

# 自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析

吉田 恵子

(大阪大学大学院)

近年、企業による教育訓練だけでなく労働者個人の自己啓発もその重要性が認識されてきている。本稿は財団法人家計経済研究所から提供を受けた「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて女性労働者の自主的な自己啓発がその後の賃金に与える効果をマッチング法で分析する。この手法の利点は、推定結果にバイアスを与える標本を除いて推定することで実験から得られるデータを仮想的に再現し、一定の条件の下でバイアスを回避できる点である。結果から自己啓発を行っても月収は変化しないが、通学講座や通信講座を受講すると4年後に年収が上昇することが明らかになった。しかし、このような月収・年収の上昇は、カルチャースクールの受講では観察されない。

## 目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 推定モデル——マッチング法
- IV データと記述統計——「消費生活に関するパネル調査」
- V パネル調査の推定結果
- VI おわりに

## I はじめに

近年、雇用不安が広がり、労働者の自己啓発に対する注目が高まっている。これは、企業内でのみ通用する企業特殊的な訓練しか受けていない場合、予期しない解雇や倒産の際、自らの能力が適切に評価されない可能性があるためである。長期雇用が実現されないならば、ひとつの企業のみで通用する企業特殊的技能だけでなく、どの企業でも通用する一般的技能を持つことが重要である。藤村(2003)は雇用不安のもとで、職業訓練の主体が企業から労働者に代わりつつあることを指摘する。そのため、これまで企業主体で行われてき

たOJTに加え、自己啓発のような企業外の教育訓練機関によるOff-JTを実施することが労働者の雇用安定につながると主張している。

労働者の自発的な教育訓練に対する政策的な補助は長い間行われてこなかったが、厚生労働省(旧労働省)が教育訓練給付制度を1998年から始めている。この制度では一定期間以上雇用保険を払い続けた労働者が自己啓発に取り組んだ場合、その教育費用の一部が雇用保険の財源から支払われる。制度の開始当初、給付対象講座にワイン講座や初歩的な英会話講座など、趣味的・一般教養的な講座も数多く含まれていた。こうした実用的ではない講座が給付対象であることが批判され、厚生労働省は2001年10月に制度を大幅に見直し、趣味的・一般教養的な講座を給付対象から外した。この制度の目的は「働く人の主体的な能力開発の取組みを支援し、雇用の安定と再就職の促進を図ること」である。つまり、教育訓練給付制度において自己啓発が労働者の雇用環境を高めると想定されている。しかしながら、その根拠を示す研究はわが国においていまだに少ない。本稿は「消費生活に関するパネル調査」を用いて自己啓発が女

性労働者の賃金変化に与える影響を分析し、女性労働者に対する自己啓発の効果の有無を検証する。

自己啓発が労働者に与える効果は次の三つが考えられる。第1に、自己啓発を行うことによって労働者の生産性が上がり、賃金が上昇する効果が挙げられる。第2に、企業内の他の労働者よりも相対的に生産性を上げることで解雇の対象から外れることにより、失業の確率を低下させる効果が挙げられる。第3に、労働者が失業した場合に再就職の確率を上げる効果が挙げられる。本稿では第1の効果に注目し、自己啓発が労働者の賃金に与える影響をマッチング法で分析する。マッチング法は、自己啓発した者と似通った属性を持っている自己啓発していない者を統計的にマッチングし、その効果を測る手法である。この手法の利点は、推定結果にバイアスを与える標本を除いて推定することで実験から得られるデータを仮想的に再現し、一定の条件の下でバイアスを回避できる点である。

結論は以下にまとめられる。(1)自己啓発を行っても月収は変化しないが、通学講座や通信講座を受講すると4年後に年収が上昇する。(2)都市居住者は仕事に生かす目的で通信講座を受講したり、カルチャースクール等を受講したりする傾向がある。(3)企業規模が大きい企業に勤める者のほうが自己啓発する。(4)結婚や子供の存在は各種学校・専門学校・大学等の教育機関による通学講座を受講する際に障害となるが、通信講座のような比較的時間の制約が緩いタイプの講座を受講する際は障害とならない。

以下、Ⅱで先行研究を概観する。Ⅲでマッチング法の説明を行う。Ⅳで使用するパネルデータと記述統計の説明を行う。Ⅴで推定結果を記述する。Ⅵで全体をまとめる。

## Ⅱ 先行研究

自己啓発や職業訓練を推定する際に問題となるのが、セレクションバイアスを始めとするバイアスの存在である。セレクションバイアスとは、自己啓発の有無とやる気や能力という観察できない変数の間に相関があるとき、推定値にかかるバイ

アスを指す。Lalonde (1986) は職業訓練の効果を推定する際、社会実験で得た結果と計量経済学的手法で得た結果を比較し、計量経済学的手法ではバイアスがかかるために一致推定量が得られないことを示した。人々に職業訓練をランダムに割り当てることができる社会実験から得られたデータは推定値にバイアスがかからないが、アンケート調査など非実験的手法で集められたデータを使用する場合、バイアスの克服が重要な課題となる。

この課題を克服すべく、計量経済学的手法で実験的データと同じ結果を得るためにマッチング法が考案された。この手法は生物学の分野で Rosenbaum and Rubin (1983) によって始められ、経済学の分野では Heckman, Ichimura and Todd (1997) が応用している。Heckman, Ichimura and Todd (1997) と Heckman *et al.* (1998) は非実験的方法から得られたデータと実験的方法から得られたデータでそれぞれ推定を行い、職業訓練を受けた者と個人属性の近い職業訓練を受けていない者を比較して実験データから得られる結果に近い結果を得ている。ただし、この手法は職業訓練を受けた者と同じような個人属性を持つ資格を持っていない者を見つけるために膨大なデータを必要とする。

Heckman, Ichimura and Todd (1998) は比較的標本数が小さいデータでマッチング法を行う場合、個人が教育訓練を受けると予測される確率を推定する手法を開発している。この手法は観察可能な属性である  $X$  を用い、職業訓練を受けるであろう確率  $P(X)$  を推定し、その  $P(X)$  の値が近い者を選び出して比較する。 $P(X)$  を使うことにより、比較的小さなデータでマッチングを行うことができる。Dehejia and Wahba (1999, 2002) は Lalonde (1986) と同じデータを用い、 $P(X)$  を使うマッチング法によってバイアスを取り除くことに成功している。

