

## 第2章 インターネットが就業状態及び就業に向けた行動に及ぼす影響について

### 第1節 はじめに

本章では、『社会生活基本調査』特別集計データ（2001年、2006年データ）を用いて、15～64歳の生産年齢人口に属する者の労働市場参加、15～64歳の在学中でない者の無業化、15歳～64歳の在学中でない無業者における就業に向けた行動のそれぞれに関し、インターネットの利用が及ぼす影響を実証分析した<sup>1</sup>。

総務省統計局『労働力調査』によれば、近年、生産年齢人口に属する男性の無業率、特に非労働力率は上昇傾向にあり、中でも中高年層においてその傾向は顕著である。また、玄田（2006）では、いわゆる「ニート」は若年のみならず中高年層の間でも増加傾向にあることが指摘されている<sup>2</sup>。こうした事象の背景には、製造業・建設業等の労働需要減少と、それに伴う産業構造の変化に対応できない者の増加が存在することが示唆されていると考えられる。

同時に、Krueger（1993）に端を発する、コンピュータ・IT（情報技術）の急速な普及に代表される「技能偏向的な技術進歩」が、労働者の賃金格差を拡大させたという、いわゆる「デジタル・デバイド」にまつわる論争が存在する<sup>3</sup>。「デジタル・デバイド」に関する論争は、DiNardo and Pischke（1997）のように、賃金格差がコンピュータ・ITによるものではなく、労働者の観察不可能な個人属性によるものであるという議論の存在もあり<sup>4</sup>、格差研究に大きな争点をもたらした<sup>5</sup>。

さらに、コーエン（2014）において、「機械と協業できる15%の者」とそうでない者との格差が拡大することが示唆されるなど、Krueger（1993）、DiNardo and Pischke（1997）で行なわれたような「ITと格差」の議論が、再び注目されていると言える。

本研究は、中高年の非労働力増加のような事実及び、賃金格差への「技能偏向的な技術進歩」の影響に関する議論を踏まえた上で、「デジタル・デバイド」に関する議論を、就業者の賃金等を対象として行うのではなく、生産年齢人口にある者の就業状態や、無業者における就業に向けた行動などを対象として行った研究である。

<sup>1</sup> なお、本章で用いるデータは、復元乗率でウェイト付けしたものではない。

<sup>2</sup> ここで言う「ニート」とは、総務省統計局『就業構造基本調査』において、「ふだん収入を伴う仕事をしておらず、さらには通学中でなく、配偶者のいない」者のうち、「仕事をしたいと思っていますか」に対し「思っていない」と答えた者（非希望型）及び、「仕事をしたいと思っていますか」に対しては「思っている」と答えたが、実際に仕事を探したり開業の準備をしたりしてはいない者（非求職型）のことを指す。詳しくは玄田（2006）を参照のこと。

<sup>3</sup> Krueger（1993）では、技能偏向的な技術進歩並びにコンピュータの普及が、学歴間賃金格差を招いた要因であることが指摘されている。また、Autor, Katz and Krueger（1998）では、コンピュータに対する依存度の高い産業ほど、高学歴者に対する労働需要の増加幅が大きいことが示されている。

<sup>4</sup> DiNardo and Pischke（1997）と同様、技能偏向的な技術進歩が賃金格差にもたらした影響に対し懐疑的な文献として、Card and DiNardo（2002）、Lemieux（2006）等が挙げられる。

<sup>5</sup> 日本における類似の研究としては、清水・松浦（1999）、大竹（2005）、Kawaguchi（2006）、池永（2009）、櫻井（2011）等が挙げられる。

そしてそれは、玄田・高橋（2012a、2012b）における研究を敷衍したものであると言うことができる<sup>6</sup>。玄田・高橋（2012a、2012b）と異なる点としては、玄田・高橋（2012a、2012b）がそれぞれ未婚の無業者のみを対象とした分析を行ったのに対し、本研究では広く生産年齢に属するものを対象とした分析を含めて行っている点が挙げられる。また、玄田・高橋（2012a、2012b）においては、『社会生活基本調査』匿名データを用いていたのに対し、本研究では『社会生活基本調査』特別集計データを用いており、特に居住地に関する詳細な情報（市区町村レベル）を用いたパネルデータ分析を追加することで、観察不可能な個人属性を一定程度制御した上でのインターネット利用の影響を検討できるという点も、本研究の存在意義として挙げられる<sup>7,8</sup>。

本章での問題関心に従い、総務省『通信利用動向調査』から、インターネットの普及の動向を見ることにする。図2-1には、2001～2012年までの11年間における、インターネット利用者数と普及率の推移が示されている。図2-1から分かる通り、インターネットの利用者数、及び普及率の両者とも、2001年から2012年にかけて大きな伸びを見せている。普及率で見るとすれば、2001年の46.3%から、2012年には79.5%へと、8割に迫る勢いでインターネットの普及が進んでいる。本研究では、2001年から2012年にかけて急速にインターネットが普及してゆく期間の途中である2001年から2006年にかけて、それを使いこなす者とそうでない者との間に、どのような差異が生じてきたかを、就業形態や就業に向けた行動に関する分析を通じて検討してゆく。

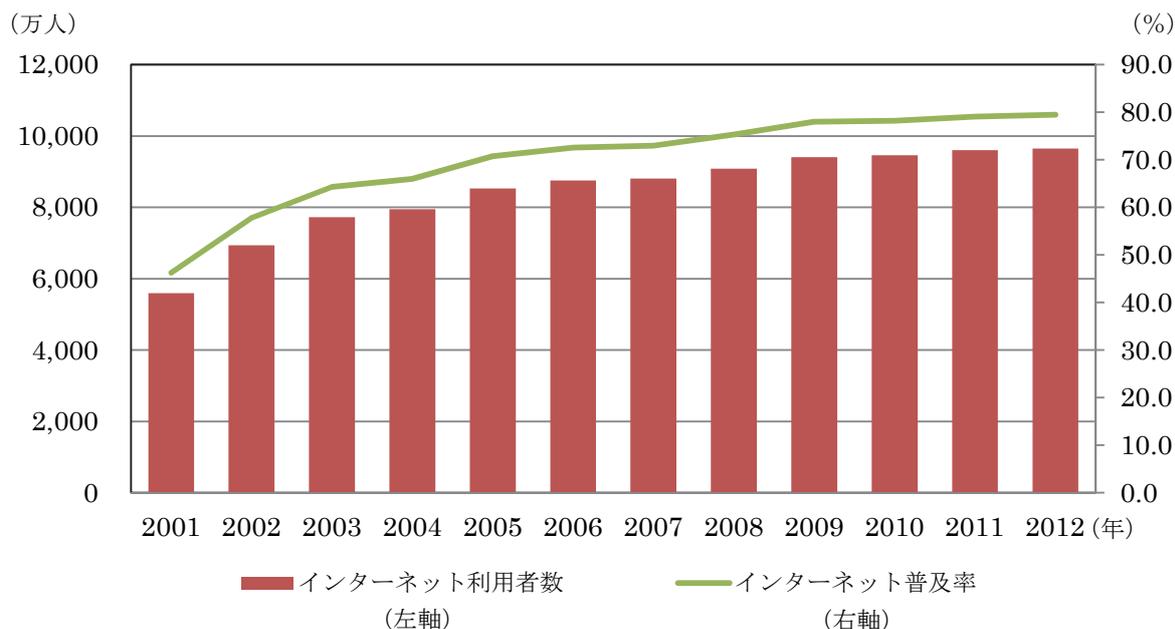
本章の構成は、以下の通りである。本節に続く第2節において、分析に用いるデータの説明並びにデータを用いた簡単な事実確認を行うと同時に、実証分析における仮説を提示する。第3節では、第2節における仮説に基づく実証分析を行う。そして第4節において、本章のまとめと今後の課題に関し検討する。

---

<sup>6</sup> 玄田・高橋（2012a）では、『社会生活基本調査』匿名データ（2001年）を用い、20～39歳の未婚無業者を対象とした上で、インターネットの利用が、若年無業者の仕事につくための学習を積極化させ得る可能性を示した。また、玄田・高橋（2012b）では、同じく『社会生活基本調査』匿名データ（2006年）を用い、20～59歳の在学中でない未婚無業者に関して、インターネットの利用が、求職活動や就業希望、仕事につくための学習等の就業に向けた行動を促進し得る可能性を示した。

<sup>7</sup> 他に本研究と関連の深い先行研究としては、求職行動に対するインターネットのポジティブな影響を指摘したStevenson（2008）や、求職活動にインターネットを用いても失業期間に変化が見られないことを指摘したKuhn and Skuterod（2004）等が挙げられる。

<sup>8</sup> 『社会生活基本調査』匿名データにおいては、個人情報保護の観点から、居住地に関する情報が「三大都市圏か否か」という二値の変数にまとめられている。



出典：総務省『通信利用動向調査』

図 2-1 インターネット利用者数/普及率の推移

## 第 2 節 データと仮説

### 1. データ及び事実確認

本章で用いるデータに関しても、他の章と同様に『社会生活基本調査』特別集計データである<sup>9</sup>。利用する年次は、2001年、2006年のものとなる。本報告書において利用されているデータが1996年～2011年の4時点であるのに対し、本章で用いられるデータが2001年と2006年に限定されている理由は、本章において焦点となる「インターネットの利用」や「パソコンの利用」といった変数が、2001年、2006年のみにしか存在しないためである。それぞれ、「生活行動編データ」「生活時間編データ」を接合したものを分析に用い<sup>10</sup>、両年次における観測数は、2006年データが179316件、2001年データが187969件となる。

また、2006年データ以降、「ふだん仕事をしていますか」という質問項目に対し、「仕事をしたいと思っていますか」という質問項目が新たに追加され、ふだん仕事をしていない者に関して、「仕事をしたいと思っており仕事を探している」「仕事をしたいと思っているが仕事を探していない」「仕事をしたいと思っていない」のいずれかを選択することとなった。それにより、「仕事をしたいと思っており仕事を探している」者は、『労働力調査』における完全

