

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

## **2011 年度 参加者公募型二次分析研究会**

**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**

### **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

2012（平成 24）年 3 月

## はじめに

この報告書は、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2011年度に実施した参加者公募型二次分析研究会の成果をまとめたものである。今回は、2007年4～5月に朝日新聞社が郵送方式で実施した「朝日新聞3000人世論調査—あなたにとって政治とは」を分析の素材として使った。日本のマスメディアが自社の世論調査のローデータをそっくり提供し、調査の企画・実査・報道の責任者を務めた者（筆者）が研究会メンバーの一員として参画するという形で行われた本研究は、アカデミズムとジャーナリズムの本格的な共同作業として、貴重な第一歩を記したという意義を見いだすこともできよう。

この3000人調査は、新聞社がごく日常的に行っている世論調査のひとつにすぎないことは間違いなく、この程度の規模の調査は、朝日新聞社においても年に5回程度は行われている。しかしながら、調査に関わったメンバーにとって、特別な思い入れのある調査であり、風変わりな調査でもあった。

政治に関わる世論調査をする際、私たちがごく当たり前に使っている「支持」とはいったい何なのか。そんな疑問から出発し、有権者と政治家を結びつける「言葉」とは？ 政治におもしろさは必要なのか？ 「保守—革新」という対立軸はピンとくるか？ などなど、通常の調査ではお目にかからない質問が次から次に並んだ。

質問作りに当たっては、元東京大学総長の佐々木毅学習院大教授に総監修をお願いし、21世紀臨調事務局長の前田和敬氏が朝日新聞社世論調査部の担当メンバーとの会議に毎回参加して下さった。そんな経緯を考えると、この調査は質問作りの段階から、アカデミズムとジャーナリズムの共同作業という意義をもともと有している。

調査メンバーによる分析は「政治を考えたいあなたへの80問—朝日新聞3000人調査から」として2007年12月に朝日新聞出版から上梓された。この素材を二次分析の俎上に載せたいという東大側のご提案に、朝日新聞社側が賛同し、全国の大学の教員、修士以上の大学院を対象に研究会への参加を公募した。

研究会は2011年5月以降、月に1回のペースで集まり、2012年2月の成果報告会でプレゼンテーションが行われた論文は計9本である。分析の角度の当て方は研究者の専門性、個性を強く反映して、極めて多彩であった。多変量解析を通じて、数字に新たな生命が宿り、ふつうのクロス集計では見えなかった世界が広がった例も数多くあった。

9本のうち2本は、「国の政治と地方の政治」に光を当てている。これは、質問作成の段階で佐々木先生が「地方自治に関する質問はしっかり作りましょう」と提案して下さった成果であり、先生のご慧眼に改めて敬意を表する次第である。

論文原稿をしっかりと読み込んでいただき、成果発表会で適切な助言を下されたコメントーターの松本正生先生（埼玉大学）、荒井紀一郎先生（中央大学）、荒見玲子先生（東京大学）に御礼を申し上げたい。

この調査が行われた時代背景について一言申し上げておきたい。現在の日本の政治は、5年半にわたる小泉純一郎政権の後、安倍晋三、福田康夫、麻生太郎、鳩山由紀夫、菅直人の各内閣が1年しか政権を保てず、野田佳彦政権も低支持率に悩んでいる。それに比べると、この調査が行われた2007年4～5月という時期は、安倍内閣支持率はほぼ40%を維持しており、今思えばウソのような「なぎ」の状態であった。

ところがこの調査の直後、同年7月の参議院通常選挙に向けて政局に激動が起きた。年金問題や閣僚の相次ぐ不祥事、安倍政権の強引な国会運営で内閣支持率はどんどん下がり、参院選は民主党の圧勝に終わった。その流れは2009年の政権交代の前奏曲とも言えるものであった。その後、国民の民主党への期待は幻滅に変わり、政治は迷走を続けている。だから、今の時期に同じ調査をやれば、全然違う調査結果が得られたかも知れない。

だからと言って、今回の二次分析の意義が失われることはない。政治的な「なぎ」の時期であったからこそ、政局の激動に左右されることない冷静な民意をすくい取ることができたのかも知れない。とはいえ、新たな時代と同じ質問で新たな調査をし、その二次分析をぜひやってみてみたいという思いは強く、ぜひ実現したいと思う。

今回の分析対象となった世論調査の調査手法は、2004年から朝日新聞社が導入した郵送方式である。郵送方式自体は決して新しいものではないが、回収率の低さが大きな欠点だと指摘され続けていた。しかし、林英夫・元関西大学教授から調査のノウハウについて貴重なアドバイスをしていただき、回収率は常時70%を超えるまでになっている。調査員が介在しない本方式は、回答者にとっても、じっくり考える時間があり、本音を答えやすいというメリットがあり、今後も世論調査のスタンダードとなるに違いない。

このような研究会を継続して開催されている社会調査・データアーカイブ研究センターの活動に深く敬意を表するとともに、研究会を担当された前田幸男先生、境家史郎先生、成果発表会の司会を引き受けて下さった吉田崇先生、研究会の段取り一切を仕切って下さった社会調査・データアーカイブ研究センターの伊藤秀樹先生をはじめ、スタッフの方々に、この場を借りて深く感謝したい。

また、本調査の対象者をモニターに、参院選直前直後の2007年6月と8月に実施した東大・朝日調査のデータを快く提供して下さった東京大学法学部の谷口将紀先生に改めて御礼を申し上げたい。多くの論文でこの貴重なデータを採用させていただいた。

最後に、本研究を皮切りに、アカデミズムとジャーナリズムの共同作業が一層進むことを願ってやまない。

2012年3月

朝日新聞社編集委員／

東京大学社会科学研究所・客員教授

峰久 和哲

2011 年度 参加者公募型二次分析研究会

## 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

#### 研究成果報告書

#### 目次

内閣支持率の危険水域	前田幸男	1
無党派層の分類を再検討する	田中智和	18
ワイドショー政治がもたらす政治意識の両義性	秦正樹	35
現代日本における有権者の政治的信頼の特質と機能に関する一考察	大川千寿	63
現代の代表制民主主義に対する市民の不満の分析	小坂恕	79
政治家の「言葉」に対する有権者の評価とその含意	井手弘子	108
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	瀧川裕貴	124
社会階層と政治的関心の関連における、 国の政治と地方政治要因について	井出知之	144
地方政府の規模と地方政治への関心	野田遊	167

# 研 究 報 告

# 内閣支持率の危険水域

## ——世論調査データからの考察——

前田 幸男

(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)

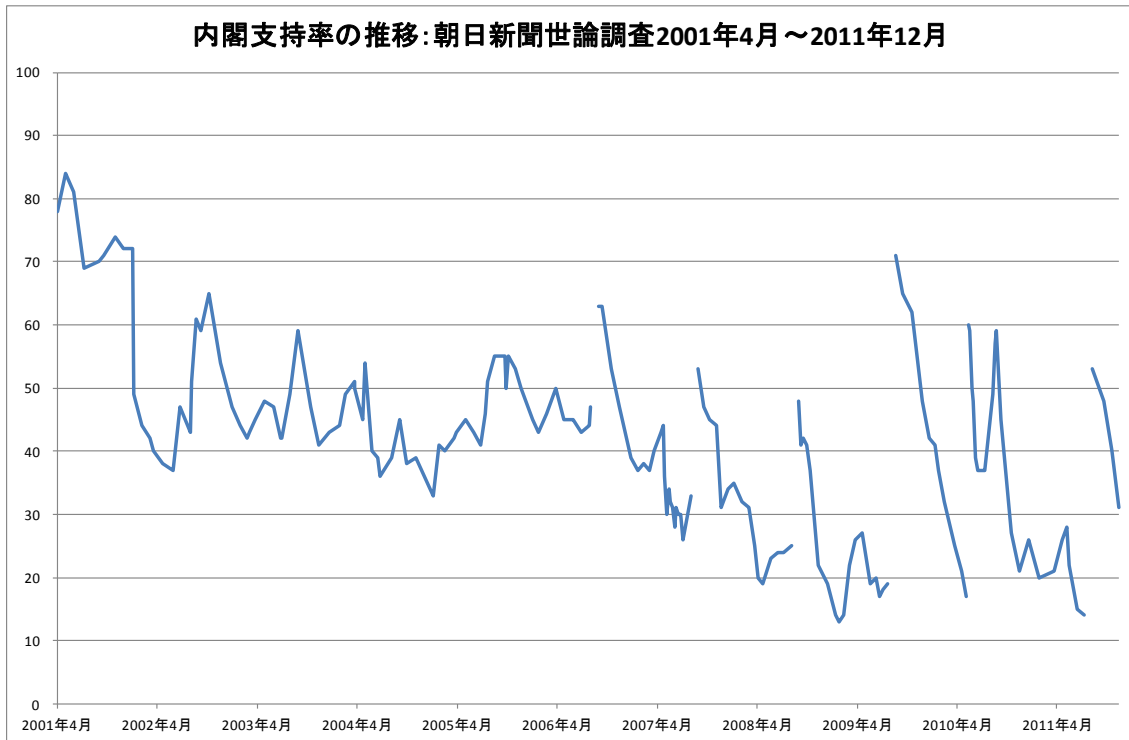
内閣支持率が政権存続の生命線というのは今日では半ば常識であるが、どの程度の支持率で内閣の存続が危うくなるかという有権者の認識についての考察は希である。本稿では、前半部分で、内閣支持率に関する議論が如何に変遷してきたかを、新聞検索および国会議事検索により確認する。後半では、主に、「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』」のデータを利用して、有権者が危険水域と考える支持率と、その規定要因について考察する。結果は、有権者は自分が好ましいと考える首相であれば、危険水域と考える支持率を低めに見積もり、自分にとって好ましくない首相であれば、危険水域と考える支持率を高めに見積もることが明らかになった。

### 1. 問題関心

近年は、内閣支持率は政権の生命線と考えられている。マスメディア上の報道あるいは政治学の実証研究において、内閣支持率が一定の水準を割り込むと内閣の存続が危うくなることは広く指摘されているが(Masuyama 2007; 吉田 2008; 柿崎 2008; 菊池 2011)、内閣支持率の重要性が増したのは近年、具体的には、選挙制度改革以降の現象であるように思われる(竹中 2006; 飯尾 2007)。図 1 に示すように、2000 年代以降の内閣支持率は、小泉政権中盤からその退陣までを除くと、短期間に乱高下し、支持率の低さが退陣に直結しているような印象を受ける。

しかし、それらは、有権者が内閣についてどの程度の支持率があれば問題ないと考えているかとは別問題である。本研究では、人々が内閣の存続を容認する基準—いわゆる「危険水域」—の感覚について、「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』」のデータを利用して考察を加える(高木他 2007)。具体的には、Q21「あなたは、内閣支持率が何%まで下がれば、内閣の存続は危うくなると思いますか」を検討の対象とする。

図 1



## 2. 「30%未満危険水域」説の起源

まず、内閣支持率と政権の存続とがいつ頃から結びつけて考えられるようになったのか、新聞記事検索と国会議事録検索から確認したい。

### 2.1 新聞記事検索

具体的にいつ頃から内閣支持率が政権の生命線と考えられるようになったのか、朝日新聞・読売新聞・毎日新聞の記事をそれぞれのデータベースで検索した限りでは、海部内閣から宮澤内閣への移行期に内閣支持率と政権の存続の議論がされたのが最初のようなのである<sup>1)</sup>。具体的には、『朝日新聞』1991年10月23日では、「どうなる、新内閣の支持率 「歴代」の変化を分析すると」という解説記事で、「本社調査による、田中内閣以後の内閣と自民党の支持率の動き。これまでのデータから、内閣支持率には共通した性格があることがわかる。それは、(1) 発足直後の支持率は、前内閣の末期の支持率を上回る (2) 30%を割る支持率は、政権への黄信号、というものだ」と、過去の同社調査から内閣支持率と政権の存続との関係を論じている<sup>2)</sup>。ただし、この記事はあくまで散発的な例で、他社の記事にはそのような例は見当たらない。

朝日に限らず、読売と朝日の三大紙で同様に内閣支持率と政権の存続との関係が論じられた記事が出るようになるのは、橋本政権からである。例えば、『朝日新聞』1998年5月10日付の「橋本内閣『危険水域』か 支持28%不支持51% (どうする霞が関)」という記

事では、『支持率の三〇%割れは内閣存続の黄信号』。本社の歴代内閣の支持率調査から、こんな傾向が読みとれる。不況の深刻化や相次ぐ官僚不祥事に揺れる橋本内閣は『危険水域』に入ったのだろうか」と、内閣支持率が政権の存続を示すバロメータの一つであることが明示されている<sup>3)</sup>。時間的には前後するが、1998年4月28日付の『毎日新聞』にも、「内閣支持率などの本社世論調査 橋本龍太郎政権、5割が不支持 『危険水域』に」という記事がある。政治家について探すと、やはり橋本政権期に、「野党側は、内閣支持率の低下を『30%を切り、危険水域に入った。国民の完全な不信任を示した数字だ』（菅民主党代表）」という発言がある（『読売新聞』1998年6月17日）<sup>4)</sup>。

新聞報道を見る限り、橋本内閣期より前にも「危険水域」という表現はあるが、政局や外交交渉での難問が山積している状況を指すのみで、支持率への直接的言及は確認できない。中曽根内閣以降の時期については、紙面の電子検索が可能であることを考えるならば、内閣支持率は、自民党単独政権期に大きな政治的意味を持たなかったのではないかと推察される。

また、新聞記事を読み比べた限りでは、内閣支持率の危険水域（生命線）については、それほど明確な合意が政界・マスコミ関係者の間にあるとは思われない。40%生命線（30%台危険水域）説、30%生命線（20%台危険水域）説、20%生命線（10%台危険水域）説が混在している。それ以外にも、別の基準で「危険水域」を示す記事もある。自民党の青木幹雄参議院議員は、「世論の支持と党内の支持が足して100あればいい」と考えていたようだが、それは、党内基盤の盤石な内閣であれば低支持率でも持ちこたえられるが、党内基盤が脆弱な内閣は、高い支持率がなければ持ちこたえられないということであり、危険水域は政権の性格によって違ってくるとも言える（『毎日新聞』2008年12月20日）。

## 2.2 国会議事録による検索

内閣支持率と内閣の存続との関係を、国会の議事録からも確認してみよう<sup>5)</sup>。内閣支持率という言葉が初めて国会議事録に登場するのは、1971年の第67臨時国会における衆議院本会議における赤松勇の質問である<sup>6)</sup>。

「総理は、施政演説で、物価、社会保障、国民生活の安定などに触れておりましたが、七年間の実績を見ても、だれがこれを信ずる者があるでしょうか。新聞の内閣支持率は二三%と、驚異的低下を見たこともまた当然といわなければなりません。いたずらに命を長らえて恥多い終末を見るより、いさぎよく退陣されることを要求して、私の質問を終わります。」

この例からも分かるように、佐藤内閣末期には、内閣支持率が低いことが国会で取り上げられるようになっていた。この時期に初めて内閣支持率と政権の退陣とが関連づけて論じ

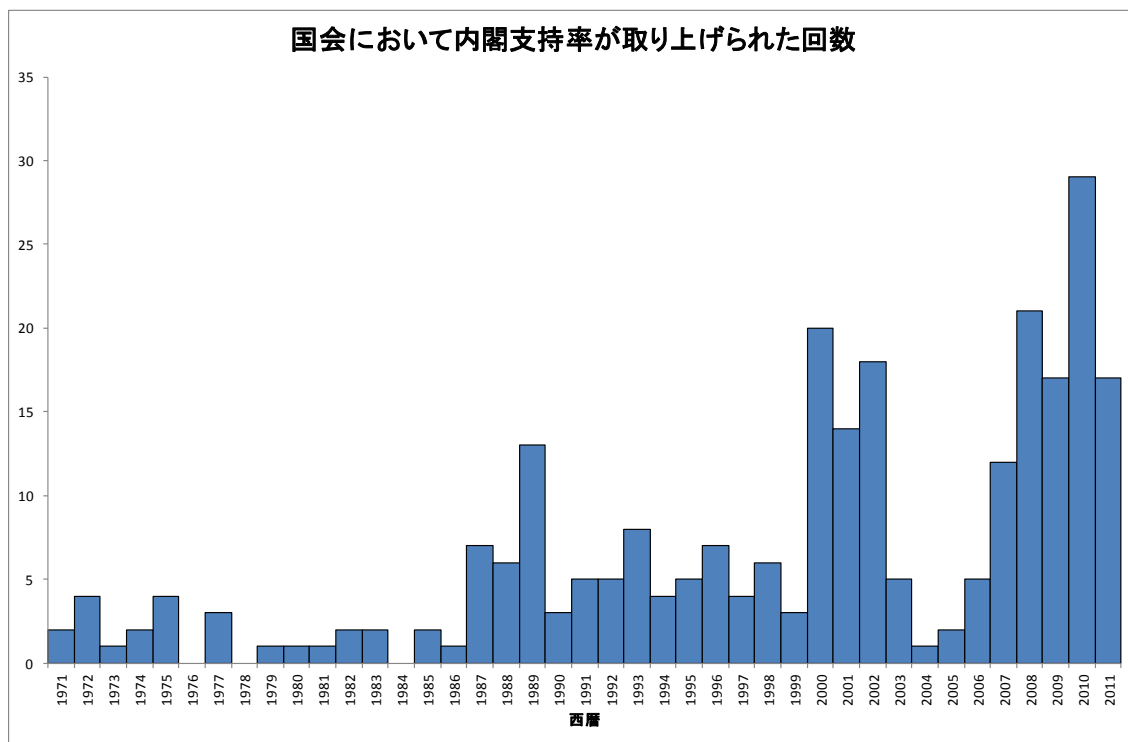


られたのは、大手新聞社・通信社の世論調査が一定の間隔で実施・報道されるようになったのが1960年代であったからであろう<sup>7)</sup>。内閣支持率が政権の命運に連動すると考えられるようになるためには、そもそも、内閣支持率報道自体が定着している必要がある。

国会の議事録において内閣支持率が取り上げられた回数をグラフにしたのが、次の図2である。1970年代の各内閣においても、内閣支持率が国会で取り上げられたことはあったが、その頻度は、現在と比べると随分と少なく、せいぜい一年間に2、3件といったところであった。

その後、内閣支持率の変化が国会の論戦でも頻繁に取り上げられたのは、1986年、衆参同日選挙後である。具体的には、1987年の売上税を巡る中曽根内閣、そして、リクルート事件と消費税を巡る竹下内閣の支持率が、国会の議論の対象となっている。グラフの形状から見る限り、それ以降、1990年代には1980年代前半以前と比べると、内閣支持率が国会での議論で取り上げられることが増えた。さらに、もう一度大きな画期となっているのが、森政権と小泉政権初期の時期である。2000年代後半には、その回数はさらに増え、内閣支持率が国会で言及された回数は年間20回を越える。内閣支持率が頻繁に言及された中曽根政権末期・竹下政権期、森・小泉政権期、安倍政権以降の内閣に何か共通点があるとすれば、内閣支持率の変化が大きかったということである。従って、内閣支持率が大きく変動する時期にはその注目度が高まることわかる。

図2



ただし、内閣支持率と危険水域という言葉の両方が国会での発言内容に含まれるのはごく最近で、福田康夫内閣以降である<sup>8)</sup>。例えば、参議院本会議における福田康夫首相問責決議案について民主党の興石議員が行った趣旨説明である。

「福田総理、あなたは、昨年九月二十五日、政権をほうり出した安倍前総理に替わって第九十一代内閣総理大臣に就任しました。自党内のほとんどの派閥の支持を受け、マスコミ各社の世論調査の支持率も軒並み六〇%を超えるという一見順風満帆のスタートでした。

しかし、内閣発足から九か月、調査のたびに内閣支持率は下がり続け、最近では二〇%を割り込み、今や政権は危険水域に入ったと言われていました。どうしてここまで支持率が低下したのか、その理由を総理は真剣にお考えになったことがあるでしょうか。」

興石の発言を読む限り、内閣支持率の危険水域という発想は、政治家が積極的にそのように考えているというよりは、マスメディア上で議論されていることのように思われる。しかし、国会においても内閣支持率が政権存続の重要な基準として取り上げられるようになったことには、注目するべきであろう。

### 3. 仮説

以上、確認したように、内閣支持率が政権の存続を占う上で重要な指標であることについては、幅広い合意があるように思われる。ただし、実際の世論調査に答える側が、内閣支持率がどの程度の水準にあると、政権の存続が危ういと考えるかは、また別の問題であろう。ここでは、内閣の存続が危うくなる支持率を高めを考える（相場が高い）有権者と、低めを考える（相場が低い）有権者の違い、そして彼ら・彼女たちが、どのような思考の筋道を経て、そのような結論に達しているかについて、利用可能な質問を使って接近を試みる。

まず、質問の文言と回答の分布（表1）を確認しよう。

Q21. あなたは、内閣支持率が何%まで下がれば、内閣の存続は危うくなると思いますか。

表 1

	度数	パーセント
支持率が50%を下回ったとき	172	7.9
支持率が40%を下回ったとき	424	19.6
支持率が30%を下回ったとき	861	39.8
支持率が20%を下回ったとき	301	13.9
支持率が10%を下回ったとき	66	3
内閣の存続と支持率は関係ない	191	8.8
その他・答えない	151	7
合計	2166	100

上記の質問は、事実あるいは予測についての質問であり、「何%」まで下がれば、内閣は退陣すべきという設問ではない。ただし、事実認識と、規範的な態度（あるいは価値観）は、ある程度連関していることが予想される。すなわち、規範的（価値観において）高い相場感覚を持つものは、経験的にも高い相場を想定し、規範的に低い相場感覚を持つ者は、経験的にも低い相場を実感していると考えられる。先ほど確認したように、マスコミにおける危険水域に明確な合意がない以上、回答がある程度回答者本人の先入観を反映する可能性は高い<sup>9)</sup>。

次に具体的な仮説について、提案する。

### 3.1 政党に対する態度と危険水域

直感的には、「政党支持なし」層が内閣に対して厳しい態度（高い相場感覚）を持つことが予想できる。ここで、与党支持者が「政党支持なし」層よりも低い相場感覚を持つであろうことは想像に難くないが、果たして、野党支持者の場合はどうであろうか。野党支持者の場合は、「政党支持なし」層よりも、さらに厳しい相場感覚を持つことも考えられる。その一方、野党支持者は、「政党支持なし」層よりも、議会多数派の支配に理解を示し、内閣支持率を首相個人の人気の指標と考え、それ自体の意味を軽視する可能性もある。その場合、首相個人に対する期待や、業績を最も重視する「政党支持なし」層の持つ相場感覚の方が高くなるであろう。前者を仮に党派性仮説と名付け、後者を政党本位仮説と呼ぶ。

- ①党派性仮説 与党支持→「政党支持なし」→野党支持の順で危険水域の相場が上昇する (Q30)。
- ②政党本位仮説 1 与党支持・野党支持と比べて「政党支持なし」は危険水域の相場が高い (Q30A・X)
- ③政党本位仮説 2 政党という存在を大切と考えるほど、危険水域の相場が低い (Q33)

### 3.2 劇場政治と危険水域

政党は、組織であると同時に、象徴である。具体的には見たり触ったりすることはできない。○○党と聞いて、何を、あるいは誰を、思い浮かべるかは人により異なる。政策はさらに抽象度が高く、場合によっては具体的な対象を思い浮かべることも困難である。政策の理解には抽象的な思考が要求される。それに対して、政治家個人を見ること、握手することは、可能である。すなわち、複雑な現象も、人間を中心に考えることで、理解が可能になる(矮小化も可能になる)。その意味では、首相・党首という自然人を参照枠として用いることは思考に要する時間的・精神的費用の節減であるが、べつの言い方をすれば、それは怠惰な判断方法でもある。小泉政権下において話題となった「劇場政治」は、主に、その怠惰な側面についての指摘と考えることができる。

上記の立論は、具体的な設問を用いると、以下の様に定式化できるように思われる。

- ④内閣支持率に興味があるほど、危険水域の相場が高くなる (Q18)。
- ⑤党首個人の能力や魅力を重視するほど、危険水域の相場が高くなる (Q55)。
- ⑥メディア利用傾向において、新聞ではなくテレビを重視するほど、危険水域の相場が高くなる (Q71)。
- ⑦「政治はおもしろくなければならない」(Q5)、「政治はドラマである」(Q6)、「今の政治はワイドショー政治である」(Q7)という意見に肯定的であるほど、危険水域の相場が高くなる。

次節以降で、上記の七つの仮説について、検証を行う。

## 4. 記述的分析

主たる仮説について、クロス集計で検証したい。

### 4.1 政党に対する態度と危険水域

最初に、①党派性仮説であるが、「朝日新聞 3000 人世論調査」における Q30 と、危険水域との関係を見たのが、表 2 である。便宜上、政党支持の分類を、与党支持・支持なし・野党支持の 3 分類にし、列パーセンテージを計算している。表を見る限り、少しずつではあるが、与党支持→「政党支持なし」→野党支持の順で危険水域の相場が上昇するように見える。2 変数の独立性についてカイ二乗検定を行うと、1%水準で有意となるので、党派性と内閣の存続が危うくなると考える支持率の水準との間には、与党支持者が内閣に甘く、野党支持者が内閣に厳しいという傾向があるように思われる。

表 2

Q30とのクロス表	与党-支持なし-野党			合計			
	与党支持	支持なし	野党支持				
支持率が50%を下回ったとき	8.2%	7.6%	8.5%	8.0%		カイニ乗値	29.047
支持率が40%を下回ったとき	17.5%	20.0%	22.7%	19.7%		自由度	12
支持率が30%を下回ったとき	39.1%	38.4%	42.6%	39.6%		有意確率	0.004
支持率が20%を下回ったとき	15.7%	13.4%	12.0%	14.0%		N	2139
支持率が10%を下回ったとき	3.3%	3.4%	2.1%	3.0%			
内閣の存続と支持率は関係ない	8.6%	11.3%	4.5%	8.7%			
その他・答えない	7.6%	6.0%	7.6%	7.0%			
合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%			
度数	821	834	484	2139			

一方、政党本位仮説であるが、②政党支持の一貫性と、危険水域の相場感覚との間には明瞭な関係は見られなかった。また、③「政党という存在は日本の政治にとって大切」か否かも、内閣支持率の危険水域と明瞭な関係はないようである（表は両者とも割愛した）。

#### 4.2 劇場政治と危険水域

では、次に、劇場政治との関係を考察しよう。まず、まず仮説④であるが、Q18と危険衰期の基準との関係を、表3に示す。内閣支持率に興味があるほど、危険水域の相場が高くなるという関係は、明確である。列パーセントを見る限り、関心が高くなるほど、高めの支持率（具体的には40%）を基準として選ぶ有権者が多く、関心が低いと、「内閣の存続と支持率は関係ない」と選ぶ有権者が増える。

表 3

Q18とのクロス表	新聞やテレビの内閣支持率への関心度			合計			
	大いに関心がある	ある程度関心がある	あまり+全く関心はない				
支持率が50%を下回ったとき	9.2%	8.5%	7.5%	8.2%		カイニ乗値	111.425
支持率が40%を下回ったとき	28.3%	21.7%	16.1%	20.7%		自由度	12
支持率が30%を下回ったとき	44.1%	44.3%	36.4%	41.7%		有意確率	0.000
支持率が20%を下回ったとき	11.8%	15.0%	15.2%	14.6%		N	2049
支持率が10%を下回ったとき	1.8%	3.3%	3.7%	3.2%			
内閣の存続と支持率は関係ない	3.7%	5.4%	17.6%	9.2%			
その他・答えない	1.1%	1.9%	3.5%	2.3%			
合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%			
度数	272	1099	678	2049			

次に、仮説⑤の党首個人の魅力であるが、政党の党首の魅力や能力（Q55）と、危険水域の相場感覚との関係をクロス表にしたのが、表4である。ここでも、党首個人の魅力や能力を重視するほど高めの支持率を選び、軽視するほど、内閣の存続と支持率との間に関係はないと考える傾向がある。

表 4

Q55とのクロス表	投票を決める際の重視度:党首の能力や魅力			合計			
	大いに重視する	ある程度重視する	あまり+全く重視しない				
支持率が50%を下回ったとき	8.0%	8.6%	7.4%	8.2%		カイ二乗値	31.386
支持率が40%を下回ったとき	21.6%	20.3%	17.1%	19.8%		自由度	12
支持率が30%を下回ったとき	44.1%	41.7%	37.2%	41.0%		有意確率	0.002
支持率が20%を下回ったとき	13.0%	13.9%	16.2%	14.3%		N	2060
支持率が10%を下回ったとき	1.9%	3.8%	3.1%	3.2%			
内閣の存続と支持率は関係ない	6.1%	7.9%	12.5%	8.7%			
その他・答えない	5.3%	3.9%	6.5%	4.9%			
合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%			
度数	476	1030	554	2060			

なお、仮説⑥のメディア利用傾向であるが、集計表を確認する限りでは、強いて言えば、テレビを参考にするほど、相場感覚は高いようにも見えるが、ハッキリとしたことは言えない（表は割愛）。

最後に、劇場政治との関係を考察したのが表5-1～3である。この調査が、2007年4月という、小泉内閣の余韻が残っている時期に、その後継と見なされる内閣の下で行われたことを考えるならば、三つの質問と内閣支持率の相場感覚との関係を検討することで、如何に有権者が小泉内閣期の政治を眺めていたかをうかがい知ることができる。

表頭に質問文が示してあるが、表5-1の「政治は面白くなければならない」と考えること、あるいは、表5-2の「政治はドラマである」と考えることとの間には、殆ど関係はない。これは、有権者を驚かせる数度の「サプライズ人事」や2度の「電撃訪朝」を行った小泉長期政権後の調査結果としては、意外である。この結果は、2005年郵政解散総選挙の際にどのように感じたかは別として、有権者は非選挙時には、冷静に政治を眺めていることを示唆しているように思われる。

表 5 - 1

Q5とのクロス表	政治はおもしろくなければならない		合計			
	そう思う	そうは思わない+その他・答えない				
支持率が50%を下回ったとき	9.2%	7.5%	7.9%		カイ二乗値	11.751
支持率が40%を下回ったとき	22.6%	18.5%	19.6%		自由度	6
支持率が30%を下回ったとき	38.7%	40.1%	39.8%		有意確率	0.068
支持率が20%を下回ったとき	11.9%	14.6%	13.9%		N	2166
支持率が10%を下回ったとき	3.7%	2.8%	3.0%			
内閣の存続と支持率は関係ない	7.1%	9.4%	8.8%			
その他・答えない	6.8%	7.0%	7.0%			
合計	100.0%	100.0%	100.0%			
度数	589	1577	2166			

表 5 - 2

Q6とのクロス表	政治はドラマである		合計		
	そう思う	そうは思わない+その他・答えない			
支持率が50%を下回ったとき	8.7%	7.8%	7.9%	カイニ乗値	3.047
支持率が40%を下回ったとき	19.8%	19.5%	19.6%	自由度	6
支持率が30%を下回ったとき	41.2%	39.4%	39.8%	有意確率	0.803
支持率が20%を下回ったとき	12.7%	14.2%	13.9%	N	2166
支持率が10%を下回ったとき	3.6%	2.9%	3.0%		
内閣の存続と支持率は関係ない	7.1%	9.2%	8.8%		
その他・答えない	6.9%	7.0%	7.0%		
	100.0%	100.0%	100.0%		
	393	1773	2166		

表 5 - 3

Q7とのクロス表	今の政治はワイドショー政治である		合計		
	そう思う	そうは思わない+その他・答えない			
支持率が50%を下回ったとき	7.7%	8.2%	7.9%	カイニ乗値	27.245
支持率が40%を下回ったとき	22.1%	16.7%	19.6%	自由度	6
支持率が30%を下回ったとき	41.9%	37.3%	39.8%	有意確率	0.000
支持率が20%を下回ったとき	12.4%	15.7%	13.9%	N	2166
支持率が10%を下回ったとき	2.7%	3.5%	3.0%		
内閣の存続と支持率は関係ない	7.7%	10.2%	8.8%		
その他・答えない	5.6%	8.6%	7.0%		
	100.0%	100.0%	100.0%		
	1163	1003	2166		

ただし、三つ目の質問、「今の政治はワイドショー政治である」(Q7)と考えることと、内閣支持率の危険水域との間には、明確な関係がある。今の政治を「ワイドショー政治」と考えるほど、内閣支持率の危険水域として高めの支持率を選ぶ傾向が明確である。「ワイドショー政治」に同意する人とそうでない人がほぼ半々に分かれるという点も重要かもしれないが、3つの質問のうち、Q7だけが、異質のように思われる。この「ワイドショー政治」を有権者がどのように捉えているかは議論の余地があるが、政治家がパフォーマンスを重視していることに対して、批判的な考えを持っていることの表れならば、政治に対してまじめで批判的な有権者は、要求水準が高くなるという説明が可能であろう。

## 5. 回帰分析

最後に、これらの個別要因が、他の要因を統制しても効果を持つか否かを確認するために、回帰分析を行う。ただし、内閣支持率の危険水域に関する質問の選択肢には、「内閣の存続と支持率は関係ない」という選択肢があるため、Q21「あなたは、内閣支持率が何%まで下がれば、内閣の存続は危うくなくとも思いますか」に対する回答を単純に連続変数あるいは順序変数と見なして分析することには無理がある。ここでは、第一段階で、内閣支持率の具体的な数値を選択するか、それとも、「内閣の存続と支持率は関係ない」を選択するかをモデル化し、第二段階で具体的に何パーセントを選択するかについてモデル化する。具体的には、ヘックマンの二段階推定法を用いる(Breen 1996)。

## 5.1 第一段階のモデル

まず、危険水域の数値を選択するか（観測値あり）、内閣支持率と内閣の存続は無関係とみるか（欠損値）を説明する第一段階のモデルであるが、第一段階の独立変数として以下を選んだ（変数コーディングの詳細は、補遺を参照されたい）。

学歴は便宜上、連続変数として扱う。学歴が高いほど、明確に支持率の数値を選択すると予想する。日本の政治に対する興味（Q1）であるが、興味があるほど、具体的な数値を選択すると想定する。生活水準（Q70）であるが、生活水準が高いほど、具体的に数値を選択すると予想する。なお、Q40-Q50に一連の政治的対立軸に関する質問があるが、その11問に対して「その他・答えない」を選択した回数（0-11点）を、説明変数として投入した。この変数を投入するのは、人によって質問に積極的に回答するか、あるいは、あいまいな選択肢を選ぶかの傾向を捉えるためであるが、モデルの推定上も、第二段階とは無関係な変数が第一段階ある方が望ましい。最後に、Q63で「選ばれた人が「有権者の代表」と認められるためには、投票率は最低何%必要だと思いますか」という質問に対する各選択肢のダミー変数（基準は「その他・答えない」）を投入した。これは、ある意味では、真面目さの指標と考えられると思われるが、高い投票率を選択する人ほど、明確に、内閣の支持率と内閣の存続を結びつけて考えると想定する。

## 5.2 第二段階のモデル

従属変数は、調査回答者が内閣の存続が危うくなると考える支持率の値だが、便宜上50%が5、40%が4、30%が3、20%が2、10%が1、となるように値を割り当てた。

独立変数についてであるが、政党支持関連の変数については、「与党支持」を基準とした「政党支持なし」ダミーと「野党支持ダミー」を作成した。与党支持与比べると政党支持無しは高い相場観を持っており、野党支持者は政党支持無しよりもさらに高い相場観を持っていると予測される。また、メディア利用については、「新聞のみ」を基準として「テレビ」ダミー、「雑誌」ダミー、「インターネット」ダミーを投入した。内閣支持率への関心度と、党首の重視度は、相場を上げるのが+、相場を下げるのが-となるように再コードした。劇場政治の変数については、「今の政治はワイドショー政治である」と考えるか否かについてのみ、ダミー変数として、投入した。最後に、統計的なコントロールのために性別と年齢を投入した。ヘックマンの二段階推定法の結果を、表6に示す。



表 6

内閣支持率の危険水域についての結果			
男=0、女=1	0.007		0.046
	(0.049)		(0.059)
年齢(10歳刻み) Q67	-0.034 **		-0.069 ***
	(0.016)		(0.021)
野党支持(基準は与党支持)	0.132 **		0.045
	(0.064)		(0.083)
新聞やテレビの内閣支持率への関心度	0.100 ***		0.086 **
	(0.035)		(0.042)
日本の政治にとっての政党は大切(そうは思わないが基準)	-0.078		-0.120 **
	(0.051)		(0.060)
投票を決める際の重視度: 党首の能力や魅力	0.035		0.057
	(0.033)		(0.039)
政治について参考にするメディア: テレビ(基準は新聞)	0.054		0.104 *
	(0.050)		(0.058)
政治について参考にするメディア: 雑誌(基準は新聞)	-0.169		-0.360 *
	(0.173)		(0.208)
政治について参考にするメディア: インターネット(基準は新聞)	-0.120		-0.120
	(0.120)		(0.150)
「今の政治はワイドショー政治である」	0.091 *		0.091
	(0.048)		(0.056)
政党支持なし(基準は与党支持)	0.044		-0.108
	(0.059)		(0.072)
感情温度計 安倍首相(6月)			-0.005 ***
			(0.001)
感情温度計 小沢代表(6月)			0.002
			(0.001)
定数	2.744 ***		2.941 ***
	(0.156)		(0.195)
回帰の標準誤差	0.958		0.943
	(0.026)		(0.033)
二つの回帰式の誤差相関( $\rho$ )	0.428		0.537
	(0.143)		(0.121)
二つの方程式の独立性の尤度比検定( $\rho = 0$ ) $\chi^2$	6.22		10.27
P値	0.013		0.001
Q21で具体的な数値を上げるか否かの結果			
日本の政治への興味(Q1)	-0.030		-0.068
	(0.051)		(0.057)
最終学歴(Q69)	-0.056 *		-0.022
	(0.031)		(0.033)
生活水準(Q70)	-0.083 **		-0.083 **
	(0.036)		(0.038)
最低限必要な投票率10%(基準は「その他・答えない」)	0.850		1.041
	(0.616)		(0.685)
最低限必要な投票率20%(基準は「その他・答えない」)	0.741		0.811
	(0.621)		(0.718)
最低限必要な投票率30%(基準は「その他・答えない」)	0.661 **		0.814 ***
	(0.257)		(0.282)
最低限必要な投票率40%(基準は「その他・答えない」)	1.121 ***		1.250 ***
	(0.217)		(0.245)
最低限必要な投票率50%(基準は「その他・答えない」)	0.940 ***		1.048 ***
	(0.180)		(0.209)
最低限必要な投票率60%(基準は「その他・答えない」)	1.073 ***		1.166 ***
	(0.180)		(0.209)
最低限必要な投票率70%(基準は「その他・答えない」)	0.669 ***		0.781 ***
	(0.179)		(0.208)
最低限必要な投票率80%(基準は「その他・答えない」)	0.708 ***		0.791 ***
	(0.201)		(0.232)
最低限必要な投票率90%(基準は「その他・答えない」)	0.007		-0.028
	(0.274)		(0.316)
政治的対立軸質問における「その他・答えない」の数	-0.129 ***		-0.157 ***
	(0.021)		(0.025)
男=0、女=1	-0.117		-0.141
	(0.079)		(0.086)
年齢(10歳刻み)	-0.104 ***		-0.085 ***
	(0.028)		(0.031)
野党支持(基準は与党支持)	0.226 **		0.249 **
	(0.097)		(0.104)
定数	1.355 ***		0.954 ***
	(0.325)		(0.358)
対象者数	1864		1332
カッコ内は標準誤差			
*** $p < 0.01$ , ** $p < 0.05$ , * $p < 0.1$			

### 5.3 第一段階のモデルの結果（表の下段）

危険水域について数値を選択するか否かを説明する第一段階のモデルについては、第一列の結果のみ、簡単に確認する。政治的対立軸質問における「その他・答えない」の数と最低現必要な投票率は、予想通り、相場感覚の有無に対して一定の説明力を持つ。

### 5.4 第二段階のモデルの結果（表の上段）

次に、本論文の主な興味の対象である、内閣支持率の危険水域についての分析に移りたい。

まず、「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』」の変数のみを利用した第一列の結果を確認しよう。政党支持の影響であるが、与党支持者と比べると野党支持者は相対的に高めの危険水域を持っているようである。ただし、その差は、支持率に換算すると 1.3 ポイント差と決して大きなものではない。与党支持者と政党支持無しとの間には、明確な差は見られないようである。

また、内閣支持率への関心は統計的に有意であるが、その影響はやはり 1 ポイント程度である。その他、政党を大切に思う人か否か、党首の魅力や能力の影響も統計的に確認できない。社会属性との関係を確認すると、年齢のみが統計的に有意で有り、年齢において 20 歳代から 30 歳代の差で約 1 ポイント相場感覚が下がる（10 歳上がる毎に 0.34 ポイント危険水域が低下する）ことを意味する。従って、若い人ほど高めの内閣支持率で、内閣の存続が危うくなると考えるようである。

以上、第一列の結果を見たが、重要な論点、すなわち変数、が抜けている。それは、内閣支持そのものである。「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』」の調査が行われたのは、2007 年 4 月から 5 月にかけてであるが、その際は、安倍晋三が首相を務めていた。安倍内閣支持者か否かによって、どの程度の内閣支持率が退陣の基準となるかは、影響を受けている可能性が十分にある。しかしながら、その内閣支持あるいは首相に対する評価は、同調査では尋ねられていない。そこで、次善の策として、同調査と同じ標本に対して実質的にパネル調査として行われた東大朝日調査とのデータ結合を行い、内閣に対する態度と危険水域との関係を検討する<sup>10)</sup>。

東大朝日調査は、『あなたにとって政治とは』の調査後に、同じ標本に対して、参議院選挙前の 6 月と選挙後の 8 月に、追跡調査を行っている。残念ながら内閣支持そのものは質問に含まれていないが、安倍首相（当時）と小沢一郎民主党代表（当時）について尋ねられた感情温度計尺度が存在するので、それらの変数を利用して、首相・党首に対する評価がどのように内閣の存続が危うくなる支持率の水準に影響を与えるかを見てみたい<sup>11)</sup>。今までの分析で、内閣支持率の危険水域を説明する第二段階のモデルに、事後に測定された安倍晋三と小沢一郎に対する感情温度計尺度を投入した結果を示したのが、表 6 の第 2 列である。

4月の調査と6月の調査の両方に答えた人が対象となるため、対象者数が1864から1332に減少した点は注意すべきであるが、学歴の効果が消えたことを除くと、第一段階（表6下段）の推定結果に大きな変化はない。内閣支持率の危険水域の相場感覚を説明するモデル（表5上段）であるが、第一列の結果と比較すると、「政党を大切に思うか」否かが統計的に有意となる一方、野党支持の影響が確認できなくなった。ここで一番の関心である安倍首相の感情温度計は統計的に有意である。変数のコーディングのため、係数は小さく見えるが、安倍首相への感情温度が最低の0度から100度へと変化すると、内閣支持率の危険水域が約5ポイント低下する計算となる。ただし、野党党首の小沢一郎に対する感情温度は全く影響を与えていないようである。他の変数の影響と比較すると、新聞と比べて雑誌を主に参考とする場合に3.6ポイントの低下、年齢が30歳違うと、約2ポイントの低下であり、他の変数の影響はこれらよりも小さい。従って、内閣の存続が危うくなる支持率の感覚は、その水準に対して最大の影響を持っているのは、実は首相に対する評価である。感情温度計は、おそらく首相に対する好悪を測定しており、能力や業績に対する判断を直接に測定しているわけではない。しかし、好悪の判断と能力や業績に対する判断が関連している可能性は高いことを考えるならば、内閣の存続が危うくなる水準についての個々人の判断は、誰が首相であるかによって変わるものと考えの方が妥当であろう。

## 6. 考察

以上、内閣支持率の危険水域の規定要因について考察を加えてきた。「ワイドショー政治」との関係、及び、「内閣支持率への関心」との関係が分かったことは、一定の成果だと思われる。ただし、この分析で、掘り下げることができなかったのは、内閣支持そのものとの関係で有る。しかしながら、首相に対する感情温度と危険水域の相場感覚との関係を考えるならば、内閣への支持と、危険水域の相場感覚はかなり強く関連していることが推察される。すなわち、有権者は、自分が支持している内閣であれば、少々支持率が低くとも退陣を求めないが、自分が気に入らない内閣であれば、高めの支持率でも退陣を求めするのである。

以上の結果は、相場感覚が内閣や政党に対する態度に影響を与えるというよりは、人々は、内閣や首相への態度によって相場感覚自体を変えていることを示唆している。また、この調査が行われた2007年4月は安倍政権の支持率が急激に悪化する以前であり、内閣が毎年替わるという状況を有権者は念頭においていなかった。安倍内閣を皮切りに、その後全ての内閣が一年前後の短期間で退陣を余儀なくされていることを考えるならば、2012年1月の段階でこの質問を尋ねたならば、有権者の判断が異なっている可能性は十分にある。残念ながら、相場感覚が時間の経過と共にどう変化するかは、検証できないが、内閣支持率の相場感覚について明確な合意や基準がないことを考えるならば、危険水域は政治家にとっては内閣を退陣に追い込もうとする際の道具であり、有権者にとっては、自分が

指示する内閣によって判断が変わる移ろいやすい指標である可能性が高い。実際、麻生内閣と菅内閣は、党内政局と首相その人の意欲によっては、低い支持率でも内閣は十分存続しうることを示した。その意味では、内閣支持率に意味を過剰に読み込むことは、慎むべきことなのかもしれない。

#### [謝辞]

〔二次分析〕に当たり、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〔「朝日新聞 3000 人世論調査「あなたにとって政治とは」(朝日新聞社)〕の個票データの提供を受けました。データの利用を許可して頂いた朝日新聞社に深く感謝致します。なお、成果報告会の席上で、丁寧に論評して頂いた松本正生先生(埼玉大学)にも深く御礼申し上げます。

#### [注]

- 1) 「内閣支持率」と「黄信号」そして、「内閣支持率」と「危険水域」の二つをキーワードとして、新聞のデータベースを検索した。具体的なデータベース、検索対象期間、そして該当事件数は以下の通りである。『朝日新聞』(聞蔵 1984年8月～)見出しと本文・本紙・東京に限定した検索で「黄信号」9件、「危険水域」26件、『毎日新聞』(毎日 News パック 1987年1月～)東京朝刊・東京夕刊に限定した検索で「黄信号」6件、「危険水域」33件、『読売新聞』(ヨミダス歴史館 1986年9月～)全文検索・全国版・政治・政治に限定に限定した検索で「黄信号」5件、「危険水域」14件。全て2012年1月5日検索。各紙のデータベースが中曽根内閣末期から始まるとは言え、竹下内閣、海部内閣、宮沢内閣での議論が散発的でしかないことを考えると、内閣支持率の高低と政権の存続とが密接に関連していると考えられるようになったのは橋本政権からだと思われる。
- 2) 編集委員・今井正俊氏署名記事。
- 3) 吉田貴文氏署名記事。なお、管見の限りでは、支持率と政権の存続の結びつけ方は、朝日新聞が最も明瞭のように思える。
- 4) ただし、20%を基準として、それ以下を「危険水域」とする記事もある。例えば、『毎日新聞』2009年6月15日付では、「毎日新聞が13、14日実施した全国世論調査で、麻生内閣の支持率が前回調査(5月16、17日)から5ポイント減の19%となり、再び政権維持の危険水域とされる1割台に下落した」と論じている。
- 5) <http://kokkai.ndl.go.jp>
- 6) 昭和46年10月20日
- 7) なお、7年8ヶ月の長期政権であった佐藤内閣の期間中に行われた内閣支持率を含む世論調査は、朝日新聞が17回、読売新聞が14回、毎日新聞が12回である。毎月の調査が常識と

- なっている 2000 年代以降と比べると、調査の回数が少なかったことには留意すべきであろう。
- 8) 戦後日本の国会について、「内閣支持率」と「危険水域」の二つをキーワードとして検索を行うと、4 件が現れる。具体的には、第 169 回参議院本会議平成 20 年 6 月 11 日、第 171 回参議院本会議平成 21 年 1 月 7 日、第 176 回衆議院本会議平成 22 年 11 月 16 日、第 177 回衆議院本会議平成 23 年 5 月 19 日である。
  - 9) 30%が選択肢の真ん中にあるから選ばれた可能性は否定できないが、その一方、50%は過半数で有り、それを割ると退陣というのはいささか考えづらい。有権者が約三分の一の 30%を分かりやすい基準として選択している可能性もあるだろう。
  - 10) ここで利用した調査は、正確には「東京大学谷口研究室・朝日新聞共同世論調査データ」の 2007 年参議院選挙調査であり、以下の URL から入手可能である。調査を実施し、そのデータを公開している東京大学谷口研究室及び朝日新聞社に対して、深くお礼申し上げる。  
<http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/ats/atsdata.html>
  - 11) 感情温度計尺度は、政治学の意識調査では頻繁に用いられるものであるが、具体的には、以下の質問に対する回答である。「あなたは次の①から⑩の政党や政治家に対し、好意的な気持ちを持っていますか、それとも反感を持っていますか。好意も反感も持たないときは、下の「感情温度計」で 50 度としてください。好意的な気持ちがあれば、その強さに応じて 51 度から 100 度、また、反感を感じていれば、49 度から 0 度のどこかの数字で答えてください。」

#### [参考文献]

- Breen, Richard, 1996, *Regression Models : Censored, Sample Selected or Truncated Data*, Thousand Oaks, Ca.: Sage Publications.
- 飯尾潤, 2007, 『日本の統治構造——官僚内閣制から議院内閣制へ』中央公論新社.
- 柿崎明二, 2008, 『「次の首相」はこうして決まる』講談社.
- 菊池正史, 2011, 『テレビは総理を殺したか』文藝春秋.
- Masuyama, Mikitaka, 2007, "The Survival of Prime Ministers and the House of Councillors," *Social Science Japan Journal*, 10 (1):81-93.
- 竹中治堅, 2006, 『首相支配——日本政治の変貌』中央公論新社.
- 高木文哉・吉田貴文・前田和敬・峰久和哲, 2007, 『政治を考えたいあなたへの 80 問——朝日新聞 3000 人世論調査から』朝日新聞社.
- 吉田貴文, 2008, 『世論調査と政治——数字はどこまで信用できるのか』講談社.

### 補遺：変数に対する値割り当て

日本の政治に対する興味 (Q1) <1>大いに興味がある, <2>少しは興味がある, <3>あまり興味はない, <4>全く興味はない+その他

「今の政治はワイドショー政治である」(Q7) <1>そう思う, <0>それ以外.

内閣支持率に対する関心 (Q18) <1>全く関心はない, <2>あまり関心はない, <3>ある程度関心がある, <4>大いに関心がある.

内閣支持率の危険水域 (Q21) <1>10%を下回ったとき, <2>20%を下回ったとき, <3>>30%を下回ったとき, <4>40%を下回ったとき, <5>50%を下回ったとき, それ以外の回答は欠損値.

政党支持なし (Q31) <1>政党支持なし, <0>それ以外の場合

野党支持 (Q31) <野党支持>, <0>それ以外の場合

政治的対立軸質問における「その他・答えない」の数 (Q40-Q50) Q40 から Q50 において「その他・答えない」が選択された数 (0-11 点).

投票を決める際の重視度：党首の能力や魅力 (Q55) <1>全く重視しない, <2>あまり重視しない, <3>ある程度重視する, <4>大いに重視する.

最低限必要な投票率のダミー変数 (Q63) 「選ばれた人が「有権者の代表」と認められるためには, 投票率は最低何%必要だと思いますか」という質問に対する各選択肢のダミー変数. 基準は「その他・答えない」になっている.

性別 (Q66) <0>男性, <1>女性

年齢 (Q67) <1>20代, <2>30代, <3>40代, <4>50代, <5>60代, <6>70歳以上

学歴 (Q69) <1>小・中学校, <2>高校, <3>専門学校, <4>短大, <5>大学・大学院

生活水準 (Q70) <1>上の上, <2>上の下, <3>中の上, <4>中の中, <5>中の下, <6>下の上, <7>下の下

主に参考にするメディア：テレビ (Q71) <1>テレビを選択, <0>それ以外.

主に参考にするメディア：インターネット (Q71) <1>インターネットを選択, <0>それ以外.

