

国家間の「助け合い」はいかに実現されるか

宋 財 法

- 1 はじめに
- 2 理論・仮説
- 3 実験デザイン
- 4 データとモデル
- 5 分析結果
- 6 おわりに

1 はじめに

人間社会はさまざまな問題を抱えており、それは構成員である個々の人間においても同様である。それら問題を解決する主体は誰だろうか。現在（2021年7月）の菅義偉首相は2020年自民党総裁選の最中、「自助・共助・公助、そして絆 ～地方から活力あふれる日本に！～」を標榜した¹⁾。この方向性の維持は、2021年参議院予算委員会における菅首相の発言からも確認できる。こうした3つの「助」の中で、真っ先に重視されるのが「自助」、つまり自己の努力による問題の解決である。実際、先述した予算委員会において菅首相は、新型コロナによる不況において「自らの創意工夫でこのコロナ禍の中でも事業を伸ばしている人がいます」と述べるなど、自助を重視していることが分かる²⁾。しかし、問題を解決する主体は個人には限定されない。たとえば、経済的に恵まれず、生計を立てることが困難な人のための生活保護制度などは中央・地方政府によ

1) 「自民党総裁選挙：政策発表」URL: <https://ameblo.jp/suga-yoshihide/entry-12622752975.html>
(アクセス：2021年7月19日)

2) 参議院予算委員会議事録（2021年3月4日）

って提供される。これらの「公助」の歴史も長く、古くは17世紀のエリザベス救貧法（Poor Law）などからも確認できる。自助と公助の間に位置付けられるのが「共助」、または「互助」である。主に地域共同体における助け合いが互助に該当するが、このような相互扶助が制度化されると共助となる。人々が費用を負担し、必要とする人に負担する保険が共助の代表的な例である。これらの3つの「助」を明確に区分することができない場合もあるが³⁾、社会およびその構成員の抱える問題を解決する主体は個人（自助）、共同体（互助・共助）、中央・地方政府（公助）に大別することができる。

このような自助・共助・公助の3つの概念は、人間社会に限ったものではない。国や地方政府を国際社会に置き換えた場合、国際社会の主なアクターである国家も自助・共助・公助の適用範囲となり得る。国内政策による経済成長、軍勢力増強は自助に、隣国同士の協力は共助として解釈することができる。ただし、国際社会には中央政府たるアクターが存在しないため、公助の概念を適用することは困難である。しかし、経済協力開発機構（Organization for Economic Cooperation and Development; OECD）の開発援助委員会（Development Assistance Committee; DAC）による開発途上国への支援などは公助に近い概念であろう。

この中で、地理的に隣接した国同士が直面した問題を巡る国家間の協力は共助の概念として解釈できよう。しかし、国家間の関係をそのまま地域共同体における共助と同じ論理で解釈することはできない。国家は地理的に固定され、利益や被害の共有が強制される。一方、人間社会であれば共同体から離れるという選択肢がある。また、地理的に近い国同士の場合、長い歴史の間、対立の経験を蓄積してきたケースが多い。つまり、共助が実現されるための養分が、同じ社会、経済、文化的状況を共有してきた人間社会に比べると足りない。他にも、国際社会はアクター数が少なく、フリーライド（タダ乗り）が発生した

3) たとえば、年金制度の場合、税金が投入される点では公助であるが、下の世代が上の世代を支える点では共助の側面も持つ。

場合、直ちに協力関係が中断されやすい。たとえば、東アジアにおける主要アクターである日中韓の中で一国でも協力を中断すると、共同体内協力関係は破綻するだろう。

以上のことを考慮すると、人間社会における共助のロジックを国際社会にそのまま適用することは困難であることは明らかである。それでは、国家間の助け合いを実現するためにはどのような条件が必要だろうか。本稿では日韓における海洋プラスチック汚染に焦点を当て、考察を進める。日韓は、上述したすべての要因が当てはまる絶好のケースでもある。日韓は植民地時代の外交上の対立だけでなく、世界貿易機関（WTO）の紛争、産業領域における競争など、さまざまな次元において対立が存在する。つまり、日韓はエリートおよび国民レベルにおいて高水準の協力が実現および持続しにくい、「最もありそうにないケース（least likely case）」である。

本研究では、日韓関係が悪化する中で、日本と韓国が環境協力においては維持および拡大してきた事実注目する。日本と韓国は、その地理的な近さから、両国を隔てる水域である日本海の海洋汚染を含む多くの環境問題を共有している。とりわけ海洋プラスチック汚染は、人間の健康に直接影響を与えることから、両国のメディアに大きく取り上げられている。プラスチック破片の消費が海洋生物の生命を脅かすだけでなく、魚介類を摂取する人々にも有害であり、長期的には、がんや免疫機能の低下などの健康上の被害を引き起こす可能性もある。日韓は、それぞれの国内においてプラスチック廃棄物を減らすためにさまざまな努力をしてきた。たとえば日本政府は、2020年7月にすべてのレジ袋を有料化し、韓国政府は2019年1月から165平方メートル以上のすべてのスーパーマーケットでの使い捨てレジ袋の使用を禁止している。このような取り組み以外にも、日韓両政府は本問題に共同で対応するため、2008年以降、両国は国連環境計画（United Nations Environment Program; UNEP）の「地域海洋プログラム（regional seas program）」の一環である「北西太平洋地域の海洋・沿岸環境の保護・管理・開発のための行動計画（Northwest Pacific Action Plan; NOWPAP）」

