

適正賃金評価における文化的信念による規定的な影響

〔要約〕

地位による差別が反証に強く永続的になる背景に存在するメカニズムとして、地位の低い集団に対する不利な二重基準に加え、規定的ステレオタイプの役割が存在する。本稿では、女性労働者に不利な二重基準を示した森川(2023)と同じ適正賃金評価実験データに対し、fsQCA アプローチを用いて、規定的ステレオタイプ逸脱に対する反発による評価が生じていたかを探索的に分析した。その結果、男性評価者は、残業それ自体は賃金上昇をもたらす要因であるにもかかわらず、多残業と若い子持ち女性などの労働者属性が組み合わさると、過剰報酬（賃金が高すぎる）評価をすることがわかった。この結果は「若い母親は多残業すべきではない」という規定的反発とも解釈できる。これは、女性労働者に対する適正賃金評価が「社会はこうあるべき」と規定する暗黙の文化的信念にも影響されていることを示唆している。

〔キーワード〕 男女賃金格差, 性別地位信念, サーベイ実験

Prescriptive Influence of Cultural Beliefs on the Evaluation of Just Wages

Abstract

The mechanisms underlying persistent status discrimination include double standards and prescriptive stereotypes directed toward low-status groups. This study analyzes the same just wage evaluation experiment data as Morikawa (2023), which examined double standards unfavorable to female workers, with the fsQCA approach to whether evaluators penalize female workers who violate prescriptive stereotypes. The findings revealed that male evaluators regard high wages as inappropriate for young female workers with children who work many overtime hours, despite extensive overtime that should result in higher wages. This finding can be interpreted as a prescriptive response influenced by cultural beliefs that young mothers should not work overtime. This outcome indicates that implicit cultural beliefs that prescribe society influence the evaluation of just wages for female workers.

Keywords

gender pay gap, gender status beliefs, factorial survey experiment

執筆者情報

森川 ゆり子(もりかわ ゆりこ). 東北大学大学院文学研究科 博士後期課程. 〒980-8576 仙台市青葉区川内 27-1. 研究関心: 不平等, 労働市場.

1. はじめに

人は多様な正義の評価基準を持っている。経済生産性が主要な目的である場合、二人の行為者の人的資本や労働投入等のインプットに対する報酬配分比が同じであれば正義とされる衡平性原則が主要な基準となる傾向がある (Deutsch 1985: 31)。この衡平性原則を土台とした Jasso (1978) の正義評価関数は、評価者の正義評価 J を、受給者の実際報酬 A と適正報酬 C の対数比の関数としてモデル化している。この関数は、受給者の示すインプット変数や実際報酬 A (対数) を含む線形関数として理解することができ (Auspurg 2017)、正義評価 J に影響を与える要因が複数あり、それぞれが独立した影響力を持っているとすれば、以下のように正義評価 J を捉えることができる。

$$J = \beta_{female}X_{female} + \beta_{edu}X_{edu} + \dots + \beta_{ln(A)}\ln(A)$$

このモデルの認識論的前提として、加算性の仮定がある。労働者の高い人的資本や労働投入などの各変数が独立に効果を持ち、その合計点が正義評価 J を形成する。しかし、労働者の高い人的資本や高い労働投入などの各変数が独立に影響を持つとするよりも、条件の組合せが集合として正義評価 J に影響を与える可能性もある。例えば、長時間残業することは多くの労働投入をしているといえるが、長時間労働が低い成果と組み合わせれば、生産性の低い労働者という否定的な評価につながるかもしれない。では、どのような労働者属性の組合せで、企業管理職はある労働者の賃金が不当に高すぎる (低すぎる) と評価するだろうか。

地位に基づく理論 (Status-Based Theory) には、地位の低い集団に不利な二重基準に加え、ステレオタイプの逸脱に対する反発など、女性による明確な能力発揮といった反証に直面しても訂正されにくい 2 つの差別のメカニズムが存在する。例えば、女性の示す高い業績は厳しく吟味されたり (Foschi 2000)、有能であることを理由に女性労働者が就業上のペナルティを与えられたりすることもある (Heilman 2002, Benard and Correll 2010)。森川 (2023) では、性別はそれ自体が正義評価に影響を与える変数であるだけでなく、性別と人的資本などの交互作用の検証から賃金評価において女性労働者に不利な二重基準が存在することを示すことによって、誰もが女性労働者の低賃金を適正と考える背景の少なくとも一部に、性別地位信念の影響があったことを指摘している。では反証に強いもう一つのメカニズムである、ステレオタイプからの逸脱に対する反発など規定的な力は生じていたのだろうか。こうした性別ステレオタイプの検証にはより高次の交互作用の検討が必要と考えられる。そこで本稿では森川 (2023) で用いた適正賃金評価実験のデータを fsQCA の手法で探索的に分析し、森川 (2023) の回帰分析で得られた知見との比較を行う。

