

日記式調査法による情報行動の時間的連続性・断続性の検討 —携帯インターネット利用とPCインターネット利用の 比較分析—

北村 智¹
河井大介²

要 旨

本稿は日記式調査法による情報行動の研究に対し、時間的連続性・断続性という観点を加えることを提案した。そのための基本的指標として最長連続行動時間、連続行動回数、短時間行動回数とその算出方法を示した。そして携帯インターネット利用とPCインターネット利用を題材とし、2013年に行なった日記式調査法による全国調査データを用いて実証的検討を行なった。デモグラフィック属性との関係についての分析から、情報行動の時間的連続性・断続性に着眼することで、従来の方法では把握できていなかった情報行動の実態を捉えられることを示した。また、さらに応用的な分析により、インターネット利用の習慣化がもたらす利用行動のパターンは携帯インターネット利用とPCインターネット利用とで異なることを示した。これらの分析結果にもとづき、情報通信政策のための社会調査データの応用可能性や、「インターネット依存」に関する問題について考察した。

キーワード：情報行動、日記式調査、インターネット、モバイル化社会、依存症

1. 背景と問題

1. 1. はじめに

社会の情報化の進展、特に1990年代後半からのインターネットの普及と、その後の携帯電話の普及は、人々の情報行動に大きな3つの変化をもたらしたと考えられる。1つ目は、従来は新聞やテレビ番組といったパッケージ化された情報コンテンツが細分化されたという点である。情報コンテンツが細分化されることにより、1つのコンテンツを消費する時間が短縮される。2つ目は、テレビ視聴や対人コミュニケーションといった情報行動をとる時間帯の自由度が向上した点である。3つ目は、情報行動を行う場所を選ばないモバイル化である。

従来の情報行動研究では、1日での情報行動時間に着目してメディアによる差異や行動時間の長短による様々な比較が行われてきたが、上記3つの大きな変化に対する検討は十分になされているとはいえない。そこで本稿では、これら3つの大きな変化にもとづき、情報行動の時間的連続性・断続性に着眼した検討を行なう。

¹東京経済大学コミュニケーション学部准教授

²東京大学大学院学際情報学府博士課程

1. 2. 情報行動に関する社会調査

コミュニケーション研究、またはメディア研究の領域では情報行動 (information behavior) というタームが用いられる。情報行動の定義は論者によって異同はあるが、多くの場合、情報の受発信、処理・蓄積に関する人間行動として定義されている。例えば、北村日出夫 (1967) は情報行動を、「情報」を環境との相互作用の中から引き出したり、行動主体にとって必要な「情報」を探したり、また、行動主体の1つの行動として「情報」を伝えたりすること、として定義した。北村日出夫の概念整理では情報行動は情報所得行動³と情報伝達行動に分けられ、情報所得行動はさらに情報受容と情報探しに分けられる。また、Wilson (1999) は情報行動を「情報に対するニーズを特定したり、そのような情報を何らかの手段で探索したり、その情報を利用したり、伝達したりする活動」として定義している。Wilson の概念整理でも、情報行動の下位概念として情報探索行動が位置付けられる⁴。

情報行動の概念定義としては上述のようなものがありうるわけだが、情報行動の論者によっては「人間のあらゆる行動が、じつは『情報行動』にほかなら」ない (加藤, 1972: 42) とする立場もある。その一方で、実証的立場からより操作的に、そして限定的に定義することがある。例えば石井 (2003) の「個人が情報を外部から観察できる形で利用・処理する」と情報行動を定義している。また、橋元 (1999) は社会調査法によって情報行動を測定することを前提に、「情報メディアを媒介として情報を授受・加工・生産・蓄積するメディア利用行動」および「主に言語信号を授受する直接コミュニケーション行動」という情報行動の定義を行なっている。

このような実証的立場から社会調査法によって情報行動を測定する試みとして、東京大学社会情報研究所編 (1997) から始まる「日本人の情報行動」調査がある⁵。「日本人の情報行動」調査では、直接情報行動 (機器を介さず、音声言語や書字言語を用いて直接的に情報を授受・生産する行動)、メディア利用型情報行動 (情報機器を利用して情報を授受・処理・生産・蓄積する行動)、その他の情報行動 (直接情報行動・メディア利用型情報行動に属さない、人為的に構成された情報空間への参加) を大枠として、日本人の情報行動の測定を行なってきた (東京大学社会情報研究所編, 2001; 東京大学大学院情報学環編, 2006; 橋元・北村・吉田, 2010; 橋元編, 2011; 橋元・北村・河井・松本・三島・増山・佐野, 2013)。

東京大学橋元研究室を中心に行なわれている「日本人の情報行動」調査の特徴は、日本人が1日に行なう情報行動を日記式調査法によって調査している点である。日記式調査法はNHK放送文化研究所の生活時間調査 (NHK放送文化研究所編, 2011) や総務省による社会生活基本調査でも用いられている。日記式調査法は英語では

³ 「情報所得」は北村日出夫の用語であり、現在「情報取得 (information acquisition)」 (岸 2010) と呼ばれる概念とほぼ同義である。

⁴ Wilson (1999) は図書館情報学分野の研究として、情報探索行動を特に強調している。

⁵ 1995年から5年ごとに「日本人の情報行動」調査は実施されているが、1995年以前にも同様の試みは行われている (例えば、東京大学新聞研究所 (1987) など)。

"time diary survey"または"time budget survey" (Suzuki, Hashimoto, & Ishii, 1997) と呼ばれる。この手法によって「日本人の情報行動」調査では、1日のうち情報行動に費やされた時間（平均時間）、情報行動の行為の有無（行為者率）、そしてそれらを応用して、行為の有無と時間を組み合わせた行為者平均時間や行為者率を時間帯別に算出する時間帯別行為者率などが把握される。

日記式調査法では"time budget survey"の名が示すとおり、1日の時間の配分が測定される。そして、単純に時間量だけが測定されるのではなく、行動を行なった時間帯も同時に記録される。こうしたデータによって、例えばテレビ視聴がよく行なわれるようになる時間帯は朝・昼・晩の3回であることが示されている（橋元編, 2011）。

このような事実からもわかるように、情報行動は1日の中で連続して行なわれているわけではない。このことは常識的に考えれば当たり前であるが、「日本人の情報行動」調査の成果では、前述したとおり「1日のうち情報行動に費やされた総時間」と「1日のうちの情報行動の行為の有無」が中心とされており、情報行動の時間的連続性・断続性については十分な検討が行われていないのが現状である。しかしながら、日記式調査法によるデータでは行動の行われた時間帯も記録されているため、1日の中で行われる情報行動の連続性・断続性を捉えることも可能であると考えられる。

1. 3. 情報化の進展にともなう情報環境の変化

日本のメディア・コミュニケーション研究の分野における情報行動概念の広まりは、社会の情報化の進展にともなうものであった（田崎・船津編, 1997）。社会の情報化の進展にともなって進んだことの1つに、「情報コンテンツの細分化」が挙げられる。例えば、新聞記事は新聞紙というある種の「パッケージ」でまとめられており、日本においては朝刊と夕刊という「パッケージ」で消費者に届けられる。それに対してインターネット上のニュースサイトでは、例えば朝日新聞デジタル（www.asahi.com）やYOMIURI ONLINE（www.yomiuri.co.jp）のような新聞社が運営するものでも、それぞれの記事が独立して配信されている。一つひとつの記事は朝刊・夕刊のような「パッケージ」にまとめられておらず、個別に URL (Uniform Resource Locator) をもち、随時配信されるため、一つひとつの記事として消費されていく。

また、音楽コンテンツにおいても似たような現象は起きている。例えばレコードから CD への変化は、一つひとつの楽曲の頭出しを容易にし、楽曲単位の消費を促したといえる。さらにインターネットを通じた音楽コンテンツのデジタル配信では、数曲をパッケージにしていたレコード、CD とは異なり、一つひとつの楽曲ごとの購入が一般的なものとなっている。

さらにインターネットの中でも「情報コンテンツの細分化」は進んでいる。例えば、佐々木（2010）はパーマリンク（Permalink）⁶という要素技術が Web ページ

⁶ パーマリンク（Permalink）とは Permanent Link の略で「固定リンク」とも呼

に掲載される情報の単位数が小さくなることに大きく寄与したと指摘している。これは決して技術決定論的な指摘ではなく、1つの情報単位に対して1つのURLが付与されるようになるという形でパーマリンクは社会的に意味づけられた結果であると論じられている。また、1つの情報単位そのものもより小さく限定するようなサービスが登場している。2000年代前半でのウェブログの流行から、2000年代後半からのTwitter、つまりマイクロブログの流行というウェブサービスの流れはそれを象徴している。動画共有のサービスでもYouTubeはデフォルトで15分の動画をアップロード可能な仕様だが、2013年に公開されたVine⁷というサービスではアップロード可能な動画の時間が6秒という短さに限定されている。

また、情報化の進展は行動の自由度の向上ももたらした。例えば、VCR (Video Cassette Recorder) の普及はテレビ局によって編成された放送時間に縛られない視聴行動を可能にしたといえる。さらにHDD (Hard Disk Drive)などを搭載したデジタルレコーダーの普及は、テレビ番組の録画を再生視聴する「タイムシフト視聴」をより一般的なものとした (諸藤, 2012)。

また、インターネットの利用においてもダイヤルアップによる接続から常時接続へという変化、従量課金制から定額料金制へという変化は利用行動の自由度を向上させたといえよう。例えば、常時接続が一般的ではなかった2000年に行なわれた「日本人の情報行動」調査では、インターネット利用のピークは22時から23時であった (東京大学社会情報研究所編, 2001)。そして同調査によれば、特に電子メール利用とウェブ利用を合わせた全体での行為者率がもっとも高くなっていたのは23時台であった。この当時、定額料金でインターネットを利用可能にする「テレホーダイ」の開始時間が23時からであったことによるものだと考えられる。これに対して、定額料金制、常時接続が一般化した2010年に行なわれた「日本人の情報行動」調査では、インターネット利用のピークは21時台となっている (橋元編, 2011)。

また、携帯電話の普及、つまりモバイル化と呼ばれる変化は、まさに「いつでもどこでも」という行動の自由度の向上をもたらしたといえる (Ling & Campbell, 2010; Rainie & Wellman, 2012)。人々の社会との関わり方は、ただ1つのグループとだけ関わるようなものではなく、一人ひとりが様々なグループの境界を越えて関わるような「ネットワーク化された個人主義 (networked individualism)」へと変化してきている (Rainie & Wellman, 2012)。モバイル技術の普及は、コミュニケーションそのものをモバイル化させ、ネットワーク化された個人主義への変化をより加速させているといわれる (Miyata, Wellman & Boase, 2005; Miyata, Boase, Wellman & Ikeda, 2006)。その一方で、石井 (2014) は携帯電話をかける場所は路上・街頭よりも自宅であることが多いという2011年の調査結果から、本当の意味でのモバイル利用は実はあまり多くないという指摘⁸を行なっている。

