最も政治参加が高く2.36, 第6波では40-49歳代が最も高く2.11となっている。30歳代以下の若年層及び70歳代以降は大幅にスコアが低下している。仕事や結婚・育児期等で多忙な若年層と引退年齢を過ぎた高齢層は政治参加行動が少ないことがわかる。男性についてみると, 年代が高くなるほど政治参加が高くなり, 最も高いのは雇用者としての定年を迎えた後の60-69歳代である。ただし男性も, 女性同様に70歳代以降の政治参加スコアは低下している。

6.2 政治参加に関する規定要因の推計

表8の結果をふまえた上で, さらに計量的分析により個人の政治参加の規定要因を分析する。被説明変数は表8の「政治参加尺度」を用いる。14項目を足し上げた数値のため, OLSによる推計と順序プロビットモデルによる推計を併用する。用いる説明変数は表9のとおりである。

最も着目したい変数は, 職業属性による政治参加・行動の違いであるので職業ダミーの係数及び符号である。その他着目したい説明変数は「価値観(女性の指導的地位施策要)」であり, 同政策を支持する者ほど政治参加活動が活発であると考えられるため, 予想される結果の符号は「+」である。また, 現在の政治に対する評価や政権選択の意思といった個人の主観にも着目し, 説明変数に加えた。「政権選択の意思」は第3波にあり, 政権選択の意識が高いほど政治活動を行うと考えられるため「+」, 「2009年選挙の政権交代の結果

の評価」は第6波にあり、政権交代を評価した者ほど2010年参院選選挙に投票すると考えられるため「+」とそれぞれ符号を予想する。また、「政治制度の評価の高低」(第3波、第6波ともにあり)も政治参加に影響を与えると考え説明変数に加えた。さらに年齢、教育程度(学歴)、職業、家計維持者か否か、世帯年収¹¹⁾、持家有無、といった個人属性を考慮するためにモデルに加えた。また、「わからない」「答えない」の合計が3割程度を占めていることから、サンプルの脱落を防ぐためにカテゴリカルデータとして使用し、それぞれダミー変数として加えた。また、コントロール変数として地域(都道府県)を加えている。

表9 使用する説明変数と概要

説明変数の概要	
価値観(女性の指導的地位施策要)	「賛成」5、「どちらかといえば賛成」4、「どちらともいえない」3、「どちらかといえば反対」2、「反対」1
年齢ダミー	20-29歳、30-39歳、40-49歳、50-59歳、60-69歳、70歳以上
教育程度ダミー	小中卒、高卒、短大・専門・高専卒、大学・大学院卒
職業ダミー	勤め、自営、家族従業、学生、専業主婦、無職
家計維持者か否かダミー	はい、いいえ
世帯年収ダミー	200万円未満、200-300万円未満、300-400万円未満、400-500万円未満、500-600万円未満、600-700万円未満、700-800万円未満、800-1000万円未満、1000-1200万円未満、1200-1400万円未満、1400-2000万円未満、2000万円以上、わからない、答えない
持家の有無ダミー	持家(一戸建て)及び分譲マンションありを「有」その他を「無」
政権選択の意識ダミー(wave3)	「今回の選挙で「政権を選ぶ」ということを意識しましたか」に対し「強く意識した」「やや意識した」を1、その他を0とした
2009年選挙の政権交代の結果の評価ダミー(wave6)	「2009年総選挙による政権交代の結果、日本の政治が良くなったと思いますか」に対し「とても良くなった」「ある程度良くなった」を1、その他を0とした
政治制度の評価	「現在のわが国の政治制度をどう評価しますか」に対し「非常に良い」を10、「非常に悪い」を1とする10段階評価
都道府県ダミー	コントロール変数として都道府県を加えた

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

推計結果は付表 2-1(第3波)及び付表 2-2(第6波)のとおりである。双方ともに着目するのは「価値観(女性の指導的地位施策要)」であり、結果の符号を「+」と予想したが、第3波の男女及び第6波の男性は符号が「+」であったものの第6波の女性は「-」となり、一部予想に反する結果となった。また、同設問の係数は小さく、かつ統計的にも有意な結果ではなかった。

次いで、現在の政治に対する評価や政権選択の意思といった個人の主観の効果にも着目する。第3波の「政権選択の意思」は、政権選択の意識が高いほど政治活動を行うと考えられるため「+」と予想した。結果は男女ともに政権選択を「意識した」と回答した者は、その他の者に比べて統計的に有意に政治活動を行っていた。特にその効果は男性で大きくみられた。また記述統計量(付表 1)からわかる通り、2009年衆院選時の「政権交代の意識」は男女ともに7割程度と大変高くなっており、政権交代への期待が政治活動につながっていることが示された。第6波の「2009年選挙の政権交代の結果の評価」についても、政権交代を評価した者ほど2010年参院選選挙に投票すると考えられるため「+」と予想した。推計結果は、女性については2009年選挙の政権交代を評価している者ほど、その他の者に比べて政治活動をより行っていた。ただし、男性についてはその効果は確認されなかった。

さらに、もう一つ主観的変数として加えた「政治制度の評価の高低」(第3波、第6波と

もにあり)の効果を確認する。第3波の男性において、政治制度を評価する者ほど政治活動を行っていることが確認されたが、係数は小さな値であった。また、第3波の女性及び第6波の男女においてはその効果は見られなかった。

その他、個人属性の効果に着目すると、第3波では職業による差は確認されなかったが、第6波では専業主婦が勤めている者よりも政治活動を増加させていた。女性の場合、年齢が上がると政治活動がより盛んになるが第3波では60歳代、第6波では70歳代を超えると再び低下した。また、学歴が高いほど政治活動を行っており、世帯年収は2000万円を超えると、大きく政治活動を増やしていた。男性については、女性との違いは自営であることが勤めよりも大きく政治活動を増やすこと、学歴による政治活動の差が女性よりも小さいことが示された。

また、第3波と第6波において、特に主観的変数の効果が異なっていた。両選挙に対する有権者の期待度の差等によるせいかな、2009年衆院選では効果があった変数が2010年参院選では効果がなかったりと、安定しない結果となった。また、最も着目する「価値観(女性の指導的地位施策要)」は、男女ともに政治活動に結びついているとはいえないという分析結果となった。

なお、職業属性と年齢の関係をみるために、職業と年齢の交差項をそれぞれ作成し、分析モデルに投入し推計を行ったが、いずれも符号は負(年齢が高くなるほど政治参加が低下)となったものの、統計的に有意な結論は得られなかった。

6.3 パネルデータによる追加的検証

先述したように、本データは同一人物に繰り返し質問を行うパネルデータであるものの、脱落及び補充が多いという難点がある。しかし、6.2で行った推計では因果の方向を特定できず、就業形態が政治意識・行動に影響を与えているのかについて変数間の内生性の可能性が除去できていない。そこで、本節では追加的な検証として第3波・第6波の両調査に回答したサンプルを抽出し、パネルデータとして扱うことでさらなる検証を試みる。

第3波・第6波のデータをパネル化し、使用変数に欠損のないサンプルは1,157であった。サンプルを限定したことにより、わずかながらも若年層、小中卒、高卒といった属性を持つサンプル比率の低下(脱落)が確認されたため解釈には注意が必要である。使用する説明変数は表9とほぼ同様であるが、世帯収入については収入五分位階級を作成し、該当するカテゴリーごとにサンプルを統合した。また、「政権選択の意識」「2009年選挙の政権交代の結果の評価」についてはそれぞれ第3波、第6波のみで使用している設問であるため分析モデルから省いた。

推計結果は表10のとおりであり、プーリング回帰モデル、固定効果モデル、変量効果モデルの3つの推計結果を示した。3つの検定の結果、固定効果が支持されたため固定効果の結果を示した Model1 に着目する。まず、注目した職業属性については統計的に有意な

値はなく、職業属性の違いによって政治参加が異なるとはいえない結果となった。したがって仮説2は否定され、2009年、2010年選挙時の行動に限定すると、働く女性ほど政治参加行動が多いとはいえないと結論付けられる。また、ジェンダー政策に関する支持も、実際の政治参加には統計的に有意な値は得られず、実際の政治参加を促すとはいえないことがわかった。これらの結果を付表2の結果と比較すると、ジェンダー政策の効果については確認できなかった点は整合的であり、職業属性についてはクロスセクションデータにおいては一部の職業で政治参加の係数が統計的に有意な結果を得たものの、観察されない個体差を考慮すると、職業属性やジェンダー政策の違いが政治参加につながるとはいえない結果となった。

表10 政治参加尺度に関する推計(女性票・パネル)

Panel	Model1		Model2		Model3	
	Coef.	Std.Err. t	Coef.	Std.Err. t	Coef.	Std.Err. t
職業<勤め>						
自営	0.109	0.351 0.31	0.179	0.164 1.09	0.111	0.153 0.73
家族従業	-0.116	0.397 -0.29	0.264	0.216 1.22	0.418 **	0.209 2.00
学生	-0.188	1.261 -0.15	-0.726	1.088 -0.67	-1.450	1.240 -1.17
専業主婦	-0.102	0.196 -0.52	0.101	0.102 1	0.142	0.095 1.50
無職	0.083	0.260 0.32	-0.054	0.152 -0.35	-0.087	0.146 -0.60
価値観(指導的地位の女性増 加施策要)						
	-0.036	0.047 -0.76	-0.045	0.035 -1.29	-0.047	0.037 -1.28
年齢<20-29>						
30-39	-0.542	0.572 -0.95	0.101	0.235 0.43	0.118	0.211 0.56
40-49	-0.766	0.747 -1.03	0.617 ***	0.231 2.67	0.654 ***	0.203 3.23
50-59	-1.411	0.880 -1.60	0.666 ***	0.226 2.94	0.722 ***	0.199 3.64
60-69	-1.650 *	0.958 -1.72	0.685 ***	0.233 2.95	0.742 ***	0.207 3.59
70-	-3.488 ***	1.087 -3.21	0.357	0.248 1.44	0.482 **	0.221 2.18
教育程度<小中卒>						
高卒	-0.339	0.249 -1.36	0.211	0.129 1.63	0.334 ***	0.123 2.72
短大専門高専	-0.593 **	0.299 -1.98	0.225	0.150 1.5	0.384 ***	0.142 2.72
大学・大学院	-0.491	0.539 -0.91	0.621 ***	0.188 3.31	0.733 ***	0.169 4.33
家計維持者<はい>						
いいえ	0.152	0.186 0.82	-0.051	0.110 -0.46	-0.148	0.108 -1.37
世帯年収<300万円未満>						
300万円-400万円未満	0.009	0.196 0.05	0.073	0.139 0.53	0.096	0.145 0.66
400万円-600万円未満	0.102	0.215 0.47	0.286 **	0.139 2.06	0.344 **	0.138 2.49
600万円-800万円未満	0.048	0.233 0.21	0.326 **	0.154 2.12	0.390 **	0.156 2.51
800万円以上	0.023	0.263 0.09	0.345 **	0.157 2.19	0.419 ***	0.151 2.77
わからない	-0.296	0.219 -1.35	-0.127	0.133 -0.95	-0.090	0.130 -0.69
無回答	-0.234	0.205 -1.14	-0.069	0.137 -0.5	-0.036	0.141 -0.25
持家有無<あり>						
なし	0.032	0.397 0.08	0.347 ***	0.130 2.67	0.366 ***	0.114 3.21
定数項	4.035 ***	0.906 4.45	0.949 ***	0.306 3.1	0.801 ***	0.285 2.81
	固定効果モデル		変量効果モデル		プーリング回帰モデル	
Number of obs	1,157		1,157		1,157	
個体数	629		629			
Adj R-squared	0.134		0.1063		0.0916	
F			2.72***			
BP			122.26***			
Hausman			39.92**			

注)*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意。

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

7. まとめ・考察

本分析では、日本の女性の政治意識と投票行動について女性の属性別に分析を試みた。特に仮説を2つ設定し、第一に職業属性によりジェンダー政策(女性活躍推進施策)について考え方に違いがあるのか、第二に自営や勤め(雇用者)の女性が無職及び専業主婦の女性より政治参加が多いかという点について分析を行った。

第一の仮説については、ジェンダー政策(女性活躍推進施策)への賛同度合は働く女性(勤め・自営)と専業主婦・無業女性の間で差はみられなかった。第二の仮説である政治参加・行動の違いについては、職業属性やジェンダー政策の違いが政治参加につながるとはいえない結果となった。なぜ働く女性と仕事を持たない女性の間で政治参加に違いが出なかったのかについては、社会参加のネットワーク・アクセス方法が両グループで異なることが考えられる。具体的に考えられる解釈としては二点ある。第一に専業主婦は地域の社会的ネットワークや子供の学校の活動等を通じ、政治参加を行っているという可能性である。第二に、勤めている女性は特にフルタイム勤務において時間の余裕や融通性が十分ではなく、機会費用も高いため政治参加を行うゆとりが持てないという可能性も考えられる。

さらに主観的変数に着目すると、分析の結果2009年衆院選と2010年参院選において、特に主観的変数の政治活動に対する効果が異なっていた。「価値観(女性の指導的地位施策要)」は、男女ともに政治活動に結びついているとはいえないという分析結果となった。また、説明変数として用いた主観的変数では、両選挙に対する有権者の期待度の差等によるせいか2009年衆院選では効果があった変数が2010年参院選では効果がなかったりと、安定しない結果となった。ただし、2009年衆院選時の「政権交代の意識」は男女ともに7割程度と大変高くなっており、さらに政権交代への期待が政治活動につながっていることが示された。一方、2010年参院選においては、女性については2009年選挙の政権交代を評価している者ほど、その他の者に比べて政治活動をより行っていた。ただし、男性についてはその効果は確認されなかった。

本稿の分析結果からは、女性議員数のみならず女性有権者の政治参加そのものも男性に比べ低く、かつ政治活動の内容も投票行動の他には周縁的な活動にとどまっていることが示された。また、働く女性は機会費用の高さのためか、政治参加の度合は職業を持たない女性と比べても必ずしも活発ではないことも示された。働く女性の中でも自営の女性は自治会への参加、専業主婦は例えば子供のPTA活動を通じた政治参加など、職業属性により政治参加に至る行動パターンが異なることも考えられる。さらに、ジェンダー政策に関する支持は女性の政治参加に結びついていなかったことに注目したい。本設問がクオータ制度などの割当制度に関する支持に関する設問と近い内容であることから、同政策に関する支持の有無を拾っており、実際の政治参加行動とは異なる可能性も示唆される。

それでは、どのような施策が女性の政治参加を促すのか、やや踏み込んだ解釈と政策的含意を考えてみたい。職業属性については、働く女性が政治参加を行っているという結果

付表 表 2-1 政治参加尺度に関する推計(男女別・第3波)

wave3	女性				男性							
	Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t			
職業<勤め>												
自营	0.258	0.210	1.2	0.132	0.171	0.8	0.602 ***	0.182	3.3	0.366 ***	0.118	3.1
家族従業	0.566 *	0.278	2.0	0.317	0.227	1.4	-0.160	0.850	-0.2	0.001	0.575	0.0
学生	-0.692	0.701	-1.0	-1.180 *	0.633	-1.9	0.291	1.014	0.3	0.421	0.714	0.6
専業主婦	0.064	0.128	0.5	0.122	0.105	1.2						
無職	-0.241	0.202	-1.2	-0.223	0.169	-1.3	0.068	0.210	0.3	-0.018	0.138	-0.1
価値観(指導的地位の女性増 加施策要)	0.017	0.049	0.4	0.033	0.040	0.8	0.006	0.058	0.1	0.004	0.038	0.1
年齢<20-29>												
30-39	0.200	0.263	0.8	0.296	0.229	1.3	0.135	0.370	0.4	0.261	0.262	1.0
40-49	0.745 ***	0.259	2.9	0.860 ***	0.225	3.8	0.323	0.382	0.8	0.444 *	0.268	1.7
50-59	0.994 ***	0.256	3.9	1.002 ***	0.223	4.5	0.484	0.382	1.3	0.479 *	0.268	1.8
60-69	0.753 ***	0.268	2.8	0.815 ***	0.232	3.5	0.667 *	0.391	1.7	0.658 **	0.273	2.4
70-	0.807 ***	0.292	2.8	0.791 ***	0.251	3.2	0.551	0.412	1.3	0.592 **	0.285	2.1
教育程度<小中卒>												
高卒	0.276	0.170	1.6	0.230	0.143	1.6	0.406 **	0.197	2.1	0.252 *	0.132	1.9
短大専門高専	0.431 **	0.197	2.2	0.381 **	0.164	2.3	0.433 *	0.251	1.7	0.260	0.167	1.6
大学・大学院	0.595 **	0.231	2.6	0.464 **	0.192	2.4	0.386 *	0.218	1.8	0.293 **	0.145	2.0
家計維持者<はい>												
いいえ	-0.299 *	0.156	-1.9	-0.248 *	0.127	-2.0	-0.163	0.244	-0.7	-0.221	0.167	-1.3
世帯年収<200万円未満>												
200万円-300万円未満	0.591 **	0.252	2.4	0.524 **	0.212	2.5	-0.083	0.314	-0.3	-0.038	0.209	-0.2
300万円-400万円未満	0.297	0.268	1.1	0.315	0.227	1.4	0.176	0.310	0.6	0.099	0.206	0.5
400万円-500万円未満	0.592 **	0.282	2.1	0.586 **	0.236	2.5	0.096	0.351	0.3	-0.013	0.234	-0.1
500万円-600万円未満	0.752 **	0.313	2.4	0.560 **	0.261	2.2	0.695 *	0.357	1.9	0.386	0.234	1.7
600万円-700万円未満	1.096 ***	0.313	3.5	0.853 ***	0.261	3.3	0.165	0.382	0.4	0.160	0.251	0.6
700万円-800万円未満	0.530 *	0.321	1.7	0.539 **	0.267	2.0	0.582	0.397	1.5	0.214	0.262	0.8
800万円-1000万円未満	0.636 *	0.319	2.0	0.496 *	0.264	1.9	0.796 **	0.368	2.2	0.513 **	0.240	2.1
1000万円-1200万円未満	0.889 ***	0.339	2.6	0.829 ***	0.278	3.0	0.376	0.405	0.9	0.276	0.264	1.1
1200万円-1400万円未満	1.386 ***	0.489	2.8	1.046 ***	0.394	2.7	0.375	0.664	0.6	0.296	0.425	0.7
1400万円-2000万円未満	0.642	0.517	1.2	0.657	0.416	1.6	0.683	0.596	1.1	0.592	0.375	1.6
2000万円以上	3.243 ***	0.656	4.9	1.942 ***	0.531	3.7	2.332 ***	0.804	2.9	0.962 *	0.504	1.9
わからない	0.059	0.258	0.2	0.084	0.219	0.4	-0.087	0.337	-0.3	-0.073	0.225	-0.3
無回答	0.303	0.261	1.2	0.247	0.221	1.1	0.205	0.323	0.6	0.069	0.214	0.3
持家有無<あり>												
なし	0.392 **	0.151	2.6	0.339 ***	0.127	2.7	0.344 *	0.187	1.8	0.375 ***	0.127	2.9
政権選択の意識<その他>												
意識した	0.223 *	0.124	1.8	0.267 **	0.104	2.6	0.291 *	0.167	1.7	0.351 ***	0.113	3.1
無回答	0.069	0.217	0.3	0.113	0.181	0.6	0.374	0.261	1.4	0.378 **	0.174	2.2
政治制度の評価	-0.015	0.034	-0.4	-0.014	0.028	-0.5	0.078 **	0.037	2.1	0.053 **	0.024	2.2
定数項	0.159	0.428	0.4				-0.074	0.571	-0.1			
	OLS		Ordered Probit		OLS		Ordered Probit					
Number of obs	758		758		722		722					
Adj R-squared	0.1488				0.0811							
Pseudo R2			0.0717				0.0500					

注)*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意. なお Ordered Probit Model によるしきい値の表記は省略した.

また, コントロール変数として地域変数(都道府県)を加えている.

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

表 2-2 政治参加尺度に関する推計(男女別・第6波)

wave6	女性				男性							
	Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t	Coef.	Std.Err.	t			
職業<勤め>												
自営	0.247	0.172	1.44	0.169	0.165	1.03	0.696 ***	0.185	3.76	0.395 ***	0.116	3.40
家族従業	0.322	0.225	1.43	0.359 *	0.213	1.69	0.301	0.785	0.38	0.622	0.490	1.27
学生	-0.661	0.825	-0.8	-1.450 *	0.860	-1.69	0.067	0.755	0.09	0.291	0.505	0.58
専業主婦	0.251 **	0.104	2.41	0.251 **	0.100	2.51						
無職	0.182	0.165	1.1	0.141	0.159	0.88	0.390 *	0.206	1.89	0.141	0.131	1.08
価値観(指導的地位の女性増加施策要)												
	-0.027	0.043	-0.64	-0.022	0.041	-0.52	0.076	0.064	1.2	0.062	0.040	1.53
年齢<20-29>												
30-39	0.282	0.187	1.5	0.295	0.186	1.58	0.212	0.320	0.66	0.218	0.210	1.04
40-49	0.641 ***	0.182	3.53	0.679 ***	0.180	3.77	0.339	0.329	1.03	0.338	0.214	1.58
50-59	0.586 ***	0.180	3.24	0.592 ***	0.179	3.31	0.583 *	0.333	1.75	0.541 **	0.216	2.50
60-69	0.726 ***	0.194	3.75	0.762 ***	0.192	3.98	0.865 **	0.342	2.53	0.698 ***	0.222	3.15
70-	0.407 *	0.218	1.87	0.414 *	0.214	1.94	0.528	0.369	1.43	0.506 **	0.238	2.13
教育程度<小中卒>												
高卒	0.374 **	0.153	2.45	0.481 ***	0.153	3.14	0.579 ***	0.208	2.78	0.514 ***	0.136	3.79
短大専門高専	0.392 **	0.169	2.32	0.500 ***	0.168	2.98	0.729 ***	0.273	2.67	0.476 ***	0.177	2.68
大学・大学院	0.575 ***	0.196	2.93	0.601 ***	0.193	3.12	0.577 **	0.226	2.55	0.513 ***	0.147	3.49
家計維持者<はい>												
いいえ	-0.146	0.122	-1.2	-0.227 *	0.117	-1.93	-0.085	0.226	-0.38	-0.202	0.146	-1.38
世帯年収<200万円未満>												
200万円-300万円未満	0.111	0.205	0.54	0.193	0.202	0.96	0.167	0.333	0.5	0.106	0.215	0.49
300万円-400万円未満	0.347	0.211	1.64	0.473 **	0.207	2.29	0.562 *	0.324	1.74	0.428 **	0.208	2.05
400万円-500万円未満	0.554 **	0.221	2.51	0.638 ***	0.216	2.96	0.314	0.351	0.9	0.233	0.226	1.03
500万円-600万円未満	0.604 **	0.237	2.55	0.743 ***	0.230	3.23	0.842 **	0.362	2.32	0.557 **	0.232	2.40
600万円-700万円未満	0.601 **	0.260	2.31	0.677 ***	0.252	2.69	0.879 **	0.383	2.29	0.581 **	0.244	2.38
700万円-800万円未満	0.345	0.265	1.31	0.419	0.258	1.62	1.438 ***	0.413	3.48	0.909 ***	0.261	3.48
800万円-1000万円未満	0.467 *	0.250	1.87	0.617 **	0.240	2.57	0.552	0.380	1.45	0.431 *	0.244	1.77
1000万円-1200万円未満	0.369	0.277	1.33	0.495 *	0.270	1.83	0.667	0.460	1.45	0.530 *	0.292	1.81
1200万円-1400万円未満	1.722 ***	0.409	4.21	1.429 ***	0.383	3.73	1.418 **	0.645	2.2	0.739 *	0.408	1.81
1400万円-2000万円未満	0.933 **	0.380	2.46	0.869 **	0.363	2.39	0.717	0.629	1.14	0.338	0.403	0.84
2000万円以上	2.236 ***	0.831	2.69	2.020 ***	0.757	2.67	2.438 ***	0.759	3.21	1.202 **	0.466	2.58
わからない	0.321	0.200	1.61	0.422 **	0.197	2.15	0.316	0.353	0.89	0.164	0.229	0.72
無回答	0.118	0.209	0.57	0.276	0.204	1.35	0.400	0.349	1.15	0.283	0.225	1.26
持家有無<あり>												
なし	0.238 **	0.113	2.11	0.340 ***	0.111	3.06	0.234	0.173	1.35	0.184	0.112	1.64
2009年政権交代評価<その他>												
評価している	0.225 **	0.111	2.04	0.230 **	0.105	2.18	-0.059	0.150	-0.39	-0.003	0.095	-0.03
政治制度の評価	-0.002	0.029	-0.08	-0.013	0.027	-0.46	-0.017	0.038	-0.45	-0.004	0.024	-0.17
定数項	0.329	0.338	0.97				-0.164	0.525	-0.31			
	OLS				Ordered Probit				OLS			
Number of obs	804				804				765			
Adj R-squared	0.0955								0.0874			
Pseudo R2					0.0572				0.0491			

注)*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, * 10%水準で有意. なお Ordered Probit Model によるしきい値の表記は省略した.

また, コントロール変数として地域変数(都道府県)を加えている.

出所)JES4 研究会,2007-2011,『JES4 調査』

[注]

- 1) 同指数は女性の地位を経済, 教育, 政治, 健康の4分野で分析する. 2016年の総合点の順位は前年に比べランクが10下がり, 過去最低の水準になった. 日本は健康や教育の分野で順位を上げたが, 男女所得格差の算定方法が変更されたこともあり, 「経

済」が118位と前年に比べランクが12下がっている。

- 2) 実際に日本の国会における女性議員割合は世界的にみても極めて低い割合にあり、IPU(2016)によれば2016年12月時点における下院(日本では衆議院を指す)議員女性割合は193カ国中157位である。具体的には衆議院(下院・2014年選挙)9.5%で、参議院(上院・2016年選挙)で20.7%である。
- 3) なお男女の投票率であるが、1970代頃までは一貫して男性の方が女性よりも投票率が高く、その後女性の方が投票率が高い時期が続いている。その後、2000年代からは主に男性の方が投票率が高いという状況が続き、衆院・参院ともに過去3回の選挙はすべて男性の方が投票率が高くなっている。
- 4) 同調査は第4波(wave4)で若年者層を中心に追加サンプルの投入を行っている。従って第3波と第6・7波では回答者の属性にやや変化があり、後者は前者に比べ年齢層が2歳ほど低下している。
- 5) 各調査の詳細は次の通りである。一部データはパネル調査となっているが、以下のよう
に追加サンプルも多いため、本稿ではクロスセクションのデータとして分析を行う。
【第3波】(2009年衆議院選挙後調査)第2波調査の完了者1,858人から以後の調査への協力拒否のあった92人を除いた1,766人に、第2波調査で不能であった者434人を加えた2,200人を対象者とした。ただしこれらの対象者が転居、住所不明、調査期間中不在の場合には新たな予備サンプルを使用し、これが6人であったため、第3波調査でのアタック対象となったサンプルは合計2,206人となった。
【第6波】(2010年参議院選挙後調査)第5波調査の完了者1,767人から以後の調査への協力拒否のあった43人を除いた1,724人に、第5波調査で不能であった者352人を加えた2076人を対象者とした。
【第7波】(2011年政治意識調査)第5波および第6波の少なくとも一方の完了者1,856人から以後の調査に対する協力拒否のあった53人を除いた継続サンプル1,803人に、新規補充サンプルとして全国市町村の住民基本台帳もしくは選挙人名簿から抽出した1,197人を合わせた、全国の満20歳以上の男女3,000人を対象者とした。新規補充サンプルの抽出に当たっては、継続サンプルにおける年齢層の偏りを補正するため、上記第4波調査におけるサンプル補充と同様に、調査対象者を20～39歳、40歳～59歳、60歳以上の3つの層に分け、それぞれの層のサンプル数が母集団比率に出来るだけ近くなるようにサンプル抽出を行った。その結果、3つの年齢層の補充サンプル数は20～39歳：585、40～59歳：332、60歳以上：28となった。
- 6) 寺村(2014)による高齢女性の就業に関する分析では、高齢期に無職である女性の過去の就業履歴は専業主婦であることが多く、また就業歴のある女性にくらべ高齢期の就業意欲も低いことがわかっている。そのため、女性にとって就業の有無は就業行動だけでなく様々な社会への参画意識にも影響がある可能性が示唆される。

- 7) なお、「202030」に沿った政策立案がなされているにも関わらず、実際の指導的地位に就く女性割合に関する数値としては先の女性議員割合(衆院 9.0%, 参院 20.7%(2016年時点))だけでなく、企業等における管理職比率の数値も政策達成には程遠い状況となっているのが現状である。厚生労働省(2015)によれば、課長相当職以上の管理職に占める女性割合は 11.9%であり、係長相当職以上の女性管理職割合は 12.8% に過ぎない。
- 8) すべての wave において回答は 5 段階となっており、「賛成」5, 「どちらかといえば賛成」4, 「どちらともいえない」3, 「どちらかといえば反対」2, 「反対」1 となっている。また、もともとの設問の回答を反転させて使用している。「わからない」「答えない」は欠損値とした。なお、第3波の女性において欠損値が約 13%とやや高いものの、その他の wave 及び性別については 5%以下である。
- 9) ただし学生についてはサンプルが 15 以下と大変少ない。
- 10) 設問は「あなたがこの 5 年間に経験したことをすべてお答えください」である。
- 11) 世帯年収については、各カテゴリーの中央値を取る等の方法で数値変換し、さらに対数変換を行う場合も多いが、本分析では「わからない」「無回答」のサンプルが 3 割程度存在することもあり、上述の通りカテゴリーデータとしてそのまま使用した。

[謝辞]

本分析にあたり、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SSJ データアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(JES4 SSJDA 版)2007-2011(JES4 研究会(平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕))」の個票データの提供を受けました。また、2016 年度東京大学参加者公募型研究・二次分析研究会及び中央大学社会科学研究所公開研究会において発表の機会をいただきました。コメント及びご指導をいただきました平野浩先生(学習院大学), 前田幸男先生, 田中隆一先生(東京大学), 稲増一憲先生(関西学院大学), 遠藤晶久先生(高知大学), 梅田道生先生(愛媛大学), 高史明先生(東京大学), 宮野勝先生, 三船毅先生, スティーブン・リード先生, 安野智子先生(中央大学)及び二次分析研究会メンバーの皆様に厚く御礼申し上げます。

[参考文献]

- Bonomi, G, Brosio, G and Tommaso, M.L., 2013, "The Impact of Gender Quotas on Votes for Women Candidates: Evidence from Italy", *"Feminist Economics"*, 19(4):48-75.
- Burns, Schlozman, and Verba, 2001, "The Private Roots of Public Action: Gender, Equality, and Political Participation" Harvard University Press.
- 平野浩, 2007, 「男女共同参画に関する政策専攻の規定要因—価値観および不平等認識の効果を中心に—」川人貞史・山元一編著『政治参画とジェンダー』東北大学出版会, 第 12 章, 281-300.

- Inter-Parliamentary Union,2017, “*Women in national parliaments: Comparative data by country*”
<http://www.ipu.org/wmn-e/classif.htm>
- JES4 研究会(平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕),2007-2011,『変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(JES4 SSJDA 版)』.
- 川人貞史, 2007,「日本における女性の政治進出」川人貞史・山元一編著『政治参画とジェンダー』東北大学出版会, 第 10 章, 245-264.
- Kittilson,K.C. and Schwindt-bayer,L.A., 2012,“*The Gendered Effects of Electoral Institutions: Political Engagement and Participation*” Oxford University Press.
- 厚生労働省, 2015,『雇用均等基本調査』.
- 前田幸男, 2007,「性別役割分業と政治参加」永井暁子・松田茂樹編著『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, 97-118.
- 三宅一郎・西澤由隆, 1997,「日本の投票参加モデル」綿貫譲治・三宅一郎編著,『環境変動と態度変容 (変動する日本人の選挙行動)』木鐸社, 第 7 章, 183-204.
- 宮野勝, 2016,「1990 年代中期の政党支持の変化と世論調査データの比較可能性—JESⅢパネルデータを中心として—」宮野勝編著『有権者・選挙・政治の基礎的研究』, 中央大学出版部, 第 4 章, 117-144.
- 内閣府, 2017,『国民経済計算年次推計』.
http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/files_kakuhou.html
- 内閣府男女共同参画局, 2015,『男女共同参画白書』.
- 齋藤英之, 2002,「女性議員が少ない理由, 増えている理由」『上智短期大学紀要』 22 : 61-84.
- 参議院, 2017,『参議院議員情報 議員一覧』.
<http://www.sangiin.go.jp/japanese/joho1/kousei/giin/193/giin.htm>
- 総務省, 2010,『第 22 回参議院議員通常選挙結果調』.
- 総務省自治行政局選挙部, 2009,『衆議院議員総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』.
- 総務省選挙部, 2017,『目で見る投票率』.
- 総務省統計局, 2017,『消費者物価指数』.
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001074279&cycode=0>
- 衆議院, 2017,『衆議院議員情報 議員一覧』.
http://www.shugiin.go.jp/internet/itdb_annai.nsf/html/statics/syu/1giin.htm
- 寺村絵里子, 2014,「高年齢女性の就業行動」小崎敏男・永瀬伸子編『人口高齢化と労働政策』原書房, 第 7 章, 159-183.
- World Economic Forum, 2016, “*The Global Gender Gap Report 2016*”
<https://www.weforum.org/reports/the-global-gender-gap-report-2016>
- 山田真裕, 2007,「日本人の政治参加におけるジェンダー・ギャップ」川人貞史・山元一編著『政治参画とジェンダー』東北大学出版会, 第 11 章, 265-280.

