

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第6回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

同一労働同一賃金はパート・有期・派遣労働者の待遇を改善したか？

與那覇 優棋

2025年3月31日

DP2024-008

<https://www.pdr.c.keio.ac.jp/publications/dp/9407/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdr.c.keio.ac.jp
15 March, 2025

【第6回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

同一労働同一賃金はパート・有期・派遣労働者の待遇を改善したか？

與那覇 優棋

PDRC Keio DP2024-008

2025年3月31日

JEL Classification: J31; J38

キーワード: 同一労働同一賃金; 働き方改革; パート・有期法; 改正派遣法; 雇用形態間格差; DID 分析; Oaxaca 分解; CRE モデル; IPW; Heckman の 2 段階推定

【要旨】

本研究では、2020 年（中小企業は 2021 年）に施行された「短時間労働者及び有期雇用労働者の雇用管理の改善等に関する法律（パート・有期法）」、「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の保護等に関する法律（改正派遣法）」がパート・有期・派遣労働者の賃金や賞与、有給休暇に与えた影響を、『日本家計パネル調査』を利用して検証した。従事しているタスクや仕事の無限定性、固有效果をコントロールしつつ、大企業と中小企業の適法タイミングのラグを利用して DID 分析を行った結果、月給制の労働者には最大で 18.5%の有意な増額を確認した。また、パート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の待遇格差を、2020 年を基準として毎年の変動を Oaxaca 分解したところ、2021 年は賞与の適用率、支給額および有休付与日数格差とその評価の差が有意に縮小したことが明らかになった。また、補論にて同一労働同一賃金の全面適用の効果の追加検証を行ったが、有意な政策効果は認められなかった。月給や賞与、有休付与日数に対する効果は一部確認できたものの、時間あたり賃金や有給休暇取得に対する政策効果は一貫して確認できなかった。

與那覇 優棋

慶應義塾大学 商学部

謝辞： 本稿の作成に当たり、慶應義塾大学 経済学部附属経済研究所パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

同一労働同一賃金はパート・有期・派遣労働者の待遇を改善したか？

第1章 はじめに

近年、非正規雇用で働く人は労働者全体の約4割を占める一方で、時間あたり賃金は正規雇用労働者の約7割に抑えられている（『労働力調査』，総務省；『賃金構造基本統計調査』，厚生労働省）。非正規労働者といえば、かつては家計補助のためのパートタイマーが中心だったが、現在は産業構造の高度化により一部の産業では、非正規労働者が業務の中核を担う「質的基幹化」が進んでいる（脇坂・松原, 2003; 西野, 2006; 鶴, 2011; 沼田, 2024）。したがって正社員と同等の職務・職責を担っているながら、非正規雇用という雇用形態の違いによって、賃金が低く抑えられているといったことがしばしば観察されている。

ただし自発的に非正規雇用を選択しているのであれば問題はないかもしれない。実際、『労働力調査 2023年』（総務省）によると、非正規雇用として働く主な理由で最も多かったものは、男女共に「自分の都合のよい時間に働きたいから（32.3%）」であり、「正規の職員・従業員の仕事がないから（9.6%）」という非自発的な理由で選択をした者よりも多いことが読み取れる。つまり、パートタイマーに代表されるような非正規雇用として働く者は、フルタイムや残業をしない代わりに低賃金を受け入れるという選択をしていると解釈できるだろう。しかしその一方で、正社員に就きたくても就けず、非自発的に非正規雇用として働く者がいることもまた事実である。大内（2019）や沼田（2024）が指摘しているように、一人親世帯では女性が非正規雇用を掛け持ちして生計を立てることが多く、また、就職氷河期に正規雇用に就けなかった人々もいまだ非正規で働き続ける「溶けない氷河」と呼ばれる現象が観察されている。これに加え、働き方改革実現会議（2017）では、正規・非正規間の待遇格差は社会的不公正の問題だけにとどまらず、少子化や一人親家庭の貧困の要因になるなど、日本の労働市場や社会全体にわたる社会問題であることが指摘されている。さらに、非正規労働者が安価な労働力と認識されることで、能力開発機会の乏しい非正規労働者の増加に繋がり、労働生産性の向上や成長と分配の好循環を阻害する要因となることも併せて指摘されている。

このような時代の要請に応える形で、2020年4月、「短時間・有期雇用労働者及び派遣労働者に対する不合理な待遇の禁止等に関する指針（同一労働同一賃金ガイドライン）」を盛り込んだ「短時間労働者及び有期雇用労働者の雇用管理の改善等に関する法律（パート・有期法）」、「労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の保護等に関する法律（改正派遣法）」が施行された¹。これは同一企業内における雇用形態の違いによらない公正な待遇の実現を目的としており、「ニッポン一億総活躍プラン」の目玉として、また、「働き方改革」の3本柱のうちの1本として重要視されている。

同一賃金関連法について、海外の労働法との比較やレビューを行った水町（2019）は、日本型の同一労働同一賃金は、正規雇用労働者と非正規雇用労働者の均等待遇に加え、均衡待遇²を法的に義務付けている点で、国際的にも先駆的な特徴を有していると指摘し、評価している。しかしその一方で、日本の伝統的な雇用慣行や労働経済学理論に基づくと、同一賃金政策の効果は限定的である可能性が指摘される。そもそも本来であれば、同一価値の労働は労働市場メカニズムを通じ、同一の価格に均衡するはずである（一物一価の法則）。しかし、職務に対して賃金が支払われることが多い欧米諸国とは異なり、日本では属人的な要素に賃金が支払われる職

¹パート・有期法の中小企業への適用開始は2021年4月で大企業と1年のラグがあるが、改正派遣法には企業規模の違いによる適用タイミングの違いはない。

²均等待遇・均衡待遇とはそれぞれ、職務の内容や配置変更の範囲が同じ場合は同じ待遇を、異なる場合はその差異に応じて均衡（バランス）させた待遇を求めること指す。

能給を採用していることが一般的である³。したがって、同一賃金政策は日本の雇用慣行に必ずしも適合せず、企業が対応を完了するまでに時間を要する可能性がある。また、川口（2018）や安井ほか（2018）が指摘しているように、そもそも賃金格差は個人の持つ能力やスキルなどの人的資本の違いや、フルタイムや残業、転勤や配置転換などの無限定性の違いによって説明される。このことから、正社員と非正社員の間で賃金格差が生じていても、それは必ずしも不合理ではなく、能力や責任の違いなどによって合理的に説明できる可能性がある。したがって、同一賃金関連法の効果測定を行う上で最も重要となるのが、どのようにして労働者の能力や無限定性を捉えるか、といったこととなる。

同一賃金関連法が施行されてから4年が経過しているが、そのような労働者の能力や無限定性を統制した上で政策効果を検証した研究は筆者の知る限り存在していない。そこで本研究では同一賃金関連法の政策効果を分析するため、『日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）』を用い、先述した要因を統制した上で、DID分析（Difference-in-Difference; 差の差分析）とパネル構造を考慮したOaxaca分解を行う。具体的には、パート・有期法が大企業と中小企業で実施時期に1年のラグがあることを利用してDID分析を行ったあと、パート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の待遇格差を、属性の差と係数（評価）の差に分解し、それが政策の施行前である2020年と比較してどのように変動したかを着目することで、政策効果を確認する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、関連する先行研究を紹介する。第3節では、賃金格差が生じる理論的背景とともに、同一賃金政策の理論的な影響を考察する。第4章では、本稿で利用するデータ・変数について述べる。第5章では、DID分析の結果を述べる。第6章では、パート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の待遇格差を、パネル構造を考慮したBlinder-Oaxaca分解によって寄与度の分解を行う。最後に、第7章で結論や考察、課題点を述べる。また、補論にて同一賃金関連法の全面適用のDID分析の結果を掲載している。

第2章 雇用形態間賃金格差に関する先行研究

雇用形態の違いによる賃金格差については、国内外で多くの研究が行われており、特に日本では正規・非正規といった独自の雇用区分を中心に分析が蓄積されてきた（Takahashi, 2014; 石井・樋口, 2015; 川口ほか, 2015; 余合, 2016; 柴田, 2018; 島貫, 2018; 鈴木, 2018; 長松, 2023; 労働政策研究・研修機構, 2024）。本章では、非正規雇用をパート・有期・派遣に細分化し、それぞれの賃金格差に関する先行研究を概観した上で、同一賃金政策に関連する統計や分析結果を整理する。

まず、パートタイムとフルタイム労働者間の賃金格差について包括的に分析した研究としては、労働政策研究・研修機構（2013）第4章が挙げられる。当機構の研究によると、年齢、性別、学歴、勤続年数などの様々な要因をコントロールした上でも、正社員とパートタイム労働者間には14万9,000円の賃金格差があり、そのうち属性の差に基づく格差は11万9,000円（80.3%）相当で、賃金格差のほとんどが属性の差に起因していることを明らかにしている。森川（2017）は、観測されない企業特性を考慮した上で、パートタイム労働者の生産性－賃金ギャップを計測したところ、パートタイム労働者の賃金水準は企業の生産性への貢献とおおむね均衡していることを明らかにしている。

³ 『2019年人事労務に関するトップ・マネジメント調査結果』（一般社団法人 日本経済団体連合会）で明らかになっている通り、非管理職の基本給の賃金項目（複数回答）は、職能給が65.5%、年齢・勤続給45.9%であり、職務給は30.1%にとどまる。

パート・フルタイム労働者間の賃金格差は、時間的拘束性の軽減に対する負の補償賃金として説明されることも多い。久米・木村（2013）は、女性や高齢者が高い補償賃金を求める傾向を示し、久米ほか（2017）は、女性における時間拘束の損失が時給の6割に相当することを明らかにした。また、安井ほか（2018）は、時間限定正社員や残業限定正社員の月給が無限定正社員と同水準であり、時間当たり賃金では限定正社員の方が高い傾向を指摘している。さらに、WLB（ワーク・ライフ・バランス）政策に関連する研究では、山本・黒田（2014, 第9章）が最大9%の賃金ペナルティを確認し、森川（2010）はWLBの欠如により労働者が10～20%の補償賃金を求めることを示した。これらの研究は、労働条件や時間的拘束性が賃金格差に与える影響を示唆している。

続いて有期・無期雇用労働者間の賃金格差について見ていこう。補償賃金理論に基づけば、有期雇用には高い賃金が支払われるはずであるが、先行研究ではむしろ賃金が低く抑えられていることが示されている（鶴, 2011a）。安井ほか（2016）は、学歴や職種を制御すると、特に女性において賃金差が有意でなくなると報告している。また、高橋（2016）は、正社員とフルタイム有期社員が類似の業務に従事しているにもかかわらず、両者間の賃金格差が正社員とパート有期社員間の格差と同程度であることを明らかにした。さらに、川口（2018）は、有期非正社員が無期正社員よりも約18%低い時間当たり賃金を受け取り、賞与を含めると賃金格差が約50%に拡大することを報告している。

派遣労働者の賃金が低い理由として、鶴（2011b）は派遣会社がサーチングコストを負担している点を指摘している。また、鶴（2010）は『派遣労働者の生活と求職行動に関するアンケート調査』を基に、派遣として働くことと幸福度の間に有意な関係がないことを報告している。さらに、奥平ほか（2011）は派遣労働者のキャリア影響を分析し、派遣労働者がパートやアルバイト経験者と比較して正社員への転換確率が半年後および1年半後に低いことを明らかにした。この結果から、派遣労働は正規就業への踏み石（stepping stone）として機能していないと結論づけられている。

これまで非正規労働者を包括的に捉えた先行研究では、正規・非正規間の賃金格差やその要因について多くの知見が得られている。まず、Takahashi（2014）は、『就業形態の多様化に関する総合実態調査』を用い、固定効果モデルで時間不変の能力を統制した上でも25.7%の雇用形態間賃金格差が存在することを明らかにした。石井・樋口（2015）は、非正規労働者の給与所得が分布の下層に集中しており、短い労働時間や時間当たり賃金率の低さが所得格差拡大の主因であることを示した。また、賃金率が低い労働者ほど労働時間が短い傾向が見られた。川口ほか（2015）は、訓練機会や計画的な雇用管理が正社員・非正社員の区別に大きく影響していることを報告した。余合（2016）は、非正規労働者が不確実性の高い業務や転居を伴う転勤を受け入れる場合、不公平感が生じる可能性を示唆している。柴田（2018）は、非正規労働者が正規労働者に比べ、企業内制度の適用や賃金水準の面で劣悪な状態にあることを確認した。さらに、島貫（2018）は、正社員と同じ仕事をする無期・有期パートや有期社員の賃金が、賃金決定要素が異なる事業所では正社員より低いことを明らかにした。鈴木（2018）は、雇用形態が賃金水準ではなく、賃金決定システムの選択に影響を与えている点を指摘している。長松（2023）は、1990年代後半以降の非正規雇用の増加による影響を分析し、男性では非正規雇用の増加により賃金分布が広がり格差が拡大した一方で、女性では中位から上位の賃金格差に変化が見られることを報告した。また、労働政策研究・研修機構（2024）は、事業所固定効果を統制した分析において、正規・非正規間の賃金格差が2010年で29.2%、2014年で31.7%、2019年で18.5%であることを示している。

