



RIETI Discussion Paper Series 17-J-057

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 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

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

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¹

山口一男（経済産業研究所/シカゴ大学）

要 旨

労働市場の「二重構造」、より一般的には労働市場における賃金構造の多様性と格差の関連、の問題は歴史的事情により労働経済学的研究ではいわば「鬼っ子」扱いをされてきた。本稿では、その事情が分析操作の非科学性に一因があったことを指摘すると共に、それを是正し、日本における労働市場における賃金構造の多様性と男女賃金格差の関連について、石川・出島（1994）の先駆的研究をさらに推し進め、その結果を提示する。分析結果は日本の労働市場は3種の異なる賃金体系を持つ潜在的労働市場の混合物であり、その多様性に最も強く影響を与えるのは正規雇用・非正規雇用の別で、企業規模、産業、学歴の区分も多様性に大きく関わっていることを示す。大卒や従業員300人以上の企業を中心とする約35%の雇用を特徴づける労働市場は、正規雇用中心の労働市場で人的資本の賃金への見返りが大きく、直接的な男女賃金格差を生む傾向は比較的少ないが、同時に正規雇用者の勤続年数の男女差が比較的大きく、女性は勤続年数が短い分不利になる労働市場である。他方中企業（従業員30-299人）雇用者、短大・高校卒を中心とする約60%の雇用を特徴づける労働市場は、平均賃金が比較的低く、また最も大きな男女格差が生じている市場で、とりわけ男女賃金格差が、勤続年数と共に大きな差を生む労働市場である。また1番目と2番目の労働市場では、就職時に子ども有りの雇用者の男女格差がとりわけ大きいという共通点もある。一方非正規雇用者が中心で小企業雇用者や中卒も比較的多いなどの特徴を持つ約5.5%の雇用を説明する労働市場は、平均賃金が最も低く、経営者と労働者の賃金格差の著しい労働市場で、経営者など一部の長期雇用者を除き、賃金が一律に低い「悪平等」な労働市場である。この市場では直接的な男女賃金格差を生まないが、女性、特に就職時に子ども有りの女性に、非正規雇用割合が大きいので、これにより間接的に男女格差を生じさせている。

また分析結果は女性の縁辺労働市場に対する割当ての多さは中核労働市場からの非正規雇用者の排除による付帯現象（epiphenomenon）であることを示し、この点におけるドリンジャ・ピオールの理論（1971）を否定する。日本においては、男女賃金格差は各賃金構造内の男女格差と、女性の非正規雇用割合の大きさの間接的影響で生じている。またこれらの分析結果から、労働市場の潜在的多様性は、賃金格差問題を理解する上で、重要な理論的視点であるということを確認する。

キーワード：労働市場の二重構造、賃金構造の多様性、男女賃金格差、付帯現象（epiphenomenon）
有限混合回帰分析、スイッチ回帰分析

JEL classification: C34, D43, 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。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所における「Women's economic empowerment, low fertility rate, and work-life balance」研究の成果の一部である。本稿は故石川経夫氏との個人的交流の思い出と、多くの先駆的研究を生んだ彼の真摯な研究への思いに献じたい。

I. 序

本稿は労働市場における賃金の潜在的な多重構造に焦点を当てながら、その観点から男女賃金格差が生まれるメカニズムの新たな視点を与え、その結果を分析することを目的としている。日本における労働市場の二重構造と男女賃金格差の問題についてはホーン川嶋（1985）の早期の研究に加え、常勤者に関する後述の石川・出島（1994）の先駆的計量研究も男女格差に言及しているが、その後この問題に焦点を当てた計量研究に基づく理論や分析の深化は見当たらない。本稿は、ホーン川嶋や石川・出島の問題関心を引き継ぐと共に、その後の空白を埋め新たな知見をもたらすことを意図している。この問題は男女の不平等に関する筆者の近著（山口 2017）で、いわば「やり残した」重要課題である。また本稿は労働市場の二重構造論（dual labor market theory）、あるいは労働市場の分断化理論（segmented labor market theory）がもたらした、理論と実証研究の混乱を簡単にレビューし、問題の所在を明確化することも併せて試みる。

労働市場の二重構造論については 1971 年出版の米国のドリンジャーとピオールの研究（Doeringer and Piore 1971）が重要である。1960 年代後半の米国でベッカーの人的資本論（Becker 1964）に触発されたマンパワー政策が黒人などの貧困や失業対策として用いられていたが、以下で説明するようにその成果があまりなかったことの原因に彼らの理論は関係する。ここでいうマンパワー政策とは貧困層や失業者に公費により職業訓練所などで職業技術（スキル）を学ばせることで、彼らの就業率や賃金を上げさせようとする政策である。

ドリンジャーとピオールは労働市場には「中核」（「第一次の労働市場」ともいう）と「縁辺」（「第二次の労働市場」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中核労働市場と縁辺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）縁辺労働市場の平均賃金は中核労働市場より低いこと、と（2）縁辺労働市場は、中核労働市場に比べ、就業経験などの人的資本の賃金への見返りが低いこと、である。つまり、縁辺労働市場は学歴や経験や職業スキルなどに依らず賃金が低くなりやすい市場である。また（3）中核労働市場では、企業内におけるキャリアの発展性や、人材登用の内部雇用者重視という「内部労働市場」を発達させることなどで、賃金は企業内部の慣行で決まる傾向があるのに対し、縁辺労働市場の賃金は「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ーや女性の雇用の多くが縁辺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。人的資本の賃金への見返りが少なく、平均賃金の低い縁辺労働市場に貧困層の黒人の雇用機会が偏っているのなら、彼らの人的資本を上げようとするマンパワー政策が成果を上げない理由もそこに見いだせることになる。このように経済の二重構造理論は貧困や失業対策に関する経済政策に直結する重要な理論なのである。

しかし、その後米国では労働市場の二重構造理論も、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。理論的混迷は主として経済学で、実証的混迷は主として社会学で起こったといえる。実証に関する問題の一つの原因はドリンジャーとピオールの研究自体に内在していたといえる。「中核」と「縁辺」についての彼らの特徴づけのうち、（1）の平均賃金の違い、と（2）の人的資本の賃金への見返りの違い、（3）内部労働市場対外部労働市場は、質的に異なる事柄である。（2）と（3）は賃金決定のメカニズムの特徴であるのに対し、（1）はそのメカ

ニズムの結果である。しかしその後主として社会学で「中核」と「縁辺」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したが (Osterman, 1975; Bibb and Form 1977; Beck et al. 1978; Tolbert et al. 1980)、実証的に中核と縁辺の労働市場の産業で区分しようとするトルバートら (Tolbert et al 1980) の試みはメカニズムとその結果を混同していた。彼らは結果である所得の中央値や平均勤続年数や労働の流動性を、産業区分に基づく中核と縁辺の労働市場の分類に用いており、それはホッドソンとカウフマン (Hodson and Kaufmann 1981) が指摘したように一種の循環論法に陥り、「結果」を用いて「原因」を定める結果、「原因」が「結果」に影響を持つかの如く見えるという基本的誤りを犯していた。また、より一般に産業や職業で労働市場の分断を実証的に試みることは確たる成果を上げなかった (Hodson and Kaufman 1982; Sakamoto and Chen 1991)。それは、「この産業・職業は核に属し、この産業・職業は縁辺に属する」というような二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二分する場合、閾値の選択の恣意性を否定できないからである。またスイッチ回帰分析を用いたディッケンズとランド (Dickens and Lang 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2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、ドリンジャ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、二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。

経済学では、別の理論的問題があり、米国では分断化された労働市場論は、経済学の主流からはほぼ無視され続けてきた。元々ドリンジャーとピオールの研究自体、市場の単一性と自由競争を前提とする新古典派経済学とはそりが合わないことに加え、分断化された労働市場論の提唱者は、エドワーズ、ライク、ゴードンの3人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 Reigh 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、科学を重視する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。

このような経緯もあり、この分野では日本で後述の先駆的研究を残した石川の弟子であった玄田は最近のエッセイ (玄田 2011) で『二重構造』は少なからず、経済学者が避けるタブーな言葉である」「二重構造という言葉が日本の経済学から消えるのも、もはや時間の問題なのかもしれない」などと悲観的感想を吐露しつつも、わが国の賃金格差問題に関し石川が取り組んだ問題の今日的重要性とその視点の再生を強調している。実際労働市場研究についての最近の総合的レビューの書ともいえる樋口編 (2010) の『労働市場と所得分配』にも、賃金構造や賃金格差に関する章は多々あるが、労働市場の二重構造論に直接関係する章は皆無である。当然男女賃金格差をこの観点から検討する章もない。石川・出島 (1994) の研究の引用もない。

筆者は、労働市場の二重構造、あるいは多重構造、を再度考えるにあたっては、実証の問題と併せて、分析的観点から見た理論の問題を統合させることが重要であると考え。なぜなら労

働市場の二重構造論をめぐる混乱の原因と「非科学性」のかなりの部分は、二重構造の概念の分析操作 (analytical operationalization) の精緻化の問題と考えるからである。従って分析に入る前にまず本節の以下の部分と次節 II でそれを議論する。

労働市場における賃金構造の多様性の特徴づけに関し、本稿では産業や職業といった観察できる社会的ポジションの特性で直接的に特徴づけるアプローチはとらない。「中核」と「縁辺」といった二分法の区分ではとらえられない連続性や多次元性が労働市場における賃金構造の多様性に存在すると考えるからである。また因子分析のスコアなどの尺度を用いて、その値が一定以上を「中核」、以下を「縁辺」とするような方法 (Tolbert et al 1980) をとると、区分の境界の選択で結果が変わってしまい恣意性が残るばかりか、一次元的な見方を押し付けることになる。また仮に「中核」と「縁辺」といった特性が理想的には存在したとしても、実際の労働市場はおそらく中核の特質を持つ労働市場と縁辺の特質を持つ労働市場の様々なハイブリッド型で、特定の職の区分と一対一で対応するわけではなく、それらの理念形はいわば「基本形」(elementary forms) として存在し、実態はその基本形の混合の在り方によって特徴づけられると考えるのが妥当と考える。また実際そのような概念化がディッケンズとラング (Dickens and Lang 1985) によるスイッチ回帰分析を用いた労働市場の二重構造の分析の仮定であった。この場合基本形は現実と一対一には対応しないが、架空のものではなく、実態を生む出す要素として概念化され、実証データ分析からその特質を明らかにさせるべきものとなる。スイッチ回帰分析は、典型的には潜在的に賃金 (あるいは所得) を定める 2 つの潜在的回帰式があると考え、観察されるデータはその様々な確率的混合物であると仮定する。技術的には III 節で解説する。勿論そういった仮定により得られる結果がそうでない場合よりデータへの適合性が高いことが前提である。

本稿では、スイッチ回帰分析を拡大し賃金構造の異なる潜在クラスが 3 つ以上ある場合も考慮する有限混合回帰分析 (finite-mixture regression model) を用いるのだが、スイッチ回帰モデルを用いた日本の労働市場の二重構造の分析については、石川・出島 (1994) の研究が先駆的な研究である。彼らの 1980 年と 1990 年のデータの分析結果 (石川・出島 1994、表 6-4) では、主に学歴と企業規模が一次と二次の労働市場の区別の予測に大きく影響し、一次市場は大企業、大卒中心で 35-40% の雇用に当てはまり、2 次市場は中小企業、中卒・高卒中心で 60-65% の雇用に当てはまるとした。しかし、大企業対中小企業という企業差や大卒対中卒・高卒という学歴差で、一律に第一次と第二次の労働市場に分かれるわけではなく、第一次と第二次の労働市場の相対的割合にそれらの属性区分が強く影響していることを示したのである。また、石川・出島は同じ会社への勤続年数と共に賃金が上がる傾向は一次市場・二次市場の両方に見られるが、一次市場の方が勤続年数の賃金への見返り率が高く、社外雇用経験についても、学歴の影響についても同様の傾向が見られることを示した。また一次市場では勤続年数による賃金の増加率について男性の方が女性より大きく、また社外雇用年数が賃金を増大させるのはほぼ男性にのみ見られるという傾向を示し、その結果男女賃金格差は第一次労働市場でより大きいことを示した。ただし、彼らの研究では社外雇用年数は直接調査から得られたものではなく、年齢から (教育年数 + 6) と勤続年数を引いたもので、学校卒業後継続的に就業していたと仮定した場合の推測値であり、女性に典型的に見られるように卒業後の無業の期間も存在するので、社外雇用年数の影響の検証は正確ではない。また年齢に独自の効果がある場合は、それが社外雇用経験年数の交絡要因とな