現代日本における信念体系の不均質性 ——混合分布モデルによるアプローチ——

三輪洋文

(学習院大学法学部政治学科)

有権者の信念体系の分析には因子分析や項目反応理論モデルが用いられてきたが、これらの方法には有権者集団内の信念体系の不均質性、つまり、複数の集団がそれぞれ異なる争点態度間の結びつき方を共有しており、また別の集団は政治的に意味のある信念体系を共有していないという可能性を考慮することができないという欠点があった。本稿は、有権者の信念体系の不均質性を明らかにするために、因子分析と項目反応理論を統合したモデルを混合分布モデル化することを提案する。提案する統計モデルを日本で 2007 年から 2010 年にかけて実施された世論調査のデータに適用したところ、日本の有権者のうちイデオロギー的な信念体系をもつのは 5 人に 2 人程度であり、残りの集団の中には調査に不適切に回答している者が多く含まれることが強く疑われる分析結果が得られた。また、イデオロギー的な信念体系をもつ集団は 2 つ存在し、一方が伝統的な保革イデオロギー対立に沿った信念体系を有しているのに対して、もう一方は自主独立外交—協調外交と解釈できる、常識的な保革対立とは区別される対立軸を共有していることが示唆された。得られた推定結果を利用して、これらの集団におけるイデオロギー的傾向と政党に対する評価および権威主義的傾向の関連性を調べる分析や、どのような有権者が各集団に所属しやすいかに関する分析も行った。

1. 問題の所在

Converse (1964) 以来、イデオロギーの重要な一側面として争点態度間の規制 (constraint) が注目されるようになり、これまで多くの政治学研究者が政治エリートや有権者における信念体系 (belief system) の分析を試みてきた。Converse (1964) は規制の強さを Goodman と Kruskal のガンマを用いて測定しており、その後も相関係数に類する指標が広く用いられてきた (e.g., Bennett 1973; Jennings 1992; Knight 1985; Miller et al. 1976; Nie and Anderson 1974)。また、相関係数を基にした因子分析も利用されるようになり (e.g., Judd and Milburn 1980; 平野 2005; 蒲島・竹中 1996, 2012; Stimson 1975)、多次元の信念体系を析出したり、因子得点を用いて個人のイデオロギー的傾向を測定したりすることも可能になった。近年では、5 点尺度など離散値によって測定される争点態度のデータにより適合する方法として、順序付き項目反応理論モデルが採用されることも多くなっている (e.g., Imai et al. 2016; Miwa and Taniguchi forthcoming; 谷口 2015; Treier and Hillygus 2009)。

しかし、相関係数およびそれをベースとした因子分析に対しては、相関係数は集団全体の傾向を示す指標にすぎないという批判が古くからなされてきた (Barton and Parsons 1977; Luskin 1987)。分析対象とする集団の中に異なる信念体系をもつ複数のグループが混在し

ていたとしても、相関係数ベースの手法ではそのような不均質性を捉えることができないのである。そのため、個人レベルで規制の強さを測定する指標を開発したり (Barton and Parsons 1977)、アグリゲートレベルの信念体系を析出しつつ同時に個人差も考慮できる個人差多次元尺度構成法を用いたり (Jacoby 1986; Marcus et al. 1974; Scheb and Lyons 2000) など、様々な方法論的工夫が試みられてきた。

近年、不均質性 (heterogeneity) を扱う方法として注目を集めているのが、有限混合分布モデル (finite mixture model) である。混合分布モデルは、母集団が複数の集団に分かれており、それぞれに異なるモデルが適用されると考える統計モデルである。有限混合分布モデルは、一般的に次のかたちで表される (Frühwirth-Schnatter 2006: 25)。

$$p(\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\vartheta}) = \sum_{k=1}^K \eta_k p(\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\theta}_k) \quad (1)$$

\mathbf{y}_i は観測変数、 $\boldsymbol{\theta}_k$ は統計モデルのパラメータ、 η_k は重み ($\eta_k > 0$, $\sum_k \eta_k = 1$)、 $\boldsymbol{\vartheta} = (\boldsymbol{\theta}_1, \dots, \boldsymbol{\theta}_K, \eta_1, \dots, \eta_K)$ である。つまり、観測変数の確率密度が K 個の確率密度の重み付き線形結合からなると考えるのである。この確率密度を様々に変えることで、有限混合分布モデルは非常に柔軟なモデリングを可能にする。例えば、 $p(\cdot)$ を正規分布の確率密度とすれば、このモデルは混合正規分布モデルとなり、その位置パラメータを共変量の関数として $p(\cdot)$ を線形回帰モデルの確率密度とすれば、混合回帰分析モデルができあがる (e.g., Imai and Tingley 2012; 三輪 2014)。回帰モデルを非線形としたり、異なる種類の確率分布を混合したりすることも可能である (e.g., Miwa 2015)。なお、最近の政治学の研究では潜在クラスモデルも用いられることがあるが、これは観測変数が離散変数である場合の有限混合分布モデルである (Frühwirth-Schnatter 2006: 294-8)。

イデオロギーないしその関連分野の研究における混合分布モデルの利用例としては、アメリカにおいてイデオロギー的自己意識と争点態度の結びつきが異なる人々がリベラル・保守の集団内で混在していることを潜在クラスモデルによって示した Feldman and Johnston (2014)、リベラル・保守の集団内における道徳的基盤 (moral foundation) の不均質性を潜在クラスモデルによって明らかにした Weber and Federico (2013) がある。また、日本では瀧川 (2012) が、イデオロギー的な用語の適切さを評価した有権者の回答を潜在クラスモデルによって分析し、回答者をイデオロギー利用クラス、イデオロギー批判クラス、判断困難クラスに分類した上で、それぞれのクラスにおける信念体系を相関係数および因子分析によって分析している。また、今井ほか (2014) は、多数の争点に対する賛否を潜在クラスモデルによって分析し、各クラスにおける政党の政策位置の認識を調べることで、政策空間の認識の不均質性を明らかにしようとしている。

本稿に最も近い問題意識をもつ先行研究は Baldassarri and Goldberg (2014) である。彼女

らは関係クラス分析 (relational class analysis) によってアメリカの有権者の争点態度を分析し、有権者を ideologues, alternatives, agnostics という 3 つの集団に分け、各グループが異なる信念体系をもっていることを明らかにしている。特に alternatives は、Converse (1964) 流のイデオログか否かという二分法に当てはまらない存在として注目に値する。

本稿では、Quinn (2004) のベイジアン因子分析の手法によって 5 点の順序尺度と連続尺度で測定された多様な質問項目を統一的に扱い、かつそれを有限混合分布モデルとすることによって、近年の日本における有権者の不均質な信念体系を明らかにすることを目指す。ベイジアン因子分析は従来の因子分析および項目反応理論モデルを包含するため、Baldassarri and Goldberg (2014) の関係クラス分析と比べて、他の多くの先行研究に即した直感的な結果の解釈が可能である。また、個人の潜在特性も同時に推定することができる。さらに、ベイズ推定法を採用することで、個人がどのグループに属するかを確率的に推定することができるため、最大事後確率 (maximum a posteriori) によって同じグループに分類される個人の間でも、あるグループにほぼ確実に所属していると言える個人と、そのグループに所属しているかが不確実な個人を分けることができる。後者の場合、複数のグループに所属していると考えられることも可能である (Imai and Tingley 2012)。

2. 統計モデル

Quinn (2004) のベイジアン因子分析のモデルは次のように表される。

$$y_{ij} = \begin{cases} y_{ij}^* & \text{if } D_j = 0 \\ c & \text{if } D_j = 1 \text{ and } \tau_{j,c-1} < y_{ij}^* \leq \tau_{jc} \end{cases} \quad (2)$$

$$y_{ij}^* = \alpha_j + \beta_j' \xi_i + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \psi_j^2) \quad (4)$$

y_{ij} はユニット $i \in \{1, \dots, N\}$ の項目 $j \in \{1, \dots, M\}$ に関する連続変数または順序付き離散変数の観測変数、 D_j は項目 j の観測変数が順序付き離散変数であることを示すダミー変数、 $c \in \{1, \dots, C_j\}$ は観測変数が順序付き離散変数の場合のカテゴリー、 y_{ij}^* は観測変数のもとになる潜在的な連続変数である。観測変数が連続変数である場合は、 y_{ij}^* がそのまま観察されて y_{ij} になるが、観測変数が順序付き離散変数の場合は、 y_{ij}^* が閾値パラメータ τ_{jc} との関係によって順序付き離散変数に変換されたかたちで観察されることになる。 y_{ij}^* はユニット i の潜在特性のベクトル ξ_i の線形モデルによって表現され、項目ごとに切片 α_j と係数ベクトル β_j が推定される。 ξ_i と β_j の長さ d が潜在特性の次元の数になる。 ε_{ij} は誤差項であり、平均 0、分散 ψ_j^2 の正規分布に従うと仮定する。

α_j は 2 値変数の項目反応理論モデルにおいて困難度パラメータと呼ばれるものであり、潜在特性にかかわらず観測変数が大きい値のカテゴリーをとりやすいか否かに関する全体

的な傾向を表す。順序付き項目反応理論モデルでは閾値パラメータも同様の役割を果たす。 β_j は因子分析では因子負荷、項目反応理論モデルでは識別力パラメータと呼ばれるものであり、その項目と潜在特性との関係の強さを表す。

このモデルの観測変数 y_{ij} を様々な争点に対する立場として信念体系の研究に用いる場合には、潜在特性 ξ_i が個人 i のイデオロギー的な傾向を表すと解釈される。 $d > 2$ のときに ξ_i の全ての要素をイデオロギーと解釈できるかは場合によるが、少なくとも1つの要素は分析対象とする国や地域において支配的なイデオロギーとして解釈できることが期待される。そして、各次元において β_j の絶対値が大きい（識別力パラメータである場合には識別力が大きいと表現される）ような争点 j が、その次元において信念体系を構成する要素であると解釈できる。 β_j は ξ_i を独立変数とみなしたときの係数に相当するため、ある争点の β_j の絶対値が大きいということは、それに関する立場が個人のイデオロギー的な傾向によってよく説明されるということの意味するからである。それに対して、 α_j や τ_{jc} は個人のイデオロギー的な傾向とは無関係に争点態度 y_{ij} に影響を与えるパラメータである。例えば、日本において保守的な人が賛成し革新的な人が反対する傾向にあると考えられている争点の中でも、核武装のようにたとえ保守派であっても多くの人が反対するものもあれば、憲法改正のように賛否が拮抗しているものもある。 α_j や τ_{jc} はそのような争点態度の分布の違いを表現しており、換言すれば集団全体の政策選好を表すパラメータであると言える。

このモデルの推定に際しては、識別のためにいくつかの制約をおこななければならない。連続変数に関しては、観測変数を平均0、分散1に規準化してから分析するという慣行に従い、 $\alpha_j = 0$ とする。順序付き離散変数の場合は、項目反応理論モデルの識別条件より $\psi_j = 1$, $\tau_{j0} = -\infty$, $\tau_{j1} = 0$, $\tau_{jc} = \infty$ とする。また、潜在特性に関して $\xi_i \sim N_d(\mathbf{0}, I_d)$ という事前分布をおくことでスケールを定める。このスケーリングによって局所的な識別が可能になる。くわえて、係数行列 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j)'$ に関して、各列の少なくとも1つのパラメータを正か負に固定し、かつ m 列目のパラメータの少なくとも $m - 1$ 個を0に固定しなければならない。

本稿では、因子負荷あるいは識別力パラメータおよび潜在特性がグループごとに異なる有限混合分布モデルを考える。ユニット i が属するグループを $S_i \in \{1, \dots, K\}$ とし、式(2)~(4)を次のように変える。

$$y_{ijt} = \begin{cases} y_{ijt}^* & \text{if } D_j = 0 \\ c & \text{if } D_j = 1 \text{ and } \tau_{j,c-1} < y_{ijt}^* \leq \tau_{jc} \end{cases} \quad (5)$$

$$y_{ijt}^* = \alpha_j + \beta'_{jk} \xi_{ik} + \varepsilon_{ijt} \quad \text{if } S_i = k \quad (6)$$

$$\varepsilon_{ijt} \sim N(0, \psi_j^2) \quad (7)$$

β_{jk} と ξ_{ik} 以外のパラメータは全てのグループで共通であるとする。そうしないと、信念体

系以外の要因によってグループが分類されてしまうからである。特に、先述のように α_j や τ_{jc} は集団全体の政策選好を表現するパラメータであるため、これらをグループごとに変化させてしまうと、保守的なグループとリベラルなグループに二分されるなど、政策選好の違いによってグループを分けることになってしまう。本稿が明らかにしたいのは、政策選好の不均質性ではなく（有権者が各々異なる選好をもっていることは自明である）、争点態度の結びつき方の不均質性である。 β_j と ξ_i だけをグループごとに変化させることで、同じグループに保守的な人とリベラルな人を同居させた上で、争点態度の結びつき方が人それぞれに異なることを明らかにすることができる。このとき、各グループにおけるイデオロギー的な傾向の個人差は ξ_{ik} によって表現されるが、グループによってはそれをイデオロギー的な傾向とは解釈できない可能性、つまり、争点態度の質問への回答に影響する個人的な要素はイデオロギー以外の何かであるというという可能性もある。

なお、同一の回答者が同じ項目について複数の時点では答えることを想定しているため、時点を表す添字 t を導入しているが、回答者や項目に関する全てのパラメータはどの時点でも等しいと仮定する。回答を複数時点で測定することで、測定誤差の影響を小さくし、推定の精度を高めることができる。

さらに、グループへの所属を説明するモデルも同時に考える。具体的には、グループへの所属を次のような多項ロジットモデルで表現する¹⁾。

$$S_i = k \text{ if } U_{ik} > U_{il}, \forall l \neq k \quad (8)$$

$$U_{ik} = \gamma'_k \mathbf{z}_i + \epsilon_{ik} \quad (9)$$

$$\epsilon_{ik} \sim \text{Gumbel}(0, 1) \quad (10)$$

ここで U_{ik} はユニット i がグループ k に所属することにつながる潜在的な特性であり、 \mathbf{z}_i はユニット i のグループ所属を説明する共変量ベクトル（切片を表す 1 を含む）、 γ_k はグループ k への所属に関する係数ベクトルである。 ϵ_{ik} は分類モデルの誤差項であり、位置パラメータ 0、スケールパラメータ 1 のガンベル分布に従うとする。式(8)～(10)から、ユニット i がグループ k に所属する確率は次のようになる。

$$\Pr(S_i = k) = \frac{\exp(\gamma'_k \mathbf{z}_i)}{\sum_{l=1}^K \exp(\gamma'_l \mathbf{z}_i)} \quad (11)$$

ただし、このままではパラメータが識別不可能なので、任意の 1 つのグループについて係数パラメータを全て 0 に固定する（例えば $\gamma_K = \mathbf{0}$ とする）必要がある。

式(5)～(7)のベイジアン因子分析モデルと式(8)～(10)のグループ分類モデルのパラメータを同時に推定する。推定にはマルコフ連鎖モンテカルロ法（Markov chain Monte Carlo,

MCMC), 具体的にはデータ拡大法を伴うギブスサンプリングを利用することができる。データ拡大法によって潜在特性 ξ_i も同時に推定でき、 S_i もサンプリングできるのでグループ k に所属するユニットの割合も推定できる。さらに、項目無回答がある場合でも欠損値補完をしつつ分析することが可能である。順序付き離散変数に関する閾値パラメータや多項ロジットモデルのパラメータに関しては共役事前分布がないので、これらを推定する部分にはメトロポリス法を併用する。混合分布モデルをマルコフ連鎖モンテカルロ法で推定するときには、グループのラベルを変えても尤度が変わらないことに起因するラベルスイッチング問題が生じることが知られているが、これに対する本稿の対処方法については後述する。推定のためのアルゴリズムは付録 A に掲載する。

3. 日本のデータへの適用

3.1 データと変数

前節で提案したモデルを日本の世論調査データに適用し、現代日本の有権者の間に信念体系の不均質性がみられるかどうかを調べる。利用するデータは、平野浩、小林良彰、池田謙一、山田真裕によって 2007 年から 2011 年にかけて実施された「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究」(Japanese Election Study IV, JESIV) のデータである。利用するのは、2007 年参院選後の第 1 波、2009 年衆院選前後の第 2 波と第 3 波、2010 年参院選前後の第 5 波と第 6 波である。これらは全て面接法で実施されている。第 4 波と第 7 波は郵送法で行われており他の波との比較が難しいため、それらのデータはここでは採用しない。第 1 波の標本抽出は全国の満 20 歳以上の男女を母集団として層化 2 段無作為抽出法によって行われており、それ以降は調査のたびに新規補充標本を加えた上で標本抽出がなされているが、第 4 波のときには新規補充標本の抽出において年齢による割り当てが行われている。

観測変数 y_{ij} とするのは、第 3 波と第 6 波で採用されている 16 個の争点に関する賛否を尋ねる質問に対する回答である。賛否をリッカート方式で尋ねており、選択肢は 1 から 5 の順に「賛成」「どちらかといえば賛成」「どちらともいえない」「どちらかといえば反対」「反対」である。したがって、これらの回答は順序付き離散変数として扱う。どちらの波でも、16 個の質問は 1 つの大問の中で連続して尋ねられており、その中には防衛力の強化や日米安保体制の強化といった防衛・安全保障に関する争点をはじめ、福祉政策、労働者や女性の権利、政治・行政改革など広範な争点が含まれる。これらの質問項目は、1983 年から続く日本の代表的な学術的世論調査である JES シリーズにほぼ共通して採用されており、多くの先行研究でそれらのデータを利用した信念体系の分析が行われている(平野 2005, 2007, 2015; 蒲島 1998; 蒲島・竹中 1996; 竹中 2014)。先行研究はこれらの質問に対する回答を因子分析し、第 1 因子として防衛・安全保障の領域に関連する因子を抽出している。そして通常、この防衛・安全保障に関する因子が、日本における保守—革新ないし

左一右のイデオロギーを構成する主要な要素であると解釈される²⁾。したがって、本稿の分析でも、16個の争点に関する賛否の回答を1次元で最もよく説明する潜在特性は保革イデオロギーと解釈できるものであり、それは防衛・安全保障関連争点と強く結びついているという結果が得られることが期待される。ただし、日本の有権者の間に信念体系の不均質性があるとするれば、保革イデオロギーと解釈できる潜在特性が現れるかどうかは、有限混合モデルのグループによって異なるであろう。

さらに、11点尺度で測定された保革自己位置付けの項目も連続変数として分析に加えた。これは第1波、第2波、第5波で採用されている質問項目であり、回答者に0から10の数字が並べられたスケール(0の下に「革新的」、10の下に「保守的」と表示されている)を見せて、その中から数字を選んでもらっている。先行研究では、争点態度とイデオロギー軸上への自己位置付けの一方を独立変数、他方を従属変数として、一方が他方を規定していると考えられることが多い(e.g., Conover and Feldman 1981; de Vries et al. 2013; Huber 1989; Jou and Endo 2016)。それに対して本稿では、イデオロギー軸上への自己位置付けは回答者の潜在特性としてのイデオロギーそのものではなく、あくまで潜在特性が回答者なりに解釈されたイデオロギー的な用語によって表出されたものであると考える。JESIVでは保守—革新のラベルが採用されているが、日本の有権者がこれらの用語の理解を共有しているかという点に関して、近年Jou and Endo (2016)などによって疑問が提起されている。したがって、有限混合モデルによって分類されたグループごとに保革自己位置付けと潜在特性の結びつき方が異なることが予想される。

以上より、項目の種類(M)は17、延べ項目数は $16 \times 2 + 1 \times 3 = 35$ である。観測変数を測定した質問項目の具体的なワーディングは付録Bに掲載する。

グループへの所属を説明する変数 z_i としては、基本的なデモグラフィック属性である性別、年齢、教育程度を考える。性別については、男性が0、女性が1をとるダミー変数を作成した。わかりやすさのため、これ以降、性別の変数は「女性」と表記する。年齢については、第1波(2007年)時点での年齢をそのまま連続変数として投入した。教育程度は「新中学・旧小・旧高小」「新高校・旧中学」「高専・短大・専修学校」「大学・大学院」の4つの選択肢から選ぶ形式で尋ねられているが、「新中学・旧小・旧高小」を基準カテゴリーとして、他の3つの選択肢に対応するダミー変数を作成した。性別や年齢と異なり、教育程度は回答者の自己申告に基づくため、複数の波に協力している者の回答が一貫していないことがあるが、本稿では原則として第6波で記録された教育程度を利用し、第6波で教育程度が記録されていない回答者については第3波のものを利用することにした。つまり、最も新しい情報を利用したということである。

有限混合分布モデルによって分類されるグループには、イデオロギー的な信念体系のみられるグループとそうでないグループがあることが予想されるが、信念体系に関する研究(Lupton et al. 2015; Stimson 1975; ただし、例外としてGoren 2004がある)、イデオロギー

的思考やイデオロギー的な手がかりの利用に関する研究 (Jacoby 1991, 1995; Lau and Redlawsk 2001) および政治的知識に関する国内外の研究 (e.g., Delli Carpini and Keeter 1996; 今井 2008) によれば, 男性や高学歴者ほどイデオロギー的な信念体系をもつグループに所属する確率が高くなると予想できる. また, 日本では若い世代ほど脱イデオロギー化が進んでいるという先行研究 (Jou and Endo 2016; 竹中 2014) を踏まえると, 年齢が若いほど信念体系をもたないグループに属する確率が高くなると考えられる.

JESIV はパネル調査であるため, 同じ回答者の回答は同一ユニットの観察として扱う. データ拡大法によって欠損値補完が可能であるため, 波ごとの協力の有無, 項目無回答の有無を問わず, 第3波または第6波に協力した回答者は全て分析対象とする. ただし, 第3波と第6波の教育程度の質問にどちらも無回答だった回答者は除外する³⁾. 保革自己位置付けが測定された第1波, 第2波, 第5波の全部または一部のみ協力した回答者を分析対象とすることも可能であるが, 彼らの回答から得られる情報は非常に少なく, 推定にほとんど貢献しないため, そのような回答者は分析に含めなかった. つまり, 基本的には第3波および第6波で尋ねられた16個の争点態度項目を中心に分析を行い, 別の波で尋ねられた保革自己位置付けのデータは補助的に利用するということである. ユニットの数 (N) は2,144, 観察の数は $2,144 \times 35 = 75,040$, うち欠損値でない観察の数は54,778である.

3.2 モデルと推定に関する設定

前節で説明した統計モデルを JESIV データに適用するにあたり, 潜在特性の次元の数を1とする. つまり $d = 1$ と設定する. 日本の先行研究では, 有権者の信念体系は2以上の次元数で捉えられてきたため, 本稿の分析で $d = 1$ とするのは理由がないと思われる読者が多いかもしれないが, 本稿が $d = 1$ とする理由は次のとおりである. 第一に, 実践的な問題として, 先述のように $d > 1$ としたときには2次元目以降に関して β に制約を課さなければならない. この制約は争点の一部が2次元目以降の潜在特性と無関係であるということの意味するため, 制約を課すには2次元目以降の潜在特性がどのように解釈できそうかを事前に予想できなければならない. 有権者全体を同質の集団として扱う従来の分析では, そのような予想をして仮定をおくことは難しくないかもしれないが, 有限混合分布モデルにおいて, 各グループの2次元目以降の潜在特性がどのようなものを事前に想定するのは無理がある.

第二に, 本稿のように争点と潜在特性の結びつき方が人によって異なる可能性を考慮する立場からは, 先行研究が信念体系を2次元以上で捉えてきたことが果たして適切であったのかを疑う余地がある. 次のような状況を考えたい. A~Dの4つの争点があるとする. 有権者の一部は4つの争点全てに関して態度間の規制を有していて, 彼らの争点態度は1次元の潜在特性で説明できる. 他方で, 別の有権者集団はAとBに関してしか態度の一貫性をもたず, それ以外の争点については, 2次元目の潜在特性と結びついているのではな

く、ランダムに態度が決まっているとする。このような場合、それぞれの集団内では争点態度を説明するのに1次元の潜在特性で足りるにもかかわらず、全体をまとめて因子分析して結果を回転させると、A・Bと結びついた対立軸とC・Dと結びついた対立軸の2つが抽出され、あたかも有権者の信念体系が2次元であるかのように見えてしまう。

グループの数 K は2~4に設定し⁴⁾、それぞれの推定結果を広く使える情報量規準(widely applicable information criterion, WAIC)によって評価することでモデル選択を行う(Gelman et al. 2014: 173-4; Watanabe 2010)⁵⁾。さらに、有限混合分布モデルでない通常のベイジアン因子分析モデル(以下、 $K = 1$ のモデルと呼ぶ)も推定して比較対象とする。

本稿のように $d = 1$ とするのであれば、 β を識別するためにはいずれか1つの β_j の符号を正か負に固定するだけでよく、これによって広域的な識別が可能になる。しかし、アメリカ合衆国議会における点呼投票の分析のように、データが豊富で1次元モデルがよく当てはまるような場合は、實際上、局所的な識別で足りるとされている(Jackman 2001)。本稿でも、 ξ_i のスケールを定めるだけで推定上問題はなかった上に、 β_j の符号を固定すると無作為に生じさせた初期値によっては推定のアルゴリズムが止まってしまう場合があるという問題が生じたため、 β_j の符号に関しては制約を置かなかった。

混合分布モデルをベイズ推定するとき生じるラベルスイッチングは、2つの種類に分けられる(Cho et al. 2013)。第1種は1つのMCMC鎖の中で生じるものであり、トレースプロットにジャンプが見られたり、パラメータの事後分布が単峰でなかったりすることから確認できる。ラベルスイッチング問題に対してはグループ固有のパラメータ間の関係についてアприオリな制約を設けるなどの対処法が提案されているが、本稿の分析ではそのような制約をおかずに推定しても第1種のラベルスイッチングは生じていなかったため、対策は特に講じなかった⁶⁾。第2種は乱数の種や初期値を変えて複数のMCMC鎖を走らせたときに、鎖ごとにグループの順序が違ってしまいうというものであるが、本稿の本分析では1本のMCMC鎖しか走らせていないので、この問題は生じない。

パラメータの事前分布は、識別のために $\xi_i \sim N(0,1)$ とする以外には、大きな分散をもつ分布を設定する。これはパラメータに関してアприオリな信念をもたずに分析することを意味する。詳細は付録Aに掲載している。

それぞれのモデルにつきMCMC鎖を1本ずつ走らせ、2,000回をバーンイン期間とし、その後10回間隔で10,000のパラメータサンプルを記録した⁷⁾。Gewekeの収束診断を適用した結果、全てのモデルでMCMC鎖が収束したと判定された。

4. 分析結果

4.1 信念体系の構造

$K = 1$ から $K = 4$ のモデルをWAICで評価したところ、順に141,012, 137,435, 135,278, 134,564であった。したがって、WAICが最も小さい $K = 4$ のモデルが最良であると判断で

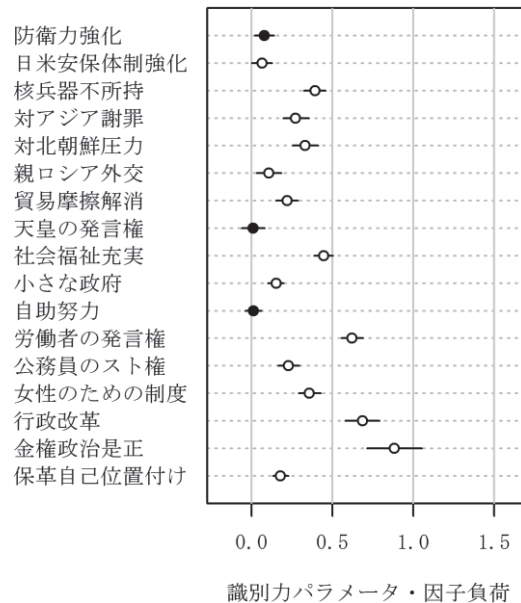


図1 K = 1のモデルにおける識別力パラメータないし因子負荷の推定結果

注：防衛力強化から金権政治是正までの値は項目反応理論モデルにおける識別力パラメータ，保革自己位置付けの値は因子分析における因子負荷を意味する．横軸は点推定値の絶対値であり，点推定値の符号が正であれば黒い点，負であれば白抜きの点で示している．線分は95%信用区間である．

きる．

比較のために，まず $K = 1$ のモデルの推定結果を検討する．図1は各項目の識別力パラメータ（順序付き離散変数の場合）ないし因子負荷（連続変数の場合） β_j の推定結果を示したものである．横軸は点推定値の絶対値であり，符号が正であれば黒い点，負であれば白抜きの点で示している．左右に伸びる線分は95%信用区間である⁸⁾．保革自己位置付けを除き，観測変数はラベルに示す事柄に賛成であるほど小さな値をとるため，識別力パラメータが正であることは，潜在特性が大きな値をとるほどその項目に反対する確率が高いことを意味する．保革自己位置付けは大きな値が保守寄りであることを意味するため，因子負荷が正であることは潜在特性が大きな値をとるほど自己位置付けが保守寄りであるということを表す．争点項目は，大まかに防衛・安全保障関連争点，外交関連争点，経済的争点，社会文化的争点，改革関連争点の順に並べてある．上の方に位置する争点が保革イデオロギーと強く関連すると考えられてきたものである．

保守—革新として解釈できる対立軸が現れるという期待に反して，イデオロギーと解釈するには不可解な軸が析出されている．防衛力強化や日米安保体制強化といった，保革対立の中核をなすと考えられてきた争点は識別力が弱く，保革自己位置付けの因子負荷も高くない．また，ほとんどのパラメータの識別力ないし因子負荷が負の方向に揃っているの

も特徴的である。これはすなわち、潜在特性 ξ_i が大きいユニットは小さな値の選択肢を選びやすく、潜在特性 ξ_i が小さいユニットは大きな値の選択肢を選びやすいことを意味する。16個の争点項目には大きな値の選択肢（「反対」や「どちらかといえば反対」）ほど保守的な立場であると解釈できるものが多いものの、防衛・安全保障関連争点の識別力が高くないことや、保守的な人ほど北朝鮮に対して圧力をかけることに反対になるとは考えにくいことから、この軸が保守—革新の対立軸であるとは解釈できない。この軸は政治的に意味のあるものではなく、16個の一連の質問に対してどの項目にも賛成寄りに答える人と、どの項目にも反対寄りに答える人の対比を表していると考えの方が自然である。政治的な立場と関係なくどの質問にも同じ選択肢を選ぶ回答傾向は、サーベイに最小限の労力で答えようとするサティスファイス行動（satisficing）であると言える（Krosnick 1991）。先行研究でも、反転項目を含む心理的な尺度を測定するための質問において、サティスファイサー（satisficer）が同じ選択肢ばかりを選ぶ（その結果、心理的な尺度の測定の質が悪化する）ことが報告されている（Oppenheimer et al. 2009; Manici and Rogge 2014）。つまり、JESIVの回答者には多くのサティスファイサーが紛れ込んでおり、回答者の信念体系が均質であることを仮定したモデルによって分析を行うと、彼らの不適切な回答が推定結果を歪めてしまうということである⁹⁾。

次に $K = 4$ のモデルの推定結果について論じる。図2に $K = 4$ のモデルの推定結果を示す¹⁰⁾。

読み方は図1と同じである。グループ1では防衛力強化、日米安保体制強化、対アジア謝罪、対北朝鮮圧力という防衛・安全保障と外交に関する争点項目の識別力が高くなっている。符号をみると、防衛力の強化、日米安保体制の強化、北朝鮮に対する圧力の強化への賛成とアジアの近隣諸国に謝罪を続けることへの反対が結びついている。また、保革自己位置付けの因子負荷も高く、積極的な防衛・安全保障政策、強硬な外交政策に賛成することと保守的なイデオロギー的自己意識が結びついていることがわかる。逆に、社会福祉充実や小さな政府といった、欧米諸国ではイデオロギー対立の中心に位置づけられる経済争点の識別力は高くない。したがって、グループ1は蒲島・竹中（1996, 2012）などの先行研究が明らかにしてきた日本における常識的な信念体系を共有するグループであり、その争点態度を規定する潜在特性 ξ_{i1} は保革イデオロギーであると解釈することができる。防衛力強化と日米安保体制強化の識別力パラメータが負なので、 ξ_{i1} が小さいほど革新的、大きいほど保守的である。注目すべきことは、このような常識的な信念体系を共有している者が有権者全体の20%しかいないと推定されていることである。先行研究が明らかにしてきた日本の有権者の信念体系は、少数のイデオログによって作られていたものにすぎなかったということである。Converse（1964）が概念形成のレベル（level of conceptualization）や白黒モデル（black-and-white model）の分析から見出した1950年代アメリカの有権者の状況と似たものを感じさせる結果である。なお、天皇の発言権の識別力がそれほど高くないことも注目すべき結果であり、本稿の分析からは、少数のイデオログにとっても、天

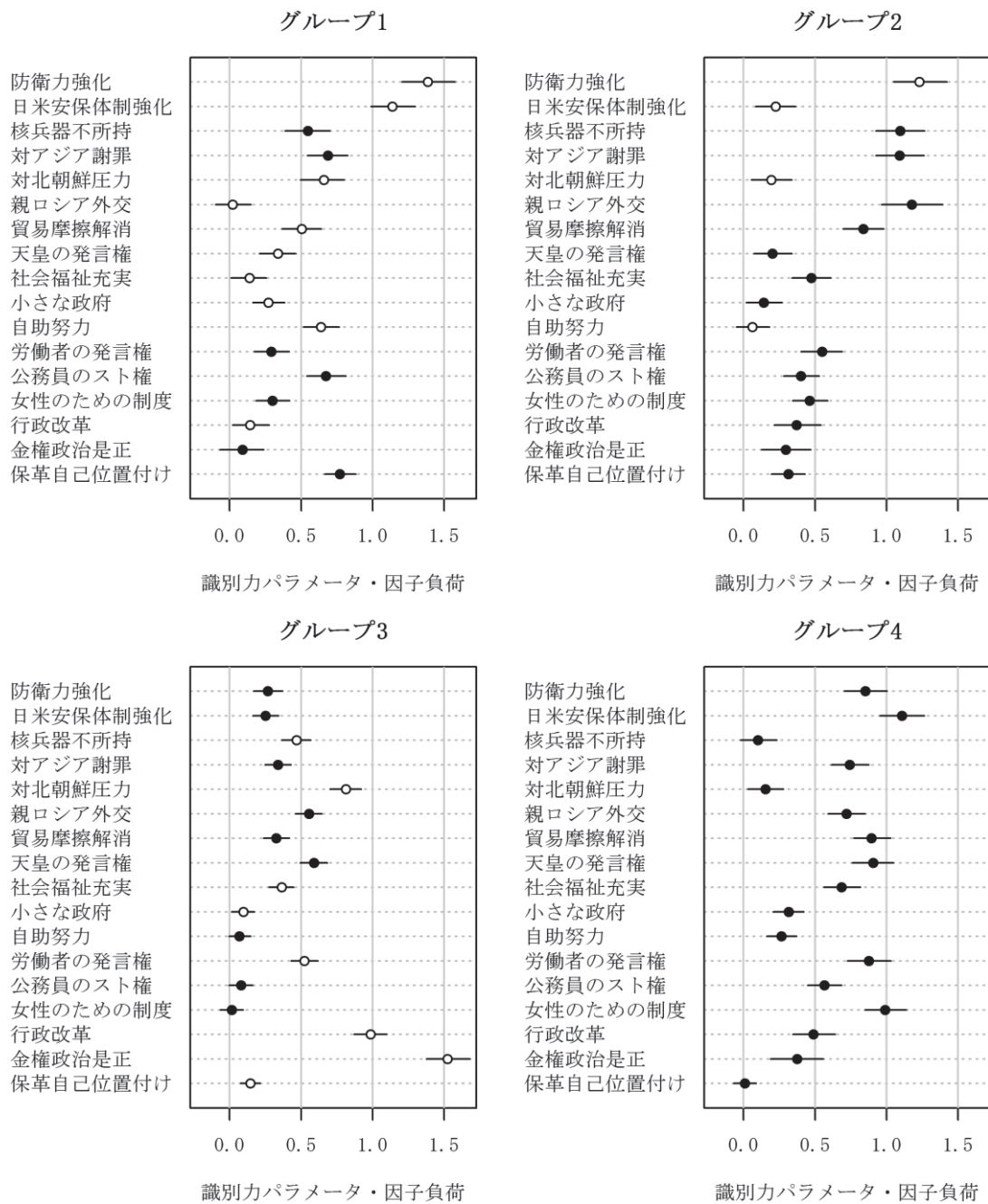


図2 K = 4のモデルにおける識別力パラメータないし因子負荷の推定結果

注：防衛力強化から金権政治是正までの値は項目反応理論モデルにおける識別力パラメータ，保革自己位置付けの値は因子分析における因子負荷を意味する。横軸は点推定値の絶対値であり，点推定値の符号が正であれば黒い点，負であれば白抜き点で示している。線分は95%信用区間である。

