

ISS Discussion Paper Series

J-219

日本における雇用形態が賃金格差に与える影響

－Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析－

鈴木恭子¹

2017年1月

¹ 東京大学社会科学研究所

kysuzuki@iss.u-tokyo.ac.jp

要旨

本稿では、日本において正規か非正規かという「雇用形態」が賃金に及ぼす影響について、特にその性質に焦点をあてた検討を行った。分析の結果、「雇用形態」は賃金の「水準」を直接に規定する要因とみなすより、2つの異なる「賃金決定メカニズム」の選択を規定する要因とみなす方が適切であることが分かった。またこの2つの賃金決定メカニズムの区分は正規/非正規の区分と完全には一致せず、企業規模や性別等の影響も受けながら雇用形態を横断するかたちで存在していることも明らかになった。こうした労働市場の潜在的な分断を前提とすると、雇用形態が賃金に及ぼす影響は、すべての人に一律に及ぶのではなく、各人がどのような属性を持つかによって異なってくる。雇用形態の違いにより平均して大きな影響を受けるのが大企業労働者や未婚者、またグループ内で影響の差が大きいのが既婚女性や高卒などのグループである。このように、日本の労働市場には正規/非正規という雇用形態による分断に加えて、それとは別に賃金決定メカニズムによる潜在的な分断があるために、仮に雇用形態が正規となっても必ずしも賃金上昇が期待できない。またこの二つの分断の影響が重なることで、雇用形態の違いが賃金に及ぼす影響は既婚女性など特定の属性を持つグループに集中的にあらわれることが明らかになった。

1. はじめに

1 雇用形態と賃金格差

日本において正規雇用と非正規雇用の収入に大きな格差が存在することは、労働研究の場のみならず社会的にも広く関心を集める問題である。例えばこんにち、正規雇用に対して6割程度の非正規雇用の賃金水準を「欧米に遜色のない水準」の8割に引き上げることが、1つの政策目標とされている（内閣府 2016）。しかし、なぜ日本においても8割という水準が妥当といえるのか、そもそも雇用形態の違いがどのようなメカニズムで賃金に影響を与えているのか、なぜ日本でこれほど大きな格差につながっているのかという点はいまだ十分明らかではない。雇用形態が賃金に及ぼす影響を考える際、水準が重要なのだろうか。また、その影響はすべての人に同じように及んでいるものなのだろうか。これらは、雇用形態が賃金に及ぼす影響の「大きさ」とともに、その「性質」にかかわる問題である。そこで本稿は、雇用形態の違いが賃金に及ぼす影響について、特にその性質に焦点をあてた検討を行う。具体的には、雇用形態は賃金の「水準」を規定するというよりも、賃金の「決定メカニズム」そのものの選択を規定することにより、賃金に影響を与えているという仮説を検証する。またそうしたモデルを前提とした際に、雇用形態が賃金に及ぼす影響はすべての人に一律に及ぶのではなく、それぞれの人の属性に応じて異なっている、ということ进行を明らかにする。

2 先行研究

(1) 水準差か、あるいは決定メカニズムか

日本において、正規/非正規間に大きな賃金格差があること自体が問題化されたのは、比較的近年のことである。というのも、正規/非正規ではその職務内容・勤続年数・学歴などの違いから賃金水準が異なるとして当然という見方が労働研究においても強く、また社会的にも広く共有されていたためである。しかし、次第に他の要因では説明されない「雇用形態」固有の賃金格差に関心が集まるようになる。非正規雇用の賃金は、学歴・年齢・性別・企業規模・役職・職種等の要因をコントロールしてもなお正規雇用の水準に対して2~3割の格差が残り（太郎丸 2009; 有田 2016; Takahashi 2016）、その賃金格差は欧米諸国と比べても、また韓国や台湾と比べても、日本において特に大きい（労働政策研究・研修機構編 2012; 有田 2016）。さらにこうした賃金格差につながる正規/非正規というカテゴリーが、雇用期間の有無といった客観的条件によってではなく、職場における「呼称」に基づいて決まっていることも日本における特徴である（川口・神林・原 2015）。こうした実証研究によって、今日では雇用形態間の格差の妥当性が問題化されるにいたったが、しかし一方

にはこのような賃金格差の「水準」に焦点を当てるアプローチでは見えなくなる問題の側面もある。それは、正規/非正規の賃金はそもそも同じ基準では比較不可能であるという側面、すなわち雇用形態が単に賃金の「水準」ではなく賃金の「決定メカニズム」そのものに影響を及ぼすという側面である。こうした側面は非正規雇用研究では早くから注目されており、正規雇用と非正規雇用との間で異なる賃金の構造を見出してきた（永瀬 1995, 2003; 古郡 1997）。こうした、賃金の「水準」に焦点をあてるか、「決定メカニズム」に焦点をあてるかという点が、賃金格差への二つの異なるアプローチを構成している。

(2) 雇用形態による分断か、あるいは潜在構造による分断か

「決定メカニズム」の違いに焦点をあてた際、次に問題となるのが「何が決定メカニズムを分ける基準となるか？」という点である。2つの異なる賃金決定メカニズムを想定して賃金関数を別々に推定するというアプローチは、「二重労働市場論」(Dual Labor Market Theory)と親和的である。二重労働市場論では、労働市場が2つ以上の異質なセグメントに分断され、互いに異なる採用/退出および賃金決定のメカニズムに支配されているとみなす。一方には高賃金・安定雇用・昇給のある恵まれたセクターが、他方には低賃金・不安定雇用・昇給なしの不利なセクターが存在し、この制度的な分断が賃金格差を生み出すと考える (Doeringer and Piore 1971; Berger and Piore 1984)。日本では氏原 (1966) らが京浜工業地帯の調査から大工場と中小工場との間で労働市場の分断を指摘して以降、「二重構造」は日本の労働市場の特徴として、主に企業規模間格差の問題として論じられてきた (尾高 1984)。80年代には企業規模間格差の議論が下火になる中で二重構造論の視点は男女賃金格差の分析に受け継がれ (ホーン・川嶋 1985; 大沢 1993)、そうした蓄積を背景に90年代後半に非正規雇用が問題化した際に、二重構造論の枠組みを適用する試みがいち早く現れた (古郡 1997)。その後、正規/非正規間格差が深刻化するにしたがい、二重構造論との関連で問題を論じる研究が増えている (玄田 2008, 2011; 堀 2012; 福井 2015)。

