

# 政治学における部分的観察可能性を伴う プロビットモデルとその拡張 ——有権者のイデオロギーのモデル化を例として——

三 輪 洋 文

Partial Observability Probit Models and Its Extension in Political Science:  
Modeling Voters' Ideology

Hirofumi MIWA

The partial observability probit model is a statistical model for discrete outcomes caused by a complex combination of multiple latent factors. It is useful for political science research because political scientists often study interactions of unobservable decision making by several actors or survey responses resulted from a mixture of psychological factors, and because outcomes are recorded as a discrete variable in many cases of political science. I introduce this model as well as its underlying models, and its application and extension in political science literature. In addition, I developed an applied model with partial observability for the study of the survey responses on ideological self-identification. Ideological self-identification is measured by where a respondent places oneself on a discrete ideological scale, and can be decomposed into three latent factors: recognition, extremity, and direction. The new model can be estimated by Markov chain Monte Carlo methods. I applied my model to Japanese opinion poll data. An information criteria judged my model was superior to the previous ones, and I found some results that could not be led by the previous models.

Key words: political science, discrete dependent variable, latent variable, partial observability, ideology, data augmentation

キーワード: 政治学, 離散従属変数, 潜在変数, 部分的観察可能性, イデオロギー, データ拡大法

## 1. は じ め に

### 1.1. 本稿の目的

本稿は, 部分的観察可能性を伴うプロビットモデル (probit model with partial observability または partial observability probit model, 以下 POP モデルと

呼ぶ) とそれを拡張したモデルについて, 政治学においてそれらを適用した先行研究を紹介し, さらに筆者が新たに分析した適用例を示すことによって, POP モデルの政治学における有用性を示すことを目的とする<sup>1)</sup>。POP モデルは, Poirier (1980) によって, 2 人の意思決定者の観察されない選択によって実現した結果を分析するための手法として導入された。しかし, 後に紹介する研究例からもわかるように, その本質は, 2 つ以

---

学習院大学法学部政治学科  
(Department of Political Studies, Faculty of Law,  
Gakushuin University)

連絡先: 〒171-8588 豊島区目白 1-5-1

E-mail: hirofumi.miwa@gakushuin.ac.jp

---

<sup>1)</sup> 本稿のオンライン付録および再現のためのスクリプトは筆者のウェブサイト (<https://sites.google.com/site/miwahirofumi/>) に掲載する。

上の潜在的な要因が複雑に絡み合って離散的な結果が実現する過程を分析できる点にある。Poirier (1980) は2つの値の論理積または論理和の関係をモデル化した。が、要因が3つ以上の場合や結果変数のカテゴリーが3つ以上の場合も含む、より複雑な論理関係の場合にも拡張できる。

政治学は複数のアクターの相互作用によって生じる現象を分析対象とすることが多く、しかも個々のアクターの意思決定は観察不可能であることが多い。また、結果が離散値でしか観察できなかったり、既存のデータベースに離散値として記録されていたりするため、政治学研究者は離散従属変数を扱うことが多い。政治学にはこのような特徴があるため、POPモデルの政治学への応用可能性は高いと考えられる。

また、複数のアクターではなく個々人の意思決定を扱う世論研究や政治心理学系の研究においても、分析者が関心を向けるサーベイの回答や政治行動が複数の異なる心理的要因が交錯した結果として生じるような場合、POPモデルによる分析が適していると言える。筆者が本稿で行った分析例はこのようなケースである。

## 1.2. 分析例の背景

本稿では、有権者のイデオロギーをPOPモデルを拡張した統計モデルによって分析する。以下では、分野外の読者のために有権者のイデオロギーを測定する指標について説明し、それを分析した既存研究の問題点を指摘し、統計モデルを改善する動機について述べる。

現代政治を語る上で、イデオロギーは最も中心的な概念の一つである。政党・政治家は得票の手段として自身のイデオロギー的立場を宣伝し、有権者は情報コストを節約するためにイデオロギーを投票などの判断における手がかりとして利用する(Downs, 1957)。世論調査において、有権者のイデオロギーは自分をイデオロギー軸上のどこに位置づけるかによって測定されることが多い。これはイデオロギー的自己意識(ideological self-identification)と呼ばれる。

イデオロギー的自己意識は、投票先などを説明するときの独立変数として扱われることが多いが、それ自体がどのような有権者の属性と結びついているか、より因果関係に踏み込んだ言い方をすれば、イデオロギー的自己意識がどのような要因によって規定されているかということも、興味を引く問いである。日本では、蒲島・竹中(1996, 2012)と竹中(2014)(以下、この3作品を総称して「蒲島・竹中」と呼ぶ)が、イデオロ

ギー的自己意識とデモグラフィック属性の関係を分析している。彼らの分析の特徴は、イデオロギーの(1)認識の有無、(2)強度、(3)向き、という3つの次元に着目し、それぞれの次元が別々に社会的属性と関係していると考えた点にある。イデオロギーの認識の有無とは、自己のイデオロギーを「保守」「やや保守」「中間」「やや革新」「革新」から選んでもらう質問、あるいは1次元軸上に自己を位置づけてもらう質問に答えられたか否かを意味する。イデオロギーの強度とは、「中間」(1から10の10点尺度では5と6)を強度が最も小さく、端に行くほど大きいとする指標で、極端さ(extremity)とも言い換えられる。イデオロギーの向きは、保守-革新の並びのどこに自己を位置づけるかというものである。

本稿も、イデオロギー的自己意識が認識の有無、強度、向きという3つの要素に分けられるとする蒲島・竹中の立場を踏襲する。しかし、蒲島・竹中に限ったことではないが、イデオロギー的自己意識を扱った多くの先行研究には、次の2つの問題があると考えられる。

第一に、先行研究は3つの要素の分析を個別に行ってきたが、本来、3つの指標は世論調査における1つの質問に対する回答から作られたものであることを考えると、これらの要素を統合して同時に分析を行うのが自然であると言える。もし3つの要素が独立でないならば、同時に分析することで効率的な推定が可能になる。

第二に、先行研究は、回答者に自分をイデオロギー軸上に位置づけてもらう質問が、回答者のイデオロギー的自己意識を適切に測定できていることを前提としているが、それには疑問の余地がある。まず、自己のイデオロギー位置を認識していない回答者が、無知をさらしたくないために「わからない」と答えるのを避け、何らかの回答をしてしまっているおそれがある。このような場合に選ばれやすいのは中間のカテゴリーであるため(Bagozzi & Mukherjee, 2012)、イデオロギー的自己意識の場合には中道の回答者が不当に増えてしまうことになる(以下では、こうした現象を「インフレ」と呼ぶ)。

さらに、アメリカでよく使われる7点尺度のイデオロギー的自己意識の指標の妥当性を検討したWood & Oliver (2012)は、7点尺度では時間的安定性が低いこと、イデオロギー的な集団に対する評価や争点態度に関して保守コホートの中であまり差が見られないことなどから、7点尺度を連続値として扱うべきではな

いという。代わりに、4を基準カテゴリーとし、1から3をまとめてリベラルダミー、5から7をまとめて保守ダミーとして有権者のイデオロギーを操作化すべきだと主張している。リベラルの中で1から3のどの位置が選ばれるか、保守の中で5から7のどの位置が選ばれるかについて、Wood & Oliver (2012)は何も論じていないが、要因として一つの候補と考えられるのは、極端反応傾向 (extreme response style) である。これは、サーベイのレーティングを付ける質問において、内容にかかわらず端のカテゴリーを選ぶ傾向のことで、端を選びやすい人がいれば、穏健な選択肢を選びやすい人もいることが知られている (e.g., Greenleaf, 1992; Hamilton, 1968)。もし極端反応傾向が関係しているのだとすれば、イデオロギーの強度の次元は、政治的に意味のない要因によって説明される部分が大きいかもしれない。また、保守／革新の中でのカテゴリー分けを維持したままイデオロギーの向きを分析するのは、適切ではないかもしれない。

イデオロギー的自己意識のサーベイに対する回答は、認識の有無、強度、向きという3つの要素が複雑に絡み合った結果として現れるものであり、POPモデルを利用したモデル化が適していると言える。本稿では、上に挙げた問題点を解決するために、POPモデルをイデオロギー的自己意識の分析に合わせて拡張し、有権者のイデオロギーを適切にモデル化することを目指す。

なお、以上のようなイデオロギー的自己意識の分析における問題点は、イデオロギーに限ったことではなく、多くの世論調査の質問項目に当てはまりうるものである。例えば、学術的な世論調査では有権者に様々な争点に対する態度を尋ねることが多いが、そのときの選択肢が「賛成」「どちらかと言えば賛成」「どちらとも言えない」「どちらかと言えば反対」「反対」の5点尺度である場合、その争点について中立的な回答者だけでなく、そもそもその争点について考えたことすらない回答者も「どちらとも言えない」を選んでしまうおそれがある。さらに、回答者にとって「賛成／反対」と「どちらかと言えば賛成／反対」の区別が意味をなさず、どちらが選ばれるかは回答者の極端反応傾向によって決まっているかもしれない。調査項目が回答者にとって難しい内容である場合には、このような問題が生じる可能性に常に注意を払う必要がある。したがって、本稿が提案するモデルは、イデオロギー的自己意識の分析以外にも広く適用可能なものである。

