

日本における争点態度の構造

—— PIAS 調査のデータを用いた分析 ——

池 田 裕

1 問題の所在

本稿の目的は、さまざまな政策争点に対する態度がどのように互いに関連しているかを理解することである。有権者は、さまざまな理由で、政府の政策に賛成したり反対したりする。世論研究において、こうした政策争点に対する態度は「争点態度」と呼ばれる。争点態度の構造に関する研究は、異なる政策争点に対して、有権者がどの程度まで一貫した態度を取るのかを検討してきた (Dolezal et al. 2013; Judd and Milburn 1980; Luttbeg 1968; Stimson 1975)。一方の政策の支持者が、他方の政策の支持者でもあるなら、二つの政策についての意見は互いによく相関する。そのような場合には、一方の政策についての意見を知ることによって、他方の政策についての意見を予測することができる。それゆえに、争点態度の一貫性を明らかにすることは、有権者のあいだの政治的対立を要約するのに役立つ。

たとえば、現代日本政治の重要な争点として、憲法改正と集団的自衛権が挙げられる。言うまでもなく、この二つは質的に異なる争点である。しかし、理論的には、この二つの争点に対する態度は互いによく相関すると期待される。具体的には、憲法改正に好意的な人ほど、集団的自衛権の行使の容認を支持する可能性が高い。なぜなら、憲法改正と集団的自衛権に対する態度の背後に、法的安定性に関する理解や、タカ派的外交政策への選好などが存在すると考えられるからである。実際に、異なる政策争点に対する態度のあいだに相関があれば、それはこうした基底次元の存在によって説明される。

他方で、憲法改正の支持者が、保育サービスの支持者であるかどうかは自明でない。集団的自衛権と同様に、保育サービスは現代日本政治の重要な争点である。しかし、集団的自衛権と異なり、保育サービスは憲法改正と政策分野を共有しない。それゆえに、憲法改正と保育サービスに対する態度の背後に、共通の基底次元が存在すると予測するのは難しい。日本の有権者にとって、憲法改正を支持するかどうかと保育サービスの充実を支持

するかどうかは別問題である可能性が高い。

実際に、経験的分析の結果は、有権者が政策分野ごとに一貫した態度を取る一方で、政策分野の点で異なる争点を区別することを示している (Fleishman 1988; Knoke 1979; Moskowitz and Jenkins 2004; Peffley and Hurwitz 1985)。他方で、日本では、争点態度の一貫性が経時的に低下したことが知られている (平野 2007, 2015; 蒲島・竹中 1996, 2012)。すなわち、古いデータが特定の項目のあいだに強い相関があることを示すからといって、新しいデータも同じ結果を示すとは限らない。加えて、さまざまな政策争点の重要性は時代によって異なる。現代日本の有権者が一貫した態度を取るかどうかを明らかにするためには、先行研究と同じ項目のみならず、既存の調査に含まれていない新しい項目を検討する必要がある。

こうした状況を踏まえて、本稿は、現代日本において重要だと考えられる 11 項目の政策争点に対する態度を検討する。ここでいう 11 項目とは、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社・尖閣諸島・道德教育・生活保護・女性管理職・保育サービス・夫婦別姓・同性結婚である。ここには、先行研究と同じ項目に加えて、保育サービスのような最近の重要な争点に関する項目が含まれている。もとより、本稿は現代日本政治の争点が 11 項目に限られると主張するわけではない。後述のとおり、争点態度研究の結果は選択された争点に依存する。重要なのは、あらゆる政策争点に対する態度を測定することではなく、現代日本政治の典型的争点に対する態度の構造を明らかにすることである。

本稿の構成は以下のとおりである。次節において、争点態度の構造に関する先行研究を検討する。加えて、争点態度の背後にある基底次元に関して、本稿の理論的主張を展開する。続いて、データと方法を提示したうえで、確証的因子分析と構造方程式モデリングの結果を示す。最後に、主要な知見を要約し、今後の研究についての含意を議論する。

2 先行研究の検討

前述のとおり、争点態度の構造に関する研究は、異なる政策争点に対して、有権者がどの程度まで一貫した態度を取るのかを検討してきた。こうした争点態度の経験的分析は、さまざまな政策争点に対する態度のあいだの相関に基づいている。しかし、単純な相関分析は、単一質問への回答が、ほかの単一質問への回答と関連する程度を示すことしかできない。それゆえに、さまざまな政策争点に対する態度のあいだの相関を説明するために、多くの研究は因子分析を適用してきた。因子分析は、争点態度の背後にある基底次元のような、理論的構成概念の存在を検証することができる。こうした因子分析の有効性は、

争点態度研究では早くから知られていた。たとえば、Norman R. Luttbeg は、探索的因子分析を用いて、10 項目の地方政治の争点に対する態度が五つの次元を構成することを示している (Luttbeg 1968)。

その後の研究も、確証的因子分析を用いて、有権者の争点態度に無視できない一貫性があることを示している。しかし、発見される次元の数は、研究によって大きく異なる。たとえば、Charles M. Judd and Michael A. Milburn は、単一因子が5 項目のあいだの相関を十分に説明することを示している (Judd and Milburn 1980)。他方で、John A. Fleishman は、「経済的福祉」と「個人の自由」の二つの次元が存在し、これらはほとんど相関しないと主張している (Fleishman 1988)。Stanley Feldman and Christopher Johnston は、7 項目の争点態度が経済的次元と社会的次元を構成することに加えて、この二つのあいだに弱い相関があることを示している (Feldman and Johnston 2014)。

ほかの研究は、より多くの次元の存在を主張する。David Knoke によれば、経済的争点・社会的争点・人種的争点に対する態度は、三つの異なる次元を構成する (Knoke 1979)。Adam N. Moskowitz and J. Craig Jenkins は、複数のモデルを比較することによって、経済的次元・社会的次元・人種的次元のあいだに、かなりの相関があることを示している (Moskowitz and Jenkins 2004)。他方で、Mark A. Peffley and Jon Hurwitz は、経済的次元・社会的次元・人種的次元が存在するのみならず、外交政策に対する態度も単一の次元を構成すると主張している (Peffley and Hurwitz 1985)。

因子分析を用いた先行研究の結果がまちまちであるのは、一つには選択された争点が研究によって大きく異なるからである。James A. Stimson が指摘するように、発見される次元の数は、選択された争点の数と内容の関数である (Stimson 1975)。たとえば、人種的争点に対する態度が測定されていなければ、因子分析の結果として、人種的次元が出現しないのは当然である。すなわち、所与の政策分野に対応する次元が発見されるのは、当該分野に関する項目が分析に投入されたからである。裏を返せば、特定の数の次元が存在するという知見は、未知の次元が存在する可能性を否定しない。それゆえに、争点態度の構造に関する研究は高度に探索的であり、発見される次元の数に関する決定的結論を得るのは難しい。

しかし、争点態度研究において、発見される次元の数は依然として重要な経験的問題である。とりわけ、日本における争点態度の構造に関する研究は、新しいデータほど多くの次元を持つことを示すことによって、争点態度の一貫性が経時的に低下したと主張している (平野 2007, 2015; 蒲島・竹中 1996, 2012)。前述のとおり、あらゆる政策争点に対する態度を測定することはできないかもしれないが、現代日本政治の典型的争点に対する態度

