

## 二〇〇三年衆院選における

# 候補者ウェブサイトへのアクセス状況

岡 本 哲 和  
石 橋 章 市 朗  
脇 坂 徹

## 一 序 論

筆者らは別稿で、二〇〇一年七月二九日に投票が行われた参議院通常選挙における候補者ウェブサイトへのアクセス状況についての分析を行った。<sup>(1)</sup>これは、有権者によるインターネットを通じた選挙関連情報の獲得行動についての研究の一環である。本稿はそこにおける研究関心を引き継ぐ形で、二〇〇三年の衆院選における候補者ウェブサイトへのアクセスの状況を分析することを目的とする。具体的には、候補者ウェブサイトを設置されたアクセスカウンタを用いてそこへのアクセスの頻度を計測する。それによって得られた個々の候補者ウェブサイトへのアクセス数

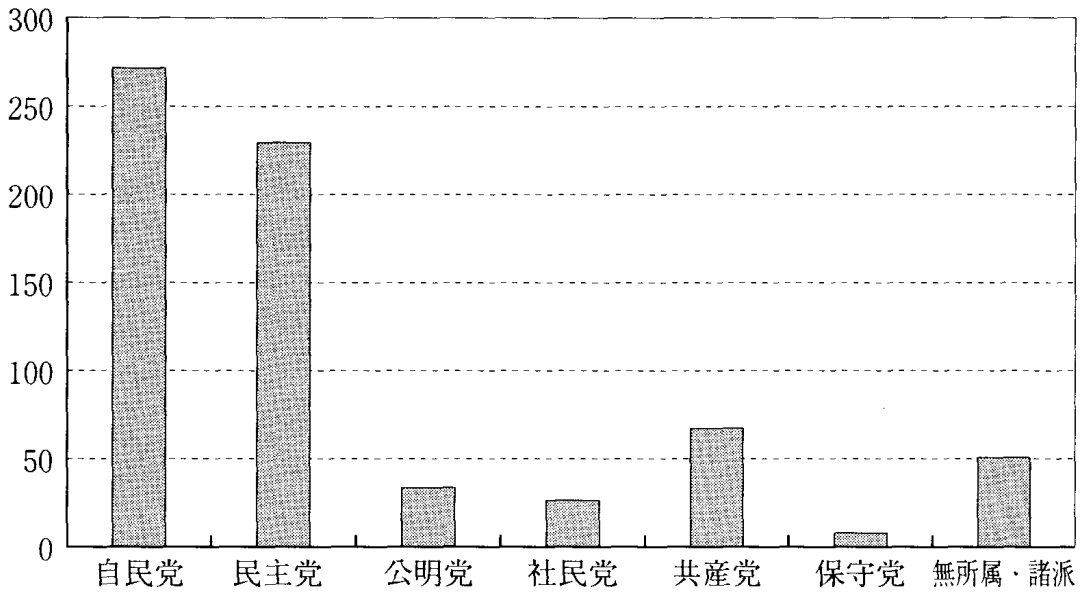
を分析対象として、それに影響を及ぼす要因を数量分析によって明らかにすることを試みる。なお、アクセス数自体だけではなく時系列で見たアクセス数の変動もまた重要な研究課題であるが、これについては別稿を用意して、あらためて詳しく論じる予定である。

本稿の構成は以下のとおりである。まず次章においては、本稿が依拠するデータの収集に関連して、分析対象とするケースおよび調査の方法について説明を行う。次に、データ全体の概要を明らかにした後に、予備的な二変数関係の分析として、所属政党、立候補タイプ、候補者の地位、選挙における当落といった諸要因とアクセス数との関連を検討する。最後に、多変量解析の手法を用いて、候補者ウェブサイトへのアクセス数に影響を及ぼす要因を明らかにすることとしたい。

## 二 分析対象と調査方法

本稿が分析対象とするのは、二〇〇三年一月九日に投票が行われた第四三回衆議院選挙における候補者のウェブサイトである。各政党の立候補予定者が確定し始めた時期にあたる二〇〇三年一月一日から公示日前日であった二〇〇三年一月二七日までの期間において、各政党のホームページおよび Yahoo! Japan や Google などの代表的な検索サイトを用いて、各候補者がウェブサイトを開設しているかどうかを確認する作業を行った。その結果、候補者総数の一一五九名中、五九・三%にあたる六八八名の候補者がウェブサイトを開設していることが確認された。<sup>(2)</sup>二〇〇三年六月二三日に実施された衆院選の候補者のウェブ開設率は二八・四% (候補者一四〇四名中三九九名が開設) であり、開設率は前回から三〇・九ポイント上昇していることになる。

図 2-1：政党別ウェブサイト開設者数



二〇〇三年衆院選における候補者ウェブサイトへのアクセス状況

九三 (二四五)

ここで、候補者におけるウェブサイトの開設状況について概観しておきたい。図 2-1 に示されているように、ウェブサイトを開設している候補者数の政党別内訳は、自民党二七三名（同党からの候補者三三六名中の八一％）、民主党二二〇名（候補者一七七名中の八三％）、公明党三名（候補者五五名中の五八・二％）、社民党二六名（候補者六五名中の四〇％）、共産党六八名（候補者三一六名中の二一・五％）、保守党九名（候補者一一名中の八一・八％）、無所属・諸派五〇名（候補者九九名中の五〇・五％）となっている。<sup>(3)</sup> 候補者の地位について見れば、前職では四一八名中九一・九％にあたる三八四名、新人では六七二名中三七・五％にあたる二五二名、元職では六九名中七五・三％にあたる五二名がそれぞれウェブサイトを開設していた。前職・元職と新人との間に開設率の差があることは、カイ二乗検定によっても一％未満の水準で確かめられる（ $\chi^2 = 314.136$ ,  $DF = 1$ ,  $p < .000$ ）。二〇〇〇年衆院選では、前職の開設率が五三・九％（前職の候補者四二四名中二三四名）であったのに対し、それ以外の候補者は二四％（六三七名中一五三名）にとどまっていた。二〇〇三年においても、このような傾向は引き継がれているといえる。<sup>(4)</sup> また、立候補タイプ別のウェブサイト開設率では、小選挙区と比例

代表の重複立候補者が八〇・二% (六一二名中四九一名)、小選挙区のみ候補者が三〇・九% (四一四名中二二八名)、比例代表のみの候補者が五一・九% (二三三名中六九名) となっている。小選挙区のみ候補者で開設率が低くなっているのは、政党でもっとも開設率が低かった共産党において、小選挙区のみ候補者が占める割合が三一六名中二六九名 (八五・二%) と他の政党よりもきわめて高くなっていること、そして比例代表での候補者が存在していない無所属・諸派候補者の開設率が比較的低くとどまっていることが原因であると考えられる。そこで、共産党および無所属・諸派の候補者を取り除いたところ、小選挙区のみ候補者におけるウェブサイトの開設率は八七% (四六名中四〇名が開設) となった。ただし、小選挙区のみ候補者とそれ以外の候補者との間には、開設率に関して五%水準では有意な差は見受けられなかった (P=0.84)。

六八八名の候補者によるウェブサイトのうち、調査期間中にアクセスカウンターが設置されていることが確認されたのは、そのうちの四一・八%にあたる二八八のサイトである。それらに対して、公示日の二〇〇三年一月二八日から二〇〇三年一月九日の投票日、そしてその前後三日間を含めた一〇月二五日から一月一二日の一九日間に、アクセスカウンターに表示されたアクセス数を毎日記録した。これによって、一日ごとのウェブサイト閲覧者数を測定することが可能となる。データの収集にあたっては、ウェブサイト内容の保存ソフトを用いた。その際、タイマーの設定などを行って、アクセス数を記録する時間ができる限り同時刻となるように配慮を施した。その結果、調査期間の一九日にわたってすべての日にアクセス数が計測できたサイト数は、アクセスカウンターが設置されていた二八八のサイトのうちの六三・九%にあたる一八四であった。残りのサイトは、日によってホームページへのアクセス自体が不可能であったり、調査期間中にアクセスカウンターが表示されなくなったりしたケースである。また、たった