ばれ、「永久に変わらないWeb上でのURLを指す」(佐々木, 2010)。

⁷ <https://vine.co/> (2014年6月6日参照)

⁸ 固定電話が家庭に1台であったことに対して、携帯電話は各個人に1台となったことにより、家の中であっても家族に気兼ねなく通話することが可能になったとい

社会の情報化の進展にともなう情報環境の変容は、人々の情報行動に大きな影響をあたえる（三上, 1990）。特に上述のような情報コンテンツの細分化、行動の自由度の向上、モバイル化といった変化の流れの中で、情報行動の時間的連続性・断続性を検討することの重要性は増してきていると考えられる。情報コンテンツが細分化されれば一回一回の情報行動は短時間で済む可能性が増す。また、行動の自由度が向上すれば情報行動を行なう時間の自由度もまた向上する。モバイル化によって、石井（2014）の指摘はあるものの、隙間時間での情報行動も可能になる。そこで本研究では情報行動の分析に際して、これまでに着眼されてきた1日の総時間量や、1日の中での行動の有無ではなく、情報行動の時間的連続性・断続性に着眼した検討を行なう。情報行動の時間的連続性・断続性に関する検討は十分な先行研究がないことから、基本的な分析として、それぞれの指標とデモグラフィック属性との関係を分析する。

検討課題1：情報行動の時間的連続性・断続性を表す指標の検討と、デモグラフィック属性との関係の分析

本稿で情報行動の時間的連続性に関する指標として検討するのは、最長連続行動時間である。これまでの情報行動調査では、1日の中で情報行動に費やす累積の時間が検討されてきたが、本稿では日記式調査の記録上、連続して行なわれる情報行動に着目し、ある情報行動を1日の中でもっとも長く連続して行なった時間のことを最長連続行動時間と呼ぶことにする。

次に、本稿で情報行動の時間的断続性に関する指標として検討するのは、連続行動回数と短時間行動回数である。これまでの情報行動調査では、1日の中で情報行動を1回でも行なったか否かという行動の有無が検討されてきたが、本研究ではある情報行動が1日の中で日記式調査の記録上、連続して行なわれた回数のことを連続行動回数と呼ぶ。また、短時間行動回数は携帯電話・スマートフォン利用に関して河井（2013）が検討した「短時間利用」の概念を再検討したものである。河井（2013）は東京大学橋元研究室を中心とした情報行動調査で「10分未満の行動」を意味する「×」の記録（cf. 橋元編, 2011）に着眼し、ある情報行動について「×」の記録の有無をもって「短時間利用」の行動の有無として分析を行なった。本稿では、「短時間行動」の有無だけでなく、1日におけるその回数を計算することで短時間行動回数を定義し、分析を行なう。

本稿で利用する調査データは総務省情報通信政策研究所と東京大学橋元研究室が共同調査として2013年に実施した「平成25年 情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査」によるものである⁹。この調査では情報行動を「インターネットの利用」と「インターネット以外の情報行動」に分けているが、本稿ではすべて

う側面では、行動の自由度は向上したといえる。

⁹ 結果の一部については総務省情報通信政策研究所（2014）において公表されている。

の情報行動について分析結果を報告することは避け、上述のとおり、情報行動の連続性・断続性が重要となるインターネット利用を携帯電話・スマートフォンからのインターネット利用（以降、携帯インターネット利用）とパソコンからのインターネット利用（以降、PCインターネット利用）に分けて取り上げることとする。

1. 4. インターネット利用における社会的問題

本稿では情報行動の時間的連続性・断続性について実証的な検討を行なうが、その指標からさらに政策的含意を得るために、インターネット利用における社会的問題との関係性を議論しておきたい。ここで取り上げるインターネット利用に関する社会的問題とは、いわゆる「インターネット依存」である。

「インターネット依存（ネット依存）」（または「インターネット中毒（ネット中毒）」）という言葉は 1990 年代に精神科医のイヴァン・ゴールドバーグ（Ivan Goldberg）によって用いられたのが始まりといわれている（Joinson, 2003）。欧米を中心に「インターネット依存」研究は始まったが、2000 年代に入って、特に韓国、中国において「インターネット依存」の問題は深刻視されるようになってきた（辻, 2014）。例えば、中国では江西省・南昌市のネットカフェで、ネットワークゲームをプレイの高校生が急死する事件が起きたと報じられている¹⁰。また、韓国では 2002 年に 86 時間連続でオンラインゲームをプレイし続けた男性が死亡するという事件が起きたと報じられている¹¹。韓国では 2005 年にも、休みをほとんど取らずに 50 時間、オンラインゲームを続けた 28 歳の男性が死亡するという事件が報じられている¹²。

「インターネット依存」研究において、中心的役割を果たしてきた Young (1998a) は「インターネット依存」と利用時間の関係を強調している。例えば、「インターネット依存」に陥っている者は「あと 1 分」シンドローム（The "one more minute" syndrome）がみられるという（Young, 1998a: 49）。これはつまり、「あと 1 杯だけ」というアルコール依存者や、「あと一回だけ賭けたら」というギャンブル依存者と同様に、「インターネット依存」になっている者は「あと 1 分」なら大差はないと考えながら、インターネットへのアクセス時間をどんどん延ばしていくということを説明している。オンラインゲームに関する依存においては、10 時間以上、場合によっては 20 時間以上続けてゲームのセッションに興じることも珍しくないと Young (2009) は論じている。さらに、「インターネット依存」研究でしばしば用いられる DQ (diagnostic questionnaire) の項目には「Do you stay on-line longer than originally intended?」や「Do you feel the need to use the Internet with increasing amounts of time in order to achieve satisfaction?」といったインターネット利用時間に関する項目が用いられている（Young, 1998b）。

しかしながら、「インターネット依存」研究に対しては批判も多い。小寺 (2013)

¹⁰ <http://www.itmedia.co.jp/news/bursts/0204/23/05.html> (2014 年 6 月 6 日参照)

¹¹ http://www.itmedia.co.jp/news/0210/09/njbt_09.html (2014 年 6 月 6 日参照)

¹² <http://news.bbc.co.uk/2/hi/technology/4137782.stm> (2014 年 6 月 6 日参照)

は「インターネット依存」研究について包括的なレビューを行ない、「インターネット依存」には理論的な下支えがなく、それゆえ概念そのものへの批判をまねいていると論じている。特に「インターネット依存」の定義が不在であり、尺度にも問題があるという点は重大な問題を抱えているといえる。また、Wallace (1998) は精神疾患の診断基準として利用される DSM (Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders) に掲載されるには「患者数や症状、診断、治療法を立証するためのかかなり多くの研究が必要」であるが、「インターネットは驚異的な速さで変化している研究対象であり、この種の研究は難しいだろう」と述べている¹³。

この Wallace の指摘は「インターネット依存」研究の重大な問題であると考えられる。Young (1996) は「インターネットそのものは依存を引き起こすものではなく、特定のアプリケーションがインターネットの乱用の進展に重要な役割を果たす」と述べているが、アプリケーションを限定したとしても、技術的進歩とその社会的普及にともない、1990年代と2010年代のインターネット環境ではまるで違ったものになっているというのが現実である。

インターネットを含めたテクノロジーの問題のある利用に対して、こうした変化を反映させた考え方も現れている。Rosen (2012) はテクノロジーの強迫神経症的な使用を大きく2つに分けている。1つはテクノロジーから得られる様々なメリットのために、長時間使用してしまうというものである。こちらは Young (1996, 1998a) の論じるような、没頭する形の問題のある利用であるだろう。もう1つは、不安と強迫観念によって引き起こされるもので、テクノロジーを使っていない時間にテクノロジーのことが気になって仕方がなくなるというものである。Rosen (2012) は後者のタイプの強迫神経症的なテクノロジー利用は、ワイヤレスの携帯デバイスに典型的なものであると論じ、関連する症状として「ポケットに振動を感じて携帯電話を取り出してみたが、何も着信はしていない」という「幻想振動症候群」の事例などを説明している。

インターネット利用に関するこのようなタイプの問題は、前述のような「インターネットへのアクセス時間をどんどん延ばしていく」というような連続的な過剰な利用という問題とは異なった性質をもつと考えられる。例えば、携帯メール依存 (Igarashi, Motoyoshi, Takai, & Yoshida, 2008) の研究においては、携帯メール依存傾向¹⁴を過剰な利用 (excessive use)、対人関係維持 (relationship maintenance)、情動的反応 (emotional reaction) という3因子で説明している。この情動的反応の測定項目は「メールを送信したあとには、返信が気になって、何回も携帯をチェックする」や「メールの着信があるかどうかを何回もチェックしてしまう」などを含んでいる。こうした利用は「オンラインから抜け出せない」というような事態とは異なるだろう。

そして「インターネット依存」という名称にも問題がある。日本においては当初

¹³ 2013年に改訂された DSM-V に“Internet addiction”を含めるよう求められていたが (cf. Block, 2008)、最終的に掲載には至らなかった。

¹⁴ ここでいう「依存傾向」は “dependency” と表現される。

「インターネット中毒」という名称も用いられていたが、近年では「インターネット依存」という名称が一般的である（小寺, 2014）。しかし、英語圏での議論においては同様の現象を扱う際に Internet addiction という言葉以外に、pathological Internet use (Mai, Hu, Yan, Zhen, Wang, & Zhang, 2012; Niemz, Griffiths, & Banyard) や problematic Internet use (Caplan, 2010; Davis, Flett, & Besser, 2002) という言葉が用いられることも多い。また、compulsive Internet use という表現もある (Meerkerk, Van Den Eijnden, Vermulst, & Garretsen, 2009)。日本での「インターネット依存」研究は英語圏での議論をその基礎にしているが、当の英語圏での議論においてはこのように統一的な概念名が与えられていない。このことは「インターネット依存」自体に標準的な定義が存在しないという状況を示しているといえる（小寺, 2014）。