# 無党派層の分類を再検討する ——「そのつど層」を考える——

田中 智和

(関西大学大学院)

リクルート事件・消費税導入などで自民党が惨敗した 1989 年の参議院選挙以降、より有権者は政治に興味をもち、変わってほしいと思いつつながら、政治不信・政党不信から次々と新しい受け皿へと有権者は動いているように思える。特に 1995 年の東京都・大阪府知事選挙における「青島・ノック現象」以降、無党派層が注目されている。また、従来の無党派層に既存政党支持の現状不満層を加えた「現状不支持層」の投票行動が、民主党への政権交代、首長・地域新党につながったと考えている。本論文では、なかでも無党派層の多様化が進んでおり、その分類について再検討した。従来の無党派層の分類では、「政治的無関心層（伝統的無党派層）」、「政党拒否層（積極的無党派層）」、「脱政党層」に 3 分類されるが、それに、「そのつど層」が加わるのではないかと考え、多項ロジスティック回帰分析を中心に分析を行った。

## 1. 研究の背景

### 1.1 問題意識

朝日 3000 人調査によると、82%が日本政治に興味をもっており、91%が日本政治に変わってほしいと思っている。しかしながら、日本の政治について信頼しているのは 41%に対し、信頼していないが 58%と上回っている。

政党支持についても、39%が支持なしで、「いまの政党は、期待される役割を果たしていると思いますか」という問いに対しては 83%がそうは思わないと答えている。

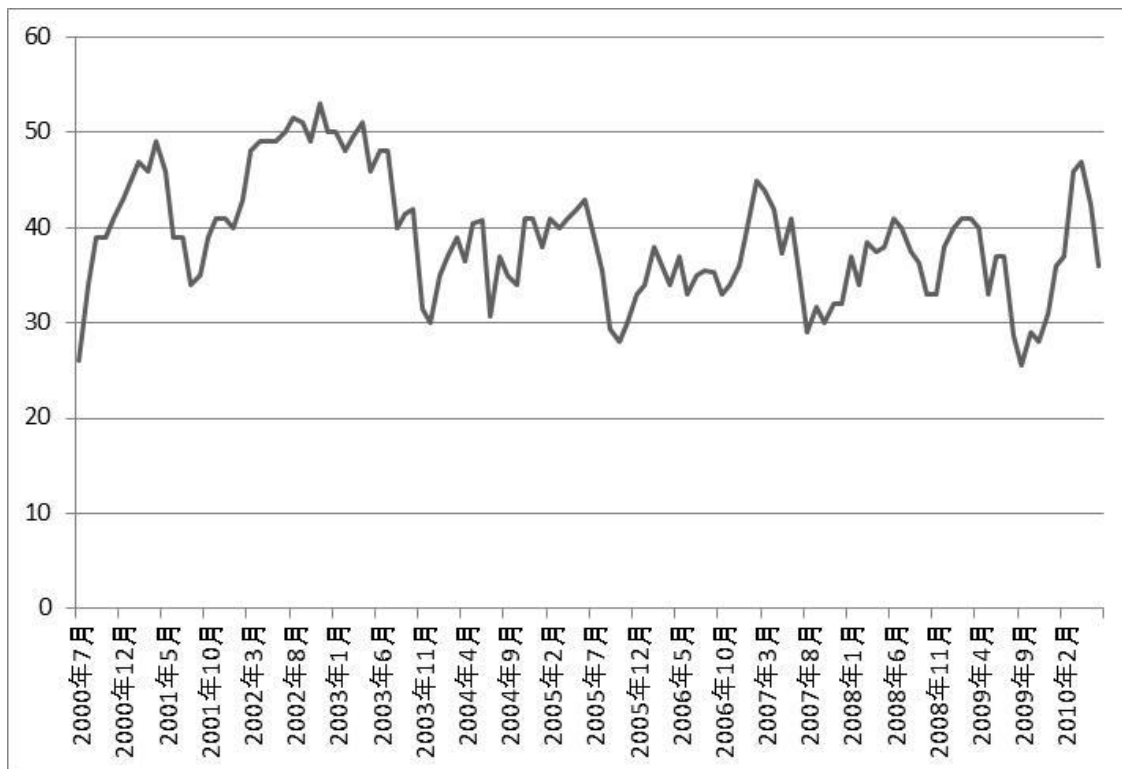
政党支持は大変重要であることはいうまでもないが、特に 1995 年の「青島・ノック現象」以降、無党派層が投票行動に大きな影響を与えていることは事実であり、そこに焦点をあてる。また、無党派層という言葉以外にも「政党支持なし」、「支持政党なし」といわれているが、本論では、より一般的に使われている無党派層を使いたい。

### 1.2 無党派層の推移

まず、朝日新聞の世論調査<sup>1)</sup>における 2000 年から 2010 年にかけての無党派層（回答時は「支持政党なし」）の推移を表 1 で表している。最高が 2002 年 11 月の 53%で、最低は民主党の政権交代があった 2009 年 9 月の 25.5%である。ほぼ 30%から 50%の間で推移しており、衆議院総選挙が行われた 2000 年 6 月、2003 年 11 月、2005 年 9 月、2009 年 8 月、あるいは参議院通常選挙が行われた 2001 年 7 月、2004 年 7 月、2007 年 7 月などおおよそ選挙の直前あるいは選挙直後になると無党派層の割合が低くなる傾向が見受けられ、逆にいうと政党支持の割合が上昇しており、2003 年 11 月の衆議院総選挙や 2004 年の 7 月の参

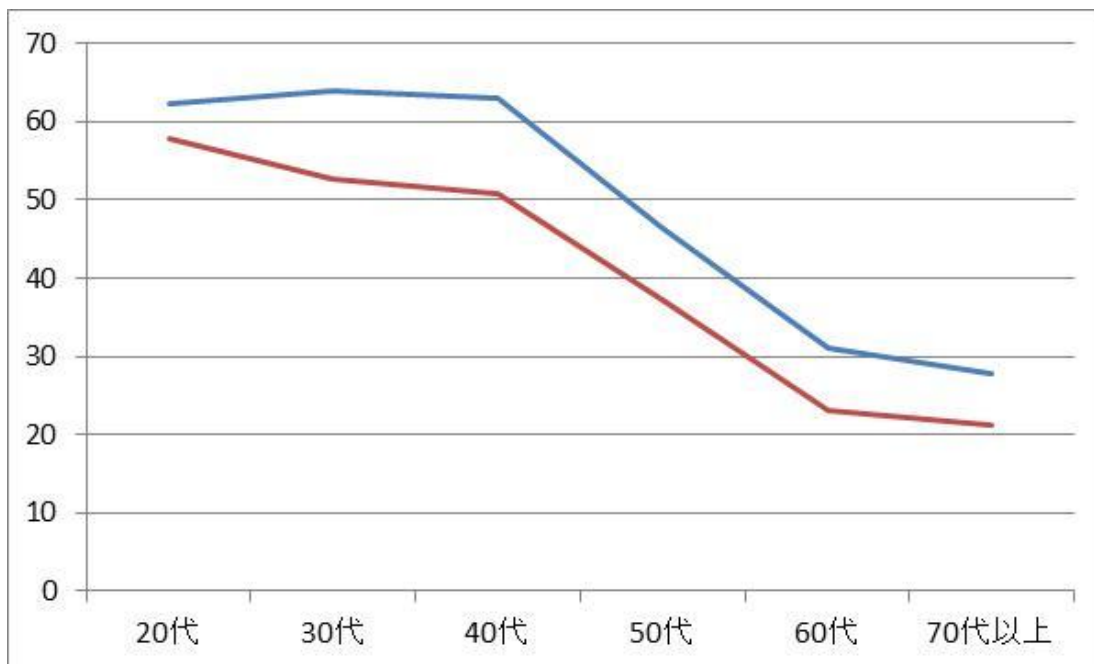
議院通常選挙では民主党に流れている。

表1 10年間の無党派層の推移（2001年7月～2010年6月）



注) 朝日新聞 RDD 調査より，筆者が作成

表2 朝日3000人調査による無党派層の世代別推移





次に、表 2 は、朝日 3000 人調査の年代別の無党派層の推移である。表では上側の折れ線であらわしている Q39 で自分が無党派層だと思っている人（トータルでは 47.9%）は 20 代 62.2%、30 代 63.9%、40 代 63.0%、50 代 46.3%、60 代 31.0%、70 歳以上は 27.7%である。また、表 2 では下側の折れ線で表している Q31 の政党支持における支持政党なし（トータルでは 39.1%）だと、20 代 57.8%、30 代 52.7%、40 代 50.7%、50 代 32.2%、60 代 23.2%、70 歳以上は 21.1%である。各世代で 4.4%から 14.1%までの差があるが、質問項目でこれだけのミスマッチがあることは非常に興味深い。

性別では、男性 46%で女性は 50%と女性がやや高く、特に、女性の 20 代、40 代が 67%と高率である。職業については、事務・技術層や製造・サービス従事層が多く、55%であった。

また、政党を支持していても無党派層と思う人について、最も多かったのは民主党支持層の 32%、最も少ないのは公明党支持層の 13%で、自民党支持層は 22%であった。

### 1.3 これまでの研究

無党派層の分類については様々な研究がこれまでになされている。代表的なものは田中愛治（1997a, 1997b）<sup>2)</sup>で無党派層について 3 分類している。1 つめは、政治的無関心層（伝統的無関心層）といわれ、政治的な関心が低いために支持政党をもたない。2 つめは、政党拒否層（積極的無党派層）といわれ、どの政党も支持しないでおこうと考え、選挙ごとにどの政党がよいかを判断する人で、新無党派といわれ、高度な無関心ともいわれている。3 つめは、脱政党層といわれ、それまでの支持していた政党を見限ったのを機に、政党支持をやめた人。1990 年代半ばに急増した無党派層は 3 つめの脱政党層が多い。政党を支持した経験があるだけに政治に対する意識や知識は高く、選挙におけるその動向が政治を大きく左右するようになる。新新無党派ともいわれている。

一方で、早川昌範・吉崎輝美（1997）については、中立型の測定法を主張している。好感の持てる政党のある「政党色無党派」、好感の持てる政党もなく、政治不信のある「近代型無党派」、同様に好感の持てる政党がなく、政治的関心度も低い「伝統的無党派」に分類している。

「そのつど支持」については、2005 年 9 月衆院選時、2007 年 7 月参院選時、2009 年 8 月衆院選時、2010 年 7 月参院選時の共同通信社トレンド調査において、松本正生（2010）の「そのつど支持」は、支持する政党が「ない」と回答した人たちに、再度「あえて支持するとすれば」と追求質問を試みており、追求質問段階で「あえて」支持政党名を回答した人たちを「そのつど支持」と表記している。つまり、無党派層と政党支持層との境目がなくなり、特定の支持政党を持たず、そのつど政党を選択する新しい政党支持の時代になりつつあるということになる。また、「そのつど支持」層の支持政党や投票予定政党は、選挙のたびに、まさにそのつど変動し、例えば 2007 年参院選時では自民<民主というように選

挙ごとの変動を推測しうることができ、「そのつど支持」層こそが、有権者の選好を代表するとともに、時々の選挙戦の支配的な傾向を左右するといえるとしている。また、「そのつど支持」層の登場が、脱政党化による政党意識の流動化やメディア選挙の隆盛、小選挙区ルールとしての二者択一志向が定着したことが大きいとされている。そして、特に注目すべき点は、「そのつど支持」層が年代や地域を超えた広がりを見せており、中高年層に広がりがみられ、年層間に存在したギャップが小さくなった。松本正生（2009a）では「特定の支持政党を保有していない以上、現在の状況は政党支持の再編成過程よりもむしろ融解過程という表現が妥当するように思われる」と指摘しており、政党支持の変容を想定することなしに、こうした変化は解釈しがたくなっている。また、松本正生（2005）は「そのつど支持」の有権者は、政党を横並びで相対比較する。選好の基準としては、おそらく、政治リーダーのイメージや時々の政治的 이슈への評価などが想定されよう。確かに、一見軟弱だがこの「軽くて柔らかい政党支持」を政治意識の一般的な指標として積極的に位置づけていく必要があると指摘している。無党派層についても松本正生（2001）は「無党派集合の多数化」と捉えなおすことができるのではないかと指摘し、無党派層を政党支持の残余のカテゴリー（残りの部分）と捉えるのはそろそろ終わりにすべきだろうとも指摘している。

本分析では、田中愛治の無党派層の分類と松本正生のそのつど支持、そして、朝日 3000 人調査の質問項目を組み合わせ、無党派層の分類を、田中愛治の 3 分類と松本正生の「そのつど支持」を参考に 4 分類にし、無党派層の分類の再検討を行うことにする。朝日 3000 人調査項目については、非常に興味深く、無党派層の分類を再検討させる質問項目となっている。詳細については後述する。

## 2. 無党派層の分類の再検討

### 2.1 変数

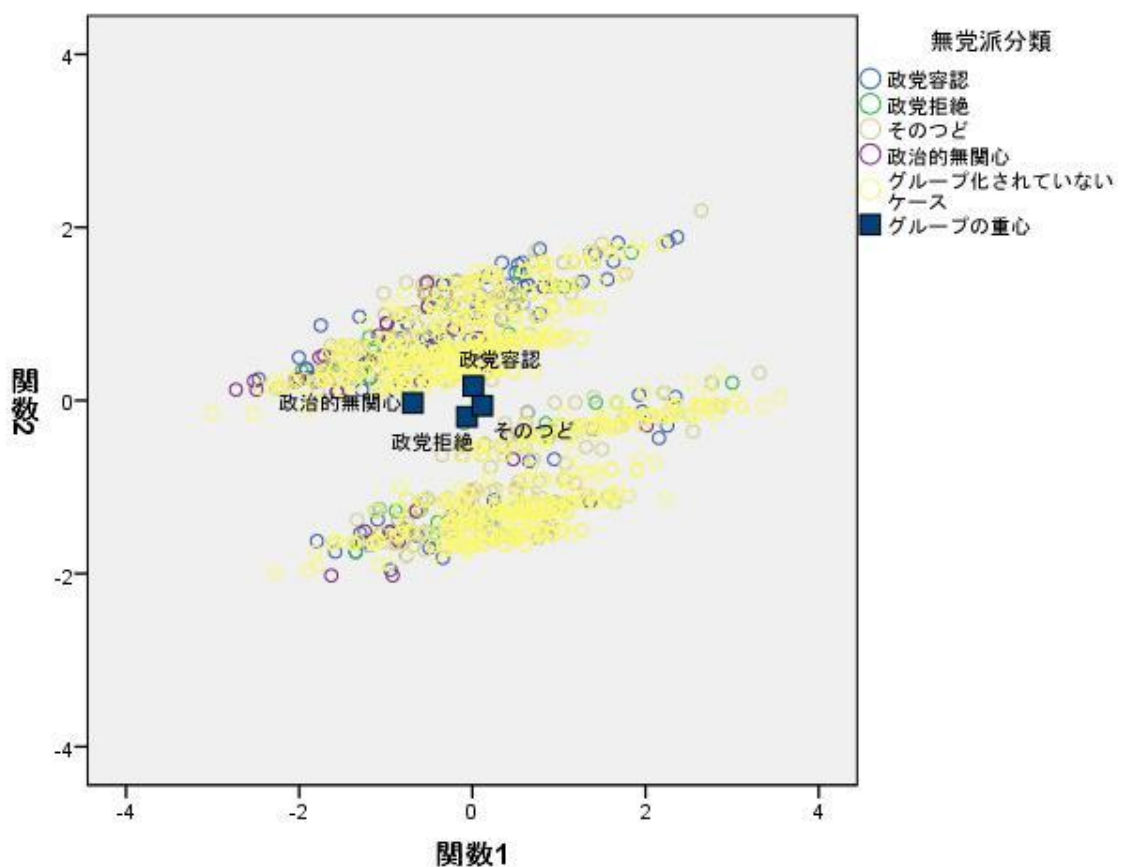
キーになる変数として、Q39A を用いる。松本正生は、追求段階で「あえて」支持政党名を回答した人たちを「そのつど支持」としたが、朝日 3000 人調査の Q39A では、「(Q39 で「無党派層だと思う（トータルで 41%）」と答えた人に）それはどうしてですか。1 つ選んでください。」という設問で、A 支持する政党が見当たらない（14%）、B 選挙のたびに投票先を判断（10%）、C 特定の政党に縛られたくない（9%）、D 政党という存在を好きになれないから（5%）、E 支持する政党がたびたび変わるから（3%）、F 政治そのものに関心がないから（3%）。そして、変数 Q39A について値の再割り当てを行い、A を「政党容認」グループ（脱政党層）、D を「政党拒絶」グループ（政党拒否層）、B と C、E を「そのつど」支持グループ、F を政治的無関心グループ（政党無関心層）とした。分析はこの変数を中心に行う。本論文では、値の再割り当てをおこなった Q39A を用い、従来無党派の分類に加え、「そのつど層」を 4 分類として無党派層の分類を再検討し、特に、「そのつ

ど層」を中心に分析する。

## 2.2 判別分析

従属変数は前述の Q39A を値の再割り当てをしたもので、独立変数は、年齢、性別、学歴、職業を投入し、判別分析をした。判別分析をした判別関数 1 の判別得点を横軸に、判別関数 2 の判別得点を縦軸にとり、散布図で表現すると以下の表 3 の通りになる。横軸は、＜政治的無関心—政治的関心＞、縦軸を＜政党容認—政党拒絶＞と考える。グループの重心に注目すると、「政治的無関心」がやや離れており、上から「政党容認」、「そのつど層」、「政党拒絶」の順にならんでいる。「そのつど層」は「政党容認」と「政党拒絶」の中間的なところに位置し、やや政治的関心が高いと考えられる。

表 3 無党派分類の判別分析



(N=927)

## 2.3 クロス集計分析

表 4 から表 12 では 4 分類した無党派分類と年齢、学歴の属性や日本政治への興味、政党、

政党党首との感情温度とのクロス集計を行った。

表4は無党派分類と年齢のクロス表である。まず、注目すべき点は60代、70歳以上の「そのつど層」が13.2%、12.3%と高く、「政治的無関心」が20代で高くなっている。また、表5は無党派分類と日本の政治への関心のクロス表である。「そのつど層」が大いにありに少し興味ありを加えた割合は他の「政党容認」(82.6%)、「政党拒絶」(70.1%)、「政治的無関心」(20.4%)に比べ高く、86.4%であった。表6は政治への信頼度のクロス表であるが、「そのつど層」が信頼している割合が39.0%と他の分類に比べ高い。また、表7は無党派分類と学歴のクロス表である。「そのつど層」は大学・大学院卒業の割合が27.3%と高くなっている。

表4 無党派分類と年齢のクロス表

	20代	30代	40代	50代	60代	70以上
政党容認	13.1	23.0	24.3	19.7	12.5	7.5
政党拒絶	17.9	25.5	18.9	22.6	5.7	9.4
そのつど層	13.4	20.1	22.6	19.3	13.2	11.3
無関心	32.0	21.3	17.3	13.3	5.3	10.7

(N=963 有意確率.008 単位：パーセント)

表5 無党派分類と日本の政治への興味のクロス表

	大いに興味あり	少し興味あり	あまり興味なし	全く興味なし
政党容認	25.2	57.4	13.9	3.4
政党拒絶	16.8	53.3	26.2	3.7
そのつど層	25.6	59.8	13.8	0.8
政治的無関心	1.4	20.3	60.8	17.6

(N=976 有意確率.000 単位：パーセント)

表6 無党派分類と政治への信頼度のクロス表

	大変・ある程度 信頼している	あまり信頼していない	全く信頼していない
政党容認	29.2	56.4	14.4
政党拒絶	16.8	61.7	21.5
そのつど層	39.0	53.5	7.4
政治的無関心	20.5	60.3	19.2

(N=976 有意確率.000 単位：パーセント)

表7 無党派分類と学歴のクロス表

	小・中学校	高校	専門・短大	大学・大学院
政党容認	7.3	41.3	26.3	25.0
政党拒絶	11.5	46.2	19.2	23.1
そのつど層	10.9	39.1	22.7	27.3
政治的無関心	14.9	45.9	31.1	8.1

(N=944 有意確率.024 単位：パーセント)

表8 無党派分類と自民感情温度（07年6月）のクロス表

	0-49度	50度	51-100度
政党容認	58.5	22.2	19.3
政党拒絶	48.1	36.7	15.2
そのつど層	45.9	28.4	25.7
政治的無関心	22.9	68.6	8.6

(N=652 有意確率.000 単位：パーセント)

表9 無党派分類と民主感情温度（07年6月）のクロス表

	0-49度	50度	51-100度
政党容認	25.6	36.7	37.7
政党拒絶	38.0	45.6	16.5
そのつど層	23.2	35.1	41.8
政治的無関心	26.5	64.7	8.8

(N=648 有意確率.000 単位：パーセント)

表10 無党派分類と安倍感情温度（07年6月）のクロス表

	0-49度	50度	51-100度
政党容認	57.6	23.8	18.6
政党拒絶	67.9	16.7	15.4
そのつど層	51.2	26.9	21.9
政治的無関心	23.5	61.8	14.7

(N=646 有意確率.000 単位：パーセント)

表 11 無党派分類と小沢感情温度（07年6月）のクロス表

	0-49 度	50 度	51-100 度
政党容認	44.4	36.7	18.8
政党拒絶	61.5	33.3	5.1
そのつど層	41.6	35.1	23.3
政治的無関心	33.3	57.6	9.1

(N=652 有意確率.000 単位：パーセント)

表 12 無党派分類と自民感情温度（07年8月）のクロス表

	0-49 度	50 度	51-100 度
政党容認	62.6	26.7	10.7
政党拒絶	64.6	30.8	4.6
そのつど層	56.4	25.5	18.1
政治的無関心	41.4	44.8	13.8

(N=652 有意確率.016 単位：パーセント)

表 8, 表 9, 表 10, 表 11, 表 12 は, 無党派分類と自民感情温度 (07年6月), 民主感情温度 (07年6月), 安倍感情温度 (07年6月), 小沢感情温度 (07年6月), 自民感情温度 (07年8月) である. 感情温度<sup>3)</sup>については, 0-49 度 (好感をもっていない), 50 度 (中立), 51-100 度 (好感をもっている) に値の再割り当てを行い, 無党派分類とクロス集計を行った. 「そのつど層」については, 他の無党派分類に比べ, 自民党や民主党あるいは, 党首である安倍, 小沢に対して好意的にとらえている部分がみえる.

## 2.4 多項ロジスティック回帰分析

ここでも前述の Q39A を値の再割り当てをしたものを従属変数とする多項ロジスティック分析を行った.

ここで用いる独立変数は, 社会的属性を示す「性別」, 「年齢」, 「学歴」, 「生活水準」4 変数に加え, 政治に対する意識との連動を探る変数として「政治への信頼度」, の 5 変数を投入することにした<sup>4)</sup>. 以上の変数を用いて多項ロジスティック回帰分析を行った結果が表 13-1, 表 13-2, 表 13-3 である. なお, 分析結果は「政治的無関心」を基準にしている.

まず, 有意な変数は「政党容認」に対しては「年齢」の「20代」, 「学歴」の「中卒以下」, 「高卒」, 「専門・短大卒」, 「政党拒絶」に対しては「性別」の「男性」, 「年齢」の「20代」, 「学歴」の「中卒以下」, 「高卒」, 「専門・短大卒」, 「そのつど層」に対しては「性別」の「男性」, 「年齢」の「20代」, 「学歴」の「中卒以下」, 「高卒」, 「専門・短大卒」, 「政治信

頼」の「政治信頼肯定」、「政治信頼否定」であった。

「そのつど層」に注目すると「政治信頼肯定」、「政治信頼否定」が有意で、政治信頼に肯定的であることがわかった。

表 13-1 多項ロジスティック回帰分析結果

政治的無関心 (N=70) を基準				
政党容認 (N=297)				
	B	標準誤差	Wald	有意確率
切片	2.944	.867	11.534	.001
男性	.074	.300	.061	.804
女性	0 <sup>b</sup>			
20代	-1.637	.643	6.478	.011*
30代	-.485	.645	.565	.452
40代	-.009	.660	.000	.990
50代	-.002	.626	.000	.998
60代	.677	.720	.883	.347
70代以上	0 <sup>b</sup>			
中卒以下	-2.621	.714	13.480	.000**
高卒	-1.800	.524	11.798	.001**
専門・短大卒	-1.638	.538	9.228	.002**
大学・院卒	0 <sup>b</sup>			
生活水準上	-.127	.940	.018	.892
生活水準中	.391	.333	1.379	.240
生活水準下	0 <sup>b</sup>			
政治信頼肯定	.434	.448	.939	.333
政治信頼否定	.107	.368	.085	.771
政治信頼全否定	0 <sup>b</sup>			

\*\*は1%水準で有意, \*は5%水準で有意, †は10%水準で有意.

Cox と Snell=0.112 Nagelkerke=0.124 McFadden=0.052

表 13-2 多項ロジスティック回帰分析結果

政治的無関心 (N=70) を基準				
政党拒絶 (N=103)				
	B	標準誤差	Wald	有意確率
切片	1.737	.960	3.273	.070
男性	.648	.339	3.651	.056 <sup>†</sup>
女性	0 <sup>b</sup>			
20代	-1.376	.724	3.609	.057 <sup>†</sup>
30代	-.390	.719	.295	.587
40代	-.271	.743	.133	.716
50代	.126	.692	.033	.855
60代	-.206	.842	.060	.806
70代以上	0 <sup>b</sup>			
中卒以下	-1.729	.774	4.998	.025*
高卒	-1.364	.565	5.821	.016*
専門・短大卒	-1.593	.598	7.095	.008**
大学・院卒	0 <sup>b</sup>			
生活水準上	.234	1.026	.052	.820
生活水準中	.251	.382	.431	.511
生活水準下	0 <sup>b</sup>			
政治信頼肯定	-.256	.519	.244	.621
政治信頼否定	-.036	.410	.008	.930
政治信頼全否定	0 <sup>b</sup>			

\*\*は1%水準で有意, \*は5%水準で有意, †は10%水準で有意.

Cox と Snell=0.112 Nagelkerke=0.124 McFadden=0.052



表 13-3 多項ロジスティック回帰分析結果

政治的無関心 (N=70) を基準				
そのつど層 (N=461)				
	B	標準誤差	Wald	有意確率
切片	2.509	.850	8.708	.003
男性	.563	.291	3.753	.053 <sup>†</sup>
女性	0 <sup>b</sup>			
20代	-1.642	.616	7.109	.008 <sup>**</sup>
30代	-.648	.622	1.083	.298
40代	-.129	.638	.041	.840
50代	-.105	.601	.031	.861
60代	.508	.696	.534	.465
70代以上	0 <sup>b</sup>			
中卒以下	-2.223	.688	10.430	.001 <sup>**</sup>
高卒	-1.796	.517	12.075	.001 <sup>**</sup>
専門・短大卒	-1.681	.530	10.057	.002 <sup>**</sup>
大学・院卒	0 <sup>b</sup>			
生活水準上	-.494	.949	.271	.602
生活水準中	.433	.321	1.814	.178
生活水準下	0 <sup>b</sup>			
政治信頼肯定	1.438	.448	10.329	.001 <sup>**</sup>
政治信頼否定	.793	.374	4.489	.034 <sup>*</sup>
政治信頼全否定	0 <sup>b</sup>			

\*\*は1%水準で有意, \*は5%水準で有意, †は10%水準で有意.

Cox と Snell=0.112 Nagelkerke=0.124 McFadden=0.052

また、同様に多項ロジスティック回帰分析を行った結果を行い、「そのつど層」を基準にした分析結果が、表 14-1, 表 14-2, 表 14-3 (表 13-3 と同結果) である。

まず、有意な変数は「政党容認」に対しては「性別」の「男性」, 「政治信頼」の「政治信頼肯定」, 「政治信頼否定」, 「政党拒絶」に対しては「政治信頼」の「政治信頼肯定」, 「政治信頼否定」, 「政治的無関心」に対しては「性別」の「男性」, 「年齢」の「20代」, 「学歴」の「中卒以下」, 「高卒」, 「専門・短大卒」, 「政治信頼」の「政治信頼肯定」, 「政治信頼否定」であった。

「そのつど層」を基準にした場合も、「政治的無関心」を基準にした時と同様、「政治信

頼肯定」,「政治信頼否定」が有意で, 政治信頼に肯定的であることがわかった。

表 14-1 多項ロジスティック回帰分析結果

そのつど層 (N=461) を基準				
政党容認 (N=297)				
	B	標準誤差	Wald	有意確率
切片	.435	.454	.920	.337
男性	-.488	.162	9.140	.003 <sup>**</sup>
女性	0 <sup>b</sup>			
20代	.005	.373	.000	.989
30代	.163	.347	.221	.638
40代	.120	.341	.125	.724
50代	.104	.338	.094	.759
60代	.168	.350	.231	.631
70代以上	0 <sup>b</sup>			
中卒以下	-.398	.347	1.317	.251
高卒	-.005	.203	.000	.982
専門・短大卒	-.043	.222	.037	.848
大学・院卒	0 <sup>b</sup>			
生活水準上	.367	.623	.348	.555
生活水準中	-.042	.206	.041	.839
生活水準下	0 <sup>b</sup>			
政治信頼肯定	-1.004	.269	13.884	.000 <sup>**</sup>
政治信頼否定	-.686	.252	7.402	.007 <sup>**</sup>
政治信頼全否定	0 <sup>b</sup>			

<sup>\*\*</sup>は1%水準で有意, <sup>\*</sup>は5%水準で有意, <sup>†</sup>は10%水準で有意.

Cox と Snell=0.112 Nagelkerke=0.124 McFadden=0.052

表 14-2 多項ロジスティック回帰分析結果

そのつど層 (N=461) を基準				
政党拒絶 (N=103)				
	B	標準誤差	Wald	有意確率
切片	-.772	.629	1.507	.220
男性	.085	.233	.132	.716
女性	0 <sup>b</sup>			
20代	.266	.515	.266	.606
30代	.257	.484	.282	.595
40代	-.142	.494	.082	.774
50代	.232	.460	.254	.614
60代	-.715	.567	1.587	.208
70代以上	0 <sup>b</sup>			
中卒以下	.494	.479	1.065	.302
高卒	.432	.301	2.060	.151
専門・短大卒	.088	.350	.064	.801
大学・院卒	0 <sup>b</sup>			
生活水準上	.728	.781	.869	.351
生活水準中	-.182	.283	.412	.521
生活水準下	0 <sup>b</sup>			
政治信頼肯定	-1.695	.378	20.112	.000 <sup>**</sup>
政治信頼否定	-.829	.312	7.067	.008 <sup>**</sup>
政治信頼全否定	0 <sup>b</sup>			

<sup>\*\*</sup>は1%水準で有意, <sup>\*</sup>は5%水準で有意, <sup>†</sup>は10%水準で有意.

Cox と Snell=0.112 Nagelkerke=0.124 McFadden=0.052

表 14-3 多項ロジスティック回帰分析結果

そのつど層 (N=461) を基準				
政治的無関心 (N=70)				
	B	標準誤差	Wald	有意確率
切片	-2.509	.850	8.708	.003
男性	-.563	.291	3.753	.053 <sup>†</sup>
女性	0 <sup>b</sup>			
20代	1.642	.616	7.109	.008 <sup>**</sup>
30代	.648	.622	1.083	.298
40代	.129	.638	.041	.840
50代	.105	.601	.031	.861
60代	-.508	.696	.534	.465
70代以上	0 <sup>b</sup>			
中卒以下	2.223	.688	10.430	.001 <sup>**</sup>
高卒	1.796	.517	12.075	.001 <sup>**</sup>
専門・短大卒	1.681	.530	10.057	.002 <sup>**</sup>
大学・院卒	0 <sup>b</sup>			
生活水準上	.494	.949	.271	.602
生活水準中	-.433	.321	1.814	.178
生活水準下	0 <sup>b</sup>			
政治信頼肯定	-1.438	.448	10.329	.001 <sup>**</sup>
政治信頼否定	-.793	.374	4.489	.034 <sup>*</sup>
政治信頼全否定	0 <sup>b</sup>			

\*\*は1%水準で有意, \*は5%水準で有意, †は10%水準で有意.

Cox と Snell=0.112 Nagelkerke=0.124 McFadden=0.052

### 3. まとめ

本稿の分析結果をまとめると、次のとおりにまとめることができる。

まず、無党派層の分類の再検討については、これまでの分類に加え、「そのつど層」が存在するのではないかと考えられる。「そのつど層」は、政治的関心がこれまでの分類にあった層より関心が高いことがわかった。そして、60歳代、70歳代以上の高齢者層に多く、政治への関心や信頼度も高く、大学・大学院以上の学歴に多い。また、自民党や民主党あるいは当時の党首である安倍や小沢に対しても他の分類よりも好感を持っている。そう考えると今までの分類だけではなく、新しい分類としての「そのつど層」が必要ではないだろう。

うか。他の調査やデータにおいて検証することが今後の課題となる。

#### [注]

- 1) 朝日新聞の RDD 調査による。同月に複数の調査があった場合は、平均値を用いた。
- 2) 政党支持なし層を積極的に評価した定義あるいは測定法を試みている。政党支持を持つ人以外といった従来の政党支持なし層の測定法をより積極的に、政党支持をもたない人から定義しようとし、「どの政党も支持したくない」（積極的支持なし層）、「どれかの政党を支持しても良いのだが、今は支持する政党がない」（消極的支持なし層）と答えた人を政党支持なし層と定義している。積極的支持なし層は、従来の無党派層と大きく異なるイメージを持ち、消極的支持なし層は従来の無党派層と重なるイメージを持つとした。そして、積極的無党派層が、新たに出現した無党派層としている。また、田中愛治（1997b）は、マスコミで用いられる従来の無党派層と新無党派層との整理する目的、無党派層を整理している。
- 3) 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。田中愛治（1991）は、日本において全くなかった感情温度を用いた無党派層に用いた研究について、無党派層に対する感情温度尺度を考案し、この意識調査で用いている。
- 4) 変数の尺度は次の通りである。  
性別：1=男性／2=女性  
年齢：1=20 歳代／2=30 歳代／3=40 歳代／4=50 歳代／5=60 歳代以上  
学歴：1=中卒以下／2=高卒／3=短大、専門学校卒／4=大学卒、大学院修了  
生活水準：1=上／2=中／3=下  
政治への信頼度：1=大変・ある程度信頼している（政治信頼肯定）／2=あまり信頼していない（政治信頼否定）／3=全く信頼していない（政治信頼全否定）

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』（朝日新聞社）」の個票データの提供を受けました。

成果報告会では、コメンテーターである埼玉大学の松本正生先生には有益なコメントを

いただきました。この場を借りて、感謝申し上げます。また、社会科学研究所の前田幸男先生、境家史郎先生、朝日新聞編集委員の峰久和哲先生はじめ研究会のメンバー、事務を担当して下さった学術支援専門職員の伊藤秀樹さん、そして、修士課程時の指導教授である三宅一郎先生、関西大学大学院総合情報学研究科の指導教授の木谷晋市先生、名取良太先生、辻光宏先生に多くの助言をいただき、感謝申し上げます。

最後に、二次分析研究会には、家族の協力なしに参加することができなかった。妻の陽子、娘の史と咲、父の信政、母の辰子、妹の真紀子にも、感謝致します。

### [参考文献]

- 早川昌範・吉崎輝美, 1997, 『無党派』層の政治的態度と投票行動, 『選挙研究』 12:88-97.
- 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・山田真裕, 1995, 「政党支持の変動と無党派層の形成」, 『選挙』 48(8):1-17.
- 小林良彰, 1997, 『現代日本の政治過程——日本型民主主義の計量分析』, 東京大学出版会.
- 松本正生, 2001, 『政治意識図説——『政党支持世代』の退場』, 中央公論新社.
- , 2005, 「『そのつど支持』の民意は自民党に戻らない」『中央公論』 120(9):126-135.
- , 2009a, 「内閣支持と政党支持——『支持政党名』とは何か」2009年日本政治学会研究大会報告論文.
- , 2009b, 「09総選挙有権者はどのように選択したのか——「そのつど支持」と政党支持の再編可能性」, 『生活経済政策』 154:22-26.
- , 2010, 「2010参院選——「そのつど支持」層はどう動いたのか」『新情報』 98:8-15.
- 三宅一郎, 1985, 『政党支持の分析』, 創文社.
- , 1989, 『投票行動』, 東京大学出版会.
- , 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.
- 高木文哉・吉田貴文・前田和哉・峰久和哲, 2007, 『政治を考えたいあなたへの80問 朝日新聞3000人調査から』朝日新聞社.
- 田中愛治, 1991, 「『政党支持なし』層の研究(1)」『人文・社会科学論集(東洋英和女学院大学)』 3:71-95.
- , 1997a, 「『政党支持なし』層の意識構造と政党支持概念の再検討」『レヴァイアサン』 20:152-171.
- , 1997b, 「無党派層の意識構造と投票行動——新たな理論モデルと1996年選挙における実証分析」1997年日本選挙学会報告論文.
- 田中智和, 2000, 「大都市における投票行動の比較研究」関西大学大学院総合情報学研究科1999

年度修士論文.

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(3・4):227-262.

# ワイドショー政治がもたらす政治意識の両義性 —無党派層の認知構造から—

秦 正樹

(神戸大学大学院法学研究科 前期博士課程二年)

本研究では、特に小泉政権以後の政治空間について形容される「ワイドショー政治」に注目した。有権者の中でも特に無党派層において、テレビ報道の娯楽化（ソフトニュース化）によって、現在の政治に対する眼差しについて、ワイドショー政治のように思うのか、あるいは政治関心を喚起させるのかについて分析を行った。その結果、ソフトニュースは、無党派層に対して、今の政治はワイドショー政治だと認知させるようになると同時に、政治への関心も喚起することがわかった。また、ワイドショー政治のようなネガティブな政治観と政治への関心は必ずしも結びついているわけではなく、それぞれ別の次元で機能していることを発見した。

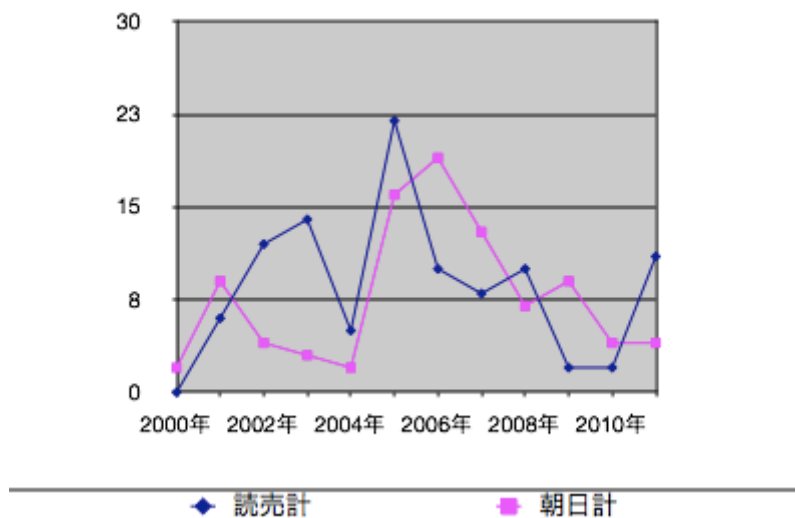
## 1. 序章

### 1.1 問題意識

近年、マスメディアと政治の関係がよく取りざたされる。特に日本政治においては、小泉純一郎の登場以降、アカデミズムにおいても政治とメディアに関して議論される機会が以前にも増して多くなった。たとえば、小泉の秘書官であった飯島勲は自叙伝の中で、従来から政治報道における主な担い手であったニュース番組や討論番組、あるいは朝日新聞や読売新聞といった「正統メディア」ではなく、ワイドショーや週刊誌、スポーツ新聞といったそれまで政治報道において副次的な役割とされてきた「非正統メディア」を巧みに利用することで支持を拡大しようと試みたことを明らかにしている(飯島 2006)<sup>1)</sup>。また、小泉はそれまでの政治家とは趣向の違う政治手法を用いたことでも有名である。例えば、派閥均衡であった閣僚を、「一本釣り」によって独断で選んだり、当時、若手政治家で人気のあった安倍晋三を幹事長に抜擢するなど、まさにサプライズな政治的出来事を好んで行った。同時に、派手な小泉のサプライズにメディアも好んで飛びついた。メディアはこうした政治手法を「ワイドショー政治」や「劇場型政治」と呼び、政治全体のみならず小泉自身の言動をたびたび取り上げている。実際に、朝日新聞および読売新聞で「ワイドショー政治」もしくは「劇場型政治」というタームがどの程度取り上げているかについてプロットしたものが図1である<sup>2)</sup>。これを見ても、小泉政権期に「ワイドショー政治」や「劇場型政治」というタームがしばしば利用されていたことがわかる。また、テレビの報道量を分析した逢坂の研究でも、小泉に関する報道量がそれまでの政権よりも飛躍的に伸びていることを明らかにしている(逢坂 2007)。



表1 「ワイドショー政治」+「劇場型政治」の新聞表示量(読売新聞, 朝日新聞)



では、メディアがつくりだした「小泉純一郎像」は、有権者にはどのように映ったのだろうか。在任期間中の平均支持率は50%<sup>3)</sup>と細川内閣に次ぐ戦後2番目に高い支持率を誇っていたことからわかるように、少なくとも、小泉(内閣)の支持の高さは圧倒的であったことは疑いがない。しかし、時事通信社のデータによると、小泉政権期の自民党の政党支持率は平均36.3%、対して支持なしと答えた人々は平均46.8%にも上る。当然、各選挙前後では振幅があるものの、総じて無党派は自民党支持者を凌駕していたと言える。実際に与党である自民党が大勝した2005年選挙(郵政選挙)においても、小泉が無党派層の掘り起こしに成功し、雪崩を打ったように投票したことが大勝の大きな要因であることが先行研究で示唆されている(品田 2006)。では、小泉の人気は高いにも関わらず、小泉の所属する自民党の政党支持率が伸びないのはなぜだろうか。三宅一郎らの研究では、内閣支持率は短期的な人気を表すもので、政党支持率は長期的な支持傾向を表すものであることが報告されている(三宅ほか 2001)。つまり、いわゆる「劇場型政治」は、まさに一時的に取りざたされる芸能ニュースのように、小泉純一郎というパーソナリティに付随した短期的なブームであったと言える。同時にそれは、長期的に自民党に恩恵をもたらすものではなかったとも言える<sup>4)</sup>。

ところが、小泉が首相を辞任した以降もこうした「劇場型政治」や「ワイドショー政治」といった政治観はメディアをはじめ未だに散見される。では「ワイドショー型政治」とはいったいどういったものなのだろうか。大嶽は、ワイドショー政治とは、ポピュリズム的政治であり、ポピュリズムとは「政治を利害対決の調整の場としてではなく、善悪の対立というモラルイズムの観点から、しかもドラマとしてみる」(大嶽 2003:211)政治であると指摘している。また、逢坂巖によれば、「2005年の衆院選は、(中略)メディア、特にテレビが選挙結果に大きな影響を与えたことが指摘され、小泉政権のメディア・スピンの巧みさが

——新設された自民党コミュニケーション戦略本部のエピソードなどとともに——「小泉劇場」という言葉」であると定義している(逢坂 2007:5).

大嶽, 逢坂どちらの文脈においても, 「ワイドショー政治」の新しい(特異な)点は, 従来とは異なる性質のテレビ番組を積極的に利用したこと, 「抵抗勢力」や「古い自民党」に代表される「敵と味方」を強調した政治劇やワンフレーズ・ポリティクスなどの, わかりやすく政治(あるいは政策など)を有権者に伝えることを最重要な位置づけとしたことが挙げられる. つまり, テレビを利用して政治劇を演じることで, 有権者の政治意識に何らかの刺激を与えようとしたことの証左でもある. 前述の大嶽も, アメリカの事例を引用しつつ, テレビの人气が政治家の生命線であることや, 日本のメディアは横並びで視聴者に媚びる傾向が強く, 娯楽性の高い番組であっても, (新聞による同じ情報と比べて)テレビの報じる政治情報のインパクトは極めて大きいことを強調している(大嶽 2003). では, これまで注目されることのあまりなかった「娯楽性の高い政治情報を伝えるテレビ番組(ソフトニュース)」が増加したことと, 有権者の政治意識にはどのように関係があるのだろうか.

## 1.2 本稿の目的

一般に, 「劇場型政治」や「ワイドショー政治」という単語はネガティブな意味があるように思われる. 「ワイドショー政治」について, 大嶽は「小泉の劇場型政治の理解は, 一筋縄ではいかない. それは「遊び」と真剣さ, 素人的イメージと玄人的戦術, 単純さと(考え抜かれた)妙手など, 相矛盾する要素で構成されているからである」と述べている(大嶽 2006:244). また, メディアの多用の面からは「小泉流のワンフレーズ・ポリティクスがもつ優れた点は, 国民を「その気」にさせることであり, 積極的な参加の感情をかきたてるものであった. 小泉首相の演説から, この長所が消えてしまうと, 首相と国民を結ぶ絆が弱まるか, さらには切断されることになってしまう」とも考えられる(藤竹 2002:225). いずれの定義においても, 小泉の政治的手法に関する議論である. つまり, これまでの研究における「ワイドショー政治」の評価とは, 結局のところ小泉のパーソナリティと結びついたものであったとすることができる. しかし, 図1からもわかるように「ワイドショー政治」なるものはメディアにおいて小泉なき現在の政治状況でも散見されるタームである.

政治エリートにとって, 「ワイドショー政治」を利用する大きな理由は, 広範な支持の拡大であろう. そのため, 党の顔としてテレビに出演したり, あるいは議員個人としての支持拡大を目標とする. しかし別の側面からみれば, たとえテレビに出演して支持を獲得しようとしても, 「政治にきちんと取り組んでいない」と思われることにつながっているとすれば, メディア戦略としては「ミス」なのである. つまり, 有権者に「ワイドショー政治」だと思われることは, 政治家や政党にとって戦略ミスなのである.

他方, 社会心理学者の木村は, 「政治は多くの人にとって「どこか遠い世界の話」として

認知されており、こうした距離感は批判的でないし、時として結晶化して政治不信を噴出させるか、政治的な疎遠感が無関心を生み出す」と指摘する(木村 2000:73)。こうした政治に対する距離感とは、本研究との関わりでいえば、政治家によるメディアの積極的な利用によって有権者に政治への関心を与えることに繋がる可能性もあるものであり、こうしたテレビによる政治報道の利用は、「ワイドショー政治的」な意識と関心の喚起といった両義的なものであるように思われる。しかも、味方だと認知する政党のない無党派層では、こうしたテレビからの情報は重要な政治情報を獲得するためのリソースである。また黨員同士で支持態度を強固にするといったこともないため、こうしたテレビの情報によって「政治への眼差し」あるいは自身の選好に近い政党／政治家を見つけようとしていると考えられる。

これらの両義性の分析を行うわけであるが、本研究では、朝日新聞 3000 人世論調査および 2007 年東京大学・朝日新聞共同世論調査を利用する。この 2 つのデータはパネルデータとなっているため、本稿では両調査を同時に利用する。これらの質問では、従来になかった質問がいくつか用意されている。そのひとつに、いまの日本の政治はワイドショー政治だと思いますか」という質問である。この質問項目を利用することで、有権者にとって、ワイドショー政治という認識をもたらすのは、果たして「ワイドショー」(ソフトニュース)なのかについて分析を行うことが可能となる。これらのことから、本研究では、ソフトニュースは、「今の政治はワイドショー政治だ」といった政治へのネガティブな印象を与えるのか、関心を喚起させるのかについて明らかにする。また、両者の関係は相関するものなのか、あるいは独立して存在しているのかにも明らかにしたい。

### 1.3 本稿の構成

本稿は 5 部の構成である。第 2 章では、先行研究を概観する。特にソフトニュースの与える影響について、アメリカと日本の近年の研究動向を敷衍する。第 3 章では、現在の有権者の政治意識やニュースの視聴程度の違いなどについて単純集計表やクロス表を用いて確認を行う。第 4 章では、先行研究や前節のデータの概観から得られた知見を元に仮説を提示する。続いて、計量分析を行い、統計的確認を行う。第 5 章では、本研究で得られた知見について要約し、結論を述べる。その後若干の規範的な議論を行う。本研究で用いたデータとそれらの詳しい操作化の手順などについては補遺に記載している。

## 2. 先行研究の概観

本章では、ソフトニュースが与える政治意識や政治コミュニケーションに関する先行研究を検討する。まずは、海外における諸議論を敷衍し、続いて日本における同様の先行研究について考察する。その後、本稿が注目する無党派層の政治意識に着目する意味についてまとめる。

## 2.1 近年の政治コミュニケーション研究

近年、特に2000年代初頭から、政治コミュニケーション研究において前述の「新しい強力効果モデル」に依拠しつつ、従来あまり焦点の当てられることの少なかったテレビ番組の“質”にも注目が集まりつつある。その嚆矢となるのが、バウムによるソフトニュースの重要性に関する一連の議論であろう。バウムは、1998年に起きたアフガニスタンテロ組織への巡航ミサイル攻撃について、深夜にもかかわらず実に4分の3の人々が翌朝の新聞を見ることなくその情報を知り得ていたという事例を挙げている。ABC, NBC, CBのアメリカ三大ネットワークの夜のニュース番組という「典型的な伝統的なニュース番組」(Baum 2007=2008:105)ではなく、それら以外の深夜の娯楽ニュース番組が有権者への政治的な情報の獲得に貢献していたとしている。この事例に限らず、多くの娯楽ニュース番組<sup>5)</sup>でも政治報道が行われており、こうした番組群の視聴は人々の政治関心の喚起や争点の明確化、政治的知識の向上に貢献していることを明らかにしている。ソフトニュースは、政治関心がなかった人々<sup>6)</sup>に対して政治的出来事を認知させる効果を持ち、従来、戦争や対外危機などの争点化されにくいとされていた外交問題(Converse 1964)を争点として喚起させるとしている。また、ソフトニュースは(特に戦争報道などについて)「安易なフレーミング」<sup>7)</sup>を行いやすく、政治関心の低い層にも“おもしろく包装”することで、ユーザーフレンドリーなニュースを伝えることができるとしている(Baum 2007=2008)。また、ソフトニュースは、「娯楽性」に乗せて政治情報を報じることによって「偶発的副産物」(incidental by-product)として有権者の政治関心を喚起する効果があるとし、教育程度が低くて政治関心の低い層に対して、特に政治的知識の向上に有効であることが実証されている(Baum 2002, 2003)。政治家や政党はメディアをコントロールすることで世論の支持を勝ち取り、リソースを拡大することが可能である一方で、メディアが報じなければ誰にも見向きをしてもらえない。そのため、政治エリートはメディアによって「手足を縛られた存在(hands are tied)」にならざるを得ないため、メディアの効果はさらに政治空間における意味を持ちやすくなっていると指摘されている(Baum and Potter 2009)。こうした見方は、有権者にとって(少なくとも政治情報を得る意味では)ソフトニュースの役割をポジティブに捉えるものといえる。

他方、ソフトニュースの拡大は、民主主義にとってネガティブに働くと見る向きもある。たとえば、カペラとジェミソンは、ソフトニュースの流通は、有権者の政治的シニシズムを助長すると指摘する(Capella and Jemison 1997)。ソフトニュースは、番組の性質上「戦略型フレーム」を多用する。伝統的なニュース番組では、政策や争点に対する検討を加える報道形態(争点型フレーム)が中心であったが、政治家同士の言い争う姿や政局、スキャンダル、選挙キャンペーンの方法といった戦略的な政治家像を強調する番組形態(戦略型フレーム)を用いることによって、政治の負の部分のみが市民に伝播すると主張される。これをカペラとジェミソンは、「シニシズムの螺旋効果」と呼ぶが、戦略型フレームの報道がメデ

イアで支配的になれば、政治に対する不信感が螺旋状に拡大してしまうことを忠告しているのである。さらに、ハードニュースにおいては(相対的に)争点型フレームの利用が多く、ソフトニュースでは戦略型フレームの利用が多いことで、特に政治関心が低かったり教育程度が低い層は、戦略型フレームによる(作為的でないにしろ、相対的に)影響を強く受けやすく、政治に対してネガティブな印象を与えられる効果があると言われる (Zaller 1992, 2003)。またパターソンは、ソフトニュースの度をすぎた娯楽的な政治報道は、現実的課題 (realistic issue)への認識を難しくしてしまうと指摘する<sup>8)</sup>(Patterson 2000)。パターソンらのグループは、過去 20 年間の印刷媒体(print media)において、「総合的・全体的な話題 (COLLECTIVE)」と「個人に言及する話題(SELF-REFERENCE)」<sup>9)</sup>の量的変化について分析を行い、総合的な話題に関するタームが減少し、個人の問題について言及する報道が増加傾向にあることを明らかにした。テレビよりもハードメディアとしての機能が強いはずの新聞をはじめとする印刷メディアですら、ソフトニュース化が急速に進んでいるのである。

こうしたメディア(特にテレビ報道)のソフトニュース化とその増加傾向は、現実的課題への認識を誤らせる傾向を拡大させる。実際に「政府高官は正直である」と答えるアメリカ人の割合が低下したり、政府への信頼がテレビの普及にともなって、40年の間に急激に低下していることが明らかにされている(Patterson 2000)。パターソンはまた、否定的なフレームを多用するソフトニュースの増加によって、本来政治関心が高くハードニュースを視聴する層すらもその居場所を奪い、全体で見るとテレビ報道全体の視聴者が減少することから、政治関心の減少を招くと指摘している。また、プライアーも同様に、ソフトニュースのネガティブな側面を強調する。そもそもソフトニュース自体が、人々の政治に対する興味を惹きつけるようなものではなく、またケーブルテレビやインターネットの発展などメディアの多様化が進むことによって、政治情報に接触する人と全く接触しない人に大別されてしまい、結果的に政治知識の格差が拡大してしまうことを実証している(Prior 2003, 2005, 2007)。

ソフトニュースが与える影響がポジティブなものなのかネガティブなものなのか、いずれの議論においても、「新しい強力効果モデル」を前提としている。その上で、従属変数が互いに異なる点に注意する必要があるように思われる。バウムの議論は“政治関心”を従属変数に据える一方で、カペラやジェミソン、パターソンらの議論は“政治的シニズム”を検討しているのである。政治的シニズムの概念は、政治関心と重複する部分もあるが、独立しているとも言える。たとえば、カペラやジェミソンの理論に依拠すると、ソフトニュースを視聴することで政治関心が高まったが、争点などを理解する(争点型フレーム)報道がなかった結果、政治に対してシニカル(批判的・皮肉的)な見方を拡大させる可能性も考えられる<sup>10)</sup>。つまり、メディアが人々の認知に与える影響は認めつつも、その先の評価に与える効果については、従属変数をどのように捉えるかが異なるため、一定の解が得られていないといえる。

## 2.2 日本におけるメディア研究

続いて、日本におけるメディア研究について検討する。クラウスやフェルドマンは、メディアの中で活躍する小泉の「改革者」や「挑戦者」といった因習を打破するイメージが、小泉の実際的な支持に直接結びついていたことを指摘している(Krauss 2002; Feldman 2002)。また、小泉が特異なのは、こうした小泉像を作り上げるために、従来のニュース番組や討論番組ではなく、ワイドショーやバラエティ番組を積極的に利用したことにある。実際に、小泉・森・小渕の3政権のテレビ出演を比較した蒲島らの分析では、小泉は「ニュースステーション」や「NEWS23」といったニュース番組よりも、「とくダネ!」や「ザ・ワイド」といったソフトニュースでの登場回数が他の過去の首相と比べて明らかに多くなっている(東大法・第七期蒲島ゼミ 2008)。小泉は、テレビ以外にもスポーツ紙などの「非正統メディア」によって支持が「幅広いもの」へと拡大したことも報告されている(石澤 2002; 大嶽 2003, 2006; 星・逢坂 2006; 逢坂 2007; 福元・水吉 2007; 谷口 2008)。しかも、小泉の登場以降、政治的悲喜劇として政局を娯楽的に報道する傾向が急激に拡大していることも報告されている(逢坂 2010)。さらにスーザン・ファーは、メディアを「トリックスター」と表現したが(Pharr 1996)、蒲島郁夫とジル・スティールの研究では、トリックスターたるメディアに改革者として演じさせることで、自民党と小泉は、支持の拡大に成功したと指摘している(蒲島・スティール 2008)。このようなメディアの利用こそ、まさに「劇場型」によるものといえよう。小泉の巧みなメディア戦略といった論点は、これまで顧みられることの少なかったソフトニュースの重要性を提起した。

以上の日本における娯楽的な志向をもつ政治報道(特にソフトニュース)に関する議論は、まさにアメリカにおけるバウムらの議論とつながりを持っている。たとえば、谷口は、NHKの報道とニュースステーション(現在の報道ステーション、当時キャスターは久米宏)の内容分析によって、この2つの番組におけるフレームの違いを明らかにしている。内容分析の結果によれば、戦略型フレームによる報道量は、NHKでは55.6%、ニュースステーションでは76.3%であるとされる。それに対して、争点型フレームについては、NHKで40.3%、ニュースステーションでは15.3%とニュースステーションでは、明らかに争点型フレームを排して戦略型フレームを多用していることが明らかにされている。そして、戦略型フレームを多用するニュースステーションの視聴は、政治的シニシズムを高める作用があることを明らかにしている。NHKの報道と比較してニュースステーションは、ある政治的出来事を単に事実として報道するだけではなく、その事実にキャスターである久米宏が(往々にして)批判的な意見を加えて報じることで、その視聴者が受容する政治的出来事の印象がネガティブになる効果を持つ、というのである(谷口 2002)。ニュースステーションという番組は、1985年から2004年の20年(後継番組である現在の報道ステーションも含めるとさらに長い)という期間にわたって日本の本格的ニュース番組として一定の地位を得ている。

また、これまでのサーヴェイデータを見ても、NHKの報道番組には劣るものの、政治情報を得る番組として常に上位に位置している。こうした報道番組が有権者の政治情報を得る大きなリソースとなっており、パターソンが指摘するような戦略フレーム化が日本でも進展しているとすれば、有権者の政治的シニシズムも拡大傾向にあるのかもしれない。

しかし、日本のテレビ番組におけるソフトニュースとハードニュースの違いは、日本流の展開を見せているように思われる。たとえば、境家(2008)では、米国でいうソフトニュースの外形的な特徴は日本の「ワイドショー」と重複すると指摘する。境家は、アメリカにおける諸議論を元に、日本のソフトニュースの流通が、政治的洗練性や争点喚起、政治的シニシズムに与える影響についてそれぞれ分析を行っている。それによると、ソフトニュースをよく視聴するのは、若年層・主婦(夫)・普段からマスメディアを利用して政治情報を獲得している人々であり、教育程度や政治関心は有意な効果を持たないと結論づけている。また、ソフトニュースは、政党評価や政策態度を変容させる効果を持つが、正しい政治知識を持つか否か<sup>11)</sup>の点では学習効果が見られなかった。さらに、ハードニュースとは異なる争点に注意を向ける傾向を持っており、教育程度の低い層において政治不満を助長する機能を持つことを実証分析において明らかにしている(境家 2008)。

他方、池田謙一は、報道接触が有権者の投票決定に与える影響は決して強いものではないと指摘している。マクロレベルのデータを用いて個人レベルの投票行動を説明することで、生態学的誤謬(ecological fallacy)が生じる可能性があり、投票行動と報道接触の2変量に対して統制変数を加えると、報道接触の効果が弱まるがソフトニュースによって、政治知識の低い人に対して選挙の関心と政治への関心を押し上げる効果を持つことを実証している(稲増・池田 2009)<sup>12)</sup>。ソフトニュースの視聴が、政治や選挙への関心に対して負の関連性を持っていないことは、娯楽志向で批判的な報道が政治的倦怠を招くと指摘されていた先行研究とは異なる結果である。また、ハードニュースにおいて、選挙や政治への関心に正の関連性を示している。概ね、バウムの指摘するように、ソフトニュースによって政治関心が喚起される効果があることを明らかにしている。

これらの研究では、政治知識の違いによってメディアの受ける影響が異なることが示されているが、本稿で注目する無党派層が受ける影響という点では、日本において実証的な分析が少ない。その中でも、細貝亮は新聞記事の内容分析によってメディアのポジティブ／ネガティブな表現が内閣支持率に与える影響について分析を行い、無党派層の拡大と小泉の登場によってメディアの影響力が以前よりも強くなっていることを明らかにしている(細貝 2010)。また、試論ではあるものの、日中関係と小泉の評価について、メディアの影響力が無党派に強く働いている可能性について言及しているものもある(蒲島・竹下 2007:125-127)。いずれにせよ、日本におけるメディアの効果は、プライミング理論が示唆するように、受容者の何らかの違いによってその影響力が異なっているといえる。

## 2.3 まとめ

先行研究において、従属変数として扱われたいるのは、「政治的シニシズム」や「政治関心」といった政治意識や政治知識といった変数である。とくに、政治的シニシズムに関する変数では、谷口(2002)では、カペラらの操作化を用いており、境家(2008)では「政治不満度」を利用して操作化している。これらの操作化においては、たしかにシニシズムの一部であるが、「テレビを通した政治」についてどのように考えているかは定かではない。そこで、本研究では、政治的シニシズムに近いと考えられる「ワイドショー政治の認知」について同様の分析を行うことで、いわゆる「テレビ政治」下における有権者の心理状況を明らかにしたい。

## 3. データの概観

本章では、ニュース番組ごとの視聴の有無や政治意識と無党派層や自覚的無党派層の単純集計表を提示する。その後、それぞれの関係についてクロス表から変数間の関係を明らかにする。統計パッケージソフト「R(2.14.0)」および表計算ソフト「Numbers」を用いて分析を行っている。

### 3.1 ソフトニュースとハードニュースの分類

今回利用する東大・朝日共同世論調査では「下記の項目のうちで通常国会終了後から投票日まで（7月5日～7月29日）に、あなたが見聞きしたり、読んだり、触れたものをすべての番号に○を付けてください。」の質問を利用し、「テレビのニュース番組の選挙報道」への回答をニュース番組の視聴とし、「テレビの討論番組・ワイドショー・バラエティ番組の選挙特集」への回答をソフトニュースの視聴とした。

これらの番組をソフトニュースとハードニュースに分類するわけであるが、先行研究では、政治や経済に関する問題を扱う番組を「ハードニュース」であり、スポーツ・芸能などのニュースを「ソフトニュース」と呼んでいるもの(萩原 2001)と、「従来のニュース番組とは異なり、娯楽性に基づく疑似的なニュースもしくは情報番組」をソフトニュースと呼ぶもの(池田・稲増 2009)がある。実際の研究動向を敷衍すると、個別の番組について内容分析によって分類するもの(たとえば Scott and Gobetz 1992 や池田・稲増 2009)と、ニュース番組間でのフレーム間の差異から分類するもの(たとえば Baum 2002 ; Prior 2002 ; 谷口 2002 ; 境家 2008)に大別できる。

東大・朝日世論調査では、応答者がどの番組を想起して回答したのかについては不明であるため、テレビの討論番組・ワイドショー・バラエティ番組の選挙特集」をソフトニュースとして扱う。ただし、池田・稲増(2009)では、本データと同時期の2007年参院選期間の2007年7月1日から31日の一ヶ月間のニュース番組における重要タームの出現頻度の内容分析からソフトニュースとハードニュースの分類を行っている<sup>13)</sup>。これらの分析結果



と対照しても、ニュース番組とそれ以外の番組を「ハードニュース」と「ソフトニュース」とする本稿での分類は、直観的にも極端に異なることが確認できる。

### 3.2 主たる変数の統計的要約

表1はソフトニュースとニュース番組の視聴の単純集計表である。全体に、見た／見ないでは、特別どちらかの番組の視聴が多いといった傾向は確認されない。また、ソフトニュースの方が「見た」の回答が多いのは、従来のニュース番組以外でも政治報道が行われていることの現れであろう。

続いて、表2は、政治意識に関する単純集計表である。政治関心では、全体の8割以上が関心を持っている。一方で、政治信頼では、半数以上の人々が政治を信頼していないと回答している。また、大いにあると答える人々がわずか2.47%と、現在の日本政治における政治不信がかなり深刻なものであることがわかる。ワイドショー政治の認知においても、半数以上の約58%がワイドショー政治的だと考えている。政治を信頼していない層が約59%と、ワイドショー政治的だと考える人々が約58%とほぼ同数を示しているが、これらの関わりについてクロス表集計を用いて分析する。

最後に、表3は無党派に関する単純集計である。いわゆる「政党支持の残余としての無党派」というカテゴリでは、約4割が「支持政党なし」と答えている。また、敢えてどの政党も支持しないでおこうとする無党派は、全体の半分にも達している。これら2つを見ても、政党支持者においても無党派的な志向が強くなっていることを示唆している。

表1 ソフトニュースとニュース番組の視聴

	見た	見ない	n
ソフトニュース	72.2% 1025	27.8% 395	1420
ニュース	70.8% 1006	29.2% 414	1420

表2 政治関心、政治信頼、ワイドショー政治

	大いにある	少しはある	あまりない	全くない	n
政治関心	31.0% 668	51.1% 1100	15.6% 336	2.3% 50	2154
政治信頼	2.5% 53	39.1% 841	49.2% 1057	9.3% 199	2150
ワイドショー政治	思う 57.8% 1163	思わない 42.2% 850			2013

表3 無党派層および積極的無党派

	あり	なし(無党派)	n
<b>政党支持</b>	61.0% 1303	39.0% 834	2137
<b>積極的無党派</b>	50.5% 1022	49.5% 1000	2022

### 3.3 有権者全体に関するクロス表集計

表4は、政治関心とニュース番組とソフトニュースの視聴別のクロス表である。ニュース番組では、見る人でも見ない人でも全体に政治関心が高い傾向がわかる。対してソフトニュースでは、ソフトニュースの視聴では、政治に関心が多いにあると回答する人々の割合は、見ない人々の24.4%に比べて、見ると答える人々は41.8%と2倍近く高い傾向がわかる。ソフトニュースでは、視聴の有無が政治関心の高さに反映されていると言える。