一日でアクセス数が異常なほどの増加を示したり、逆に前日と比べてカウンターの数字が減少したりするなど、数字が明らかに不自然な動きを示したケースも排除している。

最初に、これらのケースについてその概要を示しておきたい。政党別では、自民党候補者のウェブサイトが七一（二八四ケース）うちの三八・六％、民主党が六五（同三五・三％）、公明党が九（同四・九％）、社民党が八（同四・三％）、共産党が一七（同九・二％）、保守党が三（同二・六％）、そして無所属・諸派が一（同六％）となっている。候補者全体における政党ごとの割合と比較すれば、自民党と民主党の候補者が分析ケースに占める割合がやや過大であり（候補者全体において自民党候補者が占める割合は二九％、民主党候補者のそれは二三・九％）、また共産党候補者の割合は過小ぎみとなっているが（候補者全体において共産党候補者が占める割合は二七・三％）、その他の政党については概ね候補者数の割合に比例したケースが確保できている。

候補者の地位について見れば、前職が一四ケース（一八四うちの六二％）、新人が五七ケース（一八四うちの三一％）、元職が二三ケース（一八四うちの約七％）となっている。候補者全体では、前職と新人の占める割合はそれぞれ三六・一％および五八％であったため、この分析ケースでは前職がやや過大に代表されていることに注意を促しておきたい。すでに指摘したように、前職においてはウェブサイトの開設率自体が高かったことが、このことをもたらした一因であるとの推測が成り立つ。

立候補タイプ別では、重複立候補者が一三二ケース（一八四うちの七一・七％）、小選挙区のみ候補者が三四ケース（一八四のうちの一八・五％）、比例代表のみ候補者が一八ケース（一八四のうちの一・八％）であった。候補者全体で見れば、重複立候補者の占める割合は五二・八％、小選挙区のみ候補者は三五・七％、比例代表のみ候補者

補者は一一・五%であったので、分析ケース中に重複立候補者の占める割合はやや過大であるといえる。また、候補者の性別については、男性候補者が一六七ケース（一八四のうちの九〇・八%）、女性候補者が一七ケース（同九・二%）となっている。女性候補者のケース数が少ないように思われるが、二〇〇三年の衆院選における女性候補者は一四九人で全候補者に占める割合は一二・九%であり、全体の分布からかけ離れた形にはなっていない。以下の分析は、基本的にこの一八四のサイトを対象として行うことにする。

### 三 アクセス総数の概要

一〇月二五日から十一月二日の一九日間において、一八四のウェブサイトに対しては合計六六一二二〇のアクセスが記録された。一日あたりの平均アクセス数は約三四八〇一となっている。これらの数字を、二〇〇一年七月二九日に投票が実施された参院選のケースと比較してみよう。筆者らが行った二〇〇一年の参院選における候補者ウェブサイトへのアクセスに関する調査では、二〇〇一年七月一日から七月三十一日までの二二日間において、データが得られた五一のウェブサイトへのアクセス総数は一七三、七二八であり、一日あたりの平均アクセス数は八、二七二・八であった。<sup>(5)</sup>二〇〇三年の衆院選においては、アクセス総数および一日あたりの平均アクセス数は二〇〇一年の参院選の四倍以上に増加しているが、これについてはケース数の違いを考慮せねばならない。さらに、二〇〇一年の参院選および二〇〇三年の衆院選のどちらにおいても調査期間には公示期間から投票日までの期間とその前後の数日選ばれているものの、参院選では二二日間、そして衆院選では一九日間と調査日数に若干の違いがあるので、これについても考慮する必要がある。そこで、まず候補者一人あたりの平均アクセス数に注目すれば、二〇〇一年参院選が三一

四三・四、そして二〇〇三年衆院選が約三・五九三・五八となっている。また、候補者一人あたりの平均アクセス数をそれぞれ調査日数で割ってみれば、その一日あたりの値は二〇〇一年参院選では約一四九・六八、二〇〇三年衆院選では約一八九・一二となった。これらの数字から判断すれば、衆院選における候補者のウェブサイトの方が、相対的に多くのアクセスを集めていることになる。

しかし標準偏差に注目すれば、衆院選のケースでは一一、四二四・一八、参院選のケースでは五、〇八九・九六となっている。これは、特に衆院選のケースにおいて各候補者間におけるアクセス数のバラツキがかなり大きいことを示している。表3-1は、二〇〇三年衆院選における候補者のウェブサイトについて二〇〇三年一月二五日から一月一二日までのアクセス総数の上位および下位二〇番目までを示したものである。これから明らかのように、菅直人のウェブサイトのように一九日間で一五万近くのアクセスを記録しているところもあるが、その一方でアクセスが二〇〇に満たないウェブサイトも存在している。アクセス数の分布について正規性の検定を行ったところ、シャピロ・ウィルクス統計量は衆院選のデータでは〇・一九四、参院選では〇・五三五となり、それぞれ一%未満の水準でデータが正規分布からサンプルされたという帰無仮説が棄却される。そこで、アクセス数の多いケースと小さいケースをそれぞれ五%取り除いた五%トリム平均を用いてアクセス総数の検討を行いたい。

衆院選における候補者一人あたりアクセス数の五%トリム平均は二、二〇二・五三、参院選のそれは二、二三七・六八であり、それぞれを右で行ったのと同様に調査日数で割れば、前者は約一一五・八九、後者は約一〇六・五二となる。ここにおいても衆院選のアクセス数が参院選のそれを上回ってはいるが、その差はわずかである。もちろん、これらの数字を単純に比較することには問題があることはいままでもない。比較においては、衆議院と参議院の投票制度の

表3-1：アクセス総数の上位および下位20ケース

順位	候補者名	アクセス 総数	年齢	性別	地位 (当選回数)	所属政党	選挙区・ 比例ブロック	立候補タイプ	当選
1	菅直人	148,601	57	男性	前職(7回)	民主	東京18区	小選挙区のみ立候補	当選
2	西村真悟	30,526	55	男性	前職(3回)	民主	大阪17区	重複立候補	小選挙区で当選
3	山崎拓	23,800	66	男性	前職(10回)	自民	福岡2区	重複立候補	落選
4	笹川克	18,396	68	男性	前職(5回)	自民	群馬2区	重複立候補	小選挙区で当選
5	白川勝彦	17,710	58	男性	元職(6回)	無所属・諸派	新潟5区	小選挙区のみ立候補	落選
6	二階俊博	16,137	64	男性	前職(6回)	保守	和歌山3区	小選挙区のみ立候補	当選
7	江田憲司	15,189	47	男性	前職(1回)	無所属・諸派	神奈川8区	小選挙区のみ立候補	落選
8	海部俊樹	12,017	72	男性	前職(14回)	保守	愛知9区	小選挙区のみ立候補	当選
9	山内日出夫	9,686	51	男性	新人(0回)	自民	福島4区	重複立候補	落選
10	志位和夫	9,294	49	男性	前職(3回)	共産	南関東ブロック	比例代表のみ立候補	当選
11	小池百合子	8,746	51	女性	前職(3回)	自民	近畿ブロック	比例代表のみ立候補	当選
12	中川智子	8,649	56	女性	前職(2回)	社民	兵庫6区	重複立候補	落選
13	手塚仁雄	7,788	37	男性	前職(1回)	民主	東京5区	重複立候補	小選挙区で当選
14	秦和子	7,559	37	女性	新人(0回)	民主	岡山5区	重複立候補	落選
15	若松謙維	7,432	48	男性	前職(3回)	公明	埼玉6区	小選挙区のみ立候補	落選
16	吉田公一	6,463	62	男性	前職(3回)	民主	東京9区	重複立候補	落選
17	津村啓介	6,332	31	男性	新人(0回)	民主	岡山2区	重複立候補	復活当選
18	麻生太郎	5,775	63	男性	前職(7回)	自民	福岡8区	重複立候補	小選挙区で当選
19	佐藤健治	5,656	46	男性	新人(0回)	自民	北海道8区	重複立候補	落選
20	藤井裕久	5,499	71	男性	前職(4回)	民主	神奈川14区	重複立候補	小選挙区で当選
}									
165	田村憲久	602	38	男性	前職(2回)	自民	三重4区	重複立候補	小選挙区で当選
166	中北龍太郎	592	56	男性	新人(0回)	社民	大阪9区	重複立候補	落選
167	山岸光夫	586	52	男性	新人(0回)	共産	東京12区	小選挙区のみ立候補	落選
168	細田博之	575	59	男性	前職(4回)	自民	島根1区	重複立候補	小選挙区で当選
169	佐藤錬	530	52	男性	新人(0回)	自民	九州ブロック	比例代表のみ立候補	当選
170	手嶋秀昭	524	61	男性	新人(0回)	社民	福岡11区	重複立候補	落選
171	斉藤鉄夫	519	51	男性	前職(3回)	公明	中国ブロック	比例代表のみ立候補	当選
172	吉田早由美	481	52	女性	新人(0回)	共産	京都5区	重複立候補	落選
173	倉持八郎	480	60	男性	新人(0回)	社民	新潟3区	重複立候補	落選
174	松下忠洋	452	64	男性	前職(3回)	自民	九州ブロック	比例代表のみ立候補	当選
175	吉川禎久	440	38	男性	新人(0回)	無所属・諸派	宮崎3区	小選挙区のみ立候補	当選
176	鈴木一誠	435	61	男性	新人(0回)	自民	南関東ブロック	比例代表のみ立候補	落選
177	森田修	409	54	男性	新人(0回)	無所属・諸派	群馬2区	小選挙区のみ立候補	落選
178	藤本孝雄	372	72	男性	元職(10回)	自民	四国ブロック	比例代表のみ立候補	落選
179	都築謙	280	53	男性	前職(1回)	民主	愛知15区	重複立候補	復活当選
180	小笠原真明	236	54	男性	新人(0回)	共産	群馬4区	重複立候補	落選
181	伊藤岳	213	43	男性	新人(0回)	共産	埼玉1区	小選挙区のみ立候補	落選
182	長谷川道郎	197	57	男性	新人(0回)	自民	北陸信ブロック	比例代表のみ立候補	落選
183	久米慶典	193	47	男性	新人(0回)	共産	中国ブロック	比例代表のみ立候補	落選
184	田部明男	137	48	男性	新人(0回)	共産	栃木1区	小選挙区のみ立候補	落選