また、「インターネット依存」が論じられ始めた 1990 年代はパソコンからの固定回線によるインターネット利用が一般的であったが、2000 年代に入って携帯インターネット利用が一般的なものとなっている（橋元編, 2011）。携帯インターネット利用と PC インターネット利用の間には社会的相違がみられることは様々な研究によって指摘されてきた (Ishii, 2004, 2006; Kitamura, 2013; Miyata & Kobayashi, 2008)。「インターネット依存」に関する問題を論じるにあたっても、定義や尺度の問題も含めて、携帯インターネット利用と PC インターネット利用の利用行動の比較を通じて検討していく必要があるだろう。これまでの情報行動調査によって、携帯インターネット利用と PC インターネット利用の 1 日における総利用行動時間は把握されてきた。しかしながら、その総利用行動時間が連続的な利用によってもたらされているものなのか、非連続的、つまり断続的な利用によってもたらされているものなのかについては、明確な検討が行なわれているとはいえない。

前述のように、「インターネット依存」に対しては標準的な定義が存在しないという問題点がある。しかし、「インターネット依存」に関する様々な尺度の開発において、尺度の妥当性検証として利用量との正の相関関係の確認が行なわれることは多くの研究で共通している (Meerkerk et al., 2009)。また、「インターネット依存」で来院する患者には「ネットをやりたい、つながっていたいという強い欲望」という症状がみられるという（樋口, 2013）。したがって、「インターネット依存」につながっていく重要な行動要因に、インターネットの習慣的利用があると仮定しても問題はないだろう。

そこで、本稿では「インターネット利用の習慣化」という概念を導入して、インターネット利用行動の検討を行なう。本稿では「インターネット利用の習慣化」を次のように操作的に定義する。日記式調査において調査対象とした平日 2 日間のうち、携帯インターネットと PC インターネットをそれぞれ「1 日だけ利用」した回答者と「両日とも利用」した回答者が存在する。このことを利用して、「2 日の平日のうち 1 日だけ利用」した人よりも、「2 日の平日のうち両日とも利用」した人の方が、携帯インターネット利用、PC インターネット利用のそれぞれについて「習慣化している」と判断し、「1 日だけ利用者」を「非習慣的利用者」、「両日利用者」を「習慣的利用者」と定義する。

ここで重要な点は「インターネットの習慣的利用者」は「インターネット依存」になる可能性が「非習慣的利用者」よりも高いと考えられるが、「インターネット依存」であるわけではないという点である。樋口（2013）によれば、一般的にみて「インターネット依存」の尺度で「依存」が強く疑われる割合は対象者の10%に満たない。臨床心理学研究では患者を対象とした研究のみが行なわれているわけではなく、潜在的な可能性を持った人と患者を連続的に捉えるアナログ研究も重要視されている（杉浦, 2009）。本研究は社会調査データにもとづくものであるため、より多く出現するであろう「インターネットの習慣的利用者」を「インターネット依存」者のアナログとして位置づけて、その特徴を分析することで政策的含意を得ることを目的とする。

検討課題2：携帯インターネット利用、PC インターネット利用のそれぞれの習慣化と利用行動の間にはどのような関係があるか

この検討課題2に取り組むにあたって、携帯インターネット利用行動とPCインターネット利用行動を次の5つの指標で把握することにする：1回あたり平均行動時間、利用日あたり平均行動時間、最長連続行動時間、利用日あたり平均行動回数、利用日あたり短時間行動回数。これらの指標に関しては、「2.3. 指標の計算方法」で詳述する。

2. 方法

2.1. データの概要

本研究では2013年11～12月に日本で実施された全国調査のデータを用いる。この調査における標本抽出はランダムロケーション・クォータサンプリングによって行なわれた。調査手法は調査会社の専門調査員による訪問留置法が用いられた。地点抽出は、日本全国の市区町村を5段階の都市規模（100万人以上の市および東京23区、30万人～100万人未満の市、10万人～30万人未満の市、10万人未満の市、町村）と11地域（北海道、東北、関東、北陸、東山、東海、近畿、中国、四国、北九州、南九州）によって層化を行なった上で、計125地点を無作為抽出することによって行なわれた。調査協力者は各調査地点から12人を対象とし、全体で1500名の男女（13～69歳）の回答を集めた。標本構成は性別および年齢10歳刻み（10代のみ13～19歳）で2012年3月住民基本台帳の実勢比例となるように割り当てた。調査票は選択回答・記述回答形式を含む16ページの質問紙と平日（仕事や学校がある日）2日・休日（休みの日）1日計72時間の情報行動を記録する日記式調査票の2種類が用いられた。平日と休日では行動パターンが大きく異なるため（NHK放送文化研究所編, 2011）、平日と休日のデータをまとめて分析を行なうことは適当ではないことから、本研究では日記式調査票による平日2日間のデータを用いて、各指標計算を行なう。

2. 2. インターネットの利用

インターネット利用行動に関しては、「インターネットは回線をつないでいる時間ではなく、実際にインターネット利用行動を行なった時間帯をご記入ください」という教示を行なって日記式調査票への回答が求められた。インターネットを利用する機器を、携帯電話（PHS 含む）・スマートフォン、パソコン、タブレット型端末、テレビ、その他の5種類に分けられ、さらにインターネット利用内容で細分化された形式であった。携帯電話（PHS 含む）・スマートフォン、パソコン、タブレット型端末に関しては、「メールを読む・書く」「ブログやウェブサイトを見る・書く」「Twitter、LINE、Facebookなどのソーシャルメディアを見る・書く」「YouTube、ニコニコ動画、GyaO!等の動画を見る」「オンラインゲーム・ソーシャルゲームをする」「Skype、LINEなどの音声通話（ビデオ通話含む）を使う」「クラウドにつないで文書や表の作成などの作業をする」「その他のインターネット利用」の8種類の利用内容に細分化されていた。

本研究では「携帯電話（PHS 含む）・スマートフォン」からのインターネット利用（携帯インターネット利用）および「パソコン」からのインターネット利用（PCインターネット利用）のみを扱う。また、細分化された利用内容を個別には扱わず、インターネット利用全体を扱うため、同じ15分帯の中で同じ機器から2つ以上の利用記録が回答された場合はその中での最長時間を同15分帯でのインターネット利用行動時間として扱った。

また、分析対象を携帯インターネット利用者、PCインターネット利用者に限定するために、選択回答式質問紙の項目を用いた。携帯インターネット利用に関しては、携帯電話（PHSを含む）またはスマートフォンで「メールを見たり送ったりする」または「インターネットのサイトを利用する」と回答した者を「携帯利用者」（ $n=1354$, 90.3%）とした。さらにスマートフォンで「メールを見たり送ったりする」または「インターネットのサイトを利用する」と回答した者をスマートフォン利用者（SP利用者）（ $n=788$, 52.5%）とし、SP利用者ではない携帯利用者をフィーチャーフォンのみ利用者（FPのみ利用者）（ $n=566$, 37.7%）とした¹⁵。また、PCインターネット利用に関しては、パソコンで「メールを見たり送ったりする」または「インターネットのサイトを利用する」と回答した者を「PC利用者」（ $n=957$, 63.8%）とした。

2. 3. 指標の計算方法

検討課題1のため、携帯インターネット利用、PCインターネット利用のそれぞれに関して、以下の定義によって「連続行動回数」「最長連続行動時間」「短時間行動回数」の3指標を計算した。

連続行動回数とは1日の中で該当する情報行動の回数を示している。計算方法は、

¹⁵ SP利用者の中には、スマートフォンではない携帯電話（＝フィーチャーフォン）を併用する者も含まれる。併用者は104名（6.9%）と少数であったため、分析ではSP利用者とFPのみ利用者の区別のみを行なった。

連続する3つの行動時間（ $n-1$ 番目、 n 番目、 $n+1$ 番目の行動時間）から以下の3つのパターンのいずれかに該当する場合、時間 n で利用が途切れたとして連続行動回数を加算する。① n 番目の行動時間が5分で $n+1$ 番目の行動時間が0分もしくは5分の場合、② n 番目の行動時間が15分で $n+1$ 番目の行動時間が0分の場合、③ $n-1$ 番目の行動時間が15分で n 番目の行動時間が5分、 $n+1$ 番目の行動時間が15分の場合となる。

また、1回あたり最長連続行動時間とは、1日の中で該当する情報行動をもっとも長く行なっていた時間である。計算方法は、連続行動回数ごとの行動時間を算出し、もっとも長いものを採用する。ただし、15分の利用で挟まれる5分間の利用はそれぞれ2.5分に分けてとして計算した。

最後に短時間行動回数とは1日の中で該当する情報行動の5分以下の行動回数を示している。計算方法は連続する3つの行動時間の関係が以下の3つの条件をすべて満たす場合、時間 n で短時間利用が行われたとして短時間行動回数を加算する。① $n-1$ 番目の行動時間 ≤ 5 分、② n 番目の行動時間 $= 5$ 分、③ $n+1$ 番目の行動時間 ≤ 5 分となる。

以上3つの計算における利用の区切りについて、図示したものが図1である。

図1 各指標の区切りのイメージ

<連続行動回数>

パターン①-1

n-1	n	n+1
関係なし	5分行動	行動無

パターン②

n-1	n	n+1
関係なし	15分行動	行動無

パターン①-2

n-1	n	n+1
関係なし	5分行動	5分行動

パターン③

n-1	n	n+1
15分行動	5分行動	15分行動

※それぞれ、時間 n で行動が終了したと解釈し、カウントする。

※最長連続行動時間算出において、パターン③はそれぞれ2.5分ずつと解釈する。

<短時間行動回数>

n-1	n	n+1
5分行動/行動無	5分行動	5分行動/行動無

※時間 n を短時間行動としてカウントする。

本稿で用いるデータでは回答者1人あたり、平日のデータが2日分ある。同じ回答者であっても1日ごとのデータを独立したデータとして扱うアプローチもありうるが、本稿ではデータの独立性の観点も考慮して、回答者ごとのデータとして扱う。連続行動回数および短時間利用行動回数に関しては、2日間の平均値を分析に用いた。最長連続行動時間に関しては、2日間でより長いほうを最長連続利用時間として分析に用いた。

この計算方法を用いて、携帯インターネット利用、PC インターネット利用それぞれの連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数を計算した。それぞれの平均値および標準偏差を表1に示す。表中の「全体」は調査協力者全体を指し、携帯利用者のみ、PC 利用者のみはそれぞれ利用者に限定した場合を指す。また、表2では携帯利用者をさらにFPのみ利用者とSP利用者に分割した記述統計量を示した。

表1 連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数の記述統計量

	携帯インターネット利用				PCインターネット利用			
	全体		携帯利用者のみ		全体		PC利用者のみ	
	n=1500		n=1354		n=1500		n=957	
	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
連続行動回数	2.532	4.396	2.790	4.547	0.805	2.917	1.173	3.294
最長連続行動時間	32.585	72.443	35.703	75.152	33.077	84.289	50.219	100.712
短時間行動回数	1.913	4.303	2.111	4.482	0.441	2.789	0.621	3.167