皇の政治的発言権を増大させるべきか否かに関する意見は保革イデオロギーと無関係であるという結論が導かれる。これは，不均質性を考慮せずに同じ JESIV データを分析した平野 (2015) や，それ以前の先行研究 (蒲島 1998; 蒲島・竹中 1996) とは異なる結果である。

順序が前後するが、先にグループ4、次にグループ3を検討する。グループ4は、因子負荷がほぼ0である保革自己位置付けを除き、全ての項目で識別力パラメータが正に揃っているのが特徴である。このことから、グループ4は多くの質問項目で小さい数字の選択肢（「賛成」や「どちらかといえば賛成」）または大きい数字の選択肢（「反対」や「どちらかといえば反対」）ばかりを選んでいる回答者によって構成されていると考えられ、グループ4の構成員の多くは世論調査に真剣に回答しないサティスファイサーであると推測される。ただし、項目間で識別力の大きさに違いがあることから、全ての質問項目に不適切に答えているのではなく、一部の難しい質問に対して、「わからない」と答えるかわりに賛成寄りもしくは反対寄りの選択肢ばかりを選んでいることがうかがえる。核兵器不所持や対北朝鮮圧力といった比較的わかりやすい項目や、政策というよりも規範的な意識を尋ねている自助努力の項目で識別力が低くなっていることから、グループ4に属する回答者であっても、これらの質問項目に対してはサティスファイス行動をとらずに回答できているのだと思われる。このような回答者は23%もいると推定されており、彼らの回答が $K=1$ としたときの推定結果を歪めていることがわかる。

グループ3は所属者の割合が39%と最も高いが、保革イデオロギーと関係しそうな項目の識別力パラメータや因子負荷は大きくない。金権政治是正、行政改革、対北朝鮮圧力、

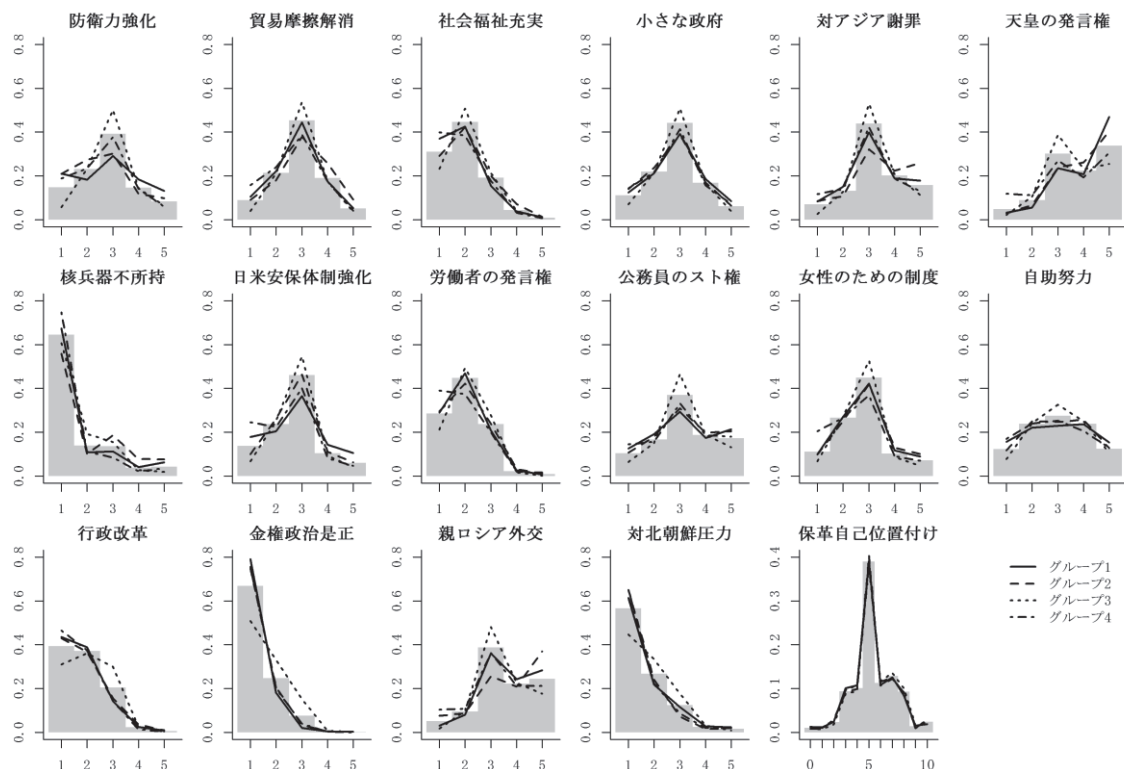


図3 有権者全体およびグループ別でみた各選択肢を選ぶ確率の推定値

注：灰色のヒストグラムは有権者全体でみた各選択肢の選択確率の点推定値を表す。折れ線は各グループにおける各選択肢の選択確率の点推定値を示す。

天皇の発言権，親ロシア外交，労働者の発言権の順で識別力が高いが，これらに共通するのは，賛否の分布に偏りがある合意争点だということである．図3の灰色のヒストグラムは，グループ分けしない状態で求めた有権者全体の賛否の推定値を示したものであるが，これらの項目は賛成側または反対側に有権者の立場が偏っていることがわかる．したがって，グループ3は合意争点のみに関して信念体系が形成されているグループということになるであろう．一方の極には，合意争点について全て多数派の意見をもった人がいる．行政改革や金権政治是正の識別力パラメータが負であることから，潜在特性 ξ_{i3} が大きい人ほど合意争点について多数派の意見（行政改革や金権政治是正に賛成するなど）に揃った態度を有していることになる．ここで注意しなければならないのは，他方の極に合意争点について少数派の意見ばかりもっている天邪鬼がいるわけではないということである．実際に，図3のグループ別に推定した賛否の確率を見ても，グループ3の中で核兵器不所持，労働者の発言権，行政改革，金権政治是正，対北朝鮮圧力といった項目で反対寄りの選択肢である4や5を選ぶ人はほとんどいない．他のグループと際立って異なるのは，グループ3に所属する人の間で，これらの項目で「どちらともいえない」を選ぶ確率が高くなっているという点である．よって，多数派の意見に揃った態度をもつ人々と対になるのは，合意争点について「どちらともいえない」と考えている人々ということになり， ξ_{i3} が小さい人ほどそのような傾向にあると言える．「どちらともいえない」のような中間点の回答は「わからない」の代わりに選ばれることが多く（Alvarez and Franklin 1994; Bagozzi and Mukherjee 2012），またサティスファイサーに選ばれやすい選択肢でもあることから（三浦・小林 2015a），グループ3はグループ4の構成員とは別種のサティスファイサーの存在が原因となって形成されていることが疑われる．つまり，グループ3は意味のある信念体系を共有するグループであるとは言えない．グループ4と合わせると，5人に3人以上の日本の有権者はイデオロギー的な信念体系を形成していないということになる．

最後にグループ2であるが，先行研究では見られなかった特徴的な信念体系が析出されている．保革対立の中心的な争点である防衛力強化はグループ1と同程度の識別力をもっている．しかし，グループ1では防衛力強化の次に識別力が高く，先行研究でも保革対立の重要な構成要素であるとされてきた日米安保体制強化の争点にはほとんど識別力がない．識別力が高いのは親ロシア外交，核兵器不所持，対アジア謝罪の項目であり，防衛力強化に賛成するほどこれらの争点では反対するという関係がみられる．また，貿易摩擦解消の項目はグループ1とグループ2で識別力パラメータの符号が逆になっており，グループ1では防衛力強化に賛成するほど貿易摩擦解消にも賛成する傾向があり，グループ2ではその逆である．これらのことから，グループ2における対立軸は自主独立外交—協調外交であると解釈でき， ξ_{i2} が小さいほど協調主義的，大きいほど独立主義的である．先述のようにここでいう自主独立外交は親米であることを意味せず¹¹⁾，この点でこの対立軸は従来の先行研究が見出してきた常識的な保守—革新とは大きく異なるものである．保革自己位置

付けの因子負荷はグループ 1 での因子負荷の半分以下であり、このグループにおける自主独立外交—協調外交の対立軸と「保守」「革新」というラベルの結びつきは強くない。また、識別力は落ちるものの、自主独立外交志向だと社会福祉の充実に反対、労働者の発言権拡大に反対、女性の社会進出のために特別な制度を設けることに反対（逆に協調外交志向だとこれらの政策に賛成）であるという点もグループ 1 と区別される特徴であり、グループ 2 の対立軸には現状維持的一進歩的という側面もあるのかもしれない。グループ 2 の割合は 18%と推定されている。

図 2 に掲載した識別力パラメータは順序プロビットモデルの係数に相当するもので、それ自体の解釈は難しい。また、保革自己位置付けの変数は平均 0、分散 1 に規準化されているので、因子負荷も解釈しにくい。そこで、グループ 1 とグループ 2 に特徴的な争点項目について、潜在変数を変化させたときの「賛成」の選択肢を選ぶ確率と「反対」の選択肢を選ぶ確率を計算し、図 4 に示す。実線が「賛成」を選ぶ確率、一点鎖線が「どちらかといえば賛成」を選ぶ確率、点線が「どちらかといえば反対」を選ぶ確率、破線が「反対」を選ぶ確率のそれぞれ点推定値であり、灰色の帯はそれらの 95%信用区間である。また、保革自己位置付けについても、規準化前の期待値を実線で、その 95%信用区間を灰色の帯で示している。背景の薄い灰色の山は潜在特性の点推定値の分布である¹²⁾。防衛力強化は潜在特性と選択確率の間にどちらのグループでも同じような関係がみられるが、対アジア謝罪ではグループ 2 の方が両者の関係が強く、日米安保体制強化ではグループ 1、親ロシア外交ではグループ 2 でしか関係がみられないことが読み取れる。また、貿易摩擦解消の項目では、潜在特性と賛否の関係が逆になっている。保革自己位置付けは、グループ 1 では潜在特性が 10 パーセントイルのときの期待値が 4.56、90 パーセントイルのときの期待値が 6.35 で、両者の間には 1.79 の差があるのに対して、グループ 2 で同様の期待値を計算すると 5.02 と 5.75 であり、その差は 0.73 しかない。

4.2 潜在特性に関する分析

これまでに各グループの信念体系がどのような構造をしているかを考察してきたが、その解釈の妥当性を補強するために、潜在特性に関する分析を行う。潜在特性が争点態度や保革自己位置付け以外の変数とどのように結びついているかを調べることで、各グループにおける対立構造をより明確にすることを目指す。

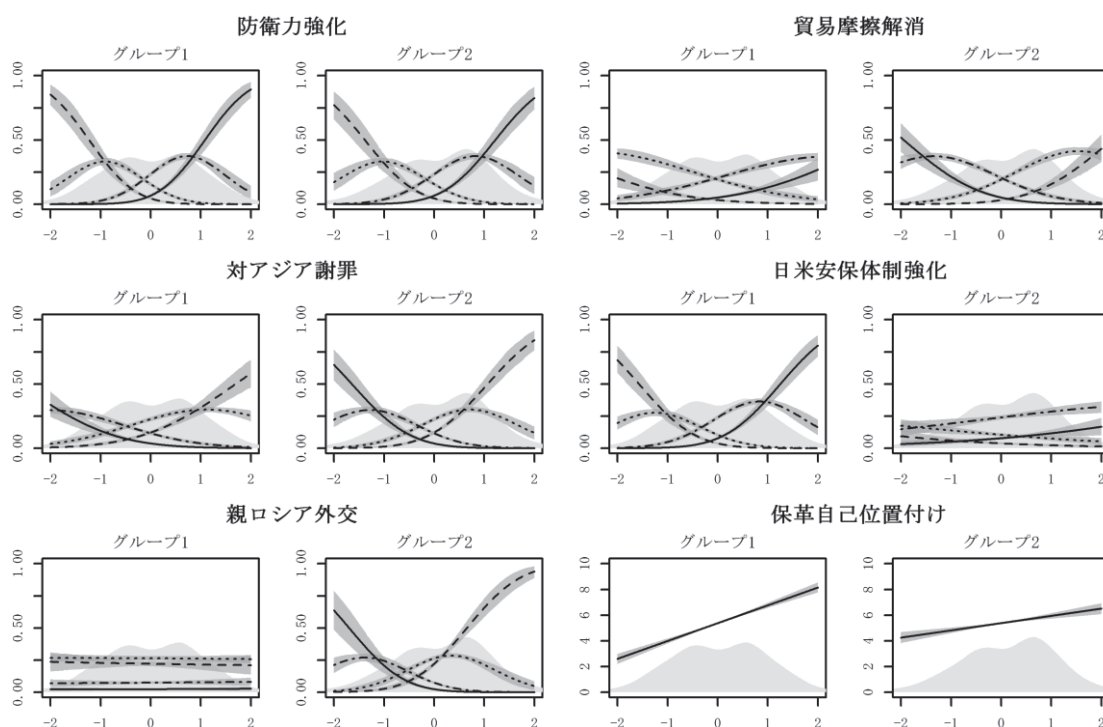


図4 グループ1とグループ2における潜在特性と回答の選択確率ないし期待値の関係
 注：横軸は各グループの潜在特性を表す。保革自己位置付け以外の項目では、実線は「賛成」を選ぶ確率、一点鎖線は「どちらかといえば賛成」を選ぶ確率、点線は「どちらかといえば反対」を選ぶ確率、破線は「反対」を選ぶ確率、灰色の帯はそれぞれの95%信用区間を表す。保革自己位置付けの項目については、実線は保革自己位置付けの期待値、灰色の帯はその95%信用区間を表す。薄い灰色の山は各グループにおける潜在特性の点推定値の分布である。

まず、グループごとの潜在特性の分布を確認しておく。図5の実線は、潜在特性の点推定値の分布を示している¹³⁾。グループ1とグループ2の分布は、図4の背景に描かれたものと同じである。また、回答者の中にはほぼ確実にあるグループに属すると判定される人もいれば、どのグループに属するか曖昧な人もいるが、図5の灰色の分布は、ほぼ確実に当該グループに属すると判定された人の潜在特性の分布である。通常の統計的検定を行ってグループの所属を判定すると多重比較の問題が生じるため、本稿では Imai and Tingley (2012) に従って偽発見率 (false discovery rate, FDR) を制御した上でグループ所属の判定を行っている。FDR とは、棄却された帰無仮説のうち正しい帰無仮説の割合のことである (Benjamini and Hochberg 1995)。本稿では、FDR の基準を 0.1 として各回答者が各グループに属するかどうかを判定している。つまり、各グループに所属すると判定された人のうち 10% は、本当はそのグループに属していないと考えられるということである。

グループ1では、分布がほぼ左右対称になっており、潜在特性の値が小さい人も大きい人も均等に存在している。つまり、革新的な人と保守的な人の数がほぼ拮抗していること

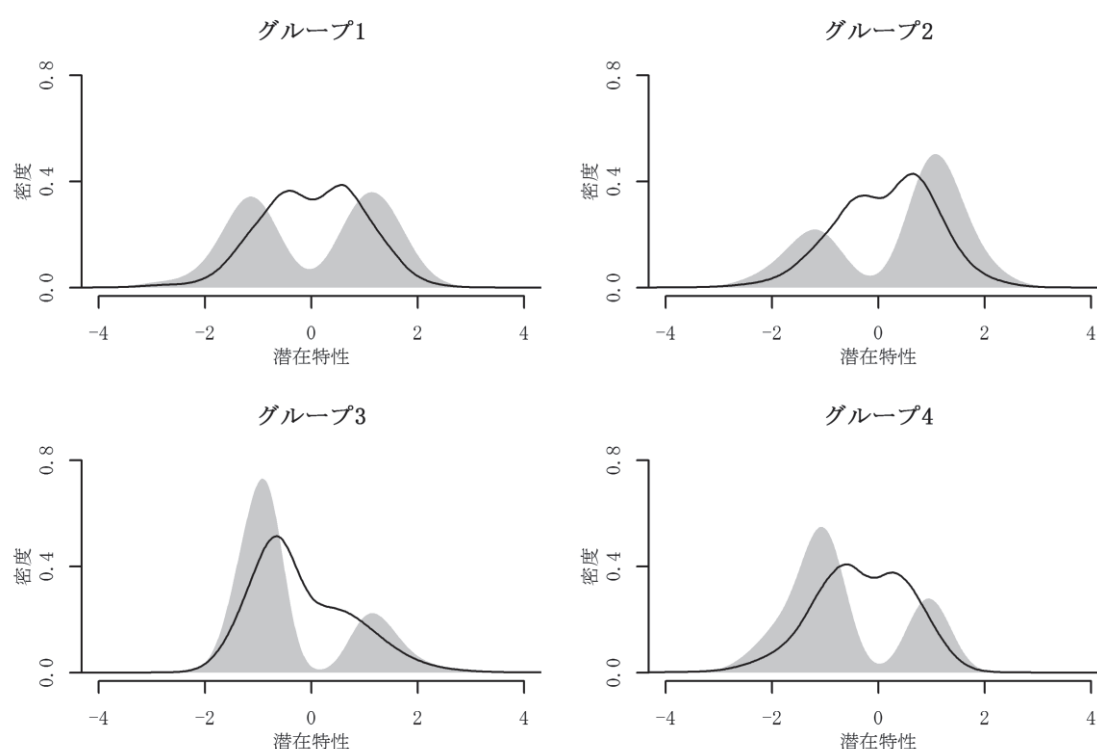


図5 各グループにおける潜在特性の点推定値の分布

注：実線は全グループ構成員の潜在特性の点推定値の分布を表す。灰色の塗りつぶしは偽発見率0.1の基準により当該グループに所属すると判定された回答者の潜在特性の点推定値の分布を表す。

を意味している。それ以外のグループは潜在特性の分布が左右対称でない。グループ2では、自主独立外交志向の人の方が協調外交志向の人よりも多い。グループ3では、合意争点について多数派の意見に揃った人よりも、多数派でない意見に揃った人の方が顕著に多い。これは一見不可解であるが、先述のように、ここで多数派でない意見に揃っているというのは、少数派の意見をもっているというよりも「どちらともいえない」を多く選んでいるということの意味するので、そのような回答者が多いことは不思議ではない。また、合意争点項目の多くでグループ3の識別力パラメータが負であることからわかるように、合意争点において多数派の意見をもつ人は「賛成」や「どちらかといえば賛成」を多く選択することになる。したがって、そのような回答者はモデル上、グループ4に所属していると判断される可能性もあり、グループ3への所属確率が低く推定されている可能性がある。グループ4では潜在特性が小さい回答者の方が多いが、これはサティスファイサーのうち、大きな数字の項目（「反対」や「どちらかといえば反対」）ばかり選ぶ人よりも小さな数字の項目（「賛成」や「どちらかといえば賛成」）ばかり選ぶ人の方が多いことを意味する。サティスファイサーは質問文中の意見に同意しやすい傾向があると指摘されている（Krosnick 1991）ことから考えても、納得できる結果であると言える。

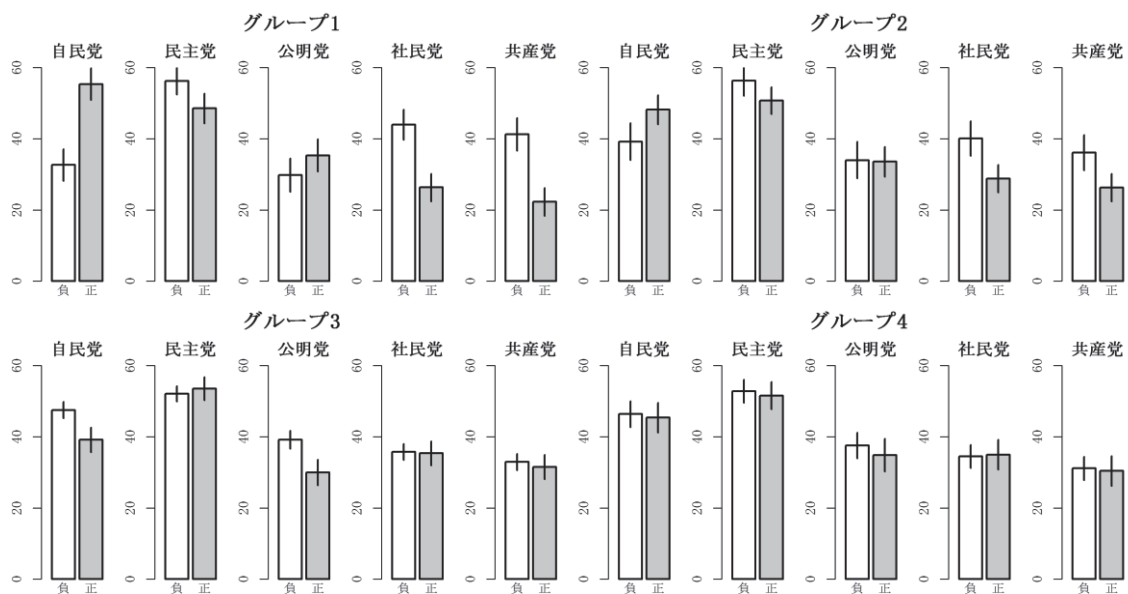


図6 潜在特性が負・正であるサブグループごとに推定した政党感情温度の平均値

注：政党感情温度が正規分布すると仮定し，グループ所属や潜在特性の推定の不確実性も考慮して，その平均をベイズ推定している．棒グラフの先端は点推定値，線分は95%信用区間である．各パネルにおいて左の白い棒は潜在特性が負である回答者のサブグループ，右の棒は潜在特性が正である回答者のサブグループを表す．

次に，潜在特性と政党に対する評価の関係を考察する．本稿では，2009年衆院選前の第2波で測定された5大政党（自民党，民主党，公明党，社民党，共産党）に対する感情温度との関連を調べる．推定された潜在特性が政治的に意味のあるものであるならば，特に，イデオロギーとして解釈できるものであるならば，潜在特性と政党感情温度の間には関連があるはずである．逆に，潜在特性が単にサーベイへの回答スタイルを表しているだけだとすれば，潜在特性と政党感情温度との間に政治的傾向に由来する関連性が見られないのはもちろんのこと，感情温度の回答方法は争点態度項目や保革自己位置付けにおける多肢選択式とは大きく異なるため，やはり感情温度の回答傾向と潜在特性の関連はないことが予想される．

図5から示唆されるように，各グループの構成員の潜在特性は2つの山に分かれており，分布の谷は0付近にある．解釈を容易にするために，潜在特性が負であるか正であるかによって各グループの構成員を2つのサブグループに分け，サブグループごとの政党感情温度の平均値を調べることにする．第2波に協力していない回答者および政党感情温度の質問において項目無回答であった者は分析から除外した．ベイジアン因子分析の分析対象になった者うち第2波で政党感情温度の回答が得られたのは，自民党から順に1,588, 1,574, 1,525, 1,511, 1,509人である．平均値のベイズ推定の方法は付録Cに掲載する．

図6に各グループで潜在特性が負のサブグループと正のサブグループの政党感情温度の平均値を推定した結果を示す。棒グラフは平均値の点推定値を表し、線分はその95%信用区間である。グループ1では潜在特性によって政党感情温度に大きな差が見られる。社民党と共産党は潜在特性の値が小さい回答者から比較的的支持を受けている。逆に自民党については、潜在特性の値が大きい回答者の平均値は中立を表す50度を超えているが、潜在特性の値が小さい回答者の平均値は50度を割っている。これらの3党に比べて差が小さいものの、民主党と公明党でも平均値に差が見られ、民主党は潜在特性の値が小さい回答者、公明党は潜在特性の値が大きい回答者からの評価の方が高くなっている。この結果は、グループ1における潜在特性が保革イデオロギーであり、小さいほど革新的、大きいほど保守的であることを意味するという解釈と整合的である。グループ2はグループ1と同じような傾向を見せているが、グループ1よりもサブグループ間の平均値の差が小さく、その傾向は自民党、社民党、共産党で顕著である。公明党については平均値の差が見られなくなっている。また、潜在特性の値が大きい回答者で自民党の感情温度の平均値が50度を下回っているのも注目し値する。グループ2を特徴づける自主独立外交—協調外交の対立軸は、伝統的な政党間競争の軸と相関してはいるものの、やはり保革イデオロギーとは区別されるべきものであると言える。また、自主独立外交志向の有権者は、グループ1の保守的な有権者と比べて、少なくとも2009年当時の自民党をそれほど評価していなかったことがうかがえる。

予想したとおり、グループ4ではサブグループ間に政党感情温度の平均値の差が見られず、グループ4における潜在特性は政治的に無意味なものであることが示唆される。グループ3の結果は部分的に予想に反しており、民主党、社民党、共産党についてはサブグループ間の差がないものの、自民党と公明党では、潜在変数の値が小さい回答者の方が政党の評価が相対的に高い傾向にある。潜在変数の値が小さい回答者は中間の選択肢を選びやすいため、感情温度の質問でも50度と答える傾向にあり、それによって平均値が上がっているとも考えうるが、それでは社民党と共産党について差がないことを説明できない。自民党と公明党が当時の与党であり、政権を追われる状況にあったことを考えると、世論の多数派に迎合しやすいという潜在変数の値が大きい回答者の傾向が表れていると解釈するのが妥当であろう。

図2の考察でグループ2の対立軸にグループ1には見られない現状維持的—進歩的という側面があるのではないかと論じたが、これらのグループにおけるイデオロギーと、政策に対する賛否とは離れた場面での権威主義的傾向を調べておくことにも意味があると考えられる。そこで、第2波に含まれていた5つの権威主義的傾向を測定する質問項目について、政党感情温度と同様に、潜在特性の正負によって分けられたサブグループごとの平均値を比較した。本稿では質問項目を「力の差」「親」「しきたり」「威厳」「男女別学」と命名しているが、これらはそれぞれ、世の中の力の差を当然視する、親への絶対的服従を是

とする、しきたりへの服従を是とする、上に立つ者の威厳を重視する、男女別学を好むという傾向を測定している。具体的な質問文は付録 B に掲載する。元の変数は 1 が「賛成」、5 が「反対」の 5 点尺度であるが、わかりやすさのために 5 から元の変数を引いて、最小値が 0、最大値が 4 で、値が大きいほど権威主義的であるように変換したものを分析した。分析対象者数は、力の差から順に 1,591, 1,601, 1,590, 1,593, 1,588 人である。

一般的に権威主義と呼ばれるものには、確立された権威とその権威が唱える社会規範に服従する信条である右翼的権威主義 (right wing authoritarianism, RWA; Altemeyer, 1998) と、集団間の関係は階層的であるべきだという信条である社会的支配傾向 (social dominance orientation, SDO; Pratto et al. 1994) という 2 つのパーソナリティないしイデオロギーがあることが知られている。本稿が用いる JESIV 調査の 5 項目を因子分析した平野 (2015) は、しきたりと威厳に負荷をもつ保守的権威主義因子、男女別学と親に負荷をもつ伝統的価値因子、力の差に負荷をもつ社会的支配志向因子という 3 つの因子を抽出しているが¹⁴⁾、Altemeyer (1998) や Pratto et al. (1994) における定義や測定のための質問紙の内容を考慮すると、力の差が SDO を表し、他の 4 項目が RWA を表すものと考えられる。諸外国の先行研究では、RWA と SDO が政治的な保守主義に関係することが報告されており、特に RWA は社会文化的保守主義と、SDO は経済的保守主義と結びつくと言われている (Cornelis and Van Hiel 2006; Perry and Sibley 2013; Van Hiel and Kossowska 2007; Van Hiel et al. 2004)。しかし、保守的なイデオロギーが主に防衛・安全保障政策と結びついており、イデオロギーと経済的争点のつながりが弱い日本において、国外の先行研究の知見が当てはまるとは限らない。したがって、保守的なイデオロギーや自主独立外交志向のイデオロギーと RWA・SDO の関係を調べることは、比較政治学的にも意味があることである。

図 7 は、潜在特性が負のサブグループと正のサブグループにおいて、権威主義的傾向を測定する質問に対する回答の平均値を推定した結果である。グループ 1 では、潜在特性が正であるグループの方が強い権威主義的傾向をもつというはっきりとした関係が読み取れる。このことから、日本においては、主に積極的な防衛・安全保障政策を支持することを意味する保守的なイデオロギーが、RWA と SDO のどちらにも関連しているということがわかる。

それに対してグループ 2 では、力の差の項目でわずかに潜在特性が正である回答者の方が権威主義的な傾向を示しているが、RWA を表す 4 項目はどれもサブグループ間の差が見られない。力の差についても、グループ 1 で見られる差よりもグループ 2 で見られる差の方が小さい。したがって、自主独立外交志向としての保守主義は、RWA とは無関係であり、SDO との関係も強くないと考えられる。グループ 1 と比べると、グループ 2 の信念体系には、社会文化的政策である女性のための制度、経済的政策である社会福祉充実や労働者の発言権の影響力が強いという特徴があるため、イデオロギーと RWA・SDO の関係がグループ 1 におけるよりも弱いという結果は予想に反するものであると言える。この点に関し

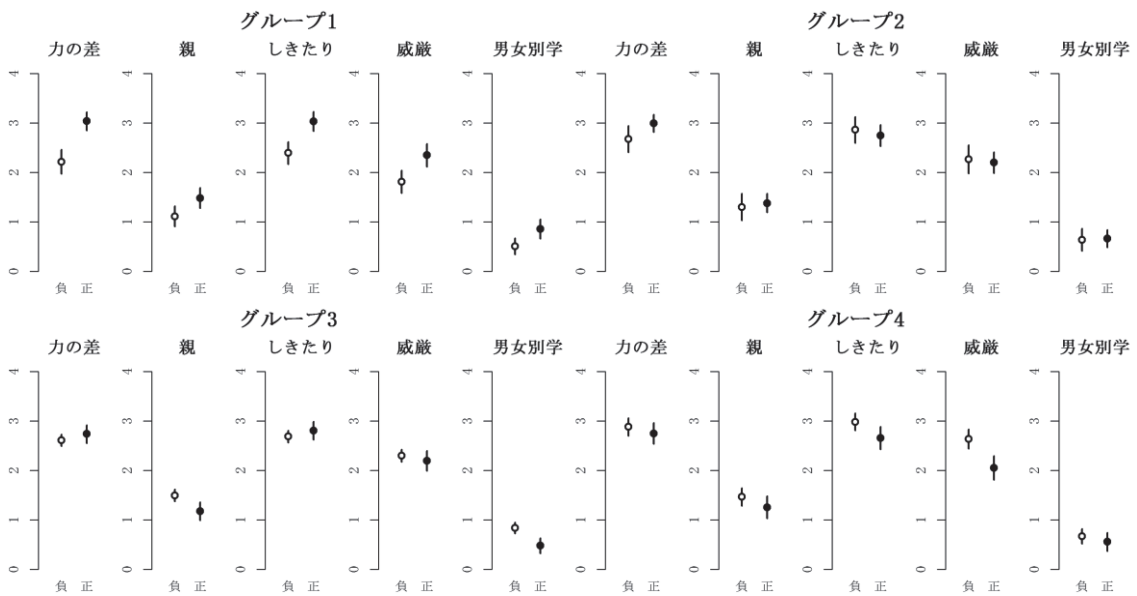


図7 潜在特性が負・正であるサブグループごとに推定した権威主義的傾向の平均値

注：権威主義的傾向を測定する質問に対する回答が正規分布すると仮定し、グループ所属や潜在特性の推定の不確実性も考慮して、その平均をベイズ推定している。点は点推定値、線分は95%信用区間である。各パネルにおいて左の白抜き点は潜在特性が負である回答者のサブグループ、右の黒い点は潜在特性が正である回答者のサブグループを表す。

ては、今後さらに研究する余地があるだろう。

グループ3とグループ4でもそれぞれいくつかの項目でサブグループ間の差が見られるが、これらはどれも多数派の意見に同意しやすいか否か、大きい数字の選択肢を選びやすいか否かという回答スタイルによって説明できる。なお、グループ4では潜在特性が大きな値をとるほど大きい数字の選択肢を選びやすい傾向をもつことになるが、ここでは回答データを反転しているため、図7における縦軸の値が小さいほどサーベイで大きな数字の選択肢を選んだことを意味することに注意されたい。

4.3 グループ所属の分析

次に、各グループに所属する有権者がどのような特徴をもっているのかを分析する。最初に、従属変数である各グループへの所属について、その確率の分布について検討する。図8には、各グループへの所属確率 $\Pr(S_i = k)$ の分布をヒストグラムで示す。図8をみると、どのグループも多くの人々の所属確率が0に近い値であると推定されている一方で、ほぼ確実にそのグループに所属していると言える者が数%から10%ほどいるという結果である。いずれかのグループの所属確率が他のグループの所属確率に比べて高いということは、その回答者の争点態度および保革自己位置付けが当該グループのモデルでないと説明できないということの意味する。つまり、グループ2の所属確率が1に近い回答者が数%存在す

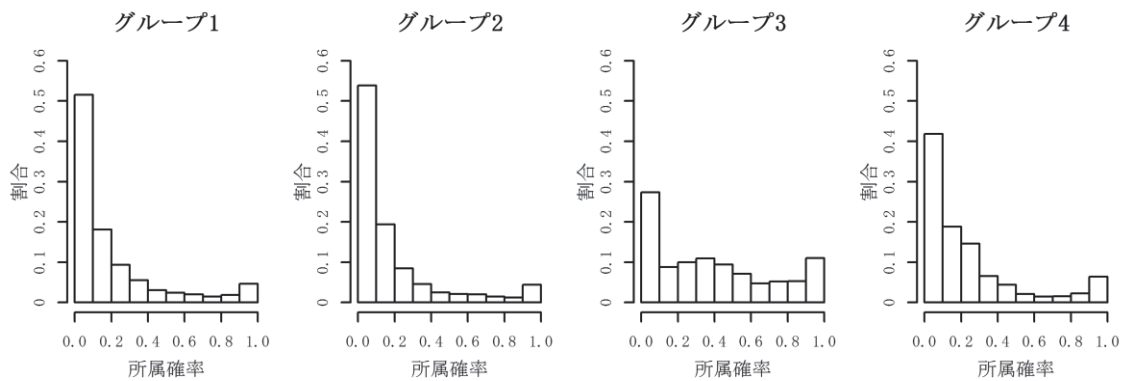


図8 各グループへの所属確率の分布

るが、彼らの信念体系は、グループ1にみられる常識的な保守イデオロギーの対立軸では説明できないということになる。なお、グループ3は確率0.3辺りにも山があるが、イデオロギー的に一貫した態度をもっており、本来はグループ1やグループ2に所属する者でも、中道の嗜好をもつ者や合意争点に揃って賛成している者は、グループ3に所属している可能性も捨てきれないというように推定されているのだと思われる。

