

ソシオロジ 第六三卷二号 抜刷
二〇一八年六月 社会学研究会

インターネット利用は人びとの排外意識を高めるか

——操作変数法を用いた因果効果の推定——

辻大介



インターネット利用は人びとの排外意識を高めるか

— 操作変数法を用いた因果効果の推定 —

辻大介

【要旨】

日本では、二〇〇〇年代に入ってインターネット上で排外主義的な言説が急速な広がりを見せ、ネット右翼を母体とする「在特会」のようなヘイト団体の活動が深刻な社会問題となるに至った。インターネットが排外主義者を結びつけ、活動を促進させる触媒の役割をはたすことは、先行研究でも確認されている。しかしながら、そうした一部の活動家集団だけでなく、一般層に対しても、ネット利用は排外意識を高めるような因果的作用をおよぼすのだろうか。このことを計量的な社会調査データをもとに分析した検証例はきわめて少ないうえに、それらもネット利用と排外意識が正の相関をもつことを見いだしたにとどまり、因果の向きは明らかでない。

そこで本稿では、二〇一七年一月に実施したウェブ調査データをもとに、操作変数法を用いた双方向因果モデルによって、[i] ネット利用が排外意識を強めるのか、それとも、[ii] 排外意識の強い者ほどネットをよく利用するのか、因果の向きを分析した。その結果、[i] の向きのパスは有意な係数値を示し、正の因果効果が認められたが、[ii] の向きのパスは有意でなく、因果効果は支持されなかった。

また興味深いことに、ネット利用は反排外的な意識を高める因果効果も同時に有していることが確認された。追加分析の結果から、この相反的な二方向への同時効果は、情報や他者への選択的接触によって生じている可能性——すなわち、排外意識を先有傾向としてもつ者は、ネット上で排外主義的な情報や他者により多く接触することによって、その影響をより強く受け、反排外意識をもつ者はその逆であること——が示唆された。

【キーワード】 サイバーレイシズム、情報の選択的接触、統計的因果推論

一 問題の所在とその背景

「ネット右翼」という語が全国紙上で初めて用いられたのは、二〇〇六年五月五日付の朝日新聞朝刊である。その記事は、あるブログに批判のコメントが殺到し、閉鎖に追い込まれた事例を取りあげながら、「数年前からネット上で使われ出した言葉だ。自分と相いれない考えに、投稿や書き込みを繰り返す人々を指す。右翼的な考えに基づく意見がほとんどなので、そう呼ばれるようになった」と説明をくわえている。

それから一〇年を経た二〇一六年五月二四日。衆議院本会議は「本邦外出身者に対する不当な差別的言動の解消に向けた取組の推進に関する法律」、通称「ヘイトスピーチ解消法」を全会一致で可決した。ここに至るまでに、「在日特権を許さない市民の会」(在特会)に代表される排外主義運動は、もはやインターネット上にとどまらず、街頭等でもヘイトデモをくり返すようになっており、在日コリアンを中心としたエスニック・マイノリティへの深刻な被害が広がっていた。国連人種差別撤廃委員会からの度重なる勧告にも反応の鈍かった日本の政府・国会が、いよいよ法的措置を講じざるをえないまでに、事態が立ち至ったのである。

施行後、ヘイトデモは減少の兆しをみせているものの、未だに「ネット上の差別扇動は野放し状態」だとして、規制強

化を求める声も根強くある(毎日新聞二〇一七年五月二三日付朝刊)。現行法は、憲法の保障する表現の自由とのかねあいから、罰則規定等をとまなわぬ理念法にとどめられているからだ。日本の憲法学界でもヘイトスピーチの法的規制に関しては依然として消極説が多数派である(奈須二〇一六)。

消極説は、危害が今まさにおよぼされかねない状況にあることが明らかで、いわゆる「明白かつ現在の危険」がある場合のみに規制は限られるべきだとする。それ以外は、たとえ社会的に害悪をもたらすと考えられる思想の表現・言論であっても——ヘイトスピーチが思想の「表現」や「言論」にあたるかはひとまず措くとして——、自由に議論が戦わされ、ある種の市場競争原理のもとで劣悪な思想が淘汰されていく過程にゆだねるべき、という立場を採る。ここで法学論争の詳細に立ち入ることはしないが、ひとつだけ注目しておきたいのは、その立場に対して次のような批判があることだ。

さらに、ナチス政権下におけるユダヤ人虐殺をはじめとして、人類史上ではヘイトスピーチがごく短期間のうちに社会を席卷してターゲット集団の虐殺や甚大な人権侵害をもたらした例も多いことをふまえると、長期的な展望に立つた…(略)…「思想の自由市場」論に依拠することは重大な危険も伴う。

(小谷二〇一四・八六)

排外主義運動がネットを介してここ一〇年という「短期間のうちには社会を席卷」した事実を鑑みるなら、その危険は十分に現実味を帯びて感じられよう。「在特会」の会員を中心に三〇名を超す排外主義活動家へのインタビュ調査を行なった樋口直人(二〇一四・一一八)は、「日本の排外主義運動は、インターネットによって初めて実現したといっても過言ではない」と断じている。また、「元々活動家だった者」を結びつけるだけでなく、「インターネットがなければ見過ごしていた『問題』を発見し、参加意欲を引き出」された層が一定数存在することを明らかにしている(同上書:一二五)。

では、活動家集団だけでなく、より一般的にも、このようにネット利用が排外意識を惹起するという作用は認められるのだろうか。理路としては、逆向きの作用、すなわち「インターネットがなければ見過ごしていた」ヘイトの深刻さやカウンター活動の主張を知り、反排外的な意識をうながされることも考えられよう。実際にいずれの向きに作用する可能性が高いかは、一般層を含むより大規模な調査データによって検証する必要がある。本稿が照準するのは、この問題である。