の構造を明らかにすることはできる。最近の重要な争点に対する態度を検討することは、現代日本における争点態度の構造のよりよい理解をもたらすとともに、先行研究の知見の頑健性を評価するのに役立つと期待される。

ほかの国の場合と同様に、日本における争点態度の構造も一次元的ではなく、多次元的であるというのが通説となっている。とりわけ、最も重要な基底次元として、「旧体制と安全保障」と「参加と平等」の二つの次元が存在すると考えられている。蒲島郁夫・竹中佳彦によれば、「旧体制と安全保障」は1960年代の日本の政治的対立を特徴づける次元であり、「参加と平等」は1970年代の日本の政治的対立を特徴づける次元である。「旧体制と安全保障」の次元は、1960年代のデータによって最初に発見され、1970年代と1980年代のデータによっても再現される。「参加と平等」の次元は、1970年代のデータによって最初に発見され、1980年代のデータによっても再現される（蒲島・竹中1996）。

ここでいう「参加と平等」とは、労働者の発言権や社会福祉の充実に関する項目で構成される次元を指す。実質的には、これは社会経済的次元とみなすことができる。他方で、「旧体制と安全保障」の次元は、前述のタカ派的外交政策への選好に相当すると考えられる。この二つの次元は、外交政策・経済政策・社会政策といった、広範な政策分野に関する項目に影響する。それゆえに、現代日本における争点態度の構造も、この二つの次元によって十分に表現されるかもしれない。具体的には、争点態度の2因子モデルがデータによく適合するなら、この主張は経験的に支持される。

他方で、実際には、より多くの次元が存在するかもしれない。平野浩は、11項目の争点態度が、1980年代には「安全保障」、「参加と平等」、「ネオリベラル」という三つの次元を構成する一方で、1990年代には「安全保障」、「参加」、「平等」、「ネオリベラル」という四つの次元を構成することを示している。観察された因子数の増加は、「参加と平等」に関する項目が、古いデータでは単一の次元を構成する一方で、新しいデータでは二つの異なる次元を構成することを反映している（平野2007）。その後の研究において、平野は、2009年のデータを用いても、「安全保障」、「参加」、「平等」、「ネオリベラル」という四つの次元が発見されると報告している（平野2015）。この結果は、前述の2因子モデルが経験的世界の現実と異なることを示唆している。

こうした日本の争点態度研究には、少なくとも二つの方法論的課題が存在する。第一に、日本の争点態度研究は、因子分析におけるモデルの適合度を検討してこなかった。指定されたモデルがデータにうまく適合しないなら、そのモデルが争点態度の構造を十分に表現しているとは考えにくい。争点態度の背後にある基底次元の数を正確に測定するためには、因子数が異なる複数のモデルを指定し、それぞれのモデルの適合度を絶対的にも相対

的にも評価する必要がある。

第二に、日本の争点態度研究は、因子間相関の重要性を過小評価してきた。例外的に、最近の研究の一つは、抽出された因子が互いに相関するのを許容している（蒲島・竹中 2012）。しかし、いくつかの研究では、抽出された因子のすべてが互いに独立していると仮定されている（平野 2007, 2015; 蒲島・竹中 1996）。この仮定に基づく因子分析は、経験的世界の現実と異なる理論的構成概念を測定する可能性が高い。実際に、因子間相関を仮定するモデルは、そうでないモデルよりもデータによく適合することが知られている（Moskowitz and Jenkins 2004）。すなわち、争点態度の背後にある基底次元は互いに独立しているのではなく、互に関連している。潜在的に存在する因子間相関を存在しないものとして扱うことは、統計的に有意な結果が隠され、実質的に重要な知見が失われることを意味する。

こうした状況を踏まえて、本稿は確証的因子分析を適用する。確証的因子分析は、モデルの適合度の厳密な比較と、因子間相関の正確な推定を可能にする。本稿は、因子数が異なる複数のモデルを比較することによって、どのモデルが最もよくデータに適合するのかを明らかにする。

加えて、自身を保守的だと考える人と、自身を革新的だと考える人が、さまざまな政策争点に対して異なる態度を取るかどうかを明らかにするために、本稿は保革自己イメージと争点態度の関係を検討する。保革自己イメージとは、「保守的」から「革新的」までのイデオロギー尺度における個人の立場の自己評価を指す。自身を保守的だと考える人と、自身を革新的だと考える人のあいだに、特定の政策についての意見の隔たりが存在するなら、争点態度の分散の一部は保革自己イメージによって説明される。そのような場合には、一般的なイデオロギー的立場を知ることによって、具体的な争点態度を予測することができる。それゆえに、保革自己イメージと争点態度の関係を検討することは、争点態度の一貫性を明らかにすることと同様に、有権者のあいだの政治的対立を要約するのに役立つ。

一般的なイデオロギー的立場が具体的な争点態度に影響するという主張は、アメリカでは決して新しいものではない。たとえば、Moskowitz and Jenkins は、経済的次元・社会的次元・人種的次元のすべてに関して、リベラルと保守のあいだに意見の隔たりが存在することを示している（Moskowitz and Jenkins 2004）。それに対して、日本では、争点態度に対する保革自己イメージの効果が限定的だとされている。平野によれば、日本の保守主義は安全保障への選好と正に相関し、参加への選好と負に相関するが、平等への選好やネオリベラルへの選好とは有意に相関しない（平野 2015）。単一質問への回答を用いた相関分析の結果も、保守主義が安全保障への選好と正に相関する一方で、社会福祉への

選好や小さな政府への選好とはほとんど相関しないことを示している（蒲島・竹中 1996, 2012）。

こうした状況を踏まえて、本稿は構造方程式モデリングを適用する。構造方程式モデリングは、指標変数の測定誤差の影響を軽減することによって、パラメーターを正確に推定することができる。いわゆる希薄化の修正を行う構造方程式モデリングを用いても、保革自己イメージの広範な影響が認められないなら、日本の争点態度研究の知見は頑健である。他方で、構造方程式モデリングの結果が保革自己イメージの広範な影響を裏付けるなら、保革自己イメージの効果は、さまざまな理由で過小評価されてきたとみなすことができる。

要約すると、本稿は争点態度の背後にある基底次元の数を測定し、こうした基底次元に対する保革自己イメージの効果を推定する。しかし、発見される次元の数や保革自己イメージの効果には、無視できない集団間の差異が存在するかもしれない。先行研究によれば、認知能力が高い人ほど、さまざまな政策争点に対して一貫した態度を取る傾向が強い。裏を返せば、認知能力が低い人ほど、自身の争点態度を統合するために多くの次元を必要とする（Stimson 1975）。ここでは、認知能力の測度の一つとして、政治的知識が用いられている。政治的知識の水準が高い人は、異なる政策争点のあいだの関係や、それぞれの政策分野における政治家や政党の立場を理解する可能性が高い。そのような有権者は、質的に異なる争点を互いに結びつけることによって、政治的世界に対して一貫した態度を取ると期待される。それゆえに、政治的知識の水準が高い人に関しては、発見される次元の数が少ないかもしれない。

