

労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響

—Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析

鈴木 恭子

(東京大学大学院博士課程)

本稿は、日本の労働市場の潜在的な構造を明らかにすることを通じて、雇用形態が賃金格差に与える影響を検討する。その結果、1) 雇用形態は賃金水準を直接規定するのではなく、賃金決定システムの選択に強く影響していること、2) 労働市場の潜在的構造は1つでも3つでもなく、2つの異質なセグメントから構成されること、3) しかしその区分線は雇用形態の区分と完全に重なるのではなく、雇用形態を一部横断するかたちで存在することを明らかにした。この分断は雇用形態に対して非対称であり、正規雇用が異なる2つの賃金決定システムに分かれているのに対して、非正規雇用はすべて同じ賃金決定システムにしたがう。この結果は、こんにちの労働市場が正規/非正規雇用によって二分されているという見方に留保を求める。さらに本稿で推定した構造は、80年代・90年代に石川・出島（1994）が見出した2つのセグメントと連続したものとみなせる。このことは「非正規雇用」が以前からあった労働市場の分断に沿うかたちで拡大し、その分断を維持する機能を担ったことを示唆する。なお、本稿は10年以上前の単年度のデータによる分析であることから結果の解釈に留意が必要である。労働市場の推移は明らかにできず、こんにちの労働市場はすでに異なる様相を呈している可能性もある。本稿が明らかにした労働市場の潜在構造をふまえて、格差の是正に向けたあり方を構想することが求められる。

【キーワード】雇用問題一般、労働市場、賃金・退職金

目次

- I はじめに
- II データ、変数、分析モデル
- III 分析結果
- IV 考察
- V 結論

I はじめに

1 雇用形態、賃金格差、そして潜在構造

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てきた問題であり、その是正はこんにち重要な政策課題となっている。たとえばある政策文書では、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8割の水準に引き上げることが目標とされ、その手段として「同一労働同一賃金」が挙げられている（内閣府 2016）。この方針に典型的だが、雇用形態と賃金格差に関する議論の多くには2つの特徴がある。ひとつは、雇用形態が賃金に及ぼす影響をとらえる際に賃金の「水準差」に焦点をあてる点である。もうひとつは、正規か非正規かという「雇用形態」の違いが労働市場を二分しているとみる点である。しかしこの2つの見方

には、いずれも問題がある。まず「水準差」に焦点をあてる見方は、その差が合理的に説明しうるものかを問うが、このときの合理性が「同じ生産性に対して同じ賃金が支払われる」ことを意味するため、「同一（価値）労働」に賃金格差があるかという点に問題が切り詰められ、それ以外の格差は対象から外れてしまう。たとえば、雇用形態間で性別・年齢等の構成に偏りがあることや（神林 2010；濱口 2016）、賃金決定の仕組みが根本的に異なるといった、労働市場の構造的な異質性に起因する問題に踏み込むことができない。一方で、「雇用形態」の違いが労働市場を二分しているという見方は、労働市場における地位を一元的にとらえてしまい、かえって雇用形態が賃金に与える影響を相対化しにくくしてしまう。具体的には、日本の労働市場についてはこれまで企業規模間格差・男女間格差・学歴間格差等の問題が議論されてきたが、そうした要因が雇用形態とどのように関連しながら格差につながるのかは、必ずしも明らかではない。

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、「水準」に焦点をあてる第1の見方でもなく、「雇用形態」が労働市場の地位を一元的に決定するとみなす第2の見方でもなく、「潜在構造」という視点を取り入れた第3の見方を提示する。具体的には、雇用形態は賃金の「水準」を直接規定するのではなく、「賃金決定システム」の選択を通じて賃金に影響を与えているということを明らかにし、しかし同時に賃金決定システムの違いは雇用形態の区分と完全に重なっているわけではない、ということを明らかにする。それは、「正規雇用」「非正規雇用」という社会的に構成された制度の、もう一段別の層に焦点をあてる試みである。そこにある労働市場の潜在構造を明らかにすることで、「雇用形態」が賃金に及ぼす影響を理解する一つの視角を提示したい。

2 先行研究

(1) 「水準差」か、あるいは「賃金決定システム」か

雇用形態間の賃金格差に関する研究は、賃金の「水準差」に与える影響に注目するアプローチと、

「賃金決定システム」そのものが分かれていることに注目するアプローチがある。

賃金分析における主流は、雇用形態間の賃金の「水準差」に合理的な説明を与えようとするアプローチである。賃金格差を「合理的」に説明しうる可能性は幾つもある。たとえば労働（力）の異質性——職務内容・勤続年数・学歴・観察され得ない性質の違い——で賃金格差が生じるし、それらが同じでも企業にかかるコスト構造や労働者の選好の違いが賃金差を説明する。さらに労働時間や勤務地の柔軟性が賃金格差を補償するという見方もある（鶴他 2013）。このアプローチが前提としているのは、均質な労働市場における価格調整メカニズムを通じて賃金が決定されるモデルであり、「雇用形態」は個人の属性のひとつとして賃金の水準を直接に規定する。

これに対して、賃金格差は2つの雇用形態が異なる「賃金決定システム」にしたがうことに由来するとみるアプローチがある。80年代にパートタイマーが増加してフルタイム女性との間の賃金格差が問題となった際、両者の間には単なる賃金水準の差を超えた構造的な「身分差」があると指摘された（大沢 1993；古郡 1997）。教育・職種・地域・年齢などをコントロールしても両者の間には大きな賃金格差が残り（永瀬 1994）、パートタイマーが労働時間を延ばしてもフルタイムの処遇にはおよそ近づかないためである（大沢 1993）。当時、「丸子警報器事件」（長野地裁上田支部判決・1996・3・15 労判 690 号 32 頁）や労働省が 1997 年に発表した「パートタイム労働に係る調査研究会報告書」で争われた正社員/臨時社員間賃金格差の妥当性は女性労働者の問題であったが、その後リーマンショックによる「派遣切り」を経て男性も含めた正規/非正規間の処遇格差が社会的に問題化されるに至る（濱口 2016）。こんにちの正規/非正規の賃金には、諸要因をコントロールしても説明しきれない格差が賃金の 2-3 割の水準で残り（太郎丸 2009；鶴 2011；Takahashi 2016）、それは欧米諸国・韓国・台湾と比べても大きい（労働政策研究・研修機構編 2012；有田 2016）。そうした格差は、契約期間等の客観的条件ではなく職場における「呼称」に規定されていること（神林

2010；2017)、人的資本蓄積の期待など異なる雇用管理区分に従うことに起因するなど(川口・神林・原 2015)、制度面の解明も進む。こんにちでは、雇用形態が異なる処遇の体系、本稿でいうところの「賃金決定システム」の選択を通じて賃金に影響を及ぼすという見方は広く受容されているといえる。

(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

「賃金決定システム」の違いに焦点をあてた際、次に問題となるのが「何が賃金決定システ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システムを想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ルール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グメントが、他方には低賃金・不安定雇用・昇給なしの不利なセグメントが存在し、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 1980)。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年代には二重構造論の視点は男女賃金格差の分析に(ホーン・川嶋 1985; 大沢 1993)、ついで90年代後半には「非正規雇用」の問題へと受け継がれる(古郡 1997)。近年、正規/非正規間格差の問題を、二重構造論を用いて議論する研究も増えている(玄田 2008, 2011; 堀 2012)。

ここで問題になるのが、労働市場の分断を考える際に、それが正規/非正規の区分と同じものであるとみなして良いかという点である。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するのか、また実証研究においてど

