

ネット利用による世論の〈分極化〉効果の検証

—— サーベイデータを用いた統計解析の方法論的検討を中心に ——

辻 大介 (大阪大学大学院人間科学研究科)

1 本報告の目的

近年、ソーシャルメディアの普及とあいまって、インターネット利用がユーザの態度・意見を極性化 (polarization) する可能性が問題視されるようになり、さまざまな実証研究が精力的に進められている。ただし、それらの研究には大きく2つの偏りが見てとれよう。

ひとつは、実験研究 (サーベイ実験・フィールド実験を含む) や、いわゆる計算社会科学的な手法を用いたネット上のビッグデータ解析が多く、調査研究が少ないことだ。実験状況は現実の自然状況とは多かれ少なかれ異なるため、実験研究から得られた知見が調査研究では再現されないケースもしばしば確認されている (Iyenger et al. 2008)。また、ビッグデータは非確率サンプリングによるため、サンプル外への一般化可能性に限界があり、加えてユーザの態度・意見を直接把握することも困難である (Salganick 2018=2019)。

もうひとつは、海外に比して日本での実証研究が低調であり、とりわけ調査研究に乏しいことである。インターネットはグローバルなメディア・情報空間ではあるが、日本のユーザの場合は利用がもつぱら日本語情報に集中する。また、政治的な態度・意識の極性化が問題となる際には、日本特有の政治的・社会的・文化的な文脈や背景が大きく作用し、海外の知見がそのままあてはまらないことも十分に考えうるだろう。

そこで本報告では、①日本で実施された質問紙調査データ (サーベイデータ) にもとづきつつ、②ネット利用によるユーザの態度・意見の分極化を検証するうえで考慮すべき問題点を指摘し、適切な検証の方法論——なかでも統計解析技法の面でのそれ——を示すことを目的とする。

なお、一般に「極性化」とは、たとえばアメリカの共和党支持者がさらに保守的に、民主党支持者がさらにリベラルになる、といった変化のことを指す。このとき、有権者集団全体 (あるいは世論全体) では、政治的態度が保守とリベラルの二極に分化するわけだが、共和党支持者という下位集団では保守の一極に、民主党支持者では逆にリベラルの一極に、態度が極端化していることになる。このように、「極性化」と名指される現象には二極への変化と一極への変化という2相が併存するため、ややもすると議論の混乱を招きがちだ。そこで以下では、前者のように二極に分化することを「分極化」と呼び、後者のように一極・一方向へ変化することを (狭義の) 「極性化」と呼ぶことにしたい (英語でも前者の意味あいを明確にするために“bi-polarization”という語が用いられることがある)。

2 先行実証研究とその方法論的問題点

先ごろ、本学会員でもある計量経済学者の田中辰雄氏と浜屋敏氏による共著『ネットは社会を分断しない』が上梓された (田中・浜屋 2019)。ウェブ調査事業者の登録モニターを対象に、2017年8月と翌年2月の2波

にわたって実施されたパネル調査のデータ分析結果が報告されており、日本ではきわめて稀少な試みである。結果にも興味深いものが散見されるのだが、しかし、もっとも大きなポイントとなる「ネットは社会を分断(=分極化)しない」という結論を導く論証のプロセスには、少なからぬ問題点が見いだせる。そこで、本書を批判の中心にすえながら、その分極化の検証方法の難点をまずは指摘していくことにしたい。そのうちのいくつかは他の先行諸研究にも認められる難点である。

田中・浜屋(2019)の検証方法にかんする問題点・疑問点としては、さしあたって次の5つが挙げられる。

- [1] 従属変数となる政治的態度(保守-リベラル)の尺度を相互の相関値の高くない10下位項目から合成している
- [2] 政治関心が統制できていない
- [3] 政治的態度の分極度の指標となる尺度変数構成に問題がある
- [4] ネット利用による因果効果を推定する際に、ネット利用項目が細分化・個別化されており、統制の手続きも恣意的で一貫しないため、妥当性が疑わしい
- [5] ウェブ調査サンプルであるため、分析結果の信頼性・妥当性に限界がある

それぞれ、なるべく簡潔に(とはいえ、それなりの分量になってしまうが)説明を加えていこう。

[1] 田中・浜屋が分極化の検証に用いる従属変数は、〈憲法9条を改正する〉〈夫婦別姓を選べるようにする〉〈原発は直ちに廃止する〉等々の「保守とリベラルで意見の分かれそうな」10の争点について、強く賛成〜強く反対の7件法による回答を加算して構成した尺度変数(正確には後述するように、その中央値を0として正負に分けたうえで絶対値変換したもの)である。ただし、注で述べられているように、「これら10の設問の相関係数の平均値は0.21であり、アメリカの同種の研究に比べると低い値である」という(ibid.: 100)。

この程度の相関値でも10項目も合成すれば内的妥当性(Cronbach's α など)は基準を満たすかもしれないが、はたして実際上一元的な態度(1つの態度因子)を構成するものかは疑問が残る。仮にたとえば、ショーヴィニズム因子やジェンダーフリー因子などに分けた方が現実的には妥当であり、各因子にネット利用が異なる効果(一方には分極化、他方には中庸化=分極化と逆の変化)を及ぼすとすれば、人工的に仮構された一元的態度尺度を用いた分析では、それらの作用が相殺されて検知できないこともありうる。

また、アメリカのように保守-リベラルの対立軸が明確で、それぞれが二大政党に代表されているのであれば、こうした一元的イデオロギー尺度もその点で(政党支持の一種の代理指標として)意味をもちうるかもしれないが、日本の現況を考えると、政党支持にかかわるイデオロギー軸をはたして一元的にとらえるかは多分に疑問である(米田 2019)。それならばむしろ、政党支持度をそのまま従属変数にした方がよい。

いずれにせよ、まずはより現実的に即した個別の設問(態度項目)についての検証・分析が基本となるはずであり、それをスキップして合成尺度(構成概念)を用いるべきではない。

[2] Bennett & Iyenger (2008)の「新時代の最小効果」説によれば、現在の細分化された情報環境下では、政治関心が高く党派的である人は、もっぱら自分の先有傾向に合致する政治情報・意見に選択的に接触しやすくなるために先有傾向が強化(reinforcement)され、この層では政治的態度の分極化が生じるが、他方、政治関心の低い人はもっぱら娯楽的コンテンツに接触し、かつてのような偶発的なニュース接触も減少するため、政治的態度への影響は最小にとどまる(つまり、この層では分極化しない)とされる*1。

*1 Bennett & Iyenger (2008)に対して有力な批判を加えた Holbert et al. (2010)にしても、このこと自体に変わりはない。

実際、政治関心がニュース接触の程度を分けることはいくつかの研究で確認されており (Stromback, Djerf-Pierre & Shehata 2013 など)、報告者が 2019 年に実施した無作為抽出による全国調査でも、政治関心の高／低がネットでの政治・社会ニュース／娯楽ニュース接触にそれぞれ関連すること、またさらには後で見るように、政治関心の高さが政権の支持 - 不支持を分極化することを確認している。

