

# 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－

玄田 有史  
(東京大学社会科学研究所)

高橋 主光  
(東京大学大学院経済学研究科博士課程)

2011年10月

### 要約

本稿は『社会生活基本調査』（2001年）の匿名個票データを用いて、携帯電話やパーソナルコンピュータ(PC)の普及過渡期における、若年無業者のインターネット活用状況と、それがもたらす学習行動への影響を実証分析した。その結果、家族と同居する20代・30代の未婚の若者の間では、世帯年収、年齢、学歴などの影響を制御しても尚、仕事を主にする就業者に比べ、無業者が携帯電話やPCを使用する確率は有意に低くなっていた。一方、対象を若年無業者に限定すると、情報の発信、収集、交換など、インターネットを多機能的に使いこなしていた人々ほど、仕事につくのを目的とした学習に取り組んでいたことも明らかとなった。さらにテレビゲームの愛好状況に着目し、インターネット使用と学習が同時決定の関係にある可能性を考慮しても尚、PC使用が学習を積極化させている事実を確認した。以上の事実は、2001年頃のインターネットの普及が、無業者間での就業の意思や行動に違いを生み出していたことを示唆している。

## I はじめに

本稿は、若年無業者のパーソナルコンピュータ（以下、PCもしくはパソコン）や携帯電話によるインターネット活用状況と、それらの活用が就業のための学習行動に与える影響を実証分析する。

1990年代から2000年代初頭における日本の就業環境の悪化を表す象徴的な事象の一つは、急速かつ大幅な若年無業の増加である。内閣府「青少年の就労に関する研究会」は2005年、求職中の失業者に加え、当時話題となりつつあった「ニート」等を含む若年無業の実態を詳細に把握するため、総務省『就業構造基本調査』の特別集計を実施した。

その結果、通学者ならびに有配偶者を除く15歳以上34歳以下の無業者数は、1992年に130.7万人だったのが、1997年に171.0万人に増加し、2002年には213.2万人まで達していた。2002年の213.2万人の無業者のうち、128.5万人は求職活動もしくは開業準備をしている「失業者」だった。すなわち残りの84.7万人が、就業希望を持ちながらも求職活動を行っていないか、そもそも就業希望を有していない「非労働力」だった（詳しくは内閣府（2005）；玄田（2005）を参照）。その事実は、2000年代初頭において、若年無業者の間で、就業の意識や行動に多様化が進んでいたことを明らかにするものだった。

一方、無業者から就業者に目を転じると、深刻な就業環境の悪化として話題をさらったのは「格差」に関する問題であった。格差については日本に先駆け、1980年代から米国での賃金格差の増大とその理由の解明が、多くの労働経済学者の関心を集めた(Katz and Murphy (1992); Juhn, Murphy, and Pierce (1993); Katz and Freeman (1995); Autor, Katz, and Krueger (1998); Katz and Autor (1999)等)。格差拡大の背景としては、まずグローバル化による国際競争の激化、低学歴労働者の増加、労働組合組織率の低下、最低賃金の引き下げ等、未熟練労働者の賃金下落が指摘された。

加えてそれ以上に論点となったのが、いわゆる「デジタル・デバイド」の影響である。それはコンピュータ・IT（情報技術）の急速な普及等、高学歴者・熟練労働者に有利な技能偏向的な技術進歩(skill biased technological change)が、賃金分布の上位にある労働者の賃金を一層引き上げたという仮説である。実際、その仮説を支持するKrueger(1993)等の研究も示された<sup>1</sup>。すると程なく、格差はPCやITの影響でなく、それらを利用する労働者の観察不可能な能力によりもたらされていることを主張する論文（DiNardo and Pischke(1997)等）が登場する。これらの議論を通じ、情報関連技術の影響は格差研究の最大の争点となった<sup>2</sup>。

日本においても、学歴別・職種別の賃金格差や労働需要の動向にIT等の技術が与えた影響について、優れた研究が積み重ねられてきた（清水・松浦(1999); 小原・大竹(2001); Kawaguchi(2006); 櫻井（2011）等<sup>3</sup>）。本稿も、労働市場におけるPC及びITがもたらす影響に関する一連研究の流れに位置するものである。そのなかで本稿の特徴は、就業者の賃金ではなく、無業者の学習行動に与えた情報技術の影響を明らかにする点にある。

後に詳細に述べるとおり、本稿が『社会生活基本調査』を用いて分析する2001年時点は、携帯電話やパソコンが個人や世帯に普及していった時期だった。普及期とは、情報技術を

「持つ者」と「持たざる者」に分断される状況にあり、同時に持つ者のなかでも「使いこなせる者」と「使いこなせない者」の違いが鮮明になる時期でもある。これらのインターネット活用の度合いが混在する状況のなか、若年無業者は当時いかなるネット利用の環境にあったのだろうか。

2000年代初頭は、若年無業者の間でも、積極的な就業活動や就業意欲を持つ人々と、そうでない人々への分化も顕著に見られた時期でもあったことを前述した。それらの分化に対し、ここではインターネットの利用が若年無業者にいかなる影響を与えていたかを、その就業に向けた学習行動に着目し、検証する。

本稿の構成は、以下の通りである。次節では、本稿の分析対象の時点である2000年代初めにおけるパソコンや携帯電話の普及状況について事実を概観する。Ⅲ節では本稿の仮説と使用するデータについて説明し、Ⅳ節において実証分析の結果を述べる。最後にⅤ節において、本論の結論と今後の課題を整理する。

## Ⅱ 情報機器・インターネットの普及状況

実証研究に先立ち、本節では2000年初頭時点での携帯電話・パソコンなどの情報機器、ならびにインターネットの普及状況の推移を概観しておこう。

図1は、携帯電話（及びPHS）ならびにパソコンの普及状況について、総務省の実施した『通信利用動向調査』の結果を示したものである。図からは、1990年代後半から2000年代前半の時期は、携帯電話・パソコンの普及に関し、「全世帯に（少なくとも）一台」といった完全普及に到る以前の過渡的状況にあったことが見て取れる。

図1によると、携帯電話普及率は1995年の10.6%から2000年には78.5%と、急激な広がりを見せた時期であった。同時に、2010年時点における93.2%というほぼ全世帯に普及している状況に到る途中段階でもあった。

以下の分析対象となる2001年における携帯電話の普及率は78.2%であり、2割強の世帯は携帯電話を有していない状況にあった。尚、携帯電話を通じて電子メールの送受信やウェブページの閲覧などを可能にした「iモード」サービスの提供を、NTTドコモが開始したのは1999年2月である。そのため2001年頃の携帯電話には、単なる音声交換の機能を超え、インターネットを活用した情報機器としての活用が、一部で広がり始めていたといえるだろう。

パソコンについても、世帯普及率は1995年においてはまだ16.3%にとどまっていた。それが、パソコン価格の下落に加え、マイクロソフトのPC用OSであるウィンドウズ95およびウィンドウズ98が爆発的ヒットを記録したことなどを背景に、2000年には50.5%と世帯全体の約半分にまで広がるようになった。ただし2010年時点における世帯普及率が83.4%に到っている現状と比べると、2001年のパソコン普及率は58.0%にとどまっており、約4割の世帯はパソコンを有していなかったともいえる<sup>4</sup>。

