

党派性の二重構造

三村 憲弘

2015年3月31日

早稲田大学大学院政治学研究科

博士学位論文

目次

序論	11
第1章 党派性の二重構造: 政党評価と党派アイデンティティ	13
1.1 問題	13
1.2 党派性の二重構造モデル	16
1.3 方法	18
1.4 日米同時分析モデルによる分析	22
1.5 二重構造による測定モデルの頑健性	26
1.6 考察	28
第2章 党派的对立軸の三相モデル: 異なる多次元性を統合する	31
2.1 問題	31
2.2 党派的对立軸の二重構造モデル	34
2.3 分析結果	37
2.4 考察	40
第3章 党派的对立軸が変動する二重のメカニズム	45
3.1 問題	45
3.2 党派的对立軸の交差ラグモデル	49
3.3 分析結果	53
3.4 考察	58

第4章	党派性を表明する意味: 調査回答における二重構造	63
4.1	問題	63
4.2	党派性表明における二重構造	67
4.3	年代と党派性表明	69
4.4	政治参加と党派性表明	70
4.5	考察	72
第5章	反論提示による態度変化: 熟議の政治的メカニズム	73
5.1	問題	73
5.2	熟議の政治的メカニズム	75
5.3	反論提示実験	77
5.4	分析方法	79
5.5	分析結果	82
5.6	考察	90
結論		93

図目次

1.1	モデル 1 のパス図	19
1.2	モデル 2 のパス図	19
1.3	モデル 3 のパス図	20
1.4	モデル 4 のパス図	20
5.1	実験フロー	79

表目次

1.1	アメリカにおける政党帰属意識の質問文 (ANES96)	14
1.2	日本における政党支持態度の質問文 (JEDS96)	15
1.3	日米同時分析モデルの適合度	23
1.4	日米同時分析モデルの推定結果	23
1.5	日米同時分析モデルにおける構成概念と基準変数の共分散・相関	27
1.1	日本の分析に用いた観測変数の相関・平均・標準偏差 ($N = 526$)	30
1.2	アメリカの分析 1 に用いた観測変数の相関・平均・標準偏差 ($N = 1454$)	30
1.3	アメリカの分析 2 に用いた観測変数の相関・平均・標準偏差 ($N = 694$)	30
2.1	PARAFAC 直交モデルの適合度 (GLOPE2005-07)	38
2.2	2005 年における PARAFAC 直交 4 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2005)	38
2.3	2007 年における PARAFAC 直交 4 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2007)	39
2.1	2005 年における観測変数の相関行列 (GLOPE2005)	42
2.2	2007 年における観測変数の相関行列 (GLOPE2007)	42
2.3	2005 年における PARAFAC 直交 5 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2005)	43
2.4	2007 年における PARAFAC 直交 5 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2007)	43

3.1	各モデルの適合度 (GLOPE2005-07)	54
3.2	交差ラグモデルにおける測定方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)	55
3.3	交差ラグモデルにおける因子間相関行列 (GLOPE2005-07)	56
3.4	交差ラグモデルにおける構造方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)	56
3.5	ラグモデルにおける構造方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)	58
3.1	観測変数の相関行列 (GLOPE2005-07)	60
3.2	確認的因子分析モデルにおける因子負荷量 (GLOPE2005-07)	61
3.3	確認的因子分析モデルにおける因子間相関行列 (GLOPE2005-07)	62
3.4	予備的分析での交差ラグモデルにおける構造方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)	62
4.1	党派性有無の PAPI/CASI 比較	68
4.2	年代ごとに見た党派性有無の PAPI/CASI 比較	70
4.3	政治参加経験ごとに見た党派性有無の PAPI/CASI 比較	71
5.1	実験刺激の割り当て	79
5.2	態度変化の分布	81
5.3	回答時間伸び率を従属変数とする重回帰分析: 基本モデル	83
5.4	態度変化を従属変数とするロジスティック回帰分析: 基本モデル	83
5.5	基本モデルにおける態度変化の予測確率	84
5.6	回答時間伸び率を従属変数とする重回帰分析: 政治知識インタラクシ ョンモデル	85
5.7	態度変化を従属変数とするロジスティック回帰分析: 政治知識インタラ クションモデル	86
5.8	政治知識との交互作用効果による態度変化の予測確率	87
5.9	回答時間伸び率を従属変数とする重回帰分析: 党派 SID インタラクシ ョンモデル	88
5.10	態度変化を従属変数とするロジスティック回帰分析: 党派 SID インタラ クションモデル	89

5.11	党派 SID との相互作用効果による態度変化の予測確率	90
------	---------------------------------------	----

序論

党派性は投票行動を最もよく説明する要因であり、重要な政治的態度に対する影響力も大きい。そういうことから、政治意識の中核をなすものとしてさまざまな観点から研究がなされてきた。有権者と政党がどのような形で結びついているのか、そして、そのリンクがどのようにして投票行動に影響を与えるのか、それらを理解するうえでのキー概念として党派性は分析されてきたのである。しかし、このような機能を持つ党派性がいったい何であるのか、どのような概念を用いれば適切に捉えられるのかという点については所与のものとして検討されてこなかった。それゆえ、国内政治学においては各国で独自に発展してきた党派性の概念を用いて研究がなされてきたし、比較政治学者は党派性を政党と有権者の結びつきというようなあいまいな形で概念化し、そのメカニズムを分析してきた。本研究は、このような党派性の概念と理論を精緻化することを目的にしている。

党派性の概念に関しては、有権者の党派性を適切に捉えることのできる新たな概念化の試みとして、政党評価と党派アイデンティティという二重構造によって党派性を捉えることを提案し、その妥当性を確認する。これまでの党派性研究においては、各国における伝統的な党派性概念がそれぞれの国の党派性を包括的に捉えるものだと考えられてきた。いかえると、各国に共通して存在する単一の党派性を表現するものとして、それぞれの国における独自の党派性概念が用いられてきた。本研究では、まず第1章で、党派性の概念化において実証の対象として最も大きな影響力を持ってきたアメリカと社会調査から独自の展開を経てきた日本を取り上げ、このような考えが妥当でないことを明らかにする。これまでの研究においては日本人の党派性は政党支持態度、アメリカ人の党派性は政党帰属意識という単一の党派性によって捉えられると考えられてきたが、日米の党派性はどちらも政党評価と党派アイデンティティという2つの異なる構成要素から成り立っていること

を実証的に示す。そして、第2章と第3章では、この党派性の二重構造モデルを踏まえて、党派性研究の主要な論点である多次元性の問題と安定性の問題を再検討する。

党派性の理論においては、上記の二重構造という枠組みにもとづいて、党派性における政党評価としての側面と党派アイデンティティとしての側面のそれぞれに固有のメカニズムを明らかにする。本研究の着眼点は、政党評価が有権者と政治のなかの政党との相互作用に関わるのに対して、党派アイデンティティが有権者と社会のなかの政党との相互作用に関わるということである。つまり、政党評価において問題となるのは個々の有権者と政党との関係であり、党派アイデンティティにおいては個々の有権者同士の相互作用が重要になる。この違いは政党評価が態度であるのに対して党派アイデンティティが自己定義であることに由来している。政党に対する一般的な態度をもつことは個々人が単独で他者にそのことを表明することなしに行われうるが、党派集団の一員として自らを位置づけることは、社会のなかでそのことを他者に表明することなしにはあり得ないと考えられるからである。第4章では、世論調査での党派性質問に対する回答表明行動を検討することで、党派性の二重構造の形成メカニズムについて知見を得ることを試みる。第5章では、熟議民主主義における合理的無知の問題を党派性との関連で取り上げて、党派性の二重構造の政策態度への規定メカニズムについての知見を得る。

第1章

党派性の二重構造：政党評価と党派アイデンティティ

本章では、党派性をどのようにして捉えればよいかという問題を、アメリカ政治における政党帰属意識と日本政治における政党支持態度とを比較検討することから考えていく。そして、有権者の党派性を適切に捉えることのできる新たな概念化の試みとして、政党評価と党派アイデンティティという二重構造によって党派性を捉えることを提案し、その妥当性を確認する。

1.1 問題

民主政治は政党が中心的な役割を果たす政党政治として展開される。この政党政治を政治意識の側から実証的に考察するとき、有権者の政党に対する傾向性——本書ではそれを党派性と呼ぶ——をどのような観点から切り取って概念化し測定するかが問題となる。党派性は概して多次元的で一次元的に捉えるのが難しいため、これをどのようにして捉えるかについて多くの可能性が存在するからである。実際、政治意識・投票行動の領域では、現代に至るまで、さまざまな観点から党派性を捉えることが試みられてきた。近年のそのような例として、認知心理学的な観点から党派性をスキーマ (schema) として捉える試み (池田, 1991, 1997; 池田・西澤, 1992; Lodge and Hamill, 1986; Rahn, 1993) や、社会的アイデンティティ理論 (social identity theory) に基づき党派性を社会的アイデンティ

表 1.1 アメリカにおける政党帰属意識の質問文 (ANES96)

Q Generally speaking, do you usually think of yourself as a Republican, a Democrat, an Independent, or what?

SQ1 (Republican/Democrat と答えた場合) Would you call yourself a strong Republican/Democrat or a not very strong Republican/Democrat?

SQ2 (Republican/Democrat と答えなかった場合) Do you think of yourself as closer to the Republican Party or to the Democratic Party?

ティとして捉える試み (Greene, 1999; 平野, 2002; Weisberg and Greene, 2003) を挙げることができる。

しかし、近年のこのような展開を経てもなお党派性の切り取り方として支配的な位置を占めている概念がある。政党帰属意識 (party identification) である。この概念は Campbell, Converse, Miller, and Stokes(1960) によって定式化されて以降、アメリカの政治意識・投票行動を説明するうえで中核的な機能を有することが明らかにされてきた (例えば、Campbell et al., 1960, 1966; Green, Palmquist, and Schickler, 2002; Miller and Shanks, 1996)。アメリカ以外の国を対象とした研究においても、それが中心的な役割を果たしている点では変わりがない (Miller, 1976; Schickler and Green, 1997)。政党帰属意識は、Converse and Pierce (1986, 144) によると、自己アイデンティティと長期的な傾向性によって党派性を捉えることを要諦とする。そして、この条件を満たす標準的な測定方法だとされているのが、ANES(American National Election Studies) で 1952 年以来、今日に至るまで一貫して用いられてきた表 1.1 のフォーマットである。ここでは、自己アイデンティティを測定するために、「think of yourself」や「call yourself」という動詞が用いられている。また、主質問で「Generally speaking」や「usually」という副詞を用いることによって、短期的な投票意図とは区別される長期的な傾向性が測定されている。

日本の有権者を対象とした研究においては、政党支持態度が、党派性を切り取る概念として、政党帰属意識に相当する地位を担ってきた。この概念は、アメリカにおける政党帰

表 1.2 日本における政党支持態度の質問文 (JEDS96)

Q 選挙のことは別にして、ふだんあなたは何党を支持していますか。

SQ1 (政党名を答えた場合) あなたは支持する政党の熱心な支持者ですか。それとも、あまり熱心な支持者ではありませんか。

SQ2 (政党名を答えなかった場合) 支持するというほどでなくても、ふだん好ましいと思っている政党がありますか。どの政党ですか。

属意識と同様に、日本の政治意識・投票行動を説明するうえで中核的な機能を有することが明らかにされている (例えば、Flanagan, Kohei, Miyake, Richardson, and Watanuki, 1991; 蒲島, 1998; 三宅, 1985, 1998; 三宅・木下・間場, 1967; 綿貫・三宅・猪口・蒲島, 1986)。政党支持態度は戦後日本の政治意識調査から自発的に成長してきた概念だが (三宅, 1998, 15)、基本的には政党帰属意識に対応するものだとされる (田中, 1992, 81)。そして、この対応関係を前提にして、政党帰属意識を対象に提出された理論を政党支持態度に適用する研究や、政党支持態度と政党帰属意識との質的・量的な比較をもって日米における党派性の違いを論証する研究が広く行われてきた。

しかし、政党支持態度の測定方法を再検討すれば、この概念として測定されている内容が政党帰属意識と大きく違うことは明らかである。表 1.2 に 1983 年の JES (Japanese Election Study) 以降、一般的に用いられてきた政党支持態度のフォーマットを掲げてある。長期的な傾向性については「選挙のことは別にして、ふだん」という文章で主質問が始められており政党帰属意識と共通しているが、「支持している」や「好ましいと思っている」という動詞が用いられていることからわかるように、政党支持態度の測定方法が自己アイデンティティの条件を満たしているとは言い難い。政党支持態度と政党帰属意識とが必ずしも対応していないことについてはつとに指摘されてきたけれども、この認識は未だ実証的に確認されておらず、それ故、この観点からの理論的展開は依然としてなされていない。

政党支持態度は、日本の政治意識・投票行動を説明するうえで中核的な機能を有しているにも拘らず、測定されている内容が自己アイデンティティという点で政党帰属意識とは

異なっている。ならば、政党支持態度を政党帰属意識との一致・不一致という形で消極的に概念規定する作業から一歩進めて、政党支持態度を政党帰属意識とは異なる理論概念としてより積極的に定式化し直す作業が必要であろう。政党支持態度の質問項目によって捉えられる側面と政党帰属意識の質問項目によって捉えられる側面とが党派性の異なる側面として重要な役割を果たしている可能性である。本章では、政党支持態度と政党帰属意識とを統合的に捉える観点から、党派性の二重構造モデルを提出し、その妥当性を検証する。

1.2 党派性の二重構造モデル

有権者の党派性をどのような観点から切り取って概念化するかを考えると、二つの方向からのアプローチが区別されなければならない。ひとつは、有権者が「政党をどう見ているのか」という観点から捉えていくものであり、もうひとつは、有権者が「自己をどう見ているのか」に注目するものである。この両アプローチの違いは、有権者にとっての自己が主体と客体という二重性を持つことに由来している。それ故、認識する主体としての私が政党をどう見ているのかという側面と、認識される客体としての私を政党との関係でどう位置付けるのかという側面とのどちらに着目するかによって、党派性が違った形で概念化されることになる。

主体と客体という自己の二重性は、党派性の概念化の問題において殊に重要な意味を持つ。有権者が主体として政党に関わる場合と客体として政党に関わる場合とで、政党が異なる形で問題になるからである。主体として「政党をどう見ているのか」というとき、有権者が認識の対象にするのは、議会で運営を行う組織としての政党であり、選挙で政権獲得を目指す集団としての政党である。ここでは、政治家を中心とした政治エリートから成る政治集団としての政党が想定される。ところが、客体として「自己をどう見ているのか」という場合、このような形で政党が用いられることはあまりない。政党組織に未加入の有権者がこれを自己定義の一部とするのは稀であろう。そこでは寧ろ党派集団が認識の対象になる。党派集団とは、政党政治家や活動家、黨員のような直接的に政党と関わっている人だけでなく、ある政党に親近感を持っていたり特定の政党寄りだと考えていたりという形で間接的に政党と関わっている人も含む社会集団を意味する。自己の二重性は、党

派性の文脈においては、社会の側に位置する有権者が政治の側に位置する政党に関わる側面と、社会の側に位置する党派に関わる側面とによって構成される二重構造として現出する。

本研究が提出する党派性の二重構造モデルは、有権者が「政党をどう見ているのか」という側面を政党評価として、「自己をどう見ているのか」という側面を党派アイデンティティとして概念化し、この二つの構成概念によって党派性の測度を説明しようとするものである。両概念について厳密な定義を付言するならば、政党評価は「政党に対する態度」で、党派アイデンティティは「党派集団の一員としての自己定義」だということになる。なお、「態度」という語は「特定の対象に対する、ある程度の好意や非好意をともなった評価によって表出される心理的な傾向性」の意で用いている (Eagly and Chaiken, 1998, 269)。

本研究の着眼は、この党派性の二重構造モデルを用いて、政党支持態度と政党帰属意識とがどちらも重要な役割を果たしているながら概念的に異なっている事態を把握しようとする点にある。実際、先に掲げた表 1.1 と表 1.2 の質問文を見れば、政党支持態度は政党評価に、政党帰属意識は党派アイデンティティに正確に対応している。主体と客体という点については、支持している政党・好ましい政党として作業化されている政党支持態度が前者で、自己アイデンティティを要件とする政党帰属意識が後者なのは明白である。また、政党と党派集団の区別についても、政党支持態度の質問項目では、支持している対象 (Q)・好ましい対象 (SQ2) として、自民党、民主党、公明党、……といった政治集団としての政党が想定されている。それに対して、政党帰属意識においては、主質問 (Q) では回答者が自らを「Republican」や「Democrat」の一員と考えているかを聞き、副質問 (SQ2) では自らが「Republican Party」や「Democratic Party」の近くに位置するかを尋ねるという形で、「Republican Party」や「Democratic Party」とは区別される社会集団としての党派へのアイデンティティが測定されている。政党評価と党派アイデンティティという党派性の二重構造によって、政党支持態度と政党帰属意識とを統合的に捉えることができるはずである。

1.3 方法

党派性の二重構造モデルの妥当性を検証するために、構造方程式モデリング (SEM: Structural Equation Modeling) の枠組みで、日米の有権者を対象にした多母集団の確認的因子分析モデルを構成する。分析に用いるデータは日本が JEDS96、アメリカが ANES96 である。検討するモデルのパス図を図 1.1 から図 1.4 に示した。モデル 1(図 1.1) では、党派性の測度が単一の構成概念によって説明される。それに対して、モデル 2-4(図 1.2-4) では、政党評価と党派アイデンティティというふたつの構成概念が党派性の測度を説明する。両者の適合度を参照すれば、党派性に二重構造を想定することの妥当性が検証できる。モデル 2-4(図 1.2-4) の比較で焦点になるのは、日本における政党支持態度とアメリカにおける政党帰属意識が、政党評価と党派アイデンティティのどちらによって説明されるかである。日本の場合、モデル 2(図 1.2) では政党評価と党派アイデンティティの両者が政党支持態度を説明する。モデル 3(図 1.3) では政党評価のみで政党支持態度が説明され、モデル 4(図 1.4) では党派アイデンティティだけで政党支持態度が説明される。アメリカにおいては、政党評価と党派アイデンティティが政党帰属意識を説明するのがモデル 2(図 1.2) で、政党評価が政党帰属意識を説明するのがモデル 3(図 1.3)、党派アイデンティティが政党帰属意識を説明するのがモデル 4(図 1.4) である。党派性の二重構造モデルが妥当であれば、日本のモデル 3 とアメリカのモデル 4 との組み合わせから成る多母集団の同時分析モデルが最終的なモデルに採用されると予測される。

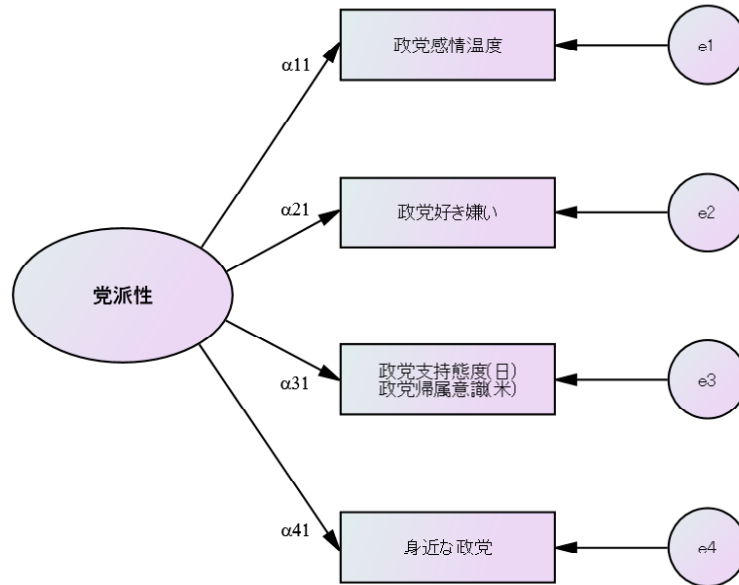


図 1.1 モデル 1 のパス図

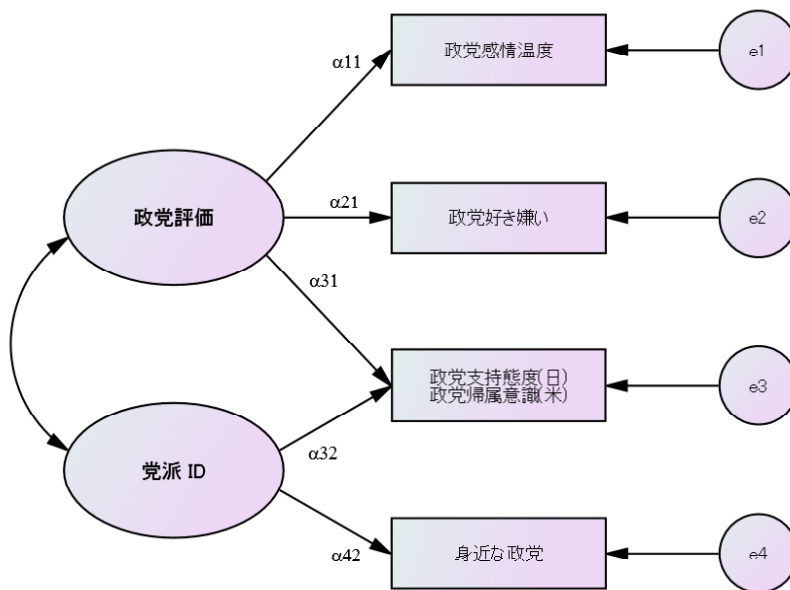


図 1.2 モデル 2 のパス図

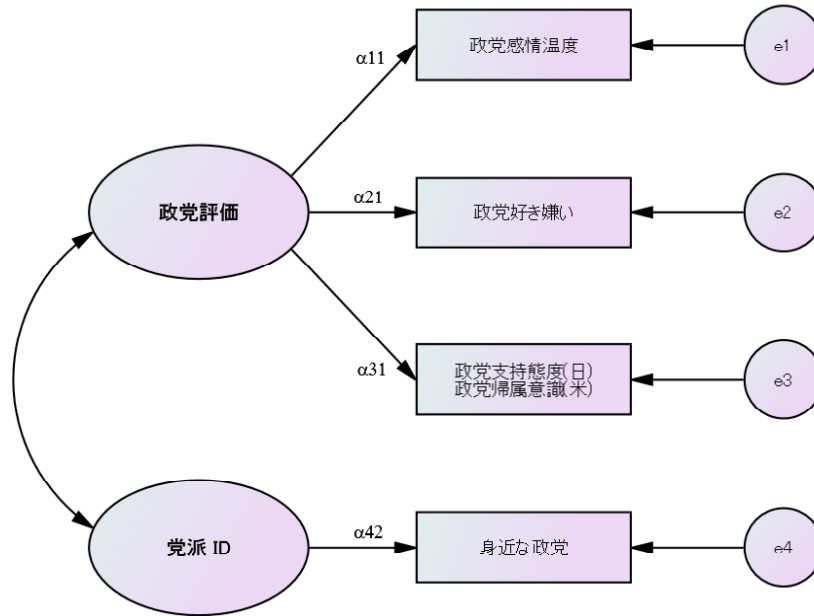


図 1.3 モデル 3 のパス図

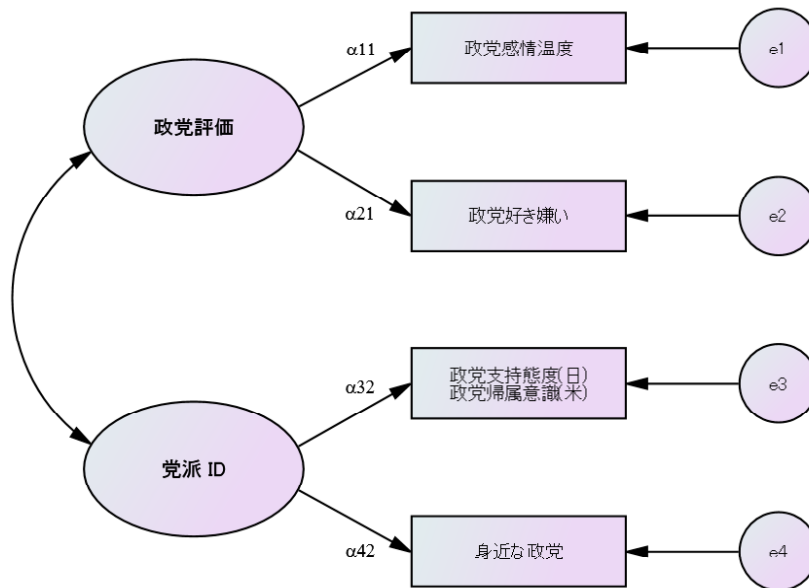


図 1.4 モデル 4 のパス図

政党支持態度と政党帰属意識は日米それぞれに固有の観測変数なので、このような形で検証を行うためには、日米に共通の観測変数を用いて政党評価と党派アイデンティティを測定することが必要になる。政党評価を測定するために用意したのが政党感情温度と政党好き嫌いである。政党感情温度は政党ごとに温かい感情を持つか冷たい感情を持つかを100度から0度で、政党好き嫌いは政党ごとに好きか嫌いかを10点から0点で聞いている。これらは政党に対する態度を測定する観測変数だと考えられる (Greene, 2002, 176)。党派アイデンティティを測定する観測変数としては身近な政党を用いる。これは表 1.1 の政党帰属意識の質問文における副質問 (SQ2) を主軸に据えた測度である。「Republican」や「Democrat」といったアメリカに特殊な用語を使わず日米で党派アイデンティティを測定するのに適した指標だといえる。

