



RIETI Discussion Paper Series 26-J-001

# 労働市場の多重構造と男女の不平等 —不平等の要因の潜在クラス分析

山口 一男  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

## 労働市場の多重構造と男女の不平等—不平等の要因の潜在クラス分析<sup>1</sup>

山口 一男（シカゴ大学／経済産業研究所）

### 要 旨

本稿は筆者が最近開発した「不平等の要素分解分析に結果の決定関数の多様性を仮定する有限混合モデルを結び付けた分析モデル」を用い、所得の男女格差のうち仲介変数の男女差により「説明される格差」について、所得決定式の異なる潜在クラスごとに格差の要素分解分析を行うことで、男女格差の生成メカニズムの多様性を明らかにする。分析結果は、所得決定の異なる3つの潜在クラスがあること。

（1）平均賃金が最も高く、大卒者や大企業雇用者が比較的多く、大部分が正規雇用者である労働市場の潜在クラス1では年齢や勤続年数など長期雇用に関連する仲介変数が男女の所得格差の主たる原因であること、（2）平均所得が低めで、高卒者や中小企業雇用者が比較的多く、約3分の1が非正規雇用者である労働市場の潜在クラス2では、長時間労働やフルタイム勤務者割合など、就業時間に関する仲介変数が男女の所得格差の主な原因であること、（3）平均所得が3クラス中最低で、中卒者や零細企業雇用者が比較的多く、半数以上が非正規雇用者であり、サイズの小さい労働市場でもある潜在クラス3では、経営管理職や短時間勤務者の割合が所得の男女格差の主な原因であること、を示す。また（4）雇用形態や学歴は主として潜在クラス内ではなく、潜在クラス間の格差を通じて間接的に男女格差を生むこと、を示す。つまり男性に多い正規雇用者や大卒者が、最も有利な労働市場である潜在クラス1に属する割合が高いことが男女の所得格差に貢献している。また本稿はその新たな知見をもって、日本における労働市場の2重構造論の検討も行い、その特質を明らかにしている。

キーワード：男女の所得格差、労働市場の2重構造、不平等の要素分解、有限混合モデル、潜在クラス分析、非正規雇用

JEL classification: C34, J16, J31, J42

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

<sup>1</sup>本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「労働市場における男女格差の原因と対策—人的資本、教育、企業人事、職業スキルの観点からの理論及び計量研究」の成果の一部である。

本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。

## I. 序

### I-1 本稿の内容

本稿は著者が以前に書いた RIETI-DP である『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』（山口 2017b）と『職業スキルと個人所得の男女格差：日米のメカニズムの同質性と異質性』（山口 2024）の知見によるところが多い。それは、分析的にも内容的にも異なるこれら二つの論文について、分析的には前者の論文の分析手法である「Finite Mixture Model による労働市場の 2 重構造分析」と、後者の論文の分析手法である「ニューマーク法による男女格差の要因分析」という二つの全く異なる系譜の分析手法を統合した手法を最近筆者が開発したことに基づく。この分析手法については、本稿のコンパニオン論文である Yamaguchi (2025)「Decomposition Analysis of Inequality with Finite Mixture Models」で詳述しており、本稿ではその趣旨と概要を簡単に述べることにとどめるが、この手法が分析的観点から、如何に上記の 2 種の分析を結び付けているかについては、本稿で解説する。

また本稿は内容的には日本の労働市場における男女の経済格差の要素分解について、従来の分析による各仲介変数の男女の違いを通じて「説明される格差」と「説明されない格差」の区別をより精緻化し、労働市場の多様性による異なる労働市場には異なるメカニズムに基づく「説明される格差」があり、また労働市場の多様性自体に由来する「説明される格差」もある、という新たな知見を齎し、またその知見に基づき格差解消の道筋について議論する。

### I-2 労働市場の 2 重構造論とその分析の批判的レビュー

本節は、山口（2017a; 2017b）と一部重複するが、その理由は、本稿は労働市場の 2 重構造論自体の重要性と限界については、認識が変わっていないためである。ただし、後述するように分析的観点からは、それと結びついた新たな問題意識があるので、それを合わせて述べる。

「労働市場の2重構造論（dual labor market theory）は、「分断化された市場論」（segmented labor market theory）ともいうが、1971年出版の米国のドリンジヤーとピオールの研究（Doeringer and Piore 1971）に端を発する。ドリンジヤーとピオールは労働市場には「第一次の労働市場」（「中核市場」ともいう）と「第二次の労働市場」（「縁辺市場」ともいう）の二つの労働市場があると主張した。彼らの理論によると第一次労働市場と第二次労働市場にはいくつかの大きな違いがありその主なものは（1）第一次労働市場の平均賃金は第二次労働市場より高いこと、と（2）第一次労働市場は、第二次労働市場に比べ、就業経験などの人的資本の賃金への見返りが高いこと、である。つまり、第二次労働市場は学歴や就業経験などに依らず賃金が低くなりやすい市場である。また（3）第一次労働市場では、内部労働市場を持つ企業に典型的に見られるように企業内におけるキャリアの発展性があり、それに伴う賃金の上昇があるのに対し、第二次労働市場の賃金は「外部労働市場」で競合的に決定されるとした。さらには（4）黒人など人種的マイノリティや女性の雇用の多くが第二次労働市場に大きく偏っていること、が彼らの平均賃金の低さや貧困の主な理由とした。

しかし、その後米国では労働市場の2重構造理論も、関連する分断化された労働市場理論もその実証も共に迷走する。理論的批判は主として経済学で、実証的批判は主として社会学で起こったといえる。経済学ではスイッチング回帰分析を用いたディッケンズとランド（Dickens and Land 1985）の結果は、第一次労働市場では教育と経験の賃金への見返りが有るが、第二次労働市場では無く、白人は第一次の労働市場に割当てられる確率が有意に高いなど、ドリンジヤーとピオールの理論と一致していたが、その後の同じくスイッチング回帰分析を用いたサカモトとチェン（Sakamoto and Chen 1991）の分析結果は学歴の賃金への見返りが第一次と第二次の労働市場間に有意差が無く、2重構造論と矛盾するなど、一貫した結論が得られなかった。ただし共にスイッチング回帰分析を用いているが、ディッケンズとランドが賃金の対数を従属変数にしているのに対し、サカモトとチェンの分析は賃金そのものを従属変数としており、後者のモデルでは負の賃金が存在しえないのに予測値が負になる場合を生じるので、欠陥のある分析と考えられる。また本稿は分析上及び理論上の理由で、「人的資本の賃金への

見返り」を賃金差ではなく、賃金比の大きさを測定する。第一次市場の賃金の平均が大きければ、分散も大きくなるので第二次市場に比べ、学歴間の賃金差も大きくなるのは自然だが、学歴間の賃金比が大きいか否かは自明ではないからである。

一方労働市場の2重構造論は経済学では理論的観点から、主流からは無視され続けてきた。元々ドリンジヤーとピオールの研究自体もそうだが、分断化された労働市場論の提唱者は、エドワーズ、ライク、ゴードンらのラディカルエコノミストらが中心であったことも強く影響している。彼らは一連の著作や編集出版著で（Reich, Gordon, Edwards 1973；Gordon, Edwards and Reich 1973; Edwards, Reich, Gordon 1975; Gordon, Edwards, and Reich 1982）米国における労働市場の分断化と、その結果としての黒人や女性の縁辺労働市場への集中が、独占資本主義の結果であるという視点を、歴史的考察から主張していた。しかし、これらの議論は厳密な実証的根拠を欠き、彼らの歴史の解釈は左翼イデオロギーを反映していたため、主流の経済学からは白眼視されるようになったのである。

また、経済学者は別の理由でも労働市場の2重構造には最初から興味が薄く、軽視する者が多かった。それは大多数の経済学者にとって、人材活用の不効率を生む社会的機会の不平等には関心があるが、社会学者と異なり、結果の不平等にはあまり関心がなく、労働市場の2重構造の存在は、賃金格差の存在同様、結果の不平等の問題と見たからである。経済学者でもセン（2014）のように多くの人の潜在能力が発揮できる社会が望ましいという視点からは、キャリアの進展性の無い第二次労働市場に多くの者が固定的に配置されていることは望ましい状態とは言えないのだが、それは未だ一部の経済学者の関心事に留まっていると言える。だが、労働市場の2重構造論が、単に結果の不平等の問題なのか、社会的機会の不平等をも意味するものであるのか否かについては、理論的かつ実証的検討が更に必要と考える。本稿は、この点に新たな視点を与える。

一方社会学では「第一次」と「第二次」の労働市場が職業や産業と関連することを実証しようと試みた（Osterman 1975; Bibb and Form 1977; Beck et al. 1978; Tolbert et al. 1980）。彼らは所得の中央値や平均勤続年数や労働の流動性を、産業や職業区分に基づく第一次と第二次の市場の分類に用いたが、このように所得などの中央値の差がある産業や職業間のグループ間をもって労働市場の分断があると主張することは理論的にも実

証的にも問題があった（Hodson and Kaufman 1982； Sakamoto and Chen 1991）。「この産業・職業は核に属し、この産業・職業は縁辺に属する」というような2分法にすべての産業や職業を明確に分類することは到底無理であることに加え、何らかの尺度を用いて2分する場合、閾値の選択の恣意性を否定できないからである。さらに産業や職業による所得や勤続年数の分布の違いが異なる賃金体系を意味しているとは言えない。関連文献のレビューは例えば Kalleberg & Sorensen (1979)や Wallace and Kalleberg (1981)に詳しいが、2重構造に関する実証研究はその主な決定要因が職業なのか産業なのか、それとも別の要因かについても結論を得ずとされ、何よりワラス&カレバーク (1981)によれば、その「2重構造がいかに社会的不平等を生み出すかについて、理解を深めるものではなかった（78頁）」と記せざるを得ないものであった。例外としてボナシッチ（Bonacich 1976）は人種間の不平等と労働市場の分離問題を分析したが、これは移民労働者問題を含み、短期的に低賃金であっても、職を得ること自体を目的とする南米からの移民者の流入が、米国カリフォルニア州在住の職業スキルの低い労働者の賃金を切り下げ、後者による前者の排斥・差別問題が発生することを示したもので、今日的には重要性を増した問題であるが、当時は社会全体での不平等問題ではない特殊問題とみられた。