したがって、政治的態度の分極化の検証に際しては政治関心度による統制が必要であり、先行諸研究でも多くは政治関心を統制変数に含めているが、田中・浜屋(2019)はなぜか統制していない。それに代えて、先の政治的態度尺度の構成に用いられた 10 項目すべてに「どちらともいえない」「わからない」と回答したケースを分析から除外することで対処してはいるが、当然ながら、政治関心をもつが「どちらともいえない」と回答する人は存在するだろうし、逆に政治関心はないが「どちらともいえない」以外を回答する人も存在するだろう。政治関心の統制手続きとしては不十分かつ不適當と言わざるをえない。

この政治関心 (による統制) への配慮の薄さは、ネットをあまり利用しないはずの高年齢層ほど分極度が高いという分析結果をもって、ネット利用による分極化効果を否定する傍証としてしまうこと (ibid.: 90-93) にも、表れている。投票率や政治関心が若い世代ほど低いことは巷間でもよく語られることであり、若年層ほど・出生コーホートが最近であるほど投票率が下がる効果をもつことを明らかにした三船・中村(2010)のような研究もある。報告者の 2019 年全国調査データを分析した結果でも、やはり高年齢層ほど政治関心は高い。この第三の潜在要因 (=政治関心) が、田中・浜屋の分析では見落とされているのである。

[3] 田中・浜屋は、分極度の指標変数として、先の 10 項目の回答値を加算した尺度をまず構成し、その中央値を 0 として正負に分け絶対値変換した——中央値で「折り返し folding」た——尺度変数を用いている。元の加算尺度においてプラス (保守) またはマイナス (リベラル) の値が高くなるほど、つまり、保守カリベラルかによらず極端な政治的態度を取るほど、絶対値変換したスコアは高くなるので、この「折り返し」法は一見、分極度の指標を構成するのに妥当な方法に思える。実際、これまでの関連実証研究において半ばデファクトスタンダードとなっている手法でもある (Brannon et al. 2007, Barberá 2015, Lee 2016 など)。

しかしながら「折り返し」法は、理論上、そして分析の実際上も、適切性を欠く問題含みの手法である。その問題点については、すでに辻・北村(2018)、辻・齋藤(2018)で指摘し説明しているのだから、ここでは詳細は割愛するが、ポイントは絶対値変換によって元の尺度変数の積率構造が歪められることにある。「折り返し」尺度では、元の尺度の分散 (二次積率) に関する情報の一部が、平均値 (一次積率) に変換される。同様にして、元の歪度 (三次積率) に関する情報の一部が、変換後は分散 (二次積率) に組み込まれる。しかし、 $n+1$ 次積率の情報すべてが n 次に還元されるのではなく、その一部は $n+1$ 次に残る (し、そこに $n+2$ 次の情報が加わる)。このことが分析結果 (の解釈) を歪めるのである。

実際の調査データを分析しても、「折り返し」法による尺度を従属変数に用いると、分極化していないのにしていると解釈されてしまうケースや、中庸化 (=分極化と逆の変化) していないのにしていると解釈されてしまうケースが生じる。これについては、のちに報告者自身の調査データを分析する際に、具体的な実例をいくつか提示したい。

[4] ネット利用による分極化の因果効果を推定する際に、田中・浜屋は、ブログ／フェイスブック／ツイッターの利用による効果を個別に、DID (差分の差) 法によって検討している。たとえばブログの場合でいえば、第 1 波時点でブログもフェイスブックもツイッターも利用していなかったが第 2 波時点でブログだけは利用し始めた群と、いずれのソーシャルメディアも非利用のままの群が比較され、各群における 2 時点間の態度変化 (差分) の差——すなわち DID——が、ブログ利用による因果効果とみなされることになる。

こうした DID による因果推定においてポイントとなるのは、田中・浜屋(2019:120)も自ら注記しているように、これら 2 群間において差分（時点間変化）の「パラレルトレンドの仮定」が成り立つかどうかである。詳しい説明は割愛するが、2 群間でブログ/フェイスブック/ツイッターの利用を開始したか否か以外は等質的であれば、パラレルトレンドの仮定は説得力をもつ。逆に、何かしらトレンドに影響しそうな異質性が存在するならば仮定が疑わしくなるため、その異質な要因を統制しておかなければならない。

田中・浜屋の分析では、政治的動機で利用を開始したか否かは統制されているが（後述するようにこの統制手続きにも問題があるのだが、ひとまず措く）、はたして性別や年齢等の社会属性やその他の要因が 2 群間で等質的とみなせるのかについては言及がない。とりわけ問題となるのは、ブログ/フェイスブック/ツイッターの利用を開始することによって、他のネット利用行動が変化した可能性である。新たなサービスの利用を開始することによって、それまで行なっていた別種の利用が減ることは十分考えられよう。このことが分析の際に考慮されなければ、新規利用開始項目の効果と既存利用停止項目の効果等を弁別できない。

そもそも分極化は、個別のネット利用項目による効果というよりも、ネット利用の総体による効果として想定される面が大きい。確かに、フェイスブックやツイッター等のソーシャルメディアは先有傾向に応じたいわゆる「エコーチェンバー」を形づくることによって、それら単体で分極化をもたらさう。しかし、ネットによる分極化の可能性は、ソーシャルメディアの普及以前から指摘されていた（Sunstein 2001=2003）。なぜなら、従来のマスメディア中心の情報環境に比べて、ネットでは先有傾向に応じた情報の選択的接触がはるかに容易になると考えられたからだ。それゆえにアメリカでは、同様に選択的接触を促すケーブルテレビ（の多チャンネル環境）がインターネットとともに分極化研究の対象となってきたのである（Prior 2007）。

この点でいえば、まずはネット利用の総体（総利用量）が分極化効果をもつかが検証されるべきであり、個別の利用項目ごとの検証では、マスメディアからネットへという社会的情報基盤の重心移行が大衆レベルの政治的分極化(mass polarization)をもたらすのかという、もっとも根本的な問題に十分に答えられない。

くわえて、なぜ利用（開始）の有無だけにとりたてて注目して検証するのもかも疑問である。たとえば、第 2 波までにフェイスブックの利用を開始した者は、第 2 波の残存サンプル 50,472 人中 378 人、すなわち 0.7%にすぎない（田中・浜屋 2019: 112-3）*2。少なくとも比率的にはかなり特殊な層を焦点化していると言えるだろう。そのため、先述した比較 2 群間の等質性の仮定（ひいてはパラレルトレンドの仮定）もさらに疑わしく思えるわけだが、この点を措くとしても、利用開始者と非利用開始者を除いて残る大半のサンプルが無視されてしまっている。第 1 波と第 2 波の継続利用者でもこの間に利用頻度が変化した者は少なからず存在しており（ibid.: 113）、その変化が分極化に影響する可能性は十分に（少なくとも利用開始・停止と同程度には）考えられる。サンプル全体から得られる情報をまずは活用すべきだろう。