図2にはインターネットの世帯利用率の推移を示した。出所は図1と同様、総務省『通

信利用動向調査』である<sup>5</sup>。図からは、インターネット普及率が1996年から2001年にかけて、3.3%から60.5%へと大幅に上昇していたことがわかる。なかでも2000年代に入ってから普及はめざましく、2000年の34.0%からわずか1年のあいだに25%を上回る勢いで拡大している。同時に2001年時点では、90%以上の世帯でインターネットが普及していた2010年に比べれば、その利用は依然として一部の世帯や個人に限られていたともいえる。

以上より、実証分析の対象時点となる2001年は、携帯電話・パソコンならびにインターネットが広く普及してゆく過程における過渡期にあったことがわかる。そして、このような過渡期においては、携帯電話・パソコンといった情報機器、そしてインターネットの利用の習熟度には、大きな個人差が生じていたと予測される。

### III 仮説とデータ

#### 1 実証仮説

実証分析に先立ち、あらためて本論文で考察する仮説を確認しておきたい。ここで検討する仮説は二つである。

第一は、無業者は有業者と比較して、携帯電話・パソコンといった情報機器の使用に關し劣位の状況に置かれているといえるか否かである。多くの就業者にとって、仕事上の目的からPCならびに携帯電話の利用は、2001年当時から既に多くにとって日常となっていたのかもしれない。それに対して無業者は、教養や就職活動のために用いることを除けば、情報機器の利用は制限されていた可能性がある。

無論、情報機器を利用するかどうかには、本人がそれを使いこなす知識や能力を持っているかの他、それを購入するだけの十分な収入を世帯が確保しているかどうか等も決め手となる。そのため、これらの属性の違いを制御したとしても、就業者と無業者によって、携帯電話やPCの活用に有意な差が生じているか否かが、まず検証すべき論点となる。

その上で第二の仮説として、携帯電話・パソコンといった情報機器の使用、またはインターネットなどを活用できる環境にあることが、無業者の学習行動につながっているか否かを考察する。

情報機器を活用すること、なかでもインターネットを活用できる環境にあることは、求職活動において、求人情報等の情報収集において優位な立場に立つことができると一義的には考えられよう。だとすれば、インターネットを利用することができれば、無業者の求職に向けた学習行動は促進される可能性も少なくない。

同時に、情報機器をより多機能的に利用できるなど、情報機器の扱いに長けている無業者ほど、Krueger (1993)が指摘したような「技能偏向的な技術進歩」に対する対応力にすぐれているかもしれない。技術進歩に対応が出来る者ほど、就業による期待収益率が高いとすれば、情報機器の使用、特にインターネットの活用が可能であることは、求職行動を促進することにつながるだろう。

以下で述べるとおり、2001年の『社会生活基本調査』では、求職行動の有無に関する質

問項目が存在しない。そのため、分析にあたっては求職意思の代理変数として、仕事につくための学習行動の有無に着目していく。

## 2 データと対象

実証分析では、総務省統計局が2001年10月に実施した『社会生活基本調査：生活行動編』匿名データを用いる。総務省統計局は統計法に基づき、学術研究の発展や高等教育の発展に資することを目的に、調査を通じて得られた情報を個体が識別されないよう匿名化処理を行った上で、匿名データの作成・提供を行っている。本論文を作成するにあたり、提供されている『社会生活基本調査』のうち、最新時点である2001年調査の匿名データの利用を申請した。

『社会生活基本調査』匿名データは個票について、標本全体から8割をリサンプリングしている。また個人情報への識別を避けるため、(1)居住地は都道府県レベルではなく、「3大都市圏か否か」とする、(2)年齢を5歳刻みの階級区分として提供する、(3)8人以上の世帯は削除する、(4)同一年齢の子供が3人以上存在する世帯は削除する、といった匿名化処理が行われている。その結果、匿名データ全体の標本数は、14万3,313件となった。

そのうち、対象としたのは、20歳以上39歳以下の未婚者であり、かつ在学中でなく、また家族と同居している個人である。したがってここで想定している若年層とは、20歳代および30歳代の人々を指す。従来のニート・フリーター研究の多くと同様、対象を未婚者に限定するため、無業者にいわゆる専業主婦(夫)は含まれない<sup>6</sup>。また学校での勉強などを目的としたパソコン利用を除くため、在学中の学生も対象から除いた。

ここで一人暮らしの若者を対象から除いたのは、次の理由による。以下では、情報機器を有していることが、就業行動および学習行動にもたらすという因果関係を極力正確に計測したい。その際、PCなどの利用機会を若年者本人にとって与件と見なせるならば、情報機器の有無が就業や学習に与える効果を直接計ることができる。具体的には、収入のある親や兄弟姉妹がPCを購入した結果、自宅で利用することが可能となり、それをきっかけに就業に向けた学習につながった場合などが、この与件の状況に相当する。ところが、一人暮らしの無業者の場合、世帯内での情報機器の整備と就業および学習などの選択は、本人の意思による同時決定の関係にあると考えるのが自然だろう。そのためここでは、因果関係を規定するのが特に困難な一人暮らしを対象から外し、家族と同居中の若年層のみに着目する<sup>7</sup>。

無論、家族と同居している場合であっても、PCや携帯の購入は主として若年本人の判断によることも当然あるだろう。そのときには、情報機器の利用と学習行動の間には同時決定の関係が生じることになる。そこで次節の実証研究では、推定における同時性バイアスの可能性を考慮した分析も行う。

以上の分析対象について、『社会生活基本調査』で調べられている、ふだんの就業状態別の構成比を示したのが、表1である。ふだんの就業状態が「その他」、すなわち有業者でな

く、無業者のうち「家事」「通学」のいずれでもない標本が 995 件含まれており、男性が 642 人、女性が 353 人を占める。さらに無業者のなかの「家事」も 346 件にのぼり、男性 38 人、女性 308 人となっている。以下の実証分析で、「無業」という場合、この「その他」と「家事」を合わせたものを指す<sup>8</sup>。無業は、男性が 680 人、女性が 661 人とほぼ同数であり、対象に占める割合は 10.1%である。

尚、表 1 には全体のサンプルから学校に在学中の者を除外しているにも関わらず、「通学」「通学の傍らに仕事」と回答している者が一部含まれる。理由として、調査では在学中の学校から、予備校、洋裁教室、料理学校、会話学校や職員・社員の研修所、講習所、訓練所などは除外されるため、それらに通っている人々が、ここでの通学に含まれている影響が考えられる。

そこで、実証分析では、表 1 の「主に仕事」(11,481 件)と「無業」(1,341 件)の違いに注目するのに加え、「家事の傍らに仕事」「通学の傍らに仕事」「通学」を一括りにした 424 件のグループ(以下「傍らに仕事等」と記す)もあわせて比較対象とした<sup>9</sup>。