るが、その排除ができないという限界があった。今回の分析では社外雇用年数も調査データから直接的に得られるものを用いている。

また上述したように石川・出島が分析で抽出した第二次労働市場は、ドリンジャーとピオールが考えた縁辺労働市場とはやや性格を異にしていた。縁辺労働市場というのは人的資本の賃金への見返りがなく極めて小さく、ほぼ一律に賃金が低くなる市場であると想定されていたからである。しかしこのことは、彼らの分析は正規雇用者が中心の常勤者のみを対象としたこととは無関係ではない可能性がある。従って非正規雇用者を含む分析結果において、ドリンジャーとピオールが特徴づけたような縁辺労働市場が存在している否かが問題となる。

石川・出島の研究はその後日本で発展をみず、米国でも I 節で述べた理由で全く進展しなかったが、最近になって堀 (2012)、および鈴木 (2017a, 2017b) がこの問題に対してスイッチ回帰分析や、それを拡大した有限混合回帰分析を用いて分析考察を与えている。その主な目的は日本における非正規雇用の拡大とその多様化が賃金構造の多様化に与えた影響である。特に鈴木 (2017a) は日本において正規雇用・非正規雇用の区別が労働市場の二重構造に果たす役割の大きさを実証した。ただし鈴木は雇用形態 (正規・非正規の区別) が労働市場における賃金構造の多様性には影響を与えないと仮定したモデルを用いたため、雇用形態に特別な役割を与えており、その点で雇用形態を含む、企業規模や学歴などの複数の変数が潜在的な賃金構造の多様性に影響をもたらすモデルが、正規・非正規雇用の区別で労働市場の分断化を仮定するモデルに比べ、データにより適合していることを示したものの、正規・非正規の区別が労働市場における賃金構造の多様性に最も影響するか否かを明らかにしたわけではなかった。本稿は何が労働市場における賃金構造の多様性にもっとも大きな影響を与えているのかについても明らかにする。

本稿の労働市場の多重構造の今一つの課題は、女性に差別的でない労働市場は現実を説明する一つの基本形として存在するのか、また存在する場合のその特性は何かである。考えられるのは、非正規雇用が縁辺労働市場を作りだしているのなら、そこでは人的資本だけでなく、性別も賃金に影響しないことであるが、女性が平均賃金の低いそのような市場に多く参入しているのなら、そのような市場がかりに性差別的でなくとも、女性に不利となる可能性がある。もう一つは逆に中核労働市場の中に女性差別的でない企業が存在し、他の企業とは異なる賃金体系を持っている可能性もある。

本稿の問題は以上のように労働市場の潜在的多様性とそれが男女賃金格差とどのように関係しているかだが、関連する概念の分析的操作をより明示的にして、過去の実証分析の多くに見られた概念と実証の不一致の問題などを取り除くことを意図しているので、以下 II 節で、その概念の明確化と、実証分析のための操作化について解説する。

II. 実証にあたっての概念の明確化と理論的仮説

II-1 労働市場における多様な賃金構造の定義と賃金構造の外生性

まず、本稿が問題にする「多様な賃金構造」を概念的に明確化しよう。まず本稿は男女賃金格差を問題にするので、男女の職の分離問題と、労働市場の二重構造問題の理論的かつ分析的な視点の違いを始めに明確にしたい。英語では職の「分離」はセグリゲーション、労働市場の「分

断」はセグメンテーションと別の言葉を用いているが、共に雇用に関する特定の「区分」が性別と関係し、その関係が女性に不利に働いているという共通性を持っているからである。

今ある職あるいは労働市場の「区分」が、明示的あるいは潜在的に存在する仮定すると、現象的には雇用されている男女の賃金格差は、男女の人的資本の違いを制御したのち、以下の3つの「現象」から生じると考えられる。ここで「現象」と呼んだのは、「メカニズム」と明示的に区別するためである。

(1) 少なくとも一つ以上の区分内で、男女賃金格差がある。

(2) 区分間には平均賃金に違いがあり、女性は男性に比べ平均賃金の低い区分でより多く雇用されている。

(3) 女性は男性に比べ、男女賃金格差のより大きい区分で雇用されている。

ここで(2)と(3)が格差を生む相乗効果となるか否かは、区分間で男女合わせた平均賃金と男女賃金格差が正に相関しているか負に相関しているかに依存する。正に相関していれば(2)と(3)の一方が成り立てば、他方は成り立たず、負に相関していれば(2)と(3)は共に成り立つか、共に成り立たない。

ここで特に問題になるのは、なぜ(2)の現象が起こるのかという問題である。なぜなら職の分離論も、労働市場の分断論も賃金の男女格差や人種格差の原因としてこの(2)の現象を特に重視しているからである。米国では、イングランドのデバリュエーション理論(England et al. 1988; England 1992; 山口 2017、第3章)が男女の職の分離論について一つの説明を与える。イングランドは米国において人的資本(学歴や雇用経験年数)が同じでも、女性割合の多い職は、男性割合の多い職に比べ、平均賃金が低いので男女賃金格差が生まれることを示した。またその理由として女性割合の多い職により頻繁に見られる、例えば子どもの保育や人のケアに関する技能のような専門職技能が、他の専門職技能より市場で低く評価される(devalueされる)からであるとした。これは上記の(2)の現象で男女賃金格差を説明するとともに、仮りに男女の職業分離に内生性がある(女性は男性と異なる職業を選好する)としても、賃金格差は女性が賃金の低い職業を選好するからではなく、女性の選好する職業が労働市場で低く評価される傾向があることが原因である、とする女性に対する間接差別の理論である。

また、日本において筆者(山口 2017、3章)は専門職について女性の多いタイプII型(医療・健康、教育・養育、社会福祉などのヒューマンサービス系専門職で社会経済地位の高い医師・歯科医師、大学教員以外)と男性の多いその他のタイプI型の区別をする時、前記の(1)から(3)がすべて成り立っており、即ちタイプI型に比べ女性割合はるかに大きいタイプII型の専門職は、同時に平均賃金がタイプI型より低いだけでなく内部の男女賃金格差も大きくなっており、その原因として雇用者による女性への統計的差別と企業による性別のステレオタイプによる採用の影響がそれらの結果をもたらしたという解釈が事実との整合性が高いことを示した。この議論も専門職内の分離の内生性(女性が特定の専門職を好むこと)が賃金格差の主な原因ではなく、企業による統計的差別と性別によるステレオタイプによる雇用者選別が主な男女賃金格差の原因であると結論する点で、イングランドの理論との類似性がある。

しかし、男女の職業の分離自体が内生的な側面を持つ可能性は否定できない。もっとも例えば女性に非正規雇用割合が多いのは、育児離職後の再就職には、性別によらず正規雇用の可能

性が少なく、また家庭の役割との両立を可能にする正規雇用が少ないという状況と育児離職は圧倒的に女性が多いという状況が結びつく結果という社会構造的な原因があり、それも外生的要因（女性は非正規雇用を無条件に選好するのではなく、育児離職女性に正規の雇用機会が少なく、また家庭の役割との両立ができる職を選好するという社会制約からやむなく選択するという見方）と見ることで、残存する実質的内生性（社会構造的によらず女性が非正規雇用を選好する傾向）は小さい可能性が高い。しかし一般論としては、男女の職の分離自体が、男女の選好の違いから起こる部分と、男女の雇用機会の不平等や、社会構造の制約から起こる部分が共にあるという見方が妥当であろう。また職業の男女の分離自体では、賃金格差を因果的に説明できず、格差の説明には様々な補完的理論と関連する実証を要する。

一方労働市場の分断化論でも、縁辺労働市場に黒人や女性が偏っているのは、黒人や女性の選好の問題ではなく、直接的あるいは間接的な差別や、社会構造的な要因によって、男女に雇用機会の均等がないからだという主張と結びついている。選好の結果であれ、あるいは男女の雇用機会の不平等の結果であれ、女性が特定の不利な労働市場に集中しやすいという主張は同じである。しかし、男女の職業の分離論と異なり、労働市場の区分では、区分自体が性別割合を考慮して定義しているわけではないので、この主張が正しいか否かの実証的根拠はあいまいである。実際石川・出島（1994）の分析では、女性が男性に比べ第二次労働市場に割当てられやすい傾向は1980年度では有意であったが、1990年ではもはや有意でなくなっている。従って男女賃金格差と「労働市場の分断化」の問題は、現在の日本においては、主として異質な労働市場への割当ての問題ではなく、異なる労働市場内での男女格差を生むメカニズムの解明の問題となる可能性が高い。またもしそうであるならば、労働市場において賃金構造の多様性があるか否かという問題と、労働市場の「分断」と性別が相関するから女性は不利を被るというドリンジヤーとピオールの理論は切り離す必要がある。この点で男女の職業分離問題とは理論的に異なる問題を内包し、本稿の分析はこの点に焦点を当てている。

しかしまず多様な賃金構造をどう定義するかを決めなければならない。筆者は、最初にドリンジヤーとピオールの「中核」と「縁辺」の区別の第二の点、即ち人的資本に対する見返りの違う賃金構造があるという点を労働市場における賃金構造の多様性の定義に用いるべきであると考え。内部労働市場と外部労働市場の区別も理論的に重要ではあるが、この区別を観察される変数の関係で明確に識別するのは難しい。さらには本稿の中心テーマは男女賃金格差なので、性別の賃金に対する影響の違いも賃金構造の違いに含めるとする。従って以下の定義を用いる。

定義： 多様な賃金構造とは、人的資本に関する変数（学歴、勤続年数、社外雇用年数）、性別、及びその交互作用効果に関しての賃金の見返りが異なる賃金システムの存在を意味する。

ここで交互作用効果というのは、例えば勤続年数の賃金への見返りが、男女で異なるというような現象をいう。このように男女の職業分離の場合と異なるのは、ここでの「区分」は一変数（例えば職業）で決まるのではなく、複数の変数間の関係の在り方の違いであり、その関係の在り方を賃金決定のメカニズムの特性とみるという点で、それ自体が賃金格差を生むメカニズムに関する独立した理論的仮説となっている点である。

この定義の下に、以下の三つの仮説を検定する。

仮説 1. 労働市場には、人的資本や性別の賃金への影響に関し異なる基本形となる複数の賃金構造が存在し、観察される労働市場はその混合物として表現できる。

仮説 2. 労働市場における賃金構造の多様性には、雇用形態、企業規模、産業、学歴など複数の決定要因が存在する。

仮説 3. 労働市場における賃金構造の多様性に影響する他の要因を制御して、性別は直接的に労働市場における賃金構造の多様性には影響を与えていない。

仮説 3 がもし否定されると、例えば女性が男性と比べ特定の賃金構造の下で雇用されていることになるが、男女の雇用機会の不平等の結果でなく男女の選好の違いから起こる可能性は残るにしても、ドリンジャーとピオールの理論は否定できない。一方仮説 3 が成り立つなら、労働市場における賃金構造の多様性自体は、性別に関し、雇用形態などを制御するなど条件付きで、外生的なものであるということを意味し、女性が中核労働市場から直接的に排除される傾向があるという議論は否定されることになる。「直接的に」という意味は、女性に非正規雇用者が多く非正規雇用が縁辺労働市場に大きく偏る、などの間接的影響は残るからである。なお、本稿の目的は賃金決定について因果推論的な仮説を検定するものではなく、目的は上記の 3 仮説に代表される、賃金構造の解明にある。

