

投票行動におよぼすインターネット情報の影響
—2013年参議院選挙の分析— (2015)
The Impact of Internet Usage on Voting in the 2013 Upper House
Election
(2015)

白崎 護
Mamoru SIRASAKI

同志社大学国際ビジネス法務研究センター
Research Center for International Trade and Law, Doshisha University,

要旨 2013年参議院選挙は、インターネットを利用した選挙運動を一部解禁する公職選挙法の改正後における初の国政選挙であった。そこで、インターネットによる選挙関連情報の収集が政治・選挙に対する有権者の意識と行動におよぼす影響を解明すべく、当該選挙に関する全国世論調査を分析する。その結果、インターネットの利用が法改正の成果への期待感を大きく高めつつも、投票自体をやや抑制する影響を發揮していた。

キーワード 公職選挙法改正, インターネット, 因果推論

1. 分析手法

(1) 因果推論

本稿では、「インターネットの利用」という独立変数が「投票行動」や「法改正への期待感」などの従属変数におよぼす効果を測定する。そこで、この因果関係をモデル化しよう。「投票行動」を考える場合、投票ならば1、棄権ならば0となる従属変数を Y とする。また、「法改正への期待感」を考える場合、期待感を持たねば1、期待感を持たねば0となる従属変数を Y とする。いずれの場合も、選挙の情報入手のためにインターネットを利用したならば1、利用しなかったならば0となる独立変数を W とする。 E は期待値を表す。

$Y_{iw} = f_i(W)$ のとき、因果効果は以下の通り表される。

$$\begin{aligned} E(Y_i | W_i=1) - E(Y_i | W_i=0) \\ = E\{f_i(1) | W_i=1\} - E\{f_i(0) | W_i=1\} \\ + E\{f_i(0) | W_i=1\} - E\{f_i(0) | W_i=0\} \end{aligned}$$

ここで、右辺について考える。知りたい効果は第1項と第2項の差だが、第2項・第3項は観察できない。 $W=1$ の者は元来政治への関心が高いと予想されるので、第2項と第3項は正方向への偏りを持つ（これを「セレクションバイアス」と呼ぶ）。従って、実際に観察可能な第1項と第4項の差のみを評価する場合、実際の効果を過大評価してしまう。そこで、セレクションバイアスへの対処法を考える。

ここで、「 Y と W の双方に影響する変数」、または「 Y に影響を与え、かつ W に影響を被る変数（これを「中間変数」と呼ぶ）」を共変量と呼ぶ。観察可能な共変量を X とするとき、以下の独立性が成立すると仮定を「条件付き独立の仮定」と呼ぶ。

$$\{Y_w\}^{\forall w} \perp W | X$$

この仮定が成立するならば、 W が1または0のいずれか実現した場合についてのみ各人の Y を観察できるにもかかわらず、実現しなかった場合の Y についても W との独立性が確保される。つまり、同等の共変量の者を集めた場合、 W の差異は偶然に帰すと考えられる。すると、以下の通りセレクションバイアスの項が消滅する。

$$E(Y_i | X_i, W_i=1) - E(Y_i | X_i, W_i=0)$$

$$\begin{aligned} &=E\{f_i(1)|X_i,W_i=1\}-E\{f_i(0)|X_i,W_i=1\} \\ &\quad +E\{f_i(0)|X_i,W_i=1\}-E\{f_i(0)|X_i,W_i=0\} \\ &=E\{f_i(1)-f_i(0)|X_i\}+E\{f_i(0)-f_i(0)|X_i\} \\ &=E\{f_i(1)-f_i(0)|X_i\} \end{aligned}$$

