

日本におけるブロードバンド利用 —知識と活用に関する格差の影響—

The Adoption of Broadband Technology in Japan:

The Role of Inequality in Shaping Patterns of Awareness and Use

秋吉美都¹、土屋大洋²、佐野貴子³

本稿は、現在日本で見られるブロードバンドの普及および利用のプロセスを、理論的および実証的に研究したものである。日本ではネットワーク基盤が非常に整っているにもかかわらず、なぜブロードバンドの利用が停滞しているのか。本稿は、インターネットと社会成層に関する先行研究、特に文化資本に焦点をあてた研究を踏まえて、日本のブロードバンド／インターネットに見られる利用格差の主たる要因を特定しようとするものである。そのためのデータとして、3,571 人を対象に独自に実施したオンラインのアンケート調査を用い、分析を行った。その結果、高いレベルの文化資本を有する人は、多様なデバイスやサービスを幅広く利用することで、ブロードバンド技術を最大限に活用しているのに対し、限られた文化資本しか有さない人は、新しいブロードバンド向けアプリケーションに関する情報が少ないことが明らかになった。

The present paper is an empirical and theoretical investigation of the process of broadband adoption and application as it exhibits itself in Japan. The overall broadband adoption rate remains suppressed even as reliable, high-speed Internet access is readily available in the most parts of Japan. Why does broadband adoption remain stagnant in Japan despite highly available network infrastructures? Our analysis suggests that the uneven distribution of cultural capital suppresses the effective adoption. Microdata analysis reveals that people with higher levels of cultural capital make the most of broadband technology by becoming avid and omnivorous users of devices and services while those with limited cultural capital are less informed about new broadband applications.

1. ブロードバンド技術と経済的・社会的機会

ブロードバンド技術の出現は、新しいコミュニケーションの機会とともに課題を社会にもたらしている。ブロードバンド技術によって高まった高速マルチメディア能力は、人々

¹専修大学人間科学部教授

²慶應義塾大学大学院政策・メディア研究科教授

³総務省情報通信政策研究所調査研究部主任研究官

の行動や他者との関係を変えている。現在の研究では、ブロードバンドの活用はeラーニングや遠隔医療、ビデオ・オン・デマンド、行政サービスのよう新しいタイプのアプリケーションを生み出し、人的資本の開発、経済発展、市民の連帯に寄与する可能性が指摘されている (ITU/UNESCO 2011)。しかしながら、ブロードバンド技術がどのような条件下で経済や社会にプラスの結果をもたらすのかは明らかではない。デジタル・ディバイド研究においては当初、一般大衆でも情報の生産・拡散・利用が可能になることで、インターネットは社会的平等をもたらすと考えられていたが、インターネットの普及が即平等につながるわけではないことがはっきりしてきた (van Deursen and van Dijk 2010; van Dijk 2006)。恵まれない環境にいる人たちは、インターネットの利用に必要な資源を持っていない。インターネットは、コミュニケーションの民主化を実現するのではなく、格差を固定するかもしれない。というのも、インターネットの利用によってもたらされる経済的・社会的利益が人によって違うからである (Witte and Mannon 2010)。

本稿ではブロードバンドの普及過程と社会成層の関係を理解するために、経済的・社会的機会の分布がブロードバンド普及に及ぼす影響を日本のデータを用いて検討する。分析の単位は個人である。分析方針として (1) ブロードバンド利用のパターンを社会成層の問題として理解すること、(2) 経済的資源に加えて非経済的資源の影響も検討すること、および (3) 利用の有無ではなく不十分な利用 (underuse) を分析の焦点とすることを重視する。まず、ブロードバンド利用のパターンを社会成層の問題として理解するとは、世代やジェンダーなど特定の要因を個別にあるいはランダムに取り上げるのではなく、人々の行為の差異に関する社会階層研究の概念枠組に依拠して複数の要因を検討することである (Witte and Mannon 2010)。また、社会階層研究では、1970 年代以降、非経済的資源が行為の差異に及ぼす影響が明らかになりつつある (Chan and Goldthorpe 2007)。本稿では非経済的資源に関する概念を参照して、ブロードバンド普及過程の説明が経済的資源の問題に還元できないことを確認する。さらに、ブロードバンドの普及は利用の有無と十分な利用という二つの側面を分析的に区別することができる。2000 年代以降、インターネットが社会に普及するにつれて、インターネット関連デバイスやサービスの利用研究が利用の有無に偏っているという指摘がなされ、利用の実態を理解する必要性が強調されてきた (DiMaggio and Bonikowski 2008)。したがって、利用の度合に着目して、ブロードバンドを利用可能な人々が実際にどの程度利用しているのかということを解明する必要がある。情報コミュニケーション技術の普及過程と社会階層に関する研究の発展を受け、本稿は上述の方針に基づいて分析を行う。

本稿は 6 つの章で構成されている。第 2 章では、研究課題を説明する。第 3 章では、ブロードバンドの利用と社会の格差について着目して、先行研究と主要概念を検討する。第 4 章では、データと分析方法を説明する。第 5 章では、分析結果をまとめる。第 6 章では、結論として、アクセスとスキルとブロードバンド普及の障壁との間に見られる関係について触れる。

2. 日本におけるブロードバンド

一国のインターネット普及率は、その国の GDP や、高等教育を受けている人口の割合、既存の通信インフラの質で予測できると考えられてきた (Norris 2001)。こうした指標に

よると、インターネット普及が始まった 10 年間、日本は「アンダーパフォーマー」であった。これは、インターネットの実質的な利用率がモデルで予測された数字よりも低いことを指す。日本の世帯 34%がインターネットにアクセスしていた 2000 年を見ると、スウェーデンでは 48%、米国では 42%の世帯がインターネットに接続していた (OECD 2011d)。日本でインターネットの普及が遅れていたのには、いくつか要因がある。国民の英語運用能力が低いこと、タイプライターの使用が一般的ではなかったためコンピューターと QWERTY 配列のキーボードへの転換が遅れたこと、ダイヤルアップ時代の電話料金が高額であったことなどである。

危機感を持った日本政府は 2001 年に e-Japan 戦略を打ち出した。この計画では、手頃な料金でインターネットにアクセスできるようにすることを最優先課題としていた。ブロードバンドの拡大は鶏と卵の関係と同じ問題をはらんでいる。ブロードバンドサービスに対する強い需要がなければ投資は正当化されないが、すでにサービスが始まっていなければ、十分な需要を生み出すことは難しい。しかしながら、政府内にネットワークのインフラを最新のものにしようという強い意志があり、組織的な取り組みも行われるということは、当初のジレンマが政策で緩和されたということに他ならない。日本は 2007 年になると、「最も安価で最も速い」ブロードバンドサービスを提供できるまでになった (Orbicom 2007)。日本のブロードバンド料金は、毎秒あたりのメガビット単位でみると OECD 加盟国のなかで最も安い (OECD 2011a)。1Mbpsあたりの最安接続コストは日本が 0.08 ドル、スウェーデンが 0.15 ドル、韓国 0.19 ドル、米国は 1.10 ドルである。日本では現在、光ファイバーが主流で、FTTH (Fiber-To-The-Home、家庭向け光ファイバーデータ通信サービス) 接続サービスが全世帯の 86.5%で利用可能になっている (OECD 2011b)。日本のブロードバンド利用の特徴は、iモードを皮切りとしたモバイル端末によるワイヤレス・ブロードバンドであり、これは世界的に見ても先端的な状態にある。それにもかかわらず、NTTをはじめとする通信事業者は光ファイバーによる固定ブロードバンドに多大な投資を行い、日本の多くの場所で使えるようになっている。諸外国から見れば羨望に値する状況にもかかわらず、固定ブロードバンドは期待されたほど使われていない⁴。

ブロードバンド技術が使える状態にあるからといって、必ずしも利用されているとは限らないのである⁵。そこで、本稿ではブロードバンドの利用度合にはどのような差異があるのか、どのような人々がブロードバンドを日常的に活用しているのか、という問題を検討する。生活の様々な場面でインターネットの活用が浸透しつつある現在、利用の不均等を看過することは格差の深化や人的資本蓄積の停滞など重大な社会的コストをはらむ (Witte and Mannon 2010)。したがって、本稿はブロードバンドの利用機会の分布とその決定要因を理解することを課題とする⁶。

⁴ この点について、筆者たちは幾度となく諸外国の研究者たちから質問を受けてきた。こうした疑問点に答えることが、本論文につながる研究の出発点である。

⁵ OECD の平均的固定ブロードバンド加入者数は 2011 年に 100 人あたり 25.1 人で、日本の加入者数は 100 人あたり 27.0 人と 16 位で、平均よりは高いものの、インフラの整備状況と比べると低いものであった (OECD 2011c)。

⁶ ITU の事務総長ハマドゥン・トゥレは、貧困と飢餓の撲滅、教育の普及、HIV その他疾病の蔓延の防止などの国連の「ミレニアム開発目標」に言及し、これらの目標を実現する

無論、他の先進国同様、日本でも、インターネットのアクセスと利用は均等に分布してはいない。世帯収入が低い人たち、学歴が低い人たち、技術革新に関心があまりない人たちは、コンピューターでインターネットを利用する機会が少ないことがわかっている (Norris 2001)。また日本以外の産業社会では、性別によるインターネット利用の差は 2000 年前後に消失するが、日本では 2000 年以降も性別が有意な変数であることが知られている (Akiyoshi and Ono 2008)。ブロードバンド化が進展した 2010 年代でも、様々な変数と利用度合の不均等の関連が確認されるのではないだろうか。

ブロードバンドの普及過程については、需要動向の分析、制度設計や政策評価に関する研究がある (福家 2007; 依田 2009; 実積 2010, 2011; 田中他 2008)。また普及要因の国際比較も行われている (篠原他 2012; 塩出 2002)。しかし、様々なアプリケーションの認知度、利用度、利用者の特徴など、利用実態を含む普及のミクロな過程については不明な点も多い。

ネット利用に関する研究の中には、ブロードバンド利用に間接的に関連する研究もあるが (橋元 他 2010; 米浜 2011; 米田・直井 2004; ワールド・インターネットプロジェクト・日本チーム 2010)、利用実態の理解には様々な課題が存在している。第一に、ネット利用に寄与する要因が体系的に検討されず、学歴や収入といった基本的な変数の効果を確認するにとどまっていることが挙げられる。従来のネット利用研究は、利用の有無や利用者の社会経済地位にのみ注目しがちであったという反省があり、近年では関心や知識の役割を考慮した研究の必要性が指摘されている (Bonfadelli 2002; van Deursen and van Dijk 2010) が、この指摘に呼応する研究は国内では進んでいない。第二に個々のサービスや活動の分析が断片的であるという問題もある。米田・直井 (2004) はホームページの利用を説明するために道具的利用と娯楽的利用を区別して尺度を作成しているが、他の研究では利用の種類を整理せずに分析しているものもある⁷。こうした研究の現状を踏まえて、本稿ではブロードバンドの多様な役割に着目し、ブロードバンド利用のより包括的な理解を目指す。本稿の意義は第一に日本におけるブロードバンド普及のミクロな過程に関する理解を深めること、第二に理論研究では重要性が指摘されているが、既存の実証研究では分析されていない変数の役割を考慮することである。

予め結論を簡単に述べるならば、本稿は文化資本の違いがデジタルの世界にも引き継がれる可能性があることを見出した。高いレベルの文化資本を有する人には、ブロードバンド技術の可能性を紐解こうとする意志も能力もある。一方、文化資本が限られた人たちは、新しいブロードバンドの利用法についてよく知らない。たとえブロードバンドを利用したとしても、「ユニボア (単食) 的利用」、つまり、限られた目的のための使い方となる傾向がある。こうした知見は、他の研究の考察とも一致する。

上でも、ブロードバンドの普及は不可欠であると論じている (Bailey 2011)。また、フィンランドはブロードバンドを法的権利として全国民に提供する法律を 2010 年に制定している (Ministry of Transport and Communications 2010)。このようにブロードバンドの十分な活用は政策的課題であるという合意が形成されつつある。

⁷さらに、方法上の問題もある。例えばワールド・インターネットプロジェクトでは回収率が 15.1%と低いが、このことがデータにバイアスをもたらすか否かの検証は行われないうまま、分析が行われている (ワールド・インターネットプロジェクト・日本チーム 2010)。

