

# 携帯電話・スマートフォン利用と 日常生活における移動と多忙

——日記式調査法とマルチレベル分析によるモバイルメディア研究——

北 村 智

## 1. はじめに

1990年代以降、モバイルメディアの普及が著しく進んでいる。日本においては1990年代における「ポケットベル」の若年層への普及が起き（富田・藤本・岡田・松田・高広，1997），1990年代後半以降は「ケータイ」が社会一般に広く普及した。1990年代後半以降の携帯電話の普及は世界的な傾向でもある（Katz & Aakhus, 2002）。日本に限らず，現代社会はモバイルメディアの存在を前提としたものになりつつある。

携帯電話・スマートフォンが「モバイルメディア」たる技術的特性をもっており，それが重要なものであることは間違いない。しかしながら，そうした技術的特性がそのメディアの社会的利用の中核にあるとは限らない。つまり，現代社会において「モバイルメディア」と呼ばれるメディアが重要なメディアとなってきたことは間違いないだろうが，それが果たして「モバイル」的に利用されているかどうかは別の問題である。

そこで，このような社会におけるモバイルメディアの利用のあり方を実証的に検討するのが本研究の目的である。特に本研究ではモバイルメディアの「モバイル」的な利用を検討するために，モバイルメディア論での議論やこれまでのメディア利用行動研究の知見をもとに，「移動」と「多忙」を分析の視点として取り上げていく。

## 2. 背景

### 2-1. モバイル技術の発展とスマートフォンの普及

1999年のNTTドコモのiモードサービスの開始以降，日本においてはインターネットを利用可能な携帯電話が急速に普及した。2005年に行われた「日本人の情報行動調査」での携帯電話からのインターネット利用者は有効回答の54.9%であった（東京大学大学院情報学環，2006）。2006年には携帯電話からのインターネット接続サービスの契約率が，全携帯電話利用者の90%弱となり，契約数では8000万を超えた（情報通信総合研究所，2006）。

携帯インターネットサービスが始まった当初の携帯電話の通信方式は第2世代（2G）で

あったが、2000年代には第3世代（3G）への移行が大きく進んだ。日本における第3世代携帯電話サービスの開始は、2001年10月のNTTドコモによるFOMAサービスの開始からである。2006年には携帯電話契約数の63%が3G契約となり（情報通信総合研究所、2006）、2008年にはNTTドコモとソフトバンクモバイル（当時）が2G契約の受付を終了した<sup>1)</sup>。

2000年代に「スマートフォン」と呼ばれる携帯電話が徐々に市場を確立しはじめた。スマートフォンに明確な定義はないが、スマートフォンと既存の携帯電話（フィーチャーフォン）の最大の違いはOSとプラットフォームにある（宮下、2010）。汎用OSが採用され、対応アプリケーション開発ツールが提供されるという特徴を持つスマートフォンでは、第三者によるアプリケーション開発が可能となり、様々なアプリケーションの提供が望める（宮下、2010）。このような特徴により、スマートフォンではソフトウェア的な新機能追加が可能となりやすく、様々な新サービスへの対応により、フィーチャーフォンに比べてより一層、利用者のニーズに合わせた利用がなされやすくなる。

日本において、スマートフォンの普及が進行したのは2010年代に入ってからである。総務省（2016）によれば2010年に世帯保有率が9.7%であったスマートフォンが、2011年には29.3%、2012年には49.5%、2013年には62.6%となった。また、個人普及率でも、総務省情報通信政策研究所（2015）によれば、13～69歳において2012年には32.0%であったスマートフォン利用率が2013年には52.8%、2014年には62.3%と増加していることが示されている。同調査で示されているフィーチャーフォン利用率は、2012年に69.7%、2013年に51.0%、2014年に42.2%と減少が進んでおり、フィーチャーフォンからスマートフォンへの移行が進んでいることが示唆される（総務省情報通信政策研究所、2015）。

スマートフォンの普及が進行した2010年代に入ってから以降、日本では3Gサービス以上の高速携帯通信規格であるLTE（Long Term Evolution）サービスが開始された。2010年12月にNTTドコモがLTEサービス「Xi」（クロッシィ）を開始し、2012年9月にはKDDIが「au 4G LTE」、ソフトバンクモバイル（当時）が「SoftBank 4G LTE」を開始した。LTEは本来、第3.9世代（3.9G）という位置づけであったが（情報通信総合研究所、2009）、国際電気通信連合（ITU, International Telecommunication Union）がLTEを含めた高速携帯通信規格について「4G」の語の使用を容認するプレスリリースを2010年12月に出している（ITU, 2010）。

こうした通信環境の変化はスマートフォン利用を後押しする構図を形成してきたといえる。国際規格であるLTEは世界の主要キャリアがサービス開始をしており、携帯電話の高速データ通信が世界的に広まっている。これによりYouTubeやFacebookといったインターネットを活用する人気サービスがスマートフォンから使用しやすくなることで、スマートフォン利用を後押しする構図となっている（情報通信総合研究所、2011）。

## 2-2. モバイルメディアの技術的特性と社会的位置づけ

Castells (1996) は情報化の進展によって成るネットワーク社会では、「フローの空間 (space of flows)」と「時間なき時間 (timeless time)」という空間と時間の新しい形態または過程が出現すると述べている。フローの空間 (space of flows) は、ネットワーク・コミュニケーションによって成しうる遠隔での同時的社会的相互作用によって成立するもののことをいう。一方、時間なき時間 (timeless time) は、情報通信技術による時間の圧縮や順序だったいた物事のランダム化によって成立する社会的行為の脱順序化のことをいう。そしてモバイル・コミュニケーション技術の普及は、こうしたフローの空間と時間なき時間の広まりに大きく貢献しているという (Castells, Fernández-Ardèvol, Qiu, & Sey, 2007)。

こうした空間と時間の制約に関する問題は、モバイルメディア研究において重要な論点とされている (Jensen, 2013)。例えば、Ling & Campbell (2009) はモバイル・コミュニケーションの普及は人びとの空間と時間の経験の仕方に重大な変化をもたらしたと指摘している。また、Caporael & Xie (2003) は携帯電話の「いつでも、どこでも」という特性は、公・私の空間・時間の境界を曖昧にし、それとともにアイデンティティの境界のあいまいさをもたらしたと述べている。Rainie & Wellman (2012) もモバイル技術の発展によって、ICT を身体に付随させることが可能となり、場所に関係なく人や情報へアクセス可能になっていることを指摘している。

しかし、これらのモバイルメディアがもたらす空間と時間の制約からの解放に対する議論は、主に技術的特性を想定してなされているものと考えられる。メディア論においてメディアが社会的に構成されるものとみなすことはもはや基本的視点となっている。メディア研究を進めていく上で技術的特性からの議論は有効であることは確かだが、それのみからの議論では不十分であることもまた確かであろう。モバイルメディア研究においてもモバイル技術という特性のみから議論を進めるのではなく、実際の利用に即した議論を進めていくことも重要であろう。

