



RIETI Discussion Paper Series 25-J-024

日本企業の海外進出と国内における女性活躍

倪 彬

法政大学

小橋 文子

慶應義塾大学

殷 婷

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/>

日本企業の海外進出と国内における女性活躍*

倪 彬（法政大学）

小橋 文子（慶應義塾大学）

殷 婷（東洋大学・経済産業研究所）

要 旨

本稿では、グローバルに事業を展開する企業ほど、女性活躍推進に関する制度変更を契機として企業内の男女賃金差を縮小させたのかを実証的に検証する。具体的には、賃金構造基本統計調査と経済産業省企業活動基本調査を接続したデータセットを構築し、女性の職業生活における活躍の推進に関する法律（女性活躍推進法）による制度変更前後での男女賃金差の変化を、三重差分法を用いて、海外直接投資（FDI）の有無や規模、地理的展開の差異を考慮しながら推定した。分析の結果、FDI を行っている企業は、そうでない企業に比べ、制度変更後に男女賃金差を統計的に有意に縮小させていることが示された。さらに、海外子会社数が多い企業ほど、その効果がより強く現れることも確認された。これらの結果は、グローバル展開の度合いが大きい企業ほど、制度変更積極的に反応し、雇用調整やジェンダー平等な労働環境への改革に取り組む傾向があることを示唆している。加えて、日本との時差が大きい国・地域に進出している企業では、男女賃金差の縮小効果が相対的に弱まる傾向が観察された。これは、時差が大きいほど柔軟な勤務時間が求められ、女性労働者に不利な評価が下されやすく、制度の効果が抑制される可能性を示している。

キーワード：女性活躍推進法、海外直接投資、男女賃金差、企業内雇用調整

JEL classification: J16, F23, J31, J78

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。

*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「コロナ禍における日中少子高齢化問題に関する経済分析」の成果の一部である。本稿の原案は、RIETIDP 検討会で発表を行ったものである。富浦英一（RIETI 所長・CRO）、鶴光太郎（プログラムディレクター）から建設的なコメントを頂いた。また、データの取り扱いに関して、遠藤正寛教授（慶應義塾大学）、松浦寿幸教授（慶應義塾大学）から有益なアドバイスを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。本稿の分析にあたっては、経済産業省企業活動基本調査の調査票情報および賃金構造基本統計調査の調査票情報を利用した。

1. はじめに

現代のグローバリゼーションは、国境を越えて広がるサプライチェーンによって特徴づけられる。国境を越えた工程間分業の進展は、もともと国内の労働力が担っていた生産工程の一部(タスク)を、海外直接投資(FDI)などによって国外に移転(オフショアリング)することを意味する。つまり、オフショアリングによって、短期的には、国内雇用の喪失が招かれる。しかし、長期的には、海外の労働力その他の生産要素を活用することで企業内部の資源配分効率が改善され¹、生産の拡大とともに国内雇用も増加する²。また、事業の多角化を通じて事業活動全体の資源配分の効率化を図る企業ほど、企業内で労働力を柔軟かつ効率的に再配置する傾向にあるという実証的証拠も存在する³。オフショアリングは、企業組織の再編や人的資源活用の柔軟性向上を通じて、雇用構造や就労環境に変化をもたらす可能性がある。

一方で、グローバルに事業展開を進めている企業ほど、海外進出先での経験を通じてジェンダー平等に配慮した人的資源管理を採用する傾向があるという知見も蓄積されている⁴。こうした企業は、たとえば制度変更によって企業の女性活躍推進の取組が義務化されると、制度変更を追い風に、企業内の男女間の雇用調整やジェンダー平等な就労環境への改革に取り組みやすい土壌を持つと考えられる。その場合、グローバルに事業展開を進めている企業ほど、女性活躍推進のための制度変更の意図する効果がより発揮されることになるだろう。

本研究では、こうした視点から、女性活躍推進法(正式名称:女性の職業生活における活躍の推進に関する法律)⁵による制度的介入が、企業内の男女賃金差にどのような影響を及ぼしたのかを検証する。制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用に焦点をあて、その違いが企業内の女性活躍推進、ひいては、ジェンダー平等の進展にいかなる影響をもたらしたのかを明らかにすることに研究上の関心がある。グローバルに事業展開を進めている企業ほど、制度変更を契機に男女賃金差が縮小したのかどうか、に注目して分析する。

具体的には、企業における女性活躍推進に関する行動計画の策定・情報公表等が義務づけられた2016年、および、企業に求められる取組の実効性を高める方向で義務内容が強化された2020年という、女性活躍推進法の二度の制度変更に焦点を当てる。そして、これらの制度変更により、対外FDIを通じてグローバルに事業展開を進めている企業ほど男性労働者と女性労働者間の賃金差

¹ たとえば、以下で引用する Chen et al. (2021) を参照。

² たとえば、Kovak et al. (2021) は、米国の多国籍企業によるオフショアリングにより、海外子会社の雇用が10%増加すると、米国親会社の雇用が1.3%増加するという結果を得ている。

³ たとえば、Tate and Yang (2015) を参照。

⁴ たとえば、Greenhill et al. (2009)、Neumayer and De Soysa (2011)、Halvarsson et al. (2023)、Heckl et al. (2025) を参照。

⁵ 「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律(平成二十七年法律第六十四号)」<https://laws.e-gov.go.jp/law/427AC0000000064>

が縮小したのかどうかを実証的に分析する。分析にあたっては、2015 年から 2022 年の賃金構造基本統計調査(厚生労働省)と経済産業省企業活動基本調査を接続させて、労働者ごとの賃金と勤務先事業所の親会社の FDI 状況を関連づけたデータセットを構築する。そのデータセットを使用して、三重差分(Triple Difference, Difference-in-Difference-in-Differences: DDD)法により、制度変更の前後における男女賃金差の変化の FDI 状況による差異を推定する。さらに、追加的な分析として、企業が FDI を通じて地理的にどのように事業を展開しているかによって、男女賃金差に対する制度変更の影響が異なるのかについても検討する。とりわけ、海外子会社が立地する国・地域と日本との時差が大きいほど、勤務時間外に生じる海外拠点とのやりとりに柔軟に対応可能な労働への需要が高まり、女性労働者にとっては不利となる可能性が高い。⁶この点を踏まえ、進出先と日本との時差の程度によって、制度変更の前後における男女賃金差の変化に差異があるのかを推定する。

分析結果より、2020 年の制度変更によって女性活躍推進の取組の義務内容が強化された後、FDI を実施している企業では、そうでない企業に比べて、男女賃金差が統計的に有意に縮小したことが明らかになった。また、海外子会社の数が多い企業ほど、男女賃金差の縮小傾向が強いことも確認された。これらの結果は、グローバルに事業展開を進めている企業ほど、制度的環境の変化に積極的に反応し、男女間の雇用調整やジェンダー平等な就労環境への改革に取り組む可能性を示す、実証的証拠である。さらに、日本との時差の大きい国・地域に進出している企業ほど、制度変更による男女賃金差縮小の効果が相対的に弱まる傾向も確認された。これは、時差が大きくなるほど時間的に柔軟な労働力が必要とされるため、女性労働者に不利な評価が下されやすく、制度変更の効果が弱まる可能性を示している。

本研究は、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用という観点から、グローバリゼーションが男女間の賃金差縮小をはじめとするジェンダー平等に及ぼす影響についての既存研究に新たな視点を提供するものである。関連文献では、これまで多様な角度から研究が蓄積されてきた。まず、貿易自由化の影響としては、輸出の増加が技術水準の向上を促し、それによって肉体労働に対する需要が低下することで、相対的に女性労働者の賃金および雇用が改善するとの指摘がある(Juhn et al. 2013, 2014)。また、比較優位にもとづき、女性労働集約的あるいは女性特有のスキルに依存する産業が拡大することで、女性の労働市場参加率が上昇するという正の効果を示す研究も存在する(Do et al. 2016, Li 2021)。

より広く、輸出だけでなく対外 FDI も含む企業の海外進出がもたらす影響についても、異なる経路を通じた効果が検討されている。たとえば、Greenhill et al. (2009)、および Neumayer and De Soysa (2011) は、輸出や FDI を通じて海外市場に進出する企業が、消費者からの圧力や評価を背景に、

⁶たとえば、以下で引用する Bøler et al. (2018) を参照。

競争力維持のためジェンダー関連の規制や基準を自発的に導入する傾向があることを明らかにしている。また、FDI による海外進出を通じて、企業が進出先における異なるジェンダー規範に接触することで、そうした規範が本国へと逆流し、国内におけるジェンダー規範の変化につながるという経路にも注目が集まっている (Halvarsson et al. 2023, Heckl et al. 2025)⁷。こうした先行研究は、グローバルに事業展開を進めている企業ほどジェンダー平等に配慮した人的資源管理を採用する傾向を示しており、その結果として企業内の男女間賃金差が縮小する可能性を示唆している。