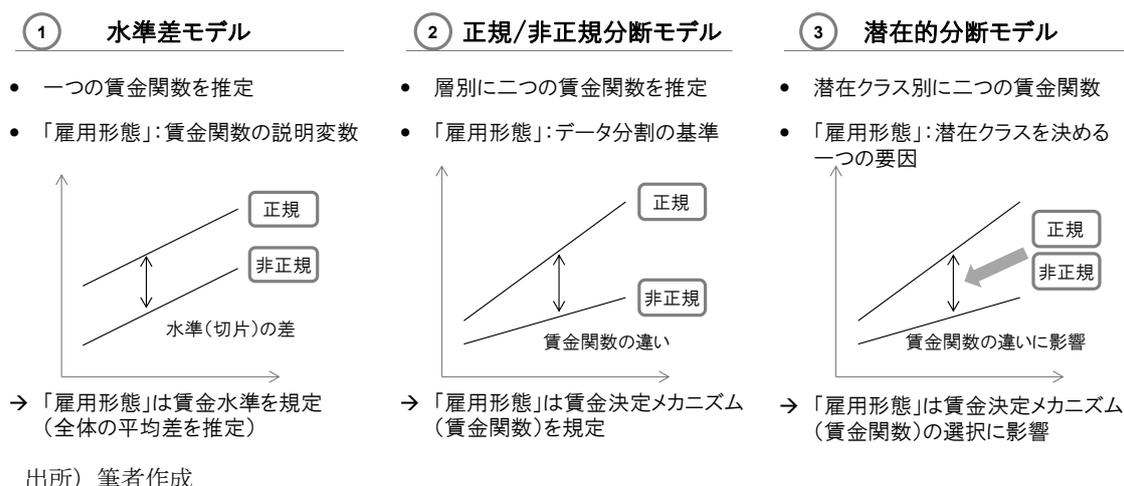
ここで問題になるのが、はたして正規/非正規の区分で労働市場が分断されていると考えてよいか、という点である。労働市場のどこに分断があるかという認定は論者によって異なる。玄田 (2008, 2011) は非正規雇用のなかに企業の内部労働市場に位置づけるべき層などが存在することを実証して非正規雇用内の分断を見出すとともに、正規雇用者の中にも分断があることを指摘する。堀 (2012) も Switching Regression による二重労働市場の推定を行い、非正規雇用内における雇用形態間の差異を指摘する。もとより古郡 (1997) も、労働市場がいくつものレベルの二重構造によって重層的に構成されていることを指摘している。もし正規/非正規の区別を基準に労働市場を二分するのが不適切ならば、代わりにどのような基準を用いるべきだろうか。実は、2つのセクターが実際のところ何を意味しているのか、実証研究においてどのように2つのセクターを同定するかという問題は、二重労働市場論が抱える最大の課題である (Hodson and Kaufman 1982)。当初アメリカで試みられたように「職種」「産業」などを基準としてセクターを同定しようと試みても、どこ

かに無理が生じる (Sakamoto and Chen 1991)。1つの職種の中にも職位の上下によって労働条件が全く異なるし、1つの産業の中にも当然多様なジョブやポジションが混在するからである。これに対して1つの解を提示したのが Dickens and Lang (1985)、石川・出島 (1994) である。彼らは、特定の基準を用いて分析者が事前にセクターを二分するのではなく、さまざまな要因の影響を許容しながら2つのセクターを潜在クラスとして内生的に推定するという方法を採用した。この方法は、雇用形態による分断に加え企業規模や性別による分断を考慮する必要がある日本のケースにおいて特に有効であると考え、本稿でもこの手法を採用する。

(3) 3つの分析モデル

以上の議論をふまえ、図1に雇用形態の違いが賃金格差に与える影響を推定するための3つのモデルを提示する。

図1 賃金格差推定の3つのモデル



1つ目の「① 水準差モデル」は、「雇用形態」を賃金関数の説明変数に用いて、全体で1つの賃金関数を推定する。このモデルにおける「雇用形態」は、賃金の「水準」を直接に規定する要因として位置づけられ、推定された「雇用形態」の係数は母集団全体の平均の差をあらわしている。2つ目の「② 正規/非正規分断モデル」は、「雇用形態」によって賃金決定メカニズムが異なることを想定し、正規/非正規でデータを分割して層別に賃金関数を推定する。このモデルにおける「雇用形態」は、「賃金決定メカニズム」(賃金関数)の選択を規定する要因である。3つ目の「③ 潜在的な分断モデル」は、市場に2つの異なる賃金決定メカニズムが存在することを仮定しながら、その区分は「雇用形態」に一致せず、その他の要因の影響も受けながら潜在的に存在すると考える。

「① 水準差モデル」では、様々な統制変数を追加することで「雇用形態」固有の影響を取り出す。このモデルは正規/非正規で1つの賃金関数を共有しているため、他の諸要因が賃金に及ぼす影響の大きさは雇用形態間で差がないこと、また「雇用形態」が賃金に及ぼす影響も他の変数とは関係なく一律であることが仮定されている。これに対して「② 正規/非正規分断モデル」では、2つの賃金関数において説明変数やその係数が異なるため、諸要因が賃金に及ぼす影響は雇用形態間で異なると想定される。「雇用形態」は、賃金決定メカニズムの選択のみに影響し、賃金水準には直接影響を及ぼさない。ここでは「雇用形態」だけが賃金決定メカニズムを分ける基準である。これに対して「③ 潜在的な分断モデル」では、「雇用形態」は2つの賃金決定メカニズムの選択に影響を与える要因のひとつにすぎず、その選択自体はモデル内で潜在クラスを用いて内生的に決定されるという点に特徴がある (Dickens and Lang 1985; 石川・出島 1994)。

本稿では、これら3つの分析モデルを用いて実際の賃金のデータを分析し、どのモデルがより説明力が高いといえるかを検討する。その分析を通じて、雇用形態が賃金に与える影響の性質とそのインパクトの大きさをどのように理解することが可能か、1つの視角を提供するものである。

II. データ、変数、分析モデル

1. 使用するデータ

分析に使用するのは、就業構造基本調査 2002 年度の匿名データである。15 歳～59 歳までの有職の男女のうち、役員・自営業・家族従業者等を除いた、被雇用者を対象とした。時間あたり賃金を計算するうえでの誤差を小さくするために、現在の就業先に勤続年数 1 年未満のレコード、年間就業日数 200 日未満かもしくは就業が不規則なレコード、週当たり労働時間の情報がないレコードは、対象から除外した。そのため、対象にしめる非正規雇用の割合は、実際よりも過小になっている¹⁾。また説明変数に欠損値のあるレコードも除外した。その結果、分析の対象となるサンプルのサイズは 260,845、記述統計は表 1 の通りである²⁾。

表 1 サンプルの記述統計

| | | 性別 | | 合計 |
|-------|-----------------|--------|--------|--------|
| | | 男性 | 女性 | |
| 全標本 | | 151540 | 109305 | 260845 |
| | | 58.1% | 41.9% | - |
| 年齢 | 15-19歳 | 0.8% | 1.0% | 0.9% |
| | 20-29歳 | 20.4% | 23.3% | 21.6% |
| | 30-39歳 | 26.2% | 22.2% | 24.5% |
| | 40-49歳 | 25.9% | 27.5% | 26.6% |
| | 50-59歳 | 26.6% | 26.0% | 26.3% |
| | 平均 (歳) | 40.3 | 39.9 | 40.1 |
| | 標準偏差 | 11.0 | 11.3 | 11.1 |
| 学歴 | 中学卒 | 12.3% | 10.3% | 11.5% |
| | 高校卒 | 49.6% | 51.8% | 50.6% |
| | 高専・短大卒 | 9.2% | 26.6% | 16.5% |
| | 大学卒以上 | 28.9% | 11.3% | 21.4% |
| | 平均 (年) | 13.0 | 12.7 | 12.9 |
| | 標準偏差 | 2.3 | 1.8 | 2.1 |
| 勤続 | 平均 (年) | 14.3 | 8.8 | 12.0 |
| | 標準偏差 | 11.2 | 8.8 | 10.6 |
| 外部経験 | 平均 (年) | 7.2 | 12.5 | 9.4 |
| | 標準偏差 | 9.2 | 11.0 | 10.3 |
| 企業規模 | 大企業(従業員300人以上) | 47% | 38% | 43% |
| | 中小企業(従業員300人未満) | 53% | 62% | 57% |
| 大卒ダミー | 大卒以上 | 29.2% | 11.2% | 21.7% |
| | 中・高・高専等 | 70.8% | 88.8% | 78.3% |
| 婚姻状態 | 既婚 | 68.8% | 61.3% | 65.7% |
| | 未婚 | 31.2% | 38.7% | 34.3% |
| 雇用形態 | 正規雇用 | 68.8% | 61.3% | 65.7% |
| | 非正規雇用 | 6.7% | 43.2% | 22.0% |

出所) 総務省 『就業構造基本調査』(2002 年度)