実際、モバイルメディアとしての携帯電話に関しても、必ずしも「モバイル」や「移動」が重要な問題ではないという指摘はこれまでもなされてきた。例えば、松田 (2002) は携帯電話利用の実態から、携帯電話の利用スタイルをパーソナルフォン、モバイルフォン、プライベートフォンの3パタンの利用スタイルに分類している。この3パタンはすなわち、個人専用の電話としての利用、移動できる電話としての利用、私的文脈での電話としての利用という捉え方であり、「モバイル」や「移動」というモバイルメディアの典型的な特性が必ずしも重要であるわけではないことを示す議論といえよう。また、岡田 (2002) もモバイルメディアの歴史的な議論から、その社会的構成を捉える大きな軸として、パーソナル化とマルチメディア化を指摘している。この指摘からも、モバイルメディアが必ずしもモバイル技術的に構成されてきたとは言い切れないことがうかがえる。

もちろん、実際の利用の中にモバイル的な側面が現れないというわけではない。例えば北村・森・辻（2016）は携帯インターネット利用が行われる際の生活行動では、PC インターネット利用とは異なり、移動が特徴的なものとして現れることを指摘している。また、モバイルメディアの特性を活かした位置情報サービス（location-based service）、位置情報を利用したゲームやアプリケーションなども普及している（De Souza e Silva, 2013; Leorke, 2015）。

だがモバイルメディアがモバイル的に利用されていることも事実であるが、一方でモバイルメディア利用行動の中心が必ずしもモバイル的でないことがこれまでの調査研究で示されてきたとあっていいだろう。例えば、移動のなかでの携帯インターネット利用が、携帯インターネット利用の中心にはないことも前述の北村・森・辻（2016）の分析で示されている。この点については、Ishii（2004）も携帯インターネット利用の普及初期の段階で指摘しており、携帯インターネット利用が行われる主な場所が自宅であることが調査データで示されている。

しかし、2010年代に入って急速に普及したスマートフォンによってその利用行動が変化した可能性も否めない。モバイルメディア利用行動が活性化していることは日本における調査データでも指摘されており（総務省情報通信政策研究所，2015）、時代効果・年齢効果・世代効果を弁別した分析においても、2005年から2015年の10年間でモバイルインターネット利用が活性化しているという時代効果が認められている（北村，2016）。こうしたモバイルメディア利用行動の活性化を通じて、モバイルメディアのモバイルの利用が中心的なものになっている可能性もある。

### 2-3. 検討課題と仮説

本研究では空間と時間の制約からの解放の観点から、モバイルメディアのモバイルの利用について調査データを用いて実証的に検討することを目的とする。モバイルメディアに含まれるものは様々存在しているが、現在もっとも広範に利用されている代表的なモバイルメディアとして、携帯電話・スマートフォンを対象として検討を行う。携帯電話・スマートフォンの利用の内実には様々な行動が含まれるが、本研究では内容を問わない利用行動に着目した検討を進める。

まず、空間の制約からの解放との関係について、モバイル的な利用のあり方として典型的なものとして想定されるのは「場所を問わない」利用であると考えられる。例えば、これまでのテレビ視聴が行われる空間として「家庭」の比重は高く、そうした家庭空間に注目した研究が多く行われてきた（光岡，2015）。また、日本における調査データからも、在宅時間が長いほどテレビ視聴時間が長いという関係は安定的に示されてきた（橋元，2009）。これに対して、モバイル的にメディアを利用できるということは、移動中に（on the move）メディ

アを利用することが可能になる。また、「家庭（自宅）」に縛られないメディア利用も可能となる。

しかし、これまでの調査研究からは移動中の携帯電話利用は中心的なものではなく、むしろ自宅での利用が中心的なものであることが示されている (Ishii, 2004)。2011 年の調査においても「携帯電話で電話をかける場所」「携帯電話でメールする場所」としてもっとも多かった回答は両方とも「自宅」でそれぞれ利用者の 78.5%, 89.0% であったという報告もある (松田・土橋・辻, 2014)。したがって、こうした先行研究にもとづく以下の 2 つの仮説が導出される。

H1: 移動時間が短いほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H2: 在宅時間が長いほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

もう一つの論点が時間の制約からの解放の問題である。モバイルメディアの特性として「いつでも」があげられており、公・私時間の境界を曖昧にしてきたという指摘がある (Caporael & Xie, 2003)。「移動」の問題と同様にテレビをモバイルメディアと対比的なメディアとして取り上げれば、テレビ視聴には多忙度との負の関係、すなわち仕事時間が長い人ほど、仕事時間の長い日ほどテレビ視聴時間が短いことが示されている (石井, 2003)。携帯電話・スマートフォンがモバイル的に利用されれば、こうした多忙な時間の中で利用されることが考えられる。

しかし、既存の調査研究の分析からは、そうした「多忙な時間」の中での携帯電話・スマートフォン利用が中心的なものであるとはいえない。例えば、2015 年の「日本人の情報行動調査」における時間帯別のモバイルインターネット利用行為者率の分析によれば、モバイルインターネット利用の行為者率のピークは朝、昼、夜の 3 つの時点にあらわれており、そしてその傾向は 2010 年以上に強まっている (北村・森・辻, 2016)。こうしたピーク時間帯のあらわれ方はテレビ視聴のパターンと類似していることが指摘できる。よって、携帯電話・スマートフォンの利用も「多忙な時間」の中ではなく、むしろ「多忙でない時間」の中で行われると考えられる。つまり、家事などの生活必需時間や仕事や勉強などの社会的拘束時間のような多忙な時間の中で利用されるというよりは、むしろ自由時間のような多忙でない時間の中で携帯電話・スマートフォンは利用されるだろう。したがって、こうした予測にもとづく、以下の 3 つの仮説が導出される。

H3: 生活必需時間が短いほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H4: 社会的拘束時間が短いほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H5: 自由時間が長いほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

しかし、ここまでの仮説で問題となる 1 日の中の時間の使い方は、個人によって異なる部分と個人の中でも日によって異なる部分とが含まれる。例えば、一般的に 1 日の中の生活時間には性別や年齢などのデモグラフィック属性による差異が認められる (関根・渡辺・林



田, 2016)。これはつまり、生活時間には個人の属性によって説明可能な部分があるということである。その一方で、個人は毎日と同じ時間配分、同じスケジュールで生活しているだけではなく、個人の中でも日によって時間の使い方が異なってくることがあるのは自明である。石井（2003）も「多忙な人とそうでない人の比較」と「個人の中での時間量の変化」は別の問題として取り扱っている。したがって、H1～H5についても、個人差に着目した仮説と、同じ個人の中での日による違いに着目した仮説に分ける必要があるといえよう。

ここまで示した5つの仮説を個人差に着目した形で記述すると、次のような仮説になる。

H1-1：移動時間の短い人ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H2-1：在宅時間の長い人ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H3-1：生活必需時間の短い人ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H4-1：社会的拘束時間の短い人ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H5-1：自由時間の長い人ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

また、これらと対応するように5つの仮説を同じ個人の中での日による違いに着目した形で記述すると、次のような仮説になる。

H1-2：移動時間の短い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H2-2：在宅時間の長い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H3-2：生活必需時間の短い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H4-2：社会的拘束時間の短い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

H5-2：自由時間の長い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い

最後に、前節で指摘したように、（従来型）携帯電話（フィーチャーフォン）とスマートフォンでは、その利用のあり方が異なる可能性がある。したがって、スマートフォン利用者とそうではない携帯電話利用者とは、移動関連時間（移動時間、在宅時間）および多忙度関連時間（生活必需時間、社会的拘束時間、自由時間）と携帯電話・スマートフォン利用時間の関係が異なる可能性もある。したがって、本研究では次の検討課題（RQ）についても検討する。