2. 背景

2.1. 回帰分析から得られた知見とその限界

森川 (2023) では、大企業管理職を対象に行われた適正賃金サーベイ実験データに対する回帰分析によって、誰もが女性労働者の低賃金を適正とすることが示されている。労働者の低い人的資本や低い労働投入に対して低い賃金が適正とされるが、交互作用を確認すると、女性労働者の示す低い人的資本や低い労働投入は、同等の男性労働者よりもさらに低賃金が適正とされる女性労働者に不利な二重基準が存在することから、評価の少なくとも

も一部に性別地位信念が影響したものと結論付けられている。また男性管理職の行った評価には、子持ち男性労働者の高賃金を適正とするのに、同等の女性労働者の高賃金を適正としない母親ペナルティが確認されたのに対し、女性管理職の行った評価には子持ちの情報労働者性別によって異なって解釈されることはなかった。労働者の配偶者情報には統計的に有意な結果は得られなかった。

既に森川（2023）の回帰分析から多くの知見が得られているが、分析手法ゆえの限界もある。本稿の冒頭でも述べたように、個々の変数が独立して正義評価に影響を与えたと考えるよりも、構成要素の組合せが集合として評価に影響を与える可能性がある。統計分析でも交互作用項の検討によって変数間の関係を捉えることができるが、三次以上の交互作用項の解釈は著しく難しく、より高次の交互作用項の検討には限界がある（Fiss et al. 2013）。

2.2. 職場におけるジェンダーステレオタイプの影響

人と人との社会的相互作用において、行為者が最初に行うのは自己と他者の両方を定義することである。性別は社会的カテゴリーの基盤であり、人は自己と他者を性別によって分類し、それによって想起される文化的信念に頼り社会的相互作用を行っている（Ridgeway 2011, Correll 2017）。この文化的信念は社会レベルで共有されるステレオタイプを含み、大部分は無意識的で暗黙的に機能する。こうした性別ステレオタイプは職場の文脈に直接関係なくても、男性や女性としての、または父親や母親としての労働者のもつアイデンティティの認識や、労働者の行動をどのように解釈するのかに影響を与える（Ridgeway 2011: 93）。

母親は非母親よりも賃金が低いことがわかっている（Bidig and England 2001）。人的資本や職場の特性などを統制しても、母親ペナルティは説明されない。この説明されない母親ペナルティの少なくとも一部は、労働需要側の差別であることが実験的アプローチによって指摘されている（Correll et al. 2007）。地位に基づく理論では、反証に強い2つの差別のメカニズムが指摘されており、子を持つ女性労働者の職場での活躍を難しくしている。

1 つ目のメカニズムは、地位の低いグループに対し、より厳しい評価基準を課す二重基準である。母親に低賃金をもたらす説明されない要因として、子を持つ女性労働者は能力が低い、コミットメントが低いというバイアスの存在が指摘されている（Correll et al. 2007）。このような低い期待によって、同じ行動であっても、地位の低いグループのメンバーから提示されたものはより否定的な評価につながる（Correll and Ridgeway 2003）。例えば、子を持つ女性労働者の残業をしないなどの行動はより否定的に受け止められやすい可能性がある。

2 つ目のメカニズムは、ステレオタイプからの逸脱に対する反発である。ステレオタイプには「女性是这样である」「男性是这样である」という記述的要素だけでなく「女性是这样すべきである」「男性是这样すべきである」という規定的要素があり、「理想の母親」は、母親は子の養育に第一義的な責任を負うべきと規定している。仕事で成功する母親は、能力は高いと認識されるかもしれないが、理想の母親という規定からの逸脱によって好ましい人物ではないと認識され就労上の不利益を受ける（Benard and Correll 2010）。