II-2 異なる賃金構造を持つ労働市場の Identification—実証問題

スイッチ回帰分析、あるいはそれを拡大した、有限混合回帰分析を賃金構造の潜在的多様性の分析に結び付ける時、何が賃金構造を決定し、何が労働市場における賃金構造の多様性を決定するのかを区別する必要がある。これには理論的観点と分析方法論上安定的解を得ることに関する技術的問題があり、分析に入る前にそれを議論しておきたい。

本稿では用いる変数の賃金への影響について①賃金構造への影響、②賃金への影響、③異なる賃金構造を持つ労働市場への割当てへの影響、を区別する。今仮に賃金構造の異なる各潜在クラス内の賃金への決定式（後述する III-1 節の式（1））を、慣例に習い**賃金関数**と呼び、賃金構造の異なる潜在クラスに属する確率への影響を表す式（後述する III-1 節の式（2））を**割当て関数**と呼ぶことにすると、①と②の違いは、賃金関数の説明変数 X の賃金 Y への効果が潜在クラスごとに異なるときに X は「賃金構造に影響する」と表現し、潜在クラスにかかわらず賃金への影響が一律の時、「賃金に影響する」と表現することの違いである。これは共に賃金関数における回帰係数の特性である。一方③は賃金構造の異なる潜在クラスへの割当て確率への影響のことで、これは割当て関数に含まれる説明変数 Z の影響のことである。またこの影響のことを本稿では「異なる賃金構造へ割当てへの影響」と表現するとともに、「賃金構造の多様性への影響」とも表現している。この区別を基に以下の変数群を区別する。

II-2-1 割当て関数に関する説明変数の選択と制約

今回分析するデータは一回の横断的調査だが、一般にパネル調査データや繰り返しのある横断的調査への応用も考えると、潜在クラス変数というのは時間的に不変の変数の取り扱いが普通である。これは、各潜在クラスが意味する変数間の関係が、何らかの社会構造（本稿では賃金構造）を反映し、それは短期的には変化しないという観点であり、今回もそれを仮定する。従って、時間につれて随時変化する変数は、賃金構造の多様性に影響するとは考えない。よって以下の区別を行う。

(A) 割当て関数に影響しないと仮定する変数

(現在の会社での) 勤続年数、社外雇用年数、年齢、週当たりの就業時間

(B) 割当て関数に影響すると仮定する変数

雇用形態（正規・非正規の別）、企業規模、産業、学歴、性別

ただし、正規・非正規の別については説明を要するだろう。同じ雇用者が同一企業内で、正規雇用から非正規雇用に変わることや、その逆もありえるので、この変数は時間的に一定ではない。しかし(A)に分類された変数と異なり、正規・非正規の区別の場合、変化と同時に適用される賃金構造も変わると仮定することの方が実態に即していると考えられる。例えば非正規雇用に変わった場合、それまでの正規雇用の賃金が維持され、その後の変化だけが別の賃金体系になるとは考え難い。したがって、雇用形態は異なる賃金構造への割当てにも影響すると仮定することが理論的に妥当と考える。

また、本稿では男女賃金格差を問題にするので、未婚・既婚の別も重要であるが、未婚・既婚の別は時間とともに変化する変数で、賃金構造の割当てに影響すると仮定するには問題がある。なぜなら結婚と同時に別の賃金体系に変換されるとは考えられず、もしあれば明らかに法に反する差別となるので企業はそのような賃金制度を持たないと考えるのが妥当である。従って筆者は現在の勤め先への就職時の未婚・既婚の別を利用することを考えたが、今回分析に利用する調査は再婚者について初婚の時期の情報を得ておらず、この区別は不可能であった。しかし第一子の年齢を調べているので、第一子の年齢が、現在の勤め先への勤続年数以上の場合に「(現在の勤め先への)就職時に子ども有り」、未満の場合「就職時に子ども無し」として区別し、この変数とこの変数と性別との交互作用効果については、賃金関数への影響と割当て関数への影響を共に調べることにした。しかし予備分析で、この2変数の割当て関数への影響は全く有意でなかったため、最終的にはこの2変数は賃金関数にのみ含めることにした。

なお地域や居住地域の人口規模なども、「労働市場の分断化」に関連する変数であるが、今回の分析の焦点ではなく説明変数から省いた。従って分析に含まれた説明変数と居住地域や人口規模との間に相関があれば、説明変数の効果には地域や人口規模の違いを通じた間接効果も含むことになる。

II-2-2 賃金関数に関する説明変数の選択と制約

理想的には、すべての変数について潜在クラスごとにその効果が違うと仮定することが考えられるが、賃金構造への割当てに影響する変数のすべてが、潜在クラスごとの賃金への影響も異なるとするモデルには、後述する理論上の問題に加え、パラメーター推定の安定性がない。例示的に今人的資本を表す変数の一つを X 、労働市場の特性を表す変数の一つを Z とすると、異なる労働市場への割当てに影響することに関するデータ内の主たる情報源は X と Z の交互作用効果である。一般に潜在クラスモデルは、ある特定の統計的形質を直接的には観察されない多様性の結果であると解釈する。有限混合回帰分析では、その統計的形質とは X と Z の交互作用効果である。

例えば勤続年数 X と雇用形態 Z の間に強い交互作用効果があつて、正規雇用では勤続年数に対する賃金の見返りが大きく、非正規雇用では小さいとする。その場合潜在クラスモデルでは、これは勤続年数の賃金への見返りの大きい潜在クラスと、見返りの小さい潜在クラスがあつて、雇用形態 Z がこの2つの潜在クラスの相対的割合に影響するので、交互作用効果が生まれると解釈するのである。従つて一般に人的資本の変数 X と異なる労働市場の指標となる変数 Z の交互作用効果は賃金関数には含めない。ただし、結果として潜在クラス変数と変数 Z がほぼ完全に相関する場合は、 X と Z の間に交互作用効果があるというモデルに帰着するので、下記のパラメーター数の問題は別として、データの特徴をこれらの仮定により損ねることにはならない。

例示的に X は連続変数、 Z は2値を取るカテゴリー変数とすると。実際に観察される情報は、賃金 Y に対する X の影響、 Z の影響、 X と Z の交互作用効果の3個の情報、さらに Y の平均値の情報（回帰式の切片の情報）も加えると4つの情報である。一方潜在クラスが二つの場合、賃金関数の切片のパラメーターが2個、割当て関数の切片のパラメーターが1個の計3個のパラメーターに加え、 X と Z の Y への影響が潜在クラスごとに異なるとすると計4個のパラメーターが加わり、さらに Z の潜在クラスの割合への影響のパラメーターが加わるのでパラメーター数が合計で8個となり観察情報数を大きく上回ってしまう。実際 Y が2値を取るカテゴリー変数の場合、このようにパラメーター数が観察情報数を超えるのでパラメーターを推定できないという Identification 問題が起こる。しかし Y の値が4値以上で値に順序が付く場合は事情が異なり、4値を取る場合は X と Z のそれぞれの主効果と X と Z の交互作用効果の情報が Y が1から2に変わる場合、2から3に変わる場合、3から4に変わる場合のそれぞれに対し個別に情報がデータから得られるので3倍となり、合わせて9個の観察情報があるので、説明変数の結果 Y への影響が Y の1単位の変化に対し同じと仮定すると、パラメーターの推定が可能となる。しかしこの推定値は Y の1単位の同等性の仮定に強く依存している。

一般に観察できる情報数は、順序のついた Y のカテゴリー数がさらに増える場合や、 Y が連続変数の場合さらに増え、パラメーター推定の自由度が増す。また人的資本の説明変数 X や潜在クラスへの割当てに影響する変数 Z の数が増え交互作用の組み合わせが多くなるとそれも自由度を増す。一方潜在クラスモデルの方は潜在クラスの数が増えたとほぼ比例的にパラメーター数が増え、自由度を減らす。一般に観察できる情報数に比べ、パラメーターの数が近づき、自由度が少なくなるほどパラメーターの推定は安定的でなくなる。本来の賃金構造の多様性を特徴づける交互作用効果の情報だけでなく、従属変数の1単位の同等性の仮定により強く依存することになるからである。従つて本稿では以下の仮定を置いて、妥当な限りパラメーター数を少なくし、よ

り安定な解を得ようと努めた。

(A) 企業を特徴づける変数に関しては、賃金構造の多様性（割当て関数）に影響し、賃金にも影響するが、賃金構造には影響しない（賃金への影響は潜在クラスによらず一律である）と仮定する。本稿で用いるこれらの変数は具体的には「企業規模」と「産業」である。また「雇用形態」（正規・非正規の別）に関しては、賃金構造により影響の度合いが異なると始めは仮定したが、潜在クラス間で回帰係数が有意に異なることが予備分析で判明したので、事後的に一律の影響とした。この取り扱いは、企業規模、業種、雇用形態についてモデルが同等の取り扱いをすることに結びつくので、労働市場における賃金構造の多様性にどの変数がかもっとも強く影響するかを比較する時にメリットがある。

(B) 賃金構造の違いを表す変数は原則として何も制約を置かず各潜在クラスで回帰係数が異なると仮定する。これらの変数は前節の賃金構造の定義に基づき「学歴」「勤続年数」「社外雇用年数」「性別」「就職時の子どもの有無」及び「性別と勤続年数の交互作用」と「性別と就職時の子どもの有無」との交互作用の7変数である。

また「性別と正規・非正規の別の交互作用」及び「性別と社外雇用年数の交互作用」の二つの交互作用効果についても予備分析で検討したが、どちらも効果が全く有意でなかったため最終モデルからは省いた。

「性別と勤続年数との交互作用」については説明を要するだろう。上述したように潜在クラスへの割当ては、人的資本変数 X と割当て変数 Z との交互作用効果が、人的資本 X の効果に違いのある潜在クラスに変数 Z が影響するという「観察されない多様性による説明」の解釈をするので、通常はこのような交互作用効果は賃金関数に含めない。しかし多くの日本企業では「総合職」と「一般職」の区別のように年功賃金プレミアムが異なる企業内キャリアトラックに男女が配属される傾向により、勤続年数の賃金への見返りが男女間で異なるという事実がある。これは、異なる二つの賃金構造ではなく、同一賃金構造内の特質である。従って賃金構造の特質として性別と勤続年数との交互作用効果が、賃金構造の観察されない多様性のせいではなく、同一賃金構造内の特質として存在しうるとしなければ、賃金構造と男女賃金格差との関係は明らかにできない。このため性別と勤続年数の交互作用効果については、例外的に賃金構造の特質として考えたのである。この点は石川・出島(1994)の研究と同じ扱いである。また性別と社外雇用年数との交互作用効果についても同様の扱いとしたが、前述したようにこちらは全く有意でないため最終モデルからは省いた。

(C) 賃金決定の制御変数に関しては、下記の理由で賃金には影響するが賃金構造には影響しない（潜在クラスにかかわらず効果は一律）と仮定する。制御変数とは本稿の分析上の中心課題に関係する説明変数ではないが、制御しないと中心課題に関する説明変数の賃金への影響にバイアスをもたらすと考えられる変数である。本稿で用いる制御変数は、「週当たりの平均就業時間」と「年齢」である。