違いやそれぞれの選挙に固有の事情、またサンプルの収集上において生じた一定のバイアスなどを考慮する必要があるだろう。また、我々のデータの対象はアクセスカウンターが設置されたウェブサイト限定されていることにも留意せねばならない。

だが、二つの選挙を隔てる約二年四カ月の間には、インターネットはきわめて速い速度で普及している。たとえば、FTTHやADSL、そしてCATVなどのいわゆるブロードバンドについて見れば、二〇〇一年九月の時点での加入者は約一八〇・二万人だったのが二〇〇三年九月の時点では約二二五・六万人と約六・八倍に急増している<sup>(6)</sup>。それにもかかわらず、両者の間でアクセス数に違いがほとんど見いだせないことは興味深い。二〇〇一年参議院選挙の直後にあたる二〇〇一年七月二十九日に「明るい選挙推進協会」が実施した有権者調査では、「役に立ったか立たないかは別として、今回の選挙で、あなたが見たり、聞いたり、すすめられたりしたものが、この中にありましたら全部おっしゃってください」との質問に対して、「インターネット・ホームページ」を挙げた回答者は全有効回答者一九八五名中わずか四三名(約二・一六%)であった。同じ質問に「テレビの選挙報道」と回答したものが一、〇九四名(約五五・一%)、そして「新聞の選挙報道」と回答したものが五四五名(約二七・四%)であったことと比較すると、その少なさは際だっている<sup>(7)</sup>。現時点で二〇〇三年衆院選を対象とした同様の調査の結果は入手できていないが、我々のデータによる分析結果から類推するならば、選挙関連の情報をインターネット経由で獲得した有権者は二年後の衆院選においても相変わらず少ないことになる<sup>(8)</sup>。

それでは、このような結果はインターネットと政治との関係をめぐる議論にどのような示唆を与えるのか。ピッパ・ノリスはインターネットが政治に及ぼす影響に関して、動員理論(mobilization theory)と強化理論

(reinforcement theory) の二つの見方を提示している。動員理論とは、インターネットの普及はより多くの政治に関する情報を有権者に提供する結果をもたらすために、それが刺激となって従来以上のレベルの政治参加——集団への参加だけではなく投票を含めて——が促されるとの見方である。一方、強化理論は、インターネットの効果は現状の政治参加のパターンを変革するというよりも、それをむしろ補強するところにあると主張する。すなわち、いくら豊富な政治関連の情報が発信されたとしても、それを積極的に受信しようとするのはもともと政治への関心が高く、何らかの政治参加を行っている人びとが中心となる。それに対し、これまで政治にほとんど関心を持たず政治参加を行ってこなかった人びとはインターネット経由で発信される政治情報を受け止めようとはしない。インターネットは前者の政治参加のレベルを高めるだけであり、その結果として、政治参加を積極的に行う人びとと、そうでない人との二極化がますます進行するというのが強化理論の内容である。<sup>(9)</sup> ノリスはアメリカで実施されたサーベイ調査のデータを分析し、そこにおいて強化理論を支持する結果が見いだされることを明らかにしている。<sup>(10)</sup> もちろん、本稿が扱う候補者ウェブサイトへのアクセスが、実際の政治参加と関連を有すると判断することは早計であり、このことを実証するためには別のデータを必要とする。だが、インターネットへの接触が政治参加を促すかどうかという以前に、そもそも候補者ウェブサイトのような政治関連サイトへのアクセス自体が増えていないという事実は、インターネットが政治へ及ぼす効果が、少なくとも我が国においては限定的なものにとどまっている可能性があることを示唆している。それゆえ、ここでの結果は動員理論への反証とはならないものの、強化理論を間接的に補強するものであると考えられるのである。

#### 四 政党ごとのアクセス数

政党別のアクセス総数については、最も多かったのが民主党の三三八、二二八であり、次いで自民党の一七九、六〇一、そして無所属・諸派の四八、七七二、保守党の三〇、三五一と続く。逆に最もアクセスの少なかったのは社民党の一七、六九五、次に共産党の二三、二五一、そして公明党の二三、三二二という順序であった。ただし、政党ごとにケース数のバラツキがあるため、単純にこの数値だけで比較は行えない。そこで、各政党の候補者一人あたりのアクセス数を図4-1に示してみた。最も多いのは保守党の一〇、一一七であり、民主党の五、二〇三・五一、無所属・諸派の四、四三三・八二、自民党の二、五二九・五九がそれに続く。最も少ないのは共産党の一、三六七・七一であった。保守党候補者へのアクセスが際だった数値を示しているが、同党のケースは三しかない（海部俊樹、佐藤敬夫、二階俊博の三名）。また、民主党にも一五万近くのアクセスを記録した菅直人のケースがハズレ値として含まれている。保守党を除いて5%トリム平均で見た場合には、最も多かったのは無所属・諸派の三、九一九・八五、次いで民主党の二、五二四・四六、以下、公明党の二、四三七・五四、社民党の一、九五〇・四七、自民党の一、九〇三・八五、共産党の九九五・七三という順序となる（図4-2参照）。

二〇〇一年参院選の場合には、候補者一人あたりにおいて最も多くのアクセス数を記録したのは公明党（アクセス数一一、八六六・四）、その次に民主党（同五、八九九・三）であった<sup>(1)</sup>。一方で、自由党、共産党、社民党、そして自由連合（ただし、ケース数は一）といった議席数の面で規模が小さい政党や無所属・諸派候補については、いずれも全体の一人あたり平均アクセス数（三、一四三・四）を下回る結果となっている。加えて、自民党も一、五五二・一三と全