一方、日本における労働市場の2重構造の実証分析には代表的なものに、石川・出島（1994）の研究があり、さらに最近その方法を踏襲・拡張し、より近年の状況を分析した鈴木の研究（2018）がある。日本で初めに労働市場の2重構造と男女の賃金格差の関係を明らかにしたのは石川・出島（1994）の研究である。彼らの分析は上述のディケンズとラングの用いたスイッチング回帰分析を日本のデータに当てはめたものだがまずスイッチング回帰分析がどういう分析かを簡単に説明したい。スイッチング回帰分析は、結果（例えば賃金）の決定の仕方が異なる2つの潜在クラス（直接観察できないが、間接的にデータから抽出できるクラス）があると仮定し、3つの統計的回帰式を同時にデータにあてはめる。そのうち2つは、各潜在クラス内における、賃金の対数などの結果がそれを予測する説明変数にどう依存するかをデータから導く回帰式である。この式を今問題にする例に従い賃金決定回帰式と呼ぶことにする。3つ目の回帰式は、各属性内に2つの潜在クラスが混在していると仮定したときの、1番目の潜在クラスの割合対2番目の潜在クラスの割合を説明変数により予測する回帰式である。以下ではこれを（潜在クラスへの）割当回帰式と呼ぶことにする。スイッチング回帰分析で、上記のような異なる賃金決定方式を持つ潜在クラスを仮定するモデルが、結果（賃金）につい

て皆が同一の回帰式で説明されると仮定するモデルに比べ、実際のデータに対する適合度が高い時に労働市場の2重構造があると結論する。

さて、石川・出島の分析結果であるが、データから導き出された2つの潜在クラスの賃金回帰式の結果はドリンジャーとピオールの理論とおおむね一致していた。つまり潜在クラスの1つは、平均賃金が高く、学歴に対する賃金見返りがあり、勤続年数とともに賃金が比較的大きく増大する第一次市場の性格を備えていた。一方、2つ目の潜在クラスは、賃金が学歴に依存せず一様に低く、勤続年数への賃金の見返りはあるが、第一次市場のクラスの半分程度であり、全体として第二次市場の性格を持っていた。そして2重構造の最大の決定要因は企業規模（大企業対中小企業の別）で、これは第一次市場は内部労働市場の発達した雇用環境が典型的とするドリンジャーとピオールの理論との整合性が高かった。日本では企業規模が大きい程、企業内キャリア形成の進んだ内部労働市場が発達したと考えられるからである。

だが、石川・出島の分析結果は2つの点で、労働市場の2重構造は日本特有の特質があることを見出した。その一つは、男女賃金格差のあり方である。結果は、第一次市場と、第二次市場の双方に大きな男女賃金格差があることである。つまり、男女賃金格差は労働市場の2重構造に関わらず存在し、それが勤続年数とともに大きくなる傾向は日本では労働市場によらずあまねく見られるという結果である。二つ目の特質は、第一次市場に属するか第二次市場に属するかの主な決定要因は学歴と企業規模で、高学歴ほど、勤め先の企業規模が大きいほど、第一次市場に属する傾向が高く、日本特有なのは企業規模の大きな影響であった。

さて、石川・出島の分析は1990年までのデータに基づくが、それ以降日本では非正規雇用が特に女性に増加し、2024年で男性の19%、女性の54%が非正規雇用となるに至っている。この非正規雇用の拡大による労働市場の2重構造の変容を明らかにしたのが鈴木（2018）の研究である。彼女が用いた有限混合モデルはスイッチ解析を潜在クラスが3つ以上ある場合にも拡大できるモデルで、その仮定は基本的に同じである。鈴木の研究の主な貢献は、雇用形態（正規対非正規の区別）の男女差が労働市場の2重構造に与える影響の有り方を明らかにした点である。分析結果は賃金決定に3つの潜在クラスがあることを示したが、比較的大きな第1と第2の潜在クラスは第一次市場と第二次市場の性格を持つ。鈴木の研究の主な発見は、第一次市場の性格を持つ雇用者は大部分が正

規雇用者だが、逆は真ではなく、つまり正規雇用者が第一次市場の雇用者と言うわけではなく、第二次市場でも就業者の半数以上が正規雇用者であるという事実である。しかし、雇用形態（正規対非正規雇用の区別）は、第一次市場対第二次市場の割り当ての最大の決定要因で、つづいて石川・出島の発見同様、企業規模が大きい程、また学歴（大卒以上か否か）が高い程、第一次市場に割り当てられる確率が高くなることも判明した。また性別に関しては、主として雇用形態との関連（女性に非正規雇用者が多いこと）を通じて、女性が第二次市場に多く割り当てられる傾向があることを示した。こうしてみると、労働市場の2重構造と男女賃金格差の関係は、非正規雇用が特に女性において飛躍的に拡大したことにより強まったと言える。

このように石川・出島（1994）の分析も、鈴木（2018）の分析も、賃金決定の仕組みの異なる複数の潜在クラスがあるという仮説を置く統計モデルが、データとより整合することを示したことにより労働市場の2重構造論を主張したことになる。だが、この統計分析結果は下記で論じる意味で、賃金決定の有り方の多様性を示すものであるが、2重構造が意味する、労働市場の分断を直接意味するものではない。分断を示すためには、やはりその間の流動性の少なさという追加条件が必要である。つまり、企業規模や雇用形態を賃金の多様性の主な決定要因としたとき、労働市場の2重構造論は、賃金決定の多重性を生み出す要因に関し、例えば大企業と中小企業の雇用の間とか、正規雇用と非正規雇用の間で、賃金格差があるだけでなく、その間での労働移動が少なく、その意味で異なる賃金決定のメカニズムが時間的に固定的であるという性格を併せ持つので成り立つと言える。

また分析技術的には、賃金決定の多様性は、それだけで上記の意味での労働市場の構造の2重性（あるいは多重性）を必ずしも意味しない。今仮に2値1と0を取るグループ変数 $Z$ と結果 $Y$ に影響する複数の人的資本 $X_1, X_2, X_3$ などの変数との間に交互作用効果があるとする。数式的には

$$Y = a + b_z Z + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + c_1 X_1 Z + c_2 X_2 Z + c_3 X_3 Z + \varepsilon$$

すると $Z=0$ と $Z=1$ の場合、切片と $X$ の影響の異なる以下の二つの回帰式と同等となる。

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 \quad (Z=0 \text{ の時})$$



$$Y = a + b_z + (b_1 + c_1)X_1 + (b_2 + c_2)X_2 + (b_3 + c_3)X_3 \quad (Z = 1 \text{ の時})$$

同様に多くの人的資本変数と交互作用効果を持つ他のグループ変数がある時、人的資本変数  $X$  の回帰係数はグループ変数  $Z_1$  や  $Z_2$  の組み合わせで規則的に変化することになる。こういった状況では  $X_1, X_2, X_3$  などの人的資本変数の係数が潜在クラスで決まり、潜在クラスの割り当てには  $Z_1$  や  $Z_2$  のグループ変数が影響すると仮定するモデルがデータに適合することになる。つまり、賃金決定の潜在クラスモデルは、これらの二つの変数群  $X$  と  $Z$  の交互作用効果をより少ないパラメータで体系的に特徴づけようとするモデルと言える。またこのような、多くの変数間の交互作用効果に体系的な意味づけが可能となって、初めて賃金決定の2重構造が存在すると言える。

だが、 $X$  と  $Z$  の交互作用効果の体系的特徴づけは、それだけで賃金決定の多様性について、原因を特定するものではなく、そのメカニズムについての理解が理論的には重要となる。本稿は、所得の男女間格差の「説明される」要因と言われる、仲介変数を通して格差が生まれるメカニズムの解明に関し、男女格差決定のメカニズムの多様性の役割を明らかにする。即ち、「説明される」男女格差が、異なる労働市場を意味する各潜在クラス内でそれぞれどのような要因に基づくのか、また潜在クラス間の不平等とどう関係するかを明らかにする。また、これにより日本における男女の所得格差の解明に新たな洞察を与える。

## II 方法

本稿は不平等の要素分析として用いられる Blinder-Oaxaca 法（以下 BO 法）の拡張である、ニューマーク法(Neumark 1988)に潜在クラスによる有限混合分析（Finite Mixture Model）を結びつけて筆者が開発した方法（Yamaguchi 2025）を用いる。方法の詳細の解説はその英文コンパニオン論文で述べているが、以下その方法を概説するとともに、今回の分析への応用に関する理論的意義を述べる。

### II-1 ニューマーク法の要素分解分析の簡単なレビュー

詳しくは山口(2024)で解説しているが、ニューマークの方法は BO 法（Blinder 1973, Oaxaca 1973）を拡張したものである。BO 法は標準化法の一種で、例えば男女の賃金格差についての線形回帰モデルを考える時、学歴や勤続年数などの仲介変数  $X$  の分布

について、(1)「女性の分布が男性の分布と同じになったら」、あるいは逆に、(2)「男性の分布が女性の分布と同じになったら」、男女格差がどの程度減るかを見ることで、「説明される格差」、つまり男女の仲介変数の分布の違いから生じる格差と、「説明されない格差」、つまり男女の仲介変数が同じになっても取り除けない格差、に分解し、さらに「説明される格差の違い」について各仲介変数の寄与度を測ろうとするものである。BO法の問題の一つは、上記の(1)と(2)の仮定の下での「説明される格差」の度合いが異なるので、一方の選択をより適切と見る根拠が必要なことである。この点を解決したのが、ニューマーク (Neumark 1988) の方法で、彼の方法では、男性の仲介変数の分布も、女性の仲介変数の分布も、共に、男女を合わせた仲介変数の分布と同じになる仮想状態を取り除かれる格差を「説明される格差」、残る格差を「説明されない格差」とする。またニューマーク論文は、この場合の「説明されない格差」は、男女を併せたデータの以下の式(1)の回帰モデルのように、性別と仲介変数の交互作用効果を全く含まないモデルの、性別の回帰係数と一致することを示した。

$$Y = b_G D_G + \mathbf{b}' \mathbf{X} + \varepsilon \quad (1)$$

ここで  $D_G$  は女性が1、男性が0のダミー変数であり、性別効果  $b_G$  が説明されない格差、 $\mathbf{X}$  が仲介変数である。また式(1)から、女性(W)と男性(M)の  $\mathbf{X}$  と  $Y$  の平均に関し、それぞれ  $\bar{Y}_W = b_G + \mathbf{b}' \bar{\mathbf{X}}_W$ ,  $\bar{Y}_M = \mathbf{b}' \bar{\mathbf{X}}_M$  の式を得るので、以下のように  $Y$  の平均値の男女差の要素分解を得る。

$$\bar{Y}_W - \bar{Y}_M = b_G + \mathbf{b}' (\bar{\mathbf{X}}_W - \bar{\mathbf{X}}_M) \quad (2)$$

ここで  $\mathbf{b}' (\bar{\mathbf{X}}_W - \bar{\mathbf{X}}_M)$  は仲介要因の男女差で説明される格差となり、各仲介変数  $X_k$  の「説明される格差への寄与」は、 $b_k (\bar{X}_{W,k} - \bar{X}_{M,k})$  となる。