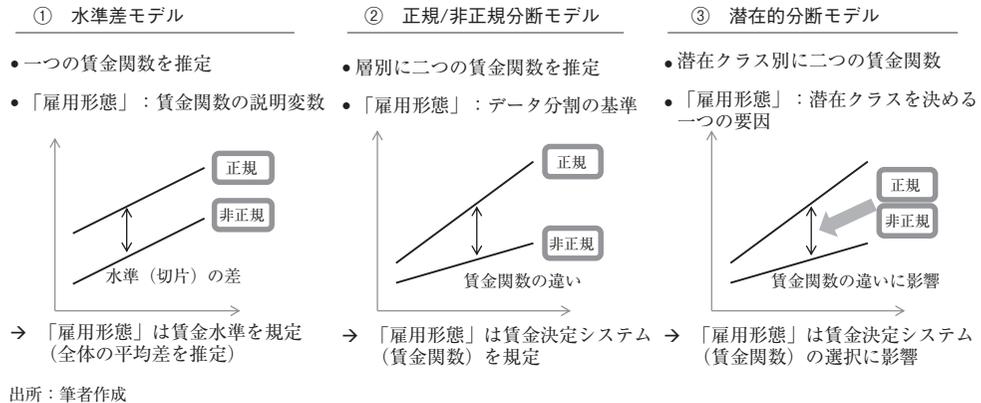
のように2つのセクターを同定するかという問題は、「二重労働市場論」が抱える最大の課題である(Hodson and Kaufman 1982)。当初アメリカでは「職種」「産業」などを基準としてセクターを同定しようという試みが行われたが、どこかに無理が生じてしまう(Sakamoto and Chen 1991)。1つの職種の中でも職位の上下によって労働条件が全く異なるし、1つの産業の中にも当然多様なジョブやポジションが混在するからである。これに対して1つの解を提示したのがDickens and Lang(1985)、石川・出島(1994)である。彼らは、特定の基準を用いて分析者が事前にセクターを二分するのではなく、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、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つのモデルを図1に提示する。ここでは「賃金決定システム」は賃金関数として表されるとみなす。

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す。2つ目の「②正規/非正規分断モデル」は、「雇用形態」によって「賃金決定システム」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、賃金決定システム(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、おなじく市場が2つの異なる賃金決定システムで構成され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モデル内で潜在クラスを用いて内生的に決定されると想定する(Dickens and Lang

図1 賃金格差推定の3つのモデル



1985；石川・出島 1994)。この「③潜在的な分断モデル」は3つ以上の賃金決定システムを想定したモデルに拡張することも可能である。

本稿では、これら3つの分析モデルを用いて賃金データを分析し、どのモデルがより説明力が高いといえるか、すなわち雇用形態が賃金に与える影響の性質や労働市場の構造をどのように理解することができるかを検討する。

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、総務省『就業構造基本調査』(2002年度)の匿名データである。20～59歳までの有職の男女のうち、役員・自営業・家族従業員等を除いた、被雇用者を対象とした。転職や就業日数の影響による年収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日未満かつ就業が不規則なレコードは対象から除外した。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24万3632、記述統計は表1の通りである。なお本稿の分析においては集計用乗率を用いたウェイト付きの推定を行うこととし、記述統計もウェイト付きの集計値を記載している。

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関数を用いている。被説明変数は本人の1年間の収入の対数値を用いる¹⁾。本稿で用いる分析法は被説明変数の正規分布を仮定するため、年収の対数値の分布がそれと大きく乖離していないことを確認している²⁾。賃金関数の説明変数には、「学歴(大卒ダミー)」「勤続年数」「勤続年数二乗」「経験年数」³⁾「経験年数二乗」に加えて、「企業規模」「性別」「婚姻状態」を加える⁴⁾。また年収に与える労働時間の影響をコントロールするために、「週当たり労働時間」を加える⁵⁾。

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。「①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。「②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。「③潜在的な分断モデル」では、割当関数の説明変数に「雇用形態」およびその他の変数も加える。さらに、賃金関数の説明変数にも「雇用形態」を含めることとし、推定された2つのセグメント内で雇用形態が混在している場合に雇用

表1 サンプルの記述統計

		性別		合計
		男性	女性	
標本数		143,467	100,165	243,632
集計用乗率によるウェイト付		17,651,543	11,441,728	29,093,272
割合		60.7%	39.3%	—
年齢	20-29 歳	22%	26%	23%
	30-39 歳	29%	23%	27%
	40-49 歳	25%	25%	25%
	50-59 歳	25%	26%	25%
	平均 (歳)	39.8	39.6	39.7
	標準偏差	10.7	11.2	10.9
学歴	中学卒	10%	9%	10%
	高校卒	46%	48%	47%
	高専・短大卒	10%	29%	17%
	大学卒以上	34%	14%	26%
	平均 (年)	13.3	12.9	13.1
	標準偏差	2.3	1.9	2.1
勤続	平均 (年)	14.4	8.9	12.2
	標準偏差	10.8	8.4	10.3
外部経験	平均 (年)	6.4	12.0	8.6
	標準偏差	8.5	10.9	9.9
企業規模	大企業 (従業員 300 人以上)	51%	41%	47%
	中小企業 (従業員 300 人未満)	49%	59%	53%
大卒ダミー	大卒以上	34%	14%	26%
	中・高・高専等	66%	86%	74%
婚姻状態	既婚	66%	58%	63%
	未婚	34%	42%	37%
雇用形態	正規雇用	94%	57%	80%
	非正規雇用	6%	43%	20%

出所：総務省『就業構造基本調査』匿名データ (2002 年)

表2 モデルに使用する変数

変数		モデル	① ② ③						
			① ベースモデル 賃金関数 (X)	① 水準差 賃金関数 (X)	② 正規 / 非正規分断		③ 潜在的な分断		
					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	✓	✓	✓		✓			
	勤続年数二乗	✓	✓	✓		✓			
	経験年数	✓	✓	✓		✓			
	経験年数二乗	✓	✓	✓		✓			
	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	✓	✓	✓		✓	✓		
労働時間	週当たり労働時間	✓	✓	✓		✓			
雇用形態	非正規ダミー		✓		✓	✓	✓		

出所：筆者作成

形態が水準に影響を与えることを想定する⁶⁾。

それでは、「③潜在的分断モデル」において、割当関数にどのような変数を含めるべきか。賃金格差を扱う先行研究においては、日本では大企業/中小企業間、および学歴間に大きな賃金格差があることが明らかにされてきたことを踏まえ（氏原 1966；尾高 1984；石川・出島 1994）、まず「企業規模」「学歴」を加える。また、女性が結婚・出産で労働市場を退出して再参入する場合に、その多くがパートタイマー等の周縁的な労働市場に参入することをふまえ（ホーン・川嶋 1985；大沢 1993）、「性別」「婚姻状態」も割当関数の変数に含める⁷⁾。なお、「勤続年数」「経験年数」については、先行研究（石川・出島 1994）において、労働市場の割当が決まる時点（労働市場への参入時）では効果を持たない変数と扱われていることになり、割当関数からは除外する。

モデル①と②は全体で1つの賃金関数を推定するのに対し、モデルの③と④は賃金関数が2つずつ推定される。また、モデルの⑤は3つ以上の賃金関数へと拡張することが可能である。

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。この分析法は、こんにち一般的に Switching Regression と呼ばれている分析モデルとは異なる⁸⁾。本稿では、後者の一般的に Switching Regression と呼ばれているモデルではなく、前者の潜在クラスを用いた分析法を採用する。本稿と同様に非正規雇用を含めて労働市場の二重構造を推定した研究として、堀 (2012)、山口 (2017) がある。山口 (2017) は本稿と同じ Finite Mixture Model を用いてその特徴や制約等が詳細に論じられており、本稿の変数選択や推定にあたってはそこで指摘された事項の多くを参考にしている。

さて、このモデルでは労働市場に2つ（以上）

の潜在的なクラスが存在し、それぞれに異なる賃金関数 (Wage Equations) を有すると想定する。モデルは、あらかじめ仮定された潜在クラスの数に等しい賃金関数と、各人のクラス割当を決定する割当関数 (Classification Equation) から構成される。これら2種類の関数から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 and Magidson 2013)。