就業時間の賃金に対する影響が一律と仮定するのは理論的理由がある。本稿では賃金に対する影響を見たいのだが、調査で調べているのは個人収入である。従って、週当たりの平均就業時間を制御することで、賃金への影響を見ることに代替するのだが、ここでもし、就業時間の影響が潜在クラスで異なるとすると、賃金を測る尺度の単位が潜在クラス間で異なることになり、潜在クラス間の回帰係数の比較が無意味になる。従って就業時間の影響は潜在クラスによらず一律と仮定する必要がある。

一方年齢の影響を潜在クラスによらず一律とするのは技術的理由による。「年齢」は人的資本変数である「勤続年数」と「社外雇用年数」のそれぞれとは強く相関はしないが、後者の2変数の和とは0.846と非常に高い相関を持つ。人的資本変数の賃金への影響は潜在クラスによって異なるとモデルは仮定するわけだが、ここで年齢効果も潜在クラス間で異なると仮定すると、いわゆる多重共線性 (multi-collinearity) を生じ、パラメーターが安定的に推定できない。一方年齢効果を省くと、もし年齢効果がある場合、「勤続年数」と「社外雇用年数」の影響にバイアスをもたらす。しかしこの問題は、年齢は賃金に影響するが、潜在クラスにより異ならないと仮定すると、多重共線性の問題も、「省略された変数によるバイアス」の問題も同時に解決できることになる。

(D) 職業及び職階については、米国での理論的経緯にも関わらず、今回の分析の説明変数からは省いた。この2変数を賃金構造の多様性に対する説明変数から省いたのは、職務給の普及する欧米と異なり、日本では職階も職業も、時間とともに変わる変数であるだけでなく、賃金構造の多様性を特徴づける変数とはみなせないからである。一方賃金関数に職業と職階を含めないのはこれらの2変数が人的資本や性別の賃金への影響に関しては仲介変数で、本稿の分析では、人的資本や性別の賃金への影響について、職業や職階の違いの差を除いた残りの影響ではなく、これらの仲介変数を介した間接的影響も含めての影響に関心があるからである。ただ補足の分析では「経営者・役員」対「その他の雇用者」の区別の影響も見ている。

III. 統計分析モデルと分析データ

III-1 統計分析モデルと方法

今潜在クラス変数を L で表し、 n_L を潜在クラスの数とすると各潜在クラスについて以下の線形回帰式を仮定する。

$$y_i = \alpha_l + \sum_k \beta_{lk} x_{ik} + \varepsilon_{li}, l = 1, \dots, n_L \quad (1)$$

ここで Y は賃金の対数、あるいは就業時間を説明変数の一つとして制御するときの所得の対数であり、 X は賃金に影響を与える説明変数である。誤差項には正規分布を仮定する。

また各潜在クラスの割合、あるいは確率、を P_l で表すとき、以下の多項ロジットモデルを仮定する。

$$\log\left(\frac{P_{li}}{P_{li}}\right) = \gamma_l + \sum_k \delta_{lk} z_i, l = 2, \dots, n_L. \quad (2)$$

ここで \mathbf{Z} は賃金構造の異なる潜在クラスへの割当てに影響を与える説明変数である。一般に式 (1) の説明変数 \mathbf{X} と式 (2) の説明変数 \mathbf{Z} は重複しても良いが、式 (2) の従属変数に対応する観察は直接与えられず、そのため安定的なパラメーターの推定上、本稿の分析では理論的かつ統計分析上の必要性からいくつかの制約を課し、その制約については既に II-2 節で解説した。

潜在クラスによる有限混合回帰分析は式 (1) と式 (2) の回帰係数を同時に最尤推定で求めたものである。また本稿の分析は、式 (1) と (2) で表す賃金構造の特徴づけに加え、社会の中で平均的に何パーセントぐらいの人がそれぞれの潜在クラスの影響下にあるのか、またそれは例えば学歴別にみるとどう変わるのか、などという下記の III-2 節で解説する記述統計的分析も併せて行う。この場合それらの割合が母集団人口を適切に代表する必要がある。従って、今回の分析では上記の有限混合回帰分析を母集団を代表する標本ウェイト付きのデータに対して適用する。

しかし標本ウェイト付きデータを用いる場合、通常最尤推定の推定方法では、パラメーターの推定値には一貫性がありバイアスはないが、回帰係数の標準誤差やカテゴリ変数のワルド統計値にはバイアスをもたらす可能性がある。このため本稿では、回帰係数の標準誤差やワルド統計値の推定にはサンドイッチ法と呼ばれるよりロバストな推定法 (White 1980) を用いる。これは因果推論での逆確率ウェイト付きの統計値の標準誤差の推定方法にも用いられる E-推定 (星野 2005) の特殊な場合となり、ウェイト付きのデータ分析など誤差の分散が一様でない場合の標準誤差の推定にはより信頼のおける方法となる。なおパラメーターと他の統計値の推定には、上記の有限混合回帰分析モデルの応用と標準誤差の推定にサンドイッチ法の応用を可能にする Latent Gold 5.1 (Vermunt and Magidson 2016) を用いた。

III-2 割当て関数推定結果を用いた二次分析

上記の有限混合回帰分析の結果、割当て関数の説明変数 \mathbf{Z} について \mathbf{z}_i の特性を持つ標本 i に対し、各潜在クラス j に属する確率 $P_j(\mathbf{z}_i)$ を推定することができる。これは確率であるが、特性 \mathbf{z}_i を持つ母集団の人々が潜在クラス j に属する割合が $P_j(\mathbf{z}_i)$ であるとの解釈が可能である。今各潜在クラスが代表する母集団を潜在母集団と呼ぼう。すると有限混合回帰分析は標本ウェイト w_i を用いて分析しているので、潜在母集団の構成割合の推定値は

$$\bar{P}_j = \frac{\sum_{i=1}^N w_i P_j(\mathbf{z}_i)}{\sum_{i=1}^N w_i} \quad (3)$$

で与えられる。同様にこの潜在母集団の構成割合の推定値を男女別や、正規雇用者・非正規雇用者別などで、計算することもできる。

また、 X を独立変数とすると、各潜在母集団内での X の平均の推定値は、

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^N w_i P_j(\mathbf{z}_i) x_i}{\sum_{i=1}^N w_i P_j(\mathbf{z}_i)} \quad (4)$$

で与えられる。この平均値は各潜在クラスの特徴を表す上で極めて重要な統計値である。

ここで X は賃金関数や割当て関数に含めた変数である必要はない。例えば、有限混合回帰分析では従属変数は収入の対数の場合、対数を取らない収入を X としてその平均値が潜在クラスによってどのように異なるかを推定できる。本稿では、有限混合回帰分析の一次分析結果に加え、この二次分析結果を用いて分析をさらに進める。なお、この二次分析のため、有限混合回帰分析には標本ウェイトを用いて潜在母集団を適正に代表する必要がある。

III-3 分析データとその特質

分析には2005年の社会階層と社会移動調査(SSM)を用いる。これは全国調査であり、今回の分析対象は調査時現在で23歳から59歳の雇用者2,806人の男女のうち個人収入不詳者(258名)、勤続年数不明者(2名)を除く2,446人の男女である。年齢の幅を23~59歳としたのは大学在学中の者や定年退職後の者を含む年齢では標本選択バイアスが大きいので、そのバイアスを除くためである。ただし、「雇用者であること」に標本選択バイアスは当然残り、本稿の分析結果は「雇用者であるならば」という条件について調査時の標本が代表する母集団を越えて成立するものではない。また今回の分析のテーマは因果推論ではなく、労働市場の賃金構造の解明であり、例えば勤続年数の賃金への影響について、それを因果的効果とは解釈せず、その有無と潜在クラス間の有意な差の有無のみに着目している。なお、社外雇用年数についても長さが不明の期間のある標本が存在したがその期間は0とし、標本からは除外しなかった。また、原則として自営業主や家族従業員は除いているが、標本中収入「無し」の者も16名おり、事実上の家族従業員も若干は含まれている可能性がある。

このデータは職歴について詳細に調べており、現在の勤め先の企業での勤続年数に加え、現在の勤め先以外での雇用経験年数も推定できるところに長所がある。なお職歴は各職について始まりの年齢 t_s と終わりの年齢 t_e を調べており、この雇用年数の推定は $t_e - t_s$ で与えられるが、例外として(A)調査時現在の職については t_e は調査時年齢とし、また $t_e - t_s$ の値が0の区間(就職年齢と離職年齢の同じ区間)については山口(Yamaguchi 1991)に従って就業期間を一様分布の場合の近似値である4か月(3分の1年)とした。

なお職歴についてはこの調査データは優れているが、従属変数については一つの制約がある。それはこの調査は所得(earning)ではなく収入(income)を調べていることである。収入には年金や利子や株式配当も含まれる。しかし標本は23歳から59歳なので年金の影響は無視できるし、利子も小額であろうが、株式配当は標本により無視できない値かもしれない。それが制約である。なお今回の分析では週当たりの就業時間を制御することで、賃金への影響を見ようとしている。収入は調査では実際値でなく30のカテゴリーの区間で調べているので、カテゴリーの中央値で近似した値(万単位)に1を足して(0の値があるため)対数を取ったものである。対数をとるのは回帰分析の線形加法性の仮定に対し対数を取った方がデータとの適合度がはるかに優

れるため、実際にそれは尤度比の大きな違いで確認された（結果は略）。また週当たりの就業時間を制御することで、正確には賃金そのものではないが、間接的に賃金への影響を見ようとしている。

表 1 は、従属変数と説明変数についての標本ウェイトを掛けた場合の間隔尺度変数の記述統計を示している。同様に表 2 はカテゴリー説明変数の標本ウェイトを掛けた記述統計である。なお、表 1 の結果は、従属変数の標本平均値が 5.652 で、これは年間収入（万単位）に 1 を加えた数の対数の平均なので、年間収入プラス 1 の幾何平均が約 285 万となり、これは年間収入 + 1 の算術平均の 390 万よりはるかに小さい。一般に幾何平均は算術平均より小さくなるが、現在の標本の場合収入 0、従って収入プラス 1 の値が 1 となる標本が 16 標本あることが影響している。本稿では有限混合回帰分析の二次分析を通じて、収入の幾何平均でなく、よりわかりやすい算術平均の特質も明らかにしていく。表 1 の結果は、男女に大きな収入格差があることを示すが、その格差の生まれるメカニズムの解明が本稿の主たる目的である。

（表 1、表 2 このあたり）

IV. 分析結果

IV-1 潜在クラスの数

II-2 節で仮定した変数の影響の制約を置き、潜在クラス数についてのみ変えてデータに応用したところ、表 3 の結果を得た。なお潜在クラス数が 1 というのは、潜在的に多様な賃金構造はないという仮定をするモデルである。モデルのデータ適合度の相対的比較には、標本数が比較的多いので、ロバストな結果だけを有意と考える BIC 基準を適用した。結果は最適なモデルは BIC が最小の場合なので、潜在クラス数が 3 とするモデルが最適と判明した。しかし、潜在クラスが 2 の場合の BIC も近い値である。このことは、次の表 4 で示すように、3 番目の潜在クラスが極めて小さいことによる。なお、これらのモデルには、潜在クラスによって変わる 2 つの交互作用、即ち「性別と勤続年数の相互作用」効果及び「性別と就職時の子どもの有無との交互作用」の効果が含まれる。だがこれらの交互作用効果は特定の潜在クラスでは有意だが他ではそうではない。一般に有意でない交互作用効果を含めると関連する二変数の主効果にバイアスを生じさせる。従って潜在クラス 3 のモデルから、有意でない交互作用効果を除いたモデルをさらに応用した。表 3 が示すように、3 つのパラメーターが除かれたこのモデルの BIC の値はより改善されている。さらに割当て関数への性別効果が有意でなく（有意度 0.32）、割当て関数に有意でない性別効果を残すのは潜在クラスの性別構成比の推定に偏りをもたらすので、これも省いた結果が表 3 の最後のモデルで、このモデルの BIC 値はさらに改善するので、これを最終モデルとした。以下の分析は、後述する表 8 と表 9 を例外として、他の表はすべてこの最終モデルの結果に基づく。なお、潜在クラス数が 3 つのモデルが最適であること、および性別が割当て関数に影響しないことは、II-1 節の仮説 1 と 3 がデータにより支持されたことを示す。

