

# コンピューター使用が賃金格差に与える影響

小原美紀（政策研究大学院大学）

大竹文雄（大阪大学社会経済研究所）

（『日本労働研究雑誌』No.494, 2001年9月 pp.16-30 掲載）

## （要約）

本論文は、賃金の変化がコンピューター使用の変化により説明できるかについて分析した。同一個人の転職前後における賃金とコンピューター使用に関する情報を用いることで、観察不可能な能力の存在によるバイアスを除いて、コンピューターの賃金に対する影響を計測した。コンピューターの使用が賃金を上昇させる影響は、1時点のレベル推定においては確かに見られたものの、様々な属性をコントロールしたうえで階差推定を行うことで、小さくなるか、統計的に有意ではなくなることが示された。例外は、学歴が高い者（特に35歳未満の男性正社員）であり、実際にパソコンを使う仕事についていることが賃金を高めていた。また、転職時にコンピューターに関するトレーニングを行った者は、学歴に関わらず、コンピューターを使用する職につく確率が高まる。ただし、それは賃金の上昇にはつながらない。トレーニング効果の検証については、より精密な分析結果が待たれる。

## 目次

- はじめに
- 推定モデル
- データ
- 推定結果
- 結果の解釈
- おわりに

## はじめに

IT革命が経済・社会に大きな影響を与えることが多くの人によって指摘されている。IT革命により情報関連の投資が増えることで経済が活性化され、生産効率が高まる。企業活動については、取引や経営がスピード化される、顧客重視の経営が行われやすくなる、企業組織のフラット化によって新たな雇用創出を生み出される。消費生活についても、情報がより入手しやすくなり、インターネットによるオンライン直販がますます増える、などの指摘である。同時に、IT革命の負の側面として、デジタル・デバイドといわれるITの利用可能性がもたらす情報格差や賃金格差の拡大、産業構造や職種構造の大幅な変化にともなう雇用のミスマッチといったものがあげられている。

1980年代から90年代にかけて、アメリカ、イギリス、カナダといった国々で見られた賃金格差の拡大も、IT革命が熟練労働者への需要を急激に増やすような技術進歩として機能した

ことが一つの要因として考えられている。Acemoglu (1998)によれば、情報技術労働者の多い所に技術導入が進み、それがさらに技術労働者の需要を増やし、彼らの賃金を上昇させる。Bresnahan *et al.* (1999)は、高いIT化と高い人的資本（高学歴者）の組み合わせと、低いIT化と低い人的資本（低学歴者）の組み合わせが、どちらか一方のレベルだけが低い組み合わせの場合よりも生産性を上昇させることを示す。Autor (2000)は、このIT化と人的資本の高さの補完性に加えて、ITにより高学歴者を識別して採用するコストが低下したことから、どちらか一方の労働者だけを雇ってそれに適した技術を採用することが容易になったことを示す。このとき、ITを利用できる高学歴者の賃金が上昇する。これに対し、Cappelli and Carter (2000)は、ワープロなどの直接的な生産性上昇効果は限定的であるが、コンピューターにチームワーク重視の働き方が合わさることでチームの生産性（賃金）が上昇すると主張する。この場合、コンピューターを使用している者が部下の生産労働者であっても、管理職層の賃金も上昇する可能性があり、逆に管理職がプロジェクトマネジメントにコンピューターを使用していることが、一般の労働者の賃金上昇につながる可能性もある。

一方、個人がコンピューターという技術を利用することでどれだけ生産性を上昇させたかを示す、いわゆるコンピューター・プレミアムを測る分析も行われてきた。Krueger (1993)は、仕事でコンピューターを使っている人の賃金はそうでない人よりも約15%高くなるという実証結果を示している。コンピューターのどの機能を使用しているか、家での使用の影響はあるかなども考慮した興味深い分析である。しかしながら、この分析では、コンピューターを使用することそのものが賃金を高めているのか、もともと能力のある人にコンピューターを使用する仕事を与えられ、賃金が高まるように見えるのかを区別できていない。前者はパソコン等のITに対する利用可能性そのものが賃金格差を広げるという議論であるから、後者と似ているが異なる。ある人のコンピューターの使用状況が「技術に適応できること」を代理しているだけならば、技術に適応できる者とできない者と格差が生じていたとしても、それは格差（デバイド）ではあるが、コンピューターによるデジタル・デバイドではない。両者を識別した分析が重要になる。

DiNardo and Pischke (1997)は、この識別の重要性を指摘する。彼らは、Krueger (1993)と全く同一の手法において、「コンピューターの使用」を「計算機の使用」「電話の使用」「鉛筆の使用」「椅子に座って仕事」に代えて推定しても、ほぼ同じくらい賃金が高まるように見えることを示す。つまり、Krueger (1993)の分析結果はコンピューターの使用が賃金を高めているのではなく、コンピューターを使用するという変数が、ブルーカラー労働者ではなくオフィスワーカーであることや、unskilled laborではなくskilled laborであることの代理変数となり、賃金を高めるように見せかけているにすぎないと批判する。

コンピューターに代表される技術革新は、程度の差はあれ世界共通のものである。そうであるならば、日本においても賃金格差拡大要因となっている可能性がある。清水・松浦(2000)は、独自の調査により、日本におけるコンピューターの賃金上昇効果について分析している。コンピューターの利用に教育や賃金を与えるという逆の効果も同時に考慮して分析すると、家と職場の両方でコンピューターを使用する労働者はそうでない労働者よりも、約30%賃金が高くなるという。彼らの結果はまた、学歴が高いとコンピューターを家と職場の両方で使うという可能性を高めるが、賃金には直接的な影響を全く与えないことを示している。学歴が高いことそれ自体が賃金を高めているのではなく、学歴が高いことはコンピューターを使用するとい

う可能性を高め、そのような技術革新に耐えうる能力（努力）が賃金を高めると指摘する。

清水・松浦(2000)は、教育の賃金上昇効果とコンピューターの賃金上昇効果を同時に研究した点において優れている。しかしながら、Krueger(1993)の研究と同様に、分析はクロスセクションのデータを使用した1時点の推定であり、コンピューターを使用するようになったことが（観察できない能力を含めた）能力と相関している可能性を、完全に取り除くことができない<sup>1</sup>。

本論文では、大阪府による『今後成長が期待される産業分野における人材の確保・育成に関する調査』（1999）の個票データにより、同一個人の2時点の情報を活用することでコンピューターの使用と観察されない能力との相関を取り除きながら、コンピューター・プレミアムを再検討する。これにより、コンピューターの使用状況と観察不可能な能力で賃金にプラスの影響を与えるものとの相関がある場合でも、より正確にコンピューターの影響を計測することができる。また、賃金上昇効果が属性グループ、とくに学歴グループ別で異なるかについて追跡する。さらに、コンピューターの訓練が賃金上昇につながるかについて分析する。