これら二つのメカニズムの複合的効果は、子持ち女性労働者にダブルバインドを与える。つまり子持ちの女性労働者は、能力やコミットメントが低いと認識されるために、低い成

果や残業をしないなどの行動はよりペナルティにつながる厳しい評価基準にさらされる一方で、この不利益を克服するために、高い能力や仕事への強いコミットメントを示したとしても、規定的な母親像に違反するとして、低い評価を受ける。

女性労働者の直面するダブルバインドとは対照的に、性別に関する文化的信念は、男性は女性よりも拡散的により有能であるとしており (Correll and Ridgeway 2003), 男性の示す高い成果はその高い地位と矛盾しないため厳しい評価基準にさらされず、また男性労働者は、理想の労働者規範と男性稼ぎ主規範等の男性を規定する性別ステレオタイプがコンフリクトすることは少ない。男性労働者は、育児休業の取得 (Coltrane et al. 2013) など、理想の労働者規範と男性稼ぎ主規範を同時に逸脱するような場合にはペナルティを受けるが、理想の労働者規範と男性稼ぎ主規範の両立にダブルバインドは生じない。

さらに、この男性稼ぎ主規範は、女性労働者への評価にも影響を与える可能性がある。男性稼ぎ主は専業主婦と相補的な関係にあり (多賀 2018), 近年は共働き世帯は増えているものの、家計構造の国際比較では、日本では男性世帯主の勤務先収入が占める割合が際立って高い (大沢 2007: 59-60)。日本の正規雇用者に対する生活費保障型の賃金体系は、男性稼ぎ主を念頭に置いたもの (有田 2016: 201-202) であるため、夫のいる女性労働者は、生活費としての賃金の必要性は低く見積もられるかもしれない。またシングルマザーのように配偶者のいない子持ち女性労働者は、育児責任を一手に担っているため、さらに能力やコミットメントが低いと認識される可能性が高く、したがってさらに厳しい評価基準にさらされる可能性がある。主たる生計者として自身が稼ぎ主の役割を担うため、理想の母親規範を体現することも難しい。

このように、性別とステレオタイプとの相互作用が、母親へのペナルティを生み出している。本稿では、森川 (2023) が示した男性管理職の示した母親ペナルティ評価に、地位による差別の2つ目のメカニズムである規定的な反発も存在したのか、つまり子持ち女性労働者にダブルバインドが生じていたのかを、さらに男性稼ぎ主規範がどのように労働者の評価に影響しているかを、QCAの手法を用いてより高次の交互作用を検討することで探索的に検討する。

3. 方法

3.1. QCAとは

QCA (Qualitative Comparative Analysis, 質的比較分析) とは、Raginによって開発された集合論とブール代数を用いた分析手法であり、観察されたデータの組合せを集合として捉え、結果との因果関係を明らかにしようとする (斎藤 2017)。Rihoux and Ragin (2009: 20) によれば、以下1—4のような特徴がある。1) 加算性を仮定しない。原因が独立に影響力を持っているのではなく、因果の組合せを構成していると考え。2) 唯一の因果組合せを仮定しない。ある組合せは結果に至る唯一の経路ではなく、他の組合せも結果を生じさせる。3) 因果効果の一樣性を仮定しない。ある要因がある要因と結びついたときに結果が生じたとしても、別の要因と結びついたときには結果が生じないこともありうる。4) 因果の対称性を仮定しない。結果が生じることの説明と、生じないことの説明がそれぞれ異なる。こうした認識論的前提から、要因間の複雑な関係性を検討できることが特徴となっている。

分析手順は、まず全ての条件組合せによる真理表を作成し、結果が生じたかを対応させる。結果が生じたものの組合せについてブール最小化を行い、結果が生じるための条件組合せを特定し、これを解釈する。QCA は当初二値変数のみを扱う csQCA (crisp set QCA) として発展し、集合への帰属度という概念を導入することで量的変数を扱うことができる fsQCA (fuzzy set QCA) が開発された。本稿では fsQCA を用いる。

3.2. データ

森川（2023）で用いた適正賃金評価実験のデータを使用する。この実験ではあらかじめ設定された要素をランダムに組み合わせることによってビネットが作成されているため、得られたデータは QCA の配置構成的アプローチにも援用が可能である。