続いてワイドショー政治の認知とニュース番組とソフトニュースの視聴のクロス表について確認しよう。ワイドショー政治の認知では、ソフトニュースとニュース番組いずれの視聴についても、大きな差は見られない。政治報道が全体的に、ワイドショー政治的、つまり「戦略型フレーム」を多用するようになってきているのかもしれない。

表4 政治関心とテレビ視聴に関するクロス表

	ニュース番組				n
	全くなし	あまりなし	少しある	大いにある	
見る	0.8% 8	11.4% 114	50.9% 511	36.9% 370	1003
見ない	2.2% 9	16.4% 67	44.1% 180	37.3% 152	408

	ソフトニュース				n
	全くなし	あまりなし	少しある	大いにある	
見る	0.5% 5	9.8% 100	47.9% 489	41.8% 427	1021
見ない	3.1% 12	20.8% 81	51.8% 202	24.4% 95	390

表5 ワイドショー政治の認知とテレビ視聴に関するクロス表

	ニュース番組		n
	思う	思わない	
見る	57.8%	42.2%	938
	542	396	
見ない	55.6%	44.4%	387
	215	172	

	ソフトニュース		n
	思う	思わない	
見る	58.6%	41.4%	963
	564	399	
見ない	53.3%	46.7%	362
	193	169	

### 3.4 無党派に関するクロス表

表6は、政党支持者および無党派層ごとのハードニュースとニュース番組の視聴の違いに関するクロス表である。ここでは、無党派層と政党支持者での報道の質の違いについて確認する。まずニュース番組では、無党派層では、76.5%が「視聴した」と回答しており、政党支持者の68.2%と比べて8ポイント近く高くなっている。他方、ソフトニュースではそれほど大きな差ではないものの、政党支持者の方が「視聴した」の回答が多くなっている。しかし、いずれも政党支持の有無によってどちらかの番組を多く見ておらず、とくに無党派層では全体の視聴に比べても、ソフトニュースあるいはニュース番組を極端に視聴していると言った傾向がないことが確認できる。

表6 無党派と政党支持者ごとのテレビ視聴時間

	ニュース番組		n
	見た	見ない	
無党派	76.5%	23.5%	643
	492	151	
政党支持者	68.2%	31.8%	698
	476	222	

	ソフトニュース		n
	見た	見ない	
無党派	71.2%	28.8%	643
	458	185	
政党支持者	74.4%	25.6%	698
	519	179	

### 3.5 無党派と政治意識

表7は、無党派層と政党支持者の政治関心に関するクロス表である。「大いにある」が政党支持者では約37%、無党派では約21%とかなりの差がある。また、「少しある」まで含めると、政党支持者では約86%とかなり高い割合で政治に関心を持っている。無党派層では若干及ばないものの、約75%であり、無党派全体ではそれなりに政治関心を持っていると言える。政党支持者において政治関心が高いというのは先行研究の知見と合致する。また、無党派層においても7割以上が政治に何らかの関心は示しており、田中(1992)が指摘するように、政治に関心がないから政党も支持しないというよりも、政治に関心を持ちつつも「支持する政党」を探している傾向があるのかもしれない。

続いて、表8および表9について確認しよう。まず政治信頼であるが、先行研究の指摘通り明らかに無党派層では高い傾向がわかる。「政治を信頼している」<sup>14)</sup>と政党支持者ではかろうじて5割を越えているが、無党派では3割にも満たない。特に、「あまりない」と「少しはある」の差が大きいように思われる。政党支持者では約47%が「少しはある」と答えているのに対し、無党派層では約27%しか回答していない。一方で、政党支持者においても、「あまりない」の回答が4割を越えており、政治全体への信頼感は低い傾向がわかる。政治信頼を踏まえて、ワイドショー政治の認知について確認したい。無党派層では6割を超える人々が現在の政治状況を「ワイドショー政治的だ」と考えている。しかし、政党支持者でも約54%と半数以上が同様に考えている。小泉政権でしばしば指摘されたワイドショー政治は、無党派層のみならず政党支持者においてもそうした認知が広がっている様子がうかがえる。2005年選挙での自民党圧勝劇は、無党派層の動員が大きな原動力であったことが確認されているが、政治不信や政治的シニシズムは無党派が押し上げているというよりも、本来政治関心が高く、信頼も高いはずの政党支持者の政治意識の変化が拡大しているようにも見える。

表7 無党派層と政党支持者ごとの政治関心

	政治関心				n
	全くなし	あまりなし	少しある	大いにある	
無党派	4.2%	20%	54.6%	21.1%	829
	35	166	453	175	
政党支持者	1.1%	12.7%	49%	37.2%	1297
	14	165	635	483	

表 8 無党派層と政党支持者ごとの政治の信頼

	政治信頼				
	全くなし	あまりなし	少しある	大いにある	
無党派	14.1%	58.5%	27.1%	0.2%	827
	117	484	224	2	
政党支持者	6.1%	43.2%	46.8%	3.9%	1295
	79	559	606	51	

表 9 無党派層と政党支持者ごとのワイドショー政治の認知

	ワイドショー政治の認知		
	思う	思わない	
無党派	62.5	37.5	762
	476	286	
政党支持者	54.9	45.1	1228
	674	554	

### 3.6 小括

本章では、単純集計および主要変数についてクロス表から全体の傾向について分析を行った。まず有権者全体では、ニュース番組はほぼ毎日視聴する人が圧倒的に多く、ソフトニュースは9割以上は「週に一回以上」は見えており、討論番組は週に数度見る人とほとんど見ない人にほぼ二分されている。政治関心では、有権者全体で、8割以上が関心を示している。一方で、約6割が政治を信頼しておらず、同様に現在の政治状況をワイドショー政治だと考えている。無党派層は、全体の約4割を占めており、自分が無党派だと自覚している人々は半数におよぶ。続いて、ソフトニュースとニュース番組の視聴と政治意識に関するクロス表では、ソフトニュース番組の視聴が多いほど政治関心を持っており、ニュース番組に関するクロス表からは特徴的な確認ができなかった。ワイドショー政治の認知については、ソフトニュースの視聴が少ないとワイドショー政治だと思わないという割合が少し多いことが確認できた。最後に無党派層と政党支持者ごとに分類した場合について検討した。ニュース番組とソフトニュースの接触ではほぼ同程度、討論番組は政党支持者の方がよく見ている。また、政治意識では、政党支持者でも無党派でも、共に政治関心が比較的高いことがわかる。政治への信頼では、無党派層の約7割が信頼なしと答えている一方で、政党支持者でも約半数が信頼を持っていない状況がわかった。ワイドショー政治の認知でも、無党派の方が「思う」の割合が高いものの、政党支持者でも半数以上がワイドショー政治的だと考えている。

これらの結果をもとに、無党派層と政党支持者における情報接触の違いが政治意識にもたらす影響について、次章では多変量解析を用いて分析を行う。

## 4. 実証分析

本章では、2章におけるデータの概観をもとに、ソフトニュースの視聴程度の違いによって人々の政治意識にいかなる影響を及ぼすのかについて計量分析を用いて明らかにする。まず、先行研究などから理論の整理を行う。その後、政治関心・ワイドショー政治の認知に関するいくつかの仮説を提示する。その後計量分析の結果から解釈を行う。前章と同様、統計パッケージソフト「R(2.14.0)」および表計算ソフト「Numbers」を用いて分析を行っている。

### 4.1 政治関心

本節では、ニュース番組とソフトニュースの違いが政治関心に与える影響について仮説の導出を行う。先行研究によれば、ソフトニュースを視聴しているとしても、意図せず政治的情報に接触することで政治関心が喚起され、政治的に関心が低い層にも、知らず知らずのうちに政治的知識が向上することを実証している(Baum 2002)。たとえば、「プロレスラーの入場テーマ曲やゴング音を効果音として使い、与野党対決を強調した党首討論会のニュース」<sup>15)</sup>(谷口 2002:275)は、政治関心の低い層にも十分理解できるような報道スタイルの典型といえる。つまり、討論番組や伝統的なニュース番組の日常的な接触のみならず、バラエティ番組や情報番組、あるいは娯楽番組といった政治ニュースのハードルが低い番組への日常的な接触によって、政治関心が喚起されると考えられる。日本においても、池田らは、ソフトニュースの視聴が直近の選挙の関心を押し上げる効果があることを実証している(池田・稲増 2009)。

ソフトニュースは、このように「難しくない」あるいは(敵と味方がすぐわかるような番組形態による)「直観的な判断が可能な」政治ニュースであるため、その視聴が政治関心を高める効果があるとすれば、そもそも「味方」とする支持政党のない無党派層では、ソフトニュースがしばしば用いる「戦略型フレーム」に基づいて政治的判断を行うのであるから、特に強力に作用することが想定される。つまり、無党派層では、「やさしい政治ニュース」たるソフトニュースの視聴によって政治関心が喚起されると考えられる。また、自覚的無党派層でも、政党への信頼が低くなっている傾向からも同様の傾向が考えられる。よって、以下の仮説が考えられる。

H1：ソフトニュースの視聴によって、有権者全体で政治関心が喚起される

H2：ソフトニュースの視聴によって、無党派層では特に政治関心が喚起される

H3：ソフトニュースの視聴によって、自覚的無党派層でも政治関心が喚起される

### 4.2 ワイドショー政治の認知

本節では、ワイドショー政治の認知について検討したい。先行研究では、戦略型フレー

ムを利用する番組を多く視聴するほど、政治的シニシズムの増幅が指摘されているが(谷口 2002), 本研究における中心的な関心であるワイドショー政治という政治観が誘発される効果にも同様の傾向があることが想定される。

キンダーは、政党支持者に比べて、無党派は新たな政治情報に対する「抵抗力」が弱い  
ため、メディアの影響をより受けやすくなることを指摘している(Kinder 1998=2004)。つまり、「抵抗力」たる信頼を担保するはずの「支持政党」を持たないことで、メディアの報道形態による影響がダイレクトに有権者に伝わり、誘発効果を受けてしまう。政治を悲喜劇のように演出する戦略型フレームを多用するソフトニュースにおいては、その効果は無党派層に対して強く作用しすることが考えられるのである。また、ニュース番組では争点型フレームの利用が相対的に多いのだから、ワイドショー政治的というよりも、政策争点に対する正しい認識を持つようになり、ワイドショー政治といった政治観を持たないことが予想される。よって、以下の仮説が考えられる。

H4：ソフトニュースの視聴によって、有権者全体で現在の政治状況をワイドショー政治だと考えるようになる

H5：ソフトニュースの視聴によって、無党派層では特に、現在の政治状況をワイドショー政治だと考えるようになる

H6：ニュース番組の視聴によって、有権者全体では政策や争点の認知を可能にし、現在の政治状況をワイドショー政治だとは思わない

H7：ニュース番組の視聴によって、無党派層では政策や争点の認知を可能にし、現在の政治状況をワイドショー政治だとは思わない

他方、政党支持者においては、なんらかの政治に関する判断を下す際、その支持政党を媒介にし、一定の基準として機能している(池田 1997)のに対して、無党派は政治空間全体を見渡して、自らの選好に近い政党や政策を選び出し、何らかの判断を下さざるを得ない。政党支持者に対して無党派は、フリーハンドな選択が可能な反面、選択にかかる過大なコストを強いられるのである。データによれば、投票先の決定時期について、選挙の2ヶ月以上も前から投票先を決定していた人では、政党支持者では約34%に対して無党派では約16%とダブルスコアの差がある。一方で、選挙当日に決定した人では無党派が22%と政党支持者の10%に対して2倍以上の差がある。(表10)選挙情勢調査報道が終わる約一週間前と選挙当日を合わせると約45%の無党派層では、情報を得るために選挙ぎりぎりまで投票先を厳選していたと考えられる。つまり、無党派層では政治情報を得るためのコストがかかっていることの傍証といえる。

このように、同じメディアの情報であっても無党派層では政治情報を得るためのコストが政党支持者よりも過大にかかるため、情報に対する「抵抗力」が備わっていて、政治意

識に対して有意な効果を持たない可能性もある。そこで、田中(1992)が指摘するように単に政党支持を持たない政党支持の残余としての無党派と敢えて無党派でいようとする自覚的無党派層では、政党支持の有無と言うより、自ら判断を下しているのだから、メディアの情報が薄まって伝わる結果、ワイドショー政治という認知には効果を持たないと考えられる。そこから、以下の仮説が考えられる。

H8：ソフトニュースを視聴していても、メディアの情報を熟考するため無党派はワイドショー政治だと思わなくなる。

H9：ソフトニュースを視聴していても、メディアの情報を熟考するため積極的な無党派ではワイドショー政治だと思わなくなる。

表 10 政党支持と投票時期

	ずっと以前	～2週間前	～1週間前	～前日	投票日当日	n
<b>政党支持者</b>	33.9%	16.4%	20.7%	18.7%	10.4%	818
	277	134	169	153	85	
<b>無党派層</b>	16.2%	17.9%	20.6%	23.1%	22.1%	407
	66	73	84	94	90	
<b>自覚的無党派層</b>	29.6%	24.1%	16.8%	22.9%	13.6%	494
	146	119	83	113	67	

### 4.3 分析手法

本稿では、「あなたはいま、どの政党を支持していますか」の質問で、「支持なし」と回答した有権者を「無党派層」とし、「ところで、マスメディアや政治家は、無党派層という言葉をよく使います。無党派層の定義やそのイメージは人によってさまざまだと思いますが、あなた自身はご自分が無党派層だと思いますか、そうは思いませんか」の質問で「無党派層だと思う」と回答した有権者を自覚的無党派層とした。

従属変数は、「あなたは、今の日本の政治にどれほど興味がありますか」の質問項目を政治関心として、『あなたは、「今の政治はワイドショー政治である」と思いませんか。そうは思いませんか。』をワイドショー政治の認知とする。独立変数には、東大・朝日世論調査から「下記の項目のうちで通常国会終了後から投票日まで(7月5日～7月29日)に、あなたが見聞きしたり、読んだり、触れたものをすべての番号に○を付けてください。」の質問を利用し、「テレビのニュース番組の選挙報道」への回答をニュース番組の視聴とし、「テレビの討論番組・ワイドショー・バラエティ番組の選挙特集」への回答をソフトニュースの視聴とした。

また、統制変数には、投票行動の分野では標準的に用いられる「性別」「年齢」「職業」「教育程度」のデモグラフィック変数を投入した。同時に、政治関心とワイドショー政治への認知の二者間の関係を分析するために、相互のモデルに政治関心／ワイドショー政治への認知をそれぞれ投入した。



ワイドショー政治の認知を従属変数とするモデルでは、2 択が用意されているため、二項ロジスティック分析、政治関心を従属変数とするモデルでは、全く興味がないから大いに興味があるまで用意されているため、連続変数として扱い、重回帰分析(OLS)を用いた。政治関心モデルでは、VIF 値はすべて 2.0 以下であり、多重共線性は発生していなかった。

#### 4.4 分析結果

##### 4.4.1 政治関心の分析結果

政治関心の高さの程度を従属変数に、ニュース番組／ソフトニュースを独立変数に投入し重回帰分析(OLS)を行った結果が表 11 である。表 11 では、有権者全体のモデル、無党派層におけるモデル、自覚的無党派層におけるモデルの 3 つのカテゴリで分析を行った。それぞれのモデルで極端に決定係数が低いものはなかったため、特定のモデルにおいてあてはまりが悪いことはなかった。

まず、仮説 1 であるが、有権者全体において、正の方向で統計的有意であった。ソフトニュースの視聴は、有権者全体で政治関心を喚起することが確認された。これは多くの先行研究とも整合的である。つづいて、無党派層におけるモデルを確認しよう。無党派層でも、政治への関心を喚起する効果が確認できる。また、他のモデルでは、ニュース番組と政治関心の 2 者間について統計的有意が確認できなかったが、無党派モデルでは正の方向で統計的有意であった。仮説 2 についても認められた。また、無党派層にはソフトニュースの視聴のみならず、テレビメディアの情報の影響を受けやすい可能性が示唆される。また、係数も 0.18 と他のモデルに比べても比較的高いことから、メディアの影響を「強く」受けやすいということも考えられる。また、自覚的無党派層におけるモデルであるが、この層でも同様にソフトニュースの視聴と政治関心の二者間において、正の方向で統計的有意であったことから、仮説 3 も支持された。支持政党への信頼が揺らいでいる人々においては、ニュース番組の視聴については統計的有意ではなく、有権者全体のモデルと同様の傾向を示している。

最後に、政治関心とワイドショー政治の認知の関係においては、統計的有意が確認できなかった。これは、無党派層だけではなく、全てのモデルで確認出来なかったのであるから、やはり関心があることと、ワイドショー政治であることの 2 者間は独立していると考えられる。

分析結果から小括すると、やはり「やさしい政治番組」は有権者にとって重要な政治情報の獲得源となっているようである。また、無党派層では特徴的にニュース番組の効果が確認できたことから、テレビの政治報道は、有権者の政治関心を喚起させるポジティブな効果を持っているようである。

表 1 1 政治関心に関する計量分析

	有権者全体		無党派層		自覚的無党派層	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(Intercept)	2.04 ***	0.11	1.59 ***	0.18	1.91 ***	0.16
性別	0.24 ***	0.04	0.21 **	0.07	0.18 **	0.06
年齢	0.14 ***	0.01	0.14 ***	0.02	0.15 ***	0.02
教育程度	0.10 ***	0.02	0.19 ***	0.04	0.12 ***	0.03
自営業	0.12	0.08	0.19	0.15	0.26 *	0.12
主婦	0.09	0.06	0.11	0.10	0.05	0.09
製造サービス	-0.08	0.06	0.01	0.09	-0.06	0.08
農水	0.07	0.10	0.32	0.24	0.30	0.18
無職	-0.05	0.06	-0.03	0.10	-0.01	0.09
ワイドショー政治	0.05	0.04	0.07	0.06	0.03	0.06
ニュース番組	0.05	0.04	0.18 *	0.08	0.08	0.07
ソフトニュース	0.27 ***	0.04	0.27 ***	0.07	0.25 ***	0.06
number	920		376		454	
R <sup>2</sup>	0.154		0.157		0.145	

Signif. Codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05

#### 4.4.2 ワイドショー政治の分析結果

今の政治状況はワイドショー政治と思うか否かを従属変数に、ニュース番組／ソフトニュースの視聴程度を独立変数に投入し、二項ロジスティック分析を行った結果が表 12 である。政治関心のモデルと同様、表 12 においても有権者全体におけるモデル、無党派層におけるモデル、自覚的無党派層におけるモデルの 3 つのモデルについて分析を行った。それぞれのモデルにおける擬似決定係数は、全体に低いものの、極端に高かったり低かったりすることはなかった。

では、分析結果について確認をしていこう。仮説 4 では、有権者全体でソフトニュースの視聴によってワイドショー政治の認知が誘発されることが想定されたが、分析結果では統計的有意はみられなかった。つまり、ソフトニュースの視聴者全体では、政治へのシニカルな眼差しを持つことはないようである。また、仮説 6 では、ニュース番組の視聴によってワイドショー政治という眼差しを持たないことが考えられたが、分析結果からニュース番組の視聴についても統計的有意は確認されなかった。続いて、無党派層におけるモデルについて確認しよう。仮説 5 では、無党派層では特徴的にワイドショー政治への認知が誘発されるとし、仮説 8 では逆にそうした効果を否定するロジックであるが、分析結果から、正の方向に統計的有意であったため仮説 5 は支持され、仮説 8 は否定された。有権者全体では効果がなかったが、無党派層では効果を持つことから、ソフトニュースの視聴は政治に対するシニカルな眼差しを持ちやすくなるのである。しかし、仮説 7 において想定したニュース番組都の関係においては、統計的有意がみられなかった。政策や争点を伝えるタイプの番組を見ても、シニカルな眼差しは解消されないようである。最後に、自覚的無党派層におけるモデルについて確認しよう。自覚的無党派では、仮説 9 でワイドショー政治の認知を誘発しないことが考えられたが、分析結果では正の方向に統計的有意であっ

たため、仮説9は否定される。自覚的無党派層においては、政治関心モデルでは有権者全体に近いことがわかったが、ワイドショー政治の認知では、無党派層と同様の傾向にあることが確認できる。つまり、自覚的無党派層では政党への信頼が揺らいでいるのであるから、「支持政党」はやはりシニカルな視点を防ぐ防御壁として機能していることを表しているといえよう。

また、政治関心のモデルと同様、3つのモデルでも政治関心とワイドショー政治の認知の2者間では相関が認められなかったため、改めてこの2つは独立した軸として存在している。

以上のことから小括を行う。ソフトニュースの視聴は、有権者全体では、政治関心を喚起するが、ワイドショー政治の認知を誘発することはなかった。無党派層では、政治関心は喚起するものの、同時にワイドショー政治の認知も引き起こすのである。最後に、自覚的無党派層でも、無党派層と同様、政治関心は喚起するものの、同時にワイドショー政治の認知も引き起こすことが確認された。また、ニュース番組は、無党派層に対してのみ関心を引き起こすのであるが、ワイドショー政治の認知といったシニカルな政治観を緩和させるような作用はどのような有権者層でも確認できなかった。ワイドショーのようなソフトニュースへの政治家の出演は近年増加していることは前述したが、こうした傾向は、多くの政治状況でキーとなるアクターである無党派層に対して、関心を喚起させるポジティブな効果がある一方で、ワイドショー政治といったシニカルな政治観を助長していることが明らかになったといえる。また、政党支持は、やはり信頼を担保する機能を果たしているようにも思われる。

表12 ワイドショー政治の認知に関する計量分析

	有権者全体		無党派層		自覚的無党派層	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(Intercept)	0.79 *	0.38	1.36 *	0.63	1.05	0.57
性別	-0.02	0.13	-0.07	0.23	0.29	0.20
年齢	-0.19 ***	0.05	-0.23 **	0.08	-0.17 *	0.07
教育程度	-0.14 *	0.07	-0.28 *	0.12	-0.24 *	0.11
自営業	0.30	0.27	0.45	0.49	0.17	0.41
主婦	0.10	0.19	0.34	0.32	0.33	0.28
製造サービス	0.19	0.18	0.16	0.28	-0.10	0.26
農水	-0.18	0.31	-0.27	0.77	0.21	0.60
無職	-0.05	0.18	-0.19	0.31	-0.32	0.27
関心	0.11	0.09	0.18	0.15	0.07	0.13
ニュース番組	-0.02	0.13	-0.37	0.25	-0.16	0.22
ソフトニュース	0.27	0.14	0.50 *	0.23	0.54 **	0.20
number	1246		458		568	
NagelkerkeR2	0.031		0.063		0.048	

Signif. Codes: 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*' 0.01 '\*\*' 0.05 '\*'

## 5. 結語

本節では、分析結果を踏まえて、日本におけるメディアの影響と役割についての結論と含意についてまとめる。最後に、現在の政治状況と有権者の政治意識について若干の規範的な議論を行い、結語としたい。

### 5.1 要約

本稿では、娯楽的な政治報道の与える影響という問いから、ソフトニュースと政治的な関心やワイドショー政治の認知という政治意識に与える影響について分析を行った。本稿の分析によって得られた知見を以下にまとめよう。

\*ソフトニュースは、有権者全体に対して関心を喚起させる効果を持つが、ワイドショー政治の認知をもたらすことはない。

\*ソフトニュースは、無党派層に対して関心を喚起させる効果を持つと同時に、ワイドショー政治の認知までもたらす。

\*ソフトニュースは、自覚的無党派層に対して関心を喚起させる効果を持つと同時に、ワイドショー政治の認知ももたらす。

\*ハードニュースは、無党派層のワイドショー政治の認知に対してのみ有効である。

\*政治関心とワイドショー政治の認知という二変数間の関係は独立であり、関心とワイドショー政治の認知という政治意識は別の次元で機能している。

### 5.2 ソフトニュースのもたらす意味

本研究では、ソフトニュースの与える影響は、無党派層に対して関心を喚起させるというポジティブな効果と、ワイドショー政治の認知をもたらすというネガティブな効果を持つことを発見した。こうしたことから、郵政選挙における無党派層の行動が、当時の現象だけではなくその後の政治状況でも（少なくとも2007年参議院選挙において）おこりうるものであり、こうした政治意識の両義性とテレビ報道、とくに近年の娯楽化する政治報道によって引き起こされていることがわかる。また、無党派層ではニュース番組の視聴においてもワイドショー政治の認知を引き起こすことがわかった。無党派層に限らず、政治情報の獲得源としてテレビ報道は重要なものであると考えられるが、とくに無党派層ではテレビ報道全体の効果がより強く働きやすいことが示唆される。

また、ソフトニュースは、3つの層（有権者全体、無党派層、自覚的無党派層）において、ワイドショー政治の認知をもたらすといった結果は、「メディアは、ポピュリズムの温床と化している」（大嶽，2006）という指摘に通じるものがある。さらに、信頼を担保するはずの「支持政党」を持たない無党派層では特にテレビ報道によって影響を受けやすいとすれば、失言・スキャンダルといった類のまさに「ワイドショーネタ」は、難しい政治判

断をすることもなく直感的な判断ができるヒューリスティックとなり得る一方で、政治への信頼を回復する一つのキーになるのは「情報の質」であることが指摘できる。

また、自覚的無党派層での同様の分析では、ソフトニュースの視聴とワイドショー政治への認知が確認できた。他方、無党派層ではニュース番組の視聴でも政治関心の喚起との関係がみられたが、自覚的無党派層では確認できなかった。無党派層と自覚的無党派層との比較で言えば、自分が無党派層だ（あるいは党派性を喪失しかけている）という人々においては、テレビ報道の影響というよりも、自発的に政治関心を持ちつつも政治には批判的な目で見ているのかもしれない。こうした傾向は、田中や松本の指摘する、積極的無党派やそのつど支持といった無党派層像と重複すると考えられる。また、自覚的無党派層においては、残余としての無党派層に比べて、すこし冷静に政治を敷衍しているといえるだろう。

パーソナルな間での政治的会話が少なく、社会資本(social capital)が低い日本では、政治情報を得る手段の多くはメディアに依存せざるを得ないと言える。とくにメディアでは「政治に関心のない若者」論が時折聞かれる。若年層において新聞の購読率が年々下がっていることで<sup>16)</sup>、相対的にテレビから得られる情報のウェイトが上昇しているのである。その中で、娯楽性を持った政治情報を伝える番組が影響を持ちやすくなるのは、いかにも当然のようにも思われる。憶測の域を出ないが、番組の質的な違いが無党派に対して効果を持つことによって、(選挙報道のおよそ一か月の)短期間では支持をかえさせる効果(改変効果)が期待できないとしても、日常的な情報接触によってゆっくりとメディアに引きづられる可能性も考えられるだろう。

### 5.3 テレビ報道と政治

他方、近年「わかりやすい政治情報番組」が好評を得ている。たとえば、NHKでキャスターなどを勤めた池上彰氏による「わかりやすく伝えること」を目指した民放番組が高視聴率<sup>17)</sup>であったし、池上の「いい質問ですね」という言葉は2010年の流行語大賞にも選ばれている。有権者は、政治に対してネガティブな感情を持っていると同時に、(主にメディアから)与えられた政治情報をうまく理解、解釈ができないためにアンビバレントな意識を持ち、「知りたいけどわからない」というディレンマ状態にあるようにも思われる。本稿で得られた知見から、テレビ報道の在り方、つまり「どの政治情報(状況)をどのように伝えるか」というフレーミングは、無党派層の悲観的な感情に影響を与えているということができる。「わかりやすい政治」を求めている有権者にとって、テレビの報道の在り方は重要な意味を持っているのである。こうした視聴者像から推測するに、ワイドショー政治のような、わかりやすい政治番組に飛びつきやすくなるだろうということは想像に難くない。残念ながら、前述の番組の多くは池上氏の降板によって終了してしまっただが、「政治の解釈」を求める有権者に、有用な政治的情報を与える新しいソフトニュースのプロトタイプと言

えるかもしれない。

## 補遺 変数の定義

【性別】 男=1, 女=0

【年齢】 20歳代=1, 30歳代=2, 40歳代=3, 50歳代=4, 60歳代=5, 70歳代以上=6

【教育程度】 小・中学校=1, 高校=2, 専門学校・短大=3, 大学・大学院=4

【職業】 製造・サービス／自営業者／農林水産業／主婦／その他・無職(事務・技術職が参照カテゴリ)

【無党派層】

「あなたはいま、どの政党を支持していますか。1つだけマルをつけてください。」を利用。

「支持なし」=1, それ以外(その他を除く)=0

【自覚的無党派層】

「ところで、マスメディアや政治家は、無党派層という言葉をよく使います。無党派層の定義やそのイメージは人によってさまざまだと思いますが、あなた自身はご自分が無党派層だと思いますか、そうは思いませんか。」を利用。

「無党派層だと思う」=1, 「そうは思わない」=0

【政治関心】

「あなたは、今の政治にどの程度興味がありますか。」を利用

「全く興味がない」=1, 「少しは興味がある」=2, 「あまり興味はない」=3, 「大いに興味がある」=4

【政治信頼】

「あなたは、日本の政治を信頼していますか。」を利用

「全く信頼していない」=1, 「あまり信頼していない」=2, 「ある程度信頼している」=3, 「大いに信頼している」=4

【ワイドショー政治】

「あなたは、「今の政治はワイドショー政治である」と思いますか. そうは思いませんか.」  
「そう思う」=1, 「そうは思わない」=0

【ニュース番組】「下記の項目のうちで通常国会終了後から投票日まで(7月5日～7月29日)に, あなたが見聞きしたり, 読んだり, 触れたものをすべての番号に○を付けてください.」の質問における「テレビのニュース番組の選挙報道」の回答を利用  
「視聴した」=1, 「視聴していない」=0

【ソフトニュース】「下記の項目のうちで通常国会終了後から投票日まで(7月5日～7月29日)に, あなたが見聞きしたり, 読んだり, 触れたものをすべての番号に○を付けてください.」の質問における「テレビの討論番組・ワイドショー・バラエティ番組の選挙特集」の回答を利用  
「視聴した」=1, 「視聴していない」=0

#### [注]

- 1) 正統メディアとは, 従来から政治報道を主に担当してきた新聞やニュース番組, 非正統メディアとは, スポーツ紙や週刊誌, あるいはワイドショーといった「おもしろおかしく政治を報道する」ものである. (福元・水吉 2007)
- 2) 朝日新聞では同社が提供している新聞記事検索サイト「聞蔵Ⅱ」, 読売新聞でも同様の「ヨミダス歴史館」を用いて, 「劇場型政治」と「ワイドショー政治」が記事中(ただし投書欄などの記事以外のものは筆者が除いた)に登場した回数である. 対象は2000年1月1日から2011年11月30日. それ以前には, 「劇場型政治」と「ワイドショー政治」という単語はヒットしなかった.
- 3) 朝日新聞, 2006年8月29日朝刊による.
- 4) 実際に, 2007年選挙では自民党は大敗を喫したし, 2009年選挙では政権交代が起きたことは記憶に新しい.
- 5) バウムは, 特定の番組というよりも, 「深夜の娯楽志向のトーク番組のほか(中略)芸能ニュース番組など」(Baum 2007=2008:105) といった幅の広い娯楽番組を指している.
- 6) ハードニュースに触れない大きな理由のひとつに「政治オタクでない数百万の米国人にとって, 伝統的な政治の話は耐え難い」(Baum 2007=2008:112) というものがあり, また, テレビ局は, 娯楽性を高めて, いわゆるスポンサー獲得, 視聴率, (ケーブルテレビなどの場合は) 視聴料を高めるという戦略(Hamilton 2008)があり, これらの均衡にソフトニュースの視聴自体が強力な意味を持つようになる, と指摘出来る.
- 7) たとえば, 9・11 テロについて, センセーショナルなヒューマンドラマのようにエピソード

ト的に描いたり、米国の敵対者をアドルフ・ヒトラーのように例えることで「敵と味方」を強調するようなフレーミングをさす。

- 8) パターソン自身は、謝った認識をもたらすフレーミング自体は指摘しているが、それが戦略型フレームなのか否かについては言及していない。しかし、研究動向との比較から見ると、戦略型フレームに極めて近い概念であると言える。
- 9) 一般に、「総合的・全体的な話題(COLLECTIVE)」は、社会集団に関する話題(social group)や専門性のある話題(task group)、地理的な出来事(geographic entities)といったハードニュースがしばしば扱う話題・報道手法であり、「個人が言及する話題(SELF-PREFERENCE)」は、事実に対して報道側が何かしらの意見を述べるというソフトニュースがよく利用する報道手法である。
- 10) アメリカの政治学者ノリスは「(メディア効果と視聴者の)因果作用というよりも、双方の相互作用を丁寧に確認する方がよい」と指摘している(Norris 2000)。
- 11) 境家(2008)では、「各政党のイデオロギー位置に関する推定精度」を利用する。2003年東京大学朝日新聞共同政治家調査における各政党のイデオロギー位置を推定し、同世論調査における有権者の考える政党の位置を対照する(客観的な政党イデオロギー位置と回答者の推定値の差の絶対値)ことで政治知識変数を操作化する。
- 12) ただし、テレビの与える効果自体には、「低接触にもかかわらず、それが持つ映像の力によって、事件や出来事をときに強く印象づけることを可能にし」たとも言及している(池田 2000:81)。
- 13) 池田・稲増(2009)によれば、33番組の内容分析から分類を行っている。詳しい番組の分類については下記の通りである。内容分析等の詳しい手順などは池田・稲増(2009:46)を参照されたい。  
ハードニュース：「イブニング・ウェイクアップ」「ニュース 23」「報道ステーション」「ウェイクアッププラス!」「報道 2001」「サンデー・プロジェクト」「報道特集」「ビートたけしのTVタックル」「クローズアップ現代」「とくダネ」  
ソフトニュース：「めざましテレビ」「THE・サンデー」「サンデーモーニング」「時事放談」「スッキリ!!」「ニュース JAPAN」「ズームイン!! SUPER」「みのもんたの朝ズバッ!」「やじうまプラス」「NEWS リアルタイム」「NEWS ZERO」「ワールドビジネスサテライト」「ブロードキャスター」「真相報道バンキシャ!」「新報道プレミア A」「太田総理の私が総理大臣になったら…秘書田中」「スーパーモーニング」「ワイド!スクランブル」「ザ・ワイド」
- 14) 少しはある+大いにあるの回答の合計。
- 15) 実際に、2002年6月12日のニュースステーションで、年金制度改革に対する各政党のスタンスを説明する際に利用されたものである。
- 16) 本調査の結果でも、新聞を「ほぼ毎日見る」という人々は、40代以上では約8割を越え



ている一方で、30代では62%、20代では45%とおおよそ半分にとどまっている。

17) たとえば、「そうだったのか!池上彰の学べるニュース」「学べる!!ニュースショー!」(ともにテレビ朝日系列)や「がちりマンデー!!」「ざっくりマンデー!!」(ともにTBS系列)などでは講師役として出演し、共に視聴率は10%前後と好調であった。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞3000人世論調査『あなたにとって政治とは』(朝日新聞社)」の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Baum, Mathew A, 2002, "Sex, Lies and War: How Soft News Brings Foreign Policy to the Inattentive Public." *American Political Science Review*, Vol.96(1), pp.91-109.
- , 2003a, "Soft News and Political Knowledge: Evidence of Absence or Absence of Evidence?" *Political Communication*, Vol.20 (4), pp.173-190.
- , 2003b, *Soft News Goes to War: Public Opinion and American Foreign Policy in the New Media Age*, Princeton: Princeton University Press.
- , 2007, "Soft News and Foreign Policy: How Expanding the Audience Changes the Policies" *Japanese Journal of Political Science*, Vol. 8(1), pp.115-145. (=2008, 上ノ原秀晃訳『メディアが変える政治』3章, 東京大学出版会.)
- Baum, Matthew A. and Angels S. Jamison, 2006, "The Oprah Effect: How Soft News Helps Inattentive Citizens Voter Consistently." *Journal of Politics*, Vol. 68 (4), pp.946-959.
- Cappella, Joseph N. and Kathleen H. Jamieson. 1997, *Spiral of Cynicism*, New York : Oxford University Press. (=2005, 平林紀子・山田一成監訳『政治報道とシニシズム』, ミネルヴァ書房)
- Converse, P.E, 1964, The nature of belief system in mass public. IN David. E. Apter(Ed), *Ideology and discontent*. NEW YORK:Free Press.pp.206-261.
- Feldman, Ofer, 2002, *Personality and Leadership*. Washington, D.C.: Woodrow Wilson International Center for Scholars.
- 藤竹暁, 2002, 『ワイドショー政治は日本を救えるのか——テレビの中の仮想政治劇』KKベストセラーズ.
- 福元健太郎・水吉麻美, 2007, 「小泉内閣の支持率とメディアの両義性」『学習院大学法学会雑誌』43(1), pp.1-21.
- 福田亮, 2008, 「テレビ欄に見る小泉政権とメディアの関係」東大法・第7期蒲島郁夫ゼミ編『小泉政権の研究』, 木鐸社, pp.141-152.
- Hamilton, James T, 2007, "News That Sells: Media Competition and News Content." *Japanese Journal*

- of Political Science, Vol. 8(1), pp. 7-42. (=2008, 上ノ原秀晃訳『メディアが変える政治』4章, 東京大学出版会.)
- 細貝亮, 2010, 「メディアが内閣支持に与える影響力とその時間変化——新聞社説の内容分析を媒介にして」『マス・コミュニケーション研究』77号, pp. 225-242.
- 星浩・逢坂巖, 2006, 『テレビ政治 国会報道からTVタックルまで』朝日新聞社.
- 池田謙一・稲増一憲, 2007a, 「政党スキーマ・小泉スキーマから見る小泉政権」池田謙一編『政治のリアリティと社会心理——平成小泉政治のダイナミクス』木鐸社, pp.69-102.
- , 2009, 「多様化するテレビ報道と、有権者の選挙への関心および政治への関与との関連——選挙報道の内容分析と大規模社会調査の融合を通して」『社会心理学研究』25-1, pp.42-52.
- 池田謙一, 1997, 『転変する政治のリアリティ——投票行動の認知社会心理学』木鐸社.
- , 2000, 『コミュニケーション』東京大学出版会.
- , 2007, 「リアリティのダイナミクス: 2005年に至ると投票行動の基本分析」, 池田謙一編『政治のリアリティと社会心理:平成小泉政治のダイナミクス』木鐸社, pp. 33-67.
- 飯島勲, 2006, 『小泉官邸秘録』日本経済新聞社.
- Kinder, Donald R, 1998, Opinion and action in the realm of politics. In Daniel T. Gilvert, Susan T. Fiske, and Grandeur Lindzey eds., The handbook of social psychology 4th ed., Vol.2, pp.778-865, New York:McGraw-Hill (=2004, 加藤秀治郎・加藤祐子訳『世論の政治心理学—政治領域における意見と行動』世界思想社.)
- Klapper, Joseph T, 1960, The Effect of Mass Communications, Glencoe, Ill : Free Press.
- Krauss, Eliss S, 2000, Broadcasting Politics in Japan:NHK and Television News. Ithaca: Cornell University Press.
- 蒲島郁夫, 1997, 『政権交代と有権者の態度変容』木鐸社.
- , 2007, 「政治文化とメディア」蒲島郁夫・竹下俊一・芹沢洋一編『メディアと政治』, 有斐閣, pp.3-30.
- 蒲島郁夫・ジル・スティーブル, 2007, 「小泉政権とマス・メディア」サミュエル・ポプキン・蒲島郁夫・谷口将紀編『メディアが変える政治』東京大学出版会, pp.175-206.
- 木村純, 2002, 『対人ネットワークの「副産物」としての政治』飽戸弘編『ソーシャル・ネットワークと投票行動』, 木鐸社, pp.93-94.
- Norris, Pipper, 2000, “The impact of television on civic malaise.”, Pharr, S. J. and Putnum, R .D. (es), Disaffected democracies: What's troublinn the trilateral countries? Princeton, NJ:Princeton University Press, pp.231-251.
- 逢坂巖, 2007, 「小泉劇場 in テレビ 05年総選挙のテレポリティクス——「内戦」としての改革, その表像と消費」『選挙研究』22号, pp.17-24.
- , 2010, 『2009年総選挙のテレポリティクス——民主党の「パブリシティ」と宣伝』

- 選挙研究 26 号(2), pp. 44-59.
- 大嶽秀夫, 2003, 『日本型ポピュリズム——政治への期待と幻滅』中央新書.
- , 2006, 『小泉純一郎ポピュリズムの研究』東洋経済新報社.
- 萩原滋, 2001, 「ニュース番組の内容と形式: 娯楽化傾向の検証と番組の類型化」萩原滋編著『変容するメディアとニュース報道——テレビニュースの社会心理学』丸善, pp.67-114.
- Patterson, Thomas E, 2000, “Doing Well and Doing Good; How Soft News and Critical Journalism Are Shrinking the News Audience and Weakening Democracy - and What News Outlets Can Do about It.” John Shorenstein Center on the Press, Politics and Public Policy, Joahn F. Kennedy School of Government, HarvardUniversity.
- Pharr, Susan J, 1996, “Media as Trickster in Japan: A Comparative Perspective.” In Susan J. Pharr and Ellis S.Krauss eds., Media and Politics in Japan. Honolulu: University of Hawaii Press, pp.19-44.
- Potter, Philip B.K. and Baum, Mathew A, 2010, "Democratic Peace, Domestic Audience Costs, and Political Communication "Political Communication, Vol.27,453-470.
- Prior, Markus, 2003, “Any Good News in Soft News?” Political Communication, Vol.20, pp.142-172.”
- , 2005, “News vs. Entertainment: How increasing media choice widen gaps in political knowledge and turnout.” American Journal of Political Science, Vol.49, pp.577-592.
- , 2007, Post-broadcast democracy: How media choice increases inequality in political involvement and polarized election. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- 境家史郎, 2008, 「日本におけるソフトニュースの流通とその効果」『日本政治研究』第 5 卷 1・2 合併号, pp. 26-48.
- 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」『レヴュアアサン』39 号, pp. 38-69.
- 高瀬淳一, 1999, 『情報と政治』新評論.
- 谷口将紀, 2002, 「マスメディア」福田有広・谷口将紀編『デモクラシーの政治学』東京大学出版会, pp. 269-286.
- , 2007, 「日本における変わるメディア, 変わる政治」サミュエル・ポプキン・蒲島郁夫・谷口将紀編『メディアが変える政治』東京大学出版会, pp.149-174.
- 竹下俊郎, 2007, 「メディアと世論」蒲島郁夫・竹下俊郎・芹沢洋一編『メディアと政治』, 有斐閣.
- 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』第 7 号, pp. 80-99.
- , 1997, 『「政党支持なし」層の意識構造——政党支持概念の再検討の試論』『レヴュアアサン』20 号, pp. 101-129.
- , 1998, 「選挙・世論の計量分析——無党派層の計量分析」『日本オペレーションズ・リサーチ』第 43 卷 7 号, pp. 369-373.
- Zaller, John, 1992, The Nature and Origins of Mass Opinion, New York :Cambridge University Press.

# 現代日本における有権者の政治的信頼の特質と機能に関する 一考察

大川 千寿

(熊本大学)

今日の日本政治において、政治・政党に対する不信が広がっているが、有権者の政治的信頼（政治や政党に対する信頼・評価）は、いかなる特質を持ち、現実の政治過程でいかなる機能を果たしているのか。本稿では、2007年参院選前後の調査データをもとに検討した。その結果、有権者の日本政治に対する信頼や政党の役割に対する評価は、政党（特に与党）支持と密接に結びついていることが分かった。政治的信頼を考える上で、政権を握り、立法・行政において主導的な役割を果たす与党の責任は重い。一方で、有権者の政治意識や投票行動における政治的信頼の働きは、政党支持に加えてその時々選挙における争点によって制約・左右されうる、ということを実証的に表した。

## 1. はじめに

小泉政権以後、2009年の政権交代を挟んでも日本の政治状況は安定せず、政権党が十分機能しない状態が続いてきた。こうした中で、現代日本の有権者の大部分は、多くの先進国と同様に政治に対する信頼感を持たずにおり、政党の役割にも不満を抱いている。

今日の有権者が持つ、政治そのもの、あるいは政党などの政治的アクターに対する信頼・評価にはいかなる特質があるのだろうか。また、選挙での投票行動など実際の政治過程でそうした信頼はどのように機能しているのだろうか。

本稿では、これらの問いに対し、07年参院選にかけての有権者の動態を分析することを通して答えていく。分析にあたっては、先行研究や選挙当時の政治状況も踏まえながら、有権者の政党支持・選挙での争点と政治的信頼との関係に特に着目する。

なお、本稿で主に使用するデータは、朝日新聞社が07年4月から5月にかけて行った「朝日新聞3000人世論調査『あなたにとって政治とは』」データである。

## 2. 政治的信頼の実際と機能

### 2.1 政治的信頼の実際と機能

日本を含む先進国において、「政治不信」が指摘されて久しい。政治的信頼、言い換えれば政治制度そのものや政治的アクター（政党や政治指導者・政治家など）に対する信頼のありようについては、多くの研究者によってこれまで論じられてきた<sup>1)</sup>。

例えば、比較政治的な分析によると、高いレベルの政治的腐敗にある国ほど、政治システムへの評価はより否定的になるが、現状の政治的権威の支持者の間では腐敗の否定的効果は減じられるという（Anderson and Tverdova 2003）。一方、米国の有権者の分析において

は、二大政党と有権者との争点態度の違いや、現職大統領のパフォーマンスへの有権者の不満が政治的信頼の低下につながっているとされる (Erber and Lau 1990; Miller 1974; Citlin 1974). これに対し、政治的信頼の低下こそが、政治的リーダーへの不満の原因であるとする議論もある (Hetherington 1998). いずれにせよ、政治的信頼と指導者 (が率いる政党) のパフォーマンスへの満足度は、表裏一体の関係にあるようである.

また、有権者のイデオロギーによって、政治的信頼のもつ効果は異なるという分析結果もある (Rudolph and Evans 2005). さらに、政治的信頼が投票行動に与える影響についての研究もある. 米大統領選において有効な第三政党の候補がいる場合には、政治的信頼の低い有権者は第三政党へ、いない場合は二大政党 (民主・共和) のうちの野党へ投票する傾向にあるという (Hetherington 1999).

## 2.2 日本における政治的信頼

日本においては、高度経済成長を踏まえ、政治の焦点が安保から経済へと移り、自民党長期政権のもとでその構図が深まっていく中で、徐々に政治的信頼が問われていくこととなった. その契機となったのが 1976 年のロッキード事件である (公平 1979). その後も、89 年のリクルート事件などさまざまな政治倫理の逸脱が、長期的な政治不信の表明を増加させることになった (小川 1993).

93 年の 55 年体制の崩壊が、政治的信頼を崩壊させたとする言説もある (善教 2009). また、90 年代は官僚による政治腐敗が増加し、汚職等の報道が日本人の政治的信頼のさらなる低下をもたらしたともされた (Pharr 2000). 政治的信頼は、このように政治腐敗や政治改革が争点となる時期に、投票行動に与える影響が大きいとされる (小林 2000). 実際に 93 年総選挙では、政治改革を掲げて誕生した新党が多くの有権者の受け皿となった (蒲島 1998).

一方、90 年代の分析では、特に制度への信頼に比べ政府への信頼が低下し、政治家不信の高まりがみられたという (綿貫・三宅 1998). 2000 年代に入っても、政治への不信、政党や政治家に対する信頼のなさは例えば、読売新聞東京本社世論調査部編 (2004) など示されたように引き続き存在している. そうした中で、小泉純一郎政権は、01 年から 06 年まで異例の高い支持率を保ち続けた. ただ、小泉政権について分析した上川 (2010:331-333) は、国民の関心が長続きしないことや、トップリーダー・政治に民意が反映されることへの過剰な期待を持つことによって、政治への短期的な幻滅が大きくなることを指摘している.

## 3. 2007 年参院選と政治的信頼

### 3.1 朝日 3000 人調査における政治的信頼と政党支持

それでは、最近の日本の有権者の政治的信頼、また政治そのものや政治における枢要な

アクターである政党への信頼・評価はいかなるものなのだろうか。

本稿では、2007年4月から5月に実施された朝日3000人調査データを主な分析対象とする。この調査では政治的信頼に関する設問がいくつか用意されている。

まず、「日本の政治を信頼していますか」(Q2)との設問には、58.4%が「信頼していない」と答え、「信頼している」は41.6%にとどまっている<sup>2)</sup>。相変わらず、政治への信頼度は低いようである。

一方で、政党に対する評価はどうか。「いまの政党が期待される役割を果たしていると思いますか」(Q34)には、88.9%と大半の有権者が「そうは思わない」と回答している。だが、「政党という存在が日本の政治にとって大切だと思うか」(Q33)では、57.0%が「大切だと思う」と答えた。政党という存在そのものの必要性和政党が果たしている現状の役割への評価とは、必ずしもリンクしていないことが分かる。

吉田(2007a・b)は、性別(Q66)・年代(Q67)・職業(Q68)・支持政党(Q31)といった属性別に、これらの設問への回答状況の違いを示した。この中で、政党支持との関係では与党支持者ほど日本の政治を信頼し、日本政治における政党の重要性を認め、政党が果たしている役割について評価しているとした。先行の政治的信頼に関する研究とも概ね符合する結果である。その一方で、野党、特に民主党支持者については、日本政治への信頼や政党への評価は低いようである<sup>3)</sup>。

それでは、与党支持と野党支持とでは、どちらがより政治的信頼の度合いに影響を与えているのだろうか。本稿で論証したい1つ目のポイントである。

一般に、政権を握り、立法・行政において主導的な役割を果たすのは与党である。そのため動向が注目され、報道量も多くなる(前田 2011)。また、07年において民主党は野党第一党で、有権者の期待も高まりつつあったが、07年参院選前の段階では自民党の支持率には及んでいない。そうした中で民主党は、政党支持や政策的立場を超えた幅広い層の有権者を取り込んで、対抗政党としての地位を確立してきた(大川 2011)。こうしたことから、与党支持と野党支持を比べた場合、民主党や野党への支持が政治的信頼に与える影響よりも、与党(政治家)を支持するか否か影響を与える部分が大きいと考えられる。

### 3.2 2007年参院選前後の政治状況と政治的信頼

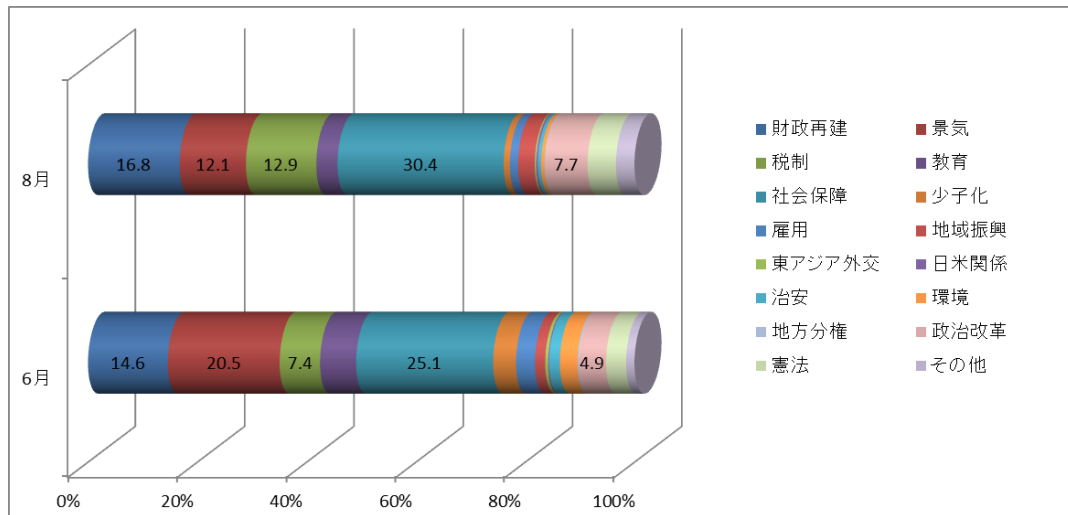
次に、2007年参院選前後の政治状況、特に当時の安倍晋三政権の展開を簡単に振り返る。

小泉政権のあとを受けて、06年9月に発足した安倍政権は、当初高い支持率を誇った<sup>4)</sup>。だが、06年末には05年の郵政民営化関連法案に造反した議員らを自民党に復党させ、改革からの後退だとの批判を浴びたほか、07年に入っても松岡・赤城両農水相の事務所費問題、久間防衛相の原爆投下「しょうがない」発言など閣僚の不祥事が次々と露呈した。

さらに、有権者の間には、2000年代初頭から社会保障に対する不安が継続的に存在していた。安倍政権発足時の朝日新聞世論調査でも、一番力を入れて欲しいこととして「年金・

福祉の改革」が 48%を占めていた<sup>5)</sup>。07 年になって、社会保険庁による年金記録のずさんな管理が「消えた年金」として問題化するなどし、野党・民主党も、小沢一郎代表のもと国民生活重視と自民党との対決路線を鮮明にして追及を強めた。だが、安倍政権は社会保障制度改革に十分に踏み込むことができなかった。(清水 2009 ; 大川 2011)

図 1 有権者が最も重視する（した）政策（2007 年 6 月・8 月）



こうして迎えた 07 年参院選において、自民党政治家は争点を分散させようとしたが、民主党政政治家は社会保障政策に焦点を絞って選挙を戦った(上ノ原・大川・谷口 2007)<sup>6)</sup>。これに有権者はどのように反応したか。図 1 は東京大学谷口将紀研究室と朝日新聞が共同で実施した世論調査(以下、東大・朝日調査)<sup>7)</sup>による、有権者が 07 年参院選前後で最も重視する(した)政策である。社会保障がいずれも 1 位であるが、選挙後にかけて 5 ポイントほど増加しているのが目立つ。この選挙で、民主党は改選議席で過半数に迫る 60 議席を獲得して参院で第一党となり、いわゆる衆参ねじれ国会が現出した。そして 09 年の政権交代につながっていく。05 年が「郵政民営化」選挙であったならば、07 年は「年金」選挙であったと言えるだろう。

このように、安倍自民党政権にとっては 07 年の参院選に向けて、身内の不祥事に加え、年金問題を中心とした社会保障をめぐる問題という、有権者の目につきやすいネガティブな要素が顕在化する状況であった。こうした中で、有権者がもつ政治的信頼は、参院選での有権者の意識や投票行動において、どのように機能したであろうか。前節でも言及した政党支持に加えて、安倍首相・自民党政権の悪いパフォーマンスを象徴した年金問題への認識にかなり影響を受け、政治的信頼の投票などへの直接的な働きが限られることになったものと考えられる。これが、本稿で論証したい 2 つめのポイントである。

## 4. 仮説

以上を踏まえて、本稿では 2007 年参院選前後の日本を題材に、政治的信頼に関して大きく 2 つの仮説を立て、検証する。

(仮説 1) 07 年の段階で、日本の有権者の政治への信頼と政党の役割への信頼には、正の相関関係がある。また与党を支持するほど、政治への信頼度、政党の役割への評価も高くなる。

(仮説 2) 07 年参院選において、有権者の日本政治への信頼度、政党の役割への評価は、政党支持や、主要な争点となった社会保障・年金問題に関する変数を考慮することによって、政党に対する感情や投票先の決定に有意な影響を与えなくなる。

## 5. 分析

### 5.1 政治への信頼と政党の役割への評価、政党支持

まず、仮説 1 を検証するために、朝日 3000 人調査データを用いて分析していく。有権者の日本政治への信頼度（朝日 3000 人調査、Q2）を従属変数とする重回帰分析と、政党の役割への評価（Q34：ダミー変数。期待された役割を果たしている=1）を従属変数とするロジット分析をそれぞれ行う。

独立変数は、政党支持（Q31：自民・民主・公明・共産・社民のダミー）、日本政治にとっての政党の重要性（Q33：ダミー変数。大切である=1）に加え、民主党が台頭しつつあった当時の政治状況を考慮し、政権交代へのまなざし（Q65：ダミー変数。よいと思う=1）を変数として投入する。

また、日本政治への信頼度（Q2）と政党の役割への評価（Q34：ダミー変数）を、互いを従属変数とする分析に独立変数として投入する。

なお、性別ダミー（Q66、1=男性）、年齢層（Q67）、最終学歴（Q69）、生活水準（Q70）、都市規模といった社会的属性に関する変数をコントロール変数として投入する。

それぞれの分析の結果は、以下の通りである。



表 1 日本政治への信頼度を従属変数とする重回帰分析

	B	SE
定数	1.699 ***	.085
日本の政治にとって政党は大切	.198 ***	.032
政党に期待される役割	.345 ***	.049
政権交代がたびたび行われるようになること	-.143 ***	.032
性別	.066 *	.030
年齢	.082 ***	.011
最終学歴	.017	.012
生活水準	.034 *	.014
都市規模	.000	.016
自民支持	.248 ***	.038
民主支持	-.009	.042
公明支持	.207 *	.086
共産支持	-.100	.092
社民支持	-.027	.098
N	1711	
調整済みR2	.218	

表 2 政党の役割への評価を従属変数とするロジット分析

	B	SE
定数	-7.382 ***	.730
日本政治の信頼度	1.055 ***	.161
日本の政治にとって政党は大切	2.565 ***	.373
政権交代がたびたび行われるようになること	-.491 **	.189
性別	-.132	.179
年齢	.088	.067
最終学歴	-.078	.075
生活水準	.132	.085
都市規模	-.117	.093
自民支持	.788 **	.248
民主支持	.104	.328
公明支持	1.969 ***	.390
共産支持	.706	.590
社民支持	-.049	.781
N	1711	
Nagelkerke R2	.352	
Log Likelihood	883.228	

表 1 と表 2 から分かることは、日本の有権者の政治への信頼と政党の役割への評価は、互いに正の関係があるということである。それぞれを従属変数とする分析で、いずれも有意な影響を与えている。

そして、政党の存在が大切だと思う有権者は、政治への信頼、政党の役割への評価いずれも高い。有権者は政治における政党の存在の重要性を認識しており、政治が信頼あるものであることと政党が役割を果たしていくことの間には、小さくない関係があることが分かる。

また、政権交代を望ましいと考えるほど、日本政治への信頼度は有意に低い、政党の役割への評価には有意な影響を与えていない。

一方、政党支持関連の変数を見ると、自民・公明両党（与党）支持者は、政治への信頼度・現状の政党の役割への信頼度が高い。これに対し、野党支持については政治への信頼、政党への評価いずれでも有意な影響は確認されない。仮説 1 は論証された。

予想通り、現実の政治を中心的に担っている与党を支持するか否かが、政治や政党を信頼するにあたって、重要な役割を果たしているようである。政治的信頼について与党が責任を追っている部分が大きいことが浮かびあがってくる。

さらに、有権者の社会的属性に関しては、男性で、年齢、生活水準の高い層ほど政治への信頼度が高いが、政党の役割への評価には有意な影響を与えていない。単純集計からも分かるが、政党の役割に対する不信感が、実に広範な有権者に広がっているということが改めてうかがえる。