2. 使用する変数

表2は、図1に挙げた3つのモデルにベースモデルを加えた4モデルについて、使用する説明変数をまとめたものである。まず、賃金関数はいずれのモデルも同じミンサー型関数を用いている。被説明変数は時間あたり収入の対数値である³。時間あたり収入は、年間200日以上就業するか就業が規則的な者を対象とし、「年間収入÷52÷週労働時間」で計算している。賃金関数の説明変数には、人的資本の指標となる「学歴（大卒ダミー）」「勤続年数」「経験年数」に加えて、「企業規模」「性別」「婚姻状態」のダミー変数を加えている⁴。

表2 モデルに使用する変数

| 変数 | | モデル | | ② | | ③ | |
|------|-----------------|--------|-----|----------|----------|----------|----------|
| | | ① | ② | 正規/非正規分断 | | 潜在的な分断 | |
| | | ベースモデル | 水準差 | 賃金関数 (X) | 割当関数 (Z) | 賃金関数 (X) | 割当関数 (Z) |
| 定数項 | | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| 人的資本 | 大卒ダミー | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | ✓ |
| | 勤続年数 | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | |
| | 経験年数 | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | |
| 企業規模 | 大企業ダミー (300人以上) | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | ✓ |
| 性別 | 女性ダミー | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | ✓ |
| 婚姻状態 | 既婚ダミー | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | ✓ |
| | 女性・既婚ダミー交差項 | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ | ✓ |
| 雇用形態 | 非正規ダミー | | ✓ | | ✓ | | ✓ |

出所) 筆者作成

モデルの違いは、「雇用形態」をあらわす「非正規ダミー」変数をどのように位置づけるかに基づく。まず、「雇用形態」の変数をどこにも加えないものを、「① ベースモデル」とする。「② 水準差モデル」には、「雇用形態」を賃金関数の説明変数としてのみ加える。「③ 正規/非正規分断モデル」においては、「雇用形態」を割当関数の説明変数としてのみ加え、賃金関数の説明変数からは除外する。「④ 潜在的な分断モデル」においても、「雇用形態」を割当関数の説明変数として加えるが、このモデルでは他の変数も割当関数に加える。日本における二重労働市場を扱う先行研究において、大企業/中小企業間に大きな賃金格差があり、どのような職を得られるかは学歴が大きな影響を及ぼすこと（氏原 1966; 尾高 1984; 石川・出島 1994）、周辺の労働市場には女性が多く、特に一度労働市場を退出したのちに再度参入する既婚女性に占められていること（ホーン・川嶋 1985; 大沢 1993）等の知見を踏まえ、「企業規模」「学歴」「性別」「婚姻状態」を割当関数の変数として選択する。「勤続年数」「経験年数」については労働市場に参入する時点では効果を持たない変数とみなす先行研究にならぬ（石川・出島 1994）、割当関数からは除外する。モデル②と④は全体で1

つの賃金関数を推定するのに対し、モデルの②と③のは賃金関数が2つずつ推定される。

3. 分析モデルと検証すべき問い

分析に用いるのは、Finite Mixture Model (FMM) あるいは Latent Class Regression とよばれるモデルで、潜在クラス分析の一種である。このモデルは、Dickens and Lang (1985)や石川・出島 (1994) において Switching Regression with Endogenous Variables とよばれてきたものと同じものである (Maddala 1983)。堀 (2012) も、非正規雇用を含めた Switching Regression による二重労働市場の推定を行っている。このモデルでは、労働市場に2つの潜在的なクラスが存在し、それぞれに異なる賃金関数を有すると想定する。このときモデルは、2つの賃金関数(Wage Equations)と、各人のクラスの割当を決定する割当関数(Classification Equation)の3つの方程式から構成される。これら3つの関数から1つの尤度関数を構成し、最尤法にて同時推定を行う。以下に詳細を定式化する (Greene 2012; Vermunt 2013)。

賃金関数: Wage Equations

$$(i) \quad f(\ln W_i) = X_i\beta_1 + u_{1i} \quad (\text{Class1 の賃金関数})$$

$$(ii) \quad f(\ln W_i) = X_i\beta_2 + u_{2i} \quad (\text{Class2 の賃金関数})$$

割当関数: Classification Equation

$$(iii) \quad y_i^* = Z_i\gamma + \varepsilon_i \quad (y_i^*: \text{クラス割当をあらわす潜在変数})$$

ただし

| | |
|-------------------|---|
| W_i | : 各人の賃金 |
| X_i | : Wage Equations の説明変数ベクトル |
| Z_i | : Classification Equation の説明変数ベクトル |
| β_j, γ | : パラメーターのベクトル |
| u_{ji} | : Wage Equations の誤差項、正規分布 |
| σ_j^2 | : Wage Equations の誤差項の分散 |
| ε_i | : Classification Equation の誤差項、Logit 分布 |
| y_i^* | : 各人のクラス割当をあらわす潜在変数 (Class1 割当確率) |

添え字の i は個人、 j は割当られるクラスを表す。($j=1, 2$)

いま、ある人が Class1 に属していれば (i) の賃金関数に従い、Class2 に属していれば (ii) の賃金関数に従う。 y_i^* は観察不能な変数で、各クラスへの割当確率をあらわす。各人がいずれのクラスに割当てられるかは、賃金の水準や賃金関数へのフィットに加えて各人の属性によって影響を受ける。この時、個人 i の marginal density は各クラスへの割当確率をウェイトとして次のようにあらわせる。

$$f(\ln W_i | Z_i, X_i) = Pr(\text{class}_i = 1 | Z_i) \cdot f(\ln W_i | \text{class}_i = 1, X_i) \\ + Pr(\text{class}_i = 2 | Z_i) \cdot f(\ln W_i | \text{class}_i = 2, X_i)$$

ε_i は logit 分布に従うと仮定しているから、

$$Pr(\text{class}_i = 1 | Z_i) = Pr(\varepsilon_{wi} > -Z_i\gamma | Z_i) = \frac{\exp(Z_i\gamma)}{1 + \exp(Z_i\gamma)}$$

$$Pr(\text{class}_i = 2 | Z_i) = 1 - Pr(\text{class}_i = 1 | Z_i) = \frac{1}{1 + \exp(Z_i\gamma)}$$

また、 u_{ji} は正規分布に従うと仮定しているから、

$$f(\ln W_i | \text{class}_i = j, X_i) = N(X_i\beta_j, \sigma_j^2) = \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_j)^2 / \sigma_j^2\right]}{\sigma_j \sqrt{2\pi}}, \quad j = 1, 2$$

したがって個人 i の marginal density は以下の通り定義され、

$$f(\ln W_i | Z_i, X_i) = \frac{\exp(Z_i\gamma)}{1 + \exp(Z_i\gamma)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_1)^2 / \sigma_1^2\right]}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \\ + \frac{1}{1 + \exp(Z_i\gamma)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_2)^2 / \sigma_2^2\right]}{\sigma_2 \sqrt{2\pi}}$$

また Log-Likelihood は以下のように定義される。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \left[\frac{\exp(Z_i\gamma)}{1 + \exp(Z_i\gamma)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_1)^2 / \sigma_1^2\right]}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \right. \\ \left. + \frac{1}{1 + \exp(Z_i\gamma)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_2)^2 / \sigma_2^2\right]}{\sigma_2 \sqrt{2\pi}} \right]$$

ここから観察可能な変数 $(\ln W_i, X_i, Z_i)$ のデータを用いて、最尤法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) によりパラメーター β_1, β_2, γ と誤差項の分散 σ_1^2, σ_2^2 を同時に推定する。