サーベイ実験の詳細は森川（2023）で詳しく記載されているので、ここでは簡単に触れる。参加者は、楽天インサイト社のモニターから国内大企業（従業員規模 1000 人以上、公務員含まず、業種職種限定せず）の課長級以上の役職者を 800 名募集し、男女半々で割り付けている。回答者はまず回答者配下の平均年収を答えたのち、ランダムに自動生成された架空の労働者のプロフィールと年収を見て、表示された労働者の年収が自身の配下正規職として適正であるかを 11 段階（-5 低すぎる～0 適正～5 高すぎる）で評価した。これを 16 回繰り返した。なお架空労働者の年収は、回答者から取得した回答者配下の平均年収に、ランダムに 0.5～2 倍のかけ率を乗じた値を表示している。サーベイは 2022/5/10-18 に行い、分析対象者は 798 人（男性 384 人、女性 414 人）となり、 $798 \times 16 = 12,768$ 件のデータが得られた。

3.3. 原因条件と結果変数、そのキャリブレーション

fsQCA 分析に使用した原因条件と結果変数、そのキャリブレーションを表 1 に示す。原因条件は、サーベイ実験で用いた労働者の要素と水準から設定した。各要素内の水準はすべてランダムで表示され出現頻度はほぼ均等であること、ある水準の出現頻度は他の要素の出現頻度に依存していないことから、全ての原因条件の帰属度は均等割り付けとした。結果変数の過少報酬評価は、QCA の因果の対称性を仮定しないという特徴から、過剰報酬評価の「否定」を結果変数とすることで分析を行う。

表 1 原因条件と結果変数, そのキャリブレーション

属性	F or C	詳細
X1 女性労働者	Crisp	男性=0 / 女性=1
X2 高年齢	Fuzzy	30 歳=0 / 35 歳=0.25 / 40 歳=0.51 / 45 歳=0.75 / 50 歳=1
X3 高学歴	Fuzzy	高卒=0 / 大卒=0.51 / 大学院卒=1
X4 高成果	Fuzzy	平均以下=0 / 平均的=0.51 / 平均以上=1
X5 多残業	Fuzzy	0 時間=0 / 15 時間=0.33 / 30 時間=0.66 / 45 時間=1
X6 親	Crisp	子なし=0 / 子あり=1
X7 配偶者	Crisp	配偶者なし=0 / 配偶者あり=1
X8 高い年収かけ率	Fuzzy	0.5 倍=0 / 0.75 倍=0.17 / 1 倍=0.33 / 1.25 倍=0.51 / 1.5 倍=0.67 / 1.75 倍=0.83 / 2 倍=1
Y1 過剰報酬評価	Fuzzy	0 ~ 適正 0.5 ~ 1 の 11 段階 「賃金が高すぎる」評価. 得られた賃金評価が「5 (高すぎる)」を完全帰属, 「-5 (低すぎる)」を完全非帰属とし, -5~5 の範囲で得られた適正賃金評価結果を 0~1 に割り当てた
Y2 過少報酬評価	Fuzzy	「賃金が低すぎる」評価. 過剰報酬評価の否定

3.4. 分析方法

同一回答者が複数回にわたり回答する場合, 回帰分析では誤差項の独立性が満たされない可能性があるために標準偏差をクラスター化して分析を行う. しかし QCA は認識論的に回帰とは異なり検定の概念がないため, 本分析では観察されたデータは全てそのまま観察された条件組合せとして分析を行う. 分析には R の QCA パッケージを使用した. サurveyは男性回答者と女性回答者を半々で割り付けているため回答者性別ごとに分析を行った (男性回答ビネット: 384*16=6,144 件, 女性回答ビネット: 414*16=6,624 件). 結果が生じるための整合度の閾値は, 男性回答者には 0.86, 女性回答者には 0.865 を設定した¹⁾.

4. 結果

4.1. 過剰報酬評価 (賃金が高すぎる) を引き起こす組合せ

表 2 は過剰報酬評価 (賃金が高すぎる) を生起する条件組合せを回答者性別ごとに記載したものである. 実験設計上, 全ての原因条件の組合せが生じており, 男性回答者の評価, 女性回答者の評価どちらにも論理的残余項は存在しない.