に基づき、協力を制度化した。2019～2020年は、海洋汚染のモニタリング手法の同調のための共同研究から、沿岸清掃のための国際キャンペーン、海洋や沿岸の海洋における生物多様性に関する計画の策定など、多岐にわたって協力を展開した。しかし、両国においてこれらの2国間協力はメディアの注目を集めることは少なく、一般にはほとんど知られていない。

この海洋プラスチック汚染の解決方法には自助と共助の2つの方向性がある。自国の沿岸にたどり着いたゴミの掃除が自助に該当し、国内におけるプラスチック消費を抑えるための政策やモニタリングの協調などは共助に該当する。ただし前者の場合、根本的な解決策ではない。自国で発生したゴミは海流によって相手国へ届くからである。これは海洋プラスチック汚染を解決する根本的な解決策が「相手国にゴミを流さない」、つまり共助であることを意味する。しかし、この共助は自分が費用を負担し、他人を利することでもあり、実現するには高いハードルが存在する。本研究の目的は、日韓間の海洋プラスチック汚染に注目し、いかなる条件下で両国の協調が達成できるかを明らかにすることである。

2 理論・仮説

本稿は国家間協力が行われる次元を2つに単純化する。1つ目の次元は、政府、政治家、専門家といったエリートレベルにおける協力であり、2つ目の次元は国民レベルにおける協力である。1つ目の次元であるエリートレベルにおける協力は、共同の問題を巡る政府、政治家、専門家たちの協力の実績や方針である。たとえばAsaba et al. (2020) は、日韓における安全保障上の協力（具体的には日米、米韓の疑似同盟関係）を強調する場合、人々が相手国との協力を前向きになることを明らかにした。さらに、ハードな争点である安全保障上の両国の協力が、その他のソフトな争点に対する人々の態度にまで波及する。つまり、ある争点を巡る協力は争点と次元両方において波及力を持つ。したが

って、海洋プラスチック汚染の問題においても同様のメカニズムが期待され、以下のような仮説が考えられる。

仮説1 日韓間におけるエリートレベルの協力は、負担可能な税額の範囲を増加させる。

本稿で注目する協力は、2つ目の次元である国民レベルである。先述した Asaba et al. (2020) はエリートレベルの協力「のみ」が国民レベルの協力姿勢に与える影響に注目した。しかし、税収により問題を解決するということは、費用を負担する主体が国民であることを意味する。一方、増税は有権者にとって望ましくない政策でもある。その一例が1990年の衆議院議員総選挙であり、消費税導入により自民党が議席を大幅減らした。政治家の第1目標が再選であること (Fenno 1973)、そして世論に対する政府の応答性 (Erikson, Mackuen, and Stimson 2001; 大村 2012) を考えると、政策が実行されるために世論は重要な要因となる。

したがって、金銭的な費用を伴う協力関係が実現されるためには、相手がいくらか負担するかが重要となる。なぜなら、相手国の国民が負担を躊躇すると、国家間協力は実現しにくいからである。つまり、相手国の国民の姿勢に応じて自分の態度を決める「互惠主義 (reciprocity)」が国家間協力の鍵となりうる。たとえば、「他国の炭素税は日本よりも高い」といった情報を呈示された人々は、そうでない人々（他国の炭素税は日本よりも低い）と比べ、負担可能な炭素税額が高くなる (Beiser et al. 2021)。少なくとも日本において、互惠主義は成り立つと考えられる⁴⁾。したがって、海洋プラスチック汚染を巡る日韓間関係においても同様のメカニズムが成り立つと考えられる。ただし、これまでの先

4) 一方、日本以外の国において、有権者における互惠主義は存在しない、または非常に小さいと主張する研究も多数ある（たとえば、Tingley and Tomz 2020; Bernauer and Gampfer 2015; Bernauer et al. 2016; Beiser et al. 2021; Mildemberger 2019など）。

行研究は相手国民が「いくら負担しているか」に注目している。税額を決定するのは政府であることを考えると、現状の負担額は国民の意思か、政府の意思かの識別が困難である。したがって本稿では、相手国民が「いくら負担する意向があるか」に注目し、相手国民の姿勢が与える影響を明らかにする。

仮説2 相手国民の積極的な協力姿勢は、負担可能な税額の範囲を増加させる。

国家間協力を実現されるための2つの要因（エリートと国民）を独立したものとして前述してきた。しかし、エリートに協力の意思があっても、国民の支持が得られない場合、再選や得票の最大化を目標する政府や政治家は政策を実現させる誘引を持たない。同様に、国民が国家間協力に前向きであっても、エリートレベルにおいて協力の意思がなければ、協力が実現されることはない。なぜなら、税負担の主体は国民であるため、増税に前向きである国民であっても、増税を伴う政策の未導入に反対する誘引がないからである。ただし、これは2つの次元が独立した効果を持たないことを意味するものではない。つまり、2つの次元はそれぞれ独立した効果だけでなく、両次元間には（逆）相乗効果が存在することを意味する。したがって、本稿の第3および4の仮説は以下の通りである。