RQ：移動関連時間および多忙度関連時間と携帯電話・スマートフォン利用時間の関係は、スマートフォン利用の有無によって異なりうるか

### 3. 研究方法

#### 3-1. 調査概要

本研究では2015年11～12月に日本で実施された全国調査のデータを用いた<sup>2)</sup>。この調査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抽出された調査協力者に対して、調査会社の専門調査員による訪問留置法によって行われた。地点抽出は、日本全国の市区町

村を5段階の都市規模（100万人以上の市または東京23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、125地点を無作為抽出することによって行われた。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。サンプル構成は性別および年齢10歳刻みで2015年3月住民基本台帳の実勢比例となるように割り当てられた。調査票は選択回答・記述回答形式質問紙調査票と平日2日、休日1日の計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。

この調査データから、本研究では携帯電話・スマートフォン利用行動に関する問題を扱うため、分析対象からスマートフォンと従来型携帯電話の非利用者を除いた。また、分析に用いる変数に欠損値のあった調査協力者は最終的な分析対象から除いた。最終的に分析対象は1407名の男女（13～69歳）（有効回答の93.8%）となった。後述するように、本研究の分析ではレベル1に回答者個人、レベル2に日記式調査票の回答日をおいたマルチレベル分析を用いた。したがって、分析全体のサンプルサイズは1407名の三倍である4221件となった。

### 3-2. 研究デザイン

本研究ではマルチレベル分析を用いた。マルチレベル分析とは測定対象（オブザベーション）が入れ子構造になっているデータに対して行われる分析手法である（Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012）。本研究では、一人の回答者に対して3日分の日記式調査票の回答を求めた調査データを用いるため、オブザベーションを調査日単位でみた場合、3日分の調査日が1名の個人に「ネスト」されていることになる。マルチレベル分析ではこの場合の調査日をレベル1（Within）、個人をレベル2（Between）と呼ぶ。一日の中での行動時間は同じ人であっても日によって異なりうるが、一方で同じ個人の中では似通う傾向がありうる。こうした同じレベル2のユニットに含まれたレベル1のユニットは、他のレベル2ユニットに含まれたものよりも同質的になることを仮定した分析を行える手法がマルチレベル分析である（Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012）。

本研究では2水準の階層線形モデル（Rabe-Hesketh & Skrondal, 2012; Raudenbush & Bryk, 2002）によって、個人をレベル2（Between）、調査日をレベル1（Within）として分析を行った。日記式調査票によって測定された変数を独立したオブザベーションではなく個人にネストされた変数として扱う妥当性については、級内相関係数がいずれの変数でも有意であったことによって示されている。日記式調査票による変数のうち、説明変数として用いる時間関連変数と多忙度関連変数については、中心化した変数をレベル1変数として扱い、個人内平均時間をレベル2変数として扱った。また、選択回答・記述回答形式質問紙調査票での変数はレベル2変数として扱った。

この研究デザインにより、レベル1の効果として個人内、つまり調査日による相違、レベル2の効果として個人間の相違を分析する。したがって、H1-1～H5-1はレベル2の効果として検証され、H1-2～H5-2はレベル1の効果として検証される。そして、RQについてはスマートフォン利用とのクロス水準交互作用効果として検証される。

### 3-3. 目的変数

日記式調査票で測定された調査日ごとの携帯電話・スマートフォン利用時間を目的変数とした。この日記式調査票では、従来型携帯電話またはスマートフォンの利用に関して、「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」、「ユーチューブ、ニコニコ動画等の動画投稿・共有サイトを見る」、「GyaO!, Hulu, NHK オンデマンド等のオンデマンド型の動画配信サービスを見る」、「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」、「その他のインターネット利用（クラウドの利用も含む）」、「通話をする」、「ゲームをする（インターネット以外）」、「ワンセグ等でテレビ放送を見る」、「ダウンロードした動画を見る」、「ダウンロードした書籍・雑誌・コミックなどを読む」の13項目に関して、15分ごとの利用行動の記録が求められていた。本研究では、この13項目を区別せず、同じ時間帯のセルにいずれかの記録があった場合にその時間帯に携帯電話・スマートフォン利用があったとみなした。また、10分未満の利用を表す×印の記録は5分、10分以上の利用を表す矢印の記録は15分として換算した。そして、同時帯に複数の記録があった場合には矢印を優先して、重複の時間加算は行わないように計算をした。したがって、調査日あたりの最大利用時間は1440分である。

本研究の分析では総合利用時間、専念利用時間、非専念利用時間の3種類の利用時間を計算して用いた。総合利用時間は調査日あたりの携帯電話・スマートフォン利用の時間を単純に計算したものである。専念利用時間は日記式調査票に含まれていた携帯電話・スマートフォン利用以外の情報行動である43項目のいずれにも記録のなかった時間帯に携帯電話・スマートフォン利用が記録されていた場合のみを用いた携帯電話・スマートフォン利用時間である。非専念利用時間は携帯電話・スマートフォン利用以外の情報行動である43項目のいずれかに記録のあった時間帯に携帯電話・スマートフォン利用が記録されていた場合のみを用いた携帯電話・スマートフォン利用時間である。したがって、専念利用時間と非専念利用時間の和が総合利用時間となる。表1に携帯電話・スマートフォンの総合利用時間、専念利用時間、非専念利用時間それぞれの記述統計量と個人内の級内相関係数をまとめた。級内相関係数はそれぞれ有意な値であった。



表 1 携帯電話・スマートフォン利用時間の記述統計量と級内相関係数

| $N=4221$ (1407×3) | Mean   | Std. Dev. | ICC   | Min. | Max. |
|-------------------|--------|-----------|-------|------|------|
| 総合利用時間            | 73.229 | 112.288   | 0.629 | 0    | 1440 |
| 専念利用時間            | 46.500 | 79.314    | 0.580 | 0    | 930  |
| 非専念利用時間           | 26.729 | 67.576    | 0.476 | 0    | 1140 |

表 2 移動関連時間の記述統計量と級内相関係数

| $N=4221$ (1407×3) | Mean    | Std. Dev. | ICC   | Min. | Max. |
|-------------------|---------|-----------|-------|------|------|
| 在宅時間              | 953.202 | 307.100   | 0.240 | 0    | 1440 |
| 移動時間              | 83.518  | 85.925    | 0.245 | 0    | 1140 |

### 3-4. 説明変数

#### (1) 移動関連時間

移動関連時間は日記式調査票における「あなたのいた場所」の項目によって測定した。本研究で用いる調査データでの日記式調査票では、「あなたのいた場所」として「自宅」、「職場」、「学校」、「移動中」、「その他」の5分類で回答を求めた。本研究では、調査日一日における在宅時間（「自宅」の時間）と移動時間（「移動中」の時間）を移動関連時間として用いた。在宅時間は文字通り自宅の中にいる時間であり、一日あたりのその時間が長いほど、生活の中での移動は少ないと考えられる。移動時間も文字通り移動に費やされる時間であり、一日あたりのその時間が長いほど、生活の中での移動は多いと考えられる。

表2に在宅時間および移動時間の記述統計量と級内相関係数を示した。級内相関係数はいずれも0.1%水準で有意な値であった。在宅時間、移動時間の個人内平均時間を算出し、個人内平均時間によって調査日の在宅時間、移動時間の中心化を行った。在宅時間、移動時間の個人内平均時間を以降ではそれぞれ、在宅時間（平均）、移動時間（平均）と記す。また、中心化を行った調査日の在宅時間、移動時間を以降ではそれぞれ、在宅時間（中心化）、移動時間（中心化）と記す。