男性回答者の過剰報酬評価の生起には 5 つの経路が存在し, 一つは架空の労働者年収を算出する「年収かけ率が高い」ことが単独で過剰報酬評価を生起する. 固有被覆度をみると年収かけ率が高いことのみで過剰報酬評価を説明できる割合が 68.2%あることがわかる. このほか, 条件組合せ 2, 3 にみられるように, 年収掛け率にかかわらず, 女性労働者が低学歴などの低い人的資本や残業なしなどの低い労働投入を示すことで過剰報酬評価を生起する. 条件組合せ 3 では, 配偶者なしの子持ち女性の低い人的資本・低い労働投入には, 成果に関係なく (つまり高成果であったとしても) 過剰報酬評価を生起する. また条件組合せ 5 では, 子や配偶者を持つ若く低学歴の女性が, 高成果や残業ありなどの高い労働投入を示しても過剰報酬評価を生起する. 条件組合せ 4 にみられるように男性労働者に対しても過剰報酬評価を生起する条件組合せが存在する. これら 5 つの条件組合せから男性回答者の過剰報酬評価の 83.9%が説明される.

女性回答者の過剰報酬評価の生起には 4 つの経路が存在し, 一つは男性回答者と同様, 架空の労働者年収を算出する「年収かけ率が高い」ことが単独で過剰報酬評価を生起する.

条件組合せ 2, 3 では、配偶者あり子なし女性労働者が低い労働投入を示すことに対し過剰報酬評価が生起される。また条件組合せ 5 では、配偶者なし子持ち女性の低い人的資本、低い労働投入に対して過剰報酬評価が生起される。男性回答者も女性回答者も、どちらもシングルマザーの低い人的資本、労働投入に対して過剰報酬評価を生起しているが（男性回答の条件組み合わせ 3、女性回答の条件組み合わせ 5）、男性回答者はシングルマザーの成果に関係なく（すなわち高成果を示したとしても）過剰報酬評価が生起されるのに対し、女性回答者ではシングルマザーが低成果のときのみ過剰報酬評価が生起されるので、女性回答者の方がシングルマザーへのペナルティ閾値が高い²。

表 2 過剰報酬評価（賃金が高すぎる）を生起する条件組合せ

男性回答者の条件組合せ								年収 かけ率	女性	高年齢	高学歴	高成果	多残業	親	配偶者	整合度	粗被覆度	固有被覆度
1	高い年収かけ率							1								0.850	0.782	0.682
2	女性*低学歴*低成果*残業なし*配偶者なし								1		0	0	0		0	0.856	0.068	0.011
3	女性*若年*低学歴*残業なし*子あり*配偶者なし								1	0	0		0	1	0	0.880	0.036	0.003
4	男性*若年*低学歴*高成果*残業なし*子なし*配偶者あり								0	0	0	1	0	0	1	0.878	0.024	0.005
5	女性*若年*低学歴*高成果*残業あり*子あり*配偶者あり								1	0	0	1	1	1	1	0.883	0.022	0.004
解整合度：0.839																		
解被覆度：0.808																		
女性回答者の条件組合せ								年収 かけ率	女性	高年齢	高学歴	高成果	多残業	親	配偶者	整合度	粗被覆度	固有被覆度
1	高い年収かけ率							1								0.830	0.795	0.732
2	女性*若年*低学歴*低成果*子なし*配偶者あり								1	0	0	0		0	1	0.854	0.034	0.003
3	女性*若年*低学歴*残業なし*子なし*配偶者あり								1	0	0		0	0	1	0.864	0.036	0.002
4	女性*低学歴*低成果*残業なし*子なし*配偶者あり								1		0	0	0	0	1	0.847	0.034	0.002
5	女性*若年*低学歴*低成果*残業なし*子あり*配偶者なし								1	0	0	0	0	1	0	0.889	0.021	0.004
解整合度：0.824																		
解被覆度：0.808																		

注）＊は「かつ」を表している。結果を生起する条件組合せおよび、その条件組合せの真理表を示している。

4.2. 過少報酬評価（賃金が低すぎる）を引き起こす組合せ

表 3 に過少報酬評価（賃金が低すぎる）を生起する条件組合せを回答者性別ごとに示す。まず男性回答者をみると、過少報酬評価を生起する条件組合せは 17 件得られた。このすべてが、年収掛け率が低いこととの組合せである。過剰報酬評価（賃金が高すぎる）とは異なり、年収掛け率が低いことは単独では過少報酬評価を生起しないし、労働者の属性だけの組合せでも過少報酬評価は生起しない。このうち条件組合せ 1, 2, 4, 5, 15 が男性労働者に関するものであり（5/17）、条件組合せ 2 では子持ち男性労働者の年収掛け率が低いことで過少報酬評価が生起されている。女性を含む条件組合せは 1 件存在し（条件組合せ 16）、子なし配偶者なし若年女性労働者が多残業を示しかつ年収掛け率が低いときに過少報酬評価が生起される。