仮説3 相手国民の協力水準が高いと、エリートレベルの協力が負担可能な税額に与える影響力は大きくなる。

仮説4 エリートレベルの協力が行われると、相手国民の協力姿勢が負担可能な税額に与える影響力は大きくなる。

次章では以上の仮説を検証するための実験デザインについて説明する。

3 実験デザイン

以上の仮説を検証するために、本研究は世論調査を用いたフレーミング実験を行う⁵⁾。本研究の仮説を観察データのみを用いて検証する際、内生性の恐れがある。たとえば、回答者に相手国および相手国民の協力程度（原因）を尋ね、自分が負担可能な税額（結果）を測定したと仮定する。この場合、相手国（民）に対する態度および感情が原因と結果両方に影響を与える可能性が高い。また相手国（民）に対する態度、感情をモデル上統制しても未観察の交絡要因が存在する可能性がある。つまり、原因に該当する変数（処置変数）の外生性がほとんど担保されない。このように無数の交絡要因が存在すると考えられる場合、研究者側からデータ生成過程に介入ができる実験アプローチが有効である。なぜなら実験アプローチにおいては、原因となる変数の値が回答者に依存するのではなく、外部から提供されたもの（外生変数）だからである。

実験の手順は（１）処置内容に関する背景知識の有無の確認、（２）調査への注意度チェック、（３）実験刺激の呈示、（４）応答変数の測定の順で行われる。以下ではまず（３）と（４）について解説し、続いて（１）と（２）の測定方法について述べる。

図１は日本人被験者を対象とした実験の例である。韓国人被験者を対象とした実験では「日本」は「韓国」に、「韓国」は「日本」に、最後に「20円」を「200ウォン」に置換した。

5) フレーミング実験の理論、応用については Song・秦（2020）および秦・Song（2020）を参照されたい。

日本と韓国にまたがる日本海のプラスチック汚染のレベルは、世界で最も深刻なレベルと言われています。日本と韓国のそれぞれで発生したプラスチック廃棄物は、海流の循環により相手国の沿岸に到達するため、これは日韓が直面する共通の問題となっています。

[エリートレベルの協力情報]

この問題に対処するために、日韓両政府は、使い捨てプラスチック製容器への税金を導入する案を検討中です。税収は海洋汚染を減らすための日韓協調事業に使われる予定です。両政府は500ml ペットボトル 1 本当たりの税の価格として、最大20円までを検討しています。

[国民レベルの協力情報]

図 1 実験フレーム

図 1 のリード文の中、太字の箇所は以下から無作為に選ばれた文章が挿入される。表 1 は日本人被験者を対象とした実験の例である。韓国人被験者を対象とした実験では「日本」は「韓国」に、「韓国」は「日本」に置換し、円とウォンの位置を交換した。

表 1 実験刺激（日本人サンプル）

エリートレベルの協力情報	
情報なし（統制群、処置群 1・2）	なし
情報あり（処置群 3～5）	この問題を解決するために、国連の制度枠組みの中で、両国政府の政策専門家は積極的に協力を行なっています。近年のこうした協調は、日韓が海洋プラスチック汚染に関する共同の対策を実施するのに役立ちました。昨年のお会合において、日本と韓国の政策専門家らは、相手国側の積極的な協力に対して、互いに深い感謝を表明しました。
国民レベルの協力情報	
情報なし（統制群、処置群 3）	なし
低レベル（処置群 1・4）	韓国で実施された同じ調査の結果、韓国人は 2 円（約 20ウォン）の税金を負担する意思があることが分かっています。
高レベル（処置群 2・5）	韓国で実施された同じ調査の結果、韓国人は 18 円（約 180ウォン）の税金を負担する意思があることが分かっています。

以上の実験刺激が与えられた後、全被験者を対象に図2のような設問で応答変数を測定した。応答変数は0円（0ウォン）から20円（200ウォン）までの1円（10ウォン）単位の金額をスライダー形式で測定し（21件法）、スライダーの初期位置は10円（100ウォン）に固定した。スライダーの初期位置によって、測定誤差が生じる可能性があることはすでに指摘されている。たとえばLiu and Conard（2019）によると、感情温度計などの101件法においては、スライダーの初期位置がバイアスをもたらすと指摘している。しかし、7件法・21件法の場合、体系的なバイアスが確認されていないことも同時に明らかになっている。本研究の応答変数は21件法であるため、初期位置から生じる測定誤差は無視可能なレベルであると考えられる。

あなたは500mlのペットボトル1本当たり、税金を最大いくらまで負担する意志がありますか。

図2 応答変数の測定尺度

以上が実験刺激と応答変数の測定方法である。続いて、処置内容に関する背景知識と注意力確認について述べる。まず、知識の測定は、被験者に実験刺激を与える前段階において、図3のような設問を設けた。

ステップ2で海洋プラスチック汚染を選択していない場合、ステップ1に戻り、改めてステップ2の設問で被験者の注意を測定した（1回のみ）。2回目の確認においても「海洋プラスチック汚染」を選択しなかった被験者は分析から除外した。回答完了者の中、除外された日本人、韓国人の被験者数はそれぞれ11名、17名である。

ステップ1

[海洋プラスチック汚染に関する画像]

海洋プラスチック汚染による健康、環境への影響がますます懸念されています。あなたはこれまでに、この問題について聞いたことがありますか。

- とてもよく知っている
- 少しは知っている
- あまり馴染みがない
- 全く聞いたことがない

ステップ2

以下の選択肢の中で、先ほどご覧になった内容と一致するものはどれですか。

- 地球温暖化
- 海洋プラスチック汚染
- 森林破壊

図3 知識測定および注意確認の設問文

表2 統制群および処置群の配置

		国民レベルにおける協力の情報		
		なし	低レベル	高レベル
エリートレベルにおける協力の情報	なし	統制群	処置群1	処置群2
	あり	処置群3	処置群4	処置群5