対照的に、グローバリゼーションが男女間の賃金差をむしろ拡大することを示す先行研究も存在する。たとえば、Berik et al. (2004) は、外国企業との競争が激化することで企業内における女性労働者の交渉力が低下し、その結果として女性に対する賃金差別が助長される可能性を指摘している。Bøler et al. (2018) は、輸出や FDI を通じて複数のタイムゾーンにまたがる外国市場に参入する企業において、時間的に柔軟な働き方に対応できる人材がより求められる傾向があるとしたうえで、女性労働者が「柔軟性に欠ける」と見なされることにより、差別的な待遇を受けるリスクが高まる可能性を指摘している。

さらに、グローバルに事業展開を進めている企業ほど制度変更を契機に男女間の雇用調整やジェンダー平等な就労環境への改革に取り組みやすいという本研究の視点は、企業活動のグローバル化が企業内部の資源配分効率にもたらす影響についての既存研究に立脚している。オフショアリングが企業内の雇用調整、さらに企業間、産業間での雇用調整に与える影響を理論的に検討している論文としては、Groizard et al. (2014) などがある。実証研究としては、たとえば、Chen et al. (2021) は、対外 FDI が企業内部の労働と資本の最適投入に与える影響を検討している。そして、中国企業の対外 FDI が、とくに資本のミスアロケーションの是正を通じて、企業内の資源配分を統計的に有意に改善させるという結果を得ている。また、FDI やオフショアリングに焦点を当てている研究ではないが、Tate and Yang (2015) は、複数の業種にまたがって事業活動を展開している多角化企業ほど、企業内で労働力を柔軟かつ効率的に再配置しているかどうかを検討している。彼らの分析結果は、多角化企業では、そうではない企業に比べ、社内異動がより活発で、とくに成長性の高い業種や部門へと労働力を再配置する傾向が強いことを示している。

本稿の構成は以下のとおりである。まず次節では、本稿で注目する女性活躍推進法とその制度変更の概要を示す。第 3 節では、本研究で用いるデータおよび分析手法について説明する。第 4 節では、推定結果を示し、その解釈と考察を行う。そして第 5 節で結論をまとめ、本稿を締めくくる。

⁷ 関連して、対内 FDI についても、外国人投資家、とくにジェンダー包摂的な文化を有する国からの投資家による圧力を通じて、ジェンダーに関する規範が投資先企業に伝播し、その結果として受入国における企業の女性雇用比率が上昇することを示唆する研究も存在する (Kodama et al. 2018, Choi and Greaney 2022)。

2. 女性活躍推進法における企業の義務内容の概要

本稿では、女性活躍推進法のもとで企業の女性活躍に向けた取組を義務化する制度の創設および義務内容の強化という制度変更に焦点を当て、制度の導入や変更により企業内の男女賃金差が縮小したのかどうかを検討する。本稿で注目する女性活躍推進法は、2015年9月4日に公布され、10年間の時限立法として段階的に施行されてきた⁸。まず、2016年4月1日に施行された関連省令⁹により、常時雇用する労働者が300人を超える事業主に対して、

- (1) 自社の女性活躍に関する状況の把握、課題分析、対策取組
- (2) 一般事業主¹⁰行動計画(1項目以上の数値目標)の策定・届け出
- (3) 自社の女性活躍に関する情報公表(1項目以上)

が義務化された。なお、不履行による罰則は設けられておらず、常時雇用労働者300人以下の事業主については努力義務とされた。その後の法改正により、2020年4月1日には、常時雇用労働者300人超の事業主の(2)の対象項目が1項目以上から2項目以上に拡大した。2020年6月1日には、常時雇用労働者300人超の事業主の(3)の公表項目が1項目以上から2項目以上に拡大した。また、優良事業主認定制度「えるぼし認定」の見直しも図られ、新たに創設された「プラチナえるぼし認定」取得企業は(2)を免除されることになった。さらに、2022年4月1日には、常時雇用労働者100人超(300人以下)の事業主についても(1)から(3)が義務化された。2022年7月8日には、世界的な賃金情報開示施策の潮流を受け、常時雇用労働者300人超の事業主の(3)の公表項目に、「男女の賃金の差異」が必須項目として追加された¹¹。

女性活躍推進法のもとでのこれらの制度導入および変更のうち、本稿では、2016年に導入された状況把握・行動計画策定・情報公表の義務化、そして、2020年に実施された行動計画策定・情報公表に関する義務内容の強化という、二度の制度変更に焦点を絞る。いずれも、常時雇用する労働者が300人を超える事業主、すなわち「大規模企業」のみに法的に義務付けられた制度変更である。本稿の以下の分析では、制度変更の対象となった大規模企業と対象外のその他企業を区別しながら、女性活躍推進法の制度変更を契機に企業内の男女賃金差が縮小したのかどうかを検証していく。その際、対外FDIを通じてグローバルに事業展開を進めている企業ほど、制度変更による男女賃金差縮小の効果がより発揮されるのかどうかに注目して分析する。

⁸ 期限をさらに10年間延長する改正法案が令和7年(2025年)通常国会の審議を経て成立し、2025年6月1日に施行された。現在、2036年3月末まで有効な時限立法となっている。

⁹ 「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律に基づく一般事業主行動計画等に関する省令(平成二十七年厚生労働省令第百六十二号)」<https://laws.e-gov.go.jp/law/427M60000100162>

¹⁰ 国及び地方公共団体以外の事業主を「一般事業主」という。

¹¹ 2022年7月8日施行後に最初に終了する事業年度の実績として、共通の方法で企業内の男性の賃金に対する女性の賃金の割合を計算し公表することが義務付けられた。

3. 使用するデータと推定方法

3.1. 分析用データセットの構築

本研究で使用するのは、労働者ごとの賃金と、その勤務先事業所が属する企業グループの親会社の FDI 状況とを関連づけたデータセットである。このデータセットは、2015 年から 2022 年の賃金構造基本統計調査と経済産業省企業活動基本調査を接続させて構築した。

具体的には、まず、労働者の賃金情報は厚生労働省の賃金構造基本統計調査(以下、「賃金センサス」)から取得する。賃金センサスは、統計法に基づく基幹統計であり、日本国内の主要産業に雇用される労働者の実態を明らかにすることを目的としている。調査は、5 人以上の常用労働者を雇用する民営事業所(ならびに、10 人以上の常用労働者を雇用する公営事業所)から、都道府県・産業・事業所規模別に無作為抽出した事業所を対象に毎年 7 月に行われている。調査対象となった事業所は、事業所および雇用している労働者の情報について報告するよう依頼される。情報には、事業所の属性、労働者の性、雇用形態、就業形態、学歴、年齢、勤続年数、労働者の種類、役職、職種、経験年数、実労働日数、所定内実労働時間数、超過実労働時間数、きまって支給する現金給与額、超過労働給与額、調査前年の年間賞与、期末手当等特別給与額などが含まれる。なお、調査対象事業所の抽出は 2 年ないし 3 年ごとに行われ、次の抽出までの間、原則として、調査対象事業所は毎年回答することが求められる。ただし、同一事業所が回答する労働者の情報には毎年異なる番号が付与されるため、各労働者を複数年にわたって追跡しパネル化することはできない。

加えて、経済産業省が毎年実施している経済産業省企業活動基本調査(以下、「企活」)によって収集された企業レベルのデータを用いる。企活は、日本国内に本社を有する製造業・非製造業のうち経済産業省が所管する主要産業に属する企業を対象とした、統計法に基づく基幹統計である。日本国内の大規模企業のほぼ全てを網羅しており、従業者数が 50 人以上、かつ、資本金が 3,000 万円以上の中小企業も含まれている。回答率は 80%を超えており、毎年約 30,000 社が調査票に回答している。企業の基本的な属性に加え、生産・サービス活動に関連する項目およびバランスシートにある些細な情報まで網羅している。さらに、各企業が所有している日本国内の子会社の数のみならず、海外の子会社の数も地域別に報告されている¹²。本研究では、この海外子会社数の情報を活用して、企業の対外 FDI の有無や規模、地理的展開の程度を測る。なお、企活では毎年 6 月に前年度の経済活動状況について調査が行われているため、上述の賃金センサスと接続させるにあたっては実際に経済活動が行われていた年(すなわち、調査対象年)を用いる。

¹² 企活において「子会社」とは、調査対象企業が 50%超の議決権を所有する会社を指す。海外子会社数は、アジア、ヨーロッパ、北米、その他地域別に報告されている。中国(含、香港)の値も個別に報告されている。