加えて、先行研究は、一般的なイデオロギー的立場と具体的な争点態度の関係も集団によって異なると主張している。具体的には、政治的世界を理解するためにリベラルと保守という用語を用いる人は、そうでない人よりも、態度形成において自身のイデオロギー的立場を用いる傾向が強い。したがって、積極的にイデオロギー的思考を行う集団ほど、争点態度に対するイデオロギー的立場の効果が顕著である（Jacoby 1991）。同じことが、日本の有権者にも当てはまるかもしれない。政治的知識の水準が高い人は、保守と革新という用語の意味を理解し、自身のイデオロギー的立場に基づいて争点態度を形成する可能性が高い。それゆえに、政治的知識の水準が高い人に関しては、争点態度に対する保革自己イメージの効果が顕著であると期待される。こうした主張の妥当性を評価するために、本稿は回答者全体の結果を示したうえで、政治的知識の水準が高い回答者に分析を限定する。

3 データと方法

本稿は、「政治と科学に関する意識調査」(PIAS 調査)のデータを用いる。PIAS 調査は、2016 年 2 月に実施されたインターネット調査である。対象は調査会社の公募モニターから抽出された 20 歳から 69 歳までの男女で、観察数は 1,752 である。この標本は、性別・年齢・学歴に関して、日本の有権者の構成を近似するように抽出されている。

インターネット調査は、相対的に少ない費用で十分なデータを提供するので、既存の調査に含まれていない新しい項目の有効性を評価するのに役立つ。もちろん、公募モニターから標本を抽出するインターネット調査にとって、代表性の問題は無視できない。他方で、変数間の関係の点では、インターネット調査が、無作為標本を用いた面接調査と類似した結果を得ると報告されている(轟・歸山 2014)。前述のとおり、本稿の目的は、さまざまな政策争点に対する態度がどのように互に関連しているかを理解することである。インターネット調査は最善の方法ではないかもしれないが、変数間の関係に主要な関心を払う争点態度研究にとって、非常に有効な方法であることは間違いない。

争点態度研究におけるインターネット調査の有効性は、無回答バイアスの観点からも説明される。争点態度研究にとって、態度保留者の存在は潜在的脅威である。関心や知識の欠如のために、特定の政策についての意見を持たない人は少なくない。こうした回答者の多くが、「どちらともいえない」といった中間回答ではなく無回答を選択すると、明確な態度を取らない回答者が分析から除外されることによって、争点態度の一貫性が過大評価される可能性が高い。インターネット調査は、いわゆる画面制御によって、無回答を物理的に不可能にすることができる。実際に、PIAS 調査の争点態度項目は、回答者が無回答を選択するのを許容していない。こうしたインターネット調査の機能は、争点態度の一貫性を正確に評価するのに役立つと期待される。

PIAS 調査の目的は、政治と科学に対する態度を測定することである。本稿にとって重要なのは、政治的知識・保革自己イメージ・争点態度を測定する項目が含まれていることである。こうした政治的変数に関して、PIAS 調査のデータは欠損値を含まないので、1,752 人の回答者のすべてが本稿の分析の対象となる。表 1 は、記述統計量を示している。

政治的知識は、3 項目に関して、「わからない」という回答カテゴリを含む多肢選択法で測定されている。第一に、日本国憲法第 9 条に関して、回答者は「日本国憲法で、戦争放棄条項を含むのは第何条だと思いますか」と尋ねられている。五つの選択肢から、「第 9 条」という正しい答えを選んだ人の割合は約 80% である。第二に、三審制に関して、回答者は「日本の司法制度についておうかがいします。判決に不服のある人は、上級の裁判所に改めて

表 1 記述統計量

	観察数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
日本国憲法第 9 条に関する知識	1752	0.80	0.40	0	1
三審制に関する知識	1752	0.50	0.50	0	1
参議院議員の任期に関する知識	1752	0.50	0.50	0	1
保守主義	1752	5.18	1.77	0	10
憲法改正	1752	5.20	2.62	0	10
原子力発電所	1752	4.52	2.87	0	10
集団的自衛権	1752	5.15	2.78	0	10
靖国神社	1752	4.78	2.72	0	10
尖閣諸島	1752	6.95	2.36	0	10
道徳教育	1752	6.33	2.43	0	10
生活保護	1752	6.63	2.37	0	10
女性管理職	1752	5.96	2.17	0	10
保育サービス	1752	6.28	2.32	0	10
夫婦別姓	1752	5.41	2.64	0	10
同性結婚	1752	5.22	2.58	0	10

訴えを起こすことが認められていますが、日本では現在、最大何回まで裁判が受けられると思いますか」と尋ねられている。五つの選択肢から、「3 回」という正しい答えを選んだ人の割合は約 50%である。第三に、参議院議員の任期に関して、回答者は「では次は、参議院についていかがいます。参議院議員の任期は何年だと思いますか」と尋ねられている。五つの選択肢から、「6 年」という正しい答えを選んだ人の割合は約 50%である。この三つの質問に対して、一貫して正しい答えを選んだ回答者は 527 人で、全体の約 30%を占める。本稿は、この 527 人を政治的知識の水準が高い回答者とみなす。

前述の三つの質問は、三つの二値変数を提供する。第一の変数は、日本国憲法第 9 条に関して、回答者が正しい答えを選んだかどうかを示す。第二の変数は、三審制に関して、回答者が正しい答えを選んだかどうかを示す。第三の変数は、参議院議員の任期に関して、回答者が正しい答えを選んだかどうかを示す。テトラコリック相関係数は、第一と第二の変数のあいだでは 0.56 で、第一と第三の変数のあいだでは 0.54 で、第二と第三の変数のあいだでは 0.39 である。全体として、三つの二値変数は互いによく相関する。

政治的知識を測定するために、既存の調査と同じ質問をすることは重要である。複数の調査に同じ項目が含まれていれば、回答者の政治的知識の水準を比較することができる。たとえば、2005 年の調査によれば、日本国憲法第 9 条に関しては回答者の 67.15%が正し

い答えを選び、三審制に関しては回答者の45.77%が正しい答えを選んだ（今井2008）。これと比較すると、PIAS調査では、第一の質問の正答率に約12ポイントの増加が認められ、第二の質問の正答率に約5ポイントの増加が認められる。この結果は、2005年から2016年までの期間に、有権者の政治的知識の水準がわずかに上昇したことを示唆している。こうした政治的知識の増加が、争点態度の一貫性や、保革自己イメージの予測力に影響する可能性は否定できない。

保革自己イメージは、11点尺度で測定されている。回答者は、「政治的立場を表わすのに保守的や革新的などという言葉が使われます。0を『革新的』、10を『保守的』とすると、あなたの政治的立場は、どこにあたりますか」と尋ねられている。自身を保守的だと考える人ほど大きな値を取るなので、これは保守主義の測度とみなすことができる。標本平均は5.18である。したがって、平均的回答者は、自身を保守的でも革新的でもないと考えている。これは、日本の有権者の特徴としてよく知られている（蒲島・竹中1996, 2012）。

争点態度も、11点尺度で測定されている。回答者は、11項目の政策についての意見に関して、「あなたは賛成ですか、反対ですか」と尋ねられている。ここでいう11項目とは、「憲法を改正すべきだ」、「定期検査で停止中の原子力発電所の運転再開はやむをえない」、「集団的自衛権の行使を認めてはいけない」、「首相は靖国神社に公式参拝すべきだ」、「尖閣諸島の領有権を日本は国際社会に対してより強く主張すべきだ」、「道徳教育をもっと充実させるべきだ」、「生活保護はまだまだ本来必要な人に支給されていない」、「女性管理職をもっと増やすべきだ」、「政府は希望するすべての親に保育サービスを提供すべきだ」、「夫婦別姓は認められるべきだ」、「同性同士の結婚を認めるべきだ」である。それぞれの意見に関して、「全く反対」の人が取る値は0で、「全く賛成」の人が取る値は10である。

