

Discussion Paper Series

---

University of Tokyo  
Institute of Social Science  
Panel Survey

---

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
ディスカッションペーパーシリーズ

パネルデータを用いた正規職/非正規職間  
賃金格差の社会学的分析  
—「観察されない異質性の統制」の陥穽を超えて—

A Sociological Analysis of Wage Inequality between  
Regular and Non-regular Employment Using Panel Data:  
Beyond the Trap of Controlling for Unobserved Heterogeneity

有田伸

(東京大学社会科学研究所)

Shin ARITA

March 2013

No.68

## パネルデータを用いた正規職/非正規職間賃金格差の社会学的分析 —「観察されない異質性の統制」の陥穽を超えて—

有田伸（東京大学社会科学研究所）

**要旨** 本稿は、パネルデータを用いて、日本社会における正規職/非正規職間賃金格差の分析を行う。一般に固定効果モデルや一階差分モデルは、横断データでは不可能な「個人間の観察されない異質性」の統制を可能とするパネルデータ分析手法とされ、このような特長故に、社会のさまざまなポジション間（たとえば正規職/非正規職間）に生じる報酬格差の性格を究明するためにしばしば用いられる。しかしこれらのモデルはパネルデータの構造にそれなりに強い仮定を置いて推定を行うモデルであり、その仮定が満たされない場合には、推定結果から現実を適切に反映しない解釈が導かれてしまうおそれもある。本稿の分析でも、これらのモデルでは正規職と非正規職の間の有意な賃金差は認められないにもかかわらず、「変化が変化を規定する」という立場に立ちつつ、「効果の対称性」の仮定を緩和したより詳細な分析を行うと、男性の場合「正規職から非正規職への移動は賃金を有意に低下させるものの、その逆の移動は賃金を上昇させない」というより深刻な賃金格差の状況が浮かび上がってくる。このような賃金変化の非対称性は、日本の若者の間に「格差の連鎖と蓄積」をもたらす重要なメカニズムの1つであると考えられる。

**謝辞** 本稿は科学研究費補助金基盤研究(S)(18103003, 22223005)、基盤研究(B)(24330148)、安倍フェローシップの助成を受けて行った研究成果の一部である。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては社会科学研究所研究資金、(株)アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。本稿の執筆に際しては、石田浩先生、山本耕資氏、茂木暁氏、小川和孝氏よりきわめて有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げる。

## 1. はじめに

日本社会では、雇用形態（正規職か非正規職か）や企業規模などの就業機会属性にしたがって、就業者間に報酬の大きな格差が生じていることがしばしば指摘される。確かに筆者が行った東アジア 3 社会の比較分析によっても、日本社会においては雇用形態と企業規模がひとびとの所得に独自の効果を強く及ぼすという事実があきらかになっている（有田 2009）。そしてこれらの効果は個人の年齢や学歴の違いには帰すことができないという点で、就業機会という「ポジション」それ自体に付随する格差である可能性が示されている。

しかし筆者の分析を含め、この問題にアプローチした先行研究の多くは、クロスセクショナルなデータを利用しながら、個人属性のコントロールを試みたものが多い。このため、報酬に影響を及ぼす個人属性のコントロールが十分になされていなかった可能性は否定し得ず、「一見すると正規職就業者の方が非正規職就業者より報酬が高いように見えるけれども、それは十分に観察されない個人の能力が、正規職就業者と非正規職就業者との間で異なっているために生じている結果であり、これらの報酬差の原因をポジションそれ自体に帰すべきではない」という「個人属性説」からの反論の余地は残されている。そうである以上、さらに厳密に個人の属性の効果をコントロールした上で、雇用形態や企業規模といったポジション属性が本当に独自の効果を有しているのか否かを検討する必要がある、といえるかもしれない。

このために本稿では、パネル調査データを用いて、雇用形態の違いが賃金に及ぼす効果をより詳細に検討していくことを試みる。同一の対象者に対して複数回の調査を行うパネル調査のデータを用いると、たとえそれが観察されないものであっても、各個人の時点間で変動しない特性——たとえば単純な教育年数や学歴カテゴリーでは十分に捕捉できない個人間の能力差——が及ぼす効果を完全にコントロールした上で、独立変数の効果を推定することができる。このためパネルデータの分析を通じては、正規職/非正規職間に生じている報酬格差が本当に正規職と非正規職というポジションそれ自体に起因するものなのか、あるいはそれらのポジションを占めている個人の属性に原因を帰すべきものなのかをより厳密に判別し得るかもしれないのである。

このような観点から本稿では、個人間の観察されない異質性の統制が可能であるとされる固定効果モデルと一階差分モデルを用い、正規職/非正規職間格差に焦点をあてつつ、若年・壮年層の賃金格差の分析を行う。しかし注意しなければならないのは、これらのモデルはパネルデータの構造にかなり強い仮定を置いた上で、推定の結果を「観察されない異質性を完全に統制した上での効果」と位置づけるものであるため、モデルの仮定が満たされない場合には推定結果から現実を適切に反映しない解釈が導かれてしまう危険がある点である。この点を考慮すると、現実のデータ構造が本当にこれらのモデルの仮定を満たし

ているかどうかを検討した上で結果の解釈を行う必要があるといえるかもしれない。

本稿では、固定効果モデルや一階差分モデルが推定に利用する変数の「個人内偏差」が、実際には起点と終点が区別される「変化」によって生じるものである点に着目し、これらのモデルが結果的に置くことになる「変化の向きに関する効果の対称性」の仮定の妥当性を検討する。具体的には、一階差分モデルに独自のパラメータを加えることでこの仮定を緩め、「変化が変化を規定する」という立場から、雇用形態の変化に伴う賃金の変化のより詳細な分析を行っていく。最後に、分析結果に基づきつつ、日本社会における「格差の連鎖と蓄積」に関する考察を行う。

## 2. パネルデータを用いた個人間の観察されない異質性の統制方法<sup>1</sup>

### (1) 固定効果モデル

先にも述べた通り、パネルデータは対象となる個体の複数時点における観測値を持つデータであり、それを用いた分析の特長の1つに、パネルデータを利用することによって「個人間の観察されない異質性」が従属変数に及ぼす効果の統制が可能になる、という点がある。各個体の時点間平均からの偏差を推定に利用する一般的な固定効果モデル (within group estimator) では、以下のようにその統制がなされる<sup>2</sup>。

まずパネルデータの各個体・各時点の従属変数の値に関して、式(1)のような基本モデルが想定される。ここで  $i$  は個人を表わし、 $t$  は調査時点を表わす添え字である。このモデルでは「個人  $i$  の時点  $t$  における従属変数の値  $y_{it}$  は、その個人  $i$  のその時点  $t$  における独立変数の値 ( $x_{it}$  : これらは時点によって変化する) に一定のパラメータ  $\beta$  を掛け合わせたものに、個人  $i$  の何らかの性質が従属変数に及ぼす個人別の (時点間で変化しない) 効果  $\alpha_i$ 、さらに独立同分布の誤差項  $\varepsilon_{it}$  の和からなる」と想定されている。

