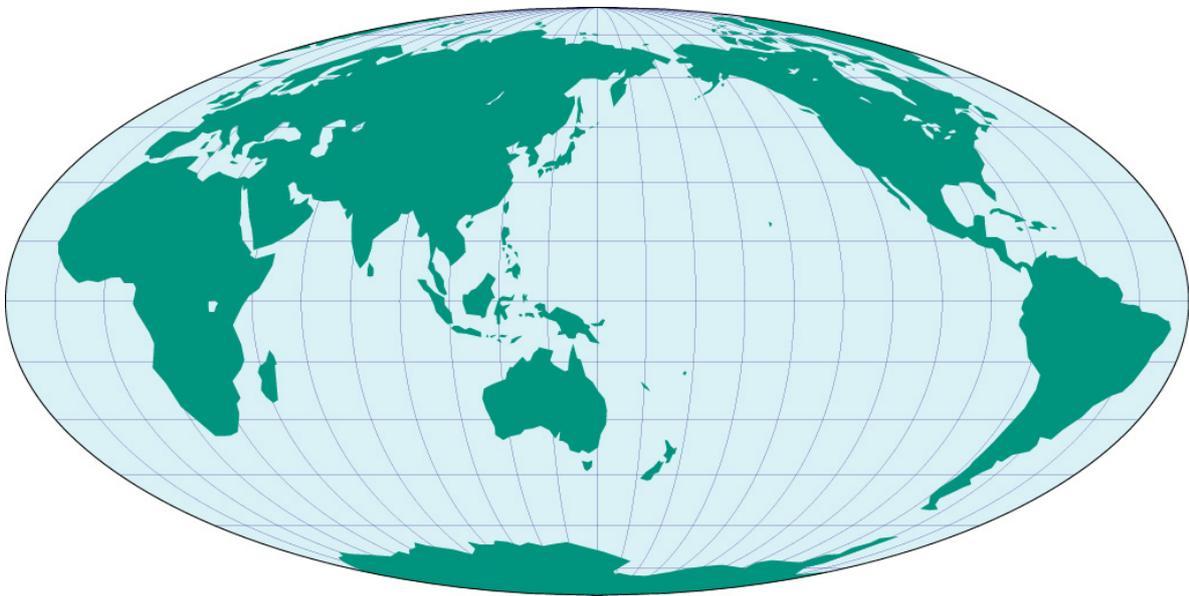


# 現代日本におけるナショナリズムと政治 時点国際比較による実証研究

JSPS 科研費基盤研究 (B) 成果報告書



2016年3月

国際化と政治参加に関する研究プロジェクト

研究代表 田辺俊介 (早稲田大学文学学術院)

# 現代日本におけるナショナリズムと政治 時点国際比較による実証研究

JSPS 科研費基盤研究（B）成果報告書

2016年3月 国際化と政治参加に関する研究プロジェクト

研究代表者：田辺 俊介（早稲田大学文学学術院 准教授）

## 目次

第1章	「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」調査概要： 2009年調査との比較を含めて（田辺俊介）	p1~
第2章	標本抽出時の諸注意と発送・回収に関わる諸問題（斉藤裕哉）	p7~
第3章	日本におけるナショナリズムの時点間比較と規定要因： 2時点間の測定における等価性の実証的検討（田辺俊介）	p29~
第4章	排外意識と脅威認知との関連の時点間比較（濱田国佑）	p49~
第5章	Public Attitudes toward Chinese and South Korean Immigrants in Japan （Jie Zhang）	p62~
第6章	接触の二次転移効果における二次集団との事前の接触の（非）重要性 （五十嵐彰）	p88~
第7章	排外主義の規定要因：ヴィネット調査を用いた検証（永吉希久子）	p99~
第8章	若者の「保守」意識（松谷満）	p119~
第9章	日本維新の会にみる地方政治の全国化： 投票行動の規定要因の変化に注目して（伊藤理史）	p130~
第10章	スウィング・ボーターの投票行動と政策争点（米田幸弘）	p144~
第11章	投票参加の棄権に関する基礎分析：社会階層との関連（桑名祐樹）	p155~
第12章	原発への態度と世代・ジェンダー・社会階層： 価値媒介メカニズムの検証（阪口祐介）	p167~
Appendix1	調査票	p184~
Appendix2	調査対象者向報告書	p196~
Appendix3	関連業績一覧	p205~

# 「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」調査概要

## 2009年調査との比較を含めて

田辺俊介  
(早稲田大学)

### 【要旨】

本章は本報告書の各章の分析で用いられている「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」と、同様の設計で2009年に行った「日本の国際化と市民の政治参加に関する世論調査」という2つの調査の調査デザイン（調査対象・調査方法・調査時期）の概要を簡便にまとめたものである。また両調査の回収状況について概説するとともに、総務省による年齢層別人口推計値と比較することで、サンプルの年齢層による偏りについて確認した。

キーワード：調査概要、サンプリング、回収率

### 1. はじめに

本章では、科学研究費補助金基盤研究B（課題番号25285146）の助成を受けて2013年に行った「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」の調査の概要とともに、本報告書のいくつかの章で比較分析に用いられている、同様の調査設計で行った2009年調査（「日本の国際化と市民の政治参加に関する世論調査」）についても、その概要を説明する。なお2009年調査については、2つの若手研究（B）（課題名「グローバル化下の対外国人意識—マルチレベル分析による形成メカニズムの解明」、研究代表者：田辺俊介と、課題名「日本型ポピュリズムの論理と心情—大都市無党派層の実証研究」、研究代表者：松谷満）の助成を受けて行ったものである。

### 2. 調査デザイン

#### 2. 1. 調査対象

本節では、本科研費で行った2013年度の調査とともに、本報告書のいくつかの章で比較分析に用いられている同様の設計で行った2009年調査についても、そのデザインを説明する。

本調査は現代日本におけるナショナリズムや政治意識の現状を把握することを目的としていることから、できうる限り日本全土一般化できる知見を得ることを目指した。そのため、理想的な母集団は日本社会を構成する人々全体である。ただし、実際に対象者の抽出に用いる名簿には、選挙人名簿を使用している。そのため対象者は、基本的に選挙権を持

つ人々、つまり 20 歳以上で住民票登録日から引き続き 3 カ月以上当該市区町村の住民基本台帳に記録されている日本国籍保持者に限られることとなった。結果的に「国際化」という本調査のテーマのにとって重要な地域住民である外国籍居住者が、本調査の対象から除外されている。その点は、調査結果の解釈などの際にも一定の注意が必要である。確かに 2016 年現在でも日本社会における外国籍者の居住比率は全国平均で 2%未滿と、他のほとんどの先進国と比べても比較的少なく、そのような人々が社会調査の対象とならないことは「大きな問題」ではないと理解されている。しかし今後、外国籍居住者比率が高まっていった場合、あるいはすでに特定の市区町村では 10%を超えている自治体もあることから、決して無視し続けて良い問題ではないことは明記しておきたい。ただこの点については、2012 年 7 月から外国籍居住者も住民票が作成されるようになったため、今後の調査においては住民基本台帳を抽出名簿に用いることで改善していくことも可能と思われる。

また本調査の対象には、非常に流動的な居住状況の人々、さらに何らかの事情で住所不定または住民登録の職権削除をされた人々なども含まれない。いわば居住という面で非常に脆弱な社会層が調査から抜け落ちている点にも一定の留意が必要である。また一定以上の年齢層では、本調査の用いている調査方法（郵送法による自記式調査）では、回答困難な対象者が少なくないことも予想されることから、80 歳以下の方に回答をお願いすることとした。高齢化のさらなる進展を考えると、年齢上限を設けることの可否について議論が必要になると思われるが、80 歳以上の高齢者を対象とした予備調査を行った結果、回答に困難を感じる等の意見を受けたため、対象者への負担も考えて、最終的に 80 歳を上限と設定した。

以上のような考察・検討の結果、本調査の理論母集団は、2013 年調査については 2013 年 8 月時点の 20 歳以上 80 歳未滿の（住民票に 3 ヶ月以上登録され続けた）日本国籍保持者となっている。また 2009 年調査も同様に、2009 年 8 月時点の 20 歳以上 80 歳未滿の（住民票に 3 ヶ月以上登録され続けた）日本国籍保持者が理論母集団となっている。

そのような母集団からの調査対象の抽出方法、つまりサンプリングの方法としては、両調査ともに基本的に層化多段抽出法を用いた。2013 年では外国人居住比率を第 1 層とした。具体的手順としては、全国の市区町村を 2010 年国勢調査に基づく外国人居住比率で並べ直し、人口比でもほぼ三分割される基準として、外国人居住比率が全国平均（1.3%）以上、全国平均の半分程度（0.68%）から全国平均未滿、全国平均の半分未滿という 3 層に分けた。その上で各層から 17 市区町村を、合計 51 の市区町村を人口比に対応した抽出確率で無作為に抽出した。その結果された抽出した市区町村は外国人居住比率の低い順に、函館市・八戸市・大館市・花巻市・大村市・宮崎市・新発田市・大崎市・北秋田市・日田市・福島市・赤穂市・さいたま市西区・長岡京市・開成町・横須賀市・沖縄市・米沢市・須坂市・岸和田市・白井市・野洲市・池田市・野田市・横浜市港北区・宇部市・富山市・宇治市・大津市・広島市南区・町田市・ふじみ野市・調布市・さいたま市大宮区・市川市・練馬区・

浜松市東区・目黒区・豊川市・鈴鹿市・大阪市東淀川区・川口市・名古屋市中村区・つくば市・西尾市・越前市・大阪市天王寺区・川崎市川崎区・荒川区・港区・新宿区である。

続いて抽出された各市区町村より各 200 ケースを抽出し、総抽出ケース数は、10,200 ケースとなった。具体的な抽出の手順としては、まず当該市区町村の選挙管理委員会の許可を受けて「選挙人名簿」を閲覧した。事前に投票区を無作為抽出した上で、現場では各投票区の名簿よりスタート番号を無作為に決定後、等間隔で規定数を選び出す系統抽出法による抽出作業を行った（その抽出作業に関わる諸問題は、本報告書第 2 章を参照のこと）。

一方 2009 年調査では、合計 30 の市区町村を対象としている。その内、まず 15 市区町村は 2013 年と同様の方法で、外国人居住比率で全国の市区町村を 3 層に分けた上で人口比対応させた抽出確率で無作為に抽出した。そのようにして選ばれた市区町村は、外国人居住比率の高い順に、つくば市・八街市・千曲市・京都市伏見区・横浜市鶴見区・千葉市花見川区・横浜市青葉区・尾張旭市・相模原市・寄居町・奈良市・盛岡市・札幌市南区・京丹後市・日田市である。また重点地域として、日系ブラジル人の居住比率の高い浜松市と伊勢崎市、中国人居住比率の高い東京都豊島区の 3 地点、またポピュリズムについて詳細に検討するために東京 6 市区（中央区・文京区・目黒区・杉並区・練馬区・町田市）と大阪 6 市区（生野区・東住吉区・豊中市・高槻市・枚方市・岸和田市）を、それぞれの市区町村の人口比にあわせて無作為に抽出している。また基本は各地点 250 ケースを、投票区を無作為抽出後に選挙人名簿から系統抽出しているが、重点地域のみ 600 ケース抽出している。その結果、合計 8,550 が 2009 年調査の抽出ケース数となっている。

## 2. 2. 調査方法

調査方法については、郵送配布・郵送回収の自記式である。同封物は、依頼状と調査票、返信用封筒に加えて謝礼の代わりにボールペン 1 本である。ただし 2009 年調査では予算の関係上無地の極安価なボールペンであったが、2013 年調査では予算的に可能であったことから、早稲田大学文学学術院のキャラクターである「ブンコアラ」のデザイン付きのボールペンを同封した。なお、ボールペンを入れる封入することについては、封入物があると封筒を開封しやすくなる、というダイレクトメール送付における経験則を参照にした（小野 1999）。

実際の作業については、2009 年調査では調査票印刷は印刷会社に委託したが、それ以外の宛名印刷から封入作業など必要な作業すべてを、アルバイトの学生の協力を受けつつ、委託をせずに行った。その結果、送付だけで 1 週間以上の日数がかかってしまい、調査地点によって調査開始時期にずれが生じてしまった。

2013 年調査ではその反省を踏まえ、調査に必要な資料の封入作業から発送作業までを印刷会社に委託して行った。結果として送付作業に関する労力は節約できた。ただし、「宛名は封筒に直接印刷する方が回収率の点で望ましい」（林 2006）という知見を受けた宛名印

刷の方法では、依頼の詳細な点での詰めがあまく、失敗している。2009年調査では研究代表者の当時の所属先である「東京大学社会科学研究所」の角2封筒に、大きめの文字で宛名を印刷していた。しかし2013年調査では、研究代表者の所属先である「早稲田大学文学学術院」の名前を入れた封筒ではあったが、肝心の宛名自体は左上の隅に、ダイレクトメールでありがちな非常に小さい文字での印刷となっていた。そのため、ダイレクトメールと見なされ、開封前に破棄された割合が上昇した可能性が存在する。

なお、調査開始後1週間ほどで、未回答者向けに官製ハガキを用いた督促状を1度送付している。またその時点でインターネット回答を受け付けることとし、督促状内の文面にその案内を付与している。その結果、2009年調査では82ケース、2013年調査では120ケースがインターネットを通じた回答となっている。そのように調査モードの違いがデータに与える影響も確認したが、特に顕著な影響はなかったため、本報告書の分析においては特にサンプルを分けての分析などはしていない。

## 2. 3. 調査時期

調査時期については、2009年調査は民主党による政権交代が起こった衆議院選挙直後の10月～11月に実施した。ただし、一部の返答が遅れた調査票は2010年1月以降の回収となっている。一方2013年調査は、前回の衆議院選挙に続き自民党の圧勝が続いた第23回参議院選挙の後の11月～12月に実施した。

ただし郵送調査であることもあり、一部の調査票の返送については2009年調査では翌年2月まで、2013年調査でも3月にも数件の回答があるなど、ごく少数のケースは回答時期が遅くなっている。ただし全体に比して非常に少数であるため、実際の分析結果に与える影響はほとんどないため、特にサンプルを分けることなどは行っていない。

## 3. 回収率とサンプルの年齢特性

まず回収ケース数について、2013年調査の総ケース数は4,134であり、不着等の調査不能を除いた回収率は42.2%であった。一方、2009年調査では3,610ケースであり、転居先不明の方など調査不能の方を除いた上での回収率は44.3%であった。低予算で、なおかつ12ページにもわたる政治・国際化関係の難易度の高い自記式の郵送調査としては、比較的高い回収率であった、と云うのであろう。

その回収ケースの構成についてであるが、2013年調査についてまず性別は男性47.3%、女性52.7%となり、女性の比率が若干高くなっている。また回答者全体の平均年齢は、53.9歳であった。年齢構成としては、20-34歳の方が13.5%、35-49歳の方が25.0%、50-64歳の方が31.7%、65歳以上の方が29.8%となっている。この年齢構成を2013年10月時点の総務省による年齢層別人口推計値に比べると、20-34歳は7.8ポイント、35-49歳では3.3ポイント少なく、一方50-64歳は5.3ポイント、65歳以上では5.1ポイントほど多くなっていた(表

1 参照)。

2009 年調査について、まず性別は男性 48.9%、女性 51.1%となり、2013 年と同じく女性の比率が若干高くなっている。また回答者全体の平均年齢は、52.0 歳であった。年齢構成としては、20-34 歳の方が 16.4%、35-49 歳の方が 26.2%、50-64 歳の方が 30.7%、65 歳以上の方が 26.7%となっている。この年齢構成を平成 21 年 10 月時点の総務省による年齢層別人口推計値に比べると、20-34 歳は 9.9 ポイント、35-49 歳では 1.8 ポイント少なく、一方 50-64 歳は 4.6 ポイント、65 歳以上では 7.1 ポイントほど多くなっていた。

以上のように日本全体の年齢構成と比較すれば、本調査への協力者の属性としては、若年層が少なく、高齢層が多いという偏りがある。その点を確認するために、回収サンプル比率と推定人口の年齢層別比率の比を「充足率」として計算した。その値は、100 を下回ればその年齢層の回答が過小に、100 を上回れば過大に回答が集まっていることを示す。その結果、両調査とも 30 代以下では充足率が 100 を切っており、特に最若年世代 (20~24 歳) は充足率が 4 割台と非常に低くなっている。一方で 50 歳以上は 100 を超え、特に 65 歳以上は 120 を超えているなど、高齢者のサンプルに占める比率が人口比に比べて高くなっている。そのため本報告書における分析結果を日本全体の縮図として考える場合、特に世代差がある項目に関しては、一部に偏りが生じている可能性があることに留意する必要がある。

表 1 2009 年と 2013 年の回収サンプルと母集団の推定人口との比較

	2009年回収 サンプル	推計人口 (2009年10月)	充足率	2013年回収 サンプル	2013年抽出 サンプル	推計人口 (2013年10月)	充足率
20 ~ 24	2.9	7.0	41.4	2.9	5.4	6.4	45.2
25 ~ 29	4.5	7.6	59.0	4.5	7.3	7.1	63.6
30 ~ 34	6.2	8.8	70.0	6.1	8.6	7.9	77.6
35 ~ 39	7.2	10.0	72.0	7.2	9.8	9.5	75.7
40 ~ 44	9.1	8.9	102.2	9.0	10.9	10.1	88.8
45 ~ 49	8.9	8.1	110.0	8.9	9.1	8.8	101.3
50 ~ 54	9.7	8.0	120.1	9.6	8.3	8.1	118.2
55 ~ 59	10.2	9.5	106.6	10.1	8.2	8.1	123.8
60 ~ 64	12.2	9.8	123.5	12.1	9.7	10.2	118.6
65 ~ 69	11.4	8.8	130.5	11.3	8.8	9.2	123.5
70 ~ 74	10.0	7.2	138.7	9.9	7.7	8.0	123.9
75 ~ 79	7.8	6.1	127.4	7.7	6.3	6.7	115.4

#### 4. 付記

本課題においては、設問や項目の意味内容や回答理由についての自由記述 (Probe) を求め、回答者の設問理解について、その確認と属性差などの比較をするための補足調査として「日本への意識と国際化に関する社会調査」というインターネット調査も行っている。

実施は NTT コム社に委託し、NTT コム社のインターネットモニターを対象として、2015 年 8 月に実施した。性別と年齢層 (18~30 歳、31 歳~50 歳、51 歳~65 歳) で分割した各

セグメントの人数が同数になるよう、セグメントごとに規定の人数（120人）に達するまで調査を実施した。その結果の最終的なサンプルサイズは 789 である。またそのデータについては第 7 章の永吉論文で用いられており、サンプル特性などについてはそこで一部検討されているのでご参照されたい。

〔文献〕

林英夫, 2006, 『郵送調査法【増補版】』 関西大学出版会.

小野達郎, 1999, 『当たる「DM(ダイレクトメール)」はこうつくる—開封率&成約率アップ・プレミアム活用・商品アピール・見込み客&固定客づくりの最強テクニックとコツ 100』 こう書房.

# 標本抽出時の諸注意と発送・回収に関わる諸問題

齊藤裕哉

(首都大学東京大学院)

## 【要旨】

本稿は2013年11月に行われた「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」の実査の過程について、特に標本抽出作業と回収状況のモニタリングに焦点をあて、議論した。標本抽出作業では、近年注目されている抽出台帳の電子化と電子台帳での作業上の諸注意について論じた。電子端末による標本抽出では紙台帳での作業以上に作業者の負担が大きく、端末の操作ミスによる作業効率の低下が生じている。また標本抽出においてこれまであまり取り上げられてこなかった漢字の転記についての問題も論じている。転記時に注意を払わなければならない漢字も存在し、そうした漢字の転記ミスは調査実施者と調査対象者の双方にとって不利益になる可能性があることを指摘した。そして回収状況のモニタリングについては、概ね問題なく進行したことを確認した。部分的には作業上のミスも存在し、こうしたミスが生じた原因としてモニタリングについてのマニュアルの欠如を指摘した。こうした本調査の実施過程での問題点をいくつか指摘したが、今後の改善方法についても提示した。

キーワード：郵送調査法、標本抽出、回収率

## 1. はじめに

本稿では2013年11月に実施された「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」について、標本抽出時の注意事項や発送・回収作業上の諸問題について論じていく。本調査は全国51地点から各200人ずつ、計10200人の標本抽出を行い、比較的大規模なものとなった。郵送調査に対する評価は、比較的低予算で行えるものの回収率の低さや回答の質の低さなどが指摘されてきた(Miller 1991)。だが近年では郵送調査は再評価されており、社会調査法の1つとしてその有用性が高まりつつある(松田 2013)。

そこで本稿では、比較的大規模な郵送調査の標本抽出や発送・回収の過程で生じた問題点やその対応策などを議論し、今後の郵送調査を実施する際の資料とするだけでなく、社会調査法とりわけ郵送調査法への貢献を目的としたい。なお本調査は調査設計や標本抽出、調査票の発送・回収、データ入力までの各作業を民間の調査会社には委託せず、研究代表をはじめとする研究会メンバーが実査の各過程を行った。そのため、本稿での注意事項やその対応案についても、民間の調査会社に委託しないということが前提となっている点に注意されたい。

## 2. 標本抽出時の問題点と諸注意

前述の通り、本調査では全国 51 地点、各 200 人ずつ選挙人名簿を使用して標本抽出を行った(詳細な調査設計については 1 章を参照のこと)。本節では、51 地点の内、標本抽出を行った作業員から報告のあった地点について、得られた情報を整理し、標本抽出時の作業環境、転記作業の問題点やその対応について議論する。

標本抽出時の作業環境は各自治体によって部屋の広さなど多少の変化はあるものの作業効率に大きな影響を及ぼす問題はこれまで指摘されてこなかった。しかし、近年では選挙人名簿の閲覧用台帳が紙媒体か電子媒体かによって作業効率が大きく異なるという指摘がなされている(内藤ほか 2013)。内藤らの報告によれば、電子端末による標本抽出は従来の紙台帳による標本抽出とは異なる問題点を抱えている。そのため本節ではまず従来通りの紙媒体の選挙人名簿での標本抽出作業についてまとめ、続いて電子媒体による標本抽出作業での作業手順や問題点を整理する。

### 2. 1 紙台帳による標本抽出作業

紙台帳による標本抽出は従来、最も一般的に行われてきた方法である。郵送調査では調査内容や目的に応じて住民基本台帳か選挙人名簿のいずれかを利用することになるが、どちらの場合でも紙媒体での標本抽出の場合、作業上大きな違いは無い。作業手順としては、事前に地点や投票区ごとに抽出人数や抽出開始番号、抽出間隔を計算し、それに基づいて該当した市民の住所と名前を用紙に転記するという流れになる(大谷 2013)。基本的には対象者の住所と氏名の転記を行えば、調査票を送付することはできる。だが後述するように本調査では、回収された調査票が代理回答か否かをチェックするために性別と生年も転記した。

表 2-1 は、本調査の対象地点の内、標本抽出担当者から報告のあった地点について台帳 1 ページあたりの記載人数、名簿の記載順、転出者の扱い、作業スペースをまとめたものである。まず 1 ページあたりの記載人数は、多くの地点で 20 人や 25 人、不明の地点についても作業効率が低下するほど計算のしにくい記載人数ではなかったと報告されている。だが 1 ページあたり 60 人が記載されていた富山市では、抽出間隔の計算がしにくく、作業効率が悪化したとの報告がなされた。また、台帳の中には投票区内の町丁の変わり目などに空欄があるものも存在する。途中抜けがある場合、これらを考慮して抽出間隔を計算しなければならないため若干の注意が必要である。続いて台帳の記載順はよく知られている住所順と名前順が報告されている。過去の調査では一部の地点で男女別の台帳を採用している自治体が報告されているが、本調査ではそうした地点はなかった(岩井 2002)。台帳の記載順によって抽出間隔の変更など異なる抽出手順を取る場合もあるが、本調査では採用していない。また台帳が名前順に整列されている場合、同一世帯の住人が離れて記載されていることがあるため、誤って同一世帯内で 2 人以上の標本を抽出してしまうこともあ

表2-1 紙台帳による標本抽出の作業報告一覧

	1ページあたりの人数	名簿記載順	転出者の扱い	作業環境
米沢市	25人	住所順	ページ横に記載	選管内の長テーブル(2人での作業可)
花巻市	20人(途中抜けあり)	名前順	ページ横に記載	別室(3, 4人での作業可)
福島市	20人(途中抜けあり)	住所順	ページ横に記載	選管内の長テーブル(3, 4人での作業可)
大崎市	20人(途中抜けあり)	不明	ページ横に記載	選管内の長テーブル(2人での作業可)
須坂市	25人	名前順	ページ横に記載	選管内の作業机
廻洲市	20人	名前順	ページ横に記載	選管窓口前の応接スペース
大津市	20人	町丁目内名前順	ページ横に記載	選管内の作業机
越前市	20人	町丁目内名前順	ページ横に記載	別室と選管内の机
富山市	60人	町丁目内名前順	ページ横に記載	別室
大阪市天王寺区	20人	住所順	末尾に記載	選管内の空き机
池田市	20人(途中抜けあり)	住所順	ページ横に記載	選管内の空き机
東淀川区	20人(途中抜けあり)	住所順	ページ横に記載	別室
岸和田市	25人(途中抜けあり)	不明	ページ横に記載	選管内の空き机
ふじみ野市	不明*	住所順	ページ横に記載	別室(3, 4人での作業可)
調布市	不明*	住所順	ページ横に記載	別室(3, 4人での作業可)
白井市	不明*	住所順	ページ横に記載	選管内の長テーブル(2人での作業可)

\*作業効率が下がるほど計算しにくいものではなかった

る。そのため台帳の記載順の確認を確認し、名前順に記載されている場合は同一の住所を抽出していないか確認する必要があるだろう<sup>1)</sup>。そして転出者の扱いについてだが、ほとんどの台帳で備考欄などに記載があった。最後に標本抽出時の作業環境については、選挙管理委員会の事務所内部か別室かの違いはあるものの、概ね2人以上で作業が可能な広さは確保されているようだ。

本調査は部分的に作業補助者とともに標本抽出を行った。各地点200人ずつの標本抽出を行ったため、補助者と2人で作業を行った地点では概ね午前中か午後の早い段階で作業を終えている。他方、本調査メンバーが単独で標本抽出作業を行った場合も、紙台帳であれば作業効率が著しく低下したとの報告はなかった。

以上簡単に紙台帳での標本抽出の作業報告をまとめたが、作業効率を悪化させる要因は、1 ページあたりの記載人数や名簿内の途中抜けの存在などである。だが実際にはこうした問題も、著しく作業効率を低下させていたわけではなかった。またこれらは選挙人名簿を利用した標本抽出では頻出するものであり、標本抽出の経験をもつ作業であれば問題なく対応できるだろう。また台帳の記載順などは選挙人名簿の閲覧申請時に選挙管理委員会への問い合わせが可能である場合も多く、事前にどのような点に注意しなければならないかある程度予想ができる。本調査メンバーのほとんどが標本抽出の経験者であったこともあり、紙台帳での標本抽出では大きな問題は生じなかった。

## 2. 2 電子端末による標本抽出作業

一方、電子端末による標本抽出作業は紙台帳を利用した場合と作業手順が異なる場合がある。先ほども挙げた内藤らの報告によれば、選挙人名簿の閲覧用台帳の電子化には様々な種類があり、それが作業手順の違いを生じさせている(内藤ほか 2013)。彼らが標本抽出を行った八王子市では、デスクトップ型パソコンに標本抽出用のシステムが導入されてお

り、投票区を選択した後に抽出の開始番号・抽出間隔・抽出人数の設定を行うと、その設定に従って抽出された対象者のみが画面上に表示されるというものだった。八王子市の例では画面に出力された対象者のみを転記すればいいため、抽出作業の手間が大幅に軽減されるメリットがある。デメリットとしては端末の数が一台しかないため大人数での作業ができない点が挙げられている。こうした作業報告に加えて、内藤らは東京都の全自治体の選挙管理委員会を対象として閲覧用台帳の電子化について調査を行っている。その結果、現在のところ電子化には3つのパターンがあると述べられている。1つ目は八王子市のように抽出機能があり端末の数が少ないもの、2つ目は抽出機能はないが端末数が多いもの、そして3つ目は抽出機能もなく端末の数も少ないものである。特に3つ目のパターンでは、選挙管理委員会にとっては事務作業の効率化や印刷する紙やインクなどのコスト削減には繋がるが、標本抽出の作業員にとってメリットは少ない。

さて本調査でも、いくつかの自治体で電子端末による標本抽出を行ったとの報告があった。端末の数は正確に把握できなかったが、抽出機能がなく上記の2つ目、3つ目のパターンに該当するものであった。今回報告があった電子端末による標本抽出は、デスクトップ型パソコンとタッチパネル式のタブレット端末を利用したものであった。この2つの例では抽出機能はついておらず、PDFファイルとして保存されている台帳を画面に表示させて作業を行った。

具体的に本調査での電子端末での作業報告を見てみよう。まずタブレット端末による作業では、端末内のPDFファイルを立ち上げると、画面には紙台帳の場合と似たような形式の名簿が表示される。しかし、自治体内の全ての選挙区の台帳が1つのファイルにまとめられており、抽出の対象となる投票区を膨大なページの中から見つけ出すことが最初の作業となる。検索機能もついておらず、画面を一度タップすると1ページ進む設定になっており、該当箇所まで延々と画面をタップし続け、投票区を探さなければならない。こうした投票区を探す作業は、1つの投票区の抽出を終える度に行わなければならない、作業効率の著しい悪化を招き、抽出作業も長時間におよんだ。

一方、デスクトップ型パソコンでの抽出となった別の地点ではタブレット端末とは異なる問題点が生じている。PDFファイルを画面に表示させて抽出作業を行う点や、電子台帳のPDFファイルが投票区ごとに分割されていない点などはタブレット端末と同様であった。だがパソコンに接続されているモニタのサイズは台帳の1ページ分を表示できるほど大きくなく、適宜PDFファイルを拡大・縮小する必要が生じた。そしてデスクトップ型パソコンでの作業はマウスのスクロールによってページをめくっていく点がタブレット端末とは異なっている。マウスでの操作では、何ページめくったのか、非常にわかりにくく抽出作業中に混乱が生じたと報告された。

このような画面の大きさやマウスでの作業が影響し、この地点での抽出作業は非常に煩雑な手順が必要となった。まず、モニタ上に台帳1ページ分が表示できるようにPDFフ

ファイルを縮小して表示させ、何ページめくったのか正確に数えながら抽出の対象者を探していく。次に、抽出の対象者を見つけたらその対象者の情報を転記するために、PDF ファイルを拡大して住所などははっきりと表示させる。そして転記が終わったら、再びモニタに台帳 1 ページ全体が表示されるように PDF ファイルを縮小して表示させ、抽出間隔に従って次の対象者を探すというのがこの地点での抽出作業の手順になる。紙台帳での抽出に比べると作業の手順が非常に多く、ひとりの対象者を抽出するのに多くの時間が必要となる。

上述の 2 つの例はいずれも抽出機能が無い電子端末での標本抽出であり、こうした端末での実際の作業報告は内藤らの報告にも記述がない。これらは、内藤らによって報告された八王子市の事例とは大きく異なり、作業者の負担の増大と作業効率の著しい悪化が確認された。端末の種類によって作業上の注意点が多少異なるが、どちらの場合も画面に表示させた PDF ファイルを元に抽出を行っていた。紙台帳の場合とは異なり、思うようにページをめくれず、また画面にページ全体が表示されないなど、作業者の負担は大きなものだったと考えられる。

電子端末による標本抽出の作業例の報告は多くなく、本調査でも 2 例に留まったため、作業上の注意点や作業者の負担を減らす方策について体系的に論じるのは難しい。現在のところ考えられる対応としては、対象地点を決定した段階で当該自治体の選挙管理委員に閲覧用台帳の媒体や作業可能人数の問い合わせることである。もし電子媒体であった場合にも、2 人以上での作業ができるならば、作業補助者を同行させることで作業負担の軽減ができるかもしれない。台帳について問い合わせた作業者もいたが、調査全体の方針として共有されてはいなかった。そのため電子端末での標本抽出が報告された 2 例ではいずれも、1 人での作業となっており作業負担が集中してしまった。もちろん、中には 1 人でしか作業が行えない場合もあるため、こうした対応を行っても作業者に負担が集中することも避けられないが、選挙管理委員会への問い合わせは比較的簡単に行えるため、最低限行うべき対応策であろう。

また閲覧用台帳の電子化は今後も増加することが予想されるため、電子端末での標本抽出における対応策やマニュアルの作成は急務となっている。本調査のように作業員から標本抽出に関する作業報告を可能な限り収集し、電子端末での作業実例を蓄積させることが、電子端末での標本抽出作業の有効な対応策を提示ための最も堅実な道筋であるだろう。

### 3. 漢字の転記とそれに伴う発送作業の諸問題

続いて標本抽出時の漢字の転記と、それに伴う発送作業でのいくつかの問題について論じていきたい。前節では簡単に標本抽出の手順を説明したが、標本抽出作業の多くの時間は標本として選ばれた対象者の住所と名前の書き取りに費やされる。その中でも、対象者の名前は使われる漢字が多岐にわたり、中にはその場で簡単に判読できないものも存在す

る。ここでは、そうした対象者の名前に用いられる難解な漢字や間違いやすい漢字の一部を整理し、今後の調査に向けた資料を提示したい。

### 3. 1 漢字の転記

選挙人名簿や住民基本台帳を利用して標本抽出作業を行うと、しばしば難解な苗字や間違いやすい漢字が出現する。台帳にはふりがなも記載されている場合も多く、読み方からある程度は推測できるものの、小さいフォントサイズで印字されている場合や、電子端末の場合には字が潰れてしまい判読が難しい場面がある。表 2-2 から表 2-6 にはそうした漢字の一例を示している。やや冗長となってしまいが、今後の資料とするため、一つひとつの漢字を大きく表示させ表の枚数を増やしている。

まず表 2-1 には注意する漢字の中で頻出するものを示した。最も典型的な例は、「高」と「𡩇」である。「高橋」という苗字には、「高橋」と登録されている方も多く、標本抽出作業の経験者ならば、この 2 つの漢字の書き分けを行ったことがあるだろう。「恵」「惠」や「真」「眞」についても同様に注意が必要であるが、これらの書き分けは慣れてしまえば比較的難しくない。また「穂」と「穗」や「槇」と「檜」のように、一部に「恵」や「真」などが含まれている漢字にも、変化が生じるので注意されたい。一方、「斉」や「辺」のように複雑に変化する漢字にはより注意が必要である。表 2-2 に示した例はほんの一部であり、膨大な変化の例が存在する。特に「渡辺」という苗字に用いられる「辺」は、非常に多岐にわたる異体字が存在し、また印字されたものでは判断が難しい場合がある。だが、変化する箇所は「しんにょう」の点の数が異なる「𠂔」か「𠂕」、「自」の下の部分が「𠂖」か「𠂗」か、その冠の中身が「方」か「口」などある程度決まっている。もちろんこれ以外にも細かい点に変化する「辺」の異体字もあるが、上記のように変化するパターンを想定して作業すれば概ね問題なく対応できるものと考えられる。

次に表 2-3 には非常に細かい点で変化する漢字を記載している。ここ示されているものの中には、元の漢字に点や線が 1 つだけ追加されているものなど、作業中に非常に判別しにくいものが含まれている。例えば、「隆」と「𡩇」、「生」の部分の上に「一」があるかないかの違いしかない。また「徳」と「德」についても同様である。こうした細かく変化するものの中にも頻出するものがある。「崎」という漢字は「崎」や「嵒」など異体字があるうえ、「山崎」など用いられる苗字も比較的多い。そのため、注意を怠ると台帳と異なる漢字を転記してしまう可能性もある。続いて表 2-4 には、共通の部首が変化するものを示した。ここでは、「ネ」と「𠂔」、それから「𠂕」について示している。「ネ」は「示」に、「𠂔」は点が 1 つか 2 つに、そして「𠂕」は一般的な 3 画のものと横線が繋がっていない 4 画の草冠にそれぞれ変化したものが存在する。ここで示した漢字以外でも、それぞれの部首を持つ漢字には同様の変化が起こる可能性がある。

次の表 2-5 にはこれまでの漢字よりも注意が必要なものを示している。これまで見てき

表2-2 転記時に注意する漢字-頻出するもの

注意する漢字	変換方法	注意する漢字	変換方法
高	MicrosoftIME	惠	MicrosoftIME
橋	MicrosoftIME	穗	MicrosoftIME
齊	MicrosoftIME	真	MicrosoftIME
齋		槓	MicrosoftIME
青	MicrosoftIME	頼	MicrosoftIME
清	MicrosoftIME	瀬	MicrosoftIME
静	MicrosoftIME	邊	MicrosoftIME
吉	IME/パッドからUnicode(追加漢字面)	邊	MicrosoftIME
	→CJK統合漢字拡張Bを選択し,	広	MicrosoftIME
	U+20BB0を探し, そこから選択.	横	MicrosoftIME

表2-3 転記時に注意する漢字-部分的に細かく変化しているもの

注意する漢字	変換方法	注意する漢字	変換方法
塚	MicrosoftIME	薰	MicrosoftIME
徳	MicrosoftIME	稻	MicrosoftIME
隆	MicrosoftIME	黒	MicrosoftIME
脩	MicrosoftIME	勳	MicrosoftIME
緒	MicrosoftIME	學	MicrosoftIME
岡	MicrosoftIME	崎 奇 碕	MicrosoftIME
勤	ATOKによる入力	濱	MicrosoftIME
葛	フォントの変更(メイリオ)	嶋	MicrosoftIME
博	フォントの変更(KaiTi)	鳶	MicrosoftIME
角	フォントの変更(KaiTi)	囧	MicrosoftIME

表2-4 転記時に注意する漢字-部首の変化

注意する漢字	変換方法	注意する漢字	変換方法
祐	ATOKによる入力	草	草はMingLiU.
祥	MicrosoftIME	芝	草の場合と同様
神	MicrosoftIME	菊	草の場合と同様
礼	MicrosoftIME	茂	草の場合と同様
迫	MicrosoftIME	荒	草の場合と同様
辻	フォントの変更(メイリオ)	園	草の場合と同様
樋	フォントの変更(メイリオ)	萬	草の場合と同様
藤	藤はフォントをArial Unicode MS.	萬	草の場合と同様
	藤はフォントをMingLiU.		

表2-5 転記時に注意する漢字-異なる漢字で間違えやすいもの・俗字

注意する漢字	変換方法	注意する漢字	変換方法
富	MicrosoftIME	菵	MicrosoftIME
白	MicrosoftIME	酉	MicrosoftIME
己	MicrosoftIME	淵	MicrosoftIME
坂	MicrosoftIME	桑	MicrosoftIME
紗	MicrosoftIME	柳	MicrosoftIME
峰	MicrosoftIME	柎	MicrosoftIME
興	MicrosoftIME	舛	MicrosoftIME
藪	MicrosoftIME	藪	MicrosoftIME

表2-6 注意する漢字-その他の旧字体

注意する漢字	変換方法	注意する漢字	変換方法
曉	MicrosoftIME	侯	MicrosoftIME
會	MicrosoftIME	彌	MicrosoftIME
檜	MicrosoftIME	益	MicrosoftIME
讓	MicrosoftIME	假	MicrosoftIME
館	MicrosoftIME	瑤	MicrosoftIME
棧	MicrosoftIME	遙	MicrosoftIME
淺	MicrosoftIME	滿	MicrosoftIME
將	MicrosoftIME	藏	MicrosoftIME
朗	MicrosoftIME	圓	MicrosoftIME
郎	MicrosoftIME	廣	フォントの変更(KaiTi)
館	ATOKによる入力	楯	フォントの変更(メイリオ)
敏	フォントの変更(BatangChe)		

た漢字は基本的には同じ漢字で字体が異なるものだったが、ここには異なる漢字だが似ているものを示している。例えば、「白」と「𠂔」や「富」と「當」は非常に小さい差しかないが異なる漢字であり、これらを間違えて転記してしまうと、正しくは「白井」さんという方の自宅に「𠂔井」と印字された封筒を送付することになり、対象者に対して不快な思いを抱かせてしまうかもしれない。こうした場合には調査に対する協力は得られにくくなる可能性もあるため、最も注意が必要な漢字群だろう。またこれらの漢字は後述する発送時の作業に影響を与える可能性があるため、標本抽出作業を行う際には丁寧に転記することが求められる。

最後の表 2-6 には、上記の分類以外の異体字を持つ漢字の一部を示した。何度も述べるように本節で示した漢字はごく一部であり、この表には記載されていないものも数多く存在する。そのため、多くの場合には台帳に印字されている漢字をその場で判断し転記することになる。そこで最も重要なことは、異体字であることの明記や、大きく丁寧な転記である。また判読が困難な場合にはできる限り台帳の漢字と似たように転記し、姓名のふりがなを記載することも重要になる。このような点は標本抽出作業のマニュアルにも記載されている基本的な事項ではあるが、本調査では次に続く発送作業において問題が生じたため、ここで改めて注意を喚起したい。

### 3. 2 発送作業での諸問題

本調査では各地点で標本抽出を行った後、適切な方法で全ての転記用紙を早稲田大学に集めた。その後、研究会メンバーや早稲田大学の学生により、2 つの作業ファイルを作成した。1 つは宛名ラベルの作成のために対象者の住所と名前を入力したエクセルで、もう1 つは回収状況のモニタリングのために性別と年齢を入力したエクセルである。ここでは、前者の宛名ラベルの作成について論じる。後者については後の節で議論したい。

まず宛名ラベルを作成するため、全ての対象者の住所と名前をエクセルに入力する。ここで1 つ目の問題となるのは、先ほどの異体字をパソコン上に表示させる方法である。先ほどの表 2-2 から表 2-6 には注意する漢字の横に変換方法を示している。例えば、変換方法の欄のほとんどは「Microsoft IME」となっているが、これは Windows OS に標準に搭載されている文字入力ソフトで変換が可能であるということを表している。表 2-2 の最初に記載してある「高」などは「たかはし」と入力すれば変換候補に「高橋」が表示されるため、転記用紙に記載されている漢字に合わせて「高橋」か「高橋」を選択すればよい。

だが中には、「Microsoft IME」だけでは対応できないものもある。例えば、「吉田」などで用いられる「吉」には「吉」という異体字がある。これは表 2-2 に示した通り、「Microsoft IME」に搭載されている「IME パッド」から該当する文字を探すことでエクセルに表示させることができる。また「吉」ほど複雑ではないが、4 画の草冠や「藤」の異体字は一度文字を入力してから、フォントを変更すれば字体が変化し、異体字に対応できる。特に草

冠の変化については、基本的にはどの漢字でも同様のフォントを選択すれば、同じように字体が変化する。また草冠以外にもフォントの変更で異体字になるものがある。いずれの場合にも、変換方法の欄に記載したフォントは一例であり、他にも異体字を表示させるフォントがいくつかある。こうした作業は Windows OS が搭載されているパソコンであれば基本的に行える作業だが、一部の漢字は別の文字入力ソフトなどを用いなければ表示できないものもある。そうした漢字については「ATOK2014」などの別の文字入力ソフトによって一部対応できるものもあることがわかった。異体字の変換方法は上記のいくつかの方法が考えられるため、「Microsoft IME」では直接変換できないものについてもこれらの方法を試みる必要があるだろう<sup>2)</sup>。

しかし、こうした異体字の表示はしばしばパソコンや周辺機器の環境によるため、エクセルファイル上では表示されても、印刷するとうまく出力されないこともある。本調査でもこうした異体字についてはフォントの変更などによって対応を試みたが、最終的に宛名ラベルの印刷は外部に委託した。そのような場合には事前に通常とは異なるフォントや環境に依存する文字の出力が行えるか確認する必要も生じるだろう。また PDF のように元の文書ファイルのフォントや字体が変化しない形式に変換すれば、元の字体のまま出力が行える。

続いて宛名ラベルを作成する際に本調査で生じた問題について言及したい。先ほども述べたように、本調査では全国の地点で標本抽出を行った転記ファイルを早稲田大学に集め、宛名ラベル作成のため名前と住所をエクセルファイルに入力した。その作業の中心となったのは研究代表が在籍する早稲田大学の学生と東京近郊にいる研究会メンバーである。そのため、標本抽出を行った転記者とエクセルファイルへの入力者が異なるケースがほとんどであった。本調査ではこうした状況において、エクセルファイルへの入力者が転記用紙に記載されている漢字を判読できないという問題が生じた。一例を挙げると表 2-5 に示してある「萩原」と「萩原」である。2 つの苗字は印刷されたものであれば簡単に判断できるものと思われるが、標本抽出時に急いで転記されたものは判断が難しい<sup>3)</sup>。この例では、研究代表者と入力者が協議の上、一方の苗字を選択したが、対象者の苗字が間違っていた可能性も大いにあり得る。

こうした転記者と入力者が異なる状況は調査会社に委託せず全国調査を行う場合には避けられないものである。そのため、転記者は作業効率をある程度維持しながら、入力者が判別するように転記することが重要になる。もちろん全ての漢字について時間をかけて丁寧に転記する必要はなく、表に示したような一部の漢字についてふりがなや大きさや丁寧さなどの工夫を行えば、大きな問題は生じなくなるだろう。またこうした転記の正確さを向上させるのは、作業者の慣れも影響していると考えられる。そのため標本抽出の経験が少ない場合には積極的に補助者と 2 人で標本抽出を行うことで、作業時間に余裕を持たせ、注意する漢字はゆっくりと転記を行い、さらにお互いの転記の確認をすることが対策とし

て考えられる。

これまで述べてきた異体字や正しい転記は非常に些末な問題と思われるかもしれないが、宛名が間違っていたということで調査への協力を得られなくなってしまう可能性もある。そしてその中には調査協力者になり得たケースもあるかもしれない。調査者側の不手際によって調査対象者に不快な思いをさせてはならず、またこうした作業上のミスは回収率の低下など調査実施者に対しても「サンクション」が働く可能性が大いにある。調査対象者と調査者の双方にとって不利益になる状況が、標本抽出やそれに伴う作業には含まれているため、軽視されるべき過程でなく、調査の重要な1つの過程として慎重に作業に臨むべきである。

#### 4. 回収状況のモニタリングと回収率の推移

最後に本節では調査票が返送されてきた後のモニタリング体制についての報告と、その結果として作成された回収率の推移などを提示したい。

##### 4. 1 回収状況のモニタリング上の問題点

回収状況のモニタリングは回収率の推移や督促状の発送時期、その影響を議論する上で非常に重要な作業の1つになるとされている(Babbie 2001)。そのため、いつ誰から回収があったのかを正確に管理する必要がある。今回の調査でも概ね問題なく回収状況のモニタリングが行われ、回収率の推移を描き出すことができている。

今回の回収状況のモニタリングはエクセルを用いて行われた。具体的なモニタリングファイルは図 2-1 に示す。管理の手順は、まず調査対象者の ID ごとに選挙人名簿に記載されている性別と年齢をあらかじめ入力しておく。今回の調査では調査票にナンバリングが施してあり、調査票が回収された際に調査票の ID を確認し、該当する ID の行に返送日時に加えて、調査票に記入されている性別と年齢を入力する。そこで選挙人名簿の性別・年齢と調査票に記入されている性別・年齢が一致すれば 0 を返すような関数を定義し、回収日時の管理とともに代理回答のチェックを同時に行った<sup>4)</sup>。選挙人名簿の情報と調査票に記載されている情報が大きく異なる場合、例えば性別が異なる場合などには、0 ではなく 100 や -100 といった値が返ってくるようになっており、その場合には代理回答が疑われる。性別が異なる場合には代理回答が疑われるが、年齢が台帳と調査票で異なる場合には判断が非常に難しい。例えば、1 才や 2 才のずれは標本抽出をした時点から 1 つ年を取った可能性や、対象者が年齢を記憶違いしている可能性もある。年齢について 10 才のずれであれば代理回答が疑われないのか、20 才ずれていると代理回答なのか、特定の基準を設けることが難しい。そのため本調査では代理回答をチェックするセルに 0 が表示されていないものについては、研究代表に報告し判断を仰ぐという対応を取った。その際には、回収された調査票について性別・年齢だけでなく、家族構成などについても確認し、判断を行っ

A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
ID	男1、女2	生年(西暦=無記入、昭和=S、平成=H)	年	年齢(換算)	到着日	返信有無	票性別	票年齢	同一人物?
00052	2	S	60	28	127	1	2	28	0
00053	1	S	49	39	12月4日	1	1	39	0
00054	1	S	36	52					
00055	1	S	13	75	1219	1	1	75	0
00056	2	S	61	27					
00057	2	S	44	44					
00058	1	S	31	57	1220	1	1	57	0
00059	2	S	46	42					
00060	1	S	14	74					
00061	1	S	22	66					
00062	2	S	34	54	12月3日	1	2	54	0
00063	1	S	51	37					
00064	2	S	27	61	12月2日	1	1	61	100
00065	1	S	61	27					
00066	1	S	44	44	12月5日	1	1	45	-1
00067	1	S	59	29	1219	1	1	29	0
00068	2	S	42	46					
B列からE列に標本抽出時に転記した情報を入力する。この時、生年月日を年齢に変換しておく。					調査票が返送されてきた日付と返信有無に1を入力する。		回収票の性別と年齢を入力する。これらが転記した情報と一致すれば0が表示される。		

図2-1 回収状況のモニタリングファイルの一部

た。なかには代理回答が疑われたものであっても、データに含まれたものもある。

このような作業ファイルを元にした回収状況のモニタリングにもいくつか問題点があった。その点について簡単に指摘しておきたい。

まず第一点目は、回収日時の入力である。先ほどの作業ファイルの具体例を示した図 2-1 を見ていただければわかるように、回収日時の入力形式は統一されていない。一方では「11月 30 日」と月日の形式で入力されており、他方では「1201」と数字 4 桁で入力されている。上記の 2 つの入力例は、最終的に回収率の推移を集計する際に注意すれば、大きな問題は生じない。しかし「126」というような数字 3 桁で入力されている場合、「12 月 6 日」なのか「1 月 26 日」なのか判断することが難しい。本調査は調査票が 11 月 25 日に発送されたため、12 月 6 日のほうが回収票が多いため、12 月 6 日の可能性が高い。だが 1 月後半もごく少数ながら継続的に調査票は返送されてきているため、1 月 26 日の可能性も否定できない。そのため、数字 3 桁で入力され正確な返送日時を判断することが出来なかったものについては、図 2-2 にまとめた回収率の推移には反映させることができなかった。

こうした入力形式の不統一は、具体的な作業マニュアルなどが無かったために生じたものと考えられる。回収票の開封や回収シートへの入力の一部が早稲田大学の学生によって行われていたが、常に同じ学生が入力していたわけではない。そのため入力者によって、数字 3 桁、数字 4 桁、〇月〇日など入力形式が異なってしまう、混乱が生じたものと考えられる。返送日時の入力については、数字 4 桁で入力することが最も作業上の負担がなく、混乱も少ないと思われる。いずれにしても、民間の調査会社に委託せず、1 万人規模の郵送調査を実施する場合、学生アルバイトに作業をしてもらうことは避けて通れないため、彼らに対してマニュアル等を用いた作業方針のインストラクションの重要性を今後はより

認識する必要があるだろう。

回収状況のモニタリングの2つ目の問題点は、いくつかの回収票の回収日時について本来ならばあり得ない数値が入力されていた点である。繰り返し述べているように、本調査は2013年11月25日に調査票が発送された。そのため、調査票の回収はそれ以降にならなければならない。だが調査票発送以前の日時が回収の日時として入力されているケースがいくつか見られた。例えば、「1900年5月5日」に回収されたとされているケースが1件、「1903年5月1日」の回収が2件入力されている。また、調査票発送後に返送されているが、調査票発送から1年後の「2014年12月11日」に返送されたとされているケースも1件だけ存在する。後者のケースでは、おそらく2013年12月11日の誤入力であると判断できるが、前者のケースには返送日時の特定が難しい。

今回の例では、作業上のある時点においてエクセルのセルの設定が変更されたことに起因するものと後に判明したため、本来の回収日時を特定できた。具体的には回収日時を管理するエクセルのセルの設定が途中で「数値」から「日時」に変更されたことによって生じていた。エクセルの設定については変更履歴などが残らないため、実際にセルの変更が行われたかどうかは知り得ないことではあるが、「1900年5月5日」を数値に設定し直すと「126」と表示され、「1903年5月1日」は「1125」と表示される。そのため、当初は「1125」や「126」と数値で入力されたものがセルの設定が変更されたことにより異常な値を示したものと考えられる。またこうした異常な値を示しているセルが10件に満たないことから、全てのセルについて設定が変更されたわけではなく、特定の入力者が作業中に気付かぬまま設定を変更してしまったものと推測される。

こうした問題は管理者・監督者が1日の作業結果について終業時に確認することも重要ではあるが、特定個人への作業負担の集中などを考えると、簡単なことではない。そのため、やはり学生アルバイトなどの作業員へ念入りなインストラクションを行い、管理者・監督者の作業負担を減らしつつ、上記のような作業上のミスを減らしていくという方策が有効である。これら2つの問題は、実際の調査内容やその分析には大きな支障をきたさないが、社会調査法の観点からは大きな損失を被る可能性があるため看過できる問題ではない。今後の調査では、回収状況のモニタリング体制についてさらなる改善が望まれる。

#### 4. 2 回収数・回収率の推移

続いて、モニタリングから得られたデータを用いて、11月25日の調査票発送からおおよそ6週間の1日ごとの回収数と回収率の推移を表したのが、図2-2である。図2-2には、転居先不明の方や調査不能の方を除かない、粗回収率を示している。したがって、10200ケースが回収率の分母となる。

まず回収数についてみてみると、調査票発送からおおよそ4日後から徐々に回収数が増加し、週末を挟んだ影響もあるが12月12日にはおおよそ1000票が返送されてきた。その後、

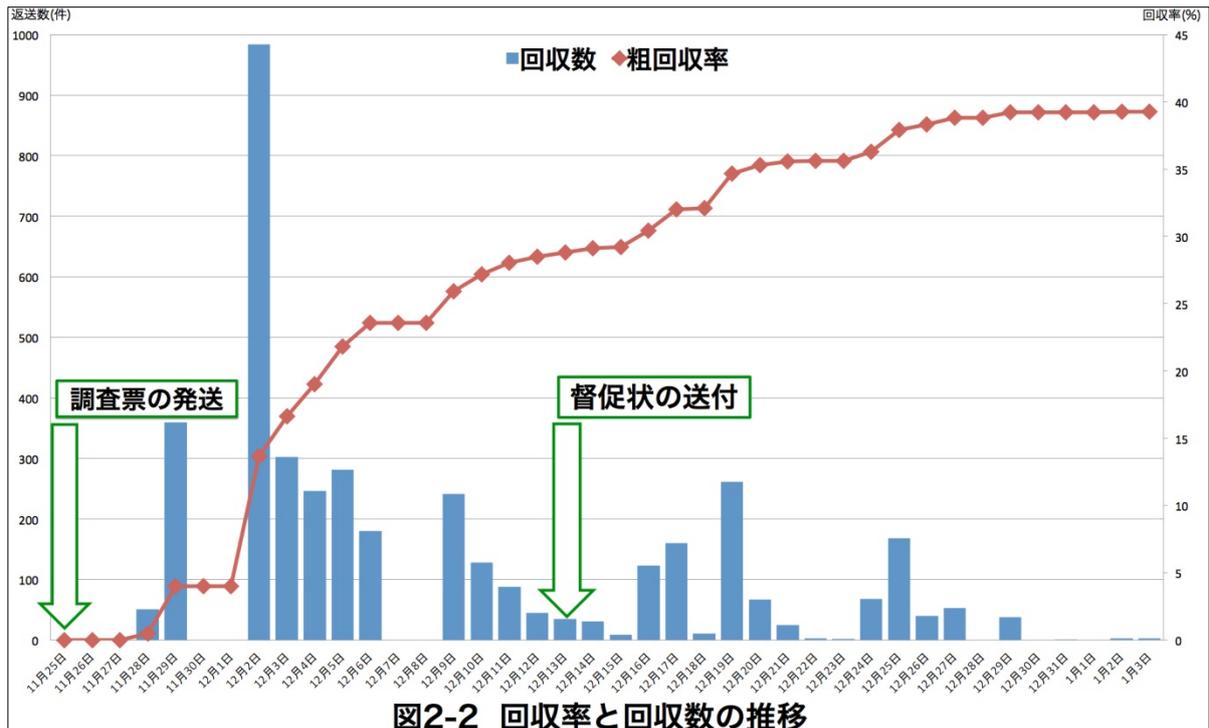


図2-2 回収率と回収数の推移

一週間ほどは一日あたり 200～300 ケースの回収があったが、翌週から徐々に回収数の低下が確認できる。こうした回収数の低下傾向は、12月13日に督促状が送付されたことで多少の改善が見られる。本調査では、督促状を受け取った調査対象者にはインターネットを利用して調査に回答できるような工夫がなされており、最終的に約 150 ケースがネットを利用した回答となった。こうした影響もあり督促状を発送してから 2 週間ほどは継続的に調査票を回収している。だが調査票発送から 5 週間以降では継続的に調査票が返送されているものの、その数は非常に小さいものとなっている。

続いて回収率の推移を時系列順に確認する。調査票発送から 1 週間後の時点では、およそ 14%(1394 票)が回収された。その後も 2 週間後の時点で約 26%(2644 票)、3 週間後では約 30%(3103 票)と順調に回収率が高くなっている。調査票発送から 4 週間後では約 36%(3632 票)であり、それ以降は回収率の伸びも緩慢になり、最終的に 6 週間後の時点で回収率は概ね 40%となっている。

次に男女別・年齢階級別の回収率を見てみよう。まず表 2-7 には、男女別の計画標本と回収票本の割合、回収率が示してある。計画標本も回収標本も女性の方が高くなっているが、概ね半々の割合になっている。回収率を見てみると男性よりも女性の方がおよそ 3% 高くなっている。こうした女性の回収率が高くなる傾向は、これまでの郵送調査法の知見でも示されており、先行研究とも一致する結果である(前田 2005)。

一方、年齢階級別の計画標本などを示した表 2-8 を見ると、性別とは異なり大きな違いが見て取れる。計画標本と回収標本を比較すると分布が異なる。計画標本では、30代から 40代と 60代の割合が高く、ふたこぶ状の分布になっているが、回収標本では、60代を頂

