「2021 年総選挙における有権者の政策選好および争点の重要度と投票」オンライン付録

三輪洋文 *

目次

A 使用した統計分析ツールの情報 1

B オンライン調査の詳細 1
B.1 全国の学歴の分布の推計方法 1
B.2 ワーディング 2
B.3 比例代表先の分布と実際の選挙結果の比較 8
B.4 全体での政策選好の分布 8

C 第 3 節の分析の補足 9
C.1 分析方法の詳細 9
C.2 政策選好項目の選定のための予備的分析 11
C.3 補足的な分析結果 13

D 第 4 節の分析の補足 17
D.1 IMCE の推定方法 17
D.2 補足的な分析結果 19

参考文献 27

* 学習院大学法学部政治学科。e-mail: hirofumi.miwa@gakushuin.ac.jp

A　使用した統計分析ツールの情報

本稿の分析には R 4.1.3 (R Core Team 2022) を用い，以下のパッケージを利用した。

- 日時データのハンドリングに `lubridate` パッケージ (Grolemund and Wickham 2011) を利用した。
- LDA-S の推定に `dhlvm` パッケージ (Munro 2019) を利用した。
- Qualtrics 形式のコンジョイント実験データの読み込みに `cjoint` パッケージ (Hainmueller et al. 2014) の関数 `read.qualtrics()` を利用した。
- AMCE と IMCE の推定に `estimatr` パッケージ 0.30.6 (Blair et al. 2022) の関数 `lm_robust()` を利用した。

B　オンライン調査の詳細

B.1　全国の学歴の分布の推計方法

2021 時点の 18 ～ 69 歳の全国の日本人における学歴の分布を，2010 年の国勢調査の日本人のデータをもとにして推計した方法を説明する。なお，国勢調査の公表データでは，「小学校・中学校」「高校・旧中」「短大・高専」「大学・大学院」の 4 分類が使われているが，本研究では「小学校・中学校」と「高校・旧中」を低学歴として 1 つのグループにまとめ，「短大・高専」を中学歴，「大学・大学院」を高学歴と称する。また，調査で「専門学校／専修学校」と答えた人は「短大・高専」のカテゴリーに入るものとみなした。

基準となるデータと調査時点に約 10 年のずれがあるが，この問題には，2010 年時点での 8 ～ 59 歳のデータを使うことで対処した[*1]。8 ～ 14 歳（この段落のこれ以降の年齢は全て 2010 年時点）については学歴の統計が存在せず，また，15 ～ 24 歳のデータには多くの在学者が含まれ，彼らの最終学歴は当時の段階では不明であるが，これらの世代の学歴の分布は 25 ～ 29 歳の世代における分布と変わらないと仮定した。すなわち，8 ～ 14 歳の各カテゴリーの人数は 25 ～ 29 歳の世代における割合を用いて算出し，15 ～ 19 歳の在学者は 25 ～ 29 歳の「高校」「短大・高専」「大学・大学院」と同割合で按分し，20 ～ 24 歳の在学者は 25 ～ 29 歳の「短大・高専」「大学・大学院」と同割合で按分した。25 歳以上の在学者は全て「大学・大学院」のカテゴリーに属すると仮定した。以上の過程で，不詳と未就学者は無視した。

この結果，全国の分布の推計は，低学歴が 48.7%，中学歴が 21.5%，高学歴が 29.8% となる。そ

[*1] 実際に調査前にこの推計をした際には，誤って 2010 年時点での 8 ～ 14 歳のデータを考慮するのを忘れてしまい，後述の正しい値よりも低学歴をやや多く推計してしまった。具体的に言うと，低学歴 50%，中学歴 21%，高学歴 28% というクオータを設定した。しかし，調査では低学歴層の回答の集まりが他のカテゴリーよりもやや悪く，クオータが完全にうまく機能したわけではなかったため，偶然ではあるが，後述のように，結果的には正しい推計値と非常に近い分布のデータが得られた。

れに対して，調査回答者における分布は，低学歴が 48.2%，中学歴が 21.8%，高学歴が 30.1% であった。

B.2　ワーディング

この節では，調査で尋ねた順に全ての質問のワーディングを示す。年齢，性別 (1)，学歴，居住都道府県，日本国籍の有無は Lucid Marketplace で，それ以降は Qualtrics で実装した。本文中で用いた変数や争点のラベルをゴシック体で示し，補足説明を角括弧内に示す。見出しに付された括弧内の英数字は再現用ファイルにおける変数名であり，選択肢に付された括弧内の英数字は再現用ファイルにおけるコーディングである。「政策選好（リッカート式)」から「改正すべき内容」のワーディングは，東京大学谷口研究室・朝日新聞 (2021) に依拠した。

年齢 (age)

年齢をお答えください。数字でお答えください。

［回答は数字で記入する。17 歳以下と 70 歳以上はこの時点で調査終了。］

性別 (1) (gender)

あなたの性別

- 男性 (1)
- 女性 (2)

学歴 (edu)

あなたの最終学歴をお答えください？

- 中学校 (1)
- 高校 (2)
- 高等専門学校 (3)
- 専門学校／専修学校 (4)
- 短期大学 (5)
- 4 年制大学 (6)
- 大学院（修士課程） (7)
- 大学院（博士課程） (8)
- 上記のいずれでもない (9)

［「上記のいずれでもない」を選んだ人はこの時点で調査終了。］

居住都道府県 (pref)

どちらの都道府県にお住まいですか？

［選択肢は 47 都道府県。コーディングは都道府県コード。］

日本国籍の有無 (citizenship)

あなたは日本国籍をお持ちですか。

- はい (1)
- いいえ (2)

［「いいえ」を選んだ人はこの時点で調査終了。］

性別 (2) (gender.2)

あなたの性別はなんですか。

- 男性 (1)
- 女性 (2)
- ノンバイナリー／第三の性別 (3)
- 回答したくない (4)

［性別 (1) はクオータを設定するために 2 値で設定したが，研究倫理上の考慮から，2 値でない性別の質問も追加的に尋ねた。］

教示操作チェック (IMC)

私たちは，皆さんが新聞でどの欄を好んでお読みになるのかということにも興味があります。皆さんが何を新聞で読むのかによって，昨今の政治的な事柄に対する皆さんの考えが影響を受ける可能性があります。

これ以降のページでは，昨今の政治的な事柄に対する皆さんの考えをお伺いしますが，その前に，回答者の皆様が注意深く質問文を読んでいただけているかを確認したく存じます。あなたがこの文章をよくお読みになった証拠として，あなたが新聞のどの欄を好んでお読みになるかにかかわらず，「広告」と「上記のどれでもない」の 2 つを選択し，それ以外の選択肢は選ばずに，次のページにお進みください。ご協力いただきありがとうございます。

- 一面 (1)
- 地域面 (2)
- 広告 (3)
- スポーツ記事 (4)
- 経済面 (5)
- 科学・技術 (6)
- 投書欄 (7)
- 上記のどれでもない (8)

［この質問は，Clifford and Jerit (2015) の Instructional Manipulation Check #1 (p. 800) を

もとにしたものである。「広告」と「上記のどれでもない」を選択しなかった人やそれ以外の肢を選んだ人は，この時点で退場させた。］

比例投票先 (PR)

昨年の衆議院議員総選挙の比例代表（1 人の有権者に与えられる 2 票のうち，各選挙区の候補者に投票するのではなく，政党名を書いて投票するもの）で，あなたはどの政党に投票しましたか。［下線は原文ママ。］

- 自由民主党 (1)
- 立憲民主党 (2)
- 公明党 (3)
- 日本共産党 (4)
- 日本維新の会 (5)
- 国民民主党 (6)
- れいわ新選組 (7)
- 社会民主党 (8)
- NHK と裁判してる党弁護士法 72 条違反で (9)
- その他の政党 (10)
- 投票しなかった (11)
- 覚えていない (12)

長期的党派性 (PID)

多くの人が「長期的に見ると，自分は△△党寄りだ」とお考えのようです。短期的に他の政党へ投票することはもちろんあり得るとして，長い目で見ると，あなたは「何党寄り」と言えるでしょうか。［下線は原文ママ。］

- 自由民主党 (1)
- 立憲民主党 (2)
- 公明党 (3)
- 日本共産党 (4)
- 日本維新の会 (5)
- 国民民主党 (6)
- れいわ新選組 (7)
- 社会民主党 (8)
- NHK 受信料を支払わない国民を守る党（旧・NHK と裁判してる党弁護士法 72 条違反で）(9)
- その他の政党 (10)
- どの政党でもない (11)

政策選好（リッカート式）

次に挙げる意見について，あなたは賛成ですか，それとも反対ですか。

12 個の項目が順次表示されます。全ての回答を選択して，次のページにお進みください。［よくあるマトリックス形式ではなく，カルーセル形式を採用したため，この説明を追加した。「政策選好（両極式）」でも同様。］

▷ 日本の防衛力はもっと強化すべきだ (P1_1)
▷ 他国からの攻撃が予想される場合には敵基地攻撃もためらうべきではない (P1_2)
▷ 沖縄県の普天間基地の辺野古移設はやむをえない (P1_3)
▷ 時限的又は恒久的に消費税率を引き下げるべきだ (P1_4)
▷ この項目は質問文を注意深く読んでいただけているかを確認するためのものです
この項目は「反対」を選んでください (P1_11)
▷ 所得や資産の多い人に対する課税を強化すべきだ (P1_5)
▷ 企業が納めている法人税率を引き上げるべきだ (P1_6)
▷ 治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ (P1_7)
▷ 福島第一原発の処理水の海洋放出はやむをえない (P1_8)
▷ この項目は質問文を注意深く読んでいただけているかを確認するためのものです
この項目は「どちらかと言えば賛成」を選んでください (P1_12)
▷ 夫婦が望む場合には，結婚後も夫婦がそれぞれ結婚前の名字を称することを，法律で認めるべきだ (P1_9)
▷ 男性同士，女性同士の結婚を法律で認めるべきだ (P1_10)

