

論 文

企業組織における従業員の 職能開発教育投資行動に関する分析

渡邊 聡 (広島大学)

1. はじめに

わが国では1969年に職業能力開発促進法が施行されてから、職業能力開発大学校・短期大学校(ポリテクカレッジ)および職業能力開発促進センター(ポリテクセンター)等の公共職業能力開発施設が設立され、また労働者の職業能力評価制度の推進や技能検定が実施されてきた。現在では、労働者の自発的な職業能力開発促進を目的とする「教育訓練給付制度」や事業主による従業員のキャリア形成・職能開発訓練活動を助成する「キャリア形成促進助成金制度」が設けられ、学卒者、離職者、在職者を対象とする社会人教育への積極的な公的支援がおこなわれている⁽¹⁾。

職業能力開発を目的とした人的投資活動をさらに促進するには、雇用者や公的機関による労働者への訓練機会の供与だけではなく、職能開発訓練に対する雇用者の理解や労働者による積極的な参加へのインセンティブが重要な鍵となる。1990年代初頭のバブル経済崩壊以後、戦後の日本型雇用慣習の特徴といえる終身雇用システムに陰りが見られるようになり、近年では長期化する失業問題が日本の重要な雇用政策課題となった。また厳しい経営環境が続くなかで、雇用者がコストを負担することにより従業員に職能教育訓練機会を提供するインセンティブが著しく薄れ始めている。そのため労働者による自発的な職能開発訓練への参加とその助成がさらなる社会人教育の普及に向けた今後のわが国の重要な政策課題であるといえる。これらの観点からも、社会人による積極的な教育訓練への参加を決定付ける要因を正確に把握することは極めて重要な研究課題であると考えられる。

企業組織内におけるOJTプログラムや大学・大学院等組織外教育機関において実施されるOff-JTといった職能開発・教育プログラムが従業員の賃金に与える効果については、これまでも数多くの研究がおこなわれてきた(Becker, 1975; Ashenfelter, 1978; Bassi, 1983; Mincer, 1988; Bartel, 1991; Lynch, 1992; Veum, 1995; Hashimoto & Ross, 1997; Parent, 1999)。しかしこれらの研究は、通常の職能開発訓練・社会人教育が労働者の賃金に与える影響に焦点をあてた限定的な内容であり、教育訓練修了後に期待できる賃金の変化が従業員の教育プログラム参加に対する選択にどのような影響を及ぼすかを明確にしたものではなかった。本稿は、アメリカ連邦労働省によるNational Longitudinal Survey of Youth 1979 Cohortデータ(NLSY)をもちいて、企業組織内外における職能開発教育プログラム効果として生じる賃金格差や賃金上昇率の違いが従業員の教育投資行動に及ぼす影響を明らかにすることを目的とする。

本研究では、同時方程式の枠組みによるスイッチング・モデルを適用し、労働者の賃金関数、賃金上昇率関数および教育訓練プログラムへの参加を示すプロビットモデルを同時に推定する。しかし第2節で説明するように、通常の誘導型プロビットでは①労働者が教育訓練プログラムに参加

した場合とそうでない場合の賃金格差、②プログラム修了後に予想される賃金上昇率、③プログラムに参加しなかった場合の賃金上昇率といった内生変数の効果を正確に把握することはできない⁽²⁾。したがって2段階推定法(Heckman, 1979; Lee, 1976, Maddala, 1983)をもちいることにより、構造母数としてのこれらの内生変数が従業員の教育訓練プログラム参加に及ぼす影響を推定する。すなわち誘導型プロビットの推定結果をもとにセレクション・バイアス項となる変数を算出し⁽³⁾、賃金関数及び賃金上昇率関数に代入し線形回帰することによってバイアスを取り除いた係数を推定する。またこれらの推定結果をもとに内生変数の期待値を計算し、構造型プロビット推定における説明変数としてもちいる⁽⁴⁾。

本研究から得られた結果として、教育訓練修了後に予想される賃金格差や賃金上昇率が社会人の教育訓練プログラムへの参加に強い影響を及ぼしていることが分かった。すなわち社会人による自発的な教育訓練参加のインセンティブは、訓練修了後に期待される賃金の上昇に大きく左右されている。社会人による積極的な職能教育訓練への参加を促すには、キャリア形成のための教育訓練経験や取得資格等に応じて柔軟な賃金調整がおこなわれるシステムが重要であることを示唆している。