いま、賃金関数と割当関数を以下のとおり定義する。それぞれの変数の添え字の i は個人、 k は割当られるクラスを表す。

(賃金関数)：ある個人 i のクラス k における賃金関数

$$f(\ln W_i|k) = X_i\beta_k + u_{ki} \quad (i)$$

ただし、

W_i : 各人の賃金
 X_i : 賃金関数の説明変数のベクトル
 β_k : 賃金関数のパラメーターのベクトル
 u_{ki} : 賃金関数の誤差項, 正規分布
 σ_k^2 : 賃金関数の誤差項の分散

(割当関数)：ある個人 i がクラス k に属する確率を決める関数

$$y_{ki}^* = Z_i\gamma_k + \varepsilon_{ki} \quad (ii)$$

ただし、

y_i^* : 各人のクラス割当を決める観察不能な潜在変数
 Z_i : 割当関数の説明変数ベクトル
 γ_k : 割当関数のパラメーターのベクトル
 ε_i : 割当関数の誤差項

各人がいずれのクラスに割当てられるかは、各人の属性によって影響を受けるほか、各賃金関数へのフィットや賃金の水準に影響を受ける。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。

$$f(\ln W_i|Z_i X_i) = \sum_{k=1}^K \Pr(\text{class}_i = k|Z_i) \cdot f(\ln W_i|\text{class}_i = k, X_i)$$

また各人の属性 (割当関数の説明変数 Z_i) が与えられた場合の各クラスへの割当確率は、 ε_i に multinomial distribution を仮定すると以下のよ

うにあらわすことができる。

$$\begin{aligned} Pr(class_i = k | Z_i) &= Pr(\varepsilon_i > -Z_i\gamma_k | Z_i) \\ &= \frac{\exp(Z_i\gamma_k)}{\sum_{k=1}^K \exp(Z_i\gamma_k)} \end{aligned}$$

いま u_{ki} は正規分布に従うと仮定しているから、誤差項の分散を σ_k^2 とすると、クラス k に条件づけた conditional density は以下のようにあらわされる。

$$\begin{aligned} f(\ln W_i | class_i = k, X_i) &= N(X_i\beta_k, \sigma_k^2) \\ &= \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_k)^2 / \sigma_k^2\right]}{\sigma_k\sqrt{2\pi}} \end{aligned}$$

ただし $k = 1, 2, \dots, K$,

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

$$f(\ln W_i | Z_i, X_i) = \sum_{k=1}^K \left\{ \frac{\exp(Z_i\gamma_k)}{\sum_{j=1}^K \exp(Z_i\gamma_j)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_k)^2 / \sigma_k^2\right]}{\sigma_k\sqrt{2\pi}} \right\}$$

また Log-Likelihood は以下のように定義される。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \left[\sum_{k=1}^K \left\{ \frac{\exp(Z_i\gamma_k)}{\sum_{j=1}^K \exp(Z_i\gamma_j)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i\beta_k)^2 / \sigma_k^2\right]}{\sigma_k\sqrt{2\pi}} \right\} \right]$$

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_k, γ_k と誤差項の分散 σ_k^2 を同時に推定する。

表2におけるモデルの②と①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。

なお分析では、就業日数の少ない者や就業が不規則な者を対象から除いていること、また女性には非就業者が多く含まれることから、非就業者の

賃金が観察不可能であることに起因するセレクション・バイアスが生じる可能性がある。この問題に対処するために、Günter and Launov (2012) はサンプル・セレクションの修正を取り入れた Finite Mixture Model を提案している。セレクション・バイアスの問題にどのように対処するかについては、こうした方法も参考にしながら今後の検討課題とする。

以下ではこの FMM のモデルを用いて、1) 「雇用形態」が賃金に及ぼす影響として図1に掲げた3つのモデルのうちいずれがより説明力が高いか、2) 複数の賃金決定システムが想定される場合、それらはどのような特徴を持つのか、3) 賃金決定システムへの割当はどのような要因の影響をうけているかの3点を検証する。そのうえで、日本の労働市場における潜在的な構造をどのように理解できるかを考察することとする。

III 分析結果

1 いずれのモデルがより説明力が高いか

Finite Mixture Model においてモデルを評価する基準には、統計量を用いた検定のアプローチと、情報量規準の大小で判定するアプローチの2つがある。前者について、MLEで推定するモデルの評価に一般的に用いられるのが尤度比検定 (Likelihood Ratio Test) である。しかしながら、Finite Mixture Model においては Regularity Condition を満たさないために Log Likelihood が通常の漸近特性を持たず、したがって尤度比検定の使用が不適切であることが知られている (Chen, Chen and Kalbfleisch 2001; Mordoch and Stern 1997; Günter and Launov 2012)。その代替案としては、Log Likelihood の構成に修正を加えて最尤推定を行い、得られた統計量を用いて修正された尤度比検定を行うことや (Chen, Chen and Kalbfleisch 2001)、あるいはバイズ的アプローチを用いた検定がある (Mordoch and Stern 1997)。一方で、情報量規準に基づいて判断するアプローチについては、BIC, AIC, CAIC, AIC3 など幾つかの基準が提案されている。Tuma and Decker

(2013) は、FMMにおけるモデル選択基準の有効性について、先行研究をレビューしている。それによると、シミュレーションを用いて基準の有効性を評価した先行研究では、AIC3のパフォーマンスが良いと結論するものが多い。一方で、実際にFMMを用いた実証研究においては、モデルの選択基準としてBICが使用されていることが多いとも述べている。本稿ではこれらの議論をふまえ、先行研究において判定に広く利用されるBICおよびAIC3の2つの基準を用いてモデルの比較を行うこととする。

まず、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、表2にまとめた4つのモデルを推定した結果である⁹⁾。

まず、「①ベースモデル」と「①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「②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。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、いずれも大きな説明力を持つことがわかる。どちらがより適切かについては、「雇用形態」をクラス割当関数の説明変数として用いた「②正規/非正規分断モデル」の方がよりデータへの適合度が高い。つまり、正規/非正規という「雇用形態」の違いは、均質な労働市場で

賃金の「水準差」を直接規定しているとみるよりも、複数の異質な賃金決定システムを想定してその選択を規定しているとみる方がより適切である。さらに、「②正規/非正規分断モデル」と「③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している。このことは、労働市場に2つの異なる賃金関数を想定した場合に、その分断線は正規/非正規の区別とは一致しないことを示唆している。

それでは、「③潜在的な分断モデル」を前提とした際に、労働市場にいくつの異なる賃金決定システムを想定するのが適切だろうか。表3では、モデル③と同じ変数を用いて、仮定する潜在クラスの数を増やして推定した結果を記載している。4-Class以上になると計算が収束しないか毎回異なる解を得るなど推定が不安定になる¹⁰⁾。BICおよびAIC3の値で評価すると2-Classよりも3-Classの方がよりデータへの適合度が高いが、しかしその改善度(カッコ内はBIC減少率)をみると1-Classから2-Classに対して2-Classから3-Classへの改善はずっと小さい。今回はサンプルサイズが大きいゆえに異質性が検出されやすいことを踏まえ、統計的有意性のみではなく実態として意味のある異質性とみなせるかもあわせて、クラス数を決定する。以降では3-Classの推定結果を用いて各賃金決定システムおよびクラス割当要因の特徴を議論するが、そのなかで3つ目のク

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)	① 水準差 (重回帰)	② 正規/非正規 分断 (層別重回帰)	③ 潜在的な分断 (潜在クラス)		
「雇用形態」の位置づけ	賃金関数	—	✓	—	✓		
	割当関数	—	—	✓	✓		
賃金関数の数		1	1	2	2	3	4
LL		-18,411,121	-15,485,838	-14,606,103	-12,937,873	-12,101,170	—
AIC3		36,822,277	30,971,715	29,212,282	25,875,841	24,202,493	—
BIC (Class増による減少率)		36,822,448	30,971,899	29,212,636	25,876,295 (-16%)	24,203,217 (-6%)	—
パラメーター数		12	13	25	32	51	69
Class Errors		0	0	0	0.118	0.194	—
R2		0.650	0.714	0.723	0.770	0.799	—