表2 FPのみ利用者とSP利用者の
連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数の記述統計量

	携帯利用者のみ			
	FPのみ利用者		SP利用者	
	n=566		n=788	
	mean	S.D.	mean	S.D.
連続行動回数	2.532	4.396	2.790	4.547
最長連続行動時間	32.585	72.443	35.703	75.152
短時間行動回数	1.913	4.303	2.111	4.482

検討課題2のため、連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数の指標と、1日における行動時間と行動の有無の指標から、1回あたり平均行動時間、利用日あたり平均行動時間、最長連続行動時間、利用日あたり平均行動回数、利用日あたり短時間行動回数の5つの指標を算出した。

まず、1回あたり平均行動時間は2日間の行動時間の和を2日間の連続行動回数で除した指標である。この指標は、1回あたりの連続行動で費やされる平均時間を表すものである。

利用日あたり平均行動時間は、調査対象日となる平日2日間のうち、2日とも利用行動のあった回答者の場合は2日間の平均行動時間を、1日だけ利用行動のあった回答者の場合は利用行動のあった日の行動時間を表す。この指標の全体平均値は「日本人の情報行動」調査（東京大学社会情報研究所編, 1997, 2001; 東京大学大学院情報学環編, 2006; 橋元編, 2011）における「行為者平均時間」に合致する¹⁶。

¹⁶ ただし、「日本人の情報行動」調査では伝統的に2日分のデータを独立したもの

最長連続行動時間は前述の定義と同様である。すなわち、調査対象日となる平日2日間のうち、2日とも利用行動のあった回答者の場合は2日間のうち、より長いほうを最長連続行動時間とした。1日だけ利用行動のあった回答者の場合は利用行動のあった日における最長連続行動時間をそのまま最長連続行動時間とした。

利用日あたり平均行動回数は調査対象日となる平日2日間のうち、2日とも利用行動のあった回答者の場合は2日間の平均行動回数を、1日だけ利用行動のあった回答者の場合は利用行動のあった日の行動回数を表す。利用日あたり短時間行動回数も同様に、調査対象日となる平日2日間のうち、2日とも利用行動のあった回答者の場合は2日間の平均短時間行動回数を、1日だけ利用行動のあった回答者の場合は利用行動のあった日の短時間行動回数を表す。

携帯インターネット利用、PCインターネット利用それぞれの各指標の平均値および標準偏差を表3に示す。なお、ここでの分析対象者は表1でいう携帯利用者またはPC利用者であっても2日とも携帯インターネット利用、PCインターネット利用のなかった者は除外されている。

表3 1回あたり平均行動時間、利用日あたり平均行動時間、最長連続行動時間、利用日あたり平均行動回数、利用日あたり短時間行動回数の記述統計量

	携帯インターネット利用						PCインターネット	
	携帯利用者		FPのみ利用者		SP利用者		利用	
	n=962		n=293		n=679		n=501	
	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
1回あたり平均行動時間	28.592	59.418	21.173	40.707	31.848	65.404	67.890	87.513
利用日あたり平均行動時間	70.218	88.489	40.495	54.103	82.927	96.764	111.612	133.815
最長連続行動時間	50.252	84.969	30.358	56.325	58.884	93.353	95.928	122.473
利用日あたり平均行動回数	4.044	4.911	2.916	3.209	4.505	5.391	2.523	4.403
利用日あたり短時間行動回数	3.037	5.059	2.266	3.381	3.342	5.575	1.290	4.488

3. 分析結果

3. 1. 分析1

検討課題1「情報行動の時間的連続性・断続性を表す指標の検討と、デモグラフィック属性との関係の分析」に対して、携帯インターネット利用およびPCインターネット利用のそれぞれについて、連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数を算出し、デモグラフィック属性との関係を分析した。

3. 1. 1. 分析1：携帯インターネット利用

まず、携帯インターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数のそれぞれについて、性別、年齢層、就業形態、都市規模の4つのデモグラフィック属性を個別に独立変数とした一元配置分散分析を行なった。それぞれの属性カテゴリにおける平均値と標準偏差、一元配置分散分析および多重比較検定

として扱ってきたが、本稿では回答者ごとのデータとして分析しているため、指標としての意味合いが異なるので別の名称を用いた。

(Scheffe 法)の結果をまとめたのが表4である。この分析では調査対象者全体を分析対象とした。

表4 携帯インターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、
 短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係

	n	連続行動回数		最長連続行動時間		短時間行動回数	
		mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
男性	755	2.179	4.630 b	32.119	67.050 a	1.616	4.577 b
女性	745	2.889	4.118 a	33.057	77.569 a	2.214	3.987 a
13-19歳	139	2.716	3.811 b	68.993	127.561 a	1.759	3.756 b
20-29歳	223	5.161	6.143 a	67.265	115.716 a	4.103	6.265 a
30-39歳	286	4.093	6.401 a	37.806	47.635 b	3.215	6.422 a
40-49歳	296	2.049	2.301 bc	24.155	51.442 bc	1.495	2.287 bc
50-59歳	256	1.381	2.053 cd	15.547	35.348 c	1.016	1.913 bc
60-69歳	300	.462	1.055 d	7.817	23.345 c	.293	.942 c
フルタイム	728	2.337	3.539 b	28.743	52.576 b	1.773	3.503 b
パートタイム	278	2.826	5.975 b	30.630	70.196 b	2.121	5.875 ab
専業主婦・主夫	201	2.480	3.063 b	26.891	62.930 b	1.918	2.951 b
学生・生徒	170	4.247	6.272 a	68.853	123.048 a	3.226	6.243 a
無職	115	.743	2.082 c	19.891	87.561 b	.448	1.773 c
人口100万人以上の市	324	2.946	4.551 a	28.858	66.861 a	2.312	4.526 a
30万人以上100万人未満の市	336	2.610	4.025 a	34.948	65.586 a	1.955	3.893 a
10万人以上30万人未満の市	372	2.153	3.337 a	31.761	83.135 a	1.672	3.232 a
10万人未満の市	324	2.688	5.756 a	34.568	75.518 a	1.995	5.698 a
町村部	144	2.042	3.612 a	33.125	63.001 a	1.354	3.321 a

各属性要素の右のa, b, c...は、属性内で同記号間ではScheffeの多重比較検定で $p<.05$ の有意差が無いことを示す

携帯インターネット利用の連続行動回数のデモグラフィック属性による差については次のような結果が得られた。まず、男性に比べて女性の方が1日の携帯インターネットの平均連続行動回数は多かった。次に、年齢層に関しては、20代・30代の平均連続行動回数がもっとも多く、60代の平均連続行動回数がもっとも少なかった。そして就業形態による差に関しては、学生・生徒の平均連続行動回数がもっとも多く、無職の平均連続行動回数がもっとも少なかった。都市規模に関しては有意な差が認められなかった。

携帯インターネット利用の最長連続行動時間とデモグラフィック属性との関係については次のような結果が得られた。まず性別に関しては有意な差が認められなかった。年齢層との関係については、10代(13~19歳)・20代の最長連続行動時間平均値がもっとも高く、年齢層が上がるほど平均値は低くなっていた。就業形態との関係については、学生・生徒の最長連続行動時間平均値は他の就業形態カテゴリの平均値に比べて有意に高いという結果であった。都市規模に関しては、連続行動回数と同様に有意差が認められなかった。

携帯インターネット利用の短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係について

ては、連続行動回数における結果と類似した結果が得られた。すなわち男性よりも女性の方が、平均短時間行動回数が多く、年齢層による比較では20代・30代の平均短時間連続行動回数がもっとも多かった。また、就業形態による比較では学生・生徒の平均短時間行動回数がもっとも多く、無職の平均短時間行動回数がもっとも少なかった。そして、都市規模に関しては有意な差が認められなかった。

次に表5に携帯利用者のうち、FPのみ利用者を分析対象として表4と同様の分析を行なった結果を示した。

表5 携帯インターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係（FPのみ利用者のみ）

	n	連続行動回数		最長連続行動時間		短時間行動回数	
		mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
男性	260	1.052	2.681 b	18.115	53.027 a	.762	2.630 b
女性	306	1.647	2.729 a	11.928	28.478 a	1.384	2.670 a
13-19歳	25	1.820	3.297 ab	42.600	60.158 a	1.240	3.123 ab
20-29歳	24	3.313	5.910 a	38.542	76.449 a	2.792	6.052 a
30-39歳	58	3.198	4.981 a	17.069	27.658 ab	2.836	4.963 a
40-49歳	116	1.703	2.128 ab	21.810	66.412 ab	1.336	2.128 ab
50-59歳	152	1.118	1.922 b	6.053	11.475 b	.947	1.841 b
60-69歳	191	.521	.962 b	10.105	26.591 b	.314	.842 b
フルタイム	250	1.110	1.831 b	17.440	52.305 ab	.806	1.753 b
パートタイム	125	1.700	3.547 ab	13.880	32.334 b	1.420	3.513 ab
専業主婦・主夫	104	1.736	2.501 ab	9.038	20.810 b	1.510	2.449 ab
学生・生徒	26	2.942	6.128 a	38.846	59.805 a	2.500	6.099 a
無職	58	.483	.898 b	5.345	13.307 b	.310	.754 b
人口100万人以上の市	132	1.890	3.355 a	14.545	33.501 a	1.557	3.368 a
30万人以上100万人未満の市	126	1.115	1.515 a	17.421	51.103 a	.837	1.469 a
10万人以上30万人未満の市	137	1.106	1.987 a	15.693	52.318 a	.923	1.923 a
10万人未満の市	118	1.534	3.745 a	10.847	20.861 a	1.233	3.657 a
町村部	53	1.038	1.865 a	15.377	39.600 a	.726	1.677 a

各属性要素の右のa, bは、属性内で同記号間ではScheffeの多重比較検定で $p<.05$ の有意差が無いことを示す

まず、FPのみ利用者における携帯インターネット利用の連続行動回数に関して、男性よりも女性の方が平均的に多かった。また、年齢層に関しては、50代・60代に比べて20代・30代の平均連続行動回数が有意に多かった。そして就業形態との関係では、フルタイム、無職の平均値に比べて学生・生徒の平均値の方が有意に高かった。都市規模に関しては、有意差が認められなかった。

続けて、FPのみ利用者の最長連続行動時間に関する分析結果である。まず性別に関しては有意差が認められなかった。次に、年齢層に関しては、50～60代に比べて10代（13～19歳）・20代の方が最長連続行動時間の平均値が高かった。就業形態に関しては、学生・生徒の平均値がもっとも高く、パートタイム、専業主婦・主夫、無職との間に有意差が認められた。都市規模に関しては、連続行動回数の場合