図 4-1：政党別のアクセス数（候補者一人あたり平均）

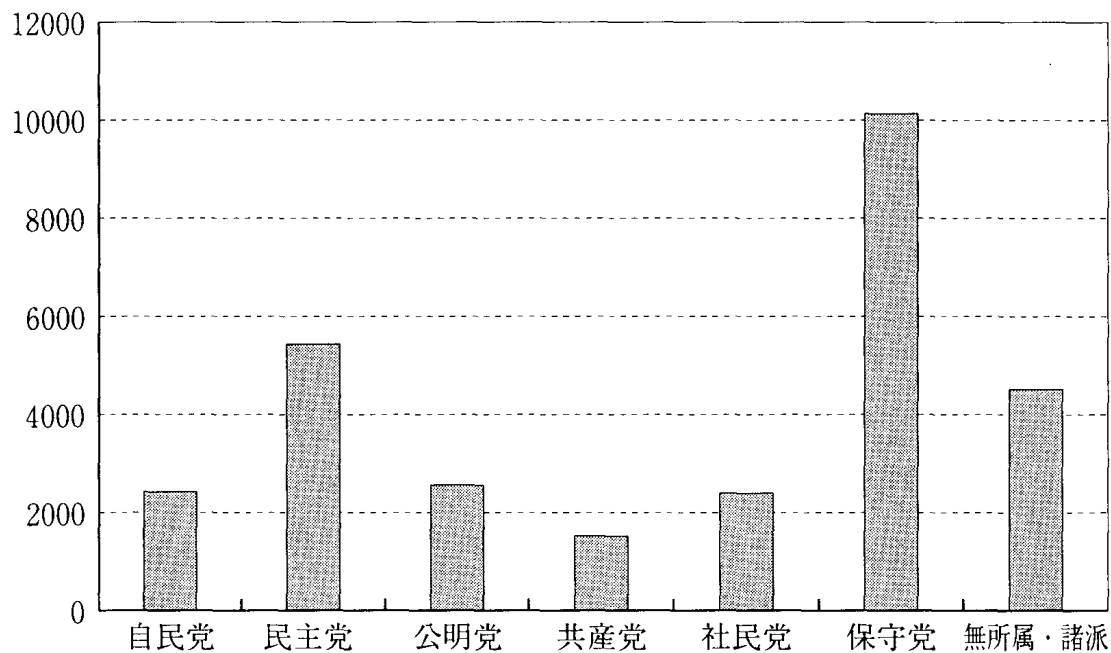
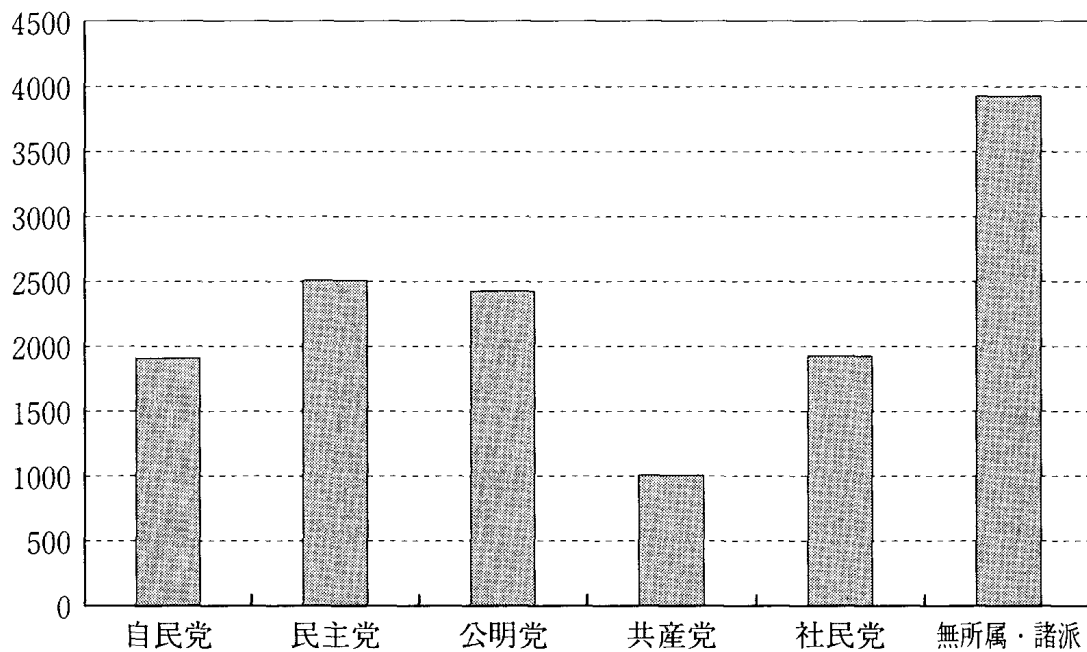


図 4-2：政党別一人あたりアクセス数（5%トリム平均；保守党を除く）



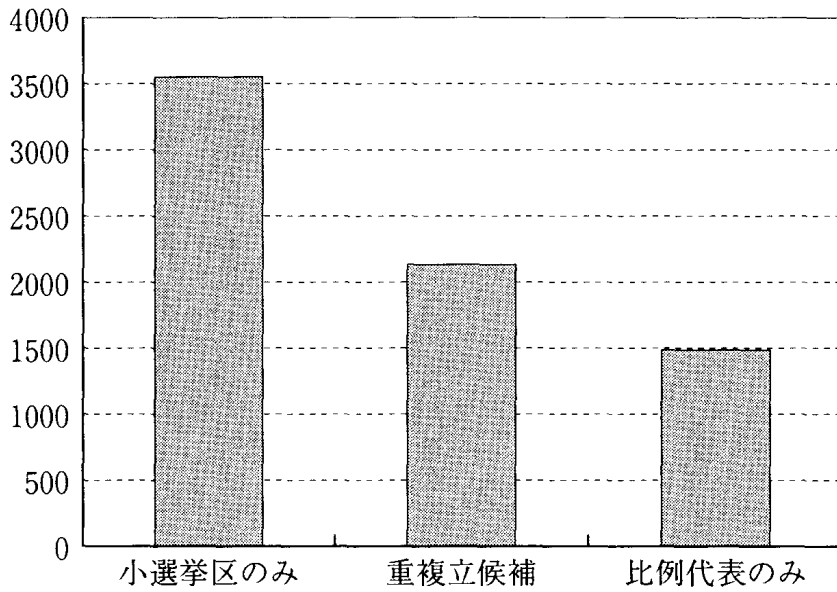
体の平均を下回っており、自由党や自由連合、また無所属候補と比較しても少なくなっていた。<sup>(12)</sup>

民主党候補者のサイトに比較的多くのアクセスがあること、そして共産党や社民党などの議席数が少ない政党へのアクセスが少ないことは両選挙に共通している特徴である。それに加え、自民党候補者のウェブサイトへのアクセスがそれほど多くないことも両選挙を通じて見られる現象である。しかし、5%トリム平均で見た場合、二〇〇三年の衆院選では無所属・諸派候補者によるウェブ 사이트が一人あたりで最大のアクセスを記録しており、二〇〇一年の参院選と比べて際だった違いを示している。アクセスデータが確保できた無所属・諸派候補のケース数は参院選で四、衆院選で一と少数であるために、ここから何らかの結論を引き出すことは困難であるものの、参院選の四ケースのうちで当選した候補はいなかったが、衆院選の一ケースには無所属・諸派であるにもかかわらず小選挙区で当選した候補者が二名（宮崎三区の古川禎久および兵庫九区の西村康稔）含まれていることにも留意しておく必要がある。

## 五 立候補タイプ別のアクセス数

衆議院選挙制度の下では、候補者の立候補タイプは小選挙区のみで立候補する候補者、比例代表のみでの候補者、そして小選挙区と比例代表との重複立候補者の三つに分類される。これらの立候補タイプ別で、アクセス数の違いを見てみたい。候補者一人あたりのアクセス数では、小選挙区のみでの立候補者が七、九三三・一二、比例代表のみでの立候補者が一、八〇〇・五、重複立候補者が二、七二〇・三四となっている。小選挙区のみでの立候補者におけるアクセス数が際だっているものの、これには前述の菅直人のケースが大きな影響を及ぼしていると考えられる。そこで5%トリム平均で見た場合には、重複立候補者が二、一二七・七二、小選挙区のみでの立候補者が三、五四三・八五、比例代表のみでの

図5-1：立候補タイプ別アクセス数（5%トリム平均）



立候補者が一、四七三・五となる（図5-1参照）。全ケースを対象としたものよりも三者間の差はやや縮まるが、アクセス数に基づく順位自体には変わりはない。母集団の分布に正規性が期待できないためにクラスカール・ウォリスの検定を用いて三者間の違いを検討したところ、1%未満の水準で三者間に有意な差があることが確かめられる（ $KW = 11.144$ ,  $DF=2$ ,  $p=.004$ ）。

それでは、なぜ立候補タイプ別でアクセス数に違いが生じるのだろうか。インターネットの普及率やデータのバイアスをとりあえず度外視し、候補者によるウェブサイトへアクセスしているのは当該候補者への投票資格を持つ有権者であると単純に考えてみるならば、有権者数の多い選挙区で立候補している候補者のウェブサイトはそれだけ多くのアクセスを集めると仮定することができる。実際、二〇〇一年参院選のケースでは、選挙区における候補者ウェブサイトへの候補者一人あたりの平均アクセス数は一、五九九・七九、比例代表におけるそれは八、一六〇・一六であった。人口数に応じる形で定員が定められている選挙区に限定して見ても、候補者一人あたりの平均アクセス数は定員が一から四へと増えるごとにそれぞれ、九三六・七八、一、六四四・四二、三、五一