表 2 におけるモデルの②と③は、 $\beta_1 = \beta_2$ となって割当関数(iii)が消滅し、賃金関数が 1 つに収束したモデルと定義できる。②と③は $\beta_1 \neq \beta_2$ となり 2 つの異なる賃金関数と割当関数で構成される。②は、正規雇用であれば Class1 への割当確率が 1 となり、非正規雇用であれば Class1 への割当確率が 0 となる制約を課したモデルである。③は、クラス割当の制約をかけないモデルである。本稿ではこれらのモデルを用いて、以下の 4 点を検証する。まず、1) 「雇用形態」が賃金に及ぼす影響として図 1 に掲げた 3 つのモデルのうち、

どれがもっとも実際のデータを説明するうえで適切だろうか。次に、2) 2つの異なる賃金決定メカニズム（関数）を想定するのが適切な場合、それらはどのような特徴を持つのだろうか。3) そうした賃金決定メカニズムへの割当はどのような要因によって決まっているのだろうか。そして最後に、4) そうしたモデルを前提とした場合に、雇用形態の違いが賃金に及ぼす影響は各人の属性によってどのように異なるのかという点を検討する。

III. 分析結果

1. いずれのモデルがより説明力が高いか

正規/非正規という雇用形態の違いが賃金に与える影響として、図1で示した3つのモデルのうち、いずれがより説明力が高いといえるだろうか。表3は、「雇用形態」（正規雇用/非正規雇用）をどう位置づけるかという観点で表2の4モデルについて簡単な要約を行い、それぞれのモデルを同じ方法で推定した結果を記載である⁵。モデルの適合度の指標として対数尤度 (Log Likelihood, LL) とベイズ情報量規準 (Bayesian Information Criterion, BIC) を記載している。

表3 モデルの推定結果 (適合度)

| モデル | | ① ベースモデル (重回帰) | ② 水準差 (重回帰) | ③ 正規/非正規分断 (層別重回帰) | ④ 潜在的分断 (潜在クラス) |
|-----------------|------|----------------------|-------------------|--------------------------|-----------------------|
| 賃金関数の数 | | One-Class | | Two-Class | |
| 「雇用形態」の 位置づけ | 賃金関数 | - | ✓ | - | - |
| | 割当関数 | - | - | ✓ | ✓ |
| クラス割当の制約 | | - | - | あり | なし |
| LL | | -161617 | -149399 | -146787 | -137863 |
| BIC | | 323346 | 298923 | 293824 | 276038 |

出所) 筆者作成

まず、「① ベースモデル」と「② 水準差モデル」を比較すると、モデルの適合度が大きく改善している。同じく「① ベースモデル」と「③ 正規/非正規分断モデル」を比較しても、やはり適合度が大きく改善している（尤度比検定の結果は注6に記載）⁶。ここから、「雇用形態」は賃金関数の説明変数としても、クラス割当関数の説明変数としても、いずれもモデルの説明力を大きく改善させるといえる。どちらがより適切かという点については、クラス割当関数の説明変数として用いた「③ 正規/非正規分断モデル」の方がより実際のデータへの適合度が高い⁷。しかし、さらに「③ 正規/非正規分断モデル」と「④ 潜在的な分断モデル」とを比較すると、正規/非正規でのクラス割当の制約を外した後者のモデルでデータへの適合度が大きく改善する。以上より、正規/非正規という「雇用形態」の違いは、1つの賃金関数で賃金の「水準差」を直接規定しているとみるよりも、2つの賃金関数を想定して賃金の「決定メカニズム」を規定しているとみる方がより適切であると分かる。さ

らに、その2つの賃金関数の分断は、正規/非正規の区別とは一致せず、別のところに存在する。それでは、その潜在的な分断はどこに存在しているのだろうか。また、それら2つの賃金決定のメカニズムはどのような特徴を持っているのだろうか。

2. 2つの賃金決定メカニズムはそれぞれどのような特徴を持つか

表4は、雇用形態を賃金関数の説明変数に用いた「① 水準差モデル」と、雇用形態をその他の変数とともに割当関数の説明変数に用いた「③ 潜在的な分断モデル」の推定結果である。

表4 モデル①およびモデル③の推定結果

| | ① 水準差モデル (One-Class) | ③ 潜在的な分断モデル (Two-Class) | | | |
|----------------|----------------------------|----------------------------|----------------------|----------------|----------------------------|
| | | Wage Equation | | Wald (=) | Classification Equation |
| | | Class1 | Class2 | | |
| 定数項 | 6.835 ** (0.003) | 6.800 ** (0.003) | 6.665 ** (0.007) | (315.678) ** | 0.650 ** (0.022) |
| 人的資本 大卒ダミー | 0.259 ** (0.002) | 0.249 ** (0.002) | 0.198 ** (0.008) | (35.358) ** | 0.462 ** (0.025) |
| 勤続年数 | 0.021 ** (0.000) | 0.028 ** (0.000) | 0.009 ** (0.000) | (5,137.788) ** | |
| 外部経験年数 | 0.002 ** (0.000) | 0.007 ** (0.000) | -0.001 ** (0.000) | (778.842) ** | |
| 企業規模 大企業ダミー | 0.300 ** (0.002) | 0.255 ** (0.002) | 0.100 ** (0.004) | (984.414) ** | 1.100 ** (0.018) |
| 性別 女性ダミー | -0.072 ** (0.003) | -0.054 ** (0.003) | -0.070 ** (0.007) | (4.243) * | -0.282 ** (0.028) |
| 婚姻 既婚ダミー | 0.225 ** (0.003) | 0.171 ** (0.003) | 0.488 ** (0.008) | (1,338.393) ** | -0.612 ** (0.024) |
| 女性・既婚ダミー | -0.277 ** (0.004) | -0.096 ** (0.005) | -0.551 ** (0.009) | (1,969.491) ** | 0.119 ** (0.033) |
| 雇用形態 非正規ダミー | -0.390 ** (0.002) | | | | -6.291 ** (1.000) |
| 構成比 (%) | 100% | 59% | 41% | | |
| (うち正規) | (78%) | (59%) | (19%) | | |
| (うち非正規) | (22%) | (0%) | (22%) | | |
| 賃金平均 (円/時間) | 1,539 | 1,968 | 1,049 | | |
| N | 260845 | 260845 | | | |
| Log-likelihood | -149399 | -137863 | | | |
| Error Variance | 0.184 | 0.104 | 0.244 | | |
| R2 | 0.559 | 0.618 | 0.292 | | |

** 1%水準で有意, * 5%水準で有意

出所) 表1に同じ

注1) 「構成比」は各レコードに推定された2つの潜在クラスへの割当確率を平均したものの

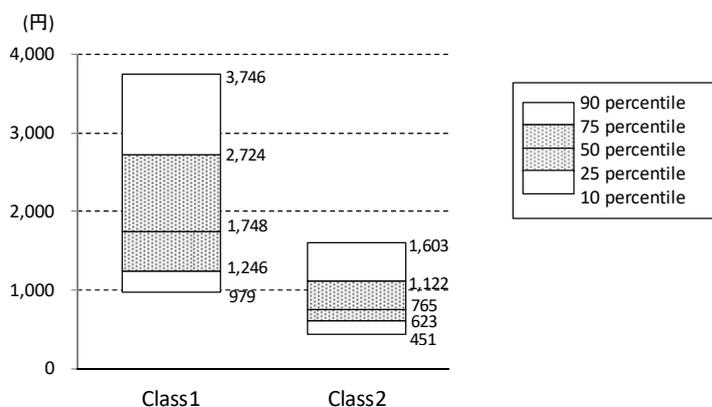
2) 「賃金平均」は被説明変数(時間あたり賃金の対数值) 予測値を平均し、対数を外したものの⁸