なお、本論文では、国際データの比較分析は行っていない。各国でブロードバンド技術が異なる使い方をされていることは予想できる。そうした国際比較は今後の課題として、本論文では、なぜ日本のブロードバンド利用が低調なのかを分析したい。米国やヨーロッパに関してはすでに実証分析がある程度蓄積されているため、日本に関する分析を充実させることは、今後のメタ分析による国際比較を可能にする上でも必要であると判断する (Witte and Mannon 2010)。

3. ブロードバンドの「オムニボア」的利用

3. 1. ブロードバンドの定義

ブロードバンドの普及に関わる主な決定要素を特定するためには、ブロードバンドという概念の定義が必要になる。ITU/UNESCOの「デジタル開発のためのブロードバンド委員会」が提示している定義は3種類——量的指標による定義、質的指標による定義、そして、量的・質的指標を合わせた定義——である (ITU/UNESCO 2011)。本稿では、3つ目のアプローチを採用し、ブロードバンドの定義を「接続がDSLあるいはケーブルモデム、FTTH/FTTB、衛星、固定無線、電力線経由で、ダウンロードのスピードは1Mbps以上」とする⁸。なお、2012（平成24）年度の『情報通信白書』では、ブロードバンドを「上り回線、下り回線のいずれか又は両方で256kbps以上の通信速度を提供する高速回線」（総務省2012:32）としている。高速回線にはケーブルモデム、DSL、光ファイバーおよび衛星通信、固定無線アクセスなどが含まれる。本稿の定義も『情報通信白書』の定義もITUの定義を参照しており質的指標は共通である。量的指標については差異があるものの、日本で提供されている高速回線はいずれの量的指標に照らしても「ブロードバンド」とみなすことができる (ITU/UNESCO 2011; 総務省2012)。

3. 2. ブロードバンドユーザー

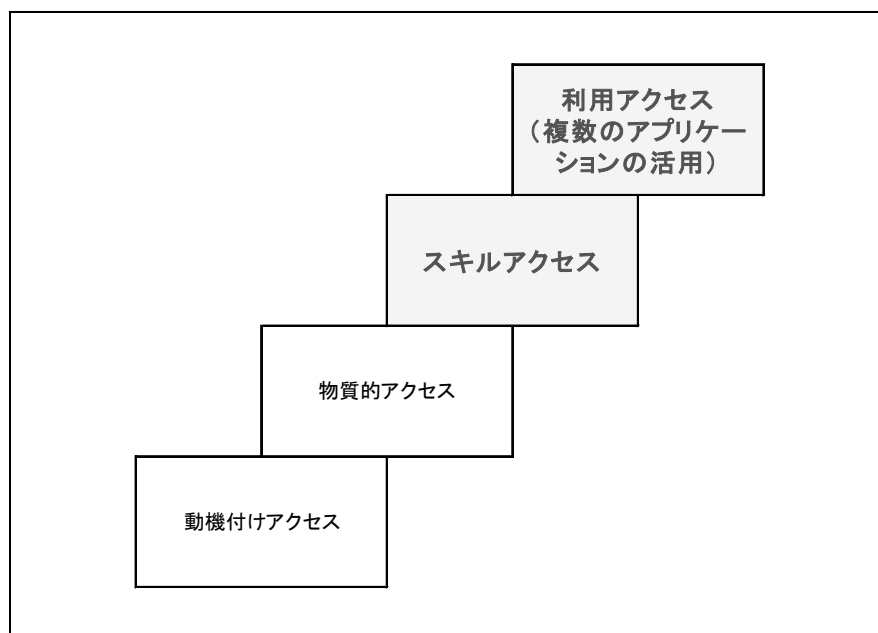
本稿が依拠する理論的枠組は、ヴァン・ダイクによる利用の累積的・再帰的アプローチである。ヴァン・ダイクによれば、デジタル技術へのアクセスは、累積的・再帰的過程である。情報技術を利用する過程には複数の側面がある。一連の様々な種類のアクセスが実現できなければ、技術を利用できるようにはならない。複数のアプリケーションの利用が実現される状態を、ヴァン・ダイクは利用アクセス (usage access) と呼んでいる。平易な表現でいうならばこれは「使いこなせる」という状態と考えてもよいだろう。利用アクセスの実現には、動機付けアクセス (motivational access)、物質的アクセス (material access) に加え、スキルアクセス (skills access) といった様々なレベルのアクセスが不可欠である。図1に4種のアクセスの関係を示す。

「ブロードバンドユーザーになること」は、複数のステップを経て達成されることである。物質的アクセスには回線の加入やアカウント取得のような物理的アクセスと条件アクセスが含まれる。また、スキルのアクセスには運用スキル、情報スキル、戦略スキルがある (van Dijk 2006)。本稿は特にスキルアクセスと利用アクセスに注目して物質的アクセ

⁸ 量的・質的指標がブロードバンドのアフォーダンス、つまり機能や価値と関連していることから、本稿では量的・質的指標を合わせた定義を採用する。

スが確保された後に、「使いこなすこと」に影響する要因を検討する。

図 1 情報技術のアクセスの累積的過程



(van Dijk 2006:179) をもとに筆者作成。

3. 3. 用途と利用者

先行研究によると、インターネットは多くの利用者の生活に不可欠なものになっている (Wellman et al. 2003)。病気について知りたいとき、研修を受けるとき、お金に関する決断を下すとき、新しい住まいを探すとき、仕事を変えるときにその一助として利用されている。利用のスタイルは、接続環境や利用者の属性によってさまざまである。ナローバンドとブロードバンド接続の違いは利用時間と用途のタイプや範囲に影響を与えることが明らかになっている (van Dijk 2006)。また、ネットを用いて行う活動を仕事、学業などの生産的活動と消費・娯楽に大別した場合、生産的活動には学歴が強く作用することが知られている (DiMaggio and Bonikowski 2008)。

ブロードバンドの活用を累積的・再帰的過程ととらえた場合、図 1 のスキルアクセスは「文化資本」という観点で概念的に説明することが可能である。文化資本とは、認識・知識・嗜好・気質であり、人的資本と社会関係資本とともに階層間の差異の生産と再生産に関わるものである⁹。ブルデューはこの文化資本を三つの形態に分けている (Bourdieu

⁹ 人的資本は労働市場での地位達成に関与する個人の能力や経験を指す。従って人的資本論に依拠すれば学歴は人的資本の一部である。個人の能力や経験を中心に労働市場での地位達成を説明する立場の代表的な論者は G. ベッカーである (Becker 1994)。しかし、ブルデューは人的資本論は成層過程の説明力に乏しく、学歴はむしろ文化資本の一側面として理解されるべきだと主張する (Bourdieu 1984)。本稿の分析では次章に示すように、ブルデューの理論に依拠して学歴を文化資本の一部として分析している。社会関係資本の定

1984, 1986, 2005)。身体化された文化資本は、その人物に備わった文化資本の要素である知識やスキル、気質が含まれる。客体化された文化資本には、絵画や書籍、道具、機械といった文化的な財物が含まれる。また、制度化された文化資本は、学歴や免許、資格など社会制度によって認証された能力を指している。家庭のしつけ、学校における教育、職業文化は文化資本が蓄積する主な場である (Holt 1998) ¹⁰。

ブロードバンド普及過程と社会成層の関係を分析するために文化資本の概念を利用するには、2つの問題について詳しく調べなければならない。第一に文化的オムニボア（雑食）の存在が挙げられる。オムニボアとは多種多様な文化事物やジャンルを消費する傾向であり、特定の事物やジャンルを好むユニボア（単食）と対比される概念である (Chan and Goldthorpe 2007)。ブルデューは、文化資本のレベルと文化的様式との間には一対一の対応が存在するとしている。例えば、上流階級はオペラを好み、労働者階級はポピュラーミュージックを好むというのがブルデューの主張である。しかしながら、文化的消費に関する実証的研究で、文化資本を「持つ者」には、文化資本を「持たざる者」よりも多様な分野を楽しめる能力があることが何度も証明されてきた (Erickson 1996; Peterson 1992; Chan and Goldthorpe 2007)。文化消費の差異は好まれる分野の差異ではなく「オムニボア」と「ユニボア」の差異として観察される。

第二に、消費分野の世界は芸術だけではなく、趣味や人とのつきあい、食べ物、インテリア、ファッション、メディア利用などさまざまな楽しみの世界もカバーしている (Holt 1998)。ブロードバンドの導入は、文化資本の違いが関心や活動の違いに反映されるような領域がさらに出現することを示唆している。ホリガンとレイニーはコミュニケーション、動画視聴、金融取引などブロードバンド環境で可能な活動のうち、どのようなものがどの程度活用されているかというブロードバンド利用の広がりに関する情報を収集している。彼らはブロードバンドの利用者が10種以上の活動を日常的に行う一部の人々と、5種以下の活動を行う人々に二分できることを見出し、前者を「ブロードバンド・エリート」と定義している (Horrigan and Rainie 2006)。ホリガンとレイニーの研究はインターネットで媒介される活動数の差異を記述するにとどまっているが、文化資本は活動の多様性や種類を説明するために活用される概念であり、この概念を援用することで、利用するアプリケーションと利用者の特徴との間の関係を説明することが可能になる。

従来、情報行動は生得的属性や経済的資源によって説明されてきたが、文化資本にも一定の説明力があるのではないかと、ということが本稿の予測である。文化資本がブロードバンド利用に影響することが明らかになれば、ブロードバンド利用に寄与する要因とその関係の理解が深められるであろう。一方で、文化資本の影響が確認できても、ブロードバンド利用もまた文化資本の一側面であると考えれば、文化資本が文化資本を説明するという同語反復的言明ではないかという批判も成り立つであろう。実際、文化資本の理論と実証

義や役割についても活発な論争があり、社会的ネットワークに限定する定義と、ネットワークの特性に加えて信頼や互酬性の規範を加える立場がある (Erickson 1996)。

¹⁰ 日本においてどのように文化資本をとらえるかという問題は、概念の操作化（概念を測定可能にする方法）の問題も含めて議論が続いている（片岡 2008）。ただし、身体化、客体化、制度化という文化資本の3つの側面は日本も含めフランス、カナダ、米国、英国などで受容されている区分であることから、この区分については本稿でも踏襲する。

研究に関して同語反復的であるという批判はこれまでもなされている (Savage et al. 2005)。例えば「親の教養が高ければ、子どもの学業成績は高い」という「知見」は、抽象度を高めれば「有利な立場にいることによって、有利な状況が生まれる」という同語反復的言明に還元できるからである。ただし、本稿は、文化資本の指標として知られている変数と、ブロードバンド利用の関係を探るものであり、従属変数と独立変数は別個のものである。また、文化資本の指標として知られている変数は、社会階層の再生産に寄与することが指摘されている¹¹。一方、ブロードバンド利用がこれらの変数と同様の役割を担うか否かは不明であり、文化資本とブロードバンド利用の関係を理解する必要があると考えられる。

3. 4. 仮説

これまでの章の主な概念と主張をまとめると、本稿では、ブロードバンドの普及を利用者の行動に即して検討する観点から、文化資本の理論を活用して利用者の特徴と行動を分析する。

日本におけるブロードバンド普及の低迷は、文化資本の分布に起因しているとの仮説を立てる。限られた文化資本しか持たない人たちは、高品質なブロードバンドが潜在的には利用可能でも、新しいアプリケーションが使えることに気づかない可能性がある。新しいアプリケーションに気づいた場合でも、「ユニボア」利用者になる傾向があるかもしれない。限られた文化資本しか持たないとは、学歴が低い、読書の習慣が無いなど、身体化、制度化、客体化などの諸側面で文化資本が乏しい状況を示す。これに対して、高いレベルの文化資本を持つとは、学歴が高い、高い言語運用能力を持つといった状況を指す。もちろん多様な人々を単純に二分できるわけではないが、ホルトはこの区分が分析的に有効であることを見出していることから、ここでもこの区分を用いて仮説を構成する (Holt 1998)。

仮説 1：限られた文化資本しか持たない人は、高いレベルの文化資本を持つ人よりも、ブロードバンド技術がもたらす新しいアプリケーションに気づく可能性が低い。

仮説 2：ブロードバンド利用において、オムニボアとユニボアが存在し、両者の違いは文化資本の違いと関連している。高いレベルの文化資本を持つ人は、限られた文化資本しか持たない人よりも、多くのアプリケーションを使う。