と同様に有意差は認められなかった。

FP のみ利用者の短時間行動回数に関する分析結果は連続行動回数に関する分析結果と同様のパターンが得られた。すなわち、男性よりも女性の方が、50 代・60 代に比べて 20 代・30 代の方が、そしてフルタイム、無職に比べて学生・生徒の方が、短時間行動回数の平均値が高かった。

次に表 6 に携帯利用者のうち、SP 利用者を分析対象として表 4 と同様の分析を行なった結果を示した。

表 6 携帯インターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係（SP 利用者のみ）

	n	連続行動回数		最長連続行動時間		短時間行動回数	
		mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
男性	411	3.292	5.647 b	46.569	76.292 a	2.460	5.697 b
女性	377	4.367	4.765 a	55.285	100.964 a	3.252	4.819 a
13-19 歳	88	3.744	4.077 abc	93.807	148.852 a	2.426	4.270 ab
20-29 歳	196	5.467	6.158 a	71.811	119.846 ab	4.327	6.312 a
30-39 歳	223	4.388	6.753 ab	43.823	50.413 bc	3.370	6.810 ab
40-49 歳	173	2.324	2.405 bc	26.618	39.495 bc	1.621	2.414 ab
50-59 歳	82	2.195	2.263 bc	35.061	54.209 bc	1.409	2.183 b
60-69 歳	26	1.462	2.121 c	15.385	29.015 c	1.077	2.072 b
フルタイム	433	3.249	4.110 a	37.956	53.263 c	2.491	4.184 a
パートタイム	137	4.175	7.572 a	49.380	91.464 bc	3.007	7.568 a
専業主婦・主夫	77	4.123	3.337 a	56.429	90.662 abc	2.968	3.532 a
学生・生徒	119	5.403	6.556 a	87.605	138.083 ab	4.063	6.702 a
無職	19	3.026	4.244 a	104.079	197.479 a	1.763	3.973 a
人口 100 万人以上の市	166	4.232	5.267 a	44.548	85.580 a	3.271	5.375 a
30 万人以上 100 万人未満の市	181	4.061	4.880 a	52.500	74.039 a	3.047	4.901 a
10 万人以上 30 万人未満の市	192	3.341	3.940 a	49.427	103.534 a	2.557	3.982 a
10 万人未満の市	174	3.934	6.975 a	55.431	94.864 a	2.862	7.050 a
町村部	75	3.147	4.467 a	52.667	75.647 a	2.047	4.261 a

各属性要素の右の a, b, c... は、属性内で同記号間では Scheffe の多重比較検定で $p < .05$ の有意差が無いことを示す

SP 利用者の連続行動回数に関して、男性の平均連続行動回数に比べて、女性の平均連続行動回数が有意に多かった。年齢層に関してはもっとも平均値の高かった 20 代は 40～60 代に比べて有意に平均値が高く、次に平均値の高かった 30 代はもっとも平均値の低かった 60 代と比べて有意に高い平均値であった。就業形態、都市規模に関しては有意な差が認められなかった。

SP 利用者の最長連続行動回数の平均値に関しては、年齢層および就業形態による有意差が認められ、性別、都市規模による有意差は認められなかった。年齢層に関してはもっとも平均値の高かった 10 代は 30～60 代に比べて有意に平均値が高かった。次に平均値の高かった 20 代も、もっとも平均値の低かった 60 代との間に有意差が認められた。就業形態に関しては無職の平均値がもっとも高く、フルタイム、

パートタイムとの間に有意差が認められた。次に平均値が高かったのは学生・生徒で、もっとも平均値の低かったフルタイムとの間には有意差が認められた。

SP 利用者の短時間行動回数の平均値に関しては、性別と年齢層による有意差がみられたが、就業形態、都市規模には有意差がみられなかった。性別に関しては男性よりも女性の方が、有意に短時間行動回数が多かった。年齢層に関しては、もっとも平均値の高かった 20 代は 50 代・60 代とくらべて有意に高い平均短時間行動回数を示した。

3. 1. 2. 分析 1 : PC インターネット利用

PC インターネット利用に関しても携帯インターネット利用と同様に、連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数のそれぞれについて、性別、年齢層、就業形態、都市規模の 4 つのデモグラフィック属性を個別に独立変数とした一元配置分散分析を行なった。それぞれの属性カテゴリにおける平均値と標準偏差、一元配置分散分析および多重比較検定 (Scheffe 法) の結果をまとめたのが表 7 である。この分析では調査対象者全体を分析対象とした。

表 7 PC インターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係

	n	連続行動回数			最長連続行動時間		短時間行動回数	
		mean	S.D.		mean	S.D.	mean	S.D.
男性	755	1.146	3.895	a	46.437	101.725	.656	3.777 a
女性	745	.459	1.239	b	19.537	58.842	.223	1.058 b
13-19 歳	139	.284	.792	b	21.475	60.254	.094	.650 b
20-29 歳	223	.789	2.492	ab	49.484	122.057	.444	2.353 ab
30-39 歳	286	1.444	5.356	a	27.010	56.891	1.114	5.296 a
40-49 歳	296	.939	2.602	ab	40.236	92.494	.473	2.399 ab
50-59 歳	256	.691	1.428	ab	34.141	86.545	.215	1.042 b
60-69 歳	300	.412	1.144	b	24.067	67.348	.120	.849 b
フルタイム	728	1.124	3.845	a	45.151	105.463	.668	3.727 a
パートタイム	278	.444	1.269	b	20.198	54.136	.209	1.055 a
専業主婦・主夫	201	.465	1.166	ab	14.776	28.950	.231	1.033 a
学生・生徒	170	.597	2.345	ab	28.824	71.750	.341	2.289 a
無職	115	.539	1.255	ab	26.652	64.467	.109	.813 a
人口 100 万人以上の市	324	1.244	4.452	a	40.710	90.044	.731	4.354 a
30 万人以上 100 万人未満の市	336	.818	2.320	ab	35.387	88.136	.451	2.111 a
10 万人以上 30 万人未満の市	372	.754	2.772	ab	27.970	72.843	.461	2.711 a
10 万人未満の市	324	.582	2.094	ab	28.704	85.611	.259	1.887 a
町村部	144	.417	1.137	b	33.542	85.940	.122	.899 a

各属性要素の右の a, b は、属性内で同記号間では Scheffe の多重比較検定で $p < .05$ の有意差が無いことを示す

PC インターネット利用の連続行動回数のデモグラフィック属性による差については次のような結果が得られた。まず、女性に比べて男性の方が 1 日の PC インタ

ーネット利用の平均連続行動回数は多かった。また、年齢層による違いについては、30代の平均連続行動回数をピークとして、若齢・高齢に向かうほど平均連続行動回数は低くなっており、30代と10代・60代の間に有意差が認められた。就業形態による差に関しては、フルタイムの平均連続行動回数がもっとも多く、パートタイムがもっとも少なかった。カテゴリ間に有意差が認められたのは、フルタイムとパートタイムの間のみであった。都市規模については、人口100万人以上の市がもっとも平均連続行動回数が多く、町村部でもっとも少なかった。有意差が認められたのも人口100万人以上の市と町村部の間のみであった。

PCインターネット利用の最長連続行動時間とデモグラフィック属性との間には次のような関係がみられた。まず、性別に関しては、女性よりも男性の方が有意に最長連続行動時間は長かった。年齢層に関しては、20代の最長連続行動時間がもっとも長く、もっとも短かった10代との間に有意差が認められた。就業形態に関しては、フルタイムの最長連続行動時間がもっとも長く、もっとも短かった専業主婦・主夫との間に有意差が認められた。都市規模に関してはいずれのカテゴリ間においても有意差が認められなかった。

最後に、PCインターネット利用における短時間行動回数とデモグラフィック属性との関係については、次のような結果が得られた。性別に関してはその他の指標と同様に、女性に比べて男性の方が、平均的に短時間行動回数が多かった。年齢層に関しては連続行動回数の分析結果と類似した結果が得られた。すなわち、30代をピークとして若齢・高齢になるほど短時間行動回数の平均値は低くなっていた。ただし、30代との間に有意差が認められたのは、10代・50代・60代の3カテゴリであった点が連続行動回数の場合と異なっていた。就業形態および都市規模に関しては、いずれのカテゴリ間においても有意差が認められなかった。

表8には、PC利用者に限定したPCインターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係の分析結果を示した。

表8 PCインターネット利用に関する連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数とデモグラフィック属性の関係（PC利用者のみ）

	n	連続行動回数		最長連続行動時間		短時間行動回数	
		mean	S.D.	mean	S.D.	mean	S.D.
男性	536	1.507	4.171 a	63.685	115.323 a	.832	4.059 a
女性	421	.748	1.489 b	33.076	74.968 b	.353	1.312 b
13-19歳	86	.395	.970 b	28.953	72.874 a	.145	.822 a
20-29歳	164	1.037	2.850 ab	66.250	138.467 a	.588	2.727 a
30-39歳	198	1.788	5.583 a	37.348	64.709 a	1.326	5.528 a
40-49歳	218	1.239	2.970 ab	52.362	103.081 a	.626	2.778 a
50-59歳	170	1.026	1.653 ab	51.294	102.078 a	.309	1.265 a
60-69歳	121	.996	1.622 ab	59.298	95.889 a	.281	1.312 a
フルタイム	520	1.453	4.081 a	61.337	120.020 a	.835	3.965 a
パートタイム	155	.713	1.443 a	35.806	68.626 a	.300	1.206 a
専業主婦・主夫	107	.846	1.480 a	27.570	35.009 a	.411	1.380 a
学生・生徒	119	.807	2.774 a	37.017	82.676 a	.483	2.726 a
無職	50	1.240	1.667 a	61.300	86.613 a	.250	1.226 a
人口100万人以上の市	220	1.795	5.310 a	57.886	102.937 a	1.064	5.253 a
30万人以上100万人未満の市	218	1.163	2.731 a	51.606	104.776 a	.624	2.528 a
10万人以上30万人未満の市	239	.967	1.986 a	42.657	87.293 a	.521	1.881 a
10万人未満の市	194	.951	2.643 a	46.701	106.764 a	.430	2.425 a
町村部	86	.686	1.410 a	56.047	105.605 a	.192	1.159 a

各属性要素の右のa, bは、属性内で同記号間ではScheffeの多重比較検定で $p<.05$ の有意差が無いことを示す

PC利用者における連続行動回数に関しては、性別と年齢層に有意差が認められた一方、就業形態、都市規模には有意差が認められなかった。性別に関しては女性の平均値よりも男性の平均値の方が高かった。年齢層に関してはもっとも平均値の高かった30代ともっとも平均値の低かった10代の間にのみ有意差が認められた。

