

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第7回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

時間外労働の上限規制施行が長時間労働を是とする職場環境と
個人の働き方に与える影響分析

内藤 隆聡

2026年3月31日

DP2025-007

<https://www.pdr.c.keio.ac.jp/publications/dp/10096/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdr.c.keio.ac.jp
15 March, 2026

【第7回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：優秀賞】

時間外労働の上限規制施行が長時間労働を是とする職場環境と個人の働き方に与える影響分析
内藤 隆聡

PDRC Keio DP2025-007

2026年3月31日

JEL Classification: J22; J81

キーワード: 時間外労働の上限規制; 働き方改革; DiD分析; 職場環境; 管理監督者; 労働密度; 無給残業; 負の外部性; メンタルヘルス

【要旨】

本研究では、2019年（中小企業は2020年）に適用された「罰則付きの時間外労働の上限規制」が、長時間労働の是正と職場環境や労働密度に与えた影響を、『日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）』を利用して検証した。企業規模別の異質性を考慮したDiD分析の結果、大企業・中小企業を問わず有給残業時間の有意な削減が確認された。当初懸念されていた無給残業への転嫁や労働密度の増加といった負の外部性は確認されず、むしろ中小企業においては労働密度の有意な低下という働き方の質的改善が見られた。また、規制対象外である管理監督者層への業務転嫁（しわ寄せ）は立証されず、大企業・中小企業ともに管理監督者の労働時間も削減されるという波及効果が明らかになった。職場環境については、中小企業で長時間労働を是とする職場規範が有意に改善したほか、特定の環境下で労働時間の増加が生活満足度に与える負の影響を緩和する交互作用も確認された。以上より、本政策は長時間労働の是正という目的を達成しただけでなく、特に中小企業において組織全体の行動様式や働き方の質に正の影響を及ぼしたことが示唆された。

内藤 隆聡

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。

時間外労働の上限規制施行が長時間労働を是とする職場環境と個人の働き方に与える影響分析

1.はじめに

日本における長時間労働の実態は長らく社会問題として取り上げられてきた。『日本経済2019－2020』（内閣府、2020年）によると、2018年の週49時間以上働く男性労働者の割合は27%にのぼり、OECD諸国の中で突出して高い。また、1994年から2018年にかけて、一般労働者の労働時間は2000時間を超える水準で推移しており横ばい傾向といえる。こうした長時間労働はメンタルヘルスを毀損し（Kuroda and Yamamoto (2016)）、労災や過労自殺を引き起こすだけでなく、少子化や女性のキャリア形成を阻害する要因とも指摘される（Boca (2002)）。

一般労働者の労働時間が高水準で留まっていた背景として、従来の時間外労働の上限規制は強制力に欠けていたことが指摘される。従来の規定では、上限を超えても労働基準監督署からの行政指導のみで罰則による拘束力が存在せず、さらに特別条項を結ぶことで雇用者は実質的に無制限に労働者を働かせることができた¹。これに対しては様々な専門家がその効力に疑問を抱いており、細川(2020)や高見(2008)は、時間外労働の直接規制として36協定で定める時間外労働の限度に関する基準が強行的な効力を持っていないこと²を指摘し、制度として不十分と主張していた。また、時間外労働の抑制施策として2010年4月より「時間外労働割増賃金制」が導入されたが³、山本(2019)は企業の賃金調整等により労働時間の削減効果は限定的と指摘する。

このような背景を汲み、働き方改革の一環⁴として2019年4月に原則月30時間、年間360時間⁵を上限とした「罰則付きの時間外労働の上限規制」を盛り込んだ改正労働基準法⁶が施行された⁷。当該政策は、これまで、厚生労働大臣によって定められていた時間外労働の上限の基準を法律で定めることで、上限を超えた場合に法律に基づく罰則が科される制度である。当該政策の目的としては過重労働防止を通じた「健康確保」と「ワークライフバランス」の実現であり、『EBPMレポート(時間外労働の上限規制)』（厚生労働省、2021年）では、この政策効果の伝達プロセスのロジックモデルを示している。これによると、企業の時間外労働削減に向けた取り組みを通じて労働時間削減、メンタルヘルスの改善といったアウトプットが現れると期待される。

時間外労働上限規制政策の先行研究では、製造業における月80時間以上の残業を行う

¹ 通常、時間外労働の上限は月45時間、年360時間だったが、「特別条項付き36協定」を結ぶことで、臨時的かつ特別な状況であれば、この上限を無制限にできた。また、この臨時的かつ特別な状況についての定義が曖昧であったため、これが乱用されていたとも言われる。

² 労働基準法第36条第1項の協定で定められる労働時間の延長の限度等に関する基準であるが、厚生労働大臣の告示によって定められるものであり、罰則を規定できなかったため。

³ 中小企業には猶予期間が与えられ、2023年4月より適用された。

⁴ 同法の一環として2019年に施行された改正労働安全衛生法では、労働時間の客観的把握や月80時間以上の時間外労働を行った労働者への産業医による面談や会社から本人への通知が義務付けられ、労働時間に影響を与えるといえる。

⁵ 特別条項を結ぶことで年6回まで月100時間を上限として複数月平均80時間、年720時間が上限となる。

⁶ そのほか、年5日の年次有給休暇の取得義務や勤務間インターバル制度の普及促進、中小企業への割増賃金制の猶予廃止が盛り込まれた。

⁷ 当該法律の中小企業への適用開始は2020年4月で大企業とラグがあり、建設業・自動車運転の業務・医師など一部業種については適用開始が2024年4月からである。

長時間労働者確率の減少(Sasaki and Jiang (2022))や、有給残業時間が有意に減少していることが明らかになっており(Burdin et al.(2024))、政策目標は一定の効果を発揮しているといえる。しかし、その一方で、現行制度の限界や負の波及効果も指摘される。

まず、今回改正された労働基準法の構造について、梶川(2008)は当該法の限界として、適用対象外となっている「管理監督者」の存在を指摘している。管理監督者は、経営者と一体的な立場あるいは専門性の高さから、自身で労働時間を管理できる裁量権を持つため上限規制の対象から除外されている。しかし、その定義や基準のあいまいさ、認められるまでの手続き要件が存在しないために、その待遇と報酬が見合わない管理監督者(いわゆる「名ばかり管理職」⁸⁾)が少なからず存在している。また、こうした管理監督者は一般労働者と比べても労働時間が長い傾向にあり(Kuroda and Yamamoto(2012))、改正後もこうした労働者が適用除外となることで業務のしわ寄せが生じる可能性が考えられる。

次に、負の波及効果として、特定の労働者層にしわ寄せが生じている可能性が示唆される。Burdin et al.(2024)の研究では、男性において、減少した有給残業時間が無給残業労働時間に代替されていること、大和総研(2023)では、中小企業勤め女性の月 40 時間以上の残業割合が統計的に有意に増えているということも示唆されている。さらに、企業が働き方を見直さず、政策に表面的に適応しようとすることによる副作用も懸念される。また、山本(2019)は、政策を遵守しようと時間内に業務を終わらせるために、労働者への負荷が大きくなる可能性を理論的に指摘している。

こうした副作用が生じる背景には、個人の労働供給行動が所属集団の規範に強く規定される「グループインタラクション効果」が存在する。Alesina et al. (2006) は、人々の働き方が周囲に似るといふ余暇の「正の補完性」の存在を指摘し、個人の行動が所属する集団の行動や規範によって影響を受けることを明らかにした。また、黒田・山本(2014、6 章)では長時間労働が常態化した国内環境から、短労働時間労働の規範が確立している欧州拠点へ転勤した日本人管理職の労働時間が有意に減少したことを明らかにし、個人の働き方が本人の選好だけでなく周囲が形成する「働き方の規範」に規定されることを示唆している。

従って、長時間労働の是正を目的とした時間外労働の上限規制の効果測定を行う上では、個人の働き方だけでなく、長時間労働を是とする労働環境そのものが変化したかが重要になるといえる。

当該政策の施行から 6 年が経過しているが、いずれも個人の労働削減効果やそれに伴うメンタルヘルスの改善に注目した分析に留まっており、管理監督者への特定の労働者へのしわ寄せのような負の波及効果や長時間労働に肯定的な労働環境の変化を考慮したうえで、政策効果を検証した研究は筆者の知る限り存在しない。そこで本研究では時間外労働の上限規制の政策効果を分析するため、『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』(慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター、2016-2023 年)のパネルデータを用いて、2019 年 4 月(中小企

⁸ 例えば日本労務研究会(2005)によると、本来労働時間管理が不要な管理監督者を 8 割近くの事業所で労働時間管理していると報告されている。

業は 2020 年 4 月)施行の「罰則付き時間外労働の上限規制」が及ぼした影響を DiD 分析 (Difference-in-Difference; 差の差分分析)を用いて多角的に検証する。

具体的には、まず、政策施行以前の有給残業実態に基づき、規制の影響を最も強く受けると想定される層(月 30 時間以上の残業経験者)を「処置群」として特定する。その上で、差の差分分析(DiD)を用い、総労働時間や有給残業時間といった「量的」な削減効果とともに、企業が業務内容を見直さずに表面的な適応を図った際に生じる「負の波及効果」があったかを検証する。つまり、削減された労働時間が「無給残業労働」へと置換されていないか、あるいは「労働密度(仕事の過密さ)」の上昇という形で労働者への負荷が増大していないかを確認する。

次に、規制の適用除外対象である管理監督者層への影響を分析する。準固定的労働費用モデルの理論的背景に基づき、一般労働者の労働時間が抑制された結果、その業務が管理監督者へと転嫁される「仕事のシフト」が発生している可能性を、同様に DiD 分析を用いて明らかにする。

さらに、本研究独自の視点として、長時間労働を是とする「職場環境(規範)」そのものの変化に注目する。長時間労働に肯定的な職場環境であるほど値が大きくなる「長時間労働職場スコア」を構築し、上限規制が個人の労働時間削減を超えて、組織全体の行動様式を規定するグループインタラクションにまで影響を及ぼしたかを検証する。その上で、労働時間の短縮と職場環境の改善といった量的および質的な意味での働き方の改善が、それぞれ独立して、あるいは相乗的にメンタルヘルス(K6 指標、生活満足度、幸福度)の向上に寄与しているかを明らかにする。

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、理論的背景と推計方法とともに、本稿で利用するデータ・変数について述べる。第 4 節では、予備的分析と推計結果を述べる。最後に第 5 節で結論や考察、課題点を述べる。

2. 先行研究

時間外労働の上限規制に関する政策評価を行うにあたり、先行研究は 4 つに大別される。労働時間規制政策に関する先行研究、労働環境が労働者個人の働き方に与える影響に関する研究、労働時間とメンタルヘルスに関する研究、新型コロナウイルスによる働き方への影響の順に概要を述べる。

2.1 労働時間規制政策に関する先行研究

労働時間規制は、割増賃金率の引き上げ、法定労働時間規制、時間外労働の上限規制の 3 つに大別できる。時間外労働の上限規制に関する実証分析の蓄積は比較的少ないものの、先行研究からその効果が景気によって左右されることや、労働時間を減少させることは明らかになっている。

時間外労働の上限規制に関する研究を概説する。まず、海外の事例を扱ったものとして、Bae and Yoon (2014)による米国の看護師の「強制残業の禁止」や「連続勤務時間の制限」の研

究では、特に「連続勤務時間の制限」によって週 40 時間以上の労働確率が有意に減少することが確認でき、長時間労働是正に貢献していることが示唆された。また、2019 年に施行された当該政策の効果を分析した研究として、厚生労働省(2020)が大企業と中小企業の適用タイミングのずれを利用し回帰不連続デザインを用いた分析では、時間外労働月 45 時間超の正社員割合が政策効果によって有意に減少している可能性が示唆された。同様に、大企業と中小企業の適用タイミングのラグを利用した Sasaki and Jiang (2022)は、製造業において月 80 時間以上残業する労働者割合は有意に減少している一方で、全体として労働時間や残業時間の減少は一時的であり、その効果は限定的であると指摘する。しかし、政策効果を最も受けると想定される、政策以前に月 30 時間以上の残業を行っていた労働者に注目した処置群を設定し、事業所レベルデータ・個人レベルデータの両面から分析を行った Burdin et al.(2024)の研究は労働時間削減効果が確認できた。具体的には、一人当たり月間平均残業時間が 5 時間減少していた。しかし、その一方で有給残業時間が減少された分、男性においては無給残業労働時間が 1 時間/週増加していることも確認された。その影響からか女性の主観的幸福度は有意に向上したが、男性においては確認できなかった。