（表 3 このあたり）

IV-2 潜在クラスの主な特徴

表4は潜在クラスについて、その大きさと従属変数の平均値の違いに加え、幾つかの平均属性の違い（「非正規平均収入」以外すべて0.1%有意）について示している。先に述べたが、潜在クラスは個々の標本に一つ一つに対応せず、結果について割当て関数の推定値である確率により、各標本がそれぞれの潜在クラスの属する確率が定まる。表4の一行目はその確率の平均で、潜在クラス1が平均約60%と最大で、潜在クラス2が約35%であり、潜在クラス3は約5.5%の極めて小さいクラスとなっている。

表4の2行目は従属変数（収入の幾何平均の対数の平均）だが、この数値では違いが分かりにくいのでIII-2節で説明した二次分析の方法を用いて各潜在クラス別の平均収入をあわせて提示している。この結果、潜在クラス2の平均収入は527.4万円で、全標本の全体の平均389.0万円の1.36倍と高く、潜在クラス1（319.1万円）は平均の0.82倍と平均を下回り、潜在クラス3（254.2万円）は0.65倍と大分低くなっていることがわかる。

また表4の次の行では、各潜在クラス内の、女性割合を示している。結果は平均収入の低いクラスほど女性割合が多くなっている。なお、女性割合は割当て関数には直接影響していないので、これは主に次の行で示している潜在クラス間の非正規雇用割合の大きな差が、女性に非正規雇用者割合が大きいことと相まって間接的に影響した結果である。雇用形態の割当て関数への強い影響の結果はIV-4節の表6で示すが、その結果表4が示すように、潜在クラス2では非正規雇用者はほとんど存在せず（1.4%）、潜在クラス1は約40%で潜在クラス3は約64%が非正規雇用者であり、非正規雇用者割合は潜在クラス間で大きく異なっている。表4の最後の2行は、正規・非正規別の平均収入を示しているが、正規・非正規別にみると、正規雇用者の平均収入も、非正規雇用者の平均収入も、潜在クラス1と3の間では有意な差がなく、ともに潜在クラス2のみ有意に高い値になっておる。この事実は、潜在クラス1と3は、非正規雇用割合の影響を除いては、ほぼ同等に平均収入の低い縁辺労働市場の性質を持つことを示唆するが、この2つのクラスの賃金決定メカニズムは異なり、それは次節IV-3で解説する。また他の二次分析結果についてはIV-5節で解説する。

（表4 このあたり）

IV-3 賃金関数の特性

表5は賃金関数の推定結果を掲載している。交互作用効果を含み①～⑤が賃金構造を特徴づけ、その効果が潜在クラスで変わる変数の結果、⑥～⑧が潜在クラスによらない一律の影響を仮定した3変数、⑨と⑩は制御変数である。

労働市場が「中核」の性質を持つか「縁辺」の性質を持つかは平均賃金の大きな違いに加えて人的資本に対する賃金の見返りが大きいのが中核労働市場、小さいか無いのが縁辺労働市場というのが、ドリンジャーとピオールによる労働市場の二重構造論の理論的仮説である。では実際の日本における結果はどうか？ 表5の結果は以下の特性を示す。

（表5 このあたり）

（1）学歴の賃金に対する影響は、潜在クラス2のみ強く存在し、潜在クラス1と3では共に有意でない。

(2) 勤続年数の賃金への見返りは、すべての潜在クラスで存在し、係数の大きい順に潜在クラス3、潜在クラス2、潜在クラス1となっている。

(3) 社外雇用経験の賃金への見返りは、潜在クラス2のみ存在し、潜在クラス1と3では共に有意でない。

(1)と(3)の結果を見る限り、潜在クラス2が「中核」の労働市場の特性を持ち、潜在クラス1と3が共に「縁辺」労働市場の特性を持っていることになる。表4で見た正規・非正規別の平均収入の違いもこの特性と矛盾しない。

しかし問題は上記の(2)の結果である。「中核」と「縁辺」の労働市場の区別の予想に反し、勤続年数の賃金への見返りはすべての潜在クラスに存在し、かつ影響の大きさの順も期待と異なる。しかし、勤続年数への賃金の見返りが潜在クラス2において潜在クラス1より大きいことは、期待と矛盾しない。問題はなぜ、潜在クラス3で勤続年数の大きな賃金への見返りがあるのかである。この説明については、潜在クラスの他の特性を明らかにした後、IV-4節の分析でその原因の一部を明らかにする。

続いて性別の影響について表5は、以下の特性を示している

(4) 潜在クラス1では、勤続年数の賃金への見返りが賃金比でみて男女で有意に異なり、一年の伸び率が男性が1.0143 [= exp(0.0142)]、女性は1.0035 [-exp(0.0142-0.0107)]で、伸び幅が男性の方が約4倍も大きい。また、勤続年数0でも、女性の賃金は男性より有意に低く、就職時に子どもがいると、さらに低くなる。

(5) 潜在クラス2は、勤続年数による男女の賃金格差が(賃金比でみて)拡大していく傾向はみられない。男女格差は就職時の子どもの有無に依存するので、「子ども有り」と「子ども無し」の場合を別々に比べると、まず子ども無しの男女の場合は、勤続年数0の状態、潜在クラス2の性別効果(女性対男性の比の対数)は-0.176、潜在クラス1の性別効果は-0.315で、後者は0.1%で格差が有意に大きい。さらに潜在クラス1では男女格差は勤続年数とともに大きくなるが潜在クラス2ではそうではないので、潜在クラス2の方が潜在クラス1より常に男女格差が小さい。一方就職時に子ども有りの場合も、就業年数0の時点で、潜在クラス2の場合は性別効果(女性対男性)は-0.523 [= -0.176-0.347]で、潜在クラス1では-0.642 [= -0.315-0.327]なので後者の方が男女格差が大きく、また後者の方のみ勤続年数が増えると格差がさらに拡大するので、男女格差は潜在クラス2の方が常に小さい。格差の程度は就職時に子ども有りの方が子ども無しより大きい点は、潜在クラス1と2で共通である。

(6) 潜在クラス3は、性別の賃金への直接的影響のない、その意味で男女に平等な潜在クラスである。しかし、表4で見たように、この潜在クラスの平均収入は最も低く、かつ女性割合が最も大きいことから、間接的に男女賃金格差の一要因となっている。

潜在クラスによらず一律に賃金に影響する変数に関しては、以下の事実が観測される。いずれもモデルが考慮した他の賃金決定要因を制御して、

(7) 非正規雇用者の賃金は正規雇用者の賃金より有意に低い。他の要因を制御して非正規雇用者の平均賃金は正規雇用者の約74% [exp(-0.295)=0.744]となっている。

(8) 企業規模が大きいほど、賃金は高くなる傾向がある。ただし従業員 300-999 人の企業と 1000 人以上の企業では有意な差はない。

(9) 製造業雇用者に比べ、運輸・旅行業と、医療・福祉、教育・研究の雇用者では、平均賃金が有意に高くなっており、他の産業の雇用者は製造業と有意な差はない。

(10) 勤続年数と社外雇用年数の影響を制御して、賃金は年齢の関数として二次関数になっており、始めは年齢と共に上昇するが 47 歳前後でピークに達し、その後下降する傾向がある。

なお、このモデルが従属変数の分散を説明する割合 (R^2 の値) が 75.5% と非常に高い値であることは特筆に値する。収入は決して回帰分析で説明の容易な変数ではない。今回特に職階・職業など賃金の説明に大きく寄与する仲介変数を説明変数に含まずに大きな説明度を持つモデルが達成できたことは、賃金構造の潜在的多様性の仮定が有用であることの傍証といえる。

IV-4 割当て関数の特徴

表 6 は割当て関数に関するパラメーターの推定値と、関係する統計値を示している。表 6 で注意すべきは、潜在クラス変数を含むすべてのカテゴリー変数について、表 5 で用いた「単純対比 (simple contrast)」を用いず「偏差対比 (deviation contrast)」を用いていることである。単純対比とは各カテゴリー変数について、特定の基底となるカテゴリーを定め、他のカテゴリーを基底カテゴリーと比較した効果について表す場合である。例えば学歴について表 5 では学歴について「大卒以上」と比べた「中卒」と「高卒・短大卒」の効果を示している。一方偏差対比とは特定のカテゴリーを基底と定めず、その代わり効果を表す係数の和が 0 になるように表現する方法である。この場合値 0 は特定のカテゴリーに対応せず、一種の平均を表す。平均といっても標本数をウェイトとした平均ではなく、各カテゴリーに均等なウェイトを与えた場合の平均である。従って表 6 では、表内の数値を各変数のカテゴリー間で足し合わせると 0 となり、また各数値を 3 つの潜在クラス間で足し合わせると 0 となるように表現されている。この偏差対比の表現は「平均」と比べ、各変数のどのカテゴリーが相対的にどの潜在クラスと結びついているかを発見するのに適している。

(表 6 このあたり)

また表 6 は賃金構造の潜在的多様性を表す潜在変数のカテゴリーへの割当てに関する 4 つの変数について、その影響の統計的説明度を表すワルドカイ 2 乗値と、その影響の強さを表す有意度を示している。有意度は影響が無いのに誤って影響があるとする確率で、小さいほど影響に強さを表す。したがって表 6 の最後の列は、以下を示す。

(1) 潜在的な労働市場における賃金構造の多様性に影響を及ぼす変数は、影響の強い順に「雇用形態 (非正規・正規の別)」、「産業」、「企業規模」、「学歴」となり、その影響はすべて強いが、「雇用形態」の影響が突出して強く、「産業」と「企業規模」の影響の強さは大差がない。

なお、このうち「学歴」には、賃金構造にも影響を与える（潜在クラス別に効果が変わる）と仮定しているので、その割当てへの影響が少なくなった可能性がある。この結果労働市場における賃金構造の多様性に最も強く影響を与えるのは雇用形態ではあるが、企業規模、産業、学歴も少なからず影響を与えていることがわかる。以上の結果は、II-1 節で述べた仮説 2 も成立つことを示す。

さて 4 変数の割当て関数への有意な影響の中身を見ると以下のことがわかる。

(2) 非正規雇用は潜在クラス 1 と 3 に、正規雇用は潜在クラス 2 と結びつく強い傾向がある。

(3) 中卒は潜在クラス 3 と、高卒・短大卒は潜在クラス 1 と、大卒は潜在クラス 2 と結びつく傾向がある。

(4) 小企業（従業員 30 人未満）は潜在クラス 3 と結びつき潜在クラス 2 とは結びつかない傾向があり、中企業（従業員 30-299 人）は潜在クラス 1 と結びつき潜在クラス 2 とは結びつかない傾向がある。その結果従業員数 300 人以上の企業は相対的に潜在クラス 2 と結びつく傾向がある。

(6) 製造業と運輸・旅行業が潜在クラス 1 と結びつき、医療・福祉、教育・研究と公務が潜在クラス 2 と結びつく傾向がみられる。なお潜在クラス 3 と特定の産業との結びつきは見られない。

