

第3章 社会階層とインターネット利用 デジタル・デバイド論批判

太郎丸 博

1 問題 「デジタル・デバイド」は存在するか

1.1 イデオロギーとしてのデジタル・デバイド論

「ネットから抜け落ちる (Falling through the Net)」。米政府がデジタル・デバイドの拡大を警告するために用いたフレーズである (NTIA[1995]2001,[1999]2001)。インターネットはさまざまな可能性をわれわれに与えてくれるが、実際にネットワークにアクセスしているのは、金持ち、白人、男性、都市在住者であり、低所得層、黒人、女性、地方在住者は、事実上、インターネットへのアクセスが困難であり、このような不平等、デジタル・デバイド は政府の手によって是正されなければならない、というわけである。このような議論は、情報スーパーハイウェイを提唱していたクリントン・ゴア政権に始まり、日本では電通総研や C&C 振興財団¹⁾のような、情報産業の周辺にある機関や研究者によってしばしば主張される。そのため、デジタル・デバイド論には、うさんくささがつきまとう。というのは、情報関連産業に政府が公共投資することを正当化するためのイデオロギーがデジタル・デバイド論である、という批判があるのである。デジタル・デバイドを解消するためには、情報インフラや IT 講習会に税金を使う必要があり、そのような公共投資は、情報産業の利益につながるからである²⁾。

1.2 デジタル・デバイド分析の必要性

デジタル・デバイド論をイデオロギーとして批判することはたやすい。しかし、そもそもデジタル・デバイドは存在するのか、存在するとすれば、その実態はどのようなもので、どれほど深刻なものなのか、という問題は、社会学者、とくに社会階層の研究者によって真剣に議論されていいはずである。マックス・ヴェーバーの価値自由性の議論(Weber 1922 = 1982)は、まさにこの文脈によく当てはまるように思える。情報産業への公共投資に賛成するにせよ反対するにせよ、デジタル・デバイドは社会学者によって研究されてしかるべきである。ところが、驚くことに、デジタル・デバイドの実態に関する、データによる詳細な分析は、ほとんど存在しないのである。確かに、総務省や電通総研をはじめとして、いくつかの団体がインターネットの利用状況について全国調査をしている(総務省 2003a, 電通総研 2003)。そして多くの調査報告書で、世帯収入別のインターネット利用率が計算されており、高所得層ほどインターネット利用率が高いということが繰り返し確認されている(直井・菅野・岩淵 2003, 電通総研 2003, 橋元 2001, 総務省 2003a, 2003b)。しかし、このような相関については、学

¹⁾ C&C 振興財団のホームページ (<http://www.candc.or.jp/zaidan/zaidan.html>)によると、同財団の基金は、NEC の全額出資によって成り立っている。また、日本 ITU 協会 (<http://www.ituaj.jp/>) も情報関連業界の関連団体といいだろう。上記二団体、および電通総研の報告書は、C&C 振興財団(2002)、日本 ITU 協会(2001)、電通総研(2003)を参照せよ。

²⁾ デジタル・デバイド論のイデオロギー的偏向の可能性を指摘したものとして、Compaine ed. (2001) および木村(2001)がある。

歴や職業による擬似相関の可能性を疑ってみるのが社会階層論の常道である。また、所得の高さがインターネット利用を押し上げているのか、それとも、インターネット利用が所得を高めているのか、あるいはその両方なのかは、理論的・経験的な検討が必要な問題である。それにもかかわらず、これらの問題は管見の範囲ではほとんど議論されていないのである³⁾。このような分析の欠如は、デジタル・デバイドが情報社会論の文脈で議論されることはあっても、社会階層論の文脈では議論されないからかもしれない。社会階層論は、階層とライフ・チャンスの複雑な関係を分析するためにさまざまな統計技法を利用してきた⁴⁾。それらの技法は、デジタル・デバイドにも応用可能である。

そこで本稿では、まず社会階層論の立場からデジタル・デバイド論を理論的に整理することを通して分析課題を絞り込み、次に、所得階層とインターネット利用の間に実質的な関係があるのかどうかを統計的に分析する。本稿の目的は、デジタル・デバイド論の背景にあるイデオロギーを暴露することではなく、その理論的・経験的検討である。そして結論を先取りするならば、デジタル・デバイド論を経験的に批判することこそ、本稿の目的である。