### 3 クロス表

では、携帯電話やパソコンの使用状況は、この 3 グループでどの程度異なっているだろうか。表 2 に携帯電話の使用状況を示した。「主に仕事」の携帯電話使用率が 89.3%に対し、無業者の携帯電話の使用率は 59.7%と低い。無業は「傍らに仕事等」と比べても携帯電話の使用率は低くなっている。

表 3 はパソコンの使用状況である。表 2 と同様、無業は「主に仕事」「傍らに仕事等」のいずれに比べてもパソコンの使用割合は低い。ただこれらの違いは、本人の学歴や世帯年収といった個人や世帯の属性の違いによる見かけ上の差にすぎないかもしれない。そこで次節では、それらの属性の影響を考慮して実証分析する。

続いて就業に向けた学習行動の状況を確認する。従来の無業研究では、就業希望及び就業行動の違いを生む背景が重要な論点として取り上げてきた(玄田(2005,2007)等)<sup>10</sup>。しかし 2001 年実施の『社会生活基本調査』では、就職希望と求職活動の有無に関する質問項目が存在しない。そのため本稿では、調査のうち「学習・研究について」(以下、学習行動の有無と表記)という設問に注目した。調査ではこの 1 年間(2000 年 10 月 20 日から 2001 年 10 月 19 日)にかけての個人の自由時間における学習・研究の状況が、日数と目的について問われている。その目的のうち、「仕事につくため」に行っている学習・研究を、就職希望および就職行動の代理変数として使用する。

表 4 では、まずこの 1 年間に何らかの「学習・研究」を行ったかどうかを確認する。設問では、学習内容として「英語」「英語以外の外国語」「パソコンなどの情報処理」「商業実務・ビジネス関係」「介護関係」「家政・家事」「人文・社会・自然科学」「芸術・文化」「その他」について、「しなかった」「した」を選ぶことになっている。このうち、すべての項目に「しなかった」場合といずれか一つでも「した」の場合で、学習行動の有無を区別し

た。表を見ると、3グループで学習行動の割合が最も低いのは無業であり、最も高いのは「傍らに仕事等」である。無業は、「傍らに仕事等」に比べて学習行動をしている割合は20ポイント弱ほど低くなっている。

しかし、表5に示された「仕事につくため」の学習行動の状況に限ると、様相は異なってくる<sup>11</sup>。無業のうち、仕事につくための学習行動を行った者の比率は15.0%と、「主に仕事」の5.8%を大きく上回る。仕事のための学習でも「傍らに仕事等」が最も高い割合となっているが、無業との差は5ポイント弱と縮小している。ここから、無業者に就業に向けた準備や行動を取っている場合も一定程度存在していたことが見て取れる。その就業に向けた学習にインターネットの利用が影響を及ぼしていたのだろうか。この点を、以下で実証分析する。

#### IV 実証分析

以下、各種標本属性をコントロールした上での実証分析の結果を紹介する。用いる説明変数は、それらの構成比とともに、表6にまとめた<sup>12</sup>。

##### 1 情報機器の活用要因

表7は、携帯電話の使用の有無を被説明変数とし、就業状態をまとめた3グループの他、年齢、世帯収入、居住地、性別、最終学歴を説明変数としたプロビット分析の結果である。「主に仕事」を基準としたとき、「無業」ならびに「傍らに仕事等」は携帯電話を使用する確率が有意に低い。限界効果をみると、無業は携帯電話の保有率が小さくなっている。

他の属性の特徴としては、年齢の高い者ほど携帯電話を使用しない傾向にある。2001年時点での携帯電話の普及率は8割程度であり、全国への普及が完了していない状況だったことを考えると、携帯電話はまず若年層を中心に浸透していたことをうかがわせる。

世帯の年間収入は、1000万円以上の高所得世帯に比べ、年収300万円未満と600万円未満の相対的に低所得世帯で使用確率が有意に負となっている。2001年当時では、収入に余裕のある世帯の若年ほど、携帯電話を持っていたことがわかる。

居住地は、三大都市圏に住むの方が、携帯電話を使用する傾向が強かった。携帯電話の浸透する段階では、都市部の方が電波インフラの整備が速かったことを反映している<sup>13</sup>。性別では、女性の方が男性よりも携帯電話を使用する傾向にあった。学歴では高学歴層ほど、携帯電話を所有する傾向にあったことも確認できる。

続く表8はパソコンの使用の有無を被説明変数として行ったプロビット分析の結果である。ここでも「主に仕事」に比べて「無業」がパソコンを使用する確率は有意に低い。一方「主に仕事」と「傍らに仕事等」でPC使用に有意な差はなかった。

年齢は、携帯電話の結果とは対照的に、40歳に近い年齢層ほどPCを使用する確率は有意に高い。2001年当時のPCの主たる使用目的は、若年層の娯楽よりも壮年層の仕事関連である傾向が強かったのだろう。世帯収入では、1000万円以上の世帯に比べて、収入の少ない

場合ほど有意に PC 使用確率は低かった。当時パソコンは平均小売価格が急速に低下していたが、それでも低所得世帯にとっては購入に慎重さを求められる機器だったのである。携帯電話と異なり、PC 使用に性別による有意な差はみられなかった。

居住地は、携帯電話と同様、三大都市圏居住者の方が PC 使用確率は高い。学歴についても、やはり高学歴者ほど使用確率は有意に高かった。

以上、年齢、収入、居住地域、学歴などは携帯電話や PC の利用に一定の影響を及ぼしていた。加えてそれらの影響をコントロールしても、無業者は 2001 年当時、携帯電話ならびに PC の使用について、就業を主にする人々と比べると劣位にあったことが確認できる。

## 2 学習行動の規定要因

次にサンプルを無業者に絞り、学習行動の有無の規定要因に関する実証分析を行う。無業者は一般に情報機器の使用において劣位な状況にあったが、それでもインターネットを活用できる環境にあった場合、就業のための学習を促していたのだろうか<sup>14</sup>。

『社会生活基本調査』から、就業につながる活動として学習行動の有無に着目し、それを被説明変数としたプロビット分析を行った。その結果が、表 9 である。

表 9 ではインターネットの活用方法の違いにもとづき、3 種類の推計結果が示されている。調査では、インターネットの利用内容について「情報交換」「情報発信」「情報収集」「その他」から選ぶことになっている（複数選択可）。これらの内容によって、学習行動の違いが生まれるかをみたのが、推計式(1)である<sup>15</sup>。

その結果、「情報交換」「情報発信」「情報収集」のいずれも学習行動に正の有意な影響を及ぼしていた。限界効果を見ると、「情報発信」「情報収集」「情報交換」の順に大きくなっている。情報発信は、このうち最も能動的な行動である。同時に表 6 にあるとおり、情報発信を行っている人々は標本全体の 1 割に満たないなど、専門的な知識を有する者であることをうかがわせる。そんな高度な情報スキルを持つ無業者ほど、学習に積極的な態度を示している。併せてインターネットで適宜情報を収集できる無業者も、集めた情報を効果的に自らの学習に活用しているのだろう。