## II-2 Finite Mixture Model との結合について

Finite Mixture Model は、従属変数  $Y$  が間隔尺度を持つ時はスイッチング回帰モデルを潜在クラスが3つ以上ある場合への拡大となる。つまり各潜在クラスごとの結果への回

帰式と、潜在クラスへの割り当ての多項目ロジット回帰式からなり、性別と仲介変数の交互作用効果を含まないモデルを以下のように表すことができる。

$$Y_{m,i} = b_{0,m} + b_G D_{G,i} + \mathbf{b}_z \mathbf{Z}_i + \mathbf{b}_{x,m} \mathbf{X}_i + \varepsilon_m, m = 1, \dots, M. \quad (3)$$

$$\log(P_m / P_1) = c_0 + \mathbf{c}_m \mathbf{Z}_i, m = 2, \dots, M, \sum_{m=1}^M P_m = 1 \quad (4)$$

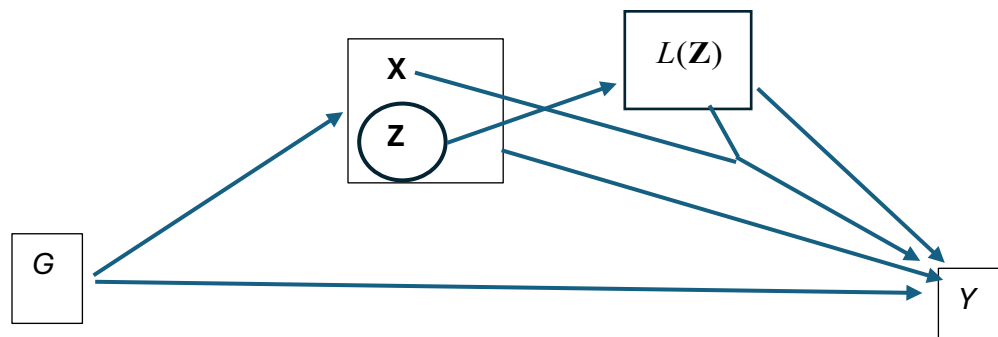
式（３）は、 $Y$ に対する平均的性別効果（ $b_G$ ）を含むが、この効果は潜在クラス変数  $L(\mathbf{Z})$  に依存しないと仮定すると、性別は式（３）のみに含まれる変数群  $\mathbf{X}$  との交互作用効果がないだけでなく、式（４）に含まれる変数群  $\mathbf{Z}$  ととも潜在クラス変数  $L(\mathbf{Z})$  を通した交互作用効果がないと仮定することになり、 $b_G$  はニューマークモデル同様、仲介変数（ $\mathbf{X}, \mathbf{Z}$ ）の男女差によって「説明されない」男女格差の推定値となる。

他の２種の変数  $\mathbf{X}$  と  $\mathbf{Z}$  については、本稿では  $\mathbf{X}$  を予測変数(predictors)、 $\mathbf{Z}$  を（潜在クラスの）共変数(covariates)と呼ぶ。予測変数は、潜在クラスによって回帰係数（ $b$ ）の値が異なる仲介変数である。例えば  $Y$  が賃金の場合、賃金決定構造の多様性を表現するのが予測変数の回帰係数となる。共変数  $\mathbf{Z}$  は式（４）により、潜在クラスの構成、あるいは割り当て、に影響すると仮定する変数である。

式（３）は潜在クラスに影響を与える共変数は結果  $Y$  にも影響するが、その影響は潜在クラスで変わらなないと仮定しているが、その理由を以下で説明する。式（３）で  $\mathbf{X}$  の効果が潜在クラス  $L(\mathbf{Z})$  により異なるとするので、モデルは潜在クラスを通して結果  $Y$  に対する  $\mathbf{X}$  と  $\mathbf{Z}$  の交互作用効果を反映することになる。だが、今潜在クラスの共変数  $Z_1$  と  $Z_2$  の式（３）での結果への影響が潜在クラスによって変わると仮定するとする。すると、モデルは実際には存在しない  $Z_1$  と  $L(Z_1)$ 、および  $Z_2$  と  $L(Z_2)$  との間に交互作用効果があると仮定することになる。さらに  $Z_1$  と  $L(Z_2)$ 、 $Z_2$  と  $L(Z_1)$  という、関数の形は異なるが、情報源の同一な、 $Z_1$  と  $Z_2$  の交互作用効果を共に含むことになる。自由度の関係で、このような効果を仮定するモデルのパラメータにも推定値を与えることができる場合があるが、当然それらの推定値は安定性を欠き、他の推定値の安定性にも悪影響を与える。従って本稿では潜在クラスの共変数の結果に対する影響は、潜在クラスによらず一定と仮定している。

図1は潜在クラス変数 $L(\mathbf{Z})$ が介在するときの影響の図式を表す。性別 $G$ が直接潜在クラス変数 $L(\mathbf{Z})$ に影響しないため、 $G$ の介在変数を通じた結果 $Y$ への影響には $G \rightarrow (\mathbf{X}, \mathbf{Z}) \rightarrow Y$ と $G \rightarrow \mathbf{Z} \rightarrow L(\mathbf{Z}) \rightarrow Y$ の2つのパスがあり、これらは共に $G$ が $(\mathbf{X}, \mathbf{Z})$ と独立になるという反事実的状況では、消滅する影響と言う意味で「説明される格差」の成分であり、他方 $G \rightarrow Y$ のパスが「説明されない格差」のとなる。

図1 仲介についての説明図式<sup>注</sup>



<sup>注</sup>ニューマーク法同様、モデルは性別と仲介変数 $(\mathbf{X}, \mathbf{Z})$ の交互作用が無い状況を仮定している。また仲介変数間の交互作用効果については $\mathbf{X}$ と $L(\mathbf{Z})$ の交互作用効果を通じた $\mathbf{X}$ と $\mathbf{Z}$ の交互作用効果のみ仮定している。

なお各仲介変数を、潜在クラスにより結果への影響の異なる予測変数として扱うか、潜在クラスの共変数として扱うかには、理論的基準と統計的基準がある。理論的には、例えば賃金決定で例示すると、共変数は異なる賃金構造、あるいは質的に異なる労働市場を生むことに影響すると仮定しているので、勤続年数や就業時間など時間的に変化が大きい変数は賃金構造の決定要因とは言い難い。職業特性は、本稿では経営管理職と職の科学技術スキルの所得への影響が賃金構造により変わるかに主たる理論的関心があり、予測変数扱いとした。一方、産業や企業規模などは、先行研究（石川・出島 1994、鈴木 2018）でもそう扱われたように構造特性に影響を与える変数、即ち潜在クラスの共変数、と見ることができる。

一方、学歴と雇用形態は他の影響変数の多くと交互作用を持つ潜在クラスの共変数なのか、それとも各賃金構造の潜在クラス内で独自の影響を結果に及ぼす影響変数なのかは自明でなく、その結果は学歴や雇用形態の男女格差に対する影響の理論的解釈に影響する。従って、これらの2変数については、どちらの取り扱いがデータとの整合性を高めるか、という統計的基準で決定することが妥当と思われる。

式（3）と式（4）を結び付けるモデルは、男女格差の以下の要素分解を与える。（1）各潜在クラス内で男女の仲介変数の違いにより説明される格差、（2）各潜在クラス内で男女の仲介変数の違いでは説明されない格差、（3）潜在クラス間の格差（仮定により男女の仲介変数の差で説明される格差）、（4）潜在クラスと性別の交互作用による残差。このうち（4）は、脚注1で説明するように<sup>2</sup>、潜在クラスを併せた結果では平均が0となる。このため各潜在クラス内の要素（1）と（2）に分解するときには要素（4）は「説明されない格差」の一部となるが、潜在クラスを併せた「説明されない格差の平均」には影響しない。また潜在クラス別の「説明される格差」の各仲介変数の寄与度の推定には要素（4）を含まないモデルによる結果Yの期待値の男女格差を分解することになる。

さて、以上が結果の男女格差を「説明される格差」と「説明されない格差」に分解するときのモデルであるが、「説明される格差」について（1）格差への各仲介変数の寄与度の要素分解を結果の決定関数の異なる潜在クラス別にできる事と、（2）潜在変数を

---

<sup>2</sup>Finite Mixture Model は、各潜在クラスごとに、結果の観察値と予測値の平均が一致するが、各潜在クラス別、性別に一致するわけではない。残差の平均が男女別には必ずしも0にはならないのである。ニューマーク法の式（1）の場合は男女別の残差は性別のダミー変数による調整により平均が0となるが、式（3）の場合、性別効果が、潜在クラスによらず一定としているので潜在クラス別には残差の平均が0にならない。この残差による格差は潜在クラスと性別の交互作用効果による「説明されない格差」と見ることができる。だが、この潜在クラス別の残差による男女格差は、すべての潜在クラスを併せると平均が0となるので、全体を見る場合には無視できる。また各潜在クラス内格差の「説明される格差」と「説明されない格差」への分解は、残差による格差を含めない各潜在クラス内のモデルの期待値の男女差の分解をすることで得られる。また仲介変数で説明される潜在クラス内の格差の母集団平均は、潜在クラス別の説明される格差の潜在クラスのサイズの重み付けの加重平均で与えられる。

介した仲介変数間の体系的交互作用効果によるものとして説明できる部分の特性を明らかにできる事、の2点がニューマーク法の要素分解分析と **Finite Mixture Model** を結び付ける手法が新たに解明できる点である。この方法のメリットについては、応用で明らかにする。

なお説明されない格差について、どのような性別と仲介変数の交互作用効果が主要な要素であるかの分析について、以下の二つの追加モデルの比較を考える。

一つのモデル（以下モデル A と呼ぶ）では式（3）を以下の式（3 A）に置き換えるモデルである。

$$Y_{m,i} = b_{0,m} + b_{G,m} D_{G,i} + \mathbf{b}_z \mathbf{Z}_i + \mathbf{b}_{x,m} \mathbf{X}_i + \varepsilon_m, m = 1, \dots, M. \quad (3A)$$

式（3 A）では、各潜在クラス内での性別効果が異なるという仮説を検定するモデルである。これは性別と共変数  $\mathbf{Z}$  との交互作用効果が、主要な性別との交互作用効果であるという仮説を代表する。

他方のモデルは式（3）は維持し、式（4）を以下の式（4 B）に置き換えるモデル（以下モデル B と呼ぶ）である。

$$\log(P_m / P_1) = c_0 + c_{G,m} D_{G,i} + \mathbf{c}_m \mathbf{Z}_i, m = 2, \dots, M, \sum_{m=1}^M P_m = 1 \quad (4 B)$$

