

環境保護意識と ゴミ分別行動

権威主義的伝統主義の観点から

Environmental Conservation Consciousness and Behavior of Trash
Separation: From a Viewpoint of Authoritarian Traditionalism

保坂 稔 HOSAKA, Minoru

長崎大学総合生産科学域 教授

渡辺貴史 WATANABE, Takashi

長崎大学総合生産科学域 教授

権威主義的伝統主義は、環境保護意識を阻害するとの知見が見出されてきた。その一方で、ゴミ分別行動は、自治会が関与することが多いように、一種の権威に支えられ運営されている側面もある。本研究は、権威主義を中心とする先行研究を踏まえ、環境保護意識及びゴミ分別行動の形成要因を明らかにする。

キーワード 権威主義的伝統主義, 環境保護意識, ゴミ分別行動

1. はじめに

ゴミ分別にあたって、記名を求める自治体についての報道が最近盛んである。たとえば、2018年6月5日には西日本新聞で「ごみ袋に名前、なぜ必要? 戸惑う住民 マナー違反対策、自治体は苦慮」といったタイトルで、2018年6月13日にはFNN系のニュース番組で、「なぜ? 広がる「記名制」ごみ袋」といったタイトルで、それぞれ報道がされている。ゴミ袋への記名に関する是非については、東京都の例が有名である。東京都では1993年に都推奨ゴミ袋に記名欄を当初設定していたが、記名への反対が強く、1ヶ月強で記名欄の廃止に追い込まれた¹⁾。東京都でも論争になったように、ゴミ袋への記名は、特にプライバシーとの兼ね合いという点において大きな問題である。ゴミ分別は、とすれば自治体の出した「ゴミ袋には名前を書く」といった政策に従うことが求められる。プライバシー意識を

持っていれば、そのような政策は到底受け入れられない可能性もあるだろう。

ゴミ分別を適切に遂行させる方策として、自治会がゴミ分別に関与することが全国各地で行われている。たとえば、杉浦 (2003) が述べているように、自治会でゴミ搬入時間を制限し、搬入時間に立ち当番を割り当てるといった方法もある。杉浦は、立ち当番への参加を「認知的不協和理論」といった観点で、アンケート調査を用いた計量的な手法を用いて分析している。立ち当番への参加は、当初は心理的負担が多く「不協和」状態であるが、参加することで受け入れる「協和」となると杉浦は指摘している。筆者らは、こうしたゴミ分別行動が定着した過程を社会心理学の観点から計量的に分析した杉浦の研究を高く評価するが、社会心理学の領域でいえば権威主義の視点も有効と考えている。フランクフルト学派のアドルノらによる『権威主義的パーソナリティ』によれば、権威主義的態度は、「力と権



威に対してやみくもに (blindly) 従属していこうとする」(Adorno, T., 1950: ix) 点に特徴がある。すなわち、ゴミ分別などにあたっては、既存社会の秩序に従順に従うといった態度も必要となるはずである。

これに関連して吉川は、環境保護意識と権威主義的伝統主義の負の関係を量的調査に基づいて見出した(吉川, 1998)²⁾。権威主義的伝統主義は、日本の傾向を踏まえつつ、「伝統的権威への服従」と「権威者に対する服従」の測定を試みている(吉川, 1998: 65)。フランクフルト学派の権威主義的態度論は、権威への従属に加え、性や迷信といった側面も含んだ議論となっているが、権威主義的伝統主義は、一種の伝統意識を測定しているといえるだろう。吉川は、「権威主義研究では、市民の権威に対する過剰な同調性」(吉川, 1998: 56) が問題とされていることを踏まえ、「反権威主義的伝統主義」が市民の自律性を把握していると指摘する。その上で、環境保護意識に関し、高い階層に多いとされる自律的傾向である「自己-指令的志向性」が動因となっていることが示唆されたという解釈を提示している(吉川, 1998: 56)³⁾。

この解釈に関して、吉川は綿貫譲治の「伝統・工業価値」という議論を援用している。綿貫は、戦後日本における権威への服従を「伝統的価値」と位置づけて、伝統的価値が科学技術に信頼を置く「工業的価値」と融合しているという考察を展開した。そして伝統的価値と工業的価値の融合を、「伝統・工業価値」と概念化した(綿貫, 1986)。吉川はこのような綿貫の議論を踏まえ、「現代日本社会では、伝統的保守傾向は工業主義的な価値と融合していることが実証されているが……環境保護意識と権威主義的態度との関係は、このような状況を反映」(吉川, 1998: 99) していると指摘している。反権威主義的伝統主義が市民の自律性を把握していると位置づけることで、日本社会の「伝統・工業価値」が自律的に再考されて環境保護に貢献すると考えることも

できる。また、権威主義的伝統主義が開発優先の考え方と親和性があるという立場に立脚すれば、権威主義的伝統主義が環境保護意識を阻害するという関係も理解し得る。

その一方で、日々のゴミ分別に関与し得る組織である自治会は、むしろ一種の権威や伝統に支えられて運営されている側面もある。いわば権威主義的伝統主義が環境保護に貢献する可能性もある。たとえば栗原らは、権威主義的伝統主義には直接触れてはいないものの、自治会活動と伝統との関係について、次のように指摘する。

コミュニティ活動について、千葉県内の都市・農村間で意識調査による比較研究を行った。その結果、現在でも農村では、高齢者などによって伝統的な文化・行事が守られており、比較的地域住民のまとまりが強いことがわかった。一方、都市ではコミュニティでの共同活動は環境美化作業など、限定的なものであった。しかし何れの地域でも、そうした活動への参加は、町内会や自治会行事であるためという、ネガティブな理由であった(栗原・霜浦, 2006: 23)。

筆者らも、栗原らの指摘に賛成である。自治会は、ゴミ集積場の分別行動の適切な遂行に関与することに加え、伝統的な文化・行事にも関与することもある。地域のゴミ分別行動は、地域の権威や伝統を活用して担われることもあり得る。

地域のゴミ分別行動が権威主義的伝統主義によって促進される場合もあれば、権威主義的伝統主義が工業的価値と結びつき環境破壊を招く場合もあると考えられる。そして前述の通り環境保護と権威主義的伝統主義の関係は、保護すべき対象や保護に係る活動の種類に応じて変わるといったことも考えられる。なかでも伝統及び地域に対する肯定的な意識と環境保護意識及び環境保護行動の一つであるゴミ

分別行動との間にはどのような関係があるのか、すなわち伝統—地域—環境保護といった問題を整理する必要があると筆者らは考えている。たとえば、日常的なゴミ分別行動に伝統意識や地域意識が有効な場合は、地域の伝統を活用するという手段もある。しかしながら、地域の伝統を活用することは、吉川が見出した自律性に促進された環境保護意識といった知見とも相反する。従来の権威主義研究の議論を踏まえれば、環境保護意識を阻害する可能性がある権威主義的伝統主義は、環境保護にとって好ましくない存在であるといえる。果たして、権威主義的伝統主義は、環境保護にとってどのような位置にあるのだろうか。

本稿は、伝統—地域—環境保護の関係を整理するため、権威主義的伝統主義を一種の伝統への服従と捉えつつ、地域意識、さらには自治会への参加といった視点を交え、環境保護意識と環境保護行動の一つであるゴミ分別行動の形成要因に関し量的調査に基づいて明らかにすることを目的とする。現時点では、ゴミ分別行動は、権威主義的伝統主義、地域意識、さらには自治会への参加によって形成されるという仮説を提示しておこう。いわば、栗原らが指摘した自治会像がゴミ分別行動を促進するという仮説である。さらには、先に示した仮説がゴミを対象としたその他の行動にも適用され得る汎用性があるものかを確認するために、ゴミの減量行動の形成要因をゴミ分別行動と同様の枠組みにて検証した。篠木(2017)も、ゴミの分別行動と減量行動について形成要因の比較を試みている⁴⁾。

本研究の意義は、権威主義的伝統主義を中心とする先行研究を踏まえて、伝統—地域といった視点を交え環境保護意識とゴミ分別行動の形成要因について検討するという研究目的に加え、ゴミ分別行動を促進するような環境教育のあり方も示唆する点にあると考える。

以下、第2章では方法(データの取得、調査項目、及びデータの解析)について触れ、第3章では結

果及び考察について触れたい。なお、紙幅の都合上、「権威主義的伝統主義」は、「権威主義」と表記することにした。

2. 方法

1 データの取得

検討にあたっては、「環境とくらしに関する意識調査」で得られたデータを用いる。この調査は、2012年2月に長崎県長崎市において郵送法で実施された。長崎市の有権者30歳以上70歳未満のなかから、層化二段無作為抽出法により、2000人を選び、796人から有効回答を得た(回収率39.8%)。なお20代を分析から除外したのは、20代は他の年代に比べて回答率が低い傾向が指摘されており、回答率の差による影響を避けるためである。

長崎市のデータを用いているのは、政令指定都市ではない県庁所在地における環境保護意識やゴミ分別行動について分析を試みたいからである。県庁所在地の平均人口は約34万人であり、長崎市の人口は約42万人である(2015年国勢調査)。長崎市の順位は政令指定都市ではない県庁所在地31都市中6番にあたる。長崎市を対象とすることは、地方中核都市のコミュニティを活用した環境保護のあり方を検討する点から有用と考えられる。政令指定都市などの大都市や、農村部との比較については、機会を改めたい。