多項ロジットモデルの係数だけを見ても共変量の所属確率に対する限界効果を読み取ることにはできないので、共変量の値を変化させて所属確率のシミュレーションを行う。具体的には、推定に用いた回答者の共変量データのうち、特定の変数だけ値を差し替えて、推定されたパラメータに基づいて所属確率を計算する。差し替える値は、年齢については平均±1標準偏差（69歳と36歳）、それ以外の変数については1と0に設定する。差し替える値が大きいときの所属確率と小さいときの所属確率の差、つまり一次の差（first difference）をとり、全ての回答者についてその平均をとる。それを事後分布から得たパラメータサンプルの組のそれぞれについて繰り返すことで、一次の差の事後分布からのサンプルを得ることができる。

図9に一次の差に関するシミュレーションの結果を示す。イデオロギー的な信念体系をもたないグループ3は、男性よりも女性、高齢者より若者、大卒・院卒者よりも中卒者の方が所属しやすい傾向にあるが、これは前節で予想したとおりである。

グループ1は男性と女性で所属確率に差がないのに対して、グループ2については、女性は男性よりも所属確率が14パーセントポイント低くなる。逆に年齢は、グループ2の所属確率と無関係であるのに対して、グループ1の所属確率とは関係があり、高齢者ほど所属確率が高い。高専・短大・専修学校卒の人々は、中卒者と比べてグループ2の所属確率が16パーセントポイント高いものの、グループ1の所属確率は中卒者および高卒者と同等である。それが大学・大学院卒になると、グループ2だけでなくグループ1でも低学歴者と比較したときの所属確率が高くなっており、中卒者との差は15パーセントポイントである。このことから、政治的な争点を常識的な保守—革新の対立軸で考える人々と、自主独

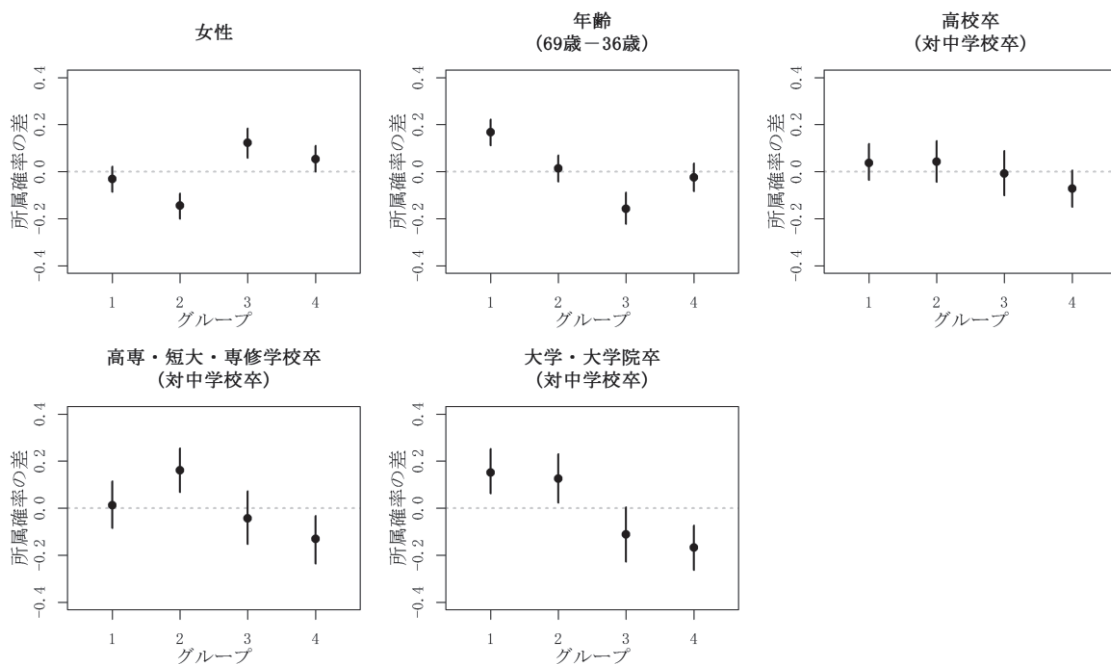


図9 グループ所属確率の一次の差に関するシミュレーションの結果

注: 推定に用いた回答者の共変量データのうち特定の変数の値を差し替えて各グループの所属確率を計算し、全ての回答者について一次の差の平均をとったものである。点は点推定値、線分は95%信用区間である。

立外交—協調外交の対立軸で考える人々では、イデオロギー的な信念体系をもっているという点では共通するものの、かなり異なる特徴をもっていることがわかる。

最後にグループ4の結果をみると、グループ4に所属しやすいのは女性および低学歴者であり、年齢による差はない。自主的な参加者を対象としたインターネット調査におけるサティスファイス行動に関する先行研究 (Berinsky et al. 2014; 三浦・小林 2015a) によれば、男性と若者がサティスファイス行動をしやすいことが示唆されているが、本稿の分析結果は先行研究とは異なっている。インターネット調査と訪問面接調査という違いによるところもあるだろうが、サティスファイス行動の有無が回答者の動機付けの強さと関連していることを考えると (Krosnick 1991)、本稿の結果は、女性は男性よりも、低学歴者は高学歴者よりも政治関心が低いということを反映しているのではないかと考えられる。

グループ1とグループ2はイデオロギー的な信念体系が見られるという意味で似ており、グループ4はサティスファイサーからなるグループということで他のグループとは性質を異にする。そのため、多項ロジットモデルを推定する際におかれる IIA 仮定が満たされないのではないかと懸念が生じる。そこで、多項ロジットモデルの部分をなくした $K = 4$ のモデルを推定した上で、回答者のグループへの所属確率 $\Pr(S_i = k)$ を従属変数とした線形モデルの最小二乗法による推定を各グループについて行った¹⁵⁾。独立変数は多項ロジット

モデルと同じである。結果の詳細は付録 D に掲載しているが、多項ロジットモデルを同時推定するか否かによって識別力パラメータおよび因子負荷の推定結果が大きく変わることはなかった。また、所属確率のモデル化にロジスティック関数を用いているか否かが異なるため、デモグラフィック属性が変化したときの一次の差の推定値は異なるところがあるものの、変数の影響の方向および有意性については、多項ロジットモデルと線形モデルでほとんど同じ結論が得られた。

5. 結語

有権者の信念体系の分析には、長らく因子分析や項目反応理論モデルが用いられてきたが、従来の手法には有権者の間に信念体系の不均質性がある可能性を考慮できなかった。つまり、一部の有権者集団における政治的対立軸と別の有権者集団における政治的対立軸が異なり、それとは別の集団では政治的に意味のある対立軸が存在しないというような状況を適切に分析することができなかった。そのような問題点を解決するために、本稿では因子分析や項目反応理論モデルを同列に扱うことができる Quinn (2004) のベイジアン因子分析モデルを採用した上で、それを混合分布モデル化することを提案した。このアプローチを日本で 2007 年から 2010 年にかけて収集された JESIV 調査のデータに適用したところ、日本の有権者は 4 つのグループに分類された。

本稿の貢献は次の 3 点にまとめられる。第一に、イデオロギー的な概念を理解し、その手がかりを利用することのできる者は有権者の一部にすぎないという、Converse (1964) 以来の通説的知見を再確認した。4 つのグループのうち 2 つはイデオロギー的な信念体系をもつグループ、他の 2 つは政治的に意味のある信念体系をもたないグループであり、前者の 2 つのグループに属する日本の有権者の割合は 38% にすぎないことが確認された。その中でも、イデオロギー的な争点態度と保革自己位置付けが強く結びついており、常識的な保守—革新のイデオロギー対立に沿った考え方をしているグループの構成員は全体の 20% しかいなかった。もちろん、日本の政治が主に保革イデオロギーに規定されていることを理解した上で、あえて自らの政治的立場をイデオロギー的に揃えていない者や、たまたまそのときの気分や状況で調査に真面目に答えなかった者もいるかもしれないので、38% や 20% という数字を鵜呑みにするのは早計である。しかし、本稿の分析結果は、イデオロギー的な信念体系を共有する有権者が全体の一部にすぎないことを示す証拠としては十分であろう。政治的イデオロギーを理解できる有権者の割合は、自由回答データを基にした概念形成のレベルの分析 (e.g., Converse 1964; Klingemann 1979) や、回答者自身や政党をイデオロギー軸上に位置づけられるか否かを試す調査の分析 (e.g., 蒲島・竹中 2012; Levitin and Miller 1979) などで明らかにされてきたものの、信念体系を共有する有権者の割合というかたちで示すことに成功したのは、関係クラス分析を採用した Baldassarri and Goldberg (2014) という例外を除けば、本稿が初めてであると思われる。

第二に、日本の有権者の中で、保革イデオロギーとは似ているものの明確に区別される対立軸が共有されていることを新たに発見した。従来の先行研究が政治エリートと有権者の両方のレベルで見出してきた保守—革新の対立軸は、日米同盟を基軸としつつ自国の防衛力を強化していこうとする保守と、アメリカに追従する保守政権の姿勢を批判して非武装中立を目指す革新によるものであった。しかし本稿は、日本の有権者の一部が、日米安保体制の強化に対する是非とは必ずしも結びつかないかたちで、自国の防衛力強化や核武装に対する賛否を考慮していること、そうした態度は自分を保革イデオロギー軸上のどこに位置づけるかにそれほど強く関係していないことを明らかにした。彼らの信念体系では、自国の防衛力強化や核武装を支持することが、自国が譲歩しての貿易摩擦の解消に反対、戦争に関して近隣諸国に謝罪することに反対、北方領土を譲ってロシアと親しくすることに反対という態度に結びつくため、本稿ではこの対立軸を自主独立外交—協調外交と名付けた。

このような自主独立外交路線は現実の政治において新奇なものではない。保守的であると評される政治家や著名人の一部は、以前から脱対米従属と自主防衛論を唱えていた。例えば、石原慎太郎は『「NO」と言える日本』（盛田・石原 1989）でアメリカに批判的な立場を表明しており、田母神俊雄は航空幕僚長在職中に執筆し問題となった懸賞論文において、「[東京裁判の] マインドコントロールから解放されない限り我が国を自らの力で守る体制がいつになっても完成しない。……アメリカに守ってもらえば日本のアメリカ化が加速する。」と論じている（田母神 2008: 8）。これらの対極に位置する立場を考えると、防衛力は同盟国に頼り、自国は経済成長を優先して軽武装を維持するという吉田ドクトリンがまさにそのようなものである。本稿の分析結果では、自主独立外交志向が日米安保体制強化への反対に結びついているわけではないので、必ずしも石原・田母神あるいは吉田茂のような立場が析出されたわけではないものの、保革イデオロギー対立に完全には沿わないものの政治エリートの間で以前からみられたような信念体系を一般の有権者にも見出させたことは、日本のイデオロギー研究に対する本稿の重要な貢献であると考えられる。

第三に、日本の投票行動研究で最も多く二次分析が行われる JES シリーズの一つである JESIV 調査において、サティスファイス行動が横行していることを明らかにし、その検出とデータのクリーニングに混合分布モデルが有効であることを示した。本稿の分析結果によれば、回答者の 23% は、少なくとも難易度が高い一部の質問において、自身の政治的立場とは無関係に小さい数字または大きい数字の選択肢ばかりを選ぶ傾向にある。くわえて、政治的に意味のある信念体系をもたないもう一つの集団にも、圧倒的多数が一方の立場に偏るような質問項目において「どちらともいえない」ばかりを選んでいるサティスファイサーが含まれていることが疑われる。このようなサティスファイサーは、争点態度の質問項目だけでなく、より難易度が低いと思われる権威主義的傾向に関する質問項目でも同様の回答の仕方をしていることが示唆された。昨今、インターネット調査の流行により、イ

インターネット調査におけるサティスファイス行動に関する研究 (Berinsky et al. 2014; Clifford and Jerit 2015; Maniaci and Rogge 2014; 三浦・小林 2015a, 2015b, 2016), あるいはインターネット調査でなくてもコンピュータを用いた調査におけるサティスファイス行動に関する研究 (Meade and Craig 2012; 三村・荒井 2013; Oppenheimer et al. 2009) が盛んに発表されている。本稿では、伝統的な訪問面接調査で調査員が回答者の目の前にいる状況においても、少なくとも部分的なサティスファイス行動が現れ、それによってデータの質が毀損されることを示した。上に挙げた研究の一部では、サティスファイサーを「引っかけ問題」で検出することを提案しているが、調査会社の協力が得られないことも多い (三浦・小林 2015a)。また、引っかけ問題に引っかからなかった回答者も、他の質問 (特に難易度の高い質問) には不適切に答える可能性がありうる。本稿の提案したような混合分布モデルを使えば、サティスファイサーをまともな回答と区別できる。しかも、サティスファイサーである確率を推定できるので、その判定の不確実性を考慮した上で、その後の分析対象とするかどうかを決めたり、分析の際に重みを付けたりすることが可能になる。

最後に、今後の研究の拡張可能性について2点述べて結びとしたい。第一に、潜在特性の次元数を増やせば、より多様な信念体系を検出できる可能性がある。多次元モデル化するときに問題となるのは、パラメータの識別のために2次元目以降の識別力ないし因子負荷に制約を課さなければならないところ、全てのグループについてそのような制約を先験的に決めるのが難しいという点である。制約の置き方を工夫することによって、この問題を解決することができるかもしれない。第二に、混合分布モデルを利用することで、イデオロギー的傾向の時間的安定性に関する不均質性を調べることも可能かもしれない。本稿では違う時点でも同一の回答者であれば潜在特性の値が変わらないと仮定した。しかし、Converse (1964) による白黒モデル (black and white model) の議論のように、有権者の中には争点態度が安定している者とそうでない者が混ざっている可能性が高い。Converse (1964) の議論は単一の争点態度に関するものであり、イデオロギー的な信念体系を共有している比較的洗練された有権者の中にも短期的にイデオロギー的傾向を変化させる者がいるかどうかは定かではない。Hill and Kriesi (2001a, 2001b) は単一の争点態度に関する白黒モデルの検証に混合分布モデルを用いており、また Neundorff et al. (2011) は党派性の時間的安定性のモデル化に混合分布モデルを適用しているが、これらの研究を参考にすることでイデオロギー的な傾向の時間的安定性とその不均質性を明らかにすることができるかもしれない。

[付録]

A. モデルのパラメータを推定するアルゴリズム

式(5)~(7)のベイジアン因子分析モデルと式(8)~(10)のグループ分類モデルのパラメータを同時に推定するアルゴリズムについて説明する。本稿のアルゴリズムは、Quinn (2004)

によるベイジアン因子分析モデルのアルゴリズムと Frühwirth-Schnatter (2006) などで紹介されている一般的な混合分布モデルのアルゴリズムを組み合わせた上で、困難度パラメータなどが全グループで共通になるように修正し、プログラミングの便宜上、一部を簡略化している。ラベルスイッチング問題については考慮していない。記法が煩雑になることを避けるため、同じ項目は一度しか測定されないものとする（つまり、式(5)~(7)でいうところの添字 t は考えない）。順序付き離散変数に関する閾値パラメータや多項ロジットモデルのパラメータをサンプリングする部分では簡便なランダムウォーク・メトロポリス法を採用しているが、その選択に必然性はなく、提案分布を変えるなどすればより効率的なサンプリングが可能になる。

観測変数が欠損していることを $y_{ij} = 0$ と表すことにする。 $D_j = 0$ であるような項目の添字を $j = 1, \dots, M_0$ とし、 $D_j = 1$ であるような項目の添字を $j = M_0 + 1, \dots, M$ とする。 \mathbf{z}_i の長さを H とする。本文で定義したもの以外の変数やパラメータの記法は次のとおりである。 $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, \dots, y_{iM})'$,

$$\mathbf{Z} = (\mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_N)', \quad \boldsymbol{\alpha} = (\alpha_{M_0+1}, \dots, \alpha_M)', \quad \tilde{\boldsymbol{\alpha}} = \left(\overbrace{0, \dots, 0}^{M_0}, \boldsymbol{\alpha}' \right)', \quad \hat{\boldsymbol{\beta}}_j = (\boldsymbol{\beta}_{j1}, \dots, \boldsymbol{\beta}_{jK})', \quad \boldsymbol{\beta}_k =$$

$$(\boldsymbol{\beta}_{1k}, \dots, \boldsymbol{\beta}_{Mk})', \quad \boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_K), \quad \boldsymbol{\tau}_j = (\tau_{j0}, \dots, \tau_{jc_j})', \quad \boldsymbol{\tau} = (\boldsymbol{\tau}'_{M_0+1}, \dots, \boldsymbol{\tau}'_M)', \quad \boldsymbol{\psi} = (\psi_1, \dots, \psi_{M_0})',$$

$$\boldsymbol{\Psi} = \text{diag} \left(\psi_1^2, \dots, \psi_{M_0}^2, \overbrace{1, \dots, 1}^{M-M_0} \right), \quad \boldsymbol{\xi}_i = (\xi_{i1}, \dots, \xi_{iK})', \quad \boldsymbol{\xi}_k = (\xi_{1k}, \dots, \xi_{Nk})', \quad \boldsymbol{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_K),$$

$$\mathbf{y}_{ik}^* = (y_{i1k}^*, \dots, y_{iMk}^*)', \quad \mathbf{y}_{jk}^* = (y_{1jk}^*, \dots, y_{Njk}^*)', \quad \mathbf{y}_j^* = (\mathbf{y}_{j1}^*, \dots, \mathbf{y}_{jK}^*)', \quad \boldsymbol{\gamma}_k = (\gamma_{k1}, \dots, \gamma_{kH})', \quad \boldsymbol{\gamma} = (\boldsymbol{\gamma}'_1, \dots, \boldsymbol{\gamma}'_K)'$$

事前分布は $\alpha_j \sim N(a_{0j}, A_{0j})$, $\boldsymbol{\beta}_{jk} \sim N_d(\mathbf{b}_{0jk}, \mathbf{B}_{0jk})$, $\psi_j^2 \sim \text{InverseGamma}(U_{0j}/2, V_{0j}/2)$, $\boldsymbol{\xi}_{ik} \sim N_d(\mathbf{0}, \mathbf{I}_d)$, $\gamma_{kh} \sim N(g_{0kh}, G_{0kh})$ とする。 $\boldsymbol{\tau}_j$ には順序の制約をかけなければならないので、Chib and Hamilton (2000) にならって、 $\boldsymbol{\tau}_j^* = (\tau_{j2}^*, \dots, \tau_{j,c_j-1}^*)$ を次の式のように定義する。

$$\tau_{jc}^* = \begin{cases} \log \tau_{jc} & \text{if } c = 2 \\ \log(\tau_{jc} - \tau_{j,c-1}) & \text{otherwise} \end{cases} \quad (12)$$

このようにすれば、 $\boldsymbol{\tau}_j^*$ は自由に動くことができる。事前分布は $\boldsymbol{\tau}_j^*$ に関して $\boldsymbol{\tau}_j^* \sim N_{(C_j-2)}(\mathbf{t}_{0j}, \mathbf{T}_{0j})$ と設定する。 $\boldsymbol{\omega}$ と $\boldsymbol{\Omega}$ は任意のチューニングパラメータである。

本稿の分析ではハイパーパラメータを次のように設定している。全ての j について $a_{0j} = 0$, $A_{0j} = 100$, $U_{0j} = 0.01$, $V_{0j} = 0.01$, $\mathbf{t}_{0j} = \mathbf{0}$, $\mathbf{T}_{0j} = 100\mathbf{I}_{(C_j-2)}$. 全ての j および k について $\mathbf{b}_{0jk} = 0$, $\mathbf{B}_{0jk} = 100$. 全ての k および h について $g_{0kh} = 0$, $G_{0kh} = 100$. チューニングパラメータは $\boldsymbol{\omega} = 0.002$, $\boldsymbol{\Omega} = 0.15^2 \mathbf{I}_{C_j-2}$ である。

アルゴリズム 1

初期値を定め、次のステップを $r = 1, \dots, R_0, \dots, R + R_0$ について繰り返す。

1. (グループ分類モデルの推定)

次のステップを $k = 1, \dots, K - 1$ および $h = 1, \dots, H$ について繰り返すことで、 $\boldsymbol{\gamma}^{(r)} \mid \boldsymbol{S}^{(r-1)}, \boldsymbol{Z}$ をサンプリングする。

- (i) $\gamma_{kh}^{(\text{new})}$ を $N(\gamma_{kh}^{(r-1)}, \omega^2)$ からサンプリングする。
- (ii) 次の値を求める。

$$v = \min \left(\frac{p(\boldsymbol{S}^{(r-1)} \mid \boldsymbol{\gamma}_{kh}^{(\text{new})}, \boldsymbol{\gamma}_{-kh}^{(r-1)}, \boldsymbol{Z}) p(\gamma_{kh}^{(\text{new})})}{p(\boldsymbol{S}^{(r-1)} \mid \boldsymbol{\gamma}^{(r-1)}, \boldsymbol{Z}) p(\gamma_{kh}^{(r-1)})}, 1 \right)$$

ここで

$$p(\boldsymbol{S} \mid \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{Z}) = \prod_{i=1}^N \sum_{k=1}^K \left(\frac{\exp(\boldsymbol{\gamma}'_k \boldsymbol{z}_i)}{\sum_{l=1}^K \exp(\boldsymbol{\gamma}'_l \boldsymbol{z}_i)} \right)^{1_{(S_i=k)}}$$

である。 $\boldsymbol{\gamma}_{-kh}$ は $\boldsymbol{\gamma}$ から γ_{kh} を除いた要素からなるベクトルを表す。

- (iii) u を $U(0,1)$ からサンプリングする。
 - (iv) $u \leq v$ であれば $\gamma_h^{(r)} = \gamma_h^{(\text{new})}$ とする。 $u > v$ であれば $\gamma_h^{(r)} = \gamma_h^{(r-1)}$ とする。
- ### 2. (ベイジアン因子分析モデルの推定)

- (a) $\boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)}$ を次のステップによりサンプリングする。

(i) $j = 1, \dots, M_0$ に関して、 $i = 1, \dots, N$, $k = 1, \dots, K$ について独立に、 $\boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$\begin{aligned} \boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)} \mid \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)}, \boldsymbol{\psi}_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, y_{ij} = y_{ij} & \quad \text{if } y_{ij} \neq 0 \\ \boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)} \mid \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)}, \boldsymbol{\psi}_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, y_{ij} \sim N(\boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)} \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, \boldsymbol{\psi}_j^{2(r-1)}) & \quad \text{if } y_{ij} = 0 \end{aligned}$$

(ii) $j = M_0 + 1, \dots, M$ に関して、 $i = 1, \dots, N$, $k = 1, \dots, K$ について独立に、 $\boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$\begin{aligned} \boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)} \mid \alpha_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)}, \boldsymbol{\tau}_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, y_{ij} \\ \sim N(\alpha_j^{(r-1)} + \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)} \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, 1) \mathcal{J}(\tau_{j,c-1} \leq y_{ijk}^{*(r)} < \tau_{jc}) & \quad \text{if } y_{ij} = c \\ \boldsymbol{y}_{ijk}^{*(r)} \mid \alpha_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)}, \boldsymbol{\tau}_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, y_{ij} \sim N(\alpha_j^{(r-1)} + \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r-1)} \boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r-1)}, 1) & \quad \text{if } y_{ij} = 0 \end{aligned}$$

(b) $i = 1, \dots, N$, $k = 1, \dots, K$ について独立に、 $\boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$\boldsymbol{\xi}_{ik}^{(r)} \mid \boldsymbol{\alpha}^{(r-1)}, \boldsymbol{\beta}_k^{(r-1)}, \boldsymbol{\psi}^{(r-1)}, \boldsymbol{y}_{ik}^{*(r)} \sim N_d(\boldsymbol{\mu}_\xi, \boldsymbol{\Sigma}_\xi)$$

ここで $\boldsymbol{\Sigma}_\xi = (\boldsymbol{\beta}_k^{(r-1)} \boldsymbol{\Psi}^{(r-1)} \boldsymbol{\beta}_k^{(r-1)} + \boldsymbol{I}_d)^{-1}$, $\boldsymbol{\mu}_\xi = \boldsymbol{\Sigma}_\xi (\boldsymbol{\beta}_k^{(r-1)} \boldsymbol{\Psi}^{(r-1)} (\boldsymbol{y}_{ik}^{*(r)} - \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^{(r-1)}))$ である。

- (c) $\boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)}$ を次のステップによりサンプリングする。

(i) $j = 1, \dots, M_0$ に関して、 $k = 1, \dots, K$ について独立に、 $\boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$\boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)} \mid \psi_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}_k^{(r)}, \mathbf{y}_{jk}^{*(r)}, \mathbf{S}^{(r-1)} \sim N_d(\boldsymbol{\mu}_{\beta 0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\beta 0})$$

ここで $\boldsymbol{\Sigma}_{\beta 0} = \left(\mathbf{B}_{0jk}^{-1} + \boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)} \boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)} / \psi_j^{2(r-1)} \right)^{-1}$, $\boldsymbol{\mu}_{\beta 1} = \boldsymbol{\Sigma}_{\beta 0} \left(\mathbf{B}_{0jk}^{-1} \mathbf{b}_{0jk} + \boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)} \mathbf{y}_{j\{k\}}^{*(r)} / \psi_j^{2(r-1)} \right)$ であり, $\boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)}$ は $S_i^{(r-1)} = k$ であるような i の $\boldsymbol{\xi}_i^{(r)}$ を縦に積み重ねた行列, $\mathbf{y}_{j\{k\}}^{*(r)}$ は $S_i^{(r-1)} = k$ であるような i の $\mathbf{y}_{ij}^{*(r)}$ を並べたベクトルである.

(ii) $j = M_0 + 1, \dots, M$ に関して, $k = 1, \dots, K$ について独立に, $\boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)}$ を次のようにサンプリングする.

$$\boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)} \mid \alpha_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}_k^{(r)}, \mathbf{y}_{jk}^{*(r)}, \mathbf{S}^{(r-1)} \sim N_d(\boldsymbol{\mu}_{\beta 1}, \boldsymbol{\Sigma}_{\beta 1})$$

ここで $\boldsymbol{\Sigma}_{\beta 1} = \left(\mathbf{B}_{0jk}^{-1} + \boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)} \boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)} \right)^{-1}$, $\boldsymbol{\mu}_{\beta 0} = \boldsymbol{\Sigma}_{\beta 1} \left(\mathbf{B}_{0jk}^{-1} \mathbf{b}_{0jk} + \boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)} \left(\mathbf{y}_{j\{k\}}^{*(r)} - \hat{\boldsymbol{\alpha}}_{j\{k\}}^{(r-1)} \right) \right)$ であり, $\boldsymbol{\xi}_{\{k\}}^{(r)}$ は $S_i^{(r-1)} = k$ であるような i の $\boldsymbol{\xi}_i^{(r)}$ を縦に積み重ねた行列, $\mathbf{y}_{j\{k\}}^{*(r)}$ は $S_i^{(r-1)} = k$ であるような i の $\mathbf{y}_{ij}^{*(r)}$ を並べたベクトル, $\hat{\boldsymbol{\alpha}}_{j\{k\}}^{(r-1)}$ は $S_i^{(r-1)} = k$ であるようなユニットの数だけ $\alpha_j^{(r-1)}$ を並べたベクトルである.

(d) $j = M_0 + 1, \dots, M$ に関して, $\alpha_j^{(r)}$ を次のようにサンプリングする.

$$\alpha_j^{(r)} \mid \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)}, \boldsymbol{\xi}^{(r)}, \mathbf{y}_j^{*(r)} \sim N(\mu_\alpha, \sigma_\alpha^2)$$

ここで $\sigma_\alpha^2 = A_{0j} / (1 + A_{0j}N)$, $\mu_\alpha = \sigma_\alpha^2 \left(a_{0j} / A_{0j} + \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{y}_{ijS_i^{(r-1)}}^{*(r)} - \boldsymbol{\beta}_{jS_i^{(r-1)}}^{(r)} \boldsymbol{\xi}_{iS_i^{(r-1)}}^{(r)} \right) \right)$ である.

(e) $j = 1, \dots, M_0$ に関して, $\psi_j^{(r)}$ を次のようにサンプリングする.

$$\psi_j^{2(r)} \mid \boldsymbol{\beta}_{jk}^{(r)}, \boldsymbol{\xi}^{(r)}, \mathbf{y}_j^{*(r)} \sim \text{InverseGamma}(\alpha_\psi, \beta_\psi)$$

ここで $\alpha_\psi = (U_{0j} + N) / 2$, $\beta_\psi = \left(V_{0j} + \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{y}_{ijS_i^{(r-1)}}^{*(r)} - \boldsymbol{\beta}_{jS_i^{(r-1)}}^{(r)} \boldsymbol{\xi}_{iS_i^{(r-1)}}^{(r)} \right)^2 \right)$ である.

(f) 次のステップを $j = M_0 + 1, \dots, M$ について繰り返すことで, $\boldsymbol{\tau}^{(r)} \mid \boldsymbol{\alpha}^{(r)}, \boldsymbol{\beta}^{(r)}, \boldsymbol{\xi}^{(r)}$ をサンプリングする.

(i) 式(12)により $\boldsymbol{\tau}_j^{*(r-1)}$ を計算する.

(ii) $\boldsymbol{\tau}_j^{*(new)} = (\tau_{j2}^{*(new)}, \dots, \tau_{j, C_j-1}^{*(new)})$ を $N(C_j-2) \left(\boldsymbol{\tau}_j^{*(r-1)}, \boldsymbol{\Omega} \right)$ からサンプリングし, $\tau_{jc}^{(new)} =$

$\sum_{l=1}^c \exp(\tau_{jc}^{*(new)})$, $\boldsymbol{\tau}_j^{(new)} = (\tau_{j0}, \tau_{j1}, \tau_{j2}^{(new)}, \dots, \tau_{j, C_j-1}^{(new)}, \tau_{jc_j})$ とする.

(iii) 次の値を求める.

$$v = \min \left(\frac{p(\mathbf{y}_j \mid \alpha_j^{(r)}, \hat{\boldsymbol{\beta}}_j^{(r)}, \boldsymbol{\tau}_j^{(new)}, \boldsymbol{\xi}^{(r)}) p(\boldsymbol{\tau}_j^{*(new)})}{p(\mathbf{y}_j \mid \alpha_j^{(r)}, \hat{\boldsymbol{\beta}}_j^{(r)}, \boldsymbol{\tau}_j^{(r-1)}, \boldsymbol{\xi}^{(r)}) p(\boldsymbol{\tau}_j^{*(r-1)})}, 1 \right)$$

ここで

$$p(\mathbf{y}_j \mid \alpha_j, \hat{\boldsymbol{\beta}}_j, \boldsymbol{\tau}_j, \boldsymbol{\xi}) = \prod_{i=1}^N \sum_{c=1}^{C_j} \left(\Phi(\tau_{jc} - \theta_{ij}) - \Phi(\tau_{j, c-1} - \theta_{ij}) \right)^{\mathbf{1}_{(y_{ij}=c)}}$$

である。 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積分布関数であり、 $\theta_{ij} = \alpha_j + \beta'_{jS_i} \xi_{iS_i}$ である。

(iv) u を $U(0,1)$ からサンプリングする。

(v) $u \leq v$ であれば、 $\tau_j^{(r)} = \tau_j^{(\text{new})}$ とする。 $u > v$ であれば $\tau_j^{(r)} = \tau_j^{(r-1)}$ とする。

3. (ユニットの分類)

$i = 1, \dots, N$ について独立に、 $S_i^{(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$S_i^{(r)} \mid \alpha^{(r)}, \beta^{(r)}, \tau^{(r)}, \psi^{(r)}, \gamma^{(r)}, \xi_i^{(r)}, \mathbf{y}_i, \mathbf{z}_i \sim \text{Categorical}(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K)$$

ここで

$$\theta_k \propto p(\mathbf{y}_i \mid \alpha^{(r)}, \beta_k^{(r)}, \tau^{(r)}, \psi^{(r)}, \xi_{ik}^{(r)}) p(S_i = k \mid \gamma^{(r)}, \mathbf{z}_i)$$

である。

最後に、最初の R_0 回のドローを捨てる。

多項ロジットモデルを同時推定しない場合には、次のアルゴリズムによる。 $\boldsymbol{\eta} = (\eta_1, \dots, \eta_K)'$ は各グループの重みである。その事前分布は $\boldsymbol{\eta} \sim \text{Dirichlet}(\mathbf{e}_0)$ であり、ここで $\mathbf{e}_0 = (e_{01}, \dots, e_{0K})$ はディリクレ分布の集中度パラメータである。本稿の付録 D の分析では、 $\mathbf{e}_0 = (1, 1, 1, 1)$ とした。

アルゴリズム 2

初期値を定め、次のステップを $r = 1, \dots, R_0, \dots, R + R_0$ について繰り返す。

1. (ベイジアン因子分析モデルの推定) アルゴリズム 1 のステップ 2 と同じ。

2. (重みパラメータの推定)

$\boldsymbol{\eta}^{(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$\boldsymbol{\eta}^{(r)} \mid \mathbf{S}^{(r-1)} \sim \text{Dirichlet}(e_{01} + \#\{S_i^{(r-1)} = 1\}, \dots, e_{01} + \#\{S_i^{(r-1)} = K\})$$

ここで $\#\{S_i = k\}$ は $S_i = k$ であるようなユニットの個数を表す。

3. (ユニットの分類)

$i = 1, \dots, N$ について独立に、 $S_i^{(r)}$ を次のようにサンプリングする。

$$S_i^{(r)} \mid \alpha^{(r)}, \beta^{(r)}, \tau^{(r)}, \psi^{(r)}, \xi_i^{(r)}, \boldsymbol{\eta}^{(r)}, \mathbf{y}_i \sim \text{Categorical}(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K)$$

ここで

$$\theta_k \propto p(\mathbf{y}_i \mid \alpha^{(r)}, \beta_k^{(r)}, \tau^{(r)}, \psi^{(r)}, \xi_{ik}^{(r)}) \eta_k^{(r)}$$

である。

最後に、最初の R_0 回のドローを捨てる。

B. 質問項目のワーディング

観測変数を測定した質問項目の質問文を掲載する。角括弧内の見出しは本稿の他の箇所における項目の呼称である。

- [防衛力強化] 日本の防衛力はもっと強化するべきだ
- [貿易摩擦解消] 日本が譲歩しても外国との貿易摩擦をすみやかに解消するべきだ
- [社会福祉充実] 年金や老人医療などの社会福祉は財政が苦しくても極力充実するべきだ
- [小さな政府] 政府のサービスが悪くなっても金のかからない小さな政府のほうがよい
- [対アジア謝罪] 日本が過去にアジアの人々に与えた被害に対する反省と謝罪がまだ足りない
- [天皇の発言権] 天皇は政治に対して、現在よりもっと強い発言権をもつべきだ
- [核兵器不所持] 日本は絶対に核兵器をもってはいけない
- [日米安保体制強化] 日米安保体制は現在よりもっと強化するべきだ
- [労働者の発言権] 労働者は重要な決定に関して、もっと発言権をもつべきだ
- [公務員のスト権] 公務員や公営企業の労働者のストライキを認めるべきだ
- [女性のための制度] より高い地位やよい職業につく女性を増やすため、政府は特別な制度を設けるべきだ
- [自助努力] お年寄りや心身の不自由な人は別とて、すべての人は社会福祉をあてにしないで生活しなければならない
- [行政改革] 日本の官僚制は効率的に機能していないので、徹底的に行政改革を行うべきだ
- [金権政治是正] 金権政治や政治腐敗は、この際徹底的に正すべきだ
- [親ロシア外交] 日本は北方領土をゆずっても、ロシアともっと親しくするべきだ
- [対北朝鮮圧力] 拉致問題が解決するまでは北朝鮮に経済支援をすべきではない
- [保革自己位置付け] ところで、よく保守的とか革新的とかという言葉が使われていますが、あなたの政治的な立場は、この中の番号のどれにあたりますか。0 が革新的で、10 が保守的です。1～9 の数字は、5 を中間に、左によるほど革新的、右によるほど保守的、という意味です。

