

# 有権者の候補者ウェブサイトに対する接触行動

—2005年衆院選における候補者ウェブサイトへのアクセスデータおよび  
有権者へのネット調査を用いた分析—

岡 本 哲 和  
石 橋 章市朗  
脇 坂 徹

## I. 本稿の目的

選挙での候補者がウェブサイトを開設することは、日本でもごく一般的なこととなっている。2000年の衆議院選挙では、候補者によるウェブサイトの開設率は28.4パーセントであった（岡本 2001）。2005年衆院選においては、それは68.7パーセントへと上昇している（岡本 2007：14）。この間、公職選挙法によって選挙運動へのインターネット利用が制限され続けていたことを考えれば、大きな伸びと見なせるだろう。

このように多くの候補者がウェブサイトを開設するようになった理由の1つとして考えられるのは、それが票の獲得に何らかの効果がある、ということである。有権者が候補者によるウェブサイトへアクセスすることによって候補者の人物や政策を知り、そのことが投票へと結びついてくれるならば、サイトを開設すること、そしてサイトの内容を充実させることは候補者にとって望ましい行動となる。岡本（2001, 2002, 2005, 2006, 2007）は候補者側がこのような認知を一定程度持っている可能性を、わが国のデータを用いて示した<sup>1)</sup>。

一方で、有権者の側にとっても、候補者がウェブサイトを通じて情報発信を行うことは望ましいとの見方がある。候補者の人物や政策に関するより多くの情報を、インターネットをつうじて安いコストで獲得できる可能性があるからである<sup>2)</sup>。ダウنز（1980 214-217）は、投票に際して合理的な決定を行うためには一定の情報を必要とするが、その獲得にはコストが必要であると指摘する。インターネットは、このような情報の調達コストを引き下げ効果を持ちうるだろう。さらに、このようなインターネットの効果が社会全体に広まるならば、個人の自立や政治参加が促されることによって、民主主義自体の質が高められるとの議論もなされている（Zittel 2004：236-237, ラインゴールド 1995, トフラー／トフラー 1995）。

しかしながら、インターネットが社会において広く普及したからといって、このような候補

者と有権者の双方にとっての、さらにいえば社会全体にとっての、望ましい状況が自動的にもたらされるとは限らない。そのためには、次の2つの前提が必要となる。

第1の前提は、候補者ウェブサイトに対して、一定以上の数の人々がアクセスしていることである。確かに、インターネットを利用する人の数は増加している。2000年の末には、パソコンでインターネットを利用している人の数は約3723万人であった。第44回衆院選が実施された2005年の末には、6601万人となっている（日本情報処理開発協会 2006：128）。問題は、インターネット利用者の増加が、候補者ウェブサイトへのアクセスの増加をもたらしているかどうかである。そもそもそのようなサイトを閲覧している人自体がほとんどいないのならば、少なくとも現時点では、インターネットが選挙の結果ひいては政治自体に及ぼす影響はきわめて限定的なものにならざるを得ない。候補者の側に立ってみると、有権者にアピールするようなウェブサイトを構築するためにコストをいくら払ったとしても、それを見る人が少なければ、ウェブサイトを個人のキャンペーンのための有効な手段と見なすことは費用対効果の点からは難しくなる。

さらに、比較的多くの有権者が候補者ウェブサイトアクセスしていたとしても、それがどのような意図に基づくものであるかが問題となってくる。すなわち、第2の前提は、一定以上の数の人々が、実際に投票意思の決定に役立てるために候補者ウェブサイトアクセスしている、ということになる。投票とはほとんど関係のない目的によって行われるアクセスが大半を占めるのならば、選挙運動に対してインターネットが及ぼす効果はきわめて限られたものとなる可能性が高いだろう。

これら2つの前提が成り立っているかどうかについては、これまで実証的な分析はほとんど行われてこなかった。ここでは、2005年衆院選における候補者ウェブサイトへのアクセス数についてのデータ、およびわれわれがインターネット・ユーザーに対して行ったサーベイ調査の結果を用いて、その検証を試みる。それによって、インターネットが政治に一定の影響を及ぼす可能性が、日本においてあるのかどうかを探るのが本稿の目的である。

以下では、まず選挙時における有権者のインターネット利用について、諸外国を含めた先行調査の結果を概観した上で、われわれの調査における目的とその方法について説明する。次に、上述の第1の前提が成立しうるかどうかを検証するために、候補者ウェブサイトへのアクセス状況を明らかにする。さらに、アクセス数の時系列データおよびサーベイ調査の結果を用いて、第2の前提についての検証を行う。最後に、日本における今後のインターネットと政治をめぐる状況に対して、ここで得られた知見がどのような含意を持つかについての議論を行いたい。

## Ⅱ．分析の背景——選挙時における有権者のインターネット利用——

選挙の時に有権者がどれだけインターネットを利用して情報を獲得しようとしているかに関しては、外国において調査や研究の例がある。特にアメリカでは、比較的早い時期からインターネットと選挙との関係についての調査が実施されてきた。それらにおいては、多くの有権者がインターネットをつうじて選挙情報を入手するようになってきているとの報告がなされている。Rainie and Horrigan (2007) によれば、2002年の中間選挙時に、最も多くの選挙情報を得た媒体としてインターネットを挙げた回答者（一般的な成人を対象）の割合は約7パーセントであった。2004年選挙ではその割合は約18パーセントへと増加している。2006年中間選挙では約15パーセントと、2004年と比較して低下しているものの<sup>3)</sup>、それでも2002年と比べると倍以上になっている。

候補者によるウェブサイト限定してみればどうなのか。アメリカの2000年選挙時では、約14パーセントの有権者が候補者ウェブサイトアクセスした。2004年選挙では、その割合は約32パーセントに増加している（Owen 2006：31）。また、PEWリサーチ・センターが2004年選挙時に行った調査では、もっともひんぱんに選挙についての情報を入手した経路として候補者ウェブサイトを挙げたインターネット・ユーザーの割合は約6パーセントであった（Princeton Survey Research Associates International 2005）。2006年中間選挙については、選挙についての情報をインターネットで入手したインターネット・ユーザーのうち、約20パーセントが候補者によるウェブサイトアクセスしたとの結果が同センターによる調査によって示されている（Rainie and Horrigan 2007, Princeton Survey Research Associates International 2007）<sup>4)</sup>。2006年の選挙については、「考えを決めるのにネットで情報を探した」有権者が6000万人に達したとの報告もある（『日本経済新聞』2007年8月8日）。

アメリカ以外の国に目を向けてみよう。イギリスでは2001年総選挙時にインターネットによって選挙情報を入手したインターネット・ユーザーの割合は7パーセントであったが、2005年総選挙時には17パーセントへと増加している（Lusoli and Ward 2005：20）。オーストラリアでも、同様の傾向が見いだせる。インターネットで選挙情報を入手した有権者の割合は1998年から2004年の連邦議会選挙にかけて、4パーセントから12パーセントへと上昇している（McAllister and Gibson 2005：9）。EU諸国に関しては、国によって違いがあるものの、2004年の欧州議会選挙において、比較的多くの有権者が選挙情報を入手するためにインターネットを利用したとの報告がなされている（Lusoli 2005）。テレビや新聞といった主要メディアと比較すればまだまだ重要性は低いが、各国において、選挙情報の入手手段の一つとしてインターネットは重要な位置を占めつつある。

それでは、日本はどうか。日本におけるインターネットの社会的・政治的利用は、アメリカ

などと比較すればかなり限定されているとの指摘がある（池田 2006：284）。これについて、明るい選挙推進協会が国政選挙時に実施している有権者への調査結果を参照して確かめることにする。同協会による2000年衆院選時の調査からは、回答の選択肢にインターネットに関わる内容が付け加えられている。まず、選挙に関して「役に立ったか立たないかは別にして、あなたが直接見たり、聞いたり、すすめられたりしたもの」を問う主旨の質問に対して「インターネット・ホームページ上の選挙情報」を挙げた回答者の割合は、2000年衆院選では1.69パーセント（2299人中39人）、2001年参院選では2.03パーセント（2115人中43人）、2003年衆院選では1.35パーセント（2138人中29人）、2004年参院選では0.93パーセント（2143人中20人）であった（蒲島・蒲島 2001, 2002, 2004, 2005）<sup>5)</sup>。「今回の選挙で、あなたが役に立ったもの」をたずねる質問に対しては、インターネットを挙げた回答者の割合は、2000年衆院選では0.61パーセント（2102人中13人）、2001年参院選では0.90パーセント（1985人中18人）、2003年衆院選では0.64（2030人中13人）、2004年参院選では0.50パーセント（1970人中10人）だった（蒲島・蒲島 2001, 2002, 2004, 2005）<sup>6)</sup>。「見たり、聞いたりしたもの」であれ、「役に立ったもの」であれ、テレビや新聞などのマスメディアと比較すると、きわめて低い割合でしかない<sup>7)</sup>。

もっとも、2005年衆院選時に実施された調査では、インターネット・ホームページ上の選挙情報に接触したことのあるものは全体の3.0パーセント、それが有用だったと回答したものは1.4パーセントであり、わずかながらも増加する傾向が示されている（明るい選挙推進協会 2006）。対象を候補者ウェブサイト限定してみても、2003年衆院選から2004年参院選、そして2005年衆院選にかけて、候補者やその支援者のホームページを、「ほぼ毎日見る」「ときどき見る」「たまに見る」と回答した人の割合は、その絶対数はかなり少ないものの、わずかずつではあるが徐々に高くなっている傾向にあることが報告されている（小林 2007：238-239）。

### Ⅲ. 分析の視角

選挙情報の獲得手段としてインターネットを利用する人は、絶対数で見ればわが国ではまだまだ少ない。すでに述べたように、選挙情報の入手に関してインターネットの普及が社会に一定の影響を及ぼすためには、政治関係のウェブサイトに対して一定以上の数の人々がアクセスを行っている必要がある。この点で見れば、インターネットの影響はきわめて限定的であると現時点ではいわざるを得ないが、インターネットをとおして選挙情報を入手する人が増加する傾向にあることを考えると、今後はその影響も無視できないものとなる可能性が高い。

もっとも、これまでに紹介したインターネット利用についての数字は、あくまで全体的なアクセス状況の概要を示したものである。具体的にどのような政党の、どのような候補者のサイトに、どれだけのアクセスがあったのかは示されていない。いくら選挙関連サイトにアクセスしている人が増えたとしても、もしそれが特定の政党、あるいは候補者のサイトに集中してい

たのであれば、さまざまな候補者に関するより多くの情報が有権者にとって利用可能になるという望ましい状態からは、現状がかけ離れたものとなっているといわざるを得ない<sup>8)</sup>。

さらに、候補者ウェブサイトに対して有権者から多くのアクセスが行われたとしても、それがダウンズのいう合理的な投票につながるとは必ずしもいえない。単にアクセスしたかどうかだけでなく、「何のために」アクセスしたのかが、より重要だからである。従来の調査あるいは研究では、選挙関連のサイトにアクセスした経験の有無に焦点を合わせたものが多いが、どのような目的でそのようなサイトにアクセスしたのかという問題は十分に扱われてこなかった。すでに紹介した明るい選挙推進協会の調査では、選挙に関して役に立ったメディアの種類などをたずねることは行われているが、何のために役立ったのかという点が必ずしも明確ではない。

候補者によるウェブサイトに対してアクセスが行われた場合、そこにはどのような理由が存在するかについて考えてみよう。まず考えられるのは、リンクなどを辿っていくことによって偶然にそのサイトへ行き着いてしまった、ということである。インターネットの性質上、このような可能性があることは否定できない。しかしながら、テレビなどとは異なって、インターネットでの情報収集行動は能動的な性質を持っている（Bimber and Davis 2003 : 146）。特に、政治関連サイトの中でも、候補者ウェブサイトへのアクセスは特に能動性を必要とする行動であるとの指摘もある（Klotz 2004 : 64、境家 2006 : 96）。

一方で、インターネット・ユーザーが偶然ではなく、何らかの情報を獲得しようとして意図的にそのサイトへアクセスしている可能性があげられる。これに関してD' Alessio (1997) は、有権者によるインターネットへのアクセス行動について、次の2つのモデルを提示した。第1は、意思決定（decision making）モデルである。このモデルでは、有権者の選挙関連サイトへのアクセスは、投票意思の決定を行うための情報収集を目的としている、と捉えられる。第2は、ニュース収集（news-gathering）モデルである。その内容は、有権者は投票意思を決定するためというよりも、むしろ単なる選挙への興味もしくは関心を満たすためにサイトへアクセスしている、というものである。このような動機で有権者が選挙についての情報を収集することを、Fiorina (1990 : 337-338) はスポーツ・ファンが最良のチームや選手についての情報を熱心に集めることにたとえている。

インターネットを通じた選挙情報への接触が合理的な投票行動の決定を導く効果を及ぼすとする議論は、意思決定モデルで示された行動を多くの有権者がとっていることがその前提となる。ニュース収集モデルが想定するように単なる興味や好奇心をきっかけとしてアクセスしている場合、もしくはアクセスが偶然におこなわれた場合には、アクセス行動は投票行動へと直接的にはつながりにくくなる。そのような有権者が多くを占めているのならば、ウェブサイトを開設することによって有権者にアピールしようとする候補者側の意図にもかかわらず、今のところその得票効果には多くは望めないことになる<sup>9)</sup>。

そこで、これらの議論を踏まえて、以下の分析においては次の2つの作業をすすめていく。第1に、選挙期間中に候補者ウェブサイトに対して、どれだけのアクセスがあったのかを明らかにする。これについては、2005年衆院選の選挙期間中に著者らが実施した、候補者ウェブサイトへのアクセス状況についての調査データを用いる。所属政党、候補者の地位、選挙制度などの諸要因ごとのアクセス数を概観するとともに、どのような候補者サイトが多くのアクセスを集めているかについて、多変量解析を用いた検証を行う。

第2に、日本における意思決定モデルの妥当性を検証する。これについては、マクロおよびミクロの2つの視点からの分析を行う。マクロ的な視点からの分析においては、上述の候補者ウェブサイトへのアクセス状況に関するデータを用いて、アクセス数に現れた傾向からアクセスの意図を推定することを試みる。具体的には、選挙期間中におけるアクセス数を時系列的にとらえる。その変動状況に、有権者の意図が何らかの形で現れているのかどうかを最初に検討する。次に、小選挙区での候補者を対象として、その得票とサイトへのアクセス数との関係について検証を試みる。得票に影響を及ぼしている様々な要因をコントロールした上で、サイトへの多くのアクセスを集めた候補者ほど多くの票を獲得しているという傾向がなおも見いだせるのならば、それはサイトへのアクセスと投票との間に何らかの関連があるとの予想を補強する結果であると思えらるだろう。

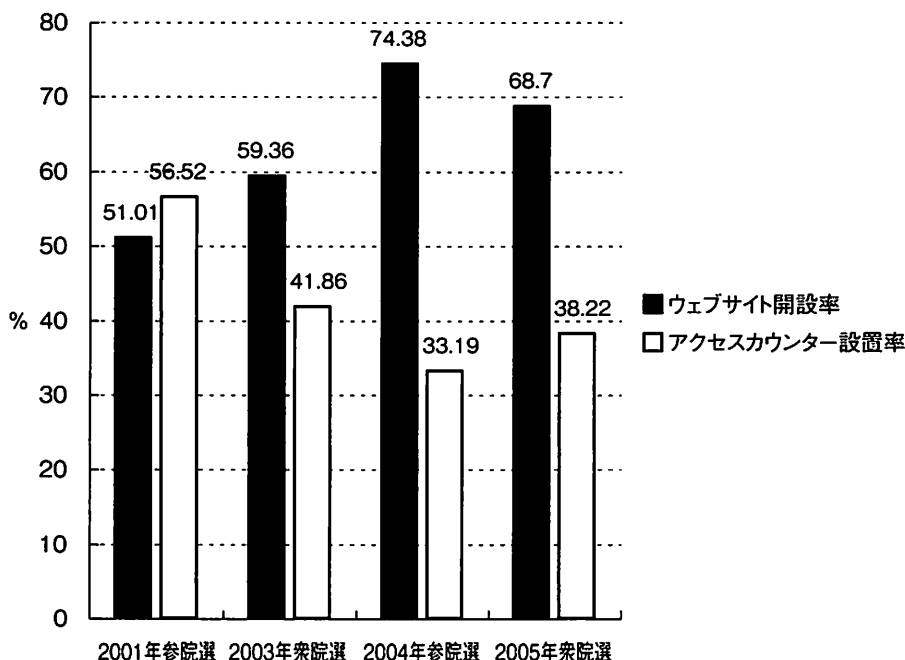
ただし、このようなマクロ・データによる分析だけで、ミクロレベルの行動である投票意思の決定が行われているかどうかを検証することには限界がある。たとえば、投票の参考とするためにある候補者サイトへアクセスしたとしても、その結果として当該候補者への投票を取りやめた場合には、アクセスと投票との関連性が表れてこないからである。このような問題に対して、2005年衆院選の際に著者らが実施した有権者を対象とするサーベイ調査のデータを用いることによって対処する。実際に候補者ウェブサイトへアクセスした経験のある有権者を対象として、どのような目的でそれが行われたのかを有権者個人のレベルで検証する。

#### IV. 調査方法

2005年衆院選では、どのような候補者のサイトに、どれだけのアクセスが行われていたのか。調査で得られたデータを用いてそれを明らかにする前に、調査の概要について説明を行いたい。

アクセス数のデータは、2005年衆院選における候補者ウェブサイト上に設置されたアクセスカウンターの数字を計測することによって入手した。同選挙においては、全候補者1131名のうちの68.70パーセントにあたる777名がウェブサイトを持していることがわれわれによる調査によって明らかになった<sup>10)</sup>。そのうち、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ウェブサイトは297（770の候補者サイトの中での38.6パーセント）であった<sup>11)</sup>。図1は、2001