2 調査項目

調査項目としては、属性(性別、年齢、教育年数)に加えて、伝統—地域—環境保護の伝統に相当する権威主義、地域に相当する地域意識及び自治会活動、そして環境保護に相当する環境保護意識、ゴミ分別行動を設定した。なお権威主義、地域意識、環境保護意識に係る合成尺度の作成については、吉川と同様に主成分分析を用いる。

権威主義については、従来の日本にて用いられている表2(第3章3節参照)の5項目を用いた。



回答は、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらでもない」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の5件法で得た。

地域意識については、先行研究（鈴木・藤井（2007）と松村（2012））に基づき、表3の4つの項目で尋ねた。回答は、権威主義と同じ5件法で得た。それに加えて本稿では、自治会活動に対する参加状況については、「自治会の活動に積極的に参加している」という質問でも聞いている（回答は、同じく5件法で得ている）。

環境保護意識については、吉川（1998）を参考に、表4の3項目で質問した。回答は、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の4件法で得た。環境保護意識に関する質問は、多くの先行研究で様々な項目が活用されている。本稿は、権威主義と環境保護意識をめぐる吉川の研究を踏まえた検討を行っているため、吉川と同じ項目を用いた⁵⁾。

ゴミ分別行動については、日常的なゴミ分別行動を測定することを目的とし、「あなたは、次のような行動をしていますか」という問いに「ゴミの分別」という質問を設定し、「行っている」「少しは行っている」「あまり行っていない」「行っていない」という4件法を用いて回答を得た⁶⁾。また、比較対象としての「ゴミの減量」については、同じく4件法で得ている。

3 データの解析

まず前記した項目のうち、権威主義、地域意識、環境保護意識に係る質問から合成尺度を作成するために、吉川と同様に主成分分析を行った。次に作成された合成尺度を用いて伝統—地域—環境保護から環境保護意識とゴミ分別行動の形成要因を明らかにするために、重回帰分析を行った。なおモデルの詳細については、後述する。次章では、分析結果について触れたあとに、考察を加えることにしたい。

3. 結果及び考察

1 回答者の属性と自治会への参加

性別の内訳は、男性305人（38.3%）、女性491人（61.7%）と、女性の回答が多くなっている。年齢別では、男性は60代が多い傾向が、女性は男性に比べれば年代間において偏りが少ない回答が得られている（表1）。出身地は、長崎市が66.7%、長崎市以外の長崎県が20.4%、長崎県以外の九州が7.8%、その他が5.1%であった。また、「自治会の活動に積極的に参加している」について今回調査の単純集計では、「そう思う」が8.6%、「どちらかといえばそう思う」が17.9%、「どちらでもない」が22.8%、「どちらかといえばそう思わない」が20.0%、「そう思わない」が30.7%となっている。2017年4月1日時点における長崎市での自治会加入率は、69.6%である。「そう思う」+「どちらかといえばそう思う」が26.5%という結果からは、自治会に単に加入している世帯も多いことが考えられる。

2 合成尺度の作成

各項目の質問は、主成分分析の結果、すべて固有値1以上の主成分が1つだけ抽出された。寄与率は、権威主義が52.5%（表2）⁷⁾、地域意識が63.5%（表3）⁸⁾、環境保護意識が80.2%であった（表4）⁹⁾。もっとも低い因子負荷量は、権威主義が「複雑な世」の.665であり、地域意識が「地域をよりよくしたい」の.723であり、環境保護意識が「エネルギー資源」の.854であった（表2～4）。以降では、第1主成分を尺度として抽出し、主成分得点を用いてこの概念を数値化し議論を進めていく。

表1 回答者の性別と年齢（%）

性別	30代	40代	50代	60代
男性	12.2%	17.8%	27.7%	42.4%
女性	19.3%	22.4%	28.9%	29.3%
全体	16.6%	20.6%	28.5%	34.4%

3 尺度間の関係

1 ゴミ分別行動の形成要因の検討

研究の問いに答えるために、前記した尺度について、表5の1行目に示す階層(属性変数→権威主義→地域意識→自治会への参加→環境保護意識→ゴミ分別行動)を想定した。上記の階層間の因果関係をパス図として表現するために、重回帰分析を行った。具体的には、各階層の尺度を従属変数、当該階層よりも下位にある尺度を独立変数とした重回帰分析を行った。なお変数の採択にあたっては、強制投入法を用いた。そして最終的には、得られた結果を用いて、パス図を作成した。

以下、モデルについて詳しくみていくことにする。性別、年齢、教育年数といった属性変数の次に、権威主義を投入した。権威主義は、社会意識論のなかでも態度変数として扱われ、意識の深層に位置すると考えられる。また、子どもの頃の親子関係が権威主義の形成には重要であるというフランクフルト学派の議論にも考慮した。次いで地域意識を自治会への参加の前に配置したが、地域意識によって参加が促進されたり阻害されるというモデルとした。そして、環境保護意識、ゴミ分別行動という順になる。もちろん、この他のモデルも考えられる。たとえば、自治会への参加で地域意識が促進されるということもあり得るが、本稿では前述のような立場で

表2 「権威主義的伝統主義」の質問文と成分

変数	因子負荷量
以前からなされたやり方を守ることが、最上の結果をうむ	0.727
子どものしつけで一番大切なことは、両親に対する絶対服従である	0.760
目上の人には、たとえ正しくないと思っても従わなければならない	0.730
伝統や慣習に従ったやり方に疑問を持つ人は結局は問題を引き起こすことになる	0.739
この複雑な世の中で何をすべきかを知る唯一の方法は、指導者や専門家に頼ることである	0.665
固有値	2.626
寄与率(%)	52.500

分析を進めたい。

属性変数の値の扱いであるが、性別は、男性は1、女性は0とダミー変数を用いている。年齢については5歳刻みで聞いているが、30歳～34歳であれば32歳、35歳～39歳であれば37歳というように値の中央値を入力している。教育年数は、「新制中学(含旧制尋常小学校・旧制高等小学校)」を9、「新制高校(旧制中学・実業学校・師範学校)」を12、「専門・専修学校・短大・高専」を14、「大学・大学院」を16と入力した。

まず、権威主義、地域意識、自治会への参加を従属変数とした重回帰分析の結果を説明し、次いで環境保護意識やゴミ分別行動についてみてみたい。

権威主義は、性別(.112, 男性)に加え、教育年数からの負の効果が存在し(-.122)、年齢から効果を受けない。年齢については、保坂(2003)と同じ結果が得られた。教育年数からの負の効果は、教育年数が長いと自律的志向性も促進されるということになるだろう。

地域意識についてであるが、高齢であること(.185)、権威主義(.135)とったいわば栗原らが言及した自治会像を示す変数から効果を受ける

表3 「地域意識」の質問文と成分

変数	因子負荷量
日頃、地域の人びとと交流をもつことが多い	0.767
地域に自分の居場所がある気がする	0.854
地域に対して愛着がある	0.837
地域をよりよくしていきたい	0.723
固有値	2.541
寄与率(%)	63.524

表4 「環境保護意識」の質問文と成分

変数	因子負荷量
エネルギー資源保護のためなら、便利さや快適さを犠牲にしてもかまわない	0.854
森林や海水、湖水などの自然環境を守るためなら、便利さや快適さを犠牲にしてもかまわない	0.922
地球温暖化やオゾン層破壊を防ぐためなら、便利さや快適さを犠牲にしてもかまわない	0.909
固有値	2.406
寄与率(%)	80.200



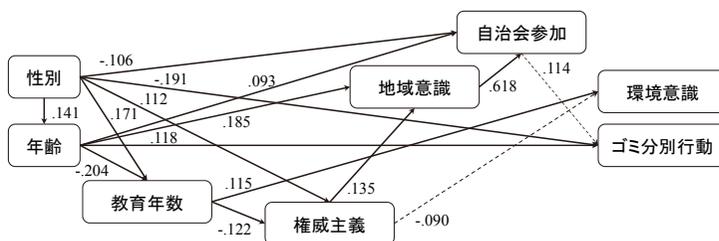
表5 ゴミ分別行動を従属変数とした重回帰分析(強制投入法)

	年齢	教育年数	権威主義	地域意識	自治会参加	環境意識	ゴミ分別行動
※性別	.141**	.171**	.112**	-.056	-.106**	-.013	-.191**
年齢	—	-.204**	-.006	.185**	.093**	-.006	.118**
教育年数	—	—	-.122**	-.020	-.038	.115**	.053
権威主義	—	—	—	.135**	.046	-.090*	.013
地域意識	—	—	—	—	.618**	.058	.008
自治会参加	—	—	—	—	—	-.002	.114*
環境意識	—	—	—	—	—	—	.049
決定係数 R ²	.019**	.058**	.019**	.046**	.432**	.017**	.059**

※ダミー変数 男=1, 女=0

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

補注: —は未投入, 権威主義は権威主義的伝統主義の略, 環境意識は環境保護意識の略



補注: —→ p<.01 -----→ p<.05

図1 ゴミ分別行動・環境保護意識とそれに関連する要因間のパス図

結果となっている。地域意識についていえば、高齢になることで地域全体のことを考えるようになる。加えて権威主義も地域へと目を向かわせるきっかけとなっている。地域へ関与しようという意識は、既存の権威へ従うといった態度によって促進される。「郷に入っては郷に従え」といったことわざがあるように、地域へ関与しようとする場合は、地域の風習に従うことが求められる、権威主義が有効であるといえることができるだろう。