次に示すのは権威主義的傾向を測定する項目の質問文である。

- [力の差] 世の中には、力のある者とない者があるのは当然だ
- [親] どんなことでも、親のいうことには従わなくてはならない
- [しきたり] 世の中のしきたりを破る者には、厳しい制裁を加えるべきだ
- [威厳] 人の上に立つ人は、下の者に威厳をもって接することが必要だ
- [男女別学] できることならば、年頃の子供は、男女別々の学校に通わせるべきだ

C. サブグループにおける政党感情温度の平均値のベイズ推定法

サブグループにおける感情温度の平均値は $\mathbf{S} = (S_1, \dots, S_N)'$ と $\xi = (\xi_{1S_1}, \dots, \xi_{NS_N})'$ に依存し、 \mathbf{S} と ξ にも推定の不確実性がある。したがって、 S_i や ξ_{iS_i} の点推定値に基づいて決定論的にサブグループへの分類を行い、それに基づいて感情温度の平均値を求めるのでは、 \mathbf{S} と ξ の推定の不確実性を考慮できていない。また、標本から母集団の感情温度の平均値を推定することによる不確実性も考慮する必要がある。そこで、以下に説明するようなベイズ推定法を用いる。なお、政党感情温度を例に説明するが、権威主義的傾向を測定する質問に対する回答の平均値を分析する際にも同様の方法を用いている。

あるサブグループにおいて、ある政党の感情温度が平均 μ 、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定する。正規分布のパラメータについて無情報事前分布 $p(\mu, \sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-1}$ をおく。このとき、得られたデータを $\mathbf{q} = (q_1, \dots, q_n)'$ 、その標本平均を \bar{q} 、 $s^2 = \sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2 / (n - 1)$ とすると、 μ の周辺事後分布は $\mu \sim t_{n-1}(\bar{q}, s^2/n)$ である (Gelman et al.: 64-6)。本稿では事後分布から 10,000 組のパラメータを引いてきているので、 $r = 1, \dots, 10,000$ について、 $\mathbf{S}^{(r)}$ と $\xi^{(r)}$ を所与として $\mathbf{q}^{(r)}$ を得て、各試行の μ の事後分布から 1,000 個ずつパラメータをサンプリングする。最後に 10,000 回分のパラメータサンプルを合体させ、それを事後分布からのサンプリングとする。この合計 10,000,000 個のパラメータサンプルを用いて μ の点推定値や 95% 信用区間を求める。

D. 多項ロジットモデルを同時推定しないモデルによる分析結果の詳細

多項ロジットモデルを同時推定しない $K = 4$ のモデルによる識別力パラメータと因子負荷、および各グループへの所属割合を、多項ロジットモデルを同時推定したモデルのものと比較した。その差を表 1 に掲載する。多項ロジットモデルを同時推定するか否かによって、推定されたパラメータに大きな違いはないことがわかる。

表1 多項ロジットモデルを同時推定するモデルとしないモデルの
識別力パラメータ, 因子負荷, グループ所属割合の推定結果の差

	グループ 1	グループ 2	グループ 3	グループ 4
防衛力強化	-0.02	-0.03	0.00	0.02
貿易摩擦解消	0.00	0.01	0.00	-0.01
社会福祉充実	-0.01	0.00	0.00	-0.01
小さな政府	0.00	0.01	0.00	-0.01
対アジア謝罪	-0.01	-0.01	0.00	-0.02
天皇の発言権	0.00	-0.01	0.00	0.02
核兵器不所持	-0.01	0.02	0.01	0.00
日米安保体制強化	-0.01	0.01	-0.01	0.00
労働者の発言権	0.01	0.01	0.00	-0.01
公務員のスト権	0.00	0.01	-0.01	-0.01
女性のための制度	-0.01	0.00	0.00	-0.02
自助努力	0.00	0.03	0.00	-0.01
行政改革	0.01	0.01	0.02	-0.02
金権政治是正	0.03	0.01	0.02	-0.02
親ロシア外交	0.00	0.02	0.00	0.01
対北朝鮮圧力	0.00	0.00	0.01	0.00
保革自己位置付け	0.04	-0.01	0.01	0.01
割合	0.00	0.00	0.00	0.00

多項ロジットモデルを同時推定しないモデルによって推定された回答者のグループへの所属確率を $\widehat{\text{Pr}}(S_i = k)$ とし, 次の線形モデルをグループごとに最小二乗法で事後的に推定した.

$$\widehat{\text{Pr}}(S_i = k) = \delta'_k \mathbf{z}_i + v_{ik} \quad (13)$$

ここで δ_k は係数ベクトル, v_{ik} は誤差項である.

δ_k の推定結果を表2に示す. 係数の符号および有意性は本文中の分析結果とほぼ整合的であることがわかる.

[注]

- 1) 混合分布モデルのグループ所属のモデリングには, 多項ロジットモデルが使われることが

表2 多項ロジットモデルを同時推定しないモデルによって推定された
グループ所属確率を従属変数とした線形回帰分析の結果

	グループ 1	グループ 2	グループ 3	グループ 4
切片	0.066 (0.029) [0.023]	0.163 (0.028) [0.000]	0.485 (0.037) [0.000]	0.287 (0.032) [0.000]
女性	-0.019 (0.011) [0.089]	-0.057 (0.010) [0.000]	0.058 (0.014) [0.000]	0.018 (0.012) [0.130]
年齢	0.215 (0.036) [0.000]	0.043 (0.034) [0.208]	-0.225 (0.046) [0.000]	-0.033 (0.040) [0.403]
高校卒	0.023 (0.017) [0.163]	0.015 (0.016) [0.339]	-0.001 (0.022) [0.958]	-0.038 (0.018) [0.042]
高専・短大・専修学校卒	0.025 (0.020) [0.217]	0.064 (0.019) [0.001]	-0.024 (0.026) [0.346]	-0.064 (0.022) [0.004]
大学・大学院卒	0.077 (0.020) [0.000]	0.051 (0.019) [0.007]	-0.048 (0.025) [0.061]	-0.080 (0.022) [0.000]
観察数	2,144	2,144	2,144	2,144

注：各変数の1行目が点推定値，2行目（括弧内）が標準誤差，3行目（角括弧内）が p 値である。

多い (e.g., Grün and Leisch 2008). しかし、広く知られているように、多項ロジットモデルを適用する際には、無関係な選択肢からの独立性 (independence of irrelevant alternatives, IIA) の仮定をおく必要がある。この仮定は式(9)の誤差項について独立同一分布を仮定していることに由来するが、性質の似た潜在的なグループがあると考えられ、それらへの所属を観察可能な変数だけで説明できない場合には、IIA を仮定する必要のある多項ロジットモデルを用いることは最善の選択とは言えない。本稿の分析における IIA の仮定に関する懸念については、分析の際に改めて論じる。

2) JESIV 調査におけるイデオロギー軸上への自己位置付けの質問で使われている用語に合わせ、本稿では日本政治における主要な対立軸を保守—革新と表現することにする。

3) 教育程度の変数の欠損によって除外された回答者は、第3波または第6波に協力した回答者 2,154 人のうち 10 人 (0.5%) であり、この除外による影響はごく小さいと考えられる。

- 4) $K = 5$ のモデルも推定してみたが、ラベルスイッチングや係数の符号の逆転に事後的に対処してもなお初期値によって異なる推定結果が得られ、しかも得られた複数の推定結果の対数尤度にほとんど差がなかったため、少なくとも本稿が用いるデータでは $K = 5$ のモデルのパラメータを識別することは困難であると判断して、採用しなかった。
- 5) 情報量規準によってモデル選択を行う際には、何を予測するかを考えることが重要である (Gelman et al. 2014: 169; 渡辺 2015)。本稿では、潜在的なグループの割り当てを所与とせず、同じ個人がもう一度延べ 35 個の質問に答えるときの回答を予測した場合の WAIC をモデル選択に用いている。
- 6) 1 つの MCMC 鎖の中でラベルスイッチングが起こらないことは、その鎖がパラメータ空間全域を探索できていないことを意味するので、厳密に言えばそのような推定には問題がある。そこで、補足的な分析として初期値を変えて 10 本の鎖を走らせ、それぞれ 2,000 回をバーンイン期間とし、その後 2,000 のパラメータサンプルを得たところ、どの鎖でもグループのラベルとパラメータの符号を除き実質的に同じ推定結果を得られた。したがって、グループ固有のパラメータの周辺事後分布を得るという目的のためには、ラベルスイッチングを防ぐような制約を課すことなくラベルスイッチングが起こっていないような事後分布に基づいて分析していることに実際上の問題はないと思われる。
- 7) 分析には R 3.3.1 (R core team 2016) を使用した。モデルのパラメータを推定するコードは C++で作成し、Rcpp パッケージ 0.12.6 (Eddelbuettel and Francois 2011) と RcppArmadillo パッケージ 0.7.200.2.0 (Eddelbuettel and Sanderson 2014) を利用して R を介して推定を行った。MCMC アルゴリズム中の切断正規分布からのサンプリングには truncnorm パッケージ 1.0-7 (Trautmann et al. 2014) を、MCMC サンプルの事後処理には coda パッケージ 0.18-1 (Plummer et al. 2006) を利用した。
- 8) 本稿では、事後平均を点推定値、95%最高事後密度区間を 95%信用区間とする。
- 9) 本稿の分析では潜在特性を 1 次元であることを仮定しているために、特に顕著にサティスファイサーの影響が出てしまっていると考えられる。同じデータで 16 個の争点項目の一部に対して因子数 4 の因子分析を行った平野 (2015) では、防衛・安全保障関連争点の因子負荷が高く保守—革新と解釈できる対立軸が第 1 軸として析出されている。
- 10) わかりやすさのために、グループのラベルは分析から得られたものを並び替えている。
- 11) ただし、日米安保体制強化の識別力パラメータは正ではないため、本稿のいう自主独立外交は脱対米従属を意味するわけではない。
- 12) 付録に示す記法のように MCMC の r 回目の試行で得られたパラメータを文字の肩に (r) を付けることで表すとすると、試行ごとに $S_i^{(r)} = k$ の回答者の $\xi_{ik}^{(r)}$ のみを抽出し、それを 3,000 回の試行分連結した潜在特性のデータについて密度推定を行った。この手続きによって、グループ k に所属する事後確率が高い回答者の重みを大きく、所属する事後確率が低い回答者の重みを小さくしている。

- 13) グループの所属確率を考慮した上で密度推定を行っている。具体的な方法は注 12 で説明している。
- 14) 平野 (2015) のいう「保守的権威主義」は RWA, 「社会的支配志向」は SDO のことである。
- 15) 4 つの回帰式の誤差項間に相関があると考えて分析しているため、ここで推定しているモデルは見かけ上無関係な回帰 (seemingly unrelated regression, SUR) システムと呼ぶのが適切であるが、全ての式の独立変数が同じであれば、各式を別々に最小二乗法で推定することで SUR システム全体を適切に推定することができる。

[謝辞]

[二次分析] にあたり、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SSJ データアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JESIV SSJDA 版), 2007-2011」(JESIV 研究会: 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕) の個票データの提供を受けました。成果報告会で貴重なコメントをいただいた田中隆一先生ならびにフロアの皆様、また中間報告会でアドバイスをいただいた平野浩先生、前田幸男先生ならびに研究会メンバーの皆様に感謝申し上げます。本研究は JSPS 科研費 JP16H07164 の助成を受けたものです。

[参考文献]

- Altemeyer, Bob, 1998, “The Other ‘Authoritarian Personality’,” *Advances in Experimental Social Psychology*, 30: 47–92.
- Alvarez, Michael R. and Charles H. Franklin, 1994, “Uncertainty and Political Perceptions,” *Journal of Politics*, 56(3): 671–88.
- Bagozzi, Benjamin E. and Bumba Mukherjee, 2012, “A Mixture Model for Middle Category Inflation in Ordered Survey Responses,” *Political Analysis*, 20(3): 369–86.
- Baldassarri, Delia and Amir Goldberg, 2014, “Neither Ideologues nor Agnostics: Alternative Voters’ Belief System in an Age of Partisan Politics,” *American Journal of Sociology*, 120(1): 45–95.
- Barton, Allen H. and R. Wayne Parsons, 1977, “Measuring Belief System Structure,” *Public Opinion Quarterly*, 41(2): 159–80.
- Benjamini, Yoav and Yosef Hochberg, 1995, “Controlling the False Discovery Rate: A Practical and Powerful Approach to Multiple Testing,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 57(1): 289–300.
- Bennett, Stephen Earl, 1973, “Consistency among the Public’s Social Welfare Policy Attitudes in the 1960s,” *American Journal of Political Science*, 17(3): 544–70.
- Berinsky, Adam J., Michele F. Margolis and Michael W. Sances, 2014, “Separating the Shirkers from the Workers? Making Sure Respondents Pay Attention on Self-Administered Surveys,”

- American Journal of Political Science*, 58(3): 739–53.
- Chib, Siddhartha and Barton H. Hamilton, 2000, “Bayesian Analysis of Cross-Section and Clustered Data Treatment Models,” *Journal of Econometrics*, 97(1): 25–50.
- Cho, Sun-Joo, Allan S. Cohen and Seock-Ho Kim, 2013, “Markov Chain Monte Carlo Estimation of a Mixture Item Response Theory Model,” *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 83(2): 278–306.
- Clifford, Scott and Jennifer Jerit, 2015, “Do Attempts to Improve Respondent Attention Increase Social Desirability Bias?” *Public Opinion Quarterly*, 79(3): 790–802.
- Conover, Pamela Johnston and Stanley Feldman, 1981, “The Origins and Meaning of Liberal/Conservative Self-Identifications,” *American Journal of Political Science*, 25(4): 617–45.
- Converse, Philip E., 1964, “The Nature of Belief Systems in Mass Publics,” David E. Apter ed., *Ideology and Discontent*, New York: Free Press, 206–61. (=1968, 堀江湛訳「国民大衆における信条体系の性格」慶應義塾大学地域研究グループ訳『イデオロギーと現代政治』慶應通信, 229–95.)
- Cornelis, Ilse and Alain Van Hiel, 2006, “The Impact of Cognitive Styles on Authoritarianism Based Conservatism and Racism,” *Basic and Applied Social Psychology*, 28(1): 37–50.
- Delli Carpini, Michael X. and Scott Keeter, 1996, *What Americans Know about Politics and Why It Matters*, New Haven: Yale University Press.
- De Vries, Catherine E., Armen Hakhverdian and Bram Lancee, 2013, “The Dynamics of Voters’ Left/Right Identification: The Role of Economic and Cultural Attitudes,” *Political Science Research and Methods*, 1(2): 223–38.
- Eddelbuettel, Dirk and Romain Francois, 2011, “Rcpp: Seamless R and C++ Integration,” *Journal of Statistical Software*, 40(8): 1–18.
- Eddelbuettel, Dirk and Conrad Sanderson, 2014, “RcppArmadillo: Accelerating R with High-Performance C++ Linear Algebra,” *Computational Statistics & Data Analysis*, 71: 1054–63.
- Feldman, Stanley and Christopher Johnston, 2014, “Understanding the Determinants of Political Ideology: Implications of Structural Complexity,” *Political Psychology*, 35(3): 337–58.
- Frühwirth-Schnatter, Sylvia, 2006, *Finite Mixture and Markov Switching Models*, New York: Springer.
- Gelman, Andrew, John B. Carlin, Hal S. Stern, David B. Dunson, Aki Vehtari and Donald B. Rubin, 2014, *Bayesian Data Analysis*, 3rd ed., Boca Raton: CRC Press.
- Goren, Paul, 2004, “Political Sophistication and Policy Reasoning: A Reconsideration,” *American Journal of Political Science*, 48(3): 462–78.

- Grün, Bettina and Friedrich Leisch, 2008, “FlexMix Version 2: Finite Mixtures with Concomitant Variables and Varying and Constant Parameters,” *Journal of Statistical Software*, 28(4): 1–35.
- Hill, Jennifer L. and Hanspeter Kriesi, 2001a, “An Extension and Test of Converse’s ‘Black-and-White’ Model of Response Stability,” *American Political Science Review*, 95(2): 397–413.
- Hill, Jennifer L. and Hanspeter Kriesi, 2001b, “Classification by Opinion-Changing Behavior: A Mixture Model Approach,” *Political Analysis*, 9(4): 301–24.
- 平野浩, 2005, 「日本における政策争点に関する有権者意識とその変容」小林良彰編『日本における有権者意識の動態』慶應義塾大学出版会, 61–80.
- 平野浩, 2007, 『変容する日本の社会と投票行動』木鐸社.
- 平野浩, 2015, 『有権者の選択——日本における政党政治と代表制民主主義の行方』木鐸社.
- Huber, John D., 1989, “Values and Partisanship in Left–Right Orientations: Measuring Ideology,” *European Journal of Political Research*, 17(5): 599–621.
- Imai, Kosuke, James Lo and Jonathan Olmsted, 2016, “Fast Estimation of Ideal Points with Massive Data,” *American Political Science Review*, 110(4): 631–56.
- Imai, Kosuke and Dustin Tingley, 2012, “A Statistical Method for Empirical Testing of Competing Theories,” *American Journal of Political Science*, 56(1): 218–36.
- 今井亮佑, 2008, 「政治的知識の構造」『早稲田政治経済学雑誌』370: 39–52.
- 今井亮佑・荒井紀一郎・日野愛郎, 2014, 「政党システムの変容と政策対立軸の変化」2014年度日本政治学会研究大会報告原稿.
- Jackman, Simon, 2001, “Multidimensional Analysis of Roll Call Data via Bayesian Simulation: Identification, Estimation, Inference, and Model Checking,” *Political Analysis*, 9(3): 227–41.
- Jacoby, William G., 1986, “Levels of Conceptualization and Reliance on the Liberal-Conservative Continuum,” *Journal of Politics*, 48(2): 423–32.
- Jacoby, William G., 1991, “Ideological Identification and Issue Attitudes,” *American Journal of Political Science*, 35(1): 178–205.
- Jacoby, William G., 1995, “The Structure of Ideological Thinking in the American Electorate,” *American Journal of Political Science*, 39(2): 314–35.
- Jennings, M. Kent, 1992, “Ideological Thinking among Mass Publics and Political Elites,” *Public Opinion Quarterly*, 56(4): 419–41.
- Jou, Willy and Masahisa Endo, 2016, *Generational Gap in Japanese Politics: A Longitudinal Study of Political Attitudes and Behavior*, New York: Palgrave Macmillan.
- Judd, Charles M. and Michael A. Milburn, 1980, “The Structure of Attitude Systems in the General Public: Comparisons of a Structural Equation Model,” *American Sociological Review*, 45(4): 627–43.

- 蒲島郁夫, 1998, 『政権交代と有権者の態度変容』 木鐸社.
- 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.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦, 2012, 『イデオロギー』 東京大学出版会.
- Klingemann, Hans-Dieter, 1979, “The Background of Ideological Conceptualization,” Samuel H. Barnes, Max Kaase, Klaus R. Allerbeck, Barbara G. Farah, Felix Heunks, Ronald Inglehart, M. Kent Jennings, Hans-Dieter Klingemann, Alan Marsh and Leopold Rosenmayr eds., *Political Action: Mass Participation in Five Western Democracies*, Beverly Hills: Sage, 255–77.
- Knight, Kathleen, 1985, “Ideology in the 1980 Election: Ideological Sophistication Does Matter,” *Journal of Politics*, 47(3): 828–53.
- Krosnick, Jon A, 1991, “Response Strategies for Coping with the Cognitive Demands of Attitude Measures in Surveys,” *Applied Cognitive Psychology*, 5(3): 213–36.
- Lau, Richard R. and David P. Redlawsk, 2001, “Advantages and Disadvantages of Cognitive Heuristics in Political Decision Making,” *American Journal of Political Science*, 45(4): 951–71.
- Levitin, Teresa E. and Warren E. Miller, 1979, “Ideological Interpretations of Presidential Elections,” *American Political Science Review*, 73(3): 751–71.
- Lupton, Robert N., William M. Myers and Judd R. Thornton, 2015, “Political Sophistication and the Dimensionality of Elite and Mass Attitudes, 1980–2004,” *Journal of Politics*, 77(2): 368–80.
- Luskin, Robert C., 1987, “Measuring Political Sophistication,” *American Journal of Political Science*, 31(4): 856–99.
- Maniaci, Michael R. and Ronald D. Rogge, 2014, “Caring about Carelessness: Participant Inattention and Its Effects on Research,” *Journal of Research in Personality*, 48: 61–83.
- Marcus, George E., David Tabb and John L. Sullivan, 1974, “The Application of Individual Differences Scaling to the Measurement of Political Ideologies,” *American Journal of Political Science*, 18(2): 405–20.
- Meade, Adam W. and S. Bartholomew Craig, 2012, “Identifying Careless Responses in Survey Data,” *Psychological Methods*, 17(3): 437–55.
- Miller, Arthur H., Warren E. Miller, Alden S. Raine and Thad A. Brown, 1976, “A Majority Party in Disarray: Policy Polarization in the 1972 Election,” *American Political Science Review*, 70(3): 753–78.
- 三村憲弘・荒井紀一郎, 2013, 「レスポンスタイム——調査を観察してわかること」日野愛郎・田中愛治編『世論調査の新しい地平——CASI方式世論調査』勁草書房, 251–65.
- 三浦麻子・小林哲郎, 2015a, 「オンライン調査モニタの Satisfice に関する実験的研究」『社会心理学研究』 31(1): 1–12.

- 三浦麻子・小林哲郎, 2015b, 「オンライン調査モニタの Satisfice はいかに実証的知見を毀損するか」『社会心理学研究』 31(2): 120–7.
- 三浦麻子・小林哲郎, 2016, 「オンライン調査における Satisfice を検出する技法——大学生サンプルを用いた検討」『社会心理学研究』 32(2): 123–32.
- 三輪洋文, 2014, 「保革自己イメージの意味づけに関する有権者の不均質性」2014 年度日本選挙学会研究会報告原稿.
- Miwa, Hirofumi, 2015, “Voters’ Left–Right Perception of Parties in Contemporary Japan: Removing the Noise of Misunderstanding,” *Japanese Journal of Political Science*, 16(1): 114–37.
- Miwa, Hirofumi and Masaki Taniguchi, forthcoming, “Heterogeneity in Voter Perceptions of Party Competition in a Multidimensional Space: Evidence from Japan,” *International Political Science Review*.
- 盛田昭夫・石原慎太郎, 1989, 『「NO」と言える日本——新日米関係の方策』 光文社.
- Neundorff, Anja, Daniel Stegmueller and Thomas J. Scotto, 2011, “The Individual-Level Dynamics of Bounded Partisanship,” *Public Opinion Quarterly*, 75(3): 458–82.
- Nie, Norman H. and Kristi Andersen, 1974, “Mass Belief Systems Revisited: Political Change and Attitude Structure,” *Journal of Politics*, 36(3): 540–91.
- Oppenheimer, Daniel M., Tom Meyvis and Nicolas Davidenko, 2009, “Instructional Manipulation Checks: Detecting Satisficing to Increase Statistical Power,” *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(4): 867–72.
- Perry, Ryan and Chris G. Sibley. 2013, “A Dual-Process Motivational Model of Social and Economic Policy Attitudes,” *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 13(1): 262–85.
- Plummer, Martyn, Nicky Best, Kate Cowles and Karen Vines, 2006, “CODA: Convergence Diagnosis and Output Analysis for MCMC,” *R News*, 6(1): 7–11.
- Pratto, Felicia, Jim Sidanius, Lisa M. Stallworth and Bertram F. Malle, 1994, “Social Dominance Orientation: A Personality Variable Predicting Social and Political Attitudes,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(4): 741–63.
- Quinn, Kevin M., 2004, “Bayesian Factor Analysis for Mixed Ordinal and Continuous Responses,” *Political Analysis*, 12(4): 338–53.
- R Core Team, 2016, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing [software], Vienna, R Core Team.
- Scheb, John M., II and William Lyons, 2000, “Ideological Structure in the 1996 Presidential Campaign: Community and Individual Components,” *Southeastern Political Review*, 28(4): 701–14.
- Stimson, James A., 1975, “Belief Systems: Constraint, Complexity, and the 1972 Election,”

American Journal of Political Science, 19(3): 393–417.

- 竹中佳彦, 2014, 「保革イデオロギーの影響力低下と年齢」『選挙研究』30(2): 5–18.
- 瀧川裕貴, 2012, 「現代日本における社会認知様式としてのイデオロギーの有効性とその有効性感覚に関する計量分析」『朝日新聞 3000 人世論調査「あなたにとって政治とは」データの二次分析』(2016年12月29日取得, <http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/rps/RPS047.pdf>).
- 田母神俊雄, 2008, 「日本は侵略国家であったのか」, (2017年2月7日取得, http://ronbun.apa.co.jp/images/pdf/2008jyusyou_saiyuusyu.pdf).
- 谷口将紀, 2015, 「日本における左右対立 (2003~2014年) ——政治家・有権者調査を基に」『レヴァイアサン』57: 9–24.
- Trautmann, Heike, Detlef Steuer, Olaf Mersmann and Björn Bornkamp, 2014, *truncnorm: Truncated Normal Distribution 1.0–7* [software], Comprehensive R Archive Network.
- Treier, Shawn and D. Sunshine Hillygus, 2009, “The Nature of Political Ideology in the Contemporary Electorate,” *Public Opinion Quarterly*, 73(4): 679–703.
- Van Hiel, Alain and Malgorzata Kossowska, 2007, “Contemporary Attitudes and Their Ideological Representation in Flanders (Belgium), Poland, and the Ukraine,” *International Journal of Psychology*, 42(1): 16–26.
- Van Hiel, Alain, Mario Pandelaere and Bart Duriez, 2004, “The Impact of Need for Closure on Conservative Beliefs and Racism: Differential Mediation by Authoritarian Submission and Authoritarian Dominance,” *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30(7): 824–37.
- Watanabe, Sumio, 2010, “Asymptotic Equivalence of Bayes Cross Validation and Widely Applicable Information Criterion in Singular Learning Theory,” *Journal of Machine Learning Research*, 11, 3571–94.
- 渡辺澄夫, 2015, 「階層ベイズ法とWAIC」, (2017年1月30日取得, http://watanabe-www.math.dis.titech.ac.jp/users/swatanab/h_b.pdf).
- Weber, Christopher R. and Christopher M. Federico, 2013, “Moral Foundations and Heterogeneity in Ideological Preferences,” *Political Psychology*, 34(1): 107–26.

誰がなぜ憲法改正に賛成してきたのか

境家史郎

(首都大学東京)

本研究では戦後日本において「誰がなぜ憲法改正に賛成してきたのか」という点について、実証的視点から検討を加える。新聞等がこれまでに公表してきた分析結果の収集に加え、JES IV をはじめとする公開調査データを直接分析することで、「改憲派」の社会的属性や心理的傾向について明らかにしていく。分析対象時期としては、データの入手可能性と時期的重要性の双方を鑑み、「五五年体制成立期」(1950年代)、「高度成長期」(1970年前後)、「五五年体制崩壊期」(1990年代)、「小泉改革以後」(2010年前後)に焦点をあてる。

1. はじめに

1.1 本研究の目的と方法

憲法改正の是非と可能性を論じるうえで、現憲法をめぐる「世論」について把握することは欠くべからざる前提的作業である。主権在民を謳う現憲法の性質上、正統性の観点から改正案の内容には国民の意思がふまえられるべきであるし、そもそも実際の改正手続きには国民投票での賛成多数が必要である以上、世論を無視した改正案が出ても無意味である。憲法改正ほど、直接的に有権者の意思が問題になる立法的行為はない。

それにもかかわらず、従来の現実の改憲論争—近年とくに大きな盛り上がりを見せている—には、世論の性質や動向を把握するという視点がきわめて弱い。巷間における憲法論議のほとんどは、左右両翼（多くは一般有権者から乖離した集団）による価値観の表明に終始している。学術的立場からは、法的、思想史的見地による改正内容の検討がなされている一方、肝心の有権者の意思に関する実証的分析やそれに基づく提言は寡聞にして知らない。

こうした状況認識のもと、本研究では戦後日本において「誰がなぜ憲法改正に賛成／反対してきたのか」という点について、実証的視点から検討を加えてみたい。戦後各時期においてどのような有権者集団が改憲派／護憲派であったのか、その社会的属性や心理的傾向について明らかにすることは、それ自体興味深いテーマであるとともに、世論全体の長期的変動について理解を深めるうえでも有意義な作業である。戦後史上、憲法をめぐる世論には重大な転換点がいくつか存在するが（境家 2017）、そうした世論変化の要因やメカニズムについて考える際、各時期について「誰がどのような理由で改憲／護憲志向であったのか」という情報は貴重な示唆を与える。

過去に存在した改憲派／護憲派集団の属性や志向について、手がかりを得る方法は2つある。まず、新聞等の世論調査主体がすでにこの点について分析し、結果を公表している

場合がある。例えば新聞紙面で世論調査の結果が報じられる場合に、標本全体における質問回答の分布（改憲に対する賛否の割合など）だけでなく、性別や職業別、支持政党別の集計結果が掲載されることがある。その他、各調査機関がまとめる報告書や機関誌の類にもこの種の分析結果が現れることがある。いずれも個々の分析は断片的であることが多いが、複数のソースからの情報をつなぎ合わせることで、各時期の改憲派／護憲派についてのイメージを得ることは不可能ではない。

もうひとつの方法は、一般に公開されている既存の憲法関連調査データを直接参照し、自ら分析するというものである。新聞調査報道などは単純な分析結果を、しかも部分的に掲載しているにとどまることが多いが、既存調査の個票データ（集計結果ではなく、各個人の回答情報そのもの）を直接分析できるのであれば、改憲派／護憲派の性質についてより深く洞察することが可能になる。

そこで本研究では、国内外の代表的データアーカイブ（社会調査データの保存・公開機関）から公開されている個票データを可能な限り利用する。とくに主力となるのは政治学者によって実施されてきた学術用の有権者調査である。学術調査には一般に、有権者の社会的属性や政治的志向に関する多くの質問項目が含まれている。

ただし現在公開されている調査において、憲法意識に関する質問はこれまであまり充実しているとはいえない。例えば1970～80年代などは、最も広範な質問群を擁する学術調査¹⁾においてすら、憲法に関する質問はまったく含まれていない。他の時期においても、あるにしても「憲法改正に賛成か」を漠然と聞く質問が含まれる程度で、利用可能な質問内容はきわめて限定されている。このことは戦後一般的に日本の政治行動研究者のあいだで憲法問題に関する関心が薄かったことを示すもので、それ自体興味深い現象ではあるが、本稿の目的に照らすと制約の多い状況である。

そこで本研究では、データの入手可能性と時期的重要性の双方を鑑み、4つの時期にとくに焦点をあてて検討を進めたい。すなわち、「五五年体制成立期」（1950年代）、「高度成長期」（1970年前後）、「五五年体制崩壊期」（1990年代）、「小泉改革以後」（2010年前後）の各期である。これらはいずれも、戦後日本人の憲法観の変遷を理解するうえで重要な時期にあたる（境家 2017）。本稿では以上の各時期について、まず憲法をめぐるエリート間論争や世論の全体的状況を簡単にまとめたうえで²⁾、「誰がなぜ憲法改正を望んできたのか」を実証的に示していく。

なお議論を単純化するため、以下では主に「改憲派」の属性や意識に焦点をあてる。「護憲派」は、おおむね「改憲派でない人たち」として理解できると考え、別途詳しく検討することはしない³⁾。

1.2 用語説明

具体的検討に入る前に、本稿で以下用いる2つの概念、「一般改正質問」および「9条改

正質問」について説明を加えておきたい。

憲法改正問題について賛否を問う方法はけっして一通りではないが、大別すれば、各調査主体は、これまで伝統的に以下の2種類の聞き方を使い分けてきた。そのひとつは、具体的な修正点を限定せずに、漠然と憲法改正の是非について問うタイプの質問である。典型的には、「あなたは、いまの憲法を改正する必要があると思いますか、ないと思いますか」、「憲法を改正することに賛成ですか、反対ですか」といった聞き方がなされる。本稿では以下、このタイプの質問を「一般改正質問」と呼ぶ。また単に「護憲派（改憲派）」といった場合、この種の質問において改憲に賛成（反対）した回答者を指すものとする⁴⁾。

もうひとつは各論的な質問であるが、とくに9条改正の是非を問うものが重要である。いうまでもなく、憲法には9条、すなわち安全保障体制に関する部分以外の争点も多数存在する。しかし、これまで歴史的には、少なくともエリート（政治家・政党）レベルにおける憲法問題の「天王山」は9条であったし、マスメディアなど調査機関の側でも9条問題が主要な関心事でありつづけてきた。結果としてこの問題については他と比べて高い頻度で調査が積み重ねられている。したがって本研究でも、9条改正質問に対してとくに詳しい検討を加えていくのは当然のことである。

9条改正質問は一般改正質問に比べて、具体的な聞き方に多様性が大きく、調査間の比較にはより慎重性を要する。他方、一般改正質問は質問内容が漠然としているだけに、同じ改憲賛成派であっても、具体的に何を（何条のどのような修正を）意図してそのような意見を表明しているのかという点について解釈の余地が広い。なお世上、一般改正質問における賛成意見を9条改正を意図したものとして解釈する向きが強いが、以下の検討からも明らかなように、こうした単純な理解は妥当ではない。

2. 五五年体制成立期

2.1 時代状況

まず1950年代の状況について検討しよう。この時期エリートレベルでは、主権回復を機として改憲論が噴出することになった。争点として一般に注目されたのは9条問題（再軍備問題）であったが、改憲派エリートの主眼はむしろ象徴天皇制修正を含む新憲法の全面的改正にあった。憲法問題は保守・革新勢力間の対立の焦点となっただけでなく、保守陣営内部の権力争いとも絡んで重要な争点となった。

こうした政情のなか、有権者レベルでも憲法問題が政治的な争点として理解されるようになっていく。世論全体の傾向としては、1950年代初頭には9条改正質問であれ一般改正質問であれ、改憲賛成派が明確に優勢であった。しかし時期が進むにつれて国民の改憲志向は徐々に弱まり、50年代も終わりにになると賛否拮抗ないし護憲派やや有利という状況に推移した。