表2-7 男女別計画標本・回収標本・回収率

	男性	女性	合計
計画標本	48.9%	51.1%	10200
回収標本	46.9%	53.1%	4085
回収率	38.4%	41.6%	40.0%

表2-8 年齢階級別計画標本・回収標本・回収率

	20代	30代	40代	50代	60代	70代	80代	合計
計画標本	12.6%	18.3%	19.9%	16.4%	18.3%	14.0%	0.6%	10197*
回収標本	7.1%	13.2%	17.7%	19.6%	23.7%	18.0%	0.8%	4085
回収率	22.6%	29.0%	35.7%	47.8%	51.9%	51.7%	47.0%	40.1%

\*転記ミスによる生年不明3名を除く

点とした分布になっている。また回収率でも同様の傾向が見られ、50代以上で回収率が高くなっており、60代と70代では50%以上の回収率を示している。反対に若年層になるにつれ、回収率は低下していき20代では22.6%しか回収できていない。

社会調査では若年層の回収率の低さはたびたび指摘されており、本調査でも回収率に対して年齢が一定の影響を持っていることが確認された。後に確認する地域ごとの回収率を見ると、都市部での回収率が低く、この点には若年層の影響が現れている可能性もある。今後こうした傾向が継続して確認され、年齢ごとの回収率の差が拡大していくような状況になれば、データの代表性が低下することに繋がりがかねないため、若年者から協力を得られるような工夫や、データの偏りを補正するような試みも必要になってくるかもしれない。

#### 4.3 地点ごとの回収率

次に地点ごとの回収率について見てみよう。表2-9には、今回調査対象とした全国51地点それぞれの最終的な回収率、不達数、標本抽出の日程並びに標本抽出から調査票発送までの期間が示してある。こちらも図2-2と同様に粗回収率で示しているため、各地点の回収率の分母は200となっている。回収率は概ね30%~50%であり、もっとも回収率が低いのは大阪府大阪市東淀川区の約29%、最も回収率が高いのは秋田県大館市と秋田県北秋田市の約53%であった。全体的な傾向としては、東京や大阪といった大都市部での回収率が低くなり、都市部から離れるほど回収率が高くなる傾向が見られる。

同様に、地域ごとに差が見られたのが不達の数である。不達は住所不明で調査対象者に届かず、返送されたものを指し、本調査では合計で383ケースが不達として返送されてきた。地域ごとに見てみると三重県鈴鹿市で200ケース中43ケース(この地域のおよそ22%)が不達となっている。鈴鹿市については本調査の中でも例外的なケースであると考えられるが、それ以外でも、大阪市東淀川区、大阪市天王寺区、新宿区など都市部で不達のケースが多くなっている。こうした地点で不達数が増加したのは都市部では人口の流入・流出

表2-9 地点ごとの回収率・不達数・標本抽出日・調査票発送までの期間

地点名	回収率	不達数	サンプリング日	発送までの期間	地点名	回収率	不達数	サンプリング日	発送までの期間
大館市	0.53	2	2013/9/12	74	長岡京市	0.39	6	2013/9/11	75
北秋田市	0.53	2	2013/9/13	73	大村市	0.39	6	2013/9/6	80
新発田市	0.50	4	2013/8/28	89	須坂市	0.39	5	2013/8/30	87
米沢市	0.48	1	2013/9/4	82	富山市	0.39	4	2013/10/4	52
大津市	0.48	8	2013/9/26	60	練馬区	0.39	8	2013/8/29	88
開成町	0.47	1	2013/9/20	66	野田市	0.38	3	特定できず	-
白井市	0.47	1	2013/8/28	89	調布市	0.38	10	2013/8/27	90
宇治市	0.46	4	2013/9/3	83	さいたま市 西区	0.38	4	特定できず	-
福島市	0.46	7	2013/9/17	69	横浜市 港北区	0.38	6	2013/9/2	84
花巻市	0.45	12	2013/9/19	67	池田市	0.37	15	2013/8/30	87
町田市	0.45	5	2013/9/13	73	西尾市	0.37	3	2013/9/17	69
宮崎市	0.45	4	2013/9/20	66	広島市 南区	0.37	7	2013/8/19	98
横須賀市	0.45	6	特定できず	-	鈴鹿市	0.36	43	2013/8/29	88
野洲市	0.45	6	2013/9/3	83	荒川区	0.36	7	2013/8/20	97
日田市	0.44	3	2013/9/20	66	新宿区	0.36	18	2013/8/19	98
赤穂市	0.44	6	2013/9/17	69	目黒区	0.35	15	2013/8/21	96
宇都市	0.44	2	2013/8/21	96	川口市	0.35	8	特定できず	-
さいたま市 大宮区	0.44	3	特定できず	-	豊川市	0.34	4	2013/9/17	69
越前市	0.42	7	2013/10/2	54	市川市	0.34	6	2013/9/11	75
ふじみ野市	0.41	3	2013/8/26	91	川崎市 川崎区	0.34	10	2013/9/4	82
名古屋市中村区	0.41	3	2013/8/26	91	港区	0.34	7	2013/8/30	87
八戸市	0.41	8	2013/9/10	76	つくば市	0.33	4	2013/9/17	69
大崎市	0.40	4	2013/9/24	62	函館市	0.33	13	2013/9/9	77
浜松市 東区	0.40	4	2013/8/27	90	岸和田市	0.33	2	2013/8/19	98
大阪市 天王寺区	0.40	32	2013/8/21	96	沖繩市	0.32	4	2013/9/27	59
					大阪市 東淀川区	0.29	27	2013/8/22	95

が多く起こるためだと考えられる。表 2-9 に示してあるように、標本抽出から調査票発送までの期間に着目してみると、その期間が長くなった自治体で、不達数も多くなる傾向がある。とりわけ 8 月以前に標本抽出を行った地域で不達数が増える傾向が読み取れる。冒頭でも述べたように、本調査は民間の調査会社に委託せずに行われた。そのため本調査の研究会メンバー間で分担し全国 51 地点の標本抽出を行うことになった。その結果として、大学や研究機関が夏期休業期間となる 8 月から 9 月にかけて標本抽出が行われることになり、標本抽出から調査票発送まで比較的長期間を要する結果となった。また標本抽出から調査票発送までの期間が最も短いところでは 52 日、最も長いところで 98 日となり最大 1 ヶ月半ほど標本抽出の日程に開きがある。今回の調査で不達の多かった都市部は 8 月に標本抽出が行われており、人口の流動性が高い地点において、調査票発送までの期間が長くなり不達数が増加したものと考えられる。不達数は全体で 383 ケースであり計画標本のおよそ 3.8% と比較的少数だが、これら 383 ケースの中にも不達にならなければ回答が得られたケースも存在するだろう。また不達は無作為に発生すれば大きな問題は無いが、特定の影響により体系的に生じた場合、回収されたデータに偏りが生じる可能性がある。こうした観点から不達を減少させる必要性は十分にある。

本調査のように研究者間で協力して全国調査を実施する場合、大学および付随する研究機関の夏期休業期間である 8 月・9 月に標本抽出を行うことは避けられない。しかし 8 月末は上半期と下半期の切り替わりにも近く、8 月末に標本抽出した地点で不達者が増えてしまったという可能性もある。本調査では標本抽出時期から調査票発送までの期間も比較的長く、地点ごとに標本抽出の日程に開きがあった。調査票発送時期だけでなく、標本抽出の時期や発送までの期間も考慮して、より綿密な調査計画を立て実行することが次回以降の調査での改善点の 1 つだろう。

## 5. まとめ

以上が本調査の実施過程で生じた問題点とそれへの対応策である。これまでの議論の中でいくつかの問題点を提示したが、それらは調査に大きな影響を及ぼし、調査計画を水泡に帰するようなものではなかった。本稿で取り上げた電子端末での標本抽出や漢字の転記などは、これまであまり述べられてこなかったものであり、非常に些末な問題に思えるかもしれない。しかし、こうした小さな問題が郵送調査のデメリットとして議論されてきた回収率の低さに繋がる可能性もこれまでの議論で示してきた。

本調査は郵送調査のメリットである低予算という点を十分に活かした調査であった。全国 1 万人を対象とした大規模な調査であったにもかかわらず、民間の調査会社に委託せずに行ったことがこの点に大きく寄与している。だがその反面、研究者間で分担し調査の全ての過程を実施したため、様々なところで問題が生じた。特に本調査では標本抽出や回収票の開封に関わる人員の確保やその管理、またそうした人員へのインストラクションとい

った比較的小規模な調査では生じないような問題もあった。こうした問題点は実査の途中に予期せず発生することもある。そのため、低予算で実行できるとはいえ、綿密な調査計画はもちろん、調査の様々な過程に注意を払うことが必要になる。

本稿では議論することができなかったが、こうした大規模調査な郵送調査では特定個人への負担の集中は避けられない部分がある。本調査では研究代表の早稲田大学を調査票の返送場所としたため、調査票を発送してからは連日、研究室にて開封・入力作業が行われた。また調査を行うと必ず生じることだが、クレームの電話も多くの場合、研究代表が対応していたものと思われる。本稿で取り上げた問題に加え、こうした様々な事態に対応する必要があり、郵送調査の「コスト」は決して低いものではないかもしれない。しかし、本稿で議論したような内容を今後も蓄積させ、回収率や標本抽出時の問題のみならず、個人への負担の集中なども調査で発生する問題の1つとして認識し、対応策を検討することで、郵送調査の有用性はさらに増すことになるだろう。こうした観点からも、本稿での議論は決して些末な問題ではなく、郵送調査の重要な側面であり、今後も議論の蓄積が望まれる。

#### [注]

- 1) もちろん住所順の台帳でも、台帳を一巡しても抽出が終わらない場合に同一世帯の住人を2人以上抽出してしまうこともあるため、このような場合にも同様の注意が必要である。
- 2) 表 2-2 から表 2-6 での変換方法は Windows 7 Professional がインストールされた PC にて Microsoft Office Excel 2010 を使用した場合の変換方法である。異なる OS や Excel のバージョンによって変換方法になる可能性もあるので注意されたい。
- 3) 転記者に確認してもらえば判読できた可能性はあるものの、1 文字を確認するために早稲田大学まで来校してもらうことは難しく、今回はそのような対応は行わなかった。
- 4) 具体的には「=if(“返信の有無”=1、(“台帳の性別”×100+”台帳の年齢”)–(“調査票の性別”×100+”調査票の年齢”)、”)”」という式を定義している。

#### [文献]

Babbie, Earl, 2001, *The Practice of Social Research*, 9<sup>th</sup> ed., New York, Wadsworth Publishing.

岩井紀子, 2002, 「JGSS-2000 調査の方法」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『研究論文集 [1] JGSS-2000 で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所, 193-196.

前田忠彦, 2005, 「郵送調査法の特徴に関する一研究——面接調査法との比較を中心として」『統計数理』53(1):57-81.

松田映二, 2013, 「郵送調査で高回収率を得るための工夫」『社会と調査』10:110-118.

Miller C. Delbert, 1991, *Handbook of Research Design and Social Measurement*, 5<sup>th</sup> ed., California, SAGE Publications, Inc.

内藤準・高橋康二・脇田彩・細川千紘・斉藤裕哉・小山聖史・桑名祐樹, 2014, 「標本抽出台帳の電子化と調査の際の具体的注意点」『社会と調査』13:94-100.

大谷信介・木下栄二・後藤範章・小松洋編, 2013, 『新・社会調査へのアプローチ——論理と方法』ミネルヴァ書房.

# 日本におけるナショナリズムの時点間比較と規定要因

## 2 時点間の測定における等価性の実証的検討

田辺俊介  
(早稲田大学)

### 【要旨】

本論文の目的は、近年の日本のナショナリズム、特に昨今その問題が表面化している「排外主義」について、2009年と2013年に行った全国調査から、その変化と規定要因を把握することである。それによって尖閣／釣魚諸島沖衝突事件（2010年）や李明博大統領の竹島／独島上陸（2012年）以降の日中・日韓の関係悪化、あるいは自民党政権復帰（2012年）などを経て、人々の抱くナショナリズムがどのように変化したのかを把握する。多母集団共分散構造分析の結果、まず愛国主義については大きな変化は見られず、純化主義は一定程度強まる傾向が示された。また排外主義は、対中国・対韓国に対するものと、他の外国人に対するものの2種類に分けられた上で、対中国・韓国への排外主義については日本的な愛国主義の影響力が強まっていた。この点は、領土問題などのような国家レベルの紛争が、人々の抱く排外主義にも影響した結果と推察される。

キーワード：愛国主義、排外主義、純化主義、測定不変性

## 1. 現代日本におけるナショナリズム

### 1.1. 日本社会におけるナショナリズムの高まり？

日本社会においては21世紀に至り、特に2010年代以降、「ナショナリズム」に関わる現象が新聞紙面をにぎわせ、その「隆盛」が語られている。2000年代の初めの時点で「ぷち」なナショナリズムの広がりを憂いた香山(2002)は、2015年となると「がち」(香山 2015)として日本社会におけるナショナリズムの強化を嘆いている。例えば2008年に降板した安倍晋三が2012年に首相に復帰し、しかもその支持率が2016年2月に至るまで比較的高水準で安定していることから、安倍首相の抱くような「ナショナリズム」が日本社会全体で強まっている、という懸念を抱く人々は少なくないようだ。

ただし、そこで述べられる「ナショナリズム」とは、果たしていかなる内容であるのだろうか。安倍首相やその取り巻きの政治家が主張する類の、第二次世界大戦以前の日本を称揚する愛国主義的な主張なのであろうか。それとも「在日特権を許さない市民の会」の路上への出現に象徴されるような露骨な排外主義であらうか。あるいは日本社会では外国籍居住者が着実に増えているという現実を無視し、日本は「単一民族国家」の神話を理想と考える人々が増えている、ということなのだろうか。実は、それらのうちのどのような

種類のナショナリズムが強まっているのか、それとも実際は弱まっているのか、その点を厳密に論じる研究は未だに少ない。そのためか、特にナショナリズムの賛成派と反対派の間では、いまだに基本的にかみ合わないナショナリズムの「過小」と「過剰」に関する空中戦が続けられている状況である。

そこで本稿では、前著（田辺編 2011, Tanabe ed 2013）と同じく、「愛国主義」「排外主義」「純化主義」という3つの概念に分割した上で、日本社会においてそれぞれが2009年から2013年の間に変化したのか、変化したとすればどのような変化があったのかについて、日本全国を対象とした量的社会調査データの分析を通じて検討する。

## 1.2 「民族型ネーション」の典型例としての日本

本章では現代日本のナショナリズムについて論じるが、まず日本というネーションの特徴を確認しておこう。一点目の特徴としては、2016年現在の日本が未だに「民族型ネーション」の理念型に近い状況にあることだろう。日本は、既存のエトニやエスニックな絆を基礎として形成された、血統・人民主義・習慣・方言・土着主義といった要素を強調する「エスニック・ネーション」（Smith 1991=1998）の典型例として挙げられる。さらに言えば、世界的にも最も民族的に「同質的」なネーションと見なされていた（Connor 1978）。実際2015年末時点でも定住外国人比率は2%未満であり、先進諸国の中では比率的に低比率に留まっている。そのためこともあってか、日本では特に第二次世界大戦の敗戦以降、「単一民族国家」という神話（小熊 1995ほか）が浸透し続けている。

しかしながらポスト冷戦期以降、日本社会は変化の途上にあることも事実である。1989年には約89万人と総人口の1%にも満たなかった定住外国人人口（在留外国人・外国人登録者数）が、2015年には217万人を超え、最近の四半世紀の間で2倍以上に跳ね上がっている。さらに少子高齢化にともなう労働人口の減少から、移民労働者の大量受入も不可避であるという議論も根強い。他にも（旅行者としてではあるが）訪日外国人は急増しており、外国人との接点は着実に増えている。また帰化して日本国籍を取得した人々も決して少数ではない。以上総じて考えれば、現実的にはすでに日本社会はもはや「単一民族国家」とはいえないのである。

またネーションを取り巻く近隣諸国との外交関係についても、安定期から変動期に入っている。1945年以前の拡張政策に対する反省からか、戦後から冷戦期にかけての日本は、日米安保体制を前提にした比較的安定した状態を続けていた。確かにソ連との関係では北方領土など未解決な領土問題を抱えていたが、マスメディアでその対立が大きく喧伝されることは少なかった。しかしポスト冷戦期に入った後、近隣諸国、特に中国や韓国との関係が、歴史認識問題や竹島／独島や尖閣諸島／釣魚諸島などの領土問題に象徴されるように、流動的かつ抗争的な状況に陥っているのである。

### 1.3. ヘイトスピーチ（憎悪表現・差別扇動）の路上出現と地政学的コンフリクト

日本におけるナショナリズムの議論に関して、昨今は特に排外主義に着目が集まっている。もっとも日本の排外主義の表出としては、戦前の関東大震災時の朝鮮人虐殺事件、戦後もチマチョゴリ切り裂き事件など、様々な民族差別・外国人差別が長らく存在し、また現在も続いている。とはいえ 2000 年代以降はインターネットの普及とともに、外国人（特に韓国・中国人）に対する差別や偏見に満ち溢れた記述が、インターネット上の掲示板やブログの記事などに数多く書き込まれるようになっていった。さらに 2010 年代に至り、そのようなヘイトスピーチが、ネット上だけではなく路上などの公共の場にまで出現して耳目を集めた。そのようにヘイトスピーチが路上にまで登場し、その姿がネットで公開されることで参加者が増殖する状況は、やはり新たな事態の発生を感じさせる事案である。それでは、何がそのような状況変化をもたらしたものであろうか。その要因の探求も本稿の問いの一つである。

また国内のヘイトスピーチの隆盛という問題に対し、近隣諸国との領土紛争については、まさに「国境」に関する、国を超えた問題となっている。勿論、近隣諸国とのコンフリクトについても、決して2010年以降に全く新しく生じた問題ではない。特に冷戦構造崩壊後、対共産主義の「同盟」という形で押さえ込まれていた韓国の対日批判などが表面化していく中、従軍慰安婦問題など植民地時代の歴史の未精算という問題（樋口 2014）が再浮上してきたわけである。

しかしそのような近隣諸国との対立が、領土紛争という形で表面化し、メディアで喧伝されるようになってきたのは、特に2010年代以降のことである。対中国では2010年に起こった尖閣諸島／釣魚島漁船衝突事件と、その後の政府による「国有化」に伴う問題であろう。また対韓国では、2012年に当時の韓国李明博大統領が独島／竹島へ上陸し、それが大きな問題として、特にインターネット上で採り上げられていた<sup>1)</sup>。それら地政学的紛争は、ほとんどのメディアで基本的に、「国対国」のゼロサム的な闘争というフレームを前提として大きく報道された。そのためそのようなコンフリクトが、人々の抱く愛国主義や排外主義に影響しているのではないかと考えられる。

## 2. ナショナリズムの「変化」の要因に関する先行研究

ナショナリズムに関する研究は非常に数多いが、本章で対象とするようなナショナリズムの時点間の変化については、以下のいくつかの研究動向が参考になると思われる。

### 2.1. 社会心理学的パースペクティブ

社会心理学の議論、特に心理学的社会心理学の議論では、主として個人のもつ社会や社会的な存在に対する意識の形成過程を論じるものである。しかしその形成メカニズムに関する議論は、特定の社会においてある意識を持つ人々は増える、あるいは減る、という議

論にも援用できるものは少なくない。

そこで本章で対象とする愛国主義や排外主義、あるいは純化主義というナショナリズムの下位概念について、純化主義を「内集団と外集団の分離」、愛国主義を「内集団びいき」、排外主義を「外集団への敵意や偏見」と見なせば、一連の「偏見研究」の系譜が参考になるであろう。その中の古典的な議論の一つとして、権威主義的パーソナリティ (Adorno et al. 1950) の影響が議論されてきた。ナチス・ドイツに見られたような行き過ぎた愛国主義や排外主義の背景には、権威者に盲従し、一方で社会的弱者を踏みつけるような権威主義的パーソナリティが存在するのだ、という考え方である。ただし、人々の権威への盲従自体については、ミルグラムの行った俗称「アイヒマン実験」でも示されたように、パーソナリティよりも環境の力が大きいのではないか、という議論も存在する (Milgram 1974=2008)。そのため、アドルノらとミルグラムの知見を併せて考えれば、仮に社会が権威主義的なリーダーを称揚するような環境になった場合、権威主義的パーソナリティを持つ人が増え、その影響で排外主義や愛国主義が強まる、と予想できるだろう。

またこの研究の系譜として、偏見や外集団への敵意、内集団びいきの根本原因としては、「内」と「外」を峻別する社会的アイデンティティの成立過程こそが重要だと考える、社会的アイデンティティ理論 (Tajfel et al 1979 etc) が生まれてきた。人々の認知過程そのものに、外集団への敵意や内集団びいきの原因が存在している、という議論である。そのような社会的アイデンティティの一つであるナショナル・アイデンティティは、その形態によって人々のナショナリズムのあり方も大きく変えることは想像に難くない。さらにマクロレベルでは、「日本人」という社会的アイデンティティを構築する主要な言説がいくつか存在しており、特に「単一民族国家」の神話は日本のナショナリズムの形成に対して比較的強い影響力を持っている、と考えられよう。

一方で現実的葛藤理論 (Sherif 1966 etc.) においては、現実としての希少な資源の集団間の競合関係が、外集団への偏見や排外性の原因と考えられている。実社会において具体的には主に職業を巡る争いとして考えられており、そこから社会経済的地位や階層が関連する、と考えられている。つまり、比較的置き換え可能性が高い単純労働や低賃金労働に従事する低学歴の人々の方が、流入する移民たちと同じ職を奪い合う競合関係に陥りやすい。その結果、そのような属性の人々の排外主義が強まる、と考えられている。この議論を援用する場合には、2009年から2013年の間で何らかの客観的な競合関係が強まったならば、それを理由として人々の排外主義が強まる、と予想される。

## 2.2. 紛争の影響

現代日本のナショナリズム、特に排外主義については、冷戦終結以後、特に2000年代の東アジアにおける地政学的紛争や過去の植民地の未精算の問題などが影響している、という、議論が存在する (樋口 2014)。そのような議論をより一般化したメカニズムとして

説明すれば、国家間の対抗関係や特定国家への対抗意識が、国内の外国籍者への排外主義につながっている、という理論であろう。また国家間の紛争が国民の間のナショナリズムを煽る理由の一端については、そもそも戦争が国家形成を促し、それが国民形成につながったという議論（Tilly ed. 1975）によっても一部説明できるだろう。

それらをまとめれば、特定の国家間の紛争や対立（あるいは和解や協調）が、国内のナショナリズムを強化（あるいは弱体化）させることが予想できる。具体的には、2009年から2013年の間に起きた中国と韓国との間の地政学的紛争が、昨今の日本の排外主義を強化しているのではないかと考えられる。

### 2.3. 社会的「不安」・「不満」の影響

何らかの欲求不満（frustrated）を抱えた人々が社会運動の支持者となる、という理論は古くから論じられている（例えばHoffer 1951=2006）。そのような不満・不安による排外主義の説明の流れは、日本では一定の系譜をもっている。香山（2002）の「ぷちナショナリズム症候群」の議論以来、日本でも社会の流動化による（特に若年層の）社会的「不安・不満」のはけ口（高原2006）や「生きづらさ」を要因とした排外主義の発露（安田2012）という議論が多くなされている。

その点についての理論的考察としては、オーストラリアの社会学者ガッサン・ハージによるパラノイア・ナショナリズム（Hage 1998=2003）の議論が参考になるであろう。ネオリベラリズムの隆盛にともなう福祉国家の後退によって、「国民」としての安定的な地位が脅かされ、ネーションとのつながりの脆弱さを感じる人々が、その恐怖を増加する移民のような「真性の国民」と彼ら・彼女らが見なさない人々に対して投影することで、排斥する、という理論である。

以上の理論からは、かりに2009年から2013年にかけて個人的な不満や社会的な不安が強まっていれば、その分排外主義が強まる、と予想される。

## 3. データと変数

### 3.1. データ

本論文で用いるのは、著者と著者の研究グループが、2009年と2013年に行った全国調査のデータである。母集団は、2009年あるいは2013年時点の20歳～80歳の日本国籍保持者である。サンプリング方法は、層化確率抽出を用いている。第1層については、外国人居住比率で3層に分けた上で、2009年では30市区町、2013年では51市区町を、抽出確率を人口比対応させた上で、無作為抽出した。続いて抽出された各市区町村の選挙人名簿より、2009年では各地点250ケース（ただし、重点地域600ケース）、2013年では各地点200ケースを、投票区を無作為抽出後、系統抽出した。総抽出ケース数は、2009年は8,550、2013年では10,200である。

調査方法については、両年ともに郵送配布・郵送回収の自記式である。調査時期については、2009年調査は民主党による政権交代が起こった衆議院選挙直後の10月～11月、2013年調査は前回の衆議院選挙に続き自民党の圧勝が続いた第23回参議院選挙の後の11月～12月に実施した。

回収ケース数は、2009年調査では3,610ケースであり、不着等を除いた上での回収率は44.3%であった。また2013年調査の総ケース数は4,134であり、不着等の調査不能を除いた回収率は42.2%であった（調査の詳細については、本報告書第1章参照のこと）。

## 3.2 概念の操作化（変数）

### 3.2.1 「愛国主義」

ナショナリズムの一側面としての「愛国主義」であるが、本研究では以下のような日本版の指標を用いて測定した。

問：次にあげる意見について、あなたはどのように思いますか。

- A. 国旗・国歌を教育の場で教えるのは当然である
- B. 子どもたちにもっと愛国心や国民の責務について教えるよう、戦後の教育を見直さなければならない
- C. 日本人であることに誇りを感じる

以上3つの設問については、AとBにおいて「教育」という場を想定しての回答を貰っている。この点は日本においては1990年代以降、教科書や教育の場における「ナショナリズム」が広く議論されてきた、という歴史的背景を前提としており、日本において典型的に左派と右派の間で論争になるテーマである。さらにいえば、特にBの設問にあるように「愛国心を教える」という、「他者も愛国心を持つべきである」という発想が含まれており、その点で「～主義」としての愛国主義の指標となっている。一方でCの「誇りを感じる」という設問は、自分自身が誇りを感じるか否か、というパーソナルな設問であり、より一般的な意味での「愛国心」と呼ばれるものに近いものである。

### 3.2.2 「排外主義」

排外主義一般の指標として用いるのは、居住地域への外国人増加に対する態度を以下のような質問文で尋ねた項目群である。まず質問文は「あなたが生活している地域に、以下のような人々が増えることに賛成ですか、反対ですか。あなたの意見にもっとも近い番号に○をつけてください。」となっており、これは日本版総合社会調査（JGSS）で採用されている項目にほぼ等しいが、「以下のような人々」として対象者を国籍や地域で分けている点が、本調査の独自の特徴である。実際に尋ねた対象は、アメリカ人が増えること、中国人

が増えること、韓国人が増えること、南米諸国の外国人（2013年では「日系ブラジル人」）が増えること、西ヨーロッパ諸国の外国人（2013年では「ドイツ人」）が増えること、東南アジア諸国の外国人（2013年調査では「フィリピン人」）が増えること、である。回答はそれぞれ個別に求めており、選択肢については「1. 賛成、2. やや賛成、3. やや反対、4. 反対」の4件法であった。これら項目群を、本稿では全般的な「排外主義」の指標として使用する。

### 3.2.3 「純化主義」

純化主義とは、ナショナリズムの下位概念の中でも、純粋で統一された「国民」を理想視し、特定の条件で国民と非国民を峻別するような主義主張を示す概念である（田辺編 2011; Tanabe ed. 2013）。またこのような国民の条件という側面は、特定の属性によって「我々」と「彼ら／彼女ら」として集団的アイデンティティを分断するもので、理論的には「社会的アイデンティティ理論」(Tajfel & Turner 1979)の議論と関連するものである。

その中でも特に民族的な基準については、先行研究でも排外主義と結びつきやすいことが指摘されている（田辺編 2011）。その測定について本章ではISSP調査の項目を使用しており、設問は以下のような文言である。「ある人を本当に日本人であると思なすためには、以下にあげるようなことが「重要だ」という意見と「重要ではない」という意見があります。それぞれについてあなたはどの程度重要だと思いますか」という質問でたずねた上で、7項目について聞いているが、本論文で用いるのはその項目の中でも「日本で生まれたこと」、「人生の大部分を日本で暮らしていること」、「先祖が日本人であること」の3つである。それらは後天的には変え得ない帰属的な条件であり、基本的に出自に伴う民族という要素を把握するのに相応しいと考えられる。この点は「社会的アイデンティティ」、特に「単一民族神話」と関わる側面を操作化したものである。

一方、「自己定義」や「法制度への忠誠」などを国民の条件と思なす市民的な基準については、それ単独であればむしろ排外主義を弱める傾向も指摘されている（Perherson et al. 2009）。しかし日本では民族的基準とあまり区別されておらず（田辺編 2011）、本章ではその排外主義との関連性を再検討するとともに、2時点の変化も確認しておこう。具体的には本章では、「日本の政治制度や法律を尊重していること」、「自分自身を日本人だと思っていること」、「日本の国籍を持っていること」という3つの項目で測定している。

### 3.2.4 その他の概念：「権威主義」、「不安／不満」と階層的地位など

ナショナリズムに影響を与えられている諸概念については、以下のような操作化を行っている。

まず権威主義的パーソナリティの影響を検討するために、本研究ではSSM調査（社会階層と社会移動に関する全国調査）などでも継続的に用いられている以下の質問項目によっ

て権威主義の強弱を測定した。質問文は「次にあげる意見について、あなたはどう思いますか。」というものであり、それに対して、「権威ある人々にはつねに敬意を払わなければならない」、「伝統や慣習にしたがったやり方に疑問を持つ人は、結局は問題をひきおこすことになる」、「この複雑な世の中で何をなすべきか知る一番よい方法は、指導者や専門家に頼ることである」という3つの質問が提示され、選択肢として「1. そう思う、2. ややそう思う、3. どちらともいえない、4. あまりそう思わない、5. そう思わない」という5件法である。

また個人の「不安／不満」については、以下の指標を用いた。まず「不満」については、「あなたは生活全体に満足ですか、それとも不満ですか。」との設問で、選択肢は「1. 満足している、2. どちらかといえば満足している、3. どちらかといえば不満である、4. 不満である」の4つである。

階層的地位として、まず教育年数は、カテゴリーで尋ねたものを年数に変換して用いている。また階層的地位については、世帯年収その他客観的な指標については精度の問題もあるため、今回は主観的社会階層を代理指標として用いる。具体的には「仮に現在の日本の社会全体を、以下のように5つの層に分けるとすれば、あなたご自身は、この中のどれに入ると思いますか。」という設問であり、選択肢は、「1. 上、2. 中の上、3. 中の下、4. 下の上、5. 下の下」の5つである。

## 4. 分析

### 4.1. 記述統計

本節では、愛国主義・排外主義・純化主義を測定する項目群について、2009年と2013年の回答分布と2時点間の差を確認していこう。後述するように測定の不変性の問題もあり、単純な分布の増減だけでは、ナショナリズムが強化されたとも、あるいは弱体化したとも言えることはできない。しかしながら、基礎的分布の変化から得られる情報も決して少なくないため、ここではそれを確認しておく。

まず愛国主義の指標とした項目の分布は以下の表1の通りである。

表1 愛国主義の指標の回答分布

調査年	国旗・国家を教える			愛国心教育			日本人誇り		
	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09
そう思う	35.2	44.5	9.3	27.1	21.6	-5.5	45.6	44.9	-0.7
ややそう思う	26.1	29.5	3.4	30.4	32.9	2.5	30.4	36.0	5.6
どちらともいえない	19.2	15.0	-4.2	24.1	25.4	1.3	16.3	13.5	-2.8
あまりそう思わない	9.6	5.9	-3.7	8.9	12.7	3.9	3.5	2.8	-0.8
そう思わない	7.3	3.5	-3.8	6.9	5.3	-1.6	1.7	1.0	-0.7
DK.NA	2.7	1.6	-1.1	2.6	1.9	-0.7	2.5	1.8	-0.7

個別の項目別に見ていくと、「国旗・国歌を教える」という項目は、「そう思う」と「ややそう思う」が合計して 12.7 ポイント増えているが、一方で「愛国心教育」は「そう思う」と「ややそう思う」という人がむしろ 3 ポイントほど減っている。そのように一律で愛国主義の指標への賛同率が増加しているわけでも、減少しているだけでもないようである。そのため、次節以降でより厳密な方法で 2 時点のデータを比較することで、その結論を導き出すこととしよう。

次に排外主義の指標についての分布は以下の表 2 の通りである。

表 2 排外主義の指標の回答分布

調査年	アメリカ人			中国人			韓国人		
	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09
賛成	13.9	24.0	10.1	6.4	5.6	-0.8	8.0	6.7	-1.3
どちらかといえば賛成	44.6	51.2	6.6	23.4	15.6	-7.8	31.7	23.3	-8.4
どちらかといえば反対	29.5	17.1	-12.4	40.6	36.2	-4.4	37.5	36.6	-0.9
反対	7.9	4.6	-3.3	25.1	39.6	14.5	17.8	30.1	12.3
DK.NA	4.2	3.1	-1.1	4.5	3.0	-1.5	5.0	3.3	-1.7

調査年	西ヨーロッパ諸国 外国人/ドイツ人			南米諸国の外国人/ 日系ブラジル人			東南アジア諸国外 国人/フィリピン人		
	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09
賛成	12.0	18.9	6.9	6.7	13.4	6.7	7.0	10.1	3.1
どちらかといえば賛成	42.3	49.9	7.6	29.3	44.6	15.3	28.3	37.0	8.7
どちらかといえば反対	29.9	20.6	-9.3	41.2	29.2	-12.0	41.1	36.6	-4.5
反対	10.4	6.5	-3.9	17.7	9.1	-8.6	18.4	12.5	-5.9
DK.NA	5.5	4.0	-1.5	5.0	3.7	-1.3	5.3	3.7	-1.6

こちらの指標についても、増減はばらばらである。アメリカ人については、増加に「賛成」という人が 10.1 ポイントも増加している。また厳密には項目名が異なっているが、西ヨーロッパ諸国の外国人とドイツ人、南米諸国の外国人と日系ブラジル人、さらに東南アジア諸国の外国人とフィリピン人なども、むしろ増加に賛成する人が増えている。

その一方で中国人と韓国人については、「反対」という人が 10 ポイント以上増加しており、「どちらかといえば反対」と「反対」を合計すると 8 割程度と非常に高率になっている。このように単純な分布の変化から見ても、2009 年と 2013 年の間に中国人・韓国人に対する反発が強まっている、と予想される。

続いて純化主義の指標については、以下（表 3）のような分布となっている。

表3 純化主義の指標の回答分布

調査年	出生			居住年数			先祖		
	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09
とても重要だ	23.0	30.0	7.0	25.6	27.4	1.8	18.3	28.1	9.8
まあ重要だ	29.8	32.5	2.7	38.1	39.8	1.7	24.7	29.8	5.1
あまり重要ではない	34.0	29.4	-4.6	27.8	27.1	-0.7	37.0	32.2	-4.8
まったく重要ではない	10.0	6.4	-3.6	4.5	3.7	-0.8	16.8	7.9	-8.9
DK.NA	3.2	1.7	-1.5	4	2.1	-1.9	3.2	1.9	-1.3
調査年	政治制度・法律尊重			国籍			自己定義		
	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09	2009	2013	差/13-09
とても重要だ	35.9	34.7	-1.2	48.0	49.8	1.8	42.2	53.9	11.7
まあ重要だ	41.6	46.8	5.2	34.9	35.9	1.0	33.7	31.7	-2.0
あまり重要ではない	14.5	14.4	-0.1	10.6	10.6	0.0	15.2	10.4	-4.8
まったく重要ではない	3.9	2.0	-1.9	2.3	1.8	-0.5	4.3	2.0	-2.3
DK.NA	4.3	2.1	-2.2	4.2	1.9	-2.3	4.5	1.9	-2.6

全体的に各種条件を「重要だ」と答える人が増えている傾向にある。特に「先祖」という項目については、「とても重要だ」と回答した人は2009年では18.3%だったのが、2013年では28.1%と10ポイント近くも増えている。また「出生」も「とても重要だ」と「まあ重要だ」をあわせると10ポイント近く増えている。そのため本章では「民族的純化主義」と名付けている帰属的条件を重要と答える人が若干上昇傾向にある、と考えられる結果であった。

#### 4.2. 測定不変の検討

2つの時点のデータについて、確かに設問が基本的に同じである場合、その回答分布の比較、あるいは順序尺度を擬似的に連続量とみなしての平均値比較などは、多くの研究において採用される分析手法である。しかしながら、特に複数の設問の背後に潜在変数を仮定した上で、その測定の等価性を統計的に厳密に比較するためには、潜在変数の測定不変性を確認する必要がある。そこで2009年データと2013年データをそれぞれのグループとみなした多母集団共分散構造分析によって、本章の分析に用いる潜在変数（愛国主義、排外主義、純化主義、権威主義）の測定不変性を検討した<sup>3</sup>。

その結果、まず主要な検討対象ではない「権威主義」については、2009年と2013年の時点間で計量不変の条件を満たしていた。つまり、潜在変数から各項目への係数も等しく、さらに切片なども同一と見なして問題がなく、尺度得点の平均値比較なども可能である。結果的に2時点間の因子得点に統計的有意差はなく、2時点における平均値もほぼ変化はないと結論づけられる。この結果は、調査自体の様々な違い（回収率や設問の並びなど）が必ずしも測定に影響を与えないとは限らない、ということを示すベースラインとも考えられる。よって権威主義の計量不変性は、以下に検討するナショナリズムの2時点間の差異がより実質的な差異と言いうることの傍証となっている。加えて補論となるが、メディア

統制その他かなり権威主義的な安倍首相が 2012 年に政権復帰しているが、社会全体がそれに牽引されて権威主義を強めている、というような事態も観察されなかった。

さて本題であるナショナリズムの諸概念については、分析の結果、2時点間で測定上一定の差異が生じていることが示された。まず愛国主義については、「日本人であることに誇りを感じる」という項目の因子負荷量が等値とはみなせず、2013年でいくぶんか低下していた。ただこの点については調査票においてその項目の配置が変わったこと（2009年には他の項目と並んでいたが、2013年では問番号が異なる設問内の1項目になった）が影響している可能性があり、日本社会の実質的な変化とは限らない。しかしながら「誇りを感じる」という項目以外の2項目の等値性は満たされていることから、部分的な測定不変性は存在する。そのためその平均値比較については慎重に考える必要があるが、他の変数との関連などは一定程度の比較は可能だと考えられる。

純化主義については、まず文化・民族的純化主義について「祖先」の因子負荷量の等値制約を外すと、モデルの適合度がわずかに上昇する（CFIが0.972から0.976に上昇、モデルのカイ二乗値は232.96から197.78に低下し、その差は統計的に有意）。そのため厳密な不変性は担保されていないと言える。しかし、3項目中2項目までは計量不変が満たされていたことから愛国主義と同様、他の変数との関連などは一定程度の比較は可能だと考えられる。一方の市民・政治的純化主義については計量不変を満たしており、基本的に年度をまたいだ平均値の比較が可能である。

最後の排外主義については、モデルの適合度を検討した結果、1因子として扱うよりは、2因子として扱うのがよいとの結果であった。具体的には、一つ目の因子は（主に）対中国・韓国人への態度、第2因子は他の外国人への態度として2つの因子として扱う方が適切であることが示された<sup>4</sup>。

#### 4.3. 愛国主義・排外主義・純化主義の因子得点平均の比較

それでは2009年から2013年の間で日本のナショナリズムはどう変化したのであろうか。前節で示した愛国主義・排外主義（2種類）・純化主義（民族的・市民的の2種類）・権威主義の相関を認めた上での測定モデルに基づき、各年度の因子得点の平均値を算定した（その際、2009年の因子得点を0に固定している）。そのモデルの適合度は、RMSEAが0.056と基準とされる0.05を上回るが、CFIは0.986と基準の0.950を上回っており、2時点の測定モデルを共通とした上でも、比較的当てはまりは良いと言えよう<sup>5</sup>。そのため、前述の通り測定不変性の厳密さには一定の留保が必要な因子もあるが、基本的には平均値の変化は比較可能と考えられる。よって、2013年の因子得点の平均値をまとめたのが以下の表4である。

表4 2013年因子得点の平均値と標準誤差、95%信頼区間（標準化係数）

	平均値	S. E.	95%CI low	95%CI high
愛国主義	0.047	0.03	-0.012	0.106
民族的純化主義	0.344	0.028	0.289	0.399
市民的純化主義	0.121	0.032	0.058	0.184
対韓国・中国	0.329	0.024	0.282	0.376
対他外国人	-0.442	0.027	-0.495	-0.389
権威主義	0.058	0.03	-0.001	0.117

まず愛国主義については、個別項目ではある程度回答分布の変化があったが、因子得点の平均値の変化は小さい。係数としては、平均値自体は2009年を0とすると、2013年は+0.047とわずかにプラスではあったが推定平均値の95%推定区間の下限がマイナスとなっているように、その差は統計的に有意であるとはいえない。勿論、測定不変性が完全ではないこともあって断言はできないが、2009年から2013年の間で愛国主義的な主張が特に強まったとは言えないようである。

一方で、民族的純化主義の平均値については、2009年を0とした場合、2013年の平均値は0.344であり、95%信頼区間もプラスの範囲内であり、統計的にも有意に上昇している。この点については前述のように、同様の項目のISSP2003と2013の変化とはまた逆の変化であった。そのため、2003年から2009年には低下し、2013年までに再度上昇した、とも考えられるが、一般化するには一定の留保が必要であろう。また市民的純化主義についても、2009年の因子得点を0とすると、2013年は+0.121と係数は比較的小さいが、若干の上昇が見られた。以上の結果から、本章で用いた2時点のデータとしては、純化主義について一定の上昇が見られたと言えるであろう。

続いて排外主義については、顕著な傾向ははっきりと出ている。まず対中国人・韓国人への排外主義の因子得点については、2009年を0とした場合、2013年は+0.329となり、95%信頼区間を見ても2時点間で統計的にも有意に上昇している、と言えるであろう。その一方、他の外国人一般への排外主義については、むしろ減少傾向であり、2009年を0とした場合、2013年については-0.442で、有意に低下していると言える数値が出ている。そのように2つの年次の間で、特定の外国に対する排外主義は強まった一方、その反動のように他の外国人への排外主義が弱まっており、一概に（全ての）「排外主義が強まった」と言うことはできないであろう。

#### 4.4. 潜在変数間の相関

続いて、潜在変数間の相関を確認していこう。そのために4.3で用いたのと同じモデルでの因子の相関係数を時点ごとに並べたのが以下の表5である。

表5 2009年と2013年の各因子同士の相関（太字下線は有意な低下を示す）

	対韓国・中国		権威主義		愛国主義		民族的純化主義		市民的純化主義	
	2009	2013	2009	2013	2009	2013	2009	2013	2009	2013
対他外国人	.921	<b>.685</b>	.237	<b>.149</b>	.197	<b>.016</b>	.412	<b>.241</b>	.153	.079
対韓国・中国			.180	.144	.235	.296	.355	<b>.245</b>	.169	.259
権威主義					.395	.364	.514	<b>.399</b>	.180	.232
愛国主義							.395	.385	.477	.542
民族的純化主義									.944	.926

まず2種類の排外主義の間の相関が弱まっていることに注意が必要である。2009年では0.921とほぼ一つの概念とも考えうるだけの強い相関があった。それが2013年では0.685と、以前強いとはいえ、大幅に相関係数が低下している。この結果は言い換えれば、2009年から2013年の間で「中国・韓国」と「その他外国」の間を区分する人が増えたということを示している。

そのことが影響しているのか、愛国主義と排外主義の関係も変化している。対中国・韓国排外主義の相関については（統計的な有意差まではないが）2009年では0.235だったのが2013年では0.296と上昇傾向なのに対して、愛国主義と対他の外国人への排外主義の相関は2009年では0.197であったのが2013年では係数自体が有意ではなく（点推定の相関係数は0.016）、2009年から2013年にかけて関連が弱まっていることが示された。

以上の結果をまとめれば、2009年に比べると、2013年時点の日本社会では、愛国主義がほかの意識よりも、特に対中国人・韓国人への意識に対して強く影響するようになった傾向が示されたと言えるだろう。

他の因子間の相関をみていくと、まず純化主義同士の相関は0.944と0.926と非常に高く、帰属的・客観的な属性を条件とする民族的純化主義と、獲得的・主観的な条件で構成される市民的純化主義がほとんど峻別されてないことがうかがえる。つまり日本においては「日本国籍保持者（市民的基準）」と「日本民族（民族的基準）」が混同されやすい「単一民族国家」の神話が、未だに根強いことが傍証されるような結果であった。

また権威主義はナショナリズムの下位概念、特に民族的純化主義や愛国主義との相関が強く、その傾向は2009年から2013年では大きくは変化していないことも明らかとなった。つまり日本では権威主義者が単一民族国家の神話を信奉しやすく、同時に（戦前回帰的な）愛国主義を標榜しやすい、ということであろう。

#### 4.5. 規定要因分析

##### ① 純化主義の規定要因

本節ではまず2種類の純化主義の規定要因として、年齢・教育年数・生活満足度・主観的階層、それに権威主義を入れたモデルの結果を以下に提示する（表6）。

表6 純化主義の規定要因モデル（係数は標準化係数）

	民族的純化主義				市民的純化主義			
	2009		2013		2009		2013	
	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.
権威主義	0.716	0.031	0.538	0.024	0.464	0.035	0.541	0.025
年齢	0.129	0.027	0.171	0.021	0.162	0.026	0.181	0.022
教育年数	-0.215	0.027	-0.140	0.022	0.016	0.027	0.014	0.022
主観的階層	-0.115	0.027	-0.005	0.023	0.007	0.027	0.073	0.023
生活満足度	-0.001	0.028	-0.003	0.024	0.060	0.027	0.043	0.024

2種類の純化主義とも基本的には似た規定構造であり、年次による変化も大きくはない。権威主義的であるほど純化主義も強く、また高齢者ほど純化主義が強い、という傾向である。一方、教育年数などは長い人ほど民族的純化主義は弱い傾向であるが、一方で市民的純化主義には大きな学歴差はないようである。さらに主観的階層や生活満足度なども、それほど強い一貫した影響はないようである。そのため日本における純化主義は、拙著（田辺編 2011）でも述べたのと変わらず、学歴などには一定の影響も受けつつも、個人の生活状況や階層の影響は受けにくい「イデオロギー」と言いうることが再度確認された。

② 愛国主義の規定要因

続いて愛国主義についても、純化主義と同様のモデルで規定要因を分析した。その結果が以下の表7である。

表7 愛国主義の規定要因（係数は標準化係数）

	2009		2013	
	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.
権威主義	.528	.024	.613	.020
年齢	.250	.021	.147	.020
教育年数	-.110	.022	.029	.020
主観的階層	.051	.021	.054	.021
生活満足度	.068	.022	.076	.022

まず権威主義の影響が非常に強いことが示され、その構造には大きな変化はないようである。高齢者の方が愛国主義が強いという傾向も、確かに係数はいくぶん小さくなっていくが、継続しているようである。また主観的階層や生活満足度についても、その係数は非常に小さいが、主観的階層が高い人、生活満足度が高い人の方が愛国主義の強いという傾向にも変化はない。

ただし教育年数については 2009 年では高学歴者ほど若干愛国主義が弱かったが、2013

年では教育年数の効果は統計的に有意ではなくなっている。係数の変化がそれほど大きくはないため、あまり断言はできないが、高学歴者の（戦前回帰的）愛国主義への忌避感が少し弱まっている、とも考えられる結果であった。

### ③ 排外主義の規定要因

最後に排外主義についての規定要因分析を行うことで、2009年と2013年の間に起こった変化について検討する（表8）。

表8 排外主義の規定要因（係数は標準化係数）

	対中韓排外主義				対その他外国人排外主義			
	2009		2013		2009		2013	
	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.	$\beta$	s.e.
権威主義	.031	.028	.009	.025	.090	.028	.094	.026
愛国主義	.113	.025	.240	.023	.000	.025	.094	.024
民族的純化主義	.178	.028	.126	.023	.227	.027	.158	.024
年齢	.111	.021	.139	.018	.186	.020	.114	.019
教育年数	-.087	.021	-.058	.019	-.122	.021	-.070	.020
生活満足度	-.095	.020	-.071	.020	-.087	.020	-.059	.020
主観的階層	-.005	.022	-.012	.021	-.047	.021	-.002	.020

まず対中国・韓国の排外主義については、愛国主義の影響力が.113から.240へと上昇しており、前述の通り愛国主義の影響が強まっていることが、他の変数の影響をコントロールした上でも示された。またあまり変わらない規定構造としては、民族的純化主義が強い人ほど、また高齢者ほど対中韓排外主義が強い傾向がある。また係数は比較的小さいが、教育年数が短い人や生活に不満がある人たちの方が、いくぶんか中国や韓国に対する排外意識が強いようである。

また、その他外国人への排外主義については、愛国主義の影響は統計的に有意ではなく、一方で民族的純化主義の係数が比較的大きい点が特徴的である。ただそれ以外是对中韓排外主義と近似した規定構造であり、やはり「愛国主義」の影響の違いが2つの排外主義における顕著な違いであると言いうるだろう。

## 5. 結果と議論

### 5.1. 結果のまとめ

本節では、ここまでの分析によって明らかになった2009年から2013年の間の日本社会におけるナショナリズムの変化を確認しておこう。まず愛国主義については、分析結果からみると2009年と2013年の間で大きな変化はないようである。一部項目については一見微増したように見えるが、尺度としてまとめた場合、統計的にはほぼ差はないと見なす程度の变化であった。ただし厳密に言えば、時点間で設問位置の変更などもあり、測定の不

変性が完全には担保されていないため、結論には一定の留保が必要である。

純化主義については、民族的純化主義と市民的純化主義の両者とも平均値の上昇が観測されている。特に民族的純化主義については、その上昇幅は比較的大きい。しかしながら同様の設問で調査を行っているISSP調査の場合、2003年と比べると2013年は低下傾向であった。本章で分析に用いたデータも考慮すると、2003年から2009年にかけて大きく低下し、2013年で一部上昇した、という軌跡をたどることになる。しかし今回の分析結果のみでは、実際にそのような上下動が存在したのかについて結論を出すことは難しく、今後の継続的な調査・検討が必要であろう。

一方で明確な変化が示されたのは、排外主義の指標に用いた項目群への回答であった。対中国・韓国人排外主義については非常に分かりやすく増加しており、その原因としては領土問題のような地政学的コンフリクトの影響が大きいと推察される。一方で興味深いのは、（中韓以外）その他の外国人に対する排外主義が低下傾向にあることである。この点については、中国とのコンフリクトによって中国に敵対心を感じるからこそ、逆に「アメリカは味方」という反応が生じ、その分（アメリカを含む）その他外国人への排外主義が低下したというメカニズムが考えられる。また2011年3月11日の震災時のアメリカ軍による「トモダチ作戦」が大きくメディアに取り上げられ、内閣府の「外交に関する世論調査」でもアメリカに対する親近感は上昇傾向にあり（内閣府 2012）、そのようなアメリカへの好感度上昇の影響も考えられる。ただし、項目名が異なるので厳密な比較はできないまでも、他の西ヨーロッパ人／ドイツ人や、東南アジアの人々／フィリピン人なども増加賛成の割合は伸びている。そのためやはりより一般的に、明確な「敵」が焦点化される分、他の外国人が「非敵」として排外主義が低下する可能性が指摘できる結果であろう。

さらに対中国・韓国への態度は、2009年よりも2013年で愛国主義の影響を強く受けるようになっていた。国家間のコンフリクトが影響し、中国や韓国に対する意識がより「ナショナリズム」の対象となったことで、（日本型の戦前回帰的な）愛国主義を強く抱く人は同時に中国・韓国への嫌悪感を抱くようになったと考えられる。

またどちらの排外主義にも、生活への「不満」は一定程度影響していた。生活全般に「不満」なことを「不安」と読み替えて良いかは議論の余地が大きいですが、不安の排外主義への影響の仕方には、何らかの「媒介過程」が存在することをうかがわせる結果である。具体的には言えば、将来への不安や生活への不満、あるいは将来像が描けないことに関する被害者意識のようなものが、何らかのフィルターとして影響している可能性もある。ただしこの点は2009年と2013年のデータで同項目での測定を行っていないこともあり、今回は未検証のままであり、今後の研究課題の一つである。

## 5.2. 議論

本稿では2009年と2013年という4年間での日本社会におけるナショナリズムの「変化」

を検討した。その結果、特に大きな違いが見いだされたのは、中国人・韓国人に対する排外意識を抱く人の増加と、その意識と愛国主義との関連の強化であった。この点については、冒頭で述べたようにやはり中国や韓国との「領土紛争」などがメディアで喧伝され、2カ国と日本の中でナショナルなレベルの紛争が生じている、という認識が日本社会に広まったためと考えられる。そのような認識が広まった結果、愛国主義のような特定の種類のナショナリズムが「敵対」する国への態度に影響しやすくなり、排外主義を強めていると考えられる。

以上の関連性をより一般化して説明すれば、ナショナルなレベルの紛争という認知が「国対国」というレベルの人々の集団志向性 (Haidt 2012=2014) を刺激した結果であると言えるであろう。そのため対中国・韓国の排外主義を低減するためには、まず「国」対「国」という集団レベルの対立フレームを打破することが必要となるだろう。具体的には、ゼロサム的な議論に陥りやすい領土紛争は「棚上げ」にした上で、トップ外交などによる「和解」の演出などが望まれる。ただ現状の安倍政権は、逆にむしろ「強い姿勢」と称して対立をかき立てることで、一部の国民の支持を取り付けようとしているようにも思われる。またその点については日本だけでなく、中国・韓国側の「ナショナリズム」の沈静化も必要である。例えば竹島／独島の領土問題などは、日本・韓国両国ともに歴史学的には大変怪しい根拠を「唯一の真実」のように主張している。あるいは歴史認識問題などでも、従軍慰安婦問題を歴史学的に検証した『帝国の慰安婦』の著者朴裕河氏がソウルの検察に名誉毀損で起訴されたことなどは、韓国側のナショナリズムに対する教条主義的・硬直的な態度を示す事例であろう。

しかし仮に日本だけでなく、中国・韓国もお互いのナショナリズムを扇動し続ければ、歯止めが効かない事態にも陥りかねない。現在の日本と中国や韓国との関係は、第一次大戦や第二次世界大戦開始前のフランスやドイツなどの欧州諸国の関係に近似した部分がある。二度の世界大戦を引き起こしてしまった欧州、特に西欧諸国では、第二次世界大戦後に過剰なナショナリズムへの嫌悪感が広く国民に共有され、その思いが欧州連合 (EU) 成立の基盤となったと思われる。一方東アジアの諸国内では、ナショナリズムの過剰を問題視するフレームが、第二次世界大戦以前の欧州と同じく、あまり広まっていないと思われる。中国は、特に政党名に掲げる共産主義が形骸化している現在、中国共産党の正統性を担保するために反日ナショナリズムを利用し続けている。韓国でも、日本の植民地支配からの独立の原動力としてのナショナリズムは、否定しにくい「国是」のままである。また日本についても、第二次世界大戦後に一定の社会層には「ナショナリズムに対する反省」が広まったが、その過剰なナショナリズムによる失敗経験自体を否定する歴史修正主義は根強く、そもそも長らく政権を担当する政党 (自民党) の党是の一つですらある。よって現状のままでは、東アジア諸国間でのナショナリズムの焚き付けあいは、何かしらの抑制方法を考えない限り、より悪化する危険性が高い状況である。

お互いの煽り合いがナショナリズム、特に危険な排外主義を高めあうことを考えれば、どこかの国がその不毛な競争から「降りる」ことが必要となる。その点、日本は一番降りやすい立場にある。何より過剰なナショナリズムを反省しうる「歴史的遺産」を持っているのだ。「八紘一宇」や「五族協和」など掲げた理想がどうであれ、現実的には周辺アジア諸国からは「侵略」と非難される行為を行い、最終的には国土を灰燼に帰すような敗北を招いた。それが（少なくとも）1930年代からの日本の戦争、そして過剰に煽られたナショナリズムの帰結であった。つまり戦中日本に広がった類いのナショナリズムは、結果的に「失敗した思想」なのである。そのためその失敗を反省することで戦前型のナショナリズムを抑制し、同時に別種のナショナリズムを想像することが、理論的には可能なのである。

日本と同様に過剰なナショナリズムによる国家的失敗を認識したドイツは、ナチスを徹底的に否定し、第二次世界大戦の愚行を反省することを公式見解とした。そのような「徹底した反省」を前提としたナショナル・アイデンティティ（ホロコースト・アイデンティティ）が広く国民に受け入れられたことで、結果的にドイツは周辺諸国との友好関係や国際的信頼その他、多くの「国益」を得たのである（佐藤 2008）<sup>6</sup>。その先例に習って日本も、第二次世界大戦の侵略を認めて深く「反省」することで、暴走するナショナリズムを排除可能なナショナル・アイデンティティを抱くことも可能であろう。そしてそれは、ドイツと同じく周辺諸国との友好関係や国際的信頼など、経済立国の日本には得がたい「国益」につながるものである。

しかし大変不思議なことに「保守政党」であるはずの自民党が、戦後日本社会の一時は”Japan as no.1”とまで言われた「成功」の原動力の一つである戦後体制、特に平和憲法を保守しようとしていない。むしろ自民党、特に現安倍政権は、保守主義としては忌むべき失敗の経験例であるはずの戦中日本を称揚したいようですらある。となると、この抑制方法がすぐに実行される可能性は残念ながら低いと言わざるをえない。

そこでもう一つ、排外主義的ナショナリズムを抑制するために日本国内で可能な変化を考えてみると、それは日本における根強い「単一民族国家」の神話を打破することである。純化主義、特に民族的純化主義が排外主義に強い影響を与えていることを考えれば、その発想の根底にある「単一民族国家」神話としての純化主義が、日本社会の排外主義を形作っていると言える。また民族的純化主義は現状の愛国主義にも強い影響力を持っていることから、仮に民族的純化主義を低下させることができれば、愛国主義を経由した排外主義の低減にもつながりうる。その民族的純化主義の趨勢については、他の調査データとも併せて考えると結論が出せない状況である。そのため今後も同様の調査を続けて経年比較を行っていくことで、どのような要因によってそのような「神話」が脱構築可能となるのか、その点の実証的な検討を進めていく必要があるだろう。そのことで導かれる知見をベースにした情報発信や政策的提言を行っていくことで、（一見非常に遠回りではあるが、しかし着実な一歩として）将来の戦争の危険性の低減につなげていきたい。

[謝辞]

本研究は、JSPS 科研費基盤研究 (B) (課題番号：25285146, 研究代表者：田辺俊介) の助成を受けたものである。

[注]

<sup>1</sup> ロシアのメドベージェフ氏は 2010 年の大統領時に 1 度、2012 年と 2015 年には首相として 2 度、合計 3 度も北方領土に上陸しているが、インターネット上では李明博大統領の上陸に比べてあまり話題になっていない。このことなども、対韓国と対ロシアでは排外主義の表出の仕方が異なることを示唆する事例であろう。

<sup>2</sup> ただし同じを行っている ISSP 調査において、2003 年では「先祖」という項目に 40.7% が「とても重要」と答えていたのが、2013 年では 31.3% と減少しており、10% 近く低下していた。そのため 2003 年から 2009 年を挟んで 2013 年までの変化を考えた場合、一貫して増加しているとも低下しているとも結論しにくい状況である。加えて ISSP 調査は、2003 年調査では面接、2013 年では留置と調査モードも異なっており、その点の影響も考えられるため、単純な分布の比較は困難である。

<sup>3</sup> 解析には Mplus Version 7.4 を用いた。各指標は順序尺度として扱い、推定法は WLSMV、パラメーター化は DELTA である。またグループ間の等値制約としては Mplus のデフォルトを用いており、閾値と因子負荷は群間で等値とした上で、スケールファクタは 2009 年データで 1 に固定して 2013 年データで自由推定、因子スコア平均は 2009 年データで 0 に固定して 2013 年データで自由推定した。そのモデルでの適合度が悪い場合、因子負荷量についても目ごとに等値制約を外してモデル適合度の変化を見ていき、最適なモデルを選択している。

<sup>4</sup> 対中国・韓国人への因子と解釈できる潜在変数について、東南アジア諸国の外国人 (2013 年ではフィリピン人) の因子負荷を認めるとモデルの適合度が上昇する。この点は、第 1 因子に広く「アジア」としての認知もいくぶんか含まれることを示す結果であろう。しかし、その場合の因子負荷量自体は、第 2 因子については標準化係数で 0.77 なのに対して、第 1 因子には 0.17 程度であり、中国人の因子負荷量は 0.91、韓国人は 0.94 とは大きく異なる。よって今回は、因子の内容理解として第一因子が対中国・韓国への態度、第二因子がその他外国人とするのが適切であると考え、以下の分析では東南アジア諸国の外国人の因子負荷は第 2 因子のみとした。

<sup>5</sup> ただし適合度を上げるために、排外主義については、アメリカ人と西ヨーロッパ諸国の外国人 (2013 年データではドイツ人) の間の、また純化主義では「出生」と「居住」の間の誤差相関を認めている。

<sup>6</sup> もっともドイツにおいても排外主義が根絶されたわけでもなく、現在でも問題の一つであり続けているのは佐藤 (2008) も論じている通りであり、「歴史の反省」も決して万能薬ではない。

[文献]

Adorno, Theodor W., Else Frenkel-Brunswik, Daniel Levinson and Nevitt Sanford, 1950, *The Authoritarian Personality*, New York: Harper and Row. (=1980, 田中義久・矢沢修次郎訳『権威主義的パーソナリティ』青木書店.)