<sup>9</sup> 『社会生活基本調査』は、一日の生活時間の配分と過去一年間における主な活動状況などを調査する目的で行われるものであり、1976年以来五年ごとに行われている。最新の調査である8回目の2011年調査では、2011年10月20日現在で行われ、生活時間に関しては、10月15日～10月23日の九日間のうち、調査区ごとに指定された連続二日間における生活時間を記録することとなっている。

<sup>10</sup> 『社会生活基本調査』「生活時間編」には、プリコード方式（生活時間に関し、20種類の項目から選択して記入する形式）の調査票Aと、アフターコード方式（調査客体が任意に調査票に記入したのち、それにコードを振ってゆく形式）の調査票Bのそれぞれの調査票に基づくデータが存在する。本研究で用いたのは調査票Aによるデータである。

失業者と類似した概念と捉えることが可能となった<sup>11</sup>。

本報告書が「我が国を取り巻く経済・社会環境の変化に応じた雇用・労働のあり方についての調査研究」サブテーマ「労働力需給推計に関する研究」の一環であること、そしてその中で、労働市場参加率が重要な分析対象であることから、「ふだん仕事をしている」者と「仕事をしたいと思っており仕事を探している」者を合計して労働市場参加率を算定できる 2006 年データが、本章における主軸のデータとなる。

対象サンプルであるが、本章では以下の三通りのサンプルを用い、それぞれの就業状態、または就業に向けた行動に対するインターネットの影響を分析する。

- ① 15～64 歳の者
- ② 15～64 歳の在学中でない者<sup>12</sup>
- ③ 15～64 歳の在学中でない無業者

それぞれのサンプルを用いる理由としては、①は生産年齢人口であり、これを基に労働市場参加率に関する推計を行うため。②は、「インターネットと就業状態」との関係をよりダイレクトに観察するため。言い換えると、「働くか働かないか（仕事を探すか否か）」と、「学校へ行くか行かないか」を分けて考察を行いたいため。③は、無業者の就業に向けた行動に関する意思決定を、これも独立して考察したいため、特に労働市場参加率や失業率に関して議論する際に対象外となってしまう「就業希望の有無」に関する考察を行いたいため、というものが挙げられる<sup>13</sup>。

上記の各サンプルに関し、分析内容は以下の通りとなる。

- ① 15～64 歳の者：労働市場参加に関する分析。本研究における「労働市場参加」とは、「ふだん仕事をしていますか」に対し「はい」と答えた者全員と、「ふだん仕事をしていますか」に対し「いいえ」と答えたが、「仕事をしたいと思っ

<sup>11</sup> 但し、例えば仕事をした・しないに関して、『労働力調査』では、月末一週間の期間に少しでも仕事をしたかを問われる（アクチュアルベース）のに対し、『社会生活基本調査』では「仕事をしている」という用語について「ふだん仕事をしており、今後も仕事を続けていく場合をいい、ふだんの状態がはっきり決められない場合は、おおむね 1 年間に 30 日以上仕事をしている場合」とするという「ふだんの状態」を問われる（ユージュアルベース）等、調査方法に差異が存在することに注意が必要である。この意味においては、本研究の労働市場参加率と『労働力調査』の労働市場参加率、本研究の無業率と『労働力調査』の無業率は必ずしも一致しない。

<sup>12</sup> ここで言う「在学中でない者」とは、「ふだん仕事をしていますか」という質問に対し「通学のかたわらに仕事」「通学」と回答した者、及び「教育」に関する質問で、現在在学中であると回答した者を全て排除したものである。

<sup>13</sup> 曾田（2014）によると、2013 年に開催された ILO 主催で開催された第 19 回国際労働統計家会議が行われ、そこで「就業状態に関する人口の分類変更」が行われた。分類変更においては、従来の失業者に加え、「就業しておらず就業に興味はもっているものの、失業者の条件である求職活動と就業可能性のどちらか一方を満たしていない人」「就業者であるけれど、パートタイムなどで労働時間が不十分で追加的なワークを希望し追加就業可能な人」を併せて「未活用労働」と定義された。本研究における「就業希望ありの者」は、「未活用労働」のうち、「就業しておらず就業に興味はもっているものの、失業者の条件である求職活動と就業可能性のどちらか一方を満たしていない人」に該当する。

たいと思っており仕事を探している」と回答した者が1を取る二値変数。

- ② 15～64歳の在学中でない者：無業に関する分析。本研究における「無業」とは、在学中でない者のうち、「ふだん仕事をしていますか」に対し、「いいえ」と答えた者が1を取る二値変数。言い換えると、「ふだんの就業状態」が「家事」または「その他」の者が1を取る変数。
- ③ 15～64歳の在学中でない無業者：就業に向けた行動（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）の有無に関する分析。本研究における「求職活動あり」とは、「ふだん仕事をしていますか」に対し「いいえ」と回答し、「仕事をしたいと思っ  
ていますか」に対し「仕事をしたいと思っ  
ていますか」と回答した者。「就業希望あり」とは、「ふだん仕事をしていますか」に対し「いいえ」と回答し、「仕事をしたいと思っ  
ていますか」に対し「仕事をしたいと思っ  
ていますか」に対し「仕事をしたいと思っ  
ていますか」に対し「仕事をしたいと思っ  
ていますか」のいずれかを回答した者。「仕事につくための学習・研究あり」とは、「この一年間に学習・研究をしましたか」に関し、「はい」と回答し（科目は問わない）、さらに「どのような目的でしましたか」に対し「仕事につくため」と回答した者、となる。

以上のサンプルに関し、2006年データでは①～③の全て、2001年データでは②及び③の「仕事につくための学習・研究」に関する分析を行う。それぞれの分析における、主な説明変数は、「インターネット利用の有無」である<sup>14</sup>。

2006年データを用いて、その「インターネット利用の有無」と就業状態・就業に向けた行動の状況を簡単に概観したものが、表2-1～2-5である。表2-1は「15～64歳人口における労働市場参加者の割合」と「インターネット利用の有無」、表2-2は「15～64歳の在学中でない者における無業者の割合」と「インターネット利用の有無」、表2-3は「15～64歳の在学中でない無業者における求職活動の有無」と「インターネット利用の有無」、表2-4は「15～64歳の在学中でない無業者における就業希望の有無」と「インターネット利用の有無」、表2-5は「15～64歳の在学中でない無業者における仕事につくための学習・研究の有無」と「インターネット利用の有無」を用いたクロス表となる。

表2-1～2-5を見て分かることは、インターネットの利用がある者は、より労働市場に参加する傾向にあること（表2-1）、無業でない傾向にあること（表2-2）、求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究に積極的であること（表2-3～2-5）である。また、全ての図において、独立性の検定をパスしていることから、インターネットの利用のある、ないによって、就業状態や就業に向けた行動の有無に有意な差が存在することが窺える。

<sup>14</sup> 『社会生活基本調査』質問票の「インターネットの利用について」の箇所には、「仕事や学業で利用したものは除きます」との注意書きが存在する。このことから、例えば「職場でインターネットを利用するために、「インターネットの利用あり」と回答する」といった逆因果は排除できる。このことは、脚注15にて触れる「パソコン利用の有無」も同様である。

表 2-1～2-5 の内容を踏まえ、続く節において、就業状態や就業に向けた行動の有無を被説明変数とし、インターネットの利用の有無を主たる説明変数とした実証分析を進めてゆく。

表 2-1 15～64 歳の者における、インターネット利用の有無と労働市場参加ダミーとのクロス表

	その他	労働市場参加	計
インターネット利用なし	9320 (22.7)	31675 (77.3)	40995
インターネット利用あり	16312 (19.8)	65910 (80.2)	82222
計	25632	97585	123217

注 1：括弧内は、インターネット利用別の、労働市場参加の有無の構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 139.2109 Pr = 0.000

表 2-2 15～64 歳の在学中でない者における、インターネット利用の有無と無業ダミーとのクロス表

	その他	無業	計
インターネット利用なし	29687 (74.7)	10057 (25.3)	39744
インターネット利用あり	59631 (83.4)	11878 (16.6)	71509
計	89318	21935	111253

注 1：括弧内は、インターネット利用別の、無業か否かの構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 1.2e+03 Pr = 0.000

表 2-3 15～64 歳の在学中でない無業者における、インターネット利用の有無と求職活動ダミーとのクロス表

	求職活動なし	求職活動あり	計
インターネット利用なし	8281 (82.3)	1776 (17.7)	10057
インターネット利用あり	9063 (76.3)	2815 (23.7)	11878
計	17344	4591	21935

注 1：括弧内は、インターネット利用別の、求職活動の有無の構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 120.0486 Pr = 0.000

表 2-4 15～64 歳の在学中でない無業者における、インターネット利用の有無と就業希望ダミーとのクロス表

	就業希望なし	就業希望あり	計
インターネット利用なし	5803 (57.7)	4254 (42.3)	10057
インターネット利用あり	5098 (42.9)	6780 (57.1)	11878
計	10901	11034	21935

注 1：括弧内は、インターネット利用別の、就業希望の有無の構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、chi2 (1) = 475.9731 Pr = 0.000

表 2-5 15～64 歳の在学中でない無業者における、インターネット利用の有無と仕事につくための学習・研究とのクロス表

	学習・研究なし	学習・研究あり	計
インターネット利用なし	9799 (97.4)	258 (2.6)	10057
インターネット利用あり	10743 (90.4)	1135 (9.6)	11878
計	20542	1393	21935

注 1：括弧内は、インターネット利用別の、学習・研究の有無の構成比

注 2：ピアソンのカイ二乗検定の結果は、 $\chi^2(1) = 447.4276$  Pr = 0.000

## 2. 仮説

実際の分析に入る前に、本章における実証分析に関する仮説を述べる。インターネットの利用が、就業状態及び、就業に向けた行動に及ぼす影響に関しては、ポジティブなものやネガティブなもの二通りが考えられる。