2 デジタル・デバイドの理論

2.1 デジタル・デバイドの定義

まず、デジタル・デバイドおよびデジタル・デバイド論について定義しておこう。デジタル・デバイド論という概念は、「デジタル・デバイドは存在し、それは社会にとって有害であるか、または有害になる危険性を持つ」と、明示または暗示的に論じている議論を総称するために用いることにする。それでは、デジタル・デバイドとは何か。普通、居住している地域、国、性別、エスニシティ、年齢、所得、のような個人または世帯の属性によって、インターネットの利用率に格差があることをデジタル・デバイドと呼んでいるようである。ただし、問題が多岐にわたるため、以下では、議論を所得とインターネット利用率の格差に限定することにする。以下では断りなしにデジタル・デバイドという場合、所得によるインターネット利用率の格差のことを意味する。また、社会階層という概念も、特に断りがない限り、所得による階層の意味でもちいる。社会階層は多元的であり、一つの指標だけでは、社会階層の全体像はわからないという考え方が一般的であるが、後で述べるように、デジタル・デバイド論の多くは所得を問題にすることが多いので、本稿も所得に問題の焦点を絞ることにする。

以下では、デジタル・デバイド論の特徴の検討を通して、データ分析の課題を論じていこう。

³⁾ 松谷・川端(2003)と色川(2002)が、例外的に多変量解析を用いて、インターネット利用の規定要因を分析した唯一の研究である。ただし、松谷・川端(2003)はインターネットのアクセス頻度をインターネット利用の指標としているが、後述のように、本稿の理論枠組みにはこの指標はそぐわない。また、色川(2002)は、データが有配偶女性に限定されているという点で本稿とは異なる。また、両者ともデジタル・デバイドについて中心的に論じているわけではない。ちなみに遠藤(2000)は情報機器の利用を分析したもので、インターネットの利用と区別して考えたほうがよい。

⁴⁾ 社会階層論の用いる統計技法は多岐にわたるが、原・盛山(1999)および富永編(1979)が日本語で読める標準的なテキストだろう。

2.2 デジタル・デバイドの趨勢

デジタル・デバイド論は現代社会論である。つまり、過去には存在しなかったデジタル・デバイドが、情報ネットワークの発展につれて、現在生じつつあり、今後拡大する恐れがある、というかたちをとる。したがって、デジタル・デバイドを経験的に検討する場合、デジタル・デバイドがこれまで、拡大してきたのか、それとも縮小してきたのか、という問題、そして、デジタル・デバイドは、今後、拡大するのか、それとも縮小するのか、という趨勢に関する問題を検討する必要がある。

趨勢の検討は政策論的に見ても重要である。仮にデジタル・デバイドが存在し続けても、格差の幅が縮小すれば、問題の深刻さも緩和される。つまり、経済的な豊かさとは関係なく、ほとんどの人がインターネットを利用するようになれば、デジタル・デバイドはほとんどなくなってしまはずである。電話やラジオ、テレビのようなメディアも、最初は富裕層しか利用できなかったが、日本や欧米では低価格化によって、ほとんどの人が利用できるようになっている（Compaine 1986[2001], 木村 2001, 橋元 2001）。インターネットもさらに低価格化が進めば、階層間の格差はほとんどなくなってしまう可能性がある。

しかし、今後インターネットの重要性がますます増大すれば、ネットにアクセスできないことが、大きな不利益をもたらすことになるかもしれない（橋元 2001）。今はただのぜいたく品でも、将来生活必需品にならないとは言い切れない。もしもそうなれば、インターネット利用率の階層間格差が非常に小さいからといって、問題を軽く扱うことはできないかもしれない。

デジタル・デバイドの将来を予測することは、困難である。しかしこれまでのデジタル・デバイドの趨勢を見ておくことは可能だし、必要であろう。これまでの趨勢から将来を予測するのは危険であるけれども、デジタル・デバイドの今後を考える上で、歴史的な趨勢を見逃すわけには行かない。

2.3 二つのデジタル・デバイド論

一口にデジタル・デバイド論といっても様々であり、明確な統一性があるわけではないし、特定の理論に依拠しているわけでもない。しかし、デジタル・デバイド論の主要な主張は、二つに大別できるように思われる。一つは、富裕層が、その財力や権力にものをいわせて（ネット・アクセスや情報リテラシーを手に入れることを通して）、有益な情報を得ているのに対し、貧困層の人々は、お金も力もないので情報にアクセスができないという議論である（NTIA [1995] 2001, [1999] 2001, 原田 2002, 四元 2000, 橋元 2001, 木村 2001）。経済的豊かさが、インターネットのアクセス率を高めているというわけである。これを便宜的に「富→情報」仮説と呼んでおこう。