続いて女性回答者をみると、12 件の組合せが得られており、男性回答者と同様に、すべて年収掛け率が低いこととの組合せである。条件組合せ 2, 3, 8 が男性労働者との組合せであり（3/12）、男性労働者に有利なバイアスの全体に占める割合は男性回答者よりは少ない。女性を含む条件組合せは 1 件存在し（条件組合せ 9）、配偶者なし女性が多残業かつ年収掛け率が低いときに過少報酬評価が生起される。配偶者あり男性が多残業かつ年収掛け率が低いときに過少報酬評価が生起される（条件組合せ 8）ことと比較すると、配偶者の有無という点で男性労働者と女性労働者の組合せは対照的である。

表 3 過剰報酬評価（賃金が低すぎる）を生起する条件組合せ

男性回答者の条件組合せ	年収 かけ率	女性	高齢	高学歴	高成果	多残業	親	配偶者	整合度	粗被覆度	固有被覆度
1 低い年収かけ率*男性*高学歴	0	0		1					0.844	0.256	0.008
2 低い年収かけ率*男性*子あり	0	0					1		0.798	0.216	0.030
3 低い年収かけ率*高学歴*高成果	0			1	1				0.869	0.333	0.019
4 低い年収かけ率*男性*高齢*高成果	0	0	1		1				0.888	0.181	0.004
5 低い年収かけ率*男性*高成果*残業あり	0	0			1	1			0.873	0.175	0.005
6 低い年収かけ率*高齢*高学歴*子あり	0		1	1			1		0.893	0.173	0.005
7 低い年収かけ率*高齢*高成果*残業あり	0		1		1	1			0.899	0.243	0.009
8 低い年収かけ率*高齢*高成果*子あり	0		1		1		1		0.884	0.175	0.005
9 低い年収かけ率*高齢*残業なし*配偶者なし	0		1			0		0	0.879	0.188	0.011
10 低い年収かけ率*高齢*残業あり*子あり	0		1			1	1		0.887	0.182	0.008
11 低い年収かけ率*高学歴*残業なし*配偶者なし	0			1		0		0	0.871	0.172	0.004
12 低い年収かけ率*高学歴*残業あり*配偶者あり	0			1		1		1	0.863	0.165	0.019
13 低い年収かけ率*高成果*残業あり*配偶者なし	0				1	1		0	0.864	0.178	0.004
14 低い年収かけ率*高成果*子なし*配偶者なし	0				1		0	0	0.817	0.135	0.007
15 低い年収かけ率*男性*高齢*残業あり*配偶者あり	0	0	1			1		1	0.900	0.091	0.007
16 低い年収かけ率*女性*若年*残業あり*子なし*配偶者なし	0	1	0			1	0	0	0.858	0.048	0.003
17 低い年収かけ率*高学歴*子なし*配偶者なし	0			1			0	0	0.827	0.134	0.006
解整合度：0.810											
解被覆度：0.735											

女性回答者の条件組合せ	年収 かけ率	女性	高齢	高学歴	高成果	多残業	親	配偶者	整合度	粗被覆度	固有被覆度
1 低い年収かけ率*高学歴	0			1					0.863	0.514	0.054
2 低い年収かけ率*男性*高齢	0	0	1						0.880	0.276	0.006
3 低い年収かけ率*男性*高成果	0	0			1				0.865	0.255	0.005
4 低い年収かけ率*高齢*残業あり	0		1			1			0.900	0.367	0.006
5 低い年収かけ率*高成果*残業あり	0				1	1			0.896	0.336	0.003
6 低い年収かけ率*高成果*子なし	0				1		0		0.851	0.258	0.007
7 低い年収かけ率*高成果*配偶者なし	0				1			0	0.858	0.260	0.009
8 低い年収かけ率*男性*高齢*残業あり*配偶者あり	0	0				1		1	0.852	0.139	0.009
9 低い年収かけ率*女性*残業あり*配偶者なし	0	1				1		0	0.845	0.131	0.003
10 低い年収かけ率*高齢*子なし*配偶者なし	0		1				0	0	0.859	0.135	0.003
11 低い年収かけ率*高齢*子あり*配偶者あり	0		1				1	1	0.869	0.139	0.009
12 低い年収かけ率*残業あり*子なし*配偶者なし	0					1	0	0	0.851	0.130	0.004
解整合度：0.821											
解被覆度：0.780											