次の章では、この仮説を検証するためのデータと手法について触れる。

4. データと手法

4. 1. 利用したデータ

データ分析には、著者たちが実施した「ブロードバンド利活用調査 (Broadband Adoption and Usage Survey、以下BAUS)」を利用する。データは 2011 年 3 月にオンラ

¹¹ 文化資本概念の批判的再構築と階層研究への応用を試みた理論的研究としては、例えば (Hall 1992) が挙げられる。

イン調査で集計された。BAUSの調査対象の母集団は、コンピューターでインターネットにアクセスし、日本の44都道府県に住む16から65歳までの個人である。調査実施時期に東日本震災が発生したため、被害の大きな岩手、宮城、福島は除外した。BAUSの有効回答数は3,571人である¹²。

本稿の分析はインターネット調査のデータを用いている。インターネットを用いた調査は、従来型調査の代替策として利用が拡大しつつある。従来型調査では住民基本台帳や選挙人名簿から無作為にサンプルを抽出し、訪問面接や訪問留置で調査を実施するが、近年、各種調査の回収率が低下していること、および住民台帳や選挙人名簿の利用が制約されてきていることが調査実施上の問題となっている。インターネットを用いた調査は短期間に実査可能であるとともに調査費用を抑制できるという利点がある（佐藤 2009）。また、若年層やオートロック・マンション居住者の回答が従来型調査では極端に少なくなる傾向があるが、従来型調査ではアクセスしづらいこれらの層からも、インターネット調査では回答が得られやすいことが確認されている¹³。

ただし、インターネット調査ではインターネットを用いることによるバイアスが存在することになる。回答者がインターネット利用者に限定されるほか、高学歴者や未婚者の割合が従来型調査に比べて高めになるという傾向も確認されている（佐藤 2009）。もし研究の対象となる集団（母集団）がインターネット調査のサンプルによって適切に代表されない場合はバイアスを補正することが必要になる¹⁴。母集団とサンプルの関係を考慮すると、本稿の課題はBAUSデータを使用して適切な分析が可能であると判断できる¹⁵。

4. 2. 従属変数

仮説を検証するために調査したのは、以下の12タイプのブロードバンド向けアプリケーションである——（1）オンラインによる教育（e-ラーニング等）、（2）株主総会の視聴、（3）記者会見の視聴、（4）国会・地方議会の視聴、（5）行政関係の届出や手続き（パスポート申請、住民票取得、転居届など）、（6）食品・日用品の購入、（7）オンデマンド配信、（8）医療機関の予約、（9）健康・医療に関する相談、（10）音楽のダウンロード、（11）

¹² オンライン・アンケート調査会社の管理する調査対象者の名簿から99,684名を無作為に抽出した。年齢と性別を基準とした層化抽出を行い、特定の層に回答者が集中しないように配慮している。回答者の年齢と性別は2007（平成19）年就業構造基本調査第8表「就業異動、教育、男女、年齢別15歳以上人口」と比較して、回答者と回答しなかった者との間に重大な差異が無いことを確認している。ただしインターネット利用者の分布を復元できる調査は存在しないため回答の偏りを厳密に判断することは困難である。

¹³ さらに、従来型調査でも回答率が低い場合には、回答者の選好に偏りがみられる傾向も確認されており（佐藤 2009）、いずれの調査方法にもバイアスは存在する。

¹⁴ 補正の一つの方法としては傾向スコアの利用が考えられる（Guo and Fraser 2009）。

¹⁵ 母集団がインターネット非利用者を含みサンプルが非利用者を含まないことに由来するバイアスは本研究では除外できるため、インターネット非利用者を考慮するための補正は行っていない。しかし、母集団は具体的に名簿などで特定できず、潜在的なバイアスが存在する可能性はある。たとえ母集団がインターネット利用者で、サンプルもインターネット利用者だったとしても、特定の傾向をもつ回答者がサンプルに集中すれば、サンプルは母集団を代表するものとはならない。この問題については、調査方法を併用して傾向スコアを作成し、補正効果を推計することが今後の方法論上の課題になると考えられる。

小説・コミックのダウンロード、(12) オークション。ネット利用の広がりに関する研究では、仕事や学業、消費や娯楽、各種手続きなど、生活の様々な領域を区分することが一般的であり (Horrigan and Rainie 2006)、BAUSでもこの区分を踏襲した (表 1)。各区分に対応するアプリケーションは、BAUSで利用可能な変数の中から第 3 章で参照した先行研究および総務省の「情報通信利用動向調査」の世帯編に基づいて選択した (総務省 2010) BAUSでは「情報通信利用動向調査」で調査されているアプリケーションのうち、ブロードバンド環境によって利用拡大が見込まれるものを主な測定対象とした。ブロードバンド環境によって利用拡大が見込まれるアプリケーションにはコンテンツのダウンロードやストリーミングが含まれる (総務省 2011) ¹⁶。

表 1 ブロードバンド向けアプリケーションの分類

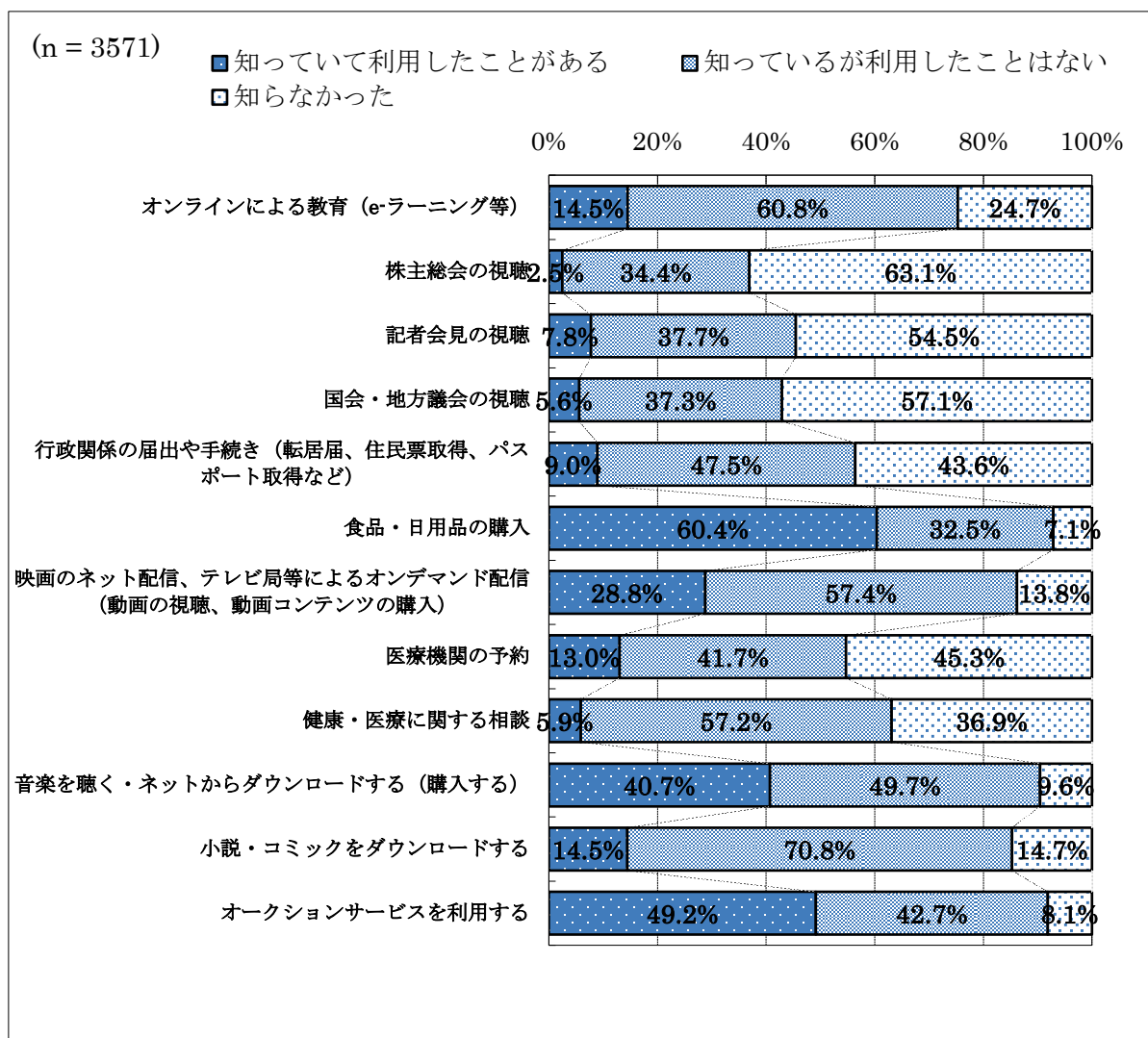
アプリケーションの分類	変数
教育	e-ラーニング
手続き	行政関係の届出や手続き
映像の視聴	国会・地方議会の視聴 記者会見の視聴 株主総会の視聴
医療サービス	医療機関の予約 健康・医療に関する相談
消費	食品・日用品の購入 オークション
娯楽	音楽を聞く・ダウンロードする 小説・コミックのダウンロード オンデマンド配信

アプリケーションごとの知識の分布を図 2 に示す。図 2 からは、アプリケーションによってはあまり知られていないものがあること、またアプリケーションに関する知識があっても、利用につながるわけではないことがわかる ¹⁷。

¹⁶ 調査時期や地域によって利用可能な変数はデータセットによってばらつきがある。例えば金融取引に関する変数を用いることも考えられるが、BAUS ではネットでの金融取引に関する変数は、本稿で扱った 12 のアプリケーションに関する変数とは異なる形式の質問文で収集されているため本稿のモデルに用いることができない。ただし、BAUS は世帯収入やメディア接触行動に関する変数を含んでおり、本稿の目的に照らして適切なデータである。同様の分析は情報通信利用動向調査ではマイクロデータが公表されておらず、また学歴などの関連する変数がないため不可能である。またマイクロデータが公開されているものには日本版 General Social Survey などがあるが、関連する変数が不足しており、本稿のような分析はやはり不可能である。

¹⁷ 12 のタイプのアプリケーションは、提供開始された時期、サービスの数、インターフェースの使いやすさ、オフラインでの行為者率などが異なるため、利用可能性は異なると考えられる。

図2 コンピューターで利用可能なサービスとその利用



4. 3. 独立変数

モデルには、ネットへのアクセスや利用するサービスに影響を与えることが先行研究から分かっている主な変数が含まれている。表2に第3章で検討した概念と独立変数の関係を示す。

表 2 概念と独立変数の関係

概念	変数
文化資本	学歴 1 ヶ月読書量 テレビ視聴
社会関係資本	近隣で親しくしている人の数 主な所属先で親しくしている人の数 近隣・主な所属先以外で親しくしている人の数
社会経済地位	世帯収入 就業形態
属性	性別 年齢 配偶者の有無 子との同居 携帯所持

文化資本は先行研究で広く用いられている測定方法を踏襲し、学歴、テレビ視聴時間、および読書量によって測定する (Erickson 1996; Peterson 1992; Chan and Goldthorpe 2007)。学歴は制度化された文化資本を、テレビ視聴時間と読書量はメディア利用として身体化された文化資本を測定する¹⁸。社会関係資本として社会的ネットワーク・サイズも影響する (Rainie and Wellman 2012)¹⁹。したがって、近隣や主な所属先などで親しくしている人の人数も統制する。社会経済地位は世帯収入と就業形態を指標とする。性別、年齢、配偶者の有無、子との同居、携帯電話の所持は先行研究で影響が判明している変数である (Akiyoshi and Ono 2008; Rainie and Wellman 2012; Wellman et al. 2003)。性別、学歴、配偶者の有無、就業状況、同居している子どもの有無、携帯電話の所持、テレビ視聴時間、1 カ月の読書量には、ダミー変数を使用した。年齢、世帯収入、親しくしている人の数は連続変数として線形に投入した²⁰。独立変数の値と記述統計を表 3 に示す。

¹⁸ 客体化された文化資本に関する変数は BAUS には含まれていないため分析しない。

¹⁹ 社会的ネットワーク・サイズは、社会的ネットワーク分析で用いられる概念である。人づき合いの広さを指す (Rainie and Wellman 2012)。測定方法としては複数の方法が開発されている。本調査では、International Social Survey Programme (ISSP) で用いられている方法を踏襲している (ISSP 2012)。ISSP の 2001 年の調査は「社会関係と援助システム」をテーマとして、ネットワーク・サイズや、連絡の頻度、困ったときに助けを求める相手に関する情報を収集している。