海外の先行研究もいくつか紹介しておこう。スペインのマイクロパネルデータを用いたFernández-Kranz and Rodríguez-Planas（2011）は、24～45歳の女性パート労働者の賃金について分析し、固定効果モデルを用い

て時間不変の観察されない固有効果を統制しても、11.4%のパートタイムペナルティが存在すると報告した。オーストラリアのマイクロパネルデータを用いた Laß and Wooden (2019) は、男女別に雇用形態ごとの時間あたり賃金格差を分析した。固有効果を統制しない場合、男性労働者の賃金ペナルティは無期パートで 6.2%、臨時雇用者で 3.8%、有期労働者では 5.3%の賃金プレミアムが観察された。しかし、固有効果を除去すると賃金ペナルティは消失し、むしろ有意な賃金プレミアムが確認された。Bosio (2014) は、非正規雇用が賃金に与える影響を無条件分位回帰 (UQR) モデルで分析し、非正規雇用者の賃金ペナルティが賃金分布の低い部分で顕著である一方、高賃金層ではほとんど見られないことを明らかにした。

最後に、同一賃金政策に関連する統計調査や実証分析事例の結果を紹介しておく。まず、『パートタイム・有期契約労働者の雇用状況等に関する調査』（労働政策研究・研修機構, 2020）によると、正社員と同等の仕事をしてながら、低賃金の非正社員がいると答えた企業は半数近くいたが、対労働者調査では 7 割に上ることが明らかになっている。また、同様の調査である『令和 3 年パートタイム・有期雇用労働者総合実態調査の概況』（厚生労働省, 2022）によると、同一労働同一賃金の対応に際し、正社員の賃下げを行った企業が 4.4%あることがわかっている。このことから、同一賃金政策の対象群として無期フルタイムの正社員を選定することは好ましくないことがわかるだろう。また、改正派遣法適用の前後比較分析を行った労働政策研究・研修機構 (2022) によると、同一労働同一賃金の施行後は賃金が微増し、派遣料金は上昇傾向にあることを明らかにした。ただし、この分析は政策の前後比較分析であり、純粋な処置効果を反映しているわけではないことに留意が必要である。最後に、パート・有期法の大企業と中小企業の適用ラグを利用して DID 分析を行った厚生労働省 (2023) は、同一事業所内の雇用形態間の時給差が有意に約 10%縮小し、パート・有期労働者へのボーナス支給率も有意に 6~7%ポイント上昇したことを確認している。

第 3 章 理論と分析アプローチ

同一労働同一賃金を経済理論に基づいて理解する場合、どのように説明できるだろうか。筆者の知る限り、理論モデルを用いて同一賃金政策について解説した研究はそれほど多くないため、Borjas(2019) 5 章や川口 (2017) 6 章に依拠し、補償賃金理論に基づいて解説を試みる⁴。

3.1 補償賃金理論

本来、補償賃金理論は労働災害の発生率などのリスクと賃金の関係性を明らかにするために用いられてきたが、先行研究として紹介した久米・木村 (2013)、久米ほか (2017)、山本・黒田 (2014)、森川 (2010) のように、時間の拘束性や不安定な雇用に対する追加的に必要な賃金を分析する際などにも応用されている。まず、労働者 i の効用 U_i は、時間の拘束性（フルタイム労働、休日出勤、残業の有無など）や、配置転換、転勤可能性などの N 個の要素からなる仕事の無限定性 $\boldsymbol{\rho} = [\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_N]'$ と賃金、賞与、有給休暇、諸手当などの M 個の要素からなる金銭的報酬 $\boldsymbol{w} = [w_1, w_2, \dots, w_M]'$ のパッケージによって決定されると仮定すると、効用関数は以下のように表される。

⁴ 雇用形態間の賃金格差を説明する理論やモデルとしてはほかに人的資本理論 (Human Capital Theory)、二重労働市場論 (Dual Labor Market Theory)、インサイダー／アウトサイダーモデル (Insider-Outsider Model)、効率賃金仮説 (Efficiency Wage Hypothesis)、人的資源管理論 (Human Resource Management Theory)、賃金後払い理論 (Deferred Compensation Theory)、スクリーニング理論 (Screening Theory)、および緩衝材 (Buffer Stock) モデルなど複数挙げられる。

$$U_i = f_i(\rho, w)$$

効用水準を固定したまま仕事の無限定性が1単位増加する場合、同じ効用水準を維持するためには金銭的報酬が増加する必要がある。この関係に基づき、効用水準を表す無差別曲線は右上がりの形状を取る。無限定性が低く、かつ賃金が高い場合には効用水準が高まるため、無差別曲線は左上に位置するほど高い効用を表す。

次に、非正規雇用における仕事の無限定性と金銭的報酬をそれぞれ (ρ_0, w_0) 、正規雇用におけるそれを (ρ_1, w_1) とすると、非正規雇用から正規雇用に移行する際に同じ効用を維持するために必要な金銭的報酬の差 $\Delta w = w_1 - w_0$ を留保価格 (reservation price) と定義する。この留保価格は、正規雇用と非正規雇用間で賃金格差が生じる理由を労働供給側の観点から合理的に説明するものである。

次に企業は、仕事の無限定性 ρ と金銭的報酬 w とから成る仕事パッケージを提示して労働者を募集する。このとき企業は、人件費をかけて労働者を追加的に雇用することで、仕事の無限定性を減らすことができると仮定する。例えば、企業は労働者を雇う際に準固定労働費用が生じるため、なるべく雇用する労働者を少なくして労働者の行う仕事を限定しない代わりに、労働者に高い賃金を支払っていたと解釈すると、この仮定は不自然なものではない。したがって、仕事の無限定性を減らすためにかかる人件費を $C_j(\rho)$ で表すと、企業 j の利潤は売上 p_j から労働者に支払う金銭的報酬 w と、無限定性を減らす人件費 $C_j(\rho)$ を減じたものによって求められるため、企業 j の利潤関数は次のように表せる。

$$\Pi_j = \Pi_j(\rho, w) = p_j - w - C_j(\rho)$$

この利潤関数に基づき、等しい利潤を結ぶ等利潤曲線を考えると、仕事の無限定性を1単位削減するためには、金銭的報酬を減額しなければ利潤を維持できないため、等利潤曲線も右上がりの形状を取る。競争市場においては、新規参入や撤退の調整を経て、企業の利潤はゼロ利潤の均衡点に収束する。このゼロ利潤曲線は、無限定性と金銭的報酬のトレードオフが最適化された状態を示し、労働者と企業双方にとって効率的な選択を表す。上述の理論に基づき、労働者は自身の無差別曲線とゼロ利潤曲線が接する点に位置する仕事を選択する。例えば、身体的・時間的制約がある労働者は、自由度が高く低賃金な仕事を選びやすい。一方で、こうした制約が少ない労働者は、無限定性が高いが高賃金の仕事を選ぶ傾向がある。この結果、仕事の無限定性と金銭的報酬の関係を以下のヘドニック賃金関数として表すことができる。

$$w_m = \rho' \beta + \text{other variables} \quad m = 1, 2, \dots, M \quad (1)$$

ここで、 $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n]'$ は仕事の無限定性に対する金銭的プレミアムを示す係数ベクトルである。補償賃金理論を実証する際に(1)式を OLS などで推計すると、 β はバイアスを持って推計されることがある。その1つは能力バイアス (ability bias) であり、もう1つは選択バイアス (selection bias) である (山本・黒田, 2014)。能力バイアスを簡単に説明すると、能力の高い労働者は高い賃金を受け取ると同時に、フレキシブルな労働条件を持つ企業に勤めることで生じるバイアスのことである。そのため、 $\beta > 0$ が予想されていたが、実際に推計される係数は $\beta < 0$ となってしまう。また、選択バイアスはその逆で、労働市場にワーカホリックな労働者が多く存在する場合、彼らは自ら好んで職務が限定されていない職場を選択する。その結果、企業は賃金を引き上げるインセンティブを失い、結果として推計される係数は0に近くなってしまう。こうしたバイアスを取り除く方法としては、操作変数法や固定効果モデルなどが挙げられる。詳しい推計方法については次節に譲るが、本稿では変量効果モデルを応用した CRE モデル (Correlated Random Effects; 相関変量効果) を使用することでバイアスに対処する。

以上の議論を踏まえると、同一労働同一賃金政策は、長年の雇用慣行に沿って企業が提供してきた仕事と報酬のパッケージの歪みを緩和する政策であると説明できるかもしれない。同一賃金政策の効果を検証する際は、このような仕事の無限定性やタスクの内容を統制することが重要であることがわかるだろう。

3.2 分析アプローチ

本稿の分析は大きく分けて2つのパートに分けられる。1つ目はDID分析であり、2つ目はBlinder-Oaxaca分解をパネルデータに拡張した手法(Kröger and Hartmann, 2021, 以下 Panel Oaxaca 分解)を用いる。

DID分析は、まず政策の介入の影響を受ける群(処置群)と、受けない群(対照群)を設定し、政策の前後での両者のアウトカムの差をとることで政策の処置効果を分析する手法であり、ランダム化比較試験(RCT; Randomized Controlled Trial)、回帰不連続デザイン(RDD; Regression Discontinuity Design)や抽選を用いた操作変数法などに次いで3番目にエビデンスのレベルが高いとされる手法である(What Works Centre for Local Economic Growth. Evidence Review 4: Access to Finance. Updated June, 2016)。DID分析に際しては、パート・有期法の施行が大企業と中小企業で1年のラグがあることを利用し、処置群は派遣労働者および大企業に勤めるパート・有期労働者、対照群は中小企業に勤めるパート・有期労働者としている。また、『日本家計パネル調査』は毎年1月に調査を行っており、2020年4月に大企業に施行された政策の処置効果は2021年のデータに現れると考えられる。なお本稿の補論では、処置群をパート・有期・派遣労働者、対照群を非正規雇用で働く無期・フルタイム労働者としたDID分析を試みており、2022年における政策効果の追加検証を行っている。

推計式は以下の通りであり、変量効果モデル、およびCREモデルを使用して推計を行う。今回の推計で使用する仕事の無限定性の代理変数の多くは、同じ職場に勤めている限り毎年変化しない($X_{it} \approx X_{is}, t \neq s$)と考えられるため、固定効果モデルによる推計は見送った。ただし、観察されない固有効果が、説明変数の期間平均で代理できるという仮定($\alpha_i = a + \bar{X}_i b + u_i$)が成立する場合、CREモデルによって推定されるパラメータは、固定効果によって推定したものと数値的に等価($\hat{\beta}^{CRE} = \hat{\beta}^{FE}$)であり、CREモデルによる推計は個人の観察されない能力や性格による影響を除去したものとなっている(Wooldridge, 2012, Chapter 14)。なお、政策の平均処置効果(ATE; Average Treatment Effect)は、処置ダミーと政策実施後ダミーの交差項の係数 β^{ATE} に現れる。

$$Y_{it} = \beta^{ATE} Tre_{it} \times After_t + \gamma Tre_{it} + \delta After_t + X_{it} \boldsymbol{\rho} + \lambda_{ijt} + \alpha_i + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1.1)$$

ここで、インデックス*i*は個人ID、*t*は調査実施年、*j*は調査地域を表す。 Y_{it} は主体*i*の*t*年におけるアウトカム変数であり、具体的なアウトカム変数は対数実質賃金、対数月給、賞与適用ダミー、逆双曲線正弦関数⁵をとった実質賞与額、有給休暇付与日数、取得日数である。 Tre_{it} は*i*が*t*年に処置群に属していれば1、対照群に属していれば0をとるダミー変数、 $After_t$ は政策の処置効果がデータに反映される2021年であれば1を、2019、2020年であれば0をとるダミー変数、 X_{it} はコントロール変数ベクトルであり、具体的にはレファレンスを中卒とする最終学歴ダミー(高校卒、短大・高専卒、大学卒、大学院卒)、業種ダミー⁶、勤続年数、勤続年数

⁵ 逆双曲線正弦関数(inverse hyperbolic sine function)は、 $\sinh^{-1} X = \ln(X + \sqrt{X^2 + 1})$ で定義され、*X*は0の値を取りうる。*X*が十分大きいとき、 $\sqrt{X^2 + 1} \approx \sqrt{X^2} = X$ であることから、対数と同様の解釈が可能である。詳しい説明はBellemare and Wichman(2020)などを参照されたい。

⁶ 農業、漁業・林業・水産業、鉱業、建設業、製造業、卸売・小売業、飲食業・宿泊業、金融・保険業、不動産業、運輸、情報サービス・調査業、通信情報業、電気・ガス・水道・熱供給業、医療・福祉、教育・学習支援業、その他サービス業。