次に、2015 年から 2022 年を調査対象年とする賃金センサスと企活を接続する。2018 年以降分については、法人番号を用いて接続することができる。ただし、法人番号で接続可能なのは、2018 年以降の賃金センサスの(労働者レベルの)全観測値数の 1/3 程度にとどまる。残りの 2/3 程度は、企活の対象に含まれない中小企業(とくに小規模企業)に勤務する労働者や、個人事業主に相当する。企活と接続できなかった観測値の労働者の多くが労働者 50 人未満の小さな企業に勤務している可能性が高いことを鑑みると、いずれにせよ、女性活躍推進法の制度変更の直接的な対象ではない企業の労働者である。制度変更による男女賃金差縮小の効果が FDI 状況によって異なるかという点が本稿の研究上の関心であり、制度変更の対象として直接的に影響を受ける大規模企業にとくに注目していることに留意されたい。

一方、2017 年以前分については、法人番号が存在しないため、賃金センサスとの接続は容易ではない。そこで、以下の手順で接続を試みた。まず、企活については、永久企業番号を使ってパネル化し、2015～2017 年のデータにも法人番号を割り当てる。賃金センサスについては、共通事業所コードを参照して、2015～2017 年のデータにも法人番号を割り当てる。そして、法人番号を用いて賃金センサスと企活の接続を試みたところ、マッチング率は賃金センサスの全観測値数の 1/9 程度となった。本稿では 2016 年と 2020 年の女性活躍推進法の二度の制度変更による男女賃金差への影響を検討するが、2016 年の分析においては、2020 年の分析に比べ、極めて低いマッチング率のサンプルを分析対象とせざるを得ない点に留意されたい。

3.2. 推定方法

賃金センサスと企活を接続して構築したデータセットを用いて、三重差分法により、女性活躍推進法の制度変更前後での男女賃金差の変化の FDI 状況による差異を推定する。推定式の基本形は以下のとおりである。

$$Y_{ifjt} = \alpha + \lambda_f + \lambda_{jt} + Female_i + FDI_{ft} + \beta_1(Female_i \times Post_t) + \beta_2(Female_i \times FDI_{ft}) + \beta_3(Post_t \times FDI_{ft}) + \gamma(Female_i \times Post_t \times FDI_{ft}) + \varepsilon_{ifjt} \quad (1)$$

Y_{ifjt} は、産業 j に属する企業(親会社) f の事業所に勤務している労働者 i が t 年に受け取った賃金総額の対数値を表す。実際の推定においては、労働者 i の「きまって支給する現金給与額(月)」に 12 を乗じた額と、「昨年1年間の賞与期末手当等特別給与額」を足し上げて、年間賃金総額を概算した。なお、年間賃金総額値の上位・下位のそれぞれ 2%の外れ値についてはウィンザライズ処理を行った。 λ_f は企業固定効果を、 λ_{jt} は産業×年固定効果をそれぞれ表す。 $Female_i$ は、労働者 i が女性である場合 1 の値をとるダミー変数(以下、女性ダミー)である。 $Post_t$ は、女性活躍推進の制度

変更のあった 2016 年 (もしくは 2020 年) とそれ以降の年の場合に 1 の値をとるダミー変数 (以下、制度変更後ダミー) である¹³。 FDI_{ft} は、企業 f による t 年における対外 FDI の有無・規模を捉える変数である。推定する際には、二種類の FDI_{ft} を用いた。一つ目は、企業 f が t 年に対外 FDI を行っている (海外子会社を 1 社でも有する) 場合は 1 の値をとる、FDI の有無を示すダミー変数 (以下、FDI ダミー) である。FDI ダミーは解釈が明快である一方、多様な FDI の規模を一緒に扱うことになってしまう。そこで、二つ目は、FDI の規模の尺度として、企業 f の t 年における海外子会社数の対数値¹⁴を用いた。

式(1)において、とくに関心があるのは、三重差分項の係数 γ である。この係数 γ によって、対外 FDI の状況に応じた女性活躍推進の制度変更の男女賃金差に対する効果の異質性を検証する。より厳密には、FDI ダミーを用いる場合、係数 γ は、FDI を実施している企業 (FDI 企業) における女性活躍推進の制度変更前後での男女賃金差の変化から、FDI を実施していない企業 (非 FDI 企業) における制度変更前後での男女賃金差の変化を差し引いた、「男女賃金差の変化の差」としての三重差分を捉える。つまり、非 FDI 企業をベースラインとして、制度変更後に、変更前と比べ、FDI 企業における女性労働者の賃金が男性労働者に対してどのように相対的に変化したかの平均的傾向を捉える。係数 γ の符号が正であれば、制度変更後に FDI 企業では女性の賃金が男性に対して相対的に改善し、非 FDI 企業よりも男女賃金差が縮小したことを意味する。一方、係数 γ の符号が負であれば、制度変更があっても FDI 企業では非 FDI 企業よりも男女賃金差が縮小しなかった、あるいは、相対的にむしろ拡大したことを意味する。

FDI ダミーの代わりに、対外 FDI の状況として海外子会社数の対数値を用いる場合には、係数 γ の解釈は定量的なものに変わる。係数 γ の符号が正であれば、制度変更後に海外子会社の数が多い企業ほど女性労働者の賃金が男性に対して相対的に改善し、男女賃金差が縮小した傾向を示す。一方、係数 γ の符号が負であれば、制度変更があっても海外子会社が多い企業ほど男女賃金差が縮小しなかった、あるいは、相対的にむしろ拡大した傾向を示す。

なお、式(1)、ならびに以下で説明するその派生形の式を推定する際は、女性活躍推進法の 2016 年と 2020 年の二度の制度変更の対象となった企業群、すなわち、常時雇用する労働者が 300 人を超える「大規模企業」とそれ以外の企業を明示的に区別するために、式(2)のような基本形の推定式も検討し、四重差分法で推定する。

¹³ 式(1)は、三重差分の構造になっているが、産業×年固定効果 λ_{jt} が含まれるため、単独の導入・変更後ダミーは含まない。式(2)と式(3)、ならびに、式(4)のトレンド変数についても同様。

¹⁴ t 年に 1 つ以上の海外子会社を有する企業 f について、 $FDI_{ft} = \ln(\text{海外子会社数} + 1)$ として計算した。

$$\begin{aligned}
Y_{ifjt} = & \alpha + \lambda_f + \lambda_{jt} + Female_i + Treated_{ft} + FDI_{ft} + \beta_1(Female_i \times Post_t) + \\
& \beta_2(Female_i \times Treated_{ft}) + \beta_3(Female_i \times FDI_{ft}) + \beta_4(Post_t \times Treated_{ft}) + \\
& \beta_5(Post_t \times FDI_{ft}) + \beta_6(Treated_{ft} \times FDI_{ft}) + \gamma_1(Female_i \times Post_t \times \\
& Treated_{ft}) + \gamma_2(Female_i \times Post_t \times FDI_{ft}) + \gamma_3(Female_i \times Treated_{ft} \times FDI_{ft}) + \\
& \gamma_4(Post_t \times Treated_{ft} \times FDI_{ft}) + \delta(Female_i \times Post_t \times Treated_{ft} \times FDI_{ft}) + \varepsilon_{ifjt}
\end{aligned} \tag{2}$$

新たに追加した $Treated_{ft}$ は、大規模企業の場合に 1 の値をとるダミー変数(以下、対象企業ダミー)である。(2)式では、四重差分項の係数 δ によって、女性活躍推進の制度変更の対象企業における、対象外企業に対する相対的な男女賃金差に対する効果が、企業の対外 FDI の状況によって異なるかどうかを検証する。

さて、2016 年と 2020 年の二度の制度変更の効果を推定する際の問題として、2016 年の効果が 2020 年以降も継続している可能性が否定できない点が懸念される。そこで、2015 年から 2022 年まで全期間のデータを用いて以下の式を推定し、2016 年の効果と 2020 年の効果を識別する。

$$\begin{aligned}
Y_{ifjt} = & \alpha + \lambda_f + \lambda_{jt} + Female_i + FDI_{ft} + \sum_{T \in \{2016, 2020\}} \beta_{1T}(Female_i \times Post_{T,t}) + \\
& \beta_2(Female_i \times FDI_{ft}) + \sum_{T \in \{2016, 2020\}} \beta_{3T}(Post_{T,t} \times FDI_{ft}) + \\
& \sum_{T \in \{2016, 2020\}} \gamma_T(Female_i \times Post_{T,t} \times FDI_{ft}) + \varepsilon_{ifjt}
\end{aligned} \tag{3}$$