出所：筆者作成

ラスが析出されたとみるべきかをあらためて考察することとする。

2 賃金決定システムはそれぞれどのような特徴を持つか

表4は、「①水準差モデル」と、「③潜在的分断モデル」(3-Class)の推定結果をまとめたものである。

表の見方であるが、「①水準差モデル」の列

は、通常の重回帰モデルの推定結果として解釈する。「③潜在的分断モデル」の列は、左側の3つの列はそれぞれ3つのクラスの賃金関数の係数、そしてその右側の3列が割当関数の係数を示す。Finite Mixture Modelで推定される「潜在クラス」は、データの異質性から確率的な混合物として抽出される。推定に用いた各レコードはいずれかひとつのクラスに帰属するのではなく、複数のクラスに確率的に割り当てられる。また、推定された

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 (1-Class)	③ 潜在的分断モデル (3-Class)					
		Wage Equation			Classification Equation		
		Class1	Class2	Class3	Class1	Class2	Class3
定数項	14.020 *** (0.001)	14.176 *** (0.001)	14.437 *** (0.001)	13.738 *** (0.003)	0.828 *** (0.003)	0.578 *** (0.004)	-1.406 *** (0.004)
人的資本							
大卒ダミー	0.232 *** (0.000)	0.236 *** (0.000)	0.095 *** (0.003)	0.450 *** (0.002)	0.785 *** (0.004)	-2.065 *** (0.008)	1.280 *** (0.006)
勤続年数	0.029 *** (0.000)	0.044 *** (0.000)	0.014 *** (0.000)	0.034 *** (0.000)			
勤続年数二乗	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)			
外部経験年数	0.007 *** (0.000)	0.018 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	0.046 *** (0.000)			
外部経験年数二乗	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)			
企業規模							
大企業ダミー	0.288 *** (0.000)	0.220 *** (0.000)	0.130 *** (0.001)	0.378 *** (0.002)	1.339 *** (0.002)	-0.722 *** (0.002)	-0.617 *** (0.003)
性別							
女性ダミー	-0.078 *** (0.000)	-0.068 *** (0.000)	-0.174 *** (0.001)	-0.123 *** (0.002)	-0.355 *** (0.003)	0.353 *** (0.004)	0.002 *** (0.005)
婚姻							
既婚ダミー	0.210 *** (0.000)	0.148 *** (0.000)	0.264 *** (0.001)	0.466 *** (0.002)	-0.327 *** (0.003)	0.281 *** (0.004)	0.046 *** (0.004)
女性・既婚ダミー	-0.375 *** (0.000)	-0.118 *** (0.001)	-0.553 *** (0.001)	-0.833 *** (0.006)	0.249 *** (0.004)	-0.612 *** (0.006)	0.364 *** (0.007)
雇用形態							
非正規ダミー	-0.655 *** (0.000)	-1.150 *** (0.001)	-0.407 *** (0.001)	-0.773 *** (0.004)	-3.171 *** (0.011)	1.559 *** (0.005)	1.612 *** (0.010)
労働時間							
週労働時間	0.013 *** (0.000)	0.008 *** (0.000)	0.008 *** (0.000)	0.008 *** (0.000)			
構成比 (%)							
(うち正規)	100% (80%)	55%	36%	9%			
(うち非正規)	(20%)	1%	15%	5%			
賃金平均 (年間収入・円)	3,558,501	5,004,009	2,248,559	2,249,571			
ErrorVariance	0.170	0.073	0.121	0.570			
R ²	0.714	0.709	0.718	0.553			
N (weighted)	29,067,129		29,067,129				
Log-likelihood	-15,485,838		-12,101,170				

*** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05

注：1) 「構成比」は各レコードに推定された3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(年収の対数値)の予測値を平均して対数を外したものの¹¹⁾。

3) 集計用乗率を用いたウェイト付推定を行った。

出所：表1と同じ

クラスは労働市場のなかに観察可能なセグメントとして存在するものではなく、データの異質性を最大限に抽出するよう構成された「理念型」として理解すべきものである（山口 2017）。

まず、推定されたそれぞれのクラスの大きさをみるために表下部の「構成比」欄を確認すると、Class1 が 55 %、Class2 が 36 %、Class3 が 9 % という大きさになっている。「Error Variance」欄をみると、Class1・Class2 の値に比べて Class3 の値がずっと大きく、また「R²」欄をみると Class1・Class2 よりも Class3 の値が小さい。このことは、Class1 と Class2 がサイズも大きく一定の凝集性をもつセグメントとみなせるのに対して、Class3 はサイズも凝集性も小さなセグメントで賃金関数の説明力が弱いことを示している。この Class3 を独立したクラスとみなすべきかは留保を要するため、以降は Class1 と Class2 の対比に注目してセグメントの特徴を検討する。

まず表 4 下部に記載されている雇用形態別内訳をみると、Class1 はほぼすべて正規雇用から構成されている。たしかに Class1 にも非正規雇用がごくわずかに存在しているが、これらの人は全体の 1 % を占めるにすぎず、ごく例外的な存在である。これに対して Class2 は正規雇用と非正規雇用が混在しており、非正規雇用のほぼすべて（全体の 15 %）に加え、かなりの正規雇用（全体の 21 %）が含まれている。

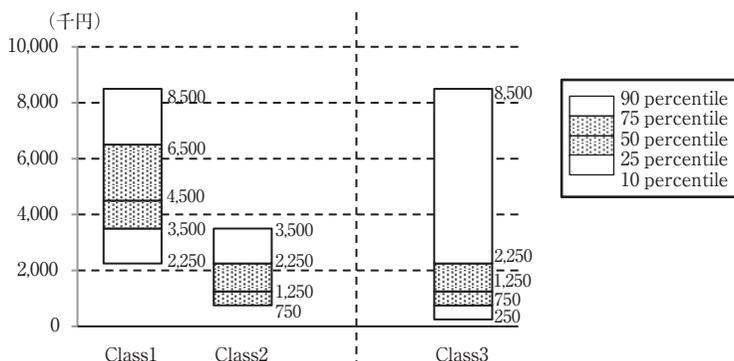
図 2 は、クラスごとの賃金分布（観測値）を示

したものである。表 4「賃金平均」欄をみると、Class1 と Class2 では年収予測値平均に 2 倍に近い開きがあるのだが、実際の分布は Class1 の下半分と Class2 の上半分が重複している。Class3 は大半が Class2 以上に低いレンジに集中するが、分布は Class1、Class2 の範囲を超えて広く分布している。

それでは各クラスの賃金決定システムはどのような特徴を持つだろうか。図 3 上側のグラフは、「学歴」「勤続年数」「外部経験年数」および「企業規模」の係数を指数変換して、比較したものである。各変数が賃金に与える影響は概して Class2 よりも Class1 においてより大きく、特に「学歴」「企業規模」の影響は大きい。勤続 1 年あたりの影響は、Class1 が 4 % に対して Class2 は 1 % で、これは 10 年間に引き延ばすと約 40 % の差になる。これらから、Class1 は大卒・大企業・勤続による賃金プレミアムの大きい賃金決定システムであるのに対して、Class2 はそれらのプレミアムが相対的に小さいかほとんど存在しない賃金決定システムであることが分かる。

次に、図 3 下側のグラフは「性別」「婚姻状態」の影響をまとめたものである。「男性・未婚」をベースカテゴリとしたとき、Class1 と Class2 では、既婚男性は未婚男性よりも賃金が高いこと、女性は男性よりも賃金が低いという 2 点が共通している。しかしながら、それらの程度が Class2 ではより大きい。また、既婚女性の賃金が、