二つめのデジタル・デバイド論は、反対に、情報が富を生むという理論である。この議論にしたがえば、インターネットを利用することで、人的資本（荒井 1995, Becker 1975=1976）や社会関係資本（Coleman 1990）を高めたり、ビジネス・チャンスをつかんだりすることができる。そして、それらが富を生むとされる（原田 2002, 高山 2001, 四元 2000）。いわば情報の格差が階層間格差を生むのである。この議論を便宜的に「情報→富」仮説と呼んでおこう。

このようなデジタル・デバイド論は、ダニエル・ベルの脱工業社会論（Bell 1973=1975）や、マニエル・カステルの情報都市論（Castells 1989, 1999=1999）ともつじつまがあう。彼らは、「富→情報」仮説や「情報→富」仮説を積極的に主張しているわけではない。ベルもカステルも、デジタル・デバイド論のように限定された問題を扱っているわけではなく、もっと大きな問題、つまり情報化によって階層構造や社会構造全体がどう変化しつつあるのか、という問題を扱っているのである⁵⁾。しかし、いずれの議論にしても、情報の生産や処理が社会的重要性を増しつつある現代社会においては、情報の生産・処理に従事する者のほうが、従事しない者よりも高い収入を得るであろうことを論じている。したがって、これらの議論は、デジタル・デバイド論に理論的な支持を与えていることは、留意しておくべきであろう。そのことが、デジタル・デバイド論に何らかの信憑性を与えているかもしれないのである。

しかし、高名な社会学者の議論とつじつまがあうからといって、デジタル・デバイド論が正しいという保証にはならない。経験的な分析が必要である。

以下ではもう少しデジタル・デバイド論の構造について議論していこう。

2.4 社会階層の再生産

「富→情報」仮説と「情報→富」仮説を組み合わせ、図示したものが、図1である。このように図示すればわかるように、デジタル・デバイド論は、一種の階層再生産論になっている。つまり、インターネット利用を媒介にして、経済的に豊かな者とその子弟たちは、より豊かになっていくという議論である。もちろん、「富→情報」仮説のみを論じている議論もあるが（橋元 2001, 木村 2001）、暗に「情報→富」仮説を主張している議論も多い（原田 2002, 四元 2000）。

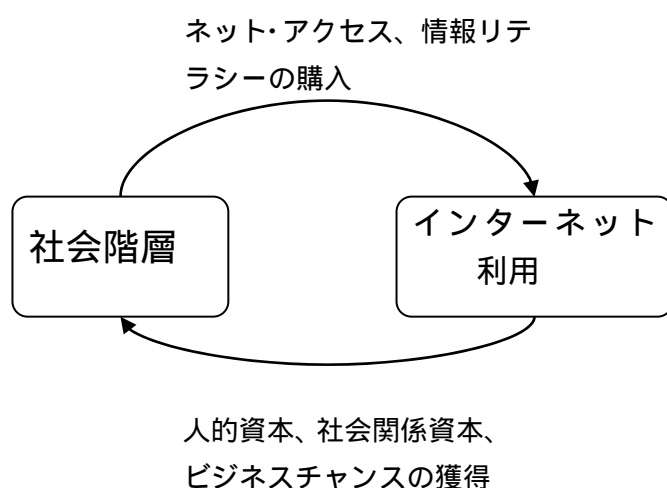


図1 インターネット利用を媒介とした社会階層の再生産

再生産論であるという意味では、デジタル・デバイド論は、文化資本論（Bourdieu 1979=1990）ともよく似ている。つまり、デジタル・デバイド論は、インターネット利用を媒介にして階層

⁵⁾ 本文では、ベルとカステルを一括して扱っているが、彼らの議論がよく似通っているというわけではない。ベルとカステルの異同に関しては、Webster (1995=2001)、Mackay, Maples and Reynolds (2001) を参照せよ。

が再生産されることを、陰に陽に主張しているのに対して、文化資本論は、文化資本を媒介にして階層が再生産されることを論じる。どちらも何らかの要因が媒介になって階層が再生産されることを論じている点では同じなのである。

このような階層再生産が生じているかどうかについては、データの詳細な分析を通して検討する必要がある。「富→情報」仮説しか成り立たない場合、デジタル・デバイドはそれほど深刻な社会問題ではないかもしれない。というのは、確かにインターネットは便利かもしれないが、それは、手軽に友人・知人とメールのやり取りができるとか、銀行に行かなくてもお金が振り込めるとか、おもしろい情報やうわさを知ることができるといった程度のもので、インターネットにアクセスできなくてもほとんど差し支えない人も多いかもしれないからである。インターネットなしでは日常生活に著しい支障をきたすという人がたくさんいるとは限らないのである。もちろん仕事上、インターネットが不可欠という人はいるだろうが、その場合、インターネットへのアクセスのための費用は、ふつう被雇用者ならば勤務先が負担するだろうし、自営業ならば必要経費として計上することができる。インターネットは、一種のぜいたく品か、職業上必要な手段に過ぎない可能性は心に留めておく必要がある。

