

# 日本の男女雇用の格差・ ワークライフバランスに ついての実証分析

～対等な雇用状況が実現された社会を目指して～

経済学部 3回生 中川ゼミナール

11731281 藤田 剛央  
11731030 井上 航  
11731042 内野 雅也  
11731272 平山 歩実  
11731348 村治 良太

## 目次

- I はじめに
- II 現状分析
- III 先行研究
- IV 理論・分析
- V 結論
- VI 参考文献

## I はじめに

本稿では、日本における男女雇用格差の現状やワークライフバランス施策の効果についての実証分析を行う。

近年、日本では景気回復が進む中で、女性や高齢者の労働参加率や就業率は高まっているものの、総合的には労働需要に対し労働供給が追いついていない。さらに、人手が不足している中でも効率的な人材の活用は行われず、国際的にも生産性が低水準になっている。最後に、これらの労働供給の不足や生産性の低さから、家計の消費や企業の投資が抑制されている可能性がある。

その対応策として、「働き方改革」として従来の働き方を改める次のような施策が注目されている。労働供給制約に対しては、多様な人材が各々の置かれた事情に応じて柔軟に働き方を選択し、その意欲や能力を発揮できるような社会を構築することが求められている。そして、労働生産性の向上のために、正社員と非正社員間の格差を是正し、企業や労働者にとってのインセンティブを高めることが求められている。こうした働き方改革を行うことで、生産性を高め、長時間労働の是正が進むことで、労働所得や消費需要の改善に繋がることが期待されている。

その一方で、国際的にみると日本の男女格差は大きい。内閣府によると、2018年12月18日に世界経済フォーラム（WEF）から男女格差の度合いを示す「グローバル・ジェンダーギャップ指数（The Global Gender Gap Report 2018）」が発表された（World Economic Forum（2019）および内閣府（2019））。それによると調査対象の149か国のうち日本は110位（スコア 0.662）で、2017年の114位よりは浮上したものの、依然としてG7（フランス、アメリカ、イギリス、ドイツ、日本、イタリア、カナダ）中では最下位であった。

こうした順位となった理由は、経済と政治の分野のスコアの低さにある。WEFのレポートからは、経済的参加と機会の項目で推定収入（Estimated earned income）の女性／男性比が低いこと、議員・上級公務員・管理職の女性／男性比が小さいことなどが大きく影響しており、経済的参加と機会の順位は110位、政治的エンパワメントは125位となっている。政治的エンパワメントには、国会議員の男女比、女性閣僚の比率、過去50年の女性首相の在任期の3項目があり、それぞれ130位、89位、71位となっている。教育と保健の分野では日本は高いスコアであるものの、この分野は他の多くの国も高得点を獲得しているため、順位には大きくは影響していない（World Economic Forum（2019），p.139）。このような男女格差は、効率的な人材の活用にそぐわないものである。

本稿における問題意識は、男女雇用格差は企業にどういった影響をもたらすか、また男女の共同参画社会の実現のためにはどうすればいいか、ということである。この

問題意識をもとに、これらが企業経営に与える影響についての実証分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、日本における男女雇用格差やワークライフバランスの現状分析を行う。

第Ⅲ節は、先行研究について述べる。ここでは、5つの先行研究をもとに、男女雇用格差の有無を述べ、最後に先行研究の時点で分かっていることと、本稿の位置づけを述べる。男女雇用格差の研究は、阿部(2005)、山口(2008)、打越(2017)、佐野(2005)、川口(2008)の5つである。佐野(2005)の論文では、競争的な産業において、女性を多く採用することが企業成長を促進しているという関係を見出すことはできなかったが、本稿では、女性の採用におけるワークライフバランス政策の効果を検証していく。

第Ⅳ節は理論・分析である。本節では、Becker(1957)のモデルを紹介したあと、Beckerの理論を一般化した「非合理的差別」の理論を述べる。それらを踏まえて、①従業員女性比率が高い企業は従業員1人あたり利潤が高い、②WLB施策をとっている企業は従業員1人あたり利潤が高いという2つの仮説を立て、それらを検証する。その際、女性従業員比率が高い企業の利潤が多いのではなく、利潤が多い企業が経営に余裕があるために女性を多く雇用しているという逆向きの因果関係の可能性があるため、女性従業員比率を内生変数とし、操作変数法を用いた推計を行う。操作変数には、企業の設立年を用いる。これは、古い企業は保守的で、女性の登用の消極的であり、逆に新しい企業は、女性の登用に積極的であると考えられるからである。