図 2 クラスごとの賃金分布



注：各レコードを、割当確率が最も高いクラスに強制的に割り当てたうえで、実績値の分布を図示した。そのため、各クラスの割当確率で分布を計算する表 4 の数値からは誤差がある。

出所：表 1 に同じ

Class1では未婚女性よりも高いのにClass2では未婚女性よりも大幅に低い点も特徴的である。

本モデルでは「雇用形態」の変数を割当関数と賃金関数の双方に含めている。各クラスにおいて「雇用形態」が賃金の水準に及ぼす影響を確認すると、Class1では-68%、Class2では約-33%、正規雇用に比べて非正規雇用の賃金が低くなっている¹²⁾。このことから「雇用形態」は賃金決定システムの選択のみならず、同じ賃金決定システムの中での賃金水準にも大きく影響を及ぼすことが分かる。

なお定数項の見方について、勤続年数・外部経験年数の双方を0で評価すると、定数項は労働市場に参入する時点での各クラスの賃金水準のようなものとみなせる。推定された定数項の値自体はClass1よりもClass2で大きい。ここで他の変数について全クラスを通じた平均的属性値を仮定して評価すると、(対数を外した)従属変数予測値

はClass1:約145万円、Class2:約188万円となる。しかし、各クラス別の平均的属性値を仮定して評価するとClass1とClass2の数値がほぼ逆転する¹³⁾。後者の評価を採用すれば、Class1の方が労働市場に参入する時点での賃金水準も高いことがわかる。

3 2つのクラスへの割当はどのような要因の影響を受けているか

それでは、どのような要因がクラス割当に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右側のクラス割当関数の係数を用いて、Partial Effect at Average (PEA)を計算する。これは、特定のクラスへの割当確率について、他の変数を固定したうえで、当該変数が「1の場合の割当確率」と「0の場合の割当確率」の差を計算したものである。

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

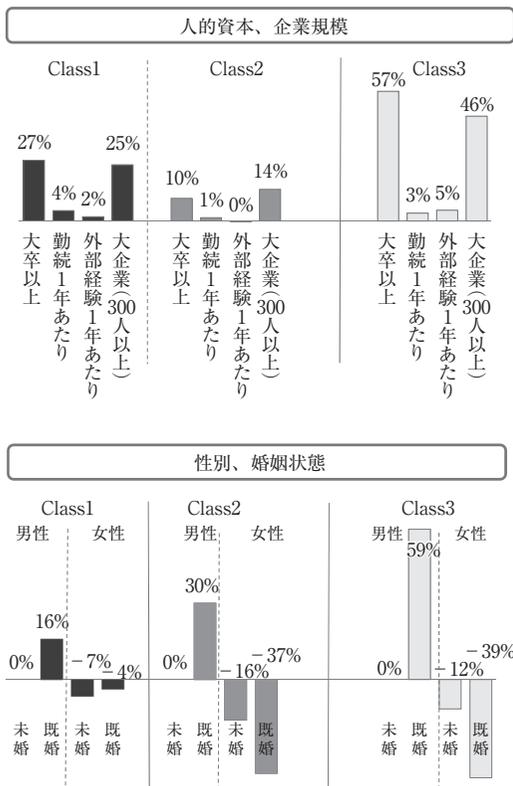
ただし、 $k = 1, 2, \dots, K$

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。計算にあたって固定する変数の値については、サンプル全体の平均値で評価する方法をとった。

Class1のPEA欄を確認すると、Class1への割当に最大の影響を及ぼしているのは、「雇用形態」である。非正規雇用であればClass1への割当確率が74%低くなるから、「雇用形態」はクラス割当をほぼ決定している。先行研究において二重構造と強く関連すると考えられてきた「企業規模」「学歴」は、Class1への割当確率をそれぞれ46%、32%高めて、2番目・3番目に強い影響を及ぼしているものの、「雇用形態」に比べてその影響は小さい。一方で、「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、相対的に小さい。この点は雇用形態のはたす役割を明らかにする重要な点であるため、次節であらためて検討する。

図3 賃金関数の係数比較



注：推定された係数を指数変換して%で表示している。
出所：表4の係数より筆者作成

表5 各変数が独立にクラス割当に及ぼす影響

	サンプル における 平均値	Class1				Class2				Class3			
		係数	x=1	x=0	PEA	係数	x=1	x=0	PEA	係数	x=1	x=0	PEA
定数項		0.828				0.578				-1.406			
学歴 (大卒ダミー)	0.263	0.785	74%	42%	32%	-2.065	5%	51%	-46%	1.280	20%	7%	13%
企業規模 (大企業ダミー)	0.474	1.339	79%	33%	46%	-0.722	15%	51%	-35%	-0.617	5%	16%	-11%
性別 (女性ダミー)	0.393	-0.355	47%	62%	-15%	0.353	42%	27%	14%	0.002	11%	10%	1%
婚姻状態 (既婚ダミー)	0.632	-0.327	52%	65%	-13%	0.281	37%	25%	12%	0.046	11%	10%	2%
(女性・既婚ダミー)	0.230	0.249	66%	53%	13%	-0.612	20%	37%	-17%	0.364	14%	10%	4%
雇用形態 (非正規ダミー)	0.203	-3.171	3%	77%	-74%	1.559	72%	17%	55%	1.612	25%	6%	19%

出所：表4の係数より筆者作成

IV 考 察

1 労働市場はどのようなセグメントから構成されるか

以上の推定結果をふまえると、労働市場はどのようなセグメントから構成されるといえるだろうか。本稿と同じ方法を用いて80・90年代の労働市場（正規雇用のみを対象）の潜在構造を推定した石川・出島（1994）は、推定された2つのセグメントが「氏原＝ピオーリ型の二重労働市場仮説」を概して支持するものであると結論づけた。すなわち一方に「学歴」「勤続年数」のリターンが高い「一次部門」、他方にそれらのリターンが少ない「二次部門」が存在し、労働市場が質的に異なった2部門で構成されているとする。本稿で推定されたClass1とClass2は、それぞれ石川・出島（1994）が推定した「一次部門」「二次部門」と類似性が高い。「一次部門/Class1」では、ともに学歴・企業規模・勤続年数・外部経験年数のリターンが高く、またその効果の大きさが学歴>企業規模>勤続年数>経験年数になっている点も共通である¹⁴⁾。また、割当に影響する要因として、男性・大企業・大卒が「一次部門/Class1」への割当確率を高め、女性・中小企業・高卒等であれば「二次部門/Class2」に割当てられやすいことも共通である¹⁵⁾。

本稿の推定では表3でみたように2-Classより3-Classの方が統計的にはデータへの適合度が高いという結果となったが、Class3を独立したクラスとみなすべきだろうか。推定されたClass3の特徴をみると、Class1以上に処遇が良い側面と、

同時にClass2より処遇が悪い側面が混在している。具体的には、学歴・外部経験年数・企業規模へのリターンはClass1より大きい一方、賃金水準そのものはClass2より低く、女性、なかでも既婚女性の賃金へのペナルティがClass2より大きい。

これまでの先行研究において、日本の労働市場が3層から構成されるという指摘は幾つかみられる。1つのパターンは、従来からの2層に加えて中間的な層が形成されるという見方である。稲上（1999, 2016）は、90年代に非正規雇用が拡大したが2000年代に企業が一部の非正規雇用のキャリアと処遇を内部化しはじめたことにより正社員/非正社員の間の中間的な層が拡大し、こんにちの会社コミュニティが正社員（成員）・準正社員（準成員）・非正社員（非成員）の3層から構成されるとする。玄田（2008）も、従来は正規雇用が担っていた内部労働市場の下位層に非正規雇用の一部が位置づけられることを実証し、内部上位・内部下位・外部の3層構造を示唆する。これらはいずれも従来からの2層の中間的な層の形成を指摘しており、もし推定されたClass3がこうした特徴をもつセグメントに相当すれば、賃金関数の係数はClass1とClass2の中間的な値をとる。しかし推定結果にそうした特徴はみられず、Class3はこうした中間層に相当するものとはいえない。