さらに、前述のとおり、DID におけるパラレルトレンドの仮定を担保するための統制手続きにも問題がある。田中・浜屋は、政治的動機によって利用開始した可能性の高いサンプルを分析から除外するのだが（ibid.: 121-4）、この操作を加えると政治関心の高い者ほど除外されやすくなってしまふ。それゆえ、[2]で述べたように、この統制操作そのものが分極化効果をあらわれにくくする作用を及ぼさう。分析結果を統制するというよりむしろ、結果に介入してしまう操作なのである。

また、この操作は、[2]でみた政治的態度の尺度構成時の操作——下位設問 10 項目すべてに「どちらともい

*2 そもそも第 1 波の回収サンプル 10 万人に対し、半年後の第 2 波時点での脱落率が約 50%に上っている点で、残存サンプルには（未観測要因も含めて）無視できないセレクトバイアスがはたらいている可能性がある。ちなみに報告者が 2017 年に第 1 波、1 年の間隔において 18 年に第 2 波を行なったウェブ調査での脱落率は、有効回答ベースで 33.3%にとどまる。それと比べると、田中・浜屋の調査の脱落率はかなり高い。

えない」「わからない」と回答したケース（≒政治関心の低い者）を分析から除外——とは逆向きになってしまっており、この点からも統制要因としての政治関心の重要性が明確に意識されていないことがうかがえる。少なくとも、その統制のしかたは一貫性を欠き、恣意的と言わざるをえない。

[5] 田中・浜屋が分析に用いているのはウェブ質問紙調査のデータであるため、（少なくともネットユーザを母集団と考えるならば）非確率サンプルであり、セレクトションバイアスも免れない。このことに由来する問題については多言を要すまい。

統計学的検定は分析対象が確率サンプル（無作為抽出サンプル）であることを前提にしているのので、たとえ非確率サンプルから得られたデータの分析結果において有意性が認められたとしても、それはあくまで参考程度にとどまり、統計学的に厳密な意味での有意性ではない。非確率サンプルによる分析結果を補正する手法もいくつか提案されてはいるが（星野 2009, Valliant & Dever 2018 など）、基本的には非確率サンプルの分析結果の正当性は（別の非確率サンプルデータで）同じ結果がくり返し再現されることに依拠するしかない（Callegaro et al., 2015: 56）。

裏を返せば、ウェブ調査データであることは、上記[1]～[4]の問題点ほど重大ではない。それらの分析手法上の難点が解消されれば、その結果はひとつの分析事例の蓄積として今後の研究に貢献しうる。

ただ、ウェブ調査データには、それ以外にも問題点がある。ウェブ調査のサンプルは、必然的にネット利用者であり、非利用者は含まれない。したがって、ネット利用の量的な程度や質的な様態による（分極化）効果の分析はできても、ネット利用そのものをしないケース（ネットの総利用量の変数値が0になるケース）を含めた効果の検証は不可能なのである。このことは、[4]で述べたネット利用の総体の効果を検証することの重要性を考慮するならば、かなり大きな問題点と言えようが、この点を解消するにはウェブ調査以外の方式（郵送法や訪問留置法など）で実施した調査データを用いるしかない。

3 問題点への対処方法、および、分析に用いる調査データ・変数

以上に挙げた先行研究の5つの問題点には、対処の容易なものとうそでないものがある。

[1] 下位項目を合成した尺度を従属変数とすることについては、単純に下位項目じたいを（あるいは下位項目群から抽出された諸因子それぞれを）従属変数とすればよい。そこで本報告では、現在の安倍政権に対する支持度（支持する～支持しないの5件法で回答）、および安倍首相に対する好悪（好きを+3、嫌いを-3とした7件法で回答）という各1設問に対する回答を従属変数とした分析例を提示することにしたい。いずれも人工的な仮構変数ではなく、また、これらの態度が分極化することは、現実の政治状況を考えるうえでも少なからぬ含意をもつだろう。

[2] 政治関心が統制できていないという問題については、単に調査項目と分析に含めて統制すればよいだけだ。ここで用いる調査データでは、「ふだんから政治に対して関心がある」という質問項目を設けており（そう思う～そう思わないの5件法で回答）、これに加えて、「今の政治について、私は人並みに理解していると思う」「政治のことは複雑すぎて、自分にはよくわからない」という、計3項目を単純加算した尺度変数を統制に用いる。これらは「内的政治的有効性感覚 internal political efficacy」（Balch 1974）を測る設問にあたるため、合成尺度を構成したが、「政治に関心」の1設問を統制変数として投入しても今回紹介する分析結果はあまり変わらない（少なくともネット利用による分極化効果の有意性の有無など重要な点では変わらない）ことを付記して

おく。

[3] 政治的態度の分極度の指標となる（従属）変数を「折り返し」法によって構成して用いると、適切に解釈しうる結果が必ずしも導かれないという問題については、より対処が困難だが、辻・北村(2018)ではそれに代わる新たな手法として、（絶対値変換して「折り返す」前の）元の変数をそのまま従属変数として分位点回帰(quantile regression)分析を行なうことを提案した。ただし、分位点回帰は従属変数の尺度間隔が相当程度細かくないと分析の用をなさず、質問紙調査では一般的な 10 件法程度の設問変数をそのまま従属変数にすることは実際には不可能である。

そこで、辻・齋藤(2018)ではさらにそれに代わる手法として、5 件法程度の尺度間隔変数を従属変数としても実質的に分位点回帰と同等の結果を得ることのできる一般化順序ロジットモデルによる分析を提案した。今回、従属変数に用いる政権支持度・首相好悪度は、背後に正規分布を仮定することの適当な順序変数であるので、（ロジットではなく）一般化順序プロビットモデル(generalized ordered probit model)による分析を行なう。

ここでは一般化順序プロビットモデルの統計数理的な詳細に立ち入ることは避けて、その分析結果を解釈するうえでのポイントだけ説明しておきたい。通常の順序プロビットモデルでは、たとえば政権支持にかんする従属変数の値が、〈不支持〉から〈やや不支持〉へ変化するときの独立変数の効果＝係数値と、〈やや不支持〉から〈どちらともいえない〉へ、〈どちらともいえない〉から〈やや支持〉へ、〈やや支持〉から〈支持〉へと変化することに及ぼす効果＝係数値がすべて等しいという“平行性の仮定”をおく。こうした〈不支持〉から〈やや不支持〉へ等々の境界のことを「カット（オフ）ポイント」（または閾値）と呼ぶが、このような 5 件法の順序変数の場合は 4 つのカットポイントが存在することになり、それぞれのカットポイントでの独立変数の効果＝係数値がすべて等しいという制約を設けてパラメータを推定するわけである。

一般化順序プロビットでは、従属変数に順序性の制約はおくが、平行性の仮定をゆるめて、カットポイントごとに異なる係数値となることを許容する。そのことによって、たとえば独立変数をネット利用頻度としたとき、それが〈やや支持〉と〈支持〉のカットポイントでは正の係数値となる（すなわち、ネット利用が〈やや支持〉を〈支持〉に変化させる効果をもつ）一方で、また同時に、〈やや不支持〉と〈不支持〉のカットポイントでは負の係数値となる（ネット利用が〈やや不支持〉を〈不支持〉に変化させる効果をもつ）といったケース——ネット利用によって政権支持が分極化するケース——が分析可能になるのである。