割増賃金率の引き上げに関する研究としては、Kuroda and Yamamoto (2012)が、時間外労働規制の適用除外となる「ホワイトカラーエグゼンプション」に注目し、仕事固定モデルと賃金固定モデルという 2 つのモデルに基づき割増賃金制度が時間当たり賃金と労働時間に与える影響を検証している。その結果、景気安定期には、労働時間や賃金への ATT⁹の影響は統計的に有意ではないが、景気後退期においてはこの労働時間規制対象外の者の労働時間は規制適用者と比べ 4%以上長く働いていることを明らかにした。これは、そして、今後労働時間規制を強化したとしてもこうした規制対象外者に仕事量をシフトする企業が現れる可能性を指摘し、必ずしも長時間労働是正につながらないと指摘する。また、平河・臼井(2024)は、割増賃金の引き上げにより、1 日の実労働時間は 6.36 分、週 60 時間以上働く確率が 3%統計的に有意に減少していることを明らかにしている。さらに既婚男性では仕事の持ち帰りが発生せず家族との余暇時間が増え、ワークライフバランスに寄与していることを指摘する。一方で、JHPS/KHPS を用いて大企業と中小企業の適用開始のラグを利用して分析した深堀・萩原(2014)では、長時間労働確率は減少したものの、労働者全体への影響はほとんど見られなかったとも指摘する。

法定労働時間規制については、その目的が大きく分けて 3 つに分けられる。第 1 に、雇用創出を目的としたもの、第 2 に長時間労働の是正を目的としたもの、第 3 に生活との両立、働きやすさといったワークライフバランスを目的としたものである。日本における 1987 年～1997 年にかけての法定労働時間の短縮(週 48 時間から 40 時間)の影響を分析した Kawaguchi et al.(2017)によると労働時間の短縮は法定労働時間 1 時間短縮されたことによる実際の減少幅は 0.14 時間/週であり限定的だったといえる。また、Estevão (2008)は、フランスで 2000 年に雇用創出を目的に導入された週 35 時間労働法制の政策効果を検証している。この分析による

⁹ Average Treat Effect on the Treated の略、処置群における平均処置効果

と、労働時間は有意に減少、時間当たり賃金が有意に増加した一方で、全体の雇用水準には影響を与えず、むしろ雇用の流動性を高めていることを示唆する。また、Carcillo et al.(2023)は、韓国において 2018 年から段階的に実施された週の法定労働時間を 68 時間から 52 時間に引き下げる政策の影響を検証した。この政策によって、週 52 時間以上働く労働者割合が 1.3%統計的に有意に減少したと明らかになったが、長時間労働は完全に解消できたとは言えず、法令の不遵守が広範囲に行われていることが示唆される。さらに、新しい規制の上限内で時間外労働を行う労働者割合も 4.7%増えており、効果は小さいとはいえ、企業内の労働者間での再配分によるものである可能性が高いことが示唆される。

次に、本稿で扱う政策の効果分析を行った研究について、厚生労働省(2022)は大企業と中小企業で政策適用に 1 年ラグがあったことを利用して、回帰不連続デザインの考え方をを用いて上限規制の効果を分析した。この結果、2019 年においてのみ効果が示唆され、時間外労働月 45 時間以上の正社員割合が統計的に有意に約 2.6%減少したことを示唆している。また、Burdin et al. (2024)は、働き方改革による残業時間上限規制の影響を事業所レベルのデータ、個人レベルのデータの両側面から検証した。いずれのデータによる分析においても労働時間は統計的に有意に減少しており、個人レベルの分析では、男性において減少した有給残業時間の一部無給残業労働時間に置き換わっていることが示唆される。それと関連して、女性は生活満足度と幸福度が統計的に有意に向上しているのに対し、男性には改善がなかったことも確認され、無給残業労働時間と幸福度との関係性が示唆された。

こうした政策効果が示唆される一方で、『働き方改革』(労働時間関係)の定着状況に関する調査 2024』(日本労働組合総連合会、2024 年)の調査によれば、上限規制から 5 年が経過しても、36 協定の認知度は半数以下で低下傾向にあり、約 3 割でサービス残業が横行しており、長時間労働の是正は道半ばであるとされている。

これらの研究結果を総合すると、労働供給を規制する労働時間規制は、その効果に違いはあれども、統計的に有意な労働時間の削減効果を持つということであり、その効果は景気によって変化しうることが示唆されている。それを通じて属性によってはワークライフバランスや幸福度の改善に寄与することが明らかになっている。しかし、その一方で、規制による実質的な労働負担の軽減や幸福度などの主観的満足度が改善する労働者に偏りがあるという負の波及効果の存在が示唆されるものの、その実態は明らかになっていない。具体的には、規制対象外の労働者への業務転嫁による「仕事のシフト」や、削減された時間が無給残業労働へと置換される「見えない労働」の問題である。すなわち、現状では規制がもたらす組織内の業務配分の歪みや隠れた労働実態を含めた包括的なメカニズムについては、既存の研究では十分に解明されていないといえる。

2.2 労働環境が労働者個人の働き方に与える影響

個人の働き方や生産性には、周囲の環境、すなわち同僚の生産性や人事評価制度、職場の働き方といった要因が影響を及ぼすグループインタラクション効果が、複数の研究で明らか

にされている。

海外の研究について、Landers et al. (1996) は、米国の大手法律事務所のアソシエイト(従業員弁護士)を分析し、事務所がパートナー昇進の選考で労働時間を能力の指標として用いることを要因とした「逆選択」が働き過重労働を生むという「ラットレース」現象を検証した。分析の結果、多くの従業員弁護士が過重労働状態で労働時間が非効率なほど長時間になることが示唆されている。また、Mas and Moretti (2009) は、米国のスーパーのレジ係のデータを使い、生産性の高い同僚の存在が、特に相手から見える状況下で、個人の生産性を有意に向上させることを検証した。これは社会的圧力がフリーライダー問題を抑制することを示唆しており、スキルが多様なチーム編成の有効性を示している。さらに、Ichino and Maggi (2000) は、イタリアの大手銀行における欠勤や不正行為の地域差分析から、個人の行動は、育った環境と職場の両方から影響を受けることを示唆している。

Kuroda and Yamamoto (2013) は、長時間労働が一般的な日本から労働時間の短い欧州へ転勤した日本人管理職の労働時間がどう変化するか、グループインタラクション効果に注目して分析した。分析の結果、転勤後に労働時間は有意に減少し、その効果は現地の同僚と接する時間が多いほど大きいことから、個人の労働時間は周囲の集団の働き方に強く影響されることが示唆される。

これらの研究から、個人の働き方に周囲の環境が影響していることが明らかになっているが、Kuroda and Yamamoto (2013) が指摘するように、先行研究の蓄積の多くはブルーカラー労働者に対して行われており、いわゆるホワイトカラー労働者に関する研究はまだ少ないといえる。特に、労働時間規制のような制度変化をグループインタラクション効果のメカニズムで分析した研究は筆者の知る限り存在しない。

2.3 長時間労働とメンタルヘルス

労働時間とメンタルヘルスの関係性を分析した研究は必ずしも多くはない。ただ、先述した Kuroda and Yamamoto (2016) や日本企業の製造業の企業データを用いて分析を行った Sato et al. (2020) は労働時間がメンタルヘルスを悪化させると明らかにしている。

2.4 新型コロナウイルスによる働き方への影響

新型コロナウイルス(以下、コロナ)は、日本でも 2020 年 1 月に初の感染者が確認されてから急速に感染が拡大し、以降 2023 年 5 月に感染症法による位置づけが「5 類」に移行したことで収束されたとされる。このコロナが猛威を振るった時期は時間外労働の上限規制が開始した時期とほぼ重なり、コロナにより外出制限は人々の行動を大きく変え、労働者の働き方や労働時間にも大きな影響を与えたといえる。そこで、当該政策との効果を識別させるためにもコロナは労働時間や働き方に与えた影響に注目した研究を概説する。

Tamaki (2021) は新型コロナウイルス感染拡大初期で緊急事態宣言下にあった 2020 年 4 月、5 月と解除後の 6 月、7 月までの期間でどのような人が労働時間を減らしていたか検証した。ま

ず、緊急事態宣言以前フルタイムで働いていた労働者の労働時間は大きく減少し、解除後も元の水準に戻っていないことを明らかにした。また、関東や関西といった地域、飲食・宿泊業やサービス業といった特定の業種で労働時間の減少が顕著だったことも確認されている。Morikawa (2020)はコロナ禍中で在宅勤務を行った者のほとんどがコロナをきっかけとしたことを示したうえで、職場での生産性と比べ、低くなっており在宅勤務を行う環境が整っていないことや業務内容と在宅勤務がマッチしていないことを要因に挙げている。

3.分析アプローチ

3.1 理論的背景

労働時間は市場賃金を所与として、労働者が自らの効用を最大化するように自由に決定するという労働経済学の静的労働供給モデルである。しかし、山本・黒田(2014、第7章)が指摘する通り、過去の実証研究からは労働者が自由に労働時間を選ぶことはできていないということが確認されている。すなわち、この裏を返せば、労働時間の決定は労働需要側、企業側の要因に強く依存すると考えるのが自然である。そこで、本節では山本(2019)を参考に時間外労働の上限規制が労働時間に与える影響を労働需要に焦点を当て「準固定的労働費用モデル」に基づき解説を試みる。

Oi (1962) や Rosen (1969) が指摘する通り、一般的に労働の固定費用が大きい場合、企業は雇用量より 1 人当たりの労働時間を選好して需要するといわれる。ここでの固定費用とは採用・解雇の費用や教育訓練費用である。固定費用が大きくなると、労働者を新たに 1 人雇用する費用が大きくなるため、既に雇用する労働者の労働時間を長くすることが合理的となる。以下、前述の Oi (1962)、Rosen (1969) に基づき、企業のコスト最小化問題を企業の生産要素が労働時間と雇用量に限定して固定費用と変動費用で表される総費用関数を考える。

$$C = whN + fN$$

この時、右辺第 1 項は変動費用であり、 w が時間当たり賃金、 N が雇用量、 h が 1 人当たり労働時間である。また、第 2 項は固定費用で、 f が 1 人当たりの固定費用を表し、採用費用と訓練費用に大別できる。そして、企業は、目標生産量 P を達成するために、コスト C を最小化する N と h を選択するため、生産関数を $P = f(N, h) = \bar{P}$ とおく。この時、最小コストとなる (N, h) を特定するために各要素を 1 単位増やしたときにかかる限界費用を求めるために、費用関数 C をそれぞれの変数で偏微分する。そして、費用最小化が達成されるためには技術的限界代替率 MRS が限界費用との比と同じになる必要があり、その等式は以下の通りである。

$$\frac{\partial P / \partial N}{\partial P / \partial h} = \frac{h + (f/w)}{N}$$

左辺が限界代替率であり 1 人当たり労働時間を 1 時間減らして生産量を維持するには何人の追加人員が必要か示す比率で、右辺が限界費用の比となっている¹⁰。固定費用が大きいと右辺分子の (f/w) が大きくなり、追加的に人員を雇うコストより 1 人当たり労働時間を長くするコストのほうが小さくなり、長時間労働を促すことになるといえる。ここで、時間外労働の上限規制が拘束的かつ 1 人当たり労働時間が \bar{h} に制限されるとどうなるか考える (h^* を最適労働時間とすると、 $h^* > \bar{h}$)。政策対象者と管理監督者のように政策の対象外者がいるため、2 つの労働者属性を考慮すると、雇用者数は $N = n_a + n_b$ と表せ、1 人当たり労働時間は $h = \bar{h}_a + h_b^*$ となる¹¹。ここで、政策対象者 1 人の労働 1 時間あたり実質コスト (Average Hourly Cost: AHC) を考えると、以下の通りである。

$$AHC_a = \frac{w_a \bar{h}_a + f_a}{\bar{h}_a} = w_a + \frac{f_a}{\bar{h}_a}$$

ここで、政策対象者は規制により本来の最適労働時間 h_a^* よりも短くなっている ($\bar{h}_a < h_a^*$)。生産要素が減少した分、企業は、生産量を維持しなくてはならないため、①一般労働者を増やす、②政策対象外者の管理監督者らの時間外労働を増やすかのいずれか検討すると考えられる。この時、分母が規制以前よりも小さくなるため第 2 項は増大する。そのため、時間換算の固定費用負担が増加するため、政策対象者である一般労働者の雇用を増やすのではなく、政策対象外者の労働時間を延ばすことで調整すると考える。また、企業の法令遵守の意識が低い場合、規制された労働時間 \bar{h} 内で終わらない業務量を押し付けることで、無給残業労働時間を増やすことも考えられる。この無給残業労働時間を労働者が受け入れる要因としては Landers et al. (1996) が指摘する「ラットレース」が背景にあると考える。すなわち、企業が長く働きアウトプットを出す労働者を選好して昇進させることを労働者が把握している場合、無給残業労働を進んで行うことが想定される。