以上の (2)、(3) と (4) から、潜在クラス 1 と 3 は IV-2 節と IV-3 節の分析で見たように、共に縁辺労働市場の性質を持つが、学歴と企業規模については、潜在クラス 3 が潜在クラス 1 に比べより不利となっていることがわかる。しかし表 4 でみたように、潜在クラス 1 と 3 の平均収入の違いは、主として非正規雇用者割合の違いから起こる。

IV-5 二次分析 1 - 潜在クラス別の記述統計の特徴

III-2 節で説明したように、割当て関数のパラメーターの推定値を用いて、個々の標本について各潜在クラスに属する確率の推定値が求められ、標本ウェイトを加味することで、各潜在クラスが代表する潜在母集団の特性について、推定することができる。表 4 において、その一部を掲載した。表 7 は他の変数についての同様な二次分析による潜在クラス別の各種平均値の推定結果である。

(表 7 このあたり)

表 7 は、潜在クラス 2 は他の 2 クラスと比べ、勤続年数が長く、逆に社外雇用年数が短いという特長を持っていることを示す。勤続年数も社外雇用年数も割当て関数には直接影響しないので、これは雇用形態、学歴、企業規模、産業の割当て関数への影響を通じた間接的影響の結果である。しかし、潜在クラス 2 が 3 つの潜在クラス中最も現在の勤め先への勤続年数が長く、逆に社外雇用年数は 3 つの潜在クラス中最も短いというのは重要な意味を持っている。それは、中核労働市場の特性を持つ潜在クラス 2 は最も長期雇用中心の労働市場であり、賃金関数結果で見たようにこの潜在クラスのみ社外雇用年数への賃金見返りが有意といっても、それは社外雇用年

数の長いごく一部の雇用者に当てはまり、大部分の雇用者の社外雇用年数は短い。

さらに表7は、潜在クラス2では正規雇用の男女の勤続年数の差が、他の2クラスより大きいことを示している。このことは潜在クラス1に比べ、潜在クラス2は比較的男女賃金格差が小さく、勤続年数の増加により男女賃金格差が広がらないという女性にとって利点の大きい労働市場ではあるが、正規雇用の男女の勤続年数差によって女性がより大きなハンディを被るという面も合わせ持っていることを示す。

また企業規模については、潜在クラス1では小企業（従業員30人未満）雇用者が37%、中企業雇用者（従業員30-299人）が33%で併せて約70%、潜在クラス3では小企業雇用者が46%中企業雇用者が18%で併せて64%であり、これは共に潜在クラス2の値（合計33%）より大きく縁辺労働市場の特性を持つが、潜在クラス3は、非正規雇用者割合のみならず、企業規模において小企業雇用者割合がより大きく、中企業雇用者割合がより小さいという点で潜在クラス1と異なる特性を持っている。

産業については、製造業と運輸・旅行業は潜在クラス1で比較的割合が大きく、医療・福祉・教育・研究と公務では潜在クラス2の割合が比較的大きくなっていることがわかる。特に運輸・旅行業は潜在クラス2に属する割合はほとんどなく（0.7%）、逆に公務では潜在クラス1と3に属する割合が共に0.5%と極めて低く、大多数が潜在クラス2に属する。

潜在クラス3の特徴として、非正規雇用者割合が高いこと（63%）や小企業雇用者割合が高いこと（46%）は表5の結果潜在クラス3で勤続年数の賃金への見返りが有意で高いという事実について、一つの示唆を与える。それはこの潜在クラスでは小規模企業の経営者と家族が勤続年数も相対賃金も高く、他の非正規が多数の雇用者との賃金格差や勤続年数格差が大きいのではないかという仮説である。今回分析する調査では本人が経営者・役員であるかどうかの区別はでき、配偶者や父親が経営者・役員であるかどうかとも分かるが、本人が配偶者や父親の経営する企業の雇用者であるかどうかは残念ながら分からない。

従って、この仮説の検証は完全にはできないが、この潜在クラスで、経営者と他の雇用者の賃金格差が、勤続年数の高い賃金への見返りを説明するか否かを検討することにした。以下の表8と表9は関連分析結果である。

（表8と表9このあたり）

表8は各潜在クラスにおける経営者・役員割合、経営者・役員であるか否かの別と勤続年数との相関、および経営者・役員とその他の雇用者の別の平均収入を示している。結果は経営者・役員であることと勤続年数は潜在クラスの1と3でのみ有意に相関し、かつ経営者・役員とその他の雇用者との平均収入格差は比でみると、潜在クラス3が最も大きく、潜在クラス2で最も小さいことがわかる。このことから、潜在クラス3は学歴や社外雇用年数だけでなく性別が直接的には賃金に影響を与えず、平均収入が最低なことから、「悪平等」な労働市場との形容が可能かと思われたが、実際にはごく少数（4.4%）の経営者・役員と非正規を中心とするその他の雇用者の間に最も大きな賃金格差があり、この点ではかなり不平等な労働市場であるということも判明した。

表9は経営者・役員ダミー変数を新たに加えたモデルの賃金関数の推定結果のうち関連部分だけ提示している。表に見られるように、潜在クラス1では、経営者・役員ダミー変数は有意

な効果を持たない。これは、このクラスでは経営者・役員とその他の雇用者の賃金の違いが、就業年数や、正規・非正規の別や、性別など他の変数の影響で説明されてしまうことを示す。一方、表 8 で経営者・役員とその他の雇用者の賃金比が相対的には最も小さい潜在クラス 2 では、経営者・役員ダミー変数は強い有意な効果を持つ。これは表 8 で見たように、このダミー変数が勤続年数と相関を持たず、またこの潜在クラスはほとんどが正規雇用者なので、経営者・役員とその他の雇用者の収入の違いの影響が他の変数の影響として説明されない部分が大いことからくる。

では潜在クラス 3 の場合はどうか？ このクラスの経営者・役員ダミー変数の係数は一番大きいが効果は 10% 有意といわばボーダーラインである。しかしこの潜在クラスは全体の 5.5% で、さらにその中で経営者・役員は 4.4% と小さいことを考えると、極めて小さな標本数（経営者・役員はウェイト付きで約 6 人）に対応する効果としては無視できない大きさである。また表 9 の結果は、経営者・役員ダミー追加後は、勤続年数の強い影響が有意度で弱まり、影響が約 30% 減少することを示す。結論として、潜在クラス 3 における勤続年数の賃金への影響を完全に説明することはできないものの、経営者・役員とその他の雇用者との大きな賃金格差が、この潜在クラスにおける勤続年数の賃金への大きな影響の約 30% 程度を説明することが判明した。

IV-6 二次分析 2—様々な人々のカテゴリーと潜在クラスとの近接度

表 10 は様々な変数のカテゴリー別に潜在クラスの構成比を示している。なお表の変数とカテゴリーのうち、性別や、就職時の子どもの有無は、割当て関数に対し直接的には影響を与えないので、潜在クラスの割合の違いは、割当て関数に影響する雇用形態、企業規模、産業、学歴との相関を通じた間接的影響によって生じている。他の変数の潜在クラス割合については、その変数の割当て関数への直接的影響に加え、他の変数を通じた間接的影響も反映されている。

(表 10 このあたり)

この表 10 の各カテゴリー別の潜在クラスの構成比から、様々なカテゴリーと潜在クラスの近接度を測るには、「絶対的近接度」と「相対的近接度」の区別が重要である。絶対的近接度は、各カテゴリーに対し、属する確率が最大の潜在クラスで特徴づける場合である。この場合、潜在クラス 3 は平均割合が 5.5% と小さいクラスなので、このクラスに属する確率が最大となるカテゴリーは皆無である。従って、各カテゴリーは潜在クラス 1 か 2 のどちらかに近接度が高いことになるが、表 10 の結果から大きさ順にあげると

潜在クラス 1 との絶対的近接度が高いカテゴリーは (1) 運輸・旅行業 (89.7%)、(2) 非正規雇用 (85.5%)、(3) 中卒 (80%)、(4) 女性、子ども有り (77.7%)、(5) 小企業 (従業員 30 人未満) (73.5%)、(6) 中企業 (従業員 30-299 人) (72.2%)、(7) 高卒・短大卒 (69.7%)、(8) 卸売・小売業 (68.4) などとなる。一方潜在クラス 2 との絶対的近接度が高いカテゴリーは (1) 公務 (88%)、(2) 大卒 (66.5%)、(3) 大企業 (従業員 1000 人以上) (58.7%)、(4) 従業員 300-999 人企業 (55.8%)、(5) 金融・保険、不動産業 (54.5%)、(6) 医療・福祉、教育・研究 (54.3%) などとなる。

相対的近接度とは、全体の平均の潜在クラスの割合に比べ、各潜在クラスの割合が増加した度合いによって測る。割当て関数は多項ロジットモデルを使っているため、それとの整合性から、今特定の категорияが潜在クラス j に属する確率を P_j 、標本平均の確率を \bar{P}_j で表すと、 $\log(P_j / \bar{P}_j)$ が最も大きい j の値により相対的近接度が最も高い潜在クラスを定める。表 10 の「相対的近接クラス」の列はその値を示している。またこのように分類された各 категорияが、どの程度その潜在クラスに近いかを測る尺度として、潜在クラスの平均的確率分布からの乖離度の尺度として、上記の相対的近接度と親近性の高い情報科学におけるエントロピーの尺度を用いることにした。これは、潜在クラスの構成比の初めの予測が $\{\bar{P}_1, \bar{P}_2, \bar{P}_3\}$ であったときに、それが実際には $\{P_1, P_2, P_3\}$ であると判明した時の情報量を示す指標で、以下の式で与えられる。

$$E = \sum_{j=1}^3 P_j \log(P_j / \bar{P}_j) \quad (5)$$

表 10 は最後の列にこのエントロピーの値を提示している。

この結果、潜在クラスへの相対的近接度については、潜在クラス 1 に最も近接度の高い categoria は、大きさの順に (1) 運輸・旅行業、(2) 中企業 (従業員 30-299 人)、(3) 高卒・短大卒、(4) 卸売・小売り業となる。潜在クラス 2 に最も近接度の高い categoria は (1) 公務、(2) 大卒者、(3) 大企業 (従業員 1000 人以上)、(4) 従業員 300-999 企業、(5) 医療・福祉、教育・研究、(6) 金融・保険、不動産業となる。潜在クラス 3 に最も近接度の高い categoria は (1) 非正規雇用者、(2) 中卒者、(3) 女性、子ども有り、(4) 小企業 (従業員 30 人未満) となる。

この相対的近接度による分類結果と先に記述した絶対的近接度による分類を比べると、潜在クラス 2 に近接する categoria は、重要度の順こそ多少変わるが、分類自体は全く同じであることが分かる。一方絶対的近接度が潜在クラス 1 の categoria については、相対的近接度が潜在クラス 1 の場合と潜在クラス 3 の場合に分かれることが判明した。この結果をまとめたのが表 11 である。

(表 11 このあたり)

この表で特筆すべきは、性別も就職時の子どもの有無も直接割当て関数には影響しないのに、雇用形態や他の割当て関数に影響する変数との関連から、間接的に就職時に「女性、子ども有り」の categoria が絶対的近接度では潜在クラス 1、相対的近接度では潜在クラス 3 のタイプの縁辺労働市場との近接度が高いことである。賃金関数の結果でも、「女性、子ども有り」の categoria が男性や「女性、子ども無し」の categoria に比べ低い賃金を持つ事実を見たが、労働市場への割当てでも、彼女たちは不利な状況に置かれ、二重にハンディキャップを負っていることがわかる。

V. 結論と議論

まず始めに今回の結果が再現性のあるロバストな結果であるか否かについて述べたい。一般論としてはデータが識別し最適と考える潜在クラスの数、標本数にも、最適と見なす基準にも依存する。今回用いた BIC 基準は、他の基準 (例えば AIC や尤度比) に比べ、標本数への依存度は小さく、その点で相対的には比較的ロバストではある。だがそれでも標本数が小さければ、小さな潜在クラスである潜在クラス 3 は抽出できないであろうし、標本数が遙かに大