2. データ

本研究でもちいたデータは、アメリカ連邦労働省統計局(U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics)によるNational Longitudinal Survey of Youth 1979 Cohort(NLSY)である。1988年当時、23～31歳であったフルタイム就業者のうち1988～1991年までの3年間にOJTやOff-JT等の職能開発・教育訓練プログラムに参加した2,382人と参加しなかった1,596人の合計3,978人をサンプルとしてもちいた⁽⁵⁾。表1はサンプルに関する記述統計をまとめたものである。

表1：サンプル労働者に関する記述統計（平均値と標準偏差）

変数	1988年調査	1991年調査
ログ賃金	2.0348 (0.5229)	—
賃金上昇率 (%)	0.0574 (0.1523)	—
男性 (%)	0.5573 (0.4968)	—
非白人 (%)	0.3351 (0.4721)	—
教育年数	12.789 (2.160)	—
高卒・GED (%)	0.8529 (0.3542)	0.8658 (0.3410)
就業年数	8.2051 (0.3542)	11.111 (2.9671)
現在の企業での経験 (週)	153.71 (151.45)	210.41 (191.12)
身体障害 (%)	0.0380 (0.1911)	0.0432 (0.2034)
労働時間数 (週)	41.123 (10.029)	40.343 (10.170)
転職回数	7.0249 (4.0060)	8.1946 (4.6596)
労働組合員 (%)	0.1440 (0.3512)	0.1476 (0.3547)
既婚者 (%)	0.4834 (0.4998)	0.5475 (0.4978)
扶養者数	0.7810 (1.1222)	2.3627 (1.5660)
居住地域における失業率	2.5445 (0.8744)	0.7612 (0.4264)
サンプル数	3,978	3,978

Note: 括弧内は標準偏差。トレーニングの種類別にみた参加者の割合については付注表A2を参照。

Source: National Longitudinal Survey of Youths 1979 Cohort, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor.

1988年調査時点でのサンプル従業員の対数(ログ)賃金および賃金上昇率は表1のとおりである⁽⁶⁾。サンプルの約56%は男性であり、平均教育年数は12.8年であった。分析の対象を23～31歳の

若年労働者にしぼったため、サンプルの平均就業年数は8.2年と短く、既婚者はサンプルの約48%、平均扶養者数は0.78人であった。サンプルの約14%の従業員が労働組合員であり、一週間の平均労働時間は41.1時間であることがわかる。また、これまでに平均7回転職しているのがこのサンプル・データの特長であり、アメリカの若年労働層の高転職率を反映しているといえる。

3. 推定モデル

米国の若年労働者による職能開発・教育訓練への参加とその決定要因の関係は以下のようにモデル化した⁽⁷⁾。従業員のスキル・アップを目的とするOJTやOff-JTといった教育訓練プログラムに参加したグループをタイプAとし、参加しなかったグループをタイプBとする。そしてプログラムに参加した場合（シナリオA）と参加しなかった場合（シナリオB）の両シナリオのもとでの仮想所得フローの*t*時点における現在価値を、それぞれ $V_{ai}(t)$ 、 $V_{bi}(t)$ とする。従業員はこの“仮想”現在価値を比較し、トレーニングに参加すべきかどうかを決定すると考えるならば、各労働者は常に所得フローの現在価値が高いほうを選択すると予想される。すなわち $V_{ai}(t) > V_{bi}(t)$ あるいは $V_{ai}(t)/V_{bi}(t) > 1$ であればその労働者は*t*期において教育訓練プログラムに参加するだろうし、そうでなければプログラムに参加しないだろう。ここで $V_i(t)$ はそれぞれのシナリオのもとで予想される各従業員の賃金と賃金上昇率のほか、性別、人種、学歴といった個人の属性に依存すると考えるならば、従業員によるプログラム選択モデルは

$$I_i = \alpha_0 + \alpha_1 \{WAGE_A_i - WAGE_B_i\} + \alpha_2 GROWTH_A_i + \alpha_3 GROWTH_B_i + \alpha_4 OTHER_X_i \quad (1)$$

