

# KIER DISCUSSION PAPER SERIES

## KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No.1510

“非正規労働者の訓練格差の原因を探る”  
—雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮して—

郭 秋薇

2015年11月



KYOTO UNIVERSITY  
KYOTO, JAPAN

# 非正規労働者の訓練格差の原因を探る

## —雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮して—

### 要旨

本稿は『平成21年度日本人の就業実態に関する総合調査』の個票データを利用して、雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を調べ、その影響が雇用形態による訓練格差を説明できるかを統計的に検証した。その結果、雇用形態は訓練に直接的影響を及ぼすだけでなく、仕事の割り当てを通じた間接的影響が明らかになった。非正規労働者は訓練機会の少ない低技能の仕事に就く確率が有意に高く、正規労働者との間の訓練格差の28%はこの影響によって説明される。また、サンプル数が十分でないこともあって有意ではないものの、非正規雇用の各雇用形態(パート、アルバイト、派遣社員、契約社員)によって正規雇用との間の訓練格差をもたらす原因も異なることが分かった。派遣社員と比べて、パートやアルバイトは雇用形態の直接的影響より、仕事の割り当てを通じた間接的影響による訓練格差が大きい(契約社員については有意な格差が見られない)。本稿の結果から得られた主な政策的含意は、仕事の割り当てを通じて間接的に形成された訓練格差を解消するためには、非正規労働者が正規労働者と同等の訓練機会がある仕事に就けるように企業の雇用管理の在り方を変える必要があることである。

【キーワード】 パート・派遣等労働問題、教育訓練政策、労働経済

# 非正規労働者の訓練格差の原因を探る<sup>†</sup>

## —雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮して—

2015年10月28日

郭 秋薇<sup>‡</sup>

### 目次

- I. はじめに
- II. 既存研究
- III. 推定モデルとデータ
- IV. 分析結果
- V. ディスカッション
- VI. むすび

### I はじめに

非正規雇用をめぐる格差問題への社会的関心が高まっている。賃金など処遇面の格差や雇用保障の乏しさに加えて、非正規労働者は訓練機会にも恵まれないと言われている。厚生労働省平成24年度『能力開発基本調査』によれば、2012年度にOff-JTを受講した労働者の割合は、正社員では39.2%であるのに対して正社員以外では18.6%に過ぎない。自己啓発を行った者のうち企業から費用の補助を受けた労働者の割合も大差を示し、正社員では44.4%であるのに対して正社員以外では24.7%である。技能訓練は賃金と正の関係にあるだけでなく<sup>1</sup>、非正規雇用から正規雇用への移行にもプラスに働き<sup>2</sup>、長期にわたって労働者のキャリア形成に影響を及ぼし得るので、訓練格差は雇用形態間の格差の定着につながる恐れがある。そのため、訓練格差の実態を明らかにし、その原因と対策を考えることは極めて重要である。

しかしながら、これまで雇用形態間の訓練格差の存在を調べる研究は多くなされてきたものの、その原因を統計的に分析した研究は少ない。一般に訓練格差の原因として、

---

<sup>†</sup> 本稿の作成に当たり、京都大学経済研究所・有賀健教授と京都大学大学院経済学研究科・遊喜一洋准教授から大変有益なコメントをいただいた。また、労働政策研究・研修機構から『平成21年度日本人の就業実態に関する総合調査』の個票データの提供を受けた。ここに記して感謝したい。なお、本稿における誤りは全て筆者の責任である。

<sup>‡</sup> 京都大学大学院経済学研究科後期博士課程(e-mail: kuo.chiuwei.74c@st.kyoto-u.ac.jp)。

<sup>1</sup> 技能訓練と賃金との相関を確めた論文にはKurosawa (2001)、Kawaguchi (2006)などがある。これらの論文はいずれも訓練と賃金の間に正の相関があることを示した。

<sup>2</sup> 小杉(2010)は『働くことと学ぶことについての調査』(労働政策研究・研修機構、2008年)のデータを用いて、非正規労働者である期間に受けたOff-JTや自己啓発は正社員への移行に正の効果を持つことを明らかにした。更に、樋口・石井・佐藤(2011)は『慶應義塾家計パネル調査(KHPS)』のパネル・データを用いて、労働者の能力と学歴などによる訓練に対するセレクション・バイアスをコントロールした上でも、会社からの教育訓練・研修の受講は正社員への移行に正の効果を持つことを示した。

非正規労働者の定着性が低く、企業が訓練投資をしても訓練費用を回収できないので、訓練を投資する動機が弱いことが重要だと考えられている<sup>3</sup>。この推論は人的資本理論に依拠しており、妥当だとされているが、Ikenaga and Kawaguchi (2013)は定着率の低さが非正規雇用と正規雇用の間の訓練格差を説明できないことを統計的に示した。彼らはこの結果から、非正規労働者に与えられた仕事がそもそも訓練を必要としない仕事であることが訓練格差につながっている可能性を指摘した。

仕事はその内容の違いによって必要とされる訓練の量が異なる。例えば、仕事の技能レベルから見ると、高度な技能を求めない仕事は一般に多くの訓練を必要としない<sup>4</sup>。また、仕事の業務内容から見ると、定型的な業務は仕事を始める段階では訓練を必要としても、一旦労働者が仕事に慣れると更なる訓練が要らないので、長期にわたる訓練の量は少ない。そのため、雇用形態によって労働者の従事する仕事が異なるならば、正規雇用と非正規雇用との間の訓練格差は雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響で説明できる可能性がある。しかし、未だこの推論を統計的に検証した研究はない。

本稿の目的は、雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を調べ、その影響が雇用形態による訓練格差を説明できるかを統計的に検証することである。『平成 21 年度日本人の就業実態に関する総合調査』(労働政策研究・研修機構、2010 年)のデータ・セットに含まれる労働者が従事する仕事の技能レベルのデータを用いて、雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を分析する。そして、雇用形態が仕事の割り当てを通じて訓練に及ぼす影響を調べるために、仕事の技能レベルの決定要因と訓練受講の決定要因を同時に推定する同時方程式モデルを用いる。この推定モデルでは仕事の技能レベルが雇用形態によって内生的に決まるので、訓練受講の決定要因の分析で雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮することができる。

推定の結果、雇用形態は訓練に直接的影響を及ぼすだけでなく、仕事の割り当てへの影響を通じて訓練格差をもたらすことが明らかになった。非正規労働者は訓練機会の少ない低技能の仕事に就く確率が有意に高く、正規労働者との間の訓練格差の 28%はこの影響によって説明される。

また、雇用形態による訓練格差に関して議論する際、正規雇用以外の雇用形態を「非正規雇用」一つに括って考えることが多い。しかし、これらの雇用形態は働き方や企業の人事管理などの側面で大きく異なっているので、訓練格差をもたらす原因も異なる可能性がある。その違いを明らかにするために、非正規雇用の各雇用形態(パート、アルバイト、派遣社員、契約社員)を区別した推定も行った。その結果、パートとアルバイトの訓練格差の 30%~35%は雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を通じた間接的な効果であるのに対して、派遣社員の訓練格差に占める間接的な効果は 27%にとどまり、雇用形態が直接訓練に及ぼす影響が大きいことが明らかになった。ただし、各雇用形態のサンプル数が十分でないこともあってか、雇用形態間の差は有意ではなかった。

---

<sup>3</sup> 例えば、内閣府(2006)は、企業を対象としたアンケート調査を行い、非正規労働者が人材育成において重視されていないことを示した。その理由として、非正規労働者の定着性の低さが挙げられている。

<sup>4</sup> 高見(2012)では仕事の技能レベルが低い場合、Off-JT を受ける確率も低くなるという推定結果が示されている。

本稿の構成を示すと、まず II 節で雇用形態間の訓練格差の実態と原因についての既存研究を概観する。III 節では、本稿の推定モデルとデータを紹介する。IV 節で記述統計によって雇用形態、仕事の技能レベル及び訓練機会の関係を把握し、次に本稿の仮説—雇用形態は訓練格差に直接的影響を及ぼすだけでなく、仕事の割り当てを通じて間接的にも影響する—を統計的に検証する。V 節で本稿の計量分析のフレームワークの妥当性、仕事の割り当てによって説明できない雇用形態の直接的影響の原因、及び分析結果の政策的含意を考察する。VI 節で分析の限界と今後の課題を議論し、本稿をむすぶ。

## II 既存研究

非正規雇用が訓練機会に及ぼす影響を調べた実証研究は多数ある。例えば、原(2007)は『働き方と学び方に関する調査』(能力開発に関する研究会、2005年)の労働者個票データを利用して Off-JT 受講の決定要因を推定した結果、非正規社員は正社員よりも Off-JT を受講する確率が低いことを明らかにした。また、黒澤・原(2009)が平成18年度『能力開発基本調査』(厚生労働省、2006年)のデータを用いて推定した結果も同様である。これらの研究は労働者の性別・学歴や企業の規模などの属性をコントロールした上で、非正規雇用が訓練機会に負の効果をもたらすことを示した。正規雇用と非正規雇用の間の訓練格差の存在は否定できない。

雇用形態による訓練格差の原因は、一般には人的資本理論によって説明されている。人的資本理論の枠組では、企業が実施する訓練は労働者に対する人的資本の投資である。非正規労働者の多くは有期雇用であり、離職率もより高いので、正規労働者と比べて特定の企業における期待勤続期間が短い。そのため、企業にとって訓練費用の回収期間が短く、投資する動機が低下する。他の条件が同様の下で、非正規労働者が訓練を受ける機会は正規労働者より少なくなる<sup>5</sup>。

しかしながら、Ikenaga and Kawaguchi (2013)が平成19年『就業構造基本調査』(総務省、2008年)のデータを用いて推定した結果は人的資本理論の説明を支持していない。Ikenaga and Kawaguchi (2013)は労働者の属性によって各労働者の労働市場における将来の期待就業時間と現在勤務する企業における期待残存勤続年数を計算し、これらの指標を訓練費用の回収期間の代理変数に用いて推定を行った。そして、これらの指標が雇用形態による訓練格差を説明できないことを明らかにした。この推定結果より、訓練格差をもたらしたのは、期待投資回収期間の違いではなく、各雇用形態の労働者が従事する仕事の違いとそこから派生する技能訓練の必要性の根本的な違いである可能性を指摘した。

---

<sup>5</sup> Becker (1964)は技能を一般技能と企業特殊技能に区別し、完全競争市場において企業は企業特殊技能にしか投資しないという結論を導いた。しかし、近年 Acemoglu and Pischke (1998)などの研究は、労働市場に情報の非対称性などの不完全性が存在する場合、企業は一般技能にも投資する可能性があることを示した。現実企業が実施した訓練がどちらの技能を対象としたものであるかをデータから判断するのは難しいので、本稿はあえてそのような区別をしない。ただし、訓練対象がどちらの技能であれ、これらの理論モデルはいずれも企業が訓練費用をどれくらい負担するかは、訓練後の労働者の期待勤続期間、つまり訓練費用の期待回収期間、に影響されることを示している。

Ikenaga and Kawaguchi (2013)の推論は神林(2010)の主張と整合的である。神林(2010)は、訓練機会や賃金などの労働条件と関係が強いのは雇用契約が有期であるかどうかと職場における呼称の違いのどちらであるかを調べた。ここでいう職場での呼称の違いとは、雇用契約期間を問わず、職場での人事管理上の労働者の区分である。具体的には正社員、パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託などの雇用形態の区分を指す。回帰分析の結果、契約期間より人事管理上の雇用区分のほうが労働条件との関連が強いことを示した。この推定結果から、日本の労働市場において、契約期間の長短より人事管理上の雇用区分が労働者のキャリアに決定的な違いをもたらしている可能性がある」と指摘した。

人事管理上の雇用区分と労働条件の密接な関係は、日本企業における雇用区分の仕組みと関わっている。企業は労働者をいくつかのコース・雇用形態に分け、群別管理を行う。コース・雇用形態ごとに配置される仕事とその仕事をこなすための技能が定められる。それぞれの仕事を効率的に遂行させるために、企業は各グループの労働者に異なる人事体系(賃金体系や昇進制度など)を適用する。このような仕組みが実際に多くの企業で採用されていることは先行研究で明らかにされている。例えば、佐藤・佐野・原(2003)は企業アンケート調査で企業がどのような要因に基づいて雇用区分を設定しているかを調べた結果、正社員と非正社員を区分する要因と非正社員内部に雇用区分を設ける要因として、いずれも「仕事の内容や責任の違い」が最も重要であることを明らかにした<sup>6</sup>。