式(3)では、三重差分の構造は式(1)と同様であるが、2016 年と 2020 年の制度変更後ダミーそれぞれに対応する変数群が同時に含まれている。この式(3)の推定結果は次節で詳述するが、2016 年の効果の推計の精度には懸念がぬぐえない。第 3.1 節でも指摘したように、2016 年の効果は、2020 年の効果に比べ、極めて低いマッチング率で関連づけられた労働者の賃金と企業の FDI 状況に関するデータをもとに推定せざるを得ない。さらに、2016 年以前のデータは、2015 年の一時点のみしか存在しない。こうしたデータ制約上の問題から、本稿の主要な分析では 2020 年の制度変更の効果に焦点を当てていく。

2020 年の制度変更が男女賃金差に与えた効果の FDI 状況に応じた異質性の分析にあたっては、 $Post_t$ を 2020 年の制度変更後ダミーとして定義をして、前出の式(1)を三重差分法で推定する。三重差分法の根本的な前提の一つは、共通トレンド仮定である。すなわち、仮に介入(ここでは、2020 年の制度変更)が生じない場合には、処置群(FDI 企業の女性)と対照群(非 FDI 企業の男性)の(賃金の)差は時間とともに一定であるという仮定である。Wing et al. (2018) は、この共通トレンド仮定を検証する方法の一つとして、群別の線形トレンドを確認する方法を提案している。本研究にお

いても、Greaney and Kiyota (2025) に倣い、2020 年の制度変更前のデータを用いて、以下の式に基づいて共通トレンド仮定を検証する。

$$Y_{ifjt} = \alpha + \lambda_f + \lambda_{jt} + Female_i + Trend_t + FDI_{ft} + \beta_1(Female_i \times Trend_t) + \beta_2(Female_i \times FDI_{ft}) + \beta_3(Trend_t \times FDI_{ft}) + \gamma(Female_i \times Trend_t \times FDI_{ft}) + \varepsilon_{ifjt} \quad (3)$$

$Trend_t$ は時間トレンドを表す連続変数であり、2016 年を 1 として、2019 年を 4 とする。その他の変数の定義は式 (1) と同様である。もし制度変更前におけるトレンドが FDI 企業の女性と非 FDI 企業の男性のあいだで共通している場合、係数 γ は統計的に有意ではないと考えられる。

さらに、制度変更後、時間の経過に伴って男女賃金差にどのような影響があったかについても分析をする。具体的には、2020 年の制度変更後ダミーによる式(1)の推定に加えて、イベントスタディ分析によって、制度変更が男女賃金差に与えた通時的な効果を可視化して検討する。その際、式(1)の $Post_t$ (2020 年の制度変更後ダミーとして定義)を、年ごとのダミー変数のベクトル($\mathbf{d}_t$)に置き換えた以下の式を推定する。

$$Y_{ifjt} = \alpha + \lambda_f + \lambda_{jt} + Female_i + FDI_{ft} + \sum_t \beta_1(Female_i \times \mathbf{d}_t) + \beta_2(Female_i \times FDI_{ft}) + \sum_t \beta_3(\mathbf{d}_t \times FDI_{ft}) + \sum_t \gamma_t(Female_i \times \mathbf{d}_t \times FDI_{ft}) + \varepsilon_{ifjt} \quad (4)$$

注目する係数 γ_t を通時的にプロットすることで、制度変更前に比べ、制度変更後にどのような中長期的な影響がもたらされているのかを視覚的に明らかにすることが可能となる。

4. 推定結果

4.1. 三重差分および四重差分推定の結果

まず、式(3)を用いて、2016 年と 2020 年の二度の女性活躍推進の制度変更の効果を同時に考慮して推定した結果が表 1 にまとめられている。分析対象には、2015 年から 2022 年まで、データが存在するすべての期間を含む。列(1)は FDI ダミーを、列(2)は海外子会社数を三重差分項に含めた場合の推定結果である。表 1 の 2 行目に示されている通り、2020 年の制度変更に関しては、FDI の有無、海外子会社数で測った規模のいずれを企業のグローバル化の程度の尺度として用いた場合でも、三重差分項(女性ダミー×2020 年制度変更後ダミー×FDI)の係数 γ は、期待通り、正で統計的に有意である。より積極的に海外直接投資を行っている企業ほど、2020 年の制度変更によって女性労働者の賃金が男性労働者に比べ相対的に上昇したことを示している。一方、2016 年については、海外子会社数を用いた場合には三重差分項(女性ダミー×2016 年制度変更後ダミー×FDI)の係数 γ

が正で有意であるが、FDI ダミーを用いた場合には γ は負で有意となった。これは、企業のグローバル化の程度を有無で測るか規模で測るかによって、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用の方向性が異なることを意味している。ただし、前述のように、2015 年から 2017 年については企業のマッチング率が極めて低く、2016 年以前の情報は 2015 年の一時点のみしか存在しないというデータ上の制約もあるため、2016 年の制度変更の効果に関する分析結果の精度には一定の懸念が残る。

続く表 2 では、式(3)に対象企業ダミーも含めて四重差分の構造に変形し(式(1)から式(2)への変形と同様)、二度の制度変更の対象企業と対象外企業を明示的に区別して推定した結果がまとめられている。分析対象期間は、表 1 と同様、2015～2022 年である。制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用は、制度変更の対象企業において対象外企業よりも強くプラスの効果が現れ、四重差分項の係数の符号は正に推計されることが期待される。しかしながら、表 2 の 1 行目に示されている通り、2016 年の制度変更に関しては、四重差分項(女性ダミー×2016 年制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI)の係数は、FDI ダミーと海外子会社数のいずれを用いた場合も負で有意である。表 1 の結果と併せて解釈すると、FDIを実施している企業ほど、そして海外子会社が多い企業ほど、2016 年の制度変更後に男女賃金差が縮小したものの、制度変更の対象企業では対象外企業に比べて賃金差の縮小幅は小さく、相対的には賃金差が拡大したことを意味する。これは予想に反する結果である。繰り返しの指摘となるが、2016 年の制度変更の分析の精度には懸念が拭えない点にここでも留意されたい。2020 年については、四重差分項(女性ダミー×2020 年制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI)の係数は、海外子会社数を用いた場合は正であるものの、FDI ダミーと海外子会社数のいずれを用いた場合も統計的に有意ではない。制度の法的な対象企業と対象外企業の間で、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用に統計的に有意な差は検出されなかった。

以上の表 1 と表 2 の結果を受けて、2016 年の制度変更の効果の識別にはデータ制約上の問題があり、分析の精度に懸念があるため、以降の分析では 2020 年の制度変更の効果に焦点を当てる。その際、2016～2022 年を分析対象期間とする。また、表 2 では、本稿で注目する制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用は、制度変更の法的な対象企業のみに限定されない可能性が示された。第 2 節でも述べたように、女性活躍推進法では常時雇用労働者 300 人超の大規模企業を対象に女性活躍推進の取組が義務化されたが罰則は設けられておらず、対象外のその他企業についても同様の取組が努力義務とされた。また、女性活躍推進の制度変更は段階的に実施され、対象企業の範囲が拡大していくことは当初の対象外企業にもある程度予測できたと考えられる。実際、当初は対象外だった常時雇用労働者 100 人超の中規模企業は 2022 年から義務化対象に切り替わった。こうした状況を鑑みると、女性活躍推進法のもとでの制度変更が対象外企業にも間接的

に影響を及ぼし、社会的な女性活躍推進の機運のなか、男女間の雇用調整やジェンダー平等な就労環境整備を促した可能性がある。以降の分析では、対象企業ダミーを含まない三重差分構造のもとで基本の推計を行い、参考として対象企業ダミーを含む四重差分構造の推定結果も提示する。

さて、2020年の制度変更の効果の検証に先立って、制度変更前のデータ(2016～2019年)を用いて事前トレンドの有無をテストした。表3に示されているように、FDIダミーと海外子会社数のいずれを用いた場合も、三重差分項の係数は統計的に有意ではなかった。これらの結果は、2020年の制度変更の効果を検証するうえで、その前提となる共通トレンド仮定が妥当であることを裏付けている。また、対象企業ダミーを加えた四重差分の構造でも事前トレンドの有無をテストし、その結果は表4にまとめられている。四重差分項についても、三重差分項(表3)と同様に係数は統計的に有意ではなく、対象企業と対象外企業を明示的に区別した場合も共通トレンド仮定が成り立つことが確認された。

以上より前提条件が満たされていることが確認できたことから、次に、式(1)と式(2)を用いて2020年の制度変更の効果について推定する。式(1)を用いた三重差分の推定結果は表5と表6に示されている。前述のとおり、常時雇用労働者100人超の中規模企業は2022年から義務化対象に切り替わったため、2016～2022年のサンプル期間(表5)だけでなく、頑健性の確認として2016～2021年のサンプル期間(表6)についても推定を行った。各表の列(3)および列(4)では、既存の企業固定効果に加え、賃金に影響を及ぼす可能性のある要因をより正確にコントロールするため、各労働者の月所定労働時間の対数値を説明変数として追加している¹⁵。