日本でマッチング法を使った先駆的な研究に大日 (2001) があり、失業給付が転職後の労働条件に与える影響を推定している。その結果より、失業給付の受給者のほうが非受給者よりも賃金、企業規模で不利な就職をしていると指摘する。

労働者の自己啓発に関する先行研究として、黒澤 (2001b) がある。この論文は日本の労働者に対する政府の職業訓練施策を概観した優れた研究であるが、そこでも日本の職業訓練・能力開発施策に関する実証研究の少なさが指摘されている。日本の自己啓発に関する実証研究は筆者の知る限り 2000 年以前は見られなかったが、最近になっていくつかの研究がなされている。

北九州市で行われたアンケート調査を用いた Kurosawa (2001) はロジットモデルで自己啓発をする者の特性を求めた後、企業による教育訓練や自己啓発が賃金変化に影響を与えるかを検証している。その結果、企業による教育訓練は賃金変化に対して正の影響が観察されるが、自己啓発の影響は観察されないという結論を得ている。なお、この研究では、労働者が自発的に行った教育訓練を自己啓発と定義し、労働者のやる気や能力の代理変数として捉えている。

本稿で使用しているパネルデータで自己啓発の影響を分析した研究に奥井 (2002) と Kawaguchi (2003) がある。この論文で用いられている自己啓発は、その手段によって各種学校の通学講座、大学以外の機関による通信講座、カルチャースクール等の三つが定義されている。二つの論文ともにプロビットモデルで自己啓発をする者の特性を求めた後、階差モデルによって自己啓発が賃金変化に影響を与えたかを検証した。この二つの研究は、ともに学歴の高い者が自己啓発を行う傾向があるという同じ結論を得たが、自己啓発の賃金変化に対する影響は違った結論を得ている。奥井 (2002) は仕事に役立てる目的で過去 2 年間に通信教育を受けた場合に時給が上昇するとし、企業による教育訓練を過去 2 年間続けて受けた場合も時給が上昇するという結論を得ている一方で、Kawaguchi (2003) は企業による教育訓練だけでなく、通学講座や通信講座といった自己啓発も労働者の時給の変化に影響を与えないと結論づけている。

上記のように日本における自己啓発の研究では、自己啓発をする者の特性について学歴の高い者が自己啓発を行う確率が高いという点で一致しているが、自己啓発が賃金変化に及ぼす影響について

は結論が一致していない。Kurosawa (2001)、奥井 (2002)、Kawaguchi (2003) は階差モデルを行う場合にデータの制約上、1 年後か 2 年後の賃金変化を被説明変数にしている。仮に自己啓発が 2 年以上後にその効果を発揮するならば、より長期間の賃金変化を被説明変数にする必要がある。そのため本稿は 93 年から 99 年のデータを使用し、自己啓発が行われる直前である 93 年と 94 年を基準として、2 年後から 5 年後までの賃金変化を分析する。

日本のデータを扱った Kurosawa (2001)、奥井 (2002)、Kawaguchi (2003) は自己啓発が賃金に与える影響を推定する場合、階差モデルを用いている。しかし、階差モデルを用いた推定では推定値にバイアスがかかる可能性がある。Heckman, Ichimura and Todd (1997) は、自己啓発の有無に関して本来含めるべきではない標本も含めて推定することを指摘し、バイアスが発生するとしている。次の節で詳述するが、自己啓発をする確率  $P(X)$  を指標としてマッチング法を行えば、本来含めるべきではない標本を取り除いて推定するためバイアスを回避することができる。

### III 推定モデル——マッチング法

マッチング法とは、非実験的手法から得られたデータを使い、実験から得られる結果を再現する手法である。本節では、まずクロスセクションデータを使用するマッチング法について述べ、次にその際に起こりうるバイアスを克服する方法としてパネルデータを使用するマッチング法について述べる。Heckman, Ichimura and Todd (1997) は、自己啓発の効果の推定を行う場合、以下の三つのバイアスが発生するとしている。第 1 に、適切な比較対象がない標本も含めて推定するために起こるバイアス (B1)、第 2 に、自己啓発を実際に行った人々と行っていない人々の個人属性  $X$  の分布が違うために起こるバイアス (B2)、最後に、個人属性  $X$  をコントロールした上でも、自己啓発の有無と観察できない個人属性の相関によって起こるセレクションバイアス (B3) である。マッチング法は (B2) には対処できないが、自己啓発

予測確率でウェイトづけしたマッチングを行うことで、(B1)に対処することができる。(B3)には、後に説明するパネルデータを用いることによって対処する。これ以降、以下のように記号を定義する。

$Y_1$ ; 自己啓発した場合の賃金  
 $Y_0$ ; 自己啓発していない場合の賃金  
 $D=1$ ; 該当する個人が自己啓発をしている  
 $D=0$ ; 該当する個人が自己啓発をしていない  
 $X$ ; 状態変数としての観測可能な個人の特性  
 $P(X) = Pr(D=1 | X)$ ;  $X$ の特性を持つ個人が自己啓発をすると予測される確率

自己啓発が賃金に与える効果を、自己啓発した者が自己啓発をした場合としなかった場合の期待賃金の差とした場合、マッチング法で推定される効果は次の式で表される。

$$\Delta_{D=1}(X) = E(Y_1 - Y_0 | D=1) \quad (1)$$

(1)式は自己啓発を行った者の、自己啓発を行ったときと行っていないときの賃金差を表している。しかし、自己啓発を行った者の自己啓発を行っていないときの賃金  $E(Y_0 | D=1)$  は観察できない。その値を  $P(X)$  でウェイトづけした自己啓発をしなかった者の賃金  $E(Y_0 | P(X), D=0)$  で代替すると、(1)式の右辺は(2)式ようになる。

$$E(Y_1 | P(X)D=1) - E(Y_0 | P(X), D=0) \quad (2)$$

このとき、推定結果に与えるバイアスは次の式で表される。

$$B(X) = E(Y_0 | P(X)D=1) - E(Y_0 | P(X), D=0) \quad (3)$$

クロスセクションデータで分析を行う場合、推定値は以下のようになる。

$$\hat{\Delta}_{D=1}^{CS} = n_1^{-1} \sum_{\substack{i=1 \\ D_i=1}}^{n_1} Y_{1i}(X_i) - \hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), D_i=0) \quad (4)$$

$n_1$ は自己啓発した標本数を示す。推定値が一致性を満たすためには以下の条件を満たさなければ

ならない。

$$\begin{aligned} (CS.1) \quad & E(Y_0 | P(X), D=1) = \\ & E(Y_0 | P(X), D=0) \\ (CS.2) \quad & 0 < Pr(D=1 | X) < 1 \end{aligned}$$