固定効果モデルのねらいは、この「個人  $i$  の何らかの性質が従属変数に及ぼす個人別の (時点間で変化しない) 効果  $\alpha_i$ 」を、明示的に取り扱わないにもかかわらず完全に統制した上で、独立変数が従属変数に及ぼす効果を捕捉するところに置かれる。具体的には、各個体各時点の従属変数と独立変数の値に関する式(1)から、この式(1)の各個体に関する時点

---

<sup>1</sup> 本節、ならびに以下の節においてなされる固定効果モデルと一階差分モデルの一般的な説明とその仮定の理論的検討は、有田 (2013) の成果に依拠するものである。本稿は「手法の検討」という性格の強かった前論文の成果を、現実の賃金格差の事例にあてはめ、日本社会における賃金格差の構造をより精緻に描き出そうとするところに目的がある。

<sup>2</sup> 以下、固定効果モデルについての具体的な説明は、Baltagi (2008)、Wooldridge (2002)、筒井ほか (2007) 等に基づいている。以下断りのない限り、「固定効果モデル」としてこの within group estimator のそれを指す。

間平均である式(2)を引くことで、式(3)が導かれる。

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (2)$$

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)\boldsymbol{\beta} + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3)$$

独立変数と従属変数それぞれの「各個体の時点間平均値からの偏差」の関係を示すこの式(3)においては、時点間で変化しない各個体の特性が及ぼす個体固有の効果  $\alpha_i$  が完全に消し去られている。この式を推定に用いることで、固定効果モデルにおいては、それぞれの個人が持つ（時間的に不変の）何らかの性質や特質が従属変数に及ぼす効果  $\alpha_i$  を完全に統制した上で、時点間で変化する独立変数が従属変数に及ぼす効果  $\boldsymbol{\beta}$  を推定することができるようになるのである。なおこの固定効果モデルは、俗に「変化で変化を説明するモデル」と理解されることもなくはないが、あくまでそれはモデルの推定において、個体内における独立変数と従属変数の変化の結果（個体内での時点間偏差）を用いているという意味に過ぎず、根本的なモデルの想定は式(1)で示されたように、「各時点の独立変数の水準が各時点の従属変数の水準を説明する」というものである点をここで再度確認しておきたい<sup>3</sup>。

## (2) 一階差分モデル：もう一つの異質性の統制方法

以上で述べた「個人間の観察されない異質性の統制」は、2つの調査波間の差分を分析対象とする一階差分モデル（first difference estimator）によっても可能となる。この一階差分モデルにおいては、前述の式(1)を  $t$  時点と一期前の  $t-1$  時点の間で引き算した式(4)が推定に用いられる。この式(4)ではやはり、個体固有の効果  $\alpha_i$  は完全に消し去られているため、この式の推定によって得られたパラメータは、固定効果モデルと同様、時点間で変化しない個体固有の特性が及ぼす効果が完全に統制された上での推定値となる。

データが2時点の場合は、この一階差分モデルの推定結果は、前述の式(3)に基づく一般的な固定効果モデル（within group estimator）の推定結果と完全に一致する（Wooldridge 2002: ch.10）。3時点以上のデータに対しては、隣接する2時点間の一階差分をすべてプールして推定を行うのが一般的であるが、この結果は一般的な固定効果モデルのそれとはもはや一致しない<sup>4</sup>（Laporte and Windmeijer 2005）。

---

<sup>3</sup> そのため、仮にデータセットにおいて時点の順序を逆にしたり、あるいは時点を入れ替えたりしても、分析結果には何の変化も生じない。固定効果モデルでは、パネルデータの時点間での順序的な関係性はまったく考慮されないことになる。

<sup>4</sup> 一階差分モデルでは、仮にデータセットの調査時点をすべて逆の順序にさせたとしても、

$$y_{it} - y_{i(t-1)} = (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i(t-1)})\boldsymbol{\beta} + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i(t-1)}) \quad (4)$$

### 3. データと分析方法

以下の分析では、東京大学社会科学研究所「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)の第2波(2008年)から第6波(2012年)までのデータを用いる。この調査は層化二段無作為抽出により抽出した日本全国の20歳から40歳までの男女4,800名を第1次の調査対象として2007年より毎年実施されているパネル調査である。このパネル調査では第2波調査より賃金に関する詳細な質問がなされているため、本稿でもこれ以降のデータを用いる。

このパネルデータに対して本稿では、between effects(個体間効果)モデル、fixed effects(固定効果)モデル、first difference(一階差分)モデルをそれぞれあてはめる。まず個体間効果(BE)モデルによって各個人の時点間平均値に基づく推定を行い、個人「間」での賃金格差を概観する。その後、固定効果(FE)モデルと一階差分(FD)モデルによって個人「内」の時点間偏差のみを利用した推定を行うことで、変数の効果がどのように異なって表れるのかを検討する。さらに独立変数の「変化」が従属変数の「変化」を直接規定するという立場に立ちつつ、固定効果モデルと一階差分モデルが結果的に置くことになる「効果の対称性」の仮定を緩和するために、一階差分モデルに独自のパラメータを組み入れた拡張モデルによる分析も行う。なお一階差分モデルは、連続する2時点間(「2波と3波」から「5波と6波」までの4ペア)の差分を取った後、それらをすべてプールし、一般化推定方程式(GEE)による推定を行う<sup>5</sup>。

次に分析に使用する変数に関してであるが、従属変数には、賃金と労働時間から「時間当たり賃金」を算出し、その自然対数値を用いる。独立変数としては、雇用形態(正規職か非正規職か)のほか、企業規模(6段階)、職種(SSM職業8分類)、学歴(5段階)、年齢、調査時点に関する変数をそれぞれモデルに組み入れる。なお職種と学歴に関しては、「無回答・不明」も1つのカテゴリーとして扱うことで、分析対象サンプルの減少を防ぐ。また本稿では正規職と非正規職の間の賃金格差が主な分析対象となることから、分析の対象は当該調査時点において被雇用者であるものに限定する。

---

推定結果に変化は生じない。この点で一階差分モデルも、時点間での順序性は強い意味を持たない。

<sup>5</sup> 時点間での相関関係は一定であるとし、交換可能な(exchangeable)相関構造を想定して推定を行う。

## 4. 通常のモデルによる分析結果

### (1) 個人間効果(BE)モデルによる分析

まずは個人間効果 (between effects) モデルを利用して、個人間の報酬格差を概観しておこう。前述の通りこのモデルは、個人「内」での変数の変動には一切着目せず、各個人の時点間平均値を用いて推定を行うものである。あくまで「個人間での条件の違いが、個人間でどのような賃金の違いをもたらすか」を分析しているという点で、このモデルは従来のクロスセクションデータに基づく分析と性格が等しい。

男性に関してこのモデルによる推定結果 (表 1) をみると、各調査時点を表わすダミー変数と非正規ダミー変数のみからなるモデル 1 では、非正規雇用ダミー変数に-0.330 の有意な効果が表れている。このことから、時点 (のみ) を統制した場合、非正規職就業者の報酬は正規職就業者の 71.9%( $=\exp(-0.330)$ )にしか達しないことがわかる。またこれに企業規模を加えたモデル 2 でも非正規雇用ダミー変数の効果は-0.304 と大きな変化がない。このモデル 2 では企業規模ダミー変数にも概して大きな効果がみられるのであるが、2 つのモデル間で非正規雇用ダミー変数の効果にそれほど違いがないことから、雇用形態間賃金格差と企業規模間賃金格差とは互いにある程度独立した性格のものであると位置づけられよう。