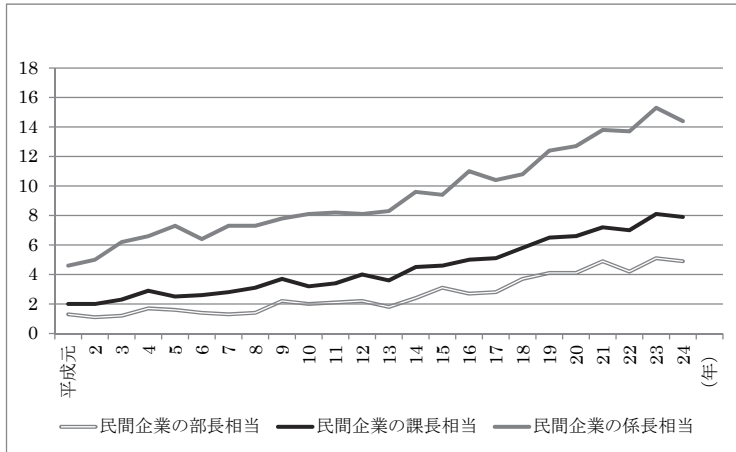
第Ⅴ節では結論を述べる。

## Ⅱ 現状分析

### (1) 日本における男女雇用格差の現状と課題

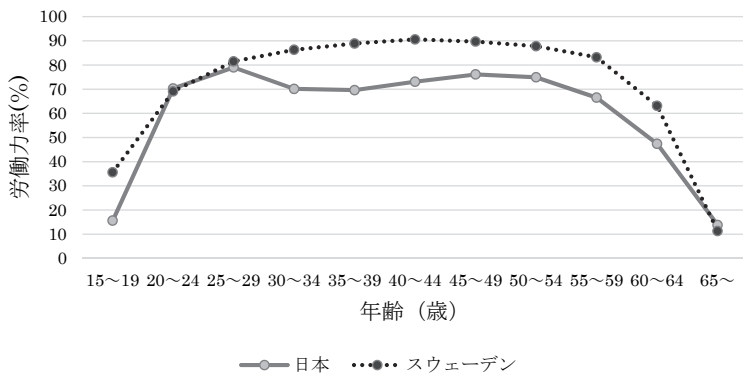
本項では、日本の男女雇用格差の現状を概観する。

前節でみたように、ジェンダーギャップ指数における日本の指数が低い要因の1つに管理職の女性比率が低いということが挙げられる。女性活躍推進法では女性管理職比率を30%に増やすという目標が掲げられている。しかし、厚生労働省の調査によると、2018年度の管理的職業従業者に占める女性の比率は14.9%で、年々増加傾向にあるものの日本の女性管理職比率はまだ低いのが実情である(図1参照)。



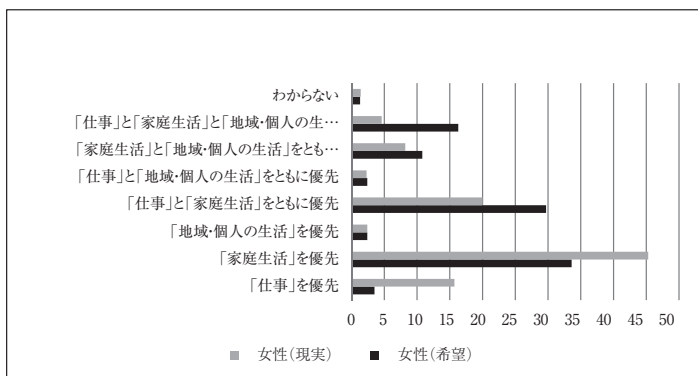
出所：『男女共同参画白書 平成25年版』より筆者作成  
 図1 管理的職業従事者に占める女性割合の推移

女性の管理職が少ない理由として、出産を機に離職してしまう女性が多いことが考えられる。『男女共同参画白書 平成26年版』を用いて、日本とスウェーデンの女性の年齢階級別労働力率をグラフにして表したのが図2である。男女共同参画が進んでいるスウェーデンと比べ、日本では30～40歳代の労働力率が低くいわゆる「M字カーブ」となっていることが確認できる。



出所：『男女共同参画白書 平成26年版』より筆者作成  
 図2 日本とスウェーデンの女性の年齢階級別労働力率

さらに、女性が希望する働き方と、現実の働き方にはギャップがある。図3は、『男女共同参画白書 平成28年版』から、働き方・暮らし方の希望と現実についてのアンケート調査の女性の回答結果のデータを抜き出してグラフにしたものである。1601人の女性に対して、各項目について希望（優先したい）と現実（優先している）に最も近いものをそれぞれ1つ回答してもらった調査の結果となっている。これを見る限り「地域・個人の生活」を優先は希望に対し現実が見合った値となっており、ほかの分野との並立においても比較的希望と現実のギャップが小さくなっている。しかし、「仕事」と「家庭生活」を含む項目では希望と現実の格差が目立っており、仕事と家庭の両立において課題が起きていることが確認できる。特に希望する働き方として「仕事・家庭生活の両立」があるものの、現実の働き方では両立は困難であり、出産を諦めると少子化が、仕事を諦めると男女格差が生じると考えることができる。



出所：『男女共同参画白書 平成28年版』より筆者作成

図3 働き方・暮らし方の希望と現実

次に、仕事と家庭の両立を実現するためのワークライフバランス施策の現状について見てみよう。

## (2) ワークライフバランスの現状

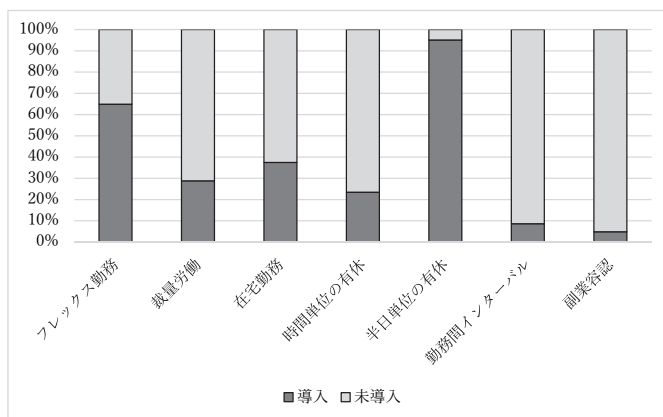
ワークライフバランスとは、仕事と生活の調和と訳される。内閣府によるとその定義は「国民一人ひとりがやりがいや充実感を感じながら働き、仕事上の責任を果たすとともに、家庭や地域生活などにおいても、子育て期、中高年期といった人生の各段階に応じて多様な生き方が選択・実現できる社会」であると定義されている。ワークライフバランスを実現するための勤務制度には図4のようなものがある。