具体的な作業定義は以下の通りである。すべての変数において DK(Don't Know)・NA(No Answer) は欠損値とした。

日本においては次のように操作化する。政党感情温度 (事前調査、201 点尺度): 自民党に対する温度から自民党以外の政党で最も高い温度を引いたものを用いる。政党好き嫌い (事後調査、21 点尺度): 自民党に対する点数から自民党以外の政党で最も高い点数を引いたものを用いる。政党支持態度 (事前調査、7 点尺度): 自民党を支持している人をプラス 1、自民党以外の政党を支持している人をマイナス 1、支持する政党がない人を 0 とコーディングしたものに、3 段階の支持強度でウェイト付けしたものを用いる。身近な政党 (事後調査、9 点尺度): 自民党を身近に感じている人をプラス 1、自民党以外の政党を身近に感じている人をマイナス 1、身近な政党がない人を 0 とコーディングしたものに、4 段階の身近強度でウェイト付けしたものを用いる。

アメリカでは以下のように作業化した。政党感情温度 (事前調査、201 点尺度): 民主党に対する温度から共和党に対する温度を引いたものを用いる。政党好き嫌い (事後調査、21 点尺度): 民主党に対する点数から共和党に対する点数を引いたものを用いる。政党帰属意識 (事前調査、7 点尺度): 民主党派集団に帰属している人をプラス 1、共和党派集団に帰属している人をマイナス 1、帰属する党派集団がない人を 0 とコーディングしたものに、3 段階の帰属強度でウェイト付けしたものを用いる。身近な政党 (事後調査、9 点尺度): 民主党を身近に感じている人をプラス 1、共和党を身近に感じている人をマイナス

1、身近な政党がない人を0とコーディングしたものに、4段階の身近強度でウェイト付けしたものをを用いる。

1.4 日米同時分析モデルによる分析

日米の同時分析モデルを分散・共分散行列から EQS6.1 により最尤法 (MLM: Maximum Likelihood Method) で推定した。表 1.3 が各モデルの適合度である。1 列目は日米でのモデルの組み合わせを、2 列目は因子負荷量に課した等値制約条件を示している。等値制約条件の等式における左辺は日本の母数を、右辺はアメリカの母数を表す。各々の母数とパスとの対応関係については、図 1.1-4 に付記してある。モデル間で自由度が異なるので、以下では AGFI と CAIC、RMSEA を用いてモデル評価を行う。表 1.4 にはそれぞれのモデルにおける係数の推定結果がまとめられている。ローマン体の数値が非標準化係数で、イタリック体の数値が標準化係数である。係数に付された下線は、該当する係数に日米で等値制約条件が課されていることを示す。

政党評価と党派アイデンティティを政党感情温度・政党好き嫌いとは異なる構成概念としてモデル化できるかどうか確認することから始める。二重構造を想定せずに一重構造で党派性の測度を説明するモデル1(日)×モデル1(米)の結果を見ると、等値制約条件を課さずに分析した場合、AGFIが0.818でRMSEAが0.137であり適合度が悪いことがわかる。等値制約条件を課すと、AGFIとRMSEAが0.877と0.112になり適合度の改善が見られるが、依然としてデータとの当てはまりは良くない。他方、二重構造を導入して以降のモデル(モデル1以外のモデル同士の組み合わせから成る同時分析モデル)は一因子モデルよりも良い適合度を示している。CAICで見ても大きな差があるし、AGFIとRMSEAも0.9以上と0.1以下である。これらの結果は、政党評価と党派アイデンティティという二重構造を想定することの妥当性を示唆している。

ここからは、党派性の二重構造の枠組みで日本の政党支持態度とアメリカの政党帰属意識を説明する作業に移る。政党評価と党派アイデンティティの双方で政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)を説明するモデル2(日)×モデル2(米)から検討していく。まず、このモデルをすべての因子負荷量に等値制約条件を課して推定すると、多重共線性に顕著な特徴が見られた。日米で党派アイデンティティから政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)への標準化係数が1.385・1.751と1を超える値を示しており、政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)の独立変数である政党評価と党派アイデンティティとの間に強い相関関係が認められる。そのため、このモデルでは政党評価と党派アイデンティティから政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)への因子負荷量を検討することができない。

そこで、政党評価から政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)への因子負荷量a31に課した等値制約条件を外してモデル2(日)×モデル2(米)を推定した。結果を見ると、アメリカにおける政党帰属意識への因子負荷は、党派アイデンティティ(0.748, 95%CI: 0.748 0.748)の方が政党評価(0.465, 95%CI: 0.365 0.565)より有意に大きいことがわかる。日本での政党支持態度に与える影響については、政党評価が0.771(95%CI: 0.632 0.910)で党派アイデンティティが0.748(95%CI: 0.748 0.748)であり有意な差は確認できない。適合度指標はAGFIが0.902、RMSEAが0.098とまずまずの値である。この結果を踏まえ、次にアメリカで政党評価から政党帰属意識への因子負荷量を0に固定したモデル——モデル2(日)×モデル4(米)——を推定すると、AGFIが0.935、RMSEAが0.079とな

り、満足できる水準に適合度が改善した。なお、日本において政党評価が政党支持態度に与える因子負荷が0.211(95%CI: 0.052 0.370)と非常に小さな値を示しているが、これは先述した「評定」型の指標と「選択」型の指標との違いに因るものだと考えられる。実際、この因子負荷量を0に固定したモデル4(日)×モデル4(米)を推定すると、AGFIが0.944、RMSEAが0.073と、満足できる水準の適合度が示された。^{*1}

指標の性質の違いにも拘らず、日本において政党感情温度・政党好き嫌いとは政党支持態度が政党評価という同じ構成概念で捉えられる可能性を検討するために、さらに党派アイデンティティから政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)への因子負荷量a32の等値制約条件を外したモデルを推定すると、政党評価では政党支持態度に影響が認められるが、党派アイデンティティでは有意な影響を確認できなかった(0.114, 95%CI: -0.019 0.247)。適合度指標はAGFIが0.902、RMSEAが0.098とまずまずの値である。そこで、党派アイデンティティから政党支持態度への因子負荷量を0に固定したモデル——モデル3(日)×モデル4(米)——を推定すると、AGFIが0.934、RMSEAが0.079と、満足できる水準の適合度が得られた。

以上の分析により、党派性の二重構造モデルが予測するモデル3(日)×モデル4(米)の妥当性を示唆する証拠がある程度得られたが、このモデルを最終的なモデルとして採用するには、まだ検討すべき課題が残されている。第1に、モデル3(日)×モデル4(米)において、政党評価と党派アイデンティティとの相関を見ると、日本では0.997、アメリカでは0.935と非常に強い関係が認められる。二重構造を想定せずに一重構造で党派性の測度を説明するモデル1(日)×モデル1(米)はデータとの当てはまりが良くなかったのだが、党派性の二重構造モデルの意義を明確にするためには、それぞれの構成概念が他の変数との関連で違いがあるかどうか確認しておく必要がある。第2に、指標の性質の違いから予測されるモデル4(日)×モデル4(米)において、モデル3(日)×モデル4(米)と同程度の適合度が示されていた。この点についても、それぞれの構成概念と別の変数との関連

^{*1} さらに党派アイデンティティから政党支持態度(日)・政党帰属意識(米)への因子負荷量a32の等値制約条件を外した場合、モデル4(日)×モデル4(米)の適合度はChi-Square=39.642、df=3、GFI=0.990、AGFI=0.935、AIC=33.642、AGFI=13.870、RMSEA=0.079であった。なお、このモデルを用いても次節の分析2の結果に実質的な違いは見られなかった。

で、モデル3(日)×モデル4(米)の妥当性を検証しておかなければならない。日本においては、モデル3とモデル4とを比較した場合に、モデル3においてのみ党派性の二重構造モデルが予測する他の変数との関連が見られれば、アメリカの場合は、モデル4(米)において、指標の予測と異なる二重構造モデルの予測に合致した関連が得られれば、この課題を果たすことになる。次節ではこれらの点について検討を加える。

1.5 二重構造による測定モデルの頑健性

前節では、政党評価と党派アイデンティティという構成概念によって党派性の測度を説明することを試みた。分析の結果、二重構造モデルから予測されるモデル3(日)×モデル4(米)と指標の特質から予測されるモデル4(日)×モデル4(米)において満足できる水準の適合度が得られた。本節では、これらのモデルで測定された構成概念を他の変数との関連で評価することによって、党派性の二重構造モデルの妥当性を検証する。評価する基準として取り上げる変数は、日本が政党イメージ、アメリカが政党能力評価である。政党イメージはそれぞれのイメージ項目にどの政党が当てはまるかを、政党能力評価はどの政党が各々の政策課題をより上手く処理できるかを聞いた質問によって測定されている。どちらの質問も政党評価を特定の側面に焦点を当てて尋ねた項目だといえる。^{*2}両方とも政党を「選択」するタイプの指標である。

具体的な作業定義は以下の通りである。政党イメージ(事前調査、31点尺度): 当該政党をポジティブなイメージ項目に当てはまるとして挙げた回数からネガティブな項目に当てはまるとして挙げた回数を引くことによってそれぞれの政党ごとの肯定・否定尺度を作成し、その尺度における自民党に対する値から自民党以外の政党で最も高い値を引いたものを用いる。ポジティブなイメージ項目が「政権担当能力がある政党」、「政策を打ち出す力がある政党」、「政権に参加していてよいと思う政党」、「理念に優れた政党」、「人材が豊富な政党」、「日本の将来を良く考えている政党」、「期待できる政党」、「日本の顔になれる政党」、「有権者のことが分かっている政党」で、ネガティブな項目が「圧力団体に左右さ

^{*2} この拘束回答方式の政党イメージを用いた研究に、Flanagan et al.(1991, Ch.6, 10)、三宅(1985, 1998, 第6章)、Richardson(1988)がある。政党能力評価については、Gerber and Green(1998)やWeisberg(1999, 697-698)を参照されたい。

れやすい政党」、「利権に左右されやすい政党」、「批判や反対をしがちな政党」、「優柔不断な政党」、「寄り合い所帯の政党」、「選挙に勝つことしか考えていない政党」である。政党能力評価(事前調査、17点尺度): それぞれの政策課題をより良く運営できる政党として、民主党を挙げた人をプラス1、共和党を挙げた人をマイナス1、「政党間であまり違いがない」・「どの政党でもない」と答えた人を0とコーディングし、すべての項目で足し合わせたものを用いる。政策課題として取り上げられているのは、「国の経済」、「外交問題」、「医療保険」、「福祉制度」、「貧困問題」、「財政赤字」、「環境問題」、「犯罪問題」である。なお、ANES96では半分のサンプルにおいてのみこの質問が聞かれている。

党派性の二重構造モデルが妥当であれば、日本のモデル3における政党イメージとの相関は政党評価の方が党派アイデンティティより高く、アメリカのモデル4における政党能力評価との相関は政党評価の方が党派アイデンティティより高いことが予測される。逆に、指標の特質からは、日本のモデル4において政党イメージとの相関が政党評価に比べ党派アイデンティティでより高く、アメリカのモデル4において政党能力評価との相関が政党評価に比べ党派アイデンティティでより高いことが予測される。

これらの予測を検証するために、先のモデル3(日)×モデル4(米)とモデル4(日)×

表 1.5 日米同時分析モデルにおける構成概念と基準変数の共分散・相関

		モデル3(日) × モデル4(米)			モデル4(日) × モデル4(米)		
日本 (N=526)	政党評価	1.000			1.000		
		<i>1.000</i>			<i>1.000</i>		
	党派ID	0.853	1.000		0.983	1.000	
		<i>0.853</i>	<i>1.000</i>		<i>0.983</i>	<i>1.000</i>	
	政党イメージ	3.664	2.509	22.288	3.694	3.323	22.288
		<i>0.776</i>	<i>0.532</i>	<i>1.000</i>	<i>0.783</i>	<i>0.704</i>	<i>1.000</i>
アメリカ (N=694)	政党評価	3.240			3.230		
		<i>1.000</i>			<i>1.000</i>		
	党派ID	2.209	1.750		2.355	2.000	
		<i>0.928</i>	<i>1.000</i>		<i>0.927</i>	<i>1.000</i>	
	政党能力評価	6.850	4.729	20.548	6.842	5.054	20.548
		<i>0.840</i>	<i>0.789</i>	<i>1.000</i>	<i>0.840</i>	<i>0.788</i>	<i>1.000</i>

モデル 4(米) に構成概念と基準変数との共分散 (相関) を加味したモデルを推定した。結果は、適合度については、どちらのモデルでも満足できる値が得られている。モデル 3(日) ×モデル 4(米) においては Chi-Square=39.668、df=7、GFI=0.987、AGFI=0.945、AIC=25.668、CAIC=-17.078、RMSEA=0.062 で、モデル 4(日) ×モデル 4(米) においては Chi-Square=61.327、df=8、GFI=0.980、AGFI=0.925、AIC=45.327、CAIC=-3.526、RMSEA=0.074 である。ここでの焦点である構成概念と基準変数の共分散・相関を表 5 にまとめた。ローマン体の数値が共分散行列で、イタリック体の数値が相関行列である。これを見ると、党派性の二重構造モデルの妥当性を示唆する結果である。日本のモデル 3 における政党イメージとの共分散は政党評価 (3.664, 95%CI: 3.303~4.025) の方が党派アイデンティティ (2.509, 95%CI: 1.798~3.220) より有意に大きいものに対して、日本のモデル 4 においては政党評価が 3.694(95%CI: 3.314~4.074) で党派アイデンティティが 3.323(95%CI: 2.931~3.715) であり有意な差は確認できない。また、アメリカにおける政党能力評価との共分散も、モデル 3(日) ×モデル 4(米) では 6.850(95%CI: 5.866~7.834)>4.729(95%CI: 4.257~5.201)、モデル 4(日) ×モデル 4(米) では 6.842(95%CI: 5.848~7.836)>5.054(95%CI: 4.309~5.799) と、政党評価の方が党派アイデンティティより有意に高い値を示している。以上を踏まえ、党派性の二重構造モデルに合致したモデル 3(日) ×モデル 4(米) を最終的なモデルとして採用する。

1.6 考察

本章では、党派性をどのような観点から切り取って概念化し測定するかという問題を考える枠組みとして党派性の二重構造モデルを提出した。これは政党評価と党派アイデンティティという二つの構成概念によって党派性の測度を説明する測定モデルであった。そして、このモデルの妥当性を、政党支持態度と政党帰属意識とがどちらも重要な役割を果たしているながら概念的に異なっている事態を把握する作業を通して検証した。その結果、党派性の二重構造モデルの妥当性を示唆する証拠が得られた。特筆しておくべきは、ここまで本書では専ら概念化・測定の問題に焦点を当ててきたことである。政治意識・投票行動の領域では、党派性がどのような要因によって形成され、どのような機能を有している

かという因果関係の問題に取り組むことに急であるために、ともすれば概念化・測定の問題が等閑にされる嫌いがあった。しかし、初手からいきなり因果モデルを検証しても、因果関係の問題と概念化・測定の問題とが分離されないまま混在した結果を得てしまう。そういう意味において、本章は次章以降には党派性の因果を検討するうえでの概念的基礎を提供するものだと考えられる。

本章を締めくくるにあたって、改めて強調しておかなければならないのは、党派性の二重構造モデルが政治意識・投票行動の領域で最も大きな役割を果たしてきた政党支持態度と政党帰属意識を統合的に説明するモデルだということである。政党支持態度と政党帰属意識に関してはこれまでに膨大な研究蓄積がある。党派性の二重構造モデルは、これらによって得られた知見を、日本における政党支持態度のそれは政党評価のものとして、アメリカにおける政党帰属意識のそれは党派アイデンティティのものとして、新たに捉え直す端緒となるかもしれない。さらには、政治意識の中核を占める政党支持態度と政党帰属意識を中心にして、それ以外の多くの党派性の測度を取り込み、モデルを拡張していく展望を描くことさえできる。政党スキーマと党派スキーマをこのモデルで説明することも考えられる。社会的アイデンティティ理論に基づき党派アイデンティティの概念を精緻化するののも一つである。多くの知見を統合しながら、政治意識の側から政党政治ひいては民主政治を統一的な観点で捉えていく可能性を、党派性の二重構造モデルは提示している。

付録

付表 1.1 日本の分析に用いた観測変数の相関・平均・標準偏差 ($N = 526$)

政党感情温度	1.000					<i>sym</i>
政党好き嫌い	0.600	1.000				
政党支持態度	0.616	0.652	1.000			
身近な政党	0.491	0.624	0.617	1.000		
政党イメージ	0.600	0.619	0.626	0.461	1.000	
平均	-4.895	-0.601	-0.029	0.272	-0.371	
標準偏差	27.526	2.864	1.831	2.042	4.721	

付表 1.2 アメリカの分析 1 に用いた観測変数の相関・平均・標準偏差 ($N = 1454$)

政党感情温度	1.000					<i>sym</i>
政党好き嫌い	0.812	1.000				
政党帰属意識	0.772	0.791	1.000			
身近な政党	0.737	0.804	0.843	1.000		
平均	5.111	0.545	0.302	0.250		
標準偏差	40.986	4.368	2.142	2.505		

付表 1.3 アメリカの分析 2 に用いた観測変数の相関・平均・標準偏差 ($N = 694$)

政党感情温度	1.000					<i>sym</i>
政党好き嫌い	0.818	1.000				
政党帰属意識	0.768	0.797	1.000			
身近な政党	0.732	0.796	0.852	1.000		
政党能力評価	0.772	0.752	0.745	0.708	1.000	
平均	5.659	0.614	0.324	0.285	0.795	
標準偏差	41.619	4.507	2.164	2.574	4.533	

第2章

党派的对立軸の三相モデル: 異なる 多次元性を統合する

前章では、党派性を捉える新たな試みとして党派性の二重構造モデルを提出し、その妥当性を確認した。本章では、この党派性の二重構造モデルを踏まえて、党派性研究の主要な論点のひとつである多次元性の問題を再検討する。

2.1 問題

国民意識での政治的対立軸においては「どの政党とどのように関わっているか」によって区別される党派的对立軸が中核的な役割を果たす。この「どの政党とどのように関わっているか」という個々人が持つ政党に対する傾向性——すなわち党派性 (partisanship)——は、政治的対立軸を構成するそれ以外の政治意識 (政策態度・価値観など) や政治行動 (政治参加・投票行動など) を強く規定するからである。それ故、政治意識・政治行動の領域では、国民意識における党派的对立軸を明らかにするために多くの研究が積み重ねられてきた。

そのような研究群において一際強い影響力を持ってきたのが、Weisberg(1980) による党派的对立軸の多次元モデルである。以前からアメリカにおいて支配的な位置を占めてきた Campbell, Converse, Miller and Stokes(1960, 1966) を中心とするミシガン学派の一連の研究は、アメリカ人の党派的对立軸を共和党派対民主党派という 1次元の軸によっ

て捉え、それを前提にして多くの知見を導き出してきた。それに対して、Weisberg(1980)は、この前提に疑問を呈し、党派的对立軸が多次元だとする議論を展開した。そこでは、政党感情温度を用いた分析を元に、有権者の党派的对立軸が共和党派を好むか否か、民主党派を好むか否か、無党派を好むか否かという3次元の軸で成り立っていることが主張されている。党派的对立軸が1次元か否かによって、ミシガン学派によって築かれた政治意識・政治行動に関する定説の妥当性が左右されるため、この論争は大きな意味を持った。その後、測定誤差を補正すれば1次元だとするGreen(1988)による再反論があったものの、Alvarez(1988)による再々反論があり、未だこの論争は決着が付いていない。また、多党制の日本においては、党派的对立軸が多次元であることは合意が得られており、Weisberg(1980)のモデルは広く受け入れられている。事実、同じ枠組みで政党感情温度を用いた分析を行い党派的对立軸を析出する研究が多く行われてきた(蒲島, 1998; 三宅, 1986; 田中, 1997; Weisberg and Tanaka, 2001)。