・八、四、〇一二と増加している。<sup>(13)</sup>

だが我々のデータでは、明らかに有権者数が小選挙区よりも多い比例ブロックでの立候補者で、アクセス数が最も少なくなっている。それゆえ、単に有権者数の違いだけがアクセス数と関連する要因であるとの結論を導くことはできず、それ以外の要因をも見いだす必要がある。

ここで手がかりとなるのは、有権者がどのような目的で候補者ウェブサイトアクセスしているのかという点である。候補者がどのような人物か、あるいはどのような政策を訴えているかなど、投票のために参考となる情報を入手しようとして候補者ウェブサイトアクセスするという有権者の行動パターンを、D・ダレシオは「意思決定モデル (a decision-making model)」と名付けている。<sup>(14)</sup>もし我々が扱っているケースに意思決定モデルが当てはまるならば、有権者にとって投票に際しての意思決定により多くの情報を必要とさせるような選挙制度の下では、そうでない選挙制度においてよりも候補者ウェブサイトへのアクセスが相対的に多くなると予想されるだろう。このように考えるならば、衆議院の比例代表拘束名簿式では候補者名ではなく政党名で投票するために、有権者にとっては候補者「個人」によるウェブサイトアクセスして情報を獲得する必要はほとんどない。それに対し、小選挙区制の場合には投票に際しての意思決定のために候補者のウェブサイトへアクセスする必要性は相対的に高まる。このことが、二〇〇三年衆院選において比例代表のみの候補者によるウェブサイトへのアクセス数を、重複立候補者および小選挙区のみ の候補者におけるそれよりも相対的に減少させた一因であったとも推測できる。

各選挙制度が有権者に対して異なった情報収集への誘因を与えるとの見方を補強しているのが、二〇〇一年の参院選におけるデータである。前述のように、そこにおいては比例代表における候補者のウェブサイトが選挙区における

候補者のそれよりも五倍以上のアクセスを集めた。これには、単に有権者数の違いだけではなく選挙制度自体の特質が影響を及ぼしているとも考えられる。周知のように、二〇〇一年の参院選から新たに導入された非拘束名簿式では、有権者は政党名だけではなく候補者個人へも投票することが可能になった。このことにより、有権者に用意された選沢肢、すなわち候補者の数は、選挙区よりも比例代表において大幅に増加した。具体的には、各選挙区における候補者数は平均して六・二一人だったのに対し、比例代表では各党合わせて二〇四人が立候補していた。それゆえ、有権者にとってみれば参議院の比例代表においては投票に際しての意思決定により多くの情報が必要であったと推測され、その情報の収集手段の一つとしてインターネットが利用された結果として、比例代表候補によるウェブサイトへの大量のアクセスがもたらされたとも考えられるのである。

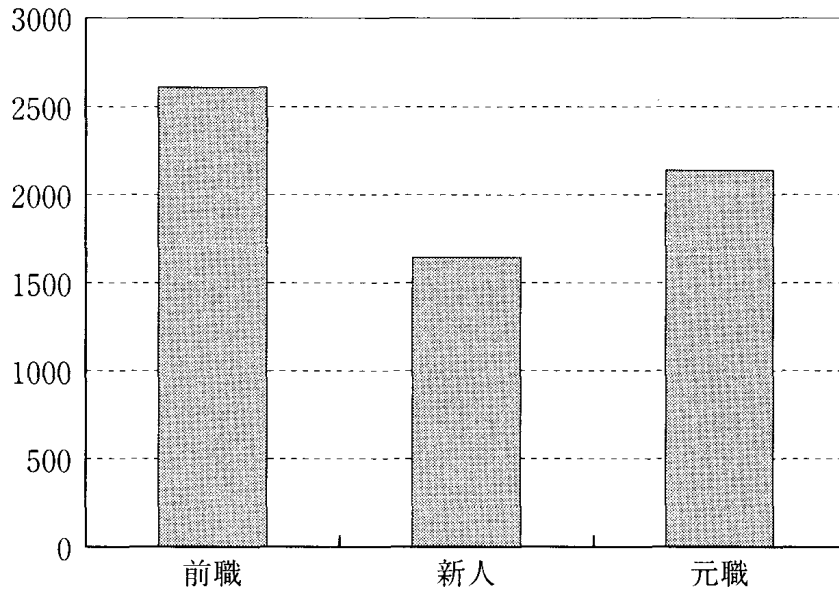
もちろん我々が用いているデータは限定的なものであるし、ウェブサイトには誰がアクセスしているかについてのデータも我々は持ち合わせていない。だが、二つの選挙におけるデータからは、選挙制度の違いが有権者に対して異なった誘因を与え、そのことが候補者によるウェブサイトへのアクセス行動に影響を及ぼしている可能性がうかがえる。これについてのより厳密な検証は、後ほどに行うこととしたい。

#### 六 候補者の地位および当選回数ごとのアクセス数

候補者の地位については、前職、新人、元職の三つに分類した上でそれぞれのアクセス数を見てみたい。調査期間内におけるアクセスの総数は、前職 ( $N=114$ ) で五一八、四六一、新人 ( $N=57$ ) で一〇六、一〇二、元職 ( $N=13$ ) で三六、六五七であった。候補者一人あたりの平均にすれば、前職が四、五四七・九 (標準偏差は一四、三一一・四六)、



図 6-1：候補者の地位別一人あたりアクセス数（5%トリム平均）



新人が一、八六一・四四（同一、九三三・三七）、元職が二八一九・七七（同四、五四〇・〇七）という結果となっている。標準偏差から明らかかなようにデータの分布にかなりのバラツキがあるため、5%トリム平均で見ても、前職が二、六〇七・二六、新人が一、六一七・四九、元職が二、一八・五二となる（図6-1参照）。前職の菅直人候補のように際だったアクセス数を示したケースが排除されたために前職と他の地位との差は多少縮小されているが、いずれにせよ前職が最も多く新人が最も少ないことには変わりはない。クラスカル・ウォリスの検定によっても三者間には1%未満の水準で有意な差があることが確かめられている（ $KW=13.493, DF=2, p=.001$ ）。先述のように、有権者が投票についての意思決定を行うことを目的として情報収集のために候補者ウェブサイトへアクセスしているのならば、有権者にとってより「未知の」候補者である可能性が高い新人候補によるウェブサイトへアクセスする必要性は、より「既知の」候補者である可能性が高い前職もしくは元職によるそれへアクセスする必要性よりも、相対的に高くなると予想されるだろう。しかし、このデータは逆の結果を示している。これは、有権者が馴染みのある候補者に関する事柄をあらためて確かめるためにウェブサイトにある候補者ウェブサイトへのアクセス状況

クセスしている可能性があることを示している。

このことをさらに深く検討するために、候補者の当選回数とアクセス数との関連について見ておきたい。有権者がより馴染みのある候補者のウェブサイトにアクセスする傾向があるならば、当選回数の多い候補者のウェブサイトほど多くのアクセスを集めているはずである。ただし、ここでは当選を重ねるに従ってその議員の知名度はある程度上昇していくとの単純な前提を置いている。そこで、当選回数を〇回、一回から二回、三回から四回、五回以上の四カテゴリーに分類し、それぞれ候補者一人あたりの平均アクセス数を算出してみた。図6-1から明らかのように、候補者の当選回数が増加するに従って、ウェブサイトへの平均アクセス数も一、八六一・四四、一一、四八七・〇七、三三、一五九・七四、九、六一〇・二七と増加していく傾向が見受けられる。このような傾向は、図6-2に示されているように五%トリム平均で見ても同様に現れている。すなわち、新人では一、六一七・四九、当選回数一―二回では二、一四七・三六、当選回数三―四回では二、三四六・七九となっている。特に当選回数五回以上の候補者によるウェブサイトでは、アクセス数が四、七〇四・五九と顕著に多くなっていることは興味深い。クラスカル・ウォリスの検定の結果においても、一%未満の水準で当選回数によってアクセス数に有意な違いがあることが確かめられている ( $KW = 14.633$ ,  $DF = 3$ ,  $p = .002$ )。