²⁰ 年齢は調査時点での満年齢を用いた。ネットワーク・サイズは、近隣で親しい人の数、主な所属先で親しい人の数、近隣所属先以外で親しい人の数を合計するスコアを作成した。世帯収入は各カテゴリーの中間値の値を割り当てた上で対数変換した。最上位カテゴリーには割り当てられる中間値が無いが、パレート分布を用いて割り当てる値を推定することが可能である (Ligon 1989)。

表 3 独立変数の記述統計 (%)

性別	男性 (a)	50.3	携帯所持	携帯電話を所持していない(a)	19.2
	女性	49.7		携帯電話を所持している	80.8
年齢	10代 (a)	6.0	テレビ視聴	まったく視聴せず (a)	3.8
	20代	16.2		1分以上1時間未満	15.5
	30代	22.3		1 時間以上2時間未満	28.5
	40代	21.6		2時間以上3時間未満	23.7
	50代	20.9		3時間以上	28.5
	60代	13.0			
学歴	高卒以下 (a)	34.6	1 ヶ月の	0冊 (a)	40.2
	短大・高専相当	26.2	読書量	1冊以上3冊未満	44.0
	大卒以上	39.2		3冊以上5冊未満	8.1
				5冊以上	7.7
就業形態	無職 (a)	33.9	近隣で親しい	1人以上3人未満	28.8
	自営	12.9	人の数	3人以上6人未満	24.4
	パートタイム	18.6		6人以上9人未満	8.5
	フルタイム	34.7		9人以上12人未満	4.4
				12人以上15人未満	2.0
配偶者の有無	未婚、離死別 (a)	44.8		15人以上30人未満	1.8
	現在結婚している	55.2		30人以上	2.1
				親しくしている人はいない	28.0
世帯収入	200万円未満	14.9			
	200万円以上300万円未満	13.5	主な所属先	1人以上3人未満	19.5
	300万円以上400万円未満	14.4	で親しい	3人以上6人未満	23.8
	400万円以上500万円未満	13.2	人の数	6人以上9人未満	9.7
	500万円以上600万円未満	10.7		9人以上12人未満	6.2
	600万円以上700万円未満	8.5		12人以上15人未満	3.3
	700万円以上800万円未満	6.8		15人以上30人未満	3.1
	800万円以上900万円未満	4.5		30人以上	3.6
	900万円以上1000万円未満	4.2		親しくしている人はいない	6.9
	1000万円以上1200万円未満	4.0		主な職場や学校に所属していない	23.9
	1200万円以上1500万円未満	2.9			
	1500万円以上2000万円未満	1.2	近隣・所属先	1人以上3人未満	23.3
	2000万円以上	1.2	以外で親しい	3人以上6人未満	28.6
			人の数	6人以上9人未満	14.0
子との同居	子と同居していない(a)	62.1		9人以上12人未満	8.5
	子と同居している	37.9		12人以上15人未満	4.1
				15人以上30人未満	4.1
				30人以上	4.1
				親しくしている人はいない	13.5

注 (a) ロジスティック回帰、PRM、NBRM、ZIP、ZINB における参照カテゴリー。

4. 4. 分析の方針

仮説 1 の検証では、知識の有無と独立変数の関係を検討する。各アプリケーションについて「知らない」人と「知っている」人を区別する変数を作成し、独立変数との関係を確認する。「知らない」という回答を 1 とし、「知っている」を 0 とする 2 値の変数を作成する。「知らない」という状態にどのような変数がどの程度影響するのか確認するため、ロジスティック回帰を用いて独立変数を評価する。一つ一つのアプリケーションについてロジスティック回帰を行うことにより、独立変数の役割が比較可能になる。

仮説 2 は、利用するアプリケーションの多様性に関する仮説である。仮説 2 を検証する

ために、回答対象者が知っていて、かつ試したことのあるアプリケーションの数を測定する変数を作成し、カウント・モデルを用いてその分布を理解する。この変数は対象者が知っていて試したことのあるアプリケーションの数字を足していくことで作成される。アプリケーションが 12 あるので、最大値は 12 で、最小値は 0 である。オムニボア度を活動の合計数で測定し、カウント・モデルを適用する方法は、文化資本の研究で利用されている方法である (Garía-Álvarez, et al. 2007)。

カウント・モデルとしてはポワソン回帰が最も基本的なモデルであるが、ポワソン分布が適合しないデータも現実には多い。したがって、仮説 2 の検証にあたっては観測値の分布とポワソン分布の関係を確認した上で適切なモデルを選択することとする。具体的にはポワソン (PRM, Poisson Regression Model)、ネガティブ・バイノミアル (NBRM, Negative Binomial Regression Model)、ゼロ・インフレーテッド・ポワソン (ZIP, Zero-Inflated Poisson)、およびゼロ・インフレーテッド・ネガティブ・バイノミアル (ZINB, Zero-Inflated Negative Binomial) の 4 種類を考慮する。

4 種類のモデルを考慮する理由は、ゼロ・インフレーションと過剰分散の問題に対処するためである (Long and Freese 2005)。データがポワソン分布を示す場合には PRM が適切である。しかし、アンケート調査のデータは分散が大きい場合 (過剰分散) もあり、この場合は PRM は適切ではない²¹。過剰分散が認められる場合は、NBRM が活用されている。また、ゼロの割合が高い場合 (ゼロ・インフレーション) もあり、この場合は ZIP が適切である。過剰分散とゼロ・インフレーションの両方が存在する場合は ZINB が適切である。したがって、カウント・データに関しては、ゼロ・インフレーションと過剰分散に対処するために複数のモデルを比較することが一般的な手続きである。

5. 知見—オムニボアとユニボアの分離

5. 1. 文化資本の影響

ロジスティック回帰の結果は表 4 にまとめた。従属変数は、4.4 で述べたように各アプリケーションを知らないと 1 の値を取る。係数は、当該の独立変数が 1 単位変化した場合に予想される対数オッズの変化量を示す。例えば、「届出・手続き」の「女性」の統計的に有意な正の係数 (0.471) は、「行政関係の届出や手続きがコンピューターでできることを知らない」と答える女性が男性の 1.6 倍 ($=e^{.471}$) いることを示している。オッズ比を用いた解釈が容易であることから、仮説 1 の検証は従属変数ごとにロジスティック回帰モデルを推計している。独立変数が捕捉していない共通の要因が誤差項に存在すると考えられるため、連立プロビットも適切なモデルである。連立プロビットを用いた分析については末尾の「補論」で触れる。

²¹ ポワソン分布は平均と分散が同じ値をとるが、現実には観察されるデータでは平均と分散がかい離する場合も少なくない。

表 4 アプリケーションを知らない要因：ロジスティック回帰分析の結果

		(1) e-ラーニ ング	(2) 届出・ 手続き	(3) 国会・ 地方議会	(4) 記者会見	(5) 株主総会	(6) 医療機関 予約	(7) 医療相談
女性		0.150 (0.101)	0.471*** (0.000)	0.701*** (0.000)	0.613*** (0.000)	0.580*** (0.000)	0.0266 (0.732)	-0.0737 (0.359)
学歴	短大・専門学校	-0.207* (0.038)	-0.200* (0.029)	-0.251** (0.008)	-0.159 (0.086)	-0.291** (0.003)	-0.198* (0.029)	-0.126 (0.175)
	大学・大学院	-0.616*** (0.000)	-0.394*** (0.000)	-0.336*** (0.000)	-0.355*** (0.000)	-0.408*** (0.000)	-0.344*** (0.000)	-0.184* (0.036)
年齢		-0.003 (0.415)	-0.021*** (0.000)	-0.015*** (0.000)	-0.012*** (0.000)	-0.022*** (0.000)	0.002 (0.462)	-0.014*** (0.000)
就業状況	パートタイム勤務	-0.00481 (0.967)	0.0487 (0.638)	0.0540 (0.611)	0.0221 (0.833)	0.0280 (0.801)	-0.00891 (0.930)	-0.0576 (0.581)
	自営	0.166 (0.222)	-0.124 (0.313)	0.105 (0.391)	0.0741 (0.540)	-0.0227 (0.856)	-0.157 (0.189)	0.0223 (0.856)
	フルタイム勤務	0.0256 (0.822)	-0.197* (0.045)	0.0142 (0.886)	-0.0196 (0.841)	-0.195 (0.054)	-0.279** (0.004)	-0.315** (0.002)
世帯収入		-0.234*** (0.000)	-0.184*** (0.000)	-0.194*** (0.000)	-0.199*** (0.000)	-0.218*** (0.000)	-0.175*** (0.000)	-0.176*** (0.000)
既婚		0.426*** (0.000)	0.206* (0.040)	0.370*** (0.000)	0.376*** (0.000)	0.305** (0.003)	-0.00497 (0.959)	0.253* (0.012)
子との同居		0.0238 (0.816)	0.0703 (0.448)	0.148 (0.113)	0.110 (0.234)	0.0986 (0.300)	-0.205* (0.023)	-0.157 (0.095)

表 4 アプリケーションを知らない要因：ロジスティック回帰分析の結果（続）

		(1) e-ラーニ ング	(2) 届出・ 手続き	(3) 国会・ 地方議会	(4) 記者会見	(5) 株主総会	(6) 医療機関 予約	(7) 医療相談
テレビ視聴	1 分以上 1 時間未満	0.0398 (0.867)	-0.0398 (0.844)	-0.305 (0.132)	0.135 (0.498)	-0.120 (0.566)	-0.195 (0.324)	-0.288 (0.149)
	1 時間以上 2 時間未満	0.0182 (0.936)	0.106 (0.584)	-0.212 (0.276)	0.218 (0.252)	-0.0704 (0.725)	-0.204 (0.282)	-0.153 (0.421)
	2 時間以上 3 時間未満	0.0136 (0.953)	-0.127 (0.519)	-0.173 (0.382)	0.272 (0.162)	-0.0768 (0.707)	-0.290 (0.134)	-0.374 (0.055)
	3 時間以上	0.0618 (0.787)	0.0785 (0.689)	-0.0796 (0.687)	0.322 (0.096)	-0.0136 (0.947)	-0.265 (0.167)	-0.371 (0.055)
読書	1 冊以上 3 冊未満	-0.520*** (0.000)	-0.485*** (0.000)	-0.481*** (0.000)	-0.424*** (0.000)	-0.436*** (0.000)	-0.406*** (0.000)	-0.529*** (0.000)
	3 冊以上 5 冊未満	-0.736*** (0.000)	-0.697*** (0.000)	-0.623*** (0.000)	-0.573*** (0.000)	-0.589*** (0.000)	-0.632*** (0.000)	-0.699*** (0.000)
	5 冊以上	-0.716*** (0.000)	-0.952*** (0.000)	-0.591*** (0.000)	-0.584*** (0.000)	-0.725*** (0.000)	-0.418** (0.003)	-0.693*** (0.000)
社会関係資本	主な所属先	0.010 (0.698)	0.030 (0.203)	-0.010 (0.646)	-0.002 (0.935)	-0.016 (0.507)	-0.017 (0.464)	0.008 (0.721)
	近隣	0.068* (0.030)	0.036 (0.201)	-0.037 (0.182)	-0.039 (0.155)	-0.058* (0.042)	0.015 (0.586)	-0.030 (0.301)
	主な所属・近隣以外	-0.076** (0.005)	-0.087*** (0.000)	-0.052* (0.025)	-0.049* (0.032)	-0.029 (0.230)	-0.047* (0.038)	-0.054* (0.023)
携帯所持		-0.437*** (0.000)	-0.265** (0.004)	-0.0937 (0.311)	-0.137 (0.136)	-0.194* (0.043)	-0.263** (0.003)	-0.180* (0.050)
定数項		2.575*** (0.000)	3.500*** (0.000)	3.740*** (0.000)	3.210*** (0.000)	4.814*** (0.000)	3.143*** (0.000)	3.374*** (0.000)
N		3571	3571	3571	3571	3571	3571	3571