次のモデル 3 は、さらに年齢、学歴、職種を統制したモデルである。このモデルでは、モデル 2 において認められた非正規雇用ダミー変数の効果-0.304 が、-0.205 へと大きく減少している。これは企業規模効果でも同様であり、従業員 1000 人以上企業の効果が+0.360 から+0.305 に減少している。このことから、当初観察された雇用形態間格差と企業規模間格差のうちのある程度の部分は、個人間での年齢、学歴、職種の違いによって説明されるものと考えられる。

しかしこれらを統制した後でも、雇用形態や企業規模には依然有意な効果が認められ、非正規職にあることで賃金は 18.5%減少し、また 1000 人以上の企業に就業することで 35.6%上昇するといえる。仮にこれらがすべて就業機会という「ポジション」に帰せられるものならば、これらの就業機会属性による賃金格差はかなり大きなものといえるだろう。

以上の点は女性に関しても同様にあてはまる。ただし、モデル 3 の結果をモデル 1、モデル 2 と比べると、公共部門ダミー変数の効果を除き、企業規模ダミー変数や非正規雇用ダミー変数の効果は男性ほどには減少していないことがわかる。それでも、年齢や学歴、職種をすべてコントロールした場合、非正規雇用ダミー変数には-0.194 と男性の場合とほぼ等しい効果が認められる。一方、1000 人以上の企業に就業することによる賃金上昇効果は+0.221 (=賃金を 1.25 倍に上昇させる) と、男性に比べればやや小さい。

## (2) 固定効果(FE)モデルによる分析

以上の分析は、あくまで個人「間」での変数値の偏差に基づいた分析であり、冒頭でも述べた通り「個人間の観察されない異質性」がもたらす効果をさらに統制する余地が残されているともいえる。では、それぞれの個人「内」における雇用形態（あるいは企業規模）と賃金のそれぞれ時点間での偏差を利用して、就業機会属性が賃金水準へ与える効果を推定するとどのような結果が表れるのであろうか。

まずは固定効果（FE）モデルの結果からみていこう。表 2 は固定効果モデルによって同様の分析を男女別に行った結果である。前述の通り、固定効果モデルは調査対象期間に独立変数が変動したケースに関して、その変動に応じて従属変数が個体内でどのように変動しているかに着目して、独立変数が従属変数に及ぼす効果を推定する手法である。このため、時点間でまったく変動しない（と考えられる）変数はモデルから除かれる<sup>6</sup>。

まず注目されるのは、BE モデルにおいて大きな効果が認められた雇用形態や企業規模などの変数が、この FE モデルではきわめて小さな効果しかもたない点である。男性に関していえば、モデル 1 では非正規雇用ダミー変数の効果は-0.032 となっており、非正規職の賃金は正規職の 3.2%少ないにすぎない。この値は BE モデルのそれ (-0.330) のわずか 1 割程度であり、職種や企業規模などをすべて統制したモデル 3 についてみても、FE モデルの効果 (-0.030) は BE モデル (-0.205) の 15%ほどにすぎない。しかもこれら FE モデルにおける非正規雇用ダミー変数の効果はもはや統計的に有意な値ではなくなってしまう（ただし 10%水準では有意）。同様に、企業規模に関しても、1000 人以上企業ダミー変数の効果が BE モデルにおいて+0.305 であったのに対して、FE モデルでは+0.013 にまで縮小しており、やはり統計的に有意な値ではない（モデル 3）。

女性に関しても比較的似通った結果が表れている。たとえば非正規雇用ダミー変数は、BE モデルで職種等を統制した後でも-0.194 の効果を持っていたのに対して、FE モデルでは-0.017 とやはり 1 割程度の値へと縮小しており、統計的な有意性を失っている（モデル 3）。ただし企業規模に関しては、やや大きな格差が FE モデルでも認められる。たとえば BE モデルにおいて職種等を統制しても+0.221 の効果をもっていた 1000 人以上企業ダミー変数には、FE モデルでもやはり+0.109 と半分程度の効果が認められ、個人の観察され

---

<sup>6</sup> 年齢は時点間で変化する変数であるが、すべての個人に関してそれぞれの調査波間で等しく変化する（1 歳ずつ加齢する）ため、その線形的な効果は、年齢変数を別に投入しなくとも、調査時点変数の効果として捕捉される。逆にいえば、それぞれの調査時点ダミー変数の効果は、「基準となる調査波からの年数分加齢することによる賃金上昇効果」と「時点間での（社会全体での）賃金変動効果」から成り立っている。調査波ダミー変数の係数が、調査波が下るほど大きくなるのはこのためである。



ない異質性を完全に統制したとしても、1000人以上の企業に就業することで11.6%賃金が上昇するものといえる（モデル3）。

### (3) 通常の一階差分(FD)モデルによる分析と暫定的結論

連続する2つの調査波間での値の差分を利用した一階差分モデルでも、やはり同様の結果が表れる。表3のモデル1（BEモデル、FEモデルのモデル3に相当）の推定結果をみると、男性の場合、非正規雇用ダミー変数の効果は-0.015とやはり小さく、統計的に有意な値ではない。企業規模に関しては、1000人以上企業ダミー変数で+0.047、公共部門ダミー変数で+0.068とやや大きな効果が表れているが、やはり統計的には有意な値ではない。女性についてみると、やはり非正規雇用ダミー変数の効果は+0.010と同様に有意な値ではないものの、企業規模に関しては、1000人以上企業ダミー変数に正の有意な効果が表れている。これらの一階差分モデルによる推定結果は、固定効果モデルのそれとほぼ一致するものといえるだろう。

以上のような個人間効果モデル、ならびに固定効果モデル・一階差分モデルの推定結果からは、通常、次のような結論が導き出されることになるだろう。個人/就業機会属性と賃金水準の個人「間」での散らばりに基づく分析によれば、年齢や学歴などの個人属性を統制してもなお、雇用形態や企業規模といった就業機会属性が賃金に対してかなり大きな影響を及ぼしているようにみえる。しかし、就業機会属性と賃金水準の個人「内」の偏差のみに基づいて、個人間での観察されない異質性が及ぼす効果を「完全に統制した」分析を行うと、就業機会属性の純粋な効果は、女性の企業規模効果を除いてきわめて小さく、統計的に有意なものではない。したがって、年齢や学歴などを統制しても個人「間」に存在するようにみえる雇用形態間、あるいは企業規模間での大きな賃金格差も、そのほとんどの部分は個人「間」の観察されない異質性——たとえば（単純な）学歴・年齢・職種のみでは十分に捉えきれない能力差などの個人側要因——によって生み出されたものであり、就業機会というポジション側の要因に起因する賃金格差は深刻なものではない…。実際、固定効果モデルや一階差分モデルを用いたこれまでの分析では、以上のような解釈がなされるのが一般的であったといえよう。