#### (2) 多忙度関連時間

多忙度関連時間は日記式調査票における「主な生活行動」の項目によって測定した。本研究で用いる調査データでの日記式調査票では、「主な生活行動」として「睡眠」、「生活必需時間」、「社会的拘束時間」、「自由時間」の4分類で回答を求めた。本研究では、調査日一日における生活必需時間と社会的拘束時間、自由時間を多忙度関連時間として用いた。生活必需時間は家事に費やす時間を含むものである。また、社会的拘束時間は仕事や学校の時間を含むものである。したがって、それぞれの時間が長いほど多忙であることを表すと考えられ

表3 多忙度関連時間の記述統計量と級内相関係数

| $N=4221$ (1407×3) | Mean    | Std. Dev. | ICC   | Min. | Max. |
|-------------------|---------|-----------|-------|------|------|
| 生活必需時間            | 316.517 | 220.418   | 0.693 | 0    | 1305 |
| 社会的拘束時間           | 360.263 | 329.392   | 0.137 | 0    | 1320 |
| 自由時間              | 313.141 | 245.449   | 0.150 | 0    | 1200 |

表4 スマートフォン利用とフィーチャーフォン利用の関係

|         |     | フィーチャーフォン   |             |      |          |
|---------|-----|-------------|-------------|------|----------|
|         |     | 利用          | 非利用         | 合計   |          |
| スマートフォン | 利用  | 142 (10.1%) | 866 (61.5%) | 1008 | (71.6%)  |
|         | 非利用 | 399 (28.4%) | 0 (0.0%)    | 399  | (28.4%)  |
|         | 合計  | 541 (38.5%) | 866 (61.5%) | 1407 | (100.0%) |

る。また、自由時間は趣味や娯楽、余暇などの時間であり、この時間が長いほど多忙ではないことを表すと考えられる。

表3に生活必需時間、社会的拘束時間および自由時間の記述統計量と級内相関係数を示した。級内相関係数はいずれも0.1%水準で有意な値であった。生活必需時間、社会的拘束時間および自由時間の個人内平均時間を算出し、個人内平均時間によって調査日の生活必需時間、社会的拘束時間および自由時間の中心化を行った。生活必需時間（平均）、社会的拘束時間（平均）、自由時間（平均）を以降ではそれぞれ、生活必需時間（平均）、社会的拘束時間（平均）、自由時間（平均）と記す。また、中心化を行った調査日の生活必需時間、社会的拘束時間、自由時間を以降ではそれぞれ、生活必需時間（中心化）、社会的拘束時間（中心化）、自由時間（中心化）と記す。

### (3) スマートフォン利用

スマートフォン利用は選択回答・記述回答形式質問紙調査票によって回答を得たデータにより、利用の有無によるダミー変数として操作化した。スマートフォンを利用している場合は1、利用していない場合は0を与えた。スマートフォン利用とフィーチャーフォン利用の有無のクロス表を表4に示した。分析対象者全体のうち、スマートフォン利用者は71.6%であり、10.1%がスマートフォンとフィーチャーフォンの併用者、61.5%がスマートフォンのみ利用者であった。分析ではスマートフォン利用の有無のダミー変数を全体中心化したものをを用いたため、スマートフォン利用者は0.284、非利用者は−0.716の値が割り当てられた。

#### (4) 統制変数

調査日レベルの統制変数として、休日のダミー変数（休日であれば1，平日であれば0）を用いた。また、個人レベルの統制変数として性別（男性=0，女性=1のダミー変数），年齢，学歴（中学校=1点，高校=2点，短大・高専・旧制高校・専門学校=3点，大学=4点，大学院=5点），就業形態（フルタイムをベースカテゴリとした，パートタイム，専業主婦・主夫，学生・生徒，無職の0/1のダミー変数）を用いた。

性別は男性711名（50.5%），女性696名（49.5%）であった。年齢の平均値は42.6歳で，10代127名（9.0%），20代210名（14.9%），30代269名（19.1%），40代298名（21.2%），50代247名（17.6%），60代256名（18.2%）であった。学歴は中学校90名（6.4%），高校563名（40.0%），短大・高専・旧制高校・専門学校361名（25.7%），大学369名（26.2%），大学院24名（1.7%）であった。就業形態はフルタイム686名（48.8%），パートタイム291名（20.7%），専業主婦・主夫181名（12.9%），学生・生徒157名（11.2%），無職92名（6.5%）であった。

### 4. 分析結果

#### 4-1. 携帯電話・スマートフォンの総合利用時間

まず，携帯電話・スマートフォンの総合利用時間を目的変数とした分析を行った。分析ではまずクロス水準交互作用を除いたモデルで推定を行い，レベル1の移動関連時間と多忙度関連時間の傾き（係数）のランダム効果を確認した。ランダム効果を確認した結果，生活必需時間（中心化）の傾きのランダム効果は有意なものではなかったため，生活必需時間（中心化）の傾きのランダム効果を外したモデルをModel 1とした。その上で，Model 2には傾きにランダム効果を加えた在宅時間（中心化），移動時間（中心化），社会的拘束時間（中心化），自由時間（中心化）とスマートフォン利用ダミー（レベル2変数）とのクロス水準交互作用を加えた。最終的なModel 1とModel 2の分析結果を表5に示した。

個人レベル（レベル2）の変数による結果はModel 1，Model 2で共通である。まずデモグラフィック変数に関しては，年齢と就業形態が有意であった。性別と学歴は有意ではなかった。年齢の係数は $\gamma=3.515$ （ $p=.001$ ）と有意な負の係数であった。一方，就業形態に関しては，フルタイムをベースカテゴリとした場合のダミー変数の係数が学生・生徒が $\gamma=27.568$ （ $p=.003$ ），無職が $\gamma=-26.805$ （ $p=.033$ ）であった。これらの結果から，若いほど，学生・生徒であるほど，無職でないほど携帯電話・スマートフォンの利用時間が長いことが示されたといえる。

また，スマートフォン利用ダミーの係数も $\gamma=44.503$ （ $p=.000$ ）と有意な正の値であった。この結果から，スマートフォン利用者ほど携帯電話・スマートフォンの利用時間が長いこと