二 インターネットと排外主義——関連先行研究

だが、社会調査データによって、ネット利用の排外意識への影響を計量的に分析した先行研究は、国内外ともにきわめ

て少ない。オンラインに現出した排外主義的ナショナリズムあるいは「サイバーナショナリズム」「サイバーレイシズム」に関する研究は、海外ではネット普及初期から取り組まれており(Back et al. 1998; Burris et al. 2000; Back 2002; Liu 2006; Eriksen 2007; Daniels 2013 等)。(二〇一六年のアメリカ大統領選挙時に話題となった「オルタナ右翼Alt-Right」——いわばアメリカ版のネット右翼である——についてもいち早く研究が進められてはいるのだが(Hawley 2017 等)、やはり活動家・団体を対象とした事例研究や理論的観点からの考察、ネット上の言説の分析がもっぱらである。

そもそもナショナリズム研究の系譜においては、「伝統的に歴史あるいは理論的アプローチが主流であり、二〇〇〇年代に入るまでは計量的な手法を用いた研究は世界的にもまだ稀であった」(金二〇一七:七七)。近年は、国際社会調査プログラム(ISSP)の「ナショナル・アイデンティティ」調査に代表される計量研究も盛んになりつつあるものの、しかし——ナショナリズム研究の主流的関心からすれば無理からぬことではあるのだが——ネット利用が排外意識への影響因たりうることは等閑視されている。ISSPの上記調査では、直近の二〇一三年版の調査票でも、ネット利用に関する設問はない^①。移民・難民への排外的態度項目を含む二〇一四年の欧州社会調査(ESS)でも、ネットの利用状況は設問されていない(二〇一六年調査ではネット利用項目が含まれ

るが、逆に排外意識に関する設問を欠く^②。日本での計量的なナシヨナリズム研究でも事情は同様であり、田辺俊介ら(田辺編二〇一一、二〇一六)や金明秀(二〇一五)の調査でも、ネット利用について設問された形跡はなく、少なくとも排外意識との関連についての分析結果は報告されていない。

こうした状況のもとで、ネット利用と排外意識との関連を分析した計量研究としては、管見の限り、海外では一例しかなく、Hyun et al.(2014)は、中国でのオンライン調査をもとに、ナシヨナリズム意識がネット上での日中関係についての情報探索等と正相関し、ひいては反日行動に結びつきやすいことを明らかにしている。日本でも、筆者が二〇〇八年と一四年に実施したオンライン調査の分析結果から(辻・藤田二〇一〇、辻二〇一七)、ネット利用時間やブログ・掲示板等の利用頻度が排外的態度と正の関連をもつことを示した以外には、大学生に質問紙調査を行ない、ネット利用時間が在日コリアンに対する現代的レイシズムとやはり正の関連をもつことを示した高史明(二〇一五)の研究に限られる。

くわえて、これら数少ない研究のいずれも基本的にはネット利用と排外意識が単に連関することを確認したにすぎず、因果の向きは明らかでない。ネット上には「嫌韓嫌中」感情の際立つ言説が大量に流通している。それゆえ、ネットをよく利用する者ほど、そうした言説に接触する機会が増え、排外意識を強めることは、確かに可能性として十分にありうる

だろう。しかし他方では、もともと排外意識が強い者ほど、自らの選好にあつた排外主義的言説への接触が容易なネットをよく利用する、あるいは、匿名性・不可視性の隠れ蓑に守られて排外的な攻撃感情を吐きだしやすいネットをよく利用する、といった逆向きの因果連鎖も想定しうるはずだ。

ネット利用が排外意識を強めるのか、それとも、排外意識がネット利用をうながすのか。あるいはまた、両者がたがいにたがいを強めあう関係(双方向の因果)にあるのだろうか。この点を、筆者が新たに実施した調査データをもとに検証することが、本稿の目的である。

あわせて、ネット利用が「反」排外主義的な意識を強めるか否かについても、同様の検証を行なう。一見、奇妙に思えるかもしれないが、現在のネット研究における有力な見方にしたがえば、ネット利用が——少なくとも集合体(aggregate)レベルにおいては——排外的な態度と反排外的な態度を同時に強めるような効果が考えうるからだ。

メディア効果研究では、たとえば共和党支持者は共和党寄りのニュースに、民主党支持者は民主党寄りのニュースに好んで接触することが知られている(Lazarfeld et al. 1946)。これを先有傾向による情報の「選択的接触 selective exposure」という。ネットで自らの選好にもとづく情報接触を行なうことは、マスメディアよりはるかに容易であり、また、情報フィルタリング技術の発達により、ユーザの選好

に応じた情報が自動提示される可能性も高まっている (Paliser 2011)。それを媒介にして嗜好を同じくするユーザ同士が結びつくことも増える。こうして、個々人の嗜好に合致したニュースや意見、他者には接しやすく、合致しないものには接しにくい、同質的な情報環境と対人ネットワークが形成されることになる (Del Vicario et al. 2016; Sunstein 2017)。

つまり、排外的な先有傾向をもつユーザは、ネットをよく利用するほど、自らの排外的態度をさらに強めるような言説や他者に接することが増え、一方、反排外的なユーザも同様にして自らの先有傾向を強めていく——ネットが一樣にはなく、先有傾向に応じて、二様の (二方向的 bi-directional) に作用する——可能性が想定しうるのである。

前述の筆者の分析 (辻二〇一七) では、排外的態度と反排外的態度を一元的な軸の両極に位置づけるような尺度構成を採っていたため、こうした二様の可能性を検討できなかった。そこで今回は、排外意識と反排外意識をそれぞれ独立した軸に切り分けるような尺度構成を試みる。それらを用いた分析によって、ネット利用が排外意識を高め、同時に反排外意識も高めるような因果効果が認められれば、それは二様の効果を示唆する結果とみなせるだろう。それに対して、前者を高め、後者を低めるのであれば、ネット利用はユーザの先有傾向にかかわらず、一様に排外主義を支持する方

向へと態度変容をうながすものと考えられるだろう。次節では、今回行った調査の概要を紹介するとともに、その尺度構成について説明する。

三 調査の概要と排外／反排外意識に関する尺度構成

調査は NTT コムリーサーチに委託し、同事業者および提携事業者の登録モニター会員の 一六〇六四歳を対象として、二〇一七年一月一五〜一八日にウェブ質問紙調査システムによって実施した。計画標本数は、五歳区分×男女の計二〇セルに各二〇〇ケースを割り当てた総計四〇〇〇ケースである。回答に信頼性の低いケースを削除し、最終的に四〇〇七ケースの有効回収票を得た。