## 5. 固定効果モデルと一階差分モデルの仮定の再検討

### (1) 「効果の対称性」という仮定

しかし「観察されない個人間の異質性の完全な統制」がメリットとして喧伝される固定

効果モデルと一階差分モデルも、その根本ではかなり強い仮定を置いて推定を行っていることを考慮すれば、以上の解釈を無条件に受け入れてしまうのはやや性急であるのかもしれない。本稿の分析事例に即して具体的に述べるならば、固定効果モデルと一階差分モデルでは、式(1)に示されている通り「ある時点における賃金は、その時点の独立変数（職種、雇用形態、企業規模、あるいは観察されない時間不変の諸条件）の値によってのみ規定され、それ以外の部分はランダムな誤差にすぎない」と想定される。すなわちそれ以前の時点における独立変数の値は、一切影響を及ぼさないものと考えられるのである。そしてこのような想定のもと、それぞれの個人「内」における時点間での独立変数（たとえば雇用形態や企業規模）の偏差と従属変数（たとえば時間当たり賃金）の偏差の情報を利用して、当該時点の独立変数の水準がその時点の従属変数の水準にどのように結び付いているかを推定しようとする。具体的にいえばこれらのモデルは、正規職と非正規職との間の移動を経験した個人の、移動前と移動後の賃金水準の相違を、「(不可逆的な) 時間が存在しない場における、完全に同一の個人が正規職に就いている状態と非正規職に就いている状態との間での賃金差」とみなすことで、正規職と非正規職の間の「純粋な」賃金格差を「個人間の観察されない異質性を完全に統制した形で」把握しようとするものなのである<sup>7</sup>。

しかしデータ上では個人内での単なる「偏差」として取り扱われる情報も、そもそもは起点と終点が区別される「変化」によって生み出されたものである。そしてこのような事象の「変化」の側面に着目するならば、個人内における独立変数の時点間の変動とは本来「向き」の区別が可能なものである。雇用形態の事例についていえば、雇用形態の変動には、正規職から非正規職への変化と、その逆向きの非正規職から正規職への変化の2つの形が存在する。そして賃金水準に対する効果も、これらの向きの違いに応じて程度が異なっていたとしてもおかしくはない<sup>8</sup>。しかし固定効果モデルと一階差分モデルはともに「当該時点における独立変数の水準（のみ）が当該時点における従属変数の水準を決定する」と想定し、変化の「向き」の区別はまったく行わないモデルである。そのため結果的に、正規職から非正規職へと変化した場合とその逆に非正規職から正規職へと変化した場合とで、「非正規職時の賃金と正規職時の賃金の差」はまったく同一水準である——すなわち正規職から非正規職へと変化した場合の賃金の減少程度と非正規職から正規職へと変化した場合の賃金の上昇程度は等しい——という仮定が置かれることになる。逆にこれらのモデルにおいては、以上のような効果の対称性の仮定のもとで、各変数の効果が推定される。

---

<sup>7</sup> この点を理解するために、茂木暁氏からのコメントは大変有益であった。記して感謝したい。

<sup>8</sup> ここではカテゴリカルな変数の事例で考えているが、量的な変数の場合も、「減少」と「増加」という2つの向きが区別されうる。なおこのような「効果の非対称性」の問題は Lieberman (1985) の第4章において詳しく議論されているものである。この点をご教示くださった小川和孝氏に感謝したい。

このように、推定に用いられる情報を実際に生み出す「変化」にまでさかのぼって考えるならば、たとえば前述の一階差分モデル（表 3 モデル 1）における男性の非正規雇用ダミー変数の係数 $-0.015$ は、「正規職から非正規職に転じた場合時間当たり賃金が $0.015$ 低下するとともに、その逆に非正規職から正規職に転じた場合時間当たり賃金が（その変動程度はまったく同じ） $0.015$ 上昇する」ことを意味しよう。また、この $-0.015$ という非正規雇用ダミー変数の効果は、実際「正規職から非正規職への移動者」の賃金変化値と、その逆向きの「非正規職から正規職への移動者」の賃金変化値の双方に基づいて——（他の変数を統制した後の）前者の賃金変化値と、後者の賃金変化値の符号反転値のウェイト付け平均として——推定されるものである。

しかし時間が一方向的に進む現実の世界においては、「所得が減少する場合は、所得が上昇する場合に比例するほど消費水準が低下しない」というラチェット（歯車）効果の例もあるように、独立変数の変化の向きに応じて効果の程度が異なってしまう可能性がある（Liebersohn 1985）。このように効果が非対称である可能性を考慮に入れるならば、たとえば「固定効果モデルと一階差分モデルにおいて非正規雇用ダミー変数の効果が有意ではない」という前節の分析結果に関しても、「現実のデータ構造が効果の対称性の仮定を満たした上で、有意でない」というモデルの想定通りのケースと、「現実のデータ構造が効果の対称性の仮定を満たさず、かつ有意でない」というモデルの想定とは異なるケースの2つが存在することになる。

## (2) 仮定緩和の必要性とその方法

現実がこの2つのケースのうちのどちらであるのかに応じて、前節の推定結果の実質的な意味は大きく異なってくるだろう。これまでの分析事例に即していえば前者、すなわち効果が対称的であり、雇用形態の変化の向きが異なっても賃金の変化の程度が異なる場合には、非正規雇用ダミー変数に有意な効果が認められない以上、確かに「個人の観察されない異質性の効果を統制した場合には、正規職と非正規職の間に有意な賃金差は存在しない」という結論を導き出してもおかしくはないだろう。同一の個人が正規職から非正規職へと転じた場合も、その逆に非正規職から正規職へと転じた場合も共に有意な賃金差が生じないものと考えられるためである<sup>9</sup>。

しかし後者、すなわち効果が非対称的で、雇用形態の変化の向きが異なれば賃金の変化

---

<sup>9</sup> ただし、これらの変化を経験する傾向が、個人の何らかの属性——しかも賃金水準にも影響を及ぼすような属性——によって左右される場合、そのような結論は適切でないこともありうる（cf. 山口 2004）。なおこの問題に関しては、山本耕資氏がシミュレーションを通じたモデル推定値の詳細な検討作業を行ってくださったおかげで、筆者の理解が大きく進んだ。記して感謝したい。

の程度も異なるという場合には、そのような現実のデータ構造にそぐわない仮定を持つモデルを当てはめてしまった結果、たまたま非正規雇用ダミー変数の効果が非有意なものとして推定された可能性も否定できない。たとえば正規職と非正規職の間の2つの移動のうち、一方は有意な賃金変化が生じるものの、他方では有意ではない、というような場合である。このとき、向きを区別しない一階差分モデルや固定効果モデルの非正規雇用ダミー変数の効果が有意ではないとしても、そこから「個人の観察されない異質性の効果を統制した場合、正規職と非正規職の間に有意な賃金の格差は存在しない」という結論を導き出すのは不適切なように思われる。「当該時点の独立変数の水準（のみ）がその時点の従属変数の水準を規定する」という仮定が満たされず、何らかの形で過去の状態が現在に影響を及ぼしている以上、これらのモデルが「個人の観察されない異質性を完全に統制している」とは言い難くなるためである。むしろそのような場合、「独立変数の変化が従属変数の変化を規定する」という視点に立ちながら、変化の向きの違いに応じて、なぜ、どのように賃金の変動程度が異なってくるのかを、変化の傾向自体に作用するさまざまな制度的条件にも着目しながら詳細に検討していくことが、次の有用な課題となるであろう

