

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成 : インターネットの影響を中心に

著者	白崎 護
雑誌名	静岡大学法政研究
巻	20
号	3
ページ	62-39
発行年	2016-02-29
出版者	静岡大学人文社会科学部
URL	http://doi.org/10.14945/00009573

論 説

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成 －インターネットの影響を中心に－

白 崎 護

1. はじめに

1.1 ソーシャル・キャピタルにおよぼすメディアの影響

日常の多様な場面における他者との議論、そして各種の団体への参加など他者との交流を通じた市民同士の協調の蓄積が、同時に政治への関心や信頼、そして政治参加の義務感を醸成する。これら望ましい有権者としての資質が市民における政治倫理の具備と見る場合、市民における政治倫理の向上をもたらす人間関係が、政治学におけるソーシャル・キャピタルである。市民の側での政治倫理の向上を通じてのみ、代議士の質の向上は実現するだろう。

ソーシャル・キャピタルを扱う実証研究の主な関心は、他者への信頼感や規範意識の醸成を通じた円滑な民主主義の運営にある。従って先行研究は、政治倫理の育成を促す公共財としての対人関係、または政治倫理の育成を阻害する存在としてのメディアに着目してきた。1940年代に現れたコロンビア学派は、政治倫理を含む政治意識の形成過程におけるマス・メディア接触と対人接触の特徴の考察を通じて対人接触の重要性を指摘するとともに、対人接触頻度が低い者に対するマス・メディアの直接的影響を見出した(Lazarsfeld, Berelson, and Gaudet, 1944; Berelson, Lazarsfeld, and McPhee, 1954; Katz and Lazarsfeld, 1955)。だが1950年代

半ばになると、メディア接触や対人接触ではなく、投票直前の有権者心理のみを分析するミシガン学派が学界の主流と化したため、政治倫理の形成過程という視点は長く閑却される（Campbell, Converse, Miller, and Stokes, 1960）。同時に、アメリカでの研究動向の影響を被りやすい日本での研究潮流もまた、そのような視点から遠ざかることとなった。

だが、2000年代のアメリカにおけるPutnamの登場が事態を変化させる。Putnamは、政府の統治能力における地域間格差がソーシャル・キャピタルの量に起因すると述べ、市民同士の交流の深化が招く政治倫理の涵養に注目した。またPutnamは、ソーシャル・キャピタルの衰退の要因としてテレビの普及が市民相互の交流時間を奪うと指摘した（Putnam, 2001）。他方、マス・メディアが政治倫理の基準を伝達するとともに、市民の間での討議を通じた政治倫理の育成に資するという指摘も存在する。Mutzらは、マス・メディアが多様な意見の存在を周知して民主主義社会を支える役割を担うと述べる（Mutz and Martin, 2001）。またBenettらは、テレビ視聴が政治を話題とする会話を増加させると述べ、ソーシャル・キャピタルの形成におけるマス・メディアの貢献を主張する（Bennett, Flickinger, and Rhine, 2000）。日本での研究は、政治倫理の実態に関する2000年の全国世論調査を機に進展する。このデータに基づき、平野（2002）は各種団体への加入が、また池田（2002）は周囲の人々との会話の増加が政治倫理の向上を招く点を実証した。

1.2 ソーシャル・キャピタルにおよぼすインターネットの影響

ソーシャル・キャピタルへおよぼすインターネットの影響に関しては、自身の意見に沿う内容の情報のみを選びインターネット上で接触するため、他者への寛容を招くソーシャル・キャピタルを損なうとのSunstein（2001）やWilliams（2007）の説がある。同じく、ティーパーティー運動やウォール街占拠がソーシャル・メディアへの選択的接触を介して導か

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成—インターネットの影響を中心に—
れた一種のポピュリズムだと指摘する前嶋（2013）は、ソーシャル・メディアにより形成される政治意識が短絡的・情動的である点に警鐘を鳴らした。韓国社会についても、2012年の大統領選挙において党派性の明確なコミュニティサイトの増加により社会分裂が拡大したと李（2013）は指摘する。またPutnamも、対面性を欠くインターネット上での対人交流によっては政治倫理が築かれぬという（前嶋，2011，83）。他方、2012年の首相官邸前の反原発デモがソーシャル・メディアによる動員に基づく」と指摘する津田（2012）は、政治参加を促すソーシャル・メディアの効力を高く評価する。

日本では、インターネットに基づく選挙運動を一部解禁する公職選挙法の改正が2013年に実現した。従って、日本においてもソーシャル・キャピタルにおよぼすインターネットの影響の解明が急務である。ただ、2点の理由に基づき法改正の影響とアメリカの状況の比較を困難視する声も多い。第1に西田（2013）の指摘通り、マス・メディアや対人接触による選挙運動への規制が変わらぬ現状は、運動手段の面で不均衡な状況と言える。無論、マス・メディアに課される不偏性の規定も維持される。また、2012年における全国規模のインターネット調査によると、最もよく接触する新聞・テレビニュース・ネットニュースの各々について党派性を認識する回答者の割合は28%・18%・13%であり、ネットニュースについて選択的接触の前提としての党派性に関する認識は低い（小林，2013）。従って前嶋（2011，2013）が指摘したような、各メディアのイデオロギー宣伝が国民の二極化を促す状況や、候補者のソーシャル・メディアを通じて形成される草の根での支援者同士の対人接触が有権者各自の自発的・対面的な選挙運動を促す状況は望みえない。第2に、清原（2013）の指摘通り、候補者情報の提供の充実が法改正の主目的のため、電子メールを用いた有権者の選挙運動など解禁の見送られた重要な規制が残る。つまり、インターネットを用いた日本での選挙運動が、情報への選択的

