

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業

社会調査・データアーカイブ共同研究拠点

2010 年度 参加者公募型二次分析研究会

ISSP (International Social Survey Program)

を用いた実証研究：

国家・市民権・政府の役割に関する国際比較分析

研究成果報告書

東京大学社会科学研究所附属

社会調査・データアーカイブ研究センター

2011 (平成 23) 年 3 月

はじめに

本報告書は東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターが毎年開催している二次分析研究会の2010年度参加者公募型研究、「ISSP (International Social Survey Program : 国際社会調査プログラム) を用いた実証研究 : 国家・市民権・政府の役割に関する国際比較分析」の成果を、リサーチペーパーとしてまとめたものである。二次分析研究会では例年、特定の調査データを利用して研究を行っているが、2010年度は国際比較調査であるISSPの調査の中から、比較的新しく、また調査テーマの領域に近い2003年の「ナショナル・アイデンティティ」調査、2004年の「シティズンシップ」調査、2006年の「政府の役割」調査の3つのデータセットを選び、大学の教員と修士以上の大学院生を対象に研究会への参加者を公募した。

ISSPは1984年にイギリス、ドイツ、アメリカ、オーストラリアの4か国によって設立された国際比較調査グループで、毎年1つのテーマ(モジュールと呼ばれる)を設定して調査を行っており、現在では47の国と地域が参加するまでになっている。当初は西欧諸国を中心に構成されていたが、参加国の数が年とともに増加するにしたがい、地理的にも東欧やアジア、南米などへと大きく拡大してきた。日本は1993年からISSPに参加し、NHK放送文化研究所が日本国内の調査を実施している。今回使用した上記3つのデータセットもそれぞれ30以上の国のデータが収められていて、文化的背景や社会制度、経済状況などの面で多様な性質を持った国々を日本も含めて比較分析することが可能となっている。

ISSPでは規約によってサンプリングや調査の方法がかなり統一されているが、サンプリングの具体的な手順は国によって違いがあり、調査方法についても面接調査で実施している国もあれば、自記式調査の国もあるなど必ずしも一様ではない。そのことにはある程度やむをえないとしても、時にはデータの内容にやや問題があると思われるケースもあるため、各国の調査方法に問題がないかを検討しておく必要がある。研究会では、ドイツの研究機関GESISのウェブサイトで公開されている資料などをもとに、国別の調査実施方法の詳細を確認したうえで分析を進めた。

さらに、国際調査では質問項目の等価性についても考慮しなければならない。ある国にとっては分析上有効な質問であっても、価値観や文化の異なる国では質問の意図がうまく伝わらないことや、違う意味に受け取られることがあるし、翻訳の段階で意味が微妙に変わってしまうことも考えられるためである。したがって、分析にあたっては結果を単純に比較するのではなく、他の統計データなどと組み合わせて分析することや、多変量解析を用いるなどの工夫も求められる。また、二次分析であるために研究目的に合った変数が見当たらないということもあるだろう。

だがこのような制約があるにしても、国際調査のデータはなかなか得がたいものであり、その中から知見を見出していくことが国際比較分析の面白さでもあり、難しさでもあると

いえる。今回、研究会では参加者が各自の問題意識にもとづいて研究計画を立てて分析結果を報告し、参加者相互で活発な議論を行った。研究会は2010年5月以降、月に1回程度のペースで開催し、2011年2月の研究報告会までに各参加者が2回の中間報告を行った。研究報告会ではコメンテーターの先生方から貴重なコメントやご助言をいただき、各論文をさらによりよいものにして本報告書に掲載することができたと思う。論文原稿をお読みくださり、研究報告会でコメンテーターを務めていただいた仁平典宏先生、保城広至先生、平島健司先生、成廣孝先生、David Leheny 先生にはあらためてお礼を申し上げたい。

今回、二次分析研究会において ISSP のデータを取り上げていただき、実施した調査のデータが調査票の設計や一次分析の段階とはまた異なる視点で分析される現場に立ち会うことができた。本報告書に収められた論文それぞれの専門分野や解析手法に関しては私の知識の及ばない部分もあり、どれだけの貢献ができたかははなはだ心許ないが、参加者の熱意と関係者の協力に大いに助けられた。このような研究会を継続して開催されている社会調査・データアーカイブ研究センターの活動に深く敬意を表するとともに、研究会を担当された佐藤香先生、また多岐にわたり研究会をサポートしていただいた田辺俊介先生、吉田崇先生、事務局の稲葉めぐみさんほかセンターのスタッフの方々にもこの場を借りてお礼を申し上げる。

2011年3月

NHK 放送文化研究所世論調査部・副部長／
東京大学社会科学研究所・准教授（非常勤）

荒 牧 央

2010年度 参加者公募型研究（二次分析研究会）

ISSP（International Social Survey Program）を用いた実証研究： 国家・市民権・政府の役割に関する国際比較分析

研究成果報告書

目次

コスモポリタン・シティズンシップと生涯学習の効果・・・・・・・・・・	佐藤智子	1
政治参加の規定要因の分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	荻野亮吾	15
若者の政治的無関心は本当か？・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	高橋征仁	38
ネオリベラリズムをめぐる日本人の支持態度・・・・・・・・・・	丸山真央	54
信頼生成のメカニズム分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	朝岡誠	67
市民的徳性に対する多文化主義政策の効果・・・・・・・・・・	永吉希久子	82
社会的文脈が「国際化」による脅威認識に与える影響・・・・・・・・	濱田国佑	106
テロリズムの脅威に対して自由規制を支持する態度の国際比較分析・	阪口祐介	120

研 究 報 告

コスモポリタン・シティズンシップと生涯学習の効果

佐藤 智子

(中央大学・非常勤)

国家と強く結びついた概念であったシティズンシップは、グローバリゼーションによってその有効性が揺らぎながらも、新しい意味を付与された概念として再び関心を集めている。現代のシティズンシップは、国家の枠を超えるものであることが求められている。「良い市民」として、普遍的な価値の実現のために実践する意思を持ち、多様な意見を承認した上でのコミュニケーションによって包摂を志向することを「コスモポリタン・シティズンシップ」の指標として考えるとすれば、そのようなシティズンシップの規範は、学校教育とその後のインフォーマルな学習によって形成可能なのだろうか。本研究ではISSP-2004のデータを用い、先進諸国におけるコスモポリタン・シティズンシップと生涯学習の関連性について検証する。

1. 研究の背景

1.1 国家の教育目標としてのシティズンシップ

国家の教育目標としてのシティズンシップはそれほど新しい考え方ではない。国家は、教育の過程を通していかに社会秩序を安定させるかという点に広い関心を抱いている。多くの国家におけるシティズンシップの目的は、国家のイデオロギーに挑戦し変革する市民を育成することではなく、広く普及しているイデオロギーを強固なものにすることに重点を置いてきた (Griffith, 1998: 31)。よって、広く普及しているシティズンシップの性質は、流布しているイデオロギーに応じて変動する (Ibid.:32)。マーシャル (Marshall, 1950=1993) の理論では、「職業構造と関連する教育を通じて、シティズンシップが社会的階層化の道具として作用している」と述べられている。彼は、教育によって獲得された地位が正当なものに見なされているのは、教育制度が、市民に正当な権利を授けるために設置された制度だからであると考えていた (Ibid.:85-86)。教育がシティズンシップの地位と権利を国民に付与するためのシステムであるならば、現代社会において「望ましい」と考えられるシティズンシップの規範的イメージは、国家の教育制度によって推進されることになるはずである。ただし、国境を超える「世界市民」を志向するコスモポリタン・シティズンシップが、国家内部で構築される制度としての教育によって形成可能なのかという点は検証する必要がある。

1.2 グローバリゼーションとシティズンシップの変容

ウォーターズ (Waters, 2001: 5) は、グローバリゼーションを「経済的・政治的・社会的・文化的な体制に関する地理的な制約が減少し、人々がそれらの減少を認識し、それに応じて行動するようになる社会的過程」として定義している。グローバリゼーションは、現代

に生じている状況の多くを説明するのに欠かせない用語となっている。グローバリゼーションによって、従来は社会的な帰属を決定づけてきた国境の存在意義が、物質的にも心理的にもますます弱いものになっている。これによって、国籍と深く結びついた近代的なシティズンシップ概念の意味や妥当性に対しては疑問が投げかけられている。

ミラー (Miller, 1995) のようなナショナリティの擁護者は、国民と外国人のあいだの心理的な障壁がなくなれば、シティズンシップが表面的な概念となり、ガバナンスの良好な状態にとって必要な市民的な徳の価値が生まれなくなると指摘する。ミラーはこのような立場から、ナショナリティの機能を回復させ強化させることを主張している。その一方でソイサル (Soysal, 1994) のように、グローバリゼーションの文脈においては人権概念がますます重要になり、シティズンシップ概念の有効性が喪失すると論じた研究者もいる。個人の自律性を保障するための鍵となるのは、普遍的な権利の保護だという考え方である。

良好なガバナンスの状態が維持されるためには、人々の権利保障だけではなく、人々が政治に参加し責任を果たすこともやはり不可欠である。よって、グローバル化した時代にシティズンシップを問うことが本当に無意味なのか否かを熟慮するためには、ガバナンスとシティズンシップの関連性を探究することが必要である。ここでの問題は、グローバリゼーションという条件のなかでの国家の限界を乗り越えなければならないと同時に、国家内部のガバナンスにおいてシティズンシップを強化することが依然として重要だという点である。そのために考えられる一義的な手段が「教育」であると言える。

グローバリゼーションは、国家とシティズンシップの連結をいったん断ち切りシティズンシップを再定義する必要性を生じさせている。このようなグローバリゼーションの時代におけるシティズンシップを考えるために参照される理論が、ヘルド (Held, 1995) が示した「コスモポリタン民主主義」の考え方である。コスモポリタン民主主義は、シティズンシップを、人権の保障だけではなく、国家を超えた義務の拡張とグローバルなガバナンスの制度の発展を含意するものとして理論化しようとしている (Faulks, 2000: 149)。ただし、コスモポリタンなシティズンシップのためには、普遍的な人権の保障と国家を超えた義務によるグローバルなガバナンスだけでは不十分であると指摘されている。デランティ (Delanty, 2000=2004: 267-285) は、ヘルドの「コスモポリタン民主主義」論を基本的には支持をしながらも、それがコスモポリタニズムの文化的基盤を無視している点を批判している。彼は、討議を通して構成された市民的なコミュニティに根ざした「文化的コスモポリタニズム」を主張している。彼の主張において重要な点は、コスモポリタンな法的秩序や政治的秩序に先行して、公共的コミュニケーションの市民空間の存在を必要視していることである (Ibid.: 283)。ここでは討議の過程が重要だと考えられ、その過程が自己と他者の関係性を学習する契機となることが期待されている。そこで、シティズンシップに対する教育の効果を検証する上では、学校教育のようなフォーマルな形態の教育のみに留まらず、社会的な学習活動の重要性にも目を向ける必要がある。

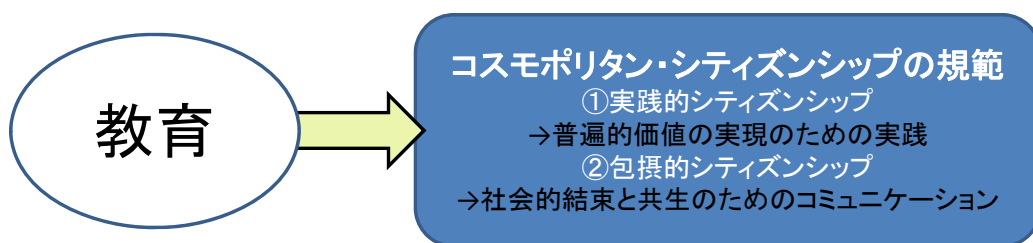
2. 先行研究と分析枠組み

2.1 分析の視点

本稿における分析の目的は、コスモポリタン・シティズンシップの規範が、教育の効果によって形成可能か否かを検証することである。

現代においてシティズンシップ教育が国際的な注目を集めている要因としては、次の3つが指摘されている (Osler and Starkey, 2003)。第1に、南アフリカやラテン・アメリカの国々のように、近年になって民主化された国家が出現したことである。そこでのシティズンシップ教育は、国民が民主主義と人権の基本的原理を理解するためには不可欠である。第2に、民主主義がすでに確立されている国家の政府においては、選挙を含めた制度的な政治過程に対する信頼が揺らいできている点である。そこでのシティズンシップ教育は、民主主義に対する信頼を再構築する手段として考えられている。第3に、グローバリゼーションが移民を増加させたことによって、結果的に人口動態が変化したことによる要因である。とりわけ都市部の学校では、移民や難民の存在などによって文化的多様性の程度が急速に高まっている。よってシティズンシップ教育は、異なる背景を持つ子どもや若者が共生していくために実施されている。

特に日本の文脈に沿って考えるならば、上記の第2と第3の点が重要である。第2の点に対しては、国家を基盤とした制度的な政治体制の正当性が揺らいできている状況だからこそ、自らの政治的・社会的信念や普遍的な価値の実現のために選択し実践できる市民が、国家制度を改良し発展させるためにも必要とされている(以下、「実践的シティズンシップ」を表現する)。第3の点については、多様な価値観の存在を承認した上で、社会的結束と共生のためのコミュニケーションを促進できるような能力開発と規範の共有が必要とされている(以下、「包摂的シティズンシップ」と表現する)。本稿の分析では、コスモポリタン・シティズンシップの規範の程度を測る指標として、この2つの視点からシティズンシップ規範を設定する。



2.2 教育の社会的効果に関する先行研究

教育が国家を基盤とした制度として成立している限り、それが個人の利益のみならず、社会的成果を持っていると期待することは当然である。また、そのようになるべきだという目標の下で教育のあり方が追究されてきたと考えられる。しかし、実際にどの程度の効果を教育が果たしてきたのかを実証的に明らかにした研究はまだそれほど多いとはいえない。

い。しかし、現代では多くの国々が教育を通じた市民社会と社会的包摂の実現について関心を抱いており、そのための研究は急速に進展していると思われる。

例えば、OECD (2010a)では、教育の社会的成果について包括的な分析とレビューを行っている。そのなかで、大きく分類して、市民的関与（ボランティア活動、参加、所属）、政治的関与（政治的関心、投票、政党所属）、信頼と寛容性（他者への信頼、移民への態度など）の3つに関する指標を取り上げ、教育の社会的効果について検証している。本稿で検討対象とするコスモポリタン・シティズンシップの規範は、人々の内面的な価値に関連するという側面から、信頼と寛容性に近い性質のものだと考えられる。OECD (2010a)では、信頼と寛容性の指標が学校教育年数とのあいだに、統計的に有意な、強い関連性を持っていることを示し、その結果がいくつかの先行研究の知見とも矛盾しないと指摘している (Ibid.:72)。

同書によれば、ヨーロッパのデータでは、教育が信頼と寛容性に対して最も強い影響を持つのは高等教育段階であることが明らかにされている (Ibid.:74-75)。なぜ高等教育段階において最も効果が高いのかについては、社会的な信念や価値がおよそ18歳から25歳のあいだに形成されるという社会心理学からの説明が紹介されている (Ibid.:76)。

さらにOECDa (2010)では、教育が市民的・政治的関与や信頼などに対して及ぼす影響が国によって異なることも指摘している。このような差異が生じるのは、国に特有の社会経済的・政治的・文化的特性によることも考えられるし、国家制度としての教育のカリキュラム内容と学習環境による違いによって説明できるとも考えられる。例えばファンングら (Huang et al. 2009)の研究では、アメリカ合衆国のデータでは教育の早い段階において相対的に高い効果が示される理由を、アメリカの学校の積極的な取り組みによると論じている。その一方で今のところヨーロッパでは、同様のエビデンスを見ることはできない (OECDa, 2010:79)。

日本では、教育の社会的な成果について焦点化した研究は少ないが、階層と社会意識に関する研究として、いわば逆の側面から分析がなされてきた。例えば吉川 (1996; 1998)は、現代日本における学校教育が、青少年の権威主義的態度形成に関わって「諸刃の剣」であると指摘している。つまり学校は、青少年の知的能力を発達させることによって権威主義傾向を剥奪的な低下の作用をもたらす一方で、教師が権威主義を体現するような管理性の高い学校教育の条件下においては権威主義傾向を強化するという両側面を持っている。これを踏まえて轟 (1998)は、1995年のSSM調査データの分析から、子どもの権威主義的態度が、親の価値態度の影響よりも主として学校教育によって規定され、学校教育終了後の社会的経験や本人の社会的地位によっては変更されにくいことを示した (Ibid.,:84)。さらに轟 (2008)は2005年のSSM調査のデータによって時点比較を行っている。結論として、権威主義的態度に対して依然として教育年数のみが直接効果を持っているものの、その影響が1995年と比較して小さくなっていることを示した。このような権威主義的態度

と教育年数の関連の低下の理由として、第1に「期待生活水準説」を挙げている。つまり、1997年の金融危機以後のマイナス成長下において、期待生活水準から下落するリスクを回避するための「保守化」である。特にリスクの高い若年層と、期待生活水準の高い高学歴層で権威主義的態度が高まったことは、この説を支持する結果であるという。もう1つは、大学進学率の上昇に伴う、高等教育の質的な変化と内部での分散の拡大に拠るといふ仮説である。

総合的に見て教育は、反権威主義的な態度としての「コスモポリタン・シティズンシップ」規範に対して肯定的な効果を持つと考えられる。ただしそれは、例えば高等教育への進学による普遍的な効果ではなさそうである。国によって、時期によって、具体的には景気の変動や進学率の高さによる分散の拡大によって変動すると考えられている。

2.3 仮説

先行研究における議論から、第1に、学歴の高さは知的水準の高さを意味するがゆえに、権威主義的態度を弱めると考えられる。言い換えるならば、学歴の高さは「コスモポリタン・シティズンシップ」の規範を促進する要因となるはずである。しかし一方で、学校教育が権威主義的な文化を持っている場合には学習者の権威主義的傾向を強化する方向に影響するため、「コスモポリタン・シティズンシップ」を抑制する影響を持つだろう。さらに、轟（1998; 2008）によって、1995年から2005年の間に、権威主義的傾向に対する教育の影響力が低下した理由として大学進学率の上昇による分散の拡大が指摘されていた。確かに、高等教育機関によって提供される教育が質的に変化すれば、その影響も変化すると考えられる。しかし、1995年から2005年の間に生じた変化が、大学進学率の上昇に起因するものなのか、あるいは日本の教育制度に特有の問題としての質的な変化なのかは定かではない。仮に大学進学率上昇による分散の拡大による影響と考えるのであれば、それは大学教育が権威主義的態度に影響するというよりは、本人の知的水準の相対的な高さが影響していることになる。しかし一方で、どの大学においても提供されている、一定程度に標準化された内容のアカデミックな教育が影響している可能性を考えれば、大学に進学することの閾値的な効果を仮定することも可能である。

では、仮に大学進学率の上昇が要因ではないとすれば、他にどのような要因が考えられるのだろうか。吉川（1996; 1998）や轟（1998; 2008）で看過されていた点としては、学校修了後に人々がインフォーマルに学習する機会である。轟（1998:84）は、1995年のSSM調査データの分析から、子どもの権威主義的態度が、学校教育終了後の社会的経験や本人の社会的地位によっては変更されにくいと論じているが、これらの社会的指標は職業に関するものであり、非職業的な社会的経験を考慮に入れていない。仮に、非職業的な社会的経験が権威主義的態度を弱め、「コスモポリタン・シティズンシップ」規範を促進するとすれば、大学進学率の上昇の影響ではなく、非高学歴層における非職業的な社会的関与の高ま

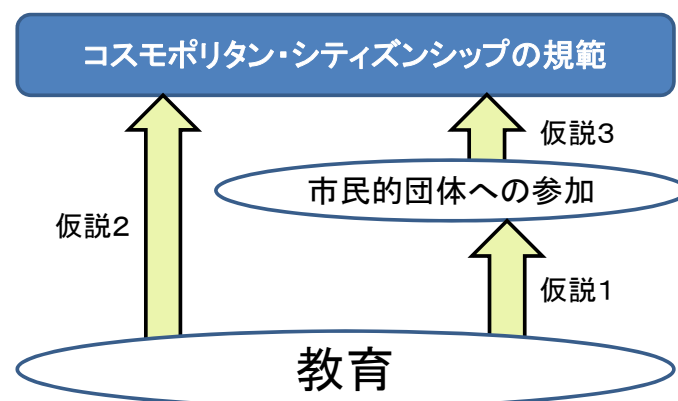
りが、高等教育の直接効果を相対的に弱めると考えられる。

以上を踏まえて、コスモポリタン・シティズンシップの規範の形成に対する生涯学習の効果を検証する。生涯学習とは非常に裾野の広い概念であるが、そのなかで特に学校での教育達成と、インフォーマルな学習機会としての市民的組織への参加経験の効果を焦点化する。

本稿では、以下の仮説を設定する。

- 仮説 1: 高等教育は、市民的組織（スポーツ・文化団体、ボランティア組織）への参加に対して効果を持つ。
- 仮説 2: 高等教育は、コスモポリタン・シティズンシップの規範に対して効果を持つ。
- 仮説 3: コスモポリタン・シティズンシップの規範に対して、市民的組織（スポーツ・文化団体、ボランティア組織）への参加が効果を持つ。

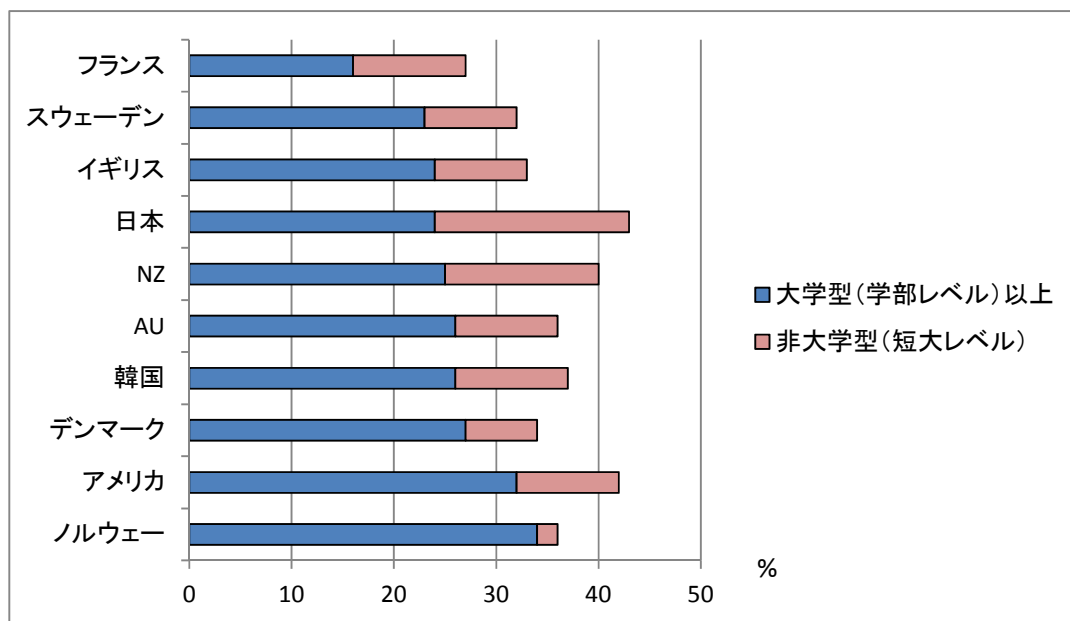
まず仮説 1 についてであるが、OECD(2010a)などの先行研究を踏まえると、スポーツ・文化団体やその他のボランティア組織といった市民的組織への参加には教育の効果が大きいと考えられる。次に仮説 2 に関しては、コスモポリタン・シティズンシップの規範の形成に対する教育達成の影響が考えられる。さらに仮説 3 として、成人期の学習機会と見なされるような団体の活動や所属を介した、教育の間接効果の存在が仮定できる。特にこのような効果が考えられる理由としては、知的水準の高さを意味する高学歴層を中心とした非権威主義的な傾向を持つ人々が市民的組織に参加することによって、社会に対する有効性感覚や寛容性などが強化されるからだと考えられる。一般的に、学歴の高い人ほどスポーツ・文化団体やその他のボランティア組織に参加する割合が高い。加えて、スポーツ・文化団体やその他のボランティア組織への参加そのものがインフォーマルな学習の機会となり、反権威主義的な態度を促進する効果、あるいは権威主義的な態度を剥奪するような効果を持つ可能性が考えられる。



2.4 データと変数

本稿の分析では、International Social Survey Program の 2004 年調査（ISSP-2004）

“Citizenship”のデータを用いる。ISSP-2004 は 39 カ国の調査を行っているが、今回の分析では、先進国のおおよその傾向を見るために、大学進学率が比較的高い国（進学率が3割から4割程度の国）を取り上げることとした。具体的には、日本、アメリカ、イギリス、フランス、韓国、オーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、ノルウェー、デンマークの10カ国のデータを用いることとする。参考のために、10カ国の高等教育学歴者の割合（OECD, 2010b）を図表1に示す。

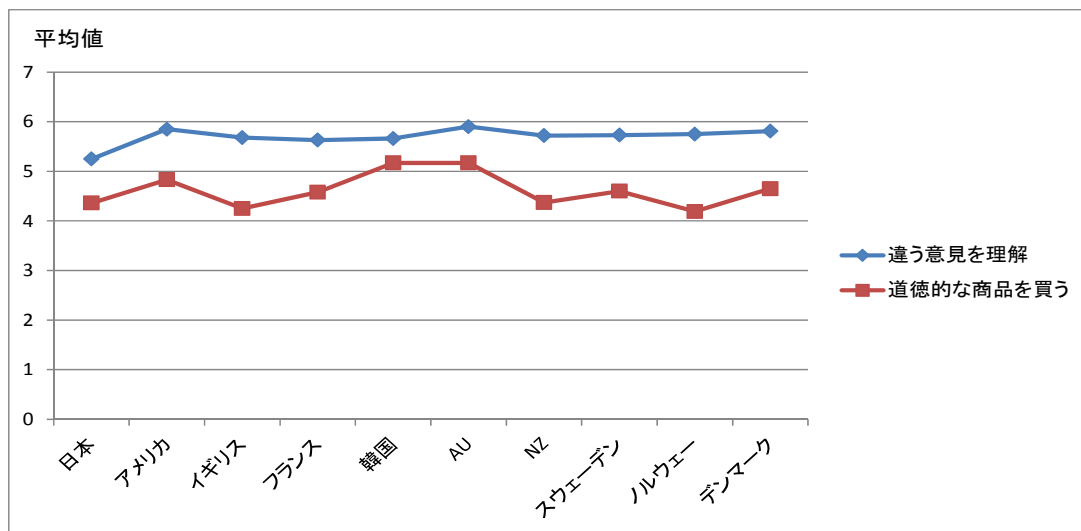


データ：OECD（2010b）Education at Glance 2010; Table A1.3a.より作成。

図表1. 10カ国の高等教育学歴者の割合（25-64歳）（2008年）

① 従属変数：「良い市民」規範

ISSP-2004の中に、「良い市民であるために何が必要かということ（to what it takes to be a good citizen）」についていろいろな意見がある中で、10項目それぞれについて「あなたはどのくらい重要だと思いますか」と尋ね、7点尺度（1=「まったく重要ではない」、7=「非常に重要である」）で回答を求めている設問がある。その中で、良い市民であるためには「少し値段が高くても、政治的、道徳的、環境保護的な理由で商品を選ぶこと（To choose products for political, ethical or environmental reasons, even if they cost a bit more）」を重要だと考えるシティズンシップの規範を「実践的シティズンシップ」の指標とする。また、「意見の違う人たちの考えを理解しようとする（To try to understand the reasoning of people with other opinions）」を重要だと考えるシティズンシップの規範を「包摂的シティズンシップ」の指標とする。この2つの指標の国別平均値は、図表2の通りである。



図表 2. 各国の平均値 (シティズンシップの指標)

図表 3. 基本統計量

	10カ国				日本		アメリカ		イギリス		フランス	
	Min.	Max.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
良い市民[違う意見を理解]	1	7	5.72	1.35	5.25	1.43	5.85	1.43	5.68	1.38	5.63	1.31
良い市民[道徳的な商品を買う]	1	7	4.66	1.75	4.36	1.67	4.83	1.71	4.25	1.80	4.58	1.90
高等教育(学歴)	0	1	0.33	0.47	0.35	0.48	0.32	0.47	0.30	0.46	0.49	0.50
後期中等教育(学歴)	0	1	0.46	0.50	0.47	0.50	0.57	0.50	0.37	0.48	0.16	0.37
団体所属経験(スポーツ・文化)	0	1	0.72	0.45	0.46	0.50	0.58	0.49	0.62	0.49	0.76	0.43
団体所属経験(その他のボラ組織)	0	1	0.52	0.50	0.15	0.35	0.53	0.50	0.39	0.49	0.53	0.50
団体所属経験(政党)	0	1	0.22	0.42	0.11	0.31	0.49	0.50	0.18	0.38	0.13	0.34
団体所属経験(組合)	0	1	0.61	0.49	0.37	0.48	0.44	0.50	0.57	0.49	0.44	0.50
団体所属経験(宗教団体)	0	1	0.59	0.49	0.12	0.33	0.85	0.36	0.59	0.49	0.32	0.47
年齢	25	98	48.88	14.70	51.94	15.50	47.61	15.15	50.21	15.74	47.93	14.73
男性	0	1	0.49	0.50	0.50	0.50	0.44	0.50	0.46	0.50	0.58	0.49
都市規模	1	4	2.54	1.09	2.10	0.95	3.22	0.73	2.20	0.82	2.45	1.27
世帯収入(対数)	5.52	13.82	10.34	1.93	8.44	0.72	10.84	1.45	9.92	0.79	7.77	0.64
就労ダミー	0	1	0.66	0.47	0.61	0.49	0.68	0.47	0.61	0.49	0.65	0.48
N	9610				800		1174		635		839	

	韓国		オーストラリア		ニュージーランド		スウェーデン		ノルウェー		デンマーク	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
良い市民[違う意見を理解]	5.66	1.31	5.90	1.33	5.72	1.33	5.73	1.30	5.75	1.28	5.81	1.32
良い市民[道徳的な商品を買う]	5.17	1.50	5.17	1.66	4.37	1.72	4.60	1.71	4.19	1.71	4.65	1.81
高等教育(学歴)	0.35	0.48	0.25	0.43	0.23	0.42	0.35	0.48	0.33	0.47	0.40	0.49
後期中等教育(学歴)	0.43	0.49	0.49	0.50	0.55	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50	0.48	0.50
団体所属経験(スポーツ・文化)	0.40	0.49	0.83	0.37	0.88	0.33	0.84	0.37	0.84	0.36	0.88	0.33
団体所属経験(その他のボラ組織)	0.38	0.49	0.61	0.49	0.66	0.47	0.49	0.50	0.66	0.47	0.66	0.47
団体所属経験(政党)	0.12	0.33	0.12	0.32	0.21	0.41	0.26	0.44	0.35	0.48	0.21	0.40
団体所属経験(組合)	0.18	0.39	0.69	0.46	0.70	0.46	0.93	0.26	0.81	0.39	0.93	0.26
団体所属経験(宗教団体)	0.33	0.47	0.63	0.48	0.64	0.48	0.73	0.44	0.66	0.47	0.92	0.28
年齢	44.13	13.02	51.44	14.38	49.88	15.09	48.73	14.27	47.39	13.14	49.81	14.80
男性	0.49	0.50	0.49	0.50	0.45	0.50	0.49	0.50	0.52	0.50	0.50	0.50
都市規模	2.78	0.98	2.66	1.09	2.55	1.04	2.34	1.15	2.28	1.20	2.38	1.10
世帯収入(対数)	7.72	0.77	10.68	0.81	10.80	0.75	10.31	0.56	13.02	0.55	12.88	0.63
就労ダミー	0.62	0.49	0.66	0.48	0.73	0.44	0.70	0.46	0.71	0.45	0.65	0.48
N	981		1373		983		882		1033		910	

② 独立変数・統制変数

独立変数としては、学歴（高等教育ダミー、後期中等教育ダミー）、スポーツ・文化団体への所属経験、ボランティア組織への所属経験の変数を用いる。その他、統制変数として年齢、性別、居住地の都市規模、就労の有無、世帯収入（対数）のほか、政党・組合・宗教団体それぞれへの所属経験も分析に投入した。

分析に用いたデータの10カ国それぞれの基本統計量は、図表3の通りである。

3. 分析結果

3.1 市民的団体への所属経験と教育との関連

まずは仮説1について検証する。10カ国それぞれで、スポーツ・文化団体とその他のボランティア組織への所属経験に対する教育の影響について、個別に分析を行った。結果は図表4、図表5の通りである。

図表4. スポーツ・文化団体への所属経験と学歴との関連（ロジスティック回帰分析）

(オッズ比)	日本	アメリカ	イギリス	フランス	韓国	AU	NZ	スウェーデン	ノルウェー	デンマーク
高等教育	2.99 ***	12.52 ***	3.68 ***	2.56 ***	3.88 ***	3.73 ***	3.18 ***	3.93 ***	8.04 ***	4.74 ***
後期中等教育	2.03 ***	4.14 ***	2.01 ***	2.27 ***	2.11 ***	2.13 ***	2.62 ***	2.07 ***	3.41 ***	2.22 **
年齢	1.00	0.97	1.00	1.00	0.98 **	1.00	0.99	0.97 ***	0.96 ***	0.97 ***
男性	1.32 *	1.32 *	1.67 **	1.44 *	1.60 ***	1.25 +	1.28	2.00 ***	1.29	1.09
都市規模	1.06	1.07	0.89	0.95	1.11	0.94	0.84 *	0.88 +	0.78 **	0.97
定数	0.28 ***	0.23 ***	1.11	2.16 *	0.34 **	2.88 **	5.87 ***	10.02 ***	20.00 ***	17.38 ***
χ^2	45.386	176.408	67.145	48.810	114.226	63.815	38.855	94.494	169.099	73.353
-2対数尤度	1541.232	1650.188	962.941	1256.200	1348.843	1564.559	939.333	945.798	951.188	720.003
df	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
CoxとSnell	0.039	0.124	0.084	0.039	0.100	0.038	0.031	0.081	0.131	0.069
Nagelkerke	0.052	0.166	0.113	0.060	0.135	0.060	0.057	0.134	0.216	0.128
N	1147	1331	767	1216	1086	1662	1221	1118	1203	1033

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, + p<.10

図表5. その他のボランティア組織への所属経験と学歴との関連（ロジスティック回帰分析）

(オッズ比)	日本	アメリカ	イギリス	フランス	韓国	AU	NZ	スウェーデン	ノルウェー	デンマーク
高等教育	1.88 *	11.96 ***	6.38 ***	2.52 ***	2.56 ***	3.50 ***	3.67 ***	5.38 ***	4.90 ***	3.57 ***
後期中等教育	1.53	4.15 ***	3.10 ***	1.49 *	1.75 **	1.81 ***	2.05 ***	2.06 ***	2.72 ***	2.20 ***
年齢	1.02 **	1.02 ***	1.03 ***	1.02 ***	0.99	1.02 ***	1.02 **	1.01 *	1.02 **	1.01 *
男性	1.62 *	0.77 *	1.01	1.18	1.37 *	0.75 **	0.53 ***	0.98	0.91	1.22
都市規模	1.04	1.11	0.93	0.97	0.88 +	0.77 ***	0.81 **	0.96	0.84 **	0.89 +
定数	0.03 ***	0.08 ***	0.06 ***	0.23 ***	0.55	0.71	1.11	0.24 ***	0.50 *	0.56
χ^2	18.020	165.483	79.730	48.334	42.514	88.950	75.084	83.018	83.638	36.820
-2対数尤度	799.642	1679.583	923.105	1393.002	1372.036	2107.490	1421.484	1376.441	1444.193	1235.136
df	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
CoxとSnell	0.017	0.117	0.100	0.045	0.039	0.053	0.062	0.076	0.069	0.037
Nagelkerke	0.032	0.156	0.137	0.060	0.053	0.072	0.086	0.101	0.094	0.051
N	1026	1331	753	1043	1069	1622	1172	1055	1177	982

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, + p<.10

スポーツ・文化団体への所属経験に対しては、教育の直接効果の大きさが明らかとなった。具体的には、義務教育段階修了を最終学歴とする集団を基準とした場合に、高等教育

学歴の人も後期中等教育学歴の人も、ともに有意な効果が見て取れた。さらに両者を比べると、高等教育の影響のほうが顕著に強いと考えられる。成人にとっては、スポーツ・文化団体は自立的で自発的な学習の機会となるものであることから考えると、教育達成の程度は、そのような学校修了後の自律的な学習に対して大きな影響を持つと結論づけることができる。

もう一方の、ボランティア組織への所属経験に対する教育の直接効果については、他の国と比べて日本だけが明らかに弱い。その他の国においては有意な影響が観察された。こちら、日本を除けば、義務教育段階修了を最終学歴とする集団を基準とした場合に、高等教育学歴の人も後期中等教育学歴の人もともに有意な効果があった。両者を比べるとすれば、高等教育の影響のほうがその影響力が強いと推察される。ボランティア活動は自発性に基づいて行われる社会的実践なので、こちら、スポーツ・文化団体への所属と同様の観点から、教育達成がその後の自発的な社会的実践を促進する効果を持つ可能性が指摘できるだろう。

以上より、市民的組織への所属に対して、個人の教育達成の程度が強く影響していると結論づけることができる。

3.2 コスモポリタン・シティズンシップ規範に対する教育の効果

本節では、コスモポリタン・シティズンシップ規範の指標として設定した「実践的シティズンシップ」と「包摂的シティズンシップ」のそれぞれに対する教育の直接効果（仮説2）と間接効果（仮説3）について検証する。

図表 6. 実践的シティズンシップの規定要因（重回帰分析）

(標準化回帰係数)	日本	アメリカ	イギリス	フランス	韓国	AU	NZ	スウェーデン	ノルウェー	デンマーク
高等教育	0.17 **	0.16 **	0.14 *	0.31 ***	0.13 *	0.07 +	0.11 *	0.05	0.18 ***	-0.08
後期中等教育	0.08	0.11 *	0.01	0.13 **	0.11 *	0.04	0.10 *	0.00	0.07	-0.05
スポーツ・文化団体	0.07 +	0.02	-0.03	0.10 **	0.01	0.03	0.00	0.02	-0.01	0.02
その他のボラ組織	-0.02	0.01	0.09 *	0.07 *	0.03	0.13 ***	0.04	0.15 ***	0.06 +	0.10 **
年齢	0.13 **	0.05	0.02	0.04	0.14 ***	0.05	-0.02	0.10 *	0.14 ***	0.04
男性	-0.04	-0.08 *	-0.06	-0.07 *	-0.09 **	-0.12 ***	-0.12 ***	-0.12	-0.16 ***	-0.09 **
都市規模	0.05	0.02	0.01	-0.01	0.02	0.01	0.00	-0.03	0.01	0.11 **
世帯収入	0.04	0.01	0.02	-0.01	0.06 +	-0.02	0.03	0.02	-0.03	0.07 +
就労	-0.05	-0.01	0.01	0.02	-0.01	0.03	-0.01	0.01	0.02	0.01
政党	0.02	0.01	0.09	0.06 +	0.00	0.01	0.07 *	0.04	0.08 *	0.05
組合	0.03	0.03	0.07 +	0.04	-0.02	0.06 *	0.05	-0.04	-0.02	0.00
宗教団体	0.01	-0.02	-0.01	0.00	0.05	-0.02	0.03	0.02	0.02	-0.04
調整済みR2乗	0.034	0.015	0.032	0.107	0.020	0.037	0.027	0.044	0.060	0.024
推定値の標準誤差	1.656	1.695	1.779	1.802	1.488	1.632	1.700	1.676	1.664	1.793
F値	3.460	2.512	2.758	9.398	2.656	5.379	3.316	4.384	6.474	2.903
有意確率	***	**	**	***	**	***	***	***	***	**
N	833	1174	640	845	983	1383	992	887	1039	916

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, + p<.10

先に、「実践的シティズンシップ」指標についての分析から見ることにする。重回帰分析の結果は、図表 6 の通りである。まず分かることは、教育の効果の表れ方が、国によって

異なるという点である。「実践的シティズンシップ」に対して教育の直接効果は、日本、アメリカ、イギリス、フランス、韓国、ニュージーランド、ノルウェーなど半数以上の国で見られることが分かった。他方で教育の間接効果が観察されたのは、イギリス、フランス、オーストラリア、スウェーデン、デンマークなど半数であった。フランスとイギリスでは、教育の直接効果と間接効果の両方が見られた。

その他の変数の影響を見ると、男性と比べて女性のほうが実践的シティズンシップの規範を持ちやすい。また、複数の国で、年齢の高い人ほど、実践的シティズンシップの傾向を持ちやすいことも観察された。就労や収入については、有意な影響は観察されなかった。

図表 7. 包摂的シティズンシップの規定要因（重回帰分析）

(標準化回帰係数)	日本	アメリカ	イギリス	フランス	韓国	AU	NZ	スウェーデン	ノルウェー	デンマーク
高等教育	0.08	0.12 *	0.08	0.09 +	0.07	0.04	-0.05	0.12 *	0.08 +	0.10 +
後期中等教育	0.01	0.08 +	0.03	0.04	0.01	0.06 +	-0.06	0.09 +	0.01	0.08
スポーツ・文化団体	0.08 *	-0.02	0.06	0.08 *	0.05	0.07 *	0.00	0.00	0.11 **	0.01
その他のボラ組織	-0.01	0.10 **	0.04	0.05	0.06 +	0.10 ***	0.08 *	0.06 +	0.11 **	0.13 ***
年齢	-0.03	0.07 *	0.07	-0.07	0.08 *	0.05	-0.03	0.06	0.02	-0.02
男性	0.00	-0.03	-0.01	-0.02	-0.10 **	-0.17 ***	-0.06 +	-0.09 **	-0.09 **	-0.11 **
都市規模	0.01	0.03	0.01	0.03	0.02	-0.01	-0.04	0.03	0.03	0.04
世帯収入	0.07 +	-0.04	-0.03	0.03	0.02	0.04	-0.03	0.01	-0.10 **	0.01
就労	-0.03	0.02	-0.01	-0.02	0.03	0.01	-0.04	0.00	0.02	-0.04
政党	0.00	0.06 *	-0.01	0.02	0.05	-0.02	-0.06 +	0.06 +	0.10 **	0.04
組合	0.07 +	0.02	0.06	0.04	0.04	0.01	0.07 *	0.03	0.07	0.04
宗教団体	0.09 *	0.04	0.02	0.04	-0.04	0.01	0.04	0.04	-0.03	-0.01
調整済みR2乗	0.026	0.035	0.008	0.027	0.014	0.047	0.015	0.024	0.056	0.031
推定値の標準誤差	1.414	1.402	1.391	1.288	1.304	1.301	1.317	1.284	1.255	1.300
F値	2.837	4.612	1.454	2.970	2.159	6.775	2.241	2.810	6.255	3.495
有意確率	**	***		***	*	***	**	**	***	***
N	841	1186	657	853	982	1401	1010	893	1056	928

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, + p<.10

次に「包摂的シティズンシップ」指標についての分析結果が図表 7 である。こちらも同様に、教育の効果の表出の仕方が国によって異なっている。「包摂的シティズンシップ」への教育の直接効果が見られたのは、アメリカ、スウェーデンと比較的少なかった。その反面で、教育の間接効果は、日本、アメリカ、フランス、オーストラリア、ニュージーランド、ノルウェー、デンマークなど半数以上の国において見られた。

その他の変数の影響についても簡単に触れておくと、包摂的シティズンシップについても、女性のほうがその傾向を持ちやすいことがわかった。特定の国のみで、宗教団体、組合、政党への所属の影響も見られた。こちらも、就労していることや収入の高いことは大半の国において有意な影響を及ぼしていない。

3. まとめと考察

10カ国それぞれの、コスモポリタン・シティズンシップ指標に対する教育の直接効果と間接効果の検証結果をおおまかに整理すると、図表 8 の通りである。ここでの直接効果は、高等教育による効果を指す。間接効果としては、市民的組織の効果（スポーツ・文化団体

と、その他のボランティア組織のいずれか確率の高い方)をまとめている。

図表 8. シティズンシップ規範に対する教育の効果 (図表 6, 7: 有意確率)

	実践的シティズンシップ		包摂的シティズンシップ	
	直接効果	間接効果	直接効果	間接効果
日本	**	+		*
アメリカ	**		*	**
イギリス	*	*		
フランス	***	**	+	*
韓国	*			+
AU	+	***		***
NZ	*			*
スウェーデン		***	*	+
ノルウェー	***	*	+	**
デンマーク		**	+	***

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05, + p<.10

以上のような国ごとの差異は、先行研究においても指摘されるように、教育制度や政策、教育課程の内容やそこで目指される目標などによる複合的な差異によるものと推測できる。このような教育における差異を分析上統制することは難しい。ただ、そのような限界を認識した上で、10カ国という限られた数の国を分析した限りでの傾向としては、次の通りである。

今回の分析対象としたコスモポリタン・シティズンシップの規範に関する2つの指標を比較すると、実践的シティズンシップに対しては教育の直接効果が大きく、包摂的シティズンシップについては教育の間接効果の強さを読み取ることができた。つまり、自らの信念や普遍的な価値に基づいて実践的に活動をしようとするシティズンシップの規範の形成においては、教育を通して獲得される体系的な知識や自律的なスキルがその手段として直接的に効果を発揮するのではないかと思われる。一方の包摂的シティズンシップは、多元的な価値観をコミュニケーションによって理解しようとするものであり、他者の存在を前提とした関係的なスキルを必要とする。よって、自らが保有する知識やスキルだけではなく、他者の持つ知識やスキルや規範に大きく影響されるために、教育の間接効果が強く出たのではないかと考えられる。

ただし、留意すべき点として、今回定義した「実践的シティズンシップ」の限界にも言及しておく。今回この指標は、「政治的、道徳的、環境保護的な理由で」商品を選ぶことを重視する傾向を計測しているため、過度に政治的な理由による消費行動決定がなされた場合には排他的なナショナリズムにつながるという可能性を否定できないという点である。つまり、この指標が理論的に真正のコスモポリタン・シティズンシップを計測できているのかという点について留保をつけざるを得ない。

よって、今回の分析で学校教育達成の程度が「実践的シティズンシップ」に対する有意な直接効果を持つと見られたことは、必ずしも、高学歴層にとっては学校教育だけで必要十分であることを意味していない。そこで、高学歴者にとっても非高学歴者にとっても、学校教育修了後のインフォーマルな学習経験が、コスモポリタン・シティズンシップの涵養にとっては効果的であるという点を強調したほうが良いように思われる。

以上のような限界があるにせよ、今回、多くの国で高等教育が肯定的な効果を持ち得ることが確認できたという点は、高学歴の人ほど、あるいは教育年数の長い人ほど、知的水準が高まるがゆえに権威主義的傾向が弱まるという先行研究の知見と矛盾しない。確かに、特に管理性の高い学校教育環境下では、権威主義的傾向が強化され、コスモポリタン・シティズンシップの規範の形成が阻害されると思われる。このことは、一般的に教育段階が上がるほど（つまり中学校よりも高校のほうが、高校よりも大学のほうが）管理性の程度が緩み学生の自律性が高まるために、そのような自律的な教育的経験が、結果として高学歴者の権威主義的傾向を剥奪するとも考えられる。

国によって教育効果の表出の仕方が異なるという点が、学校教育やその他の青少年教育、成人教育の制度と政策による影響を含んでいると考えるとすれば、教育がより効果的に設計され調整され実践されるための方策を検討することが求められるだろう。例えば日本について見てみると、日本では他の先進諸国とはボランティア組織の性質が異なると推察される。つまり、他の国々と比べて、ボランティア組織への所属に対する学歴の影響も大きくは観察されなかったし、またこの所属が今回定義したコスモポリタン・シティズンシップに対する効果も持たないことが明らかとなった。その一方で、スポーツ・文化団体への所属については、学歴の強い影響が観察されたものの、それは他の先進諸国と比べれば大きくはない。にもかかわらず、日本を含めた一部の国においてのみ、スポーツ・文化団体への所属が「包摂的シティズンシップ」に対して効果を持つ可能性が確認できた。日本では、社会教育の文脈から、戦後長らく制度的・政策的にスポーツ・文化団体の活動を支援してきた経緯がある。よって、今後はそのような効果の因果関係やメカニズムを詳らかにしていく作業も求められる。

[Acknowledgment]

The data utilized in this paper were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[謝辞]

今回、本稿の分析と執筆に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターの先生方やスタッフの皆様、並びに二次分析研究会メンバーの皆様には多くのご教示とご示唆、そして叱咤激励を頂いた。また、研究報告会のコメンテーターとして、仁平典宏氏（法政大学）より非常に有益なコメントを頂いた。このように多大なるご支援・ご指導を頂いた方々に、この場を借りて感謝を申し上げたい。

[参考文献]

- Delanty, G. 2000, *Citizenship in a Global Age*, Open University Press. (佐藤康行[訳] (2004) 『グローバル時代のシティズンシップ』日本経済評論社.)
- Faulks, K. 2000, *Citizenship*, Routledge.
- Griffith, R. 1998, *Educational Citizenship and Independent Learning*, Jessica Kingsley Publishers.
- Held, D. 1995, *Democracy and the Global Order*, Polity Press. (佐々木寛・小林誠・山田竜作・遠藤誠治・土井美徳[訳] (2002) 『デモクラシーと世界秩序—地球市民の政治学—』NTT 出版.)
- 吉川徹, 1996, 「学校教育の諸条件と青少年の社会的態度形成」, 『社会学評論』46(4), pp.428-442.
- 吉川徹, 1998, 『階層・教育と社会意識の形成』, ミネルヴァ書房.
- Marshall, T. H. 1950, *Citizenship and Social Class*, Pluto Press, 岩崎信彦・中村健吾[訳], 1993, 『シティズンシップと社会的階級：近現代を総括するマニフェスト』法律文化社.
- Miller, D. 1995, *On Nationality*, Oxford University Press. (富沢克・長谷川一年・施光恒・竹島博之[訳], 2007, 『ナショナルリティについて』風行社.)
- OECDa, 2010, *Improving Health and Social Cohesion through Education*, OECD.
- OECDb, 2010 *Education at Glance 2010*, OECD.
- Osler, A. and Starkey, H. 2003, 'Learning for Cosmopolitan Citizenship: theoretical debates and young people's experiences', *Educational Review*, Vol. 55, No.3, pp.243-254.
- Soysal, Y. N. 1994, *Limits of Citizenship: Migrants and Postnational Membership in Europe*, University of Chicago Press.
- 轟亮, 1998, 「権威主義的態度と現代の社会階層」, 間々田孝夫 [編] 『現代日本の階層意識 (1995年 SSM 調査シリーズ 6)』1995年 SSM 調査研究会.
- 轟亮, 2008, 「権威主義的態度と社会階層—分布と線形関係の時点比較—」, 同 [編] 『階層意識の現在 (2005年 SSM 調査シリーズ 8)』2005年 SSM 調査研究会.
- Waters, M. 2001, *Globalization (Key Ideas)*, 2nd ed. Routledge.