では本稿で扱ってきた非正規ダミー変数の効果の事例は、以上のうちどちらにあてはまるものなのであろうか。これを判断するためには、一旦「変化の向き」に応じて効果の程度の違いが許容されるようなモデルを構築し、その推定結果において、本当に向きの違いに応じて効果の程度が異なるのか否かを確認すればよい。

このような「変化の向き」に応じて効果の程度が異なり得るモデルとして、一階差分モデルの拡張モデルを考えることができる。一階差分モデルは「起点」となる調査波と「終点」となる調査波を特定してデータを取り扱うことができるモデルではあるが、通常の一階差分モデルでは変化の向きが違っても効果の程度は異ならない。たとえばこのモデルでの非正規雇用ダミー変数は、起点時点と終点時点それぞれの非正規雇用ダミー変数の差分をとることで生み出されたものであり、「正規職から非正規職への移動者」は1の値を、その逆の「非正規職から正規職への移動者」は-1の値をとる。このようにこのダミー変数は、2つの向きの異なる移動に関し、符号が異なるだけで絶対値は等しい値（1と-1）を取るために、「効果の対称性」の仮定が生じることになる。

したがって効果の対称性の仮定を緩和するためには、このような性格を持つ非正規雇用ダミー変数の代わりに、「正規職から非正規職への移動者」を示すダミー変数と「非正規職から正規職への移動者」を示すダミー変数（それぞれ該当ケースのみ1、その他0）を別々に一階差分モデルに加えればよい。これらのダミー変数は手動で設定しなければならないが、これら2つのダミー変数によって、それぞれの移動に伴う賃金の変動程度を、向きの

違いに応じて別々の値として推定することができるようになるのである<sup>10</sup>。

## 6. 変化の向きを区別した一階差分モデルによる分析結果

表3のモデル2は、このようにして雇用形態の変化の向きの違いを区別した拡張版一階差分モデルの推定結果である。この表からもわかるように、このモデルでは「正規職から非正規職への移動」ダミー変数とその逆の「非正規職から正規職への移動」ダミー変数の効果が別々に推定されている。

このモデル2の推定結果を通じて、雇用形態の変化の向きに応じて効果の程度が異なるか否かを判断できるのであるが、結論から述べれば、男性のケースに関しては、雇用形態の変化の向きに応じて賃金変化の程度が異なり、「効果の対称性」の仮定が満たされない。この表によれば、「正規職から非正規職への移動」ダミー変数の効果は-0.082と1%水準で有意な値となっており、他の変数をすべて統制した上での正規職から非正規職への移動者の対前年比賃金は、非移動者のその92% (=exp(-0.082)) に縮小してしまうことになる。別の表現をすると、時点間での全体的な賃金変動分を差し引いて、非移動者の2時点間での賃金変化を0とする場合、正規職から非正規職への移動者は約8%の賃金減少を経験する、ということになる。このような賃金減少分は、職種や学歴、年齢、企業規模等を統制した個体間効果(BE)モデル(モデル3)の効果の約4割に相当するかなり大きなものであり、同一の個人が正規職から非正規職へと転じることで、能力や資質がほぼ同一であったとしても(そして企業規模や職種等の違いをすべて統制したとしても)相対的にはかなりの賃金下落を経験してしまうのである。

固定効果モデルや通常の一階差分モデルが想定するような効果の対称性を前提とするならば、これとは逆向きの「非正規職から正規職への移動」を経験した場合には相対的には0.082賃金が上昇するはずである。しかしこのモデル2の推定結果をみると、「非正規職から正規職への移動」ダミー変数は、それどころか(統計的に有意なものではないものの)-0.029と負の値をとっており、前と逆向きの移動を経験したとしても非移動者に比べて賃金が相対的に上昇してはいないことがわかる。このように「非正規職から正規職への移動」ダミー変数は、効果の対称性の仮定が正しければ+0.082の値をとるべきところ、実際には-0.029となっており、0.111下方にずれている。パラメータの設定を変えた別の分析<sup>11</sup>によ

<sup>10</sup> この手法の詳細に関しては、有田(2013)を参照されたい。なおこのように2時点間の変数の差分以外の変数をモデルに加えることで、「(独立変数の)水準が(従属変数の)水準を規定する」という従来のモデルの図式から、「(独立変数の)変化が(従属変数の)変化を規定する」という図式へと完全に移行し、「水準が水準を規定する」という図式では事象を眺めなくなる点には注意したい。

<sup>11</sup> 従来の非正規雇用ダミー変数を残したまま、「非正規職から正規職への移動」ダミー変

れば、この乖離は 1%水準で有意なものであり、非正規雇用ダミー変数の効果に関しては統計的有意性の面からも「対称性の仮定」が満たされないことが示されるのである。

もちろん他の変数との相関関係にも左右されようが、ごく単純に言えば、変化の向きを区別しない一階差分モデル（モデル 1）における非正規雇用ダミー変数の効果は、前述したように、向きを区別したこのモデル 2 における「非正規職から正規職への移動」ダミー変数の効果を示す値と、「正規職から非正規職への移動」ダミー変数の効果の符号反転値とのウェイト付け平均に相当する。たとえばこのモデルの分析対象には、前者の移動ケースが 93 ケース、後者の移動ケースが 64 ケースそれぞれ含まれるため、上記のウェイト付け平均値は、

$$-0.082 \times 64 / (64 + 93) - (-0.029) \times 93 / (64 + 93) = -0.016$$

と計算される。この値は、モデル 1 の非正規雇用ダミー変数の実際の推定値-0.015 とほぼ一致する。

通常の一階差分モデルにおける非正規雇用ダミー変数の係数が、非正規職と正規職間での双方向の移動経験者の賃金変化データに基づき以上のように推定されることを考慮すれば、向きを区別した一階差分モデル（モデル 2）において「正規職から非正規職への移動」ダミー変数に負の有意な効果が認められたにもかかわらず、なぜ通常の一階差分モデル（モデル 1）において非正規雇用ダミー変数に負の有意な効果が表れなかったのかを理解できる。すなわち、企業規模等他の変数をすべて統制したとしても、正規職から非正規職への移動が実際に有意な（相対的な）賃金の低下をもたらす一方で、その逆向きの非正規職から正規職への移動はそれに見合うだけの有意な賃金の上昇をもたらさないという事実、非正規雇用ダミー変数が負の有意な値を取らなかった理由を求めることができるのである。仮に非正規職から正規職への移動が、その逆向きの移動と同程度（0.082）の賃金上昇をもたらしていたとすれば、前述のウェイト付け平均の例からもあきらかなように、当然通常の一階差分モデルにおける非正規雇用ダミー変数には有意な負の効果が表れるはずである。そしてさらに議論を敷衍していえば、固定効果モデルにおいても非正規雇用ダミー変数に有意な負の効果が認められなかったのは、同様に、非正規職から正規職への移動経験者の正規職就業時の相対的な賃金水準が、その逆向きの移動経験者のそれに比べてそれほど高くはなかったためと推測される。