以下、 $\beta$ では推定モデルを示す。 $\alpha$ で推定に用いるデータを紹介し、 $\beta$ で推定結果を示す。この節では、コンピューター・プレミアムを様々な方法で過大バイアスを取り除きながら計測する。学校教育の効果、トレーニングの効果についても言及する。 $\beta$ で結論を述べる。

#### 推定モデル

現職と前職の賃金は、職場でコンピューターを使用しているかを含む、就労時点での個人属性と勤務先の事業所属性で表されるとする。対数賃金は、

$$\ln w_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \beta_c \cdot COM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

と書ける。 $\alpha_i$ は時点を通じて変わらない個人の属性で、観察される個人の能力を含む。 $X$ は時点を通じて変化する個人と事業所の属性で、 $COM$ は職場でコンピューターを使用しているかどうかを表す。職場でコンピューターを使用していることが有意に賃金を高めているのであれば $\beta_c$ は正になる。Krueger (1993)が行ったもっとも基本的な推定である。

この方法に対し、DiNardo and Pischke (1997)は、個人の能力は観察できないと批判する。(1)式のレベル推計では、観察されない能力は全て誤差項に入る。観察されない能力がコンピューターの使用と相関する可能性は大きく、この場合には、推定や検定結果はバイアスを持つ。コンピューターを使用していることで賃金（生産性）が高いのか、もともとコンピューターを使用している人の能力（生産性）が高いから賃金が高いのかを識別できない。

この問題を解決する一つの方法は操作変数法を用いることである。コンピューターの使用に関する操作変数として、 $t$ 時点のコンピューター利用を説明し、 $t$ 時点の誤差項とは相関しない適切な変数を見つけられれば、この方法によりコンピューターの賃金上昇効果を計測できる。しかしながら、本論文で使用するデータのように $t-1$ 時点の個人の情報を入手できたとしても、

---

<sup>1</sup> コンピューターが賃金格差に与える影響についての米国における研究については、石原(2000)を参照。

適切な操作変数を見つけることは難しい。適切な操作変数がない場合、観察されない能力に代表される個人の異質性は取り除けない。操作変数についてはその他にも問題があるが、それらについては結果の解釈の際に言及する。

これに対し、同一個人の異時点の情報を用いて個人の固定効果を除くならば、より適切にコンピューター・プレミアムを測定できる。(1)式を前職と現職の差としてとると、

$$\Delta \ln w_{it} = \delta' \Delta X_{it} + \delta_c \cdot \Delta COM_{it} + \eta_{it} \quad (2)$$

と書け、観察される能力はもちろん、誤差項に含まれていた観察されない能力も、それが時点を通じて不変であれば取り除かれる。注目する変数はコンピューターの使用状況、 $\Delta COM$ であり、純粋に現職と前職でのコンピューターの使用状況の階差( $COM_a - COM_b$ )をとる。

個人が再就職にあたりコンピューターを使用する職を選択し、その結果、所得が上昇しているかもしれない。このとき、まず、現職でコンピューターを使用しているかどうかを、現・前職と個人の属性で説明できる。この推定の予測値と過去の状況との差が賃金変化に影響しうる。よって、(1)式の操作変数法で述べた現職でのコンピューター使用の決定式を推定し、その予測値( $COM_a^e$ )を得た上で、これと前職でのコンピューターの使用状況の差( $COM_a^e - COM_b$ )を $\Delta COM$ として用いる。

これら2つの階差推定により、観察されない能力が賃金と相関している時にも正しくコンピューターの賃金上昇効果を推定できる。コンピューターを使用するようになったことが賃金を有意に増加させていれば $\Delta COM$ の係数は正になる(コンピューター・プレミアムが存在する)。

## データ

推定には、大阪府による『「成長が期待される産業分野における人材の確保・育成」に関するアンケート調査1999』<sup>2</sup>(以下、『大阪府調査』と呼ぶ)の従業員調査を使用する。調査対象は、大阪府下の事業所に現在就業していて、(原則として)1996年10月1日から1999年9月30日までに転職の経験を持つ者である。調査対象事業所は、福祉・医療、情報・通信、生活・住宅、環境・エネルギー、教育・文化の各産業に関連する事業所である。これらの事業所に従業者数規模に応じて、1~4通を各事業所に送付し、その事業所に勤めている転職経験がある従業員に調査票を配布してもらい、直接本人から郵送による回答を受けた。送付総数は4809であり、回答数は725である。

大阪府調査では、転職前後における賃金の変化とコンピューター使用の変化の両方を、同一個人について尋ねている。賃金としてはボーナスを含めた勤め先からの年収(税込み)を尋ねている。推定では対数の変化をとり被説明変数とする。

前職と現職でのコンピューターの使用状況については、コンピューターを(1)毎日よく使用、(2)ほぼ毎日使用、(3)週に2、3度使用、(4)月に2、3度使用、(5)めったに使わな

---

<sup>2</sup> 本調査は、大阪府産業労働政策推進会議の委託を受けて、大竹文雄・大日康史・小滝一彦・小原美紀の4名で行ったものである。調査の概要については、大阪府(2000)を参照していただきたい。

い、(6)全く使わない、の中から回答される。以下の分析では(1)をコンピューター使用者とする。階差をとるモデルでは、前職でコンピューターを使用していないが現職で使用するようになった場合は1、逆の場合は-1、前職、現職ともに使用していないかともを使用している場合は0となる変数を用いる。なお、(1)と(2)を使用者とした分析も試みたが主要な結果は以下と同じである。

コンピューターの使用以外の説明変数には、年齢、勤続年数、役職、産業、事業所規模、正社員かどうかを入れる(年齢と勤続年数については2乗項、互いの交差項をとる)。個人属性として、性別ダミー、教育年数を加える。学歴ダミーではなく教育年数としたのは、既存研究との比較のためである。階差モデルではこれらの差をとるが、年齢と勤続年数は現時点と離職する時点の差とする。また、2時点の差をとるので、 $X$ には時間に依存しない定数項が含まれる一方、性別ダミーや教育年数は落ちる(学歴は2時点で変わらないと仮定する)。学歴別に推定する場合には、中・高卒のグループ(以下、『低学歴』とよぶ)と、高専・短大・専門・専修学校・4年制大学・大学院卒(『高学歴』とよぶ)のグループに分ける<sup>3</sup>。

職種として「デスクワークかどうか」をコントロールする分析も行う。これは、「仕事の内容」の回答から、専門職、管理職、技術職、企画・編集、経理などをデスクワークとし、接客に関する仕事(レストラン等の接客サービス、受付、看護、理・美容、ホームヘルパー、介護、運転手、清掃)と、生産に関する仕事(製造現場の作業、建設・土木作業、調理・コック)をデスクワークではないとした。全体の約57%がデスクワークとなる。また、職業経験をコントロールするものとして、「今までの職業経験が今の会社で活かされているかどうか」の回答を用いた。かなりある程度活かされている・どちらともいえない・あまり・ほとんど活かされていないという回答のうち、かなり活かされていると回答した者(33%)を「経験が活かされている者」とした。