## 2. 統計モデル

### 2.1. プロビットモデル

従属変数が2値変数である場合の統計分析には、2項プロビットモデルが多用される。 $N$ 個のユニットがあるとする。ユニット  $i$  ( $= 1, \dots, N$ ) について、 $y_i \in \{0, 1\}$  を従属変数、 $\mathbf{x}_i$  を独立変数ベクトル (以下、独立変数ベクトルには全て切片を表す1を含む)、 $\beta$  をその係数ベクトルとすると、2項プロビットモデルは次のように表される。

$$\begin{aligned} y_i &\sim \text{Bernoulli}(p_i) \\ p_i &= \Phi(\mathbf{x}_i' \beta) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで  $\Phi(\cdot)$  は標準正規分布の累積分布関数である<sup>2)</sup>。

このモデルは、次のような線形モデルで表される潜在的な連続変数  $y_i^*$  を用いた説明も可能である。

$$y_i^* = \mathbf{x}_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで  $\varepsilon_i$  は誤差項である。 $y_i^*$  は現実には観察不可能であるが、我々は  $y_i^*$  を反映した2値変数  $y_i$  を観察することができる。 $y_i^*$  と  $y_i$  の間には次のような関係があると仮定する<sup>3)</sup>。

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } 0 < y_i^* \end{cases} \quad (3)$$

ここで  $\varepsilon_i$  が標準正規分布に従うと仮定すると、モデル(1)に帰着する。

このような潜在変数を考えることで、モデルの解釈が容易になる。例えば、従属変数が投票参加の有無であれば、 $y_i^*$  は投票することによって有権者  $i$  が得る効用であると考えることができ、従属変数が候補者の選挙での当落であれば、 $y_i^*$  は候補者  $i$  の選挙の強さであると考えることができる。これらが閾値0を超えれば、投票参加や当選が実現すると考えるのである。

<sup>2)</sup> これを標準ロジスティック分布の累積分布関数に変え、このモデルは2項ロジットモデルになるが、プロビットモデルは後述する複数の離散従属変数もしくは複数の潜在変数がある場合に拡張することが容易であり、またベイズ推定においても望ましい性質をもつ。

<sup>3)</sup>  $\beta$  のうち切片のパラメータと閾値パラメータはどちらかしか識別されないため、通常は閾値を0とする制約がおかれる。本稿もその慣例に従っている。ただし、閾値は必ずしも0とする必要はなく、任意の値に設定することに注意されたい。

2項プロビットモデルは、閾値パラメータを増やすことにより、容易に順序プロビットモデルへと拡張できる。その方法については、後でPOPモデルの拡張を紹介するときに説明する。

## 2.2. 2つの潜在変数を考えるモデル

POPモデルの特徴は、複数の潜在変数の複雑な関係をモデル化できるところにある。そこで、POPモデルを説明する前に、2つの潜在変数を考えるモデルとその政治学における適用例を紹介しておく、読者の理解の助けになると思われる。

関心のある2値従属変数が2つ以上あり、それが相互に関係していることがある。このようなときは、従属変数同士の関係をモデルに組み込むと、効率のよい推定が可能になることがある。そのようなモデルは、見かけ上無関係なプロビット (seemingly unrelated probit: SUP) モデルと呼ばれることが多い<sup>4)</sup>。見かけ上無関係な回帰 (seemingly unrelated regression) モデルの離散従属変数版である。

$y_{1i}$  と  $y_{2i}$  という2つの2値従属変数を考える。それぞれ背後に観察できない  $y_{1i}^*$  と  $y_{2i}^*$  という潜在変数があり、それによって0をとるか1をとるかが決まるとする。通常の2値プロビットモデルと同様に、潜在変数は次のようにそれぞれ独立変数  $x_{1i}$ ,  $x_{2i}$  によって説明されるとする。

$$y_{1i}^* = x_{1i}'\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$y_{2i}^* = x_{2i}'\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

$y_{1i}$  と  $y_{2i}$  が全く無関係であると仮定できる場合は、別々の2値プロビットモデルを推定すればよいが、 $y_{1i}$  と  $y_{2i}$  に関係があると考えられる場合は、誤差項に関して次の仮定をおく。

$$(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})' \sim N_2(\mathbf{0}, \Sigma) \quad (6)$$

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

$y_{1i}^*$  と  $y_{1i}$ ,  $y_{2i}^*$  と  $y_{2i}$  の関係は、2値プロビットモデル

<sup>4)</sup> 単に2変量 (bivariate) プロビットモデルと呼ばれることもある。なお、より一般的なモデルとして、 $y_{1i}$  が  $y_{2i}$  の要因となっており、かつ内生性があると想定するモデルもある (政治学における利用例として、Herrnson & Morris, 2007; Lassen, 2005)。そのようなモデルや後に紹介する選択プロビットモデルも SUP モデルと呼ばれることがある。

と同様である。

SUPモデルを政治学に適用した研究としては、投票参加キャンペーンの広告を見ていないのに見たと誤って報告する者ほど、投票に行ったと誤って報告する傾向にあるとして、広告視聴を被調査者の自己申告によって測定することの危険性を指摘した Vavreck (2007) が挙げられる。また、SUPモデルは、誤差項が平均0の多変量正規分布に従うとして、2値従属変数が3つ以上ある場合にも拡張できる。例えば、Ansolabehere, Iyengar, & Simon (1999) は、ポジティブな広告を記憶しているか否か、ネガティブな広告を記憶しているか否か、投票したか否かという3つの2値従属変数に対して、SUPモデルを適用している。

## 2.3. POPモデル

POPモデルが対象とするのは、複数の条件が揃ったときにのみ、ある結果が実現するという状況である。政治学にPOPモデルを紹介した Przeworski & Vreeland (2002) がそのような問題の例として指摘するのは、2国間の協調行動である。例えば、国家がIMF協定に参加する要因を分析するときは、国家側の事情とIMF側の事情をともに考慮しなければならない。

ある結果が実現すれば1、そうでなければ0をとる従属変数  $y_i$  を考える。この結果を左右する要因として、2つの潜在変数  $y_{1i}^*$  と  $y_{2i}^*$  を想定できるとし、 $y_{1i}^*$  と  $y_{2i}^*$  は式 (4) ~ (6) によって表されるとする。そして、 $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  は次のような関係をもつと考える。

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } 0 < y_{1i}^*, 0 < y_{2i}^* \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

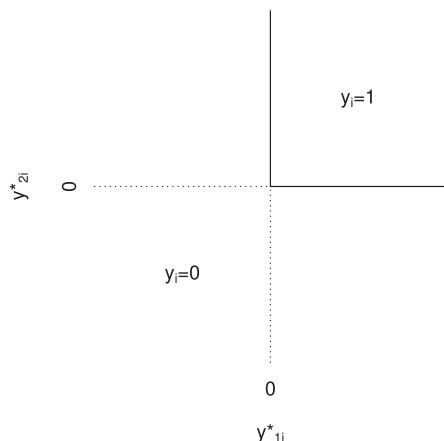
したがって、POPモデルにおいて結果が実現する確率は、

$$\Pr(y_i = 1) = F(x_{1i}'\beta_1, x_{2i}'\beta_2; \Sigma) \quad (8)$$

ということになる。ここで  $F(\cdot, \cdot; \Psi)$  は、平均が  $\mathbf{0}$ 、分散共分散行列が  $\Psi$  の2変量正規分布の累積分布関数である。

要するに、2つの要因がともに閾値を超えたときに初めて  $y_i = 1$  が実現するというモデルである。このモデルの特殊なところは、 $y_i = 0$  のユニットについては、2つの要因のうちどちらが原因で結果が実現しなかったのか、あるいは両方の要因が閾値を下回っていたのかを観察されていないという点にある。逆に言え

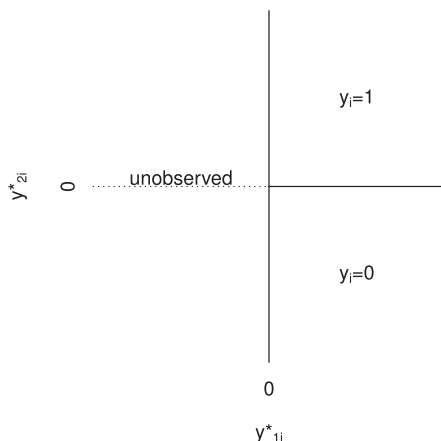


図 1. POP モデルにおける  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の対応関係

ば、POP モデルは、部分的にしか観察されない結果から重畳的な要因を探るためのモデルである。 $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の対応関係を図 1 に示す。

政治学への適用例としては、Przeworski & Vreeland (2002) のほか、観察がイベント単位でしか得られない場合でも、POP モデルによって国家間の戦略的行動を分析できると主張した Nieman (2015) がある。このモデルは、要因が 3 つ以上ある場合にも拡張できる。Braumoeller (2003) は、ブール代数分析が用いられるような因果要因が複雑に絡み合った現象を分析するのに POP モデルが有用であるとして、それを一般化したものをブーリアン・プロビット (Boolean probit) と呼んだ。また、Smith (1999) が 2 国間の戦略的な紛争行動を分析するのに用いた統計モデルは、従属変数が 2 値ではなく様々な帰結がある場合に POP モデルを拡張したものと評価できる。

POP モデルは選択プロビットモデルを拡張したものであるとみなすことができるので、それにも触れておく<sup>5)</sup>。選択プロビットモデルは、ある事象が起こるか ( $y_i = 1$ ) 否か ( $y_i = 0$ ) をモデル化したいが、そもそもある条件が整っていないと結果が観察されないという状況に適したモデルである。例えば、国家間で紛争がエスカレートする要因を調べたいときに、そもそも紛争が生じなければ、紛争がエスカレートするかどうかは観察されない (Reed, 2000)。このときに観察されるかどうかという要素を無視して分析すると、興味のあ