しかし、この政党感情温度で党派的对立軸を析出するモデルには大きな問題が含まれている。その問題とは、政党感情温度で捉えられる党派的对立軸は、国民が政治家を中心とした政治エリートから成る政治集団としての政党をどう評価するかという側面での対立軸だけだということである。だが、党派性においては政党評価の側面とは別に、党派集団アイデンティティの側面が大きな役割を果たしている。そもそもCampbell et al. (1960, 1966)のミシガン・モデルやそれを発展させ再定式化したGreen, Palmquist and Schickler(2002)のモデルでは、国民が党派集団——本稿では、党派集団の語を、政党政治家や活動家、党员のような直接的に政党と関わっている人だけでなく、ある政党に親近感を持っていたり特定の政党寄りだと考えていたりという形で間接的に政党と関わっている人も含む社会集団の意で用いる——との関係で自らをどう位置付けるかという側面での党派的对立軸こそが重要だとされていた。ところが、そうであるにも拘らず、この党派集団アイデンティティにおける多次元性については未だ検討されておらず、それ故、政党評価の多次元性と党派集団アイデンティティの多次元性との関係についてもモデル化がなされていない。本章では、この両者の多次元性を統合的に捉える観点から、党派的对立軸の二重構造モデルを提出し、2005年と2007年の日本で、その妥当性を確認する。

このようにして政党評価と党派集団アイデンティティという二重構造で党派的对立軸を

捉える意義を2点強調しておきたい。第1に、党派集団アイデンティティにおける多次元性を導入し、それと政党評価の多次元性との関係をモデル化することにより、有権者レベルでの党派的対立軸に固有のロジックを明らかにできる。これまで、政党評価の多次元モデルが捉えてきたのは、有権者が政党間の対立を外からどう見ているかであり、そこで焦点が当てられているのは政治エリートであった。実際、先行研究では、政治エリート間の党派的対立軸が国民意識における政党評価の対立軸に正確に反映していることが明らかにされてきた。^{*1}しかし、有権者は外から政治エリートを観察しているだけではない。自ら自身が政治アクターとなり内から党派的対立軸を構成している。本稿のモデルはこの側面を正面から捉えようとしている。そして、この党派集団アイデンティティにおける軸は、政党評価における軸と重なり合っている場合もあれば、ある程度独立している場合もあると考えられる。例えば、自民党を好き(嫌い)な人は自民党派集団を身近(疎遠)に感じているかもしれない。非自民だから民主党が好き(嫌い)という感情は、民主党派集団と自分が近いか遠いかとは無関係かもしれない。国民意識において政党と党派集団との関係をモデル化することにより、政治エリートのみでの党派的対立軸だけでなく、有権者のみでの党派的対立軸と政治エリートの対立が有権者間の対立として社会に根を下ろしている軸とを区別して把握することが可能になる。

第2に、「どの党派か」という党派性の「方向」と「政党評価か党派集団アイデンティティか」という党派性の「構造」とを統合的に扱うために、党派性の二重構造モデルを3相(mode)モデルとして構成する。^{*2}これまでの研究では「方向」と「構造」は別々に扱われてきた。例えば、三宅・木下・間場(1967)は、前者を「感情構造」、後者を「認知構造」と呼び、理論的にも実証的にも切り離して分析している。^{*3}たしかに、一般的に用いられている2相モデルで分析を行う場合、方法論的にはこのようにせざるを得ない。例えば、自民党評価・民主党評価・自民党派集団アイデンティティ・民主党派集団アイデンティ

^{*1} 無党派に対する感情温度については別の観点からの検討が必要だが、政党と党派集団とを統合的に捉えるという本稿の目的から外れるので、考察の対象にしなかった。無党派は本稿の枠組みにおける党派集団だけれども、それに対応する政党が存在しないからである。

^{*2} 3相モデルについては、Kroonenberg(2008)やLaw, Snyder, Hattie and McDonald(1984)、宮埜(1996)を参照。

^{*3} 前者の「感情構造」を掘り下げて分析したのが三宅(1985)で、後者のそれが三宅(1998)である。

ティという4つの変数があった場合、自民党評価と民主党評価は政党評価であるという点で同じ相に属しており、また自民党評価と自民党派集団アイデンティティは自民党派だという点で同一の相にいる。つまり、「被験者」×「方向」×「構造」の3相データとなっている。そのため、この4つの変数を2相モデルで分析するときにはどちらかの相に揃える必要がある。そうしなければ、同じ相に属しているという情報を変数の特徴として扱ってしまうことになり、測定における変数間の独立性という統計学の大前提を破ってしまうからである。しかし、党派の「方向」から独立した「構造」を理論的・実証的に仮定してしまえば、政治の本質を成す党派的对立を抜きにした形でしか党派性の「構造」を捉えることができない。この問題を克服するため本稿では3相モデルを適用し分析を行った。

2.2 党派的对立軸の二重構造モデル

2005年と2007年それぞれで日本の有権者を対象に党派的对立軸の二重構造モデルを構成する。ここでは、Harshman and Lundy(1984a, b)によるPARAFAC(parallel factors analysis)モデルを基本モデルとして使用し、構造方程式モデリング(structural equation modeling)の枠組みで実行した。^{*4}PARAFACモデルを用いたのは、このモデルは相の背後に同一の因子を仮定することによって複雑な3相データから統合的な解釈を可能にする方法であり、数ある3相モデルの中で最も本稿の目的に合致していると思われたからである。母数の推定はMx(Neale, Boker, Xie and Maes, 2003)により最尤法(maximum likelihood method)で行った。分析に用いるデータは、2005年11月と2007年2月に2波の全国パネル調査として実施されたGLOPE2005-07である。^{*5}

^{*4} 構造方程式モデリングの枠組みによるPARAFACモデルの実行については、Bentler, Poon and Lee(1988)や豊田(2000, 第10章)を参照。

^{*5} 本調査「21世紀日本人の社会・政治意識に関する調査」(略称: GLOPE2005-07)は、平成17年ならびに平成18年度私立大学学術研究高度化推進事業・比較制度研究センター「政治経済制度・価値理念の比較研究プロジェクト」(研究代表者: 須賀晃一)によって実施された。文部科学省の上記の研究補助金と早稲田大学21COE「開かれた政治経済制度の構築」の協力で謝意を表す。また、データを本研究に利用することを快諾されたCAPI研究会(研究代表者: 田中愛治)のメンバーに感謝する。

なお、この調査は、2005年はPAPI(Paper And Pencil Interview)によって、2007年はランダムに割り付けた半分のサンプルではPAPI、もう半分のサンプルではCASI(Computer Assisted Self Interview)によって行われている。このPAPIとCASIとの違いによる影響を統制するため、2007年

3相モデルにおいては第0相を実現値の相として第1相と第2相とを確率変数の相として扱い、観測変数を表現する確率変数は第1相の水準と第2相の水準との組み合わせによって規定される。党派性の二重構造モデルにおける第1相は党派性の方向を表す「党派」の相であり、この相には「自民党派」「民主党派」「公明党派」「共産党派」「社民党派」という5つの水準がある。第2相は党派性の側面を表す「構造」の相であり、この相には「政党評価」「党派集団アイデンティティ」という2つの水準がある。そして、観測変数を表現する確率変数はこの両者の組み合わせによって規定され、その数は10(=2×5)である。

党派的对立軸の二重構造モデルはこの10個の観測変数を

$$\mathbf{x} = \boldsymbol{\mu}_x + (\mathbf{I} \otimes \mathbf{A}_{\text{党派}}) \mathbf{A}_{\text{構造}} \boldsymbol{\xi} + \mathbf{e} \quad (2.1)$$

としてモデル化する。 \mathbf{x} は観測変数ベクトル、 $\boldsymbol{\mu}_x$ は期待値ベクトル、 \mathbf{e} は誤差変数(独自因子)ベクトルを示している。すべてサイズは10×1である。 $\boldsymbol{\xi}$ は(因子数×因子数)×1の構造的な潜在変数(共通因子)ベクトルを表す。 \mathbf{I} は2次(=「構造」相の水準数)の単位行列である。 $\mathbf{A}_{\text{党派}}$ は「党派」相の因子負荷行列(サイズは5(=「党派」相の水準数)×因子数)を示す。 $\mathbf{A}_{\text{構造}}$ は「構造」相の因子負荷行列であり、因子数次の対角行列を2個(=「構造」相の水準数)縦に並べたものである。

このモデルの意味を理解し易くするために、 $\mathbf{A}_{\text{党派}}$ の要素 a_{ik} を「党派」相の水準 i における因子 k の負荷とし、 $\mathbf{A}_{\text{構造}}$ の要素 a_{jk} を「構造」相の水準 j における因子 k の負荷として、(1)式をスカラーで書き下すと、

$$x_{ij} = \mu_{ij} + \sum_{k=1}^{\text{因子数}} a_{ik} a_{jk} \xi_k + e_{ij} \quad (2.2)$$

が得られる。例えば、自民党評価という観測変数の場合は、「党派」相の水準 i は自民党派で、「構造」相の水準 j は政党評価なので、

$$x_{\text{自民党評価}} = \mu_{\text{自民党評価}} + \sum_{k=1}^{\text{因子数}} a_{\text{自民党派 } k} a_{\text{政党評価 } k} \xi_k + e_{\text{自民党評価}} \quad (2.3)$$

の分析ではPAPI調査に回答した人のみを対象とした。

としてモデル化されている。自民党派集団アイデンティティと民主党派集団アイデンティティという観測変数であれば、

$$x_{\text{自民党派集団 ID}} = \mu_{\text{自民党派集団 ID}} + \sum_{k=1}^{\text{因子数}} a_{\text{自民党派 } k} a_{\text{党派集団 ID } k} \xi_k + e_{\text{自民党派集団 ID}} \quad (2.4)$$

$$x_{\text{民主党派集団 ID}} = \mu_{\text{民主党派集団 ID}} + \sum_{k=1}^{\text{因子数}} a_{\text{民主党派 } k} a_{\text{党派集団 ID } k} \xi_k + e_{\text{民主党派集団 ID}} \quad (2.5)$$

となる。

このように党派的对立軸の二重構造モデルにおいては、「党派」相と「構造」相の背後に仮定される同一の因子 ξ_k が、「党派」相の水準 i における因子負荷 $a_{\text{党派 } ik}$ と「構造」相の水準 j における因子負荷 $a_{\text{構造 } jk}$ との積によって観測変数に影響を与える仕組みとなっている。そのため、「構造」相の水準 j における因子負荷 $a_{\text{構造 } jk}$ は、その水準 j における因子 k の重要度として解釈できる。つまり、「党派」相の水準 i における因子負荷 $a_{\text{党派 } ik}$ を推定することでその因子 ξ_k が説明する党派的对立軸がどの党派間の対立なのかがわかると同時に、「構造」相の水準 j における因子負荷 $a_{\text{構造 } jk}$ を見ることでその同じ ξ_k の重要度が政党評価と党派集団アイデンティティとでどのように異なってくるかの判断が可能となる。

モデルの推定では、政党評価の観測変数として政党感情温度を用いた。これは先行研究における党派的对立軸の多次元モデルのと同じの指標で、それぞれの政党について100度から0度で温かい感情を持つか冷たい感情を持つか評価してもらったものをそのまま得点化してある。この指標は101点尺度である。DK・NAは欠損値とした。党派集団アイデンティティの測定には党派集団に対する社会的アイデンティティの質問を用いる。これは先行研究 (Greene, 2002; 平野, 2002) を参考にして作成された項目で、IDPG (identification with psychological group) 尺度 (Mael and Tetrick, 1992) を党派集団に応用したものである。具体的には、政党ごとに「〇〇党寄りの人たちについて悪く言われると、あなたは自分が悪く言われたように感じますか、感じませんか」と「〇〇党寄りの人たちと同じようなものの考え方や行動の仕方をしていて感じますか、感じませんか」という2つの質問を聞くことによって測定されている。そう感じる人を4、ある程

度そう感じる人を 3、感じるとも感じないともいえない人を 2、あまりそうは感じない人を 1、そうは感じない人を 0 とコーディングし、両者を足し合わせたものを指標とした。この指標は 9 点尺度である。DK・NA は欠損値とした。

2.3 分析結果

2005 年と 2007 年の各々において党派的对立軸の二重構造モデルを推定する。まず「党派的对立軸が何次元 (因子) 抽出されるか」を判断するために、因子数が 2、3、4、5 の場合の直交解を求め、適合度と因子負荷量を検討した。^{*6}その結果、適合度ではそれ程明確な差が見られなかったが因子負荷量から 2005 年と 2007 年の両者における 4 因子モデルの妥当性が明らかになった。表 2.1 がそれぞれの適合度である。モデル間で自由度が異なるため CAIC と RMSEA を参照すれば、CAIC は 2005 年では 5 因子モデル、2007 年では 4 因子モデルを勧めている。RMSEA は 2005 年でも 2007 年でも 3 因子以上で探索的なモデルとしてはまずまずの適合度を示している。因子負荷量については、2 因子から 4 因子まで 2005 年と 2007 年とで同じ因子が抽出された。Harshman (1984) で述べられている解の安定性という基準から 4 因子モデルが妥当だといえる。さらに、PARAFAC モデルでは「因子数が少ないと真の因子の部分集合が得られ、因子数が多すぎるときは真の因子に加えて誤差因子が得られる」ことが知られており (犬飼, 1996, p. 496)、事実、2 因子モデルから 4 因子モデルまでは新しい因子がこれまでの因子構造を崩すことなく抽出されたが、5 因子モデルになると新しい因子がこれまでの因子から分離する形で抽出され、しかも、その因子は 2005 年では公明党評価と自民党派集団アイデンティティの独自 (誤差) 因子 (第 II 因子と第 IV 因子)、2007 年では共産党評価の独自 (誤差) 因子 (第 I 因子) となっていた (5 因子モデルの因子負荷量については付録 B を参照)。以上を踏まえ本稿では 4 因子モデルを採用した。

2005 年と 2007 年における直交 4 因子モデルの因子負荷量を表 2.2 と表 2.3 に示す。因子は「構造」相における政党評価の負荷量が大きい順に並べてある。基準を定めるため「構

^{*6} 斜交解は不安定だったため採用しなかった。適合度は、どの因子数の場合も、CAIC においては 2005 年では斜交解の方が 2007 年では直交解の方が当てはまりが良かったが、RMSEA は 2005 年においても 2007 年においても直交解を勧めていた。

表 2.1 PARAFAC 直交モデルの適合度 (GLOPE2005-07)

		χ^2	df	AIC	CAIC	RMSEA
2005 年 ($N = 861$)	2 因子モデル	997.105	33	931.105	867.250	0.184
	3 因子モデル	458.158	27	404.158	351.913	0.136
	4 因子モデル	277.241	21	235.241	194.606	0.119
	5 因子モデル	162.391	15	132.391	103.366	0.107
2007 年 ($N = 360$)	2 因子モデル	355.970	33	289.970	57.838	0.165
	3 因子モデル	175.196	27	121.196	11.103	0.124
	4 因子モデル	107.123	21	65.123	-16.871	0.107
	5 因子モデル	57.811	15	27.811	4.466	0.089

表 2.2 2005 年における PARAFAC 直交 4 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2005)

		I	II	III	IV
「構造」相	政党評価	5.733	1.508	0.403	0.061
	党派集団 ID	1.000	1.000	1.000	1.000
「党派」相	自民党派	0.001	-0.387	0.150	0.627
	民主党派	0.081	0.091	0.478	0.863
	公明党派	0.106	-0.320	-0.045	0.755
	共産党派	0.125	0.203	-0.301	0.893
	社民党派	0.142	0.159	-0.160	0.877

「構造」相における党派集団アイデンティティの因子負荷量を 1 に固定した。2005 年の解を見ると、第 I 因子は、政党評価で非自民党派に高いプラスの負荷を与えており——民主党評価に対する因子負荷量が $0.464(=5.733 \times 0.081)$ 、公明党評価が $0.608(=5.733 \times 0.106)$ 、共産党評価が $0.717(=5.733 \times 0.125)$ 、社民党評価が $0.814(=5.733 \times 0.142)$ ——非自民党派評価の軸として解釈できる。第 II 因子は、政党評価で自民党派と公明党派に $-0.584(=1.508 \times -0.387) \cdot -0.483(=1.508 \times -0.320)$ と強いマイナスの影響を及ぼしている。逆に共産党派と社民党派には $0.306(=1.508 \times 0.203) \cdot 0.240(=1.508 \times 0.159)$ とプラスの影響が見られる。このことから自公対革新の軸だといえる。なお第 II 因子では政党評価だけでなく党派集

表 2.3 2007 年における PARAFAC 直交 4 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2007)

		I	II	III	IV
「構造」相	政党評価	2.512	1.624	0.501	-0.018
	党派集団 ID	1.000	1.000	1.000	1.000
「党派」相	自民党派	-0.018	0.361	-0.126	0.595
	民主党派	0.151	-0.092	-0.569	0.799
	公明党派	0.237	0.293	0.084	0.770
	共産党派	0.263	-0.193	0.189	0.852
	社民党派	0.325	-0.200	0.165	0.849

団アイデンティティにおいても自公を中心にこの影響が確認できる。第 III 因子においては、党派集団アイデンティティで民主党派に 0.478 とプラスの高い負荷量が、共産党派に -0.301 とマイナスの負荷量が観察された。これは民主党派集団対共産党派集団の軸だと考えられる。第 IV 因子は、党派集団アイデンティティにおいて、すべての党派にプラスの高い負荷を示しており、党派集団一般に対する関与を表す軸だといえる。

2007 年の解は 2005 年のと基本的には同一だが、若干の異同も認められる。なお第 II 因子と第 III 因子における 2005 年と 2007 年とでの符号の逆転は因子の意味に影響を及ぼさないので、煩雑を避けて以下では 2005 年の符合に合わせて解釈している。第 II 因子が自公対革新の軸で第 IV 因子が党派集団一般への関与を表す軸である点は変わらないけれども、第 I 因子と第 III 因子には幾分の変化が生じている。第 I 因子は非自民党評価に強い負荷量を有している点では 2005 年と同じである。2007 年ではそれに加えて党派集団アイデンティティにおいても社共を中心にこの影響が見られるようになっている。非自民党評価の軸が政党と党派集団とが一体化した非自民の軸に変化しつつあることが示唆される。第 III 因子は、2005 年から 2007 年にかけて、共産党派集団アイデンティティへの影響が 0.301 から 0.189 と弱くなり、民主党派集団アイデンティティへの影響が 0.478 から 0.569、民主党派評価への影響が $0.193(=0.403 \times 0.478)$ から $0.285(=0.501 \times 0.569)$ と強くなっている。民主党派集団対共産党派集団の軸から民主党派の軸へと変化していく傾向性が示唆される。

2.4 考察

本章では、国民意識における党派的对立軸を分析する枠組みとして党派的对立軸の二重構造モデルを提出した。これは党派的对立軸における政党評価の側面と党派集団アイデンティティの側面とを統合的に捉えるモデルであった。そして、2005年と2007年の日本の有権者を対象に分析を行い、政党間の対立と党派集団間の対立が結び付いた党派的对立軸と双方が独立した党派的对立軸とをそれぞれ析出することができた。

2005年と2007年とで安定的に政党と党派集団とが一体化した形で抽出されたのが、自公対革新の対立軸である。三宅(1985, 第6章)やWeisberg and Tanaka(2001)などの政党評価における党派的对立軸を検討した先行研究で60年代から90年代まで一貫して見出されてきた自民対社共という保革の対立軸は社会に根を下ろした形で成立していたと考えられる。それが2000年以降の自民党と公明党との連立の中で自公対革新の対立軸へと変質しつつあることが示唆される。2005年の時点で政党評価だけでなく党派集団アイデンティティにおいても自民党派と公明党派が一体化しつつあるというのは、本研究におけるひとつの発見である。

政党評価には見られず党派集団アイデンティティでのみ観察される対立軸として党派集団一般への関与の軸が2005年と2007年とで一貫して析出された点も強調しておかなければならない。これは政党一般を甘く見るか辛く評価するかの軸ではなく、何らかの党派に関わる人々——すなわち、党派集団一般——を自らと近く感じるか否かの軸である。政治に関わる人々と関わらない人々との対立軸だと言い換えても良い。先行研究では、日本人には政治的な問題解決の手段としての政治参加に「関わりたくない」意識があることが指摘されてきた(西澤, 2004)。何らかの党派性を伴わずに政治に参加するのが難しいことを考えると、党派集団一般に対する関与の対立軸はこの「関わりたくない」意識のメカニズムを提供するものかもしれない。

最後に、非自民党派をめぐる2つの党派的对立軸が2005年から2007年にかけて変化しつつある点に触れておく必要がある。2005年では政党評価における非自民党派の軸と党派集団アイデンティティにおける民主党対共産党派の軸とが観察されていた。政党レベ

ルで非自民党派として同一視されている民主党派と共産党派が党派集団レベルでは対立的な関係にあった訳である。ところが、2007年では社民党派と共産党派を中心にした非自民党派の軸が政党評価だけでなく党派集団アイデンティティにおいても示されるようになってきた。また民主党派集団対共産党派集団の軸は、民主党派への影響が見られ始めたと同時に共産党派集団への影響が消え、政党と党派集団とが一体化した民主党派の軸に変化しつつある。これらの知見は、党派集団アイデンティティでの対立軸が政党評価での対立軸に影響を与え両者が伴った党派的対立軸に成長していく過程を示唆している。次章では、このような党派的対立軸の二重構造間の因果関係をモデル化し更なる検討を行っていく。

付録

付表 2.1 2005 年における観測変数の相関行列 (GLOPE2005)

自民党感情温度	1.000										<i>sym</i>
民主党感情温度	0.043	1.000									
公明党感情温度	0.302	0.245	1.000								
共産党感情温度	-0.212	0.288	0.301	1.000							
社民党感情温度	-0.140	0.421	0.360	0.682	1.000						
自民党派集団 ID	0.357	0.002	0.097	-0.165	-0.125	1.000					
民主党派集団 ID	-0.005	0.234	0.006	0.039	0.050	0.589	1.000				
公明党派集団 ID	0.177	0.055	0.278	-0.056	-0.006	0.619	0.607	1.000			
共産党派集団 ID	-0.002	0.102	0.037	0.207	0.128	0.430	0.646	0.630	1.000		
社民党派集団 ID	0.007	0.131	0.030	0.135	0.181	0.471	0.701	0.622	0.847	1.000	