しかし、一方でこうした生産量の調整を行わない可能性もある。それは、規制後の上限労働時間が最適労働時間を下回る ($h^* > \bar{h}$) 時である。山本・黒田 (2014 年、5 章) から、企業の需要する労働時間が長いことを織り込んで、労働者が長い労働時間を希望していること、山本・黒田 (2014 年、7 章) から職場環境 (人的管理: HRM) が企業の需要する労働時間を長くしていることが示唆されている。特に日本では、山本 (2020) が指摘する通り採用、解雇、訓練費用といった固定費用が大きい為、平時に残業させる、いわゆる「残業の糊代 (バッファー)」とすることで不況時に労働者の解雇ではなく残業時間で労働需要を調整してきた。このため、非効率な長時間労働が他国と比較しても存在している可能性が考えられ、当該政策でそうした非効率性が排除されることで労働時間や雇用者数を調整する必要がない可能性がある。

3.2 推計方法

¹⁰ なお、右辺は全体を w で割った形を示している。

¹¹ 添え字 a, b はそれぞれ政策対象者、政策対象外者とする。

本研究の分析は大きく 2 つに分けられる。1 つ目は、時間外労働の上限規制が与える量的な影響について、一般労働者と管理監督者の労働時間や労働密度に注目した DiD 分析である。理論的背景で示した通り、労働需要に基づき労働時間がどのように変化したかを検証する。

そして、2 つ目は、まず、DiD 分析で長時間労働を行っていたものの職場環境が変化したかを検証することで、政策の「質」的な影響を確認する。そのうえで、長時間労働が労働者のメンタルヘルスに与える影響について職場環境の改善が追加的に影響を与えることを固定効果モデルで明らかにする。

(a) 推計 1: 一般労働者への政策効果分析

推計 1 では時間外労働の上限規制により、一般労働者の労働時間、労働密度にどのような影響を与えたのか DiD 分析をする¹²。本分析では固定効果モデル、変量効果モデルを使用し、企業規模による異質性や政策適用タイミングの異質性を考慮するため、大企業、中小企業ごとに推計を行う。推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \beta^{ATT} Tre_{it} \times After_t + \gamma Tre_{it} + \delta After_t + \rho X_{it} + \alpha_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、インデックス i は個人 id、 t は調査実施年を表す。 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平均総労働時間、無給/有給残業時間、労働密度である。 Tre_{it} は個人 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 をとる処置群ダミー変数で、先行研究でも紹介した Burdin et al.(2024)を参考に、処置群、対照群を定義した。具体的には処置群は政策効果が適用される以前に月 30 時間以上の有給残業という規制の上限¹³を一度でも超えている労働者、対照群は月 30 時間以上の有給残業を行っていない一般労働者とする。 $After_t$ は政策施行後ダミーであり、政策の処置効果がデータに反映される 2020 年以降(中小企業であれば 2021 年以降)であれば 1 を、それ以前であれば 0 をとるダミー変数である¹⁴。 X_{it} はコントロール変数であり、具体的には、まず個人属性として、ベースを 50 代とする年齢ダミー(20 代ダミー、30 代ダミー、40 代ダミー)、婚姻ダミー、子どもダミー、勤続年数を含む。また、労働者の勤務時間制度や勤務先企業の制度による働き方の違いをコントロールするために、フレックスタイム制ダミー、変形労働時間制ダミー、短時間勤務制ダミー、在宅勤務制度ダミーも用いる。そして、新型コロナウイルスによる影響をコントロールするためにコロナ重篤感染ダミー、(コロナによる)経済困難ダミーを用いる。また、 α_i は個人固有効果、 τ_t は年ダミー(時間固有効果)、そして ε_{it} は誤差項である。

推計結果で注目するのは処置群ダミーと政策施行後ダミーの交差項の係数 β^{ATT} であり、

¹² 推計 1 では一般労働者への影響を分析する観点から厳密性を目的として管理監督者のサンプルを除外している。

¹³ 時間外労働の上限規制は原則として月 45 時間、年 360 時間となっているため、年間 360 時間を月平均にした月 30 時間というのを閾値とした。

¹⁴ なお、JHPS/KHPS の調査時期は例年、翌年 1 月(例えば、JHPS2019 であれば 2020 年 1 月)に調査を実施するため、政策効果がデータに反映されるのは大企業であれば 2020 年、中小企業であれば、2021 年となる。

政策の処置効果(ATT; Average Treatment Effect on the Treated¹⁵)を表す。仮に政策目標が達成しているならば、アウトカム変数が平均総労働時間や有給残業時間の際、政策効果を示す β^{ATT} が負で統計的に有意になるはずである。なお、DiD 分析を行う前に、予備的分析として平行トレンドの仮定が満たされているかの検証も行う。

(b) 推計 2: 管理監督者へのしわ寄せの効果分析

推計のベースは推計 1 とほぼ同じなので、推計式や変数の説明は省略する。推計 1 との違いとしては、処置群ダミーが異なる。推計 2 では管理監督者に注目し、政策の負の波及効果という効果を受けていると仮定して、政策適用以降に管理監督者であれば 1、政策効果を受けないと想定される政策施行以前に一度も有給残業時間が 30 時間を超えたことがない労働者を 0 とする処置群ダミーを用いる。また、処置群ダミーの特性上、サンプルは管理監督者と残業属性のない(=元々、残業時間が短い)一般労働者に限定され、両者では働き方が異なると考えられるので平行トレンドの仮定を満たさない可能性があることに留意したい。

(c) 推計 3: 長時間労働を是認する職場環境に注目した上限規制による「質」的な影響分析

本推計では、まず当該政策によって長時間労働職場環境がどのように変化したか、明らかにする。具体的な推計式は推計 1 と同じだが、アウトカム変数に長時間労働職場スコアを用いる。なお、変数の詳細については後述する。

また、職場環境が労働時間の重要な規定要因であるのは確かだが、メンタルヘルスは長時間労働によって直接的に毀損されるため、職場環境と関係なく、残業規制によって長時間労働が是正されたことでメンタルヘルスが改善する可能性は十分にある。そこで、長時間労働是正によるメンタルヘルス改善に加えて、職場環境改善された場合、メンタルヘルスがどのように異なるか明らかにする¹⁶。推計式は以下の通りである。

$$Y_{it} = \beta_1 \text{Score}_{it} \times \text{Work}_{it} + \gamma_1 \text{Score}_{it} + \delta \text{Work}_{it} + \rho X_{it} + \alpha_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 Score_{it} は長時間労働職場環境スコアであり、 Work_{it} は労働時間を示す。また、アウトカム変数はメンタルヘルス指標 K6、生活満足度、幸福度という 3 つを用い、仕事に対するやる気や生活や仕事への満足度といった幅広い指標を用いて検証する。コントロール変数 X_{it} は推計 1 のものに加え、有給休暇消化率、時間当たり賃金を用いる。

本推計で注目するのは交差項の係数である β_1 である。この係数からは職場環境と労働時間がメンタルヘルスに与える相乗効果を識別でき、仮に労働時間の係数 δ も統計的に有意な場合、職場環境がメンタルヘルスに追加的に影響を与えるといえる。

¹⁵ 処置群における平均因果効果

¹⁶ 推計 1 同様に政策効果を受ける一般労働者にサンプルを限定している。

3.3 利用データ・変数

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) による「日本家計パネル調査 JHPS/KHPS)」(以下、JHPS/KHPS) のパネルデータを使用する。JHPS/KHPS は調査対象者とその配偶者の就業、所得、教育、健康・医療などについて 1 年毎に追跡調査したものであり、「日本家計パネル調査 JHPS)」と(旧)「慶應義塾家計パネル調査 KHPS)」が統合されたものである。KHPS は 2004 年より全国約 4,000 世帯、対象者 7,000 人、JHPS は 2009 年より全国 4000 人を対象として継続的に調査が実施されている。また、KHPS は 20 歳から 69 歳の男女、JHPS は 20 歳以上の男女を対象としている。これら同一個人のパネルデータを追跡することによって、実際に観察不可能な個人の固有効果をコントロールすることができる。

本稿の分析では、推計期間を 2016 年から 2023 年の 8 年とし、分析対象は 20 歳以上 60 歳未満の一部業種を除いた¹⁷民間企業に勤める¹⁸フルタイム正規雇用労働者とした。日本では、高齢者雇用安定法によって 60 歳以上の定年が定められており、それ以降は雇用継続制度による再雇用に移行することが一般的である。そのため、雇用契約変更による構造変化を排除するため、サンプルに年齢制限を設けた。また、サンプルを民間企業の勤め人に限定した理由は、公務員のうち、国家公務員はそもそも労働基準法が適用されず、人事院規則 15-14 第 16 条の 2 の 2 が適用され¹⁹、刑事罰は存在しないため強制力があるとは言い難い。国家公務員、地方公務員共に労働基準法第 33 条で定められている通り、「公務のために臨時の必要がある場合」は労働時間を延長させることができるとされ、同規則同条第 2 項では「特例業務」であればその上限が適用されないとされているため、2 つが相まって、実質的無制限に働かせることができるというのが現状であるからだ。

さらに、一部業種をサンプルから除外したのもこれらの業種が当該政策の適用外、あるいは適用タイミングの差によって分析期間内で適用されていなかったためである。そして、サンプルをフルタイム正規雇用労働者に限定したのは、規制のターゲットが長時間労働を行う労働者であるためであり、具体的には週 28 時間以上の労働を行った正規雇用労働者に限定した。また、転職、転籍、出向は労働環境を大きく変化させるイベントであり、政策施行後に転職を行っている場合、政策効果と誤認される可能性があるため除外している。最後に、当該政策を分析するにあたり、コロナの影響を排除することはその効果を識別する上で重要であるということは先述の通りである。そこで、コロナによって休職、失職したサンプルは除外した。

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 11,018 となった。しかし、このように回答対象者とその配偶者のデータを分離して推計に使用すると、両者の誤差項に系列相関が生じる可能性が考えられる。したがって、本稿の分析では、個人 ID に

¹⁷ 勤め先の業種の設問で「農業」、「漁業・林業・水産業」、「鉱業」、「建設業」、「運輸」と回答したものをサンプルから除外した。

¹⁸ 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。

¹⁹ 改正労働基準法と同時期(2019年4月)より同じ水準で時間外労働の上限が設定された。

加えて世帯 ID を作成し、2 つのクラスタ構造に頑健な標準誤差を計算している。

本稿では以下の変数を利用する。まず、労働時間とは、平均総労働時間、有給残業時間、無給残業労働時間に分類し、それぞれ週当たりの収入を得るために仕事をした時間を指す。なお、無給労働時間は設問が存在しないため、週間平均総労働時間から法定労働時間である 40 時間/週、有給残業時間を引いた値と定義した²⁰。管理監督者ダミーは、働き方に関する設問で、時間外労働の上限規制対象外となる「時間管理なし」と回答、あるいは普段の仕事内容に関する設問で「管理的業務」と回答していれば 1 をとり、それ以外であれば 0 をとるダミー変数であり、必ずしも該当者が管理監督者であるとは限らない²¹。

長時間労働職場スコアは「職場環境に関する」設問項目から、⑥「残業や休日出勤に応じる人が高く評価される」、⑩「周りの人が残っていると退社しにくい」、⑪「残業や休日出勤が続くと、ある程度の退出は許される」、⑮「上司と部下のコミュニケーションはよくとれている。」という項目²²に対する 6 段階の回答（「かなり当てはまる(1 点)」、「やや当てはまる(2 点)」、「どちらでもない(3 点)」、「あまり当てはまらない(4 点)」、「全く当てはまらない(5 点)」、「該当しない(6 点)」)を集計する。具体的には、該当しないと回答した場合、0 点として処理したうえで、上記の回答点数を合計し、3~21 の値をとり、値が大きければ長時間労働の傾向が強い職場環境であることを示す指標とする。（⑥、⑩、⑮の回答については値を反転している。）