表 4 アプリケーションを知らない要因：ロジスティック回帰分析の結果（続）

		(8) 食品・ 日用品	(9) オーク ション	(10) 音楽	(11) コミック	(12) 映像配信
女性		-0.169 (0.258)	0.0482 (0.733)	0.152 (0.256)	0.368*** (0.001)	0.321** (0.005)
学歴	短大・専門学校	-0.186 (0.292)	0.00889 (0.956)	-0.0876 (0.558)	-0.0733 (0.551)	-0.0502 (0.693)
	大学・大学院	-0.177 (0.275)	0.0438 (0.775)	-0.0416 (0.771)	-0.100 (0.404)	-0.0712 (0.564)
年齢		-0.039*** (0.000)	-0.009 (0.124)	-0.005 (0.360)	0.006 (0.159)	-0.0128** (0.004)
就業状況	パートタイム勤務	-0.0163 (0.932)	-0.262 (0.136)	-0.142 (0.388)	-0.216 (0.121)	-0.167 (0.238)
	自営	-0.269 (0.306)	-0.794** (0.001)	-0.739** (0.001)	-0.562** (0.002)	-0.696*** (0.000)
	フルタイム勤務	-0.0301 (0.870)	-0.448* (0.010)	-0.321* (0.050)	-0.264 (0.053)	-0.170 (0.218)
世帯収入		-0.235*** (0.001)	-0.180** (0.007)	-0.139* (0.028)	-0.158** (0.003)	-0.215*** (0.000)
既婚		0.559** (0.006)	0.384* (0.036)	0.678*** (0.000)	0.443** (0.001)	0.505*** (0.001)
子との同居		-0.0538 (0.773)	-0.149 (0.362)	-0.163 (0.265)	-0.116 (0.340)	0.147 (0.254)

表 4 アプリケーションを知らない要因：ロジスティック回帰分析の結果（続）

		(8) 食品・ 日用品	(9) オーケ ション	(10) 音楽	(11) コミック	(12) 映像配信
テレビ視聴	1 分以上 1 時間未満	-0.305	-0.437	-0.473	-0.318	-0.00994
		(0.301)	(0.133)	(0.095)	(0.214)	(0.970)
	1 時間以上 2 時間未満	-0.617*	-0.563*	-0.505	-0.503*	-0.184
		(0.030)	(0.041)	(0.057)	(0.039)	(0.472)
	2 時間以上 3 時間未満	-0.776**	-0.852**	-0.796**	-0.637*	-0.451
		(0.010)	(0.003)	(0.004)	(0.011)	(0.089)
	3 時間以上	-0.788**	-0.867**	-0.866**	-0.530*	-0.372
		(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.030)	(0.151)
読書	1 冊以上 3 冊未満	-0.587***	-0.692***	-0.548***	-0.646***	-0.682***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	3 冊以上 5 冊未満	-0.344	-0.651*	-0.543*	-0.834***	-0.757***
		(0.193)	(0.014)	(0.028)	(0.000)	(0.001)
	5 冊以上	-0.991**	-0.403	-0.426	-0.631**	-0.528*
		(0.003)	(0.103)	(0.076)	(0.002)	(0.011)
社会関係資本	主な所属先	0.001	-0.002	-0.008	0.010	0.018
		(0.986)	(0.958)	(0.851)	(0.754)	(0.599)
	近隣	0.024	0.092	0.033	0.059	0.068
		(0.647)	(0.054)	(0.477)	(0.122)	(0.087)
	主な所属・近隣以外	-0.073	-0.072	-0.107**	-0.068*	-0.123***
		(0.107)	(0.090)	(0.009)	(0.040)	(0.000)
携帯所持		-0.780***	-0.716***	-0.550***	-0.410***	-0.361**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)
定数項		3.539***	1.840*	1.101	1.042	2.149**
		(0.000)	(0.032)	(0.181)	(0.134)	(0.003)
N		3571	3571	3571	3571	3571

カッコ内は p 値 * p<0.05、** p<0.01、*** p<0.001。

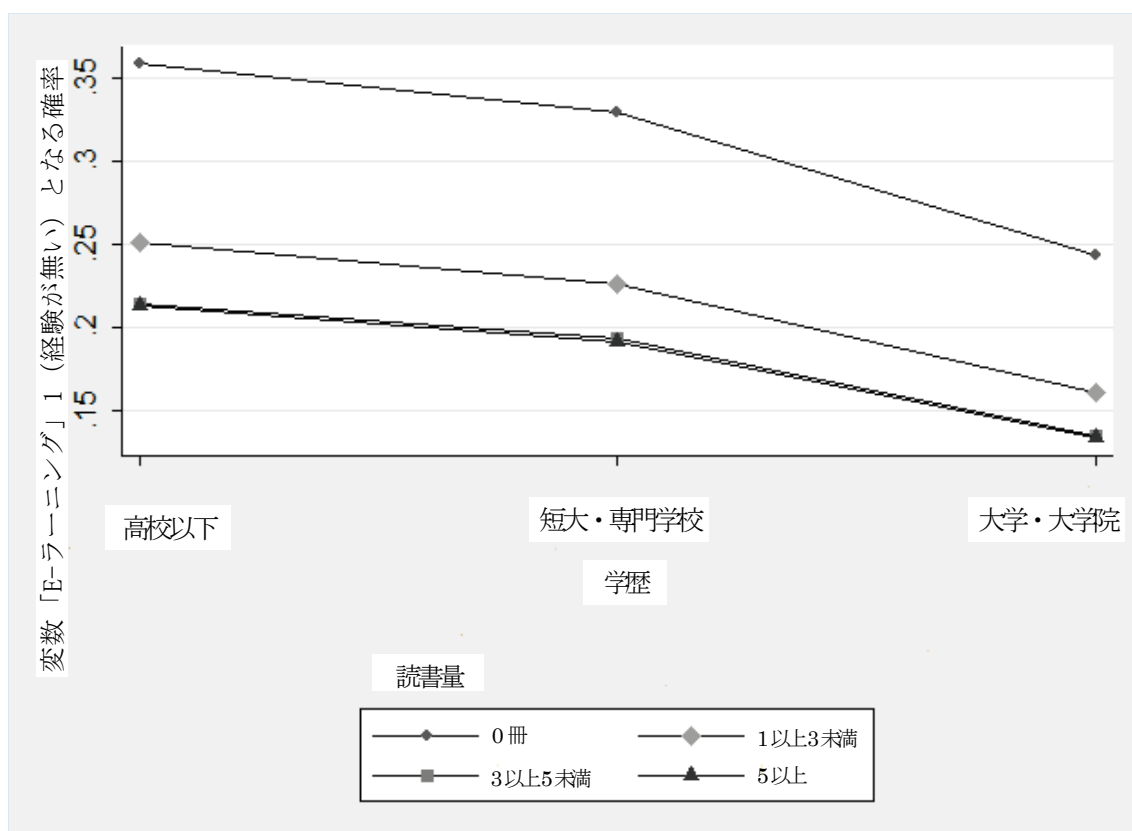
まず、本稿の主眼である文化資本の効果について検討する。制度化された文化資本の指標である学歴をみると、「短大または専門学校」が 5 つのモデルで有意になっている。また、「大学」は 7 つのモデルで有意である。特に、e-ラーニングにおける大学レベルの学歴の効果は大きい。大学の位置づけは社会によって大きなばらつきがあるが、この結果は、学業や仕事など生産的活動と学歴の関係が強いという他国の研究結果とも合致する (DiMaggio and Bonikowski 2008)。したがって本稿の分析から確認できる学歴の効果は日本独自の現象ではないと判断される。

身体化された文化資本であるテレビ視聴と読書を見ると、これらのメディアの影響は、多くのアプリケーションで有意である。テレビをよく見る人は、見ない人よりも消費や娯楽関連のアプリケーションについてよく知っている傾向にある。テレビの視聴は他のアプリケーションにはほとんど影響しない。読書はほとんどのアプリケーションに大きな影響を与えている。ブロードバンド向けアプリケーションのことを知らない人は、テレビや書籍といった古いメディアの利用も低調である。学歴とメディア利用の影響は、他の変数を統制した上で有意であるので、モデルに投入した他の変数とは別に、文化資本が従属変数の分布に対する説明力を有していることが確認できる。例として図 3 に e-ラーニングに関するマージン・プロットを示す²²。学歴によって、e-ラーニングに関する知識の有無に差があり、また読書量によっても差があることが確認できる。高卒で読書をしない層では 35%以上が利用できることを「知らなかった」と答えると考えられるのに対して、大卒で読書量が多いグループ(3 冊以上)では知らないと回答すると見込まれるのは 13%である。同様に、他のモデルに関しても文化資本の効果が有意な場合、文化資本が周縁値の差を生み出すものと考えられる²³。

²² マージン・プロットはモデルを推計した後で、各グループの予測値をプロットすることによって得られる。特定のプロフィールのグループ（たとえば大学卒 40 代男性）の周縁値を他のグループの値と比較して傾向を読み取ることが可能である。ここではロジスティック回帰の後にマージン・プロットを行っているため、各グループの中で「知らない」と回答する人の割合を予測することができる。

²³ 図 3 では読書量の上位 2 カテゴリーにほとんど差は見られない。e-ラーニングのモデルではこの 2 カテゴリーの係数が似通っている（-.716 と -.736）ためである。

図3 e-ラーニングの予測周縁値（ロジスティック回帰、学歴別、読書量別）



次に他の変数の効果を検討する。性別は12のアプリケーションのうち6つで統計的に有意である。これには、行政関係の手続きや国会・地方議会視聴、記者会見視聴、株主総会視聴、小説・コミックダウンロード、オンデマンド配信が含まれる。その一方で、e-ラーニングや食料品・日用品の購入、医療機関の予約、健康・医療相談、音楽のダウンロード、オークションに関する知識に性差は見られなかった。第2章で触れたように、日本では2000年以降も性別がインターネット利用と有意に関係することがわかっていたが、2010年代のブロードバンド利用については、性別の影響は一定とはいえず、モデルによって違いがある。

ここで認められた違いがなぜ生じたのかを見極めることは、本稿の範疇を超えているが、「国民生活時間調査」の行為者率との関係を検討するなど、アプリケーションに対する知識や関心と性別の関係を知るには、いっそうの研究が必要である。たとえば、食料品・日用品の購入、医療機関の予約、健康・医療相談などはもともと女性が担当する傾向があるために、これらのアプリケーションについては女性も知識を持っているのではないかと推測されるが、検証には行為者率などに関する詳細な情報を要する。

就業状況の効果を確認すると、自営がオークション、音楽のダウンロード、小説・コミックのダウンロードにおいて負の係数であり有意であった。無職（参照カテゴリー）に比べて、自営の場合はこれらのアプリケーションについて知っている可能性が高い。またフ

フルタイム勤務は医療機関予約、医療相談、オークション、音楽のダウンロードにおいて負の係数であり有意であった。フルタイム勤務の人は仕事以外に使える時間が少ないためネットを活用して医療にアクセスしているのではないかと、様々な因果関係が想定できる。

世帯収入は全てのモデルの対数オッズに負の効果を及ぼす。世帯収入が高ければ、低い場合に比べて各アプリケーションについて「知らない」と回答するオッズが低い、つまり知っている可能性が高まる。性別とは違い、世帯収入はどのモデルでも有意である。世帯収入が有意であることは、ブロードバンド利用が世帯収入の不均等など既存の格差問題と密接に関連していることを示唆している。

既婚であることは医療機関の予約を除く全てのモデルで正の有意な効果を示す。独身者の方が様々なアプリケーションについて知っている可能性が高いことが示唆されるが、医療機関の予約に関しては既婚であることは有意な効果がなく、子との同居が「知らない」という回答のオッズに負の効果を及ぼしている。子育て中であれば医療機関を受診する機会が増えるため、このような結果になるのではないかと推測されるが、検証についてはさらなる情報が必要である。

社会関係資本は本分析では社会的ネットワークのサイズの効果に限定して測定している。所属先や近隣の知り合いの人数は効果がないが、所属先・近隣以外の知り合いの人数は、株主総会以外の 11 のモデルで有意な負の効果を示す。所属先・近隣以外のネットワークには学生時代の友人や趣味のサークルの仲間などが含まれる。私的なつきあいの中で、いわゆる口コミで新しいアプリケーションについて知ることが広がっているのではないかと考えられる。携帯電話の所持は国会・地方議会の視聴と記者会見の視聴以外のモデルに有意な負の効果を及ぼす。携帯電話がアプリケーションについて知るきっかけの一つとなっている可能性も考えられる。

これらの結果から、第 1 の仮説はデータによって裏付けられた。限られた文化資本しか持たない人は、ブロードバンドのアプリケーションについて知る可能性は相対的に低い。先行研究で検討されてきた諸変数に加えて、文化資本もまたブロードバンド利用実践の差に寄与することが示された。