- 賛成 (1)
- どちらかと言えば賛成 (2)
- どちらとも言えない (3)
- どちらかと言えば反対 (4)
- 反対 (5)
- わからない (6)

［トラップのみ位置を固定し，他の項目の順序は無作為化した。「政策選好（両極式）」でも同様。］

政策選好（両極式）

次に挙げる意見について，次に挙げる争点について，あなたのお考えは A・B のどちらに近いでしょうか。

5 個の項目が順次表示されます。全ての回答を選択して，次のページにお進みください。

▷ A: 危機のときのアメリカによる協力を確実にするため，日米安保体制をもっと強化すべきだ
B: 日本と関係ない戦争に巻き込まれないように，日米安保体制の強化には慎重であるべき

だ (P2_1)

▷ A: 社会的格差が多少あっても，いまは経済競争力の向上を優先すべきだ
B: 経済競争力を多少犠牲にしても，いまは社会的格差の是正を優先すべきだ (P2_2)

▷ この項目は質問文を注意深く読んでいただけているかを確認するためのものです
この項目は「どちらかと言えば B に近い」を選んでください (P2_5)

▷ A: 国内産業を保護すべきだ
B: 貿易や投資の自由化を進めるべきだ (P2_3)

▷ A: いますぐ原子力発電を廃止すべきだ
B: 将来も原子力発電は電力源のひとつとして保つべきだ (P2_4)

- A に近い (1)
- どちらかと言えば A に近い (2)
- どちらとも言えない (3)
- どちらかと言えば B に近い (4)
- B に近い (5)
- わからない (6)

憲法改正 (const1)

あなたは，いまの憲法を変える必要があると思いますか，それとも変える必要はないと思いますか。

- 変える必要がある (1)
- どちらかと言えば変える必要がある (2)
- どちらとも言えない (3)
- どちらかと言えば変える必要はない (4)
- 変える必要はない (5)
- わからない (6)

［「変える必要がある」または「どちらかと言えば変える必要がある」を選んだ人のみ，次の「改正すべき内容」の質問を表示した。］

改正すべき内容 (const2)

どのような憲法改正を行うべきだとお考えでしょうか。あてはまるものを全て選択してください。

- 自衛隊の保持を明記する (1)
- 集団的自衛権の保持を明記する (2)
- 環境権に関する条項を新設する (3)
- プライバシー権に関する条項を新設する (4)

- 知る権利に関する条項を新設する (5)
- 家族の尊重や家族間の相互扶助に関する条項を新設する (6)
- 教育の充実に向けた環境整備を行う旨を明記する (7)
- 各都道府県から必ず 1 人は参議院議員を選出するよう明記する (8)
- 首相公選制を導入する (9)
- 財政の健全性に関する条項を新設する (10)
- 地方公共団体の権限強化を明記する (11)
- 憲法裁判所を設置する (12)
- 憲法改正の発議要件を各院の過半数にする (13)
- 緊急事態に関する条項を新設する (14)
- 首相の解散権に制約を加える (15)
- その他 (16)
- わからない (17)

コンジョイント実験の説明

次のページ以降，衆議院議員選挙が行われるという想定で，1 ページにつき 2 人の架空の候補者の政策的立場をお示しします。

皆様が候補者に投票するかを決定するときには，候補者の実績・人柄や所属政党，同じ選挙区の他の候補者など他の要素についても考慮することがあろうかと思いますが，**仮に提示された政策的立場のみから判断したとき，それぞれの候補者についてどのくらい投票する可能性があるか**を,「高い確率で投票する」を一方の極,「絶対に投票しない」を他方の極とするものさしでお答えいただきます。

同じような表が続けて**15 回**（候補者 30 人分）表示されますが，それぞれの表の内容は同じものではありません。一つひとつの表をよくご確認の上，ご回答いただきますようお願いします。

この 15 回の質問が終わると，調査は終了します。どうぞ最後までお付き合いくださいますようお願い申し上げます。

［下線と太字は原文ママ。］

コンジョイント実験（表 A1 に例を示す）

衆議院議員選挙が公示され，あなたの選挙区に 2 人の候補者が立候補したと想定してください。2 人の候補者の主要な政策的立場は次の表のようにまとめられるとします。(15 回中 X 回目)［X には回数に応じて 1 ～ 15 の数字が入る。］

［ここにコンジョイント表を表示。］

あなたはそれぞれの候補者について，どのくらい投票する可能性がありますか。

［「候補者 1」(QX_C_1) と「候補者 2」(QX_C_2) のそれぞれについて,「絶対に投票しない」を一方の極,「高い確率で投票する」を他方の極とした 6 点尺度で回答してもらった。］

衆議院議員選挙が公示され，あなたの選挙区に2人の候補者が立候補したと想定してください。2人の候補者の主要な政策的立場は次の表のようにまとめられるとします。（15回中1回目）

	候補者1	候補者2
男性同士・女性同士の結婚（同性婚）	法律で認めるべき	認めるべきでない
コロナ対策の最優先事項	治療体制の拡充	治療体制の拡充
企業が納める法人税率	引き上げるべき	引き上げるべき
選択的夫婦別姓	認めるべきでない	法律で認めるべき
強制的な外出自粛や休業措置（ロックダウン）	法整備をすべき	法整備をすべき
憲法改正	改正すべき	改正すべき
敵基地攻撃能力の保有	検討すべきでない	検討すべき
原子力発電	廃止すべき	維持すべき
公共事業による雇用確保	必要である	必要である
消費税率	引き下げるべき	引き下げるべきでない

あなたはそれぞれの候補者について，どのくらい投票する可能性がありますか。

	絶対に投票しない					高い確率で投票する
候補者1	○	○	○	○	○	○
候補者2	○	○	○	○	○	○

図 A1　回答者に表示されたコンジョイント表の例

B.3　比例代表先の分布と実際の選挙結果の比較

本研究の調査の妥当性を評価するための参考情報として，表 A1 に本調査の回答者が 2021 年総選挙の比例代表で投票した政党の分布と実際の選挙結果を掲載する。まず，調査では棄権者の割合が現実よりも大幅に低いが，これはオンライン調査や回顧型の調査に限らず一般的にみられる傾向である。より重要なのは投票者に占める各政党への投票の割合で，調査では自民党と日本維新の会の割合が過大，立憲民主党と公明党の割合が過小になっている。

B.4　全体での政策選好の分布

全回答者における各争点項目の回答の選択割合を図 A2 に示す。

表 A1　本研究の調査における 2021 年総選挙比例代表の投票政党の分布と実際の選挙結果の比較

調査における 2021 年総選挙比例代表の投票政党の分布

	自	立	公	共	維	国	れ	社	N	他	棄	DK
人数	673	270	89	113	265	76	74	10	20	13	504	129
全体割合	0.30	0.12	0.04	0.05	0.12	0.03	0.03	0.00	0.01	0.01	0.23	0.06
除 DK 割合	0.32	0.13	0.04	0.05	0.13	0.04	0.04	0.00	0.01	0.01	0.24	
投票者割合	0.42	0.17	0.06	0.07	0.17	0.05	0.05	0.01	0.01	0.01		

実際の選挙結果

	自	立	公	共	維	国	れ	社	N	他	棄	
全体割合	0.19	0.11	0.07	0.04	0.08	0.02	0.02	0.01	0.01	0.00	0.45	
投票者割合	0.35	0.20	0.12	0.07	0.14	0.05	0.04	0.02	0.01	0.00		

注: ラベルの意味は次のとおりである——自＝自民党，立＝立憲民主党，公＝公明党，共＝共産党，維＝日本維新の会，国＝国民民主党，れ＝れいわ新選組，社＝社民党，N = NHK と裁判してる党弁護士法 72 条違反で，棄＝「投票しなかった」，DK =「覚えていない」。

なお，2 月 24 日の日本時間 12 時頃にロシアがウクライナへの侵攻を開始したという出来事が，回答者の（特に安全保障関係の）政策的立場を大きく変えたことを心配する向きもあるかもしれない。しかし，本調査の回答者の 86.9% はそれより前に回答の提出を終えており，この事件に関してだけ言えば，調査への影響は小さいと考えられる。

C　第 3 節の分析の補足

C.1　分析方法の詳細

C.1.1　LDA-S モデルおよび本研究におけるその推定方法

「サーベイデータのための潜在ディリクレ配分法」(LDA-S) は次のように記述される (Munro and Ng 2022, p. 259)[*2]。

$$x_{ij} \mid \boldsymbol{\beta}, z_i \sim \text{Multicomial}(\boldsymbol{\beta}_{jz_i}) \tag{1}$$
$$z_i \mid \boldsymbol{\pi}, d_i \sim \text{Multicomial}(\boldsymbol{\pi}_{d_i}) \tag{2}$$
$$\boldsymbol{\pi}_d \sim \text{Dirichlet}(\boldsymbol{\alpha}_d) \tag{3}$$
$$\boldsymbol{\beta}_{jz} \sim \text{Dirichlet}(\boldsymbol{\eta}_{jz}) \tag{4}$$

x_{ij} は回答者 i の争点項目 j に対する回答である。本研究では 5 択の選択肢に加えて，政治家調査

[*2] Munro and Ng (2022) には LDA-S の “S” が何を意味するのか説明されていないが，その草稿を確認すると，“Since our framework is an adaptation of LDA to survey response data, we refer to our approach as LDA-S.” (Munro and Ng 2019, p. 2) と書かれている。