とする構造型プロビットモデルによって推定することができる⁽⁸⁾。ただし $WAGE_A_i$ 、 $WAGE_B_i$ 、 $GROWTH_A_i$ 、 $GROWTH_B_i$ は各従業員についてそれぞれのシナリオにおいて期待される仮想賃金と賃金上昇率であり、実際に教育訓練プログラムに参加した従業員とそうでない従業員のサンプルをもちいて一般線形回帰により推定するものとする。また $OTHER_X_i$ は各従業員の属性をあらわす変数のベクトルであり、 $\alpha_0 \sim \alpha_4$ は各説明変数について推定される係数とする。

(1)式のモデル推定上の問題は、賃金や賃金上昇率関数を線形回帰で推定した場合に含まれるセレクション・バイアスあるいはアビリティ・バイアスの問題である。したがって2段階推定法(Heckman, 1979; Lee, 1976, Maddala, 1983)を適用することによりバイアスを除去し、従業員のプログラム選択行動に関するプロビットモデルの構造母数 α_0 、 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 を推定する。

4. 推定結果

まず2段階推定法により賃金関数および賃金上昇率関数を線形回帰し、内生変数 $WAGE_A_i$ 、 $WAGE_B_i$ 、 $GROWTH_A_i$ 、 $GROWTH_B_i$ の期待値をもとめた。これらの変数を構造型プロビットモデル(1)式の説明変数として推定した結果を表2に示す⁽⁹⁾。プロビット推定結果によれば、企業規模が小さいほど従業員による教育訓練プログラム参加の機会は減少し、特に従業員が1,000人以上の大企業に比べ100人未満の企業で働く従業員への教育訓練機会は明らかに少ないことが分かる。これは従業員のインセンティブの問題だけではなく、大企業に比べ中小企業では労働者

を訓練する際に「規模の経済」がはたらくにくいという理由があげられるだろう。女性にくらべ男性のほうが教育訓練プログラムに参加しにくい理由として、一般的に女性より賃金の高い男性労働者がトレーニングに参加した場合、彼らの機会費用は女性の機会費用よりも大きいと考えられる。

表2 アメリカの若年労働者による職能開発教育投資選択モデルの構造型プロビット推定結果

変数	説明係数	標準誤差	限界効果
定数項	-0.8504 ***	0.2190	---
企業規模(従業員数):			
25人未満 †	-0.3072 ***	0.0675	-0.1221
25-99人 †	-0.1025 *	0.0713	-0.0407
100-999人 †	-0.0941	0.0703	-0.0374
1,000人以上 †			
男性 †	-0.1222 **	0.0479	-0.0486
非白人 †	-0.1049 **	0.0477	-0.0417
学歴:			
中卒 †	-0.4421 ***	0.1482	-0.1757
高卒/GED †	-0.1259	0.1231	-0.0500
大学中退 †	0.1109	0.1153	0.0441
大卒以上 †			
就労年数	-0.0296 ***	0.00967	-0.0118
身体障害 †	0.2858 ***	0.1050	0.1136
労働時間数(週)	0.0137 ***	0.0023	0.0054
転職回数	0.0220 ***	0.0054	0.0087
労働組合員 †	0.1392 **	0.0632	0.0055
既婚者 †	0.1542 **	0.0775	0.0613
居住地域(都市部) †	0.2200 ***	0.0506	0.0874
Ln(wage_A)-Ln(wage_B)	0.8139 ***	0.2815	0.3232
Growth_A	2.3607 ***	0.9082	0.9382
Growth_B	-0.4381	0.8880	-0.1741
$\phi(\bar{X}\hat{\beta})$	---	0.397	---
サンプル数	3,978		

Note: これらの変数のほかに配偶者所得ダミー、現在の就業先における勤務年数、扶養者数が含まれているがいずれも統計的に有意ではなかった。***, **, * はそれぞれ両側検定の結果が1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。†印はダミー変数。

Source: National Longitudinal Survey of Youths 1979 Cohort, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor.