政治参加の規定要因の分析 —教育効果の差異に着目して—

荻野 亮吾

(東京大学大学院／日本学術振興会特別研究員)

本研究では、ISSP2004 (Citizenship) の二次分析を通じて、政治参加の規定要因を、教育効果の差異に着目して明らかにした。

近年、OECD の「学習の社会的成果」プロジェクトや EU・欧州評議会のシティズンシップ教育政策において、教育が行動する市民の育成に果たす役割に注目が集まっている。ただし、教育の効果については、①「絶対的效果」(教育年数に比例した能力の伸び)、②「相対的效果」(所属集団内での相対的地位の向上)、③「累積的效果」(準拠集団の教育レベルの影響) など幾つかの考え方が存在する。各国の教育システムによって学歴の持つ意味が異なることを考えても、教育の効果の詳細に検討する必要がある。

そこで本研究では、日本と形式的に教育構造が類似する、アメリカ、イギリス、スウェーデンなどの国々を対象に、(投票・投票外) 政治参加に教育(学歴、教育年数) が与える直接効果と媒介的效果を個別に検証した。

1. 研究の目的

1.1 研究の背景

近年、シティズンシップ(市民性)と教育との関連が注目されている。具体的には、教育が、社会的・政治的活動への参加や、市民的態度、寛容性や信頼などに与える影響の分析が進められている。特に1990年代以降の超国家的組織の動向が注目される。

例えば、OECD/CERIの進める「学習の社会的成果」プロジェクトはその1つの例である。このプロジェクトでは、教育と学習の持つ社会的成果について、政治的・社会的関与(CSE)と健康に注目し、エビデンスに基づく検証を行っている。CERI(2007=2008)では枠組みの整理と、各国の先行研究のレビューが行われた。これに基づき、CERI(2010)では方法論の検討を行い、認知的スキルや社会・情緒的(非認知的)スキル、情報などの教育・学習の直接効果だけでなく、コミュニティや家庭の影響、社会的地位や収入を通じた間接効果の検証を行っている。このプロジェクトの特徴は、社会的成果の観点から、教育投資の有効性や効率性を検討していることにある。

もう1つ注目すべき動向として、EU圏の生涯学習・シティズンシップ教育政策の進展がある。EU圏では、1990年代に入ると、(1)東欧の民主化以降の民主主義教育の必要性や、(2)ヨーロッパ市民権という考え方の影響、(3)若年層を中心とした政治関心の後退を理由に(Keating *et al.*, 2009)、市民性教育の必要性が高まってきた。これについて、CoE(欧州評議会)とEUは時に連携しつつ、異なる動きを見せてきた。

CoEは、1990年代後半から民主主義的市民性教育(EDC)を推進する政策に取り組み、

第1フェーズ（1997～2000年）で、EDCの実践のために必要なスキルとコンピテンシーの明確化を、第2フェーズ（2001～2004年）では、(a) 政策の開発、(b) ネットワークの構築、(c) 啓蒙活動を、第3フェーズ（2004～2006年）では政策の強化や普及を、第4フェーズ（2006～2009年）で、(a) 民主主義的市民性教育と社会的包摂のための教育政策の発展と改善、(b) 教員やその他の教育機関のスタッフに求められる能力や役割の定義、(c) 教育機関の民主的なガバナンスの促進を行ってきた（Ad hoc Committee of Experts for the European Year of Citizenship through Education, 2006）。

EUでも、1990年代以降、学校教育と、生涯学習と職業訓練の統合を目指す動きの中で市民性教育への意識を高めてきている（澤野, 2009; 立田, 2007）。2000（平成12）年に、欧州理事会から「より多くの雇用と強い社会的結束を伴い、持続可能な経済成長を可能にし得る、知識基盤型経済圏への移行」を目指す「リスボン戦略」が打ち出され、グローバル化や知識経済の進展に対応した人的資本や人材育成の戦略が明確となった。2002（平成14）年にはこの具体的な達成目標として「教育・訓練2010」が設定され、5つのベンチマークと29の指標の策定が行われた。2006（平成18）年の欧州議会と理事会の勧告では、「コンピテンス」を「状況に適した知識、スキル、態度の組み合わせ」、「キー・コンピテンス」を「全ての人々が、自己実現、アクティヴ・シティズンシップ、社会的包摂、雇用のために必要とするコンピテンス」として、社会的・市民的コンピテンシーを含む、8つの能力が挙げられた（European Parliament and the Council of the European Unions, 2006）。

これらの動きは、それぞれ背景は異なるものの、シティズンシップ（市民性）を育む教育政策を志向するものである。これに伴い、ICCS（国際市民性教育調査）やESS（欧州社会調査）などの国際比較調査を用いた分析も進められており（Hoskins *et al.*, 2006; Hoskins *et al.*, 2008）、今後、シティズンシップの涵養に教育が果たす役割について、実証的な研究が蓄積されるものと考えられる。注目すべきは、各国で蓄積されてきた実証的な知見に基づき、教育に関する幾つかの仮説が立てられつつあることである（CERI, 2007=2008, 2010）。教育システムや学歴の持つ意味が国ごとに異なることを考えると、国際比較を行う際には、教育に関する分析枠組みを設定した上で、それぞれの国で教育の持つ意味の違いを検証していくことが重要となる。

1.2 研究の目的

本研究では、政治参加の規定要因を教育との関連から追求する。シティズンシップ（市民性）には、政治に関する知識、政治への関心や態度、社会的なネットワーク・団体への所属、政治的・社会的行動など様々な測定指標があり、その関連性は複雑である¹⁾。多くの場合、このうちの1つの指標を市民性の代替変数として分析を実施することになる。

本研究では、このうち政治参加を分析の対象とする。政治参加は、一定のコスト（時間、金銭）を払ってでも、政治的なルートに自らの意思を反映させようと行動する点において、

シティズンシップを体現する重要な変数であると考えられるからである。これまでも各国で多くの研究が行われてきており（蒲島, 1988; Nie *et al.*, 1996 など）、シティズンシップの代表的指標と見なすことに大きな問題はないと考えられる。

なお、これまで政治参加の規定要因については、社会への不満や相対的剥奪感を重視する集合行動論、各人の有する資源に注目する市民文化論、参加を促すネットワークに注目する社会関係資本論など、幾つの視点が存在してきた²⁾。この中で教育（特に学校教育）の影響は、資源、特に市民的技術の観点から注目され、自らの意思を表明する能力や、メディアの利用能力、それを支える言語能力への効果が指摘されてきた（例えば、Verba *et al.*, 1995）。しかし近年では、教育の直接効果だけでなく、社会的・経済的地位の上昇の含めた間接効果、もしくは周囲の教育レベルという累積効果にも注目が集まっており（CERI, 2007=2008, 2010）、分析の際には、教育の様々な効果に注意を向ける必要がある。

以下、政治参加に教育が持つ効果を検証することで、教育が市民性の涵養に有する意味を追求することとしたい。要約すると、本研究では、教育の持つ「政治的社会化」への効果に焦点を当てることになる。

1.3 利用データと対象とする国の選定

分析には、ISSP2004（Citizenship）の個票データを用いる。この調査は、39ヶ国の国・地域を対象にして実施され、「良い市民の条件」「政治的・社会的行動」「団体所属」「市民感覚」「政治関心」「投票行動」などの設問を設定している。（1）学歴、教育年数の双方を尋ね、各国で異なる教育の意味を明らかにできること、（2）投票だけでなく、投票以外の政治参加について検討できることが、この国際比較調査を用いる積極的な理由である。

なお、本研究では、アメリカ、イギリス、オーストラリア、ニュージーランド、日本、スウェーデン、ノルウェー、デンマーク、スイスの9ヶ国を分析対象とする。これは、（1）政治的機会構造と、（2）教育システムの違いに配慮した結果である。

（1）政治的機会構造については、政治参加の重要な規定要因であることが指摘されてきた。福元（2002: 245）のレビューによれば、「参加の対象である政治システムの政治的機会構造も、参加の水準に影響する。国家の執行能力が高く、エリート内部に対立があって一方が参加勢力と連合を組む場合などは、参加が容認される可能性が高まる。また政治システムが入力に対して閉鎖的（あるいは抑圧的）だと参加は難しく、逆に十分に開放的だと非制度的な参加は不必要になるから、中程度の開放性の時に非制度的な参加は最も大きくなる」ことが指摘される。このように、政治的機会構造は、政治参加に大きな影響を及ぼしており、厳密にはそれぞれの国の政治制度の比較検討が必要である（坪郷編, 2009 など）。本研究では、これに代替する方法として、Freedom House のデータで³⁾、政治的権利・市民的自由について、1972年～2004年の間、一貫して Free とされている国を対象とすることで⁴⁾、政治的機会構造を統制する。

一方 (2) については、教育システムが大きく異なる国では「教育」の持つ社会的意味合いに大きく異なる可能性がある。例えば、高等教育進学率が 10%に満たない国と、40%を超える国では、「高卒」や「大卒」の持つ意味が大きく異なるだろう⁵⁾。そこで一定の条件を課すことで条件の統制を行いたい。具体的には、基準国である日本と、教育システムの構造が形式的に類似している国、具体的には、成人人口中で (a) 初等教育修了率が 90～100%、(b) 高等教育進学率が 30%以上、(c) 平均教育年数が、12～13 年程度という基準⁶⁾、を設定し、対象国を選出した。

以上の条件を満たすのが、上記の 9 ヶ国である⁷⁾。OECD 加盟国の中における、9 ヶ国の学歴と平均教育年数については、表 1 の網掛け部分を参照されたい。

表 1 OECD 加盟国における、成人 (25-64 歳) 人口中の学歴と教育年数

	Pre-primary and primary education	Lower secondary education	Upper secondary education			Post-secondary non-tertiary education	Tertiary education			All levels of education	Average years of schooling (2002)
			ISCED 3C Short	ISCED 3C Long/3B	ISCED 3A		Type B	Type A	Advanced research programmes		
Australia	x(2)	36	a	11	20	3	9	22	x(8)	100	13.1
Austria	x(2)	20	a	47	6	9	9	9	x(8)	100	11.3
Belgium	16	19	a	9	24	1	17	13	n	100	11.2
Canada	5	11	a	x(5)	27	12	22	22	x(8)	100	12.9
Czech Republic	n	11	n	43	33	n	x(8)	12	x(8)	100	12.4
Denmark	1	16	2	45	4	n	7	25	n	100	13.3
Finland	13	10	a	a	43	n	17	16	1	100	12.4
France	15	20	a	31	10	n	10	14	x(8)	100	10.9
Germany	2	14	a	50	2	6	10	13	2	100	13.4
Greece	31	11	2	n	27	8	6	14	n	100	10.5
Hungary	2	23	a	29	28	2	n	16	n	100	11.5
Iceland	3	29	7	21	9	3	4	24	n	100	13.4
Ireland	18	19	n	a	24	10	10	17	n	100	12.7
Italy	19	32	1	7	28	1	x(8)	11	n	100	9.4
Japan ¹	x(2)	16	a	x(5)	47	a	17	21	x(8)	100	12.6
Korea	13	13	a	x(5)	44	a	8	22	x(8)	100	11.7
Luxembourg	19	3	15	18	15	6	9	11	2	100	12.9
Mexico	51	26	a	6	x(2)	a	2	14	x(8)	100	7.4
Netherlands	8	21	x(4)	16	22	4	2	26	n	100	13.5
New Zealand	x(2)	22	a	x(5)	43	10	8	18	x(8)	100	10.6
Norway	n	11	a	41	12	3	2	29	1	100	13.8
Poland	x(2)	16	34	a	31	4	x(8)	16	x(8)	100	11.9
Portugal	61	14	x(5)	x(5)	12	1	x(8)	12	1	100	8.0
Slovak Republic	1	15	x(4)	36	36	x(5)	1	12	n	100	12.5
Spain	28	27	c	6	12	c	7	19	c	100	10.3
Sweden	7	10	a	x(5)	48	x(7)	15	19	x(8)	100	12.4
Switzerland	3	12	2	41	6	7	10	16	2	100	12.8
Turkey	64	10	a	6	11	a	x(8)	9	x(8)	100	9.6
United Kingdom	n	15	20	21	15	a	9	14	6	100	12.7
United States	5	8	x(5)	x(5)	49	x(5)	9	28	1	100	12.7
OECD average		30		42				25			11.8
EU19 average		29		45				23			

出典：OECD (2002, 2005) より筆者作成。

2. 分析の枠組みと方法

2.1 分析の枠組み：教育の効果のモデル

ここで、分析の枠組みを設定する。

独立変数である教育の効果については、近年、CERI (2007=2008, 2010) により、3つの

枠組みが提起されている。まず、(a)「絶対的効果」は、教育によって得られる知識、情報、スキル（認知的スキルや、社会・情緒的スキル）に注目する。例えば、Verba *et al.* (1995) は、参加に必要な資源として、市民的技術に注目し教育の役割を見出している。教育によってこれらの知識や情報、スキルを得ることによって、参加に必要な情報へのアクセスや、自らの意思を表明する言語能力などが獲得されるという考え方である。

次に (b)「相対的効果」では、所属集団内での相対的地位の高さが注目される。例えば、Nie *et al.* (1996) は、投票外の政治参加を「表明的参加」と「競争的参加」に分類し、各国の教育レベルの上昇が、政治参加の向上に結びつかない理由を説明している。具体的には、前者の「表明的参加」には、知識やスキルの蓄積による教育の「絶対的効果」があるのに対し、後者の「競争的参加」を促進するのは、参加者の社会的地位という教育の媒介的効果であり、教育レベルの上昇は（周囲の教育レベルの上昇と相まって）直接的な影響力を持たない、という説明がなされる。また投票についても「相対的効果」の存在を指摘する研究が存在する (Tenn, 2005)。Campbell (2006) も、「相対的効果」「絶対的効果」の観点から、ヨーロッパの社会調査を分析し、投票や投票以外の政治参加への影響を検証している。これらの研究では、所属集団における社会経済的な地位が高いほど、有力者や政治システムに関わることが容易となり、政治参加が促されると考える。

さらに、(c)「累積的効果」とは、家庭やコミュニティなど日常的に接する人々の影響力を見る考え方である。CERI (2007=2008, 2010) では、特にネットワークの「質」に注目し、ネットワーク内の平均的な教育レベルの高さの影響力が指摘されている。つまり、ネットワークを結ぶ他者の、情報や知識、文化資本や社会関係資本の質の高さが参加を促すという考え方である。具体的には、両親の学歴や、所属コミュニティにおける教育レベルが、政治参加に与える効果を見ることになる。

これらは、それぞれ有力な仮説であるが、今回用いるミクロレベルの横断的データにおいて、これらの仮説全てを検討することはできない。本研究では、用いるデータに沿う形で、(1) 教育の直接効果と、(2) 教育の媒介的効果という点から分析の枠組みを設定する。

まず (1) 教育の直接効果には、「直線効果」と「閾値効果」が想定される (CERI, 2010)。教育に比例的な効果があると考えれば、教育年数を投入することでその効果を分析することが可能である。これに加えて、中等教育や高等教育など学歴ごとの「閾値効果」が存在すると考えるのであれば、教育年数とは別に学歴の持つ意味を検証する必要がある。ISSP2004 では、学歴と教育年数の双方を利用できるため、この両者を区別して分析することとする。つまり、(1-a)「直線効果：政治参加は教育年数に比例する」、(1-b)「閾値効果：政治参加は教育段階が上がるごとに促進される」を検討することとなる。

次に教育による政治参加への効果については、(2) 媒介的効果、つまり別の変数を媒介にして政治参加に影響を与えるルートも想定される。1つは、「社会経済的地位効果」仮説、つまり、教育によって社会経済的な地位が高まり、それが権力へのアクセスを容易にし、

政治参加への障壁を低くするという仮説である。「相対的効果」を見るならば、教育レベルの時系列的な変化や、周囲の教育レベルと比較した時の相対的な学歴の高さを検証することが必要であるが、今回の分析では、ミクロレベルの横断的なデータに基づき、社会的地位について「ノンマニュアルダミー」を、経済的地位について世帯収入の変数を用いる。

もう一つ、政治参加には、普段接するネットワークの影響もある。政治参加が、所属する集団が多いほど高まることについては、すでに多くの先行研究により明らかにされている（小林, 2000, 平野, 2002）。その理由は、ネットワーク内の他者から得られる情報や知識の量が増えることや、「社会的連帯」が高まること（小林, 2000）、接する人が多いほど参加を促される機会が多いこと（山田, 2004）によって説明される⁸⁾。社会関係資本の多さと、学校教育の達成度や生涯学習の参加度との関連を指摘する研究もあり（Schuller and Field, 1998）、教育によって、社会的ネットワークの形成が高められ、社会的ネットワークを通じて政治参加が高められるという、教育の持つ媒介的なルートを検討する必要がある。本研究では、所属団体の多さという点からこの効果を検証する。

なお、後ほど言及するが、メディアを通じた政治に関する情報収集も、政治参加に正の影響を与えると考えられる。メディアを積極的に利用する認知的スキルは、教育の影響を受けると考えられるため（CERI, 2010）、これも教育の媒介的効果の1つとして捉える。

以上、先行研究の知見と、データ上の制約を鑑みて、本研究では以下の仮説を検討する。

仮説（1）直接効果：教育は、政治参加を高める。

- (a) 直線効果：政治参加は教育年数に比例する。
- (b) 閾値効果：政治参加は教育段階が上がるごとに促進される。

仮説（2）媒介的効果：教育は、他の変数を媒介して政治参加を高める。

- (a) 社会経済的地位効果：教育により、社会経済的な地位が上がり、政治参加が高まる。
- (b) ネットワーク効果：教育により所属団体が増え、政治参加が高まる。
- (c) 政治情報の入手の効果：教育により、政治情報の収集を積極的に行うようになり、政治参加が高まる。

2.2 政治参加の位相

従属変数である政治参加については、様々な形態が存在する。このうち投票は、制度的に保障された、市民の権利を体現する重要な政治参加の形態である。投票率の高さは、各国の政府の正当性を担保する重要な条件でもある。この考え方にに基づき、投票を義務化し、投票しない際の罰則規定を設けている国も存在する（オーストラリア、ベルギー、シンガポールなど）。投票に教育が正の効果を与えているならば、教育の持つ「政治的社会化」の効果を実証的に示すものとなるだろう。

他方で、投票以外の政治参加にも注目する必要がある。エコノミスト・インテリジェン

ス・ユニット (EIU) が示す、「世界民主主義指標」では2年ごとに、各国の民主主義度が算出されている。この指標の中に、投票に加えて、後者の政治団体への参加、リテラシーや、政治に関する情報収集などを合わせた「政治参加」指標が存在する (Kekic, 2007)。表2は、本研究で対象とする国の、民主主義指標の総合順位と、政治参加の得点 (2006年時)、及び2003年に最も近い時点での投票率を示したものである。これを見ると投票率が政治参加の得点とが必ずしも一致しないことが分かる。国ごとに制度的な位置づけは異なるにせよ (坪郷編, 2009)、投票以外の政治参加も、市民の政治への関心や、政治に対する積極性を示す重要な要素として捉えられる。

表2 政治参加指標と投票率の関係

	EIUの2006年評価		投票率 (2003年に最も近い年)
	総合順位	政治参加	
スウェーデン	1	10(1)	80.11(2002)
ノルウェー	4	10(1)	75.48(2001)
デンマーク	5	8.89(5)	87.15(2001)
オーストラリア	8	7.78(9)	94.85(2001)
スイス	10	7.78(9)	45.22(2003)
ニュージーランド	11	8.33(6)	76.98(2002)
アメリカ	17	7.22(15)	45.31(2002)
日本	20	5.56(25)	59.80(2003)
イギリス	23	5(26)	59.38(2001)

()内は順位。 ()内は選挙実施年。

ここで投票外参加も含めて考えると、政治参加には幾つかの軸が考えられる。1つは、直接参加と間接参加という軸である。直接参加は、自らの身体を通じて行うもの、間接参加は、社会的な団体が行う活動を間接的に支援する活動である。直接参加は職業ではない政治参加の形態を示し、間接参加は専門的なNPOやNGOによって担われることが多い⁹⁾。これとは異なる軸として、制度的な参加と、非制度的な参加が存在する。それぞれの国によって制度は異なるものの、選挙や署名、陳情などが法的に認められる形態であるのに対し、デモや集会への出席はそれ自体、法的な根拠を有さない非制度的参加である。

さらに、直接参加を、「投票」と「投票外参加」に分ける場合もある。これ以外にも、参加の性質から、政治参加を選挙運動などの「選挙政治参加」とそれ以外の「統治政治参加」に分ける研究や (Rosenstone and Hansen, 1993)、「表明的参加」と「競争的参加」に分ける研究が存在し (Nie *et al.*, 1996; Campbell, 2006)、それぞれの形成論理が異なることも明らかにされている (山田, 2004)。本研究で用いる、ISSP2004のデータにおいて、政治参加に関連する変数を以上の分類に沿って分けると、下の表3のようになる¹⁰⁾。

表 3 政治参加の位相

	参加の種類			
	直接/間接	制度/非制度	選挙政治/統治政治	表明的/競争的
投票	直接参加	制度	選挙政治	表明的
嘆願書への署名			統治政治	
特定の商品のボイコット				
デモへの参加				
政治集会への参加				
政治家への連絡		非制度	競争的	
寄附・募金	間接参加			表明的
マスコミへの連絡	メディア参加	競争的	競争的	
インターネット上での政治的討議			表明的	

次に、本研究で用いるデータに基づいて、政治参加変数を設定する。投票については、直前の国会議員の選挙での投票行動を尋ねた設問があるので、これを「投票ダミー」としてそのまま利用する。

政治的な行動に関わる 8 変数については、その関係を見るのが重要となる。8 変数の因子分析（主因子法，プロマックス回転）を行った結果を見ると（表 4），アメリカ，イギリス，オーストラリア，ノルウェーでは 1 因子，それ以外の国では 2 因子が抽出された。スウェーデン，デンマークの因子構造は似ているものの（政治集会への参加/政治家への連絡/マスコミへの連絡/インターネット上の政治的討議が第 1 因子，嘆願書に署名/商品のボイコット/デモへの参加/寄附・募金が第 2 因子），ニュージーランド，日本，スイスはそれとは異なる因子構造を取る。表 3 に示したように，政治参加には幾つかの軸があり，国によって異なる軸に沿って政治参加が構成されていると見るべきだろう。

表 4 因子分析の結果（主因子法，2 因子以上はプロマックス回転の結果）

	固有値	嘆願書に署名	特定の商品のボイコット	デモへの参加	政治集会への参加	政治家への連絡	寄附・募金	マスコミへの連絡	インターネット上で政治的討議
アメリカ	3.67	0.57	0.62	0.63	0.70	0.69	0.59	0.58	0.53
イギリス	3.76	0.41	0.63	0.71	0.75	0.72	0.63	0.62	0.52
オーストラリア	3.44	0.44	0.59	0.66	0.72	0.65	0.47	0.64	0.52
ニュージーランド	2.30	-0.16	0.24	0.45	0.65	0.58	0.45	0.60	0.61
	1.53	0.75	0.41	0.21	0.09	0.03	0.07	-0.04	-0.20
日本	2.43	0.58	0.51	0.66	0.65	0.31	0.43	-0.09	0.00
	2.31	-0.11	0.07	0.01	0.00	0.41	0.14	0.93	0.69
スウェーデン	2.53	-0.15	-0.05	0.26	0.49	0.64	0.17	0.72	0.76
	2.18	0.59	0.59	0.45	0.26	0.06	0.41	-0.05	-0.16
ノルウェー	3.32	0.44	0.52	0.67	0.67	0.64	0.51	0.65	0.49
	2.19	-0.01	-0.08	0.16	0.52	0.69	0.05	0.82	0.48
デンマーク	1.88	0.56	0.63	0.44	0.16	-0.01	0.52	-0.13	0.14
	2.56	0.29	-0.06	0.57	0.68	0.69	0.04	0.68	0.56
スイス	1.81	0.23	0.82	0.11	0.04	-0.02	0.49	0.01	-0.09

ここで，マスコミへの連絡，インターネット上での政治的討議については，メディアを

通じた参加ということで、それ以外の参加とは異なる次元に属する活動であると捉えられる。教育がメディアへの接触到影響を持つことを考えても、これらの変数を従属変数として扱うのではなく、(教育の効果を表す) 媒介変数として扱うことが妥当ではないかと考えられる。実際に、この2変数を除いた6変数について因子分析(主因子法、プロマックス回転)を行ったところ、全ての国において1因子構造を採り、6変数の信頼性係数 α の値も比較的高い値を示し(アメリカ:0.802, イギリス:0.801, オーストラリア:0.756, ニュージーランド:0.714, 日本:0.729, スウェーデン:0.734, ノルウェー:0.747, デンマーク:0.697, スイス:0.734), この6変数を加算変数として用いることに一定の妥当性がある。以降では、この新しい変数を「投票外政治参加」として従属変数に用いる。

なお、教育がメディアへの接触到与える効果については、新聞やテレビ、ラジオ、インターネットという、メディアを通じた政治に関する情報の収集を媒介変数に組み込んだ補足的な分析を行うこととする。

2.3 変数の処理の方法

この他にコントロール変数として、「男性ダミー」と、年代の変数を用いる。年代については、25歳～64歳に年齢を限定した上で、3分割し、ダミー変数にしている。この年齢の下限・上限については、表1のOECDのデータに合わせたものである。

媒介変数は、社会経済的地位として、「世帯収入」(対数変換した値)と、「ノンマニユアルダミー」を。ネットワーク変数として、所属団体の多さを示す「団体所属」を投入する。またデータの存在する国では、新聞やインターネットでの政治情報の収集を示す、「政治情報の入手」の変数を用いた分析も行う。

表5 各国の教育体制と学歴変数の処理の方法

国	義務教育年限(教育システム)	変数の処理方法
アメリカ	9～10年(州によって異なる)	①初等・前期中等教育, ②後期中等教育, ③高等教育(中等後教育含む)
イギリス	11年, 6・5・2・3(4)制	①「高校以下」, ②「高校」「ジュニアカレッジ」, ③「大学」「大学院」
オーストラリア	10年, 7・6制など(州によって異なる)	①「公的な資格なし」「CSE, GCSE相当」, ②「大学入学資格(Aレベル・Oレベル)相当」, ③「大学(学位未取得者)」「大学(学位取得者)」
ニュージーランド	11年, 6・2・5・3制	①10学年までの「非義務」「義務教育」, ②12学年までの「義務教育」「職業訓練学校」「高校」, ③「大学」「大学院」
日本	9年, 6・3・3・4制	①「公的な資格なし」, ②「中等教育修了資格」「職業関連資格」保有者, ③「大学入学資格あり(学士未取得)」「学士」「大学院以上」
スウェーデン	9年, 3・3・3・3・4制	①「中卒」, ②「高卒」, ③「専門・短大」「大卒」
ノルウェー	9年, 3・3・3・3・4制	①「初等または義務教育」, ②「職業訓練学校」「普通高校」など, ③「大学(学位未取得者)」「大学(学位取得者)」
ノルウェー	10年, 7・3・3・3制	①「初等教育修了」, 「中等教育(職業・普通)未修了」, ②「中等教育(職業・普通)修了」「大学1年～2年」, ③「大学3年以上」
デンマーク	10年, 1・9・3・3・2制	①「義務教育(7～10学年)」, ②「普通高校」「職業訓練学校」「3年以下の高等教育」, ③「3年以上の高等教育」
スイス	9年, 6・3または5・4制(州によって異なる)	①「義務教育(未)修了」, ②「職業訓練」(5種)「進学課程」(2種), ③「高等職業学校」「職業高校」「専門大学」「大学」「大学院」など

なお、独立変数である学歴の処理については付言を要する。対象とする9ヶ国において、最終学歴が初等教育相当である割合が極めて少ないことを鑑み(表1を参照)、各国の教育

システムを見ながら、義務教育段階（初等・前期中等教育に相当）を基準として、「後期中等教育ダミー」と、「高等教育ダミー」（中等後教育を含む）を作成した。なお、各国における教育体制と変数の処理の方法は、表5の通りである。

以上の分析に用いた変数の処理の方法は表6、国別の基本統計量は表7の通りである。

表6 分析に用いた変数の処理の方法

コントロール変数	男性ダミー	女性を0,男性を1とするダミー変数.
	壮年ダミー, 中年ダミー	25~35歳を「若年」, 36~50歳を「壮年」, 50~64歳を「中年」とし, 「若年」を参照カテゴリにしたダミー変数.
独立変数	教育年数	
	後期中等教育ダミー, 高等教育ダミー	「初等・前期中等教育」を参照カテゴリとし, 「後期中等教育」「高等教育」を1とするダミー変数.
媒介変数	世帯収入	対数変換したもの.
	ノンマニュアルダミー	「専門的職業従事者」「管理的職業従事者」「技術者および準専門的職業従事者」「事務的職業従事者」を1とするダミー変数.
	団体所属	「政党」「労働組合」「スポーツ, レジャー, 文化活動のグループ」「その他のグループ」のそれぞれについて, 所属経験ありを1, なしを0とした上で, 加算した変数.
	政治情報の入手	「新聞の政治面を読む」「テレビで政治関連のニュースを見る」「ラジオで政治関連のニュースを聞く」「インターネットで政治関連のニュースや情報を入力する」の4変数について, 「全くしない」を0, 「週に1日未満」を1, 「週に1, 2日」を2, 「週に3, 4日」を3, 「毎日」を4とした加算変数.
従属変数	投票ダミー	最近の選挙で投票したか否かを示すダミー変数.
	投票外政治参加	政治参加の6変数について, 「今までしたことがないし, 今後もしないつもりがない」を1, 「今までしたことはないが, 今後するかもしれない」を2, 「過去1年間にしたことはないが, もっと前にしたことがある」を3, 「過去1年間にしたことがある」を4として, 加算した変数.

表7 国別の基本統計量

	Min	Max	US		UK		AU		NZ		JP	
男性ダミー	0	1	0.44	0.50	0.45	0.50	0.47	0.50	0.42	0.49	0.47	0.50
壮年ダミー	0	1	0.41	0.49	0.42	0.49	0.41	0.49	0.44	0.50	0.35	0.48
中年ダミー	0	1	0.29	0.45	0.34	0.48	0.41	0.49	0.32	0.47	0.41	0.49
教育年数	1	35	13.98	2.79	12.40	2.80	13.46	3.81	14.14	2.90	12.97	2.34
後期中等教育ダミー	0	1	0.57	0.50	0.40	0.49	0.49	0.50	0.54	0.50	0.51	0.50
高等教育ダミー	0	1	0.22	0.47	0.34	0.47	0.26	0.44	0.25	0.43	0.37	0.48
政治情報の入手	0	16					6.44	3.93	6.35	3.59	7.20	3.37
ノンマニュアルダミー	0	1	0.61	0.49	0.51	0.50	0.59	0.49	0.55	0.50	0.34	0.47
世帯収入	※	※	10.93	1.46	10.04	0.78	10.79	0.78	10.90	0.71	8.54	0.66
団体所属	0	4	1.95	1.39	1.68	1.11	2.15	1.04	2.36	1.00	1.04	0.99
投票ダミー	0	1	0.64	0.48	0.70	0.46	0.98	0.15	0.92	0.27	0.72	0.45
投票外政治参加	6	24	14.63	4.34	13.26	3.92	14.86	3.88	15.70	3.79	11.11	3.72
	Min	Max	SE		NO		DK		CH			
男性ダミー	0	1	0.48	0.50	0.50	0.50	0.48	0.50	0.49	0.50		
壮年ダミー	0	1	0.37	0.48	0.41	0.49	0.39	0.49	0.40	0.49		
中年ダミー	0	1	0.36	0.48	0.33	0.47	0.36	0.48	0.35	0.48		
教育年数	1	35	12.66	3.32	13.83	2.98	13.89	3.97	11.19	3.45		
後期中等教育ダミー	0	1	0.48	0.50	0.44	0.50	0.48	0.50	0.60	0.49		
高等教育ダミー	0	1	0.34	0.47	0.33	0.47	0.40	0.49	0.32	0.47		
政治情報の入手	0	16	7.07	3.64			8.10	3.68	10.10	2.89		
ノンマニュアルダミー	0	1	0.48	0.50	0.55	0.50	0.59	0.49	0.60	0.49		
世帯収入	※	※	10.35	0.56	13.06	0.53	12.99	0.58	8.74	0.57		
団体所属	0	4	2.44	0.92	2.61	1.05	2.70	0.84	1.69	1.09		
投票ダミー	0	1	0.91	0.29	0.88	0.33	0.93	0.25	0.60	0.49		
投票外政治参加	6	24	14.88	3.66	14.76	3.92	15.17	3.55	14.74	4.18		

左列は平均値, 右列は標準偏差. ※は国により値が異なる. 網掛け部分はデータが存在しないもの.

3. 投票行動の分析

まず投票行動の分析を行う。対象とした9ヶ国において、調査実施時点で最新の、国会議員選挙での投票の有無を尋ねた「投票ダミー」の学歴別平均値は表8の通りである。なお、ここでの平均値とは、25歳から64歳の投票率を示し、各国の実際の投票率より高い値になっていることに注意されたい。参考までに最下段に各国における国会議員選挙において投票（ISSP2004調査直前における投票と同義）した割合を示した。

表8 各国の「投票ダミー」の学歴別平均値

学歴	US	UK	AU	NZ	JP	SE	NO	DK	CH
初等・前期中等教育	0.31	0.68	0.99	0.93	0.73	0.91	0.78	0.94	0.32
後期中等教育	0.61	0.68	0.97	0.92	0.68	0.91	0.90	0.93	0.56
高等教育	0.79	0.74	0.98	0.90	0.78	0.91	0.91	0.93	0.72
国平均	0.64	0.70	0.98	0.92	0.72	0.91	0.88	0.93	0.60
参考:投票率(IDEA)	0.45	0.59	0.95	0.77	0.60	0.80	0.75	0.87	0.45

出典：最下行のみ、IDEAのデータベースより (<http://www.idea.int/index.cfm>) より作成。

オーストラリアでは、投票が義務化されているため、10割に近い投票率となっている。ニュージーランド、スウェーデン、ノルウェー、デンマークにおける、この年齢層の投票率も9割程度と極めて高い。加えて、学歴による差がほとんど見られないことも特徴である。これに比べると、アメリカ、イギリス、日本、スイスにおける、この年代の投票率は6~7割程度で、かつ学歴ごとに差が見られる。アメリカでは、有権者登録制度の存在により、日本でも選挙に伴う様々な規制によって、投票への障壁が高いことが指摘されるが(福元, 2002:244)、それと一致する結果である。直接民主主義への志向性が強い、スイスの投票率もアメリカと同程度に低い。

次に教育が投票行動に与える効果を見よう。表9は、「投票ダミー」を従属変数に、「男性ダミー」、年代の変数をコントロール変数に、学歴及び教育年数を独立変数にして、ロジスティック回帰分析を国別に行った結果である。モデル1が教育年数、モデル2が学歴変数、モデル3はその双方を投入したモデルである¹¹⁾。分析の結果、独立変数が有意であったモデルのみを、表に示している。

アメリカ、ノルウェーでは、直線効果と閾値効果がともにある。アメリカでは「後期中等教育」「高等教育」がともに意味を持つものに対し、ノルウェーでは「後期中等教育」が有意となっており、「高等教育」の効果が、教育年数の効果に吸収されている。教育が一般的に投票行動を促進することに加えて、学校段階が上がることにプラス α の効果があるモデルである。

日本、イギリスでは「高等教育」が有意となっている。教育が比例的に投票に効果を持つのではなく、「高等教育」が閾値的な効果を有していると言える。スイスは、一見、教育年数に意味がある直線モデルを支持するよう見えるが、モデル1と3の係数を比較する

と、その効果は学歴の効果であることが分かる。

以上のように教育効果が見られる5ヶ国に対し、教育の直接効果が見られないオーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、デンマークの4ヶ国の特徴は、その平均的な投票率の高さと、分散の少なさである。これらの国では、教育以外の要因によって、平均的な投票率の高さが維持されており、教育は投票に対して直接効果を持たない。逆に言えば、政治体制や政治を取り巻く社会的要因によって、投票率が低い国において、教育年数や学歴の効果が顕在化すると言える。これらの国では、教育は政治参加を進める重要な役割を担っていると考えられる。前述したように、アメリカでは、選挙制度の障壁が高く投票率が低いことが指摘されており、教育に応じて能力が向上することによってその障壁が低くなると考えられる。また、スイスでは直接民主制への志向性が高く投票率が低い傾向にあるが、教育の影響を受けることで、特に学歴の高い層が投票に向かいやすい構図にある。このように、投票に関する制度や社会環境の差によって教育の影響のあり方も異なるため、教育の直接効果は一部の国に限定されたものとなっている。

表9 「投票ダミー」を従属変数にしたロジスティック回帰分析の結果（値は回帰係数）

アメリカ	モデル1	モデル2	モデル3	スイス	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	-0.39 **	-0.36 *	-0.36 **	男性ダミー	0.27	0.10	0.10
壮年ダミー	0.75 ***	0.79 ***	0.78 ***	壮年ダミー	0.78 ***	0.74 ***	0.75 ***
中年ダミー	1.58 ***	1.59 ***	1.63 ***	中年ダミー	1.44 ***	1.51 ***	1.51 ***
教育年数	0.27 ***		0.18 ***	教育年数	0.08 **		0.01
後期中等教育ダミー		1.47 ***	0.85 **	後期中等教育ダミー		0.92 **	0.91 **
高等教育ダミー		2.46 ***	1.15 **	高等教育ダミー		1.76 ***	1.72 ***
定数	-3.72 ***	-1.59 ***	-3.31 ***	定数	-1.45 ***	-1.56 ***	-1.64 ***
Nagelkerke R2	0.205 ***	0.200 ***	0.215 ***	Nagelkerke R2	0.103 ***	0.148 ***	0.148 ***
N	1,103	1,103	1,103	N	674	674	674

イギリス	モデル1	モデル2	モデル3	ノルウェー	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー		-0.16		男性ダミー	-0.01	-0.01	-0.03
壮年ダミー		0.53 *		壮年ダミー	0.76 **	0.78 **	0.80 **
中年ダミー		1.38 ***		中年ダミー	1.07 ***	1.16 ***	1.16 ***
教育年数				教育年数	0.20 ***		0.14 *
後期中等教育ダミー		0.28		後期中等教育ダミー		1.10 ***	0.78 **
高等教育ダミー		0.56 *		高等教育ダミー		1.50 ***	0.65
定数		-0.03		定数	-1.363 *	0.40	-1.02
Nagelkerke R2		0.079 ***		Nagelkerke R2	0.073 ***	0.082 ***	0.089 ***
N		600		N	1,025	1,025	1,025

日本	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	0.16	0.24	
壮年ダミー	0.19 ***	0.74 ***	
中年ダミー	0.22 ***	1.70 ***	
教育年数	0.04 ***		
後期中等教育ダミー		0.09	
高等教育ダミー		0.87 **	
定数	0.54 **	-0.36	
Nagelkerke R2	0.120 ***	0.129 ***	
N	834	834	

4. 投票外政治参加の分析

4.1. 教育の直接効果の検討

次に、「投票外政治参加」に教育が与える効果を見よう。まず、各国の学歴別平均値を見たのが、表10である。これを見ると、イギリス、日本を除いて、14点代後半～15点台の

平均値となっている。また、投票では、学歴で大きな差が見られなかった国（オーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、ノルウェー、デンマーク）でも、「投票外政治参加」については学歴による差が明確に現れている。「投票外政治参加」については、各国の政治体制の違いを超えて、教育の効果を検討することができるものと考えられる。

次に教育の直接効果を検討する。コントロール変数（性別、年代）と独立変数（教育年数、学歴）の、従属変数への効果を見たものが表 11 である¹²⁾。モデル 1～3 は表 9 と同じである。結果を見ると、投票とは異なり、全ての国で何らかの形の直接効果が見られる。

表 10 学歴別の投票外政治参加の平均値

学歴	US	UK	AU	NZ	JP	SE	NO	DK	CH
初等・前期中等教育	10.86	11.49	13.25	14.12	10.97	13.71	12.44	13.37	12.27
後期中等教育	14.06	12.91	14.85	15.61	10.53	14.41	14.36	14.55	14.12
高等教育	16.78	14.95	16.50	17.15	11.87	16.17	16.51	16.44	16.34
国平均	14.62	13.26	14.90	15.73	11.10	14.97	14.77	15.32	14.71

表 11 「投票外政治参加」を従属変数にした重回帰分析の結果（値は標準回帰係数）

アメリカ	モデル1	モデル2	モデル3	スウェーデン	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	-0.04	-0.04	-0.04	男性ダミー	-0.05	-0.06	-0.05
社年ダミー	0.05	0.07 *	0.06	社年ダミー	0.04	0.04	0.05
中年ダミー	0.17 ***	0.17 ***	0.17 ***	中年ダミー	0.07	0.05	0.07
教育年数	0.44 ***		0.32 ***	教育年数	0.27 ***		0.14 **
後期中等教育ダミー		0.38 ***	0.17 **	後期中等教育ダミー		0.11 *	0.05
高等教育ダミー		0.66 ***	0.25 **	高等教育ダミー		0.34 ***	0.21 **
adj R2	0.207 ***	0.183 ***	0.213 ***	adj R2	0.066 ***	0.071 ***	0.078 ***
N	1,097	1,097	1,097	N	804	804	804
イギリス	モデル1	モデル2	モデル3	ノルウェー	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	0.04	0.02	0.02	男性ダミー	-0.09 **	-0.09 **	-0.09 **
社年ダミー	0.20 ***	0.20 ***	0.21 ***	社年ダミー	0.09 *	0.10 *	0.10 *
中年ダミー	0.19 ***	0.19 ***	0.21 ***	中年ダミー	0.06	0.09 *	0.08 *
教育年数	0.29 ***		0.12 *	教育年数	0.41 ***		0.27 ***
後期中等教育ダミー		0.20 ***	0.18 ***	後期中等教育ダミー		0.26 ***	0.15 **
高等教育ダミー		0.45 ***	0.37 ***	高等教育ダミー		0.52 ***	0.24 **
adj R2	0.089 ***	0.139 ***	0.146 ***	adj R2	0.165 ***	0.153 ***	0.174 ***
N	554	554	554	N	890	890	890
オーストラリア	モデル1	モデル2	モデル3	デンマーク	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	-0.08 **	-0.07 *	-0.08 **	男性ダミー	-0.02	-0.02	-0.01
社年ダミー	0.08 *	0.12 **	0.11 **	社年ダミー	0.06	0.06	0.07
中年ダミー	0.08 *	0.10 **	0.19 **	中年ダミー	0.02	-0.01	0.03
教育年数	0.32 ***		0.19 ***	教育年数	0.22 ***		0.11 **
後期中等教育ダミー		0.23 ***	0.15 ***	後期中等教育ダミー		0.12	0.08
高等教育ダミー		0.40 ***	0.23 ***	高等教育ダミー		0.39 ***	0.32 ***
adj R2	0.100 ***	0.099 ***	0.115 ***	adj R2	0.046 ***	0.087 ***	0.095
N	1,234	1,234	1,234	N	731	731	731
ニュージーランド	モデル1	モデル2	モデル3	スイス	モデル1	モデル2	モデル3
男性ダミー	-0.03	-0.04	-0.04	男性ダミー	0.09 *	0.04	0.05
社年ダミー	0.03	0.03	0.03	社年ダミー	0.10 *	0.08	0.09
中年ダミー	0.16 ***	0.16 ***	0.17 ***	中年ダミー	0.03	0.03	0.03
教育年数	0.28 ***		0.13 *	教育年数	0.24 ***		0.14 **
後期中等教育ダミー		0.23 ***	0.17 ***	後期中等教育ダミー		0.17 *	0.15 *
高等教育ダミー		0.39 ***	0.27 ***	高等教育ダミー		0.40 ***	0.30 ***
adj R2	0.074 ***	0.084 ***	0.09 ***	adj R2	0.068 ***	0.079 ***	0.091 ***
N	861	861	861	N	735	735	735
日本	モデル1	モデル2	モデル3				
男性ダミー	0.07	0.09 *	0.08				
社年ダミー	0.18 ***	0.19 ***	0.19 ***				
中年ダミー	0.27 ***	0.27 ***	0.27 ***				
教育年数	0.19 ***		0.13				
後期中等教育ダミー		-0.04	-0.11				
高等教育ダミー		0.17 **	0.01				
adj R2	0.069 ***	0.074 ***	0.076 ***				
N	616	616	616				

日本以外の国では、直線効果と閾値効果がともに見られる結果となっている。アメリカでは、投票と同様に、教育が直線効果と閾値効果（2段階）を持つ。イギリス、オーストラリア、ニュージーランド、ノルウェー、スイスも同様の傾向である。スウェーデン、デンマークは直線効果、閾値効果がともにあるが、「高等教育」のみの1段階である。両国においては、高等教育がそれ以外の学歴にとって優位な位置にあると見ることができる。

日本では、単独で投入した際には、教育年数と、学歴（「高等教育」）がともに有意であるが、双方を投入すると、その影響力が消えてしまう。日本は直線効果と閾値効果が互換的で、どちらかしか存在しないモデルである。なお、年代の影響が明確であり、年代が上がるほど参加が上昇することも日本の特徴である。

4.2. 教育の媒介的効果の検討

次に、教育の媒介的効果を見よう。社会経済的地位と、ネットワークが投票外参加に与える影響をそれぞれ見たものが、表12、表13である。それぞれモデル1は、先ほどの表11におけるモデル3と同じもので、コントロール変数と、教育年数、学歴を投入したモデルである。これに加えて、表12では社会経済的地位に関する変数を、表13では、団体への所属に関する変数を投入した結果を示している。なお、表13の日本のモデル2以外はVIF（分散拡大要因）の値が10未満であり、多重共線性の問題が生じる可能性が低いことを確認した。以下、モデル1・2の係数の変化に注目して、各国の教育の効果を見る。

社会経済的地位については、アメリカでは社会的地位、収入がともに影響を与えており。「相対的効果」を示した先行研究とも整合的な結果を示している（Nie *et al.*, 1996）。アメリカは、教育が社会経済的地位を媒介にして、政治参加に影響を与えるという「社会経済的地位効果」仮説のモデルが最も当てはまりやすい国であると言える。格差の大きい社会では、教育を通じた社会経済地位の上昇が、権力や情報へのアクセスを容易にし、政治的な行動へとつながることを示す好例であると考えられる。

それ以外の国では、世帯収入の効果は存在しない。政治参加の研究では、金銭や時間、技術という参加者の有する資源の多寡が影響を持つことがしばしば指摘されてきたが、今回用いたデータでは、金銭的な資源の影響は見られないと言える。

イギリス、ノルウェー、デンマーク、スイスにおいては、社会的地位の影響が見られる。これに伴い、各国では学歴の係数が下がっており、社会的地位が学歴の効果を媒介し、政治参加に影響を与えるという「社会経済的地位効果」仮説を部分的に立証している。

オーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、日本では社会的地位、経済的地位に有意な効果が見られない。媒介的効果のうち、社会経済的地位の上昇という仮説はこれらの国では当てはまらないと言える。教育効果の媒介的効果は、異なる方面から検証される必要がある。

表 12 「投票外政治参加」を従属変数にした重回帰分析の結果 (2) (値は標準回帰係数)

アメリカ	モデル1	モデル2	スウェーデン	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.03	-0.01	男性ダミー	-0.05	-0.05
壮年ダミー	0.06	0.05	壮年ダミー	0.05	0.04
中年ダミー	0.17 ***	0.14 ***	中年ダミー	0.08	0.07
教育年数	0.30 ***	0.27 ***	教育年数	0.10	0.09
後期中等教育ダミー	0.19 **	0.16 *	後期中等教育ダミー	0.10	0.08
高等教育ダミー	0.29 **	0.19 *	高等教育ダミー	0.27 **	0.23 **
ノンマニュアルダミー		0.12 ***	ノンマニュアルダミー		0.07
世帯収入		0.10 **	世帯収入		0.04
adj R2	0.216 ***	0.235 ***	adj R2	0.075 ***	0.079 ***
N	987	987	N	738	738

イギリス	モデル1	モデル2	ノルウェー	モデル1	モデル2
男性ダミー	0.03	0.03	男性ダミー	-0.07 *	-0.07 *
壮年ダミー	0.21 ***	0.21 ***	壮年ダミー	0.11 **	0.10 *
中年ダミー	0.23 ***	0.23 ***	中年ダミー	0.09 *	0.08
教育年数	0.15 **	0.12 *	教育年数	0.29 ***	0.28 ***
後期中等教育ダミー	0.18 **	0.14 **	後期中等教育ダミー	0.13 **	0.12 *
高等教育ダミー	0.38 ***	0.33 ***	高等教育ダミー	0.23 **	0.19 *
ノンマニュアルダミー		0.10 *	ノンマニュアルダミー		0.08 *
世帯収入		0.04	世帯収入		-0.01
adj R2	0.166 ***	0.174 ***	adj R2	0.185 ***	0.187 ***
N	512	512	N	838	838

オーストラリア	モデル1	モデル2	デンマーク	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.10 **	-0.09 **	男性ダミー	-0.01	0.00
壮年ダミー	0.11 **	0.10 **	壮年ダミー	0.08	0.08
中年ダミー	0.11 **	0.11 **	中年ダミー	0.02	0.02
教育年数	0.19 ***	0.18 ***	教育年数	0.12 **	0.11 *
後期中等教育ダミー	0.14 ***	0.13 **	後期中等教育ダミー	0.08	0.07
高等教育ダミー	0.22 ***	0.18 **	高等教育ダミー	0.30 ***	0.27 ***
ノンマニュアルダミー		0.06	ノンマニュアルダミー		0.09 *
世帯収入		0.04	世帯収入		-0.02
adj R2	0.109 ***	0.112 ***	adj R2	0.092	0.096 ***
N	1,138	1,138	N	717	717