付表 2.2 2007 年における観測変数の相関行列 (GLOPE2007)

自民党感情温度	1.000										<i>sym</i>
民主党感情温度	-0.007	1.000									
公明党感情温度	0.276	0.155	1.000								
共産党感情温度	-0.240	0.169	0.261	1.000							
社民党感情温度	-0.198	0.348	0.312	0.669	1.000						
自民党派集団 ID	0.342	-0.107	0.065	-0.205	-0.212	1.000					
民主党派集団 ID	-0.015	0.237	0.007	0.011	0.065	0.525	1.000				
公明党派集団 ID	-0.136	0.013	0.288	0.026	0.054	0.567	0.576	1.000			
共産党派集団 ID	-0.055	0.077	0.052	0.245	0.206	0.385	0.621	0.660	1.000		
社民党派集団 ID	-0.040	0.102	0.065	0.185	0.293	0.385	0.634	0.674	0.835	1.000	

付表 2.3 2005 年における PARAFAC 直交 5 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2005)

		I	II	III	IV	V
「構造」相	政党評価	4.603	3.295	2.067	0.412	0.002
	党派集団 ID	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
「党派」相	自民党派	-0.002	0.098	-0.127	0.775	0.592
	民主党派	0.058	0.094	0.273	0.219	0.733
	公明党派	0.147	0.211	-0.130	0.166	0.738
	共産党派	0.195	-0.099	0.131	-0.111	0.900
	社民党派	0.140	0.016	0.204	-0.055	0.897

付表 2.4 2007 年における PARAFAC 直交 5 因子モデルの因子負荷量 (GLOPE2007)

		I	II	III	IV	V
「構造」相	政党評価	4.211	2.331	1.477	0.439	-0.024
	党派集団 ID	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
「党派」相	自民党派	-0.049	0.074	0.341	0.145	0.619
	民主党派	-0.012	0.172	-0.224	0.510	0.818
	公明党派	0.026	0.306	0.213	-0.093	0.763
	共産党派	0.212	0.151	-0.186	-0.198	0.829
	社民党派	0.086	0.251	-0.302	-0.293	0.854

第3章

党派的对立軸が変動する二重のメカニズム

前章では、第1章で提出した党派性の二重構造モデルに多次元性を導入して拡張した党派的对立軸の三相モデルを用いて分析を行った。本章では、このモデルを踏まえて、党派性研究の最重要論点のひとつである安定性の問題に取り組む。

3.1 問題

政党帰属意識 (party identification) の安定性をめぐる論争は、政治意識・投票行動の領域における最も重要な論争のひとつだとされてきた。政党帰属意識が安定しているのかそれとも不安定なのかを明らかにすることが、政治意識 (政策態度や価値観、イデオロギーなど) や政治行動 (政治参加や投票行動など) への強力な規定性故に政治意識の中核に位置するとされる政党帰属意識のメカニズムを理解する鍵だと考えられてきたからである。^{*1}以前からこの領域で支配的な位置を占めてきた Campbell, Converse, Miller and Stokes (1960, 1966) を中心とするミシガン学派の一連の研究は、アメリカの有権者を対象にして、政党帰属意識が安定的であることを根拠に、政党帰属意識のメカニズムを党派集団に対するアイデンティティという観点から捉える議論を展開してきた。それに対し

^{*1} この論争が政治学全般に対して持つより大きな意義については河野 (2001) を参照。

て、Fiorina (1981) は政党帰属意識が不安定である証拠を提出し、政党に対する業績評価という観点から政党帰属意識をモデル化することの妥当性を主張している。この社会心理モデルか業績評価モデルかという論争は、長い展開を経た後、社会心理モデルの側から Green and Palmquist (1990) と Green, Palmquist and Schickler (2002) により測定誤差 (measurement error) を補正すれば政党帰属意識は安定していることが示され、さらにはその延長線上に Goren (2005) や Carsey and Layman (2006) によりそれを補足する結果が提出された。この論争は、政党帰属意識は安定的でそのメカニズムは党派集団アイデンティティに基づくものであるという合意点に落ち着きつつあるように見える。

しかし、このようにして論争が繰り広げられてきた政党帰属意識の安定性という論点については、以下の二つの観点からの再検討が必要だと思われる。まず第一に、本書の第1章が測定モデルの日米における実証で明らかにしているように、政党帰属意識は有権者の政党に対する傾向性——すなわち党派性 (partisanship)——全体を捉えた概念ではなく、政党評価と党派集団アイデンティティという二重構造から成る党派性の一側面である党派集団アイデンティティを捉えた概念である。つまり、業績評価モデルが想定する政党評価と社会心理モデルが想定する党派集団アイデンティティとはそもそも概念的に異なっている。政党評価は政治家を中心とした政治エリートから成る政治集団としての政党を有権者がどう見ているのかという党派性の側面に対応する。それに対して、党派集団アイデンティティは有権者から成る社会集団としての政党——すなわち、政党政治家や活動家、党员のような直接的に政党と関わっている人だけでなく、ある政党に親近感を持っていたり特定の政党寄りだと考えていたりという形で間接的に政党と関わっている人も含む社会集団——との関係で有権者が自らをどう位置付けるのかという党派性の側面に対応する。このような概念的違いに加えて、特性の面においても、不安定だから政党評価で安定的だから党派集団アイデンティティであるとは一概には言えない。実際、三村 (2008) は、先行研究で党派性が不安定だとされてきた日本においても、政党評価が測定誤差を排除すれば極めて安定的であることを実証的に示している。また、理論的にも、Achen (1992) は Fiorina (1981) のモデルを発展させ、政党評価が安定するロジックを提示している (反論として、Gerber and Green, 1998, 1999)。これらのことを踏まえるならば、党派性のメカニズムを捉えるために、政党評価と党派集団アイデンティティとを違う指標を用いて

別々に測定し、二重構造という観点から安定性を分析することが求められよう。

第二に、これまでの研究においては党派 (政党或いは党派集団) を「選択」するタイプの指標を用いて分析が行われてきたため、「どの党派 (政党或いは党派集団) か」という党派性の「方向」における多次元性が考慮されてこなかった。言い換えると、アメリカであれば民主対共和、アメリカ以外の国であれば任意の党派 (政党或いは党派集団) 対それ以外の党派 (政党或いは党派集団) という対立軸の中での「選択」によって党派性を捉えることが前提にされてきた (アメリカ以外の国を対象とした研究例としては、Schickler and Green, 1997)。しかし、二大政党制のアメリカにおいてさえ党派的対立軸が一次元であるか多次元であるかについては合意が得られていない (Weisberg, 1980; Green, 1988; Alvarez, 1990)。多党制の国にも適用できる普遍的な議論を展開するためには、党派性の中に含まれる多次元的な党派的対立軸を区別して捉えたうえで、個々の対立軸の安定性を検討しなければならない。^{*2}なお、本稿では、この多次元性という観点を強調するために党派性と互換的な意で党派的対立軸という語を用いるので、党派的対立軸の安定・変動という場合、それは対立軸そのものの安定・変動ではなく対立軸の中での有権者の位置の安定・変動を表す。

以上のような問題意識から、本稿では、2005年と2007年の日本のデータを用いて、二重構造と多次元性という観点から有権者の党派的対立軸を捉え、その党派的対立軸間の安定性を検討する。^{*3}ここでは、2005年と2007年それぞれにおける有権者の党派性を測定する枠組みとして、前章で提出した党派的対立軸の二重構造モデルを用いる。党派的対立軸の二重構造モデルは、有権者が政治エリートから成る政党間の対立を外からどう見ているかという政党評価によって区別される対立軸と、有権者が自ら自身から成る党派集団間の対立を内からどう構成しているかという党派集団アイデンティティによって区別される

^{*2} 多党制の日本においては、党派的対立軸が多次元であることは既に合意が得られていると言って良い (蒲島, 1998; 三宅, 1985, 1986, 1998; 田中, 1997; Weisberg and Tanaka, 2001)。

^{*3} 日本の有権者を対象にした研究では、政党帰属意識ではなく政党支持態度の安定性が検討されてきた (例えば、蒲島, 1998; 三宅, 1985, 1986, 1998; 三宅・木下・間場, 1967)。しかし、政党支持態度は、本書の第1章が測定モデルの日米における実証で明らかにしているように、党派性の一側面である政党評価を捉えた概念である。これらの研究によって得られた知見についても、アメリカのと同様に、二重構造という観点からの再検討が必要だと考える。日本でこれまで測定誤差が考慮されてこなかった点については三村 (2008) を参照。

対立軸とを統合的に捉えるモデルである。このモデルによって、国民意識において、政治集団としての政党間の対立と社会集団としての党派集団間の対立とが密接に繋がっている軸と、ある程度独立している軸とを区別して把握することが可能になる。

本研究の着眼は、このような政党評価と党派集団アイデンティティとの結び付きを明示的にモデル化して、党派的对立軸の安定性を分析し、そのメカニズムを捉えようとする点にある。政治の世界における対立においては、「どの党派か」によって区別される「方向」が極めて重要な役割を果たす。個々の有権者が政治行動を起こそうとする場合、たとえ政党評価と党派集団アイデンティティとが異なっていたとしても、どちらかを変更するか捨象するかしてひとつの「方向」を選択しなければならない。日常的な社会生活においても、党派性を表明するときには、たとえ政党評価と党派集団アイデンティティとで食い違いがあったとしても、結局はどちらの党派なのかという要約的な情報に関心が持たれる。党派的对立軸が政党評価と党派集団アイデンティティとが一体化せずどちらか一方だけで構成されているならば、その対立軸は「方向」が矛盾する対立軸が別にあるが故に不安定であろう。逆に、政党評価における対立軸と党派集団アイデンティティにおける対立軸とが一致している場合、たとえ選挙や政治イベントが政党評価の更新を有権者に迫ったとしても、党派集団アイデンティティが知覚スクリーン (perceptual screen) として機能するかもしれない。^{*4}また、社会的な影響によって党派集団アイデンティティを変更する誘因が生じたとしても、その判断を行うとき、政党評価が情報ショートカット (informational shortcut) として作用するであろう。以上のことから、政党評価と党派集団アイデンティティとの結び付きが強ければ強い程その党派的对立軸は安定的で、逆に弱ければ弱い程その対立軸は不安定だと予測される。なお、以下では複数の党派的对立軸間の相互規定性についても分析するが、この点については、これまで研究蓄積が無いこともあり、予め仮説を設けることはせず探索的に検討を行う。

^{*4} 知覚スクリーンについて、近年、社会心理モデルを標榜する人々の間で論争が行われている。Green (1998, 1999) は、政党評価と党派集団アイデンティティとはある程度独立しており、このようなメカニズムは見られないと主張したのに対して、Bartels (2002) は知覚スクリーンは政党評価に限らない広い範囲で観察されるとする議論を展開している。本稿ではこの点についての直接的な検討は行わないが、知覚スクリーンの働きの強弱も政党と党派集団との結びつきの強弱によって左右されるのではないかと筆者は考えている。

3.2 党派的对立軸の交差ラグモデル

国民意識における党派的对立軸が安定或いは変化するメカニズムを捉えるために、構造方程式モデリング (structural equation modeling) の枠組みを用いて潜在変数 (latent variable) の交差ラグモデル (cross lagged model) を構成する。母数の推定は Mplus4.2 により最尤法 (maximum likelihood method) で行った。分析に用いるデータは、2005 年 11 月と 2007 年 2 月に 2 波の全国パネル調査として実施された「21 世紀日本人の社会・政治意識に関する調査」(略称: GLOPE2005-07) である。^{*5} 潜在変数の交差ラグモデルはふたつのタイプの方程式から成る。ひとつは、2005 年と 2007 年それぞれにおける有権者の党派的对立軸を潜在変数として具体的な観測変数によって捉える測定方程式である。もうひとつが構造方程式で、ここでは党派的对立軸の 2005 年と 2007 年との間での安定・変化を交差ラグモデルとして記述する。順に説明していく。

3.2.1 測定方程式

前章の結果を基に測定方程式を構成する。前章では、政党評価か党派集団アイデンティティかという党派性の「側面」における多次元性 (二重構造) と、自民党派か民主党派か公明党派か共産党派か社民党派かという党派性の「方向」における多次元性を統合的に捉えるために、探索的な 3 相 (three-mode) モデルのひとつである Harshman and Lundy (1984a,b) の PARAFAC (parallel factors analysis) モデルを用いて GLOPE2005-07 を対象に分析を行った。その結果、2005 年と 2007 年とでほぼ共通した 4 つの対立軸が析出

^{*5} 本調査「21 世紀日本人の社会・政治意識に関する調査」(略称: GLOPE2005-07) は、平成 17 年ならびに平成 18 年度私立大学学術研究高度化推進事業・比較制度研究センター「政治経済制度・価値理念の比較研究プロジェクト」(研究代表者: 須賀晃一) によって実施された。文部科学省の上記の研究補助金と早稲田大学 21COE「開かれた政治経済制度の構築」の協力で実施された。データを本研究に利用することを快諾された CAPI 研究会 (研究代表者: 田中愛治) のメンバーに感謝する。

なお、この調査は、2005 年は PAPI (Paper And Pencil Interview) によって、2007 年はランダムに割り付けた半分のサンプルでは PAPI、もう半分のサンプルでは CASI (Computer Assisted Self Interview) によって行われている。本稿では、この PAPI と CASI との違いによる影響を統制するため、2005 年調査と 2007 年の PAPI 調査との双方に回答した人のみを対象とした。

された。政党評価の側面においてのみ見られた非自民党派の軸 (非自民評価の軸)、政党評価と党派集団アイデンティティとが一体化された形で抽出された自民・公明党派の軸 (自公評価・ID の軸) と民主党派の軸 (民主評価・ID の軸)、党派集団アイデンティティの側面だけで観察された党派一般の軸 (党派一般 ID の軸) である。この結果を基に以下のように測定方程式を構成する。

$$\text{自民党感情温度}_t = \alpha_{12t} \text{自公評価} \cdot \text{ID}_t + e_{1t} \quad (3.1)$$

$$\text{民主党感情温度}_t = \alpha_{21t} \text{非自民評価}_t + \alpha_{23t} \text{民主評価} \cdot \text{ID}_t + e_{2t} \quad (3.2)$$

$$\text{公明党感情温度}_t = \alpha_{31t} \text{非自民評価}_t + \alpha_{32t} \text{自公評価} \cdot \text{ID}_t + e_{3t} \quad (3.3)$$

$$\text{共産党感情温度}_t = \alpha_{41t} \text{非自民評価}_t + e_{4t} \quad (3.4)$$

$$\text{社民党感情温度}_t = \alpha_{51t} \text{非自民評価}_t + e_{5t} \quad (3.5)$$

$$\text{自民党派集団 ID}_t = \alpha_{62t} \text{自公評価} \cdot \text{ID}_t + \alpha_{64t} \text{党派一般 ID}_t + e_{6t} \quad (3.6)$$

$$\text{民主党派集団 ID}_t = \alpha_{73t} \text{民主評価} \cdot \text{ID}_t + \alpha_{74t} \text{党派一般 ID}_t + e_{7t} \quad (3.7)$$

$$\text{公明党派集団 ID}_t = \alpha_{82t} \text{自公評価} \cdot \text{ID}_t + \alpha_{84t} \text{党派一般 ID}_t + e_{8t} \quad (3.8)$$

$$\text{共産党派集団 ID}_t = \alpha_{94t} \text{党派一般 ID}_t + e_{9t} \quad (3.9)$$

$$\text{社民党派集団 ID}_t = \alpha_{104t} \text{党派一般 ID}_t + e_{10t} \quad (3.10)$$

この測定方程式の基本的なアイデアは、複数の観測変数に共通している部分を用いて潜在変数を測定しようとする点にある。そのため複数の観測変数に共通して表れてこない個々の観測変数に独自の要素を測定誤差として排除することができる。 e_{1t} から e_{10t} が t 時点でのそれぞれの観測変数の測定誤差を表す。 t 時点での民主党・公明党・共産党・社民党の感情温度によって測定されるのが、 t 時点での非自民評価という潜在変数である。この構成概念は政党評価においてのみ見られる党派的对立軸であるから、ここでは党派集団 ID に対応する観測変数への係数は 0 に固定されている。逆に、 t 時点での党派一般 ID という党派的对立軸は、 t 時点での自民・民主・公明・共産・社民の党派集団 ID によって測定され、これには政党評価の情報は含まれていない。

政党評価と党派集団アイデンティティとが一致する自公評価・ID と民主評価・ID の軸は、政党評価と党派集団 ID との両方の観測変数を用いて測定する。 t 時点での自公評価・

ID という潜在変数からは、 t 時点での自民党・公明党の感情温度と自民・公明の党派集団 ID への係数が自由母数に設定されている。方程式 (1) と (3) における α_{12} と α_{32} は自公評価・ID を測定するうえでの自民党感情温度と公明党感情温度の重みを、方程式 (6) と (8) における α_{64} と α_{84} は自公評価・ID を測定するうえでの自民党派集団 ID と公明党派集団 ID の重みをそれぞれ表している。これらの係数を見ることによって、自公評価・ID という対立軸において政党評価と党派集団アイデンティティとがどの程度一体化しているかを見ることができる。同様に、 t 時点での民主評価・ID という党派的对立軸は、 t 時点での民主党の感情温度と民主の党派集団 ID とによって測定される。

ここで強調しておきたいのは、前章の分析を基にしたこの測定方程式において、民主党と公明党の感情温度での因子パターンが単純構造を示していないという点である。二重構造と多次元性を踏まえて測定モデルを構成するひとつの意義がここに示されている。方程式 (2) では、民主党感情温度という観測変数に、非自民評価で説明される部分と民主評価・ID で説明される部分とが含まれている。同様に、方程式 (3) を見れば、公明党感情温度には非自民評価と自公評価・ID というアンビヴァレンスな構成要素が混ざり合っていることがわかる。すなわち、二重構造と多次元性を踏まえて測定方程式を構成することによって初めて、民主党感情温度から非自民評価と民主評価・ID とを、公明党感情温度から非自民評価と自公評価・ID とを切り分けて捉えることができる。

方程式 (1) から (10) に加えて、縦断データの測定方程式モデルで標準的な以下の設定を行う。^{*6}まず、それぞれの因子に 2005 年と 2007 年との間で測定不変の条件を課す。すなわち、 α_{21t} から α_{104t} までのそれぞれが、 $t = 2005$ 年の場合と $t = 2007$ 年の場合とで等値とする制約を置く。^{*7}この条件を課しても十分な適合度であれば 2005 年と 2007 年との間で党派的对立軸そのものは変化していないと解釈できる。また、2005 年と 2007 年とで対応した観測変数の測定誤差間に共分散を設定する。具体的に言うと、 e_{1t} から e_{10t} までの各々における $t = 2005$ 年と $t = 2007$ 年との間での共分散である。これはそれぞれの観測変数が持つ測定誤差の体系的な部分を捉えている。

^{*6} 測定方程式モデルの標準的な識別条件を満たすため、 α_{21t} と α_{12t} と α_{62t} と α_{64t} の非標準化係数を 1 の固定母数とした。

^{*7} ここでは、非標準化係数に制約を掛けた。もちろん、標準化係数を制約母数にしても結果は変わらない。

観測変数の作業定義は以下の通りである。政党感情温度はそれぞれの政党について100度から0度で温かい感情を持つか冷たい感情を持つか評価してもらったものをそのまま得点化してある。この指標は101点尺度である。DK・NAは欠損値とした。党派集団アイデンティティの測定には党派集団に対する社会的アイデンティティの質問を用いる。これは先行研究(Greene, 2002; 平野, 2002)を参考にして作成された項目で、IDPG(identification with psychological group)尺度(Mael and Tetrick, 1992)を党派集団に応用したものである。具体的には、政党ごとに「〇〇党寄りの人たちについて悪く言われると、あなたは自分が悪く言われたように感じますか、感じませんか」と「〇〇党寄りの人たちと同じようなものの考え方や行動の仕方をしていて感じますか、感じませんか」という2つの質問を聞くことによって測定されている。そう感じる人を4、ある程度そう感じる人を3、感じるとも感じないともいえない人を2、あまりそうは感じない人を1、そうは感じない人を0とコーディングし、両者を足し合わせたものを指標とした。この指標は9点尺度である。DK・NAは欠損値とした。

3.2.2 構造方程式

測定方程式によって潜在変数として捉えられた党派的对立軸の2005年と2007年との間での安定・変化を交差ラグモデルとして記述する。これを表現した構造方程式が、

$$\begin{aligned} \text{非自民評価}_{07} = & \beta_{51}\text{非自民評価}_{05} + \beta_{52}\text{自公評価} \cdot \text{ID}_{05} \\ & + \beta_{53}\text{民主評価} \cdot \text{ID}_{05} + \beta_{54}\text{党派一般 ID}_{05} + d_1 \quad (3.11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{自公評価} \cdot \text{ID}_{07} = & \beta_{61}\text{非自民評価}_{05} + \beta_{62}\text{自公評価} \cdot \text{ID}_{05} \\ & + \beta_{63}\text{民主評価} \cdot \text{ID}_{05} + \beta_{64}\text{党派一般 ID}_{05} + d_2 \quad (3.12) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{民主評価} \cdot \text{ID}_{07} = & \beta_{71}\text{非自民評価}_{05} + \beta_{72}\text{自公評価} \cdot \text{ID}_{05} \\ & + \beta_{73}\text{民主評価} \cdot \text{ID}_{05} + \beta_{74}\text{党派一般 ID}_{05} + d_3 \quad (3.13) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{党派一般 ID}_{07} = & \beta_{81}\text{非自民評価}_{05} + \beta_{82}\text{自公評価} \cdot \text{ID}_{05} \\ & + \beta_{83}\text{民主評価} \cdot \text{ID}_{05} + \beta_{84}\text{党派一般 ID}_{05} + d_4 \quad (3.14) \end{aligned}$$

である。^{*8} 方程式 (11) における β_{51} は 2005 年における非自民評価が 2007 年における非自民評価に与える影響を表しており、この係数を推定することによって 05 年と 07 年とで非自民評価がどの程度安定していたかを見ることができる。同様に、方程式 (12) の β_{62} は自公評価・ID が 2005 年から 2007 年にかけて安定していた程度を、方程式 (13) の β_{73} と方程式 (14) の β_{84} は民主評価・ID と党派一般 ID それぞれの安定性を示す。

非自民評価、自公評価・ID、民主評価・ID、党派一般 ID という 4 つの党派的対立軸間の相互規定性を表すのが先のラグ変数による係数以外の β である。方程式 (11) を例に取れば、 β_{52} は 2005 年の非自民評価を統制した時に 2005 年の自公評価・ID が 2007 年の非自民評価に与える影響を表しているので、この係数は 2005 年の自公評価・ID が非自民評価の 2005 年から 2007 年にかけての変化をどの程度規定したかを表す。また、 β_{53} と β_{54} を見ることで、2005 年の民主評価・ID と党派一般 ID が 2005 年から 2007 年にかけて非自民評価をどの程度変動させたかを検討できる。他の方程式における交差ラグ変数の係数も同様である。