[4] 細分化・個別化されたネット利用項目を独立変数に用いることによる問題に対処するには、これも単にネット利用の総量を測った変数を独立変数とすればよい。その分析結果においてネット利用総体に分極化効果が認められれば、個別のネット利用項目を独立変数に追加投入していくことで、何が分極化をもたらす利用項目かを特定することができる。ただし、今回はそこまでの分析（個別利用項目に関する分析）は、報告時間の制約もあって行なわない。

[5] ウェブ調査であることに由来する問題に対処するには、ウェブを介さない実査方式によって、かつ、無作為抽出による確率サンプルから得た調査データを分析に用いるしかない。この点については、まずウェブ調査によるデータを上記[1]～[4]に対処した解析手法で分析するとともに、無作為抽出・訪問留置法による全国調査データでも同じ分析を行ない、両者の結果を比較することで、ウェブ調査の信頼性・妥当性にいくつかの検討を加えることにしたい。

今回用いる 2 種のデータセットを得た調査の概要は、次のとおりである。

《ウェブ調査》

実査は2018年11月13～22日に行なわれ、ウェブ質問紙フォームにより回答を求めた。

調査対象者は、ウェブ調査事業者のNTTコム・リサーチおよびその提携事業者の登録モニターのうち、17～65歳の男女であり、5000ケースを回収目標として、男女×年齢5歳区分（10歳代は17～19歳、60歳代は60～65歳）の20セルに均等割付した。ただし、このなかには2017年11月15～18日に実施した第1波ウェブ調査の追跡サンプル（パネルサンプル）が含まれており、まずパネルサンプルを回収した後、各セルでの不足分を新規サンプル（フレッシュサンプル）で補う形をとった。

データクリーニング後の有効回答数は5,181ケースであり（パネルサンプル2,672ケース／フレッシュサンプル2,509ケース）、以下ではこの有効回答サンプルを分析対象とする。なお、パネルサンプルとフレッシュサンプルを弁別するダミー変数を統制変数に投入した分析も行なったが、有意な効果は認められず、ほとんど分析結果に影響しないため、記述が煩雑になることを避けて、サンプル弁別ダミー変数を除いた分析結果を報告する。

《メイン調査》

実査は日本リサーチセンターに委託して、調査員による訪問配布回収・留置法（一部、郵送回収を併用）によって行なわれ、紙媒体の質問紙に自記式で回答を求めた。実査期間は2019年7月27日（訪問配布開始）から同年10月2日（回収終了）である。

調査対象者は、日本全国の18～69歳男女であり、住民基本台帳をもとに層化2段無作為抽出により2,160人の計画サンプルを設定した（1地点18人×120地点）。有効回収数は1,094ケース（有効回収率50.6%）である。

これらの調査では共通の質問項目を多く設けており、そのなかから次の項目を従属変数、独立変数（統制変数含む）とした分析を行なう。各変数の記述統計については末尾の付表を参照されたい。

《従属変数》

- ・ **安倍政権支持**：「支持する」～「支持しない」の5件法で回答。ウェブ調査では、さらに「答えたくない」を選択肢に加えているので、これが選択された場合は欠損値として処理した変数を用いる。
- ・ **安倍首相好悪**：「好き」を+3～「嫌い」を-3とした7件法で回答。ただし、回答の分布に歪みがある（二峰分布に近い）ため、特にメイン調査データでは、一般化順序プロビットモデルによる分析結果に不適解（従属変数にかんする確率予測値が0～1の範囲を外れるサンプル）が相当数に上ってしまうことになる。そこで、+3と+2の回答および-1と-2の回答をそれぞれ合併し、+2～-2の5カテゴリ順序変数にリコードしたものをを用いることにする。

《独立変数》

- ・ **ネット利用時間**：1日あたりのネット利用時間を、パソコン（以下PC）での利用とスマートフォン・携帯電話（以下MB）での利用に分け、平日と休日それぞれについて「まったく利用しない」～「8時間以上」の10件法で回答。各回答の中央値（「まったく利用しない」は0時間、「8時間以上」は10時間）をとり、平日利用時間×5：休日利用時間×2に重み付けして平均した1日あたりの平均ネット利用時間を算出。これを対数変換した変数を用いる。

なお、辻・北村(2018)では従属変数は異なるが（排外意識を従属変数）、PCネット利用とMBネット利用で効果が異なることが示唆されているので、PCネット利用時間とMBネット利用時間を分けて独立変数

に投入した分析も一部追加的に行なうことにする。

- ・ **テレビ視聴時間**：1日あたりのテレビ視聴時間を「まったく見ない」～「5時間以上」の8件法で回答。これをネット利用時間の場合と同様に処理した変数を用いる。
- ・ **新聞講読頻度**：ウェブ調査では「まったく読まない」～「ほぼ毎日（1日に20分以上）」の8件法で、メイン調査では「まったく読まない」～「ほぼ毎日（1日に5分以上）」の6件法で回答。これは対数変換せずにそのまま用いる。なお、設問文では、スポーツ紙・夕刊紙、無料で閲覧可能なネット上の新聞社サイト・ニュースサイトは、ここでの講読に含まれないことを注記している。
- ・ **性別**：男性を1、女性を0としたダミー変数（男性ダミー）を用いる。
- ・ **年齢**：今回の分析では年齢層に分けず、そのまま用いる。
- ・ **教育年数**：最後の卒業校（在学中含む）が「中学校」の場合は9年、「高校」12年、「短大・高専・専門学校」14年、「大学」16年、「大学院」18年とした変数を用いる。
- ・ **主観的経済状況**：暮らし向きについて、「苦しい」～「余裕がある」の5件法で回答した変数を用いる。別途、世帯年収についても設問しているが、無回答欠損値がウェブ調査で18%・メイン調査で10%に上るため、今回は欠損値の少ない暮らし向きに関する設問を統制変数に用いることにした。
- ・ **内的政治的有効性感覚**：前述のとおり、「ふだんから政治に対して関心がある」「今の政治について、私は人並みに理解していると思う」「政治のことは複雑すぎて、自分にはよくわからない」の3項目について、「そう思わない」～「そう思う」の5件法で回答した値を、標準化して加算した尺度変数を用いる。Cronbach's α は、ウェブ調査.72/メイン調査.77である。

以下ではまず、田中・浜屋(2019)とデータの性質（比較水準）をある程度そろえる意味で、ウェブ調査データを用いて、[1]～[4]の問題点に対処した分析の結果を報告する。次に、メイン調査データを用いて同じ分析を行ない、ウェブ調査データによる分析結果との異同を比較検討する。