しかし、「富→情報」仮説に「情報→富」仮説がくわわれれば、事態は違ってくる。高い社会的地位を達成するために、インターネットの利用が有利に働くということである。インターネットは、ただのぜいたく品ではなく、収入を増やし、社会的地位を高めるための有効な手段の一つということになる。しかも、もともと経済的に豊かな人々にインターネットの利用が限定されるとすれば、社会階層は閉鎖化され、不平等が再生産されることになる。しかし、本当にそのような事態が生じているのだろうか。データを使って確かめてみる必要がある。

2.5 分析の課題

これまでの簡単な概観から、三つの分析課題が浮かび上がった。第一に、デジタル・デバイドは拡大してきたのか、それとも縮小してきたのか、その趨勢を分析する。第二に、「富→情報」仮説を検討する。第三に、「情報→富」仮説を検討する。

3 デジタル・デバイドの分析

3.1 デジタル・デバイドの趨勢分析

デジタル・デバイドの趨勢を検討するためには、縦断調査による継続的なデータ収集が必要である。現在、このような目的に合う調査データは、総務省の通信利用動向調査⁶⁾しかない。個票データは利用できないので、平成14年度調査の報告書に公開されている集計表をもとに、デジタル・デバイドの趨勢を分析していく(総務省 2003a)。通信利用動向調査では、世帯収入を七つの階級に区切って、その収入階級ごとに世帯インターネット利用率が計算されている。世帯インターネット利用とは、携帯電話、パソコンを問わず、世帯構成員のうち一人でもインターネットを利用していれば、その世帯はインターネットを利用していると操作的に

⁶⁾ 通信利用動向調査に関しては、総務省のホームページ (<http://www.johotsusintokei.soumu.go.jp/statistics/index.html>) を参照せよ。

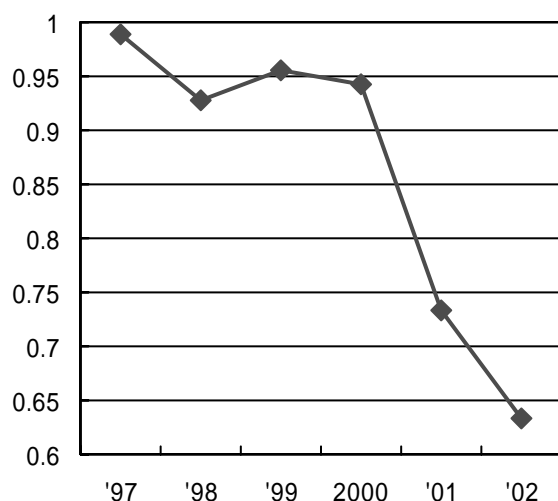


図2 世帯収入と世帯インターネット利用率の相関係数の趨勢

定義された概念である。したがって個人のインターネット利用率よりも高い数値が出るので注意が必要である。

収入階級の中央値と世帯インターネット利用率の相関係数を計算し、1997年から2002年までの変化を表したのが、図2である⁷⁾。図2を見ると、2000年までは、相関係数は、0.9以上であるが、2001年以降は、急速に低下していることがわかる。つまり、世帯収入が高いほどインターネット利用率が高いという傾向は、2000年から2002年にかけて急激に弱くなったものの、決してその傾向はなくなっていないということである。

相関係数以外の指標でも、デジタル・デバイドの趨勢を見ておこう。一番上の所得階級(2000万円以上)の世帯インターネット利用率を一番下の所得階級(400万円未満)の利用率で割った値を計算する。これを便宜的に利用率比と呼んでおこう。例えば、1997年の2000万円以上世帯のインターネット利用率は14パーセント、400万円未満世帯は、2.1パーセントであるから、利用率比は、 $14 \div 2.1 = 7.6$ である。このような計算を、二番目に高い所得階級(1500万円以上2000万円未満)と、二番目に低い所得階級(400万円以上600万円未満)に関しても行い、図示したのが図3である。

利用率比も、2000年または2001年に顕著に低下しており、この二、三年の間に大きく格差が縮小していることがわかる。2002年では、最低と最高の利用率比でも、1.3にすぎない。