現職でのコンピューター使用の操作変数には、 $X_{it}$ に入る個人属性に加えて、現職・前職での役職、産業、事業所規模、正社員だったかどうか、勤続年数、対数賃金、コンピューターを使用していたかどうかを用いる。最も基本的な推定について必要な変数がすべて存在するものに限定すると、レベル推定では521サンプル、階差推定では475サンプルとなる。表1は使用する変数の記述統計を示す。表2は現職でコンピューターを使用している者の割合を属性別に示す。正社員か否かという雇用形態に関する変数については、昇進の可能性、労働時間、労働時間の変更のしやすさなど、雇用条件等の差が賃金格差に与える影響を除くために入れている。

このように、大阪府調査は、転職を機にして同一個人の賃金の変化とコンピューター使用の変化の両方を尋ねている。分析結果が転職者に限定されたものとなることは否定できない。しかしながら、このようなデータは他に類がなく分析に用いることの意義は大きい。転職という契機を捉えていることで、コンピューターの使用状況が変化した者の数が限定的にならない。また、同一企業に勤続し続けている場合には、コンピューターを使用するようになったからといって、賃金を上昇させるということは人事管理上困難かもしれない。転職においては、これらの問題が少なく、コンピューターの効果を計測する上で利点となる。

---

<sup>3</sup> 4年制大学卒以上を『高学歴』と分類して分析しても以下の主要な結果は変わらない。また、理科系か文科系かを区別すればより望ましい属性のコントロールが出来るが、データからはわからない。

## 推定結果

### 1. コンピューターの使用は賃金を上昇させるか？

#### A. コンピューター・プレミアムの計測

表3 パネル a は (1) 式で示されるレベル推定の結果である<sup>4</sup>。(1)において、コンピューター使用者の対数賃金は、使用していない者に比べて 6.29% ( $\exp(0.061) - 1$ ) 高い。この結果は Krueger (1993; Table IV) で示されている家と職場の両方でコンピューターを使用する者は約 9%賃金が高いという結果や、清水・松浦 (2000, 表 3) で示した職場でのコンピューター使用の係数 (0.079) より若干小さい。

しかしながら、DiNardo and Pischke (1997)が批判するように、コンピューターの使用状況の変数が、職種の差特にデスクワークかどうかを代理しているならば、係数は真のコンピューター・プレミアムを示さない。そこで、「職務経験が活かされているか」をダミー変数として追加することでコンピューターという技術がある特定の職種に使われていることをコントロールする場合(パネル a(2))と、「デスクワークか否か」をコントロールする場合(パネル a(3))を行った。デスクワークの係数は有意ではないが、経験の係数は正で有意となっている。コンピューター・プレミアムは職種をコントロールすると、5%の有意水準で係数が 0 であることを棄却できない。

コンピューター・プレミアム以外の係数については、役職の高い者、規模の大きい者、正社員の者で所得が高い。建設や通信産業では製造業よりも所得が高く、サービス業では低い。コンピューター・プレミアムはこれらの影響をコントロールした上での計測値である。

次に、操作変数法を用いて過大バイアスを取り除いた結果を表3のパネルbに示す。パネル a において、「経験が活かされているか」の変数を含むことが統計的に支持されるので、この変数を含むモデルを推定している(以下同様)。係数は最小二乗法より大きくなる。操作変数法による係数はしばしば最小二乗法よりも大きく計測される。モデルが重要な説明変数を落としている場合や、操作変数にダミーで変数が含まれていてそれに測定誤差がある場合には操作変数の係数は過大評価となる。また、ここでの使用データのように、サンプルサイズが限定的で操作変数が多い場合には、推定値は不偏性を持たず誤った値となる。そもそも、操作変数が適切でないならば、観察されない能力との相関を十分に取り除けない<sup>5</sup>。

表4では、階差をとることで観察されない個人の能力を取り除いた。(1)は、現職でのコンピューター使用を予測したもの(表3パネルbの操作変数法による予測値)と前職でのコン

<sup>4</sup> 分散不均一性について、Glesjer(1969), Cook and Weisberg(1983)のテスト

( $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 \exp[\alpha' z_i]$  ( $z$ として予測値を用いる)において $\alpha=0$ をテスト)を行った。統計量は 3.27 となり、自由度 1 の 二乗分布より均一分散であるという帰無仮説は棄却される。よって、以下では White 修正を行った共分散行列により検定する。

<sup>5</sup> Hausman(1978)の特定化テストにより説明変数が外生であるという帰無仮説は棄却され操作変数法が支持される(統計量は 160.44)。しかし、Hansen(1982)の過剰識別性の検定により操作変数が適切であることは棄却される(統計量は 15483)。ここでの操作変数法は適切でない可能性がある。

コンピューター使用の階差をとるケース（以下、「予測値との階差をとるケース」と呼ぶ）を示し、（２）は純粋に階差をとるケースを示す。コンピューターを使用するようになったことによる賃金増加は4.3%から4.8%にとどまる。また、（１）では10%の有意水準、（２）では5%の有意水準でも係数が0であることが棄却されない。このコンピューター・プレミアムは、本論文のレベル推計や、Krueger (1993)や清水・松浦(2000)など過去の推計と比べて、半分以下であることがわかる。5%、1%水準で有意である表3の結果や過去の研究結果よりも賃金上昇効果は小さい。

ただし、説明変数に測定誤差がある場合に階差推定を行うと、係数が過小となる可能性がある（Angrist and Krueger (1999)）。観察されない能力を固定効果として取り除いたことが係数を小さくさせたのではなく、コンピューター使用の変数に測定誤差があることが原因である可能性もある。そのため、現在のコンピューター使用について予測値を用いた分析も行った。純粋な階差モデルと今期のコンピューター使用について操作変数を用いたモデルとの間で、ほとんどの推定値がほぼ同じとなっている。以下では、純粋な階差をとるケースのみを掲載する<sup>6</sup>。

## B．過大計測の可能性

表3のレベル推定の結果や表4の階差推定の結果では、コンピューター使用の変化の他に、正社員かどうかの変化が賃金を大きく増加させている。この雇用形態の変化とコンピューター使用の変化の関係については注意が必要である。

まず、雇用形態自体がコンピューターを使用している（していた）ことに直接影響される可能性がある。この場合、コンピューター使用の変化の係数は純粋な賃金上昇効果を示さない。そこで、現在及び過去のコンピューター使用状況が現在正社員である確率に影響するか、もしくは、過去に非正社員であった人のサンプルで現在正社員となる確率に影響するかをプロビット分析した。分析により、コンピューター使用が雇用形態の決定には影響を与えないことを確認した（分析結果は省略）。