な接触を通じてソーシャル・キャピタルへ悪影響をおよぼすにせよ、その影響を減殺するマス・メディアの機能を期待しうるとともに、動員力の高い対面的な選挙運動にも大きな制約が存在する。

1.3 政治意識におよぼすインターネットの直接的な影響

前回参議院選挙での法改正の影響を調べた研究の多くは、影響に否定的である。この選挙でインターネット情報を参考に投票行動を決定した有権者は、共同通信社の出口調査と読売新聞・日本テレビ共同出口調査のいずれにおいても全体で1割、20代に限っても2割にとどまる（鈴木哲夫，2013；読売新聞朝刊，2013.7.25）。この理由として、与党圧勝が予想されたために逐一選挙情勢をインターネットで追跡する動機に欠けた点、またネット上の「炎上」を恐れた自民党が所属候補者に対してソーシャル・メディアでの論争的な政策への言及を控えさせた点も考えうる（毎日新聞朝刊，2013.7.30）。従って、接戦の選挙区ではソーシャル・メディアを通じた候補者と有権者との交信や、候補者による政見の発信の機会が増加しうる。実際、前回参議院選挙では、当落線上にある東京選挙区の山本太郎候補や宮城選挙区の和田正宗候補が敵対候補に対するソーシャル・メディアでの激しい攻撃を行い、注目された（鈴木哲夫，2013）。

また前嶋（2013）は、政治家と有権者とのソーシャル・メディア上での交信が有権者の政治的有効性感覚を向上させうると指摘する。実際、一部の政治家はソーシャル・メディアでの有権者との交流を重視する。前回参議院選挙時には、菅元首相がtwitterでの有権者との交信を試みた。菅によると、返信を重ねるうちに「批判のための批判が減少した」という（朝日新聞朝刊，2013.7.22）。また津田（2012）によると、蓮舫議員や世耕弘成議員もソーシャル・メディア上の意見の有用性を認めており、世耕は選挙区在住ユーザーとの交信を心がけている。ソーシャル・メディアが有権者と政治家の距離を接近させるならば、今回の法改正は有権者

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成－インターネットの影響を中心に－
の政治的有効性感覚の向上に役立つだろう。

他方、2007年の参議院選挙を扱う金（2009）の研究、また2013年の参議院選挙を扱う小笠原（2014）の研究は、インターネットの利用が選挙への関心や投票を招かない点を指摘した。さらに、2013年の公職選挙法改正がおよぼす影響についての岡本らの実証知見は、政治関心の向上に関して否定的である（岡本・石橋・脇坂，2015）¹。

1.4 問題意識

政党支持に関する世論調査を行えば常に2～4割を無党派層が占め、また、しばしば国政選挙の投票率が6割に満たぬ日本の現状は、マス・メディアの発達と浸透に基づくソーシャル・キャピタルの不備によるのだろうか。だが「1.1 ソーシャル・キャピタルにおよぼすメディアの影響」に見た通り、マス・メディアとの過剰な接触が他者との会話機会を減じると推測される一方、政治をめぐる議論を行う上で必要な情報の多くはメディアが提供する。また、メディアからの情報により政治的関心が喚起される場合もある。他方、報道機能を持つ点でマス・メディアの性格を、また情報検索機能を持つ点でパーソナル・メディアの性格を持つインターネットがソーシャル・キャピタルの形成へおよぼす影響に関して、日本での実証研究は緒に就いたばかりである。

以上より、近年の日本の世論調査データに基づく以下2点の仮説の検証を本研究の目的とする。第1に、「政治を話題とする会話の増加など、人間関係の深化がソーシャル・キャピタルの形成を通じた市民の政治倫理の向上を導く」。第2に、「メディアとの接触が政治を話題とする会話の増加など、人間関係の深化を導く」。第1の仮説を支持する結果を得るならば、現代日本の有権者における政治倫理の低下の一因が解明される。

¹ 2013年の公職選挙法改正後における世論調査の大半はインターネット上での調査のため、標本の偏りも推定される。

これが第1の意義である。また、第1の仮説が成立した上で、かつ第2の仮説を支持するメディアが存在するならば、そのメディアは会話をはじめとする人間関係の深化に役立つ内容であろうから、当該メディアの内容分析は、政治倫理の回復に向けた対策の第一歩を導く。これが第2の意義である。

加えて、本研究の扱う2010年参議院選挙後調査では、2013年における公職選挙法改正を念頭に置き、インターネットを用いた選挙運動への意識について質問項目が設けられる。そこで、2010年選挙についての情報収集におけるインターネット利用が有権者の意識におよぼす影響の確認を通じ、政治倫理の形成に対して直接にインターネットが働く可能性を検討する。

2. 分析手順

2.1 データ

2007年から5年間にわたり遂行された「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究 (Japanese Election Study IV: JESIV)」に基づくパネルデータを用いる²。2009年総選挙と2010年参議院選挙の前後、および2007年9月、2010年1月、2011年11月の計7回にわたるパネル調査である。

層化2段階抽出により選出された全国の有権者が対象の調査であり、計画標本規模は3000である。このうち、両国政選挙前の2回のクロスセクションデータを用いる。JESIVは、1983年のJES調査以来続けられている投票行動の全国的・時系列的調査研究の基盤を明確に継承しつつ、

² 投票行動研究会のHPにおいて、調査の目的や方法の説明とともにデータが公開されている。郵送調査が主体であり、各回の回収率はHPに記載される。<http://www.res.kutc.kansai-u.ac.jp/JES/jes4.html> (2015年11月22日アクセス)

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成－インターネットの影響を中心に－
政権交代期における民主主義の体系的な解明を基本目的とする。今日
の要請に応えるべく新しい視点が調査に付加されており、殊に有権者のイ
ンターネットの利用状況の詳細を質問項目に含む点で、本研究の趣旨と
適合する。