4 データとモデル

データ

本章では本研究で使用するデータについて説明する⁶⁾。本データはDynata（旧 Research Now and Survey Sampling International）に登録されている日韓のモニ

6) 日韓両調査は同志社大学「人を対象とする研究」に関する倫理審査委員会の審査を経て、同志社大学長の承認を得て実施されたものである（承認番号：20046）。

ターである。調査は2021年2月19日から2月24日まで（日本）、2021年2月9日から2月15日まで（韓国）実施された。回収されたサンプルのサイズは2036人（日本）、1919人（韓国）であるが、本研究で用いる共変量が欠損したケース、ならびに2回の注意度確認で誤答をしたケースを除いた。最終的に本研究で用いるデータのサンプルサイズは1632人（日本）、1577人（韓国）である。これらのサンプルは、直近の国勢調査（日韓それぞれ2015年）の性別、年齢（10歳刻み）、地域⁷⁾の割合に応じて重み付けることによって、母集団（日本人と韓国人）と標本間における誤差（coverage error、sampling error、non-response error）を補正した。

続いて、処置前変数の測定尺度について述べる。年齢、性別、最終学歴、イデオロギー⁸⁾は通常の説明文と尺度で測定されているため、ここでは説明を割愛する。まず所得は、具体的な個人や世帯収入を複数の区間の中から選択するのではなく、「日本人（韓国人）の所得を0から100までの範囲で表す場合、あなたは相対的にどの程度に位置すると思いますか」といった、主観的かつ相対的な所得を所得した。また、被験者の環境に対する態度を測定する2つの設問はそれぞれ、「政府は国内の環境汚染問題に対し、より積極的に取り組むべきである」、「政府は国際的な環境問題に対し、より積極的に貢献すべきである」に対して5件法（1：強く反対～5：強く同意）で測定された。最後に感情温度は、日本人（韓国人）被験者の場合、韓国政府（日本政府）、韓国人（日本人）に対する感情温度を0から100までのスライダーで測定した。これらの変数の記述統計量が表3は本研究のモデルで用いられる変数の記述統計である⁹⁾。

7) 日本の場合、「北海道・東北」、「関東」、「中部」、「近畿」、「中国・四国」、「九州・沖縄」の6地域、韓国は「ソウル」、「首都圏」、「湖西」、「湖南・済州」、「嶺南」の5地域でそれぞれ人口の割合を算出した。

8) これらの変数および所得のような社会経済的要因は処置後に測定されたものの、処置内容が社会経済的要因に影響を与えると考えるのは考えにくいので、処置後バイアス（post-treatment bias）の可能性はないと考えられる。

9) 重み付け前の記述統計である。また、韓国の場合、応答変数の範囲は0から200であるが、解釈しやすくするために、応答変数を事前に10で割った。

表3 記述統計

変数	日本人サンプル		韓国人サンプル		共通	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	最小値	最大値
処置変数						
統制群	0.175	0.380	0.156	0.363	0	1
処置群 1	0.172	0.378	0.158	0.365	0	1
処置群 2	0.169	0.374	0.164	0.370	0	1
処置群 3	0.170	0.376	0.169	0.375	0	1
処置群 4	0.153	0.360	0.168	0.374	0	1
処置群 5	0.161	0.367	0.185	0.389	0	1
応答変数						
税額	7.832	6.170	8.182	6.431	0	20
処置前変数						
年齢	49.720	16.220	38.431	13.943	18	100
女性	0.487	0.550	0.526	0.499	0	1
最終学歴	3.268	0.960	3.633	0.941	1	5
所得	44.149	19.390	54.110	19.805	1	100
態度（国内環境）	4.085	0.761	4.214	0.824	1	5
態度（国際環境）	3.959	0.806	4.049	0.840	1	5
感情温度（政府）	23.118	21.445	20.854	23.886	0	100
感情温度（国民）	36.557	24.795	40.706	26.644	0	100
イデオロギー	5.335	1.704	5.133	1.975	0	10
知識	3.163	0.576	3.365	0.581	1	4

処置効果を推定する際、処置変数の外生性が前提条件となる（Imbens and Rubin 2015; Hoshino 2009など）。実験研究の場合、処置の有無および処置の種類は外生的に与えられるため、大数の法則により、処置前に測定された変数の平均値が均質であると期待される。しかし、特定の処置を受けた被験者が調査途中で脱落する場合、外生成が担保されないケースがある。たとえば、エリートレベルにおける情報提示刺激を受けた男性被験者が女性よりも多く脱落した場合、性別は交絡変数となり、外生性が保証されない。これを確認するために

一元配置分散分析などによる差分の統計的有意性検定は適切でないため (Imai, King, and Stuart 2008)、標準化差分 (Standardized Differences) を用いたバランスチェックを行う。標準化差分は2グループ間で計算されるため、それぞれの処置前変数に対して15ペア (${}_6C_2$) の標準化差分が得られる。以下の図4は15個の標準化差分の絶対値が最も大きいもののみをプロットしたものである¹⁰⁾。もし、処置前変数の平均値が15ペアにおいて均質の場合、標準化差分は0となり、この絶対値が大きいほどバランスが取れていないと解釈できる。バランスの基準は恣意的であるものの、本稿では25を採用する (Rosenbaum and Rubin 1983; Ho et al. 2007)¹¹⁾。図4によると、日本人被験者において女性変数と韓国人に対する感情温度の標準化差分が25を超えていることが分かる。また、標準化差分が25を下回る変数であっても、25に近い変数がある。つまり、処置前変数が交