注）＊は「かつ」を表している．結果を生起する条件組合せおよび、その条件組合せの真理表を示している．

5. 考察

本稿では、森川（2023）で用いた大企業管理職を対象に行われた適正賃金評価データを fsQCA の手法を用いて探索的に分析を行った．その結果、ある労働者に対する過剰報酬評価（賃金が高すぎる）・過少報酬評価（賃金が低すぎる）は、いくつかの要素の組合せによって生じることが明らかになった．全体的に、男性管理職も女性管理職も、男性労働者に有利で女性労働者に不利なバイアスがみられたことは、回帰で得られた「誰もが女性労働者の低賃金を適正とした」結果と整合的であった．

森川（2023）では男性管理職による母親ペナルティ評価（男性労働者の子持ちには高賃金を適正とするのに、女性労働者の子持ちには低賃金を適正とする）が生じていることしかわからなかったが、本稿での分析によって、男性回答者の評価には、母親が低い労働投入（残業なし）を示しても、高い労働投入（残業あり）を示しても過剰報酬評価を生起する条件組合せが存在することが分かった．前者の子持ち女性労働者の低い労働投入でのペナルティは、同等の男性労働者がペナルティを受けないことを考慮すれば、子持ち女性労働者に対し厳しい評価基準を課す二重基準と捉えることができる．後者の高い労働投入でのペナルティは、母親の高い労働投入が割り引かれる二重基準とも解釈できるが、「若い母親は残業するべきでない」という規定的な反発が生じたとも解釈することができる．これは地位が低い属性を持つものが、その不利を克服するためにより多くの労働投入をしても

その不利を回避できないダブルバインドを意味する。この結果は、本来、理想の母親規範は経済生産性を目指すはずの職場の文脈に直接関係なく、職場の目標に合致するはずの高い労働投入を示しても不利益を受けることは、子持ち女性労働者が職場で直面する不利益は、経済生産性を求める合理的要因からのみではなく、社会はこうあるべきとする規定的な社会規範意識からも生じていることを示唆している。

さらに本稿の分析によって、森川（2023）では統計的有意な効果がみられなかった配偶者情報が、適正賃金評価において無関係ではないことが分かった。女性管理職の過少報酬評価（賃金が低すぎる）では、配偶者のいる男性労働者の多残業と、配偶者のいない女性労働者の多残業にプレミアムを与えており、労働者性別によって配偶者の有無は多残業に異なる解釈を与えているようである。さらに女性管理職の過剰報酬評価（賃が高すぎる）では、配偶者のいる子なし女性労働者の低い労働投入にペナルティを与えており、これは子の養育の必要性がないことに加え「既婚女性は夫に扶養されているので高賃金は不要」という男性稼ぎ主規範の扶養家族側からの視点をふまえた二重基準とも解釈することができる。また女性管理職もシングルマザーの低い労働投入に過剰報酬評価（賃が高すぎる）を与えており、育児責任の重いものに対し（男性管理職よりは閾値は高いものの）ペナルティを与えていることもわかった。これは女性管理職だからといって必ずしも女性労働者の育児責任に対するバイアスが全くないわけではないことを示している。女性管理職はその置かれた特殊な状況によって地位に基づく理論から予測される女性労働者に対して不利な行動が緩和され相対的に男女平等主義的な評価を行ってはいるが（森川 2023）、本稿で得られた結果からは、女性管理職であってもヘゲモニックな性別役割分業規範から解放されているわけではないことを示唆している。