また、労働密度スコア (work intensity) は Green(2012) によって作られ、Eurofound(2016) でも用いられる仕事の質を測る指標を用いる。この労働密度スコアでは、『量的要求 (Quantitative demands)』、『仕事のペースの決定要因と相互依存性 (Pace determinants and interdependency)』、『感情的要求 (Emotional demands)』の三つの観点から作られる。まず、各個別のスコアを 1~100 の範囲で標準化し、その上で、3 つの指標ごとに平均化、最終的にその 3 つの指標をさらに平均化することで得られるのが労働密度スコアである。具体的に使用する項目は『量的要求』は「ふだんの仕事の厳しさ」についての設問から仕事量や業務時間に関する項目①「自分の仕事は早いスピードで行わなくてはならない」、②「自分の締め切りや納期がタイトである」、③「仕事量に対して時間が足りない」の項目を、『仕事のペースの決定要因と相互依存性』は「仕事や職場に関する質問」についての設問から②「仕事の手順を自分で決めることができる」、③「仕事の量を自分で決めることができる」、④「自分の仕事は他と連携してチームとして行う」を、『感情的要求』は「ふだんの仕事の厳しさ」についての設問から得られる、④「自分の仕事は自身の感情を表に出さないことが求められる」、⑤「顧客や取引先(相手が患者や学生の場合も含む)の苦情や怒りに対処しなくてはならない」、⑥「仕事で心の平穏が乱れるような事態に直面することがある」という項目を用いる。各項目は 1~7 の値をとるため、1~100 の値をとるように標準化したうえで必要であれば値を反転し、値が大きいほど労働の負

²⁰ 平均総労働時間、有給残業時間、無給残業時間については平均±3 標準誤差の範囲外にあるものを外れ値とみなし欠損値として処理した。

²¹ 管理監督者の実態を捉えることは難しく、本来労働時間管理を受けないはずだが、じっさいには事業所から何らかの労働時間管理を受けているものが多いためこのような定義とした。

²² これらの質問項目は先述の山本・黒田 (2014 年、7 章) で長時間労働に正の影響を与えている仕事特性、人的資源管理の要素を参考に選定した。

担が大きいことを示す変数とした。

メンタルヘルスを測る指標は、メンタルヘルス指標 K6、生活満足度、幸福度を使用する。まず、メンタルヘルス指標として、K6を用いる。K6は Kessler et al. (2002)によって開発された気分・不安障害を評価する尺度である。具体的には、メンタルヘルスに関する6つの質問項目に対する5段階の回答(「いつも(1点)」、「たいてい(2点)」、「ときどき(3点)」、「少しだけ(4点)」、「全くない(5点)」)を反転し、0~24点に集計し、数値が大きいほどメンタルヘルスがよい状態を示すように変数化する。

次に、生活満足度の指標としては JHPS/KHPS の、現在の生活状況に関する質問項目の「生活全般」に対する11段階の回答(『全く満足していない』を0、『満足でも不満でもない』を5、『完全に満足している』を10、として0から10の数字を1つ選択)を変数化し、値が大きいほど生活満足度が高いことを示す。

さらに、幸福度の指標として、JHPS/KHPS の「あなたの次の期間での幸福感を、「全く幸福感がない」を0、「完全に幸福感を感じる」を10として、0から10の数字を1つ選んでください。」という質問項目の「最近1年間」対しての1段階の回答を変数化し、値が大きいほど幸福度が高いことを示す。

なお、JHPS/KHPS では K6、長時間労働職場スコア、労働密度スコアが2019年からのみ利用できるため、これらの指標を用いた推計では推計期間が短くなる。

コントロール変数の個人属性のうち、子どもダミーは、18歳未満の子どもが1人以上いるときに1を取るダミー変数である。また、年齢ダミーは20代から50代まで作成し、20歳代ダミーは、対象者が20代のときに1を取るダミー変数、30歳代ダミーは、対象者が30代のときに1を取るダミー変数、40歳代ダミーは、対象者が40代のときに1を取るダミー変数、50歳代ダミーは、対象者が50代のときに1を取るダミー変数である。また、婚姻ダミーは配偶者がいれば1をとり、そうでなければ0をとるダミー変数である。そして、有給休暇消化率は有給休暇取得日数を有給休暇付与日数で除したもので、時間当たり賃金は給与の支払い方法が月給あるいは週給の者のうち、月当たりに換算した給与を月換算した週平均総労働時間で除して実質化した変数である。

次に、労働者の働き方属性に関するもののうち、フレックスタイム制ダミーは就業に関する「働き方(勤務時間制度)」の設問において、「2 フレックスタイム制(一定の時間内で始業・終業時刻を自分で調整できるもの)」と回答していれば1を、そうでなければ0をとるダミー変数で、変形労働時間制ダミーは同設問で「3 変形労働時間制(一定の期間だけ勤務時間が異なるもの)・交代制(昼・夜シフト等)」と回答していれば1をとり、そうでなければ0をとるダミー変数である。

また、短時間勤務制ダミーは就業に関する「会社にある制度」の設問において、「短時間勤務制度」が「2 ある」もしくは「3 利用経験あり」と回答していれば1、そうでなければ0をとるダミー変数であり、在宅勤務制度ダミーも同設問で「在宅勤務制度」が「2 ある」もしくは「3 利用経験あり」と回答していれば1、そうでなければ0をとるダミー変数である。

最後に、新型コロナウイルスの影響をコントロールするためのコロナ重篤感染ダミーは新型コロナウイルスに関する「新型コロナウイルス感染症の流行で起きたこと」という設問で「①重篤な病気になる」という質問に「2 はい」と回答していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数とし、(コロナによる)経済困難ダミーは同設問で、「③ 所得や収入が減り、生活水準の大幅な低下を余儀なくされる」か「④ 生活が苦しくなって貯蓄を取り崩したり借金をする」のいずれかの質問に「2 はい」と回答していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数とする。

最後に直接推計では用いないものの、企業規模ごとに推計を行うため、本研究における大企業、中小企業の定義を述べる。大企業と中小企業の定義は中小企業法の定義を参考にする。勤め先企業の従業員規模が 500 人以上、または、業種が飲食・宿泊業、不動産業、情報サービス・調査業を除く通信情報業、医療・福祉業、教育・学習業、その他サービス業であり、かつ 100 人以上の企業のときに大企業とし、それ以外を中小企業とする²³。

本稿の分析で注目する変数の記述統計量を企業規模(大企業・中小企業)及び処置群・対照群ごとに分けて、表 1 に示した。ここで処置群とは、政策適用以前に一度でも月 30 時間以上の有給残業を行った経験のある労働者(規制の影響を強く受ける層)を指し、対照群はそれ以外の一般労働者を指す。

表 1 記述統計量

	全体	大企業		中小企業	
		処置群	対照群	処置群	対照群
総平均労働時間	45.953 (7.258)	48.920 (6.504)	44.238 (6.654)	49.005 (7.622)	44.488 (7.136)
有給残業時間	4.949 (5.438)	8.210 (5.326)	3.490 (4.488)	7.632 (5.780)	3.173 (4.823)
無給残業時間	2.001 (4.718)	1.594 (4.242)	1.930 (4.750)	2.297 (5.111)	2.212 (4.770)
長時間労働職場スコア	11.18 (2.218)	11.149 (2.218)	11.141 (2.191)	11.314 (2.101)	11.181 (2.293)
労働密度スコア	50.081 (11.652)	48.673 (11.164)	49.975 (11.515)	51.95 (11.677)	50.193 (11.945)
K6	4.538 (4.733)	4.098 (4.586)	4.461 (4.563)	(0.182) (4.879)	4.695 (4.903)
生活満足度	6.219 (1.940)	6.436 (1.808)	6.312 (1.885)	6.169 (2.020)	5.993 (2.025)
幸福度	6.144 (2.053)	6.212 (2.006)	6.258 (2.023)	6.092 (2.163)	5.995 (2.057)
管理監督者ダミー	0.097 (0.296)	0.129 (0.335)	0.116 (0.320)	(0.500) 0.086	0.060 (0.238)
標本数	7,291	1,483	2,525	1,049	2,234

(注1)観測数は説明変数に欠損値の内フルセットサンプルに限定している。

(注2)K6、長時間労働職場スコア、労働密度スコアはデータの制約上2019年以降しか存在しないため、大企業:処置群;1,280/対照群;2,349、中小企業;処置群;964/対照群;2,260となっている

(注3)処置群/対照群の区分は推計1、推計3で使用したもので掲載している。

(注4)括弧内は標準偏差

まず、労働時間の実態について確認する。総平均労働時間は、大企業では約 4.7 時間、中

²³ 厳密には中小企業法では資本金と従業員規模で中小企業が定義されるが、JHPS/KHPS では勤め先企業の資本金はわからないので、従業員規模から定義した。

小企業でも約 4.3 時間処置群のほうが長い。この差異は主に有給残業時間の差(大企業で約 4.7 時間差、中小企業で約 4.4 時間差)に起因しており、処置群が長時間労働傾向にあるという定義通りの性質が確認できる。

一方で、無給残業労働時間(サービス残業)については興味深い特徴が見られる。まず、全体として中小企業の方が大企業よりも無給残業労働時間が長い傾向にある。また、大企業においては、対照群の無給残業労働時間が処置群をわずかながら上回っている。これは、大企業の対照群において、潜在的な労働時間の過少申告が存在する可能性を示唆している。

労働環境の「質」を示す指標に注目すると、労働密度スコアはいずれの企業規模でも処置群の方が高く、長時間労働者は労働時間の長さだけでなく、労働密度も高い「過密労働」の状態にあることが示唆される。同様に、長時間労働職場スコアについても、特に中小企業の処置群で 11.31 と最も高く、長時間労働を是とする職場規範が強いことがうかがえ、職場環境要因が長時間労働を押し上げている可能性が示唆される。

最後に、メンタルヘルスおよび主観的厚生の指標については、企業規模間で一貫した傾向は確認されなかった。このことは、長時間労働と主観的メンタルヘルス、満足度の関係が単純なトレードオフではなく、企業規模やその他の要因によって異質であることを示唆している。

次節以降では、これらの属性差をコントロールした上で、時間外労働の上限規制が与えた因果効果を検証する。

4. 推計結果

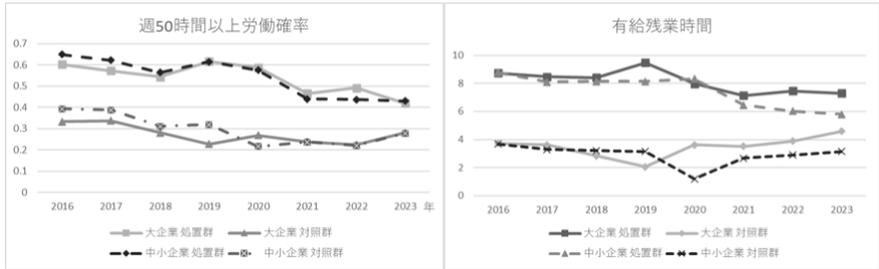
4.1 一般労働者への政策効果分析

図 1 は横軸に年を置き、企業規模・処置群、対照群ごとに長時間労働を行う確率と有給残業時間の推移を示している。まず、左図の週 50 時間以上労働確率の推移を現したグラフを見ると、大企業、中小企業ともに 2019 年までは 50 時間以上労働確率が 60%を超えており、政策効果を最も受ける労働者層を処置群として設定できていることがわかる。さらに、政策が適用された 2019 年(あるいは 2020 年)以降は、長時間労働割合を大きく減らし、50%を下回っていることが確認できる。

次に、処置群と対照群が平行トレンドの仮定を満たしているか確認する。大企業の処置群は 2016 年から 2019 年にかけて、緩やかな減少傾向にあるもののほぼ横ばいであり、対照群もやや増加傾向がうかがえるが、その増加率は小さく平行トレンドの仮定は満たされていることが目視できる。中小企業についても処置群、対照群ともに政策適用する 2020 年まで、同じ動きをしていることが確認でき、こちらも平行トレンドの仮定を満たしているといえる。しかし、2020 年以降対照群の有給残業時間は大きく増加しており、これまで長時間労働を行っていた労働者の労働時間が再分配されている可能性が示唆される。また、平行トレンドが満たされているか F 検定を行った結果を付表 1 に掲載した。²⁴