従って、同じ共変量を持ちつつWのみ異なる多数の2人1組の各組についてYの差を平均すると、Wの効果が判明する。

②傾向スコア法の応用

だが、実際には多数の共変量が存在しうるため、同じ共変量を持ちつつWのみ異なる多数の2人1組を得難い。そこで、多数の共変量を1つの変数Sに縮約した上で、縮約された値が類似しつつWのみ異なる多数の2人1組の各組についてYの差を平均する傾向スコア法が考案された¹。以下の通り、傾向スコアをSと定義する。Pは確率を表す。

$$S_i=P(W_i=1|X_i)$$

Wが0または1の2値変数なので、Wを従属変数、Xを独立変数とするプロビット回帰分析またはロジスティック回帰分析を用いてSを推定する場合が多い。

だが、この方法には複数の短所がある。まず、 $E\{f_i(1)-f_i(0)\}$ を推定できるが、その標準誤差および $E\{f_i(1)\}$ と $E\{f_i(0)\}$ を推定できない。また2人1組を構成する上で、Wが0または1のいずれか少ない群の人数に分析対象が限定される。さらに、2人1組を構成する際における傾向スコアの類似性の評価は恣意性を排除できない²。加えて、傾向スコアを求める回帰式自体に定式化の誤りがありうる。

そこで本稿は、傾向スコアの逆数によるWの加重平均を利用し、 $E\{f_i(1)\}$ と $E\{f_i(0)\}$ の一致推定量を得る方法を試みる³。 Y_w を従属変数とする回帰式 $h(\cdot)$ の独立変数をZ、その係数の推定量を ζ_w とすると、 $E\{f_i(W)\}$ の推定量は以下の通り表される。

$$\hat{E}\{f_i(1)\}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^N\left\{\frac{W_i}{S_i}+\left(1-\frac{W_i}{S_i}\right)h(Z_i,\zeta_1)\right\}$$

$$\hat{E}\{f_i(0)\}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^N\left\{\left(1-\frac{1-W_i}{1-S_i}\right)h(Z_i,\zeta_0)\right\}$$

傾向スコアを推定する回帰式と $h(\cdot)$ の少なくとも一方の定式化が正しければ、左辺の推定量の期待値が $E\{f_i(1)\}$ と $E\{f_i(0)\}$ の一致推定量となる⁴。この推定量を、「二重に頑健な推定量」と呼ぶ⁵。

本稿では、傾向スコアを推定する回帰式と Y_w を従属変数とする回帰式の双方をロジット分析により推定する。

2. 使用するデータ

(1)世論調査

分析に用いるデータを収集した調査は、投票行動の実態の解明を通じた今後の選挙啓発の資料を得る目的で公益財団法人「明るい選挙推進協会」が行った「第23回参議院議員通常選挙全国意識調査, 2013」である⁶。選挙人名簿に記載された全国の有権者のなかから層化2段無作為抽出に基づき抽出された3000名が対象の郵送調査であり、回答者数は2019名である。調査期間は2013年9月18日から翌月24日である。政党支持や保革イデオロギー、また重視する政策争点や生活への満足感など選挙に関する調査に頻出の項目のほか、公職選挙法の改正に伴い、インターネットをはじめとするメディアの利用状況および選挙運動との接触状況の詳細を質問項目に含む。

(2)変数の定義

ふだんの支持政党を尋ねる質問に対して「支持政党なし」と回答した無党派層と、「自民党」と回答した自民支持層の各々に対して分析を行う。表1の左側の表頭では、各党派の下段に「法改正への期待感が従属変数である分析」における従属変数を記す。それぞれ、「若年」・「関心」・「距離」・「透明」は各々「若年層の投票率が向上する」・「有権者の政治への関心が高まる」・「有権者と政治家との距離が縮まる」・「政治や選挙の透明性が高まる」と期待するか否かにつき、肯定的な回答に1、「特に期待するものはない」との回答に0を付す。表側の「従属変数」の行は、肯定的な回答数を記す。また表1の右側の表頭下段に「投票」と記す「投票行動が従属変数である分析」では、表頭の各党派の回帰分析の従属変数として「(選