施策	内容
フレックス勤務	任意の勤務時間を設ける (その時間は仕事をしてもしなくても自由)
裁量労働	予め定めた時間を労働時間とする (自分で仕事を進めやすい)
在宅勤務	出勤せずに家で仕事
時間単位の有給休暇	1時間単位で有休の取得
半日単位の有給休暇	半日単位で有休の取得 (午前・午後、勤務時間÷2など)
勤務間インターバル	勤務終了後から次回出勤まで一定時間の休息を設ける
副業容認	副業を認める

出所：『就職四季報 女子版 2019年版』より筆者作成

図4 ワークライフバランス施策

特に、情報化社会の中で、時間や場所にとらわれない働き方が可能となる環境も生まれつつある。図4にある在宅勤務は、ほぼ同義な言葉としてテレワークとも呼ばれるが、これは、時間や場所にとらわれない働き方の例として活用が期待されており、テレワークに対する労働者のニーズは高い。実際に、テレワークを採用したことによる利点を感じている企業は多くなっている。また、働き方に対する様々なニーズを認め合うこと等により、男女が安心して働ける環境を整えていくことも重要とされている。



出所：『就職四季報 女子版 2019年版』より筆者作成

図5 ワークライフバランスに対する企業の取組状況

図5は、『就職四季報 女子版 2019年版』に記載のデータから、ワークライフバランスに関する取り組み（「フレックス勤務」「裁量労働」「在宅勤務」「時間単位の有休」「半日単位の有休」「勤務間インターバル」「副業容認」）の導入・未導入割合をグラフにして表したものである。

図5を見ると、「フレックス勤務」及び「半日単位の有休」は過半数を超えており、特に「半日単位の有休」に関しては9割を超えている。「裁量労働」、「在宅勤務」、「時間単位の有休」は20～40%の水準で、「勤務間インターバル」、「副業容認」は10%未満の値となっている。項目ごとに振幅は大きく、同じ「有休」でも値が大きく異なる「時間単位の有休」「半日単位の有休」から特にその事実は裏付けられることができる。全体として割合は低い傾向にあり、取り組みが行き届いているとは言えない。

### (3) 現状分析のまとめ

ここまでの現状分析は以下のようにまとめられる。日本のジェンダーギャップ指数は国際的にも下位であり、特に女性の管理職が少ない。その背景には、仕事と家庭が両立困難な現状がある。そこで、ワークライフバランス施策により、仕事と家庭の両立を実現することで少子化の緩和と男女格差の是正を実現できる可能性がある。しかし、ワークライフバランス施策は、まだ十分には導入されていない。

こうした男女の格差が企業に及ぼす影響をもたらすか、ワークライフバランス施策は企業にどんな影響をもたらすかという点が本稿における主なりサーチクエスチョンとなる。

## Ⅲ 先行研究

本節では本稿に関連する5つの先行研究を見ていく。

### (1) 阿部(2005)「男女の雇用格差と賃金格差」

阿部(2005)は、男女間賃金格差が統計的差別によって発生しているのか、それとも経済合理性によって発生しているのかを識別することに取り組んだ。阿部の分析結果によれば、統計的差別の発生要因の一つである企業定着性の男女差は、主として結婚や出産による女性の離職パターンと、産業によって異なる男性の定着性によって生じていた。このうち出産による女性の離職に関しては、育児休業制度や次世代育成支援対策推進法などで女性の継続就業を促そうとしているが、現状では必ずしも効果を持っているとはいえない。また男女間賃金格差については、事業所が把握している男女の平均的な生産性の違いでは説明できない賃金格差が存在しており、それは学校卒業後の経過年数や勤続年数などの賃金への効果が男女で異なるという形で存在する。

事業所が把握している男女の生産性格差をコントロールしてもなお、賃金への経過年数や勤続年数の効果が男女で異なるという点については経済合理性からの説明は難しい。以上のように男女間の雇用格差には、統計的差別の問題と同時に非合理的な理由による男女格差の問題が影響しているという。その上で、阿部はこれら問題を解決するためにも、雇用機会の均等を積極的に行うようポジティブ・アクションの推進を今以上に企業に求めていく必要があると指摘している。

(2) 山口（2008）「統計的差別に関する企業の経済的非合理性について」

山口（2008）は、男女の賃金格差を、各雇用形態内の格差と、雇用形態の構成比の違いによる格差と、就業者の年齢分布の男女差による格差の成分に分解した。そして、格差に最も貢献するのがフルタイム・正規雇用者内での男女の賃金格差であり、その根底に女性の高い離職率を理由とする統計的差別の問題があると見て、なぜ我が国でこの統計的差別が持続してきたのかという理由と、またその差別が企業にとってなぜ経済合理性を持たないのかについての4つの理由を説明し、合理的な選択を通じて統計的差別を解消することを主張した。

(3) 打越（2017）「育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響 — JGSS-2009LCSを用いた生存分析 —」

打越（2017）は、育児休業の取得がその後の就業継続に与える中長期的な影響を、取得における選択バイアスの影響を考慮に入れた上で分析した。生存分析の結果から、傾向スコアによる調整後でも育児休業の取得は就業期間に正の効果を持ち、特に調整後の育児休業非取得者の離職傾向が強まることが観察されたという。