表5 携帯電話・スマートフォンの総合利用時間のマルチレベル分析の結果

| Dependent: 総合利用時間 |                   | Model 1   |           |           | Model 2   |           |           |
|-------------------|-------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 固定効果              |                   | Coef.     | Std. Err. | p         | Coef.     | Std. Err. | p         |
| Within<br>(調査日)   | 休日ダミー             | 9.148     | 2.364     | 0.000 *** | 9.076     | 2.353     | 0.000 *** |
|                   | 在宅時間 (中心化)        | 0.053     | 0.009     | 0.000 *** | 0.054     | 0.009     | 0.000 *** |
|                   | 移動時間 (中心化)        | -0.010    | 0.023     | 0.669     | -0.015    | 0.023     | 0.515     |
|                   | 生活必需時間 (中心化)      | 0.018     | 0.016     | 0.267     | 0.019     | 0.016     | 0.224     |
|                   | 社会的拘束時間 (中心化)     | 0.037     | 0.016     | 0.019 *   | 0.044     | 0.016     | 0.006 **  |
|                   | 自由時間 (中心化)        | 0.067     | 0.016     | 0.000 *** | 0.070     | 0.016     | 0.000 *** |
| Between<br>(個人)   | スマートフォン利用ダミー      | 44.503    | 6.025     | 0.000 *** | 44.503    | 6.025     | 0.000 *** |
|                   | 在宅時間 (平均)         | 0.034     | 0.019     | 0.067     | 0.034     | 0.019     | 0.067     |
|                   | 移動時間 (平均)         | 0.015     | 0.043     | 0.732     | 0.015     | 0.043     | 0.732     |
|                   | 生活必需時間 (平均)       | -0.009    | 0.033     | 0.780     | -0.009    | 0.033     | 0.780     |
|                   | 社会的拘束時間 (平均)      | 0.011     | 0.036     | 0.752     | 0.011     | 0.036     | 0.752     |
|                   | 自由時間 (平均)         | 0.108     | 0.033     | 0.001 **  | 0.108     | 0.033     | 0.001 **  |
|                   | 女性ダミー             | 3.515     | 6.063     | 0.562     | 3.515     | 6.063     | 0.562     |
|                   | 年齢                | -1.732    | 0.213     | 0.000 *** | -1.732    | 0.213     | 0.000 *** |
|                   | 学歴                | 2.900     | 2.466     | 0.240     | 2.900     | 2.466     | 0.240     |
|                   | 就業形態 (ベース: フルタイム) |           |           |           |           |           |           |
|                   | パートタイム            | -6.464    | 7.375     | 0.381     | -6.464    | 7.375     | 0.381     |
|                   | 専業主婦・主夫           | -6.634    | 11.469    | 0.563     | -6.634    | 11.469    | 0.563     |
|                   | 学生・生徒             | 27.568    | 9.408     | 0.003 **  | 27.568    | 9.408     | 0.003 **  |
|                   | 無職                | -26.805   | 12.586    | 0.033 *   | -26.805   | 12.586    | 0.033 *   |
| クロス水準             |                   | 65.817    | 40.426    | 0.104     | 65.842    | 40.426    | 0.103     |
| 交互作用              | スマートフォン利用ダミー×     |           |           |           |           |           |           |
|                   | 在宅時間 (中心化)        |           |           |           | 0.065     | 0.020     | 0.001 **  |
|                   | 移動時間 (中心化)        |           |           |           | 0.021     | 0.051     | 0.680     |
|                   | 生活必需時間 (中心化)      |           |           |           | —         | —         | —         |
|                   | 社会的拘束時間 (中心化)     |           |           |           | 0.012     | 0.023     | 0.605     |
|                   | 自由時間 (中心化)        |           |           |           | 0.064     | 0.023     | 0.005 **  |
| 切片                |                   | 65.817    | 40.426    | 0.104     | 65.842    | 40.426    | 0.103     |
| ランダム効果            |                   | Parameter | Std. Err. |           | Parameter | Std. Err. |           |
|                   | 在宅時間 (中心化)        | 0.009     | 0.002     |           | 0.008     | 0.002     |           |
|                   | 移動時間 (中心化)        | 0.044     | 0.015     |           | 0.045     | 0.015     |           |
|                   | 生活必需時間 (中心化)      | —         | —         |           | —         | —         |           |
|                   | 社会的拘束時間 (中心化)     | 0.011     | 0.002     |           | 0.011     | 0.002     |           |
|                   | 自由時間 (中心化)        | 0.019     | 0.003     |           | 0.018     | 0.003     |           |
| 切片                |                   | 6724.292  | 270.756   |           | 6724.174  | 270.747   |           |
| 残差                |                   | 1319.791  | 56.170    |           | 1320.150  | 55.778    |           |

\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

が示されたといえる。そして、個人内平均での移動関連時間、多忙度関連時間に関しては、自由時間 (平均) のみが有意であった ( $\gamma = 0.108$ ,  $p = .001$ )。つまり、自由時間が長い人ほど携帯電話・スマートフォンの利用時間が長いことが示されたといえる。

一方、調査日レベル (レベル1) の変数による結果は、まず休日は平日に比べて携帯電話・スマートフォンの利用時間が有意に長かった (model 2:  $\gamma = 9.076$ ,  $p = .000$ )。そして、平日と休日の差異を統制しても、在宅時間の長い日ほど (model 2:  $\gamma = 0.054$ ,  $p = .000$ )、社会的拘束時間の長い日ほど (model 2:  $\gamma = 0.044$ ,  $p = .006$ )、自由時間の長い日ほど (model 2:  $\gamma = 0.070$ ,  $p = .000$ )、携帯電話・スマートフォンの利用時間は有意に長かった。さらに、個人レベル変数であるスマートフォン利用ダミーとのクロス水準交互作用に着目すると、在宅時間

(中心化) ( $\gamma=0.065$ ,  $p=.001$ ) と自由時間 (中心化) ( $\gamma=0.064$ ,  $p=.005$ ) においてクロス水準交互作用が有意であった。これらは、スマートフォン利用者ほど顕著に在宅時間が長い日ほど、そして自由時間の長い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長くなることを意味している。

#### 4-2. 携帯電話・スマートフォンの専念利用時間

次に、携帯電話・スマートフォンの専念利用時間を目的変数とした分析を行った。分析では総合利用時間の分析と同様に、まずクロス水準交互作用を除いたモデルで推定を行い、レベル1の移動関連時間と多忙度関連時間の傾き (係数) のランダム効果を確認した。その結果、個人内平均で中心化された調査日レベルの時間変数にランダム効果のみを加えた Model 1 と、スマートフォン利用ダミーの変数によるクロス水準交互作用を加えた Model 2 は携帯電話・スマートフォンの総合利用時間の分析と共通のものとなった。最終的な推定結果は表6に示した。

個人レベル (レベル2) の変数による効果は Model 1, Model 2 と共通である。まず、デモグラフィック変数の効果に関しては、年齢が若いほど ( $\gamma=-1.090$ ,  $p=.000$ ), 学生・生徒であるほど ( $\gamma=31.756$ ,  $p=.000$ ), 携帯電話・スマートフォンの専念利用時間が長かった。この結果に関しては、携帯電話・スマートフォンの総合利用時間の分析と共通である。相違点は無職ダミーの効果であり、携帯電話・スマートフォンの総合利用時間についてはフルタイムの人に比べて無職の人のほうが携帯電話・スマートフォンの総合利用時間は短かったが、専念利用時間においてはそのような関係は統計的には認められなかった。

そして、デモグラフィック変数以外の個人レベル変数の効果は総合利用時間の分析と共通のものであった。すなわち、スマートフォン利用ダミー ( $\gamma=28.374$ ,  $p=.000$ ) と自由時間 (平均) ( $\gamma=0.053$ ,  $p=.024$ ) が有意な正の係数であった。このことから、スマートフォンを利用している人ほど、自由時間が長い人ほど、携帯電話・スマートフォンを単独で利用する時間が長いということが示されたといえる。