選択された11項目のうち、集団的自衛権・靖国神社・女性管理職・保育サービス・同性結婚は、PIAS調査の独自の項目である。ほかの項目は、東京大学谷口研究室・朝日新聞共同調査のような、既存の調査に含まれている。加えて、日本では、多くの調査が争点態度を5点尺度で測定してきた（平野2007, 2015; 蒲島・竹中1996, 2012）。したがって、11点尺度の争点態度項目の有効性は検討されていない。裏を返せば、争点態度の測定に関して、5点尺度が11点尺度よりも優れていることを示す証拠は存在しない。言うまでもなく、既存の調査と同じ尺度の使用は、回答分布の厳密な比較を可能にする。しかし、争点態度の測定のよりよい理解を得るためには、既存の調査と異なる尺度の使用も必要である。最近実施されたオーストリア全国選挙調査（AUTNES）も、有権者の争点態度を11点尺度で測定している（Dolezal et al. 2013）。

表1が示すように、選択された11項目には、有権者の支持を得やすい政策もあれば、

表2 相関行列

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) 憲法改正	1.00											
(2) 原子力発電所	0.35	1.00										
(3) 集団的自衛権	-0.48	-0.35	1.00									
(4) 靖国神社	0.43	0.30	-0.34	1.00								
(5) 尖閣諸島	0.26	0.11	-0.14	0.26	1.00							
(6) 道徳教育	0.29	0.08	-0.09	0.27	0.43	1.00						
(7) 生活保護	0.07	-0.08	0.14	0.00	0.25	0.22	1.00					
(8) 女性管理職	0.03	-0.07	0.19	-0.06	0.20	0.19	0.27	1.00				
(9) 保育サービス	0.00	-0.09	0.20	-0.04	0.22	0.21	0.34	0.39	1.00			
(10) 夫婦別姓	-0.07	-0.12	0.21	-0.19	-0.02	-0.06	0.18	0.35	0.25	1.00		
(11) 同性結婚	-0.02	-0.04	0.17	-0.11	-0.07	-0.07	0.18	0.33	0.21	0.47	1.00	
(12) 保守主義	0.19	0.20	-0.21	0.24	0.14	0.16	-0.03	-0.07	-0.06	-0.19	-0.15	1.00

有権者の支持を得にくい政策もある。平均的回答者は、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社よりも尖閣諸島・道徳教育を重視し、夫婦別姓・同性結婚よりも生活保護・女性管理職・保育サービスを重視する。選択された11項目のなかで、最も人気があるのは尖閣諸島・生活保護であり、最も人気がないのは原子力発電所・靖国神社である。

表2は、相関行列を示している。これによれば、政策分野や政策目的の点で類似性が低い項目の多くは、かなりの程度まで、互いに独立している。たとえば、憲法改正に対する態度は、保育サービスに対する態度とまったく相関しない。他方で、政策分野や政策目的の点で類似性が高い項目の多くは、かなりの程度まで、互いに関連している。たとえば、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社に対する態度のあいだに、かなりの相関がある。尖閣諸島・道徳教育に対する態度も、互いによく相関する。加えて、生活保護・女性管理職・保育サービス・夫婦別姓・同性結婚に対する態度のあいだに、かなりの相関がある。とりわけ、夫婦別姓・同性結婚に対する態度が互いによく相関する。

保革自己イメージは、生活保護を除くすべての項目と有意に相関する。すなわち、ほとんどの政策争点に対する態度は、多かれ少なかれ、イデオロギー的に分極化している。具体的には、自身を保守的だと考える人ほど、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社・尖閣諸島・道徳教育に好意的で、女性管理職・保育サービス・夫婦別姓・同性結婚に好意的でない。保革自己イメージは、靖国神社に対する態度と最も強く相関し、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・夫婦別姓に対する態度ともよく相関する。それに対して、保革自己イメージと女性管理職・保育サービスに対する態度のあいだの相関は弱い。

相関行列は、選択された 11 項目の争点態度が、四つの項目群に分けられることを示唆している。第一の項目群は、憲法改正・原子力発電所・集团的自衛権・靖国神社で構成される。すなわち、「旧体制と安全保障」に関する項目は、原子力発電所のようなエネルギー政策に関する項目とよく相関する。これは、政策分野の観点から説明することができない。強いて言えば、これらは自民党が提案し、ほかの主要な政党が反対する一連の政策である。自民党の外交政策を支持する人は、自民党のエネルギー政策も支持する傾向があると考えられる。それゆえに、前述の 4 項目は自民党政治に関する項目とみなされる。

第二の項目群は、尖閣諸島・道徳教育で構成される。前者は外交政策であり、後者は教育政策であるので、この二つは政策分野の点で異なる。他方で、両者は社会秩序の維持という政策目的を共有する。それゆえに、この二つは伝統的秩序に関する項目とみなされる。第三の項目群は、生活保護・女性管理職・保育サービスで構成される。これらは、いずれも社会政策である。それゆえに、この三つは社会的平等に関する項目とみなされる。第四の項目群は、夫婦別姓・同性結婚で構成される。これらは、いずれも多様な家族に関する法的争点である。それゆえに、この二つは家族多様性に関する項目とみなされる。

こうした争点態度の構造を正確に表現するために、本稿は確証的因子分析を適用する。使用された適合度指標は CFI と RMSEA である。CFI の値が 1 に近く、RMSEA の値が 0 に近いほど、モデルの適合度が高いと考えられる。本稿は、CFI の値が 0.9 を下回るか、RMSEA の値が 0.1 を上回る場合に、モデルがデータにうまく適合していないとみなす。

確証的因子分析において、本稿は五つのモデルを指定する。モデル 1 は、1 因子モデルである。ここでは、選択された 11 項目のあいだの相関が、単一因子によって十分に説明されると仮定されている。相関行列を踏まえると、このモデルがデータによく適合するとは考えにくい。しかし、このモデルは CFI の下限値と RMSEA の上限値を提供するので、ほかのモデルを評価する基準としての役割を果たす。

モデル 2 は、2 因子モデルである。ここでは、「旧体制と安全保障」と「参加と平等」の二つの次元が存在すると仮定されている。第一に、「旧体制と安全保障」の次元を構成するのは、憲法改正・原子力発電所・集团的自衛権・靖国神社・尖閣諸島・道徳教育の 6 項目である。第二に、「参加と平等」の次元を構成するのは、生活保護・女性管理職・保育サービス・夫婦別姓・同性結婚の 5 項目である。

モデル 3 は、3 因子モデルである。ここでは、憲法改正・原子力発電所・集团的自衛権・靖国神社・尖閣諸島・道徳教育の 6 項目が、二つの異なる次元を構成すると仮定されている。第一に、憲法改正・原子力発電所・集团的自衛権・靖国神社の 4 項目に影響するのは、自民党政治の次元である。第二に、尖閣諸島・道徳教育の 2 項目に影響するのは、伝統的