図1：ウェブサイト開設率およびアクセスカウンター設置率の推移



年参院選から2005年衆院選までの4回の国政選挙における候補者ウェブサイト開設率とアクセスカウンター設置率の推移を示したものである。アクセスカウンター設置率は、候補者によるウェブサイトのうち、アクセスカウンターが設置されていたサイトの割合である。2005年衆院選をのぞいては、2001年参院選から2004年参院選にかけてサイト開設率は増加する傾向にあるが、アクセスカウンター設置率についてはそのような傾向は見出せない。衆院選に限っては、前回の2003年からむしろ低下している。

これら297のサイトに対して、2005年8月30日の公示日から投票日である9月11日までの12日間、そして、その前後にあたる8月27日から8月29日までの3日間および9月12日から9月14日までの3日間を加えた合計18日の期間中に毎日アクセスを行って、アクセスカウンターの数値を記録する作業を行った。この作業においては、ウェブサイトの内容保存用アプリケーションを利用することによって、できるかぎり同一時間帯に記録を保存する措置を施した。ただし、何らかの原因で特定のサイトへのアクセスが不可能な日があり、調査全期間にわたってデータが入手できたのは243ケースであった。2005年8月30日の公示日から投票日である9月11日までの12日間に限定すれば、272のケースで全期間のデータが得られている。ただし、その中には、カウンターの数字が何らかの理由によって、1日で明らかに異常な増加を示したケースが1つ、そして、明らかに泡沫候補でありながら、インターネット上の掲示板などで評判になることによってきわめて多数のアクセス数を記録したケースが1つ、それぞれ含まれている<sup>12)</sup>。

これら2つの特異なケースを排除した上で、以降においては8月27日から9月14日までの完全なデータが得られた241ケースを「全調査期間データ」、8月30日から9月11日までの完全なデータが得られている270ケースを「選挙期間データ」と、それぞれと表記する。

われわれがかつて実施した2003年衆院選における候補者ウェブサイト調査では、2003年10月25日から11月12日までの19日間にデータを収集した（公示日は同年10月28日、投票日は11月9日）。結果として、すべての日においてアクセス数のデータが得られたサイトの数は184であった（岡本・石橋・脇坂 2004：94）。それと比較して、今回の調査ではかなり多くのケース数が確保されたことになる。

## V. 分析データの概要

ここで、データの概要を、所属政党、候補者の地位、立候補タイプごとに示しておく。表1には、全調査期間データおよび選挙期間データにおける政党ごとのケース数と、全体数に占めるそれぞれの割合が示されている。自民党と民主党の両党が占める割合が75パーセント以上と、やはり高くなっている。候補者全体（1131名）においては、自民党および民主党候補の占める割合は、それぞれ30.59パーセント（346名）と26.43パーセント（299名）であった。それに対して、われわれの分析対象では自民党候補に比べて民主党候補の割合が少し高いことになる。これには、ウェブサイトの開設率自体で、民主党が自民党を上回っていたことも関係していると考えられる<sup>13)</sup>。また、候補者全体の中で共産党候補の占める割合は25.81パーセント（1131名中292名）であったが、それと比較してわれわれのデータでは約7パーセントと低くなっている。これについても、共産党候補のサイト開設率が他党と比べて低かったこと（27.05パーセント：292名中79名が開設）が関係していると推測される。なお、候補者全体の中で1.23パーセント（1131名中14名）を占める国民新党からの候補者は、ここでの分析対象には含

表1：分析対象ケースの政党別内訳

	8/27から9/14までのデータ (N=241)	8/30から9/11までのデータ (N=270)
自民	88 (36.51)	94 (34.81)
民主	93 (38.59)	109 (40.37)
公明	18 (7.47)	18 (6.67)
社民	9 (3.73)	10 (3.70)
共産	17 (7.05)	19 (7.04)
新党大地	1 (0.41)	1 (0.37)
無所属	15 (6.22)	18 (6.67)
新党日本	0 (0.00)	1 (0.37)
計	241	270

\*括弧内は%。

\*四捨五入を行っているため、%の合計は必ずしも100にはなっていない。



まれなかった。それ以外の政党については、われわれのデータは候補者全体の政党別内訳をほぼ反映している。

候補者の地位別に見れば、前職が全調査期間データでは241ケースの中で155ケース（64.31パーセント）を、そして選挙期間データでは270ケース中168ケース（62.22パーセント）をそれぞれ占めていた。候補者全体では前職候補の割合は40.40パーセント（1131名中457名）だったので、われわれの分析ケースは前職をやや過分に含んでいることに留意しておく必要がある。さらに立候補タイプ別で見れば、全調査期間データでは小選挙区のみ立候補が33ケース（241ケースのうち13.69パーセント。以下同じ）、重複立候補が186ケース（77.17パーセント）、比例のみ立候補が22ケース（9.12パーセント）であった。選挙期間データでは、小選挙区のみ立候補が38ケース（270ケースのうち14.07パーセント。以下同じ）、重複立候補が204ケース（75.55パーセント）、比例のみ立候補が28ケース（10.37パーセント）となっている。候補者全体で見れば、小選挙区のみ立候補が352名（1131名のうち31.12パーセント。以下同じ）、重複立候補が637名（56.32パーセント）、比例のみ立候補が142名（12.55パーセント）という割合となっていた<sup>14)</sup>。候補者全体における割合と比較した場合、われわれの分析ケースでは重複立候補の占める割合がやや高くなっていると同時に、小選挙区のみ立候補の割合が少し低めになっている。以上のような問題が含まれているものの、われわれのケースは候補者全体の属性分布からさほどかけ離れたものではないと考えられる。

## VI. 候補者ウェブサイトに対してどれだけのアクセスがなされたのか

小林（2007）では、選挙期間中に候補者ウェブサイトへアクセスした経験を持つ人の割合がわが国でも増えてきていることが示されているが、具体的にどのような候補者のサイトにどれだけのアクセスがあったかについてまでは明らかにされていない。以下では、アクセス数データのうち8月30日の公示日から9月11日の投票日までの13日間における選挙期間データに焦点を合わせて、それについて詳しく検討する。

### 1. アクセス総数の概要

まず、アクセスの総数に目を向けたい。対象となる計270のウェブサイトに対して、上記の13日間に合計で958,823のアクセス数が記録された。1日あたりの平均アクセス数は73,755.61であり、候補者1人あたりでは3,551.19であった。1日の候補者1人あたりの平均では、273.16となる。過去の選挙においてわれわれが行った調査から得られたデータと、この数字を比較してみたい（岡本・石橋（2004）、岡本・石橋・脇坂（2004）、岡本・石橋・脇坂（2006））。選挙ごとに調査期間およびケース数が異なるため、1日の候補者1人あたりの平均アクセス数で見れば、2001年参院選では162,211（調査期間は21日、ケース数は51、総アクセス数は

173,728)、2003年衆院選では189,136(調査期間は19日、ケース数は184、総アクセス数は661,220)、2004年参院選では349,334(調査期間は20日、ケース数は66、総アクセス数は461,122)となっている。2001年参院選から2004年参院選にかけては、1日の候補者1人あたり平均アクセス数に増加傾向が見られるものの、2005年衆院選ではそれが減少に転じたことになる<sup>15)</sup>。

ただし、参議院選挙と衆議院選挙というレベルの違う選挙での数字を、単純に比較することには問題がある。また、調査対象となった2回の参議院選挙における分析ケースには、マスコミなどをつうじて一般に知名度が高い候補者が何名か含まれていた。それらの候補者によるサイトはきわめて多くのアクセス数を記録したために、その分だけ数字が押し上げられている。さらに、2001年参院選から2004年参院選までの3回の選挙におけるデータには、選挙期間と投票日だけではなく、その前後数日間の数値がそれぞれ含まれていることにも留意しておく必要がある<sup>16)</sup>。

候補者個人レベルでのアクセス数に目を向ければ、最大値は45031、最小値は367であった。標準偏差は5,273.17となっており、候補者ごとのばらつきが大きいことがわかる。コルモゴロフ-スミルノフの検定では、アクセス数の分布が正規分布に従うとの帰無仮説が1パーセント未満で棄却される。表2は、アクセス数の上位20名および下位20名を示したものである。この表からは、アクセス数の上位に前職が比較的多く並ぶこと、そしてアクセス数の下位には比例単独候補が多くなっていることなどが見て取れる。このような傾向が全体のデータにおいても見いだせるかどうかを、以下で検討する。

表2：アクセス数上位および下位20名のリスト

(1) アクセス数上位20人					(2) アクセス数最下位から20人				
氏名	アクセス数	所属政党	候補者の地位	選挙区	氏名	アクセス数	所属政党	候補者の地位	選挙区
藤野真紀子	45031	自民	新人	愛知 4	柿沼綾子	367	共産	新人	埼玉 11
加藤尚彦	40714	民主	前職	神奈川 3	梶川康二	428	民主	新人	東京 (比)
鈴木宗男	31359	新党大地	元職	北海道 (比)	神野吉弘	436	民主	新人	東京 (比)
小池百合子	27586	自民	前職	東京 10	鈴木千賀子	442	共産	新人	埼玉 12
西村眞悟	24345	民主	前職	大阪 17	竹内譲	518	公明	元職	近畿 (比)
羽柴秀吉	23365	無所属	新人	神奈川 11	中林佳子	524	共産	元職	中国 (比)
辻元清美	20425	社民	元職	大阪 10	外山庸	528	民主	新人	宮崎 3
菅直人	19675	民主	前職	東京 18	中沢健	529	民主	新人	南関東 (比)
青木愛	17029	民主	前職	千葉 12	松田仁	542	自民	元職	中国 (比)
松原仁	14184	民主	前職	東京 3	富田茂之	570	公明	前職	南関東 (比)
志位和夫	12901	共産	前職	南関東 (比)	廣田まゆみ	587	民主	新人	北海道 (比)
中川秀直	12335	自民	前職	広島 4	安次富修	589	自民	新人	沖縄 2
高市早苗	11341	自民	元職	奈良 2	東順治	606	公明	前職	九州 (比)
江田憲司	9691	無所属	元職	神奈川 8	斉藤鉄夫	631	公明	前職	中国 (比)
逢坂誠二	9473	民主	新人	北海道 (比)	仲村正治	633	自民	前職	九州 (比)
西村康稔	8855	自民	前職	兵庫 9	黒木健司	658	民主	新人	宮崎 2
菅源太郎	8565	民主	新人	岡山 1	中村徹夫	659	民主	新人	岡山 3
城内実	8331	無所属	前職	静岡 7	田村貴昭	661	共産	新人	福岡 10
山崎拓	8254	自民	前職	福岡 2	小野寺五典	670	自民	前職	宮城 6
滝実	7838	新党日本	前職	奈良 2	宮国忠広	673	民主	新人	沖縄 4

## 2. 各種要因ごとに見たアクセス数の概要

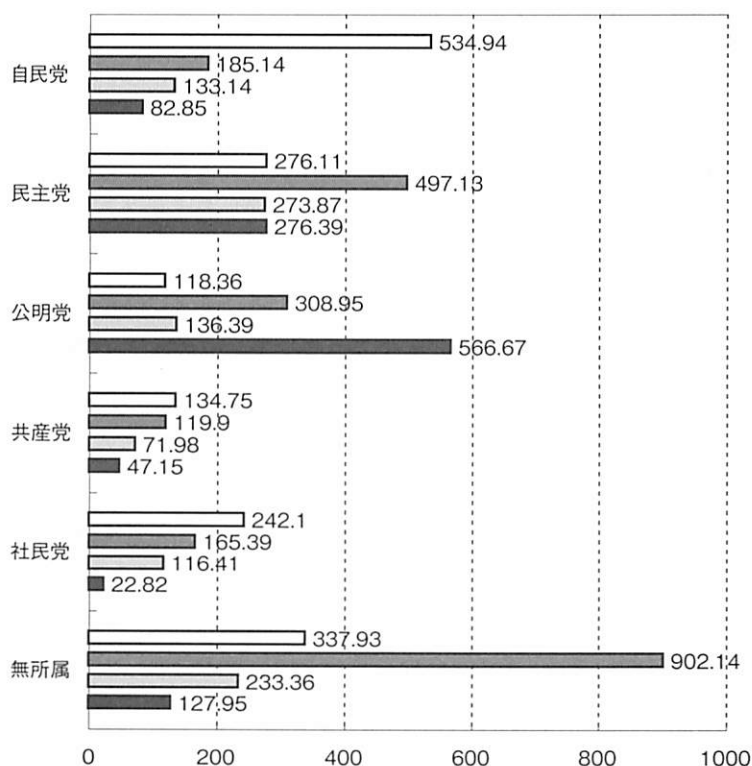
ここでは、所属政党、立候補タイプ、候補者の地位の3つの要因に注目して、それぞれにおけるアクセス数の状況を概観する。

### （1）所属政党

境家（2006：109）は、日本における「2大政党」すなわち自民党および民主党への有権者による情報アクセスの集中が、政党ウェブサイトのみならず候補者ウェブサイトのレベルでも生じていることを、2001年参院選のデータを用いて示した。2005年衆院選においても同様の傾向が見いだせるかどうか、まず問題となる。

所属政党ごとのアクセス数については、図2で示されている。これは、候補者1人あたり1日の平均アクセス数である。比較のために、2001年参院選、2003年衆院選、2004年参院選におけるデータも併せて示した。なお、新党日本および新党大地は、それぞれ1ケースしかデータに含まれていないので図からは除いている<sup>17)</sup>。2005年衆院選にまず注目すると、自民党候補のアクセス数をもっとも多く、無所属候補、そして民主党候補と続く。注目すべきは、自民党候補と民主党候補との間のアクセス数の差である。すなわち、自民党候補の1人あたり1日の平

図2： 政党別1日1人あたり平均アクセス数



均アクセス数は、民主党候補のそのの2倍近くとなっている。前回の2003年衆院選では、民主党候補によるサイトへのアクセス数が自民党候補の2倍以上になっていたことと対照的である。

2005年衆院選では、自民党が解散時の212議席から296議席へと大きく勢力を拡大した一方で、民主党は177から113へと議席数を減らした。両党におけるアクセス数の違いは、このような選挙の結果自体を反映しているともいえる。ただし、このことがウェブサイトへのアクセス行動と投票行動との間の関連を示すものかどうかについては、後に検証する。

無所属候補によるサイトへのアクセス数が自民党候補に次いで多く、民主党候補へのアクセスよりも多くなっていることについては、2006年7月5日に衆議院で郵政民営化法案に反対票を投じた結果として無所属で立候補することになった、いわゆる「造反組」の元自民党前職がそこに8名含まれていることが関係している可能性がある<sup>18)</sup>。これら8名は、本来ならばアクセス数が最も多かった自民党から立候補していた可能性が高い。さらに、後に見るように、新人候補と比べて前職候補によるサイトは、より多くのアクセスを記録する傾向があった。加えて、造反組の候補に対する一般からの注目度が特に高かったであろうことは、公示日以前におけるマスメディアの報道内容からも予想できる<sup>19)</sup>。これらの要因が造反候補によるサイトへのアクセス数を増加させて、結果的に無所属候補全体のアクセス数を押し上げている可能性もある。

そこで、8名の造反組候補におけるアクセス数に注目すると、1人あたりの平均は3063.13であり、その1日あたりの平均は235.62であった。これは、自民党や民主党だけでなく、公明党の候補よりも少ない数字である。当該の8名の候補を取り除いた上での無所属候補における1人あたり平均アクセス数は5457.10（5パーセントトリム平均は4690.56）、その1日あたりの平均は419.77となっており、8名の候補を含めた場合よりも増加している。このように、少なくともわれわれのデータでは、郵政造反候補であったことは、特に多くのアクセスを集める要因とはなっていない。それよりもむしろ、閣僚経験があり今回の選挙で当選した中村喜四郎、元衆議院議員であり今回当選した江田憲司、そしてこれまで多くの選挙に立候補していることで知られる羽柴秀吉など知名度が高い候補がケースの中に含まれていることが、無所属候補全体のアクセス数を一定程度押し上げていると考えられる。実際、先に示した表2では、江田候補や羽柴候補はアクセス数の上位に位置している<sup>20)</sup>。

各選挙を時系列的に見れば、2001年参院選から2005年衆院選に架けてアクセス数が増加していく傾向を示しているのは、自民党候補、共産党候補、社民党候補である。これは、社会におけるインターネットの普及と軌を一にしている。一方で、図2から見て取れるように民主党候補、公明党候補、無所属候補については、そのような一貫した増加傾向を示していない。衆院選だけで比較するならば、無所属候補では2003年から2005年にかけてのアクセス数は増加している。しかし、民主党候補ではほとんど変化が見られず、公明党候補にいたっては2005年の方

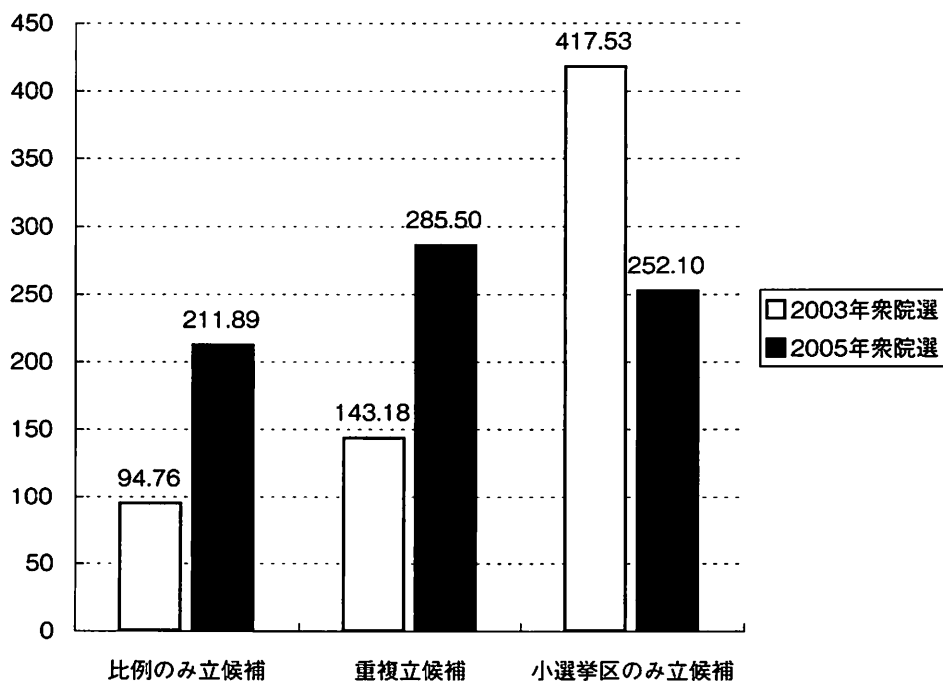
が少なくなっている。ただし、先述のように各選挙での調査時期がやや異なるために、単純な比較には注意すべきである。