コンピューター使用が雇用形態の決定に影響しないとしても、比較的大きい雇用形態の変化の影響をダミー変数だけで捉えるのは不十分かもしれない。雇用形態の変化したグループごとにコンピューター使用の賃金上昇効果が異なる可能性もある。そこで雇用形態の変化したグループ別に推定を行った。転職前に非正社員だった者が現職で正社員になる場合、その逆、転職前も現職も正社員の場合、どちらも非正社員の場合の4グループに分けられ、それぞれ47、35、369、28サンプルとなる。正社員のみであるグループ以外では、サンプル数が少なく検定結果の信頼性が低いので、正社員のみであるサンプルに限定して（２）式の階差モデルを推定した（表5）。コンピューター使用の変化の係数は表4の階差推定の結果よりさらに小さくなり、10%の有意水準でも係数が0であることを棄却できない。表4で部分的に示された階差モデルでの賃金上昇効果も、雇用形態をコントロールすれば無くなる。コンピューター使用の変化が、正社員かどうかの変化で表される要因を代理していた可能性がある<sup>7</sup>。

<sup>6</sup> 予測値との階差をとるケースの結果については必要であれば筆者に求められたい。

<sup>7</sup> 同様の議論が役職の変化についてもできる。役職を、一般職のグループとそれ以外（専門職、係長、課長、部長、役員）のグループに分け、転職前後で一般職からそれ以外に移った場合（20サンプル）その逆（58サンプル）一般職のまま（242サンプル）一般職以外のまま（229サンプル）を作り、（２）式を推定した。その結果、コンピューター使用による賃金上昇効果はどのサンプルでも有意でなくなった。

レベル推計でコンピューターが賃金を上昇させているように見えていた部分は、コンピューターを使用する人がコンピューターという新しい技術に対応できる能力を身につけている人であり、そのような人の賃金が高まっていることを代替していたといえる。このとき、コンピューター・プレミアムは過大評価される。これまでの研究では取り除かれなかった部分が、同一個人の異時点の情報を用いたならば消えてしまうか、かなり小さくなる。

## 2. 学歴とコンピューター・プレミアム

コンピューター・プレミアムは、サンプル全体で見れば小さいかほとんど無いことがわかった。これは全てのグループにあてはまるだろうか。とくに学歴の高さとの関係はあるだろうか。

表6では、コンピューター・プレミアムが学歴ごとに異なることを考慮し、説明変数に、教育年数とコンピューター使用の交差項を加えて、レベルモデルを推定した。コンピューター使用の係数は負であるが、交差項は正で有意である。教育年数の短い者ではコンピューター使用による賃金上昇効果はないものの、教育年数の長い者では効果があるといえる。教育年数の長い者ほどコンピューター・プレミアムは大きくなる(表6に掲載した「学歴別コンピューター使用の係数」を参照)。

表7では、階差モデルを高学歴と低学歴のグループに分けて推定した。予測値との階差を取るケースと純粋な階差を取るケースのどちらにおいても、高学歴と低学歴で結果が大きく異なる。高学歴グループでは、コンピューター使用により約8.4%の賃金上昇効果が有意に確認されるのに対し、低学歴グループでは係数は有意でない。

同様の分析を様々なグループについて検証し、特徴的に表れた結果を表8にまとめた。サンプル数が減少するという問題はあるが、高学歴の男性や若年層(35歳未満)正社員において、コンピューター使用の係数が正で有意となる。表には示していないが、OLSや操作変数法によるレベル推定を行うと、ほとんどのグループでコンピューター使用が賃金を高めるように見える結果を得る。

女性ではなく男性で見られるのは、性別がコンピューターを使用する職種や仕事内容の差を捉えているからだろう。コンピューターの使用により生産性の差が出るような仕事に男性の方が多く就いている可能性がある。中高年で有意な影響を確認できないことは、サンプルが転職者に限定されていることが影響しているかもしれない。コンピューターという技術に対応できなかった者が失業している可能性がある。特に中高年でこのことが見られるならば、転職したサンプルだけを追跡してもコンピューター・プレミアムは確認できない可能性が高い。

高学歴(とくに男性で正社員の若年層)以外においてコンピューターを通じた賃金格差と見える部分は、実は、コンピューターを使用しているという変数によって代理される能力(技術変化に適応できる能力)を示しているに過ぎない。言い換えれば、高学歴の、特に男性、正社員、若年層において、コンピューター・プレミアムが存在する。

## 3. コンピュータートレーニングの効果

一部のグループを除いて、コンピューターの使用が賃金を上昇させるのではなく、固定効果でとらえられた観察されない能力差がクロスセクション分析で観察されたコンピューターの賃金効果の原因であった。コンピューターという技術に対応できる者の賃金が高いという結果は、清水・松浦(2000)が別の方法を用いて、「コンピューターという技術そのものよりも、そのよ



うな技術に適應できるよう努力した者が賃金を高めている」とする結果に近い。しかしながら、本論文はこの結果を「労働者が努力すれば生産性が上昇するが、努力しなければ生産性は上昇しない」とは解釈していない。コンピューター技術に対応できるように投じた努力の賃金上昇効果についてはさらに検証する必要がある。これまでの議論では、

トレーニング = (A) => 現職でのコンピューター使用 = (B) => 賃金上昇  
という関係において (B) の経路のみを検証してきたが、ここでは (A) の経路も加えて考察する。

『大阪府調査』はこの分析に適している。調査サンプルは転職経験者であり、現職の就職前にどのような能力開発をしたか(しなかったか)を尋ねている。ここでは、「パソコンなどの新しい技術」のトレーニングを行ったならば1、行わなかったならば0となる変数を用いてプロビット分析を行う。トレーニングを行った者は全体の約27%であり、このうち、前職でコンピューターを使用していた者は56%、学歴の高い者は76%、男性が66%、35才未満の者は52%である。

分析は、最も簡単な形として (A)、(B) の影響の順に書けるとする。はじめに現在のコンピューターの使用状況を、トレーニング行ったかどうかや前職の勤務先の属性、前職におけるコンピューターの使用状況、個人属性で説明する。表9の「1.経路(A)」にプロビット分析の結果を示す。全体のサンプル((1)列)で見ると、トレーニングを行った方が現職でコンピューターを使用している可能性が高い。また、前職でコンピューターを使用していた者、若年の者、学歴の高い者がコンピューターを使用している可能性が高い。(2)列はこれを学歴の低いグループで見た場合で、トレーニングによりコンピューターを使用する可能性が大きく増加する。(3)列は学歴の高いグループで見た場合で、トレーニングの係数は正であるが10%の水準でも有意ではない。