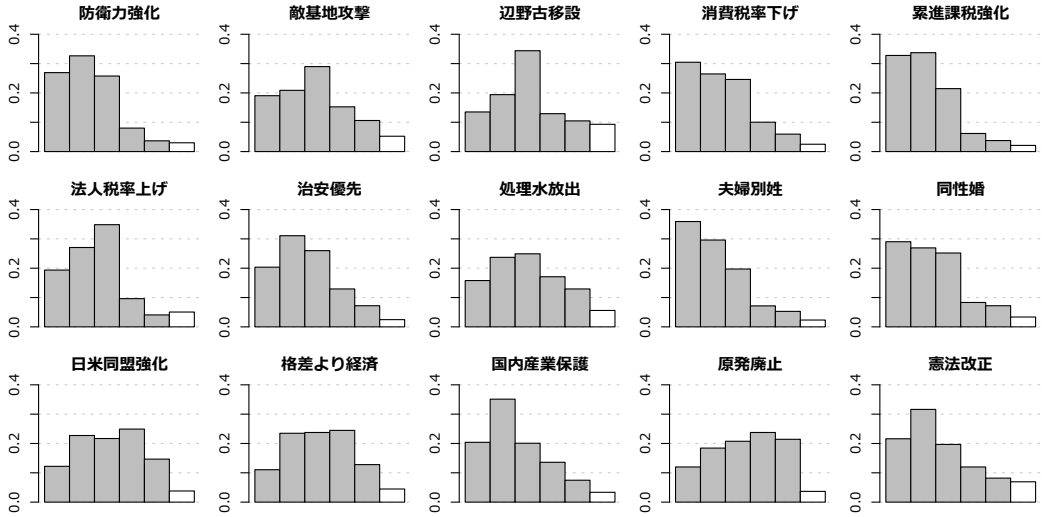

図 A2　全回答者における各争点項目の回答の選択割合

注: 図の左外枠に示された争点について，一番左の棒が賛成，右から 2 番目の棒が反対，一番右の白い棒が DK を示す。各項目の正確なワーディングは付録 B.2 を参照されたい。

における無回答と本研究の有権者調査における「わからない」(以下ではまとめて「DK」と呼ぶ) を独立の回答カテゴリーとして扱うため，$x_{ij} \in \{1, \ldots, 6\}$ である。$z_i \in \{1, \ldots, K\}$ は回答者 i が所属する政策クラスターである。$\boldsymbol{\beta}_{jz}$ はクラスター z に所属する回答者の争点項目 j に対する回答の生起確率を示す多項分布のパラメータである。例えば，「日本の防衛力はもっと強化すべきだ」という項目について，$x_{ij} = 1$ が賛成，$x_{ij} = 5$ が反対を表し，$x_{ij} = 6$ が DK であるとすると，保守的な政策クラスターでは $\boldsymbol{\beta}_{jz} = (0.70, 0.20, 0.06, 0.01, 0.01, 0.02)'$ のように賛成寄りになり，リベラルな政策クラスターでは $\boldsymbol{\beta}_{jz} = (0.01, 0.01, 0.04, 0.08, 0.85, 0.01)'$ のように反対寄りになると考えられる。

クラスターの数 K は分析者が決める必要がある。本研究では，後述する政治家調査データのみを用いた予備分析で 7 グループモデルが採択されたことから，それ以上の数とすることが妥当であると考え，K を 7 から 12 の範囲で設定したモデルを推定し，BIC が最小となるものを採用する方針をとった。

z_i は，回答者が所属するグループ d_i によって異なる多項分布から発生すると仮定される。$\boldsymbol{\pi}_{d_i}$ はその多項分布のパラメータである[*3]。この d_i は，潜在的な政策クラスター z_i とは異なり，事前に分析者が知っている情報である。本研究ではこの d として，候補者の公認政党を用いる。有権者については，一般の有権者である（候補者ではない）ということ以外には事前情報がないものとし，有権者調査の回答者全体で 1 つのグループとして扱う。政治家調査において公認政党が「諸派」と「無所属」を入れて 11 個に分けてコーディングされているため，有権者グループ 1 つと合

[*3] $\boldsymbol{\pi}$ が全ての回答者に共通であるとすると，このモデルは潜在クラスモデルになる。

わせて $d \in \{1, \ldots, 12\}$ となる。この定式化によって，同じ政党から公認されている候補者は同じ政策クラスターに所属しやすいものの，全員が同じクラスターに所属するとは限らないという状況を表現できる。

$\boldsymbol{\eta}_{jz}$ と $\boldsymbol{\alpha}_d$ は，それぞれ $\boldsymbol{\beta}_{jz}$ と $\boldsymbol{\pi}_d$ の事前分布のパラメータである。本研究では，$\boldsymbol{\eta}_{jz}$ と $\boldsymbol{\alpha}_d$ に関しては事前情報がないものとし，全ての j と z について $\boldsymbol{\eta}_{jz} = \mathbf{1}$，全ての d について $\boldsymbol{\alpha}_d = \mathbf{1}$ とした。

パラメータは Munro and Ng (2022) が提供する R のパッケージによりマルコフ連鎖モンテカルロ法で推定した。しかし，同じ K のモデルを初期値を変えて推定してみたところ，連鎖が局所的に尤度が高い場所に留まってしまい，連鎖を長くしても事後分布のグローバルな探索を行うことが困難であることがわかった。そこで，各 K について初期値を変えて，2,000 回のバーンイン期間の後に 10,000 組の事後分布からのサンプルを得ることによって 5 回の推定を行い，事後平均をパラメータの推定値として最も BIC が小さい結果を採用することにした。その結果，$K = 9$ としたモデルの推定結果の一つを採用することになった。

C.2 政策選好項目の選定のための予備的分析

政策選好項目を選定するための政治家調査データを使った予備的分析の方法と結果の詳細を説明する。

政治家調査に回答した候補者 1,007 人の Q5_1 ～ Q5_5，Q6_1 ～ Q6_17，Q7_1 ～ Q7_7，Q8，SQ8_1 ～ SQ8_16 の 45 項目に対する回答のデータに LDA-S を適用した。 本分析と同様に，無回答は欠損値ではなく，回答カテゴリーの一つとして扱った。公認政党を既知のグループ所属情報として指定し，回答分布と政策クラスター所属に関するディリクレ事前分布のハイパーパラメータを全て 1 として，マルコフ連鎖モンテカルロ法によって 2,000 回のバーンイン期間の後に 10,000 組の事後分布からのサンプルを得た。

政策クラスターの数を 2 ～ 10 に指定して推定を繰り返し，BIC 最小のモデルである 7 グループモデルを採択した。その結果から各グループにおける回答分布の推定値（事後平均）を求めて，30 個の争点項目のそれぞれについて次の値を計算した。

$$D_k = \left(\sum_{i=1}^{6} \sum_{j=i+1}^{7} (\hat{n}_i + \hat{n}_j) \right)^{-1} \sum_{i=1}^{6} \sum_{j=i+1}^{7} (\hat{n}_i + \hat{n}_j) \| \hat{\boldsymbol{\theta}}_{ik} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{jk} \| \tag{5}$$

$\hat{n}_i$ は政策クラスター i の推定されたメンバーの数，$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{ik}$ は政策クラスター i における争点項目 k の回答分布の推定値である。$\| \cdot \|$ はユークリッドノルムを表す。D_k はすなわちメンバーの数で重み付けした回答分布間の乖離の平均値である。D_k が大きいほど，政治エリートの政策クラスターの間で争点 k に関する立場の隔たりが大きいということになり，重要争点であると解釈できる。

表 A2 に算出された D_k を大きい順に示す。「分野」は筆者が各争点を安全保障争点，経済争点，社会・文化的争点に分類したものである。本研究の調査に採用したものは，「採否」の列にチェックマークを付けてある。

表 A2: 2021 年総選挙候補者の政策クラスター間の回答分布の乖離の重み付け平均値

順位	争点項目	分野	D_k	採否
1	沖縄県の普天間基地の辺野古移設はやむをえない	安保	1.363	✓
2	福島第一原発の処理水の海洋放出はやむをえない	社会	1.326	✓
3	あなたは，いまの憲法を変える必要があると思いますか，それとも変える必要はないと思いますか	安保	1.291	✓
4	他国からの攻撃が予想される場合には敵基地攻撃もためらうべきではない	安保	1.286	✓
5	A: いますぐ原子力発電を廃止すべきだ／ B: 将来も原子力発電は電力源のひとつとして保つべきだ	社会	1.281	✓
6	日本の防衛力はもっと強化すべきだ	安保	1.213	✓
7	A: 危機のときのアメリカによる協力を確実にするため，日米安保体制をもっと強化すべきだ／ B: 日本と関係ない戦争に巻き込まれないように，日米安保体制の強化には慎重であるべきだ	安保	1.192	✓
8	男性同士，女性同士の結婚を法律で認めるべきだ	社会	1.187	✓
9	北朝鮮に対しては対話よりも圧力を優先すべきだ	安保	1.173	
10	企業が納めている法人税率を引き上げるべきだ	経済	1.168	✓
11	夫婦が望む場合には，結婚後も夫婦がそれぞれ結婚前の名字を称することを，法律で認めるべきだ	社会	1.156	✓
12	治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ	社会	1.129	✓
13	年金や医療費の給付を現行の水準よりも抑制する	経済	1.097	
14	社会福祉など政府のサービスが悪くなっても，お金のかからない小さな政府の方が良い	経済	1.085	
15	所得や資産の多い人に対する課税を強化すべきだ	経済	1.081	✓
16	時限的又は恒久的に消費税率を引き下げるべきだ	経済	1.073	✓
17	A: 社会的格差が多少あっても，いまは経済競争力の向上を優先すべきだ／ B: 経済競争力を多少犠牲にしても，いまは社会的格差の是正を優先すべきだ	経済	1.068	✓
18	競争力のない産業・企業に対する保護を現行の水準よりも削減する	経済	1.052	
19	A: 国内産業を保護すべきだ／ B: 貿易や投資の自由化を進めるべきだ	経済	1.003	✓
20	消費税率を 10 %よりも高くする	経済	0.960	
21	非核三原則を堅持すべきだ	安保	0.957	
22	A: 日本にとって中国は脅威である／ B: 日本にとって中国はパートナーである	安保	0.955	
23	LGBT など性的少数者をめぐる「理解増進」法案を早期に成立させるべきだ	社会	0.949	
24	日本銀行は国債の買入れなど量的金融緩和政策を続ける	経済	0.919	
25	A: 一票の格差是正のためにも，参議院選挙区の「合区」は許容されるべきだ／ B: 参議院選挙区の「合区」を解消するためにも，一定範囲内の一票の格差は許容されるべきだ	他	0.830	
26	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	経済	0.775	
27	基礎的財政収支（プライマリーバランス）の均衡達成を先送りする	経済	0.770	

