

時間外労働の上限規制が労働者に与えた影響

—2024 年の建設業およびドライバーへの
適用からのエビデンス—

加島遼平・東雄大・高見具広



時間外労働の上限規制が労働者に与えた影響 —2024 年の建設業およびドライバーへの適用からのエビデンス—

加島遼平（独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所・研究員）
東雄大（京都産業大学 経済学部・准教授、神戸大学 経済経営研究所・特命准教授）
高見具広（独立行政法人労働政策研究・研修機構・主任研究員）

《 要 旨 》

日本では働き方改革関連法により、2019 年 4 月から時間外労働の上限規制が導入されてきたが、社会インフラとしての側面等の実情を踏まえて建設業等の一部業職種についてはその導入が一時的に猶予されていた。その猶予は 2024 年 4 月に終了し、同業職種にも規制が導入された。本研究では、猶予業職種である建設業、および運転業務従事者の働き方やウェルビーイングに 2024 年の規制の導入が与えた影響を検証した。労働政策研究・研修機構の実施した「仕事と生活、健康に関する調査」(JILLS-*i*)の第 1～6 期目までの個人パネル調査のデータを用いて差の差分分析(DID)により分析した。猶予業職種の中で規制の導入前に規制水準を超える長時間労働をしていた労働者を処置群、その他の労働者を統制群とした。分析の結果、時間外労働の上限導入は、労働時間を減少させる効果を持ち、主観的な仕事の満足度を向上させる効果を持つ可能性が示された。しかし、仕事の要求度(量・質)、夜勤等の勤務形態、健康やその他のウェルビーイング項目に対する効果は確認されなかった。また、規制の導入は、実労働時間が希望就労時間に比べて長かったという乖離を縮小させた可能性が示された。なお、以上に示した効果は、労働時間に関する効果を除くとフルタイム労働者においては限定的であった。

(備考)本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。本論文におけるデータの利用は、独立行政法人 労働政策研究・研修機構の第 5 期プロジェクト研究サブテーマ「経済社会の変化と労働者の生活、健康、ウェルビーイングに関する研究」への参加によって認められている。

目 次

1 はじめに	1
2 制度的背景	5
3 データ	6
4 分析方法	8
5 結果	11
5.1 記述統計	11
5.2 DID による上限規制の効果検証	12
5.2.1 労働時間と仕事の要求度に対する効果の推定	12
5.2.2 労働者の健康とウェルビーイングに対する効果の推定	15
5.2.3 夜勤および不規則勤務状況に対する効果の推定	18
5.2.4 希望労働時間と実労働時間との乖離に対する効果の推定	20
5.3 結果の頑健性の検討	23
5.4 追加的な分析結果	25
6 結論	26
参考文献	28
Appendix	33

1 はじめに

労働時間の長さが労働者の健康や生活の質に与える影響は、学術的にも政策的にも大きな関心の対象である。特に日本では、“karoshi”という単語が英語になる等、長時間労働が長らく深刻な社会問題として指摘されてきた。日本では、1987 年の労働基準法改正により標準労働時間(所定内労働時間、法定労働時間)の削減(48→40 時間)等の対策は打ち出されてきた。しかし、時間外労働の上限規制は長らく導入が進まなかった。長時間労働の抑制に伴う労働者の健康確保、仕事と生活の調和、多様な人材の活躍、生産性向上等、様々な社会的要請のもと 2018 年に成立した「働き方改革を推進するための関係法律の整備に関する法律」(以下、働き方改革)により、時間外労働に対して初めて法律の定める罰則付きの上限規制が段階的に導入された(働き方改革実現会議 2017; 厚生労働省 他, 2021; 佐藤 他, 2020)。

この規制の重要な特徴は、2018 年の制度導入時点では時間外労働の上限規制が全労働者に一律には適用されなかったことである。物流、建設、医療といった社会インフラ分野や極端な繁忙期を持つ砂糖製造事業では直ちに規制を適用することが困難と判断され、最大 5 年間の適用猶予が設けられた。その後、2024 年 4 月にこの適用猶予が終了し、これらの猶予業職種にも上限規制が導入された。いわゆる「2024 年問題」として社会的関心を集めたこの制度変更は、導入のされ方も分野により一部の違いはあるものの、社会インフラ業職種等における労働時間管理のあり方や個人の働き方を大きく転換させる契機となった。