の2乗、タスクの内容や仕事の無限定性の影響を捉える変数として、後述する Abstract task index などのタスク指標に加え、転勤・出向経験有りダミー、残業有りダミー、変形労働時間制ダミーなどの仕事の無限定性を示す変数などが含まれている。 λ_{ijt} は就業のサンプルセレクションを考慮した逆ミルズ比、 α_i は個人固有効果、 μ_j は地域ダミー（北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州）や市郡規模ダミー（政令市（特別区を含む）、その他の市、町村）などの地域固有効果、そして τ_t は年ダミー（時間固有効果）⁷、そして ε_{ijt} は攪乱項である。CRE モデルは、(1.1)式のすべての説明変数について、個人内の期間平均を算出し説明変数に投入したものを推計する手法であり、紙幅の都合上推計式は省略する。なお、逆ミルズ比の算出にあたっては、以下の式を変量効果ロジットモデルによって推計した。

$$\Pr[D_{it} = 1] = \Lambda(\mathbf{W}_{ijt}\boldsymbol{\theta} + \varphi_i + \phi_j + \psi_t) \quad (1.2)$$

ここで、 D_{it} は労働者*i*が*t*年に就業していれば1をとるダミー変数、 $\Lambda(\cdot)$ はロジスティック累積分布関数である。逆ミルズ比を得るために説明変数に投入する変数は、通常セレクションにのみ影響を与え、アウトカム変数 Y_{it} には影響のないものが期待される（Wooldridge, 2012, Chapter 17）。この除外制約に違反しないと考えられる変数として、 \mathbf{W}_{ijt} には有配偶ダミー、年齢、年齢2乗、同居している未就学児数、同居している高校生以下の子ども数（未就学児を除く）、実質配偶者年収（ただし、配偶者がいない場合は0とした）、実質純資産額（=実質総資産額－実質総負債額）、持家ダミー、地域別完全失業率（『労働力調査』、総務省）を含めた。また、 φ_i は個人固有効果、 ϕ_j は地域固有効果、 ψ_t は年固有効果であり、地域的・時間的要因を統制している。また、これと同様の説明変数に最終学歴ダミーベクトル（ \mathbf{educ}_i ）を加えたものを用いて、逆確率重み付け法（IPW; Inverse Probability Weighting）に必要な傾向スコアの算出を次のような手法を用いて行った。まず、(1.2)式の被説明変数を D_{it} から Tre_{it} に置き換えた以下の式を変量効果ロジットモデルにより推計する。

$$\Pr[Tre_{it} = 1] = \Lambda(\mathbf{W}_{ijt}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{educ}_i\boldsymbol{\theta} + \varphi_i + \phi_j + \psi_t) \quad (1.3)$$

得られた傾向スコアをウェイトとして(1.1)式を推計する WLS(Weighted Least Square; 加重最小二乗法)により両群の共変量を均質なものとすることで、バイアスの少ない処置効果推定を行うことが可能となる。

続いて、Panel Oaxaca 分解について説明する。Kröger and Hartmann(2021)によると、この Panel Oaxaca 分解は通常の Oaxaca 分解とは異なり、2群間の平均的なアウトカムの差の分解だけでなく、経時的な変化の分解を行う。詳しい説明は論文を参照していただきたいが、特徴的な点は2群間のアウトカムの差の時間的変化の差をとっており、その変化をさらに属性の差と係数の差に分解できるという点にある（p.9）。また、彼らの論文で述べられているように、Smith and Welch (1989)の手法を改良して設計された interventionist という手法は、政策変更や自然実験などの介入が行われた前後のデータを比較する際に非常に有用である。特に、政策変更が発生した時点とその前後の2群間の差異の変化を分析する際、初期時点の2群間の属性や係数の違いがその後の変化にどのように影響を与えたのかを明確に示すことが可能となり、政策の効果をより具体的に評価することができる（p.2,19,31）。したがって、本稿の分析においても interventionist のアプローチを採用する。

具体的な推計方法は次の通りである。まず、大企業ダミー、勤続年数、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、男性ダミー、最終学歴、年ダミーを説明変数とする賃金関数を変量効果モデルによって推定する。次に、無期・フルタイム労働者（以下C）と、パート・有期・派遣労働者（以下T）にサンプルを分けて、*t*年における平均値をとったものを以下で表す。

⁷ ただしAfter_{*t*}との多重共線性を避けるため、政策実施前の期間に限って年ダミーを投入している。

$$Y_t^l = \mathbf{Z}_t^l \boldsymbol{\zeta} + u^l + \varepsilon_t^l, l \in [C, T] \quad (2.1)$$

ここで、 \mathbf{Z}_t^l は先述した説明変数を l ごとに平均してまとめたベクトル、 u^l は時間不変の攪乱項で $\mathbb{E}[u^l] \neq 0$ 、 ε_t^l は攪乱項で、 $\mathbb{E}[\varepsilon_t^l] = 0$ と仮定される。

続いて、 $\Delta Y^l \stackrel{\text{def}}{=} Y_t^l - Y_s^l$ ($t \neq s$)とすると、無期・フルタイム労働者とパート・有期・派遣労働者の t 年と s 年の賃金格差の変化は次のように分解することができる。

$$\Delta Y^C - \Delta Y^T = \Delta E + \Delta C + \Delta I (+\Delta U) \quad (2.2)$$

ここで、 $\Delta E, \Delta C, \Delta I, \Delta U$ はそれぞれ以下の(2.3)~(2.6)式で表される。 ΔE (Endowments)は労働生産要素量や属性の差と呼ばれ、時点 s の係数を一定とした際の、両群の労働生産要素量の時系列変化の差を表している((2.3)式)。賃金格差が労働生産要素量(能力やスキル、勤続年数、従事するタスクのレベル、仕事の無限定性など)の差に応じて発生している場合、それはある意味当然である。したがって、仮に両群の待遇格差の縮小が労働生産要素量の差の縮小に起因していたとしても、即座にそれが政策の処置効果として見ることはできないことに注意が必要である。

$$\begin{aligned} \Delta E &= \mathbb{E}[Z_t^C] \zeta_s^C - \mathbb{E}[Z_s^C] \zeta_s^C - \mathbb{E}[Z_t^T] \zeta_s^T + \mathbb{E}[Z_s^T] \zeta_s^T \\ &= (\mathbb{E}[Z_t^C] - \mathbb{E}[Z_s^C]) \zeta_s^C - (\mathbb{E}[Z_t^T] - \mathbb{E}[Z_s^T]) \zeta_s^T \end{aligned} \quad (2.3)$$

次に、 ΔC (Coefficients)は労働生産要素価格や係数、評価の差などと呼ばれ、時点 s の労働生産要素量を一定とした際の、両群の生産要素価格の時系列変化の差分を表している((2.4)式)。同一賃金政策は労働者が同一の労働生産要素量を持っている場合、彼らに同一の賃金を支払うことを求めているため、2020年以降は $\Delta C \leq 0$ となることが期待される。

$$\begin{aligned} \Delta C &= \mathbb{E}[Z_s^C] \zeta_t^C - \mathbb{E}[Z_s^C] \zeta_s^C - \mathbb{E}[Z_s^T] \zeta_t^T + \mathbb{E}[Z_s^T] \zeta_s^T \\ &= \mathbb{E}[Z_s^T] (\zeta_t^T - \zeta_s^T) - \mathbb{E}[Z_s^C] (\zeta_t^C - \zeta_s^C) \end{aligned} \quad (2.4)$$

続いて、 ΔI (Interactions)は交互作用効果などと呼ばれ、労働生産要素量やその価格によって説明されない部分を表す((2.5)式)。この部分の直感的な解釈は難しいが、例えば正規雇用労働者とパート・有期労働者の賃金格差の分解を行い、政策実施の前後比較を行った厚生労働省(2023)は、先の労働生産要素価格差と併せてこの説明不可部分に政策効果が包摂されているとの見方を示している。

$$\Delta I = (\mathbb{E}[Z_t^C] - \mathbb{E}[Z_s^C]) (\zeta_t^C - \zeta_s^C) - (\mathbb{E}[Z_t^T] - \mathbb{E}[Z_s^T]) (\zeta_t^T - \zeta_s^T) \quad (2.5)$$

最後に、 ΔU (Time Constant Error Term)について説明する。この項はPanel Oaxaca分解に特有の項で、両群の時間不変の攪乱項の時系列変化の差分を表す((2.6)式)。バランスド・パネルデータであり、かつ両群の変化がない場合、 $\mathbb{E}[u_t^l] = \mathbb{E}[u_s^l]$ であるから、本来この部分は相殺されてなくなるのだが、本稿で使用する『日本家計パネル調査』は残念ながら毎年一定数サンプルが脱落することに加え、 C から T 、 T から C へと移動するサンプルが含まれてしまうため、 ΔU の効果は残ってしまう。こちらも先ほどと同様に解釈が難しいが、パネルの脱落や労働者の雇用形態の変化による効果であり、政策の効果としてはほとんど無関係であると考えられるため、積極的に着目はしない。

$$\Delta U = (\mathbb{E}[u_t^C] - \mathbb{E}[u_s^C]) - (\mathbb{E}[u_t^T] - \mathbb{E}[u_s^T]) \quad (2.6)$$

第4章 データ

4.1 利用データと対象サンプル

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター（PDRC）が提供している『日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）』のパネルデータを使用する。日本家計パネル調査は、対象者およびその配偶者について、就業状況、所得、教育、健康状態などを毎年追跡している。この調査は、『日本家計パネル調査（JHPS）』と、かつて実施されていた『慶應家計パネル調査（KHPS）』が統合されたものである。KHPSは2004年に調査が始まり、全国約4,000世帯、7,000人の対象者を追跡してきた。一方、JHPSは2009年から全国4,000人を対象に継続的な調査を実施している。KHPSは20歳から69歳までの男女が対象であり、JHPSでは20歳以上の男女を対象としている。同一個人を長期間にわたって追跡するパネルデータを用いることで、観察不可能な個人の固有効果を統制することができる。

本稿の分析対象期間は2019年から2022年の4年間とし、分析対象者は20歳以上60歳未満の役職者を除く民間企業の勤め人に限定した⁸。ただし、就業選択のセレクションを考慮するため、Heckmanの第1段階推定では非就業のサンプルも使用している。ここで、観察対象期間を限定したのは、タスク指標に関する変数が設置されたのが2019年以降であるためである。

また、サンプルに年齢制限を設けたのは、川口（2011）が指摘しているような、定年退職が賃金に与える不連続な影響を避けるためである。また、さらにサンプルを役職者を除く民間企業の勤め人に限定した理由は、公務員はパート・有期法の適用除外である（第29条）ことに加え⁹、政策対象者であるパート・有期・派遣労働者には役職者はほとんどおらず、したがって、彼らと比較される労働者は、役職のない正社員と考えるのが妥当であると考えられるためである。

また、『日本家計パネル調査』では、対象者に配偶者がいる場合、その配偶者についても同様の内容が調査される。本研究では、十分なサンプルサイズを確保するため、対象者の配偶者も独立したサンプルとして扱った。その結果、全体のフルセットサンプルサイズは9,858となった。なお、このように回答対象者のデータとその配偶者のデータを分離して推計に使用すると、両者の攪乱項に系列相関が生じる可能性が考えられるため、本稿の分析では個人IDと8つの地域IDに加えて世帯IDを作成し、それら3つのクラスタ構造に頑健な標準誤差を計算している¹⁰。

4.2 変数の定義

変数の定義は次の通りである。まず、パートタイム労働者は週平均労働時間が35時間未満または会社での職位が「アルバイト・パートタイマー」と回答した労働者と定義した。前者の定義は総務省統計局「労働力調査」における時間による絶対的な定義を参考にしている。ただし、週35時間未満で働く正規雇用労働者の時間あたり実質賃金は非常に高い値になってしまうため、この定義では正規雇用労働者は除外している¹¹。また、

⁸ 企業規模または経営組織の設問で「官公庁」と回答した者や、業種を「公務」と回答した者を公務員とみなし、分析サンプルから除外した。

⁹ なお、2020年4月の地方公務員法の改正により会計年度任用職員制度が導入された。これにより、非常勤地方公務員に対し支給できなかった賞与を、会計年度任用職員に対して適用することが可能となった。こちらの制度変更の効果分析も興味深いのが、紙幅の都合上今回は分析を見送った。

¹⁰ ただし変量効果ロジットモデルを用いた(1.2), (1.3)式、並びにPanel Oaxaca分解の推計においては、これら3つの構造に頑健な標準誤差の演算処理に膨大な時間を要するため、個人IDのクラスタ構造にのみ頑健な標準誤差を用いている。

¹¹ 短時間正社員の月収および時間あたり賃金は、安井ほか（2018）によると属性をコントロールした上でも正社員と比較しても有意に異なるか、むしろ有意に高いことがわかっており、本稿では短時間正社員は短時間労働者に含めない。

有期労働者は、雇用契約期間の定めがあると回答した労働者と定義し、派遣労働者は会社での職位を「派遣社員」と回答した者と定義した。なお、無期・フルタイム労働者はパート・有期・派遣労働者のいずれにも属さない労働者と定義した。