Connor, Walker, 1978, "A nation is a nation, is a state, is an ethnic group is a . . .," *Ethnic and Racial Studies* 1, no. 4: 377-400.

- Haidt, Jonathan, 2012, *The Righteous Mind: Why Good People Are Divided by Politics and Religion*, New York: Pantheon. (=2014, 高橋洋訳『社会はなぜ左と右にわかれるのか——対立を超えるための道徳心理学』紀伊國屋書店.)
- Hage, Ghassan, 2003, *Against Paranoid Nationalism: Searching for Hope in a Shrinking Society*, Annandale, NSW: Pluto Press. (=2008, 塩原良和訳『希望の分配メカニズム——パラノイア・ナショナリズム批判』御茶の水書房.)
- 樋口直人, 2014, 『日本型排外主義——在特会・外国人参政権・東アジア地政学』名古屋大学出版会.
- 香山リカ, 2002, 『ふちナショナリズム症候群——若者たちのニッポン主義』筑摩書房.
- 香山リカ, 2015, 『がちナショナリズム——「愛国者」たちの不安の正体』筑摩書房.
- Milgram, Stanley, 1974, *Obedience to Authority; An Experimental View*, Harper & Row (=2008, 山形浩生訳『服従の心理』河出書房新社.)
- 内閣府, 2012, 『外交に関する世論調査：世論調査報告書 平成 24 年 10 月調査』(=<http://survey.gov-online.go.jp/h24/h24-gaiko/index.html>).
- 小熊英二, 1995, 『単一民族神話の起源——「日本人」の自画像の系譜』新曜社.
- Pehrson, S., Vignoles, V. L., & Brown, R., 2009, “National Identification and Anti-Immigrant Prejudice: Individual And Contextual Effects Of National Definitions,” *Social Psychology Quarterly*, 72(1): 24-38.
- 佐藤成基, 2008, 『ナショナル・アイデンティティと領土』新曜社.
- Sherif, Muzafer, 1966, *Group conflict and co-operation: Their social psychology*. London: Routledge & Kegan Paul.
- Smith, Anthony D., 1991, *National Identity*, London: Penguin. (=1998, 高柳先男訳『ナショナリズムの生命力』晶文社.)
- Tajfel, Henry and John. C. Turner, 1979, “An Integrative Theory of Intergroup Conflict,” W. G. Austin & S. Worchel eds. *The Social Psychology of Intergroup Relations*: 33-47, Monterey, CA: Brooks-Cole.
- 高原基彰, 2006, 『不安型ナショナリズムの時代——日韓中のネット世代が憎みあう本当の理由』洋泉社.
- 田辺俊介(編著), 2011, 『外国人へのまなざしと政治意識——社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房.
- Tanabe, Shunsuke ed, 2013, *Japanese Perceptions of Foreigners*, Trans Pacific Press.
- Tilly, Charles ed., 1975, *The Formation of National State in Western Europe*, Princeton University Press.
- 安田浩一, 2012, 『ネットと愛国——在特会の「闇」を追いかけて』講談社.

# 排外意識と脅威認知との関連の時点間比較

濱田国佑  
(駒澤大学)

## 【要旨】

近年、排外主義の伸長が大きな社会問題となっており、「在特会」などに代表される排外主義的な運動は、外国人による「脅威」を強調することで勢力の拡大を図っている。従来の研究では、社会的な不安や不透明感が排外主義的な意識の要因であると考えられてきた。一方、もともと保守的なイデオロギーを持つ人の受け皿として排外主義的な運動が機能したとする研究も存在する。

本論文では、不安感、政治不信、保守イデオロギーなどの社会意識が排外意識に与えている影響を、脅威認知を経由した媒介効果に着目しながら検討した。また、2009年および2013年の二時点における調査データを分析することで、排外意識を生み出すメカニズムの時点間の変化について検討を行った。

分析の結果、まず、保守イデオロギーは2009年および2013年のいずれにおいても排外意識に対して有意な影響を与えていた。また、政治不信による効果は2009年時点においてのみ確認された。これは、民主党が政権を担当していた2009年時点において、排外主義的な運動が政治に不信感を持つ人の受け皿として機能していたことを示唆する結果だと言える。

次に、社会に対する不安、あるいは他者に脅かされるという不安と排外意識との関連について検討したところ、不安は直接排外主義的な意識と結びついているわけではなく、脅威認知を経由して排外主義に影響を与えるという意識間の構造が確認された。

キーワード：排外主義、脅威認知、時点間比較

## 1. はじめに

近年、一部の保守系団体によって、在日外国人に対する抗議活動やヘイトスピーチが行われるようになってきている。たとえば代表的な団体として「在日特権を許さない市民の会」（以下「在特会」という。）を挙げることができる。在特会は2006年に結成され、不法滞在のフィリピン人に対するデモ（2007年）や京都朝鮮第一初級学校に対する街宣活動（2009年）などによって注目を集めることになった。また、2012年以降は東京の新大久保や大阪の鶴橋などのコリアンタウンにおいても、頻繁に街宣活動を行うようになってきている。このように在特会は、在日外国人とりわけ在日韓国・朝鮮人に対する偏見や敵意を煽り、それを前面に押し出すことで支持を拡大してきたといえる。

在特会が在日外国人に対する敵意をむき出しにして活動を拡大し、過激化させていった2010年代の前半は、外国文化や外国に対するイメージに対する関心、あるいはそれらに対する寛容性も全般的に低下していた時期だと考えられる。たとえば2011年には、韓国のテレビドラマ（韓流ドラマ）やポピュラーミュージック（K-POP）を放送するテレビ局に対する抗議活動が

発生した。

さらに翌 2012 年は、韓国の李明博大統領が、日本と韓国が互いに領有権を主張している竹島（独島）に上陸するという事件が発生した。また、尖閣諸島（釣魚島）の日本による「国有化」を契機として中国における反日デモが大規模に発生した年でもあった。こうした事件を契機として、日本人が韓国および中国に対して抱くイメージは大幅に悪化している。内閣府が実施した「外交に関する世論調査」によると、中国に対して「親しみを感じる」と回答した人の割合は 2012 年調査では 18.0%にまで落ちこんでおり、2000 年の水準（47.2%）と比較して 30 ポイント近く減少している。同様に韓国に対して「親しみを感じる」人の割合も、2012 年調査では 39.2%にとどまっており、前年に比べて 20 ポイント以上の下落、2000 年の水準との比較でも 10 ポイント以上下落することになった。

このように、2010 年代以降の日本社会における排外主義的な運動や排外意識の表明は、近隣諸国に対する反発や外国文化の流入に対する反発とも共鳴しながら、社会の中である程度の広がりを持つようになってきているように思われる。2010 年代の日本で、なぜ、こうした動きが進んでいるのだろうか。

在特会はその Web ページで、在日韓国・朝鮮人がさまざまな「特権」を保持しており、現在もなお外国人参政権などさまざまな「特権」を要求していると主張している。また、「在日特権問題は突き詰めれば、戦後六〇年以上の自虐史観に基づく極左思想の蔓延が生み出した『日本を絶対悪とみなす加害者史観』という病的妄想にたどり着きます」と述べている。樋口（2014）が指摘しているように、在特会の主張は「自虐史観」などの旧来から存在する保守思想をベースに成立しているが、在日外国人がさまざまな「特権」によって不当な利益を得るという新たなストーリーを付け加えることによって、近年支持を広げる戦略をとってきたと言える。つまり、外国人が日本社会を脅かす存在だという「論理」を駆使して運動を展開してきたのである。また、韓流ドラマや K-POP を放送したテレビ局に対する抗議活動においても、外国文化の流入によって日本の文化が損なわれるという「脅威」が利用されているように思われる。この場合、外国文化による「脅威」を煽ることによって、主にネット上において表明されていた局所的な不満が、数千人規模の抗議活動にまで発展することになったと考えることができるさらに、領土問題に端を発する中国や韓国に対するイメージの悪化に関しても、「竹島」や「尖閣諸島」といった「領土」を奪われる「脅威」が強く意識されていると言えるだろう。

このように考えた場合、近年の外国に対する感情の悪化や在日外国人へ外国文化に対する反発が生じる背景には、外国人や外国・外国文化による「脅威」が強く意識されており、これが人々の意識構造の中で重要な引き金として作用しているという可能性が示唆される。

以上のような問題意識のもと、本論文では全国調査のデータに基づいて、脅威認知と排外意識との関連、さらに脅威認知や排外意識を生み出すメカニズム、意識構造について検討を行う。また、2009 年および 2013 年の二度にわたって実施した調査データを用いることで、こうした意識構造がどのように変化しているかを二時点の時点間比較によって明らかにする。

## 2. 排外意識および脅威認知に関する先行研究

排外意識や外国人や外国文化の流入を脅威とみなす意識は、いかにして生まれるのだろうか。排外意識の規定要因に関しては、既にいくつかの仮説が示されており、たとえば学歴や労働市場における状況が、排外意識に影響を与える大きな要因の一つであると見なされてきた（永吉 2012）。

一方、排外意識の支持層における意識構造や社会意識間の関連について言及する研究も多い。たとえば高原（2006）は、社会流動化の進行による「不安」や「不透明感」がナショナリズムを生み出すと指摘している。また、安田（2012）は、在特会の運動参加者を分析する中で、社会からの疎外を感じている人々が、他者からの承認を求めて排外主義的な運動に加わるのではないかと述べている。これに対して樋口（2012、2014）は、社会から疎外を感じている人が排外主義運動に加わっているのではなく、排外主義的な運動はもともと愛国的・保守的な傾向を持っていた人々の受け皿として機能しているのではないかと反論している。また、東アジアにおける地政学的な要因が、こうした日本型排外主義を生み出す大きな原動力であったと主張している。ただし、これらの考察はいずれも、排外主義運動に参加する人々を対象にして行われたものであり、運動に参加しない多くの人々に関しても同様の傾向が見られるかについては改めて検討する必要があるだろう。

先述したように、近年の日本社会における排外意識の表出に関しては、外国・外国人・外国文化による「脅威」の認知が重要な役割を果たしている可能性が存在する。このように脅威に着目して排外意識を説明する研究は「集団脅威理論（Group threat theory）」と呼ばれる。集団脅威理論は、支配的グループによる排外意識が、支配的グループの特権を他の人種グループが脅かすことへの恐れや疑いによって引き起こされると主張する。ただし、集団脅威理論の一連の研究において、何を「脅威」とみなすかについては多様な捉え方が存在する。たとえば「脅威」を労働市場の状況など社会状況に関する客観的指標として捉える見方が存在する（Quillian 1995）。

一方、「脅威」を主観的な脅威認知として捉える見方も存在する。このように「脅威」を主観的な脅威認知として捉える研究では、脅威認知と排外意識の関係、さらには社会的属性が脅威認知を経由して排外意識に影響を与える媒介効果などについて検討されている（Scheepers et al. 2002; Semyonov et al. 2004）。

近年の日本社会における排外意識を「脅威」との関連で考察する場合、在特会が主張するような「在日特権」を、客観的な「脅威」とみなすことはできないだろう。在特会が「脅威」と考える在日韓国・朝鮮人の数は決して増加しておらず、むしろ帰化などによって年々減少する傾向にあるからである。むしろ、主観的な脅威認知として捉えた方が適切であると考えられる。そこで、本論文では、「脅威」を主観的な認知として捉え、脅威認知と排外意識との関連、不安感や政治不信、保守イデオロギーなどの社会意識が脅威認知を経由して排外意識に与える媒介効果について検討を行う。

## 3. 仮説

以上のような問題意識、先行研究をもとに、本論文では以下の仮説を設定する。高原（2006）

や安田（2012）などのように、社会に対する不安や社会的な疎外感が排外意識の要因になっているという指摘は多い。また、こうした不安や疎外感は、排外意識に対して直接的に影響を与えているだけでなく、脅威認知を媒介して影響を与えているとも考えられる。そこで、以下の2つの仮説を設定する。

仮説1：将来の社会状況に対する不安や他者に脅かされるという不安は、排外意識に対して直接影響を与えている。

仮説2：将来の社会状況に対する不安や他者に脅かされるという不安は、脅威認知を経由して排外意識に対して間接的に影響を与えている。

一方、樋口（2012、2014）は、在特会のような排外主義的な運動が、もともと保守的なイデオロギーを持っていた人の受け皿になったと述べている。つまり、保守的なイデオロギーを持つ人の受け皿となるべき既存の政党が存在しなかったため、既存の政治に対して不満を持つ人や不信感を抱く人が排外主義的な運動を支持していたとも考えられる。そこで、以下の2つの仮説を設定する。

仮説3：愛国主義的なイデオロギーは、排外意識に対して影響を与えている。

仮説4：政治に対する不信感は、排外意識に影響を与えている。

次に、2009年から2013年にかけての変化について考える。2009年に行われた衆議院議員選挙の結果、自民党は与党の座を追われ、民主党政権が誕生することになった。2009年の調査時点（10～12月）は、民主党の鳩山内閣に対して期待が寄せられる一方、伝統的な保守政党である自民党への信頼が低下していた時期、保守の受け皿が不在であった時期だと言える。したがって、この時期は、政治への不信感が排外意識とより密接に結びついていたのではないかと考えられる。その後、2012年に第二次安倍政権が誕生し、保守層から幅広い支持を集める状況が出現した。そのため、2013年の調査時点における政治不信と排外意識の関連は、2009年に比べて弱まっているのではないかと考えられる。

また、先述したように、2010年以降の排外意識の高まりや排外主義的な運動の状況を見ると、「脅威」と結びつく形で排外意識が表出される傾向がより強まっているように思われる。つまり、排外意識が形成される際、脅威認知がより重要な役割を果たしているのではないかと考えられるのである。したがって、以下のような2つの仮説を想定することができるだろう。

仮説5：政治不信と排外意識との関連は、2009年から2013年にかけて弱まっている。

仮説6：脅威認知を経由した排外意識への影響は、2009年から2013年にかけて強まっている。

#### 4. 分析に使用するデータ

以上の仮説を検証するため、本論文では2009年および2013年に実施した全国調査のデータを

用いて、脅威認知および排外意識をめぐる意識構造の時点間比較を行う。各調査の概要は以下の通りである。

#### ①2009年調査

2009年の10月から12月にかけて、全国30地点において郵送法による実施した。20～79歳の男女が対象であり、有効回収数は3610人である（有効回収率：43.4%）。調査対象地点としては、外国人比率が特に高い3地点（伊勢崎市、浜松市、東京都豊島区）を重点地域として抽出したほか、東京都、大阪府からそれぞれ6地点、さらに全国の地方自治体を外国人比率高地点、外国人比率中地点、外国人比率低地点に層化したうえで、それぞれ5地点を抽出した。なお本調査は、日本学術振興会科学研究費補助金若手研究(B)「グローバリゼーション下の対外国人意識——マルチレベル分析による形成メカニズムの解明」(研究代表者：田辺俊介)、および日本学術振興会科学研究費補助金若手研究(B)「日本型ポピュリズムの論理と心情——大都市無党派層の実証研究」(研究代表者：松谷満)によるものである。

#### ②2013年調査

2013年10月に、全国51地点において郵送調査を実施した。調査対象地点は、外国人比率により全国の地区町村を3つに層化した上で、各層から17地点を無作為に抽出した。調査対象者は20～79歳の男女であり、転居などによる調査不能を除いた有効回収数は4133人（有効回収率：42.2%）であった。なお、本調査は、日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究(B)「現代日本におけるナショナリズムと政治——時点／国際比較による実証研究」(研究代表者：田辺俊介)によるものである。

## 5. 分析に使用する変数

先述したように、本論文では、排外意識の形成において脅威認知が果たしている役割、他の社会意識が脅威認知を経由して排外意識に与える影響について検討を行う。仮説を構成する諸概念を測定するため、2009年および2013年に実施した調査に含まれる、以下のような変数を用いる。

まず、排外意識に関しては、2009年および2013年の調査において外国人の増加に対する賛否を国別に尋ねている。本論文では、2010年代以降の韓国や中国に対する意識の悪化に関心があるので、中国人および韓国人の増加に対する賛否を尋ねた以下の2つの質問を用いることにする。

あなたが生活している地域に、以下のような人々が増えることに賛成ですか、反対ですか。あなたの意見にもっとも近い番号に○をつけてください。

- 中国人が増えること
- 韓国人が増えること

次に脅威認知については、日本に住む外国人が増加することによる影響を尋ねた6項目の質問のうち、否定的な影響について尋ねた以下の3つの質問によって測定する。

あなたは、日本に住む外国人が増えるとどのような影響があると思いますか。

外国人が増えると…

- 異文化の影響で日本文化が損なわれる
- 日本社会の治安・秩序が乱れる
- 日本人の働き口が奪われる

本論文の仮説では、将来の日本社会の状況に対する不安や社会的な閉塞感、さらには自らが他者によって脅かされるかもしれないという個人的な不安が排外意識に結びつくのではないかと想定している。

将来不安に関しては、日本社会の現状や将来に対する見通しを尋ねているので、これらの質問を将来不安の指標として用いる。ただし、2009年と2013年において同一の文言を用いた質問は存在せず、ワーディングが異なることに注意する必要がある。「日本社会の未来には希望がある」という質問のみ、数値が高いほど「希望がない」状況を示すよう、値を逆転させた上で使用している。

2009年調査

- 人々の暮らし向きはだんだん悪くなってきている
- 今の日本の社会には、希望が持てない

2013年調査

- 今後、日本の経済状況は悪くなっていく
- 日本社会の未来には希望がある（逆転）

また、他者に脅かされるかもしれないという不安、つまり個人的な不安感については、以下のような犯罪に対する懸念を尋ねた質問によって捉えることにする。

- 日頃、犯罪の被害にあうのではないかと不安を感じる

さらに、保守的なイデオロギーを持つ層の受け皿となる政党が存在しなかったため、既存の政治に対して不信感を抱く人が排外主義的な運動を積極的に支持したという仮説を検証するため、政治不信および保守的なイデオロギーの強さを以下の質問項目によって測定する。政治に対する不満や不信感については、2009年および2013年の調査において、以下の4つの項目で尋ねており、これを政治不信の指標として用いる。

- 自分のようなふつうの市民には政府のすることを左右する力はない。
- 国民の意見や希望は、国の政治にほとんど反映されていない。
- ほとんどの政治家は、自分の得になることだけを考えて政治にかかわっている。
- どの党が政権を担っても大きな違いはない

次に、保守的なイデオロギーについては、国旗・国家教育に対する賛否、日本人であることに対する誇り、もっと愛国心を教えるよう戦後の教育を見直すという3つの質問項目を用い、愛国主義的な意識の強さを捉えることにする。

- 国旗・国歌を教育の場で教えるのは当然である
- 日本人であることに誇りを感じる
- 子どもたちにもっと愛国心や国民の責務について教えるよう、戦後の教育を見直さなければならない

なお、各変数の記述統計量を以下の表1に示した。

表1 各調査における記述統計量

	2009年調査			2013年調査		
	N	平均	S.D.	N	平均	S.D.
排外意識（中国人が増えること）	3411	2.89	0.87	4011	3.13	0.88
排外意識（韓国人が増えること）	3394	2.69	0.87	4000	2.93	0.91
脅威認知（日本文化損なわれる）	3472	2.83	1.09	4056	2.67	1.10
脅威認知（治安秩序乱れる）	3493	3.81	1.00	4061	3.56	1.07
脅威認知（働き口奪われる）	3478	3.07	1.16	4062	2.98	1.09
将来不安（暮らし向き悪化）	3488	3.85	1.01			
将来不安（日本希望持てない）	3489	3.50	1.09			
将来不安（日本経済悪くなる）				4053	3.20	0.98
将来不安（日本希望ある（逆転））				4057	2.94	1.04
犯罪懸念（犯罪被害の不安感じる）	3488	3.37	1.09	4048	2.88	1.10
政治不信（政府左右する力ない）	3497	3.46	1.34	4071	3.53	1.30
政治不信（意見反映されていない）	3492	3.77	1.08	4070	3.82	1.07
政治不信（得になる事だけを考える）	3497	3.89	1.04	4077	3.93	1.04
政治不信（どの党も大きな違いない）	3497	3.27	1.32	4073	3.30	1.39
愛国主義（国旗・国家当然）	3476	3.75	1.25	4066	4.07	1.08
愛国主義（日本人に誇り感じる）	3482	4.18	0.95	4059	4.23	0.86
愛国主義（戦後の教育見直すべき）	3478	3.64	1.18	4055	3.54	1.13

また、以上の変数のほか、年齢、性別、教育年数および職業に関する変数を統制のために用いた。なお、職業は「経営・管理」「正規ホワイト」「正規ブルー」「自営・家族従業」「非正規雇用」「主婦・学生」「無職」の7つに分類した。

## 6. 分析

### ①排外意識および脅威認知の規定要因分析

以下ではまず、排外意識および脅威認知の規定要因について分析を行う。排外意識は「中国人が増えること」「韓国人が増えること」に対する賛否を尋ねた2つの質問による加算尺度、脅威認知については「異文化の影響で日本文化が損なわれる」「日本社会の治安・秩序が乱れる」「日本人の働き口が奪われる」という3つの質問による加算尺度を作成し、従属変数として用いた<sup>1)</sup>。

独立変数として用いるのは「将来不安」「犯罪懸念」「政治不信」「愛国主義」の4つの変数で

ある。「犯罪懸念」の測定には「日頃、犯罪の被害にあうのではないかという不安を感じる」という質問を用いている。「将来不安」は2項目、「政治不信」は4項目、「愛国主義」については3項目による加算尺度を作成し、それぞれの概念を測定する指標として用いている<sup>2)</sup>。

その他に、年齢、性別、教育年数および職業に関する変数を統制のために用いた。調査年別(2009年および2013年)の回帰分析の結果を示したものが、以下の表2である。

表2 排外意識および脅威認知の規定要因(標準化係数)

	排外意識		脅威認知	
	2009年	2013年	2009年	2013年
年齢	.112 ***	.123 ***	.025	.018
性別(男性ダミー)	.055 *	.107 ***	.079 ***	.034 +
教育年数	-.054 **	-.061 **	-.030	-.040 *
職業				
経営・役員	-.034 +	-.027	-.031	-.005
正規ホワイト(基準)				
正規ブルー	-.001	-.011	.012	.006
自営・家族従業	.002	-.029	-.009	.026
非正規雇用	-.041 *	-.030	.001	.009
主婦・学生	.013	.008	.055 *	.022
無職	-.028	-.016	-.002	.023
将来不安	.049 **	.063 ***	.073 ***	.098 ***
犯罪懸念	.061 **	.069 ***	.128 ***	.134 ***
政治不信	.125 ***	.047 **	.077 ***	.051 **
愛国主義	.146 ***	.208 ***	.168 ***	.173 ***
調整済 R2 乗	.079	.084	.078	.064
F 値	22.21 ***	27.27 ***	22.29 ***	20.73 ***
N	3220	3712	3292	3735

分析結果を確認すると、将来不安は2009年および2013年のいずれの時点においても、排外意識や脅威認知に影響を与えていることがわかる。この結果は、高原(2006)が述べているように、社会的な流動化が進展することによる不安や将来に対する不安・不透明感を強く持っている人ほど、排外的な意識や外国人の増加による脅威を感じやすいという傾向が存在していることを示している。また、犯罪懸念も影響を与えていることから、社会的な状況に対する不安だけでなく、個人的な被害に対する不安、つまり自分が他者に脅かされるかもしれないという不安が排外意識や脅威認知を形成する要因として、無視できない影響を与えていることがわかる。

また、政治不信も排外主義や脅威認知に対して正の影響を与えている。これは政治に対して不信感を持っている人ほど、排外的な意識や外国人による脅威を認識しやすいことを示しており、樋口(2014)が指摘するように、排外主義的な運動が既存の政治に不信感を持つ人の受け皿になってきたことを示唆するものとも言える。

その一方、「非正規雇用」や「無職」など職業に関する変数は排外意識や脅威認知に対して、ほとんど影響を与えていない。樋口(2014)は、在特会の運動参加者を分析する中で、運動に参加する人々の階層は比較的高く、社会に対する不安や不満は、排外主義運動を生み出す主要な要因ではないと指摘している。また、もともと保守的なイデオロギーを持つ人々をひきつける政党が存在しなかったため、排外主義的な運動がその受け皿として機能したと述べている。

分析結果を見ると、たしかに客観的な職業階層による効果は見られず、相対的に低い階層の人々の間で排外主義的な意識がより強いとは言えない。しかしながら、主観的な意識のレベルでは、保守的なイデオロギーの強さを統制してもなお、将来の社会状況に対する不安や犯罪の被害に遭うかもしれないという個人的な不安が、排外主義的な意識や脅威認知を強めるという効果が確認されるのである。

## ②二時点間における影響の強さの比較

先に見たように、政治に対する不信感は排外的な意識に対して、2009年調査および2013年調査のいずれの時点においても正の影響を与えていた。ただし、標準化係数の大きさは2013年時点では2009年時点と比較して大きく減少している。そこで、政治不信が排外意識に与える影響の強さは時点によって有意に異なるか、という点について検討を行う。時点による回帰直線の傾きの違いを検討するため、2009年調査のデータおよび2013年調査のデータを統合した上で、調査年のダミー変数（2013年ダミー）と調査年と政治不信および愛国主義の交互作用項をモデルに投入して、回帰分析を行った<sup>3)</sup>。ここでは、政治不信による影響の時点間の差異を検討することに主な関心があり、また将来不安については、二時点間でワーディングが異なるため、将来不安および犯罪懸念の2つの変数については分析モデルから除外している。

表3 政治不信・愛国主義と時点の交互作用（標準化係数）

	排外意識	
	ベースモデル	交互作用モデル
年齢	.109 ***	.112 ***
性別（男性ダミー）	.076 ***	.073 ***
教育年数	.061 ***	-.060 ***
職業		
経営・役員	-.030 *	-.030 *
正規ホワイト（基準）		
正規ブルー	-.007	-.007
自営・家族従業	-.011	-.011
非正規雇用	-.033 *	-.034 *
主婦・学生	.011	.009
無職	-.018	-.018
政治不信	.102 ***	.105 ***
愛国主義	.175 ***	.177 ***
2013年ダミー	.122 ***	.122 ***
2013年×政治不信		-.039 **
2013年×愛国主義		.041 ***
調整済 R2 乗	.090	.093
F 値	58.47 ***	52.07 ***
N	6975	6975

分析結果を見ると「2013年×政治不信」「2013年×愛国主義」の交互作用項の係数がいずれも統計的に有意であることが確認できる。「2013年×政治不信」の係数は負の値を示しているので、2013年時点における政治不信の影響は、2009年時点と比較して弱くなっているといえる。つまり、自民党が政権与党の座を追われ、民主党政権が誕生した2009年時点においては、政治に対

する不信感が排外主義的な意識と強く結びついていたものの、自民党が政権を奪回した 2013 年の段階になると、政治不信が排外意識を強めるという効果が弱まっているということになる。

一方、「2013 年×愛国主義」の係数は正の値であり、2013 年時点は 2009 年と比べて、愛国主義的な意識と排外意識との結びつきがより強まっていることになる。これは、排外主義的な意識が単に「外国人嫌い」をあらわす意識ではなくなっていること、具体的には保守的なイデオロギーとの結びつきを強め、より政治的な色彩をおびた意識になっていることを示唆する結果だといえる。

### ③脅威認知を媒介した間接効果の分析

最後に、脅威認知を経由して排外意識に影響を与える間接効果について検討を行う。構造方程式モデリング(Structural Equation Modeling)による分析結果を以下の図 1 および図 2 に示した。「犯罪懸念」「将来不安」「政治不信」「愛国主義」という四つの外生変数から「排外意識」への直接効果、および「脅威認知」を経由して「排外意識」に至る間接効果を想定した分析モデルになっており、調査年別に分析を行っている<sup>4)</sup>。それぞれの適合度を確認したところ、CFI や RMSEA の値は良い値を示しており、モデルの当てはまりは良いと考えられる。なお、図中の数値は標準化係数であり、危険率 5%水準で有意なパスを実線、非有意なパスを点線で示している。

分析結果を確認すると、2009 年調査および 2013 年調査のいずれの時点においても、将来不安および犯罪懸念から脅威認知へのパス、脅威認知から排外意識へのパスが統計的に有意であることがわかる。一方、将来不安から排外意識へのパス、犯罪懸念から排外意識へのパスはいずれも有意な効果を示していない。表 1 で示したように、排外意識のみを従属変数にして回帰分析を行った場合は、将来不安および犯罪懸念は排外意識に対していずれも正の影響を与えていた。したがって、脅威認知を媒介変数として新たにモデルに含めることによって、将来不安から排外意識への直接効果、および犯罪懸念から排外意識への直接効果が失われたことになる。また、ソベル検定の結果、2009 年調査および 2013 年調査のいずれに関しても、脅威認知を媒介した将来不安による間接効果、犯罪懸念による間接効果が統計的に有意であることが確認された。このように、将来不安や犯罪懸念は排外意識を直接強めているわけではなく、むしろ脅威認知を媒介にした形で、間接的に排外意識に影響を与えていると考えられる。

2009 年と 2013 年の時点間で係数を比較してみたところ、先述したように、政治不信の効果に差が見られる。また、将来不安から脅威認知を経由して排外意識へと至る間接効果の係数も、2009 年時点と比べて増加している。2009 年時点において将来不安から排外意識に至る標準化した間接効果の係数は.039 であったのに対して、2013 年時点における間接効果の標準化係数は.078 にまで増加しているのである。このように、脅威認知を引き金にして将来不安が排外意識に影響を与えるという効果は、2009 年と比べてより増大しているようにも見受けられるが、変数について説明する際にも述べたように、将来不安を測定する変数は両時点間でワーディングが異なっている。したがって、この効果の変化については慎重に解釈するべきであり、今後更なる検討を行う必要があるだろう。

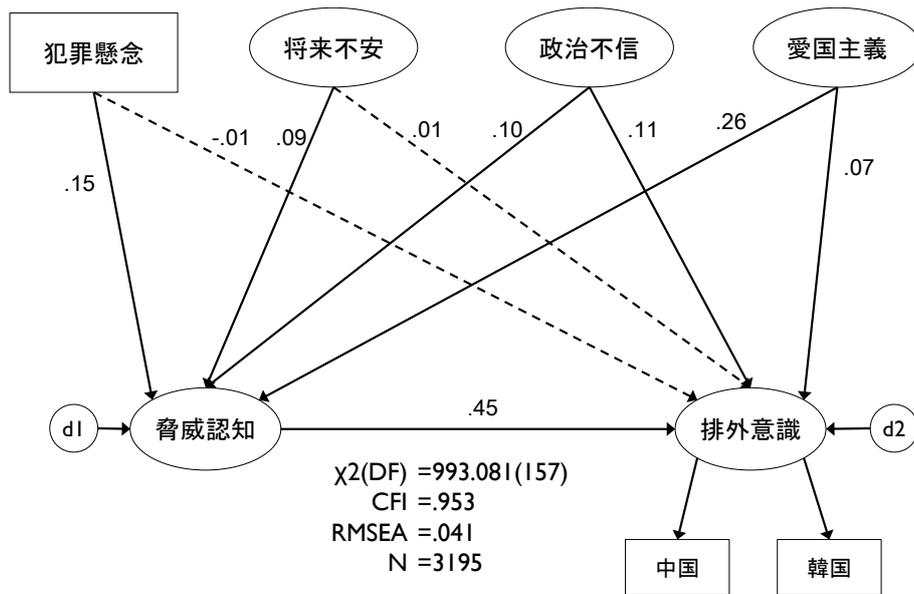


図1 脅威認知を経由した媒介効果の分析結果 (2009年・標準化係数)

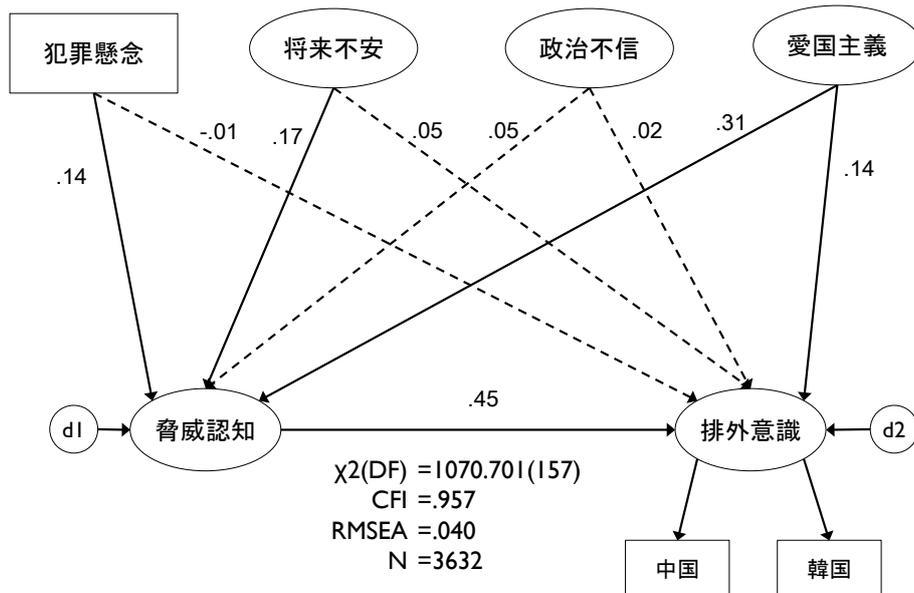


図2 脅威認知を経由した媒介効果の分析結果 (2013年・標準化係数)

## 7. まとめ

本論文では、排外主義的な意識を生み出す要因を、主に脅威認知との関係に着目しながら明らかにしてきた。また、2009年および2013年の二時点における調査データを分析することで、排外意識を生み出すメカニズムの時点間の変化について検討を行った。

以下では、事前に設定した6つの仮説の正否について確認しておくことにしよう。まず、回帰分析の結果、政治に対する不信感や愛国主義的なイデオロギーは排外意識に正の影響を与えていることが確認された。つまり、政治に対する不信感が強いほど、また愛国主義的なイデオロギーを強く持っている人ほど、排外的な意識が強いということになる。

ただし、「2013年ダミー」との交互作用項を投入した回帰分析によって、2013年の方が政治不信による効果は有意に弱いことが明らかになった。さらに、脅威認知を経由した媒介効果を認めた構造方程式モデルの分析では、2013年時点において、政治不信は排外意識に対して有意な直接効果を与えていない。

したがって、「愛国主義的なイデオロギーは排外意識に対して影響を与えている」という仮説3は支持されたものの、「政治に対する不信感は排外意識に影響を与えている」という仮説4は2009年時点においてのみ当てはまり、「政治不信と排外意識の関連は2009年から2013年にかけて弱まる」という仮説5で想定した傾向が、二時点間の分析によって確認されたとと言えるだろう。

次に、将来の社会状況に対する不安、あるいは他者によって個人が脅かされることに対する不安が、排外意識に影響を与えるという仮説の正否について確認する。排外意識を従属変数にした回帰分析では、将来不安や犯罪懸念はいずれも排外主義に対して有意な影響を与えていた。しかしながら、脅威認知を経由する間接効果を認めて分析を行ったところ、犯罪懸念や将来不安が排外意識に与える直接効果は有意ではなくなった。一方、脅威認知を媒介した間接効果は統計的に有意であることから、仮説1のように将来の社会状況に対する不安や被害に遭うかもしれないという個人的な不安が直接排外的な意識に結びついているわけではなく、脅威認知を経由して排外意識に影響を与えるという仮説2が支持されたとと言える。

脅威認知を経由した排外意識への影響が強まっているという仮説6に関しては、たとえば将来不安から脅威認知を経由して排外主義へ至る間接効果の標準化係数は2009年と比べて上昇していたものの、両時点間で質問のワーディングが異なっているため、はっきり仮説が支持されたとはいえない状況である。この点については今後さらに検討を重ねる必要があるだろう。

本論文による意義として、まず将来に対する不安や犯罪に対する懸念が、脅威認知を媒介して排外意識を強める傾向が存在していることが示されたという点を挙げることができる。これまでの先行研究において、社会の流動化が進展することによる不安が、排外意識を生み出しているのではないかとたびたび指摘されてきたものの、データに基づいて実証されたものは少なかった。全国調査によるデータに基づいた形で、不安と脅威認知および排外意識の関連を示したことには大きな意義があると言える。

次に、2009年時点において政治不信は排外意識に影響を与えていたものの、2013年になると政治不信の影響が有意に弱まるという時点間の変化を明らかにした点も、本論文の意義として挙げられる。また、政治不信の効果が弱まる一方、愛国主義的なイデオロギーと排外的な意識との結びつきはより強まっていた。二時点において実施した調査データを用いることで、2010年以降の日本社会における排外意識の形成メカニズムの変化をある程度明らかにすることができたとと言えるだろう。

ただし、不安が脅威認知を媒介して排外意識に影響を与えると意識構造が、2009年から2013年にかけてどのように変化したかという点については十分に検討することができなかった。この点については今後の課題としたい。

[謝辞]

本研究は JSPS 科研費基盤研究 (B) (課題番号 : 25285146) の助成を受けたものです。

[注]

- 1) 排外主義 (加算尺度) の信頼性係数は  $\alpha=.884$  (2009 年)、 $\alpha=.893$  (2013 年) であった。一方、脅威認知 (加算尺度) の信頼性係数は  $\alpha=.652$  (2009 年)、 $\alpha=.654$  (2013 年) である。
- 2) 将来不安 (加算尺度) の信頼性係数は  $\alpha=.665$  (2009 年)、 $\alpha=.635$  (2013 年)、政治不信 (加算尺度) の信頼性係数は  $\alpha=.719$  (2009 年)、 $\alpha=.725$  (2013 年)、愛国主義の信頼性係数は  $\alpha=.719$  (2009 年)、 $\alpha=.675$  (2013 年) である。
- 3) 多重共線性の問題を避けるため、「2013 年ダミー」および「愛国主義」「政治不信」の各変数については中心化を行っている。
- 4) 図中に示した変数のほか、年齢、性別、教育年数、職業に関する各変数を統制のために用いている。これらの変数から脅威認知および排外意識へのパスを引き、すべての外生変数間の共分散を認めたモデルによって分析を行った。

[文献]

- 樋口直人. 2012. 「排外主義運動のミクロ動員過程——なぜ在特会は動員に成功したのか」『アジア太平洋レビュー』9: 2-16.
- . 2014. 『日本型排外主義——在特会・外国人参政権・東アジア地政学』名古屋大学出版会.
- 永吉希久子. 2012. 「日本人の排外意識に対する分断労働市場の影響」『社会学評論』63: 19-35.
- Quillian. Lincoln. 1995. “Prejudice as a Response to Perceived Group Threat: Population Composition and Anti-Immigrant and Racial Prejudice in Europe,” *American Sociological Review*, 60: 586-611.
- Scheepers. Peer. Merove Gijberts and Marcel Coenders, 2002, “Ethnic Exclusionism in European Countries: Public Oppositions to Civil Rights for Legal Migrants as a Response to Perceived Threat,” *European Sociological Review*, 18: 17-34.
- Semyonov. Moshe. Rebeca Raijman. Anat Yom Tov and Peter Schmidt. 2004. “Population Size, Perceived Threat, and Exclusion: A Multiple-Indicators Analysis of Attitudes toward Foreigners in Germany,” *Social Science Research*, 33: 681-701.
- 高原基彰. 2006. 『不安型ナショナリズムの時代——日韓中のネット世代が憎みあう本当の理由』洋泉社.
- 安田浩一. 2012. 『ネットと愛国——在特会の「闇」を追いかけて』講談社.

# Public Attitudes toward Chinese and South Korean Immigrants in Japan

**Jie Zhang**

**(Waseda University)**

## ***Abstract***

*This study aims to investigate the attitude Japanese natives have toward accepting immigrants, especially toward immigrants from China and South Korea, and discusses the predictors. The central questions addressed in this study are: whether Japanese people would like to accept immigrants from different cultures and countries? What are the factors that shape Japanese's attitude towards immigrants? Using quantitative method, this study analyzed "the public survey on political participation of citizens and internationalization 2013" to examine the level of acceptance among Japanese citizens toward Chinese immigrants by comparing that toward immigrants from South Korea. Analysis models are established by using demographic factors and sociocultural adaptation factors. The results show that, Japanese citizens are more likely to accept the increasing number of South Korean immigrants rather than that of Chinese immigrants. Gender, age and education presented significant effect on acceptance attitudes toward both Chinese and South Korean immigrants, whereas subjective relative household income and marital status showed insignificance. Thus, Japanese citizens who show higher satisfaction with their lives tend to accept immigrants more.*

**Keywords:** *Attitude, immigrants, Japan, group threat theory.*

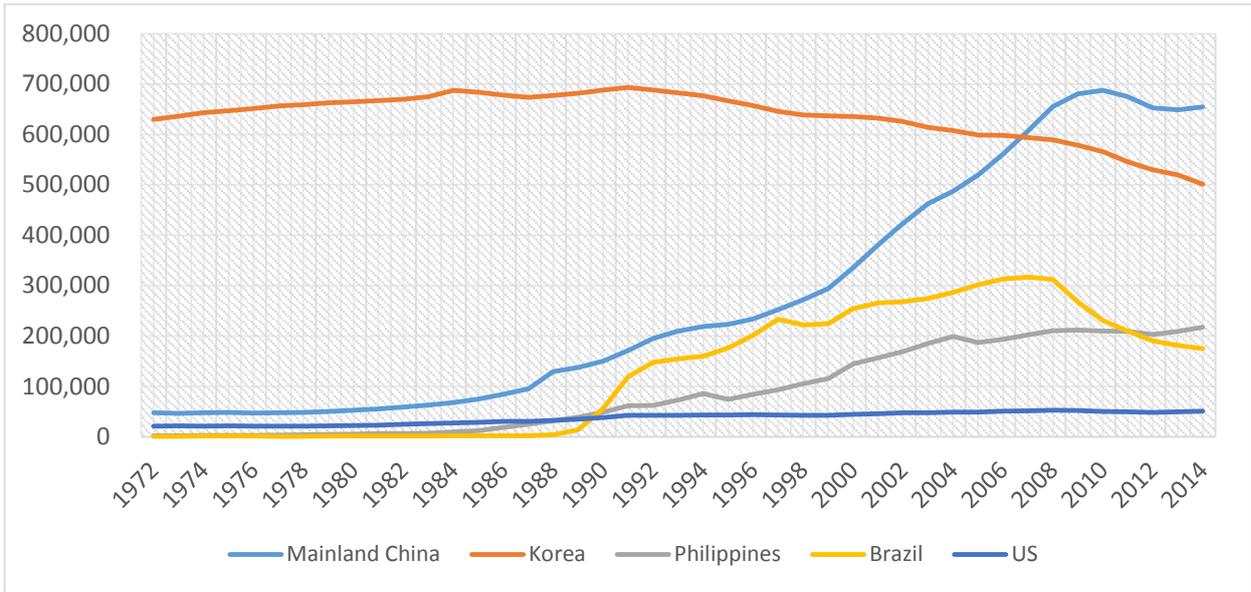
## **1. Introduction**

Despite “multiculturalism” has been discussed by local governments in last two decades, Japan is still far from this goal. Previous studies in Japan argued that while multiculturalism is generally favored by the public, many “who demand cultural homogeneity within a nation approve of multiculturalism but are unwilling to grant equal rights” (Nagayoshi, 2011; Burgess, 2004; Tai, 2007). A large number of Japanese citizens considering immigrants as a threat to labor market competition, and Japan is still far from multiculturalism because of its ethnic homogeneity (Nagayoshi, 2009). As of 2015, roughly 1.7 per cent of the registered population in Japan are non-Japanese. Even if naturalized citizens of non-Japanese ethnicity are taken into account, this figure still represents a significant minority of roughly 2 per cent. In 2009, Hays reported that Japanese people recognize Japan as “one of the world’s most insular countries”, law enforcement officials and scholars sometimes begin their explanations of Japan’s low crime figures with statements like Japan is a “monoracial society” (Hays, 2009) although evidence supporting a link between diversity and crime is baseless.

Despite these perceptions, the issue of labor force shortage pushed the Japanese government to consider how to attract foreign labors, such as the proposal presented by members of the Liberal Democratic Party to accept 10 million foreigners by 2050 (Roberts, 2012; Ito and Kamiya, 2008). In May 2012, a points-based system that provides highly skilled foreign professionals with preferential immigration treatment was introduced by the Immigration Bureau of Japan to promote entry of highly skilled foreign professionals <sup>1</sup>. Meanwhile, the number of immigrants from China and South Korea, the largest migrant groups in Japan, are likely to increase. Since the normalization of Sino-Japanese diplomatic relations formally established in 1972, the Chinese population in Japan jumped

from 48,089 in 1972 to 654,777 in 2014, increasing over 10 times in 42 years. This rapidly increasing number has resulted in Chinese immigrants ranked first in the total foreign population in Japan <sup>2</sup>. The number of Korean immigrants in Japan reached 501,230 in 2014. Even though this number is lower than before, Chinese and Korean nationals still occupied over 70 percent of total number of immigrants in Japan (see Figure 1).

These immigrants enter Japan through various visa categories, and no matter whether they stay in Japan as students, dependents or skilled professionals, they are all actively involved in the Japanese labor market, and some of them are even trying to make Japan a second home. In 2014, a total of 215,155 Chinese and 65,711 Korean nationals were registered as permanent residents in Japan, with an additional 354,503 Koreans registered as special permanent residents. On average some 9,000 non-Japanese gain permanent residency each year, with 3,060 Chinese and 4,744 Korean naturalized in 2014 (the total number was 9,277) <sup>3</sup>. Although the number of immigrants from China and South Korea ranked first in Japan, Japanese society has only become heterogeneous and multiethnic in certain large urban areas, such as the Shinjuku and Toshima wards of Tokyo. Especially for immigrants from China and South Korea, immigrants experience social alienation while living in Japan. Due to the strong identity of being “Japanese” among Japanese people, immigrants’ cognitive and affective evaluations of personal life rarely climb up to the same level as Japanese, and are often lower than people in their origin countries.

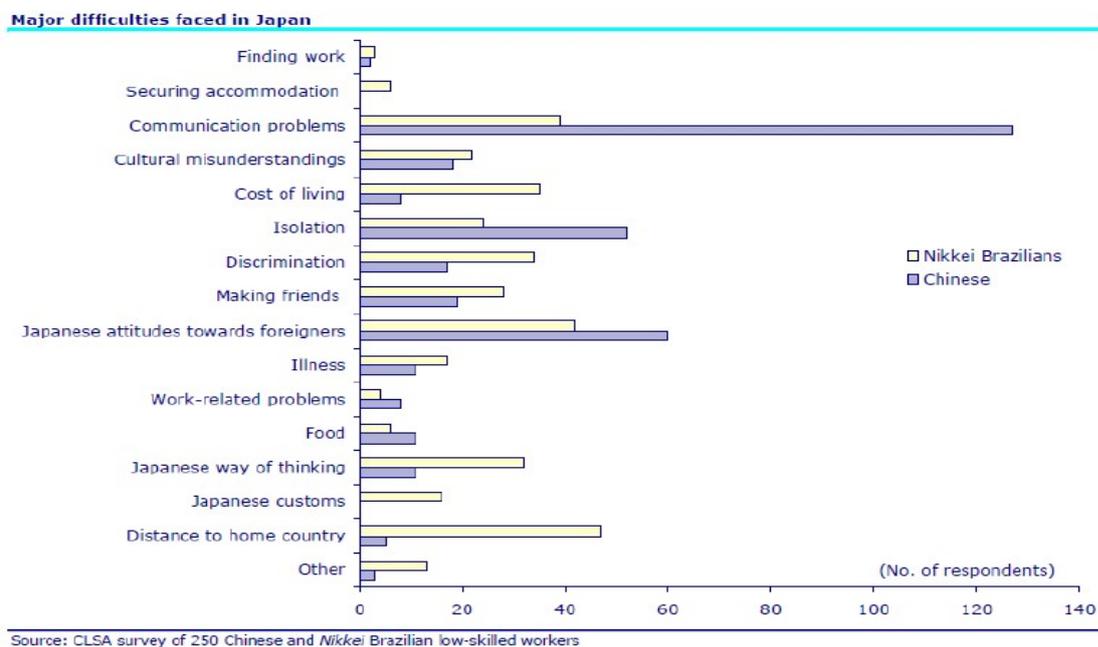


**Figure 1. Statistics of the Foreigners Registered in Japan (1972-2014)**

Sources: 1972-2009 在留外国人統計 (*Statistics of the Foreigners Registered in Japan*), Ministry of Justice: <http://www.stat.go.jp/data/chouki/zuhyou/02-12.xls>; 2010-2014 在留外国人統計 (*Statistics of the Foreigners Registered in Japan*), Ministry of Justice: [http://www.moj.go.jp/housei/toukei/toukei\\_ichi-ran\\_touroku.html](http://www.moj.go.jp/housei/toukei/toukei_ichi-ran_touroku.html). (May 10, 2015)

Previous studies have showed how Chinese achieved success in different areas after coming to Japan, however newcomer Chinese immigrants were still encounter and many adaptation difficulties aroused from cultural and social differences in the host society (Ying, Samaratunge and Hartel, 2011; Birrell and Healy, 2008). In 2006, a Credit Lyonnais Securities Asia (CLSA) survey of major difficulties faced in Japan among 250 Chinese and Nikkei Brazilian low-skilled workers showed that Chinese respondents had the highest rate of feeling more difficulty in communicating with Japanese, and Japanese attitudes towards foreigners was ranked number two in major difficulties (see Figure 2). These kinds of difficulties affecting newcomer Chinese immigrants may easily generate conflicts and inappropriate administration practices in the host society.

As one of the largest immigrant groups in Japan, Chinese nationals are not the only minority group that encounter marginalization. Since last century, the numbers of Korean immigrants who came to Japan also experienced systematic discrimination, such as being paid lower wages than their Japanese coworkers, and facing the racist contempt of many individual Japanese (Fukuoka, 2000). Those feelings of contempt, avoidance and discrimination toward ethnic Koreans remain deeply ingrained in Japanese society, and in the course of their personal development, most ethnic Koreans are made to internalize the negative image that Japanese people hold towards them. This negative image constitutes a powerful magnetic field around which contradictory self-images of assimilation and differentiation co-exist, creating an intricate mixture of assimilatory and differential aspirations (Fukuoka, 2000).



**Figure 2. Major difficulties faced in Japan (Nikkei Brazilians and Chinese, 2006)**

Anti-immigrant sentiment is a sensitive topic of discussion, especially with respect to the relationship between China, South Korea and Japan, for which the word “anti-immigrant sentiment” implies not only specific histories and attitudes toward governments, but also the everyday political environment. For instance, the diplomatic relations between China, South Korea and Japan have fallen into a turbulent and sensitive situation over recent decades. A recently conducted survey reveals that nine out of ten Japanese citizens hold a negative attitude toward Sino-Japanese relations (Zhao, 2012). Some political issues like the Diaoyu Islands and Liancourt Rocks dispute, often receive the attention of Japanese, affect Japanese attitude towards China and South Korea. Thus, in some densely populated districts with foreigners in Japan such as Ikebukuro and Shinokubo, it is not uncommon to see some anti-Chinese and anti-South Korean demonstrations organized by Japanese nationalists.

The Japanese government has implemented policies to attract skilled labor from other countries, however it is yet to address the important issue of how to help foster the acceptance of these immigrants. There is strong pressure on Japan to become a global society, while the adaptation difficulties of immigrants are seen as an obstacle for immigrants, rather than an obstacle for the majority Japanese population. Only when Japanese natives are willing to accept foreigners, will immigrant groups be able to integrate into Japanese society, then the Japanese government can further ensure the stability of society and steady development of economy.

Therefore, to improve immigrants’ adaptation into host society, it is necessary to understand the reason Japanese citizens hold negative attitudes toward immigrants, especially toward those from China and South Korea. Providing explanations as to why xenophobia exists in Japan, some researchers believe this is because Japanese people are

afraid of foreign cultures' effect on the strong "Japanese identity" rebuilt over the postwar period (Befu, 2001; Ishiwata, 2011). Other scholars argue that economic threat is an important reason because Japanese people fear losing jobs to foreigners in the labor market (Fetzer, 2000; Nukaga, 2006). Still, there are some questions need to be explained: under particular political environment, what people in Japan holding such an anti-immigrant attitude toward foreign residents, and which particular migrant groups do they dislike? In addition, what factors contribute to the negative attitudes among Japanese citizens toward immigrants? Considering the significance of minority groups and specific diplomatic relations, this study selects Chinese and South Korean immigrants in Japan as research subjects to explore the prevalence of xenophobia in Japan.

Using quantitative methods, this study conducted data analysis of "The Public Survey on Political Participation of Citizens and Internationalization 2013" to examine Japanese attitudes toward immigrant groups. The key questions addressed in this study are: Do Chinese immigrants face stronger xenophobia than South Korean immigrants in Japan? What are the determinants of Japanese attitudes toward immigrants from China and South Korea? This study makes a significant contribution in couple ways. On the one hand, by investigating the attitudes of Japanese citizens have toward immigrants, it may promote the Japanese government to consider how to attract foreign labor force and how to realize "multiculturalism". On the other hand, this study examines the predictors of Japanese attitudes in accepting Chinese and South Korean immigrants, which can provide information for organizations to develop effective programs to assist immigrants with adaptation to Japan as a host society.

## 2. Literature Review

“Multiculturalism” has had a profound effect on immigration research, with discourses focusing on the issue of how to treat different kinds of culture within the same society. However it is not surprising given public discomfort with multiculturalism (Nagayoshi, 2011; Jopper, 2004; Sniderman and Hagendoorn, 2007). Throughout the years, numerous researchers examined predictors of the attitudes of the host society toward foreign groups. In 2010, Pettigrew argued that there was a higher correlation between contact and prejudice reduction in cases where there was a high level of intergroup hostility (Pettigrew, 2010). Interracial friendships have also been found to be a strong predictor of positive racial attitudes (Powers and Ellison, 1995). Thus, learning about the culture of a group can improve intergroup attitudes and stereotypes (Gardiner, 1972; Weldon *et al.*, 1975).

During recent year, the issue of multiculturalism has become popular in Japan, with many scholars attempting to explain anti-immigrant sentiments (Nagayoshi, 2011; Semyonov, Raijman and Gorodzeisky, 2006). Existing literature showed that the strong ethnic identity of the Japanese people is often assumed to be one of the important reasons why multiculturalism has not yet taken a foothold in Japanese society (Nagayoshi, 2011), as Japanese people believe in and are willing to maintain the myth of ethnic homogeneity within a nation (Nagayoshi, 2011; Befu, 2001; Lie, 2000). In the analysis of anti-minority sentiments, Semyonov, Raijman and Gorodzeisky (2006) argued that negative attitudes toward out-group populations are shaped by the relative size of the out-group population and changes in economic conditions. Moreover, the comparative studies that combined individual- and country-level variables to examine cross-national variation in anti-minority attitudes relied mostly on two indicators of group level threat as sources for

prejudice: group size and economic conditions (Kunovich, 2004; Quillian, 1995; Scheepers *et al.*, 2002; Nagayoshi, 2011).