本研究の目的は、猶予業職種への 2024 年の上限規制の適用が、当該業職種で働き続ける労働者の労働時間を含む働き方、およびその先にある健康や主観的ウェルビーイング等に、どのような影響を与えたのかを実証的に検証することである。本研究では、猶予業職種のうち建設業と自動車運転従事者を分析の対象とした。2019 年と 2024 年の上限規制のいずれについても政府として明確な数値目標を掲げているわけではないが、行政文書からは、規制の導入が長時間労働の是正を通じて最終的には労働者の健康確保やウェルビーイング¹を向上させることが期待されていたことが伺える(厚生労働省 他, 2021)。本研究は、こうした政策的意図が労働者の視点から実現したのかを、差の差分分析(DID: Difference-in-differences)によって検証する。データには、労働政策研究・研修機構がアンケート調査会社に登録される個人に対して半年ごとに追跡的に実施したパネル調査である「仕事と生活、健康に関する調査」(JILLS-*i*)を用いた。本研究では、第 1 回調査の 2023 年 1 月から 2025 年 7 月までの計 6 期分の調査を利用しており、2024 年の政策変更前後にそれぞれ 3 期ずつの観測時点が得られる。処置群は、規制導入前の週平均労働時間が 2024 年 4 月から導入された上限時間を超えていた労働者で構成される。アウトカム変数には、労働時間、仕事の要求度、健康と主観的ウェルビーイング、夜勤と不規則勤務、希望労働時間と実労働時間との乖離状況を用いた。

本研究では主に以下の 5 点の知見が得られた。第 1 に、処置群の平均労働時間の減少が確認さ

¹ 資料ではワーク・ライフ・バランスが押し出されているが、その改善の結果としてウェルビーイングの向上が起きると考えて、現在の記載とした。

れたとともに、週 60 時間以上という極端な長時間労働者の比率の減少が確認された。第 2 に、労働時間が減少しても、仕事の要求度の増加は量的にも質的にも確認されなかった。第 3 に、仕事の満足度に対しては正の効果が存在する可能性が示唆されたものの、健康とウェルビーイングに関する多くの項目には有意な効果が確認されなかった。第 4 に、深夜勤務や不規則勤務に対する明確な改善効果は確認されなかった。第 5 に、希望労働時間と実労働時間との乖離について、希望よりも働きすぎていた個人の働き方を概ね適正化するほか、一部で過少労働状態を増やすような作用が確認された。なお、以上に示したこれらの 5 つの効果は、第 1 の労働時間に関する結果を除くとフルタイム労働者においては限定的であった。これらの結果をまとめて、時間外労働の上限規制の導入から約 1 年後までの短期的な効果を考察すると、猶予業職種である建設業と自動車運転従事者への労働時間の上限規制は主たる政策目的である長時間労働の是正には繋がったが、健康やウェルビーイングといった長時間労働の是正の先に期待されるアウトカムへの影響は限定的であったことが示唆された。