(CS.1)は、自己啓発予測確率  $P(X)$  をコントロールすれば、実際に自己啓発をしたかどうかにかかわらず、自己啓発をしなかった場合の賃金の期待値が同じということを意味している。またこの仮定が満たされれば、(3)式で表されるバイアスは0になる。しかし、この仮定は大変強いものであり現実的とはいえない。なぜなら、やる気や能力が高い人が自己啓発を行うならば、そういった人は仮に自己啓発をしなかったとしても賃金の期待値が実際に自己啓発をしなかった人の賃金の期待値よりも高いと考えられるためである。この自己啓発の有無と観察されない個人属性の相関によるバイアスは、前述した(B3)のセレクションバイアスである。一致性を満たすための条件(CS.1)が満たされない推定を行うことは望ましくないため、本稿ではクロスセクションデータによる推定はしていない。

セレクションバイアスを取り除く手段として、Smith and Todd (2003) はパネルデータが使用可能であれば、Difference in Differences (以下、DDとする) に似た形での賃金変化を用いたマッチング法が望ましいことを指摘している。この時、推定値は(5)式で表される。

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_{D=1}^{DD} = & n_{1t}^{-1} \sum_{\substack{i=1 \\ D_i=1}}^{n_{1t}} \{Y_{1it}(X_i) - \\ & \hat{E}(Y_{0it} | P(X_i), D_i=0)\} - \\ & n_{1t'}^{-1} \sum_{\substack{i=1 \\ D_i=1}}^{n_{1t'}} \{Y_{1it'}(X_i) - \\ & \hat{E}(Y_{0it'} | P(X_i), D_i=0)\} \quad (5) \end{aligned}$$

$t$  は自己啓発をした後の時点、 $t'$  は自己啓発をする以前の時点、 $n_{1t}$  と  $n_{1t'}$  はそれぞれ2時点の自己啓発した標本数を示す。推定値が一致性を満たすためには、以下の条件を満たさなければならない。

$$(DD.1) E(Y_{0t} - Y_{1t} | P(X), D=1) = E(Y_{0t} - Y_{1t} | P(X), D=0)$$

$$(DD.2) 0 < Pr(D=1 | X) < 1$$

(DD.1)の仮定は、個人属性をコントロールした上では前後の賃金変化の期待値が自己啓発に影響を受けない、という事を意味する。(DD.1)はセレクションバイアスが時間によらず一定であると仮定しており、被説明変数の階差をとることによってバイアスに対処している。バイアスの原因となる本人のやる気や能力がトレンドを持つとは考えにくいので、本稿では(DD.1)の仮定が満たされているとして(5)式の推定値を求める。

推定された自己啓発予測確率の集合を考えたとき、次の三つの部分集合が考えられる。(1)自己啓発を実際に行った人のみが存在する部分集合、(2)自己啓発をしなかった人のみが存在する部分集合、(3)自己啓発をした人、しない人両方が存在する部分集合。Heckman, Ichimura and Todd (1997)は(3)をコモンサポートと呼び、マッチング法で推定する際に適切な比較対象を得ることができる部分であり、この部分でマッチングを行うことにより適切な比較対象がない標本も含めて推定するために起こるバイアス(B1)のバイアスに対処できるとしている<sup>1)</sup>。

具体的には以下の手順でコモンサポートの中でマッチングを行う。まず、実際には自己啓発をしていない人の中で推定された自己啓発予測確率が最も高い人の自己啓発予測確率よりも高い自己啓発予測確率を持つ人々の観察値を除く。次に、残った自己啓発をした人それぞれに適切な比較対象を自己啓発していない人の中から自己啓発予測確率でウェイトづけることで、(3)に近い状態で推定値を導出する。比較対象とされる自己啓発をしない者の賃金の期待値は次の式で表される。

$$E(Y_{0t} | P(X_i), D_i=0) = \sum_{\substack{j=1 \\ |D_j=0}}^{n_0} W_j(P(X_i)) Y_{0t} \quad (6)$$

$n_0$ は自己啓発をしていない標本数を、 $W$ は $P(X)$ が与えられた場合のウェイトを示す。比較する時のウェイトづけは2種類採用している。ひとつはNearest Neighbor Matchingで、自己啓

発をした者としていない者を単純に比較し、自己啓発をする確率が最も近い者の賃金を比較する。もうひとつは自己啓発をする確率でKernel Matchingを行う。これは自己啓発をした人の自己啓発予測確率と近い値を持つ、自己啓発をしていない人の被説明変数により大きなウェイトをかける方法である。Kernel Matchingでのウェイトづけは(7)式で表される。

$$W_i(P(X_i)) = \frac{K\left[\frac{P(X_i) - P(X_k)}{h_n}\right]}{\sum_{\substack{k=1 \\ |D_k=0}}^{n_0} K\left[\frac{P(X_i) - P(X_k)}{h_n}\right]} \quad (7)$$

$K$ はカーネル関数を、 $h_n$ はウェイトづけを行う際のバンド幅を表している。これはウェイトづけにカーネル分布を用いる手法である。実際にマッチングを行うとき、推定値の有意水準を算出するためにブートストラッピングによって標準誤差を求める。このときの反復の回数は大日(2001)に倣って1000回とする。

自己啓発をするであろう確率の推定値に近い者の賃金変化を比較して自己啓発の賃金への効果を推定するために、それぞれの自己啓発予測確率 $P(X)$ を(8)式のようにプロビットモデルにより推定する。

$$P(X) = Pr(D=1 | X) = \Phi(X\beta) \quad (8)$$

$X$ は人々が自己啓発をする決定を下す直前の個人属性を用いる。個人属性として、年齢、学歴、都市居住、所得<sup>2)</sup>等のほかに、勤続年数、業態、業種、企業規模を用いて推定を行う。さらに女性を対象とするデータを使用しているため、結婚、子供の数も注目すべき変数として用いる。

#### IV データと記述統計——「消費生活に関するパネル調査」

推定に用いるデータは、財団法人家計経済研究所による同一個人に対して追跡調査を行ったパネルデータ「消費生活に関するパネル調査」(以下、パネル調査と呼ぶ)である。このデータは、93年