まず、ポジティブな側面であるが、インターネットの利用を通じ仕事に関する情報の蓄積が進むことで、結果として就業にプラスに働く可能性である。表 2-1～2-5 の結果を踏まえると、こちらが妥当であるとの見方が強いかも知れない。例えば、インターネットによる情報検索を通じ、自らの趣向に合致した求人情報を発見することで、それが実際の求職活動につながり、結果として就業することになる、といった状況などがその例であろう。さらに、電子メールや掲示板、ブログ等を通じて行われる情報の交換や共有は、そうした情報が全くない場合と比較して、自らの趣向に適合した求人情報を入手したり、実際に仕事の紹介を受けたりすることにつながるかも知れない。『労働力調査』『社会生活基本調査』等の調査においては、インターネットで求人情報等を検索するのみで、実際に求職活動を行わない場合には求職活動として認められないが（玄田・高橋（2012b））、上記のようなメカニズムを通じ、求職活動を活性化させたり、実際に就業につなげたりすることで、労働市場参加率の上昇や無業率の低下に寄与する可能性は充分にあると言える。

また、実際に求職活動や就業につながらなくても、インターネット利用に伴う仕事に関する情報の蓄積が、就業希望を促進する可能性も存在する。

逆に、ネガティブな側面としては、インターネットを利用する中でいわゆる「インターネット依存症」のような状況に陥り、日常の生活に支障をきたすレベルでインターネットの世界に耽溺してしまう可能性が挙げられる。そのような状況に陥れば、就業することにも支障をきたしうる。また、インターネットを利用することで、無料で視聴できる動画や、無料でできるゲーム等へのアクセスが可能となり、余暇活動へ割く時間を拡大させることを経て、結果として就業や就業に向けた行動にマイナスの効果をもたらす可能性が存在する。

本研究では、インターネットが就業状態及び就業に向けた行動に及ぼす影響に関し、ア priori にポジティブまたはネガティブな効果が一意に存在する、ということ想定せずに分

析を進める。また、インターネットの利用に関して、その利用形態（電子メールを利用しているのか、掲示板を利用しているのか等、詳細は後述）を細分した上で、どのようなインターネットの利用形態が就業及び就業に向けた行動を促進するのか、逆に抑制するのかについても検証を行う。さらに、インターネットの恩恵（もしくは弊害）を受けるのは、パソコンや携帯電話といった電子機器に若いころから触れている若年層が主であるのか、または、自らが属する世代内において先んじてインターネットの利用に習熟した高年齢層が主であるのか、についても検討を行う<sup>15</sup>。さらに、観察不可能な個人属性（インターネットを積極的に利用するような属性の持ち主が、就業に対しても積極的（または逆に消極的）であるといった、データには観察されない個人の属性のこと）を出来る限り制御した上でも、インターネットの利用は就業及び就業に向けた行動に影響を及ぼすのか、に関する分析も行う。

### 第3節 実証分析

#### 1. 年次別分析（全年齢における分析）

まず始めに、年次別の分析の結果に関し検討を行う。前節でも述べた通り、分析の中心は2006年データを用いた分析であり、付加的に2001年データを用いた分析も行う。分析に用いるサンプル並びに被説明変数を整理すると、以下の通りとなる。

- ① 15～64歳の者全員を分析対象とし、被説明変数を「労働市場参加ダミー」とした分析
- ② 15～64歳の在学中でない者を分析対象とし、被説明変数を「無業か否か」とした分析
- ③ 15～64歳の在学中でない無業者を分析対象とし、被説明変数を「求職活動の有無」「就業希望の有無」「仕事につくための学習・研究の有無」とした分析

2006年データを用いた分析では①から③の全て、2001年データを用いた分析では②及び③の「仕事につくための学習・研究」の有無を被説明変数とした分析を行う。被説明変数は全て2値のダミー変数であり、分析手法はプロビット分析を用いる。

各推計式における主たる説明変数は、「インターネット利用の有無」である。付加的に、インターネット利用に関する詳細な項目を用いた分析も行い、インターネット利用のうち、どのような形態での利用が、就業状態及び、無業者の就業に向けた行動に影響を与えるかを検討する<sup>16,17</sup>。前節で述べた通り、インターネットの利用に関しては、就業及び就業に向け

<sup>15</sup> 総務省『通信利用動向調査』では、2001～2012年の11年間で、60～64歳の年齢層におけるインターネット利用率が19.2%から71.8%へと急上昇していることが指摘されており、それ以上の世代においても利用率が大きく増大しているとされている。本文中における、「先んじて」という表現は、あまり適合的でなくなってきた可能性が存在するが、依然として、59歳以下の世代よりも利用率が低いことも、また事実である。

<sup>16</sup> インターネットの利用形態の具体的な項目は、2006年データでは「電子メールの利用」「掲示板・チャットの利用」「ホームページ・ブログの開設・更新」「情報検索及びニュース等の情報入手」「画像・動画・音楽データ、ソフトウェアの入手」であり、2001年データでは、「情報交換」「情報発信」「情報収集」となる。両年における項目に差異が存在するため、直接の比較は困難だと言える。また、両年とも、各項目に関し重複回答が可能である。

た行動を促進する可能性と、逆に就業及び就業に向けた行動を抑制する可能性が存在する。インターネット利用に関する詳細項目を利用した分析を行うことで、インターネットをどのような形で利用することが就業や就業に向けた行動を促進しうる(抑制しうる)のかに関し、若干ではあるが考察を加えることが可能となる<sup>18</sup>。

その他に用いる説明変数としては①～③の全ての分析において用いる共通の変数として、「性別(男性ダミー)」「配偶状態(無配偶ダミー、離死別を無配偶に含める)」「介護の有無<sup>19</sup>」「受診・療養の有無<sup>20</sup>」「教育」「年齢(5歳階級)」が挙げられる。また、世帯内に自分以外の者が存在し、その者がパソコン等の機器を所有している、といったことからの影響等を制御するために、「世帯内の15～64歳の家族数(本人を除く)」をコントロールしている。同時に、単身世帯を構成しているものは家族からの経済的援助を期待しづらい状況にあり得るかも知れないため、「単身世帯ダミー」も同様にコントロールしている。さらに、③に関する分析では、「世帯の年間収入(税込み)」もコントロールしている<sup>21</sup>。各サンプルにおける被説明変数、説明変数とその構成比に関しては、表2-6(2006年)、表2-7(2001年)に掲載されている。

<sup>17</sup> 2006年データ、2001年データの両者において、インターネットの利用形態として、「商品やサービスの予約・購入、支払いなど」という項目が存在するが、このような「ネットショッピングの利用」が、就業状態に影響するという経路は想定し難いため、説明変数からは除いた。

<sup>18</sup> また、本稿には掲載していないが、「インターネット利用の有無」の代わりに、「パソコン利用の有無」を説明変数とした分析も行った。必要に応じ、結果の一部を紹介する。

<sup>19</sup> 第3章とは異なり、ここでは「65歳以上の家族」「その他家族」いずれかを問わず、世帯内の者に介護を行ってれば1となるダミー変数である。この差異には、第3章での内容には介護保険法の影響を検討する目的が存在したことによる。

<sup>20</sup> この変数は、「生活時間編」の「受診・療養時間」が、調査対象日の連続二日間において一分でも存在した場合に1を取るダミー変数である。『社会生活基本調査』2011年調査では、就業者に対してのみ、健康状態を直接問う質問項目が存在するが、1996～2006年データとの接続や、無業者を分析対象にできなくなること等の理由から、第2章及び第3章では用いていない。

<sup>21</sup> この「世帯の年間収入」に関しては、①②においては説明変数に加えていない。その理由として、「無業であるから世帯の年間収入が低い」といった逆因果の関係が存在し得るためである。付加的に、世帯の年間収入を制御した分析も行ったが、結果に大きな差異は見られなかった。

表 2-6 分析で用いる変数と及びその構成比:2006年

2006年	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
労働市場参加						
参加	97585	(79.2)	—	—	—	—
不参加	25632	(20.8)	—	—	—	—
無業						
無業	—	—	21935	(19.7)	—	—
無業ではない	—	—	89318	(80.3)	—	—
求職活動						
あり	—	—	—	—	4591	(20.9)
なし	—	—	—	—	17344	(79.1)
就業希望						
あり	—	—	—	—	11034	(50.3)
なし	—	—	—	—	10901	(49.7)
仕事につくための学習・研究						
あり	—	—	—	—	1393	(6.4)
なし	—	—	—	—	20542	(93.7)
パソコンの使用						
あり	61658	(50.0)	53583	(48.1)	7448	(34.0)
なし	61559	(50.0)	57825	(51.9)	14487	(66.1)
インターネットの利用 (総数)						
あり	82222	(66.7)	71570	(64.2)	11878	(54.2)
なし	40995	(33.3)	39838	(35.8)	10057	(45.9)
電子メールの利用						
あり	68088	(55.3)	58866	(52.8)	9815	(44.8)
なし	55129	(44.7)	52542	(47.2)	12120	(55.3)
掲示板・チャットの利用						
あり	14844	(12.1)	10799	(9.7)	1632	(7.4)
なし	108373	(88.0)	100609	(90.3)	20303	(92.6)
ホームページ・ブログの開設・更新						
あり	8675	(7.0)	6319	(5.7)	937	(4.3)
なし	114542	(93.0)	105089	(94.3)	20998	(95.7)
情報検索及びニュース等の情報入手						
あり	58249	(47.3)	50334	(45.2)	7649	(34.9)
なし	64968	(52.7)	61074	(54.8)	14286	(65.1)
画像・動画・音楽データ、ソフトウェアの入手						
あり	36802	(29.9)	29094	(26.1)	4006	(18.3)
なし	86415	(70.1)	82314	(73.9)	17929	(81.7)
性別						
男性	59702	(48.5)	53567	(48.1)	4366	(19.9)
女性	63515	(51.6)	57841	(51.9)	17569	(80.1)
配偶状態						
有配偶	80155	(65.2)	79990	(72.0)	17280	(78.9)
無配偶	42784	(34.8)	31180	(28.1)	4613	(21.1)
一人の世帯か否か						
一人の世帯	8121	(6.6)	7201	(6.5)	1214	(5.5)
それ以外	115096	(93.4)	104207	(93.5)	20721	(94.5)

表 2-6 分析で用いる変数と及びその構成比:2006年(続き)