ここで、学歴の高い者はトレーニングを行っても現職でのコンピューター使用につながらないという結果には注意が必要である。すでに技術を得ている者はトレーニングをする必要がなく、学歴の高い者にその可能性が高い。「1.経路(A)」において、前職でコンピューターを使用していた者(トレーニングの必要性の低い者)は現職でもコンピューターを使用している確率が高い。高学歴グループではトレーニングを行う必要がなかった可能性を示す。厳密に検証するためにはトレーニングの決定も含めた分析が必要である。結果は、むしろ、学歴の低いグループにおいてもトレーニングを行った者はコンピューターを使用する職に就く確率が高まると解釈される。

「1.経路(A)」の推定から得られる現職でのコンピューター使用の予測値と前職でのコンピューター使用の階差を用いて、「2.経路(B)」では、トレーニングを考慮した場合のコンピューター・プレミアムの計測を行った。これは、前節の「学歴とコンピューター使用の関係」において述べた結果とほぼ同じである。学歴の高いグループでは、係数は大きく1%の有意水準でも支持される((3)列)が、学歴の低いグループでは約半分となり、10%の有意水準でプレミアムの存在は棄却される((2)列)。

「1.経路(A)」の推計において、低学歴グループでもコンピューター関係の仕事に就く確率が高まるという意味では、清水・松浦(2000)の主張のように「努力は報われている」といえる。しかしながら、それだけでは生産性(賃金)の増加にはつながらない。コンピューターを使用することで純粋に賃金が高まっているのは高学歴者のみである。

ここでの結果は、学歴の低いグループについてトレーニングをしても賃金が上昇しないことを強調しない。分析に使用しているデータのサンプルは、転職に成功して現職を見つけた者である。よって、トレーニングをしたことでより高い確率で再就職できた可能性がある。学歴の低い者についてもトレーニングの意義を否定するものではない。

#### 結果の解釈

多くのグループについてコンピューター・プレミアムが存在しないこと自体は驚きではないかもしれない。むしろ、プレミアムを持つグループを確認したことが興味深い。なぜ高学歴(の男性、若年、正社員)グループでプレミアムが存在するのだろうか。本論文の目的はプレミアムを計測することであり、その存在理由を検証するものではないが、考えられる可能性について触れておく。

コンピューター技術は情報の蓄積や呼び出し能力の拡大をもたらすが、それが生産性の上昇につながるためには、得られた情報を分析し判断する能力が必要になる。もともとそのような能力を持っていた者がコンピューターを使用することで力を発揮できるようになる。高学歴グループでこれが見られる可能性がある。

また、ここでは単純に「コンピューターの使用」と呼んでいるが、使用範囲や使用目的が高学歴グループ(とくに若年の男性正社員)とそれ以外のグループで異なりうる。これを吟味するために、コンピューターの使用範囲や目的がより高度だと予想される、アナリストなど専門職や研究開発などの生産技術職、SE・プログラマーなどのソフト技術職かどうかをダミー変数として加えて属性をコントロールする推定も行ったが、ここで示される主要な結果と大きく変わらない。もちろん、この推定は、高度な技術かどうかを完全にコントロールするものではない。データからはコンピューターの使用目的や内容を識別できない<sup>8</sup>。Acemoglu (1998)やBresnahan et al. (1999)、Autor (2000)らは、コンピューターを使う仕事が高度な技術を必要とする限り、コンピューターの導入は高学歴者をより多く需要することになり彼らの賃金を上昇させるといふ。現在このような技術者に対する需要が逼迫している可能性がある。

#### おわりに

本論文は、賃金の変化がコンピューター使用の変化により説明できるかについて分析した。分析には、1999年に大阪府が行った『今後成長が期待される産業分野における人材の確保・育成に関する調査』で調査されている、同一個人の前職前後における賃金変化とコンピューター使用の変化を使用した。これにより、コンピューターの使用状況と観察不可能な能力で賃金にプラスの影響を与える要因との間に相関がある場合でも、コンピューターの影響を正しく計測することができた。

コンピューターの使用が賃金を上昇させる影響は、1時点のレベル推定においては確かに見られたものの、様々な属性をコントロールし階差をとることで、小さくなるか、統計的に有意ではなくなることが示された。レベル推定でコンピューターを通じた賃金格差と見えた部分は、

---

<sup>8</sup> ただし、「職場で」の使用に限定されている。

技術変化に適応できる能力をコンピューターが代理した結果生じたものといえる。

さらに、新しい技術を身につけようとコンピューターに関するトレーニングを行った者は、学歴に関わらず、コンピューターを使用する職につく確率が高まっていた。ただし、それにより単純には賃金の上昇にはつながっていない。唯一、学歴が高い者（特に35歳未満の男性正社員）については、技術革新についていけるような能力をもっているだけではなく、実際にパソコンを使う仕事についていることが賃金を高めていた。トレーニング効果の検証については、より精密な分析結果が待たれる。本研究で用いたデータは、転職に成功した労働者だけに限られているため、トレーニングが就職率を高めたか否かの検定はできなかった。この点は今後の課題である。

正社員の大卒35歳未満の男性以外では、パソコンを仕事で使っていること自体は賃金格差の拡大要因にならない。重要なのは、パソコンを使っている人の多くが、新しい技術に対応できる能力を身につけていることである。仮に、パソコンを使っていなかったとしても、それ以外の技術革新に素早く対応できる能力をもっている人は、そうでない人よりも高い賃金を得ている。今後の教育や能力開発は、パソコンの操作だけでなく急激な技術変化に耐えられるような柔軟性を高めることが重要である。

## 参考文献

- Acemoglu, D. (1998) "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality," *The quarterly Journal of Economics*, November vol.113 No.455, p.1055-1090.
- Angrist, J. and A. Krueger (1999) "Empirical Strategies in Labor Economics," in Ashenfelter O. and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol.3A, North-Holland, Amsterdam.
- Autor, D. (2000) "Wiring the Labor Market," *NBER Working Paper 7959*.
- Bresnahan, T., E. Brynjolfsson, and L. Hitt (1999) "Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence," *NBER Working Paper 7136*.
- Cappelli, P. and W. Carter (2000) "Computers, Work Organization, and Wage Outcomes," *NBER Working Paper 7987*.
- Cook, R. and S. Weisberg (1983) "Diagnostics for Heteroscedasticity in regression," *Biometrika*, Vol.70, pp.1-10.
- DiNardo, J. and J. Pischke (1997) "The Returns to Computer Use Revised: Have Pencils Changed the Wage Structure Too?" *The Quarterly Journal of Economics*, vol.112, p.291-303.
- Glesjer, H. (1969) "A New Test for Heteroscedasticity," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.64, pp.316-323.
- Hansen, L. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol.50, pp.1029-1054.
- Hausman, J. (1978) "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol.46, pp.1251-1271.