今回の調査票には、排外的・反排外的な態度を測る設問として、ISSP の二〇一三年ナショナル・アイデンティティ調査を参照し、八項目を採りいれている。表 1 が、その設問文と回答の記述統計 (「そう思う」〜「そう思わない」の五件法回答に五一点を付与)、および探索的因子分析の結果 (最尤法、プロマックス斜交回転後) をまとめたものである。因子数の決定にあたっては、カイザー・ガットマン基準・スクリープロット基準とともに満たす二因子構造を採用した。

因子 1 は、外国人への肯定的な態度を表す上半分の四項目の負荷量が高いことから、〈外国人肯定評価〉因子と呼べる

表1 排外的態度項目の記述統計量と因子分析の結果（最尤法、プロマックス斜交回転後）

(n=4,007)	Mean	S.D.	因子 I	因子 II
そうした外国人は、全体としては日本の経済の役に立っている	3.38	0.85	.63	-.01
そうした外国人は新しい考えや文化をもたらし、日本の社会を良くしている	3.10	0.84	.64	-.08
そうした外国人が日本に合法的に移住した場合は、日本人と同じ権利をもつべきだ	3.28	0.97	.74	-.07
そうした外国人が日本に合法的に移住した場合は、日本人と同じように、義務教育を受けられるほうがよい	3.66	0.92	.69	.08
そうした外国人が増えれば、犯罪発生率が高くなる	3.47	0.97	-.03	.71
そうした外国人は日本人から仕事を奪っている	2.96	0.92	-.04	.64
日本文化はこうした外国人によって徐々に損なわれてきている	3.00	0.94	-.09	.70
こうした外国人が不法滞在している場合は、国外撤去させるために日本政府はもっと厳しく取り締まるべきだ	3.83	0.95	.20	.52
因子間相関 (***) <i>p</i> <.001 の有意性)			-.16 ***	

※「そうした外国人」とは「定住しようと思って日本に来る外国人」のことを指す

だろう。一方、因子IIは、否定的な態度を表す下半分の四項目の負荷量が高く、〈外国人排斥感情〉因子と解釈できる。以下では、これらの因子スコアをそれぞれ反排斥意識／排外意識の指標となる二つの独立した尺度変数としてあつかう。上記八つの肯定的・否定的な態度項目が、単一の因子を構成せず、弱い負の因子間相関を示しつつも、ひとまず独立した二つの因子に分かれるのは意外に思えるかもしれない。しかし、同一の個人がある対象を肯定的に評価しつつ否定的な感情もおぼえるといったアンビバレンスは、一般論としてもめずらしいことではあるまい。

それ以上に重要なのは、これら肯定的な態度項目と否定的な態度項目とでは、回答する際に想定されている外国人が異なっているように見受けられることだ。表2は、これら二因子のスコアと五カ国への親近感（「かなり感じる」〜「まったく感じない」の五件法で回答）との相関係数を示したものである。〈肯定評価〉因子はいずれの国とも正相関を示しており、したがって

表2 外国人肯定評価／外国人排斥感情と各国への親近感との相関

(n=4,007)	アメリカ	ロシア	台湾	中国	韓国
外国人肯定評価	.18 ***	.14 ***	.16 ***	.23 ***	.24 ***
外国人排斥感情	.07 ***	-.03 *	.04 *	-.18 ***	-.21 ***

(****p*<.001, **p*<.05 の有意性)

〈肯定評価〉に際して想定されるのは、ひとまず外国人一般とみなしうるだろう。しかし〈排斥感情〉因子については、中国および韓国との間にとりわけ高い負の相関値が認められる。これは〈排斥感情〉の向けられる先がもっぱら中国・韓国であることを示唆している。あわせて興味深いことに、アメリカや台湾に対しては、むしろ〈排斥感情〉が強いほど親近感が高いという正の相関がみられるのである。

こうした関連傾向の違いは、日本人におけるエスニックな内集団／外集団の境界づけの特異性、複雑さを物語るものだろう。ただ、この点についてはさしあたり問題を提起するにとどめておくとして、次に、これら〈外国人肯定評価〉〈外国人排斥感情〉とネット利用との因果連関を分析する方法について説明することにした。

四 分析の方法——双方向因果モデル

ここで分析枠組とするのは、操作変数 (instrumental variable) を用いた双方向因果モデル (synchronous effects model) である。紙幅の制約上、統計数理的な説明は大幅に割愛せざるをえないが、図1をもとに、直感的理解に訴える形で必要最小限のポイントをおさえていきたい。

変数 Y_a が変数 Y_b に因果をおよぼす可能性があり、同時に Y_b が Y_a に因果をおよぼす可能性もあるとする。これら Y_a と Y_b が

図中のターゲット変数にあたる。ここで、 Y_a を排外意識の強さ、 Y_b をネット利用頻度とすると、[i]の向きの矢印は、ネットの高頻度利用によって↓排外意識が強まるといふ因果連関を、[ii]は、排外意識が強いほど↓ネット利用頻度が増すという因果連関を表す。この因果(の向き)の推定に必要となるのが操作変数である。

操作変数は、ターゲット変数の一方には因果的に影響する(もしくは論理必然的に連関する)が、他方には影響しないものでなければならない。たとえば今回の場合は、排外意識 Y_a に対する操作変数 X_a のひとつとして、後述の〈否定的外国人接触経験〉尺度を用いる。外国人と不快な接触経験をするることによって排外意識 Y_a が強まると考えるのは自然な想定だろうが、不快な接触経験をすることが原因となつてネットの利用頻度 Y_b が増えるとは考えにくい。小さな可能性としてありうるのは、