図 2. 選択プロビットモデルにおける  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の対応関係

るモデルのパラメータの推定にバイアスが生じる。

結果が観察されるか否かを決定する潜在変数を  $y_{1i}^*$ 、もし結果が観察されたとしたら、関心のある事象が生じるか否かを決定する潜在変数を  $y_{2i}^*$  とし、潜在変数は式 (4) ~ (6) によって表されるとする。このとき、選択プロビットモデルでは  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の関係を次のように定める。

$$y_i = \begin{cases} \text{unobserved} & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \\ 0 & \text{if } 0 < y_{1i}^*, y_{2i}^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } 0 < y_{1i}^*, 0 < y_{2i}^* \end{cases} \quad (9)$$

$(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の対応関係は図 2 のようになる。

選択プロビットモデルの政治学分野での利用例としては、上述の問題意識をもつ紛争の激化の研究のほか (e.g., Rasler & Thompson, 2006; Reed, 2000), 人種問題に関するサーベイでは黒人を差別する者ほど質問に回答しない傾向にあることを指摘し、それを考慮しないと個々の変数の係数や全体の集計にバイアスが生じることを指摘した Berinsky (1999) がある。

## 2.4. POP モデルの拡張

POP モデルは、潜在変数と結果変数の関係を変えることで、柔軟に拡張することが可能である。以下では、政治学分野に適用された POP モデルの拡張とみなすことができるモデルを紹介する。

部分的な観察可能性の問題は、順序のあるカテゴリ変数を分析する場面でも生じうる。Harris & Zhao (2007) は、この問題に対処するため、ゼロ過剰順序プロ

<sup>5)</sup> また、POP モデルは、Cragg (1971) を始祖とするダブルハードルモデルの離散従属変数版であると考えられることもできる。

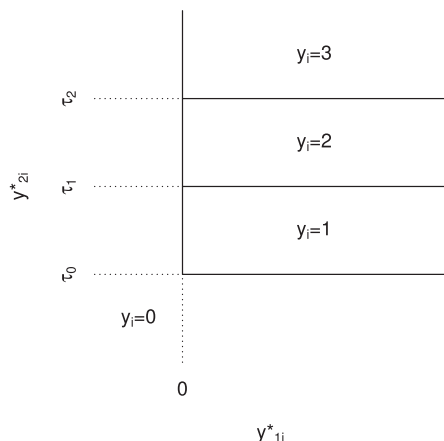


図 3. ZIOPC モデルにおける  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の対応関係

ビット (zero-inflated ordered probit with correlated disturbances: ZIOPC) モデルを提案した。

従属変数  $y_i$  は  $\{0, 1, \dots, J\}$  のいずれかの値をとるとする。ZIOPC モデルでは、 $y_{1i}^*$  が  $y_i = 0$  のユニットを過剰にする要因であり、 $y_{1i}^* \leq 0$  であれば  $y_{2i}^*$  とは無関係に  $y_i = 0$  となる。 $0 < y_{1i}^*$  のユニットに関しては、 $y_{2i}^*$  による通常の順序プロビットモデルが適用される。すなわち、 $\tau_0 = 0, \tau_1, \dots, \tau_{J-1}$  を順序プロビットモデルの閾値パラメータとして、 $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の関係は次のようになる。

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \text{ or } y_{2i}^* \leq 0 \\ j & \text{if } 0 < y_{1i}^* \text{ and } \tau_{j-1} < y_{2i}^* \leq \tau_j \\ & (j = 1, \dots, J-1) \\ J & \text{if } 0 < y_{1i}^* \text{ and } \tau_{J-1} < y_{2i}^* \end{cases} \quad (10)$$

$J = 3$  のときを図に表すと図 3 のようになる。Harris & Zhao (2007) は、このモデルをゼロ過剰ポアソンモデルの応用として捉えているが、 $0 < y_{1i}^*$  のときのカテゴリの数が増えただけで、基本的な構造は図 1 の POP モデルと同じであることがわかる。

政治学分野では、Bagozzi, Hill, Moore, & Mukherjee (2015) が、同じ紛争がない状態であっても、ほとんど紛争が起これない先進諸国の平和と紛争地域の一時的な平和は根本的に異なるとして、紛争研究や内戦研究に ZIOPC モデルを利用すべきだと主張している。また、Gordon & Smith (2004) は、定性的研究から得られる因果経路に関する情報を追加することで、プーリアン・プロビットモデルのパラメータを識別し

やすくなると主張している。彼らのモデルは、POP モデルの結果変数のカテゴリーを増やしたモデルになっており、ZIOPC モデルと細部は異なるものの、同じ発想に基づくものであると言える。

Bagozzi & Mukherjee (2012) が提唱した中間カテゴリー過剰順序プロビット (middle-inflated ordered probit with correlated disturbances: MIOPC) モデルは、前節で説明した中間カテゴリーのインフレに対処するためのモデルであり、これも POP モデルの拡張として考えることができる<sup>6)</sup>。

従属変数  $y_i$  は、 $\{1, 2, \dots, M, \dots, J\}$  のいずれかの値をとるとする。ここで  $J$  は奇数であり、 $M$  は中間のカテゴリーである。すなわち、 $M = (J+1)/2$  である。MIOPC モデルでは、 $y_{1i}^*$  が質問に答えるための知識に関する潜在変数であり、 $y_{1i}^* \leq 0$  であれば必要な知識が欠如していたと考える。このとき、 $y_{2i}^*$  とは無関係に  $y_i = M$  となる。 $0 < y_{1i}^*$  のユニットは、質問に答えるだけの知識を備えていたということであり、通常の順序プロビットモデルによって質問に対する回答が分析される。 $y_{2i}^*$  は質問に対する回答に影響を与える潜在変数である。 $\tau_1 = 0, \tau_2, \dots, \tau_{J-1}$  を順序プロビットモデルの閾値パラメータとして、 $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の関係は式 (11) のようになり、 $J = 5$  のときを図に表すと図 4 のようになる。

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } 0 < y_{1i}^* \text{ and } y_{2i}^* \leq 0 \\ j & \text{if } 0 < y_{1i}^* \text{ and } \tau_{j-1} < y_{2i}^* \leq \tau_j \\ & (j = 2, \dots, M-1, M+1, \dots, J-1) \\ M & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \text{ or } \tau_{M-1} < y_{2i}^* \leq \tau_M \\ J & \text{if } 0 < y_{1i}^* \text{ and } \tau_{J-1} < y_{2i}^* \end{cases} \quad (11)$$

EU 非加盟国の有権者に対して 2002 年に実施された世論調査では、回答者の属する国が EU に加盟することの是非を問う質問が設けられていたが、Bagozzi & Mukherjee (2012) は「良くも悪くもない」の回答がインフレしている可能性を指摘し、このデータを MIOPC モデルで分析することによって、モデルの有用性を確認している。Miwa (2015) は、政党の左右イデオロギー位置を日本の有権者がどう認識しているかを尋ね

<sup>6)</sup> サーベイにおけるインフレ扱った研究ではないが、Brooks, Harris, & Spencer (2012) も Bagozzi & Mukherjee (2012) と同時期に独立に同じモデルを提案している。Bagozzi & Mukherjee (2012) と異なり、パネルデータに適用しているのが特徴である。

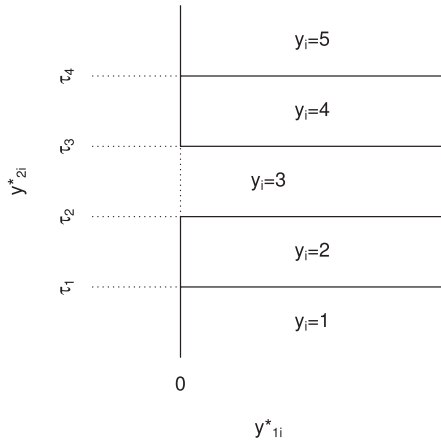


図 4. MIOPC モデルにおける  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$  と  $y_i$  の対応関係

たサーバイデータに対して MIOPC モデルを応用した混合分布モデルを適用し、中間カテゴリー過剰を取り除くと、近年の日本の有権者は平均的に見て、政党の左右イデオロギー位置を政治学の専門家とほぼ同じように認識できているということを示している。

### 3. 有権者のイデオロギーのモデル化

#### 3.1. 強度と向きを同時に考慮するモデル

本節では、複数の潜在変数の組み合わせから結果変数が得られるという POP モデルの発想を応用し、イデオロギー的自己意識の分析に適した統計モデルを提案する。

従属変数  $y_i$  は有権者のイデオロギー的自己意識である。ここでは、イデオロギー的自己意識が 5 件法で測定されていると考え、回答者  $i$  が自己を「保守的」とすると位置づければ  $y_i = 1$ 、「やや保守的」とであると位置づければ  $y_i = 2$ 、「中間」とであると位置づければ  $y_i = 3$ 、「やや革新的」とであると位置づければ  $y_i = 4$ 、「革新的」とであると位置づければ  $y_i = 5$  であるとする。