4 ウェブ調査データによる分析結果

これ以降で報告する一般化順序プロビットモデルによる分析は、すべて Stata 15.1 を用いて、Williams(2006)の開発した `gologit2` コマンドで `link(probit)` および `autofit` オプションを指定して行なった。前者のオプションは、リンク関数にプロビット関数を指定するものであり、後者は、Wald 検定でカットポイント間の係数値に有意差が認められなかった独立変数については平行性を仮定した分析結果（等しい係数値）を出力するものである。係数値の有意性の検定は、ロバスト標準誤差による。

まずは、安倍政権支持度を従属変数として、一般化順序プロビットモデルによって分析した結果を、表1に示す。あわせて表の右端には、田中・浜屋(2019)にならって「折り返し」法による分極度尺度を従属変数に用いた重回帰分析の結果を付記してある。

ネット利用時間の係数値をみると、カットポイント#3で参考水準 $p < .10$ の、#4で有意水準 $p < .05$ の、いずれも正の効果が認められる。これは、ネット利用が〈どちらともいえない〉を〈やや支持〉に、また、〈やや支持〉を〈支持〉に変化させる効果をもつことを表す。#3と#4の係数値の絶対値を比較すると、#4のほうが大きいことから、中庸層よりも支持寄りの先有傾向をもつ層に対して、ネット利用は相対的に大きな効果をもつことがわかる。

他方、#2 での係数値はほぼ無関連、#1 では負の係数値ではあるものの有意ではない。したがって、ネット利用は政権支持を分極化させてはおらず、むしろ支持向きの一方向へ極性化させていると言える（ただし、不支持寄りの先有傾向をもった層には効果をもたない）。

表 1 安倍政権支持にかんする分析結果（ウェブ調査）

cutpoint (n=4959)	#1 不支持～やや不支持			#2 やや不支持～どちらとも			#3 どちらとも～やや支持			#4 やや支持～支持			分極度尺度による 重回帰分析	
	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)
ネット利用時間(対数)	-0.054	(0.036)	-1.50	0.000	(0.034)	0.01	0.069 †	(0.036)	1.95	0.181 ***	(0.049)	3.71	0.076 ***	(0.021)
テレビ視聴時間(対数)	0.071 *	(0.035)	2.03	0.055 †	(0.032)	1.72	-0.010	(0.033)	-0.31	-0.075 †	(0.041)	-1.83	-0.045 *	(0.019)
新聞講読頻度	-0.003	(0.006)	-0.47	<< same value			<< same value			<< same value			0.001	(0.004)
男性ダミー	0.115 **	(0.042)	2.74	0.126 ***	(0.039)	3.21	0.283 ***	(0.041)	6.97	0.392 ***	(0.055)	7.15	0.093 ***	(0.024)
年齢	-0.016 ***	(0.001)	-10.71	-0.014 ***	(0.001)	-10.29	-0.007 ***	(0.001)	-5.25	0.000	(0.002)	0.10	0.007 ***	(0.001)
教育年数	-0.017	(0.011)	-1.64	-0.020 *	(0.010)	-2.02	0.012	(0.010)	1.11	-0.012	(0.014)	-0.86	0.015 *	(0.006)
主観的経済状況	0.221 ***	(0.020)	11.04	0.169 ***	(0.019)	9.05	0.151 ***	(0.019)	7.78	0.145 ***	(0.025)	5.82	-0.042 ***	(0.011)
内的政治的有効性感覚	-0.111 ***	(0.028)	-4.01	-0.028	(0.026)	-1.08	0.261 ***	(0.027)	9.78	0.353 ***	(0.037)	9.65	0.185 ***	(0.015)
[定数項]	0.913 ***	(0.187)	4.89	0.587 ***	(0.176)	3.34	-1.037 ***	(0.181)	-5.73	-1.942 ***	(0.231)	-8.41	0.551 ***	(0.105)

Nagelkerke $R^2 = .157$

(*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ の有意性)

テレビ視聴時間は、カットポイント#1 で有意な、#2 で参考水準の正の効果をもつ。これは、〈不支持〉を〈やや不支持〉に、〈やや不支持〉を〈どちらともいえない〉に変化させる効果をもつことを示している。また、#4 では参考水準ながら負の効果、つまり〈支持〉を〈やや支持〉に変化させる効果が認められる。まとめていえば、テレビ視聴は、支持にせよ不支持にせよ、より極端な態度をもつ層を中庸化（田中・浜屋の用語法では「穏健化」）させる効果をもつということだ。

次に注目したいのは、内的政治的有効性感覚（政治関心・理解）の効果である。#2 を除いて、いずれのカットポイントでも $p < .001$ の有意な係数値が認められる。また、それらの係数値は#1 では負であるのに対して、#3 と#4 では正の値に逆転している。これは、内的政治的有効性感覚が高いほど、政権支持・不支持が分極化することを意味する。この分極化効果は、これ以降の分析でも一貫してみられるものだ。したがって、ネット利用等による政治的態度の分極化を検証する際には、やはり政治関心（や政治理解などの内的政治的有効性感覚）を統制しておく必要が強くあると言えるだろう。

つづいて、「折り返し」法による分極度を従属変数とした重回帰分析の結果を、一般化順序プロビットモデルから得られた分析結果と比較してみよう。

「折り返し」分極度による分析では、ネット利用時間の係数値は有意な正の値を示しており、これはネット利用が政権支持を分極化させることを意味するものとして解釈されることになる。しかし、一般化順序プロビットモデルの分析結果に示されるとおり、ネット利用時間の効果は分極化ではなく、一方向への極性化だ。同様の誤った解釈が導かれるケースは、男性ダミーや年齢についても認められる。教育年数についてはほとんど一貫した効果が認められないにもかかわらず、「折り返し」分極度尺度によれば分極化効果が有意に誤検出されてしまう。

他方、主観的経済状況については、一般化順序プロビットモデルでは（係数値の大きさには若干のばらつきがあるものの）いずれのカットポイントでも支持の一方向へ極性化させる効果が示されているのに対して、「折り返し」分極度による重回帰分析では有意な負の係数値になっており、中庸化効果をもつという誤った解釈が導かれてしまう。

このように、「折り返し」法による分極度尺度を用いた分析は、理論的妥当性を欠くのみならず、実践面でも誤った解釈が導かれやすく、信頼性に乏しいのである。

次に、安倍首相に対する好悪を従属変数とした分析結果を、表2に示す。

表2 安倍首相好悪にかんする分析結果（ウェブ調査）

cutpoint (n=5181)	#1 嫌い [-2]~[-1]			#2 [-1]~[0]			#3 [0]~[+1]			#4 [+1]~[+2] 好き		
	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z
ネット利用時間(対数)	-0.104 **	(0.039)	-2.66	-0.053	(0.033)	-1.58	0.060 †	(0.036)	1.67	0.098 *	(0.045)	2.15
テレビ視聴時間(対数)	0.014	(0.026)	0.51	<< same value			<< same value			<< same value		
新聞講読頻度	-0.001	(0.008)	-0.11	-0.015 *	(0.007)	-2.14	0.008	(0.008)	1.04	0.003	(0.009)	0.28
男性ダミー	0.115 **	(0.044)	2.59	0.061	(0.039)	1.56	0.331 ***	(0.042)	7.85	0.408 ***	(0.053)	7.72
年齢	-0.017 ***	(0.002)	-10.79	-0.014 ***	(0.001)	-9.77	-0.006 ***	(0.002)	-3.86	-0.003 †	(0.002)	-1.70
教育年数	-0.014 †	(0.008)	-1.67	<< same value			<< same value			<< same value		
主観的経済状況	0.204 ***	(0.021)	9.90	0.146 ***	(0.018)	8.30	0.131 ***	(0.018)	7.07	0.124 ***	(0.023)	5.33
内的政治的有効性感覚	-0.159 ***	(0.031)	-5.15	-0.096 ***	(0.026)	-3.70	0.273 ***	(0.028)	9.61	0.373 ***	(0.036)	10.26
[定数項]	1.336 ***	(0.161)	8.30	0.834 ***	(0.148)	5.62	-1.019 ***	(0.152)	-6.73	-1.728 ***	(0.176)	-9.81