表5の結果を見ると、すべての列において三重差分項(女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI)の係数 γ は正で統計的に有意であり、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用により男女賃金差が縮小したことが示されている。月所定労働時間の変数を追加しても結果は頑健である。なお、女性ダミーはすべての列において負で有意となっており、一般に女性労働者の賃金が男性よりも有意に低いことが確認できる。また、女性と制度変更後の交差項(女性ダミー×制度変更後ダミー)については、列(2)を除きいずれのケースにおいても正で有意である。制度変更が女性労働者の賃金の相対的な改善と男女間の賃金差縮小に一定程度寄与したことが示唆されるものの、三重差分項の頑健な結果は企業のグローバル化の程度との相互作用を強調している。グローバルに事業展開を進めている企業ほど、制度変更による男女賃金差縮小の効果がより発揮されたと解釈できる。義務化対象が拡大した2022年を除いた期間を対象とした表6も概ね同様の結果を示している。

表5の列(3)に示される女性と制度変更後の交差項(女性ダミー×制度変更後ダミー)の推定係数(0.0542)は、FDI企業・非FDI企業に共通する効果を表している。これは、制度変更後に女性労

¹⁵ 他に影響を与える変数として、職種、学歴、経験年数、正規雇用であるかどうかなどはあるが、いずれも欠損値が多く、今回はサンプル数で欠損の少ない月所定労働時間を採用している。

働者の賃金が男性に比べてどの程度上昇したかを捉えるものである。被説明変数は賃金総額の対数値であるため、この効果は $(e^{0.0542} - 1) \times 100 \approx 5.57\%$ と計算できる。つまり、非 FDI 企業では制度変更後に男女賃金差が約 5.6%縮小したことになる。一方、三重差分項(女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI ダミー)の推定係数(0.00915)は、FDI 企業特有の追加的な効果を表している。したがって、FDI 企業における制度変更後の男女賃金差縮小幅は、共通効果(0.0542)と追加効果(0.00915)を合算して、 $(e^{0.0542+0.00915} - 1) \times 100 \approx 6.54\%$ と計算できる。まとめると、非 FDI 企業では約 5.6%の縮小効果がみられるのに対し、FDI 企業では約 6.5%と、より大きな縮小効果が確認される。

同様に、海外子会社数で測った FDI の規模によって男女賃金差縮小の効果がどのように異なるのかについても、表 5 の列(4)の推定係数から概算して考察することができる。海外子会社数が n 社の場合は、女性と制度変更後の交差項の推定係数(0.0363)に、三重差分項(女性ダミー×制度変更後ダミー× $\ln(\text{海外子会社数} + 1)$)の推定係数(0.0161)に $\ln(n + 1)$ を掛け合わせたものを合算すればよい。分析対象サンプルにおける海外子会社数の平均値は 15.6 社であるが、分布は強く右裾に伸びている。たとえば、25%点に相当する 1 社のケースでは、 $(e^{0.0363+\ln(1+1) \times 0.0161} - 1) \times 100 \approx 4.86\%$ と計算できる。中央値の 4 社のケースでは $(e^{0.0363+\ln(4+1) \times 0.0161} - 1) \times 100 \approx 6.42\%$ 、中央値から 75%点までの中間に相当する 10 社のケースでは $(e^{0.0363+\ln(10+1) \times 0.0161} - 1) \times 100 \approx 7.78\%$ 、75%点から 90%点までの中間に相当する 30 社のケースでは $(e^{0.0363+\ln(30+1) \times 0.0161} - 1) \times 100 \approx 9.59\%$ と、海外子会社数が多い企業ほどより大きな男女賃金差縮小の効果が顕著に現れている。とりわけ、海外子会社を 1 社しか保有しない企業では、非 FDI 企業の平均的水準よりも低い、限定的な男女賃金差の縮小しか実現していないが、海外子会社数が 3 社以上になると平均的な非 FDI 企業を上回る賃金差縮小が実現し、海外子会社数が中央値の 4 社あるいはそれ以上のグローバル化の進んだ企業ではさらに大きな縮小効果が顕著である。

式(2)を用いた四重差分の推定結果は表 7 に示されている。いずれの列においても四重差分項(女性ダミー×制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI)の係数 δ は統計的に有意ではない。表 5 と表 6 の結果と併せて解釈すると、制度変更後にグローバルに事業展開を進めている企業ほど男女賃金差が縮小したものの、制度変更の法的な対象であったか否かによって有意な差は検出されなかったことを意味する。先でも言及したように、本稿で注目する制度変更は法的には大規模企業を対象としているものの、罰則はなく、中小規模企業にも努力義務が課され、将来的に義務化対象が拡大することは予測可能であったと考えられる。この点を鑑みると、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用は、制度の法的強制を通じてではなく、女性活躍推進の機運が高まるなかで将来対象になる予想や社会的な圧力に後押しされる形で、対象外企業も含む全体に広く及んでいたと解釈できる。

さらに、上記の結果を確認するという意味で、式(4)に基づいてイベントスタディ分析を行って、結果を図 1 と 2 にまとめる。どちらの図においても、式(4)の γ_t の推定値を、制度変更のあった 2020 年の基準値(=0)として可視化している。図 1 および図 2 の結果を見ると、いずれも 2020 年を頂点とする傾向が確認される。ただし、FDI ダミーを用いた場合は 2020 年以降に一貫して低下しているものの、2017 年と 2018 年よりは高い水準に留まっている。海外子会社数を用いた場合には、2021 年に一度低下するものの、その後は再び上昇に転じている。これら 2 つの図を併せて考察すると、制度変更は FDI 企業に対して顕著な効果を持ち、とくに海外子会社数が多い企業ほど、女性労働者の賃金が男性労働者に比べ相対的に上昇し男女間賃金差が縮小したことが確認できる。

4.2. FDI の地理的展開とタイムゾーン差の影響について

前節の分析では企業のグローバル化の程度の尺度として FDI の有無と海外子会社数で測った FDI の規模に注目したが、FDIを通じて地理的にどのように事業を展開しているかによっても男女賃金差に対する制度変更の影響は異なる可能性がある。とりわけ、海外子会社が立地する国・地域と日本との時差が大きいほど、時差による勤務時間外業務に柔軟に対応しづらい女性労働者にとっては不利となる可能性が高く、制度変更による女性賃金の相対的な改善効果は弱まると考えられる。そこで、追加的な分析として、企業のグローバルな事業展開のタイムゾーン差を捉える指標を構築し、タイムゾーン差が大きいほど、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用による男女間の賃金差縮小効果が減退するのかを検証する。本研究におけるタイムゾーン差の指標は、日本との平均時差を地域ごとに設定し(アジア=0 時間、欧州=8 時間、北米=14 時間)、各企業の地域別海外子会社数を重みとする加重平均として構築した。アジアを中心に展開する企業ではタイムゾーン差の値が小さく、北米に子会社を多く保有する企業では大きな値となる。海外子会社を保有しない企業については、タイムゾーン差を 0 と定義した。

式(1)にタイムゾーン差指標を組み込んで四重差分の構造にして、2020 年の制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用を再検討した結果が表 8 である。サンプル期間は 2016~2022 年で、表 5 の推定にタイムゾーン差指標を組み込んだ四重差分の推定結果となっている。関心のある四重差分項(女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI×タイムゾーン差)はすべての列において負で統計的に有意である。これは、企業のグローバルな事業展開のタイムゾーン差が大きいほど、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用による男女間の賃金差縮小効果が減退する傾向を意味している。また、表 5 で注目した三重差分項(女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI)は表 8 においても一貫して正で有意であり、制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用の頑健性を確認できる。

4.3. COVID-19 のパンデミックの影響について

本稿の分析では、産業×年固定効果を含めているので、マクロレベルでの新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) のパンデミックの影響はコントロール済みである。しかし、たとえば式(1)で興味のある三重差分項の係数 γ の推定において、「FDI 企業に所属する女性に特有の COVID-19 パンデミックの賃金に対する影響」と、本来捉えたい「2020 年の制度変更の効果」とが混同されてしまっている可能性が懸念される。