次に推計式(2)では「情報交換」「情報発信」「情報収集」のうち、何種類で活用しているかを説明変数に加えた。インターネットに精通している無業者ほど、多機能的にインターネットを活用していたと考えられる。実際、推計結果をみると、インターネットを多種類の機能で利用している無業者ほど、積極的に学習していることがわかる。

推計式(3)は、「インターネットの利用形態」の代わりに、携帯電話ならびに PC の使用有無を説明変数に用いた結果である。ここでも携帯電話と PC を使用している者ほど、学習行動の確率が有意に高くなっている。特に PC の使用有無に関する限界効果が大きい。2001 年当時、インターネットの利用を学習につなげるには、携帯電話よりもパソコンのほうがより適した情報機器であったことが示唆される。

3 つの推計式を通じ、インターネット活用以外の説明変数が学習行動に与える影響も確認



しておく。特徴的なのは、無業者の学習行動に、年齢、世帯年収ならびに居住地域が有意な影響を及ぼしていないことである。個人の学習機会の差に社会階層の影響が影を落としているという指摘が為されて久しい（荻谷(2001)等）。ところが無業者に限定して学習行動を見る限り、経済的余裕のある場合ほど学習的に積極的とはいえないことがわかる。

一方、無業者の学習行動に有意な影響を与えているのは、性別と学歴である。男性に比べ女性は学習全般に積極的であり、あわせて大学卒など高学歴層ほど学習に熱心に取り組んでいる状況が垣間見られる。

### 3 仕事のための学習

より就業に直結する行動である「仕事につくため」の学習行動の有無を被説明変数としたプロビット分析を行った結果が、表 10 である。表 9 と同様、インターネットの活用状況ごとに 3 種類の推計を行った。

推計式(1)から、学習行動全体に関する分析と同様、インターネットを「情報交換」「情報発信」「情報収集」のいずれで利用する場合も、仕事につくための学習を行う確率は有意に高い。ただ表 9 と異なり、限界効果は「情報収集」が「情報発信」を上回る。情報の収集がインターネットを通じて可能な環境では、求人や職業訓練など仕事に関する情報アクセスを改善し、就業に向けた学習が促されているのだろう。

推計式(2)では、表 9 と同じく、インターネットをより多機能的に利用する者ほど、仕事につくための学習を行う確率が有意に高い。インターネットを高度に使いこなせる「コンピューターリテラシー」を持つ無業者は、仕事につくための学習に積極的である<sup>16</sup>。

推計式(3)の結果は、表 9 と違いがみられる。表 9 では携帯電話とパソコンのいずれもその使用は学習行動に有意に正の影響を及ぼしていた。ところが表 10 の仕事のための学習をみると、パソコンを使用する場合ほど学習を行う確率が高いのは同様だったが、携帯電話に関しては有意な結果とならなかった。ここから少なくとも 2001 年時点においては、携帯電話ではなく、PC という情報機器の利用環境こそが、仕事のための学習を促す規定要因となっていたことをうかがわせる。

インターネット関連以外の説明変数の影響については、どうだろうか。学習行動全般と同様、ここでも高学歴の無業者ほど、仕事につくための学習には積極的である。加えて、仕事につくための学習行動についても、世帯年収による有意な差は観察されない。一方、仕事につくための目的に限定すると、先と異なり、学習行動に男女による違いはみられなかった。

以上から、情報収集を中心にインターネットを多機能的に使いこなせ、同時にパソコンを使用できる環境にある無業者ほど、結果的に仕事につくための学習に積極的となっていたことが確認できる。仕事につくための学習には、学歴や世帯年収が影響を及ぼすが、それらをコントロールしても尚、インターネットの活用が無業者の就業のための学習行動を左右しているのである。

#### 4 同時性バイアス

ここまでの分析結果に関する批判としては、説明変数にパソコンの使用の有無を用いることによる同時内生性の問題が考えられる。実際、PCの使用が学習を積極的にさせるという関係と同時に、学習を行う必要性からPCを使用しているという逆の因果関係が強ければ、推定結果に深刻な同時性バイアスを引き起こしているかもしれない。

そこで同時性問題に対処するため、操作変数法による分析を行った。『社会生活基本調査』には「スポーツ・趣味・娯楽」の設問がある。趣味・娯楽の内容が複数列挙され、この1年間に行ったものを答えることになっている。その選択肢のなかに「テレビゲーム（家庭で行うもの 携帯用を含む）」が含まれる。

テレビゲームを日常的に行うことと、そのためにパソコンや携帯電話を用いることには一定の関連があると想定するのは自然だろう。一方で2001年当時、テレビゲームを愛好する人のなかには、学習に熱心な人とそうでない人が同程度に含まれていたとすれば、学習とテレビゲームは独立の関係にあると想定できる。この想定が妥当であれば、テレビゲームは、同時性バイアスに対処するための適切な操作変数とみなせよう<sup>17</sup>。

そこで「テレビゲームを行ったか否か」という変数をパソコンの使用の有無に対する操作変数とし、学習行動に関するプロビット分析を行った結果が、表11である。表には被説明変数として学習行動全体の有無を用いた場合と、仕事につくための学習の有無を用いた場合を示した。これらの結果からもパソコンを使用する無業者ほど、学習行動を行う確率が高いという事実が、両方の場合で確認できる。

今後、同時性問題には別調査から、より望ましい操作変数を用いて再検討する余地なども残される。それでも現時点での分析による限り、同時性バイアスに一定の配慮を行った上でも、PCの活用が無業者の学習を促していた可能性は大きい。

#### V 結びにかえて

本稿ではこれまで無業者研究に十分用いてこられなかった『社会生活基本調査』（2001年）の匿名提供個票データを利用し、若年無業者のインターネット利用状況と学習行動を実証分析した。

その結果、未婚で家族と同居している20歳以上39歳以下の若年層のあいだでは、年齢、世帯年収、学歴、居住地域などの影響をコントロールしても、無業者は仕事を主とする人々に比べ、パーソナルコンピュータを使用している確率が有意に低くなっていた。その上で本稿の重要な発見として、若年無業者のなかで、インターネットを多機能的に活用している人ほど、仕事につくための学習を行っている確率が有意に高くなっていた。さらにPC利用と学習行動が同時決定である可能性がもたらすバイアスを考慮しても、パソコンを有していることが就業目的の学習につながっていたことも確認した。以上の事実は、若年無業者がPC普及において総じて劣位の利用状況にあったものの、そのなかでもインターネット

を活用できた人々ほど就業に向けて積極的だったことを示唆している。

ただし、以上の結果を受け、無業者に PC を無償提供すれば就職活動が促進されるといった政策含意を急ぐべきではない。ここにもまた賃金格差に対する IT の影響に関する論争と同様の問題が残されている。具体的には、PC の物的提供により無業者の学習が積極化されるのか、それともコンピューターリテラシーといった PC への適応力の高い無業者ほど学習意欲が高いのかは、分析上、未だ区分されていない。後者の影響が前者を凌駕するのであれば、就業促進策として PC 提供だけでは効果が限定的であり、むしろ PC を使いこなせるための教育訓練の充実こそが、まずは重要となる。