秩序の次元である。モデル2の場合と同様に、生活保護・女性管理職・保育サービス・夫婦別姓・同性結婚の5項目は、「参加と平等」の次元を構成すると仮定されている。

モデル4は、3因子モデルである。ここでは、生活保護・女性管理職・保育サービス・夫婦別姓・同性結婚の5項目が、二つの異なる次元を構成すると仮定されている。第一に、生活保護・女性管理職・保育サービスの3項目に影響するのは、社会的平等の次元である。第二に、夫婦別姓・同性結婚の2項目に影響するのは、家族多様性の次元である。モデル2の場合と同様に、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社・尖閣諸島・道徳教育の6項目は、「旧体制と安全保障」の次元を構成すると仮定されている。

モデル5は、4因子モデルである。ここでは、自民党政治・伝統的秩序・社会的平等・家族多様性の四つの次元が存在すると仮定されている。第一に、自民党政治の次元を構成するのは、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社の4項目である。第二に、伝統的秩序の次元を構成するのは、尖閣諸島・道徳教育の2項目である。第三に、社会的平等の次元を構成するのは、生活保護・女性管理職・保育サービスの3項目である。第四に、家族多様性の次元を構成するのは、夫婦別姓・同性結婚の2項目である。

複数の因子を持つモデルでは、すべての因子が互いに相関するのを許容されている。加えて、技術的には、確証的因子分析は交差負荷と誤差相関を仮定することができる。しかし、こうした仮定は因子の弁別性の問題を引き起こし、実際の因子数を過小評価する可能性がある。それゆえに、本稿は交差負荷と誤差相関を許容しない。すなわち、複数の因子が同じ指標変数に影響することはなく、すべての誤差は互いに独立していると仮定される。

確証的因子分析の目的は、11項目の争点態度を統合するために用いられる次元の数を測定することである。こうした基底次元に対する保革自己イメージの効果を推定するために、本稿は構造方程式モデリングを適用する。加えて、本稿は回答者全体の結果を示したうえで、政治的知識の水準が高い回答者に分析を限定する。こうした追加的分析は、本稿の知見の頑健性を評価するのに役立つ。

パラメーターを推定するために、本稿はロバスト最尤法（MLR）を用いる。MLRは、多変量正規性からの逸脱に対して頑健な推定量の一つである（Beaujean 2014）。加えて、モデルを識別するために、因子の分散は1に固定されている。使用されたソフトウェアはR version 3.3.2である（R Core Team 2016）。

4 分析結果

表3 回答者全体を対象としたモデルの適合度

	因子数	χ^2	df	p	CFI	RMSEA
モデル 1	1	1530.840	44	0.000	0.434	0.165
モデル 2	2	749.584	43	0.000	0.718	0.118
モデル 3	3	503.851	41	0.000	0.816	0.098
モデル 4	3	610.041	41	0.000	0.770	0.109
モデル 5	4	230.748	38	0.000	0.922	0.066

表3は、回答者全体を対象としたモデルの適合度を示している。これによれば、因子数が多いほどモデルの適合度が高い。1因子モデルや2因子モデルや3因子モデルがデータにうまく適合しない一方で、モデル5のCFIの値は0.9を上回り、RMSEAの値は0.1を下回っている。したがって、経験的に支持されるのは4因子モデルに限られる。すなわち、選択された11項目の争点態度は、四つの異なる次元を構成すると考えられる。

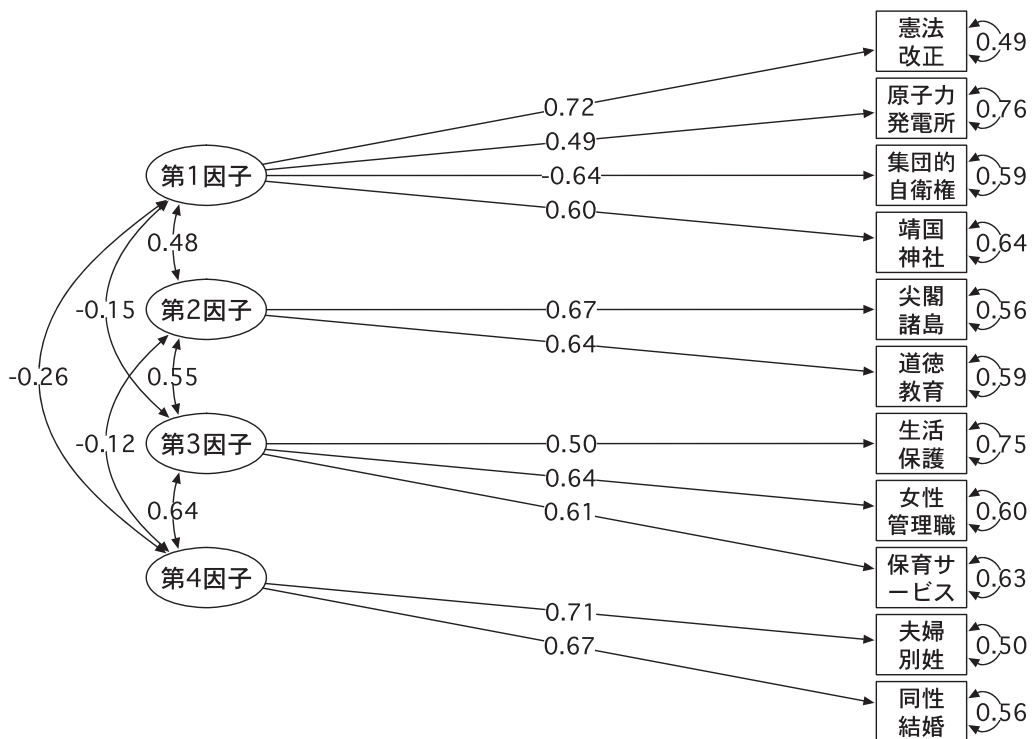


図1 回答者全体を対象としたモデル5の標準化推定値

図1は、回答者全体を対象としたモデル5の標準化推定値を示している。ここでは、すべての係数が統計的に有意である。これによれば、第1因子は、憲法改正・原子力発電所・集団的自衛権・靖国神社に対する態度に影響する。すなわち、自民党政治への選好が強い人ほど、原子力発電所の運転再開に好意的で、外交政策について強硬な態度を取る傾向が強い。第2因子は、尖閣諸島・道徳教育に対する態度に影響する。すなわち、伝統的秩序への選好が強い人ほど、自国の領土の保全や、道徳教育の充実に好意的である。第3因子は、生活保護・女性管理職・保育サービスに対する態度に影響する。すなわち、社会的平等への選好が強い人ほど、社会政策の強化を支持する傾向が強い。第4因子は、夫婦別姓・同性結婚に対する態度に影響する。すなわち、家族多様性への選好が強い人ほど、夫婦別姓や同性結婚に対して寛容な態度を取る傾向が強い。

因子間相関の解釈は以下のとおりである。第1因子と第2因子のあいだには、正の相関がある。第3因子と第4因子のあいだにも、正の相関がある。すなわち、自民党政治を支持する人ほど伝統的秩序を重視する傾向が強く、社会的平等を重視する人ほど家族多様性を支持する傾向が強い。前述のとおり、自民党政治に関する項目は伝統的秩序に関する項目よりも有権者の支持を得にくく、自民党政治への選好と伝統的秩序への選好は質的に異なる次元を構成する。しかし、この二つは互いに独立しているのではなく、互に関連している。同じことが、ほかの二つの因子にも当てはまる。前述のとおり、社会的平等に関する項目は家族多様性に関する項目よりも有権者の支持を得やすく、社会的平等への選好と家族多様性への選好は質的に異なる次元を構成する。しかし、この二つは互いに独立しているのではなく、互に関連している。