5. 2. オムニボアとユニボアの違い

次に、仮説 2 を検証する。変数の分布を確認するために、利用したことのあるアプリケーション数の観測値の分布と、独立変数を考慮しないポワソン分布、および独立変数を投入した PRM による予測値の分布を図 4 に示す。なお、投入した独立変数は 5.1 と同様である。

図4 アプリケーション数の観測値とポワソン分布

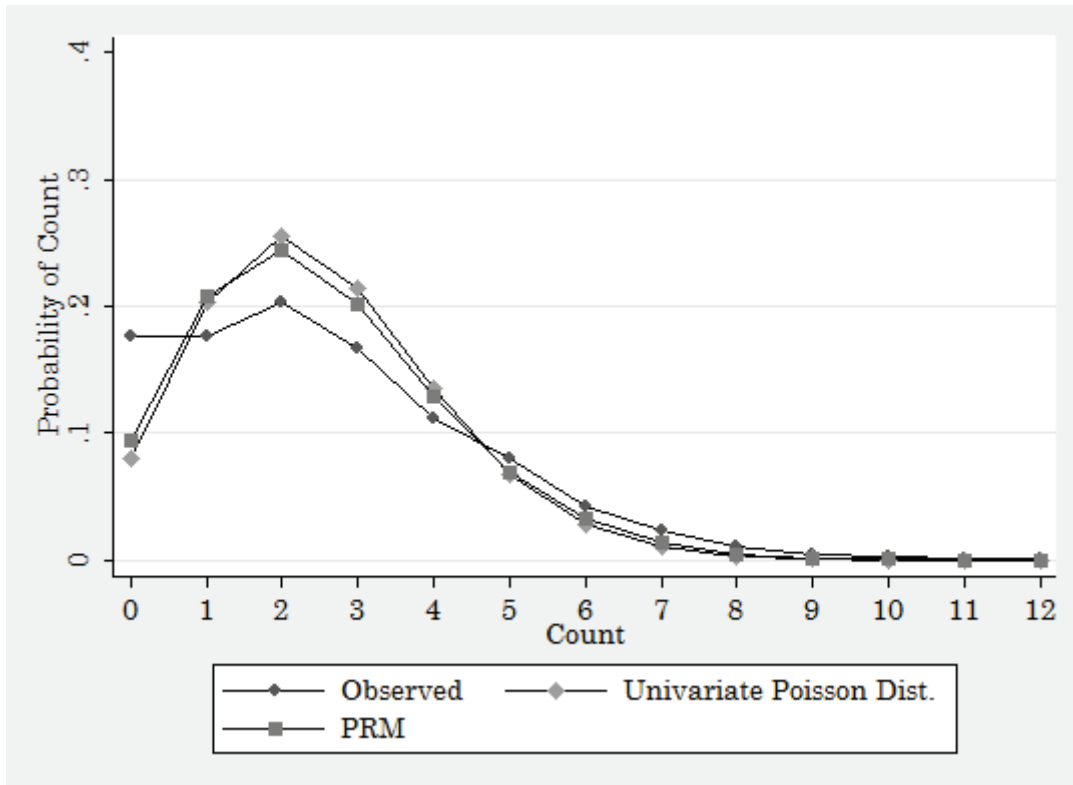


図4はPRMでは、独立変数を考慮しないポワソン分布と比べて観測値の予測があまり改善されないことを示している。また、ゼロ・インフレーション、過剰分散の傾向も見受けられ、これらの傾向を考慮する必要があるが示唆される。

4.3で示した方針にしたがってPRM、NBRM、ZIP、ZINBの4つのモデルを比較する。AIC、BIC、Vuong検定を用いたモデルの比較によると、ZINBが最適であると判断される(表5)。図5は観測値と各モデルの予測値のかい離を図示したものであり、この図からもZINBが適切であることが視覚的に確認できる²⁴。

図4と表5から、ゼロ・インフレーションの傾向が確認される。ゼロ・インフレーションに関与する要因(インフレーション変数)は何だろうか。ゼロ・インフレーションを考慮するモデルでは、カウントが「常に0である」グループと「常に0ではない」グループが区別され、グループ所属(グループ・メンバーシップ)がロジットやプロビットを用い

²⁴ ただし、最小二乗法回帰分析、順序回帰を用いた場合でも係数の有意性や符号は概ねZINBと同様である。本稿では適合を重視してZINBを用いたが、間隔尺度と順序尺度の違いを重視しデータの特徴によってモデルを使い分ける立場と、明らかな回帰分析の想定違反などの問題が無ければ順序変数やカウント・データにも最小二乗法を用いる立場がサーベイの分析では共存している。本稿のデータの分布は使い分けの意義を示唆する特徴であり、一方知見そのものは最小二乗法の汎用性を支持する結果となっている。二つの立場の比較については(Treiman 2009:5)に説明がある。

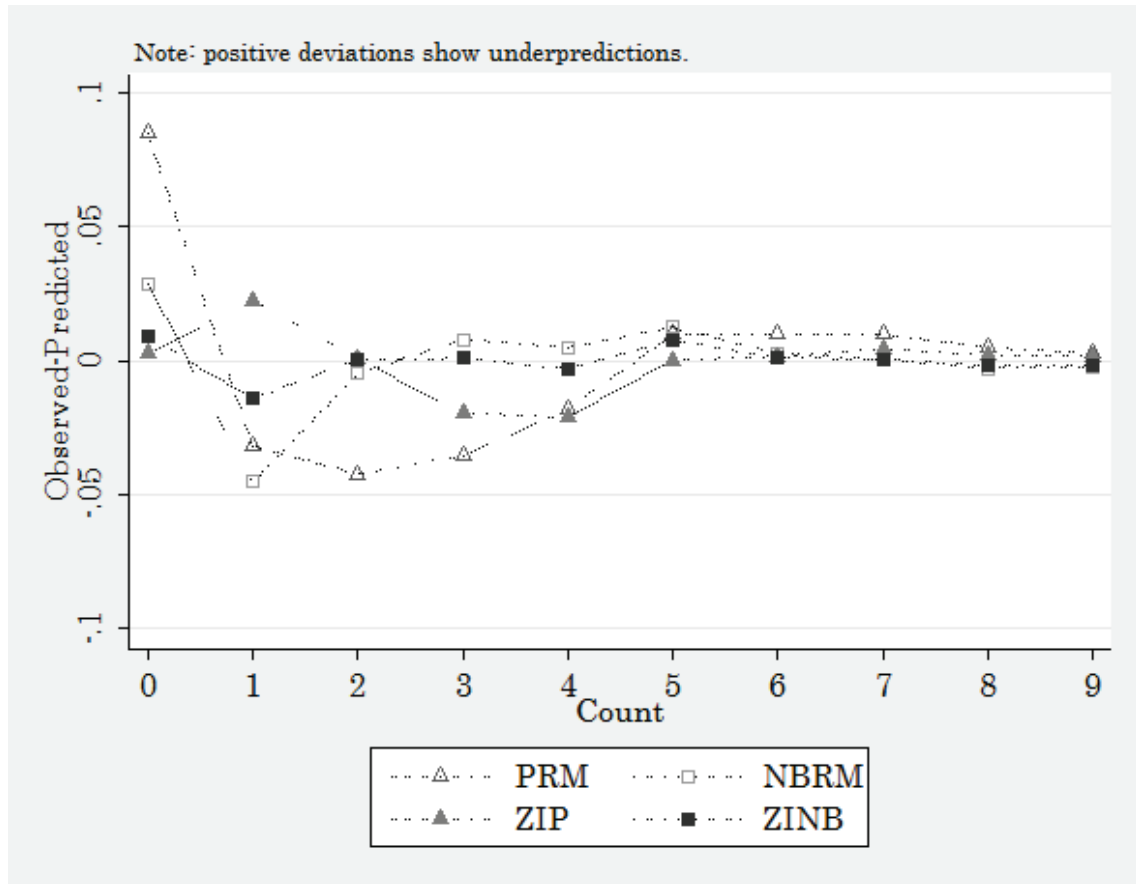
てモデル化される²⁵。「常に 0 である」グループに所属する個人は確率 1 でカウントが 0 となる。一方「常に 0 ではない」グループに所属する個人は、カウントが 0 となる可能性もあるが、正の値となる確率も 0 ではない。グループ所属に関するモデルは、出力の二値式の欄に表示される。ゼロ・インフレーションを考慮するモデルが適合するということは、何らかの要因がグループ所属に寄与していると考えられる。グループ所属に関与する独立変数を明らかにするために、グループ所属に関するモデルでも PRM の独立変数全てを考慮し、モデル推計後にその役割を考察する。

表 5 カウント・モデルの検定と適合統計量

PRM		BIC=-14536.377	AIC=	4.072	選択すべきモデル	比較対象	証拠の強度
Vs	NBRM	BIC=-14904.048	dif=	367.671	NBRM	PRM	極めて強い
		AIC= 3.967	dif=	0.105	NBRM	PRM	
		LRX2= 375.852	prob=	0	NBRM	PRM	p=0.000
Vs	ZIP	BIC=-14830.513	dif=	294.136	ZIP	PRM	極めて強い
		AIC= 3.951	dif=	0.12	ZIP	PRM	
		Vuong= 9.648	prob=	0	ZIP	PRM	p=0.000
Vs	ZINB	BIC=-14907.248	dif=	370.871	ZINB	PRM	極めて強い
		AIC= 3.928	dif=	0.144	ZINB	PRM	
NBRM		BIC=-14904.048	AIC=	3.967	選択すべきモデル	比較対象	証拠の強度
Vs	ZIP	BIC=-14830.513	dif=	-73.535	NBRM	ZIP	極めて強い
		AIC= 3.951	dif=	0.016	ZIP	NBRM	
Vs	ZINB	BIC=-14907.248	dif=	3.2	ZINB	NBRM	肯定
		AIC= 3.928	dif=	0.039	ZINB	NBRM	
		Vuong= 6.534	prob=	0	ZINB	NBRM	p=0.000
ZIP		BIC=-14830.513	AIC=	3.951	選択すべきモデル	比較対象	証拠の強度
Vs	ZINB	BIC=-14907.248	dif=	76.735	ZINB	ZIP	極めて強い
		AIC= 3.928	dif=	0.023	ZINB	ZIP	
		LRX2= 84.916	prob=	0	ZINB	ZIP	p=0.000

²⁵ ただし、グループ所属は潜在変数であり観測はされない。

図 5 観測値とカウント・モデルの予測値



モデルの比較からは ZINB が適切であることが示唆されるが、過剰分散の影響をモデルに基づいて確認するため、4 つのモデルを推計する。PRM、NBRM、ZIP、ZINB の結果を表 6 に示す。

表 6 利用経験アプリケーションの数と独立変数

(a) カウント式：カウント分布に関するモデル

		(1)	(2)	(3)	(4)
		PRM	NBRM	ZIP	ZINB
女性		-0.016 (0.499)	-0.016 (0.605)	-0.050 (0.056)	-0.044 (0.140)
学歴	短大・専門学校	0.103*** (0.000)	0.099** (0.006)	0.080** (0.010)	0.073* (0.036)
	大学・大学院	0.117*** (0.000)	0.116*** (0.000)	0.107*** (0.000)	0.106** (0.001)
年齢		-0.002* (0.022)	-0.002 (0.056)	-0.006*** (0.000)	-0.007*** (0.000)
就業状況	パートタイム勤務	0.154*** (0.000)	0.148*** (0.000)	0.164*** (0.000)	0.165*** (0.000)
	自営	0.067 (0.079)	0.066 (0.161)	0.037 (0.381)	0.041 (0.380)
	フルタイム勤務	0.162*** (0.000)	0.157*** (0.000)	0.156*** (0.000)	0.154*** (0.000)
世帯収入		0.088*** (0.000)	0.087*** (0.000)	0.069*** (0.000)	0.079*** (0.000)
既婚		-0.056 (0.061)	-0.062 (0.096)	-0.017 (0.598)	-0.045 (0.224)
子との同居		0.011 (0.694)	0.011 (0.761)	-0.029 (0.355)	-0.020 (0.567)

表 6 利用経験アプリケーションの数と独立変数 (続)