表 A2: 2021 年総選挙候補者の政策クラスター間の回答分布の乖離の重み付け平均値

順位	争点項目	分野	D_k	採否
28	A: 国債は安定的に消化されており，財政赤字を心配する必要はない／ B: 財政赤字は危機的水準であるので，国債発行を抑制すべきだ	経済	0.754	
29	外国人労働者の受け入れを進めるべきだ	社会	0.695	
30	公共事業による雇用確保は必要だ	経済	0.692	

原則として上位 15 項目に入ったものを採用したが，以下で例外について説明する。まず，そのまま上位 15 項目を採用すると安保争点が 6 個と多くなりすぎるので，上位 15 項目に入った安保争点の中で最も順位が低い対北朝鮮外交を外し，代わりに 16 位の消費税引き下げを入れた。次に，13 位の年金・医療の給付削減は，政治家調査での回答の選択肢が「賛成／やむをえない」～「反対／容認できない」であり，通常の「賛成」～「反対」とは別の大問を用意しなければならないため，省スペース化のために採用を控え，代わりに同じ経済分野でもある 17 位の格差是正対競争力の項目を入れた。最後に，14 位の小さな政府の項目は，「小さな政府」という表現が一般の有権者にはなじみが薄いと思われることから外し，19 位の国内産業保護の項目を繰り上げた。なお，18 位の競争力のない産業・企業に対する保護の削減も，年金・医療の給付削減と同じ理由で採用しなかった。結果として，安全保障争点，経済争点，社会・文化的争点がそれぞれ 5 項目ずつになり，バランスがとれた構成になった。

憲法改正の項目が採用されたため，付録 B.2 に掲載したように，それに付随する改正すべき憲法の内容に関する質問も本研究の有権者調査に加えた。当初はそれらも分析対象とする予定であったが，そうすると憲法改正に関する立場が政策クラスターの分類に寄与する程度が過剰になる（憲法改正に関する問いの数は，その賛否の問い 1 個と改正すべき憲法の内容に関する問い 15 個の合計 16 個であるため，ラフに言えば，憲法改正の寄与は 1 問しかない他の争点の 16 倍になる）ため，考え直して分析対象から外すことにした。参考のために，これらのデータも分析再現用データには含めてある。

C.3 補足的な分析結果

C.3.1 本文の表 2 と図 1 にまとめた分析結果の詳細

図 A3 に各政策クラスターの各争点に関する $\boldsymbol{\beta}$ の推定結果，すなわち各政策クラスターにおける政策選好の分布を示す。表 A3 に候補者の公認政党と政策クラスターの分類結果のクロス集計表，表 A4 に有権者調査の回答者の比例投票先と政策クラスターの分類結果のクロス集計表を示す。表 A4 では投票先を「覚えていない」と答えた 129 人を分析対象から除外している。2 つの表の括弧内は各行でみた割合を示す。

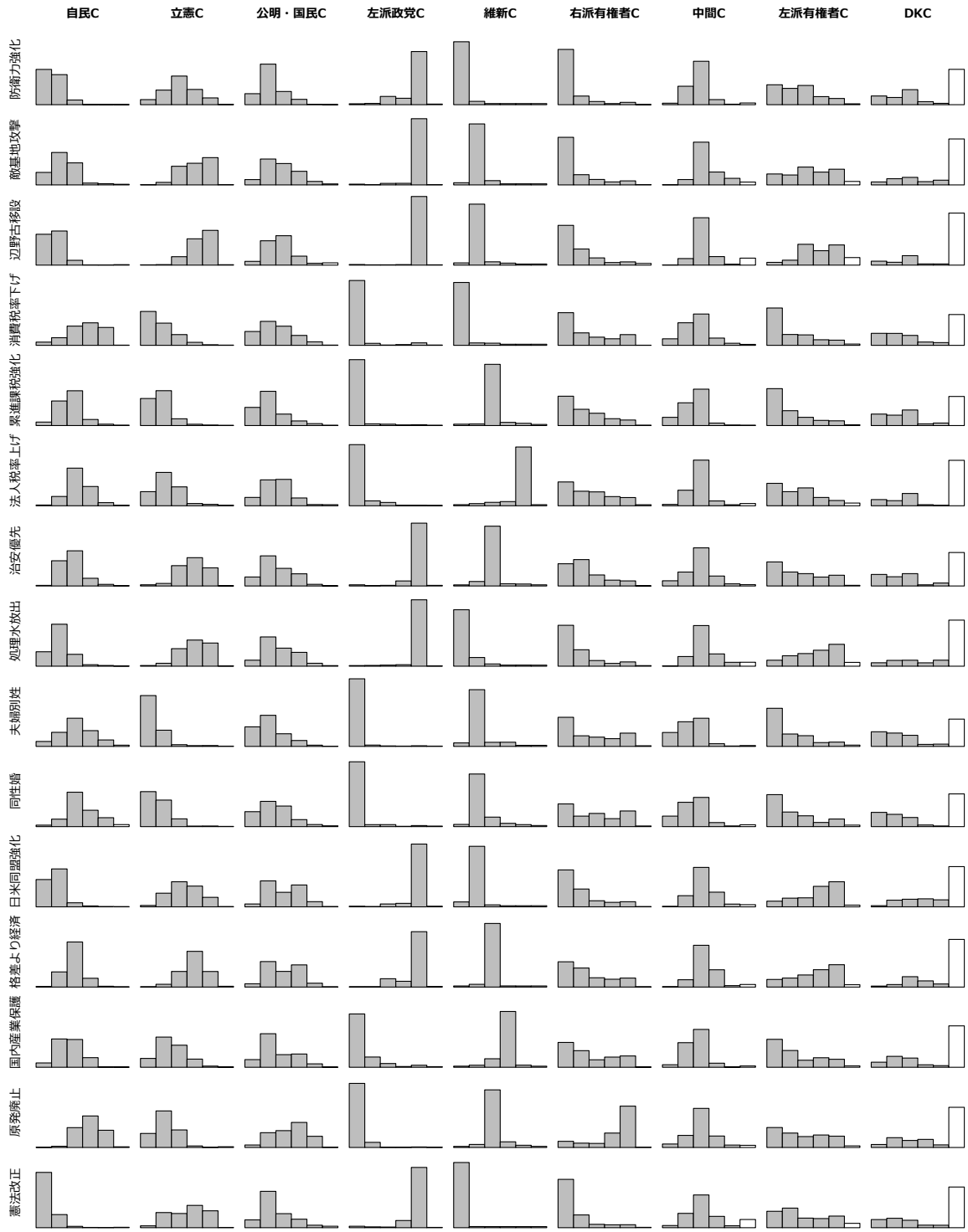

図 A3　各政策クラスターの政策選好の分布 ($\boldsymbol{\beta}$) の推定結果

注: 図の左外枠に示された争点について，一番左の棒が賛成，右から 2 番目の棒が反対，一番右の白い棒が DK を示す。各項目の正確なワーディングは付録 B.2 を参照されたい。

表 A3　候補者の公認政党と政策クラスターの分類結果のクロス集計表

	政策クラスター									
公認政党	1	2	3	4	5	6	7	8	9	合計
自民	274	0	3	1	0	20	5	0	11	314
	(0.87)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.06)	(0.02)	(0.00)	(0.04)	
立憲	1	191	8	23	0	0	12	0	1	236
	(0.00)	(0.81)	(0.03)	(0.10)	(0.00)	(0.00)	(0.05)	(0.00)	(0.00)	
公明	8	0	19	0	0	1	25	0	0	53
	(0.15)	(0.00)	(0.36)	(0.00)	(0.00)	(0.02)	(0.47)	(0.00)	(0.00)	
共産	0	0	0	130	0	0	0	0	0	130
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(1.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
維新	9	1	13	0	60	8	4	0	0	95
	(0.09)	(0.01)	(0.14)	(0.00)	(0.63)	(0.08)	(0.04)	(0.00)	(0.00)	
国民	1	5	10	1	0	1	8	1	0	27
	(0.04)	(0.19)	(0.37)	(0.04)	(0.00)	(0.04)	(0.30)	(0.04)	(0.00)	
社民	0	0	0	15	0	0	0	0	0	15
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(1.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
NHK	0	1	4	0	0	14	2	5	0	26
	(0.00)	(0.04)	(0.15)	(0.00)	(0.00)	(0.54)	(0.08)	(0.19)	(0.00)	
れいわ	0	1	0	20	0	0	0	0	0	21
	(0.00)	(0.05)	(0.00)	(0.95)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
諸派	4	0	1	0	0	8	2	4	0	19
	(0.21)	(0.00)	(0.05)	(0.00)	(0.00)	(0.42)	(0.11)	(0.21)	(0.00)	
無所属	10	9	15	10	0	7	7	12	1	71
	(0.14)	(0.13)	(0.21)	(0.14)	(0.00)	(0.10)	(0.10)	(0.17)	(0.01)	
合計	307	208	73	200	60	59	65	22	13	1,007
	(0.30)	(0.21)	(0.07)	(0.20)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.02)	(0.01)	

注: 括弧内は各行でみた割合である。政策クラスターの本文中のラベルとの対応は次のとおりである——1 = 自民 C，2 =立憲 C，3 =公明・国民 C，4 =左派政党 C，5 =維新 C，6 =右派有権者 C，7 =中間 C，8 = 左派有権者 C，9 = DKC。