標本抽出の方法を記す。まず全国を11の地域に分割する³。次に、人
口に応じて各地域を5つのグループに分割する⁴。この時点で、5つの
グループのうち最大の人口を持つグループを除くと計44のブロックが確
定する。この44ブロックに東京23区と17の政令市の計18ブロックを加え、
総計62ブロックを確定する。最後に、各ブロックの人口に比例して回答
者数を決定し、ブロックごとに無作為抽出を行う。

2.2 モデル

内生性を考慮したモデルを導入する⁵。heteroskedastic errorsを想定す
るので、two-stage least squares (2SLS) estimatorよりも有効性の高い
optimal generalized method of moments (GMM) estimatorを用いる(Cameron
and Trivedi, 2005)⁶。全ての分析において、学歴・職業をpredetermined
variableとして投入する。predetermined variablesは誤差項との直交を前
提とする変数であり、included exogenous variablesとして扱う。また、全
ての分析につき各方程式体系のexcluded exogenous variablesとして年齢・
居住年数・居住形態・世帯年収、および家計維持者であるか否かの区別

³ 北海道・東北・関東・北陸・東山・東海・近畿・中国・四国・北九州・南九州で
ある。

⁴ 町村、10万人未満の市、10万人以上20万人未満の市、20万人以上の市（東京23区
と13の大都市を除く）、東京23区および政令市である。

⁵ STATA13のModuleであるivreg2を分析に用いる（Baum, Schaffer and Stillman,
2010）。

⁶ 回答者は居住する都道府県に関してクラスタ化される。標準誤差と統計量の算出
ではarbitrary intra-group correlationが考慮される(Bertrand, Duflo, and Mullainathan,
2004)。

を投入する⁷。

⁷ 表Iの分析に用いる変数を説明する。まず、従属変数を説明する。「政党」と「選挙」は、各々「政党・政治家」と「選挙などの間接民主制」に対する信頼度を1～4で尋ね、数字が大きくなほど信頼は低い。「投票」は、投票の義務感に関して「投票に行くことは有権者の義務であり、当然、選挙に行かなくてはならない」・「有権者はできるだけ選挙に参加した方が良い」・「投票に行くかどうかは有権者が決めることなので、必ずしも選挙に参加しなくてもよい」の各々に1～3を付す。「信用」は、「政治や社会についていろいろな事が伝えられているが、どれを信用していいかわからない」という意見に対して「そう思う」・「どちらかといえばそう思う」・「どちらともいえない」・「どちらかといえばそう思わない」・「そう思わない」の各々に1～5を付す。次に、独立変数・従属変数の両方で用いる「会話」は、回答者の会話相手のうち「日本の首相や政治家や選挙のことが話題になる人で、20歳以上の方」に関して、「このところ政治家や選挙・政治について話題となった頻度」を問う。「ずいぶん話題になった」・「ある程度話題になった」・「あまり話題にならなかった」の各々に1～3を付す。最後に、独立変数を説明する。「ニュース」は「インターネットで政治ニュースを見る」、「HP」は「候補者やその支援者、政党のHPを見る」の各々に関して頻度を問う。「ほぼ毎日する」・「ときどきする」・「たまにする」・「ほとんどしない」の各々に1～4を付す。「新聞」は、「あなたがふだん、政治についての情報を得ている新聞はどれですか」との質問に対して「新聞は読まない」との回答に1、何らかの新聞名を回答する場合に0を付す。なお、テレビに関する質問項目は質問票に含まれない。「学歴」は、新制中学校・旧制小学校に1、新制高校・旧制中学校に2、高専・短大・専修学校に3、大学・大学院に4を付す。「勤め」・「自営」・「主婦」は、いずれも無職・学生を0とした時に1が付される。「収入」は、調査前年の世帯年収を問う。200万円未満に1、200万円以上800万円未満まで100万円区切りで2～7、800万円以上1400万円未満まで200万円区切りで8～10、1400万円以上2000万円未満とそれ以上に各々11、12を付す。「居住年数」は、3年以下・4年以上9年以下・10年以上14年以下・15年以上、および「生まれてからずっと」に、各々1～5を付す。「居住形態」は、持ち家と賃貸住宅に各々1、0を付す。「家計維持」は、回答者が家計維持者である場合とない場合の各々に1、2を付す。

表IIIの分析に用いる変数を説明する。まず、「各政党の政策に関する理解」・「各政党の幹部に関する情報の入手」・「候補者の立場やひとりとなりに関する情報の入手」・「全国の選挙情勢に関する情報の入手」・「都道府県選挙区または小選挙区での投票先の決定」・「比例区での投票先の決定」という6つの場面において、情報源として役立ったものをテレビ、新聞、知人との会話、政党のHP、候補者のHP、それ以外のインターネット情報のなかから選択させる(複数回答)。各情報源につき、「役立った」との回答を得た場面を累計する。「役立った」との回答数が限られたインターネット関連の3つの場面については、これらの場面を合算した。この手続きにより、「テレビ」・「新聞」・「会話」・「ネット」という4変数を設ける。このうち、「テレビ」を対象とする操作変数を得られなかったため、「テレビ」の分析を省いた。次に2010年調査では、選挙運動期間におけるインターネット利用に関して、「インターネットにうとい人もいるので不平等である」・「政党や候補者の情報がこれまでより簡単に詳細に入ってくるので、推進すべきである」・「ツイッターやミクシー、グリーなどのソーシャル・ネットワークワーキング・サイトを通じて、選挙期間中に政党や候補者と