式（3）と式（4 B）を組み合わせたモデルは、性別が賃金に直接影響するだけでなく、賃金構造にも影響するという仮定を検証するモデルであり、性別と予測変数  $\mathbf{X}$  の相互作用効果が、主要な性別との交互作用効果であるという仮説を代表する。またこのモデルでは上述の図 1 において  $\mathbf{G} \rightarrow L(\mathbf{Z})$  のパスが新たに加わり、潜在クラス変数も  $L(\mathbf{Z}, \mathbf{G})$  との表記に変わることになる。

なおこれらのモデルの応用には SPSS 付帯の統計ソフト **Latent Gold** (Vermunt and Magidson 2016) を利用した。

### III データと変数

### III-1 データ

分析に用いたデータは「日本版総合社会調査 (JGSS)」の 2000 年から 2018 年のうち調査が行われた 11 年分のデータである。なお 2008 年にも JGSS 調査は行われているが、本稿で用いる年齢区分を作成できないので分析から省いている。母集団は 25-64 歳の所得との対応上、現在の雇用主での勤続年数一年以上で就業時間が 20 時間以上の者とした。そこからさらに所得が 0 の者と「不明・不詳」の者、企業規模の不明・不詳の標本を除き計 8,222 標本(男性 4,998 標本、女性 3,224 標本)が用いられた。

### III-2 変数

#### III-2-1 結果変数：個人所得の対数

日本の JGSS では年間の個人所得は以下の 19 カテゴリーを用いている。以下単位を一万円で表示する。なお例えば「150-250」は 150 万円以上 250 万円未満を表す。① 0 ② 1-70 ③ 70-100 ④ 100-130 ⑤ 130-150 ⑥ 150-250 ⑦ 250-350 ⑧ 350-450 ⑨ 450-550 ⑩ 550-650 ⑪ 650-750 ⑫ 750-850 ⑬ 850-1,000 ⑭ 1,000-1,200 ⑮ 1,200-1,400 ⑯ 1,400-1,600 ⑰ 1,600-1,850 ⑱ 1,850-2,300 ⑲ 2,300 以上。また分析 2 の従属変数 ( $Y$ ) は個人所得の対数とし、以下のように各カテゴリーを扱った。所得「0」の場合、対数は取れず、分析から省いた。従って、母集団は所得が 0 でない雇用者となる。所得「1-70」から「1,850-2,300」の 17 カテゴリーについては、それぞれの所得範囲の中央値の対数を  $Y$  の値とした。所得「2,300 以上」については、正確な中央値は不明だが、⑱ とほぼ同様の範囲 (4,150) とみなして、 $Y$  はその中央値 2,575 の対数とした。標本中⑲ 2,300 以上のカテゴリーに該当する標本は、0.3% 未満と極めて少数なのでこの決めつけによるバイアスは極めて小さいと思われる。ちなみに⑲ 2,300 を値 2,300 で右センサーされたとして扱うトービットモデルの結果と上記の中央値の概算推定値を当てはめた線形回帰モデルの結果は回帰係数がほぼ完全に一致する。

#### III-2-2 グループ変数

性別（女性 対 男性）の2区分である。男女格差の要因分解分析においては、結果への予測変数としては、媒介変数の格差では「説明されない」男女格差を推定するため潜在クラスによらず性別の影響は一定とする。また同様の理由で、潜在クラスに影響する共変数として性別は含まない。

### III-2-3 仲介変数

仲介変数は、以下の10変数である。(1) 学歴(中卒以下、高卒、短大・高専、大卒以上の4区分)、(2) 雇用形態(正規雇用と非正規雇用の2区分)、(3) 勤続年数、(4) 週平均就業時間の対数、(5) 短時間勤務(週40時間以上 対 20-39時間の別)、(6) 経営管理職か否かの別、(7) 職の科学技術スキル、(8) 企業規模5区分(表2参照)、(9) 産業10区分(表2参照)、(10)年代(11区分)。労働の多重構造の潜在クラス分析においては、(3)~(7)は、潜在クラス別に結果に影響を与える予測変数、(8)、(9)、(10)は結果に対しては潜在クラスに依存しない一定の影響を与え、潜在クラスに影響を与える共変数として扱う。なお(10)の年代は、所得決定には年度の価値の違いを制御するカテゴリカルな扱いで、潜在クラスの構成への影響には線形の傾向を示す変数として扱う。また前節で述べた理由で変数(1)と(2)の学歴と雇用形態を結果の予測変数として扱うか、潜在クラスの共変数として扱うかは、モデルとデータへの適合度の違いで判断する。なお、(7)の職の科学技術スキルについては山口(2023)を参照されたい。

## IV 分析結果

### IV-1 記述統計

表1と表2は結果変数と仲介変数の男女別の平均値や分布について、表1は間隔尺度を持つ変数の平均について、表2はカテゴリ変数の分布について、それぞれその男女差の有意度について示している。

(表1と表2このあたり)



表1は結果変数（年間個人所得の対数）の男女差が最も大きく（ $Z$ 値の基準で）、続いて就業時間の対数と、短時間（週20－39時間）勤務割合という、就業時間の特性の男女差が大きく、続いて、非正規雇用割合と勤続年数の男女差、更に経営管理職割合の男女差、職の科学技術スキルの男女差も大きい。一方平均年齢の男女差は有意だがそれほど大きくない。続いて表2だが、自由度当たりの $\chi^2$ 乗値の平方根（値は表では略）が $Z$ スコアの近似値であると考え、産業と学歴の分布の男女差が、職の科学技術スキルの男女差とほぼ同程度の大きさ、企業規模の分布の男女差はそれよりは小さいと言える。

#### IV-2 ニューマーク法の応用の結果

表3は、ニューマーク法の要素分解の基礎となる性別と仲介変数の交互作用効果を含まない回帰分析結果、表4はニューマーク法に要素分解の分析結果を示している。表3では、性別の回帰係数が仲介変数の格差の違いでは「説明されない」平均の男女格差は-0.462で、これは観察される格差（-0.889）の約52%になっている。表3は、全変数の中で性別が結果に一番直接的に影響するという日本の特異性を示すとともに、女性にとって男性より不利な「勤続年数」「非正規雇用」「就業時間の対数」「職の科学技術スキル」などが、続いて所得に強い影響を持ち、さらに女性割合の小さい経営管理職や大卒者（対高卒者）の所得が高く、女性割合の多い短時間勤務の所得が低くなるなど、女性は多様な理由で不利な状況に置かれていることが分かる。なお、年間所得の対数への就業時間の対数の影響については、時間当たり賃金の差を示すものではない。例えば就業時間が週50時間から60時間に20%増えると、対数就業時間は0.182（ $=\ln(1.2)$ ）増えるので、所得が8.4%（ $\exp(0.441 \times 0.182) = 1.084$ ）増えることを意味する。より一般には就業時間が $\alpha$ 倍になると、所得の対数が $0.441 \times \ln \alpha$ 増えるので、所得が $\alpha^{0.441}$ 倍となり、一般に就業時間の増大率が、所得の増大率に対して与える影響を意味する。

（表3このあたり）

表4はニューマーク法による、「説明される男女格差」の要素分解の結果を示している。式(2)  $\bar{Y}_W - \bar{Y}_M = b_G + \mathbf{b}'(\bar{\mathbf{X}}_W - \bar{\mathbf{X}}_M)$  により説明される格差は各仲介変数の男女差とその変数の回帰係数の積の和として表現できるので、間隔尺度を持つ変数については、単純に表1で示した男女差  $\bar{X}_W - \bar{X}_M$  と表3で示した回帰係数の積が、その変数の格差への寄与となり、カテゴリー変数に対しては、表3の結果による BLE (Best Linear Estimator) の男女差が寄与となる。BLE は例えば学歴では、表3の結果から、 $-0.176 \times [\text{中卒未満ダミー}] + 0.120 \times [\text{短大・高専卒ダミー}] + 0.151 \times [\text{大卒以上ダミー}]$ 、となり、年齢は線形年齢を  $X$  とすると、 $0.0532X - 0.00058X^2$  となる。

(表4 このあたり)

表4の結果は年齢以外のすべての仲介変数が、男女各差に寄与しており、産業を例外として他の仲介変数が、男女格差を増大させる要因となっていることを示している。結果は「就業時間の対数」の男女差と「短時間勤務」の男女差という就業時間の男女の違いが合わせて 39.1% と極めて大きな格差の説明力を持つことを示す。この事実は単に女性の就業時間が少ないから、時間当たり賃金を一定とすれば、所得の男女格差を生むということを意味しない。実際山口(2024)が示したように、就業時間の所得への影響は、米国に比べ、日本の方がはるかに大きい、これは時間当たり賃金が日本が米国より高いからではなく、事実は反対である。同様に後述の表7で、就業時間の所得への影響はむしろ平均所得の低い潜在クラスの方が大きいことを示す。就業時間の対数の所得の対数への影響は、より長時間働く者が、昇給されるという、労働時間の長さを企業への貢献の尺度とする日本企業の性格の反映とみるべきであろう。

労働時間関係以外で、男女格差に最も影響を与えるのは非正規雇用割合の男女の違いで、説明される格差に 25.5% 寄与し、続いて勤続年数の男女差が 21.9% 寄与する。つまり、時間当たりの労働生産性でなく、長時間労働と長期雇用に価値をおく、日本型雇用慣行における賃金制度の特質と、非正規雇用割合の男女差が、男女の所得格差の主たる説明要因となる。また経営管理職割合と職の科学技術スキルの差が、それぞれ 5% 強、格差に寄与することが分かる。

一方、勤め先の産業の差はむしろ、男女の所得格差をやや少なくする影響を持つことも判明した。これは主として平均所得が比較的高い専門サービス業に勤める者の割合が、女性の方が男性より大きいことによる。

以上は、いわば所得決定のメカニズムが同質的でかつ各介在変数の影響が加法的との仮定の下での格差の要素分解分析の結果である。以下この仮定を弱め、所得決定の多重構造があるとの仮説に基づく分析結果を解説する。

#### IV-3 Finite Mixture Model による分析 1：説明される格差の要素分解の緻密化

本節が、本稿のいわば核の分析である。事前の分析により、雇用形態（正規雇用と非正規雇用の別）と学歴については、各潜在クラス内での影響の異なる結果の「予測変数」として扱うか、それとも潜在クラスの割り当てに影響を与える潜在クラスの「共変数」として扱うかは、データ検証により、どちらがデータとの適合度が高いかを調べたが、どちらの場合も共変数として扱う方がはるかにデータとの適合度が高く、従ってこれらの2変数と就業時間や勤続年数などの予測変数との間には体系的な交互作用効果があることが示唆された。従って以下の表5のモデル2，3，4は企業規模、産業、雇用形態、学歴、および時代変化（線形）を潜在クラスの割り当ての共変数として含むモデルである。