ここで、次のように表される潜在変数  $y_{1i}^*$  と  $y_{2i}^*$  を考える<sup>7)</sup>。

<sup>7)</sup> 前節の順序プロビットモデルの説明とは異なり、識別のためのパラメータの制約方法として、閾値パラメータを 2 つ (0 と 1 に) 固定し、 $\varepsilon_{1i}$  の分散  $\sigma_1^2$  が動くことを許す設定にしていることに留意されたい。見かけ上無関係な順序プロビットモデルを推定する MCMC アルゴリズムを開発した Chen & Dey (2000) が、相関行列よりも分散共分散行列の方がギブスサンプリングに適しているという理由からこの識別方法を採用し

$$y_{1i}^* = \mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha} + \varepsilon_{1i} \quad (12)$$

$$y_{2i}^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{2i} \quad (13)$$

$$(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})' \sim N_2(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (14)$$

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1 \\ \rho\sigma_1 & 1 \end{pmatrix}$$

$y_{1i}^*$  はイデオロギー的自己意識の向きを表す潜在変数であり、 $y_{1i}^*$  が小さいほど保守的、大きいほど革新的であることを意味するものとする。 $\mathbf{z}_i$  はイデオロギー的自己意識の向きに関係する独立変数のベクトルである。 $y_{2i}^*$  はイデオロギー的自己意識の強度を表す潜在変数であり、 $y_{2i}^*$  が大きいほど極端な位置に自己を位置づけるものとする。 $\mathbf{x}_i$  はイデオロギー的自己意識の強度に関係する独立変数のベクトルである。

先に触れた Wood & Oliver (2012) の分析が日本にも当てはまるとすると、イデオロギー的自己意識の向きについては、保守、中間、革新の 3 つのカテゴリーに分けることには意味があるが、保守や革新の内部でそれ以上のカテゴリーに分けることに意味があるかは疑わしいということになる。保守や革新の中で、「保守的」／「革新的」と「やや保守的」／「やや革新的」を分けるのは、イデオロギー的自己意識の強度という別の要因であると考えられる。これは、極端反応傾向という、イデオロギーとは全く関係のない個人の性格的な要因に由来するものであるとも考えうるだろう。こうしたことから、有権者が自己のイデオロギーを認識しているという条件の下で、従属変数と潜在変数の関係を次のように設定する。

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \text{ and } 0 < y_{2i}^* \\ 2 & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \text{ and } y_{2i}^* \leq 0 \\ 3 & \text{if } 0 < y_{1i}^* \leq 1 \\ 4 & \text{if } 1 < y_{1i}^* \text{ and } y_{2i}^* \leq 0 \\ 5 & \text{if } 1 < y_{1i}^* \text{ and } 0 < y_{2i}^* \end{cases} \quad (15)$$

$y_{1i}^*$  によってイデオロギー的自己意識の向きが中間になるような回答者は、 $y_{2i}^*$  の値にかかわらず「中間」の選択肢を選ぶということになる。

#### 3.2. 認識のモデルと中間カテゴリー過剰問題

以上の議論によって、イデオロギー的自己意識の強度と向きをモデル化することができた。しかし、これ

ており、本稿はそれに倣っている。

は回答者が自己のイデオロギーを認識しているという条件の下での議論である。以下では、回答者がそれを認識しているか否かという要素を付け加える。

有権者が自己のイデオロギーを認識しているかを調べる方法として最も自然なのは、イデオロギー的自己意識を問う質問に答えられるか、つまりその質問に「わからない」と答えるのではなく、何らかの回答を示すかによって判断するというものである。しかし、Bagozzi & Mukherjee (2012) が指摘したように、イデオロギー的自己意識の質問には中間カテゴリーのインフレが生じているおそれがある。イデオロギーは一般的有権者には理解が難しい概念であるため (e.g., Converse, 1964), 特に中間カテゴリーのインフレへの対処が必要になる。中間カテゴリーのインフレに対処しないまま上で述べたようなモデルを推定すると、中間カテゴリーのインフレと関係する変数に関して、イデオロギーの向きに与える影響が過小に推定されることが危惧される。

Bagozzi & Mukherjee (2012) は、MIOPC モデルを現実のデータに適用する際に、「わからない」の回答と中間カテゴリーの回答を混ぜる、もしくは「わからない」の回答を分析から除外するという方法を採用した。しかし、中間カテゴリーの回答の情報だけでは、それが真に測定したいものを表しているのか、インフレによって生じたものなのかを識別するのは難しい。そこで、「わからない」の回答を独立のカテゴリーとして扱う方法を考える。有権者が自己のイデオロギーを認識しているか否かに関係する潜在変数  $y_{3i}^*$  を仮定し、それが次の式で表されるとする。

$$y_{3i}^* = \mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{3i} \quad (16)$$

$\mathbf{w}_i$  は政治的知識に関係するような独立変数のベクトルであり、 $\boldsymbol{\gamma}$  はその係数ベクトルである。理論上は、 $\varepsilon_{1i}$  や  $\varepsilon_{2i}$  と  $\varepsilon_{3i}$  が相関すると仮定したモデルを推定することも可能であるが、予備的な分析の結果、人工的なデータを用いたシミュレーションにおいてすらパラメータの識別が困難になることが判明したため、本稿では  $\varepsilon_{3i}$  は  $\varepsilon_{1i}$  および  $\varepsilon_{2i}$  と無相関であると仮定する。

$y_{3i}^* \leq 0$  のとき、回答者  $i$  は自己のイデオロギーを認識せず、 $0 < y_{3i}^*$  のとき認識すると考える。 $J = 5$  の MIOPC モデルでは、 $y_i = 1, 2, 4, 5$  のとき  $0 < y_{3i}^*$  であることは確実であるが、 $y_i = 3$  のときは  $y_{3i}^*$  が 0 以下か 0 より大きいかは不確実であり、ここに部分的な観察可能性が生じていた。ここで、「わからない」と回

答した者も分析に含め、このときの従属変数を  $y_i = 6$  とすると、 $y_i = 6$  のときは確実に  $y_{3i}^* \leq 0$  であると考えることができる。この点で、「わからない」の回答を分析に含めることで、 $y_{3i}^*$  に関する情報が増えていると言える。この情報を利用することで、 $y_i = 3$  である回答者の中でも  $y_i = 6$  である回答者に似た特徴をもつ者を、自己のイデオロギーを認識せず体面を保つために中間カテゴリーを選択した者であると判別しやすくなる。

最後に、自己のイデオロギーを認識しない回答者の中で、中間カテゴリーを選択する者と正直に「わからない」と答える者を区別するために、4 つ目の潜在変数  $y_{4i}^*$  を導入する。

$$y_{4i}^* = \mathbf{v}_i' \boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{4i} \quad (17)$$

$y_{4i}^*$  は回答者が見栄を張る性格かどうかを表すような潜在変数であると解釈できる。 $\mathbf{v}_i$  はそのような性格に關係する独立変数ベクトルであり、 $\boldsymbol{\delta}$  はその係数ベクトルである。 $\varepsilon_{3i}$  と同様の理由で、 $\varepsilon_{4i}$  は他の 3 つの潜在変数の誤差項と無相関であると仮定する。回答者  $i$  が自己のイデオロギーを認識しなかった場合、 $y_{4i}^* \leq 0$  であれば回答者は「わからない」と答え、 $0 < y_{4i}^*$  であれば中間のカテゴリーを答えるとする<sup>8)</sup>。

式 (15) は有権者が自己のイデオロギーを認識しているという条件の下での設定であったが、これに有権者が自己のイデオロギーを認識していない場合を加えると、4 つの潜在変数と  $y_i$  の関係は式 (18) のようになる。

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \text{ and } 0 < y_{2i}^* \text{ and } 0 < y_{3i}^* \\ 2 & \text{if } y_{1i}^* \leq 0 \text{ and } y_{2i}^* \leq 0 \text{ and } 0 < y_{3i}^* \\ 3 & \text{if } (y_{3i}^* \leq 0 \text{ and } 0 < y_{4i}^*) \\ & \text{or } (0 < y_{1i}^* \leq 1 \text{ and } 0 < y_{3i}^*) \\ 4 & \text{if } 1 < y_{1i}^* \text{ and } y_{2i}^* \leq 0 \text{ and } 0 < y_{3i}^* \\ 5 & \text{if } 1 < y_{1i}^* \text{ and } 0 < y_{2i}^* \text{ and } 0 < y_{3i}^* \\ 6 & \text{if } y_{3i}^* \leq 0 \text{ and } y_{4i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (18)$$

<sup>8)</sup> この潜在変数は、自己のイデオロギーを認識している回答者にとっては無関係のものであるが、 $y_{4i}^*$  は全ての回答者について存在が仮定される。反実仮想的にその回答者が自己のイデオロギーを認識できなかった場合に、 $y_{4i}^*$  によって「わからない」と答えるか否かが決定されたと考える。