自治会への参加については、性別 (-.106, 女性) に加え、年齢 (.093, 高齢)、地域意識によって促進される (.618)。地域意識からの効果ももっとも大きく、この効果は表5におけるすべての効果のなかでもっとも大きい値となっている。自治会への参加は、地域における居場所や愛着といった地域意識に帰するところが大きいといえるだろう。その一方で、自治会への参加に対する権威主義の効果はみられなかった。このことは、「郷

に入っては郷に従え」といった志向性があったとしても、地域に関与したいとの意識が高まらなければ、自治会への参加までに至らない可能性を示唆するものといえる。

さて、環境保護意識とゴミ分別行動について触れることにしよう。環境保護意識は、教育年数の長さ (.115)、反権威主義 (-.090) によって形成されている。いわば環境保護意識は、反権威主義により醸成される知的自律性によって形成される。権威主義が環境保護意識を阻害する点については、反権威主義により醸成される知的自律性によって促進されるという解釈に加え、権威主義が開発優先の考え方と親和性があるためという理解も可能である。他にも権威主義が環境といういわば弱い存在を保護しようとするのを阻害するという解釈も可能であるだろう。権威主義は、既存の権威に従う性向も示すが、「長いものには巻かれろ」といった強者優遇、弱者軽視といった特徴も持ち合わせていると考

えられるためである。そして注目すべきは、環境保護意識が、地域意識や自治会への参加といった変数から効果を受けていない点である。エネルギー問題や地球温暖化といった今回の尺度で問うているグローバルな地球環境と関係し得るテーマについては、地域意識や自治会の参加状況との関係は低い可能性があると考えられよう。

ゴミ分別行動は、性別 (-.191, 女性)、年齢 (.118)、自治会への参加 (.114) によって形成される。ゴミ分別行動に積極的に関与する人物とは、自治会への参加に積極的である高齢の女性が想定される。ゴミ分別行動に対して権威主義と地域意識は、直接効果こそみられなかったものの、間接効果がみられた(権威主義→地域意識→自治会参加→ゴミ分別行動)。ゴミ分別行動に対する権威主義の間接効果は.0095 (.135 × .618 × .114) であり、地域意識の間接効果は.0705 (.618 × .114) であった。

このことは、ゴミ分別行動が、権威主義、地域意識、さらには自治会への参加によって形成されるという、いわば栗原らが指摘した自治会像がゴミ分別行動を促進するとする筆者らの仮説が概ね支持されることを示すものといえる。地域のゴミ分別行動が権威主義的伝統主義によって促進されるか、権威主義的伝統主義が工業価値と結びつき環境破壊を招くかという問いに対しては、本研究の結果から、前者についてはゴミ分別行動が、後者については環境保護意識において該当するといえるだろう。

地域意識は、環境保護意識にもゴミ分別行動にも直接効果がない。しかし前述したように、地域意識は自治会への参加に効果があり、そして自治会への参加はゴミ分別行動に効果がある。間接効果でいえば、地域意識はゴミ分別行動に正の効果がある。他方、地域に関与したいとする意識は、環境保護意識の形成を阻害する既存の権威に従う態度によって促進されている。権威主義は、ゴミ分別行動には正の、環境保護意識には負の方向に影響するといういわば両義的な

位置を占める¹⁰⁾。

環境保護意識とゴミ分別行動についてであるが、両者で共通する効果が1つもなく、環境保護意識とゴミ分別行動の形成要因は大きく異なる。ゴミの分別は手間暇がかかるし、愚直さを必要とするかもしれない。環境保護意識が高くても、前記した手間暇を厭う場合、ゴミ分別行動に至らない可能性も十分あるのではないだろうか。ゴミ分別行動は手間暇がかかる割に目にみえた効果も少なく、いわば地道な労力が必要となる。場合によっては、自治会などとの地域連携のもと、黙々とそれに関わる作業をこなすしかない。「なぜ自治会に加入しなければいけないか」(村山2008, 70) という疑問は、理屈では必ずしも解決しない。ゴミ分別行動は、なおさらであるだろう¹¹⁾。

ところで、ゴミの分別行動は、本稿で示した考察とともに、家事行動の一種であるため高齢の女性に偏っているとの考察も成立する可能性もある。この点に関連して平尾(2009)は、「ゴミの分別」の女性の実施率が高いのは、それが家事の一部として行われているからとの知見を見出している。先の知見は、「高齢」「女性」の変数から効果を受けている「自治会参加」にも適用できる可能性がある。もっとも、「自治会参加」は、「高齢」「女性」に加えて、ゴミ分別行動にて効果がみられない「地域意識」の効果も受けているため、行動の有する意味がゴミ分別行動に対する平尾(2009)の知見とは異なる側面もあるといえるだろう。

2 ゴミ分別行動とゴミ減量行動の

形成要因の比較

これまでのゴミ分別行動で得られた結果が、ゴミを対象としたその他の行動にも適用され得る汎用性があるものかを確認するために、ゴミ減量行動の形成要因についても分析してみた(表6)。結果は、ゴミ分別行動と同様の結果が得られ、今回得られたゴミ分別行動の形成要因がゴミ減



表6 ゴミ分別行動とゴミ減量行動を従属変数とした重回帰分析の比較(強制投入法)

	ゴミ分別行動	ゴミ減量
※性別	-.191**	-.142**
年齢	.118**	-.253**
教育年数	.053	-.041
権威主義	.013	-.021
地域意識	.008	.037
自治会参加	.114*	.140**
環境意識	.049	.049
決定係数 R ²	.059**	.125**

※ダミー変数 男=1, 女=0 ** $p < .01$, * $p < .05$

量行動に当てはまることが明らかとなった。自治会への参加, 加えて自治会への参加を促進している地域意識は, ゴミの分別だけではなく, ゴミの減量についても効果があるのである。ゴミ分別と減量に関する篠木の知見のうち, 本稿との比較でいえば, 共通する効果は地域の視点であり, 相違する効果は年齢の効果である¹²⁾。篠木と本稿ではモデルが異なるが, 本稿の知見で注目すべきは地域意識である。本稿も篠木と同様に地域意識のゴミ分別行動に対する正の効果が見られたが, 間接効果であり, ゴミ分別行動という視点でいえば, 自治会へのコミットが必要である点を浮き彫りにしている。またゴミ分別に対する年齢の効果についていえば, 篠木の結果では負の, 本稿では正の効果が見られており, 自治会へのコミットがあれば, 体力減があってもゴミ分別行動ができるという可能性があるといえるだろう。

4. おわりに

本稿では, データ分析から, ゴミ分別行動の促進要因として, 性別(女性), 年齢(高齢), 自治会への参加(高い)が挙げられることを明らかにした。そしてゴミ分別行動は, 自治会への参加及び地域意識に対する間接効果から, 伝統的権威への従属の影響を受ける可能性が考察された。またゴミ分別行動における促進要因は, ゴミ減量行動のような対象を同じくする異なる行動に

おいても見出された。

これまで, 意識と行動のズレに関しては前述した杉浦や篠木らが, 認知的不協和理論など社会心理学の知見を用いて分析してきた。とりわけこれらの研究では, ズレが存在している行動と意識が, どのようにして一致するかに関するメカニズムが分析されており, 不協和を協和へと導くという心理モデルが採用されていた。

筆者らがこれまで分析したように, ゴミ分別行動を促進しているのは, 間接効果であるものの権威主義や地域意識といった, いわば栗原ら言及した自治会像を示す変数であることがデータ分析から推察された。その一方で環境保護意識は, 教育年数, 反権威主義といった知的自律性によって促進され, 時間と労力が制約となって, 地道な作業に必ずしも向かわないと考えられる。

また, ゴミステーションなどの分別活動の担い手として, 自治会に所属する高齢の女性が関与しているといったモデルは, 本研究の計量的データから得られた。そして, 地域への関与が, 権威主義によって促進されることも明らかになった。既存の権威に従う人物の方が地域に関与する可能性もあり, ひいては地域の自治会活動に参加する可能性もある。自治会への参加という視点でいえば, 栗原らのモデルが支持される結果となっている。環境保護意識とゴミ分別行動との関連がみられない一因には, ゴミ分別行動が自治会への参加から効果を受ける一方, 環境保護意識が自治会への参加から効果を受けていないことから, ゴミ分別行動に関与する動機が異なることが挙げられる。

本稿の知見から, 間接効果ではあるが権威主義や地域意識に促進されたゴミ分別行動は肯定されるべきなのだろうか。データを単に解釈するならばそうなのかもしれない。しかしながら, 環境保護意識との関係がないゴミ分別行動が無条件で肯定されるかは議論の余地があるだろう。権威主義は, 強者優遇弱者軽視といった特徴もあり, 弱い存在である環境を保護するといった