打越は自らの研究の限界点として、以下の三点を指摘している。第一に、本研究では制度を利用していない場合に、それが本当に制度を利用しなかったのか、それとも育休制度が勤務先において利用できる状況になかったかを識別できていないという。

第二に、本研究は出産後に雇用されているものの分析に限定している点に限界があるという。出産後に就業選択するかどうかには自己選択が含まれている可能性は大いに考えられるが、本分析では、あくまで想定する母集団を出産後に就業を継続しているサンプルに限定している。

第三に、本研究では、育休取得の有無に際して個人の異質性を仮定したものの、取得した育児休業それ自体の異質性についてはデータの限界から考慮に入れることができなかったという。



#### (4) 佐野(2005)「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」

佐野(2005)は、日本の企業パネルデータを用い、日本における男女間賃金格差が使用者の嗜好に基づく差別により引き起こされているか否かを「市場テスト」の手法で検証した。「市場テスト」とは、企業の女性雇用比率が利潤と相関しているかを検証することで、男女間賃金格差の原因を検出する方法である。労働市場で使用者の嗜好に基づく差別仮説が成立していれば、女性の男性に対する相対賃金は、相対的生産性よりも低くなる。この場合、差別的ではない使用者は、女性を追加的に雇用することでより高い利潤を得ることができる。つまり、女性雇用比率と利潤が正に相関する。他方で、男女間の賃金格差が生産性の相違によって生み出していれば、女性雇用比率と利潤は無相関になる。

佐野が得た結果は以下のとおりである。(1) 日本の労働市場では使用者の嗜好に基づく女性差別による女性の過少雇用が存在する。(2) 製品市場が競争的ではない産業の企業ほど嗜好に基づく差別がより強く、女性の過少雇用が存在する。佐野はさらに、女性を多く採用している企業ほど成長が速いかどうかの検証を行った。競争的な産業で、女性を多く採用することが企業成長を促進しているという関係は見いだせなかったという。

#### (5) 川口(2008)「ジェンダー経済格差」

川口は、ジェンダー経済格差は、本人の自主選択によって生ずるものと、労働市場における機会の不平等(=女性差別)によって生ずるものに分けて考えることができるとしている。その上で、ジェンダーによる教育分野や職業の相違が自発的な選択の結果として生まれる理由として、1生物学的性差、2社会環境、3経済合理的選択の3つから説明することが可能であるという。そして、ジェンダー経済格差を経済理論的に説明した上で、日本企業のデータを用いて実証分析を行った。

以上の先行研究から、これまで男女の雇用格差についての研究が行われてきているものの、近年進んでいるワークライフバランス施策については十分考慮されてこなかったことが見て取れる。本稿の新規性は男女雇用格差とワークライフバランス施策を同時に分析することにあり、主にワークライフバランス政策の効果を検証していく。

## IV 理論・分析

### (1) 非合理的差別の理論

Becker(1957)は完全競争市場の枠組みを用いて、差別がなぜ生じるのかを議論した。本節では、川口(2008)の第2章の説明にもとづいてBeckerの理論を紹介する。

Becker は、雇用主には2種類あり、差別的嗜好を持っている（差別係数が大きい）雇用主と、持っていない（差別係数が小さい）雇用主が存在するとする。差別的嗜好を持つ雇用主が女性を雇うと負の効用を被ると仮定する。その負の効用の大きさを「差別係数」で表す。雇用主にとっての負の効用のため、女性が差別的な雇用主に雇用されるには、女性の賃金が男性と比較して低くならなければならない。なお、このモデルは法による賃金差別規制のない社会を仮定としており、現実には、このような賃金格差は労働基準法上認められていない。

ここで、もし差別的嗜好をもっていない雇用主の数が十分に多ければ、全ての女性はその雇用主に雇われ、賃金格差は発生しない。差別的嗜好をもたない雇用主が女性労働者に比べ少ない場合は、女性の賃金が男性より低くなって男女の賃金格差が発生する。このとき、女性を多く雇う企業は労働者の生産性に比べて人件費を低く抑えることができるため、大きな利潤を得る。

この Becker の嗜好による差別の理論を一般化したのが「非合理的差別」の理論である。この理論は、固定概念による差別にも適用できる。すなわち「男性（女性）はこうすべきだ」という固定観念から生じる差別がある。かつて「女性は結婚したら家庭に入るべきだ」という「責任」から女性を排除する経営者がいたほか、1997年に改正される以前には労働基準法に女性保護規定があり、能力や体力という点で男性と差があるという理由から女性の夜間の就業や危険業務を禁止していた。これら固定観念による差別は理論的には Becker のモデルと同じ枠組みなので、賃金や企業利潤に及ぼす影響も同じになる。

この他に、ジェンダーに関する偏った認識の疑いのある例としては、「男女で適性が異なるという考え」や、「女性の離職確率が実際より高いという思い込み」がある。こうした偏った認識に基づいて経済活動を行う場合も、企業の利潤は最大にはならない。

また、企業の WLB 施策も雇用主の固定観念や差別的嗜好を反映している可能性がある。WLB 施策が充実している企業では、男女の離職確率が等しいが、WLB 施策が充実していない企業では、女性の離職確率が高く企業利潤も低いという場合、後者の企業は利潤を犠牲にして女性の離職確率が高い状況を作り出していると解釈でき、非合理的差別を行っているといえる。