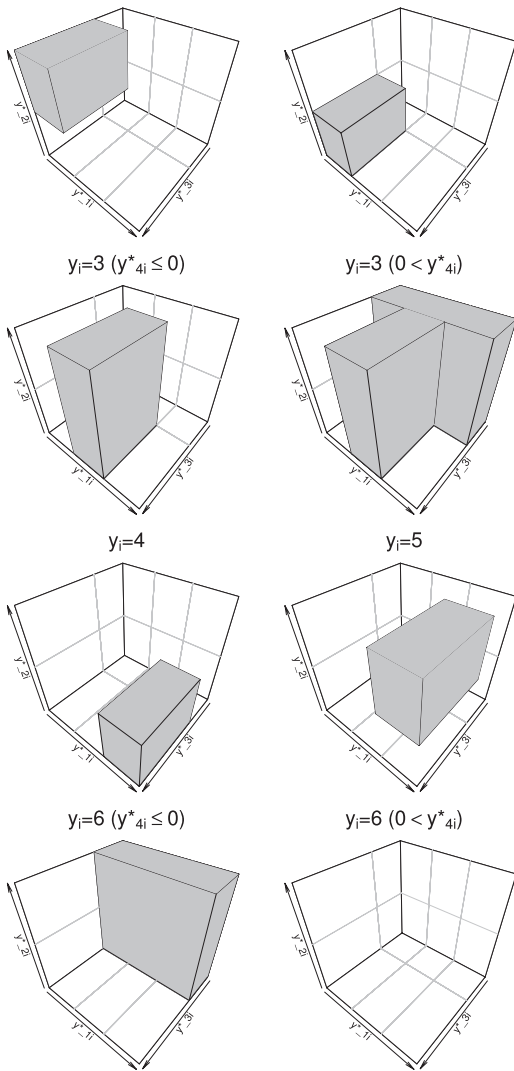


図 5. MIDE モデルにおける潜在変数と  $y_i$  の対応関係  
 注：灰色に塗りつぶされた立体的領域がそれぞれのカテゴリに対応する  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*, y_{3i}^*)$  の領域である。  
 $y_i = 3, 6$  については、 $y_{4i}^*$  が 0 以下か 0 より大きいかで場合分けして示している。 $y_i = 1, 2, 4, 5$  については、 $y_{4i}^*$  の値は関係ない。 $y_{1i}^*$  軸のグリッド線は左から 0, 1 を、 $y_{2i}^*$  軸と  $y_{3i}^*$  軸のグリッド線は 0 を表す。

以下では、このモデルを MIDE (middle-inflated direction-extremity) モデルと呼ぶ。MIDE モデルにおける潜在変数と  $y_i$  の対応関係を図に表すと図 5 のようになる。

最終的に、MIDE モデルにおいて従属変数が各値をとる確率は次のようになる。

$$\begin{aligned}
 \Pr(y_i = 1) &= \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}) \times F(-\mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha}, \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}; \tilde{\Sigma}) \\
 \Pr(y_i = 2) &= \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}) \times F(-\mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha}, -\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}; \Sigma) \\
 \Pr(y_i = 3) &= \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}) \times \{\Phi(1 - \mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(-\mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha})\} \\
 &\quad + \{1 - \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma})\} \times \Phi(\mathbf{v}_i' \boldsymbol{\delta}) \\
 \Pr(y_i = 4) &= \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}) \times F(\mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha} - 1, -\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}; \tilde{\Sigma}) \\
 \Pr(y_i = 5) &= \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma}) \times F(\mathbf{z}_i' \boldsymbol{\alpha} - 1, \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}; \Sigma) \\
 \Pr(y_i = 6) &= \{1 - \Phi(\mathbf{w}_i' \boldsymbol{\gamma})\} \times \{1 - \Phi(\mathbf{v}_i' \boldsymbol{\delta})\}
 \end{aligned} \tag{19}$$

ここで  $\tilde{\Sigma}$  は、 $\Sigma$  の  $\rho$  を  $-\rho$  に置き換えたものである。

### 3.3. 推定方法

部分的な観察可能性を伴うモデルの利用例として前節で紹介したほぼ全ての先行研究は、モデルの推定に最尤法を用いていた<sup>9)</sup>。確かに、独立変数のもつ情報量が十分であれば最尤法でも推定は可能であるが、POP モデルは尤度関数が平坦になるなど識別が難しい場合があるとされている (Braumoeller, 2003)。このような複雑なモデルで最尤法を用いると、局所解にたどり着いてしまうおそれがある<sup>10)</sup> (Rainey & Jackson, N.d., p.8)。そこで本稿では、マルコフ連鎖モンテカルロ (Markov chain Monte Carlo: MCMC) 法を用いて MIDE モデルのパラメータをベイズ推定する<sup>11)</sup>。

本稿のモデルのように、背後に潜在変数を仮定するモデルをベイズ推定するときには、Albert & Chib (1993) が 2 項ロジットモデル等の推定に導入したように、データ拡大法 (data augmentation) を用いるのがよい。これは、潜在変数を条件づけた上でパラメータを事後分布からサンプリングし、サンプリングされたパラメー

<sup>9)</sup> 例外は Gordon & Smith (2004) と Smith (1999) で、この 2 つの研究はマルコフ連鎖モンテカルロ法を採用している。

<sup>10)</sup> Rajbhandari (2014) は、POP モデルの最尤推定についてモンテカルロシミュレーションを行い、誤差項間の相関係数のパラメータが初期値に大きく依存することを示している。

<sup>11)</sup> 前節で紹介したモデルのベイズ推定法を提唱した研究として、SUP モデルに関して Chib & Greenberg (1998)、POP モデルに関して Rajbhandari (2014)、見かけ上無関係な順序プロビットモデルに関して Chen & Dey (2000) と Lawrence, Bingham, Liu, & Nair (2008)、ZIOPC モデルに関して Gurmu & Dagne (2012) がある。

タを条件づけた上で潜在変数をサンプリングするという工程を繰り返す方法である<sup>12)</sup>。

#### 4. モデルの適用

##### 4.1. データと変数

本節では、MIDE モデルを日本の世論調査データに適用し、MIDE モデルによる推定結果を既存のモデルを用いた推定結果と比較し、さらに蒲島・竹中による分析と得られる含意がどのように異なるかを検討する。利用したデータは、明るい選挙推進協会が1987年から2010年にかけて実施した、「衆議院議員総選挙の実態」(90, 96, 00, 03, 05, 09年)、「参議院議員通常選挙の実態」(89, 92, 95, 98, 01, 04, 07, 10年)、「選挙に関する全国意識調査」(87, 91年)という16個のクロスセクションデータである<sup>13)</sup>。以後、これらを総称して「明推協データ」と呼ぶ。

これらの調査には共通して、有権者の保守イデオロギーの自己位置づけを尋ねる質問が含まれている。質問文は、「よく保守的とか革新的とかいう言葉が使われていますが、あなたご自身はこの中のどれにあたると思いますか。」というものである。選択肢は「保守的」「やや保守的」「中間」「やや革新的」「革新的」であり、他に「わからない」がコーディングされている。

分析に用いる変数を説明する。従属変数  $y_i$  は前節で説明したとおりである。保守イデオロギーの向きに関係する独立変数  $z_i$  と強度に関係する独立変数  $x_i$  としては、蒲島・竹中を参考にして、性別、年齢、教育程度、職業を投入した<sup>14)</sup>。性別は女性であれば1をとる

ダミー変数である。年齢は20歳代、30歳代、……、80歳以上の7つのカテゴリにコーディングされた変数を連続変数として扱った。教育程度は中卒を基準とし、高卒と高専・短大・専門学校卒以上の2つのダミー変数を作成した。職業は、学生と主婦を含む無職を基準とし、農林漁業、商工サービス業・自由業、管理職・専門技術職・事務職、販売・保安・サービス従事者、運輸・通信・生産工程従事者という5つのダミー変数を作成した。

イデオロギーの認識の有無に関係する独立変数  $w_i$  としては、性別、年齢、教育程度、職業のほか、政治関心と政党支持の強さを投入した。これら2つの変数は、中間カテゴリのインフレを取り除くために有用な情報を提供するものとして導入するが、デモグラフィック属性より後にくる変数、いわゆる中間変数であることに注意が必要である。そのため、認識の有無に関する推定結果の解釈には注意を要する。最後に、自己のイデオロギーを認識していなかった場合に「わからない」と答えるか否かに関係する独立変数  $v_i$  であるが、明推協データには関係しそうな変数が見当たらないため、変数は投入せず切片のみとした<sup>15)</sup>。

##### 4.2. 情報量規準によるモデルの比較

16個のクロスセクションデータのそれぞれに対してMIDEモデルを適用した<sup>16)</sup>。まず、MIDEモデルが日本の有権者のイデオロギーの自己意識を適切にモデル化できているかを検証するために、強度の要素を考慮するか否か、中間カテゴリのインフレを考慮するか

当な変数がない。Harris & Zhao (2007)によれば、除外制約を満たさないことで推定に悪影響が及ぶのは誤差項間の相関係数のパラメータであり、各変数の予測確率に対する限界効果の推定には除外制約はほとんど関係ない。さらに、筆者が行ったモンテカルロ実験(オンライン付録に掲載)からは、MIDEモデルにおいては除外制約の有無が推定のパフォーマンスに影響しないことが示唆されていた。したがって、本稿では除外制約を無視し、 $z_i \equiv x_i$ とした。なお、Harris & Zhao (2007)も指摘するように、POPモデルや類似のモデルでは複数の潜在変数が異なるレジームに由来すると想定するため、通常の適用においては自然に除外制約を満たすことになると思われる。本稿の除外制約を無視した独立変数の設定は、あくまで本稿に特殊な事情による例外的なものである。

<sup>15)</sup> データと変数の操作化に関する詳細はオンライン付録に掲載した。

<sup>16)</sup> 統計ソフトの情報やMCMCアルゴリズムの実装に関する詳細はオンライン付録を参照されたい。

<sup>12)</sup> 詳細なアルゴリズムと推定に関するモンテカルロ実験の結果はオンライン付録に掲載する。

<sup>13)</sup> 1993年の「衆議院議員総選挙の実態」調査のデータは、筆者の環境で利用することができなかったため、分析に含めていない。また、2012年の衆院選時の調査と2013年の参院選時の調査のデータも公開されているが、調査方法が面接から郵送に変更されたのに加え、過去の調査と共通する質問が少なくなったことから、比較が難しいため、分析対象としていない。