加えて、第1因子は第4因子と負に相関する。すなわち、自民党政治を支持する人ほど家族多様性を支持する傾向が弱い。自民党政治において、伝統的家族価値の保護が強調されることを考慮すると、自民党政治の支持者が家族多様性に反対することは理にかなっている。他方で、第2因子は第3因子と正に相関する。すなわち、伝統的秩序を重視する人ほど社会的平等を重視する傾向が強い。これは、理論的に予測できない結果である。一見すると、社会政策の目的は階層的な社会秩序に変化をもたらすことである。しかし、社会的平等の実現は、富裕層と貧困層のあいだの対立を緩和することによって、社会秩序の維持にも寄与する。日本の有権者が社会的平等を重視するのは、一つには新たな社会秩序の形成ではなく、既存の社会秩序の維持によって動機づけられているからかもしれない。

最後に、第1因子と第3因子のあいだには、負の相関がある。第2因子と第4因子のあいだにも、負の相関がある。すなわち、自民党政治を支持する人ほど社会的平等を重視する傾向が弱く、伝統的秩序を重視する人ほど家族多様性を支持する傾向が弱い。標準化推

定値が示すように、こうした相関は実質的には弱い。しかし、四つの因子は、多かれ少なかれ、互に関連している。争点態度の背後にある基底次元が互いに独立しているという仮定が、経験的世界の現実と異なることは明らかである。

本稿の結果は、選択された 11 項目の争点態度が、四つの異なる次元を構成することを示している。この知見の頑健性を評価するために、本稿は政治的知識の水準が高い回答者に分析を限定する。先行研究が指摘するように、認知能力が高いほど争点態度の一貫性が高いなら、政治的知識の水準が高い回答者は、自身の争点態度を統合するために多くの次元を必要としないかもしれない。他方で、相対的に一貫した態度を取ると期待される回答者に関しても同じ結果が得られるなら、本稿の知見は頑健である。

表 4 政治的知識の水準が高い回答者を対象としたモデルの適合度

	因子数	χ^2	df	p	CFI	RMSEA
モデル 1	1	408.149	44	0.000	0.629	0.149
モデル 2	2	226.342	43	0.000	0.818	0.105
モデル 3	3	197.074	41	0.000	0.852	0.097
モデル 4	3	191.371	41	0.000	0.850	0.098
モデル 5	4	97.570	38	0.000	0.941	0.064

表 4 は、政治的知識の水準が高い回答者を対象としたモデルの適合度を示している。これによれば、政治的知識の水準が高い回答者に分析を限定しても、必要な因子数は変化しない。回答者全体の場合と同様に、1 因子モデルや 2 因子モデルや 3 因子モデルがデータにうまく適合しない一方で、モデル 5 の CFI の値は 0.9 を上回り、RMSEA の値は 0.1 を下回っている。したがって、経験的に支持されるのは 4 因子モデルに限られる。すなわち、選択された 11 項目のあいだの相関を説明するために四つの次元を仮定する必要があるという知見は頑健である。

図 2 は、政治的知識の水準が高い回答者を対象としたモデル 5 の標準化推定値を示している。ここでは、すべての係数が統計的に有意である。これによれば、因子負荷量の絶対値は 0.49 から 0.80 までの値を取り、平均は 0.65 である。図 1 が示すように、回答者全体の場合には、因子負荷量の絶対値は 0.49 から 0.72 までの値を取り、平均は 0.63 である。したがって、政治的知識の水準が高い回答者が、回答者全体よりも実質的に大きな因子負荷量を示すわけではない。実際に、11 項目のうち、4 項目に関しては、回答者全体のほうが大きな因子負荷量を示している。

加えて、政治的知識の水準が高い回答者の場合には、因子間相関の絶対値は 0.24 から 0.64

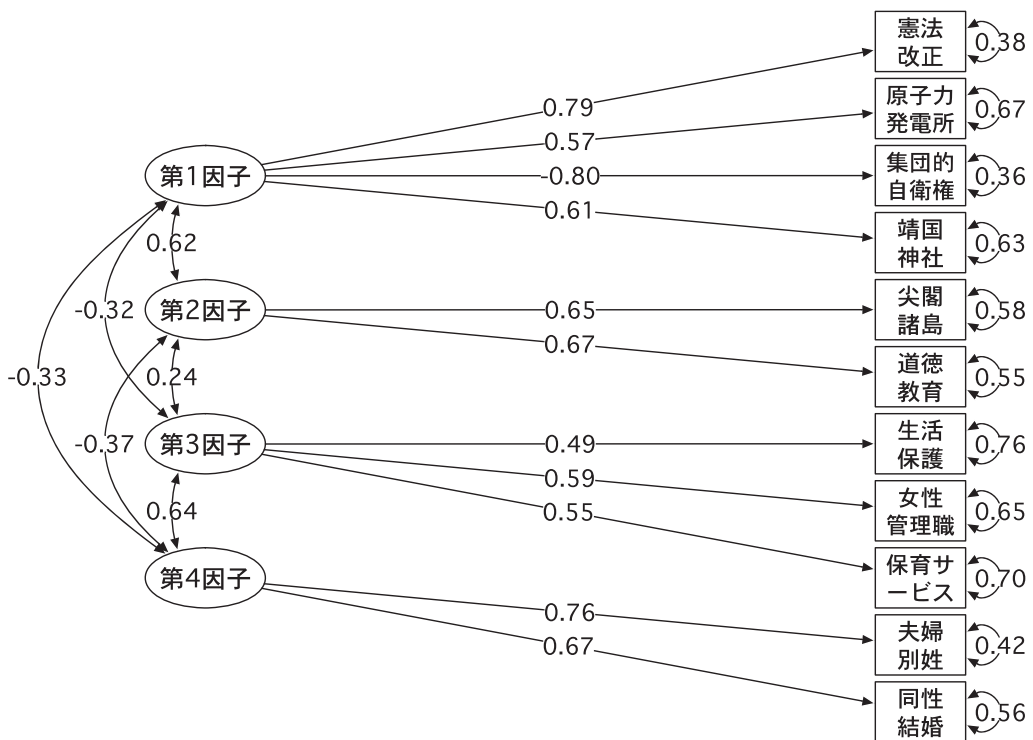


図2 政治的知識の水準が高い回答者を対象としたモデル5の標準化推定値

までの値を取り、平均は0.42である。図1が示すように、回答者全体の場合には、因子間相関の絶対値は0.12から0.64までの値を取り、平均は0.37である。したがって、政治的知識の水準が高い回答者のほうが強い因子間相関を示すこともあるが、一貫したパターンは存在しない。第2因子と第3因子のあいだの相関係数は、回答者全体の場合には0.55である一方で、政治的知識の水準が高い回答者の場合には0.24にすぎない。

追加的分析の結果は、政治的知識の水準が高い回答者が相対的に一貫した態度を取るという主張を支持しない。政治的知識の水準が高い回答者に関しても、選択された11項目のあいだの相関を説明するためには、自民党政治・伝統的秩序・社会的平等・家族多様性の四つの次元を仮定する必要がある。この四つの次元が保革自己イメージによって予測されるかどうかを明らかにするために、本稿は構造方程式モデリングを適用する。具体的には、保革自己イメージが四つの因子のすべてに影響するのを許容するモデルが指定される。