上記の雇用区分の下で、労働者は雇用形態によって異なる仕事に割り当てられることになる。浅尾(2011)は『多様な就業形態に関する実態調査(事業所調査・従業員調査)』(労働政策研究・研修機構、2010年)のデータを分析した結果、正規労働者と非正規労働者が従事する業務の内容が異なるパターンを持つことを示した。正規労働者と比べて、非正規労働者は管理的な業務や判断が要る業務の割合が小さく、定型的或いは補助的な業務の割合が大きい。また、高見(2012)は『働き方と学び方に関する調査』(能力開発に関する研究会、2005年)のデータを用いて推定し、非正規労働者は技能レベルの低い仕事に従事する確率が高いことを明らかにした。

訓練を与える目的は仕事を遂行するための能力を労働者に身につけさせることなので、仕事の違いによって必要とされる能力そして訓練の量も異なる。そのため、Ikenaga and Kawaguchi (2013)が推論したように、雇用形態と労働者が配置された仕事との関係が訓練格差につながっているという仮説を立てられる。上記の先行研究は雇用形態によって配置される仕事異なることを示しており、雇用形態がこの関係を通じて訓練格差を引き起こすという仮説の間接的な証拠だと見なすことができるが、この仮説が成立するかどうかを確認するためには統計的検証が必要である。

本稿の仮説及び分析手法と関連がある研究には Oosterbeek (1996)と Albert, García-Serrano and Hernanz (2005)がある。雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響に注

<sup>6</sup> 二つの区分に関して「仕事の内容や責任の違い」を指摘した企業の割合はそれぞれ 75.3%と 70.4%である。「雇用期間や期待する勤続年数の違い」も比較的多く指摘された要因であるが、指摘した企業の割合はそれぞれ 31.2%と 26.9%にとどまる。

目した本稿と異なり、彼らは雇用契約期間(有期或いは無期)が労働者と企業とのマッチングに及ぼす影響に着目した。現実には訓練をする企業と全くしない企業が併存し、労働者が訓練をする企業に雇用されるかどうかは雇用契約期間を含む労働者と企業の属性によって内生的に決定されるので、雇用契約期間は雇用決定を通じて訓練機会に影響を及ぼす可能性がある。彼らは Heckman (1979)のセレクション・モデルを用いて推定している。Oosterbeek (1996)は、オランダのデータで推定した結果、有期雇用は労働者が訓練を行う企業に雇われる確率には有意な負の影響を持たず、訓練を行う企業で訓練を受ける確率のみに有意な負の影響を持つことを示した。Albert, García-Serrano and Hernanz (2005)はスペインの労働市場に対して同様の分析を行い、Oosterbeek (1996)と異なる結果を得た。彼らの推定結果によると、有期雇用は労働者が訓練をする企業に雇われる確率にも負の影響を及ぼす。日本についても、黒澤・原(2009)が雇用形態が労働者と企業とのマッチングに影響を及ぼす可能性を指摘している<sup>7</sup>。

これらの研究で示されたように、雇用形態と労働者が属する企業の属性との関係も訓練格差をもたらす一因だと考えられる。しかし、一般に企業内には必要とする訓練の量が異なる多様な仕事が存在するので、雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮したほうが訓練の実態をよりよく把握できると考えられる。そのため、本稿は仕事の割り当てへの影響のみに焦点を当て、労働者と企業とのマッチングに及ぼす影響を考慮しない。

### III 推定モデルとデータ

#### 1. 推定モデル

一般に訓練受講の決定要因を分析するために以下のプロビット・モデルが用いられる。

モデル(I) : プロビット・モデル

$$T^* = \tilde{\beta}x_1 + \tilde{\gamma}S + \tilde{u}$$

$$\begin{cases} T = 1 & \text{if } T^* > 0 \\ T = 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで、 $T$ と $S$ はそれぞれ訓練受講の有無と仕事の技能レベルを表すダミー変数で、 $T^*$ は観測された変数 $T$ を規定する連続な潜在変数で、 $x_1$ は雇用形態及び事業所・仕事・労働者の属性を表すコントロール変数のベクトル(定数項を含む)、 $\tilde{u}$ は正規分布 $N(0,1)$ に従う誤差項である。非正規雇用と正規雇用の間に訓練格差が存在すると多くの先行研究が示しており、非正規雇用の係数は負であると予想される。そして一般に仕事の技能レベ

<sup>7</sup> 黒澤・原(2009)は平成 18 年度『能力開発基本調査』を利用し、事業所の人的資源管理(HRM) 制度の利用と訓練との関係を調べた。ロジット・モデルを用いて訓練機会の決定要因を推定した場合、HRM 制度の利用は訓練と有意な正の関係にあるが、雇用形態と訓練の間には有意な関係が見られない。しかし、同一事業所に属する労働者が複数存在するというデータの特性を利用して、固定効果ロジット・モデルで推定し、HRM 制度の利用などの事業所属性(事業所固定効果)をコントロールすると、雇用形態による訓練格差が有意に存在することが明らかになった。この結果は、非正規労働者はそもそも HRM 制度の充実していない事業所に勤める傾向が高いことを示唆している。

ルは訓練機会と正の相関を持つので、係数 $\gamma$ は正であると予想される。

しかし、モデル(I)では仕事の技能レベルが外生変数として扱われているので、雇用形態が仕事の割り当てを通じて訓練に及ぼす影響を考慮に入れることができない。この問題に対処するために、仕事の技能レベルの決定要因と訓練受講の決定要因を同時に推定する次の同時方程式モデルを用いる。

### モデル(II)：同時方程式モデル

$$(1) T^* = \beta x_1 + \gamma S + u,$$

$$\begin{cases} T = 1 \text{ if } T^* > 0 \\ T = 0 \text{ otherwise} \end{cases}$$

$$(2) S^* = \alpha x_2 + v,$$

$$S = j \text{ if } \mu_{j-1} < S^* < \mu_j, j = 1, 2, 3, 4 \quad (\mu_0 = -\infty, \mu_4 = +\infty)$$

ここで、 $S^*$ は観測された変数 $S$ を規定する連続な潜在変数で、 $x_2$ は雇用形態などの説明変数のベクトルである。誤差項 $u$ と $v$ はそれぞれ正規分布 $N(0,1)$ に従い、その相関係数は $\rho$ とする。推定するパラメーターは相関係数 $\rho$ 、係数 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\alpha$ と閾値 $\mu_j$  ( $j = 1, 2, 3$ )である。推定式(1)は訓練受講の決定要因を分析するプロビット・モデルで、推定式(2)は仕事の技能レベルの決定要因を分析する順序プロビット・モデルである。推定式(2)をモデルに含めることで、仕事の技能レベルは雇用形態と他のコントロール変数によって内生的に決まり、雇用形態が仕事の割り当てを通じて訓練に及ぼす影響を考慮することができる。推定式(1)と(2)を同時に推定することで、雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響は推定式(2)によって捉えられ、推定式(1)の非正規雇用の係数はその影響を分離した所与の技能レベルの下で雇用形態が訓練に及ぼす影響を表す。

非正規労働者は初歩的な仕事や定型的で補助的な業務に割り当てられる傾向があるので、技能レベルが低い仕事に従事する確率が高い、つまり推定式(2)の非正規雇用の係数は負であることが予想される。そして仕事の技能レベルと訓練機会との関係を表す推定式(1)の係数 $\gamma$ は正であると予測される。雇用形態間の訓練格差の一部は非正規労働者が訓練機会の少ない低技能の仕事に就く確率が高いことによって説明されるので、推定式(1)の非正規雇用の係数の絶対値は、雇用形態が仕事の割り当てを通じて訓練に及ぼす影響を分離していないモデル(I)の係数の絶対値より小さいと予想される。

## 2. データ

本稿では、労働政策研究・研修機構が2010年2月28日から3月8日にかけて実施した『平成21年度日本人の就業実態に関する総合調査』(以下、「総合調査」と略す。)の個票データを利用する。この調査は全国の満20歳以上65歳以下の男女を調査対象として、住民基本台帳をベースとした層化二段系統抽出法によって8000人を抽出し、調査員による訪問留置調査によって実施された。有効回答数は5092人(有効回答率63.7%)である。この調査は調査時点から過去1年間の仕事の労働条件、所属する企業の属性、転職状況、就業意識、回答者属性等について調べている。本稿は就業者のうち雇用者の

能力開発<sup>8</sup>、雇用形態、所属する企業と従事する仕事の属性、回答者属性のデータを利用する。

推定モデルの被説明変数は労働者が訓練を受ける確率と仕事の技能レベルである。訓練に関するデータは、雇用者が過去1年間に会社の指示で教育訓練を受けたか否かを問う調査項目から得られる。現存の日本のデータでは直接に仕事の技能レベルを計る指標が存在しない。仕事の技能レベルの代理変数として、職種の平均学歴を用いることも考えられるが、同じ職種の中でも仕事によって技能レベルが異なる可能性があるため、妥当な指標であるとはいえない。仕事の複雑さや仕事における裁量の大きさなどを技能の指標とするアプローチもあるが<sup>9</sup>、日本でこのようなデータと技能訓練のデータを同時に含むデータ・セットは筆者の知る限り存在しない。そこで、本稿は「現在の仕事を未経験の新人が行う場合の仕事の習得時間」の労働者による回答を技能レベルの代理変数とする<sup>10</sup>。この指標は労働者の主観的な評価に基づいており、厳密な指標とは言えないが、現存のデータでは最も直感的に仕事そのものの技能レベルを計る指標と考えられる。

説明変数のうち最も重要な雇用形態は、総合調査では正規、パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他に区分されている。その中で嘱託は一般に定年退職者等を一定期間再雇用する場合の雇用契約を指し<sup>11</sup>、他の非正規雇用形態の属性と異なるので、分析から除く。「その他」に関しては、回答者の具体的な答えはデータ・セットに記録されておらず、雇用形態の性質を知ることができないので、同様に分析から除く。そして、所属する企業と従事する仕事の属性及び回答者属性をコントロールするために、事業所規模<sup>12</sup>、職種<sup>13</sup>、労働時間<sup>14</sup>、勤続年数、雇用契約期間(有期契約であるかどうか)、性別、年齢、学歴<sup>15</sup>、仕事を重視する程度<sup>16</sup>を説明変数に含める。

無業者と非雇用者、雇用者のうち雇用形態が嘱託及び「その他」である労働者、上記

<sup>8</sup> 就業者は雇用者と非雇用者に分かれる。雇用者は「雇われて働いている」者、非雇用者はそうでない者を指す。具体的には会社の経営者・役員、自営業・自由業、内職、家族従業者などが非雇用者である。

<sup>9</sup> 例えば、長松(2008)は『情報化社会に関する全国調査』(直井編(2005))を利用し、仕事における裁量と仕事の複雑さに関する合計28個の変数に着目し、ステップワイズ法によって最終的にそのうち8個の変数を技能の指標として選んだ。これらの変数を用いて、技能が所得の決定に及ぼす影響を調べた。

<sup>10</sup> 「今のあなたの仕事に、新人を配属した場合、どのくらいの期間で一通り仕事ができるようになりますか。」という質問に対する回答を用いる。回答者は8つのカテゴリーから当てはまる答えを選ぶ：1：1ヶ月未満、2：1ヶ月～半年未満、3：半年～1年未満、4：1年～2年未満、5：2年～3年未満、6：3年～5年未満、7：5年～10年未満、8：10年以上。本稿では回答を4つのカテゴリーにまとめる：1：半年未満、2：半年～2年未満、3：2年～5年未満、4：5年以上。

<sup>11</sup> 実際に各雇用形態の年齢構成を見ると、嘱託以外の雇用形態で50～65歳の労働者が占める割合はおおよそ20～40%であるのに対して、嘱託における50～65歳の労働者の割合はおおよそ70%である。

<sup>12</sup> 7つのカテゴリーに分けられている。1：1～9人、2：10～29人、3：30～99人、4：100～299人、5：300～999人、6：1000人以上、7：公務。

<sup>13</sup> 専門・技術的職業、管理的職業、事務的職業、販売的職業、技能工・生産工程に関わる職業、運輸・通信的職業、保安的職業、農・林・漁業に関わる職業、サービスの職業、その他、合計10個のカテゴリーが含まれている。「その他」に関しては、回答者の具体的な答えはデータ・セットに記録されておらず、その性質を知ることができないので、分析から除く。