表5は所得決定構造の異なる潜在クラスの数2，3，4と増えるごとにモデルの期待値と実際のデータの適合度が統計的には、 $\chi^2$ 検定でもBIC基準でも高くなることを示しているが、モデル2がモデル1に対し、またモデル3がモデル2に対して高めるデータの適合の改善度は大きい、モデル4がモデル3に比べて与える改善度は比較的小さい。加えて結果の解釈は、モデル3の方が比較的明快で、かつ、モデル4がモデル3に比べ説明されない男女格差の改善度もわずかであるため、以下モデル3の結果に基づき、そのインプリケーションを議論する。

（表5 このあたり）

表 6 は 3 つの潜在クラスの主な特性を表している。潜在クラス 1 と 2 は共にサイズの大きいクラスで、潜在クラス 3 は全体のわずか 3.5% のクラスであるが、このクラスの特異性により、2 つの潜在クラスを仮定するモデル 2 の結果もこの最小クラスとその他の分離が最も説明度の高い 2 クラスの分離であることを示した（結果は略）。

（表 6 このあたり）

結果  $Y$  の男女計の平均値にみられるように、潜在クラス 1 が最も平均所得の高いクラス、潜在クラス 3 が平均所得の最も低いクラスである。モデル自体は性別が潜在クラス割合に直接影響せず、潜在クラスの割り当てに影響する仲介変数との関連により、間接的に影響するだけなのだが、表 6 の結果が、平均所得の高い潜在クラスほど女性割合が低くなり、この結果潜在クラス変数  $L(\mathbf{Z})$  が男女格差を性別と共変数  $\mathbf{Z}$  との関連を通して間接的に説明する仲介変数となっていることが分かる。また特筆すべきは、通常平均所得が高い層では、男女所得格差も大きくなると期待できるが、事実は正反対で、表 6 の結果は平均所得の最も高い潜在クラス 1 で男女の所得の格差が最も小さいことを示している。

表 4 のニューマーク法の要素分解分析では、説明される格差が 48.0% で、説明されない格差が 52.0% であったのに対し、表 6 の結果は、各潜在クラス内で説明される格差と、潜在クラス間で説明される格差を併せると、男女格差のうち、性別の仲介変数の分布により説明できる格差が、55.9% に増え、説明されない格差が 44.1% に減ることを示す。この予測変数の所得への影響が、共変数により体系的に異なるという、主たる媒介変数間の結果への相互作用効果が、格差の 7.9% を更に説明することを示す。各潜在クラス内の格差の要素分解の前に、以下でまず、各潜在クラスの特性的の違いについてさらに解説を行う。

表 7 は各潜在クラス別の所得の対数の決定要因に関するモデル 3 の結果を提示している。方法論の解説のところで述べた理由により、モデル 3 は、結果に影響するが潜在クラスの割り当てには影響しない「予測変数」は潜在クラス別に効果が異なり、潜在クラ

スの割り当てに影響する変数については、潜在クラス別に回帰係数は不変と仮定している。

(表7 このあたり)

まず予測変数の結果に対する影響の潜在クラス間の違いだが

(1)「就業時間の対数」および「短時間勤務」という就業時間が所得の上昇率に与える影響については、潜在クラス1は影響なし、潜在クラス2は共に強い影響があり、潜在クラス3は短時間勤務に対するペナルティーのみある、という大きな違いが見られる。

つまり、長時間労働やフルタイム勤務が所得の上昇率に与える影響というのは、労働市場にあまねくみられる特質ではなく、全体の約半数を占め、平均所得では潜在クラス1より低い、潜在クラス2の特質であるという事実である。生産性の低い程、報酬が労働集約的となり、その分就業時間の少ない女性がハンディキャップを負いやすくなることを示唆する。また女性割合は潜在クラス1が最も少ないので、多くの女性(約62%の女性が潜在クラス2と3に属する)は長時間勤務やフルタイム勤務重視の労働市場で、所得の上昇率にハンディを負うことになることを示す。潜在クラス2に多い中小企業においては、如何に長時間労働に依存せず、時間当たりの生産性を高める働き方に切り替えられるか否かが同時に男女格差解消の鍵となることを示唆する。

(2)「勤続年数」の効果については「年齢」の線形効果とあわせて考える必要がある。年齢効果は2乗値の負の効果もあるが、年齢効果のみでいえば、年齢プレミアムは潜在クラス1では51歳未満では年々上昇し51歳でピークに達し以後減るのに対し、潜在クラス2では39歳未満では年々上昇し39歳でピーク達し以後減るので、簡単な計算により、母集団の25－64歳の各歳で一年勤続年数が増えるごとの、勤続年数効果と年齢効果を足した効果は潜在クラス1が潜在クラス2を遥かに上回ることが分かる。一方潜在クラス3は年齢効果が有意でなく、弱い勤続年数効果があるのみである。年齢効果を加味した勤続年数効果の大きさを内部労働市場におけるキャリアの発展性の指標と見ると、潜在クラス1が最も大きく、潜在クラス2が続き、潜在クラス3は最も

小さいと言える。このことは平均所得の最も高い潜在クラス1で内部労働市場的性格が最も強く、潜在クラス3ではそのような性格はなく、潜在クラス2はその中間ということになる。またこの結果は内部労働市場の発達が平均賃金の高い第一次労働市場を特徴づけたとした、ドリンジャーとピオールの理論との整合性が高い。

一方この事実と女性割合、および男女格差の度合いを見ると、従来考えられてきた事とは反対に、内部労働市場的な要素を持つ市場ほど、内部での男女格差はむしろ少ないが、問題は、継続就業が男性より難しい女性が、そういう女性差別の比較的少ない市場に残れないことであるとの示唆を得る。これは後述するように、日本的雇用慣行の特質のいくつかは、男女の所得格差を生み出しているが、内部労働市場化が男女格差を生み出すのは、そのような市場で男女の所得格差が大きいからではなく、主として女性がそのような市場での継続就業率が低いことが原因であることを示唆する。このような市場では企業のワークライフバランス施策などによる女性雇用者の維持率の向上が男女格差の一つの鍵となることを示唆する。

(3) 所得の管理職プレミアムは、どの潜在クラスでも存在するが、潜在クラス3で突出して大きい。これは以下で記述する表8と表9に基づく潜在クラスの構成の違いによる。

(4) 潜在クラスの共変数の所得への直接的影響については、表3の潜在クラスを区別しない場合の影響に比べ、非正規雇用の影響と、企業規模の影響が、方向性は変わらないものの、影響度が表7では表3に比べ、特に非正規雇用に関し、大きく減少している。これはこの二つの変数の所得への影響が、主として所得決定メカニズムの異なる潜在クラスの構成への影響を通じて生じるからである。これは以下でさらに説明する。また学歴の影響についても、表7では潜在クラス内での中卒と高卒の差がなくなっており、これも中卒と高卒の所得差が異なる所得決定メカニズムに置かれていることから主として生じることによる。これも以下で説明する。

表8と表9は潜在クラス割り当てに影響する共変数の影響の度合いとその結果としての潜在クラス別の共変数の分布を示している。まず表8は、潜在クラスの構成に最も強く

影響するのは雇用形態（非正規雇用 対 正規雇用の別）、続いて学歴、と企業規模であり、産業の影響はあるが強いことを示している。以下表 9 の結果と合わせてその特徴を記す。

（表 8、表 9 このあたり）

- （１）雇用形態は異なる所得決定の構造に最も強く影響し、所得の最も高い潜在クラス 1 はほぼ全員（98.2%）正規雇用者からなるのに対し、正規雇用者割合は潜在クラス 2 では約 3 分の 2、潜在クラス 3 では半数を割る約 42%となっている。鈴木（2018）が示したように、「第一次市場」（潜在クラス 1）はほぼ全て正規雇用者よりなるが、逆は真ではなく、いわば第二、第三市場（それぞれ潜在クラスの 2 と 3）にも正規雇用者がかなり含まれている。
- （２）学歴も潜在クラスに大きく影響し、特に大卒者と中卒者の割合の大きさが、潜在クラスの違いの主な特性となっている。つまり潜在クラス 1 は大卒割合が最も高く、中卒割合は極めて低い。逆に潜在クラスの 2 と 3 は、大卒割合が低く、更に潜在クラス 3 は中卒割合が潜在クラス 2 より高く、平均的な学歴が最も低くなっている。

なお、学歴が潜在クラス内での影響の異なる結果の予測変数でなく、潜在クラスに影響する共変数であることは、労働市場の 2 重構造論が主張する第一次市場では、人的資本の特質である学歴に対する賃金リターンが大きいという理論を支持しない。大卒対高卒の所得差は、主として平均賃金の高い市場で学歴に対する見返りがより大きいからではなく、学歴に関わらず平均所得が高い市場で大卒者が職を得る割合が大きいからだという事実を結果は示すからである。

- （３）潜在クラスに対する企業規模の影響も、学歴の影響と類似したパターンを持っている。つまり、潜在クラス 1 は従業員 1,000 人以上の大規模企業で雇用されている者の割合が 40%と最も高く、他の 2 クラスは低い（23%と 18%）。一方、従業員 30 人未満の小規模企業で雇われている者の割合は潜在クラス 3 が 55%と最も高く、逆に潜在クラス 1 は 16%と最も低く、潜在クラス 2 は中間の 34%とな

っている。石川・出島（1994）の分析以来、日本では第一次市場と第二次市場を区別する主な指標の一つが企業規模であるという特性は現在でも変わっていない。

- （４）産業の影響については、表 9 にみられるように「卸売・小売、レストラン」の業種が、他の産業に比べ潜在クラス 3 に偏り、その分潜在クラス 1 に所属する者は相対的に少ないというのが唯一の顕著な特徴である。この潜在クラスの偏りが「卸売・小売、レストラン」業の雇用者の所得を押し下げている理由で、同一潜在クラス内でのこの業種の所得は製造業よりむしろ高くなっている。
- （５）時代変化の影響としては潜在クラス 1 の割合が増え、潜在クラス 3 の割合が減る傾向がある。これは主として労働市場における潜在クラス 1 の主な担い手である大卒者の増加と潜在クラス 3 の主な担い手である中卒者の減少の結果と思われる。

表 10 は今まで他の研究ではされたことのなかった、潜在クラス別の結果の要素分解分析の結果を提示している。ここでの重要な発見は、媒介変数の男女差で「説明される格差」の度合いが、潜在クラスにより大きく異なることと、その主な説明要因も大きく異なるという新たな知見である。