本稿の結果からは、多機能的にインターネットを活用できる無業者個人ほど学習に積極的であることと、携帯電話よりも PC のほうが情報機器として学習を促進することの両面がみられた。それらは、個人の潜在的な資質とインターネット機材の利用環境の両方が、就業のための学習行動に影響を及ぼすことを示唆するが、両者の相対的貢献度までは識別できていない。その意味で本稿は、若年無業者においてインターネット活用と就業に向けた学習行動に一定の関係が存在することを、試論的ではあるが、はじめて見出した点にこそ意義を有する。無業者の状況改善に向け、IT 利用が就業促進にもたらす影響の研究蓄積が、今後望まれる。

能力と環境の影響を峻別するには、無業者の選択とは独立に外生的な理由で PC が利用できるようになった（もしくは「できなくなった」といった実験的環境が必要になろう。そうでなければ、同一の個人を追跡したパネルデータを作成し、そこで PC 利用が就業へもたらす影響をたずねる設問をし、適切なかたちで計量分析することが求められる。

またインターネット利用による就職に向けた学習行動が、実際の求職活動につながっているかも将来詳しく検討されなければならない。ここでの分析に用いた 2001 年実施の『社会生活基本調査』では、就職希望と求職活動の有無に関する調査は含まれていなかった。それに対し 2006 年に行われた同調査では、無業者には「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」から一つを選択する項目が新たに追加された。同時に 2006 年の『社会生活基本調査』でもインターネットの利用状況や学習行動に関する調査は継続されている。これらの項目を組み合わせることで「ネット活用→学習行動→求職活動」の流れが存在するかどうかを確認することが可能になる。

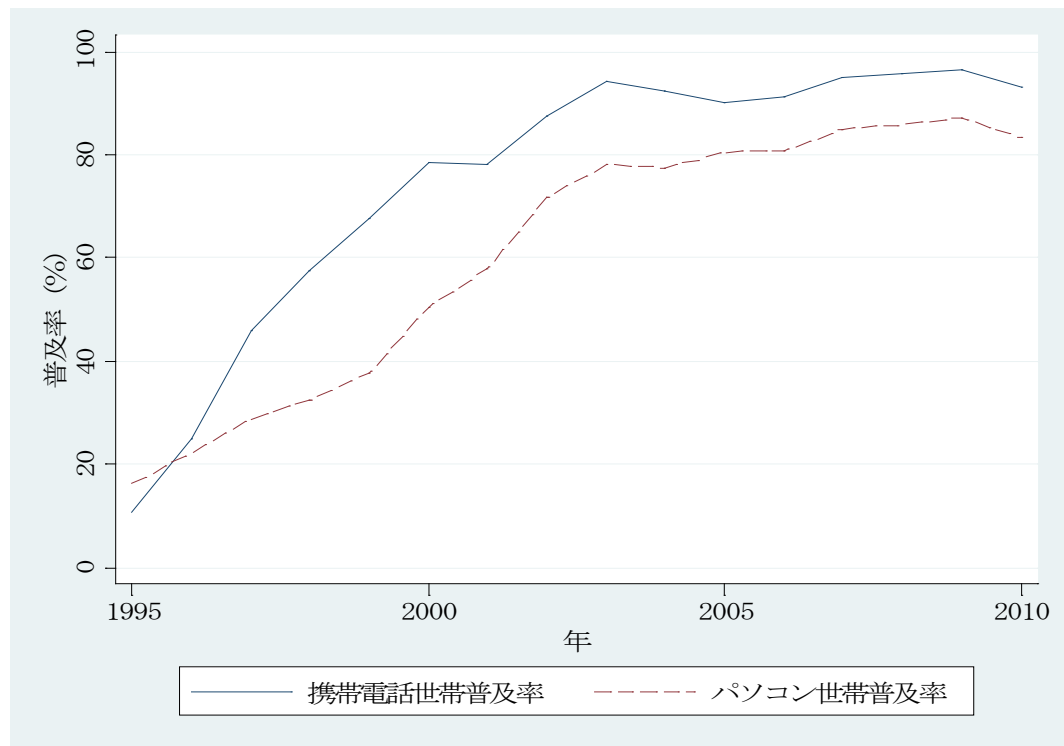
それらを通じて、完全失業とニート状態を含む非労働力の間選択に与えるインターネット環境の影響について、より詳細な実態解明が可能となる。今回は提供された匿名データが 2001 年調査までに限られていたものの、今後 2006 年の匿名データが提供された時点で利用申請し、上記について確認していく予定である。

併せて 2001 年調査を用いた今回の結果を、2006 年、さらには 2011 年実施の『社会生活基本調査』によって追試検討することの意義は大きい。近年では、コンピューターリテラシーが就職に有利であることは無業者に広く認知されている結果として、就業者と無業者

間、さらには無業者内部でインターネット活用度合いの違いは、解消へと向かっているのだろうか。それとも社会階層などの問題と絡んでインターネットへのアクセスが閉ざされている無業者は増加し、学習機会の乏しさから彼ら・彼女らの就職困難度は、かつて以上に強まっているのだろうか。これらの点に関する詳細な検証は、今後の若年雇用対策ならびに失業対策の構想に重要な論点を提供することになる。

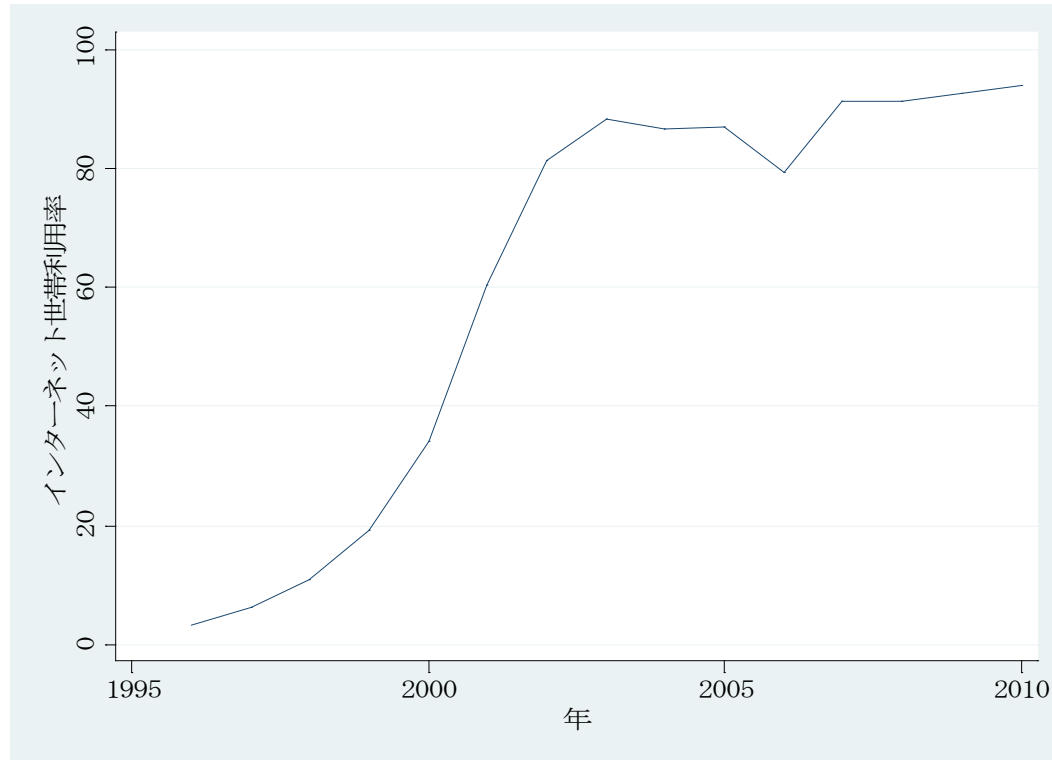
『社会生活基本調査』を用いた研究には、黒田(2010)による労働時間に関する優れた実証分析などもあるが、労働経済の実証研究としてもっと活用されて然るべき貴重な公共財産である。匿名データとして提供されている同調査から、新たな重要な事実の発見が、今後とも期待される。