## （２）立候補のタイプ

立候補タイプ別では、小選挙区のみ立候補におけるアクセス数の平均は3277.34（標準偏差は3995.51。以下、標準偏差をSDと略記する）、重複立候補では3711.55（SD=5349.05）、比例代表のみ立候補では2754.57（SD=6251.09）となっている。標準偏差から明らかなように、アクセス数の分布にはかなりのばらつきがある。そこで、5パーセントトリム平均で見れば、小選挙区のみ立候補では2680.92、重複立候補では2810.17、比例代表のみ立候補では1587.55との結果であった。5パーセントトリム平均では小選挙区のみ立候補と重複立候補との差が縮まったが—それとともに、比例代表のみ立候補と他の2つのタイプとの差は大きくなっているが—、アクセス数の少ない順から並べて、比例代表のみ立候補、小選挙区のみ立候補、重複立候補となっていることについて変わりはない。クラスカル-ウォリス検定では、立候補タイプによってアクセス数に有意な差が生じていることが1パーセント未満の水準において確かめられる<sup>21)</sup>。

図3では、候補者1人あたり1日の平均アクセス数を用いて、2003年衆院選におけるデータ

図3：立候補タイプ別1日の1人あたりアクセス数



との比較を示している。2003年では、小選挙区のみ候補者におけるアクセス数が最も多かった。だが、すでに指摘したように、2005年では小選挙区のみ立候補との差はわずかではあるものの、重複立候補へのアクセス数が最も多くなっている。その一方、比例のみの候補者によるサイトへのアクセス数が最も少なくなっていることは、2003年と2005年に共通する特徴である。

### （3）候補者の地位

候補者の地位については、前職（N=168）、新人（N=27）、元職（N=75）の3つのタイプに分類して検討を行う。1人あたりの平均アクセス数では、前職で3605.66（SD=4701.88）、新人で2888.60（SD=5794.64）、元職で5052.85（SD= 6818.62）という結果となった。元職候補のサイトが相対的に最も多いアクセスを記録していることについては、鈴木宗男候補や辻元清美候補などのきわめて多くのアクセス数を記録したケースが含まれていることが、その原因の一つであると推測できる。ただし、5パーセントトリム平均で見ても、前職が2829.16、新人が1937.63、元職が4000.73となっており、元職が最も多くなっていること、そして新人候補が最も少ないことには変わりはない。クラスカル-ウォリス検定の結果も、3つのタイプにおいては1パーセント未満の水準でアクセス数に有意な差があることを示している（ $\chi^2=16.624$ ,  $p < .000$ ）。

2003年衆院選では、前職における候補者1人あたりの平均アクセス数は4574.90（N=114、SD=14311.46）、新人では1861.44（N=57、SD=1933.37）、元職では2819.77（N=13、SD=4540.07）となっていた。5パーセントトリム平均は、同じ順でそれぞれ2607.26、1617.49、2819.77であり、アクセス数の多寡の点で3者間の順位は変わらない。前職にせよ元職にせよ、1度でも議員の職に就いたことがある候補のサイトがまったくの新人候補よりもより多くのアクセスを集めているという点で、2003年と2005年には共通する傾向がある。

### 3. アクセス数に影響を及ぼす要因——多変量解析を用いた分析——

以上においては、所属政党、立候補のタイプ、候補者の地位の3つの要因に注目して、それらとアクセス数との関連を2変数関係として検討した。そこでは、第1に自民党候補によるサイトが他党候補のそれよりも多くのアクセスを集めている傾向があること、第2に立候補タイプによってアクセス数に違いがあること、とりわけ比例代表のみの候補者によるサイトへのアクセスは相対的に少なくなっていること、第3に新人候補よりも、前職および元職のサイトのほうがアクセスは多くなっていることなどが明らかになった。

本節では、他の要因からの影響がコントロールされた上でも、なおこのような諸要因の影響が見いだせるかどうかを確かめるために、多変量解析を用いた分析を行う。被説明変数とするのは、各候補者によるウェブサイトへの合計アクセス数である。これについて、全調査期間デー

タ（8月27日から9月14日までの期間におけるアクセス数のデータ）、そして選挙期間データ（8月30日から9月11日までの期間におけるアクセス数のデータ）の2つを用いて、別個に分析を行う。なお、全調査期間データにおいても、前職および自民党候補でアクセス数が多くなっていること、比例のみ立候補者へのアクセス数が少ないことなどの、選挙期間データにあらわれていた諸傾向が同様に見いだせる。2つのデータの間には、大きな特徴の違いはない<sup>22)</sup>。各サイトへのアクセス数の分布には、どちらのデータにも右に裾を引く形で歪みが見られる<sup>23)</sup>。そのため、ここでは自然対数変換を施した値を分析に用いる（Horiuchi 2004）。

上で取り上げた候補者の所属政党、立候補のタイプ、そして候補者の地位の3つの要因については、次のように操作化を施した上で説明変数として扱う。所属政党については、自民党候補を参照基準として、民主党候補ダミー、公明党候補ダミー、社民党候補ダミー、共産党候補ダミー、新党日本ダミー、新党大地ダミーおよび無所属候補ダミーの計7つの変数を分析に投入する。それぞれにおいて、それらの政党からの立候補である場合には1、それ以外には0の値を与えている<sup>24)</sup>。立候補タイプについては、比例代表のみで立候補している候補者の場合は1、小選挙区のみで立候補および重複立候補の場合は0となるダミー変数として扱う。候補者の地位としては、候補者の当選回数を用いる。ただし、当選回数を重ねることが線形的にアクセス数に影響を及ぼすとは考えにくいいため、ここでは当選回数に1を加えた上で自然対数変換を施したものを分析に投入する。

これら3つの変数以外に、アクセス数に影響を及ぼすと予想される要因として、ウェブサイトの内容、インターネットの普及に関わる選挙区の特性、選挙の競争度合の3つを分析に投入する。

ウェブサイトへどれだけのアクセスがあるかは、候補者個人に関わる特性のみではなく、そのサイトの内容にも関連があると予想できる。一般的には、サイトの内容が何らかの点で魅力的である場合、あるいは有益な場合の方が、そうでない場合よりも多くのアクセスを集めると考えられるだろう。このことを、岡本（2007）によるサイトの内容を数値化したデータを、説明変数として用いて検証する。具体的には、ウェブサイトの機能として相互作用性、情報提示、プレゼンテーション、アクセスの容易性の4つに注目して、それぞれに関連する合計20のサイト内容に関わる項目を選び出す。各項目がウェブサイト上に存在する場合には1ポイント、そうでなければ0ポイントを与えて、それらをサイトごとに加算することによって、ウェブサイトの洗練度を測る指標と見なすことにする。分析に際しては、それを標準得点化したものを用いた。より多くの項目を含んでいるサイトほど内容が洗練されているとの前提により、値が高いほどウェブサイトの洗練度が高いことを示している<sup>25)</sup>。すでに述べたように、内容が充実しているほどウェブサイトへのアクセスが多くなるとするならば、この変数における係数の符号は正となることが期待される。

ウェブサイトへのアクセスの多さは、アクセスを行う可能性のあるインターネット・ユーザ

一がどれだけいるかによっても影響を受けるだろう。ほとんどの場合は、特定のサイトに世界中のどこからでもアクセス可能であるが、候補者ウェブサイトの場合には、それぞれの選挙区でのインターネット普及度がアクセスの数に特に影響を及ぼすと予想できる。選挙区といっても、衆院選における比例ブロックは広すぎてその内部での多様性が高いと考えられるため、ここでは小選挙区およびその候補者（小選挙区のみ候補者と重複立候補者）に焦点を合わせて、そこでのインターネットの普及度がアクセス数に及ぼす影響を検証する。ただし、一般に利用できる地域ごとのインターネット普及度のデータは、最小でも都道府県単位である。そこで、都市化の度合いとインターネット普及度との間には密接な正の相関があることに着目して、各選挙区の人口集中地区人口比率を代理指標とし、選挙区特性についての変数として用いる<sup>26)</sup>。都市化が進んだ選挙区ほどインターネットを利用する有権者が多く、それゆえに、そこでの候補者によるサイトへのアクセス数も多くなるとの仮説が支持されるならば、この変数における係数の符号は正になると予想される。

さらに、選挙の競争度合いがアクセス数にどのような効果をもたらすかについて検証したい。ダウنز（1980）の議論に従えば、選挙が接戦であるならば、有権者は自分の投じる一票がより価値のあるものになると予想する。そのときには、有権者の投票に対する関心は高まるだろう（Huckfeldt et.al. 2007: 800-801）。Larcinese（2007）はイギリスの選挙データを用いて、選挙の接戦度が高くなるほど、有権者は候補者のプロフィールや公約などのより多くの政治情報を獲得しようとする傾向があることを明らかにしている。以上のことから、選挙の接戦度の高まりは、候補者への関心の増大をとおして、候補者ウェブサイトへのアクセスを増加させる効果を及ぼすと予想できる。

問題となるのは、接戦度の指標である。実際には、候補者サイトへのアクセスには、有権者が選挙期間中に持った競争度合いについての認知がより強く関係すると推測される。それを測るための最良の方法は、選挙期間中に有権者に対してサーベイ調査を実施して、そのデータを用いることである（Larcinese 2007: 259）。しかしながら、2005年衆院選については有権者レベルでの接戦の認知を示すデータは利用できない。代替案として前回選挙の結果を用いる方法があるが、選挙の間で投票行動の大きな変動があった場合には、それをそのまま用いることは問題である。2005年衆院選では自民党が大幅に議席を増加させたため、前回2003年衆院選との間に無視し得ない投票行動の変動があったとも考えられる。また、同一選挙区で前回選挙と候補者が異なっている場合には、その選挙区のケースは使えない。それを排除すると、元々さほど多いとはいえないケースの数がさらに制限されたものになってしまう。

このような理由で、ここでは2005年衆院選の小選挙区における各候補者の得票数を、そこでの当選者の得票数で割ったものを選挙の接戦度の指標とする。当選者については、2位となった候補の得票数をその当選者の得票数で割ったものを用いる。すなわち、当選した候補者についてはどれだけ他の候補者に迫られたのか、そして落選者については当選者にどれだけ迫った



のかを選挙の競争度合と見なしている。この指標は選挙の事後的な結果を用いているため、実際の選挙結果と、有権者による選挙期間中の接戦度の認知との間にずれがあった場合には、接戦度の影響は出にくくなることに注意しておく必要がある<sup>27)</sup>。

ここで用いられる選挙区特性および選挙の競争度合についてのデータは、小選挙区に関してのみ利用可能である。それゆえ、これら2つの要因が及ぼす影響を推定するために、小選挙区での立候補者（小選挙区のみ候補と重複立候補）だけを対象とした分析を別に行う。

以上に加えて、候補者の個人的属性に関わる年齢（投票日の実年齢）、学歴（大卒以上を1、それ以外を0とするダミー変数）<sup>28)</sup>、性別（男性を1、女性を0）の3つをコントロール変数として分析に用いる。

分析に当たっては、通常最小二乗法（OLS）を用いた<sup>29)</sup>。その結果は、表3に示されている。なお、8月27日から9月14日までのアクセス数データには、新党日本からの候補者は含まれていない。また、小選挙区での候補者のみを対象とした分析には、新党大地のケースは含まれなかった。

アクセス数との関係を先に検討した、所属政党、立候補タイプ、候補者の地位の3つから見ていきたい。全体的に、これらの要因についての多変量解析の結果は、2変数関係についての

表3：アクセス数を従属変数とするOLSの結果

説明変数	モデル1 8月27日－9月14日 (ln)		モデル2 8月27日－9月14日 (ln)		モデル3 8月30日－9月11日 (ln)		モデル4 8月30日－9月11日 (ln)	
	非標準化係数	p 値	非標準化係数	p 値	非標準化係数	p 値	非標準化係数	p 値
民主党	-.016	.895	-.143	.200	-.076	.488	-.193	.046
公明党	-.534	.038	-.832	.007	-.422	.063	-.802	.004
共産党	-.678	.003	-.864	.001	-.676	.001	-1.050	.000
社民党	-.573	.051	-.560	.051	-.402	.123	-.595	.021
無所属・諸派	.324	.154	.507	.013	.254	.189	.370	.027
新党日本					1.118	.138	1.132	.082
新党大地	2.879	.001			2.956	.000		
比例代表のみ 立候補	-.645	.007			-.725	.000		
当選回数 (ln)	.481	.000	.435	.000	.397	.000	.315	.000
ウェブサイト の内容充実度	.077	.199	.096	.081	.101	.054	.089	.055
DID人口比率			.010	.000			.012	.000
選挙の接戦度			.552	.061			.244	.328
年齢	-.021	.001	-.017	.004	-.017	.003	-.013	.011
学歴	-.452	.114	-.595	.030	-.266	.261	-.353	.108
性別	-.674	.000	-.846	.000	-.587	.000	-.734	.000
定数	10.143	.000	.9294	.000	9.111	.000	8.351	.000
N	241		219		270		242	
F 値	7.279	.000	10.615	.000	8.074	.000	12.246	.000
Adjusted R <sup>2</sup>	.239		.346		.255		.378	

検討から見いだされた傾向とほぼ合致している。所属政党にまず目を向ける。分析モデルによって細かい結果はやや異なっているが、係数の符号に注目してみれば、民主党、公明党、共産党、社民党の各ダミー変数におけるそれは負となっている。参照基準は自民党候補であるため、これら4つの党の候補者によるサイトへのアクセス数は、自民党候補によるサイトへのアクセス数と比較して、少なくなる傾向があることがわかる。特に共産党ダミーはすべてのモデルで1パーセント水準でも有意、社民党ダミーはモデル4で5パーセント水準、そしてモデル1および2において10パーセント水準ではあるが、有意な結果を示している。無所属・諸派ダミー変数の係数がいずれも正であり、しかも2つのモデルで有意となったことも、2変数による分析結果と合致する。これについて、「造反組」の元自民党前職が含まれている効果が作用している可能性を考慮して、それをコントロールするために「造反組」である場合には1、それ以外は0となるダミー変数を投入して分析を行ってみた。結果は省略するが、そのダミー変数は10パーセント水準でも有意とはならず、他の結果についても「造反組」ダミー変数を含まない場合とほとんど変わりはなかった。先に指摘したように、非「造反組」の無所属候補の中に知名度の高い候補が含まれていたことが、このような結果をもたらしたと推測できる。

立候補タイプについて見れば、比例のみ立候補ダミー変数における係数の符号は負となっており、モデル1と3で1パーセント以下の水準で有意となった（モデル2および4は小選挙区の候補者のみを分析対象としているため、比例のみダミーは分析に含まれない）。これは、小選挙区のみ候補あるいは重複立候補と比べて、比例代表のみの候補によるサイトはアクセス数が少なくなる傾向があることを示している。候補者の地位についても明白な結果があらわれている。4つの分析モデルすべてにおいて、候補者の当選回数は1パーセント以下の水準で、有意な正の影響をアクセス数に及ぼしている。すなわち、当選回数を重ねた前職候補ほど、そのサイトはより多くのアクセスを集める傾向がある。候補者の地位を「前職」「元職」「新人」の3つに分類して、それらとアクセス数との関連を検証した先ほどの結果では、元職、前職、新人の順で多くのアクセスを集めていた。ここでの分析では、元職と前職とを区別せずに当選回数だけを説明変数として用いているため、元職も新人と同じく当選回数0回として扱われている。他の要因からの影響をコントロールした上で、それでもなお当選回数が有意な正の影響を及ぼしているということは、議員として当選を重ねてキャリアを積んでいくことが、サイトのアクセス数に無視し得ない効果を及ぼしていることを示している。

次に、サイトの内容、選挙区特性、選挙の競争度について検討したい。これら3つの変数に関して、係数の符号はすべての分析モデルにおいて予想どおり正となった。サイトの内容については、それが充実しているサイトほど多くのアクセスを集める傾向があるといえる。ただし、内容の充実度が有意な結果を示したのは分析モデル2、3、4のみであり、いずれも10パーセント水準においてのみである。それに対して、選挙区特性は2つの分析モデルの双方で、1パーセント以下の水準で有意となった。選挙区の都市化はインターネットの普及を介して、

そこでの候補者によるサイトへのアクセスを増加させていると考えられる。だが、都市化の進展が及ぼす影響の範囲は、インターネットの普及だけにとどまらない。それがインターネットの普及以外の要因を介してアクセスに影響を及ぼしている可能性は捨てきれないが、このデータでは検証することはできない。選挙の競争度については、分析モデル2においてのみ10パーセント水準で有意となった。接戦度がアクセスに影響を及ぼしていることを強く支持する結果ではない。

候補者ウェブサイトへのアクセスに影響を及ぼす要因については、これまでほとんど体系的な分析は行われてこなかった。それゆえに、ここでの分析は探索的なものとしても位置づけられるため、コントロール変数としての候補者の個人的属性に関わる要因についても解釈を加えておく。年齢および性別は、4つのモデルすべてにおいて5パーセント水準で有意となっている。いずれも、係数の符号はすべて負となっており、年齢については、若い候補者によるサイトほど多くのアクセスを集めたということになる。性別では、女性候補によるサイトが男性候補によるそれと比べて、相対的に多くのアクセスを集めているとの結果が得られた。女性候補の数は現在でも相対的に少ないために、それだけ注目を集めているのかもしれない。学歴については、係数の符号が負となっている。大卒以上の学歴を有する候補者のサイトほどアクセスが少ないことを意味するが、5パーセント水準で有意な影響を及ぼしていたのは分析モデル2においてのみであった。