（表 10 このあたり）

表 10 の結果は以下を示す

- （１）男女格差の比較的小さい潜在クラス 1 内での、説明される男女賃金格差の要因は内部労働市場の特性である「勤続年数」や「年齢」への見返りで、この 2 変数で 74% も説明される格差に寄与する。長期雇用を維持できるかできないかが、主たる格差の原因である。他の要因で重要なのは長期雇用とも関連する「経営管理職」の割合で、21% の寄与度を持ち、3 変数合わせると実に 95% の寄与度となる。ただし、「産業」の違いが男女格差を約 30% 減少させる働きを持つので、他の要因による格差の寄与度はあわせて、その影響を相殺する形になる。



- (2) 男女格差の比較的大きい潜在クラス2では、就業時間に関する2変数である、「就業時間の対数」と「短時間勤務」で、この2変数で合わせて、67%説明される格差に寄与する。潜在クラス2では、長期雇用でなく、長時間労働やフルタイム勤務ができるか否かが、男女格差の主な原因となっている。他の要因では勤続年数が27%の寄与度を持ち、3変数あわせて94%説明される格差に寄与する。
- (3) サイズは小さいが、男女格差の度合いの大きい潜在クラス3では、「経営管理職」者の割合が単独で48.5%説明される格差に寄与し、「短時間勤務」者の割合が30.5%寄与し、合わせて79%の寄与度を持つ。3番目の寄与度を持つのは「勤続年数」で16%寄与する。経営管理職の寄与度の大きさは、主として表7で見た、経営管理職とその他の所得の大きな格差である。本稿の分析では自営業主・家族従業者は標本に含まれていないが、零細企業では個人企業と同様、企業主の家族が経営管理職となり破格の給与を得ているからだと思われる。これらの零細企業では一般雇用者に薄給の女性の短時間勤務者が多いことも今一つの男女格差の原因と思われる。
- (4) 潜在クラスを通じた潜在クラス内格差の平均では、サイズの大きな潜在クラス1と2の平均的特性を持ち、長期雇用と長時間労働に関係する仲介変数の格差が、最も男女格差に寄与し、続いて経営管理職割合の男女差が寄与している。なお、非正規雇用による格差は、潜在クラス間の男女格差の最も大きな要因であるため、潜在クラス内格差にはほとんど寄与しない。

ここで更に着目したい点がある、潜在クラス1と2について、日本型雇用の特性とされる長期雇用の重視と、長時間労働の重視に関し、説明される男女格差の寄与に対して、潜在クラス1が、長期雇用に関係する媒介変数、潜在クラス2は、長時間労働に関係する媒介変数が、最も格差への説明力を持つが、この事実は、それぞれの潜在クラスの中でそれ等の媒介変数が最も結果に影響を齎すだけでなく、それらの変数の男女差も大きいことから生じていることである。ちなみに潜在クラス1のみで大きな効果を持つ年齢については、潜在クラスの男女差（男性の平均－女性の平均）が2.6年、潜在クラス2

ではわずか 0.2 年である。一方、潜在クラス 2 で所得に遥かに大きな影響を及ぼす就業時間の対数については、潜在クラス 1 の男女差（男性の平均－女性の平均）が、0.14 ポイント差、潜在クラス 2 では 0.31 ポイント差となっている。つまり、潜在クラスの 1 と 2 でそれぞれ、より平均値の男女差の大きい仲介変数が、所得により大きく影響する結果になっている。これは偶然とは言えない気がする。意識的ではないだろうが男女の賃金格差が大きくなるような基準で、賃金報酬が定められてきたのではないかといい、強い疑いが残る。この懸念は次節の分析結果とも一致する。

#### IV-4 Finite-Mixture Model による分析 2：性別と仲介変数の交互作用効果の特質

本節では、説明される男女格差の要素分析を離れ、「説明されない男女格差」の特性とそのインプリケーションについて、補足分析と議論を行う。

表 11 は、方法論の節で解説したモデル 3 の式（3）を性別効果が潜在クラスで変わると仮定する式（3A）に置き換えたモデル 3A と、式（4）を性別効果が潜在クラス割宛てに影響すると仮定する式（4B）に置き換えたモデル 3B の、データへの適合度をモデル 3 の結果と比較している。結果はモデル 3B が最もデータに適合するモデルであることを示している。

（表 11 このあたり）

モデル 3B の結果の特性は以下のとおりである。

- （1）性別は、雇用形態と並び、潜在クラス割り当てに最も影響する変数となっている。他の共変数の相対的重要度と影響のパターンはほとんど変わらない。
- （2）この結果、潜在クラス内の女性割合がより大きく潜在クラスと相関し、潜在クラス内の女性割合は最も平均所得の高い潜在クラス 1 が 20.2%、潜在クラス 2 が 77.0%、もっと平均所得の低い潜在クラス 3 が 72.3%となる。ただし、潜在クラス 1 のサイズは増大し、潜在クラス 2 のサイズは縮小する。つまり、モデル 3B での潜在クラス 2 は、モデル 3 に比べ、女性に多い所得決

定構造により特化され、モデル 2 の潜在クラス 2 の男性の一部はモデル 3 B では潜在クラス 1 に吸収される。

- (3) またこの結果潜在クラス内の説明されない男女格差は 0.2094 とほぼ半減するが、説明される格差はほとんど変わらないので、潜在クラス間の格差（性別と潜在クラスの交互作用効果を含む）が大きくなる。

これらの事実は何を意味にするかが重要である。モデル 3 B が最もデータと適合的と言う事実は、性別は単に非正規雇用などとの関連を通して、所得決定構造に影響しているのではなく、それ自体が異質な所得決定構造を生む一因となっているという事実である。この事実のインプリケーションは引き続き結論の節で議論する。

## V. 結論・議論

本稿は男女所得格差の要因分解分析に関し、所得決定関数の異質性、あるいは多重性、が果たす役割について、筆者が開発した新たな分析手法を用いて解明することを意図したものである。また労働市場の 2 重構造論についても、男女の不平等の果たす役割について新たな知見を与えている。

まず、本稿は所得決定回帰式の異なる 3 つの潜在クラスがあるという仮説のモデルがデータと適合し、3 つの潜在クラスは以下の主な特性を持つことを明らかにした。

潜在クラス 1：労働市場の 50.3% を特徴づける最大の潜在クラスで、平均所得は 3 潜在クラスの中で最も高く、男女の所得格差も比較的小さい。成員は、他の潜在クラスに比べ、大卒者と従業員 1,000 人以上の大規模企業の雇用者が多く、またほぼ全員（98.2%）が正規雇用者である。結果として女性割合は約 29% と比較的小さい。

潜在クラス 2：労働市場の 46.2% を特徴づける今一つの大きな潜在クラスで、平均所得は潜在クラス 1 より低く、男女の所得格差は比較的大きい。成員は、他の潜在クラスに比べ、高卒者と従業員 30-299 人の中小企業雇用者が多く、約 3 分の 2 が正規雇用者、3 分の 1 が非正規雇用者である。女性割合は約半数（49.7%）である。

潜在クラス3：労働市場の3.5%を特徴づける小さな潜在クラスだが、平均所得が最も低いのに、男女の所得格差は最も大きい。成員は他の潜在クラスに比べ、中卒と従業者30人未満の零細企業雇用者が多く、半数以上の58%が非正規雇用者である。女性割合は65%と最も高い。

またこれらの3つの潜在クラスの重要な違いは、男女格差を説明する要因の顕著な違いである。これは、表12にまとめた。

(表12このあたり)

表12が示すように、「説明される」男女格差の要因は潜在クラスによって大きく異なる。特に日本型雇用制度の特徴とされる長期雇用と長時間労働重視については、男女格差の原因としては、前者（長期雇用重視）が比較的平均所得が高く、女性割合の小さい潜在クラス1内での格差の主な要因、後者（長時間労働重視）が比較的平均所得が低く、女性割合の高い潜在クラス2内での格差の主な原因と、いわばきれいに分かれたことが特筆に値する。また潜在クラス1と3でのみ、経営管理職の割合の男女差が格差に大きく影響する。またこのことは、男女の所得格差解消の主な手段として、潜在クラス1の代表される内部労働市場のより発達した市場では、女性の継続就業の増進と経営管理職昇進の機会の平等化が重要で、中小企業に多く見られる潜在クラス2が代表する市場では、長時間労働重視の労働集約的働き方から、時間当たりの生産性を重視する働き方に切り替わるかどうか鍵となることが示唆された。

なお、雇用形態と学歴の男女差の影響については、主として潜在クラス内の男女格差に対してではなく、これらの仲介変数の潜在クラス間の男女差を通じて男女格差に寄与することも判明した。雇用形態が賃金構造自体の決定要因となることは、経済が低迷し始める1990年代以降人件費削減を重視してきた日本企業が、非正規雇用をその近視眼的な「経営合理化」の手段としてきたことの結果を示唆する。もしそうであれば、現行の非正規雇用制度は長期的には人財の不活用を生み出すという意味で経済合理性を欠く差別的制度であり、その改善もしくは撤廃が望まれる。

表 1 3 は既存の労働市場の 2 重構造論やその分析結果との整合性についてまとめている。

(表 1 3 このあたり)

表がまとめるように、本稿の結果は従来の労働市場の 2 重構造論やその分析結果と高い整合性を持っている。一方、本稿が労働市場の 2 重構造論に対して与える新たな知見は、表 1 1 で示したように、市場により男女賃金格差を生むメカニズムが大きく異なるという点と、性別が賃金構造に直接影響を与えるという点をより明示的に示した点にある。従来の分析でも、性別を潜在クラスの共変数として含んでいるが、同時に各潜在クラス内で性別効果が異なると仮定しているので、分析の節で述べたように、性別効果について安定したパラメータの推定値を与えていたかについて懸念が残る。雇用形態（正規雇用・非正規雇用の別）と性別が共に、異なる所得決定メカニズムを代表する潜在クラスに最も強く関係する共変数であるという事実は、潜在クラスの 1 と 2 のそれぞれの潜在クラスで男女差の大きい仲介変数（潜在クラス 1 では年齢と勤続年数、潜在クラス 2 では就業時間と短時間勤務割合）が所得に対しても大きな影響を持つという結果と考え合わせると、所得の決定のメカニズム自体に、女性の賃金を低める評価基準が優先的に採用されてきたのではないかとの疑問を与える。近年女性割合の多い専門職で非正規化が著しいこともその傍証と言える。

経済学者の経済の 2 重構造論に対する批判あるいは無関心の根拠は、仮に異なる賃金決定方式が存在しても、それが産業や企業規模による異なる生産性や生産方式によって賃金報酬の有り方が違うとか、学歴や勤続年数のように異なる雇用制度や生産方式の下での生産性に差が出るといえる事実を意味するなら、合理的な賃金決定の原則と何ら矛盾はないという判断であった。だが、性別についてはどうか。これは性別のみならず、非正規雇用と正規雇用の区別についても同様だが、学歴や勤続年数が同等でも、彼らの賃金あるいは所得がもし彼らの生産性に見合うように定められているなら、女性や非正規雇用者が、人権費削減の主な手段として、優先的に潜在的生産性を発揮できない、職務や、キャリアの進展性の無い企業内トラックに配置されて来た結果(大湾 2025)、ま

たその意味で社会的に同等な機会を与えられてこなかった結果、格差が生じていると考えられる。この意味で、少なくとも日本において、賃金や所得の決定メカニズムの多重構造の存在は、単に結果の不平等ではなく、男女の社会的機会の不平等の問題と理論的にも実証的にも切り離すことができない性質のものと考えられる。

## 引用文献

石川経夫・出島敬久 1994. 「労働の2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。

大湾秀雄 2025. 『男女賃金格差の経済学』日本経済新聞出版社。

アマルティヤ・セン 2014. 『不平等の再検討——潜在能力と自由』 岩波現代文庫。  
(Amartya Sen. *Inequality Reexamined*. 1992. Harvard University Press)

鈴木恭子 2018. 「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」『日本労働研究雑誌』 698.