に25歳から35歳であった女性1500名を調査対象としている。推定には93年から99年までのデータを使用した。

表1はパネル調査の記述統計を表す。標本数が1500を超えている変数があるのは、2度の自己啓発に関する質問をされた時点からそれぞれの月収変化を合わせて推定を行うので、標本をプール<sup>3)</sup>しているためである。

自己啓発に関する質問は2回されており、94年の質問項目で93年から94年までに自己啓発を行ったかどうかを、96年の質問項目で94年から96年までに自己啓発を行ったかどうかを問うている<sup>4)</sup>。本稿ではこの質問に関して「はい」と答えた者のなかで、仕事に生かすために自己啓発したと答えた者にも新しいダミー変数を付与している。注目する自己啓発の種類は以下の三つであるが、仕事に生かす目的で行われたそれぞれの自己啓発を加えて6種類の自己啓発ダミーを扱う。

(1)「教育機関による通学講座<sup>5)</sup>(大学による通信講座含む)」;通学

各種学校, 専門学校, 大学等へ通ったことを指し, 3.6%が該当している。この種の自己啓発を仕事に生かす目的で行った者は2.2%であり, 教育機関による通学講座を受けた者のうち半数以上が仕事に生かす目的を持っている。

(2)「大学以外の機関による通信講座」;通信

語学関係, 資格関係, 仕事関係などの通信講座を受けたことを指し, 4.9%が該当している。この種の自己啓発を仕事に生かす目的で行った者は2.9%であり, 通信講座を受けた者のうち3分の2程度が仕事に生かす目的を持っている。

(3)「カルチャースクール等<sup>6)</sup>」;カルチャー

カルチャースクール, スポーツクラブ, 個人指導の教室等に通ったことを指し, 20.3%が該当している。この種の自己啓発を仕事に生かす目的で行った者はわずか1.5%であり, カルチャースクール等に通った者のほとんどは仕事に生かす目的を持っていない。

本稿では月収変化と年収変化の二つを被説明変

表1 記述統計

	標本数	平均	標準偏差	
自己啓発	通学講座	2716	0.036	0.186
	通学講座・仕事	2716	0.022	0.147
	通信講座	2708	0.049	0.217
	通信講座・仕事	2708	0.029	0.168
	カルチャー	2713	0.203	0.402
月収	カルチャー・仕事	2713	0.015	0.121
	2年後変化	664	0.089	0.205
	3年後変化	579	0.120	0.217
	4年後変化	520	0.145	0.219
年収	5年後変化	461	0.180	0.224
	2年後変化	1256	0.092	0.761
	3年後変化	1169	0.089	0.884
所得	4年後変化	1071	0.112	0.939
	本人年収(万円)	2561	141.142	160.828
業態	配偶者年収(万円)	1824	510.981	305.073
	年齢	2922	29.359	3.263
	年齢2乗	2922	872.617	192.574
	勤続年数	2929	2.192	3.473
	勤続年数2乗	2929	16.860	39.353
	都市居住	2922	0.245	0.430
	結婚	2922	0.687	0.464
	子供数	2922	1.134	1.071
	専門職	1171	0.008	0.087
	技術職	1171	0.165	0.371
技能職	1171	0.176	0.381	
学歴	中学	2922	0.069	0.253
	専修学校	2922	0.174	0.379
	短大・高専	2922	0.201	0.401
	大学・大学院	2922	0.119	0.324
	その他学校	2922	0.004	0.064
業種	農林・水産・鉱業	1464	0.014	0.119
	建設	1464	0.051	0.219
	製造	1464	0.176	0.381
	エネルギー	1464	0.005	0.074
	運輸・通信	1464	0.036	0.187
	小売	1464	0.202	0.402
	金融・不動産	1464	0.099	0.299
	公務	1464	0.113	0.316
企業規模	1000人以上規模	1450	0.182	0.386
	500-999人規模	1450	0.054	0.226
	100-499人規模	1450	0.187	0.390
	30-99人規模	1450	0.161	0.368

注:都市居住,とは13大都市(札幌市,仙台市,千葉市,東京都区,横浜市,川崎市,名古屋市,京都市,大阪市,神戸市,広島市,北九州市,福岡市)のいずれかに住む個人に1を付与したダミー変数である。

学歴,業種,企業規模のダミー変数におけるベンチマークはそれぞれ高卒,サービス業,30人未満規模である。

「仕事」とは仕事に生かす目的で実施された自己啓発を指す。

数として用いる。月収とは企業の従業員として働き、その給与を月給としてもらっている額のことを指す。月収変化とは自己啓発を行う直前の月収を基準として、2年後から5年後の月収の対数変化を示している。月収を回答している者は年を追うごとに減少しており、多くの者が月収を得られる職から退いていることがわかる。月収変数の標本数が少ない理由は、このパネル調査が対象とする女性たちが月収を得られる職に就いていない、もしくは就いていたとしても結婚、出産を迎えてそういった職を退職していることが考えられる。

年収とは勤め先の収入、事業収入、財産収入、社会保障給付、親からの仕送りや小遣いなどが含まれる。年収変化は自己啓発を行う直前の年収を基準として、2年後から4年後の年収の対数変化を示している。勤続している個人に限らないため、月収よりも標本数が多く、2年後から4年後にかけての標本数の減少も月収のそれと比べてゆるやかである。

月収を分析対象にすることの利点は月収を得ている個人は時給や日給を得ている個人よりも雇用保険に加入している可能性が高いと考えられ、教育訓練給付の給付対象により近いことである。また、時給や日給を得る職よりも月収を得る職のほうがより長期的な人的資本の育成の重要性が高いと考えられる。ただし、月収は労働時間の変化に大きく影響を受けるため、労働時間の変化が見せかけの賃金変化として現れてしまう可能性がある。さらに労働参加していない、もしくは途中で月収を得られる職を辞めた個人の賃金変化を追うことができないという欠点がある。年収は時給や日給を得ている個人だけでなく労働参加していない個人も含まれているため、年収を被説明変数にすることでより包括的な自己啓発の効果を計測できると考えられる。