<sup>14</sup> 残業時間を含む1週間の合計の労働時間である。

<sup>15</sup> 学歴に関する質問には、1：中学校、2：高校、3：専修学校(中学校卒業後)、4：専修学校(高校卒業後)、5：短大、6：高専、7：大学、8：大学院合計8つのカテゴリーが含まれている。本稿は1を「中学校」、2と3を「高等学校」、4から6までを「専門学校・短大・高専」、7と8を「大学・大学院」として、4つのカテゴリーにまとめる。

<sup>16</sup> 仕事に生きがいを感じるか否かへの回答を用いる。

の被説明変数と説明変数に欠落値を持つ或いは「分からない」と答えたサンプルを削除したあと、残ったサンプルの数は 2438 である<sup>17</sup>。

## IV 分析結果

### 1. 記述統計

まず、表 1 は本稿で利用するサンプルの雇用形態の構成を示す。表に掲載されている平成 24 年『就業構造基本調査』(総務省統計局)の構成に近く、このサンプルの構成は妥当であると言える。

表 2 は各雇用形態における労働者の訓練機会を示す。正規労働者で訓練を受けた労働者の割合が 46.38%であるのに対して、非正規労働者の割合(23.02%)はその半分以下しかなく、両者の訓練機会の差は大きい。非正規雇用の各雇用形態を見ると、訓練機会が最も少ないのは派遣社員(17.33%)とアルバイト(18.25%)で、パート(22.36%)はそれより少し多いが、やはり正規労働者と大きな差がある。契約社員は非正規雇用の中で訓練機会が最も多く、訓練を受けた労働者の割合が 36.11%に達する。同表に掲載されている平成 24 年『就業構造基本調査』の各雇用形態の訓練機会と比較すると、全ての雇用形態において総合調査の数値のほうが大きい、雇用形態間の訓練機会の大小関係はほぼ同じであり、正規労働者との訓練格差の大きさにもあまり差は見られない。

表 3 では各雇用形態における仕事技能レベルの分布を示している。正規労働者では、技能レベルが半年未満の割合は 22.08%にとどまり、2 年～5 年未満と 5 年以上の割合はそれぞれ 25.97%と 14.04%である。それとは対照的に、非正規労働者は極端に技能レベルが低い仕事に集中する傾向がある。61.39%の非正規労働者は技能レベルが半年未満の仕事に従事している。非正規雇用の各雇用形態を見ると、パート、アルバイト、派遣社員はいずれも 60%以上の労働者が半年未満の仕事に集中しているのに対して、契約社員は 40.74%にとどまり、契約社員が従事する仕事の技能レベルは比較的高い。

表 3 より正規労働者は非正規労働者と比べて技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率が高いことが分かる。しかし、非正規労働者が低技能レベルの仕事に集中するのは単に勤続年数が相対的に低く、初心者が多いからである可能性がある。そこで、図 1 のヒストグラムでは勤続年数をコントロールした上での正規及び非正規労働者の技能レベルの分布を示している。図 1(a)によれば、正規労働者では勤続年数の上昇につれて低技能レベルの割合が低下し、高技能レベルの割合が上昇している。それに対して、図 1(b)によれば非正規労働者が低技能の仕事に集中する傾向は勤続年数が上昇しても殆ど変わらない。仕事の技能レベルが半年未満である労働者の割合が常に 60%前後であり、技能レベルが 2 年以上である労働者の割合が常に 20%未満である。仕事の技能レベルは労働者がこれまで受けてきた人的資本投資の蓄積をある程度表していると考えられるので、図 1(a)と(b)の比較から正規労働者と比べて非正規労働者は勤続を重ねても、人的

<sup>17</sup> 最初のサンプル数 5092 のうち、無業者 1196 人、非雇用者 680 人、嘱託 71 人、その他 79 人である。そして、欠落値或いは「分からない」の答えで削除したサンプルは 628 個である。

資本が蓄積されず、技能レベルが高い仕事に割り当てられない傾向があることが分かる。

それでは技能レベルが高い仕事では訓練の量も高いだろうか。表4は技能レベルと訓練を受けた労働者の割合との関係を示す。全労働者では技能レベルが高いほど訓練機会が高くなる。技能レベルが半年未満である仕事において訓練を受けた労働者の割合が29.97%であるのに対して、半年～2年未満と2年～5年未満の仕事ではそれぞれ41.28%と42.89%まで上昇し、5年以上の仕事では50.63%にもなる。ただし、雇用形態別で見ると、技能レベルと訓練機会との間にはっきりした正の関係は見られない。正規労働者では、全体的に上昇する傾向にあるが、技能レベルが半年～2年未満と2年～5年未満の間では僅かに減少している。非正規労働者に関してはむしろ技能レベルが半年～2年未満を超えると、仕事の訓練機会は技能レベルの上昇とともに減少している。非正規労働者の各雇用形態においてもはっきりした上昇の傾向は見られない。

仕事の技能レベルと訓練機会の間にはっきりした正の関係が見られない理由を探るために、図1の訓練受講者の割合の変化を見る。二つの事実が注目される。まず、正規労働者の勤続年数1~3年のカテゴリーでは、技能レベルが低い仕事のほうが訓練受講者の割合が高い<sup>18</sup>。考えられる理由の一つは、勤続年数が低いうちから高い技能レベルの仕事に割り当てられる労働者は即戦力となる技能を有している傾向があると思われることである。また、勤続年数が低い間は仕事の技能レベルが低くても、将来より高い技能レベルの仕事に就くと企業に期待されていれば、訓練機会が多い可能性がある。二つ目の事実は、勤続年数を問わず、技能レベルが半年未満のカテゴリーの訓練機会は、正規労働者が常に40%前後で、非正規労働者が常に20%前後であり、勤続年数が上昇しても技能レベルの低い仕事での訓練機会が減少しないことである。一般に技能レベルが低い仕事では必要とする人的資本も少なく、勤続年数が上昇すると、労働者がその仕事をこなすための人的資本を既に身につけているので、訓練が減少すると思われる。そのような傾向が見られないことは、人的資本を更に高めるための投資だけではなく、技能レベルの低い仕事に従事する労働者に対しても人的資本の減耗に対処する投資が活発に行われていることを示唆する。このような投資の存在は、勤続年数の変化に関わらず技能レベルが低い仕事での訓練機会を高い水準に維持することで、集計データで技能レベルと訓練機会の間に正の関係が見られない原因の一つとなる可能性がある。

以上の観察から、非正規労働者は技能レベルが低い仕事に就く傾向が見られるが、仕事の技能レベルと訓練機会との間にはっきりした関係が見られないことが分かった。技能レベルと訓練機会との間に関係があるかどうか、そして雇用形態が仕事の割り当てを通じて訓練に影響を及ぼすかどうかを正確に分析するために、次の節では様々な変数をコントロールした前節のモデルを推定する。

## 2. 推定方法及び推定結果

---

<sup>18</sup> 非正規労働者の勤続年数が1年未満と1~3年のカテゴリーにおいても技能レベルが低い仕事のほうが訓練機会が多いように見えるが、勤続年数が1年未満のカテゴリーでは技能レベルが2年~5年未満と5年以上のサンプル数がそれぞれ7と1で、勤続年数が1~3年のカテゴリーでは技能レベルが5年以上のサンプル数が2のみである。

まず推定方法に関して説明する。モデル(I)に対してはプロビット推定を行う。説明変数には雇用形態、仕事の技能レベル、勤続年数及び他の個人と事業所の属性を含めるだけでなく、新人期間を示す「勤続年数3年以下」のダミー変数及び有期契約と非正規雇用の交差項も含める。図1で見たように勤続年数が低いうちから高い技能レベルの仕事に割り当てられる労働者は即戦力となる技能を有している傾向があると思われ、そのため訓練を受ける確率が低い。また、仕事の技能レベルが低い労働者でも将来高い技能レベルの仕事に就くという企業の期待によって訓練を受ける可能性がある。新人期間を示す「勤続年数3年以下」のダミー変数を含めることで、これらの可能性をコントロールし、また勤続年数が高い労働者に対して行われる人的資本の減耗を防ぐための訓練投資と人的資本を増やす投資を区別する<sup>19</sup>。更に、説明変数に有期契約と非正規雇用の交差項を加えることで、雇用契約が有期であることが訓練機会に及ぼす影響が雇用形態によって異なる可能性を考慮する。一般に有期契約は企業が訓練投資のコストを回収する期間が短いので、訓練機会が少ないと思われる。実際集計データを見ると、正規雇用では有期契約の方が訓練機会が少ない。しかし、非正規雇用と其中的各雇用形態を見ると、むしろ有期契約の方が訓練機会が多い<sup>20</sup>。

モデル(II)は推定式(1)と(2)に対してそれぞれプロビットと順序プロビットを仮定する。パラメーターはモデルの非線形性に基づいて識別できるが、推定結果の質を高めるために推定式(2)の説明変数 $x_2$ に仕事の技能レベルに影響を及ぼすが訓練機会に直接的な影響を及ぼさないとと思われる変数を加える<sup>21</sup>。そのような変数として用いるのは職業資格の所持の有無である<sup>22</sup>。職業資格は労働者が所有している人的資本の証明となるものなので、資格を持つ労働者は高い技能レベルの仕事に就きやすくなるが、労働者が更に訓練を受けるかどうかの決定に直接的な影響を及ぼさないと考えられる。実際職業資格の所持を推定式(1)と(2)ともに加えて推定すると、推定式(2)では有意であった(p値が0.00)のに対して、推定式(1)では有意ではなかった(p値が0.30)。モデル(II)は最尤法で一致推定量が得られる(Greene (2012, pp. 786-787))。推定にはStataのcmpコマンドを用いる(Roodman (2011))。

<sup>19</sup> 勤続期間3年以下を新人期間とする先行研究には原(2014)などがある。勤続期間3年以下の代わりに勤続年数1年未満を表すダミー変数でも推定を行ったが、その係数は有意ではなかった。また、図1(a)と(b)の比較から正規雇用では勤続年数が上昇するにつれて仕事の技能レベルが高くなる傾向があるが、非正規雇用ではそのような傾向が見られないことが明らかになっている。勤続年数が仕事の技能レベルに及ぼす影響が雇用形態によって異なる可能性を考慮するために、勤続年数と雇用形態の交差項を説明変数に加えて推定したが、その係数は有意ではなかった。

<sup>20</sup> 正規雇用では有期契約の訓練機会が無期契約と比べて16%低いのにに対して、非正規雇用では有期の訓練機会が10.36%高く、その中でパートでは11.66%、アルバイトでは0.45%、派遣社員では2.07%、契約社員では11.88%高い。

<sup>21</sup> Maddala (1983, p. 122)はプロビット・モデルの同時方程式体系でパラメーターの識別に説明変数の除外制限(exclusion restriction)が不可欠であると主張した。除外制限とは、同時方程式体系のj式を識別するためには、j式に含まれていない説明変数がj式以外の式に含まれていなければならないことである。しかしWilde (2000)はデータに十分なばらつきがあり(各推定式で少なくとも1つの説明変数が定数ではない)、且つ説明変数がお互い線形独立であれば、除外制限がなくてもパラメーターは識別されることを示した。ただしMonfardini and Radice (2008)は除外制限がない場合、誤差項の相関係数 $\rho$ に関する検定の有効性が落ちることをシミュレーションで示した。

<sup>22</sup> 社内資格を除いた職業資格(例えば、税理士、ボイラー技師、簿記検定など)を持つかどうかを示すダミー変数である。

表5は雇用形態を正規と非正規のみに分けた場合の推定結果を示す。モデル(I)のプロビット推定では、非正規雇用の係数は有意に負であり、企業・仕事・労働者の属性をコントロールしても正規雇用との間の訓練格差は依然存在することを示している。技能レベルの係数が有意でないことは、記述統計で両変数の間にはっきりした相関が見られないことから予想されたものである。雇用契約期間が有期であることと訓練機会との関係が有意ではないが負であることは、先行研究や人的資本理論の予測とは整合的である。有期契約と非正規雇用の交差項が有意に正であることは、集計データで見たように非正規雇用では有期契約である方が訓練を受ける確率が高いことを示している。また、勤続年数は有意に正であるが、新人期間を示す勤続年数が3年以下のダミー変数の係数は有意ではなかった。年齢は訓練機会と有意な負の関係にある一方、女性であることは訓練と有意な関係にはない。学歴は、原(2007)や黒澤・原(2009)などの先行研究では訓練と有意な正の関係にあるが、このモデルでは有意ではない。「仕事に生きがいを感じる」は訓練と有意な正の関係にある<sup>23</sup>。