挙区選挙・比例代表選挙を問わず「今回投票した」との回答に1、「棄権した」との回答に0を付す。表側の「従属変数」の行は、投票者数を記す。

表の表側に示す「従属変数」から「景気認識」の行は、分析に用いた変数の記述統計値である。この統計値に示す整数は、以下に定義する各変数についての「1」の数である。「ネット」は、参院選に関して「政党や候補者のHP・ブログ・SNSを見た」・「政党や候補者のメルマガを受信した」・「自らのブログやSNSで特定の政党や候補者、政策を応援または批判した（拡散を含む）」・「政党や候補者とネットを介して交流した」のうち、少なくとも1つを行ったという回答に1、「参院選に関してインターネットを利用しなかった」との回答に0を付す。「ネット○」と「ネット×」は、各々1と0の場合に対応する。「性別」は、男性に1、女性に0を付す。「職業」は、「勤め」に1、「自由業・家族従業・学生・主婦・無職」に0を付す。「選挙公報」から「TV広告」は、「参院選で見聞したもの」として挙げられた場合に1を、挙げられぬ場合に0を付す。「候補掲示」は掲示場の候補者ポスター、「政党掲示」は政党のビラ・ポスター、「候補政見」と「政党政見」は各々のTV政見放送、「候補新聞」と「政党新聞」は各々の新聞広告、「TV広告」は政党のTV広告、「候補ビラ」は候補者のビラを指す。「投票義務」は、「ふだん、選挙の投票について、どれに近い考えを持っていますか」との質問に対し、「投票は国民の義務である」との回答に1、「投票は国民の権利だが、棄権すべきではない」または「投票する、しないは個人の自由である」との回答に0を付す。

その他の変数に関する値は平均値である。「年齢」は、20代から70代まで10歳ごとに各々1～6を、80代以上に7を付す。「学歴」は、「小中学校卒」・「高校・旧制中学校卒」・「短大・高専・専修学校卒」・「大学・大学院・旧制高校・旧制専門学校卒」に各々1～4を付す。「選挙関心」は、参院選への関心につき「非常に関心あり」・「多少の関心あり」・「あまり関心なし」・「全く関心なし」に各々4～1を付す。「投票所」は、自宅から投票所までの時間につき「5分未満」・「10分未満」・「20分未満」・「20分以上」に各々1～4を付す。「居住歴」は、現在の市（区・町・村）での居住歴につき「『生まれてからずっと』」・「『20年以上』」・「10年以上」・「3年以上」・「3年未満」に各々1～4を付す。「景気認識」は、1年前と比べた調査時点での景気に関して「かなり悪くなった」・「やや悪くなった」・「変わらない」・「やや良くなった」・「かなり良くなった」に各々1～5を付す。今回の選挙において考慮した政策課題を複数回答で質問したところ、第2位の年金問題を10%以上も上回り過半数の指摘を得た唯一の課題が景気対策であったため、「景気認識」を独立変数に加えた。

(3) 変数の選択

表1の左側では党派および法改正への4つ期待感ごとに2種の分析が、また表1の右側では党派ごとに2種の分析が行われる。標本規模は、2種の分析に用いる全ての変数に欠測のない回答者数を示す。斜字はインターネットの利用が従属変数である分析にのみ用いる変数を指す。それ以外の変数は、表1の左側に関して「インターネットの利用が従属変数である分析」および「法改正への期待感が従属変数である分析」の双方で、また表1の右側に関して「インターネットの利用が従属変数である分析」および「投票行動が従属変数である分析」の双方で用いる。

傾向スコアに基づきYを説明するため、共変量には「インターネットの利用」との関連が弱い、または関連を持たぬ一方Yに影響しうる変数も含めねばならない⁷。まず、この点も考慮の上で設けた共変量を独立変数とする「インターネットの利用が従属変数である分析」の妥当性をWald値とMcFadden値に基づき判断する。つまり、Wald値が有意であり、かつMcFadden値がなるべく大きな共変量の組合せを探索する。そして、「インターネットの利用が従属変数である分析」での独立変数は、引き続き行うYについての回帰分析での説明力も期待できるので、なるべく2種の分析での独立変数が重なるように考慮した。