大卒以上の労働者にくらべ教育年数の少ない従業員、特に高卒未満の労働者は職能訓練プログラムに参加する傾向が弱いということも、賃金格差や人的投資援助の必要性を政策的に考える上で重要な点である⁽¹⁰⁾。また、OJTやOff-JT教育投資に対する生涯リターンは投資時期が遅くなるほど減少するため、人的投資活動が比較的若年期に行なわれる傾向にある(Ben-Porath, 1967)ことを考慮すれば、就業年数の長い従業員ほど教育訓練に参加しなくなる結果は十分に理解できる。このデータでは身体に障害を持つ労働者は、健常者にくらべ職能開発トレーニングに参加する傾向が強かった。また、一週間あたり平均労働時間が長い従業員ほど教育への参加が積極的であることは、教育訓練プログラム参加者の仕事に対する姿勢や雇用者側による評価などを反映していると考えられる。転職回数が多い従業員ほど教育訓練制度に参加する傾向が強いという結果は、転職によってキャリア・アップを目指すアメリカの労働環境を反映したのものであると考えられる。

表2では労働組合員は組合に属していない従業員にくらべ、教育トレーニングに参加する傾向が

強いことを示している。また既婚者ほど教育プログラムへの積極的な参加がみられたが、Polachek (1975)によれば既婚者と職能訓練の正の相関は、配偶者による金銭的あるいは精神的援助や結婚後にみられる就業安定性によって、雇用者にとっても労働者にとっても教育投資に対するリターンが大きくなるためと考えられる。都市部で働く従業員ほどそうでない従業員にくらべ教育訓練プログラムに参加しやすいという結果は、都市部と地方地域における労働者への職能訓練機会の格差が含まれている可能性があげられる。

構造型プロビット・モデル(1)式をもちいて推定された構造母数 α_1 、 α_2 、 α_3 についても重要な推定結果が得られた。これらによれば教育プログラムに参加した場合とそうでない場合の賃金格差 $\{WAGE_A_i - WAGE_B_i\}$ が大きいほど、従業員は教育投資傾向が強くなるということが分かった。すなわち教育訓練修了後に期待される賃金が、プログラムに参加しなかった場合の賃金を大きく上回るほど、従業員に教育訓練を受けさせようとする作用するわけである。また労働者がトレーニングに参加するか否かを決定する上で、プログラム修了後の賃金上昇率 $GROWTH_A_i$ が重要な要因であることも構造型プロビットモデルの推定結果によって明らかになった。つまり労働者による教育訓練への参加は、プログラム修了後一時的に支払われる手当や賃金格差だけではなく、修了後に期待される中長期的賃金上昇率が重要なインセンティブとして労働者の教育投資の選択を決定づけていると考えられる。プログラムに参加しない場合に予想される賃金上昇率 $GROWTH_B_i$ の影響については、統計的に有意ではなかったものの負効果を示しており、プログラムに参加しなくても十分に賃金が上昇するのであれば、従業員は職能開発教育プログラムに参加する意欲をもたないことをあらわしている。

5. 結びと今後の課題

本稿ではWillis-Rosen (1979)モデルを適用することにより、職能開発教育プログラム修了後の期待賃金格差と賃金上昇率が、社会人の教育投資行動にどのような影響を及ぼすかについて構造型プロビットを推定することにより明らかにした。本研究によって、教育訓練修了後に期待される賃金格差や賃金上昇率が従業員による教育投資行動を大きく左右していることが分かった。これらの結果は、社会人による自己教育投資への参加を促すためには能力や資格によって柔軟な賃金調整が行なわれる評価システムが重要であることを示唆している。職能開発訓練がコストとリターンを伴う人的投資活動である以上、教育活動への参加意欲を掻き立てるインセンティブが不可欠であることを考えれば当然の結果といえる。また本研究でもちいたデータは約20年前のものではあるが、労働者の教育投資に対するインセンティブが不変的であると考えれば、これらの分析結果は今日でも有効であると考えられる。したがって、今後のわが国における自発的な職能開発訓練制度の拡充に向けて重要な課題を提起しているといえるだろう。

わが国でも厚生労働省が平成19年12月3日から平成20年1月11日までの間に、企業、事業所、個人を調査対象とした能力開発基本調査を実施したところである⁽¹¹⁾。特に個人調査票には労働者の属性に加え、「会社を通して受講した教育訓練」や「自己啓発」に関する項目が含まれており、本稿でもちいた米国NLSYと比較分析が可能な内容も多い。ただし、能力開発基本調査は年度毎のクロスセクショナル・データであり、NLSYのように20年以上に亘る追跡調査の結果得られたパネル・データに比べ限定的な内容であるといわざるをえない。また、集計されたデータの公表だけでなく、