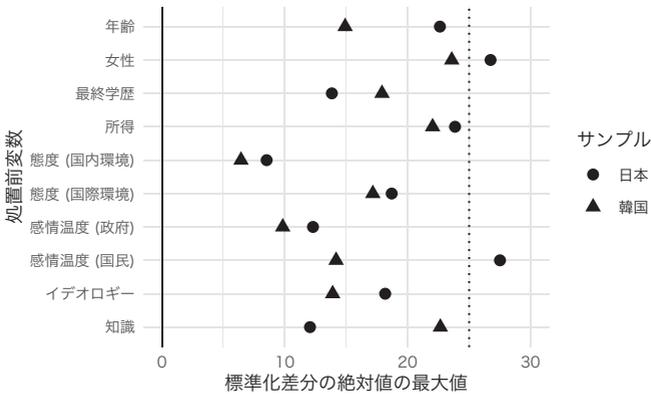


図4 バランスチェック

10) 標準化差分は重み付けなしで計算した。

11) 具体的には差分が0.25標準偏差分を超えているかどうかであり、本稿の標準化差分は、差分を標準偏差で除した値を100倍したものである。したがって、本稿では25が基準となる。また、これらの先行研究は共変量の標準化差分でなく、傾向スコアの標準化差分の基準として0.25を提案していることを断っておきたい。

絡要因である可能性が示唆される。したがって、本研究におけるモデルにはこれらの共変量を統制することによって処置効果の推定値のバイアスを可能な限り除去する。

モデル

本研究の仮説を検証するために、以下のモデル（式1）を仮定し、パラメーターを推定する。

$$\text{TaxLevel} = \beta_1 \text{Elite} + \beta_2 \text{MassLow} + \beta_3 \text{MassHigh} + \beta_4 \text{Elite} \cdot \text{MassLow} + \beta_5 \text{Elite} \cdot \text{MassHigh} + \gamma X \quad (1)$$

応答変数である TaxLevel は負担可能な税額である。Elite は、エリートレベルにおける協力情報の提示有無、MassLow と MassHigh は、それぞれ国民レベルにおける協力情報の提示有無である。また、2つのレベルにおける協力情報の交互作用を確認するためにこれらの変数の交互作用項をモデルに投入する。さらに、処置による回答者の偏りから生じうるバイアスを抑えるために、前節で紹介した切片項を含む処置前変数 (X) を統制する。応答変数はこれらの要因の線形結合によって生成され、これらの要因で説明できない部分は平均0の正規分布に従っていると仮定し、線形回帰分析を用いて各パラメーター (β と γ) を推定する。

5 分析結果

表4は前章で述べたモデル（式1）のパラメーターの点推定値とその不確実性をまとめたものである。モデルはサンプルごとに推定を行った。カッコ内の標準誤差は頑健な標準誤差（HC2）である。以下では表4の結果に基づいて仮説の検証結果について述べる。

表4 モデルの推定結果

	日本人サンプル		韓国人サンプル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
処置変数 (β)				
エリート協力情報	-0.730	(0.533)	0.478	(0.726)
国民協力情報 (低)	-2.158	(0.513) ***	-2.993	(0.737) ***
国民協力情報 (高)	0.729	(0.541)	0.410	(0.805)
エリート×国民 (低)	-0.001	(0.698)	-0.348	(0.988)
エリート×国民 (高)	0.478	(0.758)	-1.036	(1.144)
処置前変数 (γ)				
年齢	0.016	(0.010) [†]	-0.026	(0.021)
性別	0.399	(0.301)	-0.309	(0.476)
最終学歴	0.041	(0.160)	-0.028	(0.268)
所得	0.030	(0.008) ***	0.036	(0.014) *
態度 (国内環境)	0.899	(0.265) ***	-0.192	(0.037)
態度 (国際環境)	0.702	(0.248) **	0.991	(0.359) ***
感情温度 (政府)	-0.002	(0.010)	0.013	(0.010)
感情温度 (国民)	0.108	(0.009) *	-0.014	(0.013)
イデオロギー	0.033	(0.100)	-0.007	(0.159)
知識	0.404	(0.289)	1.072	(0.592) [†]
切片	-2.354	(1.535)	1.847	(2.255)
観察数	1,632		1,577	
調整済みR ²	0.100		0.105	

注：[†]: $p < 0.1$ ；* : $p < 0.05$ ；** : $p < 0.01$ ；*** : $p < 0.001$

各処置変数の効果を確認する前に、6つのグループにおける負担可能な税額の予測値を確認する（図5）。各ファセット（面）には6つの棒が並んでおり、左から統制群、処置群3、処置群1、処置群4、処置群2、処置群5の順番である。日韓両サンプルにおいて、処置効果の傾向は概ね同じであることが確認できる。まず、国民レベルにおける協力程度が低い場合、情報なし、ならびに

高レベルの協力に比べ税額の予測値が2円以上に低い。他方、高レベルの協力情報が提示されても、負担可能な税額はほとんど変化しないことが示されている。この点から、エリートレベルにおける協力情報がもたらす影響も非常に小さいと考えられる。

特筆すべき点としては、負担可能な税額が相手国民の協力程度に応じて変化するものの、具体的な税額は一致しない点である。相手国の国民の協力程度が低い（2円）の場合、その他のグループに比べ負担可能な税額は変化するが、それでも相手国よりは多く負担する（約5円）意思を示している。他方、高レベルの協力（18円）が提示される場合、その他のグループに比べ負担可能な税額は増加するか、相手国の国民レベルまでは達しない。これは互惠主義に基づく態度や行動が行われるものの、基点となる税額がアンカー（anchor）として存在し、その方向へ収縮（shrinkage）している可能性を示唆する。