以上の類型化された非合理的差別はいずれも経営者が効率的経営を行っていないから発生するといえる。非合理的差別の結論では、差別が企業の利潤を犠牲にして行われるため差別を取り締まることで企業の利潤が改善することになる。また、差別的な企業は利潤が少ないため長期的には企業間競争に敗れる可能性が高いことが含意される。

## (2) 検証仮説

以上の理論の内容や、先述の現状分析による WLB についてのデータ等も踏まえ、本稿ではまず、非合理的差別が存在するか否かを検証する。非合理的差別が存在して、女性の賃金が非合理的に低く抑えられているならば、女性従業員比率が高い企業のほうが利潤が高くなるはずである。従って、最初の仮説は、

仮説 1：従業員女性比率が高い企業は従業員 1 人あたり利潤が高い。

となる。次に、WLB 施策の効果を見る。前節で見たように WLB 施策を導入していない企業は、雇用主が性別の固定観念を持っていて女性を活用できておらず、利潤が低くなる可能性がある。そこで、次に

仮説 2：WLB 施策をとっている企業は従業員 1 人あたり利潤が高い。

を検証する。その際、雇用主の固定観念だけでなく WLB 施策それ自体が企業の利潤に影響を与える可能性もあるため、いくつかの WLB 施策の効果を比較する。もし、ある WLB 施策は効果がなく、別の WLB 施策の効果があるならば、それは雇用主の差別的嗜好ではなく WLB 施策自体が生産性を向上させる効果によるものと考えられる。

以下では、以上の 2 つの仮説について、企業別横断面データを用いて分析する。

## (3) 変数選択

被説明変数と説明変数の選択について以下に説明する。後述するように、いずれの変数も日経 NEEDS FINANTIAL QUEST の企業財務データと、『就職四季報 女子版 2019年版』に記載のデータより作成した。

### (a) 被説明変数

被説明変数は以下の 3 つの変数を用いた。

- ・従業員 1 人あたりの経常利益の対数値：経常利益を従業員数で割って対数を取った値
- ・従業員 1 人あたり営業利益の対数値：営業利益を従業員数で割って対数を取った値
- ・売上高経常利益率：経常利益を売上高で割った値

(b) 説明変数

男女格差を検証するため、女性従業員の対数値を用いた。

- ・女性従業員女性比率対数値：従業員全体の人数を女性の従業員で割り対数をとった値である。

さらに、コントロール変数として、従業員1人あたり固定資産対数値と3大都市圏ダミーを用いた。

- ・従業員1人あたり固定資産対数値：各企業の固定資産額を従業員数で割って対数をとった値である。
- ・3大都市圏ダミー：本社所在地が東京都・愛知県・大阪府の何れかの企業を「1」、そうでない企業を「0」としたダミー変数である。

WLB 施策についての説明変数として、以下の変数を用いた。

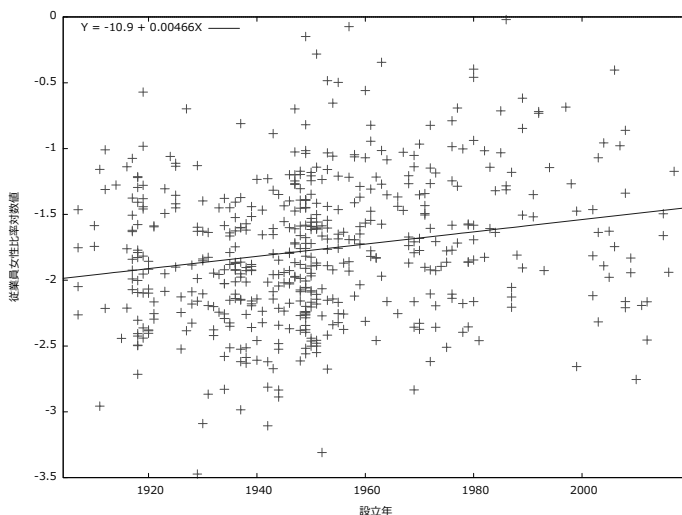
- ・フレックス勤務ダミー：WLBの取り組みのうち「フレックス勤務」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。
- ・裁量労働ダミー：WLBの取り組みのうち「裁量労働」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。
- ・在宅勤務ダミー：WLBの取り組みのうち「在宅勤務」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。
- ・時間単位の有休ダミー：WLBの取り組みのうち「時間単位の有休」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。
- ・半日単位の有休ダミー：WLBの取り組みのうち「半日単位の有休」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。
- ・勤務間インターバルダミー：WLBの取り組みのうち「勤務間インターバル」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。
- ・副業容認ダミー：WLBの取り組みのうち「副業容認」を導入している企業を「1」、未導入の企業を「0」としたダミー変数である。

WLB 施策が男女雇用格差に与える影響を見るために、WLB 施策と従業員女性比率の交差項も作成した。

### (c) 操作変数

本稿では、女性従業員比率を説明変数、企業の利潤を被説明変数としている。しかし、女性従業員比率が高い企業の利潤が多いのではなく、利潤が多い企業が経営に余裕があるために女性を多く雇用しているという逆向きの因果関係の可能性がある。そこで、女性従業員比率を内生変数とし、操作変数法を用いた推計も行った。

操作変数には、企業の設立年を用いた。これは設立年が小さい、つまり古い企業は保守的で、女性の登用の消極的であり、逆に設立年が大きい（新しい）企業は、女性の登用に積極的であると考えられるからである。以下に掲載した設立年と女性従業員比率の散布図を見ても正の相関が見られる。なお、両者の相関係数は0.22763668で、相関がないという帰無仮説のもとで  $t(352) = 4.38599$ 、両側  $p$  値は0.0000であった。