個票データへのアクセスがなければ本稿でもちいた分析手法を応用することは不可能である。

最後に理論的な制約とモデルに関する幾つかの課題点を述べておきたい。本研究では、内生変数である賃金関数および賃金上昇率関数を推定する際のアビリティ・バイアスを理論的には除去しているものの、構造型プロビット・モデル(1)を推定する際に変数として観測されない個人の異質性(unobserved individual heterogeneity)が存在する場合、母数に関する一致推定量が得られるとは限らない点に留意する必要がある。この点については、さらなるモデルの改良と推定上の課題として検討されなければならない。また本研究ではパネル・データをもちいているが、パネル・データの特徴を十分に生かした研究をおこなっているとはいえない。パネル・データの特徴をいかした固定・変動効果モデル等による分析を今後の課題としたい。

<脚注>

1. 公共職業能力開発施設および給付制度に関する詳細については厚生労働省職業能力開発情報(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/nouryoku/index.html>)を参照。
2. 教育訓練に参加しようとする従業員とそうでない従業員の賃金には、既にモチベーションや能力の違いといった測定が困難な要因が存在すると考えられる。またこれらの要因が、賃金関数を推定する際にアビリティ・バイアスの問題を引き起こすと考えられる。
3. 正確には inverse Mill's ratio を算出した。誘導型プロビットモデルの推定結果については、付注1の表 A1 を参照。
4. 2段階推定法の詳しい手順については Maddala (1983)を参照。
5. 分析の対象となった教育訓練プログラムは、apprenticeship program, business college and school, company training, correspondence course, seminars, vocational or technical institute, vocational rehabilitation center.
6. 賃金上昇率については、長期的に効果を及ぼす学校教育に対し短期的上昇効果を持つと考えられる職能訓練の特徴を考慮しプログラム参加者が修了後3年間に得た賃金の上昇率を算出しこれを上昇率としてもちいた。プログラムに参加しなかったサンプルについては1988~91年の賃金上昇率をもちいた。
7. ここでは Willis-Rosen (1979)モデルを適用し賃金関数および教育投資行動選択の誘導型プロビットおよび構造型プロビットを推定した。
8. モデルの詳細については付注2をされたい。
9. 付注2の(7), (8)式によって推定された係数と表1の平均値(1991年調査時)をもとに、平均的な従業員がプログラムに参加した場合とそうでない場合のプログラム修了後の賃金差を計算した場合の賃金差は約\$1.37であった。
10. プログラム参加の意思決定に対して学歴が必ずしも線形的な効果を持つとは限らないため、プロビット推定においては非線形性の可能性を考慮し学歴を教育年数ではなくダミー変数として扱った。
11. 厚生労働省による平成18年度能力開発基本調査報告書・統計表についてはhttp://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/kouhyo/indexkr_38.htmlを参照。平成19年度調査概要については<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/104-1.html>を参照。
12. (7)~(10)の推定にもちいられた変数は、産業ダミー(12産業)、職業ダミー(8職種)、企業規模ダミー(4規模)、男性ダミー、非白人ダミー、AFQTスコア、学歴、就業年数、テニユア、テニユア²、既婚ダミー、身体障害者ダミー、労働組合員ダミー、週当たり労働時間数、南部(居住地域)ダミー、都市部ダミー、居住地域の失業率とセレクション・バイアス項。
13. 賃金関数の推定においてセレクション・バイアス項の係数推定値は1~5%水準で統計的に有意な結果がえられた。

厚生労働省、平成 19 年度能力開発基本調査の概要、<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/104-1.htm>.