3.3 分析結果

次のような手順で潜在変数の交差ラグモデルを推定する。測定方程式のデータに対する適合と構造方程式のそれとを分けて評価するために、まず、測定方程式によって捉えられる潜在変数間の関係を構造化せず各々の組み合わせに相関だけを設定した確認的因子分析モデルを推定する。次に、潜在変数の構造方程式におけるラグ変数の影響だけを自由母数にし交差ラグ変数の影響を仮定しないモデル、即ち相互規定性のない安定性のメカニズムだけを想定したラグモデルを推定する。ラグモデルに交差ラグ変数の影響を加えた最終的な交差ラグモデルの推定は、すべての従属変数に対する交差ラグ変数の係数を自由母数にすると解が不定になるので、以下のふたつの予備的分析の結果(付表 5 を参照)を基にして行った。すなわち、(1) ラグモデルにそれぞれの従属変数に対する交差ラグ変数の影響

^{*8} この方程式に加えて、2005 年の外政変数である 非自民評価₀₅ と 自公評価・ID₀₅ と 民主評価・ID₀₅ と 党派一般 ID₀₅ との組み合わせと、2007 年の外政変数である d_1 と d_2 と d_3 と d_4 との組み合わせに共分散を設定する。これらはこのモデルに含まれていない 2005 年・2007 年それぞれに固有の要素を捉えている。

表 3.1 各モデルの適合度 (GLOPE2005-07)

	χ^2	df	CFI	TLI	AIC	BIC	RMSEA	N
確認的因子分析モデル	403.549	137	0.921	0.891	33855.078	34120.418	0.083	280
ラグモデル	455.872	145	0.908	0.880	33891.402	34127.663	0.088	280
交差ラグモデル	411.198	142	0.921	0.894	33852.727	34099.893	0.082	280

を加えた四つの予備的なモデル——ラグモデルに非自民評価に対する交差ラグ変数の影響を加えたモデル、ラグモデルに自公評価・ID に対する交差ラグ変数の影響を加えたモデル、ラグモデルに民主評価・ID に対する交差ラグ変数の影響を加えたモデル、ラグモデルに党派一般 ID に対する交差ラグ変数の影響を加えたモデル——を推定し、1% 水準で有意だった交差ラグ変数の係数を自由母数に設定する。(2)5% 水準で有意だった二つの交差ラグ変数の影響——2005 年の民主評価 ID から 2007 年の非自民評価への影響と 2005 年の非自民評価から 2007 年の党派一般 ID への影響——については、1% 水準で有意だった交差ラグ変数に加えてそれぞれの係数を自由母数にして推定した場合に頑健だった方を採用した。

各モデルの適合度を表 1 に示す。確認的因子分析モデルのを見れば、CFI が 0.921 で TLI が 0.891、RMSEA が 0.083 と、満足の行く適合度を示している。党派的对立軸の二重構造モデルに基づく測定方程式が上手くデータを捉えていることがわかる。確認的因子分析モデルに比べると、相互規定性のない安定性のメカニズムだけを構造化したラグモデルの適合度は若干悪い。この傾向はすべての適合度指標において見られており、交差ラグ変数の影響を自由母数に設定する必要が示唆される。最終的な交差ラグモデルの適合度は、ラグモデルから改善し、確認的因子分析モデルと同等程度である。以上から、本稿の最終的な潜在変数の交差ラグモデルが、測定方程式においても構造方程式においても妥当性を有しているといえる。

交差ラグモデルにおける測定方程式の標準化解を表 2・3 に掲げた (確認的因子分析モデルの標準化解については、付表 2・3 を参照)。2005 年と 2007 年における因子負荷量に大きな差は見られないので、両年を一緒に解釈する (因子負荷の非標準化係数に等値制約を掛けているので、ここでいう差は因子の分散と測定誤差の違いに因る)。非自民評価軸

表 3.2 交差ラグモデルにおける測定方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)

		05 年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般 ID
05 年	自民党感情温度		0.590		
	民主党感情温度	0.526		0.488	
	公明党感情温度	0.676	0.624		
	共産党感情温度	0.791			
	社民党感情温度	0.889			
	自民党派集団 ID		0.613		0.615
	民主党派集団 ID			0.458	0.819
	公明党派集団 ID		0.416		0.852
	共産党派集団 ID				0.860
	社民党派集団 ID				0.917
		07 年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般 ID
07 年	自民党感情温度		0.647		
	民主党感情温度	0.521		0.527	
	公明党感情温度	0.677	0.723		
	共産党感情温度	0.769			
	社民党感情温度	0.900			
	自民党派集団 ID		0.624		0.554
	民主党派集団 ID			0.430	0.720
	公明党派集団 ID		0.445		0.805
	共産党派集団 ID				0.885
	社民党派集団 ID				0.909

は、対応するすべての観測変数に強い負荷を与えており、政党評価において固く結びついた軸であることがわかる。党派一般 ID 軸は、党派集団 ID に対応するすべての観測変数に大きく影響を及ぼしており、党派集団アイデンティティにおいて強く纏まった軸だといえる。これらの軸は、政党評価と党派集団アイデンティティとのそれぞれの側面においては結び付きが強固なのだけども、政党評価と党派集団アイデンティティとの間での繋がりは見られないので、不安定だと予測される。なお、どちらも共産党派・社民党派に対する負荷が若干高いので、「方向」を同じくするメカニズムが働きどちらかからの規定性が見られるかもしれない。自公評価・ID 軸は、公明党派集団 ID に対する負荷が若干小さいが、それ以外の対応する観測変数に対しては大きな負荷を与えている。この軸は政党評価

表 3.3 交差ラグモデルにおける因子間相関行列 (GLOPE2005-07)

05年	非自民評価	1.000							<i>sym</i>
	自公評価・ID	-0.536	1.000						
	民主評価・ID	-0.242	0.530	1.000					
	党派一般ID	0.216	-0.251	-0.105	1.000				
07年	非自民評価	0.608	-0.567	-0.283	0.177	1.000			
	自公評価・ID	-0.453	0.824	0.251	-0.214	-0.567	1.000		
	民主評価・ID	-0.136	0.299	0.565	-0.059	-0.380	0.437	1.000	
	党派一般ID	0.296	-0.195	-0.086	0.319	0.331	-0.205	-0.087	1.000

表 3.4 交差ラグモデルにおける構造方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)

		07年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般ID
05年	非自民評価	0.426***			0.238***
	自公評価・ID	-0.339***	0.961***		
	民主評価・ID		-0.259**	0.569***	
	党派一般ID				0.267***

* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$

と党派集団 ID とが強く結び付いており、安定していることが予測される。民主評価・ID 軸は、対応する観測変数に対する負荷がその他三つの因子に比べ弱いものの政党評価と党派集団アイデンティティとの間に繋がりが見られる。民主評価・ID 軸は、自公評価・ID 軸程は安定的でないが非自民評価軸と党派一般 ID 軸よりは安定していると考えられる。

潜在変数の交差ラグモデルにおける構造方程式の標準化解が表 4 である。それぞれの党派的对立軸の安定性を示す係数が予測通りの結果を示していることがわかる。まず、政党評価と党派集団アイデンティティとが一体化した自公評価・ID 軸は非常に安定している。標準化係数が 0.961 である。それに対して、政党評価と党派集団アイデンティティとの間に繋がりが無い非自民評価軸と党派一般 ID 軸は、標準化係数が 0.426 と 0.267 であり、極めて不安定である。そして、政党評価と党派集団アイデンティティとの間に結び付きが見られるがその結び付きがそれ程強くない民主評価・ID 軸においては、両者の中間に位置する安定性が示されている。

党派的对立軸間の相互規定性について見ると、まず自公評価・ID と非自民評価との間

には、自公評価・ID から非自民評価への影響が確認できる。そして、逆の影響は見られない。自公への評価・ID を基軸にして非自民に対する評価が組織されている様子が窺える。非自民評価と自公評価・ID という対立軸は、政党評価における党派的对立軸を検討した先行研究(例えば、Weisberg and Tanaka, 2001)で60年代から90年代まで一貫して見出されてきた自民対社共という保革の軸が分裂したものだと考えられる。この結果は、保革の軸の一翼を担っていた革新側が積極的な形で保守側に影響を与えることが無くなり、社会に根を下ろした形で成立している自公評価・ID から一方的に規定されていることを意味する。ここで興味深いのは、有権者の公明党に対する党派性である。公明党感情温度には非自民評価と自公評価・ID というアンビヴァレンスな意識が含まれていた。ここでの交差ラグ変数の影響は、2005年から2007年に掛けての自公連立政権の中で、有権者の公明党に対する党派性が徐々に非自民から離れて自公評価IDへと統合されていく過程を示唆する。

自公評価・ID と民主評価・ID との関連では、民主評価・ID から自公評価・ID への一方向の影響が確認された。安定した自公評価・ID に対して規定力を持つのは、非自民評価ではなく民主評価・ID だという訳である。ある程度安定し政党評価と党派集団IDとが結び付いた自公対民主という軸が、保革の軸に替わって、非自民評価軸とは区別される民主単独の評価・ID 軸によって形成されていく過程が2005年から2007年において見られたことを意味する。非自民評価から党派一般IDへの影響については、この二つの因子においてどちらも共産党派・社民党派に対する負荷が若干高かったので、革新に対する党派性が政党評価から形成されていることを示唆するけれども、党派一般IDは極めて不安定であり、この影響はあまり大きな役割を果たしているとは言えない。

なお、相互規定性を構造化した交差ラグモデルでの安定性を示す係数が意味する所については注釈を要する。予測を支持する結果である点は変わりがないが、先の自公評価・IDの安定性を示す係数の値は若干高く見積もられている。相互規定性を構造化していないラグモデルにおける結果と比して係数が異なるのは非自民評価と自公評価・IDの安定性を示す係数である(表5を参照)。非自民評価の場合、ラグモデルで0.578だったのが交差ラグモデルで0.426となっている。これは2005年の自公評価IDによる2005年の非自民評価を通した2007年の非自民評価への間接効果を統制したためである。表3に示されて

表 3.5 ラグモデルにおける構造方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)

		07 年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般 ID
05 年	非自民評価	0.578***			
	自公評価・ID		0.798***		
	民主評価・ID			0.551***	
	党派一般 ID				0.307***

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

いるように 2005 年の自公評価 ID と 2005 年の非自民評価との相関は-0.536 であるから、この間接効果は $0.182 [= -0.536 \times -0.339]$ となる。交差ラグ変数の影響は自公評価 ID から非自民評価への一方向の影響であることが示しているため、これを統制して安定性を評価することは妥当性を有しているといえる。それに対して、自公評価・ID の安定性はラグモデルで 0.798 だったのが交差ラグモデルで 0.961 となっている。これは 2005 年の民主評価 ID による 2005 年の自公評価・ID を通じた 2007 年の自公評価・ID への間接効果を統制したためである。表 3 に示されているように 2005 年の自公評価 ID と 2005 年の民主評価・ID との相関は-0.530 であるから、この間接効果は $-0.137 [= 0.530 \times -0.259]$ となる。交差ラグ変数の影響は民主評価・ID から自公評価・ID への一方向の影響であることが示されているため、自公評価・ID の安定性を示す係数値としてはラグモデルの結果である 0.798 を採用しなければならない。

3.4 考察

本章では、2005 年と 2007 年の日本のデータを用いて、二重構造と多次元性という観点から有権者の党派的对立軸を捉え、その党派的对立軸間の安定性を検討した。そこでは、2005 年と 2007 年それぞれにおける有権者の党派性を測定する枠組みとして、前章で提出した党派的对立軸の二重構造モデルを用いた。党派的对立軸の二重構造モデルは、政党評価によって区別される対立軸と党派集団アイデンティティによって区別される対立軸とを統合的に捉える測定モデルであった。そして、この測定モデルを基に構成した潜在変数のクロスラグモデルを推定した結果、政党評価と党派集団アイデンティティとの結び付きが

強ければ強い程その党派的对立軸は安定的で、逆に弱ければ弱い程その対立軸は不安定であることが明らかになった。また、複数の党派的对立軸間の相互規定性についても分析を行い、幾つかの示唆的な知見を得た。

付録

付表 3.1 観測変数の相関行列 (GLOPE2005-07)

05年	自民党感情温度	1.000										
	民主党感情温度	0.182	1.000									
	公明党感情温度	0.262	0.241	1.000								
	共産党感情温度	-0.294	0.220	0.319	1.000							
	社民党感情温度	-0.255	0.390	0.365	0.693	1.000						
	自民党派集団 ID	0.351	0.000	-0.018	-0.222	-0.187	1.000					
	民主党派集団 ID	0.020	0.220	-0.012	0.061	0.098	0.577	1.000				
	公明党派集団 ID	0.144	0.051	0.080	-0.035	-0.014	0.614	0.653	1.000			
	共産党派集団 ID	-0.104	0.037	-0.052	0.218	0.114	0.382	0.631	0.677	1.000		
	社民党派集団 ID	-0.029	0.092	-0.015	0.158	0.210	0.440	0.729	0.681	0.798	1.000	
07年	自民党感情温度	0.625	0.080	0.210	-0.308	-0.238	0.238	-0.019	0.072	-0.148	-0.063	
	民主党感情温度	-0.048	0.504	0.068	0.105	0.246	-0.074	0.073	0.016	0.037	0.045	
	公明党感情温度	0.220	0.003	0.552	0.123	0.110	0.034	-0.043	0.110	-0.028	0.020	
	共産党感情温度	-0.385	0.014	0.109	0.594	0.367	-0.153	0.043	-0.009	0.245	0.167	
	社民党感情温度	-0.363	0.175	0.111	0.439	0.568	-0.163	0.040	-0.019	0.165	0.226	
	自民党派集団 ID	0.240	-0.114	0.049	-0.155	-0.159	0.388	0.136	0.288	0.095	0.100	
	民主党派集団 ID	-0.109	0.139	0.039	0.082	0.131	0.117	0.239	0.170	0.262	0.194	
	公明党派集団 ID	0.031	-0.100	0.216	0.055	0.014	0.070	0.028	0.151	0.115	0.108	
	共産党派集団 ID	-0.178	-0.021	0.035	0.319	0.161	0.055	0.160	0.143	0.376	0.251	
	社民党派集団 ID	-0.138	0.024	0.071	0.230	0.247	0.028	0.175	0.121	0.332	0.341	
05年	自民党感情温度											<i>sym</i>
	民主党感情温度											
	公明党感情温度											
	共産党感情温度											
	社民党感情温度											
	自民党派集団 ID											
	民主党派集団 ID											
	公明党派集団 ID											
	共産党派集団 ID											
	社民党派集団 ID											
07年	自民党感情温度	1.000										
	民主党感情温度	0.031	1.000									
	公明党感情温度	0.337	0.144	1.000								
	共産党感情温度	-0.292	0.155	0.218	1.000							
	社民党感情温度	-0.254	0.336	0.238	0.687	1.000						
	自民党派集団 ID	0.334	-0.115	0.125	-0.203	-0.191	1.000					
	民主党派集団 ID	-0.028	0.203	0.035	0.014	0.086	0.490	1.000				
	公明党派集団 ID	0.108	-0.014	0.323	0.029	0.062	0.551	0.535	1.000			
	共産党派集団 ID	-0.131	0.044	0.066	0.315	0.279	0.319	0.577	0.616	1.000		
	社民党派集団 ID	-0.101	0.081	0.067	0.213	0.353	0.339	0.600	0.634	0.816	1.000	

付表 3.2 確認的因子分析モデルにおける因子負荷量 (GLOPE2005-07)

		05 年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般 ID
05 年	自民党感情温度		0.624		
	民主党感情温度	0.507		0.504	
	公明党感情温度	0.642	0.636		
	共産党感情温度	0.784			
	社民党感情温度	0.879			
	自民党派集団 ID		0.632		0.592
	民主党派集団 ID			0.472	0.814
	公明党派集団 ID		0.437		0.837
	共産党派集団 ID				0.856
	社民党派集団 ID				0.911
		07 年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般 ID
07 年	自民党感情温度		0.648		
	民主党感情温度	0.539		0.536	
	公明党感情温度	0.694	0.688		
	共産党感情温度	0.785			
	社民党感情温度	0.907			
	自民党派集団 ID		0.621		0.582
	民主党派集団 ID			0.439	0.757
	公明党派集団 ID		0.437		0.837
	共産党派集団 ID				0.892
	社民党派集団 ID				0.914

付表 3.3 確認的因子分析モデルにおける因子間相関行列 (GLOPE2005-07)

05年	非自民評価	1.000								<i>sym</i>
	自公評価・ID	-0.520	1.000							
	民主評価・ID	-0.244	0.539	1.000						
	党派一般ID	0.216	-0.233	-0.111	1.000					
07年	非自民評価	0.610	-0.565	-0.394	0.254	1.000				
	自公評価・ID	-0.467	0.826	0.304	-0.223	-0.569	1.000			
	民主評価・ID	-0.168	0.277	0.623	-0.089	-0.433	0.429	1.000		
	党派一般ID	0.302	-0.307	-0.269	0.346	0.383	-0.273	-0.187	1.000	

付表 3.4 予備的分析での交差ラグモデルにおける構造方程式の標準化解 (GLOPE2005-07)

		07年			
		非自民評価	自公評価・ID	民主評価・ID	党派一般ID
05年	非自民評価	0.402***			
	自公評価・ID	-0.255**	0.822***		
	民主評価・ID	-0.161*		0.618***	
	党派一般ID	0.093			0.327***
05年	非自民評価	0.582***	-0.029		
	自公評価・ID		0.918***		
	民主評価・ID		-0.278**	0.494***	
	党派一般ID		0.003		0.308***
05年	非自民評価	0.575***		-0.069	
	自公評価・ID		0.788***	-0.219	
	民主評価・ID			0.665***	
	党派一般ID			0.010	0.306***
05年	非自民評価	0.607***			0.189*
	自公評価・ID		0.806***		-0.034
	民主評価・ID			0.566***	-0.135
	党派一般ID				0.262***
05年	非自民評価	0.419***			
	自公評価・ID	-0.284***	0.927***		
	民主評価・ID	-0.102	-0.215*	0.569***	
	党派一般ID				0.317***

* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$

第4章

党派性を表明する意味: 調査回答における二重構造

これまで本研究では、党派性の二重構造モデルを拡張することで、第2章では三相モデルを導入することで多次元性について、第3章では交叉ラグモデルで安定性について新たな知見を得てきた。これからの2章では、党派性の二重構造が持つ理論的なメカニズムをその中身に踏み込んで検討する。本章では、党派性の二重構造におけるそれぞれの側面が持つ固有の形成メカニズムについての知見を得るために、世論調査での党派性質問に対する回答行動を検討する*1。

4.1 問題

有権者が世論調査に回答するという行動がどのようなものであるかは、研究者が世論調査データを用いて分析を行うときに考慮しなければいけない重要な問題である。世論調査の結果が世論の直接的な反映だとする伝統的に受け入れられてきた考え方は修正を迫られるようになってきたからである。これまで前提とされていた、調査回答は人々が保有する固定的な態度が取り出されることによってなされるとする見方——ファイルの引き出しモデル (file drawer model)——に替わって、調査回答はその都度ごとに生成されるとする見

*1 本章は、三村 (2009) を元に加筆・修正したものである。

方が主流を占めるようになった。例えば、Zaller(1992)は、人々の調査回答は頭の最も取り出しやすいところ (top of the head) に想起されたものによってなされるとする見方を提出し、そのモデルを実証的に検討している。また、Berinsky(2004)は、人々の調査回答は社会的な望ましき (social desirability) を反映した形でなされるとする見方を提出し、その妥当性を確認している。世論調査データを用いた分析結果を適切に解釈するには、有権者の調査回答がどのようなものであるかを踏まえることが必要である。

だが、有権者の調査回答は、適切な分析結果を得るために必要な技術的な問題としてだけでなく、それ自体を実質科学的な問題として扱うことに大きな意義があると思われる。政治意識・投票行動の領域で用いられる質問は政治に関わるものであり、そのような質問に対する有権者の回答は、有権者の政治的な行動としての側面も持つと考えられるからである。本章では、政治意識・投票行動の領域で最も重要であると同時に政治的な項目の典型的なものである党派性に関する質問を取り挙げる。そして、有権者が世論調査で党派性を表明するという行動が、調査環境によってどのように変化するかを実験的に考察することによって、党派性に関する政治学的な知見を得ることを目指す。

さまざまな調査要因のなかで本稿が着目するのは、有権者の回答のプライバシーが保たれる程度である。政治に関わる質問に答える有権者にとって、その回答にどの程度の秘匿性が保障されるかは極めて重要だと考えられる。もちろん、世論調査データを実施する側は回答者のプライバシーを保障するためにさまざまな配慮を行っている。個人を特定できるような情報はデータが得られた時点で破棄するのが普通である。また、そのようにしてプライバシーが保障されていることを調査主体は繰り返し回答者に説明している。しかし、回答者にとってはある程度の不確実性が存在することには変わりはない。このプライバシーが保たれる程度によって、党派性に関わる質問を調査員から受けたとき、有権者の回答がどのように異なってくるか、これが本章で考察する問題である。

有権者が党派性を表明するメカニズムを考えると、党派性の二つの側面が区別されなければならない。ひとつは、有権者が「政党をどう見ているのか」という観点によって捉えられる党派性の側面——すなわち政党評価——であり、もうひとつは、有権者が「自己をどう見ているのか」という観点によって捉えられる党派性の側面——すなわち党派アイデンティティ——である。この二つの側面を区別することが重要なのは、両概念には有

権者と政党との関わり方という点で大きな違いが存在するからである。「政党をどう見ているのか」というとき、有権者が認識の対象とするのは、議会で運営を行う組織としての政党であり、選挙で政権獲得を目指す集団としての政党である。ここでは、政治家を中心とした政治エリートから成る政治集団としての政党が想定される。ところが、「自己をどう見ているのか」という場合、このような形で政党が用いられることはあまりない。政党組織に未加入の有権者がこれを自己定義の一部とするのは稀だと考えられるからである。そこでは党派集団が認識の対象になる。党派集団とは、政党政治家や活動家、議員のような直接的に政党と関わっている人だけでなく、ある政党に親近感を持っていたり特定の政党寄りだと考えていたりという形で間接的に政党と関わっている人も含む社会集団を意味する。すなわち、政党評価は社会の側に位置する有権者が政治の側に位置する政党と関わる側面に対応し、党派アイデンティティは社会の側に位置する有権者が社会の側に位置する党派と関わる側面に対応する。