山口一男 2017a. 『働き方の男女不平等—理論と実証分析』に日本経済新聞社。

山口一男 2017b. 「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-DP 17-J-057。

山口一男 2023. 「『科学技術スキル』と『対人サービススキル』の2種の職業スキルが日本の労働市場においてどう評価され、またそれが男女賃金格差や非正規雇用による人材の不活用にどう結びついているのか」 RIETI-DP 23-J-033。

山口一男 2024. 「職業スキルと個人所得の男女格差：日米のメカニズムの同質性と異質性」 RIETI-DP 24-J-035。

Beck, E.M. P.M. Horan, and C.M. Tolbert. 1978. “Stratification in a Dual Economy  
A Sectoral Model of Earning Determination.” *American Sociological Review* 43:704-20.

Bibb R. and W.H. Form 1977. “The Effects of Industrial, Occupational, and Sex Stratification

- On Wages in Blue-collar Markets, *Social Forces* 55: 974-96.
- Blinder, A. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables." *Journal of Human Resources* 8: 436-55.
- Bonacich, Edna. 1972. "A Theory of Ethnic Antagonism: The Split Labor Market". *American Sociological Review*. 37 (5): 547-559.
- Dickens, W.T. and K. Lang. 1985. "A Test of Dual Labor Market Theory." *American Economic Review* 75: 792-805.
- Doeringer P.B. and M.J. Piore. 1971. *Internal Labor Market and Manpower Analysis*:  
Heath: Lexington, MA.
- Edwards, R.C., M. Reich, and D.M. Gordon. Eds. 1975. *Labor Market Segmentation*.  
Heath: Lexington, MA.
- Gordon, D.M., R. Edwards, and M. Reich. 1973. *Labor Market Segmentation in American Capitalism*. Center for Educational Policy Research, Harvard Graduate School of Education. Cambridge, MA.
- Gordon, D.M., R. Edwards, and M. Reich. 1981. *Segmented Work, Divided Workers*.  
Cambridge University Press. Cambridge, UK.
- Hodson, R.D., and R.L. Kaufman. 1981. "Circularity in the Dual Economy:  
Comment on Tolbert, Horan, and Beck." *American Journal of Sociology* 86:  
881-7.
- Hodson, R.D. and R.L. Kaufman. 1982. "Economic Dualism: A critical Review."  
*American Sociological Review* 47: 727-739.
- Kalleberg, Arne L. and Aage B. Sorensen. 1979. "Sociology of Labor Markets." *Annual Review of Sociology* 5: 351-79.
- Neumark, D. 1988. "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources* 23(3): 279-95.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14: 693-709.
- Osterman, P. 1975. "An Empirical Study of Labor Market Segmentation" *Industrial and*

*Labor Relations Review* 28; 508-23.

Reich M, D.M. Gordon, and R.C. Edwards. 1973. "Dual Labor Market: A Theory of Labor Market Segmentation." *American Economic Review* 63: 359-65.

Sakamoto, A. and M.D. Chen. 1991. "Inequality and Attainment in a Dual Labor Market" *American Sociological Review* 56: 295-308.

Tolbert, C., P.M. Horan, and E.M. Beck. 1980. "The Structure of Economic Segmentation: A Dual Economy Approach." *American Journal of Sociology* 85: 1095-116.

Vermunt, J. and J. Magidson. 2016. *Technical Guide for Latent Gold 5.1: Basic, Advanced, and Syntax*. Statistical Innovations. Belmont, MA.

Wallace, Michael and Arne L. Kalleberg. 1981. "Economic Organization of Firms and Labor Market Consequences." Pp. 77-117 in Ivar Berg (ed.) *Sociological Perspectives on Labor Markets*. Academic Press.

Yamaguchi, K. 2025. "Decomposition Analysis of Inequality with Finite Mixture Models." Working paper in preparation. The University of Chicago.



表 1 変数の平均値の男女差：間隔尺度変数とダミー変数

変数	平均値		男女差		
	女性	男性	差	Z	P
対数（所得）	14.496	15.386	-0.889	61.53	<0.001
年齢	44.333	44.882	-0.568	2.25	<0.05
対数（就業時間）	3.5959	3.8416	-0.2458	41.95	<0.001
勤続年数	10.051	15.931	-5.880	25.01	<0.001
非正規雇用割合	0.3455	0.0760	0.2695	32.91	<0.001
短時間勤務割合	0.4299	0.1010	0.3289	37.41	<0.001
経営管理職割合	0.0056	0.0762	-0.0706	14.74	<0.001
職の科学技術スキル	1.7529	1.8634	-0.1105	10.95	<0.001

表2 カテゴリー変数の構成割合の男女差

変数	カテゴリー	構成割合 (%)		男女差	
		女性	男性	$\chi^2$ 値(LL) (自由度)	P
学歴	中卒以下	5.8	7.1	318.82 (3)	<0.001
	高卒	54.1	46.4		
	短大・高専	27.6	18.5		
	大卒以上	12.5	28.1		
企業規模 (従業員 数)	29 人以下	28.9	23.9	66.54 (4)	<0.001
	30-99	17.2	13.9		
	100-299	13.3	13.6		
	300-999	11.6	15.7		
	1,000 人以上	29.0	33.0		
産業	農林漁	0.8	1.4	1,064.46 (9)	<0.001
	建設	3.3	9.9		
	製造	17.2	30.1		
	電気・ガス・水道、輸送	3.1	10.5		
	卸売・小売、レストラン	22.5	14.6		
	不動産・金融	6.6	4.6		
	情報・通信	3.1	5.7		
	専門サービス (教育・医療・法律・会計)	28.2	7.8		
	公務	2.8	4.7		
	その他・不詳	12.4	10.7		

表3 ニューマークモデルの結果1： 回帰分析結果<sup>1</sup>

従属変数：個人の年間所得の対数

説明変数	回帰係数	<i>t</i> 値
1. 性別	-0.462***	35.85
2. 就業時間の対数	0.441***	15.66
3. 勤続年数	0.0159***	26.49
4. 非正規雇用	-0.404***	24.72
5. 短時間勤務	-0.178***	9.41
6. 経営管理職	0.330***	13.22
7. 科学技術スキル	0.194***	15.11
8. 学歴（対 高卒）		
中卒	-0.176***	7.96
短大・高専卒	0.120***	8.70
大卒以上	0.151***	10.28
9. 年齢		
線形	0.0532***	12.59
2 乗	-0.00058***	12.30
10. 企業規模（対 1-29）		
30－99	0.028	1.71
100－299	0.091***	5.10
300－999	0.158***	8.82
1,000人以上	0.227***	14.67
11. 産業（対製造）		
農林漁	0.013	0.79
建設	0.038	1.72
電気・ガス・水道、輸送	0.036	1.63
卸売・小売、レストラン	-0.026	1.55
不動産・金融	0.210***	8.44
情報・通信	0.103***	3.98
専門サービス（教育・医療・法律・会計）	0.111***	6.26

公務	0.074*	2.51
12. 年代（10 係数）	略	
R <sup>2</sup>	0.644	

\*\*\*p<0.001; \*\*p<0.01; \*p>0.05

<sup>1</sup>切片、「その他の産業」の係数略

表4 ニューマーク法による男女格差の要素分解分析結果<sup>1</sup>

男女格差（全体）	-0.8893			格差全体への 貢献度
説明される格差	-0.4270			48.0%
説明されない格差	-0.4623			52.0%
要素別説明される格差	女性平均-男性平均	回帰係数	積＝格差	説明される格 差への貢献度
就業時間の対数	-0.246***	0.441***	-0.1083***	25.4%
勤続年数	-5.880***	0.0159***	-0.0935***	21.9%
非正規雇用	0.270***	-0.404***	-0.1089***	25.5%
短時間勤務	0.329***	-0.178***	-0.0587***	13.7%
経営管理職	-0.071***	0.330**	-0.0233***	5.5%
科学技術スキル	-0.111***	0.194***	-0.0215***	5.0%
学歴（BLE）			-0.0104*	2.4%
年齢（線形と2乗値）			0.000	0.0%
企業規模（BLE）			-0.0148**	2.7%
産業（BLE）			0.0156***	-3.7%
年代（BLE）			-0.0032**	0.7%
計			-0.4270***	100.0%

\*\*\*p<0.001;\*\*p<0.01;\*p<0.01

<sup>1</sup>BLE はカテゴリー変数の線形結合による Best Linear Estimate を意味する。

表 5 異なるモデルのデータ適合度の比較 (N=10.475)

モデル名	潜在クラス数	Log-likelihood	パラメータ数	BIC
モデル 1	1	-5,307.49	37	10,948.84
モデル 2	2	-4,919.17	64	10,415.28
モデル 3	3	-4,573.33	91	9,966.99
モデル 4	4	-4,431.70	118	9,927.11

表 6 潜在クラス別の主な記述統計(モデル 3)