## 5.2 2007 年参院選における政治的信頼の機能

次に仮説 2 を検証する。

2007 年参院選で政治的信頼がどのように機能していたのかを見るため、ここでは朝日 3000 人調査データに加え、選挙時に実施された東大・朝日調査データを活用して、大きく 2 つの分析を行う。1 つは、有権者の政治的意識のうち、07 年 8 月の有権者の自民党・民主党に対する感情温度<sup>8)</sup> を従属変数とした重回帰分析である。2 つ目は、07 年参院選比例区での民主党／その他への投票（自民党への投票者が参照カテゴリー）を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析である。

それぞれの分析で、日本政治への信頼度 (Q2) と政党の役割への評価 (Q34: ダミー変数) のほかに、日本政治にとっての政党の重要性 (Q33: ダミー変数. 大切である=1)、政権交代へのまなざし (Q65: ダミー変数. よいと思う=1) を独立変数として投入する。このほか、性別ダミー (Q66, 1=男性)、年齢層 (Q67)、最終学歴 (Q69)、生活水準 (Q70)、都市規模といった社会的属性に関する変数をコントロール変数として投入する。

そして、政党支持 (Q31: 自民・民主・公明・共産・社民のダミー、国民新党ほかの小政党支持者・無党派層が参照カテゴリー) と、07 年参院選において社会保障を最重視の政策

としたか（東大・朝日調査，ダミー，1＝最重視した），年金問題で自民党・民主党をそれぞれ信頼するか否か（東大・朝日調査，ダミー，1＝信頼する）を独立変数とするモデルも構築する．それにより，有権者の感情や投票に日本政治への信頼，政党の役割への評価が与える効果について，より厳密に検討する．

分析の結果は以下の通りである．

表3 2007年参院選における有権者の政治的信頼と自民党・民主党への感情温度の関係

(重回帰分析)

	自民党への感情温度(2007年8月)						民主党への感情温度(2007年8月)					
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル1		モデル2		モデル3	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
定数	11.973 **	4.405	12.826 **	4.489	11.558 **	4.465	46.323 ***	3.952	47.697 ***	3.875	41.405 ***	10.689
日本政治への信頼度	10.447 ***	1.117	7.421 ***	1.141	6.067 ***	1.107	-1.346	1.002	.387	.968	.345	.360
日本の政治にとっての政党は大切	4.310 **	1.442	3.243 *	1.469	2.473 †	1.415	- .805	1.280	- .512	1.264	- .115	- .094
政党に期待される役割	7.538 ***	2.282	5.022 *	2.269	3.229	2.217	-1.780	2.064	- .016	1.984	1.514	.781
政権交代がたびたび行われるようになること	-9.255 ***	1.472	-3.631 *	1.555	-1.591	1.510	8.308 ***	1.319	3.598 **	1.336	2.378 †	1.829
性別												
年齢	- .513	1.365	.941	1.370	.003	1.330	2.490 *	1.224	1.565	1.182	1.215	1.054
最終学歴	1.088 *	.500	-.967 †	.508	1.047 *	.484	1.039 *	.449	-.378	.440	.832 †	1.934
生活水準	.265	.531	.389	.525	.463	.505	.350	.480	.240	.457	.487	1.125
都市規模	1.741 **	.631	1.175 †	.628	1.070 †	.605	.161	.565	-.492	.538	-.362	-.732
自民支持	-1.140	.716	-1.004	.712	-1.365 *	.688	.287	.647	.993	.618	1.092 †	1.821
民主支持	18.548 ***	1.826	14.186 ***	1.841	1.841	1.841	-5.895 ***	1.582	-2.433	1.582	-1.522	-1.522
公明支持	-4.037 *	1.863	-2.709	1.819	1.819	1.819	14.566 ***	1.587	11.525 ***	1.587	11.525 ***	7.381
共産支持	10.482 **	3.940	13.468 **	3.922	3.922	3.922	-21.168 ***	3.404	-17.731 ***	3.404	-17.731 ***	-5.199
社民支持	-13.866 ***	4.009	-11.685 **	4.030	4.030	4.030	-11.731 ***	3.463	-8.929 *	3.463	-8.929 *	-2.550
社会保障を最重視	-9.422 *	3.723	-7.792	3.559	3.559	3.559	4.782	3.174	4.027	3.174	4.027	1.320
(07年8月)	-2.313	1.425					3.396 **	1.230				
年金問題で自民信頼			20.366 ***	2.321	2.321	2.321			-6.883 ***		-3.406	
(07年8月)												
年金問題で民主信頼			2.032	1.751	1.751	1.751			9.870 ***		6.469	
(07年8月)												
N	1050		929		907		1076		930		911	
調整済みR2	.226		.365		.433		.052		.236		.312	

表 4 2007 年参院選における有権者の政治的信頼と投票先（比例区）決定の関係

(多項ロジスティック回帰分析)

	民主党への投票			自民・民主以外への投票		
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル1	モデル2	モデル3
定数	B 2.979 SE .621 ***	B 2.550 SE .732 ***	B 1.395 SE .191 +	B 2.820 SE .696 ***	B 1.869 SE .834 *	B 1.673 SE .889 +
日本政治への信頼度	B -.785 SE .150 ***	B -.498 SE .179 **	B -.361 SE .191 +	B -.831 SE .170 ***	B -.438 SE .205 *	B -.202 SE .217 *
日本の政治にとつての政党は大切	B -.610 SE .194 **	B -.429 SE .227 .	B -.362 SE .245 .	B -.392 SE .222 +	B -.222 SE .263 .	B -.093 SE .280 .
政党に期待される役割	B -.538 SE .265 *	B -.326 SE .315 .	B -.056 SE .348 .	B .108 SE .284 .	B -.009 SE .380 .	B .111 SE .410 .
政権交代がたびたび行われるようになること	B 1.357 SE .183 ***	B .918 SE .214 ***	B .739 SE .232 **	B 1.255 SE .212 ***	B .977 SE .258 ***	B .829 SE .274 **
性別	B .288 SE .178 .	B .150 SE .208 .	B .352 SE .229 .	B -.194 SE .203 .	B -.156 SE .242 .	B -.010 SE .262 .
年齢	B -.040 SE .066 .	B -.052 SE .079 .	B .012 SE .086 .	B -.065 SE .075 .	B .004 SE .091 .	B .063 SE .098 .
最終学歴	B -.040 SE .069 .	B -.102 SE .082 .	B -.078 SE .089 .	B -.022 SE .080 .	B -.028 SE .095 .	B -.021 SE .101 .
生活水準	B -.239 SE .084 **	B -.128 SE .099 .	B -.055 SE .107 .	B -.365 SE .094 ***	B -.208 SE .114 +	B .119 SE .119 .
都市規模	B .150 SE .093 .	B .156 SE .108 .	B .183 SE .118 .	B .185 SE .106 +	B .093 SE .126 .	B .135 SE .135 .
自民支持	B -1.610 SE 3.188 ***	B .238 SE -1.182 ***	B .260 SE .624 .	B -2.242 SE 1.642 ***	B .300 SE .770 .	B .321 SE .659 .
民主支持	B 3.188 SE .739 ***	B .739 SE 2.576 ***	B .624 SE .197 .	B 1.642 SE 3.071 **	B .770 SE 1.054 *	B .321 SE 1.065 .
公明支持	B .109 SE 1.184 .	B .138 SE 1.197 .	B .138 SE 1.161 .	B 3.071 SE 2.352 *	B 1.054 SE 1.051 .	B .659 SE 1.061 .
共産支持	B -.130 SE .790 .	B -.505 SE 1.107 .	B .505 SE 1.107 .	B 2.352 SE 2.090 *	B .770 SE 1.049 .	B 1.065 SE 1.085 .
社民支持	B .790 SE .479 *	B .787 SE .221 .	B .787 SE .221 .	B 2.090 SE .154 .	B .787 SE .261 .	B 1.085 SE .135 .
社会保険を最重視 (07年8月)						
年金問題で自民信頼 (07年8月)		B -1.741 SE .370 ***			B -2.340 SE .392 ***	
年金問題で民主信頼 (07年8月)		B .738 SE .310 *			B -1.066 SE .321 **	
N	991	965	948	991	965	948
Nagelkerke R2	.231	.532	.608	.231	.532	.608
Log Likelihood	1727.278	1362.922	1223.427	1727.278	1362.922	1223.427

### 5.2.1 政党への感情温度に対する政治的信頼関連変数の機能

まず、自民党への感情温度に対する政治的信頼の機能について見てみよう。政党支持や年金・社会保障関連の変数を除いたモデル（モデル 1）では、日本政治への信頼度、政党への評価は特に自民党への感情温度に有意に影響を与えており、信頼や評価が高いほど、自民党への感情が良くなる傾向にある。

ところが、政党支持と年金問題における自民・民主両党への信頼変数を投入したモデル（モデル 3）を見ると、政党支持の影響の大きさの一方で、政党の存在や役割への評価について自民党への感情に対する有意な影響を確認できなくなる。引き続き、日本政治への信頼度は自民党への感情に有意な影響を与え続けている。

民主党への感情温度については、モデル 1～3 で一貫して政治・政党への信頼・評価の有意な影響は見られない。先の分析で特に与党への支持が政治的信頼に対して果たす役割の大きさを指摘したが、政党への感情に関しても、与党への感情と政治的信頼との間の関係が強いということが言えそうである。

またそれぞれのモデル 2・3 を見ると、争点として社会保障を最重視したかどうかは、民主党に対する感情で有意にプラスの効果がある。民主党による争点設定の効果と思われる。

一方、年金問題で自民党を信頼したことが自民党へのよい感情につながり、民主党への悪い感情をもたらしているが、民主党を信頼したかどうかは、民主党へのよい感情につながってはいるものの、自民党への感情とは有意な関係が見出されない。この年の選挙においては、年金問題で自民党（与党）を信頼していたかどうかの方がより重要であったということが浮かび上がる。

さらに、政権交代を望ましいと思うかどうかは、政治的信頼に関する変数と同様に、政党支持や社会保障最重視・年金問題変数を投入することによって、その有意度が低下してくる。

### 5.2.2 投票先決定に対する政治的信頼関連変数の機能

一方、有権者の投票先の決定（民主党，自民・民主以外の政党への投票）に、政治的信頼はどのように働いたのだろうか。

最初に、政党支持や年金・社会保障関連の変数を除いたモデル（モデル 1）では、日本政治への信頼度、政党の役割への評価が投票先に有意に影響を与えており、政治への信頼や政党への評価が低いほど、自民党ではなく民主党や他の政党に投票する傾向にある。

次に、政党支持や、有権者が争点として社会保障を最重視したかどうか（モデル 2）、また年金問題における自民・民主両党への信頼を独立変数として投入した（モデル 3）。

政党支持に関しては、（国民新党ほかの小政党支持者，無党派層と比べ）自民支持，民主支持が投票先決定に与えている影響が大きい。自民・民主両党以外への投票では，中小政党への支持も有意な影響を与えている。

また、社会保障・年金問題変数に関しては、自民・民主両党以外の党への投票について社会保障を最重視したかの効果を除き、変数の有意な影響が確認される。これらの変数が投入されていくことにより、日本政治への信頼度、政党の政治における存在や役割への評価の投票先決定に対する有意な影響は概ね見られなくなる。

さらに、政権交代が望ましいかは、変数の多寡に関わらず一貫して有意に影響を与えており、政権交代があった方がよいとする有権者が、自民党ではなく民主党やその他の政党に投票している。

以上のように、07年参院選に際しては、有権者の自民・民主両党への感情や投票先の決定に、政党支持が大きな影響を与えていたのと同時に、政権の失策を象徴した年金問題での自民・民主両党への信頼、とりわけ自民党への信頼（のなさ）の役割も目につく。また社会保障を政策争点として最重視したかは、民主党に対する感情や投票で有意な働きをしている。

これに対して、日本政治への信頼や政党の役割への評価といった政治的信頼に関する変数については、影響を全く与えていないわけではないようである。だが、政党支持や社会保障・年金関係の変数を考慮に入れると、有意な直接的効果はほとんど見られなくなった。この年の政党支持と社会保障・年金問題への態度には、政治的信頼の影響をすっぽりと被ってしまうほどの効果があった、ということである。仮説2も概ね論証されたといってい

いだろう。このほか、政権交代への認識は、民主党をはじめとする自民党以外の党に投票するかどうかで有意に影響していた。後の政権交代（09年）につながる芽が、ここで見て取れる。

## 6. 結論と含意

本稿では、2007年参院選前後の有権者に対する調査データを分析しながら、現代日本における政治的信頼の特質と機能について論じてきた。

その中で、有権者の日本政治に対する信頼や政党の役割に対する評価は、政党（特に与党）支持と密接に結びついていることが分かった。一方、07年参院選での有権者の感情温度の分析からも、与党への感情と政治的信頼の間の関係の強さがうかがえた。1回の選挙限りの分析ではあるが、政治・政党への信頼をより高めていくためには、特に現に政権を担い、政治に対する責任を主に負っている与党が果たすべき役割がかなりあるということが言えるだろう。

また07年参院選において、民主党が中心となって争点化し、安倍政権の悪いパフォーマンスを象徴した年金問題が、政党支持とともに政党への感情や投票先の決定にかなり影響していたことが分かった。社会保障・年金問題が、有権者の政党への感情や投票の1つのバロメーターとなる、まさに「年金選挙」だったことが改めて確認された。

しかし、政党支持や年金問題の影響を考慮すれば、政治への信頼や政党への評価といった政治的信頼に関する変数は、一部の例外を除いて、選挙時の感情や投票に有意に影響しているとはいえなくなる。これは、その時々争点によって、政治意識や投票行動における政治的信頼の働きが影響を受け左右されうる、ということを表している。

郵政民営化、年金、政権交代...このところ党首を中心にシンボルが重要な役割を果たし(大川 2011)、特定の政党が大勝する選挙が続いてきた。だが、シンボル化された争点はあくまでもシンボルである。それらが大きく取り上げられる中で、政治的信頼を真に高めるために必要な本質を問うことにはつながらず、むしろ後回しにされてきたということだろう。

09年、「政権交代」を旗印にして有権者の期待を集め、政権を自民党から奪った民主党は、その後約2年で3人の首相を立てるなど困難な政権・政策運営を続けており、与党として厳しい批判を受けている。しかし、かつての与党・自民党への支持も十分に回復している状況ではない。

そもそも、政治と政党への信頼との間は密接につながっているが、特に政党が現実を果たしている役割には、広範な有権者が極めて厳しい評価を下している。現状では、政治・政党に対する信頼度はさらに下がっているのかもしれない。一義的には政治的信頼に主たる責任を負うのは与党であるとしても、特定の争点シンボルに頼る中で真に有権者の不信の受け皿たり得ていたか、政権交代を経た今、すべての政党がこれまでの来し方を振り返るべき時に来ているのではないだろうか。

なお、これまで述べてきたような政治的信頼の特質と機能が、有権者の政治行動全体の因果の中でどのように位置づけられ、現代日本の有権者の姿の全体像をどのように描こうとしているのか、といった点は、本稿での分析の結果、今後の課題として残された。いずれにせよ、今日の日本における政治的信頼に関しては、政権交代を踏まえての経年的な分析も含めて、さらなる研究が必要である。それらについては、別稿に譲ることとしたい。

#### 〔注〕

- 1) 政治的信頼の測定のあり方については、例えば西澤(2008)が、Hardin(2000)の議論をもとに論じている。政治的アクターの「目的・意図・動機」に対する評価と、そのアクターの「実現能力」に対する評価との合成ベクトルとして「政治的信頼」を捉え、世論調査データの分析をもとにその優位性の確認を試みたが、決定的な結果は得られなかったとしている。
- 2) 「その他・答えない」とした回答を除いた数値である。以下の分析でも同様である。
- 3) 筆者が、支持政党(Q31)と日本政治への信頼度(Q2)・政党に対する評価(Q34)に関してクロス集計しカイ2乗検定を行ったところ、いずれも統計的に有意な差がみられた(詳細



な分析結果は省略).

- 4) 朝日新聞の世論調査では、内閣発足時の支持率は 63%に達した(朝日新聞 2006年9月28日).
- 5) 朝日新聞 2006年9月28日.
- 6) 筆者が調査マネージャーを務めた 2007年東京大学谷口将紀研究室・朝日新聞共同政治家調査データの分析によれば、2007年参院選に出馬した政治家のうち、社会保障を最も重視する政策としたのは、民主 59.2%に対し、自民 31.8%であった.
- 7) 東京大学谷口将紀研究室・朝日新聞共同調査データは、谷口研究室ウェブサイト <http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/ats/atsindex.html> よりダウンロードすることができる. 2007年度調査データのコードブックは、世論調査は谷口・上ノ原(2008)、政治家調査は谷口・大川(2008)により公刊されている. なお、07年度東大・朝日世論調査は、朝日 3000人調査のパネルをもとにして実施されたものである.
- 8) 当該政党に対する感情が最もよい状態が 100度、最も悪い状態が 0度であり、50度がその中間となる.

#### 〔謝辞〕

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞 3000人世論調査『あなたにとって政治とは』(朝日新聞社)」の個票データの提供を受けました. また、東京大学大学院法学政治学研究科谷口将紀研究室と朝日新聞社が 2007年参院選にあたり共同で実施した、東京大学谷口研究室・朝日新聞共同(世論・政治家)調査データも利用しました.

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の先生方やスタッフの皆様、そして二次分析研究会メンバーの皆様からは、研究会での議論の中で数多くのご示唆をいただきました. さらに、研究報告会では、コメンテーターの荒井紀一郎先生(中央大学)から非常に有益なコメントを頂きました. 本稿の研究を支えてくださった全ての皆様に、この場を借りて心より御礼申し上げます.

#### 〔参考文献〕

- Anderson, Christopher J. and Yuliya V. Tverdova, 2003, "Corruption, Political Allegiances, and Attitudes toward Government in Contemporary Democracies," *American Journal of Political Science*, 47(1): 91-109.
- Citrin, Jack. 1974. "Comment: The Political Relevance of Trust in Government." *The American Political Science Review*, 68(4): 973-88.
- Erber, Ralph and Richard R. Lau, 1990, "Political Cynicism Revisited: An Information-Processing Reconciliation of Policy-Based and Incumbency-Based Interpretations of Changes in Trust in Government," *American Journal of Political Science*, 34(1): 236-253.

- Hardin, Russell, 2000, The Public Trust, Susan J. Pharr and Robert Putnam eds, *Disaffected Democracies: What's Troubling the Trilateral Countries?* Princeton : Princeton University Press, 31-51.
- Hetherington, Marc J, 1998, "The Political Relevance of Political Trust," *The American Political Science Review*, 92(4): 791-808.
- Hetherington, Marc J, 1999, "The Effect of Political Trust on the Presidential Vote, 1968-96," *The American Political Science Review*, 93(2): 311-326.
- 蒲島郁夫, 1998, 『政権交代と有権者の態度変容』木鐸社.
- 上川龍之進, 2010, 『小泉改革の政治学——小泉純一郎は本当に「強い首相」だったのか』東洋経済新報社.
- 小林良彰, 2000, 『選挙・投票行動』東京大学出版会.
- 公平愼策, 1979, 『転換期の政治意識』慶応通信.
- 前田幸男, 2011, 「民主党支持率の成長と安定」上神貴佳・堤英敬編『民主党の組織と政策』東洋経済新報社, 159-190.
- Miller, Arthur H, 1974, "Political Issues and Trust in Government, 1964-1970." *The American Political Science Review*, 68(4): 951-72.
- 西澤由隆, 2008, 「政治的信頼の測定に関する一考察」『早稲田政治経済学雑誌』370 : 53-64.
- 小川恒夫, 1993, 『政治不信の構造——世論調査にみるリクルート事件と政治不信』堀江湛編「政治改革と選挙制度」芦書房, 第2章 : 59-82.
- 大川千寿, 2011, 「自民党対民主党 (一) ~ (四・完) ——二〇〇九年政権交代に至る政治家・有権者の動向から」『国家学会雑誌』124 (1・2) : 1-64, (3・4) : 1~55, (5・6) : 1~60, (9・10) : 1~23.
- Pharr, Susan J, 2000, "Official's Misconduct and Public Distrust: Japan and the Trilateral Democracies," Susan J. Pharr and Robert Putnam eds, *Disaffected Democracies: What's Troubling the Trilateral Countries?* Princeton : Princeton University Press, 173-201.
- Rudolph, Thomas J. and Jillian Evans, 2005, "Political Trust, Ideology, and Public Support for Government Spending," *American Journal of Political Science*, 49(3): 660-671.
- 清水真人, 2009, 『首相の蹉跌——ポスト小泉 権力の黄昏』日本経済新聞出版社.
- 谷口将紀・大川千寿, 2008, 「2007年東京大学・朝日新聞社共同政治家調査コードブック」『日本政治研究』5 (1・2) : 266-282.
- 谷口将紀・上ノ原秀晃, 2008, 「2007年東京大学・朝日新聞社共同世論調査コードブック」『日本政治研究』5 (1・2) : 234-265.
- 上ノ原秀晃・大川千寿・谷口将紀, 2007, 「2007年参議院選挙——安倍政権の死角, 新政権の課題」『論座』2007年11月号 : 50-61.
- 綿貫譲治・三宅一郎, 1997, 『環境変動と態度変容』, 木鐸社.

読売新聞東京本社世論調査部編，2004，『二大政党時代のあけぼの——平成の政治と選挙』，木鐸社。

吉田貴文，2007a，「政治のイメージ」高木文哉・吉田貴文・前田和敬・峰久和哲『政治を考えたあなたへの80問——朝日新聞3000人世論調査から』朝日新聞社，第1章第1節：33-50。

吉田貴文，2007b，「政党に期待できるか」高木文哉・吉田貴文・前田和敬・峰久和哲『政治を考えたあなたへの80問——朝日新聞3000人世論調査から』朝日新聞社，第2章第1節：121-133。

善教将大，2009，「日本における政治的信頼の変動とその要因 1982 - 2008——定量・定性的アプローチによる『政治』と政治的信頼の因果関係の分析」『政策科学』17（1）：61 - 76。

# 現代の代表制民主主義に対する市民の不満の分析

小坂 恕

(青森公立大学)

最近の世論調査でよく見られる傾向なので、朝日新聞 2007 年の調査を基に、現代日本の政治に対する市民の不満の分析を行った。

まず、調査項目中の Q3「日本の政治が変わってほしい」を政治への不満を表す質問とし、前半で不満を持つ市民のプロフィールを探った。性別・年齢・職業・生活水準・インターネット使用状況等 7 項目を重回帰分析した結果、年代の若い人ほど、インターネット使用頻度の高い人ほど不満が高かった。

次いで、不満の内容を分析したが、これは米国の研究から不満は政治・政策・経済・社会各分野に現れると考え、(政治分野) 政党の重要性・政党はその役割を果たしているか、(政策分野) 世論調査で政策を注視するか・マニフェストは選挙を変えるか、(経済分野) 政治は生活や仕事に関係あるかの 5 質問と Q3 との関係を相関分析と重回帰分析をした結果、政党はその役割を果たしていない、政治は生活(経済)と不可分と考える人達の不満が最大であった。

## 1. 研究の趣旨

日本でも、最近の世論調査(朝日新聞 2007 年, 2009 年, NHK 2009 年)では、現在の日本の政治に不満だと答えた人は 8-9 割にのぼっている。

米国では、1990 年代以来、市民の政治に対する不満の研究は幾つも出版されているが、日本ではあまり例がないように思われる。最終的な目標としては市民の政治満足度向上に向けた研究をしたいが、その基礎の一つとして、本研究では日本の政治に対する不満の構造を分析してみたい。

## 2. 研究枠組みを求める既存研究概観

日本政治の不満の構造を分析する研究枠組みを求めて、この分野の既存研究 3 点を概観したい。

### 2.1 Edited by Nye, Jr. Joseph S., Philip D. Zelikow, and David C. King (1997) の著書

1964 年、米国民の 4 分の 3 は連邦政府を信用していた。現在、それは 4 分の 1 に過ぎない。これは米国だけのものではなく、広く先進国に見られる現象である。その原因については様々に論じられているが；

#### 2.1.1 政府の役割の拡大と非効率：

大恐慌と第二次世界大戦前は、米国連邦政府予算は GDP の 3% 以下だった。現在は 19%

である（欧州に比べれば低い）。政府の規模が国民の不満の原因だとする見方にはいろいろあるが、政府予算の使い方が非効率で、不必要なところに使われているためだとの見方がある。

#### 2.1.2 経済的要因：

経済成長率の停滞が市民の不満の原因だとの考え方がある。

#### 2.1.3 社会・文化的要因：

米国社会の YMCA や PTA といった団体の停滞もさることながら、社会的権威への敬意の喪失は、ポスト・モダン社会における、生存のためから生活の質の向上へ、コミュニティーより個人へという文化の変容が挙げられる。

#### 2.1.4 政治的要因：

冷戦の終了以来、政府を最も必要とする理由が失われたあと、リンドン・ジョンソンやリチャード・ニクソンといった政府のリーダーの不祥事が挙げられている。

### 2.2 Dalton, Russell (2004) の著書

Russell Dalton は、先進諸国の市民は、民主主義の基本原則には揺るぎない信頼を寄せているが、政治家に対しては不信の念を強め、政党から離れていき、公的機関の動きには疑念を強めていると述べている。

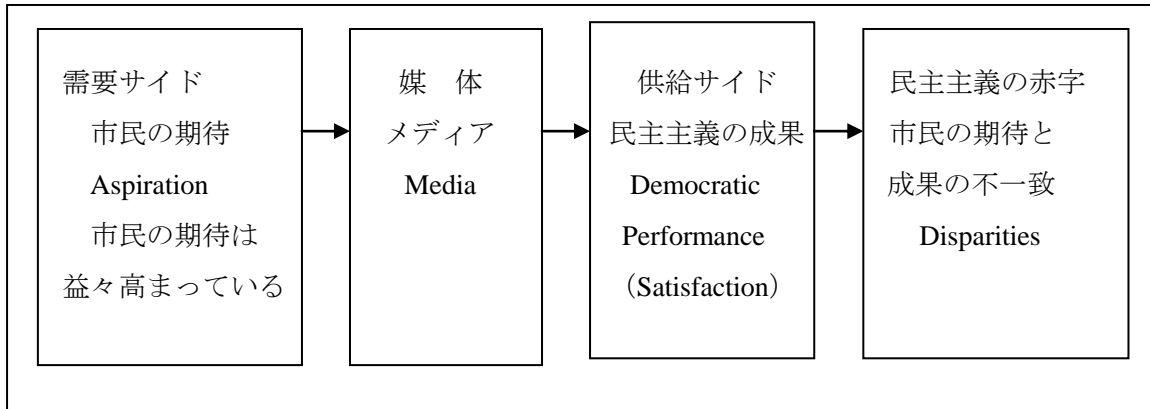
Dalton はこの問題を Political support の減少の問題として捉えているが、その要因としては次の項目を挙げている。

- (a)社会的変化
- (b)価値観の変化
- (c)経済的要因
- (d)政策への選好

### 2.3 Norris, Pippa (2011) の著書

Norris の政治の不満度に対する概念枠組みは次の（図1）で示される。

(図1) Norrisの本問題に対する概念枠組み



(一部に小坂仮訳を含む)

### 3. 研究枠組みの概要

以上の既存研究から、本研究の枠組み(含:仮説)は、概要次のようなものになると考えられる。

#### 3.1 現在、日本で政治に不満を持っている人達のプロフィールを探る

#### 3.2 その不満の内容(要因)はどのようなものを分析する

##### 3.2.1 文献研究から推測される本来の不満要因

- (a) 現在の政治そのもの(政党、選挙、内閣、官庁)に対する不満。
- (b) 現在の政策(含、予算配分)に対する不満。
- (c) 現在の経済状況に対する不満。
- (d) 現代社会の価値観(市民の気持)を政治が理解してくれない不満。

##### 3.2.2 その内、今回の二次分析データから分析できそうな項目

- (a) 政治関係: Q33(政党の重要性), Q34(政党は役割果たしているか),
- (b) 政策関係: Q16(世論調査での政策項目), Q60(マニフェスト),
- (c) 経済関係: Q4(政治と生活・仕事の関係),
- (d) 社会関係: 該当項目なし。

#### 3.3 まとめ

強い不満をもっている人びとのプロフィールが確認でき、強い不満内容が確認できたら、それら相互の関係構造を解明する。

## 4. 分析結果

### 4.1 日本で政治に不満を持っている人達のプロフィール

「政治に不満を持っている」を表す調査項目として「日本の政治に変わってほしい」(Q3)を選び、それと回答者のプロフィール(Q66-72)との関係を分析した。

#### 4.1.1 変化希望者(Q3)の性別分析(Q66)

「日本の政治に変わってほしい」(Q3)と希望する者の内、性別(Q66)によってどのような差があるかを分析した結果、両者のクロス集計表(表1-1)では、男性では大いに変わってほしいが最も多く、女性はある程度変わってほしいが最も多いという差異があるように見えたが、分散分析(表1-2)を行ってみると男女の平均値に5%の有意水準でも差がないことがわかった。

表1-1 変化希望者修正(Rq3)と性別修正(Rq66)のクロス表

			性別修正		合計
			女性	男性	
Rq3	全く変わってほしくない	度数	5	5	10
		性別修正の%	.4%	.5%	.5%
	あまり変わってほしくない	度数	63	55	118
		性別修正の%	5.7%	5.8%	5.7%
	ある程度変わってほしい	度数	573	432	1005
		性別修正の%	51.4%	45.9%	48.9%
	大いに変わってほしい	度数	473	449	922
		性別修正の%	42.5%	47.7%	44.9%
合計		度数	1114	941	2055
		性別修正の%	100.0%	100.0%	100.0%

(表1-2) 変化希望者修正(Rq3)と性別修正(Rq66)の分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	1.225	1	1.225	3.226	.073
グループ内	779.672	2053	.380		
合計	780.897	2054			

**[注]** (変数の定義) : 上記分析に当たっては、次のように変数の定義 (変換) を行なった。

(i) 質問、「今後、日本の政治が変わってほしいと思いますか」(Q3) では：

(変 数)	(今までの値 (Q3))	(新しい値 (Rq3) (変化希望者修正))
「大いに変わってほしい」	1.	4.
「ある程度変わってほしい」	2.	3.
「あまり変わってほしくない」	3.	2.
「全く変わってほしくない」	4.	1.
「その他・答えない」	5.	sysmis (システム欠損値)

尚、このRq3の定義は、本稿を通して全ての分析に適用される。

(ii) 質問、「あなたは、男性ですか。女性ですか。」(Q66) では、

(変 数)	(今までの値 (q66))	(新しい値 (Rq66) (性別修正))
「男性」	1.	1.
「女性」	2.	0.
「答えない」	88.	sysmis (システム欠損値)

#### 4.1.2 変化希望者 (Q3) の年代別分析 (Q67)

「今後、日本の政治が変わってほしいと思いますか」という質問に対して、20代から40代までは「大いに変わってほしい」という回答が最も多く、50代、60代、70歳以上では、「ある程度変わってほしい」という回答が最も多かった。

各年代別に有意の差があるか、分散分析を行った処、1%の有意水準で有意の差があることが確認できた。



(表2-1) 変化希望者修正 (Rq3) と年代別修正 (Rq67) のクロス表

		年代別修正						合計
		20代	30代	40代	50代	60代	70歳以上	
全く変わってほしくない	度数	1	0	0	2	2	5	10
	年齢修正の%	.4%	.0%	.0%	.5%	.5%	1.4%	.5%
あまり変わってほしくない	度数	7	12	7	26	22	44	118
	年齢修正の%	2.9%	3.6%	2.0%	6.2%	5.9%	12.6%	5.7%
ある程度変わってほしい	度数	96	149	159	215	199	186	1004
	年齢修正の%	39.8%	44.6%	46.2%	51.2%	53.8%	53.4%	48.8%
大いに変わってほしい	度数	137	173	178	177	147	113	925
	年齢修正の%	56.8%	51.8%	51.7%	42.1%	39.7%	32.5%	45.0%
合計	度数	241	334	344	420	370	348	2057
	年齢修正の%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(表2-2) 変化希望者修正 (Rq3) と年代別修正 (Rq67) の分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	30.514	5	6.103	16.659	.000
グループ内	751.383	2051	.366		
合計	781.897	2056			

[注] (変数の定義) : 上記分析では、次のように変数の定義(変換)を行なった。

質問、「あなたは、何十代ですか(2007年4月30日現在)」(Q67)では、

(変数)(今までの値(q67))(新しい値(Rq67):年代別修正)

20代	1.	1.
30代	2.	2.
40代	3.	3.
50代	4.	4.
60代	5.	5.
70代以上	6.	6.
「答えない」	88.	sysmis

従属変数は(1)と同じ(以下同じ)。

#### 4.1.3 変化希望者 (Q3) の職業別分析 (Q68)

「大いに変わってほしい」を最も強く希望するのは自営業層で、製造・サービス従事層にもこれが多かった。「ある程度変わってほしい」は主婦層をはじめあらゆる職業が多かった。分散分析をしてみると、1%有意水準で有意の差があった。

(表3-1) 変化希望者修正 (Rq3) と職業別修正 (Rq68) のクロス表

	職業修正						合計	
	事務技術職層	製造サービス	自営業者層	農林漁業者層	主婦層	他・無職層		
Rq3 全く変わってほしくない	度数	0	2	1	0	2	5	10
	職業修正の%	.0%	.5%	.8%	.0%	.5%	1.0%	.5%
あまり変わってほしくない	度数	13	18	3	12	23	44	113
	職業修正の%	2.4%	4.4%	2.5%	11.7%	6.1%	9.0%	5.5%
ある程度変わってほしい	度数	268	184	55	51	196	240	994
	職業修正の%	49.4%	45.0%	45.5%	49.5%	52.1%	49.2%	48.7%
大いに変わってほしい	度数	261	205	62	40	155	199	922
	職業修正の%	48.2%	50.1%	51.2%	38.8%	41.2%	40.8%	45.2%
合計	度数	542	409	121	103	376	488	2039
	職業修正の%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(表3-2) 変化希望者修正 (Rq3) と職業別修正 (Rq68) の分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	11.171	5	2.234	5.988	.000
グループ内	758.522	2033	.373		
合計	769.693	2038			

[注] (変数の定義) : 上記分析では、次のように変数の定義 (変換) を行なった。

質問、「あなたの職業は次のどれですか。不明の方は「その他へ」

(変数) (今までの値 (q68)) (新しい値 (Rq68) : 職業別修正)

事務・技術職層	1.	1.
製造・サービス従事者層	2.	2.
自営業者層	3.	3.

農林漁業者層	4.	4.
主婦層	5.	5.
その他・無職層	6.	6.
「答えない」	88.	sysmis

#### 4.1.4 変化希望者 (Q3) の学歴別分析 (Q69)

(表4-1)で見ると分かるように、学歴が高い程、政治の変化希望者が増えてくる。その間には(表4-2)の分散分析でわかるように、明らかな差がみられる。

(表4-1) 変化希望者修正 (Rq3) と 学歴修正 (Rq69) のクロス表

	学歴修正						合計
	小・中学 校	高校	専門学 校	短大	大学	大学院	
Rq3 全く変わってほ しくない	度数 6	3	0	0	1	0	10
学歴修正の %	1.8%	.4%	.0%	.0%	.3%	.0%	.5%
あまり変わって ほしくない	度数 35	50	7	6	15	2	115
学歴修正の %	10.4%	5.9%	2.9%	3.6%	3.9%	5.6%	5.7%
ある程度変わっ てほしい	度数 169	413	127	84	174	11	978
学歴修正の %	50.3%	48.9%	52.5%	50.9%	44.8%	30.6%	48.6%
大いに変わって ほしい	度数 126	378	108	75	198	23	908
学歴修正 の %	37.5%	44.8%	44.6%	45.5%	51.0%	63.9%	45.2%
合計	度数 336	844	242	165	388	36	2011
学歴修正の %	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(表4-2) 変化希望者修正 (Rq3) に対する 学歴修正 (Rq69) の分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	11.985	5	2.397	6.375	.000
グループ内	753.884	2005	.376		
合計	765.870	2010			

[注] (変数の定義) : 上記分析では、次のように変数の定義 (変換) を行なった。  
 質問, 「あなたの最終学歴を教えてください」 (Q69) では,

(変数)	(今までの値 (Q69))	(新しい値 (Rq69) 学歴修正)
小・中学校	1.	1.
高校	2.	2.
専門学校	3.	3.
短大	4.	4.
大学	5.	5.
大学院	6.	6.
その他・答えない	7.	sysmis

#### 4.1.5 変化希望者 (Q3) の生活水準別分析 (Q70)

変化希望者 (Q3) の生活水準別修正 (Q70) とのクロス表 (表 5-1) をみると、  
 「大いに変わってほしい」は、下の下 (51.4%)、中の下 (47.5%) と、理由が異なるだろう  
 が、中の上 (45.3%)、上の下 (44.7%) とある。「ある程度変わってほしい」は、  
 中の中 (51.5%)、中の上 (50.4%)。あまり変わってほしくないは、中の中 (6.1%)、中の下  
 (5.4%)、下の上 (8.9%) となっている。傾向は一様ではないが、各生活水準の平均値を分  
 散分析したら、有意水準 1% で有意となった。

(表5-1) 変化希望者 (Rq3) の生活水準別修正 (Rq70) とのクロス表

	生活水準修正							合計
	下の下	下の上	中の下	中の中	中の上	上の下	上の上	
全く変わって 度数	2	2	3	0	0	1	1	9
ほしくない 生活水準修正の%	1.9%	.7%	.5%	.0%	.0%	2.6%	50.0%	.4%
あまり変わっ 度数	3	27	34	46	10	3	0	123
てほしくない 生活水準修正の%	2.8%	9.1%	5.5%	6.2%	3.7%	7.9%	.0%	5.9%
ある程度変わ 度数	44	138	285	391	138	17	1	1014
ってほしい 生活水準修正の%	41.5%	46.6%	45.9%	52.5%	50.7%	44.7%	50.0%	48.8%
大いに変わっ 度数	57	129	299	308	124	17	0	934
てほしい 生活水準修正の%	53.8%	43.6%	48.1%	41.3%	45.6%	44.7%	.0%	44.9%
合計 度数	106	296	621	745	272	38	2	2080
生活水準修正の%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(表5-2) 変化希望者 (Rq3) に対する生活水準別修正 (Rq70) の分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	7.429	6	1.238	3.277	.003
グループ内	783.240	2073	.378		
合計	790.669	2079			

[注] (変数の定義) : 上記分析では、次のように変数の定義 (変換) を行なった。

質問、「あなたの生活水準は次のどれに入りますか」(Q70) では、

(変 数)	(今までの値 (Q70))	(新しい値 (Rq70) 生活水準別修正)
下の下	7.	1.
下の上	6.	2.
中の下	5.	3.
中の中	4.	4.
中の上	3.	5.
上の下	2.	6.
上の上	1.	7.
答えない	8.	sysmis

#### 4.1.6 変化希望者 (Q3-Rq3) のインターネット使用状況別分析 (Q72-Rq72)

(表6-1) をみると、「ある程度変わってほしい」については、インターネットの使用状況であまり大きな差は見られないが、政治に「大いに変わってほしい」になると、インターネットの週数回使用から毎日2時間と使用頻度の多い人が、最も強く希望していることが分かる。

使用頻度別の政治変化への希望の度合いを分散分析(表6-2)してみると、有意水準1%で有意差があることがわかる。

(表6-1) 変化希望者 (Rq3) のと インターネット修正 (Rq72) のクロス表

		インターネット使用状況修正					合計	
		不使用	月数回	週数回	日1H	日2H		3H~
全く変わって	度数	7	0	1	1	0	0	9
ほしくない	インターネット修正の%	.6%	.0%	.3%	.4%	.0%	.0%	.4%
あまり変わっ	度数	95	8	4	9	2	5	123
てほしくない	インターネット修正の%	8.8%	3.1%	1.2%	3.6%	2.5%	5.7%	5.9%
ある程度変わ	度数	567	124	148	111	33	40	1023
ってほしい	インターネット修正の%	52.3%	47.7%	45.5%	44.6%	41.8%	46.0%	49.1%
大いに変わっ	度数	415	128	172	128	44	42	929
てほしい	インターネット修正の%	38.3%	49.2%	52.9%	51.4%	55.7%	48.3%	44.6%
合計	度数	1084	260	325	249	79	87	2084
	インターネット修正の%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(表6-2) 変化希望者 (Rq3) に対するインターネット使用別修正 (Rq72) の分散分析

	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
グループ間	21.635	5	4.327	11.702	.000
グループ内	768.407	2078	.370		
合計	790.042	2083			

[注] (変数の定義) : 上記分析では、次のように変数の定義(変換)を行なった。

質問, 「あなたはインターネットを使っていますか」(Q72) では,

(変数)	(今までの値 (q72))	(新しい値 (Rq72) インターネット使用状況修正)
使っていない	1.	1.
月に数回	2.	2.
週に数回	3.	3.
毎日 1 時間	4.	4.
毎日 2 時間	5.	5.
毎日 3 時間以上	6.	6.
答えない	7.	sysmis

#### 4.1.7 変化希望者 (Q3-Rq3) のプロフィールの重回帰分析と相互関係

以上, 政治の変化を希望する者を, 性別 (修正 Rq66), 年代別 (修正 Rq67), 職業別 (修正 Rq68), 学歴別 (修正 Rq69), 生活水準別 (修正 Rq70), インターネット使用状況別 (修正 Rq72) の 6 プロフィールから分析してきた。このプロフィールによる分析のまとめをする意味で, 重回帰分析を行いたい。

ただ, それには 2 点説明が必要である:

- (a) 上記プロフィールの分析からは, 元の世論調査には含まれていたメディアによるプロフィールが含まれていない。Q71 「あなたが政治についての知識や情報を得るとき, 参考にするメディアは何ですか」との問いに, 新聞, テレビ, 雑誌, インターネット, その他答えない, の答えが用意されていたが, 複数回答を求めたため, 統計的に処理できなくなり, プロフィールの分析から除外した。
- (b) 職業別 (修正 Rq 68) 分析は, (表 3-1) 等で分かるよう, 事務・技術職層, 製造・サービス従事者層, 自営業者層, 農林漁業者層, 主婦層, その他無職の 6 分類をまとめてクロス集計と分散分析を行ったが, これらの変数は順序付けができない変数なので, その 6 分類をそれぞれ単独の独立変数として重回帰分析に投入することとした。

さらに, この 6 変数はその内いずれか一つに対比してどうかをみるものであるため, その変数は重回帰分析から外さねばならないので, この分析では「その他無職」を外すこととした。その結果, 重回帰分析に投入する独立変数は:

性別 (修正 Rq66), 年代別 (修正 Rq67), 職業別 (修正 Rq68), 学歴別 (修正 Rq69), 生活水準別 (修正 Rq70), インターネット使用状況別 (修正 Rq72), 事務・技術職層 (Rq681), 製造・サービス従事者層(Rq682), 自営業者層(Rq683), 農林漁業者層(Rq684), 主婦層 (Rq685) となった。

従属変数は政治への変化希望者（修正 Rq3）である。

重回帰分析の結果は、有意水準1%で有効だったのは年齢（修正 Rq67）のみで、5%の有意水準で有効だったのは、生活水準（修正 Rq70）、インターネット使用状況別（修正 Rq72）で、職業別のなかでは自営業者だけが有効となった。

標準化係数としてのベータの値から、政治への変化希望に最も大きく関連があるのは年齢で、次いでインターネット使用状況、生活水準、自営業者層の順で大きい関連があることがわかった。

その他の独立変数は、政治への変化希望に関連があるとは言えないことがわかった。

まとめて言うと、政治に変わってほしいと思っている人達のプロフィールは、まず年齢で、年代の若い方ほどその度合いが強いこと、次いでインターネットの使用状況で、毎日3時間以上という極端な人達を除いて、インターネットをより多く使用している人達が政治により強い不満をもっていると言えよう。

（表7-1）政治への変化希望者のプロフィールによる重回帰分析

モデル	標準化されていない係数		標準化係数	t 値	有意確率
	B	標準誤差	ベータ		
1 (定数)	3.561	.081		44.103	.000
性別修正	.014	.032	.011	.432	.666
年齢修正	-.052	.011	-.136	-4.789	.000
学歴変更	.014	.012	.032	1.158	.247
生活水準変更	-.033	.013	-.058	-2.419	.016
インターネット修正	.026	.012	.061	2.201	.028
事務・技術職層	.034	.043	.024	.783	.434
製造・サービス従事者層	.048	.045	.031	1.074	.283
自営業者層	.143	.063	.056	2.248	.025
農林漁業者層	-.031	.069	-.011	-.451	.652
主婦層	-.004	.047	-.003	-.093	.926

a. 従属変数 Rq3

ちなみに、年齢とインターネット使用状況との相互関係をみると、クロス集計は

（表7-2）の通りで、相関関係は（表7-3）の通り、1%の有意水準で有意で、年齢が低い程、インターネットの使用頻度が高くなっていることが分かる。相関係数は-.471。



(表7-2) インターネットの使用頻度と年齢のクロス表

		年齢					70歳以上	合計
		20代	30代	40代	50代	60代		
インターネットの使用頻度	使っている	40	86	122	215	278	316	1057
	インターネット使用頻度 %	3.8%	8.1%	11.5%	20.3%	26.3%	29.9%	100.0%
	年齢の %	16.3%	25.4%	35.0%	50.0%	74.9%	87.5%	50.5%
月に数回使う	度数	37	50	58	74	28	10	257
	インターネット使用頻度 %	14.4%	19.5%	22.6%	28.8%	10.9%	3.9%	100.0%
	年齢の %	15.0%	14.8%	16.6%	17.2%	7.5%	2.8%	12.3%
週に数回使う	度数	62	86	72	59	33	12	324
	インターネット使用頻度 %	19.1%	26.5%	22.2%	18.2%	10.2%	3.7%	100.0%
	年齢の %	25.2%	25.4%	20.6%	13.7%	8.9%	3.3%	15.5%
毎日1時間程度	度数	53	61	66	47	17	3	247
	インターネット使用頻度 %	21.5%	24.7%	26.7%	19.0%	6.9%	1.2%	100.0%
	年齢の %	21.5%	18.0%	18.9%	10.9%	4.6%	.8%	11.8%
毎日2時間程度	度数	21	30	9	13	3	3	79
	インターネット使用頻度 %	26.6%	38.0%	11.4%	16.5%	3.8%	3.8%	100.0%
	年齢の %	8.5%	8.9%	2.6%	3.0%	.8%	.8%	3.8%
毎日3時間以上	度数	26	22	19	12	5	3	87
	インターネット使用頻度 %	29.9%	25.3%	21.8%	13.8%	5.7%	3.4%	100.0%
	年齢の %	10.6%	6.5%	5.4%	2.8%	1.3%	.8%	4.2%
その他・答えない	度数	7	3	3	10	7	14	44
	インターネット使用頻度 %	15.9%	6.8%	6.8%	22.7%	15.9%	31.8%	100.0%
	年齢の %	2.8%	.9%	.9%	2.3%	1.9%	3.9%	2.1%
合計	度数	246	338	349	430	371	361	2095
	インターネット使用頻度 %	11.7%	16.1%	16.7%	20.5%	17.7%	17.2%	100.0%
	年齢の %	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(表 7-3) 相関係数

		年齢修正	インターネット 修正
年齢修正	Pearson の相関係数	1	-.471**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2095	2051
インターネット修正	Pearson の相関係数	-.471**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	2051	2121

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

#### 4.2 日本での政治の不满の内容はどのようなものか

「3. 研究枠組みの概要」で説明したように、4.1 でまず現在、日本で政治に不满を持っている人達とはどのような人達なのか、そのプロフィールを探ったので、ここではその不满の内容 (要因) はどのようなものかを分析する。

文献研究から推測される本来の不满要因は、

- (a) 現在の政治そのもの (政党、選挙、内閣、官庁) の対する不满.
- (b) 現在の政策 (含、予算配分) に対する不满.
- (c) 現在の経済状況に対する不满.
- (d) 現代社会の価値観 (市民の気持) を政治が理解してくれない不满.

と考えられるが、その内、今回の二次分析データから分析できそうな項目は次の通りである：

- (a) 政治関係：Q33 (政党の重要性)、Q34 (政党は役割果たしているか)、
- (b) 政策関係：Q16 (世論調査での「政策項目」)、Q60 (マニフェスト)、
- (c) 経済関係：Q4 (政治と生活・仕事の関係)、
- (d) 社会関係：該当項目なし.

##### 4.2.1 変化希望者 (Q3-Rq3) は政党の重要性 (Q33) をどう考えているか

(表 8-1) のクロス集計表からみると、政党が重要だと思っている人では「ある程度変わってほしい」が一番多いが、政党が重要だとは思わない人の間では、政治は「大いに変わってほしい」が最も多いという結果が出ている。本稿に表は載せてないが、両者の分散分析をしてみると有意水準 1% で有意差があることがわかる。

また、両者の相関分析をしてみると (表 8-2) , 1% の有意水準で有意で、相関係数は -.112 であった。

(表 8 - 1) 変化希望者 (Rq3) と 政党重要性修正 (Rq33) のクロス表

		政党重要性修正		合計	
		そうは思わない	大切だと思う		
Rq3	全く変わってほしくない	度数	4	5	9
		政党重要性修正 の%	.5%	.4%	.5%
	あまり変わってほしくない	度数	29	87	116
		政党重要性修正 の%	3.4%	7.7%	5.9%
	ある程度変わってほしい	度数	389	578	967
		政党重要性修正 の%	45.7%	51.2%	48.8%
	大いに変わってほしい	度数	429	460	889
		政党重要性修正 の%	50.4%	40.7%	44.9%
合計		度数	851	1130	1981
		政党重要性修正 の%	100.0%	100.0%	100.0%

(表 8 - 2) 変化希望者 (Rq3) と 政党重要性 (Rq33) の相関分析

		Rq3	政党重要性修正
Rq3	Pearson の相関係数	1	-.112**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2125	1981
政党重要性修正	Pearson の相関係数	-.112**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	1981	2008

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

[注] (変数の定義) : 上記分析に当たっては、次のように変数の定義 (変換) を行なった。

質問、「あなたは、政党は日本の政治にとって大切だと思いますか」(Q33) では、

(変 数) (今までの値 (q33)) (新しい値 (Rq33) (政党重要性修正))

そうは思わない 2 . 0 .

大切だと思う 1 . 1 .

「答えない」 3 .

#### 4.2.2 変化希望者 (Q3-Rq3) は今の政党がその役割を果たしていると思うか (Q34)

今、政党がその期待されている役割を果たしていると思う人は、「政治はある程度変わってほしい」が最も多いが、政党がその期待されている役割を果たしていないと思う人は、95%が政治は「大いに変わってほしい」か、「政治はある程度変わってほしい」と思っている (表9-1)。分散分析を行っても、1%の有意水準で有意差があった。

両者の相関分析をおこなったが (表9-2)、相関係数は1%有意水準で有意で-.173であった。

(表9-1) 変化希望者 (Rq3) と 役割政党期待 (Rq34) のクロス表

		役割政党期待		合計	
		そうは思わない	果たしている		
Rq3	全く変わってほしくない	度数	5	3	8
		役割政党期待の%	.3%	1.4%	.4%
	あまり変わってほしくない	度数	80	33	113
		役割政党期待の%	4.5%	14.9%	5.7%
	ある程度変わってほしい	度数	849	127	976
		役割政党期待の%	47.7%	57.5%	48.8%
	大いに変わってほしい	度数	845	58	903
		役割政党期待の%	47.5%	26.2%	45.2%
合計		度数	1779	221	2000
		役割政党期待の%	100.0%	100.0%	100.0%

(表9-2) 変化希望者 (Rq3) と 役割政党期待 (Rq34) の相関分析

		Rq3	役割政党期待
Rq3	Pearson の相関係数	1	-.173**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2125	2000
役割政党期待	Pearson の相関係数	-.173**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	2000	2028

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

[注] (変数の定義) : 上記分析に当たっては、次のように変数の定義 (変換) を行なった。

質問、「今の政党は期待された役割を果たしていると思いますか」(Q34) では、

(変数) (今までの値 (q34)) (新しい値 (Rq34) (役割政党期待修正))

そうは思わない 2. 0.

果たしている 1. 1.

「その他・答えない」 3.

#### 4.2.3 変化希望者 (Q3-Rq3) は世論調査で「政策項目」に注目しているか (Q16)

これからの2問は政策に関する質問である。

ここでは、「世論調査であなたは政策に興味を持ちますか」という質問 (Q16-4=Rq164) と、政治への変化への希望 (Rq3) との関係を調べる。

政策に興味を示す人の95%が政治の変化を希望している。分散分析を行うと、1%の有意水準で有意差があった。

相関分析を行うと、1%の有意水準で有意で、相関係数は.076であった。

(表10-1) 変化希望者 (Rq3) と世論調査政策 (Rq164) のクロス表

			世論政策興味		合計
			非選択	選択	
Rq3	全く変わってほしくない	度数	9	1	10
		世論政策興味 の %	.8%	.1%	.5%
	あまり変わってほしくない	度数	84	42	126
		世論政策興味 の %	7.7%	4.1%	5.9%
	ある程度変わってほしい	度数	535	500	1035
		世論政策興味 の %	48.8%	48.6%	48.7%
	大いに変わってほしい	度数	469	485	954
		世論政策興味 の %	42.8%	47.2%	44.9%
合計		度数	1097	1028	2125
		世論政策興味 の %	100.0%	100.0%	100.0%

(表 10-2) 変化希望者 (Rq3) と世論調査政策 (Rq164) の相関係数

		Rq3	世論調査政策
Rq3	Pearson の相関係数	1	.076**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2125	2125
世論政策興味	Pearson の相関係数	.076**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	2125	2166

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

[注] (変数の定義) : 上記分析に当たっては, 変数は既存の定義と同じである。

質問「世論調査であなたは政策に興味を持ちますか」という質問 (Q16-4=Rq164) ,

(変数) (今までの値 (q16-4)) (新しい値 (Rq164)) (世論調査政策修正)

非選択 0. 0.

選択 1. 1.

#### 4.2.4 変化希望者 (Q3-Rq3) はマニフェストは選挙を変え则认为しているか (Q60)

マニフェストが選挙を変え则认为する人も, 思わない人も, 9割以上が, 「政治には大いに変わってほしい」, 「ある程度変わってほしい」と考えており (表 11-1) , 両者の間は分散分析でも 5%の有意水準でようやく有意差がつくほどである。

変化希望者 (Rq3) とマニフェスト選挙修正 (Rq60) の相関分析を行うと, 5%有意水準で有意となり, 相関係数は.048であった。

(表 1 1 - 1) 変化希望者Rq3 と マニフェスト選挙 のクロス表

			マニフェスト選挙		合計
			変えない	変える	
Rq3	全く変わってほしくない	度数	6	2	8
		マニフェスト選挙 の %	.6%	.2%	.4%
	あまり変わってほしくない	度数	62	39	101
		マニフェスト選挙 の %	6.0%	4.6%	5.4%
	ある程度変わってほしい	度数	514	402	916
		マニフェスト選挙 の %	50.0%	47.9%	49.0%
	大いに変わってほしい	度数	447	396	843
		マニフェスト選挙 の %	43.4%	47.2%	45.1%
合計		度数	1029	839	1868
		マニフェスト選挙 の %	100.0%	100.0%	100.0%

(表 1 1 - 2) 変化希望者とマニフェスト選挙 の相関分析

		Rq3	マニフェスト選挙
Rq3	Pearson の相関係数	1	.048*
	有意確率 (両側)		.040
	N	2125	1868
マニフェスト選挙	Pearson の相関係数	.048*	1
	有意確率 (両側)	.040	
	N	1868	1894

\*. 相関係数は 5% 水準で有意 (両側) です。

**[注]** (変数の定義) : 上記分析に当たっては, 次のように変数の定義 (変換) を行なった.

質問、「マニフェストの公約は日本の選挙を変えenと思ひますか」(Q60) では,

(変 数) (今までの値 (q60)) (新しい値 (Rq60) (マニフェスト選挙修正))

変えない 2. 0.

変える 1. 1.

「その他・答えない」 3.

#### 4.2.5 変化希望者 (Q3-Rq3) と政治・経済不可分と考える人の関係

政治は経済と密接な関係があると考える人たちが政治を大きく変えてほしいと考えている (表12-1) . 関係がないと思う人との有意差は1%有意水準で存在する.

希望者 (Q3-Rq3) と日常生活や仕事は政治と密接に関係していると思う人 (Q4-Rq4) との相関分析 (表 1 2 - 2) をしてみると, 1%有意水準で有意で、相関係数は.082であった.

(表 1 2 - 1) 変化希望者Rq3 と経済と政治 Rq4 のクロス表

			経済と政治 Rq4		合計
			関係ない	切り離せない	
Rq3	全く変わってほしくない	度数	5	3	8
		Rq4 の %	.7%	.2%	.4%
	あまり変わってほしくない	度数	57	64	121
		Rq4 の %	7.9%	4.8%	5.9%
	ある程度変わってほしい	度数	369	633	1002
		Rq4 の %	51.0%	47.9%	49.0%
	大いに変わってほしい	度数	293	622	915
		Rq4 の %	40.5%	47.0%	44.7%
合計		度数	724	1322	2046
		Rq4 の %	100.0%	100.0%	100.0%

(表 1 2 - 2) 変化希望者Rq3 と経済 Rq4 の相関分析

		Rq3	経済と政治
Rq3	Pearson の相関係数	1	.082**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2125	2046
Rq4	Pearson の相関係数	.082**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	2046	2075

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です.



[注] (変数の定義) : 上記分析に当たっては、次のように変数の定義 (変換) を行なった。

質問、「政治は日常生活や仕事は政治と密接に関係していると思いますか」(Q4) では、

(変数) (今までの値 (q4)) (新しい値 (Rq4)) (経済と政治修正))

切り離せないもの 1. 1.

あまり関係ないもの 2. 0.

「その他・答えない」 3.