次に、モデル(II)の推定結果を見ると、仕事の技能レベルの推定式(2)から、非正規雇用は仕事の技能レベルに有意に負の影響を及ぼしていることが確認できる。そして、訓練受講の推定式(1)から、雇用形態と他の属性が仕事の技能レベルに及ぼす影響をコントロールすると、モデル(I)とは異なり、技能レベルと訓練受講の確率に有意な正の関係が存在することが確認できる。推定式(1)における非正規雇用の係数はモデル(I)での係数より顕著に(絶対値で)低下しており、低下した分の訓練格差は非正規雇用が仕事の技能レベルを通じて訓練受講に及ぼす影響として現れている。

他のコントロール変数について見ると、有期契約は訓練機会と仕事の技能レベルの両方で有意ではないが負の関係にあり、有期契約と非正規雇用の交差項は訓練機会と有意な正の関係にある。そして、勤続年数と「仕事に生きがいを感じる」は、モデル(I)と異なり訓練機会と有意な関係にはなく、技能レベルのみと有意な正の関係にある。これは、これらの変数が仕事の技能レベルを通じて間接的に訓練機会に正の影響を及ぼしていることを意味する。「勤続年数3年以下」の係数は推定式(1)で有意に正で、(2)で有意に負である。これは、新人期間にあると、技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率は低いですが、所与の技能レベルの仕事では、訓練機会がより高いことを意味する。モデル(I)で有意でないのは、これら二つの効果が相殺した結果である可能性がある。

女性の係数は推定式(1)においては有意に正であるが、推定式(2)では有意に負である。これは、女性は訓練機会が少ない低技能の仕事に就く確率が高いが、所与の技能レベルの仕事では訓練を受ける確率が高いことを示している。女性は家庭などの事情で能力が高い人でも技能レベルの低い仕事に就く傾向があるため、企業はそのような女性を活用するために所与の技能レベルの仕事においてより多くの訓練機会を与えている可能性がある<sup>24</sup>。モデル(I)で有意でなかった学歴は、依然訓練受講との間に直接的関係は見ら

<sup>23</sup> また、事業所規模は訓練機会と正の関係にある。そして、基準となる職種をサービスの職業としたとき、技能工・生産工程に関わる職業の訓練機会はサービスの職業より有意に少なく、保安的職業の訓練機会はサービスの職業より有意に多い。

<sup>24</sup> 原(2014)は非正規労働者では女性の訓練機会がより高いという推定結果に対して似たような解釈を行っ

れないものの、仕事の技能レベルとは有意な正の関係にある。これは、先行研究で示された正の関係は、仕事の技能レベルを通じた間接的な影響を反映していることを示唆する<sup>25</sup>。また、年齢は訓練機会とだけでなく、仕事の技能レベルとも負の関係にある。職業資格の所持は予想と同様に仕事の技能レベルと有意な正の関係にある。

表6は非正規雇用の各雇用形態を区別した場合の分析結果を示す。モデル(I)の推定では、契約社員以外の非正規雇用形態の係数は全て有意に負で、訓練格差は派遣社員が最も大きく、アルバイトとパートも大きい。契約社員と正規社員の間には有意な格差は見られない。ここでも技能レベルの係数は有意でない。他のコントロール変数に関しては、有期契約とパートの交差項の係数が有意に正であるのに対して、有期契約とアルバイトの交差項の係数は有意でない<sup>26</sup>。それ以外の変数は、表5でのモデル(I)の推定結果と大きな差は見られない。

モデル(II)の推定を見ると、仕事の技能レベルの推定式(2)において、契約社員以外の非正規雇用形態は全て技能レベルが低い仕事に就く確率が有意に高い。契約社員は仕事の技能レベルでも正規社員と比べて有意な違いが見られない。そして、訓練受講の推定式(1)では、表5と同様に仕事の技能レベルを内生的に扱うことで、技能レベルと訓練受講の確率に有意な正の相関が見られるようになる。これは、契約社員以外の雇用形態は仕事の割り当てを通じて訓練に影響を及ぼしていることを示唆する。雇用形態の係数がモデル(I)と比べて顕著に低下していることから、この間接的な影響は無視できないと考えられる。他のコントロール変数の推定結果は表5と同じである。

本稿の目的の一つは非正規雇用に含まれる各雇用形態の訓練格差を比較することである。正規労働者と有意な訓練格差を持つ雇用形態を見ると、パートはアルバイトや派遣社員と比べて、技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率と所与の技能レベルでの訓練確率がともに高い。アルバイトと派遣社員を比較すると、派遣社員は技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率がより高いが、所与の技能レベルでは派遣社員の訓練確率がアルバイトより小さいことが分かる。アルバイトと比べて、派遣社員のほうが仕事の割り当てを通じた間接的影響が小さく、仕事の割り当てを介さない直接的影響が大きい。これは雇用形態によって訓練格差をもたらすメカニズムが異なることを示唆する。ただし、雇用形態の係数間の差を検定した結果、アルバイトと派遣社員の係数の間に有意の差は見られない。有意性が欠けている結果になったのはそもそも雇用形態間に顕著な差がない可能性もあるが、各雇用形態のサンプル数が十分でないことが原因である可能性はある。

---

ている。

<sup>25</sup> また、事業所規模は訓練と正の関係にある。そして、基準となる職種をサービスの職業とすると、専門・技術的職業と管理的職業で技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率が有意に高く、保安的職業の訓練機会はサービスの職業より有意に多い。運輸・通信的職業は相対的に技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率が低い。所与の技能レベルの仕事では訓練を受ける確率がより高い。技能工・生産工程に関わる職業はそれと逆で、技能レベルが高い仕事に割り当てられる確率が高いが、所与の技能レベルの仕事では訓練を受ける確率がより低い。

<sup>26</sup> 有期契約と派遣社員及び契約社員の交差項が含まれていないのは、この二つの雇用形態において有期契約である労働者の割合が非常に高いことから、交差項と雇用形態の間の相関係数が高く(それぞれ0.8606と0.9041)、多重共線性の問題を避けるためである。

### 3. 雇用形態の直接的影響と間接的影響の大きさ

以上の推定結果は、雇用形態が訓練に直接に影響を及ぼすだけでなく、仕事の割り当てを通じて間接的な影響も及ぼすことを示している。そのような間接的影響が非正規雇用の訓練格差をどれくらい説明しているかを明らかにするために、Greene (1998)の計算式を参考にして限界効果を計算し、それを直接的効果と間接的效果に分解する<sup>27</sup>。また、全ての限界効果は説明変数の平均値で評価されたものである。限界効果の標準誤差はブートストラップ法によって計算した。

表7は雇用形態を正規と非正規に分けた場合の限界効果を示す。各数値は説明変数の増加が訓練確率をどれくらい変化させるかを示す。モデル(I)の結果を見ると、統計的に有意である説明変数のうち雇用形態の限界効果が特に高い。雇用形態が正規雇用から非正規雇用になることで、訓練実施の確率は21.23%減少する。

モデル(II)の限界効果の総計(総効果)とモデル(I)の限界効果を比較すると、仕事の技能レベルの限界効果に顕著な違いが見られる。モデル(I)で有意な影響すら持たなかった仕事の技能レベルは、それを内生的にモデル化したモデル(II)では、訓練確率に大きな影響を及ぼしている。半年未満の技能レベルと比べて、半年～2年未満の訓練確率は32.07%高く、5年以上の場合は56.9%も高くなる。また、非正規雇用の限界効果は(絶対値で)6.49%ポイント減少して-14.74%になる。雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮しないモデル(I)は、雇用形態による訓練格差を過大評価している可能性がある。

モデル(II)の直接的効果と間接的效果を見ると、非正規雇用が訓練に及ぼす影響の27.78%( $=-3.85/(-10.01-3.85)$ )が仕事の割り当てを通じた間接的な影響であることが分かる。雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響は、非正規雇用と正規雇用の間の訓練格差の約3割を説明している。

表8は非正規雇用の各雇用形態を区別した場合の限界効果を示す。モデル(I)では、表7と同様に高い限界効果を持つ説明変数は雇用形態である。雇用形態のうち訓練と有意な関係を持つパート、アルバイト、派遣社員のうち、派遣社員の影響が最も大きく、正規雇用より訓練確率が25.50%低い。アルバイトは23.03%低く、パートの影響が最も小さく19.52%である。

モデル(II)の限界効果の総計(総効果)を見ると、表7と同様に雇用形態の限界効果はモデル(I)よりやや低く、正規雇用と比べて派遣社員、アルバイト、パートの訓練確率がそれぞれ27.69%、16.94%、14.71%低い。各雇用形態を区別した場合の推定結果からも、モデル(I)が雇用形態による訓練格差を過大評価している可能性が示唆される。

直接的効果を見ると、表6の推定式(1)ではアルバイトと派遣社員の係数が有意であったが、限界効果では直接的効果は有意ではなくなっている。結果に安定した有意性が欠ける原因は、サンプル数が十分ではないからであると考えられる。間接的效果は契約社員を除く全ての雇用形態で有意である。パートとアルバイトの限界効果に間接的效果がそれぞれ29.88%と34.61%を占めるのに対して、派遣社員は26.85%にとどまる。パートとアルバイトと比べて、派遣社員の訓練格差は仕事の割り当てを介せずに直接に訓練

<sup>27</sup> 計算式は付録を参照。

に及ぼす影響が大きい。この結果は表 6 の推定結果と整合的で、雇用形態によって訓練格差をもたらす原因が異なることを示唆する。ただし、雇用形態間の限界効果の差を検定した結果有意な差が見られず、表 6 の比較と同様に有意性を欠ける結果となっている。

## V ディスカッション

この節では、まず本稿の計量分析のフレームワークの妥当性を考察する。次に、前節の推定で訓練格差全体の約 72% を占める雇用形態と仕事の割り当てとの関係で説明できない直接的影響による格差がどのようなものであるかを考察する。最後に、本稿の分析結果から得られた政策的含意を述べる。

### 1. フレームワークの妥当性

本稿の分析において最も重要な変数は仕事の技能レベルと訓練機会である。総合調査において仕事の技能レベルは調査時点における仕事の内容を反映しているのに対し、訓練機会は調査時点を遡って過去 1 年間の訓練の状況を調べている。従って、現在の事象で過去の出来事を説明するというフレームワークになっている。

「現在の仕事の技能レベル」で「過去 1 年間の訓練の状況」を説明するというフレームワークは一見妥当でないと思われるかもしれないが、労働者に現在どういった技能レベルの仕事が割り当てられるかは、これまでどれぐらいの人的資本が蓄積されたかをある程度表している。つまり、仕事の技能レベルが表しているのは過去から現在までに蓄積された人的資本のストックである。それに対して訓練は過去 1 年間の訓練状況だけを示している。そのため、「現在の仕事の技能レベル」(ストック)で「過去 1 年間の訓練」(フロー)を説明するのはそれほど不自然なことではないと考えられる。

実際この問題が IV 節の結論に影響をさほど及ぼさないことを示すために、過去 1 年間で現在の状況があまり変わらないと思われる過去 1 年間に勤務先が変わっていない労働者のサブサンプルに限定して推定を行った。過去 1 年間に勤務先を変えた労働者と比べて、勤務先が同じである労働者の方が現在の仕事の技能レベルが訓練を受けた期間の人的資本とより強い関係にある可能性が高い。付表 1 と付表 2 にその推定結果を示した。表 5 と 6 と比較して顕著の差が見られないことから、このフレームワークは妥当であると思われる<sup>28</sup>。

また、本稿では Altonji and Spletzer (1991) などの先行研究と同様に、仕事の技能レベルが高いほど人的資本の生産性が高く、人的資本を増やすための訓練投資の収益も高くなると考える。そのため、仕事の技能レベルと訓練確率が正の関係にあると想定し、仕事の技能レベルという変数で労働者が異なる訓練の量の仕事に割り当てられる状況を