本稿の分析でみられたように、地位の低い集団が示す業績が厳しく吟味されたり（二重基準）、「若い母親は残業するべきでない」といった規定的な反発が起きたりすることは、明確な能力発揮を示したとしても不利の克服が難しい、反証に強い地位による差別の性質を示しており、格差が永続的になりやすいことを示唆している。こうした女性労働者や母親役割を持つ労働者に対する評価は、社会がどのように構成され、どのようにあるべきかという暗黙の文化的信念による影響を受けている（Ridgeway 2011）といえる。

本章の分析の限界として、QCA は本来小規模から中規模データを想定した手法であり、大規模データの頑健性については議論が定まっていない点が挙げられる。頑健性のチェックはメンバーシップ値の設定の調整や結果が生じる閾値の変更など、できる限り行っているが、こうした限界に対し、fsQCA の結果のみを単独で示すのではなく、回帰の結果との整合性について合わせて示すことが有用であろう。

[注]

- 1) 閾値が低すぎると同一の組合せで過剰報酬評価と過少報酬評価を同時に生起するなどの矛盾が生じることがある。整合性の閾値として 0.85 以上が望ましい（Ragin 2008: 136）ことから、0.85 から始め 0.005 単位で閾値を上げていき、過剰報酬評価と過少報酬評価に矛盾が生じなくなるところで閾値を最終的に決定した。
- 2) 整合性の閾値を男性回答者と女性回答者で同じ 0.86 または 0.865 に統一しても、同一の結果が得られる（表非表示）。

〔文献〕

- 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.
- Auspurg, K., T. Hinz, and C. Sauer, 2017, “Why Should Women Get Less? Evidence on the Gender Pay Gap from Multifactorial Survey Experiments,” *American Sociological Review* 82(1): 179–210.
- Benard, S., and S.J. Correll, 2010, “Normative Discrimination and the Motherhood Penalty,” *Gender and Society* 24(5): 616–646.
- Budig, M.J., and P. England, 2001, “The Wage Penalty for Motherhood,” *American Sociological Review* 66(2): 204–225.
- Coltrane, S., E.C. Miller, T. DeHaan, and L. Stewart, 2013, “Fathers and the Flexibility Stigma,” *Journal of Social Issues* 69(2): 279–302.
- Correll, S.J., and C.L. Ridgeway, 2003, “Expectation States Theory,” *Handbook of Social Psychology*, Delamater, J. ed., Kluwer Academic/Plenum Publisher, 29–51.
- Correll, S.J., S. Benard, and I. Paik, 2007, “Getting a Job: Is there motherhood penalty?,” *American Journal of Sociology* 112(5): 1297–1338.
- Correll, S.J., 2017, “SWS 2016 Feminist Lecture: Reducing Gender Biases in Modern Workplaces: A Small Wins Approach to Organizational Change,” *Gender and Society* 31(6):725–750.
- Deutsch, M., 1985, *Distributive Justice*. Vail-Ballou Press.
- Fiss, P. C., D. Sharapov, and L. Cronqvist, 2013, “Opposites Attract? Opportunities and Challenges for Integrating Large-N QCA and Econometric Analysis,” *Political Research Quarterly* 66(1): 191–198.
- Foschi, M., 2000, “Double Standards for Competence: Theory and Research,” *Annual Review of Sociology* 26: 21–42.
- Heilman, M.E., 2002, “Description and prescription: how gender stereotypes prevent women's ascent up the organizational ladder,” *Journal of Social Issue* 57(4): 657–674.
- Jasso, G., 1978, “On the Justice of Earnings: A New Specification of the Justice Evaluation Function,” *American Journal of Sociology* 83(6): 1398–1419.
- 森川ゆり子, 2023, 「女性管理職は“適正”男女賃金格差を縮小させるか」『理論と方法』38(2): 頁未定.
- 大沢真理, 2007, 『現代日本の生活保障システム』岩波書店.
- Ridgeway, C.L., 2011, *Framed by Gender: How Gender Inequality Persists in the Modern World*, Oxford University Press.
- Rihoux, B., and C. Ragin, 2009, “Configurational comparative methods: Qualitative comparative analysis (QCA) and rerated techniques,” 石田淳・齋藤圭介監訳, 2016, 『質的比較分析 (QCA) と関連手法入門』晃洋書房.
- 齋藤圭介, 2017, 「質的比較分析 (QCA) と社会科学の方法論争」『社会学評論』68(3): 386–403.
- 多賀太, 2018, 「男性労働に関する社会意識の持続と変容」『日本労働研究雑誌』699:4–14.