もうひとつのパターンは、従来からの2層とは異質な第3極を想定するもので、その代表的なモデルといえるのが日経連が1995年に発表した「新時代の日本的経営」で打ち出された「長期蓄積能力活用型」「雇用柔軟型」「高度専門能力活

用型」の3類型である。賃金関数の特徴から「長期蓄積能力活用型」はClass1に、「雇用柔軟型」はClass2に相当するとみなして差し支えないが、推定されたClass3は「高度専門能力活用型」に相当するとみなせるだろうか。「高度専門能力活用型」は、専門的なスキルを要する有期契約・年功昇給なしの年俸制が想定されており、賃金水準は高い。しかし推定されたClass3は、年取水準がClass2以上に低くなっており、このモデルに相当する層が析出されたともみなせない。

むしろ、表4でみたとおりClass3は賃金関数の説明力が弱くクラス内の誤差も大きいことから、独立したセグメントとみなすよりClass1・Class2の残余（誤差）と理解するのが適切と思われる。不自然に高い人的資本・性別等の係数についても、Class2の特に賃金が低い層とClass1の特に賃金が高い層を引っ張ってきたために、過大に推定された可能性がある。「高度専門能力活用型」のような第3の極は、いまだ統計的には析出されていないとみるべきだろう。

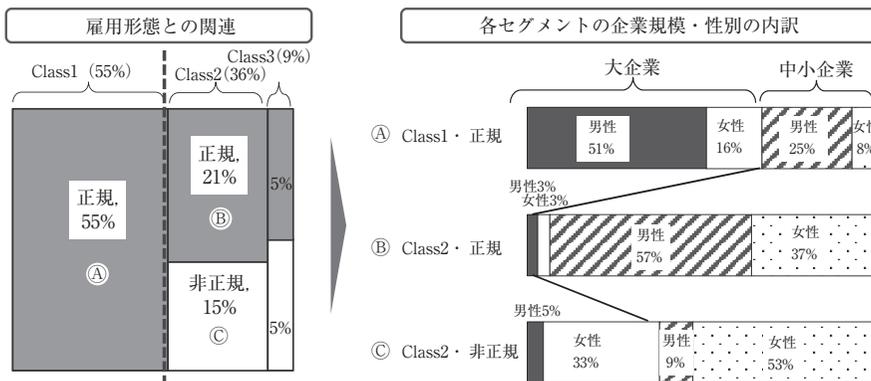
以上より、日本の労働市場は1つの均質な市場ではなく、また3つ以上に分断されているのではなく、2つの異質なセグメント（賃金決定システム）から構成され、かつ80年代・90年代の構造と連続性があるとみなせることが明らかになった。

2 潜在構造は「雇用形態」とどのように関係しているか

それでは、推定された2つのクラスと「雇用形態」はどのように関係しているだろうか。図4左側のグラフは、各クラスの構成を雇用形態別に分類したグラフである。

まず全体をクラスの構成比に応じて分割したうえで、各クラスの雇用形態の構成を示している（参考までにClass3も示しているが、検証の対象としない）。これをみると、労働市場の分断と雇用形態との関係は、非対称性である。Class1はほぼすべて正規雇用から構成されているのに対して、Class2は非正規雇用のすべて（全体の15%）に加えてかなりの正規雇用（全体の21%）が含まれる。正規雇用はその内部に2つの異質な賃金決定システムを含むが、非正規雇用はすべて1つの賃金決定システムに従う。「労働市場は正規と非正規に分断されている」という通念とは異なり、潜在的な分断線（図中たての点線）はたしかに非正規雇用と正規雇用を分かちながら、さらに正規雇用の約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¹⁶⁾。これらClass2に含まれる正規雇用の人々（図中Ⓑ）は、「正規雇用」という「呼称」を持ちながらも、賃金決定システムの観点からは非正規雇用との親和性が高いことを意味する。

図4 クラス割当てと属性の内訳



注：1) 左図、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。
 2) 右図、3-Classを仮定した表4の推定結果にもとづく。
 3) 右図、推定された割当て確率が最も高いクラスへと、それぞれのレコードを強制的に帰属させたうえで、属性の構成をみている。
 出所：推定結果より筆者作成

それでは、正規雇用にもかかわらず Class2 に割当てられるのはどのような人か。図4右側のグラフは左図の各セグメントに割当てられた人の属性について、企業規模および性別による構成比を示したものである。これをみるとセグメントごとに属性に大きな違いがあることがわかる。Aの「Class1・正規」は大企業の男性中心、Bの「Class2・正規」は中小企業の男性中心、Cの「Class2・非正規」は女性中心（大企業・中小とも）である。労働市場の2つのクラスへの割当てが「企業規模」「性別」と関連することは石川・出島（1994）も指摘したが、現在も同じ傾向が続く。「性別」がクラスと強い関連をもつというのは、表5でみた「性別」「婚姻状態」がクラス割当てに及ぼす効果が小さいという結果と矛盾しているのだが、その理由も図4右側のグラフから明らかである。セグメントのBとCを比較すると、同じClass2でありながら「正規雇用」か「非正規雇用」かで男女比が大きく異なっている。つまり、「性別」「婚姻状態」がクラス割当てに及ぼす独自の効果（Partial Effect）はたしかに小さいのだが、この2変数が「雇用形態」と強く関連することを通じて、結果的にクラス割当ても強く関連している¹⁷⁾。「雇用形態」は、女性・とくに既婚女性を労働市場における不利な賃金決定システムへと媒介するパイプラインのような役割を果たしているといえる。「性別」が賃金関数にあたえる影響に関しては、もうひとつ特徴がある。石川・出島（1994）では「一次部門」においてより大きな男女格差があったが、本稿では「女性」とくに「女性・既婚」のペナルティはClass2でより大きいという結果になった。なぜClass2において既婚女性へのペナルティがこれほど大きいのかは不明だが、家事・育児責任のため負担の大きな仕事を担えない可能性や、労働市場に再参入する際の産業・職業に偏りがある可能性がある。しかし、図2でClass2に割当てられる人の年収が125万円とその直下に集中していることから、配偶者控除限度額を意識してコントロールするために年収が低い可能性が高い。以上の関連を単純化すれば、Class2は「女性・既婚」であることが特に不利にはたらくセグメントだが、このセグメントに「雇用形態」に媒

介されて「女性・既婚」者が集中し、彼らが年収を低くとどめる選択をすることで、そのセグメントが「女性・既婚」に大きなペナルティを課するという特徴を構成している、といえる。

3 「雇用形態」が賃金に及ぼす影響はどのようなものか

表4でみたとおり、「雇用形態」は「賃金決定システム」の選択に大きく影響するのに加えて、各クラスの賃金関数の係数として「クラス内での賃金水準」も規定する。図4の左図でいえば処遇の水準はA>B>Cの順なので、「非正規」は「正規」より処遇が低いという通念は正しい。そのうえで新たに分かったことは、最大の分断線が「正規/非正規」(A・B/C)の間ではなく、正規雇用の内部(A/B・C)に存在しており、その構造は80年代から連続しているという点である。