但し、2種の分析が異なる従属変数を扱う以上、分析可能な規模の標本規模を得る上で分析ごとに使用可能な独立変数が異なりうる。だが、結果を解釈する際の従属変数ごとの比較可能性を保つため、法改正への4つ期待感を扱う分析では「インターネットの利用が従属変数である分析」および「法改正への期待感が従属変数である分析」の各々に関して独立変数を党派ごとに統一した。

(4) 分析の評価

「ネット○」と「ネット×」の行は、参院選の情報を得るためにインターネットを利用する場合と利用せぬ場合の各々につき、法改正に関する期待感、または投票行動を従属変数とする分析の予測値が有意に0と異なるか否かを示す。「ネット○」と「ネット×」の場合の予測値が有意に異なるか否かを「差」の行に示す。この「差」が有意であるとき、インターネットの利用に効果を認められる。

「インターネットの利用が従属変数である分析」に関して、Wald値は全ての独立変数が有意に0と異なるか否かの検定結果を、McFadden値はデータに対するモデルの適合度を示す指標である⁸。

表1 選挙法改正への期待感および投票行動を従属変数とする分析

	無党派				自民支持				無党派	自民支持
	若年	関心	距離	透明	若年	関心	距離	透明	投票	投票
従属変数	206	87	93	29	218	118	85	39	336	368
ネット	37	28	28	20	27	27	25	12	55	49
性別	179	141	131	112	158	119	101	85	233	234
職業	222	174	181	133	160	121	105	76	303	238
選挙公報	141	97	100	73	112	76	61	43	196	148
候補掲示	221	161	161	118	178	110	99	64	292	240
政党掲示	125	87	98	67	94	62	55	37	167	132
候補政見	140	93	94	68	149	100	89	61	185	201
政党政見	138	92	90	67	135	89	76	56	187	215
候補新聞	141	95	98	76	108	77	60	51	186	160
政党新聞	134	87	95	66	112	75	66	46	181	154
TV広告	86	67	67	46	54	34	32	21	118	73
候補ビラ									145	101
投票義務									138	193
年齢	331 (1.49)	309 (1.49)	313 (1.43)	319 (1.49)	385 (1.58)	387 (1.60)	374 (1.57)	397 (1.54)	329 (1.50)	391 (1.60)
学歴	288 (.94)	295 (.95)	293 (.94)	286 (.95)	270 (.94)	276 (.98)	280 (.96)	265 (.95)	289 (.95)	266 (.97)
選挙関心	261 (.90)	263 (.91)	261 (.91)	257 (.94)	297 (.80)	301 (.82)	307 (.80)	297 (.81)	264 (.86)	300 (.78)
投票所	1.80 (.78)	1.76 (.79)	1.87 (.80)	1.84 (.79)	1.72 (.74)	1.71 (.70)	1.69 (.72)	1.67 (.69)	1.81 (.79)	1.70 (.74)
居住歴	1.59 (.91)	1.60 (.93)	1.55 (.87)	1.58 (.92)					1.59 (.91)	
景気認識									291 (.72)	3.18 (.70)
ネット○	.740*** (.070)	.571*** (.091)	.676*** (.064)	.593*** (.076)	.669*** (.043)	.856*** (.069)	.818*** (.066)	.730*** (.142)	.570*** (.050)	.699*** (.033)
ネット×	.508*** (.027)	.292*** (.029)	.309*** (.029)	.103*** (.022)	.652*** (.028)	.476*** (.036)	.383*** (.038)	.222*** (.035)	.660*** (.022)	.785*** (.020)
差	.232** (.073)	.279** (.096)	.366*** (.070)	.490*** (.079)	.017 (.051)	.380*** (.077)	.435*** (.075)	.507** (.148)	-.091 ⁺ (.053)	-.086* (.035)
Wald	37.4**	37.8**	32.4**	29.0*	41.9***	21.9 ⁺	27.2*	19.1	37.3**	45.2***
McFadden	.143	.220	.145	.209	.200	.096	.189	.156	.136	.123
標本規模	389	270	276	212	324	224	191	145	511	466