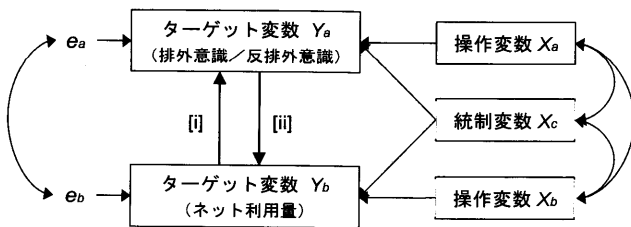


図1 分析に用いる双方向因果モデルの概念図

その接触経験によって外国（人）へのネガティブな関心が高まり、外国関連の情報をネットで検索する頻度が増える、というくらいではないか。こうした因果の経路については、たとえば海外や外国の情報をネットで検索する頻度等の、 X_a （外国人接触経験）と Y_b （ネット利用）を媒介すると考えられる変数を、統制変数として投入すればよい。重要なのは、あくまで X_a が Y_b に直接の因果をおよぼす経路・理路が考えられないことである。

さて、仮に図1の[iii]の向きで Y_a が $\downarrow Y_b$ に因果をおよぼすとすれば、 $X_a \downarrow Y_a \downarrow Y_b$ という因果連鎖をたどって、 X_a と Y_b の間には見かけ上の相関が生じることになる。それに対し、[i]の向きで Y_b が $\downarrow Y_a$ に因果をおよぼす場合は、 $X_a \downarrow Y_a \uparrow Y_b$ となつて、単に Y_a において因果合流するだけであり、 X_a と Y_b の見かけ上の相関は生じない。このように、操作変数を用いると、いずれの向きの因果が存するかによって予測される相関（共分散）行列が異なってくる。そのことを利用して因果の向き・効果を推定するのである。

パラメータの推定には、大きく分けて完全情報（full information）を用いる方法と限定情報（limited information）を用いる方法がある（Paxton et al. 2011: 56-58）。前者は後者よりも推定の精度は高いが、モデルの誤特定等によるバイアスにはより脆弱であることが知られている。他方、二段階最小二乗法（以下、2SLS）に代表され

る後者は、 Y_a を予測する回帰式[i]における誤差項 e_a と、 Y_b を予測する回帰式[ii]における誤差項 e_b との相関を仮定せず計算に入れないため、パラメータ推定の精度には劣る。

$$[i] \quad Y_a = \alpha Y_b + \beta X_a + \gamma X_c + Z_a + e_a$$

$$[ii] \quad Y_b = \alpha' Y_a + \beta' X_b + \gamma' X_c + Z_b + e_b$$

（ X_c は統制変数、 $Z_a \cdot Z_b$ は切片）

しかし、[i]と[ii]のパラメータ推定を独立に行なうので、バイアスの影響は各式内にとどまり、頑健性は高い。また、2SLSを用いた場合には、操作変数が求められる条件を満たしているかを観測データから評価する手法もいくつか開発されており、その利点も大きい。

そこで本稿では、まず2SLSによつて操作変数の妥当性を確認（モデルを特定）した後、完全情報最尤法（以下、FIML）による推定を行ない、2SLSでの推定結果とあわせて因果効果を検証するという手順をとることにしたい。

五 分析に用いる変数

ターゲット変数（従属変数） Y_a には、三節で取りあげた〈外国人肯定評価〉因子と〈外国人排斥感情〉因子を用いる。もう一方のターゲット変数 Y_b は、一日あたりのパソコンでのインターネット利用時間とスマートフォン・携帯電話での利用時間^⑦を合計し、対数変換した〈ネット利用量〉である。多様

表3 用いる変数の記述統計量

(n=4,007)	Mean	S.D.	Range
外国人肯定評価	0.00	0.89	-3.07~2.23
外国人排斥感情	0.00	0.87	-2.78~2.30
ネット利用量〔対数〕	3.03	0.75	0~4.95
テレビ視聴量	4.78	1.99	1~8
新聞講読量	3.89	2.80	1~8
外国接触系ネット利用度	5.14	2.40	3~12
性別(男性ダミー)	0.49	0.50	0~1
年齢	40.53	14.08	16~64
教育年数	14.70	1.89	9~18
主観的経済状況	2.83	1.07	1~5
学生ダミー	0.13	0.33	0~1
専業主婦・主夫ダミー	0.16	0.37	0~1
無職ダミー	0.09	0.29	0~1
一般的信頼	8.70	2.51	3~15
孤独感	7.73	2.64	3~15
政治不信	5.84	1.92	2~10
政治関心	3.20	1.07	1~5
政治的権威主義	2.58	1.02	1~5
自民党支持	0.25	0.43	0~1
公明党支持	0.03	0.17	0~1
否定的外国人接触経験	3.39	1.62	2~8
肯定的外国人接触経験	4.23	1.92	2~8
可処分時間〔対数〕	3.18	0.77	1.25~4.58
商取引系ネット利用度	8.21	2.08	5~15
ゲーム系ネット利用度	1.90	1.48	1~5

なネット利用形態を一括した総量を用いるため、きめの粗い分析になるきらいはあるが、しかし、排外意識に影響しうる種々のネット利用形態(「ニュースサイト・SNS・掲示板」等々での情報接触や対人的交流など)が、仮に個別には弱い効果しかもたなかったとしても、累加・相乗されて大きな効果となる可能性も十分に考えられよう。それゆえ、それらの利用の総体が因果効果をもつかの検証が、まずもつて必要だろう。

〈肯定評価〉〈排斥感情〉の操作変数には二つを設定した。

ひとつは、「外国人と接したり、海外旅行をしたときに、ひどい目にあつたり、不愉快な思いをした経験」が、自分自身にあるか、また、家族や親しい人からそうした経験談を聞いたことがあるか、の回答(「よくある」〜「まったくない」の四件法)を単純加算した〈否定的外国人接触経験〉尺度である。もうひとつは、同様に「親切にしてもらつたり、気持ちのよい思いをした経験」についての〈肯定的外国人接触経験〉尺度である。前節でふれたように、こうした経験によって外国人(人)への関心が高まり、関連情報を求めてネット利用が増えるという因果が考えられなくはない。この点については、〈外国接触系ネット利用度〉[®]を統制変数に投入することで対処した。

〈ネット利用量〉の操作変数には次の三つを用いる。まず、一日あたりに「自分の自由に使える時間」である。自由に使える〈可処分時間〉が多いほど↓ネットの利用時間も増えるだろうが、時間の余裕が増えるとい(反)排外意識が強くなるという直接的な因果はおよそ考えら