インターネットによる選挙運動は、候補者間の平等をもたらすとの見方がある（大田2007）。しかしながら、以上の分析は、候補者サイトへのアクセスはけっして均等な形で行われているのではないことを示している。特に、自民党候補によるサイトは、野党候補、とりわけ共産党や社民党候補によるサイトなどと比べて、より多くのアクセスを集める傾向がある。また、候補者の当選回数が多いほど、そのサイトへのアクセスは多くなっていた。候補者に対する認知がもともと低かったならば、その候補者によるウェブサイトへのアクセスも少なくなるとの指摘がある（境家 2006：99, Bimber and Davis 2003：110-123）。一般的に、中小政党よりも大政党の候補者の方が、そして新人候補よりもベテラン候補の方が、有権者による認知は高いと考えられるだろう。それゆえ、ここでの分析結果はその指摘と適合的といえる。このような傾向の一部は、実は2003年衆院選および2004年参院選においてもあらわれていた<sup>30)</sup>。さらに、都市化の進んだ選挙区における候補者ほど、そのサイトに多くのアクセスを集めていることが示された。これは、選挙区の間でのデジタル・ディバイドが存在する可能性を示唆している。

## Ⅶ. 何を目的として候補者ウェブサイトへのアクセスが行われたのか——ウェブサイトへのアクセス数データを用いた検証——

### 1. ウェブサイトへのアクセスと投票

「Ⅲ. 分析の視角」で示したように、候補者サイトへのアクセスが行われる理由は、投票意思の決定を行うための情報獲得を目的とするもの、そして純粋な興味や好奇心によるものの2つに大別できる。本章においては、日本では現時点でどちらの理由によるアクセスが中心となっているのか、すなわち、意思決定モデルとニュース収集モデルのいずれがより妥当なのかを検証する。日本を対象として、このことが体系的に分析されたことはほとんどない。先に引用した小林（2007）が用いているJESⅢデータにおいても、候補者ウェブサイトが「選挙期間中によく見聞きしたもの」の一つであるかどうかを示されているのみであり、何のために候補者サイトにアクセスしたかまではわからない<sup>31)</sup>。

検証のために用いるのは、前章と同じ候補者サイトへのアクセス数データである。これを用いて、候補者ウェブサイトへのアクセスと投票行動との間の関連性を示唆するような証左が見いだせるかどうかを確かめる。ここで、注意すべき点が2つある。第1は、個々の候補者サイトで記録されたアクセス数データはあくまで集計データであり、一つ一つのアクセスがどのような意図によるものかを示していないことである。前者の集計データからミクロの事象である後者についての推測を行う場合には、いわゆる「生態的誤謬（ecological fallacy）」の問題が生じる可能性がある<sup>32)</sup>。第2は、アクセス数データからは、実際にどのような人が候補者ウェブサイトへアクセスしているかが明らかではないことである。選挙権を有しない未成年者、あるいは外国籍の人によるアクセスも、有権者のアクセスと同等にカウントされてしまうことになる。また、ある選挙区の有権者が、他の選挙区における候補者のサイトに何らかの理由でアクセスしたケースもあるだろう。

第1の問題点については、生態的誤謬の問題が生じうることを認めた上で、ここではあえてアクセス数データを用いた分析を行う。理由は、候補者ウェブサイトごとのアクセス数を取り扱った研究には例がなく、得られた結果が限定的なものにならざるを得ないにせよ、それを最初に示すことには一定の意義があると考えからである。

第2の問題点については、投票行動とは無縁のアクセスがなされたならば、確かにそれはアクセス数と投票行動との間の関係を希薄にする作用を及ぼす。しかしながら、もしここでの分析結果がアクセスと投票行動との間の関連を示唆するものであったならば、両者の関係を弱くする効果が存在したにも「かわらず」、その関連が見出されたということになる。この時には、候補者ウェブサイトへのアクセスと投票行動との間に関連があることが、より強く支持されたことになる（King, Keohane and Verba 1994：165-166）。

さて、選挙関係ウェブサイトへのアクセスと投票行動とをめぐっては、これまでも関連す

る研究が行われてきた。投票行動そのものへの影響を扱ったものではないが、Lupia and Baird (2003) および Lupia and Philpot (2005) は、選挙関係ウェブサイトへアクセスすることがサイト閲覧者の政治的関心を高める効果を持ちうることを明らかにした。また、谷口（鬼塚）・堀内・今井（2004）および Tolbert and McNeal (2003) は、選挙情報ウェブサイトの閲覧が投票参加を促す効果を及ぼすことを示している。その一方で、Bimber and Davis (2003) は2000年アメリカ大統領選挙時の調査結果から、候補者ウェブサイトへのアクセスが投票参加および投票意思決定に及ぼす影響はきわめて限定的であると論じている。日本についても、石生（2004）は2000年衆院選および2001年参院選のデータを用いた分析の結果として、インターネット選挙情報接触が有権者の投票政党に与える直接的な影響は観察できないと指摘する。

もっとも、これらの研究は、ウェブサイトへアクセスした「帰結」として、政治的関心や態度がどのように変化するかという問題に焦点を合わせたものである。それに対して本稿での主たる関心は、投票意思を決定するために役立つ情報を入手しようという意図を「あらかじめ」持った上で候補者ウェブサイトへアクセスしているような有権者がどれだけいるのか、という点にある。

分析にとりかかる前に、「VI 3. アクセス数に影響を及ぼす要因——多変量解析を用いた分析」で行ったアクセス数を被説明変数とする分析結果に再び注目して、そこから候補者ウェブサイトへのアクセスと投票行動との間の関連を示唆する何らかの結果が見いだせるかどうかをまず検討してみる（表3参照）。最初に、人口集中地区人口比率に注目する。すでに述べたように、都市化が進んだ選挙区ほど、そこでの候補者によるサイトが多くのアクセスを集めていた。これは、そのような選挙区からの候補者によるサイトが何らかの理由——たとえば候補者自身への注目度の高さやサイトの内容など——で、他の選挙区に住む人々を含めて多くのインターネット・ユーザーを引きつけた結果であると解釈できるだろう（ただし、それを確かめるためのデータは入手できない）。その一方で、1つの選挙区に関わる要因がその選挙区での候補者によるサイトへのアクセスと関係していたことは、候補者サイトへアクセスしているのが、主としてその候補者の選挙区内における人々であった可能性もあることを示唆している。

さらに、比例代表のみ立候補ダミー変数における係数の符号は負であり、1パーセント未満の水準で有意であった。小選挙区のみ立候補および重複立候補と比べて比例代表のみ立候補へのアクセス数が少なくなる傾向にあることも、投票意思の決定のために候補者サイトへアクセスした有権者が多かったことを示唆している。なぜならば、投票意思決定のために、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の下よりも、情報収集を目的とした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からである。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へアクセスして情報を獲得する必要性はきわめて低くなる。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くなると考えられる（岡本・石橋・脇坂 2004：105）。

以上のように、きわめて間接的にはあるが、候補者サイトへのアクセスと投票行動との間に何らかの関連があることは、アクセス数を被説明変数とした分析によっても示唆されている。

## 2. アクセス数の時系列分析

本稿で用いている候補者ウェブサイトへのアクセス数は、調査期間にわたって1日ごとに記録されている。そこで、アクセス数合計だけではなく、時間的に見たアクセス数の変動パターンからも、有権者が候補者ウェブサイトへアクセスしている理由が推測できるかどうかを考察する。

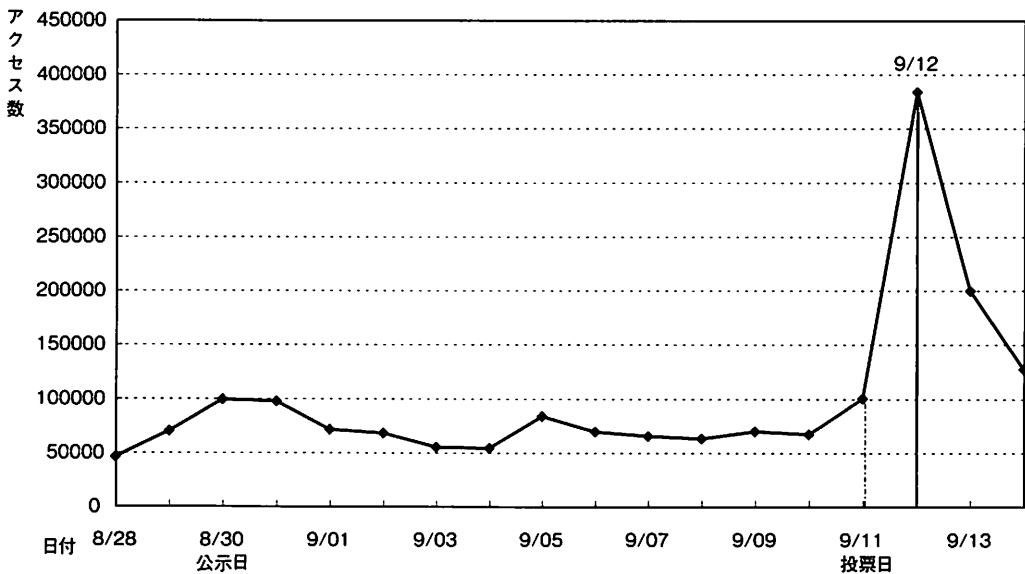
時系列的なアクセス数の変動パターンから、有権者が選挙関連サイトへアクセスする意図が何かを明らかにしようと試みた最初の研究は、D'Alessio (1997) である。そこでは、選挙期間中におけるウェブサイトへのアクセス数を時系列的に検討することによって、その変動パターンから、意思決定モデルおよびニュース収集モデルのどちらが現実にも適合的であるかを確かめられるとの予想が示された。すなわち、選挙期間の初期から投票日までの間は、どちらのモデルが適合的であったとしても、選挙関連ウェブサイトへのアクセス数は増加していく傾向を示すことになる。しかしながら、2つのモデルの妥当性が比較可能となるのは、投票日当日および投票日の翌日以降におけるアクセス数の動きによってである。意思決定モデルの考え方が正しければ、アクセス数は投票日にピークを迎えて、翌日以降は急減するだろう。理由は、有権者が投票のための情報を獲得するためにウェブサイトへアクセスしていたならば、投票日がいったん過ぎてしまえば、それを行う誘因は大きく低下するからである。その一方で、ニュース収集モデルの方が適合的であるなら、投票日を過ぎてさほど大きなアクセス数の減少は見られないと考えられる。その理由は、選挙自体への単なる関心から候補者ウェブサイトへアクセスしている有権者は、選挙の結果や当選（もしくは落選）後の候補者の動静などにも関心を持って、選挙についての情報を提供してくれそうなサイトにアクセスし続けるだろうからである。以上のことを検証するためにアメリカの1996年選挙時に実施された調査からは、ニュース収集モデルがより強く支持された一方で、意思決定モデルの有効性も否定できない、との結果が導き出されている。

日本に関しては、境家（2006：92-93）が2001年参院選の現職候補によるウェブサイトを対象として、アクセス数の時系列的な変動パターンについての考察を行っている。そこでは、投票日の約2カ月前からアクセス数が増加する傾向が見られ、直前期にはそれが急増するものの、いったん投票日を過ぎると急減する、というパターンが見いだされている。これは、意思決定モデルに適合的な結果と解釈できる。また、岡本・石橋（2004）および岡本・石橋・脇坂（2004）は、それぞれ2001年参院選と2003年衆院選における候補者ウェブサイトを対象として、

そこへのアクセス数が時間的にどのように変化するかを検討した。2001年参院選では意思決定モデルに適合的な結果が見いだされた一方で、2003年衆院選ではニュース収集モデルを支持するようなパターンが見いだされている。ただし、2003年衆院選においても、意思決定モデルが有効である可能性は否定できないとされている（岡本・石橋・脇坂 2004：65）。

それでは、2005年衆院選においてはどうかだったのか。ここでの分析に用いるデータは、2005年8月28日から9月14日までの18日間における候補者サイト（N=241）へのアクセス数である<sup>33)</sup>。図4では、全241ケースのアクセス数を1日ごとに合計して、それを時系列に並べている。明白に現れた特徴は、投票日翌日の9月12日にアクセスが急増し、投票日の3倍以上にもなっていることである。紙幅の関係から結果を示すことは省略するが、立候補タイプや当落、所属政党についても個々に変動パターンを検討してみたが、投票日の翌日にアクセス数のピークが来るというパターンはいずれにおいても見られた。これまで行ってきたアクセス数データを用いた分析では、意思決定モデルを支持するような諸結果が示されてきた。だが、これはD'Alessio (1997) が予想したニュース収集モデルのパターンと合致している。

図4：アクセス数の時系列変動（1日ごと）



もっとも、この結果から即座に意思決定モデルの有効性が否定されるわけではない。第1に、意思決定モデルが予想する投票日当日でのアクセス数の伸びは、さほど顕著ではないものの、ここでもやはり見いださう。第2に、D'Alessio (1997) による変動パターンの予想についても問題がある。すなわち、意思決定モデルが有効であったとしても、アクセス数の変動パターンは、必ずしもそれが予想するとおりにはならない。投票意思を決定するためのアクセ

スは、投票日までに行われる必要がある。われわれの調査でいえば、8月28日から9月11日までの15日間におけるアクセスの中に、投票意思の決定を目的とするものが含まれると考えられる。ただし、投票意思決定のためのアクセスがいかに多かったとしても、それらが15日間にわたって広く分散する形で行われていたならば、1日単位で記録されるアクセス数はさほど多くはならないだろう<sup>34)</sup>。このような場合には、投票日にアクセス数のピークがこないこともあり得る（岡本・石橋 2004：129）。一般的に、日本の有権者は比較的早い時期に投票先を決定している傾向がある。2005年衆院選では、選挙期間前に投票先を決めていた有権者の割合は、小選挙区および比例代表のいずれにおいても70パーセントを超えている（明るい選挙推進協会 2006）。これは、意思決定のためのアクセスが投票日に集中しない可能性があることを示唆している<sup>35)</sup>。

ただし、有権者が投票意思の決定を行う時期には、社会経済的属性とともにメディアの利用程度が影響を及ぼすとの見方もある（Whitney and Goldman 1985）。一般的な有権者とインターネット・ユーザーとの間でも、投票意思の決定時期について違いがあるかもしれない。日本については、インターネット・ユーザーは投票態度を投票直前まで決定しない傾向があるとの指摘もなされている（川上 2001：8）。

明るい選挙推進協会が2005年衆院選時に実施した調査に基づいて、投票意思の決定時期に関するインターネット・ユーザーの傾向を確かめてみたい<sup>36)</sup>。ここでは、日常的にインターネットで情報の閲覧をしている、と同調査において回答した人をインターネット・ユーザーとする。そのうち、投票先を決めたのが投票日当日もしくは投票日前日であった人の割合は、小選挙区で11.01パーセント（545人中60人）、比例代表で11.38パーセント（545人中62人）であった。それに対して、パソコン、電子メール、インターネットでの情報閲覧のいずれも利用したことがない人（「非ユーザー」と表記する）では、その割合は小選挙区で5.74パーセント（871人中50人）、比例代表で5.85パーセント（871人中51人）となっている。また、「選挙期間に入る前から」投票先を決めていた人の割合を見ると、インターネット・ユーザーでは小選挙区で28.44パーセント（545人中155人）、比例代表で35.59パーセント（545人中194人）に対し、非ユーザーでは小選挙区で35.13パーセント（871人中306人）、比例代表で37.88パーセント（871人中330人）という結果であった。2005年衆院選においてはインターネット・ユーザーの方が投票決定時期は遅くなる傾向が見られるが、その違いはそれほど顕著ではなかった。これらの数字は、選挙期間の前半あるいは中盤あたりでも、投票意思決定のために候補者サイトへアクセスしているインターネット・ユーザーが一定程度存在していることを示唆している。それゆえ、上述したように、投票日翌日にアクセス数のピークがくるというここでの結果は、意思決定モデルの有効性が否定されるわけではないことを示している。

もちろん、そうであるからといって、意思決定モデルの有効性が確かめられたわけでもない。次節以降では、他のデータと分析方法を用いて、投票行動と候補者サイトへのアクセスと



の関連をさらに検証していく。

### 3. ウェブサイトへのアクセス数と得票との関連

本節では、候補者が選挙で得た投票数とサイトへのアクセスとの関連に注目する。

候補者がウェブサイトを開設していることと、得票数との間の関係を比較的初期に扱った研究としては、D'Alessio (1997) がある。そこではアメリカの1996年選挙時のデータを用いて、候補者の得票数を被説明変数とする回帰分析が行われている。明らかにされたのは、候補者がウェブサイトを開設していることが、得票数に有意な正の影響を及ぼしているとの結果であった (D'Alessio 1997: 497-498)。Gibson and McAllister (2005) も同様に、各候補者の得票数を被説明変数とし、ウェブサイトの有無がそれに及ぼす影響を、オーストラリアの選挙データを用いて分析している。そこにおいても、ウェブサイトを開設していた候補者ほど多くの票を集める傾向があったとの結果が示されている。また、Yannas and Lappas (2006) はサイトの得票効果を確かめるために、ギリシャの地方選挙において、サイトを開設している候補者としていない候補者との一騎打ちとなった選挙区の勝敗に注目した。該当する11の選挙区のうち、サイトを開設している候補者が当選したのは8つの選挙区であった。この8選挙区で当選した候補者のサイトの内容が、洗練度において候補者平均を上回っていたことから、彼らはサイトを選挙に利用することに一定の効果が認められると論じている (Yannas and Lappas 2006: 64)。

これらの研究は、ウェブサイトの開設・非開設のみに注目して、それと得票数あるいは当落との関係を検証しようとしたものである。しかしながら、すでに指摘したように、サイトの開設が得票数の増加へとつながるとするならば、その間にはサイトへの一定数のアクセスが行われていることが条件として存在せねばならない。そこで本稿では、候補者ウェブサイトへのアクセス数のデータを用いた分析を行う。その目的は、アクセス数と候補者の得票との間に関係があるかどうかを明らかにすることによって、日本における意思決定モデルの妥当性を確かめることにある。意思決定モデルが想定するように、有権者が投票先を決めるために候補者サイトにアクセスしているならば、考えられる有権者の行動パターンは、まず候補者サイトにアクセスして、その内容を基にしてその候補者に投票する、というものになる。このような行動パターンが生じる場合には、候補者ウェブサイトへのアクセス数が増加するほど、その候補者が得た票数は多くなるだろう。これが、ここで検証すべき仮説となる。