概算ではあるが、石川・出島（1994）の推定した1980年代の日本の労働市場に占める大きさは、「一次部門」約1400万人に対し¹⁸⁾、本稿の2000年代における労働市場の大きさはClass1約1600万人と推計できる¹⁹⁾。石川・出島（1994）が明らかにしたのは80年・90年代における正規雇用のなかの分断（異質性）であったが、その分断と2つのセグメントの性質は基本的に維持されたまま、90年代を通じて拡大した非正規雇用はすべて彼らが「二次部門」とよんだセグメントに位置づけられてきたことがわかる。神林（2017）は、1980年代以降の日本の労働市場において、いわゆる「正規雇用」の世界が量的にもまた質的にも大きく縮小せずに維持されてきたこと、それとは対照的に「非正規雇用」の世界が急速に拡大したことを明らかにした。本稿の推定からみえる労働市場の変化もそれに重なるものである。神林は「被用者が増加したときに膨張したのが非正規の世界で、なぜ正規の世界ではなかったか」と問うが、それに加えて「非正規が増加した時に位置づけられたのがClass2で、なぜClass1ではなかったか」と問うことができるだろう。

「正規雇用」の処遇がその内部に異質性を含むこととは対照的に、「非正規雇用」の処遇は画一的である。仁田（2011）は、「非正規雇用」が労

働時間・年収・学歴構成等の観点から、「パート・アルバイト」と「派遣社員・契約社員」との二層に分化しており、後者は働き方や仕事が正規雇用に近いのだが、雇用保障や賃金などの労働条件面では正規雇用と大きな格差があると指摘する。

働き方や仕事の多様性にもかかわらず「非正規雇用」の処遇は、なぜ一様に低いのか。仁田(2011)は、「雇用形態(呼称)」が「処遇」を規定するという通念を逆転させて、「処遇」のあり方が職場における「呼称」を規定する可能性を示唆する。労働者がどのような人的資本を持ちどのような仕事を担おうと、「正規雇用」とは明確に区別された低い賃金・異なる処遇が行われていることを根拠に、職場で「非正規雇用」と呼ばれる現象が多く観察されるからである。

この処遇のあり方を隔てている区分線が、本稿が明らかにした労働市場の潜在的な分断である。それは、石川・出島(1994)が指摘したように非正規雇用が拡大する以前から労働市場に既に存在していた。こんにちの我々の目からみれば、90年代に大きく拡大した「非正規雇用」が労働市場の中核(Class1)ではなく周縁(Class2)に位置づけられたことは周知のことがらである。しかし「新時代の日本的経営」が3極を展望したことを踏まえればそれは必ずしも必然でも自明のことでもない。それにもかかわらず非正規雇用は以前からあった労働市場の「賃金決定システム」の分断に沿うかたちで拡大した。この「正規雇用」「非正規雇用」という社会的に構成された制度のもう一段下に存在する労働市場の潜在的な分断が、80年代から連続する日本の労働市場の土台として「正規雇用」「非正規雇用」の制度的な格差を支えている。そして同時に正規/非正規という制度が、その分断を「雇用形態」という呼称の違いにもとづいて維持してきたと理解できるのではないだろうか。

V 結 論

本稿では、正規雇用/非正規雇用という雇用形態の違いが賃金格差に与える影響の性質を検討した。その結果、「雇用形態」は賃金の「水準」を直接に規定するとみなすより、「賃金決定システ

ム」の選択を通じて影響を与えるとみなすべきこと、また労働市場の潜在的な構造は、1つの均質な市場でも3つ以上でもなく、2つの異質な「賃金決定システム」から構成されているとみなすべきことも明らかになった。この2つの賃金決定システムのうち、Class1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はそうしたプレミアムが小さく、既婚女性に対する大きなペナルティが観察された。この割当に最大の影響を持つのは雇用形態であり、学歴・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」と強く結びつくことでクラス割当と関連している。「雇用形態」は、特定の属性の人々(女性・特に既婚女性)を不利な賃金決定システムに媒介する役割をはたしている。

一方で、この2つの賃金決定システムの区分は、正規/非正規の区分と大きく重なりながらもそれと完全に一致しない。この分断は雇用形態について非対称で、正規雇用が2つの異なる賃金決定システムから構成されているのに対して、非正規雇用は賃金決定システムの観点からは同質的である。これらの結果は、正規雇用/非正規雇用によって労働市場が二分されているという見方に留保を求めらるものである。

本稿の推定で析出された分断は、石川・出島(1994)が80年・90年代に正規雇用の中に見出した2つのセグメントと連続するものとみられ、「非正規雇用」は以前からあった労働市場の分断に沿うかたちで拡大し、その分断を制度的に支えてきたと考えられる。

なお、本稿はいまから10年以上前の単年度のデータによる分析であることから結果の解釈には留保が必要である。単年度のデータから労働市場の推移を明らかにすることはできないし、こんにちの労働市場はすでに異なる様相を呈している可能性もある。本稿が提起するのは「正規雇用」「非正規雇用」という制度を自明視するのではなく、労働市場に潜在する実態的な格差の構造に焦点をあてることである。その構造をふまえて、どのように雇用形態間の格差を克服していくことが可能か、公平な労働市場のあり方をどのように構築していく

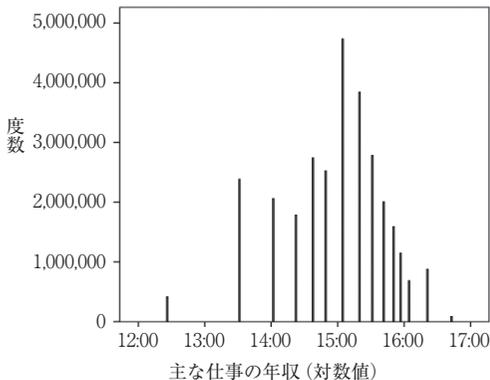
ことができるか、あらためて検討が求められる。

〔謝辞〕

本稿の作成に際しては、本当に沢山の先生方に貴重な助言をいただきました。どのご縁が欠けても、論文の完成には至らなかったと思っています。様々な局面でのご指導・ご支援に心より厚く御礼申し上げます。また、2名の匿名レフェリーからも詳細で有益なコメントを頂きました。心より感謝申し上げます。本稿に残る誤りはすべて筆者に帰すものです。

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) 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。
- 2) 以下の年収（対数値）のヒストグラムより、正規分布を仮定して大きな支障がないと判断した。



- 3) 「外部経験年数」＝「年齢」－（「教育年数」＋6）－「勤続年数」とした。匿名データでは、年齢が5歳きざみのカテゴリでしか与えられていないため、カテゴリの中位値を年齢の値として用いた。また、上記の「外部経験年数」算出式は、各人が学校卒業後ずっと勤続していることを前提としており、途中無業期間を挟んでいるケースについては誤差が大きくなる可能性がある。
- 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。
- 5) これら賃金関数の変数は、②や③のモデルにおいてはセグメントごとに互いに異なる係数を持つことが想定されているが、「週当たり労働時間」の係数のみはセグメント間で係数の値を同じにする制約をかける。これは、労働時間の影響をコントロールした上で他の変数の係数値を比較しやすくするためである（山口 2017）。
- 6) 「雇用形態」の変数をモデルにどのように含めるかは重要な論点であり、レフェリーからいただいたアドバイスに加えて多くの方からも助言をいただいた。最終的に、両方の関数に含めることで「学歴」「企業規模」「性別」「婚姻状態」等の変数と条件をそろえ、各変数が及ぼす影響の大きさを比較できるようにした（山口 2017）。
- 7) ここで「婚姻状態」を割当関数に用いることは、勤続途中で結婚した人がその時点から異なる賃金決定システムに割当てられる可能性を想定することになる（山口 2017）。しかし

に男性はそうしたケースを考えにくく、女性についても結婚後も勤続する人にはそうした影響は想定しにくい。しかし、こんにち非正規雇用の多くを占めるのが「主婦パート」であり、その大半が結婚・出産により一度労働市場を退出したのちに再度参入した既婚女性から構成されるという実態をふまえ、その効果を捕捉する目的で「婚姻状態」を割当関数に含める。