²⁴ 平行トレンド検定ではサンプルを施策適用以前に限定したうえで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。

図1 企業規模別労働時間の推移



時間外労働の上限規制が与えた影響について、一般労働者に焦点を当てた推計結果は表2が示している通りである。まず、それぞれの推計について固定効果モデルと変量効果モデルを用いて推計を行いその結果を基にハウスマン検定を実施した。その結果、(6)列を除き固定効果モデルが採択された。しかし、ハウスマン検定で変量効果モデルが支持された(6)列だが、分析対象である「有給労働時間」は、観察されない個人の性格、能力に強く相関すると考えられる。また、ハウスマン検定で帰無仮説が棄却されるということは必ずしも変量効果モデルが正しいと積極的に証明するわけではない。そこで、本分析では分析の一貫性を持たせるということも含めて、すべての列で固定効果モデルの結果を掲載する。

表2：政策前後における一般労働者の労働時間・労働密度のDiD分析

	大企業				中小企業			
	総労働時間	有給残業時間	無給残業時間	労働密度スコア	総労働時間	有給残業時間	無給残業時間	労働密度スコア
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
処置群ダミー×政策施行後ダミー	-1.552*** (0.429)	-1.893*** (0.333)	0.456 (0.284)	0.724 (0.811)	-1.898*** (0.513)	-2.246*** (0.369)	0.350 (0.374)	-0.862 (0.765)
政策施行後ダミー	-1.178 (0.806)	0.287 (0.454)	-1.212** (0.559)	-3.662*** (0.985)	-5.210** (2.397)	-0.257 (1.537)	-1.459 (2.844)	-0.577 (1.492)
結婚ダミー	0.153 (0.827)	0.727 (0.689)	-0.686 (0.914)	-0.596 (2.331)	-3.933** (1.903)	-0.776 (2.739)	-2.525* (1.375)	-3.246 (3.318)
子どもダミー	-0.419 (0.509)	0.138 (0.365)	0.0308 (0.340)	0.508 (0.942)	-0.549 (0.458)	0.251 (0.347)	-0.430 (0.331)	1.479 (1.061)
勤続年数	0.0326 (0.0911)	0.0164 (0.0386)	-0.0115 (0.0622)	0.785*** (0.178)	0.493 (0.342)	0.00109 (0.214)	0.0348 (0.409)	0.142 (0.357)
フレックスタイム制ダミー	-0.113 (0.483)	0.441 (0.468)	-0.177 (0.268)	0.367 (0.860)	0.0344 (0.761)	-0.0966 (0.596)	0.814 (0.515)	-0.293 (1.180)
変形労働時間制ダミー	-0.322 (0.502)	-0.438 (0.332)	0.199 (0.355)	-1.274* (0.747)	-1.194 (0.765)	-0.0549 (0.417)	-0.385 (0.687)	0.226 (1.305)
短時間勤務制度ダミー	0.160 (0.327)	0.149 (0.236)	0.284 (0.254)	0.592 (0.650)	0.0424 (0.303)	0.139 (0.208)	0.0231 (0.237)	-1.273** (0.579)
在宅勤務制度ダミー	-0.0144 (0.339)	0.103 (0.257)	-0.126 (0.190)	0.0657 (0.589)	0.170 (0.440)	-0.391 (0.361)	0.597** (0.301)	-0.595 (0.737)
コロナ重篤感染ダミー	1.504 (1.610)	0.430 (0.598)	0.185 (1.711)	-1.796 (2.404)	0.656 (1.276)	-0.703 (1.049)	1.605 (1.169)	-0.391 (1.646)
コロナ経済的困難ダミー	0.790 (0.656)	0.176 (0.488)	0.849 (0.568)	1.507 (1.148)	-0.629 (0.742)	-0.157 (0.444)	-0.237 (0.648)	0.0413 (1.195)
定数項	46.60*** (1.406)	4.299*** (0.869)	3.171*** (1.063)	38.34*** (3.092)	46.92*** (3.816)	5.124** (2.177)	5.234 (4.215)	52.66*** (5.021)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	4,262	4,123	4,095	3,004	4,321	4,174	4,108	2,885
決定係数	0.024	0.027	0.014	0.013	0.047	0.037	0.017	0.012
ID数	1,543	1,515	1,507	1,318	1,557	1,524	1,504	1,271
世帯ID数	1436	1414	1405	1232	1432	1405	1384	1178

(注1)括弧内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す
(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。
(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。
(注4)ハウスマン検定の結果、(6)列については変量効果モデルが支持されたが、観察されない個人の異質性を制御するという観点からすべての列で固定効果モデルを採用した。

表2の結果において、本研究が注目する政策効果ATTを示す「処置群ダミー×政策施行後

ダミー」の交差項の係数を確認する。

まず、大企業の結果について確認する。労働時間の量的変化を示す(1)列の総労働時間および(2)列の有給残業時間は、統計的に有意な負の値を示し、総労働時間は1.55時間/週、有給残業時間は1.89時間/週の減少効果が確認され、上限規制の導入が大企業において労働時間の削減に寄与したことが示された。一方で、(3)列の無給残業労働時間、(4)列の労働密度は、いずれも係数が正であるものの、統計的に有意ではなかった。

次に、中小企業の結果について確認する。大企業と同様に、(5)列の総労働時間および(6)列の有給残業時間の係数は、統計的に有意な負の値を示し、その削減幅は総労働時間が約1.90時間/週、有給残業時間が約2.25時間/週であり、大企業以上の削減効果が確認された。

また、無給残業労働時間や労働密度スコアについては大企業同様統計的に有意な結果は得られなかった。

以上の推計結果を整理すると、企業規模に関わらず上限規制は有給残業時間を有意に削減させたといえるが、当該政策の適用直後にはコロナによる社会の大きな変動が存在し、平均的な処置効果ではその影響を正しく認識することができない可能性が高いといえる。

そこで、政策適用前年度をベースとして各年ダミー変数との交差項を用いてその変化を分析した。その結果が表3の通りである。

表3 政策前後における各年毎の一般労働者への影響分析

	大企業				中小企業			
	総労働時間 (1)	有給残業時間 (2)	無給残業時間 (3)	労働密度スコア (4)	総労働時間 (5)	有給残業時間 (6)	無給残業時間 (7)	労働密度スコア (8)
処置群ダミー×政策施行後ダミー								
×2016年ダミー	-0.341 (0.818)	-1.292** (0.599)	0.150 (0.516)		1.197 (0.852)	1.322* (0.710)	-0.611 (0.716)	
×2017年ダミー	0.633 (0.768)	-1.355** (0.577)	0.440 (0.478)		1.393 (0.906)	0.779 (0.685)	-0.437 (0.582)	
×2018年ダミー	-0.360 (0.666)	-0.673 (0.531)	0.142 (0.476)		0.607 (0.790)	0.439 (0.629)	-0.440 (0.590)	
×2019年ダミー	-	-	-	-	0.763 (0.706)	0.327 (0.501)	-0.0698 (0.543)	0.866 (1.032)
×2020年ダミー	-0.775 (0.605)	-2.094*** (0.464)	0.890* (0.478)	0.717 (0.950)	-	-	-	-
×2021年ダミー	-2.824*** (0.633)	-2.912*** (0.505)	0.0216 (0.439)	0.350 (1.067)	-1.473** (0.725)	-1.368** (0.554)	-0.475 (0.504)	-1.315 (1.042)
×2022年ダミー	-0.706 (0.705)	-2.623*** (0.516)	0.999** (0.436)	1.201 (1.019)	-1.045 (0.782)	-2.175*** (0.539)	0.656 (0.630)	0.0189 (1.126)
×2023年ダミー	-2.448*** (0.743)	-2.506*** (0.569)	0.228 (0.489)	0.699 (1.038)	-1.160 (0.826)	-1.939*** (0.584)	0.244 (0.610)	0.191 (1.176)
標本数	4,262	4,123	4,095	3,004	4,321	4,174	4,108	2,885
決定係数	0.031	0.031	0.017	0.014	0.049	0.040	0.019	0.014
ID数	1,543	1,515	1,507	1,318	1,557	1,524	1,504	1,271
世帯ID数	1436	1414	1405	1232	1432	1405	1384	1178

(注1)括弧内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す

(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。

(注4)いずれも固定効果モデルで推計している。

コロナの影響があると考えられるのが最も影響を受けたのは2021年であるが²⁵、交差項の係

²⁵ JHPS/KHPSの調査時期は翌年1月ごろのため、ずれがあることに留意したい、例えば、2021年のデータであれば2020年の情勢を反映していると考ええる。

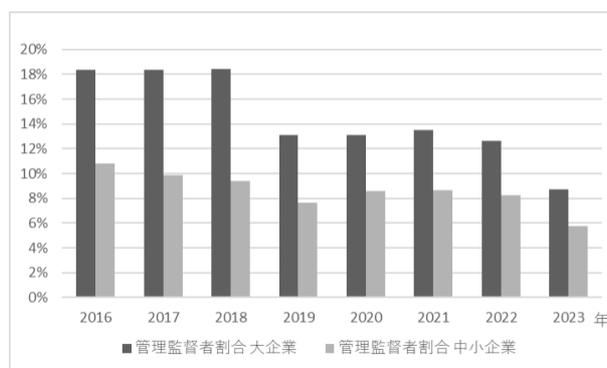
数に注目すると、(1)列、(2)列から大企業の、さらに(5)列、(6)列から中小企業の総労働時間、有給残業時間が統計的に有意に減少していることがわかる。また、(3)列に注目すると、2022年ダミーとの交差項の係数のみが統計的に正に有意である。2023年では交差項の係数は統計的に有意ではなく、無給残業労働時間の増加がみられないことから、これはコロナ禍後と政策による労働時間規制で無給残業労働が一時的に転嫁されたものと考えられる。また、2023年ダミーとの交差項も大企業は総労働時間、有給残業時間、中小企業は有給残業時間が政策効果で有意に削減されているといえる。

表2、表3の推計結果を総評すると、コロナの影響が弱まった2023年以降も労働時間削減効果は定着し、それが労働密度という質的な負担にも転嫁されていないといえることができる。

4.2 管理監督者への政策効果分析

図2は推計2における管理監督者(=処置群ダミー)の割合を表している。管理監督者は一般的に経営と一体的な立場とされるため、その人数は少ない。大企業では15%前後を推移し、中小企業では8~10%を推移しており、分析におけるサンプルの偏りが懸念される。また、大企業において2019年以前は18%ほどあった管理監督者割合が2019年に急激に減り、2020年にかけても減少傾向がみられる。規制の適用によって、企業が規制から逃れようと管理監督者への昇進あるいは管理監督者とは名ばかりの待遇が見合わない名ばかり管理職への転換が起こる可能性もあるが、そういった事実は確認できない。

図2 企業規模別管理監督者割合



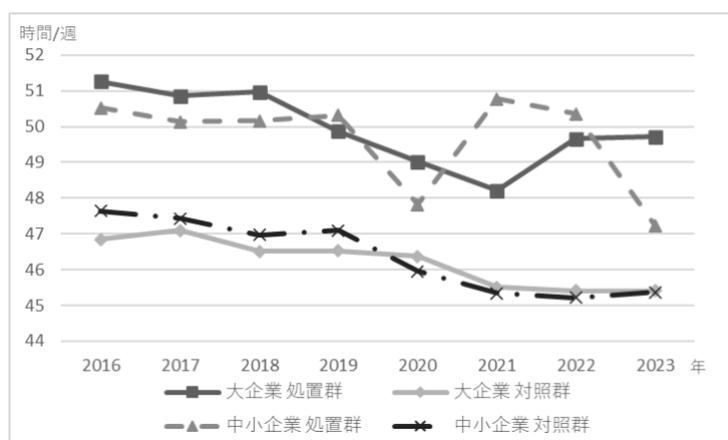
次に、総労働時間に注目して、処置群と対照群の設定が適切か平行トレンドの仮定を検証する。まず、大企業に注目すると、政策適用以前の処置群、対照群の推移の傾向はその大きさに差は有れどもおおむね同じといえる。注目するべきは、2022年に対照群が労働時間を減少させている一方で、処置群は増加させている点である。2022年はコロナの流行がようやく収束の兆しを見せ、コロナ以前の経済活動に戻ろうとしていた時期と考えられ、政策施行から時間差で管理監督者にしわ寄せが生じた可能性が考えられる。また、中小企業は大企業と比べて対照群との推移の傾向が異なるとはいえ、政策適用以前という期間で見れば減少傾向で一致しているといえる。そして、政策適用後の2020年以降は処置群が大きく労働時間を増やし