Krueger, A. (1993) “How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.108, p.34-60.

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』 No.475、60-70。

大阪府 (2000) 『平成12年版大阪労働白書』 大阪府

清水方子・松浦克己 (2000) 「努力は報われるか：パソコンと賃金、教育の関係」 『社会科学研究』 第51巻、第2号、115-136。

表 1 記述統計

		(1) 現 職				(2) 変 化			
		平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
対数所得		6.016	0.513	4.094	7.313	-0.013	0.364	-1.609	1.522
コンピューター使用		0.486	0.500	0	1	0.113	0.505	-1	1
年齢		35.987	10.986	21	67	1.608	1.790	-0.667	16.813
男性		0.639	0.481	0	1				
学 歴	中卒	0.012	0.107	0	1				
	高卒	0.203	0.403	0	1				
	専修学校卒	0.152	0.359	0	1				
	短大卒	0.146	0.353	0	1				
	4大卒	0.488	0.500	0	1				
教育年数(年)		14.51	1.67	9	16				
転職回数		2.073	1.406	0	10				
勤続年数(月)		21.72	25.81	1	221	-61.40	103.55	-464	162
正社員かどうか		0.858	0.349	0	1	0.025	0.413	-1	1
役 職	役員	0.015	0.123	0	1	-0.025	0.213	-1	1
	部長	0.050	0.218	0	1	-0.004	0.242	-1	1
	課長	0.088	0.284	0	1	-0.017	0.329	-1	1
	係長	0.073	0.260	0	1	-0.025	0.302	-1	1
	専門職	0.234	0.424	0	1	0.010	0.339	-1	1
	一般	0.539	0.499	0	1	0.061	0.381	-1	1
産 業	建設業	0.073	0.260	0	1	-0.002	0.278	-1	1
	製造	0.334	0.472	0	1	0.092	0.480	-1	1
	IT・情報	0.015	0.123	0	1	-0.002	0.177	-1	1
	通信	0.017	0.130	0	1	-0.021	0.223	-1	1
	小売	0.073	0.260	0	1	-0.075	0.340	-1	1
	金融	0.031	0.173	0	1	-0.077	0.311	-1	1
	不動産	0.006	0.076	0	1	-0.013	0.158	-1	1
	サービス	0.451	0.498	0	1	0.098	0.498	-1	1
規 模	1000人以上	0.255	0.436	0	1	-0.008	0.553	-1	1
	500-900	0.136	0.343	0	1	0.048	0.443	-1	1
	300-499	0.157	0.365	0	1	0.054	0.445	-1	1
	100-299	0.205	0.404	0	1	0.031	0.546	-1	1
	30-99	0.119	0.324	0	1	-0.010	0.455	-1	1
	1-29	0.127	0.333	0	1	-0.115	0.463	-1	1
サンプル数		521				479			

注：役職、産業、規模、正社員かどうかはダミー変数である。変化の推定においては、現職と前職のダミー変数の差をとる。

表2. 現職でコンピューターを使用する者(割合)

	女性	男性
デスクワーク	0.83	0.76
それ以外	0.17	0.24
役職 一般職	0.83	0.40
それ以外	0.17	0.60
産業 建設	0.10	0.05
製造	0.42	0.43
エネルギー	0.00	0.02
通信	0.01	0.02
小売	0.09	0.05
金融	0.06	0.02
不動産	0.00	0.01
サービス	0.32	0.41
規模 1000 以上	0.41	0.34
500-999	0.12	0.16
100-499	0.12	0.16
30-99	0.17	0.21
29 以下	0.19	0.13
雇用形態 正社員	0.80	0.94
非正社員	0.20	0.06
学歴 大学卒	0.74	0.84
それ以外	0.26	0.16

注：大学卒には短大卒と高専卒を含む。

表3 コンピューター使用が所得に与える影響1(レベル分析)

被説明変数：対数所得 パネルa 最小二乗法

		(1)		(2)		(3)	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
コンピューター使用		0.061	0.031 **	0.058	0.031 *	0.056	0.033 *
経験が活かされている				0.069	0.027 **		
デスクワークである						0.015	0.030
年齢		0.038	0.011 ***	0.039	0.011 ***	0.039	0.011 ***
年齢2乗		0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***
男性		0.309	0.031 ***	0.311	0.031 ***	0.311	0.032 ***
教育年数		0.042	0.010 ***	0.041	0.010 ***	0.042	0.010 ***
転職回数		-0.006	0.012	-0.007	0.012	-0.006	0.012
勤続年数		0.001	0.003	0.001	0.003	0.001	0.003
勤続年数2乗		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
年齢*勤続年数		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
正社員かどうか		0.337	0.051 ***	0.328	0.051 ***	0.337	0.051 ***
役職	役員	0.800	0.221 ***	0.783	0.213 ***	0.795	0.221 ***
	部長	0.667	0.082 ***	0.644	0.083 ***	0.661	0.082 ***
	課長	0.488	0.061 ***	0.470	0.061 ***	0.483	0.061 ***
	係長	0.334	0.045 ***	0.320	0.044 ***	0.331	0.045 ***
	専門職	0.290	0.035 ***	0.272	0.037 ***	0.292	0.036 ***
産業	建設	0.089	0.043 **	0.093	0.043 **	0.089	0.044 **
	IT・IT -	-0.073	0.091	-0.077	0.097	-0.073	0.092
	通信	0.246	0.104 **	0.240	0.108 **	0.247	0.104 **
	小売	-0.068	0.064	-0.069	0.063	-0.067	0.064
	金融	-0.170	0.140	-0.167	0.140	-0.172	0.140
	不動産	-0.080	0.115	-0.063	0.118	-0.082	0.115
	サービス	-0.052	0.030 *	-0.058	0.030 *	-0.051	0.030 *
規模	1000人以上	0.139	0.049 ***	0.136	0.049 ***	0.139	0.049 ***
	500 900	0.133	0.056 **	0.133	0.056 **	0.133	0.056 **
	300 499	0.007	0.052	0.004	0.051	0.006	0.052
	100 299	0.028	0.050	0.031	0.049	0.027	0.050
	30 99	0.057	0.054	0.058	0.054	0.056	0.054
定数項		3.840	0.218 ***	3.847	0.215 ***	3.836	0.218 ***
サンプル数		521		521		521	
F値		46.32		45.67		44.53	
決定係数		0.692		0.695		0.692	

注1. 性別、役職、産業、規模はダミー変数であり、比較ベースはそれぞれ、女性、一般職、製造業、29人以下である。

注2. \*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で係数が有意であることを示す。

注3. White(1980)による分散不均一性を修正した標準偏差を掲載している(以下すべての表について同じ)。

表3.(レベル分析) つづき

被説明変数：対数所得 パネルb. 操作変数法

(コンピューター使用と所得の内生性を考慮)