それ故、党派性を表明するとき働く社会的考慮という点で両側面に重要な違いが生じることになる。政党評価を表明するとき、そこで認識の対象となるのは政治の側に位置する政党であり、そこで働く社会的考慮は政党から党派を経由しての間接的な弱いものになることが予想される。それに対して、党派アイデンティティを表明するとき、そこで認識の対象とするのは社会の側に位置する党派であり、党派アイデンティティはそれとの関わりにおける自らの位置付けであるから、そこで働く社会的考慮は大きなものとなるはずである。つまり、自分が何者であるかの表明は、そのことによって社会から得る利益・不利益を考慮して行われる可能性が高いため、有権者が政党評価を表明するときにはプライバシーの有無によって変化は無いのだが、党派アイデンティティを表明するときにはプライバシーが保障されない場合、以下の二つのタイプの行動が取られることが予想される。ひとつは、党派アイデンティティを持つ人がその党派アイデンティティを表明せずに隠すという行動である。もうひとつは、党派アイデンティティを持たない人が何らかの党派アイデンティティを表明するという行動である。

本研究の着眼は、政党評価と党派アイデンティティの質問に対する回答がプライバシーの有無によってどのように変化するかを検討することによって、政党評価と党派アイデンティティの形成・維持において社会的な考慮が果たす役割についての知見を得ようとする

点にある。具体的にプライバシーの有無に対応する実験条件は、有権者が質問に回答するときにその回答が調査員に知られるかどうかである。分析では GLOPE2005-07 全国世論調査を用いた。^{*2}

この調査は第2波で、ランダムに割り付けた半分のサンプルに PAPI(Paper and Pencil Interviews) 条件で調査を、もう半分に CASI(Computer Assisted Self Interviews) 条件で調査を行っている。この PAPI 条件と CASI 条件との重要な違いは、PAPI 条件では調査員に対して回答するので有権者の回答が調査員に知られることになるのに対して、CASI 条件ではパソコンに回答を入力するため有権者の回答が調査員に知られることがないということである。

このような調査員に自らの回答が知られるかどうかという条件の違いの党派性を表明する行動に与える影響は、近年の個々の有権者における党派性の形成・維持に対して社会が与える影響を捉えようとする研究潮流に位置付けられるものである。その代表的な研究として Harvey(2001) を挙げることができる。Harvey(2001) は、Campbell, Converse, Miller, and Stokes(1960) に端を発する社会心理モデルにおいても、Fiorina(1981) 以降の合理選択モデルにおいても、コストの高い政治参加を伴った党派性の形成・維持を説明できないことから、それらのモデルに替わる社会的規約 (social convention) として党派性を捉えるモデルを提出している。このモデルの肝は、有権者が政策による利益だけでなく党派性を持つことによる社会的受容による利益を考慮することをモデル化した点にある。そして、このモデルの妥当性を、党派登録制度が個々の有権者の党派性が人々に共有されるようなものである州であればあるほど、党派性を持ち党派的な行動をする人が増えることから確認している。

^{*2} 本調査「21世紀日本人の社会・政治意識に関する調査」(略称: GLOPE2005-07) は、平成17年ならびに平成18年度私立大学学術研究高度化推進事業・比較制度研究センター「政治経済制度・価値理念の比較研究プロジェクト」(研究代表者: 須賀晃一) によって、実施された。文部科学省の上記の研究補助金と早稲田大学21COE「開かれた政治経済制度の構築」による協力に感謝したい。なお、平成18年度(2007年2月実施)に実施された調査は、2005年11月調査の有効回答者をランダムに半分に分け、通常の紙媒体による調査(PAPI調査)とノートパソコンによる調査(CASI調査)を実施し、比較分析できるようにした。CASI調査の画面作成のプログラミングについては、共同研究者の栗山浩一の貢献が大きかったことを記して謝意を表したい。また、データを本研究に利用することを快諾されたCAPI研究会(研究代表者: 田中愛治)のメンバーに感謝したい。

しかし、このモデルは以下の二つの点で拡張が必要であるように思われる。第一に、Harvey(2001)のモデルはコストの高い政治参加を伴った党派性の形成を説明することに焦点を当てている。つまり、党派的な政治参加行動と党派性がセットになっていることを前提にしている。しかし、日本においては投票以外の政治参加を行う人が極端に少ない(西澤, 2004)。そして、そうであるにも拘らず、多くの人が党派性を表明している。プライバシーが担保されない場合に社会的考慮を伴った党派性を表明するという仮説は、党派性に与える社会的影響を、多くの人に観察可能な党派的行動を伴わない党派性にまで拡張しようとするものである。第二に、Harvey(2001)は、個々の有権者が政治的な政策による利益と社会的な規約による利益との両方を考慮することをモデル化しているけれども、この点を直接、実証的に検討しているわけではない。本稿は、この点を政治心理学的な観点から実証的に特定化し、この社会的な規約による利益は党派アイデンティティにおいて考慮される側面であり、政党評価には必ずしも結びついていないことを捉えようとしている。

4.2 党派性表明における二重構造

政党評価を表明するときには社会的考慮が働かないのに対して、党派アイデンティティを表明するときには社会的考慮が働くという仮説を検証するために、政党評価と党派アイデンティティそれぞれに対する有権者の回答を PAPI 条件と CASI 条件とで比較する。仮説が妥当であれば、政党評価については PAPI 条件と CASI 条件とで回答に変動がないが、党派アイデンティティについては PAPI 条件と CASI 条件とで回答に変動があるはずである。

4.2.1 方法

政党評価と党派アイデンティティそれぞれについて、ひとつの政党を他の政党に比べてポジティブな形で表明した人の比率を PAPI 条件と CASI 条件とで比較する。サンプル数の制約から、全政党のどれかひとつにおいてこのような表明をした場合、自民の場合、非自民の場合、与党の場合、野党の場合で分析を行った。政党評価を聞く質問として政党

表 4.1 党派性有無の PAPI/CASI 比較

		政党評価								党派アイデンティティ							
		政党感情温度				政党支持態度				党派IDPG				身近な政党			
		有	無	計	(N)	有	無	計	(N)	有	無	計	(N)	有	無	計	(N)
全体	PAPI(%)	62	38	100	(418)	62	38	100	(466)	44	56	100	(431)	45	55	100	(472)
	CASI(%)	61	39	100	(412)	70	30	100	(423)	56	44	100	(417)	33	68	100	(421)
	PAPI-CASI	1	-1			-8	8			-12	12			13	-13		
	Chi Square p			0.143				6.296				12.059				15.276	
				0.721				0.013				0.001					0.000

感情温度と政党支持態度を用いる。党派アイデンティティを尋ねた項目として用いるのが、身近な政党と社会的アイデンティティ (SID: Social Identity) の IDPG (Identification with Psychological Group) 尺度である。政党感情温度と IDPG 尺度は政党ごとに尋ねるタイプの指標だから、どこか特定の政党を他の政党よりもポジティブに評価している人を「党派性有」、そのような政党が無い人を「党派性無」とコーディングする。政党支持態度と身近な政党は政党を選択するタイプの指標なので、そのような政党がある人を「党派性有」、無い人を「党派性無」とした。なお、政党支持態度と身近な政党ともに主質問のみを用いている。すべての変数において DK (Don't Know)・NA (No Answer) は欠損値とした。

4.2.2 結果

表 4.1 に結果を纏めた。10% 水準以上で有意な結果が得られたところは、外枠を線で囲ってある。政党評価を聞く質問について見ると、政党感情温度の場合は PAPI による有意な影響を確認できない。政党支持態度においては、「全政党」では PAPI による有意な影響が見られたが、自民、非自民、与党、野党では有意な結果を確認できなかった。政党評価を表明するときに働く社会的考慮はあったとしても弱いことが示唆される。それに対して、党派アイデンティティを尋ねた項目では、SID (共有経験) と身近な政党における「非自民」と「野党」を除き、すべてで有意な影響を確認できた。有権者が社会的な考慮をしながら党派アイデンティティを表明していることを示唆する結果である。

党派アイデンティティを表明する行動における CASI から PAPI への変動の方向は、SID (共有経験・共有特徴) では PAPI 条件で党派アイデンティティを隠す傾向が見られる

のに対して、身近な政党においては党派アイデンティティをでっちあげる或いは形成する傾向が確認された。この両者の違いが起こった理由としては、ひとつの可能性として、SID(共有経験・共有特徴)は党派アイデンティティにおける強くて硬い側面に対応し、それ故、党派アイデンティティのある人がそれを隠す部分が捉えられたが、身近な政党はそれとは逆の弱くて柔らかい側面であるため、党派アイデンティティのない人が何らかの党派アイデンティティを表明する部分が確認されたというのが考えられる。実際、SIDにおいては、共有経験では「〇〇党寄りの人たちについて悪く言われると、あなたは自分が悪く言われたように感じますか、感じる」、共有特徴では「〇〇党寄りの人たちと同じようなものの考え方や行動の仕方をしていると感じる」という形で直接的に党派アイデンティティを聞いているけれども、身近な政党においては、「つねづね身近に感じている」という心理的近さによって間接的に党派アイデンティティを尋ねている。SID(共有経験・共有特徴)を隠した人と身近な政党をでっちあげた或いは形成した人とは、保有する党派アイデンティティの強弱が異なる別々の人であった可能性がある。この点について検討するため、分析2を行った。

4.3 年代と党派性表明

党派アイデンティティの強い部分に対応するSID(共有経験・共有特徴)では既に強い党派アイデンティティを持っている人がそれを隠す傾向が確認され、弱い部分に対応する身近な政党では党派アイデンティティを持っていない人が何らかの党派アイデンティティを表明或いは形成する傾向が見られるとすると解釈の妥当性を、前者のパターンは政治意識が確立して以後の年代に見られ、後者は政治意識を形成する年代に見られるかどうかを検討することによって確認する。

4.3.1 方法

前節における「全政党」の分析を20・30代と40代以上とに分けて行う。この年代の変数としては、測定の段階でCASIとPAPIとによる影響を統制するために、すべてのサンプルがPAPI条件によって行われたGLOPE2005-07調査の第1波のものをを用いる。

表 4.2 年代ごとに見た党派性有無の PAPI/CASI 比較

		政党評価								党派アイデンティティ							
		政党感情温度				政党支持態度				党派IDPG				身近な政党			
		有	無	計	(N)	有	無	計	(N)	有	無	計	(N)	有	無	計	(N)
20・30代	PAPI(%)	58	42	100	(71)	40	60	100	(82)	25	75	100	(77)	27	73	100	(85)
	CASI(%)	55	45	100	(73)	45	55	100	(73)	33	67	100	(73)	12	88	100	(73)
	PAPI-CASI	3	-3			-5	5			-8	8			15	-15		
	Chi Square	0.127				0.389				1.233				5.276			
	p	0.740				0.626				0.284				0.028			
40代以上	PAPI(%)	63	37	100	(346)	67	33	100	(383)	38	62	100	(353)	49	51	100	(386)
	CASI(%)	63	38	100		75	25	100	(350)	50	50	100	(344)	37	63	100	(348)
	PAPI-CASI	0	-1		-339	-8	8			-12	12			12	-12		
	Chi Square	0.042				6.168				10.748				11.536			
	p	0.874				0.014				0.001				0.001			

DK・NA は欠損値とした。

4.3.2 結果

表 4.2 に結果を纏めた。10% 水準以上で有意な結果が得られたところは、外枠を線で囲ってある。SID について見ると、共有経験においても共有特徴においても、20・30代では有意な影響を確認できず 40代以上で有意となる結果が得られた。影響の強さも-3、-4と-7、-11とで大きな差がある。それに対して、身近な政党の場合は、20・30代と40代以上の両方で有意な結果となったが、影響の強さは15から12へと小さくなっている。SIDと党派アイデンティティとのCASIからPAPIへの変動の方向の違いについての先の解釈の妥当性を示唆する結果である。

4.4 政治参加と党派性表明

党派アイデンティティを表明するときに働く社会的考慮が、既に外から自らの党派性が観察可能となるような政治参加行動を行っている人ではなく、そのような政治参加行動を行ったことのない人に見られるとする仮説を実証的に検討する。

4.4.1 方法

前節における「全政党」の分析を、その活動を行うことによって党派アイデンティティが一般的に観察可能となるタイプの政治参加経験のある人とない人とに分けて行う。この

表 4.3 政治参加経験ごとに見た党派性有無の PAPI/CASI 比較

		政党評価								党派アイデンティティ							
		政党感情温度				政党支持態度				党派IDPG				身近な政党			
		有	無	計	(N)	有	無	計	(N)	有	無	計	(N)	有	無	計	(N)
経験有	PAPI(%)	71	29	100	(194)	74	27	100	(211)	41	59	100	(198)	57	43	100	(211)
	CASI(%)	67	33	100	(202)	80	20	100	(206)	51	49	100	(203)	46	54	100	(204)
	PAPI-CASI	4	-4			-6	7			-10	10			11	-11		
	Chi Square	0.501				2.194				3.885				5.286			
p	0.515				0.166				0.057				0.024				
経験無	PAPI(%)	55	46	100	(211)	52	48	100	(238)	30	70	100	(219)	36	64	100	(243)
	CASI(%)	55	45	100	(197)	61	39	100	(203)	43	58	100	(200)	19	81	100	(203)
	PAPI-CASI	0	1			-9	9			-13	12			17	-17		
	Chi Square	0.028				3.592				7.475				15.019			
p	0.921				0.067				0.008				0.000				

ような参加形態とは、具体的には、「デモや集会に参加する」、「選挙運動を手伝う」、「候補者や政党への投票を知人に依頼する」、「政治家の後援会員となる」、「政党の党员となる」、「政党の活動を支援する（献金・党の機関紙の購読）」の6つである。この政治参加経験の変数においても、分析2での年代変数と同様に、測定の段階で CASI と PAPI とによる影響を統制するために、GLOPE2005-07 調査の第1波のものを用いる。DK・NA は欠損値とした。

4.4.2 結果

表 4.3 に結果を纏めた。10% 水準以上で有意な結果が得られたところは、外枠を線で囲ってある。SID について見ると、共有経験においては「経験有」においても「経験無」においても有意な影響を確認できなかった。共有特徴では「経験有」では 10% 水準で有意であるのに対して、「経験無」では 1% 水準で有意な結果となった。影響の強さも「経験有」における -10 から「経験無」における -13 へと大きくなっている。身近な政党の場合は、「経験有」と「経験無」のどちらでも有意な影響が見られたけれども、影響の強さは 11 から 17 と、「経験有」よりも「経験無」の方が大きい。党派アイデンティティに対する社会的な影響が政治参加行動を行わない人にも見られることを示唆する結果である

4.5 考察

本章では、有権者が世論調査で党派性を表明するという行動がプライバシーの保障される程度によってどのように変動するかを PAPI と CASI との回答を比較検討する作業を通して、党派性の形成・維持に与える社会的な影響について知見を得ることを試みた。4.3 節の分析の結果、政党評価を表明するという行動においては、PAPI と CASI とで大きな変動を確認できず、政党評価の形成・維持において社会的影響が弱いことが示唆された。それに対して、党派アイデンティティを表明する場合には、PAPI と CASI とで統計的に有意な変動が確認され、党派アイデンティティの形成・維持に社会的な考慮が重要な役割を果たしていることが示唆された。党派性における政党評価と党派アイデンティティという二つの側面が社会的影響という点で異なるメカニズムを有している可能性が明らかになった。

同時に特筆すべきは、党派アイデンティティの表明における社会的影響が、自らの党派アイデンティティが公的に知られることになる形での政治参加行動を行ったことのない人により強く見られたことである(4.5 節の分析)。政治参加行動を通して党派性に与える社会的な影響については Harvey(2001) によって明らかにされていたが、このような行動をした経験のない人々(本研究の分析のサンプルの約半分の人々)においても同様の社会的考慮が働いていることが明らかにされた意義は大きいと考えられる。党派アイデンティティの形成・維持に与える社会的影響について、政治参加行動とは独立した形での理論化が必要である。

社会的な影響による党派アイデンティティの表明・形成と隠匿・消失という両方向の影響が確認された点も強調しておかなければならない。前者は政治意識を形成する年代に、後者は政治意識が確立して以後の年代にその傾向が見られた(4.4 節の分析)。Harvey(2001) では党派性の表明・形成の側面だけが理論化されていたけれども、隠匿・消失の側面も同時に説明できるようなモデルが必要であることを示唆している。とはいえ、本研究では、人々がいつ・なぜ党派アイデンティティを表明・形成し、いつ・なぜ党派アイデンティティを隠匿・消失するのかを実証的に特定するところまでは至らなかった。

第5章

反論提示による態度変化: 熟議の政治的メカニズム

前章では、党派性の二重構造の形成メカニズムについての知見を得るために、調査回答を検討した。本章では、党派性の二重構造におけるそれぞれの側面が持つ固有の機能に焦点を当てた分析を行う*1。具体的には、熟議民主主義を題材にしながら、党派性研究の最重要論点のひとつである政策態度への規定性の問題に取り組む。

5.1 問題

熟議 (deliberation) が民主主義において果たす役割に改めて注目が集まっている。特に近年では、規範的な民主主義理論の机上を越えて、実際の政策決定過程に有権者の熟議を反映させる仕組みが導入され始め、それをより実践的に深めていく道が模索されている。いわゆるミニ・パブリックスとして総称される討論型世論調査 (DP: Deliberative polling) やコンセンサス会議、計画細胞会議、市民陪審、市民討議会などがそれである (紹介として、篠原, 2012, Smith, 2009)。このような試みは、民主主義の「実験」として、規範的・実践的に意味を持つだけでなく、実証的にも現実への介入によって新しい科学的な知見が提供されうるという点で大きな意義を有している。しかし一方で、これらの実践で

*1 本章は、三村・山崎 (2014) を元に加筆・修正したものである。

はそこで規範的に望ましいとされるあるひとつの民主主義を実現するための政治的な運動に当事者として関わらざるを得ないこともあり、熟議によって不可避免的に生じざるを得ないさまざまな政治的メカニズムを外から実証的に比較し分析するという作業は等閑に付される嫌いがあった。これからの熟議民主主義の展開のためには、そのメカニズムを殊に以下のふたつの観点から検討することが重要だとわれわれは考える。

第1は、熟議の中で提示される議論が持つ政治性が有権者の熟考や態度変化にどのような影響を及ぼすのかという点である。ある意見が政治的エリートや有権者それぞれの全体において多数を占めていたり或いは一部の党派のみで支配的であったりした場合に生じる熟議のメカニズムを見なければならない。熟議が行われる形態は多様であり、そこにある政治性の程度もさまざまである。それは、例えば、議題となる争点の性質や文脈によっても違うであろうし、熟議の場が公に公開されるのかといった点や専門家がどのような形で関わるのかといった点でも変わってくるであろう。そこでは政治性を排除するための工夫が行われる余地もあるかもしれない。しかし、熟議が何らかの形で実際の政策決定過程において力を持つのであれば、そこで闘わされる意見が政治的な意味合いを帯びることは避けられない。政治的アクターとの関係性が熟議において及ぼす影響を実証的に検討する必要がある。

第2は、有権者が政治や政策に関わる社会的な文脈である。現代民主政治において規範的にも実証的にも大きな含意を持つ難題のひとつに、Downs (1957) によって提出された合理的無知 (rational ignorance) の問題がある。選挙を通して政策に影響を与え自らの幸福を増大させるというのが、有権者が政治や政策に関わる主要な方法であるけれども、個々の有権者の投じる票によって結果を左右できる影響力が極めて限られていることを考えると、政治や政策に積極的に関わる合理的理由は存在しない。規範的には、ミニ・パブリックスなどの仕組みによる社会的なインセンティブの導入によってこの問題を実践的に解決することが目指されるのだが、しかし、ここで注意しなければならないのは、そこでは政治や政策を通して社会と関わるという先のととは別のメカニズムが作動するということである。これまで政治意識・投票行動の実証研究では、合理的無知に替わるこのような社会における選好形成のメカニズムとして一般の有権者が持つ党派性によって区別される党派集団に対するアイデンティティ (Campbell, Converse, Miller and Stokes, 1960, 1966,

Green, Palmquist and Schickler, 2002) や家庭内での社会化や教育を通して蓄積された政治知識 (Delli Carpini and Keeter, 1996, Zaller, 1992) が重要な役割を果たすことが明らかにされてきた。これらの知見を踏まえて、社会的な文脈における熟議の政治的メカニズムを検討することが必要である。

本研究では、以上のような問題意識に沿って、現代民主政治における熟議の政治的メカニズムを理論的に説明し、そこから導き出された仮説を世論調査実験によって検証する。

5.2 熟議の政治的メカニズム

有権者が議論するなかで政策態度を形成させたり変化させたりするメカニズムを、熟議の実践が持つ実験的な要素の強みを科学的に生かして体系的に捉えることで、これまで政治意識・投票行動の領域において異なる理論的パラダイムを背景に説明力を競って論争を繰り広げてきた Downs(1957) 以来の合理選択モデルと Campbell, et al.(1960) 以来の社会心理モデルとを統合的に理解する視点を得ることができる。合理選択モデルは、ある程度自明とされる安定した選好なり態度なりがあって、それに基づく選択を効用の最大化によって説明するところに理論的な強みがある。それに対して、社会心理モデルでは、理論的な前提にすることのできるような安定した態度は想定せず、むしろ態度が形成されたり変化したりするところに説明の焦点が当てられる。とすると、本研究が問題とする熟議の政治的メカニズムというのは、安定的な政策態度という合理選択が可能となる条件を探る試みだということもできるし、合理的無知という通常の合理選択が不可能な場合における説明を提供するものだともいえる。

このような態度の形成と機能とを統合的に捉えるメカニズムを理論的に考えるとき、態度を取り巻くさまざまな内的・外的な環境による制約に着目することが役に立つ (三村・佐藤, 2013)。基本的なアイデアは、態度が強く制約されているとき、その制約条件が変わらない限りその態度は安定しているけれども、態度が弱くしか制約されていない場合、その態度はさまざまな要因によって変化する、というものである。このメカニズムが作動する政治的な制約を規定する要因としてまず考えるべきは、有権者が政治に関与しているかどうかであろう。もし政治に関与していなければ、そもそも政治や政策に関わる情報を

受け取ることがない場合はあるにせよ、何らかの情報を受け取れば政策態度はその影響を受けて変化することになる。ここでは、特定の政治的なメカニズムが働くことはないが、議論を通して情報を受け取り熟考すればそれが政策態度の変容につながるということが予測される。それに対して、政治に関与している場合には、政治的・社会的な制約を通じた違った力学が働くことになる。