本研究は、次の 2 つの点から既存研究に貢献する。第 1 に、労働時間と健康、ウェルビーイングに関する研究に貢献する。これまでの研究により、標準労働時間の引き下げは、健康状態(運動の促進、喫煙習慣、BMI、主観的・客観的健康状態)を改善させることが、韓国(Ahn 2016)、フランス(Berniell and Bietenbeck 2020)、ドイツ(Cygan-Rehm and Wunder 2018)で示された。また、仕事上の負傷確率を低下させたことが韓国で示され(Lee and Lee 2016)、スウェーデンでは、1920 年代において労働時間規制が死亡率の低下に繋がっていたことが示された(Prodromidis et al. 2025)。さらに、ポルトガルとフランスでは仕事満足度と余暇満足度の向上が示された(Lepinteur 2019)。このように、労働時間の引き下げ介入は健康状態、ひいてはウェルビーイングを改善させるという結果が多く報告されている。一方で、標準労働時間の引き下げが健康状態を悪化させることが中国で示された(Hu et al. 2024)。また、フランスの若年労働者において健康に対する影響の方向は男女で異なり、若年女性には正の効果が示されたが、若年男性には負の効果が示された(Sánchez 2017)。ポルトガルでは、健康アウトカムへの影響が確認されないことが示された(Sánchez 2017)。また、企業レベルのデータから、ポルトガルにおいて月給の維持が義務付けられたことで時給コストが上昇し、企業の新規採用の抑制と売上の低下が示されたものの、時間当たりの生産性の大幅な増加が確認されていることから、単位時間当たりの労働密度が上昇した可能性が提示された(Asai et al. 2024)。他方で、日本の労働者データからは、2019 年の時間外労働の上限規制によって労働時間が削減されたものの、それによる労働密度の上昇は必ずしも起きていないことが確認された(Kawaguchi and Ogawa 2026)。このように、実証的には労働者目線で見た健康やウェルビーイングに対する正の効果を示す結果が多数派ではあるものの、必ずしもそうではない結果も示されている。したがって、法規制の健康やウェルビーイングへの影響に関して更なるエビデンスの蓄積が必要と考えられることから、本研究はこの議論に対して寄与する。

第 2 に、日本の労働時間に関する規制の政策評価に貢献する。日本ではこれまでに長時間労働

を抑制することを意図して、「標準労働時間の引き下げ」、「時間外労働の割増賃金率の引き上げ」、そして本研究の分析対象となる「時間外労働の上限規制」が行われた。これら 3 つの政策のうち、労働時間を抑制する効果が最も大きいと理論的に予想されるのは、「時間外労働の上限規制」であった(山本 2019)。まず、1988 年から 1997 年にかけて「標準労働時間の引き下げ」(48→40 時間)が実施された。同規制は労働時間の減少に繋がったが、その効果は引き下げ幅に対して小さかったことが示された(Kawaguchi et al. 2008)。一方で、女性の生活満足度の向上に寄与したことも示された(Hamermesh et al. 2017)。次に、2010 年に 60 時間を超える長時間の時間外労働に対して「時間外労働の割増賃金率の引き上げ」(1.25→1.50 倍以上)が実施された。同法改正の効果として、平均労働時間への影響は限定的であったが(Asai 2014; 平河・臼井 2024; 深堀・萩原 2014)、元々長時間労働をしていた労働者の労働時間や長時間の時間外労働者比率を引き下げる効果が示された(平河・臼井 2024, 深堀・萩原 2014)。他方、平均労働時間の削減効果が存在することを示し、それを通じて特に若年者の健康改善に寄与した可能性があることを示した研究も存在する(Kohara and Noda 2023)。そして、働き方改革関連法の一環として 2019 年に大企業、2020 年に中小企業に「時間外労働の上限規制」(原則月 45 時間、年間 360 時間の上限)が導入された。同規制は、平均労働時間や長時間労働者比率を減少させたことが確認されている(戸田 2023; Burdin et al. 2024; Kawaguchi and Ogawa 2026)。一方で、賃金や所得への影響については、残業代の低下に伴い総収入が減少したとする報告(Burdin et al. 2024)と、総収入に有意な変化はなく時間当たり賃金が上昇したとする報告(Kawaguchi and Ogawa 2026)があり、一貫した結果は得られていない。また、個人の主観的な健康状態の向上が報告されたが、満足度や幸福度の向上には繋がらないか(Kawaguchi and Ogawa 2026)、そのような主観的なウェルビーイングへの効果は女性にのみ存在する可能性が示唆されている(Burdin et al. 2024)。男女の異質性の理由として、Burdin et al. (2024)は、男性において、時間外労働の規制により支払いのある時間外労働から支払いの無いいわゆるサービス残業への代替が発生した可能性を指摘している。また、本研究と同様に働き方改革時に猶予されていた業職種の一つであるトラックドライバーに着目し、事業所で利用されていた運行記録アプリの情報を分析した研究によると、2024 年の上限規制導入の 1 年前の時点で労働時間の減少が確認されたことから、2024 年の規制導入を機に事業所が労働者の労働時間を調整したわけではなく、猶予期間に労働時間の調整を徐々に進めてきた可能性があったことが示唆された(今井 他. 2026)。このように、日本で実施されてきた 3 種の労働時間の抑制を目指した制度の効果検証は蓄積が進んでいるものの、「時間外労働の上限規制」は近年の導入であり、特に適用の猶予された業職種にどのような効果があったかは十分には明らかになっていない。この規制の効果についての知見を提供するという点から、本研究は既存研究に寄与する。