2006年	15～64歳全体		15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
15～64歳の家族数(世帯内)						
0人	16903	(13.7)	15907	(14.3)	3751	(17.1)
1人	47684	(38.7)	46792	(42.0)	10602	(48.3)
2人	31386	(25.5)	26979	(24.2)	4456	(20.3)
3人	21892	(17.8)	17484	(15.7)	2531	(11.5)
4人	4675	(3.8)	3687	(3.3)	516	(2.4)
5人	600	(0.5)	498	(0.5)	68	(0.3)
6人	77	(0.1)	61	(0.1)	11	(0.1)
介護の有無						
あり	6909	(5.6)	6735	(6.1)	1941	(8.9)
なし	116308	(94.4)	104673	(94.0)	19994	(91.2)
受診・療養						
あり	7715	(6.3)	7318	(6.6)	2401	(11.0)
なし	115502	(93.7)	104090	(93.4)	19534	(89.1)
年齢						
15～19歳	10071	(8.2)	973	(0.9)	185	(0.8)
20～24歳	8445	(6.9)	6158	(5.5)	775	(3.5)
25～29歳	9350	(7.6)	9164	(8.2)	1422	(6.5)
30～34歳	12034	(9.8)	11932	(10.7)	2365	(10.8)
35～39歳	12568	(10.2)	12519	(11.2)	2298	(10.5)
40～44歳	11840	(9.6)	11819	(10.6)	1688	(7.7)
45～49歳	12857	(10.4)	12844	(11.5)	1654	(7.5)
50～54歳	14216	(11.5)	14198	(12.7)	2111	(9.6)
55～59歳	18213	(14.8)	18195	(16.3)	3966	(18.1)
60～64歳	13623	(11.1)	13606	(12.2)	5471	(24.9)
教育						
中学校在学	1303	(1.1)	—	—	—	—
高校在学	6376	(5.2)	—	—	—	—
短大・高専在学	1183	(1.0)	—	—	—	—
大学・大学院在学	2637	(2.2)	—	—	—	—
小学・中学卒	14633	(12.0)	14623	(13.3)	3851	(17.7)
高校・旧制中卒	56747	(46.5)	56575	(51.3)	11268	(51.9)
短大・高専卒	18715	(15.3)	18682	(16.9)	4217	(19.4)
大学・大学院卒	20499	(16.8)	20406	(18.5)	2366	(10.9)
世帯の年間収入(税込み)						
～100万円	4834	(4.0)	3855	(3.6)	1481	(7.0)
100～199万円	7769	(6.5)	7207	(6.7)	2015	(9.5)
200～299万円	12600	(10.5)	11872	(11.0)	2958	(13.9)
300～399万円	16104	(13.5)	15050	(13.9)	3149	(14.8)
400～499万円	14557	(12.2)	13487	(12.5)	2640	(12.4)
500～599万円	13663	(11.4)	12452	(11.5)	2186	(10.3)
600～699万円	10889	(9.1)	9765	(9.0)	1668	(7.9)
700～799万円	9448	(7.9)	8371	(7.7)	1386	(6.5)
800～899万円	8503	(7.1)	7437	(6.9)	1148	(5.4)
900～999万円	6220	(5.2)	5470	(5.1)	816	(3.8)
1000～1499万円	11443	(9.6)	10062	(9.3)	1339	(6.3)
1500万円以上	3579	(3.0)	3204	(3.0)	443	(2.1)

表 2-7 分析で用いる変数と及びその構成比:2001年

2001年	15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
無業				
無業	23841	(20.0)	—	—
無業ではない	95280	(80.0)	—	—
仕事につくための学習・研究				
あり	—	—	888	(3.7)
なし	—	—	22953	(96.3)
パソコンの使用				
あり	39057	(32.8)	4548	(19.1)
なし	80113	(67.2)	19293	(80.9)
インターネットの利用（総数）				
あり	55539	(46.6)	7798	(32.7)
なし	63631	(53.4)	16043	(67.3)
インターネットの利用・情報交換				
あり	47951	(40.2)	6618	(27.8)
なし	71219	(59.8)	17223	(72.2)
インターネットの利用・情報発信				
あり	6014	(5.1)	501	(2.1)
なし	113156	(95.0)	23340	(97.9)
インターネットの利用・情報収集				
あり	36850	(30.9)	4525	(19.0)
なし	82320	(69.1)	19316	(81.0)
性別				
男性	57622	(48.4)	4383	(18.4)
女性	61548	(51.7)	19458	(81.6)
配偶状態				
有配偶	86781	(72.9)	19147	(80.4)
無配偶	32262	(27.1)	4676	(19.6)
一人の世帯か否か				
一人の世帯	7554	(6.3)	1180	(5.0)
それ以外	111616	(93.7)	22661	(95.1)

表 2-7 分析で用いる変数と及びその構成比:2001 年(続き)

2001年	15～64歳、在学中 でない者		15～64歳、在学中 でない無業者	
	観測数	構成比(%)	観測数	構成比(%)
15～64歳の家族数 (世帯内)				
0人	14600	(12.3)	3383	(14.2)
1人	47273	(39.7)	11285	(47.3)
2人	30829	(25.9)	5262	(22.1)
3人	21146	(17.7)	3175	(13.3)
4人	4746	(4.0)	642	(2.7)
5人	536	(0.5)	85	(0.4)
6人	32	(0.0)	8	(0.0)
7人	8	(0.0)	1	(0.0)
介護の有無				
あり	6339	(5.3)	1827	(7.7)
なし	112831	(94.7)	22014	(92.3)
受診・療養				
あり	8132	(6.8)	2748	(11.5)
なし	111038	(93.2)	21093	(88.5)
年齢				
15～19歳	1284	(1.1)	290	(1.2)
20～24歳	7863	(6.6)	1069	(4.5)
25～29歳	11991	(10.1)	2053	(8.6)
30～34歳	12109	(10.2)	2692	(11.3)
35～39歳	11521	(9.7)	2125	(8.9)
40～44歳	13012	(10.9)	1871	(7.9)
45～49歳	14685	(12.3)	1892	(7.9)
50～54歳	18890	(15.9)	2920	(12.3)
55～59歳	13862	(11.6)	3139	(13.2)
60～64歳	13953	(11.7)	5790	(24.3)
教育				
小学・中学卒	21326	(18.0)	5426	(22.9)
高校・旧制中卒	60957	(51.4)	12152	(51.3)
短大・高専卒	17422	(14.7)	4061	(17.2)
大学・大学院卒	18856	(15.9)	2030	(8.6)
世帯の年間収入 (税込み)				
～100万円	3558	(3.0)	1308	(5.6)
100～199万円	6281	(5.4)	1759	(7.5)
200～299万円	11465	(9.8)	2889	(12.4)
300～399万円	14837	(12.7)	3333	(14.3)
400～499万円	13872	(11.9)	2836	(12.2)
500～599万円	13599	(11.6)	2536	(10.9)
600～699万円	11370	(9.7)	2023	(8.7)
700～799万円	9629	(8.2)	1703	(7.3)
800～899万円	8359	(7.2)	1461	(6.3)
900～999万円	6876	(5.9)	1043	(4.5)
1000～1499万円	12852	(11.0)	1876	(8.0)
1500万円以上	4230	(3.6)	582	(2.5)

ここからは実際の推計結果を見ながら、その内容を検討してゆく。まず、表 2-8 である。表 2-8 は、2006 年データにおける、15～64 歳の者の就業状態及び、15～64 歳の在学中でない無業者の就業に向けた行動を被説明変数としたプロビット分析の結果である。表 2-8 から分かることは、

- (1) インターネット利用のある者（「インターネット利用あり」）は労働市場に参加している確率が高い（労働市場参加の有無を被説明変数とした場合の「インターネット利用あり」の限界効果は、0.0415 と有意にプラスである）
- (2) インターネット利用のある、在学中でない者は、無業である確率が低い（無業か否かを被説明変数とした場合の「インターネット利用あり」の限界効果は、 $-0.0395$  と有意にマイナスである）
- (3) インターネット利用のある、在学中でない無業者は、求職活動、就業希望、仕事に向けた学習・研究のいずれに関しても積極的である（求職活動、就業希望、仕事に向けた学習・研究の有無を被説明変数とした場合の「インターネット利用あり」の限界効果は、それぞれ 0.0481、0.0925、0.0488 と有意にプラスである）

ということである。前節で述べたインターネット利用が就業状態及び就業に向けた行動に及ぼす影響に関する仮説のうち、就業及び就業に向けた行動を促進するという仮説を支持する結果となっている<sup>22</sup>。

その他の説明変数の限界効果に目を向けると、世帯内の家族数が多い者ほど、労働市場参加率（限界効果は 0.0252）が高く（無業率（限界効果は $-0.0250$ ）が低く）、就業に向けた行動に積極的であることが分かる。可能な解釈としては、扶養すべき家族が多い者ほど就業及び就業に向けた行動に積極的である可能性が存在すること、別の解釈として、世帯内の他のメンバーから仕事に関する情報を得やすいという可能性が存在すること等が挙げられる。

また単身者において、労働市場参加率が高く、無業率が低いことから、家族からの援助を期待できない単身者が、必然的に就業に対し積極的となっている可能性が示唆される。しかし、無業者における求職活動に関しては、単身である者は逆に消極的であり、上で述べた仕事に関する情報が不足することが原因であるかも知れない。世帯構成に関しては、続柄情報を用いたより詳細な分析が必要であると言える。

さらに見てゆくと、家族の介護や受診・療養のある者は就業及び就業に向けた行動に消極的であり、逆に男性及び無配偶者は就業及び就業に向けた行動に積極的である。学歴に関しては、相対的に学歴の高い者ほど労働市場参加率が高い（無業率が低い）が、求職活動・就業希望に関しては逆の結果となっている<sup>23</sup>。仕事につくための学習・研究に関しては、学歴の高い者ほど積極的である。年齢に関しては、相対的に若い者ほど労働市場参加率が高く（無業率が低く）、就業に向けた行動に積極的であると考えられる。

ここまで見てきたように、様々な変数を制御した上でなお、インターネット利用者は労働市場参加率が高く（無業率が低く）、就業に向けた行動に積極的であることが分かった。では、

<sup>22</sup> 「インターネット利用の有無」を「パソコン利用の有無」と入れ替えた分析結果に関しても、同様の結果を得ている。

<sup>23</sup> この点に関しては、高学歴の無業者が、希望して無業者である状態（「専業主婦・主夫」）にあるためかも知れない。他の世帯員のデータとマッチングさせることによる分析は、今後の分析課題の一つであろう。