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成—インターネットの影響を中心に—

表 I の分析では、まず 3 種のメディアとの接触状況を endogenous variables、政治を話題とする会話の頻度を従属変数とする分析を行う。引続き、政治を話題とする会話の頻度を endogenous variables、「政党・政治家への信頼度」・「間接民主制への信頼度」・「投票義務感」・「政治・社会の動向を伝える情報の信頼度」の各々を従属変数とする分析を行う。

表 III の分析では、まず選挙関連の情報源としての 2 種のメディアの有用性を endogenous variables、選挙関連の情報源としての会話の有用性を従属変数とする分析を行う。引続き、選挙関連の情報源としてのインターネットの有用性を endogenous variables、選挙運動期間におけるインターネット利用についての 5 点の意識を従属変数とする分析を行う。

モデル

$$y_{ig} = \mathbf{x}'_{ig} \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{w}'_{ig} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ig}$$

$$\mathbf{w}_{ig} = \mathbf{x}'_{ig} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{z}'_{ig} \boldsymbol{\delta} + \eta_{ig}$$

\mathbf{x}_{ig} は included exogenous regressors を表す $K \times 1$ のベクトルである⁸。 $\boldsymbol{\alpha}$ と $\boldsymbol{\gamma}$ は $K \times 1$ の係数ベクトルを表す。 \mathbf{w}_{ig} は endogenous regressors を表す $Q \times 1$ のベクトルである。 $\boldsymbol{\beta}$ は $Q \times 1$ の係数ベクトルを表す。 \mathbf{z}_{ig} は excluded exogenous regressors を表す $L \times 1$ のベクトルである。 $\boldsymbol{\delta}$ は $L \times 1$ の係数ベクトルを表す。 ε_{ig} と η_{ig} は観測不能な誤差項を表す。添字の i は 1 から N

有権者がやり取りをすることは、誹謗中傷などを招くので好ましくない」・「政党や候補者だけでなく、有権者による自発的なネット選挙運動が解禁されるべきである」・「選挙期間中においてもネット上で、政策の主張やそれに対する意見交換が政党や政治家、有権者の間でなされることが望ましい」という 5 点の意見に対する賛否を問う。そこで、「そう思う」・「ややそう思う」・「どちらともいえない」・「あまりそう思わない」・「そうは思わない」の各々に 1～5 を付す。そして、「ネット」が有意性を示さなかった「ツイッターやミクシー、グリーなどのソーシャル・ネットワークキング・サイトを通じて、選挙期間中に政党や候補者と有権者がやり取りをすることは、誹謗中傷などを招くので好ましくない」を除く各意見についての変数を「不平等」・「情報」・「有権者」・「交換」と記す。他の変数については、表 I に倣う。

⁸ ベクトルに 1 を含む。

までの個人を表す。添字の g は 1 から 47 までの都道府県を表すので $\sum_{g=1}^{47} i = N$ となる。第 3 の添字はベクトルの要素番号を表す。

モデルの前提

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{ig} | \mathbf{x}_{ig}) &= 0, \\ E(\varepsilon_{ig} \mathbf{w}_{ig}) &\neq 0, \\ E(\eta_{ig} | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{z}_{ig}) &= 0, \\ E(\varepsilon_{ig}^2 | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{w}_{ig}) &= \sigma_{ig}^2 < \infty, \\ E(\eta_{ig}^2 | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{z}_{ig}) &= \tau_{ig}^2 < \infty, \\ E(\varepsilon_{ig} \varepsilon_{jh} | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{x}_{jh}) &= 0 \quad i \neq j \quad g \neq h, \\ E(\varepsilon_{ig} \varepsilon_{jg} | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{x}_{jg}) &\neq 0 \quad i \neq j, \\ E(\eta_{ig} \eta_{jh} | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{x}_{jh}) &= 0 \quad i \neq j \quad g \neq h, \\ E(\eta_{ig} \eta_{jg} | \mathbf{x}_{ig}, \mathbf{x}_{jg}) &\neq 0 \quad i \neq j, \\ E[(x_{igk} z_{igl})^2] &< \infty \quad \forall k \quad \forall l, \\ E(\varepsilon_{ig}^2 z_{igl} z_{igm}) &< \infty \quad \forall l \quad \forall m, \\ \text{rank} \{ \sum_i (\mathbf{x}_{ig} \oplus \mathbf{w}_{ig})(\mathbf{x}_{ig} \oplus \mathbf{w}_{ig})' \} &= K + Q, \\ \text{rank} \{ \sum_i (\mathbf{x}_{ig} \oplus \mathbf{z}_{ig})(\mathbf{x}_{ig} \oplus \mathbf{z}_{ig})' \} &= K + L, \\ \text{rank} (\sum_i \mathbf{z}_{ig} \mathbf{z}_{ig}') &\geq Q + 1^9. \end{aligned}$$

2.3 検定手順

まず、excluded exogenous variables が除外制約を満たすとの帰無仮説について J 検定を施す (Hansen, 1982; Hayashi, 2000)¹⁰。帰無仮説を棄却しない場合、excluded exogenous variables は除外制約を満たす。さらに、内生性の疑義ある変数を従属変数とする方程式で係数行列が full rank ではないという帰無仮説に関して Kleibergen-Paap Lagrange Multiplier 検定

⁹ 識別のための order condition であり、 $Q < L$ を表す。

¹⁰ 結果は表側の「J」に記す。

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成－インターネットの影響を中心に－を施す (Kleibergen and Paap, 2006)¹¹。5%未満の有意水準においてJ検定の帰無仮説を棄却しないと同時にKleibergen-Paap Lagrange Multiplier検定の帰無仮説を棄却し、かつ、10%未満の有意水準において学歴と職業を除く変数が有意である場合を報告する¹²。