時間あたり実質賃金は、昨年の給与支払い額を年間総労働時間で除し、2020年基準の消費者物価指数を用いて実質化したものである。月給・週給・日給は年間給与所得に変換して計算しており、賞与額は含まれない。同様に、実質配偶者年収、実質純資産（総資産－総負債）、実質賞与も同様の方法で実質化している。ここで、給与が月給で支払われている場合は、時間あたり賃金とは別に月給を定義した。これは、正社員の多くが給与を月給で受け取っており、月給制のパート・有期・派遣労働者は正社員と近い働き方をしているか同様の雇用管理区分に服していると考えられるからである¹²。

賞与適用ダミーは賞与が1万円以上支払われていた場合1を、「なし」または0と回答した場合は0をとるダミー変数である。なお、賞与額の回答欄の単位は万円となっているため、最低でも1万円からのみしか把握することができない。有給休暇については、付与日数を一昨年からの繰越分を除いた日数と定義し、取得日数はその消化日数とした。大企業ダミーは中小企業法の定義に基づき、従業員数が500人以上、またはサービス業かつ従業員数が100人以上の企業を1とし、それ以外を0とした。『日本家計パネル調査』の設問形式上、詳細な従業員規模や資本金額の情報は得られないため、従業員規模の情報のみを基に定義している。

Abstract task index などのタスク指標は、Kobayashi and Yamamoto (2020) や Autor and Handel (2013) と同様の手法に基づき構築された。『日本家計パネル調査』では、2019年調査から Autor and Handel (2013) で採用された Princeton Data Improvement Initiative (PDII) を参考に、タスク指標を計測可能な設問群が導入されている。これらの指標は、業務特性を捉える設問を基に主成分分析を行い、第1主成分を抽出し標準化することで算出された。

Abstract task index は、30分以上かかる複雑な問題に直面することや数学的な問題解決、他の従業員の管理監督、最も長い資料のページ数に関する設問を基に構築されている。この指標は、データの分散の49.5%を説明する第1主成分を標準化したものである。Routine task index は、短い反復作業や対面での会話頻度に関する設問を基に構築され、反復作業の頻度が高いほど、対面会話の頻度が低いほど得点が高くなるように加工されている。この指標は、データの分散の32.1%を説明する第1主成分を基に標準化されている。Manual task index は、立ち仕事、機械・自動車の運転など、身体を使う作業の頻度に基づく設問から構築されており、身体的な作業の頻度が高いほど得点が高くなるように定義されている。

最後に、仕事の無限定性の代理変数として、同じ職場で転勤や出向を経験したことがあれば1をとる転勤・出向経験有りダミー、残業時間が正であれば1をとる残業有りダミー、職場の勤務時間制度がシフト制などの変形労働時間制であれば1をとる変形労働時間制ダミーを作成した。これらの変数はそれぞれ、職務や勤務地、時間の無限定性を捉えている。

なお、本稿で用いる変数は平均±3標準偏差を上回る分は欠損とした。ただし、時間あたり賃金については、地域内の最低賃金のうち、最下位の県の最低賃金を下回る分を、月給については週平均労働時間×4×（最下位の県の最低賃金）を下回る分を欠損としている。

¹²『就業形態の多様化に関する総合実態調査（個人票）』（厚生労働省, 2014）を用いて雇用形態別の給与支払い形態について分析した柴田（2018）によると、正規雇用労働者の87.6%が月給制であるのに対し、パート・臨時雇用労働者の約9割が時給制であるという。

4.3 記述統計量

本稿で用いる変数の記述統計量を、無期・フルタイム労働者とパート・有期・派遣労働者に分け、表1に示した。ただし、有給休暇については、「週所定労働時間が30時間以上かつ所定労働日数が週5日以上の労働者」であるサンプルに限定している。これは、当該条件を満たしているかによって、有給休暇の付与の枠組が異なるためである¹³。なお、この条件を満たしていなくとも有給休暇は付与されるが、条件を統一することで有意な比較を行うことが可能となる。また、巻末の付表1に、Heckmanの第1段階推定で使用する記述統計量を示した。

表1をみると、大企業ダミーとRoutine task indexを除くすべての変数は2群間で統計的に有意な差があることがわかる。パート・有期・派遣労働者の実質賃金は、無期・フルタイム労働者の7割程度であるが、月給は5割程度にまで抑えられていることがわかる。同様に賞与の適用率は3割程度、実質賞与額に至っては、1割にも満たないことが確認できる。有給休暇は付与の枠組を統一した上でも7割程度に抑えられているが、取得日数は9割近くを保っている。説明変数に着目すると、大企業に勤める割合は2群間で有意な差はないが、勤続年数では約2倍の差が生じている。タスク指標をみると、Manual task indexの差異は確認できないものの、Abstract taskやRoutine task indexでは有意な差が確認できる。最後に仕事の無限定性に関する変数を確認すると、無期・フルタイム労働者はやはり職務や時間が限定されていないことがわかる。

表1 記述統計量

	無期・フルタイム	パート・有期・派遣	全体
被説明変数			
実質賃金	1,957.032 (1,296.031)	1,279.547 (867.136)†	1,662.305 (1,178.442)
実質月給 (万円)	28.824 (10.012)	14.983 (8.786)†	26.339 (11.150)
賞与適用ダミー	0.851 (0.356)	0.276 (0.447)†	0.593 (0.491)
実質賞与 (万円)	63.185 (54.204)	5.092 (17.455)†	36.763 (50.765)
有給休暇付与日数	14.083 (7.290)	10.501 (7.275) †	13.242 (7.442)
有給休暇取得日数	8.503 (6.677)	7.441 (6.380) †	8.256 (6.623)
説明変数			
大企業ダミー	0.533 (0.499)	0.508 (0.500)	0.522 (0.500)
勤続年数	10.864 (9.616)	5.211 (6.103)†	8.351 (8.707)
Abstract task index	0.275 (0.981)	-0.447 (0.744)†	-0.046 (0.953)
Routine task index	0.020 (0.920)	0.034 (1.058)	0.026 (0.984)
Manual task index	-0.049 (0.990)	0.101 (0.998)†	0.017 (0.997)
転勤・出向経験有りダミー	0.037 (0.189)	0.017 (0.131)†	0.028 (0.166)
残業有りダミー	0.614 (0.487)	0.220 (0.414)†	0.439 (0.496)
変形労働時間制ダミー	0.119 (0.324)	0.183 (0.387)†	0.148 (0.355)
観測数	3,881 (55.5%)	3,107 (44.5%)	6,988 (100.0%)

(注1) 観測数は説明変数に欠損値のないフルセットサンプルに限定している。

(注2) 数値はMean(S.D.)を表す。

(注3) † $p < 0.001$ 。

¹³ 「週所定労働時間が30時間以上かつ所定労働日数が週5日以上の労働者」である場合、雇入れの日から起算した勤続期間が半年以上経過すると10日間の有給休暇が付与され、その後勤続期間の長さに応じて比例的に付与日数が決定される。なお、当該条件を満たさない場合でも同様に勤続期間に比例して付与日数が決定されるが、最初に付与される日数と比例して増える日数が1年間の所定労働日数に応じて異なる。

4.4 既存統計との突合

分析に入る前に、日本家計パネル調査における賃金や月給が、既存統計と乖離していないかを確認する。表2に賃金、表3に月給の違いを示した。表を見ると、数値にわずかな乖離が見られるが、これは『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）の調査時期の違いのほかに、役職者や60歳以上のサンプルが含まれてしまっているためだと考えられる。本稿で使用するデータには、こうした若干の乖離が生じていることに注意されたい。

表2 日本家計パネル調査と既存統計の賃金の違い

年度	短時間労働者		有期労働者		派遣労働者	
	賃金センサス	JHPS	賃金センサス	JHPS	派遣実態調査	JHPS
2019	1304	1412	1459	1372	—	1540
2020	1412	1401	1432	1456	—	1340
2021	1304	1382	1476	1435	—	1536
2022	1367	1412	1501	1441	1510	1405
平均	1347	1402	1467	1426	1510	1455

(出所) 『賃金構造基本統計調査』、『派遣労働実態調査』、『日本家計パネル調査』より、筆者作成。

(注) 『派遣労働実態調査』は約5年おきに実施されているため、数値を掲載していない箇所がある。

表3 日本家計パネル調査と既存統計の月給の違い

年度	短時間労働者		有期労働者		派遣労働者	
	賃金センサス	JHPS	賃金センサス	JHPS	派遣実態調査	JHPS
2019	93936	126137	246500	187621	—	197100
2020	107933	127037	243400	182834	—	212154
2021	93563	119600	251000	199279	—	260100
2022	105915	120224	258200	188137	230833	182286
平均	100337	123250	249775	189468	230833	212910

(出所) 『賃金構造基本統計調査』、『派遣労働実態調査』、『日本家計パネル調査』より、筆者作成。

(注1) 短時間労働者の月給は、時給に1日の所定内労働時間と月の労働日数を乗じて算出している。

(注2) 『派遣労働実態調査』は約5年おきに実施されているため、数値を掲載していない箇所がある。

第5章 同一賃金関連法の大企業適用の処置効果分析

本章では、同一賃金関連法の処置効果を DID 分析によって測定する。同一賃金関連法は、パート・有期労働者に限り、大企業と中小企業で実施タイミングに1年のタイムラグを設けている。ただし、派遣労働者はその限りではない。本研究では、このタイムラグを利用して DID 分析を行った厚生労働省（2023）の手法を参考に分析を行う。ただし今回の分析にはいくつか注意点があり、それは同一賃金関連法の施行前に、関連する他の法律が施行されているという点と、処置群と対照群で共変量が均質ではない可能性があるという点である。

最初の点について確認するため、同一賃金関連法に関係する主な法改正を表4に示した。表の各列は短時間労働者、有期労働者、派遣労働者、無期フルタイム労働者を示し、近年の法改正が彼らに影響を与えているかを示している。労働者の大半に影響が生じると考えられる場合は○、一部に影響がある場合は△、そしてほとんど影響が生じないと考えられる場合は×で示した。本研究では2019年以降のデータを用いるが、2019年のデータは働き方改革の時間外労働の上限規制の影響を受けている可能性があるため注意が必要である¹⁴。

¹⁴同一賃金政策の効果測定を行う際、処置群であるパート・有期・派遣労働者または対照群である無期フルタイム労働者にも固有の影響を与える政策やショックがある場合、共通ショックの仮定ならびに平行トレンドの仮定を満たさない恐れがある。なお、両群全体に共通する政策やショックである場合、バイアスは生じない。

表4 同一賃金関連法に関係する近年の主な法改正

成立年	主な法改正	同一賃金関連法の対象者			非対象者
		短時間労働者	有期労働者	派遣労働者	無期フルタイム労働者
2014	改正パート労働法	○	△	△	×
2015	改正労働者派遣法	△	△	○	×
2018	時間外労働の上限規制	×	△	△	○
2020	パート・有期法	○	○	△	×
2020	改正労働者派遣法	△	△	○	×

(出所) Takahashi(2023)を参考に、筆者作成。

また、同一賃金関連法の大企業に対する政策効果の分析では、派遣労働者と大企業に勤めるパート・有期労働者が処置群であり、対照群である中小企業に勤めるパート・有期労働者との間に、勤続年数やタスクの内容、仕事の限定性などに違いが生じてしまっている可能性がある。以上のような処置群と対照群の間に生じている異質性をなるべく均質なものにするため、本研究では通常の DID 分析と併せて、IPW による推計も行う。なお、IPW に使用した傾向スコアの推計結果は巻末の付表 2 に、IPW 前後における共変量の比較統計量は付表 3 に掲載している。また、平行トレンド検定の結果は付表 4 に記載している¹⁵。

表 5 はアウトカム変数を $\ln(\text{実質賃金})$ 、 $\ln(\text{実質月給})$ 、表 6 はアウトカム変数を賞与適用ダミー、 $\sinh^{-1}(\text{実質賞与})$ 、有給休暇の付与日数、取得日数とした DID 分析の結果をそれぞれ示した。ただし、紙幅の都合上、表 6 では処置ダミー、処置後ダミー、それらの交差項の係数のみを掲載している。なお、転職による影響を除外するため、2021 年に転職したサンプルは除外している。表の見方であるが、まず各アウトカム変数の第 1 列は勤続年数、勤続年数 2 乗、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数の係数を掲載している。第 2 列では、第 1 列に投入した説明変数の期間平均値をコントロールすることで、時間不変の個人固有効果を統制している。第 3 列は第 2 列と同じ説明変数であるが、IPW によって推計している。

まず付表 4 を確認するといずれのアウトカム変数においても、平行トレンドの仮定が成立している。その上で表 5 の(1)～(3)列に着目すると、交差項の係数はいずれも正であるが統計的に有意ではなく、したがって処置群への賃金に対する政策の処置効果は検出されなかったことを意味する。統制変数に着目すると、まず(1)列からは肉体労働に対しては賃金に対する負の影響があることがわかり、Kobayashi and Yamamoto (2020) の結果と概ね整合的である。ただし、時間不変の固有効果や 2 群間の共変量の違いを統制すると、タスク指標は非有意となった。また、(1)列の逆ミルズ比の係数は負に有意であり、サンプルセレクションが生じていたことがわかるが、(2)・(3)列では非有意となった。また、仕事の無限定性に着目すると、残業有りダミーの係数が正に、変形労働時間制度ダミーの係数が負にそれぞれ推計されており、概ね補償賃金理論と整合的である。しかしその結果は個人固有効果を制御すると消失した。