図3は、回答者全体を対象とした構造方程式モデリングの結果を示している。ここでは、パス図を見やすくするために、誤差が非表示にされている。これによれば、保革自己イメージは四つの因子のすべてを有意に予測する。第一に、保守主義は第1因子に対して有意な

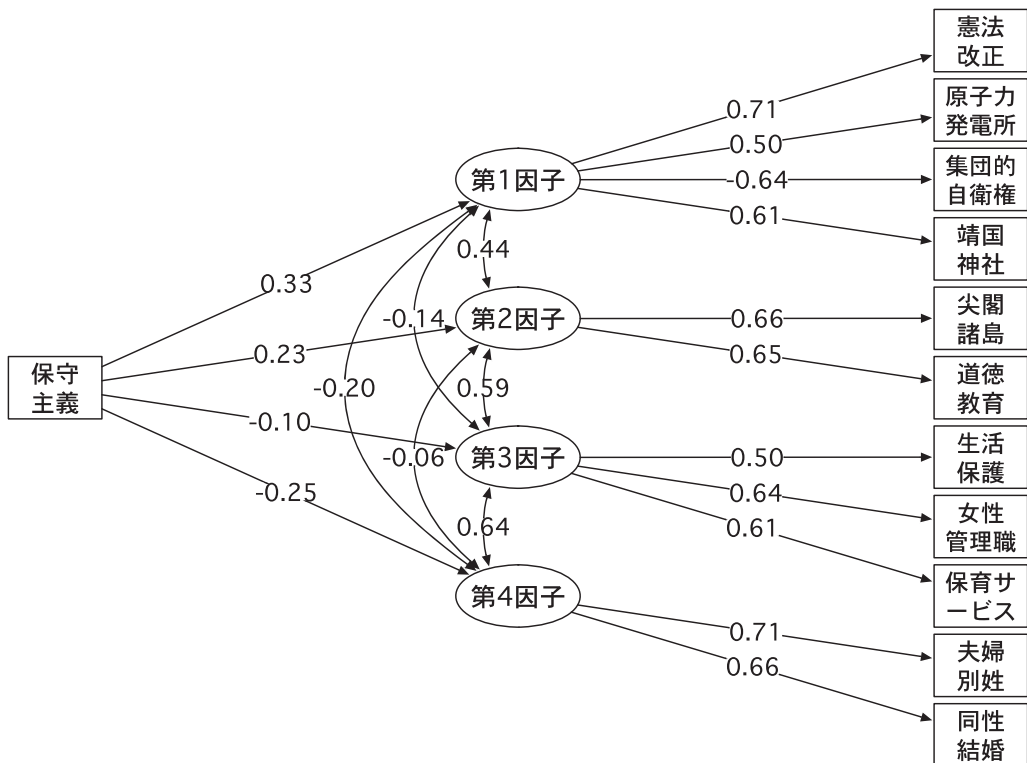


図3 回答者全体を対象とした構造方程式モデリングの結果

正の効果を持つ ($p = 0.00$)。すなわち、自身を保守的だと考える人ほど自民党政治を支持する傾向が強い。第二に、保守主義は第2因子に対して有意な正の効果を持つ ($p = 0.00$)。すなわち、自身を保守的だと考える人ほど伝統的秩序を重視する傾向が強い。第三に、保守主義は第3因子に対して有意な負の効果を持つ ($p = 0.01$)。すなわち、自身を保守的だと考える人ほど社会的平等を重視する傾向が弱い。第四に、保守主義は第4因子に対して有意な負の効果を持つ ($p = 0.00$)。すなわち、自身を保守的だと考える人ほど家族多様性を支持する傾向が弱い。

回答者全体に関して、CFIの値は0.925で、RMSEAの値は0.061である。したがって、構造方程式モデルはデータによく適合している。加えて、政治的知識の水準が高い回答者に分析を限定しても、モデルの適合度は維持される。政治的知識の水準が高い回答者に関して、CFIの値は0.940で、RMSEAの値は0.062である。この点でも、保革自己イメージが四つの因子のすべてに影響するという仮定は支持される。

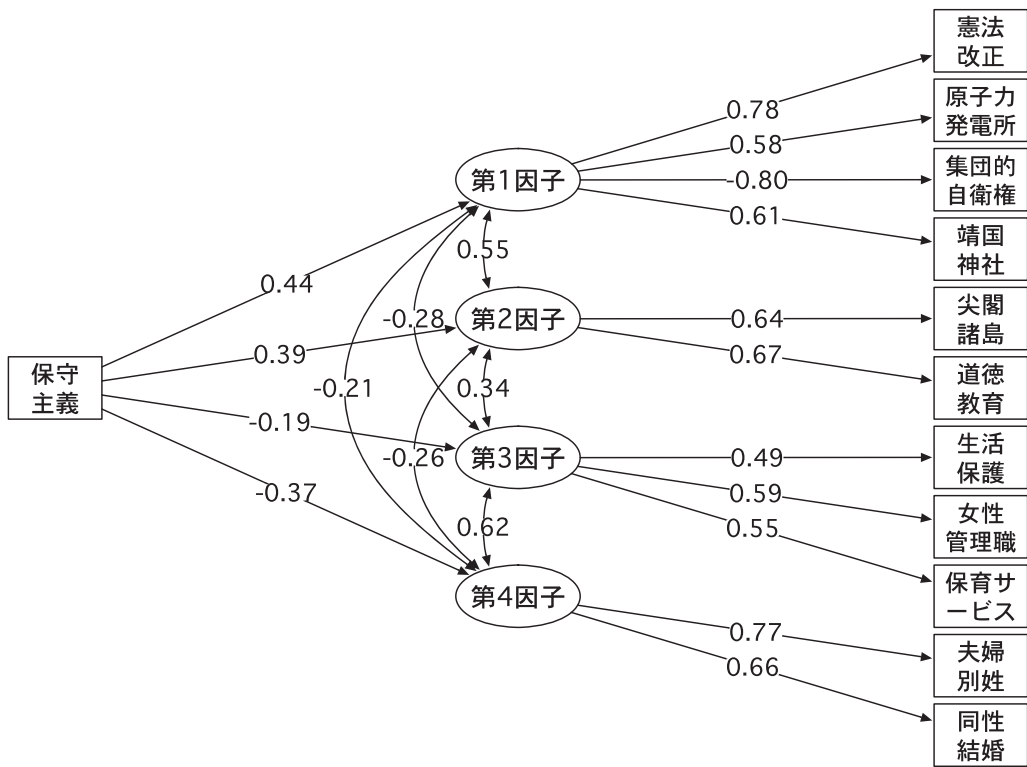


図4 政治的知識の水準が高い回答者を対象とした構造方程式モデリングの結果

図4は、政治的知識の水準が高い回答者を対象とした構造方程式モデリングの結果を示している。ここでは、すべての係数が統計的に有意である。これによれば、保守主義の係数の絶対値は0.19から0.44までの値を取り、平均は0.34である。図3が示すように、回答者全体の場合には、保守主義の係数の絶対値は0.10から0.33までの値を取り、平均は0.23である。したがって、保革自己イメージは回答者全体の態度形成にとって重要であるが、政治的知識の水準が高い回答者の態度形成にとって、とりわけ重要である。実際に、四つの因子のすべてに関して、政治的知識の水準が高い回答者のほうが大きな係数を示している。この結果は、政治的知識が、保革自己イメージと争点態度の関係を条件づけるという、調整変数としての役割を果たすことを示唆している。