<sup>28</sup> 前節でサブサンプルを用いて推定しなかった理由は、過去 1 年間に勤務先を変えたサンプルを排除することで正規労働者の数が約 4% 減少した(1617 から 1548 に)のに対して、非正規労働者の数が約 19% も減少し(821 から 666 に)、サンプルの代表性を損なう恐れがあるためである。また、もともと十分とは言えない非正規労働者のサンプル数の大幅な減少は、非正規雇用をいくつかの雇用形態に分けて推定する際に雇用形態の係数の有意性を低下させる。

捉えようとしている。しかし、表4で見たように集計データでは仕事の技能レベルは訓練機会と正の関係にはない。

とりわけ勤続年数が低い正規労働者で仕事の技能レベルが低い方が訓練機会が多い原因は、勤続年数が低いうちから高い技能レベルの仕事に割り当てられる労働者は即戦力となる技能を有している傾向があり、また現在の仕事の技能レベルが低い労働者の中に将来高い技能レベルの仕事に就くと期待されている労働者が多く含まれていると考えられる。また、通常の人的資本を増やすための訓練投資だけでなく、勤続年数が高く仕事の技能レベルが低い労働者に対して人的資本の減耗を防ぐための訓練投資もかなり行われている可能性がある。このような投資の存在も技能レベルの低い仕事での訓練機会を高くする原因の一つである。本稿が想定した訓練投資と異なるこれらの投資行為の結果をコントロールし、仕事の技能レベルと訓練確率の関係をより正確に把握するために、新人期間を示す「勤続年数3年以下」のダミー変数と他の説明変数を含めたモデルで推定を行った。モデル(II)の推定結果では両者が有意な正の関係にあることから、仕事の技能レベルは仕事の割り当てを捉えられていると考えられる。

ただし、労働者が異なる訓練の量の仕事に割り当てられる状況をよく捉えるためには、技能レベルだけでは不十分である可能性がある。他に訓練機会と関係を持ち、仕事の割り当てを捉えられる仕事の属性には、仕事の詳しい業務内容や仕事に伴う責任の重さなどが考えられるが、筆者の知る限り日本ではそのようなデータと訓練のデータを同時に含むデータ・セットがない。そのため、現状では仕事の技能レベルを利用するのが最も妥当だと考える。

## 2. 直接的影響による訓練格差とは

IV節の推定結果は、訓練格差の約3割が雇用形態によって仕事の割り当てが異なることによる間接的なものであることを明らかにした。この格差は企業の人事管理上の雇用区分で非正規労働者が訓練を比較的必要としない仕事に割り当てられる確率が相対的に高いことに起因するものだと考えられる。残りの約7割の訓練格差は、仕事の割り当てを経由しない雇用形態の直接的影響で形成されたものとなる。この直接的影響による訓練格差の可能な原因として、以下の三つが指摘できる。

まず、働き方の構造上の問題が訓練格差をもたらす可能性がある。派遣社員の場合特にこの問題が顕著である。派遣社員は雇用期間が短期である上、派遣元会社(雇用者)と派遣先会社(使用者)双方が人材マネジメントに関わっている。島貫・守島(2004)が指摘したように、雇用者と使用者が同一でないことで、派遣先での職務遂行に必要な技能を適切な訓練を通じて育成することが難しく、そして雇用期間の短期性は更にこの問題の解消を一層難しくする。これらの構造上の問題によって、派遣元会社と派遣先会社双方が訓練の実施に対して消極的になっている可能性がある。したがって、同じ仕事に配置されたとしても、派遣社員は訓練機会が少なくなる。

次に、非正規労働者に対する統計的差別も原因だと考えられる。厚生労働省「雇用管

理調査」(2004年)の集計結果によると、企業がフリーターを正社員として採用する際<sup>29</sup>、フリーターの経験をプラスに評価する企業がわずか3.6%であるのに対して、マイナスに評価する企業は30.3%にも及ぶ。マイナス評価の主な理由には「根気がなくいつやめるか分からない」、「責任感がない」、「職業に対する意識などの教育が必要」が挙げられる。まだ採用しておらず、その素性をよく知らない労働者に対して、過去の雇用形態が非正規雇用であるという情報で労働者の能力や期待定着率が低いと判断する統計的差別は普遍的に存在する。非正規労働者に対する統計的差別が採用決定のみならず、訓練を与えるかどうかを決める際にも影響している可能性がある。

最後に、捉えられていない間接的影響による訓練格差もこの残りの約7割の訓練格差に含まれている。本稿ではデータの制約から、「技能レベル」のみで仕事のタイプを区別した。訓練と関係を持ち得る仕事の属性(例えば、仕事に伴う責任の重さ、業務内容が定型的であるかどうか)は他にも多くあり、「技能レベル」だけでは雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を完全に捉えられていない可能性がある。この捉えられていない部分が直接的効果に含まれることになる。

### 3. 政策的含意に関する考察

IV節の分析は、非正規雇用と正規雇用の間にある訓練格差の約3割は雇用形態が仕事の割り当てを通じた間接的影響であることを明らかにした。企業の人事管理上の労働者の区分によって、非正規労働者の職務が訓練の必要性が低い低技能の仕事に限定され、能力開発の機会が損なわれる。

これまで訓練格差をもたらす主な原因として、非正規労働者の定着性の低さがゆえに、企業の訓練費用が回収しにくく、訓練を投資する動機が少ないことが指摘されてきた。そのため、格差を解消する政策として、企業の訓練費用の負担を軽減するための助成金<sup>30</sup>、労働者による自発的な能力開発への支援や公的部門による訓練の拡充などの政策が取られてきた。しかし、非正規労働者が訓練を必要としない低技能の仕事に割り当てられる場合、企業と労働者双方にとってそもそも訓練に対する需要がないので<sup>31</sup>、これらの政策は効果を発揮しにくい。

仕事の割り当てを通じて間接的に形成された訓練格差を解消するためには、非正規労働者が正規労働者と同等の訓練機会がある仕事に就けるように企業の雇用管理の在り方を変える必要がある。実際武石(2002)は、正規労働者が担う管理や判断が要る業務を非正規労働者に割り当てるといった非正規労働者の基幹労働力化が進んでいる企業にお

---

<sup>29</sup> この調査でフリーターは「15~34歳の若年者(学生および主婦を除く)のうち、勤め先における呼称がアルバイト又はパートである者(これまでアルバイト・パートを続けてきた者で無業の者を含む)」と定義される。

<sup>30</sup> 例えば、厚生労働省による「キャリアアップ助成金・人材育成コース」は、非正規労働者へ訓練(OJT、Off-JT両方を含む)を行った企業に対して訓練費用を助成する。

<sup>31</sup> 企業の場合は本稿の推定結果で示されたように、仕事の技能レベルは訓練実施の確率に有意な負の影響を及ぼす。労働者に関して、高見(2012)の推定結果は、技能レベルが低い仕事に従事する労働者が自己啓発を行わない背景として、実施する時間の制約よりも、実施する必要性を感じないことが問題であることを示唆している。

いて、非正規労働者に対してより積極的な能力開発が見られることを明らかにした<sup>32</sup>。基幹労働力化を促進させる政策は訓練格差の軽減につながることを期待できる。また、正規労働者の働き方を多様化・柔軟化させる「多様な正社員」(厚生労働省(2010))の仕組みの導入も、二極化された正規・非正規の雇用管理上の区分を改善し、訓練格差を縮小させると考えられる。

また、有意ではないが、表 8 で見たように、パートやアルバイトと比べて派遣社員は仕事の割り当てを通じての訓練格差より、雇用形態の直接的影響による格差が大きい。その原因は、前小節で述べた派遣社員と他の雇用形態の間の構造的な違いが考えられる。訓練格差の原因が雇用形態によって異なる場合、それを有効に解消するための政策も異なってくる。非正規雇用に対する仕事の割り当てを改善する政策はパートとアルバイトの訓練格差を改善することはできても、派遣社員の構造上の問題が解消されない限り、派遣社員の格差に対する効果はそれほど望めないといえるかもしれない。

## VI むすび

本稿は、雇用形態が仕事の割り当てに影響を及ぼし、その影響を通じて訓練格差をもたらすという仮説を統計的に検証した。仕事の技能レベルの決定要因と訓練受講の決定要因を同時に推定する同時方程式モデルを用いることで、雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響を考慮することができた。推定結果は仮説と整合的であり、訓練格差の約 3 割は雇用形態が仕事の割り当てに及ぼす影響によって説明される。また、サンプル数が十分ではないこともあって有意ではないものの、雇用形態によって正規雇用との間の訓練格差の大きさが異なり、格差をもたらす原因も異なることが明らかになった。

雇用形態間の訓練格差はキャリア形成に負の影響を及ぼし、長期的には雇用形態間の格差の定着をもたらす、社会の不平等を拡大させる恐れがある。格差を有効に解消するためには、格差形成のメカニズムに対する理解が不可欠である。本稿の結果は、雇用形態が訓練に及ぼす影響の原因の一端を解明することに貢献した。その一方、まだ多くの課題が残されている。まず、仕事の技能レベルだけでは労働者が異なる訓練の量の仕事に割り当てられる状況を十分に捉えられない可能性があり、訓練と関係を持つ他の仕事の属性も考慮に入れることが望ましいが、現状ではそのようなデータと訓練のデータを同時に含むデータ・セットがない。また、本稿は非正規雇用に含まれる雇用形態の間の比較を試みたが、サンプル数が十分ではないため、はっきりした結果が得られなかった。将来仕事の属性をよりよく把握でき、サンプル数が十分あるデータが入手できれば、これらの課題について更なる分析を行う必要がある。最後に、他国の先行研究で検討された雇用形態が労働者と企業とのマッチングに及ぼす影響に関して検証することも意義があると思われる。

---

<sup>32</sup> 武石(2002)における「非正規労働者」は「企業内で正規労働者とは区分して管理されている直接雇用の労働者」を指し、派遣社員は含まれていない。

## 参考文献

- Acemoglu, Daron and Jörn-Steffen Pischke (1998) “Why Do Firms Train? Theory and Evidence,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, pp. 79-119.
- Albert, Cecilia, Carlos García-Serrano and Virginia Hernanz (2005) “Firm-Provided Training and Temporary Contracts,” *Spanish Economic Review*, Vol. 7, No. 1, pp. 67-88.
- Altonji, G. Joseph and James R. Spletzer (1991) “Worker Characteristics, Job Characteristics, and the Receipt of On-the-Job Training,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 45, pp. 58-79.
- Becker, Gary (1964). *Human Capital*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Greene, H. William (1998) “Gender Economics Courses in Liberal Arts Colleges: Further Results,” *Journal of Economic Education*, Vol. 29, No. 4, pp. 291-300.
- Greene, H. William (2012) *Econometric Analysis*. 7<sup>th</sup> ed. International ed. Harlow, Essex, England: Pearson Education.
- Heckman, J. James. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error” *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- Ikenaga, Toshie and Daiji Kawaguchi (2013) “Labor-Market Attachment and Training Participation,” *Japanese Economic Review*, Vol. 64, No. 1, pp. 73-97.
- Kawaguchi, Daiji (2006) “The Incidence and Effect of Job Training among Japanese Women,” *Industrial Relations*, Vol. 45, No. 3, pp. 469-477.
- Kurosawa, Masako (2001) “The Extent and Impact of Enterprise Training: The Case of Kitakyushu City,” *Japanese Economic Review*, Vol. 52, No. 2, pp. 224-241.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.
- Monfardini, Chiara and Rosalba Radice (2008) “Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model: A Monte Carlo Study,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2, pp. 271-282.
- Oosterbeek, Hessel (1996) “A Decomposition of Training Probabilities,” *Applied Economics*, Vol. 28, No. 7, pp. 799-805.
- Roodman, David (2011) “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with cmp,” *Stata Journal*, Vol. 11, No. 2, 159-206.
- Wilde, Joachim (2000) “Identification of Multiple Equation Probit Models with Endogenous Dummy Regressors,” *Economic Letters*, Vol. 69, No. 3, pp. 309-312.
- 浅尾裕(2011)「事業所における業務と非正規雇用」, 労働政策研究・研修機構, 『非正規雇用に関する調査研究報告書—非正規雇用の動向と均衡処遇、正社員転換を中心として』, 労働政策研究報告書 No. 132, 第4章, pp. 186-225.
- 神林龍(2010)「常用・非正規労働者の諸相」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 120. 一橋大学.
- 黒澤昌子・原ひろみ(2009)「企業内訓練の実施決定要因についての分析：Off-JT を取り