ていることがわかる。しかし、2023年には大企業の水準を下回るなど、サンプルの粗さが懸念される。

まず、大企業について確認すると、政策適用以前(2016年から2019年)において、処置群と対照群の労働時間には水準の差こそあれ、その推移のトレンドは概ね平行であり、平行トレンドの仮定は満たされているといえる。ここで注目すべきは2022年の動きである。対照群の労働時間が減少傾向にある一方で、処置群は増加に転じており、両者の乖離が拡大している。これは、コロナ禍からの経済活動の回復期において、一般労働者の労働時間が抑制されたまま、管理監督者へ業務負荷のしわ寄せが生じた可能性を示唆している。

次に、中小企業について確認すると、政策適用以前(2016年から2020年)において、両群ともに緩やかな減少傾向を共有しており、大企業と同様に分析の妥当性は担保されていると考えられる。政策適用後の動きを見ると、2021年から2022年にかけて処置群の労働時間が急増する一方で、2023年には大きく減少するなど、単調ではない動きが確認された。大企業と比較して年ごとの変動幅が大きいこの結果は、中小企業の管理監督者が、コロナ禍をはじめとする社会変動に対して、強く影響を受けている実態を反映していると考えられる。また、平行トレンドの仮定について、*F*検定を行った結果を付表2に掲載してあるが、中小企業の2020年においてはこの仮定が満たされていない可能性があるが、政策適用以前の期間全体においては平行トレンドの仮定は満たされているといえた。

図3 管理監督者の総労働時間推移



時間外労働の上限規制が管理監督者に与えた負の波及効果に関する分析結果は表3が示すとおりである。まず、それぞれの推計について固定効果モデルと変量効果モデルを用いて推計を行いその結果を基にハウスマン検定を実施した。その結果、(6)列を除き固定効果モデルが採択された。ハウスマン検定の結果、変量効果モデルが支持された(6)列だが、推計1と同様の理由から、固定効果モデルの結果を採択し、掲載する。

表 4 政策前後における管理監督者の労働時間・労働密度への影響分析

	大企業			中小企業		
	総労働時間	無給残業時間	労働密度スコア	総労働時間	無給残業時間	労働密度スコア
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
処置群ダミー×政策施行後ダミー	-1.671*** (0.590)	-0.917* (0.555)	-1.575 (1.051)	-0.231 (0.850)	-0.322 (0.920)	0.199 (1.190)
処置群ダミー	2.151*** (0.547)	2.268*** (0.564)	2.013* (1.106)	0.688 (0.724)	1.591** (0.636)	-0.0388 (1.244)
政策施行後ダミー	-1.801** (0.778)	-1.068* (0.554)	-3.469*** (0.914)	-5.965** (2.505)	-1.387 (2.850)	-0.886 (1.596)
結婚ダミー	0.637 (0.901)	0.0651 (1.080)	0.622 (2.261)	-2.903 (1.947)	-1.984 (1.445)	-2.887 (3.137)
子どもダミー	-0.691 (0.456)	0.0183 (0.364)	0.189 (0.825)	-0.292 (0.449)	-0.0745 (0.355)	1.147 (1.001)
勤続年数ダミー	-0.0125 (0.0918)	-0.000941 (0.0627)	0.705*** (0.188)	0.460 (0.358)	0.0205 (0.407)	0.123 (0.387)
フレックスタイム制ダミー	-0.0172 (0.500)	-0.454 (0.325)	0.0719 (0.775)	0.263 (0.682)	0.727 (0.476)	0.338 (1.318)
変形労働時間制ダミー	-0.0402 (0.460)	-0.0679 (0.345)	-0.993 (0.717)	-0.941 (0.813)	-0.362 (0.782)	-0.0125 (1.302)
短時間勤務制度ダミー	-0.0103 (0.312)	0.227 (0.254)	0.616 (0.601)	0.0363 (0.315)	0.0997 (0.255)	-0.714 (0.534)
在宅勤務制度ダミー	-0.144 (0.332)	-0.112 (0.211)	-0.0954 (0.549)	0.0479 (0.430)	0.748** (0.297)	-0.602 (0.663)
コロナ重篤感染ダミー	0.870 (1.981)	0.107 (1.620)	-1.697 (2.341)	-0.653 (1.684)	1.418 (1.209)	-0.270 (1.643)
コロナ経済的困難ダミー	1.630** (0.680)	1.173** (0.522)	0.950 (0.981)	-0.479 (0.687)	-0.0798 (0.609)	0.0497 (1.136)
定数項	47.63*** (1.487)	2.525** (1.174)	38.60*** (3.281)	46.52*** (4.187)	4.891 (4.422)	52.51*** (5.428)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	4,939	4,677	3,400	4,713	4,421	3,121
決定係数	0.035	0.027	0.013	0.041	0.018	0.008
ID数	1,644	1,608	1,408	1,627	1,564	1,334
世帯ID数	1530	1500	1312	1496	1439	1234

(注1)括弧内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す

(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。

(注4)ハウスマン検定の結果、(6)列については変量効果モデルが支持されたが、観察されない個人の異質性を制御するという観点から、すべての列において固定効果モデルを採用した。

まず、大企業の結果を確認する。「処置群ダミー×政策施行後ダミー」の交差項の係数ATTに注目すると、(1)列から交差項の係数が統計的に負に有意であり、政策によって管理監督者は総労働時間が約1.67時間/週、(2)列からも無給残業労働時間が約0.92時間/週減少していることが確認できる。一方で、(3)列から交差項の係数は統計的に有意ではなく、政策効果は確認されなかったと言える。しかし、処置群ダミーの係数は正で統計的に有意であることから、元々残業をあまりしない一般労働者と比べると仕事の厳しさは大きいといえる。

次に、中小企業について、「処置群ダミー×政策施行後ダミー」の交差項の係数に注目すると、(4),(5),(6)列いずれも交差項の係数は統計的に有意ではないので、労働時間や労働密度に影響を与えなかったといえる。

また、推計2においても推計1同様コロナの影響を排除した結果を観察するために各年度ダミーとの交差項を含めた分析結果を表5で示す。

表 5 政策前後における各年毎の管理監督者への影響分析

	大企業			中小企業		
	総労働時間 (1)	無給残業時間 (2)	労働密度スコア (3)	総労働時間 (4)	無給残業時間 (5)	労働密度スコア (6)
処置群ダミー×政策施行後ダミー (大企業のベース:2019年ベース/中小企業のベース:2020年)						
×2016年ダミー	0.650 (0.867)	0.946 (1.080)		1.250 (1.420)	2.164* (1.186)	
×2017年ダミー	1.031 (0.971)	-0.0882 (0.904)		2.747* (1.517)	3.269** (1.587)	
×2018年ダミー	0.890 (0.859)	0.873 (0.871)		2.074* (1.248)	1.586 (1.110)	
×2019年ダミー	-	-		1.657 (1.215)	2.715** (1.241)	1.426 (1.432)
×2020年ダミー	-1.146 (0.807)	-0.264 (0.878)	-1.071 (1.327)	-	-	-
×2021年ダミー	-1.168 (0.890)	-0.922 (0.849)	-0.957 (1.224)	1.738 (1.311)	1.854 (1.360)	1.639 (1.501)
×2022年ダミー	-0.722 (1.082)	-0.734 (0.975)	-2.141 (1.365)	1.508 (1.299)	1.357 (1.180)	0.203 (1.717)
×2023年ダミー	-1.324 (1.123)	-0.315 (1.019)	-3.495** (1.643)	-0.124 (1.491)	1.054 (1.659)	0.680 (1.762)
標本数	4,939	4,677	3,400	4,713	4,421	3,121
決定係数	0.035	0.029	0.015	0.043	0.023	0.008
ID数	1,644	1,608	1,408	1,627	1,564	1,334
世帯ID数	1,530	1,500	1,312	1,496	1,439	1,234

(注1)括弧内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す
(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。
(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。
(注4)いずれも固定効果モデルで推計している。

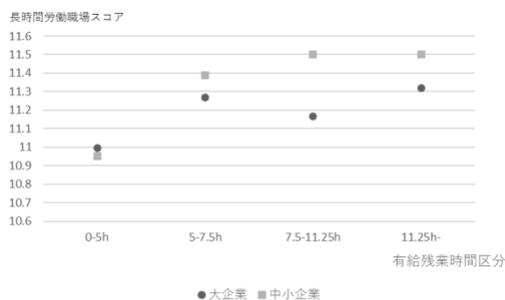
この時、(3)列に注目すると、2023年との交差項が統計的に負に有意にであり、大企業では時間差を伴って質的改善が促されたと示唆される。また、中小企業について(4)列、(5)列に注目すると、2020年以前の交差項の係数が正に有意であるが、政策適用後においては有意ではなく、政策の先行効果が発揮された可能性がある。

以上の結果から、理論的背景で述べたような負の波及効果によるしわ寄せの存在は立証されず、むしろ仮説とは真逆の一般労働者と同様の効果が確認できた。これは、管理監督者の労働時間が削減され、それに伴う業務負荷の増加は起こっていないことが示唆される。

4.3 職場環境と長時間労働の関係性

本分析に入る前に、まず長時間労働職場スコアと長時間労働の関係について確認する。図4は有給残業時間区分(1. 0~5時間、2. 5~7.5時間、3. 7.5~12.5時間、12.5時間~)ごとの長時間労働職場スコアを示している。この時、有給残業時間と長時間労働職場スコアの間には正の相関が確認できる。ここから、長時間労働の是正には、単なる時間の規制だけでなく、こうした職場環境や規範そのものへの介入が必要であることが示唆される。

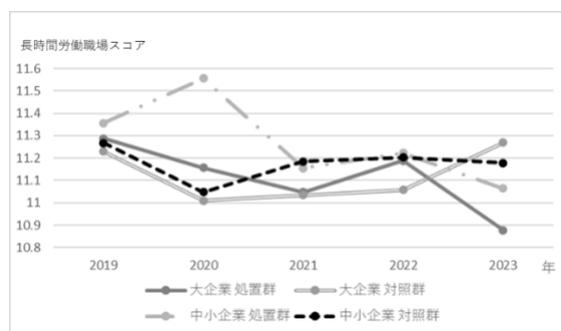
図 4 労働時間と職場環境の関係



次に、処置群と対照群ごとに長時間労働スコアがどう推移しているか図 5 で概観する。まず、大企業においては、対照群の長時間労働職場スコアが 2021 年以降増加傾向にあり、元々残業の少ない対照群に属する労働者が次第に自身の職場が長時間労働を行っているという主観的に認知をし始めてきた可能性があることが示唆される。なお、大企業についてはデータ上では 2020 年から政策効果が反映されるため、政策適用以前に処置群と対照群が同じ変化のトレンドをたどっているか確認できず、平行トレンドの仮定は検証できない。

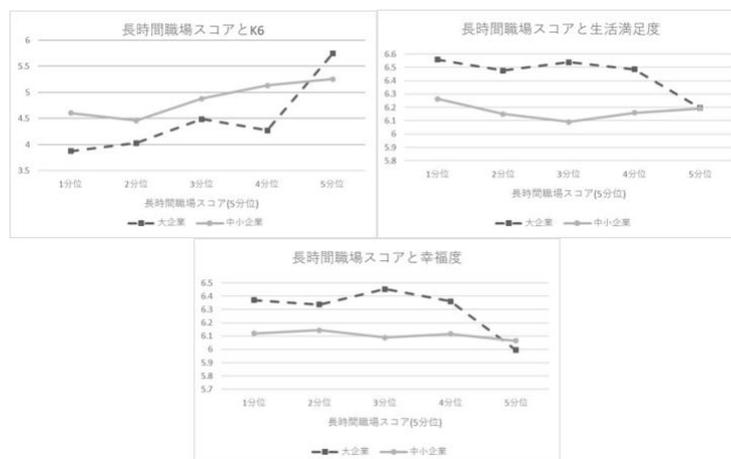
そして、中小企業に注目すると政策効果がデータに適用される以前の 2020 年以前のトレンドは処置群・対照群ともに減少トレンドであり、平行トレンドの仮定は満たされているといえる。政策適用後は処置群と対照群が収束していくような形で推移している。中小企業については平行トレンド検定を統計的に検証し、満たされていることが分かった。