⁺<.1 *<.05 **<.01 ***<.001 括弧内の値は標準偏差または標準誤差

3. 分析結果

(1) 選挙法改正への期待感

まず結果を確認する。無党派層については、4つの従属変数の全てにおいてインターネットの利用に基づく期待感の向上を確認した。次に自民支持層については、「若年」を除く3つの従属変数においてインターネット利用の有無に基づく「差」が有意だが、「透明」についてはWald値が有意でないため、傾向スコアの算出に用いる独立変数に再考の余地がある。結局、「関心」・「距離」に関してのみインターネットの利用に基づく期待感の向上を確認できる。

次に結果を検討する。政党支持に関わらず「若年」では「差」が最も小さく、自民支持層では有意差を検出しない。また、政党支持に関わらずインターネットの非利用層の場合にさえ50%以上の確率で期待感を抱く点の特徴である。さらに無党派層が期待感を抱く確率は、インターネットの利用層と非利用層の双方において4つの従属変数のうち最大である。共同通信社の投票日出口調査によると、投票先の決定に際してインターネット情報を参考にした回答者は全体の10%程度、20代に限ると23%程度であった⁹。従って、インターネット情報が手がかかりとした投票傾向は若年層に観察されるが、従来は棄権していた層

が法改正により投票に至る保証はない。表 1 に関して、若年層における日常的なインターネットの高い利用率と低い投票率を知る回答者の多数は、ふだんのインターネットの利用時における選挙関連情報への接触機会が増加するとともに、得られた情報に基づく投票参加が促進されると予想するのだろうか。だが、インターネット情報が投票を導くためには、少なくとも情報の検索および有意義な情報の入手という 2 点の実現が必要であり、前者では選挙への関心が、また後者では発信情報の質が前提となる。そこで、前者については「関心」に関する期待感を論じる際に再度言及する。

逆に、無党派層に関して最大の「差」は「透明」に現れ、「ネット×」の場合には 10 % 程度の確率で期待感を抱くにとどまる。質問文の表現に鑑みて、「距離」が政治家個人に関する情報の提供と入手の機会の拡大を、また「関心」が政治についての情報を得ようとする心情の形成を問うならば、政治と選挙に関する詳細かつ正確な情報の提供と入手の機会の拡大、および当機会の拡大を通じた公明正大な政治と選挙の実現を「透明」が意味すると思われる。選挙運動に関する今回の法改正は、政党と候補者による自身の宣伝機会、および有権者による運動機会の拡大を招く内容であり、公平中立な第三者機関による政治・選挙の監視の強化や情報開示の強制を含むわけではない。従って、法改正に伴い確度や不偏性の高い情報がインターネット上で発信される保証はないので、直ちに公明正大な選挙の実現を招くわけではない。無論、敵対する政党・候補者に対するインターネットを通じた批判の機会の拡大、および批判内容の拡散によって、有権者の気づきにくい論点が提示される場合もあろう¹⁰。だが、提示された内容が事実である保証もない。仮に、この点をめぐる評価の差異が「透明」についての大きな「差」を導くとすれば、公的な機関による監視と規制を通じて事実に接近する可能性のみを認めるか、それとも党派性を帯びた主張の衝突を通じて事実に接近する可能性も認めるか、という根深い価値観の相違が反映されている。