出所：『就職四季報 女子版 2019年版』より筆者作成

図6 設立年と従業員女性比率の散布図

(4) データの出典

以上の変数のデータは、従業員女性比率とワークライフバランス施策については「就職四季報女子版 2019 年版」より取得した。それ以外の変数については、日経 NEEDS Financial QUEST から取得した、東証一部上場の事業会社の2018年度の財務諸表データを用いた。

データは横断面データで、サンプルサイズは512である。各変数の基本統計量は図7の通りである。

変数名	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
従業員1人あたりの経常利益	1.98	1.88	1.23	-3.28	6.60
従業員1人あたりの営業利益	8.93	8.95	1.56	4.03	14.0
売上高経常利益率	0.142	0.0826	0.235	0.00110	4.01
従業員女性比率対数値	-1.77	-1.81	0.535	-3.47	-0.0204
従業員1人あたり固定資産対数値	4.34	4.16	1.38	0.614	10.8
フレックス勤務ダミー	0.649	1.00	0.478	0.000	1.00
裁量労働ダミー	0.288	0.000	0.453	0.000	1.00
在宅勤務ダミー	0.375	0.000	0.484	0.000	1.00
時間単位の有休ダミー	0.235	0.000	0.424	0.000	1.00
半日単位の有休ダミー	0.951	1.00	0.216	0.000	1.00
勤務間インターバルダミー	0.0866	0.000	0.281	0.000	1.00
副業容認ダミー	0.0488	0.000	0.216	0.000	1.00

出所：筆者作成

図7 基本統計量

(5) 仮説1：非合理的差別は存在するのか

従属変数	従業員1人当たりの経常利益の対数値		従業員1人当たりの営業利益の対数値		売上高経常利益率	
	最小二乗法 (OLS)	二段階最小二乗法 (2SLS)	最小二乗法 (OLS)	二段階最小二乗法 (2SLS)	最小二乗法 (OLS)	二段階最小二乗法 (2SLS)
定数項	-0.5884** (0.1828)	0.7873 (0.6875)	-0.9950** (0.2423)	1.736* (0.9723)	-0.1649** (0.06073)	0.6894* (0.3778)
従業員女性比率対数値	0.1877** (0.06677)	0.9285** (0.3668)	0.1480* (0.08851)	1.626** (0.5211)	0.009643 (0.01709)	0.4767** (0.2188)
従業員1人あたり固定資産対数値	0.6415** (0.02767)	0.6296** (0.03156)	0.5981** (0.03668)	0.5767** (0.05535)	0.07461** (0.01101)	0.06998** (0.01330)
東京大阪愛知の3大都市圏のダミー	0.1696** (0.08587)	0.1513 (0.09749)	0.3133** (0.1138)	0.2802* (0.1444)	-0.002830 (0.01866)	-0.01352 (0.03061)
観測数	527	512	527	512	527	512

Adj. R <sup>2</sup>	0.5145	0.4222	0.3484	0.1843	0.1657	0.0211
lnL	-641.3	-3234	-789.8	-3371	66.14	-2533
弱操作変数の検定：第1段階のF統計量		20.0651		20.0651		20.0651

丸括弧内は標準誤差 \* 有意水準10%で有意 \*\* 有意水準5%で有意

出所：筆者作成

図8 仮説1についてのモデルの推定

図8は、仮説1についてのモデルの推定結果である。推定は従業員1人当たりの経常利益の対数値、売上高経常利益率のそれぞれを被説明変数として3種類のモデルで行った。また、推定手法は最小二乗法だけでなく操作変数を用いた二段階最小二乗法でも行った。なお、1段階目の独立変数は企業の設立年、従業員1人あたり固定資産対数値、東京大阪愛知の3大都市圏のダミー、および定数項である。なお、弱操作変数の検定で第1段階のF統計量をみたところ10以上であるので、操作変数はweakではない事が分かった。

従業員女性比率対数値の係数を見ると、従業員1人当たりの経常利益では最小二乗法・二段階最小二乗法、ともに正で有意である。従業員1人当たりの営業利益でも最小二乗法・二段階最小二乗法、ともに正で有意である。しかし、売上高経常利益率については二段階最小二乗法では正で有意であるが、最小二乗法については正だが有意ではなかった。

以上の結果より、Beckerの理論でいう女性の非合理的差別が存在しているといえるだろう。

(6) 仮説2：WLB施策は企業の利潤にどのように影響するか

二段階最小二乗法 (2SLS) 推定値 従属変数：従業員1人当たりの経常利益

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
定数項	0.8661	0.7619	0.8650	0.8441	0.7619	0.8096	0.8118
	(0.6387)	(0.6118)	(0.6385)	(0.6386)	(0.6221)	(0.6127)	(0.6185)
従業員女性比率対数値	1.021**	0.9231**	0.9641**	0.9478**	0.9478**	0.9344**	0.9431**
	(0.3605)	(0.3264)	(0.3407)	(0.3367)	(0.3367)	(0.3290)	(0.3332)
従業員1人あたり固定資産対数値	0.6205**	0.6285**	0.6370**	0.6288**	0.6296**	0.6307**	0.6312**
	(0.03615)	(0.03535)	(0.03562)	(0.03579)	(0.03569)	(0.03570)	(0.03567)