3. 分析結果

3.1 選挙前調査

表Iは、選挙前調査に関する回帰分析の結果である。まず2009年の場合を見ると、「1.4 問題意識」に記す第2の仮説に関して、新聞購読が政治関連の会話の頻度を増す。政治関連の話題の提供、および政治的関心の喚起という新聞の機能が発揮された結果であろう。また第1の仮説に関して、政治関連の会話の頻度が増すほど、政治・社会についての情報を的確に把握する自信が深まる。従って、新聞はソーシャル・キャピタルの形成を通じた市民の判断力の涵養に資するメディアである。他方、会話を通じた政治倫理の向上を期待できる局面は限定的であり、政治・社会状況を把握する手がかりとなる会話も、政治への参加や信頼を醸成するに至らない。また、会話頻度の増加が有権者に好影響をおよぼす点に鑑みると、インターネットとの接触がソーシャル・キャピタルの形成を招いていない以上、2009年時点での選挙過程におけるインターネットの役割を評価できない。

次に2010年の場合を見ると、第2の仮説に関してインターネットでの政治ニュースの閲覧が政治関連の会話の頻度を減じる。従って、マス・

¹¹ 結果は表側の「K」に示す。

¹² これらの検定手順に関しては、heteroskedastic errorsを想定したoptimal GMMに基づくパネル回帰分析を行う鈴木の場合がある(鈴木創, 2013)。但し、会話を従属変数とする回帰分析についての表IIIのKleibergen-Paap Lagrange Multiplier検定のみ、有意水準が5%以上の場合を報告する。

表 I 回帰分析の結果 (選挙前調査)

調査年	2009		2010			
従属変数	会話	信用	会話	投票	政党	選挙
N	688	686	749	743	701	663
独立変数						
ニュース	.125 (.169)		-.350** (.124)			
HP	-.356 (.699)		.938 (.681)			
新聞	1.223** (.443)		.288 (.381)			
会話		-1.173* (.452)		1.106*** (.269)	.702** (.249)	.411+ (.241)
学歴	-.011 (.049)	.091 (.065)	-.116* (.054)	-.061+ (.031)	-.017 (.030)	-.093** (.031)
勤め	.051 (.138)	.040 (.148)	.008 (.133)	-.056 (.118)	-.007 (.089)	.022 (.106)
自営	.004 (.163)	.082 (.173)	-.034 (.138)	.304* (.130)	.202 (.087)	.117 (.106)
主婦	.057 (.157)	-.171 (.133)	.062 (.168)	-.030 (.138)	.072 (.113)	.098 (.106)
定数	2.912 (2.060)	4.336 (1.029)	-.215 (2.359)	-.667 (.547)	1.354 (.469)	1.984 (.508)
J	2.290 (.318)	9.471 (.050)	1.024 (.599)	6.743 (.150)	5.607 (.231)	1.268 (.867)
K	14.721** (.002)	14.322* (.014)	8.332* (.040)	12.512* (.028)	11.882* (.036)	11.945* (.036)

+ < .1 * < .05 ** < .01 *** < .001

係数についての括弧内の値は標準誤差

検定統計値についての括弧内の値はP値

表Ⅱ 変数の記述統計（選挙前調査）

調査年	2009		2010			
	会話	信用	会話	投票	政党	選挙
従属変数	2.001 (.692)	2.214 (1.050)	2.079 (.646)	1.462 (.604)	2.800 (.644)	2.609 (.668)
独立変数						
ニュース	3.011 (1.190)		2.892 (1.251)			
HP	3.831 (.480)		3.832 (.472)			
新聞	49		73			
会話		2.001 (.693)		2.078 (.644)	2.062 (.647)	2.059 (.642)
学歴	2.767 (.929)	2.770 (.929)	2.834 (.922)	2.838 (.923)	2.847 (.928)	2.882 (.924)
勤め	378	377	424	422	398	376
自営	110	109	115	114	108	105
主婦	143	143	131	129	119	109
年齢	51.065 (12.791)	51.086 (12.800)	49.822 (13.762)	49.861 (13.736)	50.071 (13.654)	49.910 (13.691)
収入	5.510 (2.648)	5.513 (2.648)	5.368 (2.641)	5.371 (2.646)	5.394 (2.646)	5.454 (2.653)
居住年数	3.779 (1.114)	3.780 (1.112)	3.738 (1.182)	3.732 (1.184)	3.743 (1.172)	3.741 (1.178)
居住形態	593	591	628	622	591	561
家計維持	319	319	335	331	308	286

数値変数に関する値は平均である。括弧内の値は標準偏差である。

名義変数に関する値は、2つの値のうち大きな値を付された状態の出現数である。

メディアの好影響に関するMutzら (2001) の期待通りインターネット・ニュースとの接触が政治知識を増すにせよ、テレビに関するBennettら (2000) の指摘とは異なり会話の減少を通じたソーシャル・キャピタルの減耗を招く点で、Putnum (2001) の指摘したメディアの問題が再び浮上する。また第1の仮説に関して、政治関連の会話の頻度が増すほど、投票の義務感、政党・政治家への信頼感、選挙制度への信頼感は増す。「1. 2 ソーシャル・キャピタルにおよぼすインターネットの影響」に記す通り、インターネットの利用が惹起しうる問題として、情報に対する選択的接触を通じた世論の分極化が指摘される (Sunstein, 2001)。この指摘が会話相手の選択にも妥当する場合、会話を通じた世論の分極化が促進される。だが、会話が政治への信頼感を増す結果に鑑みると、そのような危険性を調査時点で認められない。結局、インターネット・ニュースはソーシャル・キャピタルの減耗を通じて政治倫理の向上の機会を間接的に減じる。