表の見方として、「① 水準差モデル」の列については通常の重回帰モデルの推定結果と

同じように解釈する。「③ 潜在的分断モデル」の列については、左側から 2 つのクラスの賃金関数の係数、隣の「Wald(=)」列は「2 つの賃金関数の係数が等しいかどうか」の Wald 検定統計量、そして一番右の列が割当関数の係数を示す。「構成比」の欄は、推定された 2 つの潜在クラスのサンプルに占める構成比を示しており、Class 1 が 59%、Class2 が 41% となっている。さらにその下の行に記載されている雇用形態別の内訳をみると、Class1 はすべて正規雇用から構成されているのに対し、Class2 はすべての非正規雇用に加えて全体の正規雇用のうち約 1/4 にあたる全体の 19%が含まれている。ここから労働市場の潜在的な分断線は、正規/非正規の区分ではなく、それと大きく重なりながらも正規雇用の約 1/4 を切り取って非正規雇用側に巻き取るような形で引かれていることがわかる。これらの人々は、正規雇用という「呼称」を持ちながらも、賃金決定メカニズムの観点からは非正規雇用との親和性が高いグループである。

「賃金平均」の欄をみると、Class1 と Class2 では賃金予測値の平均に 2 倍に近い開きがある。しかし、実際のクラスごとの賃金分布を示した図 2 を見ると、Class1 の 50 パーセンタイル以下の分布と Class2 の 50 パーセンタイル以上の分布はほぼ重複しており、約半数のレコードが同じようなレンジに分布している。ここからも、クラスの割当は賃金水準だけで決まるのではなく、賃金関数とのフィットも重要な要因であることが見てとれる。

図 2 クラスごとの賃金分布



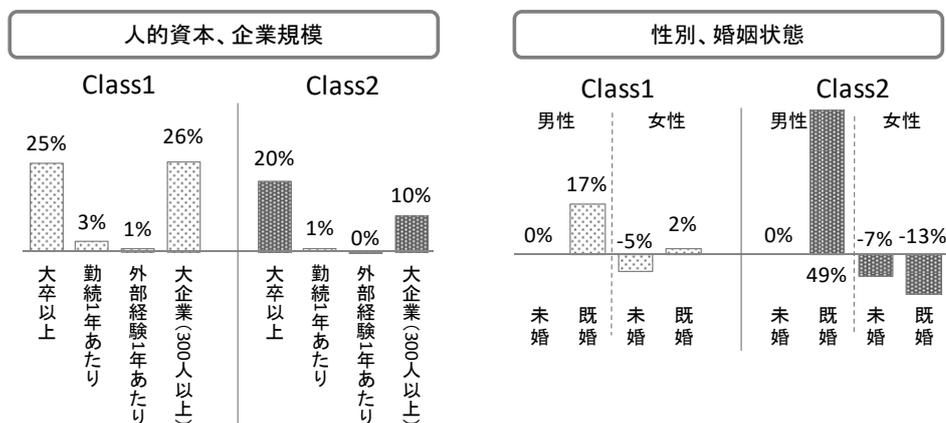
出所) 表 1 に同じ

注) 各レコードを、割当確率の高い方のクラスに強制的に割り当てたうえで、分布を図示した

それでは、2 つのクラスの賃金関数はそれぞれどのような特徴を持っているだろうか。先行研究の知見からは、正規雇用のみ Class1 にはいわゆる「日本型雇用」といわれる特徴、すなわち「学歴」「勤続年数」「企業規模」が賃金を引き上げる効果が想定される。一方、非正規雇用中心の Class2 はそれらの効果が見られないか極めて少ないことに加え、既婚女性へのペナルティが予想される (石川・出島 1994; 永瀬 2003; 堀 2012)。まず、人的資本の指標とされる「学歴」「勤続年数」「外部経験年数」、そして「企業規模」について係数

を比較したものが図3の左側のグラフである。

図3 賃金関数の係数比較



出所) 表4より作成

先行研究から予想されたとおり、すべての係数は Class1 で有意であり、特に「学歴」「企業規模」の影響は大きい。Class2 では、すべての要因について賃金に与える影響が Class1 よりも小さい。企業規模の影響については、300人以上の大企業に勤務する場合のプレミアムが、Class1 で 26%なのに対して Class2 では 10%と差がある。同じ企業への勤続年数1年あたりの影響については、Class1 が 3%に対して Class2 は 1%となっており、これは10年間に引き延ばすと約 24%の差となる。これらから、Class1 は大卒・大企業勤務の賃金プレミアムが大きく、また勤続で賃金が上昇するのに対して、Class2 では大卒プレミアムこそ存在するものの、大企業に勤めても勤続によってもあまり賃金が上昇しないということが分かる。

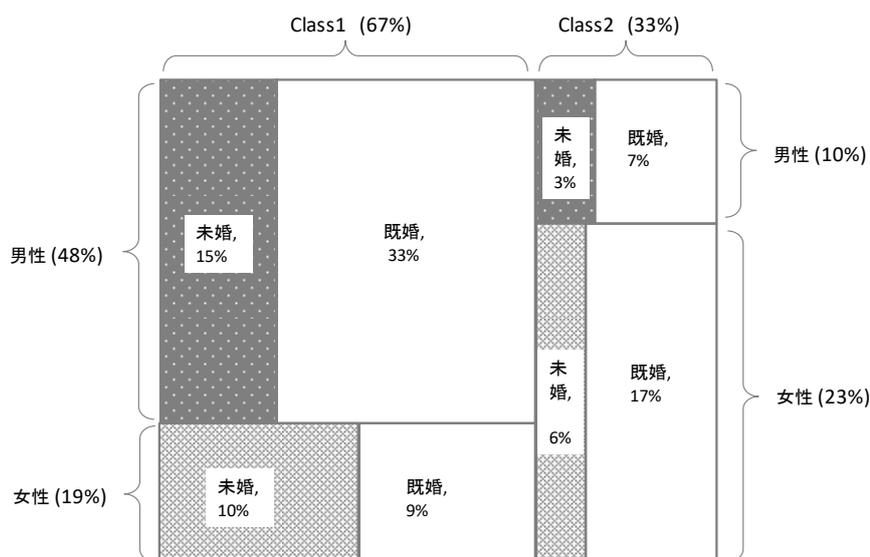
次に、「性別」と「婚姻状態」について係数を比較したのが、図3の右側のグラフである。予想された通り「既婚女性」の影響に特徴があり、Class1 ではベースカテゴリーの「未婚男性」と比較して 2%、「未婚女性」と比較して 7%高くなっているのに対し、Class2 では「未婚男性」と比較して-13%、「未婚女性」と比較して-6%となっており、「既婚女性」へのペナルティが大きい。Class2 のもう一つの特徴が「既婚男性」の賃金が目立って高い点で、Class2 は全体として「性別」「婚姻状態」の影響を強く受けている。ただし、これらの効果は各クラスにどのような人が割り当てられているのかと併せて検討する必要があるため、次にこの点を確認する。

3. 2つのセクターへの割当はどのような要因の影響を受けているか

まず、各クラスに割当てられた人がどのような属性をもつかという点を確認する。図 4 は、推定された割当確率に基づいて各人をいずれかのクラスに強制的に割り当てた上で、「性別」「婚姻状態」別に分類したグラフである。全体の左側が Class1、右側が Class2 とである。各クラスを男性と女性に分け、さらにその中を未婚と既婚とに分類している。

まず明らかなのは、Class1 と Class2 で男女の構成比が全く異なることであり、Class1 は男性が多く、Class2 には女性が多い。また、男性はクラスによって「既婚」「未婚」の比率に差がないが、女性はその比率に大きな違いがあり、Class1 では未婚が多く Class2 では既婚が多くなっている。このことから、2つのクラスへの割当は「性別」と強く結びついており、女性については「婚姻状態」とも強い関連があることが分かる。