- 上げて」、労働政策研究・研修機構、『非正社員の企業内訓練についての分析—『平成18年度能力開発基本調査』の特別集計から』、労働政策研究報告書 No. 110, 第II部, pp. 11-55.
- 厚生労働省(2004)『雇用管理調査』.
- 厚生労働省(2010)『雇用政策研究会報告書 持続可能な活力ある社会を実現する経済・雇用システム』.
- 厚生労働省(2013)『平成24年度能力開発基本調査』.
- 小杉礼子(2010)「非正規雇用からのキャリア形成——登用を含めた正社員への移行の決定要因分析から」『日本労働研究雑誌』 No. 602, pp. 50-59.
- 佐藤博樹・佐野嘉秀・原ひろみ(2003)「雇用区分の多元化と人事管理の課題」『日本労働研究雑誌』 No. 518, pp. 31-46.
- 島貫智行・守島基博(2004)「派遣労働者の人材マネジメントの課題」、『日本労働研究雑誌』 No.526, pp. 4-15.
- 高見具広(2012)「仕事の技能レベルと労働の質—低スキルの労働の意味に着目して」SSJDA Research Paper Series No.48, pp. 1-22. 東京大学社会科学研究所.
- 武石恵美子(2002)「非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理の変化」『ニッセイ基礎研究所所報』 Vol. 26, pp. 1-36.
- 内閣府(2006)『平成18年度年次 経済財政報告』第3章1節, pp. 217-244.
- 長松奈美江(2008)「技能変数をもちいた所得決定構造の分析」『理論と方法』 No. 43, pp. 73-89.
- 原ひろみ(2007)「日本企業の能力開発 —70年代前半から2000年代前半の経験から」『日本労働研究雑誌』 No. 563, pp. 84-100.
- 原ひろみ(2014)『職業能力開発の経済分析』勁草書房.
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨(2011)「非正規雇用から正規雇用への転換に能力開発支援は有効か」 Keio/Kyoto Global COE Discussion Paper Series DP2011-043.

付録 限界効果の計算

本稿は Greene (1998)の計算式を参考として、以下の式でモデル(II)の限界効用を計算した。まず、表記を分かりやすくするために、モデル(II)を次のように書き直す。

$$(1) T^* = \beta x_1 + \gamma_2 S_2 + \gamma_3 S_3 + \gamma_4 S_4 + u,$$

$$\begin{cases} T = 1 \text{ if } T^* > 0 \\ T = 0 \text{ otherwise} \end{cases}$$

$$(2) S^* = \alpha x_2 + v,$$

$$S_j = 1 \text{ if } \mu_{j-1} < S^* < \mu_j, j = 1, 2, 3, 4 \quad (\mu_0 = -\infty, \mu_4 = +\infty)$$

ここで本稿が関心を持つのは説明変数が $\text{Prob}(T = 1|x_1, x_2)$ に及ぼす影響である。同時方程式モデルにおいて、

$$\text{Prob}(T = 1|x_1, x_2) = \sum_{j=1}^4 [\Phi_2(\beta x_1 + \gamma_j, \mu_j - \alpha x_2, \rho) - \Phi_2(\beta x_1 + \gamma_j, \mu_{j-1} - \alpha x_2, \rho)]$$

が成り立つ。ここで、 $\gamma_1 = 0$ であり、 $\Phi_2(\cdot)$ は2変数標準正規分布の累積分布関数、 $\rho$ は誤差項 $u$ と $v$ の相関係数を表す。以下で $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積分布関数、 $\phi(\cdot)$ はその確率密度関数を表す。

まず、連続的な説明変数 $z$ を考える。 $z$ が推定式(1)に含まれる場合、訓練に及ぼす影響は

$$\frac{\partial \text{Prob}(T = 1|x_1, x_2)}{\partial z} \tag{A1}$$

$$= \beta_z \sum_{j=1}^4 \left[ \Phi \left( \frac{\mu_j - \alpha x_2 - \rho(\beta x_1 + \gamma_j)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) - \Phi \left( \frac{\mu_{j-1} - \alpha x_2 - \rho(\beta x_1 + \gamma_j)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \right] \phi(\beta x_1 + \gamma_j)$$

であり、この効果を直接的効果と言う。ここで、 $\beta_z$ は推定式(1)における $z$ の係数を表す。また、 $z$ が推定式(2)に含まれる場合、訓練に及ぼす影響は

$$\frac{\partial \text{Prob}(T = 1|x_1, x_2)}{\partial z} \tag{A2}$$

$$= -\alpha_z \sum_{j=1}^4 \left[ \Phi \left( \frac{\beta x_1 + \gamma_j - \rho(\mu_j - \alpha x_2)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \phi(\mu_j - \alpha x_2) \right. \\ \left. - \Phi \left( \frac{\beta x_1 + \gamma_j - \rho(\mu_{j-1} - \alpha x_2)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \phi(\mu_{j-1} - \alpha x_2) \right]$$

であり、この効果を仕事の技能レベルを通じた間接的効果と言う。ここで、 $\alpha_z$ は推定式(2)における $z$ の係数を表す。二つの推定式に同時に含まれる説明変数の限界効果は、直

接的効果と間接的効果の合計(総効果)である。

離散的な変数については、説明変数を連続変数のように扱い、(A1)式と(A2)式で直接的効果と間接的効果を計算することができる。ただし、限界効果の総計(総効果)は、例えばダミー変数 $d$ については、

$$\text{Prob}(T = 1|x_1, x_2, d = 1) - \text{Prob}(T = 1|x_1, x_2, d = 0) \quad (\text{A3})$$

のように求める。最後に、内生変数 $S$ の限界効果は、最も低い「半年未満」の技能レベルを基準として、

$$\text{Prob}(T = 1|x_1, x_2, S_j = 1) - \text{Prob}(T = 1|x_1, x_2, S_j = 0) = \Phi(\beta x_1 + \gamma_j) - \Phi(\beta x_1) \quad (\text{A4})$$

である。内生変数 $S$ の期待値は $x_2$ のみに依存するので、その限界効果は1変数標準正規分布に基づいて定義する。

表 1 各雇用形態のサンプル数及び雇用者全体に占める割合

	平成 21 年度日本人の就業 実態に関する総合調査		平成 24 年就業 構造基本調査
	サンプル数	割合(%)	割合(%)
正規労働者	1617	66.32	64.72
非正規労働者	821	33.68	35.28
パート	501	20.55	18.69
アルバイト	137	5.62	8.58
派遣社員	75	3.08	2.32
契約社員	108	4.43	5.69
合計	2438	100.00	100.00

データ出所：『平成 21 年度日本人の就業実態に関する総合調査』（労働政策研究・研修機構、2010 年）、『就業構造基本調査』（総務省統計局、2013 年）

表 2 各雇用形態における訓練を受けた労働者の割合(%)

	平成 21 年度日本 人の就業実態に 関する総合調査	平成 24 年就業 構造基本調査
正規労働者	46.38	39.31
非正規労働者	23.02	18.09
パート	22.36	16.32
アルバイト	18.25	13.92
派遣社員	17.33	14.49
契約社員	36.11	26.59
全労働者	38.52	31.21

データ出所：表 1 と同じ。

表3 各雇用形態における仕事の技能レベルの分布(%)

技能レベル	全労働者	正規	非正規	非正規雇用の各雇用形態			
				パート	アルバイト	派遣	契約
半年未満	35.32	22.08	61.39	65.27	64.23	60.00	40.74
半年～2年未満	35.27	37.91	30.09	27.35	27.74	28.00	47.22
2年～5年未満	19.61	25.97	7.06	5.59	8.03	10.67 <sup>2)</sup>	10.19
5年以上	9.80	14.04	1.46	1.80 <sup>1)</sup>	0.00	1.33 <sup>2)</sup>	1.85 <sup>3)</sup>

データ出所：『平成21年度日本人の就業実態に関する総合調査』（労働政策研究・研修機構、2010年）

註：1) パートのうち仕事の技能レベルが「5年以上」であるサンプルの数は9。

2) 派遣社員のうち仕事の技能レベルが2年～5年未満であるサンプル数は8、「5年以上」であるサンプルの数は1。

3) 契約社員のうち仕事の技能レベルが「5年以上」であるサンプルの数は2。

表4 各技能レベルにおける訓練を受けた労働者の割合(%)

	全労働者	正規	非正規	非正規雇用の各雇用形態			
				パート	アルバイト	派遣	契約
全仕事	38.52	46.38	23.02	22.36	18.25	17.33	36.11
技能レベル							
半年未満	29.97	41.46	21.83	21.41	18.18	15.56	38.64
半年～2年未満	41.28	47.31	26.32	25.55	18.42	19.05	37.25
2年～5年未満	42.89	45.95	20.69	17.86	18.18	25.00 <sup>2)</sup>	27.27
5年以上	50.63	52.42	16.67	22.22 <sup>1)</sup>	-	0.00 <sup>2)</sup>	0.00 <sup>3)</sup>

データ出所：表3と同じ。

註：1) パートのうち仕事の技能レベルが「5年以上」であるサンプルの数は9。

2) 派遣社員のうち仕事の技能レベルが2年～5年未満であるサンプル数は8、「5年以上」であるサンプルの数は1。

3) 契約社員のうち仕事の技能レベルが「5年以上」であるサンプルの数は2。

表 5 雇用形態を正規と非正規に分けた場合の推定結果

モデル	モデル(I)	モデル(II)	
	プロビット・モデル	同時方程式モデル	
被説明変数	訓練受講	推定式(1) 訓練受講	推定式(2) 技能レベル
非正規雇用	-0.6113*** (0.1076)	-0.3835*** (0.1216)	-0.2945*** (0.0839)
有期契約	-0.2821 (0.2203)	-0.1969 (0.1939)	-0.1031 (0.0786)
有期契約と非正規雇用の交差項	0.5562** (0.2439)	0.4806** (0.2124)	
仕事の技能レベル(基準：半年未満)			
半年～2年未満	0.0417 (0.0699)	0.8347*** (0.1827)	
2年～5年未満	-0.0525 (0.0867)	1.3108*** (0.3103)	
5年以上	0.0437 (0.1108)	2.0139*** (0.4361)	
職業資格の所持			0.2064*** (0.0438)
年齢	-0.0091*** (0.0030)	-0.0053* (0.0031)	-0.0065** (0.0025)
女性	0.0609 (0.0726)	0.2496*** (0.0781)	-0.4020*** (0.0608)
学歴(基準：中学校)			
高等学校	0.0677 (0.1375)	-0.0019 (0.1300)	0.1437 (0.1164)
専門学校・短大・高専	0.0699 (0.1485)	-0.0762 (0.1432)	0.2848** (0.1265)
大学・大学院	0.0269 (0.1489)	-0.1439 (0.1444)	0.3641*** (0.1248)
仕事に生きがいを感じる	0.1459** (0.0596)	0.0195 (0.0650)	0.2264*** (0.0503)
勤続年数	0.0129*** (0.0039)	0.0012 (0.0048)	0.0209*** (0.0032)
勤続年数3年以下	0.1091 (0.0765)	0.1623** (0.0723)	-0.1510** (0.0650)

労働時間	0.0024 (0.0026)	-0.0018 (0.0026)	0.0096*** (0.0021)
職種ダミー	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	無
相関係数 $\rho$		-0.5935	
標本数	2438	2438	

データ出所：表3と同じ。

註：1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。()内は標準誤差である。

- 2) モデル(I)及びモデル(II)の推定式(1)には定数項が含まれる。モデル(II)の推定式(2)には閾値  $\mu_1$ 、 $\mu_2$ と $\mu_3$ が含まれる。
- 3) モデル(II)に関して尤度比検定を用いて帰無仮説 $H_0: \rho = 0$ を検定した結果、検定統計量は9.13で、p値は0.0025である。
- 4) 職種ダミーの基準はサービスの職業で、以下は各推定で有意な職種ダミーである。()内はその係数及び有意水準である。
  - モデル(I)：技能工・生産工程に関わる職業(-0.2050\*)、保安的職業(0.6682\*\*\*)。
  - モデル(II)推定式(1)：技能工・生産工程に関わる職業(-0.2958\*\*\*)、運輸・通信的職業(0.3598\*\*)、保安的職業(0.6420\*\*\*)。
  - モデル(II)推定式(2)：専門・技術的職業(0.5999\*\*\*)、管理的職業(0.9680\*\*\*)、技能工・生産工程に関わる職業(0.3437\*\*\*)、運輸・通信的職業(-0.6613\*\*\*)。
- 5) 事業所規模ダミーの基準は1~9人で、それより大きい規模を表すダミー及び公務ダミーの係数は全て有意で正である。