ただし、「アクセス数が得票数に影響を及ぼしているとはいえない」というここでの帰無仮説が棄却されなかったとしても、意思決定モデルの妥当性が、即座に否定されてしまうわけではないことに注意せねばならない。たとえば、すでに述べたように、投票意思を決定するために候補者のサイトへアクセスして、その「結果として」候補者への投票をとりやめた有権者が一定程度いるには、アクセス数と得票との間の関連は結果として現れにくくなるであろう<sup>37)</sup>。

仮説が支持された場合でも、あるいは棄却された場合でも、それが予想と適合的な結果として解釈される余地があるのは、リサーチ・デザインの点では問題である。しかし、この分析はあくまで意思決定モデルの妥当性を確かめるための複数の分析の中の1つに過ぎず、そこで得られた結果のみから確定的な結論を導き出そうとしているのではない。また、アクセス数と得票との関係についての体系的な分析は、これまで行われてこなかった。それゆえ、両者の関係がどのようになっているのかを示すだけでも、一定の意義があると考ええる。

アクセス数については、8月27日から9月14日まで全調査期間データおよび、8月30日から9月11日までの選挙期間データの2つを用いて、それぞれを説明変数とする2つの分析モデルを用意する。いずれも、自然対数変換を施したものをを用いる。

被説明変数は、各候補者の小選挙区における得票数である。比例代表のみの候補については、サイトへのアクセスが所属政党への投票とどのように結びついたかがわかりにくいいため、分析対象から除外する。得票率ではなく得票数を用いる理由は、候補者サイトにアクセスしたことがその候補者への投票につながっていたのならば、アクセス数は得票の比率よりも、むしろ得票数自体と密接に関連していると考ええるからである。得票数についても、自然対数変換を施している。上述のように、候補者ウェブサイトへのアクセスが投票に結びついていたのならば、この変数における係数の符号は正になると期待できる。

アクセス数以外には、各候補者への得票に影響を及ぼすと予想される要因を、コントロール変数として分析に投入する。所属政党に関する変数としては、自民党を参照基準として、民主党ダミー、公明党ダミー、共産党ダミー、社民党ダミー、新党日本ダミー、無所属・諸派ダミーの6つを、立候補タイプについては、小選挙区のみ立候補の場合には1、重複立候補の場合は0となるダミー変数をそれぞれ用いる。候補者の地位については、アクセス数を被説明変数とする上記の分析と同様に、当選回数に1を加えて自然対数変換を施したものを使用する。以上に加えて、候補者の個人的属性に関わる変数として、年齢、学歴（大卒以上の場合1、それ以外は0となるダミー変数）、性別（男性の場合1、女性の場合0となるダミー変数）の3つを加える。

表4には、通常最小二乗法を用いた分析の結果が示されている。どちらの分析モデルでも、アクセス数については係数の符号は正となっている。これは、候補者ウェブサイトへのアクセスと、その候補者に対する投票との間には正の関係があるとの予想に適合的な結果である。8月27日から9月14日までの全調査期間データを用いた分析モデルでは、アクセス数は投票数に対して10パーセント水準で有意な影響を及ぼしているとの結果になった。ただし、そこで用いられているアクセス数のデータには、9月11日の投票日以降にアクセスされた数も含まれていることに注意する必要がある。

それに対して、公示期間開始から投票日にあたる8月30日から9月11日までのデータを用いた分析モデルでは、アクセス数は5パーセント水準で有意な影響を及ぼしていた。これは、実

表4：小選挙区での得票数（ln）を被説明変数とするOLSの結果

説明変数	モデル 1		モデル 2	
	非標準化係数	p 値	非標準化係数	p 値
ウェブサイトへのアクセス数（ln） （8/27-9/14）	.058	.063		
ウェブサイトへのアクセス数（ln） （8/30-9/11）			.073	.018
民主党	-.153	.005	-.170	.001
公明党	.084	.644	.095	.596
共産党	-.171	.000	-1.195	.000
社民党	-1.010	.000	-1.016	.000
無所属・諸派	-.425	.004	-.397	.005
新党日本			-1.414	.000
小選挙区のみ立候補	-.188	.109	-.207	.067
当選回数（ln）	.203	.000	.204	.000
年齢	-.001	.828	-.001	.810
学歴	.377	.005	.394	.001
性別	-.055	.542	-.070	.400
定数	10.582	.000	10.501	.000
N	219		242	
F 値	32.855	.000	35.971	.000
Adjusted R <sup>2</sup>	.616		.635	

際の選挙期間内に限定されたアクセス数を用いた方が、それと投票との関係がより明確に現れることを示している。選挙期間データを用いたモデルに注目してみると、被説明変数としての得票数、そして説明変数としてのアクセス数にはいずれも自然対数変換が施されているため、ここでの分析結果は、アクセス数の1パーセントの増加が得票数の0.073パーセントの増加をもたらしていると解釈できる（Gujarati 2003：176.）。分析ケースの中で最も多くのアクセス数を記録した藤野真紀子候補（自民）に当てはめてみれば、サイトへのアクセス数が450.31増えることは、票を64.11増やす効果（1アクセスが約0.14票増やす効果）を持っていることになる。このようにアクセス数が得票数に正の影響を及ぼしている場合には、候補者アクセスサイトにアクセスすることによって、少なからぬ有権者が投票先を決めている可能性がある。これは、意思決定モデルを支持する結果と見なしうる<sup>38)</sup>。

だが、同様の結果は、別の理由によってもたらされうる。たとえば、投票しようとあらかじめ決めていた候補者によるサイトへ、有権者がアクセスするような傾向が存在する場合である。多くの有権者がこのような行動をとれば、上と同様に、アクセス数が多いほど得票が多くなるとの分析結果が示されることになる。もっぱら自分が支持している政党や候補者についての情報に有権者が接触する傾向があることは、ラザースフェルドら（1987：148-155）によってつとに指摘されている。Bimber and Davis（2003：110）は、インターネット上での選挙情報接触においても同様の傾向が見られることを、アメリカのデータによって示した。ただし、

投票先が未定の状態で候補者サイトにアクセスする有権者の数も無視し得ないレベルであること、また、候補者の政党によって、アクセス前に投票先を決めている人の割合が異なることも指摘されている（Bimber and Davis 2003：111）。

いずれにせよ、マクロレベルのアクセス数データから、有権者個人の行動を推測することには限界がある。そこで、次章ではマイクロレベルのデータを用いて、意思決定モデルについての検証を行うことにする。

## Ⅷ. 何を目的として候補者ウェブサイトへのアクセスが行われたのか ——有権者へのサーベイ調査による検証——

### 1. 調査の概要

本章では、有権者個人のレベルに焦点を合わせた分析を行う。具体的には、選挙期間中に候補者によるウェブサイトへ実際にアクセスした経験のあるインターネット・ユーザー（以後、「候補者サイトユーザー」と呼ぶ）を対象としたサーベイ調査のデータを用いて、候補者サイトへのアクセスがどのような目的でなされたのかを明らかにすることによって、意思決定モデルの妥当性を確かめる。

調査対象の選択で問題となるのは、候補者サイトユーザーの母集団が、どのような属性分布を有しているかが十分に明らかでないことである。Bimber and Davis (2003：164-165) は、アメリカの大統領選候補によるサイトにアクセスしたことのある人は一般的なインターネット・ユーザーと比較して、わずかではあるが学歴および収入が高くなる傾向にあること、そして女性よりも男性が多いことを指摘した。その一方で境家（2006：112-113）は、候補者サイトではないが、政党ウェブサイトへアクセスした経験のあるユーザーの属性について、性別、年齢、収入などの社会経済的地位に関しては、それが一般的なインターネット・ユーザーの属性との間でほとんど違いがないことを日本のデータで明らかにしている。

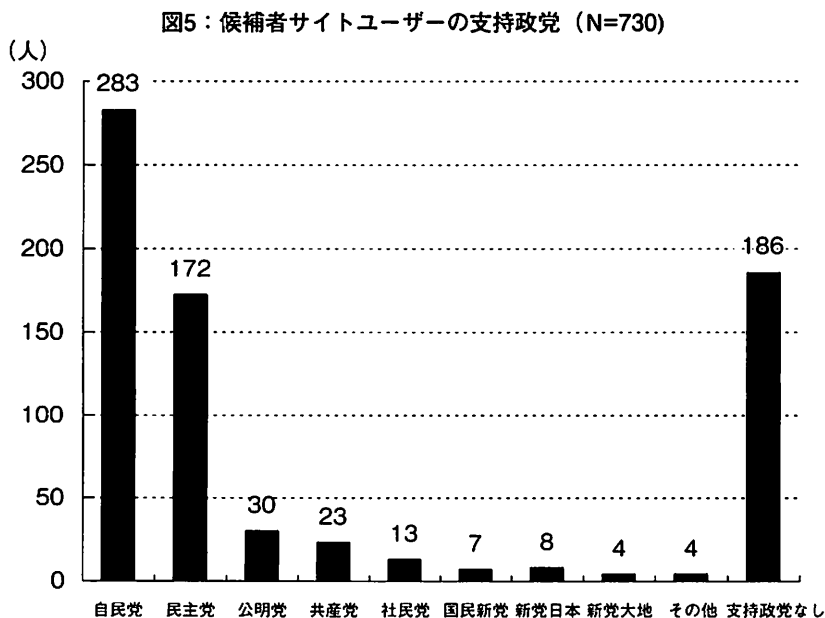
ここでは、候補者サイトユーザーの属性が、一般的なインターネット・ユーザーのそれとほとんど違いはないとの前提を置いて、調査を実施した<sup>39)</sup>。具体的には、2005年8月8日の衆議院議員解散後からその時点までに、選挙候補者のウェブサイトへアクセスしたことがあるとの条件で、投票日から3日後の2005年9月14日に有権者を選び出した。その際に、『インターネット白書2003』（財団法人インターネット協会監修 2003）におけるインターネット・ユーザーの属性に関するデータを基にしてサンプル数の割り付けを行った。結果として、選ばれたのは1210人である。その1210人に対して、9月17日から9月20日の間に質問調査を実施した。回答は、質問フォームが用意されたウェブサイトへ回答者がアクセスすることによって行われている。最終的に、回答が得られたのは730人である。性別の割合については、全体の53.84パーセントにあたる393名が男性であった。年齢の平均は37.17才、その標準偏差は10.61である。居

住地域ごとの人数は、北海道が36人（全体の4.93パーセント。なお、四捨五入のため、以下を含めたパーセントの合計は100にはならない。）、東北地方が36人（4.93パーセント）、関東地方が307人（42.05パーセント）、中部地方が99人（13.56パーセント）、近畿地方が131人（17.95パーセント）、中国地方が35人（4.79パーセント）、四国地方が20人（2.74パーセント）、九州地方が66人（9.04パーセント）となっている。

ここで注意すべきは、候補者サイトユーザーの属性が、一般的なインターネット・ユーザーのそれとほとんど違いはないとする上記の前提が成り立たない場合には、この730人のデータを用いた分析結果にはバイアスが生じる可能性があることである<sup>40)</sup>。このような問題が含まれていることを認めた上で、以後においては、この730人を分析対象として用いる。

## 2. 候補者サイトユーザーの政治意識・行動

候補者サイトユーザーが、政治に対してどのような考え方を持っているか、あるいはどのような行動をとる傾向にあるのかを概観しよう。日本のインターネット・ユーザーについての従来の調査では、政党支持に関しては「無党派」がかなり多いこと、また選挙では、その多くが民主党あるいはその候補に投票する傾向があることが指摘されてきた（川上 2000, 2003）。インターネットをつうじて政治や選挙の情報を利用しているユーザーに限っても、民主党の支持者が相対的に大きな割合を占めてきたことが明らかにされている（石生 2003, 2004）。しかしながら、候補者サイトユーザーにおける支持政党の度数分布を示した図5では、それらとは異なる結果が示されている。すなわち、支持しているという回答が最も多かったのは自民党



（全体の38.77パーセント）であり、「支持政党なし」が25.48パーセントでそれに続く。民主党への支持は23.56パーセントと、その次に位置していた。実際の投票先についても、自民党へ投票したと回答した人の割合は小選挙区では43.97パーセント（730人中321人。母数は以下も同じ。）、比例代表では41.36パーセント（302人）となっている。それに対して、民主党へ投票した人は、小選挙区では34.38パーセント（251人）、そして比例代表では28.35パーセント（207人）であった。

以上の数字は、ここで用いた候補者サイトユーザーのサンプルが特異であることを必ずしも意味するわけではない。2005年衆院選では、自民党が大勝した。一般有権者を対象とした先述の明るい選挙推進協会による2005年衆院選調査では、「あなたが考慮している問題について、どの党の政策があなたの立場に近いですか」との質問に対して、35.41パーセント（1621人中574人）が自民党と答えている。一方、民主党と答えたのは16.28パーセント（1621人中264人）にとどまっていた。政党による政策への評価と政党支持とを同等と見なすことには問題があるものの、候補者サイトユーザーの中で自民党を支持していると答えた人の占める割合が高かったことは、その属性が一般有権者のそれに近づいてきたことの現れである、との解釈も可能である。これに関して、小林（2007：242）は、インターネット政治情報利用者<sup>41)</sup>は民主党支持者が多いが、2003年から2005年にかけてこのような「民主党バイアス」は縮小傾向にあると指摘している。石生（2003）もまた、インターネットでの選挙情報接触者は民主党に投票する割合が高い一方で、そのような傾向はどの選挙においても見いだされるわけではないと論じている。

次に、政治や選挙についての関心について、候補者サイトユーザーがどのような傾向を持っているかを検討する。従来の調査でも、インターネット・ユーザーが相対的に高い政治および選挙への関心を持つこと、そしてその多くの割合が投票に行く傾向にあることが示されてきた（川上 2000, 2003）。候補者サイトユーザーについても、ここでは同様の結果があらわれている。たとえば、普段の生活で「あなたは政治上のできごとに、どれくらい注意を払っていますか」という質問に対する回答の結果は、「いつも注意を払っている」とした割合が36.57パーセント（730人中267人。母数は以下も同様。）、「時々注意を払っている」とした割合が50.00パーセント（365人）であった。合わせれば、9割近い人が政治に何らかの関心を持ちつつ、日常生活を送っていることになる。2005年衆院選において、政党や候補者が行った選挙運動についての関心を問う質問（「今回の選挙期間中に、各党や各候補者が行った選挙運動にはどのくらい関心がありましたか」）に対しても、730人のうち49.45パーセントにあたる361人が「非常に関心があった」、また44.38パーセントにあたる324人が「多少は関心があった」と答えている。このような選挙への関心の高さは、実際の投票とも結びついている。投票日に投票したと答えた人（730人中540人）と期日前投票をしたと答えた人（同119人）とを合わせれば、投票した人の割合は90.27パーセントに達することになる。

いずれもかなり高い数字であるが、一般有権者を対象とする調査でも、投票したと回答する人や政治あるいは選挙に関心を持つと答える人の割合は、概して高目になる傾向がある（Karp and Brockington 2005, Hayashi 2007: 56）。明るい選挙推進協会による2005年衆院選調査では、「今回の選挙について、あなた自身は、どれくらい関心を持ちましたか」という問いに対しては、「非常に関心を持った」と回答した有権者は（1615人中667人）41.30パーセント、「多少は関心を持った」と回答した有権者は（同709人）43.90パーセントであり、両者をあわせるとその割合は85.20パーセントにのぼる（蒲島 2007）。投票したかどうかを問う質問に対して、83.19パーセントにあたる1347人（1619人中）が投票したと答えている。同様の傾向は、同協会による2000年および2003年衆院選の調査でも見いだせる。選挙への関心については、「非常に関心を持った」および「多少は関心を持った」を合わせると、その割合は2000年では76.82パーセント（2248人中1727人）、2003年では80.50パーセント（2119人中1706人）となっている。投票については、2000年では80.00パーセント（2260人中1808人）、2003年では82.08パーセント（2138人中1755人）が行ったと回答している（蒲島・蒲島 2001, 2004）。候補者ウェブサイトへのアクセス経験を有する候補者サイトユーザーでは、政治や選挙に対する関心が一般有権者と比較して高くなるであろうことは予想できるが、それでも両者の間には、さほど顕著な差は現れていない。このこともまた、支持政党についての傾向と同様に、候補者サイトユーザーと一般有権者の属性が近づきつつあるとの見方を補強しているといえる<sup>42)</sup>。

### 3. 候補者ウェブサイトへのアクセス行動——その様態と目的——

本節では、候補者ウェブサイトへのアクセスがどのように行われているのか、そして、それがどのような目的で行われているのかを明らかにすることによって、意思決定モデルの妥当性を検証する。

まず、候補者サイトユーザーは、どのような方法で候補者が開設しているサイトを見つけ出しているのか。「あなたが見た候補者（もしくは立候補予定者）のホームページを、あなたはどのように見つけましたか。あなたがもっともよく利用した方法を、以下の中から一つお選びください」との質問に対して、もっとも多かった回答は「Yahoo! などの検索サイトを利用した」であり、その割合は73.69パーセント（730人中538人）である。以下、「政党のホームページのリンク」（同84人で11.50パーセント）、「選挙公報やポスターに記載されたアドレス」（同30人で4.10パーセント）、「報道機関のホームページのリンク」（同25人で3.42パーセント）と続く。明らかに、検索サイト経由でのアクセスが突出している。検索サイトを用いて特定のサイトを探索するためには、自分で情報を入力する必要がある場合が多く、手間とコストがかかる。高い能動性を要求する方法でアクセスしようとした人が多いことは、候補者ウェブサイトに対しては、偶然もしくは明確な目的を持たないアクセスが行われることはあまり多くないことを意味している。