#### 4.2.6 変化希望者 (Q3-Rq3) と不満内容の重回帰分析

現代の政治への不満要因として、政治関係で：政党の重要性 (Q33-Rq33)、政党は役割果たしているか (Q34-Rq34)、政策関係で：世論調査での「政策項目」

(Q16-Rq164)、マニフェストと選挙 (Q60-Rq60)、経済関係で：政治と生活・仕事 (経済) の関係 (Q4-Rq4) の5項目を分析してきた。

相関分析においては、マニフェストと選挙が5%水準で有意になった他は全て1%水準で有意であって、相関係数は役割政党期待 (Q34-Rq34) が-.173と一番大きく、次いで政党の重要性 (Q33-Rq33) が-.112、政治と生活・仕事 (経済) の関係 (Q4-Rq4) が.082、世論調査での「政策項目」(Q16-Rq164) が.076、マニフェストと選挙 (Q60-Rq60) が.048と最も小さかった。

政治への変化希望者の上記5不満要因に関する重回帰分析 (表13-1) を行ってみると、世論調査における政策への興味 (Rq164) が5%水準でも有意でなく、マニフェストと選挙 (Rq60) が5%水準で有意になった以外は全て1%水準で有意であった。従属変数である政治への変化希望に対し、一番関連の大きいのは役割政党期待 (Rq34) で標準化係数のベータで-.158、政治と経済 (Rq4) で同じく.087、政党の重要性 (Rq33) が-.087と続き、マニフェストと選挙 (Rq60) が有意な内では関連が最も小さかった。

その他の要因は政治への変化希望に関連があるとは言えないことがわかった。

(表13-1) 政治への変化希望者の不満要因に関する重回帰分析<sup>a</sup>

モデル	標準化されていない係数		標準化係数	t 値	有意確率
	B	標準誤差	ベータ		
1 (定数)	3.355	.031		108.222	.000
政党重要性修正	-.107	.031	-.087	-3.446	.001
役割政党期待	-.304	.048	-.158	-6.384	.000
世論調査政策	.038	.030	.031	1.286	.199
マニフェスト選挙	.071	.030	.058	2.371	.018
経済と政治	.111	.031	.087	3.560	.000

a. 従属変数 Rq3

相関分析と重回帰分析の結果を一表にまとめてみると、(表13-2)のようになり、不満の最大の要因は、政党が期待された役割を果たしていないことであることがわかった。政党が重要だと考える人のウエイトが高いこともわかったが、それよりも、政治と経済の関係、即ち普段の生活や仕事が政治と切り離せないと考えている人の不満が大きいことがわかった。

また、先に不満の枠組みとして想定した「政治そのもの」、「政策」、「経済」のなかでは、「政治そのもの」と「経済」が主な不満の要因だと言ってよかろう。

(表13-2) 政治への変化希望に対する不満内容の相関分析と重回帰分析の結果比較

不満内容の相関分析と重回帰分析の結果比較 (上から関連度の大きい順に)			
相関分析		重回帰分析	
不満要因	相関係数	不満要因	標準化係数のベータ
役割政党期待 (Rq34)	-.173	役割政党期待 (Rq34)	-.158
政党の重要性 (Rq33)	-.112	政治と経済 (Rq4)	.087
政治と経済 (Rq4)	.082	政党の重要性 (Rq33)	-.087
世論調査政策 (Rq164)	.076	マニフェスト選挙 (Rq60)	.058

ちなみに、4.1.7で政治への変化を求めるプロフィールのうち、強く浮かび上がった2プロフィール、「年齢」と「インターネット使用状況」との相互関係をみたように、ここでも最も強い不満要因と判明した「政党が期待された役割を果たしていない」と「政治と経済の結びつき」の関係をみてみたが、クロス集計は(表13-3)の通りであったが、相関関係は有意水準5%でも認められなかった。

(表13-3) 役割政党期待 と Rq4 のクロス表

		Rq4 (経済と政治)		合計	
		.00 (関係ない)	1.00 (切り離せない)		
役割政党期待	そうは思わない	度数	622	1126	1748
		役割政党期待 の%	35.6%	64.4%	100.0%
		Rq4 の%	89.8%	88.5%	88.9%
	果たしている	度数	71	147	218
		役割政党期待 の%	32.6%	67.4%	100.0%
		Rq4 の%	10.2%	11.5%	11.1%
合計		度数	693	1273	1966
		役割政党期待 の%	35.2%	64.8%	100.0%
		Rq4 の%	100.0%	100.0%	100.0%

## 5. まとめ：プロフィールと不満内容の関係と今後の課題

以上の分析の結果、強く政治に変わってほしいと思っている人達のプロフィールは、まず「年齢」で、年代の若い方ほどその度合いが強く、次いで「インターネットの使用状況」で、インターネットをより多く使用している人達が政治により強い不満をもっていることが分かった。

不満の内容では、まず「政党が期待されて役割を果たしていないこと」が最大の要因であり、次いで「経済関係」、即ち普段の生活や仕事が政治と切り離せないと考えている人の不満が大きいことがわかった。

そこで、全体のまとめとして、上記2つのプロフィールと2つの不満内容との関係を分析してみたい。

### 5.1.1. プロフィール「年齢」と不満内容「政党期待役割」の関係

プロフィール「年齢」と不満内容「政党期待役割」との関係は、クロス集計表は(表14-1)の通りで、相関分析(表14-2)でも1%有意水準で有意であり、相関係数は.149で、年齢が低い程、政党は期待した役割を果たしていないと考える層が多いことがわかった。

### 5.1.2. プロフィール「年齢」と不満内容「経済と政治」の関係

この関係では、(表15-1)で分かるように、40代、50代、60代と年齢が上がるほど、経済と政治は切り離せないと考えている。相関関係も1%で有意で相関係数は.108である。

### 5.2.1. インターネットと不満内容「政党期待役割」の関係

インターネットの使用頻度の高いほど政党は期待された役割を果たしていないと考えており(表16-1)、相関関係も1%有意水準で有意であり、相関係数は-.097である。

### 5.2.2. インターネットと不満内容「経済と政治」の関係

インターネットを全く使用しない層では、経済は政治と切り離せないと考えているが、インターネット使用層では、経済と政治の間では鮮明な関係は見いだせず(表17-1)、相関関係の5%でも有意水準に達することがない。

## 5.3. まとめ

年齢が低いほど政党はその役割を果たしていないと考える人が多く、年齢が高いほど政治は経済と切り離せないと思う人が多い。インターネットの使用頻度が高い人ほど、政党はその役割を果たしていないと考える人が多いが、インターネット使用頻度と政治・経済の結びつきとの間には明らかな関係は見いだせなかった。

(表 14-1) 年齢修正 と 役割政党期待 のクロス表

			役割政党期待		合計
			そうは思わない	果たしている	
年齢修正	20代	度数	208	19	227
		年齢修正 の %	91.6%	8.4%	100.0%
		役割政党期待 の %	11.9%	8.6%	11.5%
30代	30代	度数	303	18	321
		年齢修正 の %	94.4%	5.6%	100.0%
		役割政党期待 の %	17.3%	8.1%	16.3%
40代	40代	度数	315	22	337
		年齢修正 の %	93.5%	6.5%	100.0%
		役割政党期待 の %	18.0%	10.0%	17.1%
50代	50代	度数	371	41	412
		年齢修正 の %	90.0%	10.0%	100.0%
		役割政党期待 の %	21.2%	18.6%	20.9%
60代	60代	度数	291	52	343
		年齢修正 の %	84.8%	15.2%	100.0%
		役割政党期待 の %	16.6%	23.5%	17.4%
70歳以上	70歳以上	度数	261	69	330
		年齢修正 の %	79.1%	20.9%	100.0%
		役割政党期待 の %	14.9%	31.2%	16.8%
合計	合計	度数	1749	221	1970
		年齢修正 の %	88.8%	11.2%	100.0%
		役割政党期待 の %	100.0%	100.0%	100.0%

(表 14-2) 相関係数

		役割政党期待	年齢修正
役割政党期待	Pearson の相関係数	1	.149**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2028	1970
年齢修正	Pearson の相関係数	.149**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	1970	2095

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

(表 15-1) 年齢修正 と Rq4 のクロス表

			Rq4		合計
			.00	1.00	
年齢修正	20代	度数	122	113	235
		年齢修正 の %	51.9%	48.1%	100.0%
		Rq4 の %	16.9%	8.8%	11.7%
30代	30代	度数	129	193	322
		年齢修正 の %	40.1%	59.9%	100.0%
		Rq4 の %	17.9%	15.0%	16.0%
40代	40代	度数	113	223	336
		年齢修正 の %	33.6%	66.4%	100.0%
		Rq4 の %	15.7%	17.3%	16.7%
50代	50代	度数	142	276	418
		年齢修正 の %	34.0%	66.0%	100.0%
		Rq4 の %	19.7%	21.4%	20.8%
60代	60代	度数	97	265	362
		年齢修正 の %	26.8%	73.2%	100.0%
		Rq4 の %	13.4%	20.6%	18.0%
70歳以上	70歳以上	度数	119	217	336
		年齢修正 の %	35.4%	64.6%	100.0%
		Rq4 の %	16.5%	16.9%	16.7%
合計	合計	度数	722	1287	2009
		年齢修正 の %	35.9%	64.1%	100.0%
		Rq4 の %	100.0%	100.0%	100.0%

(表 15-2) 相関係数

		年齢修正	Rq4
年齢修正	Pearson の相関係数	1	.108**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2095	2009
Rq4	Pearson の相関係数	.108**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	2009	2075

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

(表16-1) インターネット修正 と 役割政党期待 のクロス表

			役割政党期待		合計
			そうは思わない	果たしている	
インターネット修正	1.00	度数	869	151	1020
		インターネット修正 の %	85.2%	14.8%	100.0%
		役割政党期待 の %	49.2%	68.6%	51.3%
2.00	度数	239	14	253	
	インターネット修正 の %	94.5%	5.5%	100.0%	
	役割政党期待 の %	13.5%	6.4%	12.7%	
3.00	度数	287	26	313	
	インターネット修正 の %	91.7%	8.3%	100.0%	
	役割政党期待 の %	16.2%	11.8%	15.8%	
4.00	度数	221	19	240	
	インターネット修正 の %	92.1%	7.9%	100.0%	
	役割政党期待 の %	12.5%	8.6%	12.1%	
5.00	度数	73	4	77	
	インターネット修正 の %	94.8%	5.2%	100.0%	
	役割政党期待 の %	4.1%	1.8%	3.9%	
6.00	度数	78	6	84	
	インターネット修正 の %	92.9%	7.1%	100.0%	
	役割政党期待 の %	4.4%	2.7%	4.2%	
合計	度数	1767	220	1987	
	インターネット修正 の %	88.9%	11.1%	100.0%	
	役割政党期待 の %	100.0%	100.0%	100.0%	

(表16-2) 相関係数

		インターネット 修正	役割政党期待
インターネット修正	Pearson の相関係数	1	-.097**
	有意確率 (両側)		.000
	N	2121	1987
役割政党期待	Pearson の相関係数	-.097**	1
	有意確率 (両側)	.000	
	N	1987	2028

\*\* . 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

(表 17-1) インターネット修正 と Rq4 のクロス表

			Rq4 (経済と政治)		合計
			.00	1.00	
インターネット修正	1.00	度数	377	674	1051
		インターネット修正 の %	35.9%	64.1%	100.0%
		Rq4 の %	51.9%	51.5%	51.6%
	2.00	度数	94	160	254
		インターネット修正 の %	37.0%	63.0%	100.0%
		Rq4 の %	12.9%	12.2%	12.5%
	3.00	度数	116	207	323
		インターネット修正 の %	35.9%	64.1%	100.0%
		Rq4 の %	16.0%	15.8%	15.9%
	4.00	度数	76	169	245
		インターネット修正 の %	31.0%	69.0%	100.0%
		Rq4 の %	10.5%	12.9%	12.0%
	5.00	度数	26	50	76
		インターネット修正 の %	34.2%	65.8%	100.0%
		Rq4 の %	3.6%	3.8%	3.7%
	6.00	度数	37	49	86
		インターネット修正 の %	43.0%	57.0%	100.0%
		Rq4 の %	5.1%	3.7%	4.2%
合計		度数	726	1309	2035
		インターネット修正 の %	35.7%	64.3%	100.0%
		Rq4 の %	100.0%	100.0%	100.0%

## [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』(朝日新聞社)」の個票データの提供を受けました。

本稿作成に当たっては、前田幸男准教授、伊藤秀樹二次分析会担当など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皆様には大変お世話になりましたが、なかんずく境家史郎准教授には一方ならぬご指導を賜りました。ここに厚く御礼申し上げます。

中央大学総合政策学部荒井紀一郎特任助教にコメントを頂き、感謝致します。

また、朝日新聞社 峰久和哲編集委員には、この研究会中は勿論、本研究会参加以前からも暖かくご支援・ご指導を賜ったことに謝意を表します。

[参考文献]

Dalton, Russell, 2004, *Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies*. New York, Oxford University Press.

Norris, Pippa, 2011, *Democratic Deficit: Critical Citizens Revisited*, New York, Cambridge University Press.

Nye, Jr. Joseph S., Philip D. Zelikow, and David C. King eds., 1997, *Why People Don't Trust Government*, Cambridge, Mass, Harvard University Press.

佐々木毅監修，高木文哉・吉田貴文・前田和敬・峰久和哲著，2007，『政治を考えたいあなたへの80問——朝日新聞3000人世論調査から』朝日新聞社。



# 政治家の「言葉」に対する有権者の評価とその含意 —日本における「批判的な市民」—

井手 弘子  
(筑波大学)

現行の民主主義制度においては、代議士が選挙運動中のメッセージや選出後の言動を通して代表する利益について有権者にきちんと説明し、時には有権者を説得するなど、政治家が有権者に対して行うコミュニケーションが非常に重要であり、同様に政治家によるコミュニケーションを有権者がきちんと評価できるかどうかも重要である。今回の朝日新聞調査の結果では、「政治家が使う『言葉』」に対する有権者の厳しい視線が示されており、このような状況は近年政治学で世界的な潮流として議論されている *Critical Citizens* や *Democratic Deficit* (Norris 2011) と同様な現象である可能性がある。本稿では、有権者の政治家の言葉に対する評価の実態を明らかにすると共に、政治家の言葉に対する評価と政治信頼や政治参加などとの関連を検証し、政治家のコミュニケーションに対する有権者評価の含意を考察する。

## 1. はじめに

現行の間接民主主義の制度では、有権者によって選出された代表者が、有権者の利益や公益を適切に代表し政策に反映させることが要請されている。そのような要請を実現させるためには、政治家が選挙運動中のメッセージや選出されてからの言動を通して自身の代表する利益について有権者にきちんと説明し、時には自身の追求する目標の望ましさについて有権者を説得することが求められる。このように、政治家が有権者に対して行うコミュニケーションは間接民主主義において非常に重要であり、他方、その裏返しとして、政治家によるコミュニケーションを有権者がきちんと評価できるかどうかも非常に重要である。

以上のような政治家によるコミュニケーションの重要性とそれに対する有権者の評価の重要性にもかかわらず、政治家によるコミュニケーションを扱った実証研究は数少なく、政治家のコミュニケーションを有権者がどう評価しているかについて正面から扱った実証研究はさらに少なく、日本ではあまり見られない状況となっている。

本稿では、「政治家が使う『言葉』」に対する有権者の評価を問うというこれまでになかった質問を含んでいる朝日新聞世論調査のデータを用いて、政治家によるコミュニケーションに対する有権者の評価の実態と、その評価が政治的態度や政治行動に及ぼしうる影響を明らかにするべく統計的分析を行う。

以下では、まず政治家のコミュニケーションに関する先行研究の状況を概観し、その数がまだまだ少ないという点を確認した後、今回取り上げる朝日新聞世論調査における政治家の「言葉」をめぐる質問に対する回答結果を見ていく。この回答結果においては、政治

家の「言葉」に対する有権者の概して厳しい評価が示されている。次に、このような有権者の厳しい評価に関連し、近年、欧米を中心に政治学で議論されている「批判的な市民 (Critical Citizens)」「民主主義の赤字 (Democratic Deficit)」についての研究を取り上げ、その概要を確認する。

この「批判的な市民」「民主主義の赤字」研究の蓄積をふまえ、日本における「批判的な市民」の実態に関する本稿の仮説を提示し、主に重回帰分析を用いた仮説検証を通じて、政治家の「言葉」に対して批判的な人々はどのような人であるのか、そのような批判的な評価は政治信頼などの政治的態度や投票参加などの政治行動と関連があるか、といった点について明らかにする。分析の結果からは、日本においても欧米において指摘される「批判的な市民」と同様の傾向が確認されると同時に、他国とは異なる傾向も明らかになっている。

## 2. 政治家の「言葉」に対する有権者の評価

### 2.1 政治家のコミュニケーションとその有権者評価についての研究

前述のように、政治家による対有権者コミュニケーションとそれに対する有権者の評価は非常に重要であるにもかかわらず、政治家によるコミュニケーションを有権者がどのように評価するかを正面から扱った研究はそれほど多くないのが現状である。先行研究においては、政治家の発した言葉を取り上げ、質的に言説分析を行う研究などが存在するが (Hacker 1996; 高瀬 2005)、そこでは政治家の言説の内容に焦点が置かれ、研究者による評価が行われる。有権者による評価に注目したものとしては、選挙候補者の評価 (Lodge 1995) や政治家に対する支持 (Dalton 2004; Easton 1965) などを取り上げた研究があるが、政治家によるコミュニケーションを中心的に取り上げたものではない。

他方、本稿で取り上げる朝日新聞の世論調査は、「政治家が使う『言葉』」に対する有権者の評価を問う、というこれまでの質問調査にはなかった質問を含んでおり、政治家によるコミュニケーションに対する有権者の評価を分析する上での手がかりを与えてくれるものとなっている。既に公表されている回答結果においては、かなりの割合の回答者が、政治家の「言葉」に対して厳しい評価を下していることが示されており、「有権者の評価は驚くほど低い」と報告されている (高木他 2007; 59)。

### 2.2 朝日新聞調査における回答結果

表1～3は、政治家の「言葉」に関する回答結果を、回答者数を含め示したものである。この調査では、「国会中継や記者会見などで政治家が使う『言葉』に、全体としてどういう印象を持っていますか」という質問の回答として、二種類の選択肢が用意されている。政治家の「言葉」は「明快」か「あいまい」か、という選択肢に対しては、回答者の87.4%が「あいまいだ」と答え (表1)、「心に響く」か「心に響かない」か、という選択肢に対

しては、回答者の 85.9%が「心に響かない」と答えている（表 2）。さらに、「いまの政治家は『言葉』を大切にしていると思いますか」という問いに対しては、回答者の 79.6%が「大切にしていない」と回答している（表 3）。

**表 1 政治家が使う「言葉」の印象 (Q46)**

明快だ	100名 (4.62%)
あいまいだ	1893名 (87.4%)
その他	173 名 (7.99%)

**表 2 政治家が使う「言葉」の印象 (Q47)**

心に響く	115名 (5.31%)
心に響かない	1861名 (85.9%)
その他	190 名 (8.77%)

**表 3 いまの政治家は「言葉」を大切にしているか (Q48)**

大切にしている	239名 (11.0%)
大切にしていない	1724名 (79.6%)
その他	203名 (9.37%)

以上の結果からは、回答者の 8~9 割程度の方が政治家の「言葉」に対して否定的で、5~10%の人が政治家の「言葉」は明快で心に響き、政治家は「言葉」を大切にしている、と肯定的であるように見受けられる。しかしながら、これらの 3つの変数をクロス表にして見てみると（表 4）、それぞれの変数において肯定的、否定的な態度を取る人は完全には重なっておらず、政治家の「言葉」は明快だが心に響かない、もしくはあいまいだが心に響く、といった回答も数十人程度は存在していたことがわかる。

表4 政治家の「言葉」の印象と「言葉」を大切にしているか (Q46~48)

大切にしている, と答えた人

政治家の言葉	心に響く	心に響かない	計 (%)
明快だ	35 (17.59)	19 (9.55)	54 (27.14)
あいまいだ	24 (12.06)	121 (60.8)	145 (72.86)
計 (%)	59 (29.65)	140 (70.35)	199 (100)

大切にしていない, と答えた人

政治家の言葉	心に響く	心に響かない	計 (%)
明快だ	10 (0.63)	26 (1.63)	36 (2.25)
あいまいだ	34 (2.13)	1,528 (95.62)	1,562 (97.75)
計 (%)	44 (2.75)	1,554 (97.25)	1,598 (100)

### 3. 本稿の仮説と操作化

#### 3.1 分析の仮説

以上のように、有権者は概して政治家の「言葉」を用いたコミュニケーションに関して批判的な見方を示している。このような有権者の厳しい評価について参考になる議論として、欧米の研究者らによる「批判的な市民 (Critical Citizens)」をめぐる議論がある。1999年に複数の研究者による論文集 *Critical Citizens* が出版され(Norris 1999), その後、同書を編集した Pippa Norris による *Democratic Deficit* (民主主義の赤字) という著書において再考が行われている(Norris 2011)。この「批判的な市民」の議論においては、先進国で指摘される有権者の政治に対する支持の低下について、理想としての民主主義そのものに対する支持は高いが(もしくは民主主義に対する支持が高いが故に)、政権や議会等の政治の実態に対する評価が低い、とし、民主主義に対する期待の高い「批判的な市民」の存在を政治の現状に対する厳しい評価の背景に見ている。さらに Norris は、議会など国家機関に対する支持を説明する個人レベルの要因として、政権党への支持や物質主義の価値観、高齢、女性、教育程度の高さ、を指摘している。

近年の Norris による「民主主義の赤字」の議論も「批判的な市民」の議論を引き継いだもので、民主主義の実態(政権や政治家の業績)に対する市民の不満を、民主主義に対する需要(期待)の高さと供給に対する評価の低さの間のギャップに見ている。そして市民

の「需要」側の原因として、教育程度の上昇や社会の現代化による市民の認知的・公的的能力の高まり(Dalton 2004)や、ポスト産業社会における世代的な価値観の変化(Inglehart and Welzel 2005)、社会的資本の理論(Putnam 2000)に指摘されるような文化的な構造変化やニュース・メディアなどの可能性を挙げている。他方「供給」側の要因としては、政府の実績が低く認知されている点を挙げている。この民主主義への需要の高さと供給に対する評価の低さの間のギャップを説明する個人レベルでの要因としては、年齢の若さ、所得の低さ、教育程度の高さ、自己表現(ポスト物質主義)の価値観、社会的資本のなさ、インターネット利用、テレビ・ラジオ視聴のなさ、が指摘されている。さらに以上のような「批判的な市民」の登場の帰結として、「需要」の高い市民は投票など従来型の参加ではなくデモなどの抗議型の参加を行う、と議論されている。

今回の調査結果に示された政治家の「言葉」に対する有権者の厳しい評価の背景として、日本においてもそのような「批判的な市民」が存在するという可能性が考えられる。今回の調査には民主主義そのものに対する有権者の支持の度合いを聞く質問は含まれていないため、特に「民主主義の赤字」の議論について調査結果を用いて直接に検証を行うことは難しいが、政治家のコミュニケーションに対する厳しい見方が、日本政治全般の現状に対する厳しい見方につながっているのではないかと、という問いは検証可能である<sup>1)</sup>。

以上をふまえ、本稿では、政治家の「言葉」に対する有権者の厳しい評価は先進国に共通して見られる「批判的な市民」と同様の特徴を持つ人々によって下されているのか、という問いについて検証すると共に、そのような政治家の「言葉」に対する厳しい評価は政治全般に対する評価や政治行動と連動しているのか、という問いについても検証する。

具体的には以下の11の仮説を立てて検証を行うこととしたい。

#### 有権者の属性に関する仮説

仮説 1-1：年齢が若い人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

仮説 1-2：男性の方が政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

仮説 1-3：生活水準が低い人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

仮説 1-4：教育程度の高い人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

#### メディア接触に関する仮説

仮説 2：メディア接触が多いほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

#### 政党支持に関する仮説

仮説 3：野党を支持する人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

#### 政治的態度への影響に関する仮説

仮説 4-1：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど政治を信頼していない

仮説 4-2：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど政治に変化を求める

#### 政治行動への影響に関する仮説

仮説 5-1：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど投票参加をしていない

仮説 5-2：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど直接政治参加をしやすい

前半の仮説 1～3 は、政治家の「言葉」に対して批判的な人々の要因に関するものであり、後半の仮説 4～5 は、政治家の「言葉」に対する評価の帰結をめぐるものである。さらに後半の 4 つの仮説のうち最初の 2 つは政治信頼および政治変化への期待、という政治的態度との関連、残りの 2 つは政治参加行動との関連を検証するものである。今回のデータはクロスセクション・データであるため、因果関係を厳密に検証することはできないが、有権者の属性と政治家評価の関連や政治的態度と政治行動の関連などにおいては、前者から後者へ、という因果の方向性を想定することがある程度可能であろう。

仮説 1 は、政治家の「言葉」に対して批判的な人々の特徴をめぐるものである。「批判的な市民」および「民主主義の赤字」の研究に共通して見られる要因は年齢であった。年齢が若い人の方が批判的な人が多い、というものである。その背景としては世代が若くなるほど民主主義的価値を信奉しやすい、といった **Modernization** の理論や年を取るほど保守化して現状を肯定しやすい、といったライフサイクルの可能性が考えられる。年齢以外に「批判的な市民」および「民主主義の赤字」の研究に共通して見られた要因として脱物質主義の価値観があるが、今回の調査では関連する質問が存在しないため取り上げない。

性別に関しては、『批判的な市民』の分析において、弱いながらも女性の方が国家機関を支持する傾向が見られ、(依然として) 社会的な役割の大きい男性の方が政治に対して厳しい見方をしている可能性は考えられる。よって男性の方が批判的、という仮説を立てることとする。

『民主主義の赤字』の分析においては、所得が低いほど批判的、という結果が示されている。所得の低い人の方が政治の現状に対しても不満が高い、という可能性は考えられる。今回の調査では、生活水準について質問が行われているため、生活水準が低いほど批判的、という仮説を立てている。

教育程度に関しては、実は『批判的な市民』における分析結果では国家機関を支持する人々(すなわち批判的でない人々)ほど教育程度が高く、「民主主義の赤字」における分析結果では現状に批判的な人ほど教育程度が高い、というように結果は反対方向となっている。その原因としては、*Critical Citizens* における Norris の分析の従属変数が国家機関に対する支持であって政権に対する支持ではない、といった点が考えられる。ここでは政治に

対する批判をより直接的に測定していると考えられる *Democratic Deficit* の分析結果を重視し、教育程度が高いほど批判的、という仮説を立てることとしたい。教育程度が高い方が民主主義に対する期待が高く、現状に対しては批判的になる、という可能性が考えられる。

さらに『民主主義の赤字』の議論においては、有権者が政治の現状に対して批判的になる要因としてメディアを取り上げている。メディアに関する仮説としては、政治に対する不満の背景に批判的なメディアがあるとする *Video-malaise* 仮説と、政治関心が比較的高い人がメディア接触を通じて政治的知識や政治への信頼を高める、とする *Virtuous circle* 仮説がある。『民主主義の赤字』の分析結果においては、新聞、テレビ・ラジオ、インターネットを利用する人ほど民主主義の理想が高いことが示されたが、テレビ・ラジオを利用している人ほど政治の現状に満足し、インターネットを利用する人ほど不満が高いことが示され、さらなる検証が必要であると結論付けている。ここでは、従来の *Video-Malaise* 論の主張に沿った形で、メディア接触が多いほど政治に対して批判的になる、という仮説2を検証することとしたい。

「批判的な市民」の個人レベルの要因として挙げられている重要な変数の1つとして、政党支持がある。『批判的な市民』においては、勝者と敗者 (*Winner and Losers*) の仮説として、勝者である政権党支持者の方が政治信頼が高い、としている。今回の分析は「批判的な市民」の要因を明らかにしているため、この仮説を裏返しに見るかたちで野党支持者の方が批判的、という仮説3を立てている。

以上の仮説1～3においては、どのような変数が政治家の「言葉」に対する有権者の厳しい評価を説明するか、を検証するのに対し、仮説4と仮説5では、有権者の政治家の「言葉」に対する厳しい評価がどのような政治的態度や政治行動を説明するか、を検証する。まず政治家の「言葉」に対する評価の厳しさが政治に対する信頼と関連があるかどうかについて検証する。これらに関連が示されるならば、政治コミュニケーションに対する有権者の評価が政治信頼に影響を持ちうる重要な要因であるとする証拠の1つとなる<sup>2)</sup>。ここで自然に予想されるのは、政治家の「言葉」に対する厳しい評価が政治信頼の低下を招くのではないか、という想定である。よって仮説4-1は、有権者の政治家の「言葉」に対する厳しい評価と政治信頼の低さの関連をめぐるものとなっている。

さらに今回の調査では、「今後、日本の政治が変わってほしいと思いますか」という質問も含まれている。現状の政治に変化を求める、という態度は、民主主義の理想と現実のギャップを認識する「批判的な市民」に当然予想されるものである。よって仮説4-2は、有権者の政治家の「言葉」に対する厳しい評価と政治変化を求める態度の関連を予想している。

最後に、「批判的な市民」の議論では、そのような市民が、投票などの従来型の政治参加には消極的な一方で、デモなど抗議型の政治参加には積極的である可能性が示されている。よって仮説5-1は、政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど投票参加をしていない、

としている。他方、今回の調査では抗議型の政治参加についての質問は含まれていないものの、自身の居住する市区町村の財政状態を悪化させないため、首長や議員に任せておかずに自分で何らかの行動を起こしたいか、という質問が含まれている。そのような直接的行動は、従来型の政治参加には満足せずそこから一步踏み出そうとするものと考えうることから、仮説 5-2 では、政治家の「言葉」に対する厳しい評価とそのような政治行動願望の間に関連が見られるかどうかを検証することとした。

### 3.2 仮説の操作化

以上の仮説を検証するため、本稿では重回帰分析を行う。仮説 1～3 については、政治家の「言葉」に対する厳しい評価がどの変数によって説明されるかを検証する。従属変数としては、前節でみた政治家の「言葉」に関する 3 つの質問に対する回答が、否定的な回答に偏っていることも考慮し、これら 3 つの質問の全てに否定的な回答をしている人を 1、それ以外の人を 0 とする変数を新たに作成し、従属変数とする。3 つの質問の全てに否定的な回答をしている人は、全回答者の 71%であった。独立変数としては、仮説において取り上げた年齢、性別、生活水準、教育程度、メディア接触、政党支持を用いる。年齢は「20代」から「70 歳代以上」までの 6 点尺度、性別は男性が 1、女性が 0、生活水準は「下の下」から「上の上」までの 7 点尺度、教育程度は「小・中学校」から「大学院」までの 6 点尺度である<sup>3)</sup>。メディア接触については、「あなたが政治についての知識や情報を得るとき、一番参考にするメディアは何ですか」という質問に対して「新聞」「テレビ」と答えた人をそれぞれ 1 とするダミー変数と、「あなたは、インターネットを使っていますか」という問いに対して「使っていない」から「毎日 3 時間以上使う」までを 6 点尺度とするネット利用頻度の変数を用いている。政党支持については、「支持なし」をベースとし、与党支持、野党支持、をダミー変数とする。以上の変数を用いてロジスティック回帰分析を行う。

仮説 4 では、有権者の政治家の「言葉」に対する評価と「政治信頼」および「政治変化への期待」の 2 つの政治的態度それぞれとの間に関連が見られるかどうかを検証する。「政治信頼」と「政治変化への期待」は 4 点尺度の変数であるため、順序ロジスティック回帰分析を行う。独立変数としては、政治家の「言葉」に対する評価のみを用いた場合をモデル 1 とし、仮説 1～3 で用いた年齢、性別、生活水準、教育程度、メディア接触、政党支持、を加えたモデル 2 の 2 つのモデルについて検証する。

仮説 5 では、政治家の「言葉」に対する評価と政治参加との間に関連があるかどうかを検証する。今回の調査ではこれまでの選挙で投票したかどうか、もしくは次の選挙で投票するつもりかどうか、といった質問は含まれていないものの、近々行われる参議院選挙について「あなたは、今度の参議院選挙が楽しみですか」と聞く質問がある。投票参加についてはこの質問に対する 4 点尺度の回答を用い、順序ロジスティック回帰分析を行う。直接的な政治参加については、「いまお住まいの市区町村の財政状態を悪化させないため、あ



あなたは何らかの行動を起こしたいと思いますか。それとも、首長や議員に任せておきたいと思いませんか。」という問いに対し、「行動を起こしたい」を選んだ人を1、「首長や議員に任せておきたい」を選んだ人を0とする二値変数を従属変数とするロジスティック回帰分析を行う。検証するモデルとしては、独立変数が政治家の「言葉」に対する評価のみの場合、仮説4で従属変数とした政治信頼および政治変化への期待を加えた場合、さらに年齢、性別、生活水準、教育程度、メディア接触、政党支持、を加えた場合、の3つのモデルを検証する。

#### 4. 分析結果

##### 4.1 政治家の「言葉」に対する厳しい評価の要因

表5は、政治家の「言葉」に対する評価を従属変数とし、どのような回答者側の要因が政治家の「言葉」に対する評価と関連があるかを分析した結果である。分析結果においては、年齢と政治家の「言葉」の評価の間に統計的に有意な関連が示されており、仮説通り年齢が若いほど政治家の「言葉」に対する評価が批判的であることがわかる。他方、性別、生活水準、教育程度と政治家の「言葉」に対する評価との間には有意な関係は見られない。メディア接触に関しては、政治についての知識や情報を得る際に新聞を一番参考にする人の方が政治家の「言葉」に批判的である傾向が示されている。政党支持に関しては、与党を支持しない人が批判的である傾向が示された。

表5 政治家の「言葉」に対する批判的な見方の要因

	政治家の言葉に批判的		
	Coef.	S.E.	p > z
年齢	<b>-0.13</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
性別	0.00	0.11	1.00
生活水準	0.04	0.05	0.43
教育程度	-0.05	0.04	0.23
メディア(新聞)	<b>0.39</b>	<b>0.15</b>	<b>0.01</b>
メディア(テレビ)	0.14	0.15	0.35
ネット頻度	0.05	0.05	0.28
与党支持	<b>-0.56</b>	<b>0.12</b>	<b>0.00</b>
野党支持	0.02	0.15	0.89
定数項	1.40	0.33	0.00
Log likelihood		-1087.98	
Pseudo R2		0.02	
N		1950	

#### 4.2 政治家の「言葉」に対する批判的な見方と政治的態度

次に仮説4について分析結果を示したのが表6および表7である。分析結果においては、政治家の「言葉」に批判的な人ほど政治を信頼しない傾向と政治変化を期待する傾向が示されており、仮説4-1と仮説4-2が支持されている。政治信頼については、政治家の「言葉」に対する肯定的な評価に加えて、高齢、生活水準の高さ、新聞、そして特に与党支持の高い関連が示されている。政治変化への期待に関しては、政治家の「言葉」に対する否定的な評価に加えて、年齢の若さ、与党不支持、の関連が示されている。「政治信頼」と「政治変化の期待」の相関係数が-0.34であることを示唆されているように、両者には裏表ともいえる関係が見受けられ、両者共に政治家の「言葉」に対する評価との関連が示されている。

表6 政治家の「言葉」に対する批判的な見方と政治信頼

	政治信頼					
	Coef.	S.E.	p > z	Coef.	S.E.	p > z
言葉に批判的	<b>-0.71</b>	<b>0.09</b>	<b>0.00</b>	<b>-0.68</b>	<b>0.11</b>	<b>0.00</b>
年齢				<b>0.26</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
性別				0.16	0.10	0.09
生活水準				<b>0.16</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
教育程度				0.05	0.04	0.16
メディア(新聞)				<b>0.38</b>	<b>0.13</b>	<b>0.00</b>
メディア(テレビ)				0.10	0.13	0.43
ネット頻度				-0.03	0.04	0.49
与党支持				<b>1.23</b>	<b>0.11</b>	<b>0.00</b>
野党支持				-0.05	0.12	0.66
カット1	-2.82	0.10		-0.75	0.29	
カット2	-0.16	0.08		2.22	0.30	
カット3	3.23	0.15		5.89	0.34	
Log likelihood		-2180.29			-1805.77	
Pseudo R2		0.01			0.10	
N		2150			1938	

表7 政治家の「言葉」に対する批判的な見方と政治変化への期待

	政治変化への期待					
	Coef.	S.E.	p > z	Coef.	S.E.	p > z
言葉に批判的	<b>0.63</b>	<b>0.10</b>	<b>0.00</b>	<b>0.55</b>	<b>0.11</b>	<b>0.00</b>
年齢				<b>-0.15</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
性別				0.12	0.10	0.19
生活水準				-0.09	0.04	0.06
教育程度				0.02	0.04	0.57
メディア(新聞)				-0.08	0.13	0.53
メディア(テレビ)				-0.07	0.13	0.61
ネット頻度				0.07	0.04	0.08
与党支持				<b>-0.50</b>	<b>0.11</b>	<b>0.00</b>
野党支持				0.08	0.12	0.53
カット1	-4.95	0.32		-5.93	0.44	
カット2	-2.27	0.11		-3.26	0.31	
カット3	0.66	0.08		-0.18	0.29	
Log likelihood		-1896.17			-1653.79	
Pseudo R2		0.01			0.04	
N		2125			1918	

#### 4.3 政治家の「言葉」に対する批判的な見方と政治行動

次に政治家の「言葉」に対する評価と投票参加との関連を分析した結果が表8である。仮説と同様に、政治家の「言葉」に対する評価が低いほど投票参加をしない傾向が示されている。独立変数に政治信頼および政治変化への期待を加えた場合には政治家の「言葉」に対する評価の効果は消えており、評価の低さは政治不信となって有権者を投票参加から遠ざけていることが示唆されている。ここで興味深いのは、前項で見たように政治信頼と政治変化への期待の間には逆相関の関係が見られたにもかかわらず、投票参加に対してはどちらも正の関連を示している点である。ここでは現在の政治を信頼して投票する人、政治変化に期待して投票を行う人、の両方の存在が示されている。その他に投票参加との関連が示された変数は年齢の高さ、男性、教育程度の高さ、政党支持、であり、従来投票参加の要因として指摘されている変数である。

最後に直接的な政治参加との関連を検証した結果が表9である。政治家の「言葉」に対する評価のみを独立変数とした場合には、有意な関連が検出され、批判的である人ほど直接的な参加を希望する傾向が示されている。しかしながら、独立変数に政治信頼および政治変化への期待を加えた場合には政治変化への期待のみが有意となっている。このことから、政治家の「言葉」に対する批判的な見方は、政治変化への期待を通じて政治への直接

行動を促しているのではないかと考えられる。その他に直接的な政治参加との関連を示したのは、年齢の高さ、教育程度の高さ、テレビ視聴のなさ、ネット利用頻度の高さ、であった。

表8 政治家の「言葉」に対する批判的な見方と投票参加

				投票参加					
	Coef.	S.E.	p > z	Coef.	S.E.	p > z	Coef.	S.E.	p > z
言葉に批判的	<b>-0.22</b>	<b>0.09</b>	<b>0.01</b>	-0.14	0.09	0.13	-0.10	0.10	0.36
政治信頼				<b>0.80</b>	<b>0.07</b>	<b>0.00</b>	<b>0.61</b>	<b>0.08</b>	<b>0.00</b>
政治変化期待				<b>0.44</b>	<b>0.07</b>	<b>0.00</b>	<b>0.55</b>	<b>0.08</b>	<b>0.00</b>
年齢							<b>0.30</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
性別							<b>0.56</b>	<b>0.09</b>	<b>0.00</b>
生活水準							0.04	0.04	0.35
教育程度							<b>0.18</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
メディア(新聞)							0.21	0.12	0.08
メディア(テレビ)							-0.11	0.12	0.39
ネット頻度							0.01	0.04	0.69
与党支持							<b>0.72</b>	<b>0.11</b>	<b>0.00</b>
野党支持							<b>1.22</b>	<b>0.12</b>	<b>0.00</b>
カット1	-2.02	0.09		1.31	0.34		3.63	0.44	
カット2	-0.30	0.08		3.15	0.34		5.67	0.45	
カット3	1.49	0.09		5.02	0.35		7.77	0.47	
Log likelihood		-2665.92			-2542.17			-2208.92	
Pseudo R2		0.00			0.03			0.10	
N		2056			2020			1881	

表9 政治家の「言葉」に対する批判的な見方と直接参加

				直接参加					
	Coef.	S.E.	p > z	Coef.	S.E.	p > z	Coef.	S.E.	p > z
言葉に批判的	<b>0.27</b>	<b>0.12</b>	<b>0.02</b>	0.15	0.12	0.21	0.12	0.13	0.36
政治信頼				0.05	0.08	0.56	0.01	0.09	0.90
政治変化期待				<b>0.52</b>	<b>0.09</b>	<b>0.00</b>	<b>0.51</b>	<b>0.10</b>	<b>0.00</b>
年齢							<b>0.14</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>
性別							0.15	0.11	0.17
生活水準							-0.01	0.05	0.80
教育程度							<b>0.10</b>	<b>0.05</b>	<b>0.03</b>
メディア(新聞)							0.13	0.15	0.41
メディア(テレビ)							<b>-0.32</b>	<b>0.15</b>	<b>0.04</b>
ネット頻度							<b>0.10</b>	<b>0.04</b>	<b>0.03</b>
与党支持							-0.16	0.13	0.24
野党支持							0.05	0.14	0.73
定数項	-0.81	0.10	0.00	-2.61	0.43	0.00	-3.28	0.55	0.00
Log likelihood		-1122.98			-1092.75			988.50	
Pseudo R2		0.00			0.02			0.04	
N		1734			1711			1581	

## 5. 分析結果のまとめと議論

### 5.1 仮説検証結果

以上の分析結果から、本稿の仮説については、以下が確認された。

有権者の属性に関する仮説

仮説 1-1：年齢が若い人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

メディア接触に関する仮説

仮説 2：新聞を参考にする人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

政党支持に関する仮説

仮説 3：与党を支持しない人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい

政治的態度への影響に関する仮説

仮説 4-1：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど政治を信頼していない

仮説 4-2：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど政治に変化を求める

政治行動への影響に関する仮説

仮説 5-1：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど投票参加をしていない

仮説 5-2：政治家の「言葉」に対する評価が厳しい人ほど直接政治参加をしやすい

### 5.2 分析結果についての議論

政治家の「言葉」によるコミュニケーションに対する有権者の評価の実態とその政治的態度や政治行動に対する含意について分析を行った結果、若い人ほど、政治について情報を得る際に新聞を参考にする人ほど、与党を支持しない人ほど、政治家の「言葉」について厳しい評価を下す傾向にあることが示された。

若い人ほど政治家の「言葉」に対する評価が厳しい、という傾向については、『批判的な市民』と『民主主義の赤字』の両方の研究に共通する結果でもあり、既存研究と整合的である。このような傾向の原因としては、少なくとも2つの可能性が考えられる。その1つは若い人ほど脱物質主義的価値観を持ち、脱物質主義的価値観を持つ人ほど民主主義に対する期待が高い、という可能性である。もう1つの可能性は、若い人の方が概して理想主義が強く、年を取るにつれて現実的になる、という可能性である。政治家の「言葉」を厳しく評価する傾向が脱物質主義のように時代と共に変化し厳しい評価は定着するのか、それとも理想主義のように世代的なもので年齢と共に否定的だった評価は肯定的に変化する

のか、について厳密に検証するには、パネル調査が必要になる。とはいえ、今回のデータのみからもある程度の推察は可能である。今回のデータについて「批判的かどうか」と「年代」の2つの変数のクロス表を見ると、20代から60代にかけては、概して批判的な人が回答者の73～77%であるのに対し、70歳以上では58%、と違いがあり、重回帰分析においても70歳以上の回答者を外して分析したところ、年齢の効果は消えることが分かった。今回の調査が行われた2007年において戦後に育った世代が60代になっていることを考えると、この政治家の「言葉」に対する態度の違いは戦前・戦中世代と戦後世代の違い、と捉えることもできるかもしれない。その場合には生まれ育った環境による価値観の違いがそのような態度の違いを引き起こしている可能性が十分考えられよう。いずれにしても脱物質主義か、ライフサイクルか、についてきちんと確認するにはパネル調査が必要である。

他方、年齢以外の性別、生活水準、教育程度との関連は、今回の分析においては確認されなかった。性別については『批判的な市民』の分析結果においても影響は弱いとされている。生活水準については、今回の質問が回答者の主観的な判断を聞いているのに対し、『民主主義の赤字』における測定は所得というより客観的な指標である、という違いもあり、さらなる検証が必要である。教育程度との関連が見られない点については、日本において教育程度が全体的に高いという点に原因がある可能性も考えられる。特に若い世代においては大学進学率が5割を超えるといった状況もあり、日本における政治行動分析において教育程度を測定するにあたっては、より細かな測定基準を用いる必要があるかもしれない。

メディア接触によって政治に対する悲観的な見方が促進されるとする Video-malaise 論について Norris は懐疑的な見方を示していたが (Norris 2011; Ch. 9), 今回の分析で示された政治家の「言葉」に対する批判的な見方と政治情報において新聞を参考にするという回答の間の関連は、Video-malaise 論を支持するものである。とはいえ新聞を参考にすることで政治家の「言葉」に対する厳しい評価が生じているのか、政治家の「言葉」を厳しく評価する人が主に新聞を参考にしているのか、については今回のデータのみから判断することは難しい。これもパネル調査もしくは実験的な調査を用いてさらに検証を行う必要があるだろう。

政党支持に関する仮説としては、野党を支持する人ほど政治家の「言葉」についての評価が厳しい、としたが、分析結果からは与党を支持するかどうか、が重要であることが分かった。野党を支持する人、政党を支持しない人、の両方が政治家の「言葉」についてより厳しい評価を下していることが示されている。このことは裏返せば与党を支持する人ほど政治家の「言葉」についての評価が高い、ということであり、これはメディアを通じて示される「言葉」の多くが与党に所属する政治家により発せられるものであることから当然に考えうる。

次に政治家の「言葉」に対する有権者の評価と政治全般に関する政治的態度の関連につ

いては、政治信頼ならびに政治変化に対する期待との間に関連が見られ、政治家の「言葉」に対する評価が政治全般に対する態度を左右しうる重要な変数である可能性が示されたと考えている。政治コミュニケーションに対する有権者の評価については、さらなる実証研究が行われる必要があるのではないだろうか。

政治参加との関連については、既存研究と同様に、「批判的な市民」が投票参加のような従来型の参加形態ではなく、より直接的な参加をしやすい、という傾向が確認された。政治家の「言葉」に対する批判的な見方は、政治の変化に対する期待と結びついてより直接的な参加を促しているという可能性が示されている。

以上見てきたように、有権者の政治家の「言葉」に対する評価は非常に厳しく、このような状況は、先進国において共通して見られる「批判的な市民」や「民主主義の赤字」の状況に類似していると考えられる。本稿の分析からも、若い人ほどそのような厳しい評価を下しやすく、評価が厳しい人ほど従来型の政治参加よりもより直接的な参加を求める傾向がある、といった「批判的な市民」と同様の傾向が確認された。その一方で、教育程度については有意な関連が見られず、Video-malaise 論を示唆する結果が示されるなど、さらなる検証を必要とするものの、他国における「批判的な市民」の状況とは異なる傾向も確認された。

## 6. おわりに

本稿では、「政治家が使う『言葉』」に対する有権者の評価を問うというこれまでになかった質問を含んでいる朝日新聞の世論調査の結果を用いて、政治家によるコミュニケーションに対する有権者の評価の実態と、その評価が政治的態度や政治行動に及ぼしうる影響について主に重回帰分析を中心とする分析による解明を試みた。その結果、日本においても「批判的な市民」が政治家の「言葉」に対する厳しい評価を下しており、そのような厳しい評価と政治不信や政治に変化を求める傾向との間に関連が見られること、厳しい評価とより直接的な政治参加との間にも関連が見られることが示された。その一方で、他国における「批判的な市民」に関する分析とは異なる傾向も確認されており、日本における「批判的な市民」の特異性については今後の課題である。異なる国々における「批判的な市民」の共通点・相違点を明らかにするためには、World Value Survey などのデータを用いて分析を行う必要があり、本稿の範囲を超えるが、今回の分析では、日本における「批判的な市民」が政治家の「言葉」に対して厳しい評価を下している状況について、その要因や帰結をある程度詳しく見ていくことができたのではないかと考えている。

### [注]

- 1) とはいえ本稿の分析はクロスセクション・データを用いているため、厳密に因果関係を

検証することができない点には留意する必要がある。

- 2) この点においても、政治信頼の程度が政治家の「言葉」に対する評価に影響を与えている可能性は残っている。
- 3) 「その他」は欠損値としている。以降のその他の変数についても同様である。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』（朝日新聞社）」の個票データの提供を受けました。データを使用させていただいたことに感謝を申し上げます。また本稿執筆の過程において貴重なコメントを下された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二次分析研究会参加者の方々に御礼を申し上げます。

#### [参考文献]

- Dalton, Russell J. 2004. *Democratic Challenges, Democratic Choices: The Erosion of Political Support in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Easton, David. 1965. *A Systems Analysis of Political Life*. New York: Wiley.
- Hacker, Kenneth L. 1996. "Political Linguistic Discourse Analysis: Analyzing the Relationships of Power and Language." *The Theory and Practice of Political Communication Research*, ed. Mary E. Stuckey. Albany: State University of New York Press. 28-55.
- Inglehart, Ronald, and Christian Welzel. 2005. *Modernization, Cultural Change, and Democracy: The Human Development Sequence*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lodge, Milton. 1995. "Toward a Procedural Model of Candidate Evaluation." *Political Judgment: Structure and Process*, eds. Milton Lodge and Kathleen M. McGraw. Ann Arbor: University of Michigan Press. 111-139.
- Putnam, Robert D. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.
- 高木文哉・吉田貴文・前田和敬・峰久和哲，佐々木毅監修，2007，『政治を考えたいあなたへの80問——朝日新聞 3000 人世論調査から』朝日新聞社。
- 高瀬淳一，2005，『武器としての「言葉政治」——不利益分配時代の政治手法』講談社。



# 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

瀧川 裕貴

(総合研究大学院大学)

イデオロギーをめぐる従来の議論では、イデオロギー概念が政治現象を読み解く上で有効であるかどうかを分析者の視点から判断することが主であった。これに対して、本研究では、イデオロギーを社会認知の様式として位置づけ、またその認知的有効性についての行為者自身の評価や感覚に着目してイデオロギーの有効性を検討する。そうすることで、イデオロギーの認知的有効性をめぐる行為者間異質性に焦点をあてることができ、ひいてはイデオロギーが行為者に対して有効に機能しうる条件を理解することが可能となる。分析の結果、1)現代日本の有権者はイデオロギーの有効性感覚に関して3つのクラスに分かれること、2)イデオロギー利用クラスは信念の一貫性が高く、またクラス間で信念の構造も異なること、3)イデオロギーの認知的有効性の判断能力は社会的に規定されていること、が明らかになった。

## 1. はじめに

従来、現実の政治現象を読み解く上でイデオロギーという概念が有効であるかどうかについて多くの議論がなされてきた。懐疑的な見方としては、1950年代の「イデオロギーの終焉」論(Bell 1962=1969)に始まり、近年では、冷戦終結時に F.フクヤマ(Fukuyama 1992=2005)の提出した「歴史の終わり」論等が挙げられよう。他方で、例えば近年のアメリカ社会や政治を特徴づける用語として、「文化戦争」や「イデオロギー的分極化」が用いられることがあるが、この場合にはこうしたイデオロギー概念による特徴づけが一定程度有効であるとの認識が前提とされている<sup>1)</sup>。

ところで、これまでの研究では、イデオロギー概念が有効であるかどうかという場合の有効性とは、現実の政治現象を分析する上での分析者にとっての有効性であり、行為者にとってイデオロギーがどの程度有効であると評価されているかどうかは検討の対象外であった。もちろん、現実の政治現象を分析する上でイデオロギー概念が有効であるという場合には、イデオロギーが人々の政治的世界の見方や評価、また政治的行動に対して影響力をもち、その効果として現実の政治を動かすという経路が暗に仮定されてきたとはいえる。しかしながら、その場合でも、イデオロギーを行為者自身がいったん能動的に評価し受容した上で、イデオロギーを利用して世界を理解したり行動したりするという局面が焦点化されることがほとんどなかった。

しかし、行為者によるイデオロギーの理解や評価を検討することなく、政治的現象を分析する上でのイデオロギーの有効性を議論するのは限界がある。というのは、行為者がイデオロギーを利用し評価する仕方は多様でありえ、すべての人が一様にイデオロギーに影

響されたり、またそれを無視したりするといったことは想定しづらいからである。いかなる人々がいかなる条件の下でイデオロギーを有効であると感覚しうるか、またどのような人がどの場合に既存のイデオロギーを無効であるとみなすのかを理解することなく、イデオロギーが政治的世界に与える影響力について議論することはできない。

では、人々がイデオロギーを利用したり、その有効性を評価するとはどういうことか。本研究では、イデオロギーを特定の価値や信条というより、社会的世界とはいかなるものかに関する認知、社会認知の様式として理解する (cf. Martin and Desmond 2010)。いいかえると、イデオロギーは複雑な政治的世界を単純化することで情報処理コストを軽減し手早く認知するためのヒューリスティックであると考えられる(Lupia et al. 2000; Sniderman et al. 1991)。それゆえ、人々がイデオロギーについて有効である、あるいは有効でない、と判断する際には、それが世界を認知するためにどの程度有効であるかという観点から評価が行われている、と仮定する。また、後ほど詳しく述べるように、本研究では、実際にイデオロギーを用いて政治的世界の整合的理解に成功している人ほど認知様式としてのイデオロギーに有効性を感じるだろうとの仮説をとる。

したがって、本研究は、イデオロギーを社会認知様式として考え、その認知局面における有効性を行為者自身がどのように評価しているかに着目し、またその評価の多様性、異質性に焦点をあてる。このように、イデオロギーの認知的有効性に関する異質性に焦点を合わせることで次の問いに答えることが目標である。どのような行為者が(ある特定の)イデオロギーを依然として有効であると考え、どのような行為者がもはや有効でないと判断しているのか。また、イデオロギーの認知的有効性の感覚は実際の利用の仕方、つまり行為者のイデオロギーによる世界認知のあり方とどのように結びついているか。さらにこれらの問いを探索する中で、ある特定イデオロギーが行為者にとって有効性をもち、そのことで現実の政治的世界に影響を及ぼしていく条件がどのようなものであるかを理解する可能性も開けるはずである。

このような観点からすると、イデオロギーをめぐる既存の研究には大きな限界があることが分かる。最大の問題は、対象となる集団内の異質性を考慮せず、全体的にみて、イデオロギーが(人々の選好や行動を説明する上で)どの程度有効性をもっているか、あるいはイデオロギーの内容がどのように構成されているか、のみを検討してきたという点にある。このような方法は、行為者たちの間に存在するかもしれない認知の多様性を均一化して無化してしまうため、その異質性を検出することはできない。

本研究では、データとして現代日本の有権者のイデオロギーに関する有効性の評価、および彼らの政策的争点項目に関する諸態度等に関する調査データを用いる。したがって、得られた知見は直接的には現代の日本の有権者に関するものである。しかし、その背後には上記したようなイデオロギーの認知的有効性の機能する条件とその異質性に関する理論的関心が存在する。

論文の構成は以下のとおりである。まず、イデオロギーの認知的有効性に関する評価ないし感覚に応じて、行為者を異質ないくつかの集団に区別する。その上で、それぞれの行為者集団がどのようにしてイデオロギーを認知様式として実際に利用しているのか、また利用の仕方にもどのような差が存在するのか、をイデオロギーの具体的な作動に即して明らかにする。最後に、このような有効性感覚や利用の仕方は社会的位置によってどのように規定されているのか、を検討する。最後に、本研究の知見をまとめ、その含意をより広い文脈から議論する。

## 2. 社会認知様式としてのイデオロギーとイデオロギー有効性感覚

### 2.1 社会認知様式としてのイデオロギー

本研究では、イデオロギーを社会認知様式として理解するという立場をとる。そこで、そもそもイデオロギーとは何かということを確認することから始めよう。常識的な理解では、イデオロギーとは政治的論点に関わるある種の価値や信条の体系だと考えられている。例えば、自由主義と社会主義の対立は自由と平等のどちらにより高い価値を見出すかという対立であるといえるし、道徳的リベラルと保守主義とのコンフリクトは、寛容と伝統の価値のどちらを重視するかをめぐる争いだとみることができる。

しかし、イデオロギーを純粋に価値や信条をめぐる態度体系とのみ考えるのは誤りである。イデオロギーにはむしろ、そもそも、政治的世界がどのようになっているかを記述する際の基本的視点を与え、また様々な争点を一貫して整理して理解するための枠組みを提供する機能がある。つまり、政治的世界の複雑性を縮減する機能をもつのである。

すでに述べたように、近年の社会科学的議論では、こうしたイデオロギーの認知的機能に着目して研究がすすめられている。例えば、J.L.マーチンと M.デスマンドは、イデオロギーを「現実がどうなっているかについての知見を生み出すことで[政治的]意見を形成する」社会認知の様式であるとしている(Martin and Desmond 2010)。より一般的には、イデオロギーを政治的世界を理解するためのヒューリスティックとして位置付けることができるだろう(Lupia et al. 2000)。

価値や信条としてのイデオロギーと社会を認知する様式としてのイデオロギーとの区別は、政治理論における実質とメタの区別を引き合いに出して理解することもできる(Dryzek and Niemeyer 2006)。つまり、イデオロギーの実質的価値内容はある単一の次元の中での価値の対立であると考えられるのに対して、認知様式としてのイデオロギーはそもそも政治的世界の争点がそうした次元によって整理可能であるかどうかを規定する側面について述べたものである。前者は例えば、「右 - 左」のような軸の上でどの程度左翼的か、あるいは右翼的かに関して生じる対立であるのに対して、後方で生じる対立は例えば「右 - 左」で世界を切り分けるのか、あるいは「保守 - リベラル」で世界を理解するのかといった一段階メタなレベルでの対立だということがいえるだろう。いいかえると、「右 - 左」

の対立が生じるには、この対立軸が世界を理解する上で適切だという「メタ合意」が対立者の間で存在するのではなくてはならない。

このようにイデオロギーを社会認知の様式として捉えたとき、特定イデオロギーの有効性とは何よりもまず、当該イデオロギーが世界を理解するための適切な次元を提供することに成功しているかどうかに関わるものだと考えることができる。

ところで、イデオロギーが政治的世界を一貫した形で理解するための枠組みを提供するという議論は必ずしも、完全に新しいというわけではない。イデオロギーに関する実証研究の古典である P.コンヴァースの研究ではすでに、イデオロギーは「その構成要素が制約関係、機能的相互依存関係によって結びつけられている理念と態度の布置」(Converse 1964: 207)として、つまりは信念体系として定義されている。しかしながら、イデオロギーを社会認知の様式として捉えることの含意はこれまで十分に追求されてこなかった。ここで特に重要なのは、社会認知の様式は人々の間で異質でありうるという認識である。正確に言えば、イデオロギーの多次元性自体は、ストークスのダウンズ批判(Stokes 1963)にみられるように、少なくとも初期の段階ではよく認識されていたが、このことが経験的なイデオロギー研究にもたらす含意が十分に理解されていなかったというべきである。なぜなら、コンヴァースの枠組みに依拠する実証研究では、信念体系が行為者間で異なりうることは考慮されず、行為者全体の集団における信念体系の同質性を実質的に仮定して分析が行われてきたからである。具体的には、有権者全体の信念体系は全有権者の態度を平均化した尺度で測定され、有権者の異質性に着目した分析は行われてこなかった。この事情は日本におけるイデオロギー研究でも基本的に変わらない。例えば、イデオロギーに関する記念碑的研究である蒲島・竹中(1996)の著作でも有権者の態度は全体を一括して扱われており、その内部にある異質性は焦点化されていない<sup>2)</sup>。その後の研究においてもこの路線は踏襲されている(竹中 2008)。

しかし、とりわけ社会認知様式としてのイデオロギーが行為者にとって有効となる条件、ひいては世界に対して影響力を及ぼす可能性について探求する際には、行為者間の異質性を考慮することは不可欠である。この点について次節で論ずる。