2.2 初期改憲派の社会的属性

1950年代には社会全体として改憲気運が高まっていたこともあり、改憲派の特徴についてふれる分析記事も各新聞でそれなりに充実している。ここではとくに重要な有権者の社会的属性として性別、年齢、職業という3点から初期改憲派の特徴を示したい。

1950年代の世論を理解するうえでまず重要なのは、性別による憲法意識の差である。改憲賛成派には明確に男性が多い。9条改正質問であれ一般改正質問であれ、男性に改憲志向がより強いことは50年代を通して繰り返し報告されている⁵⁾。例えば最初期の一般改正質問である読売新聞1952年4月調査の結果によると、女性における改憲派割合が37%であったのに対し、男性では59%であった。

女性については、賛否の偏りを論じる以前に、無回答（わからない・答えない）の多さが特徴的である。聞き方が漠然としている一般改正質問に対してはもちろん、明示的に9条改正について聞くような質問に対してであっても、この時期多くの女性は意見を表明していない。例えば朝日新聞1952年2月調査では、「憲法を改正して軍隊作るべきか」という問いに対し、女性は「半数近く」が「わからない」としている（男性では13%）⁶⁾。

こうした傾向の背景には、女性の政治に対する興味関心や知識の相対的な低さがあったろう。また当時濃厚にあったであろう、女性は政治にかかわるものではないとする社会的風潮も、女性に意見表明を躊躇させていたかもしれない。この時代、国政選挙の投票率でみても男女差はかなり大きく（松田 2009）、女性の政治的関与には一般に高いハードルがあったことは明らかである。

ただ1950年代も後半になってくると、女性でも無回答率は減ってくる。改憲論争の高揚にともなって、憲法問題に対する認識が女性のあいだでも深まったものとみられる。こうした女性による意見表明の増加は、結果的に世論全体における改憲派割合の減少につながった点で見逃せない動きである。例えば朝日新聞（1957年11月27日付）は1957年11月調査をそれ以前の調査の結果を比較し、女性の意見表明率上昇についてふれたうえで、「憲法第九条改正反対の世論は農村婦人のなかに浸透している」と評している。

つぎに年齢層（世代）に注目すると、これも1950年代を通して傾向が一貫しており、はっきり高齢者ほど改憲志向が強い。一例として、年齢層別の回答分布が詳細に判明している朝日新聞1955年11月調査の一般改正質問の結果を図1に示している。同図左のグラフによると、20代から50代まで年齢層が上がるごとに改憲派が多くなり、護憲派が少なくなっている。60代では改憲派の割合が小さいが、これは「意見なし」の回答者が多かった結果であり、この層の護憲志向が強かったことを意味するわけではない。

図1ではとくに20歳代において改憲志向が弱くみられるが、これは一般改正質問だけでなく、9条改正質問に対する回答傾向でも同様である⁷⁾。この世代は、旧軍的組織が復活した場合に徴兵される懸念が最も強かったことを考えれば、(志願制の自衛隊を保持す

ることとはともかく) 改憲による軍隊再建に対して慎重であったのは理解できる。

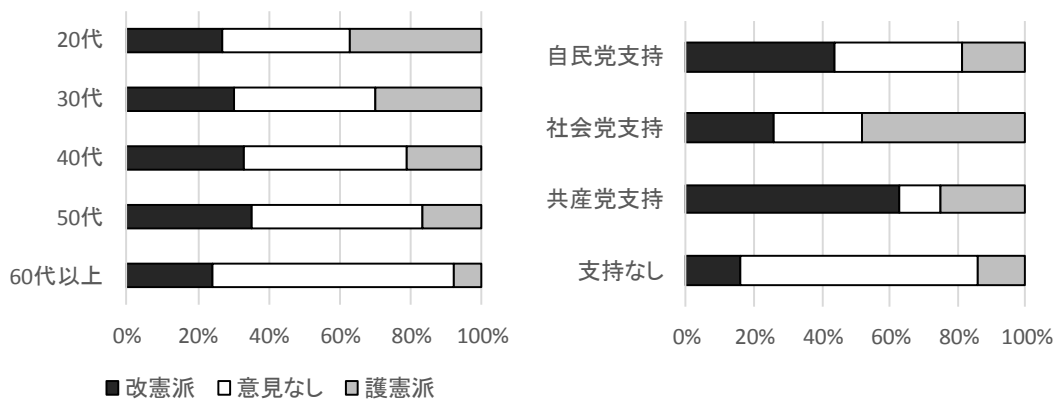


図1 朝日新聞 1955年11月調査における回答傾向 (左: 年齢層別, 右: 支持政党別)
川本 (2007) をもとに作成。

逆に中高年層における比較的強い改憲志向は、この層の本格的再軍備に対する支持と連動したものとみなせる。もっとも筆者は、1950年代における中高年層の改憲志向には、再軍備問題に対する意見だけでなく、より広く「戦前的価値観」全体との関連性から捉えた方がよいと考えている。この点については少しあとで改めてふれたい。

職業別では、当時人口の4割ほどを占めた農林漁業者、また商工業者において改憲論がとくに強かったという報告が複数ある⁸⁾。のちにいう「旧中間層」の改憲志向が比較的強かったということになる。これに対して、産業労働者や「新中間層」たる給料生活者の憲法意識は相対的に護憲寄りであったようである。朝日新聞 1955年11月調査の分析記事には、1952年時点と比較して商工業者、農林漁業者の改憲志向が強まり、逆に給料生活者、産業労働者の護憲志向が強まった旨の記述がある⁹⁾。

以上の結果を総合して言えることは、1950年代の選挙における投票参加者は一般に、棄権者よりも改憲志向が一層強かったという点である。中高年層の相対的な高投票率はどのような選挙でも普遍的にみられる現象である。性別については、日本の戦後初期の選挙では、男性の投票率が女性より顕著に高かったことが知られている(松田 2009)。戦後日本の選挙において農村部の投票率が相対的に高かった(境家 2013)ことも比較的よく知られた事実であろう。投票率の高かった男性、中高年層、農村部住人(多くは農林漁業者)はいずれも上にみたように改憲志向が比較的強かった有権者集団に該当する。この時代の政治家にとって、改憲派であることが露頭することは(通説的な見方¹⁰⁾に反して)選挙対策上大きなマイナスであったとは考えにくい。

2.3 初期改憲派の党派構成

ところで以上に示した改憲派・護憲派の職業構成は、ちょうどこの時期に結党・統一された自民党と社会党それぞれの支持基盤におおむね合致している（三宅 1989: 88-89）。ここからも示唆されることであるが、1950年代において保守政党（自由党、自民党）支持者が改憲志向、革新政党（社会党）支持者が護憲志向であったことは、当時の調査報道からはっきりしている¹¹⁾。この傾向は、9条改正質問の回答でも一般改正質問の回答でも同様に認められる。

例として図1右は、朝日新聞1955年11月調査における一般改正質問への回答傾向を、支持政党別に示したものである。ここから見て取れるように、自民党支持者においては改憲志向が、社会党支持者においては護憲志向がはっきり強い。当時の各党の憲法問題における（少なくとも建前上の）立場に、支持者の意見もおおむね対応している。

なお共産党支持者にきわめて強い改憲志向がみられる点は、今日の同党のイメージからして意外の感があるかもしれない。天皇制や私有財産制（資本主義体制）の存続を前提にした新憲法に対する反発であろうと思われる。じつのところ、新憲法制定当初、共産党指導部はこうした観点からその内容に批判的な姿勢を示していた（小関 2009: 209）。同党は、1950年代に保守勢力が改憲運動の主導権を握るようになると、少なくとも9条に関しては護憲的姿勢を示すようになった。とはいえ支持者レベルでは、なお「ブルジョア憲法」に対する違和感は根強く残ったということであろう。ただ1950年代における共産党支持者はごく少数であり、こうした「左方向への改憲論」は世論全体に占める勢力としては取るに足らない。

2.4 戦前的世界への郷愁

1950年代において、世代による憲法観の差は顕著であった。これには軍隊忌避感の差が強く反映しているであろうが、より一般に言えば、戦前的な日本の社会的、政治的諸制度や国際的地位への懐古的感情と憲法意識に関係があったことを示唆するものであろう。“一等国”であったはずの帝国は戦争に敗れ、惨めな占領状態に置かれることになった。そのために戦前的秩序はことごとく破壊され、憲法も「押しつけ」られることになった。こうした事態に対し、戦前的秩序に慣れ親しんだ高齢世代ほど反発を持ったことは想像にかたくない。

一般公開された個票データを分析し、上記主張について実証的に検討してみよう¹²⁾。利用するデータは1958年に京都大学によって実施された政治意識調査である。今回筆者が入手できたなかでは最古の（憲法関連質問を含む）個票データであり、東京都区内のみが調査対象であるという制約はあるものの、分析する価値は高い。

当調査には、本稿でいう一般改正質問に相当する問いが含まれている¹³⁾。これを用いて、まず回答者の天皇制に関する意見¹⁴⁾と改憲志向との関係を見てみよう。天皇崇拝はいうま

でもなく、戦前的価値観の重要な柱である。天皇制自体は護持されたとはいえ、戦前的価値観の篤い信奉者にとって、国民主権制を含む新憲法は違和感をもって迎えられたであろう。図2左は、「天皇は必要か」を問う質問の回答別に改憲派、護憲派の割合を示したものである。この図からは、天皇制に対する支持の強さにしたがって改憲志向が強まっている関係性がはっきり見て取れよう。当時の有権者における伝統志向と改憲志向の連動を鮮やかに示している¹⁵⁾。

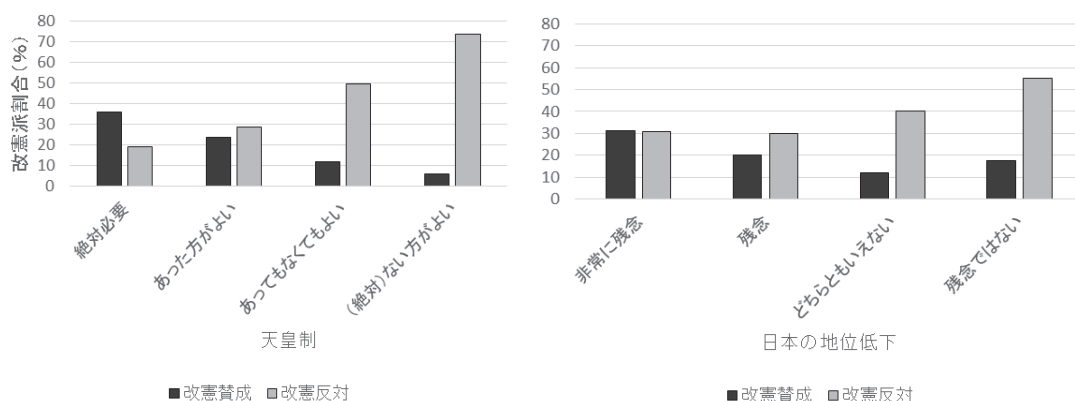


図2 戦前的価値観と憲法意識の関係（左：「天皇の必要性」、右：「日本の国際的地位低下に対する評価」）（1958年京都大学調査）

左図につき、「(天皇は) 絶対ない方がよい」とした回答者はきわめて少数であったため、「ない方がよい」の категорияとまとめた。

同様に図2右は、「世界の国々の中での日本の地位が、戦前に比べて下がったことを残念と思うか」¹⁶⁾という問いへの回答と憲法意識の関係を示したものである。この図からは戦前懐古派、つまり日本の地位失墜を残念視している人ほど改憲を望んでいた傾向が明確にみられる。分析の詳細は省くが、戦前懐古的心情は高齢層ほど強く持っており、世代による憲法意識の差の小さくない部分は、こうした感情の違いによるものとして理解可能である¹⁷⁾。

1958年という段階の、しかも東京都心部住人の意識にして以上のものであった。いわんや、50年代前半までの（農村部を含む）国民一般においてをやである。独立直後において少なからぬ有権者が持っていた新憲法に対する違和感は、戦前的世界—その時点から見てたかだか10年ほど前の世界である—に対する郷愁とむすびついていたのである。翻って考えれば、1950年代全体を通じた改憲派の遞減傾向は、戦後復興の進展あるいは日本社会の「近代化」にともなう、国民感情の自然な変化の帰結であったとわかっていい。

3. 高度成長期

3.1 時代状況

つづいて高度成長期、1970年前後の状況について検討したい。この時期、自民党政権は憲法問題の争点化を回避し、エリートレベルの明文改憲運動は全体として停滞した。保守改憲派の主流的主張であった「全面改正」論は影を潜め、憲法をめぐる争点は9条論、すなわち自衛隊・日米安全保障条約の合憲性の問題に収斂するようになった。

世論全体の明らかな傾向としては、まず「正式の軍隊を持つための改憲」を望む有権者がこの時期顕著に減少した。他方で通念に反して、「自衛権・自衛隊明記のための改憲」については必ずしも否定的に見られていたわけではなく、一般改正質問で聞いた場合の改憲賛成派に至っては1960年代を通してむしろ増加している傾向が認められる。

3.2 高度成長期改憲派の特徴

高度成長期には、9条改正賛成派と一般改正賛成派の属性に乖離がみられる点が重要である。

まず9条改正質問についてはこの当時、「正式の軍隊を持つための改憲の是非」を問うという形式でなされるのが標準的であったが(境家 2017)、これに対し1960年代も後半以降になると改憲反対論がきわめて濃厚になっていた。朝日新聞調査によると、自民党支持者においてすら、1962年には39%が9条改正・軍隊再建支持であったのが、1968年には22%、1978年には1割台にまで減少している¹⁸⁾。1970年頃まで「生き残った」少数の9条改正・軍隊保持派には、男性、高齢者、低学歴、自営・商工業者が相対的に多かったことが当時の新聞記事から確認できる¹⁹⁾。これらはほぼ1950年代における改憲派の特徴と重なるが、その集団が「煮詰められた」ものと理解すればよいだろう。

これに対して一般改正質問については、年齢層別の回答傾向という点で前時期からの実質的な変化が認められる。この点はすでに先行研究によって指摘されてきたことでもあるが(NHK放送世論調査所編 1982: 129)、一般公開されている個票データによって直接確認しておこう。図3は、1970年頃に実施された2つの調査それぞれについて、改憲派割合(一般改正質問の回答にもとづく改憲賛成派割合)を年齢層別に示したものである。2つとは、1967年に米国ミシガン大学の研究者によって実施された調査(以下、「1967年ミシガン調査」)、および1970年の時事通信社による調査(以下、「1970年時事調査」)である。

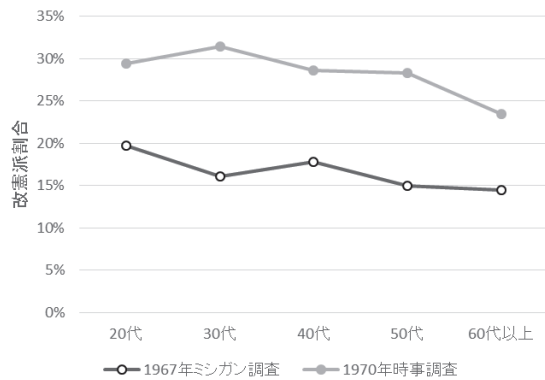


図3 1970年前後における改憲派割合（年齢層別）

両調査には質問形式の相違からであろう，改憲派割合の絶対的な高さにはかなり差があるが，年齢層による回答傾向は非常によく似ている．すなわち図3によると，いずれの調査においても，1950年代の傾向とは逆にどちらかといえば若年層で相対的に強い改憲志向がみられる．30歳代前後における（一般改正質問で測定した場合の）強い改憲志向は基本的に今日までつづく現象であるが，その起点は1970年前後にあったようである．

なおNHK放送世論調査所編(1982: 129)の分析では，終戦時に10代以下だった世代(1965年時点で30代以下)で1970年前後に改憲派が大きく増加したこと，またこの時期に新たに有権者に加わった世代では最初から改憲志向が強かったことが明らかにされている．要するに，世代交代および各世代の加齢に伴う保守化の双方の要因によって，図3のような年齢層と改憲志向の関係が生じるようになったわけである．

一般改正質問の回答には，支持政党別の分析からも前時代と異なった傾向をみることができる．前節でみたように，1950年代では保守政党支持者に比べて革新政党（社会党）支持者の改憲志向が弱い傾向ははっきりしていた．ところがこうした党派性による改憲志向の差は，1960年代後半以降，かなりの程度縮小していたことが当時の調査報道から示唆される²⁰⁾．

図4は先に用いた2つの調査について，支持政党別に一般改正質問の回答傾向を示したものである²¹⁾．相対的にケース数の多い自民党支持者と社会党支持者を比べると，どちらの調査でも改憲派割合にはほとんど差がない．その他を含めても，（1970年の共産党支持者に改憲派が突出して多い点を除けば）支持政党による改憲志向の差は大きくないことが分かる．

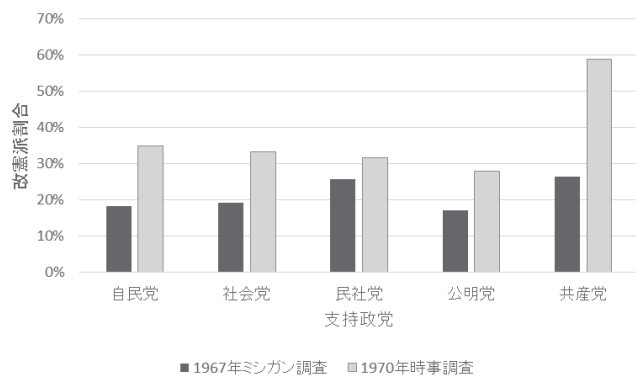


図4 1970年前後における改憲派割合（支持政党別）

以上から明らかなように、高度成長期には、改憲派から党派色が失われていくという現象があった。これは自民党支持者の改憲志向が弱まった結果として生じた事態というわけではなさそうである。この時期、改憲派の割合自体は全体としてむしろ通増傾向にあった（境家 2017）。この点を考えると、「改憲派の党派性喪失」現象は、自民党支持者における改憲派減少というよりも、社会党支持者における改憲派増大の帰結として理解したほうが筋が通る。

3.3 「革新主義的改憲派」の意図

憲法全面改正論が退潮し、9条改正による「正式な軍隊」保持にも支持が失われたこの時代、改憲派の有権者たちは具体的改正点としていったい何を意図していたのだろうか。とくに左翼的あるいは革新主義的イデオロギーを一般に持っていたはずの、社会党支持者における改憲派の意図が問題になる。

まずひとつ直感的に言えるのは、この時期、「正式な軍隊を持つための改憲」はもはや論外になったにせよ）有権者間ではほとんどもっぱら防衛政策との関連で憲法改正問題は捉えられていたであろうということである。1960年代以降、政治家やメディア言説上における改憲論議は9条問題、具体的には自衛隊や日米安保条約の合憲性の問題に集約されていった。有権者の憲法問題の捉え方がこうした論争の大枠—社会心理学でいう「フレーム」—の外にあったとは考えにくい。

しかし憲法問題が防衛政策のフレームで捉えられていたとして、それがなぜ革新主義者の改憲志向にむすびつくのか。この点について、1967年ミシガン調査のデータは示唆的である。図5は防衛政策（自衛隊の規模、日米安保条約のあり方）に関する志向別に、自民・社会各党支持者の改憲派割合を示したものである。

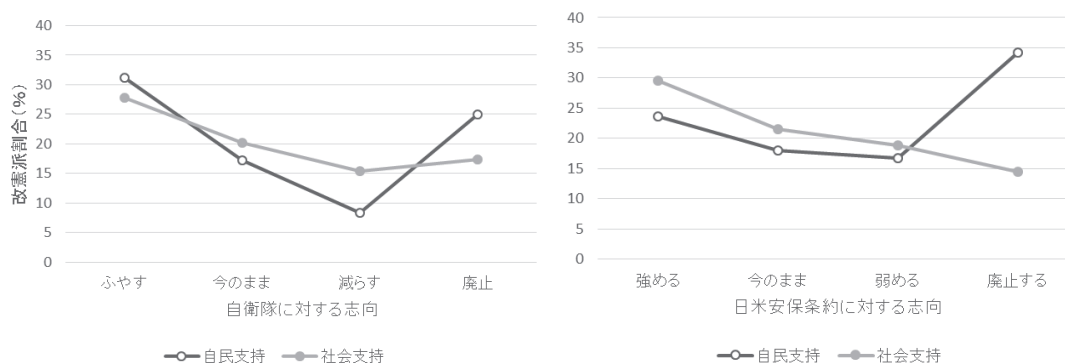


図5 防衛政策への志向と憲法意識の関係（左：自衛隊について，右：日米安保条約について）（1967年ミシガン調査）

まず同図左のグラフによると，自衛隊の規模を「今のまま」ないし「減らす」べきだと考えている回答者のなかでは，社会党支持者において自民党支持者よりも改憲志向が「強く」表れていることがわかる．とくに「減らす」べきとする者のなかで，両党支持者間の憲法意識の差が大きい²²⁾．

また右のグラフによると，日米安保条約の存在を肯定する（現状より「強める」べきか「弱める」べきかの意向に関係なく）回答者において²³⁾，やはり社会党支持者の改憲志向がより「強く」表れている．社会党支持者で改憲志向が明確に弱いのは日米安保廃止論者であるが，こうした意見は同党支持者内ですら15%程度で主流とはいえない²⁴⁾．

要するに，高度成長期の有権者にとって防衛政策に関する志向と憲法意識には密接な関連があったが，その関連の仕方には自民党支持者と社会党支持者において微妙な違いがあった．最小限度の自衛戦力（現状の自衛隊以下の戦力）の保持を肯定し日米安保条約を許容する人—当時の標準的な有権者である—のなかでは，社会党を支持している場合において改憲志向がより強く存在したのである．

五五年体制の時代，社会党指導部は非武装中立論（自衛隊・日米安保違憲論）を唱えつづけたが，この立場は支持者レベルでは少数にとどまり，現実の防衛政策としては現状維持論が多数を占めていた．しかし現実世界と憲法条文に矛盾があるとする論点自体は支持者にまで浸透していたのだろう，この層において自衛隊の合憲性の問題は強く意識されるようになった．結果，社会党支持者たちは現状と憲法の不整合感を解消する方法として，自衛隊・日米安保の廃棄ではなく，むしろ皮肉にも明文改憲（自衛権・自衛隊の憲法明記）を期待するようになった．以上が高度成長期に「増えた」改憲派の意図であつたらう²⁵⁾．

これに比べて，国民のより大きな部分を占める自民党支持者については，むしろ柔軟な憲法解釈を（政府方針どおりに）是認していた．このことは当然，世論全体としてみた場合の改憲志向の弱さにつながったわけであり，その意味で戦後憲法体制の安定に寄与したのである．

4. 五五年体制崩壊期

4.1 時代状況

本節では、五五年体制が崩壊に向かう 1990 年代の状況について検討する。1990 年代初頭、湾岸危機／戦争をきっかけに自衛隊海外派遣問題が争点化し、エリートレベルで改憲論議が再び活発化することになった。政局の面では 1993 年に自民党が下野し政界再編の時代に入るが、そこでの主役となった保守系「新党」の多くは、広く既存体制改革を目指す観点から改憲に積極的な姿勢を示した。1990 年代の改憲論では自衛権・自衛隊の合憲性はもはや自明のこととされる一方、「新しい人権」規定や統治機構改革といった課題が挙げられるようになり、憲法改正をめぐる論点が多様化した。

この時期、憲法をめぐる世論も重大な転換点を迎えた。9 条に関しては、「自衛権・自衛隊の明記」はもちろん、「自衛隊海外派遣のための改憲」に対する抵抗感も弱まった。一般改正質問に対する賛否は、1992 年末を境に一举に改憲派優勢へと転じた。

1990 年代中期以降になると、憲法に関する有権者の関心事は拡散するようになり、9 条問題の重要性は国民意識のなかで相対的に低下した。社会的、経済的危機があいつぐなか、首相権限の強化など統治制度改革が注目を集めるようになり、そのための改憲には一般に高い支持が与えられるようになった。

4.2 「新党」支持者における改憲志向

1990 年代初頭の改憲論を牽引したのは、「自衛隊海外派遣のための 9 条改正」論であった。この意味での 9 条改正派の特徴について分析できればよいのだが、残念ながらこの目的に適した調査はほとんど行われておらず、手がかりとなる分析記事の類も見当たらない。また 9 条をめぐる伝統的論点であった「正式な軍隊を持つための改憲」の是非についても、この点を直接聞くような質問は 1990 年代に入り世論調査から姿を消している。そこで以下では、一般改正質問に焦点を絞って議論を進めていくことにしたい。

政界再編期にあたるこの時期、まず論点となるのは支持政党による憲法意識の差異である。この点については、当時の調査報道の情報を総合するに、一貫した傾向が指摘できる。それは、1990 年代以降に成立した「新党」の支持者一般における改憲志向の強さである。1990 年代に政治学者によって実施された学術調査、「変動する日本人の選挙行動：1993～1996 年」調査（通称 JES II）のデータを用いてこの点を確認しておこう。JES II は 1993 年から 1996 年まで継続的に行われた、きわめて学術的価値の高い調査である。

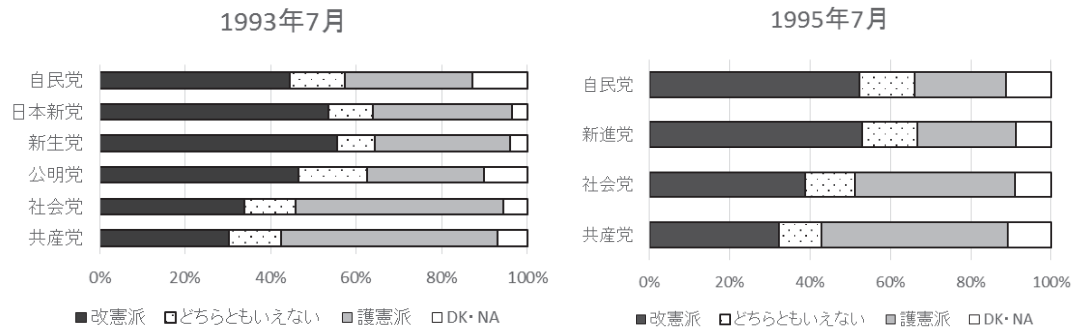


図6 1990年代における支持政党別憲法意識（JES II）

図6は、1993年7月（左図）と1995年7月（右図）における、支持政党別の憲法意識（一般改正質問に対する回答分布）を示したものである²⁶⁾。左図からは、日本新党、新生党という1993年政局の主役たる新党の支持者に改憲志向が強く、自民党支持者を上回るほどであったことがわかる²⁷⁾。右図によると、1994年末に成立した新進党の支持者についても、自民党とほぼ同程度に強い改憲志向があったことが明らかである。1990年代における改憲派の急増という現象は、かなりの程度、政界再編に伴う新党の勢力拡大—あるいは既存野党の勢力縮小—の過程として理解できるといってよいだろう。

4.3 国際貢献意識と改憲志向

では新党支持者を中心とする90年代改憲派は、具体的に憲法のどのような修正を期待していたのか。この点、湾岸危機／戦争を契機に国民の「国際貢献意識」が高まり、自衛隊海外活動の合憲性を明らかにするための改憲が求められるようになった、とみるのが一般的である（典型的な議論として、五百旗頭編 2014）。新党勢力が一般に自衛隊派遣による国際協力、およびそのための改憲に前向きであったことを考えれば、以上の見方によって新党支持者の強い改憲志向も整合的に理解できる。

1990年代有権者の国際貢献意識と改憲志向の関係は、ミクロレベルデータを用いた分析の結果として、すでに政治行動研究者が指摘してきたことでもある。綿貫・三宅（1997: 第3章）や蒲島・竹中（1996: 354-357）は、1993年の調査データ（JES II）を用いて、「軍事的国際貢献」に積極的な有権者ほど憲法改正に賛成する傾向があったことを明らかにしている。以上のように、1990年代初頭における国際貢献意識の高揚が改憲志向上昇の導火線となったとする主張には、十分な証拠があると言えよう。

しかし他方で、国際貢献意識のみによって90年代改憲派の意図が説明しつくせると考えるのは短絡的である。湾岸戦争の経験をふまえ、政府は1992年以降、現行憲法を維持したままPKO法を成立させ、その後カンボジア等に対し実際に自衛隊を派遣した。自衛隊による国際貢献を可能にすることが90年代改憲派の実質的目標であったのだとすれば、この時

点でそうした期待自体は満たされたわけである。それにもかかわらず、1990年代後半に至っても世論全体の改憲志向は強まりこそすれ弱まることはなかった。

自衛隊海外活動の実現は90年代改憲派にとって目標のひとつにすぎなかった、と筆者はみている。このことを示唆するデータを、1993年のJES II調査から示そう。図7左は、回答者の「軍事的国際貢献」に対する積極性による改憲志向の差を、支持政党別に表したものである。横軸の「貢献消極」派は「非軍事的な分野だけに限っても、十分な国際貢献ができると思う」という意見に、「貢献積極」派は「非軍事的な分野だけにこだわったら、十分な国際貢献はできないと思う」という意見にそれぞれ賛成の回答者を指す。縦軸は各グループにおける改憲派の割合である。

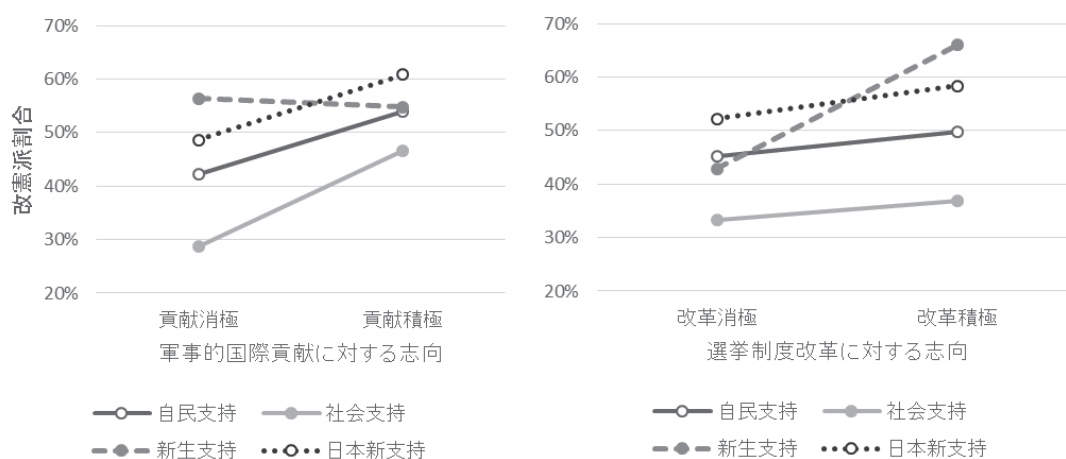


図7 1993年7月における支持政党別憲法意識（左：軍事的国際貢献に対する志向別，右：選挙制度改革に対する志向別）（JES II）

分析の結果によると、社会党支持者においてとくにそうであるように、たしかに「軍事的国際貢献」に積極的である有権者には強い改憲志向があると一般的には言えそうである。しかしその一方で、新党（新生党・日本新党）支持者については、同じ「貢献消極」派内で比べてみた場合でも、既成政党（自民党・社会党）支持者より明確に改憲志向が強い。これは、少なくとも新党支持者にとって、国際貢献志向のみが改憲意識の要因ではなかったことを示唆するものである。とくに新生党支持者における「貢献消極」派の憲法意識は、「貢献積極」派のそれよりむしろ改憲志向が強かったほどで、その意図が気になるところである。

4.4 体制改革運動の一環としての改憲論

1990年代に高まった有権者間の改憲意識には「既成体制・既存政党への不満表明」という側面が強かった、と筆者はみている。1980年代末以降の国際情勢の変転と政局の混乱、

大震災やテロ事件、金融危機といった一連の国家的危機は、旧来の政治経済システム全体に対する強い不信と不満を有権者に抱かせた。こうして高まった政治不信は政治行政制度改革への強い期待に姿を変え、その一環として（あるいはこの面では最も抜本的ともいえる方策として）憲法改革に対する支持も高まった。日本新党など新党勢力は、五五年体制型政治経済システムの刷新を目指す観点から統治制度改革を伴う改憲を提唱したが（境家2017）、当時新党に期待を抱いた有権者たちもこうしたフレーミングのもとに憲法問題を捉えたのではないか。

図7を再度見ていただきたい。同図右は、1993年当時政局の焦点となっていた衆院選挙制度改革問題に関する有権者の立場と憲法意識の関係を示したものである。横軸の「改革消極」派とは「選挙制度を変えなくても、政治改革を行うことができる」という意見に、「改革積極」派とは「選挙制度を変えなくては、政治改革を行うことができない」という意見にそれぞれ賛成の回答者を指している。この図によると、どの政党支持者においても一般に、「改革積極」派は「改革消極」派よりも改憲志向が強かった傾向がうかがえる。とくにその関係が明確に表れているのは、選挙制度改革の主導的勢力であった新生党の支持者においてである。左右のグラフを比較すれば、同党支持者における選挙制度改革問題の重要性はより明らかである。

当時の選挙制度改革論は、憲法と必然的なむすびつきのある問題ではない（実際、選挙制度は憲法を維持したまま改変された）。それにもかかわらず、新生党支持者の意識において両者がむすびつけられていたという事実は、彼らが広い意味での（あるいは漠然たる）政治改革志向を強く持っており、その一環として憲法改革にも賛成したことを示唆するものである。

こうした既存体制への不満表明としての改憲志向は、阪神淡路大震災、金融危機といった諸危機を経験する1990年代中葉以降にはさらに有権者間に浸透したものと考えられる。図8はJES IIの1996年10月調査から、「行政改革への賛否」と改憲意識の関係を示したもののだが、支持政党を問わず、行革賛成派において強い改憲志向があったことが一目瞭然である。1996年末という段階では、「新党」たる新進党や民主党の支持者はもちろん、自民党など既成政党支持者のなかでも、体制改革志向と改憲意識に明確な関連がみられるようになっている。

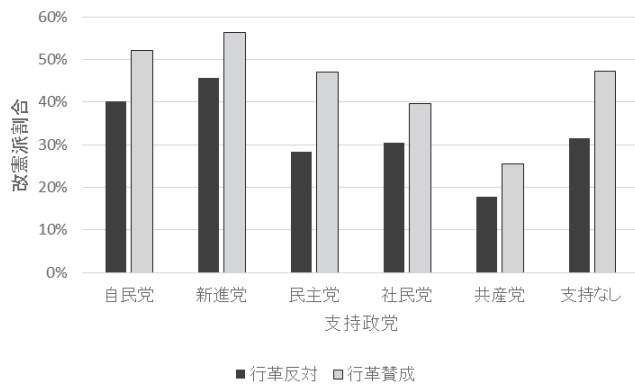


図8 1996年10月における支持政党別憲法意識 (JES II)

以上の分析が示唆するように、1990年代後半、有権者一般に強い政治不信と体制改革欲求が生じるなか、憲法問題も政治改革論の文脈（体制改革フレーム）で捉えられる向きが強くなった。このことは他面で、憲法問題が防衛政策の文脈（防衛政策フレーム）のみから捉えられるわけではなくなったことを含意する。1990年代全体にわたる（自衛隊海外派遣問題が一段落した後までつづく）改憲志向の高止まりの前提として、こうした憲法問題の「脱（保革）イデオロギー化」があったというのが筆者の見方である。