東京大阪愛知の 3大都市圏の ダミー	0.1477	0.1467	0.1689*	0.1510	0.1494	0.1431	0.1634*
	(0.09652)	(0.09475)	(0.09620)	(0.09551)	(0.09672)	(0.09604)	(0.09525)
フレックス勤務 ダミー	0.2008*						
	(0.1067)						
裁量労働ダミー		0.08422					
		(0.09226)					
在宅勤務ダミー			-0.1597				
			(0.1028)				
時間単位の有休 ダミー				-0.08431			
				(0.09696)			
半日単位の有休 ダミー					0.06409		
					(0.2561)		
勤務間インター バルダミー						-0.1176	
						(0.1456)	
副業容認ダミー							-0.2927
							(0.2446)
観測数	512	512	512	512	512	512	512
R <sup>2</sup>	0.4128	0.4278	0.4219	0.4225	0.4221	0.4253	0.4247
lnL	-3229	-3232	-3230	-3232	-3234	-3233	-3230

丸括弧内は標準誤差 \* 有意水準10%で有意 \*\* 有意水準5%で有意

出所：筆者作成

図9 仮説2についてのモデルの推定結果①

図9～11図は、仮説2についてのモデルの推定結果である。なお、最小二乗法の推定結果については省略した。また、操作二段階最小二乗法の1段階目の独立変数は、当該WLB政策に関するダミー変数、企業の設立年、従業員1人あたり固定資産対数値、東京大阪愛知の3大都市圏のダミー、および定数項である。図9は従属変数を従業員1人当たりの経常利益にしたものである。この表より、フレックス勤務において係数が正に有意であることが読み取れる。また、裁量労働や在宅勤務などの他6項目については有意ではないことが分かった。裁量労働と半日単位の有休は係数が正であり、一方、在宅勤務と副業容認を含む4項目は係数が負である。

二段階最小二乗法(2SLS)推定値 従属変数：従業員1人当たりの営業利益

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
定数項	1.847*	1.738*	1.894*	1.808*	1.725*	1.731*	1.769*
	(1.023)	(0.9823)	(1.013)	(1.024)	(0.9896)	(0.9743)	(0.9850)
従業員女性比率 対数値	1.757**	1.627**	1.699**	1.651**	1.634**	1.625**	1.646**
	(0.5711)	(0.5237)	(0.5400)	(0.5387)	(0.5346)	(0.5214)	(0.5295)
従業員1人あたり 固定資産対数 値	0.5639**	0.5768**	0.5917**	0.5757**	0.5767**	0.5765**	0.5789**
	(0.05691)	(0.05550)	(0.05582)	(0.05580)	(0.05552)	(0.05537)	(0.05578)



東京大阪愛知の 3大都市圏のダ ミー	0.2750*	0.2805*	0.3157**	0.2797*	0.2794*	0.2819*	0.2966**
	(0.1460)	(0.1448)	(0.1455)	(0.1453)	(0.1440)	(0.1456)	(0.1434)
フレックス勤務 ダミー	0.2829*						
	(0.1554)						
裁量労働ダミー		-0.006456					
		(0.1349)					
在宅勤務ダミー			-0.3243**				
			(0.1500)				
時間単位の有給 ダミー				-0.1072			
				(0.1501)			
半日単位の有給 ダミー					0.02650		
					(0.4011)		
勤務間インター バルダミー						0.02436	
						(0.1958)	
副業容認ダミー							-0.4005
							(0.3189)
観測数	512	512	512	512	512	512	512
R <sup>2</sup>	0.1778	0.1890	0.1865	0.1862	0.1882	0.1893	0.1874
lnL	-3367	-3370	-3367	-3369	-3371	-3371	-3367

丸括弧内は標準誤差 \* 有意水準10%で有意 \*\* 有意水準5%で有意

出所：筆者作成

図10 仮説2についてのモデルの推定結果②

上記の図は、仮説②についてのモデルの推定結果の2つ目で従属変数を従業員1人当たりの営業利益にしたものである。ここでもフレックス勤務において係数が正に有意であることがわかる。上の図9とは異なり、在宅勤務の係数が負に有意であることが読み取れる。また、裁量労働や副業容認などの他5項目については有意ではないことが分かった。半日単位の有休と勤務間インターバルは係数が正であり、一方、裁量労働や時間単位の有休を含む3項目は係数が負である。

二段階最小二乗法（2SLS）推定値 従属変数：売上高経常利益

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
定数項	0.7064*	0.6874*	0.7345*	0.7287*	0.6875*	0.6905*	0.7057*
	(0.3909)	(0.3856)	(0.3990)	(0.4035)	(0.3693)	(0.3796)	(0.3839)
従業員女性比率 対数値	0.4967**	0.4763**	0.4974**	0.4901**	0.4782**	0.4770**	0.4864**
	(0.2306)	(0.2207)	(0.2285)	(0.2281)	(0.2286)	(0.2195)	(0.2226)
従業員1人あたり 固定資産対数 値	0.06801**	0.06989**	0.07424**	0.06941**	0.06997**	0.07003**	0.07105**
	(0.01367)	(0.01342)	(0.01434)	(0.01337)	(0.01333)	(0.01335)	(0.01353)
東京大阪愛知の 3大都市圏のダ ミー	-0.01431	-0.01390	-0.003357	-0.01375	-0.01367	-0.01392	-0.005507
	(0.03135)	(0.03080)	(0.03236)	(0.03105)	(0.03020)	(0.03069)	(0.03146)