## 2.2 イデオロギー有効性感覚をめぐる行為者の異質性

一般に、行為者が社会的世界を認知する様式は、当該行為者の社会的位置やこれまでの社会化の来歴によって異なりうる。このことは、社会認知に関する社会学的研究の根本的前提だといってよい(Bourdieu 1989=1996)。社会認知様式としてのイデオロギーとその有効性を考察する際にも、やはり行為者間の異質性に焦点化する必要がある。そのことによって、次のことを検討することが可能になる。

1. どのような行為者がいかなる既存イデオロギーを認知的に有効であると評価してい

るか。

2. 行為者の有効性感覚はどこから来るのか。つまり、既存イデオロギーをどのような形で利用し、イデオロギーが何を与えてくれる場合に、行為者はイデオロギーを認知的に有効であると評価するのか。
3. 逆に、既存イデオロギーを有効ではないとする行為者は政治的世界をどのように認知しているのか。なぜイデオロギーは無効であるとみなされるのか。
4. イデオロギーの有効性感覚はいかなる社会的位置によって規定されているのか。

本研究では実際に行為者たちが既存イデオロギーの社会認知ツールとしての有効性をいかに評価しているかという観点から行為者たちをいくつかの異質な集団に分類し、その上でイデオロギーの実際の作動に関する行為者ごとの異質性を探求する。このアプローチの利点は、あらかじめ恣意的な基準にそって行為者を分類するのではなく、行為者自身のイデオロギーについての有効性評価に即して「帰納的に」クラスを導くことができる点にある。こうすることで、イデオロギーについての「有効性感覚」をもつ人々が実際にどのように社会認知を行っているのかを検討することができる。いいかえると、イデオロギーが社会認知の様式としてどのように機能することで人々に有効性感覚をもたらしたり、もたらさなかったりするのを探求することができる。また、このようにあらかじめ行為者の異質性を識別することによって、こうした異質性の源泉としていかなる社会的変数が働いているかを調べることも可能である。

### 3. イデオロギー有効性感覚を規定する潜在クラスの分析

#### 3.1 問題設定

本研究の目的の一つは、現代日本においてどのような人々が諸々のイデオロギーに対し有効性を感じ、またどのような人々が無効であるとみなしているのかを明らかにすることにある。いいかえると、既存イデオロギーの有効性に関する行為者たち自身の評価に関して、異質性は存在するのか、存在するとしたらそれはどのようにして生じているのかに関心がある。そこで本節では、現代日本における有権者の既存イデオロギーについての有効性感覚に関してその異質性を明らかにすることを試みる。

イデオロギーに関する有効性感覚という用語を、これまでインフォーマルに用いてきたが、ここで定義を与えておこう。それは、既存イデオロギーが政治的世界を理解するための認知的ヒューリスティックとしてどの程度有効であると感じ、評価するかを表す概念である。この概念は、広くとれば行為者の意識に関する概念なので、行為者自身に既存イデオロギーの有効性について評価を問うことによって測定することが可能である。

### 3.2 データ・変数と方法

「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』(以下「朝日 3000 人調査」)には、既存イデオロギーについて認知様式としての有効性という観点からその評価を問うた変数が存在する。具体的には、次のようなリード文が与えられている。「政治について発言する人の政治的な立場を説明するため、いろいろな物差しが使われてきました。次にあげる言葉は物差しとして適切だと思いますか」。この質問を「保守 - 革新」、「右 - 左」、「ハト派 - タカ派」、「抵抗勢力 - 改革派」という 4 つの言葉に対して繰り返して得られた回答が今回扱うデータとなる。

各変数の分布を確認してみよう(表 1 参照)。表から読みとれるのは、

表 1. 各イデオロギー次元に対する評価

イデオロギー次元 (政治的物差し)	適切である(%)	適切でない(%)	DK(%)
「保守 - 革新」	30.2	58.2	11.6
「右 - 左」	18.2	70.8	10.9
「ハト派 - タカ派」	19.3	69.7	10.8
「抵抗勢力 - 改革派」	27.9	60.8	11.1

- ・ 一般的にみて各イデオロギー次元の有効性について否定的な回答者が多数を占めるということ
- ・ 約 1 割程度は、その他あるいは無回答であること
- ・ どちらかという「右 - 左」、「ハト派 - タカ派」のカテゴリーの方がより懐疑的な回答者が多いということ

である。しかしこれらの分布からは現代日本の有権者が社会認知様式としてのイデオロギー一般についてどのような一般的原理に基づいて評価をしており、そのような評価の仕方の相違が有権者の中でどのような分布をしているのかを知ることは難しい。

本稿の問題関心は個別的なイデオロギー次元の有効性に関する意見の分布ではなく、これら複数のイデオロギー的見方に関する評価を規定するより一般的な潜在的構造にある。そこで、こうした構造を抽出するために、潜在クラス分析を用いる<sup>3)</sup>。

潜在クラス分析とは、カテゴリカルな観測変数、「顕在」変数のクロス表を、「潜在的」なカテゴリカル変数を用いて観測変数間の相関関係を消去することによって、少数の潜在クラスに分類する方法である。具体的には、潜在変数を条件にして、顕在変数間の関係を条件付き独立であると考えて、潜在変数を特定する(より詳しい説明は Linzer and Lewis (2011)を参照)。

イデオロギーの有効性を問うた諸変数に潜在クラス分析を適用すれば、これらの回答パターンを規定する母集団のクラスの構造が明らかになる。仮に、イデオロギー全般をヒューリスティックとして有効に使いこなしているかどうか各イデオロギーの有効性評価を規定しているとすれば、そのように解釈可能な諸クラスが抽出されるはずである。あるいは、特定のイデオロギー次元については有効であるが、別のイデオロギーは無効であるというように、取捨選択的にイデオロギーを評価する人々が集団として存在すれば、そうしたクラスの構造が分析によって明らかになるだろう。このように、潜在クラス分析を適用する際には、有権者は、個別的イデオロギーの有効性評価を規定するより一般的な潜在的属性によってクラス分け可能であり、そのクラスに応じて個別的イデオロギーの是非に関する態度決定を(確率的に)行っている、と仮定するのである。

### 3.3 結果

解析の結果、潜在クラスとして以下の3つのクラスが抽出された<sup>4)</sup>。表2、表3を参照されたい。

表2. 潜在クラスの推定集団割合

潜在クラス	集団に占める割合(%)
イデオロギー批判クラス	62.4
イデオロギー利用クラス	26.2
判断困難クラス	11.4

多数派のクラスは、イデオロギー、あるいは質問文の用法では「物差し」全般を適切ではないとするグループであり、これを「イデオロギー批判クラス」と呼ぶことにする。次に、「イデオロギー利用クラス」があり、これは既存イデオロギーを完全肯定するわけではないものの、多くの「物差し」を適切とする人たちのグループである。最後に、「物差し」による判断自体ができない人たちのグループが析出され、これを「判断困難クラス」と呼ぶことにしたい。

イデオロギー批判クラスは全体の6割強を占めると推定される。一貫して既存のイデオロギー、「政治的物差し」に批判的であり、特に「右-左」「タカ派-ハト派」なるカテゴリーの有効性に関しては、95%程度の確率で否定的な回答を示す。これに対して、「保守-革新」および「抵抗勢力-改革派」といったカテゴリーに対しては若干評価が甘い。このような評価判断の差異がもつ意味については第4節であらためて言及する。

イデオロギー利用クラスは母集団の2~3割を占める。批判クラスとは異なり、利用クラスの人々は各項目におよそ6割程度の確率で肯定的に答えているにすぎない。つまり、すべてのイデオロギーを認知様式として有効とみているわけではなく、ある程度の是々非々の態度をもって臨んでいるとも考えられる。興味深いのは、利用クラスの場合には、項

目間での受容のされ方の質的差異は認められないことである。つまり、「右 - 左」「タカ派 - ハト派」なるカテゴリーの有効性も「保守 - 革新」および「抵抗勢力 - 改革派」と(クラス全体としてみれば)同程度に評価しているということである。

最後に社会認知様式としてのイデオロギーの有効性自体を判断できないクラスが全体の1割程度を占める。彼らはすべての項目に8割程度の確率で分からないと答え、その他若干のカテゴリーで不適切と答える傾向にある。判断困難クラスについては、何か特定のカテゴリーだけが判断できないというよりは、イデオロギー全般について評価を下すこと自体に困難を感じているようにみえる<sup>5)</sup>。

表 3. 各イデオロギー次元に対するクラスごとの反応確率

		適切だと 答える確率 (%)	適切でないと 答える確率 (%)	DKの確率 (%)
保守 - 革新	イデオロギー批判クラス	20.4	77	2.6
	イデオロギー利用クラス	63.1	33.2	3.7
	判断困難クラス	8.2	13	78.8
右 - 左	イデオロギー批判クラス	3.9	95	1.2
	イデオロギー利用クラス	59.9	37	3.2
	判断困難クラス	1.1	17.1	81.8
タカ派 - ハト派	イデオロギー批判クラス	5	94.5	0.5
	イデオロギー利用クラス	61.6	34.4	4
	判断困難クラス	11	16.1	82.8
抵抗勢力 - 改革派	イデオロギー批判クラス	17.9	80.5	1.6
	イデオロギー利用クラス	61.7	35.9	2.4
	判断困難クラス	5.6	11	83.4

### 3.4 解釈

潜在クラス分析の結果をどのように考えることができるか。

第一に日本の有権者のイデオロギー有効性感覚を規定する潜在構造は、特定の既存イデオロギーの是非には依存していないということが分かる。つまり、例えば、「タカ - ハト」を用いたイデオロギー次元の認知的有効性は否定するが、「保守 - 革新」については肯定するといった人々は全体としてはまとまったクラスをなしていない。そうではなくて、クラス構造をなしているのは、既存イデオロギー全般の有効性について肯定的に捉えている人々と否定的に捉えている人々との対立である。



第二に上述の対立構造の外に、そもそもイデオロギーの有効性について評価したり判断したりすることができないような人々のクラスが存在するといえる。このクラスは従来議論されてきた政治的洗練度の高くない人々の集団と関連しているといえるだろう。実際、「2007年東大朝日調査」(後述)にある変数、「政治や政府は複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できない」という問いに対して「そう思う」、「どちらかといえばそう思う」と答えた人々の割合をクラスごとに調べてみると、イデオロギー利用クラスは45.4%、イデオロギー批判クラスは46.7%であるのに対して、判断困難クラスは54.7%となっている<sup>6)</sup>。

第三にイデオロギー批判クラスとイデオロギー利用クラスの諸イデオロギーに対する評価の仕方のパターンには相違が存在する。つまり、批判クラスについては、「右-左」と「タカ派-ハト派」の方が「保守-革新」、「抵抗勢力-改革派」よりも有効性に関してより否定的に評価されるのに対して、利用クラスにおいては既存イデオロギーの間に評価差はみられない。このことは、(現段階では)やや推測を重ねることになるが、次のような事実を示唆しているように思われる。つまり、イデオロギーの有効性に懐疑的な人は、とりわけ日本における従来のイデオロギー対立、つまり安全保障をめぐるタカ派-ハト派や伝統的な文化や道徳の擁護の是非をめぐる対立により否定的なのに対し、(それに比べれば)より制度的な日本のシステムの改革の是非や経済問題をめぐるイデオロギーに対しては肯定的であるという可能性である。このような人々の信念体系の構造に関する議論は次節で詳しく行う。

さてでは、イデオロギーに関する評価・判断を下す人々の中で有効であるとするクラスと有効ではないとするクラスの相違は何に由来するのだろうか。

まず、本研究の基本的仮説を確認しておこう。それは、イデオロギーは社会認知の様式であり、政治的世界の複雑性を縮減して認識するための一種のヒューリスティックだというものである。この仮説が正しいのであれば、既存イデオロギーを有効であるとするクラスに属する人々は、基本的には既存のイデオロギーを用いて世界を整合的に解釈することが可能だと考え、実際にそのようにイデオロギーを利用している人々であるはずだ。このことを経験的に確認するためには、イデオロギー利用クラスに属する人々の実際のイデオロギーの利用法について検討する必要がある。次節ではこれを行う。

既存イデオロギーの有効性を否定するクラスの人々はより解釈が難しい。これには2通りの解釈が可能である。第一に、彼らは既存イデオロギーを使いこなす能力が十分にかあるいはその意欲をもたず、結果として既存イデオロギーに対して否定的評価を下している可能性がある。この場合には、このクラスに属する人々は判断困難クラスに属する人々と近い。第二の解釈としては、次がある。すなわち、彼らは既存イデオロギーの意味するところをよく理解しているものの、それが現実の政治的世界を理解する上で単純すぎるがゆえにその有効性を拒否しているのだ、とする解釈である。この場合、彼らは現実の政治

的世界の複雑性を理解するに際して、少なくとも既存イデオロギーの一次元的尺度では十分ではないと考えているということになる。このどちらの解釈が正しいかについて決定的な解を提出するのは困難であるが、やはりこのクラスの人々の実際のイデオロギーの利用の仕方を検討することで考察をさらに進めることができるだろう。

#### 4. イデオロギーは認知様式としていかに機能しているか

##### 4.1 問題設定

現代日本の有権者たちはその有効性感覚に即して、既存イデオロギーの有効性を全般的に評価するクラス、評価しないクラス、評価判断を行うことのできないクラスに分かれることが明らかになった。そこで次なる探求課題は、ではこうしたイデオロギーの有効性感覚はどこに由来するかということである。例えば、イデオロギーの有効性感覚の相違は、特定のイデオロギー立場をとること、つまり保守的であるとか、ハト派であるといった立場をとることと関連しているのかどうか、あるいはそうではなくて有効性感覚はより高次の政治的理解、つまりは政治的世界を特定のイデオロギー次元に即して統合的に理解することができるという感覚から生じるのか、といった問いがここでの主題となる。

先述のように、本研究の基本仮説が正しければ、イデオロギー有効性感覚をもつ人々は、政治的世界を統合的に理解する度合いが高いと考えられる。これはすぐ後にみるように、政治的な争点についての態度の一貫性として経験的に測定することが可能である。

では、実際の信念体系の構造については各クラスによって違いは存在するのだろうか。まず、イデオロギー有効性感覚をもつ人々は信念体系が比較的統合的であり、一次元化しているだろうという仮説が成り立つ。これに対して、有効性感覚をもたない人々については前節の最後に議論したように2つの可能性がある。1つは、信念体系自体は一次元的であるが、内部での統合度、つまり一貫性が一様に弱いという可能性。もう1つは、そうではなくてイデオロギー批判クラスは、特定の政治的争点群については一貫した態度をとることが可能だが、例えば安全保障問題と社会的権利問題のような異なる領域の争点群についてはそれらを単一のイデオロギーで整序しないという可能性。後者の場合は、イデオロギー批判クラスは、政治について多次元的な理解を行っているということができよう。つまりこの場合には、特定の人々の集団が有効性感覚をもちえないのは、政治的世界についての理解能力一般を欠いているのではなく、複数の争点群を1つにまとめ上げる一次元的な政治理解を否定するからだとも考えられるのである。以下では、この2つの可能性のどちらが妥当するかについてもデータに即して検討してみたい。

##### 4.2 データ・変数と方法

行為者の信念体系の一貫性、整合性を測定するためにはどうすればよいだろうか。社会学・政治学では伝統的に複数の政治的争点に関する意見の関連を調べることで有権者のイ

デオロギーの一貫性が測定されてきた(Converse 1964; 蒲島・竹中 1996; 竹中 2008; Baldassarri and Gelman 2008). 本研究もこの方法にのっこととする. ここで用いる変数は、「朝日 3000 人調査」の継続調査に相当する「2007 年東大朝日調査」にある政策争点に対する態度を問う 17 の質問項目である(各項目の内容については後出表 5 および同系統のデータを分析している竹中(2008)を参照)<sup>7)</sup>. 各質問項目ペアの相関が高いことをもって一貫性の尺度とするというのがここでアイデアである. つまり, ある争点に賛成(反対)する人が関連する別の争点にも同様の態度を示している場合に, その人は一貫性があると考えられる. このアイデアに基づいて, あらゆる項目ペアの相関係数の絶対値について平均値を計算し, その大きさを一貫性の尺度とした.

相関係数の平均値について推定値の不確実性を見積もるのは, 解析的には困難である. しかし本研究ではクラスごとに信念体系の一貫性が異なっているかどうか焦点であるため, 不確実性を無視するのは問題である. そこでブートストラップ法による推定を行う<sup>8)9)</sup>.

次に, 信念体系の構造の質的差異を検討するために, 政治的争点に関する複数の意見の間での相関の程度だけでなく, 相関のパターンを確認する. まず単純に相関行列を計算し, 特に可視化テクニックを用いることでその質的パターンの相違を検討する. 次にこれら相関のパターンを規定する因子を抽出し, 因子構造の相違を探る<sup>10)11)</sup>.

### 4.3 結果

まず基本的データとして, 各争点項目に関する有権者の態度の分布を調べたが, 全般的には各クラスについてイデオロギー的立場に極端な差は存在しないように思える<sup>12)</sup>. このことから, クラスの相違はよりメタなレベルの態度の相違に由来すると考えられる.

表 4. 争点項目全ペア相関係数の絶対値(の 100 倍値)の平均のブートストラップ統計量

	オリジナル	バイアス	標準誤差	Percentile95%信頼区間
全サンプル	14.4	0.1	0.6	(13.4, 15.8)
イデオロギー批判クラス	13.7	0.2	0.7	(12.6, 15.4)
イデオロギー利用クラス	17.1	0.7	1.3	(15.5, 20.6)
判断困難クラス	14.4	2.5	1.3	(14.6, 19.9)
利用クラスと批判クラスの差	3.45	0.52	1.52	(1.07, 7.01)

そこで, 全争点項目に関する態度についてすべてのペアの相関係数の平均値をクラスごとに算出したところ, イデオロギー利用クラスにおいて高い一貫性が存在することが確認された(全体が相関係数の 100 倍値で 14.4 であるのに対して, イデオロギー利用クラスは 17.2, なおイデオロギー批判クラスは 13.7, 判断困難クラスは 14.4 であった. 表 4 を参照).

表4がブートストラップ法による結果である。パーセンタイル95%信頼区間はゼロより大きく、イデオロギー批判クラスと利用クラスの間には有意な差が存在するといつてよい<sup>13)</sup>。この結果から、基本的には、イデオロギー利用クラスは他のクラスに比べて、政治的争点をより整合的な形で理解しているといつてよいと考える。

次に、信念体系の質的構造の差異に関する結果をみてみよう。

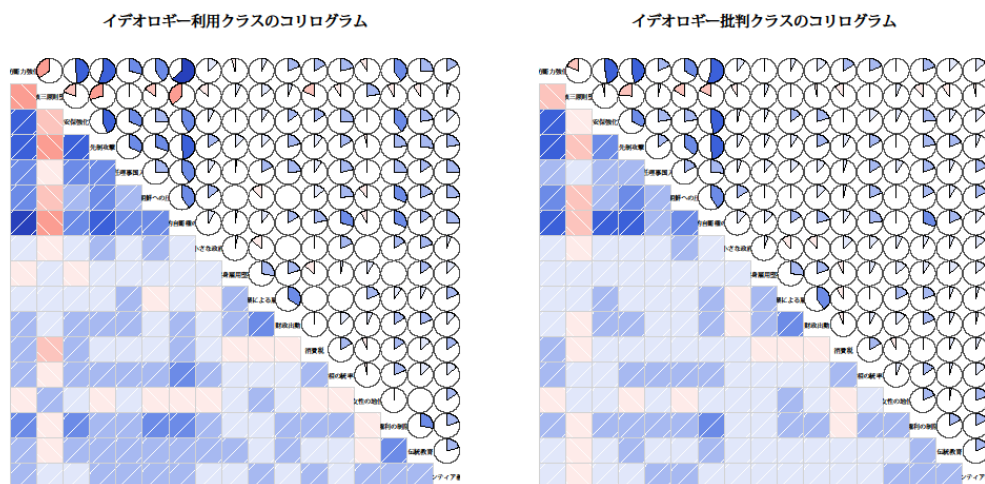


図1. 争点項目間相関係数のコレログラム

行と列の順番は先述の質問項目の並び順通りとなっている。コレログラムはカラーの場合には、青が正の相関、赤が負の相関、色の濃淡が相関の強度を表している。右上半分の円は時計回りが正の相関、反時計回りが負の相関で、回りが大きいほど相関が強い。

最初に、相関行列の質的パターンをコレログラムを用いて視覚的に検討すると次のことが分かる(図1)<sup>14)</sup>。まず全体としては日本の有権者は、特に外交・安全保障をめぐる意見に関して強い一貫性をもつイデオロギーを形成している(図は省略)。これは伝統的な知見と一致している。これより弱い、終身雇用の堅持や公共事業の是非といった日本型システムについての態度に関してもある程度一貫した態度形成がみられる。

では、クラスごとにパタンの異質性は存在するか。以下は厳密な解析に基づくものではなく、目視できるパターンから得られる推測であるが、概ね次のように考えられる。

- ・利用クラスの信念体系構造は比較的統合されている。特に、外交安全保障イデオロギーと権利や義務、伝統の価値をめぐる態度について正の相関が他のクラスよりも目立っている(図1左)。

- ・批判クラスの構造は多次元的である。とりわけ、外交安全保障イデオロギーの他、小さな政府+日本型システムといった広義の経済問題についてまとまったパターンがあるように思える(図1右)。

・判断困難クラスは全体的にパタン構造が弱く、特に非核三原則が他の争点とあまり関連しないという特徴はあるが、全体的にサンプルサイズが小さいこともあり解釈は困難である(図は省略).

因子分析の結果についても詳述はせずあくまで参考程度であるが、概ね上記の傾向を裏打ちするものであるといえる(表 5 参照). 例えば、イデオロギー利用クラスでは、安全保障をめぐる争点と権利や道徳、伝統をめぐる争点に関する態度を共に説明する因子が抽出されているのに対して、批判クラスでは、そのような共通因子は弱く、むしろ経済問題の項目群に高い因子負荷量をもつ因子が第二因子として抽出されている.

表 5. 因子分析(因子負荷量のみ表示)

	全体			批判クラス			利用クラス			判断不能クラス		
	PA1	PA2	PA3	PA1	PA2	PA3	PA1	PA2	PA3	PA1	PA2	PA3
防衛力強化	0.74	0.03	0.15	0.72	0	0.11	0.42	0.68	0.08	0.71	0.15	0.12
非核三原則堅持	-0.33	0.15	0.02	-0.28	0.1	0.02	-0.05	-0.55	0.25	-0.04	0.06	0.57
安保強化	0.52	0.19	0.17	0.52	0.19	0.14	0.41	0.42	0.14	0.52	0.29	0.25
先制攻撃	0.63	0.1	0.12	0.64	0.06	0.08	0.36	0.54	0.21	0.68	0.01	-0.12
常任理事国入り	0.25	0.2	0.28	0.23	0.13	0.29	0.4	0.22	0.26	0.22	0.17	0.22
北朝鮮への圧力	0.45	-0.04	0.27	0.48	-0.05	0.2	0.55	0.23	-0.11	0.62	-0.14	0.24
集団的自衛権の行使	0.73	0.14	0.21	0.75	0.13	0.19	0.41	0.64	0.11	0.76	0.2	-0.13
小さな政府	0.09	-0.15	0.32	0.11	-0.24	0.29	0.29	0.04	-0.11	0	0.23	0.03
終身雇用堅持	-0.01	0.38	0.17	0.01	0.32	0.26	0.02	-0.04	0.37	0.08	0.55	0.28
公共事業による雇用確保	0.08	0.69	-0.03	0.07	0.66	0.11	-0.08	0.06	0.73	0.24	0.58	-0.11
財政出動	0.19	0.52	-0.01	0.21	0.54	0.06	0.12	0.12	0.48	0.03	0.4	-0.03
消費税	0.16	-0.15	0.15	0.16	-0.23	0.08	0.23	0.17	-0.08	-0.02	0.15	0.06
首相の統率力	0.21	0.02	0.31	0.23	-0.04	0.28	0.38	0.14	0.02	0.08	0.21	0.37
女性の地位	-0.13	0.27	0.24	-0.09	0.22	0.36	0.03	-0.22	0.27	0.01	-0.03	0.26
権利の制限	0.3	0.21	0.3	0.27	0.2	0.33	0.51	0.2	0.13	0.25	0.27	0.02
伝統教育	0.19	0.1	0.26	0.18	0.04	0.22	0.39	0.1	0.16	0.17	0.42	0.1
ボランティア義務化	0.06	0.13	0.48	0.07	-0.02	0.51	0.41	0	0.26	0.1	0.22	0.23

#### 4.4 解釈

クラス間の質的相違については、イデオロギーの実質的内容に関する分布に際立った相違はなく、むしろイデオロギーを用いて政策争点を一貫して構造化しているかどうかとい

う点に相違が存在することが確認された。このことは、既存イデオロギーの有効性が評価されるのは、それが複雑な世界を縮減して理解するべくうまく機能する限りにおいてだ、ということ強く示唆している。しかしながら、このことから、イデオロギー利用クラスはイデオロギーを巧みに使いこなす政治的世界についての高度な理解に達している能力の高い人々だ、と直ちに結論付けることはできない。というのは、彼らは世界の過度な単純化の危険に陥っているかもしれないからである。

関連パタンの分析については結論が暫定的であるということに注意した上で、基本的には以下のように考えることができるだろう。

まず事実を再確認すると、イデオロギー利用クラスは防衛力の強化や集団的自衛権等の安全保障に関する争点と伝統教育、ボランティア義務化等の伝統の価値や権利義務問題との相関が他のクラスに比して高い。このことが全争点に関する利用クラスの態度の一貫性に寄与している。他方で、イデオロギー批判クラスに関しては、確かに全体としてみると態度の一貫性は低い。これを直ちに政治的世界を理解する能力の欠如と解釈することはできない。というのは、イデオロギー批判クラスは、例えば、広義の経済問題(小さな政府や消費税をめぐる経済財政問題および終身雇用等の日本型システムの改革問題をまとめたもの)に関しては、むしろイデオロギー利用クラスよりも高い一貫性を示しているからである<sup>15)</sup>。つまり、批判クラスの人々はあるまとまった部分的な政治的争点群についてはどのような立場がありうるかを的確に理解する能力をもっている。したがって、彼らは政治的世界を理解できないのではなくむしろ、既存のイデオロギーによる世界の過度な単純化を拒否しているのかもしれない。要するに、彼らの政治的世界の理解は多元的でありうるのである。クラス分類の解釈に戻ると、批判クラスの人々は既存イデオロギーを使いこなす能力を欠いているのではなく、むしろ既存イデオロギーが現在の多元的な政治世界を過度に単純化するため、適切な政治理解にとって有効でないと判断しているのだとする方が妥当だといえる。このことは潜在クラス分析の結果で、「抵抗勢力-改革派」等のヒューリスティック(これは主として日本型システムや経済問題に関する争点の判断に使われると考えられる)に対してより許容的であったということからも裏付けられるかもしれない。なお、判断困難クラスについては、関連パターンから何らかの解釈を導きだすのは困難である。

## 5. 社会認知様式としてのイデオロギーとその社会的位置

### 5.1 問題設定

最後に検討するのは、イデオロギー有効性感覚やイデオロギーの利用の仕方が社会的位置によって規定されているのか、いるとしたらどのようなか、という問題である。

### 5.2 データ・変数と方法

3つのクラスを従属変数とし、多項ロジスティック回帰分析を行う<sup>16)</sup>。説明変数は「朝

日 3000 人調査」から性別・年齢・学歴に相当する変数を選び出して用いる<sup>17)</sup>。

### 5.3 結果と解釈

多項ロジスティック回帰分析の結果は図 2 を参照してほしい。ここではモデルの詳細に立ち入らず、全体的な傾向を概観することにする。

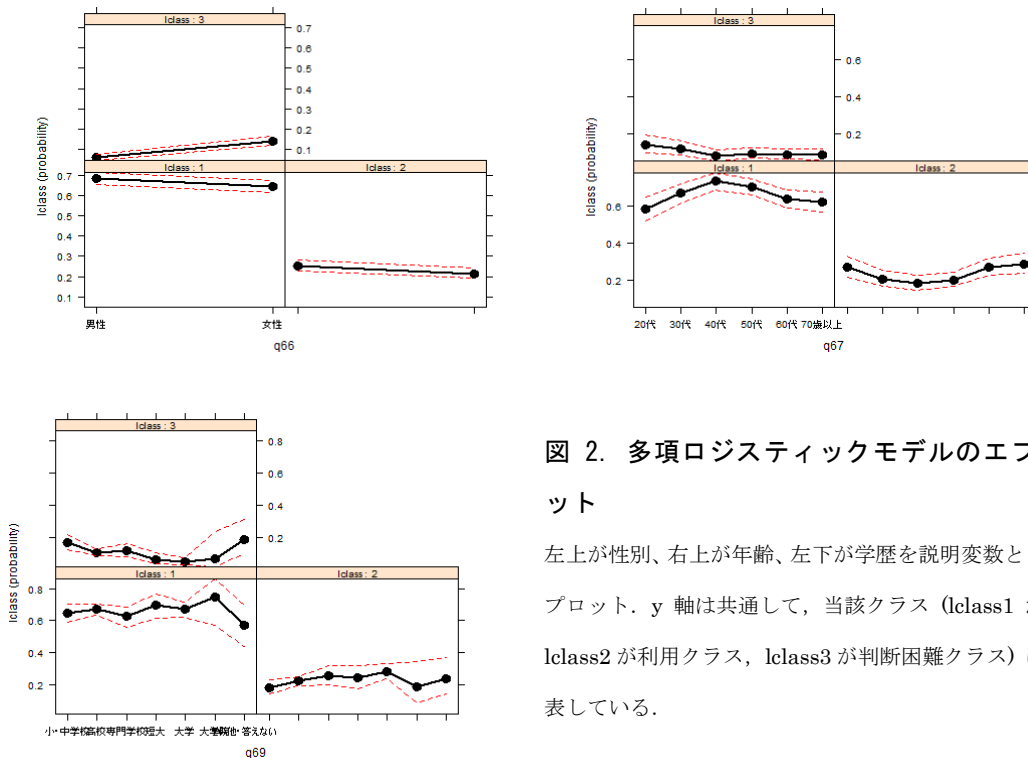


図 2. 多項ロジスティックモデルのエフェクトプロット

左上が性別、右上が年齢、左下が学歴を説明変数としたエフェクトプロット。y 軸は共通して、当該クラス (lclass1 が批判クラス, lclass2 が利用クラス, lclass3 が判断困難クラス) に属する確率を表している。

全体的にみて社会的位置によりはっきりとした差が存在するのは、判断困難クラスとそれ以外についてである。明らかに女性の方が判断困難クラスに属する確率が高い。また、学歴でも、学歴が低いほど判断困難のクラスに属する傾向がはっきりと見て取れる。年齢では 20 代で判断困難クラスが多い。

批判クラスと利用クラスに関しては、性別、学歴、年齢ともそれほど強い影響力をもっていない。強いていえば、年齢は 20 代の方が利用クラスになりやすく、また小中卒に比べれば大学卒の方が利用クラスになりやすいという傾向があるようだ。

以上からイデオロギーの有効性判断と社会的位置については、判断が可能かどうかというところに大きな分断が存在するといえそうだ。つまり、女性であり教育程度が低く、そして若いほど、イデオロギーの認知的有効性を判断する能力がはく奪されている。これに対して、イデオロギーを認知的に有効であると判断するか、有効でないと判断するかについては今回のデータの範囲内では際立った差はみられない。別の言い方をすれば、イデオロギーを有効でないとするクラスの人々が認知能力の面で特に社会的に不利な立場にいるわけではないということがいえるだろう。

## 5. 全体のまとめと議論

本論文の主要な結論は次のとおりである。

第一に、現代日本における有権者たちはイデオロギー有効性感覚の点から3つの主要なクラスに分類できる。すなわち、多数派を占めるイデオロギー批判クラス、2~3割程度のシェアで存在するイデオロギー利用クラス、そしてイデオロギーの有効性の判断自体が難しい残り1割の判断困難クラスである。

第二にイデオロギーを「政治的物差し」として有効であると判断する人々は他の人々に比して、イデオロギーによる社会認知、つまり複数の政策的争点に関する整合的理解を行っていることが分かった。特に、彼らは安全保障問題と権利問題とを一次元的に解釈する傾向が強いといえそうである。これに対して、多数派のイデオロギー批判クラスは、個々の分野ごと争点項目についての整合的理解において劣るわけではないが、従来の政治的争点全体については一次元的な理解よりも多次的な理解をもっているといえる。

第三にイデオロギー有効性感覚と社会的位置との関連でいえば、有効性を肯定的にせよ否定的にせよ判断できる人々とそうでない人々との間の社会的分断が顕著であった。有効性の肯定、否定についての目立った社会的差異は今回のデータからは検出されなかった。

以上の結論から、イデオロギーが行為者に対して有効に機能しうる条件とは、イデオロギーが一定程度の社会的条件の下で判断能力を与えられている行為者に対して整合的な世界理解を提供しうるかぎりにおいてだということがいえる。

本研究の特に、相関係数のパタン可視化および因子分析に基づいた議論は暫定的なものである。これについては、他のデータ等を用いてより確実な推測を行うことで議論を補完する必要がある。また信念ネットワーク分析等の手法(DiMaggio 2010)によってデータの新しい側面を見出すことができるかもしれないが、これについては今後の課題としておきたい。

このような限界を踏まえたうえで本研究の含意についていくつか議論を提示しよう。まず本研究をこれまでの日本のイデオロギー研究の文脈に位置づけるとどうなるだろうか。本研究で得られた日本の有権者の異質性に関する知見は、従来日本のイデオロギーの時代的变化として理解されてきたバリエーションが同時的に共存している可能性を示唆するものであるように考えられる。ここでのイデオロギー利用クラスは概ね、日本における従来のイデオロギー研究で議論されてきた信念体系のパタンと一致する。日本におけるイデオロギーの形成過程において独自の点は、日米安保を中心とする安全保障をめぐる問題が戦後民主主義の肯定、否定/戦前体制に対する肯定、否定という問題とリンクした点にある(蒲島・竹中 1996: 第7章)。争点項目で考えると、安全保障問題および日本的伝統や道徳の是非、また社会的な権利問題についての態度の関連は、日本における伝統的なイデオロギー対立の構図を反映しているといえるだろう。前田和敬は55年体制時代に成立した「保守-革新」の対立軸が「日本の伝統や道徳、戦前的な価値観への回帰を志向するか、それ



とも、戦後の民主主義やその中で育まれた価値観を志向するか」(高木ほか 2007: 67)といった対立を反映していたとの議論を紹介しているが、今回の分析結果をみる限り、こうした対立軸をもつ傾向はイデオロギー利用クラスについては依然としてあてはまるといえる。これに対して、いまや有権者の過半数を占めるイデオロギー批判クラスは、近年指摘されているような多次元的なイデオロギー理解をまさに体現しているクラスだといってよい。彼らは確かに従来の政治的争点全体をならしてみれば整合的理解の点について、利用クラスより劣るが、例えば日本型システムの改革問題や経済問題といった特定のイシューについては理解の面で利用クラスに引けを取るということはない。こうしたクラスが大勢を占めるようになったのが最近においてなのかそれともかなり以前からそうであるのかについては今回のデータからは判断できない。

より理論的な文脈では、本研究はこれまで同質性を仮定されてきた日本の有権者全体に異質性を前提とした分析を行ったことが新しい点である。さらにいえば、このアプローチは、社会現象を単に個別変数の相関レベルに還元して分析するのではなく、個人と個人の織りなす社会的関係全体を同時的に分析する近年の社会学研究の新しい考え方に倣している(Breiger 2000; White 2003; Mische 2011)。このことにより、日本の有権者が全体としてどの程度イデオロギーに有効性を感じているかどうかといった平均的傾向だけでなく、有効性感覚をもつ、あるいはもたないクラスはいかなる形でイデオロギーを利用し、信念体系を構造化しているか、またどのような社会的属性をもつか、といった詳細な分析が可能になった。また、本研究では有効性感覚の観点から行為者異質性を帰納的に構築したが、他の様々な観点から異質性にアプローチすることも可能であろう。

#### [注]

- 1) 「文化戦争」や「分極化」によってアメリカ政治を特徴づける議論はマスメディアや一般向けの論議においても広く普及しているが、より学問的な議論としては(Gelman et al. 2008; Baldassarri and Gelman 2008; Fischer and Hout 2007)を参照。
- 2) 正確にいえば、教育等によって信念体系はいかに異なりうるか、という形で行為者間異質性が議論されることはあった。しかし、本研究のように行為者のイデオロギーに関する認知的有効性評価の際に即して、異質性を論じるという研究はこれまでのところ存在しない。
- 3) なお潜在クラス分析の実装には R の"poLCA"パッケージを用いた(Linzer and Lewis 2011)。
- 4) 2クラスモデル、4クラスモデルと比較し、AIC等の指標や解釈可能性の観点から3クラスモデルを選んだ。
- 5) 実は、このクラスにはその他と答えた人と無回答の人が混在しており、とりわけその他と回答した人を「判断困難」とすることには問題が残る。しかしデータの限界のため今回はこの解釈を採用することにする。また、すぐ後の本文で述べているように、このクラスの

人々の政治的洗練度は総じて高くないことからこの解釈がある程度妥当すると考える。

- 6) なお政治的洗練度に関する変数と潜在クラス変数とのクロス表のカイ 2 乗検定を行った結果、 $p$  値は 0.12 であったが、前者を従属変数、後者を説明変数とした順序ロジットモデルでは、すべての係数において 5%水準で有意であった(結果は省略)。
- 7) 5 件法で賛成から反対までを問う形式の質問項目である。個別的な内容については公開されている調査票の間 8 を参照のこと(谷口・上ノ原 2008)。
- 8) 分析は R の boot 関数を用いたが、一部はオリジナルのプログラムを作成して分析した。
- 9) ブートストラップ法とは、観測された標本を有限母集団として扱い、そこから無作為標本を生成することで統計量の標本分布を得るための手法である。詳細については、汪・桜井(2011)、Rizzo(2008=2011)を参照。
- 10) 因子分析については、先行研究(竹中 2008)に準じて主因子法(バリマックス回転、因子数は 3 を仮定)により、探索的因子分析を行った。またクラスごとの構造の相違を検討するために、グループごとに同様の手順で因子分析を行った。
- 11) 分析は R の"psych"パッケージ(Revelle 2011)、fa 関数等を利用した。
- 12) 極端な差がないということを厳密に定義することは難しいが、いくつか数字を挙げよう(ここでは批判クラスと利用クラスの比較に限定する)。「防衛力強化」については、批判クラスの賛成が 17.2%、利用クラスの賛成が 26.8%、反対はそれぞれ 8%、12%。「非核三原則」については、賛成がそれぞれ 46.6%、49.6%、反対がそれぞれ 2.9%、5.2%、「小さな政府」は賛成がそれぞれ 7.5%、11.3%、反対がそれぞれ 11.3%、13.3%等となっている。いくつかの項目については(例えば「防衛力極化」)、賛成比率の違いは若干大きい、その分反対比率も大きいことで相殺されているとも考えられる。一般に、利用クラスは賛成と反対の振れ幅が大きいという特徴があるようだ。
- 13) しかし、特にイデオロギー利用クラスのサンプルサイズが十分ではないため、標準誤差と比較してややバイアスが大きくなっており、推定の信頼性は若干割り引いて考える必要があるかもしれない。
- 14) コリログラムの作成には R の"corrgram"パッケージ、corrgram 関数を用いた。
- 15) ここで、「小さな政府」、「終身雇用堅持」、「公共事業による雇用確保」、「財政出動」、「消費税」をめぐる争点間の相関係数の絶対値の平均を調べると、批判クラスでは 15.0(100 倍値)であるのに対して、利用クラスでは 11.7(100 倍値)となっている。
- 16) 多項ロジスティック回帰は、R の"nnet"パッケージ(Venables and Ripley 2002=2009)の multinom 関数を用いる。
- 17) モデル選択については AIC や解釈可能性等から総合的に判断した。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』(朝日新聞社)」の個票データ、東京大学谷口研究室・朝日新聞共同調査データアーカイブから「2007 年参院選世論調査」の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Bourdieu, P., 1989,*La noblesse d'état: Grandes écoles et esprit de corps*, Paris: Les Editions de Minuit.  
(=1996, Loretta Clough, trans.,*The State Nobility: Elite Schools in the Field of Power*, Oxford: Polity Press.)
- Baldassarri, D. and A. Gelman, 2008, "Partisan Without Constraint: Political Polarization and Trends in American Public Opinion," *American Journal of Sociology*, 114(2): 408-446.
- Bell, D., 1962, *The End of Ideology : on the Exhaustion of Political Ideas in the Fifties*, Harvard University Press.(=1969, 岡田直之訳『イデオロギーの終焉 : 1950 年代における政治思想の涸渇について』東京創元新社.)
- Breiger, R., 2000, "A tool Kit for Practice Theory," *Poetics*,27,2-3: 91-115.
- Converse, P.E., 1964, "The Nature of Belief Systems in Mass Publics," D. Apter ed ., *Ideology and Discontent*, Free Press, 206-61
- DiMaggio,P., 2011,"Cultural Networks," J. Scott and P. Carrington, *The SAGE Handbook of Social Network Analysis*, Sage.
- Dryzek, J. S. and S. J. Niemeyer, 2006, "Reconciling Pluralism and Consensus as Political Ideals," *American Journal of Political Science* 50(3): 634–649.
- Fischer, C. S. and M. Hout, 2006, *Century of Difference. How America Changed in the Last One Hundred Years*, Russell Sage Foundation.
- Fukuyama, F., 1992, *The End of History and the Last Man*, Free Press.(=2005, 渡部昇一訳『歴史の終わり』三笠書房.)
- Gelman, A., Park, D. Shor, B., Bafumi, J. and J. Cortina. 2008, *Red State, Blue State, Rich State, Poor State: Why Americans Vote the Way They Do*, Princeton University press.
- 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.
- Linzer, D. A. and J. Lewis, 2011, "poLCA: an R Package for Polytomous Variable Latent Class Analysis," *Journal of Statistical Software*, 42(10): 1-29.
- Lupia, A. M., D. McCubbins, and S. L. Popkin, 2000, *Elements of Reason: Cognition, Choice, and the Bounds of Rationality*, Cambridge University Press.
- Maria L. Rizzo, 2008, *Statistical computing with R*, Chapman & Hall/CRC(=2011, 石井一夫・村田真樹訳, 『R による計算機統計学』オーム社.)
- Martin, J.L. and M. Desmond, 2010, "Political Position and Social Knowledge," *Sociological Forum*, 25(1):1-26

- Mische, A., 2011, "Relational Sociology, Culture, and Agency," J. Scott and P. Carrington, *The SAGE Handbook of Social Network Analysis*, Sage, 80-
- Revelle, W., 2011, *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, Northwestern University. R package version 1.1.12.
- Sniderman, P. M., Brody, R., and P. E. Tetlock, 1991, *Reasoning and Choice: Explorations in Political Psychology*, Cambridge University Press.
- Stokes, D. E., 1963, "Spatial Models of Party Competition," *The American Political Science Review* 57(2): 368-377
- 高木文哉・吉田貴文・前田和敬・峰久和哲, 2007, 『政治を考えたあなたへの80問：朝日新聞3000人世論調査から』朝日新聞社.
- 竹中佳彦, 2008, 「現代日本人のイデオロギー再考—対立・拘束力・規定力」『論叢現代文化・公共政策』(筑波大学人文社会科学研究所現代文化・公共政策専攻)7.
- 谷口将紀・上ノ原秀晃, 2008, 「2007年東京大学・朝日新聞社共同世論調査コードブック」『日本政治研究』5(1・2合併): 234-65
- Venables, W. N. and B. D. Ripley, 2002, *Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition*, Springer (=2009, 伊藤幹夫・大津泰介・戸瀬信之・中東雅樹・丸山文綱・和田龍磨訳『S-PLUSによる統計解析』シュプリンガー・ジャパン.)
- 汪金芳・桜井裕仁, 2011, 『ブートストラップ入門』共立出版.
- White, H. C., 2008, *Identity and Control: How Social Formations Emerge*, Princeton University Press.
- Wright, K., 2011, *Corrgram: Plot a Correlogram* (Retrieved February 28, 2012, <http://cran.r-project.org/web/packages/corrgram/index.html>).

# 社会階層と政治的関心の関連における、 国の政治と地方政治要因について

井出 知之

(東北大学大学院文学研究科)

社会階層構造と政治関与の関連は直感に反する傾向が観測されてきた。すなわち、社会的地位上不利な立場におかれている人々が、本来ならば政治的介入によって己の地位を改善することが合理的であるにも関わらずむしろ政治関与が少ないという現象である。しかしこれまでの研究では暗黙に関与の程度を測る対象を国政と前提してきた。日本において地方分権が進む現在、国政と地方政治においてはこのような傾向は同様に成立しているのだろうか。ひいては、地方分権は不利な地位の人々における政治関与を高めるのか否か。政治関与の中でも政治的関心に注目することでこの課題に取り組む。

このような観点から、まずは人々の興味を持つ政治が国政と地方のどちらであるか、この政治意識に対する社会的地位がどのように影響しうるのかを検証した。そして社会的地位と政治的関心の関係においてこの興味の対象という要因がはたして媒介しているのかどうかを分析した。

## 1. 問題の所在

社会階層構造と政治関与はどのように関連しているであろうか。この問題は古くから取り上げられ、そしてある意味で非合理的な関連が見られてきた。社会的地位が低い人々は、何らかの改善を試みることでその状況を脱することが出来る。個人の力でそれが不可能であるならば、民主主義社会では政府の介入を要請することが可能である。平等な一票を持つ有権者として、そのような介入に重大な関心を持つことは合理的であろう。しかし実際は、社会的地位が低いほど政治関与が少ないといわれてきたのだ (E. Schattschneider 1960; S. Verba et al. 1978)。ただし日本はやや異なる。日本では農業層が他の先進諸国に比べて厚い影響等から、社会的地位が低くとも必ずしも政治関与が少なくはなっていない、という知見が伝統的にみられる (蒲島郁夫 1988)。しかし、農業層が縮小する一方で格差の問題が叫ばれる現代日本社会においてはどうか。政治的関心の問題についていうと、社会的地位が低い程政治的関心が低いという一般的傾向は観察されるのだ (井出知之・村瀬洋一 2011)。ならば、地方分権が進む現在、国政と地方政治においてはこのような傾向は同様に成立しているのだろうか。これまでの政治的関心の研究は暗黙のうちに国政を想定している面があったのではなかろうか。現代では地方政治も考慮しなくてはならないであろう。この問題は、地方分権は不利な地位の人々における政治的関心を高めるのか否かという問へとつながっていくであろう。

## 1.2 地方政治と格差の問題

ところで、地方分権化が進むにせよ、社会的地位や階層について論じる際に地方政治を考慮すべきかどうかは一度検討する必要があるだろう。言い換えれば、今日の地方政治における社会階層の問題とはどのように考えられているのであろうか。政策科学的には、いわゆる再分配に関わる社会保障や社会福祉の問題、そして失業と関わる雇用政策の問題とを大きく考えることが出来るであろう。また後述するように両者は密接に関わっている。川瀬憲子（2011）は中央集権的な国家システムから分権型共同参画福祉社会への転換を提唱している。そのきっかけとなったのが1980年代の臨調行革であり、そして2000年代の三位一体の改革に至って国庫負担は引き下げられ福祉行政事務が地方に移譲されつつあるという。そこには旧来の中央集権的な福祉国家に対して社会保障政策も地方で担っていくという考え方が見られる。逆に北山俊也（2011）は国民健康保険や生活保護といった日本の福祉政策実施の多くは元々地方政府が担当してきたと主張する。その生活保護については、京極高宣（2008）が詳しく論じている。京極は、三位一体改革後も財政負担の3/4が依然国庫負担となっている点やハローワークが国直轄であるという中央主導の側面を認める。その一方で京極は、産業政策や失業政策、福祉事務所の現業員充足率等の地方自治体の政策の違いが生活保護率の地域差をもたらし、法定受託事務化がその傾向を強めるであろうと指摘する。そして武川正吾（2006）は、老人保健や児童育成、介護保険といったいわゆる社会福祉政策において、2000年の社会福祉法改正を中心として市町村が中心となって政策を実施する方向への変化が起こってきたという。各論者において、地方自治における社会保障・社会福祉政策が重要となってきたのが今日なのか従前からなのか、あるいは今後なのかという差異はみられる。しかし、社会保障・社会福祉政策は地方自治においてもまた重要となっているという考え方は各論者とも共通する。そしてそれは社会階層と政治の関連において重要な政策課題であることも否めないのだ。

次に、京極のいう産業政策や失業政策といった雇用政策についてはどうか。伊藤実ほか（2008）は近年雇用における地域格差が拡大し、しかも地方分権化と国の公共事業縮小によって、地方自治体の政策的な影響が強まっているという。そのような政策としては企業誘致を代表として農産物などの地域資源の活用なども様々な事例において重要な影響を及ぼしているという。佐口和郎（2010）もまた同様に近年における地域的な雇用政策の重要性を認め、様々な具体的事例を紹介している。京極が指摘するように、この雇用政策と社会福祉政策は恐らく連動して地域に影響を及ぼしているのであろう。このように社会保障・社会福祉政策の面からも雇用政策の面からも、階層意識としての政治意識があまりに中央政府における政党支持意識や政治関与の議論に終始してきたことは反省を迫られているといえよう。

### 1.3 政治参加と政治的関心

社会階層と政治関与の問題に関する議論は、S. Lipset (1959) の産業化論からはじまるとされる。Lipset によると、産業化が非暴力的な政治文化や生活水準向上による政治的な穏健化、中間集団の増大をもたらし、民主主義的な政治参加をもたらすという。しかし Schattschneider (1960) は Lipset のような均質な政治参加に収斂していく見方を取らず、教育水準や収入の高さが組織加入や新聞購読などを通じて政治参加を高める、という階層格差の政治格差への転換を論じている。続いて先述の Verba らが階層的地位と政治参加の問題に取り組むようになる。

次に、政治的関心という概念の政治参加に関する理論的位置づけはどのようなものであろうか。投票をはじめと政治的行動を説明する変数として政治的関心の重要性は多くの研究で強調されてきた (J. Chen and Y. Zhong 1999; A. Lupia & T. Philpot 2005; E. Fieldhouse et al. 2007; A. Hadjar 2009)。F. Solt (2008) はアメリカ政治学会における今後の重要課題として本稿と同じく政治関与と不平等の問題を挙げたが、具体的な政治関与の測定においてはやはり政治的関心を用いている。日本について考えると、政治的関心には別の重要性があると考えられる。すなわち戦後日本における一貫した投票率の低下に比べて政治的関心そのものは決して低下しているとはいえないのだ (井出・村瀬 2011)。この点については田中愛治 (1998) の議論が参考になるであろう。すなわち現代においては政治的関心の高い無党派が投票と棄権を使い分けることによって政治的影響力を発揮しているというのだ。このような人々が増大すれば、投票率の低下と政治的関心が低下しないことの両立が論理的にあり得ることになるだろう。そして政治的関心の高い人々が投票しようとも棄権しようとも重要な政治的影響力を発揮することとなる。

もちろん政治関与と社会的地位の関連は階層格差の政治格差への転換だけで解釈できるとは限らない。R. Huckfeldt (1979) に見られるように、社会的地位を構成する変数を集団や地域の諸特性に還元して説明する方法もあるだろう。しかし、社会的地位と政治的関心の直接的な関連に言及した議論も多い。そのような諸議論の中でも、近年広く取り上げられる一般的説明は次のようなものである。それは Verba ら (1995) によるもので、地位が高い者は政治参加への時間的余裕、選挙参加の資金、それらを有効に活用する技能があるという。その結果として、収入の高い者ほど政治に対して強い関心を持ち、収入の低い者は政治的に無関心となるというのだ。

### 1.4 本論文の課題

だが、以上の議論からすると国政と地方政治それぞれへの関心が違うとは必ずしも予測できない。もし違うとすれば、何らかの代替的な説明が必要となってくる可能性がある。こうした観点から、国政への関心と地方政治への関心の相対的な重要性を分析することにする。恐らく政治への関心や国政あるいは地方政治への関心などを直接問うと漠然と関心

があるとかあまりないとか答える人々でも、どちらが重要かとなるとより実質的な判断を  
 すると考えられるからである。さらには地方分権が問題となっている現在では、地方政治  
 はそれ自体国政との関連で見えていく必要があると考えられるのだ。

地方政治と格差の問題における先述のような変化の中、有権者においては国の政治に比  
 べて地方の政治への関心というのはどれほど重要なものとなっているのであろうか。この  
 問自体は極めて一般的なものであるが、社会階層論の問題に引き寄せて考えれば次のよう  
 な問となる。有権者の社会的地位は地方政治に国政に比べて重要な関心を抱きあるいは軽  
 視する傾向に何らかの影響を及ぼしているのであろうか。そしてそのことは社会的地位と  
 政治的関心の関連においてどのような役割を果たしているのであろうか。本論文はこの問  
 に取り組むことにしよう。

## 2. 方法

### 2.1 政治関与について

この論文では政治関与の諸尺度のうち、上述の通り政治的関心に着目する。具体的には  
 「あなたにとって政治とは」データ（以下特に必要がない限り質問番号のみで標記する変  
 数はこの調査の該当データを指すものとする）問1「あなたは、今の日本の政治にどの程  
 度興味がありますか。」を用いる。分布は図1で示した通りである。男女とも少しは興味  
 があるが半数程度を占めていて大いに興味があるがそれに次いでいる。

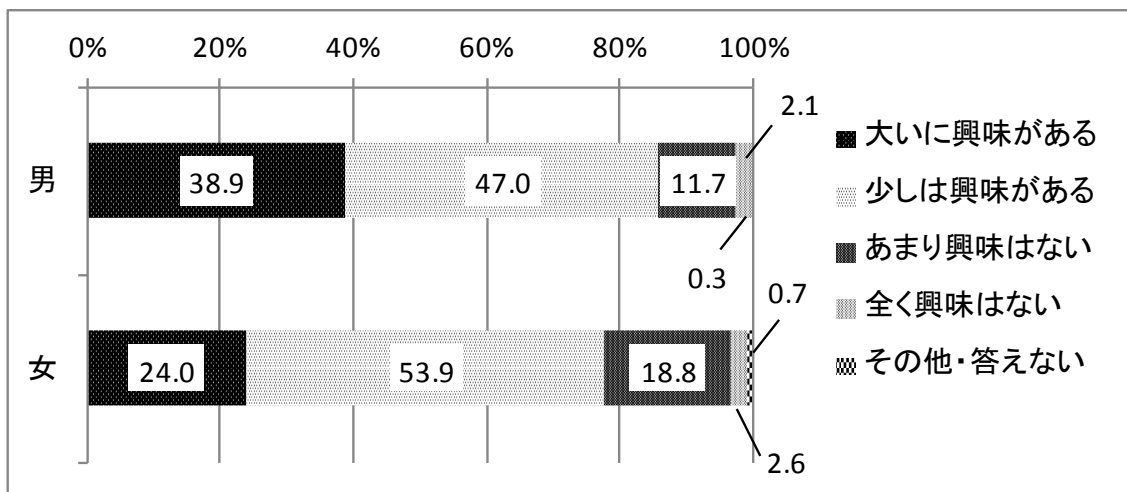


図1 問1 日本の政治への興味の度数分布

次に有権者が国政と地方政治のどちらにより関心の重きを置いているのかを測定する変  
 数を考える。後で多変量解析に用いるため3値以上の変数を探し、問10の「次に挙げた選  
 挙のうちではどれにもっとも興味がありますか」を用いた。元は6つの選挙を細かく聞い  
 ているが、カテゴリーあたりの標本規模が少なく煩雑なので国政選挙、都道府県レベルの



選挙，市区町村レベルの選挙に3分類した<sup>1)</sup>。分布は図2に示した通りで，男性は国政選挙と答える者が女性より10%以上多く，逆に女性は市区町村選挙を選ぶものが多い。この変数は以下地方政治志向と呼び，量的変数として用いる場合は市区町村を選択する場合を正の値とし，国政選挙を選択する場合は負の値とする。

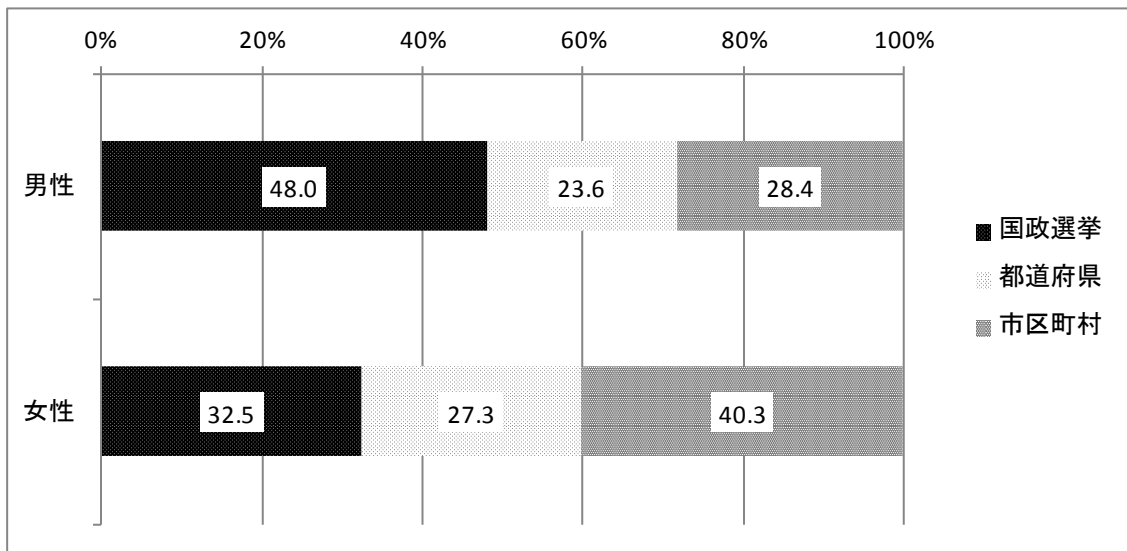


図2 問10 興味のある選挙の度数分布

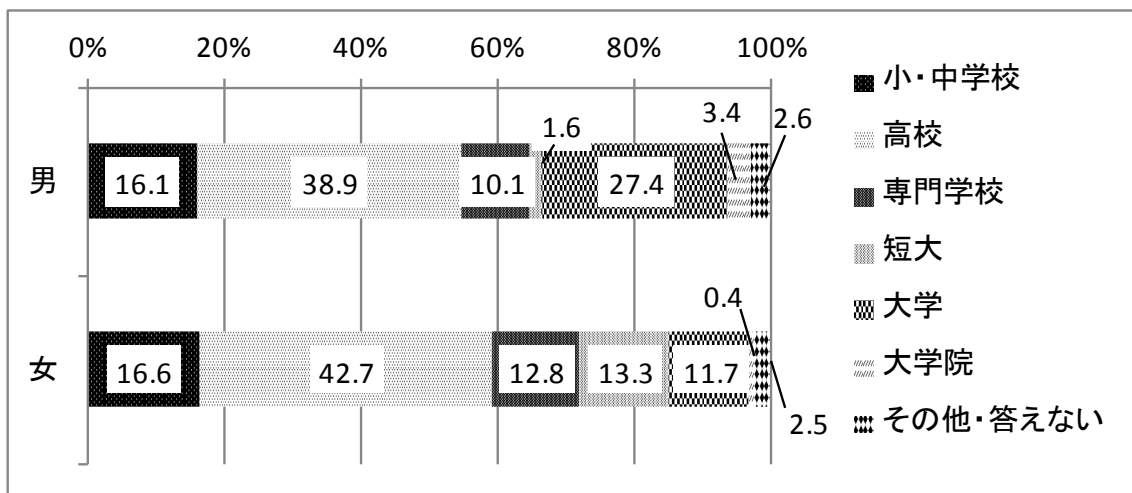


図3 問69 学歴の度数分布

## 2.2 社会的地位

社会的地位については問69の学歴と問68の職業が利用可能である<sup>2)</sup>。図3に示した学歴は分布の形と変数としての性質から考えて「高卒以下」「専門・短大」「大卒以上」に分けて用いることにする。図4で示した職業については，大きく分けてホワイトカラーとブルーカラーの違いが重要であろう。そこで「事務・自営」と「製造・農林」に二分して扱