無党派層において「透明」に次ぐ「差」は、「距離」に現れる。また、Wald 値を考慮せぬ場合の自民支持層に対しても同様である。各回答者が何をもって有権者と政治家の距離の短縮と捉えるかを、質問事項からは特定できない。だが、インターネットを通じた政治家による選挙関連の発信情報の増加、インターネットを通じた政治家への投書の増加や政治家との交信の可能性を評価すれば、「距離」が短縮すると考えるだろう。他方、現実には有権者と政治家の双方による一方的な意見発信にとどまるために有権者と政治家の意見交換の実現を困難と考えるならば、「距離」の短縮に悲観的だろう。新聞各社による公示期間中の自民党候補者の Tweet 内容の分析によると、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こともあり、大半が演説の告知であった。圧勝が予想される政党が政策についての発信自体を回避するならば、政策をめぐる双方向的な議論の隆盛は望み得ない¹¹。だが、70 % 近い確率で無党派層の利用層が期待感を抱くため、政治家との交信が実現せぬ状況であっても、政治家による発信情報や有権者による意見表明の機会が増せば「距離」の短縮を実感できると思われる。また、80 % 以上の確率で自民支持層の利用層が期待感を抱いており、支持政党または支持候補による日常的なインターネット上の発信情報との接触を背景とした距離感の短縮が実現していると思われる。

他方で他の 3 つの従属変数の場合と比べ、無党派層のインターネット利用層に対しても「関心」についての期待感を抱く確率が 60 % 未満にとどまる点は意外である。若年層に関して政治関心が投票の前提となる点に鑑みると、一部の回答者は以下の通り高齢者層を含む有権者一般と若年層を区別したのかも知れない。すなわち、一般に日常的なインターネットの利用率は低いが政治関心は高い高齢者層が法改正によってインターネットの利用を開始するわけではないために、政治関心も一層増すわけではない。他方、一般に政治関心は薄いが高齢者層の日常的なインターネットの利用率は高い若年層による選挙関連情報への接触機会が法改正により増すために政治関心も向上する結果、投票率も向上する。この推測が仮に正しければ、質問文の対象となる有権者の年齢層を明示する調査において異なる結果を得よう。

他方、インターネットの利用層・非利用層ともに自民支持層における「関心」についての期待感は無党派層を大きく上回る。殊に、85 % 以上の確率で利用層が期待感を抱く。ふだんから支持政党または支持候補を持つ場合、入手可能な情報量の増加が直に関心の増大を招くという因果の一般性を予想しやすいであろう。

(2) 投票への影響

表 1 の右側は、投票行動を従属変数とする分析の結果である。当然ながら、インターネットの利用の有無に関わらず自民支持層における投票確率が無党派層を上回る。だが、党派性に関わらずインターネットの利用が投票確率を 10 % 近く低下させており、インターネットを通じた選挙情報の提供が投票に至るとの期待に反する。定式化が正しければ、支持政党に関わらず標本全体に占めるインターネットの利用層の薄い点が原因と思われる。

つまり、 $\hat{E}\{f_i(1)\}$ の右辺の{ }内は、 $W_i=1$ と $W_i=0$ の場合でそれぞれ $\frac{1-h(Z_i, \hat{\zeta}_1)}{s_i} + h(Z_i, \hat{\zeta}_1) \dots ①$ 、 $h(Z_i, \hat{\zeta}_1) \dots ②$ となる。

このとき、 $W_i=1$ の者が標本全体に占める割合は小さいため、 $W_i=1$ の者に占める投票確率の高い属性を持つ者の割合が大きいとしても、 $W_i=1$ の者に関する①の和が大きくなる。他方、標本全体に占める割合の大きな $W_i=0$ の者のうち、投票確率の低い属性を持つ者が多数ならば、 $W_i=0$ の者に関する②の和が大きくなる。従って、 $\hat{E}\{f_i(1)\}$ も比較的小さくなる。次に、