フレックス勤務 ダミー	0.04323 (0.03620)						
裁量労働ダミー		0.006803 (0.03643)					
在宅勤務ダミー			-0.09264* (0.05345)				
時間単位の有休 ダミー				-0.05832 (0.04735)			
半日単位の有休 ダミー					0.004921 (0.08107)		
勤務間インター バルダミー						-0.005711 (0.04271)	
副業容認ダミー							-0.1948* (0.1022)
観測数	512	512	512	512	512	512	512
R <sup>2</sup>	0.0237	0.0271	0.0280	0.0257	0.0267	0.0268	0.0282
lnL	-2527	-2531	-2529	-2531	-2533	-2533	-2528

丸括弧内は標準誤差 \* 有意水準10%で有意 \*\* 有意水準5%で有意

出所：筆者作成

図11 仮説2についてのモデルの推定結果③

上記の図は、仮説2についてのモデルの推定結果の3つ目で従属変数を売上高経常利益率にしたものである。表を参照すると、正に有意なものはないことがわかり、在宅勤務と副業容認において、係数が負に有意であることが読み取れる。また、フレックス勤務や裁量労働などの5項目については有意ではないことが分かった。フレックス勤務や裁量労働を含む3項目は係数が正であり、一方、時間単位の有休と勤務間インターバルは係数が負である。

以上の結果より、フレックス勤務を採用している企業は、従業員1人当たりの経常利益や営業利益が多いということが分かった。

一方、在宅勤務の従業員1人当たり営業利益に対する係数は負で有意で、在宅勤務や副業容認の売上高営業利益率に対する係数も負に有意であった。このことから、在宅勤務や副業容認を採用している企業は、従業員1人当たりの利潤が落ちることになる。この2つが企業の生産活動に何らかの支障をきたしていることが考えられる。

この他のWLBについては企業の経常利益や営業利益に有意な影響は与えなかった。

## V 結論

理論・分析の結果をまとめると、女性の非合理的差別が依然として存在していることが検証された。WLB政策に関しては、フレックス勤務が企業に正の利潤の影響を

与え、在宅勤務と副業容認が企業に負の利潤の影響を与えることが分かった。さらに、フレックスタイム制以外の WLB 施策は企業の利潤を増加させないが、在宅勤務や副業容認は企業の利潤を減少させる可能性があることがわかった。

これらの結果を踏まえると、非合理的差別が存在することから、企業の上司などに対して、啓蒙活動を行うことや、就職を希望する女性が非合理的差別のない企業に就職できるように情報提供を行うことが必要である。また、フレックスタイム制の導入を推奨することが望ましいだろう。

ただし、本稿の分析には限界もある。<sup>1</sup>第1に、本稿では WLB 施策の導入により女性の能力活用が進むのかまでは分析できなかった。第2に、産業ごとの経営環境の違いは経常利益に影響を与えていると考えられるが、本稿ではその点を十分に考慮できなかった。第3に、女性への非合理的差別に関して、従業員女性比率を用いて分析したが、より詳しいデータ、たとえば正社員・非正社員ごとの男女比率等のデータは入手できなかったため分析できなかった。第4に、Becker モデルの完全競争市場の前提が現実に成立しているのかの検証をはじめとして、合理性や効率性といった基本的概念の検討等を十分に行うことができなかった。こういった限界があるため、上記の結論は研究の第1段階の結果として、今後さらに分析を掘り下げていくことが望ましいと考えられる。

## 謝辞

本稿は、2019年11月30日に開かれた WEST 論文研究発表会および同年12月7日に開かれた甲南大学経済学部インターゼミナールで報告した研究をもとにしている。これらの発表会で頂戴した貴重なコメントおよび甲南大学経済学会での論文審査で頂いたコメントに対して厚く御礼申し上げます。また、本稿の執筆のために神戸市市民参画推進局男女活躍労働課にヒアリング調査を行わせていただいた。ご多忙の中、調査にご協力いただいたことに、この場を借りて心より御礼申し上げます。

## VI 参考文献

Becker, Gary S. "The Economics of Discrimination" (University of Chicago Press, 1957)  
阿部正浩「男女の雇用格差と賃金格差」

(<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2005/05/pdf/p16-31.pdf>  
2005年5月)

打越文弥「育児休業の取得が女性の就業継続に与える中長期的な影響

---

1 以下で述べる本稿の問題点については、論文審査で頂いたコメントを踏まえたものである。

—JGSS-2009LCS を用いた生存分析—

([http://jgss.daishodai.ac.jp/research/monographs/jgssm17/jgssm17\\_03.pdf](http://jgss.daishodai.ac.jp/research/monographs/jgssm17/jgssm17_03.pdf)  
2017年3月)

川口章『ジェンダー経済格差』（勁草書房、2008年）

佐野晋平「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」

(<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2005/07/pdf/055-067.pdf>  
2005年7月)

東洋経済新聞社『就職四季報女子版2019年版』（2017年）

内閣府「内閣府 平成29年度 年次経済財政報告

第2章 第1節 働き方改革が求められる労働市場の課題」

(<https://www5.cao.go.jp/jj/wp/wp-je17/h02-01.html> 2017年7月)

内閣府「男女共同参画白書」

(<http://www.gender.go.jp/about/danjo/whitepaper/> 2013年6月、2014年  
6月、2016年6月)

内閣府男女共同参画局「共同参画」

(<http://www.gender.go.jp/public/kyodosankaku/2018/201901/201901.html>  
2019年1月)

山口一男「男女の賃金格差解消への道筋：統計的差別に関する企業の  
経済的非合理性について」

(<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2008/05/pdf/040-068.pdf>  
2008年5月)