以上のこととの関係は必ずしも明らかではないが、一人がアクセスした候補者ウェブサイトの数はさほど多くはない。アクセスしたサイト数が1つ、あるいは2つだったとする回答が、どちらも同じ730人中197人（2つを合わせて全体の53.97パーセント）と最も多く、3つが150人とそれにつづく。1つから3つのサイト数だけで、全体の74.52パーセントを占めることになる。10以上のサイトにアクセスした人は、全体の7.53パーセント（730人中55人）に過ぎなかった。また、同一サイトに複数回のアクセスを行った人の割合は37.80パーセント（730人中276人）であり、半分に満たない。候補者サイトへのアクセスが、かなり限定的に行われていることをうかがわせる結果である<sup>43)</sup>。

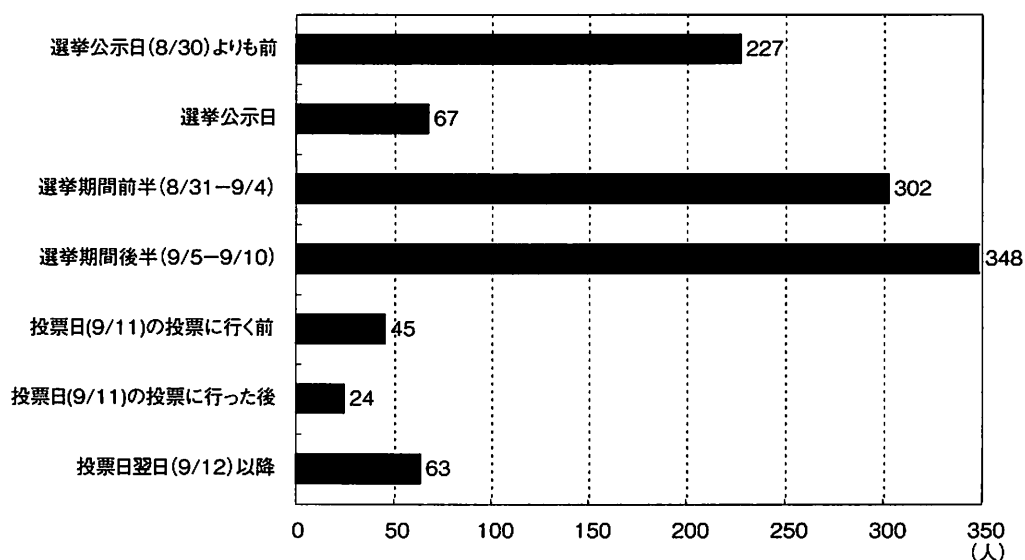
次に、どのような候補者サイトへのアクセスが行われていたのかを検討する。「あなたが見た衆院選候補者（もしくは立候補予定者）のホームページは、主にどのようなものでしたか」という質問に対して、「自分が投票できる小選挙区の候補者のホームページ」をあげたのは494人、「自分が投票できる比例ブロック内の候補者のホームページ」は248人、「自分が投票できない小選挙区の候補者のホームページ」は343人、「自分が投票できない比例ブロック内の候補者のホームページ」は149人であった（いずれも730人中。複数回答あり。）。比例代表での候補よりも、小選挙区での候補へのアクセスが多くなっているのが第1の特徴である。これは、アクセス数を被説明変数とする先の回帰分析の結果と合致しており、「Ⅶ 3. ウェブサイトへのアクセス数と得票との関連」で指摘したように意思決定モデルを補強する結果と見なしうる。質問では、候補者が重複立候補者であるかどうかには触れていない。そのため、比例ブロックの候補者によるサイトへアクセスしたという回答には、その候補者が小選挙区と重複立候補しているケースが含まれている可能性がある。比例代表候補へアクセスしたという回答数は、その分だけ上乗せされていることになる。それにもかかわらず、小選挙区での候補者によるサイトが比例代表のそれよりも相対的に多くのアクセスを集めていたことは、その傾向がより一般的である可能性が高いことを意味する。

候補者サイトへアクセスした時期については、図6で示されている（複数回答）。選挙期間前半（8月31日から9月4日まで）を境としてそれ以前と以後とを分けると、早い時期にアクセスしたとする回答者が比較的多かったことがわかる。「Ⅶ 2. アクセス数の時系列分析」では、投票意思の決定のために候補者サイトへアクセスする時期が分散している場合、あるいは選挙期間の前半から中盤にアクセスが多くなる傾向がある場合には、意思決定モデルが有効であったとしても、候補者サイトへのアクセス数の変動パターンがD'Alessio (1997) の予想したとおりにはならないこともあり得ると指摘した。アクセス数のピークが投票日翌日にくるという変動パターンは必ずしも意思決定モデルの有効性を否定するわけではない、という「Ⅶ 2.」で提示した見方を、この回答結果は補強している。

2005年8月30日の公示日以前にアクセスしたとする回答が多いのは、すでに述べたように衆議院解散翌日から公示日までの期間が22日間と最長になったことが関係していると推測され



図6：候補者ウェブサイトへのアクセス時期（N=730：複数回答）



る。意思決定モデルを検証する上で特に注目すべきは、投票をした後に候補者サイトへアクセスしていると回答した人の数である。投票に行ってからアクセスは、明らかに投票意思の決定とは関係なく行われたものであると判断できる。それが多ければ、意思決定モデルが一般的であるとはいえないことになる。しかし、実際にはその数は87人（「9月11日に投票に行ってから」が24人、投票日翌日以降が63人）であり、全体に占める割合は低かった。この回答結果は、アクセスのピークが投票日翌日にくるという、「Ⅶ2.」におけるアクセス数の時系列分析で示したパターンから予想されるものとは異なっている。

それでは、候補者サイトユーザーは何を目的として候補者サイトへアクセスしたのか。表5が示すのは、「今回の衆院選で、候補者（もしくは立候補予定者）のホームページを見てみようと思ったのは、どうしてですか。その理由としてもっとも近いものを、以下の中から一つお選びください」との質問に対する回答結果である。「投票先を決めるときの参考にしようと思

表5：候補者ウェブサイトへアクセスした理由（N=730）

理由	人数	理由	人数
投票先を決めるときの参考にしようと思ったから	365 (50.00)	候補者に対して意見を述べたり、質問をしたいと思ったから	23 (3.15)
その候補者がテレビ・新聞・雑誌で話題となった人物だったから	162 (22.19)	家族・知人から、その候補者のホームページを見るように薦められたから	10 (1.36)
自分がよく知っている候補者だから	103 (14.10)	候補者の選挙運動を手助けできないか、と思ったから	9 (1.23)
候補者がインターネットの掲示板・ブログなどで話題となった人物だったから	25 (3.42)	その他	33 (4.52)

括弧内は%。

ったから」という回答が最も多く、365人で全体の50パーセントを占める。これは、意思決定モデルの妥当性を支持する結果である。その一方で、候補者がマスメディアやインターネット上で話題になったから、という理由を挙げた回答者は合計265人（テレビや新聞などのマスメディアが162人、インターネット上の掲示板やブログなどが103人）で、全体の36.30パーセントであった。メディアなどで話題になったからアクセスする、というのはニュース収集モデルが想定する行動であり、それにあてはまる候補者サイトユーザーも3分の1以上と、一定程度存在していることがわかる。

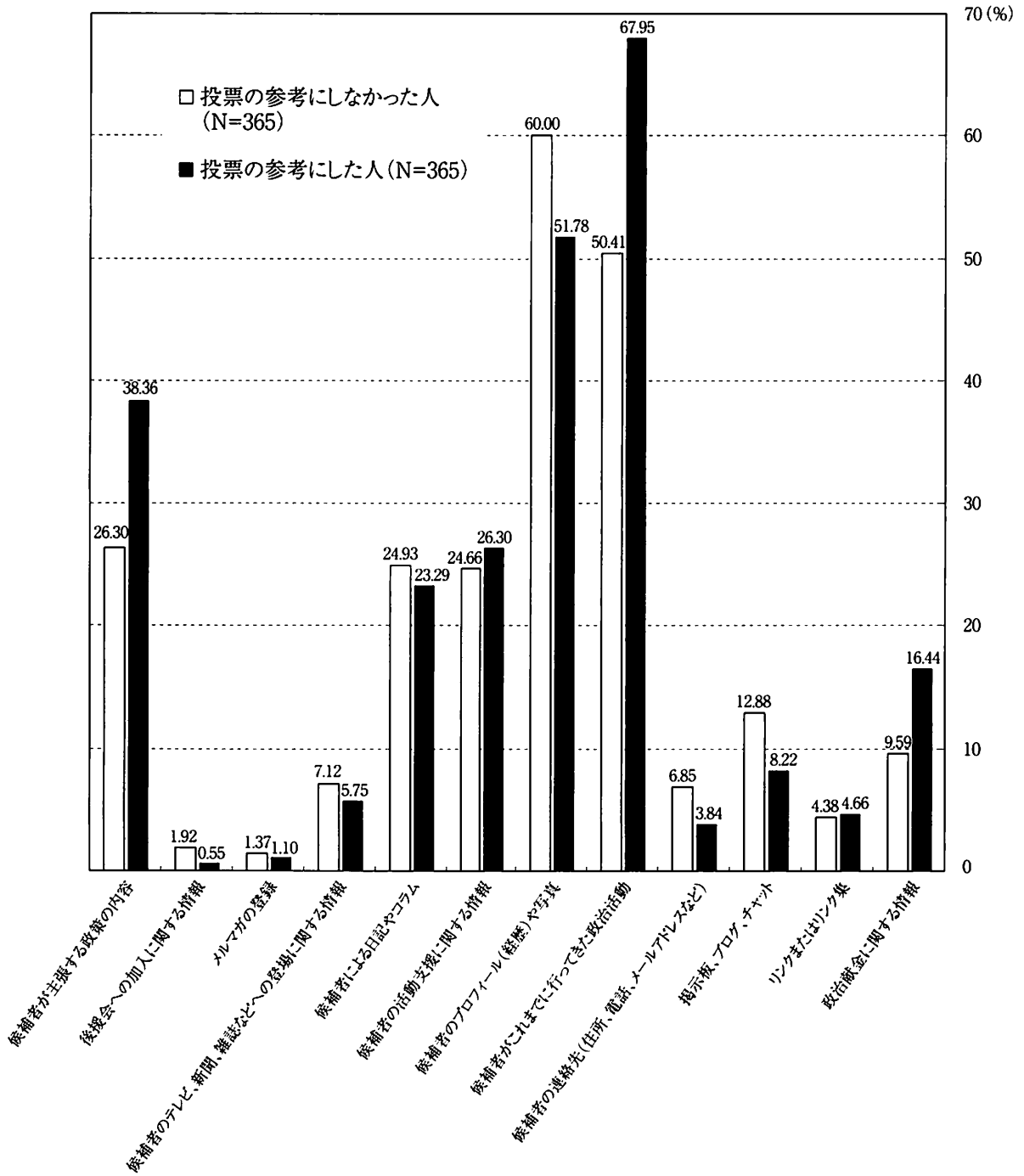
候補者サイトへアクセスした人たちが、どのような内容を中心にサイトを閲覧したのかについても検討してみよう。アクセスの目的によって閲覧したサイトの部分が異なるかどうかを明らかにするために、図7では投票先を決めるときの参考にするために候補者サイトへアクセスした人と、それ以外の人を2つに分けて比較を行っている。全体としては、「候補者がこれまでに行ってきた政治活動」や「候補者のプロフィールや写真」、また「候補者が主張する政策の内容」などの、候補者自身に関する情報への接触が多くなっている。これらのうち、投票先を決めるときにサイトを参考にした人における割合がそれ以外よりも多くなっているのは「政治活動」および「政策」であり、いずれも1パーセント未満で有意な差となっている<sup>44)</sup>。

候補者のプロフィールや写真を参照した割合については、サイトを投票の参考にしなかった人の方が高くなっている。この差は、5パーセント水準で有意であった<sup>45)</sup>。すでに示したように、サイトを投票の参考にしなかったという回答の中には、候補者がマスメディアなどで話題になったことをアクセスの理由とするものが高い割合で含まれている。話題になった候補者が一体どのような人物なのかを知るために、政策や政治活動の実績などよりも写真やプロフィールにまず注目しているというのは、予想される行動のパターンである<sup>46)</sup>。

投票意思決定のために候補者サイトへアクセスした人がどのような特徴を持っているかを明らかにするために、多変量解析による分析を行うことにする。被説明変数は投票先を決めるときの参考とするためにアクセスしたかどうかであり、参考とするためにアクセスしたと回答した人に1、それ以外に0を与える。これに関連して、Lusoli (2005) およびCarlson and Strandberg (2005) は2004年欧州議会選挙の際に実施された有権者に対するサーベイ調査の結果を用いて、選挙情報を得るためにインターネットを利用した有権者の属性を明らかにすることを試みた。示されたのは、年齢が若いほど、学歴が高いほど、そして女性よりも男性の方が高い確率で、インターネットを用いて選挙情報を獲得しているということであった。同様の結果は、アメリカを対象とした分析においても示されている (Bimber 2001)。ただし、それらにおいては、「どのような目的で」有権者がインターネットを用いて選挙情報を得ようとしたのかについては必ずしも明確にされていない。

説明変数は、次のとおりである。まず、政治的な関心が高いほど単なる興味・好奇心でアクセスしている可能性は低いであろうと予想して、それを検証するための変数を分析に加える。

図7：候補者サイトのどこを参照したのか



候補者サイトユーザーに対する調査では、「あなたは政治上のできごとに、どれくらい注意を払っていますか」との質問を行っている。これに対する回答を、政治的関心を測るための変数として用いる。回答の選択肢は「いつも注意を払っている」から「全く注意していない」までの4点尺度であり、注意を払っているほどポイントが高くなるようにそれぞれの回答に対して1から4までの値を割り当てた。この変数は、正の影響を及ぼしていることが期待される。

加えて、政党支持についての変数を分析に投入する。具体的には、自民党、民主党、公明党、共産党、社民党、国民新党、新党日本、新党大地、その他の政党に関して、それぞれ支持している場合は1、そうでない場合は0の値をとるダミー変数を9つ用意する。参照基準は、支持政党なしである。政党支持が候補者サイトへのアクセス目的に及ぼす影響については、後に議論する。

候補者サイトユーザーに関わる社会経済的要因変数としては、性別（男性を1、女性を0とするダミー変数）および年齢の2つを用いる。上述したように、外国を対象とする先行研究では、選挙情報のインターネットによる獲得行動に対しては、性別や年齢などの社会経済的要因が影響を及ぼすことが示されている。日本における投票意思決定のためのアクセス行動に対しても、同様の効果が及んでいるかどうか注目される。

結果は表6に示されている。分析手法としては、ロジスティック回帰分析を用いた。まず、政治的関心は有意な影響を及ぼしていない。候補者サイトを投票の参考としたかどうかということと、政治的な関心の高低との間には、何らかの関係があるとはいえないことになる。年齢および性別については、係数の符号はそれぞれ負と正であった。年齢が若いほど、そして女性よりも男性の方が、投票の参考とするために候補者サイトへアクセスしている確率は高いこと

表6：投票の参考にするために候補者サイトへアクセスしたかどうかを被説明変数とする  
ロジスティック回帰分析の結果

説明変数	係数	p値	オッズ比
自民党支持	.236	.217	1.266
民主党支持	.784	.000	2.192
公明党支持	.426	.285	1.531
共産党支持	1.230	.010	3.422
社民党支持	.824	.163	2.279
国民新党支持	.719	.358	2.053
新党日本支持	.908	.225	2.481
新党大地支持	-.665	.569	.513
その他の政党支持	1.552	.184	4.723
政治的関心	-.150	.200	.860
年齢	-.003	.666	.996
性別	.026	.866	1.026
定数	.221	.287	1.248
N	730		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.02		

になる。Lusoli (2005)およびCarlson and Strandberg (2005)での結果と同様の傾向であるが、どちらも有意な影響を及ぼしていなかった。これらの結果は、投票意思決定のために候補者サイトへアクセスしている有権者が、社会経済的要因の点では一般的な候補者サイトユーザーと特に異なっていないことを示している。

政党支持に関しては、新党大地支持ダミー変数を除いて、すべての変数で係数の符号が正となっている。参照基準は「支持政党なし」であるため、どの党であれ支持する政党を持つ候補者サイトユーザーは、それを持たないユーザーと比較してより高い確率で投票意思決定のために候補者サイトへアクセスしていることになる。ただし、政党支持ダミー変数の中で有意な影響を及ぼしていたのは、民主党支持ダミーと共産党支持ダミーの2つだけであった。オッズ比が示すように、支持政党なしと比較した場合に、候補者サイトを投票の参考とする確率は民主党支持者で2.192倍、共産党支持者で3.422倍となっている。

この結果に関しては、2つの点で説明を行うことはむずかしい。第1の点は、政党支持ダミー変数の係数が正となっていたことである。投票行動についてのミシガン・モデル（三宅 1989：99-104）に従って、政党帰属意識が投票行動に対して強い影響を及ぼしているとの前提を置くならば、支持政党を有している有権者が投票意思決定のために候補者サイトへアクセスすることは少なくなるだろう。政党帰属意識は比較的に持続性の高いものであり、それによって有権者がすでに投票先を決めているのならば、わざわざアクセスに伴うコストを払ってまで投票意思を決定するための情報を入手する必要はないからである。しかも、衆院選では小選挙区制が用いられており、同一政党の候補者の間で有権者が選択を行うことはまずない。ほとんどの場合、投票先の政党を選択することが、そのまま候補者を選ぶことを意味する。以上のような見方が誤っていなければ、支持政党のダミー変数はいずれも負の係数を持つはずであるが、結果はそれとは逆となった。