右のことが生じた原因自体を明らかにすることは、本稿におけるデータと分析の範囲を超えるものである。だが、ここでの結果はインターネットと政治をめぐる議論に一定の示唆を与えてくれる。インターネットの普及が政治にもたらす影響については、主として次の二つの見方が示されてきた。第一は、インターネットが政党間や候補者間の競争空間を「平準化 (equalization)」する効果を及ぼすとの見方である。インターネットは低コストで多くの人びとに

図 6-2：当選回数ごとのアクセス（候補者一人あたり平均）

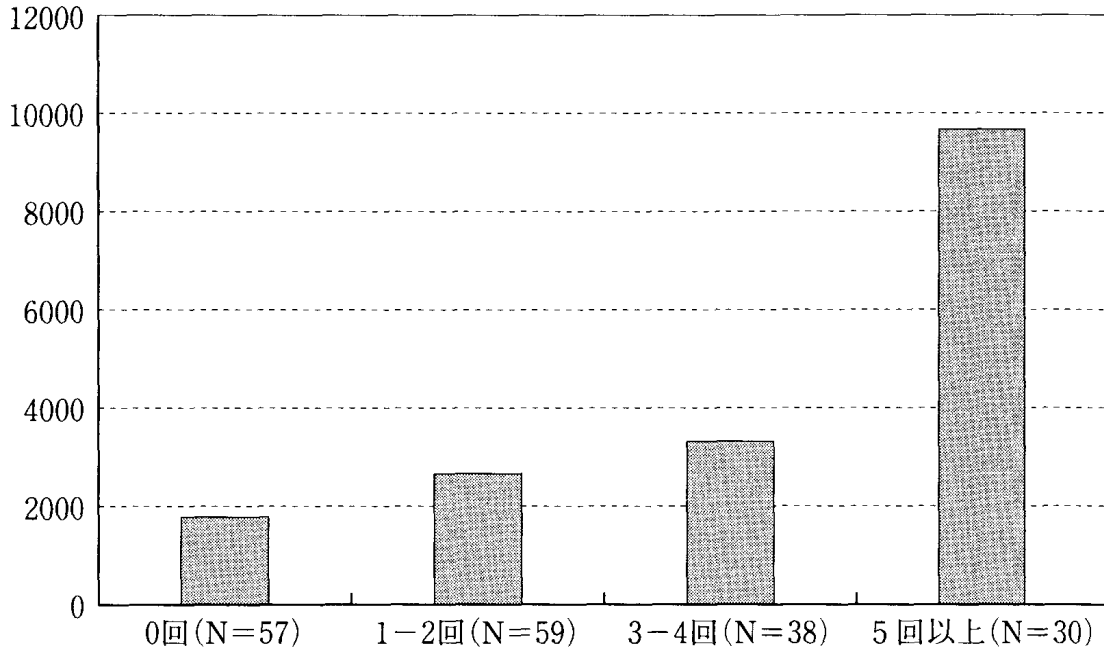
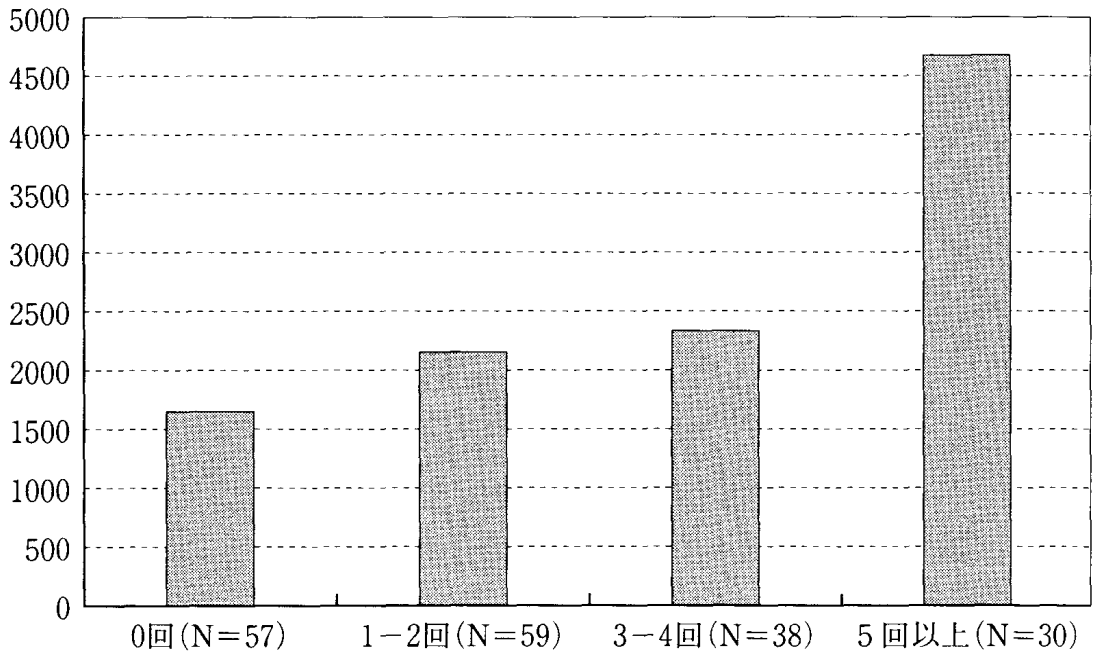


図 6-3：当選回数ごとのアクセス（候補者一人あたり5%トリム平均）

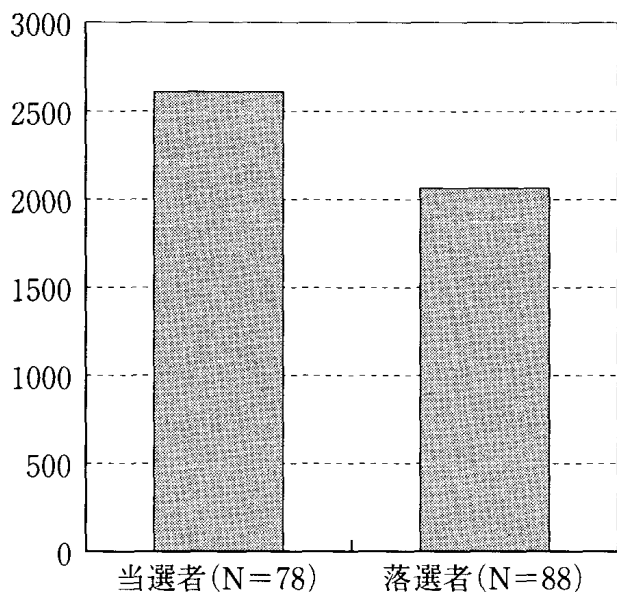


情報を発信することを可能とする。それによって、資金や人員などの資源に乏しい小政党もしくは候補者は、大政党もしくは強力な候補者と公平な土俵で競争できる可能性が生まれてくる。第二は、インターネットの効果は限定的なものにとどまるとする見方である。この見方の支持者達は、多くの有権者を惹きつけるような洗練されたウェブサイトを構築しそれを運営していくことは、必ずしも安上がりではないと主張する。そのため、サイバースペースにおいて大きな影響力を行使できるのは、現実の世界と同じく豊富な資金や人員を有する大政党や有力な候補者となるのであるが、このような「通常化 (normalization)」効果の存在を支持する立場の見方である。<sup>(15)</sup> 政党や政治家、そして候補者におけるウェブサイトの有無やその内容についてこれまで行われてきた実証分析からは、アメリカやイギリス、そして日本において通常化が進行していることを示す結果が現れてきている。<sup>(16)</sup> これらの先行研究は、主として政党や候補者などの、情報の発信側に焦点を合わせたものであった。それに対して二〇〇三年衆院選において、新人よりも前職の、また当選回数のない候補者よりも多い候補者のウェブサイトへのアクセスが増大する傾向が現れていることは、通常化仮説を情報の受信者側についてのデータから補強するものであるとも考えられる。

## 七 当落別のアクセス数

本稿におけるデータでは、候補者ウェブサイトへのアクセスとその候補者への投票との関連を直接的に明らかにすることはできない。我々が利用できるデータは候補者ウェブサイトへのアクセス数だけであり、候補者ウェブサイトを閲覧した人が、実際にその候補者に投票したかどうか（もしくは投票しようと考えている候補者のウェブサイトにアクセスしたかどうか）を判断することはできないからである。だが、アクセス数が多いということはそれだけ多く