## V パネル調査の推定結果

### 1 プロビット推定<sup>7)</sup>

表2の(1)列では通学が必要な自己啓発の推定結果を表している。年齢の係数が負値かつ有意で、

年齢の低い者はこの種の自己啓発に取り組む傾向にあることがわかる。結婚、子供数の係数は負値かつ有意で、結婚や子育てが通学を必要とする自己啓発に対して障害となっていることが示唆される。本人年収、配偶者年収は正値かつ有意で、収入の多い人たちが通学を必要とする自己啓発に取り組む傾向にある。企業規模では500~999人規模と100~499人規模の係数が正値かつ有意で、企業規模の大きい企業に勤める者がこの種の自己啓発に取り組む。擬決定係数の値から、これらの説明変数は通学の必要な自己啓発の有無を15%程度説明していると考えられる。表2の(2)列では仕事に生かす目的で各種学校に通う自己啓発の推定結果を示している。ここでも結婚の係数が負値かつ有意で、結婚が仕事に生かす目的での通学の必要な自己啓発をする際に障害であると考えられる。配偶者所得は正値かつ有意で、結婚していても配偶者の収入が高い人たちは自己啓発に取り組むことがわかる。500~999人規模の係数が正値かつ有意であり、企業規模の大きい企業に勤める者は仕事に生かす目的でこの種の自己啓発に取り組む確率が高い。擬決定係数の値から、これらの説明変数はこの種の自己啓発の有無を14%程度説明していると考えられる。

表2の(3)列では通信講座の推定結果を表している。1000人以上規模の係数が正値かつ有意であり、大きな企業に勤める者はこの種の自己啓発に取り組む確率が高い。これらの説明変数の通信講座受講に対する説明力は約12%である(擬決定係数)。表2の(4)列では仕事に生かす目的で行われた通信講座の推定結果を表している。都市居住の係数が正値かつ有意で、都市圏に住む者は通信講座を受講する傾向にある。通信講座は居住区に関係なく受講できるが、都市圏に住む者のほうが仕事に生かす通信講座の情報を得やすい可能性が考えられる。また、通学と通学・仕事の結果と違い、通信、通信・仕事において結婚や子供数の係数は有意でなく、好きな時に学ぶことができる通信講座を受講するときは結婚や子供の存在が障害にならないと考えられる。学歴ダミーは大学、大学院の係数が正値かつ有意で、学歴の高いものがこの種の自己啓発に取り組んでいる。企業規模で

表2 プロビットモデルによる推定結果

	(1) 通学	(2) 通学(仕事)	(3) 通信	(4) 通信(仕事)	(5) カルチャー	(6) カルチャー(仕事)
年齢	-0.049* (0.026)	-0.023 (0.020)	-0.031 (0.039)	-0.005 (0.029)	0.008 (0.094)	0.02 (0.015)
年齢2乗	0.001* (0.000)	0 (0.000)	0 (0.001)	0 (0.000)	0 (0.002)	0 (0.000)
勤続年数	-0.002 (0.004)	0.001 (0.003)	0.003 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.005 (0.014)	0.005* (0.003)
勤続年数2乗	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.001)	-0.0004* (0.0002)
都市居住	0.002 (0.010)	-0.003 (0.008)	0.021 (0.017)	0.026** (0.014)	0.062* (0.035)	0.004 (0.006)
結婚	-0.053** (0.025)	-0.034* (0.020)	-0.023 (0.038)	-0.029 (0.028)	-0.289*** (0.078)	0.014 (0.014)
子供数	-0.02** (0.008)	-0.01 (0.006)	-0.01 (0.013)	-0.005 (0.008)	-0.022 (0.027)	-0.008** (0.004)
本人年収(万円)	0.00012*** (0.00004)	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)	0 (0.000)
配偶者年収(万円)	0.00014*** (0.00004)	0.00009** (0.00003)	0 (0.000)	0 (0.000)	0.00032* (0.00017)	-0.00004** (0.00002)
中学	0.061 (0.076)	0.06 (0.068)	0.005 (0.051)	0.005 (0.034)	0.09 (0.124)	
専修学校	0.007 (0.016)	0.009 (0.015)	0.03 (0.028)	0.018 (0.021)	0.125** (0.053)	0.011 (0.013)
短大・高専	-0.017 (0.011)	-0.012 (0.009)	-0.009 (0.019)	-0.012 (0.012)	0.074* (0.046)	0.001 (0.007)
大学・大学院	-0.001 (0.014)	0.007 (0.014)	0.033 (0.029)	0.035* (0.024)	0.155*** (0.054)	0.013 (0.012)
その他学校					0.123 (0.203)	
1000人以上規模	0.005 (0.018)	-0.006 (0.012)	0.066** (0.034)	0.053** (0.034)	-0.031 (0.051)	-0.001 (0.005)
500-999人規模	0.062** (0.042)	0.048** (0.033)	0.027 (0.040)	0.016 (0.037)	-0.059 (0.063)	
100-499人規模	0.037** (0.022)	0.02 (0.016)	0.007 (0.023)	0.033 (0.026)	0.009 (0.047)	0.002 (0.006)
30-99人規模	0.011 (0.020)	0.001 (0.014)	0.021 (0.026)	0.047** (0.029)	-0.082* (0.046)	-0.008 (0.004)
業態ダミー	○	○	○	○	○	○
業種ダミー	○	○	○	○	○	○
自己啓発割合	0.051	0.034	0.070	0.044	0.307	0.021
標本数	1002	1002	1002	1002	1003	1003
擬決定係数	0.146	0.137	0.116	0.131	0.103	0.101

注：係数は限界効果を表している。括弧の中はロバストな標準誤差を表している。

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示している。

この推定における標準誤差はデルタメソッドを用いない簡便な方法で算出されているが大きな違いはない。

推定には、業種ダミー（農林・水産・鉱業、建設、製造、エネルギー、運輸・通信、小売、金融・不動産、公務）、業態ダミー（専門職、技術職、技能職）も説明変数として用いられている。

自己啓発割合とは、推定に用いられたサンプルを1とした場合、自己啓発をした者の割合を表したものである。

は1000人以上規模と30~99人規模の係数が正値かつ有意であるが、1000人以上規模の係数のほうが大きな値であり、ここでも大きな規模の企業に勤める者が自己啓発をする傾向が示唆される。なお、このモデルの仕事に生かす目的の通信講座の受講確率に対する説明力は約13%である(擬決定係数)。