以上からわかるのは、世帯所得によって、インターネット利用率の格差は、存在し続けているものの、2000年または2001年以降にその格差は、かなり縮小してきているということである。このようなデータは、デジタル・デバイドの危険性をあおる議論にとっては、不利な結果である。仮にデジタル・デバイド論が正しいとしても、そのインパクトは徐々に縮小してきていると考えるべきであろう。しかし、このような分析は、他の変数の影響をコントロー

⁷⁾これは、世帯収入階級を1ケースとみなして計算したものであり、個人を単位に計算したのではない。各収入階級に属する世帯数で重み付けして、相関係数を計算することも検討したが、2000年以前に関しては、しばしば収入階級ごとの人数がわからなかったため、断念した。人数で重み付けしたり、個人単位のデータで相関係数を計算した場合、図2の値よりも低い値が得られるだろう。しかし、図2のデータでも趨勢を判断することは可能であろう。

ルした結果ではない。次節では、「富→情報」仮説を、他の変数をコントロールして検討してみよう。

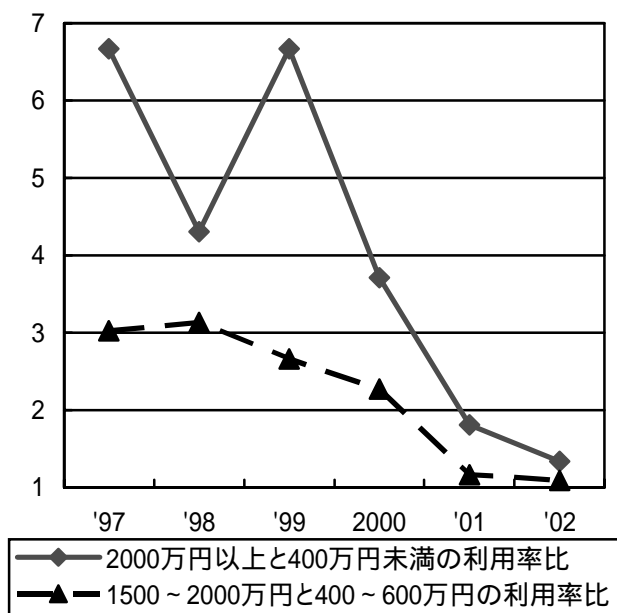


図3 所得階級間の利用率比

3.2 「富→情報」仮説の分析

以下の分析では、60歳未満のケースにデータを限定する。これは、60歳以上のインターネット利用率は低く、10パーセント未満になってしまうためである。

3.2.1 従属変数と独立変数 インターネット利用の指標としては、電子メールを利用しているか、そして、ホームページを閲覧しているかを示す二値変数を用いる。ただし、携帯電話またはPHS（以下では「携帯電話」と一括して表記する）を使っている場合と、パソコンを使っている場合があるので、従属変数には、

- 電子メールを携帯電話で利用
- 電子メールをパソコンで利用
- ホームページを携帯電話で閲覧
- ホームページをパソコンで閲覧

を示す四つの二値変数を用いる。利用頻度や利用時間ではなく、利用しているかいないかの二値変数を使うのは、収入に比例して利用時間や頻度が増えるとは思えないからである。定額料金で使い放題といったインターネット接続サービスは多いし、収入が高いからといって、どんどん利用時間が増えるとは考えにくい。ある程度で頭打ちになると考えるほうが自然である。また、「情報→富」仮説を検討する際にも、同じ変数群を使う必要があるが、この場合

も、インターネットの利用時間や頻度に比例して収入が高まるとは考えにくいのである。むしろ、収入と利用率の関係を分析するほうが、適切であると考ええる。

従属変数が二値変数なので、ロジスティック回帰分析を行う。独立変数には、世帯収入のほかに、コントロール変数として、男性ダミー、年齢、教育年数、有職ダミー、ホワイトカラー・ダミー、の五つを用いる⁸⁾。ここでホワイトカラーは、事務職、管理職、専門職の三つを含むものとして操作化してある。

3.2.2 分析結果 ロジスティック回帰分析の結果が表1である。表1を見ると、年齢と世帯収入が、四つのインターネット利用の指標に対して、一貫して有意な効果を持っていることがわかる⁹⁾。つまり、世帯収入は、その他の五つの変数をコントロールしても、インターネット利用率を高める効果を持っているということである。つまり、「富→情報」仮説は支持されたことになる。

表1 インターネット利用のロジスティック回帰分析(60歳未満、N=502)