<付注 1 >

表 A1 Inverse Mill's ratio の算出にもちいられた説明変数と
誘導型プロビットによる係数の推定結果

変数	係数(coefficient)	標準誤差
定数項	-0.8515 ***	0.2400
企業規模(従業員数) :		
25人未満 †	-0.2817 ***	0.0789
25-99人 †	-0.0810	0.0808
100-999人 †	-0.0676	0.0776
1,000人以上 †	_____	_____
男性 †	-0.0479	0.0521
非白人 †	-0.0363	0.0532
AFQT スコア	0.0047 ***	0.0010
学歴 :		
中卒 †	-0.0467	0.1530
高卒/GED †	-0.1456	0.1282
大学中退 †	0.2204 *	0.1174
大卒以上 †	_____	_____
就労年数	-0.0353 ***	0.0094
身体障害 †	0.0473	0.1103
労働時間数 (週)	0.0053 **	0.0023
転職回数	0.0203 ***	0.0061
労働組合 †	0.0597	0.0635
既婚 †	0.1018	0.0706
居住地域 (都市部) †	0.1316 **	0.0524
サンプル数	3,978	

Note: これらの説明変数のほかに産業ダミー (12 産業)、職業ダミー (8 職種) が含まれており、4 産業と 4 職種について統計的に有意な結果が得られた。また配偶者所得レベル、現在の職場におけるテニユア、南部 (地方) ダミー、居住地域における失業率も含まれているがいずれも統計的に有意な結果は得られなかった。AFQT は Armed Forces Qualifications Test の略で、個人の能力を測定するテストスコアとしてもちいられる変数。***, ** はそれぞれ両側検定の結果が 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。† 印はダミー変数。
Source: National Longitudinal Survey of Youths 1979 Cohort, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor.

表 A2 性別、人種、学歴別にみた教育訓練プログラムの種類と参加者の割合

変数	(1) OJT	(2) Off-JT	(3) 徒弟訓練
	(企業組織内教育)	(大学・大学院等の組織外教育機関)	
性別：			
男性	56.8%	51.6%	84.2%
女性	43.2%	48.4%	15.8%
人種：			
白人	25.9%	29.1%	26.3%
非白人	74.1%	70.9%	73.6%
学歴：			
高卒未満	5.8%	5.7%	2.6%
高卒	39.0%	46.0%	57.9%
大学中退	48.7%	43.8%	36.8%
大卒以上	6.5%	4.5%	2.7%
計	100.0%	100.0%	100.0%

Note: 3,978 人のサンプルのうち 1988-91 年に教育プログラムに参加した 2,382 人を対象として算出。「徒弟訓練」は Apprenticeship の訳。

Source: National Longitudinal Survey of Youths 1979 Cohort, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor.

<付注 2 >

就業者による教育訓練プログラム参加の意思決定モデルは次のように導出した。社会人のスキル・アップを目的とする OJT や Off-JT といった教育訓練プログラムに参加したグループをタイプ A とし、参加しなかったグループをタイプ B とする。そして g_{ai} を訓練修了後に期待できる所得の上昇率とすれば、プログラム参加者(タイプ A)の t 期における所得は

$$y_{ai}(t) = \bar{y}_{ai} \exp(g_{ai}t), \quad 0 \leq t < \infty \quad (1)$$

とあらわすことができる。ただし $t=0$ 期において $y_{ai} = \bar{y}_{ai}$ とする。これと同様に、プログラムに参加しなかったタイプ B 労働者の t 期における所得は

$$y_{bi}(t) = \bar{y}_{bi} \exp(g_{bi}t), \quad 0 \leq t < \infty \quad (2)$$

とあらわす。個人はプログラムに参加した場合とそうでない場合の所得フローの現在価値を比較しプログラムに参加すべきかどうかを決定すると考えれば、タイプ A の労働者による所得フローの現在価値は

$$\begin{aligned} V_{ai}(t) &= \int_0^{\infty} y_{ai}(t) \exp(-r_i t) dt \\ &= \bar{y}_{ai} \left[\frac{1}{g_{ai} - r_i} \exp(g_{ai} - r_i)t \right]_0^{\infty} = \frac{\bar{y}_{ai}}{r_i - g_{ai}} \end{aligned} \quad (3)$$

とあらわされタイプ B 労働者による所得フローの現在価値は

$$\begin{aligned} V_{bi}(t) &= \int_0^{\infty} y_{bi}(t) \exp(-r_i t) dt \\ &= \bar{y}_{bi} \left[\frac{1}{g_{bi} - r_i} \exp(g_{bi} - r_i)t \right]_0^{\infty} = \frac{\bar{y}_{bi}}{r_i - g_{bi}} \end{aligned} \quad (4)$$