4.5 革新主義者の二極分化

以上の議論に関連して興味深いのは、1990年代初頭における、有権者の保守・革新イデオロギーと憲法意識の関係である。図9はJES IIの1993年調査を用いて、支持政党別に、保革イデオロギーと憲法意識の関係を示したものである。グラフ横軸は回答者のイデオロギーを表しており、「革新」「中道」「保守」の3種類に分かれている。この分類は各回答者の自己評価にもとづいたものである²⁸⁾。グラフ縦軸は各回答者グループの改憲派割合を表す。

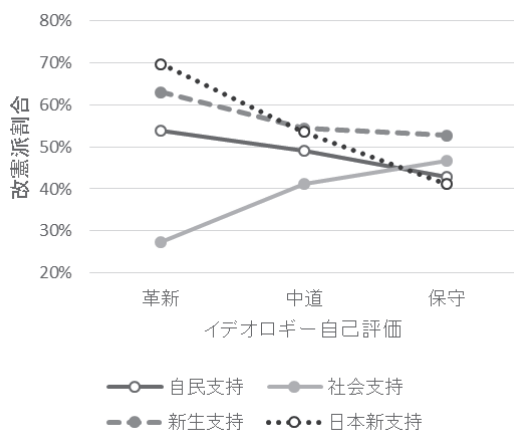


図9 保革イデオロギーと憲法意識の関係（支持政党別）(JES II)

この図にみられる傾向として、まず社会党支持者については革新主義的であるほど改憲志向がはっきり弱い。革新主義という概念を、五五年体制期における通例の用法、すなわち左翼的イデオロギーとして理解すれば、この結果はまったく自然である。ところが同図によると、社会党以外の政党支持者については、革新主義的であるほど改憲志向がむしろ明確に強くなっている。その関係が最も強く表れている日本新党支持者の場合、保守主義的と自己規定する人のなかでは約4割が改憲派であるのに対し、自身を革新主義的と評価する人のなかではじつに7割が改憲に賛成している。

こうした結果、全体として保守主義者の場合は支持政党によらず改憲派割合は5割周辺に集まっているのに対して、革新主義者の場合には支持政党によって割合が3割弱から7割と大きなギャップが生じている。革新主義者の憲法意識は二極に向かって分化しているのである。

以上のことは、革新主義という概念の理解自体が、社会党支持者と新党支持者とで異なっていたことを示唆する。社会党支持者にとって革新主義とは、伝統的な理解のとおり、いわゆる左翼的イデオロギーのことであったとみていい。「革新主義的社会党支持者」はおそらく、憲法改正問題を防衛問題フレーム（1993年の時点ではとくに自衛隊海外派遣問題の文脈）で捉え、その結果として改憲に強い拒否反応を示したと解釈できる。

これに対し、新党支持者にとっての革新主義とは、旧来的な五五年体制的枠組み全体—自民党だけでなく社会党のあり方も含む—の否定という意味での改革主義として捉えられたのであろう。「革新主義的新党支持者」は、改革派を当時自任していた新党の支持者のなかでも、最もラディカルな体制変革を求めた人たちである。改革の具体的方向性は明らかではないが、少なくとも五五年体制期の革新政党が示した左翼的なそれではなかったことは疑いない。むしろ彼らにとって護憲とは、革新どころか守旧的立場を意味したのであり、だからこそこの集団はきわめて強い憲法改革志向を表したのだと解釈できる。

近年、とくに若年層にとって保守主義・革新主義の捉え方が五五年体制的なそれと異なっていると指摘されている。遠藤・ジョウ（2014）によると、近年では40歳代までの有権者が（五五年体制的理解では疑いなく保守政党とみなされる）日本維新の会を最も「革新」的な政党として位置付けるという。こうした有権者のイデオロギー理解の変化は部分的には1990年代初頭からすでに始まっていたということであろう。1990年代における五五年体制の崩壊は、当時の有権者の憲法意識からも見て取れるのである。

5. 小泉改革以後

5.1 時代状況

最後に2000年代、とくに小泉改革期以後の状況について検討しよう。小泉純一郎内閣による一連の行財政改革は一定の評価をもって有権者に受け止められ、1990年代からつづく「改革の時代」にはひとつの区切りがつけられた。その一方で、国際テロの頻発化や近隣

国の軍事的台頭により、防衛問題が政治的な争点として再び比重を高めることになった。とりわけ集団的自衛権行使の是非が焦点となり、第二次安倍晋三内閣のもとで進められた安保法制は国会内外で論争を引き起こした。

憲法問題そのものについてはこの時期、自民党をはじめ多くの政党が本格的な改憲構想を公表し、手続き面でも国民投票法が制定されるという実際上の進展があった。さらに、安倍首相は在任中の改憲実現の意向を示し、2016年には衆参両院で改憲容認勢力が3分の2を超えるなど、改憲派エリートにとっては1950年代以来の好機が到来している。

憲法をめぐる世論の全体的傾向として指摘できるのは、第一に、9条問題に対する関心の上昇である。とくに第二次安倍政権期になるとその傾向は顕著で、逆に9条以外の争点（統治制度改革論など）に対する関心は相対的に低下した。第二に、第一次安倍政権期以降、一般改正質問で測定した場合の改憲派の割合が（2009年、2012年頃を一時的例外として）減少している。この傾向もやはり第二次安倍政権期に入って顕著になっており、2014年頃からは改憲問題に対する賛否はほぼ拮抗状態となっている。

5.2 現代改憲派の年代的特徴

近年の改憲派の特徴を明らかにするうえで、まず年齢層別の分析を行っておきたい。この点に関する調査報道は数多く存在するが、ここでは同一フォーマットを用いて複数回質問を行い、かつ改憲派割合の詳細が判明しているNHKの調査結果を示そう。図10左グラフは2007年から2015年までの9条改正質問²⁹⁾、右グラフは同時期の一般改正質問の年齢層別集計結果である。縦軸は改憲派割合を示す。

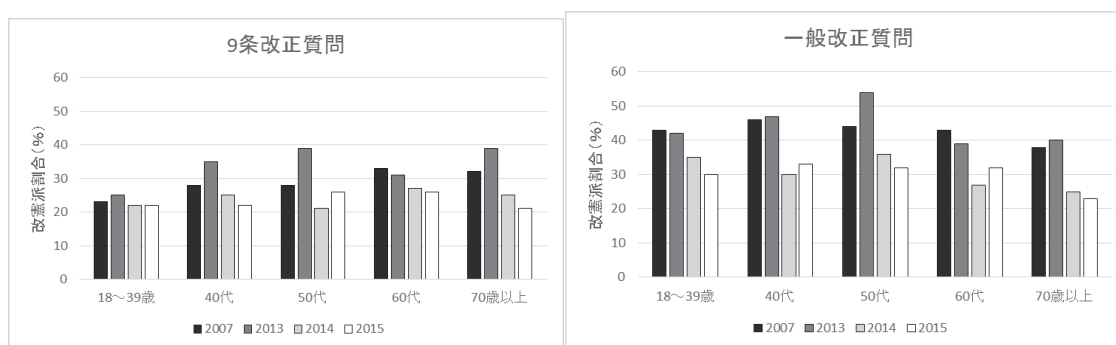


図10 小泉改革期以後の年齢層別憲法意識 (NHK 調査)

荒牧・政木 (2015) をもとに作成。

図10からはいくつかのことが読み取れる。まず9条 (左図) について、2013年までは年代による改憲志向の差が比較的大きく、40歳未満層で相対的に改憲志向が弱かったことが分かる。2000年代を通し、これまで若年層とくに20代の有権者が9条改正に消極的であったことは、他の機関の調査からも指摘されている³⁰⁾。

ところが 2014～15 年の調査結果を見ると、年齢層による改憲派割合の差はかなり縮小している。この時期世論全体として 9 条改正論が弱まっていたことが見て取れるが、とくに 40 代以上の中高年層の護憲化が顕著であったようである。40 代未満層の回答はこの点、すべての調査年を通し、集計的にみれば非常に安定している。

一般改正質問（右図）については、全調査を通じ、70 歳以上の高齢層で相対的に改憲派割合が低い。一般改正質問において、高齢者の護憲志向が比較的強いこともまた、2000 年代の調査報道でこれまで頻繁に報告されている³¹⁾。

一般改正質問における改憲派もやはり 2014 年以降減少が見られるが、これは 9 条の場合と異なり、40 歳未満層でも同様である。40 歳未満層では、2013 年までは 9 条改正賛成率と一般改正賛成率の乖離が大きかったものが、近年では接近しつつある。40 代でもややそうした傾向が認められる。以上のことは、とくに比較的若い有権者層において近年、一般改正質問を 9 条改正問題として受け取り回答する人が増えた（9 条以外の問題を想起して改憲賛成を表明する人が減った）という見方と整合的である。

5.3 二大政党支持者の憲法意識

一般改正質問を 9 条改正質問として受け取る、つまり「防衛政策フレーム」で憲法問題を捉える人が増えたということは、逆に言えば 1990 年代のように「体制改革フレーム」から憲法問題を捉える人が減ったということを含意する。こうしたフレーミング転換の契機は、第一次安倍政権誕生—すなわち、小泉改革の終焉—の時期であったと筆者は考えている。この見方に整合的な現象として、当時期を境とした、「新党」支持者における改憲志向の低下を指摘したい。

前提としてまず森喜朗～小泉政権期では、1990 年代同様、「新党」たる民主党支持者が自民支持者と同等かそれ以上に改憲志向が強かったとする調査報告が多くみられる³²⁾。例えば毎日新聞は、小泉内閣期に（支持政党別の回答が判明しているものとして）4 回、一般改正質問を面接調査している。その結果によると、自民党支持者の改憲派割合が 45～47%であったのに対し民主党支持者の場合は 50～62%と、すべての調査において民主党支持者の改憲志向がより強く表れている³³⁾。「新党」支持者における改憲志向の強さという点で、小泉政権期は依然 1990 年代からの延長として理解できそうである³⁴⁾。

ところが小泉内閣が退陣する 2006 年頃を境として、ほとんどどの調査でも、民主党支持者における改憲派割合は自民党支持者のそれを下回るようになる（2009 年頃を除く。後述）³⁵⁾。具体的な数値例として、公開個票データの「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究」調査（通称 JES IV）より、一般改正質問の回答結果をみておこう。図 11 は、2007 年 9 月から 2011 年 11 月まで 4 回の調査それぞれにおける、二大政党支持者の改憲派割合を示したものである。どの時点の調査でも、民主党支持者の改憲志向は自民党支持者よりも明らかに弱く表れている。

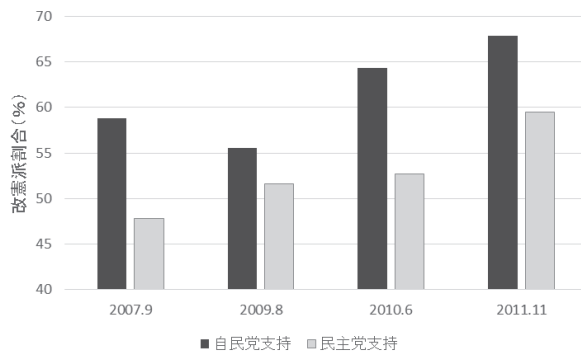


図 11 小泉改革期以後の二大政党支持者の憲法意識 (JES IV)

「改憲派」とは「今の憲法は時代に合わなくなっているので、早い時期に改憲した方がよい」という意見に「(どちらかといえば) 近い」と回答した人を指す。

2011 年調査のみ選択肢に「わからない」が存在しない。

一定の成功とみなされた小泉改革が 2006 年に終焉した後、政界から政治経済システムの改革を目指す気運は失われていくことになる。憲法改正論が体制改革運動の一環として唱えられることも少なくなった。実際、民主党が改憲論を積極的に訴えることを止めるのもこの時期（とくに 2006 年 4 月の小沢一郎代表就任以降）である。こうしたエリートレベルの動きに対応する形で、有権者レベルでも「体制改革フレーム」によって憲法問題を捉える人は以前に比べ減少したのではないだろうか。そのように解釈すれば、2006 年を境にした「新党」民主党支持者における改憲志向の弱まりも理解可能になる。

5.4 政権交代気運と改憲志向

民主党（民進党）支持者にみられる弱い改憲志向は、第一次安倍政権期以降、基本的には 2016 年現在に至るまでつづく傾向である。しかしじつは例外的な時期があった。それは 2009 年頃のことで、このとき民主党支持者の改憲志向が再び自民党支持者と同等以上になったとする調査報告が現れている。

例えば毎日新聞 2009 年 9 月調査の結果によると、自民支持層の 57%、民主支持層の 64% が改憲に賛成していた³⁶⁾。分析記事が指摘するように「憲法改正を結党以来の党是に掲げる自民党に対し、民主党は積極的に改正を主張して[いない]」にもかかわらず、である。朝日新聞、読売新聞でも、この前後の時期に、両党支持層の改憲志向に差がなかったとする調査報道がみられる³⁷⁾。図 11 の分析でも、他の年に比べて 2009 年調査では二大政党支持者の改憲志向の差が小さかったことが見て取れよう。

いうまでもなく 2009 年という時期は、自民党政権に対する不信・不満が頂点に達し、民主党への政権交代気運が高まった頃にあたる。このとき民主党に期待した（支持した）有権者のなかで、政権交代と同時に、憲法改正にも賛意を示した者が多く存在したわけであ

る。結果として世論全体で見てもこの時期、一時的ではあるが改憲派割合の回復がみられる（境家 2017）。

2000年代に政権交代気運がもう一度強力に高まったのは、東日本大震災を経て民主党政権が完全に行き詰った2012年頃である。この時期には自民党のほか、改革政党を自称した「新党」みんなの党や日本維新の会が存在感を示していた。そしてこの場合でもやはり、これら新党支持者の改憲志向は明確に強かったのである。例えば2012年8月の毎日新聞調査によると、民主党、自民党、みんなの党、日本維新の会各支持層の改憲派割合は58%、68%、80%、79%であった³⁸⁾。

以上のように、2009年と2012年に共通して言えることとして、政権政党への不信・不満が極度に高まったとき、その対抗政党の支持者たちは一様に憲法改革に（賛否を問われた場合には）賛意を表していた。こうした有権者たちの多くはおそらく、憲法問題にふだんから強い関心を寄せていたわけではなく、まして具体的な改憲構想まで見えていたわけではないだろう。彼らの多くが持っていたのは漠然たる（しかしきわめて強い）「世直し」気分であり、そうした気分のなかで、「憲法を変えるべきか」とあえて問われた場合に賛成を表明したにすぎなかったろう。こうして一時的に増加した改憲派集団は—これも両時期に共通して言えることであるが—政権打倒という「世直し」が実際に達成されてしまえば、途端に雨散夢消することになる。

5.5 「体制改革フレーム」から「防衛政策フレーム」へ

以上のような突発的、短期的な改憲派増大の時期はあったものの、小泉改革期以降の基本的な世論変化の特徴は、むしろ改憲志向の低下傾向のほうにあったといってい。繰り返しになるが、こうした変化の基底的な要因は、この時期、有権者間で憲法問題が「体制改革フレーム」ではなく、「防衛政策フレーム」によって捉えられる向きが強まったことにある、と筆者は考えている。

本節を締める前に、以上の見方を支持するより直接的な証拠を、個票データ分析によっていくつか示しておきたい。まず図12はJES IV調査より、2007年9月における二大政党支持者の憲法意識を表したグラフである。左図は回答者の「集団的自衛権行使に関する賛否」³⁹⁾、右図は「行政改革志向の強さ」⁴⁰⁾による改憲派割合の違いを示している。

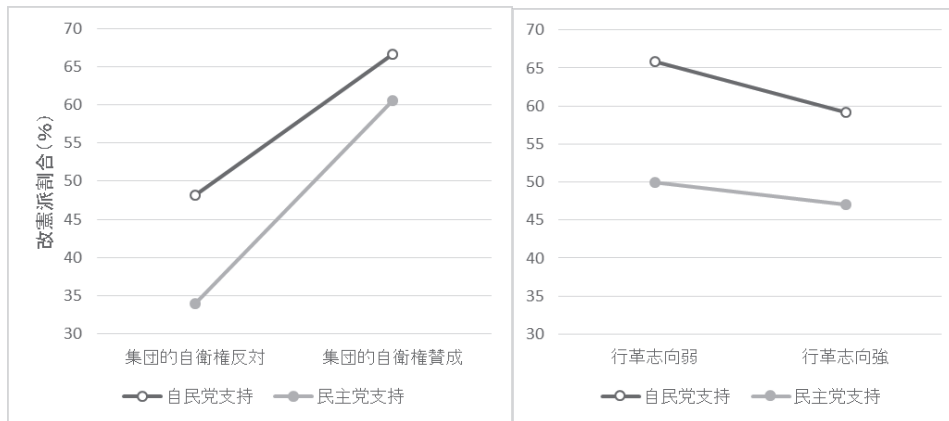


図 12 2007 年 9 月における支持政党別憲法意識（左：集団的自衛権行使に対する志向別，右：行政改革に対する志向別）（JES IV）

左図からは、防衛政策（集団的自衛権行使問題）に関する志向が憲法意識に非常に強く関連していたことがまず明らかである。集団的自衛権行使に反対の者では、改憲志向が極端に弱い。とりわけ民主党支持者においてそうした関係はより強く見られる。ところが右図によると、行政改革問題に関する志向は、どちらの政党支持者についても憲法意識との関連がはるかに弱い（それどころか 1990 年代の傾向とは逆に、どちらかといえば行革志向が強い者の方で改憲派割合が低い）。

以上の結果、とくに民主党支持者のグラフと、図 7 で示した 1990 年代の新生党支持者のそれと比較すれば⁴¹⁾、いかに両時代における新党支持者の憲法意識が対照的なものであったかが分かるだろう。2007 年時点では、新党支持者にあっても、もはや統治制度改革論と改憲論は結びつかなくなっており、むしろ五五年体制期のように防衛政策との関連で憲法問題は捉えられるようになっていた。

時期をさらに進め、第二次安倍政権期の状況について検討してみよう。ここでは 2012 年衆院選に際して行われた、東大大学谷口研究室・朝日新聞共同調査を利用する⁴²⁾。同調査では、憲法改正問題を含む数多くの政策争点に関する意見を、有権者と政治家（衆院選候補者）の双方に聞いている⁴³⁾。図 13 は、有権者と政治家それぞれの、一般改正質問に対する回答と他の 34 種類の政策争点質問に対する回答の間の相関係数（絶対値）を示したものである。相関係数絶対値が高いほど、当該政策争点に関する意見と憲法意識に強い結びつきがあったことを意味する。

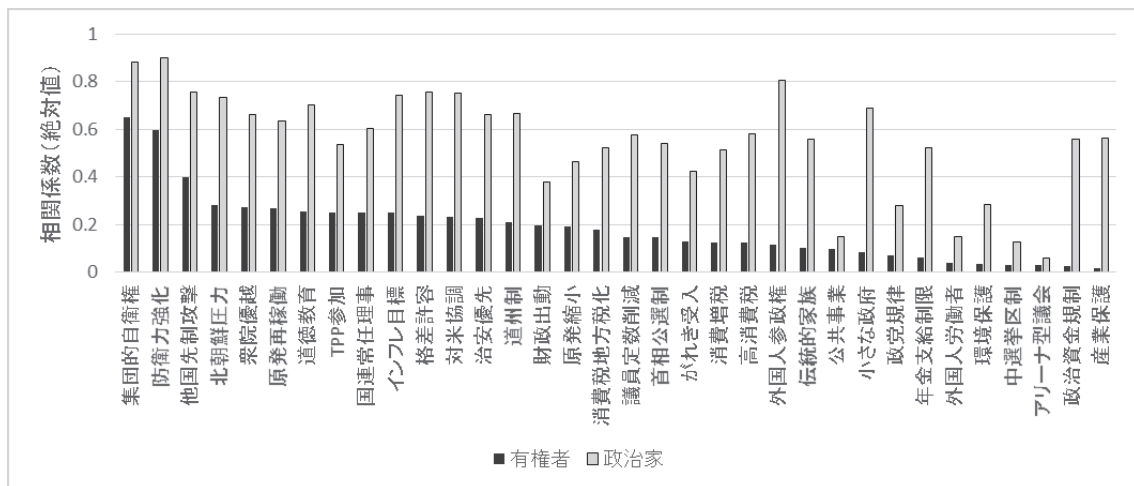


図 13 憲法意識と他の政策意見の関連性(2012年東京大学谷口研究室・朝日新聞共同調査)

縦軸は相関係数の絶対値

分析の結果によると、政治家間では非常に幅広い政策争点で、憲法意識との強い関連性が認められる。これに対し、有権者間では「集団的自衛権」や「防衛力強化」(少し落ちて「他国先制攻撃」といった防衛政策に関する争点に関する意見と憲法意識に比較的強い関連が見られる一方、その他の政策争点との結びつきは一般に弱い。かつて小泉政権期に憲法改正論点の一部として注目を集めた「首相公選制」の是非についても、改憲志向との関連は強くない。「中選挙区制」や「政治資金規制」といった1990年代初頭の政治改革の中心的争点に対する意見は、もはやほとんどまったく憲法意識と無関係である。

以上の結果は、エリートレベルではともかく、有権者レベルにおいてはこの時期、憲法問題が主として「防衛政策フレーム」から捉えられていたことを示唆するものである。その結果として、一般改正質問を9条改正質問の趣旨として受け取り、回答する有権者が多くなったであろう。この点を直接的に示すデータを、2013年参院選時の調査(東京大学谷口研究室・朝日新聞共同調査)データから最後に示しておこう。表1は、同調査における一般改正質問と9条改正質問⁴⁴⁾の回答分布をクロスしたものである。左表は自民党支持者、右表は民主党支持者の場合であるが、どちらにしても両質問の回答傾向にはかなり強い関連が認められる。例えば自民党支持者の場合、9条改正賛成派のうち約8割が一般改正質問でも賛成を表明しており、逆に反対を表明した者は3%にすぎない。民主党支持者でも同様の傾向がみられる⁴⁵⁾。以上の結果は、この時期、多くの有権者にとって一般改正質問と9条改正質問が同趣旨の質問として受け取られていたことを示唆している。

表1 一般改正質問と9条改正質問の回答の関連性（2013年東京大学谷口研究室・朝日新聞共同調査）

自民支持		9条改正			民主支持		9条改正		
		賛成	中間	反対			賛成	中間	反対
一般改正	賛成	79%	31%	9%	一般改正	賛成	74%	18%	4%
	中間	18%	60%	43%		中間	16%	63%	18%
	反対	3%	9%	47%		反対	10%	18%	79%
	計	100%	100%	100%		計	100%	100%	100%

5.6 歴史は繰り返す？

ここまでの分析が示す通り、小泉改革期以降、有権者間では憲法問題が「防衛政策フレーム」で捉えられる傾向が強まった。別の表現をすれば、憲法問題が「再（保革）イデオロギー化」した、と言ってもいい。

とくに近年（第二次安倍政権誕生以降）は、この傾向が顕著になっている。民主党政権の挫折により一時的に高まった「世直し」気分、およびこれに付随する改憲賛成論は、実際に政権交代が達成され、かつ新政権のパフォーマンスが一定以上とみなされたことで、急速に失われることになる。結果もはや憲法問題が「体制改革フレーム」から捉えられることはほとんどなくなり、とりわけ左翼的有権者の改憲志向が弱まったことが、近年の急速な改憲派減少の背景である。

第二次安倍政権成立後の憲法と世論をめぐる状況は、ある意味で五五年体制初期の時代に戻ったかのようなのである。自民党支配は再び安定の時代に入り、体制改革への気運は退潮した。代わりに、防衛問題すなわち9条問題に再び焦点が集まるようになった。これらのことも影響して、世論全体における改憲熱は以前に比べ（1980年代以前の水準にまで）冷めている。

他方、五五年体制期と今日とで大きく異なるのは、政権エリートの憲法問題に対する姿勢である。周知のとおり、六〇年安保以降、五五年体制期の自民党政権は憲法問題を棚上げし、世論に対し「低姿勢」で接する方針をとってきた。対する今日の安倍内閣は、首相在任中の改憲実現を公言するほど改憲問題に積極的な姿勢をみせている。「逆風」が吹きつつある世論のもとで、改憲への手続きが今後どのように進むのか、注視が必要である。

[注]

- 1) この時期に政治学者が実施した大型の調査としては、「日本人の政治意識と行動（JABISS）調査」（1976年）や「日本人の選挙行動（JESI）調査」（1983年）が著名である。
- 2) 紙幅の都合上、この点のより詳しい内容は別稿（境家 2017）に譲らざるをえない。
- 3) ただし厳密に言えば、「改憲派でない人たち」は、意識調査に対し無回答ないし中庸的（どちらともいえない）な回答をしている場合を含むわけで、護憲派と完全に同値であるわけではない点は一応留意しておきたい。

- 4) とくに断りがない限り、本稿にいう「改憲派割合」は、「DK (わからない)・NA (無回答) 等を含めた回答者全体に占める、憲法改正賛成派の割合」を指すものとする。
- 5) 朝日新聞 1952 年 3 月 3 日付, 同 1955 年 12 月 13 日付, 同 1957 年 11 月 27 日付, 毎日新聞 1955 年 2 月 13 日付, 読売新聞 1952 年 2 月 8 日付, 同 1952 年 4 月 16 日付, 同 1953 年 4 月 6 日付.
- 6) 朝日新聞 1952 年 3 月 3 日付.
- 7) 朝日新聞 1955 年 12 月 13 日付.
- 8) 朝日新聞 1955 年 12 月 13 日付, 毎日新聞 1955 年 2 月 13 日付, 読売新聞 1952 年 2 月 8 日付, 同 1953 年 4 月 6 日付, 同 1957 年 9 月 2 日付.
- 9) 朝日新聞 1955 年 12 月 13 日付.
- 10) 例えば渡辺 (1987, 280) による以下の主張. 「(1955 年総選挙に際して日本民主党, 自由党ともに) 選挙戦では改憲を主張することはできなかった. こうした状況は, 支配層の上部の改憲についての楽観的見通しと熱意にもかかわらず, 改憲が“意外”にも国民に不評であり続けており, それを直接肌で感じた候補が軒並み改憲消極に回ったことを示していた。」(傍点原文)
- 11) 朝日新聞 1952 年 3 月 3 日付, 同 1955 年 12 月 13 日付, 毎日新聞 1952 年 4 月 14 日付, 読売新聞 1952 年 2 月 8 日付, 同 1952 年 4 月 16 日付.
- 12) 残念ながら 1950 年代の新聞記事からはこの点, 手がかりを得ることができない. 1950 年代を少し外れると, 朝日新聞 1962 年 8 月 17 日付の分析記事に, 「(改憲を希望する理由に) 家族制度の復活や自由主義の行過ぎをあげた人たちは 50 歳代や 60 歳以上の高年齢層に多かった」との記述がある.
- 13) 質問文は『「いまの憲法は, 現在の事情に合わないから, はやく改正しよう」という主張がありますが, あなたはこれに賛成ですか, 反対ですか」というもので, 回答の選択肢には「非常に賛成」「賛成」「どちらともいえない」「反対」「非常に反対」の 5 段階がある. 以下の分析で「改憲派」とは前二者の選択肢を選んだ者, 「護憲派」とは後二者の選択肢を選んだ者を指す.
- 14) 質問文は「あなたは, いまの日本には天皇が必要であると思いますか, 必要ないと思いますか」というもの.
- 15) 図 2 左からもうひとつ読み取れるのは, 少なくとも 1950 年代末の有権者にとって, 天皇制の存続そのものはほとんどまったく憲法上の争点ではなかったという点である. これが争点であったならば, 「天皇がない方がよい」とする有権者はむしろ改憲派であらねばならないからである.
- 16) 標本のうち, 「地位が下がったと認識している」回答者に限定してなされた質問.
- 17) もっとも図 2 のような関係性自体は, 年齢層別に分けて分析を行った場合でもなお確認することができる.

- 18) 朝日新聞 1962 年 8 月 17 日付, 同 1969 年 1 月 5 日付, 同 1978 年 11 月 1 日付.
- 19) 朝日新聞 1969 年 1 月 5 日付, 同 1970 年 6 月 23 日付, 読売新聞 1970 年 5 月 31 日付.
- 20) NHK1967 年 1 月調査 (『文研月報』1967 年 4 月号参照).
- 21) 1967 年ミシガン調査には有権者ではない 19 歳以下のケースも少数含まれるが, 1970 年「前後」の有権者についての議論を行っているという観点から, 分析からあえて除外していない. 図 5 の分析についても同様.
- 22) 自民党支持者における自衛隊廃止論者の多くは, 本格的な軍隊組織の復活を期待していたのではないかと推察される. それゆえ戦力不保持を規定する現憲法の改正に比較的前向きだったのだろう.
- 23) 質問文は「日本とアメリカの防衛のとりきめはどうですか, もっと強めるべきだと思いますか, それとももっと弱めるべきですか, 或いは廃止すべきだと思いますか.」というもの.
- 24) なお日米安保廃止論者において, 改憲問題に関する保革対立が最も鮮明に表れている点は興味深い. 自民党支持者中の安保否定派はいわゆる「自主防衛」論者であろうと思われる. この集団 (数的には少数であるが) の改憲志向は, 高度成長期においてなおきわめて強かった.
- 25) 世論全体で見た場合, 高度成長期においても (「正式な軍隊を持つための改憲」ではなく) 「自衛権・自衛隊を明記するための改憲」に対しては一定の支持があったことは, 当時の調査報道から分かっている (境家 2017).
- 26) 左図 (1993 年調査) における「改憲派」とは「今の憲法は国情に合わなくなっているののでできるだけ早い時期に改憲した方が良い」という意見に賛成, 「護憲派」とは「今の憲法は大筋として立派な憲法であるから現在は改憲すべきではない」という意見に賛成の回答者を指す. 右図 (1995 年調査) における「改憲派」とは「時代が変わってきたのだから, 今の憲法を改正すべきである」という意見に賛成, 「護憲派」とは「今の憲法に書かれた理想は変わらないのだから, 憲法を擁護すべきである」という意見に賛成の回答者を指す.
- 27) 新党さきがけ支持者はごく少数であったため図 6 の対象に含んでいない.
- 28) 回答者自身に, 自己のイデオロギイ的立場を 1 (最も革新的) から 10 (最も保守的) までの位置で答えさせる質問. 図 9 の「革新」はこの位置が 4 以下, 「中道」は 5 または 6, 「保守」は 7 以上の回答者を指す.
- 29) 「あなたは, 憲法 9 条を改正する必要があると思いますか, それとも改正する必要はないと思いますか.」という問い.
- 30) 朝日新聞 2001 年 5 月 2 日付, 同 2006 年 5 月 3 日付, 同 2007 年 5 月 2 日付, 同 2008 年 5 月 3 日付, 同 2013 年 5 月 2 日付, 同 2014 年 4 月 7 日付.
- 31) 朝日新聞 2005 年 5 月 3 日付, 同 2006 年 5 月 3 日付, 同 2007 年 5 月 2 日付, 同 2008 年 5 月 3 日付, 毎日新聞 2000 年 4 月 26 日付, 同 2000 年 9 月 29 日付, 同 2001 年 9 月 23 日付,

- 同 2004 年 4 月 20 日付, 同 2004 年 9 月 8 日付, 同 2005 年 4 月 20 日付, 同 2005 年 10 月 5 日付, 読売新聞 2000 年 4 月 15 日付, 同 2001 年 4 月 5 日付, 同 2002 年 4 月 5 日付, 同 2003 年 4 月 2 日付, 同 2004 年 4 月 2 日付, 同 2005 年 4 月 8 日付, 同 2006 年 4 月 4 日付, 同 2007 年 4 月 6 日付, 同 2008 年 4 月 8 日付.
- 32) 朝日新聞 2001 年 5 月 2 日付, 同 2004 年 5 月 1 日付, 毎日新聞 2000 年 9 月 29 日付, 同 2001 年 9 月 23 日付, 同 2003 年 9 月 29 日付, 同 2004 年 9 月 8 日付, 読売新聞 2000 年 4 月 15 日付, 同 2005 年 4 月 8 日付, NHK2002 年 3 月調査 (『放送研究と調査』2002 年 6 月号).
- 33) 毎日新聞 2001 年 9 月 23 日付, 2003 年 9 月 29 日付 (2002 年調査のデータもこれを参照), 2004 年 9 月 8 日付. 以上はすべて面接法による調査の結果である. 毎日新聞は 2000 年代に入って電話法による調査も行っているが, 同じ時期の面接法調査の結果と異なり, とくに自民党支持者の一般改正賛成率が 6~8 割とかなり高く出る傾向がある (2000 年 4 月, 2004 年 4 月, 2005 年 4 月, 2006 年 2 月調査). もっともこれらの調査においても民主党支持者の改憲志向が絶対的なレベルで高かった (常に 5 割以上が改憲派) ことに変わりはない.
- 34) なお自由党支持者の改憲志向は民主党支持者よりさらに高い傾向があった.
- 35) 読売新聞 2013 年 3 月調査の結果は「自民支持層で 55%, 民主支持層で 6 割弱」(読売新聞 2013 年 4 月 20 日付) で, 民主支持層の改憲志向が相対的強く出ている. 2009 年頃を除けば, これが唯一の例外事例と思われる.
- 36) 毎日新聞 2009 年 11 月 1 日付.
- 37) 朝日新聞 2010 年 5 月 3 日付, 読売新聞 2009 年 4 月 3 日付, 同 2010 年 4 月 9 日付.
- 38) 毎日新聞 2012 年 9 月 15 日付. この調査では, 日本維新の会支持者は「その他の政党」支持者として, 他の小政党支持者と同じグループにまとめられてしまっている. 日本維新の会支持者単独で測定されていれば, より高い改憲派割合が見られたかもしれない.
- 39) 「国際紛争に巻き込まれることになるので, 集団的自衛権の行使を認めるべきではない」とした人を「集団的自衛権反対」, 「日米安保体制を強化するためには, 集団的自衛権の行使を認めるべきである」という意見に「(どちらかといえば) 近い」とした人を「集団的自衛権賛成」と定義した.
- 40) 「安倍内閣の行政改革の実績」を「(かなり/やや) 良い」と評価した人を「行革志向弱」, 「(かなり/やや) 悪い」と評価した人を「行革志向強」と定義した. ややトリッキーな定義であるが, 本調査には回答者の行政改革志向の強さを直接的に尋ねるような質問が見当たらないため, このような処理を行ったものである.
- 41) 奇しくもどちらの政党も小沢一郎が党首を務めていた.
- 42) 東京大学谷口将紀研究室のホームページ
(<http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/utas/utasindex.html>) において個票データが公開されている.