続いて、それぞれの処置変数の効果について確認する。図6は、エリートレベルにおける協力情報と国民レベルにおける協力情報それぞれの処置効果であ

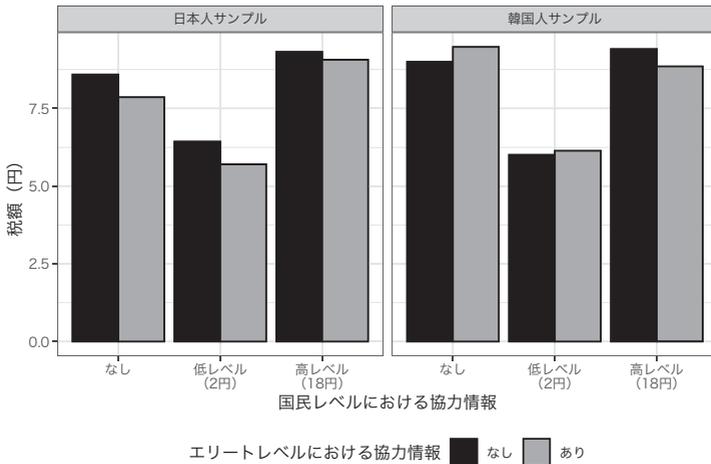


図5 グループごとの税額（予測値）

る。まず、エリートレベルの協力情報（図6の左側）の処置効果を確認する。他の変数の値が同じである場合、処置効果は日韓において、それぞれ -0.573 ($p = 0.051$) と -0.003 ($p = 0.994$) であり、いずれも統計的有意な結果は得られなかった。つまり、本研究のサンプルとモデルでは、エリートレベルにおける協力情報が税額に影響を与えないと言えない。したがって、本稿の仮説1は支持されない。

一方、国民レベルの協力情報（図6の右側）は一部を除き、処置効果が確認できた。たとえば、低レベル（2円）の協力の場合、処置効果は日韓それぞれ、 -2.158 ($p < 0.001$)、 -3.174 ($p < 0.001$) である。これは他の変数の値が同じであると仮定する場合、低レベルの協力情報は負担可能な税額の上限が約2～3円が低下することを意味する。応答変数の標準偏差が約6円であることを考えると、この効果量はかなり大きいと考えられる。高レベル（18円）の協力情報を呈示された被験者の場合、統制群の被験者に比べ負担可能な税額の上限が、日本では約0.960円増加し ($p = 0.011$)、韓国では0.131円減少する ($p = 0.825$)。韓国では実質的に統制群に比べ、変化はないと考えられるものの、日本では約0.16標準偏差分増加することが確認できる。低レベル協力呈示群と高レベル協力呈示群間を比較した場合、日本では約3.118円、韓国では約3.043円が増加する（いずれも $p < 0.001$ ）。約0.5標準偏差分の変化であり、実質的にも大きい効果量と判断できる。したがって、本稿の仮説2は支持される。

続いて、仮説3と4を検証するために、処置変数間の交互作用について検証を行う。図7は、国民レベルにおける協力情報に応じて、エリートレベルにおける協力情報の処置効果がどのように変化するか（限界効果）を示したものである。図7を見ると、国民レベルにおける協力情報の有無および高低とは関係なく、エリートレベルにおける協力情報は負担可能な税額と統計的有意な関係を示さない。したがって、本稿の仮説3は支持されない。