これについては、政党支持の投票に対する規定機能が近年において低下してきているためである（三宅 2001：85）との説明が可能かもしれない。だが、もしそうであるならば、多くの政党支持ダミー変数が有意な影響を及ぼしていたはずである。実際にそうだったのは、民主党支持および共産党支持ダミーだけであった。これが説明のむずかしい第2の点である。説明の一つとして考えられるのは、両党を支持している候補者サイトユーザーが、政策投票を行う傾向が他党の支持者に比べて相対的に強かったということである。ここでの政策投票とは、政策争点についての判断に基づく投票を指している（三宅 1989：132）。候補者ウェブサイトがその判断を行うための情報を獲得する手段として用いられていたならば、このような結果は生じうる。ただし、なぜ民主党および共産党を支持する候補者サイトユーザーだけがこのような傾向を強く持つのかについては、それを検証するためのデータは得られておらず、説明できない。これが今回の選挙にかぎっての現象なのか、それともより一般的な特性を示すもののなのかについては、今後の調査と分析によって確かめる必要がある<sup>47)</sup>。

## IX. おわりに

すでに述べたように、本稿の主たる目的は次の2つであった。第1は、選挙期間中に候補者ウェブサイトに対して、どれだけのアクセスがあったのかを明らかにすることである。候補者1人あたり1日の数字に注目した場合、過去の選挙と比較して2005年衆院選ではアクセス数の顕著な増加は見られなかったが、それでも少なからぬアクセスが記録されている。問題となるのは、どのような候補者のサイトが多くのアクセスを集めたかである。これについて、候補者サイトへのアクセスは決して均等な形で行われているのではないことが明らかになった。すなわち、自民党候補によるサイトは野党候補によるサイトと比べて、より多くのアクセスを集める傾向があった。また、候補者の当選回数が多いほど、そのサイトへのアクセスは多くなることが示されている。このように、もともと認知度が高い候補者のサイトへのアクセスが多くなっていることは、インターネットによる選挙運動が候補者間の平等をもたらすとの見方と対立する。

第2は、日本における意思決定モデルの妥当性を検証することである。アクセス数の時系列データからは、有権者が投票意思を決定するために候補者サイトへアクセスしているというパターンは見いだせなかった。その一方で、候補者ウェブサイトへのアクセスが多くなるほど、その候補者の得票数も多くなることが多変量解析の結果によって示された。また、インターネット・ユーザーを対象とするサーベイ調査の結果からは、投票先を決定するために候補者サイトへアクセスすることが、一般的な行動となりつつある可能性が示唆されている。これらは、いずれも意思決定モデルの妥当性を支持するものである。

それでは、このような結果は、今後のインターネットと政治との関係を考える上でどのような意味を持っているのか。意思決定モデルに沿った行動を多くの有権者がとることは、インターネットが選挙の結果と政治の様態に影響を及ぼす可能性が高くなることを意味する。しかも、候補者ウェブサイトへのアクセスは、投票行動に一定の影響を与える可能性もある。われわれによるサーベイ調査でも、そのことが示されている。すなわち、「候補者のホームページを訪問したことは、あなたの投票を決定するのにどの程度役立ちましたか」という質問に対して、「非常に役に立った」と回答したのは14.11パーセント（有効回答数340のうちの48）、そして「多少は役に立った」と回答したのは69.41パーセント（同じく340のうちの236）であった。程度の差はあるものの、8割以上の回答者が、候補者サイトへアクセスしたことは有効であったと認知していることになる。

すでに見たように、各種の調査や研究の結果では、選挙に関する情報をインターネットで入手する有権者の数自体はテレビや新聞を用いる有権者の数と比較してまだまだ少なく、現時点では選挙への影響は限定的であるだろうが、このような状況もいずれ変わっていくと予想され

る。社会におけるインターネット利用はより一般的なものになるであろうし、公職選挙法が改正されることによって、政党や候補者がインターネット（ウェブサイト）を正式に選挙運動に用いることができるようになれば<sup>48)</sup>、インターネットが選挙結果に及ぼす影響は無視し得ないものとなるだろう。

その時に問題となるのは、候補者サイトへのアクセスが均等な形で行われているわけではない、という本稿で得られた知見である。中小政党よりも大政党からの候補者の方が、そして新人候補よりも当選回数を重ねた前職候補の方が、そのサイトに多くのアクセスを集める傾向が見いだされた。その一方で、サイトへのアクセスと投票行動との関連は強まりつつある。これらが示唆しているのは、選挙運動におけるインターネット利用の拡大は、優位な地位にある候補者をよりいっそう優位にする可能性が高い、ということである。インターネットを用いることによって、有権者が投票意思を決定するための情報をより多く獲得できるようになったとしても、情報を入手する先が特定の候補者サイトに偏るのであれば、競争空間の不平等性が拡大するおそれがある。Prior（2007）は、インターネットが有権者間の政治知識および投票参加の度合いにおける格差を広げていると指摘した。それに対して本稿での分析結果は、候補者間においてもまた平等性の確保がむずかしくなっていく可能性があることを示しているのである<sup>49)</sup>。

#### 〔注〕

- 1) ウェブサイトを開設すること、そしてその内容をより充実させることが票の獲得につながるとするならば、それらがどれだけの効果を持ちうるかは選挙制度によって異なってくる。たとえば、拘束名簿式の比例代表制では有権者は候補者個人ではなく政党に投票する。そこでの候補者は、ウェブサイトによって個人をアピールする必要は高くない。一方、小選挙区（もしくは中選挙区）での候補者にとっては、個人として有権者にアピールする必要性は拘束名簿式での候補者と比較して相対的に高くなると考えられる。日本の衆議院選挙に関しては、岡本（2001, 2005, 2007）は、比例代表のみの候補者と比べて、小選挙区のみの候補者および重複立候補者の方がサイトを開設している確率が有意に高いこと、そして前者と比較して後者におけるサイト内容の充実度が有意に高くなっていることを明らかにしている。
- 2) もちろん、候補者によるウェブサイト以外のサイト、たとえば政党や新聞社のウェブサイトを通じて候補者についての情報を有権者が入手することができれば、同様の効果が得られる可能性がある。だが、本稿では候補者自身による情報発信行動に主たる焦点を合わせて分析を行う。
- 3) ただし、大統領選挙が行われる年の選挙と中間選挙とを単純には比較できない。さらに、各調査における誤差が2～4パーセントポイントであることにも留意せねばならない。
- 4) ただし、PEWリサーチ・センターによる調査において、2004年選挙時と2006年選挙時とでは、割合の分母となる「インターネット・ユーザー」の定義がやや異なっている。2004年選挙時では、「選挙あるいは選挙運動についてのニュースや情報をオンライン上で探したことのあるユーザー」が「インターネット・ユーザー」とされていた。それに対し、2006年選挙の調査では、選挙についての情報を得たソースとして上位2番目までにインターネットを挙げたユーザー、あるいは電子メールを含めてオンライン上で選挙についての情報を入手したユーザー、または候補者もしくは選挙運動について電子メールを送付した、もしくは受け取ったユーザーが「インターネット・ユーザー」と見なされている。それゆえ、2004年と2006年の調査結果を単純に

は比較できない (Rainie and Horrigan 2007: 3)。

- 5) 2000年衆院選時の調査では、小選挙区および比例代表のそれぞれに関して同じ質問が行われていた。本文中の数字は小選挙区に関して行われた質問への回答結果である。なお、比例代表に関しては、インターネット・ホームページ上の選挙情報を挙げた回答者は1916人中13人 (0.67パーセント) であった。また、2004年参院選時の調査では、選択肢が「インターネット・ホームページ (携帯電話を除く)」と「インターネット・ホームページ (携帯電話)」に分けられている。本文中の数字は、「インターネット・ホームページ (携帯電話を除く)」についてのものである。なお、「インターネット・ホームページ (携帯電話)」を挙げた回答者は、2143名中4名であった。
- 6) これについても、2000年衆院選については小選挙区に関して行われた質問の数字を、2004年参院選については「インターネット・ホームページ (携帯電話を除く)」についての数字を、それぞれ挙げている。
- 7) たとえば、2004年参院選においては、「見たり、聞いたり、すすめられたりしたもの」としてテレビの選挙報道を挙げた回答者の割合は28.69パーセント (2143人中615人)、新聞の選挙報道を挙げた回答者の割合は18.10パーセント (2143人中388名) であった。ただし、選挙情報の入手手段として、インターネットが新聞やテレビなどのマスメディアに対して相対的に劣位にあるのは、アメリカを含めた諸外国においても共通して見いだせる傾向である。
- 8) アメリカの2000年大統領選においても、状況がこのようなものとなっていたことに関しては、Paolino and Shaw (2003: 195) を参照のこと。
- 9) 偶然的アクセス、あるいは単なる好奇心から発したアクセスが、結果的に投票行動に何らかの影響を及ぼすという可能性も完全には否定できない。インターネットがこのような効果を及ぼしうかどうかは重要な問題である。しかし、本稿ではデータの制約上、この問題については取り扱わない。
- 10) ただし、その中には公示期間中には公職選挙法に配慮してサイトを一時的に閉鎖していた候補者や、サイトの存在は確認できたものの何らかの理由でサイトへのアクセスが不可能であった候補者が17名含まれており、これらのケースを取り除いたならば、ウェブサイトを開設している候補者は760名、開設率は67.19パーセントとなる。2005年衆院選における候補者のウェブサイト開設状況については、岡本 (2007: 13-14) に概要が示されている。
- 11) 297のアクセスカウンターのうちには、リロードでカウントが進むタイプのものが189、サイト内のページ移動でもカウントが進むタイプのものが47含まれている。
- 12) カウンターの数字が異常な増加を示したケースは、小林隆候補 (栃木3区、重複立候補、民主党、新人) である。同候補によるウェブサイトのアクセスカウンターでは、8月27日に166212のアクセス数が示されていた。それ以降徐々にアクセスが増加して9月7日には257225のアクセス数が記録されたが、翌日の9月8日には510934と、それまでのアクセス数の倍に近い数字が示されていた。9月14日における最終的なアクセス数は968711であった。また、インターネットの掲示板で話題となり、きわめて多くのアクセス数を記録したケースは、又吉光雄候補 (東京1区、小選挙区のみ立候補、無所属、新人) である。8月27日から9月14日までの累積アクセス数に関しては、小林隆候補によるウェブサイトが802499、そして又吉光雄候補が175162となっている。これらは243ケースのうちで、それぞれ第1番目および第2番目に多いアクセス数を示している。243ケースにおけるアクセス数の平均値が11367.06 (5%トリム平均が5580.79)、中央値が4071であることから、小林候補および又吉候補のデータがはずれ値の性質を持っていると判断できる。
- 13) 自民党候補におけるサイト開設率は82.36パーセント (346名中285名)、一方民主党は96.98パーセント (299名中290名) であった。
- 14) 小数点第3位以下を切り捨てているため、合計は100パーセントとなっていない。



- 15) 候補者におけるウェブサイトの開設率もまた、同様のパターンを示している。すなわち、社会におけるインターネット普及率の上昇と軌を一にして、2000年衆院選から候補者によるサイトの開設率自体も徐々に上昇していく傾向が見られるが（2000年衆院選では全候補者1404名中399名で28.41パーセント、2001年参院選では496名中253名で51.00パーセント、2003年衆院選では1159名中688名で59.36パーセント、2004年参院選では320名中238名で74.37パーセント）、2005年衆院選では1131名中777名で68.70パーセントと2004年参院選と比べてやや低下している。これについて推測されうる原因については、岡本（2007：32）参照。
- 16) これらの要因からの影響をコントロールした上でもなお、2005年衆院選における候補者ウェブサイトへのアクセス数が少なくなる傾向があるとするならば、推測されるその原因の一つは、衆議院解散から投票日までの時間である。2005年衆院選では、衆議院解散の翌日から公示に至るまでは17日であった。日本国憲法の下では、衆議院解散の翌日から公示までの平均日数は約8.9日であり、これは2番目の長さである（最長は1986年の18日）。公示日までにほとんどの候補者は出揃っており、その多くはウェブサイトを開設して、それによって実質的に選挙運動を開始していた。しかも、2005年衆院選時の公職選挙法の内容では、選挙期間中に候補者がウェブサイトを立ち上げたり、また更新したりすることはできないと解釈されており、公示日前日までが候補者による「ネット戦略」の勝負の時間であるとの見方もされていた。衆議院解散時から実質的に選挙期間が開始していると考え、2005年衆院選では解散から公示日前日までの時間が長かった分だけ、その期間に候補者ウェブサイトへのアクセスが集中して、公示日以降の選挙期間におけるアクセス数が少なくなった可能性がある。実際、ある政党支部のウェブサイトに対しては、解散後のアクセス数が通常の3倍から4倍に増加したとの報告もなされている（『日本経済新聞』2005年8月19日夕刊。）。ただし、衆議院が解散された2005年8月8日から8月26日までの期間におけるアクセス数のデータは利用できず、このことを検証することはできない。
- 17) 新党日本の該当ケースは滝実候補（奈良2区）で1日あたりのアクセス数は602.92、新党大地の該当ケースは鈴木宗男候補（比例代表北海道ブロック）で1日あたりのアクセス数は2412.23であった。
- 18) 古屋圭司、山下貴史、小西理、松下忠洋、小泉龍司、藤井孝男、堀内光雄、城内実の8名。なお、8月27日から9月14日までの全調査期間データには、以上から城内実を除いた7名が含まれる。
- 19) 逢坂（2007：13）は、2005年衆院選に関するテレビ報道において「注目の選挙区」として特に頻繁に取り上げられたのは、造反候補といわゆる「刺客」候補とが対決した選挙区であったと指摘している。
- 20) 表2では示されていないが、中村喜四郎候補のアクセス数は5289であり、多い順から41番目（270名中）に位置する。なお、8月30日～9月11日のデータにケースとして含まれている中村喜四郎、江田憲司、羽柴秀吉以外の非「造反組」無所属候補は、坂本哲志、中山一生、田辺信宏、徳田毅、日村豊彦、下地幹郎、石橋良三である。
- 21)  $\chi^2=26.244$ ,  $p<.000$ .
- 22) 8月27日から9月14日までのアクセス数（ $N=241$ ）について、平均値は7404.71、標準偏差は742.64、中央値は4069.00であった。最大値は藤野真紀子候補（自民）の92087、最小値は中林佳子候補（共産）の846である。アクセス数における上位ランクおよび下位ランクの双方においても、全調査期間データと選挙期間データとの間ではほとんど違いは見られなかった。
- 23) 全調査期間データでは、アクセス数の歪度は4.271、調査期間データでは5.022であった。
- 24) すでに述べたように、ここでの分析に用いるデータには国民新党からの候補はケースに含まれていない。
- 25) サイトの内容に関わる20の項目は、以下のとおりである。

## 相互作用性にかかわる項目

- (1) 候補者自身のメールアドレスへのリンクが張られているかどうか。
- (2) 所属政党のウェブサイトへのリンクが張られているかどうか。
- (3) オンライン献金が可能であるかどうか。
- (4) 掲示板が設置されているかどうか。
- (5) 個人後援会によるウェブサイトへのリンクが張られているかどうか。

## 情報提示にかかわる項目

- (6) 候補者のプロフィールが掲載されているかどうか。
- (7) 候補者の顔写真が掲載されているかどうか。
- (8) メールマガジンの申し込みが可能であるかどうか。
- (9) 個人後援会への入会案内が記載されているかどうか。
- (10) 献金振込先の記載があるかどうか。

## プレゼンテーションにかかわる項目。

- (11) 音声情報が提供されているかどうか。
- (12) 動画情報が提供されているかどうか。
- (13) flashが使用されているかどうか。

## アクセスの容易性にかかわる項目

- (14) ウェブサイト内に更新情報の紹介があるかどうか。
- (15) フレーム有り無しの選択ができるかどうか。
- (16) 英語ページが用意されているかどうか。
- (17) ページ全体に対するリンク付きインデックスが存在しているかどうか。
- (18) Yahoo! Japanにウェブサイトが登録されているかどうか。
- (19) ウェブサイト内の検索が可能かどうか。
- (20) 携帯電話対応の専用ページが用意されているかどうか。

各項目の相対的な重要性を考慮した重み付けは、行っていない。これらを加算したサイト洗練度の基本統計は、次のようになっている。8月30日から9月11日までの選挙期間データにおける270ケースでは、その最大値は12、最小値は2であり、平均値は6.555（中央値は6）、標準偏差は1.848である。後に説明するように、その270ケースから比例代表のみ立候補を除いた242ケースだけを対象とする分析も行う。そこでの最大値は12、最小値は2であり、平均値は6.595（中央値は6）、標準偏差は1.889となっており、比例代表のみ立候補を含めた270ケースの場合とほとんど変わりはない。

26) データは、菅原琢が作成したものを利用した。<[http://freett.com/sugawara\\_taku/data/2003did.html](http://freett.com/sugawara_taku/data/2003did.html)> 2007年9月6日にアクセス。なお、長野県木曽郡山口村の区域が岐阜県中津川市に編入されたことによって、2005年総選挙では同区域の選挙区移動（長野4区から岐阜5区へ）が生じている。これについては、データの修正は施されていない。