意識と相容れない。たとえば、日常的なゴミ分別行動はしていても、地元に関心をもたらず大規模開発プロジェクトへの態度がどのようなものかは、改めて分析する必要がある。

環境を保護するという意識は、革新的な知的自律性に促進される。しかし革新的な知的自律性により環境保護意識が醸成された場合は、環境保護意識と異なった要因が影響する地道なゴミ分別行動を受容しない可能性もある。環境保護意識がゴミ分別行動に結びつくようになるためには、認知的不協和理論による知見も示唆に富んでいるが、加えてゴミ分別行動のような地道な行動が環境保護に結びつくことを身につけるようなプログラムを導入することが一つの解決策としてあるだろう。たとえば、ゴミ分別行動が地域意識によって間接的に促進されている点に注目し、教育を行う場にゴミ分別行動を率先している主体が介在する機会を設け、当該主体にゴミ分別行動を行うに至った動機、より良い地域環境の形成に対する意義、そして行動を行う際の工夫等を紹介してもらい、実践させるといったことが考えられる。たとえば、松田ら

(2011)は、高校生を対象に環境教育プログラムを実施して、その前後における生徒の意識・行動の変化を分析したが、「環境マネージャー及び環境委員の働きかけ」が有効であることを見出した。本稿の知見を踏まえれば、「環境マネージャー及び環境委員の働きかけ」に、地域でゴミ分別を率先して担っている人物が関与する機会を設けるといったことが考えられる。

ゴミ分別行動が無償の家事労働により支えられている可能性があることは、ゴミ分別行動の促進に向け、家事労働に関与する機会が少ないことが多い若年、男性、自治会非参加層に対策の重きを置く必要を示している。この点は、環境保護意識の形成が性別や年齢の影響を受けないため、前記したゴミ分別行動等の地道な地域での行動が環境保護に結びつくことを身につけるプログラムの導入により、若年や男性がゴミ分別行動に関与する可能性が高まると考えられる。自治会の非参加については、先のプログラムによって地域意識が醸成され、自治会に参加する機会も高まることが想定される。

注

- 1) 東京都の記名欄入りゴミ袋導入に関する経緯は、鶴田(1994)に詳しい。
- 2) 本稿で用いる「権威主義的伝統主義」は、日本に特有の権威主義傾向を測定している尺度として幅広く用いられているが、「権威主義的性格」「権威主義的態度」と命名されることもある。本稿では、伝統に関して言及することから、「権威主義的伝統主義」という語句を用いて議論を進めたい。日本の権威主義研究における「権威主義的伝統主義」については、吉川(1998)や保坂(2003)を参照のこと。
- 3) 吉川は、階層が高いほど裁量が増し「自己—指令的志向性」を持つというコーンの議論を踏まえ、強調する方向性が正反対であることに留意すれば、フランクフルト学派の権威主義尺度とコーン尺度は「極めて類似した特性と『守備範囲』をもつことが容易に指摘できる」(吉川, 1998:55)としている。なお狭間らは、権威主義と環境保護意識の無相関を見出した(狭間ら, 2013)。
- 4) 篠木の分析モデルとの主な相違点は、篠木の分析では規範、コスト感、フリーライドといった変数が投入されているのに対し、本稿では自治会への参加を単独で聞いていたり、権威主義的伝統主義を投入している点である。
- 5) 環境保護意識自体の比較については、機会を改めて取り組みたい。
- 6) ゴミ分別行動の単純集計は次の通りである。「行っている」= 88.1%、「少しは行っている」= 10.5%、「あまり行っていない」= 1.1%、「行っていない」= 0.3%。「行っている」だけで9割弱の回答となっており、多くの行動がなされている傾向にある。ゴミ減量行動については、「行っている」= 33.4%、「少しは行っている」= 48.1%、「あまり行っていない」= 15.4%、「行っていない」



い」= 3.2%であり、ゴミ分別行動より「行っている」が少ない結果となっている。なお、ゴミ分別行動については、単身世帯か家族世帯により異なってくる可能性もある。前記した家事行動として行われている可能性の知見を踏まえると、単身世帯とそれ以外の世帯に分けて分析した場合、単身世帯において性別の効果がなくなる可能性がある。家族構成や一人暮らし歴等とゴミ分別行動の関係については、紙幅の都合上、機会を改めて取り組みたい。また、ゴミ分別行動に対する「行っている」との回答は、9割弱であった。先の結果は、本稿が設定した質問がゴミ分別行動そのものではなく、自治体が示したゴミ分別のルールを守るか否かといった規則順守行動を測定している可能性も想定させる。それに関連して、ゴミ分別行動に対しては、規則順守行動の発現に寄与すると考えられる権威主義から直接効果がみられない(図1)。また長崎市のゴミ分別は、ゴミ袋に名前を書く必要がない。それに加えて非分別ゴミは、ゴミステーションに残され回収されないものの、一定期間が経過したあとに業者が回収することもあり、規則順守を強いる取り組みが少ない。さらに分別ルールが家庭と事業所とで異なり(たとえばプラスチック製包装容器は家庭ゴミでは資源ゴミ、事業所では調査当時不燃ゴミ)、ゴミ分別ルールが自治体を想起しない場合もある。以上から本稿が設定した質問は、権威主義から直接効果がないう上に、規則順守を強いる取り組みが少なくゴミ分別における自発性が求められる余地があるため、ゴミ分別行動そのものも測定していると考えられる。

- 7) 権威主義項目について、5題の回答を加算した分布は次の通りである(カッコ内は100%換算である)。「そう思う」= 11.8%(2.4%)、「どちらかといえばそう思う」= 60.4%(12.1%)、「どちら

でもない」= 145.2%(29.0%)、「どちらかといえばそう思わない」= 128.1%(25.6%)、「そう思わない」= 154.7%(30.9%)。「そう思わない」がもっとも多く、反権威主義の回答傾向がうかがえる。

- 8) 地域意識項目について、4題の回答を加算した分布は次の通りである(カッコ内は100%換算である)。「そう思う」= 65.0%(16.3%)、「どちらかといえばそう思う」= 129.1%(32.3%)、「どちらでもない」= 111.1%(27.8%)、「どちらかといえばそう思わない」= 52.0%(13.0%)、「そう思わない」= 42.9%(10.7%)。「どちらかといえばそう思う」という回答がもっとも多く、次いで「どちらでもない」となっている。
- 9) 環境保護意識項目について、3題の回答を加算した分布は次の通りである(カッコ内は100%換算である)。「そう思う」= 69.5%(23.2%)、「どちらかといえばそう思う」= 156.2%(52.1%)、「どちらかといえばそう思わない」= 46.0%(15.3%)、「そう思わない」= 28.2%(9.4%)。「そう思う」+「どちらかといえばそう思う」で8割弱の回答となっており、環境保護のためにやむを得ないと考えている回答が多い傾向にある。
- 10) 権威主義の両義的な特徴は認められるが、ゴミ分別行動に対する効果そのものは小さくなく、注6にて説明した通りゴミ分別行動が規則順守行動と必ずしも同義ではないと筆者らは考える。
- 11) 「多くの自治会では会長らの個人的な奉仕精神によって困難な課題に取り組んでいる」(谷口ら、2000:188)と指摘されるように、地域的課題には忍耐が求められる。
- 12) 篠木(2017)の検討では、性別の変数は投入されていない。

文献

- Adorno, T. (et al.), 1950, *The Authoritarian Personality*, Harper and Brothers. =1980, 『権威主義的パーソナリティ』田中義久他訳, 青木書店.
- 狭間諒多朗・橋爪裕人・吉川徹, 2013, 「環境保護意識・健康維持意識の規定要因の時代変化」『社会と調査』11:70-84.
- 平尾桂子, 2009, 「環境と家事のあいだ—誰がごみを分別しているか」『地球環境学』5:49-57.
- 保坂稔, 2003, 『現代社会と権威主義—フランクフルト学派権威論の再構成』東信堂.
- 吉川徹, 1998, 『階層・教育と社会意識の形成—社会意識論の磁界』ミネルヴァ書房.
- 栗原伸一・霜浦森平, 2006, 「コミュニティ評価の要因分析—千葉県における都市・農村比較」『農業情報研究』15(1):15-24.
- 松田香穂里・保坂稔・中村修, 2011, 「環境教育プログラム実施前後における生徒の意識・行動の変化の比較—長崎県立国見高等学校における活動より」『長崎大学総合環境研究』13(2):19-26.
- 松村暢彦, 2012, 「郊外住宅地における地域活動が地域への態度と生活満足度に与える影響—兵庫県川西市大和地区を事例として」『都市計画論文集』47(3):373-378.
- 村山研一, 2008, 「地域自治会への加入問題と住民類型」『人文科学論集人間情報学科編』42:67-81.

- 篠木幹子, 2017, 「ごみの分別行動と減量行動に影響を与える要因の検討—仙台市民の10年間の変化」『廃棄物資源循環学会論文誌』28: 58-67.
- 杉浦淳吉, 2003, 『環境配慮の社会心理学』ナカニシヤ出版.
- 鈴木春菜・藤井聡, 2007, 「利用店舗への愛着が地域愛着へ及ぼす影響とその規定因に関する研究」『都市計画論文集』42 (3) : 13-18.
- 谷口吉光・堀田恭子・湯浅陽一, 2000, 「地域リサイクル・システムにおける自治会の役割—埼玉県与野市の事例をもとに」『環境社会学研究』6: 178-191.
- 鶴田康生, 1994, 「炭酸カルシウム配合のポリエチレン製ごみ袋—東京都の新しいゴミ処理システムをめぐる」『石膏と石灰』250: 195-201.
- 綿貫譲治, 1986, 「社会構造と価値対立」『日本人の選挙行動』東京大学出版会: 17-54.