図1：携帯電話・パソコンの世帯普及率の推移状況



出所) 総務省『通信利用動向調査』

図2：インターネット世帯利用率の推移



注) 利用率は1年間におけるインターネットの利用の有無に関する利用世帯の比率として計算。

出所) 総務省『通信利用動向調査』

表1 ふだんの就業状態(20～39歳のうち、在学者、既婚・離死別、一人暮らしを除く)

ふだんの就業状態	男性	女性	男女計
主に仕事	6127 (88.1)	5354 (85.1)	11481 (86.6)
家事の傍らに仕事	57 (0.8)	211 (3.4)	268 (2.0)
通学の傍らに仕事	45 (0.7)	30 (0.5)	75 (0.6)
家事	38 (0.6)	308 (4.9)	346 (2.6)
通学	46 (0.66)	35 (0.6)	81 (0.6)
その他	642 (9.2)	353 (5.6)	995 (7.5)
不詳	3 (0.0)	2 (0.0)	5 (0.0)
計	6958	6293	13251

データ『社会生活基本調査』(2001年) <総務省統計局提供匿名データ>  
 ( )内は、男性、女性、男女計全体に占めるパーセンテージ。

表2 携帯電話の使用状況

	携帯を使用	使用なし	不詳	計
主に仕事	10249 (89.3)	1229 (10.7)	3 (0.0)	11481
傍らに仕事等	335 (79.0)	89 (21.0)	0 (0.0)	424
無業	800 (59.7)	539 (40.2)	2 (0.2)	1341
計	11386	1855	5	13246

( )内はパーセンテージ、ピアソンのカイニ乗検定の結果は $\chi^2(4) = 889.9495$

表3 パソコンの使用状況

	パソコンを使用	使用なし	計
主に仕事	5129 (44.7)	6352 (55.3)	11481
傍らに仕事等	183 (43.16)	241 (56.8)	424
無業	440 (32.81)	901 (67.2)	1341
計	5752	7494	13246

( )内はパーセンテージ、ピアソンのカイニ乗検定の結果は $\chi^2(2) = 68.7890$



表4 学習行動の状況

	学習した	しなかった	
主に仕事	4699 (40.9)	6782 (59.1)	11481
傍らに仕事等	238 (56.1)	186 (43.9)	424
無業	491 (36.6)	850 (63.4)	1341
計	5428	7818	13246

( )内はパーセンテージ、ピアソンのカイニ乗検定の結果は $\chi^2(2) = 50.8272$

表5 「仕事につくため」の学習行動の状況

	学習した	しなかった	
主に仕事	661 (5.8)	10820 (94.2)	11481
傍らに仕事等	83 (19.6)	341 (80.4)	424
無業	201 (15.0)	1140 (85.0)	1341
計	11386	1854	13246

( )内はパーセンテージ、ピアソンのカイニ乗検定の結果は $\chi^2(2) = 256.7855$

表6 説明変数と構成比

	標本数	構成比(%)
性別		
男性	6958	52.5
女性	6293	47.5
居住地		
三大都市圏	4727	35.7
その他	8524	64.3
年齢区分		
20～24歳	4884	36.9
25～29歳	4835	36.5
30～34歳	2322	17.5
35～39歳	1210	9.1
教育水準		
小中卒	794	6.0
高卒	6239	47.1
短大・高専卒	3593	27.1
大卒	2614	19.7
在学なし	3	0.0
不詳	8	0.1
世帯の年間収入		
～299万円	2122	16.0
～599万円	4079	30.8
～999万円	4231	31.9
1000万円以上	2581	19.5
不詳	238	1.8
インターネットの利用の形態:情報交換		
した	8906	67.2
しなかった	4345	32.8
インターネットの利用の形態:情報発信		
した	1199	9.1
しなかった	12052	91.0
インターネットの利用の形態:情報収集		
した	6591	49.7
しなかった	6660	50.3

表7 携帯電話の使用に関するプロビット分析の結果

携帯: 使用=1、使用せず=0	限界効果	z値
ふだんの就業状態〈主に仕事〉		
傍らに仕事等	-0.112 ***	-6.10
無業	-0.256 ***	-22.63
年齢〈20~24才〉		
25~29才	-0.027 ***	-3.66
30~34才	-0.098 ***	-10.40
35~39才	-0.167 ***	-13.16
世帯収入〈1000万以上〉		
~299万	-0.065 ***	-5.80
~599万	-0.031 ***	-3.36
~999万	-0.001	-0.11
居住地: 三大都市圏=1、その他=0	0.018 ***	2.89
女性	0.034 ***	5.63
最終学歴〈小中学卒〉		
高校卒	0.090 ***	8.65
短大卒	0.101 ***	10.13
大学卒	0.102 ***	10.69
サンプルサイズ	13001	
Log Likelihood	-4599.044	
擬似決定係数	0.1234	

注) 有意水準: \*(10%), \*\*(5%), \*\*\* (1%), < > はリファレンスグループ。Z値は漸近的t値。以下の表も同様。

表8 パソコンの使用に関するプロビット分析の結果

パソコン:使用=1、使用せず=0	限界効果	z値
ふだんの就業状態〈主に仕事〉		
傍らに仕事等	-0.014	-0.54
無業	-0.052 ***	-3.32
年齢〈20~24才〉		
25~29才	0.096 ***	8.95
30~34才	0.104 ***	7.75
35~39才	0.115 ***	6.60
世帯収入〈1000万以上〉		
~299万	-0.163 ***	-10.53
~599万	-0.100 ***	-7.56
~999万	-0.031 **	-2.44
居住地:三大都市圏=1、その他=0	0.079 ***	8.23
女性	0.013	1.39
最終学歴〈小中学卒〉		
高校卒	0.248 ***	10.28
短大卒	0.399 ***	16.15
大学卒	0.554 ***	24.07
サンプルサイズ	13001	
Log Likelihood	-7894.142	
擬似決定係数	0.1133	