<sup>14)</sup> POPモデルのパラメータの識別のためには、2つの潜在変数のうちいずれか一方にしか影響しない変数が1つ以上なければならないという除外制約(exclusion restriction)が必要になる。ZIOPCモデルやMIOPCモデルでは、除外制約は識別のための必要条件ではないが、Harris & Zhao (2007)とBagozzi & Mukherjee (2012)によれば、除外制約を満たさない場合、推定のパフォーマンスが悪化するという。しかし、本稿の場合、強度と向きのいずれかのみを説明するような適

否かを異にする 3 つのモデルとの比較を行った<sup>17)</sup>。モデルのよさの比較には、広く使える情報量基準 (widely applicable information criterion: WAIC) を用いた (Watanabe, 2010)<sup>18)</sup>。これはあてはまりのよさと同時に、パラメータが多すぎることのペナルティも考慮する指標であり、その値が最小になるモデルがよいモデルと判定される。

各年のデータを 4 つのモデルで分析した結果について、WAIC を計算した結果を示したのが表 1 である<sup>19)</sup>。まずモデル 1 とモデル 3、モデル 2 と MIDE モデルを比較すると、全ての年でモデル 1 よりもモデル 3、モデル 2 よりも MIDE モデルがよいモデルと判定された。このことから、日本の有権者のイデオロギー的自己意識を分析するときには、中間カテゴリーのインフレを考慮したモデル化を行うべきであるということがわかる。次に、モデル 1 とモデル 2、モデル 3 と MIDE モデルを比較すると、ほぼ全ての年でモデル 1 よりもモデル 2、モデル 3 よりも MIDE モデルがよいモデルと判定された。したがって、日本の有権者のイデオロギー的自己意識は、保守-やや保守-中間-やや革新-革新が単線的に位置づけられるのではなく、保守-中間-革新というおおまかな方向性に加えて、それとは区別される要素である強度が保守／革新の中でのカテゴリー分けに寄与していると考えられる。総合的にみて、2010 年でモデル 3 が最良と判定されたのを除けば、全ての年で MIDE モデルが最もよいモデルであると判定された。

#### 4.3. 主要な推定結果、および中間カテゴリーのインフレを考慮しないモデルとの比較

以下では、モデル選択によってモデル 3 がよいと判定された 2010 年を除く 15 時点のデータについて、MIDE モデルによる主要な分析結果を記述する<sup>20)</sup>。また、中間カテゴリーのインフレの影響が大きく現れるイデオロギーの認識と向きに関する推定結果については、インフレを考慮しないモデル 2 の推定結果との比較を行う。

表 1. WAIC によるモデルの評価

|      | モデル 1 | モデル 2 | モデル 3 | MIDE  |
|------|-------|-------|-------|-------|
| 強度   | —     | +     | —     | +     |
| 中間   | —     | —     | +     | +     |
| 1987 | 6,950 | 6,910 | 6,806 | 6,768 |
| 1989 | 7,135 | 7,122 | 7,009 | 6,999 |
| 1990 | 7,070 | 7,068 | —     | 6,999 |
| 1991 | 7,127 | 7,095 | —     | 6,941 |
| 1992 | 6,718 | 6,718 | 6,618 | 6,613 |
| 1995 | 6,541 | 6,537 | 6,443 | 6,438 |
| 1996 | 6,306 | 6,280 | 6,200 | 6,172 |
| 1998 | 6,797 | 6,799 | 6,697 | 6,695 |
| 2000 | 7,011 | 6,990 | 6,924 | 6,902 |
| 2001 | 6,539 | 6,538 | —     | 6,455 |
| 2003 | 6,793 | 6,777 | 6,698 | 6,686 |
| 2004 | 6,639 | 6,637 | 6,554 | 6,553 |
| 2005 | 4,904 | 4,895 | 4,879 | 4,870 |
| 2007 | 5,420 | 5,407 | 5,338 | 5,328 |
| 2009 | 5,601 | 5,597 | —     | 5,573 |
| 2010 | 5,629 | 5,929 | 5,606 | 5,609 |

注：2 行目と 3 行目は、それぞれモデルが強度の要素と中間カテゴリーのインフレを考慮していれば +、考慮していなければ — を示す。灰色の網掛けは、各年において WAIC が最小だったモデルを示す。1990, 1991, 2001, 2009 年のモデル 3 は、パラメータの識別が不可能であったと判断した。

まず、認識について、様々な条件の下で  $\Pr(0 < y_{3i}^*)$  を計算した。結果の一部を図 6 に示す。男性は女性よりも自己のイデオロギーを認識する確率が最大で 20 パーセントポイントほど高い。年齢については、ほとんどの年で高齢者の方が若者よりも自己のイデオロギーを認識する確率が高い。教育程度が高いほど自己のイデオロギーを認識する確率が高く、中卒者と高専・短大・専門学校以上の学歴をもつ者の間には、男女差と同程度の大きな差がみられた。職業の影響は、管理職・専門技術職・事務職の労働者が無職よりも自己のイデオロギーを認識する確率が高い年が多いという以外は、一貫した傾向を読み取ることはできない。

中間カテゴリーのインフレを考慮しないモデルと MIDE モデルを比較すると、MIDE モデルの方が性別、年齢、教育程度の影響を大きく推定していた。これは、中間カテゴリーをインフレさせている回答者もイ

<sup>17)</sup> MIDE モデル以外のモデルの詳細と推定のアルゴリズムについてはオンライン付録に掲載した。

<sup>18)</sup> 計算方法は Gelman, Carlin, Stern, Dunson, Vehtari, & Rubin (2014, pp.172–174) を参考にした。

<sup>19)</sup> 1990, 1991, 2001, 2009 年のモデル 3 については、鎖ごとの推定結果が大きく分離していたことから、パラメータが識別不可能であったとみられる。そのため、表 1 では欠損扱いとしている。

<sup>20)</sup> 詳細な分析結果はオンライン付録に掲載する。

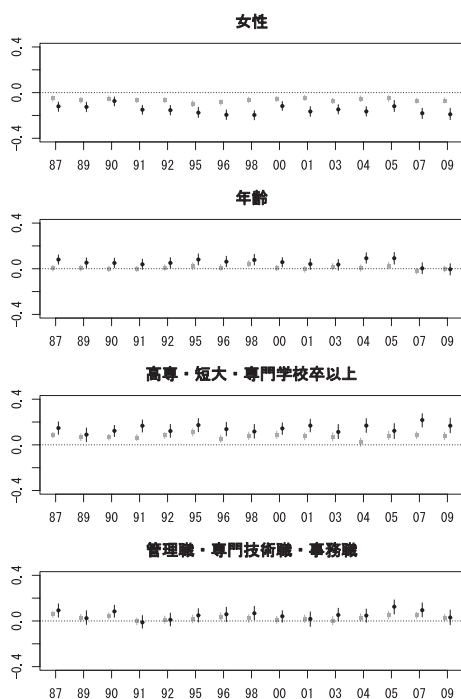


図 6. 各変数が自己のイデオロギーを認識する確率に与える影響

注：年齢以外の変数は 0 から 1 に変化させたとき、年齢は 30 歳代から 60 歳代に変化させたときに、自己のイデオロギーを認識する確率  $\Pr(0 < y_{3i}^*)$  がどう変化するかを示す。シミュレーションには実際のデータを用い、分析対象とする変数のみを変化させて予測確率を計算した。灰色の四角はモデル 2、黒い点は MIDE モデルによる事後平均、上下に伸びる線分は 90% 最高事後密度 (highest posterior density: HPD) 区間である。

デオロギーを認識していない者として扱うことで、「わからない」の回答だけで測るよりも認識の有無を正確に測定できたからであると思われる。ただし、MIDE モデルには推定の不確実性が大きいというデメリットもある。

次に、イデオロギーの強度について、様々な条件の下で  $\Pr(0 < y_{2i}^*)$  を計算した。これは、仮に  $0 < y_{3i}^*$  であり、かつ  $y_{1i}^* \leq 0$  あるいは  $1 < y_{1i}^*$  であったときに、両端のカテゴリを選ぶ確率を意味する。結果の一部を図 7 に示す。高齢者ほど強度が大きく、小さな差ではあるものの、男性は女性よりも強度が大きい傾向にある。教育程度については、多くの年において、高

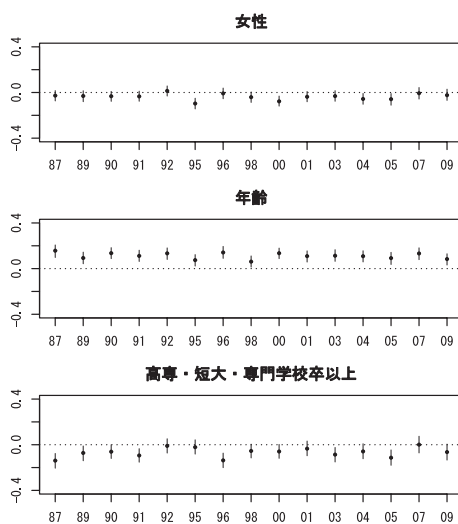


図 7. 各変数が（潜在的に）端のカテゴリを選ぶ確率に与える影響

注：年齢以外の変数は 0 から 1 に変化させたとき、年齢は 30 歳代から 60 歳代に変化させたときに、（潜在的に）端のカテゴリを選ぶ確率  $\Pr(0 < y_{2i}^*)$  がどう変化するかを、MIDE モデルの推定結果に基づいて計算したものである。シミュレーションには実際のデータを用い、分析対象とする変数のみを変化させて予測確率を計算した。点は事後平均、上下に伸びる線分は 90%HPD 区間である。