なお、2009年と異なり新聞の影響を認められないが、インターネット・ニュースとの間で情報源としての競合が進んだ結果であるか否かは不明である。ただ、いずれも政治に関する情報源の役割を持ちながら、政治関連の会話の頻度におよぼす影響は正反対である。従って、新聞発行部数の低下に伴いインターネット・ニュースの利用者が増すならば、ソーシャル・キャピタルの一方的な減耗が懸念される。

3.2 選挙後調査

—その1. 会話の有用性の認識におよぼすメディアの影響—

表Ⅲは、2010年の選挙後調査に関する回帰分析の結果である。「会話」を従属変数とする分析結果を見ると、選挙関連の情報源として新聞が役立った頻度の増加は、同様の情報源として知人との会話が役立った頻度を減じていた。2009年調査に関する「3.1 選挙前調査」によると、新

聞購読が政治関連の会話の頻度を増していた。同時に、政治関連の会話の頻度が増すほど、政治・社会についての情報を的確に把握する自信が深まっていた。従って、2010年の選挙後調査の結果は意外とも映る。だが、調査年の相違と質問文の内容を考慮すると、矛盾とは言えない。なぜならば、選挙前調査は、新聞が選挙関連の情報源として役立つ頻度を尋ねるわけではないからである。従って、2009年の選挙後調査において「新聞」が有意性を得なかった点に鑑みると、Mutzら（2001）の期待通り政治的な話題の提供および関心の喚起という新聞の機能に伴い生じた会話が政治・社会に対する適切な理解を導くにせよ、選挙関連の情報源としての新聞の有用性が増すにつれ、情報源として会話に依存する程度は減じると思われる。また、2010年の選挙前調査において「新聞」が有意性を得なかった点に鑑みると、選挙関連の情報源としての新聞の有用性が増すにつれ、情報源として会話に依存する程度は減じるものの、政治的な会話の頻度自体に影響するわけではないと思われる。

なお、選挙関連の情報源としてインターネットの有用性を認識する場面の増加は、同様の情報源として知人との会話が役立った頻度に影響しない。新聞と異なり、インターネットを通じて得る情報と知人を通じて得る情報は、各々異なる内容であったと思われる。だが、「3.1 選挙前調査」によると、2010年の選挙前調査ではインターネットでの政治ニュースの閲覧が政治関連の会話の頻度を減じていた。従って、インターネットでの政治ニュースの閲覧機会が増すならば、選挙関連の情報源としてインターネットの有用性を認識する場面の多寡に関わらず、選挙についての会話を行う場面自体が限定的であったと思われる。

表Ⅲ 回帰分析の結果 (2010年選挙後調査)

従属変数	会話	不平等	情報	有権者	交換
N	1199	960	917	876	883
独立変数					
ネット	-.343 (.236)	.490* (.233)	-.677** (.191)	-.455* (.195)	-.346+ (.190)
新聞	-.167+ (.085)				
学歴	.045 (.053)	.147* (.066)	-.073 (.048)	-.037 (.040)	-.031 (.045)
勤め	-.153 (.095)	.263* (.118)	-.272* (.126)	-.022 (.108)	-.048 (.106)
自営	-.077 (.096)	.144 (.143)	-.364* (.163)	.074 (.159)	-.130 (.132)
主婦	-.188+ (.102)	.102 (.512)	-.341* (.141)	.058 (.100)	.189 (.135)
定数	.958 (.304)	1.871 (.148)	3.269 (.154)	3.251 (.117)	2.912 (.103)
J	1.776 (.620)	4.123 (.390)	4.763 (.313)	5.343 (.254)	7.160 (.128)
K	9.210+ (.056)	13.001* (.023)	12.774* (.026)	12.213* (.032)	12.575* (.028)

+ < .1 * < .05 ** < .01 *** < .001

係数についての括弧内の値は標準誤差
検定統計値についての括弧内の値はP値

表IV 変数の記述統計（2010年選挙後調査）

従属変数	会話	不平等	情報	有権者	交換
	.275 (.923)	2.620 (1.294)	2.550 (1.038)	3.000 (1.054)	2.692 (1.067)
独立変数					
ネット	.312 (1.300)	.383 (1.440)	.400 (1.471)	.401 (1.480)	.394 (1.458)
新聞	3.453 (2.476)				
学歴	2.540 (.975)	2.671 (.962)	2.706 (.954)	2.716 (.948)	2.725 (.948)
勤め	548	490	487	472	476
自営	177	143	134	127	127
主婦	227	169	160	147	149
年齢	55.766 (15.572)	53.158 (14.898)	52.360 (14.740)	52.005 (14.745)	52.034 (14.725)
収入	4.544 (2.635)	4.879 (2.657)	4.942 (2.640)	4.970 (2.636)	4.967 (2.632)
居住年数	3.896 (1.061)	3.832 (1.116)	3.819 (1.131)	3.811 (1.141)	3.812 (1.142)
居住形態	1014	810	775	739	744
家計維持	502	412	393	377	380

数値変数に関する値は平均である。括弧内の値は標準偏差である。
 名義変数に関する値は、2つの値のうち大きな値を付された状態の出現数である。

3.3 選挙後調査

－その2. インターネットを用いた選挙運動に対する認識－

インターネットを用いた選挙運動についての意見を従属変数とする表Ⅲの分析結果を見る。SNSを通じた誹謗中傷についての従属変数を扱う場合を除き、選挙関連の情報源としてインターネットの有用性を認識する場面が増すほど、政党・候補者・有権者という選挙運動の主体に関わらず、インターネットによる選挙運動の推進に賛成する。インターネットの有用性の認識が、政党・候補者についての情報源としてのみならず、有権者自身による選挙運動の道具としてインターネットを役立てる意識を促す。従って、電子メールを用いた有権者による選挙運動が禁じられた現状は窮屈に感じられるであろう。インターネットの有用性の認識は、しばしば話題となるデジタル・デバイドに対しても問題視しない傾向を導いており、情報源としてインターネットを利用する際に必要となる程度の知識は所与としてよいとの意識を育む。