5 議論

確証的因子分析の結果は、11項目の争点態度が、自民党政治・伝統的秩序・社会的平等・家族多様性の四つの次元を構成することを示している。この四つの次元は、互いに独立し

ているのではなく、互いに関連している。加えて、構造方程式モデリングの結果は、保革自己イメージが四つの因子のすべてを有意に予測することを示している。具体的には、自身を保守的だと考える人ほど、自民党政治と伝統的秩序に好意的で、社会的平等と家族多様性に好意的でない。追加的分析によれば、政治的知識の水準が高い回答者に分析を限定しても、本稿の知見は頑健である。

日本における争点態度の構造には、あらゆる政策分野を横断する基底次元が存在しない。加えて、現代日本における争点態度の構造は、「旧体制と安全保障」と「参加と平等」の二つの次元では十分に表現できない。選択された11項目のあいだの相関を説明するためには、四つの次元を仮定する必要がある。この四つの次元は、必ずしも政策分野に対応しない。自民党政治への選好や伝統的秩序への選好のように、基底次元の一部は政策分野を横断する。多くの研究は、有権者が政策分野ごとに一貫した態度を取ると主張してきたが、本稿の結果は、さまざまな政策争点に対する態度のあいだの相関を政策分野によって説明することの限界を示している。今後の研究は、党派的对立や政策目的の観点から争点態度の構造を検討することによって、本稿の知見の一般化可能性を評価する必要がある。

日本の有権者にとって、自民党政治を支持するかどうかと伝統的秩序を重視するかどうかは別問題であり、社会的平等を重視するかどうかと家族多様性を支持するかどうかも別問題である。前述のとおり、四つの次元は完全に独立しているわけではない。しかし、自民党政治に関する項目は伝統的秩序に関する項目よりも有権者の支持を得にくく、社会的平等に関する項目は家族多様性に関する項目よりも有権者の支持を得やすい。自民党政治と家族多様性は、伝統的秩序と社会的平等よりも激しい党派的对立をもたらすので、超党派の合意を得るのが難しいと考えられる。

他方で、この四つの次元のすべてに関して、保守と革新のあいだに意見の隔たりが存在する。先行研究において、日本の保守主義は安全保障への選好と正に相関する一方で、社会福祉への選好や小さな政府への選好とはほとんど相関しないとされている。それに対して、本稿の結果は、保革自己イメージが広範な政策分野に関する項目と有意に相関することを示している。もちろん、保革自己イメージの予測力は因子によって異なる。たとえば、回答者全体の場合には、第1因子の誤差分散は0.89で、第3因子の誤差分散は0.99である。すなわち、保革自己イメージは第1因子の分散の約11%を説明するが、第3因子の分散の約1%しか説明しない。それゆえに、本稿の結果は、争点態度に対する保革自己イメージの効果が限定的であるという主張と必ずしも矛盾しない。しかし、説明されない分散の存在は、態度形成における保革自己イメージの役割を否定するものではない。保革自己イメージが影響を及ぼす範囲を明らかにするために、さらなる研究が必要である。

本稿は、政治的知識の水準が高い回答者を対象とした追加的分析によって、調整変数としての政治的知識の役割を支持する証拠を発見した。しかし、本稿は政治的知識の水準が高い回答者とそうでない回答者を直接比較したわけではない。今後の課題は、政治的知識の水準が異なる複数の集団を厳密に比較することによって、政治的知識が調整変数としての役割を果たすという知見の頑健性を評価することである。そのような努力は、保革自己イメージが争点態度に影響する文脈のよりよい理解をもたらすと期待される。

PIAS 調査では、16 項目の争点態度が測定されている。しかし、本稿では、5 項目の争点態度が分析から除外されている。ここでいう 5 項目とは、「お年寄りや心身の不自由な人は別として、すべての人は社会福祉をあてにしないで生活しなければならない」、「当面は財政再建のために歳出を抑えるのではなく、景気対策のために財政出動を行うべきだ」、「長期的には消費税率が 10% よりも高くなるのはやむをえない」、「永住外国人の地方参政権を認めるべきだ」、「天皇は政治に対して、現在よりもっと強い発言権をもつべきだ」である。これらが分析から除外されたのは、ほかの項目とほとんど相関しないからである。もとより、本稿はこうした独自性が高い項目の測定を否定するわけではない。他方で、因子分析が指標変数のあいだの相関に基づくことを考慮すると、争点態度の構造に関する研究は、互いによく相関する項目の組み合わせに主要な関心を払う必要がある。今後の研究は、新しい項目を含む調査の設計を通じて、未知の次元を明らかにすることによって、争点態度研究の発展に寄与すると期待される。

謝辞

本研究は JSPS 科研費 15J06873, 25285148 の助成を受けたものである。

参考文献

- Beaujean, A. Alexander, 2014, *Latent Variable Modeling Using R: A Step-by-Step Guide*, New York: Routledge.
- Dolezal, Martin, Nikolaus Eder, Sylvia Kritzinger and Eva Zeglovits, 2013, "The Structure of Issue Attitudes Revisited: A Dimensional Analysis of Austrian Voters and Party Elites," *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 23 (4): 423–43.
- Feldman, Stanley and Christopher Johnston, 2014, "Understanding the Determinants of Political Ideology: Implications of Structural Complexity," *Political Psychology*, 35 (3): 337–58.
- Fleishman, John A., 1988, "Attitude Organization in the General Public: Evidence for a Bidimensional Structure," *Social Forces*, 67 (1): 159–84.
- 平野浩, 2007, 『変容する日本の社会と投票行動』木鐸社.
- , 2015, 『有権者の選択——日本における政党政治と代表制民主主義の行方』木鐸社.
- 今井亮佑, 2008, 「政治的知識の構造」『早稲田政治経済学雑誌』370: 39–52.

- Jacoby, William G., 1991, "Ideological Identification and Issue Attitudes," *American Journal of Political Science*, 35 (1): 178–205.
- Judd, Charles M. and Michael A. Milburn, 1980, "The Structure of Attitude Systems in the General Public: Comparisons of a Structural Equation Model," *American Sociological Review*, 45 (4): 627–43.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦, 1996, 『現代日本人のイデオロギー』 東京大学出版会.
- , 2012, 『イデオロギー』 東京大学出版会.
- Knoke, David, 1979, "Stratification and the Dimensions of American Political Orientations," *American Journal of Political Science*, 23 (4): 772–91.
- Luttbeg, Norman R., 1968, "The Structure of Beliefs among Leaders and the Public," *Public Opinion Quarterly*, 32 (3): 398–409.
- Moskowitz, Adam N. and J. Craig Jenkins, 2004, "Structuring Political Opinions: Attitude Consistency and Democratic Competence among the U.S. Mass Public," *Sociological Quarterly*, 45 (3): 395–419.
- Peffley, Mark A. and Jon Hurwitz, 1985, "A Hierarchical Model of Attitude Constraint," *American Journal of Political Science*, 29 (4): 871–90.
- R Core Team, 2016, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, Vienna: R Foundation for Statistical Computing.
- Stimson, James A., 1975, "Belief Systems: Constraint, Complexity, and the 1972 Election," *American Journal of Political Science*, 19 (3): 393–417.
- 轟亮・歸山亜紀, 2014, 「予備調査としてのインターネット調査の可能性——変数間の関連に注目して」『社会と調査』 12: 46–61.

(いけだ ゆう・博士後期課程)