となる。ただし r_i は個人によって異なる割引率であり $g_i < r_i$ とする。

労働者は常に所得フローの現在価値が高いほうを選択すると考えれば、(3)/(4)の比が 1 より大きい数値をとれば労働者はトレーニングに参加し、小さいならばプログラムには参加しないだろう。この関係を(3)と(4)をもちいて

$$\begin{aligned} I_i &= \ln(V_{ai} / V_{bi}) = \ln \left[\frac{\bar{y}_{ai} / (r_i - g_{ai})}{\bar{y}_{bi} / (r_i - g_{bi})} \right] \\ &= \ln \bar{y}_{ai} - \ln \bar{y}_{bi} - \ln(r_i - g_{ai}) + \ln(r_i - g_{bi}) \end{aligned} \quad (5)$$

とあらわすことができる。また(5)式における非線形項をテイラー展開したものを整理すれば

$$I_i = \alpha_0 + \alpha_1(\ln \bar{y}_{ai} - \ln \bar{y}_{bi}) + \alpha_2 g_{ai} + \alpha_3 g_{bi} + \alpha_4 I_i \quad (6)$$

となる。このようにして労働者によるプログラム参加モデルは内生変数 $\ln \bar{y}_{ai}$, $\ln \bar{y}_{bi}$, g_{ai} , g_{bi} をもつ構造型プロビット方程式によって推定することができる。しかしここでの推定上の問題点として

$$E(\ln \bar{y}_{ai} | I_i > 0) = X_i \beta_a + E(u_{1i} | I_i > 0) \quad (7)$$

$$E(\ln \bar{y}_{bi} | I_i \leq 0) = X_i \beta_b + E(u_{2i} | I_i \leq 0) \quad (8)$$

$$E(g_{ai} | I_i > 0) = X_i \gamma_a + E(u_{3i} | I_i > 0) \quad (9)$$

$$E(g_{bi} | I_i \leq 0) = X_i \gamma_b + E(u_{4i} | I_i \leq 0) \quad (10)$$

を線形回帰した際に推定結果にセレクション・バイアスが存在する可能性があり、それぞれの誤差項の期待値が必ずしも 0 ではないということである。したがって本研究では 2 段階推定法 (Heckman, 1979; Lee, 1976, Maddala, 1983) を適用することによりバイアスを除去する。つまり説明変数ベクトル W_i をもちいた誘導型プロビットにより係数 π を推定し

$$E(u_{ji} | I_i > 0) = -\sigma_{j\epsilon} \frac{\phi(W_i \pi)}{\Phi(W_i \pi)} \quad \forall j = a \quad (11)$$

$$E(u_{ji} | I_i \leq 0) = \sigma_{j\epsilon} \frac{\phi(W_i \pi)}{1 - \Phi(W_i \pi)} \quad \forall j = b \quad (12)$$

をもとめる (Johnson and Kotz, 1972 を参照)。つぎに $\hat{\phi}/\hat{\Phi}$ および $\hat{\phi}/(1-\hat{\Phi})$ を (7)~(10) に挿入し線形回帰すれば、内生変数の期待値 $\overline{\ln \bar{y}_{ai}}$, $\overline{\ln \bar{y}_{bi}}$, $\overline{g_{ai}}$, $\overline{g_{bi}}$ をもとめだすことができる⁽¹²⁾。ただしここで ϕ は標準正規分布の密度関数 (PDF), Φ は分布関数 (CDF) とする⁽¹³⁾。セレクション・バイアスを取り除いて推定した $\ln \bar{y}_{ai}$, $\ln \bar{y}_{bi}$, g_{ai} , g_{bi} の期待値を (6) 式に代入すれば、労働者のプログラム選択に関するプロビットモデルの構造母数 α_0 , α_1 , α_2 , α_3 , α_4 が推定可能となる。

Analysis of Worker Incentives for Skill Development Training

Satoshi WATANABE (Hiroshima University)

The main focus of this article is to examine the determinants of structural training participation. The study, which uses Willis-Rosen (1979) type structural model, reveals that one of the most significant factors that determine workers' training choice is the earnings differentials expected under the two scenarios, i.e., trained and untrained regimes. Although the impact of the earnings gains is smaller than that of the growth rate predicted once training sector is chosen, it is far more significant than any other worker characteristics. The implication is drawn from these results that the wage incentive is a critical determinant of the demand for post-school training.