本研究は既存研究と比較すると次の 4 つの点が特徴的である。第 1 に、本研究は、研究の蓄積の進みつつある 2019 年時点の時間外労働の上限規制の導入ではなく、2024 年時点に導入された社会インフラ業職種に対する時間外労働の上限規制を研究対象としている点が挙げられる。時

間外労働の上限規制は業職種間で異なる影響を持つ可能性があることや、導入される制度の内容も業職種間で一部異なることから、2024 年まで導入が猶予されていた業職種については 2019 年時点の導入の評価とは別途の効果の検討が必要であると考えられる。第 2 に、本研究で用いるデータの期間は 2023 年 1 月から 2025 年 7 月であり、COVID-19(新型コロナウイルス感染症)収束期をカバーしていることから、COVID-19(2019 年 12 月～2023 年 5 月)由来の交絡問題を避けたうえで効果の識別することができる点が挙げられる²。2019 年の上限規制を対象とする場合には効果を識別する際に直後に発生する COVID-19 の影響を制御することが難しいが、2024 年の政策変更に注目することにはこの交絡の影響を軽減できるという利点があると考えられる。第 3 に、制度変更が労働時間に与える影響だけでなく、仕事の要求度、深夜勤務や不規則勤務、希望労働時間と実労働時間との乖離といったより広義な働き方への影響を確認していることが挙げられる。長時間労働が是正されても仕事量が変わらずに仕事の要求度が増加している可能性や、深夜・不規則勤務といった働き方や希望労働時間からの乖離の改善に上限規制が繋がった可能性が考えられる。これらの広義の意味での働き方は、健康や主観的なウェルビーイングと関連することが知られていることから³、上限規制がもたらす労働時間以外の側面への影響を確認することは重要であると考えられる。第 4 に、健康アウトカムとして身体症状の負担感を示す SSS8(Somatic Symptom Scale-8)と、抑うつ・不安傾向を測定する K6(Kessler psychological distress)という、心理学的に妥当性の検証がなされ、世界中で広く使われる尺度値を用いている点が挙げられる(Gierk et al. 2014; 松平 他. 2016; Kessler et al. 2002; Furukawa et al. 2008; Sakurai et al. 2011)。アンケート調査の回答は回答者の主観に立脚するが、これらの尺度値は回答者の主観的評価の中でも客観的測定や診断結果等との関連が担保されており、効果評価に用いるアウトカムとしての価値が高いと考えられる。

本研究の構成は以下の通りである。次節では、行政資料等から制度の目的や背景や詳細について述べる。第 3 節では、本研究で用いるデータの概要や各変数の定義を説明する。第 4 節では、上限規制の効果を検証する分析方法、および処置群と統制群の定義について述べる。第 5 節では、まずは、規制導入前後の労働時間の推移等を記述的に概観する。そして、上限規制の導入が労働時間、健康と主観的なウェルビーイング、夜勤と不規則勤務、希望労働時間と実労働時間との乖離に与えた影響を DID により推定した結果を示す。第 6 節では、結論を述べる。

² なお、2023 年 4 月に中小企業に対して月 60 時間以上の時間外労働に対しての割増賃金率の引き上げ(1.25→1.50 倍以上)が実施されており、この交絡の影響は残る。また、新型コロナウイルス感染症の 5 類移行は 2023 年 5 月のため、データ期間の第一期の 2023 年 1 月は感染症の影響を受けている可能性がある。