れまい。ただ、マスメディアの接触時間が増え、それを介した間接的な影響は考えうるので、〈テレビ視聴量〉と〈新聞講読量〉を統制変数に投入する。次に、「ネットショッピング」「オークション」「チケット予約」「飲食店予約」「ネットバンキング」の利用頻度（「よくする」〜「しない」の三件法）を単純加算した〈商取引系ネット利用度〉である。ネットショッピングをすれば↓当然その分ネット利用時間は増えようが、ネットショッピングが↓（反）排外意識を強めるとは思えない。また、「オンラインゲームやソーシャルゲームで遊ぶ」（「ほぼ毎日」〜「まったくくない」の五件法）ことも同様に考えることができるので、この〈ゲーム系ネット利用度〉も操作変数にくわえた。

統制変数には、すでに挙げた外国接触系ネット利用度・テレビ視聴量・新聞講読量にくわえて、次の諸変数を用いる。属性変数としては、性別（男性ダミー）、年齢、教育年数、主観的経済状況（暮らし向きに「余裕がある」〜「苦しい」の五件法で回答）、学生ダミー・専業主婦ダミー・無職ダミー（参照カテゴリは有職者）を投入する。心理変数では、金（二〇二五）で排外意識との関連が認められた一般的信頼、辻（二〇一七）で関連の認められた孤独感を含めることとした。また、永吉希久子（二〇一〇）や濱田国佑（二〇一六）などの先行研究を参考に、政治意識に関する変数として、政治不信、政治関心、政治的権威主義、そして政権与党である自民党支

持と公明党支持をくわえた^①。分析には、以上の二五変数を用いる。各変数の記述統計量は、表3のとおりである。

六 分析結果

まず、前節で設定した五つの操作変数の妥当性から検証していこう。操作変数 X_a に求められるもつとも重要な条件のひとつに、四節でもふれたように、ターゲット変数の一方 Y_a には連関するが、他方 Y_b には連関しないことがあった。換言するなら、 X_a は誤差項 e_b と連関してはならない。2SLSによる分析では、この連関を検定する手法が開発されている。ここでは不均一分散の可能性を考慮してロバスト標準誤差を用いた2SLSを行なうため、Wooldridge (1995) のロバストスコア検定によってその連関の有意性を評価する。この検定結果が有意でなければ、連関があるとはいえず、操作変数としてひとまず妥当と考えられる。

[A] 外国人肯定評価因子とネット利用量をターゲット変数とした分析モデルにおいては、肯定評価因子に対する二操作変数はこの検定をパスすることが確認された（ $\chi^2_{(1)}=1.47$, $p=0.23$ ）。しかし、ネット利用量に対する三操作変数の検定結果は有意であったため（ $\chi^2_{(6)}=68$, $p=0.04$ ）、探索的に操作変数を取捨選択したところ、可処分時間と商取引系ネット利

用の二変数で検定をパスすることが確認できた ($\chi^2=0.00$, $p=.94$)。そこで以下では、ゲーム系ネット利用度を落とし、た二四変数によるモデルで分析を行なうこととする。

[B] 外国人排斥感情因子とネット利用量をターゲット変数とした分析モデルにおいては、いずれのターゲット変数についても操作変数の検定結果は有意ではなかったため (排斥感情に対する二操作変数は $\chi^2=3.84$, $p=.15$ 、ネット利用量に対する三操作変数は $\chi^2=1.12$, $p=.29$)、このまま二五変数によるモデルを採用する。

また、操作変数 X_a は、ターゲット変数 Y_a に対しては、それを十分に予測するだけの連関の強さをもたなければならぬ。この点に関しては、2 SLS の第一段階の回帰における操作変数の寄与分を表す部分決定係数 (partial R^2) についての F 統計量が、十分な連関の強さをもつかの指標となる。[A] の修正後のモデルでは、外国人肯定評価の操作変数については $F=231.06$ / ネット利用量 については $F=48.85$ であり、[B] のモデルでは排斥感情 $F=173.55$ / ネット利用量 $F=99.11$ である。Stock and Yogo (2005) によれば、操作変数が二つの場合は $F > 19.93$ 、三つの場合は $F > 22.30$ がのぞましいとされる。いずれのモデルにおける F 値もこの基準を十分に満たしており、操作変数の強さに問題はない。

つづいて、以上で特定されたモデルにもとづく 2 SLS でのパラメータ推定結果の記述に移ろう。

[A] のモデルにおいては、ネット利用量から ↓ 外国人肯定評価へのパスには、標準化係数値 .07 の有意な正の連関が認められた ($p=.002$)。つまり、ネット利用は反排外的な態度を高める因果効果をもつということだ。一方、逆向きの外国人肯定評価 ↓ ネット利用量のパスについては、係数値 .01 ほぼ無連関であった ($p=.85$)。

[B] のモデルにおいても、ネット利用量 ↓ 外国人排斥感情のパスは、.09 の有意な正の係数値を示した ($p=.000$)。ネット利用は (反排外意識を高めると同時に) 排外意識も高める因果効果をもつといえる。逆向きの外国人排斥感情 ↓ ネット利用量のパスについては、-.02 の負の係数値がみられたが有意ではない ($p=.47$)。

統制変数 (および操作変数) に関する係数値とその有意水準は、FIML を用いた推定結果とほとんど変わらないので、紙幅の都合により割愛する。

次に、表 4 が FIML による推定の結果である。⑧ ころでも、[A] においては、ネット利用量 ↓ 外国人肯定評価のパスに .14 の有意な正の係数値が現れており ($p=.001$)、逆向きのパスは有意でない ($p=.85$)。同様に [B] でも、ネット利用量 ↓ 外国人排斥感情のパスは .19 の有意な正の連関を示すが ($p=.000$)、逆向きのパスは有意水準に達しない ($p=.44$)。