		係数	標準誤差
コンピューター使用		0.147	0.066 **
経験が活かされている		0.058	0.028 **
年齢		0.032	0.013 **
年齢 2 乗		0.000	0.000 **
男性		0.309	0.031 ***
教育年数		0.037	0.011 ***
転職回数		-0.003	0.012
勤続年数		-0.002	0.003
勤続年数 2 乗		0.000	0.000
年齢*勤続年数		0.000	0.000
正社員かどうか		0.340	0.055 ***
役職	役員	0.607	0.221 ***
	部長	0.609	0.088 ***
	課長	0.461	0.063 ***
	係長	0.303	0.046 ***
	専門職	0.300	0.038 ***
産業	建設	0.032	0.044
	I 補給 -	-0.110	0.102
	通信	0.241	0.100 **
	小売	-0.074	0.069
	金融	-0.167	0.139
	不動産 サービス	-0.061 -0.068	0.128 0.031 ***
規模	1000 人以上	0.083	0.055
	500 900	0.110	0.060 *
	300 499	-0.043	0.055
	100 299	-0.002	0.054
	30 99	0.020	0.057
定数項		4.030	0.263 ***
サンプル数		475	
F 値		41.10	
残差平方和		37.20	
H~ squared		160.44	

注1. 表3 パネルaの注を参照。

注2. コンピューター使用の操作変数は、上記説明変数である現職の属性および前職の属性、前職の所得、前職のコンピューター使用である。



表4：コンピューターの使用の変化が所得変化に与える影響2（階差分析）

被説明変数：対数所得の変化

		(1)		(2)	
		コンピューター使用の変化について			
		予測値との階差をとるケース		純粋な階差をとるケース	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
コンピューター使用変化		0.043	0.041	0.047	0.026*
経験が活かされているか		0.021	0.029	0.028	0.029
年齢		0.047	0.022**	0.045	0.021**
年齢2乗		-0.003	0.002	-0.003	0.002
勤続年		0.000	0.000	0.000	0.000
勤続年2乗		0.000	0.000*	0.000	0.000*
年齢*勤続年		0.000	0.000*	0.000	0.000**
正社員変化		0.275	0.047***	0.268	0.047***
役職変化	役員	0.357	0.093***	0.403	0.102***
	部長	0.272	0.081***	0.286	0.084***
	課長	0.139	0.058**	0.147	0.059**
	係長	0.079	0.051	0.078	0.054
	専門職	0.104	0.045**	0.085	0.050*
産業変化	建設	0.006	0.047	0.000	0.046
	IT・IT-	-0.014	0.069	-0.015	0.070
	通信	0.011	0.074	0.007	0.075
	小売	0.005	0.047	0.027	0.050
	金融	-0.112	0.064*	-0.115	0.064*
	不動産	-0.096	0.083	-0.104	0.083
規模変化	サービス	-0.032	0.035	-0.028	0.036
	1000以上	0.125	0.039***	0.121	0.038***
	500 900	0.102	0.038***	0.098	0.038***
	300 499	0.015	0.038	0.023	0.038
	100 299	0.048	0.036	0.036	0.036
	30 99	0.033	0.036	0.022	0.037
定数項		-0.039	0.037	-0.044	0.038
サンプル数		475		479	
F値		9.84		9.33	
決定係数		0.383		0.371	

注1. 表3の注を参照。

注2. (1)において、コンピューター使用の状況の変化は、表3パネルbで操作変数により推定された現在のコンピューター使用の予測値と、前職でのコンピューター使用との階差をとっている。

注3. 予測値との階差をとる場合(1)は説明変数と同時に操作変数を必要とする(表3パネルbの推定サンプルに限定される)ため、純粋な階差をとる場合(2)よりサンプル数が少ない。

表 5 . 雇用形態を正社員に限定

被説明変数：対数所得の変化（純粋な階差をとるケース）

		係数	標準誤差
コンピューター使用変化		0.040	0.026
経験が活かされているか		0.010	0.030
年齢		0.049	0.027 *
年齢 2 乗		-0.003	0.003
勤続年数		0.000	0.000
勤続年数 2 乗		0.000	0.000 ***
年齢*勤続年数		0.000	0.000 *
役職 変化	役員	0.295	0.111 ***
	部長	0.358	0.090 ***
	課長	0.185	0.059 ***
	係長	0.087	0.053 *
	専門職	0.085	0.056
産業 変化	建設	0.005	0.050
	I 情報 *	0.009	0.074
	通信	0.051	0.076
	小売	0.058	0.061
	金融	-0.004	0.046
	不動産	-0.047	0.087
	サービス	-0.022	0.039
規模 変化	1000 人以上	0.099	0.040 **
	500-999	0.075	0.040 *
	300-499	0.013	0.045
	100-299	0.039	0.039
	30-99	0.030	0.042
定数項		-0.022	0.037
サンプル数		366	
F 値		7.51	
決定係数		0.341	

注1. 「経験が活かされているか」以外の説明変数は全て前職と現職の変化をとっている。

注2. 「コンピューター使用変化」は、表 3 パネル b において、操作変数によって予測された現在のコンピューター使用の状況と前職でのコンピューター使用との階差をとったものである。

表6 . 学歴とコンピューター・プレミアム1 (レベル推定)

被説明変数：対数所得

		係数	標準誤差
コンピューター使用		-0.475	0.287 *
教育年数*コンピューター使用		0.037	0.020 *
教育年数		0.029	0.012 **
経験が活かされているか		0.070	0.027 **
年齢		0.039	0.011 ***
年齢 2 乗		0.000	0.000 ***
男性		0.300	0.031 ***
転職回数		-0.008	0.012
勤続年数		0.001	0.003
勤続年数 2 乗		0.000	0.000
年齢*勤続年数		0.000	0.000
正社員		0.324	0.050 ***
役職	役員	0.809	0.217 ***
	部長	0.655	0.084 ***
	課長	0.473	0.061 ***
	係長	0.310	0.044 ***
	専門職	0.271	0.036 ***
産業	建設	0.099	0.043 **
	IT・IT -	-0.072	0.093
	通信	0.253	0.109 **
	小売	-0.072	0.063
	金融	-0.144	0.138
	不動産	-0.079	0.120
	サービス	-0.054	0.030 *
規模	1000人以上	0.130	0.049 ***
	500-999	0.127	0.056 **
	300-499	-0.001	0.051
	100-299	0.029	0.049
	30-99	0.050	0.054
定数項		4.029	0.234 ***
サンプル数		521	
F 値		43.33	
決定係数		0.699	