図 5 長時間労働職場スコアの推移



最後に、長時間労働スコアとメンタルヘルスの相関関係を確認する。図 6 では長時間労働スコア五分位ごとの各メンタルヘルス指標の平均値を散布図に示しており、横軸は長時間労働スコア 5 分位 (1=下位 20%、5=上位 20%) である。まずメンタルヘルス指標 K6 との関係性は正の相関がみられ、長時間労働職場と認知している労働者であるほどメンタルヘルスは良好だといえる。次に生活満足度では中小企業がほぼ横ばいである一方、大企業では下位 80% がほとんど横ばいで満足度に影響を与えていないといえるが、上位 20% においては大きく仕事満足度が下がっているのが見て取れる。最後に、幸福度は仕事満足度と同じように上位 20% の長時間職場環境においては大きく幸福度が下がっているのが見て取れる。

図 6 長時間労働スコアとメンタルヘルスの相関関係



まず、上限規制による長時間職場環境の変化から概観する。表 6 は、被説明変数を長時間労働職場スコアとして、DiD 分析を行った結果である。ここで、それぞれの推計について固定効果モデルと変量効果モデルを用いて推計を行いその結果を基にハウスマン検定を実施した。その結果、大企業においては(1)列、(2)列共に固定効果モデルが採択された。

表 6 時間外労働の上限規制が長時間労働に肯定的な職場に与えた影響

	被説明変数:長時間労働職場スコア	
	大企業	中小企業
	(1)	(2)
処置群ダミー×政策施行後ダミー	0.0323 (0.147)	-0.259* (0.153)
政策施行後ダミー	0.232 (0.259)	-0.0793 (0.462)
結婚ダミー	0.0978 (0.622)	0.154 (0.559)
子どもダミー	0.242 (0.181)	0.282 (0.210)
勤続年数	-0.0924 (0.0572)	0.0260 (0.114)
管理監督者ダミー	0.261 (0.180)	0.137 (0.231)
フレックスタイム制ダミー	0.0549 (0.164)	0.360 (0.358)
変形労働時間制ダミー	0.0187 (0.140)	-0.00862 (0.240)
在宅勤務ダミー	-0.0598 (0.116)	0.279*** (0.106)
短時間勤務制度ダミー	-0.292*** (0.110)	-0.397*** (0.145)
コロナ重篤感染ダミー	0.218 (0.362)	-0.0980 (0.619)
コロナ経済困難ダミー	0.191 (0.223)	0.0725 (0.225)
定数項	12.75*** (0.950)	10.81*** (1.448)
年齢ダミー	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes
標本数	3,323	3,049
決定係数	0.017	0.015
個人ID数	1,396	1,323
世帯ID数	1303	1224

(注1)括弧内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す

(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。

(注4)いずれも固定効果モデルで推計している。

まず、大企業の結果について、(1)列に注目すると「処置群ダミー×政策施行後ダミー」の交差項の係数は統計的に有意ではなく、政策は職場環境に影響を与えなかったと示唆される。また、政策施行後ダミーの係数も統計的に有意ではなかったことから、政策以前の残業属性関わらず政策適用前後で職場環境は変化しなかったことが示唆される。中小企業の結果に移る。(2)列より「処置群ダミー×政策施行後ダミー」の交差項の係数に注目すると負に有意となっており、政策効果によって約 0.26 pt 長時間労働職場スコアを下げていることが分かり、政策によって労働環境、そのものが変わった可能性が示唆される。

次に、長時間労働と職場環境がメンタルヘルスに与える影響を確認する。表 7 は職場環境がメンタルヘルスに与える影響について分析した結果である。(1)~(6)列のいずれにおいても、固定効果モデル、変量効果モデルで推計したうえで、ハウスマン検定を行った。その結果、(3)列は変量効果モデルが支持され、それ以外の列では固定効果モデルが採択された。推計 1、2 同様の理由から固定効果モデルの結果のみを掲載し、重視する。

総労働時間ダミー変数ベクトルと長時間労働職場スコアの交差項を含め、職場環境が労働時間に追加的な影響を与えるか分析した。まず、長労働時間や長時間職場環境であればメンタルヘルスを損なうと言える。例えば、(1)列の長時間労働職場スコアの係数や(5)列の労働時間の係数を見ると負に有意となっており、K6 や生活満足度といったメンタルヘルスに悪影響を及ぼすといえる。

次に交差項の係数に注目すると、相乗効果によって真逆の効果を発揮しているといえる、(1)列と(5)列に注目すると、労働時間と長時間労働職場スコアの交差項の係数がそれぞれ、約 0.01、約 0.004 で正に有意となっておりメンタルヘルスの悪化を緩和させているといえる。

表 7 長時間労働に肯定的な職場環境がメンタルヘルスに与える影響

被説明変数:メンタルヘルス指標

	大企業			中小企業		
	K6 (1)	生活満足度 (2)	幸福度 (3)	K6 (4)	生活満足度 (5)	幸福度 (6)
労働時間×長時間労働職場スコア	0.00999* (0.00593)	0.000867 (0.00229)	0.00103 (0.00267)	-0.00733 (0.00616)	0.00402* (0.00228)	0.00207 (0.00271)
長時間労働職場スコア	-0.519* (0.282)	-0.0288 (0.105)	0.00179 (0.124)	0.276 (0.290)	-0.155 (0.106)	-0.0555 (0.129)
労働時間	-0.0819 (0.0711)	-0.0117 (0.0262)	-0.0248 (0.0310)	0.0899 (0.0729)	-0.0568** (0.0265)	-0.0115 (0.0332)
時間当たり賃金	0.652** (0.319)	-0.0294 (0.147)	-0.0873 (0.160)	-0.271 (0.207)	0.120* (0.0665)	0.248*** (0.0404)
管理監督者ダミー	1.348 (0.887)	0.459 (0.341)	1.390*** (0.493)	0.0465 (0.947)	0.854*** (0.223)	1.608*** (0.532)
結婚ダミー	-0.180 (0.308)	0.0958 (0.137)	-0.0180 (0.186)	0.117 (0.381)	0.159 (0.188)	-0.323 (0.242)
子どもダミー	-0.0638 (0.170)	0.0144 (0.0391)	-0.0237 (0.0382)	-0.326 (0.250)	0.110 (0.123)	0.128 (0.0852)
勤続年数	-0.0222 (0.489)	0.0396 (0.195)	-0.257 (0.227)	0.413 (0.592)	0.187 (0.204)	0.324 (0.247)
有給休暇消化率	-0.344 (0.342)	0.00621 (0.113)	-0.00299 (0.142)	0.0323 (0.464)	0.221 (0.206)	0.0772 (0.261)
フレックスタイム制ダミー	-0.420 (0.377)	0.0481 (0.150)	0.0872 (0.181)	0.766 (0.552)	-0.0890 (0.194)	-0.494* (0.279)
変形労働時間制ダミー	0.630** (0.303)	-0.00534 (0.126)	-0.163 (0.150)	1.173 (0.772)	0.0843 (0.336)	-0.0735 (0.219)
在宅勤務制度ダミー	-0.169 (0.266)	0.0981 (0.0969)	0.0944 (0.118)	-0.101 (0.295)	0.0162 (0.0999)	0.00532 (0.131)
コロナ重篤感染ダミー	-0.204 (0.257)	0.0622 (0.0923)	-0.0447 (0.114)	0.0901 (0.325)	-0.0231 (0.114)	-0.175 (0.126)
コロナ経済困難ダミー	1.639 (1.047)	0.908** (0.386)	0.507 (0.512)	1.392* (0.743)	0.552 (0.629)	0.123 (0.540)
定数項	7.650* (4.231)	6.342*** (1.370)	6.240*** (1.659)	4.772 (4.827)	6.186*** (1.948)	3.176 (1.996)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	2,771	2,777	2,777	2,184	2,186	2,191
決定係数	0.029	0.024	0.035	0.028	0.027	0.040
個人ID数	1,206	1,205	1,206	998	995	999
世帯ID数	1128	1127	1129	933	930	934

(注1)括弧内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す

(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。

(注4)(3)列では、変量効果モデルが支持されたが、先述の理由よりすべての列で固定効果モデルを採択し推計している。

以上の表 6、表 7 の結果を総括すると、まず当該政策の施行によって中小企業においては長時間労働職場スコアが有意に減少し、労働者の主観的には長時間労働を促すような職場環境が改善された可能性が示唆される。また、労働時間と長時間労働に肯定的な職場環境がメンタルヘルスに与える影響分析から労働時間、長時間労働職場スコアがメンタルヘルスに悪影響をもたらす一方で、2つの相乗効果としては正の影響がみられた。これは、周囲も残業するような長時間労働に肯定的な職場環境であれば、自身も働くことで周囲との一体感を得られる、一種のグループインタラクション効果が働いている可能性が考えられる。すなわち、長時間労働を是とする職場環境がバッファーとして労働者の不満を緩和し、主観的な満足度の低下が抑制されているということである。これは Alesina et al.(2006)が指摘する正の補完性と類似するグループインタラクション効果であると捉えることもできる。しかし、これは長時間労働が推奨されるべきであることを意味するものではなく、あくまで主観的な満足度の低下が抑制されているに過ぎない点に留意が必要である。

5.おわりに

本研究では、2019年4月に施行された罰則付きの時間外労働の上限規制が、長時間労働の是正(量的な変化)と、職場環境や労働密度(質的な変化)に与えた影響を、『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』のパネルデータを用い、DiD分析によって検証した。本検証は、従来の研究が十分に解明していない、規制がもたらす組織内の業務配分の歪みや隠れた労働実態といった包括的なメカニズムに焦点を当てたものである。

まず、推計1で一般労働者への政策効果を分析した結果として、有給残業時間に着目した結果、大企業、中小企業を問わず、有給残業時間の有意な削減効果が確認され、先行研究と整合的な結果が得られた。これは、本政策が長時間労働の主因である時間外労働を削減し、過重労働防止という目的を達成したことを示唆する。さらに、先行研究で確認されていた「無給残業労働」への代替は全体の期間を通して、また直近の2023年でも確認できていない。また労働密度も有意に減少はしていないものの増加もしておらず、問題意識として取り上げた負の波及効果は解消されている可能性が示唆される。

次に、推計2で政策の適用対象外である管理監督者への影響を分析した結果、理論的背景で懸念されていた一般労働者からの業務転嫁による「しわ寄せ」は立証されなかった。むしろ、大企業では管理監督者の総労働時間、無給残業労働時間が有意に減少し、管理監督者層においても労働時間が削減されたことが明らかになった。これは、規制の対象が限定的であるにもかかわらず、企業全体の労働慣行が改善された可能性を示唆する。一方で、中小企業の管理監督者については政策効果が確認されず、政策施行後も総労働時間や無給残業労働時間への政策効果が統計的に有意ではなかったことから働き方が改善されていない可能性が示唆される。

最後に、推計3で職場環境とメンタルヘルスへの影響について、上限規制施行による政策効果で中小企業においては長時間労働を是とする長時間労働職場スコアが有意に低下したことが確認された。さらにメンタルヘルス指標への追加的な影響を検証した結果、大企業ではK6、中小企業では生活満足度が労働時間や長時間労働職場スコアによって毀損され2つの相乗効果(グループインタラクション効果)でその負の効果が緩和されていたといえる。この相乗効果は、長時間労働の規範が強い環境下では、労働時間の増加による主観的な満足度やメンタルヘルスの低下が抑制される傾向があることを示唆するが、総合的には負の影響をもたらすため、長時間労働が推奨されるべきではない点に留意が必要である。

以上の結果を総合すると、時間外労働の上限規制は有給残業時間の削減という目標を達成したものの、その影響は企業規模によって異なり、大企業では量的な労働時間そのものは削減されたものの質的な改善はあまり見られず、中小企業では職場環境の改善という形で現れたことが結論付けられる。特に中小企業において職場環境スコアの低下が確認されたことは、規制を契機とした企業の業務効率化やマネジメントの見直しが進んだ可能性を示唆しており、政策目的である「健康確保」と「ワークライフバランス」の実現に近づいたといえる。一方で、長時間労働を是とする職場環境に対する当該政策による影響は微々たるものだった。また、労