C.3.2　政治家調査データのみを用いた分類結果との比較

理想点推定の研究では，政治エリートのサーベイと一般有権者のサーベイのデータを単純に混ぜて分析すると，分析結果が有権者のデータに引きずられてしまうという問題が指摘されている (Jessee 2016)。そのため当初は，(1) 政治家調査データのみに潜在クラスモデルないしそれに類するモデルを適用し，候補者の政策クラスターを得る，(2) 政治家調査と有権者調査をマージしたデータに同じモデルを適用し，その際に候補者は (1) で分類された政策クラスターに所属を固定して推定する，という 2 段階の推定を行うことを予定していた。しかし，政治家調査と有権者調査

表 A4　有権者調査の回答者の比例投票先と政策クラスターの分類結果のクロス集計表

	政策クラスター									
投票政党	1	2	3	4	5	6	7	8	9	合計
自民	16	12	287	0	0	212	71	60	15	673
	(0.02)	(0.02)	(0.43)	(0.00)	(0.00)	(0.32)	(0.11)	(0.09)	(0.02)	
立憲	0	35	92	3	0	25	36	74	5	270
	(0.00)	(0.13)	(0.34)	(0.01)	(0.00)	(0.09)	(0.13)	(0.27)	(0.02)	
公明	1	1	34	0	0	16	12	23	2	89
	(0.01)	(0.01)	(0.38)	(0.00)	(0.00)	(0.18)	(0.13)	(0.26)	(0.02)	
共産	1	21	17	11	0	11	17	32	3	113
	(0.01)	(0.19)	(0.15)	(0.10)	(0.00)	(0.10)	(0.15)	(0.28)	(0.03)	
維新	4	4	102	1	0	72	25	54	3	265
	(0.02)	(0.02)	(0.38)	(0.00)	(0.00)	(0.27)	(0.09)	(0.20)	(0.01)	
国民	0	1	42	0	0	7	10	14	2	76
	(0.00)	(0.01)	(0.55)	(0.00)	(0.00)	(0.09)	(0.13)	(0.18)	(0.03)	
れいわ	0	7	22	4	0	5	4	32	0	74
	(0.00)	(0.09)	(0.30)	(0.05)	(0.00)	(0.07)	(0.05)	(0.43)	(0.00)	
社民	0	2	2	0	0	3	1	2	0	10
	(0.00)	(0.20)	(0.20)	(0.00)	(0.00)	(0.30)	(0.10)	(0.20)	(0.00)	
NHK	0	0	5	0	0	7	4	3	1	20
	(0.00)	(0.00)	(0.25)	(0.00)	(0.00)	(0.35)	(0.20)	(0.15)	(0.05)	
その他	0	1	3	0	0	2	0	7	0	13
	(0.00)	(0.08)	(0.23)	(0.00)	(0.00)	(0.15)	(0.00)	(0.54)	(0.00)	
棄権	0	14	168	0	0	41	113	119	49	504
	(0.00)	(0.03)	(0.33)	(0.00)	(0.00)	(0.08)	(0.22)	(0.24)	(0.10)	
合計	22	98	774	19	0	401	293	420	80	2,107
	(0.01)	(0.05)	(0.37)	(0.01)	(0.00)	(0.19)	(0.14)	(0.20)	(0.04)	

注: 括弧内は各行でみた割合である。投票先を「覚えていない」と答えた人は分析から除外した。政策クラスターの本文中のラベルとの対応は次のとおりである——1 =自民 C，2 =立憲 C，3 =公明・国民 C，4 =左派政党 C，5 =維新 C，6 =右派有権者 C，7 =中間 C，8 =左派有権者 C，9 = DKC。

をマージしたデータに対して単純に LDA-S を適用してみたところ，それによって得られた候補者のクラスタリングの結果が，政治家調査データのみに対して LDA-S を適用した結果とほぼ同じであったため，簡便さを優先して一括で推定する方法を採用することにした。

政治家調査データと有権者調査データを統合することが，候補者の政策クラスター所属の推定に影響を及ぼさないかを確かめるために，政治家調査データのみを用いて LDA-S を推定した場合の政策クラスターの分類結果と本分析の結果を比較する。政治家調査データのみを用いた LDA-S の推定の手続きは，基本的に付録 C.2 で述べた 45 の政策項目を用いた分析と同じである。ただし，ここでは，各 K について初期値を変えて 3 回の推定を行い，BIC が最小のモデルを採択するとい

表 A5　政治家調査データのみを用いた候補者の政策クラスターの分類結果と有権者調査データを合わせた場合の分類結果のクロス集計表

	有権者あり									
政治家のみ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	合計
1	283	0	1	0	0	0	0	0	0	284
2	0	189	2	3	0	0	0	9	0	203
3	12	19	61	0	0	0	65	0	0	157
4	0	0	0	197	0	0	0	1	0	198
5	0	0	0	0	58	0	0	0	0	58
6	11	0	9	0	2	59	0	12	0	93
7	1	0	0	0	0	0	0	0	13	14
合計	307	208	73	200	60	59	65	22	13	1,007

注: 有権者ありの場合の政策クラスターの本文中のラベルとの対応は次のとおりである——1 ＝自民 C，2 ＝立憲 C，3 ＝公明・国民 C，4 ＝左派政党 C，5 ＝維新 C，6 ＝右派有権者 C，7 ＝中間 C，8 ＝左派有権者 C，9 = DKC。

う手順を踏んだ。その結果，$K = 7$ の推定結果の一つを採用した。

その推定結果と本分析の結果を比較したのが表 A5 である。行が政治家調査データのみによる候補者の分類，列が有権者調査データを合わせたときの候補者の分類を示す。政治家調査データのみから析出されたクラスター 3 が，有権者調査データを合わせたときにクラスター 3 と 7 に分かれていることを除けば，候補者の分類は有権者調査データからほとんど影響を受けていないことがわかる。なお，政治家調査データのみの推定におけるクラスター 3 は，多くの争点項目で 2 番目と 3 番目の肢の選択率が高いグループで，公明党と国民民主党の候補者の大半が所属していた。

C.3.3　長期的党派性と政策クラスターの関係

有権者調査における長期的党派性と政策クラスターの分類結果のクロス集計表を表 A6 として示す。

D　第 4 節の分析の補足

D.1　IMCE の推定方法

IMCE の推定は，通常のコンジョイント実験における AMCE と同様に，回帰分析によって行うことができる。具体的には，今回の分析において AMCE は次の線形モデルで推定される。

$$y_{ijk} = \alpha + \sum_{l=1}^{10} \beta_l x_{ijkl} + \varepsilon_{ijk} \tag{6}$$

y_{ijk} は回答者 i の k $(\in \{1, \ldots, 15\})$ 回目のタスクにおける j $(\in \{1, 2\})$ 番目の候補者に対する投

表 A6　有権者調査の回答者の長期的党派性と政策クラスターの分類結果のクロス集計表

	政策クラスター									
党派性	1	2	3	4	5	6	7	8	9	合計
自民	20	11	336	0	0	251	91	95	18	822
	(0.02)	(0.01)	(0.41)	(0.00)	(0.00)	(0.31)	(0.11)	(0.12)	(0.02)	
立憲	0	26	60	3	0	21	22	57	3	192
	(0.00)	(0.14)	(0.31)	(0.02)	(0.00)	(0.11)	(0.11)	(0.30)	(0.02)	
公明	0	0	35	0	0	8	10	20	2	75
	(0.00)	(0.00)	(0.47)	(0.00)	(0.00)	(0.11)	(0.13)	(0.27)	(0.03)	
共産	0	24	16	11	0	8	12	24	1	96
	(0.00)	(0.25)	(0.17)	(0.11)	(0.00)	(0.08)	(0.12)	(0.25)	(0.01)	
維新	1	4	77	0	0	55	23	40	4	204
	(0.00)	(0.02)	(0.38)	(0.00)	(0.00)	(0.27)	(0.11)	(0.20)	(0.02)	
国民	0	0	29	0	0	6	7	10	0	52
	(0.00)	(0.00)	(0.56)	(0.00)	(0.00)	(0.12)	(0.13)	(0.19)	(0.00)	
れいわ	0	6	12	2	0	2	3	20	1	46
	(0.00)	(0.13)	(0.26)	(0.04)	(0.00)	(0.04)	(0.07)	(0.43)	(0.02)	
社民	0	1	4	1	0	1	0	3	0	10
	(0.00)	(0.10)	(0.40)	(0.10)	(0.00)	(0.10)	(0.00)	(0.30)	(0.00)	
NHK	0	0	6	0	0	8	4	8	0	26
	(0.00)	(0.00)	(0.23)	(0.00)	(0.00)	(0.31)	(0.15)	(0.31)	(0.00)	
その他	0	1	1	0	0	3	0	6	0	11
	(0.00)	(0.09)	(0.09)	(0.00)	(0.00)	(0.27)	(0.00)	(0.55)	(0.00)	
無党派	1	32	223	4	0	41	165	166	70	702
	(0.00)	(0.05)	(0.32)	(0.01)	(0.00)	(0.06)	(0.24)	(0.24)	(0.10)	
合計	22	105	799	21	0	404	337	449	99	2,236
	(0.01)	(0.05)	(0.36)	(0.01)	(0.00)	(0.18)	(0.15)	(0.20)	(0.04)	

注: 括弧内は各行でみた割合である。投票先を「覚えていない」と答えた人は分析から除外した。政策クラスターの本文中のラベルとの対応は次のとおりである——1 =自民 C，2 =立憲 C，3 =公明・国民 C，4 =左派政党 C，5 =維新 C，6 =右派有権者 C，7 =中間 C，8 =左派有権者 C，9 = DKC。

票可能性であり，x_{ijkl} はその候補者の l ($\in \{1, \ldots, 10\}$) 番目の属性の処置を示すダミー変数である。多くのコンジョイント実験では，1 つの属性に対して 3 つ以上の水準が設定されるため，属性ごとの独立変数はベクトルになるが，本研究では水準が 2 つしかないため，x_{ijkl} は 0 または 1 のスカラーである。その係数 β_l の推定値が，属性 l の処置（x_{ijkl} が 1 をとる方の水準）の AMCE の推定値となる。α は切片，ε_{ijk} は誤差である。