続いて、表 5 の(4)～(6)に着目すると、今度はすべての交差項の係数が正に有意に推計されており、RE モデルで約 18.5%、CRE モデルで約 14.6%、IPW で約 17.5%もの月給の引き上げ効果があったことが確認できる。タスク指標に関しては(1)～(3)列と同様の結果が得られ、こちらも先行研究と整合している。以降の議論は(1)～(3)列と同様であるため、説明は省略する。

¹⁵ 平行トレンド検定では処置群ダミーと処置前の年ダミーの交差項の係数が非有意であれば、平行トレンドが成立しているとみなす。

表5 同一賃金関連法の大企業適用の処置効果分析結果（賃金・月給）

被説明変数：	ln(実質賃金)			ln(実質月給)		
	RE (1)	CRE (2)	CRE+IPW (3)	RE (4)	CRE (5)	CRE+IPW (6)
Tre×After	0.0129 (0.0196)	0.00366 (0.0386)	0.00255 (0.0343)	0.185*** (0.0549)	0.146** (0.0604)	0.175*** (0.0515)
Tre	0.00557 (0.0298)	0.0865** (0.0438)	0.0513 (0.0403)	0.0191 (0.0440)	-0.165** (0.0708)	-0.164*** (0.0626)
After	0.0342 (0.0306)	0.0239 (0.0345)	0.0409 (0.0251)	-0.0923*** (0.0258)	0.0514 (0.117)	-0.0925** (0.0410)
勤続年数	0.00206 (0.00344)	0.00910 (0.0164)	-0.00806 (0.0123)	0.0131 (0.00876)	-0.0399 (0.0506)	0.00323 (0.0224)
勤続年数 2 乗/100	0.00403 (0.0105)	0.00666 (0.0763)	0.0305 (0.0603)	-0.00128 (0.0167)	-0.0896 (0.117)	0.0856 (0.0904)
Abstract task	0.0356 (0.0232)	0.00428 (0.0197)	-0.00212 (0.0173)	0.0284 (0.0193)	-0.0650** (0.0315)	-0.0395 (0.0271)
Routine task	0.00414 (0.00555)	0.00420 (0.0142)	0.000920 (0.0121)	-0.0490*** (0.00658)	-0.00954 (0.0219)	-0.0183 (0.0180)
Manual task	-0.0219*** (0.00643)	-0.0111 (0.0184)	-0.0113 (0.0155)	-0.0550*** (0.0109)	-0.0591* (0.0317)	-0.0589** (0.0269)
逆ミルズ比	-0.0110* (0.00569)	-0.00190 (0.0491)	-0.00460 (0.0448)	-21.50* (11.43)	63.26 (125.3)	12.29 (58.04)
転勤出向経験有り	-0.0529 (0.0374)	-0.0322 (0.0859)	-0.0369 (0.0742)	0.00923 (0.0805)	-0.116 (0.137)	0.00741 (0.117)
残業有り	0.0516* (0.0264)	0.0431 (0.0367)	0.0394 (0.0314)	0.105*** (0.0216)	-0.0833 (0.0554)	-0.0669 (0.0466)
変形労働時間制	-0.0581*** (0.0141)	-0.0983** (0.0385)	-0.0929*** (0.0328)	-0.201*** (0.0560)	-0.103 (0.0719)	-0.0842 (0.0596)
定数項	6.677*** (0.110)	6.858*** (0.181)	6.785*** (0.182)	10.61*** (0.174)	10.80*** (0.563)	9.746*** (0.814)
説明変数平均	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
性別、最終学歴	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	1,729	1,729	1,729	460	460	460
ID 数	1,013	1,013	1,013	345	345	345
世帯 ID 数	971	971	971	335	335	335
地域数	8	8	8	8	8	8
Within R ²	0.0232	0.0646	0.0451	0.0522	0.259	0.184
Between R ²	0.185	0.190	0.200	0.391	0.463	0.512
Overall R ²	0.159	0.173	0.182	0.364	0.440	0.519

(注1) 括弧内は個人、世帯、地域のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

続いて、賞与や有給休暇への影響を包括的に見ていこう。表6の(1)~(3)列を見ると、賞与の適用率に有意な政策効果は現れていないことがわかる。また、(4)~(6)列を見ると、先ほどと同様に賞与支給額には有意な政策効果は現れていない。賞与の支給は景気の影響を受けやすく、コロナ等のマクロ経済ショックの影響により、賞与の適用率や支給額が増加しなかった可能性がある。また有給休暇の分析結果について、付与日数に着目した(7)~(9)列を見ると、いずれの列の交差項も有意ではなく政策の効果は確認できなかった。また同様に(10)~(12)列を見ると、取得日数についても有意な政策効果は検出されなかった。

以上より、同一賃金関連法の大企業に対する処置効果としては、月給に有意な14.6%~18.5%の引き上げ効果が認められたものの、賃金や賞与、有給休暇に対する頑健な政策効果は認められず、限定的なものにとどまることが明らかとなった。

表6 同一賃金関連法の大企業適用の処置効果分析結果（賞与・有給休暇）

被説明変数：	賞与適用ダミー			asinh(実質賞与)			有給休暇付与日数			有給休暇取得日数		
	RE (1)	CRE (2)	CRE+IPW (3)	RE (4)	CRE (5)	CRE+IPW (6)	RE (7)	CRE (8)	CRE+IPW (9)	RE (10)	CRE (11)	CRE+IPW (12)
Tre×After	0.0163 (0.0351)	-0.0118 (0.0345)	0.0154 (0.0332)	0.176 (0.435)	-0.180 (0.412)	0.152 (0.397)	0.0214 (0.413)	-0.0769 (0.498)	0.137 (0.481)	0.452 (0.287)	0.370 (0.455)	0.523 (0.431)
Tre	0.00189 (0.0239)	0.00505 (0.0385)	-0.00707 (0.0381)	0.0222 (0.287)	0.147 (0.459)	-0.0149 (0.455)	2.105*** (0.566)	0.195 (0.571)	-0.0906 (0.566)	1.924*** (0.274)	0.401 (0.514)	0.366 (0.505)
After	0.0231 (0.0369)	0.0295 (0.0297)	0.0141 (0.0238)	0.259 (0.445)	0.373 (0.355)	0.178 (0.284)	0.830*** (0.316)	1.253*** (0.433)	0.443 (0.347)	0.172 (0.210)	0.481 (0.396)	-0.367 (0.311)
説明変数平均	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
性別、学歴	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	1,978	1,978	1,978	1,978	1,978	1,978	1,665	1,665	1,665	1,776	1,776	1,776
ID数	1,109	1,109	1,109	1,109	1,109	1,109	973	973	973	1,023	1,023	1,023
世帯ID数	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	1,059	932	932	932	980	980	980
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Within R^2	0.00935	0.0442	0.0347	0.00886	0.0416	0.0309	0.0702	0.119	0.0983	0.0660	0.109	0.0899
Between R^2	0.133	0.151	0.147	0.142	0.160	0.156	0.277	0.295	0.300	0.282	0.299	0.303
Overall R^2	0.122	0.143	0.145	0.129	0.150	0.151	0.268	0.294	0.294	0.260	0.281	0.283

(注1) 括弧内は個人、世帯、地域のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(注3) 説明変数には勤続年数、勤続年数2乗、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、逆ミルズ比を含む。

第6章 同一賃金関連法施行後の待遇格差の経時的変化

この章では、同一賃金関連法の施行後にパート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の待遇格差が縮小したかを、Panel Oaxaca 分解の手法を用いて分析する。前章の分析とは異なり、この分析ではパート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の待遇格差の経時的な変化に着目するため、処置群と対照群を明確に線引きしない。なお、Panel Oaxaca 分解では、標準誤差を解析的手法を用いて計算することが困難であるため、標準誤差はブートストラップ法を用いて導出される。今回ブートストラップは一般的な回数である100回とした。

では、実際に2020年から2022年までの両群の待遇の差を、2020年時点をベンチマークとしてその変動を寄与度分解した Panel Oaxaca 分解の結果を見ていこう。次の表7の(1)～(3)列は時間あたり賃金格差を、(4)～(6)列は月給格差を分解した結果である。まず(1)列をみると、2019年の賃金格差は属性の差を除いて2020年と比較して0と有意に異ならず、平行トレンドが成り立っていることがわかる。そして2021年、2022年の列をみると同一賃金関連法の施行後、パート・有期・派遣労働者と無期フルタイム労働者間の賃金格差は2021年は約3.7%、2022年は約4.4%縮小しているが、有意ではないことがわかる。また同様に、属性の差、係数の差もそれぞれ非有意であり、同一賃金関連法の施行後、パート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の賃金格差が縮小したという証拠は検出されなかった。前章の DID 分析結果において処置群の時間あたり賃金に対する政策効果は確認できなかったことを踏まえると、不自然な結果ではない。

月給格差の変化をみると、まず属性の差を除いて平行トレンドが成立している。月給格差は2020年と比べ、2021年は約0.3%縮小、2022年は約8.7%拡大したことがわかるが、こちらも非有意である。前章の DID 分析では政策対象者の月給の有意な増加が確認されたものの、2群間の月給格差が縮小しなかったのは、パート・有期・派遣労働者の全体としてみた月給の増加額がそれほど大きくなかったなどの理由が考えられる。いずれにしても、同一賃金関連法の施行後、パート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の賃金・月給格差が縮小したという証拠は見出せず、法の効果は限定的であったことが示唆される。

表7 同一賃金関連法施行後の格差の変化の分析結果（賃金・月給）

被説明変数：	ln(実質賃金) 〈ベース：2020年〉			ln(実質月給) 〈ベース：2020年〉		
	2019年 (1)	2021年 (2)	2022年 (3)	2019年 (4)	2021年 (5)	2022年 (6)
Δアウトカムの差	-0.039 (0.025)	-0.037 (0.026)	-0.044 (0.026)	-0.047 (0.046)	-0.030 (0.061)	0.087 (0.049)
Δ属性の差	-0.019** (0.007)	-0.006 (0.009)	0.001 (0.010)	-0.076** (0.025)	-0.039 (0.027)	0.038 (0.031)
Δ係数の差	-0.016 (0.026)	-0.019 (0.024)	-0.035 (0.023)	0.003 (0.026)	0.007 (0.034)	0.003 (0.033)
Δ交互作用効果	-0.001 (0.006)	-0.002 (0.008)	0.003 (0.009)	0.007 (0.013)	-0.008 (0.016)	-0.009 (0.018)
Δ時間不変誤差	-0.003 (0.013)	-0.010 (0.014)	-0.013 (0.014)	0.019 (0.038)	0.010 (0.050)	0.055 (0.043)
観測数	6,126	6,126	6,126	4,055	4,055	4,055
ID数	2,737	2,737	2,737	1,961	1,961	1,961
Within R ²	0.0212	0.0212	0.0212	0.0744	0.0744	0.0744
Between R ²	0.317	0.317	0.317	0.632	0.632	0.632
Overall R ²	0.250	0.250	0.250	0.591	0.591	0.591

(注1) 括弧内の数字は、個人のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(注3) 説明変数には大企業ダミー、勤続年数、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、男性ダミー、最終学歴、年ダミーを含む。

最後に表8にアウトカム変数を賞与適用確率、実質賞与額、有給休暇付与・取得日数とした結果をまとめて示した。有給休暇の分析では、サンプルを「週所定労働時間が30時間以上かつ所定労働日数が週5日以上の労働者」に限定し、付与の枠組を統一した上で推計を行っている。まず各アウトカム変数の第1列を見ると、ほとんどのアウトカム変数について平行トレンドが成立していることがわかる。

その上で、賞与適用確率は2021年に有意に約4.9%格差が縮小したことがわかるが、2022年は有意ではない。また、係数の差に着目すると、2021年は4.6%の有意な格差の縮小が見られ、その寄与度は93.9% $(=0.046/0.049)$ であることがわかり、賞与の適用率格差の縮小に大きく寄与したことが確認できる。また、賞与額については、2020年時点と比較して、2021年は約57.9%の有意な格差の縮小が見られたが、2022年は非有意である。このように賞与額格差が大きく縮小された可能性が示唆されたのは、2020年以降の世界的なパンデミックによる経済ショックの影響で、無期・フルタイム労働者の賞与額が減少したことなどが考えられる。無期・フルタイム労働者はパート・有期・派遣労働者に比べ、もともと賞与支給額が多く、下げ幅も大きかったものと推察される。また、係数の差は2021年に負に有意に推計されており、その寄与度は95.3% $(=0.552/0.579)$ と格差の縮小の大半を占めている。同一賃金関連法の施行後、賞与の適用率、支給額の格差のうち、係数の差に起因する部分が有意に縮小しており、2群間の評価の差が縮まったことを意味する。