ここで政治一般に対する関与とは別に当該政策に対する関与を考えることが必要になる。社会心理学における態度変化の主要なモデルである Petty and Cacioppo(1986)の精緻化見込みモデル (Elaboration likelihood model) を適用すると、説得メッセージによって政策態度を変化させるメカニズムは、政策関与によって異なる経路を辿ることが予想されるからである。メッセージ内容を吟味する動機づけと認知能力を持つ高関与な人々の場合には、中心ルート (central route) を通って情報処理が行われ、メッセージ内容が十分な説得力を持っているかどうかを基にして態度が変化する。それに対して、低関与な人々は、周辺ルート (peripheral route) により情報が処理され、メッセージ内容の説得力ではなく、送り手の信頼性やメッセージの難易度といった周辺的手がかりに影響されて態度変化が起こるとされる。この政治関与と政策関与という2次元で有権者を分類する枠組みは、三宅(1985)によって実証的に抽出された「政党支持の類型」とも整合的である。政治関与と政党離れ(或いは政治批判)というふたつの次元から成るこの類型では、政治関与度が同じように高い有権者において、政党から近い位置にいる社会心理モデルが想定する有権者像に合致した「忠誠派」と政党から遠い位置にいて政治に批判的だが政策には関心のある「消極派」とが異なる特質を有することが明らかにされていた。

政治に関与し且つ政策に関与している場合、精緻化見込みモデルから予測されるように、議論を通してその意見の論理性を基にして態度を変化させるであろう。しかし、このような人々はこの政策が政治を通して実現されることを目指しているので、自らとは異なる利害関係を持っている可能性のある政治的エリートから自身の政策意見に反論を受けても説得される可能性は低いと考えられる。合理選択モデルが想定する有権者像に合致した特質を有している訳である。しかし、合理的無知の論理的帰結を考えると、この安定的な政策態度を支えるメカニズムとして、日常接する人々や集団との社会での政治的な関係が必要になるであろう。党派集団へのアイデンティティはそのひとつの媒介となる。この

議論が妥当であれば、このグループの人々においても、党派集団へのアイデンティティを持っている人達であれば、同じ支持政党の支持者からの説得には応じることが予測される。

政治には関与しているが当該政策には関与していない場合は、精緻化見込みモデルの予測通り、反論を受けたときその意見の論理性によってはあまり態度を変化させないであろう。そして、社会心理モデルが想定するような支持する政党の政治家の説得によって政策態度が形成されることが予測される。ただし、政治的エリートの方の政策意見を自らの政策意見に反映させるためには政治知識が必要だと考えられる (Zaller 1992)。

以下では、このような熟議と態度変化の政治的メカニズムを、調査回答者に反論を提示し意見の変化を見るという Jackman and Sniderman(2006) の枠組みを改変して応用した世論調査実験によって実証的に検討する。

5.3 反論提示実験

実験^{*2}の主眼は、有権者が自分の持つ政策意見と相反する意見に接触したとき、どのような場合に熟考し、また政策態度を変化させるのかということである。その際に鍵となるのは、その反対意見を提示するのは誰かという政治的文脈である。実験刺激の提示者は、政治的エリートとして「政治家」、社会的コミュニケーションとして「有権者」、そして提示者がなく反論のみが提示される場合をそれぞれ設定する。ここで留意したいのは、この実験で扱われる反論はすべて Jackman and Sniderman(2006) における内実のある (content-laden) 反論であり、その反対理由に論理的な根拠が述べられていることである。また、「政治家」と「有権者」は政党支持を持つ有権者にとっては、一般的な政治家・有権者を指すのか、自身が支持する政党の政治家・支持者を指すのかによって大きく意味合いが異なる。そのため、政党支持を持つ回答者に対しては、「支持する政党の政治家」「支持する政党の支持者」という、「政治家」「有権者」と同様の構造を持ったグループも同時に

^{*2} この実験は Waseda-CASI2011 に組み込む形で実施された。Waseda-CASI2011 は、グローバル COE 「制度構築の政治経済学 (GLOPEII)」 拠点 (代表: 田中愛治) が CASI(Computer Assisted Self-administered Interview) で行った全国世論調査である。回答者数は 1484 人 (本実験のデバッグ後 1476 人) である。

作成した。なお、各画面では回答に要した時間がミリ秒単位で測定されており、この時間を用いれば熟考の程度を測定することができる。

実験フローが図 5.1 である。実際の質問項目や実験刺激は補遺に記した。まず、回答者は一般的な政党支持態度の質問項目に回答し、政党支持を持つグループと持たないグループとに分けられる。^{*3}次に失業給付金に関する政策態度^{*4}を聞いた質問に答える。ここで回答者は、X「失業給付金を増やす必要がある」という意見と、Y「失業給付金を増やす必要はない」という意見のどちらに近いのか、或いはどちらでもないかを選択する。この選択によって、X 派・Y 派・どちらでもない（以下では D 派）の 3 つのグループに分けられる。この段階で、回答者は政党支持による二分類と政策態度による三分類とで合計 6 つのグループに分割されていることになる。次の段階では、この 6 つのグループに対して実験刺激が与えられる。実験刺激はすべて論理的な理由のある「反論」であるため、政策態度が X 派・Y 派であった回答者にはそれぞれ Y 派擁護・X 派擁護の意見が提示される。意見の主体については、政党支持があるグループに対しては「支持政党の政治家」・「支持政党の支持者」・「政治家」・「有権者」から 1 つがランダムに割り当てられる。また、政党支持を持たないグループには「政治家」・「有権者」から 1 つがランダムに割り当てられる。最後に刺激を受けた回答者全員に再度失業給付金に対する政策態度がたずねられる。回答者の実験刺激への割り振りの状況をまとめたのが、表 5.1 である。

^{*3} 支持を持たない回答者には好ましい政党が聞かれているが、好ましい政党がある人は支持を持たないグループとしている。

^{*4} Jackman and Sniderman(2006) で用いられていた質問項目を筆者らが和訳し用いた。ただし、回答選択肢については中間値である「どちらでもない」を含め 5 点尺度で構成した。上記論文では中間点なしの 4 点尺度となっている。

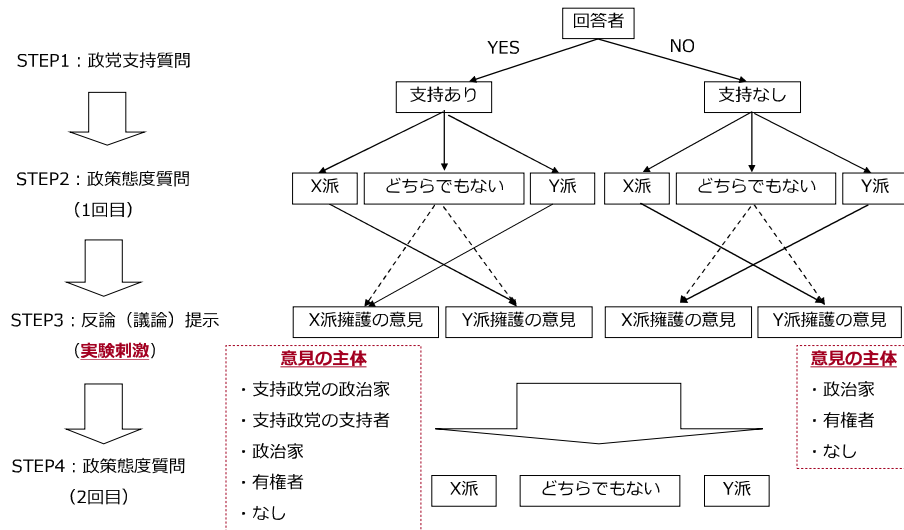


図 5.1 実験フロー

表 5.1 実験刺激の割り当て

政党支持	刺激の提示者					計
	提示者なし	一般の政治家	一般の有権者	支持政党の政治家	支持政党の支持者	
有	192	227	219	209	210	1057
無	139	134	124	0	0	397
計	331	361	343	209	210	1454

5.4 分析方法

従属変数はふたつある。ひとつは、熟考の程度である。実験では刺激に理由のある反論を用いているため、その刺激によってどの程度失業給付金の政策について考えたか、ということが注目すべき点となる。本研究の調査では CASI によって各画面遷移に要した時間をミリ秒単位で計測している。^{*5}熟慮の指標として扱うために分析では刺激後の政策態

^{*5} 分析で扱う各画面における回答時間が 180 秒よりも長かった場合、外れ値として分析から除外した。該当者は、刺激前質問が 248.716 秒と 475.891 秒と 644.81 秒の 3 人で、刺激後が 356.78 秒の 1 人であった。

度質問に要した時間を刺激前の政策態度質問にかかった時間で除する、という操作を施した。刺激前の政策態度で除しているのは、一般的な回答時間の個人内での傾向と、「政策態度質問」への回答傾向という2つの要素を同時に標準化するためである。刺激前の回答時間は平均値が24.844秒で標準偏差が16.898、刺激後は平均値が18.914秒で標準偏差が16.734、刺激後÷刺激前の値は平均値が0.860で標準偏差が0.663であった。

もうひとつは、政策態度の「変化」である。態度変化のパターンには、まず、測定される初期政策態度によって5つのパターン①強X派②弱X派③D派④弱Y派⑤強Y派が存在する。刺激後の政策態度も同じスケールで測定される^{*6}ため、政策態度の変化はすべての可能性を考慮すれば、25通りあることになる。この25のパターンを本稿の目的に沿って以下のように再カテゴリー化する。第一が態度変化のなかったパターンつまり初期態度と刺激後の態度が同一であった場合である。第二が態度を変化させたパターンである。これには5種類のバリエーションが存在し、①から②や⑤から④へと動く態度軟化、逆に②から①や④から⑤への態度硬化、①②から③や④⑤から③への態度喪失、①②から④⑤や④⑤から①②へ動く文字通りの態度変化、③から①②④⑤へ移行する態度形成^{*7}、がある。これら全6種類のパターンから、本研究の目的に沿って態度変化の有無を以下のように定義する。「態度変化あり」とは、刺激（反論）を受けてそれに説得される形で態度を変化させたこととする。つまり、上で挙げたところの態度軟化と、文字通りの態度変化、それに態度形成の一部が態度変化ありである。そして、「態度変化なし」とは態度変化ありの逆とする。以下の分析では「態度変化あり」を1、「態度変化なし」を0として分析を行う。態度変化のパターンと再カテゴリー化した従属変数の記述統計を以下の表5.2にまとめた。表を見ると、サンプル全体の4割近くが反論提示によって態度を変化させていることがわかる。

た。

^{*6} 理論上、強X派と強Y派の二つのカテゴリーに属する回答者は刺激によってさらに強くX（Y）に傾く可能性を持つ。そのため、本分析結果はその影響が過小評価されていることになる。

^{*7} このカテゴリーにも態度硬化と同様に、刺激内容に説得される形で動く回答者と逆に動く回答者の二通り存在する。後者は75名であったが、本文で述べた基準により、態度変化なしとした。

表 5.2 態度変化の分布

初期態度	態度変化なし			態度変化あり			計
	変化なし	態度硬化	態度軟化	Dに変化	Xに変化	Yに変化	
X派	232	14	42	100	-	71	459
D派	307	-	-	-	148	125	580
Y派	247	10	30	78	37	-	402
計	882			559			1441

次に、分析モデルと独立変数について説明する。従属変数は先に述べたように、熟考の指標である回答時間伸び率と態度変化の有無の2つである。回答時間伸び率を従属変数とする分析には重回帰分析、態度変化の有無に関する分析にはロジスティック回帰分析を用いる。独立変数は実験刺激に加え、政治関与の指標としての政党支持や政策関与の指標としての初期態度、政治知識、党派SIDを用いる。態度変化の分析においてはそれに加えて回答時間伸び率を独立変数に加える。実験刺激のパターンは、「理由のみの反論」と、その反論の提示者が「支持政党政治家」「支持政党の支持者」「政治家」「有権者」の場合がある。分析では4つの提示主体のダミー変数を用い、結果の解釈は理由のみの提示と比較することによって行う。政党支持は支持政党の有無によって同様に二値に分けた。初期態度については、失業給付金政策についてX派(①②)もしくはY派(③④)どちらかの回答をした人に1、どちらともいえない(③)を選択した人に0を与えた。政治知識は補遺に記された質問項目によって測定し、回答者を知識ありグループと知識なしグループに分け*8、同じくダミー変数として用いる。党派SIDは測定する項目(複数回答項目)3つのすべてが支持政党で回答した政党と一致した場合に1を、相違がある場合や、一致していたとしても2つ以上の回答をした場合には0を与えた。また、政治知識項目を除いたすべての項目において、「わからない」「無回答」は欠損値として分析から除外している。なお、回帰分析にすべてのダミー変数とその交互作用項を投入すると分析結果の解釈が困難

*8 政治知識レベルによって回答者を二分するために、以下の方法を用いた。まず政治知識測定項目の各設問について、正答には1、それ以外の回答(わからないや無回答も含む)には0を与える。その後各設問において標準化を行い回答者毎に標準化得点を算出し、設問すべての標準化得点を合算する。最後に合計得点の度数分布でおおよそ半数に分かれる点によって回答者を二分した。

になるため、初期態度と政党支持の有無に関してはサンプルを分割することによって対処した。

5.5 分析結果

独立変数ごとに、刺激のみを独立変数とした基本モデル、政治知識と刺激の交差項を含んだモデル、党派 SID と刺激の交差項を含んだモデルの順に解釈を行う。

5.5.1 基本モデル

回答時間の伸び率を従属変数とした分析から確認する。表 5.3 を見ると、政党支持を持たない場合には刺激は有意な影響を持たないこと、政党支持がある場合には政策態度について初期態度があるときに刺激は影響を持っていることがわかる。各刺激について見てみると、政治家刺激以外は有意に負の影響を持つことがわかる。政治家刺激は統計的には有意ではないものの、傾向は同様であり、政党支持を持ち且つ初期態度を持っているときに、反論に提示者を加えることによって回答時間の伸び率を引き下げていることがわかる。これは、政治に関与し且つ政策に関与している場合には提示者というラベルによって情報のショートカットが行われている可能性が示唆される。しかし、このことは裏を返せば、周辺的な情報は熟考を促したい場合においては阻害要因にもなる可能性を持つことがわかる。

表 5.3 回答時間伸び率を従属変数とする重回帰分析: 基本モデル

	支持あり			支持なし		
	全体	初期態度 あり	初期態度 なし	全体	初期態度 あり	初期態度 なし
支持政党政治家	-0.071 (0.068)	-0.153 * (0.078)	0.057 (0.128)			
支持政党有権者	-0.120 * (0.068)	-0.207 ** (0.080)	-0.005 (0.125)			
政治家	-0.070 (0.067)	-0.127 (0.079)	0.004 (0.123)	0.052 (0.074)	0.034 (0.117)	0.080 (0.084)
有権者	-0.056 (0.067)	-0.149 * (0.077)	0.086 (0.126)	0.065 (0.075)	0.054 (0.113)	0.084 (0.091)
定数	0.928 *** (0.049)	0.953 *** (0.057)	0.899 *** (0.093)	0.816 *** (0.052)	0.834 *** (0.078)	0.787 *** (0.061)
修正済み決定係数	-0.001	0.005	-0.008	-0.003	-0.008	-0.005
N	1056	639	409	394	222	171

注: 値は係数、括弧内は標準誤差。* <0.1 、** <0.05 、*** <0.01 。

表 5.4 態度変化を従属変数とするロジスティック回帰分析: 基本モデル

	支持あり			支持なし		
	全体	初期態度 あり	初期態度 なし	全体	初期態度 あり	初期態度 なし
回答時間伸び率	0.057 (0.092)	0.175 (0.144)	-0.036 (0.138)	0.235 (0.175)	0.043 (0.194)	0.848 ** (0.367)
支持政党政治家	-0.367 * (0.208)	-0.600 ** (0.262)	0.083 (0.352)			
支持政党有権者	-0.010 (0.204)	-0.168 (0.261)	0.338 (0.336)			
政治家	-0.391 * (0.206)	-0.569 ** (0.262)	-0.029 (0.340)	-0.153 (0.253)	-0.280 (0.342)	-0.012 (0.388)
有権者	-0.217 (0.202)	-0.312 (0.253)	-0.012 (0.346)	-0.146 (0.258)	0.061 (0.326)	-0.593 (0.443)
定数	-0.310 * (0.171)	-0.164 (0.227)	-0.682 ** (0.282)	-0.600 *** (0.229)	-0.317 (0.280)	-1.275 *** (0.412)
疑似決定係数	0.005	0.011	0.004	0.004	0.004	0.036
N	1056	632	404	388	219	169

注: 値は係数、括弧内は標準誤差。* <0.1 、** <0.05 、*** <0.01 。

次に、態度変化を従属変数とした場合を見る。表 5.4 によれば、政党支持を持っている場合、支持政党政治家と政治家の両刺激が有意に負の影響を持っていることがわかる。ま

た、政党支持がない場合、回答時間の伸び率が有意に正の影響を持っていることが確認できる。前者の結果は理由のみの反論に比べて、エリートによる反論の提示が態度変化を抑制していることが示されている。また、後者の結果は政治関与も政策関与もない場合において熟考が態度変化を引き起こしていると解釈できる。つまり、論理的な理由のある反論が提示された場合、当該政策や政治そのものにおいて関与がないということが、熟考が態度変化を生むひとつの条件であることが示されている。

この基本モデルにおいて、従属変数が1をとる、つまり態度変化が起こる予測確率を表5.5で確認する。^{*9}先の回帰分析の結果において、政党支持あり全体と政党支持があり初期態度があるグループにおいて、政治的エリート(支持政党政治家と政治家)刺激で有意な影響が確認されていたが、これは、理由のみ刺激での変化率が、初期態度がない場合の32.8%から初期態度がある場合の49.5%に大きく跳ね上がっていることによることがわかる。回帰表は省略したが、この差は1%水準で有意である。政治に関与しかつ政策に関与する人は意見の論理性を基にして態度変化が起きるという精緻化見込みモデルから予測した通りの結果である。

表5.5 基本モデルにおける態度変化の予測確率

		理由のみ	+支持政党政治家+支持政党支持者	+政治家	+有権者
政党支持あり	全体	43.5%	34.8%	43.3%	34.3%
	初期態度あり	49.5%	35.0%	45.3%	35.7%
	初期態度なし	32.8%	34.7%	40.7%	32.2%
政党支持なし	全体	40.2%	-	-	36.5%
	初期態度あり	43.1%	-	-	36.4%
	初期態度なし	36.4%	-	-	36.1%

^{*9} 予測確率は回答時間の伸び率を平均値に固定して算出した。これ以降も同様である。

5.5.2 政治知識インタラクションモデル

基本モデルに政治知識と刺激の交差項を含めたモデルを検討する。表 5.6 の回答時間の伸び率を従属変数とした分析結果から確認すると、政党支持がない場合には影響がないことや政党支持と初期態度を同時に持つ場合に各刺激が有意に負の影響を持つことなどは基本モデルと同様の結果である。新しい結果は、政党支持はあるが初期態度がない場合に支持政党政治家と政治知識の交互作用項が負の影響を持つ点である。政治には関与しているが失業給付金に関する政策には関与がない場合、政治知識を持つ人は支持政党政治家のラベルがショートカットの役割を果たしていることが確認できる。

表 5.6 回答時間伸び率を従属変数とする重回帰分析: 政治知識インタラクションモデル

	支持あり			支持なし		
	全体	初期態度 あり	初期態度 なし	全体	初期態度 あり	初期態度 なし
支持政党政治家	-0.060 (0.094)	-0.265 ** (0.113)	0.246 (0.168)			
支持政党有権者	-0.120 (0.103)	-0.215 * (0.129)	0.009 (0.174)			
政治家	-0.134 (0.099)	-0.204 * (0.120)	-0.036 (0.171)	0.086 (0.093)	0.097 (0.154)	0.109 (0.101)
有権者	-0.123 (0.097)	-0.278 ** (0.118)	0.090 (0.170)	0.093 (0.101)	0.044 (0.151)	0.160 (0.122)
政治知識	-0.035 (0.098)	-0.149 (0.114)	0.189 (0.189)	0.028 (0.109)	-0.068 (0.163)	0.173 (0.132)
支持政党政治家×政治知識	-0.023 (0.136)	0.215 (0.157)	-0.446 * (0.260)			
支持政党有権者×政治知識	0.007 (0.139)	0.041 (0.166)	-0.080 (0.253)			
政治家×政治知識	0.118 (0.136)	0.144 (0.160)	0.018 (0.250)	-0.092 (0.154)	-0.127 (0.239)	-0.091 (0.180)
有権者×政治知識	0.122 (0.135)	0.230 (0.156)	-0.047 (0.254)	-0.064 (0.155)	0.036 (0.231)	-0.215 (0.188)
定数	0.945 *** (0.068)	1.033 *** (0.084)	0.823 *** (0.120)	0.806 *** (0.064)	0.859 *** (0.099)	0.732 *** (0.074)
修正済み決定係数	-0.003	0.003	-0.006	-0.009	-0.009	-0.015
N	1056	639	409	394	222	171

注: 値は係数、括弧内は標準誤差。* < 0.1、** < 0.05、*** < 0.01。

次に表 5.7 の態度変化について見てみると、まず政党支持がない場合、回答時間の伸び

率が正の値で有意となっている。これは基本モデルと同じ結果である。ここで注目したいのは、政党支持を持っている場合は、初期態度がない時に支持政党政治家刺激が負、支持政党政治家と政治知識の交差項が正の値で有意になっている点である。政治知識を持たない人は支持政党の政治家ラベルがある場合に理由付けされた反論のみと比較して態度変化をさせなくなる。逆に、知識がある人はそのラベルによって態度変化させやすくなるという結果となっている(知識がある場合の係数は1.302で標準誤差は0.575、p値は0.024である)。回答時間の伸び率の分析と合わせると、政治知識を持つ人は支持政党の政治家が反論を提示した時に、その周辺的情報を用いて即座に態度変化が引き起こされている。支持する政党の政治家の説得による政策態度の形成というミシガン流の社会心理モデルが想定するメカニズムが、一見合理性の基盤とも思える政治知識を媒介にしている訳である。