これに対して，IMCE の推定では，次のように切片と係数が個人ごとに異なると考える。

$$y_{ijk} = \alpha_i + \sum_{l=1}^{10} \beta_{il} x_{ijkl} + \varepsilon_{ijk} \tag{7}$$

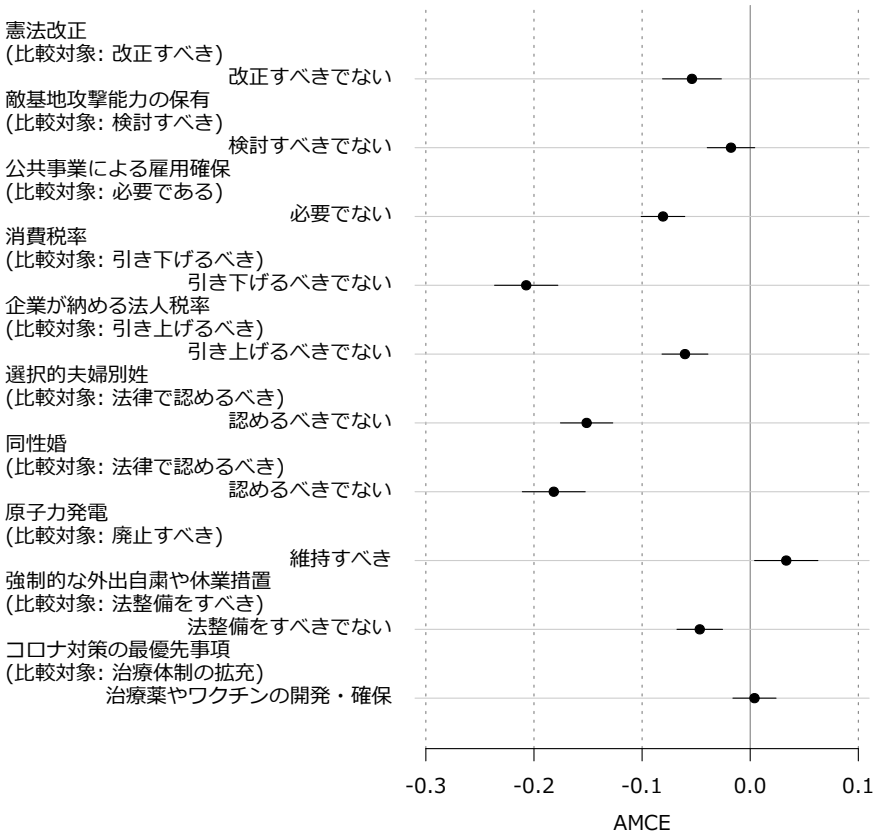

図 A4　AMCE の推定結果

注: 点は点推定値，線分は 95% 信頼区間を示す。

式 (6) とは α と β_l に添字 i が付いている点が異なる。これらのパラメータは，個人 i の回答データのみを用いることで推定できる。今回の調査の回答者数は 2,236 なので，2,236 回の回帰分析を行うことになる。β_{il} の推定値が，属性 l の処置の IMCE の推定値である。本研究では，式 (6) と (7) のどちらのパラメータも最小二乗法で推定し，推定の不確実性は HC2 頑健標準誤差を用いて評価する。

D.2　補足的な分析結果

D.2.1　AMCE の推定結果

図 A4 に AMCE の推定結果を示す。

D.2.2　属性間の交互作用に関する分析結果

コンジョイント実験において属性間に交互作用があるか否かを分析する際は，関心のある属性の少なくとも一方に 3 つ以上の水準がある場合，AMCE を推定する回帰分析における係数の交互作用項は，属性の処置を示すダミー変数の基準カテゴリーによって大きく左右されるので，個別の交

表 A7　交互作用の検定の 5%FDR 補正済みの p 値

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 憲法改正									
2. 敵基地攻撃能力の保有	0.884								
3. 公共事業による雇用確保	0.884	0.048							
4. 消費税率	0.884	0.760	0.839						
5. 企業が納める法人税率	0.933	0.884	0.884	0.884					
6. 選択的夫婦別姓	0.955	0.760	0.571	0.760	0.571				
7. 同性婚	0.884	0.955	0.884	0.571	0.884	0.048			
8. 原子力発電	0.237	0.884	0.884	0.965	0.884	0.957	0.760		
9. 強制的な外出自粛や休業措置	0.884	0.203	0.884	0.571	0.360	0.884	0.760	0.203	
10. コロナ対策の最優先事項	0.839	0.965	0.571	0.884	0.754	0.571	0.884	0.360	0.962

注: モデル (8) における p と q を各行と列の組み合わせとした場合の γ_{pq} の検定の 5%FDR 補正済みの p 値を示す。

互作用項の係数の有意性を検定するのは妥当ではなく，交互作用項の係数の同時検定をする必要がある (Egami and Imai 2019; Leeper et al. 2020)。しかし，今回の分析では，全ての属性の水準が 2 であり，基準カテゴリーをどう設定するかに影響を受けないため，単純に交互作用項の係数を見ればよい。

具体的には，式 (6) に 2 次の交互作用項を追加した次のモデルの係数 γ_{pq} を検定する。

$$y_{ijk} = \alpha + \sum_{l=1}^{10} \beta_l x_{ijkl} + \gamma_{pq} x_{ijkp} x_{ijkq} + \varepsilon_{ijk} \tag{8}$$

このモデルを $p, q = 1, \ldots, 10$, $p > q$ となる 45 通りの属性の組み合わせについて推定する。ただし，多重検定の問題があるため，閾値を 5% とした FDR による補正を行う。

表 A7 に結果を示す。5% 水準で有意になったのは，敵基地攻撃能力の保有と公共事業による雇用確保，選択的夫婦別姓と同性婚の 2 つの組み合わせのみである。

具体的に β_p，β_q，γ_{pq} の推定結果をみてみると，敵基地攻撃能力の保有と公共事業による雇用確保の場合，敵基地攻撃能力の保有（検討すべきでない）の単独項の係数の推定値は -0.049，公共事業による雇用確保（必要でない）の単独項の係数の推定値は -0.112，交互作用項の係数の推定値は 0.062 である。これらをまとめると，「検討すべき」と「必要である」の組み合わせを基準としたとき，「検討すべきでない」と「必要である」の組み合わせは -0.049，「検討すべき」と「必要でない」の組み合わせは -0.112，「検討すべきでない」と「必要でない」の組み合わせは -0.098 である。つまり，敵基地攻撃能力の保有を検討すべきでない，公共事業による雇用確保は必要でないという立場は，ともに候補者への投票可能性を低下させるが，これらの立場を同時にとる候補者は，単純に負の効果を合算するのと比較すると，投票可能性の下げ幅が緩和されるということである。しかし，これら 2 つの争点は分野が異なっており，関連性が見いだせないので，この結果が必然的なものかどうかを判断するのは難しい。

選択的夫婦別姓と同性婚については，似た分野の争点の組み合わせであるため，比較的解釈しや

すい。選択的夫婦別姓（認めるべきでない）の単独項の係数の推定値は −0.181，同性婚（認めるべきでない）の単独項の係数の推定値は −0.211，交互作用項の係数の推定値は 0.059 である。各組み合わせの効果に直すと，どちらも「認めるべき」の場合を基準としたとき，選択的夫婦別姓は「認めるべきでない」が同性婚は「認めるべき」の場合は −0.181，選択的夫婦別姓は「認めるべき」だが同性婚は「認めるべきでない」の場合は −0.211，どちらも「認めるべきでない」の場合は −0.333 である。こちらも，不人気な立場が合わさると，それらの負の効果が緩和される（逆に見れば，支持されやすい立場が合わさっても，投票可能性を押し上げるには限界がある）ということを示唆する結果である。

本研究のような架空の候補者や政党の立場を示すコンジョイント実験には，矛盾する政策の組み合わせが示されたときに，ペナルティが生じるのではないかという指摘がしばしばなされる。上述の選択的夫婦別姓と同性婚結果は，そのような傾向がみられることを示唆している可能性がある。いずれか一方でも「認めるべきでない」という立場をとる候補者は，どちらも「認めるべきでない」という最も不人気な立場に近い大きなペナルティを受けているからである。しかし，交互作用項の係数が 5% 水準で有意になった組み合わせは限られており，全体的にみると，少なくとも本研究では，矛盾する政策の提示が回答に及ぼす影響は小さかったと言えそうである。

D.2.3　2021 年総選挙比例代表での投票政党別と争点の重要性の関係

図 A5 に 2021 年総選挙での投票先別にみた IMCE の推定値の分布を示す。考察の対象は該当者が 50 人以上いた 7 つの主要政党に投票した者と棄権者に限定した。黒い線が各パネルの見出しの政党に投票した（右端の列は棄権した）回答者における IMCE の推定値の分布である。各グループの特徴をわかりやすく示すために，各パネルの該当者を除く全回答者における IMCE の推定値の分布を灰色の領域として各パネルに示す。

各政党の投票者の IMCE の分布からは，常識的なイデオロギー的対立軸を読み取ることができる。例えば，自民党投票者の中には憲法改正について「改正すべきでない」という立場にネガティブに反応する者が多く，立憲民主党や共産党に投票した者はその逆である。争点と政党の組み合わせが多く，常識的な結果を挙げるときりがないため，ここでは筆者が特に注目に値すると考えた結果にのみ言及する。