27) 実際の選挙結果と投票前における有権者の認知とは一致する傾向があるため、前者は後者の代理指標となりうるとの見方もある（Cox 1988：774）。

- 28) 大学中退や短大卒も大卒と見なしている。
- 29) 分析方法に関して問題となるのは、ここではウェブサイトにはアクセスカウンターを設置していた候補者のみが分析対象となっていることである。説明変数がアクセス数のみではなく、アクセスカウンターを設置しているかどうかにも影響を及ぼしている場合には、いわゆるサンプル・セレクションの問題が生じて分析結果は信頼が置けないものとなる。そこで、TobitおよびHeckmanの2段階推定法を用いた分析も行ってみたが、結果は以下で示すものとはほとんど変わりなかった。
- 30) 当選回数が多い候補者のサイトほどアクセス数が増えることは、2003年衆院選のデータによっても示されている。ただし、2004年参院選データを用いた分析では、当選回数の係数の符号は正であったものの、10パーセント水準においても有意ではなかった。また、野党、特に共産党候補へのアクセスが少なくなる傾向は、2003年衆院選および2004年参院選の両方で見いだされている。
- 31) 岡本（弘基）（2003：197-198）では、政党によるウェブサイトへアクセスした動機として、有権者のうちの46.3パーセントが「投票の判断材料とするため」を挙げているとの調査結果が紹介されている。これは、最も多かった「政党の意見を知らするため」の49.2パーセントに次ぐものであった。
- 32) 生態的誤謬とは、集計データから個人についての解釈を行うときに生じる誤りである。これについては、河野（2001）を参照。
- 33) 日単位で差分をとって1日のアクセス数を算出しているため、調査を開始した8月27日のアクセス数データは存在していない。
- 34) 一方、選挙や候補者への単なる興味や好奇心は、投票日が過ぎてしまえば低下するのも速いだろう。それゆえ、ニュース収集的なアクセスは、投票日以降の比較的短期間に集中する可能性が高いと考えられる。ただし、後述するわれわれの調査でも、このことをより厳密に検証するためのデータは得られていない。
- 35) もっとも、若い有権者層は投票日の近くになってから投票先を決める傾向があることも報告されている（明るい選挙推進協会 2006）。
- 36) データは、（有）エル・デー・ビーによるものを用いた。このデータのコードブックは蒲島（2007）である。
- 37) さらにいえば、このような有権者がきわめて多数に上った場合には、アクセス数と得票との間には負の関係が生じる可能性もある。
- 38) 2004年参院選のデータを用いた分析でも、候補者サイトへのアクセス数はその候補の得票数に有意な正の影響を及ぼしていた（岡本・石橋・脇坂 2006：68-69）。
- 39) 調査の実施は株式会社マクロミルに委託した。
- 40) 一般的なインターネット・ユーザーを対象とした調査を行って、その中に含まれる候補者サイトユーザーとそれ以外のインターネット・ユーザーとの違いを比較するならば、候補者サイトユーザーの母集団がどのような属性を有しているのかを明らかにできる。ただし、ここでの関心の中心である候補者サイトユーザーが、一般的なインターネット・ユーザーのうちでどれぐらいの割合を占めるのかについては、情報を持ち合わせていなかった。もしその割合がかなり低いのであれば、一般的なインターネット・ユーザーについてかなり多数のサンプルをあらかじめ集めておかないと、候補者サイトユーザーの十分なサンプル数が確保できないおそれがある。予算制約の問題などで、今回はそのようなリサーチ・デザインを採用することができなかった。候補者サイトユーザーにおける母集団の属性をより厳密に検証することは、今後の課題としたい。
- さらに、インターネットを用いた調査そのものにも問題があることが指摘されている（川上 2003：27-32；独立行政法人労働政策研究・研修機構 2005）。その一方で、Sanders, Clarke, Stewart, and Whiteley（2007）は、イギリスにおける総選挙についての質問調査を取り上げて、インターネット調査と面接調査との間にはサンプルの分布において違いがなくなってきたことを示している。

- 41) 小林 (2007) では、「インターネットを政治的文脈で利用している人びと」がインターネット政治情報利用者とされている。
- 42) 本文で指摘したように、一般有権者を対象とする調査では、投票したかどうかについての質問に対しては、投票したと回答する人が実際よりも多くなることが知られている。ここで示された候補者サイトユーザーにおける政治および選挙への関心の高さに対しても、このような要因が働いているのならば、それもまた候補者サイトユーザーと一般有権者との違いがなくなりつつあることを支持する証拠と見なしうる。
- 43) 2005年衆院選時点では、選挙期間中のウェブサイトの更新は公職選挙法違反であると解釈されていた。実際、その期間にはサイトの更新はほとんど行われていない。このことが、同一サイトへのアクセスの繰り返しを減少させる効果を及ぼした可能性があるが、その検証を行うためのデータは持ち合わせていない。
- 44) 「政治活動」については、 $\chi^2=23.226$ ,  $p < .000$ 。「政策」については、 $\chi^2=12.122$ ,  $p < .000$ 。
- 45)  $\chi^2=5.001$ ,  $p < .025$ 。
- 46) 選挙ポスターなどに掲載された候補者の写真が、有権者の投票行動に影響を及ぼし得るとの見方がある (Rosar, Klein, and Beckers 2008)。しかし、すでに述べたように、ここではサイト上の特定の内容に接したことが事後的にどのような影響を及ぼすのか、ということではなく、あらかじめどのような意図でサイトへアクセスしているかに主たる関心がある。
- 47) 共産党支持ダミーが有意な正の影響を及ぼしていたことについては、今回の選挙で同党がとった選挙戦術との関係が推測されうる。衆議院選挙への小選挙区比例代表並立制の導入以降、これまで共産党はすべての小選挙区に候補者を擁立してきた。しかし、2005年衆院選ではその方針を変更して、候補者を立てる選挙区を300のうち275に限定した。共産党候補が不在の小選挙区において、他党の候補者のうち誰に投票するか (あるいは棄権するか) を決定するために候補者サイトへアクセスした同党の支持者が多かったことが、このような結果をもたらしたのかもしれない。もっとも、この論理に従えば、小選挙区で候補者を擁立することが少なかった社民党などの支持者についても同様の行動が期待されるはずである。
- いずれにせよ、回答者の選挙区とそこでの立候補状況についてのデータは今回の調査では得られておらず、それゆえ現時点では、上における解釈は推測の域を出ない。なお、共産党は小選挙区における候補者数を、さらに大幅に絞り込む方針を明らかにしている (『朝日新聞』2007年9月9日)。次の選挙でも同様の傾向が見いだせるかどうか、そして、それが共産党の選挙戦術によってもたらされたものであるかどうかは、今後の調査によって確かめる必要がある。
- 48) 執筆時点は2008年1月4日。
- 49) 候補者間の不平等が生じることは、憲法上の黙示的要請である「選挙の公正」が十分に確保されないことにもつながる (大石 2001: 30)。

〔謝辞〕本研究は、日本学術振興会の科研費 (課題番号19530124) の助成を得た。

#### 〔引用文献〕

- 明るい選挙推進協会 (財) 『第44回衆議院議員総選挙の実態——調査結果の概要——』 (2006) <<http://www.akaruisenkyo.or.jp/066search/pdf/44syu.pdf>> 2007年6月6日にアクセス。
- 石生義人 (2003) 「インターネットユーザーは、どれほど政治的に特殊か? ——2000年衆院選と2001年参院選の投票行動・政治意識の分析」『社会科学ジャーナル』第50号、25-44ページ。
- 石生義人 (2004) 「インターネット選挙情報接触者の政治的特殊性: 多変量解析による検証」『社会科学ジャーナル』第52号、31-52ページ。
- 逢坂巖 (2007) 「小泉劇場 in テレビ 05年総選挙のテレポリティクス——『内戦』としての『改革』、その表象と

消費——」『選挙研究』22号、5-15ページ。

池田謙一（2006）「インターネットの利用は豊かな市民社会への参加に貢献するか——日本のケース」小林良彰・任懋伯編『市民社会における政治過程の日韓比較』慶應義塾大学出版会、277-310ページ。

大田貴昭（2007）「情報社会と選挙運動の自由——インターネット選挙は民主主義の敵か——」『早稲田政治公法研究』第84号、37-68ページ。

岡本哲和（2001）「2000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』29号、141-154ページ。

岡本哲和（2002）「サイバースペースにおける選挙——2001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』研究双書第128冊、関西大学経済政治研究所、65-95ページ。

岡本哲和・石橋章市朗（2004）「候補者ウェブサイトに対する有権者のアクセス行動——2001年参院選データを基にして——」『関西大学法学論集』第53巻4・5号合併号、115-144ページ。

岡本哲和・石橋章市朗・脇坂徹（2004）「2003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」『関西大学法学論集』第54巻第2号、91-119ページ。

岡本哲和（2005）「2003年衆院選における候補者ウェブサイトの分析」『情報研究』第23号、1-36ページ。

岡本哲和（2006a）「市民社会におけるインターネットと選挙——2004年参院選候補者ウェブサイトの分析——」『年報政治学2005-II：市民社会における政策過程と政策情報』、木鐸社、87-104ページ。

岡本哲和・石橋章市朗・脇坂徹（2006b）「選挙期間中における候補者ウェブサイトへのアクセス状況——2004年参院選データによる分析——」との共著。『関西大学法学論集』第56巻第4号、40-74ページ。

岡本哲和（2007）「候補者ウェブサイトについての数量分析——2005年衆院選データを用いて」『情報研究』第26号、11-35ページ。

岡本弘基（2003）「政党ウェブサイトの広告効果——インターネットユーザー調査に基づく実証分析——」日本選挙学会年報『選挙研究』第18号、190-202ページ。

蒲島郁夫・蒲島登美子（2001）『2000年衆議院議員総選挙（明るい選挙推進協会調査）——第42回衆院選調査コードブック——』（有）エル・デー・ビー。

蒲島郁夫・蒲島登美子（2002）『2001年参議院議員通常選挙（明るい選挙推進協会調査）——第19回参院選調査コードブック——』（有）エル・デー・ビー。

蒲島郁夫・蒲島登美子（2004）『2003年衆議院議員総選挙（明るい選挙推進協会調査）——第43回衆院選調査コードブック——』（有）エル・デー・ビー。

蒲島郁夫・蒲島登美子（2005）『2004年参議院議員通常選挙（明るい選挙推進協会調査）——第20回参院選調査コードブック——』（有）エル・デー・ビー。

蒲島郁夫（2007）『2005年衆議院議員総選挙（明るい選挙推進協会調査）——第44回衆院選調査コードブック——』（有）エル・デー・ビー。

川上和久（2000）「インターネットが政治を変える」『中央公論』9月号、144-152ページ。

川上和久（2001）「インターネットユーザーの2000年総選挙時におけるメディア接触」『日経広告研究所報』第195号、8-12ページ。

川上和久（2003）「2000年総選挙におけるインターネットユーザーの投票行動」『明治学院論叢法学研究』第75号、27-52ページ。

河野勝（2001）「さらなる研究のための方法論的ノート」三宅一郎・西澤由隆・河野勝『55年体制下の政治と経済——時事世論調査データの分析——』第10章、木鐸社、183-200ページ。

小林哲郎（2007）「インターネット利用の社会化とその政治的含意」池田謙一『政治のリアリティと社会心理：平成小泉政治のダイナミクス』第8章、木鐸社、229-263ページ。

財団法人インターネット協会監修（2003）『インターネット白書2003』株式会社インプレス。

境家史郎（2006）『政治的情報と選挙過程』木鐸社。

ダウンス、アンソニー／吉田精司監訳（1980）『民主主義の経済理論』成文堂。

谷口（鬼塚）尚子・堀内勇作・今井耕介（2005）「政党ホームページの閲覧が政治意識・投票行動に与える効果

- についての分析」『電気通信普及財団研究調査報告書』第20号、15-24ページ。<[http://www.taf.or.jp/publication/kjosei\\_20/pdf/p015.pdf](http://www.taf.or.jp/publication/kjosei_20/pdf/p015.pdf)> 2007年9月18日にアクセス。
- トフラー、アルビン、ハイジ・トフラー/徳山二郎訳 (1995)『第三の波の政治—新しい文明をめざして』中央公論社。
- 日本情報処理開発協会編 (2006)『情報化白書2006』BCN。
- 三宅一郎 (1989)『投票行動』東京大学出版会。
- 三宅一郎 (2001)『選挙制度変革と投票行動』木鐸社。
- ラインゴールド、ハワード/会津泉訳 (1995)『バーチャルコミュニティ』三田出版会。
- ラザースフェルド、P・F、B・ベレルソン、H・ゴードット/有吉広介監訳 (1987)『ピーブルズ・チョイス—アメリカ人と大統領選挙—』芦書房。
- Bimber, Bruce. (2001) "Information and Political Engagement in America: The Search for Effects of Information Technology at the Individual Level." *Political Research Quarterly*, Vol.54, No.1, pp.53-67.
- Bimber, Bruce. and Richard Davis. (2003) *Campaign Online: The Internet in U.S. Elections*, Oxford University Press.
- Carlson, Tom. and Kim Strandberg. (2005) "The 2004 European Parliament Election on the Web: Finnish Actor Strategies and Voter Responses." *Information Polity*, Vol.10, No.3, pp.189-204.
- Cox, Gary. W. (1988) "Closeness and Turnout - a Methodological Note." *Journal of Politics*, Vol.50, No.3, pp.768-775.
- D'Alessio, Dave. (1997) "Use of the World Wide Web in the 1996 US Election." *Electoral Studies*, Vol.16, No.4, pp.489-500.
- Fiorina, Morris P. (1990) "Information and Rationality in Elections," in John A. Ferejohn. and James H. Kuklinski. (eds.), *Information and Democratic Processes*, University of Illinois Press, pp.329-342.
- Gibson, Rachel. and Ian McAllister. (2005) "Does Cyber Campaigning Win Votes? Online Communication in the 2004 Australian Election," Center for the Study of Democracy, University of California, Irvine.<<http://repositories.cdlib.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1064&context=csd>>2007年9月18日にアクセス。
- Gujarati, Damodar N. (2003) *Basic Econometrics* (4th ed.), McGraw - Hill.
- Hayashi, Takuya. (2007) "The Possibility of Mixed-Mode Surveys in Sociological Studies." *International Journal of Japanese Sociology*, Vol.16, No.1, pp.51-63.
- Horiuchi, Yusaku. (2004) "Malapportionment and Income Inequality: A Cross-national Analysis." *British Journal of Political Science*, Vol.34, Part.1, pp.179-183.
- Huckfeldt, Robert. Edward G. Carmines, Jeffery J. Mondak, and Eric Zeemering. (2007) "Information, Activation, and Electoral Competition in the 2002 Congressional Elections." *Journal of Politics*, Vol.69, No.3, pp.798-812.
- Iyengar, Shanto. and Jennifer A. McGrady. (2007) *Media Politics: A Citizen's Guide*, W.W.Norton & Company.
- Karp, Jeffrey. A. and David Brockington. (2005) "Social Desirability and Response Validity: A Comparative Analysis of Overreporting Voter Turnout in Five Countries." *Journal of Politics*, Vol.67, No.3, pp.825-840.
- King, Gary. Robert O. Keohane, and Sidney Verba. (1994) *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research*, Princeton University Press.
- Klotz, Robert J. (2004) *The Politics of Internet Communication*, Rowman & Littlefield Publishers Inc.
- Larcinese, Valentino. (2007) "The Instrumental Voter Goes To the Newsagent: Demand for Information, Marginality and the Media." *Journal of Theoretical Politics*, Vol.19, No.3, pp.249-276.
- Lupia, Arthur. and Zöe Baird. (2003) "Can Web Sites Change Citizens? Implications of Web White and Blue 2000." *PS: Political Science & Politics*, Vol.36, No.1, pp.77-82.
- Lupia, Arthur. and Tasha. S. Philpot. (2005) "Views from Inside the Net: How Websites Affect Young Adults Political Interest." *Journal of Politics*, Vol.67, No.4, pp.1122-1142.

- Lusoli, Wainer. and Stephen Ward. (2005) "Logging on or Switching Off?," in Stephen Coleman and Stephen Ward (eds.), *Spinning the Web: Online Campaigning in the 2005 General Election*, Hansard Society & ESRC, pp.13-21. <[http://www.esri.salford.ac.uk/ESRCResearchproject/papers/lusoli\\_ward\\_hansard\\_2005.pdf](http://www.esri.salford.ac.uk/ESRCResearchproject/papers/lusoli_ward_hansard_2005.pdf)> 2007年8月23日にアクセス。
- Lusoli, Wainer. (2005) "A Second-order Medium? The Internet as a Source of Electoral Information in 25 European Countries," *Information Polity*, Vol.10, No.3, pp.247-265.
- Owen, Diana. (2006) "The Internet and Youth Civic Engagement in the United States," in Sarah Oates, Diana Owen, and Rachel K. Gibson. (eds.), *The Internet and Politics: Citizens, Voters and Activists*, Routledge, pp.20-38.
- Paolino, Philip. and Daron R. Shaw. (2003) "Can the Internet Help Outsider Candidates Win the Presidential Nomination?," *PS: Political Science and Politics*, Vol.36, No.2, pp.193-197.
- Princeton Survey Research Associates International. (2005) *November 2004 Post-Election Tracking Survey*, <[http://www.pewinternet.org/pdfs/politics04\\_questionnaire.pdf](http://www.pewinternet.org/pdfs/politics04_questionnaire.pdf)> 2007年8月21日にアクセス。
- Prior, Markus. (2007) *Post-Broadcast Democracy: How Media Choice Increases Inequality in Political Involvement and Polarizes Elections*, Cambridge University Press.
- Rainie, Lee. and John Horrigan. (2007) *Election 2006 Online*, PEW Internet & American Life Project. <[http://www.pewinternet.org/pdfs/PIP\\_Politics\\_2006.pdf](http://www.pewinternet.org/pdfs/PIP_Politics_2006.pdf)> 2007年8月20日にアクセス。
- Rosar, Ulrich. Markus Klein, and Tilo Beckers. (2008) "The Frog Pond Beauty Contest: Physical Attractiveness and Electoral Success of the Constituency Candidates at the North Rhine-Westphalia State Election of 2005," *European Journal of Political Research*, Vol.47, No.1, pp.64-79.
- Sanders, David. Harold D. Clarke, Marianne C. Stewart, and Paul Whiteley. (2006) "Does Mode Matter For Modeling Political Choice? Evidence from the 2005 British Election Study," *Political Analysis*, Vol.15, No.3, pp.257-285.
- Tolbert, Caroline. J. and Ramona. S. McNeal. (2003) "Unraveling the Effects of the Internet on Political Participation?," *Political Research Quarterly*, Vol.56, No.2, pp.175-185.
- Whitney, D. C., and S. B. Goldman. (1985) "Media Use and Time of Vote Decision - a Study of the 1980 Presidential-Election," *Communication Research*, Vol.12, No.4, pp.511-529.
- Yannas, Prodromos, and Georgios Lappas. (2006) "Web Candidates in the 2002 Greek Prefecture Elections," *Journal of E-Government*, Vol.3, No.1, pp.53-67.
- Zittel, Thomas. (2004) "Electronic Democracy: American Exceptionalism or Global Trend?," in Frank Esser, and Barbara Pfetsch. (eds.), *Comparing Political Communication: Theories, Cases, and Challenges*, Cambridge University Press, pp.231-250.