		電子メール利用		ホームページ閲覧	
		携帯電話	パソコン	携帯電話	パソコン
標準化 偏回 係数 ¹⁰⁾	男性ダミー	-0.045	0.132 *	0.131 *	0.152 **
	年齢	-0.393 **	-0.165 **	-0.383 **	-0.166 **
	教育年数	0.183 **	0.203 **	-0.058	0.181 **
	有職ダミー	0.119 *	-0.021	0.092	-0.046
	ホワイトカラー ダミー	0.023	0.127 *	0.179 **	0.223 **
	世帯収入	0.102 *	0.143 **	0.114 *	0.084 +
R^2_L		0.190 **	0.152 **	0.169 **	0.169 **
利用率		26%	49%	18%	31%

* 5%水準(両側検定)で有意 ** 1%水準(両側検定)で有意 + 10%水準(両側検定)で有意

その他のコントロール変数は、有意な効果があったり、なかったりで、一貫していない。社会階層の指標としてしばしば用いられる職業の効果も、四つのインターネット利用指標で一貫していない。有職ダミーが効果を持つのは、携帯電話でのメール利用だけで、その他の三つの指標に関しては、有職であるだけでは効果はなく、ホワイトカラーであることが、利用率を高める効果を持っている。とはいえ、すべての指標に関して何らかの意味で職業が効果を持っていると見ることはできる。つまり、収入以外の指標で見ても、社会階層がインターネット利用率に影響を及ぼすとみなすことができるだろう。

⁸⁾ この節のロジスティック回帰分析、および次節の重回帰分析の独立変数群に関しては、すべて多重共線性をチェックしてある。いずれも許容度(tolerance)が0.5以上であり、問題ないと思われる。

⁹⁾ 10パーセント水準で検定するのは、基準が甘いと思われるかもしれない。しかし、両側検定の10パーセント有意は、片側検定の5パーセント有意である。この分析は、プラスの効果于世帯収入が持つという対立仮説のもとに検定をしているから、片側検定のほうが適切である。誤解を避けるために、学会の慣習にしたがって両側検定の結果を表1には表記したが、片側検定に読み替えていただきたい。

¹⁰⁾ ロジスティック回帰分析の場合、重回帰分析と同じように標準化回帰係数を計算することができない。しかし、近似的に類似の数値を計算することはできる。表1の数値は、Menard(2002)の計算法にしたがって算出した。

それでは逆に、インターネットを利用していることが、個人の収入を高める効果を持つだろうか。データの制約から満足いく分析は不可能だが、できる限りやってみよう。

3.3 「情報→富」仮説の検討

データは、やはり 60 歳未満に限定して分析する。

従属変数には、個人収入を用いる。本人のインターネット利用が配偶者やその他の世帯成員の収入を高めるとは考えにくいからである。独立変数には、男性ダミー、年齢、教育年数をコントロール変数として投入した。インターネット利用の指標は、前節同様四つの指標を用いるが、それぞれに関して 3 年以上前から利用しているかどうかを示すダミー変数を独立変数として投入した¹¹⁾。これは、現在インターネットを利用していることが、過去 1 年間の個人収入（個人収入は過去 1 年間の収入を税込みでたずねている）に影響を及ぼすということとはありえないからである。そこで、あえて過去のインターネット利用を指標として用いている。

表 2 個人収入の重回帰分析（60 歳未満 N=661）

	モデル 1	モデル 2
標 男性ダミー	0.475 **	0.459 **
準 年齢	0.344 **	0.392 **
偏 教育年数	0.311 **	0.234 **
回 携帯電話メール 3 年以上		0.046
帰 パソコン・メール 3 年以上		0.164 **
係 携帯電話ホームページ 3 年以上		0.04
数 パソコンホームページ 3 年以上		0.063
調整済み決定係数	0.411 **	0.453 **

** 1%水準で有意

このような変数を用いて行った重回帰分析の結果が表 2 である。コントロール変数群だけを投入したのがモデル 1 で、インターネットを 3 年以上利用しているかどうかを示す変数群をさらに加えたのが、モデル 2 である。インターネット利用の変数群をモデルに加えることで、調整済み決定係数は上昇している。コントロール変数群はすべて個人収入に対して有意