宗教は文化活動を 支えるか？

SSP2015 調査データによる実証研究

Does Religion Encourage Cultural Activities?:
An Empirical Study Based on SSP2015 Survey Data

横井桃子 YOKOI, Momoko

名古屋大学大学院環境学研究科・助教

川端 亮 KAWABATA, Akira

大阪大学大学院人間科学研究科・教授

本稿は、日本における文化活動を促す要因として、属性、階層的要因、子どもの頃の親による文化的影響に、欧米の研究で検討されている宗教にかかわる変数を加えて検証したものである。重回帰分析をおこなった結果、属性、階層や親の変数と同様に「宗教的な心」変数も文化活動に有意にプラスの影響を及ぼすことが示された。

キーワード 宗教的な心、文化活動、子どもの頃の親の影響

1. はじめに

ピエール・ブルデューの文化資本や文化的再生産の理論は、社会階層や社会的不平等の調査研究に大きな影響を与えた理論の一つであろう (Bourdieu, 1979, 訳, 1990)。その理論は、文化消費研究の分野でも用いられ、調査データを分析することで検証されてきた。海外ではもちろんのこと日本においても、文化活動については1990年代に入ってから本格的な実証的研究が行われてきた。しかしながら、海外で注目されながら、日本の研究では取り扱われてこなかった要因がひとつ残っている。それが宗教に関する要因である。欧米では神を信じないことは悪とされ、宗教性と幸福や健康、ソーシャルキャピタルとのプラスの関連が実証的に研究されている。日本では宗教というと、カルトや多額の献金などよくないイメージが連想され、質問紙を用いた社会調査においては、宗教の変数が含まれて

いることがほとんどなく、宗教と他の変数の関連が十分に調べられてこなかった。

本稿は、日本における文化活動が、すでに実証されてきた属性、階層的要因と子どもの頃の親による文化的影響に加えて、これまであまり注目されてこなかった宗教によっても規定されることを明らかにするものである。

2. 先行研究

2-1 階層と文化資本と文化活動に関する研究

ブルデューの文化的再生産の理論の影響によって、日本においても文化資本と階層との関係、再生産との関係が研究されてきた (宮島, 1994)。それとともに日本でも文化的再生産の実証的な調査研究が行われてきた。片岡 (2000) は、1995年のSSM調査データから、高い学歴で、年齢が高く、女性であるほど、ハイカルチャーに参与する確率が高いことを示している。そして属性や

社会経済的地位をコントロールしても、子どもの頃からクラシック音楽や美術鑑賞などをたしなむ家庭に育った人、すなわち子ども時代に文化資本を獲得した人は、ハイカルチャーな文化活動をよく行うことを明らかにしている。

中井 (2011) は、2005年のSSM調査データを分析し、ハイカルチャー消費と階層との間に1995年と同じ傾向があることに加えて、ハイカルチャー消費活動の経験者率自体は1995年に比べ2005年で大きく減少していることを新たに明らかにした。

海外においては、文化消費研究の文脈において、特にハイカルチャー、高級文化活動に影響する要因を明らかにした研究が1970年代から数多くある。美術館に行く人の研究では、学歴の高いことが強い効果を発揮する。これは、アメリカだけでなく、イスラエル、イタリア、スウェーデン (Katz-Gerro, 2002)、ドイツ (Kirchberg, 1996; Katz-Gerro, 2002)、ロシア (Gaav and Potapova, 1996) などでも明らかにされている。またアメリカでは、学歴以外にも女性、高収入、専門職である人が美術館に行くことが示されている (DiMaggio, 1996)。またハイカルチャーを含む文化的消費全般をとらえたChaned. (2010) では、アメリカ、イギリス、フランス、チリ、ハンガリー、オランダのそれぞれの国について、学歴や収入、社会的地位において優位な人ほど文化的消費が活発であることが示されている。

2-2 宗教と文化活動に関する研究

海外で近年注目されているのが、宗教に関する変数である。宗教性 (religiosity) と呼ばれる分析に用いられる宗教に関する諸変数の中で、Greely (2000) とDiMaggio (1996) は教団所属の変数を宗教性としてとりあげ、同じ1993年にアメリカで実施されたGSS調査データを用いた分析を行った。両者の結果を合わせて考えると、アメリカでは宗派によって差があり、カトリックの信仰熱心な層が美術館やクラシックコンサ-

トなどのハイカルチャーといわれる文化活動をしている。Van Eijck (2011) は、2003~2004年のフランドル地方における文化活動調査の回答者2548名のデータを用いて、無神論的な人や宗教的でない人やカトリックに親和的な人のほうが、古典・形象美術に対して肯定的に評価する一方で、現代・抽象芸術に対する評価は無神論の人がもっとも高いことを明らかにした。

Katz-Gerro and Jaeger (2012) では、ISSP2007のデータを用いて、33カ国データを分析している。文化的消費の指標として、映画鑑賞やスポーツイベントなどの外で友人知人と楽しめるアクティブな文化活動意欲と、テレビや音楽の鑑賞、読書、工作などの家で一人で楽しむパッシブな文化活動意欲の2種類をその実施頻度で測定し、それぞれに学歴、社会経済的地位、宗教性がどの程度影響を及ぼすかを検討した。重回帰分析の結果、多くの国で教会出席率と文化的消費は正の関連があることが示されている。一方でキリスト教、ムスリム、ユダヤなどの教団や宗派への所属は、文化的消費との関連はあまりないことがわかった。

このように、これまで海外の文化資本の計量的な研究では、属性と社会経済的地位の効果が検証され、宗教性を考慮に入れた分析もいくつか行われてきたが、子どもの頃に獲得した文化資本にかかわる変数を入れた分析は行われていない。

2-3 日本における宗教性測定の問題

日本における文化資本の計量分析は、1995年と2005年のSSM調査において、文化資本、文化活動の変数が取り入れられ、それらの影響が検証されてきたことに特徴がある。一方で、日本では、文化活動や文化資本の研究に限らず、宗教の変数が質問紙に入ることはこれまでほとんどなかった。たとえ海外で教団所属や教会出席率などで測られる宗教性が影響していることが分かっているにもかかわらず日本では同じ項目は調査自体に取



り上げられなかったのである。

そうした中で横井・川端 (2013) では、「宗教的な心は大切であるか」と尋ねる質問文で日本人の宗教性を測り、2010年の全国調査データに基づいて、日本においても属性と社会経済的地位を表す変数をコントロールしても、宗教性が文化活動に影響を及ぼすことを明らかにしている。なぜ、直截的に「あなたは宗教を信じていますか」と尋ねずにこのような質問文を使うのであろうか。

日本で欧米のように「あなたは信仰している宗教がありますか」と尋ねても信じる人は1割程度であり¹⁾、「ふだんから、礼拝、お勤め、修行、布教など宗教的な行いをしている」²⁾人も1割程度である。これがそのまま日本人の宗教性を表すとすれば、日本人の宗教性は極めて低いということになる。しかしながらクリスマスや結婚式はともかく、初詣、墓参り、年忌のお参り、さまざまな祈願など、宗教と関係ないとは言いきれない行動は日本人にかなり多くみられる。盆やお彼岸などに定期的に墓参りする人は8割程度 (Manabe, 2010 : 63-66)、初詣に行く人は1億人とも推測されているが³⁾、それらの人たちが、まったく宗教性がないともいえないだろう (Roemer, 2009)。このようにキリスト教を中心とする欧米の宗教社会学が用いてきた、たとえば「あなたは信仰している宗教がありますか」という質問文では、日本人の宗教性は適切にとらえられない。

意識においてもワーディングを変えて、「宗教的な心は大切ですか」と尋ねれば、宗教をまったく否定する人以外、すなわち、2013年の日本人の国民性調査では67%の人⁴⁾が大切と答えるのである。このように、日本の宗教性は、所属という属性を測るのか、宗教にかかわる意識を測るか行動を測るのかによって結果が異なり、ワーディングによっても結果は大きく異なる。そこで、本稿では、キリスト教から見ればある意味で弱い宗教性、また慣習的な、素朴な宗教感情も含めてとらえられるという点で、「宗教的な心は

大切ですか」という質問文が日本人の宗教性をとらえるうえで、適切であると考えられる。

それでは、本稿で用いる「宗教的な心」とはどのようなものであるのだろうか。この変数は、統計数理研究所が5年ごとに行っている「日本人の国民性」調査において、第2回の1958年調査からずっと繰り返し用いられている質問文である。林知己夫 (1961 : 40) は、「宗教的な心」はたいせつであるかという質問を行ない、反宗教がどれくらいあるのかを明らかにしようとした」とその意図を明らかにしている。また林文 (2007 : 143) も「宗教という言葉に対して否定的でないことは確かである」という。そして、林文 (2010) では数量化Ⅲ類によって、信仰の有無と宗教的な心の回答の組み合わせ(「信仰あり」「信仰なし・心大切」「信仰なし・心大切でない」「信仰なし・その他」の4グループ)が、日本人の国民性調査の他の質問項目のなかのどこに位置づくかを示している。その結果、「信仰なし・心大切」のグループ、すなわち信仰はないが宗教的な心は大切という考えの人々は、宗教的な心が大切でないグループよりも信仰ありのグループに近いこと、また社会的にポジティブな考え方で近代的な考え方を示す項目の近くに位置することが明らかになった。それに加えて年齢の効果を調整して一つ一つ他の項目との関連を分析し、「日本においては、信仰のありなしよりも、宗教的な心を大切と思うか思わない、が、西欧における信仰のありなしと同じような働きをしていると言えそうである」(林, 2010 : 53) と結論付けている。