図 4 クラス割当と「性別」「婚姻状態」



出所) 推定結果より筆者作成

注 1) Class1 への割当確率が 50%以上のレコードを Class1 に帰属させ、Class1 への割当確率が 50%未満のレコードを Class2 に帰属させた

2) それぞれパーセントの数値はすべて、全体に対する構成比を示している

それでは、「雇用形態」「企業規模」等も含めて考えると、どのような要因がクラス割当に最も強い影響を及ぼしているのだろうか。この点を確認するには、各変数が他の変数とは独立にクラス割当確率に及ぼす影響をみる必要がある。ここでは表 4 のクラス割当関数の係数を用いて、Partial Effect at Average (PAE) を計算する。これは、他の変数を固定したうえで当該変数が「1 の場合の Class1 割当確率」と「0 の場合の Class1 割当確率」の差を計算したものである。

$$PAE = \Pr(class_i = 1 | Z_i \gamma, z_j = 1) - \Pr(class_i = 1 | Z_i \gamma, z_j = 0)$$

ただし、 z_j : Partial Effect を計算する変数

表 5 は表 4 の係数に基づいて、各変数の PEA を計算した結果である。各変数はサンプル全体の平均値で評価する方法をとった。

表 5 各変数が独立にクラス割当に及ぼす影響

| | 推定された 係数の値 | サンプル における 平均値 | Class1割当確率 | | Partial Effect |
|---------------|---------------|---------------------|------------|-----|-------------------|
| | | | x=1 | x=0 | |
| 定数項 | 0.650 ** | | | | |
| 学歴 (大卒ダミー) | 0.462 ** | 0.217 | 43% | 32% | 11% |
| 企業規模 (大企業ダミー) | 1.100 ** | 0.430 | 49% | 25% | 25% |
| 性別 (女性ダミー) | -0.282 ** | 0.419 | 31% | 37% | -6% |
| 婚姻状態 (既婚ダミー) | -0.612 ** | 0.657 | 30% | 44% | -14% |
| (女性・既婚ダミー) | 0.119 ** | 0.257 | 36% | 34% | 3% |
| 雇用形態 (非正規ダミー) | -6.291 ** | 0.220 | 0% | 68% | -67% |

出所) 表 4 の推定結果より筆者作成

この結果から、クラス割当に圧倒的に強い影響を及ぼしているのが「雇用形態」であることが分かる。非正規雇用であれば Class2 に割り当てられる確率が 67%高まることから、「雇用形態」は労働市場における地位（クラス）をほぼ決定するといえる。先行研究において二重構造に最も強く関連すると考えられてきた「企業規模」は、たしかに 25%と 2 番目に強い影響を及ぼしているが、いまや「雇用形態」に比べるとその影響は小さい。一方、「性別」「婚姻状態」が他の要因とは独立にクラス割当に及ぼす影響は弱い。しかし実際には「性別」や「婚姻状態」がクラス割当と強く関連しているのは図 4 でみたとおりであり、「雇用形態」はその選択が「性別」「婚姻状態」と強く関連していることでそれらの要因を労働市場における地位に接続する制度として機能していることが分かる。それでは、こうしたクラス割当への影響も含め、正規か非正規かという「雇用形態」は賃金に対してどのような影響を及ぼしているのだろうか。

4. 「雇用形態」が賃金に及ぼす影響はどのようなものか

雇用形態がどのようなメカニズムにより賃金に影響を及ぼすかは、想定するモデルにより異なる。「① 水準差モデル」では、「雇用形態」は賃金関数の説明変数として水準の差を規定しており、推定された「雇用形態」の係数は正規/非正規間での賃金の平均の差を表す。このとき「雇用形態」の影響は他の変数から独立しておりすべての人に一律に及ぶ。一方「② 正規/非正規分断モデル」および「③ 潜在的な分断モデル」では、「雇用形態」は賃金決定メカニズムの選択にのみ影響を与える要因であり、賃金関数の説明変数には含まれない。各人の賃金は、割り当てられたクラスの賃金関数に従い、各人の属性に応じて決まることになるが、各属性が賃金に与える影響の大きさ（係数）は2つの賃金関数の間で異なっている。そのため、賃金関数の選択を経由して「雇用形態」が賃金水準に及ぼす影響の大きさは、各人がどのような属性を持つかに依存する。こうした前提にたち「③ 潜在的な分断モデル」において、雇用形態の違いが賃金の水準にどのような影響を与えるか、データを用いてシミュレーションを行う。

まず、実際には「非正規雇用」の人々を仮に「正規雇用」と仮定した場合に、クラス割当がどのように変化するかをシミュレーションする⁹。図5は、「雇用形態」を表頭に、推定された「クラス割当」を表側に、クロス集計をしたものである。各セルの数値は、サンプル全体に占める構成比をあらわしている¹⁰。

図5 雇用形態とクラス割当との関係

| (i) 観察されたデータ | | | | (ii) 「非正規雇用」の人々の雇用形態を「正規雇用」と仮定 | | | | |
|--------------|-------|-------|------|--------------------------------|--------|------------------------|-------|------|
| | 正規雇用 | 非正規雇用 | 計 | | 正規雇用 | 非正規雇用 (正規雇用と 仮定) | 計 | |
| Class1 | A 59% | C 0% | 59% | ➔ | Class1 | A 59% | C 10% | 69% |
| Class2 | B 19% | D 22% | 41% | | Class2 | B 19% | D 12% | 31% |
| 計 | 78% | 22% | 100% | | 計 | 78% | 22% | 100% |

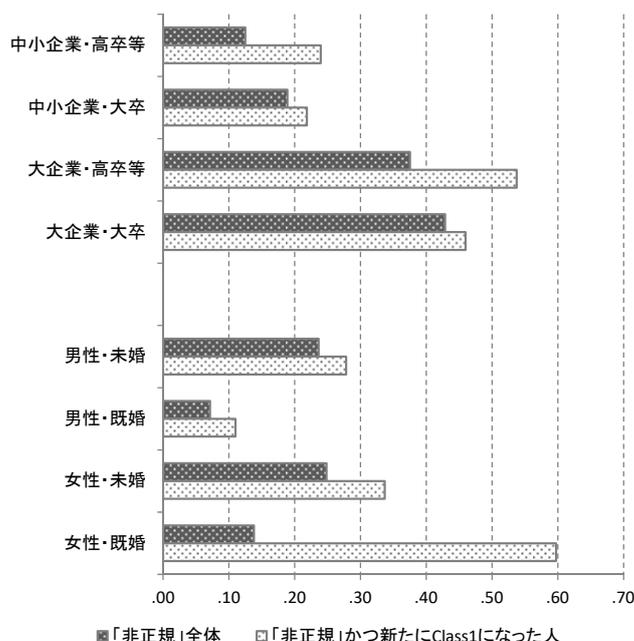
出所) 推定結果より筆者作成

左側のパネル(i)が実際に観察されたデータ、すなわち各人の実際の雇用形態に基づいてクラス割当を推定したものである。表4で確認したとおり、「非正規雇用」はすべてClass2に割当てられ、Class1には含まれない。一方で「正規雇用」の大部分はClass1に割当てられるものの、正規雇用の約1/4、全体の19%にあたるケースではClass2に割当てられている。この点は「正規雇用」が相対的に条件の良い層と悪い層の2つに分かれることを指摘した先行研究を裏付ける(石川・出島 1994; 玄田 2011)。