専・短大・専門学校以上の学歴をもつの方が中卒者に比べて強度が小さいことが読み取れる。職業の一貫した影響はみられない。

最後に、イデオロギーの向きについて、様々な条件の下で  $\Pr(1 < y_{1i}^*)$  を計算した。これは、仮に  $0 < y_{3i}^*$  である場合に「保守」または「やや保守」を選ぶ確率である。結果の一部を図 8 に示す。高齢者ほど保守的、高学歴者ほど革新的という傾向がみられる。商工業者が保守的である傾向や製造業の労働者が革新的である傾向は、時代が下るにつれて小さくなり、近年では確実な影響があるとは言えない。他方で、農林漁業従事者をみると、2000 年代でも概ね無職に比べて保守的であると言ってよい。

興味深いのは性別の影響である。一般に男性は保守、女性はリベラルと結び付けられることが多く (e.g., McDermott, 1997), アメリカでは女性の方がリベラルなイデオロギー的自己意識をもっているとされる (Norlander & Wilcox, 2008)。しかし、MIDE モデルが示



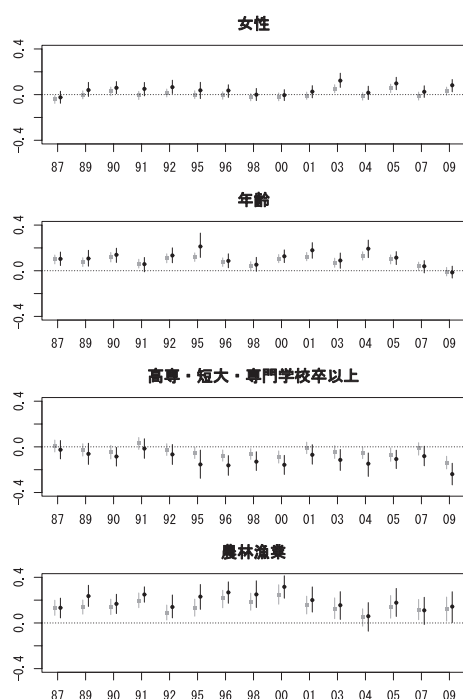


図 8. 各変数が保守的である確率に与える影響  
 注：年齢以外の変数は 0 から 1 に変化させたとき、年齢は 30 歳代から 60 歳代に変化させたときに、保守的である確率  $\Pr(y_{1i}^* \leq 0)$  がどう変化するかを示す。シミュレーションには実際のデータを用い、分析対象とする変数のみを変化させて予測確率を計算した。灰色の四角はモデル 2、黒い点は MIDE モデルによる事後平均、上下に伸びる線分は 90%HPD 区間である。

す結果は異なる。女性の方が革新的であるとされる年は 1 つもなく、逆にいくつかの年で女性の方が保守的である確率が高いと評価できる。その差は 4~9 パーセントポイントである。

中間カテゴリーのインフレを考慮しないモデルと MIDE モデルを比較すると、年齢と職業のシミュレーションの結果はほとんど変わらないが、性別と教育程度の影響は MIDE モデルの方で大きく推定される傾向にある。この 2 つの変数は中間カテゴリーのインフレと深く関係しているため、MIDE モデルによってインフレのノイズが取り除かれた結果、これらの変数と方向性の関係がクリアになったからだと考えられる。特に、女性の方が保守的であるという結果は、MIDE モデルでないと明確に現れてこないものである。

#### 4.4. 蒲島・竹中の分析結果との比較

最後に、同じ種類のデータを使い、同様の独立変数を用いて分析を行った蒲島・竹中による結果と本稿の分析結果との違いを確認する。

ここで、蒲島・竹中の分析方法と MIDE モデルの違いを確認しておく。蒲島・竹中が用いた手法は林の数量化理論 I 類であるが、これはダミー変数を用いた重回帰分析に相当する(青木, 2009, pp.215~219)。認識の有無については、蒲島・竹中は回答しなかった場合、すなわち「わからない」の場合に 0、そうでなければ 1 をとる従属変数を分析しており、中間カテゴリーのインフレを考慮していない点が本稿と異なる<sup>21)</sup>。強度の従属変数としては、蒲島・竹中は「中間」を 0 とし、両端に向かって増加する値を用いている。本稿は強度に関して「中間」のカテゴリーを考慮しないので、その点が異なる。向きの分析では、蒲島・竹中が「わからない」以外の 5 つのカテゴリーを連続値として扱っているのに対して、MIDE モデルでは「保守的」と「やや保守的」、「革新的」と「やや革新的」を区別しない。

まず、認識について、男性、高齢者、高学歴者が自己のイデオロギーを認識できている傾向にあるという本稿の結果は、蒲島・竹中の分析結果と整合的である。

次に、向きについてみると、高齢者ほど保守的であり、高学歴者ほど革新的であるという本稿の分析から読み取れる傾向は、蒲島・竹中の知見に合致するものである。また、蒲島・竹中は職業の影響は近年小さくなっていると指摘しているが、本稿でも商工業者や製造業の労働者についてはその傾向がみられる。結論が食い違うのは性別の影響であり、蒲島・竹中がイデオロギーの向きについて有意な性差を見出していないのに対して、本稿では先に詳しく見たように、MIDE モデルによって中間カテゴリーのインフレを除去したことにより、女性の方が保守的である可能性を示す結果を得ている。

強度については、蒲島・竹中と本稿では定義が異なるものの、高齢者や男性の強度が大きく、職業の一貫した影響がみられない点は、蒲島・竹中とはほぼ同旨の結果である。結論が食い違うのは、教育程度の影響に関し

<sup>21)</sup> 竹中 (2014) が分析したイデオロギー的自己意識のデータは 1 から 10 の 10 点尺度で測定されたものであり、中間のカテゴリーは存在しないが、回答の分布をみると 5 が明らかにインフレしている。1 から 10 の数字を選ぶ際に、10/2=5 を真ん中と錯覚することは十分に考えられる。したがって、竹中 (2014) の分析も同じ問題を抱えていると考えてよいだろう。

てである。蒲島・竹中 (1996, 2012) の分析結果は、低学歴者の方が強度が小さいというものであった<sup>22)</sup>。それに対して、MIDE モデルのシミュレーションからは高学歴者の方が強度が小さいことがうかがえる。

もちろん、強度の定義が異なるため、どちらが正しいとは言いきれない。しかし、次の2つの点を指摘しておきたい。第一に、蒲島・竹中の分析は中間カテゴリーのインフレの影響を受けているので、それを考慮した場合、彼らの定義を採用しても結果が異なってくる可能性がある。第二に、極端反応傾向の研究では、低学歴者の方が極端反応傾向が強いことが知られている (Greenleaf, 1992; Marín, Gamba, & Marín, 1992; Meisenberg & Williams, 2008)<sup>23)</sup>。このことは、本稿のイデオロギー強度の捉え方に一定の正当化根拠を与えうるのではないだろうか。

Converse (1964) の古典的研究以来、イデオロギーを政治的洗練と結びつけるのが通説的な見方であり、政治的洗練と教育程度は強く相関することを考えると、高学歴者ほどイデオロギー強度が大きいという蒲島・竹中の結果は、通説的なイデオロギー観と整合的なものであると言える。しかし、もともと Downs (1957) が指摘していたように、イデオロギーは情報コストを削減するためのヒューリスティックの一種であること、つまり、イデオロギー的な思考方法は政治的判断や態度形成において情報を処理しきれない人が用いる次善の策であるということを考慮するならば、イデオロギーはむしろ政治的に洗練されきっていない人にこそ必要なものであるとも考えられる (三輪, 2014)。教育程度の低い者の方がイデオロギー強度が大きいという本稿の MIDE モデルによる結果は、通説的なイデオロギー観に一石を投じるものとして評価することができるだろう<sup>24)</sup>。

<sup>22)</sup> ただし、竹中 (2014) では、教育程度は強度にほとんど影響していなかったようである。

<sup>23)</sup> なお、本稿の結果は、年齢が高いほど極端反応傾向が強いという先行研究の知見 (Greenleaf, 1992; Meisenberg & Williams, 2008) にも合致する。

<sup>24)</sup> ここでは、自己のイデオロギーを認識でき、かつ向きが中道でない ( $0 < y_{3i}^*$ , かつ  $y_{1i}^* \leq 0$  または  $1 < y_{1i}^*$ ) という条件の下で、イデオロギーの強度を考えていることに注意する必要がある。つまり、教育程度の低い者はそもそもイデオロギー的な手がかりを使うことができず、自己のイデオロギーを認識できない可能性が高いものの、一旦自己のイデオロギーを認識し、それがいずれかの方向性を帯びた場合、高学歴者よりも極端になりやすいというのが、本稿の推定結果から得られる含意である。

## 5. 結 語

本稿では、複数の潜在的な要因が複雑に絡み合って生じる現象をモデル化する方法として POP モデルを紹介し、その政治学における利用例と発展についてまとめた。その発想を応用して、日本の有権者のイデオロギーを分析するのに適した統計モデルを構築し、それを世論調査データに適用することで、POP モデルの有用性を示した。