In previous studies, group threat theory is often used to explain the attitudes of majority towards minorities (Blumer, 1958), which assumes that individuals identify with one or more groups, and the diverse interests of different groups generate conflicts and negative attitudes (Hjerm and Nagayoshi, 2012). Based on this theory, two schools of arguments derived out, the 'realistic group threat theory' school argues that anti-immigrant attitudes are a result of real experiences and interests (Bobo, 1983; Sears and Jessor, 1996), and the 'perceived threat' school claims that what matters is not whether threats are real or not, but that they are perceived as such (Hjerm and Nagayoshi, 2012). In other words, according to the 'realistic group threat theory' argument, the attitudes of anti-immigrant should be affected by objective indicators, whereas the 'perceived threat' school argues that subjective indicators significantly affect anti-immigrant attitudes.

Although previous studies tried to analyze perceived threat among majority groups (McLaren, 2003; Sniderman and Hagendoorn, 2007), it is still difficult to identify what aspects of subjective indicators can influence the perception of threat. In contrast, objective indicators are frequently examined by many researchers. For instance, age, and education have been claimed to have significant effect on prejudice (Pettigrew, 2000). Moreover, Blalock (1967) argues that the majority group could feel threatened by relative size of minority group, because large numbers of immigrants means strong competition on culture or economic status.

The effect of economic threats on anti-immigrant attitudes has been examined in labor market competition theory. In developed countries, immigrants who come from developing countries are more willing to work for lower wages and poor conditions, which

gained more job opportunities than the majority population (Boswell, 1986). Meanwhile, in the majority group, those who have lower socioeconomic status tend to showed stronger xenophobia towards minority groups (Coenders and Scheepers, 2003; Esses *et al.*, 2001). However, Van der Brug *et al.* (2000) find that economic and social variables were mostly insignificant in explaining support for anti-immigrants attitudes in European countries (Hjerm and Nagayoshi, 2012).

Due to the mixed messages found within this research, contact theory came to receive the attention of scholars (Nukaga, 2006). Linguistic differences are likely to be an important predictor of xenophobia (Esser, 2006; Jasinskaja-Lahti, 2008), whereas contact with immigrants indicates positive attitudes towards them (Mclaren, 2003; Pettigrew, 1998). Nevertheless, those previous researchers mainly focus on majority groups in European countries and the US, and some indicators of anti-immigrant attitudes such as economic status and size of minority group are showed opposite effect in different studies. However, these factors are rarely examined in Japan. In this case, it is necessary to examine the indicators of anti-immigrant attitudes in Japanese society.

Previous studies on multiculturalism in Japan have examined that Japanese generally holding negative attitudes toward immigrants (Tanabe, 2011; Nagayoshi, 2011; Zhang, 2015). Yet, as for Chinese and South Korean immigrants, to better understand their adaptation process, it is necessary to first clarify Japanese attitudes toward immigrants and distinguish the different perceptions of differing nationalities. The willingness of Japanese locals to accept the increasing number of immigrants from China and South Korea reflect their thoughts on multiculturalism. Therefore, this study investigates Japanese attitudes toward Chinese and South Korean residents through this perspective, and the determinants of such attitudes. Building on Kunovich (2004), aside

from economic capital and social capital, human capital such as age, gender and education may also equally significant potential indicators of immigrant perception and awareness.

### **3. Data and Method**

Employing quantitative analysis, this study uses data from of “The Public Survey on Political Participation of Citizens and Internationalization 2013” to examine the acceptance attitudes of Japanese toward Chinese and South Korean immigrants. “The Public Survey on Political Participation of Citizens and Internationalization 2013” is a national survey including 4133 respondents. The proportion of men is 47.3 percent, female accounted for 52.7 percent. The average age of respondents is 53.9, while there is low proportion of young people in this survey. To elucidate Japanese attitudes toward immigrants, the key question analyzed in this survey is: “Do you agree or disagree to increasing the number of foreigners in your community?” The answers divided according to nationality: Chinese, South Korean, Filipino, Japanese Brazilian, German and American. Based on these questions, the acceptance attitudes in Japanese society specifically toward immigrants from China and South Korea are compared.

To determine the effect of these attitudes, independent variables comprising two levels are assessed: the first level includes human capital and economic capital, while the second level consists of social capital and subjective factors. Model 1 examines predictors of Japanese attitudes toward Chinese and South Korean immigrants (human capital and economic capital). To give the insight to what people in Japan holding anti-immigrant attitudes, human capital includes gender, age, marital status, whether having children, education, occupational status and subjective relative household income. Previous research has shown that demographic status and economic status significantly affect

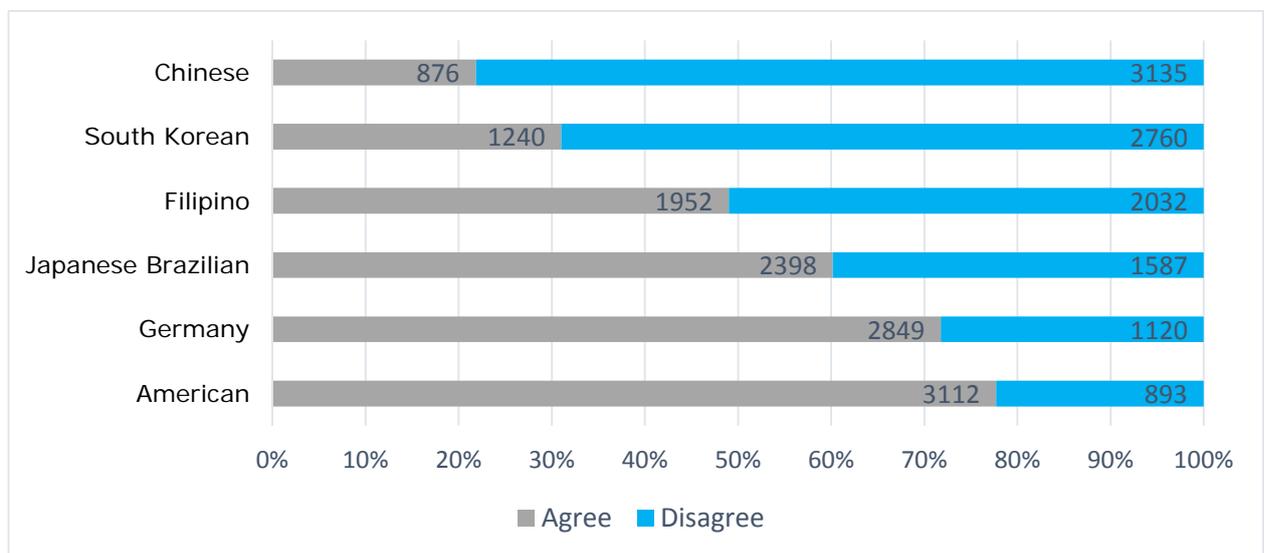
natives' attitudes toward foreign residents (Semynov *et al.*, 2006; Hjerm, 2001), also gender and marital status represented an effect on attitudes towards ethnic minorities (Hello *et al.*, 2004; Hjerm and Nagayoshi, 2011), thereby male and single will be tested as reference in this model. Moreover, since education is frequently examined as a factor strongly correlated with anti-immigrant attitudes (Hjerm, 2001; Nukaga, 2006), this study considers looking into respondents' range of educational experience from junior high school, high school, professional school to university. Occupational status verified different types of work in Japan, while unskilled workers may encounter strong competition when the size of minority is significant, therefore, this indicator also been included to examine Japanese attitudes toward foreigners.

Model 2 examines predictors of Japanese attitudes toward Chinese and South Korean immigrants (human capital, economic capital and social capital). All the human capital and economic capital will be included in this model with additional social capital. Scholars argued that intergroup social contact can reduce prejudice (Pettigrew, 2010), also interracial friendships was examined to be a strong predictor of positive racial attitudes (Powers and Ellison, 1995). Thus, social contact between Japanese natives and immigrants such as experience of go abroad, number of foreigner living around, frequency of facing foreigners, life satisfaction and favorable impression to foreigners will be test in this model.

#### **4. Findings**

To give an insight to which immigrant groups Japanese natives tend to accept, this study first examined the acceptance attitudes among Japanese toward immigrants from China, South Korea, Philippines, Brazil, Germany and the U.S., as shown in Figure 3. Based on

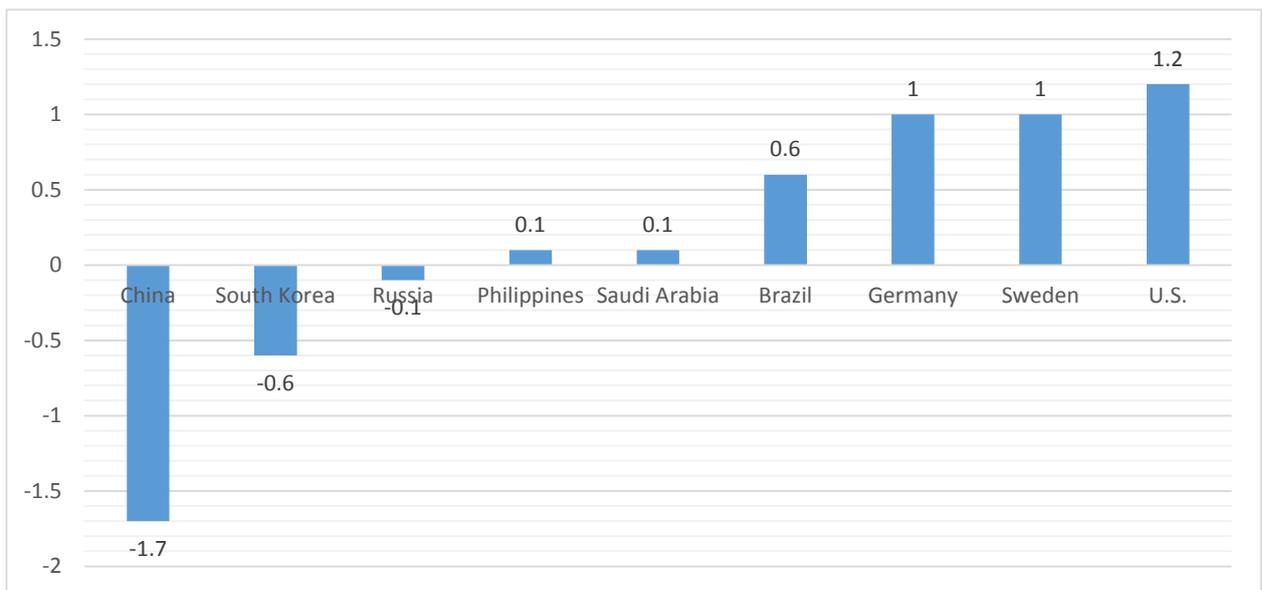
the question: “Do you agree or disagree to the increasing number of foreigners in your community?”, results showed that nearly 70 percent of respondents showed a welcoming attitude towards immigrants from the U.S. (3,112) and Germany (2,849), whereas only 21 per cent (876) respondents would like to accept Chinese immigrants and 30 per cent (1,240) respondents willing to accept immigrants from South Korea. This result suggests that Chinese and South Korean immigrants are the most unpopular minority groups in Japan.



**Figure 3. Acceptance Attitude of Japanese toward Increasing of Immigrants (2013)**

To answer the question whether Japanese attitudes toward immigrant groups relate to their attitudes toward different countries, this study then tested the favorability rating of Japanese respondents toward nine countries including China, South Korea, Russia, Philippines, Saudi Arabia, Brazil, Germany, Sweden and the U.S. (see Figure 4). According to the question: “Do you like or dislike these countries?” The answers base on 7 levels (most like +3 ~ most dislike -3), and Japanese respondents showed higher favorability toward the U.S., Sweden and Germany, with the same as the result of acceptance attitudes toward number increasing of immigrant groups, Japanese showed

most negative impression of China and South Korea. To examine the determinants of acceptance attitudes among Japanese respondents toward Chinese and South Korean immigrants, binary logit model was used in this study (Table 1). As a dependent variable, the answers to question “Do you agree or disagree to the increasing number of foreigners in your community?” were unified into two categories: 0=disagree, and 1=agree. Thus, considering the necessary of examine factors including human capital, economic and social capital, binary logit model can be used to model dichotomous outcome variables, in the logit model the log odds of the outcome is modeled as a linear combination of the predictor variables.



**Figure 4. Favorability Rating among Japanese toward Other Countries (2013)**

Models 1 and 2 show that these determinants shape Japanese acceptance attitudes toward Chinese and South Korean immigrants. In model 1, human capital and economic capital are employed as independent variables. Gender has a positive influence on

acceptance attitude, indicating that Japanese women are more likely to accept immigrants from South Korea. Age presents a strong effect on Japanese attitudes toward both Chinese and South Korean nationals, as respondents who are older tend to have higher negative attitudes toward immigrants. Thus, significant association between education and acceptance attitudes are showed in model 1, in which respondents with higher education have positive attitudes toward both Chinese and South Korean immigrants. However, occupational status only shows a weak impact on acceptance attitudes. Only for immigrants from South Korea, Japanese respondents who do not work presents negative attitudes. In terms of whether single or married, or whether they have children or not, rich or poor, there is no significant changes in Japanese attitudes toward immigrants. The results estimated in model 1 indicate that demographic status significantly shapes Japanese attitudes toward Chinese and South Korean immigrants, while economic capital showed insignificant effects on Japanese acceptance attitudes.

**Table 1. Determinants of attitudes among Japanese toward Immigrants from China and South Korea (2013)**

	Model 1				Model 2			
	China		South Korea		China		South Korea	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
Gender ( <i>ref</i> =male)	0.056	0.092	0.037 ***	0.083	0.025	0.108	0.082	0.099
Age	-0.121 ***	0.035	-0.147 ***	0.031	-0.158 ***	0.040	-0.120 ***	0.038
Marital status ( <i>ref</i> =single)	-0.083	0.114	0.054	0.102	0.025	0.134	0.099	0.122
Children ( <i>ref</i> =none)	0.118	0.121	0.116	0.109	0.246 +	0.143	0.104	0.129
Education ( <i>ref</i> =junior high school)								
High school	0.060	0.153	0.123	0.137	0.108	0.186	0.279 +	0.164
Professional school	0.160	0.181	0.261	0.161	0.282	0.219	0.458 **	0.194
University	0.465 **	0.165	0.451 **	0.149	0.500 *	0.202	0.766 ***	0.181
Occupational status ( <i>ref</i> =regular employee)								
Part-time employee	0.087	0.118	0.007	0.106	0.077	0.138	0.007	0.126
Self-employment	-0.243	0.186	-0.039	0.159	-0.272	0.218	-0.053	0.187
Family worker	0.331	0.232	-0.064	0.221	0.282	0.276	0.059	0.255
Management	0.080	0.221	0.169	0.198	-0.165	0.268	0.173	0.238
Student	0.325	0.349	0.202	0.342	-0.091	0.411	0.192	0.428
Inoccupation	-0.081	0.122	-0.213 +	0.109	-0.046	0.142	-0.007	0.130
Subjective relative household income	-0.054	0.047	-0.058	0.042	-0.107 *	0.060	-0.133 **	0.055
Experience of go abroad ( <i>ref</i> =none)					0.102	0.110	-0.019	0.100
Number of foreigners living around					-0.124	0.115	-0.059	0.106
Frequency of facing foreigners					0.139 **	0.068	0.142 **	0.063
Life satisfaction					0.118 **	0.067	0.126 **	0.061
Favorable impression					0.848 ***	0.034	0.851 ***	0.033
_cons	-0.802 **	0.248	-0.423 *	0.223	-0.112 **	0.378	-0.882 **	0.345
Pseudo R <sup>2</sup>	0.017		0.024		0.234		0.251	

Note: N=3,703, Model 1=Demographic Status & Socioeconomic Status, Model2=Social Capital & Subjective Factors.

p < .1 +, p < .05 \*, p < .01 \*\*, p < .001 \*\*\*.

In model 2, social capital and subjective indicators are taken into account. Similar to the results in model 1, the significant effect of human capital on attitudes remained after controlling for other indicators, except gender. There is no significant difference between attitudes Japanese men and women have toward South Korean immigrants when social capital and subjective indicators were controlled for. Younger and well educated Japanese are more likely to accept immigrants from both China and South Korea. Even though occupational status do not affect Japanese attitudes, as an important predictor in economic capital, subjective relative household income demonstrates strong anti-

immigrant attitudes toward accepting immigrants in model 2, indicating the higher income Japanese have, the stronger negative attitudes they hold toward immigrants. Thus, social capital barely presents significant effect on acceptance attitudes. Frequency of facing foreigners presents significance on attitudes toward both Chinese and South Korean immigrants. The more often Japanese meet foreign nationals, the more likely they would be to accept foreigners as neighbors or colleagues. Moreover, subjective indicators present strong significance on Japanese acceptance attitudes. Japanese respondents who are satisfied with their lives are more likely to accept immigrants from China, similar results also showed up on the attitudes toward South Korean immigrants. Also, without surprise, favorable impression demonstrates strong positive effect on attitudes toward accepting immigrants from both China and South Korea.

## **6. Discussion**

One central question addressed in this study is, how Japanese natives look at immigrants from different countries. As for Chinese and South Korea immigrants in Japan, they are generally entering Japan with the dream of “chasing better lives” as well as other immigrants. The better lives means not only gaining better socioeconomic status, but also improving personal life satisfaction, which requires immigrants to highly adapt into host society. Since the immigrants’ means of adapting to a host society depends significantly on the resources that they bring from their countries of origin and the social environment in the destination country (Portes *et al.*, 2005; Portes and Rumbaut, 2006; cited in Takenoshita, 2015, P. 49), social environment in Japan represented significantly effect on immigrants’ perceptions.

Based on quantitative data analysis, present study finds that Japanese people are more likely to accept the numerical growth of immigrants from Europe and North America rather than those from other Asian countries. Moreover, they find it easier to accept foreigners from South Korea rather than those from China, which denotes that Japanese generally have a negative image of Chinese immigrants. By investigating predictors of Japanese attitudes toward immigrants from China and South Korea, this study examines that gender is a significant factor to attitudes. Compared to men, Japanese women are more likely to accept immigrants from South Korea rather than immigrants from China. This result implies that international marriage is more easily accepted by Japanese women than men. Based on the statistics from Ministry of Health, Labour and Welfare <sup>4</sup>, by 2003, the number of Chinese wives in Japan was 6, 253, ranked first in international marriage; the number of Chinese husbands was 718, ranked third followed Pilipino and Korean. Yet, the divorce rate of Chinese-Japanese families climbed to over 45 percent (Qu, 2009), which implies high risk of international marriage among Chinese residents in Japan. Even though there might be some economic benefits, the lack of understanding of each other's culture, and the difficulty of language may eventually lead to a failed marriage.

Additionally, age, education and subjective relative household income all represent strong effect on Japanese attitudes toward immigrants. Younger and well-educated Japanese are more likely to accept immigrants from China and South Korea, while elder respondents shows strong anti-immigrant attitudes. Moreover, the significant effect of human capital on acceptance attitudes remains after controlling for social capital and subjective predictors. Japanese who are out of work tend to possess a strong negative disposition toward immigrants. This result partly confirms the findings from previous studies, which found that employers show weaker anti-immigrant attitudes than unskilled employees do (Nagayoshi, 2009, Iyotani, 1992). Thus, subjective relative household

income brings significant effects on Japanese attitudes toward accepting immigrants in model 2, yet higher economic status seems to hardly help Japanese natives gain better acceptance toward immigrants. This result is not able to support the argument of previous studies on anti-immigrant sentiment (Semynov, Raijman and Gorodzeisky, 2006). Moreover, subjective factors are examined in this study as life satisfaction and favorable impression, Japanese natives are more likely to accept Chinese and South Korean immigrants when they are satisfied with their lives. Meanwhile, higher levels of favorable impression can help Japanese natives to gain better impressions of out-groups, hence improving their acceptance toward the increasing number of immigrants.

As to why Japanese have negative attitudes toward China, the considerable reasons are as follows: the socio-historical issues, especially the dispute over islands in the East China Sea, has inflamed Sino-Japanese relations over the past few years, and the dangers of accident and conflict are real, and if an accident occurred, reconciliation between China and Japan could be delayed for decades or even longer (Vogel, 2013); therefore, Sino-Japanese relations may also affect on Japanese attitudes toward China and Chinese immigrants in Japan (Zhang, 2015). Meanwhile, as previous studies on multiculturalism in Japan point out, Japanese people support the idea of multiculturalism while drawing strict borders between the Japanese nation and “others”, and homogenizing the Japanese nation (Nagayoshi, 2011; Burgess, 2004; Tai, 2007). As the most unwelcome immigrant group in Japan, Chinese and South Korean immigrants are facing greater difficulties to adapt into host society rather than other immigrants. Negative image by host country constitutes a powerful magnetic field around which contradictory self-images of assimilation and differentiation co-exist, creating an intricate mixture of assimilatory and differential aspirations (Fukuoka, 2000). Without supportive social environment, social resources they gained from both home and host countries are crucial to their sense

of well-being. Despite the policies of attracting foreign labors to entering Japan, local government also needs to consider how to keep these foreign labor migrants and help them to adapt into host society. By discussing the predictors of Japanese attitudes held toward immigrants from China and South Korea, present study highlights the anti-immigrant attitudes existing in Japanese society toward specific groups, and supported group threat theory. Thus, how to promote communication and understanding between Japanese natives and immigrants, and how to realize “Japanese multiculturalism” need to be discussed more in future study.

## **Acknowledgement**

I would like to express my deep thanks to Professor Shunsuke Tanabe who designed and carried out “The Public Survey on Political Participation of Citizens and Internationalization 2013” as a representative. I would not have been able to accomplish this quantitative study without his support. This study was also supported by JSPS Kakenhi Grant No. 25285146.

---

## **Notes**

<sup>1</sup> Points-based System for Highly Skilled Foreign Professionals, Immigration Bureau of Japan: [http://www.immi-moj.go.jp/newimmiact\\_3/en/system/index.html](http://www.immi-moj.go.jp/newimmiact_3/en/system/index.html). (May 7, 2012)

<sup>2</sup> Japanese foreign statistics, from the Japanese Ministry of Internal Affairs and Communications. [http://www.moj.go.jp/housei/toukei/toukei\\_ichiran\\_touroku.html](http://www.moj.go.jp/housei/toukei/toukei_ichiran_touroku.html). (April 9, 2015)

<sup>3</sup> Statistics of Naturalization in Japan (帰化許可申請者数等の推移), The Ministry of Justice: [http://www.moj.go.jp/MINJI/toukei\\_t\\_minj03.html](http://www.moj.go.jp/MINJI/toukei_t_minj03.html).

<sup>4</sup> Statistic sources from the Ministry of Health, Labour and Welfare, 「日本人の配偶者等」の在留資格を持つ外国人数, The Ministry of Health, Labour and Welfare: <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001074828>. (April 10, 2015)

## References

- Baumgartl, Bernd, and Adrian Favell, eds.. 1995. *New Xenophobia in Europe*. London, UK: Kluwer Law International.
- Befu, Harumi, 2001. *Hegemony of Homogeneity: An Anthropological Analysis of Nihonjinron*. Trans Pacific Press.
- Berry, JW, Kim U, Power S, Young M, and Bujaki M. 1989. "Acculturation Attitudes in Plural Societies." *Applied Psychology: An International Review*. Vol. 38. pp. 185–206.
- Berry, J. W.. 1997. "Immigration, acculturation and adaptation (Lead article)." *Applied Psychology: An International Review*. Vol. 46. pp. 5–68.
- Birrell, B., and E Healy. 2008. "How are Skilled Migrants Doing?." *People and Place*. Vol. 16. No. 1. pp. 1-20.
- Blalock, Hubert M., Jr.. 1967. *Toward a Theory of Minority-Group Relations*. New York: John Wiley and Sons.
- Blumer, Herbert. 1958. "Race Prejudice as a Sense of Group Relation." *Pacific Sociological Review*. Vol. 1. pp. 3–7.
- Bobo, Lawrence D.. 1988. "Group Conflict, Prejudice, and the Paradox of Contemporary Racial Attitudes." pp. 85–114 in *Eliminating Racism: Profiles in Controversy*. Edited by P. A. Katz and D. A. Taylor. New York: Plenum Press.
- Boehnke, Klaude. 2001. cited in Akokpari and Matlosa: *International Migration, Xenophobia and Policy Challenges for Regional Integration in Southern Africa*. Pretoria. July 2001.
- Boswell TE. 1986. "A split labor market analysis of discrimination against Chinese immigrants." 1850–1882. *American Sociological Review*. Vol. 51. No. 3. pp. 352–371.
- Bumsoo, Kim. 2006. "From Exclusion to Inclusion? The Legal Treatment of 'Foreigners' in Contemporary Japan." *Immigrants and Minorities*. Vol. 24. No. 1. pp. 51-73.
- Burgess, C.. 2004. "Maintaining identities: discourse of homogeneity in a rapid globalizing Japan." *Electronic Journal of Contemporary Japanese Studies*. <http://Japanesestudies.org.uk/articles/Burgess.html> (last accessed March 20, 2009).
- Busseri, M. A., and Sadava, S. W.. 2011. "A Review of the Tripartite Structure of Subjective Well-Being: Implications for Conceptualization, Operationalization,

- Analysis, and Synthesis.” *Personality and Social Psychology Review*. Vol. 15. pp. 290–314.
- Case, Charles E., Andrew M. Greeley, and Stephan Fuchs. 1989. “Social Determinants of Racial Prejudice.” *Sociological Perspectives*. Vol. 32. pp. 469–83.
- Castles, Stephen and Mark J. Miller. 1993. *The Age of Migration. International Population Movements in the Modern World*. New York: Guilford Press.
- Chen, Tien-shi. 2008. “The Increasing Presence of Chinese Immigrants in Japan.” *Senri Ethnological Reports*. Vol. 77. pp. 39-52.
- Coenders, Marcel, Marcel Lubbers, and Peer Scheepers. 2004. “Majorities’ Attitudes towards Minorities in Western and Eastern European Societies: Results from European Social Survey 2002–2003.” Report 4. European Monitoring Center on Racism and Xenophobia. Vienna, Austria.
- Die`ne, D. 2006. *Racism, Racial Discrimination, Xenophobia and All Forms of Discrimination*. New York: United Nations Commission on Human Rights.
- Diener, E.. 1984. “Subjective Well-Being.” *Psychological Bulletin*. Vol. 95. pp. 542–575.
- Diener, E., Oishi, S., and Lucas,R. E.. 2002. *Subjective Well-Being: The Science of Happiness and Life Satisfaction*. *Handbook of Positive Psychology*. Oxford University Press.
- Duff, Andrew, Kuczmarska Aleksandra, and Lin Ming-Yee. 2008. *Chinese Immigrants—The Solution to Japan’s Demography Crisis?*. Institute of Contemporary Japanese Studies.
- Espenshade, Thomas J., and Katherine Hempstead. 1996. “Contemporary American Attitudes toward U.S. Migration.” *International Migration Review*. Vol. 30. pp. 535–70.
- Esses, Victoria M., John F. Dovidio, Lynne M. Jackson, and Tamara L. Armstrong. 2001. “The Immigrants Dilemma: The Role of Perceived Group Competition, Ethnic Prejudice, and Nationality Identity.” *Journal of Social Issues*. Vol. 53. pp. 389–412.
- Evans, Geoffrey, and Ariana Need. 2002. “Explaining Ethnic Polarization over Attitudes toward Minority Rights in Eastern Europe: A Multilevel Analysis.” *Social Science Research*. Vol. 31. pp. 653–80.
- Evans, Martin. 1996. “Languages of Racism within Contemporary Europe.” pp. 33–53 in *Nation and Identity in Contemporary Europe*. Edited by B. Jenkins and S. A. Sofos. London, UK: Routledge.
- Festinger, Leon. 1954. “A Theory of Social Comparison Processes.” *Human Relations*. Vol. 7. pp. 117-140.
- Fetzer, Joel S.. 2000. *Public Attitudes toward Invigoration in the United States, France, and Germany*. New York: Cambridge University Press.

- Fossett, Mark A., and K. Jill Kiecolt. 1989. "The Relative Size of Minority Populations and White Racial Attitudes." *Social Science Quarterly*. Vol. 70. Issue 4. pp. 820–835.
- Fukuoka, Yasunori. 2000. *Lives of Young Koreans in Japan*. Melbourne: Trans Pacific Press.
- Gijsberts, Mérove, Peer Scheepers, and Marcel Coenders. 2004. "Exclusion of Legal Migrants in Western Europe." pp. 121–42. in *Nationalism and Exclusion of Migrants: Cross-National Comparisons*. Edited by M. Gijsberts, L. Hagendoorn and P. Scheepers. Aldershot, UK: Ashgate.
- Hays, Jeffrey. 2009. "Foreigners in Japan: International Marriages, Illegal Immigrants and Japan's Immigration Policy." Online: <http://factsanddetails.com/japan/cat18/sub119/item633.html>. (March 12, 2014)
- Hello E, Scheepers P, Vermulst A and Gerris JRM.. 2004. "Association between Educational Attainments and Ethnic Distance in Young Adults." *Acta Sociologica*. Vol. 47. No. 3. pp. 253–275.
- Hjerm, Mikael. 2001. "Education, Xenophobia and Nationalism: A Comparative Analysis." *Journal of Ethnic and Migration Studies*. Vol. 27. No. 1. pp. 37-60.
- Hjerm, Mikael, and Nagayoshi, Kikuko. 2011. "The Composition of the Minority Population as a Threat: Do Objective Economic and Cultural Threat Explain Xenophobia?." *International Sociology*. Vol. 26. No. 6. pp. 815-843.
- Inga, Jasinskaja-Lahti, Gabriel Horenczyk, and Tamara Kinunen. 2011. "Time and Context in the Relationship between Acculturation Attitudes and Adaptation among Russian-Speaking Immigrants in Finland and Israel." *Journal of Ethnic and Migration Studies*. Vol. 37. pp. 1423-1440.
- Ishiwata, E.. 2011. "Probably impossible: multiculturalism and pluralisation in present-day Japan." *Journal of Ethnic and Migration Studies*. Vol. 37. No. 10. pp. 1605-1626.
- Ito, Masami, and Kamiya Setsuko. 2008. "Let 10% of Japan be foreigners: Nakagawa." *The Japan Times Online*: <http://search.japantimes.co.jp/cgi-bin/nn20080613a2.html>. (June 13, 2008)
- Iyotani, Toshio. 1992. "Ijin, Hijin, Gaijin, Ningen: Nihonjin no Uti to Soto. (Different person, Non-person, Outsider, Human: Insider and Outsider for Japanese.)" pp. 160-183 in *Gaikokujin Rodosha Ron: Genjo kara Riron e*. Edited by Nakano Koichiro and Imazu Kohjiro. Tokyo: Kohbundo.
- Jong, Baek Choi, and Madhavappallil Thomas. 2009. "Predictive Factors of Acculturation Attitudes and Social Support among Asian Immigrants in the USA." *International Journal of Social Welfare*. Vol. 18. pp. 76–84.
- Kashiwazaki, Chikako. 2013. "Incorporating Immigrants as Foreigners: Multicultural Politics in Japan." *Citizenship Studies*. Vol. 17. No. 1. pp. 31-47.

- Kreiner, Josef, Ulrich Mohwald, and Hans-Dieter Olschleger. 2004. "Modern Japanese society." Brill Academic Publishers. pp. 240–242.
- Kunovich, Robert, M.. 2004. "Social Structural Position and Prejudice: An Exploration of Cross-National Differenced in Regression Slopes." *Social Science Research*. Vol. 33. pp. 20–44.
- Liu-Farrer, Gracia. 2012. "Becoming New Overseas Chinese: Transnational Practices and Identity Construction among the Chinese Migrants in Japan." pp. 167-190 in *Living Intersections: Transnational Migrant Identifications in Asia*. Edited by Caroline Plüss and Kwok-bun Chan. Pringer Press.
- Liu-Farrer, Gracia. 2011. *Labour Migration from China to Japan*. Routledge.
- Liu-Farrer, Gracia. 2010. "Debt, Networks and Reciprocity: Undocumented Migration from Fujian to Japan." *The Asia-Pacific Journal*. Vol. 26. pp. 1-10.
- Lucas, R. E., Diener, E., and Suh, E.. 1996. "Discriminant Validity of Well-Being Measures." *Journal of Personality and Social Psychology*. Vol. 71. pp. 616–628.
- Ma, Laurence J.C.. 2003. "Space, Place, and Transnationalism in the Chinese Diaspora." in *The Chinese Diaspora: Space, Place, Mobility, and Identity*. Edited by Laurence J. C. Ma and Carolyn Cartier, Lanham: Rowman and Littlefield.
- Maher, John C.. 1995. "The Kakyō: Chinese in Japan." *Journal of Multilingual and Multicultural Development*. Vol. 16. No. 1–2. pp. 125–138.
- McCurry, Justin. 2008. "Japanese Hoteliers Turn Backs on Foreign Tourists." *The Guardian*. <http://www.theguardian.com/world/2008/oct/10/japan-japan>. (April 27, 2015)
- Nadkarni, S., and Stening, B. W.. 1989. "Human Resource Management in Remote Communities." *Asia Pacific Human Resource Management*. Vol. 27. No. 3. pp. 41-63.
- Nagayoshi, Kikuko. 2011. "Cross-National Analysis of the Relationship between National Identity and Social Trust: Liberal Nationalism Reconsidered." 『大阪大学人間科学部紀要』. Vol. 37. pp. 19-41.
- Nagayoshi, Kikuko. 2011. "Support of Multiculturalism, But For Whom?: Effects of Ethno-National Identity on the Endorsement of Multiculturalism in Japan." *Journal of Ethnic and Migration Studies*. Vol. 37. No. 5. pp. 561-578.
- Nagayoshi, Kikuko, 2010, 「多文化状況における社会統合に対する信頼感の影響—JGSS-2008 の分析から」, 『日本版 General Social Surveys 研究論文集』10号: 149-162頁.
- Nagayoshi, Kikuko, 2009, 「Whose Size Counts?: Multilevel Analysis of Japanese Anti-Immigrant Attitudes Based on JGSS-2006.」, 『日本版総合的調査研究拠点研究論文集』, 9号、157-174頁。

- Nagayoshi, Kikuko、2008、「排外意識に対する脅威認知と接触の効果—JGSS-2003 の分析から」、『日本版 General Social Survey 研究論文集』、7号、259-270頁。
- Nukaga, Misako. 2006. “Xenophobia and the Effect of Education: Determinants of Japanese Attitudes toward Acceptance of Foreigners.” JGSS Research Series. No. 2. pp. 191-202.
- Oishi, Nana. 2012. “The Limits of Immigration Policies: The Challenges of Highly Skilled Migration in Japan.” *American Behavioral Scientists*. Vol. 56. No. 8. pp. 1080-1100.
- Pak, Katherine Tegtmeier. 1998. “Outsiders Moving in Identity and Institutions in Japanese Responses to International Migration.” Ph.D. dissertation. University of Chicago, Dept. of Political Science, December 1998. <http://trove.nla.gov.au/version/27763122> (September 10, 2014).
- Piore, M. J.. 1979. *Birds of Passage: Migrant Labor Industrial Societies*. Cambridge University Press.
- Portes, Alejandro, Patricia Fernandez-Kelly and William Haller. 2005. “Segmented Assimilation on the Ground: The New Second Generation in Early Adulthood.” *Ethnic and Racial Studies*. No. 28, pp. 1000–1040.
- Portes, Alejandro and Rubén G Rumbaut. 2006. *Immigrant America: A Portrait*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Qu, Xiaoyan、2009、「国際結婚に関する研究動向と展望」、『東京大学大学院教育学研究科紀要』、第49巻。
- Quillian, Lincoln. 1995. “Prejudice as a Response to Perceived Group Threat: Population Composition and Anti-Immigrant and Racial Prejudice in Europe.” *American Sociological Review*. Vol. 60. pp. 586–611.
- Scheepers, Peer, Merove Gijberts, and Marcel Coenders. 2002. “Ethnic Exclusionism in European Countries: Public Oppositions to Civil Rights for Legal Migrants as a Response to Perceived Threat.” *European Sociological Review*. Vol. 18. pp. 17–34.
- Scott, Simon. 2013. “Student seeking Kyoto flat told: No foreigners allowed”. *The Japan Times*. [http://www.japantimes.co.jp/community/2013/04/23/issues/student-seeking-kyoto-flat-told-no-foreigners-allowed/#.VZAeg\\_mqqkp](http://www.japantimes.co.jp/community/2013/04/23/issues/student-seeking-kyoto-flat-told-no-foreigners-allowed/#.VZAeg_mqqkp). (APR 23, 2013)
- Semynov, Moshe, Raijman Rebeca, and Gorodzeisky Anastasia. 2006. “The Rise of Anti-Foreigner Sentiment in European Societies, 1988-2000.” *American Sociological Review*. Vol. 71. June. pp. 426-449.
- Soderberg, Marie, and Ian Reader. 2000. “Japanese Influences and Presences in Asia.” *United Kingdom: Routledge*. pp. 242–243.
- Tai, E., 2007. “Korean ethnic education in Japanese public schools.” *Asian Ethnicity*. Vol. 8. No. 1. pp. 5-23.

- Tajima, Junko. 2004. "A Study of Transnational Social Spaces of Chinese Immigrants- From the research result of Beijing, Shanghai, Fujian." *Bulletin of College of Sociology*. Shukutoku University. Vol. 38. pp. 79-94.
- Tajima, Junko. 2003. "Chinese Newcomers in the Global City Tokyo: Social Networks and Settlement Tendencies." *International Journal of Japanese Sociology*. Vol. 12. Issue. 1. pp. 68-78.
- Takenoshita, Hirohisa. 2015. "Social Capital and Mental Health among Brazilian Immigrants in Japan". *The International Journal of Japanese Sociology*. Volume 24, Issue 1, pp. 48-64. doi: 10.1111/ijjs.12036.
- Tanabe, Shunsuke. 2011. *Japanese Perceptions of Foreigners*. Trans Pacific Press.
- Tsuda, Takeyuki. 1999. "The Permanence of 'Temporary' Migration: The 'Structural Embeddedness' of Japanese-Brazilian Immigrant Workers in Japan." *The Journal of Asian Studies*. Vol. 58. No. 58. pp. 687-722.
- Turner, Victor. 1969. *The Ritual Process: Structure and Anti-Structure*. Chicago: Aldine.
- Vogel, Ezra F.. 2013. "History Overshadows Present, Future Japan-China Relations: Can Tokyo and Beijing Finally Put Aside the Past and Build a New Forward-Looking Relationship?." *The Japan Times*. [http://www.japantimes.co.jp/opinion/2014/01/01/commentary/world-commentary/history-overshadows-present-future-japan-china-relations/#.VUuX9\\_mqqkp](http://www.japantimes.co.jp/opinion/2014/01/01/commentary/world-commentary/history-overshadows-present-future-japan-china-relations/#.VUuX9_mqqkp). (March 15, 2015)
- Yamamoto, Beverley Anne. 2012. "From Structured Invisibility to Visibility: Is Japan Really Going to Accept Multiethnic, Multicultural Identities?." *Identities: Global Studies in Culture and Power*. Vol. 19. No. 4. pp. 428-439.
- Ying, Lu, Ramanie Samaratunge, and Charmine EJ Hartel. 2011. "Acculturation Strategies among Professional Chinese Immigrants in the Australian Workplace." *Asian Pacific Journal of Human Resources*. Vol. 49. No. 1. pp. 71-87.
- Zhang, Jie. 2015. "Specific Xenophobia? Japanese Acceptance Attitudes toward Chinese Immigrants." *Journal of the Graduate School of Asia-Pacific Studies*. No.30, pp. 201-209.

# 接触の二次転移効果における 二次集団との事前の接触の（非）重要性

五十嵐彰  
(東北大学)

## 【要旨】

集団間接触仮説研究の新たな潮流として、接触の二次転移効果が注目を浴びている。外集団 (ie. 一次集団) との接触が、接触状況にない他の外集団 (ie. 二次集団) への態度も改善するというものであり、二次転位効果について検証することは、集団間の関係改善により貢献すると考えられる。しかしながらこの効果の検証は未だ途上にあり、特に二次集団との事前の接触がこの効果にもたらす影響はほぼ分析されてこなかった。本研究では二次集団と事前に接触したことの無い群には二次転移効果がより強く出るという仮説を「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」を用いて検証する。中国人との接触がフィリピン人、日系ブラジル人、アメリカ人に対する態度に与える効果を、これら二次集団と過去に接触がある群・ない群間で比較検討する。結果として、フィリピン人を二次集団とした場合、事前接触のない群の方で二次転移効果が大きかったが、それ以外の外国人を二次集団とした場合は二次転移効果の大きさに差はなかった。一次・二次集団間の相似関係を踏まえ、効果を考察する。

キーワード：集団間接触仮説、二次転移効果

## 1. はじめに

集団間接触仮説は 50 年以上もの間、異なる集団間の関係を改善する効果的な理論として研究関心の的となってきた。集団間接触研究の近年の新たな方向性の一つとして、接触の二次転移効果が注目されている。接触の二次転移効果は、ある集団（これを一次集団と呼ぶ）との接触は、接触状況にない別の集団（これを二次集団と呼ぶ）に対する態度をも改善するという効果であり、この研究は集団間の更なる関係改善に寄与すると考えられる。

二次転移効果において、二次集団との接触の位置づけは議論の対象となってきた。二次集団との接触が二次集団に対する好意的な態度をもたらす以上、この変数を統制したうえで二次転移効果を見ることがほぼ一般的となっている(e.g. Hindriks, Coenders, & Verkuyten 2014; Tausch, et al. 2010)。一方で、二次集団との事前の接触の有無が二次転移効果それ自体に与える効果も複数の研究で言及されているものの、今まで十分に検証されてこなかった(Tausch, et al. 2010; Vezzali & Giovannini 2012)。これらの研究では二次集団と事前の接触がない場合、二次転移効果はより強固なものになると仮定している。しかし、この仮定は、従来の集団間接触仮説とは必ずしも整合的ではない予想がなされている。

本研究では、二次集団との事前の接触が二次転移効果にもたらす影響を日本のサンプルを用いて分析する。最も接触頻度の高い中国人を一次集団とし、中国人への好意的な態度が他の二次集団、フィリピ

ン人、日系ブラジル人、およびアメリカ人への態度に“転移”するかを検証する。二次集団との過去の接触経験をもとに調査参加者を二群に分け、二次転移効果の大きさを比較し、仮説の検討を行う。加えて中国人と二次集団の相似度合いによってこの効果が異なるかを検証する。

## 2. 先行研究

### 2.1 集団間接触仮説

民族間の対立を緩和するひとつの“処方箋”として、集団間接触仮説は長年研究者の注目を集め続けてきた。集団間接触仮説によれば、異なる集団に所属する個人との接触を通し、その集団全体に対してより好意的な態度をもつようになる。集団間接触仮説は、質問紙による横断的調査(e.g., Pettigrew 1997)や縦断的研究(e.g. Brown, Eller, Leeds, & Stace 2007; Eller & Abrams 2004; Pettigrew 1998)、実験(e.g., Brown, Maras, Masser, Vivian, & Hewstone 2001; Maoz 2000)によって実証されてきた。

集団間接触仮説が生起するための前提条件は Allport (1954)によって提唱された。4つの前提条件、すなわち「制度的な接触の支持」「対等な関係」「協調的な環境」「共同の目的」が満たされる必要があるとされる。しかし、Pettigrew と Tropp(2006)による 515 の先行研究を対象にしたメタ分析は、これらの条件が必須ではないことを示した。このうち制度的な支持は接触が偏見に与える負の効果を促進することがわかったが、支持がない場合でも接触の効果は依然として残っていた。

彼らのメタ分析は、直接の接触状況にない外集団に対しても、接触の好意的な効果が伝播することを示した。次節で論じるように、Pettigrew (2009)はこれを二次転移効果と名付け、新たな分析の展望を示した。

### 2.2 二次転移効果

集団間接触仮説の新たな研究潮流として、二次転移効果が注目されている。二次転移効果では、接触状況にある集団を一次集団、接触状況にない集団を二次集団とし、一次集団との接触で得られた同集団に対する好意的な態度が、二次集団への態度に“転移”することを主な効果としている(Pettigrew 2009)。

二次転移効果は二つのパスを通して接触状況にない二次集団への態度を軟化させると考えられている(Lolliot, Schmid, Hewstone, Ramiah, Tausch, & Swart 2013; Pettigrew 2009)。一つは一次集団への態度の一般化(attitude generalization)であり、ここでは接触を通じて好意的になった一次集団に対する態度が、一次集団と相似している二次集団に対して一般化される。もう一つは自集団の再評価(ingroup reappraisal)であり、一次集団との接触を通じて接触者は自集団の価値観を相対視するようになり、他集団一般に対する態度が軟化する。この二つに加え、研究によっては集団間不安や視点取得(Vezzali & Giovannini 2012)、社会アイデンティティの複雑性(Schmid, Hewstone, & Tausch 2014)などをメカニズムと捉えている。二次転移効果の研究では一次集団への態度の一般化がパスとしてより一般的であり(e.g. Schmid, Hewstone, Küpper, Zick, & Wagner 2012)、また自集団の再評価はしばしば操作的定義が問題視されているため(e.g. Tausch et al. 2010)、本研究では態度の一般化のみに焦点を当てて分析する。

アメリカの大学において行われた実験的縦断的研究が二次転移効果の強力な証拠を提示している(Van Laar, Levin, Sinclair, & Sidanius 2005)。この研究では、4年間で5つのウェイブに渡って行われたパネルをもとに、ランダムに割り当てられた外集団ルームメイトとの接触の効果を検証している。初年度のルームメイトが外集団であった学生は、次年度以降そのルームメイトの出身集団に対してより好意的な態度をもつようになる。加えて、ルームメイトの出身集団ではないエスニック・グループに対しても、初年度におけるその集団に対する態度を統制した後でも、好意的な態度をもつようになることが示された。ルームメイトのランダムな割当という実験デザインを利用したこの研究は、外集団に好意的でない人は自集団出身者をルームメイトとして選択するというセルフセレクションを統制した縦断的研究であり、二次転移効果に強固な実証的証拠を与えている。

二次転移効果は常に起こるわけではなく、一次集団と二次集団が社会的地位やスティグマにおいて相似していれば起こるとされている。この点については、複数の先行研究がその効果を実証している。具体的には、移民や外国人との接触が、同様に社会的地位の低いとされる同性愛者(Pettigrew 2009; Schmid, Hewstone, Küpper, Zick, & Wagner 2012)、ホームレス(Pettigrew 2009; Pettigrew & Tropp 2012)、障害者(Vezzali & Giovannini 2012)などへの態度を間接的に向上させることを示している。集団間の社会的地位やスティグマに焦点を当てたこれらの研究に加え、異なる宗教信者を二次集団とした二次転移効果や、異なるエスニック・グループ間における態度の転移も報告されている。その中では、移民や外国人との接触が、ユダヤ人(Schmid, et al. 2012)やムスリム(Pettigrew & Tropp 2012)への好意的態度を向上させるという結果が出ている。Eller と Abrams (2004)のイギリス人学部生を対象とした縦断的研究は、フランス人との接触が、同国の植民地であったアルジェリア人に対する好意的態度と正の関連を持つことを示した。同様に、Schmid ら(2014)はドイツ人を対象にした研究で、ドイツ国内におけるエスニックマイノリティであるトルコ人との接触が、トルコ人に対する好意的な態度を通じ、同様のエスニックマイノリティであるロシア人に対する態度を向上させることを示した(Schmid, Hewstone, & Tausch 2014)。Hindriks らは、オランダにおけるマイノリティであるトルコ人とモロッコ人を対象とし、他集団のムスリムとの接触が、植民地移民であるスリナム人に対する態度を向上させることを示し、他方でムスリムとの接触はオランダ人に対する態度とは関連がないことを示した(Hindriks, Verkuyten, & Coenders 2014)。彼らはここからエスニック・グループの地位が相似していない集団間では二次転移効果は起きないと結論づけている。

集団間の相似は Pettigrew の提起した二次転移効果の前提条件の一つであった。しかしながら、どの集団を相似しているかとする点には恣意性があり、二次転移効果が起きる一次集団と二次集団の組み合わせ (eg. 一次集団である外国人と、二次集団である同性愛者) を、ある研究では相似した組み合わせとし(Pettigrew 2009)、他の研究では相似していない組み合わせとしている(Vezzali & Giovannini 2012)。Harwood らによる研究(2011)は相似と二次転移効果について分析している。彼らは一次集団である不法移民と複数の二次集団 (eg. 合法移民、メキシコ系アメリカ人、テロリスト、など) との相似度合いを指標化し、不法移民に二次集団が相似していればしているほど、二次転移効果が起こることを示した。

### 2.3 二次集団との事前の接触

二次転移効果には二次集団との事前の接触の問題がつきまとっていた。Pettigrew (2009)は“ここで引用した研究は、事前の接触がないと仮定した場合にのみ、二次転移効果の存在を支持している”と論じ(2009: 62)、二次集団との事前の接触が分析上の問題になることを示した。この私的には二つの含意があると考えられる：二次集団との事前の接触が交絡変数となるという点と、二次集団との事前の接触の有無が二次転移効果の強弱に関わるという点である。これら二点の可能性について、Pettigrew (2009)は一点目のみに着目して検証を行っている。Pettigrewはこの点を克服した研究として二つの研究を挙げている。Clément、Gardner、Smythe (1977)による研究はフランスに行ったことのないカナダ人の子どものサンプルのみを対象にし、カナダのケベック州での滞在が彼らのフランス人に対する態度をより好意的なものにすることを示している。Hewstone (2008, のちに Tausch, et al., 2010)による研究は二次集団との事前の接触を統制しており、この点をもって二次転移効果として最も説得力のある研究といえる(Pettigrew 2009)。以後の二次転移効果に関する研究は二次集団との事前の接触を統制しており、この問題に対して意識的な対処が行われている(e.g. Tausch, et al. 2010; Vezzali & Giovannini 2014)。

他方で Pettigrew の論は、二次集団との事前の接触がある場合、二次転移効果が起こらないという可能性を残している。Tausch ら(2010)は一連の分析の一つとしてアメリカの白人と黒人学生を対象にヒスパニックとの接触からベトナム人・インド人に対する意識への二次転移を検証している。Tausch らはそれ以外の分析（ギリシャ系キプロス人／トルコ系キプロス人との接触からギリシャ人／トルコ人への意識に対する転移、カトリック／プロテスタントとの接触からエスニックマイノリティへの意識に対する転移）と比較し、ヒスパニックに対する態度とベトナム人・インド人に対する態度との関わりが最も強い事を示した。人口構成から類推し“あまり知られていない、もしくは関わりがない”集団が二次集団である場合、二次転移効果における態度の一般化が強くなるとしている<sup>1</sup>。Vezzali と Giovannini(2012)は自らの研究がこの仮説を間接的に検証しているとし、一次集団である移民との接触が、あまり接触のない二次集団である障害者と同性愛者に対して起こっているとしている<sup>2</sup>。しかしながら彼らは“知られている”二次集団と“知られていない”二次集団とを比較したわけではなく、ここに彼らの結論に至るまでの不十分さがある。

以上論じてきたように、二次集団との接触の統制は盛んにおこなわれてきたが、調整変数としての役割についてはほぼ検証されてこなかった。上記の二つの研究は例外的にこの点に言及しているが、しかし彼らの論も人口構成などを基にした推測にとどまり、事前接触が調整効果をもつかどうか自体の検証は行っていない。そこで、本研究では二次集団との事前の接触が二次転移効果に及ぼす影響を検討する。

## 2.4 仮説構築

本研究では、二次集団との事前の接触が、二次転移効果にどのような影響を与えるか検証する。先述した Tausch ら(2010)の研究では、あまり“知られていない”すなわちあまり接触のない二次集団に対して、二次転移効果はより強くなるとしている。Christ ら(2010)は、拡張的接触 (i.e. 調査参加者の友人の友人に、対象集団 (二次転移効果でいう一次集団) に所属する人がいること) が対象集団に対する態度に与える効果は、対象集団と接触したことの無い個人に対してより大きいと報告している。この結果を言い換え

ると、過去に接触経験がない場合のほうが、拡張的接触のような間接的な接触が対象集団への態度に与える効果が大きいということである。ここから、二次集団との接触の効果は、二次集団と接触したことのない個人にとって、より大きいものだと考えられる。

仮説：二次集団の態度に対する二次転移効果は、二次集団と過去に接触したことのない個人にとってより大きい。

本研究では、日本のデータを用いてこの仮説を検証する。一次集団を外国人の中で最も接触頻度が高い中国人とし、二次集団をフィリピン人、日系ブラジル人、アメリカ人としてそれぞれ分析する。先行研究から、日本人にとって、中国人とフィリピン人は相似関係にあり、(日系)ブラジル人、アメリカ人はより相似していないと認識されていると考えられる(田辺 2004)。一次集団と二次集団との相似関係が二次転移効果の有無・大きさに影響してくる以上、二次集団との事前の接触の効果にも何らかの関わりをもつと予想される。効果の方向性や大きさについては探索的に検証を行う。

### 3. 分析

#### 3.1 データ

田辺らによって作成された「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」(2013)を用いる。この調査では創価多段抽出で回答者を無作為に抽出した。外国籍人口割合を基に外国人の多い地域、中程度の地域、少ない地域に市区町村を分類した後、それぞれから17地域ずつ無作為に抽出し、各地域から無作為に回答者を抽出した。

#### 3.2 変数

従属変数は二次集団への排外的態度を用いる。フィリピン人、日系ブラジル人、アメリカ人それぞれに対し、「あなたが生活している地域に、以下の人々が増えることに賛成ですか、反対ですか」という導入ののち、それぞれ「フィリピン人が増えること」「日系ブラジル人が増えること」「アメリカ人が増えること」という質問に対し、4件法で回答された(「賛成(=1)」から「反対(=4)」)<sup>3</sup>。

独立変数として、中国人(一次集団)との接触を用いる。7つの尺度から測定されているが、モデル適合度を考慮し、以下の3つの尺度を最終的に構成要素とした。「あなたは各外国人と以下のようなお付き合いがありますか(過去の経験も含む)」という導入ののち、「一緒に働いている・いた」「学校で一緒に勉強している・いた」「友人としてつき合っている・いた」という質問に対し、これまで経験したことがある場合には1を、経験したことがない場合には0をそれぞれ割り振った<sup>4</sup>。各項目の値を足し合わせたものを独立変数として扱う。

媒介変数として、中国人への排外的態度を用いた。上述の二次集団への排外的態度と同様の導入ののち「中国人が増えること」という質問によって測定され、「賛成(=1)」から「反対(=4)」によって回答された。

グループ化変数として、二次集団との接触経験の有無を用いる。接触に関する7つの質問全てに対し経験がないと答えた回答者を「事前の接触なし」群、ひとつでも経験ありと答えた回答者を「事前の接触あり」群として分割する。フィリピン人、日系ブラジル人、アメリカ人それぞれとの接触についてグループを作成した<sup>5</sup>。

年齢、性別、最終学歴を制御変数とした。最終学歴は「中学校（旧制尋常小学校・旧制高等小学校を含む）（=1）から「大学（旧制大学を含む）・大学院（=4）」によって測定された。

### 3.3 手法

分析手法は多母集団同時パス解析を用いる。二次集団との事前接触があり群／なし群間でそれぞれモデルを構築し、群間で二次転移効果の間接効果の大きさをワルド検定により分析することで、仮説の検証を行う。推定法は最尤法、ソフトウェアはMplusを用いた。

## 4. 結果

多母集団同時パス解析の結果をそれぞれ図1～3に示した<sup>6</sup>。またそれぞれの二次集団への排外的態度を従属変数とした間接効果の大きさとワルド検定の結果を表1に示した。結果から、中国人との接触の二次転移効果は、フィリピン人を除く、それぞれの二次集団に観測された。

フィリピン人を二次集団とした場合、事前接触あり群で二次転移効果は生じなかったが、中国人との接触・態度間に有意な相関がなかったことが主な理由だと思われる。これは接触の有無で二群に分けた副次的な結果だと解釈できる。加えて、Tauschら(2010)やVezzaliとGiovannini(2012)は、あまり接触のない二次集団に対して“態度の一般化”がより強く起こるという予想をした。態度の一般化は一次集団に対する態度から二次集団に対する態度への転移であり、二次転移効果の間接効果を想定していない。これらの理由から、一次集団との接触・態度間の相関に等値制約を置いた分析を行った。結果は表1にまとめた。ここから、等値制約を置く前ではフィリピン人を二次集団とした場合にのみ群間において効果の大きさが異なるが、等値制約を置いた後では群間において差はないことが示された。他方、アメリカ人を二次集団とした場合では、等値制約を置いた場合、事前接触なし群の二次転移効果が事前接触あり群と比較し、有意に高い結果となった。

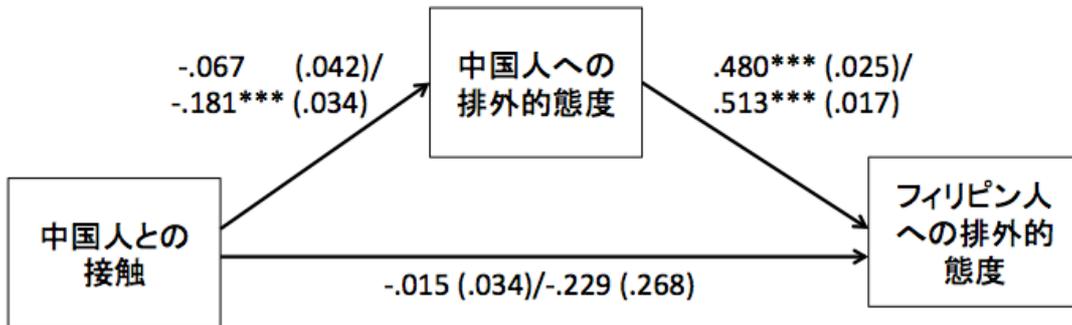


図1. フィリピン人を二次集団とした構造モデル (事前接触あり/なし群)