他方、「ツイッターやミクシー、グリーなどのソーシャル・ネットワーキング・サイトを通じて、選挙期間中に政党や候補者と有権者がやり取りをすることは、誹謗中傷などを招くので好ましくない」という従属変数に対してのみ、「ネット」が有意性を欠く。但し、類似の従属変数である「選挙期間中においてもネット上で、政策の主張やそれに対する意見交換が政党や政治家、有権者の間でなされることが望ましい」については、10%未満の有意性ながらインターネットの有用性の認識が肯定的な意見の形成を促す。

これら2つの従属変数は、インターネット上における政党・候補者と有権者の間での交信について尋ねる点で共通する。他方、前者は誹謗中傷を理由としてインターネット上での交信に否定的な意見への賛否を尋ねるが、後者は政策をめぐる交信に肯定的な意見への賛否を尋ねるという差異がある。つまり、しばしばインターネットの利用一般において指

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成－インターネットの影響を中心に－

摘される誹謗中傷の問題と、有権者にとって直接の対話が困難である政党・候補者を相手とした政策議論の可能性という各々の質問の力点に従い、回答者の反応に差異が生じたと思われる。これら2つの質問項目は、インターネットのメディアとしての特性である双方向性の長短に関わるため、長短いずれを重視するかを選択を迫られる。つまり、許可される選挙運動の範囲から双方向的な交信を除くか否かを選択を迫られる。結局、この時点ではインターネットの有用性の認識が誹謗中傷の可能性を問題視しない方向で有意性を発揮していたわけでもなく、また、政策に関する交信を従属変数とした際の「ネット」の有意性も低いので、インターネットの双方向的な利用の是非に関する回答者の意見は形成途上にあっただと思われる。

但し、「1.3 政治意識におよぼすインターネットの直接的な影響」に記す前回の参議院選挙に関する知見を見ると、インターネット上における政党・候補者と有権者の間での交信が誹謗中傷を招くとの懸念の当否に関する判断は依然として難しい。菅元首相をはじめとする政治家が、ソーシャル・メディアを通じた有権者との交流を有効に活用した例も存在する。一方、東京選挙区や宮城選挙区に見られた通り、ソーシャル・メディアを利用したネガティブキャンペーンが行われる場合、名誉棄損罪を免れる事実の摘示、あるいは落選運動の範疇から逸脱した誹謗中傷の可能性が高まる¹³。もっとも、前回参議院選挙のように「炎上」を恐れる政党・候補者がソーシャル・メディアでの論争的な政策への言及を控えた場合、あるいは選挙結果が容易に予想される場合、そもそもイン

¹³ インターネット上における政党・候補者と有権者の間での交信についてではないが、YAHOO! JAPAN ブログによると、大手プロバイダーのニフティに対するインターネット上の誹謗中傷の削除依頼は公示期間中の7月16日までに1件も寄せられていなかった。日本選挙キャンペーン協会の松田馨によると、削除依頼や反論が「炎上」を招く事態を避けたため、静観による事態の鎮静化を期待する陣営が大半である。
<http://blogs.yahoo.co.jp/mvbx0147/32276254.html> (2015年6月19日アクセス)

ターネットを通じた政党・候補者と有権者の間での交信は低調に終わらう。「1.3 政治意識におよぼすインターネットの直接的な影響」に記す政治家によるソーシャル・メディア利用の成功例を見る限り、誹謗中傷や情報発信の不在といった問題を克服し、政党・候補者と有権者の間での交信を有益な内容とするには、選挙時に限らず普段からの交信を通じた相互理解を目指すべきであろう。

4. 結論

本研究が用いるデータは2013年の公職選挙法改正以前に収集されたが、全国の有権者を対象とする大規模な郵送調査であるため、信頼性は比較的高い。今回、インターネットを通じた有権者による政治情報の収集がソーシャル・キャピタルの形成を促す事実は発見できなかった。だが今後、さらなるインターネットの普及を待つとともに、選挙法改正後の有権者意識の変化を把握しうる適当なデータに基づく分析が現れば、インターネットを通じた選挙運動に関してなおも課される諸規制を緩和する際に役立つ学術資料を得て、メディア環境の進展を反映した民主主義の新たな局面を導くと期待する。同時に、インターネットの影響を適切に評価するためには、今なお巨大とされる従来のマス・メディアの影響を同じ研究枠組のなかで捉え、両者を比較せねばならない。テレビを分析対象としえなかった点、またマス・メディアに比べインターネットの利用者数が少数であった点において本研究の知見は限定されるが、独立変数と従属変数の双方向因果性を考慮した分析枠組の一例を示した。

投票率が顕著に低下するなか、政権の正統性を維持する上でも投票率の上昇に結びつく政治倫理の向上は、国にとっても重要な課題である。殊に、有権者年齢の引下げにより、幼少時よりインターネットに親しむ若年の有権者層が増加する国政選挙を目前に控える今日、長期的な国政

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成—インターネットの影響を中心に—の趨勢を左右しうるインターネットの影響を継続的に観察する必要がある。また、新聞各紙による前回参議院選挙の分析によると、原発・改憲など論争的な争点についてソーシャル・メディア上の議論が最も隆盛であったので、安全保障法制が争点の1つとなる次回参議院選挙での選挙運動ではインターネット利用の拡大が予想される（朝日新聞朝刊，2013. 7. 22; 毎日新聞朝刊，2013. 7. 30: 2013. 7. 31）。従って、より近年のデータに対する同様の分析手法の適用を今後の課題とする。