次に、有給休暇について見ると、付与日数の格差は2021年に1.354日有意に縮小しているが、2022年は有意ではない。格差の内訳に着目すると、属性の差の縮小が0.710日、係数の差の縮小が0.996日であり、どちらも統計的に有意である。属性の差が縮まったことによる影響もあるが、2群間の評価の差が有意に縮小していることには変わりはないため、同一賃金政策の効果である可能性が示唆される。最後に、取得日数格差は2021年は0.378日縮小した一方で、2022年は0.351日拡大してしまっているが、いずれも有意ではない。有給休暇が付与されて当年に消化するとは限らないものの、取得日数の格差は依然縮小していないことが示唆される。

以上をまとめると、賞与の適用率、賞与支給額、有給休暇付与日数については2021年に有意に係数の差が縮小しており、パート・有期・派遣労働者と無期・フルタイム労働者間の評価の差は縮小したことを示している。前章のDID分析の結果からは、パート・有期・派遣労働者の賞与や付与日数に有意な正の効果が認められなかったことを踏まえると、この格差の縮小は無期・フルタイム労働者の賞与の適用率の引き下げや減額、付与日数の減少によって引き起こされた可能性が示唆され、彼らの報酬プレミアムのうち過大であった部分が、同一賃金政策により是正されたと解釈することができるだろう。

表8 同一賃金関連法施行後の格差の変化の分析結果（賞与・有給休暇）

被説明変数：	賞与適用ダミー 〈ベース：2020年〉			asinh(実質賞与) 〈ベース：2020年〉			有給休暇付与日数 〈ベース：2020年〉			有給休暇取得日数 〈ベース：2020年〉		
	2019年 (1)	2021年 (2)	2022年 (3)	2019年 (4)	2021年 (5)	2022年 (6)	2019年 (7)	2021年 (8)	2022年 (9)	2019年 (10)	2021年 (11)	2022年 (12)
Δアウトカムの差	-0.010 (0.022)	-0.049* (0.021)	-0.002 (0.023)	-0.158 (0.230)	-0.579* (0.268)	-0.008 (0.310)	-0.619 (0.592)	-1.354* (0.639)	-0.794 (0.743)	-0.196 (0.392)	-0.378 (0.628)	0.351 (0.646)
Δ属性の差	-0.013* (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.005 (0.007)	-0.198** (0.073)	-0.120 (0.085)	-0.053 (0.109)	-0.656* (0.288)	-0.710* (0.309)	-0.546 (0.314)	-0.343 (0.211)	-0.129 (0.259)	-0.237 (0.334)
Δ係数の差	0.009 (0.018)	-0.046* (0.018)	0.005 (0.020)	0.107 (0.222)	-0.552* (0.239)	0.071 (0.291)	0.053 (0.461)	-0.996* (0.459)	-0.396 (0.717)	0.338 (0.402)	-0.362 (0.460)	0.705 (0.486)
Δ交互作用効果	-0.000 (0.004)	0.007 (0.006)	-0.003 (0.008)	-0.002 (0.046)	0.085 (0.067)	-0.046 (0.101)	0.197 (0.300)	0.315 (0.255)	0.481 (0.351)	0.114 (0.240)	0.215 (0.196)	-0.008 (0.279)
Δ時間不変誤差	-0.006 (0.015)	-0.002 (0.013)	0.002 (0.017)	-0.065 (0.163)	0.008 (0.170)	0.020 (0.187)	-0.213 (0.454)	0.037 (0.393)	-0.333 (0.528)	-0.306 (0.358)	-0.102 (0.434)	-0.108 (0.512)
観測数	6,695	6,695	6,695	6,695	6,695	6,695	3,540	3,540	3,540	3,845	3,845	3,845
ID数	2,845	2,845	2,845	2,845	2,845	2,845	1,777	1,777	1,777	1,875	1,875	1,875
Within R ²	0.0683	0.0683	0.0683	0.0790	0.0790	0.0790	0.0493	0.0493	0.0493	0.0732	0.0732	0.0732
Between R ²	0.435	0.435	0.435	0.501	0.501	0.501	0.266	0.266	0.266	0.181	0.181	0.181
Overall R ²	0.380	0.380	0.380	0.451	0.451	0.451	0.231	0.231	0.231	0.166	0.166	0.166

(注1) 括弧内の数字は、個人のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(注3) 説明変数には大企業ダミー、勤続年数、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、男性ダミー、最終学歴、年ダミーを含む。

第7章 おわりに

本研究では、2020年（中小企業は2021年）に施行されたパート・有期法、並びに改正派遣労働法の政策効果を、DID分析やPanel Oaxaca分解によって検証した。同一労働同一賃金の効果検証にあたっては、正社員などの無期・フルタイム労働者が直面する仕事の無限定性や従事しているタスク、そして労働者の持つ観察不能な能力をどのように捉えるかが難しく、したがって法の施行から4年が経過しても効果検証を試みた論文がほとんどなかったものと思われる。本研究は、そのような労働者の異質性をパネルデータを用いることで対処することを試みた。

結果を振り返っておくと、DIDの分析結果からは派遣労働者および大企業に勤めるパート・有期労働者の月給は、同一賃金関連法の施行後に有意に増加していることを確認した。時間あたり賃金では有意な政策効果が検出されなかったことを踏まえると、月給制であるパート・有期・派遣労働者は、正社員と類似する雇用管理区分に属していると考えられ、同一労働同一賃金の恩恵を受けやすかったものと考えられる。反対に、賞与の適用確率、支給額、そして有給休暇の付与・取得日数については有意な政策効果は検出されず、必ずしも効果があったとは言えないことが明らかになった。したがって、「同一労働同一賃金政策はパート・有期・派遣労働者の待遇を改善したか？」という本稿の核となるリサーチクエッションに対する回答としては、残念ながら改善は限定的なものにとどまる、というものになるだろう。

DID分析では政策対象者のアウトカムが増加したかに着目して分析したが、Panel Oaxaca分解では無期フルタイム労働者との待遇格差が縮小したかを分析した。分析結果からは、勤続年数や仕事の無限定性などをコントロールした上でも賞与の適用率、支給額、有給休暇付与日数に有意な係数の差の縮小効果がみられ、同一賃金政策の効果が現れたものと考えられる。ただし、DID分析からはパート・有期・派遣労働者の賞与・有給休暇には有意な改善効果は認められていないことから、この格差の縮小は無期フルタイム労働者の待遇の過大であった部分が縮小されたことによって引き起こされたものと推測される。なお、一貫して2022年における処置効果は確認できておらず、こちらの分析結果からも同一賃金政策の効果は限定的なものにとどまっている。

最後に本稿の課題を述べる。まず使用データである『日本家計パネル調査』からは、同一企業内における他の労働者との違いを捉えられないことである。同一賃金関連法の施行後も賃金が増加していなかったとしても、それは仕事の責任範囲や従事しているタスクが異なるからかもしれない。この点については、企業とのマッチングデータなどを用いることが好ましい。また、サンプルサイズに関しても、配偶者のデータを使用するなどして可能な限り増やすよう努めたが、それでも決して多いとは言えない。『賃金構造統計基本調査』など、大規模な事業調査を使用し、同様の分析を行うことができれば、堅牢なエビデンスとなるだろう。いずれにしろ、本稿はパネルデータの特性を活かして労働者の異質性を考慮した上で、未だ解明の進んでいない同一労働同一賃金政策の効果測定を行ったという点で意義があると考えられる。

【参考文献】

<書籍>

George, J, Borjas (2019), *Labor economics*, McGraw Hill Higher Education

Wooldridge, J, Mark (2012). *Introductory Econometrics: a modern approach*, fifth edition, Cengage Learning, Ed.

大内伸哉 (2019) 「非正社員改革：同一労働同一賃金によって格差はなくなる」中央経済社

川口大司 (2017) 「労働経済学」有斐閣

水町勇一郎 (2018) 「同一労働同一賃金のすべて」有斐閣

山本勲・黒田祥子 (2014) 「労働時間の経済分析：超高齢社会の働き方を展望する」日本経済新聞出版社

<論文>

Autor, D, H, and Handel M J (2013) “Putting Tasks to the Test: Human Capital, Job Tasks, and Wages,” *Journal of Labor Economics* 31(2), S59S96.

Bellemare, M, F, and Wichman C J (2020) “Elasticities and the Inverse Hyperbolic Sine Transformation,” *Orford Bulletin of Economics and Statistics* 82(1), pp.50-6

Bosio, G (2014) “The implications of temporary jobs on the distribution of wages in Italy: An unconditional IVQTE approach,” *Labour*, 28(1), pp.64-86.

Fernández-Kranz, D, and Rodríguez-Planas N (2011) “The part-time pay penalty in a segmented labor market,” *Labour Economics*, 18(5), pp.591-606.

Kobayashi, Toru, and Yamamoto Isamu (2020) “Job tasks and wages in the Japanese labor market: Evidence from wage functions,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 58, 101110.

Kröger, H, and Hartmann J (2021) “Extending the Kitagawa–Oaxaca–Blinder decomposition approach to panel data,” *The Stata Journal*, 21(2), pp.360-410.

Laß, I, and Wooden M (2019) “Non-standard employment and wages in Australia,” In *Low Wage Growth Conference. Reserve Bank of Australia*

Smith, J, P, and F R Welch (1989) “Black economic progress after Myrdal”, *Journal of economic literature*, 27(2), pp.519-564.

Takahashi, Koji (2014) “Regular/non-regular wage gap between and within Japanese firms,” In *Section on Organizations, Occupations and Work, 109th American Sociological Association Annual Meeting, San Francisco.*

Takahashi, Koji (2023) “Non-Regular Employment Measures in Japan,” *Japan Labor Issues*, Vol.7, no.44, pp.52-60

石井加代子・樋口美雄(2015)「非正規雇用の増加と所得格差：個人と世帯の視点から：国際比較に見る日本の特徴」『三田商学研究』58(3), 37-55 頁

奥平寛子・大竹文雄・久米功一・鶴光太郎(2011)「派遣労働は正社員への踏み石か、それとも不安定雇用への入り口か」『非正規雇用改革－日本の働き方をいかに変えるか－』第7章, 日本評論社.

秀あや美(2003)「3 小売業における処遇制度と労使関係：パート労働の職域拡大が持つ意味 (III 投稿論文)」『社会政策学会誌』10, 183-206 頁

川口大司(2011)「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」『現代経済学の潮流』67-98 頁

川口大司(2014)「改正パートタイム労働法はパートタイム労働者の処遇を改善したか?」『日本労働研究雑誌』56(1), 53-63 頁

川口大司・神林龍・原ひろみ(2015)「正社員と非正社員の分水嶺：呼称による雇用管理区分と人的資本蓄積」『一橋大学大学院経済学研究科』

川口大司(2018)「雇用形態間賃金差の実証分析」『日本労働研究雑誌』60(12), 4-16 頁

久米功一・木村寛子(2013)「非正規労働者からみた補償賃金-不安定雇用, 暗黙的な正社員拘束と賃金プレミアムの分析」『RIETI Discussion Paper Series』13, 1-29 頁

久米功一・鶴光太郎・戸田淳仁(2017)「多様な正社員のスキルと生活満足度に関する実証分析」『生活経済学研究』45, 25-38 頁

- 厚生労働省(2023)「E B P Mの分析レポート(同一労働同一賃金の効果検証)」
- 柴田弘捷(2018)「日本の非正規労働者問題(2): 男性非正規労働者の現在(いま)」『専修人間科学論集. 社会学篇』8, 19-40 頁
- 島貫智行(2018)「正社員と非正社員の賃金格差」『日本労働研究雑誌』
- 鈴木恭子(2018)「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響: Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』60(9), 73-89 頁
- 高橋康二(2016)「有期社員と企業内賃金格差」『日本労働研究雑誌』, (6702016.5).
- 鶴光太郎(2011)「非正規雇用問題解決のための鳥瞰図-有期雇用改革に向けて」『RIETI Discussion Paper Series』11-J-049, 1-44 頁
- 西野史子(2006)「パートの基幹労働力化と正社員の労働」『社会学評論』56(4), 847-863 頁
- 沼田雅之(2024)「日本的雇用を問い直す(16) 均衡・均等処遇規定で, 正規・非正規間の労働条件格差は縮小するのか?」『法律時報』96(5), 130-137 頁
- 鶴光太郎(2011a)「非正規雇用問題解決のための鳥瞰図-有期雇用改革に向けて」『RIETI Discussion Paper Series』, 1-44 頁
- 鶴光太郎(2011b)「有期雇用改革—格差問題対応の視点から」『社会科学研究』62(3-4), 99-123 頁
- 長松奈美江(2023)「増加する非正規雇用と賃金格差拡大」『関西学院大学社会学部紀要』140, 85-105 頁
- 平野光俊(2020)「非正規の基幹化と正規の多様化—「同一労働同一賃金」政策の意図せざる結果の行方をめぐって—」『日本経営学会誌』44, 13-21 頁
- 労働政策研究・研修機構(2013)「雇用の多様化の変遷〈その III〉: 2003・2007・2010—厚生労働省「多様化調査」の特別集計より—」『労働政策研究・研修機構(JILPT) 調査研究報告書 No.161』
- 労働政策研究・研修機構(2022)「派遣労働をめぐる政策効果の実証分析」『労働政策研究・研修機構(JILPT) 調査研究報告書 No.218』
- 労働政策研究・研修機構(2024)「「二極化」以後の非正規雇用・労働—公的統計等の公表データ集計・個票データ分析より」『労働政策研究・研修機構(JILPT) 調査研究報告書 No.230』
- 森川正之(2010)「雇用保障とワーク・ライフ・バランス-補償賃金格差の視点から」『RIETI Discussion Paper Series』10-J-042.
- 森川正之(2017)「労働力の質と生産性-賃金ギャップ-パートタイム労働者の賃金は生産性に見合っているか?—」『RIETI Discussion Paper Series』17-J-008.
- 安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎(2016)「正社員と有期雇用労働者の賃金格差」『RIETI Discussion Paper, 16』
- 安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎(2018)「無限定正社員と限定正社員の賃金格差」『日本労働研究雑誌』60(12), 67-81 頁
- 余合淳(2016)「働き方と公正感の関係性に関する一考察—小売業非正規従業員対象の質問紙調査を用いて—」『岡山大学経済学会雑誌』48(2), 23-37 頁
- 脇坂明・松原光代(2003)「パートタイマーの基幹化と均衡処遇(II)」『Doctoral dissertation, Gakushuin University』