モデル全体の適合度は、[A] [B] ともに尤度比検定の結果は非有意で、RMSEA・CFI・TLI・SRMR いずれの

表4 双方向因果モデルによる分析結果（係数値は標準化後β）

(n=4,007)	[A]		[B]	
	外国人 肯定評価	ネット 利用量	外国人 排斥感情	ネット 利用量
外国人肯定評価	—	-.02	—	—
外国人排斥感情	—	—	—	-.05
ネット利用量〔対数〕	.14***	—	.19***	—
テレビ視聴量	.02	.09***	-.01	.09***
新聞講読量	.05**	-.12***	-.01	-.12***
外国接触系ネット利用度	.07***	.06***	.01	.05***
性別（男性ダミー）	-.03†	.08***	-.04*	.07***
年齢	-.03†	-.03†	.03†	-.01
教育年数	.02	-.03†	-.01	-.02
主観的経済状況	.00	-.10***	-.04*	-.10***
学生ダミー	.09***	.03	-.09***	.02
専業主婦・主夫ダミー	.01	.00	.05**	-.01
無職ダミー	.01	.09***	-.05**	.08***
一般的信頼	.17***	-.07***	-.05**	-.07***
孤独感	-.08***	.04*	.03†	.05**
政治不信	-.03†	.00	-.09***	.00
政治関心	.12***	.03†	.11***	.04*
政治的権威主義	.09***	.01	.13***	.02
自民党支持	-.08***	.02	.10***	.03†
公明党支持	.01	-.01	-.02	-.01
否定的外国人接触経験	-.17***	—	.27***	—
肯定的外国人接触経験	.19***	—	-.21***	—
可処分時間〔対数〕	—	.33***	—	.33***
商取引系ネット利用度	—	.14***	—	.14***
ゲーム系ネット利用度	—	—	—	.10***
Bentler-Raykov R²	.14***	.22***	.15***	.23***
誤差項間の相関	-.17 (p=.08)		-.11 (p=.15)	
χ ² of likelihood-ratio test	1.34 (p=.51)		5.42 (p=.14)	
RMSEA	0.00		0.01	
CFI	1.00		1.00	
TLI	1.01		0.98	
SRMR	0.00		0.00	

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

指標値をみても、きわめて良好である。誤差項間の相関も非有意で（[A]については10%参考水準には達しているが）、モデルとしては概ね十分な独立変数が含まれていると考えられる。

統制変数の効果についても、先行研究の結果と（逐一照合するだけの紙幅はないが）おおよそ符合しているといつてよい。ここで、[A]外国人肯定評価に対して有意な因果効果を認められたネット利用の係数値.14と、統制変数群の係数値を

比較すると、ネット利用の効果を上まわるのは（操作変数を除けば）一般の信頼の.17のみである。また、[B]外国人排斥感情については、ネット利用の係数値.19を上まわる効果を示している統制変数はない。このことは、排外主義に関する先行計量研究であつかわれてきた諸要因と比べても、ネット利用が決して小さくない効果をもつことを示唆していよう。

七 結論と今後の課題

2 SLSによる分析結果からもFIMLによる分析結果からも、ネット利用が外国人肯定評価および外国人排斥感情を高める向きの因果は支持された。一方、いずれも逆向きの因果は支持されなかった。また、[A]のモデルにおいて、外国人肯定評価から↓ネット利用量へのパスを削除して再分析するとAIC=271389が271387に、BIC=271672が271664に減少し、適合度が向上する。[B]の場合も同様に再分析するとAIC=285149が285147に、BIC=285438が285431になり、適合度が上がる。このことから、ネット利用は排外意識・反排外意識とともに高めるように作用するが、その逆の因果連関は認められない、と結論づけることができるだろう。では、なぜネット利用は、排外意識と反排外意識とともに高めるような、二様な因果効果をもつのだろうか。これに対する有力な仮説は、二節で述べたように、情報や他者への

選択的接触に由来する効果だというものである。今回の調査データからも、外国人肯定評価の高い者と外国人排斥感情の高い者とは、よく利用するウェブサイトが異なることが確認できる。係数値等は省くが、排斥感情の高さは、「2ちゃんねる」を読む頻度やその「まとめサイト」を読む頻度と有意に正相関するのに対して、肯定評価の高さはいずれとも無相関である。また、よく読むニュースサイト（複数回答）との関連を分析すると、排斥感情の高さは、大手紙系サイトでは読売や産経とは正の、朝日や毎日とは負の相関を示し、新興系サイトではJ-CASTやガジェット通信とは正の、ハフィントンポストやバズフィードとは負の相関を示す。一方、肯定評価の高さは、大手紙系では産経を除いて正の相関、新興系では前二者とは無相関、後二者とは正の相関がみられる。こうした情報や他者への選択的接触による二様の効果の追究を含め、今後の課題として残されるのは、ひとつには、いうまでもなく、無作為抽出標本での調査の実施とそのデータによる今回の分析結果の追試である^⑧。また、本来であれば、縦断的パネル調査によって、ネット利用に起因する個人内の態度変化を分析することが求められる。横断的調査データをもとにした本稿の分析は、その個人内変化を、ネット利用による個人内の態度の変動と等置できることを前提にしており、この点でも限界がある。

最後に、本稿の分析結果に示される社会的含意について述

べておきたい。ネット利用が排外意識を高める効果を有していることからすれば、今後、情報環境の中心がマスメディアからさらにネットへ移行するにつれて、排外意識をより強くもつた人びとが増える可能性は十分に考えられる。しかし他方で、ネット利用は反排外意識を高める効果ももっており、そのことがいわば中和剤としてはたつき、社会全体が、様に排外主義化していく結果にはなりにくいだろうと思われる。むしろ予想されるのは、両極端な意見をもつ人びとがそれぞれに増えることよって、在日外国人をめぐるアジア近隣アジア諸国との外交関係等についての世論が、二極化し、社会的な対立・分断が深刻化していくことである。その溝をどうすれば架橋することができるか。意見や価値観を大きく異にする人びと・集団の間に、どうすれば対話と相互尊重の回路を開くことができるのか。その方策を考え、探りだすことは、ひいてはマイノリティの排斥されない社会への途にもつながっていくだろう。それが私たちの取り組むべき、今後のもっとも大きな課題である。

注①各年次の調査票についてはISSPのウェブサイト <http://www.issp.org/data-download/by-year/> を参照 (二〇一八年一月二五日閲覧)。

②各年次の調査票についてはESSSのウェブサイト <http://www.europeansocialsurvey.org/data/> を参照 (二〇一八年一月二五日閲覧)。