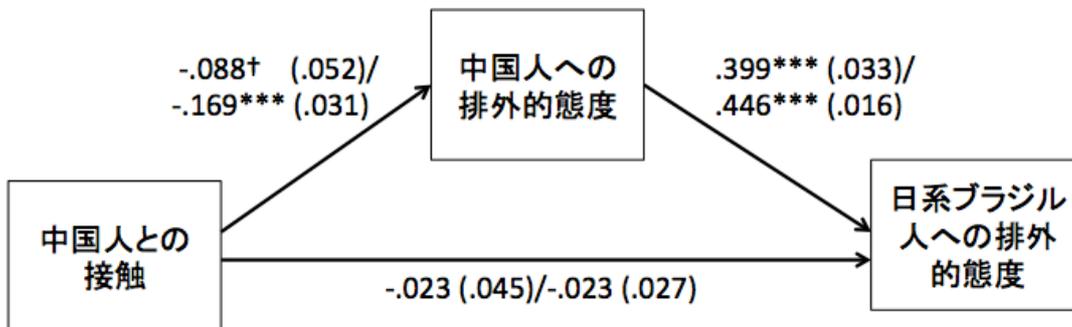


図2. 日系ブラジル人を二次集団とした構造モデル (事前接触あり/なし群)

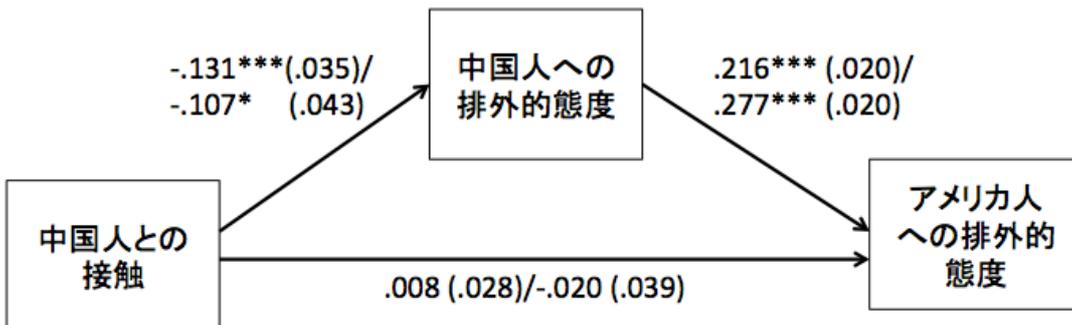


図3. アメリカ人を二次集団とした構造モデル (事前接触あり/なし群)

表 1. 間接効果の群間比較

		事前接触あり	事前接触なし	ワルド統計量
	等値制約			
フィリピン人	なし	-0.032 (.020)	-.093*** (.018)	5.072*
	あり	-.066*** (.013)	-.070*** (.014)	1.257
日系ブラジル人	なし	-.035 † (.021)	-.075*** (.014)	2.529
	あり	-.059*** (.012)	-.066*** (.012)	1.604
アメリカ人	なし	-.028*** (.008)	-.030* (.012)	.005
	あり	-.026*** (.006)	-.034*** (.008)	4.635*

† $p < .05$  (片側検定), \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

## 5. 考察

本研究は接触の二次転移効果が向上する条件として提唱された、二次集団との事前の接触について分析した。先行研究においては、二次集団との事前の接触がない場合にのみ二次転移効果は起きる、もしくは二次転移効果が大きいと仮定されてきた(e.g. Pettigrew 2009; Tausch, et al. 2010; Vezzali & Giovannini 2012)。しかし、あくまで仮説にとどまっており実証的な検証は行われてこなかった。本研究は日本のデータを用い、一次集団である中国人との接触が、二次集団であるフィリピン人、日系ブラジル人、アメリカ人への態度に影響するかを、二次集団との事前接触の有無をもとに分割した二群間で分析した。本研究の結果から、二次集団との事前の接触は二次転移効果の生起には必須の条件でないことが示された。

加えて、一次集団との接触・態度間に等値制約を置いた分析を行った。フィリピン人を二次集団とした場合も含め、各群で二次転移効果がみられた。フィリピン人・日系ブラジル人を二次集団とした場合には群間に効果の差はなかったが、アメリカ人を二次集団とした場合、接触無し群の方が二次転移効果の値が強かった。これは先行研究(Tausch, et al. 2010; Vezzali & Giovannini 2012)と一部整合的であるが、相似度合いに関しては先行研究との結果と異なる。二次転位効果では一次集団・二次集団間の相似度合いがより高ければ、一次集団に対する態度を二次集団に対しても一般化すると予想されていた(e.g. Harwood et al. 2011)。しかしながら、アメリカ人は中国人との文化的相似度合いが遠い集団の一つであり(田辺 2004)、態度の一般化が想定するメカニズムとは異なる。この点について、更なる研究が求められる。

系統だった分析を心掛けたが、しかしながら本研究には限界も指摘できる。一点目として、二次集団と事前の接触がある群内で、接触の度合いを制御できていないことである。この点は分析上越えられない問題であったが、結果に何らかの影響を与えている可能性は排除できない。

二点目として、集団間の相似度合いを本研究が独自に量的に測っているわけではないという点である。フィリピン人と中国人の相似度合いは、日系ブラジル人やアメリカ人と中国人との相似度合いよりも高いという知見を先行研究から得、それに添って分析を進めた。しかしながら先行研究から10年以上の月日が経っている以上、日本人の知覚に何らかの変化があってもおかしくはない。また先行研究ではブラジル人を対象とし、日系ブラジル人とはしていない点も問題の一つとして挙げなければならない。

二次転移効果は未だ発展途上の研究対象であり、分析手法として改善すべき点も多い。二次集団との接触を統制変数として用いることはその一つであったが、二次集団との接触は同時に調整変数として二

次転移効果の大きさに関わる可能性があることを本研究は示している。特にこの効果は一次集団・二次集団間の相似度合いが関わっている。将来の研究は、一次集団と二次集団がどの程度似ていれば、二次集団との事前の非接触が二次転移効果を増幅させるのかを量的に示すことが期待される。

[注]

1. 本文では“より知られていない、もしくは関連のない集団に対して態度の一般化が起きるということもあり得る。興味深いことに、またこの点と一貫し、二次集団が比較的知られていない集団である分析3において、一次集団と二次集団とのつながりが最も強いという結果になった。将来の研究はこの点を検証すべきである...”(Tausch, et al. 2010)とされている。
2. Vezzali と Giovannini は“Tausch ら(2010) はあまり知られていない、もしくはあまり関連のない集団である場合に特に態度の一般化は強く起こると提唱した。二次集団との接触は非常に低いため、我々の研究はこの仮説を間接的に支持していると思われる”と論じている。
3. 「韓国人に対する排外的態度」も同調査により測定されたが、中国人への排外的態度との相関があまりに高いため ( $r=.807$ ) 本研究からは除外した。
4. 接触に関する質問は、最終的に用いた3項目のに加え、「自分または親せきが、外国人と結婚して日本に住んでいる・いた」「国際交流のグループと一緒に活動している・いた」「その他のグループや地域活動(町内会や学校行事など)と一緒に参加している・いた」「あいさつ程度の付き合いをしている・いた」であった。
5. フィリピン人と事前接触のある群は  $N=1,019$ 、ない群は  $N=2,572$ 、日系ブラジル人と事前接触のある群は  $N=686$ 、ない群は  $N=2,877$ 、アメリカ人と事前接触のある群は  $N=1,438$ 、ない群は  $N=2,220$  だった。  
二次集団との事前の接触あり群となし群で、中国人との接触を測定する項目が同様に因子を構成しているか確認するため、測定不変性の分析を行った。尤度比検定の結果、フィリピン人および日系ブラジル人を二次集団とした場合の二群間で測定不変性が成立した(それぞれ  $\Delta\chi^2(2)=1.937, p=.38$ ;  $\Delta\chi^2(2)=2.575, p=.28$ )。アメリカ人を二次集団とした場合の二群間では有意水準 5% で不変性は成立しなかったが、モデル適合度が十分であったため ( $\Delta\chi^2(2)=1.937, p=.05, CFI=.977, RMSEA=.031, SRMR=.013$ )、中国人との接触因子は二群間で比較可能であると考えられる。
6. フィリピン人を二次集団としたモデル、日系ブラジル人モデル、アメリカ人モデルそれぞれの適合度は、 $\chi^2(df)=65.093(6)$ 、 $CFI=.953$ 、 $RMSEA=.075$ 、 $SRMR=.033$  ;  $\chi^2(df)=66.603(6)$ 、 $CFI=.935$ 、 $RMSEA=.077$ 、 $SRMR=.033$  ;  $\chi^2(df)=65.206(6)$ 、 $CFI=.902$ 、 $RMSEA=.073$ 、 $SRMR=.030$  であった。

[引用文献]

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Cambridge: Perseus Books.
- Brown, R., Eller, A., Leeds, S., & Stace, K. (2007). Intergroup contact and intergroup attitudes: A longitudinal study. *European Journal of Social Psychology, 37*, 692-703.
- Brown, R., Maras, P., Masser, B., Vivian, J., & Hewstone, M. (2001). Life on the ocean wave: Testing some intergroup hypotheses in a naturalistic setting. *Group Processes and Intergroup Relations, 4*, 81-97.
- Christ, O., Hewstone, M., Tausch, N., Wagner, U., Vovi, A., Hughes, J., & Caim, E. (2010). Direct contact as a moderator of extended contact effects: Cross-sectional and longitudinal impact on outgroup attitudes, behavioral intentions, and attitude certainty. *Personality and Social Psychology Bulletin, 36*, 1662-1674.
- Clément, R., Gardner, R.C., & Smythe, P.C. (1977). Interethnic contact: Attitudinal consequences. *Canadian Journal of Behavioral Science, 9*, 205-215.
- Eller, A., & Abrams, D. (2004). Come together: Longitudinal comparisons of Pettigrew's reformulated intergroup contact model and the common ingroup identity model in Anglo-French and Mexican-American contexts. *European Journal of Social Psychology, 34*, 229-256.
- Harwood, J., Paolini, S., Joyce, N., Rubin, M., & Arroyo, A. (2011). Secondary transfer effects from imagined contact: group similarity affects the generalization gradient. *The British Journal of Social Psychology, 50*, 180-189.
- Hewstone, M., Kenworthy, J., Tausch, N., Popan, J., Psaltis, C., & Schmid, K. (2008, August). Generalized effects of intergroup contact: Replications and extensions of Pettigrew (1997). Unpublished paper presented at the EASP-SPSSI Conference on Intergroup Contact, Philipps University, Marburg, Germany.
- Hindriks, P., Verkuyten, M., & Coenders, M. (2014). Interminority attitudes: The roles of ethnic and national identification, contact, and multiculturalism. *Social Psychology Quarterly, 77*, 54-74.
- Maoz, I. (2000). An experiment in peace: Reconciliation-aimed workshops of Jewish-Israeli and Palestinian youth. *Journal of Peace Research, 37*, 721-736.
- Pettigrew, T. F. (1997). Generalized intergroup contact effects on prejudice. *Personality and Social Psychology Bulletin, 23*, 173-185.
- Pettigrew, T. F. (1998). Intergroup contact theory. *Annual Review of Psychology, 49*, 65-85.
- Pettigrew, T. F. (2009). Secondary transfer effect of contact. *Social Psychology, 40*, 55-65.
- Pettigrew, T. F., & Tropp, L. R. (2006). A meta-analytic test of intergroup contact theory. *Journal of Personality and Social Psychology, 90*, 751-83.
- Pettigrew, T. F., Tropp, L. R., Wagner, U., & Christ, O. (2011). Recent advances in intergroup contact theory. *International Journal of Intercultural Relations, 35*, 271-280.
- Schmid, K., Hewstone, M., Küpper, B., Zick, A., & Wagner, U. (2012). Secondary transfer effects of intergroup contact: A cross-national comparison in Europe. *Social Psychology Quarterly, 75*, 28-51.

- Schmid, K., Hewstone, M., & Tausch, N. (2014). Secondary transfer effects of intergroup contact via social identity complexity. *British Journal of Social Psychology*, 53, 443–62.
- 田辺俊介 (2004) 「「近い国・遠い国」 : 多次元尺度構成法による世界認知構造の研究」 『理論と方法』 19: 235-249.
- Tausch, N., Hewstone, M., Kenworthy, J. B., Psaltis, C., Schmid, K., Popan, J. R., Cairn, E., & Hughes, J. (2010). Secondary transfer effects of intergroup contact: Alternative accounts and underlying processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99, 282–302.
- Van Laar, C., Levin, S., Sinclair, S., & Sidanius, J. (2005). The effect of university roommate contact on ethnic attitudes and behavior. *Journal of Experimental Social Psychology*, 41(4), 329–345.
- Vezzali, L., & Giovannini, D. (2012). Secondary transfer effect of intergroup contact: The role of intergroup attitudes, intergroup anxiety and perspective taking. *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 22, 125–144.

# 排外意識の規定要因

## ヴィネット調査による検証の試み

永吉希久子  
(東北大学)

### 【要旨】

近年、排外主義の高まりが指摘されているが、排外主義はすべての外国人に対して同様に向けられるわけではなく、特定の集団を対象とする傾向にある。本稿では、なぜある集団に強い排外意識が向けられるのかという問いに答えるため、ヴィネット調査という実験的調査手法を用いて、検証を行った。具体的には、出身国、社会経済的地位、文化的適合度によって、その外国人の日本での就労および永住権取得に対する日本人の意識が異なるのかを検証した。

インターネット調査によって得られたデータの分析の結果、以下のことが明らかになった。外国人の就労および永住権取得に対する意識は、その外国人の出身地、社会経済的地位、文化的適合度のすべてによって影響を受け、中国人はアメリカ人に比べ、社会経済的地位や文化的適合度が低い人は高い人に比べ、日本での就労や永住権の取得に対し否定的な意識をもたれやすい。また、外国人の社会経済的地位が、その人の永住権取得に対する日本人の意識に与える影響は、日本人の世帯収入や経済不安の程度によって異なるのに対し、出身国や文化的適合度の効果は日本人の年齢や「国民」についての見方によって変化しないことも明らかになった。

キーワード：排外意識、ヴィネット調査、集団脅威仮説

### 1. 研究の背景

本研究の目的は、なぜある集団に対しては強い排外意識が向けられ、他の集団に対しては向けられないのか、その差に影響を与える要因を明らかにすることにある。近年の日本で排外主義の高まりがみられることは、多くの研究が指摘している。しかし、排外主義はすべての「外国人」に同様に向けられるわけではない。近年では、韓国人や中国人に対して強い排外意識が向けられる一方、アメリカ人に対しては肯定的な意識を持つ人が増えていることが指摘されている (Tanabe 2014)。ではなぜ、こうした差が生じるのだろうか。従来の研究では、それぞれの国との政治的な関係性の影響や、文化的類似性あるいは各国の出身者が占める経済的な地位についての認識の違いなどが影響することが指摘されてきた。しかし、文化的異質性の高い外国人が社会経済的に低い地位におかれているなど、これらの要因は相互に関連しているため、それぞれの影響を識別し、検証することは困難である。

そこで本研究では、ヴィネット調査という実験的な調査手法を取り入れることで、個々の要因の効果を識別し、それぞれの大きさを確認することを試みる。ヴィネット調査とは、「架空の具体的状況を記述した情報を1セットとして提示しつつ、多数の情報セット間の比較検討を通して、それらに対する評価や意思決定などの回答を調査対象者に求める調査方法」(林 2010: 147)である。ヴィネット調査で提示される状況設定の中では、対象者の反応(本研究では排外意識)に影響を与えると考えられる各要因がランダムに組み合わせられる。これによって、要因同士は無関連となり、個々の要因の独立した効果を検証することができる。したがって、要因間の相関が高い現象において、ヴィネット調査を用いることは大きなメリットがあり(林 2010)、排外意識研究においては有効な調査手法であるといえる。

本研究では、排外意識の規定要因を分析するため、対象となる外国人の「出身国」、「社会経済的地位」、「文化的適合度」に注目する。これらの要因を組み合わせた情報のセットをある個人のプロフィールとして、インターネット調査の対象者に提示し、それぞれの個人に関して、日本での就労と永住権の取得についての意識を尋ねる。このデータを分析することにより、対象となる人の出身国・社会経済的地位・文化的適合度が異なることによって、その人に向けられる排外意識の程度が異なるのかを検証する。

## 2. 調査設計

### 2. 1 排外意識に影響を与える要因

ヴィネット調査においては、対象者の反応に影響を与える要因をあらかじめ設定し、その効果を調べる。したがって、排外意識に影響を与えると予測される要因を事前に選択する必要がある。外国人のどのような属性の違いが排外意識に影響を与えるのかについては、すでに多くの研究が行われている(e.g., Havekes, Uunk, and Gijsberts 2011; Iyengar et al. 2013; Kobayashi et al. 2015; Schneider 2007; Hjerm and Nagayoshi 2011)。こうした研究の多くは、集団間の競合関係についてのホスト社会住民側の認識が、排外意識に影響を与えるという集団脅威仮説(Blumer 1958; Schneider 2007)にもとづいたものである。集団脅威仮説においては、外国人住民によって希少な資源が奪われるという認識が引き金となり、排外意識が高められると考えられる。ここでの希少な資源は、物質的資源と象徴的資源の二つに分けられる。

物質的資源とは、雇用機会や、教育機会、社会保障による保護など、物質的な利益につながる資源を指す。雇用や社会保障から得られる給付・サービスをめぐって、外国人住民がホスト社会の住民と競合的な関係にいると認識された場合に、排外意識が高められる。物質的資源の観点からは、ホスト社会住民とこうした資源をめぐって競合関係にいると考えられやすい外国人住民に対して、より否定的な意識がもたれると考えられる。ただし、近年の研究においては、職をめぐり競合関係の認識が排外意識を高めるとのメカニズムは否定される傾向にある。Hainmueller と Hiscox のアメリカにおける研究によれば、高技能のマジョリティ住民であつ

ても、自らと職が競合する可能性の高い高技能のマイノリティ住民ではなく、低技能のマイノリティ住民に対してより否定的な意識を持つ (Hainmueller and Hiscox 2010)。さらに、低技能のマジョリティ住民の低技能マイノリティ住民への否定的な意識は、マイノリティ住民の社会保障受給の多い地域でより強いことから、職をめぐる競合関係の認識からではなく、社会保障へのアクセスをめぐる競合関係への危惧から生じていると考えられる。ただし、物質的資源をめぐる競合関係が排外意識に与える影響は多くの研究で限定的であり、排外意識を高める中心的な要因となっているとはいえない (e.g., McLaren and Johnson 2007; Sniderman and Hagendoorn 2007)。

一方で、排外意識は外国人住民と個人としてのホスト社会住民の競合関係ではなく、集団としての「ホスト社会住民」と「外国人住民」の間の競合関係の認識に起因しているとの指摘もある (McLaren and Johnson 2007; Sniderman and Hagendoorn 2007)。この場合、個人としては外国人住民の受け入れによって影響を受けることはなくとも、ホスト社会住民全体の経済状況が悪化するという不安感があることによって、排外意識が高められる。先行研究においては、自国の経済状況に対して強い不安を感じているほど、排外意識が強いことが明らかになっている。

象徴的資源とは、言語や宗教、価値観の社会における優位性を指す。文化的に異なる外国人住民の増加は、自分たちのもつ文化の社会における優位性の喪失として認識され、社会秩序が乱れるとの不安感がかきたてられる。象徴的資源の観点からは、ホスト社会住民と文化的に距離があると認識されている集団に対し、より強い排外意識が向けられると考えられる。ヨーロッパにおいて行われた研究では、性役割に関する価値観が似ていると認識している集団に対して肯定的な意識がもたれやすくなること (Havekes, Uunk, and Gijsbert 2011) や、社会秩序が失われつつあるという認識が排外意識を強めること (Sniderman and Hagendoorn 2007)、ムスリムがイギリス文化に適合できないと認識している人ほど、排外意識が強くなる傾向にあることが示されている (McLaren and Johnson 2007)。

ただし、Blumer (1958) によれば、こうした脅威の認識は歴史的に形成された集団間関係を背景としている。排外意識が生じるには、1) 自集団の優位性の感覚、2) 対象となる他集団が本質的に自集団と異質であるという感覚、3) 自集団に対して特権が与えられるべきという所有の感覚、4) 対象となる他集団が自集団の特権を奪おうとしているという不安感や疑いの四つの要素が存在する。つまり、自集団が相手集団よりも優位な地位にいることを当然であると感じていることを基盤とし、そうした集団関係が脅かされる局面において排外意識が生じるのである。この集団間の関係性についての認識は、個人の経験によって生まれるものではなく、歴史的に大きな出来事や、政治・メディアなどの「公的な場」において形成される (Blumer 1958: 6)。Dixon は、アフリカ系アメリカ人への偏見が接触によって低下しない一方、ヒスパニックやアジア系への偏見が低下するとの結果から、「歴史的・文化的に根付いた人種／民族

ヒエラルキーが、今日の白人のアフリカ系アメリカ人やヒスパニック、アジア系の人たちへの脅威認識や接触や、最終的には偏見を形作っている」(Dixon 2006: 2180)と述べ、歴史的に形成されてきた集団間関係の重要性を指摘している。

集団属性の排外意識への影響については、ヨーロッパやアメリカで盛んに研究される一方、日本においては十分に研究が進んでいない。例外的な研究と言えるのが、Kobayashiらの研究である(Kobayashi et al. 2015)。Kobayashiらは、国籍、社会経済的地位、文化的適合度を要因としたヴィネット調査を行い、日本における排外意識を高める要因の検証を行っている。具体的には、韓国人と中国人への国籍付与の支持について、提示するプロフィールの社会経済的地位(大学を卒業したエンジニアまたはコンピュータープログラマー/職業学校を卒業した旅行添乗員または語学教師)と文化的適合度(地域の祭りに参加し、同国人に公民館で日本語を教えている。日本の大学を卒業している、または、日本の大学に通う妹がいる/母国の学校を卒業し、同国人の友人と休日にサッカーをしている)を変化させて、尋ねている。分析の結果、これら三つの要因はすべて排外意識に影響しており、韓国人は中国人より、地位が高い人は地位が低い人より、文化的適合度の高い人は低い人より、国籍付与を認められやすい。また、社会経済的地位の効果は回答者の経済状況によって異なり、社会経済的地位の低い人は、世帯収入の高い回答者からより否定的にみられやすいことが示された。つまり、集団脅威仮説とは対照的に、地位の高い日本人が、地位の低い外国人に対しより強い排外意識を向けていることになる。一方、文化的適合度や国籍の効果は、回答者の自民族中心主義の度合いによって影響を受けていなかった。

先行研究では、日本においても外国人住民の文化的適合度や社会経済的地位が、その人に向けられる排外意識に対し影響を持つことが示されている。しかし、日本における民族間のヒエラルキーは、欧米人を高い地位におき、他のアジア諸国の人たちを低くおくような構造をしている(Tanabe 2009)。また、中国人への態度と韓国人への態度は一つの因子を構成する傾向にあり、態度の違いがより顕著に表れるのは、中国人や韓国人と欧米人、特にアメリカ人に対する態度である(Tanabe 2014)。したがって、歴史的に形成されてきたヒエラルキーの効果調べるためには、アジア出身者と欧米出身者への態度を比較するのが適切であると考えられる。さらに、国籍取得に対する意見と、日本での就労に対する意識、永住権取得に対する意識は、影響する要因が異なる可能性がある。そこで、本研究では、中国人とアメリカ人の日本での就労および永住権取得に対する意見を、提示するプロフィールの社会経済的地位と文化的適合度を変化させて尋ね、これらの問いに答える。

## 2. 2 ヴィネット調査の設計

本研究のヴィネット調査では、回答者を二つのグループに分け、それぞれのグループに対し、出身国(中国、アメリカ)と社会経済的地位(大学卒・高技能職、高校卒・低技能職)、文化

的適合度（高い文化適合、低い文化適合）を変化させた  $2 \times 2 \times 2 = 8$  種類のプロフィールのうちの4つを提示する（各グループに提示したプロフィールの詳細については、表1を参照）。提示する順番は回答者ごとにランダムになるようにしている。

出身国については、「張偉さん／王偉さん（中国出身の場合）」または「リチャード・ウィルソンさん／ジェームズ・ムーアさん（アメリカ出身の場合）」という名前とともに「中国（アメリカ）出身の35歳男性」と記述して、情報を提示している。性別や年齢の影響を除くため、男性であることと、35歳であることはすべてのプロフィールで統一している。

社会経済的地位については、高い地位のプロフィールでは、「大学を卒業し、技術者／コンピューター技術者として働いてい」と提示される。低い地位のプロフィールでは、「高校を卒業し、建設作業員として／工場の生産ラインで働いてい」と提示される。

文化的適合度については、高い適合度のプロフィールでは、「日本の文化に興味を持ち、日本のアニメを見る／マンガを読むのが趣味」と提示される。低い適合度のプロフィールでは、「趣味は地元の友人と野球／サッカーをすること」と提示される。マンガやアニメを趣味にすることによって、日本文化への適合意欲が高いことだけでなく、日本語を理解していることを示している。

回答者はそれぞれのプロフィールに対し、「あなたはこの人が、日本で就労するのを認めるべきだと思いますか」、「あなたはこの人が、永住権を取得するのを認めるべきだと思いますか」という二つの質問に回答する。回答は「そう思う」、「ややそう思う」、「どちらともいえない」、「あまりそう思わない」、「そう思わない」の5点尺度で与えられている。値が大きいほど、否定的な態度を示すように得点を与えている。

表1 提示したプロフィール

	プロフィール	出身国	社会経済的地位	文化的適合
Aグループ	1	中国	高	高
	2	アメリカ	低	高
	3	アメリカ	高	低
	4	中国	低	低
Bグループ	5	アメリカ	高	高
	6	中国	低	高
	7	中国	高	低
	8	アメリカ	低	低

注：提示される順番は回答者ごとにランダムになるようにしている

### 2. 3 回答者の属性の指標

先行研究においては、回答者の社会経済的地位によって、社会経済的地位の低い外国人への意識が異なることが示されている。そこで、本研究では回答者の社会経済的地位の指標として、職業と世帯収入を用いる。職業はあらかじめ用意した選択肢を回答者本人に選択してもらっている。「専門職」または「管理職」を選んだ場合を上層ノンマニュアル職、「事務職」、「販売職」、「サービス職」、「保安職」を選んだ場合を下層ノンマニュアル職、「生産工程・労務職」または「農林漁業」を選んだ場合をマニュアル職と定義する。さらに、雇用形態について「現在仕事をしていない」または「学生」を選んだ場合を無職・非労働力としている。世帯収入は「過去一年間のお宅(生計をとめている家族全体)の収入は税込みでいくらですか」という質問への回答を用いる。「なし」を0、「150万円未満」を150、「150万～300万円未満」を225、「300万～600万円」を450というように、選択されたカテゴリの中間値を与え、連続変数としている。

個人の経済状況ではなく、集団としてのホスト社会住民の経済状況についての認識(以下、経済不安)が、排外意識に影響を与えていることを検証するため、「一般的に、現在の日本の経済状況を、どのように評価しますか」という質問への回答を用いる。回答は「よい」、「どちらかといえばよい」、「よいとも悪いともいえない」、「どちらかといえば悪い」、「悪い」の5点尺度で与えられており、値が大きいほど悪い評価になるように得点を与えている。

さらに、外国人住民の属性の効果は、回答者がどの程度国内の文化的同質性を重視しているかによっても変化すると考えられる。もし回答者が国内の文化的同質性を重視するのであれば、文化的適合性の与える影響はより大きくなると考えられる。これを検証するため、「あるひとを本当に日本人であると見なすためには、a-hのようなことが「重要だ」という意見と、「重要でない」という意見があります。あなたはどの程度「重要だ」と思いますか。」という質問に続く、「日本で生まれたこと(出生)」、「日本の国籍を持っていること(国籍)」、「人生の大部分を日本で暮らしていること(居住)」、「日本語が話せること(日本語)」、「仏教または神道の信者であること(宗教)」、「日本の政治制度や法律を尊重していること(制度)」、「自分自身を日本人だと思っていること(自己認識)」、「先祖が日本人であること(祖先)」の8項目への回答を用いる。回答は「とても重要だ」、「まあ重要だ」、「あまり重要でない」、「まったく重要でない」の4点尺度で与えられており、値が大きいほど重視していることを示すように得点を与えている。

これら8項目への回答について、因子分析を行い、2因子を抽出した(表2)。第一因子は「出生」、「国籍」、「居住」、「宗教」、「祖先」の因子負荷量が高く、帰属的な要素を重視する程度を示す指標となっている。国籍は日本への移住後に取得することも可能であるが、日本の国籍制度は血統主義にもとづくものであることを考慮すれば、「日本人」の血統の保持を意味するものとして理解されていると考えられる。第二因子は、「日本語」、「制度」、「自

己認識」の因子負荷量が高く、獲得的な要素を重視する程度を示す指標となっている。一般に第二因子は市民的国民観の指標として捉えられるが (e.g., Jones and Smith 2001)、言語的同化や国民としてのアイデンティティの共有を重視する程度を示すものであるともいえる。両者の相関は 0.84 と高く、帰属的要素を重視している人は、獲得的要素も重視する傾向にある。

表 2 国民の条件の因子分析 (主因子法、プロマックス回転)

	帰属要素	獲得要素	独自性
出生	0.76	0.04	0.38
国籍	0.43	0.34	0.51
居住	0.56	0.26	0.43
日本語	0.31	0.49	0.47
宗教	0.49	-0.10	0.81
制度	0.11	0.47	0.71
自己認識	0.05	0.63	0.56
祖先	0.56	0.16	0.55
固有値	3.29	0.28	

n = 663

また、民族間のヒエラルキーの構造についての認識は、年齢によって異なることが指摘されている (田辺 2008; Tanabe 2009)。田辺は各国の好感度の分析から、高齢層では欧米先進国を好む「西高東低」の世界認識が強く見られることを示し、「65 歳以上の世代は昨今の世界情勢を、その世界像の更新に用いて」おらず、「知識構造が戦前期や冷戦時代から刷新されぬまま」である可能性を指摘している (田辺 2008: 381)。したがって、アメリカ人を中国人よりも好む程度は、年齢が高い世代でより顕著にみられる可能性がある。これを検証するため、年齢による出身国の効果の違いを検証する。

上記に加え、回答者の個人属性として、性別と教育年数を分析に用いる。

## 2. 4 データ

分析には、「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」の補足として行われた、「日本への意識と国際化に関する社会調査」データを用いる。この調査は、NTT コム社のインターネットモニターを対象に、2015 年に実施された。性別と年齢層 (18~30 歳、31 歳~50 歳、51 歳~65 歳) で分けられた各セグメントの人数が同数になるよう、セグメントごとに規定の人数 (120 人) に達するまで調査を実施した。最終的なサンプルサイズは 789 である。

インターネット調査であるため、データには偏りが生じている。インターネット調査については、一般に回答者の学歴が高くなることや、郵送調査等の手法で行われた調査に回答した回

答者とやや異なる意識の傾向にあることが指摘されている<sup>1</sup> (石田ほか 2009)。表 3 は年齢層別の高等学歴割合を、本調査と 2010 年の国勢調査で比較したものである。本調査ではどちらの年齢層でも高等学歴割合が 5 割を超えており、日本全体の高等学歴割合を大きく上回っている。こうした偏りが結果に影響している可能性については注意する必要がある。

表 3 本調査と国勢調査の高等学歴割合の比較 (%)

	本調査	国勢調査
18～39 歳	56.6	45.2
40～65 歳	50.0	33.3

注) 国勢調査は 20～39 歳、40～64 歳の割合。ともに在学者を除く。

### 3. 分析結果

#### 3. 1 日本での就労に対する意識

外国人の日本での就労についての意識は、対象となる相手の出身国や社会経済的地位、文化的適合度によって異なるのだろうか。まず、それぞれの要因ごとに、就労に対する意識の平均値の違いを見ると、平均値はどれも 3 を下回っており、日本での就労に対して比較的肯定的な意識を持っていることがわかる。これまでの研究では、人々の移民に対する態度は「中国人」などある集団一般について聞かれた時よりも、特定の個人に対して聞かれた場合に肯定的になることが知られている (Iyngar et al. 2013)。この「個人肯定バイアス (person-positivity bias)」が今回の結果においても働いている可能性が示唆される。しかし、わずかな違いではあるが、中国人に対してはアメリカ人に対してよりも、社会経済的地位が低い人に対しては高い人に対してよりも、文化的適合度が低い人に対しては高い人に対してよりも、否定的な意識がもたれやすい。この結果からは、先行研究同様に、日本においても出身国の違いや社会経済的地位の違い、文化的適合度の違いが排外意識に影響を与えていると考えられる (Kobayashi et al. 2015)。



は有意な効果はみられず、出身国や社会経済的地位、文化的適合度が与える効果は、回答者の属性によらず、一定であることがわかる。

表 4 日本での就労に対する意識についてのマルチレベル順序ロジスティック回帰分析

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6	
	B	S.E.										
プロフィール属性												
出身国: 中国	0.62 **	0.11	0.62 **	0.11	0.62 **	0.11	0.62 **	0.11	0.62 **	0.11	0.39	0.40
社会経済的地位: 高	-0.46 **	0.09	-0.28	0.20	-0.58 **	0.22	-1.09 **	0.41	-0.46 **	0.09	-0.46 **	0.09
文化的適合: 高	-0.30 **	0.09	-0.30 **	0.09	-0.30 **	0.09	-0.30 **	0.09	-0.31 **	0.09	-0.30 **	0.09
回答者属性												
年齢	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.02
女性	-0.18	0.55	-0.18	0.55	-0.18	0.56	-0.18	0.56	-0.18	0.56	-0.18	0.55
教育年数	0.25 +	0.14	0.25 +	0.14	0.25 +	0.14	0.25 +	0.14	0.25 +	0.14	0.25	0.14
下層ノンマニュアル	0.92	0.70	0.92	0.70	0.80	0.72	0.92	0.70	0.92	0.71	0.92	0.70
マニュアル	-0.27	1.04	-0.27	1.04	-0.46	1.05	-0.27	1.04	-0.27	1.04	-0.27	1.04
無職・非労働力	-0.89	0.76	-0.89	0.76	-0.86	0.78	-0.89	0.76	-0.89	0.76	-0.89	0.76
世帯収入	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
経済不安	0.68 *	0.27	0.68 *	0.27	0.68 *	0.27	0.59 *	0.27	0.68 *	0.27	0.68 *	0.27
帰属要素	3.94 **	0.63	3.94 **	0.63	3.94 **	0.63	3.94 **	0.63	3.81 **	0.64	3.94 **	0.63
獲得要素	-3.76 **	0.70	-3.76 **	0.70	-3.77 **	0.70	-3.77 **	0.70	-3.69 **	0.72	-3.76 **	0.70
交互作用												
地位: 高 × 世帯収入			0.00	0.00								
地位: 高 × 下層ノンマニュアル					0.23	0.26						
地位: 高 × マニュアル					0.38	0.33						
地位: 高 × 無職・非労働力					-0.06	0.31						
地位: 高 × 経済不安							0.18	0.11				
文化的適合: 高 × 帰属要素									0.26	0.22		
文化的適合: 高 × 獲得要素									-0.15	0.22		
国籍: 中国 × 年齢											0.01	0.01
閾値1	3.85	2.82	3.95	2.83	3.80	2.83	3.54	2.85	3.86	2.83	3.74	2.82
閾値2	10.25 **	3.03	10.34 **	3.03	10.20 **	3.03	9.94 **	3.05	10.26 **	3.04	10.13 **	3.02
閾値3	14.04 **	3.13	14.14 **	3.14	14.00 **	3.14	13.74 **	3.15	14.06 **	3.14	13.93 **	3.13
閾値4	16.16 **	3.20	16.26 **	3.21	16.12 **	3.21	15.86 **	3.22	16.18 **	3.21	16.05 **	3.19
ランダム効果	V.C.	S.E.										
切片	37.19	11.14	37.22	11.16	37.29	11.19	37.28	11.23	37.28	11.19	37.20	11.15

n = 2200 (レベル 2: n = 554)、\*\* p < 0.01, \* p < 0.05, + p < 0.1、ロバスト標準誤差を使用

### 3. 2 永住権の付与に対する意識

次に、永住権の付与に対する意識の規定要因を検証する。まず、プロフィールの属性ごとに、平均値を調べたところ、図2のような結果が得られた。平均値は2.5程度であり、全体として、どちらかといえば肯定的な意識がもたれやすいことがわかる。ただし、就労に対する意識に比べれば平均値はわずかに高く、就労よりも永住権の付与に関して制限的な意識がもたれやすい。

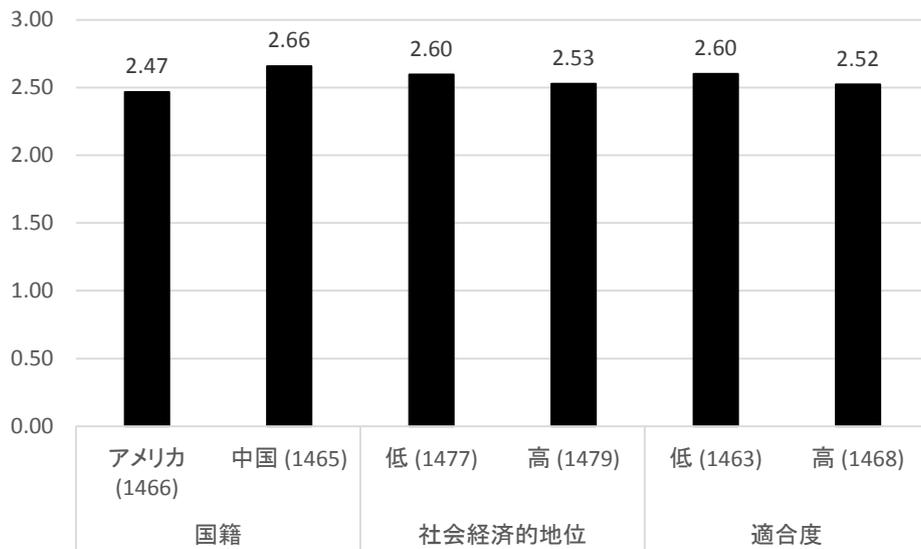


図2 出身国・社会経済的地位・文化的適合度による永住権付与に対する意識の平均値の比較  
注) カッコ内は度数

次に、就労に対する意識同様、永住権付与に対する意識についても、マルチレベル順序ロジスティック回帰分析を行った。表5のモデル1では、すべての変数の主効果が含まれている。これをみると、就労に対する意識と同様、すべてのプロフィールの属性に有意な効果があり、中国人に対してはアメリカ人に対してより、社会経済的地位の低い人に対しては高い人に対してより、文化的適合度の低い人に対しては高い人に対してより、永住権の付与に否定的になる。

また、回答者の属性については、教育年数と経済不安、「国民」についての見方に有意な効果がみられ、教育年数が長いほど、経済不安が強いほど、「国民」の帰属的要素を重視しているほど、永住権の付与に対して否定的になる。逆に、「国民」の獲得的要素を重視しているほど、永住権の付与に対して肯定的になる。就労についての態度と同様、ここでも教育年数が長いほど排外意識が強い傾向が確認された。

交互作用効果についてみると、モデル2とモデル4で有意な効果がみられ、プロフィールの社会経済的地位の効果が、回答者の世帯収入や経済不安の程度によって異なることがわかる。この交互作用効果を図で示したのが、図3と図4である。

表 5 永住権付与に対する意識のマルチレベル順序ロジスティック回帰分析

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4		モデル5		モデル6	
	B	S.E.										
プロフィール属性												
出身国: 中国	0.75 **	0.10	0.75 **	0.10	0.75 **	0.10	0.75 **	0.10	0.75 **	0.10	0.43	0.35
社会経済的地位: 高	-0.31 **	0.08	0.00	0.16	-0.35 *	0.17	-1.06 **	0.37	-0.31 **	0.08	-0.31 **	0.08
文化的適合: 高	-0.39 **	0.09	-0.39 **	0.09	-0.39 **	0.09	-0.39 **	0.09	-0.39 **	0.09	-0.39 **	0.09
回答者属性												
年齢	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02
女性	0.26	0.56	0.26	0.56	0.26	0.56	0.26	0.56	0.26	0.56	0.26	0.56
教育年数	0.42 **	0.14	0.42 **	0.14	0.42 **	0.14	0.42 **	0.14	0.42 **	0.14	0.42 **	0.14
下層ノンマニュアル	1.20	0.73	1.20	0.73	1.13	0.74	1.20	0.73	1.20	0.73	1.20	0.73
マニュアル	0.03	1.10	0.03	1.10	-0.01	1.10	0.03	1.10	0.03	1.10	0.04	1.10
無職・非労働力	-0.57	0.81	-0.58	0.81	-0.50	0.83	-0.57	0.81	-0.57	0.81	-0.58	0.81
世帯収入	0.00	0.00	0.00 +	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
経済不安	0.84 **	0.27	0.85 **	0.27	0.85 **	0.27	0.74 **	0.28	0.85 **	0.27	0.84 **	0.27
帰属要素	3.01 **	0.62	3.02 **	0.62	3.01 **	0.62	3.02 **	0.62	2.97 **	0.63	3.01 **	0.62
獲得要素	-2.17 **	0.66	-2.18 **	0.66	-2.18 **	0.66	-2.18 **	0.66	-2.20 **	0.68	-2.18 **	0.66
交互作用												
地位: 高×世帯収入			0.00 *	0.00								
地位: 高×下層ノンマニュアル					0.14	0.21						
地位: 高×マニュアル					0.08	0.32						
地位: 高×無職・非労働力					-0.13	0.25						
地位: 高×経済不安							0.21 *	0.10				
文化的適合: 高×帰属要素									0.09	0.21		
文化的適合: 高×獲得要素									0.05	0.22		
国籍: 中国×年齢											0.01	0.01
閾値1	5.82 *	2.82	5.99 *	2.82	5.81 *	2.82	5.45 +	2.85	5.83 *	2.82	5.67 *	2.82
閾値2	11.08 **	2.95	11.26 **	2.96	11.08 **	2.95	10.72 **	2.98	11.10 **	2.96	10.93 **	2.95
閾値3	15.45 **	3.07	15.63 **	3.08	15.44 **	3.07	15.09 **	3.10	15.46 **	3.08	15.30 **	3.07
閾値4	18.08 **	3.13	18.27 **	3.14	18.08 **	3.14	17.73 **	3.17	18.10 **	3.14	17.94 **	3.14
ランダム効果												
切片	33.26	8.39	33.38	8.44	33.32	8.41	33.44	8.48	33.34	8.43	33.30	8.41

n = 2184 (レベル 2: n = 550), \*\* p < 0.01, \* p < 0.05, + p < 0.1、ロバスト標準誤差を使用

図3では永住権の付与に否定的な選択肢（「そう思わない」または「あまりそう思わない」）を選択する確率の、プロフィールの社会経済的地位と回答者の世帯収入による変化を示している。これをみると、わずかではあるが低い社会経済的地位のプロフィールにおいて、回答者の世帯収入の効果が強くなっていることがわかる。つまり、世帯収入が高い人ほど、低技能者の永住に対し否定的になっている。

一方、プロフィールの社会経済的地位と回答者の経済不安の交互作用効果を示した図4をみると、プロフィールの社会経済的地位が高い方が、回答者の経済不安の効果が強いことがわかる。社会経済的地位の低い外国人の永住権取得に対しては、経済不安が低くとも否定的な傾向がみられるが、社会経済的地位の高い外国人の永住権取得に対しては、経済不安が高いことによって、否定的な態度が強まるのである。

その他の交互作用は統計的に有意ではなく、出身国や文化的適合度の効果は、回答者の属性によらず一定であることが示された。

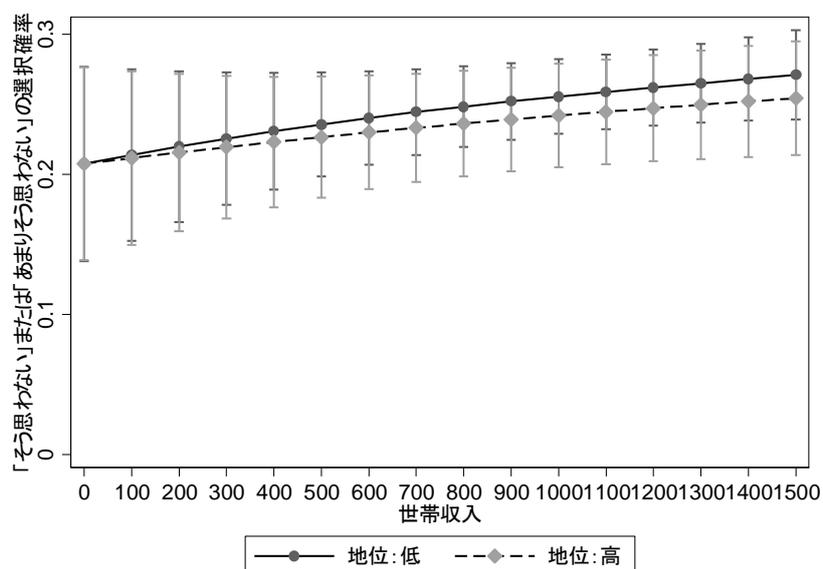


図3 プロフィールの社会経済的地位と回答者の世帯収入による永住権付与に対する否定的回答の選択確率の予測値

注：他の変数は平均値に固定している

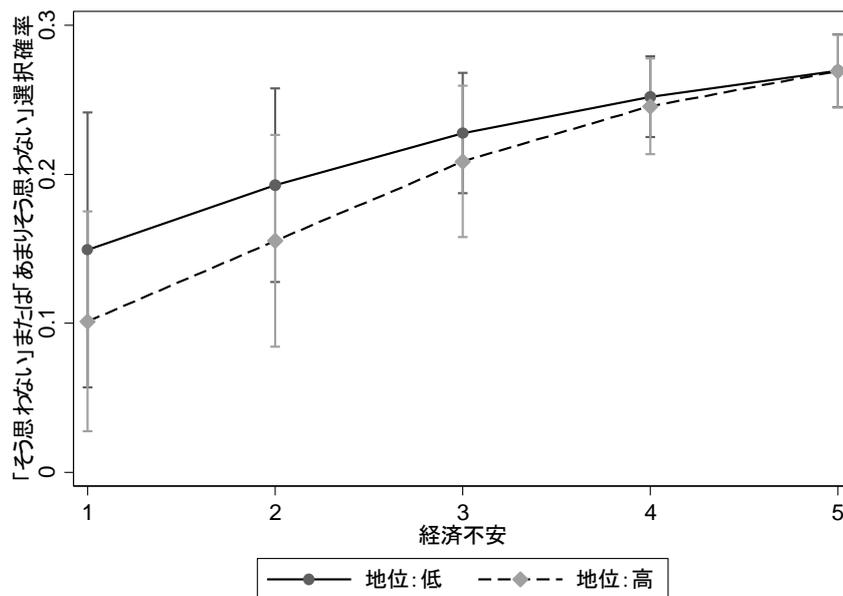


図4 プロフィールの社会経済的地位と回答者の経済不安による永住権付与に対する否定的回答の選択確率の予測値

注：他の変数は平均値に固定している

#### 4. 考察

本研究は、ある集団に対しては強い排外意識が向けられ、他の集団に対しては向けられないのはなぜかという問いに対し、集団のもつ属性の影響に注目して回答を試みた。ヴィネット調査という実験的社会調査法を用い、出身国、社会経済的地位、文化的適合度を変えたプロフィールを提示し、そのプロフィールを持つ外国人の日本での就労と永住権の取得に対する、日本人回答者の意識を調べた。分析の結果、以下のことが明らかになった。

第一に、外国人の日本での就労や永住権取得に対する意識は、その外国人の出身国、社会経済的地位、文化的適合度によって影響を受けており、中国人はアメリカ人に比べ、社会経済的地位の低い人は高い人に比べ、文化的適合度が低い人は高い人に比べ、日本での就労や永住権の所得に否定的意識を持たれやすい。この結果は、Kobayashiらの研究と一貫したものである (Kobayashi et al. 2015)。低技能外国人や、文化的異質性の高い（あるいは適合への意欲が低い）とみなされる外国人に対して、ホスト社会住民は否定的な意識を向けやすい。このような属性の影響を統制してもなお、出身国が強い効果を持つことは、中国人に向けられる強い排外意識が、中国人の置かれやすい社会経済的地位や、中国人の文化的適合度について日本人のもつイメージによっては説明されないことを意味している。実際、文化的適合度や社会経済的地位によって、出身国の効果が異なるのか、交互作用効果を検証した場合にも、有意な効果は

みられなかった（結果は省略）。たとえ社会経済的地位や文化的適合度が高くとも、中国人に対してはアメリカ人に対してよりも強い排外意識が向けられるのである。したがって、歴史的に形成されてきた日本人と中国人の集団間関係についての認識が影響を与えている可能性がある。

第二に、永住権の付与に関しては、外国人の社会経済的地位の効果が、回答者の世帯収入や経済不安によって異なることが示された。社会経済的地位の低い外国人の永住権取得に対しては、世帯収入の高い人の方が否定的な態度を示す。これは国籍取得についての態度を分析した Kobayashi らの研究（Kobayashi et al. 2015）と一貫した結果である。世帯収入の高い人が低い人に比べ、社会経済的地位の低い外国人の日本での就労に対して特に否定的でないことと合わせて考えれば、社会経済的地位の高い日本人は、社会経済的地位の低い外国人が日本に永住することに対して特に否定的な態度をもっているといえるだろう。これは低技能外国人の増加による労働市場への影響への不安ではなく、低技能外国人の定住による社会保障負担の増加への危惧が、世帯収入の高い人たちの排外意識の源泉となっていることを示唆する結果である。

経済不安については逆に、高い社会経済的地位の外国人の永住権取得への意識に大きく影響する。高技能外国人の受け入れは、日本の経済発展に寄与するものとして政府によって推進されている。したがって、国の経済状況を危惧している場合、こうした外国人の永住に対して肯定的な意識がもたれやすくなると考えられるが、実際に見られた関連は逆であった。高い社会経済的地位の外国人の受け入れに人々が積極的になるのは、国の経済見通しが良い時であり、先行きへの不安がある際には、その社会経済的地位に関わらず、日本人と外国人の競合関係が意識され、排外意識が強まると考えられる。ただし、日本での就労への意識に対しては、こうした外国人の社会経済的地位と経済不安の相互効果はみられないことは注意が必要である。この結果からも、外国人の労働者としての受け入れと定住が、異なった次元の問題として理解されていることがうかがえる。

第三に、プロフィールの文化的適合度や出身国の効果は、回答者の意識や年齢によっては異なることが示された。「国民」の文化的同質性を重視する人たちが、特に文化的適合度の低い人に対して否定的な意識を示すわけではない。また、中国人に対してアメリカ人に対してよりも否定的な意識を示す傾向は、年齢によって異なる。ここから、文化的に異質な外国人への否定的な態度や、中国人をアメリカ人よりも否定的にみる見方は、特定の層に限定的なものではなく、社会全体に共通したものであるといえるだろう。ただし、今回の調査データでは、田辺の研究（田辺 2008）で「西高東低」を重視する傾向が顕著にみられた 65 歳以上のサンプルが含まれていない。したがって、今回の調査対象者よりも上の世代では、出身国の効果がより強く現れる可能性がある。

第四に、教育年数は一貫して二つの排外意識に対し正の効果を持っており、教育年数が長い人ほど、外国人の日本での就労や永住権の取得に否定的であることが示された。一般に高学歴

者は、文化的多様性に肯定的な価値観を身に付けていることや、外国人との接触機会が多いことの影響から、排外意識が低い傾向にある (Hjerm 2001; Nukaga 2006)。今回の結果は、こうした先行研究における知見に反するものである。しかし、高学歴者の寛容性は、外国人増加の否定的影響の認識や、個別の権利の付与への賛否には影響しないという知見もある (永吉 2014; 中澤 2008)。今回の分析結果からは、個別の外国人の就労許可や永住権付与についても、高学歴者の寛容性は波及しないことが示された。ここから、高学歴者の寛容性は、「外国人」一般への態度や、多様性への肯定的態度を醸成する一方、権利付与をはじめとした具体的な事例における、外国人への肯定的な対応を促すわけではないことが示唆される。

ただし、今回の分析結果は、サンプルに偏りのあるインターネット調査データの分析から得られたものであり、結果の一般化を行うためには無作為抽出にもとづくデータによる検証が必要である。また、出身国の効果は、アメリカと中国という二国の比較からしか検証できなかった。歴史的な集団間関係の効果を検証するためには、より多様な国の出身者に対する、より多くの年齢層の日本人の反応を検証する必要があるだろう。さらに、今回は文化的適合度の指標として、アニメや漫画など、新しいサブカルチャーを用いたが、このことが結果に影響した可能性がある。日本人との交流の有無など、他の側面から文化的適合を表現したプロフィールを用いた検証を行うことも、今後の課題となる。

[注]

<sup>1</sup> ただし、顕著な差はインターネット調査と留置調査の間に見られ、郵送調査とウェブ調査では属性や意識の分布に系統だった顕著な差はみられないことも指摘されている (石田ほか 2009)。

<sup>2</sup> 分析には STATA14 を用いた。完全情報最尤法による推定を行い、ランダム切片モデルを用いている。ランダム係数モデルを用いた場合でも、結果に大きな違いはなかった。

[参考文献]

Blumer, H. 1958. "Race Prejudice as a Sense of Group Position." *The Pacific Sociological Review* 1 (1): 3-7.

Dixon, J. C. 2006. "The Ties That Bind and Those That Don't. Towards Reconciling Group Threat and Contact Theories of Prejudice," *Social Forces* 84(4): 2179-2204.

Hainmueller, J. and M. J. Hiscox. 2010. "Attitudes toward Highly Skilled and Low-skilled Immigration: Evidence from Survey Experiment." *American Political Science Review* 104 (1): 61-84.

Havekes, E., W. Uunk, and M. Gijsberts. 2011. "Explaining ethnic outgroup feelings from a multigroup perspective: Similarity or contact opportunity?" *Social Science Research* 40: 1564-78.

- 林拓也. 2010. 「ヴィネット方式による調査設計の応用可能性—「女性のライフコース希望」と「有配偶女性の地位評価」の調査事例に基づいて」『人間文化研究科年報』25: 147-58.
- Hjerm, M. 2001. “Education, Xenophobia and Nationalism: A Comparative Analysis.” *Journal of Ethnic and Migration Studies* 27 (1): 37-60.
- Hjerm, M. and K. Nagayoshi. 2011. “The Composition of the Minority Population as a Threat: Do Real Economic and Cultural Threat Explain Xenophobia?” *International Sociology* 29 (4): 302-23.
- 石田浩・佐藤香・佐藤博樹・豊田義博・荻原牧子・荻原雅之・本多則恵・前田幸男・三輪哲. 2009. 『信頼できるインターネット調査法の確立に向けて SSJDA-42』
- Iyengar, S., S. Jackman, S. Messing, N. Valentino, T. Aalberg, R. Duch, K. S. Hahn, S. Soroka, A. Harell, and T. Kobayashi. 2013. “Do Attitudes About Immigration Predict Willingness to Admit Individual Immigrants? A Cross-National Test of The Person-Positivity Bias.” *Public Opinion Quarterly* 77: 641-65.
- Jones, F. L. and P. Smith. 2001. “Diversity and commonality in national identity: an exploratory analysis of cross-national patterns.” *Journal of Sociology* 37 (1): 45-63.
- Kobayashi, T., C. Collet, S. Iyengar, and K. S. Hahn. 2015. “Who Deserve Citizenship? An Experimental Study of Japanese Attitudes Toward Immigrant Workers.” *Social Science Japan Journal* 18 (1): 3-22.
- McLaren, L. and M. Johnson. 2007. “Resources, Group Conflict and Symbols: Explaining Anti-Immigrant Hostility in Britain.” *Political Studies* 55: 709-32.
- 中澤渉. 2008. 「在日外国人の多寡と外国人に対する偏見の関係—JGSS を用いたマルチレベル・モデル分析」『ソシオロジ』52 (2): 75-91.
- 永吉希久子. 2014. 「外国籍者への権利付与意識の規定要因—潜在クラス分析を用いたアプローチ」『理論と方法』29 (2): 343-59.
- Nukaga, M. 2006. “Xenophobia and the Effects of Education: Determinants of Japanese Attitudes toward Acceptance of Foreigners”『日本版 General Social Survey 研究論文集』5: 191-202.
- Schneider, S. L. 2007. “Anti-Immigrant Attitudes in Europe: Outgroup Size and Perceived Ethnic Threat.” *European Sociological Review* 24 (1): 53-67.
- Sniderman, P. M. and L. Hagendoorn. 2007. *When Ways of Life Collide: Multiculturalism and Its Discontents in the Netherlands*. Princeton: Princeton University Press.
- 田辺俊介. 2008. 「「日本人」の外国好感度とその構造の実証的検討—亜細亜主義・東西冷戦・グローバリゼーション」『社会学評論』59 (2): 369-87.

Tanabe, S. 2009. "An Exploratory Analysis of National Prestige Scores." *Social Science Japan Journal* 12 (2): 267-275.

——— 2014. "A Intertemporal Comparative Analysis of Japanese Xenophobia Between 2009 and 2014." *Paper presented at XVIII International Sociological Association World Congress of Sociology* (July 17, 2014. Pacifico Yokohama).