インターネットをいかなる目的で用いても、インターネット利用のこうした影響は保持されるのであろうか。

表 2-8 2006 年データにおける、プロビット分析の結果

	労働市場参加 (参加=1、不参加=0)		無業 (無業=1、それ以外=0)		求職活動 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
インターネット利用あり	0.0415	(0.0029) ***	-0.0395	(0.0028) ***	0.0481	(0.0063) ***
世帯内の家族数 (15~64歳)	0.0252	(0.0013) ***	-0.0250	(0.0013) ***	0.0274	(0.0032) ***
単身世帯	0.0091	(0.0053) *	-0.0339	(0.0048) ***	-0.0374	(0.0122) ***
男性	0.1975	(0.0024) ***	-0.2131	(0.0023) ***	0.1941	(0.0093) ***
無配偶	0.0893	(0.0030) ***	-0.0452	(0.0029) ***	0.1422	(0.0096) ***
介護あり	-0.0598	(0.0053) ***	0.0512	(0.0052) ***	-0.0575	(0.0088) ***
受診・療養あり	-0.0934	(0.0053) ***	0.0970	(0.0053) ***	-0.0384	(0.0080) ***
教育<高校卒>						
中学在学	-0.8459	(0.0023) ***	—	—	—	—
高校在学	-0.7409	(0.0084) ***	—	—	—	—
短大・高専在学	-0.3577	(0.0177) ***	—	—	—	—
大学・大学院在学	-0.3871	(0.0131) ***	—	—	—	—
中学卒	-0.0139	(0.0038) ***	0.0265	(0.0037) ***	-0.0094	(0.0078)
短大・高専卒	-0.0161	(0.0035) ***	0.0002	(0.0032)	-0.0155	(0.0073) **
大学・大学院卒	0.0202	(0.0035) ***	-0.0292	(0.0033) ***	-0.0278	(0.0087) ***
年齢<55~59歳>						
15~19歳	-0.0977	(0.0120) ***	0.0923	(0.0163) ***	0.0840	(0.0339) ***
20~24歳	0.0195	(0.0063) ***	-0.0097	(0.0063)	0.1582	(0.0213) ***
25~29歳	0.0244	(0.0052) ***	-0.0041	(0.0053)	0.1253	(0.0164) ***
30~34歳	0.0010	(0.0048)	0.0124	(0.0048) ***	0.0675	(0.0131) ***
35~39歳	0.0371	(0.0042) ***	-0.0206	(0.0043) ***	0.1284	(0.0142) ***
40~44歳	0.0705	(0.0037) ***	-0.0565	(0.0038) ***	0.1534	(0.0157) ***
45~49歳	0.0762	(0.0035) ***	-0.0644	(0.0036) ***	0.1382	(0.0153) ***
50~54歳	0.0570	(0.0036) ***	-0.0529	(0.0036) ***	0.0621	(0.0129) ***
60~64歳	-0.1605	(0.0055) ***	0.1539	(0.0054) ***	-0.0895	(0.0079) ***
世帯の年間収入<300~399万> ~100万円	—	—	—	—	0.0667	(0.0149) ***
100~199万円	—	—	—	—	0.0550	(0.0130) ***
200~299万円	—	—	—	—	0.0121	(0.0105)
400~499万円	—	—	—	—	-0.0097	(0.0102)
500~599万円	—	—	—	—	-0.0259	(0.0103) **
600~699万円	—	—	—	—	-0.0365	(0.0108) ***
700~799万円	—	—	—	—	-0.0370	(0.0115) ***
800~899万円	—	—	—	—	-0.0699	(0.0110) ***
900~999万円	—	—	—	—	-0.0607	(0.0128) ***
1000~1499万円	—	—	—	—	-0.0855	(0.0100) ***
1500万円以上	—	—	—	—	-0.1039	(0.0132) ***
サンプルサイズ	121851		109962		21001	
擬似決定係数	0.2712		0.1491		0.1497	

注 1：サンプルはそれぞれ 15~64 歳の者全員（労働市場参加）、15~64 歳の在学中でない者（無業）、15~64 歳の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）、15~64 歳の在学中でない無業者のうち就業希望のある者（「就業希望あり」の者に限定した求職活動の推計式）

注 2：<>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は都道府県ダミー

注 3：\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-8 2006 年データにおける、プロビット分析の結果(続き)

	求職活動 (「就業希望あり」に限定) (あり=1、なし=0)		就業希望 (あり=1、なし=0)		仕事につくための 学習・研究 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
インターネット利用あり	0.0282	(0.0119) **	0.0925	(0.0085) ***	0.0488	(0.0033) ***
世帯内の家族数 (15~64歳)	0.0367	(0.0059) ***	0.0307	(0.0044) ***	-0.0012	(0.0017)
単身世帯	-0.0985	(0.0236) ***	0.0170	(0.0196)	-0.0012	(0.0070)
男性	0.2103	(0.0131) ***	0.1954	(0.0097) ***	0.0256	(0.0047) ***
無配偶	0.1854	(0.0140) ***	0.1195	(0.0112) ***	0.0483	(0.0058) ***
介護あり	-0.1103	(0.0181) ***	-0.0273	(0.0130) **	0.0000	(0.0052)
受診・療養あり	-0.0533	(0.0161) ***	-0.0360	(0.0116) ***	0.0096	(0.0049) **
教育<高校卒>						
中学在学	—	—	—	—	—	—
高校在学	—	—	—	—	—	—
短大・高専在学	—	—	—	—	—	—
大学・大学院在学	—	—	—	—	—	—
中学卒	-0.0111	(0.0148)	0.0029	(0.0106)	-0.0241	(0.0036) ***
短大・高専卒	-0.0143	(0.0136)	-0.0295	(0.0101) ***	0.0041	(0.0038)
大学・大学院卒	-0.0267	(0.0170)	-0.0535	(0.0126) ***	0.0354	(0.0059) ***
年齢<55~59歳>						
15~19歳	0.0361	(0.0494)	0.1488	(0.0410) ***	-0.0009	(0.0142)
20~24歳	0.0758	(0.0280) ***	0.2697	(0.0190) ***	0.0304	(0.0109) ***
25~29歳	0.0661	(0.0235) ***	0.2182	(0.0154) ***	0.0217	(0.0082) ***
30~34歳	0.0018	(0.0208)	0.1778	(0.0136) ***	0.0133	(0.0066) **
35~39歳	0.0608	(0.0206) ***	0.2397	(0.0128) ***	0.0223	(0.0072) ***
40~44歳	0.0837	(0.0217) ***	0.2622	(0.0131) ***	0.0246	(0.0080) ***
45~49歳	0.0995	(0.0220) ***	0.2050	(0.0140) ***	0.0120	(0.0073) *
50~54歳	0.0372	(0.0212) *	0.1076	(0.0139) ***	0.0092	(0.0068)
60~64歳	-0.0912	(0.0179) ***	-0.1483	(0.0113) ***	-0.0179	(0.0045) ***
世帯の年間収入<300~399万>						
~100万円	0.0933	(0.0239) ***	0.0522	(0.0181) ***	-0.0187	(0.0050) ***
100~199万円	0.0675	(0.0213) ***	0.0553	(0.0157) ***	-0.0041	(0.0056)
200~299万円	0.0176	(0.0189)	0.0149	(0.0137)	-0.0064	(0.0048)
400~499万円	-0.0133	(0.0189)	-0.0034	(0.0140)	-0.0077	(0.0047)
500~599万円	-0.0478	(0.0197)	-0.0133	(0.0148)	-0.0134	(0.0046) ***
600~699万円	-0.0565	(0.0214) **	-0.0315	(0.0162) *	-0.0112	(0.0051) **
700~799万円	-0.0560	(0.0229) ***	-0.0401	(0.0173) **	-0.0071	(0.0056)
800~899万円	-0.1035	(0.0247) **	-0.0826	(0.0183) ***	-0.0071	(0.0061)
900~999万円	-0.0774	(0.0286) ***	-0.0839	(0.0207) ***	-0.0108	(0.0064)
1000~1499万円	-0.1120	(0.0245) ***	-0.1328	(0.0173) ***	-0.0127	(0.0054) **
1500万円以上	-0.1299	(0.0398) ***	-0.1984	(0.0250) ***	-0.0263	(0.0058) ***
サンプルサイズ	10599		21001		21001	
擬似決定係数	0.0943		0.1164		0.1049	

注1: サンプルはそれぞれ15~64歳の者全員(労働市場参加)、15~64歳の在学中でない者(無業)、15~64歳の在学中でない無業者(求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究)、15~64歳の在学中でない無業者のうち就業希望のある者(「就業希望あり」の者に限定した求職活動の推計式)

注2: <>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は都道府県ダミー

注3: \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-9 には、インターネット利用形態の細目を説明変数として、表 2-8 と同様の分析を行った結果が掲載されている。表 2-9 からまず分かるのは、「情報検索及びニュース等の情報入手」「画像・動画・音楽データ、ソフトウェアの入手」の二つの項目が、全ての式において有意に、就業及び就業に向けた行動と正の相関を持っていることである。インターネットを通じ、必要な情報を正しく入手し、利用できるということが、就業ないし就業に向けた行動を促進する方向に働いていることが分かる。さらに、「画像・動画・音楽データ、ソフトウェアの入手」の結果からは、コンピュータ利用にある程度習熟し、自分に必要なものを入手できるという能力が、就業ないし就業に向けた行動を促進する方向に働いている可能性を示唆していると言える。また、労働市場参加率及び仕事につくための学習・研究に関する式における「ホームページ・ブログの開設・更新」、労働市場参加率・無業率・就業希望・仕事につくための学習・研究に関する式における「電子メールの利用」に関しても、それぞれ就業促進的な働きを持っていることが分かる。ホームページ・ブログの開設・更新や電子メールの利用といった情報発信・交換もまた、就業及び就業に向けた行動を促進する方向に働いていると言える。インターネットを通じた情報の発信、収集、交換といった行動を通じ、仕事に関する情報の蓄積が行われ、そのことが就業及び就業に向けた行動を促進する、という可能性が示唆されていると言える。