きければ4つ以上の潜在クラスが見いだされる可能性も十分にある。その場合は潜在クラス1や2が、複数の基本形の混合物としてさらに特徴付けられる結果となるだろう。従って重要なのは潜在クラスの数ではなく、賃金構造に多様性が認められるときに、その基本となるパターン、即ち**賃金構造の基本形**が複数存在し、その各々が全体に占める割合とそれぞれの賃金決定の特徴により、その統合図として賃金格差一般や、今回の分析の焦点である男女賃金格差、を生む多様な賃金決定のメカニズムについてより深く理解することができる、という点であり、それを踏まえたうえで、以下本稿の分析結果について（1）労働市場における賃金構造の多様性について、（2）労働市場の二重構造論について、および（3）男女賃金格差が生まれるメカニズムの多様性についてまとめ、かつ議論をしたい。

1. 労働市場における賃金構造の多様性について

（1）日本の労働市場における賃金構造の多様性に最も強く影響を与えているのは正規雇用と非正規雇用の別で表される雇用形態である。

（2）雇用形態のほかに、企業規模、産業、学歴も賃金構造の多様性に少なからず影響している。

（3）日本の賃金構造は、3つの基本形の賃金構造の確率的混合物とみなすことができる。そのうち約35%の平均割合を持つ労働市場は、人的資本の賃金への見返りが大きく、かつ平均賃金が全体平均の1.36倍と高く、正規雇用者が99%の、中核労働市場の特質を持ち、他の二つは勤続年数以外の人的資本の賃金への見返りが小さく、かつ平均賃金の低い縁辺労働市場の特質を備えている。また後者のうち、一方は約60%の大きな平均割合で最も典型的な賃金構造を持ち、平均収入は全体平均の0.82倍、正規雇用割合は約61%である。他方は約5.5%の小さな平均割合を持つマイナーな賃金構造で、平均収入は全体平均の0.65倍、正規雇用割合は37%と共に最低となっているが、正規・非正規別の平均収入は多数派の縁辺労働市場と有意に変わらない。

（4）米国の縁辺労働市場論の主張と異なり、いずれの基本形の賃金構造でも、同じ企業への勤続年数の賃金への見返りが普遍的に存在する。従って「中核」と「縁辺」の主な違いは、学歴と社外雇用経験の賃金への見返りの有無で、「中核」では共に見返りが大きく、「縁辺」では見返りが無い。

（5）二つの縁辺労働市場の違いは、雇用形態や学歴や産業との結びつきの度合いやあり方で、最大の潜在クラスである潜在クラス1の労働市場では、中企業や運輸・旅行業や卸売・小売業といった産業や、高卒・短大卒者が多いといった特徴を持つのに対し、最小の潜在クラスである潜在クラス3の労働市場は、潜在クラス1の労働市場に比べ、非正規雇用や、中卒者、小企業との結びつきが強い。また、経営・役員とその他の雇用者の賃金格差は、潜在クラス3の労働市場の方が大きい。

2. 労働市場の二重構造論について

労働市場が、新古典派経済学の仮定するグローバルな市場の均衡を生み出していない、という仮説に相当する労働市場の二重構造論は多くの経済学者から、その実証科学的根拠が薄弱

だとみられてきた。またそのような市場の不完全性を説明するのに、米国ラディカルエコノミストたちは独占資本による、価格（賃金）統制とマイノリティの第一次市場からの排除を主張してきた。

今回の日本の分析結果で、性別が割当て関数に影響しないという結果は、異なる賃金構造を持つ市場には、直接的には女性の選好も、また逆の女性の排除も、関係していないことを示唆する。このことはドリンジャーとピオールの理論によるマイノリティーが「中核労働市場から排除される」ことで不利を被っているという議論は直接的には妥当しないことを示す。しかし、女性は非正規雇用割合が大きいので、縁辺労働市場の性格が強い潜在クラス1と3に属する確率が多くなることに、間接的にはあるがかなり強く影響している。

また企業規模や産業が労働市場における賃金構造の多様性に強く影響することについては、日本における内部労働市場の発達とその多様性と関係していると考えられる。またこの事実は企業規模間、さらには産業間での、労働の移動が、日本における長期雇用重視の慣行と共に、制限されてきたことと無関係ではないと考える。この点で米国など、労働の流動性の高い国で、「分断化された労働市場論」が確固たる実証的裏付けを持たないことと、日本の実情とは区別して考える必要がある。

ただし、「分断化」という強い表現は日本の場合でも、実情とは異なる。正規雇用・非正規雇用の区別は労働市場における賃金構造の多様性に最も強く影響しているが、中核労働市場の性格を持つ潜在クラス2の大部分が正規雇用者で占められている一方、縁辺労働市場の性格を持つ潜在クラス1と3は大部分が非正規雇用者で占められているわけではない。またそれぞれの賃金構造内に特有の賃金格差も存在する。**労働市場における賃金構造の多様性に部分的分断と階層化がある**、というのがより正確な形容であろう。本稿は賃金構造に多様性自体がありそこに部分的分断や階層化があること自体が、経済的に必ずしも非合理であるとは言えないと考える。しかし、人的資本が活用されにくい労働市場があることで、そのような市場には、学力や社外雇用経験が、潜在的な労働生産性の差異の指標とならないような、雇用者の選択バイアスがあるのか、それとも差異はあるがそれを生かせない不合理があるのかが、今後の分析課題であると考えられる。しかし、核の労働市場に属する女性の割合は男性の割合より小さいので、かりにより労働生産性の低い雇用者が縁辺労働市場に偏るとしても、その偏りが女性の方が大きいとは考えられない。この場合潜在クラス1での大きな男女格差は選択バイアスのせいとは言えないであろう。また、少なくとも非正規雇用者がほぼ一律に中核労働市場から排除されるという事実は、非正規雇用者の中に特に女性の育児離職者など潜在的な労働生産性の高いと思われる人々が少なからず含まれることを考えると、非正規雇用者のアンダーエンプロイメントという不合理を生じている可能性は非常に高い。

3. 男女賃金格差と労働市場における賃金構造の多様性について

まず、男女賃金格差は、労働市場の多様な賃金構造の各々の内部で格差が起こる問題と、縁辺労働市場に女性割合が大きい問題とを、分けて考える必要がある。

本稿の分析結果は縁辺労働市場に女性が多いのは、ドリンジャーとピオールの主張する中核市場からの女性の排除の問題ではなく、付帯現象 (epiphenomenon) であることを示す。つまり非正規雇用者が中核市場から排除されることと、女性に非正規雇用者割合が大きいことが結びついた結果である。従って対策としては、女性に圧倒的に多い育児離職者に正規雇用の機会が少ないことなど、日本における長期雇用者重視の問題に帰着する。実際に日本における中核労働市場は未だ強い長期雇用者重視の特性を有している。

また人材活用上は、人的資本に賃金見返りのある中核労働市場から、非正規雇用者が排除されることにより、非正規雇用者一般についてその潜在的な能力や経験が生かされない点が問題であり、またその結果、非正規雇用者割合が、女性、特に就職時にどこの有りの女性に多いため、女性の人材不活用が顕著になっている。潜在クラス1の市場であれ潜在クラス3の市場であれ勤続年数以外の人的資本の特性への賃金見返りのない、縁辺労働市場に女性、特に子ども有りの女性、がより多く含まれることは、女性の育児離職者の中には潜在的に高い労働生産性を持つ人たちが多くいることを考えると、企業の合理的な行動自体が、はなはだ疑わしいことを示唆することは、非正規雇用者一般の人材不活用の問題と同様である。

一方各労働市場の賃金構造内で、男女賃金格差が生まれるメカニズムには以下がある。

(1) 日本の労働市場における約60%と雇用を説明し縁辺労働市場の性格を有する潜在クラス1では社外雇用経験が全く評価されない内部労働市場の特性を有するとともに、同じ勤め先の勤続年数の賃金への見返りが、男性の一年の伸び率が女性の約4倍もの差がつく労働市場であり、その事が男女賃金格差を生み出す最大の要因となっている。

(2) 平均収入が比較的高く、正規雇用者が大部分で大卒中心の中核労働市場の特徴を持つ潜在クラス2は、男女格差が勤続年数とともに増加せず、就業年数0の状態でも男女賃金格差は潜在クラス1より少ない。しかし、潜在クラス1と同様就職時に子どものいる女性には、大きなペナルティーを課している。中核労働市場といえども、男女に平等な機会を与える市場ではなく、あたかも男女の伝統的分業を前提とするかのように、子ども有りの男性を優遇し、子ども有りの女性を賃金差別する労働市場でもある点がこの賃金構造の大きな問題点である。さらには正規雇の勤続年数の男女差もこの潜在クラスが比較的大きく、女性が勤続年数の相対的短さにより平均賃金が低くなるという特徴づけも、この潜在クラスに最もよくあてはまる。

上記の(1)と(2)の結果は、ホーン川嶋(1985)や石川・出島(1994)の結論とは異なる。分析手法は異なるが、ホーン川嶋は、日本では第2次労働市場ではなく、第一次労働市場の方がむしろより女性差別的であると結論しており、石川・出島は本稿の分析と同様なスイッチ回帰分析を用いてホーン川嶋と同様の結論に達している。しかし本稿の分析結果では、第1次労働市場の性格を持つ潜在クラス2の方が、第2次労働市場の性格を持つ潜在クラス1より男女格差が小さい。この事実は山口(2017)が、管理職割合に関し、日本において男女格差は高卒の男女間の格差の方が大卒男女の格差より大きい、と結論したこととも整合する。これは

時代変化の結果を示唆するが、本稿では同じ従属変数と同じ説明変数を用いて、時代的に異なる結果の比較を直接していないので、これは仮説として検証される必要があり、別途分析を要する。²

最後に平均賃金が極めて低く、同じ会社への勤続年数以外、学歴も社外経験年数も影響しない、非正規雇用者と小企業雇用者が中心の、縁辺労働市場の性格を持つ潜在クラス3であるが、この労働市場内では性別が賃金に影響せず男女平等的だが、平均賃金が最も低いので、直接的性差別が無くてもこの労働市場で働くことは不利になる。この労働市場に関する問題は、性別が異なる賃金構造への割当てには影響しないのに、非正規雇用など他の属性との関連を通じて、労働市場で働く「就業時に子ども有り」の女性の割合は、13%（平均は5.5%）と高く、この労働市場との相対的近接度が「非正規雇用」、「中卒」につづき「女性、子ども有り」が3番目に高くなっていることである。しかし、この市場での男女賃金格差は上記で議論した付帯現象で、その根本問題は非正規雇用者の人材不活用の問題と、女性に非正規雇用者割合が多くなるメカニズムの問題である。

以上の結果から、様々なメカニズムを通して、女性、特に子ども有りの女性の経済的機会が、賃金面からみて、大きく損なわれている実情がある。そして、その3つの大きなメカニズムは、(A) 最も典型的労働市場での勤続年数の賃金への見返りの大きな男女格差、(B) 就職時に子どもがいる女性の人材不活用による低賃金と非正規雇用へ大きな偏り、(C) 非正規雇用者一般についての中核労働市場からの除外による、その人材の不活用、にあると考えられる。これらの問題自体は、多くの他の研究でもほぼ明らかだと思いが、本稿はこれらの問題を労働市場の多様性やその割り当てへの影響のメカニズムとあわせて理解することの重要性を明らかにしたと考える。

² SSM 調査は10年ごとに調査され、1995年データは職歴も収入も2005年データと同様に調べられているが、週当たりの就業時間を調べていないので、賃金への影響が推定できず今回2005年データとの比較は断念した。また2015年データは未だ一般研究者に公開されていない。

引用文献

- 石川経夫・出島敬久。1994。「労働市場の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。
- 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。
- 玄田有史。2011。「二重構造論—再考」『日本労働研究雑誌』609：2-5。
- 鈴木恭子。2017a。「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」ISS Discussion Paper J-219。
- 鈴木恭子。2017b。「労働市場における潜在的な地位とその変化——企業規模間格差から雇用形態間格差へ」、『現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析』, SSJDA リサーチペーパーシリーズ, No. 59。
- 樋口美雄 (編)。2010。『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会。
- 星野崇宏。2009。『調査観察データの統計科学』岩波書店。
- 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。『働き方の男女不平等—理論と実証分析』に日本経済新聞社。
- 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.
- Becker G. 1964. *Human Capital*. 2nd edition. Columbia University Press, New York.
- 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.
- 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.
- England, Paula (1992) *Comparable Worth: Theories and Evidence*. New York, Aldine.
- England, Paula, Gorge Farkas, B. Kilbourne, and T. Dou (1988) ”Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed-effects.” *American Sociological Review* 53: 544-88.
- 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.
- 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.
- White, H. (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity.”. *Econometrica*. **48** (4): 817–838.
- Yamaguchi, K. 1991. *Event History Analysis*. Sage. Thousand Oaks, CA.