最後に、国民レベルにおける協力情報の限界効果を確認する。図8は、エリートレベルにおける協力情報の処置効果が、国民レベルにおける協力情報の応

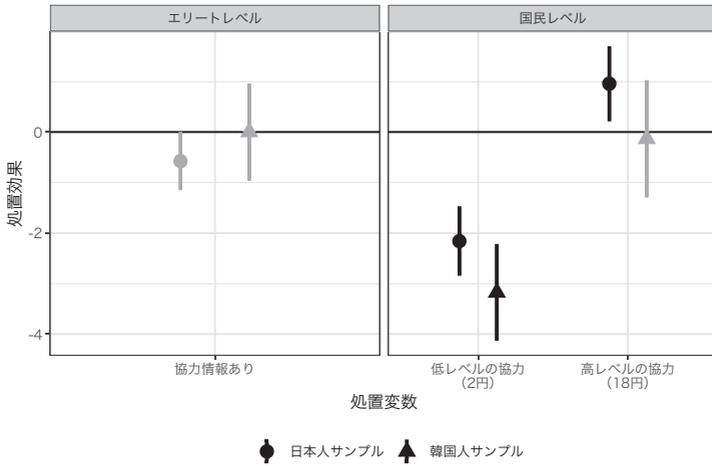


図6 処置効果の推定値と95%信頼区間

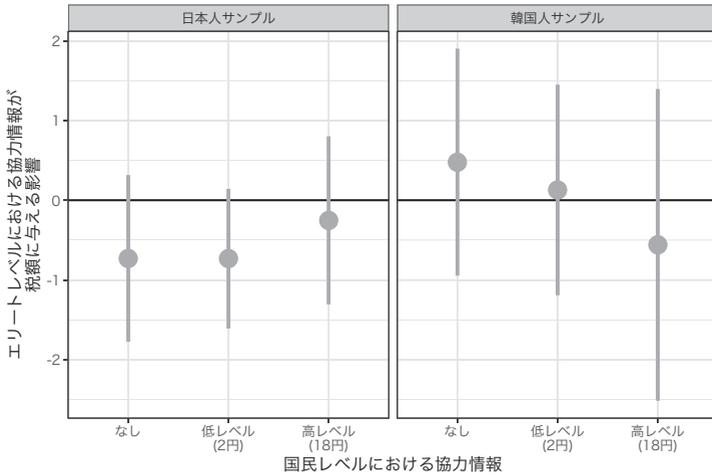


図7 エリートレベルにおける協力情報の限界効果と95%信頼区間

じてどのように変化するかを示したものである。たとえば、国民レベルにおける低レベルの協力情報が提示された日本人被験者の負担可能な税額 (図8 左側の丸い点) を確認してみよう。エリート情報がない場合の税額が-2.158 ($p < 0.001$) 円、情報がある場合の税額が-2.159 ($p < 0.001$) 円である。2つの差分は約0.001円である。つまり、エリートレベルにおける協力情報が国民レベル処置効果に影響を与えないことを意味する。これらの傾向は韓国人被験者でも同様であり、差分は0.347円である。

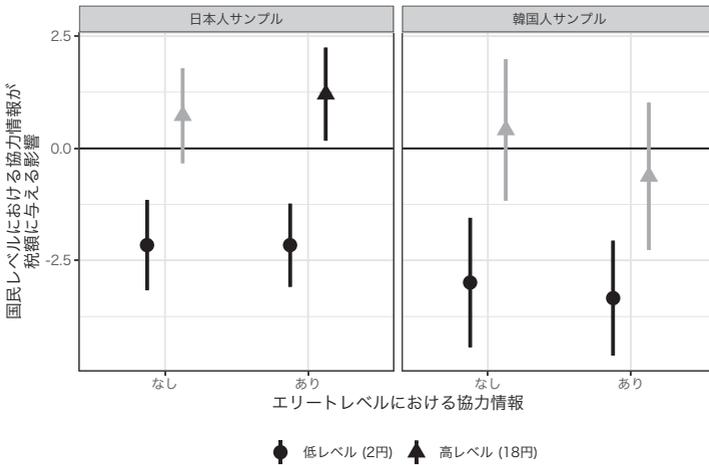


図8 国民レベルにおける協力情報の限界効果と95%信頼区間

それでは、相手国民レベルの協力水準が高い (18円) の場合はどうだろうか (図8の三角形点)。日本人の被験者の場合、国民レベルにおける高い協力水準の情報はエリートレベルの情報が提示されている場合のみにおいて統計的に有意な正の連関 (1.206) を持つ ($p = 0.023$)。これはエリートレベルの協力情報が提示されている場合、国民レベルの高い協力水準が負担可能な税額を平均的に約1.2円増加させることを意味する。エリートレベルの協力情報が提示

されていない場合、正の連関 (0.729) はあるものの、統計的に有意な関係ではない ($p = 0.178$)。また、この2つの店推定値の差分は約0.477円であり、統計的に有意な差ではない。つまり、2つのレベルにおける協力情報のシナジー効果は確認できなかった。同様のことが韓国人被験者においても観察される。韓国人被験者の場合、エリートレベルの協力情報の有無に関わらず、国民レベルの高水準の協力と負担可能な税額には関係が見られなかった。以上のことを総合的に考えると、本稿の仮説3と4は支持されない。

6 おわりに

本稿は、国家間の助け合いを実現する条件は何かという問いに対し、日韓サーベイ実験による検証を行った。具体的には、相手国の海岸に到達する海洋プラスチック汚染を減らすための税を導入する場合、人々はどのような条件下でより高い税額を負担する意思があるかを調べた。本稿では、条件として政府や専門家などのエリートレベルの協力、そして国民の協力程度の2つに着目し、これらの協力が人々の態度に与える影響を推定した。分析の結果、負担可能な税額が高まる条件は国民レベルにおける協力であることが明らかになった。相手国民の協力程度が低い場合と高い場合を比べた結果、負担可能な税額の差は約3円 (約0.5標準偏差分) であった。他方、エリートレベルにおける協力や、その相乗効果は確認されなかった。

本稿の結果から得られた知見は特定の争点を巡る国家間協力に限定されない。自国に対する相手国と国民「から」の態度は相手国 (民) 「へ」の態度にも影響を与える。たとえば、内閣府が毎年実施するの「外交に関する世論調査」の結果、韓国に親近感を感じる回答者は2010年の約61.8%から2020年の約34.9%までに減少している。また韓国ギャロップによると、日本に親近感を感じる韓国

人回答者は2009年約44.74%から2019年約12%まで減少した¹²⁾。そして近年、このような態度の変化が両国のテレビ番組、新聞（主にポータルサイト）において多く報道されるようになり、ソーシャル・ネットワーキング・サービス（SNS）でも拡散されるようになった。深まっていく両国民間に存在する溝の原因（責任）がどこに帰属されるかの議論とは別に、マスメディアやSNSによる「対立の再生産」といったメカニズムが存在する可能性があることを意味する。本研究の知見は、このような負のサイクルを断ち切るためには、互いの見方を再考する必要があることを示唆する。