唯一例外的なのが、無業に関する式における「掲示板・チャットの利用」である。掲示板やチャットを利用しているものは、無業化しやすいという傾向を見ることができる。無論、掲示板やチャットの利用により、仕事に関する情報を得られる可能性も存在し、事実、就業希望に関する式や、仕事につくための学習・研究に関しては、「掲示板・チャットの利用」はポジティブに働いている。しかし、実際に就業に対し直接的な行動を伴う求職活動や労働市場参加に関しては効果を持っていないことを含め、「掲示板・チャット」のヘビーユーザーとなることで「ネット中毒」的な状況に陥り、結果として就業や就業に向けた行動が抑制される、という状況が存在し得ると言える。

ここまで、2006 年データを用いた単年での分析結果に関して検討を行ってきた。続いて 2001 年データを用いた単年での分析結果に関し、簡単に検討を行う。表 2-10・表 2-11 が分析結果である。表 2-10・表 2-11 のいずれからでも、インターネット利用のある者は無業化しにくく、また、仕事につくための学習・研究に積極的であることが分かる。2006 年データとは異なる項目となっているが、インターネットの利用形態に関する細目を用いた分析でも、情報交換・情報発信・情報収集全ての項目が、就業及び就業に向けた行動を促進する方向に影響していると言える。インターネットを通じた情報の交換・発信・収集等を通じ、仕事に関する情報の蓄積が行われ、それが就業促進的に働く、という可能性が、2001 年データによる分析においても示唆されたと言える。

表 2-9 2006 年データにおける、プロビット分析の結果

	労働市場参加 (参加=1、不参加=0)		無業 (無業=1、それ以外=0)		求職活動 (あり=1、なし=0)		求職活動 (「就業希望あり」に限定) (あり=1、なし=0)		就業希望 (あり=1、なし=0)		仕事につくための 学習・研究 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
電子メールの利用	0.0180	(0.0028) ***	-0.0239	(0.0028) ***	0.0099	(0.0070)	-0.0107	(0.0126)	0.0410	(0.0093) ***	0.0118	(0.0037) ***
掲示板・チャットの利用	-0.0022	(0.0043)	0.0211	(0.0049) ***	0.0107	(0.0114)	-0.0015	(0.0192)	0.0434	(0.0162) ***	0.0143	(0.0057) ***
ホームページ・ブログの 開設・更新	0.0345	(0.0045) ***	-0.0074	(0.0055)	0.0128	(0.0142)	0.0233	(0.0239)	0.0095	(0.0202)	0.0110	(0.0068) *
情報検索及びニュース等の 情報入手	0.0130	(0.0029) ***	-0.0168	(0.0030) ***	0.0250	(0.0076) ***	0.0255	(0.0133) *	0.0349	(0.0100) ***	0.0389	(0.0044) ***
画像・動画・音楽データ、 ソフトウェアの入手	0.0264	(0.0031) ***	-0.0197	(0.0032) ***	0.0437	(0.0088) ***	0.0478	(0.0143) ***	0.0556	(0.0114) ***	0.0106	(0.0042) ***
サンプルサイズ	121851		109962		21001		10599		21001		21001	
擬似決定係数	0.2723		0.1497		0.1513		0.0957		0.1174		0.1107	

注 1：サンプルはそれぞれ 15～64 歳の者全員（労働市場参加）、15～64 歳の在学中でない者（無業）、15～64 歳の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）、15～64 歳の在学中でない無業者のうち就業希望のある者（就業希望あり）の者に限定した求職活動の推計式）

注 2：その他の説明変数は表 2-8 と同じ

注 3：\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-10 2001 年データにおける、プロビット分析の結果

	無業 (無業=1、それ以外=0)		仕事につくための 学習・研究 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
インターネット利用あり	-0.0707	(0.0025) ***	0.0322	(0.0028) ***
サンプルサイズ	118406		23190	
擬似決定係数	0.1698		0.1727	

注 1: サンプルはそれぞれ 15～64 歳の在学中でない者（無業）、15～64 歳の在学中でない無業者（仕事につくための学習・研究）

注 2: その他の説明変数は表 2-8 と同じ

注 3: \*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-11 2001 年データにおける、プロビット分析の結果

	無業 (無業=1、それ以外=0)		仕事につくための 学習・研究 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
インターネットの利用・ 情報交換	-0.0521	(0.0029) ***	0.0103	(0.0025) ***
インターネットの利用・ 情報発信	-0.0309	(0.0056) ***	0.0081	(0.0048) *
インターネットの利用・ 情報収集	-0.0333	(0.0031) ***	0.0314	(0.0039) ***
サンプルサイズ	118406		23190	
擬似決定係数	0.1709		0.1824	

注 1: サンプルはそれぞれ 15～64 歳の在学中でない者（無業）、15～64 歳の在学中でない無業者（仕事につくための学習・研究）

注 2: その他の説明変数は表 2-8 と同じ

注 3: \*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

## 2. 年次別分析（年齢階級別の分析）

第3節1.において、インターネットの利用、特に、情報の交換・発信・収集が、就業及び就業に向けた行動を促進し得るという実証結果に関し検討を行ってきた。では、この効果は15～64歳の全年齢の者に共通して見られる傾向なのだろうか。考え得る仮説としては、携帯電話等の電子機器により親しんでいると考えられる若年層ほどインターネットの恩恵を受けているという可能性、逆に、電子機器の広がり相対的に緩やかであろう高年齢層の者の中において、インターネットを利用できる者の優位性が際立つという可能性の両仮説が挙げられる。

そこで、本サブセクションでは、15～64歳というサンプルを、10歳階級ごとに再区分したサンプルを用いた分析を行うことで、インターネット利用の効果が、特にどのような年齢階層に顕著であるのかを見てゆくこととする。分析の結果は表2-12（2006年）、表2-13（2001年）である。表2-7における、サンプルを「就業希望あり」に限定した上での求職活動の有無に関する分析を除き、2006年・2001年両年共に全年齢階級においてインターネット利用が就業及び就業に向けた行動にポジティブな影響を与えていることが分かる。少なくともクロスセクションデータによる分析結果を見る限り、インターネット利用の影響において、年齢による顕著な差異は見られないと言える<sup>24</sup>。

---

<sup>24</sup> ただし、15～24歳の年齢層に関しては、在学中の者を含めるか否かで、サンプルに大きな違いが存在する可能性があると言える。在学中を含めた上での労働市場参加に関する推計の結果と、在学中を含めずに行った無業に関する推計結果の両者からは、上記の影響は直接観察されないが、解釈に留保が必要となり得ると言う点から、ここで明記する。

表 2-12 2006 年データにおける、プロビット分析の結果(年齢別推計、説明変数に「インターネット利用」を使用)

インターネット 利用	労働市場参加 (参加=1、不参加=0)		無業 (無業=1、それ以外=0)		求職活動 (あり=1、なし=0)		求職活動 (「就業希望あり」に限定) (あり=1、なし=0)		就業希望 (あり=1、なし=0)		仕事につくための 学習・研究 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15~24歳	0.0894	(0.0158) ***	-0.0555	(0.0120) ***	0.1166	(0.0450) **	0.0003	(0.0527)	0.1876	(0.0415) ***	0.0935	(0.0236) ***
サンプルサイズ 擬似決定係数	18429		7057		923		735		882		787	
	0.4511		0.1154		0.1826		0.1829		0.1586		0.1695	
25~34歳	0.0559	(0.0066) ***	-0.0701	(0.0082) ***	0.1095	(0.0176) ***	0.0573	(0.0314) *	0.1842	(0.0249) ***	0.0626	(0.0084) ***
サンプルサイズ 擬似決定係数	21186		20876		3639		2302		3639		3597	
	0.2355		0.1664		0.1953		0.1701		0.0888		0.1416	
35~44歳	0.0429	(0.0049) ***	-0.0599	(0.0061) ***	0.0666	(0.0164) ***	0.0392	(0.0253)	0.0974	(0.0201) ***	0.0777	(0.0076) ***
サンプルサイズ 擬似決定係数	24154		24071		3828		2486		3828		3828	
	0.1928		0.1697		0.1043		0.0955		0.0535		0.0820	
45~54歳	0.0232	(0.0034) ***	-0.0303	(0.0041) ***	0.0517	(0.0152) ***	0.0210	(0.0253)	0.1129	(0.0188) ***	0.0452	(0.0074) ***
サンプルサイズ 擬似決定係数	26741		26692		3584		1971		3584		3555	
	0.1579		0.1380		0.1168		0.0935		0.0728		0.0987	
55~64歳	0.0208	(0.0054) ***	-0.0212	(0.0058) ***	0.0197	(0.0075) ***	0.0261	(0.0204)	0.0440	(0.0118) ***	0.0289	(0.0044) ***
サンプルサイズ 擬似決定係数	31339		31266		9027		3105		9027		9027	
	0.1418		0.1248		0.1122		0.0758		0.0654		0.0866	

注1：サンプルはそれぞれ当該年齢の者全員（労働市場参加）、当該年齢の在学中でない者（無業）、当該年齢の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）、当該年齢の在学中でない無業者のうち就業希望のある者（「就業希望あり」の者に限定した求職活動の推計式）

注2：その他の説明変数は表2-8と同じ

注3：\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-13 2001 年データにおける、プロビット分析の結果  
(年齢別推計、説明変数に「インターネット利用」を使用)

インターネット 利用	無業 (無業=1、それ以外=0)		仕事につくための 学習・研究 (あり=1、なし=0)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
15～24歳	-0.0414	(0.0086) ***	0.0693	(0.0130) ***
サンプルサイズ	9103		1242	
擬似決定係数	0.1080		0.2517	
25～34歳	-0.0841	(0.0059) ***	0.0393	(0.0059) ***
サンプルサイズ	23957		4644	
擬似決定係数	0.2241		0.1513	
35～44歳	-0.0619	(0.0043) ***	0.0513	(0.0072) ***
サンプルサイズ	24393		3748	
擬似決定係数	0.2053		0.1342	
45～54歳	-0.0516	(0.0035) ***	0.0466	(0.0087) ***
サンプルサイズ	33358		4197	
擬似決定係数	0.1576		0.1525	
55～64歳	-0.0610	(0.0075) ***	0.0138	(0.0039) ***
サンプルサイズ	27595		7888	
擬似決定係数	0.1248		0.1577	