これに対して右側のパネル(ii)は、(i)で推定された割当関数に基づいて、「非正規雇用」の人々の雇用形態を「正規雇用」と仮定した上で、クラス割当確率の予測値を計算したものである¹¹。「正規雇用」のデータには変更を加えないので、推定されたクラス割当結果（図中のA/Bに該当）も変化しない。一方「非正規雇用」は、当初すべてClass2（図中のD）に割当てられていたところ、そのうちの約半数にあたる全体の10%の人々がClass1（図中のB）に移動した¹²。ここですべての人がClass1に移動しないのは、クラス割当が「雇用形態」のみで決まる訳ではなく「学歴」「性別」など他の要因の影響も受けるためである。クラスを移動しない人々は、たとえ雇用形態が「正規雇用」であってもClass1に移動しにくい属性を持つ人々である。当然、クラスを移動するか否かで、賃金がどのような影響を受けるかが大きく異なってくる。

そこで次に、同じ人々について賃金の予測値がどの程度上昇するか、シミュレーションを行う。表5で確認したとおり、「① 水準差モデル」において「非正規ダミー」が賃金に及ぼす影響は-39%と推定されている。「③ 潜在クラスモデル」においては、雇用形態が「非正規雇用」から「正規雇用」に変化したとき賃金に与える影響の大きさは、各人の属性の違いによってどのように異なるだろうか。シミュレーションでは、賃金の予測値には割当確率をウェイトとして用いた2つのクラスの賃金予測値の加重平均を用いる¹³。割当確率には事後確率を用いる。表4の推定結果に基づいて、実際の雇用形態から計算される賃金予測値と、「雇用形態」を「正規雇用」に変更した場合の予測値とを比較し¹⁴、賃金の上昇率を属性別に集計したものが図6である。¹⁵

図 6 「雇用形態」を「正規雇用」と仮定した場合の賃金上昇率



出所) 推定結果より筆者作成

ここで黒色の棒グラフが「非正規雇用」全体について賃金の上昇率を集計したもの、白色のグラフが「非正規雇用」のうちクラス割当てが Class2 から Class1 へと移動したレコードのみについて賃金の上昇率を集計したものである。まず、「属性によって賃金上昇率に違いがあるか」という点については、非正規雇用全体の賃金上昇率の集計である黒い棒グラフに着目する。確認すると、雇用形態が賃金に及ぼす影響は属性によって水準に大きな違いがある。雇用形態を「正規雇用」と仮定すると、「大企業」「未婚者」はそれぞれ 40%、25% と大きな賃金上昇を経験するが、「中小企業」「既婚者」は賃金上昇余地が小さい（10%～20%）。次に、「雇用形態に加えてクラス割当てが変わる人と変わらない人で賃金上昇率にどのくらい違いがあるか」という点については、黒い棒グラフと白い棒グラフの「差」に着目する。確認すると、2つのグラフの差が大きなグループと小さなグループがある。差が小さなグループ（「大卒」「男性」）はもともと Class2 に割当てられる可能性が低いため、「正規雇用」を仮定するとそろって Class1 に移動し、結果として差が生まれにくいと考えられる。逆に差が大きいのは「高卒等」「女性」のグループだが、これらの人々はもともと Class2 に割当てられやすく、「正規雇用」を仮定してもクラスを移動できる人とできない人に分かれるためと考えられる。なかでも圧倒的に大きな差があるのが「女性・既婚」である。このグループは雇用形態が「正規雇用」となっても Class1 に移動できる人が限られるうえ、賃金関数における「女性・既婚」の影響はクラス間の差が大きい。そのため、「正規雇用」を仮定した時の賃金上昇率は、「既婚女性」全体でみると約 10%に過ぎないのだが、Class1 に移動できる人に限定すれば 60%に及ぶ。逆からみれば、「非正規雇用」であることから最も不利益をこうむっているのは、賃金上昇余地の大きな「女性・既婚」「大企業」といった属性を持つ人々であり、一方で「男性・既婚」「中小企業」は賃金上昇余地が小さいという意味で「非正規雇用」であることの不利益は小さいといえる。

以上、賃金上昇率のシミュレーションから明らかになったのは、第一に正規/非正規という「雇用形態」の違いが賃金に及ぼす影響の大きさは属性に応じて大きく異なること、第二に2つの賃金決定メカニズムの分断が別に存在していることにより雇用形態の違いだけでは必ずしも賃金が大きく変化しないことである。そして、「雇用形態の分断」「労働市場の潜在的分断」という2つの分断の影響が重なるのが「女性・既婚」のグループであるといえるだろう。

IV. 結論

本稿では、日本において「正規雇用」か「非正規雇用」かという「雇用形態」が賃金にどのような影響を及ぼしているか、という問いを検討した。最初に、「雇用形態」という変数が賃金の決定にどのような役割を果たしているかを、「① 水準差モデル」「② 正規/非正規分断モデル」「③ 潜在的な分断モデル」のいずれがもっとも実際のデータに適合するかという観点から検討した。その結果、「雇用形態」は、賃金の「水準」を直接に規定する要因とみなすよりも、2つの異なる「賃金決定メカニズム」の選択を規定する要因とみなす方が適切であることが明らかになった。一方で、この2つの賃金決定メカニズムの区分は、正規/非正規の区分と一致しているわけではなく、「企業規模」「性別」等の影響も受けながら正規雇用を一部横断していることも明らかになった。それでは、この2つの賃金決定メカニズムはどのような特徴を持っているか。Class1では「日本型雇用」の特徴である「学歴」「企業規模」「勤続年数」への高いプレミアムがみられた一方、Class2ではそれらの傾向が弱いことに加えて「既婚女性」に対する大きなペナルティが観察された。これら2つのクラスへの割当に強い影響を持つのは「雇用形態」であり、「企業規模」の影響は相対的に弱い。「性別」「婚姻状態」は「雇用形態」を経由することでクラス割当に関連している。ではこのような「③ 潜在的な分断モデル」を前提とした場合に、正規/非正規の違いは賃金にどのような影響を及ぼすといえるだろうか。第一に、「雇用形態」が賃金に及ぼす影響は各人の持つ属性によって異なる。第二に、雇用形態の違いがクラス移動を伴うか否かで、賃金に与える影響は大きく異なる。

本稿における潜在クラスを用いた分析が明らかにするのは、日本の労働市場には2つの分断が存在しているということである。1つは正規/非正規という雇用形態による分断であり、もう1つは異なる賃金決定メカニズムによる潜在的な分断である。2つの分断は大枠では重なりながらも完全には重複していないために、雇用形態の違いだけでは必ずしも賃金を大きく変化させない。またこの2つの分断の影響が重なることで、「女性・既婚」グループに「雇用形態」が賃金に及ぼす不利益が集中的にあらわれる。こうした労働市場における構造とメカニズムを踏まえて、どのように正規/非正規間の賃金格差の問題を克服していくことが可能か、あらためて検討が求められる。

* 本分析は、統計法に基づいて、国立大学法人一橋大学を通じて、独立行政法人統計センターから「就業構造基本調査」(総務省)に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計を使用しています。

- 1 2002年度調査の、雇用に占める非正規雇用の割合は30%だが、本稿での分析対象にしめる非正規雇用の割合は22%となっている。
- 2 重回帰モデルの推定にあたって集計用乗率でのウェイト付けは不要であるとの考えに基づき（川口2011）、本稿における推定においても乗率を用いない。記述統計においても乗率を用いない。
- 3 収入階級値の最上位カテゴリはトップコーディングされている。当該カテゴリの平均収入の推定値についてはLigon (1989)に従って quantile method を用いて推定し、1800万円とした。
- 4 日本の賃金データへのミンサー型賃金関数の適用にあたって採用すべき変数については、川口（2011）を参照した。経験年数および勤続年数の二乗項は効果が小さかったため除外した。
- 5 推定には Latent Gold Ver.5.0 を使用した。
- 6 以下は、モデル①と②、②と③の尤度比検定結果。FMM において尤度比検定に意味があるか、自由度をどうとらえるかには議論があるが（Greene 2012）、ここでは β, γ, σ の制約数の合計とする。

$$LRT = 2 * (\ln L(\beta_{1,2}) - \ln L(\beta))$$

| モデル | 検定量 LRT | 自由度 df (β, γ, σ) | $\chi^2(df)1\%$ 棄却点 | 検定結果 |
|--------|-----------|--------------------------------------|---------------------|----------|
| ① vs ② | 24436 | 1 (1, 0, 0) | 6.63 | 棄却 (①支持) |
| ② vs ③ | 29660 | 11 (8, 2, 1) | 24.72 | 棄却 (②支持) |
| ① vs ③ | 17848 | 5 (0, 5, 0) | 15.09 | 棄却 (③支持) |