# 若者の「保守」意識

松谷満  
(中京大学)

## 【要旨】

近年、若者の「保守化」が1つのトピックとなっているが、その内実についてじゅうぶんな検証がなされていない。本稿では、権威主義、愛国主義、排外主義、セキュリティ意識という4つの価値意識について、世代間の比較を行った。全体的に高年層＝保守的であるけれども、若年層に権威主義的な傾向があることがわかった。ただし、若年層の権威主義は愛国主義、排外主義との関連があまり強くない。くわえて、若年層が近年の政治イシューにおいて「保守」的な傾向を示すのは、愛国主義によるのではなく、権威主義、排外主義によるところが大きいことも示された。

キーワード：保守化、権威主義、世代間比較

## 1. 問題：若者の「保守化」？

近年、社会意識に関する調査研究で1つのトピックとなっているのは、若者の「保守化」である。「保守」という概念自体は多義的であるが、そのような指摘が妥当と思える調査結果が多く出てきている。

2014年のISSP国際比較調査は「市民意識」がテーマであった。そのなかに、「良い市民であるために重要であること」を問う項目がある。日本版の調査では、10年前の調査との比較において10～20代で「法律や規則を守る（ことが重要）」という回答の増加、30～40代で「政府の行動に目を光らせる（ことが重要）」という回答の減少がみられる。また、政治活動への参加意思を問う項目では、40代以下で「今後も政治活動をするつもりがない」という回答の増加が示されている（小林 2015）。

2000年代以降に実施された社会学の大規模全国調査（SSM調査およびSSP調査）では、反権威主義的意識の増加傾向がとどまって、逆に権威主義化が進んでおり（轟 2011）、若年層が高年層よりも権威主義的となる逆転現象が指摘された（松谷 2015）。

以上は権威への従属、現状の維持・肯定、社会参加への消極性<sup>1</sup>などと整理できそうな「保守」意識であるが、価値観、とくにナショナリズムにかかわる「保守化」も指摘されることがある。2010年の世界価値観調査では、とくに20～30代で「日本人としての誇り」をもつ人が増加した<sup>2</sup>。高校生を対象にした意識調査では、「日本の伝統は優れている」「戦争の謝罪はする必要がない」「行事で国旗国歌を使用すべき」といった意見が重視される傾向にあるとの結果が示されている（友枝編 2009, 2015）。

もちろん、「保守化」は若者に限った傾向ではなく、全世代にあてはまるという可能性も考慮に入れねばならない。たとえば性別役割意識についても「保守化」傾向が確認されているが、永瀬と太郎丸の分析では、それは世代効果ではなく時代効果によるという（永瀬・太郎丸 2014）。また、若者の「保守化」、「右傾化」<sup>3</sup>は実際には生じておらず、印象論に過ぎないといった指摘がなされることもある<sup>4</sup>。

本稿では、上記の調査研究と同じく、若者の「保守」意識に着目する。従来、社会意識における大前提は、高年世代ほど以前の価値観に慣れ親しんでいるため保守的であり、逆に若年世代ほど保守的でない、というものであった。そのような前提はもはや自明ではなくなりつつあり、それゆえ、実証的な検討がより必要となる。本稿では、「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」のデータにもとづき、世代による意識差の分析から若者の「保守」性がどのようなものであるのか、若者特有の「保守」意識はどのような背景から生じているのか検討したい。

## 2. 「保守」意識の世代差

本節では「保守」意識の世代差について分析を行う。本調査は長期の継続調査ではないため、「保守化」の検証は困難である。したがって、世代による意識差の分析から、2010年代における若者意識の特徴を明らかにしたい。

本稿で扱う「保守」の範囲であるが、前節で言及した権威主義とナショナリズム（愛国主義、排外主義）、くわえてセキュリティ意識をとりあげる。まず、本調査における権威主義は、「権威への従属」、「伝統・慣習の重視」、「指導者・専門家への依存」の3指標からなる<sup>5</sup>。権威主義的パーソナリティ研究を源流とするこの概念は、日本の社会意識研究では比較的重視されてきた（吉川 1998; 轟 2000, 2011; 保坂 2003）。

ナショナリズムについては、本研究プロジェクトの前回調査（2009年）などをふまえ、愛国主義と排外主義という2つの下位概念をとりあげる（田辺 2010, 2011）。本調査はナショナリズムを主要なテーマとしており、関連するさまざまな質問項目が含まれているが、本稿では、とくに教育における「国旗・国歌」「愛国心教育」の重視を「愛国主義」と位置づけ<sup>6</sup>、生活地域における「中国人」「韓国人」の増加への反対を「排外主義」と位置づける<sup>7</sup>。どちらも近年の社会状況に鑑みて価値観の相違がより鮮明に析出されると予測される指標を用いている。

セキュリティ意識は、犯罪やテロへの不安という今日的情況を反映した「保守」意識と位置づけうる。本調査では「『自由』か『安全・安心』か」という形に単純化した2問を用いている<sup>8</sup>。

これらの価値意識について筆者は以前、「権威主義—自由主義」という価値基軸の下位次元として整理を行ったことがある（松谷 2007）。第一の近代において、これらはなかば一次元的な構造のなかにあったが、第二の近代においては、価値意識も多元化し、下位次元

の独立性を考慮した分析枠組が必要であるとの着想にもとづいていた。本稿は、上位次元の権威主義（＝「保守」意識）について、下位次元ごとに世代差を確認する試みであるといってもよい。

世代差を確認する際の区分については、本調査の対象年齢にそくして 20-34 歳、35-49 歳、50-64 歳、65 歳以上という 4 カテゴリーとした。そのうち、20-34 歳のカテゴリーを「若者」とみなしている。

先にあげた 4 つの意識（主成分得点を偏差値得点化）の平均値を世代で比較した結果が図 1 である。すべての意識変数で有意差が確認されたが、世代間の違いはさほど大きいものではない。違いのありように注目すると、どの意識においても 65 歳以上のもっとも年齢の高い層が平均値がもっとも高い、つまりもっとも保守的であることがわかる。

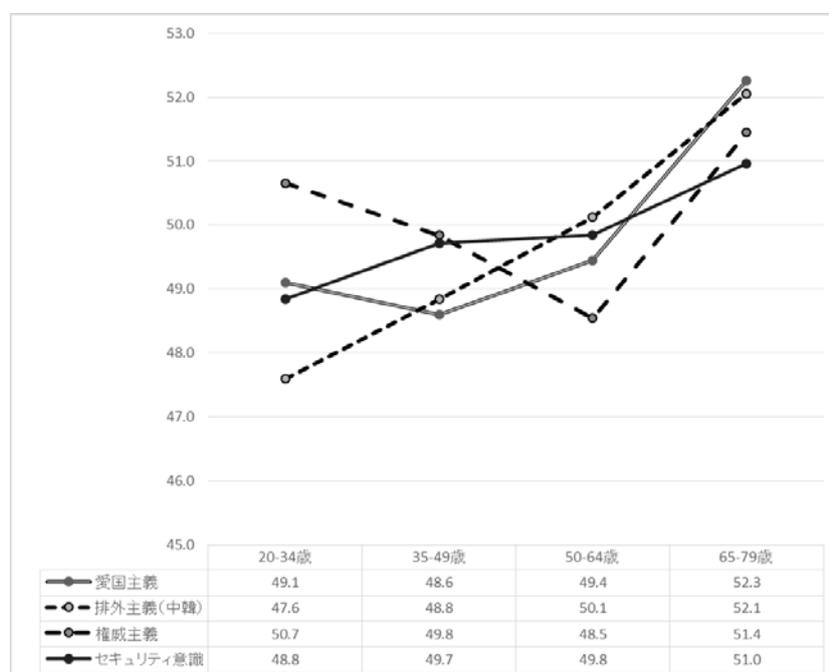


図 1 価値意識の世代間比較

4 つの意識のなかでは、排外主義がもっとも線形、つまり若い世代ほど排外主義的な意識が弱いという関連がある。一方、愛国主義とセキュリティ意識は 20-34 歳、35-49 歳、50-64 歳でほとんど違いがみられない。特徴的なのは権威主義である。50-64 歳はもっとも反権威主義的であり、20-34 歳は 65 歳以上について権威主義的である。この結果は、高年世代＝保守的という関連とは異なる非線形の関連があることを意味する。

このように、世代間比較からは、もっとも古い世代がもっとも保守的であるという常識的な結果が示されつつ、64 歳以下の 3 カテゴリーにおいては、年長＝保守的という関連が成り立たないこと、とくに権威主義については先行研究と同様、年少＝保守的という逆転現象がみられることが確認された。

これらの結果からは、若者特有の「保守」性は権威主義に特徴づけられるものといえる。しかも、1990年代までの権威主義にかかわる調査研究では、逆の世代差か、もしくは世代差がないことが確認されていたため、2000年代以降の若者の特徴である可能性が強い。また、図からは20-34歳のカテゴリで4つの意識変数をとる数値がもっともばらついていることがわかる。つまり、若者の価値意識はより多元的だと推測できる。

### 3. なぜ若者は権威主義的になったのか

前節では、現在の若者の特徴として、年長世代よりも権威主義的であることを確認した。では、その特徴はどのような背景から生じているのだろうか。先述のように、20年前の調査ではそのような傾向はなかったわけだから、それ以降の時代の変化と世代の特徴などによって妥当な説明がなされるべきであろう。

一般的な解釈としては、政治や経済状況、それに労働、家族、社会保障といった生活の諸側面の不安定化、流動化といった要因が、人々の意識に変化を生じさせているといったものが多くみられる<sup>9</sup> (NHK放送文化研究所編 2010; 山田 2009)。筆者が以前に行った分析では、とくに若年世代において相対的に多少なりとも余裕のある家庭に育った者が、権威主義的な傾向をもつことが明らかになっている (松谷 2015)。ただし、この傾向は1990年代のデータにおいてはあてはまらない<sup>10</sup>。つまり、「社会が不安定な状況になった」との認識が一般化する2000年代以降、権威への適応を図るという生存戦略が、とくに若者を中心に選好されるようになったと考えられるのである (松谷 2015: 157-159)。

本稿でも、権威主義の規定因について分析を行いたい。残念ながら、本調査では調査対象者の過去を問う設問がないため、現在の経済状況やその認知についての変数を用い、経済的条件が権威主義に影響を及ぼしているのか検証する。具体的には、学歴 (教育年数) のほか、世帯収入、世帯収入額が世間一般と比べてどうかという相対評価、生活満足度、そして日本社会の経済状況についての認知を用いた。その結果が表1である。

表 1 権威主義の規定因

	モデル 1	モデル 2
性別（女性）	-.005	-.002
年代（20-34）	.094 **	.096 **
年代（35-49）	.085 **	.085 **
教育年数	-.100 **	-.101 **
世帯収入（実数）	.004	-.015
世帯収入（相対評価） <sup>11</sup>		.037
生活満足度 <sup>12</sup>		-.032
楽観的（日本の経済状況） <sup>13</sup>		.051 *
R <sup>2</sup>	.017	.021

N=2543（64歳以下に限定<sup>14</sup>）重回帰分析。数値は標準化偏回帰係数。\*\* $p < 0.01$  \* $p < 0.05$

表からわかるとおり、モデルの説明力は低く、かつ経済状況やその認知にかかわる変数を投入したモデルでも年齢の効果は減じていない。つまり、現在の経済的環境によって若者が権威主義的になっているというわけではないようだ。学歴が権威主義に影響するのは既存の知見と合致する。さらに、弱い効果ながら、今後の日本の経済状況に楽観的な場合、権威主義的であるとの関連がみいだされた。もちろん、この因果関係については双方向の可能性がある。

このように、若者が権威主義的となった背景を今回のデータでは明らかにすることができなかった。しかし、SSM、SSPといった全国調査にくわえ、今回の調査でも年齢と権威主義の（これまでとは逆の）関連が見いだされたことの意味は大きい。この現象が何に起因するものなのか、引き続き検討を進める必要があるだろう。

#### 4. 世代間における権威主義の質的な違い

さて、前節まででは、若者世代が65歳以上の高年世代について権威主義的であること、その規定要因として先行研究と同様、学歴の効果は確認されたが、それ以外の経済的要因については効果が確認できなかったことをみた。

次に考えるべきは、若者世代と高年世代の権威主義が、そもそも同質なものであるかどうかということである。先の分析では、権威主義以外の価値意識については、世代間で違いがみられないか、高年世代がきわめて「保守」的であるといった傾向が明らかになった。より具体的にいえば、65歳以上の場合、権威主義と排外主義がともに高めの数値であるのに対し、34歳以下の場合、排外主義の値はたいへん低いのである。このことは、世代間で価値意識の関連構造が異なることを示唆する。

その違いをデータから示したのが図2になる。これは4つの世代別に権威主義、愛国主

義、排外主義の3つの変数の相関係数を示している。図からわかるとおり、3つの価値意識の相互関連がより強いのは65歳以上であり、より弱いのは34歳以下である。つまり、高年層の「保守」意識は一元的であるのに対し、若年層の「保守」意識は相対的には多元的であるといえる。

とりわけ、若年層において権威主義と排外主義との相関が有意ではないという点が特徴的である。高年層の場合、権威主義者であることはすなわち、愛国主義者、排外主義者である可能性が高いことを意味するのに対し、若年層の場合、権威主義者であることは、その人が排外主義者である可能性をなんら強めないのである。ゆえに、若者の権威主義的傾向をいわゆる「右傾化」と単純に結びつけて解釈すべきではない。

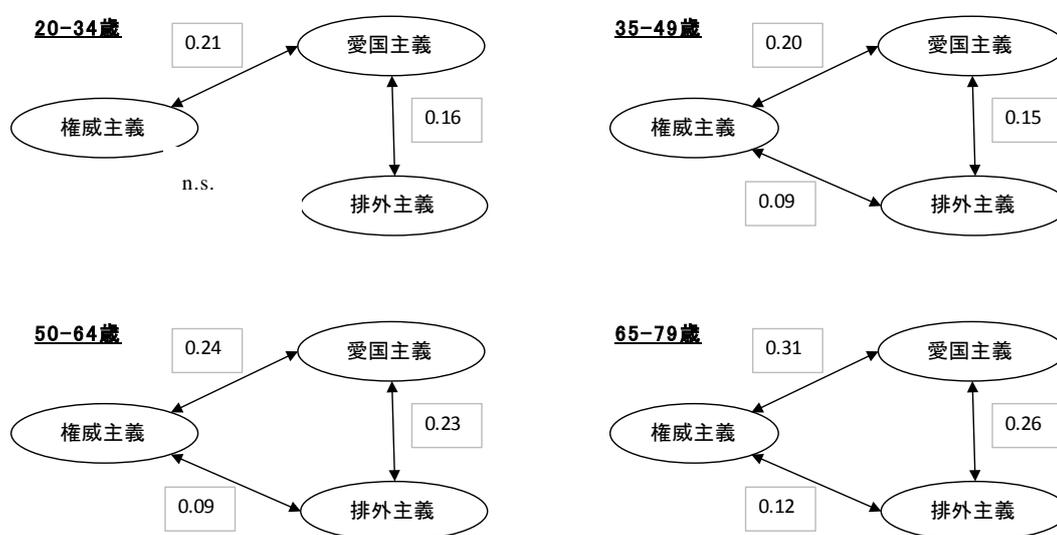


図2 価値意識構造の世代間比較（相関係数）

権威主義の質的な差異を明らかにするために、具体的な政治イシューとの関連もみていきたい。表2は世代別に権威主義と政治イシューとの相関を示したものである。全体としてみるならば、権威主義的な人は日米安保体制の強化や首相の靖国神社参拝に肯定的な意見をもつ傾向にある。また、民族・人種による差別をそれほど否定しない傾向にある。領土問題と従軍慰安婦問題については、権威主義との相関はそれほど明確なものではない。

世代別にみるならば、明確な差異とまでは言い切れないが、高年層のほうが権威主義と政治イシューとの相関が高く、若年層でやや低いという傾向がみてとれる。しかし、これは権威主義そのものの効果ではなく、愛国主義や排外主義の影響を含むものと考えられる。

表 2 権威主義と政治イシューとの関連（相関係数）<sup>15</sup>

	20-34 歳	35-49 歳	50-64 歳	65-79 歳
日米安保体制を強化すべき	.197**	.166**	.208**	.228**
首相は靖国神社へ参拝すべき	.195**	.178**	.210**	.235**
領土問題での関係改善には、譲歩が必要	.065	.074*	.082**	.073*
従軍慰安婦に対して日本政府は補償すべき	.065	.026	.031	-.059*
日本国籍を取得した人に対して、民族・人種が違うことを理由とした差別は避けるべき	-.087*	-.112**	-.160**	-.124**

\*\* $p < 0.01$  \* $p < 0.05$

そこで、権威主義そのものの効果についてみきわめるべく、排外主義および愛国主義を同時に投入した重回帰分析により、政治イシューとの関連をみたのが表 3 である。中間の世代は省略し、34 歳以下と 65 歳以上のみの結果を示している。

表 3 価値意識と政治イシューとの関連（重回帰分析）

		日米安保強化	領土問題譲歩	首相靖国参拝	従軍慰安婦補償	民族・人種差別避ける
20-34 歳	権威主義	.162 **	.108 **	.136 **	.106 **	-.093 *
	排外主義	.168 **	-.305 **	.141 **	-.309 **	-.200 **
	愛国主義	.132 **	-.141 **	.256 **	-.128 **	.086 *
65-79 歳	権威主義	.089 **	.141 **	.111 **	.054	-.138 **
	排外主義	.047	-.147 **	.115 **	-.246 **	-.101 **
	愛国主義	.413 **	-.181 **	.382 **	-.268 **	.063

数値は標準化偏回帰係数。\*\* $p < 0.01$  \* $p < 0.05$

権威主義、排外主義、愛国主義はそれぞれ、ほとんどの場合、政治イシューに対して有意な効果をもつことがわかる。しかし、3 つの価値意識のどれがより強く影響を及ぼしているかについては、34 歳以下の若年層と 65 歳以上の高年層とでさまざまな違いが確認できる。

「日米安保強化」については、高年層では愛国主義がきわめて強い効果をもつ。愛国主義が強いほど、日米安保の強化により肯定的である。一方、若年層では、それよりむしろ排外主義や権威主義の効果が相対的には目立つ形になっている。

「領土問題譲歩」については、高年層の場合、愛国主義が強いと否定的な意見を持つ傾向にある。一方、若年層では、排外主義が非常に強く影響している。権威主義はどちらの世代においても譲歩すべきという意見を強めるようである。

「首相の靖国参拝」は、世代の違いはそれほど大きくないが、それでも高年層で愛国主義の効果が突出しているのに対し、若年層では権威主義と排外主義の効果が相対的に強く

なっている。これは「日米安保強化」と同様の傾向である。

「従軍慰安婦への補償」については、どちらの世代でも愛国主義と排外主義が負の効果をもつ。若年層では、排外主義の負の効果がとりわけ強いこと、権威主義がむしろ補償をすべきだという意見を強めることが特徴的である。

「民族・人種差別を避けるべき」については、他の政治イシューほどの強い効果はみられない。権威主義と排外主義がやや否定的な意見を強めるといった傾向がみてとれる。

以上のように、権威主義そのものの効果は世代によって異なることがわかる。高年層の場合、愛国主義の効果が強く、権威主義の効果はあまり目立たない。逆に、若年層では、排外主義の効果が強く、権威主義の効果も相対的には強くなっている。

この結果は何を意味するのだろうか。以下、その解釈について、簡単に述べておきたい。第一に、若年層と高年層とでは、政治イシューに対する意見を規定する意識の構造が大きく異なる。高年層においては、愛国的な価値意識もしくは心情によって、政治イシューに対する意見が導き出される部分が多い。一方、若年層においては、権威主義、すなわち、彼らが権威と認める対象がイシューをどのように判断しているか、あるいは、この社会の秩序を「無難」に維持するためにはどのような判断が望ましいか、といったような基準によって政治イシューに対する意見が導き出されていると考えられる。換言すれば、若年層は自らの価値判断によってではなく、権威ある他者の判断に従っているという側面が強いのではないか。

第二に、上記とも関連するが、権威主義という価値意識そのものは、どちらかというところ、現行の社会秩序のなかで穏便な解決を志向する、「事なかれ主義」に近い意識であると考えられる。それが、領土問題における譲歩や従軍慰安婦に対する補償といった政治イシューに正の効果をもたらしているのではないかと考えられる。

第三に、若年層において排外主義の効果、より具体的には中国人と韓国人に対する排斥的な志向が、政治イシューの判断に強くかかわるということである。もちろん、先に示したように、若年層においては排外主義的な考えをもつ人は相対的には少ない。しかしながら、少数の排外主義者は具体的な政治イシューに対してより強固な意見をもつ傾向にある。より踏み込んでいうならば、高年層の排外主義よりも若年層の排外主義のほうがより「極右」的な態度や行動を導き出す可能性が高いといえるだろう。

## 5. 結論

本稿では、若者の「保守」意識に注目し分析を行った。近年、若者の「保守化」が1つのトピックとなっているが、その内実についてはじゅうぶんな検証がなされていない。本稿の分析では、まず、権威主義、愛国主義、排外主義、セキュリティ意識という4つの価値意識について、世代間の比較を行った。その結果、65歳以上の高年層がもっとも保守的であるという常識的な結果が示されたものの、権威主義については先行研究と同様、34歳

以下の若年層が、中間的な世代以上に権威主義的な傾向がみられることが示された。

次に、若年層の権威主義の背景について分析を行った。今回の分析では、これまで指摘された学歴の効果以外に目立った要因を見出すことはできなかった。別稿では、成長期における経済的環境が権威主義を強めるという知見を導き出しているが、この点については今後とも検討を要する課題である。

そのうえで、若年層の特徴として指摘された権威主義が高年層との比較において質的に異なるのかどうか、という点について分析を行った。その結果、若年層では権威主義と愛国主義、排外主義との関連が高年層と比較するとあまり強くないということがわかった。つまり、若年層の権威主義はいわゆる「右傾化」と単純に同一視すべきでないということになる。また、権威主義の効果についても、近年の政治イシューとの関連をみた。その結果、若年層では愛国主義の効果が相対的には弱く、逆に権威主義および排外主義の効果が強いことが明らかにされた。この結果をもとに、(1) 若年層は自らの価値判断(愛国主義)によってではなく、権威ある他者がどうみるかに依存する側面が強い、(2) 彼らの排外主義は高年層のそれよりもより「極右」性を帯びているという解釈を示した。

本稿では、これら価値意識と政治意識、具体的には政治不信や有効性感覚、政党支持との関連について分析を行うことができなかった。権威主義化が進んでいるとするならば、政治不信は逆に弱まってきているのか、政権政党や首相に対する支持にも影響しているのか、逆に社会変革を志向するような運動に対する評価との関連はどうか。若者の「保守」意識の傾向が明らかになったとして、その政治的帰結について検討することが今後の課題である。

[注]

<sup>1</sup> 政治・社会参加への消極性については、「保守」意識と位置づけるべきかどうか若干留保が必要ではあろう。先進諸国全般において、とくに若者世代の政治参加の衰退が問題となっている。しかし、これを衰退とみるか、参加形態の変化とみるかについては議論がある (Putnam 2000; Inglehart and Welzel 2005; Martin 2012)。

<sup>2</sup> 東京大学・電通総研, 2011, 『世界価値観調査 2010』日本結果速報

(<http://www.ikeyen-lab.jp/wp-content/uploads/2011/04/WVS2010time-series20110422.pdf>)

<sup>3</sup> とくに価値観にかかわる「保守化」傾向の場合、この表現がとられることが多い。

<sup>4</sup> たとえば、朝日新聞世論調査でナショナリズムなどの価値観について 20代と 30代以上を比較しているが、若者がとくに右傾化しているわけではなかった(朝日新聞 2013年 12月 29日)。一方、オンライン調査ではあるが、大学生と社会人を比較した場合、大学生のほうが自らを保守的と位置づける傾向がやや強く、靖国参拝などに対する意見も保守的であったとの調査結果も存在する(稲増・三浦 2015)。

<sup>5</sup> 質問項目は「権威ある人々にはつねに敬意を払わなければならない」「伝統や慣習にしたがったやり方に疑問を持つ人は、結局は問題を引き起こすことになる」「この複雑な世の中で何をなすべきか知る一番よい方法は、指導者や専門家に頼ることである」(いずれも 5点尺度)であり、分析では主成分得点化した変数を用いる。

<sup>6</sup> 質問項目は「国旗・国歌を教育の場で教えるのは当然である」「子どもたちにもっと愛国心や国民の責務について教えるよう、戦後の教育を見直さなければならない」(いずれも 5点尺度)であり、分析では主成分得点化した変数を用いる。

<sup>7</sup> 質問項目は「中国人」「韓国人」が生活している地域に増えることに賛成か反対かを問うもの

(いずれも 4 点尺度) であり、分析では主成分得点化した変数を用いる。

<sup>8</sup> 質問項目は「犯罪の取り締まりのために、生活がある程度不自由になっても構わない」「プライバシーが制限されても、治安を維持するには監視カメラを増やすべきである」(いずれも 5 点尺度) であり、分析では主成分得点化した変数を用いる。

<sup>9</sup> 前出の小林は、逆に 2010 年代になってから経済が比較的安定化したことにより、政治的活動の必要性が薄れたと解釈している(小林 2015)。しかし、このような解釈はきわめて例外的である。もっとも、1970 年代以降、革新政党への支持が急激に低下したという意味での「保守化」現象に際しては、経済の安定化や生活水準の向上が説明要因として用いられることが多かった(直井・徳安 1990; 井出 2000; 栗田 2000)。経済の成長もしくは安定化は 1970~80 年代における政党支持の変化に関する説明としては有効であるかもしれないが、これまで一貫して弱まる傾向にあった権威主義の反転を説明できるかは疑問である。そもそも、数多の調査から明らかのように、人々の生活意識において経済が安定化したとは捉えられていない。

<sup>10</sup> SSM 調査データによる分析の結果であるが、使用した変数の一部が異なる点は注意を要する。1990 年代の分析では 15 歳時の実家の資産を、2000 年代以降の分析では 15 歳時の経済状態についての主観的評価を指標とした(松谷満, 2015, 「若者の保守化——意識調査にみる近年の傾向」中部政治学会報告)。

<sup>11</sup> 「世間一般と比べて、あなたのお宅の世帯収入はどれくらいですか」(1.平均よりかなり少ない~5.平均よりかなり多い)

<sup>12</sup> 「あなたは生活全体に満足ですか、それとも不満ですか」(1.不満~4.満足)

<sup>13</sup> 「今後、日本の経済状況は悪くなっていく」(1.そう思う~5.そう思わない)

<sup>14</sup> 分析対象を 64 歳までとしたのは、後述のように、若年世代の権威主義と高年世代の権威主義が質的に大きく異なる可能性を考慮したためである。同じ指標によって測定された概念であっても、その意味するところが世代で異なるとすれば、規定構造もとうぜん異なりうる。

<sup>15</sup> 政治イシューについての質問は、いずれも 1.そう思う~5.そう思わない、となっている。分析に際しては、数値を逆転して用いている。

#### [文献]

保坂稔, 2003, 『現代社会と権威主義——フランクフルト学派権威論の再構成』東信堂.

井出知之, 2000, 「戦後日本の革新政党支持率低下——階層意識論からのアプローチ」『社会学評論』51(3).

稲増一憲・三浦麻子, 2015, 「オンライン調査を用いた『大学生の保守化』の検証——彼らは何を保守しているのか」『関西学院大学社会学部紀要』120.

Inglehart, R. and C. Welzel, 2005, *Modernization, Cultural Change and Democracy: The Human Development Sequence*, Cambridge University Press.

吉川徹, 1998, 『階層・教育と社会意識の形成——社会意識論の磁界』ミネルヴァ書房.

小林利行, 2015, 「低下する日本人の政治的・社会的活動意欲とその背景——ISSP 国際比較調査「市民意識」・日本の結果から」『放送研究と調査』65(1).

栗田宣義, 2000, 「戦後日本における 1955 年から 1995 年にかけての社会変動と社共支持——左翼主義はなぜ衰退したのか」『選挙研究』15.

Martin, A.J., 2012, *Young People and Politics: Political Engagement in the Anglo-American Democracies*, Routledge.

松谷満, 2007, 「脱政党政治と価値意識——政治文化論の再構築に向けて」大阪大学大学院博士論文.

——, 2015, 「どうして『社会は変えられない』のか——政治意識と社会階層」『社会意識

- からみた日本——階層意識の新次元』有斐閣.
- 永瀬圭・太郎丸博, 2014, 「性役割意識のコーホート分析——若者は保守化しているか?」『ソシオロジ』179.
- 直井道子・徳安彰, 1990, 「政党支持意識——1985年まで自民党支持率はなぜ減らなかったか」原純輔編『現代日本の階層構造 2 階層意識の動態』東京大学出版会.
- NHK 放送文化研究所編, 2010, 『現代日本人の意識構造 [第七版]』日本放送出版協会.
- Putnam, R.D., 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, Touchstone.  
(=2006, 柴内康文訳『孤独なボウリング——米国コミュニティの崩壊と再生』柏書房.)
- 田辺俊介, 2010, 『ナショナル・アイデンティティの国際比較』慶應義塾大学出版会.
- , 2011, 「ナショナリズム——その多元性と多様性」田辺俊介編『外国人へのまなざしと政治意識』勁草書房.
- 轟亮, 2000, 「反権威主義的態度の高まりは何をもたらすのか——政治意識と権威主義的態度」海野道郎編『日本の階層システム 2 公平感と政治意識』東京大学出版会.
- , 2011, 「階層意識の分析枠組——価値意識を中心として」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会.
- 友枝敏雄編, 2009, 『現代の高校生は何を考えているか——意識調査の計量分析をとおして』世界思想社.
- , 2015, 『リスク社会を生きる若者たち——高校生の意識調査から』大阪大学出版会.
- 山田昌弘, 2009, 『なぜ若者は保守化するのか』東洋経済新報社.

# 日本維新の会にみる地方政治の全国化

## —投票行動の規定要因の変化に注目して—

伊藤理史  
(大阪大学)

### 【要旨】

本稿の目的は、2012年12月16日に実施された第46回衆議院議員総選挙（衆院選挙）と、2013年7月21日に実施された第23回参議院議員通常選挙（参院選挙）における異なる投票行動の分析（規定要因の変化）から、日本維新の会にみる地方政治の全国化の実態解明を行うことである。地方政治の全国化は、新しい政治現象であるだけでなく、国政に一定の影響を与えているという点で重要な政治現象である。しかしながらどのような有権者が地方政治の全国化の担い手なのかについては、いまだ明らかにされていない。そこで本稿では、大衆政治論と新しい政治文化論の分析枠組みを用いて、地方政治の全国化を有権者側から検証する。

「国際化と市民の政治参加に関する社会調査」から得られたデータに対して、マルチレベル多項ロジスティック回帰分析を適用して分析した結果、次の2点が明らかになった。第1に、衆院選挙では大衆政治論が想定する政治的に疎外された有権者が地域の失業率の影響を受けて自民党へと投票し、新しい政治文化論が想定する市場個人主義的な有権者は自民党と日本維新の会へと投票するという点では差異はない。第2に、参院選挙では政治的に疎外された有権者と市場個人主義的な有権者（大阪中心）の両者が日本維新の会へと投票している。以上より、政治的に疎外された有権者を切り離すことで自民党政権が安定し、政治的に疎外された有権者を取り込むことで、日本維新の会が失速したことが明らかになった。

キーワード：地方政治の全国化、日本維新の会、投票行動

### 1. 問題の所在

大阪の地方政治において一定の勝利を治めた橋下徹と大阪維新の会は、地方分権に関する自らの政策を実現させるため、国政政党である日本維新の会を結成し、国政進出へ意欲を見せた。砂原庸介（2012）は、このような大阪の地方政治から国政への進出という地方発の政治現象を、「地方政治の全国化」と命名している。具体的に地方政治の全国化とは、旧来各地方自治体内で完結し、国政とは独立していた地方政治の政治的対立軸に依って立つ政党が、各地方自治体の枠を超えて日本全体に波及していくこと、と理解される（砂原2012:172）。そして地方政治の全国化は、次の2つの理由から注目すべき政治現象である。

第1の理由は、地方政治の全国化がきわめて新しい政治現象だからである。1990年代以降の地方政治の特徴とは、無党派を自称し行政改革・地方分権を推進する改革派首長が、全国各地で誕生したことに求められよう（白鳥2013）。河村たかし（名古屋市長）や橋下徹（大阪府知事のちに大阪市長）もこのような改革派首長の系譜に位置付けられる。ただしこの2人の首長は、地方議会内での多数派形成と国政進出の2点で、既存の改革派首長

とは明確に異なっている（砂原 2012；白鳥 2013）。まず河村たかしと橋下徹は、それぞれ地域政党の「減税日本」、「大阪維新の会」を結成することで地方議会内での多数派形成を目指し、政策の実現可能性を高める努力を行っている。次に当時の政権与党であった民主党の地方分権案への不満から、それぞれ地域政党をもとに全国政党の「減税日本・反 TPP・脱原発を実現する党」と「日本維新の会」を結成し、国政進出を具体化させている。この 2 点こそが、既存の改革派首長にはみられない、きわめて新しい政治現象たる所以である。

第 2 の理由は、地方政治の全国化が、国政に対し一定の影響を与えている（ようにみえる）政治現象だからである。同じように国政進出を具体化させた河村たかしと橋下徹であったが、国政に対する影響（衆院選挙での結果）という点では明暗を分けることとなった。地域政党の結成や国政進出の具体化の点で先行していた河村たかしであったが、自身が率いる減税日本も合流して結成された減税日本・反 TPP・脱原発を実現する党は、衆院選挙の結果すべての議席を失っており、国政進出は事実上の失敗となった。対照的であったのは橋下徹であり、自らを共同代表とする日本維新の会は、太陽の党との合併による混乱などもあったが、衆院選挙の結果、最終的に 53 議席を獲得し、民主党に次ぐ第 3 党の地位を得た。また参院選挙でも 8 議席を獲得している。この結果は日本維新の会が、国政でもある程度の影響力を行使できるようになったことを意味しており、国政で全く実績のない新規政党の結果としては一定の成功を治めたといえよう。以上より、本稿執筆時点において日本維新の会の国政進出は、地方政治の全国化の唯一の成功例<sup>1)</sup>と考えることができる。

しかしながら地方政治の全国化が、どのような有権者側の要因から生じていたのかは、データの不在もあり十分に検討されていない。そのため本稿では、大衆政治論と新しい政治文化論の分析枠組み（詳細は次節）から、地方政治の全国化の実態解明を行う。大衆政治論と新しい政治論の分析枠組みは、すでに大阪における地方政治としての橋下現象に適用され、その有用性が確認されている（伊藤 2014）。ただし地方政治の全国化の実態解明にあたり、次の 2 点を考慮すべきと考えた。第 1 に、日本維新の会の相対得票率の地域差である。日本維新の会の相対得票率（比例区）は全国平均が 20.4%（衆院選挙）、11.9%（参院選挙）に対して、大阪府平均が 35.9%（衆院選挙）、28.7%（参院選挙）であった（総務省 2013）。このように日本維新の会の支持率には、無視できない地域差異がある。したがって日本維新の会の相対得票率の地域差を考慮した分析モデルを構築する必要がある。第 2 に、衆院選挙と参院選挙における自民党の躍進<sup>2)</sup>である。衆院選挙は民主党から自民党への政権交代を、参院選挙はねじれ国会を解消するほどの自民党の躍進をもたらした。つまり日本維新の会だけでなく、自民党やその他政党にも注目し、相対化した分析モデルを構築する必要がある。その上で衆院選挙と参院選挙における投票行動の規定要因の変化から地方政治の全国化を説明する。そこで上記 2 点を考慮することが可能な、マルチレベル多項ロジスティック回帰分析を適用することで、地方政治の全国化の実態解明を行う。

本稿の構成は次の通りである。まず第 2 節では、大衆政治論と新しい政治文化論を整理

し先行研究を概観した上で、地方政治の全国化について3つの分析課題を設定する。続く第3節では、分析に使用するデータ、変数、分析手法の説明を行う。第4節では、マルチレベル多項ロジスティック回帰分析から、地方政治の全国化の実態を検討する。最後に第5節では、得られた分析結果にもとづき、大衆政治論と新しい政治文化論が地方政治の全国化の分析枠組みとして有効なのかを議論する。

## 2. 分析枠組み

### 2-1 大衆政治論と地方政治の全国化

まず大衆政治論にもとづいて、地方政治の全国化の実態を検討する。大衆政治論（Kornhauser 1959=1961）では、政党や労働組合の組織率低下、家族規模の縮小、地縁組織の衰退など社会の原子化を背景として、階級や社会経済的地位による社会的亀裂からではなく、政治的に疎外された操縦されやすい有権者から投票行動を説明する。政治的に疎外された操縦されやすい有権者は、ミクロ要因とマクロ要因の双方から特徴付けられる。まずミクロ要因では、必ずしも特定の階級・社会経済的地位に還元することができない存在という特徴がある（Kornhauser 1959=1961：264）。次にマクロ要因では、時として高い失業率によって生じうる存在という特徴がある（Kornhauser 1959=1961：198）。したがって大衆政治論は、以上のようなミクロ要因とマクロ要因の双方（クロス水準交互作用）から地方政治の全国化の実態解明を行う分析枠組みを提供する。

橋下現象は、政治的に疎外された操縦されやすい有権者が、公務員不信という世論にもとづく支持から生じていたため（伊藤 2014）、同様に地方政治の全国化も、政治的に疎外された操縦されやすい有権者の支持によって生じているのかを検討する価値がある。ただし大衆政治論から地方政治の全国化の実態解明を行う場合、市長選挙ではない衆院選挙・参院選挙の個別事情を3点考慮する必要がある。第1に、大阪都構想の是非が単一争点であった市長選挙とは異なり、衆院選挙・参院選挙では、選挙全体を通底する対立軸が必ずしも明瞭ではない。したがって世論ではなく政治的疎外そのものの効果を検討する。第2に、日本維新の会の相対得票率には地域差があった。したがって地域差を考慮し、地域の失業率と政治的疎外のクロス水準交互作用を検討する。第3に、地方政治の全国化は自民党の躍進と同時進行した政治現象である。したがって政治的に疎外された操縦されやすい有権者が、自民党を支持していた可能性もあるため、日本維新の会だけではなく、自民党とその他政党を含め相対化して検討する。

### 2-2 新しい政治文化論と地方政治の全国化

次に新しい政治文化論にもとづいて、地方政治の全国化を検討する。新しい政治文化論（Inglehart 1977=1978, 1993=19993 ; Clark and Inglehart 1998）では、全体戦争の不在と経済成長による脱工業化（サービス産業化）を背景として、階級や社会経済的地位による社会

的亀裂からではなく、市場個人主義的な有権者から投票行動を説明する。脱工業化した豊かな社会では、生存や安全に対する欲求はすでにおおよそ満たされているため、伝統的な左右（保守・革新）の対立軸の有効性が失われる。その結果として、小さな政府志向で市場個人主義的な有権者が増加する。市場個人主義的な有権者は、必ずしも他者に不寛容なわけではないが、政府の財政難を前提として、あくまでも再分配より効率性を重視する立場をとるのである（Clark and Inglehart 1998）。したがって新しい政治文化論は、ミクロ要因（市場個人主義）から地方政治の全国化の実態解明を行う分析枠組みを提供する。

橋下現象は、市場個人主義的な有権者の支持からも生じていたため（伊藤 2014）、地方政治の全国化も、同様に市場個人主義的な有権者が担い手なのか検討する価値がある。ただし新しい政治文化論から地方政治の全国化の実態解明を行う場合、やはり市長選挙ではない衆院選挙と参院選挙の個別事情を1点考慮する必要がある。それは中曽根政権以降の自民党政権が、郵政民営化を推進した小泉政権が象徴的に示すように、市場個人主義と親和的な点である（大嶽 1999）。実際に2005年の全国調査データを分析した米田幸弘（2008）によると、社会経済的地位の効果を統制した上でも、市場個人主義的態度は自民党支持に対して正の効果を示すという。したがって市場個人主義的な有権者は、地方政治の全国化ではなく自民党の躍進の担い手である可能性も考えられる。したがってやはり日本維新の会だけに注目するのではなく、自民党とその他政党も含めて相対化して検討する。

### 2-3 分析課題

大衆政治論と新しい政治文化論にもとづいて、地方政治の全国化の実態解明を行うにあたり、以下のような3つの分析課題を設定すべきであることが明らかとなった。

分析課題1：政治的疎外は地方政治の全国化に影響しているのか。

分析課題2：失業率と政治的疎外の交互作用は地方政治の全国化に影響しているのか。

分析課題3：市場個人主義は地方政治の全国化に影響しているのか。

地方政治の全国化は、現代日本における政治現象の最新事例なため、データの不在を理由に検討されていない。ほぼ唯一の貴重な実証研究として、日本維新の会の支持態度を分析した善教将大・坂本治也（2013）があるが問題関心が本稿とは異なり、またネット調査のため代表性に難がある。さらに実際の投票行動も分析されていない。そのため第1に、マクロ要因およびそのクロス水準交互作用の検証に耐えうる地点数とサンプル数をともなった適切な社会調査を実施すること、第2に、大衆政治論と新しい政治文化論にもとづいたより複雑な統計モデルを適用することが必要となる。本稿では51地点抽出の全国調査から得られたデータに対してマルチレベル分析を適用することで、上記の問題を解決する。

表 1 分析に使用する変数の記述統計

変数名	衆院選挙		参院選挙		Min	Max	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.			
投票行動	衆院選挙 (自民/その他/維新)	1.628	0.662	-	-	1.0	3.0
	参院選挙 (自民/その他/維新)	-	-	1.660	0.673	1.0	3.0
性別	女性	0.470	0.499	0.470	0.499	0.0	1.0
年齢	20-79歳	55.640	14.141	55.540	14.228	20.0	79.0
学歴	教育年数	13.120	2.203	13.140	2.203	6.0	16.0
職業	経営・管理	0.100	0.300	0.100	0.302	0.0	1.0
	正規ホワイトカラー	0.180	0.381	0.180	0.383	0.0	1.0
	正規ブルーカラー	0.080	0.279	0.080	0.273	0.0	1.0
	非正規	0.080	0.279	0.090	0.280	0.0	1.0
	自営・家族従業	0.110	0.309	0.110	0.309	0.0	1.0
	無職	0.180	0.381	0.180	0.382	0.0	1.0
	主婦・学生	0.270	0.445	0.270	0.443	0.0	1.0
	収入	世帯 (対数変換済)	15.182	1.592	15.176	1.601	0.0
政治的疎外	政党不信	3.110	1.404	3.100	1.407	1.0	5.0
市場個人主義	競争主義	2.880	0.698	2.880	0.702	1.0	4.0
地域	失業率	6.396	1.485	6.390	1.472	4.0	14.5
	大阪府	0.073	0.260	0.072	0.259	0.0	1.0
	衆院選挙当日登録有権者数 (単位:万)	15.723	11.623	-	-	1.3	57.8
	参院選挙当日登録有権者数 (単位:万)	-	-	15.853	11.723	1.3	58.0

注) N (個人:衆院選挙)=2,626, N (個人:参院選挙)=2,593, N (地域)=51.

### 3. 方法

#### 3-1 データ

使用するデータは、「国際化と市民の政治参加に関する社会調査」から得られたものである。この調査は、20歳～79歳の日本人の男女 10,200名を対象として、2013年11月～12月に全国51市区町村で実施された、層化多段無作為抽出・郵送自記法による全国調査である(田辺 2014)。また有効回収数(回収率)は、4,134名(42.2%)である。実際の分析には、使用する変数すべてに回答した2,626名(衆院選挙)、2,593名(参院選挙)を用いる。

#### 3-2 変数

従属変数は、2012年12月16日に実施された第46回衆議院議員総選挙(衆院選挙)、2013年7月21日に実施された第23回参議院議員通常選挙(参院選挙)における投票行動(いずれも比例区)である。本稿の分析では、地方政治の全国化と自民党による政権交代と躍進を考慮して、衆院選挙と参院選挙における投票行動を、自民党=1、その他政党=2、日本維新の会=3〔基準カテゴリ〕の3カテゴリに分類した。また本稿の分析からは、白票を投じた人、棄権した人、および選挙権が無かった人を除外している。

独立変数は、ミクロ要因に関する変数とマクロ要因に関する変数に分類することができる。ミクロ要因に関する変数は、社会経済的地位に関する変数、政治的疎外に関する変数、市場個人主義に関する変数の3つに分類することができる。社会経済的地位に関する変数

には、性別（女性ダミー）、年齢、学歴（教育年数）、職業<sup>3)</sup>（経営・管理、正規ホワイトカラー〔基準カテゴリ〕、正規ブルーカラー、非正規、自営・家族従業、無職、主婦・学生）、世帯収入（対数変換済）を用いる。政治的疎外に関する変数には、「どの党が政権を担っても大きな違いはない」（政党不信<sup>4)</sup>）という質問項目を反転させたもの（そう思わない=1、あまりそう思わない=2、どちらともいえない=3、ややそう思う=4、そう思う=5）を用いる。市場個人主義に関する変数には、「A（競争は、社会の活力や勤勉のもとになる）とB（競争は、格差を拡大させるなど、問題の方が多い）どちらの意見に近いですか」（競争主義）という質問項目を反転させたもの（Bに近い=1、どちらかといえばB=2、どちらかといえばA=3、Aに近い=4）を用いる。マクロ要因に関する変数は、市区町村レベルの失業率、大阪府（在住ダミー）、衆院選挙／参院選挙当日登録有権者数（単位：万）を用いる。失業率以外のマクロ要因に関する変数は、統制変数として扱っている。それぞれの分析に使用した変数の記述統計については、表1に記載している。

### 3-3 分析手法

分析手法には、階層線形モデル（hierarchical linear model）の一種であるマルチレベル多項ロジスティック回帰分析（multilevel multinomial logistic regression）を用いる。マルチレベル分析は、有権者の個人レベルの効果（ミクロ要因）と市区町村レベルの効果（マクロ要因）を、適切に分離して推定するための分析手法である（Raudenbush and Bryk 2002）。

$$\ln \left[ \frac{\Pr(Y_{ij} = LDP \text{ or } OP)}{\Pr(Y_{ij} = JRP)} \right] = \beta_{0j} + \beta_{1j}PE_{ij} + \beta_{2j}MI_{ij} + \sum_{k=3}^k \beta_{kj}SES_{ij} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}UR_j + \sum_{l=2}^l \gamma_{0k}W_{lj} + u_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}UR_j \quad (3)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} \quad (4)$$

$$\sum_{k=3}^k \beta_{kj} = \gamma_{k0} \quad (5)$$

マルチレベル多項ロジスティック回帰分析は、上記のような数式1から数式5によって表現される。そのうち有権者の個人レベルでは、日本維新の会（JRP）を基準カテゴリとし、自民党（LDP）、その他政党（OP）への投票行動をそれぞれ従属変数とする数式1が対応し、政党不信（ $PE_{ij}$ ）と競争主義（ $MI_{ij}$ ）、複数の社会経済的地位（ $SES_{ij}$ ）を独立変数として投入している。また市区町村レベルでは、有権者の個人レベルの切片（ $\beta_{0j}$ ）を従属変数とする数式2、政党不信の傾き（ $\beta_{1j}$ ）を従属変数とする数式3、競争主義の傾き（ $\beta_{2j}$ ）を従属変数とする数式4、複数の社会経済的地位の傾き（ $\beta_{kj}$ ）を従属変数とする数式5が対

応する。数式 2 では、失業率 ( $UR_j$ ) と複数の統制変数 ( $W_{lj}$ ) を独立変数として投入し、市区町村間で異なるランダム効果 ( $u_{oj}$ ) を仮定している。数式 3 では、失業率 ( $UR_j$ ) を独立変数として投入しているが(クロス水準交互作用)、市区町村間で異なるランダム効果を仮定していない<sup>5)</sup>。数式 4 と数式 5 では、いずれも独立変数を投入せず、また数式 3 と同様、市区町村間で異なるランダム効果も仮定していない<sup>6)</sup>。

本稿の分析目的は、上記のように有権者の衆院選挙と参院選挙における投票行動の規定要因を、ミクロ要因、マクロ要因、およびミクロ要因とマクロ要因のクロス水準交互作用によって解明することであるため、マルチレベル多項ロジスティック回帰分析は最適な分析手法と考えられる。また中心化については、ミクロ要因に関する変数はグループ平均で中心化 (centering within cluster : *CWC*)、マクロ要因に関する変数のうち失業率、衆院選挙／参院選挙当日登録有権者数 (単位：万) は、全体平均で中心化 (centering at grand mean : *CGM*) した上で分析に投入、さらにクロス水準交互作用を検討する政党不信のグループ平均もマクロ要因に関する変数として投入している (*hybrid model*)。このような中心化処理を行うことで、ミクロ要因とマクロ要因の交絡を取り除き、適切な推定値を得ることができるようになる (Enders and Tofighi 2007; 清水 2014)。分析に使用したソフトウェアは HLM 7.01 (Raudenbush et al. 2011) であり、推定方法にはロバスト最尤法 (maximum likelihood estimation with robust standard errors : *MLR*) を用いる。

## 4. 分析結果

### 4-1 記述統計

はじめに、データ上の衆院選挙と参院選挙における投票行動 (相対得票率) を確認する (表 2)。衆院選挙では自民党が 47.4%、日本維新の会が 10.2%、その他政党が 42.4%であり、参院選挙では自民党が 45.2%、日本維新の会が 11.5%、その他政党が 43.3%である。また衆院選挙と参院選挙の変化量に注目すると、自民党の相対得票率は微減、日本維新の会とその他政党の相対得票率は微増であり、データ上大きな変化は生じていないことが示された。ただし Kullback-Leibler 情報量 (*KLD*) によって (西川・北川 2004)、実際の選挙結果の相対得票率 (総務省 2013) の値との類似度を比較すると、衆院選挙では  $KLD=0.099$ 、参院選挙では  $KLD=0.024$  となり、衆院選挙における類似度が比較的低い。特に衆院選挙における投票行動については、回顧期間<sup>7)</sup>が長いことを考慮するならば、結果の解釈上若干の留意が必要であろう。本稿では以降このような認識の上に、多変量解析を行う。

次に、MP 調査のデータ上の、市区町村 (全国 51 抽出地点) 別の失業率 (総務省統計局 2012) を確認する (表 3)。51 地点のうち失業率が最も高いのは沖縄県沖縄市の 14.5%、2 番目に高いのは大阪府大阪市東淀川区の 10.1%である (表 3 左上)。反対に失業率が最も低いのは東京都港区の 4.0%、2 番目に低いのは茨城県つくば市の 4.3%である (表 3 右下)。

表2 衆院選挙と参院選挙における投票行動（相対得票率）

投票行動 (比例区)	相対得票率 (%)				変化量 (MP調査)
	衆院選挙		参院選挙		
	MP調査	選挙結果	MP調査	選挙結果	
自民党	47.4	27.6	45.2	34.7	-2.2
日本維新の会	10.2	20.4	11.5	11.9	+1.3
その他政党	42.4	52.0	43.3	53.4	+0.9
<i>KLD</i>	0.099		0.024		

注1)  $N$  (衆院選挙)=2,626,  $N$  (参院選挙)=2,593.

注2) 選挙結果の出典:総務省(2013).

表3 市区町村（全国51抽出地点）別の失業率

地域(抽出地点)		失業率	地域(抽出地点)		失業率	地域(抽出地点)		失業率
都道府県	市区町村	(%)	都道府県	市区町村	(%)	都道府県	市区町村	(%)
沖縄県	沖縄市	14.5	大阪府	池田市	6.8	岩手県	花巻市	5.8
大阪府	大阪市東淀川区	10.1	広島県	白井市	6.8	千葉県	野田市	5.7
青森県	八戸市	8.7	広島県	広島市南区	6.7	千葉県	市川市	5.5
宮城県	大崎市	8.7	新潟県	新発田市	6.5	東京都	練馬区	5.4
北海道	函館市	8.3	神奈川県	川崎市川崎区	6.4	東京都	調布市	5.4
秋田県	大館市	7.7	宮崎県	宮崎市	6.4	長野県	須坂市	5.4
埼玉県	ふじみ野市	7.5	山形県	米沢市	6.3	埼玉県	さいたま市大宮区	5.4
兵庫県	赤穂市	7.4	山口県	宇部市	6.2	愛知県	豊川市	5.1
埼玉県	川口市	7.3	大阪府	大阪市天王寺区	6.2	東京都	目黒区	5.1
東京都	荒川区	7.1	福井県	越前市	6.2	滋賀県	大津市	5.1
埼玉県	さいたま市西区	7.1	静岡県	浜松市東区	6.1	愛知県	西尾市	5.0
京都府	長岡京市	7.0	京都府	宇治市	6.1	神奈川県	横浜市港北区	4.9
秋田県	北秋田市	7.0	長崎県	大村市	6.0	富山県	富山市	4.9
大分県	日田市	6.9	東京都	新宿区	6.0	三重県	鈴鹿市	4.8
愛知県	名古屋市中村区	6.9	福島県	福島市	5.9	滋賀県	野洲市	4.5
大阪府	岸和田市	6.9	東京都	町田市	5.9	茨城県	つくば市	4.3
神奈川県	横須賀市	6.9	神奈川県	開成町	5.8	東京都	港区	4.0

注)出典:総務省統計局(2012)

このように市区町村別の失業率の値は、地域によって明瞭に異なっており実に多様であるといえよう。さらに必ずしも都市部であるから、もしくは地方部であるからといって、一様に失業率が高くなっている訳でもない。本稿では以降このような市区町村別の失業率の特性を理解した上で、多変量解析（特にマクロ要因としての失業率、および失業率と政党不信のクロス水準交互作用の効果の検討）を行う。

#### 4-2 マルチレベル多項ロジスティック回帰分析

次に、衆院選挙と参院選挙における投票行動のマルチレベル多項ロジスティック回帰分析の結果を検討する（表4・表5）。事前に、マルチレベル分析の適用妥当性を検討するため、それぞれ衆院選挙と参院選挙における投票行動（従属変数）のみの null モデルを推定し、地域間分散 ( $\sigma^2$ ) の有意性検定と級内相関 (intra-class correlation : ICC) の算出<sup>8)</sup>を行う。衆院選挙における投票行動の null モデルでは、 $\sigma^2$  (自民党) = 0.263\*\*\*、ICC (自民党) = 0.074、 $\sigma^2$  (その他政党) = 0.245\*\*\*、ICC (その他政党) = 0.069 となり、参院選挙

表 4 衆院選挙における投票行動のマルチレベル多項ロジスティック回帰分析

	モデル1				モデル2				
	自民党		その他政党		自民党		その他政党		
	Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.	
固定効果									
切片	2.402 **	0.767	0.697	0.998	2.433 **	0.784	0.740	1.006	
性別	女性	-0.030	0.174	-0.045	0.167	-0.026	0.174	-0.044	0.168
年齢	20-79歳	0.007	0.006	0.017 *	0.006	0.007	0.006	0.016 *	0.006
学歴	教育年数	-0.033	0.031	0.021	0.034	-0.036	0.031	0.019	0.035
職業	経営・管理	0.171	0.252	-0.207	0.251	0.165	0.253	-0.211	0.253
	[ref. 正規ホワイトカラー]								
	正規ブルーカラー	-0.011	0.234	-0.190	0.240	-0.022	0.230	-0.197	0.235
	非正規	0.037	0.249	0.084	0.314	0.034	0.247	0.082	0.314
	自営・家族従業	-0.196	0.269	-0.347	0.260	-0.200	0.267	-0.348	0.260
	無職	-0.259	0.252	-0.299	0.277	-0.274	0.251	-0.310	0.278
	主婦・学生	0.285	0.227	0.017	0.245	0.273	0.225	0.010	0.244
収入	世帯 (対数変換済)	-0.028	0.054	-0.067	0.044	-0.029	0.054	-0.068	0.044
政治的疎外	政党不信	-0.225 ***	0.053	-0.013	0.062	-0.229 ***	0.051	-0.016	0.061
市場個人主義	競争主義	-0.066	0.123	-0.390 **	0.129	-0.063	0.124	-0.387 **	0.130
地域	失業率	0.064	0.033	0.016	0.038	0.065	0.037	0.015	0.040
	大阪府	-1.367 ***	0.267	-1.379 ***	0.228	-1.367 ***	0.268	-1.385 ***	0.229
	当日登録有権者数	0.011	0.006	0.006	0.006	0.011	0.006	0.006	0.006
交互	政党不信×失業率					0.079 *	0.035	0.064 *	0.027
ランダム効果									
分散 ( $\sigma^2$ )		0.061		0.046		0.063		0.046	
ICC [ $\sigma^2/(\sigma^2 + \pi^2/3)$ ]		0.018		0.014		0.019		0.014	
-2LL		10029.692				10009.018			

注1)  $N$  (個人:衆院選挙)=2,626,  $N$  (地域)=51, \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , 衆院選挙:ref. 日本維新の会.

注2) nullモデル(自民党): $\sigma^2=0.263$ \*\*\*, ICC=0.074, nullモデル(その他政党): $\sigma^2=0.245$ \*\*\*, ICC=0.069.