³ 産業衛生分野における Job Demand and Control モデルで示唆されるように、仕事の要求度の高さは健康に悪影響を与える可能性が示唆されている(Karasek 1979)。また、シフト勤務や深夜・不規則勤務は、不規則で短い睡眠に繋がり、健康への悪影響を与える可能性が指摘されている(Huang et al. 2020; Kecklund and Axelsson, 2016; Ma et al. 2024; Sato et al. 2020; Wagstaff and Sigstad, 2011; Windred et al. 2024)。就労時間の希望と現状の乖離について、イギリスにおいて不況期に若年層や資格のない人々の間で希望労働時間よりも過少の労働供給となっている個人が増えたこと(Bell and Blanchflower, 2013)、過剰労働と過少労働のいずれも主観的幸福度の低下と関連していること(Angrave and Charlwood, 2015)、ドイツとオーストラリアにおいて過剰労働の発生者はメンタルヘルスが不良であること(Otterbach et al. 2021)が報告されている。

2 制度的背景

日本における長時間労働の背景として、労働時間に関する法制度の構造的特徴が指摘されてきた。労働基準法では、標準労働時間は「1日8時間・1週40時間」と定められているが、同法第36条に基づく労使協定(いわゆる36協定)を締結・届出することにより標準定労働時間を超える時間外労働が可能とされてきた。働き方改革関連法が成立する以前には、36協定で定める時間外労働の延長時間に罰則付きの法的上限が存在しなかった。1998年には、時間外労働の延長時間について「労働時間の延長の限度等に関する基準(限度基準告示)」が定められたものの、これは行政指導にとどまり、法的拘束力を持たなかった。すなわち、後述する働き方改革関連法の成立以前においては、36協定で定める時間外労働の延長時間に罰則付きの法的上限が存在しなかった。日本の労働時間規制は、先進国の中でも規制の実効性が弱く、長時間労働の温床となっていた可能性が指摘されている(佐藤・松浦・高見, 2020)。

こうした状況を受け、2018年に成立した働き方改革関連法は、時間外労働に対して初めて罰則付きの上限規制を導入した。具体的には、時間外労働(休日労働を含まない)の上限は原則として月45時間かつ年360時間とされた。特別条項に基づき臨時的な特別の事情がある場合は上限の延長は可能であるものの、年720時間以内、時間外労働と休日労働の合計で単月100時間未満、複数月平均80時間以内、月45時間以上の時間外労働を実施できる月は年で6度までとする法定上限が設定され、2019年より大企業、2020年より中小企業にも導入がなされた(厚生労働省 他, 2021)。違反した場合、6か月以下の懲役または30万円以下の罰金を含む刑事罰が科される。

制度導入にあたっては、業務の特性や取引慣行などから、直ちに規制を適用することが困難と判断された事業・業務について、一定期間の適用猶予が設けられた。具体的には、①工作物の建設の事業(建設業)、②自動車運転の業務、③医業に従事する医師、④鹿児島県および沖縄県における砂糖製造業がこれに該当する。2024年4月より上限規制の適用猶予が終了し、新たな規制体系のもとで労働時間管理が行われることとなった。ただし、その規制内容は一律ではなかった。本研究はサンプル数の制約等から建設業および自動車運転業務従事者を分析対象としており、分析対象の2業職種について詳細の描写をする。建設業については、原則として上述の先行導入がなされた一般の上限規制が適用されたが、災害時の復旧・復興事業の際には単月100時間未満および複数月平均80時間以内といった特別条項の規制の適用除外という形で上限規制の導入がなされた。自動車運転業務従事者についても原則として一般の上限規制が適用されたが、特別条項の条件が一般よりも緩和されての導入がなされた。具体的には、時間外労働の上限が年960時間とされるのみであり、労働者に適用される単月や複数月ベースの上限規制や、単月45時間以上を6か月までとする規制は適用されない形での導入であった⁴。

⁴ なお、医師の働き方については、救急対応や重症患者の受け入れ状況等を加味して医療機関勤務環境評価センターに病院がタイプ分けされ、A水準の病院で年間960時間、B-C水準の病院では年間1860時間の時間外労働(休日労働を含む)が許容される形式での導入となった。特例水準の指定を受けた機関に所属する全医師が対象ではなく、地域医療確保のためや研修医等の集中的に技能習得の必要性が認められた該当業務に従事する医師のみが対象となった。製糖工場については、非猶予業職種と同じ基準の適用となった。