- 7 モデル①と③は Nested（入れ子）構造になっておらず尤度比検定が使えないため、ここでは BIC（ベイズ情報量規準）を比較した。
- 8 被説明変数の予測値から対数を外す際、以下の式に従う。

$$\hat{y} = \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \exp(\log(\hat{y}))$$

- 9 実際には「雇用形態」の選択は、「性別」などの属性と強く関連している。他の属性を固定したままで「雇用形態」のみ変更すると、現実には観察されにくい属性の組み合わせになる可能性がある。
- 10 ここでは各レコードを強制的にいずれかのクラスに割当てする手法（Modal Classification）を用いず、割当確率（Proportional Classification）をそのまま用いている。
- 11 もしこれらの人々が実際に「正規雇用」であればそもそも異なる割当関数が推定されるが、ここでは割当関数（各変数と各クラスへの割当確率との関連）を固定してシミュレーションを行う。クラスの割当確率には、事前確率(Prior Probability)と事後確率(Posterior Probability)の2つがあるが、ここでは、パネル(i)もパネル(ii)も事後確率を用いる。事前確率はクラス割当関数の説明変数(Z ; Covariates)の情報のみで計算される。事後確率は、クラス割当関数の説明変数(Z ; Covariates)、賃金関数の説明変数(X ; Predictors)と被説明変数($\ln W$; Indicators)の情報を用いて計算される。
- 12 まず事前確率を以下の式で計算する。

$$Pr(class_i = 1|Z_i) = \frac{\exp(Z_i\gamma_1)}{\exp(Z_i\gamma_1) + \exp(Z_i\gamma_2)}, \quad \gamma_2 = -\gamma_1$$

$$Pr(class_i = 2|Z_i) = 1 - Pr(class_i = 1|Z_i)$$

計算された事前確率から、以下の式で事後確率を計算する。

$$Pr(class_i = 1|Z_i, \ln W_i) = \frac{Pr(class_i=1|Z_i) * f(\ln W_i | class_i=1, X_i)}{Pr(class_i=1|Z_i) * f(\ln W_i | class_i=1, X_i) + Pr(class_i=2|Z_i) * f(\ln W_i | class_i=2, X_i)}$$

$$f(\ln W_i | class_i = j, X_i) = \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_j)^2 / \sigma_j^2\right]}{\sigma_j \sqrt{2\pi}}, \quad j = 1, 2$$

$$Pr(class_i = 2|Z_i, \ln W_i) = 1 - Pr(class_i = 1|Z_i, \ln W_i)$$

- 13 各人をいずれかのクラスに割り当てた上での期待値 Conditional Expectation ではなく、割当確率をウェイトに用いた Marginal Expectation を使用。

- 14 $\widehat{\ln W}_i = Pr(class_i = 1|Z_i, \ln W_i) * E(\ln W_i | class_i = 1) + Pr(class_i = 2|Z_i, \ln W_i) * E(\ln W_i | class_i = 2)$

$$\widehat{W}_i = \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) * \exp(\widehat{\ln W}_i), \quad r = (\widehat{W}_{i_{new}} - \widehat{W}_i) / \widehat{W}_i$$

- 15 賃金上昇率の集計値は、外れ値の影響を除くため、平均値ではなく中央値を用いた。

参考文献

- Berger, S., and M. J. Piore. (1980) *Dualism and discontinuity in industrial societies*, Cambridge University Press.
- Dickens, W. T., and K. Lang. (1985) "A Test of Dual Labor Market Theory." *The American Economic Review*, 75 (4), 792-805.
- Doeringer, P. B., M. J. Piore. (1971) *Internal labor markets and manpower analysis*, Heath.
- Greene, W. H. (2012) *Econometric Analysis 7th Edition*, Prentice Hall
- Hodson, R., and R. L. Kaufman. (1982) "Economic Dualism: A Critical Review." *American Sociological Review*, 47 (6), 727-739.
- Ligon, Ethan. (1989) *The Development and Use of a Consistent Income Measure for the General Social Survey*, GSS Methodological Report No.64.
- Maddala, Gangadharrao S. (1986) *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge university press.
- Sakamoto, A., and M. D. Chen. (1991) "Inequality and Attainment in a Dual Labor Market." *American Sociological Review*, 56 (3), 295-308.
- Takahashi, Koji. (2016) "Two Components of Wage Gaps Induced by Individual-level Variables: Intra-firm or Inter-firm?", *International Journal of Japanese Sociology*, Vol. 25
- Vermunt, J. K., Magidson, J. (2013) *Technical Guide for Latent GOLD 5.0*, Statistical Innovations Inc.
- 有田伸 (2016) 『就業機会と報酬格差の社会学: 非正規雇用・社会階層の日韓比較』 東京大学出版会.
- 石川経夫, 出島敬久 (1994) 「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』 東京大学出版会:169-209.
- 氏原正治郎 (1966) 『日本労働問題研究』 東京大学出版会.
- 大沢真理 (1993) 『企業中心社会を超えて: 現代日本をジェンダーで読む』 時事通信社.
- 尾高煌之助 (1984) 『労働市場分析—二重構造の日本的展開』 岩波書店.
- 川口大司 (2011) 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」 *RIETI Discussion Paper Series 11-J-026*
- 川口大司, 神林龍, 原ひろみ (2015) 「正社員と非正社員の分水嶺: 呼称による雇用管理区分と人的資本蓄積」 『一橋経済学』 Vol.9 (1), 147-172.
- 玄田有史 (2011) 「二重構造論—再考」『日本労働研究雑誌』 53 (4), 2-5.
- (2008) 「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』 Vol.59 (4), 340-356
- 太郎丸博 (2009) 『若年非正規雇用の社会学 階層・ジェンダー・グローバル化』 大阪大学出版会.
- 内閣府 (2016) 「ニッポン一億総活躍プラン」

(<http://www.kantei.go.jp/singi/ichiokusoukasuyaku/pdf/plan1.pdf>).

- 永瀬伸子 (1995) 『『パート』選択の自発性と賃金関数』『日本経済研究』 No.28
- (2003) 「非正社員と正社員の賃金格差の納得性に関する分析」『国立女性教育会館研究紀要』 7, 3-19
- 福井康貴 (2015) 「非正規雇用から正規雇用への移動における企業規模間格差：二重構造論からのアプローチ」『社会学評論』 vol.66 (1), 73-88.
- 古郡鞆子 (1997) 『非正規労働の経済分析』 東洋経済新報社.
- ホーン・川嶋瑤子 (1985) 『女子労働と労働市場構造の分析』 日本経済評論社.
- 堀春彦 (2012) 「『二重労働市場』と賃金格差」 労働政策研究・研修機構編 『「JILPT 多様就業実態調査」データ 二次分析結果報告書』 労働政策研究報告書 No.143
- 労働政策研究・研修機構編 (2012) 『非正規就業の実態とその政策課題：非正規雇用とキャリア形成、均衡・均等処遇を中心に』 労働政策研究・研修機構.