図7-1：当落別一人あたりアクセス数  
(5%トリム平均)



の有権者の関心を集めているということであり、そのことがより多くの得票へと結びついていると予想することにもまったく根拠がないとは言いい切れない。そこで、候補者の当落とアクセス数との関係についてみてみたい。なお、より厳密な分析のためには候補者の当落だけではなくその得票率にも焦点を合わせた分析を行う必要があるが、ここでは単純に当選と落選の二つのカテゴリーに候補者を分類して検討を行う。比例代表については、候補者個人への得票とは別の基準で当落が決まる要素を多く含んでいるため、分析対象は小選挙区での立候補者のみとし、比例代表での復活当選者も落選者として扱うことにする。

まず調査期間内におけるアクセスの総数について見れば、当選者のそれは三九五二五八 (N=78)、落選者は二三三五五三 (N=88) となっている。候補者一人あたりでは、当選者は五、〇六七・四一、そして落選者は二、六五四・〇一であった。当選者のウェブサイトは、平均して落選者のその二倍弱のアクセスを集めていたことになる。ただし、アクセス数の標準偏差に注目すれば、当選者は一七、〇一六・二九、落選者は三、六四六・六六となっており、データのバラツキが特に当選者において大きい。そこで、5%トリム平均を用いて見てみれば、当選者の平均は二、五七八・八三、落選者は二、〇五四・〇三という結果となった(図7-1参照)。両者の差は縮まったが、それでもなお当選者へのアクセスが多くなっている。マン・ホイットニーの検定によっても、5%未満の水

準で両者の間に有意な差があることが確かめられる ( $U = 2700, p = .0179$ )。先述のように、この結果だけからアクセスの多さと選挙における得票との間の因果関係を明確にすることはできないものの、当選者、すなわち選挙で強かった候補者のウェブサイトは、それだけ多くのアクセスを集めた可能性があることをうかがわせる結果となっている。

## 八 多変量解析を用いたアクセス数の分析

これまで、政党、立候補タイプ、候補者の地位および当選回数、そして小選挙区における当落といった要因を取り上げて、それぞれにおいてアクセス数の違いがどのように現れているかを検討してきた。だが、個々の要因がアクセス数に及ぼす影響をより正確に測定するためには、他の要因からの影響をコントロールして分析を行う必要がある。そこで、本章では多変量解析を用いた分析を行うことにする。

被説明変数は、二〇〇三年一月二五日から一月二日間の一九日間におけるそれぞれの候補者ウェブサイトへのアクセス数である。ただし、すでに見たように、アクセス数については候補者間でかなり大きなバラツキがある。このため、被説明変数としてはそのままの値ではなく、自然対数変換を施したものをを用いることにする。

説明変数については、これまで取り上げてきた諸要因を以下のような操作化を施して投入する。候補者の所属政党については、自民党、民主党、公明党、社民党、共産党、保守党の六つのダミー変数を投入し、無所属・諸派を参照基準とした。立候補タイプに関しては、重複立候補、小選挙区のみ立候補をそれぞれダミー変数として投入し、比例代表のみの立候補を参照基準としている。

当選回数および候補者の地位については、次のような操作化を行う。当選回数については、それを重ねるごとに線

形的にアクセス数が増加していくとは考えにくい。それに一を足したものに自然対数変換を施したものを説明変数とする。この手続きによって、新人、すなわち当選回数 $\circ$ 回の候補者の値を自然対数変換後も $\circ$ として扱えることになる。それに加えて、前職の候補者は新人および元職よりも相対的に知名度が高く、それだけそのウェブサイトも多くのアクセスを集める可能性があると考えて、前職を一、それ以外を $\circ$ とするダミー変数を投入することにした。当選および落選の区別に関しては、小選挙区のみ候補者および重複立候補者だけを分析対象として別のモデルを用意し、そこでの当選者を一、落選者を $\circ$ とするダミー変数を投入する<sup>(17)</sup>。なお、ここでの分析はアクセス数を従属変数としているが、当落自体がウェブサイトへのアクセス数から影響を受けている可能性があるし、両者の間には相互作用が存在する可能性もある。この影響を考慮した分析については、あらためて別稿を用意したい。

以上の変数以外に、年齢、そして男性を一、女性を $\circ$ とする性別のダミー変数の二つをコントロール変数として用いる<sup>(18)</sup>。また、政党の現職党首や首相経験者は他の候補者よりも一段と高い知名度を誇り、多くのアクセスを集めている可能性があるとも考えられる。そこで党首・党首経験者についてのダミー変数を作成して、我々のケースのうちでそれに該当する海部俊樹、森喜朗、橋本龍太郎、菅直人、志位和夫の五名に対しては一の値を与えることにした<sup>(19)</sup>。

回帰係数の推定にあたっては、通常最小二乗法を用いた<sup>(20)</sup>。その結果は表8-1に示されている。回帰式自体についてのF値は、いずれのモデルにおいても一%未満の水準で有意であった(モデル1では、 $F=6.964$ ,  $DF=13$ 、モデル2では、 $F=4.814$ ,  $DF=13$ )。コントロール変数として投入した年齢と性別については、双方のモデルにおいてどちらも負の符号を示している。年齢の若い候補者ほどより多くの、そして男性候補者よりも女性候補者の方がより多くのアクセスを集めていることになるが、5%水準で有意な影響を及ぼしているのは、すべての候補者を分析対象とす

表 8-1：アクセス数を従属変数とする回帰分析の結果

	モデル 1			モデル 2 (小選挙区での立候補者を対象)		
	B	標準誤差	有意確率	B	標準誤差	有意確率
(定数)	8.016	.576	<.000	8.663	.554	<.000
自民党ダミー	-.471	.35	.181	-.466	.377	.219
民主党ダミー	-.101	.358	.778	-.12	.377	.751
公明党ダミー	-.399	.409	.33	-.082	.467	.86
社民党ダミー	-.637	.46	.168	-.598	.477	.213
共産党ダミー	-1.048	.351	.003	-1.134	.365	.002
保守党ダミー	.248	.568	.663	.37	.577	.523
重複立候補	.623	.241	.011	-.041	.258	.874
小選挙区のみ立候補	.706	.272	.01	—	—	—
前職ダミー	.203	.19	.288	.051	.216	.815
当選回数	.354	.158	.027	.422	.177	.018
党首・党首経験者ダミー	1.5	.415	<.000	1.143	.476	.017
年齢	-.015	.008	.068	-.015	.008	.074
性別	-.51	.226	.026	-.409	.261	.118
小選挙区での当選	—	—	—	-.01	.164	.952
N	183			165		
調整済み決定係数	.298			.231		

るモデルでの性別ダミー変数のみである。また、党首・党首経験者ダミーは双方のモデルで有意な正の影響を及ぼしている。やはり、一般的に知名度の高い党首・党首経験者のウェブサイトが多くのアクセスを集めていることになる。

次に、所属政党について見てみよう。政党に関するダミー変数については、保守党ダミー変数を除いてすべて負の符号を示している。ここでの参照基準は無所属・諸派であるため、既成政党の候補者によるウェブサイトへのアクセス数は、無所属・諸派の候補者によるウェブサイトへのアクセス数よりも少ないことになる。係数の符号だけを見れば、これは平準化仮説を間接的に支持する結果とも解釈できる。だが、政党ダミー変数のうちで、五％水準において有意であったのは共産党ダ



ミーのみであった。また、我々のケースにおける無所属候補には、本来ならばいずれかの政党から立候補していたはずの候補者、さらに小選挙区で当選した候補者が複数含まれていることにも留意しておく必要があるため、我が国における平準化の進行についての議論を行うことについては、ここでは留保せざるを得ない。

立候補タイプについては、候補者のすべてを対象とするモデルで、重複立候補ダミー変数と小選挙区のみ立候補ダミー変数の双方とも符号が正となっている。しかも、どちらの変数もほぼ一％水準で有意な影響を及ぼしている。小選挙区のみ候補者を対象とするモデルでは重複立候補ダミー変数の符号が正となっているが、こちらは有意な影響を及ぼしてはいなかった。候補者のすべてを対象とするモデルにおいては、比例代表のみの候補者が参照基準となっている。それゆえ、小選挙区で立候補した候補者のウェブサイトは、比例代表のみの候補者のそれよりも相対的に多くのアクセスを集めているという、本稿において示した選挙制度からの影響に基づく予想を裏付ける結果が現れているといえる。