一方、調査日レベル (レベル1) の変数による結果は、総合利用時間の分析と異なる部分が見られた。共通していた点は、まず休日は平日に比べて携帯電話・スマートフォンの専念利用時間が有意に長かった点と (model 2:  $\gamma=6.513$ ,  $p=.000$ ), そして、平日と休日の差異を統制しても、在宅時間の長い日ほど (model 2:  $\gamma=0.023$ ,  $p=.002$ ), 自由時間の長い日ほど (model 2:  $\gamma=0.031$ ,  $p=.023$ ), 携帯電話・スマートフォンの専念利用時間は有意に長かった。しかし、総合利用時間の分析では有意であった社会的拘束時間 (中心化) については、専念利用時間の分析では有意ではなかった。また、スマートフォン利用ダミーとのクロス水準交互作用に関してはいずれも有意なものではなかった。つまり、専念利用時間における調査日レベルの在宅時間 (中心化), 移動時間 (中心化), 社会的拘束時間 (中心化), 自由時間



表6 携帯電話・スマートフォンの専念利用時間のマルチレベル分析の結果

| Dependent: 専念利用時間 |                   | Model 1             |           |           | Model 2             |           |           |
|-------------------|-------------------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|-----------|
| 固定効果              |                   | Coef.               | Std. Err. | p         | Coef.               | Std. Err. | p         |
| Within<br>(調査日)   | 休日ダミー             | 6.464               | 2.026     | 0.001 **  | 6.513               | 2.023     | 0.001 **  |
|                   | 在宅時間 (中心化)        | 0.023               | 0.007     | 0.002 **  | 0.023               | 0.007     | 0.002 **  |
|                   | 移動時間 (中心化)        | 0.029               | 0.019     | 0.125     | 0.026               | 0.019     | 0.180     |
|                   | 生活必需時間 (中心化)      | 0.008               | 0.013     | 0.529     | 0.010               | 0.013     | 0.457     |
|                   | 社会的拘束時間 (中心化)     | 0.016               | 0.013     | 0.225     | 0.019               | 0.013     | 0.137     |
|                   | 自由時間 (中心化)        | 0.029               | 0.014     | 0.030 *   | 0.031               | 0.013     | 0.023 *   |
| Between<br>(個人)   | スマートフォン利用ダミー      | 28.374              | 4.205     | 0.000 *** | 28.374              | 4.205     | 0.000 *** |
|                   | 在宅時間 (平均)         | 0.001               | 0.013     | 0.946     | 0.001               | 0.013     | 0.946     |
|                   | 移動時間 (平均)         | 0.051               | 0.030     | 0.088     | 0.051               | 0.030     | 0.088     |
|                   | 生活必需時間 (平均)       | -0.006              | 0.023     | 0.785     | -0.006              | 0.023     | 0.785     |
|                   | 社会的拘束時間 (平均)      | -0.021              | 0.025     | 0.398     | -0.021              | 0.025     | 0.398     |
|                   | 自由時間 (平均)         | 0.053               | 0.023     | 0.024 *   | 0.053               | 0.023     | 0.024 *   |
|                   | 女性ダミー             | -0.170              | 4.232     | 0.968     | -0.170              | 4.232     | 0.968     |
|                   | 年齢                | -1.090              | 0.148     | 0.000 *** | -1.090              | 0.148     | 0.000 *** |
|                   | 学歴                | 1.725               | 1.721     | 0.316     | 1.725               | 1.721     | 0.316     |
|                   | 就業形態 (ベース: フルタイム) |                     |           |           |                     |           |           |
|                   | パートタイム            | 0.705               | 5.147     | 0.891     | 0.705               | 5.147     | 0.891     |
|                   | 専業主婦・主夫           | -1.916              | 8.005     | 0.811     | -1.916              | 8.005     | 0.811     |
|                   | 学生・生徒             | 31.756              | 6.566     | 0.000 *** | 31.756              | 6.566     | 0.000 *** |
|                   | 無職                | -13.775             | 8.784     | 0.117     | -13.775             | 8.784     | 0.117     |
| クロス水準<br>交互作用     | スマートフォン利用ダミー×     |                     |           |           |                     |           |           |
|                   | 在宅時間 (中心化)        |                     |           |           | 0.030               | 0.017     | 0.067     |
|                   | 移動時間 (中心化)        |                     |           |           | 0.057               | 0.044     | 0.188     |
|                   | 生活必需時間 (中心化)      |                     |           |           | —                   | —         | —         |
|                   | 社会的拘束時間 (中心化)     |                     |           |           | -0.004              | 0.018     | 0.831     |
|                   | 自由時間 (中心化)        |                     |           |           | 0.028               | 0.019     | 0.142     |
| 切片                |                   | 71.619              | 28.217    | 0.011 *   | 71.603              | 28.217    | 0.011 *   |
| ランダム効果            |                   | Parameter Std. Err. |           |           | Parameter Std. Err. |           |           |
|                   | 在宅時間 (中心化)        | 0.005               | 0.001     |           | 0.005               | 0.001     |           |
|                   | 移動時間 (中心化)        | 0.034               | 0.012     |           | 0.034               | 0.012     |           |
|                   | 生活必需時間 (中心化)      | —                   | —         |           | —                   | —         |           |
|                   | 社会的拘束時間 (中心化)     | 0.004               | 0.001     |           | 0.004               | 0.001     |           |
|                   | 自由時間 (中心化)        | 0.015               | 0.002     |           | 0.015               | 0.002     |           |
| 切片                |                   | 3153.365            | 132.391   |           | 3152.932            | 132.384   |           |
| 残差                |                   | 1009.232            | 44.095    |           | 1010.531            | 43.891    |           |

\*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

(中心化) のランダム効果はスマートフォン利用の有無によって説明できるものではないことが示唆された。

#### 4-3. 携帯電話・スマートフォンの非専念利用時間

最後に、携帯電話・スマートフォンの非専念利用時間を目的変数とした分析を行った。分析では総合利用時間の分析と同様に、まずクロス水準交互作用を除いたモデルで推定を行い、レベル1の移動関連時間と多忙度関連時間の傾き(係数)のランダム効果を確認した。ランダム効果を確認した結果、在宅時間(中心化)と社会的拘束時間(中心化)のランダム効果が有意であったことから、在宅時間(中心化)と社会的拘束時間(中心化)の傾きにランダ



な値ではなかった。

そして、デモグラフィック変数以外の個人レベルの変数スマートフォン利用ダミーの係数が有意な正の値であった ( $\gamma=16.129, p=.000$ ) 点は総合利用時間、専念利用時間の分析結果と共通であった。そして、個人内平均での移動関連時間、多忙度関連時間に関しては、在宅時間（中心化）( $\gamma=0.033, p=.003$ ) と自由時間（中心化）( $\gamma=0.056, p=.006$ ) がそれぞれ有意な正の係数であった。つまり、スマートフォン利用者ほど、そして在宅時間が長い人ほど、自由時間が長い人ほど、他の情報行動と並行して携帯電話・スマートフォンを利用する時間が長いことが示されたといえる。

そして、調査日レベル（レベル1）の変数による結果は、総合利用時間の分析、専念利用時間の分析のそれぞれと異なる部分がみられた。有意な係数であったのは総合利用時間の分析と同様の在宅時間（中心化）(model 2:  $\gamma=0.032, p=.000$ )、社会的拘束時間（中心化）(model 2:  $\gamma=0.026, p=.028$ )、自由時間（中心化）(model 2:  $\gamma=0.039, p=.001$ ) と、総合利用時間、専念利用時間のいずれの分析でも有意ではなかった移動時間（中心化）(model 2:  $\gamma=-0.036, p=.006$ ) であった。この結果から、在宅時間が長い日ほど、社会的拘束時間が長い日ほど、自由時間が長い日ほど、そして移動時間が短い日ほど、他の情報行動を行ないながら携帯電話・スマートフォンを利用する時間がより長くなることが示唆された。また、クロス水準交互作用に着目すると、在宅時間（中心化）のランダム効果に対してスマートフォン利用ダミーが有意であった ( $\gamma=0.035, p=.008$ )。つまり、スマートフォン利用者ほど顕著に、在宅時間が長い日ほど、他の情報行動と並行して携帯電話・スマートフォンを利用する時間が長いという結果であった。