最後の今後の課題と方向性について述べる。1点目の課題は、フレーミングを行う際、税収の使い道が不明確であった点である。確保された税収が、自国海岸に届いた海洋プラスチックの掃除に使用されるのか、あるいは相手国に流すことを防止するために使用されるのかが明示されなかった。もし、有権者が前者の使い道として認識した場合、本稿の推定結果は過小評価されるだろう。2点目の課題は、予測値の解釈する際に述べたアンカーと収縮の存在を明らかにすることである。相手国民の協力水準は低レベルと高レベルの間に15円の差（約2.5標準偏差分）があったものの、処置効果の差分は約3円（約0.5標準偏差分）であった。この処置効果の差分は決して小さくないものの、処置内容の5分の1に過ぎない。また、情報を見せなかった統制群と高レベル協力の情報を提示された処置群の間にも差はほとんど見られなかった。これは、情報が提示されなかった場合、被験者は、相手国民の協力がもともと高いと考えたのか、あるいは収縮によったもたらされた結果なのかも不明である。この問題は、刺激を2群（低レベル—高レベル）でなく、連続変数として与えることで一部解消できると考えられる。3点目の課題として、一般化可能性について検討する必要があるだろう。本稿の知見が他国間でも見られるのか、あるいは他の問題につ

12) 2009年調査は「親密感」について5件法で測定されているが、2019年調査では「好感度」を2件法で測定しているため、単純比較は不可能である。

いても観察できるかは本稿で検証できなかった。前者に関しては、本稿がエリートおよび国民両レベルにおいて様々な対立軸が存在する日本と韓国を対象とした最もありそうにないケースの1つであることを考えれば、一般化可能性が高いと考えられる。一方、その他の争点に関してはさらなる調査が必要であろう。とりわけ協力が難しいハードな争点（安全保障）などでは、本稿と知見とは異なる結果が得られる可能性がある。しかし、ソフトな争点における協力態度がハードな争点における協力にも波及（spillover）する可能性もあり（Uji, Lim, and Song 2021）、今後、その他の領域への応用も期待できる。

謝辞

本研究は独立行政法人日本学術振興会科研費（18KK0037、19H00582）、ならびに関西大学経済・政治研究所の「自助・共助研究班」の助成を受けたものである。また、本稿で使用されたデータは同志社大学「人を対象とする研究」に関する倫理審査委員会の審査（承認番号：20046）を経て、同志社大学長の承認を得て実施された世論調査の一部である。

参考文献

1. Asaba, Yuki, Kyu S. Hahn, Seulgi Jang, Tetsuro Kobayashi, and Atsushi Tago (2020) “38seconds above the 38th parallel: how short video clips produced by the US military can promote alignment despite antagonism between Japan and Korea,” *International Relations of the Asia-Pacific*, Vol. 20, No. 2, pp. 253-273.
2. Beiser-McGrath, Liam F., Thomas Bernauer, Jaehyun Song, and Azusa Uji (2021) “Understanding Public Support for Domestic Contributions to Global Collective Goods: Results from a survey experiment on carbon taxation in Japan,” *Climatic Change*, Vol. 166, p. 51.
3. Bernauer, Thomas and Robert Gampfer (2015) “How robust is public support for unilateral climate policy?” *Environmental Science & Policy*, Vol. 54, pp. 316-330.
4. Bernauer, Thomas, Liang Dong, Liam F. McGrath, Irina Shaymerdenova, and Haibin Zhang (2016) “Unilateral or reciprocal climate policy? Experimental evidence from China,” *Politics*

- and Governance*, Vol. 4, No. 3, pp. 152-171.
5. Erikson, Robert S., Michael B. Mackuen, and James A. Stimson (2001) *The Macro Polity*. Cambridge University Press.
 6. Fenno, Richard (1973) *Congressmen in Committees*. Little, Brown.
 7. Ho, Daniel E., Kosuke Imai, Gary King, and Elizabeth A. Stuart (2007) “Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference,” *Political Analysis*, Vol. 15, No. 3, pp. 196-236.
 8. Imai, Kosuke, Gary King, and Elizabeth A. Stuart (2008) “Misunderstandings between experimentalists and observationalists about causal inference,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, Vol. 171, pp. 481-502.
 9. Imbens, Guido W. and Donald B. Rubin (2015) *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. Cambridge University Press.
 10. Liu, Mingnan and Frederick G. Conrad (2019) “Where Should I Start? On Default Values for Slider Questions in Web Surveys,” *Social Science Computer Review*, Vol. 37, No. 2, pp. 248-269.
 11. Mildenerger, Matto (2019) “Support for climate unilateralism,” *Nature Climatic Change*, Vol. 9, No. 3, pp. 187-188.
 12. Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin (1983) “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects,” *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, pp. 41-55.
 13. Tingley, Dustin and Michael Tomz (2020) “International commitments and domestic opinion: the effect of the Paris Agreement on public support for policies to address climate change,” *Environmental Politics*, Vol. 29, No. 7, pp. 1135-1156.
 14. Uji, Azusa, Sijcong Lim, and Jaehyun Song (2021) “Cooperation Spillover from Environment to High Politics? Paired Experiments in Japan and South Korea,” *Environmental Politics and Governance Conference*, Online.
 15. 大村華子 (2012) 『日本のマクロ政体—現代日本における政治代表の動態分析』木鐸社。
 16. Song Jaehyun・秦正樹 (2020) 「オンライン・サーベイ実験の方法：理論編」『理論と方法』第35巻，第1号，92-108頁。
 17. 秦正樹・Jaehyun Song (2020) 「オンライン・サーベイ実験の方法：実践編」『理論と方法』第35巻，第1号，109-127頁。
 18. 星野崇宏 (2009) 『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店。