一方で、女性に関してはこれとは異なる結果が生みだされている。女性の場合は、「非正規職から正規職への移動」ダミー変数と「正規職から非正規職への移動」ダミー変数とも

---

数を追加すると、この係数がずれの程度（-0.111）を示すものとなり、その統計的な有意性を知り得る。

にその効果は小さく、統計的にも有意な値ではない。このことから、女性の場合は、通常の固定効果モデルと一階差分モデルにおいて非正規雇用ダミー変数に有意な効果がみられなかったとしても、それは「これらのモデルの仮定を満たした上で、有意ではない」と判断される。このことから、女性の場合は、個人の観察されない異質性をすべて統制した上では雇用形態という就業機会属性そのものに起因する純粋な賃金格差は存在しない、と結論付けることができるだろう<sup>12</sup>。

## 7. 非変化時の状態を区別した一階差分モデルによる分析結果

雇用形態の変化の「向き」を区別した以上のモデルにおいて、「非正規職から正規職への」、そして「正規職から非正規職への」移動ダミー変数の参照カテゴリーは共に、「雇用形態が変化しなかった場合」である。しかし「変化で変化を説明する」という立場に基づく拡張版一階差分モデルでは、「雇用形態が変化しなかった場合」に関しても、どの雇用形態カテゴリーにおいて変化しなかったのかをさらに区別し、その効果を別個に推定することができる。この事例に関しては「非正規職のまま変化しなかった場合」と「正規職のまま変化しなかった場合」とを区別することができ、その結果、前に挙げた「非正規職から正規職へ移動した場合」の効果は「非正規職のまま移動しなかった場合」との比較において、また「正規職から非正規職へ移動した場合」の効果は「正規職のまま移動しなかった場合」との比較において——すなわちそれぞれ起点が同一のケースとの比較において——その程度を把握することができる。このような非変化時の状態に応じた効果の区別は、向きを区別したこれまでの一階差分モデルに、「非正規職のまま非移動」ダミー変数と「正規職のまま非移動」ダミー変数のどちらかを新たに追加することで可能となる。

表3のモデル3は、新たに「非正規職のまま非移動」ダミー変数を追加したモデルである。このモデルでは時点間での全体的な賃金変動分を差し引き「正規職のまま非移動」の賃金変化を0とした場合の、「正規職から非正規職へ移動」「非正規職から正規職へ移動」「非正規職のまま非移動」の各ケースの賃金変化が推定されることになる。この結果をみると、男性の場合、やはり「正規職から非正規職へ移動」ケースは相対的に約7.4%の賃金下落を経験することがわかる。さらに興味深いのは、「非正規職のまま非移動」のケースは「正規職のまま非移動」のケースに比べて相対的に約4.0%の賃金下落を経験するという点

---

<sup>12</sup> ちなみに企業規模変数についても同様の分析を試みた。結果表の提示は省略するものの、企業規模の場合は、向きや変化パターンの区別を行うなどしたものの、これらの区別による目立った効果の違いは認められなかった。ただし、対象サンプルを「勤め先が変化したもの」に限って再分析を行ったところ、固定効果モデルや通常の一階差分モデルでも企業規模変数に有意な効果が認められた。このような企業規模の効果の問題については稿を改めて論じる予定である。

である。「当該時点の独立変数の水準（のみ）が当該時点の従属変数の水準を規定する」との想定に立つ固定効果モデルや通常の一階差分モデルでは、独立変数が変化しない場合は、当然従属変数も変化しない（あるいは全体的な変動分とまったく同じ程度変化する）ものと仮定されていた。しかし「変化が変化を規定する」という視点からこのような仮定を緩めると、雇用形態が変化しなかったケースに関する「どの状態で変化しなかったのか」に応じて賃金の変化程度に相違があることがあきらかになるのである。

詳細な結果の提示は省略するが、「非正規職のまま非移動」ダミー変数の代わりに「正規職のまま非移動」ダミー変数をモデルに追加し、参照カテゴリーを「非正規職のまま非移動」とした場合の「非正規職から正規職への移動」ダミー変数の係数はやはり有意な値とはならない。このことから、企業規模や職種などをコントロールした場合、非正規職から非正規職への移動者は、非正規職における非移動者と比較して、相対的に賃金が上昇するわけではないことがわかる。もちろん先の知見をあてはめれば、これらの移動者もその後正規職に就き続ければ、非正規職に就き続けた場合に比べて賃金が大きく上昇していくことになる。ただし、先に挙げた「正規職のまま非移動」ケースに認められた賃金上昇が、非正規職から正規職への移動ケースにも同様に享受されるのか否かについては、改めて詳細な分析を行う必要があるだろう。

女性のケースに関する「非正規職のまま非移動」ダミー変数には負の有意な効果が認められ、「正規職のまま非移動」であった場合に比べて、「非正規職のまま非移動」の場合は相対的な賃金下落を経験することがわかる。以上の結果からも、「変化が変化を規定する」という立場に立った場合、非変化時の状態の区別が現実の賃金変化の適切な把握のために有用であることがわかる。

## 8. おわりに

本稿で示されたように、「観察されない個人間の異質性の統制」というメリットが喧伝される固定効果モデルと一階差分モデルは、現実のデータ構造に対してそれなりに強い仮定を置くモデルであるといえる。その一つが「効果の対称性」の仮定であるが、しかし現実のデータ構造がこの仮定を満たさない場合、これらのモデルの推定結果からは現実を適切に反映しない解釈が導き出されかねない。正規職/非正規職間の賃金格差を扱った本稿の分析結果においても、固定効果モデルと通常の一階差分モデルでは非正規職ダミー変数に有意な効果が認められず、ここからは「見かけ上は大きくみえる正規職/非正規職間の賃金格差も、そのほとんどがそれらの職に就いている個人の属性に帰すべきものであり、就業機会それ自体に結び付けられた賃金格差はきわめて小さい」という結論が導き出されてもまったく不思議ではない。



しかしこれらのモデルが推定に利用する個人「内」偏差とは、実際には起点と終点が区別される「変化」である点に着目し、変化の「向き」を区別した分析を行うと、これとはまったく異なる状況が浮かび上がる。男性の場合、「正規職から非正規職への移動」ダミー変数には負の有意な効果が認められ、同一個人が正規職から非正規職へと移動すると、他の変数を統制しても相対的には有意な賃金低下を経験することになる。その一方で、非正規職から正規職への移動は、有意な賃金上昇をもたらさない。そして、このような「効果の非対称性」故に、「正規職から非正規職への移動」ダミー変数には負の有意な効果が認められるにも関わらず、向きを区別しない通常の一階差分モデルや固定効果モデルでは非正規雇用ダミー変数に負の有意な効果が認められなくなってしまう。現実のデータ構造に強い仮定を置くことと引き換えに、固定効果モデルと通常の一階差分モデルは「個人間の観察されない異質性の統制」という強力なメリットを獲得するのであるが、これらのモデルを用いた分析はらむ陥穽に対しても、分析者は十分な注意を払う必要があるだろう。