#### 4. 考察

本研究ではモバイルメディアの特性との関係によって議論の対象となる空間的・時間的制約からの解放の問題について、日本における調査データの分析を通じて、携帯電話・スマートフォン利用時間を対象とした検証を行った。本研究ではこれまでの携帯電話利用に関する実証的研究の知見から、携帯電話・スマートフォン利用において空間的・時間的制約から解放された利用が中心的なものではないことを予測し、5つの仮説を提示した。これらの5つの仮説について、同じ個人に対して複数の日についての記録を求めた日記式調査法とマルチレベル分析を組み合わせて、個人レベルと調査日レベルに分けた検証を行った。その仮説の検証結果についてまとめたのが表8である。

表8にまとめたように、まず、調査日レベルの予測を行った H2-2「H2-2：在宅時間の長い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」と H5-2「H5-2：自由時間の長い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」は、総合利用時間、専念利用時間、

表 8 仮説の検証結果のまとめ

| 予測      |         |   | 総合   | 専念 | 非専念 |
|---------|---------|---|------|----|-----|
| 移動関連時間  | 移動時間    | 負 | H1-1 |    |     |
|         |         |   | H1-2 |    | ○   |
|         | 在宅時間    | 正 | H2-1 |    | ○   |
|         |         |   | H2-2 | ○  | ○   |
| 多忙度関連時間 | 生活必需時間  | 負 | H3-1 |    |     |
|         |         |   | H3-2 |    |     |
|         | 社会的拘束時間 | 負 | H4-1 |    |     |
|         |         |   | H4-2 | ×  | ×   |
|         | 自由時間    | 正 | H5-1 | ○  | ○   |
|         |         |   | H5-2 | ○  | ○   |

○は仮説を支持する結果，×は仮説の予測とは逆の結果，空白は仮説不支持

非専念利用時間を問わず，支持する結果が得られた。一方で，個人レベルの予測を行った仮説に関しては，H5-1「自由時間の長い人ほど，携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」のみが総合利用時間，専念利用時間，非専念利用時間を問わず，支持する結果が得られた。そして，部分的な支持，つまり非専念利用時間に関する分析においてのみ支持する結果が得られた仮説は，個人レベルの予測を行った H2-1「在宅時間の長い人ほど，携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」と，調査日レベルの予測を行った H1-2「移動時間の短い日ほど，携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」であった。

それに対して，仮説の予測とは一部逆の結果が示されたのが，調査日レベルの予測を行った H4-2「社会的拘束時間の短い日ほど，携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」であった。つまり，社会的拘束時間の長い日ほど，携帯電話・スマートフォンの総合利用時間，非専念利用時間が有意に長いという結果が示された。

そして，RQ「移動関連時間および多忙度関連時間と携帯電話・スマートフォン利用時間の関係は，スマートフォン利用の有無によって異なりうるか」の検討に関して，スマートフォン利用の有無によるクロス水準交互作用効果を検証した。その結果として，スマートフォン利用者のほうがより顕著に自宅にいる時間が長い日ほど，自由時間が長い日ほど全体的な携帯電話・スマートフォン利用時間が長くなることが示された。また，スマートフォン利用者のほうが一層，自宅にいる時間が長い日ほど携帯電話・スマートフォンの非専念利用時間が長い，つまり他の情報行動をしながら利用する時間が長いことが示された。

これらの結果から，スマートフォンの普及が進んだ現在においても，現代の中心的なモバイルメディアである携帯電話・スマートフォン利用は必ずしも，「モバイル的」な利用が行われているわけではないということができよう。それは，本研究での分析によって示された

主な結果は、自由時間が長い人ほど、自由時間、在宅時間が長い日ほど、携帯電話・スマートフォン利用時間が長いというものであったからである。そして、携帯電話・スマートフォンというモバイルメディアの利用は、従来のメディア利用の補完的位置付けにあるわけでもないともいうことができるだろう。それは、必ずしも物理的制約や時間的制約によって他のメディアが利用できない場合に携帯電話・スマートフォンが活発に利用されるようになるのではないことを示唆する結果にもとづく判断である。むしろ、テレビのような伝統的メディアと同様に、自宅にいる時間が長いほど携帯電話・スマートフォンの利用は活発になる。さらに、フィーチャーフォンに比べてスマートフォンを利用している場合のほうがその傾向は顕著なものとなることが本研究の分析によって示されたといえる。

その一方で、社会的拘束時間に関する H4-2「社会的拘束時間の短い日ほど、携帯電話・スマートフォンの利用時間が長い」に反して、予測とは逆の結果が部分的に得られたことは今後の詳細な検討を要する点である。ここで問題となるのは、仕事や勉強を行わなければならない時間の制約から解放される意味での携帯電話・スマートフォン利用が行われたのか、仕事や勉強を行わなければならない時間の制約に従った意味での携帯電話・スマートフォン利用が行われたのかという点である。本研究では携帯電話・スマートフォン利用時間の測定について、公的文脈での利用と私的文脈での利用の弁別を行っていないため、この問題に対して明確な答えを出すことができない。しかしながら、仮説とは逆の結果が部分的にでも得られた点に、これまでのメディアとは異なりうる携帯電話・スマートフォンのモバイルメディアとしての特性を見出すことができる可能性はあるだろう。

モバイルメディアを利用者が自由に「モバイル」できるようになるためには、岡田(2002)が指摘するようにパーソナル化が不可欠である。その上でそれだけで何でもできる、いわばマルチメディア化された機器が、持ち運び可能になっている、つまりポータブル化されていることでモバイルメディアとして活用されうると考えられる。しかし、本研究の結果からは個人レベルの移動時間も、調査日レベルの移動時間もともに携帯電話・スマートフォン利用時間とはほとんど関係はなかった。つまり、モバイルを支える要素のうち、ポータブルである必然性はないのかもしれない。調査日レベルの在宅時間との正の関係が見出された点から自宅の中の「どこでも」という意味でのポータブルの重要性はありうるが、それ以上にポータブルというよりパーソナルという特性の重要性がモバイルメディアに関しては強調されるべき点と考えられるだろう。

スマートフォンを始めとする先進的なモバイルメディアの普及により、これまでのメディア利用行動にみられなかった形のメディア利用行動が現れてきているのは確かだと考えられる。そうした新しいメディア利用行動に焦点をあてたときに、時間と空間の問題が重要な課題として立ち上がるのは自然なことである。また、移動(mobility)が社会の中で重要な研究課題となってきたのは確かであり(Urry, 2007)、そうした移動研究のなかにモバイ



ルメディア研究が位置付けられるのも重要なことと考えられる（是永，2016）。その一方で，特にメディア利用行動に関しては，それが行われにくい移動も少なくない。三大都市圏での移動に比べて地方都市圏においては自動車による移動の占める割合が高く，その傾向は強まってきている（高見，2016）。自動車運転時の携帯電話・スマートフォン利用は道路交通法で規制されている行為であり，自動車による移動と携帯電話・スマートフォン利用は結びつきにくい。つまり，移動のなかでのメディア利用行動は極めて大都市的なメディア利用行動の可能性もある。