ニュージーランド	モデル1	モデル2	スイス	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.03	-0.03	男性ダミー	0.06	0.06
壮年ダミー	0.04	0.03	壮年ダミー	0.09	0.07
中年ダミー	0.18 ***	0.17 ***	中年ダミー	0.04	0.03 ***
教育年数	0.12 *	0.11 *	教育年数	0.16 **	0.11 *
後期中等教育ダミー	0.19 ***	0.18 **	後期中等教育ダミー	0.19 *	0.14
高等教育ダミー	0.31 ***	0.28 ***	高等教育ダミー	0.34 ***	0.24 **
ノンマニュアルダミー		0.07	ノンマニュアルダミー		0.17 ***
世帯収入		0.03	世帯収入		0.06
adj R2	0.100 ***	0.103 ***	adj R2	0.112 ***	0.138 ***
N	815	815	N	616	616

日本	モデル1	モデル2
男性ダミー	0.06	0.06
壮年ダミー	0.19 ***	0.18 ***
中年ダミー	0.27 ***	0.27 ***
教育年数	0.13	0.13
後期中等教育ダミー	-0.10	-0.11
高等教育ダミー	0.01	0.01
ノンマニュアルダミー		-0.03
世帯収入		0.03
adj R2	0.068 ***	0.066 ***
N	567	567

次に、「団体所属」の効果について見ると (表 13), 全ての国で「団体所属」は政治参加に正の効果をもっている。仮に団体を、政治的な団体 (政党と労働組合) と社会的な団体 (スポーツ, レジャー, 文化活動のグループとその他のグループ) に分けて分析しても,

ほぼ同様の結果が得られるため、団体の種類ではなく、団体に所属すること自体に意味があると考えられる。

表 13 「投票外政治参加」を従属変数にした重回帰分析の結果 (3) (値は標準回帰係数)

アメリカ	モデル1	モデル2	スウェーデン	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.04	-0.06 *	男性ダミー	-0.03	-0.07 *
壮年ダミー	0.06	0.03	壮年ダミー	0.05	-0.01
中年ダミー	0.17 ***	0.10 ***	中年ダミー	0.06	0.02
教育年数	0.32 ***	0.17 ***	教育年数	0.14 **	0.09
後期中等教育ダミー	0.17 **	0.09	後期中等教育ダミー	0.07	0.04
高等教育ダミー	0.25 **	0.09	高等教育ダミー	0.22 **	0.16 *
団体所属		0.49 ***	団体所属		0.41 ***
adj R2	0.214 ***	0.396 ***	adj R2	0.078 ***	0.237 ***
N	1,096	1,096	N	751	751

イギリス	モデル1	モデル2	ノルウェー	モデル1	モデル2
男性ダミー	0.01	-0.03	男性ダミー	-0.09 **	-0.10 ***
壮年ダミー	0.20 ***	0.12 *	壮年ダミー	0.11 *	0.04
中年ダミー	0.20 ***	0.09	中年ダミー	0.08	-0.01
教育年数	0.10 *	0.08	教育年数	0.29 ***	0.25 ***
後期中等教育ダミー	0.20 ***	0.12 **	後期中等教育ダミー	0.15 **	0.09
高等教育ダミー	0.40 ***	0.25 ***	高等教育ダミー	0.21 **	0.12
団体所属		0.35 ***	団体所属		0.33 ***
adj R2	0.154 ***	0.249 ***	adj R2	0.176 ***	0.274 ***
N	533	533	N	890	860

オーストラリア	モデル1	モデル2	デンマーク	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.08 **	-0.09 ***	男性ダミー	-0.02	-0.04
壮年ダミー	0.09 *	0.01	壮年ダミー	0.07	0.03
中年ダミー	0.10 *	-0.03	中年ダミー	0.04	-0.03
教育年数	0.19 ***	0.10 **	教育年数	0.10 *	0.05
後期中等教育ダミー	0.16 ***	0.09 **	後期中等教育ダミー	0.09	0.03
高等教育ダミー	0.23 ***	0.14 ***	高等教育ダミー	0.33 ***	0.25 ***
団体所属		0.46 ***	団体所属		0.39 ***
adj R2	0.112 ***	0.302 ***	adj R2	0.092 ***	0.235 ***
N	1,185	1,185	N	684	684

ニュージーランド	モデル1	モデル2	スイス	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.04	-0.04	男性ダミー	0.05	-0.03
壮年ダミー	0.03	-0.05	壮年ダミー	0.09 *	0.03
中年ダミー	0.18 ***	0.03	中年ダミー	0.04	-0.02
教育年数	0.12 *	0.08	教育年数	0.13 **	0.10 **
後期中等教育ダミー	0.17 **	0.08	後期中等教育ダミー	0.15 *	0.07
高等教育ダミー	0.28 ***	0.17 **	高等教育ダミー	0.31 ***	0.17 *
団体所属		0.45 ***	団体所属		0.42 ***
adj R2	0.092 ***	0.273 ***	adj R2	0.089 ***	0.249 ***
N	806	806	N	731	731

日本	モデル1	モデル2☆
男性ダミー	0.08	0.04
壮年ダミー	0.18 **	0.10 *
中年ダミー	0.28 ***	0.15 **
教育年数	0.17	
後期中等教育ダミー	-0.15	-0.08
高等教育ダミー	-0.03	0.12
団体所属		0.36 ***
adj R2	0.087 ***	0.198 ***
N	533	533

団体に所属することの媒介的効果を、最も良く示しているのがアメリカである。モデル 2 では学歴の効果が有意でなくなり、教育の効果がネットワーク変数によって媒介されていることがうかがえる。教育を通じて何らかの団体に所属することが、ネットワークを広

げ、政治参加の基盤を形成していると言える。ノルウェーも、ほぼ同様のモデルを示し、学歴の効果は「団体所属」の効果に吸収されている。スイスにおいては、「後期中等教育」の効果は「団体所属」によって代替されるが、「高等教育」の直接効果も存在する。

イギリス、オーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、デンマークでは、教育年数の効果が「団体所属」によって代替されていることがうかがえる。つまり、直線効果の一部が、団体所属によって媒介されているのである(アメリカにもその傾向は見られる)。CERI (2010) が示すように、教育は認知的スキルに加えて、社会的ネットワークの形成などの非認知的スキルも育むと見ることができる。

さらに、これらの国では、ネットワーク変数の持つ直接効果とともに、学歴(「高等教育」)の影響もある。教育年数の効果を統制した上での結果であり、高等教育を受けることによる独自の効果が存在することがうかがえる。

なお、日本については、モデル2で、「高等教育」のVIFの値が10を超えたため、多重共線性を避けるため、「高等教育」と相関が高い教育年数を除いた分析を行った。分析結果を見ると、学歴はどちらのモデルでも有意ではない。教育の媒介的效果の存在を証明するためには、教育が団体への所属に有意な効果を持ち、学歴の効果が団体所属によって吸収されていることを示す必要があるが、今回のデータはそれを証明するものではない。ただし、結果の解釈には注意が必要である。蒲島(1988)や福元(2002)の整理によれば、教育が、都市・地方部という居住地区や、自営業といった職業形態と相互に効果を持ち合うことで、効果が相殺されている可能性があるからである。日本における教育の効果を分析するには、他国と異なるモデルを用いることが必要だろう。

さらに、メディア参加を省いたことによる補足の分析として、「政治情報の入手」を媒介変数としたモデルの検討も行った。「団体所属」が非認知的スキルを示すとすれば、「政治情報の入手」は認知的スキルに関わるものである。コントロール変数・独立変数に加えて、「政治情報の入手」を加えて分析を行った結果が、表13である¹³⁾。これを見ると、「政治情報の入手」は、政治参加に正の効果を持つことが分かる。係数の変化を見ると、スウェーデンを代表的なモデルとし、その他にオーストラリア、ニュージーランド、デンマーク、スイスで、「政治情報の入手」は、「高等教育」の効果を一部媒介することが分かる。また、ニュージーランドやデンマークでは教育年数の効果も一部代替する形となっている。これらの結果は、教育によって政治への積極的な態度が生まれ、それが政治参加を促すという仮説を支持するものである。

なおここでも日本における教育の媒介的效果は検証できない。社会経済的地位、団体の所属と合わせて、今回用いたデータでは、日本における教育の媒介的效果を確認することはできなかった。

表 14 「投票外政治参加」を従属変数にした重回帰分析の結果 (4) (値は標準回帰係数)

オーストラリア	モデル1	モデル2	スウェーデン	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.08 **	-0.12 ***	男性ダミー	-0.06	-0.11 ***
壮年ダミー	0.11 **	0.06	壮年ダミー	0.05	0.01
中年ダミー	0.11 **	0.01	中年ダミー	0.08	-0.03
教育年数	0.20 ***	0.17 ***	教育年数	0.15 **	0.10 *
後期中等教育ダミー	0.17 ***	0.12 **	後期中等教育ダミー	0.05	0.02
高等教育ダミー	0.24 ***	0.13 **	高等教育ダミー	0.20 **	0.07
政治情報の入手		0.36 ***	政治情報の入手		0.41 ***
adj R2	0.125 ***	0.238 ***	adj R2	0.081 ***	0.224 ***
N	1,191	1,191	N	784	784

ニュージーランド	モデル1	モデル2	デンマーク	モデル1	モデル2
男性ダミー	-0.04	-0.08 *	男性ダミー	-0.01	-0.07
壮年ダミー	0.04	0.02	壮年ダミー	0.07	0.05
中年ダミー	0.17 ***	0.10 *	中年ダミー	0.04	-0.03
教育年数	0.12 *	0.07	教育年数	0.11 **	0.06
後期中等教育ダミー	0.17 **	0.15 **	後期中等教育ダミー	0.08	0.09
高等教育ダミー	0.27 ***	0.20 **	高等教育ダミー	0.31 ***	0.24 ***
政治情報の入手		0.32 ***	政治情報の入手		0.35 ***
adj R2	0.087 ***	0.176 ***	adj R2	0.091	0.195 ***
N	839	839	N	724	724

日本	モデル1	モデル2	スイス	モデル1	モデル2
男性ダミー	0.08 *	0.04	男性ダミー	0.05	0.03
壮年ダミー	0.19 ***	0.15 **	壮年ダミー	0.09	0.07
中年ダミー	0.27 ***	0.20 ***	中年ダミー	0.03	0.00
教育年数	0.13	0.07	教育年数	0.14 **	0.15 ***
後期中等教育ダミー	-0.11	-0.11	後期中等教育ダミー	0.14 *	0.13
高等教育ダミー	0.01	0.00	高等教育ダミー	0.30 ***	0.26 ***
政治情報の入手		0.23 ***	政治情報の入手		0.15 ***
adj R2	0.078 ***	0.122 ***	adj R2	0.090 ***	0.109 ***
N	603	603	N	734	734

5. 考察

5.1 本研究の知見

ここまでの、各国で教育が政治参加に対して持つ効果をまとめると以下の通りである。

まず、直接効果については全ての国で検証されたが、国によって、投票や、投票以外の政治参加に与える効果のあり方が異なっていた。媒介的效果については、各国で媒介となる変数が異なっていた。社会経済的地位、団体所属の媒介的效果が存在したアメリカ、社会的地位、団体所属の媒介的效果があったデンマーク、スイス、イギリス、ノルウェー、団体所属の媒介的效果があったオーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、そして媒介的效果を検証できなかった日本である。加えて、政治情報の入手については、日本以外のデータが存在する全ての国で媒介的效果が検証された。

(1) 直接効果

- ・ アメリカ、ノルウェー：投票、「投票外政治参加」に、(a) 直線効果・(b) 閾値効果。
- ・ イギリス、スイス：投票に (b) 閾値効果。「投票外政治参加」に (a) 直線効果と、(b) 閾値効果。
- ・ スウェーデン、デンマーク、オーストラリア、ニュージーランド：「投票外政治参加」

にのみ、(a) 直線効果・(b) 閾値効果が存在。

- ・ 日本：投票、「投票外政治参加」に (b) 閾値効果。

(2) 媒介的效果

- ・ アメリカ：(a) 社会経済的地位，(b) 団体所属の媒介的效果。
- ・ デンマーク，スイス：(a) 社会的地位，(b) 団体所属，(c) 政治情報の入手の媒介的效果。
- ・ イギリス，ノルウェー：(a) 社会的地位，(b) 団体所属の媒介的效果。
- ・ オーストラリア，ニュージーランド，スウェーデン：(b) 団体所属，(c) 政治情報の入手の媒介的效果。
- ・ 日本：媒介的效果検証されず。

本研究では、これまで各国での実証研究に基づき形成された、政治参加に教育が持つ効果についての仮説を、国際比較データに基づいて検討してきた。政治体制や、社会環境の影響を強く受ける投票行動ではその効果は見えにくかったが、自発的意思の発露とも言える投票外の政治参加については、教育は直接的、媒介的な影響を与えていることが明らかとなった。ただし、その影響のあり方は国によって異なっていた。アメリカのように、どの仮説に基づいても教育の効果が見られる国がある一方で、日本のように教育の効果を明確に説明できない国も存在した。

日本において、政治参加に対して教育の効果が見られないことについては、既存の研究結果と合致するものである(蒲島, 1988; 福本, 2002)。団体所属や政治情報の入手といった、認知的スキルや非認知的スキルが求められる行動が、政治参加に有意な正の効果を持ちながら、それらのスキルの育成に教育が果たす役割が明確でないことが日本の特徴である。ただし今回の分析では、主に初等・中等・高等教育に焦点を当てているため、成人期以降の学習の機会や教育の効果により、団体所属や政治情報へのアクセスが促され、それが政治参加に正の効果を持つ可能性は否定できない。前述の OECD/CERI の「学習の社会的成果」プロジェクトにおいても成人期以降の教育の効果について、実証研究が不足していることが指摘されており (CERI, 2010)、教育の射程をより広くとり、政治参加に教育が与える効果を検証していくことが課題である。

また、日本以外の国においては、教育の媒介的效果が示されたものの、どの変数が媒介的な効果を有するかは国によって異なっていた。アメリカのように社会経済的地位双方の影響がある国もあれば、スウェーデンのように地位ではなく、団体所属や政治情報の入手が政治参加に影響を与えている国も存在する。それぞれの国の政治的・社会的・経済的状況によって、教育の持つ役割は異なると考えられ、今回の分析結果で示されたような教育の成果が示される理由を検討することが重要となる。

冒頭で述べたように、近年 OECD や EU で、コンピテンシーやシティズンシップをキーワードにした、「新しい能力」観が提示されている。確かに、市民的な能力の育成を射程に入れた、これらの能力観に基づく教育政策・職業政策が推進されることで、社会的不平等や格差が拡大する可能性が存在する（本田編, 2010）。例えば、人生初期の初等・中等・高等教育段階で育まれる認知的・非認知的スキルの多寡によって、その後の「政治的社会化」のあり方が大きく左右され、社会への関与の程度が累積的に異なって来ることが考えられる。しかし、今回検討してきたように、教育によって投票や、投票以外の政治参加が向上することで、社会的な統合が高まり、社会的な不平等を是正する政策への道筋が開かれる可能性も存在する。重要なことは、これらの政策が推進される際に、社会的・認知的なスキルが政治参加に果たす役割が検証され、どのような教育システムが、これらのスキルを育むのに有効であるかが比較・検討されることである。国際比較は、その有効な方法であると言える。

5.2 今後の研究課題

今回の研究では、ISSP2004 のデータを用いて、対象国を限定した上で、政治参加に教育が持つ効果を検証してきた。投票については、投票率の低い国において、教育の効果が見られ、投票外の政治参加については各国で教育が持つ直接的、媒介的な効果が明らかとなった。

今後の研究課題としては、国際比較の方法をより洗練させていくことが求められる。マルチレベル分析などを用いて、マクロレベルの変数を統制した上で、ミクロレベルの分析を行うことが考えられる。例えば、本研究で対象国を選定する際に用いた、平均教育年数や学歴別人口の割合、もしくは政治参加に関わる制度や環境（投票率や、政治参加を促す制度の存在）をマクロレベルの変数として統制しつつ、それぞれの受けた教育が、直接的、媒介的にどのようなシティズンシップを育んで行くかを検討していく方法が考えられる。また、それぞれの国の社会経済的な環境によって、教育の持つ効果が異なる可能性にも留意が必要である。社会的不平等の度合いや、平等への志向性が異なる社会においては、政治参加の持つ意味が異なり、結果として教育の持つ影響力も変化するだろう。これらの変数をコントロールして分析を行っていくことも求められる。

このように方法論を精緻化していくことで、今回対象にできなかった国にも射程を広げ、教育が「政治的社会化」に果たす役割の、国際比較研究を行うことが可能となるだろう。ただし、対象とする国を広げれば、それだけ政治体制や教育システムの差異が大きくなり、投票や投票以外の政治参加の持つ意味合いが異なっていくことも考えられる。各国のシティズンシップを比較検討するための、別の代理変数の検討も重要な課題となる。

これらについては、今後の研究課題としたい。

[注]

- 1) Hoskins *et al.* (2006) や Hoskins *et al.* (2008) は, ICCS や ESS を用いて, この指標間の関係を分析した重要な研究である. ただし, 両研究は教育の効果を直接検討するものではない.
- 2) これらの視点に基づく研究を総括した福元 (2002:240) は, 日本では「教育による参加促進効果はなく, 農林漁業・商工業者などの中間層の方が参加が旺盛で, 市部よりも郡部の方が参加が多く, 男女差も明確でない」ことを指摘している.
- 3) Freedom House はアメリカに拠点を置く国際 NGO で, 毎年「世界の自由度」を公表しており, 1973 年以降の各国の自由度の推移を見ることができる. 詳しくは同団体の HP を参照 (<http://www.freedomhouse.org/template.cfm?page=1>, 2011 年 1 月 1 日参照).
- 4) 政治的権利に関する 10 項目, 市民的自由に関する 15 項目について, 0~4 点の 5 段階評価を行ったものを集計し, それを 7 段階に分類した結果, 「政治的権利」「市民的自由」ともに, 1・2 の高評価を受けている国々を指す.
- 5) このように, 国によって政治参加に教育が持つ意味が異なることについては, Verba *et al.* (1978=1981) の古典的な比較研究以来, しばしば指摘されてきたところである.
- 6) この基準は, 日本の教育システムとの形式的な類似性によるものであり, 学校のタイプや, カリキュラムなどの実質的な類似性を示すものではない.
- 7) なお, この他に条件を満たす国については, 以下の理由で除外した. ドイツは, (a) ~ (c) の条件全てを満たすが, 東西ドイツの教育体制や政治体制の異同を考え, 1 国として分析することが妥当ではないと考え除外した. カナダは, (b) の成人人口中の高等教育修了者が 50%を超えており, 教育が持つ意味合いが異なると考え, 分析から割愛した.
- 8) より詳細には, 参加している団体の, 階層構造や, 会話の質, 団体参加への積極性などの要因が影響するとされる (平野, 2002; 池田, 2002; Ikeda and Richey, 2005).
- 9) 例えば, Skocpol (1993=2007) は, アメリカの市民社会が直接参加から間接参加に移行している様子を描いている. また, 坂本 (2008) は, 政治のパフォーマンスを向上させるための, 間接参加の重要性を説いている.
- 10) このうち, 「マスコミに連絡をとる」と「インターネット上での政治的討議」は, 直接参加と間接参加の両方に属する中間的な活動であると考えられるため, メディア参加としている.
- 11) いずれの場合も, 多重共線性の確認を行い, VIF の値は 10 未満であった.
- 12) いずれの場合も, 多重共線性の確認を行い, VIF の値は 10 未満であった.
- 13) いずれの場合も, 多重共線性の確認を行い, VIF の値は 10 未満であった. なお, アメリカ, イギリス, ノルウェーではデータが存在しないため, それ以外の 6 ヶ国で分析を行っている.

[Acknowledgment]

The data utilized in this paper were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[謝辞]

2010 年度二次分析研究会のアドバイザーである荒牧央先生（NHK 放送文化研究所）、佐藤香先生、田辺俊介先生（ともに東京大学社会科学研究所）に感謝を申し上げます。研究会の中で度々貴重なご助言を頂き、ありがとうございました。また、同研究報告会では、コメンテーターの保城広至先生（東京大学社会科学研究所）からも非常に有益なコメントを頂きました。記して感謝を申し上げます。

[参考文献]

- Ad hoc Committee of Experts for the European Year of Citizenship through Education, 2006, Education for Democratic Citizenship and Human Rights: Programme of Activities(2006-2009) “Learning and living democracy for all.”
- Campbell, 2006, “What is Education’s Impact on Civic and Social Engagement?” in R. Desjardin and T. Schuller, “Measuring the Effects of Education on Health and Civic/social Engagement,” OECD.
- Centre for Educational Research and Innovation, 2007, *Understanding the Social Outcomes of Learning*. (=2008, 坂巻弘之・佐藤郡衛・川崎誠司訳『学習の社会的成果：健康、市民・社会的関与と社会関係資本』明石書店.)
- Centre for Educational Research and Innovation, 2010, *Improving Health and Social Cohesion through Education*.
- European Parliament and the Council of the European Unions, 2006, “Recommendation of the European Parliament and of the Council, of 18 December 2006, on Key competences for Lifelong Learning.”
- 福元健太郎, 2002, 「参加」 福田有広・谷口将紀編『デモクラシーの政治学』東京大学出版会, 234-250.
- 平野浩, 2002, 「社会関係資本と政治参加：団体・グループ加入の効果を中心に」『選挙研究』17, 19-30.
- 本田由紀編, 2010, 『転換期の労働と<能力>』（労働再審1）大月書店.
- Hoskins, B., Jesinghaus, J., Mascherini, M., Munda, G., Nardo, M., Saisana, M., Van Nijlen, D., Vidoni D., and Villalba, E., 2006, “Measuring Active Citizenship in Europe,” CRELL Research Paper 4.
- Hoskins, B., Villalba, E., Van Nijlen, D., and Barber, C., 2008, “Measuring Civic Competence in Europe: A Composite Indicator Based on IEA Civic Education Study 1999 for 14 Years Old in

- School, “JRC Scientific and Technical Reports.
- 池田謙一, 2002, 「2000年衆議院選挙における社会関係資本とコミュニケーション」『選挙研究』17, 5-18.
- Ikeda, K. and Richey, S. E., 2005, “Japanese Network Capital: The Impact of Social Networks on Japanese Political Participation,” *Political Behavior*, 27, 239-260.
- 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』東京大学出版会.
- Keating, A., Orloff, H.D., and Philippou, S., 2009, “Introduction: Citizenship education curricula: the changes and challenges presented by global and European integration,” *Journal of Curriculum Studies*, 41 (2), 145-158.
- Kekic, L., 1997, “The Economist Intelligence Unit’s index of democracy.”
- 小林久高, 2000, 「政治意識と政治参加の実態」間場寿一編『政治』東京大学出版会, 43-88.
- Nie, N. H., Junn, J., Stehlik-Barry, K., 1996, *Education and Democratic Citizenship in America*, University of Chicago Press.
- OECD, 2002・2005, *Education at a Glance, 2002, 2005*.
- Rosenstone, S. J. and Hansen, J. M., 1993, *Mobilization, Participation and Democracy in America*, Macmillan.
- 坂本治也, 2010, 『ソーシャル・キャピタルと活動する市民：新時代日本の市民政治』有斐閣.
- 澤野由紀子, 2009, 「世界でもっとも競争力のある知識社会をめざして」佐藤学・澤野由紀子・北村友人編『揺れる世界の学力マップ』（未来への学力と日本の教育10）明石書店, 24-49.
- Schuller, T. and Field, J., 1998, “Social Capital, Human Capital and the Learning Society,” *International Journal of Lifelong Education*, 17 (4), 226-235.
- Skocpol, R., 1993, *Diminished democracy: From Membership to Management in American Civic Life*, University of Oklahoma Press. (=2007, 河田潤一訳, 『失われた民主主義：メンバーシップからマネージメントへ』慶應義塾大学出版会.)
- 立田慶裕, 2007, 「生涯学習のためのキー・コンピテンシー：理論的枠組みから実践的展開へ」『生涯学習・社会教育研究ジャーナル』1, 157-198.
- 坪郷實編, 2009, 『比較・政治参加』ミネルヴァ書房.
- Tenn, S., 2005, “An Alternative Measure of Relative Education to Explain Voter Turnout,” *The Journal of Politics*, 67 (1), 271-282.
- Verba, S., Nie, N. and Kim, J., 1978, *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*, Cambridge University Press. (=1981, 三宅一郎・蒲島郁夫・小田健著訳, 1981, 『政治参加と平等：比較政治学的分析』東京大学出版会.)
- Verba, S., Scholzman, K. L. and Brady, H. E., 1995, *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*, Harvard University Press.
- 山田真裕, 2004, 「投票外参加の論理：資源、指向、動員、党派制、参加経験」『選挙研究』19, 85-99.

若者の政治的無関心は本当か？

—世代間断絶と社会秩序の高次化に関する考察—

高橋 征仁

(山口大学)

若者の政治的無関心は、1970年代以降、日本社会の大きな問題点として位置付けられてきた。1960年代後半の政治的挫折とその後の消費文化の台頭によって私生活主義が浸透し、若者の政治的無関心が常態化したと理解されている。しかし、この私生活主義モデルによる説明は、国際社会調査プログラム（ISSP）の分析結果と必ずしも合致しない。第1に、若者の政治的無関心は、日本社会固有の現象ではなく、準普遍的といえるほど広範に見出される傾向である。第2に、若者の政治的無関心は、選挙や市民運動などの再調整課題に限られており、革命やデモなどの政治的活動に関しては、極めて関心が高い。第3に、政治的関心の意味内容をめぐるこの年齢差は、政治システムの安定した国々においてより顕著である。これらの点からすると、若者の政治的無関心は、社会秩序の阻害要因ではなく、むしろ社会秩序の高次化において重要な役割を果たしてきたのではないかと考えられる。

1. 問題の所在—「若者の政治的無関心」をめぐる常識への挑戦

1.1 「若者の政治的無関心」をめぐる従来の説明枠組み—私生活主義モデル

「若者の政治的無関心」は、1970年代以降、日本社会の大きな問題点の一つとして取り上げられ、その後、社会問題として定式化されるようになってきた。この「若者の政治的無関心」に関して、日本の社会学は、1970年代における私生活主義の浸透という枠組みから説明を行ってきた。すなわち、戦後の日本人の社会意識は、「滅私奉公」という前近代的な束縛から解放され、私的欲望を肥大化させる一方で、公的領域から疎外されているために、私生活への偏向を余儀なくされてきたと説明されてきた（見田 1979, 1984；田中 1974；宮島 1983；桜井 1985；井上 1973）。もちろん、これらの論者の間には、研究方法や問題関心という点で多少違いがみられる。しかし、「若者の政治的無関心」を、伝統からの離脱と公的領域からの疎外、消費文化への傾倒という3点から捉え、両面的に位置づけようとしてきた点では共通している。本稿では、こうした説明枠組みを「若者の政治的無関心」に関する「私生活主義モデル」と呼ぶことにしたい。

この私生活主義モデルは、当時、社会学の内外において非常に高く評価された。これらの研究によって、戦後の社会意識研究の黄金期が形成されたといっても過言ではないだろう。私生活主義をめぐる研究においては、ファシズムを生んだ政治的土壌からの脱却と民主主義的社会の形成という明確な課題意識の下に、前近代と近代、脱近代とが交錯する日本固有の状況が取り上げられてきた（見田・山本・佐藤 1985）。そ

して、若者たちを中心とする社会意識の変容が、一方においては、新しい共同性や人間主義の萌芽として評価されると同時に、他方においては、民主的な政治文化の未熟さゆえに、主体的な政治参加（≡自立した個人）へと結びついていない点が問題視されてきた。戦後の日本社会の激動をどのように理解すればよいのかという時代の要請に対して、これらの研究が、当時として最善の回答であったということは、疑問の余地がない。

しかしながら、この私生活主義モデルの説得力は、当時の人々の共通した経験—日米安全保障条約やベトナム戦争、公害問題、大学自治などをめぐって1960年代後半に活発化した学生運動とその挫折—に由来しているようにも思われる。たとえば、桜井（1985:120）は、若者たちが社会や政治を語る言葉を失っていった経緯を次のように説明している。

あいまいな人間関係やあいまいな「ことば」を許さないという全共闘運動が暴力的なテロリズムへと自己解体していった後、社会を支配したのは、対立に対する極度の恐怖感だったのではなかっただろうか。おそらくそれは、かつてないほどの社会的な規制力として働き始めたように思われる。

たしかに、このような説明は、「よど号ハイジャック」（1970年）や「あさま山荘事件」（1972年）などの事件報道を通じて、若者たちの政治的議論が鎮静化され、回避されるようになったプロセスを想起すれば、納得しやすいかもしれない。しかし、マスコミ報道を媒介とした人々のリアリティや当事者たちの自己了解が、そのまま社会意識の変容メカニズムとして適切かどうかについては、疑問の余地があるだろう。

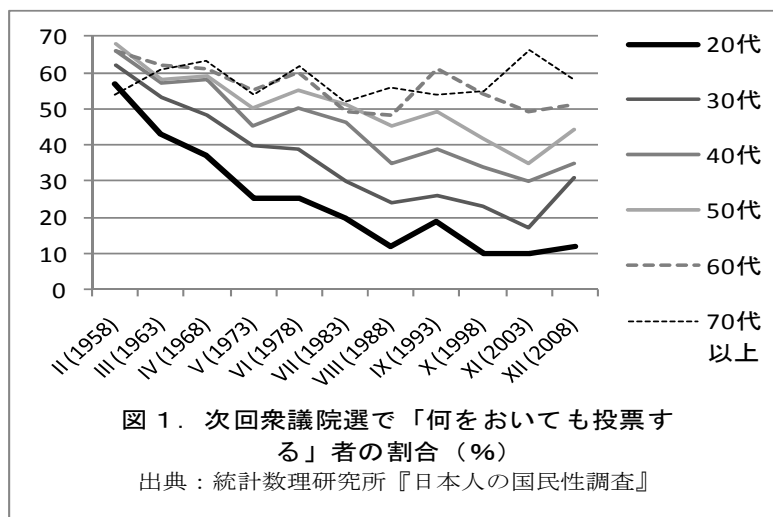
1970年代の日本社会という特定の文脈を離れて、もう少し巨視的な観点から「若者の政治的無関心」を捉え返してみた場合、私生活主義モデルは、本当に妥当なものだろうか？本稿では、国際社会調査プログラム（ISSP）のデータに依拠しながら、次の3つの問いを立てることで、この私生活主義モデルを批判的に検討していくことにしたい。すなわち、「若者の政治的無関心は、日本固有の現象だろうか？」、「変化したのは若者の志向性ではなく、政治の意味内容ではないのか？」、「世代間の断絶やズレは、必ずしも民主的な社会の危機要因ではなく、むしろ重要な発展要因ではないのか？」という問いである。ここでは、それぞれの問いのインプリケーションについて、説明を加えておくことにしよう。

1.2 私生活主義モデルの問題①—コンテキスト主義

私生活主義モデルの基本的な問題点は、1960年代から70年代の日本社会のコンテキストに限定された説明を行っている点にある。私生活主義モデルでは、若者の政治的無関心が、日本社会特有の問題状況によるものと考えられ、そうしたコンテキストを構成している3要素（伝統、消費的欲望、疎外）に原因が帰属されてきた。そのた

め、理念モデルとしての欧米とのギャップだけが強調され、グローバルな観点からの実証的分析を欠いていた。また、コンテキスト内部での議論に止まっているために、「新しい若者」が議論の焦点となり、加齢効果と時代効果も分別されないままであった。社会意識の変容に関する一般的メカニズムの検討にまでは至らなかったのである。

しかし、後に示すように、「若者の政治的無関心」は、政治文化が成熟しているはずの欧米を含めて、安定した社会において頻繁に観察される現象である。したがって、「若者の政治的無関心」が近代社会における疎外の帰結であるという説明は、どうも受け入れにくい。さらに、加齢効果と時代効果の区別を導入すると、こうした説明が不適切であることがわかる。もし、疎外という社会的経験が政治的無関心を生み出すのであれば、加齢とともに政治的無関心は増加するはずである。ところが、実際には完全に逆である。「政治に無関心になった若者」というのは、統計上のフィクションにすぎない。



具体例を挙げてみよう。図 1 は、『日本人の国民性調査』の中の衆議院選挙への関心の移り変わりを示したものである。これによると、20代や30代を中心に、「何をおいても投票する」と回答した割合が大きく減少してきた。こうした変化は、一見、「若者が

政治的（衆院選）に無関心になった」ことを示しているようにも思える。しかし、それは錯覚である。それぞれの調査対象者たちが経験するライフコース上の平均的な変化からいえば、そのような変化を経験した者はほとんどいない。この図でいえば、一定のコーホートにおける回答率は、時間の経過とともに左下から右上へと移行していく。したがって、個人レベルでは、加齢とともに「政治に無関心になる」のではなく、むしろ、「政治に関心をもつ」ようになっていくのである。したがって、説明しなければならないのは、新たに調査対象者となる 20 代の若者が、なぜ以前の世代よりも政治的関心が低いのかという点である。

さらに興味深いことに、この図 1 は、「政治的無関心」の増加が、1963 年の時点ですでに始まっていたことを示している。この結果は、日米安保に対する無関心層が 1962 年調査で 6 割近く存在していたという指摘（佐藤 2009）とも符合する。このことが示唆しているのは、メディアを媒介とした人々の記憶と歴史的記録のズレという点だけ

ではない。政治的関心の低下が1960年代後半の政治的挫折を直接の契機とするものではなく、それ以前の時期からの一貫した傾向であるということにほかならない。

したがって、若者の政治的無関心は、私生活主義モデルで想定されるより、年齢的にも時代的にも早く発生していることになる。ただし、このような「若者の政治的無関心」を、若者の政治的参加や社会的経験の欠如という社会化の結果とみなすのは無理がある。そうした社会化モデルでは、10代後半の若者たちが急激に既存の社会に対して反抗したり、距離を置いたりするようになる変化をうまく説明できないからである¹⁾。若者たちが急激に社会を相対化していく発達的变化と、若者たちの関心を特定の領域へと水路付けていく時代的变化との関連を紐解いていくことが、「若者の政治的無関心」を明らかにするうえで重要であると考えられる。

1.3 私生活主義モデルの問題②—心のモジュール性

私生活主義モデルの第2の問題点として、社会意識のあり方を重層的構造として捉えていたことが挙げられる。これまでの社会意識研究では、人間の心が一つであり、全体としてまとまっているということが暗黙の了解であった。これに対して、最近の認知心理学や進化心理学、神経科学、霊長類学などにおいては、人間の心が、特定領域の課題に特化した「モジュール」から複合的に成り立っていると考える方が広まりつつある(Turiel 1989; Haidt 2007, 2008; Pinker 1997; Greene et al. 2004; de Waal 1996)。それぞれのモジュールは、ヒトの進化のプロセスにおいて、特定の課題を処理するオプションとして追加されてきたと考えられている。

これらの「モジュール」説において、それぞれのモジュールは、一定のインデックスに依拠したカテゴリー・ベースの情報処理を優先的に行っているとされる。人間が素早く状況を定義し、直観的に判断できるのは、こうした心のモジュール性のためであると考えられている。しかしその一方で、複数の領域にまたがる課題に直面すると、うまく処理できず、複数の心の間で板挟みになることもある。

このような観点からすると、人間の社会意識や政治意識を単純なヒエラルキーや構造とみなして理解しようとする試みには限界があることになる。たとえば政治的無関心といっても、それは多くの場合、選挙や議会政治、市民運動、政治ニュースなどに対する関心の低さを指しているにすぎない。言い換えるなら、既存の社会体制を前提とした再配分や再調整システムとしての政治システムについて、若者が関心を示すことはほとんどない。しかし他方、革命やデモ、テロリズム、個人の生命や自由、救済といったテーマが政治の主題である場合、若者の政治的関心は非常に高くなると考えられる。このような一般的傾向が成り立つならば、若者が政治に無関心になったというより、むしろ政治の課題や意味内容が社会の発展とともに変化してきたと考えることもできるだろう。「あなたは政治に関心がありますか？」という問いに対する回答は、

「政治」の意味内容についての対象者の直観的判断に大きく依存しているはずである。

1.4 私生活主義モデルの問題③—世代間断絶の機能的意義

私生活主義モデルの第3の問題点として、若者の政治的社会化に関する規範主義的態度を指摘することができるだろう。「若者の政治的無関心」は、現代社会における一種の「病理」として捉えられてきた。私生活主義モデルにおいては、民主主義社会の基礎を侵食する病理として、あるいは真の「自立した個人」の阻害要因として位置づけられてきた。そして、社会参加やコミュニケーションの活性化を通じて、政治的コミットメントの回復が目指されてきた。しかし、本当にそうなのだろうか？むしろ、若者がそれほど政治に関心を持たない社会のほうが健全に思えるのは何故だろうか？

誤解のないように言い添えると、若者の政治参加は必要である。シルバー・ポリテイクス（老人の、老人による、老人のための政治）によって、未来が浸食され続ける危険性も考えられる。それを回避するためには、若者の政治参加に向けた何らかの支援も必要だろう。しかし、若者に政治的関心の重要性を説き、社会問題についてのディベートを訓練したとしても、結局生まれてくるのは教条主義者や理想主義者、あるいはただの優等生でしかないようにも思われる。政治的無関心の原因が社会化プロセスにないのと同じように、その回復ルートも、既存の社会への同調を要求するような社会化プロセスにはないだろう。

人間はそれほど同調的に作られていないし、ましてや若者に真正面から同調を要求することは、そのこと自体が大きな反発を生むと考えられる。そうした若者の特性は、これまで世代間断絶の源泉として社会秩序の阻害要因とみなされがちであった。しかし、必ずしもそうとは限らないだろう。むしろ、人類が地球上の隅々にまで進出し、社会を作り、文化を刷新し、発展させてきた背景には、世代間断絶が大きな役割を担ってきたに違いない。こうした関心から政治意識の国際比較データをみると、基本的には発展し、安定した社会のほうが、年代間のギャップが大きいことに気づく。

以上のような私生活主義モデルへの批判は、方法論的にみれば、「年齢」というデモグラフィックなデータを、社会学はどう扱うべきなのかという問題に帰着する。これまでの実態からいえば、年齢や性別など生物学的要因と関連しそうな変数に関しては統制変数として取り扱い、その意味を問うことはあまりなかった。しかし、社会学は、生物学的決定論を回避しようとして、結局、産湯とともに赤子まで捨てていたのではないだろうか？それぞれの社会において、ヒトとしての特性をどのように理解し、利用し、制度化してきたのかという再帰的側面は、その社会の構成を理解するうえで不可欠な要素であるだろう。この部分を丸ごと切り捨ててしまうならば、社会学には、「中間集団の崩壊によって現代社会の危機が生じた」というお決まりのストーリーしか残らないことになる。性差に関しては、その社会学的意味合いを問う試みが少な

らず存在するのに対して、年齢差については、高齢者研究以外ではほとんどともに取り上げられることがない²⁾。本研究では、こうした問題意識に立って、ISSP データアーカイブの2次分析を行っていく。

2. 政治的無関心の準普遍性—時代的变化か、発達的变化か

まずここでは、「あなたは政治に関心がありますか」(政治的関心)に対する回答が、年齢や性別、調査時点、対象国などによってどのように変化するのか、その概要を確認することにしたい。

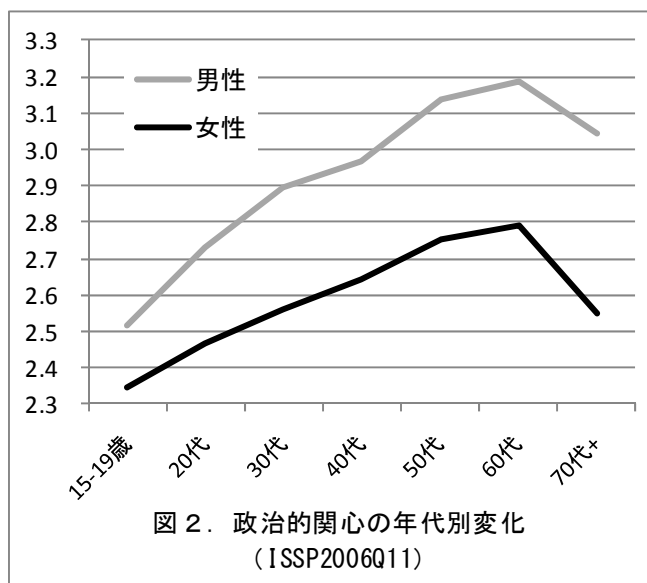


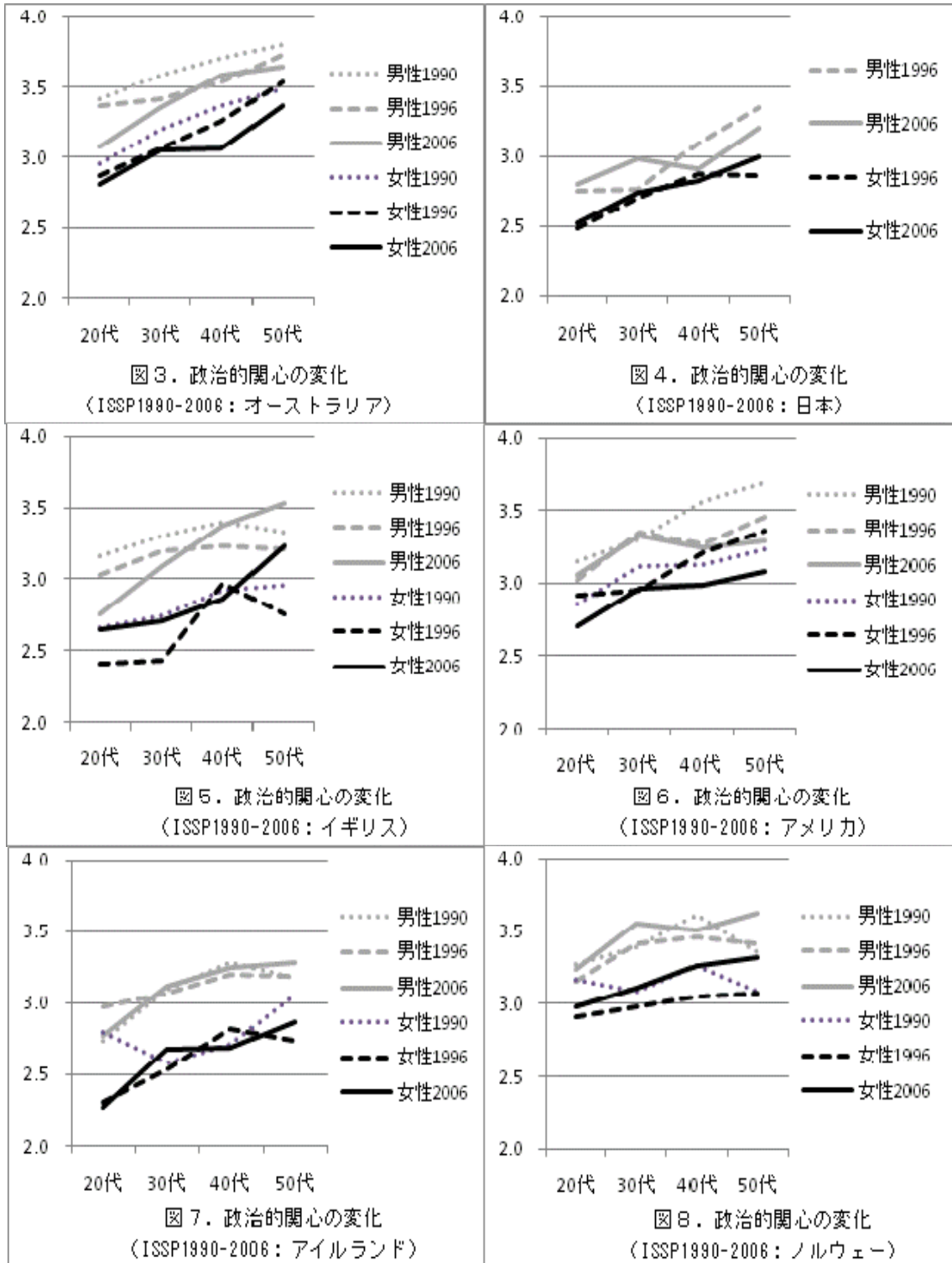
図1に示しているのは、ISSP2006 (Role of Government IV 35 地域分) のデータについて、年代と性別のグループごとに政治的関心の平均得点を求めた結果である。政治的関心の得点は、「1.非常に関心がある」から「5.全く関心がない」までの回答に、それぞれ5~1点を与えて計算している。この図によると政治的関心は、年代と性別によって大きく異なることがわかる。男女とも、年代が上がるにつれて政治的関心は上昇していくが、70代以降には再び低下する傾向がみられる。また、女性のほうで政治的関心が低く、年代が上がるにつれ、男性との差は大きくなっていく。

本稿では、この図にみられるような、政治的関心の年代間ギャップに焦点を合わせることにしたい。したがって、以下の分析においては、調査参加国(地域)によってサンプル設計の異なる10代以下の対象者を取り除くとともに、政治的関心の低下傾向や性別との交互作用が顕著になる60代以降の対象者についても除外している。そのうえで、ここでは、政治的関心の時代的变化と発達的变化の関係を検討するために、ISSP1990 (Role of Government II) と ISSP1996 (Role of Government III 1996)、ISSP2006 (Role of Government IV) を合併したデータを作り、調査時点と年代による比較を行う。

もちろん、パネルデータではないため、時代効果と加齢効果を明確に識別することはできないものの、時代的变化と発達的变化の概要を知ることができる。ここでの対象国は、オーストラリア、旧西ドイツ、旧東ドイツ、ハンガリー、イギリス、アメリカ、アイルランド、ノルウェー、イスラエル(ユダヤ人居住区のみ)、日本の10カ国である。ただし、日本の1990年調査は未参加のため、データが欠けている。

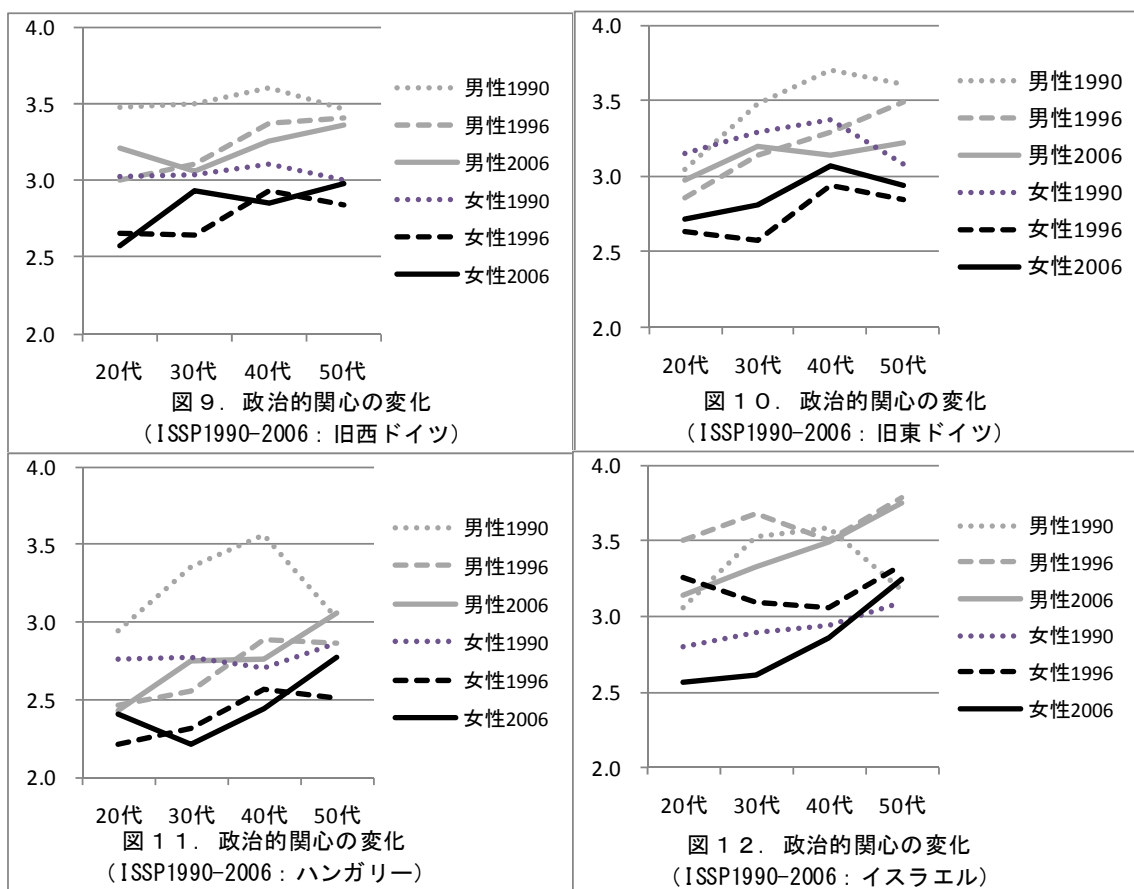
図3から図12は、各国(地域)ごとに、年代と政治的関心の関係を示したもので

ある。ほとんどの国において、20代の若者は政治的関心が最も低いことがわかる。若者の政治的無関心は、何も日本社会特有の現象ではない。このうち、図3から図8までは、年代間のばらつきのほうが調査時点間のばらつきよりも比較的大きいグループをまとめている。1990年から2006年までの政治情勢を考えると、これらの国は比較的安定していたということができよう。そうした国々においては、政治的関心の



年代差がより明確であると考えられる。このうち日本の特徴は、政治的関心の年代差よりも、むしろ全体としての関心が低い点に特徴がある。また、女性の政治参加が低調であるにもかかわらず、政治的関心の男女差が小さいことも日本社会の大きな特徴といえるだろう。

他方、図9から図12に示した国々は、1990年前後から2006年までの間に大きな政治的変動を経験している。1989年の東欧革命後、ベルリンの壁が崩壊し、1990年に東西ドイツは再統一を迎えた。またイスラエルでは、1993年にオスロ協定が成立し、アラブ側との和平が進められたが、1995年にはラビン首相が暗殺される事件が起きている。これら4カ国の調査データには、その当時の社会の雰囲気が鋭敏に反映されていると考えられる。