表1 間隔尺度変数の記述統計

	全体		男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
標本数	2,466		1,366		1,080	
従属変数	5.652	0.957	6.093	0.666	5.088	0.972
平均収入(万)	389.0	276.7	517.1	267.7	226.9	189.0
勤続年数	11.28	10.06	13.57	10.79	8.39	8.18
社外雇用年数	7.48	9.00	7.40	9.95	7.59	7.62
年齢	40.78	10.69	41.09	10.56	40.38	10.84

表2 カテゴリー変数の記述統計

	全体	男性	女性
変数名およびカテゴリー	割合 (%)	割合 (%)	割合 (%)
I. 性別			
1. 男性	55.8	100.0	0.0
2. 女性	44.2	0.0	100.0
II. 就業時の子どもの有無			
1. 有り	36.3	23.5	52.5
2. 無し	63.7	76.5	47.5
III. 雇用形態			
1. 正規	72.7	92.3	48.0
2. 非正規	27.3	7.7	52.0
IV. 学歴			
1. 中卒	6.7	8.0	5.1
2. 高卒・短大卒	65.7	54.2	80.1
3. 大学以上	27.6	37.7	14.8
V. 企業規模			
1. 30人未満	29.4	26.8	32.7
2. 30-299人	27.2	27.0	27.4
3. 300-999人	12.2	13.7	10.4
4. 1000以上	26.4	29.9	21.9
5. 不明	4.8	2.6	7.5
VI. 産業			
1. 製造	23.9	28.7	17.8
2. 建設	8.1	12.8	2.1
3. 運輸・旅行	5.0	7.4	2.1
4. 卸売・小売	15.2	12.1	19.2
5. 金融・保険、不動産	3.7	2.6	5.1
6. 医療・福祉、教育・研究	15.7	7.2	26.6
7. 公務	4.9	7.1	2.1
8. その他	23.4	22.1	25.0
VII. 週当たりの就業時間 (6カテゴリー)	略	略	略

表3 潜在クラスの数と基本統計

潜在クラス数	対数尤度	パラメーター数	BIC
1	-2379.4	29	4985.0
2	-1471.2	55	3371.6
3	-1365.3	81	3362.6
4	-1305.2	107	3445.3
5	-1248.7	133	3535.2
有意でない交互作用効果を賃金関数から削除			
3	-1367.5	78	3343.6
性別効果を割当て関数から削除			
3	-1369.2	76	3331.4

表4 潜在クラスの大きさと従属変数の特徴

潜在クラス	クラス1	クラス2	クラス3	全体
平均確率	0.593	0.352	0.055	-
従属変数平均	5.438	6.091	5.124	5.652
平均収入（万）	319.1	527.4	254.2	389.0
女性割合（%）	50.1	31.1	64.6	44.2
非正規割合（%）	39.4	1.4	63.4	27.3
正規平均収入	431.0	532.9	444.1	479.8
非正規平均収入	146.8	178.6	144.2	147.0

表 5. 賃金関数の決定要因

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
①女性ダミー	-0.315***	-0.176***	-0.148
②勤続年数	0.0142***	0.0204***	0.0779***
①×②	-0.0107***	-	-
③社外雇用年数	-0.0025	0.0142**	0.0437
④学歴（対大卒以上）			
中卒	-0.099	-0.314**	-0.333
高卒・短大卒	-0.022	-0.194***	-0.303
⑤就業時に子どもあり	0.043	0.301***	0.089
①×⑤	-0.327***	-0.347***	-
⑥非正規ダミー	-0.295***		
⑦企業規模（対 30 人未満）			
30-299 人	0.081*		
300-999 人	0.165***		
1000 人以上	0.172***		
不明	0.039		
⑧産業（対製造）			
建設	0.023		
運輸・旅行	0.143***		
卸売・小売	-0.017		
金融・保険、不動産	0.072		
医療・福祉、教育・研究	0.070*		
公務	-0.064		
その他	0.050		
⑨年齢/10	0.5078***		
(年齢/10)の2乗	-0.0545***		
⑩週あたり就業時間	係数略（5 係数）		
⑪切片	係数略	係数略	係数略
R ²	0.755		

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

表 6. 割当て関数の決定要因

割当て関数の決定要因						
説明変数	クラス 1	クラス 2	クラス 3	NP	ワールド	有意度
①学歴				4	16.9	0.0020
中卒	0.221	-0.736*	0.515*			
高卒・短大卒	0.262*	-0.041	-0.221			
大卒以上	-0.484**	0.777***	-0.293			
②非正規ダミー	1.072***	-3.112***	2.040***	2	27.9	9.2×10^{-7}
③企業規模				8	28.2	0.00044
30人未満	0.250	-0.898***	0.648***			
30-299人	0.443**	-0.461*	0.018			
300-999人	-0.235	0.381	-0.146			
1000人以上	-0.215	0.400	-0.185			
不明	-0.242	0.577	-0.335			
④産業				14	39.2	0.00033
製造	0.429**	-0.031	-0.398			
建設	0.235	0.179	-0.414			
運輸・旅行	1.105**	-1.748**	0.643			
卸売・小売	0.192	0.081	-0.273			
金融・保険、不動産	-0.181	-0.049	0.230			
医療・福祉、教育・研究	-0.455**	0.727**	-0.272			
公務	-1.484***	0.818*	0.666			
その他	0.158	0.024	-0.182			
⑤切片	0.742***	0.844***	-1.586***	2	69.3	8.7×10^{-16}

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

表7 潜在クラス別の属性の平均

潜在クラス	クラス1	クラス2	クラス3	全体
雇用年数特性				
①平均勤続年数	10.1	13.7	8.2	11.2
②平均社外雇用年数	9.0	4.5	9.7	7.4
③男性正規の勤続年数	13.8	15.0	13.9	14.4
④女性正規の勤続年数	11.2	11.1	11.0	11.2
学歴				
①中卒割合	9.1	1.9	12.4	6.7
②高卒・短大卒割合	77.2	46.0	67.5	65.7
③大卒割合	13.7	52.1	20.1	27.6
企業規模				
①30人未満割合	36.5	14.9	46.3	29.4
②30-299人割合	33.1	18.6	18.4	27.2
③300-999人割合	8.4	19.4	7.9	10.4
④1000人以上割合	16.5	44.0	20.9	26.4
産業				
①製造割合	26.6	20.8	14.1	23.9
②建設割合	9.2	6.6	5.7	8.1
③運輸・旅行割合	7.6	0.7	4.9	5.0
④卸売・小売割合	17.6	11.0	17.1	19.2
⑤金融・保険割合	2.4	5.7	4.5	3.7
⑥医療・教育割合	10.3	24.2	19.5	15.7
⑦公務割合	0.5	12.3	0.5	4.9

表8. 経営者と他の雇用者の違いに関する潜在クラスの違い

	クラス1	クラス2	クラス3	全体
経営者・役員の割合 (%)	5.6	5.5	4.2	5.5
経営者か否かと勤続年数との相関	0.171**	0.046	0.185*	0.123**
①経営者・役員の平均所得 (万)	623.3	791.3	652.0	682.9
②その他の雇用者の平均所得(万)	301.0	512.4	236.7	389.0
①/②	2.07	1.54	2.75	1.76

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

表9. 経営者ダミーの追加による賃金関数の変化

説明変数	経営者・役員ダミー追加前			経営者・役員ダミー追加後		
	クラス1	クラス2	クラス3	クラス1	クラス2	クラス3
①女性ダミー	-0.315***	-0.176***	-0.149	-0.332***	-0.191***	-0.133
②勤続年数	0.0142***	0.0204***	0.0779***	0.0139***	0.0195***	0.0564**
①×②	-0.0107***	-----	-----	-0.0103**	-----	-----
経営者ダミー	---	----	-----	0.098	0.519***	1.227 †

† P<0.10; *P<0.05; **P<0.01; ***P<0.001

表 10 変数・カテゴリー別潜在クラスの構成比

	クラス 1	クラス 2	クラス 3	相対的近 接クラス	エントロ ピー
変数名およびカテゴリー	割合 (%)	割合 (%)	割合 (%)		
全標本	59.3	35.2	5.5		
I. 性別および子どもの有無					
1. 男性、子ども無し	49.5	47.4	3.1	2	0.034
2. 男性、子ども有り	64.6	30.7	4.7	1	0.006
3. 女性、子ども無し	56.3	37.7	6.0	3	0.002
4. 女性、子ども有り	77.1	13.1	9.8	3	0.130
II. 雇用形態					
1. 正規	49.5	47.8	2.7	2	0.038
2. 非正規	85.5	1.8	12.7	3	0.366
III. 学歴					
1. 中卒	80.0	9.9	10.1	3	0.175
2. 高卒・短大卒	69.7	24.7	5.6	1	0.026
3. 大学以上	29.5	66.5	4.0	2	0.204
IV. 企業規模					
1. 30人未満	73.5	17.9	8.6	3	0.075
2. 30-299人	72.2	24.1	3.7	1	0.036
3. 300-999人	40.7	55.8	3.5	2	0.088
4. 1000以上	37.0	58.7	4.3	2	0.115
V. 産業					
1. 製造	66.1	30.7	3.2	1	0.012
2. 建設	67.2	29.0	3.8	1	0.014
3. 運輸・旅行	89.7	5.0	5.3	1	0.272
4. 卸売・小売	68.4	25.5	6.1	1	0.022
5. 金融・保険、不動産	38.9	54.5	6.6	2	0.080
6. 医療・福祉、教育・研究	39.0	54.3	6.7	2	0.085
7. 公務	5.9	88.0	6.1	2	0.677
8. その他	65.3	28.0	6.7	3	0.012

表 11 特定の潜在クラスへの近接度の高いカテゴリー

順位 (エントロ ピーの順)	絶対的・近接度も 相対的・近接度も 潜在クラス 2 (中核労働市場)	絶対的・近接度も 相対的・近接度も 潜在クラス 1 (縁辺労働市場)	絶対的・近接度は クラス 1 で相対的 近接度はクラス 3 (縁辺労働市場)
1	公務	運輸・旅行業	非正規雇用者
2	大卒	中企業 (30-299 人)	中卒
3	大企業 (1000 人以上)	高卒・短大卒	女性、子どもあり
4	300-999 人企業	卸売・小売業	小企業 (30 人未満)
5	医療・福祉・教育・研究		
6	金融・保険、不動産業		