る。サンプリングなど調査の詳細については同サイトを参照されたい。

- 43) 有権者調査は衆院選直後、政治家調査は衆院選直前に行われている。
- 44) 9条改正質問は「憲法第9条を改正して、自衛権を明記し、国防軍の保持を規定する」という意見について、あなたは賛成ですか、それとも反対ですか。」という質問文。
- 45) 自民党支持者では9条改正反対派のうち47%が一般改正質問でも反対しているのに対して、民主党支持者の場合は79%がそのような回答をしている。この点からすると、自民党支持者よりも民主党支持者において、両質問間の回答の関連性はより強かったと評価できる。

【謝辞】

本稿執筆にあたり、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SSJデータアーカイブから〔「政治意識 1958年調査（第2回パネルの第1ウェーブ）、1958」（三宅一郎）〕〔「時事月例調査、1964～」（三宅一郎）〕〔「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究(JESIV SSJDA版)、2007-2011」（JESIV研究会（平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕））〕を、米国ミシガン大学のデータアーカイブICPSRおよびICPSR国内利用協議会（ICPSR Japanese National Membership）より Ward, Robert E., and Akira Kubota. JAPANESE NATIONAL ELECTION STUDY, 1967. Conducted by University of Michigan, Center for Japanese Studies. 2nd ICPSR ed.の個票データの提供を受けました。

【参考文献】

- 荒牧央・政木みき, 2015, 「賛否が拮抗する憲法意識—『憲法に関する意識調査』から—」『放送研究と調査』2015年7月号。
- 五百旗頭真編, 2014, 『戦後日本外交史』有斐閣。
- NHK 放送世論調査所編, 1982, 『図説戦後世論史』NHK 出版。
- 遠藤晶久・ウィリー・ジョウ, 2014, 「若者にとっての『保守』と『革新』: 世代で異なる政党間対立」『アステイオン』(80): 149-168。
- 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。
- 川本俊三, 2007, 「憲法施行 60 年, 変わらぬ世論と変化した世論」『朝日総研リポート AIR21』2007年6月号。
- 小関彰一, 2009, 『日本国憲法の誕生』岩波現代文庫。
- 境家史郎, 2013, 「戦後日本人の政治参加—『投票参加の平等性』論を再考する—」『年報政治学』2013-I: 236-255。
- , 2017, 『憲法と世論』筑摩書房（近刊）。
- 松田なつ, 2009, 「ジェンダーと投票行動」『投票行動研究のフロンティア』おうふう: 39-54。
- 三宅一郎, 1989, 『投票行動』東京大学出版会。

渡辺治, 1987, 『日本国憲法「改正」史』日本評論社.

綿貫譲治・三宅一郎, 1997, 『環境変動と態度変容』木鐸社.

無党派層に対する選挙動員と投票参加

——政党支持層と無党派層の比較を通じて——

田原 歩

(株式会社サーベイリサーチセンター)

本稿の目的は、選挙動員の投票参加に与える効果が、政党支持層と無党派層でどのように異なるのかを明らかにすることである。本稿では、選挙動員として行われる「対人による動員」、「新聞・ビラによる動員」、「ハガキによる動員」、「電話による動員」、「インターネットによる動員」が、政党支持層と無党派層でどのように効果が異なるのかについて実証的な分析を行った。

その結果、(1)「新聞・ビラによる動員」は政党支持層、無党派層両方の投票参加を促進すること、(2)「ハガキによる動員」は無党派層の投票参加を促進するという知見を得た。これまで効果があるとされてきた対人的な動員の効果がみられないということも示された。

1. はじめに

本稿の目的は、選挙動員の投票参加に与える効果が、政党支持層と無党派層でどのように異なるのかを明らかにすることにある。選挙動員は個人の投票参加や投票意図に影響を与えることが先行研究では指摘されている¹⁾。選挙動員といっても多様な形態があるが、戦後日本の選挙政治において、候補者の主な選挙動員手段として中心的な役割を果たしてきたのは後援会である。中選挙区制度下において、後援会は選挙マシーンとして役割を果たしてきたが、新選挙制度の下でも後援会は選挙マシンの役割を担っており、候補者は後援会の構築に注力している(谷口,2004, Krauss & Pekkanen,2011)。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)とされているように、後援会等の人的ネットワークを用いた組織的な選挙動員が多いといえる。しかし、後援会等を用いた人的ネットワークだけが選挙動員ではない。ハガキやビラなどの人的ネットワークよりも広範囲に行う、また不特定多数を対象にした動員も選挙動員として考えられる。近年、選挙結果を左右するアクターであり、組織的な動員を受ける可能性が政党支持層と比べて低いと想定される無党派層が増加していることを考えると²⁾、候補者は当選のために人的ネットワーク以外の動員も行っているといえよう。実際に、表1は2009年衆議院選挙時の政党支持有無別に選挙動員を受けたかどうかを示したものである³⁾。インターネットに関して動員を受けている割合は低いといえるが、対人、新聞・ビラ、ハガキ、電話を通じた動員は、政党支持層だけではなく、無党派層も受けていることがわかる。

表 1 政党支持有無別の動員の有無

動員の有無	対人		新聞・ビラ		ハガキ		電話		インターネット	
	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし	あり	なし
政党支持あり	41.71 (458)	58.29 (640)	50.19 (530)	49.81 (526)	54.91 (587)	45.09 (482)	43.33 (461)	56.67 (603)	1.14 (12)	98.86 (1,044)
政党支持なし	37.69 (173)	62.31 (286)	39.36 (172)	60.64 (265)	43.31 (191)	56.69 (250)	32.52 (146)	67.48 (303)	1.36 (6)	98.64 (434)

上段:%, 下段:実数

しかし、政党支持層も無党派層も同様の投票参加に対する動員効果を受けているといえるのだろうか。無党派層を一括りにして議論することには問題はあると考えられるが⁴⁾、三宅（1985）では無党派層は政党支持層に比べて、政党離れ度が高く、政治関与が低い層とされている。また、相対的に政治的有効性感覚、政治家への信頼度、政治的な満足感、イデオロギー強度などが低く、自分の身の周りにも無党派層が多く、組織への加入度も低い、といった特徴がみられる（川人、吉野、平野、加藤、2001）。このように政党支持層と無党派層では政治に対する関与や距離、政治的有効性感覚などが異なるため、選挙動員の効果も異なることが予測される。

以上のような問題意識から、本稿の間は「政党支持層と無党派層では選挙動員が投票参加に与える影響はどのように異なるのか」というものである。政党支持層と無党派層の投票参加における選挙動員効果の違いを示すことで、この間を明らかにしていく。

本稿は以下によって構成される。2 では、選挙動員に関する研究を概観し、問題点や課題を示すことで、本稿の研究的な位置づけを示す。3 では、本稿で扱う選挙動員について定義し、仮説を示す。4 では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SSJ データアーカイブの「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究（JESIV SSJDA 版）、2007-2011」（JESIV研究会：平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕）の個票データを用いて計量分析を行い、分析結果についての検討を行う。5 では、これまでの分析等を踏まえて、結論と含意、課題を述べる。

2. 先行研究の整理と検討

2.1 選挙動員と投票参加に関する研究

選挙動員と投票参加に関する代表的研究としてはローゼンストーンとハンセンの研究がある（Rosenstone & Hansen, 1993）。彼らはライカーとオードシュックの投票参加モデルに基づき、個人的属性と動員という2組の要因によって政治参加が説明されるとし、所得・教育程度等の個人的属性だけではなく、候補者や政党による選挙運動等の動員も政治参加のコストを軽減する役割を果たすとしている。また、ガーバーとグリーンは選挙運動の手段ごとの投票参加に与える影響をフィールド実験を用いて分析している（Gerber & Green, 2000）。ここでは戸別訪問とダイレクトメールには投票参加を高める効果があり、電話は効

果が無いことを示している。

日本における投票参加と選挙動員に関する研究としては4年周期の統一地方選挙と3年周期の参議院選挙が12年に1度同じ年に行われる亥年現象に関する研究がある。石川は12年に一度参議院選挙の投票率が低下する要因として、自らの選挙が終わった直後の地方議員が参議院選挙における選挙運動を怠ることを指摘している(石川, 1984)。この亥年現象に関して、実証的に分析したものとして浅野(1993)、今井(2009)等がある。浅野(1993)では、地方議員及び国政議員の選挙運動と投票率には統計的に有意な関係があることを示し、今井(2009)では直前の統一地方選挙で道府県議会議員選挙のみが行われた選挙区より、市町村議会議員選挙も行われた選挙区の方が参議院選挙時に選挙動員を受ける可能性が低く、選挙動員は自民党への投票に有意な関係があることを示している。

遠藤(2012)では後援会の動員圧力と投票決定への影響を分析している。ここでは、自民党候補者の後援会は、被動員層に強い動員圧力をかけているが、被動員層の投票行動に影響を与えることには失敗しており、動員圧力は被動員層が「裏切った」ことを隠す行動規範の形成に役立っているとしている。

三宅(1989)では選挙動員が投票参加の決定に与える影響を分析している。ここでは、棄権確率の極めて高い人を投票へと動員する動員効果を持つのは、連呼、電話など受け手の側で積極性を要求しないメディア及びインフォーマルな対面集団での説得、会話であるとしている。一方で投票の確率の高い人を投票させる補強効果を持つものは、政党機関紙をはじめとして、個人・政党演説会、政見放送・経歴放送、団体の推薦など、受け手の側にある程度の知識と積極性を必要とするものだとしている。遠藤(2007)では選挙期間内に行われている選挙運動が有権者の投票参加に与える影響を分析している。ここでは、選挙運動資金のうち印刷費が多く使われた選挙区では投票率が高く、通信費が多く使われた選挙区では票が地域的に偏っていることが示され、ポスター、葉書、ビラといった不特定多数の有権者を対象とした選挙運動は投票率を高めることを指摘している。

2.2 先行研究の課題

以上の先行研究にはいくつかの課題が存在する。第一は、選挙動員と投票参加の関係を分析していても、政党支持者と無党派層を一括りにしている点である。無党派層は相対的に政治への信頼や満足感、組織への加入度も低い傾向があるため、政治に対する心理的な距離感が政党支持層とは異なることが考えられる。そのため、選挙動員の効果も政党支持者とは異なることが想定される。

第二は、選挙動員の様々な形態に対する視点である。石川(1984)、浅野(1993)、今井(2009)らの亥年現象に関する研究では、対象が政治家の選挙動員であり、また遠藤(2012)では後援会の動員圧力と投票行動の関係を分析しているが、選挙期間中に行われる対人接触やビラ等の影響についての分析は行われていない。遠藤(2007)はビラやハガキ、ポス

ターといった選挙期間中に行われる不特定多数を対象にした選挙動員について分析しているが、選挙期間中の対人接触などの分析まではなされていない。

以上の問題点に対して、本稿では無党派層と政党支持層の選挙動員の違い、選挙期間中に行われる様々な選挙動員の効果という2つの視点から、選挙動員と投票参加の関係について分析を行う。具体的には、ビラやハガキといった不特定多数を対象にした選挙動員に加え、人的なネットワークによる対人接触が政党支持層と無党派層に与える投票参加への影響を分析していく。

3. 選挙動員の形態と仮説

3.1 選挙動員のパターンと理論的背景

選挙動員のパターンは多種多様である。平野（2015）では、「知り合いや家族・親戚などから働きかけを受けた」、「選挙運動の新聞・ビラを受け取った」、「選挙運動のハガキを受け取った」、「選挙運動の電話を受けた」、「インターネットを通じて働きかけを受けた」の5項目を政党からの働きかけのパターンとして分析している。本稿でも、同様に「対人による動員」、「新聞・ビラによる動員」、「ハガキによる動員」、「電話による動員」、「インターネットによる動員」の5パターンを選挙動員として扱う⁵⁾。

仮説の導出にあたっては、三宅（1985）で示されている政党支持の類型論を用いる。三宅（1985）では、無党派層は政党支持層に比べて、政治関与度が低く、政党離れ度が高い有権者であると指摘している。無党派層は政党支持層に比べて政治との距離、政党との距離が離れている有権者であると考えられるため、無党派層は政党支持層に比べて政治的有効性感覚や政治関心が相対的に低いことが想定される。

政党支持の類型論と5パターンの選挙動員の形態の違いに着目することにより、仮説を導出する。

3.2 選挙動員の形態

この5パターンの選挙動員の形態は動員を行う人と直接的に接触するか間接的に接触するか、対象を特定した動員であるか不特定多数を対象にした動員であるかという点で分類が可能である。

直接的な接触か間接的な接触かという点に着目すると、「対人による動員」は後援会等に属する人などが直接的な訪問等により行う動員のため、直接的に接触する動員として分類できる。電話による動員は、対面ではないが動員を行う人と接するため直接的な動員として分類することができよう。「新聞・ビラによる動員」と「ハガキによる動員」の2つは、印刷物を用いた選挙動員である。公職選挙法によると、「衆議院（小選挙区選出）議員の選挙にあつては、候補者一人について、通常葉書 三万五千枚、当該選挙に関する事務を管理する選挙管理委員会に届け出た二種類以内のビラ 七万枚」⁶⁾とされている。ハガキは

新聞・ビラに比べて、配布枚数は少ないとはいえ、どちらも広範囲に展開される間接的な選挙動員であるといえる。インターネットを用いた動員はメールや SNS を用いたものが考えられる⁷⁾。メールや SNS は新聞・ビラやハガキと同様に直接的に動員する人と接することが無いため、間接的な動員として分類できる。

以上より、直接的か間接的かという点に着目すると、「対人による動員」、「電話による動員」は直接的な動員、「新聞・ビラによる動員」、「ハガキによる動員」、「インターネットによる動員」は間接的な動員として分類できる。

対象を特定しているか不特定多数かという点に着目すると、「対人による動員」は特定の有権者に直接的に働きかけるため⁸⁾、対象を特定した動員であるといえる。電話による動員は、朴（2000）で後援会や団体の名簿に基づいて動員が行われていることが示されていることから、対象を特定した動員であるといえる。「ハガキによる動員」は、対象者の住所や名前を記載する必要があるため、対象を特定した動員に分類できる。インターネットによる動員については、対象先のメールアドレスや SNS アカウントなしには動員できないため、対象を特定した動員であるといえる。新聞・ビラは街頭で配布したり、ポスティング等を通して配布されるため、不特定多数を対象とした動員であるといえよう。

以上より、「対人による動員」、「ハガキによる動員」、「電話による動員」、「インターネットによる動員」は対象を特定した動員、「新聞・ビラによる動員」は不特定多数を対象にした動員であると分類できる。表 2 は動員のパターンをまとめたものである。

表 2 動員のパターン

動員のパターン	直接／間接	特定／不特定多数
対人による動員	直接	特定
新聞・ビラによる動員	間接	不特定多数
ハガキによる動員	間接	特定
電話による動員	直接	特定
インターネットによる動員	間接	特定

この直接的か間接的か、特定か不特定多数かという点から選挙動員のパターンは「直接×特定」、「間接×不特定多数」、「間接×特定」の 3 パターンであることがわかる。

3.3 本稿の仮説

3.3.1 直接×特定

直接かつ対象を特定した動員は「対人による動員」と「電話による動員」である。無党派層は政党支持層に比べて、政治や政党との距離が離れているため、動員を行う人との直接的な接触に対して、拒否感が生まれやすいと考えられる。後援会等からの対人的な動員が投票参加を促進することは先行研究から明らかにされているが⁹⁾、これは無党派層よりも政党支持層に効果があると想定される。Gerber & Green（2000）でも、遠藤（2007）でも

電話による動員が投票参加を促進するという結果は示されていないが、電話も直接的かつ対象を特定した動員であるため、政党支持層の投票参加を促進すると考えられる。ここから、直接的な動員かつ対象を特定した動員は無党派層よりも政党支持層の投票参加を促進することが予想される。

3.3.2 間接×不特定多数

間接かつ不特定多数を対象にした動員は「新聞・ビラによる動員」である。新聞・ビラは街頭で配布したり、ポスティング等を通して配布されるため、入手が容易な一方で、政治的な関心が無ければ手に取ったとしても読まれない可能性が高いといえる。これは政治や政党との距離が無党派層よりも近く、政治関心が高い政党支持層に影響を与えると考えられ、新聞・ビラには、三宅（1989）で指摘されている選挙期間中に新しい意思決定をさせるのではなくて、既存の意思決定を維持し強化してゆく作用がある「補強効果」があると考えられる。

3.3.3 間接×特定

間接かつ対象を特定した動員は「ハガキによる動員」と「インターネットによる動員」である。ハガキやインターネットによる動員は、対象者を特定して行われる動員であるため、新聞・ビラに比べて読まれる可能性は高くなると考えられる。また、間接的な動員となるため直接的な動員よりも拒否感は低いと想定される。境家（2006）では選挙情報に対する接触は投票参加を促進し、この効果は政治関心の低い層ほど強いことを指摘している。無党派層は政党支持層よりも概して政治関心が低いことを考えると、ハガキやインターネットといった間接的かつ特定を対象とした動員は政党支持層よりも無党派層に効果があることが予想される。

3.3.4 仮説のまとめ

以上より、検証可能な以下の仮説を導出することができる。

仮説1「対人動員は政党支持層の投票参加を促進する」

仮説2「新聞・ビラによる動員は政党支持層の投票参加を促進する」

仮説3「ハガキによる動員は無党派層の投票参加を促進する」

仮説4「電話による動員は政党支持層の投票参加を促進する」

仮説5「インターネットによる動員は無党派層の投票参加を促進する」

4. 実証分析

4.1 本稿で用いるデータ

本稿では、仮説の検証を行うために、「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JESIV SSJDA 版), 2007-2011」のうち、「第2波 2009年衆議院選挙前調査」と「第3波 2009年衆議院選挙後調査」を用いる。これらのデータは全国 217 市区町村の満 20 歳以上の男女を対象とし、3,000 サンプルを標本数とした調査である。本稿においてはこの第2波と第3波の両方に回答した 1,580 サンプルを対象として分析を行う。

4.2 従属変数の定義と分析方法

本稿における従属変数は投票参加の有無である。そこで本稿では従属変数に「第3波 2009年衆議院選挙後調査」の Q1「さっそくですが、あなたは 8 月 30 日（日曜日）の衆議院選挙の投票に行きましたか。」という質問を利用し、「投票した」を 1、「棄権した」を 0 とする。従属変数が 0 と 1 の値を取るダミー変数であるため、分析には 2 項ロジスティック回帰分析を用いた。なお、分析にあたっては STATA.ver14.12 を用いている。

4.3 独立変数の定義

動員に関する変数についてであるが、まず対人動員については Q7「それでは、反対に、どなたか知り合いや家族・親せきなどから、ある候補者や政党に投票して欲しい、というような働きかけをうけましたか。」、新聞・ビラ、ハガキ、電話、インターネット動員については、Q8「今月の 8 月以降、あなたは、選挙運動に関することに参加したり、働きかけを受けたりしましたか。それはどの政党のものでしたか。」における「選挙運動のハガキを受け取った」、「選挙運動の新聞・ビラを受け取った」、「選挙運動の電話を受け取った」、「インターネットを通じて働きかけを受けた」の 4 つを用いる。本稿の主眼である政党支持層と無党派層の違いをみる変数としては、「第2波 2009年衆議院選挙前調査」における Q10「話は変わりますが、今回何党に投票するかは別にして、ふだんあなたは何党を支持していますか」という質問を用いる。

独立変数の効果を推定するにあたり、投票参加に影響を与える変数を統制する必要がある。本分析では、統制変数として、まずデモグラフィックな要因である性別、年齢、教育程度、都市規模に加え、団体加入数を投入した。なお各変数の操作化については、補遺を参照されたい¹⁰⁾。

4.4 分析結果

表 3 は、動員のみを投入したモデル 1 と動員と無党派ダミーの交互作用項を投入したモデル 2 の推定結果である。動員のみモデル 1 では無党派ダミーが負の方向に 5%水準、新聞・ビラが正の方向に 5%水準、年齢が正の方向に 1%水準、団体加入数が正の方向に 1%

水準で統計的に有意な結果となった。動員と無党派ダミーの交互作用項を投入したモデル 2 では、新聞・ビラが正の方向に 5%水準、無党派ダミーとハガキの交互作用項が正の方向に 10%水準、年齢が正の方向に 1%水準、団体加入数が正の方向に 5%水準で統計的に有意な結果となった。

無党派ダミーでコントロールした上でも、新聞・ビラは正の方向に 5%水準で統計的に有意であることから、新聞・ビラは政党支持層と無党派層の両方で投票参加に正の影響を与えるといえる。また、無党派ダミーとハガキの交互作用項が正の方向に 10%水準で統計的に有意であることから、ハガキは無党派層の投票参加に正の影響を与えることがわかる。ここから、仮説 2「新聞・ビラによる動員は政党支持層の投票参加を促進する」は全面的に支持されたとはいえないが、政党支持層と無党派層両方の投票参加を促進することがわかる。また、仮説 3「ハガキによる動員は無党派層の投票参加を促進する」は支持された。

図 1 はモデル 2 の主効果及び交互作用の中で、統計的に有意であることが確認された新聞・ビラ及びハガキについて、その他の変数を平均値に固定した上で投票参加確率をシミュレーションした結果である¹¹⁾。ここから「新聞・ビラによる動員」を受けると、投票参加確率が 0.94 から 0.97 に上がることに、「ハガキによる動員」を受ければ、無党派層で投票参加確率が 0.91 から 0.96 に上がることを確認できる。

表 3 分析結果

	モデル 1 動員のみ		モデル 2 動員×無党派ダミー	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
主効果				
対人	-0.327	(0.278)	-0.071	(0.393)
新聞・ビラ	0.700**	(0.318)	0.925**	(0.434)
ハガキ	0.385	(0.307)	-0.082	(0.404)
電話	0.080	(0.320)	0.165	(0.434)
インターネット	-1.188	(0.841)	-1.287	(1.131)
無党派ダミー	-0.635**	(0.268)	-0.610	(0.396)
交互作用				
無党派ダミー×対人			-0.478	(0.567)
無党派ダミー×新聞・ビラ			-0.500	(0.634)
無党派ダミー×ハガキ			1.074*	(0.638)
無党派ダミー×電話			-0.123	(0.642)
無党派ダミー×インターネット			0.179	(1.688)
統制変数				
性別	0.367	(0.274)	0.376	(0.275)
年齢	0.027***	(0.009)	0.027***	(0.009)
教育程度	0.052	(0.164)	0.057	(0.166)
都市規模	0.032	(0.098)	0.018	(0.099)
団体加入数	0.231***	(0.089)	0.230**	(0.090)
定数項	0.697	(0.791)	0.736	(0.815)
N	1,350		1,301	
疑似決定係数	0.103		0.110	

*は10%、**は5%、***は1%水準で統計的に有意を示す

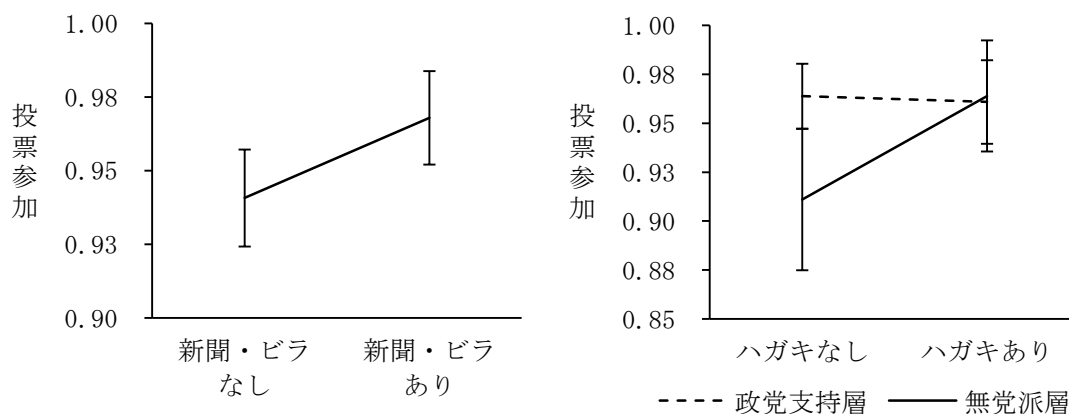


図1 シミュレーション結果（予測値と信頼区間）

5. 結論と含意

本稿の目的は、選挙動員の投票参加に与える効果が、政党支持層と無党派層でどのように異なるのかを明らかにすることであった。そこで、「対人による動員」、「新聞・ビラによる動員」、「ハガキによる動員」、「電話による動員」、「インターネットによる動員」の5つの選挙動員の形態に着目し、政党支持層と無党派層でどのように効果が異なるのかの実証的な分析を行った。その結果は「新聞・ビラによる動員」は政党支持層と無党派層の両者の投票参加を促進する、「ハガキによる動員」は無党派層の投票参加を促進するというものであり、政党支持層と無党派層で投票参加に与える選挙動員の形態が異なることが明らかになった。また、本稿における分析ではこれまで動員の効果があるとされていた対人的な動員の効果を確認することはできなかった。これは、無党派層が増加しているという背景も考えられるが、これまでの人的なつながりを基にした組織的な集票機能が低下していることを示唆していると考えられる。

最後に本稿の課題を述べることで結びとしたい。本稿では、動員の形態ごとに、動員を受けたかどうかを分析の対象としており、どの政党からの動員かという点については考慮していない。与党と野党両方からの動員といった動員圧力（クロスプレッシャー）のケースと与野党どちらかからの単独の動員とでは効果が異なることが予測されるからである。また、動員の回数についても課題である。様々な政党や同一政党から複数回動員を受ければ、それだけ政治的情報量が高まり、投票参加が促進されることが予測される。どの政党からの動員かという点、どれくらいの頻度で動員を受けたのかという点を検討していくことは今後の課題である。

[補遺]

・投票参加

「さっそくですが、あなたは8月30日（日曜日）の衆議院選挙の投票に行きましたか。」

について「投票日に投票した」、「期日前投票ないし不在者投票をした」を1とし、「棄権した」を0とするダミー変数とした。

・対人

「それでは、反対に、どなたか知り合いや家族・親せきなどから、ある候補者や政党に投票して欲しい、というような働きかけをうけましたか。」について「かなり働きかけを受けた」、「何回か働きかけを受けた」、「1～2回、働きかけを受けた」を1、「まったく働きかけを受けなかった」を0とするダミー変数とした。

・新聞・ビラ

「今月の8月以降、あなたは、選挙運動に関することに参加したり、働きかけを受けたりしましたか。それはどの政党のものでしたか。」における「選挙運動の新聞・ビラを受け取った」について、各政党からの「働きかけを受けた」を1、「そのようなことはない」を0とするダミー変数とした。

・ハガキ

「今月の8月以降、あなたは、選挙運動に関することに参加したり、働きかけを受けたりしましたか。それはどの政党のものでしたか。」における「選挙運動のハガキを受け取った」について、各政党からの「働きかけを受けた」を1、「そのようなことはない」を0とするダミー変数とした。

・電話

「今月の8月以降、あなたは、選挙運動に関することに参加したり、働きかけを受けたりしましたか。それはどの政党のものでしたか。」における「選挙運動の電話を受け取った」について、各政党からの「働きかけを受けた」を1、「そのようなことはない」を0とするダミー変数とした。

・インターネット

「今月の8月以降、あなたは、選挙運動に関することに参加したり、働きかけを受けたりしましたか。それはどの政党のものでしたか。」における「インターネットを通じて働きかけを受けた」について、各政党からの「働きかけを受けた」を1、「そのようなことはない」を0とするダミー変数とした。

・無党派ダミー

「話は変わりますが、今回何党に投票するかは別にして、ふだんあなたは何党を支持していますか」における「9. 支持政党なし」を1、「なんらかの政党を支持している」を0とするダミー変数とした。

・性別

男性を1、女性を0とするダミー変数とした。

・年齢

実年齢を連続変数とした。

・教育程度

「新中学・旧小・旧高小」を1,「新高校・旧中学」を2,「高専__短大・専修学校」を3,「大学・大学院」を4とした。

・都市規模

「政令指定都市」を5,「人口20万以上の市」を4,「人口10万以上20万未満の市」を3,「人口10万未満の市」を2,「町村」を1とした。

・団体加入数

「あなたは、この中にある組織や団体、グループのメンバーになっていますか（参加していますか）」における14団体の参加数を足しあげた。「メンバーとして積極的に参加している」「メンバーになっている程度」を1,「メンバーではない」を0とし、その合計を団体加入数とした。団体としては自治会・町内会、PTA、農協や同業者の団体、労働組合、生協・消費者団体、NPO・NGO、ボランティア団体、住民運動団体・市民運動団体、宗教団体、学校の同窓会、政治家の講演会、仕事を離れたつき合いのある職場仲間のグループ、習い事や趣味のグループ、趣味や遊び仲間のグループの14団体としている。

[注]

- 1) 選挙動員が投票参加や投票意図に影響を与えることを指摘した研究として Rosenstone & Hansen (1993), 平野 (2015) 等がある。
- 2) 無党派層が選挙結果に影響を及ぼすことを指摘した研究として品田 (2006), 田中 (2009) 等がある。
- 3) 「第3波 2009年衆議院選挙後調査」におけるQ7「それでは、反対に、どなたか知り合いや家族・親せきなどから、ある候補者や政党に投票して欲しい、というような働きかけを受けましたか。」及びQ8「今月の8月以降、あなたは、選挙運動に関することに参加したり、働きかけを受けたりしましたか。それはどの政党のものでしたか。」を基に作成。
- 4) 無党派層を一括りではなく、類型化した研究として田中 (1992), 三宅 (1999), 堤 (2001) 等がある。
- 5) インターネットによる動員については、本稿で分析するデータは平成21年のものであり、インターネット選挙運動が解禁された平成25年よりも前となるため、インターネットを通じた動員は行われていないはずである。しかし、平野 (2015) では、質問文が働きかけを受けた期間外についても聞いている、インターネット選挙解禁前の実態を明らかにするものとして価値があるという2つの点から分析に投入しており、本稿でも同様の視点から分析対象とした。
- 6) 公職選挙法 (昭和二十五年四月十五日法律第百号)「第百四十二条」
- 7) 平野 (2015) では、インターネットによる働きかけについて、実際に何らかの「働きかけ」を反映したものであるか、あるいは有権者自身によるインターネット上の情報検索を反映

するものであるのかは解釈が難しいとしているが、本稿では、インターネットを通じて何らかの働きかけを受けたかどうかとして分析を行う。

- 8) 斉藤 (2010) では、公職選挙法で禁じられている戸別訪問を後援会活動という名目で行っているとしている。
- 9) 対人的な動員が投票参加を促進することを示す研究としては、三宅・西澤 (1997), Gerber & Green (2000) 等がある。
- 10) 無党派ダミー、性別、年齢、教育程度、都市規模については「第2波 2009年衆議院選挙前調査」の質問を用い、投票参加、対人、新聞・ビラ、ハガキ、電話、インターネット、団体加入数については「第3波 2009年衆議院選挙後調査」の質問を用いている。
- 11) 図1の新聞・ビラについてのシミュレーションは、全回答者に対して行ったものである。

[謝辞]

[二次分析] にあたり、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SSJデータアーカイブから「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (JESIV SSJDA版), 2007-2011」(JESIV研究会: 平野浩・小林良彰・池田謙一・山田真裕) の個票データの提供を受けました。本研究を進めるにあたり、貴重なご指導・ご指摘をいただいた二次分析研究会の皆様、文書校正等にご協力いただいた株式会社サーベイリサーチセンターの宇佐美枝里氏には、この場を借りて感謝を申し上げます。無論、残された誤りについては筆者の責にあります。

[参考文献]

- 浅野正彦, 1997, 「国政選挙における地方政治家の選挙動員——亥年現象の謎」『選挙研究』 13:120-129.
- Brambor, Thimas, William Roberts Clark, and Matt Golder, 2006, “Understanding interaction Models: Improving Empirical Analyses” *Political Analysis*, 89(3) : 63-82.
- 遠藤晶久, 2012, 「後援会動員と日本の有権者——世論調査モード間比較」『早稲田政治公法研究』 100:1-14.
- 遠藤奈加, 2007, 「選挙運動と投票参加——選挙運動媒体が投票率と地域の得票構造に及ぼす影響」『レヴァイアサン』 41:97-116.
- Gerber, Alan S., and Donald P. Green, 2000, *The Effects of Canvassing, Telephone Calls, and Direct Mail on Voter Turnout: A Field Experiment*, *American Political Science Review*.
- 斉藤淳, 2010, 『自民党長期政権の政治経済学——利益誘導政治の自己矛盾』勁草書房.
- 平野浩, 2002, 「社会関係資本と政治参加——団体・グループ参加加入の効果を中心に」『選挙研究』 17:19-30.

- , 2015, 『有権者の選択——日本における政党政治と代表民主主義の行方』木鐸社.
- 今井亮祐, 2009, 「選挙動員と投票参加——2007年< 亥年 >の参院選の分析」『選挙研究』24:5-23.
- 石川真澄, 1984, 『データ戦後政治史』岩波新書.
- 川人貞史・吉野孝・平野浩・加藤淳子, 2001, 『現代の政党と選挙』有斐閣アルマ.
- 小林哲郎, 2011, 「「見たいものだけを見る？」——日本のネットニュース閲覧における選択的接触」『インターネットが変える選挙——米韓比較と日本の展望』清原聖子・前嶋和弘編著, 慶応義塾大学出版, 115-146.
- Krauss, Eliss S. and Robert J. Pekkane, 2011, *The Rise and Fall of Japan's LDP*, Ithaca: Cornell University Press.
- 三宅一郎, 1985, 『政党支持の分析』創文社.
- , 1989, 『投票行動』東京大学出版.
- , 1995, 『日本の政治と選挙』東京大学出版.
- , 1998, 『政党支持の構造』木鐸社三宅.
- 三宅一郎・西澤由隆, 1997, 「日本の投票参加モデル」綿貫譲治・三宅一郎編『環境変動と態度変容』木鐸社.
- 朴喆熙, 2000, 『代議士のつくられ方:小選挙区選挙戦略』文藝春秋.
- Rosenstone, Steven J., and John Mark Hansen, 1993, “Mobilization, Participation, and Democracy in America” *New York : Macmillan*.
- 境家史郎, 2006, 『政治的情報と選挙過程』木鐸社.
- 品田裕, 2006, 「2005年総選挙を説明する——政党支持類型からみた小泉選挙戦略」『レヴュアイアサン』39:38-69.
- 田中愛治, 1992, 「「政党支持なし」層の意識構造と政治不信」『選挙研究』5:80-99.
- , 1997, 「「政党支持なし」層の意識構造--政党支持概念再検討の試論」『レヴュアイアサン』20:101-129.
- , 2003, 「選挙・世論の数量分析——無党派層の計量分析」『オペレーションズ・リサーチ——経営の科学』43:369-373.
- 田中愛治・河野勝・日野愛郎・飯田健・読売新聞世論調査部, 2009, 『なぜ政権交代だったのか——読売・早稲田の共同調査で読み解く日本政治の転換』勁草書房.
- 谷口将紀, 2004, 『現代日本の選挙政治——選挙制度改革を検証する』東京大学出版.
- 堤英敬, 2001, 「無党派層の認知的類型——異なるタイプの無党派層の政治意識と投票行動」『香川法学』20:227-262.

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

2016 年度参加者公募型二次分析研究会
現代日本の政治意識と投票行動に関する
データの二次分析
研究成果報告書

2017 年 3 月

編集・発行
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