<ウェブサイト>

What Works Centre for Local Economic Growth. Evidence Review 4: Access to Finance. Updated June, 2016 (最終閲覧日: 2024/12/16)

https://whatworksgrowth.org/wp-content/uploads/16-06-28_Scoring_Guide.pdf

働き方改革実現会議. (平成29年3月28日). 働き方改革実行計画. (最終閲覧日: 2024/12/16)

<https://www.kantei.go.jp/jp/headline/pdf/20170328/01.pdf>

<新聞記事>

鶴光太郎 (2010) 「深刻化する雇用の二極化 『有期契約』長期化で埋めよ」日本経済新聞『経済教室』2010年5月11日

<各種統計>

一般社団法人 日本経済団体連合会(2020年1月21日)『2019年人事・労務に関するトップ・マネジメント調査結果』

厚生労働省(2022)『令和3年パートタイム・有期雇用労働者総合実態調査』

厚生労働省(2022)『令和4年派遣労働者実態調査』

労働政策研究・研修機構(2020)『パートタイム・有期契約労働者の雇用状況等に関する調査』

【付録】

付表1 記述統計量 (Heckman の第1段階推定)

	非就業	パート・有期・派遣	無期・フルタイム
男性ダミー	0.126 (0.331)	0.128 (0.334)	0.615 (0.487)
婚姻ダミー	0.833 (0.373)	0.795 (0.404)	0.721 (0.448)
年齢	44.062 (9.646)	45.353 (9.496)	42.353 (9.631)
最終学歴ダミー [N(%)]			
中学卒 【Ref】	41 (2.5%)	62 (1.9%)	82 (2.2%)
高校卒	715 (43.4%)	1,463 (44.9%)	1,627 (42.8%)
短大・高専卒	435 (26.4%)	955 (29.3%)	695 (18.3%)
大学卒	426 (25.8%)	717 (22.0%)	1,239 (32.6%)
大学院卒	32 (1.9%)	59 (1.8%)	156 (4.1%)
未就学児数	0.034 (0.209)	0.081 (0.340)	0.127 (0.428)
高校生以下の子ども数	0.551 (0.846)	0.716 (0.940)	0.567 (0.886)
実質配偶者年収 (万円)	493.973 (316.933)	436.038 (314.048)	230.435 (251.757)
実質純資産 (万円)	392.218 (691.960)	276.258 (687.637)	288.924 (681.873)
持家ダミー	0.706 (0.456)	0.753 (0.431)	0.745 (0.436)
市郡規模ダミー [N(%)]			
政令市 【Ref】	588 (35.7%)	1,006 (30.9%)	1,153 (30.4%)
その他の市	947 (57.4%)	2,053 (63.1%)	2,364 (62.2%)
町村	114 (6.9%)	197 (6.1%)	282 (7.4%)
地域別完全失業率 (%)	2.455 (0.422)	2.434 (0.412)	2.479 (0.410)
観測数	1,649 (18.9%)	3,256 (37.4%)	3,799 (43.6%)

(注1) 観測数は欠損値のないフルセットサンプルに限定している。サンプルの詳細は本文を参照。

(注2) 最終学歴ダミー、市郡規模ダミーの数値は N(%), その他の変数は Mean(S.D.)を表す。

付表2 逆ミルズ比・傾向スコアの推計結果

被説明変数：	就業ダミー	Tre	Tre (補論)
	(1)	(2)	(3)
男性ダミー	3.016*** (0.400)	1.164 (1.013)	-3.120*** (0.644)
有配偶ダミー	-0.391 (0.514)	-0.715 (1.139)	-0.876 (0.696)
年齢	0.205 (0.127)	-0.516 (0.314)	-0.186 (0.160)
年齢2乗	-0.00151 (0.00152)	0.00743** (0.00366)	0.00206 (0.00187)
未就学児数	2.679*** (0.484)	0.993 (0.935)	0.00346 (0.571)
高校生以下の子ども数	1.048*** (0.185)	0.0231 (0.402)	0.956*** (0.343)
実質配偶者年収	-5.40e-07*** (7.63e-08)	-1.55e-07 (1.58e-07)	2.15e-07* (1.24e-07)
実質総資産	-4.01e-08** (1.70e-08)	1.89e-08 (4.84e-08)	2.21e-08 (2.87e-08)
持家ダミー	0.617** (0.312)	-1.022 (0.865)	-0.193 (0.501)
地域別完全失業率	-23.97* (13.38)	-148.1*** (44.52)	20.04 (25.52)
定数項	73.17* (39.86)	416.6*** (123.3)	-45.89 (69.88)
最終学歴	No	Yes	Yes
地域×市郡規模	Yes	Yes	Yes
地域×年ダミー	Yes	Yes	Yes
市郡規模×年ダミー	Yes	Yes	Yes
地域、市郡規模、年ダミー	Yes	Yes	Yes
観測数	9,858	2,527	2,958
ID 数	3,753	1,306	1,351
Log Pseudo Likelihood	-2820	-809.7	-386.7

(注1) 括弧内は個人のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

付表3 IPW 前後の比較統計量

	Before IPW				After IPW			
	対照群	処置群	標準化差	<i>P</i>	対照群	処置群	標準化差	<i>P</i>
男性ダミー[Mean(S.D)]	0.117 (0.322)	0.167 (0.373)	-0.143	<0.001	0.124 (0.330)	0.123 (0.329)	0.003	0.94
有配偶ダミー[Mean(S.D)]	0.849 (0.358)	0.773 (0.419)	0.195	<0.001	0.821 (0.384)	0.791 (0.407)	0.076	0.098
年齢[Mean(S.D)]	45.365 (9.281)	45.164 (10.003)	0.021	0.609	45.724 (9.567)	44.875 (9.561)	0.089	0.047
最終学歴[N(%)]								
中学卒	27 (2.4%)	23 (1.8%)	0.042	<0.001	17 (1.8%)	17 (1.6%)	0.015	
高校卒	463 (40.9%)	593 (45.5%)	-0.093		422 (44.6%)	491 (46.3%)	-0.034	
短大・高専卒	380 (33.5%)	330 (25.3%)	0.181		294 (31.0%)	293 (27.6%)	0.075	
大学卒	254 (22.4%)	333 (25.6%)	-0.075		199 (21.0%)	246 (23.3%)	-0.055	
大学院卒	9 (0.8%)	23 (1.8%)	-0.088		15 (1.5%)	12 (1.2%)	0.026	
勤続年数[Mean(S.D)]	5.251 (5.954)	5.276 (6.309)	-0.004	0.918	5.281 (5.957)	5.113 (5.840)	0.028	0.527
Abstract task[Mean(S.D)]	-0.474 (0.743)	-0.440 (0.736)	-0.046	0.252	-0.510 (0.709)	-0.455 (0.713)	-0.077	0.087
Routine task[Mean(S.D)]	0.114 (1.010)	-0.088 (1.092)	0.192	<0.001	0.161 (1.028)	-0.114 (1.092)	0.259	<0.001
Manual task[Mean(S.D)]	0.087 (0.995)	0.121 (1.000)	-0.034	0.396	0.114 (1.005)	0.134 (0.997)	-0.020	0.654
残業有りダミー[Mean(S.D)]	0.166 (0.372)	0.278 (0.448)	-0.272	<0.001	0.169 (0.375)	0.276 (0.447)	-0.259	<0.001
変形労働時間制ダミー[Mean(S.D)]	0.175 (0.380)	0.202 (0.402)	-0.069	0.087	0.169 (0.375)	0.208 (0.406)	-0.100	0.024
転勤・出向経験有りダミー[Mean(S.D)]	0.013 (0.114)	0.024 (0.153)	-0.082	0.056	0.015 (0.120)	0.025 (0.157)	-0.072	0.089
観測数	1,133 (46.5%)	1,302 (53.5%)			2,191 (53.0%)	1,944 (47.0%)		

(注1) 最終学歴ダミーの数値は *N*(%)、その他の変数は Mean(S.D.)を表す。

(注2) *p*値は最終学歴ダミーが独立性の χ^2 検定、その他の変数は*t*検定。

付表4 平行トレンド検定

	ln(実質賃金) (1)	ln(実質月給) (2)	賞与適用ダミー (3)	asinh(実質賞与) (4)	有休付与日数 (5)	有休取得日数 (6)
Tre×2020年	0.0528 (0.0342)	0.0316 (0.0544)	-0.00423 (0.0335)	-0.0595 (0.400)	-0.00688 (0.489)	0.532 (0.439)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
説明変数平均	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域、市郡規模、年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	1,729	460	1,978	1,978	1,665	1,776
ID数	1,013	345	1,109	1,109	973	1,023
世帯ID数	971	335	1059	1059	932	980
地域数	8	8	8	8	8	8
Within R^2	0.0475	0.186	0.0357	0.0321	0.107	0.107
Between R^2	0.201	0.513	0.147	0.155	0.300	0.303
Overall R^2	0.183	0.520	0.144	0.151	0.293	0.284

(注1) 括弧内の数字は、個人、世帯、地域のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

(注3) 説明変数には勤続年数、勤続年数2乗、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、逆ミルズ比、男性ダミー、最終学歴、年ダミー、地域ダミー、市郡規模ダミーを含み、各列ともIPWによる推計を行っている。

補論 同一賃金関連法の全面適用の処置効果分析

本論で行った DID 分析では、派遣労働者及び大企業で勤めるパート・有期労働者への処置効果のみしか検証できなかったが、2021 年以降（『日本家計パネル調査』では 2022 年以降のデータセット）は処置群をパート・有期・派遣労働者、対照群を無期・フルタイムの非正規労働者とすることで DID 分析を実行できる可能性がある。これは無期転換者等をはじめとする無期・フルタイムで働く非正規労働者は、同一賃金関連法の対象外でありながら、パート・有期・派遣労働者と属性が類似していると考えられるためである。そこで、補論としてではあるが、同一賃金関連法の全面適用の政策効果の分析を試みる。この分析で使用するサンプルの IPW 前後の比較統計量を補論付表 1 に示した。IPW により共変量の差異やサンプルサイズのバランスはある程度改善したことがわかるだろう。また 5 章と同様に、平行トレンド検定の結果を補論付表 2 に掲載している。いずれの列においても、政策が施行以前の年ダミーと処置ダミーの交差項がすべて 0 であるという帰無仮説を 10%水準でも棄却できないことがわかり、平行トレンドはすべてのアウトカム変数において成立している。なお、転職による影響を除外するため、2022 年に転職した者はサンプルから外している。

以下、DID 分析の推計結果を見ていこう。補論表 1 の(1)~(3)列はアウトカム変数を対数賃金、(4)~(6)列は対数月給とした DID 分析の結果であり、表の見方は 5 章と同じである。ただし、説明変数に大企業ダミーを追加している。まず、(1)~(3)列の交差項の係数をみると、(2)列を除き負に有意に推計されており、同一賃金政策の処置効果は見られなかったことがわかる。タスク指標に着目すると、(1)列からは抽象的なタスクに従事している場合は正の、肉体的な労働に従事している場合は負の賃金に対する効果が見られるものの、固有効果を統制し、共変量を均質化すると有意性は消失した。逆ミルズ比に着目すると、(1)列は負に有意に推計されており、サンプルセレクションが生じていたことが示唆される。また、残業有りであれば正の、変形労働時間制であれば負の賃金に対する効果が見られ、概ね補償賃金仮説と整合的な結果となっており、(3)列で能力バイアスや共変量の違いを除去してもなお、同様の関係性が見られた。いずれにしても、このようなタスク指標や仕事の無限定性、能力などの時間不変の要因をコントロールしてもなお、時間あたり賃金に一貫して有意な政策効果は検出できなかった。