POP モデルは幅広い応用が可能である。例えば、本稿と同様に有権者のイデオロギーを POP モデルで分析する場合でも、本稿では回答者の無知による中間カテゴリーのインフレしか考慮しなかったのに対して、政治的に極端だと思われたくないという社会的望ましきバイアスによるインフレが生じていると分析者が考え、かつそれを検出できるような変数を用意できる場合には、そのための潜在変数を仮定し、潜在変数と結果変数の関係を改変すればよい。また、本稿が提案した MIDE モデルは、イデオロギー的自己意識と同じ問題が生じうる難易度の高い他の世論調査項目の分析に (そのまま、あるいは潜在変数と結果変数の関係について細部をアレンジした上で) 適用することが可能である。

分析者は POP モデルを単にデータ生成過程をモデル化するために使うだけでなく、その推定によって得られた潜在変数に関する情報を別の分析に利用することも可能である。例えば、イデオロギーに基づく投票行動を分析したいときなどに、自己のイデオロギー位置をきちんと認識している人だけを分析対象にしたいということがあるかもしれない。そのようなときは、本稿が構築したようなモデルをデータ拡大法を用いて推定することによって、ある個人が中間カテゴリーのインフレを引き起こしているか否かに関する信念を得ることができ、その個人を後続の分析に含めるかどうかを、その推定の不確実性を考慮した上で決定することができる。

最後に、本稿のモデルにいくつかの欠点があることに触れておきたい。第一に、本稿のモデルでは向きと強度に関する潜在変数の誤差項間に相関があると仮定しているが、他の潜在変数の組み合わせでは誤差項間の相関が0であると仮定している。推定上仕方がなかったとはいえ、これは現実的な仮定であるとは言えない。より情報量の豊富なデータの場合、誤差項間の相関に関する仮定を緩めることができるかもしれない。推定方法を改善することによっても、相関係数のパラ

メータを安定して推定することができるようになるかもしれない。第二に、POP モデルはモデルの誤設定に弱いという指摘がなされている (Railey & Jackson, n.d.)。ここでいうモデルの誤設定とは、入れるべき変数を見捨てるということではなく (それによって問題が生じるということは、POP モデル以外にも当然に当てはまる)、2 乗項を入れるべきところを入れ忘れるなど、関数形が異なるというような事態を指す。したがって、本稿では十分に検討できなかったが、部分的な観察可能性を含むモデルを使って分析する際には、モデルのスペシフィケーションを変えても結果が頑健であるかを慎重に検討する必要がある。

## 謝 辞

二次分析に当たり、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 SSJ データアーカイブから「第 21 回参議院議員通常選挙に関する意識調査, 2007」(蒲島郁夫・明るい選挙推進協会), 「第 45 回衆議院議員総選挙の実態, 2009」(第 22 回参議院議員通常選挙の実態, 2010) (明るい選挙推進協会) の個票データの提供を受けました。その他のデータはレヴァイアサン・データバンクから入手しました。日本政治学会 2015 年度研究大会 (千葉大学, 2015 年 10 月 12 日) において討論をしていただいた遠藤晶久先生, 肥前洋一先生, ならびに出席者の皆様に感謝申し上げます。また, 福元健太郎先生と 2 名の匿名査読者から有益なコメントをいただきましたこととお礼申し上げます。本研究は, 日本学術振興会科学研究費補助金 (特別研究員奨励費) 25・8571 の助成を受けたものです。

## 参 考 文 献

- Albert, J.H., & Chib, S. (1993). Bayesian analysis of binary and polychotomous response data. *Journal of the American statistical association*, **88**, 669–679.
- Ansolabehere, S.D., Iyengar, S., & Simon, A. (1999). Replicating experiments using aggregate and survey data: The case of negative advertising and turnout. *American political science review*, **93**, 901–909.
- 青木繁伸 (2009). R による統計解析. オーム社.
- Bagozzi, B.E., Hill, D.W., Moore, W.H., & Mukherjee, B. (2015). Modeling two types of peace: The zero-inflated ordered probit (ZiOP) model in conflict research. *Journal of conflict resolution*, **59**, 728–752.
- Bagozzi, B.E., & Mukherjee, B. (2012). A mixture model for middle category inflation in ordered survey responses. *Political analysis*, **20**, 369–386.
- Berinsky, A.J. (1999). The two faces of public opinion. *American journal of political science*, **43**, 1209–1230.
- Braumoeller, B.F. (2003). Causal complexity and the study of politics. *Political analysis*, **11**, 209–233.
- Brooks, R., Harris, M.N., & Spencer, C. (2012). Inflated ordered outcomes. *Economics letters*, **117**, 683–686.
- Chen, M.-H., & Dey, D.K. (2000). Bayesian analysis for correlated ordinal data models. In Dey, D.K., Ghosh, S.K., & Mallick, B.K. (Eds.) *Generalized linear models: A Bayesian perspective* (pp.133–157). Marcel Dekker.
- Chib, S., & Greenberg, E. (1998). Analysis of multivariate probit models. *Biometrika*, **85**, 347–361.
- Converse, P.E. (1964). The nature of belief systems in mass publics. In Apter, D.E. (Ed.) *Ideology and discontent* (pp.206–261). Free Press.
- Cragg, J.G. (1971). Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica*, **39**, 829–844.
- Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. Harper & Row.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., Dunson, D.B., Vehtari, A., & Rubin, D.B. (2014). *Bayesian data analysis* (3rd ed.). CRC Press.
- Gordon, S.C., & Smith, A. (2004). Quantitative leverage through qualitative knowledge: Augmenting the statistical analysis of complex causes. *Political analysis*, **12**, 233–255.
- Greenleaf, E.A. (1992). Measuring extreme response style. *Public opinion quarterly*, **56**, 328–351.
- Gurmu, S., & Dagne, G.A. (2012). Bayesian approach to zero-inflated bivariate ordered probit regression model, with an application to tobacco use. *Journal of probability and statistics*, **2012**(617678), 1–26.
- Hamilton, D.L. (1968). Personality attributes associated with extreme response style. *Psychological bulletin*, **69**, 192–203.
- Harris, M.N., & Zhao, X. (2007). A zero-inflated ordered probit model, with an application to modelling tobacco consumption. *Journal of econometrics*, **141**, 1073–1099.
- Herrnson, P.S., & Morris, I.L. (2007). Presidential campaigning in the 2002 congressional elections. *Legislative studies quarterly*, **32**, 629–648.
- 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.
- 蒲島郁夫・竹中佳彦 (2012). イデオロギー. 東京大学出版会.

- Lassen, D.D. (2005). The effect of information on voter turnout: Evidence from a natural experiment. *American journal of political science*, **49**, 103–118.
- Lawrence, E., Bingham, D., Liu, C., & Nair, V.N. (2008). Bayesian inference for multivariate ordinal data using parameter expansion. *Technometrics*, **50**, 182–191.
- Marín, G., Gamba, R.J., & Marín, B.V. (1992). Extreme response style and acquiescence among Hispanics: The role of acculturation and education. *Journal of cross-cultural psychology*, **23**, 498–509.
- McDermott, M.L. (1997). Voting cues in low-information elections: Candidate gender as a social information variable in contemporary United States elections. *American journal of political science*, **41**, 270–283.
- Meisenberg, G. & Williams, A. (2008). Are acquiescent and extreme response styles related to low intelligence and education? *Personality and individual differences*, **44**, 1539–1550.
- 三輪洋文 (2014). 現代日本における争点態度のイデオロギーの一貫性と政治的洗練——Converse の呪縛を超えて. 年報政治学, **2014**(1), 148–174.
- Miwa, H. (2015). Voters' left-right perception of parties in contemporary Japan: Removing the noise of misunderstanding. *Japanese journal of political science*, **16**, 114–137.
- Nieman, M.D. (2015). Statistical analysis of strategic interaction with unobserved player actions: Introducing a strategic probit with partial observability. *Political analysis*, **23**: 429–448.
- Norrander, B., & Wilcox, C. (2008). The gender gap in ideology. *Political behavior*, **30**, 503–523.
- Poirier, D.J. (1980). Partial observability in bivariate probit models. *Journal of econometrics*, **12**, 209–217.
- Przeworski, A., & Vreeland, J.R. (2002). A statistical model of bilateral cooperation. *Political analysis*, **10**, 101–112.
- Rainey, C., & Jackson, R.A. (n.d.). Unreliable inferences about unobservable processes: A critique of partial observability models. Working paper. <http://www.carlislerainey.com/papers/unreliable.pdf>
- Rajbhandari, A. (2014). Identification and MCMC estimation of bivariate probit models with partial observability. In Jeliaskov, I., & Yang, X.-S. (Eds.) *Bayesian inference in the social sciences* (pp.299–316). Wiley.
- Rasler, K.A., & Thompson W.R. (2006). Contested territory, strategic rivalries, and conflict escalation. *International studies quarterly*, **50**, 145–168.
- Reed, W. (2000). A unified statistical model of conflict onset and escalation. *American journal of political science*, **44**, 84–93.
- Smith, A. (1999). Testing theories of strategic choice: The example of crisis escalation. *American journal of political science*, **43**, 1254–1283.
- 竹中佳彦 (2014). 保革イデオロギーの影響力低下と年齢. 選挙研究, **30**(2), 5–18.
- Vavreck, L. (2007). The exaggerated effects of advertising on turnout: The dangers of self-reports. *Quarterly journal of political science*, **2**, 325–343.
- Watanabe, S. (2010). Asymptotic equivalence of Bayes cross validation and widely applicable information criterion in singular learning theory. *Journal of machine learning research* **11**, 3571–3594.
- Wood, T., & Oliver, E. (2012). Toward a more reliable implementation of ideology in measures of public opinion. *Public opinion quarterly*, **76**, 636–662.

(2016年3月11日受理, 2016年5月23日採択)

(この間審査2回・審査期間合計77日)