¹¹⁾ 有職ダミー、ホワイトカラー・ダミー、企業規模などをモデルに追加すれば、もちろん決定係数は上昇する。しかし、インターネット利用の効果が見えにくくなるため、あえて分析から除外してある。理論上は、インターネットを利用できることが、昇進や有利な転職につながる可能性が考えられる。つまり、職業を媒介としてインターネット利用が個人収入に影響を及ぼしている可能性を否定できない。職業変数群をモデルに投入した場合、仮にインターネット利用が個人収入に直接効果を持たなくても、間接効果を持っている可能性はある。ここでの分析の目的は擬似相関を排除することであって、直接効果と間接効果の分割ではない。したがって、インターネット利用よりも因果的に先行しているとみなして差し支えない変数のみをコントロール変数とし、媒介変数にあたる職業変数群はあえて分析から除外してある。もちろん、本当に職業群が媒介変数に当たるかどうかは、4 節で論じるように大きな問題である。ここでは、「情報→富」仮説にしたがってモデルを構成し、その妥当性を検討しているものであり、「情報→富」仮説に従うならば、職業変数群は媒介変数とみなされる、ということである。

な効果を持っている。しかし、四つのインターネット利用変数の中で有意な効果を持っているのは、3年以上のパソコン・メール利用だけである。もしも「情報→富」仮説が正しいならば、四つの指標すべてが有意な効果を持ってよさそうなものである。しかし、実際には、パソコン・メール利用だけが有意な効果を持っている。したがって、インターネットを利用することで、人的資本や社会関係資本が高まり、高い収入をもたらすのではないと考えられる。もしもメールの利用が人的資本や社会関係資本を高めるならば、携帯メールも収入に効果を持つはずである。しかし実際にはそうになっていない。パソコン・メールの効果は、もっと別の解釈をするほうが妥当なように思える。

4 議論と今後の課題

3節の分析から、デジタル・デバイドは縮小傾向にあるが、2002年の時点では、依然として「富→情報」仮説は成り立っていたと言えるだろう。しかし、今回の分析では「情報→富」仮説は支持できなかった。支持できなかったのは、四つの指標のうち一つしか有意な効果を持たなかったという理由だけではない。今回はコントロールできなかった要因による擬似相関であると解釈したほうがよいと思われるからである。パソコンでメールを使う場合、仕事で使うことが多いと想像される。つまり高収入の職についている人は、仕事上必要だからパソコンでメールを使う傾向があるのではないかと考えられるのである。携帯メールは仕事で使う場合もあるだろうが、私的に使う場合も多いので、収入との関連がないと考えられる。因果の向きを、「情報→富」とするために、指標として、3年以上のメール使用ダミーを使っているが、本当にそのような因果関係があるとは思えない。この3年間にパソコン・メール利用のおかげで、所得の上昇を経験した人が、それほどいるとは思えないのである。このような可能性を検討するためには、3年以上前の職をコントロール変数としてモデルに投入することが考えられるが、今回利用した調査では、過去の職をたずねていないので、そのような可能性は検討できない。今後の課題である。

個人収入とパソコン・メール利用の間の因果の向きは、構造方程式モデルを使えば調べられるかもしれない。しかし、二値変数が使用する変数に多いため、今回は断念した。しかし、因果の向きは決定的に重要である。調査の設計および分析法の両面から今後とも検討していく必要があるだろう。

また、情報リテラシーについても今回の分析では扱えなかったが、社会階層とインターネット利用の関係を考える上では重要である。つまり、単なるインターネット利用ではなく、上手にインターネットを利用できるかどうか、社会階層を再生産する可能性はある。情報リテラシーの検討も今後の課題である。

以上のように、今回の分析は、決して十分なものとは言えず、残された課題は多い。しかし、社会階層論からデジタル・デバイドにアプローチすることに先鞭をつけ、デジタル・デバイド論を整理し、多変量解析を用いてその妥当性を検討したという点では、本稿にも価値はあるだろう。

仮に本稿の分析結果が正しいとすれば、「富→情報」仮説は正しいが、インターネット利用率の格差は急速に縮小しており、「情報→富」仮説は成り立たない。だとすれば、デジタル・デバイド

は現代日本において確かに存在するが、それは深刻な問題だとは思えない。なぜなら、インターネット利用に階層間格差があるといっても、インターネットの利用が人々のライフ・チャンスに大きな影響を及ぼしているとは思えないからである。それは例えば自家用ヨットの利用率が、高収入者ほど高かったとしても、大きな社会問題とはならないのと同じである。デジタル・デバイドは、パソコンのような通信機器がさらに安価になり、さらに電話並みの生活必需品とならない限り、存在し続けると私は予測する。しかし、それはそれほど深刻な問題ではないのではないだろうか。むしろ、所得格差そのものや、階層間の大学進学率の格差のような、オーソドックスな問題のほうが、ずっと重要であるように思われるのである。

付記

本稿は『ソシオロジ』第48巻3号(2004)からの再録である。

文献

荒井一博, 1995, 『教育の経済学』有斐閣.