学歴別コンピューター使用の係数

中学卒	-0.151
高校卒	-0.040
短大卒	0.034
4大卒	0.107

注：推定されたコンピューター使用の係数および教育年数とコンピューター使用の交差項の係数から、学歴別にコンピューター・プレミアムを計算している。



表 7 . 学歴とコンピューター・プレミアム 2 ( 階差推定 )

被説明変数 : 対数所得の変化

		学歴の低いグループ		学歴の高いグループ	
		純粋な階差をとるケース		純粋な階差をとるケース	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
コンピューター使用 経験が活かされているか		-0.030	0.051	0.081	0.032 **
年齢		0.025	0.053	-0.001	0.034
年齢 2 乗		0.086	0.041 **	0.013	0.027
勤続年数		-0.008	0.004 *	0.002	0.003
勤続年数 2 乗		0.001	0.001	0.000	0.001
年齢*勤続年数		0.000	0.000	0.000	0.000 **
正社員		0.000	0.000 *	0.000	0.000
		0.222	0.067 ***	0.345	0.074 ***
役職 変化	役員	0.438	0.143 ***	0.287	0.112 **
	部長	0.508	0.124 ***	0.118	0.087
	課長	0.382	0.106 ***	0.033	0.063
	係長	0.196	0.119 *	0.025	0.052
	専門職	0.155	0.106	0.091	0.047 *
産業 変化	建設	-0.014	0.083	0.037	0.056
	IT・IT -	0.037	0.101	-0.139	0.100
	通信	-0.028	0.120	0.032	0.092
	小売	-0.048	0.069	0.021	0.062
	金融	-0.251	0.121 **	-0.056	0.074
	不動産	-0.292	0.125 **	0.037	0.116
	サービス	-0.102	0.068	0.015	0.039
規模 変化	1000 人以上	0.162	0.070 **	0.113	0.049 **
	500-999	0.134	0.067 **	0.082	0.051
	300-499	0.022	0.065	0.006	0.046
	100-299	-0.031	0.055	0.080	0.047 *
	30-99	0.011	0.057	0.003	0.048
定数項		-0.065	0.065	-0.012	0.049
サンプル数		177		300	
F 値		10.79		6.22	
決定係数		0.488		0.384	

注 1 . 学歴の高いグループには、高専・短大・4大・大学院卒の者が含まれる。

注 2 . 合計サンプル数が 479 ( 純粋に階差をとる場合のサンプル数 ) にならないのは、階差をとる場合に必要な変数で、学歴が欠値である者が 2 サンプル存在するためである。



表8．様々なグループでのコンピューター・プレミアム（階差推定）

純粋な階差推定でのコンピューター・プレミアム（コンピューター使用の係数）を掲載  
被説明変数： 対数所得の変化

	学歴の低いグループ	学歴の高いグループ
35歳未満 [サンプル数、F値、決定係数]	-0.047 (0.55) [97, 2.95, 0.303]	0.064 (0.033) * [172, 20.60, 0.352]
35歳以上 [サンプル数、F値、決定係数]	-0.038 (0.124) [80, 7.41, 0.628]	0.062 (0.060) [128, 6.33, 0.493]
男性 [サンプル数、F値、決定係数]	-0.016 (0.055) [99, 13.74, 0.630]	0.095 (0.039) ** [206, 8.13, 0.438]
女性 [サンプル数、F値、決定係数]	0.109 (0.112) [78, 11.95, 0.442]	0.029 (0.062) [93, 10.54, 0.589]
正社員・男性・35歳未満 [サンプル数、F値、決定係数]		0.109 (0.047) ** [86, 3378, 0.299]

注1. 特徴的に表れた結果について、コンピューター使用の係数のみを掲載している。

注2. 学歴の高いグループには短大・高専・4大・大学院卒の者が含まれる。

注3. [ ]内は、順に、それぞれの推定におけるサンプル数、F値、決定係数を表す。

注4. ( )内は標準誤差を示し、\*、\*\*、\*\*\* は10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。

注5. 正社員・男性・35歳未満で学歴の低いグループは、サンプル数が非常に少ない（40サンプル）ので結果を掲載しないが、推定を行うと係数（標準偏差）：-.147（.082）となる。

表9 . コンピューター・トレーニングの効果

1 . 経路 ( A ) トレーニングが現職でのコンピューター使用に与える影響 プロビット分析 , 被説明変数 : 現職でのコンピューター使用						
	(1) サンプル全体		(2) 学歴の低いグループ		(3) 学歴の高いグループ	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
トレーニングをしたかどうか	0.196	0.063 ***	0.517	0.138 ***	0.103	0.069
前職でのコンピューター使用	0.447	0.050 ***	0.191	0.105 **	0.499	0.055 ***
年齢	0.082	0.027 ***	0.102	0.030 ***	0.065	0.034 *
年齢 2 乗	-0.001	0.000 ***	-0.001	0.000 ***	-0.001	0.000 **
性別	-0.006	0.067	-0.061	0.073	0.075	0.084
教育年数	0.066	0.020 ***				
転職回数	-0.046	0.026 *	-0.020	0.024	-0.057	0.035 *
サンプル数	475		177		298	
擬似決定係数	0.341		0.386		0.355	
尤度比	224.7		75.2		138.8	
対数尤度	-216.8		-59.7		-126.4	
2 . 経路 ( B ) コンピューター使用の変化が所得変化に与える影響 被説明変数 : 対数所得の変化						
	(1) サンプル全体		(2) 学歴の低いグループ		(3) 学歴の高いグループ	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
コンピューター使用変化	0.093	0.039 **	-0.007	0.066	0.137	0.049 ***
経験が活かされているか	0.024	0.029	0.026	0.054	0.003	0.035
年齢	0.038	0.022 *	0.072	0.044 *	0.002	0.029
年齢 2 乗	-0.002	0.002	-0.006	0.004	0.004	0.003
勤続年	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001
勤続年 2 乗	0.000	0.000 *	0.000	0.000	0.000	0.000 **
年齢*勤続年	0.000	0.000 *	0.000	0.000	0.000	0.000
正社員変化	0.275	0.047 ***	0.223	0.065 ***	0.353	0.074 ***
定数項	-0.036	0.037	-0.048	0.067	-0.004	0.049
サンプル数	475		174		297	
F 値	10.43		10.60		7.30	
決定係数	0.388		0.493		0.390	

注1 . 経路 ( A ) の推定は説明変数に、現職の勤続年数、その 2 乗、その年齢との交差項、正社員かどうか、役職、産業、規模も含む。経路 ( B ) の推定は説明変数に役職変化、産業変化、規模変化を含む。説明変数はすべて前職と現職の差をとっている。

注2 . 学歴の低いグループと高いグループでサンプル数の合計がサンプル全体に一致しないのは、グループに分類するとサンプル数が減少し必要な説明変数が落ちるためである。