こうした政治的沸騰ともいべき状況においては、政治的関心が全体として上昇するだけでなく、単調な年代差が見られなくなっている。旧東ドイツやハンガリーでは40代男性の関心が非常に高くなっていた。また1990年の旧西ドイツや1996年のイスラエルでは、20代の若者の政治的関心が非常に高まっていた。そして驚くべきことに、イスラエルやハンガリーでは、その後すぐに政治的観念の年代差が顕著になっている。

政治的関心のこのような変化の概要を把握するために、表1では、調査年と年代、性別の3要因による国別の分散分析を行っている。それによると、これら3要因のう

ち性差がどの国においても最も大きくなっている。そして、政治情勢が不安定な国においては調査年が、政治状況が安定している国においては年代差が比較的大きいといえる。また、世代(特定コーホート=調査年×年代)をはじめとする交互作用の影響は、それほど顕著ではない。

これらのデータを見る限り、安定した社会において、政治的関心と年齢の間には正の関連がみられ、若者の政治的無関心は、一般的傾向であると考えられることができる。

表1. 政治的関心に関する国別の分散分析結果 (ISSP1990-2006: 調査年×年代×性別)

	政治的関心の平均 得点	20代 平均	主効果			交互作用				N
			調査年 (1990/1996 /2006)	年代 (20/30/40/ 50)	性別 (男性/女 性)	調査年× 年代	調査年 ×性別	年代× 性別	調査年 ×年代 ×性別	
旧西ドイツ	3.13	3.06	42.70 **	8.53 **	178.78 **	3.24 **	.51	.90	1.16	4467
ハンガリー	2.69	2.50	38.80 **	9.98 **	56.78 **	2.78 *	1.23	3.03 *	1.60	2502
旧東ドイツ	3.15	2.93	29.93 **	9.05 **	38.87 **	1.32	2.47	2.42	.83	1919
オーストラリア	3.36	3.08	15.30 **	45.41 **	130.53 **	.49	.20	1.08	.99	4924
イスラエル	3.18	3.08	12.91 **	7.30 **	85.30 **	3.38 **	1.47	2.31	.46	2309
ノルウェー	3.27	3.12	6.71 **	10.11 **	93.29 **	2.16 *	.87	1.50	.31	3017
アメリカ	3.15	2.95	5.41 **	12.82 **	36.15 **	.56	1.42	.15	.97	3000
イギリス	2.97	2.77	3.80 *	13.49 **	81.70 **	1.64	1.44	.86	.98	2143
アイルランド	2.86	2.65	.91	12.76 **	70.58 **	.78	1.97	.75	1.54	2220
日本	2.88	2.63	.08	19.03 **	28.08 **	1.36	.46	1.33	1.28	1586
10ヶ国計	3.11	2.92	88.73 **	139.56 **	815.99 **	7.40 **	.91	2.39	1.58	28087

平均値を除く表中の数値は、F比を示す。 * p<.05 ** p<.01

イスラエルのデータは、ユダヤ人居住区のみを合併して使用している。

そして、急騰した政治状況の後には、より政治的関心の低いコーホートに入れ替わるとともに、観察者である大人世代は加齢とともに徐々に政治的関心を高めていく。このように時代的な変化の方向性と発達の方向性が反対向きの場合、世代間のギャップは実態よりも大きく感じられることになるだろう。戦後日本の政治的無関心に関する調査結果も、このような観点から読み直すことができるかもしれない。

3. 政治意識のモジュール性—若者のラディカリズム

では、なぜ政治情勢によって、若者の政治的関心が大きく変化するのだろうか？安定期における政治的課題と変動期における政治的課題が根本的に異なっている点に注目する必要があるだろう。安定期では既存の社会秩序を前提とした調整的課題が政治のメインテーマであるのに対して、後者では世代交代など社会秩序の刷新が政治の争点になる。それぞれの政治的課題に対して、年代間の分業が潜在していると考えられることができるだろう。だとすれば、若者の「政治的関心が低くなった」のではなくて、むしろ政治的課題が変化し、若者の関心を呼ぶものではなくなったということになる。

このことを検討する前に、ここで政治的関心の内容と年齢との関連について明らかにしておくことにしよう。ISSP2004 (Citizenship) には、政治意識や政治的行動の多様性に関する設問があり、これを利用して政治的関心の意味内容を分類することができ

る。表2に示しているのは、問2（市民性）と問3（過激な市民集会への許容）を用いた因子分析結果である。この表によると、政治的関心の内容を規定する因子として、「個人の自由」因子、「市民活動」因子、「善意」因子、「秩序維持」因子の4つが見出されている。青年期心性の基本的特徴として、秩序維持や権威を軽視する一方で、できるだけ自己裁量権を大きく取ろうとする傾向が指摘される（Smetana & Asquith, 1994）。そうした傾向は、これらの因子得点の年代別平均からも容易に見て取ることができる。

表2. 政治的関心の内容についての因子分析結果（最尤法・プロマックス回転後の因子負荷量）

	因子Ⅰ 個人の自由	因子Ⅱ 市民活動	因子Ⅲ 善意	因子Ⅳ 秩序遵守
Q3_C: 市民集会の許容[人種民族に偏見を持つ集団]	.702			
Q3_B: 市民集会の許容[暴力的反政府組織]	.684			
Q3_A: 市民集会の許容[過激な宗教団体]	.651			
Q2_D: 良い市民[政府を監視]		.660		
Q2_E: 良い市民[社会的団体で活動]		.637		
Q2_A: 良い市民[投票へ行く]		.550		
Q2_G: 良い市民[道徳的な商品を買う]		.365	.243	
Q2_I: 良い市民[他国の貧しい人々を助ける]			.824	
Q2_H: 良い市民[自国の貧しい人々を助ける]			.737	
Q2_C: 良い市民[法規を守る]				.841
Q2_B: 良い市民[脱税しない]				.616
	22.4	34.9	42.9	47.9

Q3は、「1絶対に認めるべきだ」～「4絶対に認めるべきではない」に1～4点を与えて得点化している。

Q2は、「1全く重要ではない」～「7非常に重要である」をそのまま得点化している。

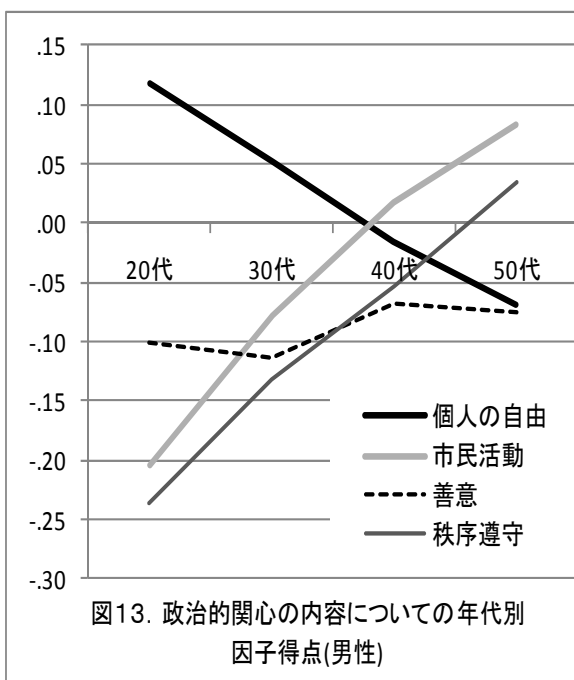


図13. 政治的関心の内容についての年代別因子得点(男性)

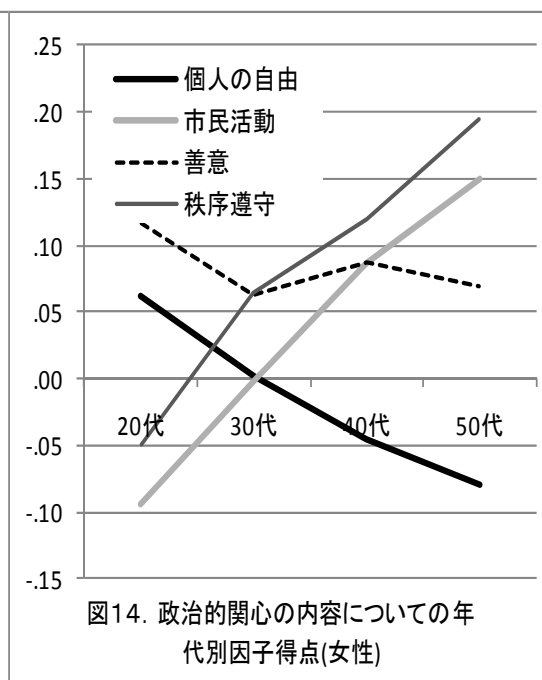
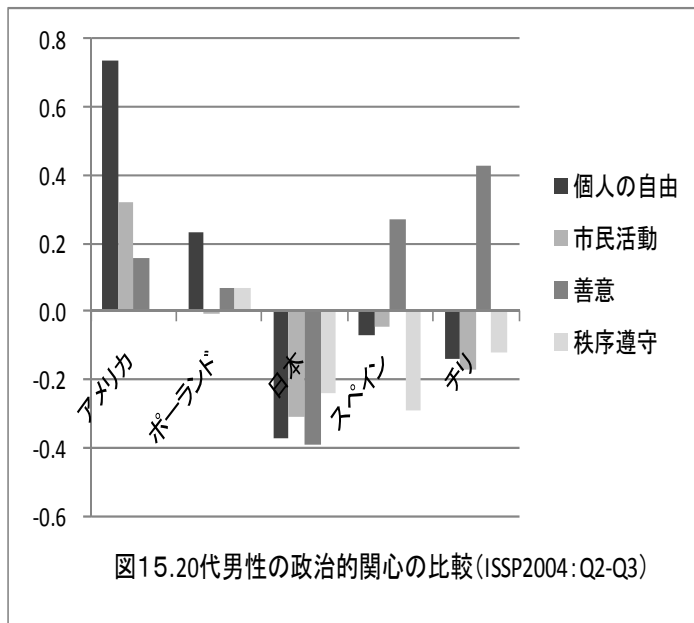


図14. 政治的関心の内容についての年代別因子得点(女性)



ところが、こうした政治的関心をめぐる志向性は、調査対象国によっても大きく異なっている。図15に示したように、20代男性だけで比べてみてもその違いは歴然としている。欧米の国々の多くは、アメリカほどではないものの、個人の自由を強調する回答が目立つ。これに対して、日本をはじめとするアジア圏はやや秩序志向といえる。さらに対照的なのは、スペインや南

米などのラテン系の国々であり、「人助け」という善意志向の回答が強調されている。このような「政治」に対する志向性の違いは、政治的無関心とどう関連しているのだろうか？本稿では最後に、そうした国レベルの差異について検討を加えることにしたい。

4. 政治的無関心の機能的意義—世代間断絶と社会秩序の高次化

秩序や安定を志向する年配者と変革や刷新を志向する若者というのは、昔からよく見られる世代間対立の基本構図である。たしかに、そうした若者の志向性は既存の社会秩序から捉えるならば不安定要素となるかもしれないが、環境の変化により社会の再構成が要求される事態を考慮するならば、むしろそうした対立を含んでいる方が適応的とも考えられる。近代社会は、そうした若者の潜在的な志向性を利用して、年代別の分業を規範化し、制度化してきたと考えられる。性別分業と同様、年代別分業にも過度のパターン化と強制を見出すことは決して難しくないだろう。しかしながら、この点については、ほとんど研究されてこなかった。

これまでの検討からすると、若者の政治的無関心は、市民活動や秩序維持という活動への無関心のことであり、政治的課題がこうした再調整の問題へとシフトするにつれ、政治的無関心が明確になる傾向がみられた。このような社会秩序の高次化と政治的無関心の関連は、その因果の向きは置くとしても、基本的には正の関連にある。すなわち、若者の政治的無関心が顕著であるほど、社会秩序は安定しているといえる。逆に若者の政治的関心が高い国や地域のほうが、比較的深刻な社会問題やリスクを抱えていると考えられる。

表4は、政治的関心を従属変数に、性別、年齢、学歴、職業（ノンマニュアル）、世

表3. 政治的関心の国別平均得点と重回帰分析の結果 (ISSP2006: Q11)

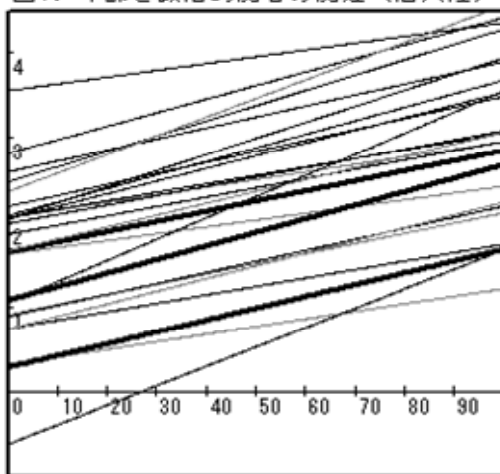
政治的関心の平均得点	標準偏差	女性ダミー	年齢20-59	本人学歴	ノンマニユアルダミー		世帯収入 (対数)	調整済み決定係数		N
					アルダミー	調整済み決定係数				
イギリス	3.07	1.17	-.124 **	.241 **	.157 **	.132 **	.063	.138 **	556	
ハンガリー	2.61	1.12	-.125 **	.236 **	.296 **	-.027	-.059	.116 **	526	
アイルランド	2.88	1.21	-.203 **	.209 **	.100 *	.144 **	.170 **	.168 **	542	
オーストラリア	3.40	1.06	-.180 **	.199 **	.134 **	.079 **	.058 *	.102 **	1643	
ニュージーランド	3.29	1.04	-.145 **	.195 **	.176 **	.098 **	-.004	.104 **	776	
台湾	2.08	0.98	-.128 **	.186 **	.235 **	-.006	.038	.069 **	1416	
日本	2.96	0.90	-.101 **	.181 **	.106 *	.021	.100 *	.064 **	670	
スウェーデン	3.09	1.07	-.144 **	.170 **	.257 **	.066	.009	.112 **	719	
フィンランド	2.90	0.97	-.205 **	.160 **	.168 **	.107 *	.025 *	.117 **	693	
チェコ	2.88	1.15	-.183 **	.154 **	.277 **	.033	.056	.138 **	534	
イスラエル	3.08	1.24	-.272 **	.153 **	.127 **	.017	.045	.103 **	526	
スロヴェニア	2.52	1.09	-.118 *	.151 **	.203 **	.133 *	.011	.104 **	359	
フランス	3.40	1.04	-.194 **	.150 *	.134 **	.049	.059	.090 **	803	
オランダ	3.39	0.98	-.185 **	.143 **	.206 **	.109 **	.006	.115 **	638	
ロシア	2.28	1.01	-.221 **	.139 **	.128 **	.047	.094	.083 **	1368	
ノルウェー	3.39	0.89	-.190 **	.134 **	.207 **	.050	.056	.115 **	898	
韓国	2.47	0.93	-.169 **	.130 **	.065	.075 *	.053	.056 **	1237	
旧西ドイツ	3.05	1.02	-.198 **	.113 **	.233 **	.134 **	.100 *	.169 **	577	
旧東ドイツ	2.98	1.02	-.115	.111	.158 *	.150 *	.007	.078 **	286	
ポーランド	2.64	0.98	-.265 **	.109 **	.233 **	.027	.043	.118 **	784	
スペイン	2.51	1.25	-.176 **	.108 **	.287 **	.141 **	.064 *	.201 **	1318	
ポルトガル	2.13	1.07	-.075 *	.104 **	.217 **	.148 **	.083 *	.137 **	721	
スイス	2.90	1.17	-.140 **	.100 *	.273 **	.188 **	.009	.185 **	505	
ラトビア	2.67	1.08	-.128 **	.094 *	.179 **	.137 **	.070	.081 **	451	
デンマーク	3.42	0.96	-.185 **	.092 **	.252 **	.082 *	-.054	.102 **	813	
カナダ	3.26	1.13	-.147 **	.056	.233 **	.031	-.011	.069 **	552	
アメリカ	3.17	1.29	-.128 **	.053	.283 **	.053	-.013	.102 **	975	
フィリピン	2.82	1.03	-.068 *	.034	.135 **	.015	-.001	.018 **	918	
チリ	2.04	1.21	-.067 *	.000	.164 **	.079 *	.147 **	.107 **	890	
ベネズエラ	3.25	1.04	-.120 **	-.058	.101 *	.049	.009	.029 **	677	
30ヶ国合計	2.84	1.16	-.161 **	.135 **	.170 **	.132 **	.006	.103 **	23400	

「女性ダミー」から「世帯収入」までの列の数値は、標準偏回帰係数を示す。* p<.05 ** p<.01
 イスラエルのデータは、ユダヤ人居住区のみを使用している。
 年齢の標準偏回帰係数の大きい順に並び変えている。

帯収入を独立変数として国別に重回帰分析を行った結果である。国のリストは、年齢の標準偏回帰係数が大きい順に並び変えてある。この表を見ても、年齢の傾きの大きさが社会秩序のあり方に悪影響を及ぼしているとはあまり考えられない。「若者の政治的無関心」を社会教育の失敗の産物とみなしたり、将来の民主主義社会にとってのリスクとみなすような議論は、道徳的・教育的な観点からの賛同を得られやすい。しかし、経験的事実としてみれば、事態はまるで逆である。

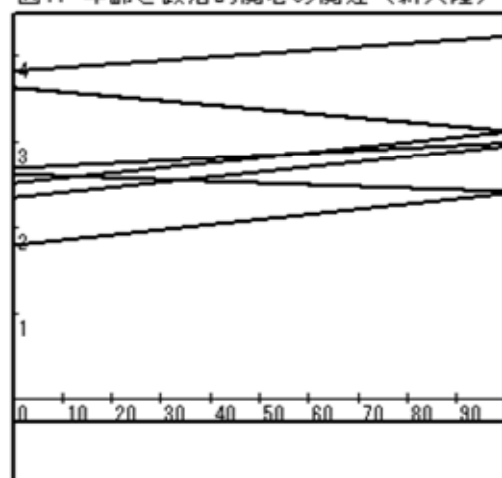
図 16 及び図 17 は、性別と学歴、職業、世帯収入を統制した場合の、年齢と政治的関心の関連（偏回帰係数 B）を国別に示したものである。これによると、年齢と政治的関心の関連は、新旧両大陸の間で大きく異なっていることがわかる。すなわち、ヨーロッパや東アジアの国々においては、若者の政治的無関心と年長者の政治的関心が明確に分離する傾向があるのに対して、新大陸の国々においては若者も比較的高い政治的関心を持つ傾向がみられる。もちろん、若干の例外もある。オーストラリアやニュージーランドは、西欧諸国と同様の傾向を示している一方で、フィリピンはアメリカやカナダと同様に、年齢と政治的関心の関連は比較的稀薄である。また旧大陸の国々においては、北欧や西欧の国々は切片が大きく、全体的に政治的関心が高いのに対して、東アジアや東欧・中欧の国々では、全体的に政治的関心が低い。

図16 年齢と政治的関心の関連（旧大陸）



切片の大きい順に
 太線＝東アジア：韓国、台湾、日本
 細実線＝北欧・西欧・南欧：デンマーク、イスラエル、オランダ、
 (ニュージーランド)、フィンランド、スウェーデン、ドイツ、(オース
 トリア)、フランス、ノルウェー、スイス、イギリス、スペイン、ポル
 トガル、アイルランド
 グレー＝東欧・中欧：ハンガリー、ポーランド、スロベニア、ラト
 ビア、ロシア、チェコ、クロアチア

図17 年齢と政治的関心の関連（新大陸）



切片の大きい順に
 ドミカ、ベネズエラ、(フィリピン)、南アフリカ、カナダ、アメリ
 カ、ウルグアイ、チリ

これらの結果をみる限り、若者の政治的無関心は、民主主義社会を脅かす要因ではないと考えられる。むしろ、若者の政治的無関心は、比較的安定した社会に多く見ら

れる。それぞれの社会の政治的課題（再調整か世代交代か）に呼応する形で年齢規範が構築されていると考えることができるだろう。そこで、マルチレベル分析を用いて、国ごとの年齢の傾きに影響している第2水準の変数について、検討を行った。表4によれば、高等教育率の高い国ほど、全体として政治的関心が高いことがわかる。しかし他方、年齢規範に関しては、10万人当たりの殺人率やジニ係数が負の関連を有していることがわかった。すなわち、殺人率やジニ係数の高い国ほど、若者の政治的関心が高くなる傾向がみられるのである。言い換えるなら、秩序編成上の根本的問題を抱えている社会のほうが、若者の政治的関心が高いと考えられる。この結果はどのように解釈すればよいのだろうか？最後にこの点について触れることにしたい。

表4 政治的関心を従属変数としたマルチレベル分析(HLM6.0)

個人レベル	国レベル	係数	標準誤差
切片	切片	2.9990 **	0.0913
	高等教育率	2.1278 **	0.8352
性別		-0.3254 **	0.0127
学歴		0.1381 **	0.0054
職業(ノンマニュアル・ダミー)		0.1768 **	0.0151
世帯収入(対数)		0.0322 **	0.0066
年齢	切片	0.0114 **	0.0006
	殺人率	-0.0001 **	0.0000
	ジニ係数	-0.0003 **	0.0001

5. 結びにかえて

以上、本稿では、ISSPの国際比較調査データをもとに若者の政治的無関心が、日本社会固有の現象では決してなく、世界中で広く見出されることを指摘してきた。加えて、年代と政治的関心との関連は、政治情勢においては大きく変動するものであることも示してきた。若者は、既存の秩序の再調整に関わることには概して無関心であるが、社会の変革や個人の自由に関わることには関心をもつ傾向にあることも示してきた。したがって、若者の政治的無関心は、政治的課題が利害の調整機能に縮小されるプロセスで生じるということとすることができる。

そして、若者の政治的無関心や世代間の関心のギャップが、必ずしも社会秩序の阻害要因ではないことも示してきた。むしろ世代間のギャップの少ない社会のほうが、殺人率の高さや政治の統合機能という点において問題を抱えていることが明らかになった。これらのことから考えられる帰結は、人間の社会にとって、世代間断絶は重要な機能的意義を担ってきたのではないかということである。

人間の社会性は、たんに社会的・道徳的経験が蓄積されて形成されるものではない。また、他者や社会的環境に対する同調性だけを意味するものではない。「他者の心を理解する」さらには「社会の動向を予測する」という極めて高度な人間の社会性は、むしろ反抗したり、演技したり、好奇心から挑戦することに基盤を置いている。不思議

なことに人間は、1歳になる前からイヤイヤをはじめ、高校生にもなればもう立派な革命家のように世界と対峙することができる。そうした抵抗を通じて、人間は自発性だけでなく、モノゴトを様々な角度から多面的に捉える眼や心—マルチ・フレーム—を培っていると考えられる。人間の成長には、そんなややこしいカラクリが隠されている。政治文化の成熟という実践的課題も、そうした人間性の理解にたってはじめて展開されることになるだろう。

[注]

- 1) L.コールバーグらは、こうした現象を「青年期の相対主義」と呼び、認知発達プロセスにおける揺らぎとして説明してきた (Kohlberg 1984 ; Kohlberg et al. 1983)。彼らの認知発達モデルにおいては、高等教育の拡大やカウンター・カルチャーの浸透によって、自ら所属する社会を相対化して捉える能力が向上したと同時に、政治的活動の無力さや無意味さを予期的に学習してしまう機会も増加したと捉えられている。
- 2) 高齢者研究においては、年齢規範をめぐって「離脱理論」と「活動理論」との間で激しい論争が展開されてきた(小田 2004)。ここでの議論からすると、社会老年学におけるこの論争は、パーソナリティの全体性を仮定している点において、致命的な問題を抱えていると考えられる。むしろ、活動領域や関心領域の多元性 (モジュール性) を考慮した形で、この論争を再構築する必要があるだろう。

[Acknowledgment]

The data utilized in this paper were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[参考文献]

- Brown, D. E., 1991, Human Universals. McGraw-Hill.
- de Waal, F., 1996, Good Natured, Harvard UP.
- Greene, J., Nystrom, L., Engell, A., Darley, J. & Cohen, J., 2004 "The Neural Bases of Cognitive Conflict and Control in Moral Judgment" Neuron 44:389-400.
- Haidt, J., 2007, "The New Synthesis in Moral Psychology" Science 316:998-1002.
- Kohlberg, L., 1984, Essays on Moral Development Vol.2: The Psychology of Moral Development, San Francisco: Harper & Row.

- Kohlberg, L., Levine, C., Hewer, A.,1983, *Moral Stages: A Current Formulation and a Response to Critics*, New York: S.Karger. 片瀬一男・高橋征仁訳,『道徳性の発達段階』,新曜社,2002.
- 井上俊,1973,『死にがいの喪失』,筑摩書房.
- 見田宗介,1979,『現代社会の社会意識』,弘文堂.
- 見田宗介,1984,『新版 現代日本の精神構造』,弘文堂.
- 見田宗介・山本泰・佐藤健二,『リーディングス 日本の社会学 12 文化と社会意識』,東京大学出版会.
- 宮島喬,1983,『現代社会意識論』,日本評論社.
- 小田利勝,2004,「社会老年学における適応理論再考」,『神戸大学発達科学部研究紀要』11(2):361-376.
- Pinker, S., 1997, *How the Mind Works*, W. W. Norton.
- 桜井哲夫,1985,『言葉を失った若者たち』,講談社.
- 佐藤香,2009,「歴史資料としての社会調査データ」,『年報社会学論集』22: 22-31.
- 田中義久,1974,『私生活主義批判』,筑摩書房.
- Smetana, J.G.& Asquith,P.,1994 "Adolescents' and Parents' Conceptions of Parental Authority and Personal Autonomy" *Child Development* 65:1147-1162.
- 高橋征仁, 2007,「<悪>のグレースケール」『犯罪社会学研究』32:60-75.
- ,2010,「社会病理学への領域固有アプローチの試み」,『現代の社会病理』25:57-75.
- Turiel, E., 1989, "Domain-Specific Social Judgments and Domain Ambiguities" *Merrill-Palmer Quarterly* 35:89-114.

ネオリベリズムをめぐる日本人の支持態度 ——ISSP2006年調査の国際比較分析を通じて——

丸山 真央

(滋賀県立大学)

福祉国家の支持態度の計量研究では、比較レジーム論のいう「三つの世界」ごとに支持態度とその社会的亀裂に類型的な差異がみられることが指摘されてきた。本論では、ネオリベリズムをポスト福祉国家の政治的プロジェクトと捉え、その政策争点をめぐる日本人の支持態度をISSP2006年調査の分析から明らかにする。分析の結果、日本では、福祉国家「撤退」型の争点に関する支持態度と亀裂構造は保守主義型レジームに近いことが明らかになった。また市場メカニズムの円滑な作動をめざして国家が介入を再強化する「侵攻型」ネオリベリズムの争点では、労働過程への介入に関してはいずれのレジームとも異なり、生産過程への介入については、支持態度は自由主義型と保守主義型に近いものの亀裂構造は明確な特徴がみられないことが明らかになった。このように日本人のネオリベリズムの支持態度は、保守主義型に近い側面、自由主義型と保守主義型のハイブリッド的な側面、いずれのレジームとも異質な側面をあわせもつことが明らかになった。

1. 問題の所在

ネオリベリズムは1970年代末以降、現代資本主義と福祉国家の危機を克服するうえで「階級権力の回復プロジェクト」として、英米を中心に、ヨーロッパ、ラテンアメリカ、東アジアなど、全世界でこの30年間、広範な影響をもってきた。とりわけ先進資本主義諸国では1970年代の構造危機以降、ポスト福祉国家の政治的プロジェクトとして採用され、21世紀初頭の今日にいたるまで大きな影響を与えてきた (Harvey 2005)。

一口にネオリベリズムといっても、どの次元を捉えるかによってその様相は大きく異なる。それゆえ、たとえばイデオロギー、ガバナンスの様式、政策パッケージという3つの次元に分けたり (Steger and Roy 2010)、経済・政治・イデオロギーの各領域での多様な対応の複合的なプロジェクトとしてみるなど、その重層性を捉える見方が近年提起されている (Birch and Mykhnenko 2010)。

本論では、こうしたネオリベリズムの諸次元・諸領域のうち、国民の支持態度——上述の整理に即せばイデオロギーの次元に注目する。こうした関心は近年、福祉国家（の後退）の計量政治社会学として展開されている (Bean and Papadakis 1998; Svallfors and Taylor-Gooby 1999; Gelissen 2000; Art and Gelissen 2001; Larsen 2006; Svallfors 2007)。そこでは、G. Esping-Andersen の比較福祉レジーム論 (Esping-Andersen 1990)、すなわち自由主義型、保守主義型、社会民主主義型という「三つの世界」のレジーム類型を踏まえて、かかるレジーム類型によって国民の支持態度やその亀裂構造がいかにより異なるのかという点を焦

点に、国際的な世論調査データの分析によって議論が展開されている。

こうした一連の研究では当初、自由主義型レジームでは福祉政策への支持が低く、保守主義型では中程度で、社民主義型では高いと想定されてきた。しかしその後の研究の展開をレビューした C. Larsen によれば、レジームごとに国民の支持態度にかかる違いがあるかどうかは、計量研究が進むにつれて、論者によって見解が大きく分かれてきた。しかし Esping-Andersen のレジーム類型で想定されている職業や産業などによる社会的亀裂は、実証的にはなかなか検出されないという点では共通しているともいわれている (Larsen 2006: 29-34)。

一方、日本における福祉国家の支持態度の計量研究としては、International Social Survey Programme (ISSP) の 1996 年調査 (Role of Government III) のデータセットを用いた上村泰裕 (2000)、独自の調査データを用いた武川正吾らの研究 (武川編 2008) がある。上村は、Esping-Andersen のレジーム類型を前提に、アメリカ、オーストラリア、旧西ドイツ、ノルウェー、スウェーデンと日本の 6 カ国を対象として福祉政策の支持態度とその構造を分析している。日本では他の諸国に比べて福祉国家政策への高い支持がみられる点が特徴的で、またその社会的亀裂として、5 カ国でみられる性別、年齢、就業形態でははっきりした亀裂がみられず、学歴による亀裂のみが有意にみられる (高学歴層ほど支持する傾向) と結論づけられている。

ネオリベリズムをポスト福祉国家の政治的プロジェクトのひとつとみれば、歴史的新制度主義の視角からは、ネオリベリズムの段階での新たなガバナンスや政策は、福祉国家の下で歴史的に形成された制度やその配置によって、それぞれの国や社会で異なる対応や進化がなされると説明される (Steinmo 2010)。これは国民の支持態度の次元にもあてはめることができるだろうし、実際、福祉国家 (の後退) の支持態度の計量研究の多くでこの視角が共有されている。

ただ、これまで日本におけるポスト福祉国家の諸政策の支持態度は十分に実証的には検討されておらず、レジーム論を参照した研究も、管見の限り多くない。レジーム類型は国民の支持態度の次元でも同様に類型化されるのか。また日本人の支持態度やその亀裂構造は、どの類型に位置づけることができるのか。本論では、ISSP の 2006 年調査 (Role of Government IV) のデータセットの分析を通じてこうした問いに答えたい。

福祉国家の比較レジーム論的研究では、日本は常に論争的な位置にあり続けてきた。保守主義型レジームと自由主義型レジームのハイブリッドとみなされたり、「三つの世界」に収まらない「第四の世界」と論じられたりするなど、いくつかの見立てが提起されて今日にいたっているといえる (埋橋 1997; 宮本・ペング・埋橋 2003; 新川 2005)。それゆえ、国民の支持態度という次元でそれぞれのレジームの特徴と比較することによって、そうした研究への示唆を得ることもできるだろうと思われる。

2. 分析視角

ネオリベリズムをポスト福祉国家の政治的プロジェクトのひとつとみる際、ネオリベリズムを経済的リベリズムに一元的に限定して捉えては、その発展の歴史的経路依存性をうまく説明できない。そこでネオリベリズムの多元性を考慮する必要がある。

J. Peck と A. Tickell は、この 30 年間の世界的なネオリベリズムの経験を一括りのものと捉えるのではなく、次の 3 つの段階に区分して捉えるよう提案している。すなわち、福祉国家の危機以前の異端派経済思想の「哲学的プロジェクト」にすぎなかった「試作的 (proto) ネオリベリズム」の段階、サッチャリズムとレーガノミクスに代表されるような、政治経済的プロジェクトとして福祉国家の介入主義を徹底的に破壊する「撤退型 (roll back) ネオリベリズム」の段階、そしてブレアやクリントン時代の「第三の道」にみられたような、市場メカニズムを貫徹させるために国家が市場や市民社会に新たに介入する「侵攻型 (roll out) ネオリベリズム」という 3 つの段階区分である (Peck and Tickell 2002)。

日本の場合、1990 年代末から本格的なネオリベリズムを政策アイデアとする国家機構や制度の改革が始まったとする見方が広がっている。しかし実際には、上述のいくつかの次元や領域でその進度や強度は異なっただろうし、欧米でみられたような 3 つの段階をそのまま日本の政治過程にもあてはめるのは難しい。むしろ欧米で 20 年がかりで経験された諸段階が圧縮して、時に交錯しながら展開したとみたほうが現実の姿に近いであろう。そこで本論では、Peck と Tickell の段階的整理を類型的整理と捉え直し、「撤退型」ネオリベリズムと「侵攻型」ネオリベリズムという政策類型として捉えていきたい。

分析に際しては、ISSP2006 年調査の質問項目のうち、ネオリベリズムに関するいくつかの質問を「撤退型」と「侵攻型」に分けて、次のように操作化する。

まず「撤退型」ネオリベリズムに関しては、「政府の支出を削減すること」(小さな政府化)と「企業に対する政府の規制を緩めること」(規制緩和)の是非という争点に着目し、その回答を指標とする。いうまでもなく「小さな政府化」は、福祉国家の段階で拡大した国家の役割を縮小して市場メカニズムの自由に委ねるべきとする経済的リベリズムの中核的な政策アイデアである。また「規制緩和」も、国家が市場経済に対するさまざまな法や裁量を通じて行う介入を減らし、できる限り市場メカニズムの自由な作動を復活させるべきとする、やはり経済的リベリズムに基づくアイデアである。

Peck と Tickell の議論の有用性は、こうした経済的リベリズムだけでなく、ネオリベリズムの段階における新たな国家の機能を捉えられる点にある。ネオリベリズムはたしかに経済的リベリズムを中核とするが、しかし国家の機能を最小限にして夜警国家を復活させるべきとする古典的リベリズムとは一線を画している。つまり国家の役割を否定するのではなく、むしろ国家機能の一部については積極的に歓迎する。すなわち、古典的な経済的リベリズムのユートピアを(再)現出させるために、市場メカニズムの正常な作動と社会全域への浸透をめざすうえで、国家による市場経済や市民社会への新たな介入を

要請するという側面を含んでいる。少なくとも現存ネオリベリズム (actually existing Neoliberalism) では、「国家の退場」と言い切れない側面がしばしば観察される。

こうした「侵攻型」ネオリベリズムのひとつが、労働過程への新しい国家介入である。ISSP2006年調査では、「より多くの人に仕事を与えるために1人あたりの労働時間を減らすこと」(ワークフェア)の是非を尋ねており、これを「侵攻型」の指標のひとつとして採用したい。ワークフェアは「第三の道」で注目されたポスト福祉国家の代表的労働政策のひとつであり、フォーディズムからポストフォーディズムへの資本主義の構造転換に対応して、国家が新たな労働のあり方への再編を促すものである。

もうひとつは、生産過程への新しい国家介入である。福祉国家の段階では、ケインズ主義的な経済政策によって、国家は生産性の向上と完全雇用をめざしてしばしば産業全般に介入した。しかしネオリベリズムの経済政策ではこうしたケインズ主義は放棄され、「選択と集中」によって、生産性の低い部門への介入からの撤退と生産性の高い成長部門への介入の継続または再介入が行われる。ISSP2006年調査では、「新しい製品や技術を作り出す産業を援助すること」(産業支援の選択と集中)の賛否を尋ねており、これを「侵攻型」ネオリベリズムのもうひとつの指標としてとりあげたい。

3. ネオリベリズムの支持態度

ISSP2006年調査では、上述の4項目の賛否をそれぞれ5件法で尋ねている。ここでは回答に-2~2点を割り当てて(後掲表3参照)、回答があった36カ国の平均値とばらつきを求めた。その結果から、日本のレジーム類型上の特徴をみてみよう。

3.1 「撤退型」ネオリベリズムの支持態度

まず「撤退型」ネオリベリズムのうち、「小さな政府化」は、日本は世界的にみて平均得点が高く、したがって支持が強い(表1)。自由主義型レジームの代表国であるアメリカ、保守主義型レジームの旧西ドイツ、社民主義型レジームのスウェーデンと比べてみても、いずれの国よりも平均得点が高く、3つのレジーム類型の代表国よりも「小さな政府」への国民の支持が群を抜いて高いといえる。また日本の特徴として、回答のばらつきがそれほど大きくなく、こうした「小さな政府」支持はかなり強固にあるといえる。ただし無回答や「わからない」という回答が世界的にみて多いという特徴もあり、この争点そのものの認知が低いのも事実である。

これに対して、同じ「撤退型」の争点の「規制緩和」では、日本の平均得点は世界的にみてもかなり下位にある。全36カ国の平均よりも低く、「規制緩和」への支持はきわめて低い。上述の3カ国に比べても著しく支持が少なく、保守主義型の旧西ドイツがかなり高く、また自由主義型のアメリカと社民主義型のスウェーデンが中位に位置しているのと比べると、かなり例外的な位置にある。さらに日本は回答のばらつきが世界的にみて大きい

表1 「撤退型」ネオリベリズムの支持態度の記述統計量

小さな政府化					規制緩和				
	平均値	S.D.	N	NADK		平均値	S.D.	N	NADK
ラトビア	1.51	0.64	1048	2.0%	旧東ドイツ	1.02	1.01	503	5.3%
フランス	1.48	0.92	1761	3.5%	旧西ドイツ	0.98	1.04	1024	7.9%
クロアチア	1.44	0.72	1143	4.8%	オランダ	0.84	0.96	914	8.0%
ポーランド	1.38	0.89	1205	6.8%	韓国	0.76	0.93	1545	3.7%
ハンガリー	1.28	0.77	982	2.8%	クロアチア	0.74	1.00	1036	13.7%
日本	1.27	1.03	1091	11.4%	ニュージーランド	0.71	1.00	1156	8.5%
ポルトガル	1.18	0.81	1705	7.2%	ポルトガル	0.70	0.90	1515	17.5%
ウルグアイ	1.16	0.84	1003	2.7%	スロヴェニア	0.67	1.01	885	11.8%
旧西ドイツ	1.11	1.05	1054	5.2%	チェコ	0.67	1.00	1135	5.5%
スロヴェニア	1.11	0.96	932	7.1%	フランス	0.66	1.17	1691	7.3%
イスラエルユダヤ人地区	1.08	0.97	993	4.3%	南アフリカ	0.60	1.00	2751	6.4%
旧東ドイツ	1.04	1.07	502	5.5%	ポーランド	0.58	1.11	1096	15.2%
フィリピン	0.90	1.00	1167	2.8%	ラトビア	0.54	1.02	935	12.5%
カナダ	0.90	1.10	896	4.0%	フィリピン	0.49	1.03	1150	4.2%
イスラエルアラブ人地区	0.87	1.13	306	0.3%	ハンガリー	0.49	1.05	901	10.8%
ドミニカ	0.82	1.00	2029	3.7%	カナダ	0.46	1.02	850	8.9%
台湾	0.78	0.98	1845	6.4%	イギリス	0.46	0.92	820	11.8%
チリ	0.77	0.88	1438	4.5%	アイルランド	0.44	1.07	956	4.5%
オランダ	0.75	0.99	924	6.9%	アメリカ	0.44	1.09	1480	2.5%
ニュージーランド	0.74	1.08	1165	7.8%	オーストラリア	0.41	1.03	2507	9.9%
アメリカ	0.72	1.10	1483	2.3%	スウェーデン	0.39	1.03	1023	14.3%
全36カ国	0.72	1.16	45648	6.2%	全36カ国	0.39	1.10	43728	10.1%
ベネズエラ	0.68	1.03	1138	5.2%	スイス	0.30	0.92	937	6.6%
チェコ	0.66	1.08	1146	4.6%	ドミニカ	0.30	1.16	2020	4.1%
ノルウェー	0.60	1.19	1272	4.4%	ノルウェー	0.28	1.02	1199	9.8%
南アフリカ	0.56	1.30	2832	3.6%	台湾	0.26	1.01	1818	7.8%
韓国	0.51	1.05	1544	3.8%	イスラエルユダヤ人地区	0.25	1.06	984	5.2%
スウェーデン	0.47	1.17	1089	8.8%	日本	0.20	1.13	1002	18.6%
スペイン	0.34	1.16	2300	8.6%	フィンランド	0.11	0.91	915	23.0%
オーストラリア	0.26	1.19	2566	7.7%	デンマーク	0.06	1.18	1120	18.1%
スイス	0.22	1.03	962	4.1%	スペイン	0.03	1.04	2123	15.7%
デンマーク	0.10	1.38	1275	6.8%	ウルグアイ	0.00	1.11	961	6.8%
イギリス	0.09	1.14	858	7.7%	ベネズエラ	-0.06	1.17	1115	7.1%
ロシア	0.06	1.25	1931	19.8%	チリ	-0.14	1.09	1442	4.2%
アイルランド	0.02	1.35	976	2.5%	イスラエルアラブ人地区	-0.25	1.33	307	0.0%
フィンランド	-0.20	1.12	1087	8.6%	ロシア	-0.26	1.21	1912	20.6%

ほうで、無回答や「わからない」も目立って割合が高いという特徴がある。

3.2 「侵攻型」ネオリベリズムの支持態度

他方、「侵攻型」ネオリベリズムの争点のうち、「ワークフェア」については、日本の平均得点は全36カ国のなかで中位にあり、高くも低くもない(表2)。レジーム類型の代表国と比べると、社民主義型のスウェーデンほど高くはないものの、自由主義型のアメリカ、保守主義型の旧西ドイツよりもはるかに高く、それなりの支持を得ているとはいえる。また回答のばらつきもそれほど大きくない。しかし無回答と「わからない」の割合が36カ国中最も高く、争点そのものの認知がきわめて低い。

生産過程への介入強化の「産業支援の選択と集中」に関しては、日本はやはり中位にある。自由主義型のアメリカ、保守主義型の旧西ドイツとほぼ同程度で、社民主義型のスウェーデンよりは支持があるという位置である。

表2 「侵攻型」ネオリベリズムの支持態度の記述統計量

ワークフェア					産業支援の選択と集中				
	平均値	S.D.	N	NADK		平均値	S.D.	N	NADK
イスラエルアラブ人地区	0.94	1.28	301	2.0%	アイルランド	1.40	0.59	992	0.9%
ドミニカ	0.63	1.10	2065	1.9%	韓国	1.40	0.70	1558	2.9%
チリ	0.62	0.97	1451	3.6%	オーストラリア	1.39	0.66	2627	5.5%
クロアチア	0.62	1.12	1061	11.6%	クロアチア	1.39	0.68	1148	4.3%
ベネズエラ	0.59	1.16	1167	2.8%	ベネズエラ	1.38	0.64	1184	1.3%
韓国	0.57	1.08	1562	2.7%	イスラエルアラブ人地区	1.38	0.77	306	0.3%
スペイン	0.50	1.14	2322	7.7%	ウルグアイ	1.37	0.66	1014	1.6%
スロヴェニア	0.45	1.20	945	5.8%	スロヴェニア	1.37	0.76	939	6.4%
スウェーデン	0.41	1.23	1129	5.4%	ポーランド	1.34	0.72	1220	5.6%
旧東ドイツ	0.39	1.31	506	4.7%	ラトビア	1.33	0.67	1038	2.9%
ウルグアイ	0.38	1.15	981	4.8%	ニュージーランド	1.33	0.69	1200	5.0%
イスラエルユダヤ人地区	0.27	1.08	987	4.9%	台湾	1.33	0.63	1879	4.7%
ポルトガル	0.27	1.18	1633	11.1%	ロシア	1.31	0.78	2151	10.6%
カナダ	0.26	1.06	885	5.1%	ハンガリー	1.26	0.76	974	3.6%
ポーランド	0.25	1.26	1147	11.3%	ノルウェー	1.21	0.68	1284	3.5%
日本	0.21	1.20	1070	13.1%	フランス	1.21	0.90	1733	5.0%
南アフリカ	0.14	1.33	2774	5.6%	ポルトガル	1.20	0.72	1703	7.3%
全36カ国	0.14	1.23	45395	6.7%	旧西ドイツ	1.19	0.93	1047	5.8%
フィンランド	0.13	1.07	1106	7.0%	全36カ国	1.17	0.81	46361	4.7%
ハンガリー	0.11	1.22	956	5.3%	日本	1.16	0.86	1119	9.1%
フィリピン	0.11	1.25	1153	3.9%	アメリカ	1.16	0.84	1504	0.9%
台湾	0.10	1.13	1851	6.1%	旧東ドイツ	1.16	1.01	511	3.8%
ラトビア	0.01	1.24	962	10.0%	スペイン	1.14	0.75	2386	5.2%
イギリス	-0.01	1.08	863	7.2%	イスラエルユダヤ人地区	1.13	0.84	998	3.9%
旧西ドイツ	-0.08	1.38	1040	6.5%	南アフリカ	1.12	0.82	2837	3.5%
アメリカ	-0.11	1.21	1500	1.2%	イギリス	1.11	0.70	870	6.5%
デンマーク	-0.13	1.35	1287	5.9%	ドミニカ	1.07	0.74	2069	1.8%
スイス	-0.14	1.12	980	2.3%	カナダ	1.06	0.82	895	4.1%
オランダ	-0.14	1.10	920	7.4%	デンマーク	0.99	1.00	1297	5.2%
チェコ	-0.14	1.11	1148	4.4%	オランダ	0.97	0.84	932	6.1%
ロシア	-0.17	1.21	1959	18.6%	チリ	0.90	0.77	1460	3.0%
ノルウェー	-0.23	1.15	1246	6.3%	フィリピン	0.86	0.92	1159	3.4%
ニュージーランド	-0.25	1.15	1170	7.4%	スウェーデン	0.77	0.88	1120	6.2%
アイルランド	-0.29	1.28	968	3.3%	チェコ	0.73	1.00	1154	3.9%
オーストラリア	-0.30	1.10	2584	7.1%	スイス	0.71	0.90	961	4.2%
フランス	-0.44	1.42	1716	5.9%	フィンランド	0.69	0.88	1092	8.2%

4. ネオリベリズムをめぐる社会的亀裂

ところで、福祉国家のレジームというマクロ水準と国民の支持態度というミクロ水準はどのようなメカニズムで接合されるのだろうか。上述の Larsen は、福祉国家論の権力資源動員論、合理的選択論、社会化理論という理論的背景からそれぞれ「階級的な利害・連合の形成」「短期的な自己利害」「平等・公正・連帯に関する価値と規範」という3つがメカニズムとして想定されると整理している (Larsen 2006: 13-23)。

第一と第二のメカニズムでは、社会経済的・政治的立場による亀裂が、第三のメカニズムでは価値・規範という意識レベルの亀裂が前提されているといえる。つまり、個人の利害関係やその集合が国家政策に反映されてレジーム類型を決めるとするのが第一と第二のメカニズムであるのに対し、単純な利害関係というよりも価値や規範といった文化的要因がレジームを決めるとするのが第三のメカニズムである。

ここでは第一と第二のメカニズムにしたがって、ポスト福祉国家＝ネオリベリズムをめぐる社会的亀裂を捉えていきたい。つまり個人の社会的立場がそれぞれの利害関係によって争点態度を規定するというメカニズムを想定することにする。

表3 分析に使用する変数

被説明変数	小さな政府化	政府の経済政策の賛否のうち、「政府の支出を削減すること」に「賛成」=2、「どちらかといえば賛成」=1、「どちらでもない」=0、「どちらかといえば反対」=-1、「反対」=-2を割り当てた。NADKは欠損値とした
	規制緩和	同上「企業に対する政府の規制をゆるめること」に対して、上と同様の得点を割り当てた。NADKは欠損値とした
	ワークフェア	同上「より多くの人に仕事を与えるために1人あたりの労働時間を減らすこと」に対して、上と同様の得点を割り当てた。NADKは欠損値とした
	産業支援の選択と集中	同上「新しい製品や技術を作り出す産業を援助すること」に対して、上と同様の得点を割り当てた。NADKは欠損値とした
説明変数・統制変数	性別	男性、女性
	年齢	調査時満年齢を10歳刻みで「20代以下」「30代」「40代」「50代」「60代以上」の5カテゴリーに分類した
	学歴	高等教育修了を「高学歴」、それ未満を「低中学歴」に分類した
	職業	雇用形態と本人現職から、「管理職」(ISCO1000番台)、「専門・技術職」(同2000～3000番台)、「事務・サービス職」(同4000～5000番台)、「農林漁業」(同6000番台)、「マニュアル職」(同7000～9000番台)、「無職」、「家事」の7カテゴリーに分類した
	労組加入	「入っている」と「以前は入っていたが、今は入っていない」を「加入歴あり」、「一度も入ったことはない」を「加入歴なし」の2カテゴリーに分類した
	世帯収入	カテゴリーごとに値を割り当て、対数変換した

そこで、社会的亀裂の古典的研究以来主たる関心が寄せられてきた職業・産業による階級的亀裂を中心に、性別、年齢、学歴といった基本的な社会的属性による亀裂、それと福祉国家論でしばしば重視されてきた労働勢力の組織化に伴う政治的対立軸を加えて、性別、年齢、学歴、職業、労働組合の加入経験を説明変数として、世帯収入を統制変数として、ネオリベラリズムのそれぞれの争点の支持態度を従属変数とする重回帰分析を行った（分析に使用した変数は表3）。

ここでは、3つのレジームの代表的な国として、自由主義型からアメリカ、保守主義型から旧西ドイツ、社民主義型からスウェーデンをとりあげる。以下、分析結果から、これら3カ国と比較しながら、日本の社会的亀裂の特徴を明らかにしていこう。