横井・川端 (2013) では、宗教的な心で測られた日本人の宗教性が高い人は、ボランティアや利他的行動、投票行動、ハイカルチャーな文化活動を行う傾向にあることが示されており、これは上記の林が述べたとおり、宗教的な心が社会的にポジティブな考え方であり、西欧における信仰ありと同じような働きをしていることが、日本人の国民性調査以外の全国調査データで示された結果といえるだろう。以上のことから、日

本において、欧米の信仰の有無のような宗教性が用いられる研究と同じような研究を試みる場合、少なくとも単一の質問文で日本の宗教性を測ろうとするときには、「宗教的な心は大切である」という変数を使うことは、きわめて有効である。これらの知見にしたがって、文化活動と宗教性の関連をみる本稿でも、宗教性の変数として「宗教的な心」の変数を使う。

しかしながら、横井・川端 (2013) では、文化資本に関する変数が考慮されていない。子どもの頃からの家庭環境の要因の中に宗教の影響も含まれている可能性があり、もしそうであれば、家庭環境の要因をコントロールすると、宗教性の効果がなくなるはずである。

日本においても宗教性は、属性、地位や子どものころの家庭環境にかかわらず、それ自体が文化活動を促進する要因となりうるのだろうか。本稿では、主要な地位や属性の変数、親の影響、宗教性の要因を同時に入れて分析し、それらの要因が文化活動に影響するかを検討する。これら4つの要因を同時に考慮し、お互いの影響をコントロールした分析は、欧米でも日本でも行われてないため、本稿の分析には横井・川端 (2013) とは異なる価値がある。

2-4 宗教が要因となるメカニズム

なぜ、宗教 (性) が文化活動に影響を及ぼすのであろうか。先行研究において、宗教 (性) が影響を及ぼす理由がさまざまに述べられているのだが、実際に検証している研究はあまりない。本節では、その中から根拠となりそうな仮説をいくつか提示しておこう。

2-4-1 文化資本獲得機会の提供

Smith (2003) は、宗教が生活の様々な点でポジティブに働く理由について理論的に検討した。その中で、(アメリカの) 宗教は (若者に) 文化資本を獲得できる機会を提供し、文化資本は Bourdieu (1979) のいうように人々の生活機会を向上させるので、測定された宗教性は幸福感

にポジティブに働くという。聖書をはじめ教典を読むことは西洋の歴史的知的伝統を身につけさせ、礼拝や儀礼においてはコーラス、楽器の演奏などの音楽的要素に触れる機会がある。こうした宗教の教育機能によって文化資本を身につけたものは、より広い範囲の人々と接触し、うまく立ち振る舞い、うまく会話することができる。

Iannaccone (1990) は、人的資本論になぞらえて、宗教的人的資本 (religious human capital) を考え、それがさまざまな宗教的な実践により宗教的な満足を導くとしている。家庭内で個人の宗教的な能力と経験が養われ、同信の友人やさらなる宗教的知識を得ることができる。それらの人との付き合いや宗教的知識の学習などに時間を投資することによって、宗教的な儀礼や空間で過ごして満足するようになる。このように、宗教性が幸福感や満足感にポジティブな影響を及ぼしている媒介変数として、宗教がもたらす文化資本が考えられている。

これらの先行研究から、宗教に親しみを持つことが文化的素養を育み、文化資本の獲得につながり、文化活動を行うという仮説を考えることができる。

2-4-2 文化コーポレート仮説と

宗教教団の紐帯仮説

DiMaggio and Useem (1982) において、コーポレート仮説が提唱されている。これは、企業団体 (コーポレート) が特定の文化活動を奨励したり、文化を生み出したりしているという仮説である⁵⁾。本研究は、コーポレート仮説を援用し、宗教団体こそ文化事業を後援する主体であると考えた。なぜならば、宗教性が高く、宗教教団に所属している者は、宗教教団が関連の美術館を訪問したり⁶⁾、教団が開催する音楽会や芸術の鑑賞会に参加したりすることがある⁷⁾。また、宗教教団内での信者同士の紐帯によって、宗教分野以外での活動への参加がもたらされ、その結果、文化的消費・文化活動への参加につながるという社会的ネットワークの効果も考えられる。



こうした仮説に基づいて、本研究では宗教教団の効果を検討する。しかしながら、本研究で用いるデータには、宗教団体所属の変数が存在しないため、創価学会が支援する公明党への支持を、宗教団体への所属とみなして検討することとした。

以上に見てきたように、先行研究では、属性に加えて、社会階層、文化的再生産、宗教という4つの領域のいくつかを含めた分析が行なわれてきた。本研究では4つの領域すべてを扱い、属性と本人の社会的地位、子どもの頃の家庭の影響をコントロールしたうえでなお、海外で検証されてきた宗教性の効果が、日本においても見られるかどうかを検証する。

検証する仮説は以下の4つである。

- 仮説1：女性であること、年齢が高いことが、文化活動を促進する。
- 仮説2：高学歴、高所得であることが、文化活動を促進する。
- 仮説3：親の学歴が高いこと、子どもの頃の文化財の所持が文化活動を促進する。
- 仮説4：宗教性の高さは文化活動を促進する。

3. データと方法

データは、2015年階層と社会意識全国調査(2015年第1回SSP調査)である。この調査は層化3段抽出法によって選ばれた全国の20~64歳の男女を対象に、2015年1~6月にCAPI[®]による訪問面接法で実施された。計画サンプル9000のうち、有効回収3575サンプル、有効回収率43.0%であった。分析対象は、分析に用いるすべての変数に回答した2503名とする。

従属変数にあたる文化活動については、4つの項目を最尤法による因子分析をおこない、「文化活動因子」を抽出し、因子得点を従属変数とした。表1に文化活動4項目の記述統計量、表2では文化活動の因子分析の結果を示している。

表3に分析に用いる独立変数の記述統計量を示す。属性変数として、性別(女性ダミー)、年齢、社会経済的地位変数として学歴3分類(初等・中等・高等教育)、婚姻状態3分類(有配偶・未婚・離死別)、職業4分類(上層ホワイトカラー・下層ホワイトカラー・ブルーカラー・農業)、無職学生ダミー、世帯収入等価所得、都市規模2分類(人口20万以上・人口20万以下)を投入した。さら

表1 文化活動4項目の記述統計

	男性 N=1184		女性 N=1319		全体 N=2503	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
問3a クラシック音楽の音楽会・コンサートへ行く	1.981	1.028	2.429	1.117	2.217	1.099
問3b 美術展や博物館に行く	2.584	1.016	2.798	1.023	2.697	1.025
問3c 小説や歴史の本を読む	2.685	1.354	2.788	1.326	2.739	1.340
問3d 図書館に行く	2.144	1.240	2.431	1.276	2.295	1.267

表2 文化活動4項目の因子分析

	因子	共通性
問3b 美術展や博物館に行く	.774	.600
問3c 小説や歴史の本を読む	.586	.344
問3a クラシック音楽の音楽会・コンサートへ行く	.571	.326
問3d 図書館に行く	.522	.272
寄与率(%)	38.547	

Note:最尤法による。

表3 分析に用いた変数の記述統計

	男性 N=1184		女性 N=1319		全体 N=2503	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
性別(女性)	—	—	—	—	.527	.499
年齢	45.18	11.970	45.16	11.993	45.17	11.980
初等教育	.056	.230	.042	.202	.049	.215
中等教育	.457	.498	.536	.499	.499	.500
高等教育	.487	.500	.422	.494	.453	.498
有配偶	.702	.458	.744	.437	.724	.447
未婚	.246	.431	.164	.370	.203	.402
離死別	.052	.223	.092	.290	.074	.261
上層ホワイト	.262	.440	.208	.406	.233	.423
下層ホワイト	.303	.460	.324	.468	.314	.464
ブルーカラー	.329	.470	.196	.397	.258	.438
農業	.022	.147	.019	.136	.020	.141
無職学生	.084	.278	.253	.435	.173	.379
等価所得	407.855	321.822	355.032	322.599	380.019	323.246
都市規模	.504	.500	.497	.500	.501	.500
父初等教育	.334	.472	.315	.465	.324	.468
父中等教育	.404	.491	.414	.493	.409	.492
父高等教育	.263	.440	.271	.444	.267	.442
母初等教育	.322	.467	.309	.462	.315	.465
母中等教育	.463	.499	.471	.499	.467	.499
母高等教育	.215	.411	.220	.414	.218	.413
15歳時ピアノ	.19	.394	.35	.478	.28	.448
15歳時文学全集・図鑑	.64	.480	.67	.471	.66	.475
15歳時美術品・骨董品	.17	.376	.22	.417	.20	.399
「宗教的な心」は大切	2.950	1.143	3.033	1.062	2.994	1.102
公明党支持	.040	.195	.063	.243	.052	.222