Becker, Gary S., 1975, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis* (2nd ed), New York: Columbia University Press (= 1978, 佐野陽子訳『人的資本』東洋経済新報社).

Bell, Daniel, 1973, *The Coming of Post-Industrial Society*, New York: Basic Books (= 1975, 内田忠夫・嘉治元郎・城塚登・馬場修一・村上泰亮・谷嶋喬四郎訳『脱工業社会の到来 上下』ダイヤモンド社).

Bourdieu, 1979, *La Distinction : Critique Sociale du Jugement*, Paris : Editions de Minuit(= 1990, 石井洋二郎訳『ディスタンクシオン 社会的判断力批判』).

C&C 振興財団, 2002, 『デジタル・デバイド 構造と課題』NTT 出版.

Castells, Manuel, 1989, *Informational City, Information Technology, Economic Restructuring and the Urban-Regional Process*, Cambridge: Blackwell.

———, 1999, *Global Economy, Information Society, Cities and Regions* (= 1999, 大澤善信訳『都市・情報・グローバル経済』青木書店).

Coleman James S., 1990, *Foundations of Social Theory*. The Belknap Press of Harvard University Press.

Compaine, Benjamin M., 1986, "Information Gaps: Myth or Realities?," Compaine ed. (2001), 105-18.

———(ed.), 2001, *The Digital Divide: Facing a Crisis or Creating a Myth?* Cambridge: MIT Press.

電通総研, 2003, 『生活者・情報利用調査 2003「i-Life:情報化社会に生きる」』<http://dcidentsu.co.jp/pdf/HLIFE2003.pdf> (2003年10月27日現在).

遠藤薫, 2000, 「情報コンシャスとオルトエリート」今田高俊編『日本の階層システム 5 社会階層のポストモダン』東京大学出版会, 111-48.

原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層』東京大学出版会.

原田泉, 2002, 「「デジタル・デバイド」の全体像」C&C 振興財団編『デジタル・デバイド 構造と課題』NTT 出版, 1-21.

橋元良明, 2001, 「日本のデジタル・デバイド」東京大学社会情報研究所編『日本人の情報行動 2000』東京大学社会情報研究所, 173-92.

色川卓男, 2002, 「有配偶女性のインターネット利用動向に関する実証的検討」(財)家計経済研究所

- 『平成 14 年版 停滞する経済、変動する生活 消費生活に関するパネル調査（第 9 年度）』（財）家計経済研究所，77-99 .
- 日本 ITU 協会，2001，『ワールドテレコムビジュアルデータブック：デジタルデバインド解消に向けて』日本 ITU 協会 .
- 木村忠正，2001，『デジタルデバインドとは何か』岩波書店 .
- Mackay, Hugh, Wendy Maples and Paul Reynolds, 2001, *Investigating the Information Society*, Routledge.
- 松谷満・川端亮，2003，「IT 化と脱物質主義的価値観」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』29: 183-202 .
- Menard, Scott, 2002, *Applied Logistic Regression Analysis* (2nd ed.) Sage.
- 直井優・菅野剛・岩淵亜希子，2003，「情報化社会に関する全国調査（JIS2001）の概要」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』29: 21-66 .
- NTIA (National Telecommunications and Information Administration), [1995] 2001, “Falling through the Net: A Survey of the “Have-Nots” in Rural and Urban America,” Compaine ed. (2001), 7-15.
- , [1999] 2001, “Falling through the Net: Defining the Digital Divide,” Compaine ed. (2001), 17-46.
- 総務省，2003a，『平成一四年通信利用動向調査報告書世帯編』<http://www.johotsusintokei.soumu.go.jp/yusei/adapter/Main> (2003 年 10 月 27 日現在).
- 総務省，2003b，『情報通信白書平成 15 年版』<http://www.johotsusintokei.soumu.go.jp/whitepaper/ja/cover/index.htm> (2003 年 10 月 27 日現在).
- 高山与志子，2001，『レイバーデバインド [中流崩壊]』日本経済新聞社 .
- 富永健一（編），1979，『日本の階層構造』東京大学出版会 .
- Weber, Max, 1922, “Wissenschaft als Beruf” (= 1982, 尾高邦雄訳『職業としての学問』岩波書店).
- Webster, Frank, 1995, *Theories of the Information Society*, Routledge (= 2001, 田畑暁生訳『「情報社会」を読む』青土社).
- 四元正弘，2000，『デジタルデバインド』H&I.