注)有意水準:\*(10%),\*\*(5%),\*\*(1%),〈 〉はリファレンスグループ。

表9 無業者における学習行動に関するプロビット分析

学習総数(した=1、しなかった=0)	推計式(1)		推計式(2)		推計式(3)	
	限界効果	z値	限界効果	z値	限界効果	z値
インターネットの利用形態						
情報収集	0.233 ***	6.47				
情報交換	0.117 ***	3.27				
情報発信	0.311 ***	4.60				
インターネットの利用形態・種類<利用なし>						
一種類のみ			0.178 ***	4.42		
二種類			0.358 ***	9.70		
全て利用			0.593 ***	9.65		
携帯・PCの有無						
携帯					0.079 **	2.49
PC					0.326 ***	10.33
年齢<20~24才>						
25~29才	0.007	0.21	0.006	0.18	0.007	0.21
30~34才	0.015	0.36	0.021	0.51	-0.012	-0.29
35~39才	-0.032	-0.61	-0.024	-0.47	-0.060	-1.18
世帯収入<1000万以上>						
~299万	-0.003	-0.05	-0.008	-0.14	0.003	0.05
~599万	0.019	0.38	0.017	0.35	0.018	0.37
~999万	0.039	0.78	0.037	0.73	0.013	0.27
居住地:三大都市圏=1、その他=0	0.005	0.16	0.002	0.07	-0.012	-0.42
女性	0.062 **	2.11	0.056 **	1.91	0.076 ***	2.60
最終学歴<小中学卒>						
高校卒	0.144 ***	2.95	0.142 ***	2.91	0.139 ***	2.90
短大卒	0.299 ***	5.29	0.299 ***	5.30	0.307 ***	5.52
大学卒	0.410 ***	6.68	0.411 ***	6.70	0.395 ***	6.49
サンプルサイズ	1315		1315		1315	
Log Likelihood	-690.731		-692.501		-712.217	
擬似決定係数	0.2011		0.1991		0.1763	

注)有意水準:\*(10%),\*\*(5%),\*\*\*(1%),< >はリファレンスグループ。

表10 無業者における「仕事につくための学習」に関するプロビット分析

学習総数(した=1、しなかった=0)	推計式(1)		推計式(2)		推計式(3)	
	限界効果	z値	限界効果	z値	限界効果	z値
インターネットの利用形態						
情報収集	0.084 ***	3.74				
情報交換	0.058 ***	2.61				
情報発信	0.075 **	2.18				
インターネットの利用形態・種類<利用なし>						
一種類のみ			0.089 ***	3.02		
二種類			0.166 ***	6.17		
全て利用			0.337 ***	6.48		
携帯・PCの有無						
携帯					0.023	1.18
PC					0.140 ***	6.86
年齢<20~24才>						
25~29才	0.022	1.10	0.022	1.09	0.021	1.06
30~34才	-0.004	-0.15	-0.002	-0.10	-0.014	-0.55
35~39才	-0.037	-1.21	-0.036	-1.16	-0.047	-1.53
世帯収入<1000万以上>						
~299万	-0.033	-1.15	-0.034	-1.19	-0.034	-1.17
~599万	-0.011	-0.43	-0.012	-0.44	-0.015	-0.58
~999万	0.017	0.61	0.016	0.60	0.009	0.33
居住地: 三大都市圏=1、その他=0	-0.005	-0.31	-0.006	-0.34	-0.012	-0.70
女性	-0.007	-0.40	-0.008	-0.46	0.000	0.00
最終学歴<小中学卒>						
高校卒	0.086 **	2.17	0.086 **	2.16	0.089 **	2.19
短大卒	0.240 ***	4.34	0.241 ***	4.36	0.257 ***	4.54
大学卒	0.351 ***	5.46	0.353 ***	5.48	0.353 ***	5.44
サンプルサイズ	1315		1315		1315	
Log Likelihood	-451.142		-451.254		-455.475	
擬似決定係数	0.1903		0.1901		0.1825	

注)有意水準:\*(10%),\*\*(5%),\*\*\*(1%),< >はリファレンスグループ。

表11 操作変数法による学習行動に関するプロビット分析  
 (PCの有無に関し、テレビゲームを行った否かを操作変数とした場合)

	学習全体 (した=1、しなかった=0)		仕事につくための学習 (した=1、しなかった=0)	
	係数	z値	係数	z値
PCの有無	2.044 ***	8.05	1.328 **	2.46
年齢<20~24才>				
25~29才	0.003	0.04	0.105	0.98
30~34才	-0.041	-0.41	-0.087	-0.64
35~39才	-0.131	-0.97	-0.302	-1.54
世帯収入<1000万以上>				
~299万	0.313 **	2.06	-0.036	-0.16
~599万	0.242 *	1.88	0.025	0.15
~999万	0.121	0.98	0.099	0.67
居住地: 三大都市圏=1、その他=0	-0.099	-1.29	-0.101	-1.00
女性	0.234 ***	3.20	0.040	0.42
教育<小中学卒>				
高校卒	0.232 *	1.69	0.429 *	1.87
短大卒	0.417 **	2.01	0.873 ***	2.88
大学卒	0.310	1.04	0.942 **	2.21
切片	-1.517 ***	-9.32	-2.170 ***	-8.82
サンプルサイズ	1315		1315	
Log Likelihood	-1455.660		-1200.381	