注1：サンプルはそれぞれ当該年齢の在学中でない者（無業）、当該年齢の在学中でない無業者（仕事につくための学習・研究）

注2：その他の説明変数は表2-8と同じ

注3：\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

### 3. 市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータによる分析

ここまでは、2006年データ、2001年データそれぞれを別個に用い、年次別の分析を行ってきた。その結果、インターネット利用は、就業及び就業に向けた行動を促進し得る働きを持つこと、特に、情報の交換・発信・収集が就業及び就業に向けた行動にポジティブな影響をもたらしていることが分かった。また、年齢階級別の分析において、インターネットの利用が就業及び就業に向けた行動に与える影響に関し、年齢による大きな差異が見られないことも併せて確認した。

しかし、クロスセクションデータを用いた分析においては、「観察不可能な個人属性の効果」を考慮した分析を行うことが困難である。分かりやすく言い換えると、インターネット利用に積極的になるような、新技術への適応力及び関心の高い者ほど、就業や就業に向けた行動

に積極的である、といった、分析対象者の観察不可能な個人属性を制御できない、ということである。クロスセクションデータを用いた推計では、インターネット利用の効果であると思われた物が、この観察不可能な個人属性の効果である可能性を排除できない。

そこで、本節では、この観察不可能な個人属性の影響を可能な限り制御することを目的とした分析を試みる。具体的には、市区町村番号を ID とした市区町村パネルデータを用いた分析、市区町村番号とコーホート番号を掛け合わせたものを ID とした疑似パネルデータを用いた分析の両者を行う<sup>25</sup>。

まず、市区町村パネルデータであるが、これは、2001年データの市区町村番号を、2006年時点での市区町村番号に変換した上で<sup>26</sup>、市区町村番号を ID として用いたパネルデータとなる。被説明変数、説明変数はそれぞれ、年次別分析で用いた変数に関する各市区町村の平均値となる。

次に、市区町村・年齢（コーホート）階級別パネルデータであるが、これは、市区町村番号に加え、年齢階級を用いた ID を作成したパネルデータである。より詳細に説明すると、「2006年における年齢階級＝2001年における年齢階級から1を減じたもの」となるようなコーホート番号を作成し、市区町村番号に100を掛けたものとコーホート番号を足し合わせたものを ID としたパネルデータである。各 ID を、市区町村・コーホート階級を代表する個人であるとみなし、ID ごとの各変数の平均値を、被説明変数・説明変数として用いる疑似的なパネルデータとなる。具体例を挙げると、「2006年におけるA市の40～44歳階級の者」は「2001年におけるA市の35～39歳階級の者」と同一人物であるとみなすことになる。また、市区町村パネルデータと同様に、市区町村番号は2006年のものに統一した<sup>27</sup>。

本節では、市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを用いた分析を行う。被説明変数は、2001年及び2006年の両年において共通している必要が存在するため、以下の二つの分析となる。

- ① 15～64歳の在学中でない者に関する、「無業率」の分析
- ② 15～64歳の在学中でない無業者に関する「仕事につくための学習・研究あり」比率の分析

<sup>25</sup> 但し、『社会生活基本調査』においては市区町村単位での標本復元を想定した標本設計とはなっておらず、推計の際に標本誤差の影響が存在する可能性があることに留意する必要がある。

<sup>26</sup> 『社会生活基本調査』特別集計データに限らず、公的統計における市区町村番号は、調査年次の番号が用いられる。市区町村パネル等を作成する場合には、市区町村の合併等による市区町村番号の変更を反映する必要がある。特に、2001～2006年の期間には、2003～2005年をピークとしたいわゆる「平成の大合併」の時期が含まれているため、本報告書におけるデータの中でも特に、市区町村番号の整理が重要な時期となる。

<sup>27</sup> 第1章と同様に、市区町村パネルデータや市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータにおいては、転出入等の要因により、完全な同一市区町村の平均値（または同一コーホートの平均値）であるとは言いきれない。よって、結果の解釈に関しては一定の留保が必要となる。特に、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータにおいては、若年層においてその傾向が顕著となると言える。例えば、「2006年におけるA市の20～24歳階級の大卒者」は2001年時点では在学中であるため、本章で分析対象となるサンプルとはなっていない。したがって、以下の分析では、結果の解釈に注意が必要である。

市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを用いた両分析において、上記の①及び②を、15～64歳の全年齢階級及び10歳階級のサンプルを用いて推計する。被説明変数、説明変数は表2-8、表2-10の各変数の平均値であり、分析方法は、固定効果モデルとなる。全年齢を対象とした分析結果が表2-14、表2-15に、10歳階級の分析結果が表2-16、表2-17に掲載されている。

はじめに表2-14である。表2-14には、15～64歳の全年齢階級をサンプルとした、市区町村パネルデータの分析結果が掲載されている。分析結果からわかることは、市区町村におけるインターネット利用率の変化は、市区町村における無業率に影響を及ぼさないということである。また、市区町村におけるインターネット利用率の上昇は、市区町村内の無業者における仕事につくための学習・研究を促進していることが分かる。

続いて表2-15、15～64歳の全年齢階級（年齢階級は2006年を基準としたもの）をサンプルとした市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータの分析結果に目を向けると、インターネット利用率の上昇は、無業率の低下、仕事につくための学習・研究の促進の両方の効果をもたらしていることが分かる。表2-14の結果と併せて考えると、より全体的なインターネット利用率の上昇よりも、より個別的なインターネット利用率の上昇の方が、就業及び就業に向けた行動を促進していると考えられるのではないだろうか。いずれにせよ、観察不可能な個人属性を可能な限り制御した上でも、インターネット利用が就業及び就業に向けた行動に及ぼすポジティブな影響は保持される。

本節の最後に、年齢階級の分析結果をそれぞれ見てゆく。表2-16が市区町村パネルデータ、表2-17が市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似の分析結果である。両者に共通しているのは、働き盛りと表現できる、大学を卒業した25歳以上の年齢階級において、インターネット利用率の上昇が、就業並びに就業に向けた行動を促進しているという結果である。特に、表2-16、表2-17の両者に共通してインターネット利用率上昇の無業率抑制効果及び就業に向けた行動の促進効果が見られるのは、25～44歳という、相対的に若年である層である。年次別の分析と異なり、全年齢層に共通してインターネットの影響が見られるわけではなく、特定の年齢層に顕著にインターネットの就業促進効果（就業に向けた行動の促進効果）が見られる点は、市区町村パネルデータ、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータを用いることで得られた結果であると言える。

表 2-14 2006 年データ、2001 年データを用いた市区町村パネルデータの固定効果推計結果

	無業率		「仕事につくための 学習・研究あり」比率	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
インターネット利用率	-0.0084	(0.0229)	0.0640	(0.0137) ***
世帯内の家族数比率	-0.0395	(0.0077) ***	0.0076	(0.0063)
単身世帯比率	-0.1912	(0.0388) ***	-0.0054	(0.0292)
男性比率	-0.0899	(0.0376) **	0.0494	(0.0173) ***
無配偶比率	0.0424	(0.0135) ***	0.0695	(0.0170)
介護あり比率	0.0600	(0.0380)	-0.0540	(0.0200) ***
受診・療養あり比率	0.0054	(0.0434)	-0.0196	(0.0178)
教育<高校卒比率>				
中学卒比率	0.0650	(0.0255)	-0.0094	(0.0142)
短大・高専卒比率	-0.0160	(0.0331)	0.0094	(0.0173)
大学・大学院卒比率	0.0148	(0.0298)	-0.0051	(0.0245)
年齢<55～59歳比率>				
15～19歳比率	0.2208	(0.1172) *	-0.1657	(0.0602) ***
20～24歳比率	0.0665	(0.0590)	-0.0531	(0.0331)
25～29歳比率	0.0883	(0.0510) *	-0.0279	(0.0281)
30～34歳比率	0.0880	(0.0457) *	-0.0072	(0.0247)
35～39歳比率	0.0429	(0.0425)	0.0500	(0.0259) *
40～44歳比率	-0.0011	(0.0416)	-0.0110	(0.0262)
45～49歳比率	-0.0043	(0.0409)	-0.0264	(0.0249)
50～54歳比率	-0.0219	(0.0414)	0.0052	(0.0230)
60～64歳比率	0.2840	(0.0433) ***	-0.0126	(0.0191)
サンプルサイズ	2777		2748	
決定係数	0.1539		0.1234	

注 1：サンプルは 15～64 歳の在学中でない者（無業）、15～64 歳の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）における市区町村別平均値

注 2：<>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は年ダミー、世帯の年間収入の比率、決定係数は within の数値

注 3：\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-15 2006 年データ、2001 年データを用いた市区町村・年齢階級別疑似パネルデータの  
固定効果推計結果

	無業率		「仕事につくための 学習・研究あり」比率	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
インターネット利用率	-0.0435	(0.0115) ***	0.0647	(0.0094) ***
世帯内の家族数比率	-0.0268	(0.0048) ***	-0.0037	(0.0045)
単身世帯比率	-0.0827	(0.0227) ***	-0.0165	(0.0248)
男性比率	-0.1847	(0.0116) ***	0.0180	(0.0122)
無配偶比率	0.0173	(0.0090) *	0.0654	(0.0121) ***
介護あり比率	0.0538	(0.0216) **	0.0044	(0.0148)
受診・療養あり比率	0.0813	(0.0204) ***	-0.0077	(0.0127)
教育<高校卒比率>				
中学卒比率	0.0789	(0.0138) ***	-0.0190	(0.0113) *
短大・高専卒比率	0.0064	(0.0143)	0.0110	(0.0109)
大学・大学院卒比率	-0.0122	(0.0146)	0.0827	(0.0141) ***
年齢<55～59歳>				
15～19歳	—	—	—	—
20～24歳	-0.0380	(0.0148) ***	0.0282	(0.0253)
25～29歳	-0.0013	(0.0168)	0.0122	(0.0262)
30～34歳	0.0350	(0.0180) *	0.0075	(0.0252)
35～39歳	0.0190	(0.0181)	0.0105	(0.0233)
40～44歳	-0.0130	(0.0164)	0.0180	(0.0206)
45～49歳	-0.0202	(0.0131)	0.0068	(0.0166)
50～54歳	-0.0392	(0.0090) ***	-0.0061	(0.0114)
60～64歳	0.1332	(0.0094) ***	0.0028	(0.0113)
サンプルサイズ	19465		14333	
決定係数	0.2880		0.0761	