$\hat{E}\{f_i(0)\}$ の右辺の{ }内は、 $W_i=1$ と $W_i=0$ の場合でそれぞれ $h(Z_i, \xi_0) \dots$ ③、 $\frac{-S_i h(Z_i, \xi_0)}{1-S_i} \dots$ ④となる。このとき、 $W_i=1$ の者

に占める投票確率の高い属性を持つ者の割合が大きいとしても、標本全体に占める $W_i=1$ の者の割合が小さいために $W_i=1$ の者に関する③の和が大きくなる。他方、標本全体に占める割合の大きな $W_i=0$ の者のうち、投票確率の低い属性を持つ者が多数ならば、 $W_i=0$ の者に関する④の和が大きくなる。従って、 $\hat{E}\{f_i(0)\}$ も比較的大きくなる。この結果、仮に定式化の誤りがなくても $\hat{E}\{f_i(1)\}-\hat{E}\{f_i(0)\}$ は負となりうる。

謝辞

本稿は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターより「第23回参議院議員通常選挙全国意識調査, 2013」の個票データの提供を得た。寄託された「明るい選挙推進協会」をはじめとする関係者の方々に感謝申し上げます。次に、本稿は2015～2016年度の二十一世紀文化芸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ます。最後に、本稿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ます。

補注

¹Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, Vol. 70 (1983), pp. 41-55.

²星野崇宏『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、2009）51-55頁、68-69頁。

³ $W=1$ と $W=0$ の層では、各々傾向スコアの低い層と高い層に標本の要素が集中しやすい。そこで、各 W の群に関して要素の少ない傾向スコアの値域に属す要素のデータを加重する。新谷歩『今日から使える医療統計』（医学書院、2015）111-113頁。

⁴標本規模が無限大のとき、母集団の平均の推定量である標本平均が真の値（母集団の平均）に一致する性質を、「推定量が一致性を持つ」と表現する。

⁵Bang, Heejung, and James M. Robins, “Doubly Robust Estimation in Missing Data and Causal Inference Models,” *Biometrics*, Vol. 61 (2005), pp. 962-972.

⁶明るい選挙推進協会のHP(<http://www.akaruisenkyo.or.jp/wp/wp-content/uploads/2011/07/23sanin11.pdf> last visited 1 May 2015)参照。

⁷星野・前掲書 118-124頁。

⁸McFadden値は、非線形の回帰モデルに適用される。0から1の値を示し、1に近いほどデータに対するモデルの適合度が高い。McFadden, Daniel, “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior,” in Paul. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics* (1974), New York: Academic Press, pp. 105-142. 但し、適合度が良好の場合にも0.2~0.4程度である。McFadden, Daniel, “Quantitative Methods for Analysing Travel Behaviour of Individuals: Some Recent Developments,” in David A. Hensher and Peter R. Stopher (eds), *Behavioural Travel Modelling* (1979), London: Croom Helm, pp. 279-318. 傾向スコアを用いる際、一定の適合度の実現が分析の出発点となる。他方で「二重に頑健な推定量」の推定式に示す通り、インターネットの利用層と非利用層の間で共変量の値が一定の重なりを持たねばならない。Guo, Shenyang Y., and Mark W. Fraser, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, Thousand Oaks: SAGE, 2009, pp. 137-138, p. 176.

⁹読売新聞社・日本テレビ共同出口調査も同様の結果である。鈴木哲夫『政治報道のカラクリ』（イースト・プレス、2013）。

¹⁰今回の選挙では、当落線上の敵対候補1名に標的を限定したソーシャル・メディアによる攻撃が有権者に注目された。東京選挙区の山本太郎候補による鈴木寛候補の批判、また宮城選挙区の和田正宗候補による岡崎トミ子候補の批判が好例である。鈴木・前掲書。

¹¹『政治参加の促進 限定的』『読売新聞朝刊』（2013.7.25）。「有権者との対話ツールに」『毎日新聞朝刊』（2013.7.30）。「ネット選挙 政治一石」『毎日新聞朝刊』（2013.7.31）。