仮定を緩和して行った分析から得られた（男性に関して）「正規職から非正規職へ転じると相対的に賃金が下落するが、非正規職から正規職へと移動しても賃金は上昇しない」という知見は、今日の日本社会における格差問題の深刻性を示すものといえるかもしれない。非正規雇用が大きく増加している今日の日本において若者が非正規職に就業する確率は確実に増加しているが、正規職から非正規職への移動は賃金を相対的に低下させるのみならず、一旦非正規職へと転じてしまうと、そこから正規職へ移動できたとしても賃金が相対的に上昇しはしない、という一種の「アリ地獄」的な状況を浮かび上がらせるためである。もちろん、正規職に就業し続けることでその後は賃金が上昇していく可能性があるため、非正規職から正規職への移動にまったく意味がないわけではないものの、このような正規職と非正規職間の移動がもたらす賃金変化の非対称性は、日本社会の若者の間に「格差の連鎖と蓄積」をもたらす重要なメカニズムの1つと考えられる。

しかしながら、なぜ日本社会では男性に関して「正規職から非正規職へ転じると賃金が相対的に下落するものの、非正規職から正規職へと移動しても賃金は相対的に上昇しないのか」という問いは依然として残されたままである。このような「効果の非対称性」が生じる1つの可能性として、たとえば、個人の賃金はその時点における能力などのみならず、それぞれの社会において築かれた「能力」や「生産性」に関しての一般的な想定を基に、過去の選抜の結果や業績、あるいはそれらを左右するものと「想定される」諸変数を判断材料として推論される場合を考慮することができる<sup>13</sup>。この場合、ある時点における個人の賃金は当該時点の条件によってはそもそも説明されないことになり、固定効果モデルの基本的な想定は満たされなくなる。

---

<sup>13</sup> この事例は、有田（2013）の考察部分における「ケース3」にあたる。

たとえば、非正規職は正規職に比べて「職務遂行能力を高める機会が少ない」、あるいは「採用時の選抜性が低い」という想定が社会に浸透してしまっている場合、非正規職から正規職への移動者は、それまで非正規職に就いていたという職歴それ自体のために「能力」や「生産性」が低いものとみなされてしまい、他の正規職就業者よりも低い賃金しか与えられない、というような可能性が考えられる。ここで正規職では「能力」や「生産性」に応じて賃金が支払われるのに対し、非正規職では職自体に付随する固定的な低水準の賃金が支払われると仮定すれば、以上のようなメカニズムによって、正規職から非正規職への移動は賃金を下落させるものの、その逆向きの非正規職から正規職への移動によっても賃金は十分に上昇しない、というような状況が生じ得る。

しかしこれらはあくまで仮説的なメカニズムの提示にすぎない。今後、雇用形態間の移動を生じさせる要因や、そこに影響を及ぼす制度的背景条件も考慮に入れつつ、このようなメカニズムの実態をより詳しく検討していきたい。

## 参考文献・引用文献

- 有田伸, 2013, 「変化の向き・経路と非変化時の状態を区別したパネルデータ分析—従業上の地位変化をもたらす所得変化を事例として」『理論と方法』28(1): 69-85.
- Baltagi, Badi H., 2008, *Economic Analysis of Panel Data 4th ed.*, Chichester: John Wiley and Sons.
- Liebertson, Stanley, 1985, *Making it Count: The Improvement of Social Research and Theory*, Berkeley: University of California Press.
- 筒井淳也・平井裕久・秋吉美都・水落正明・坂本和靖・福田亘孝, 2007, 『Stata で計量経済学入門』ミネルヴァ書房.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2002, *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.
- 山口一男, 2004, 「パネルデータの長所とその分析方法—常識の誤りについて」『季刊家計経済研究』62: 50-58.

表1 個体間効果 (BE)モデルの推定結果

|                     | 男            |              | 性            | 女            |              | 性            |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|                     | model 1<br>b | model 2<br>b | model 3<br>b | model 1<br>b | model 2<br>b | model 3<br>b |
| 雇用形態 (ref:正規職)      |              |              |              |              |              |              |
| 非正規職                | -0.330 ***   | -0.304 ***   | -0.205 ***   | -0.246 ***   | -0.228 ***   | -0.194 ***   |
| 企業規模 (ref: 1-4人)    |              |              |              |              |              |              |
| 5-29人               |              | 0.063        | 0.089        |              | 0.049        | 0.039        |
| 30-299人             |              | 0.105 *      | 0.104 *      |              | 0.144 **     | 0.120 **     |
| 300-999人            |              | 0.209 ***    | 0.191 ***    |              | 0.207 ***    | 0.179 ***    |
| 1000人以上             |              | 0.360 ***    | 0.305 ***    |              | 0.228 ***    | 0.221 ***    |
| 官公庁                 |              | 0.293 ***    | 0.171 **     |              | 0.343 ***    | 0.215 ***    |
| 年齢                  |              |              | 0.026 ***    |              |              | 0.012 ***    |
| 職業 (SSM8分類 ref:専門職) |              |              |              |              |              |              |
| 管理職                 |              |              | 0.245 ***    |              |              | 0.499 *      |
| 事務職                 |              |              | -0.065 *     |              |              | -0.090 ***   |
| 販売職                 |              |              | -0.206 ***   |              |              | -0.174 ***   |
| 熟練職                 |              |              | -0.157 ***   |              |              | -0.219 ***   |
| 半熟練職                |              |              | -0.177 ***   |              |              | -0.254 ***   |
| 非熟練職                |              |              | -0.168 ***   |              |              | -0.126 ***   |
| 農林職                 |              |              | -0.003       |              |              | -0.283 *     |
| DKNA                |              |              | -0.080       |              |              | -0.172 *     |
| 学歴 (ref:中学)         |              |              |              |              |              |              |
| 高校                  |              |              | -0.027       |              |              | -0.120       |
| 専修学校                |              |              | -0.013       |              |              | -0.013       |
| 短大・高専               |              |              | -0.044       |              |              | -0.067       |
| 大学                  |              |              | 0.024        |              |              | 0.031        |
| 大学院                 |              |              | 0.039        |              |              | 0.160        |
| DKNA                |              |              | 0.298        |              |              | 0.336 *      |
| 調査波 (ref: wave2)    |              |              |              |              |              |              |
| wave3               | -0.036       | -0.024       | -0.034       | 0.066        | 0.071        | 0.062        |
| wave4               | -0.067       | -0.110 *     | -0.156 ***   | 0.085        | 0.087 *      | 0.038        |
| wave5               | 0.020        | -0.011       | -0.069       | 0.009        | 0.016        | -0.029       |
| wave6               | -0.118 *     | -0.138 *     | -0.183 ***   | 0.006        | 0.001        | -0.074 *     |
| 定数                  | 7.297 ***    | 7.122 ***    | 6.371 ***    | 7.067 ***    | 6.905 ***    | 6.673 ***    |
| R-sq (between)      | 0.073        | 0.163        | 0.387        | 0.128        | 0.181        | 0.315        |
| Number of groups    | 1689         | 1689         | 1689         | 1580         | 1580         | 1580         |