	潜在クラス 1	潜在クラス 2	潜在クラス 3	全体	格差への 貢献度
1. 潜在クラスの 構成比	50.3%	46.2%	3.5%	100%	
2. 女性割合	29.4%	49.7%	65.0%	39.2%	
3. Y の平均値					
男女計	15.4506	14.7107	13.3796	15.0369	
女性	15.1238	14.2578	13.0361	14.4963	
男性	15.5767	15.1582	14.0150	15.3857	
4. Y の男女格差	-0.4529	-0.9004	-0.9789	-0.8994	100.0%
潜在クラス内で説 明される格差	-0.1086	-0.4507	-0.6781	-0.2866	31.9%
潜在クラス内で説 明されない格差 <sup>1</sup>	-0.3443	-0.4497	-0.3008	-0.3969	44.1%
潜在クラス間で説 明される格差	-----	-----	-----	-0.2159	24.0%

潜在クラスと性別の交互作用によるモデルの残差による格差を含む。

表7 潜在クラス別個人の年間所得の対数の決定要因（モデル3の結果）<sup>1</sup>

賃金関数の決定要因				
説明変数	クラス1	クラス2	クラス3	クラス間の 係数差P
①切片	12.9306	11.3528	13.0181	
②就業時間の対数	0.0590	0.6351***	0.0224	<0.001
③勤続年数	0.0089***	0.0197***	0.0123***	<0.001
④短時間勤務	-0.0361	-0.2416***	-0.4683***	<0.001
⑤経営管理職	0.2852***	0.2286***	3.0970***	<0.001
⑥科学技術スキル	0.1231***	0.2405***	0.1285	<0.001
⑦年齢：				
線形	0.0787***	0.0309***	0.0122	<0.001
線形の2乗/100	-0.0770***	-0.0392***	-0.0154	<0.001
⑧性別ダミー	-0.3969***			
⑨非正規ダミー	-0.0361			
⑩学歴（対高卒）				
中卒	-0.0242			
短大・高専卒	0.0556*			
大卒以上	0.1425***			
⑪企業規模（対30人未満）				
30-99人	-0.0369			
100-299人	0.0120			
300-999人	0.0601**			
1000人以上	0.1459***			
⑫産業（対製造）				
農林漁	0.0324			
建設	0.0339			
電気・ガス・水道、輸送	0.0217			
卸売・小売、レストラン	0.0549**			
不動産・金融	0.1730***			
情報・通信	0.0865***			
専門サービス （教育・医療・法律・会計）	0.1184***			
公務	0.0292**			
⑬年代ダミー	係数略			
R <sup>2</sup>	0.885			

\*\*\*P<0.001；\*\*P<0.01；\*P<0.05.

<sup>1</sup> 「その他の産業」の係数略



表 8 潜在クラスの割り当て関数の決定要因(モデル 3 の結果)

説明変数	クラス 1	クラス 2	クラス 3	NP	ワルド	有意度
①学歴				6	74.2	$5.6 \times 10^{-14}$
中卒	-1.1123***	0.4029***	0.7093***			
高卒	0.0325	0.1901**	-0.2226*			
短大・高専卒	0.4999***	-0.1487*	-0.3512***			
大卒以上	0.5899***	-0.4443***	-0.1356			
②非正規ダミー	-2.7408***	0.8135***	1.9273***	2	207.7	$8.1 \times 10^{-46}$
③ 企業規模				8	52.9	$1.2 \times 10^{-8}$
30 人未満	-0.6002***	-0.0447	0.6449***			
30-100	-0.1358	-0.0322	0.1680			
100-299 人	0.0370	0.1808	-0.2172*			
300-999 人	0.4502***	0.0147	-0.4649*			
1000 人以上	0.2488*	-0.1181	-0.1307			
④産業				18	41.8	0.0012
農林漁	-0.6891	0.3614	0.3277			
建設	0.0796	-0.1530	0.0734			
製造	0.1029	-0.0555	-0.0473			
電気・ガス・水道、運輸	0.6258	0.6663	-1,2950			
卸売・小売・レストラン	-0.6147***	0.0925	0.5222***			
不動産・金融	0.1484	-0.1591	0.0107			
情報・通信	0.4479	-0.2931	-0.1548			
専門サービス（教育・医療・法律・会計）	-0.2595	0.1372	0.1213			
公務	0.3578	-0.5633*	0.2055			
その他	-0.2039	-0.0334	0.2363			
⑤年代（〔西暦年-2000〕）	0.0624***	-0.0090	-0.0535***	2	26.0	$2.2 \times 10^{-6}$
⑥切片	0.8470	1.0579	-1.9049			

\*\*\*P<0.001; \*\*P<0.01; \*P<0.05.

表 9 潜在クラス別の共変数の分布（モデル 3 の結果）

共変数の分布（％）	クラス 1	クラス 2	クラス 3
① 学歴			
中卒	1.6	10.9	17.9
高卒	41.1	58.6	46.6
短大・高専卒	23.8	20.1	22.2
大卒以上	33.2	10.4	13.3
② 雇用形態			
正規雇用	98.2	67.0	41.7
非正規雇用	1.8	33.0	58.3
③ 企業規模			
30 人未満	16.4	34.0	54.9
30-100	13.3	17.2	15.6
100－299 人	12.9	14.6	6.5
300－999 人	17.4	11.1	4.9
1,000 人以上	40.0	23.1	18.1
④ 産業			
農林漁	0.3	1.9	3.4
建設	7.6	6.9	8.0
製造	28.1	22.3	17.1
電気・ガス・水道、運輸	8.0	7.7	0.8
卸売・小売・レストラン	11.1	23.7	32.8
不動産・金融	6.9	3.8	3.8
情報・通信	6.7	2.6	2.4
専門サービス（教育・医療・法律・会計）	15.2	16.6	13.7
公務	6.4	1.4	2.1
その他	9.6	13.0	16.0

\*\*\*P<0.001; \*\*P<0.01; \*P<0.05.

表 10 潜在クラス内格差の要因分析 (モデル 3 の結果)

	潜在クラス 1	潜在クラス 2	潜在クラス 3	全体
潜在クラスの構成比	50.3%	46.2%	3.5%	100%
潜在クラス内の 説明される格差	-0.1086	-0.4507	-0.6781	-0.2866
要素別説明される格差 (説明への貢献度%)				
就業時間の対数	-0.0067*** (6.2%)	-0.1993*** (44.2%)	-0.0071*** (1.0%)	-0.0957 (33.4%)
勤続年数	-0.0389*** (35.8%)	-0.1218*** (27.0%)	-0.1059*** (15.6%)	-0.0795 (27.7%)
非正規雇用	-0.0012*** (1.1%)	-0.0120*** (2.7%)	-0.0100*** (1.5%)	-0.0065 (2.3%)
短時間勤務	-0.0044*** (4.1%)	-0.1043*** (23.1%)	-0.2068*** (30.5%)	-0.0576 (20.1%)
経営管理職	-0.0229*** (21.1%)	-0.0111*** (2.4%)	-0.3292*** (48.5%)	-0.0282 (9.8%)
科学技術スキル	-0.0085*** (7.8%)	-0.0173*** (3.8%)	-0.0193*** (2.8%)	-0.0129 (4.5%)
学歴 (BLE)	-0.0084*** (7.7%)	-0.0026 (0.6%)	-0.0107 (1.6%)	-0.0058 (2.0%)
年齢 (線形と 2 乗値)	-0.0413*** (38.0%)	0.0084*** (-1.9%)	0.0176*** (-2.6%)	-0.0162 (5.7%)
企業規模 (BLE)	-0.0039 (3.6%)	0.0004 (-0.1%)	-0.0111 (1.6%)	-0.0022 (0.8%)
産業 (BLE)	0.0327*** (-30.1%)	0.0237*** (-5.3%)	0.0073 (-1.1%)	0.0277 (-9.7%)
年代 (BLE)	-0.0052* (4.8%)	-0.0148*** (3.3%)	-0.0030 (0.4)	-0.0096 (3.3%)
計	-0.1086 (100.0%)	-0.4507 (100.0%)	-0.6781 (100.0%)	-0.2866 (100.0%)

\*\*\*P<0.001; \*\*P<0.01; \*P<0.05. 有意度は潜在クラス別の結果にのみ表示。

表 1 1 性別と仲介変数との交互作用効果を反映するモデルの結果

モデル名	潜在クラス別の性別効果	性別の潜在クラス割合への影響の有無	Log-likelihood	パラメータ数	BIC
モデル 3	無	無	-4,573.33	91	9,966.99
モデル 3 A	有	無	-4,522.21	93	9,882.77
モデル 3 B	無	有	-4.451.41	93	9.741.18

表 1 2 潜在クラス別の潜在クラス内男女格差の説明要因の寄与度のまとめ

	主な寄与変数 (寄与度)	他の重要な寄 与変数 (寄与 度)	その他の有意 に寄与する変 数	備考
潜在クラス 1	勤続年数と年 齢 (併せて 74%)	経営管理職 (21%)	就業時間、非 正規雇用、短 時間勤務、科 学技術スキ ル、学歴	男女の産業の 差は格差を大 きく減少させ る (-31%)
潜在クラス 2	就業時間と短 時間勤務 (併 せて 67%)	勤続年数 (27%)	非正規雇用、 経営管理職、 科学技術スキ ル、年齢	男女の産業差 はわずかだが 格差を有意に 減少させる
潜在クラス 3	経営管理職 (48.5%) 短時間勤務 (30.5%)	勤続年数 (16%)	就業時間、非 正規雇用、科 学技術スキル	

表 1 3 既存の労働市場の 2 重構造理論やその分析結果との整合性

既存の理論と内容	本稿の分析結果との整合性
ドリンジャーとピオールの理論	
①内部労働市場の発達が第一次労働市場の存在原因の一つである	整合的。潜在クラス 1 は平均所得が最も高く、「勤続年数＋年齢」への所得のリターンが最も高い
②第一次市場では人的資本の賃金の見返り率が高い	学歴については非整合的。学歴間の格差は第一次市場内において学歴に対する賃金リターンが大きいからではなく、高学歴者が第一次市場で雇用される割合が大きいことから主に生じている
③賃金の男女間格差、人種間格差は第一次市場にマイノリティの雇用者が少ないことが一因である	男女格差については整合的
石川・出島（1994）の理論・分析	
①ドリンジャー・ピオールの理論は日本でも成り立っている	上記のようにドリンジャーとピオールの理論の①と③は成り立つが、②は成り立たない
②日本での第一次市場と第二次市場の区別には企業規模が大きく関わる	整合的
鈴木（2018）の理論・分析	
①第一次市場・第二次市場の区別に雇用形態が大きく関係している	整合的
②第一次市場はほぼ正規雇用者のみで構成されるが、逆は真ではない（ほぼすべての正規雇用者が第一次市場の雇用者というわけではない）	整合的

<p>③非正規雇用の拡大は、賃金決定構造の          改変を通じて、新たな男女賃金格差の原          因となっている</p>	<p>整合的</p>
--	------------