Nagelkerke $R^2 = .160$

(*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ の有意性)

ここでは、ネット利用時間が有意な分極化効果を示している。テレビ視聴時間には、政権支持の結果と同様に（微弱ながらも）中庸化効果が認められる。

このように、ネットとマスメディア（テレビ）が対極的な効果をもつことは、Prior(2007)などの先行研究が論じるところとも合致しており、また、ネット利用による分極化効果が、政権支持よりも感情的要素の強い首相好悪に対して、より明瞭な形でみられることは、認知科学の二重過程理論（Kahneman 2011=2014）の観点からも興味深いものがある。

それでは、はたしてこれと同じ結果は、確率サンプルを用いた調査データの分析からも確認できるだろうか。

5 メイン調査データによる分析結果

結論からいえば、メイン調査データで同じ分析を行なってみると、ウェブ調査データとは異なる結果になった。詳細な分析結果表は割愛するが、政権支持・首相好悪いずれを従属変数とした場合にも、ネット利用時間はすべてのカットポイントで有意な効果をもたなかったのである（テレビ視聴時間についても同様）。

しかしながら、ネット利用時間を、パソコンによるもの（PC ネット利用時間）とスマートフォン・携帯電話によるもの（MB ネット利用時間）にブレイクダウンして分析すると、PC ネット利用時間には、政権支持・首相好悪いずれについても明瞭な分極化効果が認められた。その分析結果が、表3・表4である。PC ネット利用時間が、政権支持（表3）の場合にはカットポイント#1と#4で、首相好悪の場合（表4）は#1,#2,#4で、それぞれ有意な係数値を正負の逆転する形で示していることが見てとれよう。

なお、本報告の趣旨からは少し外れるため、詳細な記述・説明は割愛するが、これらの係数値は単なる相関関係ではなく、PC ネット利用が政権支持・首相好悪を分極化させるという向きの因果関係であることを示唆す

る結果を、別途の分析から得ている。可処分時間（一日のうちで自分の自由に使える時間）を PC ネット利用時間の操作変数(instrumental variable)とし、政権支持・首相好悪でそれぞれ有意な係数値の得られたカットポイント(#1と#4)で従属変数を2値化して、IV2項プロビット回帰分析を行なうと、PC ネット利用時間の効果はいずれも有意な因果効果であることが確認できたのである。このことは実質科学的な知見としては少なからず重要と思われるので、付記しておきたい。

表3 安倍政権支持にかんする分析結果（メイン調査）

cutpoint (n=1029)	#1 不支持～やや不支持			#2 やや不支持～どちらとも			#3 どちらとも～やや支持			#4 やや支持～支持		
	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z
PCネット利用時間(対数)	-0.180 *	(0.091)	-1.97	-0.111	(0.084)	-1.31	0.002	(0.079)	0.03	0.271 **	(0.096)	2.83
MBネット利用時間(対数)	0.042	(0.072)	0.59	<< same value			<< same value			<< same value		
テレビ視聴時間(対数)	0.023	(0.071)	0.32	<< same value			<< same value			<< same value		
新聞講読頻度	-0.029	(0.018)	-1.61	<< same value			<< same value			<< same value		
男性ダミー	0.214 **	(0.071)	2.99	<< same value			<< same value			<< same value		
年齢	-0.003	(0.005)	-0.64	-0.005	(0.004)	-1.22	0.003	(0.004)	0.74	0.009 †	(0.004)	1.93
教育年数	-0.039 †	(0.024)	-1.65	-0.013	(0.022)	-0.62	0.052 *	(0.021)	2.50	0.014	(0.028)	0.50
主観的経済状況	0.185 ***	(0.042)	4.38	<< same value			<< same value			<< same value		
内的政治の有効性感覚	-0.177 **	(0.067)	-2.65	-0.128 *	(0.059)	-2.16	0.230 ***	(0.056)	4.11	0.343 ***	(0.069)	4.98
[定数項]	1.147 *	(0.454)	2.52	0.508	(0.407)	1.25	-1.679 ***	(0.394)	-4.26	-2.495 ***	(0.498)	-5.01

Nagelkerke $R^2 = .164$

(*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ の有意性)

表4 安倍首相好悪にかんする分析結果（メイン調査）

cutpoint (n=1020)	#1 嫌い [-2]～[-1]			#2 [-1]～[0]			#3 [0]～[+1]			#4 [+1]～[+2] 好き		
	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z
PCネット利用時間(対数)	-0.353 ***	(0.108)	-3.26	-0.167 *	(0.083)	-2.00	0.107	(0.080)	1.35	0.286 **	(0.103)	2.78
MBネット利用時間(対数)	0.148	(0.102)	1.45	0.006	(0.092)	0.06	-0.176 †	(0.090)	-1.95	-0.060	(0.113)	-0.53
テレビ視聴時間(対数)	0.012	(0.071)	0.16	<< same value			<< same value			<< same value		
新聞講読頻度	0.017	(0.026)	0.66	-0.026	(0.022)	-1.18	0.003	(0.022)	0.12	-0.053 *	(0.024)	-2.19
男性ダミー	0.206 **	(0.072)	2.84	<< same value			<< same value			<< same value		
年齢	-0.017 **	(0.006)	-3.02	-0.013 **	(0.005)	-2.93	-0.003	(0.004)	-0.77	0.008 †	(0.005)	1.76
教育年数	-0.063 *	(0.027)	-2.32	-0.014	(0.021)	-0.69	0.027	(0.020)	1.35	0.027	(0.028)	0.98
主観的経済状況	0.145 ***	(0.041)	3.57	<< same value			<< same value			<< same value		
内的政治の有効性感覚	-0.230 ***	(0.069)	-3.32	-0.114 *	(0.057)	-1.98	0.245 ***	(0.057)	4.30	0.325 ***	(0.069)	4.73
[定数項]	2.363 ***	(0.532)	4.44	1.086 **	(0.408)	2.66	-1.152 **	(0.390)	-2.95	-2.318 ***	(0.499)	-4.65

Nagelkerke $R^2 = .195$

(*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ の有意性)