表2の(5)列ではカルチャースクールの受講の推定結果を表している。都市居住の係数は正値かつ有意で、都市圏に住む者がカルチャースクールに通うことが考えられる。結婚の係数は負値かつ有意であり、結婚している者はカルチャースクールに通わない傾向にある。これは、カルチャースクールの講座は趣味的要素が強く、自分の裁量で消費の決定ができる単身者に比べて結婚している者はこの種の自己啓発をしにくいと考えられる。学歴ダミーは専修学校、短大・高専、大学・大学院の係数が正値かつ有意であり、より学歴の高い者がそうでない者に比べてカルチャースクールに通っていることがわかる。擬決定係数の値から、これらの説明変数はこの種の自己啓発の有無を10%程度説明していると考えられる。表2の(6)列では仕事に生かす目的で受講したカルチャースクールの推定結果を表している。勤続の係数が正値かつ有意で、長く勤続している者が仕事に生かす目的でカルチャースクールに通う傾向にあることがわかる。子供の数は負値かつ有意であり、より多くの子供を持つ人々はこの種の自己啓発をしない傾向にある。カルチャースクールはもともと他の自己啓発よりも仕事に生かせるような講座が少ないと考えられるため、子供を持つ人々は例えば子育てに生かすような、仕事に生かす目的以外でカルチャースクールに通う傾向にあると考えられる。配偶者の収入はここでは負値かつ有意であり、収入の高い配偶者を持つ者はこの種の自己啓発に取り組まない。擬決定係数の値から、これらの説明変数が仕事に生かす目的で受講するカルチャースクール通学の有無を10%程度説明していると考えられる。

プロビットモデルによる推定結果を以下のようにまとめる。学歴の高い者は仕事に生かす目的の通信講座やカルチャースクール等の自己啓発をす

る傾向にある。これは先行研究の結果と矛盾しない。結婚や子供数は通信以外の自己啓発において障害となっており、その理由として結婚や子供の存在によって女性が自分の時間を自由に使うことが難しくなることが考えられる。空いた時間を有効に使うことのできる通信講座において、これらの係数が影響を与えていないことからこの事実が示唆できる。配偶者収入は通信以外の多くの自己啓発で自己啓発を促す効果が観察された。結婚自体は自己啓発の障害となりうるが、配偶者の収入が多ければこの障害を相殺することが考えられる。都市居住は通学の必要な自己啓発には有意に影響を与えていない。しかし、仕事に生かす目的での通信講座の受講には有意に影響を与えており、都市に住んでいる者のほうがこの種の通信講座の情報が得やすいことが考えられる。また、都市圏にカルチャースクールが多く存在していることや、交通設備が整っていることから、都市圏に住む人々にとってカルチャースクールに通うことの費用が小さいことも考えられよう。通学、通信は企業規模が大きい企業に勤める者のほうが自己啓発する傾向にあるが、カルチャースクール等ではそのような傾向は見られない。

## 2 マッチング推定の結果<sup>8)</sup>

表3では月収変化のマッチング法の推定結果を表している。月収変化とは、自然対数の変化を指す。Nearest Neighbor Matchingの推定ではカルチャースクールの2年後月収変化が負値かつ有意で、Kernel Matchingの推定では通学の2年後月収変化と仕事に生かす目的での通学の2年後月収変化の推定値が負値かつ有意であった。これらの自己啓発は通学に時間がかかり、労働時間が減少することによって月収変化に負の影響を与えている可能性がある。また、この負の影響はより長期的な月収変化では観察されず、一時的なものと推察される。しかしながらより長期的な月収変化において、どの自己啓発も正の影響は観察できず、自己啓発が女性の月収変化に影響を与えないと考えられる。

表4では年収変化を被説明変数としたマッチング法の結果を示した。ここでの年収変化は自然対

表3 マッチング法による推計結果（月収）

		Nearest		Kernel	
		比較対象	推定値	比較対象	推定値
通 学	2年後月収変化	24	-0.039 (0.061)	778	-0.094** (0.041)
	3年後月収変化	17	0.016 (0.069)	778	0.006 (0.039)
	4年後月収変化	14	-0.005 (0.077)	778	-0.019 (0.040)
	5年後月収変化	13	0.032 (0.089)	778	-0.023 (0.045)
	42				
通 学 ・ 仕 事	2年後月収変化	17	-0.047 (0.085)	833	-0.115* (0.057)
	3年後月収変化	15	0.041 (0.092)	833	0.01 (0.066)
	4年後月収変化	13	-0.017 (0.088)	833	-0.005 (0.047)
	5年後月収変化	11	-0.011 (0.109)	833	-0.04 (0.045)
	27				
通 信	2年後月収変化	28	0.031 (0.046)	855	0.005 (0.025)
	3年後月収変化	24	0.008 (0.065)	855	0.022 (0.033)
	4年後月収変化	18	0.048 (0.067)	855	0.023 (0.034)
	5年後月収変化	13	-0.001 (0.074)	855	0.027 (0.034)
	60				
通 信 ・ 仕 事	2年後月収変化	22	-0.006 (0.059)	698	0.014 (0.030)
	3年後月収変化	20	0.085 (0.077)	698	0.046 (0.040)
	4年後月収変化	19	0.040 (0.081)	698	0.017 (0.041)
	5年後月収変化	14	0.100 (0.085)	698	0.028 (0.041)
	37				
カ ル チャ ー	2年後月収変化	94	-0.050* (0.029)	607	-0.031 (0.020)
	3年後月収変化	81	-0.039 (0.033)	607	-0.022 (0.024)
	4年後月収変化	67	-0.048 (0.040)	607	-0.021 (0.025)
	5年後月収変化	60	-0.001 (0.040)	607	-0.023 (0.025)
	219				

注：推定値は転職者の賃金の自然対数での変化が自己啓発によって受けた影響を表している。括弧の中は標準誤差を表している。

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示している。

2年後月収変化とは、93年から95年と、94年から96年における月収の対数での変化を、3年後月収変化とは、93年から96年と、94年から97年における月収の対数での変化を、4年後月収変化とは、93年から97年と、94年から98年における月収の対数での変化を、5年後月収変化とは、93年から98年と、94年から99年における月収の対数での変化を、それぞれ表している。

それぞれの自己啓発の下の数字は、マッチングに用いられた自己啓発した標本数を指し、比較対象とはそれらにマッチングされた自己啓発していない標本数を指す。

表4 マッチング法による推計結果(年収)