表 6 非正規雇用の各雇用形態を区別した場合の推定結果

モデル	モデル(I)	モデル(II)	
	プロビット・モデル	同時方程式モデル	
被説明変数	訓練受講	推定式(1) 訓練受講	推定式(2) 技能レベル
雇用形態(基準：正規労働者)			
パート	-0.5639*** (0.1255)	-0.3582*** (0.1325)	-0.3164*** (0.0954)
アルバイト	-0.6653*** (0.1846)	-0.3768** (0.1916)	-0.4136*** (0.1267)
派遣社員	-0.7366*** (0.2174)	-0.4475** (0.2210)	-0.3407** (0.1564)
契約社員	-0.0730 (0.1907)	-0.0129 (0.1763)	-0.0473 (0.1341)
有期契約	-0.0672 (0.1659)	-0.0103 (0.1478)	-0.1436* (0.0813)
有期契約とパートの交差項	0.3790* (0.2099)	0.3502* (0.1836)	
有期契約とアルバイトの交差項	0.0567 (0.3099)	0.0313 (0.2742)	
仕事の技能レベル(基準：半年未満)			
半年～2年未満	0.0234 (0.0704)	0.8044*** (0.1886)	
2年～5年未満	-0.0653 (0.0870)	1.2756*** (0.3191)	
5年以上	0.0259 (0.1109)	1.9646*** (0.4492)	
職業資格の所持			0.2003*** (0.0440)
年齢	-0.0103*** (0.0031)	-0.0063** (0.0032)	-0.0066** (0.0026)
女性	0.0476 (0.0737)	0.2374*** (0.0806)	-0.3978*** (0.0618)
学歴(基準：中学校)			
高等学校	0.0884 (0.1379)	0.0118 (0.1310)	0.1578 (0.1166)
専門学校・短大・高専	0.1072	-0.0503	0.3065**

	(0.1492)	(0.1454)	(0.1269)
大学・大学院	0.0603	-0.1215	0.3850***
	(0.1497)	(0.1469)	(0.1252)
仕事に生きがいを感じる	0.1529**	0.0257	0.2294***
	(0.0598)	(0.0662)	(0.0504)
勤続年数	0.0135***	0.0020	0.0207***
	(0.0040)	(0.0049)	(0.0032)
勤続年数 3 年以下	0.1208	0.1692**	-0.1479**
	(0.0770)	(0.0728)	(0.0653)
労働時間	0.0024	-0.0015	0.0088***
	(0.0026)	(0.0027)	(0.0022)
職種ダミー	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	無
相関係数 $\rho$		-0.5831	
標本数	2438	2438	

データ出所：表 3 と同じ。

註：1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。()内は標準誤差。

2) モデル(I)及びモデル(II)の推定式(1)には定数項が含まれる。モデル(II)の推定式(2)には閾値  $\mu_1$ 、 $\mu_2$  と  $\mu_3$  が含まれる。

3) モデル(II)に関して尤度比検定を用いて帰無仮説  $H_0: \rho = 0$  を検定した結果、検定統計量は 8.39 で、 $p$  値は 0.0038 である。

4) 職種ダミーの基準はサービスの職業で、以下は各推定で有意な職種ダミーである。()内はその係数及び有意水準である。

- モデル(I)：保安的職業(0.6654\*\*\*)。
- モデル(II)推定式(1)：技能工・生産工程に関わる職業(-0.2791\*\*\*)、運輸・通信的職業(0.3592\*\*)、保安的職業(0.6384\*\*\*)。
- モデル(II)推定式(2)：専門・技術的職業(0.5859\*\*\*)、管理的職業(0.9623\*\*\*)、技能工・生産工程に関わる職業(0.3408\*\*\*)、運輸・通信的職業(-0.6632\*\*\*)。

5) 事業所規模ダミーの基準は 1~9 人で、それより大きい規模を表すダミー及び公務ダミーの係数は全て有意で正である。

表7 雇用形態を正規と非正規に分けた場合の限界効果

モデル	モデル(I)	モデル(II)		
	限界効果	限界効果		
		直接的効果	間接的効果	総効果
非正規雇用	-0.2123*** (0.0367)	-0.1001** (0.0466)	-0.0385*** (0.0123)	-0.1474*** (0.0398)
有期契約	-0.0980 (0.0764)	-0.0514 (0.0604)	-0.0135 (0.0106)	-0.0680 (0.0569)
有期契約と非正規雇用の交差項	0.1932** (0.0845)	0.1172* (0.0640)		0.1172* (0.0640)
仕事の技能レベル(基準：半年未満)				
半年～2年未満	0.0145 (0.0243)	0.3207*** (0.0675)		0.3207*** (0.0675)
2年～5年未満	-0.0182 (0.0301)	0.4591*** (0.0858)		0.4591*** (0.0858)
5年以上	0.0152 (0.0385)	0.5690*** (0.0678)		0.5690*** (0.0678)
職業資格の所持			0.0334*** (0.0097)	0.0334*** (0.0097)
年齢	-0.0032*** (0.0010)	-0.0014 (0.0010)	-0.0008** (0.0004)	-0.0022** (0.0009)
女性	0.0211 (0.0252)	0.0652*** (0.0185)	-0.0526*** (0.0103)	-0.0007 (0.0230)
学歴(基準：中学校)				
高等学校	0.0235 (0.0478)	-0.0005 (0.0381)	0.0188 (0.0157)	0.0227 (0.0326)
専門学校・短大・高専	0.0243 (0.0516)	-0.0199 (0.0406)	0.0373** (0.0173)	0.0256 (0.0356)
大学・大学院	0.0093 (0.0517)	-0.0376 (0.0412)	0.0476*** (0.0178)	0.0206 (0.0367)
仕事に生きがいを感じる	0.0507** (0.0206)	0.0051 (0.0183)	0.0296*** (0.0079)	0.0412*** (0.0138)
勤続年数	0.0045*** (0.0014)	0.0003 (0.0014)	0.0027*** (0.0006)	0.0031*** (0.0011)
勤続年数3年以下	0.0379 (0.0266)	0.0424** (0.0201)	-0.0198** (0.0087)	0.0167 (0.0210)
労働時間	0.0008 (0.0009)	-0.0005 (0.0007)	0.0013*** (0.0003)	0.0008 (0.0006)

---

データ出所：表3と同じ。

註：1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。( )内は標準誤差。標準誤差はブートストラップ法によって計算した。リピート数は1988回である。

- 2) モデル(I)及びモデル(II)の推定式(1)の説明変数には職種ダミーと事業所規模ダミーが含まれる。モデル(II)の推定式(2)の説明変数には職種ダミーが含まれる。
- 3) 限界効果は各説明変数が $\text{Prob}(T = 1|x_1, x_2)$ に及ぼす影響を表し、説明変数の平均値で評価されたものである。
- 4) 直接的限界効果は仕事の割り当てを介しない影響で、間接的限界効果は仕事の割り当てを通じた影響を指す。
- 5) ダミー変数の直接的効果と間接的効果は、それらの変数を連続変数と見なし、(A1)式と(A2)式で計算されたものである。それに対し、限界効果の総計(総効果)は(A3)式及び(A4)式で計算されたので、直接的効果+間接的効果≠総効果となる。

表 8 非正規雇用の各雇用形態を区別した場合の限界効果

モデル	モデル(I)	モデル(II)		
	限界効果	限界効果		
		直接的効果	間接的効果	総効果
雇用形態(基準：正規労働者)				
パート	-0.1952*** (0.0430)	-0.0955* (0.0508)	-0.0407*** (0.0143)	-0.1471*** (0.0410)
アルバイト	-0.2303*** (0.0634)	-0.1005 (0.0696)	-0.0532*** (0.0190)	-0.1694*** (0.0540)
派遣社員	-0.2550*** (0.0748)	-0.1193 (0.0797)	-0.0438* (0.0226)	-0.1769*** (0.0664)
契約社員	-0.0253 (0.0660)	-0.0034 (0.0514)	-0.0061 (0.0172)	-0.0109 (0.0459)
有期契約	-0.0233 (0.0574)	-0.0027 (0.0440)	-0.0185* (0.0110)	-0.0256 (0.0410)
有期契約とパートの交差項	0.1312* (0.0726)	0.0883* (0.0537)		0.0883* (0.0537)
有期契約とアルバイトの交差項	0.0196 (0.1073)	0.0082 (0.0771)		0.0082 (0.0771)
仕事の技能レベル(基準：半年未満)				
半年～2年未満	0.0081 (0.0244)	0.3104*** (0.0787)		0.3104*** (0.0787)
2年～5年未満	-0.0226 (0.0301)	0.4512*** (0.1045)		0.4512*** (0.1045)
5年以上	0.0090 (0.0384)	0.5656*** (0.0919)		0.5656*** (0.0919)
職業資格の所持			0.0316*** (0.0104)	0.0316*** (0.0104)
年齢	-0.0036*** (0.0011)	-0.0017 (0.0011)	-0.0008** (0.0004)	-0.0025*** (0.0010)
女性	0.0165 (0.0255)	0.0633*** (0.0207)	-0.0512*** (0.0118)	0.0000168 (0.0227)
学歴(基準：中学校)				
高等学校	0.0306 (0.0477)	0.0032 (0.0405)	0.0203 (0.0156)	0.0280 (0.0348)
専門学校・短大・高専	0.0371 (0.0516)	-0.0134 (0.0440)	0.0394** (0.0175)	0.0342 (0.0375)
大学・大学院	0.0209	-0.0324	0.0495***	0.0275

	(0.0518)	(0.0435)	(0.0187)	(0.0380)
仕事に生きがいを感じる	0.0529**	0.0068	0.0295***	0.0425***
	(0.0206)	(0.0206)	(0.0085)	(0.0155)
勤続年数	0.0047***	0.0005	0.0027***	0.0032***
	(0.0014)	(0.0016)	(0.0007)	(0.0012)
勤続年数 3 年以下	0.0418	0.0451**	-0.0190**	0.0208
	(0.0266)	(0.0218)	(0.0089)	(0.0233)
労働時間	0.0008	-0.0004	0.0011***	0.0007***
	(0.0009)	(0.0008)	(0.0003)	(0.0007)

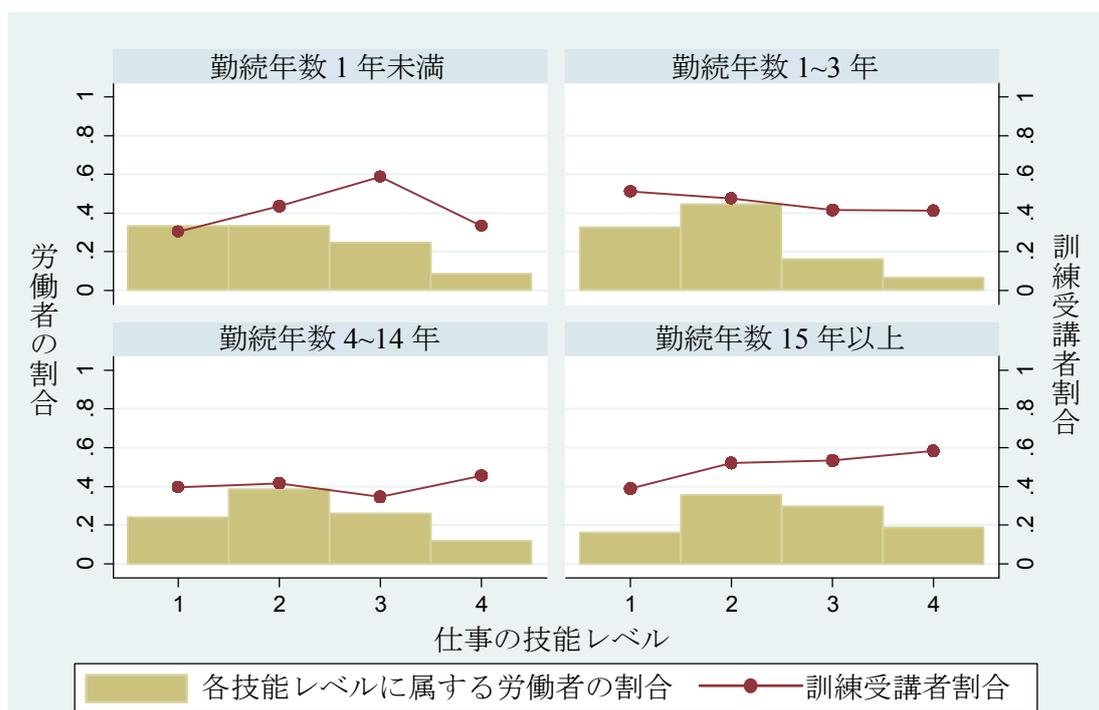
データ出所：表 3 と同じ。

註：1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。( )内は標準誤差。標準誤差はブートストラップ法によって計算した。リピート数は 1984 回である。