PC利用者における最長連続行動時間と短時間行動回数に関しては、性別による差のみが統計的に有意であった。年齢層、就業形態、都市規模に関しては有意差が認められなかった。性別による差は、最長連続行動時間、短時間行動回数ともに女性よりも男性の平均値の方が高かった。

3. 2. 分析2

次に、検討課題2「携帯インターネット利用、PCインターネット利用のそれぞれの習慣化と利用行動の間にはどのような関係があるか」について、重回帰分析による検討を行なった。重回帰分析に用いた統制変数と独立変数の関係については表9にまとめた。

表9 習慣的／非習慣的利用者と他の変数との関係

	携帯インターネット利用				PCインターネット利用			
	非習慣的		習慣的		非習慣的		習慣的	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
全体	143	14.9%	819	85.1%	179	35.7%	322	64.3%
男性	78	17.3%	372	82.7%	99	31.9%	211	68.1%
女性	65	12.7%	447	87.3%	80	41.9%	111	58.1%
13-19歳	12	12.2%	86	87.8%	15	50.0%	15	50.0%
20-29歳	14	7.1%	183	92.9%	27	33.8%	53	66.3%
30-39歳	22	8.9%	225	91.1%	48	44.0%	61	56.0%
40-49歳	37	18.1%	168	82.0%	41	34.2%	79	65.8%
50-59歳	27	20.2%	107	79.9%	28	29.5%	67	70.5%
60-69歳	31	38.3%	50	61.7%	20	29.9%	47	70.2%
フルタイム	73	15.2%	408	84.8%	92	31.3%	202	68.7%
パートタイム	31	16.1%	162	83.9%	31	44.9%	38	55.1%
専業主婦・主夫	19	15.0%	108	85.0%	28	48.3%	30	51.7%
学生・生徒	13	10.4%	112	89.6%	22	44.9%	27	55.1%
無職	6	18.2%	27	81.8%	5	17.9%	23	82.1%
人口100万人以上の市	22	10.1%	196	89.9%	41	31.3%	90	68.7%
30万人以上100万人未満の市	43	18.8%	186	81.2%	37	32.7%	76	67.3%
10万人以上30万人未満の市	35	15.0%	198	85.0%	50	39.7%	76	60.3%
10万人未満の市	29	14.4%	172	85.6%	36	40.0%	54	60.0%
町村部	14	17.3%	67	82.7%	15	36.6%	26	63.4%
FPのみ利用者	70	24.7%	213	75.3%	—	—	—	—
SP利用者	73	10.8%	606	89.3%	—	—	—	—

非習慣的＝1日のみ利用者、習慣的＝2日とも利用者

まず、携帯インターネット利用に関する1回あたり平均行動時間、利用日あたり平均行動時間、最長連続行動時間、利用日あたり平均行動回数、利用日あたり短時間行動回数をそれぞれ従属変数として、重回帰分析を行なった。いずれの従属変数に対しても性別ダミー、年齢、年齢の2乗（平均値で中心化したものの2乗）、就業形態ダミー、都市規模を統制変数とした上で、独立変数として携帯ネット利用日数を投入した。さらに、スマートフォン利用の有無による影響を検討するために、SP利用ダミー（0=FPのみ利用者、1=SP利用者）を投入した上で、携帯ネット利用日数とSP利用ダミーの交互作用項も加えた¹⁷。分析結果は表10に示した。

¹⁷ SP利用者とFPのみ利用者を分けて分析する方法も考えられるが、サンプルサイズが小さくなってしまう。ここで問題となるのは携帯ネット利用日数の効果であるため、SP利用の主効果と交互作用項を入れることで、サンプルサイズを維持したまま、SP利用の影響を検討した。

携帯インターネット利用の1回あたり平均行動時間については、携帯ネット利用日数の偏回帰係数は10%水準で有意な負の係数であった ($b=-15.986$, $\beta=-.095$, $p=.052$)。この結果は、調査対象となった平日2日のうち、1日だけ携帯インターネットを使った人に比べて、2日とも携帯インターネットを使った人は1回あたりの行動時間が平均して約15分短い傾向があったことを示している。

一方、携帯インターネット利用の利用日あたり平均行動時間については、携帯ネット利用日数の偏回帰係数は10%水準でも有意でない係数であった。ただし、SP利用との交互作用項の係数は10%水準でみて有意であった ($b=26.797$, $\beta=.146$, $p=.086$)。この結果は、調査対象となった平日2日のうち、2日とも携帯インターネットを使ったSP利用者は利用した1日あたりの行動時間が他のパターンに比べて長い傾向にあったことを示している。

最長連続行動時間に関しては、携帯ネット利用日数の偏回帰係数は有意でない値であった。つまり、携帯インターネットに関して、1日のみの利用者も両日利用者も最長連続行動時間は大きく変わらないという結果であった。また、SP利用との交互作用項も有意ではなかった。

携帯インターネットの利用日あたり平均行動回数の分析結果では、携帯ネット利用日数の係数は10%水準で有意な正の係数であった ($b=1.269$, $\beta=.092$, $p=.057$)。また、SP利用との交互作用項の係数も10%水準で有意な正の係数であった ($b=1.247$, $\beta=.119$, $p=.059$)。この点に関して、単純主効果の検定を行なうと、特にSP利用者の場合に1日のみ利用者と2日とも利用者の利用日あたり平均行動回数の差が大きくなる傾向が認められた。

また、利用日あたり短時間行動回数の分析結果については、携帯ネット利用日数の係数は10%水準で有意な正の係数であった ($b=1.285$, $\beta=.090$, $p=.066$)。この結果は1日だけ携帯インターネットを使った人に比べて、2日とも携帯インターネットを使った人は利用した1日あたりの短時間行動回数が多くなる傾向にあったことを示している。

表 10 携帯インターネット利用行動に関する重回帰分析の結果

	1回あたり 平均行動時間		利用日あたり 平均行動時間		最長連続行動時間		利用日あたり 平均行動回数		利用日あたり 短時間行動回数	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
性別ダミー(女性)	-8.569	-.072 †	-4.021	-.023	-6.411	-.038	.271	.027	.301	.030
年齢	-.616	-.145 **	-1.291	-.203 ***	-1.049	-.172 ***	-.057	-.162 ***	-.052	-.143 **
年齢(2乗)	.037	.144 **	.042	.110 *	.050	.135 **	-.002	-.084 †	-.002	-.091 †
就業形態ダミー										
フルタイム	-22.820	-.192 *	-42.828	-.242 **	-29.682	-.175 †	-.322	-.033	-.004	.000
パートタイム	-19.793	-.133 †	-29.177	-.132 †	-22.392	-.106	.338	.028	.419	.033
専業主婦・主夫	-14.072	-.080	-29.061	-.111 †	-20.331	-.081	.229	.016	.392	.026
学生・生徒	-32.225	-.182 *	-31.849	-.121 †	-30.610	-.121 †	1.286	.088	1.376	.092
都市規模	-1.718	-.036	-1.794	-.026	-2.794	-.041	.114	.029	.159	.040
携帯ネット利用日数	-15.986	-.095 †	-2.128	-.009	-7.409	-.031	1.269	.092 †	1.285	.090 †
SP利用	5.487	.042	4.163	.021	3.006	.016	-.880	-.082	-.969	-.087
交互作用項	1.235	.010	26.797	.146 †	16.341	.093	1.676	.165 †	1.247	.119
定数	84.710	***	135.726	***	112.115	***	4.470	**	3.253	*
<i>n</i>	959		959		959		959		959	
決定係数	.060	***	.137	***	.087	***	.093	***	.063	***
調整済み決定係数	.049		.127		.077		.082		.052	

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

就業形態ダミーの比較カテゴリは「無職」

交互作用項は携帯ネット利用日数とSP利用の交互作用項

次に、PC インターネットに関する1回あたり平均行動時間、利用日あたり平均行動時間、最長連続行動時間、利用日あたり平均行動回数、利用日あたり短時間行動回数のそれぞれを従属変数として、重回帰分析を行なった。携帯インターネット利用に関する分析と同様に、いずれの従属変数に対しても性別ダミー、年齢、年齢の2乗(平均値で中心化したものの2乗)、就業形態ダミー、都市規模を統制変数とした上で、独立変数としてPC ネット利用日数を投入した。分析結果は表11に示した。

表 11 PC インターネット利用行動に関する重回帰分析の結果

	1回あたり 平均行動時間		利用日あたり 平均行動時間		最長連続行動時間		利用日あたり 平均行動回数		利用日あたり 短時間行動回数	
	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β	<i>b</i>	β
性別ダミー(女性)	-8.226	-.046	-25.078	-.091 †	-20.198	-.080	-.641	-.071	-.448	-.048
年齢	-.198	-.032	-.400	-.043	-.704	-.082	-.025	-.081	-.035	-.112 †
年齢(2乗)	.051	.131 *	.057	.095	.067	.123 *	-.002	-.089	-.002	-.076
就業形態ダミー										
フルタイム	13.296	.075	-28.434	-.105	14.003	.056	-.352	-.039	.126	.014
パートタイム	-1.562	-.006	-44.959	-.116	.666	.002	-.669	-.052	-.214	-.016
専業主婦・主夫	-12.614	-.046	-67.756	-.162 *	-16.799	-.044	-.506	-.037	.024	.002
学生・生徒	-17.834	-.061	-78.068	-.174 *	-42.567	-.103	-.446	-.030	-.119	-.008
都市規模	-2.738	-.040	2.191	.021	-3.018	-.031	.292	.084 †	.267	.075 †
PCネット利用日数	16.710	.091 *	56.731	.203 ***	54.267	.212 ***	1.373	.149 **	1.083	.115 *
定数	46.482		64.281		38.672		1.329		.553	
<i>n</i>	498		498		498		498		498	
決定係数	.039	*	.093	***	.082	***	.051	**	.041	*
調整済み決定係数	.021		.076		.065		.034		.023	

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

就業形態ダミーの比較カテゴリは「無職」

PC インターネット利用の1回あたり平均行動時間についての重回帰分析では、PC ネット利用日数の係数は5%水準で有意な正の係数であった ($b=16.710$, $\beta=.091$, $p=.044$)。この結果は、調査対象となった平日2日のうち、1日だけPC インターネットを使った人に比べて、2日ともPC インターネットを使った人は1回あたりの行動時間が平均して約17分長かったことを示している。

PC インターネットの利用日あたり平均行動時間に関しては、独立変数であるPC ネット利用日数については0.1%水準で有意な正の偏回帰係数が得られた ($b=56.731$, $\beta=.203$, $p=.000$)。この結果は、調査対象となった平日2日のうち、1日だけPC インターネットを使った人に比べて、2日ともPC インターネットを使った人は利用した1日あたりの行動時間が平均して約57分長かったことを示している。