における投票行動の null モデルでは、 $\sigma^2$  (自民党) = 0.245\*\*\*、ICC (自民党) = 0.069、 $\sigma^2$  (その他政党) = 0.181\*\*\*、ICC (その他政党) = 0.052 となる。したがって衆院選挙と参院選挙における投票行動は、全体の約 5.2%から 7.5%程度を、ミクロ要因には還元されないマクロ要因によって説明できるため、マルチレベル分析の適用が妥当と判断できる。以下では、衆院選挙と参院選挙ごとにそれぞれ分析結果の詳細を記述する。

第 1 に、ミクロ要因と衆院選挙における投票行動の関連について検討する。自民党では、社会経済的地位 (性別、年齢、学歴、職業、収入) は統計的に有意ではなく、政党不信が負で統計的に有意であった。つまり社会経済的地位の高低により、自民党ではなく日本維新の会に投票する傾向はないが、政党への不信感が高まると、自民党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。その他政党では、社会経済的地位のうち年齢のみが正で統計的に有意、競争主義が負で統計的に有意であった。つまり高年齢層と比べて若年齢層であると、また競争主義的であると、その他政党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。

第 2 に、マクロ要因、クロス水準交互作用と衆院選挙における投票行動の関連について検討する。マクロ要因では、自民党とその他政党ともに、統制変数である大阪府ダミーをのぞき統計的に有意ではなかった。つまり失業率の高低により、自民党やその他政党と比べ日本維新の会に投票する傾向はない。また他地域と比べて大阪府在住であると、自民党

表5 参院選挙における投票行動のマルチレベル多項ロジスティック回帰分析

	モデル1				モデル2				
	自民党		その他政党		自民党		その他政党		
	Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.	Coef.	Robust S.E.	
固定効果									
切片	2.216 **	0.806	0.614	0.827	2.218 **	0.801	0.621	0.823	
性別	女性	-0.157	0.159	-0.223	0.189	-0.156	0.160	-0.222	0.191
年齢	20-79歳	0.007	0.006	0.014 *	0.006	0.007	0.006	0.014 *	0.006
学歴	教育年数	-0.093 **	0.035	-0.042	0.036	-0.095 **	0.035	-0.043	0.036
職業	経営・管理	-0.219	0.298	-0.458	0.272	-0.223	0.299	-0.461	0.272
	[ref. 正規ホワイトカラー]								
	正規ブルーカラー	-0.065	0.285	-0.216	0.272	-0.070	0.287	-0.221	0.273
	非正規	-0.299	0.265	-0.171	0.314	-0.303	0.264	-0.175	0.314
	自営・家族従業	-0.498	0.278	-0.518	0.267	-0.501	0.278	-0.520	0.267
	無職	-0.466 *	0.233	-0.359	0.240	-0.471 *	0.234	-0.363	0.241
	主婦・学生	-0.144	0.222	-0.231	0.258	-0.149	0.222	-0.236	0.258
収入	世帯(対数変換済)	0.017	0.047	-0.015	0.042	0.017	0.046	-0.015	0.042
政治的疎外	政党不信	-0.244 ***	0.049	-0.090	0.051	-0.242 ***	0.049	-0.088	0.051
市場個人主義	競争主義	0.000	0.098	-0.342 ***	0.096	0.001	0.098	-0.340 ***	0.096
地域	失業率	0.092	0.047	0.059	0.045	0.086	0.045	0.052	0.044
	大阪府	-1.322 ***	0.182	-1.299 ***	0.156	-1.318 ***	0.180	-1.298 ***	0.154
	当日登録有権者数	0.009	0.007	0.009	0.007	0.009	0.007	0.009	0.007
交互	政党不信×失業率					0.039	0.032	0.040	0.028
ランダム効果									
分散 ( $\sigma^2$ )		0.060		0.000		0.060		0.000	
ICC [ $\sigma^2/(\sigma^2 + \pi^2/3)$ ]		0.018		0.000		0.018		0.000	
-2LL		9935.402				9929.776			

注1)  $N$ (個人:参院選挙)=2,593,  $N$ (地域)=51, \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , 参院選挙:ref. 日本維新の会.

注2) nullモデル(自民党): $\sigma^2=0.245$ \*\*\*, ICC=0.069, nullモデル(その他政党): $\sigma^2=0.181$ \*\*\*, ICC=0.052.

やその他政党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。クロス水準交互作用では、自民党とその他政党ともに、正で統計的に有意であった。したがってミクロ要因としての政党不信の主効果は、市区町村レベルの失業率の影響を受けるため、限定的である。つまり失業率の低い地域において政党への不信感が低いと、(先の主効果の結果とは異なり)自民党やその他政党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。

第3に、ミクロ要因と参院選挙における投票行動の関連について検討する。自民党では、社会経済的地位のうち学歴と職業(無職)が負で統計的に有意、政党不信が負で統計的に有意であった。つまり高学歴層と比べて低学歴層であると、正規ホワイトカラーと比べて無職であると、政党への不信感が高まると、自民党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。その他政党では、社会経済的地位のうち年齢のみが正で統計的に有意、競争主義が負で統計的に有意であった。つまり高年齢層と比べて若年齢層であると、競争主義的であると、その他政党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。

第4に、マクロ要因とクロス水準交互作用と参院選挙における投票行動の関連について検討する。マクロ要因では、衆院選挙の結果と同様、自民党とその他政党ともに、統制変数の大阪府ダミーをのぞき統計的に有意ではなかった。つまり失業率の高低により、自民党やその他政党と比べて日本維新の会に投票する傾向はない。また他地域と比べ大阪府在

住であると、自民党やその他政党ではなく日本維新の会に投票する傾向がある。クロス水準交互作用では、衆院選挙の結果とは異なり、自民党とその他政党ともに、統計的に有意ではなかった。したがってマイクロ要因としての政党不信の主効果は、市区町村レベルの失業率の影響を受けないため限定的ではない。つまり失業率の高低と政治不信の高低の関連の如何によって、自民党やその他政党ではなく日本維新の会に投票する傾向はない。

以上2つのマルチレベル多項ロジスティック回帰分析の結果から、次の4点が明らかとなった。第1に、衆院選挙における投票行動と参院選挙における投票行動の規定要因は、それぞれ異なる。第2に、社会経済的地位の効果については、衆院選挙における投票行動では日本維新の会かその他政党の選択のみでみられたが(年齢)、参院選挙における投票行動では日本維新の会かその他政党の選択でもみられた(学歴と職業)。第3に、政党不信、競争主義の効果については、衆院選挙、参院選挙における投票行動ともに同様であった。第4に、政党不信と失業率のクロス水準交互作用の効果については、衆院選挙における投票行動ではみられたが、参院選挙における投票行動ではみられなかった。

## 5. 考察

本稿の目的は、大衆政治論と新しい政治文化論にもとづいて、地方政治の全国化の実態解明を行うことである。マルチレベル多項ロジスティック回帰分析の結果から、3つの分析課題について以下のことが明らかとなった。まず分析課題1について、政治的疎外は、衆院選挙と参院選挙のいずれも、日本維新の会と自民党との選択に影響しており、その他政党との選択には影響していない。次に分析課題2について、失業率と政治的疎外の交互作用は、衆院選挙では日本維新の会と自民党、その他政党との選択に影響しているが、参院選挙では影響していない。最後に分析課題3について、市場個人主義は、衆院選挙と参院選挙のいずれも、日本維新の会とその他政党との選択に影響しており、自民党との選択には影響していない。つまり自民党と日本維新の会に投票した有権者は、同程度に市場個人主義的なことを意味する。したがって大衆政治論と新しい政治文化論は、それぞれ地方政治の全国化を説明する分析枠組みとして有効であるが、衆院選挙と参院選挙で規定要因が異なることも明らかとなった。そのため以下では、両者の差異に注目した解釈を行う。

衆院選挙の結果、地方政治の全国化は安定的な支持基盤に立脚することになった。失業率の高い地域で政治的に疎外された操縦されやすい有権者は、日本維新の会ではなく自民党、その他政党へと投票したのに対して、市場個人主義的な有権者は、その他政党ではなく日本維新の会へと投票していた。つまり衆院選挙では、自民党が失業率の高い地域を中心として政治的に疎外された操縦されやすい有権者と市場個人主義的な有権者を動員することで政権交代を実現し、日本維新の会が大阪を中心に市場個人主義的な有権者のみを動員することで地方政治の全国化を達成したのである。このことは自民党の支持基盤の不安定化と、日本維新の会の支持基盤の安定化を示唆していた。しかし現実に生じたのは、自

民党安倍政権の比較的高い支持率を背景とした安定的な政権運営と、日本維新の会の失速である。その理由は次のような参院選挙における投票行動の規定要因の変化に求められる。

参院選挙の結果、地方政治の全国化は不安定な支持基盤に立脚することになった。政治的に疎外された操縦されやすい有権者は、自民党ではなく日本維新の会へと投票しており、また市場個人主義的な有権者も、その他政党ではなく日本維新の会へと投票していた。したがって参院選挙では衆院選挙とは異なり、日本維新の会は政治的に疎外された操縦されやすい有権者と、そうでない大阪の市場個人主義的な有権者の両者から支持を得た。対照的に自民党は、政治的に疎外された操縦されやすい有権者からの支持を失った（市場個人主義は自民党か日本維新の会の選択で影響しないため、両者に投票した有権者は同程度に市場個人主義的である）。このことは日本維新の会の支持基盤の不安定化と、自民党の支持基盤の安定化を示唆する。果たして日本維新の会は、その後国政での存在感を示すことができず、旧太陽の党系議員の離脱、みんなの党から分裂した結いの党と合併により、維新の党へと再編されることとなった。それに対して自民党安倍政権は、市場個人主義的な有権者からの比較的高い支持率を背景に安定的な政権運営を行ってきた。このような両政党の明暗も、支持基盤の変化に注目すれば必ずしも驚くには値しない。

最後に本稿の分析枠組みの限界と今後の課題についても言及しておこう。本稿の分析結果は、地方政治の全国化という現代日本における政治現象が、大衆政治論と新しい政治文化論の分析枠組みを、衆院選挙と参院選挙における投票行動の規定要因の変化に適用して説明できることを明らかにした。しかし先に指摘したように、データの制約上特に衆院選挙では回顧期間が比較的に長いため、結果の解釈には若干の留意が必要である。したがって今後は、異なるデータと異なる対象に対して再検証を行い、結果の頑健性を確かめることが重要になる。またそれと平行して、日本維新の会の支持者層の変化についての詳細な検討も必要である。具体的には衆院選挙と参院選挙で一貫して日本維新の会に投票した有権者と、衆院選挙のみ、または参院選挙のみ日本維新の会に投票した有権者の特徴はそれぞれ何かを分析する必要がある。こちらも今後の課題として機会を改めて議論したい。

#### [付記]

本稿は、博士論文『現代日本における大衆民主主義の変容に関する実証研究』の第9章「現代日本における政治現象（3）：地方政治の全国化」を加筆修正したものである。

#### [注]

- 1) 砂原（2012）では、地方政治の全国化を生じさせた政治的エリート側の要因として、第1に、橋下徹が個別の団体利害ではなく都市（大阪）全体の利害を政治的対立軸として設定したこと、第2に、国政において民主党による政権交代が生じた結果、自民党内で中央と地方の関係が揺らいでいること、の2点を指摘している。

- 2) それに対して日本維新の会についても、衆院選挙では第三極として大いに注目を集めたが、衆院選挙では自民党の躍進に押される形で、第三極としての存在感を相対的に減少させており、変化がみられる。
- 3) 職業カテゴリは、主に社会学の階級・階層研究で用いられる分類方法に依拠して作成している。具体的には、専門・管理・事務・販売・熟練・半熟練・非熟練・農業のSSM職業大分類（原・盛山 1999）をもとに、性別、年齢（65歳未満か）、婚姻状態、従業上の地位（正規雇用、非正規雇用、自営・家族従業）の情報を考慮して再分類を行ったものである（田辺編 2011）。本稿の分析では、従来の階級・階層分類において軽視されていた非正規雇用や無職を考慮した職業カテゴリを採用したため、社会経済的地位と地方政治の全国化について、より精緻な分析を可能としている。
- 4) 本稿の分析で用いる政党不信は、あくまでも政治的有効性感覚の一指標である。政治的有効性感覚と政治（政党）不信は、厳密には概念上異なるものとして区分されている（善教 2013）。しかし両者は、いずれも政治的疎外の下位指標という点で同様であり、また松谷（2011）が、すでに政党不信という表現を用いていたことから、本稿の分析でも踏襲している。また本稿の分析対象は、衆院選挙と参院選挙（比例区における政党の選択）であるため、政党への有効性感覚（政党不信）のみを政治的疎外の指標として用いる。
- 5) ランダム効果を仮定した場合でもランダム効果が有意とならず、分析結果も変わらなかったため、ランダム効果を仮定しないモデルを採用している。
- 6) 数式3と同様、ランダム効果を仮定した場合でもランダム効果が有意とならず、分析結果も変わらなかったため、ランダム効果を仮定しないモデルを採用している。
- 7) 回顧期間は、MP調査が2013年11月の実施であったため、衆院選挙で約11ヶ月、参院選挙で約4ヶ月となる。
- 8) 級内相関（ICC）をHLMで算出する方法については、Luke（2004）にしたがっている。

## [文献]

- Clark, T. N. and R. Inglehart, 1998, "The New Political Culture: Changing Dynamics of Support for the Welfare State and Other Policies in Postindustrial Societies," T. N. Clark and V. Hoffmann-Martinot eds., *The New Political Culture*, Boulder: Westview Press, 9–72.
- 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.
- Inglehart, R., 1977, *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics*, Princeton: Princeton University Press. (=1978, 三宅一郎・金丸輝男・富沢克訳『静かなる革命：政治意識と行動様式の変化』東洋経済新報社.)
- , 1990, *Culture Shift in Advanced Industrial Society*, Princeton: Princeton University Press. (=1993, 村山皓・富沢克・武重雅文訳『カルチャーシフトと政治変動』東洋経

済新報社.)

伊藤理史, 2014, 「ポスト 55 年体制期の大衆政治: 大阪市長選挙における投票行動の実証研究」『ソシオロジ』58(3): 35-51.

小西貞則・北川源四郎, 2004, 『シリーズ<予測と発見の科学> 2 情報量規準』朝倉書店.

Kornhauser, W., 1959, *Politics of Mass Society*, New York: Free Press. (=1961, 辻村明訳『現代社会学叢書 大衆社会の政治』東京創元社.)

Luke, D. A., 2004, *Quantitative Applications in the Social Sciences 143 Multilevel Modeling*, Thousand Oaks: SAGE Publications.

松谷満, 2011, 「ポピュリズム: 石原・橋下知事を支持する人々の特徴とは何か?」田辺俊介編『外国人へのまなざしと政治意識: 社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房, 181-204.

大嶽秀夫, 1999, 『日本政治の対立軸: 93 年以降の政界再編の中で』中央公論新社.

Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, 2002, *Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences 1 Hierarchical Linear Models Applications and Data Analysis Methods 2nd Edition*, Thousand Oaks: SAGE Publications.

Raudenbush, S.W., A. S. Bryk, Y. F. Cheong, R. T. Congdon, and M. D. Toit, 2011, *HLM7: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Lincolnwood: Scientific Software International.

清水裕士, 2014, 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版.

総務省, 2013, 「資料集選挙関連資料」(2013 年 12 月 31 日閲覧 [http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo\\_s/data/](http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/data/) ).

総務省統計局, 2012, 「平成 22 年国勢調査」政府統計の総合窓口」(2012 年 8 月 21 日閲覧 <http://www.estat.go.jp/estat/html/NewList/000001039448/NewList-000001039448.html> ).

砂原庸介, 2012, 『大阪: 大都市は国家を越えるか』中央公論新社.

白鳥浩, 2013, 「政権交代下での地方政治の変容: 東日本大震災の発生と地域政党の勃興」白鳥浩編『統一地方選挙の政治学: 2012 年東日本大震災と地域政党の挑戦』ミネルヴァ書房, 1-21.

田辺俊介, 2014, 「国際化と市民の政治参加に関する世論調査調査の概要」(2014 年 1 月 1 日閲覧 <http://www.waseda.jp/prj-ipa/purpose2.html> ).

田辺俊介編, 2011, 『外国人へのまなざしと政治意識: 社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房.

米田幸弘, 2008, 「政党支持行動の変化: 1995 年と 2005 年の時点間比較」土場学編『2005 年 SSM 調査シリーズ 7 公共性と格差』2005 年 SSM 調査研究会, 137-54.

善教将大, 2013, 『日本における政治への信頼と不信』木鐸社.

善教将大・坂本治也, 2013, 「維新の会支持態度の分析」『選挙研究』29(2): 74-89.

# スウィング・ボーターの投票行動と政策争点

米田幸弘  
(和光大学)

## 【要旨】

本稿では、2009年総選挙で民主党に投票することで政権交代の流れに掉さし、2012年に今度は自民党に投票することで民主党政権を終わりへと導いた層を「スウィング・ボーター①」と名付け、2009年には民主党に投票し、2012年総選挙では第三極として注目を浴びた日本維新の会やみんなの党に投票した層を「スウィング・ボーター②」と名付け、両者の特徴を明らかにした。その結果、より愛国主義的な人々で、日米安保を強化すべきと考える人、原発は継続すべきと考える人々、そして日本経済に楽観的な見方をする人々がスウィング・ボーター①になりやすく、同じく愛国主義的な人であっても、世帯年収が高く、脱原発主義の人や反福祉主義的な人はスウィング・ボーター②になりやすかった。本稿では、以上の結果を踏まえた考察をおこなった。

キーワード：スウィング・ボーター、投票行動、政策争点

## 1. 問題意識

2009年の熱狂的な政権交代から3年が経過した2012年衆院総選挙では、民主党が大きく議席を減らし政権の座を自民党に明け渡した。民主党とは対照的に、自民党は大きく議席を増やし、公明党との連立政権を復活させた。その時に誕生した第二次安倍政権は、小泉政権（2001～2006年）以来の長期安定政権となりつつある。

本稿では、2009年総選挙で民主党に投票することで政権交代の流れに掉さし、2012年に今度は自民党に投票することで民主党政権を終わりへと導いた層（スウィング・ボーター①と名付ける）の特徴、および、同じく2009年には民主党に投票したものの、2012年総選挙では第三極として注目を浴びた日本維新の会やみんなの党に投票した層（スウィング・ボーター②と名付ける）の特徴を明らかにしてみたい。彼らの特徴を見ていくことで、日本の政治の大きな動きの背景にあるものをさぐることで、本稿の目的である。

小選挙区制度のもとでは小さな得票の移動が大きな議席数の格差に結びつくことがよく知られている。たとえば、民主党の圧勝とされた2009年総選挙も、絶対得票率でわずかに5.5%の有権者が民主党から自民党に移動すれば覆る程度の差であったことが指摘されている（山田 2010）。したがって、時流に合わせて投票行動を大きく変える彼らの特徴を明らかにすることは、日本政治のダイナミズムを把握するために有効だろう。

## 2. すんなりと根付かない二大政党制

日本の国会において、二大政党が全議席数に占める割合は、1994年に小選挙区比例代表制度が導入されてから2009年総選挙に至るまで、高まり続ける傾向にあった。2009年までの推移をみる限り、「小選挙区制のもとでは二大政党化が進む」というデュベルジェの法則 (Duverger 1951=1970) が日本でも当てはまるかのように思われたのである (米田 2011)。さらに、自民党の対抗勢力にまで成長した民主党が政権を担ったことにより、二大政党間を振り子のように政権が移行するというアメリカやイギリスのような意味での二大政党制が日本でも根付くかに思われた。

しかし、2012年総選挙では、民主党が議席数を大きく減らすと同時に、日本維新の党やみんなの党といった「第三極」と呼ばれる政党が議席を伸ばした。そのことにより、二大政党の議席占有率は低下し、二大政党というよりは「自民党一強」というべき議席バランスとなっているのが現状である (表1)。表1をみると、衆議院の二大政党の議席占有率は2009年の89%がピークであり、2014年には75.8%と2000年とほぼ同じ水準にまで後退していることがわかる。

表1. 衆議院における二大政党の獲得議席数と相対得票率の推移

	2000年	2003年	2005年	2009年	2012年	2014年
自民党	233(48.5%)	237(49.4%)	296(61.7%)	119(24.8%)	294(61.3%)	291(60.6%)
民主党	127(26.5%)	177(36.9%)	113(23.5%)	308(64.2%)	57(11.9%)	73(15.2%)
公明党	31(6.5%)	34(7.1%)	31(6.5%)	21(4.4%)	31(6.5%)	35(7.3%)
共産党	20(4.2%)	9(1.9%)	9(1.9%)	9(1.9%)	8(1.7%)	21(4.4%)
社民党	19(4.0%)	6(1.3%)	7(1.5%)	7(1.5%)	2(0.4%)	2(0.4%)
日本維新の会	----	----	----	----	54(11.3%)	41(8.5%)
みんなの党	----	----	----	5(1.0%)	18(3.8%)	----
自由党(2003年9月、 民主党に合流)	22(4.6%)	----	----	----	----	----
二大政党の 議席占有率	75.0%	86.3%	85.2%	89.0%	73.2%	75.8%
二大政党の相対得票 率 (小選挙区)	68.7%	80.5%	84.2%	86.1%	65.3%	70.6%
二大政党の相対得票 率 (比例区)	53.5%	72.4%	69.2%	69.1%	43.6%	51.4%

もっとも、2012年と比べると、2014年の総選挙では二大政党の相対得票率がふたたび上昇している。みんなの党や日本維新の会が分裂するなど、「第三極」と呼ばれて注目された政党が議席数を伸ばせなかったためである。今後の展開によっては、政界再編により新た

な二大政党化が進む可能性があるとはいえ、少なくともここまでは、すんなりと二大政党制に収斂しているわけではないという事実をまずは確認しておきたい。

### 3. 民主党への票はどこへ流れたか

2012 年総選挙で民主党は大敗を喫したが、2009 年に民主党に投票した人たちは、2012 年選挙で投票先をどこに変えたのだろうか。その内訳を示したものが表 2 である。2012 年衆院選では、6 割以上は他党に流れている。もっとも高い割合を占めるのが、民主党に続けて投票した 3 割強の人々だが、次に多いのが自民党に投票した 3 割近くの人々である。次に、新たに国政進出した日本維新の会に投じた人が 1 割程度、みんなの党に投じた人が 6%程度と続く。「第三極」と呼ばれて注目された日本維新の会とみんなの党は、ともに「小さな政府」を実現するために規制緩和をはじめとする構造改革を打ち出している点の特徴である。

本稿で注目したいのは、時流に合わせて投票先を変えた以下の 2 つの層である。

- (1) 「民主 → 自民」(＝スウィング・ボーター①)：2009 年に民主党に投票することで政権交代を実現させ、2012 年には自民党に投票することで自民党政権の復活に寄与した、二大政党間を振子のように行き来した人々。
- (2) 「民主 → 維新の会／みんな」(＝スウィング・ボーター②)：2009 年に民主党に投票することで政権交代を実現させ、2012 年には日本維新の会やみんなの党のような新自由主義政党に票を投じ、「第三極」と呼ばれる政党の躍進に寄与した人々。

自民・維新・みんなの三政党が 2012 年総選挙で票を大きく伸ばせたのは、2009 年に民主党に投票した人が、今度はこれらの政党に票を投じたからである。表 3 を見ると、2012 年総選挙の自民党投票者の 3 割は、前回選挙で民主党に投票している。また、2012 年総選挙から国政に進出した日本維新の会は、いきなり 54 議席を獲得して話題になったが、この日本維新の会に流れた票のおよそ半分は、その前の 2009 年衆院総選挙で民主党に投票していた人々であった。みんなの党も同じく投票者の 5 割が前回選挙で民主党に投票している。

以下では、2 種類のスウィング・ボーター層の特徴を、自民一貫層、民主一貫層と比較しながらみていきたい。

表 2. 民主党投票者（2009 年比例区）の 2012 年比例区投票先の内訳

	度数	%
1 民主 → 民主	540 人	34.1%
2 民主 → 自民	473 人	29.9%
3 民主 → 日本維新の会	168 人	10.6%
4 民主 → みんなの党	101 人	6.4%
5 民主 → 共産・社民	62 人	3.9%
6 民主 → その他	51 人	3.2%
7 民主 → 棄権・白票	111 人	7.0%
8 民主 → 投票先を忘れた	77 人	4.9%
合計	1583 人	100.0%

表 3. 自民党、日本維新の会、みんなの党に投票した者（2012 年比例区）のうち、2009 年で民主党に投票していた人の割合。

	民主党に投票 (09 年比例区)	民主党以外に投票 (09 年比例区)	合計
自民党に投票(12 年比例区)	473 人 31.6%	1023 人 68.4%	1496 人 100%
維新の会に投票(12 年比例区)	168 人 56.8%	128 人 43.2%	296 人 100%
みんなの党に投票(12 比例区)	101 人 53.4%	88 人 46.6%	189 人 100%

#### 4. 投票行動パターンの規定要因の分析

##### 4-1. 分析方法と使用変数

本節では、2009年と2012年の投票行動を分析するために、特定の投票行動をとったものを1、それ以外を0と置いた従属変数を作成し、二項ロジスティック回帰分析をおこなう。従属変数となるのは、以下の4つの投票行動パターンである。

- (1) 2009年と2012年ともに自民党に投票した自民一貫層
- (2) 2009年と2012年ともに民主党に投票した民主一貫層
- (3) 2009年では民主党に投票し、2012年では自民党に投票したスウィング・ボーター②

(4) 2009年では民主党に投票し、2012年では日本維新の会もしくはみんなの党に投票したスウィング・ボーター②

これら4つの層ごとに、該当する層を1、そうでない層を0と置いた従属変数を作成し、二項ロジスティック回帰分析をおこなった結果が表4である。表4では、有意確率が5%水準未満のものから\*印で表示してあるが、分析サンプル数は3300以上と大きいため、以下では、有意確率が1%を下回った変数にのみ言及することにする。なお、説明変数に使用した意識項目のワーディングおよび尺度構成方法は、章末の表5に示してある。とりわけ、ナショナリズムに関する項目については、田辺俊介編著(2011)に理論的な背景も含めた説明がある。

なお、この節での分析には1つ問題がある。クロスセクショナルな調査であるという制約もあり、現在(2013年)の意識で過去(2009年および2012年)の投票行動を説明するという分析モデルになっているからである。本稿では、イデオロギー的立場がある程度の期間を通じて比較的安定しているという前提に立って解釈をおこなうことをお断りしておきたい。

#### 4-2. 自民一貫層の特徴

まず、自民一貫層から見ていこう。高年齢であるほど、権威主義的であるほど、愛国主義的なほど、外国人権利意識が低いほど、政党制不信が低いほど、自民一貫層になりやすい。政党制不信が低いのは、政治のことは自民党に任せたいほうが良いという信頼感の表れである。また、原発を継続すべきと考え、日米安保を強化すべきと考え、日本経済の将来に楽観的であるほど自民一貫層になりやすい。日本経済に楽観的なのは、アベノミクスによる日本経済の復活を信じているためだろう。

#### 4-3. 民主一貫層の特徴

次に、民主一貫層の特徴をみてみよう。年齢が高いほど、愛国主義的でないほど、外国人権利意識が高いほど、脱原発主義であるほど、民主一貫層になりやすい。年齢が高い傾向は自民一貫層と同じだが、愛国主義と外国人権利意識については、自民一貫層と合わせ鏡のように対照的な関係となっている。自民支持層と民主支持層の大きな違いは、ナショナリズムに関わる立場の違いにあるようである。

そして、政治不信が弱いほど、政党制不信が強いほど、民主一貫層になりやすい。民主一貫層は、低い政治不信と高い政党制不信という、一見相反する傾向が同居しており、解釈が難しい。政治不信の項目は、3つの変数の主成分分析で構成されており、これら3変数を個別にみた場合、民主一貫層とのクロス表で有意差があったのは、「普通の市民に政治を左右する力はない」「自分1人くらい投票しなくてもかまわない」の2変数であった。つ

まり、民主一貫層は、有権者の投票によって政治が変わる可能性を信じている傾向があり、だからこそ、旧来の自民党的な政治が変わる可能性を信じて民主党に投票し続けているということであろう。

しかしその一方で民主一貫層は、「どの党が政権を担っても大きな違いはない」という政党制不信を持ちやすい傾向にある。政治不信が弱いのに政党制不信は強いという一見相反する結果はどのように解釈したらよいだろうか。民主一貫層は、必ずしも民主党への積極的な支持や期待をもっているわけではないが、自民党政権の長期継続が望ましくないと考えているのではないか。自民党的な政治に批判的な人が、たんなる批判票の受け皿にとどまらない現実的な対抗馬として、もっとも政権を担える可能性をもつ民主党に投票し続けている面があるのではないか。

民主党は、自民党と同じように「包括政党」としての性格をもち（谷口 2010）、イデオロギー的には「ごた混ぜ」の政党である（Weiner 2011）。したがって、自民党に対抗するリベラル政党としての位置づけを一部で期待されてはいるもの、社民党や共産党ほどにはっきりとしたイデオロギー色を持つわけではない。と同時に、自民党のように長期に政権を担った経験も持たないため、実績という面でのブランド力も乏しい。この点、自民一貫層では政党制不信が低く、自民党を信頼して積極的に投票しているように思われるのとは対照的である。

#### 4-4. 「民主 → 自民」層（スウィング・ボーター①）の特徴

民主党から自民党へと流れたスウィング・ボーター①の特徴をみてみよう。愛国主義的で日米安保を強化すべきと考え、日本経済に楽観的なほど、民主から自民に流れる傾向がある。高齢で権威主義的といった旧来の自民党支持者の特徴は見られないものの、基本的には自民一貫層を薄めたような特徴をもっているといえる。2009年に民主党に投票したもののうち、自民党のイデオロギーや政策にもともと違和感をもたない人々が流れたということであろう。

#### 4-5. 「民主 → 維新／みんな」層（スウィング・ボーター②）の特徴

最後に、民主党から日本維新の会やみんなの党に投票したスウィング・ボーター②は、どのような特徴を持っているだろうか。世帯収入が高いほど、愛国主義的であるほど、反福祉主義的であるほど、脱原発主義である人ほど、民主党から日本維新の会やみんなの党に流れる傾向がある。ちなみに、2009年で民主党に投票していたか否かに関わらず、2012年に日本維新の会とみんなの党に投票した人々も、ほぼ上記と同じような特徴を持っている（結果の表は省略）。

表4. 2時点の投票行動パターンの既定要因（2項ロジスティック回帰分析）

	自民一貫層		民主一貫層		民主 → 自民		民主 → 維新/みんな	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
性別(女性)	-0.271 *	0.763	0.171	1.187	0.035	1.035	0.353 *	1.423
年齢	0.021 ***	1.021	0.034 ***	1.034	-0.001	0.999	0.010	1.010
教育年数	-0.021	0.979	-0.031	0.970	0.022	1.023	0.064	1.066
世帯年収	-0.052	0.950	0.086	1.090	0.087	1.091	0.185 **	1.203
経営・管理	0.143	1.154	0.104	1.109	-0.461 *	0.631	0.445	1.560
正規ホワイト	0.231	1.260	-0.468 *	0.626	0.014	1.014	0.510 *	1.665
自営・家族従業	0.225	1.252	0.170	1.185	-0.389	0.678	0.227	1.255
非正規	0.257	1.293	-0.169	0.844	-0.196	0.822	0.225	1.252
無職	0.289	1.335	-0.061	0.941	-0.133	0.876	0.566 *	1.761
正規ブルー(基準)	-----		-----		-----		-----	
権威主義	0.198 ***	1.219	-0.036	0.965	-0.019	0.981	-0.122	0.885
愛国主義	0.333 ***	1.395	-0.178 **	0.837	0.183 **	1.201	0.244 **	1.276
排外主義	0.093	1.097	0.018	1.019	-0.018	0.982	0.003	1.003
外国人権利意識	-0.146 **	0.865	0.191 **	1.210	-0.072	0.931	0.010	1.010
セキュリティ意識	-0.023	0.977	-0.025	0.976	0.018	1.018	0.052	1.053
政治不信	-0.072	0.931	-0.278 ***	0.757	-0.004	0.996	-0.106	0.899
政党制不信	-0.220 ***	0.803	0.216 ***	1.241	-0.031	0.969	0.136 *	1.146
生活満足度	0.040	1.041	0.015	1.015	0.100	1.106	-0.040	0.961
反平等主義	-0.056	0.945	-0.064	0.938	-0.054	0.948	-0.032	0.968
反福祉主義	0.112	1.118	-0.032	0.969	0.023	1.024	0.251 **	1.285
競争主義	-0.027	0.973	0.082	1.086	0.071	1.073	0.134	1.143
脱原発主義	-0.351 ***	0.704	0.276 ***	1.318	-0.115 *	0.892	0.341 ***	1.407
日米安保強化	0.191 ***	1.211	-0.095	0.909	0.208 ***	1.232	-0.066	0.936
日本経済への楽観	0.215 ***	1.240	-0.109	0.897	0.151 **	1.163	-0.095	0.909
定数	-2.401 *	0.091	-4.581 ***	0.010	-2.845 **	0.058	-8.956 ***	0.000
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.208 ***		0.124 ***		0.062 ***		0.075 ***	
N	3316		3316		3316		3316	

\*\*\*p<.001 \*\*p<.01 \*p<.05

## 5. 議論

本稿では、2009年衆院選（比例区）と2012年衆院選（比例区）の2時点の投票行動のうち、以下の4つの主要な投票行動パターンに注目して分析をおこなった。

- (1) 自民党に投票し続けた自民一貫層
- (2) 民主党に投票し続けた民主一貫層

(3) 民主から自民に流れた層（スウィング・ボーター①）

(4) 民主から日本維新の会やみんなの党に流れた層（スウィング・ボーター②）

とりわけ、2009年総選挙で民主党に投票したものの、2012年選挙では自民党に投票先を変えたスウィング・ボーター①や、民主党から第三極（日本維新の会、みんなの党）に投票先を変えたスウィング・ボーター②の人々の特徴について考察する。

3節で述べたように、2009年総選挙では民主党に投票したものの2012年総選挙では投票先を変えた人のうち、最も多かった投票先は自民党（スウィング・ボーター①）であり、次に日本維新の会やみんなの党（スウィング・ボーター②）であった（表2）。この2種類のスウィング・ボーターを分ける特徴は何だったのだろうか。4節の結果をふまえると、2009年に民主党に投票した人のうち、より愛国主義的な人々で、日米安保を強化すべきと考える人、原発は継続すべきと考える人々、そして日本経済に楽観的な見方をする人々が自民党に流れた。他方、同じく愛国主義的ではあるが、世帯年収が高く、脱原発主義の人や反福祉主義的な人は第三極の政党（日本維新の会、みんなの党）に流れた。

言い換えると、民主党から自民党に流れるか、それとも維新やみんなの党に流れるかの分かれ目は、日米安保とエネルギー政策（原発継続か否か）、経済政策（リフレ政策か構造改革か）の3つが主な政策争点であったと考えることができる。すなわち、日米安保の強化と原発継続、リフレ政策を支持するなら自民党、脱原発と構造改革を支持するなら日本維新の会やみんなの党に投票する傾向があった。

3点目の経済政策については説明が必要であろう。4節の分析では、経済イデオロギーの説明変数の効果として、反福祉主義的な人々が、民主党から維新／みんなに流れる傾向が若干みられた。しかしその点を例外として、経済政策には他に有意な傾向が見られなかった。この点を解釈するうえで重要なのは、2012年総選挙の前に自民党が打ち出した経済政策である。

マスメディアによって「アベノミクス」と呼ばれるようになった自民党の経済政策は、(1) 異次元の金融緩和、(2) 積極的な財政支出、(3) 規制改革の3本柱で構成されている。このうち、3点目の規制改革は、日本維新の党やみんなの党も主張していたものであり、それが小さな政府を支持する反福祉主義的な人々の支持となって表れているとみることができる。しかしここでより重要なのは、規制改革以上に、1点目の金融緩和をつうじたリフレ政策を自民党の安倍党首がさかんに強調していたことである。このことによって、さしあたりは「痛みをともなう構造改革」なしに経済が改善するという期待を一部の有権者に抱かせることに成功した。それが、日本経済に構造改革は要らないと考える楽観的な人々の支持となって表れたのである<sup>1</sup>。

---

<sup>1</sup> 「4-1. 分析方法と使用変数」で述べたことの繰り返しになるが、厳密に言えば、この解釈には問題がある。現在（2013年）の意識で過去（2009年および2012年）の投票行動を説明するというモデルになっているからである。2012年の選挙後に政権に復帰した自民党

このように、自民党が構造改革よりもリフレ政策を強く前面に押し出したことで、規制緩和や福祉の削減、格差の是正といった、利害対立をはらみ、特定層の痛みをともなうような経済政策がほとんど争点化されなかったと考えられるのではないだろうか。経済政策にたいする自民党のこのような戦略がなければ、維新の会やみんなの党といった第三極は、もっと票を伸ばしていた可能性が高い。

以上の結果を踏まえると、2012年総選挙の投票行動は、民主党政権への失望を基調としつつも、そこからどの野党に投票するのかという選択の段階では、各党の提示する政策がそれなりに争点として機能していたことが伺えるだろう。

最後に、今後の課題について述べる。政権に不満を持つものが抗議の意思を表明する手段として、野党に投票する以外に、「棄権する」という選択肢も選ばれうる。松本正生(2013)は、2012年総選挙の投票率が59.32%と2009年総選挙より10ポイントも低下した点に着目し、その理由に政治や政党への不信があることを指摘している。飯田健(2013)も、民主党政権への失望が自民党への期待につながったわけではないこと、2012年選挙で自民党は大勝したにも関わらず、自民党の得票数(得票率ではない)自体は、実は大敗した2009年選挙での得票数にも及んでいないことを指摘している。民主党の得票がそれ以上に激減したために自民党は勝利できたのであり、この事実は、野党への投票という選択肢だけではなく、棄権という選択も投票行動パターンに含めて分析することの重要性を示唆している。

## [文献]

- Duverger, Maurice, 1951, *Les Partis Politiques*, Paris: Arnord Colin. (=1971、岡野加穂留訳『政党社会学——現代政党の組織と活動』潮出版社).
- 飯田健, 2013, 「リスク受容の有権者がもたらす政治的帰結——2012年総選挙の分析」『選挙研究』20(2): 48-59.
- 松本正生, 2013, 「「そのつど支持」の政治的脈絡——短期的選択と政治ばなれ」『選挙研究』20(2): 60-73.
- 田辺俊介(編著), 2011, 『外国人へのまなざしと政治意識——社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房.
- 谷口尚子, 2010, 「2009年政権交代の長期的・短期的背景」『選挙研究』26(2): 15-28.
- 山田真裕, 2010, 「2009年選挙における政権交代とスウィング・ヴォーティング」『選挙研究』26(2): 5-14.
- Weiner, Robert J., 2011, “The Evolution of the DPJ: Two Steps Forward, One Step Back”, in Schoppa, Leonard J. ed, 2011, *The Evolutions Party System: Politics and Policy in an Era of Institutional Change*, Toronto: University of Toronto Press.
- 米田幸弘, 2011, 「政権交代——二大政党間を揺れ動く層の特徴とは何か?」田辺俊介(編著)『外国人へのまなざしと政治意識——社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房, 158-180.

---

のもとで、日銀は大幅な金融緩和をおこなった。その後に生じた円安と株高をはじめとする経済状況の変化をみて、日本経済に対する認識を改めた人もある程度はいるだろう。

表5. 説明変数に使用した意識項目

<p><b>権威主義</b></p>	<p>「権威ある人々にはつねに敬意を払わなければならない」「伝統や慣習にしたがったやり方に疑問を持つ人は、結局は問題を引き起こすことになる」「この複雑な世の中で何をなすべきか知る一番よい方法は、指導者や専門家に頼ることである」、以上3項目について「1 そう思う、2 ややそう思う、3 どちらともいえない、4 あまりそう思わない、5 そう思わない」との回答を主成分得点で得点化（変数の方向は調整済）。</p>
<p><b>愛国主義</b></p>	<p>「国旗・国歌を教育の場で教えるのは当然である」「日本人であることに誇りを感じる」「子どもたちにもっと愛国心や国民の責務について教えるように、戦後の教育を見直さなければならない」、以上3項目について「1 そう思う、2 ややそう思う、3 どちらともいえない、4 あまりそう思わない、5 そう思わない」との回答を主成分得点で得点化（変数の方向は調整済）。</p>
<p><b>排外主義</b></p>	<p>「あなたが生活している地域に、以下のような人々が増えることに賛成ですか、反対ですか。」と聞き、選択肢として「1. 賛成、2. やや賛成、3. やや反対、4. 反対」の4択を提示。（ア）アメリカ人が増えること、（イ）中国人が増えること、（ウ）韓国人が増えること、（エ）ドイツ人が増えること、（オ）フィリピン人が増えること、（カ）日系ブラジル人が増えること、の6項目の回答について、主成分分析による主成分得点で得点化（変数の方向は調整済）。</p>
<p><b>外国人 権利意識</b></p>	<p>「あなたは、以下の権利について、日本政府は日本に定住している、または定住する意思のある外国人に対して認めるべきだと思いますか。」と質問した上で、（ア）子どもに母国（出身国）の言葉を学ばせる権利、（イ）公営住宅への入居の権利、（ウ）生活保護の受給の権利、（エ）祖国（母国）の習慣を守る権利、（オ）地方参政権（選挙権）、（カ）地方公務員になる権利、（キ）義務教育を受ける権利、という7項目を提示し、「1 そう思う、2 ややそう思う、3 どちらともいえない、4 あまりそう思わない、5 そう思わない」の5択で回答を求めた。それら7項目の回答について主成分分析による主成分得点で得点化（変数の方向は調整済）。</p>
<p><b>セキュリテ ィ意識</b></p>	<p>「犯罪取り締まりのために生活が多少不自由になっても構わない」「プライバシーを多少制限されても監視カメラを増やすべき」という2項目について、「1 そう思う」「2 ややそう思う」「3 どちらともいえない」「4 あまりそう思わない」「5 そう思わない」の5段階の回答を主成分得点化（変数の方向は調整済）。</p>

表 5. 説明変数に使用した意識項目（続き）

政治不信	「自分のような普通の市民に政治を左右する力はない」、「国民の意見は国政に反映されていない」、「政治家は自分の得になることだけを考えている」、「どの党が政権を握っても大きな違いはない」の 4 項目につき、「1 そう思う、2 ややそう思う、3 どちらともいえない、4 あまりそう思わない、5 そう思わない」との回答を主成分得点で得点化（変数の方向は調整済み）。
政党制不信	「どの党が政権を担っても大きな違いはない」という質問に対する回答を用いている。「そう思う」を 5 点、「ややそう思う」を 4 点、「どちらともいえない」を 3 点、「あまりそう思わない」を 2 点、「そう思わない」を 1 点として得点化。
生活満足度	「あなたは生活全体に満足ですが、それとも不満ですか。」という質問に対する回答を用いており、「満足している」=4、「どちらかといえば満足している」=3、「どちらかといえb不満である」=2、「不満である」=1 を割り当てた。
反平等主義	A「所得をもっと平等にすべき」とB「個人の努力を促すための所得格差をもっとつけるべき」の 2 つの意見を示して、意見が近い方を 4 件法で選んでもらい、「A に近い」=1、「どちらかといえば A」=2、「どちらかといえば B」=3、「B に近い」=4 を割り当てた。
反福祉主義	A「生活に困っている人たちに手厚く福祉を提供する社会」とB「自分のことは自分で面倒をみるよう個人が責任を持つ社会」の 2 つの意見を示して、意見が近いほうを 4 件法で選んでもらい、「A に近い」=1、「どちらかといえば A」=2、「どちらかといえば B」=3、「B に近い」=4 を割り当てた。
競争主義	A「競争は、社会の活力のもとになる」とB「競争は、格差を拡大させるなど、問題の方が多い」の 2 つの意見を示して、意見が近いほうを 4 件法で選んでもらい、「A に近い」=1、「どちらかといえば A」=2、「どちらかといえば B」=3、「B に近い」=4 を割り当てた。
脱原発主義	「今後も原子力発電を利用していくべきだ」という質問に対する回答を用いている。「1. そう思う、2. ややそう思う、3. どちらともいえない、4. あまりそう思わない、5. そう思わない」変数を反転しないで使用。
日米安保強化	「日米安保体制は現在よりもっと強化すべきだ」という質問に対する回答を用いている。「そう思う」を 5 点、「ややそう思う」を 4 点、「どちらともいえない」を 3 点、「あまりそう思わない」を 2 点、「そう思わない」を 1 点として得点化。
日本経済への楽観	「今後、日本の経済状況は悪くなっていく」という質問に対する回答を用いている。「1. そう思う、2. ややそう思う、3. どちらともいえない、4. あまりそう思わない、5. そう思わない」変数を反転しないで使用。

# 投票参加の棄権に関する基礎分析

## —社会階層との関連—

桑名祐樹

(首都大学東京大学院)

### 【要旨】

日本の国政選挙における投票率は年々低下しており、投票を棄権する人々が増加している。投票参加の棄権と再分配政策には関連があることが先行研究で示されており、投票行動の棄権によってもたらされた政策が、最終的に有権者の社会階層に影響を与える可能性がある。SSMデータの分析結果から投票参加と階層的地位には関連があるという指摘もあり、現在社会階層と投票参加の棄権にはどのような関連があるのかを検討する必要があると考える。そこで、近年では投票率が高かった2009年の総選挙と、戦後最低の投票率を更新した2012年の総選挙における棄権者の社会階層に着目し、どのような特徴を持っているかを検討するための基礎的な分析を行った。

分析の結果、様々な変数を統制しても、投票参加の棄権に対する教育年数と世帯収入の負の効果は有意であった。さらに2009年と2012年の2時点のどちらでも同様の効果が確認された。また、棄権者の政策志向は「福祉主義」「反競争主義」よりであり、再分配政策には肯定的である可能性がある。

キーワード：投票参加、棄権、社会階層

### 1. 問題の背景

日本の国政選挙の投票率は回を重ねるごとに低下傾向にあり、投票を棄権する人の割合が増えている。図1は衆議院議員総選挙投票率の推移（中選挙区・小選挙区）であるが、第41回総選挙に6割を切り、その後上下しながら2012年12月に行われた第46回総選挙では戦後最低の59.32パーセントを記録した。また、2014年12月に行われた第47回総選挙の投票率では52.66パーセントを記録し、投票率の最低値を更新している。

このように、投票参加において、どの政党を選択するかという点に加えて、そもそも投票所に足を運ぶのかということが重要になっていることは明らかである。また、こうした投票率の低下は1990年代から度々問題となっており、選挙制度改革などによって有権者が投票所へ向かうコストを低減する努力が行われてきたが(明るい選挙推進協会 2002)、結果として過去最低の投票率を更新してしまっている。

投票率の高低が社会に与える影響にはさまざまなものがあると考えられるが、その一つとして再分配に対する政策志向が変化する可能性が挙げられる。Boix(2001)によれば、投票率が高い民主主義国家では、投票率が低い民主主義国家と比べて政府規模が肥大化する傾向がある。また、日本を対象とした研究においても、投票率の高い地域ほど自治体に対

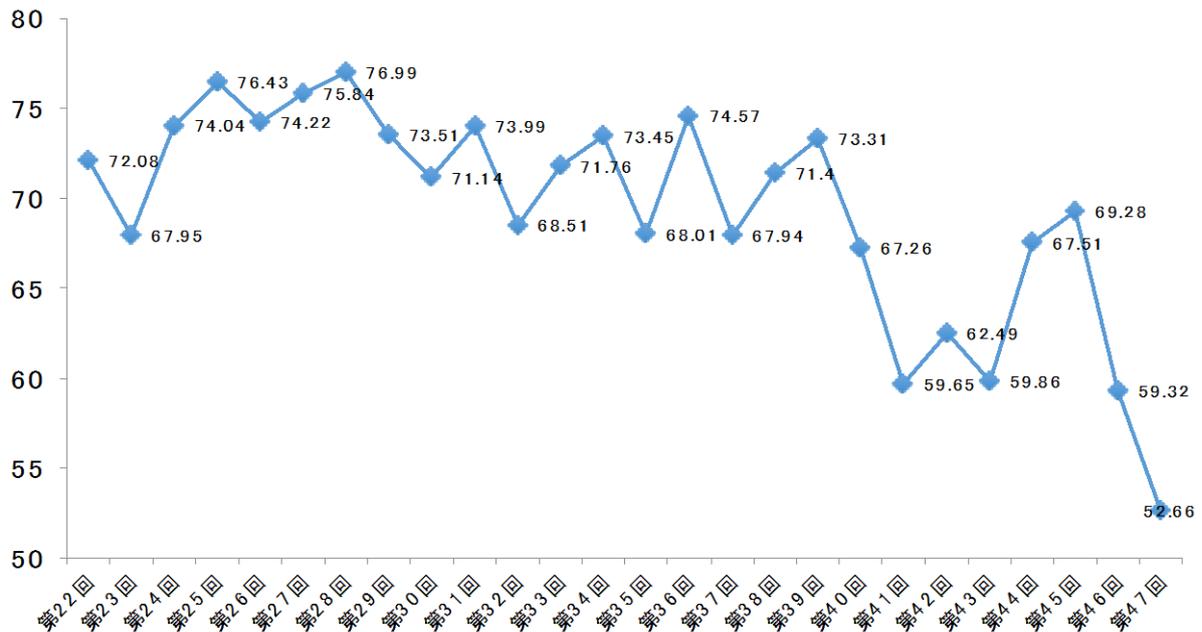


図1 衆議院議員総選挙投票率の推移(中選挙区・小選挙区)(出所: 明るい選挙推進協会)

する補助金配分が大きいことが示されている(Horiuchi and Saito 2003)。これらの研究では、所得分布において多くを占める中低所得者が棄権することが投票率を下げると仮定している(斎藤 2009)。このような研究を考えると、投票率の高低は有権者の所得などの再分配に影響を与える可能性がある。再分配に影響を与えるということは、階層の再生産にも影響する可能性がある。

それでは、棄権者と社会階層には関連があるのだろうか。また、結果としての政策の変化とは別に、棄権者は再分配政策にどのような意見を持っているのだろうか。高田(2008)によれば、2005年の「社会移動と社会階層全国調査」(SSM 調査)を用いて、「あなたはふだん次にあげるような活動をとどの程度していますか。: 国政選挙や自治体選挙の際の投票」という質問で測定される「投票態度」が、学歴や職業などからなる階層的地位の高さによって促進されるという。このように、階層的地位と投票参加には関連があることが指摘されているが、現在どのような層が投票を棄権しているのかについての詳細な分析が必要だと考える。また、棄権者と社会階層、そして再分配政策の関連という視座での分析は少なく、3つの関連についての基礎的な分析もまた必要だろう。

加えて、2009年と2012年の総選挙では政権交代が行われたが、投票率は2009年が69.28パーセント、2012年が59.38パーセントと大きく異なる。したがって、この2時点で棄権者がいかなるものかを把握することができれば、投票参加という側面において2度の政権交代にはどのような違いがあるのかを明らかにできる可能性がある。

前回調査である『日本の国際化と市民の政治参加に関する世論調査』と、今回の『国際化と市民の政治参加に関する世論調査』では、政権交代が行われた2009年と2012年の総選挙における投票参加について測定しており、この2時点での棄権と所得などの階層変数

の比較が可能である。また本調査はサーヴェイ・データであり、個人レベルで棄権と所得などの階層変数の関連を検討できる。また、本調査は回収率が4割以上あり、郵送調査法を用いているため、後述する「社会的望ましきバイアス」や回収率に起因するバイアスは他の調査と比較しても低いと考えられる。本稿ではこうした背景から、2009年と2012年の投票参加棄権者について、探索的に分析を行いながら、その特徴や彼らの政策意見を明らかにすることを目的とする。

## 2. 先行研究と分析視座

今回検討する階層変数は、所得・教育・職業の3つである。まず、所得が高い人は投票参加しやすいという特徴が指摘されている(蒲島 1988)。教育年数については、教育年数が短いほど投票参加を棄権しやすいことが様々な研究から指摘されている(三宅 1990、小林 1997、松谷 2007)。また、近年の選挙では教育年数が多い層ほど投票参加する割合が高いことが指摘されている(境家 2013)。一方で、個人レベルでの教育年数が正の効果を持つなかで、国レベルの教育水準の上昇は投票参加の促進には寄与しないという主張がある(荻野 2014)。こうした研究から、日本社会に限ってみれば、教育年数の長さは投票参加と関連があると考えられる。

日本の階層研究において、職業階層を中心とした階層変数については支持政党などの政治意識との関連において研究が蓄積されている。しかし、棄権に焦点をあてた分析は蓄積が少なく、その関連については不明瞭な部分が多い。棄権を分析対象とした政治学の研究だと、三宅(1990)や小林(1998)が投票参加に対する職業の効果が弱いということを指摘している。ただし、職業や地位が棄権と関連する可能性は否定できない。図2は東京都選挙管理委員会(2013)が行った世論調査において、第46回総選挙の棄権の理由を測定している。この設問は複数回答可であるが、「仕事が忙しく、時間がなかったから」が34.1パーセントで最も多い理由であった。仕事場の環境や労働時間など、従事している仕事や職場環境によって投票参加するコストが高くなっているということも考えられるだろう。

以上のような先行研究・資料を検討すると、所得・教育年数・職業といった階層変数が投票参加の棄権に影響する可能性がある。したがって、こうした階層要因を独立変数し、それらの投票参加に対する効果を分析することが必要だろう。

また、棄権者と参加者で再分配政策に対する志向が異なるのかを探索的に検討する。投票率が再分配政策に影響するとしても、棄権した人が再分配に肯定的であるとは限らない。棄権した人の政策志向は、選挙に赴かなければ選挙結果として実際の政治へ反映されることはない。それでは反映されなかった意見とはどのようなものなのだろうか。本稿ではそういった棄権者の政策志向を分析する。とりわけ再分配政策にかかわる意識変数と投票参加の関連について分析を行う。本稿で行う分析には限りがあるが、分布などから傾向をつかむことを目指す。

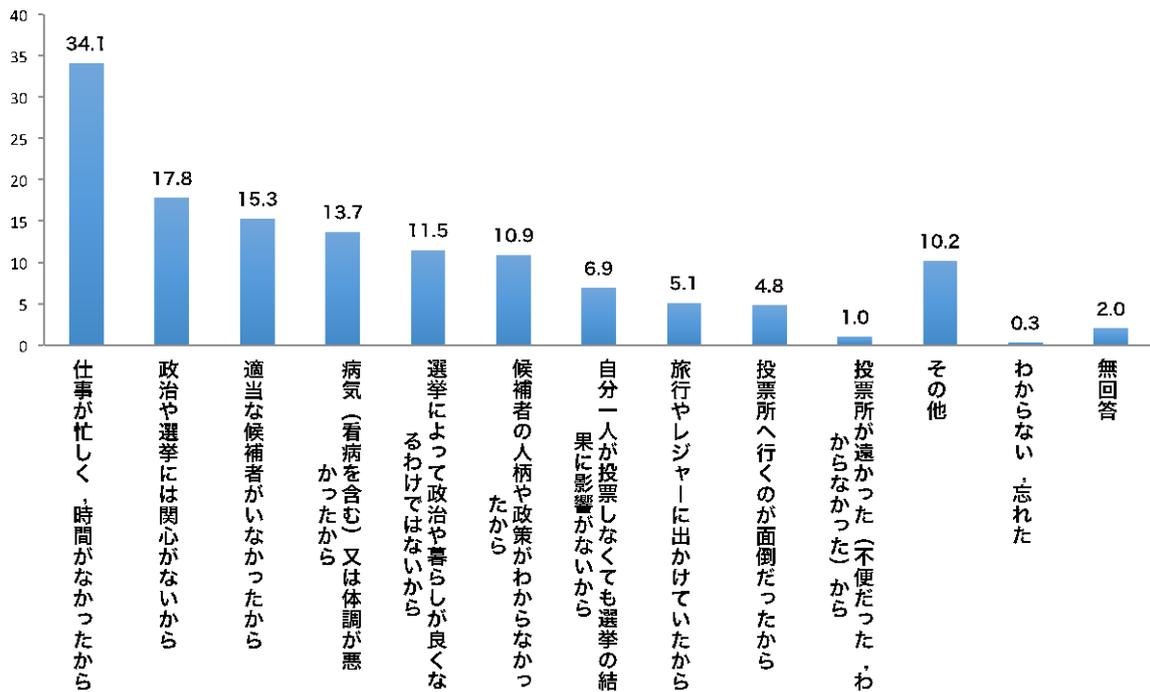


図2 第46回総選挙の投票参加を棄権した理由（出所：東京都選挙管理委員会 2013）

### 3. データの操作化

#### 3.1 従属変数

従属変数には、2009年と2012年の総選挙における比例区の投票参加を用いる。2009年の投票参加の分析は2009年に行われた前回調査データの分析となる。また、2012年の投票参加の分析は2013年に行われた今回調査のデータの分析となることを注意されたい。これらの変数は投票先政党を測定しているが、本稿の分析では基本的に棄権と投票の2値に変数を加工している。この際、無回答・わからない・白票は分析から除外している<sup>(1)</sup>。

#### 3.2 独立変数

##### 3.2.1 階層変数

独立変数として、前節で検討した階層変数を用いる。まず、所得については世帯収入を用いている。世帯収入は「100万～300万円」というように、一定の範囲のカテゴリーからなる変数であるため、分析に使用する際は各カテゴリーの中央値をとっている。また、多変量解析の際には中央値をとったものに対数変換を行ったものを投入している。教育年数は最終学歴を年数に直したものをを用いている<sup>(2)</sup>。職業は、前回調査の支持政党・投票行動の分析で用いられた職業カテゴリーを本稿でも用いることとする（伊藤2012、米田2012）。その結果、「経営・管理職ダミー」「正規ホワイトカラー」「正規ブルーカラー」「自営業・家族従業者」「非正規職」「主婦・学生」「無職・失業者」という7カテゴリーならなる職業

カテゴリーを採用した<sup>(3)</sup>。多変量解析においては、もっとも度数が多いカテゴリーが正規ホワイトカラーであるため、基準カテゴリーとして採用した。

### 3.2.2 その他の独立変数

その他の独立変数として、年齢、性別（男性ダミー）、農村度（各地点の第一次産業従業者比率）を投入した。農村度は「各市町村ごとの((第一次産業従事者数+建設業従事者)/全産業従事者)×100」と定義する（田辺 2012）。この変数は前回調査の分析に用いられたものと同定義の変数を今回調査においても作成し、分析に用いている。

### 3.2.3 政策志向

政策志向の変数は「反平等主義」「反福祉主義」「競争主義」の3つである。これらの変数は対立する意見のどちらが自身の意見であるか、あるいはより近いものかを測定している。「反平等主義」は、「A(所得をもっと平等にするべき)」と「B(所得格差をもっとつけるべき)」、「反福祉主義」は「A(手厚く福祉を提供する社会)」と「B(個人が責任を持つ社会)」、「競争主義」は「A(競争は社会の活力や勤勉のもと)」と「B(競争は格差を拡大させるなど問題が多い)」という2つの意見を選ぶことで測定されている。

## 4. 分析

### 4.1 度数分布・平均値

まずは基本的な度数分布を確認したい。表1は2009年と2012年の投票先政党の度数分布である。まず、2009年から見ていくと、最も割合が高いのは民主党である。この年は民主党政権が成立した年であり、43.0パーセントの有権者が民主党へ投票したと答えている。また、2012年で最も割合が高いのは自民党となっており、2012年の自民党の政権与党復帰時には自民党に投票したと答えた人がやはり多い結果となっている。

表1 投票行動の度数分布

(%)	2009年	2012年
自民党	20.7	40.6
民主党	43.0	17.2
日本維新の会		8.0
公明党	5.8	5.1
みんなの党	4.8	5.1
共産党	7.5	5.7
社民党	4.3	1.2
その他	1.6	1.3
棄権	12.3	15.7
N	3526	3683

棄権者はいずれの年も3番目に高いカテゴリーとなっており、実際の投票率と同様に2009年から2012年にかけて増加している。ただし、実際の投票率は乖離があることは否定できず、実際の棄権者の数はさらに多いものであると考えられることは留意する必要があるだろう。

次に各階層要因との関連を見てみよう。表2は投票参加者・棄権者の性別と職業を示したものである。まず性別では、2009年・2012年ともに棄権者における女性の割合が高い。また職業においても、2009年・2012年ともに投票参加者と比べて棄権者では正規ホワイトカラー、正規ブルーカラー、非正規の占める割合が高いことがわかる。つまり、棄権者は経営・自営業層や無職には少なく、被雇用者に多いと言えるだろう。投票参加者と比べて棄権者に被雇用者が多いというのは、先ほど提示した仕事の環境が影響するという理由にも整合的であると考えられる。これらの変数において、2時点での割合における大きな変化は見られないため、棄権者内における性別や職業構成、企業規模に大きな違いはないと考えられる。

表2 投票参加と性別・職業

(%)	2009年		2012年	
	投票	棄権	投票	棄権
性別(2009:N=3526**, 2012:N=3611***)				
男性	50.3	41.4	50.7	38.1
女性	49.7	58.6	49.3	61.9
N	3091	435	3105	506
職業(2009:N=3241***, 2012:N=3431***)				
経営者	5.1	2.7	4.1	1.7
自営・家族	12.7	7.2	11.2	7.3
正規ホワイト	21.1	22.1	21.5	24.9
正規ブルー	6.9	10.7	7.9	11.9
非正規	19.0	25.6	19.1	29.3
主婦・学生	18.7	17.6	18.1	12.5
無職	16.5	14.1	18.2	12.5
N	2838	403	2950	481

注)\* $p > .05$ , \*\* $p > .01$ , \*\*\* $p > .001$ .