先行研究においては、COVID-19 パンデミックが賃金に与えた影響について、男女間で異なる影響が指摘されている。一部の研究では、女性の方が男性よりも大きな悪影響を受けているとされる (Singh et al. 2022)。一方、別の研究では、男性の方がより強い負の影響を受けていると報告されている (Liang et al. 2022)。先行研究のあいだで見解は分かれているものの、「女性に特有の COVID-19 パンデミックの賃金に対する影響」について考慮が必要であることが示唆される。しかし、この「女性に特有の COVID-19 パンデミックの賃金に対する影響」は、たとえば表 5、表 6、表 8 では、女性ダミー×制度変更後ダミーの交差項でコントロールされている。他方で、筆者の知る限り、企業の対外 FDI を通じたグローバル化の程度の差異によって COVID-19 パンデミックの賃金に対する影響が異なることを指摘する論文は存在しない。したがって、「FDI 企業に所属する女性に特有の COVID-19 パンデミックの賃金に対する影響」についての実証的証拠は現時点ではなく、上述のような三重差分項の識別における懸念は無視しうるものかもしれない。

とはいうものの、たとえばイベントスタディのプロットでは、2020 年から 2021 年にかけて FDI 企業の女性の相対賃金は低下しており、COVID-19 パンデミックの影響と見受けられる。海外子会社数が多い企業ほど 2021 年から 2022 年にかけて女性の相対賃金が持ち直しているが、多くの海外子会社を有する企業ほどパンデミックからの回復が早く、女性活躍推進の取組が義務化されるなかで女性労働者により高い賃金を支払う変化が加速されたと読み取ることもできるかもしれない。いずれにせよ、三重差分項の識別についてさらなる頑健性の確認が求められる。

5. おわりに

本稿では、女性活躍推進のための制度変更と企業のグローバル化の程度との相互作用に焦点を当て、対外 FDI を通じてグローバルに事業展開を進めている企業ほど、制度変更を契機に男女賃金差が縮小したのかどうかを検証した。労働者ごとの賃金と、その勤務先事業所が属する企業グループの親会社の FDI 状況とを関連づけたデータセットを用い、三重差分法および四重差分法により実証分析を行った。

分析の結果、第一に、制度変更によって企業の女性活躍推進の取組の義務内容が強化された後、FDI を実施している企業では、そうでない企業と比較して男女賃金差が統計的に有意に縮小し

た。また、海外子会社数が多い企業ほどその傾向が強まることも確認された。第二に、制度変更の法的な対象であったか否かによって有意な差は検出されず、制度変更の効果は対象企業に限定されず、制度のシグナル効果や将来的な義務化の予測可能性を通じて、非対象企業にも波及していた可能性が示された。第三に、進出先の地理的範囲が広く、日本とのタイムゾーン差が大きい企業ほど、この効果は弱まる傾向も観察された。

以上の結果から、女性活躍推進のための制度的介入は、グローバルに事業展開を進める企業ほど強く効果を発揮し、とりわけ進出先との時差が小さい場合に男女賃金差の縮小を促すことが明らかとなった。これは、グローバル企業ほど制度的環境の変化に敏感に反応し、男女間の雇用調整や就労環境の改革を柔軟に進めている可能性を示唆している。一方で、進出先の拡大によってタイムゾーン差が大きくなると、勤務時間外の海外拠点とのやりとりが増加し、柔軟な男女間雇用調整や女性労働者の就労環境改善が相対的に難しくなる可能性も示唆される。

本稿の分析は、制度的介入と企業のグローバル化との相互作用が国内労働市場に与える影響を明らかにし、制度設計に対する政策的示唆を提示している。とりわけ、制度変更の効果が法的な対象に限定されず、社会的シグナルを通じて広く波及していた可能性を示す結果は、制度の設計や実施において対象範囲の線引きよりも制度全体の予見可能性や社会的受容の重要性を示唆するものである。また、グローバルに事業展開を進める企業における効果が進出先のタイムゾーン差によって減退される傾向が確認され、制度の意図する効果を確実に実現するためには、企業の海外進出状況や国際的な業務環境も視野に入れることが望ましいことを示唆している。

参考文献

- Berik, Günseli, Yana van der Meulen Rodgers, and Joseph E. Zveglich. 2004. "International Trade and Gender Wage Discrimination: Evidence from East Asia." *Review of Development Economics* 8 (2): 237–54.
- Bøler, Esther Ann, Beata Javorcik, and Karen Helene Ulltveit-Moe. 2018. "Working across Time Zones: Exporters and the Gender Wage Gap." *Journal of International Economics* 111: 122–33.
- Chen, Liang, Shiguang Guo, Jiangyong Lu, and Stephan Gerschewski. 2021. "Outward FDI and Efficiency in Within-Firm Resource Allocation: Evidence from Firm-Level Data of China." *Journal of Asian Economics* 74: 101298.
- Choi, Jieun, and Theresa M. Greaney. 2022. "Global Influences on Gender Inequality: Evidence from Female Employment in Korea." *International Economic Review* 63 (1): 291–328.
- Do, Quy-Toan, Andrei A. Levchenko, and Claudio Raddatz. 2016. "Comparative Advantage, International Trade, and Fertility." *Journal of Development Economics* 119: 48–66.
- Greaney, Theresa M., and Kozo Kiyota. 2025. "Regional Impacts of International Tourism Boycott: A China–Japan Conflict." *Center on Japanese Economy and Business Working Papers*, no. 392.
- Greenhill, Brian, Layna Mosley, and Aseem Prakash. 2009. "Trade-Based Diffusion of Labor Rights: A Panel Study, 1986–2002." *American Political Science Review* 103 (4): 669–90.
- Groizard, José Luis, Priya Ranjan, and Antonio Rodriguez-Lopez. 2014. "Offshoring and Jobs: The Myriad Channels of Influence." *European Economic Review* 72: 221–39.
- Halvarsson, Daniel, Olof Lark, Patrik Gustavsson Tingvall, Priit Vahter, and Johan Videnord. 2023. "Do Gender Norms Travel within Corporations? The Impact of Foreign Subsidiaries on the Home Country's Gender Wage Gap." *Applied Economics Letters* 31 (17): 1661–65.
- Heckl, Peter, Conor Lennon, and Alyssa Schneebaum. 2025. "How Is Global Commerce Affecting the Gender Composition of Employment? A Firm-Level Analysis of the Effects of Exposure to Gender Norms via Trade and FDI." *Labour Economics* 94: 102696.
- Juhn, Chinhui, Gergely Ujhelyi, and Carolina Villegas-Sanchez. 2013. "Trade Liberalization and Gender Inequality." *American Economic Review* 103 (3): 269–73.
- . 2014. "Men, Women, and Machines: How Trade Impacts Gender Inequality." *Journal of Development Economics* 106: 179–93.
- Kodama, Naomi, Beata S. Javorcik, and Yukiko Abe. 2018. "Transplanting Corporate Culture across International Borders: Foreign Direct Investment and Female Employment in Japan." *The World Economy* 41 (4): 1148–65.
- Kovak, Brian K., Lindsay Oldenski, and Nicholas Sly. 2021. "The Labor Market Effects of Offshoring by U.S. Multinational Firms." *Review of Economics and Statistics* 103 (2): 381–96.
- Li, Jiao. 2021. "Women Hold Up Half the Sky? Trade Specialization Patterns and Work-Related Gender Norms." *Journal of International Economics* 128: 1–24.

Liang, X., Rozelle, S., and Yi, H. 2021. “The impact of COVID-19 on employment and income of vocational graduates in China: Evidence from surveys in January and July 2020.” *China Economic Review* 67: 101607.

Neumayer, Eric, and Indra de Soysa. 2011. “Globalization and the Empowerment of Women: An Analysis of Spatial Dependence via Trade and Foreign Direct Investment.” *World Development* 39 (7): 1065–75.

Singh, V., Shirazi, H., and Turetken, J. 2022. “COVID-19 and gender disparities: Labour market outcomes.” *World Development* 156: 105926.

Tate, Geoffrey, and Liu Yang. 2015. “The Bright Side of Corporate Diversification: Evidence from Internal Labor Markets.” *Review of Financial Studies* 28 (8): 2203–49.

Wing, Coady, Kosali Simon, and Ricardo A. Bello-Gomez. 2018. “Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research.” *Annual Review of Public Health* 39: 453–69.