に親の影響の変数として父親学歴3分類(初等・中等・高等教育),母親学歴3分類(初等・中等・高等教育),子どもの頃の文化資本として15歳時のピアノの所有,15歳時の文学全集・図鑑の所有,15歳時の美術品・骨董品の所有を投入する。宗教の変数として,「『宗教的な心』というものは大切だと思う」(1:そう思わない~5:そう思う)という宗教意識(本稿での宗教性),および公明党支持ダミーを投入した。

4. 結果

表4は,文化活動因子を従属変数とした重回帰分析の結果を全体および男女別で示したものである。まず,全体のモデルを見てみると,女性であること,年齢と学歴が高いこと,未婚あるいは有配偶,(農業を基準としたときの)農業以外の

すべての職業および無職学生,所得が高いこと,都市居住が文化活動を促進している。また父親と母親の学歴が高いこと,15歳時の文学全集・図鑑,美術品・骨董品の所持が文化活動にプラスの影響を及ぼしていた。宗教要因としては,「宗教的な心」を大切だと思う人ほど文化活動をおこなっているが,公明党を支持は文化活動に有意な効果がなかった。ここで着目したいのは,「宗教的な心」変数の標準化偏回帰係数の値が.121とやや高い値を示していることである。学歴や職業と比較すればその値は低い,等価所得.095よりは高く,その効果の強さがうかがえる。

文化活動の規定要因は,男女でその構造が異なっているので(片岡,1998a),男女別に重回帰分析をおこなった。結果をみてみると,調整済み決定係数は,男性で.257,女性で.239であり,女性よりも男性のほうで値が少し高かった。



表4 文化活動因子の重回帰分析

	全体 N=2503		男性 N=1184		女性 N=1319	
	b	β	b	β	b	β
(定数)	-1.548	***	-1.486	***	-1.333	***
性別(女性)	.256	.151 ***	—	—	—	—
年齢	.007	.101 ***	.003	.042	.012	.168 ***
初等教育	-.303	-.077 ***	-.292	-.081 **	-.317	-.076 **
高等教育 (基準:中等教育)	.368	.217 ***	.303	.183 ***	.420	.247 ***
有配偶	-.034	-.018	.088	.048	-.208	-.108 ***
離死別 (基準:未婚)	-.217	-.067 **	-.167	-.045	-.339	-.117 ***
上層ホワイト	.584	.293 ***	.594	.315 ***	.557	.269 ***
下層ホワイト	.477	.263 ***	.466	.259 **	.488	.272 **
ブルーカラー	.286	.149 **	.294	.166 *	.255	.121
無職学生 (基準:農業)	.430	.193 ***	.354	.119 *	.470	.244 **
等価所得	.000	.095 ***	.000	.113 ***	.000	.083 **
都市規模	.092	.055 **	.094	.057 *	.097	.058 *
父初等教育	-.061	-.034	-.053	-.030	-.058	-.032
父高等教育 (基準:父中等教育)	.118	.062 **	.125	.067 *	.113	.060
母初等教育	.003	.001	.017	.010	-.005	-.003
母高等教育 (基準:母中等教育)	.090	.044 *	.147	.073 *	.045	.022
15歳時ピアノ	.035	.018	-.048	-.023	.096	.055
15歳時文学全集・図鑑	.146	.082 ***	.141	.082 **	.144	.081 **
15歳時美術品・骨董品	.143	.068 ***	.196	.089 ***	.101	.050 *
宗教的な心	.092	.121 ***	.108	.148 ***	.079	.099 ***
公明党支持	-.063	-.017	-.047	-.011	-.065	-.019
AR2		.260 ***		.257 ***		.239 ***

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

男女間の違いに着目してみると、男性では年齢と婚姻状態の効果が見られない一方、女性では親の学歴の効果が見られない。男女いずれも公明党支持の効果はないが、「宗教的な心」は男女とも有意で、男性では標準化偏回帰係数.148とやや高い値を示している。

さらなる分析として、表4で示したモデルに「宗教的な心」と等価所得の交互作用項と、「宗教的な心」と子どもの頃の親の影響(父親学歴3分類, 母親学歴3分類, 15歳時のピアノ/文学全集・図鑑/美術品・骨董品の所有)の交互作用項を加えたモデルでの重回帰分析を全体・男女別のそれぞれでおこなった(表は割愛)。まず、「宗教的な心」と等価所得に関しては、全体と男性のモデルでは、いずれの主効果も有意ではなく、

また交互作用項も有意ではない。しかし、女性のモデルでは、等価所得と「宗教的な心」の両方の主効果は消え、等価所得×「宗教的な心」の交互作用項が有意に正の効果を示した(偏回帰係数.000, 標準化偏回帰係数.138, 5%水準で有意)。

「宗教的な心」と子どもの頃の親の影響では、女性のモデルにおいて、父初等教育×「宗教的な心」の交互作用項を投入すると、「宗教的な心」の主効果は消え、父初等教育にマイナスの主効果(偏回帰係数-.423, 標準化偏回帰係数-.234, 5%水準で有意)が現れ、父初等教育×「宗教的な心」の交互作用項がプラスで有意になった(偏回帰係数.116, 標準化偏回帰係数.218, 5%水準で有意)。

5. 考察・議論

本稿では、属性、社会経済的地位、親の学歴や子どもの頃の家庭環境、宗教という4つの領域の変数を同時に投入し、コントロールしてもなお、それぞれの変数が文化活動を規定しているかを検証した。その結果、属性(性別、年齢)と社会経済的地位(学歴、職業、所得)や都市規模が有意に文化活動に影響を及ぼし、また親の学歴、15歳時の文学全集・図鑑、美術品・骨董品の所持も影響を及ぼしていることが分かった。そして宗教変数に関しては、「宗教的な心」という、キリスト教から見ればある意味で緩やかな宗教性が、日本では文化活動に正の効果をもっていた。したがって、仮説1,2,3,4は、他の変数をコントロールしてもすべて支持された。

注目すべきは以下の2点である。

第一に、「宗教的な心」と所得との交互作用項を投入した結果、女性のみにおいて、(世帯収入)等価所得と「宗教的な心」のそれぞれの主効果が消え、交互作用項が有意になった。つまり、女性にとっては「宗教的な心」があっても世帯の所得が多くなければ、また逆に世帯の所得があっても「宗教的な心」がなければ文化活動が行われないということである。女性の場合は「宗教的な心」が文化活動に結び付くとしても、例えば美術館の入館料が払えないなどの制約があると当然文化的な活動は行えない。そのような世帯の経済的制限は、男性ではなく、女性に大きく働くからであろう。また、所得が高いだけでは文化活動は促進されない。宗教的な心を大切だと思ふことではじめて、文化活動をおこなうようになる、と説明できる。

第二に、「宗教的な心」と父初等教育との交互作用項を投入した結果、女性のみにおいて、父初等教育にマイナスの主効果が現れ、交互作用項がプラスで有意になることが明らかになった。本稿では、親の学歴は文化資本の代理変数であり、

父母の学歴の低さは文化資本の低さを表していると考えているので、父の学歴の低さが文化活動には結びつかない主効果として現れる(-.234)のは、仮説に沿った結果である。また、親の学歴が高く、宗教的な心も大切だと思ふという交互作用がプラスに働くのはそれほど不思議ではないが、父の学歴が低くても宗教的な心を大切だと思っている女性は文化活動が活発だといえるのは、不思議な結果である。

以上の2点の結果を総合して考えると、男性の場合は、宗教性、所得、子どもの頃の家庭の文化資本は、独立して現在の文化活動に影響しており、交互作用効果は見られない。それに対して女性の場合は、交互作用効果がみられる。つまり男性とは異なり、宗教性と社会的地位や文化資本の一部が関連しあって文化活動を規定しているのである。子どもの頃の家庭環境による文化資本と現在の宗教性が独立して文化活動に効果を及ぼすかどうかについては、日本でも欧米でもこれまでの実証的研究例はない。文化資本が宗教性を養い、文化活動を導くならば、文化資本の変数と宗教性の変数は、別々に投入すれば効果があるが、同時に投入すれば、宗教性の効果はなくなるはずである。交互作用項を考へない場合は、表4の結果から宗教性と文化資本は独立に文化活動に効果を与えているということが出来る。これが、本稿が明らかにしたことである。しかしさらに踏み込んで交互作用項を考へると、女性の場合には、単純な主効果だけでなく、交互作用の効果もあった。この理由は、未知の媒介要因などがあるためか、十分な解釈ができなかった。文化資本と宗教性を同時に考慮に入れたさらなる研究が必要とされ、とくに女性を対象とする研究が期待される。

最後に、これまで日本のデータではあまり取り上げられてこなかった宗教性が文化資本に影響を与えるメカニズムについて検討しておきたい。先行研究におけるコーポレイト仮説と宗教教団の紐帯仮説を検証しようと試みた。創価学会な



ど少なくとも一部の教団の実際の活動から判断すれば、コーポレート仮説は成立していると思われるが、本稿の分析結果からは、宗教団体の有意な効果は見られなかった。今回用いたSSP調査データにおいては、調査設計の制約で、信仰の有無や信仰する宗教名などの質問項目はなく、公明党支持を代替の変数として用いた。しかしこれはあくまでも支持政党を測定しているのであって、直接的な教団所属を問うておらず、正しく測定されていないためと推測できる⁹⁾。また、いかに巨大な創価学会といえども全人口に占める割合は大きくなく、日本全国を母集団とする計量分析で創価学会の効果を明らかにすることは困難なためでもあろう。