謝辞

まず、投票行動研究会より「変動期における投票行動の全国的・時系列的調査研究（Japanese Election Study IV: JESIV）」の個票データの提供を得た。データを寄託された「投票行動研究会」をはじめとする関係者の方々に感謝申し上げる。次に、本研究は2015年度より次年度に至る二十一世紀文化学術財団の学術奨励金を得た。ご助力いただいた関係者の方々に感謝申し上げる。最後に、本研究は京都大学アジア教育研究ユニットより研究環境についての便宜を得た。ユニット長の落合恵美子先生（京都大学大学院文学研究科）をはじめとする関係者の方々に感謝申し上げる。

参考文献

- Baum, Christopher F., Mark E. Schaffer., and Steven Stillman. 2010. ivreg2: Stata module for extended instrumental variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425401.html>
- Bennett, Stephen E., Richard S. Flickinger., and Staci L. Rhine. 2000. “Political Talk Over Here, Over There, Over Time.” *British Journal of Political*

- Science* 30(1): 99-119.
- Berelson, Bernard, Paul F. Lazarsfeld., and William McPhee. 1954. *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bertrand, Marianne, Esther Duflo, and Sendhil Mullainathan. 2004. “How Much Should We Trust Difference in Differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics* 119(1): 249-275.
- Cameron, Colin A., and Pravin K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller., and Donald E. Stokes. 1960. *The American Voter*. New York and London: John Wiley and Sons.
- Hansen, Peter L. 1982. “Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators.” *Econometrica* 50(4): 1029-1054.
- Hayashi, Fumio. 2000. *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- 平野浩. 2002. 「社会関係資本と政治参加－団体・グループ加入の効果を中心に－」『選挙研究』17: 19-30.
- 池田謙一. 2002. 「2000年衆議院選挙における社会関係資本とコミュニケーション」『選挙研究』17: 5-18.
- Katz, Elihu, and Paul F. Lazarsfeld. 1955. *Personal Influence: The Part Played by People in the Flow of Mass Communications*, Glencoe: The Free Press.
- 金相美. 2009. 「市民の政治参加におけるインターネットの影響力に関する考察－参加型ネットツールは投票参加を促進するのか－」『選挙研究』25(1): 74-88.
- 清原聖子. 2013. 「ネット選挙解禁で何ができるようになるのか－2013年公職選挙法の一部改正で変わる日本の選挙運動－」前嶋和弘・清原

ソーシャル・キャピタルに基づく政治倫理の形成－インターネットの影響を中心に－

聖子編著『ネット選挙が変える政治と社会－日米間に見る新たな「公共圏」の姿－』慶應義塾大学出版会: 1-19.

Kleibergen, Frank, and Ricard Paap. 2006. “Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition.” *Journal of Econometrics* 133(1): 97-126.

小林哲郎. 2013. 「マスメディアよりも『中立』な日本のネットニュース－2012年衆議院議員選挙時のニュース利用における党派的バイアス認知－」前嶋和弘・清原聖子編著『ネット選挙が変える政治と社会－日米間に見る新たな「公共圏」の姿－』慶應義塾大学出版会: 119-147.

Lazarsfeld, Paul F., Bernard Berelson, and Hazel Gaudet. 1944. *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. New York: Duell, Sloan and Pearce.

李洪千. 2013. 「若者の政治参加とSNS選挙戦略の世代別効果－2012年韓国大統領選挙におけるリベラルの敗北－」前嶋和弘・清原聖子編著『ネット選挙が変える政治と社会－日米韓に見る新たな「公共圏」の姿－』慶應義塾大学出版会: 93-118.

前嶋和弘. 2011. 『アメリカ政治とメディア－「政治のインフラ」から「政治の主役」に変貌するメディア－』北樹出版.

前嶋和弘. 2013. 『「下からの起爆剤」か『上からのコントロール』か－変貌するアメリカ大統領選挙のソーシャルメディア利用－』前嶋和弘・清原聖子編著『ネット選挙が変える政治と社会－日米韓に見る新たな「公共圏」の姿－』慶應義塾大学出版会: 47-66.

Mutz, Diana C., and Paul S. Martin. 2001. “Facilitating Communication across Lines of Political Difference: The Role of Mass Media.” *American Political Science Review* 95(1): 97-114.

西田亮介. 2013. 『ネット選挙－解禁がもたらす日本社会の変容－』東洋

経済新報社.

- 小笠原盛浩. 2014. 「ソーシャルメディア上の政治コミュニケーションと
マスメディア」『マス・コミュニケーション研究』85: 63-80.
- 岡本哲和・石橋章市朗・脇坂徹. 2015. 「ネット選挙解禁の効果を検証す
る－2013年参院選での投票意思決定に対する影響の分析－」『関西大
学法学論集』64(6): 1-22.
- Putnam, Robert. 2001. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American
Community*, New York: Simon and Schuster.
- Sunstein, Cass. 2001. *Republic.com*. Princeton: Princeton University Press.
- 鈴木創. 2013. 「衆議院小選挙区選挙における現職効果－票は議席を与え
る, 議席は票を与えるか－」新川敏光編『現代日本政治の争点』法
律文化社: 115-136.
- 鈴木哲夫. 2013. 『政治報道のカラクリ』イースト・プレス.
- 津田大介. 2012. 『ウェブで政治を動かす!』朝日新聞出版.
- Williams, Dmitri. 2007. “The Impact of Time Online: Social Capital and
Cyberbalkanization,” *Cyber Psychology & Behavior* 10(3): 398-406.