表 1. 2016 年・2020 年制度変更と FDI の相互作用による男女賃金差への効果：三重差分

被説明変数 FDI 変数	(1)	(2)
	ln(賃金総額) FDI ダミー	ln(賃金総額) ln(海外子会社数)
説明変数		
女性ダミー×2016 年制度変更後ダミー×FDI	-0.0314*** (0.0121)	0.0244*** (0.00876)
女性ダミー×2020 年制度変更後ダミー×FDI	0.0171*** (0.00534)	0.0300*** (0.00386)
女性ダミー	Yes	Yes
FDI 変数	Yes	Yes
女性ダミー×制度変更後ダミー	Yes	Yes
女性ダミー×FDI	Yes	Yes
制度変更後ダミー×FDI	Yes	Yes
産業×年固定効果	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes
観測値数	1,122,249	276,117
決定係数	0.597	0.626

出所：賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注：推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2015~2022 年。

表 2. 2016 年・2020 年制度変更と FDI の相互作用による男女賃金差への効果：四重差分（対象企業ダミー考慮）

被説明変数 FDI 変数	(1) ln(賃金総額) FDI ダミー	(2) ln(賃金総額) ln(海外子会社数)
説明変数		
女性ダミー×2016 年制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI	-0.0657** (0.0333)	-0.203*** (0.0521)
女性ダミー×2020 年制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI	-0.0141 (0.0143)	0.0126 (0.0232)
女性ダミー	Yes	Yes
対象企業ダミー	Yes	Yes
FDI 変数	Yes	Yes
女性ダミー×制度変更後ダミー	Yes	Yes
女性ダミー×対象企業ダミー	Yes	Yes
女性ダミー×FDI	Yes	Yes
制度変更後ダミー×対象企業ダミー	Yes	Yes
制度変更後ダミー×FDI	Yes	Yes
対象企業ダミー×FDI	Yes	Yes
女性ダミー×制度変更後ダミー×対象企業ダミー	Yes	Yes
女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI	Yes	Yes
女性ダミー×対象企業ダミー×FDI	Yes	Yes
制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI	Yes	Yes
産業×年固定効果	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes
観測値数	1,122,249	276,117
決定係数	0.597	0.626

出所：賃金構造基本統計調査（厚生労働省）および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注：推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2015～2022 年。

表 3. 2020 年制度変更の分析における並行推移性条件の確認: 三重差分

説明変数	被説明変数 FDI 変数	(1) ln(賃金総額) FDI ダミー	(2) ln(賃金総額) ln(海外子会社数)
女性ダミー×トレンド×FDI		0.00613 (0.00428)	-0.00247 (0.00283)
女性ダミー		-0.475*** (0.0109)	-0.578*** (0.0277)
FDI		0.0139 (0.0164)	0.00782 (0.0136)
女性ダミー×トレンド		0.00988*** (0.00263)	0.0204*** (0.00678)
女性ダミー×FDI		-0.0210 (0.0175)	0.0442*** (0.0115)
トレンド×FDI		0.00140 (0.00261)	-0.00457*** (0.00148)
産業×年固定効果		Yes	Yes
企業(親会社)固定効果		Yes	Yes
観測値数		371,940	112,446
決定係数		0.625	0.638

出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注: 推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2016~2019 年。

表 4. 2020 年制度変更の分析における並行推移性条件の確認: 四重差分 (対象企業ダミー考慮)

被説明変数 FDI 変数	(1) ln(賃金総額) FDI ダミー	(2) ln(賃金総額) ln(子会社数)
説明変数		
女性ダミー×トレンド×対象企業ダミー×FDI	-0.0122 (0.00997)	0.0232 (0.0155)
女性ダミー	-0.485*** (0.0137)	-0.705*** (0.0744)
対象企業ダミー	0.0187 (0.0153)	0.0458 (0.0724)
FDI	0.0621** (0.0291)	0.0681 (0.0576)
女性ダミー×トレンド	0.0145*** (0.00334)	0.0627*** (0.0184)
女性ダミー×対象企業ダミー	0.0118 (0.0173)	0.124 (0.0792)
女性ダミー×FDI	-0.106*** (0.0365)	0.102* (0.0612)
トレンド×対象企業ダミー	-0.00497* (0.00270)	-0.00749 (0.0148)
トレンド×FDI	-0.00393 (0.00640)	-0.0135 (0.0104)
対象企業ダミー×FDI	-0.0370 (0.0301)	-0.0580 (0.0575)
女性ダミー×トレンド×対象企業ダミー	-0.00516 (0.00422)	-0.0418** (0.0196)
女性ダミー×トレンド×FDI	0.0194** (0.00900)	-0.0258* (0.0152)
女性ダミー×対象企業ダミー×FDI	0.0799** (0.0405)	-0.0569 (0.0623)
トレンド×対象企業ダミー×FDI	0.00486 (0.00687)	0.00914 (0.0105)
産業×年固定効果	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes
観測値数	481,767	122,099
決定係数	0.613	0.633

出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注: 推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2016~2019 年。

表 5. 制度変更と FDI の相互作用による男女賃金差への効果: 三重差分 (2016~2022 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)
FDI 変数	FDI ダミー	ln(子会社数)	FDI ダミー	ln(子会社数)
説明変数				
女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI	0.0175*** (0.00535)	0.0298*** (0.00387)	0.00915** (0.00369)	0.0161*** (0.00279)
女性ダミー	-0.436*** (0.00229)	-0.504*** (0.00671)	-0.343*** (0.00146)	-0.409*** (0.00491)
FDI	0.0317*** (0.00695)	-0.0105* (0.00629)	0.0232*** (0.00482)	0.0101** (0.00506)
女性ダミー×制度変更後ダミー	0.0356*** (0.00296)	0.00497 (0.00869)	0.0542*** (0.00188)	0.0363*** (0.00624)
女性ダミー×FDI	-0.00411 (0.00417)	0.0357*** (0.00284)	-0.0440*** (0.00297)	0.0121*** (0.00218)
制度変更後ダミー×FDI	-0.0110*** (0.00332)	-0.0109*** (0.00214)	-0.0228*** (0.00264)	-0.00572*** (0.00184)
ln(月所定労働時間)	..	..	0.927*** (0.00202)	0.928*** (0.00571)
産業×年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測値数	1,068,492	261,179	1,059,091	259,498
決定係数	0.597	0.626	0.808	0.764

出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注: 推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2016~2022 年。

表 6. 制度変更と FDI の相互作用による男女賃金差への効果: 三重差分 (2016~2021 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)
FDI 変数	FDI ダミー	ln(子会社数)	FDI ダミー	ln(子会社数)
説明変数				
女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI	0.0254*** (0.00600)	0.0290*** (0.00435)	0.00889** (0.00414)	0.0139*** (0.00312)
女性ダミー	-0.435*** (0.00232)	-0.504*** (0.00676)	-0.344*** (0.00148)	-0.412*** (0.00497)
FDI	0.0209** (0.00813)	-0.0255*** (0.00734)	0.00993* (0.00559)	0.00354 (0.00628)
女性ダミー×制度変更後ダミー	0.0238*** (0.00330)	0.00147 (0.00972)	0.0516*** (0.00210)	0.0365*** (0.00701)
女性ダミー×FDI	-0.00410 (0.00423)	0.0360*** (0.00286)	-0.0437*** (0.00303)	0.0140*** (0.00221)
制度変更後ダミー×FDI	-0.0115*** (0.00378)	-0.0116*** (0.00244)	-0.0269*** (0.00300)	-0.00724*** (0.00210)
ln(月所定労働時間)	..	..	0.924*** (0.00223)	0.929*** (0.00628)
産業×年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測値数	870,556	211,948	862,802	210,620
決定係数	0.599	0.630	0.806	0.764

出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注: 推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2016~2021 年。

表 7. 制度変更と FDI の相互作用による男女賃金差への効果: 四重差分 (対象企業ダミー考慮、2016~2022 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)
FDI 変数	FDI ダミー	ln(子会社数)	FDI ダミー	ln(子会社数)
説明変数				
女性ダミー×制度変更後ダミー	-0.0140	0.0124	0.0118	-0.0141
×対象企業ダミー×FDI	(0.0144)	(0.0232)	(0.0114)	(0.0198)
女性ダミー	-0.426***	-0.464***	-0.346***	-0.405***
	(0.00349)	(0.0192)	(0.00254)	(0.0171)
対象企業ダミー	0.00133	-0.0453	0.00933*	0.0299
	(0.00680)	(0.0336)	(0.00502)	(0.0299)
FDI	0.0320***	-0.0624***	-0.00553	-0.00959
	(0.0116)	(0.0241)	(0.0102)	(0.0213)
女性ダミー×制度変更後ダミー	0.0242***	0.0329	0.0463***	0.0120
	(0.00465)	(0.0276)	(0.00335)	(0.0235)
女性ダミー×対象企業ダミー	-0.0126***	-0.0417**	0.00437	-0.00222
	(0.00447)	(0.0206)	(0.00306)	(0.0179)
女性ダミー×FDI	-0.0356***	0.000926	-0.0584***	-0.000562
	(0.00970)	(0.0159)	(0.00802)	(0.0143)
制度変更後ダミー×対象企業ダミー	-0.00917**	0.00418	-0.00351	-0.0408*
	(0.00408)	(0.0240)	(0.00318)	(0.0217)
制度変更後ダミー×FDI	-0.00612	-0.00458	0.00907	-0.0345**
	(0.00893)	(0.0181)	(0.00807)	(0.0167)
対象企業ダミー×FDI	-0.00205	0.0530**	0.0311***	0.0209
	(0.0118)	(0.0239)	(0.0104)	(0.0211)
女性ダミー×制度変更後ダミー	0.0154***	-0.0310	0.0106***	0.0266
×対象企業ダミー	(0.00588)	(0.0292)	(0.00401)	(0.0245)
女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI	0.0278**	0.0183	-0.00327	0.0295
	(0.0131)	(0.0228)	(0.0107)	(0.0196)
女性ダミー×対象企業ダミー×FDI	0.0371***	0.0357**	0.0151*	0.0124
	(0.0107)	(0.0162)	(0.00864)	(0.0145)
制度変更後ダミー×対象企業ダミー×FDI	-0.00310	-0.00639	-0.0331***	0.0293*
	(0.00967)	(0.0182)	(0.00857)	(0.0167)
ln(月所定労働時間)	..	..	0.927***	0.928***
			(0.00202)	(0.00571)
産業×年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測値数	1,068,492	261,179	1,059,091	259,498
決定係数	0.597	0.626	0.808	0.764