③ネット上の「政治・社会系ニュースへのコメント分析」を行った木村忠正(二〇一七・一三四)によれば、嫌韓嫌中意識が「過激な一部の言説だけでなく、ごく一般的な投稿においても」主題のひとつとして頻出するという。「Twitter上でのコリアン関連のツイートを内容分析した高(二〇一五・四五―四六)もまた、その七〇%がネガティブな態度を表出したものという結果を得ている。

④これ以降の分析にはすべてStata 15.1を用いた。

⑤ISSP調査の日本データからも概ね類似した結果が得られるので、これは比較的安定した因子構造と思われる。

⑥もっとも、この式のままではOLS(に準ずる)回帰分析は適用できない。[i]式の右辺に現れる誤差項 ϵ_a は、左辺の Y_a と当然ながら相関し、[ii]式の右辺に現れる Y_a を介して Y_b とも相関する。すなわち、[i]式の右辺にある独立変数 Y_b と誤差項 ϵ_a が相関することになるため、独立変数と誤差項の独立性(無相関)の仮定に反してしまふ。そこで実際には、各式を独立変数と誤差項の独立性を仮定しうる「誘導型 reduced form」方程式に変形して推定することになる(Paxton et al. 2011: 15-17)。

⑦いずれについても「仕事・学業での利用を除いて、プライベート・余暇での利用時間」の回答を求めている。

⑧「海外旅行や海外留学についてネットで情報を調べる」「関心のある海外の国や文化についてネットで情報を調べる」「外国人や海外に住む人とSNSやメールでやりとりをする」という三項目の回答(「よくある」)と「ほとんどない」の四件法)を単純加算して尺度化した。クロンバックの α 係数値は.80。

⑨一日あたりのテレビ視聴時間(五時間以上)→「まったく見ない」の八件法)とふだんの新聞講読頻度(「ほぼ毎日(一日に平均二〇分以上)」→「まったく読まない」の八件法)の回答値を用いる。なお、新聞に関しては、「無料で読むことのできるインターネット上の新聞社サイトやニュースサイトなど」は除外して回答を求めた。

⑩一般的信頼は、山岸俊男(一九九八)を参照して、「世の中の多くの人は基本的に正直である」「世の中の多くの人は信頼できる」「世の中の多くの人は他人を信頼している」の回答(「そう思う」→「そう思わない」の五件法)を単純加算して尺度化。孤独感は、諸井克英(一九九二)を参照して、「私はひとりぼっちではない(反転項目)」「私には頼りにできる人がいない」「私は自分のまわりの人たちとうまくいっている(反転項目)」の回答(「あてはまる」→「あてはまらない」の五件法)を単純加算して尺度化した。クロンバックの α 係数値はそれぞれ.84と.69。

⑪政治不信は、「国民が選挙で投じる一票は、国の政治に影響している」「国民の意見や希望は、国の政治に反映されていく」の回答(「そう思う」→「そう思わない」の五件法)を単純加算し反転した。政治関心は「かんだから政治に対して関心がある」「政治的権威主義は」「政治のことは、政治家や専門家にまかせておけばよい」の回答値を用いた(いずれも同上の五件法)。自民党・公明党支持は、実査前月に行なわれた衆議院選挙の比例代表の投票先として自民党・公明党を選択し回答したケースを1、それ以外を0としたダミー変数。

⑫図1のような非逐次的(non-recursive)な共分散構造千ヲ

ルの場合、フィードバックループによる変数間の関係が安定的に収束しているかが問題となりうるが、安定指数(stability index)が-1+1であれば安定しているとされる(Bentler and Freeman 1983)。[A][B]それぞれのモデルの安定指数は.47と.95で、特に問題は認められない。

⑬このことは辻(二〇一七)、高(二〇一五)の先行研究でも指摘されている。

⑭ただし、轟亮・歸山亜紀(二〇一四)によれば、本稿のような公募モニターを標本としたオンライン調査でも、変数間の関連については、無作為抽出調査と類似性の高い結果が得られることが確認されている。また、筆者がかかわった別途のオンライン調査(二〇一六年実施)でも、操作変数の妥当性等に限界を含むものの、本稿と同じ向きの因果効果を示唆する結果を得ている(北村ほか二〇一八)。これらのことは、本稿の知見に信頼性を付与するものといえるだろう。

参考文献

- Back, Les, 2002, "Aryans Reading Adorno: Cyber-Culture and Twenty-First-Century Racism," *Ethnic and Racial Studies*, 25(4): 628-651.
- Back, Les, Keith, Michael and Solomos, John, 1998, "Racism on the Internet: Mapping Neo-Fascist Subcultures in Cyberspace," Kaplan, Jeffrey and Björge, Tore (eds.), *Nation and Race: The Developing Euro-American Racist Subculture*, Boston, MA: Northeastern University Press, 73-101.

Bentler, Peter M. and Freeman, Edward H., 1983, Tests

for Stability in Linear Structural Equation Systems, *Psychometrika*, 48(1): 143-145.

Burris, Val, Smith, Emery and Strahm, Ann, 2000, "White Supremacist Networks on the Internet," *Sociological Focus*, 33(2): 215-235.

Daniels, Jessie, 2013, "Race and Racism in Internet Studies: A Review and Critique," *New Media & Society*, 15(5): 695-719.

Del Vicario, M., Bessi, A., Zollo, F., Petroni, F., Scala, A., Caldarelli, G., Stanley, H. E. and Quattrociocchi, W., 2016, "The Spreading of Misinformation Online," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(3): 554-559.

Eriksen, Thomas H., 2007, "Nationalism and the Internet," *Nations and Nationalism*, 13(1): 1-17.

濱田国佑「二〇一六「排外意識と脅威認知」の関連の時点間比較」(田辺編二〇一六：四九—六一に所収)

Hawley, George, 2017, *Making Sense of the All-Right*, New York, NY: Columbia University Press.

樋口直人「二〇一四『日本型排外主義——在特会・外国人参政権・東アジア地政学』名古屋大学出版会」

Hyun, Ki Deuk, Kim, Jinhee and Sun, Shaoping, 2014, "News Use, Nationalism, and Internet Use Motivations as Predictors of Anti-Japanese Political Actions in China," *Asian Journal of Communication*,

24(6): 589-604.