うことにした。

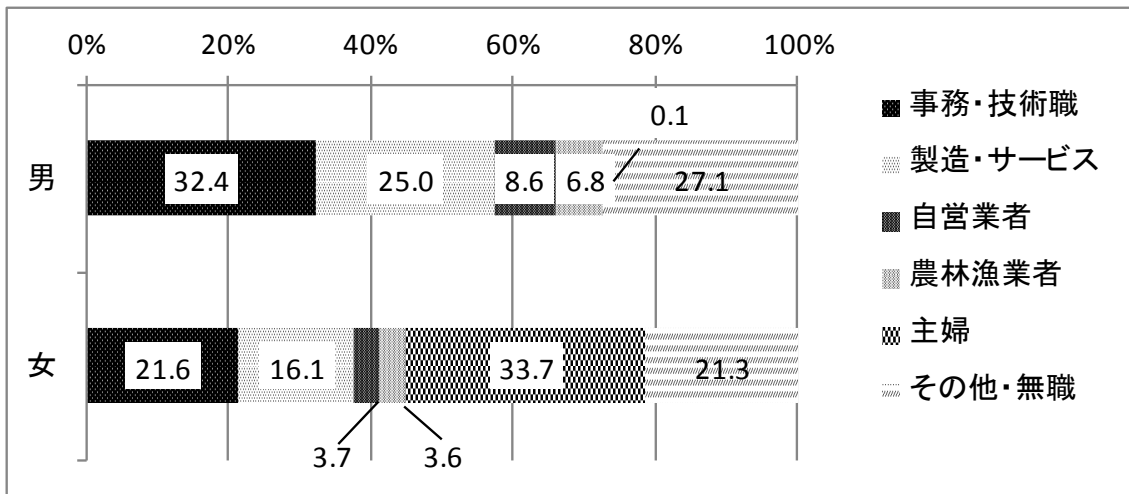


図4 問68 職業の度数分布

### 3. 仮説のまとめ

それでは社会的地位が地方政治志向に影響するとしたならば、それは何故であろうか。地位の影響を見定めることが本論文の中心的な課題である以上、少し詳しく既存の研究や知見などを検討した上で、学歴と職業それぞれについて次のような仮説を考えてみる。

まずは学歴から考えてみよう。かつて青島・ノック現象と呼ばれた東京都知事選や大阪府知事選、あるいは中田宏が4党相乗りの現職を破った横浜市長選など、地方選挙が広く関心を集めることはある。だが、基本的には地方選挙の投票率は低い。すなわち地方選挙への関心は争点への依存度が高いと考えられるのではないか。地方選挙への投票率と重要な争点への依存度の関連を明らかにするのは困難である。だが、このような争点への賛否が重要な役割を果たす典型例は単純に勝敗の決まりまた明快な重要争点への政策を提示した新人の参入で選挙が白熱する首長選挙であろう。そしてそのような選挙では、いわゆる典型的な相乗り首長選挙に比べれば現職と新人との接戦が生じあるいは政党支持層の分裂等が起こると考えられる。こう考えていくと、例えば知事選挙の投票率の規定因として古くは蒲島（1988）が選挙の競争度、近年では石上泰州（2006）が自民党の分裂選挙において投票率が高まる事を示している。このように地方選挙においては、重要な争点が生じて政治的対立が白熱し、それによって政治への関心が高まると考えることにそれほど無理はないであろう。W. Shively（1979）によれば、争点について意見を形成し、政治家の政策を比較して判断を下す上では学歴資源が一定の有効性を持つとという。すなわち、学歴が高いほど相対的に地方政治を重要視する者が多くなると考えるのである。

学歴による地方争点理解仮説：

地方政治で対立が起こるのは開発や環境，行政改革などを巡る重要な争点が生じた時と考えられる．学歴が高いほどこのような争点への理解が高まり，ひいては高学歴ほど地方政治への関心が高まるであろう．

次に，学歴について逆の予測を導く仮説を考えよう．まず有権者にとって地方政治と国政の違いはどのようなものであろうか．元々地方分権が進められるようになった理由は国による集権行政の限界が見られたことにある（横山純一 2006）．国の官僚主導で政策を決定し，国庫補助金で地方に実施させるシステムは，地域のニーズとかけ離れた事業を行うこととなったというのだ．一方で，政策争点の有権者の行動に影響を及ぼすには，問題のわかりやすさが必要であるという議論は以前よりいわれてきたことである．例えば 1989 年参議院選挙において自民党の敗因としてよく言われた政治倫理・消費税・農業問題のうち，実際に投票行動に大きく影響を及ぼしたのは消費税だけであったという（三宅一郎 1995）．政治倫理にせよ，農業問題にせよ，単純に多く税を取られる消費税の問題に比べれば，より国民生活にどう影響するかを判断するには複雑な推測が必要となるであろう．すなわち国政は非常に広範囲から財源を得て，全国の関係者が関わる中での意志決定を行い，その政策も地域によって及ぼす影響は等しくない．大きな利益を得る地域もあれば，あまり関係のない地域もあり，逆に被害を受ける地域もあるだろう．例えば原発の立地地域と電力供給を受ける地域を比較すれば明かである．こういった国政について評価するためには，地方政治に比べてより大きな情報処理能力が必要となるのではなかろうか．そして同じく Shively (1979) によれば，そのような情報処理能力を測る一つの考え方は学歴である．

学歴による国政複雑性分析仮説：

国政における争点は，基本的に政策の影響が諸個人の生活にどのように影響するかが地方政治に比べて複雑と感じられやすい．このような政策について分析して政治関与に反映させるには学歴が有効である．このため高学歴であるほど国政への関心が高い．

職業についてはどうか．職業が政治への関心に結びつくのはどのような場合か．それは，職業利益そのものと，職業的地位に対応した福祉政策への需要に分けて考える必要があると思われる．基本的に上層ほど当然ながら福祉政策の必要性は薄まり，むしろ職業利益が問題となってくるであろう．国政か地方政治かも考慮すると，国政における職業利益に関係する政策と地方政治におけるそれとは両方考えられる．前者は全国的な業界の消長に関わる政策であり，後者は許認可行政や企業誘致などに関わる政策（伊藤ら 2008）が考えられる．福祉の現状評価については，川瀬（2011）のように全国的な福祉行政が大きな役割を果たすという立場と北山（2011）のように地域の方が重要という立場とで現状評価に於

いて研究者間で意見の一致が見られない。これらを組み合わせると、以下のような仮説が成立する場合に、職業と国政か地方政治かが関わってくる事が分かる。もちろん諸要因が打ち消し合う等の理由で関連が見られない可能性もありうる。

職業上層における国政の利益反映仮説：

専門・管理職などの高地位の職業においては、特定地域ではなく全国的な政策が、自分たちの利害へと反映しやすい。すなわち専門職業界全体の浮沈や会社全体の業績といった利害である。低地位の職業においては、むしろ地域に密着したきめ細かな福祉及び開発政策などへの関心が強い。これゆえ高地位の職業ほど国政への関心が高い。

職業上層における地域密着仮説：

専門・管理職などの高地位の職業では、許認可などの地域行政の職業利益に対する影響が大きい。一方低地位の職業では、全国的なセーフティネット整備などへの関心が高い。これゆえ高地位の職業ほど地方政治への関心が高い。

学歴及び職業が実際にはどのように影響しているのか、以下で分析してみる。次に国政と地方政治の相対的重要度と一般的な政治的関心との関係についてはどのような仮説が考えられるであろうか。言い換えれば、地方政治がより重要とする傾向は、政治への関心を高めるであろうか。これを有権者個人のレベルで考えると、地方政治が相対的に重要であると認知することによって、政治への高い関与を行おうと判断するか、低い関与が相当であろうと判断するかという問題になる。そう考えていくと、地方政治が重要となることが政治参加を促進するか衰退させるかに関する既存の議論が、ロジックとして参考になるであろう。この論点に関する近年の議論をまとめてみよう。

C. Benit-Gbaffou (2011) は地方分権化が政治参加を促進するという新自由主義的な研究者及び国際機関の考え方が主流となっている一方で、地方分権が政治参加に悪影響をもたらすという議論もなされているとする。一方に政治参加を進め、貧しい人々の力を強める上で、地方分権と地域における市民社会、ローカル・コミュニティの育成が重要であるという考え方がある (G. Mohan and K. Stokke 2000; N. Thede 2011)。特に V. Desai と R. Imrie (1998) はニュー・パブリック・マネジメントをより協働とコミュニケーションを重視する方向に修正し、中央政府の介入を削減して地方政府の自律性を高めることで政治参加が拡大するであろうというローカル・ガバナンス論を展開する。そしてそのような学界の意向、さらにその影響下の世界銀行などの国際機関が主導して各国で地方分権による政治参加拡大の試みがなされてきた (R. Veron et al. 2006)。

これに対して、地方政治では代議制というより直接的な政治参加の影響力が強く、そのような参加形態ではより参加者が限定される (R. Abers 1998; E. Turnhout and M. Zouwen

2010) という批判がある。特に地方エリートを中心とした参加者の限定された政治的意志決定のネットワークは貧しい人々を排除して成立しがちであるという (Veron et al. 2006)。Benit-Gbaffou (2011) は、これらの批判は地方政治のクライエンテリズム的側面によって地方分権が政治参加の衰退をもたらすことにつながっていくという。

近年これらの議論が盛んになっている背景は主として、1990年代におけるアフリカ諸国での地方分権化の動きである。だが、H. Kitschelt と S. Wilkinson (2007) によれば、クライエンテリズムは第三世界に限らず日本を含めた先進諸国でもその働きが検証されるべき課題である。実際 Desai と Imrie (1998) は英国、Turnhout と Zouwen (2010) はオランダを取り上げて論じている。ならば日本でもこれらの議論を元にした考察をすることには意味があるであろう。ガバナンスやクライエンテリズムについては無数の研究がなされているが、その定義と分析対象は様々である。そこでここでは上述のような政治参加との関連においてのみ扱うことにする。これらの議論が日本における何らかの実態を抽象化できているならば、有権者においても地方政治を重視することによって政治への関与を肯定的に捉えるか否かという判断がこのような議論と関連して成立していても不思議はない。そこで以下の二つの仮説を考える。

#### 住民参加仮説：

地方分権の進展によって機動的な政策決定が可能となってきた。これによって、地方政治に関心を持つ者は、積極的な地方政治における住民参加によって、政策決定にコストが大きい国政に要求するよりも容易に自らの要望を実現できるであろう。その結果として政治に関心が高くなり積極的に行動するようになる。逆に国政により関心を持つものは、地方政治ほど自らの意見を政治に反映させがたい。この結果政治的関心は相対的に低くなる。

#### 評価と排除仮説：

地方政治に関心を持っている人々は、多くが地域エリートとその社会的ネットワーク内に限定された政治的意志決定から排除されており、政治への関心そのものは低くなる。これに比べて国政に関心を持っている人々は、全国的な政策実施を自らの関心にもとづいて評価することができ、高い政治的関心を有する。このため、地方政治よりも国政に関心があるならば、それは政治的関心そのものの高さをもたらす。

論理的には因果が逆で政治的関心が説明変数となる仮説もありうる。ここでは以下の 2 つを挙げておこう。

政治的関心の広がり仮説：

地方分権が叫ばれる中、政治的関心の高い人々においてそれまで国政に限定される傾向が強かった政治的関心の対象が広がり、地方政治の充実への関心が高まっている。このため政治的関心が高いほど、国政よりも地方政治への関心が高くなる。逆に政治的関心の低い人々は、地方政治に比べてメディアなどでの知名度が高い国政への関心が相対的には高い。

分権未進展仮説：

仮に地方分権が実質的にはあまり進んでいないとすれば、高い政治的関心を持つ人々は、あらゆる政治的要求を国政において解決するしかない。ゆえに、政治的関心が高いほど地方政治よりも国政への関心が高くなる。政治的関心の低い有権者においては政治に期待する政策が乏しく、あくまでも身近な環境や交通整備などの問題に限定してより地方政治への関心を持つ。

## 4. 分析結果

### 4.1 変数間の関連

分析結果を述べるにあたってまずは単純な変数間の関連を見てみよう。最初に政治的関心そのものと社会的地位との関連を見てみよう。なお、以下説明変数において比率の基数が20以下の小カテゴリは省略している。解釈においては調整残差で5%あるいはそれ未満の有意となった傾向に言及している。

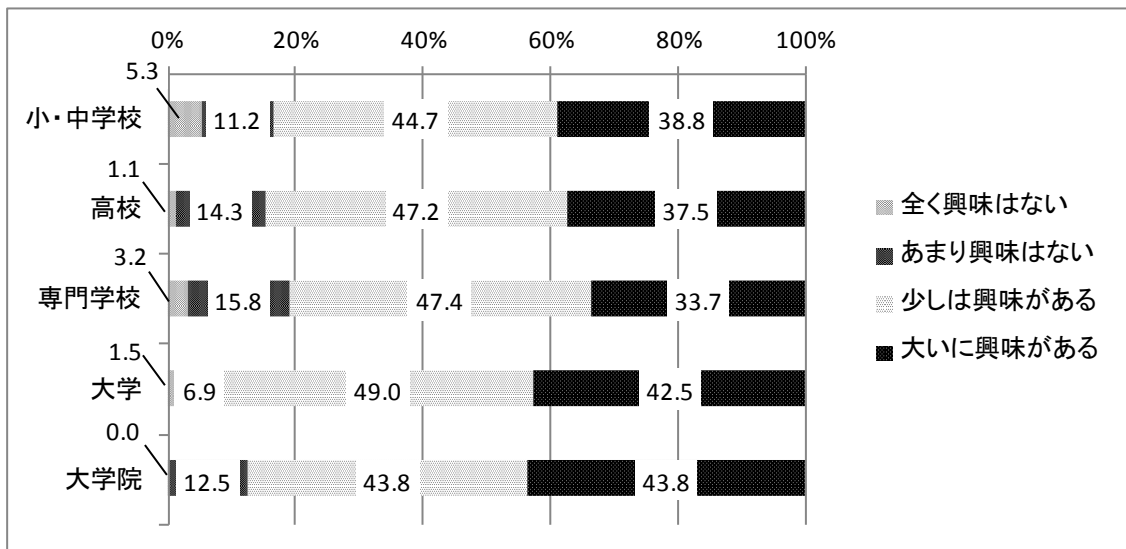


図5 学歴と政治的関心のクロス表（男性）

まずは学歴と政治的関心の関連を見てみた。それぞれ図5が男性、図6が女性の結果である。男性で見ると、専門学校以下ではそれほど違いが見られず、大学においては「全く

興味はない」と「あまり興味はない」の合計が8%前後少なくなっていることが見て取れる。大学院では専門学校以下とそれほど違いが見られない。女性では専門学校卒以下に比べて短大卒では「少しは興味がある」が10%以上多くなっている。そして大卒になると男性同様「全く興味はない」と「あまり興味はない」の合計が高卒に比べ8%、専門学校卒に比べて10%以上少なくなってくる。

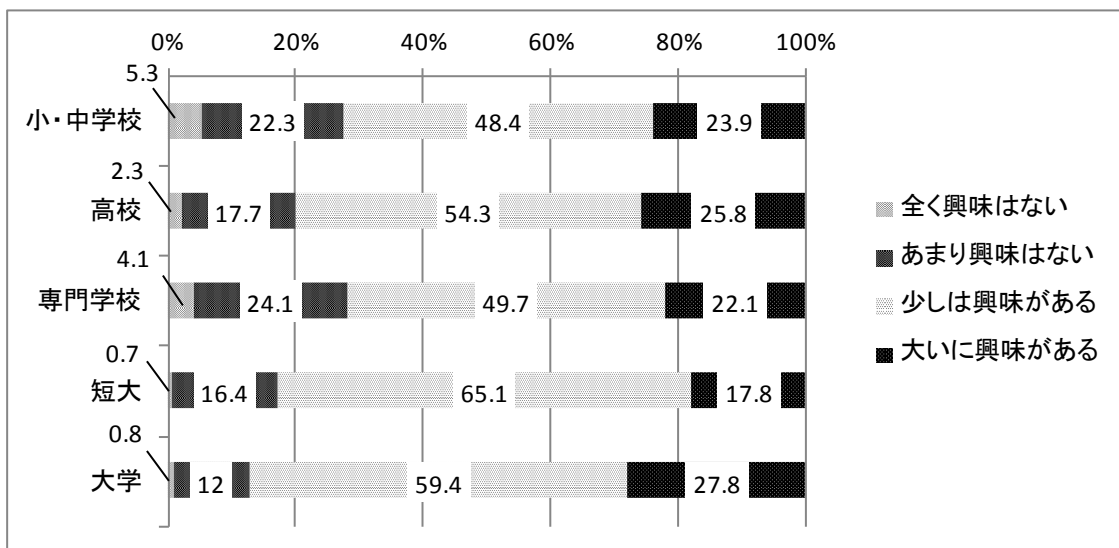


図6 学歴と政治的関心のクロス表（女性）

次に職業と政治的関心の関連を見てみよう。図7が男性、図8が女性の分析結果を示している。男性で見ると製造・サービスにおける「大いに興味がある」が15%前後少なくなっているのが目につく。逆に女性では製造・サービスに加えて事務・技術職でも例えば専業主婦に比べて10%弱大いに興味があるが少なく、自営業と農林業で逆に10~20%ほど大いに興味があるが多くなっている。

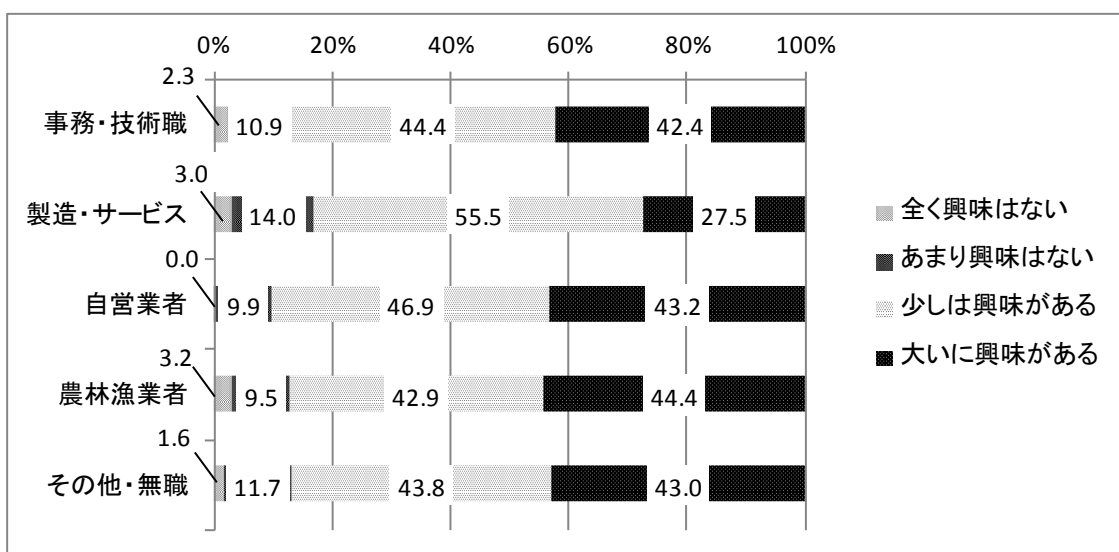


図7 職業と政治的関心のクロス表（男性）

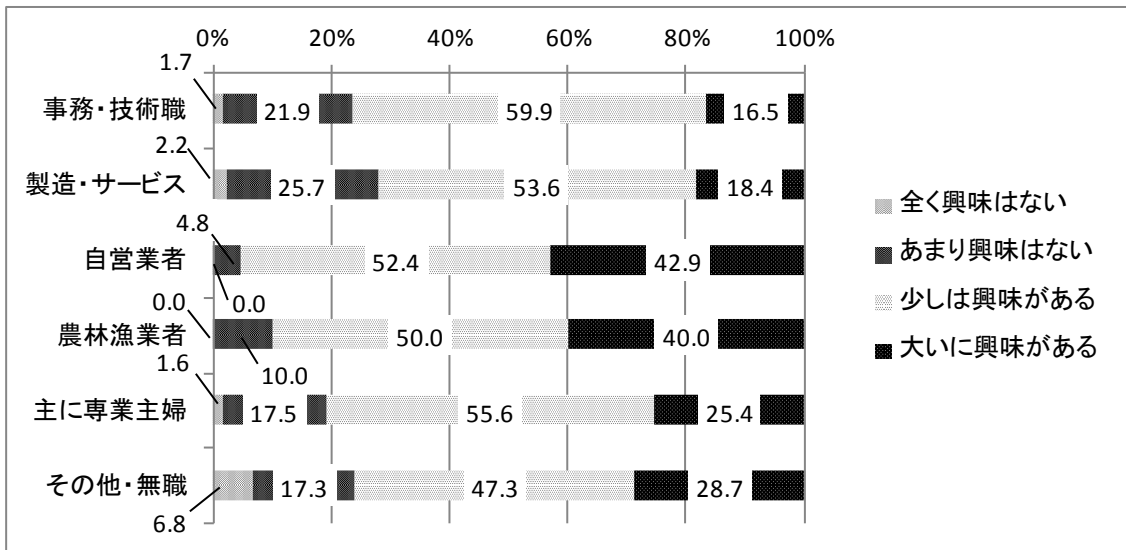


図8 職業と政治的関心のクロス表（女性）

次に地方政治志向と学歴及び職業との関係を見てみよう。図9は男性の学歴について示した。男性では大卒及び大学院卒で国政選挙が10~20%程度専門学校卒以下よりも多くなっている。図10は女性の学歴とのクロスである。男性同様に大卒における国政選挙という回答が10%以上も多くなっていることが目につく。逆に男女とも学歴年数が少ないほど市区町村選挙を選ぶものが概ね多くなっている。

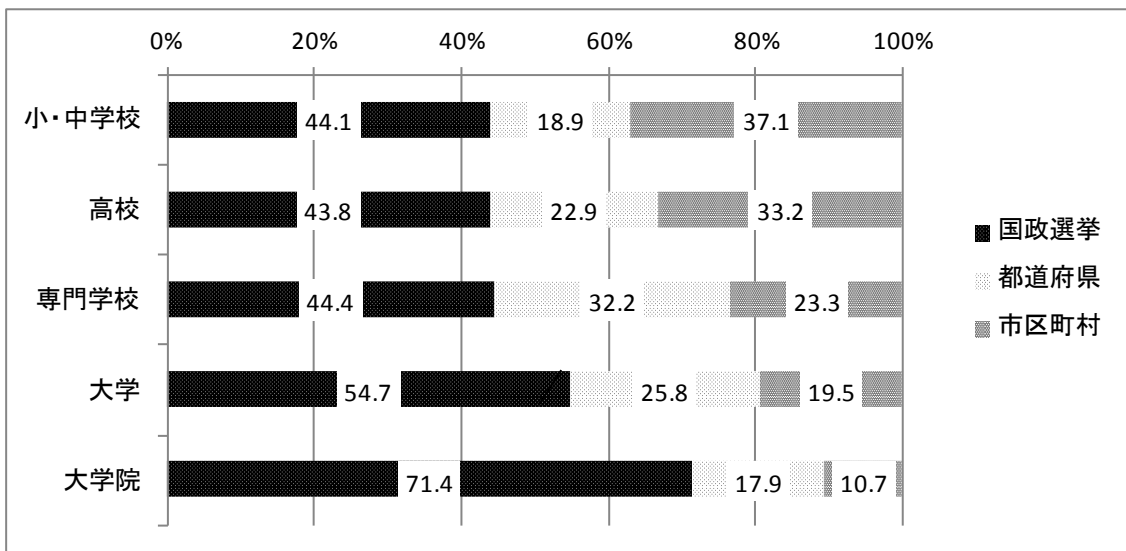


図9 学歴と地方政治志向のクロス表（男性）



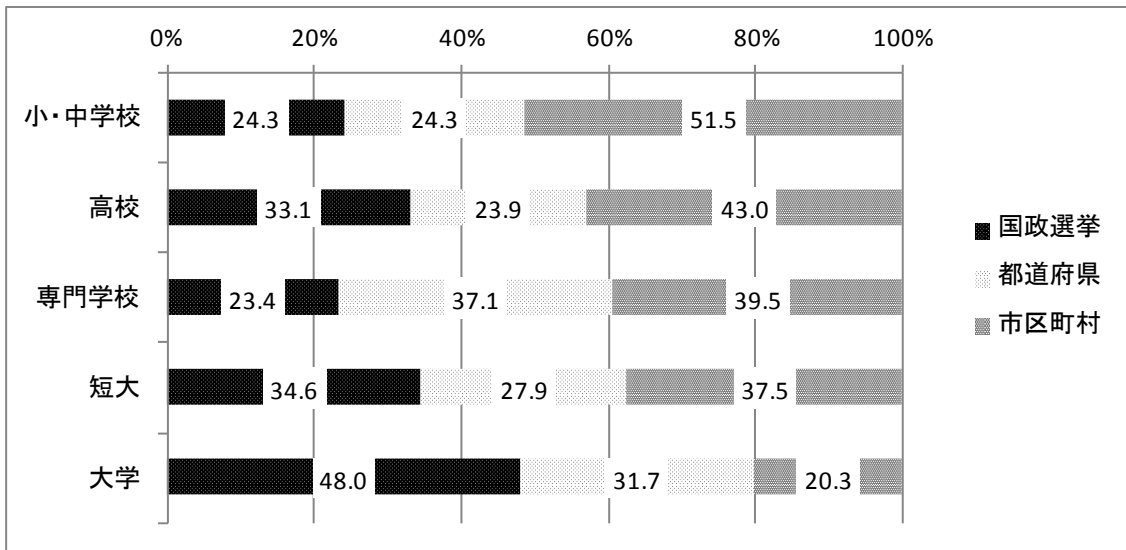


図 1 0 学歴と地方政治志向のクロス表 (女性)

次は職業についてみてみよう。図 1 1 が男性の職業とのクロスである。男性では事務・技術職で国政選挙という回答が製造・サービスや農林業より多く、逆に農業で市区町村という答えが多いことが目につく。その他・無職の国政選挙という答えも同様に多い。図 1 2 に示した女性では、農林業で市区町村が多い。また事務・技術及び製造・サービスで国政選挙が多いが、標本サイズが小さいせい調整残差では有意にはならない。

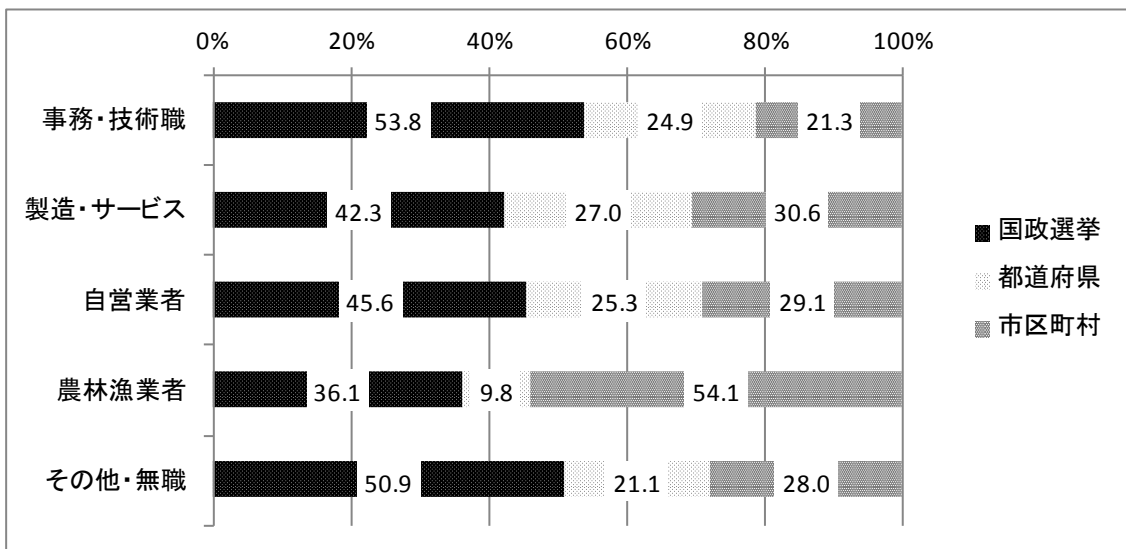


図 1 1 職業と地方志向のクロス表 (男性)

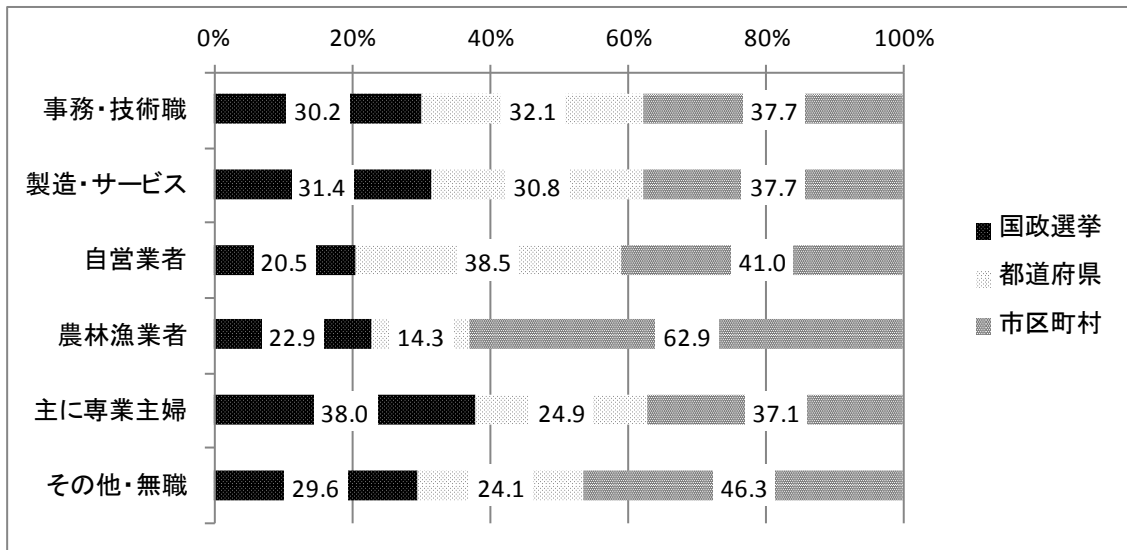


図 1 2 職業と国と地方政治への関心のクロス表（女性）

クロス表から見て取れることは第一に、高学歴であるほど国の政治を重視しており、また政治的関心そのものも高くなっているということである。また製造・サービス業における政治的関心の低さ、男性の事務・技術職における国政選挙重視、男女とも農林業における市区町村重視といった職業的な差異も観察できた。

#### 4.2 統制変数の導入

以上のようなクロス表分析では、実際に生じている変数間の関連は見えても仮説を検証するための変数間の影響構造は必ずしも見えない。学歴や職業に先行する変数による疑似相関や疑似無相関等を考慮する必要があるのだ。もちろん学歴と職業との影響関係も考慮しなくてはならない。そこで、これら社会的地位に先行する代表的な先行変数と考えられる年齢と地域を統制した多変量解析も行ってみよう。まずは男性について、表 1 左の式は地方政治志向の規定因を重回帰分析で調べたものである。年齢、都市規模、学歴が有意となり、職業も 10%水準ながら有意となった。学歴については高いほど地方政治志向が低くなり、むしろ国政選挙に関心が向いていることが分かる。すなわち複雑性分析仮説の想定に適合的である。職業の効果についてはそのまま階層論的に解釈するのは一定の留保が必要である。それは農業単独の効果を検討する必要があるからだ。クロス表で農林漁業が特に市区町村選挙に関心が強い傾向があったように、ここでも表 1 右の式のように農林漁業単独でダミー変数にしてみると、左の式よりはっきり有意となる。部分相関係数を算出して説明力を比較しても職業ダミーの-.074 に対して.108 とより大きな数値を取っている。これらの職業は特に地方自治体の政策に影響されやすいと考えられているのかもしれない。年齢の影響は若い有権者ほど地方政治志向であるという意外なものであった。詳しく見ると 20 代で特に国政に比べて知事選への関心が強いことが影響しているようであった。これ

は調査時期も関係している可能性がある。直前に 2007 年の統一地方選挙があり、選挙権を得て初めて投票した若い有権者も多かったであろう。現職に前宮城県知事らが挑んで話題を集めた都知事選をはじめとして直前の選挙の影響が関心の高さを呼んだ可能性もある。都市規模については町村部ほど地方政治志向が強いという傾向であった。これは町村部の方が組織選挙がしっかりしていることから説明が出来る結果であろう。

表 1 地方政治志向の規定因（男性）

	回帰係数		回帰係数	
切片	2.810	**	2.769	**
年齢	-.008	**	-.010	**
都市規模	-.136	**	-.116	**
学歴	-.105	**	-.115	**
職業ダミー	-.130	†		
農業ダミー			.343	**
Adj-R <sup>2</sup>	.057	**	.064	**
N	624		624	

\*\* : p < .01 \* : p < .05 † : p < .10

都市規模は有権者人口別 5 値。学歴は高卒以下、専門・短大卒、大卒以上の 3 値。職業ダミーは事務・自営の製造・農林を基準としたダミー変数、無職他は欠損値。農業ダミーは基準に事務・自営・製造をおいたダミー変数。

表 2 では男性における政治的関心の規定因を同じく重回帰分析で調べてみた。左の式は統制変数と地位変数だけで説明したモデル、右の式は地方政治志向を式に加えたモデルである。年齢、学歴、職業が有意であり、これに地方政治志向を加えるとさらに有意な効果をつけ加える形となっている。学歴が高いほど、職業的地位が高いほど政治的関心が高い。また地方政治志向が高いほど政治的関心そのものは低い関係になっている。こちらでも先の分析同様に職業を農業のダミーだけにして分析してみたが、これは有意な結果が得られなかった。この結果は評価と排除仮説に適合的ではあるが、意識変数間の因果関係が逆転している可能性は当然あるので、次節で因果関係についてさらに検討してみよう。

表2 政治的関心の規定因（男性）

	回帰係数		回帰係数	
切片	2.132	**	2.620	**
年齢	.016	**	.014	**
都市規模	.040		.016	
学歴	.082	*	.063	*
職業ダミー	.146	*	.123	*
地方政治志向			-.174	**
Adj-R <sup>2</sup>	.105		.144	**
N	624		624	

\*\* : p < .01   \* : p < .05   † : p < .10

変数は表1に同じ。

表3 地方政治志向の規定因（女性）

	回帰係数		回帰係数	
切片	3.007	**	3.065	**
年齢	-.003		-.006	†
都市規模	-.200	**	-.187	**
学歴	-.149	*	-.129	*
職業ダミー	.088			
自前ダミー			.235	*
Adj-R <sup>2</sup>	.056	**	.064	**
N	435		435	

\*\* : p < .01   \* : p < .05   † : p < .10

自前ダミーは基準に事務・製造をおいた自営と農業のダミー変数。

表3左の式では、女性について同じく地方政治志向の規定因を重回帰分析にて調べてみた。有意となったのは都市規模と学歴である。学歴が高いほど地方政治志向が低く、むしろ国政に関心が向いている。男性同様複雑性分析仮説の想定通りとなった。職業は有意ではなかった。女性では農林漁業の地方政治志向がクロス表で顕著に見られたので、男性同様に農業単独の影響を見てみたが、標本規模が小さいこともあってか有意な影響はみられなかった。そこで表3右の式に示したように、自営業と合併していわゆる自前職業ダミーとして投入してみるとこれは有意となった。いずれにせよ女性では特に職業の影響についてさらなる検討が必要といえよう。都市規模の影響は町村部ほど地方政治志向であり、こ

れも組織選挙の問題から解釈できるであろう。

表4は女性について政治的関心に対する重回帰分析を行った結果である。左の式では年齢と学歴が効いており、右の式では地方政治志向が有意な影響を加えることで学歴が5%水準で有意ではなくなっている。結果としては評価と排除仮説に適合的であるが、さらに因果関係を次節で検討することにする。

表4 政治的関心の規定因（女性）

	回帰係数	回帰係数
切片	1.877 **	2.129 **
年齢	.018 **	.017 **
都市規模	.040	.024
学歴	.102 *	.089 †
職業ダミー	.070	.078
地方政治志向		-.084 *
Adj-R <sup>2</sup>	.117	.125 **
N	435	435

\*\* : p < .01   \* : p < .05   † : p < .10

変数は表1に同じ。

#### 4.3 政治的関心と地方政治志向の因果関係について

前節の分析では、地方政治志向が政治的関心を規定するという因果関係を想定していた。すなわち評価と排除仮説である。しかし、意識変数間の因果関係は統計的に検証すべき問題である。もちろん完全な因果関係の同定は困難であるが、分析の結果明らかに逆方向の因果関係が想定されるなら、仮説も理論的な再検討が必要となる。先述の4つの仮説の中では、正負の向きが同じで因果関係が逆である分権未進展仮説がより妥当だということになるであろう。この問題に双方向因果を想定した共分散構造分析によって答えることにしよう。図13は前節で取り上げた二つの回帰式を組み合わせる組んだ構造方程式モデルである。

このモデルは、双方向因果を仮定したモデル（双方向モデル）である。他に、評価と排除仮説に従って地方政治志向から政治的関心へのパスのみを仮定したモデル（評価排除モデル）を考えることが出来る。また、分権未進展仮説に従って政治的関心から地方政治志向へのパスを仮定したモデル（未進展モデル）も想定できるだろう。これら双方向モデル、評価排除モデル、未進展モデルを共分散構造分析の結果に基づいて比較してみることにしよう。表5が男性、表6が女性についてこれら各モデルについて諸適合度指標を算出したモデルである。基本的にはより複雑な双方向モデルが選択されるが、説明の単純さも考慮

すると BIC から評価排除モデルが選択される。図 1 4 と図 1 5 に男女それぞれにおけるこの場合の推定値を記した。男性では学歴が高いほど地方政治志向が低く、それがさらに政治的関心の高さにつながっていることが見て取れる。女性では学歴と地方政治志向に有意な関連は見られなかった。とはいえ未進展モデルも全く適合しないわけではないので、地方政治志向の低さと政治的関心の高さにはある程度相互の影響関係があると考えていいだろう。

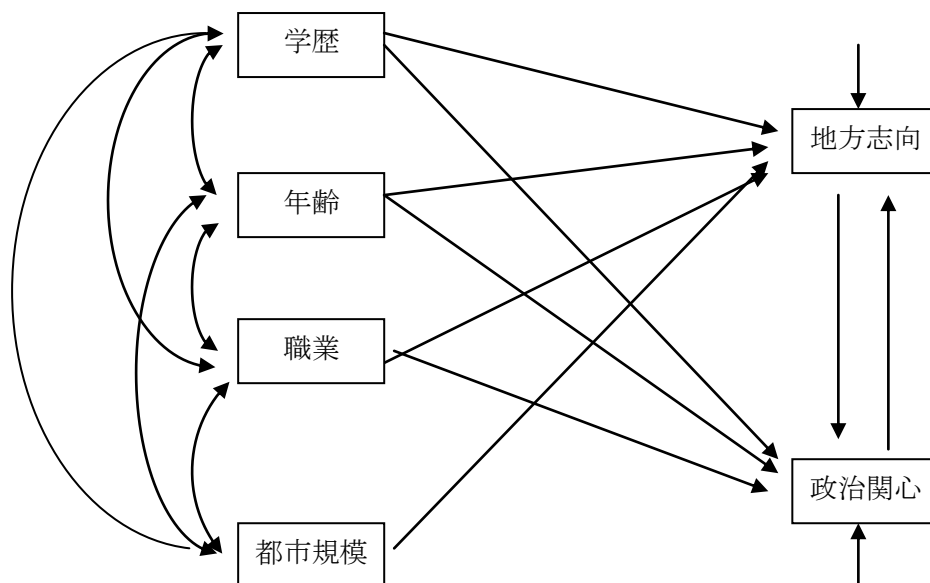


図 1 3 政治的関心と地方政治志向に関する構造モデル

表 5 共分散構造分析の結果（男性）

	$\chi^2$	df	P	GFI	AGFI	SRMR	NFI	RMSEA	BIC
双方向モデル	.000	4	1.000	1.000	1.000	.000	1.000	.000	-25.7
評価排除モデル	.359	5	.996	1.000	.999	.005	.999	.000	-31.8
未進展モデル	2.075	5	.838	.999	.995	.012	.993	.000	-30.1

表 6 共分散構造分析の結果（女性）

	$\chi^2$	df	P	GFI	AGFI	SRMR	NFI	RMSEA	BIC
双方向モデル	.000	4	1.000	1.000	1.000	.000	1.000	.000	-24.3
評価排除モデル	.357	5	.996	1.000	.999	.006	.999	.000	-30.0
未進展モデル	1.471	5	.916	.999	.995	.012	.992	.000	-28.9

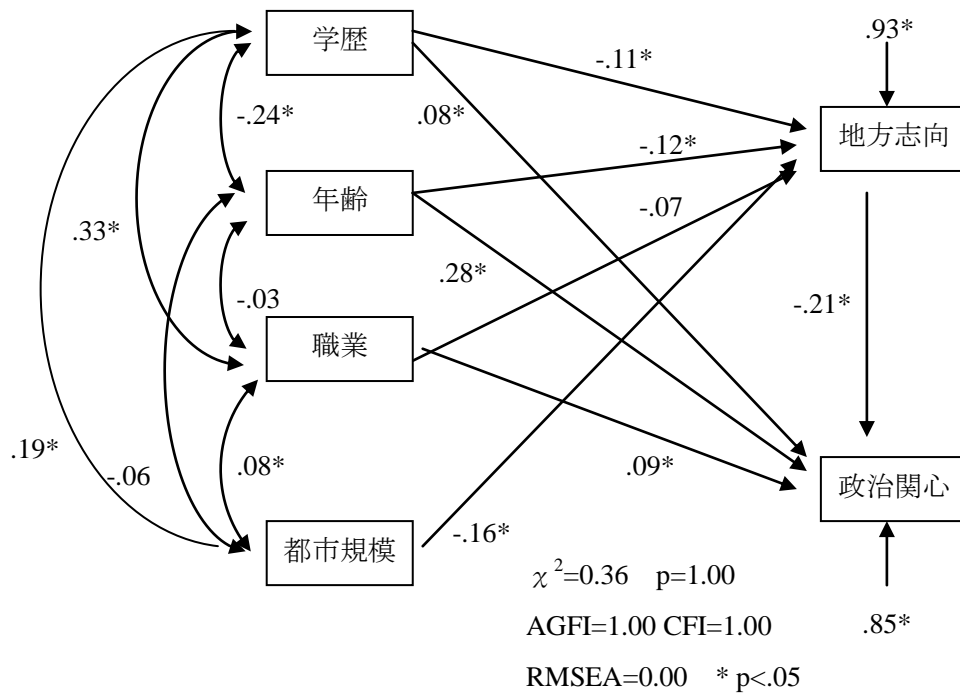


図 1 4 評価排除モデルにおけるパスと推定値 (男性)

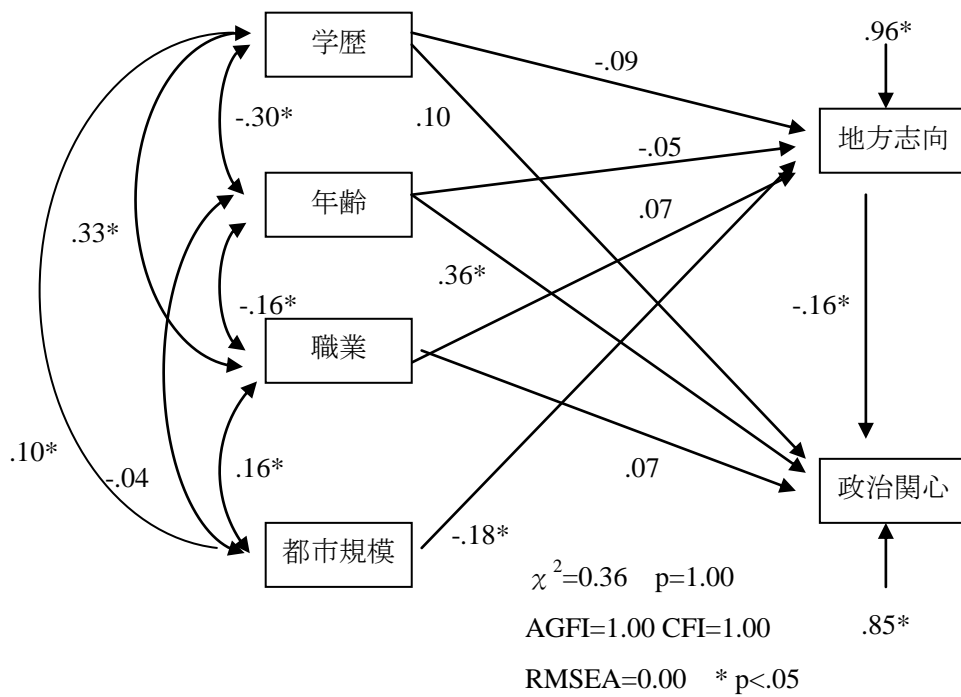


図 1 5 評価排除モデルにおけるパスと推定値 (女性)

#### 4.4 地方政治そのものへの関心について

最後に、この調査データにおいて地方政治への関心そのものは社会的地位とどのように関連していたかを確認しておこう。一般的な政治的関心と仮に全く異なる傾向になっていたとすれば、説明関式をさらに考えなければいけないからである。データに地方政治関心度そのものはないが、地方政治の一つの重要事件に関する関心を調べた変数がある。すなわち、問11の「北海道の夕張市が巨額の負債を抱えて財政破綻し、再建に向けて動きだしています。あなたはこのことに関心がありますか」というものである。この夕張破綻への関心を、学歴、職業、年齢、都市規模で説明しようとするるとどんな結果になるか。表7において、左の式は男性、右の式は女性における重回帰分析結果である。男性においては概ね政治的関心と同じ結果である。女性においては男性と異なり学歴の効果が見られない点に注意が必要である。女性ではこの問題への平均的な関心も低く、ある種の行政への失望や無力感から学歴が関心を高める効果も薄くなっているのかもしれない。

表7 夕張破綻への関心の規定因

	回帰係数 (男性)	回帰係数 (女性)
切片	2.546 **	2.685 **
年齢	.009 **	.009 **
都市規模	-.020	-.014
学歴	.098 **	.029
職業ダミー	.110 †	-.008 *
Adj-R <sup>2</sup>	.041	.025 **
N	648	480

\*\* : p < .01   \* : p < .05   † : p < .10

変数は表1に同じ。

#### 5. 結論

これまでの階層格差と政治関与に関するモデルでは、社会的地位が低いほど政治的関心が低いという議論になっていた。しかし、国政と地方政治の違いという点を考慮すると、男性の学歴については別の影響関係も見取れる。それは学歴が低いほど国政よりも地方政治を重視し、そしてそれが政治的関心の低さに結びついているというものである。これは政策過程が複雑で見えにくい国政に見切りをつけて地方政治を重視していること、そして実際には地方エリート中心の意志決定から有権者の多くが排除されているために政治的関心も低くなっているということである。仮に逆の因果で考えて、政治に関心が低く、政治に解決を期待するのが身近な問題に限られているために相対的には地方政治に関心を持つというモデルであったとしても、問題はたいして変わらない。



現状では地方政治志向は政治的関心の低さに結びついている。その解釈は複数あり得る。一つには仮説で想定したように、地方分権が進んでもその実態は地域エリートとその支持者というクライエンテリズムに取り込まれているという認識によるものなのかもしれない。あるいは例えば別の解釈としては、実質的な地方分権が進展しておらず国政に決定権を奪われているという冷めた評価によるものかもしれない。この解釈の問題はさらに検討が必要であろう。いずれにせよ、地方政治志向が政治的関心の低さと結びついている限り、いささか現状における地方政治の役割には悲観的な解釈とならざるを得ないであろう。そして学歴の低さはそのような地方政治への志向性をもたらすこととなっているのである。

もちろん、これらの仮説は変数間の関連に関する見方の一つにすぎない。とはいえ、地方分権の真価を問い、それを階層政治の問題に引きつけて考えていく上での一考察としてはそれなりの意味があるのではなかろうか。より綿密に変数を測定し、政治関与だけでなく政策意識論などに至るまでさらに発展させていくことが可能であると考えている。職業については、単純な社会的地位の高低で解釈することは現段階では差し控えるべきであろう。男性では政治的関心に対する影響はみられたが、それは国政と地方政治の相対的重要度とは別のものである。女性については、社会的地位の影響は必ずしも明確ではなかった。だがそれは今後、世帯を中心とする男女の社会的地位の影響関係を考えることでより明らかにしていくことが出来るであろう。特に母子家庭は格差社会で危機的な状況にあることを考えると、より実態を捉えていく必要は疑いようもない。

#### [注]

- 1) 細かい分類であえて分析してみた場合、国政の衆議院選、市区町村の議員選が地位変数との関連が特に顕著であった。参議院選と都道府県議員選は選択者数が少ないせいもあってそれほど明確な動きではなく、知事及び市区町村長も選択者はある程度いるものの市区町村議員選の傾向と同様かやや弱めたような傾向が見られた。すなわち、地位との関連においてはある意味でどれだけ日常生活に密着した選挙かどうかという変数となっているようだ。
- 2) ここでは客観的な社会的地位に限定して分析している。しかし、有権者にとっては総合的な自らの階層構造上の位置を評定した階層帰属意識のような主観的な階層認知も重要であろう。だが、階層帰属意識は一般に必ずしも政治意識を規定しないとされる。原・盛山(1999)はこの点を階層意識には階層帰属意識を中心とする満足意識系と政治意識系とが独立して存在し、前者は水準の評価、後者は対立に関する意識であると論じている。実際このデータでも通説通り階層帰属意識の有意な影響はみられないため、今回の分析では外している。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞 3000 人世論調査『あなたにとって政治とは』(朝日新聞社)」の個票データの提供を受けました。調査関係者に記して感謝申し上げます。また有益なコメントを数多く頂いた研究会の皆様にも感謝する次第です。

#### [参考文献]

- Abers, Rebecca, 1998, "From clientelism to cooperation: Local government, participatory policy, and civic organizing in Porto Alegre, Brazil," *Politics and Society* 26 (4): 511-537.
- Bénit-Gbaffou, Claire, 2011, "'Up close and personal' - how does local democracy help the poor access the state? stories of accountability and clientelism in Johannesburg" *Journal of Asian and African Studies* 46(5): 453-464.
- Chen, Jie and Yang Zhong, 1999, "Mass Political Interest(or Apathy) in Urban China," *Communist and Post-Communist Studies* 32: 281-303.
- Desai, Vandana, Rob Imrie, 1998, "The new managerialism in local governance: North-South dimensions," *Third World Quarterly* 19 (4): 635-650.
- Fieldhouse, Edward, Mark Tranmer and Andrew Russell, 2007, "Something about young people or something about elections? Electoral Participation of Young People in Europe: Evidence from a multilevel analysis of the European Social Survey," *European Journal of Political Research* 46: 797-822.
- Hadjar, Andreas, Florian Schlapbach, 2009, "Educational expansion and interest in politics in temporal and cross-cultural perspective: A comparison of West Germany and Switzerland," *European Sociological Review* 25(3): 271-286.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層——豊かさの中の不平等』東京大学出版会。
- Huckfelt, R. Robert, 1979, "Political Participation and the Neighborhood Social Context," *American Journal of Political Science* 23: 579-592.
- 石上泰州, 2006, 「知事選挙の投票率——『選挙の舞台装置』を中心に」『選挙研究』21: 125-136.
- 井出知之・村瀬洋一, 2011, 「第7章 社会階層と政治関与——社会的地位の効果は否定できるか」盛山和夫・片瀬一男・神林博史・三輪哲編『日本の社会階層とそのメカニズム』白桃書房, 185-224.
- 伊藤実・金明中・清水希容子・永久寿夫・西澤正樹, 2008, 『地域における雇用創造——未来を開く地域再生のための処方箋』財団法人雇用開発センター。
- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』東京大学出版会。
- 川瀬憲子, 2011, 『「分権改革」と地方財政——住民自治と福祉社会の展望』自治体研究社。
- 北山俊哉, 2011, 『福祉国家の制度発展と地方政府——国民健康保険の政治学』有斐閣。
- Kitschelt, Herbert and Steven I. Wilkinson, 2007, "1 Citizen-politician linkages: an introduction," Herbert Kitschelt and Steven I. Wilkinson eds., *Patrons, Clients, and Politics: Patterns of*

- Democratic Accountability and Political Competition, New York: Cambridge University Press, 1-49.
- 京極高宣, 2008, 『生活保護改革と地方分権化』 ミネルヴァ書房.
- Lipset, Seymour M., 1959, "Some social requisites of democracy: Economic development and political legitimacy," *American Political Science Review* 53: 69-105.
- Lupia, Arthur and Tasha S. Philpot, 2005, "Views from Inside the Net: How Websites Affect Young Adults' Political Interest," *The Journal of Politics* 67(4): 1122-1142.
- 三宅一郎, 1995, 『日本の政治と選挙』 東京大学出版会.
- Mohan, Giles, Kristian Stokke, 2000, "Participatory development and empowerment: The dangers of localism," *Third World Quarterly* 21(2): 247-268.
- 佐口和郎, 2010, 『事例に学ぶ地域雇用再生——経済危機を超えて』 ぎょうせい.
- Schattschneider, Elmer E., 1960, *The Semi-Sovereign People: a Realist's View of Democracy in America*, New York : Holt, Rinehart and Winston.
- Shively, W. Phillips, 1979, "The Development of Party Identification among Adults: Exploration of a Functional Model," *The American Political Science Review* 73:1039 -1054.
- Solt, Frederick, 2008, "Economic inequality and democratic political engagement," *American Journal of Political Science* 52(1): 48-60.
- 武川正吾, 2006, 『地域福祉の主流化——福祉国家と市民社会Ⅲ』 法律文化社.
- 田中愛治, 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.
- Thede, Nancy, 2011, "Democratic agency in the local political sphere. Reflections on inclusion in Bolivia," *Democratization* 18 (1): 211-235.
- Turnhout, Esther and Marielle Van der Zouwen, 2010, "Governance without governance': How nature policy was democratized in the Netherlands," *Critical Policy Studies* 4 (4): 344-361.
- Verba, Sidney Norman H Nie, and Jae-On Kim, 1978, *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*, London: Cambridge University Press.
- Verba, Sidney, Kay L. Schlozman, Henry E. Brady, 1995, *Voice and Equality : Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Véron, Rene., Glyn Williams, Stuart Corbridge, Manoj Srivastava. 2006. "Decentralized Corruption or Corrupt Decentralization? Community Monitoring of Poverty-Alleviation Schemes in Eastern India," *World Development* 34 (11): 1922-1941.
- 横山純一, 2006, 『現代地方自治の焦点』 同文館出版.