データの分析結果から、宗教と文化活動の関連は明らかになったが、その関連のメカニズムについては明確な説明を提供することはできない。Katz-Gerro and Jaeger (2012) は、宗教的な人はその性格が活発で行動的な人であり、それゆえ教会出席率も高く、文化的なものへの参加も頻繁になる、という説明をおこなっている。この仮説を検証するためには、心理学的研究にもとづいたパーソナリティ測定などのさらなる調査と分析も必要になってくるだろう。また、日本の新宗教においても、美術館を所有する世界救世教や神慈秀明会の祖といえる大本教の教祖の一人である出口王仁三郎は、美術と宗教は一對の切り離せないもので、両者は補完しながら、人が絶対者との一体化を助ける役割を果たすといっている。宗教と美術はもちろん同じものではないが、美術は視覚や聴覚などで単純にとらえられない霊的世界や神へ通じる経路として役立つという (Stalker, 2012 : 332-333)。宗教と美術、文化活動との関連の深さは、教団レベルでは欧米でも日本でも指摘されているのである。

しかしながら、今回用いた宗教 (性) 尺度の機

能については欧米と日本とで異なる点もある。2-3節で林 (2010) は、分析結果から、「宗教的な心」は社会的にポジティブな考え方であり、西欧における信仰ありと同じような働きをしていると述べている。日本では、「宗教的な心は大切である」という宗教を否定しない心が、欧米の宗教を信じる場合と同じく、文化活動につながっていく。欧米の宗教を信じることと日本の宗教を否定しない心は、同等に文化的な境界を示す役割を果たしていると考えられるが、欧米の宗教を信じるか信じないかは、基本的には教団や教派への所属であり、性別やエスニシティほどではないにしても、学歴などと同等かそれ以上に周りから見てわかるものである。欧米においては、宗教 (性) はかなり顕在的にとらえることが可能であるが、日本の宗教を否定しない心は、他人からはほとんど見えない意識である点は異なるといえるだろう。つまり、「宗教的な心」は欧米ほど外から見てわかる明瞭な境界線であったり、テイストであるとはいえないかもしれない。

今回の分析結果からは、宗教性変数の中でも「宗教的な心」が文化活動にプラスの影響を及ぼすことが明らかになった。日本の文化活動において「宗教的な心」の効果を明らかにしたことは本稿の貢献である。しかし、交互作用の問題など、特に女性の結果に解明されるべき課題が残っている。欧米の宗教性と文化活動の研究を参考に、日本でも宗教性を分析に入れた文化活動の研究がさらに必要であろう。

付記

本研究はJSPS科研費16H02045の助成を受けて、SSPプロジェクト (<http://ssp.hus.osaka-u.ac.jp/>) の一環として行われたものである。SSP2015データの使用にあたってはSSPプロジェクトの許可を得た。

注

- 1) この質問文は日本の大規模な調査の一つであるJGSS調査で用いられている質問文であり、2015年の調査では、有効回答者2059人中192人が「ある」と回答している。<http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/table/DORL.html> (2019年7月5日取得) から閲覧できる。
- 2) NHK放送世論調査研究所が1973年から5年ごとに行っている「日本人の意識調査」で用いられている質問文。2013年調査では11.4%であった。
- 3) 初詣の人数は把握しにくいいため、近年は警察も神社本庁もその数字を発表していないが、たとえば平成9年度の警察白書では、8766万人という数字があげられていた。(<http://www.npa.go.jp/hakusyo/h09/h090700.html>, 2019年7月5日取得)
- 4) http://www.ism.ac.jp/kokuminsei/table/data/html/ss3/3_2b/3_2b_all.htm (2019年7月5日取得) 参照。
- 5) 片岡 (1998b) は勤める企業の規模や文化産業に属しているかどうかを独立変数にして、この仮説を検証している。その結果、ハイカルチャーに対しては、企業規模の効果はなく、文化産業に就いていることが影響を及ぼすことを示している。
- 6) たとえば、東京富士美術館は創価学会、MOA美術館は世界救世教、MIHO美術館は神慈秀明会によって創立、運営され、仏教系大学である龍谷大学が運営する龍谷ミュージアム(京都市)は、浄土真宗本願寺派本山・本願寺の目の前に建てられている。
- 7) 東京国際音楽コンクール〈指揮〉を主催する民主音楽協会は創価学会が、東京芸術財団の設立には、ワールドメイトの深見東州が関わっている。
- 8) コンピュータを用いた個別聴取面接法(CAPI: Computer-Assisted Personal Interview) のことで、SSP調査では紙の質問票を用いず、タブレットを採用している。
- 9) 第24回参議院議員通常選挙結果において、比例代表における公明党の得票数はおよそ750万票である (http://www.soumu.go.jp/senkyo/senkyo_s/data/sangiin24/index.html (2019年7月5日取得) より)。創価学会の信仰者数の信頼ある統計は存在しないが、全国規模の調査で教団所属を尋ねた場合に創価学会と答える割合は3%程度である。

文献

- Bourdieu, P., 1979, *La Distinction: Critique Social du Jugement*. Editions de Minuit. (石井洋二郎訳, 1990, 『ディスタンクシオン: 社会的判断力批判』I・II 藤原書店.)
- Chan, Tak Wing ed., 2010, *Social Status and Cultural Consumption*. Cambridge: Cambridge University Press.
- DiMaggio, Paul, 1996, "Are art-museum visitors different from other people? The relationship between attendance and social and political attitudes in the United States", *Poetics*, 24(2-4): 161-180.
- DiMaggio, Paul and Michael Useem, 1982, "The Arts in Class Reproduction". In Michael W. Apple (ed.), *Cultural and Economic Reproduction in Education: Essays on Class, Ideology and the State*, London: Routledge & Kegan Paul: 181-201.
- Gaav, Ludmila E. and Marina V. Potapova, 1996, "New audiences for new art: The public at the avant-garde exhibitions at the State Russian Museum", *Poetics* 24(2-4): 131-159.
- Greeley, A., 2000, *The Catholic Imagination*, Berkley: University of California Press.
- 林文, 2007, 「社会調査から見る宗教・素朴な宗教的感情と死生観」『死生学年報』3: 129-154.
- , 2010, 「現代日本人にとっての信仰の有無と宗教的な心——日本人の国民性調査と国際比較調査から」『統計数理』58 (1): 39-59.
- 林知己夫, 1961, 「国民性と質問項目の設定」統計数理研究所国民性調査委員会『日本人の国民性』至誠堂.
- Iannaccone, Laurence R., 1990, "Religious Practice: A Human Capital Approach", *Journal for the Scientific Study of Religion* 29(3): 297-314.
- 片岡栄美, 1998a, 「文化の構造と文化消費者の社会的特性——文化活動の諸類型と社会的階層の対応関係を中心に」片岡栄美編『1995年SSM調査シリーズ18 文化と社会階層』1995年SSM調査研究会, 87-112.
- , 1998b, 「現代日本の文化的消費にみる象徴的境界——エリートからコーポレート優位へ」



- 片岡栄美編『1995年SSM調査シリーズ18 文化と社会階層』1995年SSM調査研究会, 15-44.
- , 2000, 「文化的寛容性と象徴的境界—現代の文化資本と階層再生産」今田高俊編『日本の階層システム5 社会階層のポストモダン』東京大学出版会, 181-220.
- Katz-Gerro, Tally, 2002, “Highbrow Cultural Consumption and Class Distinction in Italy, Israel, West Germany, Sweden, and the United States”, *Social Forces* 81(1): 207-229.
- Katz-Gerro, Tally and Mads M. Jaeger, 2012, “Religion, Religiosity, and Cultural Stratification: Theoretical Links and Empirical Evidence”. In Lisa A. Keister, John McCarthy and Roger Finke (eds.), *Religion, Work and Inequality* 23, Bingley: Emerald Group Publishing Limited, 337-366.
- Kirchberg, Volker, 1996, “Museum visitors and non-visitors in Germany: A representative survey”, *Poetics* 24(2-4): 239-258.
- 宮島喬, 1994, 『文化的再生産の社会学—ブルデュー理論からの展開』, 藤原書店.
- Manabe, Kazufumi, 2010, “The structure of religiosity: A cross-national comparison of Japan and Germany”, 『法学研究』83 (2): 57-103.
- 中井美樹, 2011, 「消費からみるライフスタイル格差の諸相」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の社会階層1 格差と多様性』東京大学出版会, 221-236.
- Roemer, Michael, 2009, “Religious affiliation in Contemporary Japan: Untangling the enigma”, *Review of Religious Research* 50(3): 298-320.
- Smith, Christian, 2003, “Theorizing Religious Effects Among American Adolescents”, *Journal for the Scientific Study of Religion* 42(1): 17-30.
- Stalker, Nancy, 2012, “Art and the New Religions: From Deguchi Onisaburo to the Miho Museum”, in Lucia Dolce ed. *Japanese Religions Vol. 3. The Practice of Religion*, London: Sage, 331-344.
- Van Eijck, Koen, 2012, “The Impact of Religious Identity and Social Orientations on Visual Arts Appreciation”, *European Sociological Review* 28(3): 394-407.
- 横井桃子・川端亮, 2013, 「宗教性の測定—国際比較研究を目指して」『宗教と社会』19: 79-95.