第一に，立憲民主党投票者の脱原発へのこだわりが際立っており，それは共産党投票者以上に顕著である。逆に，共産党投票者を見ると，敵基地攻撃能力や法人税率に関して，立憲民主党投票者よりも IMCE の推定値の分布に大きな偏りが認められる。この辺りに両党の投票者層の力点の違いがあるようである。第二に，立憲民主党と国民民主党はともに消費税の時限的減税を唱えていたにもかかわらず，消費税率に関して後者の投票者層の方が明白に強い反応を示しており，その IMCE の推定値の分布は共産党やれいわ新選組の投票者層と近い。第三に，日本維新の会の投票者における IMCE の推定値の分布は，それ以外の回答者のそれと比較して特徴がほとんどみられない。今回のコンジョイント実験で取り上げた 10 個の争点を日本維新の会の投票者が（他の政党の投票者と比べて）取り立てて重視しなかったことが示唆され，同党がこれらの争点以外の要素によって支持を獲得したことがうかがえる。

棄権者に関する結果にも注目したい。棄権者は平均的に政治関心が低く，個人レベルで分析したときにも特定の争点を重視する傾向はみられにくいと予想される。実際，憲法改正や敵基地攻撃能力の保有といった争点の IMCE の推定結果をみると，棄権者の推定値は 0 付近に集中し，棄権者以外の回答者よりも分布の尖度が高くなっている。これに対して，消費税率，法人税率，選択的夫婦別姓，同性婚については，棄権者とそれ以外の回答者の間に IMCE の分布の差がそれほどなく，やや左に偏った分布となっている。このことからは，仮に 2021 年総選挙を棄権したような人々があえて投票に行き，かつ政策を考慮して投票するならば，そのときに重視するものは税率あるいはジェンダーに関する争点であるかもしれない，ということが示唆される。

D.2.4　長期的党派性と争点の重要性の関係

長期的党派性別の IMCE の推定値の分布を図 A6 に示す。

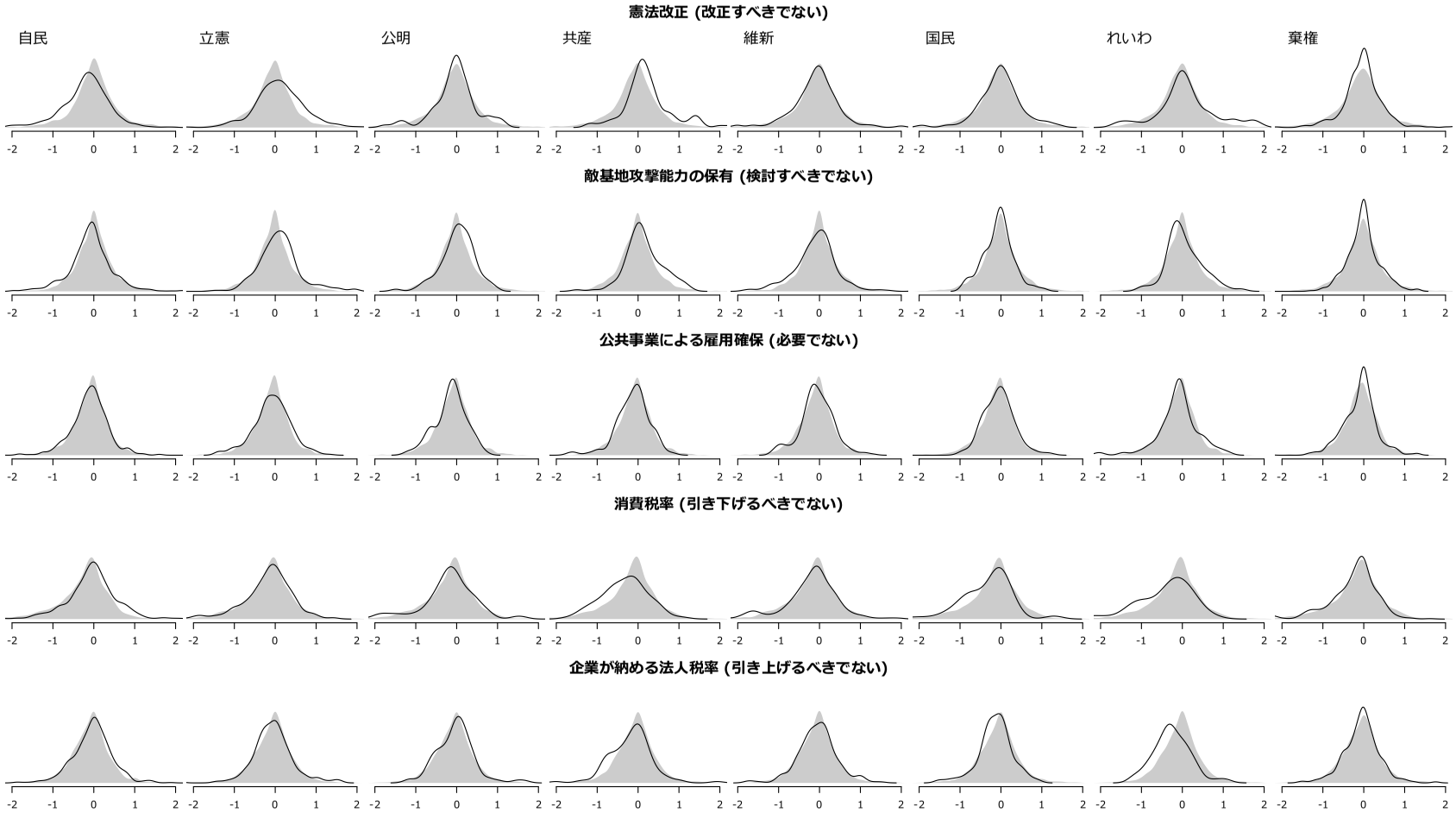

図 A5　2021 年総選挙比例代表での投票政党別の ICME の推定値の分布（次頁に続く）

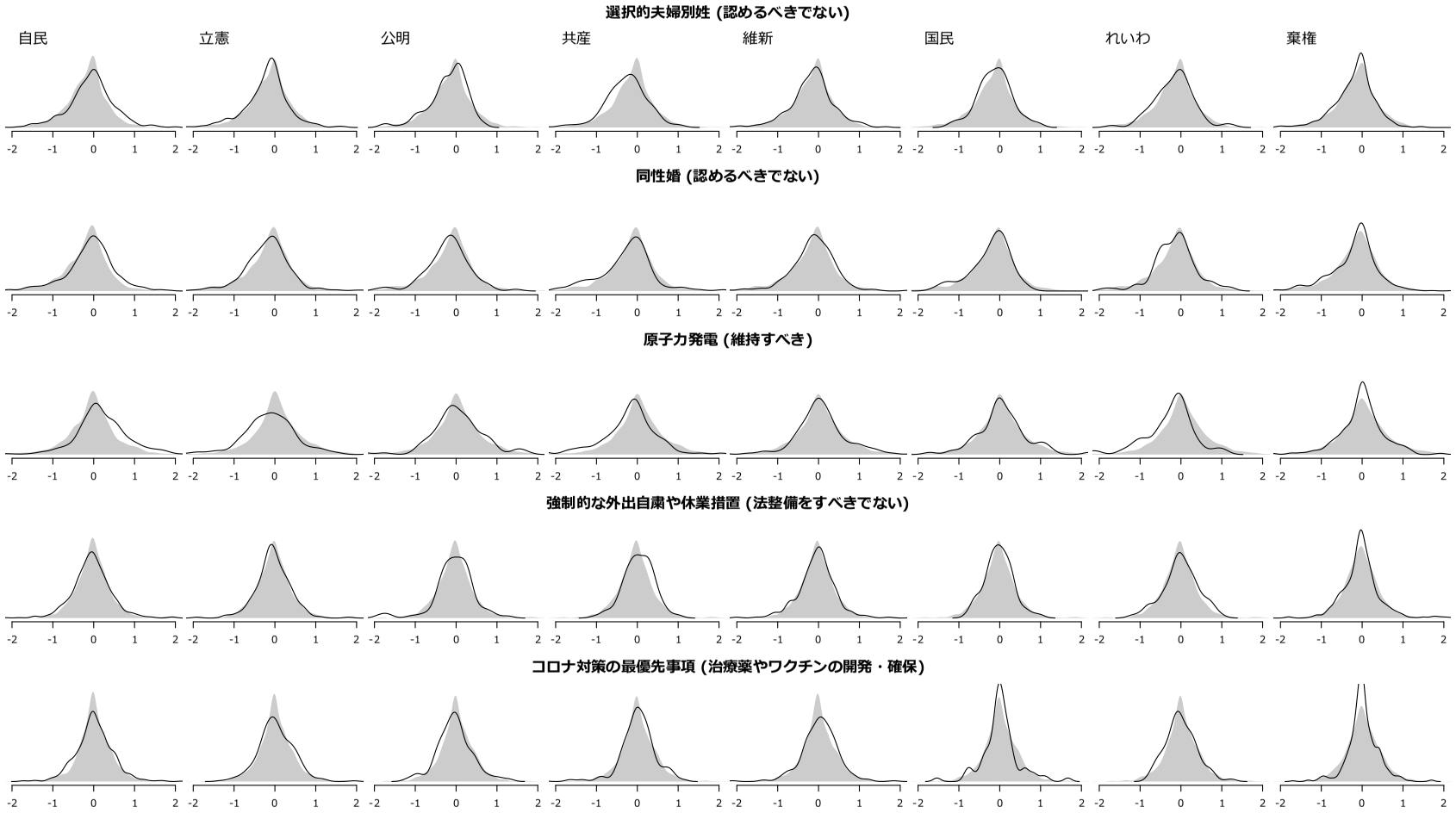

図 A5　2021 年総選挙比例代表での投票政党別の ICME の推定値の分布（前頁からの続き）

注: 黒い線が各パネルの見出しの政党に投票した（右端の列は棄権した）回答者における IMCE の推定値の分布を示し，灰色の領域はそれに該当しない回答者における IMCE の推定値の分布を示す。