表 5.7 態度変化を従属変数とするロジスティック回帰分析: 政治知識インタラクションモデル

	支持あり			支持なし		
	全体	初期態度あり	初期態度なし	全体	初期態度あり	初期態度なし
回答時間伸び率	0.069 (0.093)	0.177 (0.147)	0.013 (0.142)	0.232 (0.181)	0.013 (0.195)	0.881 ** (0.370)
支持政党政治家	-0.658 ** (0.291)	-0.566 (0.372)	-0.887 * (0.493)			
支持政党有権者	0.137 (0.306)	0.123 (0.419)	0.223 (0.456)			
政治家	-0.221 (0.294)	-0.080 (0.389)	-0.425 (0.468)	-0.149 (0.315)	-0.064 (0.440)	-0.226 (0.465)
有権者	-0.017 (0.290)	0.004 (0.385)	-0.021 (0.451)	0.094 (0.336)	0.265 (0.431)	-0.346 (0.563)
政治知識	-0.320 (0.296)	-0.186 (0.371)	-0.916 (0.558)	-0.391 (0.376)	-0.331 (0.477)	-0.710 (0.646)
支持政党政治家×政治知識	0.607 (0.418)	-0.093 (0.525)	2.189 *** (0.759)			
支持政党有権者×政治知識	-0.162 (0.415)	-0.403 (0.539)	0.534 (0.713)			
政治家×政治知識	-0.258 (0.414)	-0.878 (0.534)	1.031 (0.721)	0.028 (0.534)	-0.455 (0.714)	0.711 (0.853)
有権者×政治知識	-0.310 (0.408)	-0.507 (0.514)	0.252 (0.733)	-0.392 (0.539)	-0.344 (0.673)	-0.295 (0.959)
定数	-0.168 (0.221)	-0.066 (0.305)	-0.397 (0.335)	-0.465 * (0.262)	-0.172 (0.331)	-1.092 ** (0.437)
疑似決定係数	0.015	0.029	0.027	0.017	0.020	0.052
N	1036	632	404	388	219	169

注: 値は係数、括弧内は標準誤差。* < 0.1、** < 0.05、*** < 0.01。

表 5.8 政治知識との交互作用効果による態度変化の予測確率

政党支持あり 初期態度なし	理由のみ	+支持政党政治家
政治知識あり		+28.6%
	21.4%	→ 50.0%
政治知識なし		-18.6%
	40.5%	→ 21.9%

この支持政党政治家刺激と政治知識との交互作用の影響について、態度変化の予測確率を算出したものが表 5.8 である。政治知識がある場合は理由付けされた反論のみを受けた場合 21.4% であるのに対して、支持政党政治家ラベルがつくことによってそれが 50.0% まで大きく上がっている。逆に政治知識がない場合、理由のみでは 40.5%、ラベル付きで 21.9% と大きく下がっており全く逆の関係が見て取れる。

5.5.3 党派 SID インタラクションモデル

基本モデルに党派 SID と刺激の交差項を含めたモデルを解釈する。ここでの分析は政党支持を持つ回答者のみとなる。回答時間の伸び率を従属変数とした分析結果をまとめた表 5.9 を見ると、これまでと同様に初期態度がある場合において刺激が負の影響を持っていることがわかる。態度変化の分析結果である表 5.10 では、初期態度がある場合においてエリート刺激がそれぞれ負の影響を持っている点についてはこれまでと同じだが、それに加えて支持政党支持者と党派 SID との交差項が正の値で有意な影響を持っていることがわかる。党派 SID を持たない人は支持政党の有権者ラベルがある場合と理由付けされた反論との間に有意な差は確認できない。それが、党派 SID を持つと支持政党有権者によって態度変化させやすくなるという結果となっている (党派 SID がある場合の係数は 1.454 で標準誤差は 0.820、p 値は 0.076 である)。政治にも政策にも関与する有権者が党派 SID を通した社会的制約を背景に政治エリートに批判的に対峙しているという合理的選択を支える社会的基盤を示唆する結果である。

表 5.9 回答時間伸び率を従属変数とする重回帰分析: 党派 SID インタラクションモデル

	支持あり		
	全体	初期態度 あり	初期態度 なし
支持政党政治家	-0.055 (0.072)	-0.143 * (0.083)	0.080 (0.135)
支持政党有権者	-0.100 (0.074)	-0.192 ** (0.087)	0.019 (0.134)
政治家	-0.069 (0.072)	-0.130 (0.085)	0.008 (0.131)
有権者	-0.052 (0.072)	-0.160 * (0.083)	0.123 (0.135)
党派SID	-0.003 (0.186)	0.073 (0.198)	-0.296 (0.465)
支持政党政治家×党派SID	-0.198 (0.291)	-0.265 (0.313)	0.115 (0.656)
支持政党有権者×党派SID	-0.123 (0.230)	-0.146 (0.250)	0.105 (0.530)
政治家×党派SID	0.029 (0.245)	0.057 (0.274)	0.180 (0.541)
有権者×党派SID	-0.007 (0.239)	0.140 (0.269)	-0.030 (0.530)
定数	0.928 *** (0.052)	0.950 *** (0.061)	0.907 *** (0.097)
修正済み決定係数	-0.004	0.002	-0.013
N	1034	629	397

注: 値は係数、括弧内は標準誤差。* <0.1 、** <0.05 、*** <0.01 。

表 5.10 態度変化を従属変数とするロジスティック回帰分析: 党派 SID インタラクションモデル

	支持あり		
	全体	初期態度 あり	初期態度 なし
回答時間伸び率	0.068 (0.093)	0.184 (0.147)	-0.021 (0.138)
支持政党政治家	-0.442 ** (0.218)	-0.678 ** (0.275)	-0.020 (0.365)
支持政党有権者	-0.132 (0.218)	-0.350 (0.283)	0.277 (0.354)
政治家	-0.512 ** (0.218)	-0.626 ** (0.278)	-0.276 (0.362)
有権者	-0.270 (0.214)	-0.425 (0.269)	0.003 (0.366)
党派SID	-0.694 (0.611)	-1.060 (0.707)	-0.006 (1.253)
支持政党政治家×党派SID	1.377 (0.893)	1.451 (1.060)	1.410 (1.770)
支持政党有権者×党派SID	1.130 (0.726)	1.804 ** (0.866)	-0.141 (1.421)
政治家×党派SID	1.431 * (0.773)	1.287 (0.940)	1.485 (1.471)
有権者×党派SID	0.855 (0.753)	1.569 * (0.918)	-0.288 (1.446)
定数	-0.287 (0.177)	-0.114 (0.237)	-0.674 ** (0.289)
疑似決定係数	0.010	0.017	0.014
N	1017	623	394

注: 値は係数、括弧内は標準誤差。* <0.1 、** <0.05 、*** <0.01 。

この支持政党有権者刺激と党派 SID との交互作用の影響について、態度変化の予測確率を算出したものが表 5.11 である。これを見ると党派 SID がある場合、理由のみの提示では 26.5% であるのに対して、支持政党支持者ラベルが加わることによって 60.6% にまで確率は上昇する。党派 SID がない場合には 51.0% から 42.3% と小さな差しか確認することができない。

表 5.11 党派 SID との交互作用効果による態度変化の予測確率

政党支持あり 初期態度あり	理由のみ	+支持政党支持者
党派SIDあり	+34.2%	
	26.5% → 60.6%	
党派SIDなし	-8.7%	
	51.0% → 42.3%	

5.6 考察

本章では、熟議によって有権者の政策態度が変化する政治的メカニズムを、調査回答者に反論を提示し意見の変化を見るという Jackman and Sniderman(2006) の枠組みを改変して応用した調査実験によって検討した。分析の結果、政治にも政策にも関与していない人々においては、反論によって熟考が起これることで態度変化が見られたが、政治や政策に関与している人々においては、そのような影響は確認できなかった。政治や政策に関与している人々においては、熟考ではなく、反論主体の影響や、反論主体と党派 SID、政治知識との交互作用による態度変化が確認された。具体的には、政治に関与し且つ政策に関与している場合、精緻化見込みモデルから予測されるように、議論を通してその意見の論理性を基にして態度を変化させることがわかった。それに比して政治的エリートから説得には応じず。このような合理選択的な政策態度を支える基盤として党派集団へのアイデンティティを通じた社会的なメカニズムが働いていた。また、政治には関与しているが当該政策には関与していない場合は、反論を受けたときその意見の論理性によってはあまり態度を変化させず政治エリートからの影響を受けるのだが、それは政治知識に媒介されることがわかった。これらの知見は、熟議にまつわる政治的コンテキストの重要性を示唆している。

熟議の実践においてこのようなメカニズムを検討すべき論点はこれ以外にも数多く存在する。例えば、どのようにして議題を設定するのかという点や、熟議での議論の題材とな

る資料をどのようにして作るのかという点、熟議の結果をどのような形で政策なり社会なりに反映していくのかという点、さらには熟議に関わる研究者自身の政治性をどう捉えればいいのかという点など、が挙げられる。また、このような熟議の実践が持つ実験的側面は実証政治学をより豊かにする可能性も秘めている。本研究がそのような新しい地平を切り拓く端緒となれば幸いである。

結論

本研究の議論をまとめると以下のようなようになる。

第1章では、党派性をどのような観点から切り取って概念化し測定するかという問題を考える枠組みとして党派性の二重構造モデルを提出した。これは政党評価と党派アイデンティティという二つの構成概念によって党派性の測度を説明する測定モデルであった。そして、このモデルの妥当性を、政党支持態度と政党帰属意識とがどちらも重要な役割を果たしているながら概念的に異なっている事態を把握する作業を通して検証した。その結果、党派性の二重構造モデルの妥当性を示唆する証拠が得られた。

第2章では、国民意識における党派的对立軸を分析する枠組みとして党派的对立軸の二重構造モデルを提出した。これは党派的对立軸における政党評価の側面と党派集団アイデンティティの側面とを統合的に捉えるモデルであった。そして、2005年と2007年の日本の有権者を対象に分析を行い、政党間の対立と党派集団間の対立が結び付いた党派的对立軸と双方が独立した党派的对立軸とをそれぞれ析出することができた。

第3章では、2005年と2007年の日本のデータを用いて、第2章の党派的对立軸の二重構造モデルという観点から有権者の党派的对立軸を捉え、その党派的对立軸間の安定性を検討した。そして、この測定モデルを基に構成した潜在変数のクロスラグモデルを推定した結果、政党評価と党派集団アイデンティティとの結び付きが強ければ強い程その党派的对立軸は安定的で、逆に弱ければ弱い程その対立軸は不安定であることが明らかになった。また、複数の党派的对立軸間の相互規定性についても分析を行い、幾つかの示唆的な知見を得た。

第4章では、有権者が世論調査で党派性を表明するという行動がプライバシーの保障される程度によってどのように変動するかをPAPIとCASIとの回答を比較検討する作業を

通して、党派性の形成・維持に与える社会的な影響について知見を得ることを試みた。分析の結果、政党評価を表明するという行動においては、PAPI と CASI とで大きな変動を確認できず、政党評価の形成・維持において社会的影響が弱いことが示唆された。それに対して、党派アイデンティティを表明する場合には、PAPI と CASI とで統計的に有意な変動が確認され、党派アイデンティティの形成・維持に社会的な考慮が重要な役割を果たしていることが示唆された。党派性における政党評価と党派アイデンティティという二つの側面が社会的影響という点で異なるメカニズムを有している可能性が明らかになった。

第5章では、熟議によって有権者の政策態度が変化する政治的メカニズムを、調査回答者に反論を提示し意見の変化を見るという Jackman and Sniderman(2006) の枠組みを改変して応用した調査実験によって検討した。このふたつの章によって、政治学において未だに解決されていない難問である投票参加のパラドックス(第4章)と合理的無知(第5章)において、政党評価と党派アイデンティティとを統合的に捉えて党派性の理論を精緻化することで独自の解決策が得られることが示された。

参考文献

- Achen, Christopher H. (1992) "Social Psychology, Demographic Variables, and Linear Regression: Breaking the Iron Triangle in Voting Research", *Political Behavior*, Vol. 14, No. 3, pp. 195–211.
- Alvarez, R. Michael (1990) "The Puzzle of Party Identification: Dimensionality of an Important Concept", *American Politics Quarterly*, Vol. 18, No. 4, pp. 476–491.
- Bartels, Larry M. (2002) "Beyond the Running Tally: Partisan Bias in Political Perceptions", *Political Behavior*, Vol. 24, No. 2, pp. 117–150.
- Bentler, Peter M., Wai-Yin Poon, and Sik-Yum Lee (1988) "Generalized Multimode Latent Variable Models: Implementation by Standard Programs," *Computational Statistics Data Analysis*, 6: 107–118.
- Berinsky, Adam J. (2004) *Silent Voices: Public Opinion and Political Participation in America*, Princeton: Princeton University Press.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller, and Donald E. Stokes (1960) *The American Voter*, New York: John Wiley Sons.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller, and Donald E. Stokes (1966) *Elections and the Political Order*, New York: John Wiley Sons.
- Carsey, Thomas M. and Geoffrey C. Layman (2006) "Changing Sides or Changing Minds? Party Identification and Policy Preferences in the American Electorate", *American Journal of Political Science*, Vol. 50, No. 2, pp. 464–477.
- Converse, Philip E. and Pierce Roy (1986) "Measuring Partisanship. Political Methodology", Vol. 11, pp. 143–166.

- Delli Carpini, Micheal X. and Scott Keeter (1996) *What Americans Know about Politics and Why It Matters*, New Haven: Yale University Press.
- Downs Anthony (1957) *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper.
- Eagly, Alice H. and Chaiken, Shelly (1998) “Attitude Structure and Function”, In D. Gilbert, S. T. Fiske, and G. Lindzey (Eds.), *The Handbook of Social Psychology: Vol. 1* (4th ed.), Boston: McGraw-Hill, pp. 269–322.
- Fiorina, Morris P. (1981) *Retrospective Voting in American National Elections*, New Haven: Yale University Press.
- Flanagan, Scott C., Kohei, Shinsaku, Miyake, Ichiro, Richardson, Bradley M., and Watanuki, Joji (1991) *The Japanese Voter*, New Haven: Yale University Press.
- Gerber, Alan and Donald P. Green (1998) “Rational Learning and Partisan Attitudes”, *American Journal of Political Science*, Vol. 42, No. 3, pp. 794–818.
- Gerber, Alan and Donald P. Green (1999) “Misperceptions about Perceptual Bias”, *Annual Review of Political Science*, Vol. 2, No. 1, pp. 189–210.
- Goren, Paul (2005) “Party Identification and Core Political Values”, *American Journal of Political Science*, Vol. 49, No. 4, pp. 464–477.
- Green, Donald P. (1988) “On the Dimensionality of Public Sentiment toward Partisan and Ideological Groups”, *American Journal of Political Science*, Vol. 32, No. 3, pp. 758–780.
- Green, Donald P. and Bradley L. Palmquist (1990) “Of Artifacts and Partisan Instability”, *American Journal of Political Science*, Vol. 34, No. 3, pp. 872–902.
- Green, Donald P., Bradley Palmquist, and Eric Schickler (2002) *Partisan Hearts and Minds: Political Parties and the Social Identities of Voters*, New Haven: Yale University Press.
- Greene, Steven (1999) “Understanding Party Identification: A Social Identity Approach”, *Political Psychology*, Vol. 20, pp. 393–403.
- Greene, Steven (2002) “The Social-Psychological Measurement of Partisanship”, *Political Behavior*, Vol. 24, No. 3, pp. 171–97.

- Harshman, Richard A. (1984) ““How can I know if it’s ‘real’?” A Catalog of Diagnostics for Use with Three-mode Factor Analysis and Multidimensional Scaling,” in *Research Methods for Multimode Data Analysis*, New York: Praeger Publishers: 566–591.
- Harshman, Richard A. and Margaret E. Lundy (1984a) “The PARAFAC Model for Three-Way Factor Analysis and Multidimensional Scaling”, in *Research Methods for Multimode Data Analysis*, New York: Praeger Publishers, pp. 122–215.
- Harshman, Richard A. and Margaret E. Lundy (1984b) “Data Preprocessing and the Extended PARAFAC model”, in *Research Methods for Multimode Data Analysis*, New York: Praeger Publishers, pp. 216–284.
- Harvey, Anna (2001) “Partisanship as a Social Convention,” *Rationality and Society*, Vol. 13, No. 4, pp. 462–504.
- Jackman, Simon and Paul M. Sniderman (2006) “The Limits of Deliberative Discussion: A Model of Everyday Political Arguments,” *The Journal of Politics*, Vol. 68, Issue 02, pp. 272–283.
- Kroonenberg, Pieter M. (2008) *Applied Multiway Data Analysis*, New Jersey: John Wiley Sons, Inc.
- Law, Henry G., Gonrad W. Snyder, Jr., John A. Hattie, and Roderick P. McDonald eds. (1984) *Research Methods for Multimode Data Analysis*, New York: Praeger Publishers.
- Lodge, Milton and Hamill, Ruth (1986) “A Partisan Schema for Political Information Processing”, *American Political Science Review*, Vol. 80, pp. 505–519.
- Mael, Fred A. and Lois E. Tetrick (1992) “Identifying Organizational Identification”, *Educational and Psychological Measurement*, Vol. 52, pp. 813–824.
- Miller Warren E. (1976) “The Cross-national Use of Party Identification as a Stimulus to Political Inquiry”, in I. Budge, I. Crewe, and D. Farlie (Eds.), *Party Identification and Beyond: Representations of Voting and Party Competition*, London: John Wiley and Sons, pp. 21–31.

- Miller, Warren E. and Shanks, J. Merrill (1996) *The New American Voter*, Cambridge: Harvard University Press.
- Neale, Michael C., Steven M. Boker, Gary Xie, and Hermine H. Maes (2003) *Mx: Statistical Modeling*, VCU Box 900126, Richmond, VA23298: Department of Psychiatry, 6th edition.
- Petty, Richard E. and Cacioppo, John T. (1986) *Communication and Persuasion: Central and Peripheral Routes to Attitude Change*, New York: Springer-Verlag.
- Rahn, Wendy M. (1993) “The Role of Partisan Stereotypes in Information Processing about Political Candidates”, *American Journal of Political Science*, Vol. 37, pp. 472–496.
- Richardson, Bradley M. (1988) “Constituency Candidates versus Parties in Japanese Voting Behavior”, *American Political Science Review*, Vol. 82, pp. 695–718.
- Schickler, Eric and Donald P. Green (1997) “The Stability of Party Identification in Western Democracies: Results from Eight Panel Surveys”, *Comparative Political Studies*, Vol. 30, No. 4, pp. 450–483.
- Smith, Graham, (2009) *Democratic Innovations: Designing Institutions for Citizen Participation*, New York: Cambridge University Press.
- Weisberg, Herbert F. (1980) “A Multidimensional Conceptualization of Party Identification”, *Political Behavior*, Vol. 2, No. 1, pp. 33–60.
- Weisberg, Herbert F. (1999) “Political Partisanship”, in J. P. Robinson, P. R. Shaver, and L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of Political Attitudes*, New York: Academic Press, pp. 681–736.
- Weisberg, Herbert F. and Aiji Tanaka (2001) “Change in the Spatial Dimensions of Party Conflict: The Case of Japan in the 1990s”, *Political Behavior*, Vol. 23, No. 1, pp. 75–100.
- Weisberg, Herbert F. and Greene, Steven (2003) “The Political Psychology of Party Identification”, in M. B. MacKuen and G. Rabinowitz (Eds.), *Electoral Democracy*, Ann Arbor: The University of Michigan Press, pp. 83–124.

- Zaller, John (1992) *The Nature and Origins of Mass Opinion*, New York: Cambridge University Press.
- 池田謙一 (1991) 「投票行動のスキーマ理論」, 『選挙研究』, 第 6 号, 137–159 頁.
- 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.
- 池田謙一・西澤由隆 (1992) 「政治的アクターとしての政党: 89 年参議院選挙の分析を通じて」, 『レヴァイアサン』, 第 10 号, 62–81 頁.
- 犬飼幸男 (1996) 「PARAFAC 及び INDSCAL による知覚判断データの分析」, 『心理学評論』, 第 39 卷, 第 4 号, 476–499 頁.
- 蒲島郁夫 (1998) 『政権交代と有権者の態度変容』, 木鐸社.
- 河野勝 (2001) 「さらなる研究のための方法論的ノート」, 『55 年体制下の政治と経済』, 木鐸社, 183–200 頁.
- 篠原一 (編) (2012) 『討議デモクラシーの挑戦: ミニ・パブリックスが拓く新しい政治』, 岩波書店.
- 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, 80–99 頁.
- 田中愛治 (1997) 「「政党支持なし」層の意識構造: 政党支持概念再検討の試論」, 『レヴァイアサン』, 第 20 号, 101–129 頁.
- 豊田秀樹 (2000) 『共分散構造分析 [応用編]: 構造方程式モデリング』, 朝倉書店.
- 西澤由隆 (1998) 「選挙研究における「政党支持」の現状と課題」, 『選挙研究』, 第 13 号, 5–16 頁.
- 西澤由隆 (2004) 「政治参加の二重構造と「関わりたくない」意識: Who said I wanted to participate?」, 『同志社法学』, 第 55 卷, 第 5 号, 1215–1243 頁.
- 平野浩 (2002) 「政党支持概念の再検討」, 『学習院大学法学雑誌』, 第 38 卷, 第 1 号, 1–23 頁.
- 三村憲弘 (2008) 「政党支持再考: 測定誤差と社会的アイデンティティ」, 『早稲田政治経済学雑誌』, 第 370 卷, 65–73 頁, 1 月.
- 三村憲弘 (2009) 「党派性を表明する意味」, 『早稲田政治公法研究』, 第 91 卷, 25–31 頁.
- 三村憲弘・佐藤律久 (2013) 「表明選好の社会進化: 政治的会話によるアイデンティティ

- の形成」, 『新しい政治経済学の胎動』, 勁草書房.
- 三村憲弘・山崎新 (2014) 「反論提示による態度変化: 熟議の政治的メカニズム」, 『選挙研究』, 第 30 巻, 第 1 号, 68-80 頁.
- 三宅一郎 (1985) 『政党支持の分析』, 創文社.
- 三宅一郎 (1986) 「政党支持と政治的イメージ」, 『日本人の選挙行動』, 東京大学出版会, 97-136 頁.
- 三宅一郎 (1989) 『投票行動』, 東京大学出版会.
- 三宅一郎 (1998) 『政党支持の構造』, 木鐸社.
- 三宅一郎・木下富雄・間場寿一 (1967) 『異なるレベルの選挙における投票行動の研究』, 創文社.
- 三宅一郎・西澤由隆 (1992) 「日本の投票行動モデルにおける政党評価要因」, 『選挙研究』, 第 7 号, 63-79 頁.
- 宮埜壽夫 (1996) 「特集: 3 元データ解析」, 『心理学評論』, 第 39 巻, 第 4 号, 385-499 頁.
- 綿貫讓治・三宅一郎・猪口孝・蒲島郁夫 (1986) 『日本人の選挙行動』, 東京大学出版会.