当選回数に関しては、両方のモデルで有意な影響を及ぼしているという結果が得られた。係数の符号は正であり、二変数による分析結果を基にした予想通りに、当選回数を重ねた候補者のウェブサイトほど多くのアクセスを集めていることになる。有権者は馴染みのある有名な候補者のウェブサイトへアクセスする傾向があると解釈するならば、これは通常化仮説を補強する結果となる。ただし、小選挙区での立候補者に対象を限定したモデルでの当選者ダミー変数の係数は負であり、しかも有意な影響を及ぼしていなかった。

## 九 結 論

以上、二〇〇三年衆院選における候補者ウェブサイトへのアクセス数を取り上げて、その違いがどのような要因によってもたらされているかについて検討してきた。その結果として、所属政党、候補者の立候補タイプ、当選回数アクセス数に一定の影響を及ぼしていることが明らかになった。小選挙区での候補者が比例代表のみの候補者よりも多くのアクセスを集めたという結果は、ウェブサイトの閲覧に関して、選挙制度の違いが有権者に対して異なった誘因を与えている可能性を示している。これは、二〇〇一年の参院選における候補者ウェブサイトについての分析結果を補強するものとして位置づけられる。さらに、当選回数に従ってアクセス数が増加する傾向が現れていることは、我が国における通常化の進行をうかがわせる。

もちろん、本稿における分析結果から、直ちに確定的な結論を導くことにはやや無理がある。すべての候補者がアクセスカウンターを設置しているわけではないし、誰がそのページにアクセスしたかは、アクセスカウンターの数字からはわからない。ホームページ内のどの内容が実際に参照されたかについても、アクセスカウンターは示してくれない。そのため、情報の受信者側である有権者を対象としたサーベイ調査などによって、本稿の分析結果を補強していく必要がある。これについては今後の課題としたい。

(1) 岡本哲和・石橋章市朗「候補者ウェブサイトに対する有権者のアクセス行動——二〇〇一年参院選データを基にして——」『関西大学法学論集』第五三巻四・五号合併号、二〇〇四年二月、一一五―一四四頁。

(2) ただし、ここでいう候補者ウェブサイトとはその内容が広い意味での候補者個人の政治活動に関わると見なされるものであり、それゆえ候補者が経営する会社のサイトなどは除外されている。

- (3) 「無所属・諸派」には、自由連合、尊命、無所属の会が含まれている。
- (4) 岡本哲和「二〇〇〇年衆院総選挙における候補者ホームページの分析」『レヴァイアサン』二九号、二〇〇一年、一四六頁。
- (5) 岡本・石橋・前掲論文、一二四頁。
- (6) 情報通信総合研究所編『情報通信アウトック二〇〇四——ブロードバンド・ビジネスの飛躍』(NTT出版、二〇〇四年)、一九頁。
- (7) データについては、エル・デイ・ビーによって提供されているものを用いた。同調査のコードブックについては、蒲島郁夫・蒲島富子著『二〇〇一年参議院議員通常選挙コードブック』(エル・デイ・ビー、二〇〇二年)を参照のこと。
- (8) 諸外国においても、政治情報を獲得するためにウェブサイトにアクセスするインターネット・ユーザーの割合はさほど多くはないといわれている。Ward, Stephen, and Rachel Gibson, "On-line and On Message? Candidates Websites in the 2001 General Election," *British Journal of Politics and International Relations*, Vol. 5, No. 2, May 2003, p. 201 二〇〇〇年に一五のEU諸国を対象にして実施されたユーロバロメーター (Eurobarometer) 調査では、「過去三カ月にあなたがオンラインで行った行動にはどのようなものがありますか」との質問に対して、政党のウェブサイトを閲覧したと回答した者の割合はインターネット・ユーザーのうちの二二・九%であった。これに対し、スポーツやレジャー関連の情報を探索した者の割合は三九・八%、新聞記事を読んだと回答した人の割合は三三・四%、地方政府のウェブサイトを閲覧した者は二二・二%、中央政府のウェブサイトを閲覧した者は一六・二%となっている。ただし、ピッパ・ノリスは、政党のウェブサイトにアクセスした人びとが約八人に一人であったことは少なすぎるとは言えないとの評価を行っている。Norris, Pippa, "Preaching to the Converted? Pluralism, Participation and Party Websites," *Party Politics*, Vol. 9, No. 1, pp. 35-36 我が国においては、インターネットの利用と政治的な関心とが必ずしも関連を有するわけではないとの分析結果が報告されている。岡本浩基「インターネットの利用形態が政治行動に与える影響——携帯VSパソコン・メールVSブラウザング」『都市問題』二〇〇三年一月号、四九—六三頁。
- (9) Norris, "Who Surfs?: Net Technology, Old Voters & Virtual Democracy," in Kamarck, Elaine Ciulla, and Joseph S. Nye, Jr. (eds.), *democracy.com?: Governance in a Networked World*, Hollis Publishing, 1999, pp. 72-74.

- (10) *ibid.*, pp. 88-90.
- (11) 二〇〇一年参院選の調査で、一五四五四と候補者一人あたりで最大のアクセス数を記録したのは保守党であるが、そのケース数はわずか一であった。しかも、該当するウェブサイトは(当時)現職の国土交通大臣であり芸能界の出身でもある扇千景候補によるものだったため、例外的なケースと見なしうる。
- (12) 岡本・石橋前掲論文、一二四-五頁。
- (13) 同右、一二五-六頁。
- (14) D'Alessio, Dave, "Use of the World Wide Web in the 1996 US Election," *Electoral Studies*, Vol. 16, No. 4, 1997, pp. 489-500.
- (15) Ward, Stephen, Rachel Gibson, and Paul Nixon, "Parties and the Internet: An Overview," in Gibson, Nixon, and Ward (eds.), *Political Parties and the Internet: Net Gain?*, Routledge, 2003, pp. 22-23.
- (16) Gibson, Rachel K., Michael Margolis, David Resnick, and Stephen J. Ward, "Election Campaigning on the WWW in the USA and UK: A Comparative Analysis," *Party Politics*, Vol. 9, No. 1, 2003, pp. 47-75. Margolis, Michael, David Resnick, and Jonathan Levy, "Major Parties Dominate, Minor Parties Struggle: US Elections and the Internet," in Gibson, Nixon, and Ward (eds.), *op. cit.*, pp. 53-69. 岡本哲和「二〇〇〇年衆院総選挙における候補者ホームページの分析」、一四一-一五四頁。同「サイバースペースにおける選挙——二〇〇一年参院選候補者データによる分析——」情報政治制度研究班『IT革命下における制度の構築と変容』(関西大学経済政治研究所、二〇〇二年三月)、六五-九五頁。ただし、ギリシア、ポルトガル、イタリア、スペインといった南ヨーロッパ諸国では、平準化が進行している可能性も捨てきれないとの分析結果も報告されている。Cunha, Carlos, Irene Martin, James Newell and Luis Ramiro, "Southern European Parties and Party Systems, and the New ICTs," in Gibson, Nixon, and Ward (eds.), *op. cit.*, pp. 70-97.
- (17) 当落についての変数を投入するモデルからは小選挙区のみ立候補についてのダミー変数を排除し、それを重複立候補ダミー変数の参照基準としている。
- (18) ケースとして用いている候補者の平均年齢は五三・一九才(候補者全体では五〇・九八才)である。男性候補者一人あたりの平均アクセス数は三、六五八・四一(N=16)、女性候補者のそれは二、九五六・七六(N=15)であった。マン・ホイット

二一の検定では、一〇%水準においても両者のアクセス数に有意な差は認められない。

(19) 海部俊樹のアクセス数は一二、〇一七、森喜朗は二二、二七〇、橋本龍太郎は三、七四五、志位和夫は九、二九四であった。

(20) ここで用いた説明変数がアクセス数だけではなく、ウェブサイトの有無あるいはアクセススカウンターの有無自体にも同時に影響を及ぼしている場合にはいわゆる *sample selection* の問題が生じ、このような通常最小二乗法を用いた推定結果にはバイアスが生じる可能性もある。Wooldridge, Jeffrey M., *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing, 2000, pp. 557-565. だが「」では、アクセススカウンターについてのデータが確保できた一八四のケースのみを対象として分析を行っている。sample selection の問題を考慮した分析については、別稿を用意したい。