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

表2 固定効果(FE)モデルの推定結果

|                    | 男            |              | 性            |              | 女            |              | 性            |              |
|--------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|                    | model 1<br>b | model 2<br>b | model 3<br>b | model 1<br>b | model 2<br>b | model 3<br>b | model 1<br>b | model 2<br>b |
| 雇用形態 (ref.正規職)     |              |              |              |              |              |              |              |              |
| 非正規職               | -0.032       | -0.033       | -0.030       | -0.018       | -0.018       | -0.017       |              |              |
| 企業規模 (ref. 1-4人)   |              |              |              |              |              |              |              |              |
| 5-29人              |              | -0.016       | -0.017       |              | 0.061 **     | 0.061 **     |              |              |
| 30-299人            |              | -0.015       | -0.016       |              | 0.066 **     | 0.064 **     |              |              |
| 300-999人           |              | -0.008       | -0.012       |              | 0.070 **     | 0.067 **     |              |              |
| 1000人以上            |              | 0.016        | 0.013        |              | 0.111 ***    | 0.109 ***    |              |              |
| 官公庁                |              | 0.016        | 0.012        |              | 0.073 *      | 0.070 *      |              |              |
| 職業(SSM8分類 ref.専門職) |              |              |              |              |              |              |              |              |
| 管理職                |              |              | 0.002        |              |              |              | 0.232 ***    |              |
| 事務職                |              |              | -0.010       |              |              |              | -0.045 *     |              |
| 販売職                |              |              | -0.076 **    |              |              |              | -0.032       |              |
| 熟練職                |              |              | -0.032       |              |              |              | -0.074 *     |              |
| 半熟練職               |              |              | -0.053 *     |              |              |              | -0.046       |              |
| 非熟練職               |              |              | -0.028       |              |              |              | -0.040       |              |
| 農林職                |              |              | -0.017       |              |              |              | -0.030       |              |
| DKNA               |              |              | -0.039       |              |              |              | -0.056       |              |
| 調査波 (ref. wave2)   |              |              |              |              |              |              |              |              |
| wave3              | 0.026 **     | 0.027 **     | 0.027 **     | 0.028 ***    | 0.027 ***    | 0.026 **     |              |              |
| wave4              | 0.043 ***    | 0.044 ***    | 0.043 ***    | 0.038 ***    | 0.039 ***    | 0.037 ***    |              |              |
| wave5              | 0.059 ***    | 0.060 ***    | 0.060 ***    | 0.045 ***    | 0.045 ***    | 0.042 ***    |              |              |
| wave6              | 0.080 ***    | 0.081 ***    | 0.081 ***    | 0.060 ***    | 0.060 ***    | 0.057 ***    |              |              |
| 定数                 | 7.210 ***    | 7.213 ***    | 7.244 ***    | 6.977 ***    | 6.905 ***    | 6.940 ***    |              |              |
| sigma_u            | 0.375        | 0.372        | 0.366        | 0.331        | 0.328        | 0.323        |              |              |
| sigma_e            | 0.199        | 0.199        | 0.199        | 0.162        | 0.161        | 0.161        |              |              |
| rho                | 0.780        | 0.777        | 0.772        | 0.807        | 0.805        | 0.801        |              |              |
| R-square: within   | 0.023        | 0.024        | 0.028        | 0.018        | 0.024        | 0.031        |              |              |
| : between          | 0.010        | 0.054        | 0.108        | 0.032        | 0.063        | 0.118        |              |              |
| : overall          | 0.014        | 0.049        | 0.093        | 0.029        | 0.060        | 0.103        |              |              |
| Number of obs      | 5752         | 5752         | 5752         | 5068         | 5068         | 5068         |              |              |
| Number of groups   | 1689         | 1689         | 1689         | 1580         | 1580         | 1580         |              |              |

\*\*\* p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

表3 一階差分(FD)モデルの推定結果

|  | 男 性          |              |              | 女 性          |              |              |
|--|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
|  | model 1<br>b | model 2<br>b | model 3<br>b | model 1<br>b | model 2<br>b | model 3<br>b |
| 雇用形態 (ref:正規職)                             |              |              |              |              |              |              |
| 非正規職                                       | -0.015       |              |              | 0.010        |              |              |
| 雇用形態変化 (ref: 非変化(model2), 正規職で非変化(model3)) |              |              |              |              |              |              |
| 正規職→非正規職                                   |              | -0.082 **    | -0.077 *     |              | 0.006        | 0.001        |
| 非正規職→正規職                                   |              | -0.029       | -0.026       |              | -0.013       | -0.017       |
| 非変化時の状態 (ref: 正規職で非変化)                     |              |              |              |              |              |              |
| 非正規職で非変化                                   |              |              | -0.041 ***   |              |              | -0.014 **    |
| 企業規模 (ref: 1-4人)                           |              |              |              |              |              |              |
| 5-29人                                      | 0.007        | 0.007        | 0.006        | 0.035        | 0.035        | 0.037        |
| 30-299人                                    | 0.015        | 0.016        | 0.013        | 0.029        | 0.029        | 0.030        |
| 300-999人                                   | 0.033        | 0.035        | 0.033        | 0.036        | 0.036        | 0.038        |
| 1000人以上                                    | 0.047        | 0.050        | 0.049        | 0.065 *      | 0.065 *      | 0.065 *      |
| 官公庁  | 0.068        | 0.072        | 0.071        | 0.025        | 0.025        | 0.027        |
| 職業 (SSM8分類 ref:専門職)                        |              |              |              |              |              |              |
| 管理職  | 0.012        | 0.012        | 0.009        | 0.322 ***    | 0.322 ***    | 0.315 ***    |
| 事務職  | 0.022        | 0.022        | 0.021        | -0.036       | -0.036       | -0.034       |
| 販売職  | -0.047       | -0.048       | -0.052       | -0.027       | -0.026       | -0.025       |
| 熟練職  | -0.007       | -0.005       | -0.007       | -0.087 *     | -0.087 *     | -0.084 *     |
| 半熟練職                                       | -0.020       | -0.020       | -0.019       | -0.056       | -0.055       | -0.054       |
| 非熟練職                                       | -0.029       | -0.030       | -0.032       | -0.035       | -0.035       | -0.033       |
| 農林職  | -0.001       | 0.008        | 0.006        | -0.035       | -0.034       | -0.034       |
| DKNA                                       | -0.031       | -0.030       | -0.031       | -0.059       | -0.059       | -0.057       |
| 調査波 (終点. ref: wave3)                       |              |              |              |              |              |              |
| wave4                                      | -0.006       | -0.006       | -0.007       | -0.015       | -0.015       | -0.015       |
| wave5                                      | -0.013       | -0.014       | -0.014       | -0.023 *     | -0.023 *     | -0.023 *     |
| wave6                                      | -0.009       | -0.010       | -0.010       | -0.009       | -0.009       | -0.009       |
| 定数   | 0.030 ***    | 0.032 ***    | 0.035 ***    | 0.029 ***    | 0.029 ***    | 0.034 ***    |
| wald chi2                                  | 22.17        | 31.12        | 42.62        | 51.30        | 51.34        | 59.45        |
| Number of obs                              | 3834         | 3834         | 3834         | 3205         | 3205         | 3205         |
| Number of groups                           | 1362         | 1362         | 1362         | 1198         | 1198         | 1198         |

\*\*\*p<.001 \*\*p<.01 \*p<.05

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金  
基盤研究 S：2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度

厚生労働科学研究費補助金  
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金  
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

## 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト  
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>