出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

注: 推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2016~2022 年。

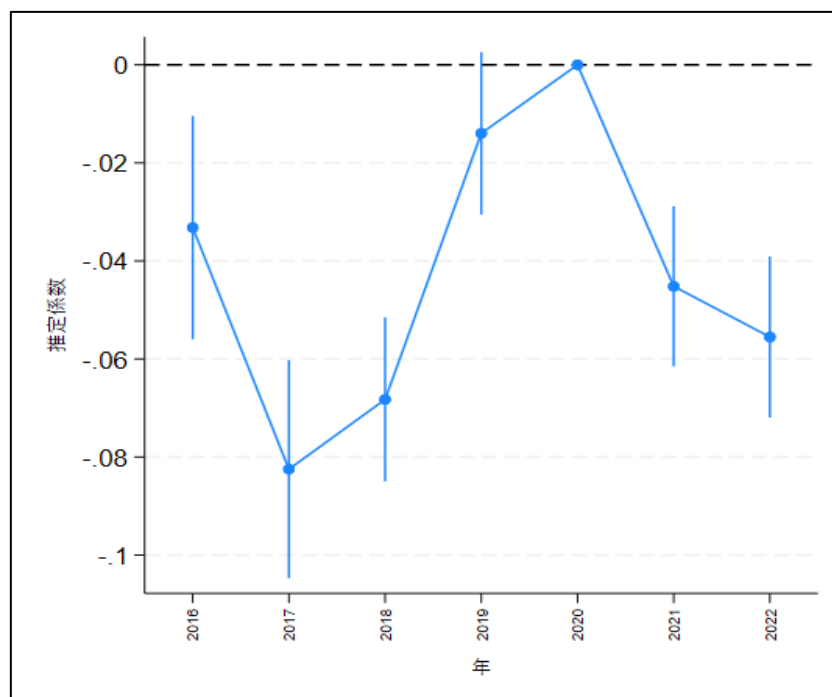
表 8. 制度変更と FDI の相互作用による男女賃金差への効果: タイムゾーン差を組み込んだ四重差分(2016~2022 年)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)	ln(賃金総額)
FDI 変数	FDI ダミー	ln(子会社数)	FDI ダミー	ln(子会社数)
説明変数				
女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI ×タイムゾーン差	-0.00449*** (0.00158)	-0.00439*** (0.00138)	-0.00201* (0.00106)	-0.00276*** (0.000892)
女性ダミー	-0.436*** (0.00229)	-0.552*** (0.00816)	-0.343*** (0.00146)	-0.427*** (0.00587)
FDI	0.0300*** (0.00731)	-0.0286*** (0.00854)	0.0196*** (0.00506)	-0.0110* (0.00663)
タイムゾーン差	0.000151 (0.00116)	-0.0121*** (0.00303)	0.00245*** (0.000808)	-0.00441** (0.00208)
女性ダミー×制度変更後ダミー	0.0355*** (0.00296)	-0.00835 (0.0103)	0.0542*** (0.00188)	0.0271*** (0.00730)
女性ダミー×FDI	-0.00782 (0.00488)	0.0782*** (0.00458)	-0.0477*** (0.00342)	0.0269*** (0.00333)
女性ダミー×タイムゾーン差	..	0.0128*** (0.00219)	..	0.00561*** (0.00147)
制度変更後ダミー×FDI	-0.00251 (0.00392)	-0.0174*** (0.00369)	-0.0219*** (0.00313)	-0.00246 (0.00303)
制度変更後ダミー×タイムゾーン差	..	-0.00732*** (0.00189)	..	0.000172 (0.00140)
FDI×タイムゾーン差	..	0.00523*** (0.00147)	..	0.00499*** (0.00120)
女性ダミー×制度変更後ダミー×FDI	0.0268*** (0.00620)	0.0521*** (0.00604)	0.0127*** (0.00425)	0.0271*** (0.00410)
女性ダミー×制度変更後ダミー ×タイムゾーン差	..	-0.00186 (0.00282)	..	0.000912 (0.00182)
女性ダミー×FDI×タイムゾーン差	0.00197* (0.00120)	-0.0101*** (0.000992)	0.00188** (0.000838)	-0.00357*** (0.000685)
制度変更後ダミー×FDI ×タイムゾーン差	-0.00340*** (0.000900)	0.00236*** (0.000729)	-0.000569 (0.000702)	-0.000550 (0.000573)
ln(月所定労働時間)			0.927*** (0.00202)	0.927*** (0.00572)
産業×年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
企業(親会社)固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測値数	1,068,492	261,179	1,059,091	259,498
決定係数	0.597	0.627	0.808	0.764

出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。

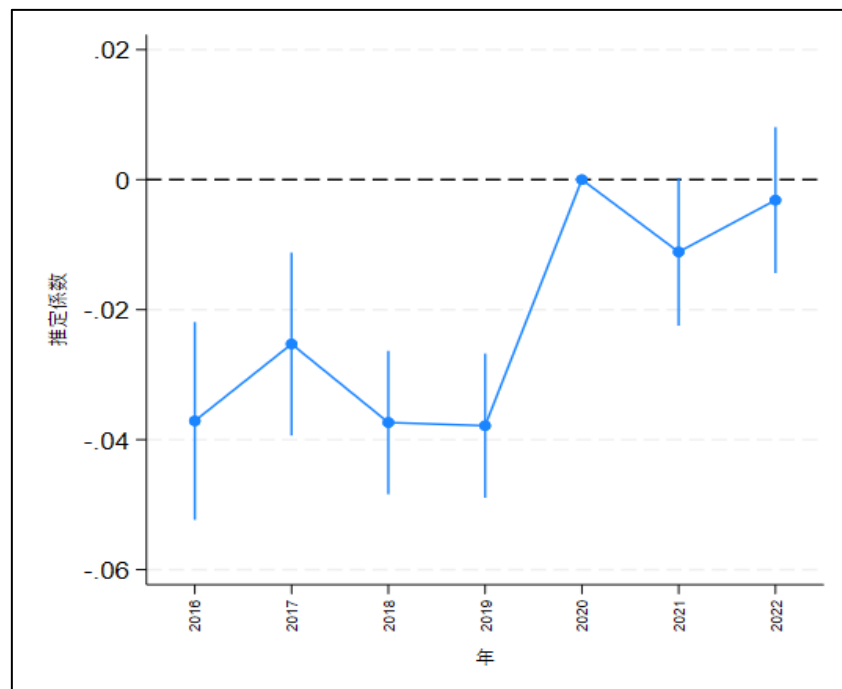
注: 推定された係数の下括弧内には、ロバスト標準誤差を記載している。推定値に付された***、**、*は、それぞれ p 値が 0.01、0.05、0.1 以下であることを示す。分析対象期間は 2016~2022 年。

図 1. イベントスタディ: FDI ダミーを使った推定係数のプロット



出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。
 注: 各年について、基準年である 2020 年を除く年次ダミーと女性ダミーと FDI ダミーの交差項の推定された係数がプロットされている。縦棒は 95%信頼区間を示す。分析対象期間は 2016~2022 年。

図 2. イベントスタディ: 海外子会社数を使った推定係数のプロット



出所: 賃金構造基本統計調査(厚生労働省)および経済産業省企業活動基本調査に基づき筆者作成。
 注: 各年について、基準年である 2020 年を除く年次ダミーと女性ダミーと $\ln(\text{海外子会社数})$ の交差項の推定された係数がプロットされている。縦棒は 95%信頼区間を示す。分析対象期間は 2016~2022 年。