		(1) PRM	(2) NBRM	(3) ZIP	(4) ZINB
テレビ視聴	1 分以上 1 時間未満	-0.041 (0.486)	-0.034 (0.650)	-0.002 (0.979)	0.014 (0.850)
	1 時間以上 2 時間未満	-0.082 (0.151)	-0.073 (0.313)	-0.078 (0.194)	-0.079 (0.265)
	2 時間以上 3 時間未満	-0.030 (0.607)	-0.022 (0.771)	-0.031 (0.611)	-0.030 (0.680)
	3 時間以上	-0.044 (0.447)	-0.036 (0.622)	-0.080 (0.197)	-0.066 (0.360)
読書	1 冊以上 3 冊未満	0.204*** (0.000)	0.204*** (0.000)	0.169*** (0.000)	0.196*** (0.000)
	3 冊以上 5 冊未満	0.243*** (0.000)	0.236*** (0.000)	0.216*** (0.000)	0.239*** (0.000)
	5 冊以上	0.240*** (0.000)	0.234*** (0.000)	0.221*** (0.000)	0.236*** (0.000)
社会関係資本	主な所属先	0.002 (0.732)	0.002 (0.803)	0.001 (0.853)	0.001 (0.908)
	近隣	0.008 (0.305)	0.008 (0.415)	0.020* (0.022)	0.019 (0.050)
	主な所属・近隣以外	0.027*** (0.000)	0.027** (0.002)	0.012 (0.098)	0.014 (0.085)
携帯所持		0.194*** (0.000)	0.192*** (0.000)	0.088** (0.008)	0.123** (0.001)
定数項		-0.580*** (0.000)	-0.560** (0.007)	0.116 (0.521)	-0.064 (0.758)
対数 α			-1.463*** (0.000)		-2.116*** (0.000)

表 6 利用経験アプリケーションの数と独立変数 (続)

(b) 二値式：グループ所属を説明する二値モデル

		(1)	(2)	(3)	(4)
		PRM	NBRM	ZIP	ZINB
女性				-0.328*	-0.361
				(0.041)	(0.107)
学歴	短大・専門学校			-0.171	-0.324
				(0.390)	(0.312)
	大学・大学院			-0.065	-0.015
				(0.696)	(0.949)
年齢				-0.040***	-0.092***
				(0.000)	(0.000)
就業状況	パートタイム勤務			0.178	0.597
				(0.385)	(0.061)
	自営			-0.285	-0.248
				(0.385)	(0.741)
	フルタイム勤務			0.084	0.583
				(0.680)	(0.108)
世帯収入				-0.174*	-0.163
				(0.021)	(0.121)
既婚				0.530*	0.600
				(0.011)	(0.069)
子との同居				-0.425	-0.527
				(0.052)	(0.218)

表 6 利用経験アプリケーションの数と独立変数 (続)

		(1) PRM	(2) NBRM	(3) ZIP	(4) ZINB
テレビ視聴	1 分以上 1 時間未満			0.262 (0.410)	0.553 (0.196)
	1 時間以上 2 時間未満			-0.030 (0.925)	-0.009 (0.983)
	2 時間以上 3 時間未満			-0.023 (0.944)	0.015 (0.974)
	3 時間以上			-0.426 (0.223)	-0.461 (0.378)
読書	1 冊以上 3 冊未満			-0.336* (0.032)	-0.166 (0.477)
	3 冊以上 5 冊未満			-0.300 (0.268)	-0.107 (0.780)
	5 冊以上			-0.232 (0.401)	-0.226 (0.565)
社会関係資本	主な所属先			-0.007 (0.873)	-0.047 (0.518)
	近隣			0.094 (0.076)	0.141 (0.071)
	主な所属・近隣以外			-0.150** (0.002)	-0.217** (0.004)
携帯所持				-0.790*** (0.000)	-0.921*** (0.000)
定数項				2.817** (0.004)	3.696** (0.009)
N		3571	3571	3571	3571

カッコ内は p 値 *p<0.05、**p<0.01、***p<0.001。

カウント式は、PRM と NBRM ではカウント数の分布を説明するモデルを表す。ZIP と ZINB に関しては、「常にゼロではない」グループに関するモデルを指す。二値式は、ZIP、ZINB についてのみ推計される。これは、個々の項目を「常にゼロである」グループ、もしくは「常にゼロではない」グループにそれぞれ分類するためのモデルである (Long and Freese 2005)。

NBRM と ZINB で推計される対数 α は分散パラメーターである。もし α が 0 であればモデルは PRM になる。「 α は 0 である」という仮説は、NBRM と PRM との尤度比によって検定が可能である。表 6 のモデルについては、この統計検定量は 375.85 (自由度 1) で、 p は 0.000 未満である。したがって、「 α は 0 である」という仮説は棄却される。

表 6 と分散パラメーターの検定結果から、4 つのモデルの中では ZINB が適切であると判断し、ZINB に基づいて解釈を行う。ZINB の結果は、仮説を支持するものであり、「オムニボア」「ユニボア」の差異が認められた。「常に 0 ではない」グループのカウント分布に関するモデル (カウント式) によると、学歴は使用したことのあるアプリケーションの数と正の相関関係がある。高学歴者は、多様なアプリケーションを試す可能性が高い。また、読書量も正の効果を示している。世帯の所得もアプリケーションの数に正の影響を与える。パートタイム勤務あるいはフルタイム勤務の効果も正である。

グループ所属を説明するモデル (二値式) では学歴も読書量も有意ではない。文化資本は「常に 0 である」グループと「常に 0 ではない」グループの分離には関係していない。所属先・近隣以外のネットワークと、携帯所持は負の効果を示している。二値式は「常に 0 である」グループに分類されるオッズを説明するため、所属先・近隣以外のネットワークと携帯所持は利用アプリケーションの数が 0 となるオッズを「減らす」と解釈できる。仮説 1 の検証ではこの二つの変数が個々のアプリケーションについて知るきっかけとなる可能性が確認されたが、利用アプリケーションの数について検討した場合でも、これらの変数がアプリケーションを「1 個以上使う可能性がある人」と「まったく使わない人」との分離に影響していることが見出される。

分析の結果から 2 つの仮説が支持されるといえる。ロジスティック回帰と ZINB の結果から、アプリケーションの利用が文化資本の多寡と体系的に関連していることが分かる。社会経済地位と属性を一定にした場合、高いレベルの文化資本を持つ人は、ブロードバンド向けアプリケーションが利用できることを知る可能性が高く、それを試してみる可能性も高い。本章の分析では、「オムニボア」「ユニボア」の区分も裏付けられている。分析の結論および政策的含意に関しては、第 6 章で触れる。

6. 結論および政策的含意

本稿では、日本のブロードバンドの利用状況を説明する要因を検討した。研究課題は、「ブロードバンドの利用度合にはどのような差異があるのか、どのような人々がブロードバンドを日常的に活用しているのか」である。

第 3 章で論じたように、インターネットの普及に関する初期の研究は主に物質的アクセスに注目していたが、近年の研究では、普及を動機やスキル、知識によっても規定される過程ととらえる、累積的・再帰的アプローチが発展しつつある。本稿ではこうした理論的枠組の発展を受けて、インターネット利用者を対象とした知識と利用の分析を行った。そ

の結果、ブロードバンドのアプリケーションに関する知識やその活用は、生得の属性や社会経済地位だけでなく、文化資本の分布とも関連することが明らかになった。ブロードバンドのアプリケーションに関する知識や経験はこれらの利用者側の変数によって影響を受けるため、インフラの整備という形での利用可能性は、実際の利用、つまり普及に単純には結びつかないのである。

食料品の購入など、単一の目的にでも今後ブロードバンドが活用されるならば、「普及」という目的は達成されているのであり、ユニボアの存在は問題ではないと考えることもできる。しかし、第1章で触れたように、生活の様々な場面でインターネットの活用が浸透しつつある現在、利用機会の不均等を看過することは格差の深化や人的資本蓄積の停滞など重大な社会的コストをはらむ。電話など他の通信手段に比べると、インターネットは多様な目的に利用可能であるがゆえに、不十分な利用による機会費用の損失は個人にとっても社会全体にとっても大きなものである。ブロードバンドの普及が物質的アクセスの問題や個人の好みの問題に還元されえず、社会全体の課題となるゆえんである。

本稿の分析の結果からいくつかの政策的課題が示唆される。第一に、ブロードバンドの普及過程に関するより体系的・持続的な情報収集の必要性が指摘できる。ブロードバンドの利用目的や利用頻度、用いられる端末の種類などは総務省の「情報通信利用動向調査」でも収集されているが、社会経済地位や文化資本に関する情報は不足している。第二に、ブロードバンドのアプリケーションに関する情報提供に関する課題が挙げられる。従来から広報や宣伝の形で、行政機関や事業者からアプリケーションに関する情報提供はなされているが、本稿の分析ではアプリケーションに関する情報を得づらい層が存在することが明らかになった。したがって、情報提供の対象や方法をあらためて検討する必要があるだろう。第三に、物質的アクセスとその他の機会や資源へのアクセスとの複雑な関係があることから、ブロードバンドの活用には、物質的アクセスだけではなく、スキルや知識へのアクセスを視野に入れた政策措置が有効であると考えられる。例えば文化資本の効果を考慮した上で教育カリキュラムを見直せば、学歴がアプリケーション利用の差異に及ぼす効果を緩和することが期待される。

実効性のある政策を提言するには、いっそうの研究調査が必要となるだろう。本稿の分析は、利用実態を含む普及のミクロな過程をある程度明らかにしているが、アプリケーション相互の関係やユニボアとオムニボアの行動の違いをさらに解明することが必要になるだろう。また、文化資本概念の操作化については議論が続いている。本稿では先行研究を参照して他の研究でも広く採用されている学歴とメディア利用行動を測定したが、今後も研究の発展を参照して変数を考慮する必要がある。利用者を分析の単位としたブロードバンド普及過程の詳細な分析は求められてきたが、データの欠如などの理由からなかなか実現に至らなかった。本稿は、新しく収集したデータを用いてブロードバンド利用の動向を実証的に理解する最初のステップとなる。

謝辞

本稿は、総務省情報通信政策研究所の2010年度公募型共同研究の成果の一部である。筆頭著者および第2著者は情報通信政策研究所の助成と研究協力に深く感謝する。また2名の査読者からは貴重なコメントを頂いた。記して謝意を表する。

参考文献

- [1] Akiyoshi, M. and H. Ono “The Diffusion of Mobile Internet in Japan.” *The Information Society*, 24 (5): 292-303 , 2008, USA
- [2] Bailey, J. “Why Broadband Is a Basic Human Right: ITU Secretary Hamadoun Touré.” *Forbes*, 2011, USA
<http://www.forbes.com/sites/teconomy/2011/11/14/why-broadband-is-a-basic-human-right-itu-secretary-hamadoun-tour/> (2013/2/13 確認)
- [3] Becker, G. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with a Special Reference to Education*. 3rd ed. Chicago: University of Chicago Press, 1994, USA
- [4] Bonfadelli, H. “The Internet and Knowledge Gaps.” *European Journal of Communication*. 17 (1): 65-84, 2002, UK
- [5] Bourdieu, P. *Distinction: A Social Critique of the Judgment of Taste*. Cambridge Mass.: Harvard University Press, 1984, USA
- [6] Bourdieu, P. “The Forms of Capital (R. Nice, Trans.).” in J. G. Richardson, ed., *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood Press. 241-258, 1986, USA
- [7] Bourdieu, P. “Principles of an Economic Anthropology.” in Smelser, N. J. and R. Swedberg, eds. *The Handbook of Economic Sociology*. 2nd edition. Princeton: Princeton University Press. 75-89, 2005, USA
- [8] Cappellari, L. and S. P. Jenkins “Calculation of Multivariate Normal Probabilities by Simulation, with Applications to Maximum Simulated Likelihood Estimation.” *Stata Journal*. 6(2):156-189, 2006, USA
- [9] Chan, T. and J. H. Goldthorpe “Social Status and Newspaper Readership.” *The American Journal of Sociology*. 112(4): 1095-1134, 2007, USA
- [10] DiMaggio, P. and B. Bonikowski “Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of U.S. Workers.” *American Sociological Review*. 73 (2): 227-250. Erickson, B. (1996) “Culture, Class, and Connections.” *American Journal of Sociology*. 102 (1): 217-251, 2008, USA
- [11] 福家秀紀 (2007) 『ブロードバンド時代の情報通信政策』 NTT 出版.
- [12] Garía-Álvarez, E., T. Katz-Gerro, and J. López-Sintas “Deconstructing Cultural Omnivorousness 1982–2002: Heterology in Americans' Musical Preferences” *Social Forces*. 86(2): 417-443, 2007, USA
- [13] Guo, S. Y. and M. W. Fraser *Propensity Score Analysis*. Thousand Oaks: Sage, 2009, USA
- [14] Hall, J. R. “The Capital(s) of Cultures: A Nonholistic Approach to Status Situations, Class, Gender] and Ethnicity” in Lamont, M. and M. Fournier, eds. *Cultivating Differences: Symbolic Boundaries and the Making of Inequality*. Chicago: University of Chicago Press, 1992, USA
- [15] 橋元良明、電通、電通総研、奥律哉、長尾嘉英、庄野徹 『ネオ・デジタルネイティブの誕生』 ダイヤモンド社、2010