さて、ウェブ調査データで今一度、PC ネット利用時間と MB ネット利用時間を分けて投入しなおしてみると、どうなるだろうか。その再分析の結果が、表5・表6である。

政権支持にかんする結果(表5)をみると、PC ネット利用時間には、メイン調査データの分析結果よりは弱

いながらも、同じく有意な分極化効果が認められる。一方、MB ネット利用時間は、支持向き一方向への有意な極性化を示している。メイン調査の場合、これは係数値の方向性こそ同じであるものの、有意ではなかった。テレビ視聴時間については、やはり弱い中庸化効果が表れているが、メイン調査ではこれは見られない。新聞講読頻度については、メイン調査と同じく非有意（無関連）である。

表5 安倍政権支持にかんする再分析結果（ウェブ調査）

cutpoint (n=4959)	#1 不支持～やや不支持			#2 やや不支持～どちらとも			#3 どちらとも～やや支持			#4 やや支持～支持		
	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z
PCネット利用時間(対数)	-0.061 †	(0.032)	-1.88	-0.026	(0.030)	-0.85	0.015	(0.032)	0.47	0.104 *	(0.042)	2.46
MBネット利用時間(対数)	0.037	(0.039)	0.94	0.101 **	(0.038)	2.67	0.115 **	(0.039)	2.94	0.194 ***	(0.052)	3.73
テレビ視聴時間(対数)	0.061 †	(0.035)	1.76	0.043	(0.032)	1.33	-0.017	(0.033)	-0.52	-0.086 *	(0.041)	-2.08
新聞講読頻度	-0.002	(0.006)	-0.36	<< same value			<< same value			<< same value		
男性ダミー	0.121 **	(0.042)	2.87	0.131 ***	(0.039)	3.33	0.290 ***	(0.041)	7.13	0.399 ***	(0.055)	7.27
年齢	-0.014 ***	(0.002)	-8.40	-0.012 ***	(0.002)	-7.48	-0.006 ***	(0.002)	-3.34	0.002	(0.002)	1.15
教育年数	-0.017	(0.011)	-1.63	-0.020 *	(0.010)	-1.98	0.011	(0.010)	1.08	-0.012	(0.014)	-0.91
主観的経済状況	0.222 ***	(0.020)	11.07	0.167 ***	(0.019)	8.90	0.148 ***	(0.019)	7.63	0.141 ***	(0.025)	5.67
内的政治的有効性感覚	-0.112 ***	(0.028)	-4.03	-0.027	(0.026)	-1.03	0.265 ***	(0.027)	9.87	0.355 ***	(0.037)	9.64
[定数項]	0.807 ***	(0.186)	4.34	0.460 **	(0.175)	2.63	-1.096 ***	(0.180)	-6.07	-1.980 ***	(0.227)	-8.72

Nagelkerke $R^2 = .159$

(*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ の有意性)

表6 安倍首相好悪にかんする再分析結果（ウェブ調査）

cutpoint (n=5181)	#1 嫌い [-2]～[-1]			#2 [-1]～[0]			#3 [0]～[+1]			#4 [+1]～[+2] 好き		
	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z	b	(S.E.)	Z
PCネット利用時間(対数)	-0.098 **	(0.034)	-2.85	-0.063 *	(0.030)	-2.11	0.015	(0.032)	0.48	0.048	(0.040)	1.20
MBネット利用時間(対数)	0.071 *	(0.031)	2.31	<< same value			<< same value			<< same value		
テレビ視聴時間(対数)	0.004	(0.026)	0.13	<< same value			<< same value			<< same value		
新聞講読頻度	0.001	(0.008)	0.11	-0.014 *	(0.007)	-1.99	0.008	(0.008)	1.07	0.002	(0.009)	0.26
男性ダミー	0.123 **	(0.045)	2.75	0.067 †	(0.039)	1.72	0.336 ***	(0.042)	7.93	0.411 ***	(0.053)	7.75
年齢	-0.014 ***	(0.002)	-8.31	-0.011 ***	(0.002)	-7.33	-0.005 **	(0.002)	-2.76	-0.002	(0.002)	-1.20
教育年数	-0.014 †	(0.008)	-1.72	<< same value			<< same value			<< same value		
主観的経済状況	0.204 ***	(0.021)	9.89	0.144 ***	(0.018)	8.16	0.130 ***	(0.019)	6.98	0.123 ***	(0.023)	5.25
内的政治的有効性感覚	-0.158 ***	(0.031)	-5.15	-0.095 ***	(0.026)	-3.65	0.276 ***	(0.029)	9.66	0.375 ***	(0.037)	10.27
[定数項]	1.134 ***	(0.153)	7.41	0.697 ***	(0.145)	4.82	-1.031 ***	(0.147)	-7.01	-1.697 ***	(0.165)	-10.31

Nagelkerke $R^2 = .160$

(*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$ の有意性)

首相好悪の場合（表6）には、PC ネット利用時間の効果は、カットポイントごとの係数値の符号の向きや大小の変化はメイン調査に似たパターンをもっているものの、有意な分極化傾向は認められない（有意な係数値に注目すれば、むしろ嫌悪への一方向の極性化傾向）。MB ネット利用時間の効果は、メイン調査とはひとまず共通性に乏しい。テレビ視聴時間・新聞講読頻度が無関連である点は、おおむねメイン調査と共通している。

その他の統制変数（社会属性変数と内的政治的有効性感覚）については、政権支持・首相好悪ともに、カッ

トポイントごとの係数値の符号や大小の変化のパターンとしては、メイン調査と比較的よく似ており、#1～#4のカットポイントを通じて各変数の効果を解釈した際には、メイン調査と異なる解釈が導かれるケースは少ないように思われる。

以上を総じて言うならば、属性変数についてはウェブ調査でもメイン調査（確率サンプル・ネットを介さない回答方式）と類似した結果・解釈が得られる蓋然性は高いように見受けられるが、各種メディアの利用行動、とりわけネット利用にかんしては、結果の解釈にやはり一定の留保を要するだろう。

ウェブ調査の場合、登録モニターのすべてがネット利用者であり、かつヘビーユーザに偏るため、諸属性変数以上にメディアの利用行動——特にネット利用行動——に偏りがあり、そのことがバイアスとしてより強く作用するのではないだろうか。ウェブ調査から得られた結果については、やはりそこからあまり強い主張・結論を導くことはできず、ひとつの分析事例の蓄積として評価するにとどめるべきであるように思われる。

6 結語

本報告では、ネット利用による分極化効果にかんする先行研究の方法論的問題点にきわめて大きなものがあること、また、それらへの対処策として提起した手法が有効であることを、実際の調査データを用いた分析によって明らかにしてきた。なかでも重要な方法論上の知見は、次の3点であるだろう。