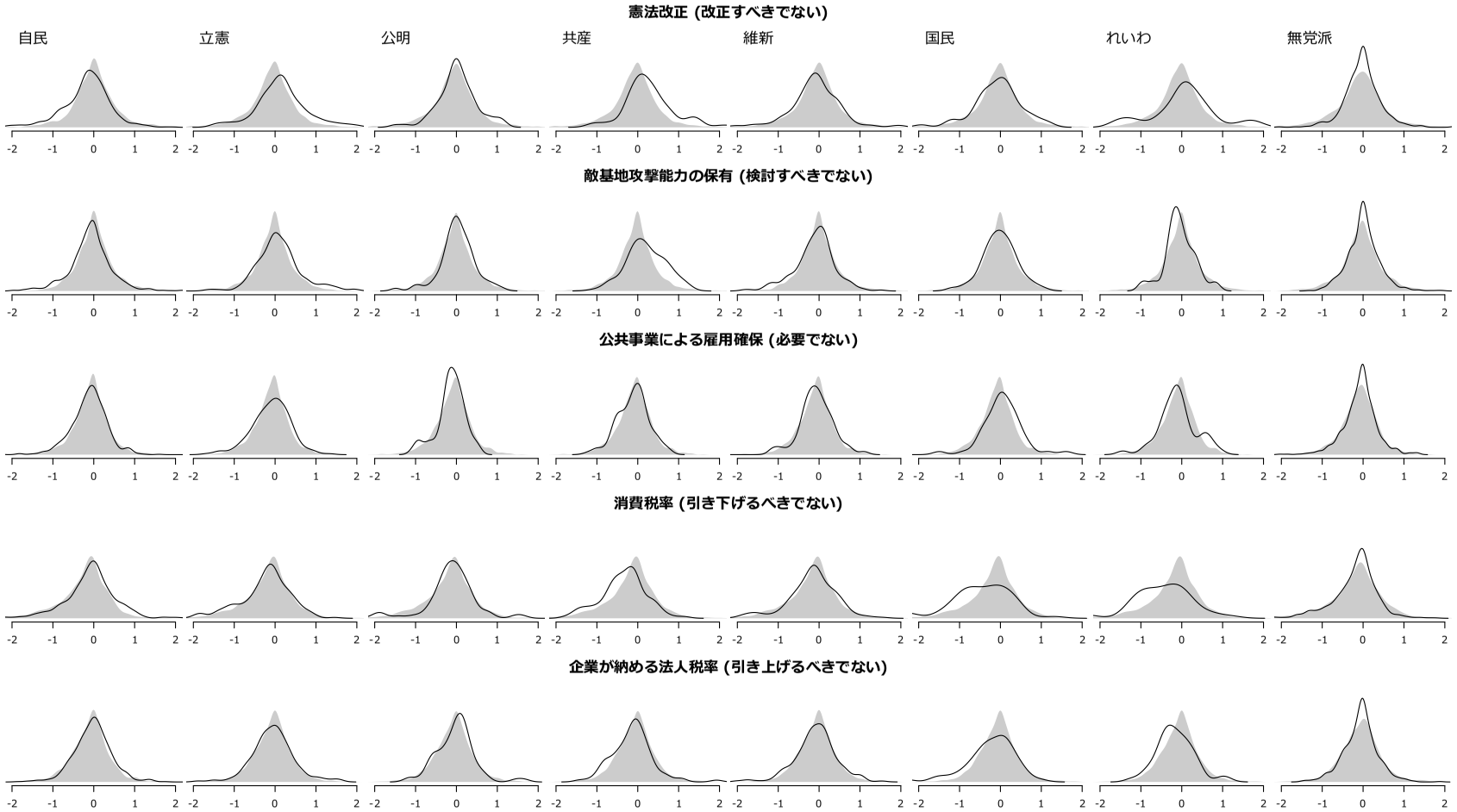

図 A6　長期的党派性別の ICME の推定値の分布（次頁に続く）

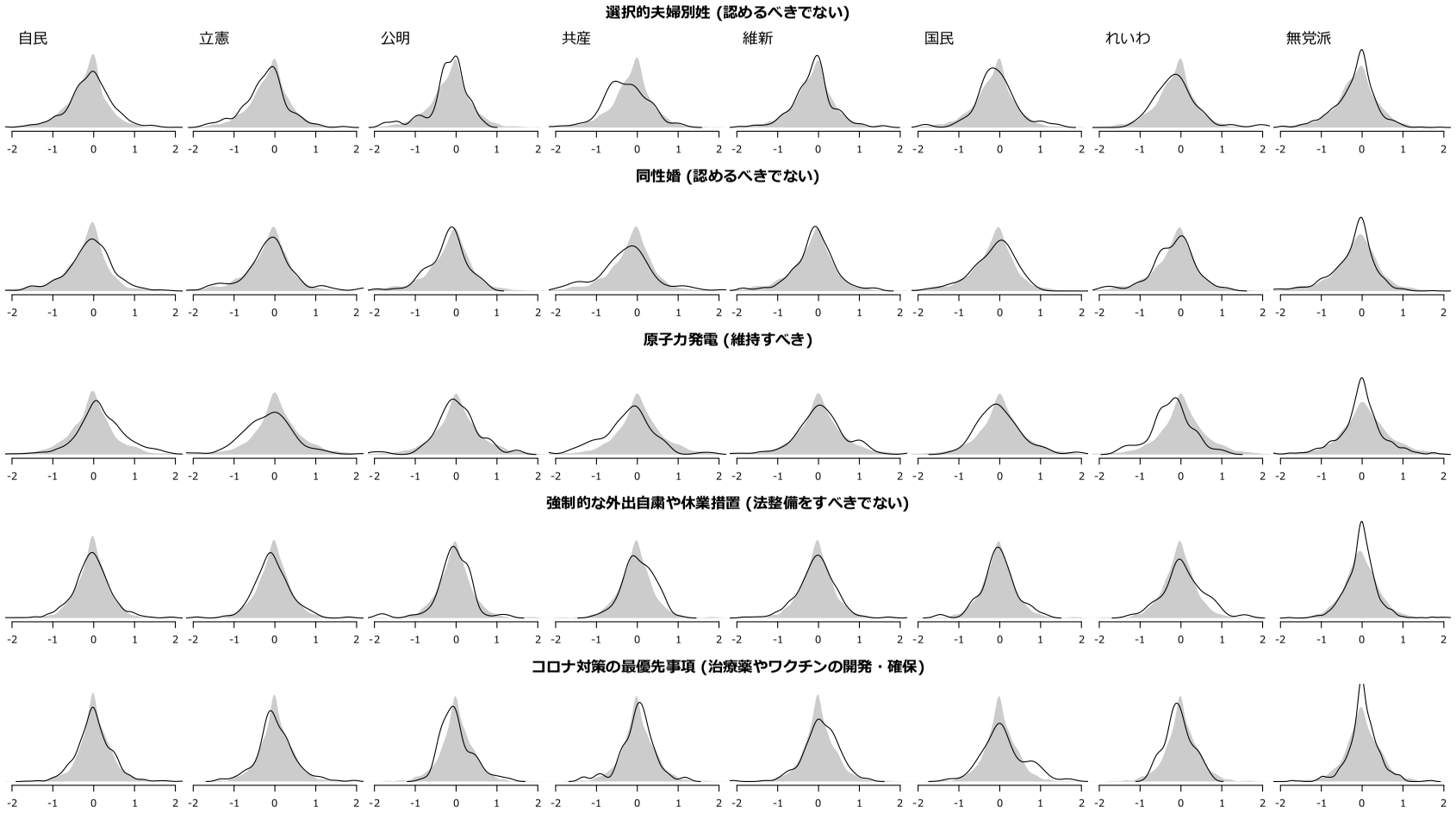

図 A6　長期的党派性別の ICME の推定値の分布（前頁からの続き）

注: 黒い線が各パネルの見出しの政党に長期的党派性をもつ（右端の列はどの政党にも長期的党派性をもたない）回答者における IMCE の推定値の分布を示し，灰色の領域はそれに該当しない回答者における IMCE の推定値の分布を示す。

参考文献

Blair, Graeme, Jasper Cooper, Alexander Coppock, Macartan Humphreys, and Luke Sonnet. 2022. *estimatr: Fast Estimators for Design-Based Inference*. R package version 0.30.6. https://CRAN.R-project.org/package=estimatr

Clifford, Scott and Jennifer Jerit. 2015. "Do Attempts to Improve Respondent Attention Increase Social Desirability Bias?" *Public Opinion Quarterly* 79(3): 790–802.

Egami, Naoki and Kosuke Imai. 2019. "Causal Interaction in Factorial Experiments: Application to Conjoint Analysis." *Journal of the American Statistical Association* 114(526): 529–540.

Grolemund, Garrett and Hadley Wickham. 2011. "Dates and Times Made Easy with lubridate." *Journal of Statistical Software* 40(3): 1–25.

Hainmueller, Jens, Daniel J. Hopkins, and Teppei Yamamoto. 2014. "Causal Inference in Conjoint Analysis: Understanding Multidimensional Choices via Stated Preference Experiments." *Political Analysis* 22(1): 1–30.

Jessee, Stephen. 2016. "(How) Can We Estimate the Ideology of Citizens and Political Elites on the Same Scale?" *American Journal of Political Science* 60(4): 1108–1124.

Leeper, Thomas J., Sara B. Hobolt, and James Tilley. 2020. "Measuring Subgroup Preferences in Conjoint Experiments." *Political Analysis* 28(2): 207–221.

Munro, Evan. 2019. *dhlvm: Dynamic Hierarchical Latent Variable Models*. R package version 0.1, https://github.com/evanmunro/dhlvm

Munro, Evan and Serena Ng. 2019. "Latent Dirichlet Analysis of Categorical Survey Responses." arXiv:1910.04883, https://doi.org/10.48550/arXiv.1910.04883

Munro, Evan and Serena Ng. 2022. "Latent Dirichlet Analysis of Categorical Survey Responses." *Journal of Business & Economic Statistics* 40(1): 256–271.

R Core Team. 2022. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. http://www.R-project.org/

東京大学谷口研究室・朝日新聞. 2021.「2021 年東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同政治家調査コードブック」. http://www.masaki.j.u-tokyo.ac.jp/ats/atsindex.html