4.1 「撤退型」ネオリベラリズムをめぐる社会的亀裂

まず「撤退型」ネオリベラリズムのうち「小さな政府化」については、日本ではモデル自体が有意にならなかった（表4）。保守主義型の旧西ドイツでも、年齢の亀裂がないわけではないがはっきりしたものではなく、モデルそのものの説明力が低いという点で、日本と似た構造をもっている。

自由主義型のアメリカと社民主義型のスウェーデンでは、高年層の「小さな政府」志向と若年層の反「小さな政府」志向という亀裂がみられる。学歴による亀裂は、日本を含めて4カ国のいずれでもみられなかった。職業をめぐる亀裂は、自由主義型のアメリカと社民主義型のスウェーデンでみられ、管理職層の「小さな政府」志向と事務・サービス職層の反「小さな政府」志向が対立している。労働組合加入歴では、社民主義型のスウェーデンで亀裂がみられるが、日本と他の2つのレジームではみられなかった。

次に「規制緩和」をめぐるのは、日本では、高年層の「規制緩和」支持と若年層の不支持という年齢の亀裂がみられ、この点で保守主義型の旧西ドイツに似ている（表5）。また

表4 「小さな政府化」の重回帰分析の結果(値は標準化偏回帰係数)

		日本	アメリカ	旧西ドイツ	スウェーデン
性別	男性	0.022	0.046	0.067	0.102 **
	女性				
年齢	20代以下	-0.028	-0.176 ***	-0.124 **	-0.111 **
	30代	-0.012	-0.162 ***	-0.043	0.011
	40代	-0.034	-0.067	-0.084	0.039
	50代	0.011	-0.014	-0.015	0.034
	60代				
学歴	高学歴	-0.048	-0.035	-0.046	-0.045
	低中学歴				
職業	管理職	0.012	0.087 *	-0.001	0.149 ***
	専門・技術職	0.018	0.054	0.009	0.043
	事務・サービス職				
	農林漁業	-0.082 *	-0.013	-0.015	-0.001
	マニュアル職	-0.028	0.048	-0.017	-0.025
	無職	-0.113 *	0.014	-0.058	0.058
	家事	-0.045	0.041	-0.043	-0.001
労組加入	加入歴あり	0.011	-0.018	-0.025	-0.126 ***
	加入歴なし				
世帯収入		-0.021	0.176 ***	0.006	0.024
調整済みR二乗		0.002	0.071 ***	0.001	0.049 ***
N		883	1171	750	910

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

表5 「規制緩和」の重回帰分析の結果(値は標準化偏回帰係数)

		日本	アメリカ	旧西ドイツ	スウェーデン
性別	男性	0.057	0.092 **	0.076 +	0.052
	女性				
年齢	20代以下	-0.134 **	-0.011	-0.206 ***	-0.065
	30代	-0.004	-0.065	-0.075	-0.020
	40代	-0.064	-0.001	-0.073	0.020
	50代	-0.050	-0.023	-0.024	0.007
	60代				
学歴	高学歴	0.020	-0.031	0.027	0.039
	低中学歴				
職業	管理職	0.099 *	0.077 *	0.058	0.115 **
	専門・技術職	-0.047	0.008	-0.035	-0.001
	事務・サービス職				
	農林漁業	-0.023	0.007	-0.049	0.031
	マニュアル職	-0.035	-0.007	-0.027	-0.001
	無職	-0.075	0.017	-0.046	0.013
	家事	-0.068	0.027	-0.030	-0.037
労組加入	加入歴あり	-0.027	-0.047	-0.080 *	-0.143 ***
	加入歴なし				
世帯収入		0.011	0.032	0.020	0.114 **
調整済みR二乗		0.025 **	0.008 *	0.030 ***	0.046 ***
N		823	1165	733	858

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

職業をめぐる亀裂では、事務職・サービス職層と比べて管理職の支持がみられ、これは自由主義型のアメリカ、社民主義型のスウェーデンと共通した亀裂構造である。学歴をめぐる亀裂はここでも、日本を含めて3つのレジームでもみられなかった。自由主義型のアメリカの場合、男性の「規制緩和」支持、女性の不支持という性別の亀裂がみられた。労働組合加入歴では、日本と自由主義型のアメリカで亀裂がみられなかったのに対して、保守

主義型の旧西ドイツと社民主義型のスウェーデンでは、加入歴あり層の不支持となし層の不支持という亀裂がみられた。

4.2 「侵攻型」ネオリベリズムをめぐる社会的亀裂

今回は「侵攻型」ネオリベリズムの争点をみてみよう。「ワークフェア」の場合、日本では、年齢の亀裂がはっきりみられる（表6）。すなわちリタイア後を中心とする高年齢層が支持するのに対して現役世代はどの年代でも軒並み支持していない。この特徴はほかの3カ国にはみられないものである。

性別による亀裂は、女性の支持と男性の不支持という構造がほかの3カ国ではある程度明瞭にみられるが、日本ではみられなかった。学歴による亀裂がみられなかったのはほかの3カ国と同じである。日本では職業による亀裂もほとんどみられなかったが、自由主義型のアメリカの場合、事務職・サービス職層と比べて管理職層の不支持がみられ、社民主義型のスウェーデンではこれに加えて専門・技術職層、農林漁業層、無職層も不支持である。保守主義型の旧西ドイツでは、事務職・サービス職層に比べて無職層、家事層、農林漁業層の支持が強くみられた。労働組合加入歴による亀裂は、自由主義型のアメリカではみられなかったが、保守主義型の旧西ドイツと社民主義型のスウェーデンでは、加入歴あり層の「ワークフェア」支持、なし層の不支持という亀裂がみられる。

最後に「産業支援の選択と集中」では、日本に限らず3カ国のいずれでもモデル自体が有意にならず、この争点での社会的属性のレベルの亀裂は生じていないとみられる（表7）。

表6 「ワークフェア」の重回帰分析の結果(値は標準化偏回帰係数)

		日本	アメリカ	旧西ドイツ	スウェーデン
性別	男性	0.014	-0.092 **	-0.119 **	-0.200 ***
	女性				
年齢	20代以下	-0.138 ***	0.007	0.220 ***	0.011
	30代	-0.078 +	0.079 +	0.179 ***	0.138 ***
	40代	-0.098 *	0.098 *	0.125 *	0.136 ***
	50代	-0.098 *	0.034	0.145 **	0.168 ***
	60代				
学歴	高学歴 低中学歴	0.028	-0.028	0.014	-0.030
職業	管理職	0.000	-0.069 +	0.044	-0.160 ***
	専門・技術職	-0.009	-0.022	0.100 +	-0.140 **
	事務・サービス職				
	農林漁業	-0.016	-0.013	0.068 +	-0.085 **
	マニュアル職	-0.028	-0.025	0.147 **	-0.009
	無職	0.058	0.044	0.236 ***	-0.144 **
家事	0.080 +	-0.008	0.153 **	-0.047	
労組加入	加入歴あり 加入歴なし	0.047	0.012	0.065 +	0.142 ***
世帯収入		0.040	-0.063 +	0.025	-0.153 ***
調整済みR二乗		0.014 *	0.018 ***	0.038 ***	0.154 ***
N		876	1179	747	934

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

表7 「産業支援の選択と集中」の重回帰分析の結果(値は標準化偏回帰係数)

		日本	アメリカ	旧西ドイツ	スウェーデン
性別	男性	0.035	0.036	0.062	0.067 +
	女性				
年齢	20代以下	-0.031	0.029	0.014	-0.046
	30代	-0.058	0.011	0.050	-0.041
	40代	0.002	0.064	0.023	-0.007
	50代	-0.013	0.024	0.081	0.047
	60代				
学歴	高学歴	-0.030	0.011	-0.009	0.001
	低中学歴				
職業	管理職	0.050	0.052	-0.020	-0.006
	専門・技術職	-0.045	0.014	0.016	-0.067
	事務・サービス職				
	農林漁業	-0.035	0.014	-0.069 +	-0.028
	マニュアル職	-0.004	0.013	-0.017	-0.017
	無職	-0.072	-0.012	0.035	-0.027
	家事	-0.064	-0.044	0.027	0.015
労組加入	加入歴あり	0.002	0.010	0.018	-0.045
	加入歴なし				
世帯収入		0.010	-0.052	0.031	0.016
	調整済みR二乗	0.000	0.001	-0.004	0.000
	N	905	1181	745	927

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

5. 結論

本論では、ネオリベリズムをポスト福祉国家の政治的プロジェクトと捉えて、その政策争点に対する日本人の支持態度とその社会的亀裂を、ISSP2006年調査のデータによって検討してきた。分析に際しては、ネオリベリズムを、市場や市民社会に介入していた福祉国家がそうした介入から撤退する側面(「撤退型」ネオリベリズム)に限って捉えるのではなく、市場や市民社会への介入からいったん撤退した国家が、市場メカニズムの円滑な作動を求めて、改めて選択と集中によって部分的に介入を強化するという側面(「侵攻型」ネオリベリズム)も含めて捉えた。稿を閉じるにあたって、比較福祉国家論のレジーム類型を参照しながら、国民の支持態度の次元での日本のレジーム類型上の位置づけを2点にまとめよう。

第一に、支持態度という点で、日本では、「撤退型」ネオリベリズムのうち、政府そのものを小さくすることに関しては、国民の反応は保守主義型の旧西ドイツに近く、またそれ以上に強烈に「小さな政府化」を支持しているといえる。しかし政府が規制を緩めることについては、ここで検討した3カ国のいずれよりもはるかに抵抗感が根強く、3つのレジーム諸国と比べると例外的な位置にある。

他方、「侵攻型」ネオリベリズムでは、労働過程への介入強化については、自由主義型のアメリカと保守主義型の旧西ドイツでは支持が低く、社民主義型のスウェーデンでは支持が高いなかで、日本は中間的かやや高めの反応という位置だった。生産過程への介入強化については、自由主義型と保守主義型と同水準で、社民主義型よりは支持があるといえ

る。

第二に、支持態度をめぐる社会各層間の対立構造、すなわち社会的亀裂の所在を、社会的属性に関して明らかにした。まず「撤退型」ネオリベリズムをめぐる日本の社会的亀裂は、「小さな政府化」と「規制緩和」という争点ごとに亀裂構造はかなり異なっていた。

「小さな政府化」でははっきりとした亀裂が社会的属性に関しては確認できなかったのに対して、「規制緩和」では年齢と職業をめぐる亀裂がある程度ははっきりみられた。また、こうした亀裂構造の特徴は保守主義型の旧西ドイツと似ており、自由主義型のアメリカ、社民主義型のスウェーデンとはかなり異なることが明らかになった。

「侵攻型」ネオリベリズムの支持態度の構造も、やはり争点によって異なることが明らかになった。労働過程への再介入のひとつである「ワークフェア」をめぐる亀裂構造は、日本の場合、年齢による亀裂という形で現れていたのに対し、生産過程への再介入の「産業支援の選択と集中」では社会的属性の亀裂が確認できなかった。

こうした亀裂構造の特徴は、「ワークフェア」に関しては、3つのレジーム諸国と大きく異なっていた。年齢の亀裂がみられた点で、社民主義型のスウェーデンや保守主義型の旧西ドイツと似ているといえようが、支持の向きはこれら2つのレジーム諸国とは正反対だった。「産業支援の選択と集中」に関しては、ほかの3つのレジーム諸国と同様、日本では社会的属性による亀裂が確認されなかった。

このように、福祉国家の撤退＝ネオリベリズムへの国民の支持態度という次元からみたとき、日本は福祉国家のレジーム類型上の位置づけははっきりしたものとはいえない。保守主義型に近い側面、自由主義型と保守主義型のハイブリッド的な側面、いずれのレジームとも異質な側面をあわせもっているというべきであろう。

最後に、本論で検討しきれなかった課題について一言しておく。本論では、福祉国家のレジームというマクロ水準と国民の支持態度というミクロ水準を接合するメカニズムとして、階級的な利害対立や連合形成、あるいは自己利害の追求という前提にしたがって、社会的属性をめぐる亀裂に関してのみ検討した。しかし亀裂の所在が明確にみられなかった点を含めて、ほかのメカニズム、たとえば Larsen の整理でいえば「平等・公正・連帯に関する価値・規範」にかかわるメカニズムに着目した検討が今後試みられる必要があるだろう。

また本論では「三つの世界」の代表国としてそれぞれ1カ国しか検討してこなかったが、別の国に着目すれば、異なる支持態度や亀裂の構造がみられる可能性もあり、比較対象を拡張することも今後必要と思われる。さらにいえば、日本と同様にレジーム類型上の位置づけが論争的な他の東アジア諸国、たとえば韓国や台湾などと日本を比較することによって、かかる東アジア諸国のレジーム類型上の位置づけはよりはっきりするであろう。

[謝辞]

本稿の執筆にあたり、2010年度二次分析研究会で佐藤香氏、荒牧央氏、田辺俊介氏ほか

メンバー各位から多くの助力を得た。また研究報告会でコメンテーターを引き受けてくださった平島健司氏からは有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。

[Acknowledgment]

The data utilized in this paper were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[参考文献]

- Arts, Wil, and John Gelissen, 2001, "Welfare States, Solidarity and Justice Principles: Does the Type Really Matter?," *Acta Sociologica*, 44(4): 283-99.
- Bean, Clive, and Elim Papadakis, 1998, "A Comparison of Mass Attitudes Towards the Welfare State in Different Institutional Regimes, 1985-1990," *International Journal of Public Opinion Research*, 10(3): 211-36.
- Birch, Kean, and Vlad Mykhnenko, 2010, "Introduction: A World Turned Right Way Up," Kean Birch and Vlad Mykhnenko eds., *The Rise and Fall of Neoliberalism: The Collapse of An Economic Order?*, London: Zed Books.
- Esping-Andersen, G., *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge: Polity Press. (=2001, 岡沢憲扶・宮本太郎監訳『福祉資本主義の三つの世界』ミネルヴァ書房.)
- Gelissen, John, 2000, "Public Support for Institutionalised Solidarity: A Comparison between European Welfare States," *International Journal of Social Welfare*, 9(4): 285-300.
- Harvey, David, 2005, *A Brief History of Neoliberalism*, Oxford: Oxford University Press. (=2007, 渡辺治監訳『新自由主義——その歴史的展開』作品社.)
- Larsen, Christian A., 2006, *The Institutional Logic of Welfare Attitudes: How Welfare Regimes Influence Public Support*, Aldershot: Ashgate.
- 上村泰裕, 2000, 「福祉国家は今なお支持されているのか——ISSP 調査による分析」佐藤博樹・石田浩・池田謙一編『社会調査の公開データ——2次分析への招待』東京大学出版会:211-26.
- 宮本太郎, I・ペング, 埋橋孝文, 2003, 「日本型福祉国家の位置と動態」エスピン=アンデルセン編『転換期の福祉国家』早稲田大学出版部:295-336.
- Peck, Jamie, and Adam Tickell, 2002, "Neoliberalizing Space," Brenner, N., and N. Theodore eds., *Spaces of Neoliberalism: Urban Restructuring in North America and Western Europe*, Oxford: Blackwell: 33-57.
- 新川敏光, 2005, 『日本型福祉レジームの発展と変容』ミネルヴァ書房.

- Steger, Manfred B., and Ravi K. Roy, 2010, *Neoliberalism: A Very Short Introduction*, Oxford: Oxford University Press.
- Steinmo, Sven, 2010, *The Evolution of Modern States: Sweden, Japan, and the United States*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Svallfors, Stefan, ed., 2007, *The Political Sociology of the Welfare State: Institutions, Social Cleavages, and Orientations*, Stanford: Stanford University Press.
- Svallfors, Stefan, and Peter Taylor-Gooby eds., 1999, *The End of the Welfare State? Responses to State Retrenchment*, New York: Routledge.
- 武川正吾編, 2006, 『福祉社会の価値意識』 東京大学出版会.
- 埋橋孝文, 1997, 『現代福祉国家の国際比較』 日本評論社.

信頼生成のメカニズム分析

朝岡 誠

(東京大学)

社会関係資本論において、信頼は重要な概念であり、多くの研究が行われている。しかし、信頼生成に対するネットワークの影響に関してはいろいろ議論がある。その中で本稿では関係流動性 (Yuki et al, 2007) を取り上げた。関係流動性とはある社会において、必要に応じて対人関係を形成できる機会の多さのことであり、信頼の形成に対してネットワークと相互作用があると仮定している。本稿は国際比較が可能な ISSP2006 を用いて、マルチレベルモデル分析にて関係流動性と信頼の生成メカニズムの関係を分析した。その結果、信頼生成において社会のグローバル化と個人のネットワーク数の間には相互作用効果があり、関係流動性が高く、不特定の他者と接触する機会の多い社会では関係流動性の低い社会に比べて信頼に対するネットワークの効果が大きいことが分かった。

1. 研究の背景

社会関係資本に関する研究が、近年、経済学、政治学、そして社会学などの領域において盛んに行われている。Putnam (1993) はイタリア南部と北部の比較から社会関係資本が社会参加に大きな影響を持つことを示し、社会関係資本を「信頼」、「互酬性の規範」、「ネットワーク」の三つの要素に整理した。Putnam の一連の研究は社会関係資本論に明確で具体的な視座を提供し、現在の研究動向に大きな基礎を提供した。とりわけ信頼は自治体のレベルにおいて、民主主義 (Putnam 2000)、経済発展 (Fukuyama 1995)、と強い相関があり、社会関係資本の重要な要素であるといえる。

1.1 信頼生成のメカニズムをめぐる議論

誰の信頼が高く、なぜ信頼が高いのか？信頼生成のメカニズムをめぐる実証研究は様々行われている。多くの研究は教育、年齢、組織加入といった個人属性から信頼の水準を予測し、その生成のメカニズムを明らかにしようと試みている。Putnam (1993) は社会的ネットワークを通じた互酬的な相互行為が信頼を高めると論じており、このことを支持する研究がある (Brehm, John and Wendy Rahn 1997)。だが一方で、信頼とネットワークの間に正の相関があることに懐疑的な研究も多々ある (Paxton 2002, Warren 2001, Kaufman 2003, Browning, Feinberg and Dietz 2004, Beyerlein and Hipp 2005)。したがって信頼生成のメカニズムの核とされるネットワークの効果については明確な結果が出ていない。

Paxson (2007) によれば、これらの研究はネットワークを扱う際に個人が埋め込まれた社会環境を考慮していないため、その社会で形成されるネットワークの特性が現れにくい。したがって、個人の持つネットワークの効果とその社会におけるネットワークの特性を区

別できる分析を行い、個人のネットワークの効果とその社会環境を別々に分析すべきだと主張する。そこで Paxson は個人が埋め込まれた社会環境を考慮するためにマルチレベルモデル分析を用いて信頼と組織加入の関連を分析した。Paxson は組織に加入することで信頼が高まるという仮説を修正し、組織同士で協同する機会が多い社会であること、組織同士で協同する機会が多い組織に加入することで信頼が高まるという仮説を立てて分析を行い、その仮説は支持されている。本稿では Paxson と同様にマルチレベルモデル分析を行い、本人が持つネットワーク数が信頼に及ぼす影響を分析する。本稿では社会心理学などで関心を集めている関係流動性 (Yuki et al, 2007) に焦点を当て、各社会の関係流動性がネットワークと信頼の関係に与える影響を考察する。

1.2 信頼の解き放ち理論

最近、社会心理学などの分野で関係流動性への関心が高まっている。関係流動性とは、ある社会、または社会状況において、必要に応じて対人関係を形成できる機会の多さのことである。関係流動性が高い社会では必要に応じて人間関係を頻繁に調整する傾向がみられ、関係流動性が低い社会では現在の人間関係を維持する傾向が見られるという。この関係流動性の概念のモチーフになっているのは、文化差を適応論的なアプローチから説明することを試みた『信頼の解き放ち理論』(山岸 1998) である。

山岸は信頼を「信頼する側の性質としての信頼」と「信頼される側としての信頼」に区別し、Putnam らが用いる信頼は信頼される側の信頼であると主張する。そのために彼らは信頼される特定の他者に対する信頼感と不特定の一般的な他者に対する信頼(一般的信頼)を混合していると批判する。Putnum (1993) は緊密なネットワークにて互酬的な相互行為が一般的信頼高め、ネットワークを拡充すると主張するが、山岸は緊密なネットワークに埋め込まれてしまうと、ネットワーク内の特定の他者の信頼性は高まるが、特定の他者以外との協力関係を築く一般的信頼の発達が阻害される可能性があることを指摘する。山岸によると、人の一般的信頼は不特定の他者と触れ合う機会が大きい、つまり関係流動性が高い社会でこそ醸成されると主張する。

この信頼の解き放ち理論の妥当性に関しては様々な実証研究が行われている(辻・針原 2002, 与謝野・林 2005, 金澤 2008, 稲垣 2009)。そのなかでも与謝野・林は伝統的地域社会が残存している関係流動性が小さいと思われる地域と都市の生活様式が進行しており、関係流動性が大きい地域で一般的信頼の比較調査を行った。その結果、一般的信頼に地域差はなく、伝統的な地域社会では特定の他者とのコミットメントが強いほど一般的信頼の水準が高く、都市的な地域社会においては特定の他者とのコミットメントが弱いほど一般的信頼の水準が高いということが明らかになった。

このように関係流動性は一般的信頼の生成メカニズムに影響している可能性があるが、これらの研究は関係流動性の高いと思われる地域と低いと思われる地域との二地点比較が

多く、複数の社会で比較した例は少ない(竹村 2010)。そこで、本稿では関係流動性を社会の特性を表す変数だと仮定し、マルチレベルモデル分析を行う。

2. 仮説

山岸の『信頼の解き放ち理論』に則ると、関係流動性が大きい社会では、不特定の他者と付き合う機会が多い。その中には現状の関係では得られない魅力的な財を提供する者もいる。したがって、関係流動性が高い社会では不特定の他者をとりあえず信頼することが重要であり、多くの人と交流している人の方が高い信頼を持つと考えられる。一方関係流動性が小さい社会では一般的な他者を信頼する必要がないので、全体的な信頼の水準は低く、交流している人の数と信頼には関係がないと考えられる。したがって作業仮説として以下の2つを提示することができる。

- 1) 関係流動性が高い社会にいる人の方が高い信頼を持つ
- 2) 社会の関係流動性と個人のネットワーク数には交互作用があり、関係流動性が高い社会の方が低い社会よりもネットワークが信頼におよぼす影響が大きい

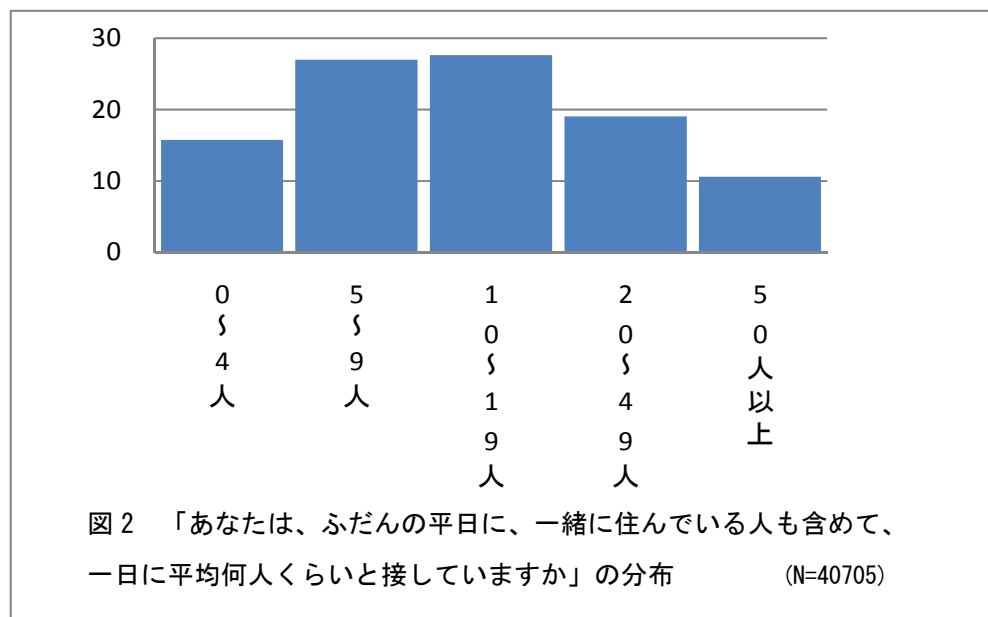
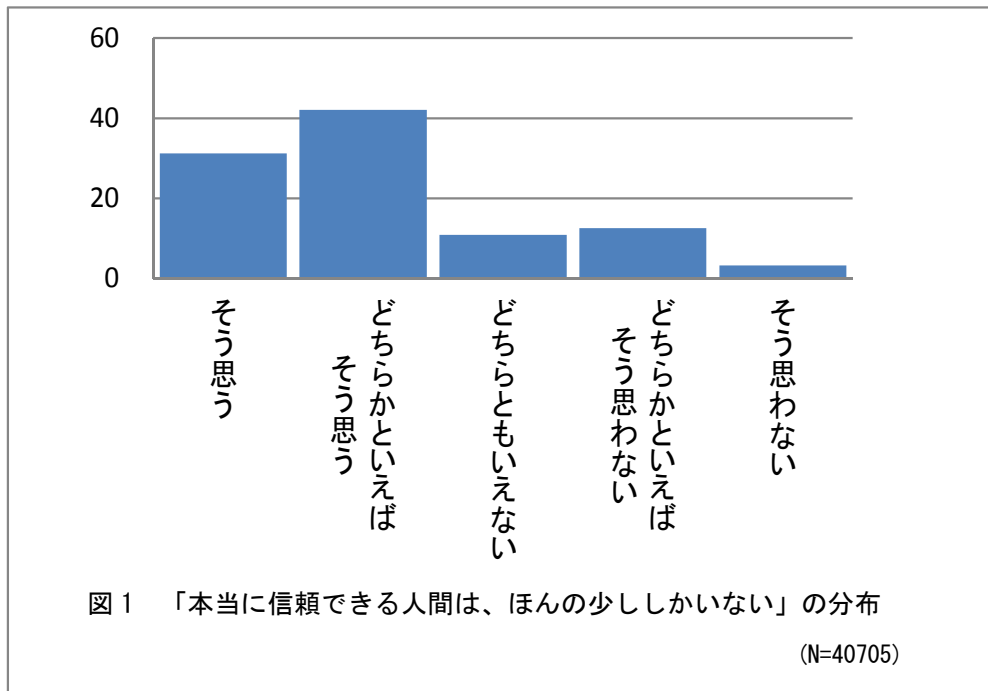
以降、マルチレベルモデル分析にてこの仮説を検討する。

3. 使用するデータと変数

3.1 使用するデータ

分析に使用するのは ISSP (International Social Survey Program : 国際社会調査プログラム) の 2006 年度版の個票データである。ISSP は代表的な国際比較調査であり、各国の研究者が同じ質問で行っているため、国際比較分析が可能である。調査対象国はオーストラリア・カナダ・チリ・クロアチア・チェコ・デンマーク・ドミニカ共和国・フィンランド・フランス・ドイツ・英国・ハンガリー・アイルランド・イスラエル・日本・ラトビア・オランダ・ニュージーランド・ノルウェー・フィリピン・ポーランド・ポルトガル・ロシア・スロヴェニア・南アフリカ・韓国・スペイン・スウェーデン・スイス・台湾・ウルグアイ・アメリカ合衆国・ヴェネズエラの 33 カ国であり全サンプルは 48641 である。そのうち、マルチレベルモデル分析では台湾をのぞく 32 カ国、39094 のサンプルを用いた。

3.2 変数の設定



従属変数となる信頼に相当する質問として、問14aの「本当に信頼できる人間は、ほんの少ししかいない (Some people because of their job, position in the community or contacts, are asked by others to help influence important decisions in their favour)」を5点尺度で尋ねたものを用いた。図1はその分布である。これを見ると、「どちらかといえばそう思う」という回答が一番多く、信頼できる人間は少ないという方に分布が偏っていることが分かる。従来

の信頼研究では、「一般的にいつて、人は信頼できると思いますか」といった変数を用いており、その結果に比べると信頼が低い傾向にある。この変数は「そう思う」に1点、「そう思わない」に5点を与え、信頼できる人間が少ししかいないと思わない、つまり信頼できる人が多くいると思っているほど点数が高くなるように加工した。そして、個人が持つネットワークについてはQ21の「あなたは、ふだんの平日に、一緒に住んでいる人も含めて、1日に平均何人くらいと接していますか (How many people contact)」を用いている¹⁾。図2はその分布である。図2をみると正規分布に近似していることが分かる。そこで本稿ではこの変数を数量に変換せず、1~5ポイントで多くの人と接する人ほどポイントが高くなるように設定した。また、個人の属性として、年齢、性別、教育年数、職業を用いた。年齢は18歳から80歳のサンプルに限定し、教育年数は30年未満に限定した。職業はノンマニュアル、マニュアル、無職の3つに分け、ダミー変数とした。これらの変数の欠損値を処理した結果、サンプルは40705となった。

表1 国ごとの平均値、マクロ指標

国名	略名	一般的信頼 (1-5)	年齢 (18-80)	教育年数 (1-30)	ネットワー ク数 (1-5)	男性の割 合	ノンマニ ユアルの割 合	マニユアル の割合	N	社会的グ ローバル 化指標
オーストラリア	AU	2.15	48.93	13.75	3.15	0.48	0.60	0.35	2419	83.26
カナダ	CA	2.20	50.39	14.02	3.06	0.51	0.58	0.26	771	90.59
チリ	CL	1.96	43.39	10.62	2.80	0.42	0.24	0.58	1398	51.18
台湾	TW	2.64	43.61	11.78	2.83	0.54	0.45	0.48	1611	—
クロアチア	HR	2.01	47.61	10.72	2.42	0.48	0.37	0.46	988	71.39
チェコ	CZ	2.34	49.01	12.57	2.63	0.42	0.39	0.49	1103	83.14
デンマーク	DK	2.86	50.08	13.34	2.72	0.48	0.62	0.32	1079	88.01
ドミニカ	DO	1.61	39.61	8.88	3.46	0.52	0.30	0.55	1574	53.70
フィンランド	FI	2.41	49.02	12.29	2.49	0.48	0.50	0.43	863	84.88
フランス	FR	2.16	51.45	13.74	2.90	0.55	0.61	0.33	1526	85.60
ドイツ	DE	2.29	49.62	10.97	2.72	0.48	0.45	0.47	1440	85.77
ハンガリー	HU	1.93	49.38	11.72	2.04	0.46	0.32	0.61	870	80.35
アイルランド	IE	2.14	46.56	12.81	3.09	0.41	0.44	0.51	917	80.19
イスラエル	IL	2.14	44.27	13.01	2.69	0.53	0.45	0.40	1129	63.67
日本	JP	2.26	50.95	12.49	2.54	0.49	0.29	0.30	971	67.56
韓国	KR	2.16	44.16	12.63	2.63	0.45	0.46	0.46	1320	52.29
ラトビア	LV	2.21	47.12	12.06	2.34	0.42	0.31	0.63	724	71.18
オランダ	NL	2.57	48.16	13.91	3.12	0.54	0.73	0.21	885	88.84
ニュージーランド	NZ	2.12	48.17	13.80	3.09	0.49	0.45	0.25	1098	76.04
ノルウェー	NO	2.46	46.46	13.73	2.66	0.47	0.54	0.38	1260	85.18
フィリピン	PH	2.14	39.87	9.34	2.66	0.50	0.25	0.56	1127	41.68
ポーランド	PL	1.92	49.74	11.43	2.19	0.48	0.40	0.54	1057	77.24
ポルトガル	PT	2.15	46.67	8.23	3.14	0.41	0.32	0.58	1544	85.18
ロシア	RU	1.83	46.20	11.98	2.54	0.39	0.41	0.55	1932	69.23
スロヴェニア	SI	2.22	49.30	11.57	2.40	0.47	0.40	0.48	812	74.06
南アフリカ	ZA	1.77	38.72	10.72	2.86	0.44	0.17	0.42	2365	47.79
スペイン	ES	1.93	45.04	12.12	2.96	0.49	0.35	0.49	1964	82.46
スウェーデン	SE	2.38	47.58	12.43	2.96	0.47	0.53	0.39	1049	86.69
スイス	CH	2.69	49.40	11.61	2.73	0.43	0.60	0.37	903	94.95
イギリス	UK	2.16	47.57	12.41	3.03	0.42	0.52	0.45	794	87.08
アメリカ	US	2.15	45.79	13.21	2.96	0.47	0.52	0.43	1438	78.34
ウルグアイ	UY	1.79	46.36	9.09	2.89	0.40	0.25	0.66	929	52.99
ベネズエラ	VE	1.97	41.01	8.61	3.31	0.46	0.27	0.35	845	48.67
全体		2.15	46.29	11.84	2.82	0.47	0.42	0.45	40705	

次に国レベルの変数について説明する。前節で述べたとおり、本稿では信頼と関係流動性と個人のネットワークの相互作用、そして社会への信頼と個人のネットワークの相互作用を探ることを目的としている。関係流動性を表す指標としてスイスの経済研究所 KOF が作成したグローバル化指数 (KOF) を用いる。KOF は政治、経済、社会のグローバル化の度合いを国際的組織への加入数、GDP に占める海外への資本投下量、労働者移民の割合などから指標にしたものである。本稿ではそのうち、社会のグローバル化の程度を用いた。社会のグローバル化指標は国際的な交流の程度を表す指標であり、外国人観光客の割合や労働移民の割合といった人の交流、インターネットの接続件数、書籍の流通度合いなどの指標から算出される。本稿ではこの社会のグローバル化指標を関係流動性の指標として扱う。この指標には台湾のデータがないので、マルチレベルモデル分析の際には台湾を除いた。前頁表 1 は今回分析で使用する変数の国別平均値とマクロ指標をまとめたものである。

4. 分析

4.1 基礎集計, 国別重回帰分析

マルチレベルモデル分析に入る前に、まずは国別で信頼の水準を見てみよう。図 3 は「本当に信頼できる人間は、ほんの少ししかない」という質問に対して「どちらかといえばそうは思わない」と「そう思わない」と回答した人を高信頼者とし、高信頼者の割合を国別で示したものである。

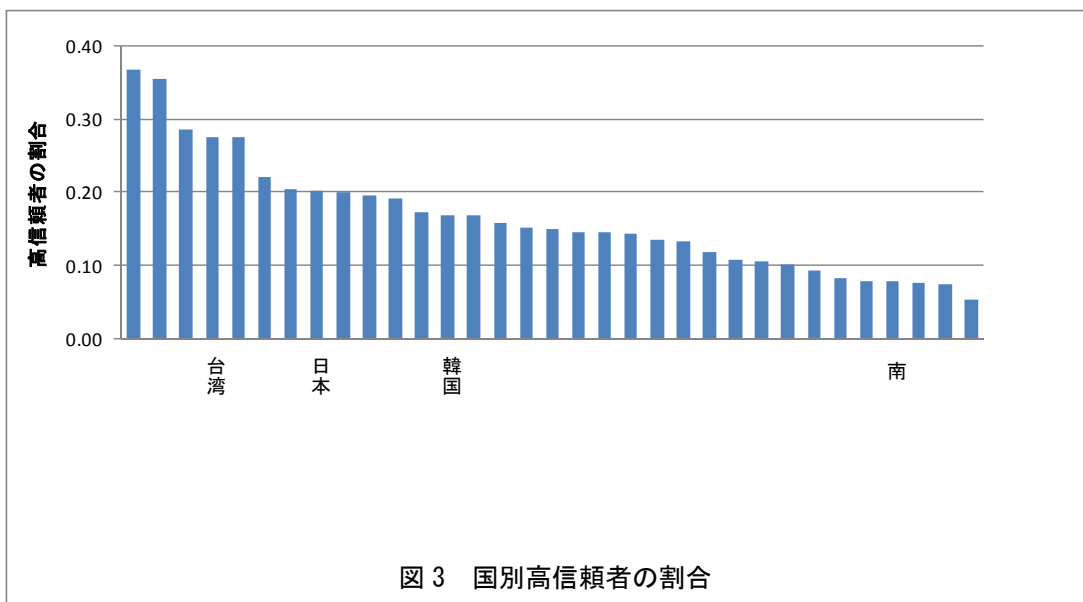


図 3 をみると、デンマークやフィンランドをはじめとする北欧諸国では高信頼者の割合が高く、ロシアやポーランドといった東欧や南アフリカ、ドミニカ、チリといった発展途上国では高信頼者の割合が低いことが分かる。このような傾向は従来の信頼の国際比較と

同様結果である。

表 2 重回帰分析の結果(標準回帰係数と調整済み決定係数)

国名	男性ダミー	年齢	教育年数	ノンマニュアル	マニュアル	ネットワーク数	AdjR ²	N
オーストラリア	-0.03	0.09 ***	0.11 ***	0.03	-0.03	0.06 **	0.025 ***	2419
カナダ	0.00	0.09 *	0.13 ***	0.04	-0.01	0.09 *	0.026 ***	771
チリ	0.02	0.01	0.08 *	-0.07	-0.06	0.08 **	0.012 **	1398
台湾	0.07 **	0.04	0.05	-0.02	-0.03	0.06 *	0.008 **	1611
クロアチア	0.01	-0.02	0.02	0.02	0.00	-0.04	-0.004	988
チェコ	0.00	-0.01	0.12 **	-0.06	0.02	0.09 **	0.018 ***	1103
デンマーク	-0.06 *	0.09 **	0.09 **	0.12	-0.08	0.12 ***	0.078 ***	1079
ドミニカ	0.03	0.06 *	0.02	0.02	0.01	-0.01	0.001	1574
フィンランド	-0.03	0.02	0.12 **	0.17 *	0.03	0.14 ***	0.082 ***	863
フランス	0.03	0.04	0.10 ***	0.05	-0.02	0.07 *	0.023 ***	1526
ドイツ	-0.03	0.07 *	0.05	-0.09	-0.09	0.02	0.005 *	1440
ハンガリー	-0.03	0.07 *	0.02	0.07	0.03	0.12 ***	0.014 **	870
アイルランド	0.03	0.13 ***	0.07	0.11	0.10	0.01	0.013 **	917
イスラエル	0.00	0.10 **	0.10 **	-0.08	-0.01	0.01	0.010 **	1129
日本	0.02	0.06	0.13 ***	0.00	-0.13 ***	0.07	0.037 ***	971
韓国	-0.08 **	0.04	0.08 *	0.00	-0.02	0.01	0.006 *	1320
ラトビア	0.10 **	0.01	-0.06	-0.06	-0.07	0.09 *	0.014 *	724
オランダ	-0.05	0.07	0.12 **	0.02	-0.07	0.09 *	0.031 ***	885
ニュージーランド	0.00	0.08 *	0.14 ***	-0.03	-0.08 *	0.04	0.021 ***	1098
ノルウェー	-0.03	0.09 **	0.19 ***	0.05	0.00	0.10 ***	0.066 ***	1260
フィリピン	-0.03	-0.01	-0.06	-0.03	0.01	0.02	0.002	1127
ポーランド	0.00	0.05	0.11 *	-0.05	-0.06	0.00	0.006 *	1057
ポルトガル	0.09 ***	0.01	0.02	-0.07	-0.11 *	0.02	0.009 **	1544
ロシア	0.02	0.04	-0.01	-0.03	0.00	-0.03	0.002	1932
スロヴェニア	0.02	0.06	0.16 ***	0.10	0.06	0.03	0.028 ***	812
南アフリカ	0.01	0.00	-0.03	-0.01	0.00	0.01	-0.001	2365
スペイン	0.02	0.06 *	0.01	0.05	0.03	0.03	0.002	1964
スウェーデン	-0.02	0.12 ***	0.10 **	0.13 *	0.03	0.11 ***	0.044 ***	1049
スイス	-0.02	0.04	0.07 *	0.13 *	0.04	0.01	0.013 **	903
イギリス	-0.09 *	0.13 **	0.11 **	0.03	-0.02	0.06	0.029 ***	794
アメリカ	0.04	0.09 ***	0.11 ***	-0.12 *	-0.21 ***	0.05	0.038 ***	1438
ウルグアイ	-0.03	0.06	0.10 *	0.15 *	0.12 *	-0.08 *	0.021 ***	929
ベネズエラ	-0.01	-0.03	-0.04	0.03	0.03	-0.05	-0.002	845

*: p<.05 **: p<.01 ***: p<.001

それでは、これらの国々の信頼生成メカニズムは違いがあるのであろうか？次頁表 2 は信頼を従属変数とし、性別、年齢、教育年数、職業ダミー（リファレンスは無職）、ネットワーク数を独立変数にした重回帰分析の結果（標準回帰係数）を高信頼者の割合が高い国順に掲載したものである。表 2 をみると、信頼の生成メカニズムは一様のもではなく、国ごとに特色があることが分かる。多くの国において、教育年数は正の効果があり、いくつかの国では年齢に正の効果があることが確認される。しかし性別、職業そしてネットワーク数の効果は国によってまちまちであり、性別は台湾、韓国、ラトビア、ポルトガルでは男性の方が信頼の水準が高いと統計的にいえるが、デンマーク、イギリスでは女性の方が高いことから性別と信頼の関係は一概にはいえない。一方職業はドイツ、アメリカ、チリのように有職の方が無職者よりも一般的信頼が低いという国、日本、ニュージーランドのようにマニュアル職に就く人が他に比べて信頼が低いという国、デンマーク、フィンランド、スウェーデンのようにノンマニュアル職に就く人が他と比べて一般的信頼が高い

という国など様々である。ネットワーク数の効果に関しては、大方の国では信頼に対して正の効果があるが、負の効果を持つ国もある。クロアチア、ウルグアイではネットワークに有意な負の影響がある。

それでは各国の信頼生成のメカニズムに違いがあることを確認したところで、社会のグローバル化指標や殺人発生率のマクロ指標と信頼の平均値の関係をみてみよう。

4.2 マクロ指標による分析

前節では、ミクロ指標を用いて、国別の比較分析を行ったが、ここでは国を変数としてみてみよう。まずは信頼とネットワークの関連について分析する。ミクロレベルでは多くのネットワークを持つほど信頼の水準が高い傾向があった。したがって国レベルでも同じことがいえるかといえば、そうではない。次頁図4は各国の信頼の平均値とネットワークの平均値を散布図にてプロットしたものである。そして右肩は国の略名を示したものである（表1参照）。両者の間に明確な関連は見いだせなかった ($R=-0.104$)²⁾。このことから単純に人と交わる機会が多い社会だと信頼が高まるわけではないということがいえる。

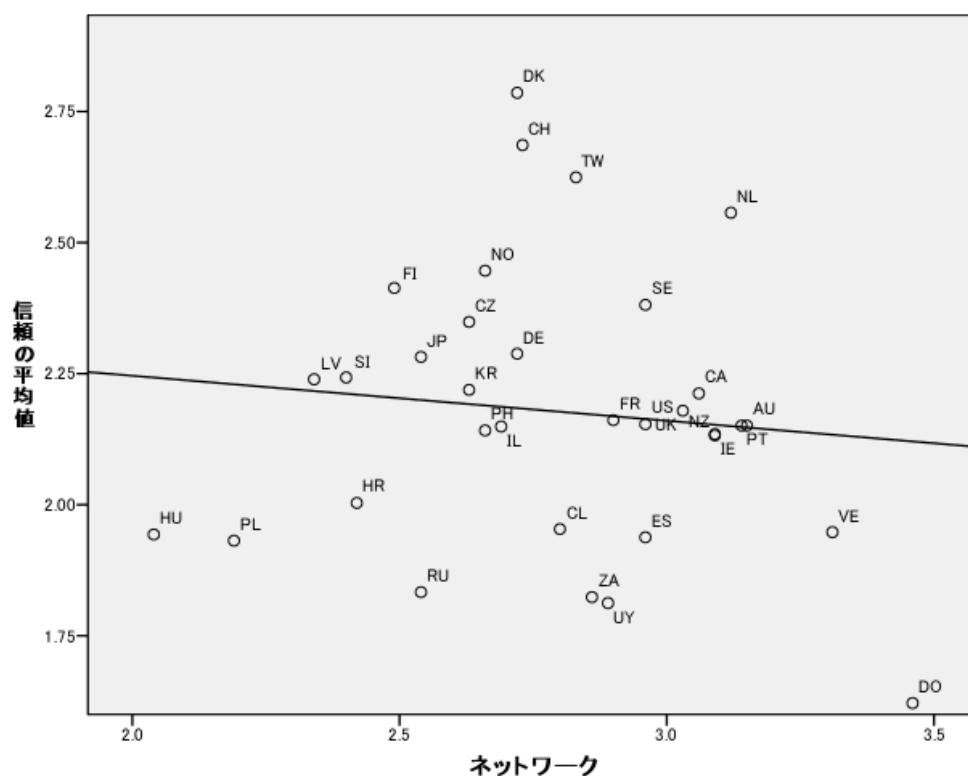


図4 各国の信頼の平均値とネットワークの平均値の関係

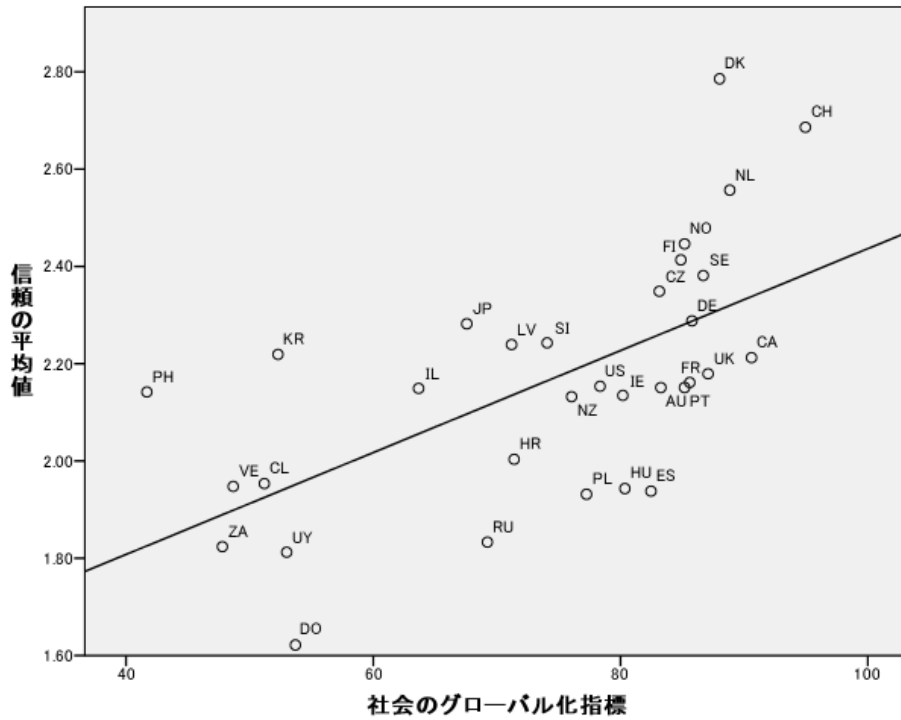


図5 各国の信頼の平均値と社会のグローバル化指標の関係

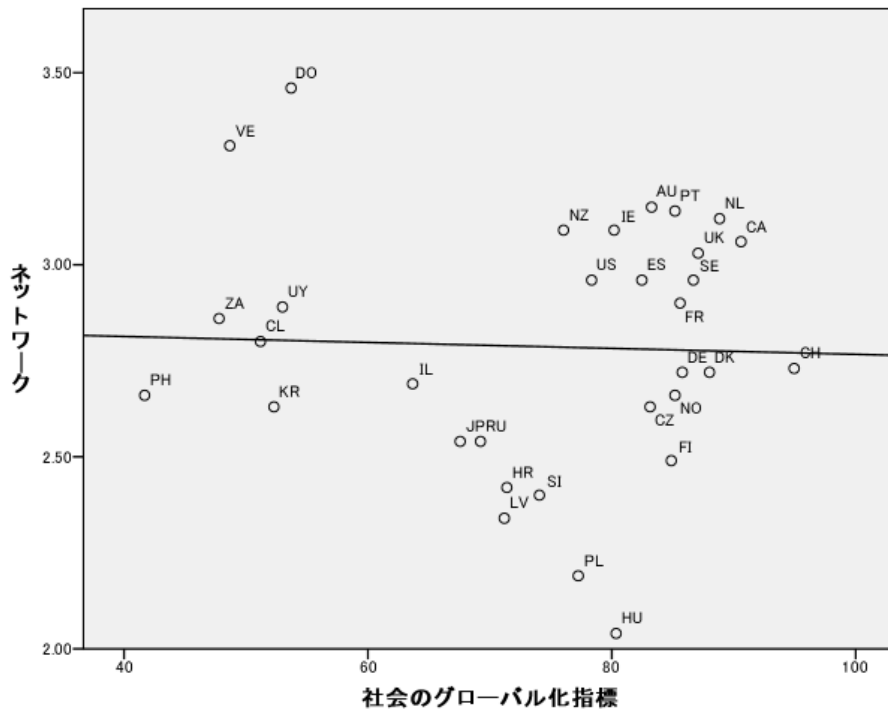


図6 各国のネットワークの平均値と社会のグローバル化指標

次に社会のグローバル化と信頼の関係を確認してみよう。図5は各国の信頼の平均値と社会のグローバル化指標を散布図にてプロットしたものである。なお、台湾はグローバル化指標のデータがなかったので分析から除いている。図5をみると、社会のグローバル化

指標と信頼には正の関連があることが分かる。この二つの変数の相関係数は0.662であり、かなり高い相関があることが分かる。最後にネットワークと社会のグローバル化指標の関係をプロットしたのが次頁図6であるが、両者の間には明確な関係を見出すことは出来なかった ($R=-0.036$)。

表3 信頼の平均、各マクロ変数と一人当たりのGDPの相関

	一般的信頼	ネットワーク	グローバル化
一般的信頼			
ネットワーク	-0.104		
社会のグローバル化	0.614 **	-0.036	
一人当たりのGDP	0.649 **	0.182	0.724 **

*: $p < .05$ **: $p < .01$ ***: $p < .001$

以上の分析から、マクロレベルで見ると信頼とネットワーク、そして関係流動性とネットワークには明確な関連がないことが分かった。また信頼と関係流動性の間には2つの変数はそれぞれ信頼と高い相関があることが分かった。しかし、社会のグローバル指標は社会の経済状態と密接に関わっていることを留意しておく必要がある。社会の経済状態を表すGDPは信頼と強い相関があることが知られており (Knack and Philip, 1997)、この効果が媒介しているとも考えられるからである。表3は信頼と各マクロ変数と一人当たりのGDPの相関をまとめたものであるが、2つの変数はGDPと高い相関があることがわかる。本稿の分析では、関係流動性を表す変数として社会のグローバル化指標を用いているが、それはその社会の経済状況や国内の安全性などの要素を統制した指標ではないことを留意しておく必要がある³⁾。