注)有意水準:\*(10%),\*\*(5%),\*\*\*(1%),< >はリファレンスグループ。

- <sup>1</sup> Kruger (1993)は技能偏動的な技術進歩により、コンピュータを使いこなせる者は、そうでない者と比較して賃金が10~15%高いことと、その結果として、コンピュータの普及が学歴間賃金格差の増大を招いたことを指摘した。さらに Autor Katz and Kruger (1998)では、高学歴者に対する労働需要の増加は、よりコンピュータに依存する産業ほど大きいことが確認されている。
- <sup>2</sup> それらの米国における一連の研究に関する日本語のサーベイとしては、石原(2000)などが挙げられる。
- <sup>3</sup> 清水・松浦(1999)によれば、パソコン所有で代理させた新技術への積極的対応は特に中高年の高賃金に結びついており、その傾向は賃金とパソコン所有の相互関係を考慮しても顕著に表れるという。櫻井(2011)も、1985年から2000年にかけての製造業業種別データを用いて、コンピュータ投資比率や研究開発比率などの高い部門ほど、大卒労働者の賃金シェア上昇をもたらしていることを述べている。一方、小原・大竹(2001)では、コンピュータ使用の変化といった同一個人の異時点情報を用いると、コンピューター・プレミアムは有意でなくなると結論した。その結果は、統計的には未観察であるものの、新技術に対する適応能力こそが実際の賃金決定には重要視されており、コンピュータ利用そのものが賃金を上昇させるという見方には懐疑的であることを意味する。同じく Kawaguchi (2006)も、パネルデータにより労働者の固有効果を除去すると、コンピュータ所有から賃金への直接的な影響はみられないことを指摘する。
- <sup>4</sup> ただし、本論文における以下の分析とは異なり、『通信利用動向調査』における世帯普及率は、単身世帯を含めている。
- <sup>5</sup> 図2においても、世帯利用率は単身世帯を含めたものである。また、2006年における数値が落ち込んでいるのは、この年のみ質問項目に変更があったためと考えられる。
- <sup>6</sup> 『労働経済白書(平成23年版)』では、フリーターを学生・主婦を除く、15~34歳人口のうち、パート・アルバイト等、あるいは無業者で仕事を希望する者と定義し、その数を「労働力調査」から2010年では183万人と試算している。内閣府(2005)でも、ニートから既婚者は除かれている。一方、ニート(若年無業者)について、厚生労働省は非労働力人口のうち、15~34歳で通学・家事以外の者とし、同じく「労働力調査」より60万人(2010年)としている。
- <sup>7</sup> ただし、分析対象に一人暮らしの若年層も含め、下記で示す計量分析における説明変数に単身世帯ダミーを加えた場合にも、以下で示す結論に変更は生じなかった。
- <sup>8</sup> 「家事」を若年無業者に含めるのは、内閣府(2005)のニートについての考え方を踏まえている。家事手伝いをニートから排除することの問題点は、玄田(2005, pp.155-159)に詳しく記されている。
- <sup>9</sup> さらにここで限定した標本には、ふだんの就業状態が不詳である場合も、別途5件含まれていた。
- <sup>10</sup> 玄田(2005, 2007)では、『就業構造基本調査』のデータを用い、無業者を「求職型」(完全失業者に相当)、「非求職型」(仕事を探す意欲はあるが実際に求職活動は行っていない)、「非希望型」(求職の意思が存在しない)の3類型に分類し、類型の規定要因として、年齢・学歴・世帯年収等を説明変数とする実証分析を行った。結果として、就業の期待収益率の低い者ほど、求職活動を断念したり、求職希望を失う傾向にあることや、年収が高い世帯に属する若年無業者ほど非希望型になりやすいという所得効果が、1990年代を通じて弱まっていたことなどを明らかにしている。
- <sup>11</sup> 他の目的は「現在の仕事で必要なため」「自分の教養を高めるため」「その他」が選択肢である。
- <sup>12</sup> 学歴、世帯年収などが不詳の標本については、実証分析の標本から除いた。
- <sup>13</sup> 総務省北陸総合通信局(2004)によると、2002年度末に携帯電話のエリア拡大の目標



- 
- (全市町村の95%)が達成されたとあり、2001年はその過渡期にあったと考えられる。
- <sup>14</sup> 無業者の学習行動など就業意欲に影響を与えるのは、インターネットなどの技術革新だけではない。従来の研究では、社会保障制度のもたらす影響に注目が集まってきた。たとえばParsons(1980)では、社会保障制度の充実が1948年～1976年の期間における非労働力率の上昇を招いたことを指摘する。Autor and Duggan(2003)は、社会保障制度の適用範囲拡大が、特に低熟練者の労働市場参加率を引き下げたとしている。Juhn(1992)およびWelch(1997)は、低熟練労働者の賃金水準の低下が1980年代のアメリカにおける男性の労働市場参加率の低下をもたらしたとする。いずれの研究でも、市場における労働とその代替手段を比較している。「デジタル・デバイド」が無業者に与える影響についても、情報機器の利用に長けていない者ほど、学習行動を含めて就業意欲を失いやすいと考えられる。
- <sup>15</sup> 選択肢のうち「その他」は、調査票の例示として「クイズや懸賞の応募、アンケート回答、占い、など」とされており、学習目的とは独立の内容が想定されているため、ここでは説明変数から除いた。また付記に別掲項目となっている「商品やサービスの予約、購入、支払いなどの利用」も変数から除いている。尚、情報交換は「メール、チャット、インターネット電話など」、情報発信は「ホームページの開設、更新など」、情報収集は「ホームページの閲覧、データの入手など」と、調査票では例示されている。
- <sup>16</sup> コンピュータリテラシーとは一般に、コンピュータを駆使し、目的する作業を行い、必要な情報を得ることができる知識と能力を有することとされる。
- <sup>17</sup> 清水・松浦(1999)においても、賃金とパソコン所有の同時決定の関係を考慮するため、娯楽であり人的投資の意味を持たない耐久消費財であるテレビゲームの所有関数と賃金関数を連立推計している。その結果、情報処理能力を高めるパソコン所有は賃金を高めているが、娯楽目的で購入されるテレビゲームは高賃金につながっていないと指摘する。

---

## 参考文献

- Autor, D.H., L.F. Katz, and A.B. Kruger (1998) "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?," *Quarterly Journal of Economics* 113, pp.1169-1213
- Autor, D.H. and M.Duggan (2003) "The Rise in the Disability Rolls and the Decline in Unemployment," *Quarterly Journal of Economics* 118, pp.157-205
- 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.
- Freeman, R.B. and L.F.Katz (1995) *Differences and Changes in Wage Structure*, Chicago: The University of Chicago Press
- Juhn, C.K. (1992) "The Decline of Male Labor Market Participation: The Role of Declining Market Opportunities," *Quarterly Journal of Economics* 107, pp.79-121
- Juhn, C.K., K.M.Murphy, and B.Pierce (1993) "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy* 101, pp.410-442.
- Katz, L.F. and D.H.Autor (1999) "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality," in Ashenfelter, O. and D.Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland Press, pp.1463-1555.
- Katz, L.F. and K.M.Murphy. (1992) "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics* 107, pp.35-78.
- 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.
- Parsons, D.O. (1980) "The Decline in Male Labor Force Participation," *Journal of Political Economy* 88, pp.117-134
- Welch, F (1997) "Wages and Participation," *Journal of Labor Economics* 15, pp.S77-S103
- 石原真三子(2000)「米国の技術革新と労働需要・賃金格差—最近の実証研究の整理」『日本労働研究雑誌』475号、pp.60-70.
- 苅谷剛彦(2001)『階層化日本と教育危機』、有信堂高文社
- 黒田祥子(2010)「生活時間の長期的な推移」『日本労働研究雑誌』599号、pp.53-64.
- 玄田有史(2005)『働く過剰』、NTT出版
- 玄田有史(2007)「若年無業の経済学的検討」『日本労働研究雑誌』567号、pp.97-112.
- 小原美紀・大竹文雄 (2001)「コンピュータ使用が賃金に与える影響」『日本労働研究雑誌』494号、pp.16-30.
- 櫻井宏二郎 (2011)『市場の力と日本の労働経済—技術進歩、グローバル化と格差』、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.

内閣府(2005)『青少年の就労に関する研究会（中間報告）』