月給について分析した(4)~(6)列をみると、先ほどとは異なりすべての列の交差項が有意ではない。2022 年の中小企業を含めた DID 分析では、このような正社員と近い働き方や雇用管理システムに服しているサンプルに限定しても、有意な政策効果は検出されなかった。(4)列ではタスク指標と月給に有意な関係がみられ、その符号は Kobayashi and Yamamoto (2020) の結果と整合的である。また、仕事の無限定性に関する変数に着目すると、(4)列は補償賃金理論と概ね一致した結果が得られているが、(5)・(6)列では不明瞭な結果となった。

最後に、補論表 2 にアウトカム変数を賞与の適用率、賞与額、有給休暇の付与・取得日数とした DID 分析の結果を示す。紙幅の都合上、説明変数は交差項と処置ダミー、政策介入後ダミーのみを掲載している。第 1 行の交差項の係数に着目すると、すべてのアウトカム変数において非有意であり、2022 年の政策の全面適用の効果は検出されなかったことがわかる。これは第 6 章の Panel Oaxaca 分解において、2022 年に有意な格差の縮小が見られなかったことと整合性が取れている。

以上をまとめると、同一賃金関連法の全面適用後、パート・有期・派遣労働者の賃金や賞与、有給休暇には有意な増加を確認できず、政策効果はほとんどなかった可能性がある。なお補論付表 1 にも示したとおり、IPW を用いて可能な限り両群の共変量をバランスさせることを試みたが、それでも共

変量に有意な差が残っていることに加え、対照群として設定した無期・フルタイムで働く非正規雇用労働者のサンプルサイズが十分ではなく、政策の処置効果を正しく検出することができなかった可能性がある。第7章にも記述した通り、大規模な事業調査を利用することでより精緻な分析を行うことが可能となるだろう。

補論表1 同一賃金関連法の全面適用の処置効果分析結果（賃金・月給）

被説明変数：	ln(実質賃金)			ln(実質月給)		
	RE (1)	CRE (2)	CRE+IPW (3)	RE (4)	CRE (5)	CRE+IPW (6)
Tre×After	-0.0654** (0.0313)	-0.0777 (0.102)	-0.0579* (0.0332)	0.0142 (0.0811)	-0.0885 (0.133)	-0.0187 (0.0666)
Tre	0.0900*** (0.0159)	0.221*** (0.0614)	0.119*** (0.0314)	-0.113* (0.0637)	-0.0222 (0.0524)	-0.0606** (0.0297)
After	0.0769** (0.0378)	0.0998 (0.103)	0.0831*** (0.0312)	-0.0404 (0.0861)	0.152 (0.139)	0.0412 (0.0665)
勤続年数	-0.0204 (0.0137)	0.00556 (0.0315)	-0.0204 (0.0176)	0.0357 (0.0447)	-0.0328 (0.0436)	-0.0137 (0.0290)
勤続年数 2 乗/100	0.00322 (0.00283)	0.00927 (0.00989)	0.000825 (0.00778)	0.0145 (0.00950)	-0.00148 (0.0171)	0.00442 (0.0112)
大企業ダミー	-0.00103 (0.00883)	-0.0420 (0.0554)	-0.0202 (0.0314)	-0.0129 (0.0212)	-0.119 (0.0772)	-0.0665 (0.0535)
Abstract task	0.0352** (0.0167)	0.0163 (0.0161)	0.0157 (0.0138)	0.0425*** (0.0142)	-0.0124 (0.0220)	-0.00771 (0.0175)
Routine task	0.00144 (0.00518)	0.00114 (0.0112)	0.0115 (0.00962)	-0.0240*** (0.00903)	0.00434 (0.0156)	-0.00190 (0.0124)
Manual task	-0.0234*** (0.00403)	-0.0157 (0.0136)	-0.00994 (0.0117)	-0.0371*** (0.00905)	-0.0379* (0.0206)	-0.0382** (0.0160)
逆ミルズ比	-0.0107*** (0.00246)	-0.00236 (0.0380)	-0.00277 (0.0335)	-7.150 (9.643)	-0.379 (99.54)	99.53*** (28.47)
転勤・出向経験有り	-0.0312 (0.0317)	-0.0425 (0.0656)	-0.0715 (0.0535)	0.0355 (0.0853)	-0.0150 (0.0747)	-0.0115 (0.0543)
残業有り	0.0463** (0.0235)	0.0195 (0.0278)	0.0470** (0.0188)	0.0813*** (0.0101)	-0.0678* (0.0368)	-0.0204 (0.0232)
変形労働時間制	-0.0465*** (0.00759)	-0.0540* (0.0305)	-0.0885*** (0.0265)	-0.117*** (0.0353)	-0.0780 (0.0488)	-0.132*** (0.0393)
定数項	6.686*** (0.0626)	6.852*** (0.153)	6.891*** (0.147)	10.57*** (0.210)	11.16*** (0.536)	10.77*** (0.821)
説明変数平均	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
最終学歴	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	2,240	2,240	2,240	616	616	616
ID 数	1,119	1,119	1,119	418	418	418
世帯 ID 数	1,072	1,072	1,072	405	405	405
地域数	8	8	8	8	8	8
Within R^2	0.0270	0.0466	0.0417	0.0170	0.140	0.119
Between R^2	0.192	0.198	0.197	0.383	0.482	0.472
Overall R^2	0.158	0.169	0.279	0.360	0.458	0.615

(注1) 括弧内は個人、世帯、地域のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

補論表2 同一賃金関連法の全面適用の処置効果分析結果（賞与・有給休暇）

被説明変数：	賞与適用ダミー			asinh(実質賞与)			有給休暇付与日数			有給休暇取得日数		
	RE (1)	CRE (2)	CRE+IPW (3)	RE (4)	CRE (5)	CRE+IPW (6)	RE (7)	CRE (8)	CRE+IPW (9)	RE (10)	CRE (11)	CRE+IPW (12)
Tre×After	-0.0203 (0.0608)	-0.0152 (0.0985)	0.0328 (0.0341)	-0.167 (0.717)	-0.146 (1.170)	0.456 (0.416)	-0.907 (2.917)	-0.503 (2.336)	0.807 (1.192)	0.622 (1.282)	1.094 (1.746)	-1.077 (0.692)
Tre	-0.129*** (0.0380)	-0.0750 (0.0541)	-0.147*** (0.0320)	-1.815*** (0.463)	-1.094* (0.643)	-1.999*** (0.390)	-1.630 (1.822)	-2.018 (1.430)	-1.957* (1.026)	-0.0287 (0.659)	0.542 (1.076)	1.043* (0.627)
After	0.0243 (0.0531)	0.0350 (0.0985)	0.00650 (0.0323)	0.180 (0.602)	0.363 (1.171)	0.0163 (0.394)	1.163 (3.296)	-1.007 (2.588)	-0.00519 (1.060)	-0.558 (1.440)	0.150 (1.890)	1.482** (0.630)
説明変数平均	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
性別、学歴	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固有効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	2,582	2,582	2,582	2,582	2,582	2,582	720	720	720	776	776	776
ID数	1,217	1,217	1,217	1,217	1,217	1,217	428	428	428	449	449	449
世帯ID数	1,162	1,162	1,162	1,162	1,162	1,162	411	411	411	432	432	432
地域数	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
Within R ²	0.0107	0.0341	0.0366	0.0110	0.0330	0.0378	0.0981	0.155	0.113	0.0786	0.136	0.110
Between R ²	0.144	0.161	0.103	0.154	0.171	0.105	0.238	0.251	0.0947	0.269	0.289	0.172
Overall R ²	0.123	0.146	0.392	0.132	0.156	0.414	0.268	0.284	0.520	0.287	0.302	0.622

(注1) 括弧内は個人、世帯、地域のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(注3) 説明変数には勤続年数、勤続年数2乗、大企業ダミー、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、逆ミルズ比を含む。

補論付表1 IPW 前後の比較統計量

	Before IPW				After IPW			
	対照群	処置群	標準化差	<i>P</i>	対照群	処置群	標準化差	<i>P</i>
男性ダミー[Mean(S.D)]	0.504 (0.502)	0.139 (0.346)	0.847	<0.001	0.128 (0.336)	0.135 (0.342)	-0.021	0.609
有配偶ダミー[Mean(S.D)]	0.672 (0.471)	0.810 (0.392)	-0.318	<0.001	0.713 (0.455)	0.791 (0.407)	-0.181	<0.001
年齢[Mean(S.D)]	46.760 (9.788)	45.467 (9.507)	0.134	0.137	43.157 (9.480)	45.247 (9.333)	-0.222	<0.001
最終学歴[N(%)]								
中学卒	2 (1.6%)	60 (2.0%)	-0.030	<0.001	3 (2.7%)	42 (1.7%)	0.068	
高校卒	63 (50.4%)	1,327 (43.6%)	0.137		43 (41.1%)	1,163 (46.3%)	-0.105	
短大・高専卒	29 (23.2%)	889 (29.2%)	-0.137		21 (20.3%)	723 (28.8%)	-0.198	
大学卒	21 (16.8%)	727 (23.9%)	-0.177		36 (34.5%)	552 (22.0%)	0.280	
大学院卒	10 (8.0%)	43 (1.4%)	0.316		2 (1.5%)	32 (1.3%)	0.017	
大企業ダミー[Mean(S.D)]	0.712 (0.455)	0.507 (0.500)	0.429	<0.001	0.646 (0.480)	0.493 (0.500)	0.312	<0.001
勤続年数[Mean(S.D)]	7.760 (7.522)	5.316 (6.119)	0.356	<0.001	5.853 (6.125)	5.166 (5.837)	0.115	0.003
Abstract task[Mean(S.D)]	0.015 (0.917)	-0.448 (0.745)	0.554	<0.001	-0.000 (0.853)	-0.467 (0.720)	0.592	<0.001
Routine task[Mean(S.D)]	0.176 (0.925)	0.032 (1.055)	0.145	0.133	0.216 (1.025)	0.044 (1.057)	0.165	<0.001
Manual task[Mean(S.D)]	0.102 (0.977)	0.105 (0.997)	-0.003	0.968	-0.421 (0.968)	0.143 (0.994)	-0.575	<0.001
残業有りダミー[Mean(S.D)]	0.488 (0.502)	0.219 (0.414)	0.585	<0.001	0.438 (0.499)	0.225 (0.418)	0.463	<0.001
変形労働時間制ダミー[Mean(S.D)]	0.160 (0.368)	0.183 (0.387)	-0.061	0.511	0.131 (0.339)	0.182 (0.386)	-0.140	<0.001
転勤・出向経験有りダミー[Mean(S.D)]	0.016 (0.126)	0.018 (0.132)	-0.015	0.886	0.005 (0.074)	0.018 (0.133)	-0.121	0.003
観測数	125 (3.9%)	3,046 (96.1%)			2,374 (46.6%)	2,717 (53.4%)		

(注1) 最終学歴ダミー、企業規模カテゴリの数値はN(%)、その他の変数はMean(S.D.)を表す。

(注2) *p*値は最終学歴ダミー、企業規模カテゴリが独立性の χ^2 検定、その他の変数は*t*検定。

補論付表2 平行トレンド検定

	ln(実質賃金) (1)	ln(実質月給) (2)	賞与適用ダミー (3)	asinh(実質賞与) (4)	有休付与日数 (5)	有休取得日数 (6)
Tre×2020年	-0.0443 (0.0387)	0.0245 (0.0524)	-0.0177 (0.0376)	-0.246 (0.457)	0.260 (1.491)	1.723** (0.870)
Tre×2021年	0.00562 (0.0354)	0.0223 (0.0470)	0.0140 (0.0374)	0.124 (0.455)	-1.084 (1.342)	0.652 (0.852)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
説明変数平均	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域、市郡規模、年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	2,240	616	2,582	2,582	720	776
ID数	1,119	418	1,217	1,217	428	449
世帯ID数	1072	405	1162	1162	411	432
地域数	8	8	8	8	8	8
Within R^2	0.0478	0.120	0.0358	0.0366	0.129	0.128
Between R^2	0.198	0.485	0.107	0.110	0.0996	0.178
Overall R^2	0.285	0.619	0.405	0.430	0.567	0.635
p 値 (F 検定)	0.4019	0.8220	0.7441	0.7536	0.6056	0.1404

(注1) 括弧内の数字は、個人、世帯、地域のクラスター構造に頑健な標準誤差。

(注2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

(注3) 説明変数には勤続年数、勤続年数2乗、タスク指標、仕事の無限定性に関する変数、逆ミルズ比、男性ダミー、最終学歴、年ダミー、地域ダミー、市郡規模ダミーを含み、各列ともIPWによる推計を行っている。

(注4) 最下段の p 値は Tre×2020年の係数と Tre×2021年の係数が共に0であるという F 検定。