4.3 マルチレベルモデル分析

ここでは今までの分析を踏まえてマルチレベルモデル分析を行った。ネットワークと関係流動性の関係を明らかにするため、3つのモデルを立て、Model1とModel2を比較することで「関係流動性が高い社会にいる人の方が高い信頼を持つ」という仮説を、Model2とModel3を比較することで「社会の関係流動性と個人のネットワーク数には交互作用があり、関係流動性が高い社会の方が低い社会よりもネットワークが信頼におよぼす影響が大きい」という仮説を検証した。結果は次頁表4のとおりである。Model1は切片に国レベルの分散を入れ、ネットワークの傾きにランダム効果を入れたモデルである。⁴⁾

$$\text{信頼}_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{男性}_{ij} + \beta_{2j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{3j} \text{教育年数}_{ij} + \beta_{4j} \text{ノンマニュアル}_{ij} + \beta_{5j} \text{マニュアル}_{ij} + \beta_{6j} \text{ネットワーク数}_{ij} + \epsilon$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_0$$

$$\beta_{6j} = \gamma_{10} + \mu_1$$

表 4 信頼の平均、各マクロ変数と一人当たりの GDP の相関

	Null Model		Model1		Model2		Model3	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
(固定効果)								
切片	2.159	0.046 ***	2.168	0.045 ***	2.166	0.040 ***	2.161	0.039 ***
男性ダミー			-0.002	0.011	-0.002	0.011	-0.002	0.011
年齢			0.004	0.000 ***	0.004	0.000 ***	0.004	0.000 ***
教育年数			0.019	0.002 ***	0.019	0.002 ***	0.019	0.002 ***
ノンマニュアルダミー			0.040	0.019 *	0.039	0.019 *	0.038	0.019 *
マニュアルダミー			-0.049	0.018 **	-0.050	0.018 **	-0.050	0.018 **
ネットワーク			0.043	0.011 ***	0.043	0.011 ***	0.041	0.009 ***
社会のグローバル化					0.004	0.002 †	0.009	0.002 **
社会のグローバル化 × ネットワーク							0.002	0.001 **
(ランダム効果)								
Level2								
切片の分散	0.067	0.017 ***	0.055	0.014 ***	0.044	0.012 ***	0.039	0.010 ***
傾き(ネットワーク)の分散			0.003	0.001 **	0.003	0.001 **	0.002	0.001 **
Level1								
分散	1.119	0.008 ***	1.103	0.008 ***	1.103	0.008 ***	1.103	0.008 ***
-2対数尤度	115460		114951		114948		114938	
N	39094		39094		39094		39094	

*: p<.05 **: p<.01 ***: p<.001

Model1 の結果をみると、年齢、教育年数、ノンマニュアルダミー、マニュアルダミーがそれぞれ有意であった。そして、切片の国レベルの分散は 0.055 で有意であった。このことから国による信頼水準には違いがあるといえる。また、傾きの分散は国レベルでの分散 0.003 で有意であり、国によるネットワークの傾きのばらつきは無視できないということが分かる。

次にこれらの分散を説明するために社会のグローバル化指標を投入する。切片にのみ投入したのが Model2 である

$$\begin{aligned} \text{信頼}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{男性}_{ij} + \beta_{2j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{3j} \text{教育年数}_{ij} + \beta_{4j} \text{ノンマニュアル}_{ij} + \beta_{5j} \text{マニュアル}_{ij} \\ &+ \beta_{6j} \text{ネットワーク数}_{ij} + r \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{社会のグローバル化指標}_j + \mu_0 \\ \beta_{6j} &= \gamma_{10} + \mu_1 \end{aligned}$$

Model2 の結果をみると、社会のグローバル化の効果は 0.009 で有意である。国レベルの分散も 0.055 から 0.039 と小さくなっていることから社会のグローバル化の影響は国レベルの切片のばらつきをいくらか説明しているといえる。したがって一つ目の仮説は正しいといえる。次にネットワークと社会のグローバル化の交互作用について検討する。Model3 はネットワークの傾きに社会のグローバル化指標を投入し、二つの変数の交互作用を入れたモデルである。

$$\begin{aligned} \text{信頼}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{男性}_{ij} + \beta_{2j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{3j} \text{教育年数}_{ij} + \beta_{4j} \text{ノンマニュアル}_{ij} + \beta_{5j} \text{マニュアル}_{ij} \\ &+ \beta_{6j} \text{ネットワーク数}_{ij} + \epsilon_{ij} \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{社会のグローバル化指標}_j + \mu_{0j} \\ \beta_{6j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} \text{社会のグローバル化指標}_j + \mu_{6j} \end{aligned}$$

表 1 をみると、社会のグローバル化とネットワークの交互作用の効果は 0.002 で有意となっている。したがってグローバル化指標が高い社会、つまり関係流動性が高い社会ほど信頼に対するネットワークの影響が大きいといえる。つまり 2 つ目の仮説も正しいと考えられる。図 7 はモデル 3 からグローバル化指数の高いスイスと低いフィリピンにおいて個人のネットワーク数から信頼の程度を予測したものである。これから関係流動性が高い社会ほど信頼の水準が高く、関係流動性が高い社会ほど信頼に対するネットワークの効果が大きいと予測されることが分かる。

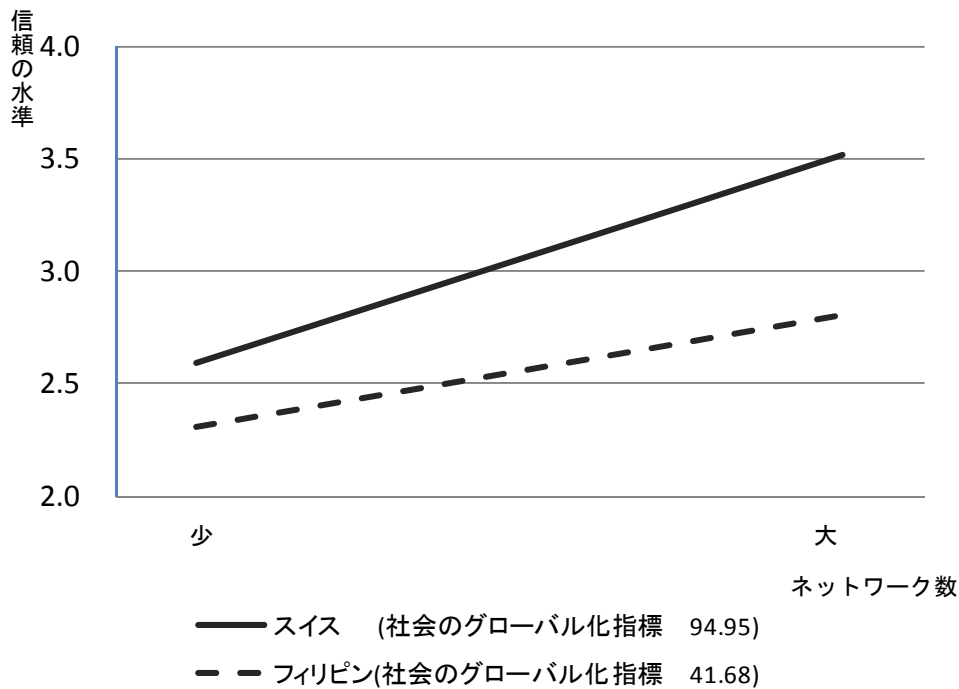


図 7 Model3 による信頼水準の予測

5. まとめ

本稿では、マルチレベルモデルを用いて、関係流動性が信頼生成のメカニズムに及ぼす影響を検討した。関係流動性が高い社会では不特定の他者と取引をする誘因が大きいため、積極的に不特定の他者と交流し、その経験をもとに信頼を醸成するというメカニズムを想定している。そこで本稿では国際比較調査である ISSP の 2006 年度版のデータを用いて信頼に対するネットワークと関係流動性の交互作用を中心に分析した。その結果、関係流動性が高い社会にいる人ほど信頼の水準が高く、また関係流動性が低い社会よりもネットワ

ークの影響が大きいことが分かった。この結果は山岸の『信頼の解き放ち理論』を支持する結果であるといえよう。しかし、本稿の分析で用いているネットワークは特定の他者と不特定の他者を分けておらず、関係流動性の指標に関しても社会の経済状況、安全性と非常に相関が高いため、信頼生成メカニズムに関わる大きな問いに対して答えることはできなかった。

信頼の生成メカニズムに関しては『信頼の解き放ち理論』をはじめとする自律的なネットワーク規定論と対立する立場として、社会的ネットワークが信頼を形成するのではなく、社会環境に対する信頼性が個人の信頼へ影響するという立場がある (Levi 1996, Rothstein et al. 2002)。この立場によると特定他者との関係性を超えて一般的信頼が形成されるには、より普遍的に影響力を持つ国家制度に対する信頼が必要であるとしている。

今回の結果はこちらの立場からも解釈することができ、一人当たりの GDP、もしくは安全性が保障されている社会でないといろいろな人と関係を結び、協力的な関係を結ぶことができない。したがって、社会環境への信頼性とネットワークには社会環境への信頼が高い社会でない信頼に対するネットワークの影響が現れないと考えることができる。

本稿の分析では「社会への信頼」と「自律的なネットワーク」のどちらが信頼を形成するのかという問いに答えることはできない。しかし、信頼の形成に関して関係流動性とネットワークには交互作用があり、関係流動性の高い社会と低い社会では信頼に対するネットワークの効果が異なることが明らかになった。

[注]

- 1) この指標は普段交友する人数を尋ねたものであるため、特定の他者と一般的な他者を区別することができない。したがって不特定の他者との交流が信頼を高めるといふ仮説を検討するにはいくらか問題があるといえる。
- 2) 外れ値だと思われるドミニカを除くと $R=0.047$ であった。
- 3) 社会の経済状況や安全性を統制するために産業別労働人口割合や殺人発生率などの指標を用いようと試みたが、どの指標もの相関が高く多重共線性のおそれが高いため、これらの変数を用いることはできなかった。
- 4) ここではネットワークと関係流動性の効果を分析するためネットワークのみランダム係数として取り扱ったが、予備的に男性ダミー、年齢、教育年数、職業ダミー、ネットワークをランダム係数とした分析を行っているが、その場合も同様の結果であった。

[Acknowledgment]

The data utilized in this paper were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the

study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[参考文献]

- Beyerlein, Kraig, and John Hipp, 2005, "Social Capital, Too Much of a Good Thing? American Religious Traditions and Community Crime." *Social Forces* 84(2):995-1013.
- Brehm, John, and Wendy Rahn, 1997, "Individual-Level Evidence for the Causes and Consequences of Social Capital.", *American Journal of Political Science* 41(3):999-1023.
- Browning, Christopher R., Seth L. Feinberg and Robert Dietz, 2004, "The Paradox of Social Organization: Networks, Collective Efficacy, and Violent Crime in Urban Neighborhoods." *Social Forces* 83(2):503-34.
- Fukuyama, Francis, 1995, *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. The Free Press.
(=1996, 加藤寛訳, 『「信」なくば立たず』, 三笠書房.)
- 稲垣佑輔, 2009, 「都市部と村落部における信頼生成過程の検討」社会心理学研究 25(2), 92-102.
- 金澤悠介, 2008, 「ネットワークと信頼・社会参加についての3つの仮説—個人データによる検証」籠谷和弘(編)『市民活動の活性化支援の調査研究:秩序問題的アプローチ』平成 17 年度～平成 19 年度科学研究費補助金基盤研究(B)研究成果報告書,153-170.
- Knack, Stephan and Philip Keefer, 1997, "Does Social Capital Have an Economic Payoff?: A Cross-Country Investigation." *Quarterly Journal of Economics*, 112(4): 1251-1288.
- Levi, Margaret, 1996, "Social and unsocial capital: A review essay of Robert Putnam's Making Democracy Work." *Politics & Society* 24(1): 45-55.
- Paxton, Pamela, 2002, "Social Capital and Democracy: An Interdependent Relationship." *American Sociological Review* 67(2):2 54-77.
- Paxton, Pamela, 2007, "Association Memberships and Generalized Trust: A Multilevel Model Across 31 Countries" *Social Forces*. " *Social Forces* 86(1):47-76.
- Putnam, R.D, 1993, *Making Democracy Work: Civil Tradition in Modern Italy*, Princeton University Press (=2001, 河田潤一訳, 『哲学する民主主義—伝統と改革の市民的構造』 NTT 出版.)
- Putnam, R.D, 2000, *Bowling Alone: The collapse and Revival of American Community*, New York: Simon & Schster. (=2006 柴内康文訳, 『孤独なボーリング—米国コミュニティーの崩壊と再生—』, 柏書房.)
- Rothstein, B and Sven Steinmo eds., 2002, *Restructuring the welfare state : political institutions and policy change*, Palgrave Macmillan.
- 竹村幸祐, 2010, 「社会生態学的環境に依存する独自性欲求の適応価—国内地域間比較による検証」 日本人間行動進化学会第 3 回大会発表.
- 辻竜平・針原素子, 2002, 「都市と村落の社会的ネットワークと一般的信頼」, 日本社会心理学会

第 43 回大会発表論文集, 114-115.

山岸俊男, 1998, 『信頼の構造』, 東京大学出版会.

Yuki M., Schug J., Horikawa H., Takemura K., Sato K., Yokota K., Kamaya K., 2007, “Development of a social to measure perceptions of relational mobility in society”, CERSS, Working Paper Series No.75. Hokkaido University.

与謝野有紀・林直保子, 2005, 「不確実性, 機会は信頼を育むか? —信頼生成条件のブール代数分析—」 関西大学社会学部紀要 36(1), 53-76.

市民的徳性に対する多文化主義政策の効果

——ISSP2003/2004 を用いた国際比較研究——

永吉希久子

(ウメオ大学)

1990年代以降、多くの移民受け入れ国において、多文化主義へのバックラッシュが起こっている。この背景には、文化多様性の増加によって、価値の共有が困難となることにより、人々の社会に対するコミットメントが低下し、社会統合が揺るがされるとの懸念が存在する。しかし、こうした多文化主義政策の効果は、ほとんど実証されてこなかった。本稿では国際比較調査データを用い、国に対する帰属感情および3つの市民的徳性—参加、法・制度への忠誠、互助—に対する多文化主義政策の影響を検証した。その結果、多文化主義政策は文化的多様性による法・制度への忠誠の低下を緩和する機能をもつことが示された。その一方で、多文化主義政策は、一部の国については帰属感情を低下させる効果をもっていた。ここから、多文化主義政策は水平的な社会統合を弱めながらも、制度の正当性を高め、人々の制度へのコミットメントを強めうることが示唆される。

1. 問題の所在

1.1 市民的徳性

本稿の目的は、市民的徳性 (citizenship norm) に対する多文化主義政策の影響を明らかにすることにある。Dalton (2008) の定義によれば、市民的徳性とは「市民の政治における役割についての共有された期待として定義することのできる規範」である。これは、次の3つの種類に分けることができる¹⁾。第一の徳性は、とくに市民共和主義者によって強調されているものであり、政治的、社会的活動への参加である (Delanty 2000: 34, e.g. Mouffe 1992; Walzer 1992; Putnam 1993, 2000)。市民は自分の私的な生活に閉じこもるのではなく、選挙をはじめとした政治的活動や市民団体などへの参加を通して、社会と関わることを期待されている。たとえば、市民的共和主義者の一人である Mouffe (1992: 4) は、市民は「活動的な市民でなければならず、自分自身を集合的な事業の参加者として自覚しなければならない」と述べている。第二の徳性は、法・制度への忠誠である。市民は、法律や制度にしたがい、社会秩序の維持に向けはたらくことを期待されている (Conover et al. 1991; Dalton 2008)。市民が納税等の義務を果たし、法律を守ることがなければ、安定した社会を維持することは困難になるであろう。第三の徳性は、互助である。今日の政治制度、とくに、社会保障制度においては、他の市民の生活の質に配慮し、彼ら／彼女らの窮状を救うために自らを犠牲にすることが求められる (Miller 1995; Putnam 2000; Kymlicka 2001)。また、民主主義的な議論も、議論の参加者が自己の利益ではなく、社会全体の利益に配慮している、また、自分と異なる意見についても耳を傾け、妥協を行うつもりがある、との前提がなけ

れば、成り立たない。つまり、ここでは、市民が互いに対して配慮し、助け合おうとすることが期待されているのである。

市民であることがこうした3つの徳性を伴うことは、一般市民にも共有された考えである。たとえば、Connover et al. (1991) は、イギリス市民とアメリカ市民が市民権をどのように定義しているのかについて分析を行い、両国において、市民権が法的地位としてではなく、納税や投票などの義務、市民的活動への参加、礼儀正しい振る舞いなどとの関連で理解されていることを明らかにしている。

1.2 市民的徳性への関心の高まり

市民的徳性への関心は、1990年代以降高まっている。この高まりに先鞭をつけたのは、Putnam (1993, 2000) の社会関係資本研究である。パットナムは、政治システムの在り方だけではなく、共有された規範やネットワークの存在が、民主主義の健全性にとって重要であると指摘した。さらに、市民権についての理論的研究においては、市民権を権利としてみる自由主義的見方への批判が広がり、市民権に伴う義務の側面、そして、義務の実行を促す規範が強調されるようになった (e.g. Mouffe 1992; Delanty 2000; Kymlicka 2002=2004)。とくに、近年注目されている、議論を通じた合意形成を目指す討議的民主主義において、義務や規範の側面はより重要になる。討議的民主主義を成立させるためには、他者の意見を聞くことや議論に参加することなど、市民の能動性が必要となる。言いかえるならば、討議的民主主義を想定することは、一定の規範を身に付けた市民を想定することを意味する。こうした状況の中で、市民的徳性は、民主主義国家にとって必要なものであると考えられるようになった。このことは、Kymlicka の以下の記述にも表れている。

自分たちとは異なる他者に寛容に振る舞い、彼らと協働する能力。公共善を促進し、政治権力を責任あるものにしておくために政治過程へ参加する意欲。進んで自制を示し、経済的要求や、自分たちの健康や環境に影響を与えるような選択において、個人的責任を発揮すること、(中略) これらの資質を具えた市民がいなければ、民主政治は統治困難となり、不安定になりさえする。(Kymlicka 2002=2004: 415)

この記述においては、先にあげた参加、法・制度への忠誠、互助、という三つの規範が、民主政治の安定性に必要なものであるとされている。

市民的徳性の重要性が強調されるのは、その低下についての懸念が広がっているからでもある (e.g. Putnam 2000; Uslaner 2002)。たとえば、Putnam (2000) は、アメリカにおいて政治や市民的活動に参加する人々が減少していると指摘している。さらには、社会保障制度への依存が政治的課題となり、「積極的」社会保障制度の導入や社会保障予算の削減の正当化に用いられた。

一部の研究者は、こうした市民的徳性の低下は多文化主義政策の導入によって生じたものであるとみている。これは、多文化主義政策が民主主義の基盤となる社会統合をむしろむという「浸食効果」(corroding effect) に対する懸念である (Banting and Kymlicka 2006)。次節で詳しく述べるように、多文化主義政策の批判者は、こうした政策が文化的差異を望ましいものであるとみなし、差異を強調・維持することが、市民的徳性の低下をまねくと指摘している (Schlesinger 1991; Miller 1995; Wolfe and Klausen 1997; Hollinger 1999; Barry 2001; Goodhart 2004)。彼ら／彼女らの考えによれば、差異の強調によって、アイデンティティを共有することや、社会への帰属心をもつことが困難となり、人々は自集団に閉じこもるようになる。この結果、市民的徳性が低下するのである。こうした浸食効果の有無については、今日盛んに論じられており、Kymlicka (2002=2004) は、これを「多文化主義戦争」の第二の幕開けであると指摘している。

浸食効果についての議論が過熱する一方で、実際に多文化主義政策が浸食効果をもっているのかについては、ほとんど検証されていない。市民的徳性についての実証研究においては、信仰の程度や社会的地位などの個人的要因に注目があつまっており、地域的要因については注目されてこなかった。なかでも、多文化主義をはじめとした政策の効果について分析したものは数少ない。そこで、本稿では、国際比較社会意識調査である International Social Survey Program (ISSP) の 2003 年、2004 年のデータを分析することにより、多文化主義政策が市民的徳性に対する浸食効果をもっているのかを検証する。

本稿の構成は、以下ようになる。次節では、市民的徳性と文化的多様性の関連についての先行研究を概観し、多文化主義政策が市民的徳性に影響を与えるメカニズムを検討する。3 節においては、使用するデータおよび変数を概観したのち、ISSP2003、2004 のデータをもとに、多文化主義政策の効果について、分析を行う。この結果をもとに、4 節では、多文化主義政策の浸食効果について、議論を行う。

2. 先行研究からみる多文化主義政策と市民的徳性の関連

2.1 文化的多様性と市民的徳性の関連

多文化主義政策が市民的徳性に影響を与えるメカニズムは、文化的多様性と市民的徳性の関連についての社会意識研究を参考にすることができる。これらの研究では、文化的多様性が市民的徳性に与える影響について、一貫した結果が見いだせていない。たとえば、アメリカやオーストラリアにおいては、民族的多様性が市民的徳性の一つである互助意識を低下させることが確認されている一方、いくつかの国際比較研究においては、両者の間に関連がみられないとの指摘がなされている (Alesina et al. 2001; Alesina and La Ferrara 2002; Leigh 2006; Putnam 2007; Bjørnskov 2008; Tsai et al. 2010)。つまり、文化的多様性は、常に市民的徳性に影響を与えるわけではなく、ある特定の状況においてのみ効果をもつのである。

では、文化的多様性は、どのような状況において効果をもつのであろうか。先行研究では、文化的多様性と市民的徳性の関連が、民族間の関係性と国への帰属感情によって媒介されていることが示唆されている。たとえば、Uslaner (2006) は国際比較調査の結果、市民的徳性に影響を与えるのは、文化的多様性自体ではなく、民族間の分断の度合いであると指摘した。つまり、たとえ文化的多様性が高くとも、民族間で空間的分断が起きていなければ、市民的徳性は低下しないのである。また、Alesina et al. (2001) や Alesina and La Ferrara (2002) は、文化的多様性と信頼感、社会保障への意識の関連が、アフリカ系の人々に対する偏見によって媒介されていることを明らかにしている。文化的に多様な地域であっても、他の人種／民族集団に対する偏見がなければ、信頼感は低下しにくくなり、社会保障に対しても肯定的になるのである。偏見が市民的徳性に与える効果については、Putnam (2007) や Reitz et al. (2009) の研究においても確認されており、被差別経験が市民的徳性を低下させるとの知見がえられている。上記の結果から、文化的多様性はそれが民族間の分断と互いに対する偏見を強める場合においてのみ、市民的徳性を低下させると考えることができる。

さらに、文化的多様性と市民的徳性の関連については、理論的な観点から研究が進められている。その代表的なものの一つとして、自由主義的ナショナリズムをあげることができる²⁾ (Tamir 1993; Miller 1995; Kymlicka 2001)。自由主義的ナショナリズムの理論によれば、今日の政治制度—民主主義や社会保障—は信頼を必要としており、そうした信頼はアイデンティティの共有を基盤とする。人々が、自分自身や自分自身の属する集団ではなく、社会全体の利益を考慮し、議論を行っているという前提がなければ、合意を形成することは困難となる。アイデンティティの共有は、運命を共有しているという感覚を生むため、こうした信頼を醸成しうるのである。さらに、このアイデンティティの共有からもたらされる運命の共有の感覚は、社会保障を成立させるための自己犠牲をも可能とする。アイデンティティを共有していることで、たとえ見知らぬ人であっても「私たちの一人」として認識できるからだ (Kymlicka 2001: 205)。

自由主義的ナショナリストにとって、こうしたアイデンティティの共有は、独自の歴史と言語をもつ「国民」文化の共有を必要とする。Kymlicka (2001) は、これをカナダのケベックにおけるフランス系住民の独立運動の例をあげて説明する。フランス語系住民はイギリス系カナダ人と自由主義的価値観を共有しているにもかかわらず、独立を望んでいる。キムリッカによれば、これは彼ら／彼女らが、フランス系カナダ人の文化にもとづく道徳的な共同体を形成しているからなのだ。この観点からいえば、国内の文化的多様性が増すことで、「国民」文化を共有していると認識することが困難になり、国民としてのアイデンティティがゆらぐのであれば、市民的徳性は低下することになる。

ただし、この自由主義的ナショナリズムに対しては、さまざまな批判がある。たとえば Mason (1999) は、たまたま同じ国家に所属しているという以上の結びつきを社会の中に

見出す「ともに帰属しているという感覚 (a sense of belonging together)」と、制度への帰属の感覚としての「国家への帰属 (a sense of belonging to a polity)」を切り分け、義務の感覚は前者ではなく、後者から生じると論じている。この場合、自由主義的ナショナリストが主張するような文化の共有は、民主主義のために必ずしも必要でないと考えることができる。

上記の先行研究から、多文化主義政策が市民的徳性に影響を与えるメカニズムは、以下の図1のように表すことができる。文化的多様性の増加は、民族間の関係性や国への帰属感情の程度への影響を通じて、市民的徳性に影響を与える。そして、多文化主義政策は、文化的多様性が民族関係や国への帰属感情に与える影響へと介入することにより、市民的徳性に影響を与えられと考えられる。次節では、多文化主義政策がどのように、文化的多様性から市民的徳性への影響にどのように介入するのかをみていく。

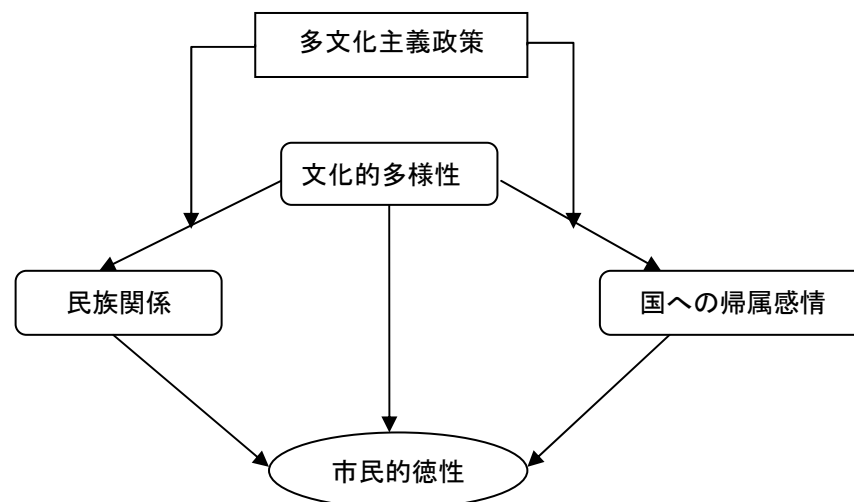


図1 多文化主義政策と市民的徳性の関連についての理論モデル

2.2 多文化主義政策から市民的徳性への影響

文化的多様性が民族関係と国への帰属感情に与える影響に、多文化主義がいかにかかわるのかについては、多文化主義者とその批判者で見方が分かれている。多文化主義者は、多文化主義政策が文化的多様性の増加による社会の分断を防ぎ、市民的徳性を強めると主張する (e.g. Banting and Kymlicka 2006; Parekh 2006)。第一に、多文化主義政策はマイノリティの文化がマジョリティの文化と同様に認められていると示すことによって、マイノリティの人々の国への帰属感情を強めることができる。第二に、多文化主義政策は、特に教育などを通して、民族間の相互理解を進め、民族間の交流を促進することができる。Parekh (2006: 230) によれば、多文化教育は自由主義的社会の基本的価値を「他者」を包摂するものへと広げ、多面的 (plural) で、より豊かな共有文化を作る手助けをし、文化間の対

話を促進する。言い換えるならば、多文化主義政策を導入することによって、「政府は、マジョリティ集団に対してはマイノリティを怖れず、嫌わないように、マイノリティに対しては受け入れ国を信用するように働きかけているように見える」のである (Banting and Kymlicka 2006: 17)。もしこうした目標が達成できるのであれば、多文化主義政策は、マイノリティの国への帰属感情を高め、偏見を低下させ、民族間の交流を促すことにより、文化的多様性が増加したとしても、市民的徳性の低下を抑制しうると考えられる。

これに対し、多文化主義の批判者は多文化主義政策が社会の分断をむしろ強め、市民的徳性を弱めると指摘している。彼ら／彼女らの見方によれば、第一に、多文化主義政策は個々の文化の固有性を重視することで、文化的差異と互いの共認不可能性を強調することとなり、結果的に民族間の分断を進める可能性がある (Brubaker 2001; Bauman 2001; Koopmans 2010)。第二に、多文化主義政策によって価値の多様性が強調されることにより、価値の共有が困難になった結果、人々が自集団へ閉じこもり、より大きな社会へのコミットメントが弱まるとの指摘もある (Schlesinger 1991; Gitlin 1995; Hollinger 1995; Miller 1995; Wolfe and Klausen 1997; Barry 2001; Goodhart 2004)。たとえば、Gitlin は、民主主義は相互の信頼と共有された道徳的義務にもとづく政治システムであるため、多文化主義によって人々の自集団に対する帰属感情を国に対するそれよりも上回るものとなった結果、多文化主義を可能とする民主主義の根幹が揺らぐことになることを主張する (Gitlin 1995: 236)。Barry (2001: 299-300) もまた、個々の民族集団の要求にこたえるために、民族ごとに異なる制度をもつことによって、社会の中で人々が相互に関連しているとの認識が弱まると指摘している。それは、こうした認識が、制度の共有と共通の利益に対する協力によってはぐくまれるからである。言い換えるなら、多文化主義政策によって、政治が党派的になった結果として、市民性的徳性が弱められるのだ。実際、Koopmans (2010) は、ヨーロッパ諸国における移民の状況についての分析から、多文化主義政策が普遍的社会保障政策と同時に採用された場合に、移民の空間的セグレーションが進み、社会参加が低下するとの結果を示している。また、Putnam (2007) は文化的多様性の増加が、一般的な信頼感だけでなく、内集団に対する信頼感の低下も招くとの知見から、文化的多様性の増加はアノミー状態を生じさせ、市民的徳性を低下させるとの結論を導いている。この観点からは、多文化主義政策は政治を党派的なものにすることによってではなく、人々の政治や社会生活からの関心を弱めることによって、市民的徳性を低下させるといえるだろう。

このように、多文化主義政策は、文化的多様性と国への帰属感情、民族間の関係性の間の関連に影響を与えることにより、市民的徳性にかかわると考えられている。しかし、多文化主義政策が与える影響については、多文化主義者とその批判者たちで想定が異なっており、さらに、実際に多文化主義政策がこうした働きをするのかについて検証した研究はほとんど存在しない。そこで、本稿では、図 1 に示したメカニズムのうち、文化的多様性と多文化主義政策が帰属感情、および、市民的徳性に与える影響を、国際比較意識調査デ

ータを用いて分析することで、多文化主義政策が市民的徳性に影響を与えるメカニズムを明らかにする³⁾。

3. 分析

3.1 データと変数

本稿では、国際比較意識調査データである ISSP の 2003 年および 2004 年のデータを分析に用いる。ISSP はドイツ、アメリカ、イギリス、オーストラリアの 4 カ国を中心に、1985 年から毎年行われている国際比較意識調査であり、2003 年はナショナル・アイデンティティを、2004 年は市民権を主題としている。元となる質問紙は英語で書かれ、各国の言語に訳されている (Zentralarchiv fuer Empirische Sozialforschung 2005)。2003 年の調査には 34 の、2004 年の調査には 39 の国と地域が参加している。このうち本稿では、分析に使用する多文化主義政策についてのデータが存在する 18 カ国を用いる。

まず、多文化主義政策が市民的徳性に与える効果を明らかにする前段階として、ISSP2003 を用いて、多文化主義政策が帰属感情に対して与える効果を検証する。帰属感情の指標としては、「以下のところに、あなたはどの程度愛着がありますか。それぞれについて一つだけお答えください」という質問における「国」(質問文では、「日本」、「Britain」、「America」など)への回答を用いる。回答は「とても愛着がある」、「まあ愛着がある」、「あまり愛着がない」、「まったく愛着がない」の 4 点尺度で与えられており、点数が高いほど、帰属感情が強くなるように得点化している。

また、多文化主義政策の市民的徳性に対する効果の分析については、ISSP2004 のデータを用いる。従属変数となる市民的徳性は以下の質問項目を用いて操作化した。

問 2 良い市民であるために何が必要かということについて、いろいろな意見があります。次にあげるようなことを、あなたはどのくらい重要だと思いますか。

- A 選挙のときは必ず投票に行くこと (以下、「投票」)
- B 脱税しようとしなないこと (以下、「納税」)
- C 法律や規則を必ず守ること (以下、「法・制度に従う」)
- D 政府の行動に目を光らせること (以下、「政府を監視」)
- E 社会的団体や政治的団体で活動すること (以下、「団体参加」)
- F 意見の違う人たちの考えを理解しようとする (以下、「他者理解」)
- G 少し値段が高くても、政治的、道徳的、環境保護的な理由で商品を選ぶこと
- H 自分より貧しい日本人たちを助けること (以下、「経済的弱者を助ける」)
- I 自分より貧しい外国の人たちを助けること
- J 必要があれば軍事的な任務にもつくこと

本稿では、このうち G, I, J を除いた 7 項目を用いる。I は外国への貢献を指すものであり、また、G は環境保護といった国際的な規模での貢献を含むものであるため、国家を単位とした社会統合を問題とする本稿の市民的徳性には合致しない。また、今回の分析対象には、軍隊を持たない日本のような国も含んでいるため、国によって意味づけが大きく異なると考えられる J は除外する。

残りの 7 項目をもとに、探索的主成分分析を行った結果が表 1 である。表 1 からわかるように、市民的徳性の分類は、国を超えて一貫しており、1 節であげた 3 つの規範—参加、法・制度への忠誠、互助—にわけることができる⁴⁾。参加の規範は、「投票」、「団体参加」、「政府を監視」の 3 つからなり、法・制度への忠誠は「納税」と「法・制度に従う」の 2 つから構成される。互助は、「他者理解」と「経済的弱者を助ける」の 2 つからなる。もちろん、市民的徳性の分類には国ごとに多少のばらつきも存在する。オーストリアでは、「投票」は参加ではなく、法・制度への忠誠に大きく寄与している。これは、オーストリアにおいて、投票が政治への積極的な参加の手段というよりも、義務として受けとられていることを意味している。同様の傾向はアイルランドとポルトガルにおいてもみられる。フランスとデンマークにおいては、「団体参加」は参加の規範にはほとんど寄与しておらず、代わりに互助に寄与している。したがって、団体への参加が政治制度との垂直的な関係においてではなく、市民間での水平的な関係において捉えられていると考えられる。これは、オーストラリアにおいても同様である。さらに、アメリカにおいては、「他者理解」は参加の規範と互助の規範の両方に寄与しており、他者の意見に配慮した討議的民主主義が、政治の前提とされていることが示唆される。こうした国ごとのばらつきにもかかわらず、市民的徳性の分類には大きな共通性がみられ、国ごとに主成分分析を行った場合と、全体で行った場合の、個々の主成分の間の相関は非常に高く、多くの場合 0.95 を、もっとも小さい場合でも 0.87 を上回っている。したがって、本稿では全体で分析を行った場合の主成分得点を、3 つの市民的徳性の指標として用いる。

表1 市民的徳性についての主成分分析

	投票	団体参加	政府を監視	納税	法制度に従う	他者理解	経済的弱者を助ける	因子負荷量
参加								
オーストラリア	-0.82	-0.52	-0.70	-0.11	0.05	0.02	0.01	0.94
ドイツ	0.74	0.81	0.64	0.14	-0.08	0.06	0.00	2.73
イギリス	0.83	0.75	0.78	0.05	-0.03	0.10	-0.06	2.55
アメリカ	0.73	0.74	0.72	0.16	-0.13	0.44	0.00	2.35
オーストリア	0.33	0.89	0.56	-0.04	-0.12	0.09	-0.03	0.99
アイルランド	0.42	0.86	0.62	-0.09	-0.12	0.21	0.00	1.03
オランダ	0.82	0.71	0.63	-0.02	0.07	0.03	-0.02	2.75
ノルウェー	0.85	0.63	0.66	-0.04	0.09	0.21	-0.10	2.58
スウェーデン	0.81	0.60	0.70	0.05	0.07	0.15	-0.11	2.72
ニュージーランド	0.80	0.62	0.79	-0.01	0.04	0.11	-0.07	2.31
カナダ	-0.70	-0.49	-0.85	-0.05	0.00	-0.15	0.17	0.93
日本	0.67	0.82	0.56	-0.06	0.03	-0.03	0.31	2.78
スペイン	0.76	0.73	0.80	0.08	-0.05	0.16	-0.07	2.57
フランス	-0.84	-0.23	-0.71	0.02	-0.14	-0.05	0.19	0.98
ポルトガル	0.52	0.87	0.68	0.00	-0.11	0.24	-0.04	1.12
デンマーク	0.91	0.30	0.49	-0.06	0.07	-0.19	0.00	0.94
スイス	0.83	0.62	0.75	0.03	0.05	-0.06	0.05	2.60
フィンランド	0.75	0.72	0.82	-0.02	0.03	-0.01	0.04	2.59
全体	0.82	0.60	0.74	0.04	0.03	0.08	-0.07	2.65
法・制度への忠誠								
オーストラリア	0.19	-0.14	-0.04	0.83	0.87	0.00	0.18	1.29
ドイツ	-0.28	0.25	-0.15	-0.79	-0.86	-0.01	-0.09	1.10
イギリス	0.14	-0.06	-0.07	0.85	0.88	-0.03	0.09	1.32
アメリカ	0.22	-0.07	-0.01	0.76	0.82	-0.06	0.19	1.15
オーストリア	0.63	-0.11	0.26	0.92	0.82	0.00	0.01	3.23
アイルランド	0.64	-0.09	0.07	0.82	0.78	0.13	0.03	2.89
オランダ	-0.06	0.17	-0.23	-0.86	-0.82	-0.03	-0.04	1.09
ノルウェー	-0.08	0.03	-0.04	-0.86	-0.83	0.08	-0.13	1.12
スウェーデン	-0.02	0.03	-0.12	-0.85	-0.88	0.17	-0.24	1.17
ニュージーランド	0.12	-0.08	-0.03	0.88	0.87	-0.02	0.09	1.42
カナダ	-0.21	0.04	0.05	-0.88	-0.86	0.03	-0.12	1.10
日本	0.26	-0.18	0.00	0.81	0.83	0.02	0.11	1.19
スペイン	-0.02	0.06	-0.10	-0.86	-0.81	0.14	-0.22	1.36
フランス	-0.35	0.24	-0.22	-0.86	-0.86	-0.08	-0.11	1.18
ポルトガル	0.58	-0.19	0.24	0.86	0.82	-0.05	0.21	3.18
デンマーク	-0.01	-0.12	0.27	0.86	0.87	0.03	0.04	1.33
スイス	-0.07	0.20	-0.16	-0.80	-0.86	0.01	-0.16	1.16
フィンランド	0.15	-0.08	-0.07	0.91	0.89	-0.03	0.10	1.32
全体	-0.14	0.16	-0.05	-0.84	-0.86	0.02	-0.15	1.18
互助								
オーストラリア	-0.24	0.44	0.17	0.03	0.08	0.82	0.75	2.42
ドイツ	-0.19	0.15	0.18	0.00	0.14	0.79	0.80	0.93
イギリス	-0.17	0.09	0.14	0.05	0.01	0.78	0.82	0.98
アメリカ	-0.33	0.16	0.13	-0.08	0.20	0.56	0.81	0.97
オーストリア	0.05	-0.06	-0.10	0.04	-0.22	-0.80	-0.87	0.77
アイルランド	0.22	-0.02	-0.28	-0.11	-0.16	-0.70	-0.87	0.85
オランダ	-0.14	0.21	0.04	0.03	0.05	0.81	0.85	0.85
ノルウェー	-0.21	0.22	0.14	0.06	-0.02	0.70	0.84	0.86
スウェーデン	-0.11	0.32	0.01	0.10	-0.06	0.79	0.80	0.86
ニュージーランド	-0.19	0.27	0.08	0.07	0.00	0.75	0.84	0.98
カナダ	-0.08	0.44	0.02	-0.01	0.07	0.75	0.84	2.72
日本	-0.22	0.19	0.10	0.05	0.08	0.75	0.86	1.03
スペイン	-0.07	0.69	0.14	0.00	-0.01	0.69	0.79	2.15
フランス	-0.32	0.17	0.19	0.11	0.02	0.88	0.53	0.80
ポルトガル	-0.20	0.17	0.10	0.04	0.24	0.78	0.79	0.87
デンマーク	-0.09	0.64	0.27	0.04	-0.07	0.84	0.76	2.38
スイス	-0.16	0.35	0.02	0.14	-0.03	0.85	0.76	0.98
フィンランド	-0.13	0.20	0.01	0.03	0.03	0.85	0.73	0.92
全体	-0.20	0.36	0.09	0.05	0.05	0.77	0.82	0.91

本稿の説明変数の中で中心となる多文化主義政策の指標は、Banting et al. (2006) をもとに作成する。彼らは、以下の 8 項目について、1980 年から 2000 年までの期間の大部分において、十分に導入されてきた場合には 1 点、明示的でない、不完全、あるいは表面的に導入されてきた場合には、0.5 点、まったく存在しない場合には 0 点とし、その合計を求めている。

- 1) 中央、地方、市レベルにおける、憲法、法律、議会による多文化主義の肯定
- 2) 学校カリキュラムにおける多文化主義の採用
- 3) 公営メディアの委託やメディア・ライセンスにおける、民族の代表の包摂／配慮
- 4) ドレスコードや日曜休業などについての例外の承認
- 5) 二重国籍の承認
- 6) 文化活動のための民族組織への資金援助
- 7) バイリンガル教育や母語教育への資金援助
- 8) 不利な地位にいる移民集団へのアファーマティブ・アクション

本稿では、この合計が 3 点以上の場合を多文化主義国、2.5 点以下の場合を、同化主義国と定義する⁵⁾。今回のデータに含まれる国の中では、オーストラリア、イギリス、アメリカ、オランダ、スウェーデン、ニュージーランド、カナダの 7 国が多文化主義国、ドイツ、オーストリア、アイルランド、ノルウェー、日本、スペイン、フランス、ポルトガル、デンマーク、スイス、フィンランドの 11 カ国が同化主義国となる。

また、文化的多様性の指標としては、OECD のデータをもとに作成した外国生まれ人口割合を用いる。このデータは 2000 年のセンサスデータをもとにしたものであり、それが入手できない国に関しては、1998 年から 2002 年までの間の利用可能なデータの平均値をとっている。そのため、文化的多様性の指標は 2003 年と 2004 年で同じデータを用いている。ここで外国生まれ人口割合に注目するのは、多文化主義政策がもたらす「浸食効果」が主に移民に対する政策について論じられているからである (Joppke 2004)。逆に言えば、Kymlicka (1995=1998) が言うところの、一定の規模をもち、歴史的にある土地に根付いている国民的マイノリティの権利を認めるものとしての多文化主義は、市民的徳性を損なうとは主張されていないのである。したがって、多文化主義政策の浸食効果を検証するという本稿の目的からは、外国生まれ割合を文化的多様性の指標とするのが妥当であると考えられる⁶⁾。

上記の変数に加え、コントロール変数として、国の失業率、年齢、性別、学歴、職業、さらに、帰属感情の分析においては移民バックグラウンドを、また、市民的徳性の分析においては信仰を用いる⁷⁾。集団レベルの変数の概要は、以下の表 2 に示した。

表2 データおよび集団レベル変数の概要

	2003			2004		
	N	文化的多様性	失業率	N	文化的多様性	失業率
オーストラリア	2,183	27.36	6.0	1,524	27.36	5.7
ドイツ	1,287	11.81	10.0	1,061	11.81	9.7
イギリス	873	9.44	4.8	657	9.44	4.8
アメリカ	1,216	14.45	6.0	1,292	14.45	5.5
オーストリア	1,006	13.83	4.3	791	13.83	4.4
アイルランド	1,065	10.97	4.4	916	10.97	4.4
オランダ	1,823	11.19	4.2	1,439	11.19	5.3
ノルウェー	1,469	8.34	4.5	1,159	8.34	4.3
スウェーデン	1,186	14.45	4.9	1,053	14.45	5.6
オランダ	1,036	22.53	4.7	1,038	22.53	4.6
カナダ	1,211	22.41	7.6	734	22.41	7.2
日本	1,102	1.06	5.3	853	1.06	4.7
スペイン	1,212	5.5	11.5	2,008	5.5	11.1
フランス	1,669	11.65	9.8	1,122	11.65	9.4
ポルトガル	1,602	6.74	6.3	1,382	6.74	7.1
デンマーク	1,322	7.36	5.5	970	7.36	5.9
スイス	1,037	25.1	4.1	979	25.1	3.4
フィンランド	1,379	2.65	9.0	920	2.65	8.8
全体	23,678	12.53	6.27	19,898	12.53	6.49

3.2 分析結果

まず、多文化主義政策と文化的多様性が帰属感情に与える影響を分析する。表3は、多文化主義国と同化主義国で、帰属感情の平均値を比較したものである。表3で示したように、帰属感情の平均値は同化主義国が多文化主義国よりもわずかに高いものの、その差は有意ではなかった。つまり、同化主義国と多文化主義国で帰属感情の平均値に差はないといえる。

表3 帰属感情の平均値の差

統合政策	平均値	度数
同化主義	3.38	11
多文化主義	3.30	7
全体	3.35	18

注) $F = 1.18, p > 0.1$

しかし、本稿で注目するのは、文化的多様性と帰属感情の関連に、多文化主義政策がいかにかわるのか、という点である。表4に示した文化的多様性と帰属感情の相関の統合政策による違いをみると、同化主義国では、有意ではないものの、負の相関がみられるの

に対し、多文化主義国では正の相関がみられる。つまり、同化主義国では、文化的多様性の増加にともなって帰属感情が低下する傾向がみられるのに対し、多文化主義国では、文化的多様性が高い場合ほど、帰属感情が高くなるといえる。この結果は、多文化主義政策が、文化的多様性が国への帰属感情を低下させる効果を抑制するという、多文化主義者の主張を支持するものである。

表4 文化的多様性と帰属感情の相関

統合政策	相関		度数
同化主義	-0.127	n.s.	11
多文化主義	0.766	*	7

注) * $p < 0.01$, n. s. = not significant

ただし、この結果は、国の経済状況や、個人レベルの社会的地位のばらつきが国によって異なることなどに影響を受けたものであるとも考えられる。そこで、以下では階層線形モデルを用いることにより、多文化主義政策と文化的多様性が帰属感情に与える影響をより明確にする⁸⁾。このモデルを用いることには、2つの利点がある(Heck and Thomas 2000)。第一に、このモデルは、完全なランダムサンプリングでない場合に生じるサンプルのゆがみに対処することができるものである。これに対して、一般線形モデルは、サンプルがランダムであることを前提としており、こうしたゆがみによって結果に影響を受ける可能性がある。本稿では、国際比較調査データを用いており、その参加国の選択はランダムであるとはいえない。そこで、階層線形モデルを使用することが妥当であるといえる。第二に、このモデルは、集団レベルでの意識の分散と個人レベルでの分散を分けることができ、個人レベルの分散を取り除いたうえで、集団レベルの変数の効果をみることできる。本稿では、多文化主義政策という集団レベルの変数の効果に焦点を置くため、このモデルを用いることには大きな利点があるといえる。

表5は、階層線形モデルの結果を示したものである。誤差項のみを加えたヌルモデルをみると、集団レベルのランダム効果に有意な効果がみられる。ここから、帰属感情の平均値は国によって異なっているという本稿の前提が妥当であることが確認できる。次に、多文化主義政策と文化的多様性、および両者の交互作用項の効果をみると、文化的多様性の主効果は有意でないものの、多文化主義政策には有意な負の効果が、多文化主義政策と文化的多様性の交互作用には、有意な正の効果がみられた。このことは、文化的多様性が低い場合には、多文化主義国の帰属感情は同化主義国よりも低くなる傾向にある一方、文化的多様性が高い場合には、多文化主義国で帰属感情が高まることを示している。

表5 帰属感情についての階層線形モデル

		全体		スイス以外	
		B	S.E.	B	S.E.
切片		3.185	**	0.058	
集団レベル					
文化的多様性		-0.006		0.006	
多文化主義		-0.164	+	0.076	
* 文化的多様性		0.027	*	1.036	
失業率		-0.028	+	0.015	
個人レベル					
年齢		0.008	**	0.001	
性別	男性	-0.031		0.018	
	女性			-0.032	
学歴	初等/中等	-0.042	+	0.021	
	高等			-0.046	+
職業	ノン・マニュアル				
	マニュアル	0.027	*	0.014	
	無職	-0.053	*	0.025	
	非労働力	0.028	*	0.013	
移民バックグラウンド	なし	0.203	**	0.042	
	あり			0.205	**
ランダム効果		V.C.	S.E.	V.C.	S.E.
集団レベル		0.033	**	0.182	0.037
個人レベル		0.458		0.677	0.461
ヌルモデル					
集団レベル		0.023	**	0.153	0.025
個人レベル		0.484		0.696	0.488

注) 全体 : n = 19,809, スイス以外 : n = 18,904, ** p < 0.01, * p < 0.05, + p < 0.1

連続変数は、全体平均について中心化している。また、個人レベルの変数において、有意な場合にはランダム係数を設定している。

図2は分析結果からえられた予測値をプロットしたものである。これをみるとわかるように、文化的多様性の低い多文化主義国—イギリス、オランダ、アメリカ、スウェーデン—においては、帰属感情が極めて低くなっている。この結果から、多文化主義の批判者が指摘するように、ヨーロッパをはじめとした文化的多様性の低い国において、多文化主義政策が導入された場合には、文化的な差異が強調され、結果的に帰属意識が弱められることが示唆される。一方で、同じ多文化主義国であっても、オーストラリアやニュージーランドでは比較的高い帰属感情が示されている。ただし、同化主義国の中では、スイスの文化的多様性が極めて高く、はずれ値となっている。しかし、スイスを除いて分析を行った

場合にも、多文化主義政策には有意な負の主効果がみられ、多文化主義政策と文化的多様性の交互作用効果は有意でなくなったものの、正の関連をもつことが確認された。

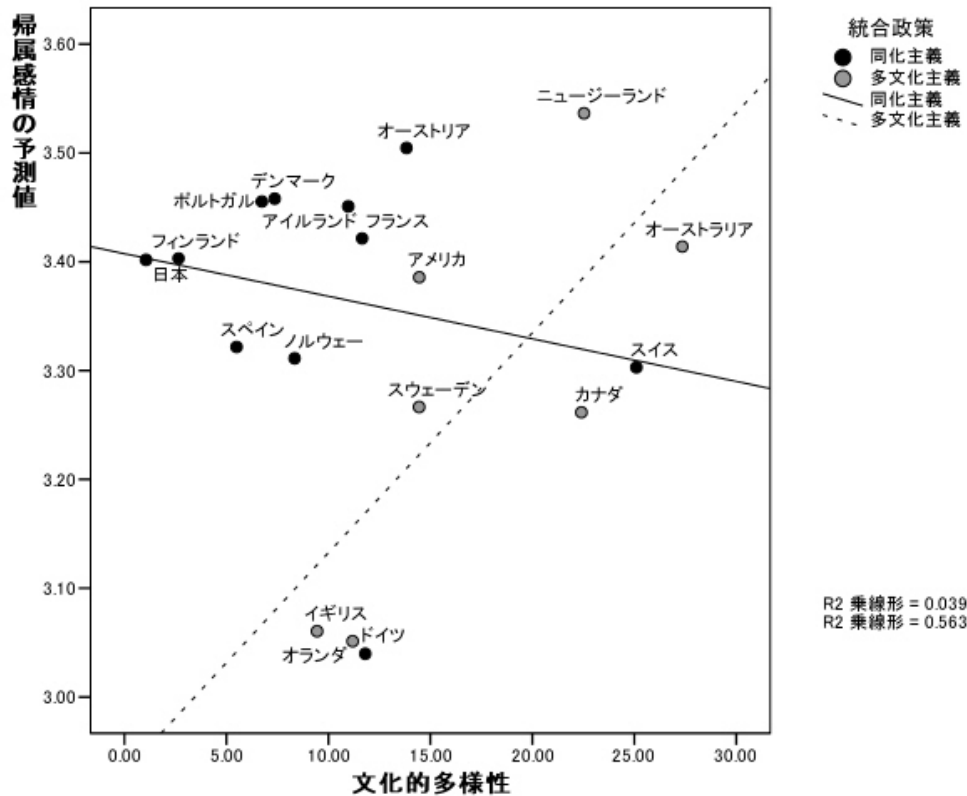


図2 文化的多様性と帰属感情，統合政策の関連

多文化主義政策には、帰属感情を低下させる可能性があった。それでは、多文化主義政策は市民的徳性を弱めるのであろうか。多文化主義国と同化主義国で市民的徳性の平均値を比較すると（表6）、有意な差はみられなかったものの、参加と法・制度への忠誠にかんしては、多文化主義国で同化主義国よりも高くなる傾向がみられ、互助規範にかんしてはほとんど差がみられなかった。つまり、多文化主義政策の導入によって、市民的徳性が低下するという浸食効果は確認されなかった。

次に、統合政策による市民的徳性と文化的多様性の相関の違いをみると（表7）、多文化主義国において文化的多様性とすべての市民的徳性の間に正の相関があった。これに対し、同化主義国では文化的多様性と互助の間には正の相関がある一方、法・制度への忠誠との間には有意な負の相関があり、参加との間にはほとんど関連がみられなかった。ここから、多文化主義国で、文化的多様性の高まりに応じてすべての市民的徳性がより重視されるようになる傾向があるのに対し、同化主義国では文化的多様性が増すことによって、法・制度への忠誠が低下する傾向にあるといえる。このことは、多文化主義政策が、文化的多様

性の増加による市民的徳性の低下を抑制するとの多文化主義者の主張が、法・制度への忠誠にかんしてはあてはまっていることを示唆している。

表 6 市民的徳性の平均値の差

	参加	法・制度への忠誠	互助	度数
同化主義	-0.10	-0.06	-0.02	11
多文化主義	0.11	0.10	-0.04	7

注) 参加 : $F = 2.16, p > 1.0$, 法・制度への忠誠 : $F = 1.86, p > 1.0$

互助 : $F = 0.01, p > 1.0$

表 7 市民的徳性と文化的多様性の相関

		相関係数	度数
同化主義	参加	-0.08 n.s.	11
	法・制度への忠誠	-0.74 **	
	互助	0.39 n.s.	
多文化主義	参加	0.54 n.s.	7
	法・制度への忠誠	0.39 n.s.	
	互助	0.35 n.s.	