- 2) モデル(I)及びモデル(II)の推定式(1)の説明変数には職種ダミーと事業所規模ダミーが含まれる。モデル(II)の推定式(2)の説明変数には職種ダミーが含まれる。
- 3) 限界効果は各説明変数が  $\text{Prob}(T = 1 | x_1, x_2)$  に及ぼす影響を表し、説明変数の平均値で評価されたものである。
- 4) 直接的限界効果は仕事の割り当てを介しない影響で、間接的限界効果は仕事の割り当てを通じた影響を指す。
- 5) ダミー変数の直接的効果と間接的効果は、それらの変数を連続変数と見なし、(A1)式と(A2)式で計算されたものである。それに対し、限界効果の総計(総効果)は(A3)式及び(A4)式で計算されたので、直接的効果+間接的効果≠総効果となる。

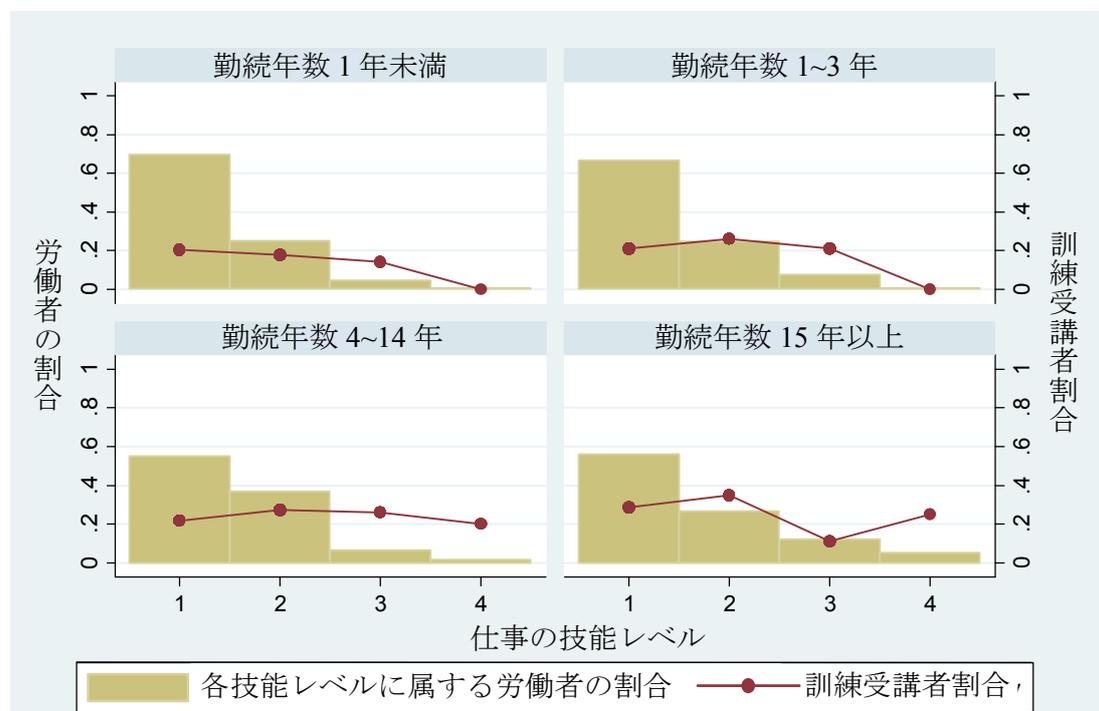
図1 (勤続年数別)仕事の技能レベルの分布及び各技能レベルにおける訓練受講者割合

(a) 正規労働者



註：1) 仕事の技能レベルは、1は半年未満、2は半年~2年未満、3は2年~5年未満、4は5年以上を表す。  
 2) 勤続年数1年未満では、技能レベルが4であるサンプル数は6。

(b) 非正規労働者



註：1) 仕事の技能レベルでは、1は半年未満、2は半年~2年未満、3は2年~5年未満、4は5年以上を表す。  
 2) 以下のカテゴリではサンプル数が10未満である。勤続年数1年未満：技能レベル3でサンプル数が7、4で1。勤続年数1~3年：技能レベル4で2。勤続年数4~14年：技能レベル4で5。勤続年数15年以上：技能レベル3で9、4で4。

付表1 過去1年間に勤務先が変わっていない労働者のサブサンプルによる推定結果：雇用形態を正規と非正規に分けた場合

モデル	モデル(I)	モデル(II)	
	プロビット・モデル	同時方程式モデル	
被説明変数	訓練受講	推定式(1) 訓練受講	推定式(2) 技能レベル
非正規雇用	-0.5664*** (0.1162)	-0.3652*** (0.1278)	-0.2684*** (0.0901)
有期契約	-0.2651 (0.2344)	-0.1927 (0.2080)	-0.1063 (0.0858)
有期契約と非正規雇用の交差項	0.5736** (0.2613)	0.5087** (0.2295)	
仕事の技能レベル(基準：半年未満)			
半年～2年未満	0.0294 (0.0736)	0.7955*** (0.1981)	
2年～5年未満	-0.0872 (0.0903)	1.2422*** (0.3405)	
5年以上	0.0340 (0.1142)	1.9540*** (0.4775)	
職業資格の所持			0.2166*** (0.0459)
年齢	-0.0100*** (0.0033)	-0.0055 (0.0034)	-0.0079*** (0.0027)
女性	0.0505 (0.0771)	0.2464*** (0.0856)	-0.4229*** (0.0644)
学歴(基準：中学校)			
高等学校	0.0385 (0.1437)	-0.0219 (0.1360)	0.1257 (0.1219)
専門学校・短大・高専	0.0674 (0.1557)	-0.0804 (0.1513)	0.2851** (0.1328)
大学・大学院	0.0060 (0.1555)	-0.1562 (0.1513)	0.3502*** (0.1308)
仕事に生きがいを感じる	0.1862*** (0.0620)	0.0500 (0.0713)	0.2357*** (0.0522)
勤続年数	0.0136*** (0.0040)	0.0019 (0.0051)	0.0218*** (0.0033)
勤続年数3年以下	0.1517* (0.0821)	0.1956** (0.0775)	-0.1388** (0.0700)

労働時間	-0.5664*** (0.1162)	-0.3652*** (0.1278)	-0.2684*** (0.0901)
職種ダミー	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	無
相関係数 $\rho$		-0.5780	
標本数	2214	2214	

データ出所：表 3 と同じ。

註：1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。( )内は標準誤差。

- 2) モデル(I)及びモデル(II)の推定式(1)には定数項が含まれる。モデル(II)の推定式(2)には閾値  $\mu_1$ 、 $\mu_2$ と $\mu_3$ が含まれる。
- 3) モデル(II)に関して尤度比検定を用いて帰無仮説 $H_0: \rho = 0$ を検定した結果、検定統計量は 7.83 で、p 値は 0.0052 である。
- 4) 職種ダミーの基準はサービスの職業で、以下は各推定で有意な職種ダミーである。( )内はその係数及び有意水準である。
  - モデル(I)：技能工・生産工程に関わる職業(-0.2098\*)、保安的職業(0.6279\*\*\*)。
  - モデル(II)推定式(1)：管理的職業(-0.3193\*)、技能工・生産工程に関わる職業(-0.3293\*\*\*)、保安的職業(0.5524\*\*)
  - モデル(II)推定式(2)：専門・技術的職業(0.6489\*\*\*)、管理的職業(1.0259\*\*\*)、技能工・生産工程に関わる職業(0.4071\*\*\*)、運輸・通信的職業(-0.6050\*\*\*)。
- 5) 事業所規模ダミーの基準は 1~9 人で、それより大きい規模を表すダミー及び公務ダミーの係数は全て有意で正である。

付表2 過去1年間に勤務先が変わっていない労働者のサブサンプルによる推定結果：非正規雇用の各雇用形態を区別した場合

モデル	モデル(I)	モデル(II)	
	プロビット・モデル	同時方程式モデル	
被説明変数	訓練受講	推定式(1) 訓練受講	推定式(2) 技能レベル
雇用形態(基準：正規労働者)			
パート	-0.5000*** (0.1345)	-0.3222** (0.1395)	-0.3016*** (0.1015)
アルバイト	-0.6278*** (0.2126)	-0.3839* (0.2139)	-0.3214** (0.1413)
派遣社員	-0.7387*** (0.2454)	-0.4819* (0.2478)	-0.2948* (0.1766)
契約社員	-0.0488 (0.2068)	0.0261 (0.1930)	-0.0900 (0.1464)
有期契約	-0.0187 (0.1796)	0.0176 (0.1612)	-0.1325 (0.0884)
有期契約とパートの交差項	0.3638 (0.2277)	0.3514* (0.2009)	
有期契約とアルバイトの交差項	-0.0570 (0.3594)	-0.0419 (0.3175)	
仕事の技能レベル(基準：半年未満)			
半年～2年未満	0.0161 (0.0742)	0.7622*** (0.2065)	
2年～5年未満	-0.0964 (0.0906)	1.1970*** (0.3539)	
5年以上	0.0182 (0.1144)	1.8886*** (0.4979)	
職業資格の所持			0.2128*** (0.0462)
年齢	-0.0114*** (0.0033)	-0.0068* (0.0035)	-0.0078*** (0.0028)
女性	0.0364 (0.0781)	0.2304*** (0.0887)	-0.4168*** (0.0653)
学歴(基準：中学校)			
高等学校	0.0662 (0.1442)	-0.0017 (0.1374)	0.1362 (0.1221)
専門学校・短大・高専	0.1117	-0.0449	0.2988**

	(0.1566)	(0.1543)	(0.1333)
大学・大学院	0.0435	-0.1266	0.3629***
	(0.1565)	(0.1544)	(0.1312)
仕事に生きがいを感じる	0.1957***	0.0610	0.2369***
	(0.0622)	(0.0730)	(0.0523)
勤続年数	0.0143***	0.0029	0.0215***
	(0.0041)	(0.0053)	(0.0033)
勤続年数 3 年以下	0.1628**	0.2035***	-0.1381**
	(0.0826)	(0.0782)	(0.0703)
労働時間	0.0050*	0.0015	0.0071***
	(0.0029)	(0.0029)	(0.0024)
職種ダミー	有	有	有
事業所規模ダミー	有	有	無
相関係数 $\rho$		-0.5623	
標本数	2214	2214	

データ出所：表 3 と同じ。

註：1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。()内は標準誤差。

2) モデル(I)及びモデル(II)の推定式(1)には定数項が含まれる。モデル(II)の推定式(2)には閾値  $\mu_1$ 、 $\mu_2$  と  $\mu_3$  が含まれる。

3) モデル(II)に関して尤度比検定を用いて帰無仮説  $H_0: \rho = 0$  を検定した結果、検定統計量は 7.00 で、p 値は 0.0081 である。

4) 職種ダミーの基準はサービスの職業で、以下は各推定で有意な職種ダミーである。()内はその係数及び有意水準である。

- モデル(I)：技能工・生産工程に関わる職業(-0.2042\*)、保安的職業(0.6241\*\*\*)。
- モデル(II)推定式(1)：技能工・生産工程に関わる職業(-0.3203\*\*\*)、保安的職業(0.5525\*\*)。
- モデル(II)推定式(2)：専門・技術的職業(0.6399\*\*\*)、管理的職業(1.0218\*\*\*)、技能工・生産工程に関わる職業(0.4055\*\*\*)、運輸・通信的職業(-0.6098\*\*\*)。

5) 事業所規模ダミーの基準は 1~9 人で、それより大きい規模を表すダミー及び公務ダミーの係数は全て有意で正である。