- [16] Holt, D. “Does Cultural Capital Structure American Consumption?” *Journal of Consumer Research*. 25 (1): 1-25, 1998, USA
- [17] Horrigan, J. and L. Rainie “The Internet’s Growing Role in Life’s Major Moments.” Washington, DC: Pew Internet & American Life Project, 2006, USA
<http://www.pewinternet.org/Reports/2006/The-Internets-Growing-Role-in-Lifes-Major-Moments.aspx>. (2013/2/13 確認)
- [18] 依田高典「ブロードバンド・サービスの需要分析と情報通信政策」『社会科学研究』60 (3・4) 33-50, 2009
- [19] ISSP. “International Social Survey Programme”, 2012 <http://www.issp.org/> (2013/2/13 確認)
- [20] ITU/UNESCO “Broadband: A Platform for Progress.”, 2011
- [21] 実積寿也 「固定インターネット回線品質に対する消費者意識の分析: ネットワーク中立性議論との関連に着目して」『情報通信学会誌』29 (1), 19-28, 2011
- [22] 実積寿也『通信産業の経済学』九州大学出版会、2010
- [23] 片岡栄美「芸術文化消費と象徴資本の社会学—ブルデュー理論からみた日本文化の構造と特徴」『文化経済学』6 (1) 13-25、2008
- [24] Ligon, E. “The Development and Use of a Consistent Income Measure for the General Social Survey.” GSS Methodological Report, No. 64, 1989, USA
- [25] Long, J. S., and J. Freese *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, 2nd ed. College Station: Stata Press, 2005, USA
- [26] Ministry of Transport and Communications “1 Mbit Internet Access a Universal Service in Finland from the Beginning of July.”, 2010, Finland
<http://www.lvm.fi/web/en/pressreleases/-/view/1169259> (2013/2/13 確認)
- [27] Norris, P. *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide*. Cambridge University Press, 2001, UK
- [28] OECDThe OECD broadband portal, 2011a ,OECD
<http://www.oecd.org/dataoecd/22/42/39574970.xls> (2013/2/13 確認)
- [29] OECD The OECD broadband portal, 2011b, OECD
<http://www.oecd.org/dataoecd/47/3/44435611.xls> (2013/2/13 確認)
- [30] OECD The OECD broadband portal, 2011c, OECD
<http://www.oecd.org/sti/broadbandandtelecom/oecdbroadbandportal.htm> (2013/2/13 確認)
- [31] OECD *OECD Telecommunications and Internet Statistics*, (database), 2011 d, OECD
- [32] Orbicom, *Digital Review of Asia Pacific 2007/2008*. IDRC, 2007, Canada
- [33] Peterson, R. A. “Understanding Audience Segmentation: From Elite and Mass to Omnivore and Univore.” *Poetics*. 21 (4): 243–258, 1992, USA
- [34] Rainie, L. and B. Wellman*Networked: The New Social Operating System*. Cambridge, Massachusetts. MIT Press, 2012, USA
- [35] 佐藤博樹「インターネット調査の限界と有効性」*SSJ Data Archive Research Paper*

- Series*. 42: 133-141. Savage, M., A. Warde, and F. Devine (2005) "Capitals, Assets, and Resources: Some Critical Issues." *The British Journal of Sociology*, 56(1):31-47, 2009, UK
- [36] 篠原聡兵衛, 明松祐司, 辻正次「ブロードバンドの普及要因に関する実証分析: OECD30ヶ国のパネルデータによる推定」『情報通信学会誌』29(4) 73-85, 2012
- [37] 塩出俊一 「日本におけるブロードバンドの普及の現状」. 『パソコンリテラシ』27(1) 42-50, 2002
- [38] 総務省「通信利用動向調査」、2010
<http://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/statistics/statistics05a.html> (2013/2/13 確認)
- [39] 総務省『平成23年版 情報通信白書』、2011
- [40] 総務省『平成24年版 情報通信白書』、2012
- [41] 田中辰雄、矢崎敬人、村上礼子『ブロードバンド市場の経済分析』慶應義塾出版会、2008
- [42] Treiman, D. J. *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass, 2009, USA
- [43] van Deursen, A. J.A.M, and J. A.G.M van Dijk "Internet Skills and the Digital Divide." *New Media & Society* 2010, USA
<http://nms.sagepub.com/content/early/2010/11/11/1461444810386774> (2013/2/13 確認)
- [44] van Dijk, Jan A.G.M. "Digital Divide Research, Achievements and Shortcomings." *Poetics*. 34 (4-5): 221-235, 2006, USA
- [45] Wellman, B., A. Quan-Haase, J. Boase, W. Chen, K. Hampton, I. Díaz, and K. Miyata "The Social Affordances of the Internet for Networked Individualism." *Journal of Computer-Mediated Communication*. 8 (3), 2003, USA
- [46] Witte, J. C. and S. E. Mannon *The Internet and Social Inequalities*. New York: Routledge, 2010, USA
- [47] ワールド・インターネットプロジェクト・日本チーム『インターネット利用動向に関する実態調査 2010年』、2010 <http://www.medialabo.info/wip/year2010.html> (2013/2/13 確認)
- [48] 米田幸弘, 直井優「情報メディアとしてのインターネット—HP利用者層の分析」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』30:63-76、2004
- [49] 米浜健人「デジタル・ディバイド地域におけるブロードバンド整備と『平成の大合併』—広島県安芸高田市・三次市を事例として」『早稲田大学教育学部学術研究(地理学・歴史学・社会科学編)』(59):29-39、2011

補論 連立プロビットを用いたアプリケーションに関する認知の分析について

5. 1. で触れたように、アプリケーションの認知の欠如は連立プロビットを用いて分析することができる。ただし、表 4 で検討したモデルを連立プロビットを用いて推計すると、従属変数の数、独立変数の数、サンプルサイズが大きいため推計に時間がかかる。本稿の分析に用いたソフトウェアでは、投入できる従属変数の数に制限はないものの、従属変数の数が 7 以上になると推計に数日から数週間かかる (Cappellari and Jenkins 2006)。試行的に、12 のアプリケーションのうち「知らない」という回答の割合が低い 6 つのアプリケーションに連立プロビットを用いた結果を表 a-1 に示す。ここで「知らない」という回答の割合が低いアプリケーションに着目するのは、本稿の研究課題に依拠すれば、比較的多くの人に認知されているアプリケーションに関する分析は、あまり知られていないアプリケーションに関する分析よりも重要度が高いからである。6 つのアプリケーションは、e-ラーニング、食品・日用品の購入、オークション、音楽、小説・コミックのダウンロード、映像配信である。

表 a-1 アプリケーションを知らない要因：連立プロビット回帰分析の結果

		(1) e-ラーニング	(2) 食品・日用品	(3) オークション	(4) 音楽	(5) 小説・コミック	(6) 映像配信
女性		0.094 (0.077)	-0.020 (0.786)	0.100 (0.140)	0.152* (0.016)	0.226*** (0.000)	0.215*** (0.000)
学歴	短大・専門学校	-0.124* (0.036)	-0.067 (0.416)	0.029 (0.706)	-0.029 (0.680)	-0.043 (0.485)	-0.017 (0.783)
	大学・大学院	-0.368*** (0.000)	-0.125 (0.115)	0.039 (0.610)	0.010 (0.881)	-0.028 (0.639)	-0.023 (0.713)
	年齢	-0.002 (0.382)	-0.017*** (0.000)	-0.001 (0.619)	-0.000 (0.965)	0.004 (0.057)	-0.005* (0.013)
就業状況	パートタイム勤務	-0.011 (0.877)	0.021 (0.821)	-0.120 (0.167)	-0.037 (0.648)	-0.086 (0.225)	-0.072 (0.319)
	自営	0.127 (0.111)	-0.025 (0.834)	-0.276* (0.015)	-0.212* (0.038)	-0.171* (0.043)	-0.235* (0.011)
	フルタイム勤務	0.028 (0.677)	0.052 (0.566)	-0.167* (0.047)	-0.085 (0.275)	-0.105 (0.125)	-0.046 (0.505)
世帯収入		-0.147*** (0.000)	-0.135*** (0.000)	-0.093** (0.004)	-0.075* (0.015)	-0.093*** (0.000)	-0.132*** (0.000)
既婚		0.263*** (0.000)	0.298** (0.002)	0.151 (0.076)	0.323*** (0.000)	0.230*** (0.001)	0.273*** (0.000)
子との同居		-0.014 (0.809)	-0.082 (0.337)	-0.035 (0.650)	-0.013 (0.852)	-0.013 (0.825)	0.100 (0.107)

表 a-1 アプリケーションを知らない要因：連立プロビット回帰分析の結果(続)

		(1) e-ラーニ ング	(2) 食品・ 日用品	(3) オーク ション	(4) 音楽	(5) 小説・ コミック	(6) 映像配信
テレビ視聴	1 分以上 1 時間未満	0.059 (0.678)	-0.092 (0.587)	-0.187 (0.257)	-0.222 (0.165)	-0.153 (0.294)	0.070 (0.652)
	1 時間以上 2 時間未満	0.076 (0.577)	-0.193 (0.233)	-0.200 (0.204)	-0.173 (0.256)	-0.230 (0.101)	0.004 (0.979)
	2 時間以上 3 時間未満	0.067 (0.628)	-0.333* (0.047)	-0.377* (0.021)	-0.336* (0.032)	-0.290* (0.042)	-0.150 (0.330)
	3 時間以上	0.105 (0.444)	-0.287 (0.082)	-0.301 (0.059)	-0.310* (0.044)	-0.200 (0.155)	-0.076 (0.617)
読書	1 冊以上 3 冊未満	-0.310*** (0.000)	-0.263*** (0.000)	-0.317*** (0.000)	-0.251*** (0.000)	-0.347*** (0.000)	-0.344*** (0.000)
	3 冊以上 5 冊未満	-0.451*** (0.000)	-0.213 (0.112)	-0.327** (0.009)	-0.233* (0.036)	-0.448*** (0.000)	-0.406*** (0.000)
	5 冊以上	-0.424*** (0.000)	-0.424** (0.005)	-0.166 (0.162)	-0.194 (0.082)	-0.372*** (0.000)	-0.257* (0.011)
社会関係資本	主な所属先	0.006 (0.701)	0.001 (0.955)	-0.003 (0.896)	-0.013 (0.502)	-0.005 (0.776)	0.007 (0.680)
	近隣	0.042* (0.023)	0.015 (0.583)	0.056* (0.022)	0.017 (0.474)	0.040* (0.039)	0.043* (0.033)
	主な所属・近隣以外	-0.046** (0.004)	-0.038 (0.089)	-0.049* (0.019)	-0.055** (0.005)	-0.035* (0.036)	-0.069*** (0.000)
携帯所持		-0.250*** (0.000)	-0.326*** (0.000)	-0.306*** (0.000)	-0.196** (0.004)	-0.173** (0.005)	-0.122 (0.057)
定数項		1.549*** (0.000)	1.525*** (0.001)	0.500 (0.243)	0.147 (0.719)	0.456 (0.204)	1.041** (0.005)

N=3,571、サンプルは表 4 と同じ。

カッコ内は p 値 * p<0.05、** p<0.01、*** p<0.001。

誤差項の分散・共分散行列において相関の有無を確認するには、尤度比検定を行うことができる。この連立プロビットモデルでは、尤度比カイ二乗 3999.73（自由度 15）であり、 $p=0.000$ となりすべての相関が 0 であるという仮説は棄却される。連立プロビットを用いることは適切であるといえる。ただし、係数から読み取れる要因の影響は本文で扱ったロジスティックと概ね合致する。上述の処理速度の問題や本文中でふれた解釈の方法などを考慮し、連立プロビットを検討することは今後の課題である。