PC インターネット利用の最長連続行動時間に関しても、独立変数であるPC ネット利用日数について0.1%水準で有意な正の係数が得られた ($b=54.267$, $\beta=.212$, $p=.000$)。この結果はつまり、PC インターネットについては1日のみ利用者に比べて両日利用者の方が平均して最長連続行動時間が約54分長かったことを示している。

PC インターネットの利用日あたり平均行動回数の分析結果では、PC ネット利用日数の係数は1%水準で有意な正の係数であった ($b=1.373$, $\beta=.149$, $p=.001$)。また、利用日あたり短時間行動回数の分析結果については、PC ネット利用日数は5%

水準で有意な正の係数が得られた ($b=1.083$, $\beta=.115$, $p=.011$)。

4. 考察、結論と今後の課題

4. 1. 考察

まず、検討課題1「情報行動の時間的連続性・断続性を表す指標の検討と、デモグラフィック属性との関係の分析」について、本稿では情報行動の時間的連続性・断続性を表す指標として連続行動回数、最長連続行動時間、短時間行動回数を考案した。そして携帯インターネット利用とPCインターネット利用を取り上げ、それぞれの指標について、性別、年齢層、就業形態、都市規模の4つのデモグラフィック属性との関係を検討した。その結果として、これまでの情報行動研究で用いられていた1日における行動時間と行動の有無では確認されてこなかった様相がみられた。

これまでの情報行動研究では、10代の携帯インターネット利用行動時間は20代に次いで長いことが示されてきた(橋元編, 2011; 橋元・北村・河井・松本・三島・増山・佐野, 2013)。本稿で用いた2013年の結果に関しても、携帯電話利用の平均時間が10代は20代に次いで長かったことから(総務省情報通信政策研究所, 2014)、この傾向は変わらないことが推察される。しかしながら、携帯インターネット利用の連続行動回数に着目してみると、10代の平均連続行動回数は20代、30代に比べて有意に少なかった(表4)。このことは短時間行動回数についても同じ傾向が示された。それに対して、最長連続行動時間に着目してみると、10代の携帯インターネット利用の最長連続行動時間は30代に比べて有意に長かった(表4)。つまり、これまでの行動時間の分析結果と、本稿で行なった分析結果を合わせると、10代は携帯インターネットを、30代以上に比べて連続して長い時間使う傾向があるのに対し、30代は相対的にみて短い時間で高頻度に使う傾向があることがわかる。そして、20代はその両方の特徴を兼ねている、つまり長時間利用と短時間利用の両方を行なう傾向があるといえる。この結果は携帯インターネットを利用しない人も含めた調査対象者全体に関するものであり、携帯電話利用者に限定的した場合(表5・表6)は年齢層間の差は小さくなるものの、上述の傾向は同様にみとれる。

一方、PCインターネット利用に関しては、PC利用者に限定的した場合(表8)、連続行動回数における性差と年齢層差、短時間行動回数における性差以外には、デモグラフィック属性による有意差はみられなかった。全体の分析結果(表7)に示された有意差の多くは、PCインターネットの利用の有無が媒介していたと考えられる。情報行動の連続性・断続性は特にモバイル化の進展によって顕在化してきた論点であるといえるだろう。

このように本稿で行なった分析は、情報行動に関する日記式調査法によって得られたデータの応用可能性を示すものである。すなわち、個人の情報通信メディアの利用動向を把握するために日記式調査法を用いた情報行動調査が行なわれているが、単純な行動時間と行動の有無以外の分析方法も可能であり、データを様々な角度から分析することによってより詳細に個人の情報通信メディアの利用動向を把握することができるといえる。「1. 3. 情報化の進展にともなう情報環境の変化」で論じ

たように、社会の情報化は情報コンテンツの細分化と情報行動を行なう場所と時間の自由度の向上を引き起こしており、それら以外の変化も含めて、個人の情報通信メディアの利用動向は今後も複雑な変化をしていくことが予想される。情報通信政策のための社会調査データの応用可能性を検討していくことは、現在起きている情報環境の複雑な変化、それにともなう個人の情報通信メディアの利用動向の複雑な変化に対応していくためにも重要であると考えられる。

次に、検討課題2「携帯インターネット利用、PC インターネット利用のそれぞれの習慣化と利用行動の間にはどのような関係があるか」についての分析結果は次のようなものであった。PC、携帯電話でのインターネット利用について、それぞれ習慣化していない人に比べて、習慣化している人は利用日あたり平均行動回数が多く、利用日あたり短時間行動回数が多い傾向にある（表10・表11）。しかし、PC インターネット利用の場合は習慣化していない人と比べて、習慣化している人は1回あたりの行動時間が長く、最長連続行動時間が長いが、携帯インターネット利用の場合は習慣化していない人と比べて、習慣化している人は1回あたりの行動時間が短い傾向にあり、最長連続行動時間には有意差がない。

「インターネット依存」がネットの長時間利用の延長線上にあるものならば、PC、携帯電話いずれのインターネット利用においても、習慣化していない人に比べて、習慣化している人はインターネット利用時間が長い傾向に変わりはなく、いずれも「インターネット依存」はインターネット利用の習慣化の延長線上にあるものと考えることができる。しかし、その内実が携帯インターネット利用とPC インターネット利用とで大きく異なっていることを本稿における分析結果は示している。すなわち、PC インターネットの習慣的利用者においては短時間行動回数も多いが、長時間連続して頻繁に利用していることによって長時間化していることに対して、携帯インターネットの習慣的利用者においては、1回あたりの利用行動時間は短いが高頻度に利用することによって長時間化しているといえる。つまり、PC インターネットの習慣的な利用は Young (1998a) の論じるような、没頭する形へとつながっていく傾向が認められるが、携帯インターネットの習慣的利用は Rosen (2012) のいう強迫神経症的なテクノロジー利用へとつながっていく可能性を、日記式調査法を用いた本稿の分析結果は示しているのである。

「インターネット依存」は現代の情報化社会における社会問題として認識されており、日本においても「インターネット依存」に関する研究は増加傾向にある（小寺, 2014）。医学的対応に関しても、厚生労働省所管の独立行政法人である国立病院機構の久里浜医療センターでは「ネット依存治療部門（Treatment of Internet Addiction and Research: TIAR）」を2011年7月に開設して治療を開始している¹⁸。しかしながら、小寺（2013, 2014）が指摘するように、「インターネット依存」はその概念や尺度がかなり不安定である。また、1990年代に中心的であったパソコンからのインターネット利用に加えて、現在では携帯電話からのインターネット利用も広く行なわれているため、それらに対応する下位概念を想定したとしても、「インタ

¹⁸ <http://www.kurihama-med.jp/tiar/index.html>（2014年6月10日参照）

ーネット依存」という概念でくることが妥当なのかという問題もある。

携帯インターネット利用の中心は携帯メールやソーシャルメディアであり（総務省情報通信政策研究所, 2014）、携帯電話を利用したコミュニケーションにおいては、非同期的手段の方が活発である。しかしながら、携帯メールやソーシャルメディアは技術的には非同期的コミュニケーション手段でありつつも、あたかも同期的なコミュニケーション手段として利用することも不可能ではない。同期的な対話型のプログラムやアプリケーションの利用が「インターネット依存」に繋がりやすいといわれるが（Young, 1998b）、携帯インターネット利用に関する「インターネット依存」が果たしてそのような既存研究で指摘されていたような同期的利用によるものなのか、それとも既存研究での考え方とは異なって非同期的利用と関わるものなのか、どちらの可能性もありえる。この問題に対して本稿は、直接的に「インターネット依存」を扱ったわけではないが、それと関わりうる「インターネット利用の習慣化」という観点から、携帯インターネット利用行動と PC インターネット利用行動の違いを示した。インターネット利用行動、特にその連続性・断続性の面から考えると、「インターネット依存」という概念に対しては、その有効性も含めて批判的検討が必要なように思われる。

「インターネット依存」を重要な社会問題として、政策的にも何らかの対応を行なっていくことを検討するのであれば、インターネット利用環境の変化も踏まえた検討を進めていく必要があると考えられる。特に、「インターネット利用」の内実が変わってくるようであれば、それにともなって「インターネット依存」の内実も変わってくるはずである。「インターネット依存」という社会問題に取り組むためには、急激に変化していくインターネット利用環境とそれにともなうインターネット利用行動の変化も確実に捉えていく必要があるだろう。

4. 2. 結論と今後の課題

本稿では社会の情報化の進展にともなう情報行動の連続性・断続性の問題を指摘し、日記式調査法を用いてこの問題を実証的に捉えた。また、この情報行動の連続性・断続性の問題を「インターネット依存」の議論の流れに位置づけ、実証的検討を行なった。その結果として、本稿で提唱した指標を用いることで個人の情報通信メディアの利用動向について多面的な捕捉が可能になることが見出された。そして、利用が習慣化した場合にみられる利用行動のパターンが、携帯インターネットと PC インターネットとでは異なっていることを実証した。

本稿で行なった研究の今後の課題としては次の 2 点が挙げられる。第 1 に、インターネット利用の内容別の分析である。本稿では複雑な分析を避けるために、いわゆる「汎携帯インターネット利用（利用内容を問わない、携帯電話からのインターネット利用）」と「汎 PC インターネット利用（利用内容を問わない、パソコンからのインターネット利用）」だけを扱った。しかしながら、インターネット利用行動における連続性・断続性は当然、利用内容と関係することが予想される。したがって、本稿で行なった分析を、利用内容別のものへと発展させる必要がある。

特に、本稿では検討課題 1 でデモグラフィック属性と情報行動の連続性・断続性

の関係を分析したが、ここでの分析結果の原因を追究する分析にまでは至っていない。この点に関して、利用内容別の分析に発展させることで詳細な知見を得られる可能性があるだろう。また、日記式調査票では場所や生活行動についても聞いており、生活時間との関係なども分析することで、本稿で示した結果の意味を解釈することができる可能性もある。本稿では紙幅の都合上、そのような分析には触れなかったが、今後の研究でこれらの点を検討していく必要があるだろう。

第2に経年的比較である。これまでの情報行動研究において、情報行動の平均時間と行為者率については、経年的比較が可能なように報告が行なわれてきた（東京大学社会情報研究所編, 2001; 東京大学大学院情報学環編, 2006; 橋元・北村・吉田, 2010; 橋元編, 2011; 橋元・北村・河井・松本・三島・増山・佐野, 2013）。本稿は2013年のデータのみを用いた検討に留まっているため、個人の情報通信メディアの利用動向を捉えていくためにも、平均時間と行為者率と同じように経年的比較を進めていく必要があるだろう。