注) ** $p < 0.01$, n.s. = not significant

ただし、帰属感情の場合と同様、この結果は他の変数によって影響を受けたものある可能性もある。そこで、以下では階層線形モデルによって、これらの効果をより明確にする。表 8 に示した階層線形モデルの結果をみると、すべての市民的徳性において、ヌルモデルで集団レベルのランダム効果が有意となっている。ここから、市民的徳性の平均値は国ごとに異なっていることがわかる。次に、文化的多様性と多文化主義政策、両者の交互作用の効果をみると、参加の規範において、多文化主義政策に有意な正の主効果が、多文化主義政策と文化的多様性の交互作用に有意な正の効果がみられる。ただし、この効果は、はずれ値となるスイスの影響を大きく受けており、スイスを除いて分析した場合には、その効果はほとんどみられなくなる (表 9)。つまり、参加の規範は、文化的多様性や多文化主義政策にはほとんど影響を受けていないといえる。

これに対して、法・制度への忠誠に対しては、文化的多様性に有意な負の効果が、文化的多様性と多文化主義政策の交互作用に有意な正の効果がみられる。つまり、文化的多様性の増加は法・制度への忠誠を低下させる効果をもつが、多文化主義政策の導入によって、その効果を抑制することができる (図 3)。これは、多文化主義者の主張を支持するものである。この効果は、スイスを除いた場合でも確認された (表 9)。

また、互助についてみると、文化的多様性に有意な正の主効果がある一方、多文化主義

政策には有意な効果がなく、両者の交互作用項も有意ではなかった。これは、互助の規範が多文化主義政策の導入とかわりなく、文化的多様性が増すことによって、より重視されるようになる傾向があることを示している。したがって、文化的多様性が増すことで、互助の規範は重視されなくなるのではなく、逆に、その重要性はより強く認識されるようになるといえる。この結果は、スイスを除いた場合（表 9）にもみられるものである。つまり、文化的多様性によって、互いを支え合おうとする意識が損なわれるという主張は、今回の分析においては支持されなかった。

表 8 市民的徳性についての階層線形モデル

	参加		法・制度への忠誠		互助		
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	
切片	-0.011	0.080	-0.056	0.062	0.124	0.085	
集団レベル							
文化的多様性	-0.019 +	0.009	-0.031 **	0.008	0.022 +	0.012	
多文化主義	0.196 +	0.107	0.074	0.097	-0.013	0.133	
* 文化的多様性	0.032 *	0.014	0.054 **	0.013	0.007	0.018	
失業率	-0.021	0.022	-0.023	0.020	0.038	0.027	
個人レベル							
年齢	0.013 **	0.001	0.010 **	0.001	0.001 *	0.001	
性別							
	男性	-0.027	0.018	-0.276 **	0.028	-0.149 **	0.021
	女性						
学歴							
	初等／中等	-0.129 **	0.032	0.087 **	0.024	-0.139 **	0.017
	高等						
職業							
	ノン・マニュアル						
	マニュアル	-0.089 **	0.019	0.011	0.019	-0.036 +	0.019
	無職	-0.135 **	0.036	-0.066 +	0.036	0.002	0.037
	非労働力	-0.039 *	0.018	0.033 +	0.018	0.025	0.018
宗教	-0.046 **	0.013	-0.092 **	0.014	-0.017	0.011	
ランダム効果							
	V.C.	S.E.	V.C.	S.E.	V.C.	S.E.	
集団レベル	0.075 **	0.276	0.038 **	0.194	0.073 **	0.270	
個人レベル	0.867	0.931	0.880	0.938	0.964	0.929	
ヌルモデル							
集団レベル	0.089 **	0.273	0.062 **	0.249	0.063 **	0.252	
個人レベル	0.927	0.963	0.944	0.971	0.942	0.971	

注) n = 19,989, ** p < 0.01, * p < 0.05, + p < 0.1

連続変量は、全体平均で中心化している。個人レベルの変数において、有意な場合には、ランダム係数を設定している

表9 市民的徳性についての階層線形モデル（スイス以外）

		参加		法・制度への忠誠		互助			
		B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.		
切片		0.067	0.084	0.003	0.081	0.118	0.105		
集団レベル									
文化的多様性		0.017	0.011	-0.030 +	0.014	0.044 *	0.018		
多文化主義		-0.001	0.098	0.062	0.120	-0.103	0.154		
* 文化的多様性		-0.009	0.013	0.054 *	0.017	-0.018	0.022		
失業率		-0.023	0.017	-0.023	0.021	0.028	0.027		
個人レベル									
年齢		0.014 **	0.001	0.010 **	0.001	0.002 *	0.001		
性別	男性	-0.029	0.019	-0.279 **	0.030	-0.150 **	0.022		
	女性								
学歴	初等／中等	-0.136 **	0.034	0.081 **	0.025	-0.140 **	0.017		
	高等								
職業	ノン・マニュアル								
	マニュアル	-0.088 **	0.019	0.011	0.020	-0.032	0.020		
	無職	-0.134 **	0.036	-0.059	0.037	0.011	0.037		
	非労働力	-0.039 *	0.018	0.029	0.019	0.031	0.019		
宗教		-0.048 **	0.014	-0.093 **	0.015	-0.014	0.011		
ランダム効果		V.C.	S. E.	V.C.	S. E.	V.C.	S. E.		
集団レベル		0.064 **	0.254	0.037 **	0.193	0.069 **	0.262		
個人レベル		0.867	0.931	0.887	0.942	0.926	0.962		
ヌルモデル									
集団レベル		0.089 **	0.298	0.053 **	0.231	0.066 **	0.257		
個人レベル		0.928	0.963	0.951	0.975	0.940	0.969		

注) n = 18,919, ** p < 0.01, * p < 0.05, + p < 0.1

連続変数は全体平均で中心化している。個人レベルの変数において、有意な場合には、ランダム係数を設定している

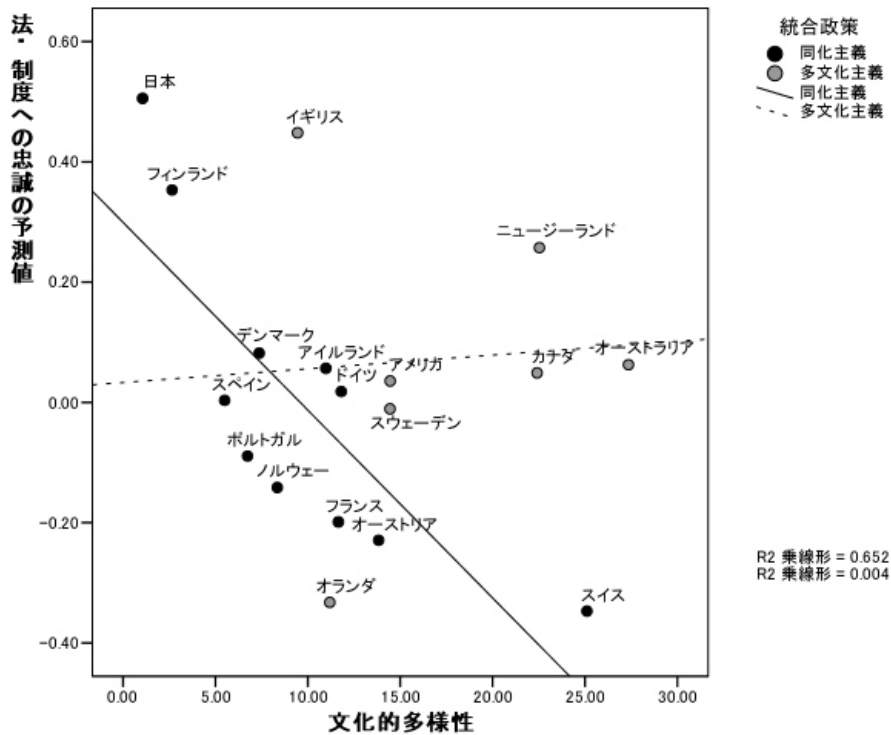


図3 文化的多様性と統合政策，法・制度への忠誠の関連

4. 考察と結論

4.1 多文化主義政策の市民的徳性に対する効果

本稿では、多文化主義政策が市民的徳性を低下させるという「浸食効果」が本当に存在するのかを明らかにすることを目的としていた。ISSP2003, 2004のデータを分析したところ、以下の結果がえられた。まず、多文化主義政策の帰属感情に対する効果をみると、多文化主義国では、文化的多様性が増すほど、帰属感情が高まる一方、同化主義国では文化的多様性の影響を受けないとの結果が示された。そして、文化的多様性が低い場合には、多文化主義国では同化主義国よりも帰属感情が低くなる傾向が確認された。次に、多文化主義政策と文化的多様性、市民的徳性の関連を調べたところ、文化的多様性が法・制度への忠誠への支持を低下させる効果をもつのに対し、多文化主義政策がそれを抑制するとの結果がえられた。一方、互助についてみると、多文化主義政策の有無とかかわりなく、文化的多様性が増すことによって、より重視されるようになることが確認された。つまり、文化的多様性が増すことで、互助の規範は低下するのではなく、その重要性はより強く認識されるようになるといえる。これに対し、参加の規範は、多文化主義政策と文化的多様性からは影響を受けないことが確認された。

この結果からは、二つの示唆がえられる。第一に、多文化主義への批判者が指摘するように、多文化主義政策は国への帰属感情を低下させる、すなわち、社会の分断を生じさせ

る効果をもつと考えることができる。今回の分析からは、伝統的移民国以外の多文化主義国で、同化主義国に比べ、国への帰属感情が低下していることが示された。伝統的移民国以外の国においては、国民は何らかの価値を共有しているという「国民国家」のモデルが浸透していた。多文化主義政策の導入はこうした「国民国家」モデルを揺るがすものである。文化的多様性を保持し、それを称賛することは、社会の中で共有される価値がある、との認識を弱める。その結果として、人々は国民としてのアイデンティティを弱めると考えられる。多文化主義国の中で例外となるのはオーストラリアとニュージーランドである。これらの国では、多文化主義政策の導入と高い文化的多様性にもかかわらず、国への帰属感情が高くなっている。この結果からは、この2国において、文化的多様性を包摂しうるものとして「国民」が描かれていることが示唆される。しかし、オーストラリアにおいても、かつては白豪主義が浸透しており、移民国でありながらも「国民国家」モデルに近い国民像が描かれていたことを考慮すれば、これらの国においてなぜ帰属感情が高く保たれているのかについては、今後さらなる検討が必要であろう。

しかし、こうした多文化主義政策の帰属感情に対する否定的な影響は、過大に評価されるべきではない。なぜなら、多文化主義政策による帰属感情の低下は、市民的徳性の低下を意味しないからである。むしろ、多文化主義政策は文化的多様性による法・制度への忠誠の低下を抑制する効果をもっていた。さらに、この効果は、オランダを除けば、文化的多様性が低い場合にもみることができた。オランダの多文化主義政策が社会の分断をまねいているとの指摘は少なくない研究者によって指摘されている (e.g. Joppke 2004; Sniderman and Hagendoorn 2007; Koopmans 2010)。しかし、本稿の結果からは、オランダは例外であり、他の国では、多文化主義政策はむしろ文化的多様性がもたらす規範の低下を防ぐ効果をもつことが示された。このことは、民主主義国にとって重要なのは、文化的共同体への帰属感情ではなく、制度への帰属感情であるとの Mason (1999) の指摘を支持する結果であるといえる。たとえ文化的共同体としての国への帰属感情が低下しようと、国のもつ制度への帰属心は低下せず、そのことによって、法や制度を順守し、秩序を維持しようとの意識が生まれるのである⁹⁾。先行研究においては、政治制度の正当性への意識が納税モラルをはじめとしたモラルへと影響を与えることが知られている (Torgler and Schneider 2007)。このことを考慮すれば、多文化主義政策の効果は、政治制度の正当性を高めることによるものであると考えることができる。Banting and Kymlicka (2006) は、マイノリティは、多文化主義政策によって自らの文化が承認されることにより、その国の政治制度を正当であると感じるようになる」と指摘している。逆にいえば、国内の文化的多様性が増加する一方で、そのことを政府が公的に認めなければ、政治制度は正当性を失っていくのである。

また、浸食効果にかんする議論の中で、中心的な位置を占めている互助規範に対する浸食効果は、今回の分析からは確認されなかった。つまり、多文化主義政策は「助け合いの

精神」ではなく、国への帰属感情と、制度の正当性への意識において現れるといえるのである。

4.2 本稿の限界と今後の課題

本稿の分析にはいくつかの限界がある。第一に、今回の分析は一時点でのデータをもとにしたものであるため、多文化主義政策が市民的徳性への支持の変化に与える効果は分析できていない。つまり、現在帰属感情が低くなっている多文化主義国において、今後文化的多様性が増加する中で、帰属感情が高まるのかどうかは、いまだ明らかではない。したがって、文化的多様性の変化と市民的徳性の変化の関連については、今後時系列データを用いた分析が必要となる。

さらに、今回の分析には18カ国しか含まれておらず、階層線形モデルを用いるのに十分とはいえない。そのため、より頑健な結果をえるためには、今後より多くの国を用いて分析を行う必要があるだろう。このことは、より多くの国を含みうる新たな多文化主義指標を作成する必要があることを意味している。新たな指標の作成は、多文化主義国において政策の見直しが行われていること、同化主義をとってきたドイツやフランスにおいても、より民族的差異に配慮した政策がとられるようになったことを考えても重要である。また、多文化主義政策においては、同じ国にあっても、地域的なばらつきがあるため、より小さな単位を対象とした分析を行うことも、今後の課題となる。

[注]

- 1) Dalton (2008) は、本稿であげた3つの規範に加え、自律 (autonomy) を市民的徳性の一つとしてあげている。しかし、自律の規範の中心をなす「他者の意見を聞くこと」は「互助」に、自己の意見を形成することは「参加」にそれぞれ含むことができると考えられるため、本稿では参加、法・制度への忠誠、互助の3つの規範にのみ注目した。
- 2) 自由主義的ナショナリストが、多文化主義に比較的肯定的であることには注意が必要である。彼ら／彼女らは文化的同質性の重要性を指摘することで、文化的マイノリティの自治の必要性を論じているからである。ただし、移民に対する文化の保護についていえば、彼ら／彼女らは必ずしも肯定的であるとはいえない。たとえば Kymlicka (2001: 219) は「自由主義的ナショナリストの観点からは、現存する国民文化の存続可能性を保持するため、国家は移民の数を制限し、彼らの統合を進める権利がある」と述べている。
- 3) 本稿ではデータの制約から、多文化主義政策が民族関係に与える影響については検証できない。また、帰属感情の市民的徳性への影響についても、理論的に関連があるとするにとどまり、直接の分析は行っていない。モデル全体の検証については、今後の課題となる。
- 4) 主成分分析に際しては、3つの主成分を合成するように条件を付けて分析を行っている。
- 5) 失業率については、OECD.STAT のデータから作成した。学歴については、高校 (upper

secondary school) 以上の学校に通っている場合を「高等」、それ以外の場合を「初等／中等」として2つに分類した。職業についてはISCO1988をもとに、「ノンマニュアル」、「マニュアル」、「無職」、「非労働力（学生、障がい者、退職者）」の4つに分類した。移民バックグラウンドについては、出生時に両親のどちらかが非市民であった場合を移民バックグラウンドが「あり」、そうでない場合を「なし」とした。また、信仰については、寺、神社、教会などの参拝に行く頻度が「週に数回」である場合を8、「週に1回」である場合を7、「月に2、3回」である場合を6、「月に1回」である場合を5、「年に数回」である場合を4、「年に1回」である場合を3、「年に一回未満」である場合を2、「まったく行っていない」場合を1として点数を与えた。

- 6) 移民2世については、ホスト社会住民と民族的差異がある場合には、本人がホスト社会の国民との自覚をもっている場合にも、社会からは「他者」として認識されることが少なくない。この場合、移民の子弟の割合も含む形で、文化的多様性を測ることが適切であると考えられる。しかし、このような指標を作成するためのデータが入手できないため、本稿では外国生まれ割合をもって、文化的多様性の指標とした。
- 7) 本稿で用いるデータの集団レベルのサンプル数は18であり、階層線形モデルを行うのに十分であるとはいえない。しかし、Snijders and Boskers (1999)によれば、サンプル数が10を超える場合には、ランダム効果モデルのほうが固定効果モデルよりも適当であり、今回のサンプル数でも分析は可能であるといえる。
- 8) 本稿では、3.5点で点数を区切り、多文化主義国と同化主義国に分類している。しかし、この得点を連続変数として扱った場合にも、本稿と同様の結果がえられた。
- 9) もちろん、今回もちいた指標がMason (1999)のいうところの「ともに帰属しているという感覚」としての国への帰属感情を示すものであるかについては、議論の余地があるだろう。しかし、今回の分析結果からは、少なくとも、低い帰属感情をもつイギリス、アメリカ、オランダなどの国で、必ずしも法・制度への忠誠が軽んじられているわけではなく、国への感情的な帰属が制度への忠誠とは切り離して考えられていることが示唆される。

[Acknowledgment]

The data utilized in this publication were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[参考文献]

Alesina, Alberto, Edward Glaeser, and Bruce Sacerdote, 2001, "Why Doesn't the United States Have a

- European-Style Welfare State?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001: 187-254.
- Alesina, Alberto and Eliana La Ferrara, 2002, "Who Trust Others." *Journal of Public Economics*, 85: 207-234.
- Banting, Keith G., Richard Johnston, Will Kymlicka, and Stuart Soroka, 2006, "Do multiculturalism policies erode the welfare state? An empirical analysis," in Keith G. Banting and Will Kymlicka (eds.), *Multiculturalism and The Welfare State: Recognition and Redistribution in Contemporary Democracies*, Oxford: Oxford University Press, 49-91.
- Banting, Keith G. and Will Kymlicka, 2006, *Multiculturalism and The Welfare State: Recognition and Redistribution in Contemporary Democracies*, Oxford: Oxford University Press.
- Barry, Brian, 2001, *Culture and Equality: An Egalitarian Critique of Multiculturalism*, Cambridge: Harvard University Press.
- Bauman, Zygmunt, 2001, *Community: Seeking Safety in an Insecure World*, Cambridge: Polity Press.
- Bjørnskov, Christian, 2006, "Determinants of generalized trust: A cross-country comparison," *Public Choice*, 130: 1-21.
- Brubaker, Rogers, 2001, "The return of assimilation? Changing perspectives on immigration and its sequels in France, Germany, and the United States," *Ethnic and Racial Studies*, 24: 531-548.
- Conover, Pamela J., Ivor M. Crewe, and Donald D. Searing, 1991, "The Nature of Citizenship in the United States and Great Britain: Empirical Comments on Theoretical Themes," *Journal of Politics*, 53 (3): 800-32.
- Dalton, Russell J., 2008, "Citizenship Norms and the Expansion of Political Participation," *Political Studies*, 56: 76-98.
- Delanty, Gerard, 2000, *Citizenship in a Global Age: Society, Culture, Politics*, Buckingham: Open University Press.
- Gitlin, Todd, 1995, *The Twilight of Common Dreams: Why America Is Wracked by Culture War*, New York: Metropolitan Books.
- Goodhart, David, 2004, "Too Diverse?" *Prospect*, 95.
- Heck, Ronald H. and Scott L. Thomas, 2000, *An Introduction to Multilevel Modeling Techniques*, London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hollinger, David A., 1995, *Postethnic America: beyond multiculturalism*, New York: Basic Books.
- Joppke, Christian, 2004, "The Retreat of Multiculturalism in the Liberal State: Theory and Policy," *British Journal of Sociology*, 55 (2): 237-57.
- Koopmans, Ruud, 2010, "Trade-Offs between Equality and Difference: Immigrant Integration, Multiculturalism and the Welfare State in Cross-National Perspective," *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 36 (1): 1-26.
- Kymlicka, Will, 1995, *Multicultural Citizenship: a Liberal Theory of Minority Rights*. Oxford: Oxford

- University Press. (=1998, 角田猛之・石山文彦・山崎康仕監訳『多文化時代の市民権—マイノリティの権利と自由主義』晃洋書房)
- 2001, *Politics in Vernacular*, Oxford: Oxford University Press.
- 2002, *Contemporary Political Philosophy: An Introduction*, 2nd edition, Oxford: Oxford University Press. (=2004. 千葉眞・岡崎晴輝・他訳『現代政治理論』日本経済評論社)
- Leigh, Andrew, 2006, "Trust, Inequality, and Ethnic Heterogeneity," *Economic Record*, 82: 268-280.
- Mason, Andrew, 1999, "Political Community, Liberal-Nationalism and the Ethics of Assimilation," *Ethics*, 2 (109): 261-81.
- Miller, David, 1995, *On Nationality*, Oxford: Oxford University Press.
- Mouffe, Chantal, 1992, "Preface: Democratic Political Today," in Chantal Mouffe (ed.), *Dimensions of Radical Democracy: Pluralism, Citizenship, Community*, London: Verso, 1-16.
- Parekh, Bhikhu, 2006, *Rethinking Multiculturalism: Cultural Diversity and Political Theory*, 2nd Edition, Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Putnam, Robert D., 1993, *Making Democracy Work*, Princeton: Princeton University Press.
- 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon and Schuster Paperbacks.
- 2007, "E Pluribus Unum: Diversity and Community in the Twenty-first Century The 2006 Johan Skytte Prize Lecture," *Scandinavian Political Studies*, 30: 137-174.
- Reitz, Jeffrey G., 2009, "Assessing Multiculturalism as a Behavioural Theory," in Reitz, Jeffrey G., Raymond Breton, Karen K. Dion and Kenneth L. Dion (eds.), *Multiculturalism and Social Cohesion: Potentials and Challenges of Diversity*, New York: Springer, 1-47.
- Schlesinger, Arthur M., 1991, *The disuniting of America*, Knoxville: Whittle Direct Books.
- Sniderman and Paul M. and Louk Hagendoorn, 2007, *When Ways of Life Collide: Multiculturalism and Its Discontents in the Netherlands*, Oxford: Princeton University Press.
- Snijders, Tom A. B. and Roel J. Bosker, 1999, *Multilevel Analysis*, London: Sage.
- Torgler, Benno and Friedrich Schneider, 2007, "What Shapes Attitudes Toward Paying Taxes? Evidence from Multicultural European Countries," *Social Science Quarterly*, 88 (2): 443-470.
- Tsai, Ming-Chang, Leslie Laczko, and Christian Bjørnskov, 2010, "Social Diversity, Institutions and Trust: A Cross-National Analysis," *Social Indicator Research* (In Press)
- Tamir, Yael, 1993, *Liberal nationalism*, Princeton: Princeton University Press.
- Uslaner, Eric, 2002, *The Moral Foundations of Trust*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 2006, "Dose Diversity Drive Down Trust?" *Presentation at the Conference on Civil Society, the State, and Social Capital*, Bergen, Norway, May 11-13.
- Walzer, Michael, 1992, "The Civil Society Argument," in Chantal Mouffe (ed.), *Dimensions of Radical Democracy: Pluralism, Citizenship, Community*, London: Verso, 89-107.

Wolfe, Alan and Jytte Klausen, 1997, "Identity politics and the welfare state." *Social Philosophy & Policy*, 14:231-255.

Zentralarchiv fuer Empirische Sozialforschung, 2005, *Codebook ZA Study 3910: ISSP 2003 National Identity II* (<http://www.za.uni-koeln.de/data/en/issp/codebooks/ZA3910cdb.pdf>, lastest access: 11/05/2007).

社会的文脈が「国際化」による脅威認識に与える影響 —ISSP2003 データを用いた分析—

濱田 国佑

(北海道大学大学院)

外国人に対する偏見の規定要因に関する説明として、大きな影響力を持っているのが「集合脅威理論 (Group threat theory)」と呼ばれる理論である。Blumer (1958)によって提唱されたこの理論によれば、外的グループに対する偏見は、支配的グループの特権に対する「脅威」が増大するにしたがってより強くなると説明される。この仮説はこれまで様々な形で検証されてきたが、「脅威」自体の規定要因について、特に社会的文脈が与える影響については、十分検討されてこなかった。そこで本論文では、「国際化」による「集合的脅威」の認識が、どのような社会的文脈によって規定されているかという点を、マルチレベル分析を用いて検討した。その結果、経済水準や経済成長率が「脅威」の認識を弱める一方、急速な市場化の進展は逆に「脅威」の認識を強める場合があることが明らかになった。

1. はじめに——本論文の問題意識と課題

東西冷戦構造が崩壊した 1990 年代以降、「国際化」がますます進んでいると考えられる。具体的には、「国境を越えた人の移動」および「資本主義経済の世界的な浸透」という 2 つの側面から「国際化」が進行していると言えるだろう。

しかしながら、このような急激な「国際化」による反作用も少なくない。例えば、「国境を越えた人の移動」は、その受け入れ国においてしばしば摩擦や衝突を生み出している。なぜなら、移民は多くの場合、周縁的な労働力として位置付けられ、相対的に低賃金で働くことを余儀なくされるからである。現在、多くの国で、移民が労働力として活用されているが、多かれ少なかれ移民の「搾取」を前提にして成り立っている面があることは否定できない。こうした「搾取」に対する不満、あるいは周縁的な存在として扱われ続けることへの不満が強まった場合、移民の「社会統合」は果たされず、支配的グループとの間に亀裂が生まれることになる。

また、こうした移民労働力の導入は、労働市場における相対的な供給過剰を発生させ、結果的に既存の国内労働市場に影響を与えることにもなる。移民という新たな労働力の流入は、製造業、あるいはサービス業など、特定の職種において賃金を押し下げる圧力となり得る。その結果、移民の増加は、特定の社会階層の人々にとって「脅威」として認識されることになるかもしれない。

一方、「資本主義経済の世界的浸透」についても、少なくない人々が「脅威」を感じている。特に 1990 年代後半以降、WTO や IMF という機関を通じて、「グローバルスタンダー

ド」の押しつけが広がる中で、発展途上国を中心に、グローバル化への反発が強まったとされている。例えば、1997年に発生したアジア通貨危機において、IMFは経済支援と引き換えに財政の再建、金利の引き上げ、金融市場の規制緩和などを求めたが、こうした政策の押しつけがさらに状況を悪化させることになり、IMFに対する反発が強まったと Stiglitz (2002) は指摘している。また、1998年にシアトルで行われた WTO 閣僚級会議で大規模な反対運動が発生して以降、サミットなどの国際会議の場で、反グローバリズムの運動が行われるのは珍しいことではなくなっている。

このように 1990 年代以降の「国際化」の進展は、それが急速に、また劇的に社会を変えるものであったがゆえに、さまざまな反作用を生んでいるのではないだろうか。「国際化」が急速に進行した国、あるいは「国際化」により経済状況が悪化し、厳しい状況に直面したような国では、「脅威」がより強く認識されることになるかもしれない。以下では、こうした「社会的文脈」が、「脅威」にどのような影響を与えているのかという点を、マクロ指標を含んだマルチレベルモデルによって分析していくことにしたい。

外国人に対する偏見や差別意識に関する先行研究では、「脅威」が重要な規定要因の一つであるとみなされてきた。こうした考え方は、"Group threat theory (集合脅威理論)" と呼ばれている。最初に提示したのは Blumer (1958) であり、支配的グループによる人種的偏見は、集合的脅威によって引き起こされると主張した。集合的脅威とは「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」であるとされる。つまり、支配的グループの特権に対する脅威の感覚が増大するにしたがって、支配的グループのメンバーは、外的グループに対する偏見をより表明しやすくなるのである。

上記の Blumer の仮説は、あくまでも理論的な概念仮説にとどまっており、計量的な操作化を意図したものではなかったが、その後、他の研究者らによって様々な形で検証が行われている。

例えば Quillian (1995) は、「集合的脅威」を社会的文脈に関連づけた形で捉えようとした。すなわち、「脅威」は、国の経済状況、あるいはマイノリティグループの相対的な割合によって測られるものとして捉えたのである。その上で、経済状況が悪い場合、マイノリティグループの相対的な割合が高い場合、個人レベルの変数と偏見との関係はより強まるという仮説を設定し、検証を行った。つまり、外国人に対する偏見の規定要因として、個人レベルの変数、および社会的文脈レベルの変数の交互作用を重視し、分析を行ったのである。

Scheepers et al. (2002) も、Quillian 同様、個人レベルと社会的文脈の交互作用に着目して、外国人に対する偏見、排外意識の規定要因に関する分析を行っているが、「脅威」という概念を、より詳細に区別して論じている。Quillian は、経済状態や外国人の割合などを「脅威」の指標として用いていたが、これは「実際の脅威」をあらわすものであり、「認識された脅威」とは異なるものとして区別している。また、「認識された脅威」についても「集

「集合的脅威の認識」と「個人的脅威の認識」を区別して分析を行っている。なお、「集合的脅威の認識」とは、「マイノリティグループの存在は失業を増大させる」、「マイノリティグループの存在は不安定の原因になる」など合計6つの質問によって測定される指標であり、一方、「個人的脅威の認識」を表す指標としては、「ここ数年間で仕事を失う可能性はどの程度あるか」、「過去5年間で状況が悪化したと感じている」という2つの質問が用いられている。その上で、①個人の社会的地位が排外意識に影響を与えている、②「認識された脅威」が排外意識に影響を与えている、③「実際の脅威」が排外意識に影響を与えている、④「実際の脅威」が個人の社会的地位の効果を強めるという4つの仮説について、検討を行った。

さらに、Semyonov et al. (2004) は、「実際の脅威」や個人の社会的地位が「認識された脅威」を媒介して、排外意識に影響を与えるという間接効果について、共分散構造分析の手法を用いて検討を行っている。

このように、「集合脅威理論」の文脈では、「脅威」が、排外主義の規定要因として非常に重要視されてきたことがわかる。特に、近年では、「脅威」を「実際の脅威」と「認識された脅威」の2つの側面から捉えるなど、「脅威」という概念をより詳細に区別して捉えようという動きが顕著である。

しかしながら、これらの先行研究では、「脅威」はあくまでも独立変数、あるいは「媒介変数」として登場するだけであり、従属変数として分析に用いられることは少ない。あくまでも、人種暴動やヘイトクライムなどといった社会現象の直接的な引き金となる、偏見や排外意識の規定要因に分析の焦点が当てられていると言えるだろう。

例外としては、Schneider (2008) や Ceobanu (2011) などを挙げるができるが、前者は「脅威」と「排外主義」を特に区別せず、一つのものとして扱っており、後者は、外国人による犯罪率上昇という「脅威」のみに焦点を当てている。

本論文では、一般的な「脅威」という潜在概念を想定するのではなく、また、特定の「脅威」だけに注目するのでもなく、それぞれの「脅威」認識を規定する要因、社会的文脈がどのように異なるのかという点に着目して、分析を行うことにする。具体的には、「国際化」による「集合的脅威」として、「国境を越えた人の移動」による「脅威」、および「資本主義経済の世界的浸透」による「脅威」の2つを想定し、それぞれの認識がどのような社会的文脈によって規定されているのか、という点を検討する。

2. データと変数

本論文で用いるデータは、ISSP (International Social Survey Programme) 2003 によるものであり、「National Identity」が調査のテーマとなっている。調査対象国は34か国であるが、分析に用いる国レベルのマクロデータが利用可能な22か国のみを分析の対象としている¹⁾。

従属変数としては、以下のものを用いる。まず、「国境を越えた人の移動」による「集合的脅威」の認識については、ISSP2003におけるQ10aの質問（「他の国からの移民によって犯罪率が上昇すると思いますか」）、およびQ10cの質問（「他の国からの移民によってこの国で生まれた人の職業が奪われると思いますか」）を用いる。

Q10. There are different opinions about immigrants from other countries living in [COUNTRY].

a. Immigrants increase crime rates.

c. Immigrants take jobs away from people who were born in [COUNTRY].

次に、「資本主義経済の世界的浸透」による「集合的脅威」の認識については、ISSP2003におけるQ7aの質問（「多国籍企業は自国経済にダメージ与えると思いますか」）、およびQ7eの質問（「外国の映画、音楽、本の流入によって国内文化が破壊されると思いますか」）を用いる。

Q7. How much do you agree or disagree with the following statements?

a. Large international companies are doing more and more damage to local businesses in [COUNTRY].

e. Increased exposure to foreign films, music, and books is damaging our national and local cultures.

独立変数として分析に用いた変数は、以下のとおりである。個人レベルの変数に関しては、「年齢」、「性別」、「高等教育」、「無職」、「非労働力」、「マニュアル労働者」という合計6個の変数を用いた。

国レベルの変数としては、まず、当該国の経済水準の高さが「集合的脅威」の認識に与える影響を確かめるため、「一人当たりGDP」を独立変数として用いることにする。

また、このような、ある時点における単純な経済水準の高さだけでなく、当該国の経済が拡大傾向にあるのか、それとも縮小傾向にあるのかという社会的文脈も「脅威」の認識に影響を与えていると考えられる。そこで、1995年～2002年までの8年間のGDP成長率の相乗平均を算出した「経済成長率」を独立変数として用いた。

さらに、当該国における「市場化」の度合いも、外国人の増加による「脅威」の認識に影響を与えているかもしれない。つまり、より「市場化」が進んだ国では、経済発展や経済成長が至上命題とされ、そのために移民を受け入れることはやむを得ないという認識が広く共有されているかもしれない。そこで、当該国において株式が公開されている全ての企業の時価総額の対GDP比を示した「市場化度」変数も、独立変数として分析モデルに投入する。

こうした経済力指標のほか、各国の産業構造や労働市場の状況の違いも、「脅威」の認識を規定する要因であると考えられる。例えば、第二次産業が中心の国と、第三次産業が中心の国では、当然移民に期待する役割も異なっているだろうし、「国際化」に対する意識も異なっているかもしれない。また、貿易に依存する傾向が強い国では、「国際化」は不可避

であると捉えられているかもしれない。そこで、全ての労働者数に対する工業従事者数の割合を示した「工業従事者比率」、および当該国における輸出額の対 GDP 比を示した「輸出依存率」を、産業構造に関する指標として用いる。

さらに、労働市場の状況による影響を考慮するため、「失業率」を独立変数として用いる。労働市場において相対的な供給過剰が生じている場合、移民の流入による「脅威」をより強く感じるようになるのではないだろうか。逆に、労働市場における供給が不足している場合は、移民によって労働力不足を補填することにそれほど「脅威」を感じないのではないと考えられる。また、こうした労働力不足の問題は、少子化の問題とセットで議論されることが多いため、当該国における「合計特殊出生率」も、将来の労働市場の状況を示す指標として用いることにする。

最後に、実際の国境を越えた人の動きが「脅威」の認識に与える影響を考慮するため、「移民率」を独立変数として用いる。なお「移民率」は、ある年の人口 1,000 人当たりの（移民流入数－移民流出数）を示した指標である。

上で挙げた 6 個の個人レベル変数、8 個の国レベル変数を独立変数として用いて、マルチレベル分析を行った。なお、独立変数の概要については、以下の表 1 を参照されたい。

表 1 独立変数の概要

個人レベル変数	
年齢	年齢
性別	男性=1
高等教育	高等教育以上=1
無職	失業中=1
非労働力	学生、主婦、退職者、障害者、その他非労働力=1
マニュアル労働者	「サービス・販売的職業従事者」、「熟練の農林漁業」、「熟練職業および関連職業従事者」、「装置・機械操作員および組立工」、「初級の職業」=1
国レベル変数	
一人当たり GDP	過去 8 年間（1995 年～2002 年）の一人当たり GDP の平均。
経済成長率	過去 8 年間の GDP 成長率の相乗平均。
市場化度（平均）	当該国において株式が公開されている全企業の株式時価総額の対 GDP 比。過去 8 年間の平均。
市場化度（差）	2002 年における市場化度と 1995 年における市場化度の差。
工業従事者率	全従業者数の中で工業従事者数が占める割合。過去 8 年間の平均。
輸出依存率	輸出額の対 GDP 比。過去 8 年間の平均。
失業率	労働者の総数に占める失業者の割合。過去 8 年間の平均。
合計特殊出生率	15 歳から 49 歳までの各年齢における女性の出生率の総和。過去 8 年間の平均。
移民率	人口 1000 人当たりに換算した（流入移民数－流出移民数）。過去 8 年間の平均。

※ 国レベルの変数については OECD（<http://www.oecd.org/statsportal/>）、および World Bank（<http://data.worldbank.org/>）からデータを入手した。

3. 分析

3.1 「国境を越えた人の移動」による「集合的脅威」の分析

①「仕事が奪われる」という意識の規定要因

以下では、まず、移民の増加により「仕事が奪われる」という意識の規定要因についての分析結果を確認していくことにしよう。独立変数は、先に述べたとおり、6個の個人レベル変数および8個の国レベル変数である。これらの変数を用いてマルチレベル分析を行った。結果を示したものが、以下の表2である。

モデル1が個人レベルの変数のみを用いたモデルであり、モデル2では個人レベルの変数に加え、国レベルの変数も独立変数として投入している。なお、モデル2では、モデルの適合度に有意な改善が見られたため、「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を認めている。

分析結果をみると、個人レベル変数については、「性別」を除く5つの変数において、危険率1%水準で有意な効果が確認された。以下では、それぞれの変数の効果について具体的に確認してみることにしよう。まず、「年齢」の係数の符号は正なので、年齢が高いほど、移民によって「仕事が奪われる」という「脅威」をより強く感じていると言える。次に「高等教育」は負の効果であり、高学歴層は仕事が奪われるという「脅威」を感じにくい傾向があると言えるだろう。これは、高学歴層が主に就く仕事と、移民が主に就く仕事は異なっており、たとえ移民が増加しても直接的に競合しないという判断に基づくものかもしれない。さらに「無職」や「非労働力」に分類される人々、つまり現在労働市場から離れている人々は、移民によって「仕事が奪われる」という脅威をより強く感じるという傾向が見られる。最後に、「マニュアル労働者」であることは、やはり「仕事が奪われる」という脅威を高めていた。「マニュアル労働」は、移民が主に担う仕事の一つであり、やはり他の職業と比べ競合する可能性は高いと考えられる。こうした潜在的な競合可能性が、「仕事が奪われる」という「脅威」の認識を強めているのだろう。

表2 「仕事が奪われる」という意識の規定要因

	モデル0 (ヌルモデル)		モデル1 (個人レベル変数)		モデル2 (国レベル変数追加)	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	2.988 **	.089	2.709 **	.082	1.971 *	.980
年齢			.005 **	.000	.005 **	.001
性別			.005	.013	.006	.013
高等教育			-.392 **	.016	-.417 **	.039
無職			.229 **	.031	.237 **	.031
非労働力			.110 **	.015	.125 **	.015
マニュアル労働者			.250 **	.015	.254 **	.015
一人当たり GDP					-.000 **	.000
経済成長率					-.005	.058
市場化度 (平均)					.001	.002
市場化度 (差)					-.000	.003
工業従事者率					.034 *	.016
輸出依存率					-.004	.004
失業率					-.020	.018
合計特殊出生率					.364	.369
移民率					.040	.031
Level2 分散		.188		.151		.087
Level1 分散		1.251		1.171		1.158
-2 対数尤度		86053		84192		83938
尤度比		4032**		1861**		254**
N		28066		28066		28066

** p<.01 * p<.05 + p<.1

モデル2では「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

一方、国レベル変数の結果を確認すると、まず「一人当たり GDP」が有意な負の効果を与えていることがわかる。つまり、「一人当たりの GDP」が高い国ほど、「仕事が奪われる」という「脅威」は認識されにくいと言える。一人当たりの GDP が高い国、いわゆる先進国のことを考えると、製造業やサービス業などにおける特定の職種が、移民による相対的な低賃金労働によって担われている場合が多い。そして、それらの国および国民は、移民による低賃金労働によって、多くの経済的メリットを享受していると言えるだろう。こうした実態があるため、移民によって「仕事が奪われる」という「脅威」の認識が、比較的弱い状態にとどまっていると言えるのではないだろうか。

他には、「工業従事者率」が正の影響を与えていると確認できる。つまり、工業が盛んな国ほど、移民によって「仕事が奪われる」という「脅威」をより強く認識するということになる。先にも述べたように、移民は、製造業などの第二次産業においてマニュアル労働に従事する場合が多い。したがって、工業が盛んな国において、移民の流入により「仕事が奪われる」という意識が強くなるのは妥当性を持った結果であると言えるだろう。

②「犯罪率が上昇する」という意識の規定要因

それでは、次に「犯罪率が上昇する」という意識の規定要因について確認していくことにしよう。以下の表3が、「犯罪率が上昇する」という意識を従属変数にしたマルチレベル分析の結果である。なお、先ほど同様、モデル2において「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

結果を見ると、個人レベル変数では「無職」変数を除いた全ての変数に、有意な効果が確認された。係数の符号は「高等教育」のみが負であり、他はすべて正の影響を与えている。つまり、高等教育修了者は、移民によって「犯罪率が上昇する」という「脅威」を認識しにくいということであり、男性であること、無職層であること、非労働力層であることは、逆に移民により「犯罪率が上昇する」という「脅威」をより強く認識すると言える。また、やはり年齢が高いほど、「脅威」をより強く認識する傾向が存在する。このように、個人レベル変数については、先ほどの「仕事が奪われる」という意識を従属変数にした場合と、ほぼ同じ効果が確認されたと言えるだろう。

次に、国レベルの変数について確認してみると、まず「一人当たりGDP」が危険率1%水準で有意となっている。係数の符号は正なので、一人当たりのGDPが高いほど、移民による「犯罪率上昇」という脅威をより強く感じているということになる。「一人当たりGDP」は、「仕事が奪われる」という意識を従属変数にした場合も有意であったが、係数の符号は負だったので、逆の効果が生じているということになる。つまり、一人当たりのGDPが高い国では、移民によって仕事が奪われるという「脅威」は感じないものの、犯罪に対する「脅威」はむしろ強いという傾向が存在すると言えるだろう。

次に、市場化の程度に関する指標が、有意な影響を与えていることがわかる。「市場化度(平均)」の係数は負なので、市場化が進んでいる国ほど、移民による「犯罪率上昇」という懸念は弱いということになる。しかしながら、その一方で「市場化度(差)」は、逆に正の影響を与えていた。つまり、1995年～2002年の間に急速に市場化が進んだ国は、「犯罪率が上昇する」という「脅威」をより強く認識しているのである。市場化が進んだ国とは、国内市場の株式時価総額がGDPに比して高い国のことである。こうした国々は、おそらく資金や人材を国内に呼び込むことで、経済成長を遂げていると考えられるので、移民にもそれほど抵抗感はなく、「犯罪率が上昇する」という「脅威」を感じていないのだと考えられる。しかしながら、その一方であまりにも急速な市場化の進展は、当該国の国民にある種の「脅威」をもたらすことになっているのではないだろうか。

最後に、「移民率」と「合計特殊出生率」が、ともに負の効果を与えていることが確認できる。つまり、人口当たりの移民流入が多い国ほど、また合計特殊出生率が高い国ほど、移民による「犯罪率上昇」という「脅威」は認識されにくいということになる。注目すべき点としては、実際に移民の流入が多い国の方が、「犯罪率が上昇する」とは感じていないという点が挙げられる。移民が多い国では、人々も、移民の実態をそれなりに良く知って

いると考えられる。そのため、「犯罪率上昇」という「脅威」が過大に見積もられることなく、自らの経験に基づいて比較的冷静に判断がされているのではないだろうか。

表3 「犯罪率が上昇する」という意識の規定要因

	モデル0 (ヌルモデル)		モデル1 (個人レベル変数)		モデル2 (国レベル変数追加)	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	3.466	.078	2.973 **	.077	4.712 **	.788
年齢			.009 **	.000	.009 **	.001
性別			.140 **	.013	.140 **	.013
高等教育			-.302 **	.016	-.320 **	.037
無職			.034	.031	.038	.031
非労働力			.037 *	.015	.042 **	.015
マニュアル労働者			.151 **	.015	.158 **	.015
一人当たり GDP					.000 **	.000
経済成長率					-.050	.046
市場化度 (平均)					-.006 **	.001
市場化度 (差)					.005 *	.002
工業従事者率					-.015	.013
輸出依存率					.004	.003
失業率					-.013	.014
合計特殊出生率					-.754 *	.294
移民率					-.096 **	.024
Level2 分散		.143		.131		.130
Level1 分散		1.219		1.150		1.139
-2 対数尤度		84608		82987		82765
尤度比		3031**		1621**		222**
N		27833		27833		27833

** p<.01 * p<.05 + p<.1

モデル2では「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

3.2 「資本主義経済の世界的浸透」による「集合的脅威」の分析

前項では、「国境を越えた人の移動」による「集合的脅威」の認識について分析を行ってきた。その結果、年齢、教育、職業などの個人レベル変数だけでなく、経済指標や当該国における人の動きなどの社会的文脈が、移民による「脅威」の認識に影響を与えていることが明らかになった。そこで以下では、「資本主義経済の世界的浸透」という現象がどのように捉えられているのか、またそれに伴う「脅威」がどのように認識されているのかを、さらに探っていくことにしたい。

①「多国籍企業がダメージを与える」という意識の規定要因

まず、「多国籍企業がダメージを与える」という意識の規定要因から分析を始めることにする。以下の表4に、「多国籍企業がダメージを与える」という意識を従属変数にしたマル

チレベル分析の結果を示した。やはりモデル2において、「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

分析結果を確認すると、個人レベル変数については、全ての変数において危険率1%水準で有意な効果が確認できる。このうち、「性別」と「高等教育」が負の影響を与えており、残りの変数は全て正の効果である。「性別」に関しては、女性の方が多国籍企業による「脅威」をより強く認識しており、先に行った2つの分析結果と異なる傾向を示しているものの、他の変数については、いずれも外国人による「脅威」認識に関する分析結果と似た傾向を示していると言える。