注 1：サンプルは 15～64 歳の在学中でない者（無業）、15～64 歳の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）における市区町村・年齢階級別平均値

注 2：<>内はリファレンスグループ、その他の説明変数は年ダミー、世帯の年間収入の比率、決定係数は within の数値

注 3：\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-16 2006 年データ、2001 年データを用いた市区町村パネルデータの固定効果推計結果  
(年齢別推計)

インターネット 利用率	無業率		「仕事につくための 学習・研究あり」比率	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
15～24歳	-0.0049	(0.0413)	0.0552	(0.0485)
サンプルサイズ	1786		1141	
決定係数	0.3407		0.2084	
25～34歳	-0.0793	(0.0303) ***	0.0905	(0.0240) ***
サンプルサイズ	2333		1960	
決定係数	0.1671		0.1071	
35～44歳	-0.1463	(0.0243) ***	0.0673	(0.0208) ***
サンプルサイズ	2341		1916	
決定係数	0.1864		0.1230	
45～54歳	-0.0524	(0.0250) **	0.0471	(0.0214) **
サンプルサイズ	2386		2017	
決定係数	0.1680		0.1470	
55～64歳	0.0037	(0.0320)	0.0470	(0.0129) ***
サンプルサイズ	2625		2465	
決定係数	0.1303		0.0752	

注1：サンプルは15～64歳の在学中でない者（無業）、15～64歳の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）における市区町村別平均値

注2：その他の説明変数は表2-14と同じ、決定係数はwithinの数値

注3：\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

表 2-17 2006 年データ、2001 年データを用いた市区町村・年齢階級別疑似パネルデータの  
固定効果推計結果(年齢別推計)

インターネット 利用率	無業率		「仕事につくための 学習・研究あり」比率	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
15～24歳	-0.0472	(0.0302)	0.0957	(0.0424) **
サンプルサイズ	2978		1955	
決定係数	0.1834		0.1407	
25～34歳	-0.0672	(0.0237) ***	0.1076	(0.0217) ***
サンプルサイズ	4040		2955	
決定係数	0.2449		0.1260	
35～44歳	-0.0573	(0.0231) **	0.0652	(0.0206) ***
サンプルサイズ	3999		2847	
決定係数	0.1812		0.0972	
45～54歳	-0.0063	(0.0211)	0.0428	(0.0151) ***
サンプルサイズ	4447		3202	
決定係数	0.3254		0.1226	
55～64歳	-0.0475	(0.0340)	0.0513	(0.0143) ***
サンプルサイズ	3776		3158	
決定係数	0.4920		0.0806	

注1：サンプルは15～64歳の在学中でない者（無業）、15～64歳の在学中でない無業者（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）における市区町村・年齢階級別別平均値

注2：その他の説明変数は表2-15と同じ、決定係数はwithinの数値

注3：\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準でそれぞれ有意であることを表す

#### 第4節 まとめと課題

本章では、インターネット（コンピュータ）の利用が、15～64歳の生産年齢人口に属する者の労働市場参加率、15～64歳の在学中でない者の無業率、15～64歳の在学中でない無業者の就業に向けた行動（求職活動、就業希望、仕事につくための学習・研究）に及ぼす影響に関し実証分析した。

分析の結果、インターネット（コンピュータ）利用は労働市場参加率、就業に向けた行動のいずれに対しても促進的に働き、逆に無業率に対しては抑制的に働くことが分かった。中でも、インターネットを情報交換・情報発信・情報収集に利用することは、就業促進的効果を顕著に有していた。観察不可能な個人属性を一定程度制御することを目的とした市区町村パネルデータ分析、市区町村・年齢（コーホート）階級別疑似パネルデータ分析の両分析に

においても、インターネット利用率上昇が無業率を引き下げ、逆に仕事につくための学習・研究ありの比率を上昇させる効果は保持された。年齢階級別の分析では、特に 25～44 歳の、相対的に若年である層への影響が顕著であった。以上が本章における分析結果のまとめである。

本章では、観察不可能な個人属性の制御等を通じ、インターネット（コンピュータ）利用が就業状態並びに就業に向けた行動へ及ぼす影響に関し、出来る限り正確に接近することを試みてきた。しかし、このことが分析における内生性の問題に完全に対処するものであったとは言えない。適切な操作変数の発見による内生性へのより厳密な対処や、世帯構成に関するより詳細な変数作成等を通じた分析の精緻化は、本研究に残された課題の一つであると言える。

また、本章の結果を受けての政策提言としては、就業率や労働市場参加率を向上させるために、学校教育や職業訓練におけるインターネット（コンピュータ）リテラシー<sup>28</sup>に関する教育の充実等が考えられるが、インターネット普及率が 2012 年時点で 79.5%に達している現在、そのような政策の限界的な効果にも、普及過渡期のような大きさは期待できないかも知れない。そのため、より効率的なインターネット（コンピュータ）リテラシー向上のための教育訓練政策及び、インターネット利用環境の整備がより重要ではないかと考えられる。

そのため、インターネット（コンピュータ）リテラシー向上のための政策と同時に、「どのような形態でのインターネット利用が最も就業促進的か」に関するより深い知見を得ることが重要ではないかと筆者は考える。本章で行ったインターネット利用形態の細目別分析をより詳細にしたような分析を通じ、インターネット（コンピュータ）のどのような形態での利用が就業促進的であるかを明らかにすること、そして、そうしたインターネット（コンピュータ）の利用形態は、どのような要因によって促進されるかを明らかにすることは、本研究を発展させてゆく上で重要な課題であると考えられる。

さらに、インターネット（コンピュータ）を利用していない者は、インターネット（コンピュータ）リテラシーを有していながら利用していないのか、それとも、そもそもインターネット（コンピュータ）リテラシーを有していないのかを明らかにすること、併せて、インターネット（コンピュータ）を利用しないのか、それとも利用できないのかを明らかにすることも重要であろう。

また、インターネット（コンピュータ）を利用していない者を対象とし、どのような行動が、インターネット（コンピュータ）の代役を果たしうるかを考察することも重要な分析課題である。上記のインターネットの利用形態に関する議論と同様、インターネット（コンピュータ）の代役を果たすものを発見し、そこにインターネット（コンピュータ）との共通点を見出すことができたならば、翻って、インターネット（コンピュータ）リテラシーに関す

<sup>28</sup> インターネット・リテラシーとは、インターネットを用い、情報ネットワークにアクセスし、自らが欲する情報を入手できる能力や、その情報が正しい情報かどうかの判断ができる能力などを指す。

る教育・訓練の重点課題を発見することにつながるかも知れない。

以上で述べてきたような課題に取り組む中で、インターネット（コンピュータ）がもたらす就業促進効果をより正確に把握し、より効率的な政策に結び付けることは、人口減少社会に突入り<sup>29</sup>、かつ4800万人近くの無業者を抱える<sup>30</sup>現代の日本にとって重要な課題であると言える。

## 参考文献

- Autor, D.H., L.F. Katz, and A.B. Krueger (1998) “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?,” *Quarterly Journal of Economics* 113, pp.1169-1213.
- Card, David and John E. DiNardo (2002) “Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles,” *Journal of Labor Economics* 20, pp.733-783.
- DiNardo, J. and J. Pischke (1997) “The Returns to Computer Use Revised: Have Pencils Changed the Wage Structure Too?,” *Quarterly Journal of Economics* 112, pp.291-303.
- Kawaguchi, D. (2006) “Are Computers at Home a Form of Consumption or an Investment? A Longitudinal Analysis for Japan,” *Japanese Economic Review* 57, pp. 69-86.
- Krueger, A.B. (1993) “How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989,” *Quarterly Journal of Economics* 108, pp.33-60.
- Kuhn, P. and M. Skuterud (2004) “Internet Job Search and Unemployment Durations,” *American Economic Review*, Vol.94, No.1, pp.218-232.
- Lemieux, Thomas (2006) “Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?,” *American Economic Review*, Vol. 96, No.3, pp.461-98.
- Stevenson, B. (2008) “The Internet and Job Search,” National Bureau of Economic Research Working Paper No.13886.
- 曾田雅人 (2014) 「ワーク (work) の定義と未活用労働に関する新たな指標について—労働統計に関する国際的な動きから」総務省統計局、統計 Today No.71、  
<http://www.stat.go.jp/info/today/071.htm>.
- 池永肇恵 (2009) 「労働市場の二極化—ITの導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』584号、pp.73-90.

<sup>29</sup> 千野 (2012) によれば、『2010年国勢調査』を基に作成した「人口推計」(2012年1月)において、2011年における日本の人口が26万人減少し、その後も同程度のペースで人口減少が続いているとされる。

<sup>30</sup> 総務省統計局『労働力調査』によれば、15歳以上人口における収入を伴う仕事をしていない無業者の数は、2013年時点で4771万人である。

- 大竹文雄（2005）『日本の不平等』、日本経済新聞社。
- 玄田有史（2006）「中年無業者から見た格差問題」『変化する社会の不平等』白波瀬佐和子（編）、東京大学出版会、pp.79-104.
- 玄田有史・高橋主光（2012a）「若年無業者のインターネット活用と学習行動—『社会生活基本調査』（2001年）を用いた検証—」CIS Discussion Paper, No.553.
- 玄田有史・高橋主光（2012b）「無業者のインターネット利用とその影響」未定稿.
- 櫻井宏二郎（2011）『市場の力と日本の労働経済』、東京大学出版会.
- 清水方子・松浦克己（1999）「技術革新への対応とホワイトカラーの賃金—賃金とパソコン所有の相互関係」『日本労働研究雑誌』467号、pp.31-45.
- タイラー＝コーエン（2014）『大格差—機械の知能は仕事と所得をどう変えるか』、NTT出版.
- 千野雅人（2012）「人口減少社会「元年」はいつか?」総務省統計局、統計 Today No.9、  
<http://www.stat.go.jp/info/today/009.htm>.