年齢、教育年数、世帯収入、農村度の詳細は表3に記載した。年齢は2009年・2012年ともに棄権者の方が投票参加者よりも平均値が低く、若い層であることがうかがえる。また、教育年数に関しても2009年・2012年ともに棄権者は投票参加者よりも平均値が低い。有意な差ではない。世帯収入においては、2009年・2012年のどちらにおいても棄権者

の方が投票参加者よりも平均値が低く、有意な差が認められる。したがって、棄権者層は投票参加者層よりも世帯収入が低い層である。また、農村度は2009年では棄権者と投票参加者の平均値はほぼ同じであり、2012年では棄権者の方が投票参加者よりも平均値が高い。ただし、この差は有意なものではない。

つまり、年齢、教育年数、世帯収入、農村度においても、2009年と2012年で割合の大きな変化は見られない。しかし、年齢と世帯収入ではどちらも棄権者層において低いという結果が見られるということである。

表3 投票参加と年齢・教育年数・世帯収入・農村度

	2009年					
	投票			棄権		
	N	Mean	S.D	N	Mean	S.D
年齢(20~80)	3085	53.5	15.1	434	41.8	15.3 ***
教育年数(6~16)	3023	13.0	2.4	428	12.9	2.3
世帯収入(0~1500)	2853	555.0	409.1	385	476.5	387.0 ***
農村度(3.64~11.31)	3063	6.7	2.0	427	6.7	2.1
	2012年					
	投票			棄権		
	N	Mean	S.D	N	Mean	S.D
年齢(20~81)	3101	56.3	14.6	506	45.3	14.9 ***
教育年数(6~16)	3084	13.0	2.3	504	12.9	2.1
世帯収入(0~1500)	2923	555.5	359.2	436	475.0	323.6 ***
農村度(2.16~41.17)	3104	17.2	9.0	506	17.5	9.0

注)\* $p > .05$ , \*\* $p > .01$ , \*\*\* $p > .001$ .

そして表4は、投票参加と政策志向の関連を示している。「反平等主義」(A(所得をもっと平等にするべき)・B(所得格差をもっとつけるべき))では、投票参加とのクロス表におけるカイ二乗検定が有意ではない。しかし、「反福祉主義」(A(手厚く福祉を提供する社会)・B(個人が責任を持つ社会))と「競争主義」(A(競争は社会の活力や勤勉のもと)・B(競争は格差を拡大させるなど問題が多い))に関しては、2012年の投票参加と有意な関連が見られる。2012年の投票参加者は「反福祉主義」については「A(手厚く福祉を提供する社会)」に近いとどちらかというに近いが投票参加者で59.9パーセント、棄権者で69.0パーセントであり、棄権者の方が投票参加者よりも手厚い福祉の社会を求めていることがわかる。また、「競争主義」は、「B(競争は格差を拡大させるなど問題が多い)」に近いとどちらかというに近いが投票参加者で24.6パーセント、棄権者で30.6パーセントであり、棄権者の方が競争主義に問題を感じているといえるだろう。

以上のような投票参加と各変数の関連から、棄権者は投票参加者と比較すると、女性・企業規模の大きい被雇用者・若年層・低所得といった階層的特徴があり、福祉主義的で反

競争主義の政策志向を持っていることがうかがえる。こうした特徴が他の変数を統制しても投票参加と関連があるか否かを検証するため、次節にて階層要因を独立変数とし、投票

表4 投票参加と政策志向

(% )	2009年		2012年	
	投票	棄権	投票	棄権
A(所得をもっと平等にするべき)・B(所得格差をもっとつけるべき) (2009年:N=3406,2012年:N=3539)				
Aに近い	13.2	14.0	13.2	14.0
どちらかといえばA	48.6	48.5	48.0	46.2
どちらかといえばB	32.3	34.0	31.9	31.0
Bに近い	5.9	3.6	6.9	8.9
A(手厚く福祉を提供する社会)・B(個人が責任を持つ社会) (2009年:N=3442,2012年:N=3565**)				
Aに近い	14.7	12.9	17.1	20.9
どちらかといえばA	60.0	57.9	42.8	48.1
どちらかといえばB	19.8	21.7	32.8	25.6
Bに近い	5.5	7.6	7.4	5.4
A(競争は社会の活力や勤勉のもと)・B(競争は格差を拡大させるなど問題が多い) (2009年:N=3413,2012年:N=3535**)				
Aに近い	17.9	21.0	15.3	11.6
どちらかといえばA	46.5	47.0	60.1	57.8
どちらかといえばB	29.1	27.4	20.4	23.3
Bに近い	6.5	4.5	4.2	7.3

注)\* $p > .05$ , \*\* $p > .01$ , \*\*\* $p > .001$ .

参加を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析を行った。

#### 4.2. 二項ロジスティック回帰分析

表5は二項ロジスティック回帰分析の結果である。この分析の従属変数は棄権ダミーであり、棄権を1、それ以外の投票参加を0とする二値変数である。まず2009年棄権ダミーに対する結果から見ていこう。2009年では年齢、男性ダミー、教育年数、世帯収入が負の効果で有意である。また、非正規職と無職・失業者は正の効果で有意である。つまり、若年層で女性、教育年数が短く世帯収入が低い、非正規または無職であると棄権となりやすいということになる。

次に、2012年棄権ダミーに対する結果を見ていこう。2012年でも年齢、男性ダミー、教育年数、世帯収入、主婦・学生ダミーが負の効果で有意である。つまり2012年でも、若年層で女性、教育年数が短く世帯収入が低いと棄権となりやすい。ただし、主婦・学生層が棄権となりにくいということになる<sup>(4)</sup>。

したがって、2009年と2012年の棄権ダミー両方に共通する効果として、年齢、男性ダ

ミー、教育年数、世帯収入による負の効果がある。このなかでもとりわけ係数が大きいものは世帯収入である。つまり、2009年と棄権者が増加した2012年の両方で整体収入の低さは棄権になりやすい効果を持つことになる。また、職業の効果は年によって変化し、基本的に正規ホワイトカラーと正規ブルーカラーでの差や、正規ホワイトカラーと経営者や自営業層との差はみられない。一方、無職や非正規は2009年に正規ホワイトカラーと比較して棄権になりやすかったが、2012年にはそうした結果はなく、2009年には正規ホワイトカラーと差がなかった主婦・学生層は2012年には投票参加者となりやすかったと言えるだろう。また、主婦・学生の効果も男性ダミーの効果も負であるというに着目すると、2012年では男性ダミーの負の効果はとりわけ被雇用者や未婚の女性の効果であると考えられるだろう。

表5 二項ロジスティック回帰分析の結果（従属変数：棄権ダミー）

	2009年		2012年	
	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>
年齢	-0.062	0.005 ***	-0.056	0.005 ***
男性ダミー	-0.285	0.142 *	-0.504	0.130 ***
教育年数	-0.110	0.031 ***	-0.083	0.030 **
世帯収入	-0.680	0.205 **	-0.994	0.200 ***
職業（基準：正規ホワイトカラー）				
経営者	0.198	0.363	-0.179	0.394
自営業・家族従業者	-0.360	0.264	-0.126	0.240
正規ブルーカラー	0.212	0.234	0.140	0.207
非正規職	0.364	0.183 *	0.145	0.166
主婦・学生	-0.111	0.204	-0.407	0.206 *
無職・失業者	0.499	0.243 **	0.283	0.232
農村度	-0.002	0.031	0.003	0.006
定数	4.179	0.734	4.820	0.706
-2 対数尤度	1870.556		2123.633	
Cox-Snell R2	0.082		0.079	
Nagelkerke R2 乗	0.159		0.147	
N	2918		3103	

注)\* $p > .05$ , \*\* $p > .01$ , \*\*\* $p > .001$ .

## 5. 考察

本稿では、投票を棄権した人の階層的特徴と政策志向について探索的に分析を行った。その結果をまとめると、年齢、教育年数、世帯収入の低さや女性であることは一貫して棄権になりやすいことがわかった。また、正規ホワイトカラーと比較したときの職業の効果は2009年と2012年で異なることも明らかとなった。また、棄権した人の政策志向は投票

参加した人と比べると福祉主義や反競争主義によっていることがわかった。

こうした結果から、まず投票参加の棄権者の階層的特徴として、収入が低い階層が棄権者となりやすい傾向は確かに存在する。さらに政策志向からして、棄権者は再分配政策には肯定的である。再分配政策の階層的要因については、前回調査において「競争主義」の規定要因については若年層・男性・高学歴層・経営管理職層、高所得者層、「反福祉主義」の規定要因については老年層・高収入層・高所得者層・非正規・無職という特徴が指摘されている(丸山 2012)。とりわけ所得に関して棄権者の階層的特徴と重なる部分がある。したがって、棄権者は再分配政策に肯定的で、かつ所得が低い層である、といったことが考えられる。今回は基礎的分析にとどまったため断言は避けるが、この点は更なる分析が必要となるだろう。

また、「仕事が忙しく、時間がなかったから」という理由から職業の効果があることも期待されたが一貫した結果は得られなかった。ただし、この結果だけで仕事の効果を否定することはできず、この点に関しては労働時間や職場環境などの変数から改めて分析を行うことが期待される<sup>(5)</sup>。

以上のような分析結果には留保する事項がある。投票参加の分析では気をつけなければならないこととして「社会的望ましきバイアス」があるだろう。村田・小野寺(2010)が述べているように、喫煙行動や投票参加など、社会的に受け入れられやすい回答があらかじめ想定されている場合に、回答者がそうした望ましい回答に沿って回答を選択してしまうことがあるのである。こうした選択にかかるバイアスのことを社会的望ましきバイアスという。投票参加では、投票に行くことが望ましいと考えられているので、回答者は投票に行っていないくともどこかしらの政党に投票したと答えてしまう。本調査でもおそらく棄権者は少なく測定されており、実際の投票率との乖離が存在することは確かである<sup>(6)</sup>。逆説的に、望ましきバイアスがかかりやすい有権者ほど投票参加したと回答するはずなので、棄権ダミーに対する負の効果の一部(年齢や教育年数など)にはそのようなバイアスがかかった棄権者が含まれている可能性もあることには注意されたい。

#### [注]

- 1) 無回答・わからないは投票参加とも棄権とも位置付けられないため除外した。また、白票に関しては、投票率には反映されているものの政党に対する得票がないため、分析に位置付けることが困難であると判断し除外した。
- 2) 大学卒業以上の学歴は、すべて16年とリコードされている。
- 3) 正規ホワイトカラーと正規ブルーカラーはそれぞれ、SSM職業8分類の「専門」「事務」「販売」と「熟練」「反熟練」「非熟練」のフルタイム被雇用者からなる。
- 4) 主婦・学生ダミーは主婦の方が多いいカテゴリーであるから、おそらくこの効果は主婦によるものである可能性があることは留保しなければならない。

- 5) そもそも、仕事が忙しい人は世論調査に回答しにくい傾向にあるという可能性も考えられる。
- 6) このようなバイアスの問題は世論調査ではつきものであるが、面接調査での測定の問題については日野(2013)など、タブレット端末などを用いることによって回答者が面接調査員の目を気にせずに回答できるような新しい世論調査の方法が開発されることによって解決される部分が出てくるかもしれない。そのような社会調査方法論の発展も投票参加の研究において期待される部分である。

#### [文献]

- 明るい選挙推進協会, 2002, 『明るい選挙 50年のあゆみ』財団法人明るい選挙推進協会. ———, 2015, 「衆議院議員総選挙投票率の推移(中選挙区・小選挙区)」(<http://www.akaruisenkyo.or.jp/070various/071syugi/>, 最終アクセス 2016年3月3日閲覧).
- Boix, Carles. 2001. "Democracy, Development, and the Public Sector" *American Journal of Political Science* 45(1): 1-17.
- 日野愛郎, 2013, 「CASI方式世論調査が明らかにしたことと課題」田中愛治監修『世論調査の新しい地平——CASI方式世論調査』勁草書房, 301-313.
- Horiuchi, Yusaku, and, Jun Saito. 2003. "Reapportionment and redistribution: Consequences of electoral reform in Japan" *American Journal of Political Science* 47(4): 669-682.
- 伊藤理史, 2011, 「政党支持——民主党政権誕生時の政党支持の構造」田辺俊介編『外国人へのまなざしと政治意識』勁草書房, 141-157.
- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』東京大学出版会.
- 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.
- 松谷満, 2007, 「底辺民主主義の蹉跎——2004年市長選の投票行動」久保田滋・樋口直人・矢部拓也・高木竜輔編著『再帰的近代の政治社会学——吉野川可動堰問題と民主主義の実験』ミネルヴァ書房, 235-265.
- 丸山真央, 2011, 「ネオリベラリズム——その多元性と対立軸の交錯」田辺俊介編『外国人へのまなざしと政治意識』勁草書房, 119-140.
- 三宅一郎, 1990, 『政治参加と投票行動——大都市住民の政治生活』ミネルヴァ書房.
- 村田ひろ子・小野寺典子, 2010, 「郵送調査の回答傾向の特性——個人面接法による調査との比較から」『調査手法の研究』NHK放送文化研究所([http://www.nhk.or.jp/bunken/summary/research/report/2010\\_12/101206.pdf](http://www.nhk.or.jp/bunken/summary/research/report/2010_12/101206.pdf), 最終アクセス 2016年3月3日閲覧).
- 荻野亮悟, 2014, 「誰が民主政治に参加しないのか? ——教育が投票に与える影響」田辺俊介編著『民主主義の「危機」: 国際比較調査からみる市民意識』勁草書房, 63-87.
- 斎藤淳, 2009, 「選挙と経済政策」山田真裕・飯田健編著『投票行動研究のフロンティア』

おうふう, 203-231.

境家史郎, 2013, 「戦後日本人の政治参加——「投票参加の平等性」論を再考する」『年報政治学』20(1):236-255.

高田洋, 2008, 「現代日本における投票態度の規定因——Tobit モデルの Heckman 推定法による分析」『理論と方法』23(1):19-37.

田辺俊介編, 2011, 『外国人へのまなざしと政治意識』勁草書房.

東京都選挙管理委員会編, 2013, 『選挙に関する世論調査報告書』.

米田幸弘, 2011, 「政権交代——二大政党制を揺れ動く層の特徴とは何か？」田辺俊介編『外国人へのまなざしと政治意識』勁草書房, 158-180.

# 原発への態度と世代・ジェンダー・社会階層

## —価値媒介メカニズムの検証—

阪口祐介  
(桃山学院大学)

### 【要旨】

2011年3月に起きた東日本大震災とその後の福島第一原発事故以降、脱原発運動が盛り上がりを見せ、世論は脱原発へと向かった。一方、脱原発を望む世論の内部でも意見の相違はあり、原発の是非をめぐる政治的議論が活発化している。そこで本稿では、人々の原発支持／不支持という態度の違いがいかなる社会的要因から形成されているかについて探究する。具体的には、世代・ジェンダー・社会階層による原発への態度の差を確認した上で、社会的属性と原発への態度の間を価値観が媒介するという価値媒介メカニズムを検証する。

共分散構造分析の結果、以下のことが明らかになった。平等主義と政治不信が脱原発志向に強く影響していた。また、脱原発志向への女性効果は平等主義と政治不信を媒介していた。すなわち、女性だと平等主義的で政治不信が高い傾向にあることで、脱原発志向が高くなるというメカニズムが発見された。また、若年層は政治的無力感を媒介して、脱原発に向かうという因果も検証された。最後に、社会階層については、低収入層では平等主義を媒介して、脱原発志向を高めるということが確認できた。

キーワード：リスク社会、脱原発、価値媒介モデル

### 1. 原発事故後の世論と政治の変化

2011年3月11日に発生した東日本大震災、そしてその後の原発事故は、日本社会が〈リスク社会〉へと移行しつつあることを象徴する出来事であったといえるだろう。これを機に、一部の人々を除いては深刻に捉えられていなかった原発事故や放射能のリスクが多くなると認識されるようになり、原発の是非をめぐる政治的議論が活発化した。リスク社会論の嚆矢であるU・ベックが指摘したように、こうした原発や放射能のリスクに対する意識の高まりは、社会変動を駆動する大きなダイナミズムを引き起こす。たとえば、人々は科学を反省的に捉えるようになり、リスクをめぐる社会的分断や新たな連帯が生じる(Beck 1986=1998)。実際、原発事故以降、SNSなどを通じて科学技術の専門家に対する批判が展開され、脱原発運動が盛り上がりを見せている。本研究は、こうした社会変動の駆動力となる「原発リスクに対する態度」に焦点を当て、その様態を実証的に明らかにする。いかなる人々がなぜ、原発に肯定的・否定的であるのかについて、実証的データの分析から把握する。

さて、原発事故後の人々の意識の変化を振り返ると、それは〈脱原発へと向かう世論〉という言葉でまとめることができるだろう。世論調査によると、事故直後は原発維持を望

む声が主流であったが、汚染の実態や政官財の癒着構造が表面化するにつれ、原発に対する否定的意見は増加し、2011年の夏以降、原発否定派は7割を超えるに至った<sup>1</sup>。こうした世論の変化と並行して、2011年4月頃より東京で、「原発やめろデモ」や「エネルギーパレード」といった原発抗議運動が盛り上がり、その後、全国各地へと広がっていった。東京での運動は、警察の激しい取締りもあって9月頃には一端、下火になったが、2012年の6月頃から「再稼働反対」をテーマとして再び盛り上がる。毎週金曜に行われた官邸前抗議の参加者は徐々に増え、6月29日の参加者は主催者発表で20万にのぼった（小熊2013）。一方、政治の動きに目を転じると、原発事故後、民主党政権のもとで原発政策の転換を志向する動きもみられた。しかし、2012年12月の衆議院選挙での政権交代によって誕生した安倍政権によって、原発維持の方向に舵が切られている<sup>2</sup>。

こうした原発事故以降の社会や政治の動きを、＜脱原発へと向かう世論＞と、それに反して＜原発維持へと転換する政治＞という言葉で総括することもできるだろう。しかし、本研究では、原発への世論を「脱原発」として一つにまとめるのではなく、その内部に潜む意見の相違に着目する。というのも、原発事故後も3割の人々は原発に肯定的であるし、残り7割の否定派のなかでも、減らすべきだが全廃はしないという意見もあり、内部には温度差が存在するからである。本稿では、こうした原発に対する意見の相違がどのような社会的要因によって生み出されているかを明らかにする。

## 2. 分析枠組み 原発をめぐる価値対立

原発事故後、どのような人々が脱原発を支持するのかについては記述的な分析結果がすでに示されている。全国規模の社会調査から、ジェンダーと世代によって原発への意見が大きく異なり、女性において脱原発支持が多く、若年層の方が原発を支持する傾向にあることが示されている（高橋・政木2012; 岩井・宍戸2013）。たとえば、2011年12月に実施された全国調査によれば、原発否定派は、中年（30～50歳）女性では74%に達するが若

---

<sup>1</sup> 岩井・宍戸（2013）は、朝日新聞や読売新聞など主要報道機関が実施した原発に対する賛否の世論調査をまとめ、原発事故以降、原発を減らすことを支持する人々が増加し、夏以降は7割を超えるに至ったことを示している。

<sup>2</sup> 2011年7月13日に菅首相は会見で脱原発の方針を打ち出し、その後、退陣要求の高まりのなかで、自然エネルギー普及のための法律を成立させた。次の野田政権においては、パブリックコメントや討論型世論調査という形で民意をくみあげる努力がなされ、9月14日の「エネルギー・環境会議」において「原発に依存しない社会の1日も早い実現」を掲げた「革新的・エネルギー環境戦略」を決定した。こうした動きは、原発継続を主張する勢力からの反発と抵抗を受けて妥協を余儀なくされたが、これまでの原発政策からの転換を志向するものであった（船橋2013）。しかし、2012年12月の衆議院選挙での政権交代によって誕生した安倍政権は原発維持の方向に舵を切る。政権誕生後まもなく、民主党政権が掲げた2030年代には原発をゼロとする方針を見直す方向が打ち出され、ねじれ国会が解消した2014年4月11日には、原発をベースロード電源と位置付けた「エネルギー基本計画」が閣議決定された。

年（16～29歳）男性では47%と半分にも満たない（高橋・政木 2012）。

しかし、それらの研究では、なぜ女性において脱原発志向が高く、若年層において原発支持が多いのかについては説明がされていない。また、職業や学歴といった社会階層要因についてはほとんど焦点があてられておらず、原発への態度の社会階層差やその差が生じるメカニズムについては十分に明らかになっていない。そこで本研究では、世代・ジェンダー・社会階層といった社会的属性に焦点を当て、原発への態度の差がいかなるメカニズムから生じているかを探究する。

その際、本研究は、図1に示したように、社会的属性と原発への態度の間を価値観が媒介するという価値媒介メカニズムを検証する。これは社会的属性（世代・ジェンダー・社会階層）によって原発支持度に差があるとして、そこに何らかの価値観が媒介していることを想定したモデルである。たとえば、女性において脱原発志向が高いとして、平等主義という価値観が媒介していることが予想できる。すなわち、女性の方が平等主義的傾向にあり、平等主義であることで脱原発志向が高まるというわけである。このように媒介モデルを想定することによって、原発への態度の社会的属性差のメカニズムを把握することが可能になる。

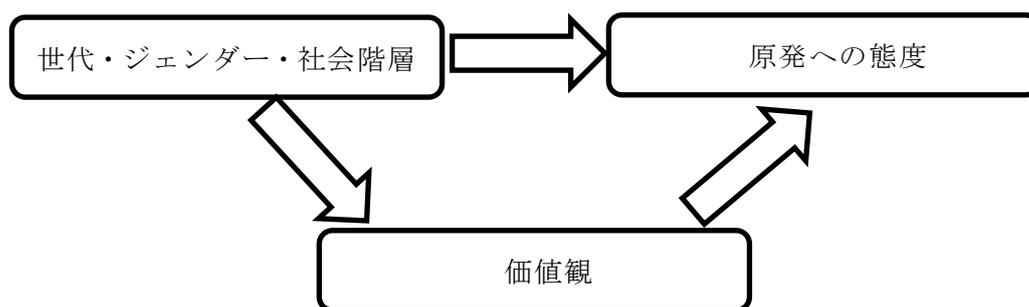


図1 分析枠組み（価値観の媒介モデル）

上述のように価値観に着目するのは、原発をめぐる意見の相違の背後には、望ましい社会像をめぐる価値の対立が存在すると考えられるためである。M・ダグラスとA・B・ウィルダヴスキーによれば、人々のリスク認知は、社会がどのようにあるべきかという世界観を反映したものである。ある特定の価値を有していることで、原発リスクに目を向け高く評価することになったり、逆にリスクから目をそむけ低く評価することになる（Douglas and Wildavsky 1982）<sup>3</sup>。

では、いかなる価値対立が原発への態度の背後に存在するのだろうか。この問題をすでに論じた阪口祐介（2015）を引用しながら論じよう。海外の先行研究によれば、原発リス

<sup>3</sup> たとえば、環境リスクを認知する背後には、環境汚染による被害は社会的に平等であるべきであるという価値観がある一方、犯罪リスクを認知する背後には社会秩序を重視し、その逸脱者を厳罰に処すべきという価値観があるというものである。

ク認知や脱原発志向に影響する価値観として〈社会的格差への態度〉と〈既存秩序への態度〉が指摘されている。たとえば、平等主義・利他主義であるほど原発リスク認知は高まり、伝統主義的で規範意識が高いほど原発支持へ向かう傾向にある（Kahan 2007; Whitfield et al. 2009; Peterson et al. 1990）。原発事故以降の日本社会においても、これら2つの次元の価値観が人々の原発リスク認知や脱原発志向に影響を与えていることが予想される。

〈社会的格差の態度〉については、原発事故以降、原発の地方への集中や、原発労働者の被爆が様々なメディアで問題化された。これは舩橋晴俊が原発事故以前から指摘していた〈環境負荷の外部転嫁〉のことを指す。すなわちそれは、社会内の一定の地域や集団が、自らの生産や消費活動を通して生み出された環境負荷を引き受けずに、それを空間的または時間的に離れた別の地域や集団に押し付ける構造である（舩橋 2005）。こうした構造は原発事故後、多くの人々にも認知されるにいったといえよう。このように原発にひそむ社会的格差が可視化した現在において、原発を支持する人々は、社会的格差を容認するという価値を有する傾向があると予想される。

次に〈既存秩序への態度〉について説明しよう。原発に対する考えの背後には、政治や国家に対する態度が存在すると考えられる。日本や海外における原発をめぐる意見対立の構造を整理した中山茂（1981）は、脱原発のエコロジー派の主張を次のようにまとめる。その主張は、原子力が中央集権的なエネルギーであり、市民のコントロールが利かないがゆえに問題であり、自然エネルギーのような分散的で自主管理しうるオルタナティブ・テクノロジーをもって替えるべきだというものである（中山 1981: 178-179, 192）。一方で、原発支持の立場からすると、脱原発派は公共の利益をかえりみない個人のエゴとみなされることもある。ここには、政策決定を国家主導で行うべきか、地域や個人が主体となるべきかという対立があるように思われる。このように原発支持／不支持の背後には国家に対する価値観の相違が存在することから、政治への不信が強い人々は原発リスクを危険だと感じ、脱原発志向を高めると考えられる。また、想像の共同体としての国家を信じ、肯定する人々は原発支持に向かう傾向があると予想される（阪口 2015: 169-70）。

### 3. 仮説 世代・ジェンダー・社会階層

ここでは、社会的属性の効果が価値観を媒介しているという視点から仮説を示す。はじめに注目するのは「女性において脱原発志向が高い」という効果である。この傾向は、海外においても日本においても確認されている傾向であり<sup>4</sup>、原発事故後だけでなく、以前においても一貫してみられる結果である（柴田・友清 1999; 高橋・政木 2012; 岩井・宍戸 2013）。

では、なぜ女性において脱原発志向が高いのだろうか。本研究で焦点を当てるのは次の

---

<sup>4</sup> 阪口祐介（2009）は国際比較調査データの分析から、女性では原発を含む環境リスク認知が高いことを示した。

2つの説である。1つ目は「政治不信説」である。M・N・フィヌケイトらは、アメリカでの調査から、女性、非白人は科学技術リスクの危険性を高く見積もる傾向にあることを発見した。そして、このジェンダーおよび人種の差について、女性・非白人は政治的権力が少なく、政治不信が強いことが関係していると解釈している。これに対し、白人男性は政治を信頼し、科学技術からの便益を得る傾向にあるために、リスク認知を低く見積もる傾向にあるというのである (Finucane et al. 2000)。

2つ目は、「政治的価値説」である。D・M・カーンらは、上記の人種やジェンダーによるリスク認知の相違の背後に望ましい社会像の相違があることを指摘し、実証分析を行った (Kahan 2007)。すなわち、白人男性は個人主義的で、階層主義である一方で、女性は平等主義的傾向がある。平等主義的である人々は環境リスクに関心を持ち、リスク認知が高いがゆえに、女性・非白人はリスク認知が高いという主張である。これらは「リスク認知」の研究ではあるが、科学技術や環境リスク認知が高いことは、原発リスク認知や脱原発志向と関連することから、脱原発志向の仮説として想定することもできると考えられる。

本研究では、この2つの価値「政治不信」「平等主義」を媒介要因として想定し、原発への態度のジェンダー差のメカニズムを検証する<sup>5</sup>。

仮説1：女性の方が、政治不信が高く、ゆえに脱原発支持へと向かう

仮説2：女性の方が、平等主義的であり、ゆえに脱原発支持へと向かう

次に、世代に着目しよう。原発事故後のいくつかの研究では、若年層ほど原発支持度が高いことが示されている。これは原発事故以前の1970、80年代にはみられない傾向である (柴田・友清 1999)。また、海外でも若年層で原発支持が多いことは報告されておらず、説明を要する現象である (Whitfield et al. 2009)。このようにそもそも先行研究では若年層の効果自体がみられず仮説が参照できないため、ここでは明確な仮説というよりも一般的な推測を示そう。以下の3つの媒介要因が想定される。1点目は、「家族形成説」である。原発や放射能リスクは自分よりも重要な他者である自分の子どもへと向けられる傾向にあると予想される。若年層ほど家族形成をしていないため、幼い子どもを持たず、ゆえに原発や放射能リスクへの不安は少なく、原発支持へと向かうというものである。2点目は、「経済不安説」である。原発支持派のロジックとして、脱原発は経済的損失が大きいという議論がある。若年層の方が不安定雇用や低い収入など経済的不安定性にさらされる傾向にあるため、脱原発による経済的損失を深刻に捉え、原発を支持しやすいと考えられる。3点

---

<sup>5</sup> 先行研究では、ここで示した2つの説以外にもケア役割説が検討されている。T・J・ブロッカーとD・L・エックベルグ (1997: 842) は、女性はケア役割の担い手として社会化されているため環境保護意識が高い傾向にあると指摘する。女性は子どもや家族を思いやり、介護するというケア役割の担い手として社会化されており、現に社会でケア役割を担うため環境リスクの危険性を感じやすいと考えられる。阪口祐介と樋口耕一 (2015) は、高校生を対象とした原発に対する意見の自由回答の計量テキスト分析から、女子の方が男子よりも身近な人間関係を想起しながら恐怖を感じる傾向があるというジェンダー差があり、ケア役割の予期的社会化説が支持されると結論づけている。

目は、「政治的無力感説」である。若年層は政治から距離を取り、政治に無力感を感じる傾向が強いと予想される。原発事故後、原発問題が政治的イシューとして浮上したが、政治からの距離はそれらに対して否定的見解を持つことにつながると考えられる。

仮説3：若年層では、幼い子どもを持たないことから、原発支持度が高い

仮説4：若年層では、経済的不安が高く、ゆえに原発支持度が高い

仮説5：若年層では、政治的無力感が高く、ゆえに原発支持度が高い

最後に、社会階層についての仮説を示す。社会階層変数と原発への態度との関連性については、先行研究では3つの異なる見解が示されている。まず、ベックの理論に則すと、社会階層によって原発への支持度に差がないことが予想される。ベックは、リスクそれ自体だけでなく、人々の意識レベルにおいてもリスクが普遍化することを指摘した。彼によると、「富」とは異なり「リスク」は階層・階級を超えて人々に降りかかり、普遍的にリスク不安が抱かれる。このリスク意識の脱階層・脱階級性ゆえにそれは社会・政治的ダイナミズムの駆動力となるのである（Beck 1986=1998）。

一方、イングルハートが提唱した脱物質主義の理論に基づくと、物質的問題に悩まされない高階層の方がエコロジー問題に関心が高く、ゆえに脱原発志向が高いことになる。イングルハートも近年のリスク意識の高まりの背景には脱物質主義の高まりがあることを指摘している（Inglehart 1997: 36-7）。

この説とは逆に、社会的周縁層において脱原発志向が高いという仮説も想定できる。日本における原発の導入・維持は大企業・政治家・官僚を中心に進められてきたが（本田 2005）、その意思決定プロセスが閉鎖的で公共圏に開かれたものではないことは、原発事故後、多くのメディアで可視化されるようになった。これらへの反発が脱原発運動を駆動する力となったことも指摘されており（平林 2013）、脱原発運動参加者の調査では自由業・自律的職業の人々が多いことが報告されている（小熊編 2013）。ここから中心的な階層に所属しない周縁層において脱原発志向が高いことが予想される。社会階層については、上述の3つの仮説の検証を行う。

## 4. 分析 誰がなぜ脱原発を支持するのか

### 4.1 データ・変数・分析モデル

データは2013年11月に実施された「国際化と市民の政治参加に関する世論調査」（研究代表者：田辺俊介）を用いる。本調査の母集団は2013年時点の20歳～80歳の日本国籍保持者である。サンプリング方法は層化多段抽出法を用い、郵送配送・郵送回収の自記式で調査を行った。総抽出ケース数10200、回収数4134、回収率42.2%である<sup>6</sup>。

---

<sup>6</sup> 層化多段抽出は、第1層は51市区町村（外国人居住者比率で層化）、第2層は200ケースを選挙管理委員会名簿より抽出を行った。外国人居住者比率で層化したのは、本調査が外国人に対する態度の規定要因の解明を目的としているためである。

従属変数は、「脱原発を主張する団体への好感度」と「今後も原発を利用していくべきだ」という2項目から作成した脱原発志向因子を用いる（分析結果の詳細は表2に示す）。両変数の度数分布を示した図2、図3をみると、脱原発に肯定的である人々が多いことがうかがえる。図2の脱原発を主張する市民団体への好感度についてはマイナスの否定派2割、中立4割、肯定4割となっている。図3の原発維持を支持する意見は、否定派5割、中立3割、肯定2割となっている。

次に独立変数は以下の通りである。社会的属性については、女性ダミー、年齢、従業上の地位（正規・非正規・自営）、職業（専門・管理・事務販売・マニュアル・農業）、世帯収入、教育年数、配偶者あり、12歳以下の子どもありダミーである。価値観については、平等主義、愛国主義、政治不信、政治的無力感、経済悪化認知（経済不安）である。平等主義、愛国主義、政治不信については複数の項目から因子を作成した。具体的な質問内容は、分析結果も合わせて表2に示す。

はじめに、いかなる属性、価値観を持つ人々において脱原発志向が高いのかを確認するために、図4のような完全逐次パスモデルで共分散構造分析を行った。従属変数は2項目に影響を与える潜在変数である脱原発志向因子である。モデル1では、独立変数に社会的属性変数を投入し、モデル2では価値変数を加えた。ここでは、独立変数の因果関係は想定せず、すべての独立変数の相関を仮定している。

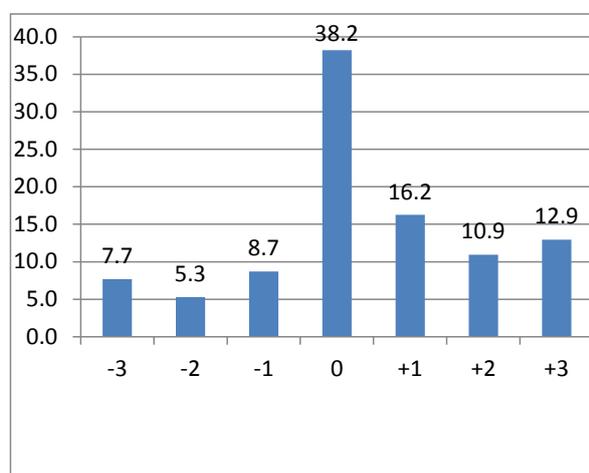


図2 「脱原発を主張する市民団体への好感度」の度数分布（%、N=4013）

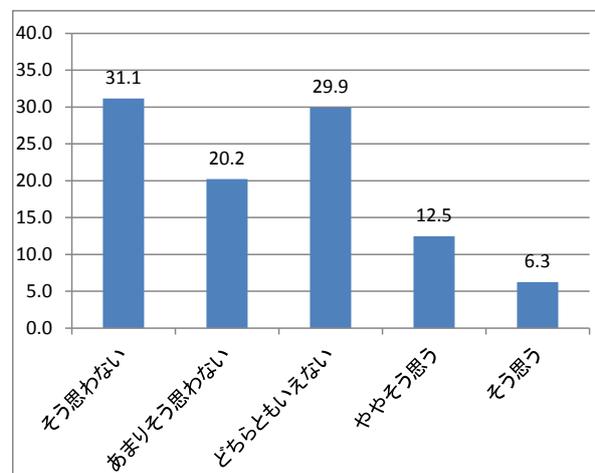


図3 「今後も原発を利用していくべきだ」の度数分布（%、N=4055）

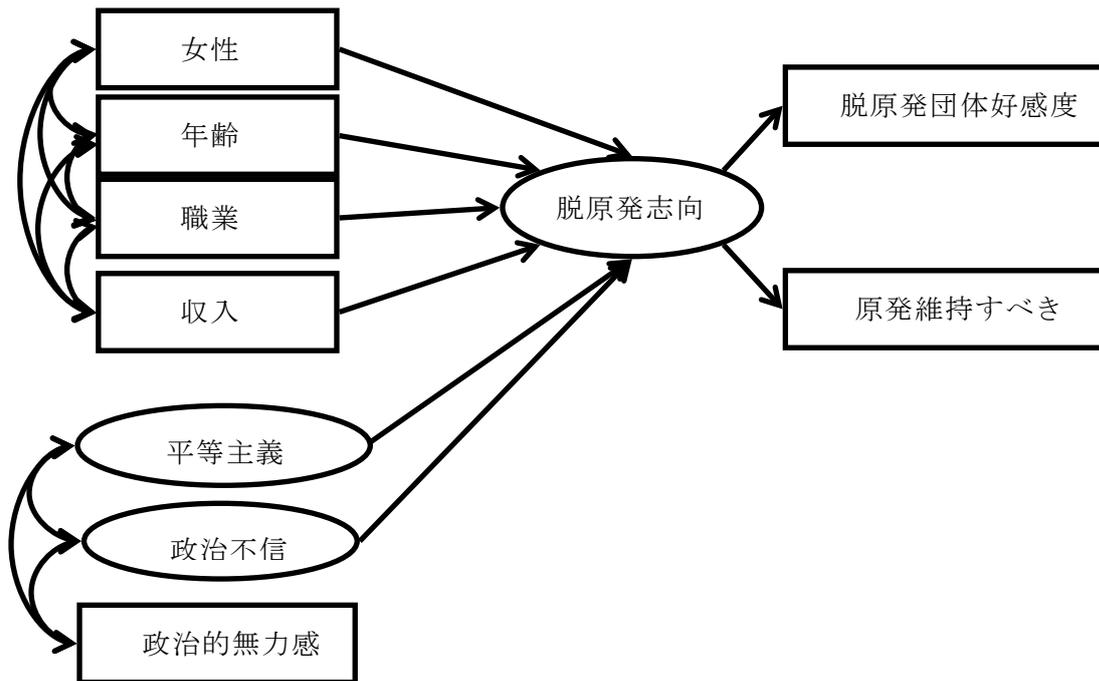


図 4 完全逐次パスモデル（主要な変数のみ提示）

#### 4.2 分析結果 誰が脱原発へと向かうのか

分析結果をみていこう。どのような人々が脱原発へと向かうのだろうか。前節で示した分析モデルによって推定した結果を表 1 に示す。以下では、標準偏回帰係数  $\beta$  の結果を中心にみていく。まずは、モデル 1 から社会的属性の効果を確認する。女性ダミーは有意な正の効果を持っており (0.127)、女性では脱原発志向が高いことがわかる。次に年齢については、0.183 と大きな正の効果がみられる。これは高齢者ほど脱原発志向が高く、若年層では原発支持傾向が強いことを意味する。これらの結果はすでに先行研究においても確認されている傾向である。次に、従業上の地位については、効果は 0.046 と強くはないが、自営ダミーで正の効果があり、正規に比べて自営では脱原発志向が高いことがわかる。ただ、職業では有意な効果はみられない。一方、世帯収入については、それほど強くないが負の有意な効果がみられる。これは、世帯収入が高いほど脱原発志向が低い、逆に言えば世帯収入が低いと脱原発志向が高いことを示す。12 歳の子どもダミーに有意な効果はなかった。若い子どもがいることで脱原発志向が高まる傾向はみられず、若年効果の仮説として想定した家族形成説は検証されなかった。原発立地県ダミーは有意な効果を持っており、原発が県内にあると、脱原発志向が高まることを示している。

次に、モデル 1 の独立変数に価値観を追加投入したモデル 2 の結果をみていこう。平等主義は 0.272 と強い正の効果を持っている。仮説で示した通り、平等主義的であるほど脱原発志向が高いことがわかる。次に、愛国主義は -0.143 と負の効果がみられた。愛国主義的であるほど、原発支持が高いことを示す。政治不信については、0.194 と強い正の効

果がみられた。これは政治不信である人ほど脱原発志向が高いことを示している。政治的無力感については、 $-0.123$  と弱い負の効果がみられた。経済悪化認知については有意ではなく、若年効果の仮説 4 で想定した関連性はみられないことがわかる。

### 4.3 価値媒介メカニズムの検証

第 2 節と第 3 節で述べたように本研究の関心は、価値観による媒介メカニズムの検証である。以下では、先の完全逐次パスモデルで示された女性、高齢者、収入の効果に着目して、これら属性の効果が価値観を媒介して脱原発志向に影響しているという仮説を検証しよう。そこで図 1 のような価値媒介モデルを構築し、分析を行った。ここで想定する媒介関係は、ジェンダーについては、女性→平等主義・政治不信→脱原発志向（仮説 1 と仮説 2）、世代については、若年層→政治的無力感→脱原発志向（原発支持）である（仮説 5）。世代の仮説 3 と仮説 4 は、媒介変数と想定した変数（12 歳未満の子ども有ダミー、経済悪化認知）の直接効果が確認できず、この時点で仮説は検証されないことが明らかになったため、媒介メカニズムは検討しない。

なお、仮説では示さなかったが、低収入層において脱原発志向が高いという階層の効果については平等主義を媒介していることも予想される。高収入層は自身の収入を自身の努力と能力によって獲得したと考え、それらの一部が低収入層に再分配されることを拒否する傾向にある、すなわち反平等主義的であると想定される。低収入層は逆に、自身の収入が低いため高収入層から財が移転されることを支持する、すなわち平等主義的だと考えられる。前述のように、平等主義は脱原発志向を高めるため、世帯収入の低さは平等主義を高め、脱原発志向を高めるという「世帯収入→平等主義→脱原発志向」という媒介メカニズムが想定される。

表 1 脱原発志向へのパス係数の推定値（完全逐次パスモデル）

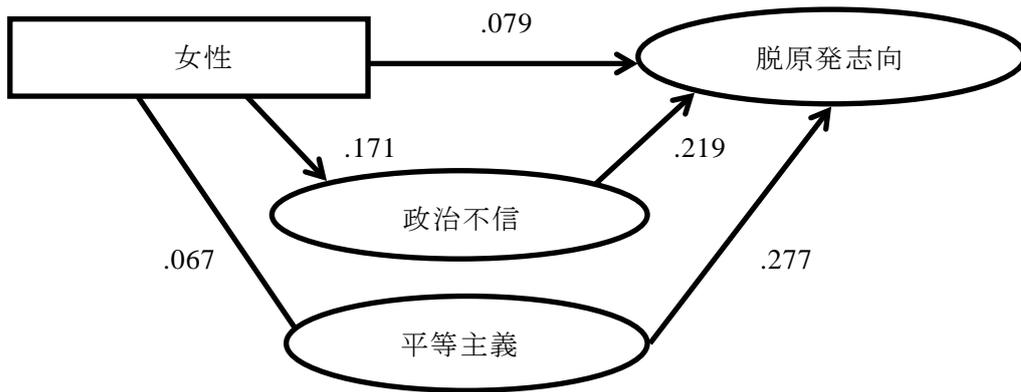
	モデル 1			モデル 2		
	Coef	se	$\beta$	Coef	se	$\beta$
切片 1	-1.14			-0.6		
切片 2	3.35			2.701		
女性ダミー	.360	.060	.127 **	.272	.056	.099 **
年齢	.018	.003	.183 **	.017	.003	.184 **
非正規	.132	.083	.038	.140	.077	.041
自営	.229	.109	.046 *	.243	.100	.051 *
経営者	.163	.149	.022	.228	.137	.032
正規(ref)						
専門	.171	.104	.040	.207	.096	.050 **
管理	-.030	.128	-.005	.058	.119	.011
事務販売	.081	.082	.025	.107	.076	.034
マニュアル(ref)						
農業	.192	.270	.014	.209	.247	.016
無職	.187	.099	.062	.289	.091	.099 **
学生	-.306	.334	-.018	-.199	.308	-.012
世帯収入	.000	.000	-.045 *	.000	.000	.013
学歴	-.002	.015	-.003	.011	.014	.018
配偶者あり	-.081	.070	-.025	-.115	.064	-.037
12歳未満の子あり	.067	.081	.019	.085	.075	.024
原発立地県ダミー	.156	.071	.042 *	.098	.065	.027
平等主義				.785	.095	.272 **
愛国主義				-.567	.093	-.143 **
政治不信				.309	.039	.194 **
政治的無力感				-.141	.022	-.123 **
経済悪化認知				-.013	.027	-.010
決定係数	.067			.262		
N	3270			3270		
CFI	.989			.822		
RMSEA	.021			.050		

p<0.01 \*\* p<0.05 \*

表2 媒介モデルの分析結果（パス係数は標準化した値を表示）

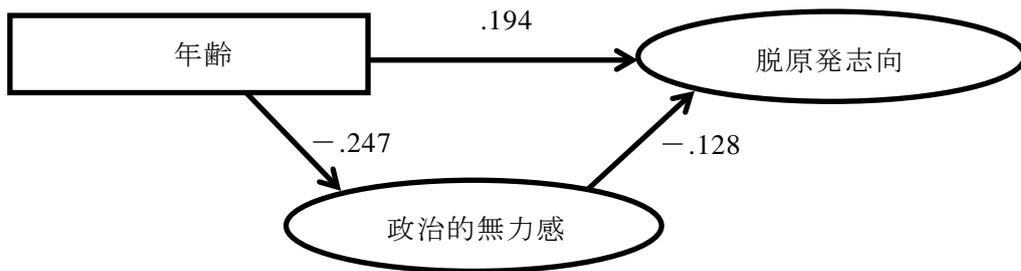
脱原発志向→観測変数	因子負荷量	共通性
脱原発を主張する市民団体好感度	.826	.682
今後も原子力発電所を利用していくべきだ（－）	-.765	.585
愛国主義→観測変数		
日本人であることに誇りを感じる	.413	.170
国旗・国家を教育の場で教えるのは当然	.825	.681
愛国心や国民の責務を教えるよう、戦後の教育を見直すべき	.734	.539
政治不信		
国民の意見は国政に反映されていない	.789	.622
政治家は自分の得になることだけ考えている	.712	.507
どの政党が政権を握っても大きな違いはない	.612	.375
平等主義		
A(所得をもっと平等にするべき)・B(所得格差をもっとつけるべき)（－）	.698	.061
A(手厚く福祉を提供する社会)・B(個人が責任を持つ社会)（－）	.538	.487
脱原発志向へのパス		
愛国主義	-.188	
政治不信	.219	
平等主義	.277	
女性	.082	**
年齢	.194	**
非正規	.044	**
自営	.052	**
経営者	.034	**
専門	.051	
管理	.012	*
事務販売	.035	
農業	.016	*
無職	.102	
学生	-.010	
世帯収入	.051	
学歴	.020	**
配偶者あり	-.038	
12歳未満の子あり	.025	*
原発立地県ダミー	.027	
政治的無力感	-.128	
愛国主義へのパス		
年齢	.120	**
平等主義へのパス		
女性	.067	
世帯収入	-.299	**
政治不信へのパス		
女性	.171	**
年齢	-.077	**
政治的無力感へのパス		
年齢	-.247	**
CFI	.868	
RMSEA	.042	
N	3270	

p<0.01 \*\* p<0.05 \*



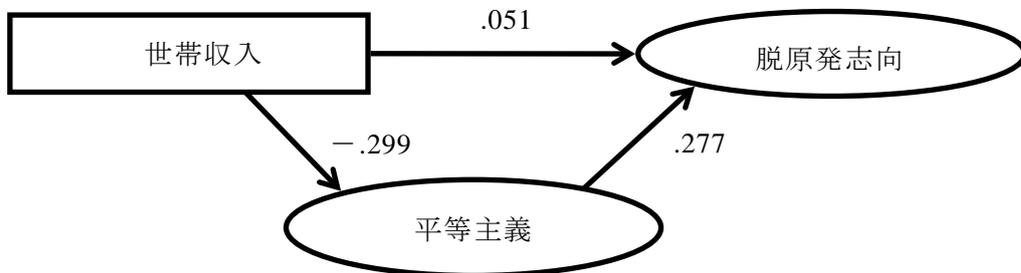
直接効果			.079
間接効果 (政治不信)	.171	.219	.037
間接効果 (平等主義)	.067	.277	.019
総合効果			.135

図5 女性効果の価値媒介モデル



直接効果			.194
間接効果 (政治的無力感)	-.247	-.128	.032
総合効果			.226

図6 世代効果の価値媒介モデル



直接効果			.051
間接効果 (平等主義)	-.299	.277	-.083
総合効果			-.032

図7 世帯収入の価値媒介モデル

分析結果は表 2 に示すが読み取りにくいいため、一部の標準偏回帰係数をまとめた図 5~7 から結果をみていこう。はじめに、女性→平等主義・政治不信→脱原発志向の媒介効果のみよう。図 5 から、女性から脱原発志向への効果の一部が価値観を媒介したものであることがわかる。女性→政治不信 0.171、政治不信→脱原発志向 0.219 であり、女性であるほど政治不信が高く、政治不信が高いことで脱原発志向が高いことがわかる。間接効果は  $0.171 \times 0.219 = 0.037$  であり、女性効果は一定程度、政治不信によって説明されたことになる。また、平等主義についても、間接効果は 0.019 と大きくはないが、一定の媒介メカニズムが確認できる。すなわち、女性は政治不信が高く、平等主義的であるがゆえに、脱原発志向が高いということを意味し、仮説 1 と仮説 2 が支持された。ただし、これらの効果を統制しても、なお 0.079 という直接効果は残る。今回は投入していない他の価値観が、媒介要因となっている可能性はあるだろう。

次に年齢の価値媒介モデルの結果をみてみよう。図 6 から、年齢→政治的無力感 -0.247、政治的無力感→脱原発志向 -0.128 である。これは、若年層ほど政治的無力感が高く、政治的無力感が高いほど原発支持になりやすいことを示す。ここから仮説 4 で想定した媒介モデルが検証されたことを示す（間接効果は 0.032）。しかし、この間接効果を考慮しても、いまだ直接効果は 0.194 と非常に高い値を示している。これは価値の媒介メカニズムを想定したとしても、強い若年効果のほとんどは説明されていないことを意味している。

最後に、収入の価値媒介モデルについてみてみよう。図 7 から、収入→平等主義 -0.299、平等主義→脱原発志向 0.277 であり。収入が高い層では反平等主義になり、反平等主義であるほど原発支持が高いという媒介メカニズムが確認される。間接効果も -0.083 であり、高い数値だといえる。

## 5. さいごに

本稿は、福島第一原発事故後に急激に高まった脱原発意識に着目し、その規定要因について実証的な分析を行った。ジェンダー、世代、社会階層による脱原発志向の差を明らかにするとともに、平等主義や政治不信といった価値変数に焦点を当て、価値の媒介メカニズムを検討した。

分析結果から第一に、価値観のなかでも平等主義と政治不信が強い効果を持っていた。これは、人々は平等主義的であるほど、政治不信が強いほど、脱原発志向が高まる傾向にあることを示す。第 2 節でも述べたように、原発をめぐる意見の相違の背後には価値対立が存在すると考えられる。原発事故後、社会的分断といえるほどの激しい意見対立がみられるのは、原発が単に一つのエネルギーの選択の問題ではなく、あるべき社会像を問うものであるからだといえるのかもしれない。

第二に、媒介メカニズムを検討した結果、いくつかの社会的属性は価値観を媒介していることが明らかになった。女性については、政治不信、平等主義を経由して脱原発志向を

高めていることがわかった。すでに先行研究では女性の効果が確認されており、また欧米では女性効果が政治や社会に対する価値観の相違に起因するものであると指摘されている。本稿では、この解釈を媒介メカニズムの検証という形で実証的に示した。この点に本研究の意義があるといえるだろう。

若年層における原発支持については、家族形成説、経済悪化認知説は否定され、政治的無力感説のみが検証できた。しかし、若年効果はなお非常に強い直接効果が残っている。なぜ若年層で原発支持が高いのかという問題は今後のリスク社会のゆくえを予想する上でも探究すべき重要な問題であり、今後、他の媒介変数についても仮説を立て検証する必要があるだろう。

社会階層については、世帯収入の負の効果が確認され、それが平等主義を媒介することを示した。原発への態度と社会階層変数については、これまでベックの普遍化説、脱物質主義など異なる見解が示されていたが、本研究は社会的周縁層が平等主義を経由して脱原発志向を高めていることを明らかにできた。

2011年の原発事故を機に浮上したリスク意識は、日本社会の有り様を静かにではあるが着実に変化させている。本稿で実証的に示されたジェンダー・世代・社会階層・価値による脱原発志向の差は、日本社会におけるリスクをめぐる社会的亀裂の在り処を指し示しているといってもよいだろう。その意味で、本研究の分析結果は、今後のリスク社会において生じる社会秩序の変容を社会学的に分析する上で有効な知見になると予想される。

#### [付記]

本研究は、科学研究費補助金若手研究(B)(26780295)、科学研究費補助金基盤研究(B)(25285146)の成果の一部である。

#### [文献]

- Beck, U., 1986, *Risikogesellschaft, Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Suhrkamp (=東廉・伊藤美登里訳, 1998, 『危険社会』法政大学出版社) .
- Blocker, T. J. and D. L. Eckberg, 1997, "Gender and Environmentalism: Results from the 1993 General Social Survey", *Social Science Quarterly* 78(4): 841-58.
- Douglas, M. and A. B. Wildavsky, 1982, *Risk and Culture: An Essay on the selection of Technical and Environmental Dangers*, Berkeley, CA: University of California Press.
- Finucane, M. L., P. Slovic, C. Mertz, J. Flynn, and T. A. Satterfield, 2000, "Gender, Race and Perceived Risk: the 'White Male' Effect", *Health, Risk & Society* 2(2): 159-72.
- 船橋晴俊, 2005, 「原子力政策の内包する困難さについての社会学的考察」『むつ小川原開発・核燃料サイクル施設問題調査報告書』: 1-30.
- , 2013, 「震災問題対処のために必要な政策議題設定と日本社会における制御能力

の欠陥」『社会学評論』64(3):1-23.

平林祐子, 2013, 「何が「デモのある社会」をつくるのか—ポスト 3.11 のアクティヴィズムとメディア—」田中重好・船橋晴俊・正村俊之編著『東日本大震災と社会学—大災害を生み出した社会』ミネルヴァ書房:163-95.

本田宏, 2005, 『脱原子力の運動と政治—日本のエネルギー政策の転換は可能か』北海道大学図書刊行会.

岩井紀子・宍戸邦章, 2013, 「東日本大震災と福島第一原子力発電所の事故が災害リスクの認知および原子力政策への態度に与えた影響」『社会学評論』64(3): 420-38.

Inglehart, R., 1997, *Modernization and Postmodernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Kahan, D. M., D. Braman, J. Gastil, P. Slovic, and C. K. Mertz, 2007, “Culture and Identity-Protective Cognition: Explaining the White-Male Effect in Risk Perception”, *Journal of Empirical Legal Studies* 4(3): 465–505.

中山茂, 1981, 『科学と社会の現代史』岩波現代選書.

高橋幸一・政木みき, 2012, 「東日本大震災で日本人はどう変わったか」『放送研究と調査』6月号:34-55.

小熊英二編著, 2013, 『原発を止める人々—3.11 から官邸前まで』文藝春秋.

Peterson, C. C., J. A. Lawrence, and I. Dawes, 1990, “The Relationship of Gender, Sex Role, and Law-and Order Attitudes to Nuclear Opinion”, *Sex Roles* 22(5/6): 283-92.

阪口祐介, 2009, 「環境保護の支持と環境リスク認知の国際比較分析—二つの環境への関心の異なる規定構造」『ソシオロジ』53(3): 109-24.

———, 2015, 「東日本大震災と原発事故以降のリスク意識」友枝敏雄編『リスク社会を生きる若者たち—高校生の意識調査から』大阪大学出版会: 166-85.

———・樋口耕一, 2015, 「震災後の高校生を脱原発へと向かわせるもの—自由回答データの計量テキスト分析から—」友枝敏雄編『リスク社会を生きる若者たち—高校生の意識調査から』大阪大学出版会: 186-203.

柴田鉄治・友清裕昭, 1999, 『原発国民世論—世論調査にみる原子力意識の変遷』ERC 出版.

Whitfield, S. C., E. A. Rosa, A. Dan, and T. Dietz, 2009, “The Future of Nuclear Power: Value Orientations and Risk Perception”, *Risk Analysis* 29(3): 425-37.

## 初出について

本稿は『桃山社会学論集 第49号第2号』（2015年）に掲載したものである。



初 版 2016年3月20日

改訂1版 2016年4月20日

発行者 国際化と政治参加に関する研究プロジェクト

連絡先 田辺 俊介

早稲田大学文学学術院

〒162-8644 東京都新宿区戸山 1-24-1

URL: <http://www.waseda.jp/prj-ipa/>

本報告書は JSPS 科研費基盤研究 (B) (課題番号 : 25285146, 研究代表者 : 田辺俊介) の助成を受けて作成したものです。