- 8) 当該モデルと一般的に Switching Regression と呼ばれている分析モデルとは、構造式が似ているが推定に用いる変数と Likelihood Function に違いがある。前者はおもに、2つのクラスの選択と目的関数のアウトカムが相関する場合に、目的関数のバイアスを修正する目的で用いられる。この時、割当関数の従属変数には、実際に観察される変数が指定される。一方後者のモデルは、サンプルの中の異質性（目的関数の複数の分布）を検出することを目的として用いられる。割当関数の従属変数は、観察されるデータから特定の変数を指定せず、潜在変数として内生的に推定される。
- 9) 推定には Latent Gold Ver. 5.0 を使用した。
- 10) 割当関数のみに含まれて賃金関数には含まれない除外変数を追加して推定を試みたが、4クラス以上ではやはり安定した推定結果が得られなかった。除外変数としては、労働市場の割当にのみ影響してその後の賃金関数には影響を与えない要因として、労働市場参入時点の失業率あるいは非正規雇用比率等を用いた。
- 11) 被説明変数の予測値から対数を外す際、以下の式に従う。

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

- 12) Class1: $\exp(-1.150) = 0.32$, Class2: $\exp(-0.407) = 0.67$ 。ただし、実際には Class2 は正規 / 非正規雇用が混在しているのに対して、Class1 に含まれる正規雇用はほぼ存在しない。
- 13) この時、他の変数の評価方法について i) 他の変数の値をすべてゼロで評価する、ii) Class1/Class2 を通じた平均的属性値を仮定して評価する（表5で用いた方法）、iii) Class1/Class2 各クラス内の平均的属性値を仮定して評価する、という3つの方法が考えられる。この時、i) の方法で評価した場合、高卒・中小企業・未婚・男性・正規の属性を持つケースをみることになるが、ここで特定の属性に注目することにはあまり意味がない。また、ii) のクラス横断的な平均的属性を持つ人を仮定するよりも、iii) の実際に各クラスに割当てられる典型的な人の属性で評価する方が、定数項の意味について現実的な示唆を得られるだろう。
- 14) 石川・出島 (1994) では、学歴の変数に「教育年数」を用いているので、本稿の「大卒ダミー」と比較する上では4年分に換算した。石川・出島 (1994) における推定結果の係数は（学歴 / 企業規模 / 勤続年数 / 外部経験年数）＝（一次部門：0.35/0.15/0.08/0.04）（二次部門：0.02/0.12/0.04/0.01）であった。（勤続年数と外部経験年数は男性についての推定値を参照。）
- 15) 1980年データの推定結果。1990年データについては学歴の効果が消滅し、女性については一部門の確率を高めるように効果の変化が見られた。
- 16) 非正規雇用が Class1 に含まれないこと、また正規雇用の一部が Class2 に含まれることという2つの特徴は、クラスの仮定を変えて推定しても安定して観察されたものであり、山口 (2017) の推定結果にも共通する。
- 17) この点は山口 (2017) における中心的な論点のひとつであるが、用いるデータやモデルの詳細が異なる本稿の推定においても同様の結論を得た。
- 18) 石川・出島 (1994) 表 6-1 より、1987年における民間企業被雇用者のうちの一般労働者数は、男性 2468 万人（3630 万人 × 67.8% = 2468 万人）、女性 1012 万人（2410 万人 × 42.0% = 1012 万人）の、計 3480 万人である。これを、表 6-6 の推

定結果より（一次部門：二次部門 = 27.5：41.3）で按分すると、一次部門の就業者は約1392万人となる。この構成比はパートタイマーも加えた想定で推計されたものである。

19) 表1より本稿で推定の対象としたサンプルが代表する母集団における人数は、集計用乗率を用いて計算すると2909万人となる。これを、表4の推定結果より、Class1の構成比：55%で計算すると、一次部門の就業者は約1600万人となる。ここで「一次部門」と「Class1」との比較だけにとどめるのは、本稿の推定において労働日数等により分析対象を制限していること、また石川・出島（1994）ではパートタイマーを除外しているために、双方の分析とも二次的セグメントの外延が必ずしも明らかでないためである。

参考文献

Berger, S. and M. J. Piore (1980) *Dualism and Discontinuity in Industrial Societies*, Cambridge University Press.
 Chen, Hanfeng, Jiahua Chen, J.D. Kalbfleisch (2001) "A Modified Likelihood Ratio Test for Homogeneity in Finite Mixture Models," *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology)*, Vol. 63 (1), 19-29.
 Dickens, W. T., and K. Lang (1985) "A Test of Dual Labor Market Theory," *American Economic Review*, 75 (4), 792-805.
 Doeringer, P. B. and M. J. Piore (1971) *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Heath.
 Greene, W. H. (2012) *Econometric Analysis 7th Edition*, Prentice Hall
 Günter, I., and A. Launov (2012) "Informal Employment in Developing Countries: Opportunity or Last Resort?" *Journal of Development Economics*, 97, 88-98.
 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.
 Loskin, Michael and Zurab Sajaia (2004) "Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models," *Stata Journal*, No. 4 (3), 282-289.
 Maddala, Gangadharrao S. (1986) *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
 Mehrjou, Arash, R. Hosseini, and Babak N. Araabi (2016) "Improved Bayesian Information Criterion for Mixture Model Selection," *Pattern Recognition Letters*, Vol. 69, 22-27.
 Morduch, Jonathan J., and Hal S. Stern (1997) "Using Mixture Models to Detect Sex Bias in Health Outcomes in Bangladesh" *Journal of Econometrics*, 77, 259-276.
 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.
 Tuma, M., and R. Decker (2013) "Finite Mixture Models in Market Segmentation: A Review and Suggestions for Best Practices," *Electronic Journal of Business Research Methods*, 11 (1), 2-15.
 Vermunt, J. and 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。
 稲上毅 (1999) 「総論——日本の産業社会と労働」稲上毅・川喜多喬編『労働 講座社会学第6巻』東京大学出版会：1-31。
 —— (2016) 「同一労働同一賃金論に寄せて」『日本労働研究雑誌』No. 676, 78-82
 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——二重構造の日本の展開』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。
 神林龍 (2010) 「常用・非正規雇用の諸相」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 120。
 —— (2017) 『正規の世界・非正規の世界——現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会。
 玄田有史 (2011) 「二重構造論——再考」『日本労働研究雑誌』No. 609, 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。
 鶴光太郎 (2011) 「非正規雇用問題解決のための鳥瞰図：有期雇用改革に向けて」鶴光太郎・樋口美雄・水町雄一郎編著『非正規雇用改革』日本評論社。
 ——・久米功一・大竹文雄・奥平寛子 (2013) 「非正規労働者からみた補償賃金——不安定雇用、暗黙的な正社員拘束と賃金プレミアムの分析」RIETI Discussion Paper Series, 13-J-003。
 内閣府 (2016) 「ニッポン一億総活躍プラン」(https://www.kantei.go.jp/singi/ichikokusoukasuyaku/pdf/plan1.pdf)。
 永瀬伸子 (1994) 「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析——パートと正社員」『日本労働研究雑誌』No. 418。
 仁田道夫 (2011) 「非正規雇用の二層構造」『社会科学研究』Vol. 62 (3-4), 3-23。
 濱口桂一郎 (2016) 「性別・年齢等の属性と日本の非典型労働政策」『日本労働研究雑誌』No. 672, 4-13。
 古郡嗣子 (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。
 山口一男 (2017) 「賃金構造の潜在的多様性と男女賃金格差——労働市場の二重構造分析再訪」RIETI Discussion Paper Series, 17-J-057。
 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。

〈投稿受付 2017 年 1 月 7 日，採択決定 2018 年 7 月 10 日〉

すずき・きょうこ 東京大学大学院学際情報学府博士課程。最近の論文に、「雇用形態と賃金格差，そして仕事の質」『季刊 個人金融』(2018 年夏号，ゆうちょ財団)。産業 / 労働社会学・人的資源管理論専攻。