金明秀「二〇一五「日本における排外主義の規定要因——社会意識論のフレームを用いて」『フォーラム現代社会学』一四号：三六一—五三」

——「二〇一七「ナショナル・アイデンティティの測定に関するメモ」『シオロン』六二巻二号：七七—八四」

木村忠正「二〇一七『ネット世論』で保守に叩かれる理由——実証的調査データから』『中央公論』一三三巻一号：一三四—一四一」

北村智・橋元良明・木村忠正・是永論・辻大介・森康俊・小笠原盛浩・河井大介「二〇一八「情報行動と社会意識に関する国際比較——日本人の情報行動調査」プロジェクトにおける日中韓星米5カ国オンライン調査』『東京大学大学院情報学環情報学研究・調査研究編』三四号：一一九—一二一」

小谷順子「二〇一四「表現の自由の限界」金尚均編『ヘイト・スピーチの法的研究』法律文化社、七四—八九」

Lazarfeld, Paul F., Berelson, Bernard and Gaudet, Hazel, 1948, *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign* [2nd edition], New York: Columbia University Press.

Liu, Shih-Ding, 2006, "China's Popular Nationalism on the Internet: Report on the 2005 Anti-Japan Network Struggles," *Inter-Asia Cultural Studies*, 7(1): 144-155.

諸井克英「一九九一「改訂 UCLA 孤独感尺度の次元性の検討」『静岡大学文学部人文論集』四二巻：二二—五一」
永吉希久子「二〇一七「メンティメンシップ——誰が、なぜ外国人

への権利付与に反対するのかわ。(田辺編二〇一一：九〇—
一一六に所収)

奈須祐治、二〇一六、「インターネットスピーチ規制消極説の再検討」『法
学セミナール』七三六号：一八一—三。

Paliser, Eli, 2011, *The Filter Bubble: What the Internet Is
Hiding from You*, London, U.K.: Penguin Press.

Paxton, Pamela M., Hipp, John R. and Marguart-Pyatt,
Sandra, 2011, *Nonrecursive Models: Endogeneity,
Reciprocal Relationships, and Feedback Loops*, Beverly
Hills, CA: Sage.

Stock, James H. and Yogo, Motohiro, 2005, "Testing for
Weak Instruments in Linear IV Regression," Andrews,
W.K. and Stock, J.H.(eds.), *Identification and Inference
for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas
Rothenberg*, Cambridge, UK: Cambridge University
Press, 80-108.

Sunstein, Cass R., 2017, *#republic: Divided Democracy in the
Age of Social Media*, Princeton, NJ: Princeton
University Press.

高史明、二〇一五、『レイシズムを解剖する——在日コリアンへの
偏見とインターネット』、勁草書房。

田辺俊介編、二〇一一、『外国人へのまなざしと政治意識——社会
調査で読み解く日本のナショナリズム』、勁草書房。

編、二〇一六、『日本におけるナショナリズムと政治——

時点国際比較による実証研究』JSPS科学研究基盤研究(B)

成果報告書。

轟亮・歸山亜紀、二〇一四、「予備調査としてのインターネット調

査の可能性——変数間の関連に注目して」『社会と調査』一一
号：四六一—六一。

辻大介、二〇一七、「計量調査から見る『ネット右翼』のプロファ
イル——二〇〇七年～二〇一四年ウェブ調査の分析結果をも
とに」『年報人間科学』三八号：二二一—二三四。

辻大介・藤田智博、二〇一七、『ネット右翼』的なるものの虚実
——調査データからの実証的検討、小谷敏・土井隆義・芳賀
学・浅野智彦編『若者の現在 政治』日本図書センター、
一三二—一五七。

Wooldridge, Jeffrey M., 1995, "Score Diagnostics for
Linear Models Estimated by Two Stage Least
Squares," Maddala, G. S., Phillips, P. C. B. and
Srinivasan, T. N. (eds.), *Advances in Econometrics and
Quantitative Economics: Essays in Honor of Professor C.R.
Rao*, Oxford, UK: Blackwell, 66-87.

山岸俊男、一九九八、『信頼の構造——じぶんと社会の進化ゲーム』
東京大学出版会。

付記 本調査研究は平成二八年度電気通信普及財団研究調査助成
によって行なわれた。記して感謝申し上げます。

(つ) だいすけ・大阪大学大学院人間科学研究科准教授

Does Use of the Internet Make People More Racist?

—A Causal Analysis Based on a Synchronous Effects Model Using the Instrumental Variable Method—

Daisuke TSUJI

Graduate School of Human Sciences, Osaka University
E-mail: email@d-tsuji.com

In Japan xenophobic discourse has spread on the Internet widely and rapidly since around 2000. Cyber racists have organized hate groups such as *Zaitoku-kai*, and their activities, held not only online but also offline (e.g. hate demonstrations on the street), which seriously threaten Japanese-Koreans and other ethnic minorities, have been a great social problem up to the present. Some qualitative studies found that the Internet plays the role of a catalyst which connects racists to each other, and activates their xenophobic attitudes and behaviors. However, setting aside such particular hate group activists, does the use of the Internet make people in general more racist? There are no previous quantitative studies based on survey research data to examine a causal relation, not a mere correlation, of Internet use to racist attitudes.

To answer this research question I conducted a web-based questionnaire survey in November 2017, and analyzed the data by a synchronous effects model incorporating the instrumental variables. The results showed that the amount of Internet use has a significantly positive causal effect on the pro-attitude-toward-racism scale (i.e. greater use of the Internet leads to a more racist attitude), while the pro-attitude has no significant causal effect on Internet use.

Interestingly, I also found that the amount of Internet use has a significantly positive causal effect as well as on the contra-attitude-toward-racism scale. The results of some additional analyses suggested that this bi-directional effect of Internet use on pro/contra-attitudes can be interpreted as a bi-polarization effect brought by selective exposure to information on the Internet. It means that those who have a pro-racist predisposition prefer to access more information favorable to racism, and therefore are more likely to be affected by such information, while the opposite is true in the case of those who have a contra-racist predisposition.

Keywords: cyber racism, selective exposure of information, statistical causal inference