# 地方政府の規模と地方政治への関心

野田 遊

(愛知大学)

本研究は、地方政府の規模が地方政治への関心に与える効果を検証したものである。はじめに、政府規模と民主主義の関係に関わる先行研究を二次分析データでの検証可能性をふまえて概観し、実証手法を提示した。検証では、政府規模と政治的関心に介在する変数として、政治的有効性感覚、実績、財政不安、組織加入、教育水準などを設定した。結果、有効性や実績の関心への効果は検証できなかったが、一方で規模が小さい政府ほど財政不安が高まり政治的関心が強くなること、また、組織加入が盛んになり関心を高めること、大きな規模の政府では教育水準が高い人が集まり地方政治への関心はかえって低くなる点を検証した。不安は関心を高めるが、安心はそれを低める点は興味深い知見であった。すべての変数の直接、間接の効果を加味した総合的效果の観点からみても、政府規模の小ささが地方政治への関心を高める点が浮き彫りになった。

## 1. 研究課題

地方政府における民主主義の前提として、地方政治への高い関心が要請されることはいうまでもない。住民の意向やニーズ、選好なるものは個別的で脈絡がなく、それを政策形成過程に反映するには政府側の大胆な翻訳が必要ではあるが、だからといって住民の関心がないことをよしとする政府であってはならない。近年は、地域によっては改革派首長の突出した言動が関心を集めることもあるが、一般に地方政治は、国政と比べ、汚職を除き政策論争に関するマスコミによる露出も少なく、ダイナミックな政争にも欠け、十分に関心が集まっているとはいえない。他方で身近な政策形成主体たる地方政府が日常的に各種の行政サービスを提供しているのであり、自治のもとでは、住民の関心は欠かせない。わが国では、小さな町村から大都市まで多様な規模をもつ地方政府が民主主義と効率のもとで、たえず地方自治を追求する役割を担っている。政府の規模によって政治的関心の程度が異なり、しかも政府の規模がどのような要件と関連して関心に影響するかがわかれば、住民の関心を高めるための方策の検討材料になると考えられる。このような関心をもとに、本稿は、朝日新聞 3,000 人世論調査「あなたにとって政治とは」(2007 年 4 月実施)、および 2007 年東大朝日有権者調査のデータの二次分析により、地方政府の規模と関心の関係の明確化を探究するものである。

はじめに、政府規模と民主主義の関係に関わる先行研究を二次分析データでの検証可能性を念頭に概観する。先行研究において地方政府の規模と地方政治への関心の関係を正面から研究課題としているものはあまりないものの、関連する知見が提示されている。それらの知見をふまえ、実証手法を提示し、データの二次利用により、規模と関心の関係について検証することとしたい。

## 2. 政府規模と民主主義の論理

### 2.1 規模と市民有効性

規模と民主主義に関して本研究が注目するのは、ダールの論理と社会動員モデルである。ダールは、理想的な民主主義政治体のための二規準として、市民有効性（citizen effectiveness）とシステム容力（systems capacity）をあげる（Dahl and Tufte 1973）。市民有効性とは、政府による政策決定に対して住民が適切に制御できる程度とされ、政治的有効性感覚と似た概念である。システム容力とは、住民の選好に政府が対応して政策を形成する能力とされ、政策対応能力といえることができる。これら二規準は、政府規模の適切性を判断するものである。ただし、規模が大きくなればシステム容力は高くなるが、市民有効性は低くなるというように唯一最適な規模を見出せるものではないという。

ダールは、参加と市民有効性の関係は、国の規模には依存せず、地方政府では規模が有効性と参加に及ぼす効果をもつとする。つまり、規模が小さな地方政府においては市民の有効感が高まり、参加が促進されることになり、図式は「規模小→有効感高→参加促進」と解釈できる。小さな規模のコミュニティにおいては、住民が政治的なつながりをもちやすく、また政府を統制、監視しやすいが、大きなコミュニティでは政治とのかかわりは希薄化し政策課題を丁寧に議論することは困難である（Verba and Nie 1972）。ラッセンらは、デンマークで進展した自治体合併の前後での人口規模変化による政治的有効性感覚への正味の効果を差の差の分析（Difference-in-Differences: DID）で把握し、人口規模の拡大によって住民が抱く内的な政治的有効性感覚にダメージを与えることを明らかにしている（Lassen and Serritzlew 2011）。

市民有効性は、朝日新聞 3,000 人世論調査の二次分析データに関連する設問項目はないものの、2007 年東大朝日有権者調査で把握されている問 7 の政治的有効性感覚で捉えることができる。問 7 の設問は、国政と地方政治の区別がなされていないが、前後の設問の文脈から国政に関するものとして回答する可能性が高いといえる。問題は、国政への有効感と地方への有効感が連動するかである。たとえば、国政への一般的有効感とは異なり地方への有効感が地方自治体のサービスに対する満足度に有意に正の効果を与えるという関連研究（野田 2011）もあるが、満足度と政治的関心は異なる変数であり、先行研究からの単純な類推は難しい。どちらかといえば、本稿で対象とする政治的関心は、行政サービスに対する満足度と比べて地方については認識しにくく、その結果、国において関心が高い状況である。すなわち、もともと政治的関心が低い地方に対して、国への有効感と比較して地方への有効感が影響すると考えるよりは、むしろ、住民は国も地方も同じ政治に対する有効感として認識し、双方は連動しながら、政治的関心に影響する可能性があると思われる。ちなみに、野田（2011）のデータにより、一般的な有効感と地方の有効感の相関係数を求めると 0.22 であり、連動の程度はきわめて高いとはいえないが、一般的な有効感が地方政治の関心に与える影響が見出せる可能性もある。本研究では、ひとまず、問 7 による

政治的有効性感覚が地方政府の規模と連動するかどうかと、当該の政治的有効性感覚が地方政治への関心に影響を与えるか否かを検証することにしたい。

なお、ラッセンらの研究のように同一自治体の時系列の検証はできず、本稿ではクロスセクションデータになるという点は課題として念頭においておかなければならない。

## 2.2 規模とシステム容力

一方のシステム容力は、政府規模が大きくなるにしたがって、高くなることが想定される。小さな規模の政府より大きな政府の方が多くの行政資源をもちあわせており、広い範囲の政策課題への対応が可能になるからである。システム容力が向上するとは、つまり政府の政策対応能力が高まることを意味し、その結果、政治的関心が高まるという論理が見出せる。ところが、システム容力に懸念があれば、住民は何とかそれが改善されることを望み、場合によってはマスコミによる政府、政治への批判が頻出し、かえって住民の政治的関心が高まるという連関が想定できる。したがって、システム容力の高低いずれも政治的関心を高める可能性がある。地域における社会的、地理的環境は各様であり、課題も様々である。そのような中で、システム容力の的確な判断は難しいのが実情であり、市民がシステム容力を認識する手がかりになりうる指標は一樣ではない。換言すれば、システム容力の程度の特定期域は、ある指標により捉えられ、また別の領域は他の指標で判断されるというように、一つの指標によりシステム容力の全容を判断するのは困難と思われる。こうした問題は、市民有効性などの他の変数に関しても多かれ少なかれ該当するが、二次分析であるがゆえに、代替的な質問があらかじめ設定されていなかったシステム容力についてはとりわけそうである。

二次分析データにおけるシステム容力に関わる変数としては、投票時に政党や候補者を決めるうえでの実績重視の有無（問 52）や期待重視の有無（問 53）がある。ここでの実績や期待についての評価の対象は、政党や候補者であり政府ではないが、候補者は政府を構成する要素であるため、政府に対する実績や期待であるという理解も一部できないことはない。片や、問 52 の冒頭で「あなたが衆議院選挙や参議院選挙で投票する政党や候補者を決めるとき、次にあげるものをどの程度重視しますか」とあるように、実績や期待は国政について回答する内容となっている。国政の実績や期待を重視する人は、同じように大きな地方政府で高いと想定される、地方政府の実績や期待を重視するかもしれないし、逆に、小さな地方政府の住民は、地方政府の政策対応能力に限界を感じ、国のシステム容力（実績や期待）を重視することも考えられる。以上の議論を勘案すれば、国政への実績や期待を重視する人は、地方政治への実績や期待を重視するかどうかは十分に明らかでない。このようにシステム容力から関心に至るまでに変数間の正負双方の関係が想定されると、政府規模と実績や期待、関心との関係は明確にならず、変数の有意性は現出しないことが予想される。「実績や期待は国政と地方政治で連動する」、「国政と地方政治で逆に作用する」

のいずれの可能性が高いかを確証することはできないが、実績や期待をモデルに組み込み、結果をみたくて、論理の可能性を想定できるかを検討したい。

システム容力に関わるもう一つの変数は、問 13 の地方政府に対して抱いている財政不安である。この変数は、システム容力を市民が認識する指標は各様に捉えられるといった観点に立脚したものであり、マスコミによる政府への批判がかえって住民の政治的関心を高めるという効果を表現しうる変数と考える。財政不安がある場合は、システム容力に疑問をもっていることを意味し、そのために地方政治への関心が高まるかどうかを検証するのである<sup>1)</sup>。

以上の実績（期待）と財政不安の設問は別々のベクトルをもつ変数であり、一つに集約するための積極的な論理は見出されないと考え、本稿では、これらによりシステム容力の要素を捉えることを試みたい。

### 2.3 規模と社会動員モデル

本研究が重視する規模と民主主義に関わるもう一つの主要な論理は、社会動員モデル（Social Mobilization Model）と呼ばれるものである（蒲島 1988）。社会的動員（Social Mobilization）の概念は、伝統的な地域が近代化するなかで、地域の多くの人口に及ぼす文化的、経済的、技術的な変化に関わるものであり、人々は相互の接触機会や、マスメディアからの情報を得る機会、政治的関心などを増加させる、基本的な民主主義の過程とされる（Deutsch 1961）。すなわち、地域が近代化する過程で、コミュニティの人口規模が大きくなると、人々の交流やマスメディアからの情報入手機会が増加するとともに政治的関心を抱く出来事に接する機会が多くなり、政治的関心が芽生える可能性が高まるのである。ヴァーバラが提示した、規模の大きなコミュニティでは様々な交流機会が増して政治的動員効果が高まるとする動員モデル（Mobilization Model）も、ドイツェの動員概念をもとにしたものである（Verba and Nie 1972, Verba, Nie and Kim 1978）。

動員概念は、そもそも政治的活動への関わりをもつことを意味し、教育水準や年齢、職業、所得などの属性は、動員と関連づけられる政治的リソースの判断指標であると解釈できる。政府規模は、社会的また地理的環境の相違が生じる背景であり、そうした社会的・地理的環境の相違が結果として政治参加の程度に関係するのである。都市と農村を比較すれば、都市部の住民の方が職業的地位や教育程度、その他、所得などが高く、政治参加が促進されることになる<sup>2)</sup>。社会経済的な地位が上昇した人々は、社会的、政治的活動を活発化する（Milbrath 1965）。年齢についても農村部ほど高齢化率が高く、都市部は若い層が多くなり、年齢が高い人ほど政治的関心が高いことが想定される。職業については、わが国では農林漁業従事者と自民党支持の強い関係がしばしば指摘されてきたところであり、農林漁業従事者であるほど、地元の利益誘導政治や農村部での投票促進圧力などを背景として地方政治に関心をもつと考えられる。

他に、政治家の後援会や政党などの政治団体、趣味・スポーツに関するクラブや会、NPOやボランティアのグループへの加入といった組織加入の程度も規模と関係する。組織加入の程度が政府規模の増大と比例、または反比例するかは、論理的には両面が考えられる。都市規模が大きくなるにつれて、組織数が増加し、組織間の交流が活発になり、加入機会の拡大を経て、実際に組織加入が増加すると考えることができる一方で、政府規模が小さな方がむしろ地域への愛着やつながりが増して政治的活動や趣味のクラブ、ボランティアなどへの組織加入が増加するとも考えられるのである。組織加入の程度が高い場合は、様々な所属団体や関係者を通じて、多様なつながりをもつことになり、地域との関わりも深くなる。そして、そうした地域との関わりは、地方政治に対する関心強化の誘因となる。

#### 2.4 規模と動員に関わる実証研究

政府規模と動員に関わる実証研究としては、米国自治体の規模と民主主義の関係を検証したオリバーの研究が重要である (Oliver 2000)。この研究では、ヴァーバやショルツマンらによる市民自立主義モデル (Civic Voluntarism Model) (Verba, Scholzman, and Brady 1995) にならい、政治的リソースに関わる個人属性や政治への関心、他者からの動員を主要な独立変数とする。これらの独立変数と政府規模の関係を捉えるために都市レベルの動員や所得 (中央値) のほか、都市規模と教育水準等の交差項が挿入され、参加への影響を検証する。あわせて、地方政治や国政への関心、その他動員を従属変数とした検証がなされる。なお、この研究での動員の意味は、公務員への接触のために依頼された経験やコミュニティボードへの委員としての出席などから点数化された指標である。結果、規模と関連付けられた所得は参加と負の関係をもつが、教育水準は参加と有意な関係はもたないこと、規模の小さな自治体の方が動員効果を通じて地方公務員との接触や会議出席、投票といった政治参加が活発であること、さらには、小さな規模の自治体の方が、動員が促進され、政治的関心が高くなることを実証的に確認するのである。また、オリバーらは、米国の郊外都市を対象とした検証により、人種や居住年数などの属性によって地方政治への関心が決まり、その地方政治への関心によって地方選の投票行動が決定されるという連関を明らかにしている。人口規模は、属性と並列に扱われ、地方政治への関心を規定する一つの独立変数として位置づけられる (Oliver and Shang 2007)。

属性と政治的関心に関わる議論は日本でもなされてきたのであり、たとえば大学生の政治的意識を論じるもの (井田 2004, 原田 1985, 川上・フェルドマン 1989, 早川 1975) は数多い。殿岡 (1974) に至っては、国の政治や行政の問題にどの程度関心を払うかについて「いつも」、「時々」、「全然」、「その他」で尺度化したうえで、教育水準や年齢といった属性や都市規模と、政治的関心の関係を検討している。具体的に教育水準 (初等, 中等, 高等) と関心の関係は、高等教育, 中等教育, 初等教育の順に「いつも」の割合 (または「いつも」と「時々」計の割合) が高く、教育水準が高いほど国の政治への関心が高くな



る点を明らかにしている。本稿との関連では、教育水準が高い人ほど、国政と地方政治の比較においては、地方政治への関心が低くなると想定できる。また、年齢と関心の関係は、若いほど、逆に歳をとっているほど関心が高いまたは低いという傾向がみられないといった内容である。都市規模と政治的関心の関係は、「いつも」と「時々」の合計は、中都市と大都市で高く、郡部と小都市で低いが、最も高い中都市では「時々」が高く、郡部や小都市では「その他」が低いといった内訳であり、「いつも」は中都市より小都市の方が高いと複雑な関係であることを示している。

蒲島（1988）は、都市規模が社会的属性や政治的関与と関係する計量モデルの分析により、都市規模と相関して政治参加に影響する効果は、社会・地理的要因が17%、組織・後援会加入は4%、政治的関与は29%で、残る50%は、農村部の参加文化が関係することを指摘する。つまり、規模を背景とした参加への影響は、居住年数や年齢、性別、職業などの地理的社会的環境の効果や、さらに山田（1965）や京極（1968）がとりあげた社会的圧力による選挙への動員を表現する組織・後援会加入の効果、それらを除く農村独自の参加文化があるという。組織・後援会加入という組織加入は、規模が小さいほど高まることが検証される。わが国では、組織間交流の増大で組織加入が増加する効果は見出されず、本研究での検証でも規模が小さい自治体ほど組織加入が促進され、組織加入の程度の高さが関心を高めると想定できる。

二次分析データにおいてもさまざまな回答者の属性として、職業、教育水準、年齢、性別、生活水準、組織加入の設問を設定している。組織加入については、2007年東大朝日有権者調査の問14で把握されている。本稿では、これらの属性に関する変数の政治的関心への効果を検証することになる。教育水準でいえば、「規模大→教育水準高→地方政治への関心低（国政治への関心高）」といった連関を明らかにする。

## 2.5 規模の直接的効果

以上のように、ダールの民主性の規準や社会動員モデルから、政府規模と政治的関心に介在する変数をいくつかとりあげることができる。ここまでに論じてきた変数はいずれも朝日新聞3,000人世論調査や2007年東大朝日有権者調査で設定されている質問を利用できるものである。他方、それらの調査で質問を利用できないものとして、ダールの議論に関しては、政府への接近可能性と理解可能性、蒲島の議論では、参加文化があげられる。政府への接近可能性と理解可能性の程度は、政府による情報公開の程度、タウンミーティングや地域懇談会などの施策の状況によって異なり、政府規模だけがそれらの程度に影響するのではないが、政府規模の小ささにより接近可能性と理解可能性が高くなれば、地方政府への参加が促進されることは想定できる。また、蒲島のいう参加文化は小さな規模の政府において色濃く残っており、そのことにより政治的関心が高まるという論理が導かれる。これらは、いずれも朝日新聞3,000人世論調査や2007年東大朝日有権者調査には設定され

ていないが、規模の効果のうち、市民有効性やシステム容力、属性、組織加入を除く効果、すなわち規模の関心への直接的効果において、接近可能性、理解可能性、参加文化などのその他の変数の影響が含まれることになる。

### 3. 手法とモデル

#### 3.1 検証課題と手法

本研究の検証課題は、システム容力に関しては実績や期待、財政不安、また、市民有効性は政治的有効性感覚、社会動員モデルについては政治的リソースに関わる属性と組織加入を変数として、それらによる関心への効果を政府規模との関係で検証することである。具体的には、政府規模、有効感、システム容力、組織加入、属性の関係をふまえた地方政治への関心の効果を構造化するために、構造方程式モデリングの手法を採用した。使用ソフトは Amos 19 である。

なお、蒲島（1988）では、都市規模と政治的関与（政治的関心、政治的義務感、政治的有力感、政治的信頼、参加のコスト感覚、政党支持強度、地域愛着度）の相関関係を検証し、有意であるのは、政治的関心以外すべてであり、いずれも都市規模が小さいほど高まるという結果を示している。注目すべきは、政治的関心は統計的に唯一有意な差がみられないことである。本研究が蒲島（1988）の研究と異なる一つの特徴は、政治的関心（問8）を国の政治と地方の政治で比較して質問している点である。本研究で従属変数の構成要素にしようとする問8は、国の政治と地方の政治を比較したうえでの回答（相対的な選好）であるため、地方政治に対する関心を独立に質問する回答よりも地方政治への関心を選択する場合はより選好が強い回答となる。このような設問方式では、地方政治への関心と規模の関係をより鮮明に捉える可能性があると考えられる。

もっとも、ある人にとっての関心はその人の主観的な回答であるため、その人の関心が他の人より低いという回答であっても、獲得している知識の量は関心が低いと回答したその人の方が多いかもしれない。たとえば、Bさんより教育水準が高いAさんが地方政治への関心は低く、Bさんは高いと回答したとしても、Aさんの方が地方政治の情報を普段から多く獲得している可能性がある。このように、本研究が検証対象とする地方政治への関心の意味するところは、政治的知識の絶対量に直接的に関連付けられるものではなく、国政と比べた地方政治への関心の程度であって、分析では、各回答者のそのような関心程度の主観的回答を集計して行う点に留意されたい。

### 3.2 データ

最終的な従属変数は、国政と比べた地方政治への関心の程度であり、問8の地方政治への関心と、問1の日本の政治への関心により4点尺度の指標を作成した（以下、「地方政治関心指標」とよぶ）。問8は、国の政治と地方の政治のいずれに関心をもっているかについて、「1. 国の政治」、「2. 地方の政治」、「3. その他」の選択肢があり、その他や無回答は分析の対象から除いたうえで、「2. 地方の政治」を選択した人のうち、今の日本の政治にどの程度興味があるかという問1の質問に対する回答が「1. 大いに興味がある」の場合は4、「2. 少しは興味がある」は3、「3. あまり興味はない」または「4. ほとんど興味はない」は2、問8で「1. 国の政治」の場合を1とした。地方政治に関心があるものの、一般論として日本政治に興味がないのでは地方政治への関心そのものの信頼性は低い。このような考えから、「2. 地方の政治」を選択した人のうち「3. あまり興味はない」と「4. ほとんど興味はない」は同じウェイトにした。なお、地方政治関心指標と問8の地方政治への関心の変数との相関係数は0.92というようになりかなり高い。参考までに問1の回答分布をみると、「大いに興味がある」は30.8%、「少しは興味がある」は50.8%、「あまり興味はない」は15.5%、「全く興味はない」は2.3%、「その他・答えない」が0.6%であり、興味があるとする回答は8割を超えている。問8では、地方政治への関心は37.2%、国の政治への関心は55.4%、「その他・答えない」が7.4%であり、地方政治の方が関心をもつ人は、国に比べれば少ないものの、それでも4割弱はある<sup>3)</sup>。

政府規模はダミー変数とする方法も考えられるが、構造方程式モデリングにおいて一つの変数として扱うために、18大都市は4、10万人以上の都市は3、10万人未満の都市は2、町村部は1とする変数とした。人口規模の区分に問題がないわけではないが、構造方程式モデリングで検証する際に一つの変数にした方が、モデルが複雑でなく理解しやすいこと、その他、注4の表Dに示すとおり事前のデータの精査においても変数として論理的な符号を示しうると考えられるため一つの変数とした。

システム容力に関わる変数は、実績、期待と財政不安である。実績と期待は、問52と53の選択肢のうち「1. 大いに重視する」を4、「2. ある程度重視する」を3、「3. あまり重視しない」を2、「4. 全く重視しない」を1として、「5. その他」や無回答は除外した。実績と期待はそれぞれ別々に含むモデルを構築して検証する。財政不安については、問13の選択肢のうち「1. 大いに感じている」を4、「2. ある程度感じている」を3、「3. あまり感じていない」を2、「4. 全く感じていない」を1とした。

属性は、性別（問66）、年齢（問67）、職業（問68）、教育水準（問69）、生活意識（問70）として検証をはじめた。性別は男性を1とするダミー、年齢は20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代、70歳以上を20、30、40、50、60、70とする変数とした。職業は農林漁業である場合を1とするダミーとした。教育水準は、「1. 小・中学校」、「2. 高校」、「3. 専門学校」、「4. 短大」、「5. 大学」、「6. 大学院」の順に水準が高いものと考え

た。生活意識は上の上から下の下までの7段階を7から1までとする連続変数とした。これらの属性の変数で、事前検証として回帰分析や構造方程式モデリングを試行したが、性別と生活意識については、分析の途中で有意になることが全くなかったため、対象からは外すこととした。したがって、年齢と職業（農林漁業）、教育水準を分析対象とする<sup>4)</sup>。

組織加入は、2007年東大朝日有権者調査の問14を変数としたもので、政治団体、労働組合、業界団体等の職業関係組織、趣味・スポーツに関するクラブや会、宗教に関する団体や組織、市民運動や消費者運動のグループ・組織、NPOやボランティアのグループ・組織への所属件数である。

2007年東大朝日有権者調査で把握されている政治的有効性感覚については、問7「①自分のようなふつうの市民には、政府のすることに対して、それを左右する力はない」と「②政治や政府は複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できない」の回答（同感の程度）を合計した指標を作成した（ $\alpha$ 信頼性係数は0.63）<sup>5)</sup>。独立変数のいずれのデータも「その他・答えない」や「答えない」の回答はすべて欠損値として分析した。記述統計は表1、相関係数は表2のとおりである。

相関係数をみる限りでは、地方政治関心指標への政府規模の影響は負であり、財政不安は正であることがわかる。政治的有効性感覚は、規模との関係では有意に負であるが、地方政治関心指標に対しては有意でない。実績ならびに期待は関心指標、政府規模のいずれにも有意でない。組織加入は規模との間で負の関係にあり、関心指標との間では正になっている。検証では、これらの関係について、変数間の因果関係のなかで把握することになる。

表1 記述統計

	観測数	平均	最大	最小	標準偏差
地方政治関心指標	2,005	1.78	4	1	1.04
地方政府規模	2,166	2.77	4	1	0.94
政治的有効性感覚	1,510	6.74	10	2	2.15
実績	2,066	2.98	4	1	0.72
期待	2,059	3.11	4	1	0.70
財政不安	2,040	2.94	4	1	0.77
組織加入	1,421	0.61	4	0	0.73
年齢	2,095	46.80	70	20	16.23
農林漁業	2,076	0.05	1	0	0.22
教育水準	2,046	2.76	6	1	1.43

表 2 相関係数

	地方政治 関心指標	地方 政府規模	政治的 有効性感覚	実績	期待	財政不安	組織加入	年齢	農林漁業	教育水準
地方政治関心指標	1.000									
	-----									
地方政府規模	-0.119	1.000								
	0.000	-----								
政治的有効性感覚	0.045	-0.073	1.000							
	0.156	0.021	-----							
実績	-0.037	0.036	-0.144	1.000						
	0.246	0.251	0.000	-----						
期待	-0.031	0.030	-0.188	0.427	1.000					
	0.323	0.347	0.000	0.000	-----					
財政不安	0.067	-0.095	-0.041	0.122	0.091	1.000				
	0.034	0.003	0.191	0.000	0.004	-----				
組織加入	0.084	-0.064	-0.159	0.043	0.108	0.073	1.000			
	0.008	0.041	0.000	0.170	0.001	0.020	-----			
年齢	-0.020	-0.057	-0.050	0.161	0.036	0.136	0.100	1.000		
	0.533	0.072	0.114	0.000	0.251	0.000	0.001	-----		
農林漁業	0.081	-0.177	0.041	0.063	0.024	0.094	0.059	0.138	1.000	
	0.010	0.000	0.197	0.044	0.446	0.003	0.059	0.000	-----	
教育水準	-0.082	0.111	-0.166	-0.016	0.067	-0.047	0.026	-0.426	-0.158	1.000
	0.009	0.000	0.000	0.612	0.033	0.138	0.406	0.000	0.000	-----

(注) 上：Pearson の相関係数，下：有意確率（P 値）。欠測値は除いている。

### 3.3 モデルと仮説

地方政府の規模の大きさは、政治的有効性感覚に負、実績（期待）に正、財政不安に負、組織加入に負、教育水準に正、職業（農林漁業）に負、年齢に負の効果を与え、これらの変数のうち教育を除くすべてが、最終的な従属変数である地方政治関心指標にそれぞれ正の影響を与えるというのが仮説の全体の内容である。年齢の地方政治関心指標への効果は、先行研究から十分に明確な正負の論理が提示されておらず、相関係数をみても有意な関係性を見出せない可能性があるが、リソースをもつ年齢の高い層で政治的、社会的活動が活発になると考え、年齢が若いほど関心が低下すると想定しておきたい。なお、農林漁業については 2 値の離散データであり、構造方程式モデリングにおいては従属変数として設定できないことから政府規模から農林漁業へのパスは引くことができない。規模が小さい自治体ほど農林漁業者が多いことは容易に想像されることであるが、本研究ではこれらの変数間にパスを引かずに、農林漁業の変数は地方政治的関心指標に対する独立変数としてのみ扱う。ちなみに、表 2 で地方政府規模と農林漁業の相関係数をみれば有意に負であり、地方政府規模の小ささと農林漁業従事者の多さが関連すると思われる。政治的有効性感覚や実績（期待）については、地方政府の有効感、実績、期待を明示する変数がなく国政の有効感、実績、期待として把握されるということであったが、ひとまず、国政の有効感、実績、期待が高いと考える人は地方政府の有効感、実績、期待も高いと考えると仮定して検討を進めることにする。

属性のうち年齢についてはそれが高いほど農林漁業従事者である可能性が高いが農林漁

業は従属変数にできないためその関係は考慮せず、一方で年齢が高いほど教育水準は低くなるパスを想定する。さらに、政府規模の政治的関心への効果には、政治的有効性感覚や実績、期待、財政不安、組織加入、属性を介さないものもある。具体的には、既述の接近可能性や理解可能性、蒲島の指摘する参加文化に伴う動員効果が含まれる。したがって、政府規模から地方政治関心指標に直接至るパスも設定する。接近可能性や理解可能性、参加文化による動員効果は、小さい規模の政府ほど高まり関心につながるといえるため符号は負である。以上の連関は、図1のように表現される。

本研究で明らかにすべき仮説は、ダールの論理に基づく仮説1, 2, 3, 社会動員モデルに基づく仮説4, 5, 6, 7, その他, 仮説8である。

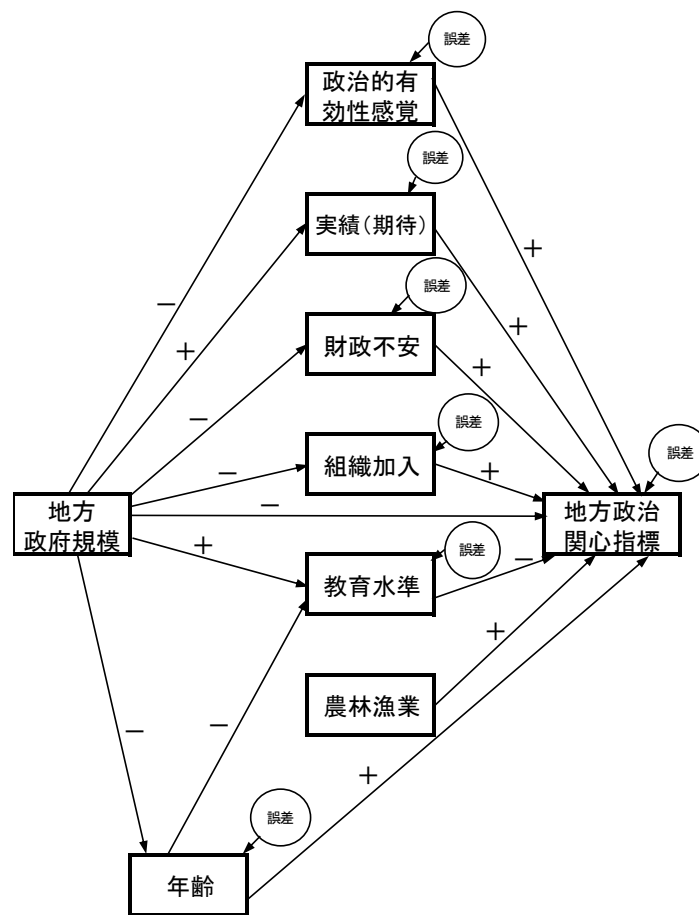


図1 地方政府規模と地方政治関心指標の関係 (パス図)

< 仮説1 >

地方政府の規模が小さいほど、政治的有効性感覚で認知される市民有効性が高まり、国政と比べた地方政治への関心が高まる。

< 仮説2 >

地方政府の規模が大きいほど、実績や期待で認知されるシステム容量（政策対応能

力)が高まり、国政と比べた地方政治への関心が高まる。

<仮説3>

地方政府の規模が小さいほど、財政不安で認知されるシステム容力に対する信頼が欠如し、かえって国政と比べた地方政治への関心が高まる。

<仮説4>

地方政府の規模が小さいほど、組織加入の程度は高くなり、それにともなって、国政と比べた地方政治への関心は高くなる。

<仮説5>

地方政府の規模が大きいほど、教育水準が高い人たちが集まり、そうした人たちが多いために、国政と比べた地方政治への関心は低くなる。

また、年齢が高い人ほど教育水準は低くなる。

<仮説6>

地方政府の規模が大きいほど、年齢が若い人たちが集まる。年齢が若い人たちが多いほど、国政と比べた地方政治への関心は低くなる。

<仮説7>

農林漁業従事者は、国政と比べた地方政治への関心が高い。

※地方政府の規模が小さいほど農林漁業従事者が少なくなることはモデル内に設定できない。ただし、そうした連関があるものと想定して、農林漁業従事者の地方政治への関心向上効果のみ検証の対象とする。

<仮説8>

仮説7までにあげた様々な変数を介さない、接近可能性や参加文化なども含まれる規模の直接効果として、地方政府の規模が小さいほど、国政と比べた地方政治に対する関心は低くなる。

### 3.4 分析の手順

政治的有効性感覚の回答数は1,510と限られており、組織加入に至ってはさらに少なく1,421しかない。これらの変数をモデルに組み込むと欠損値が大幅に生じる。そこで、はじめに、政治的有効性感覚と組織加入を挿入しないモデルとして、モデル1（実績挿入モデル）とモデル2（期待挿入モデル）を分析した。モデル1は、地方政治関心指標を説明する独立変数に、政府規模、財政不安、年齢、農林漁業、教育水準と実績を挿入するものであり、モデル2は、それらの独立変数のうち実績の代わりに期待を入れるものである。この二つのモデルにより、各独立変数の効果を明らかにするとともに、実績と期待が同様の変化を示すかを確認した。

これらのモデルの検証後、実績と期待が同様の効果を示すならば、モデル1（実績挿入モデル）をもとにして、独立変数に政治的有効性感覚を挿入するモデル3（実績・有効感

挿入モデル)を検証した。さらに、サンプル数は限定的となるが、最後に、モデル1に政治的有効性感覚と組織加入をともに挿入するモデル4(実績・有効感・組織加入挿入モデル)を分析した。以上、モデル1と2を確証し、モデル1をもとにして作成したモデル3と4を検証するなかで、仮説の妥当性を明らかにする。

#### 4. 検 証

検証結果は、図2から図5のとおりである。図2と3は政治的有効性感覚と組織加入の変数を含めず、できる限り欠損値が生じないようにした検証結果で、モデル1と2である。図4は政治的有効性感覚を含み、かつ実績で検証したモデル3、図5は実績で検証しつつ有効感と組織加入の双方を含むモデル4である。

まずは、図2と3(モデル1と2)をみてみよう。両モデルとも係数の値や有意性、適合度指標の値はあまり変わらない。実績や期待は、政府規模からの影響、政治的関心への影響のいずれも係数の値が小さく有意でない。これは、実績や期待が地方政府のシステム容量を表現する変数になりえなかったのかもしれない<sup>6)</sup>。あるいは、国政と地方政治が同方向の実績や期待のベクトル(国の実績や期待を重視する人は地方政府の実績や期待も重視する)と考えた場合、政府規模が大きいほどシステム容量が高まるとは必ずしもいえず、またシステム容量が高まっても地方政治への関心が高まるとは限らない可能性もある。検証結果では、システム容量に関係すると思われた実績や期待は規模と政治的関心を媒介する変数にはなりえなかった。したがって、仮説2は正しくない。一方のシステム容量に関わる変数である財政不安は規模との関係で有意に負であり、しかも地方政治関心指標に対して有意に正である。つまり、小さい規模の地方政府ほど住民は財政不安を抱き、財政不安を強くもつ住民ほど地方政治への関心が高くなり、仮説3は確証される。

社会動員モデルとの関連で本稿が注目する属性のうち、教育水準の高い住民は、政府規模が大きくなるほど多くなる傾向がわかる。しかもこれらの高い教育水準の人たちは、年齢が高い人ほど少ないことも明らかである。さらに、教育水準が高い人ほど国政と比べて地方政治への関心が低くなることも想定のとおりであり、仮説5は正しいといえる。また、地方政府の規模が大きいほど、年齢が若い人たちが集まることは想定のとおりであるが、年齢の地方政治関心指標への効果は有意ではなく仮説6は支持されない。農林漁業従事者である場合に地方政治への関心が高い点は、想定のとおりで仮説7は確証される。

地方政府規模そのものは、地方政治関心指標への直接的な効果として、有意に負の影響を与えている。このことは、小さい政府ほど接近可能性が高く、「身近な政府」として関心が高まる、あるいは規模が小さいほど農村部の参加文化が濃厚となり政治的関心が強くなるなどの理由が含まれる。したがって、仮説8は支持される。

次に、図4の政治的有効性感覚を含むモデル3ではどうであろうか。政治的有効性感覚の政府規模からの効果は、有意に負となっており、政府規模が大きいほど有効感が小さく



なることがわかる。ただし、有効感の地方政治関心指標への影響は係数の値は小さく有意とはならず、こうしたことから、仮説1は支持されない。これは、やはり問7により作成した有効性感覚の指標が国政を対象としたものであり、地方に限定した指標を用いることができなかつたという点が一因として考えられる。また、年齢の関心へのパスはモデル1や2とは異なり有意である。ただし、その符号は負で想定とは異なり、仮説6は支持されない。図4のモデル3では、その他、農林漁業従事者の地方政治的関心への係数は10%水準でわずかに有意でないという相違はあるものの、変数間の連関については、政治的有効性感覚を含まないモデル1や2とおおむね同じである。ちなみに、政治的有効性感覚を含めたモデルで、実績のかわりに期待を挿入するモデルで検証しても実績を挿入するモデルと符号は一致し、係数の値や有意性もほとんど変わらない。

最後に、図5に示す、有効感と組織加入の双方を含むモデル4をみてみよう。政府規模は組織加入の程度に負の影響を与えており、さらに組織加入の程度が高いほど、政治的関心が高まることが明らかである。したがって、仮説4は支持される。その他は、モデル3とほぼ同じ結果である。したがって、仮説については、3、4、5、8が検証され、7は一部のモデルで有意でないケースもあるが符号は同じという結果である。仮説6は支持されず、若い人ほど国政よりも地方政治に関心をもつという点は、さらに深く探究していくべき論点だと思われるが、本稿では今後の課題としておきたい。

モデル3、4においては、直接効果、間接効果、そして直接効果と間接効果を合計した総合効果でみた表を掲載している。それぞれ、表3、4である。直接効果の値は図で表示されているものであり、間接効果は地方政治関心指標に至るまでに媒介変数が含まれる場合に、その媒介変数を経た効果となる。たとえば、表3でいえば、地方政府規模の教育水準への直接効果は0.113である。また、地方政府規模の年齢への直接効果は-0.048、年齢の教育水準への直接効果は-0.409であり、地方政府規模の年齢を介した教育水準への間接効果は-0.048に-0.409を乗じて0.020となる。したがって、地方政府規模の教育水準への総合効果は、0.113と0.020を加算して0.132（四捨五入の関係で小数点第3位の表示は異なる）となり、地方政府規模は教育水準へ結果として正の効果を与えていることになる。地方政府規模と政治的関心の関係は、地方政府規模がさまざまな変数に影響を及ぼし、結果として政治的関心を高めるかどうかという点で要略できる。有意でなかつた実績や政治的有効性感覚を介する効果も含まれるが、地方政府規模による地方政治関心指標への総合効果をみると、表3に示すモデル3では-0.111、表4のモデル4では-0.109であり、いずれも負となり、小さな地方政府ほど地方政治への関心が高まるといえる。

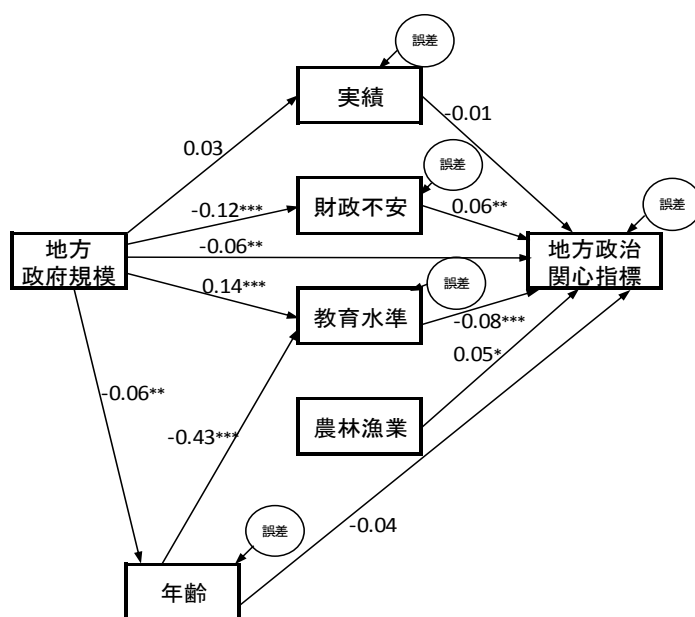


図2 地方政府規模の政治的関心（モデル1：実績挿入モデル）

(注) 最尤法，標準化推定値．誤差間（実績と財政不安，年齢と財政不安，年齢と実績の誤差），規模と農林漁業の間には共分散を設定（図中は省略）．標本数 1,775，\*\*\*:1%，\*\*5%，\*:10%，適合度指標は GFI 0.987, AGFI 0.939, NFI 0.884, CFI 0.889, RMSEA 0.086.

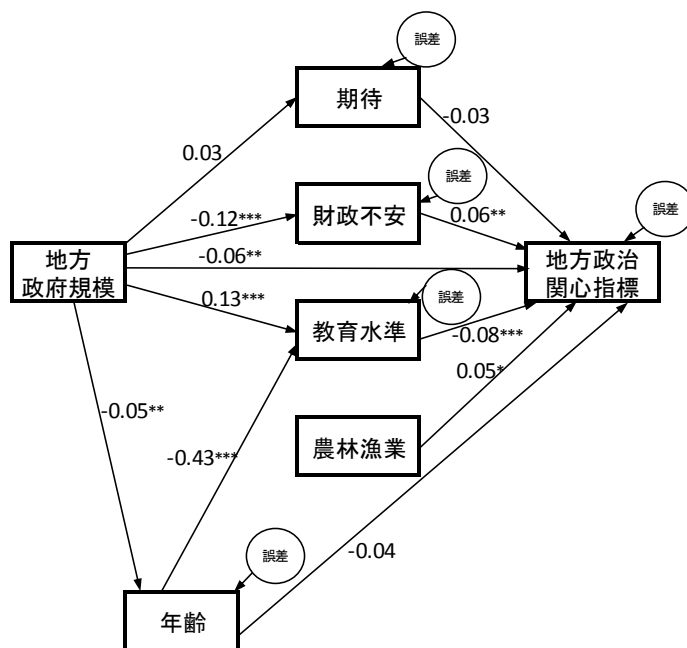


図3 地方政府規模の政治的関心（モデル2：期待挿入モデル）

(注) 最尤法，標準化推定値．誤差間（期待と財政不安，年齢と財政不安，年齢と期待の誤差），規模と農林漁業の間には共分散を設定（図中は省略）．標本数 1,777，\*\*\*:1%，\*\*5%，\*:10%，適合度指標は GFI 0.985, AGFI 0.932, NFI 0.866, CFI 0.870, RMSEA 0.091.

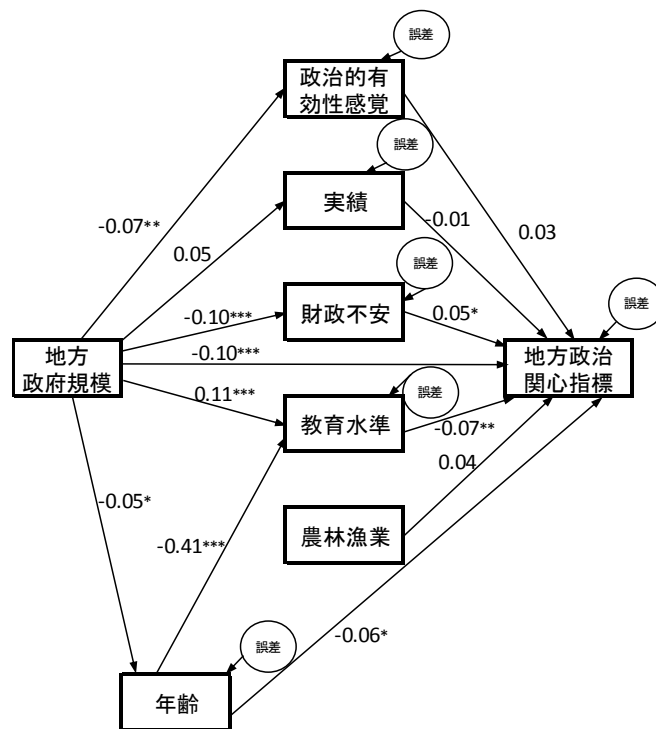


図4 地方政府規模の政治的関心（モデル3：実績・有効感挿入モデル）

(注) 最尤法, 標準化推定値. 誤差間 (有効感と実績, 実績と財政不安, 年齢と財政不安, 年齢と実績の誤差), 規模と農林漁業の間には共分散を設定 (図中は省略). 標本数 1,253, \*\*\*:1%, \*\*5%, \*:10%, 適合度指標は GFI 0.989, AGFI 0.952, NFI 0.898, CFI 0.908, RMSEA 0.069.

表3 モデル3における変数間の総合効果・直接効果・間接効果（標準化推定値）

	地方 政府規模	政治的 有効性感覚	実績	財政不安	教育水準	農林漁業	年齢
総合効果	年齢	-0.048					
	政治的有効性感覚	-0.070					
	実績	0.045					
	財政不安	-0.097					
	教育水準	0.132					-0.409
	地方政治関心指標	-0.111	0.026	-0.010	0.051	-0.072	0.043
直接効果	年齢	-0.048					
	政治的有効性感覚	-0.070					
	実績	0.045					
	財政不安	-0.097					
	教育水準	0.113					-0.409
	地方政治関心指標	-0.097	0.026	-0.010	0.051	-0.072	0.043
間接効果	年齢						
	政治的有効性感覚						
	実績						
	財政不安						
	教育水準	0.020					
地方政治関心指標	-0.014						0.029

(注) 表頭から表側への係数. 直接効果と間接効果の合計が総合効果となる.

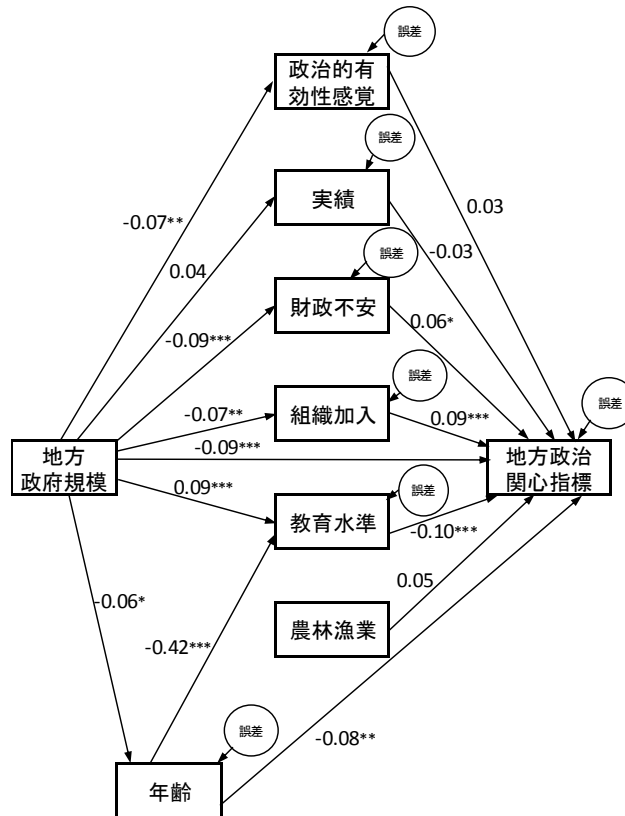


図5 地方政府規模の政治的関心（モデル4：実績・有効感・組織加入挿入モデル）

(注) 最尤法，標準化推定値．誤差間（有効感と実績，実績と財政不安，年齢と財政不安，年齢と実績の誤差），規模と農林漁業の間には共分散を設定（図中は省略）．標本数 1,018，\*\*\*:1%，\*\*5%，\*:10%，適合度指標は GFI 0.982，AGFI 0.944，NFI 0.838，CFI 0.856，RMSEA 0.069．

表4 モデル4における変数間の総合効果・直接効果・間接効果（標準化推定値）

		地方 政府規模	政治的 有効性感覚	実績	財政不安	組織加入	教育水準	農林漁業	年齢
総合効果	年齢	-0.056							
	政治的有効感覚	-0.069							
	実績	0.035							
	財政不安	-0.091							
	組織加入	-0.067							
	教育水準	0.113							-0.423
	地方政治関心指標	-0.109	0.031	-0.033	0.060	0.088	-0.095	0.048	-0.041
直接効果	年齢	-0.056							
	政治的有効感覚	-0.069							
	実績	0.035							
	財政不安	-0.091							
	組織加入	-0.067							
	教育水準	0.089							-0.423
	地方政治関心指標	-0.088	0.031	-0.033	0.060	0.088	-0.095	0.048	-0.081
間接効果	年齢								
	政治的有効感覚								
	実績								
	財政不安								
	組織加入								
	教育水準	0.024							
	地方政治関心指標	-0.021							0.040

(注) 表頭から表側への係数．直接効果と間接効果の合計が総合効果となる．

## 5. 結 論

本研究の結果から、地方政府の規模が地方政治への関心を規定する効果が確実に存在する点、そしてそれは、政府規模の小ささが関心を高めることを浮き彫りにした。ただし、政府規模から地方政治関心指標に至る変数間において、仮説1で想定した政治的有効性感覚から政治的関心への関係や、仮説2で想定した規模と実績・期待、政治的関心の連関は明らかにできなかった。本研究で有効感と関心の明確な関係が見出せないのは、おそらく地方の政治的有効性に関わるデータを用いていないことや、クロスセクションデータであることによると考えられる。実績や期待も地方政治に限定した指標を作成できれば変数間の因果が見出せるかもしれない。政府規模から有効感、実績・期待に大きな係数であり、有効感、実績・期待から関心へも大きな係数で有意であれば、国政の有効感や実績・期待と、地方政治の有効感や実績・期待は連動すると捉え、地方政府の規模が大きいほど有効感低下し、政策対応能力が高まり、有効感の低下は関心を減じ、政策対応能力の上昇は政治的関心の向上につながるという解釈の検討も可能であるが、有効感や実績・期待から地方政治関心指標に至るパス係数の値は小さく有意にならなかった。

他方で、システム容量に関わる財政不安の政治的関心を高める効果を特定した点は、地方政府における住民自治や民主主義のあり方を検討するうえでは非常に有益な知見である。小さい政府ほど財政不安が強まり、そのことで関心が高まることは、危機感がもたれるほどに政策対応能力が疑われると、住民はかえって地方政治に関心をもつことを意味する。財政不安を抱く住民は、政府への不信感を強め、政府の効率化と住民による監視を要求する。しかしながら、財政不安を抱くような信頼されない政府に対して、関心が高まるという連関を改めて考えてみれば、政府の無駄の削減や政策過程の透明性確保などを通じて安心感が高まり、それがある程度徹底されると、安心しきってしまうことで逆に政治的関心を低下させるというジレンマに陥る。関心は不安により強められ、安心によって弱められるのである。もっとも、安心しきるほどに地方政府の財政が健全化したり、透明性確保が徹底されるのは通常考えにくく、財政不安を取り除く手段として、行財政運営の効率化や住民による監視が妨げられるものでもない。

一方、教育水準については、政府規模や関心との関係が明確に表出した。また、農林漁業従事者の政治的関心への効果はわずかに有意でないケースもあったが、政治的関心との関係は存在すると判断できる。都市化は、高い教育水準の住民を結果として包含する環境を整えるのであるが、その環境は地方政治の関心にむしろ負の効果を与える。教育水準の高い人ほど国政に関心をもつというのなら、教育水準の高い人にも強く興味をひくような地方政治の面白さを端的に提示することが求められる。また、農林漁業従事者ほど地元への利益誘導を背景に地方政治に関心をもつのであれば、逆に多様な職種の人たちが地元のまちづくりと利害関係をもつような仕組みを地方政治に内包することが要請される。そのためには、政策立案能力に疑問が呈されるような地方議会の現状では問題であり、たとえ

ば、地域における政策の優先順位の明確化や争点化により、地方政治における政党間の政策論争が盛り上がれば、地方政治への関心は高まるものと思われる。

組織加入の程度については、小さい地方政府ほど高まり、そのことで地方政治に関心をもつ効果がわかったが、逆にいえば、規模の大きな地方政府ではかえって所属集団が少ないということになる。その背景に、地域の人々のつながりやコミュニティへの愛着があるのならば、そうしたコミュニティ意識の強化を意図するようなまちづくりを要する。そのようなまちづくりはいずれの地方政府でも既に取り組みされており、政治的関心の向上の意味においてもその方向性は妥当である。上述した地方政治における政策論争の確保とあわせて、コミュニティ意識の強化が地方政治への関心の強化に貢献するといえる。

以上のように考証したうえで、本研究においてとりわけ重要な課題は、ダールの二規準の吟味である。国政の有効感、実績、期待ではなく、地方政府に固有の変数を設定した検証により、政府規模、市民有効性、システム容力、政治的関心の関係が一層明確になるのであり、本研究は、今後のそうした本格的な研究の青写真を提供したと位置づけられる。

#### [注]

- 1) 関連する点であるが、政治的有効性感覚には外的有効性感覚として政府の応答性に対する認識もあり、財政不安にも関係するように思えるが、外的有効性感覚は政府の政策対応能力の程度を表す指標というよりは、市民が自ら政府に影響を与える前提として政府が変わるかどうかの可能性を示すものと考えられる。一方、本稿で扱う財政不安は外的有効性感覚とは異なり、政策対応能力を弱さの面から測定しうるものといえる。
- 2) 政府規模と教育水準の関係は、本文中で後述する表2の相関係数で明示しているところであるが、従来明確に意識されてきた点とは言い難い。そこで参考までに、朝日新聞 3,000 人世論調査（2007 年 4 月実施）によりクロス集計をとったところ、表 A のとおりとおりとなり、やはり規模と教育水準には正の関係があるといえる。

表 A 地方政府の規模と教育水準

		教育水準(%)						不明 (件)	計 (件)
		6	5	4	3	2	1		
		高 ←					→ 低		
地方 政府 規模	4 大	2.2	25.6	9.0	11.8	36.0	10.3	27	542(100%)
	3 ↑	1.9	17.3	8.7	11.6	39.8	15.5	42	796(100%)
	2 ↓	1.0	15.5	5.6	9.6	43.2	19.3	36	607(100%)
	1 小	1.4	10.4	6.8	13.1	38.5	23.1	15	221(100%)

- 3) ちなみに、関心のある政治別にみた興味のある選挙(問 10)は表 B のとおりである。地方政治に関心がある人は、市区町村長を選ぶ選挙、知事を選ぶ選挙、市区町村の議員を選ぶ選挙で2割を超え、特に高い割合である。次いで都道府県の議員を選ぶ選挙となるが、割合はかなり低くなる。これらの回答はいずれも国の政治に関心があるという回答者の回答割合よりもかなり高い。地方政治に

関心がある人は特に市区町村長や知事，市区町村の議員の選挙に強い関心をもっていることがわかる。その他，地方政治に対する関心と「支持政党」（問 31）の関係は，表 C のとおり，自民，民主，公明の順に支持政党があげられており，国の政治に対する関心と地方政治に対する関心でそれほど変わりはない。

表 B 関心のある政治別にみた興味のある選挙

	全体	知事を選ぶ選挙	市区町村長を選ぶ選挙	衆議院議員を選ぶ選挙	参議院議員を選ぶ選挙	都道府県の議員を選ぶ選挙	市区町村の議員を選ぶ選挙	その他	無効票	
関心のある政治	全体	2,005	382	352	696	43	84	278	162	8
		100.0	19.1	17.6	34.7	2.1	4.2	13.9	8.1	0.4
	国	1,200	199	125	607	36	34	97	98	4
		100.0	16.6	10.4	50.6	3.0	2.8	8.1	8.2	0.3
	地方	805	183	227	89	7	50	181	64	4
		100.0	22.7	28.2	11.1	0.9	6.2	22.5	8.0	0.5

(注) 無効票は単数回答の本設問において複数回答したケース。

表 C 地方政治に対する関心と「支持政党」

	全体	自民党	民主党	公明党	共産党	社民党	国民新党	新党日本	その他の政党	支持政党なし	無回答	無効票	
関心のある政治	全体	2,005	700	342	70	50	49	7	1	6	756	22	2
		100.0	34.9	17.1	3.5	2.5	2.4	0.3	0.0	0.3	37.7	1.1	0.1
	国	1,200	424	215	34	34	29	5	1	2	442	13	1
		100.0	35.3	17.9	2.8	2.8	2.4	0.4	0.1	0.2	36.8	1.1	0.1
	地方	805	276	127	36	16	20	2	0	4	314	9	1
		100.0	34.3	15.8	4.5	2.0	2.5	0.2	0.0	0.5	39.0	1.1	0.1

(注) 無効票は単数回答の本設問において複数回答したケース。

4) 地方政治関心指標を従属変数として，政府規模をはじめ，政治的有効性感覚や実績，期待，財政不安，組織加入等を独立変数とする OLS を実施したところ，属性のうち男性や生活水準は有意にならない（表 D）。農林漁業は 10%水準でぎりぎり有意にはならない。政府規模，財政不安，組織加入，教育水準が有意になり，実績挿入モデルと期待挿入モデルで大きな相違はない。実績や期待，有効感は有意にならなかったが，構造方程式モデリングで変数間の関係を構造化した場合でも有意にならないかが論点となる。

表 D 地方政治関心指標への影響に関する事前検証

従属変数：地方政治関心指標	実績挿入モデル(OLS)			期待挿入モデル(OLS)		
	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値
地方政府規模	-0.103	0.037	0.005 ***	-0.108	0.037	0.003 ***
政治的有効性感覚	0.015	0.016	0.360	0.012	0.017	0.468
実績	-0.060	0.050	0.234			
期待				-0.048	0.052	0.356
財政不安	0.102	0.046	0.026 **	0.100	0.046	0.029 **
組織加入	0.131	0.046	0.005 ***	0.133	0.046	0.004 ***
男性	0.103	0.067	0.125	0.108	0.068	0.111
年齢	-0.005	0.002	0.027 **	-0.006	0.002	0.020 **
農林漁業	0.258	0.160	0.107	0.264	0.162	0.104
教育水準	-0.062	0.027	0.023 **	-0.060	0.027	0.027 **
生活水準	0.007	0.031	0.833	0.006	0.032	0.841
定数	2.087	0.348	0.000 ***	2.108	0.362	0.000 ***
標本数		1,004			1,005	
自由度修正済決定係数		0.033			0.032	
F値		4.371			4.320	
Prob(F値)		0.000			0.000	

(注) \*\*\*:1%, \*\*:5%, \*:10%

- 5) 政治的有効性感覚の質問は複数の質問文から構成されており、何を利用するかの議論もあるが、ここでは平野（2007: 110）で利用されている内的有効感の質問に対応する、本文中記載の問7の二つの質問を利用した。無論、2007年東大朝日有権者調査の問7のすべての有効感の質問を総合化して利用しても問題はない。たとえば、池田(2007)では、さらに細かな区分で有効感を把握する質問文を作成し、それらすべてを総合化した指標で有効感の効果を分析している。ちなみに、問7のすべての質問文を総合化した指標で分析したところ、規模と有効感の有意な関係は見出せなかったものの、有効感から地方政治関心指標への効果は、質問文の二つを利用した際と同じように有意な関係を見出せない。本研究でどの有効感の質問文を採用するかという問題よりは、国政の有効感と地方政治のその相違によって有効感の効果が不検出になる問題の方が大きいように思われる。
- 6) その意味では、政府規模の政治的関心への直接効果のうちにシステム容力の影響も含まれるという見方もできる。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、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「朝日新聞3,000人世論調査『あなたにとって政治とは』（朝日新聞社）」および2007年東大朝日有権者調査のデータの提供を受けました。また、二次分析研究会では、アドバイザーである峰久和哲先生（朝日新聞東京本社／東京大学社会科学研究所）、東京大学社会科学研究所の境家史郎先生、前田幸男先生をはじめ大川千寿先生（熊本大学）、研究報告会では荒見玲子先生、吉田崇先生（ともに東京大学社会科学研究所）、また、データ処理の支援をいただいた伊藤秀樹先生（東京大学社会科学研究所）から大変有益なご意見をいただいたことを感謝申し上げます。

#### [参考文献]

- Dahl, R. A. and E. R. Tufte, 1973, *Size and Democracy*. Stanford: Stanford University Press. (=内山秀夫訳, 1979, 『規模とデモクラシー』慶応通信)
- Deutsch, K. W, 1961, "Social Mobilization and Political Development," *American Political Science Review*, 55(3): 493-514.
- 原田唯司, 1985, 「政治的態度の構造と政治的関心, 政治的知識との関係について——大学生の場合」『教育心理学研究』第33巻第4号, 327-335.
- 早川昌範, 1975, 「政治的関心の因子分析的研究」『愛知学院大学文学部紀要』第5巻, 35-41.
- 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, 2004, 「青年期の政治意識に関する研究」『政経論叢』(明治大学)第72巻6号, 379-403.
- 池田謙一, 2007, 「各種制度信頼の規定要因の分析」『行政の信頼性確保, 向上方策に関する調査研究報告書 (H18年度)』19-68.



- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』 東京大学出版会.
- 川上和久・Feldman Ofer, 1989, 「ライフスタイルと政治意識——日本における大学生調査」『社会心理学研究』第4巻第1号, 23-29.
- 京極純一, 1968, 『政治意識の分析』 東京大学出版会.
- Lassen, D.D. and S. Serritzlew, 2011, “Jurisdiction Size and Local Democracy: Evidence on Internal Political Efficacy from Large-scale Municipal Reform.” *American Political Science Review* 105(2): 238-258.
- Milbrath, L. W, 1965, *Political Participation*. Chicago: Rand McNally. (=内山秀夫訳, 1976, 『政治参加の心理と行動』 早稲田大学出版部).
- 野田遊, 2011, 「行政サービスに対する満足度の規定要因」『会計検査研究』第43号, 73-86.
- Oliver, J. E, 2000, “City Size and Civic Involvement in Metropolitan America,” *American Political Science Review*, 94(2): 361-373.
- Oliver, J. E. and E. H. Shang, 2007, “Vote Choice in Suburban Elections,” *American Political Science Review*, 101(3): 393-408.
- 殿岡昭郎, 1974, 「政治的関心と政治的知識——直接民主主義と日本人」『政治学論集』(駒澤大学), 167-189.
- Verba, S. and N. H. Nie, 1972, *Participation in America, Political Democracy and Social Equality*. New York: Harper and Row.
- Verba, S., N.H. Nie, and J.O. Kim, 1978, *Participation and Political equality: A Seven Nation comparison*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., K.L. Schlozman, and H.E. Brady, 1995, *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge: Harvard University Press.
- 山田政治, 1965, 「選挙にあらわれた政治意識——島根県の場合」日本政治学会編『政治意識の理論と調査 年報政治学』岩波書店, 178-203.