働時間との相乗効果でメンタルヘルスの毀損を抑制し、この緩和効果があるせいで長時間労働が温存され結果として健康を損なうという非効率な均衡が生じているため、質的な改善を促す施策が必要と考えられる。

本研究では、時間外労働の上限規制が労働時間やメンタルヘルス、職場環境に与える影響について一定の知見を得ることができたが、いくつかの課題も残されている。

第一に、データの制約が挙げられる。本分析で使用した『日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)』は個人の主観に基づく回答データであり、労働時間や職場環境スコアには測定誤差が含まれている可能性がある。特に、労働時間については企業の勤怠管理データとの乖離が生じている可能性があり、無給残業労働(サービス残業)の実態を正確に捕捉できているかについては限界がある。また、メンタルヘルス指標である K6 や職場環境スコア、労働密度スコアが 2019 年以降のデータしか利用できなかったため、政策導入前後での長期的な変化を十分に追跡できていない点も課題である。今後は、企業の勤怠データや健康診断データ、実際に企業が長時間労働を是正するために行った施策など、客観的な指標を用いた分析が求められる。

第二に、管理監督者ダミーの妥当性とそのサンプルサイズに関する問題である。管理監督者は管理職であれば該当する可能性は高いといえるが、必ずしもそうとは言えず、また本来されるはずのない労働時間管理されているケースも多い為、個別の質問項目がない JHPS/KHPS ではその妥当性には限界がある。また推計 2 の管理監督者に関する分析では、サンプルサイズが大企業・中小企業ともに全サンプルの 1 割程度と小さく、分析結果の頑健性に懸念が残る。また、管理監督者と一般労働者(対照群)では元々の労働時間の推移や働き方が異なる可能性が高く、DiD 分析の前提となる平行トレンドの仮定が完全に満たされていない可能性がある。今後は、より大規模なデータセットを用いることや、傾向スコアマッチング等を組み合わせることで、比較群の妥当性を高める工夫が必要である。

第三に、政策効果の厳密な識別である。2019 年 4 月には、本研究が主眼とした残業上限規制(改正労働基準法)に加え、管理監督者を含む全労働者の労働時間把握義務化(改正労働安全衛生法)や同労働基準法の改正内容には「年次有給休暇の 5 日取得義務」や「勤務間インターバル促進」などが同時に施行された。そのため、本研究で見られた管理監督者の労働時間削減が、組織的な波及効果なのか、あるいは把握義務化による直接的影響なのかを厳密に切り分けることは困難であり、働き方改革関連法案の副次的な効果が含まれる可能性が高いことに留意したい。

第四に、新型コロナウイルス感染症の影響の分離である。本研究の分析期間はコロナ禍と重複しており、コントロール変数を用いて感染や経済的困窮の影響を制御したもの、急速に普及したテレワーク等の働き方の変化が労働時間や職場環境に与えた構造的な影響を完全に排除できているとは言い難い。特に、2020 年以降の労働時間の変動には、政策効果とコロナ禍による需要ショックが混在している可能性があり、より精緻な識別戦略が求められる。

こうした課題は残るものの、残業上限規制が単なる労働時間の短縮にとどまらず、『長時間

労働を是認する職場風土』の変容を通じてメンタルヘルスに寄与したのか、あるいは労働密度の上昇や無給残業労働の増加といった『副作用』を管理職等へしわ寄せしたのかを、定量的かつ多角的に検証したという点で意義があったと考える。

参考文献

- Alesina, Alberto, Edward Glaeser, and Bruce Sacerdot (2006) “Work and Leisure in the United States and Europe: Why So Different,” *NBER Working Paper*, 11278, pp.1-64.
- Bae, Sung-Heui and Jangho Yoon (2014) “Impact of States’ Nurse Work Hour Regulations on Overtime Practices and Work Hours among Registered Nurses,” *Health Services Research*, 49(5), pp.1638-1658.
- Burdin, Gabriel, Ryo Kambayashi, and Takao Kato (2024) “The Impact of Overtime Limits on Firms and Workers: Evidence from Japan’s Work Style Reform,” *IZA Discussion Paper*, 17583, pp.1-51.
- Carcillo, Stéphane, Alexander Hijzen, and Stefan Thewissen (2023) “The Limitations of Overtime Limits to Reduce Long Working Hours: Evidence from the 2018-2021 Working Time Reform in Korea,” *IZA Discussion Paper*, 16023.
- Del Boca, Daniela (2002) “The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy,” *IZA Discussion Papers*, 427, pp.1-34.
- Estevão, Marcello and Filipa Sá (2008) “The 35-hour workweek in France: Straightjacket or welfare improvement?,” *Economic Policy*, 23(55), pp.418–463.
- Eurofound (2017), “Sixth European Working Conditions Survey – Overview report (2017 update),” *Publications Office of the European Union*.
- Green, Francis, and Tarek Mostafa (2012) “Job quality indices for Europe,” *A report based on the fifth European Working Conditions Survey*,69.
- Ichino, Andrea and Giovanni Maggi (2000) “Work Environment and Individual Background: Explaining Regional Shirking Differentials in a Large Italian Firm,” *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), pp.1057-1090.
- Kawaguchi, Daiji, Hisahiro Naito and Izumi Yokoyama (2017) “Assessing the effects of reducing standard hours: Regression discontinuity evidence from Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*,43, pp.59-76.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto (2012) “Impact of overtime regulations on wages and work hours,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 26, pp.249–262.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto (2013) “Do Peers Affect Determination of Work Hours? Evidence Based on Unique Employee Data from Global Japanese Firms in Europe,” *Journal of Labor Research*, 34(3), pp.359-388.
- Kuroda, Sachiko and Isamu Yamamoto (2016) “Workers’ Mental Health, Long Work Hours, and

- Workplace Management: Evidence from workers' longitudinal data in Japan," *RIETI Discussion Paper Series*, 16-E-017, pp.1-34.
- Landers, Renee M., James B. Rebitzer, and Lowell J. Taylor (1996) "Rat Race Redux: Adverse Selection in the Determination of Work Hours in Law Firms," *The American Economic Review*, 86(3), pp.329-348.
- Mas, Alexandre and Enrico Moretti (2009) "Peers at Work," *The American Economic Review*, 99(1), pp.112-145.
- Morikawa, Masayuki (2020) "Productivity of working from home during the COVID-19 pandemic: Evidence from an employee survey," *Covid Economics*, 49(1), pp.123-139.
- Oi, Walter Y. (1962) "Labor as a Quasi-Fixed Factor," *Journal of Political Economy*, 70(6), pp.538-555.
- Rosen, Sherwin (1969) "On the Interindustry Wage and Hours Structure," *Journal of Political Economy*, 77(2), pp.249-273.
- Sasaki, Shoichi, and Mingyu Jiang (2022) "Do Overtime Regulations Reduce Overtime Work in Japan?," *Available at SSRN 4282073*.
- Sato, Kaori, Sachiko Kuroda, and Hideo Owan (2020) "Mental health effects of long work hours, night and weekend work, and short rest periods," *Social Science & Medicine*, 246(112774).
- Skuterud, Mikal (2007) "Identifying the Potential of WorkSharing as a Job-Creation Strategy," *Journal of Labor Economics*, 25(2), pp.265-287.
- Tamaki, Tomohiro (2021) "Working hours under the COVID-19 pandemic in Japan: Reviewing changes by Situation Phase during and after the 2020 state of emergency Declaration," *Japan Labor Issues*, 5(30), pp. 2-10.
- 梶川敦子 (2008) 「日本の労働時間規制の課題 長時間労働の原因をめぐる法学的分析」『日本労働研究雑誌』50(6)、17-26 頁
- 厚生労働省 (2021) 「EBPM レポート(時間外労働の上限規制)」厚生労働省
- 高見具広 (2008) 「労働時間「問題」とは何であったか--労働時間短縮政策を促した問題認識とその解消」『ソシオロギス= Sociologos/ソシオロギス編集委員会 編』32、235-249 頁
- 内閣府 (2020) 『日本経済 2019-2020』内閣府
- 新田堯之 (2023) 『残業時間規制の効果検証と課題』大和総研
- 日本労務研究会 (2005) 「管理監督者の実態に関する調査研究報告書」
- 平河茉璃絵・臼井恵美子 (2024) 「時間外労働の割増賃金率引き上げが労働時間と生活時間に与える影響」『経済研究』er. ar. 033824.
- 藤野善久・堀江正知・寶珠山務・筒井隆夫・田中弥生 (2006) 「労働時間と精神的負担との関連についての体系的文献レビュー」『産業衛生学雑誌』48(4)、87-97 頁
- 深堀遼太郎・萩原里紗 (2014) 「法定割増賃金率の引き上げが時間外労働時間および有給休

暇の付与・取得に与える影響』『三田商学研究』57(4)、49-73 頁

細川良(2020)「労働時間の絶対的上限規制について」『大原社会問題研究所雑誌』735、4-18 頁

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

山本勲(2019)「働き方改革関連法による長時間労働是正の効果」『日本労働研究雑誌』702、29-39 頁

山本勲(2020)「人口減少下の日本の労働市場の方向性」『人口減少と経済成長に関する研究会』財務省

[Appendix]

付表 1 一般労働者の労働変化に関する平行トレンドの仮定の検定

	大企業			中小企業		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
処置群ダミー×政策施行後ダミー						
×2017年ダミー	0.910 (0.733)	-0.6745 (0.563)	0.448 (0.508)	0.157 (0.882)	-0.411 (0.723)	0.155 (0.635)
×2018年ダミー	-0.0121 (0.736)	0.456 (0.585)	-0.169 (0.517)	-0.574 (0.741)	-0.463 (0.733)	-0.664 (0.679)
×2019年ダミー	-0.236 (0.839)	-0.0434 (0.640)	0.0978 (0.555)	-0.461 (0.848)	-1.228* (0.730)	0.517 (0.709)
×2020年ダミー				-1.421* (0.853)	-1.490** (0.720)	0.374 (0.721)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	2,608	1,845	1,921	2,753	2,668	2,615
決定係数	0.021	0.019	0.020	0.038	0.023	0.021
個人ID数	1,807	1,007	1,000	1,213	1,192	1,169
世帯ID数	976	950	942	1,117	1,101	1,080
p値(F検定)	0.215	0.569	0.797	0.831	0.0959	0.752

(注1)処置群は退職イベントでクラスター化した頑健標準誤差を表す。
(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。
(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。
(注4)すべて固定効果モデルで推計している。

付表 2 管理監督者の労働変化に関する平行トレンド検定²⁶

	大企業		中小企業		労働密度
	(1)	(2)	(3)	(4)	
処置群ダミー×政策施行後ダミー					
×2017年ダミー	-0.133 (0.996)	-0.990 (1.147)	1.335 (1.165)	1.179 (1.175)	-
×2018年ダミー	-0.115 (0.976)	-0.0887 (1.336)	0.601 (1.079)	-0.468 (1.068)	-
×2019年ダミー	-1.373 (0.957)	-1.691 (1.157)	-0.262 (1.370)	0.206 (1.251)	-
×2020年ダミー	-	-	-1.313 (1.487)	-2.032* (1.336)	-2.295 (1.641)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
標本数	2,900	2,256	3,018	2,829	1,418
決定係数	0.020	0.027	0.039	0.025	0.023
個人ID数	1,146	1,103	1,275	1,221	948
世帯ID数	1,081	1,041	1,174	1,128	880
p値(F検定)	0.422	0.204	0.410	0.223	0.162

(注1)処置群は退職イベントでクラスター化した頑健標準誤差を表す。
(注2)***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。
(注3)推計結果はすべて係数を掲載している。
(注4)すべて固定効果モデルで推計している。

付表 3 長時間労働に肯定的な職場環境の変化に関する平行トレンド検定²⁷

	被説明変数:長時間労働職場スコア	
	中小企業	
	FE (1)	RE (2)
処置群ダミー×政策施行後ダミー		
×2020年ダミー	0.072 (0.238)	0.282 (0.209)
コントロール変数	Yes	Yes
サンプルサイズ	1,139	1,139
決定係数	0.039	-
個人ID数	799	799
世帯ID数	747	747

注1：0内は世帯レベルでクラスター化した頑健標準誤差を表す
注2：***、**、*印はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。
注3：推計結果はすべて係数を掲載している。

²⁶ 大企業サンプルの被説明変数を長時間労働職場スコアとしたときの平行トレンドはデータの制約上実施できない。
²⁷ 上記同