本研究では一定の代表性をもつサンプリング調査データを分析することにより，携帯電話・スマートフォン利用の時間と移動関連時間，多忙度関連時間の関係を実証的に検討した。この結果から見出されたことがここまで論じてきたことであるが，これはあくまで全体的な傾向を論じたものである。つまり，全体的な傾向から外れた，一部の層に特徴的にみられるモバイルメディア利用行動の特徴などは十分に析出しきれていない可能性がある。また，本研究では携帯電話・スマートフォン利用の全体を分析対象としており，利用内容に踏み込んだ分析は行っていない。したがって，今後の研究課題には，若年層など一部の層に特徴的なモバイルメディア利用行動の分析や，利用内容に踏み込んだ分析の必要性があげられるだろう。また，本研究の知見を補完するような定性的なアプローチによるモバイルメディア研究も重要な知見をもたらすと考えられる。

## 謝辞

本研究は2016年度東京経済大学共同研究助成費（研究課題番号D16-02）による研究成果の一部である。

## 注

- 1) NTTドコモは2012年3月31日に（NTTドコモ，2012），ソフトバンクモバイル（当時）は2010年3月31日に第2世代携帯電話サービスを終了した（ソフトバンク，2010）。
- 2) 本稿で分析に使用したデータは，東京大学大学院情報学環橋元研究室，総務省情報通信政策研究所による共同研究「平成27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。本稿における分析はデータ使用承認を得て，すべて筆者が独自に実施しており，考察は筆者個人の見解にもとづくものである。

## 参 照 文 献

- Caporael, L. R., & Xie, B. (2003). Breaking time and place: Mobile technologies and reconstituted identities. In J. E. Katz (Ed.), *Machines that become us: The social context of personal communication technology* (pp. 219-231). New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- Castells, M. (1996). *The rise of the network society*. Cambridge, MA: Blackwell Publishers.

- Castells, M., Fernández-Ardèvol, M., Qiu, J. L., & Sey, A. (2007). *Mobile communication and society: A global perspective*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- De Souza e Silva, A. (2013). Location-aware mobile technologies: Historical, social and spatial approaches. *Mobile Media & Communication*, 1 (1), 116-121.
- 橋元良明 (2009). メディア・カニバリズムに関する「在宅時間相応配分説」再考. 東京大学大学院情報学環情報学研究 調査研究編, 25, 1-9.
- 石井健一 (2003). 情報化の普及過程. 東京: 学文社
- Ishii, K. (2004). Internet use via mobile phone in Japan. *Telecommunications Policy*, 28, 43-58. DOI: 10.1016/j.telpol.2003.07.001
- ITU (2010). ITU World Radiocommunication Seminar highlights future communication technologies. Retrieve from [http://www.itu.int/net/pressoffice/press\\_releases/2010/48.aspx#.WaE2M4ppyZ0](http://www.itu.int/net/pressoffice/press_releases/2010/48.aspx#.WaE2M4ppyZ0) (2017 年 8 月 26 日確認)
- Jensen, K. B. (2013). What's mobile in mobile communication? . *Mobile Media & Communication*, 1 (1), 26-31. DOI: 10.1177/2050157912459493
- 情報通信総合研究所 (2006). 情報通信アウトルック 2007. 東京: NTT 出版
- 情報通信総合研究所 (2009). 情報通信データブック 2010. 東京: NTT 出版
- 情報通信総合研究所 (2011). 情報通信アウトルック 2012. 東京: NTT 出版
- Katz, J. E., & Aakhus, M. (Eds.). (2002). *Perpetual contact: Mobile communication, private talk, public performance*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- 北村智 (2016). 情報行動における年齢・時代・世代効果の検討. 橋元良明 (編) 日本人の情報行動 2015 (pp. 211-237). 東京: 東京大学出版会
- 北村智・森康俊・辻大介 (2016). 情報行動の全般的傾向. 橋元良明 (編) 日本人の情報行動 2015 (pp. 9-82). 東京: 東京大学出版会
- 是永論 (2016). 移動と情報行動. 橋元良明 (編) 日本人の情報行動 2015 (pp. 197-209). 東京: 東京大学出版会
- Leorke, D. (2015). Location-based gaming apps and the commercialization of locative media. In A. De Souza e Silva, & M. Sheller (Eds.), *Mobility and Locative Media: Mobile Communication in Hybrid Spaces* (pp. 132-148). Abingdon, OX: Routledge
- Ling, R., & Campbell, S. W. (Eds.). (2009). *The reconstruction of space and time: Mobile communication practices*. New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- 松田美佐 (2002). ケータイ利用から見えるジェンダー. 岡田朋之・松田美佐 (編) ケータイ学入門 (pp. 125-148). 東京: 有斐閣
- 松田美佐・土橋臣吾・辻泉 (2014). ケータイの 2000 年代 成熟するモバイル社会. 東京: 東京大学出版会
- 光岡寿郎 (2015). メディア研究における空間論の系譜: 移動する視聴者をめぐって. コミュニケーション科学, 41, 65-87.
- 宮下洋子 (2010). オープン化を巡る端末・OS 開発の動向. 川濱昇・大橋弘・玉田康成 (編) モバイル産業論 その発展と競争政策 (pp. 209-216). 東京: 東京大学出版会
- NTT ドコモ (2012). ドコモレポート No. 67. Retrieve from [http://www.nttdocomo.co.jp/binary/pdf/info/news\\_release/report/120316.pdf](http://www.nttdocomo.co.jp/binary/pdf/info/news_release/report/120316.pdf) (2017 年 8 月 26 日確認)

- 岡田朋之 (2002). メディア変容へのアプローチ——ポケベルからケータイへ. 岡田朋之・松田美佐 (編) ケータイ学入門 (pp. 23-46). 東京: 有斐閣
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Third Edition, Volume I: Continuous Responses*. College Station, TX: Stata Press.
- Rainie, L., & Wellman, B. (2012). *Networked: The new social operating system*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, Second Edition*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- 関根智江・渡辺洋子・林田将来 (2016). 日本人の生活時間・2015～睡眠の減少が止まり, 必需時間が増加～. 放送研究と調査, 2016 (5), 2-27.
- 総務省 (2016). 平成 28 年版 情報通信白書. 東京: きょうせい
- 総務省情報通信政策研究所 (2015). 平成 26 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研究《報告書》. 東京: 総務省情報通信政策研究所
- ソフトバンク (2010). 第 2 世代携帯電話サービス終了のお知らせ. Retrieve from [http://mb.softbank.jp/mb/support/3g/2G\\_end/](http://mb.softbank.jp/mb/support/3g/2G_end/) (2017 年 8 月 26 日確認)
- 高見淳史 (2016). 変化するモビリティの質と量. 自動車交通研究, 2016, 46-47. DOI: 10.20717/jrctptpj.2016.0\_46
- 東京大学大学院情報学環 (編) (2006). 日本人の情報行動 2005, 東京: 東京大学出版会
- 富田英典・藤本憲一・岡田朋之・松田美佐・高広伯彦 (1997). ポケベル・ケータイ主義!. 徳島: ジャストシステム
- Urry, J. (2007). *Mobilities*. Cambridge, UK: Polity