- ・ 世界的にもデファクトスタンダードとなりつつある「折り返し」法による分極度尺度を用いた分析は誤った解釈・推論を導きやすく、信頼性・妥当性に乏しい。それに代わる分析手法としては、一般化順序プロビットモデルによる分析が有効であり、また社会調査データへの適用可能性も高い。
- ・ 何かしらの要因による政治的態度的分極化効果を検証する際には、政治関心（あるいは内的政治的有効性感覚）を統制すべきであり、その必要性はきわめて高い。
- ・ ウェブ調査データをもとに、何かしらの態度（や行動）に対するネット利用の効果を検証する際には、得られた分析結果の解釈や結論の導出について——属性変数等の効果を解釈する場合よりも——多分に慎重な考慮・留保が求められる。

最後の点については、ネットを介さない回答方式で行なわれた確率サンプルの調査データをもとに、ウェブ調査データを補正することで、より妥当な分析結果に近づけることが可能かもしれない。今回のメイン調査でいえば、PC ネット利用者は全体の6割弱しかいないのに対して、ウェブ調査ではその性格上9割以上がPC ネット利用者であり、かつヘビーユーザに偏っている。そのことがバイアスを与えている可能性は高いだろう。政権支持・首相好悪以外の従属変数についても分析を進めつつ、ウェブ調査データの有効な補正法を探ることを、今後の課題としたい。

(※ 本研究は、科学研究費助成事業の基盤研究B：課題番号18H00926による研究成果の一部である)

引用文献

- Balch, G.I., 1974, Multiple Indicators in Survey Research: The Concept “Sense of Political Efficacy”, *Political Methodology*, 1(2), pp.1-43.
- Barberá, P., 2015, How Social Media Reduces Mass Political Polarization: Evidence from Germany, Spain, and the U.S. (Working Paper), [retrieved February 8, 2018, http://pablobarbera.com/static/barbera_polarization_APSA.pdf].
- Bennett, W.L. and Iyengar, S., 2008, A New Era of Minimal Effects? The Changing Foundations of Political Communication, *Journal of Communication*, 58(4), pp.707-731.
- Brannon, L.A., Tagler, M.J. and Eagly, A.H., 2007, The moderating role of attitude strength in selective exposure to information, *Journal of Experimental Social Psychology*, 43(4), pp.611-617.
- Callegaro, M., Manfreda, K.L. and Vehovar, V., 2015, *Web Survey Methodology*, Sage.
- Holbert, R.L., Garrett, R.K. and Gleason, L.S., 2010, A New Era of Minimal Effects? A Response to Bennett and Iyengar, *Journal of Communication*, 60(1), pp.15-34.
- 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.
- Iyengar, S., Hahn, K.S., Krosnick, J.A. and Walker, J., 2008, Selective exposure to campaign communication: the role of anticipated agreement and issue public membership, *The Journal of Politics*, 70(1), pp.186-200.
- Kahneman, D., 2011, *Thinking, Fast and Slow*, Farrar, Straus and Giroux. (=2014, 村井章子訳『ファスト&スロー——あなたの意志はどのように決まるか? (上・下)』早川書房)
- Lee, F.L.F., 2016, Impact of social media on opinion polarization in varying times, *Communication and the Public*, 1(2), pp.56-71.
- 三船毅・中村隆, 2010, 「衆議院選挙投票率の分析——1969年から2005年における年齢・時代・世代の影響」, 『選挙研究』25巻2号, pp.83-106.
- Prior, M., 2007, *Post-Broadcast Democracy: How Media Choice Increases Inequality in Political Involvement and Polarizes Election*, Cambridge University Press.
- Salganick, M.J., 2018, *Bit by Bit: Social Research in the Digital Age*, Princeton University Press. (=2019, 瀧川裕貴・常松淳・阪本拓人・大林真也訳『ビット・バイ・ビット——デジタル社会調査入門』有斐閣)
- Sunstein, C., 2001, *Republic.com*, Princeton University Press. (=2003, 石川幸憲訳『インターネットは民主主義の敵か』毎日新聞社)
- 田中辰雄・浜屋敏, 2019, 『ネットは社会を分断しない』角川書店.
- 辻大介・北村智, 2018, 「インターネットでのニュース接触と排外主義的態度の極性化——日本とアメリカの比較分析を交えた調査データからの検証」, 『情報通信学会誌』36巻2号, pp.99-109.
- 辻大介・齋藤僚介, 2018, 「ネット利用による意見・態度の〈分極化〉を検証する——一般化順序ロジットモデルを用いた計量分析」, 日本社会学会第91回大会, 一般研究報告.
- Valliant, R. and Dever, J.A., 2018, *Survey Weights: A Step-by-Step Guide to Calculation*, Stata Press.
- Williams, R., 2006, Generalized ordered logit / partial proportional odds models for ordinal dependent variables, *The Stata Journal*, 6(1), pp.58-82.
- 米田幸弘, 2019, 「政党支持——イデオロギー対立軸はどう変化しているのか」, 田辺俊介編『日本人は右傾化したのか——データ分析で実像を読み解く』勁草書房, pp.137-161.

付表 分析に用いた変数の記述統計量

	ウェブ調査				メイン調査			
	(n)	Mean	S.D.	Range	(n)	Mean	S.D.	Range
安倍政権支持	(4,959)	2.78	1.325	1 ~ 5	(1,075)	3.10	1.252	1 ~ 5
安倍首相好悪	(5,181)	-0.19	1.195	-2 ~ 2	(1,065)	0.07	1.170	-2 ~ 2
ネット利用時間	(5,181)	3.90	3.008	0.07 ~ 20	(1,074)	2.52	2.719	0 ~ 20
(対数変換後)	(5,181)	1.43	0.555	0.07 ~ 3.05	(1,074)	1.03	0.654	0 ~ 3.05
PCネット利用時間	(5,181)	2.51	2.425	0 ~ 10	(1,074)	0.79	1.396	0 ~ 10
(対数変換後)	(5,181)	1.05	0.642	0 ~ 2.4	(1,074)	0.41	0.526	0 ~ 2.4
MBネット利用時間	(5,181)	1.39	1.866	0 ~ 10	(1,091)	1.73	1.891	0 ~ 10
(対数変換後)	(5,181)	0.67	0.589	0 ~ 2.4	(1,091)	0.81	0.597	0 ~ 2.4
テレビ視聴時間	(5,181)	2.56	2.080	0 ~ 7	(1,091)	2.73	1.917	0 ~ 7
(対数変換後)	(5,181)	1.09	0.611	0 ~ 2.08	(1,091)	1.18	0.533	0 ~ 2.08
新聞講読頻度	(5,181)	3.69	2.812	1 ~ 8	(1,090)	3.18	2.220	1 ~ 6
性別(男性ダミー)	(5,181)	0.49	0.500	0 ~ 1	(1,094)	0.49	0.500	0 ~ 1
年齢	(5,181)	39.95	14.27	17 ~ 65	(1,094)	47.27	13.68	18 ~ 69
教育年数	(5,181)	14.67	1.910	9 ~ 18	(1,073)	13.54	2.059	9 ~ 18
主観的経済状況	(5,181)	2.84	1.074	1 ~ 5	(1,081)	2.76	0.846	1 ~ 5
内的政治的有効性感覚	(5,181)	0.00	0.803	-1.94 ~ 1.97	(1,081)	0.00	0.830	-1.79 ~ 1.99