次に、国レベル変数の分析結果を確認すると、まず「一人当たりGDP」が負の影響を与えており、一人あたりのGDPが高い国ほど「多国籍企業がダメージを与える」という「脅威」は認識されづらい傾向があると言える。また、「経済成長率」についても危険率10%水準ではあるが、負の効果が存在しており、経済成長率が高い国ほど多国籍企業に「脅威」を感じていない。一人あたりのGDPが高い国については、おそらく先進国など多国籍企業の本拠地となっている国であろうし、また経済成長率が高い国も、多国籍企業による投資などの恩恵を少なからず受けているであろう。こうした事情が、多国籍企業に対する拒否感は弱めているのではないかと考えられる。

一方、「市場化度(差)」は、正の影響を与えている。「市場化度(差)」とは、1995年から2002年の間の市場化度(株式時価総額の対GDP比)の差であった。したがって、急速に市場化が進展している国ほど、多国籍企業が自国の経済にダメージを与えるという「脅威」がより強く認識されているということになる。今回の分析対象国のうち、2時点間の市場化度の差が大きいのは、スペイン、ロシア、スロベニア、ポルトガルなどの国である。1990年代以降のグローバル化の進展とともに、こうした国々が急速に市場化されていく中で、国境を越えて進出してくる多国籍企業に対して、国民が「脅威」を感じるようになっても不思議ではない。先に見たように、移民により「犯罪率が上昇する」という「脅威」に対しても、「市場化度(差)」は正の効果を与えていた。このように、急速な市場化という社会の変化は、国民にとって少なからず「脅威」を与える傾向があると言えるのではないだろうか。

表4 「多国籍企業がダメージを与える」という意識の規定要因

	モデル0 (ヌルモデル)		モデル1 (個人レベル変数)		モデル2 (国レベル変数追加)	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	3.608 **	.056	3.310 **	.059	3.408 **	.719
年齢			.007 **	.000	.006 **	.001
性別			-.105 **	.013	-.099 **	.013
高等教育			-.203 **	.045	-.221 **	.027
無職			.090 **	.030	.092 **	.030
非労働力			.041 **	.015	.051 **	.015
マニュアル労働者			.185 **	.014	.178 **	.014
一人当たり GDP					-.000 **	.000
経済成長率					-.087 +	.042
市場化度 (平均)					-.001	.001
市場化度 (差)					.005 *	.002
工業従事者率					.000	.011
輸出依存率					-.003	.003
失業率					-.005	.013
合計特殊出生率					.495 +	.269
移民率					.012	.022
Level2 分散		.074		.072		.092
Level1 分散		1.041		1.000		.992
-2 対数尤度		76863		75783		75627
尤度比		1930**		1080**		157**
N		26672		26672		26672

** p<.01 * p<.05 + p<.1

モデル2では「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

②「外国文化の流入により国内文化が破壊される」という意識の規定要因

最後に、「外国文化の流入により国内文化が破壊される」という意識の規定要因について分析してみることにしよう。以下の表5に「外国文化の流入により国内文化が破壊される」という意識を従属変数にしたマルチレベル分析の結果を示した。先の3つの分析同様、モデル2では、「年齢」と「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

個人レベル変数では、まず「年齢」、「非労働力」、「マニュアル労働者」が正の影響を与えている。したがって、年齢が高いほど「国内文化が破壊される」という「脅威」をより強く感じ、また「非労働力」層、あるいは「マニュアル労働者」層である場合にも、「脅威」をより強く認識する傾向がある。一方、「高等教育」が「国内文化が破壊される」という「脅威」を弱める負の効果をもっている。

国レベル変数では、まず「一人当たり GDP」、「経済成長率」、「市場化度 (平均)」といった経済指標はいずれも、負の効果を持っていることが確認された。つまり、経済水準が高い場合や、グローバル化による経済的なメリットを享受している場合は、「外国文化によ

って国内文化が損なわれる」という「脅威」は感じにくいのだと考えられる。

一方、「移民率」は正の影響を与えており、移民の流入が多い国ほど、「外国文化の流入により国内文化が破壊される」という「脅威」がより強く認識されていると言える。実際、国境を越えた人の移動とともに、移民出身国の文化は、少なからず移住先の国へと持ち込まれている。移民の流入が多い国では、こうした移民による文化の伝達やその社会的浸透がおそらく経験的に認識されており、それを「脅威」として捉える傾向が強いのではないかと考えられる。

表5 「外国文化の流入により国内文化が破壊される」という意識の規定要因

	モデル0 (マルチモデル)		モデル1 (個人レベル変数)		モデル2 (国レベル変数追加)	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	2.864 **	.093	2.059 **	.094	.107	.665
年齢			.016 **	.000	.016 **	.001
男性			.022	.014	.021	.014
高等教育			-.188 **	.016	-.202 **	.035
無職			.049	.032	.053	.032
非労働力			.112 **	.016	.116 **	.016
マニュアル労働者			.155 **	.015	.159 **	.015
一人当たり GDP					-.000 **	.000
経済成長率					-.163 **	.039
市場化度 (平均)					-.003 *	.001
市場化度 (差)					.004	.002
工業従事者率					.032 **	.010
輸出依存率					.005 +	.002
失業率					.013	.012
合計特殊出生率					1.187 **	.273
移民率					.050 *	.020
Level2 分散		.199		.189		.146
Level1 分散		1.302		1.192		1.178
-2 対数尤度		83264		80900		80606
尤度比		4381**		2364**		294**
N		26804		26804		26804

** p<.01 * p<.05 + p<.1

モデル2では「年齢」および「高等教育」という2つの個人レベル変数にランダム効果を設定している。

4. まとめ

本論文では、ISSP2003のデータを用いて、「国境を越えた人の移動」による「脅威」、あるいは「資本主義経済の世界的浸透」による「脅威」がどのような社会的文脈によって規定されているかを明らかにしてきた。

その結果、「国境を越えた人の移動」による「脅威」の認識に対しては「一人当たり GDP」、すなわち経済力水準が影響を与えていた。ただ、影響の方向を確認すると「仕事が奪われ

る」という「脅威」に対しては負の影響であったが、「犯罪率上昇」という「脅威」に対しては正の影響を与えていることが分かった。したがって経済水準が比較的高い国の国民は、移民によって「仕事が奪われる」という「脅威」はそれほど抱いていないと言えるが、「犯罪率が上昇する」という「脅威」には敏感であり、強く認識していると言えるだろう。

実際の人々の動きの指標である「移民率」は、「犯罪率上昇」という「脅威」にのみ影響を与えていた。しかしながら、その影響の方向はマイナスであった。つまり、実際に移民の流入が多い国ほど、移民による「犯罪率上昇」という「脅威」を感じていないのである。これは逆に言えば、移民が比較的少ない国では、移民による「犯罪率上昇」という「脅威」が過大に評価されているということではないかと考えられる。

次に、「資本主義経済の世界的浸透」による「脅威」の認識については、「一人当たり GDP」のほか「経済成長率」などの経済指標も負の影響を与えていた。つまり、一人あたりの GDP が高い国や経済成長率が高い国では、グローバル化による「脅威」の認識が弱いという傾向が存在するのである。経済水準が高い先進国、あるいは近年経済成長を遂げているような国は、おそらくグローバル化による恩恵を受けている国であると考えられるので、グローバル化による「脅威」に対して、否定的であってもおかしくはない。

ただ、その一方で、1995 年および 2002 年における市場化度の差が、「多国籍企業が自国の経済にダメージを与える」という「脅威」を強めていた。つまり、急速に市場化が進んでいる国では、グローバル化によってもたらされる多国籍企業の「脅威」をより強く感じるのである。また、同様の傾向は、移民による「犯罪率上昇」を従属変数にした場合にも見られる。これらの分析結果は、急速な市場化の進展が、その反動として「脅威」や社会不安を引き起こすという可能性を示唆しているのではないだろうか。

以上でまとめたように、本論文では、「国境を越えた人の移動」による「集合的脅威」の認識、および「資本主義経済の世界的浸透」による「集合的脅威」の認識が、社会的文脈によってある程度規定されていること、さらに「仕事が奪われる」、「犯罪率が上昇する」といった「脅威」の具体的内容の相違によって、社会的文脈の効果が異なることが、分析によって確かめられたと言える。

本稿の分析において従属変数として使用したのは、いずれも意識変数であり、さらに単一の質問項目によって捉えられている。また、従属変数となる「脅威」の具体的内容ごとに、社会的文脈の効果が変わるのには、分析結果の頑健性が低いためと捉えることも、あるいは可能であろう。しかしながら、一般的な「脅威」という潜在概念を前提にした分析モデルを組み立ててしまうことで、これまで見落とされてきた傾向や知見も存在しているのではないだろうか。「脅威」の認識がどのような社会的文脈に規定されているのか、という点に関しては、今後さらに探索的な分析を進め、検証に耐えうる仮説の構築を行っていく必要があると言えるだろう。

[注]

- 1) 調査対象国の一つであるニュージーランドにおいて、Q7e（「外国の映画、音楽、本の流入によって国内文化が破壊されると思いますか」）が質問項目に含まれていなかったため、Q7eを使用した分析では、分析対象国は21か国となる。

[Acknowledgment]

The data utilized in this article were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[参考文献]

- Blumer, Herbert, 1958, "Race Prejudice as a Sense of Group Position," *Pacific Sociological Review*, 1: 3-7.
- Ceobanu, Alin, 2011, "Usual suspects?: Public views about immigrants' impact on crime in European countries," *International Journal of Comparative Sociology*, 52: 114-131.
- 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.
- Schneider, Silke, 2008, "Anti-Immigrant Attitudes in Europe: Outgroup Size and Perceived Ethnic Threat," *European Sociological Review*, 24: 53-67.
- 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.
- Stiglitz, Joseph, 2002, *Globalization and Its Discontents*, New York: W. W. Norton & Company.

テロリズムの脅威に対して自由規制を支持する態度の国際比較分析 —いかなる国で安全のための自由規制が支持されるのか?—

阪口 祐介

(大阪大学)

2001年9月11日のアメリカにおける同時多発テロ事件を機に、テロリズムの脅威がグローバルなレベルで先鋭化した。それ以降、多くの国々で、テロの脅威から社会を守るという名目で、個人情報へのアクセスの緩和、外国人の長期拘留といった市民的自由に制限を加える動きが活発化している。ここには「テロからの安全」と「政府からの市民的自由」という二つの価値の対立が存在しており、リスクの先鋭化のなかで「安全」が「自由」よりも優先される社会になりつつあることを示唆する。

本研究は、2006年に実施されたISSPを用いて31ヶ国のデータの国際比較分析を行い、どのような国の人々が、テロの脅威からの「安全」のために「自由」の規制を支持する傾向にあるのかを明らかにする。具体的には、政治への信頼、客観的治安状況（殺人率）、マイノリティ割合（外国生まれ割合・イスラム教徒割合）を検討する。分析の結果、政治への信頼が高く、イスラム教徒割合が高い国ほど、人々はテロの脅威に対して自由規制を支持する傾向にあることがわかった。個人レベル要因については、男性、低学歴層、配偶者がいる層において自由規制を支持する傾向にあることが示された。

1. 問題意識 テロの脅威と自由の規制

本稿の目的は、どのような国の人々が、テロの脅威からの「安全」のために「自由」の規制を支持する傾向にあるのかを明らかにすることである。

2001年9月11日のアメリカにおける同時多発テロ事件を機に、テロリズムのリスクの脅威がグローバルなレベルで先鋭化した。テロ行為そのものはそれ以前にも存在したが、9.11事件のテロ行為は、U・ベックが論じるように新たなリスクだといえるだろう（Beck 2002=2003: 27-29）。現代社会は、科学技術が高度に発展し、グローバル化によって人や情報の移動が国家をこえてつながることが可能になった。そうした社会であるからこそ、甚大な被害をもたらす予見も制御もできない種類のテロの可能性が生起し、問題となるのである。

こうした新たなテロのリスクは多くの国の人々に、社会の安全性に対する不安をもたらしたといえる。将来起こりうる被害の甚大なリスクは、マス・メディアによって頻繁に取り上げられ、政治的にも議論されることで、多くの人々に認知されていく（Beck 1986=1998: 149）。9.11事件でもハイジャックされた旅客機がワールド・トレード・センターに突入する様子がメディアにおいて繰り返し流され、テロのリスクへの対応が政治的にも議論された。そして、そうしたなか、自分たちの国でもテロが起こり、被害に巻き込まれるかもしれないという安全性に対する不安がグローバルなレベルで広がったといえよう。

このようなテロのリスクに対する安全性への不安の高まりに呼応するように、先進諸国では「安全」のために「自由」を規制する動きが進行していることが問題となっている。アメリカでは9.11事件以降、アメリカ愛国法によって個人情報への無制限のアクセスが許可され、外国人の長期拘留が可能となるように、テロの脅威からの安全を名目にした市民的自由の制限が行われた(安部 2005)。こうした動きは、イギリスやフランス、日本においても進んでいる(江島 2007; 大藤 2007; 山元 2007)。

こうした自由規制の動きが進行し、問題化する背後には、「テロからの安全」と「政府からの市民的自由」という2つの重要な価値の対立があるといえる(Davis and Silver 2004: 29)。人々はテロのリスクのない安全な生活を送りたいし、政府から市民的自由を侵害されない生活も送りたいと考えている。しかし、この二つを両立することは容易ではない。安全な生活のためにテロのリスクを抑えるためには、監視や長期拘留といった形で市民的自由を侵害する可能性のある政府の行為を許さなければならない。9.11事件以降、法的なレベルで自由規制の動きが進行している背景には、一般市民の態度のレベルにおいても、テロの脅威に対して「安全」のための「自由」規制を支持する傾向が高まりつつあることを示唆している。

では、こうしたテロの脅威からの「安全」のために「自由」の規制を支持する態度は、どのような要因によって形成されるのだろうか。本稿の課題はこの問いに答えることである。次節に示すように、先行研究は主に個人レベル要因に焦点をあて分析を行う。本稿では、これまで分析がなされていない国レベル要因に焦点をあて仮説検証を行う。

2. 仮説 どんな国で安全のための自由規制が支持されるのか

2.1 個人レベル要因

テロに対する自由規制支持に影響する個人レベルの規定要因から見ていこう。まず、政治への信頼が高い人は自由規制を支持することが示されている(Davis and Silver 2004)。政治を信頼していると政府や行政が恣意的に権力を使わないため、市民的自由を犠牲にせず、安全をえることができると考える。「安全」か「自由」の選択の際に「安全」を選択しても「自由」は犠牲にならないと考えるために、自由規制を支持すると想定される。

また、テロの脅威が自由規制支持を高めることも示されている(Davis and Silver 2004; Cohrs et al. 2005)。テロの脅威が高いことは、「安全」か「自由」の選択のとき「安全」の価値を重視することを意味する。ゆえに、「安全」のために「自由」規制を支持するのである。

また、テレビを長く見るほど、自由規制支持度が高まる(Sheufele et al. 2005)。これは、メディア上でテロのリスクが報じられ、その影響を受けていることが想定される。

そして、高齢者や保守主義、権威主義であるほど自由規制を支持しやすい(Davis and Silver 2004; Cohrs et al. 2005; Sheufele et al. 2005)。こうした層は秩序の維持、自由の抑制に

関心があるため、「自由」規制を支持する傾向にあるといえる。

属性変数については、学歴が高いほど自由規制を支持しないことが示されている (Sheufele et al. 2005)。

2.2 国レベル要因

前述のように、個人レベル要因を分析した先行研究はあるが、国レベル要因に着目した研究はない。そこで、本稿では、どのような国において、人々はテロの脅威からの「安全」のために「自由」の規制を支持するのかについて焦点をあてる。

以下では、政治への信頼、客観的治安状況、マイノリティ割合の3つの説について述べる。

政治への信頼

上述の個人レベルだけでなく、国レベルでも政治への信頼が自由規制支持を高めると考えられる。国ごとに民主主義の成熟度、安定性は異なり、人々の政治に対する信頼度も大きく異なるだろう。民主主義が不安定で、政治に対する信頼度が低いと、人々は、テロからの安全のために政治が自由規制をする際、権力の恣意的な運用が頻繁に起こることの不安から、自由規制の支持を躊躇するだろう。一方、政治への信頼が高い社会では、人々は、政治が権力を恣意的に運用することの不安は少なく、自由規制を支持しやすいと予測できる。いいかえれば、政治への信頼が高い社会では、人々が「安全」か「自由」の選択の際に「安全」を選択しても「自由」は犠牲にならないと考えることから、人々は自由規制を支持すると考えられる。

客観的治安状況

個人レベルでは、テロの脅威が自由規制支持度を高める (Davis and Silver 2004)。よって、国レベルにおいてもテロの脅威が高められると、安全の価値が重視され、自由規制が支持されるであろう。

国レベルにおいてテロの脅威を高める要因としては、第一に、国内における客観的な治安状況が想定できる。国内の治安が悪く、客観的に安全ではない国では、人々はテロが起こるかもしれないと不安になり、安全のために自由の規制を求めるといふ説である。客観的治安状況の指標は殺人率である。殺人率がテロに対する自由規制の支持を高めるのかを確認する。

マイノリティ割合

国レベルにおいてテロの脅威を高める第二の要因として、マイノリティの割合が想定できる。テロのリスクの脅威の対象は、前述のような国内における犯罪者ではなく、特定の

マイノリティ(イスラム教徒, 外国人)であることも考えられる. C・Townshend (2002=2003: 4)によると, テロリズムとは, その行為自体で定義できるものではなく, 国家によって, 敵対者を非人道的で犯罪的な行為を行ったとするラベリングによって成り立つ. こうしたラベリングには, メディアでの報道も加わって社会に広まっていくといえる. よって, その国家で生まれていない外国人の割合が高いと, そうした人々がテロの脅威だと人々に認知され, 自由規制支持が高まると予測される. また, 9.11 事件以降は, メディアにおいて, イスラム原理主義とテロが結び付けられ, イスラム系の人々に対する市民的自由の規制が進行した. このことを考慮すると, イスラム教徒割合が高いと, そうした人々がテロの脅威として認知され, 自由規制支持が高まることが予測される.

そこで, 以下の仮説を検証する. 外国人生まれ割合が多いと, テロの脅威が高いと認知され, 安全のための自由規制の支持度は高まる. イスラム教徒が多い国では, テロの脅威が高いと認知され, 安全のための自由規制の支持度は高まる.

3. データと変数

データ

データは2006年に33ヶ国で実施された International Social Survey Program (ISSP) Role of Government IVを用いる (N=48641) .

従属変数

従属変数は, テロのリスクに対する自由規制の支持である. 質問は「仮に, 政府が, テロ行為が起こる可能性を察知したとします. あなたは, 警察が次のことをするのは許されると思いますか.」である. この質問に対して, 「裁判にかけずに, 長期拘束する」, 「電話の会話を盗聴する」「街頭で当たり次第職務質問をする」の3つの事柄それぞれについて, 許されるかどうかを4件法でさせている (当然許される, まあ許される, たぶん許されない, 絶対に許されない). なお, 数値が大きい方が, 長期拘束や盗聴が許されると考えることを示す. すなわち, 数値が大きい方が, 自由規制を支持することを示す. 主な分析では, 3項目を合計した変数を用いる.

独立変数

国レベルの独立変数は以下のように作成した. 度数分布は付表1に示す.

政治への信頼は, 政治腐敗のなさの認識についての国ごとの平均値である. 質問は, 「日本(対象国)の政治家のうち, どのくらいの人が汚職に関わっていると思いますか.」を5件法でたずねている. 数値が大きい方が, 政治家が汚職に関わっていないと考える人が多い, つまり政治への信頼が高いことを示す.

客観的治安状況は, 10万人当たりの殺人率である (United Nation 2010). 南アフリカな

ど、非常に高い数値を取る国があるため、対数変換している。

イスラム教徒割合は、人口に占めるイスラム教徒の割合 (%) である。各国のセンサスデータや統計資料から推定値を算出した Kettani (2010) を参照した。

外国人生まれ割合は、2005 年人口に占める外国生まれの人々の割合 (%) を算出した (World Bank 2010)。

個人レベル変数では、性別 (女性ダミー)、年齢、学歴、ノンマニュアルダミー、無職ダミー、配偶者ダミーを用いる。

学歴は連続変数として用いる (0「正式な学歴なし」、1「初等教育程度」、2「初等教育以上」、3「中等教育程度」、4「中等教育以上」、5「高等教育」)。

ノンマニュアルダミーは、国際職業分類 (ISCO) の管理、専門、準専門、事務である。

4. 分析

4.1 従属変数の度数分布表

はじめに 33 カ国において、従属変数である自由規制支持の度数分布を示す (図 1)。図から、テロの脅威に対して、長期拘束、盗聴、街頭での職務質問を許可するものと (「当然許される」「まあ許される」)、許可をしないもの (「たぶん許されない」「絶対に許されない」) が半々であることがわかる。33 カ国全体でみれば、自由規制の支持と不支持は拮抗している。なお、わからない・無回答はどの項目でも 6~7% であり、それほど大きな数値ではない。そこで、以下の分析では欠損値にする。

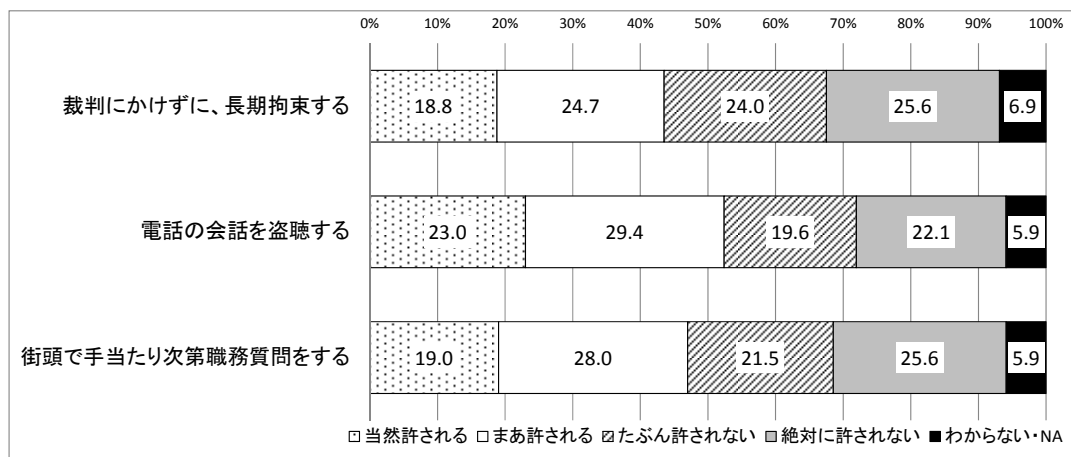


図 1 自由規制支持の度数分布表 (N=48641)

4.2 国ごとの自由規制支持度

では、自由規制を支持するか否かは、国ごとに異なるのだろうか。以下の図は、盗聴について自由規制支持度の異なる 3 ケ国において、度数分布表を示したものである。テロの脅威に対して盗聴を許容するかについて 3 ケ国は大きく異なる。盗聴を許容する人がデン

マークでは約9割，日本では約5割，韓国では約3割である。

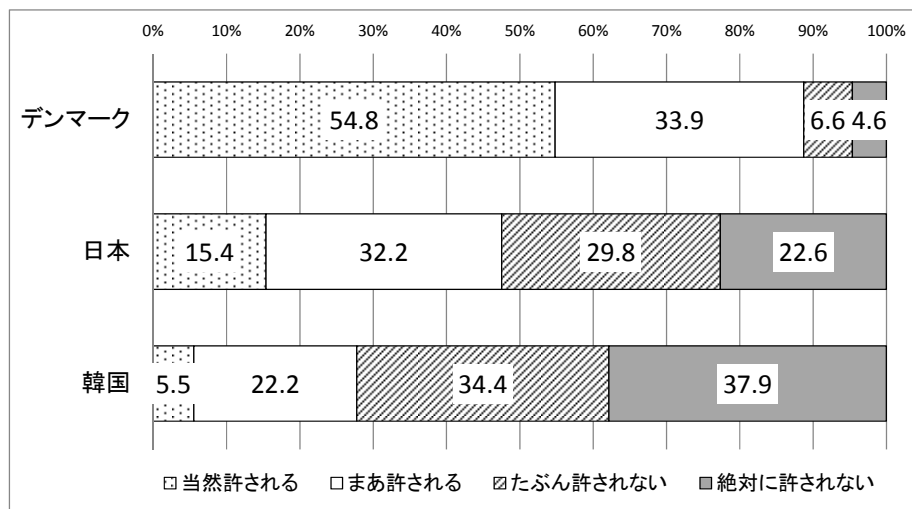


図2 自由規制支持の度数分布表（デンマーク・日本・韓国）

上記のように国ごとに自由規制支持度は大きく異なる。以下では，どのような国で自由規制支持度が高いのかを記述的な分析から確認する。表1は，国ごとに自由規制支持度を示している。すなわち，数値が高いと，テロの脅威に対して盗聴，長期拘束，職務質問を許容することを意味する。

表1から盗聴の自由規制支持度をみると，デンマーク，ノルウェー，オランダでは高く，韓国，ベネズエラ，フィリピンは低いことがわかる。次に，長期拘束については，イギリス，イスラエル（ユダヤ人地区），チェコが高く，フィリピン，イスラエル（アラブ人地区），台湾は低い。最後に，職務質問については，デンマーク，ハンガリー，イギリスが高く，ラトビア，フランス，イスラエル（アラブ人地区）で低いことがわかる。これらの結果から，先進諸国において自由規制支持度が高いことがわかる。また，イスラエルはユダヤ人地区では自由規制支持度が高く，アラブ人地区では低いことがわかる。

表1の右列は盗聴，長期拘束，職務質問を合計したものである。イギリス，デンマーク，イスラエル（ユダヤ人地区）において自由規制支持度が高く，ロシア，フィリピン，イスラエル（アラブ人地区）で自由規制支持度が低い。3つの項目で順位が異なるが，おおよそ似ていることから，以下の分析では3項目を合計した変数を自由規制支持として用いる。

また，以下の分析では，旧西ドイツと旧東ドイツをドイツに統合する。また，イスラエルと台湾は分析から除く。

表1 自由規制支持の平均値（項目別）

盗聴		長期拘束		職務質問		合計	
デンマーク	3.4	イギリス	2.9	デンマーク	3.2	イギリス	9.0
ノルウェー	3.3	イスラエルユダヤ人地区	2.9	ハンガリー	3.1	デンマーク	8.9
オランダ	3.3	チェコ	2.8	イギリス	3.1	イスラエルユダヤ人地区	8.6
スウェーデン	3.2	ニュージーランド	2.7	オランダ	3.1	オランダ	8.6
オーストラリア	3.1	ドミニカ	2.7	ドミニカ	3.0	ノルウェー	8.5
フランス	3.1	スロヴェニア	2.7	スイス	2.9	スイス	8.4
イギリス	3.0	オーストラリア	2.6	イスラエルユダヤ人地区	2.8	オーストラリア	8.3
ニュージーランド	3.0	アイルランド	2.6	韓国	2.7	ニュージーランド	8.2
旧西ドイツ	3.0	スイス	2.6	南アフリカ	2.7	ドミニカ	8.2
イスラエルユダヤ人地区	3.0	南アフリカ	2.6	スウェーデン	2.6	チェコ	8.1
フィンランド	2.9	ポーランド	2.6	ノルウェー	2.6	スウェーデン	8.0
スイス	2.9	アメリカ	2.5	オーストラリア	2.6	旧西ドイツ	7.9
チェコ	2.8	ノルウェー	2.5	旧西ドイツ	2.6	ハンガリー	7.9
旧東ドイツ	2.7	旧東ドイツ	2.5	チェコ	2.6	旧東ドイツ	7.8
カナダ	2.7	カナダ	2.5	ニュージーランド	2.6	南アフリカ	7.7
アメリカ	2.5	クロアチア	2.5	旧東ドイツ	2.5	フィンランド	7.5
ドミニカ	2.5	スペイン	2.4	アイルランド	2.4	ポーランド	7.4
ポーランド	2.5	旧西ドイツ	2.4	チリ	2.4	カナダ	7.4
ポルトガル	2.5	フランス	2.4	ポルトガル	2.4	アイルランド	7.3
南アフリカ	2.5	チリ	2.4	日本	2.4	アメリカ	7.3
スペイン	2.4	ハンガリー	2.4	フィンランド	2.4	フランス	7.2
日本	2.4	日本	2.4	ポーランド	2.3	チリ	7.1
ハンガリー	2.4	デンマーク	2.3	スロヴェニア	2.3	日本	7.1
チリ	2.4	オランダ	2.3	台湾	2.3	スロヴェニア	7.1
アイルランド	2.3	韓国	2.3	ベネズエラ	2.2	ポルトガル	7.1
クロアチア	2.3	ベネズエラ	2.3	カナダ	2.2	韓国	6.9
イスラエルアラブ人地区	2.2	ポルトガル	2.2	アメリカ	2.2	スペイン	6.9
スロヴェニア	2.2	フィンランド	2.2	ウルグアイ	2.1	クロアチア	6.8
ラトビア	2.1	スウェーデン	2.1	クロアチア	2.0	ベネズエラ	6.4
台湾	2.0	ラトビア	2.1	スペイン	2.0	ウルグアイ	6.2
ウルグアイ	2.0	ウルグアイ	2.1	フィリピン	1.9	台湾	6.0
ロシア	2.0	ロシア	1.9	ロシア	1.9	ラトビア	5.9
韓国	2.0	フィリピン	1.9	ラトビア	1.8	ロシア	5.8
ベネズエラ	1.9	イスラエルアラブ人地区	1.8	フランス	1.7	フィリピン	5.6
フィリピン	1.8	台湾	1.7	イスラエルアラブ人地区	1.5	イスラエルアラブ人地区	5.5

4.3 国レベル変数と自由規制支持度

以下では、仮説で示した4つの国レベル変数と自由規制支持度（国ごとの平均値）の関連性を確認し、仮説を検証する。図3は、4つの国レベル変数と自由規制支持の散布図である。表2は国レベル変数の相関を示す。

図3(1)は、政治への信頼度と自由規制支持の散布図である。図から政治への信頼度が高いほど、自由規制支持度が高くなることがわかる。相関係数は0.688と高く、関連性は強い。

次に、客観的治安状況が悪いと、自由規制支持度が高いかを確認する（図3(2)）。しかし、図から、殺人率と自由規制支持度の関連性は予測した正の相関ではなく、負の相関である（ $R = -0.470$ ）。結果は仮説とは逆の関連であり、仮説は検証されなかった。

次に、図3(3)から、イスラム教徒割合と自由規制支持の関連性を確認する。図から、ロシアとフィリピンがはずれ値であることがわかる。その影響では相関係数は -0.039 と有

意な関連がない。しかし、はずれ値を除くと、相関係数は 0.461 と中程度の有意な関連がみられる。ロシアとフィリピンは、他の国に比べて古くからイスラム教徒が存在し、極端に自由規制支持が低い国である。移民などでイスラム教徒の増加が問題となる他の国とは異なるため、以下では欠損値として扱う。

最後に、図 3 (4) から、外国生まれ割合と自由規制支持度の関連を確認する。図から外国生まれ割合と自由規制支持度は関連するとはいえない ($R=0.288$)。

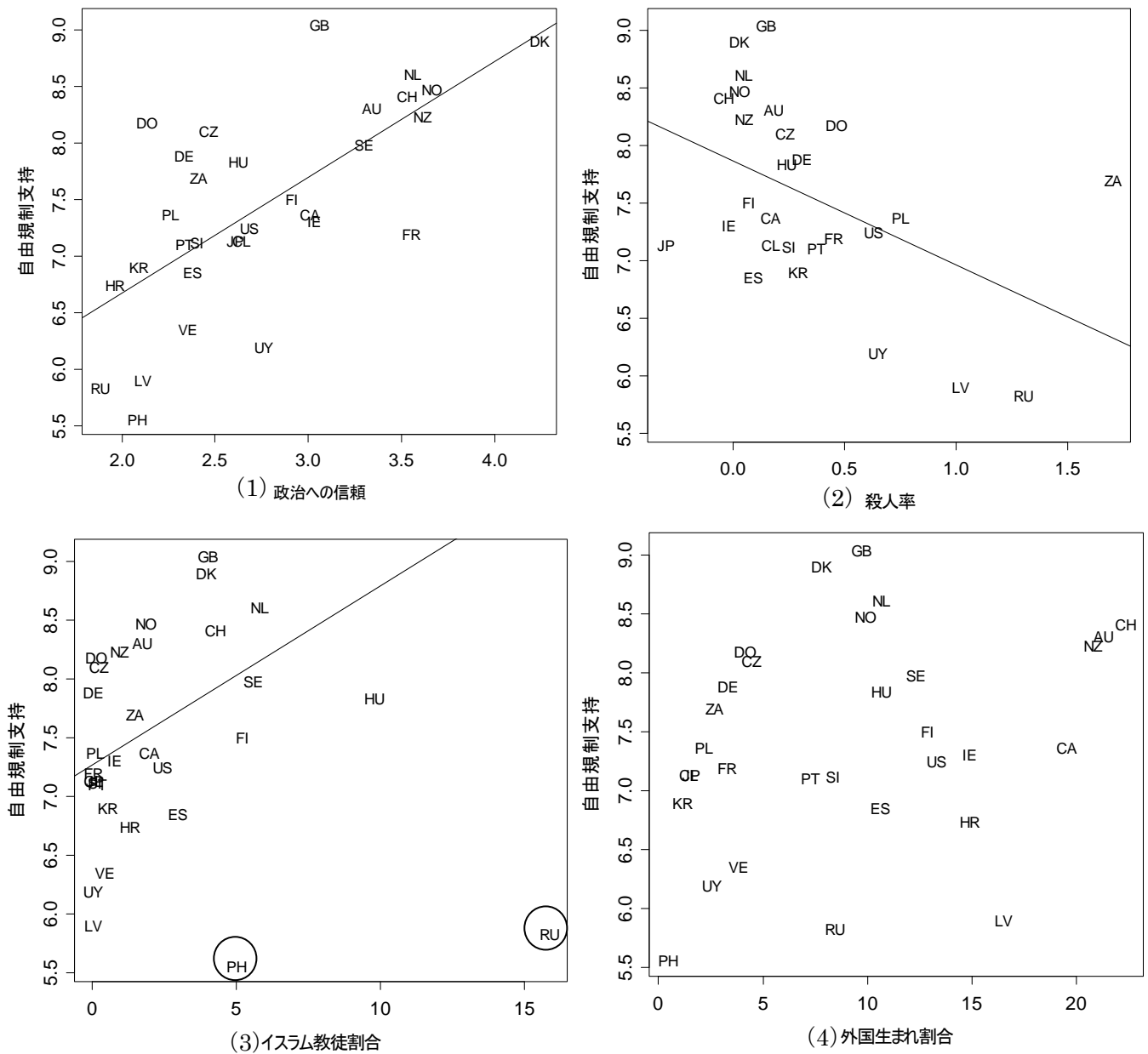


図 3 国レベル変数と自由規制支持の散布図

表 2 国レベル変数の相関

	自由規制		政治信頼		殺人率	イスラム教
政治への信頼	0.688	**	—			
殺人率	-0.470	*	-0.515	**	—	
イスラム教徒割合	0.461	*	0.391	*	-0.244	—
外国生まれ割合	0.288		0.410	*	-0.244	0.357

N=31, 殺人率は N=27, イスラム教徒割合は N=29 (外れ値を除く)

4.4 マルチレベル分析

上記の相関分析から、政治への信頼とイスラム教徒割合が自由規制支持と正の関連があることがわかった。次に、こうした関連が個人レベル要因を統制しても正しいのかを確認するために、国レベル変数と個人レベル変数を同時に推定するマルチレベル分析を行う。なお、国レベル変数の欠損値がある国（ロシア、フィリピン）は除き、29か国で分析を行う。分析で用いた記述統計量は付表2に示す。

モデル

モデルは以下の2つ式であらわすことができる。

$$\begin{aligned} \text{＜個人レベル＞} \quad \text{自由規制支持}_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{女性}_{ij} + \beta_{2j} \text{年齢}_{ij} + \beta_{3j} \text{教育}_{ij} \\ & + \beta_{4j} \text{ノンマニユアル}_{ij} + \beta_{5j} \text{無職}_{ij} + \beta_{6j} \text{配偶者あり}_{ij} + r_{ij} \end{aligned}$$

$$\text{＜国レベル＞} \quad \beta_{0j} = r_{00} + r_{02} \text{政治への信頼}_j + r_{02} \text{イスラム教徒割合}_j + u_{0j}$$

この式は国内において、切片、女性、年齢、教育、ノンマニユアル、無職によって従属変数が増加することを示す。29ヶ国それぞれで切片と傾きが推定され、その切片と傾きは国ごとに異なる。

国レベルの式は、国ごとに異なる切片を国レベル変数によって説明するモデルである。政治への信頼、イスラム教徒割合の切片への効果を推定する。なお、すべての個人レベルの効果（傾き）には誤差項を付けている。

分析結果

表3は上記のモデルから推定した値である¹⁾。まず、国レベルの係数から見ると、政治への信頼0.80、イスラム教徒割合0.08と有意な正の効果がある。これは、政治への信頼が高い国では自由規制支持が高まり、イスラム教徒割合が高い国でも自由規制支持が高まることを示す。

次に、個人レベルの効果を見る。女性-0.10、学歴-0.14と有意な負の効果がある。男性、学歴が低い層において自由規制を支持する傾向にある。また、配偶者ありは0.24と正の効果を持ち、配偶者を持つと自由規制を支持する傾向にあることがわかる。

表3 自由規制支持を従属変数としたマルチレベル分析

	係数	標準誤差	
国レベル変数			
切片	7.57	0.11	**
政治への信頼	0.80	0.16	**
イスラム教徒割合	0.08	0.04	*
個人レベル変数			
女性ダミー	-0.10	0.04	*
年齢	0.00	0.00	
学歴	-0.14	0.02	**
ノンマニュアルダミー	-0.03	0.03	
無職ダミー	-0.05	0.11	
配偶者ありダミー	0.24	0.04	**
ランダム効果			
国レベル分散成分	0.354		**
個人レベル分散成分変数	6.179		
逸脱度	171137.2		
パラメータ	2		
N	35643		
* p<0.05 ** p<0.01			

5. まとめ

本稿は、2001年の9.11事件よりテロのリスクが先鋭化するなかで、どのような国において、人々は安全のための自由規制を支持するのかについて、仮説検証を行った。分析の結果、第一に、政治への信頼度が高い国で自由規制を支持する傾向にあることがわかった。この結果は、政治への信頼が高い社会では、人々は、政治や行政が権力を恣意的に運用することの不安は少なく、自由規制を支持しやすいためだと考えられる。政治への信頼が高い社会では、人々が「安全」か「自由」の選択の際に「安全」を選択しても「自由」は犠牲にならないと考えることから、人々は自由規制を支持すると考えられる。

ただ、政治の信頼以外の要因が自由規制支持度に影響した可能性はある。たとえば、こうした政治への信頼度は、国の豊かさ（GDP）やグローバル化と強く相関する。今回は結果に示さなかったが、GDPやグローバル化などの指標を投入しても自由規制支持度に影響する²⁾。ただ、これらの変数は多重共線関係にあるため、同時に投入することはできなかった。

第二に、客観的治安状況は自由規制支持に影響せず、イスラム教徒割合が高い国ほど、自由規制を支持することが明らかになった。そして、外国生まれ割合は影響せず、イスラム教徒割合のみが自由規制支持を高めることがわかった。これは、9.11事件以降は、メディアにおいて、イスラム原理主義とテロが結び付けられ、イスラム系の人々に対する市民的自由の規制が進行し、テロリズムとイスラム教徒イメージが強く結びついていることと

関係するだろう。このようにテロリズムがイスラムのイメージと結びつくために、イスラム教徒割合が高くなることで、人々はテロへの脅威を感じ、自由規制を支持しやすくなると考えられる。

法的なレベルにおける自由規制の動きを見ても、その自由規制の被害に国民のすべてがさらされるわけではない。国家によって危険とされる属性を有す特定の人々に、自由規制が偏ってなされるのである。たとえ、民主主義が成熟しており、政治への信頼度が高い先進諸国においても、テロの脅威とみなされる特定の層に自由の規制がなされる可能性はある。実際、イスラム教徒割合の高い国で自由規制が支持される結果は、イスラム教徒への脅威が、自由規制支持を高め、そうした層に偏った自由規制がなされる危険性を示唆しているといえる。

最後に個人レベル要因について述べておく。個人レベルについては、男性、学歴の低い層、配偶者がいる層で自由規制支持度が高いことがわかった。ただし、各国で重回帰分析を行った結果をみると（付表3）、どの国でも説明力は6%以下と非常に低い。テロのリスクの自由規制支持は個人レベルでは、どのような属性でも大きな差はなく、国レベルにおいて差異があるといえるだろう。

[注]

- 1) null モデルにおいて *intra-class correlation coefficient* (ICC) を求めると 9.1% である。これは、全体のばらつきにおける国の間のばらつきの程度をあらわす。
- 2) グローバル化の指標は A・Dreher のグローバル化の指標を用いた (Dreher 2007, 2010)。

[Acknowledgment]

The data utilized in this publication were documented and made available by the ZENTRALARCHIV FUER EMPIRISCHE SOZIALFORSCHUNG, KOELN. The data for the 'ISSP' were collected by independent institutions in each country (see principal investigators in the study-description-schemes for each participating country). Neither the original data collectors nor the ZENTRALARCHIV bear any responsibility for the analyses or conclusions presented here.

[参考文献]

- 安部圭介, 2005, 『『孤立した少数者』としての外国人：9・11後のアメリカにおける『法の支配』の一断面』『社会科学研究』56(5/6): 49-80.
- Beck, U., 1986, *Risikogesellschaft, Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Suhrkamp (=東廉・伊藤美登里訳、一九九八、『危険社会』法政大学出版社).
- Beck, U., 2002, *Das Schweigen der Wörter: Über Terror und Krieg*, Suhrkamp, Frankfurt a. M. (島村賢一訳『世界リスク社会論』平凡社)

- CIA, 2010, CIA Fact Book, <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/ir.html>
- Cohrs, J. C., S. Kielmann, J. Maes and B Moschner, 2005, “Effects of Right-Wing Authoritarianism and Threat from Terrorism on Restriction of Civil Liberties,” *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 5(1): 263-76.
- Dreher, A., 2007, Does Globalization Affect Growth? Evidence from a new Index of Globalization, *Applied Economics* 38, 10: 1091-1110.
- Dreher, A., 2010, KOF Index of Globalization, <http://globalization.kof.ethz.ch/>
- Davis, D. W. and B. D. Silver, 2004, “Civil Liberties vs. Security: Public Opinion in the Context of the Terrorist Attacks on America”, *American Journal of Political Science*, 48(1): 28-46.
- 江島晶子, 2007, 「テロリズムと人権 : 多層的人権保障メカニズムの必要性と可能性」『社会科学研究』, 59(1): 35-56.
- Kettani, H., 2010, “World Muslim Population”, *Proceedings of the 8th Hawaii International Conference on Arts and Humanities, Honolulu, Hawaii, January 2010.*
<http://www.pupr.edu/hkettani/papers/HICAH2010.pdf>
- 大藤紀子, 2007, 「テロ : フランス法の対応」『社会科学研究』, 59(1), 3-33.
- Scheufele, D. A., M. C. Nisbet and R. E. Ostman, 2005, “September 11 News Coverage, Public Opinion, and Support for Civil Liberties, *Mass Communication & Society*, 8(3): 197-218.
- Townshend, C., 2002, *Terrorism: A Very Short Introduction*, Oxford University Press. (=宮坂直史訳, 2003 『テロリズム』 岩波書店).
- United Nation, 2010, “Seventh United Nations Survey of Crime Trends and Operations of Criminal Justice Systems”, www.unodc.org/pdf/crime/seventh_survey/7sc.pdf
- World Bank, 2010, World Bank Data, <http://data.worldbank.org/indicator>
- 山元一, 2007, 「テロリズム対策と日本法の諸変動」『社会科学研究』, 59(1): 83-104.

[付表]

付表1 国レベル変数の度数分布

	自由規制	政治への信頼	殺人率	外国生まれ割合	イスラム教徒割合	N
イギリス	9.05	3.06	0.15	9.69	2.70	848
デンマーク	8.91	4.24	0.03	7.77	2.00	1295
オランダ	8.62	3.56	0.05	10.63	5.80	928
ノルウェー	8.48	3.66	0.03	9.86	1.80	1229
スイス	8.42	3.53	-0.04	22.32	4.30	930
オーストラリア	8.32	3.34	0.18	21.26	4.20	2575
ニュージーランド	8.24	3.61	0.05	20.74	5.80	1153
ドミニカ	8.19	2.13	0.46	4.12	0.00	2003
チェコ	8.11	2.46	0.23	4.43	0.00	1106
スウェーデン	7.99	3.30	—	12.33	3.10	1094
ハンガリー	7.89	2.33	0.31	3.30	6.00	1511
フランス	7.85	2.62	0.24	10.64	10.00	931
南アフリカ	7.70	2.41	1.70	2.66	2.00	2659
ドイツ	7.51	2.91	0.07	12.85	3.70	1087
カナダ	7.38	3.01	0.17	19.51	1.90	810
ポーランド	7.38	2.26	0.75	2.16	2.00	1065
アイルランド	7.32	3.03	-0.02	14.85	2.00	934
アメリカ	7.26	2.68	0.63	13.29	0.60	1478
フィンランド	7.20	3.55	0.45	3.27	0.20	1671
チリ	7.14	2.64	0.17	1.42	1.00	1386
日本	7.14	2.61	-0.30	1.56	1.00	989
スロヴェニア	7.13	2.40	0.25	8.36	0.20	915
ポルトガル	7.11	2.33	0.37	7.24	0.50	1580
韓国	6.91	2.09	0.29	1.15	1.00	1535
スペイン	6.86	2.38	0.09	10.62	1.20	2197
クロアチア	6.75	1.96	—	14.89	1.30	976
ベネズエラ	6.36	2.35	—	3.81	0.00	1111
ウルグアイ	6.20	2.76	0.65	2.54	0.00	979
ラトビア	5.91	2.11	1.02	16.50	0.40	854
ロシア	5.84	1.88	1.30	8.44	14.00	1985
フィリピン	5.57	2.08	—	0.44	12.50	1104

付表2 マルチレベルモデルで用いた変数の記述統計量

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人レベル					
自由規制許容度	36698	7.59	2.6	3	12
女性ダミー	36698	1.53	0.5	1	2
年齢	36698	46.48	17.07	15	97
教育	36698	2.64	1.57	0	5
ノンマニュアルダミー	36698	0.41	0.49	0	1
無職ダミー	36698	0.07	0.25	0	1
配偶者ありダミー	36698	0.57	0.5	0	1
国レベル					
政治への信頼	29	2.8	0.59	1.96	4.24
イスラム教徒割合	29	1.92	2.4	0.01	9.77
外国人割合	29	9.44	6.53	1.15	22.32

付表3 自由規制支持度を従属変数とした重回帰分析（国別・数値は標準回帰係数）

	女性	年齢	学歴	世帯収入	ノンマニュアル	無職	配偶者	調整済み決定係数	N
イギリス	-0.03	-0.06	-0.22	0.04	-0.05	-0.10	0.08	0.056	738
フランス	0.00	0.02	-0.21	0.07	-0.04	-0.04	0.07	0.051	1070
ノルウェー	-0.05	0.07	-0.19	0.07	-0.03	-0.05	0.01	0.047	1123
アメリカ	0.06	0.03	-0.13	0.12	-0.01	-0.04	0.11	0.040	1240
ニュージーランド	-0.03	0.11	-0.09	0.06	-0.01	-0.06	0.07	0.038	1071
日本	0.03	-0.14	-0.02	0.10	0.05	-0.01	0.08	0.034	872
デンマーク	-0.02	-0.01	-0.15	-0.01	-0.05	-0.06	0.04	0.032	1183
スイス	0.00	-0.01	-0.19	0.03	0.02	-0.05	0.06	0.031	731
オーストラリア	0.00	0.04	-0.12	0.00	-0.02	-0.01	0.06	0.023	2235
ベネズエラ	-0.15	0.03	-0.07	-0.03	0.03	0.02	-0.03	0.023	761
オランダ	-0.11	-0.04	-0.08	0.00	-0.02	-0.01	0.11	0.023	795
ドイツ	0.07	-0.08	-0.10	0.04	-0.03	-0.06	0.01	0.018	1211
ラトビア	0.01	-0.08	-0.14	0.10	0.06	0.09	0.01	0.018	576
クロアチア	-0.02	-0.06	0.00	-0.12	-0.05	-0.03	0.11	0.014	666
ドミニカ	-0.02	0.01	-0.02	-0.11	-0.01	-0.03	-0.02	0.014	1918
ウルグアイ	-0.03	-0.02	-0.09	0.02	-0.06	0.00	0.05	0.013	923
カナダ	0.07	0.02	-0.10	0.10	-0.02	0.06	0.00	0.010	701
ポルトガル	0.00	0.04	-0.11	0.02	-0.01	0.02	0.01	0.010	996
スロヴェニア	-0.03	-0.04	-0.18	-0.02	0.12	-0.03	0.01	0.010	480
チェコ	0.01	0.06	-0.09	-0.04	0.05	0.00	-0.02	0.009	809
スウェーデン	-0.03	0.02	-0.09	0.06	0.00	-0.01	0.02	0.008	936
チリ	-0.06	-0.04	-0.01	-0.10	0.08	0.00	0.03	0.007	1119
フィンランド	0.04	-0.06	-0.02	0.09	-0.06	-0.01	0.01	0.006	888
韓国	0.01	0.05	0.05	-0.03	0.03	-0.02	0.08	0.006	1477
ロシア	-0.05	-0.05	-0.03	0.00	0.03	-0.07	-0.03	0.006	1725
南アフリカ	-0.08	0.00	-0.02	0.03	0.00	0.07	0.00	0.006	2034
ポーランド	-0.05	-0.01	0.04	-0.03	-0.02	-0.06	0.09	0.003	965
スペイン	0.02	-0.02	-0.08	0.05	-0.02	0.00	0.04	0.003	1622
ハンガリー	-0.03	-0.05	-0.12	0.03	0.04	-0.01	0.06	0.002	742
アイルランド	0.01	-0.03	-0.03	-0.01	-0.08	-0.02	0.06	0.000	716
フィリピン	0.01	0.02	-0.01	-0.02	-0.04	0.02	0.00	-0.004	1018
5%水準で有意									