		Nearest		Kernel	
		比較対象	推定値	比較対象	推定値
通学	2年後年収変化	45	-0.06 (0.192)	2136	-0.046 (0.129)
	3年後年収変化	43	0.054 (0.234)	2136	0.038 (0.147)
	4年後年収変化	36	0.093 (0.221)	2136	0.08 (0.136)
72					
通学・仕事	2年後年収変化	31	0.047 (0.233)	1976	0.017 (0.140)
	3年後年収変化	25	0.145 (0.279)	1976	0.140 (0.178)
	4年後年収変化	22	0.211 (0.275)	1976	0.258* (0.132)
47					
通信	2年後年収変化	70	0.025 (0.149)	2078	0.006 (0.089)
	3年後年収変化	65	0.211 (0.182)	2078	0.151 (0.094)
	4年後年収変化	65	0.551*** (0.201)	2078	0.309*** (0.109)
109					
通信・仕事	2年後年収変化	34	-0.008 (0.183)	2024	0.068 (0.124)
	3年後年収変化	32	0.008 (0.214)	2024	0.153 (0.134)
	4年後年収変化	32	0.174 (0.247)	2024	0.219 (0.133)
66					
カルチャヤー	2年後年収変化	186	0.127 (0.093)	1825	0.002 (0.057)
	3年後年収変化	166	0.076 (0.115)	1825	0.030 (0.062)
	4年後年収変化	153	0.051 (0.117)	1825	0.026 (0.070)
381					
カルチャヤー・仕事	2年後年収変化	15	-0.268 (0.273)	480	-0.154 (0.123)
	3年後年収変化	13	-0.221 (0.313)	480	0.028 (0.115)
	4年後年収変化	12	0.152 (0.383)	480	0.112 (0.144)
15					

注：推定値は転職者の賃金の自然対数での変化が自己啓発によって受けた影響を表している。

括弧の中は標準誤差を表している。

\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示している。

2年後年収変化とは、93年から95年と、94年から96年における年収の対数での変化を、3年後年収変化とは、93年から96年と、94年から97年における年収の対数での変化を、4年後年収変化とは、93年から97年と、94年から98年における年収の対数での変化を、それぞれ表している。それぞれの自己啓発の下の数字は、マッチングに用いられた自己啓発した標本数を指し、比較対象とはそれらにマッチングされた自己啓発していない標本数を指す。

この推定では労働参加していない個人も対象となっているため月収の推定と違い、1段階目のプロビット推定において勤続年数、業態、業種、企業規模の変数は使われていない。

数での変化を指す。Nearest Neighbor Matchingの推定では通信の4年後年収変化が正值かつ有意であった。Kernel Matchingでは、通学・仕事の4年後年収変化と通信の4年後年収変化の推定値が正值かつ有意であった。Nearest Neighbor MatchingとKernel Matchingの両方で通信の推定値が有意であり、通信講座の受講によって4年後の年収変化が少なくとも30%上昇することが示唆される。また、通信の推定量に注目すると2年後変化から4年後変化にかけて推定値が上昇していることがわかる。これはカルチャースクールの受講以外の自己啓発すべてについて当てはまる傾向である。よって自己啓発は時を経た後に年収に正の影響を与えると考えられる。ただし、通信の4年後年収変化の推定値は有意であったが、通信・仕事の推定値は有意ではなかった。この理由として、通信講座は仕事を通じた収入に結びつかない可能性と、仕事に生かす目的で行われた通信講座の効果が出るのに時間がかかる可能性の二つが考えられる。

同じパネル調査のデータを用いた先行研究である奥井(2002)とKawaguchi(2003)の結論と本稿の結論とを比較する。Kawaguchi(2003)は企業による教育訓練だけでなく、通学制や通信講座といった自己啓発も労働者の時給の変化に影響を与えないと結論づけている。これは本稿で得られた自己啓発が女性の月収変化に影響を与えないという結論と一致するが、本稿の4年後以降の年収変化に与える影響の結果とは異なる。Kawaguchi(2003)は階差モデルを使っている点と、被説明変数に時給を使っている点で本稿とは異なるが、説明変数が本稿で1段階目に用いた説明変数とほぼ同じ変数を用い、さらにデータをプールしているという共通点があり、時給も月収も自己啓発の影響は受けないと考えることができる。奥井(2002)は仕事に役立てる目的で過去2年間に通信教育を受けた場合に時給が上昇すると結論づけていたが、奥井(2002)はデータをプールしておらず、小さな標本数で推定を行っており、これが結論に影響している可能性がある。これはデータ使用時の制約のためデータをプールできなかったと推察される。

マッチング法の結果より、自己啓発が女性労働者の年収変化に正の影響を与えることがわかった。ただし、4年後の年収変化のみに影響が観察されることから、4年後の効果が例外的なものであり、全般的には自己啓発は所得に影響を与えない可能性も考えられる。この4年後の効果が例外的なものかどうかを識別することは重要であり、そのためにより長期のパネルデータを用いて分析を行う必要があるだろう。また、カルチャースクールのような趣味的要素が強い講座を受講しても労働者の月収、年収はともに正の影響を受けない事実が明らかとなった。記述統計の結果からも、この種の自己啓発は仕事に生かす目的で実施されていないことが指摘できる。厚生労働省は2001年に教育訓練給付制度を見直し、これまでの趣味的・一般教養的講座を指定の対象から外しており、こういった対象講座の絞り込みは教育訓練給付がより効率的に機能するために重要であろう。

## VI おわりに

本稿は女性のパネルデータを用いて、プロビットモデルで推定し自己啓発をする者の特性を求めた上で、自己啓発が賃金変化に与える影響をマッチング法で推定した。その結果は以下の四つである。(1)自己啓発を行っても月収は変化しないが、通学講座や通信講座を受講すると4年後に年収が上昇する。(2)都市居住者は仕事に生かす目的での通信講座の受講とカルチャースクール等の受講をする確率が高い。これは都市部のほうが情報を得やすいことと、都市部のほうがカルチャースクールやスポーツクラブが多く立地しているため、アクセス費用が低いことが考えられる。(3)企業規模が大きい企業に勤める者のほうが自己啓発する傾向にある。これは企業規模が大きい企業のほうが、賃金が高い上に福利厚生が整っており、自己啓発に対する費用が低く抑えられることが考えられる。(4)結婚や子供の存在は各種学校・専門学校・大学等の教育機関による通学講座を受講する際に障害となる。これは時間的な費用の問題が大きいと考えられる。結婚したり子供を産んだりすることは女性にとって自分で好きなように使える

時間が減ることを意味する。そのため、まとまった時間が必要となる通学講座を受講することの費用が高くなるのである。これに対して、通信講座のような比較的時間の制約が緩い自己啓発を受講する際は結婚や子供の存在が障害とはならない。