最後に、本稿の限界について触れておく。本稿で用いた日記式調査のデータは15分を1つのセルとして、10分以上の行動と10分未満の行動とに分けて記録されている。本稿ではこの10分以上の行動が連続している場合を「時間的連続」として操作的に定義したが、現実には断続的に行動が行なわれている可能性が考えられる。このような情報行動の連続性と断続性の精度に関して、方法的限界を抱えている点是否定できない。しかしながらこのような問題点があるとしても、本稿で示した分析結果を踏まえれば、これまでの知見とは別角度の知見を得ることができ、これまでのアプローチと合わせることでより豊かな知見を示すことのできる有効性があると主張できると考えている。

謝辞

本稿で用いたデータは総務省情報通信政策研究所と東京大学大学院情報学環橋元研究室との共同調査研究「平成25年 情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査」によるものである。関係各位に感謝の意を表する。ただし、本稿における主張に関しては著者らによる独自のものであり、総務省情報通信政策研究所および東京大学大学院情報学環橋元研究室の見解等を代表するものではない。

参考文献

- [01] Block, J.J., "Issues for DSM-V: Internet addiction." *The American Journal of Psychiatry*, 165, 306-307, American Psychiatric Association, 2008, U.S.
- [02] Caplan, S.E. "Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach." *Computers in Human Behavior*, 26(5), pp.1089-1097, Elsevier, 2010, U.S.
- [03] Davis, R.A., Flett, G.L., & Besser, A. "Validation of a new scale for measuring problematic Internet use: Implications for pre-employment screening." *CyberPsychology & Behavior*, 5(4), pp.331-345, Mary Ann Liebert, Inc., 2002, U.S.

- [04] 橋元良明, 「情報行動、戦後 60 年の変遷と今後の展望」 橋元良明 (編)『情報行動と社会心理』, pp.11-43, 北樹出版, 1999.
- [05] 橋元良明 (編), 『日本人の情報行動 2010』, 東京大学出版会, 2011.
- [06] 橋元良明, 北村智, 河井大介, 松本涼子, 三島由佳, 増山寛, 佐野貴子, 「2012 年 日本人の情報行動—橋元研究室・総務省情報通信政策研究所共同研究」『東京大学大学院情報学環紀要 情報学研究 調査研究編』, 29, pp.1-50, 東京大学大学院情報学環, 2013.
- [07] 橋元良明, 北村智, 吉田暁生, 「ネット動画視聴、周囲のネット利用者環境、ワンセグテレビがテレビ視聴時間に及ぼす影響-2009 年全国情報行動調査より-」『東京大学大学院情報学環紀要 情報学研究 調査研究編』, 26, 1-26, 東京大学大学院情報学環, 2010.
- [08] 樋口進, 『ネット依存症』, PHP 研究所, 2013.
- [09] Igarashi, T., Motoyoshi, T., Takai, J., & Yoshida, T., "No mobile, no life: Self-perception and text-message dependency among Japanese high school students." *Computers in Human Behavior*, 24(5), pp.2311-2324, Elsevier, 2008, U.S.
- [10] 石井健一, 『情報化の普及過程』, 学文社, 2003.
- [11] Ishii, K., "Internet use via mobile phone in Japan." *Telecommunication Policy*, 28(1), pp.43-58, Elsevier, 2004, U.S.
- [12] Ishii, K., "Implications of mobility: The uses of personal communication media in everyday life." *Journal of Communication*, 56(2), pp.346-365, Wiley, 2006, U.S.
- [13] 石井健一, 「モバイルは他のメディアとどう違うのか」松田美佐, 土橋臣吾, 辻泉 (編) 『ケータイの 2000 年代: 成熟するモバイル社会』, pp.43-64, 東京大学出版会, 2014.
- [14] Joinson, A.N., "*Understanding the psychology of Internet behaviour: Virtual worlds, real lives.*" Palgrave Macmillan, 2003, U.K.
- [15] 加藤秀俊, 『情報行動』, 中央公論社, 1972.
- [16] 河井大介, 「日記式調査に基づくスマートフォン利用者の情報行動実態」『情報通信政策レビュー』, 4, pp.132-152, 総務省情報通信政策研究所, 2013.
- [17] 岸志津江, 「消費者情報行動と広告効果に関する研究: 情報行動の分析方法を中心に」『東京経大会誌 経営学』, 266, pp.55-70, 東京経済大学経営学会, 2010.
- [18] 北村日出夫, 「「情報行動」試論」『人文學』, 92, pp.43-59, 同志社大学, 1967.
- [19] Kitamura, S., "The relationship between use of the Internet and traditional information sources: An empirical study in Japan." *SAGE Open*, 3(2), 2158244013489690, SAGE Publications, 2013, U.S.
- [20] 小寺敦之, 「「インターネット依存」研究の展開とその問題点」『人文・社会科学論集』, 31, pp.29-46, 東洋英和女学院大学, 2013.
- [21] 小寺敦之, 「日本における「インターネット依存」調査のメタ分析」『情報通信

- 学会誌』, 31(4), pp.51-59, 情報通信学会, 2014.
- [22] Ling, R. & Campbell, S.W., "The reconstruction of space and time through mobile communication practices" In R. Ling & S.W. Campbell (Eds.), "*The reconstruction of space and time: Mobile communication practices*," pp.1-15, Transaction Publishers, 2010, U.S.
- [23] Mai, Y., Hu, J., Yan, Z., Zhen, S., Wang, S., & Zhang, W. "Structure and function of maladaptive cognitions in Pathological Internet Use among Chinese adolescents." *Computers in Human Behavior*, 28(6), pp.2376-2386, Elsevier, 2012, U.S.
- [24] Meerkerk, G.-J., Van Den Eijnden, R.J.J.M., Vermulst, A.A., & Garretsen, H.F.L., "The compulsive Internet use scale (CIUS): Some psychometric properties." *CyberPsychology & Behavior*, 12(1), pp.1-6, Mary An Liebert, Inc., 2009, U.S.
- [25] 三上俊治, 「ニューメディアと情報行動」竹内郁郎, 児島和人, 川本勝(編)『ニューメディアと社会生活』, pp.97-117, 東京大学出版会, 1990
- [26] Miyata, K., Boase, J., Wellman, B., & Ikeda, K., "The mobile-izing Japanese: Connecting to the Internet by PC and webphone in Yamanashi" In M. Ito, D. Okabe, & M. Matsuda (Eds.), "*Personal, portable, pedestrian: Mobile phones in Japanese life*," pp.143-164, The MIT Press, 2006, U.S.
- [27] Miyata, K. & Kobayashi, T., "Causal relationship between Internet use and social capital in Japan." *Asian Journal of Social Psychology*, 11(1), pp.42-52, Wiley, 2008, U.S.
- [28] Miyata, K., Wellman, B., & Boase, J., "The wired - and wireless- Japanese: Webphones, PCs and social networks" In R. Ling & P.E. Pedersen (Eds.), "*Mobile communications: Re-negotiation of the social sphere*," pp.427-449, Springer, 2005, U.K.
- [29] 諸藤絵美, 「浸透するタイムシフト試聴の現在～「メディア利用の生活時間調査」から①～」, 『放送研究と調査』, 62(10), 2-14, NHK 出版, 2012.
- [30] NHK 放送文化研究所(編), 『日本人の生活時間・2010』, NHK 出版, 2011.
- [31] Niemz, K., Griffiths, M., & Banyard, P. "Prevalence of pathological Internet use among university students and correlations with self-esteem, the General Health Questionnaire (GHQ), and disinhibition." *CyberPsychology & Behavior*, 8(6), pp.562-570, Mary An Liebert, Inc., 2005, U.S.
- [32] Rainie, L. & Wellman, B., "*Networked: The new social operating system*." The MIT Press, 2012, U.S.
- [33] Rosen, L.D., "*iDisorder: Understanding our obsession with technology and overcoming its hold on us*." Palgrave Macmillan, 2012, U.S.
- [34] 佐々木裕一, 「パーマリンク (Permalink): 00年代 Web における情報アクセス構造と情報収益化モデルを決定づけた技術」『コミュニケーション科学』, 32, pp.67-100, 東京経済大学, 2010.

- [35] 総務省情報政策研究所, 『平成 25 年 情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査 (調査結果速報)』, 総務省情報通信政策研究所, 2014.
http://www.soumu.go.jp/iicp/chousakenkyu/data/research/survey/telecom/2014/h25mediariyou_1sokuhou.pdf (2014 年 6 月 10 日参照)
- [36] 杉浦義典, 『アナログ研究の方法』, 新曜社, 2009.
- [37] Suzuki, H., Hashimoto, Y., & Ishii, K., "Measuring information behavior: A time budget survey in Japan." *Social Indicators Research*, 42(2), 151-169, Springer Netherlands, 1997, Netherlands.
- [38] 田崎篤郎・船津衛 (編), 『情報社会論の展開』, 北樹出版, 1997.
- [39] 東京大学大学院情報学環 (編), 『日本人の情報行動 2005』, 東京大学出版会, 2006.
- [40] 東京大学社会情報研究所 (編), 『日本人の情報行動 1995』, 東京大学出版会, 1997.
- [41] 東京大学社会情報研究所 (編), 『日本人の情報行動 2000』, 東京大学出版会, 2001.
- [42] 東京大学新聞研究所, 『「情報行動センサス」に関する予備的調査研究』, 東京大学新聞研究所, 1987.
- [43] 辻大介, 「ネット依存とケータイ依存」 松田美佐, 土橋臣吾, 辻泉(編) 『ケータイの 2000 年代:成熟するモバイル社会』, pp.97-101, 東京大学出版会, 2014.
- [44] Wallace, P., "*The psychology of the Internet.*" Cambridge University Press, 1998, U.S.
- [45] Wilson, T.D., "Models in information behaviour research." *Journal of Documentation*, 55(3), 249-270, Association of Special Libraries and Information Bureaux, 1999, U.K.
- [46] Young, K.S., "Psychology of computer use: XL. Addictive use of the Internet: A case that breaks the stereotype." *Psychological Reports*, 79, pp.899-902, Ammons Scientific, 1996, U.S.
- [47] Young, K.S., "*Caught in the Net.*" John Wiley & Sons, Inc., 1998a, U.S.
- [48] Young, K.S., "Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder." *CyberPsychology & Behavior*, 1(3), pp.237-244, Mary An Liebert, Inc., 1998b, U.S.
- [49] Young, K.S., "Understanding online gaming addiction and treatment issues for adolescents." *The American Journal of Family Therapy*, 37(5), pp.355-372, Routledge, 2009, U.K.