(1)の結果から教育訓練給付は実務的・実践的な自己啓発を支援する形の運営が望ましく、そのために給付対象講座は仕事に生かせるような講座に限定したほうが望ましいと考えられる。自己啓発の効果が2年後、3年後で見られず、4年後に観察されたことから、自己啓発に対する政策評価をする場合、短期的な効果のみを測定してその効果を議論することは避けるべきであろう。4年後の効果が例外的なものである可能性も考えられるため、より長期のパネルデータを用いた検証を行う必要がある。

今後の課題として、(1)より長期の賃金変化を対象にした分析と、(2)本稿では自己啓発の効果の賃金への影響を推定したが、他の重要な要素である失業確率や再就職への影響の分析が挙げられる。

\*本稿を作成するに当たって大竹文雄氏から懇切丁寧なご指導を賜った。また、奥井めぐみ、川口大司、小原美紀、周燕飛、竹中慎二、玉田桂子、富田安信、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、コリン・ロス・マッケンジー、万軍民、若林緑の各氏、さらに本誌の2名の匿名レフェリーから有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。また、パネルデータを提供していただいた財団法人家計経済研究所にも感謝したい。本稿中の誤りについての責任は、すべて筆者にある。

- 1) Dehejia and Wahba (1999, 2002) は自己啓発をした人すべてと、自己啓発をしていない人でコモンサポートに含まれている人を分析の対象としている。つまり、(2)自己啓発をしなかった人のみが存在する部分集合のみを取り除いて推定を行っている。
- 2) 所得は本人の年収と配偶者の年収を用いている。配偶者以外の世帯員の年収も使うことが望ましいが、回答した個人がもともと少なく、さらに回答した個人のうちで記入ミスをした割合が高かったため推定に用いていない(93年の調査において1342名が回答に応じているが、配偶者以外の世帯員の年収を回答したのは756名であり、そのうち165名が記入ミスをしている)。なお、本人と配偶者の年収には親等からの仕送りや小遣いも含まれていることを追記しておく。
- 3) マッチング法はできる限り大きな標本数を扱う必要性があり、94年の調査に基づく結果と96年の調査に基づく結果を分けて推定することは望ましくない。このため本稿ではデータをプールして推定を行っている。
- 4) 質問紙では96年までの自己啓発行動についてしかわからないため、もし96年以降に自己啓発を受けたとしてもデー

タからはわからない。

- 5) 通学講座や通信講座は、その講座を受講したか否かだけでなく、その課程を修了したか否かもその後の賃金上昇と関係があると考えられるが、自己啓発を受けた個人すべてに関して修了したかどうかの情報は得られない。本稿では自己啓発をした、もしくはしていると回答した個人を自己啓発した者として推定している。
- 6) 通信、通学、カルチャー三つの自己啓発それぞれの関係について、それぞれのプロビット推定にそれ以外の自己啓発を説明変数とする推定を行った。結果はカルチャーと通学、カルチャーと通信に補完的な関係があることがわかった。通信と通学の関係は補完的とも代替的ともいえない。
- 7) プロビットモデルで推定した際、説明変数として勤続年数、業態、業種、企業規模を用いている。そのため月収が欠損値をとる標本の多くを排除して推定している。
- 8) 表3と表4はDD推定値のみを示している。マッチング法を行う前にⅢの(DD.1)が満たされているかについてHam, Li, and Reagan (2001), Heckman and Hotz (1989)に従ってプレテストを行った。これは、自己啓発以前の2時点の月収や年収について、その後の自己啓発が相関を持つかどうかを検定するものである。仮に相関を持つとすれば、自己啓発した者と自己啓発をしていない者の間に観察できる個人属性では対処できない差が存在するために、推定にふさわしくない。96年の質問紙に「自己啓発した」と解答した個人にダミー変数を付与し、自己啓発以前のデータである93、94年の月収および年収の変化を被説明変数として、ダミー変数が有意かどうかの検証を行った。プレテストの結果により、月収の変化とカルチャー・仕事の相関があったためカルチャー・仕事が月収に与える効果の推定は行っていない。

#### 参考文献

- Dehejia, R. and S. Wahba (1999) "Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs," *Journal of American Statistical Association*, 94, pp.1053-1062.
- Dehejia, R. and S. Wahba (2002) "Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies," *Review of Economics and Statistics*, 84, pp.151-161.
- Heckman, J. J. and V. J. Hotz (1989) "Choosing among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programme," *Journal of American Statistical Association*, 84, pp.862-874.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd (1997) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, 64, pp.605-654.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd (1998) "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, 66, pp.1017-1098.
- Ham, J., X. Li, and P. Reagan (2001) "Matching and Selection Estimates of the Effect of Migration on Wages for Young Men," Working Paper. Department of Economics, Ohio State University.
- Kawaguchi, D. (2003) "The Incidence and Effect of Job Training among Japanese Women," Mimeo-graph.
- Kurosawa, M. (2001) "The Extent and Impact of Enterprise

- Training: The Case of Kitakyushu City," *Japanese Economic Review*, 52, pp.224-241.
- Lalonde, R. (1986) "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data," *American Economic Review*, 76, pp.604-620.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin (1983) "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects" *Biometrika*, Vol.70, No.1. pp.41-55.
- Smith, J., and P. Todd (2003) "Does Matching Address Lalonde's Critique of Nonexperimental Estimators," forthcoming in *Journal of Econometrics*.
- Todd, P. (1999) "A Practical Guide to Implementing Matching Estimators," Mimeograph.
- Wooldridge, J. M. (2001) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.
- 大日康史 (2001) 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響——Average Treatment Effect によるプログラム評価」『日本労働研究雑誌』497号, 22-32頁。
- 奥井めぐみ (2002) 「自己啓発に関する実証分析：女性若年労働者を対象として」雇用・能力開発機構 = 財団法人関西労働研究センター『新世紀の労働市場構造変化への展望に関する調査研究報告書(2)』231-245頁。
- 黒澤昌子 (2001a) 「職業訓練施策の評価：非実験的および実験的方法による検証のレビュー」『経済研究』(明治学院大学)第120号, 1-22頁。
- 黒澤昌子 (2001b) 猪木武徳・大竹文雄編「職業訓練・能力開発施策」『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, 133-166頁。
- 藤村博之 (2003) 「能力開発の自己管理——雇用不安のもとでの職業能力育成を考える」『日本労働研究雑誌』514号, 15-26頁。
- 〈2004年3月26日投稿受付, 2004年9月10日採択決定〉

よしだ・けいこ 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程。主な論文に「教育訓練給付の経済分析」(修士論文, 2003年)。労働経済学専攻。