2019 年の上限規制と 2024 年までの期間において、日本の労働現場は 2 つの大きな変動を経験した。まず、COVID-19(2019 年 12 月～2023 年 5 月)の問題である。多くの企業でリモートワークが広まりを見せる等、働き方に大きな変化があった。次に、大企業にのみ先行導入されたものの中小企業においては猶予が続いていた月 60 時間以上の時間外労働の割増賃金率の引き上げ(1.25→1.50 倍以上)が 2023 年 4 月より行われた。本研究の対象とする建設業や自動車運送事業は、前者の COVID-19 による働き方への影響はその他の業職種と比較すると、相対的に小さい可能性が考えられる。ただし、後者に関しては、長時間労働者の割合が高い業職種であることから影響が大きかった可能性は考えられる。このように、時間外労働以外についても働き方や制度的枠組みの一部が変化しており、現場の働き方や労務管理に多面的な影響を与えた可能性が考えられる。上限規制の導入は、労働時間削減や健康確保の進展が行政的には期待されたが、事業者サイドにおいてはいわゆる「2024 年問題」として人手不足やサービスの提供制約といった副作用をどのように解消するかにスポットライトが当たっていた(首藤, 2024; 前浦, 2025)。サービス供給の側面も重要な観点ではあるものの、本研究は、猶予業職種で働く労働者の働き方と健康とウェルビーイングに主なスポットライトを当てて、時間外労働の上限規制が社会インフラ業職種である建設業・運転業務従事者に対して与えた影響の検討を行った。

3 データ

本研究では、労働政策研究・研修機構がアンケート調査会社に登録される個人に対して実施した「仕事と生活、健康に関する調査」(JILLS-*i*)⁵の第 1-6 回調査のデータを分析に用いた。同調査は半年ごとの追跡調査(パネル調査)であり、第 1 回調査は 2023 年 1 月に、第 6 回調査は 2025 年 7 月に実施された。第 1 回調査時に、令和 2 年国勢調査(総務省)に基づいて 35 歳から 54 歳の中年期の人口構造を代表するよう、性別・年齢階層・就業形態・居住地域・学歴の構成比に基づいてサンプルを割り付け、全業職種合計 2 万名の回答を得た。その後、脱落の有無にかかわらず第 1 回調査の回答者 2 万名への調査が繰り返し実施され、第 6 回の有効回答者数は途中で脱落した回答者の復活ありで 12,163 名(60.8%)⁶であった。本研究の分析対象である猶予業職種の建設業、および自動車運転従事者は、本調査項目に含まれる業種大分類と職種小分類の情報により判別できる。また、調査名の通り、労働時間を含む仕事に関する情報に加え、本研究で注目する生活や健康に関する情報が得られる。本研究で用いる第 1-6 回調査は、2024 年の上限規制の事前期(Wave1,2,3)と事後期(Wave4,5,6)を各 3 期ずつカバーしている。本研究は、労働政策研究・研修機構研究倫理審査委員会において研究倫理審査を受け、承認を得ている(「仕事と生活、健康に関する調査」による研究(令和 8 年度実施分)、通知番号 R8-03 号、令和 8 年 4 月 1 日)⁷。

⁵ JILLS-*i*の調査概要については労働政策研究・研修機構(2023, 2025)を参照のこと。

⁶ 全期間に調査回答をした完全追跡者は、9,943 名(49.7%)であった。

⁷ 本研究で用いた JILLS-*i*の第 1 回調査は調査倫理審査(承認番号 No.R4-01、令和 4 年 11 月 29 日承認)を受けて実施し、第 2 回以降のパネル調査及びパネルデータを用いた関連研究については、各年度の研究倫理審査委員会の承認を得て実施している。

分析の際、次の 2 基準によりサンプルを制限した。第 1 に、調査回答時の産業が建設業であった回答者、または職種が自動車運転業務従事者⁸であった回答者にサンプルを制限した⁹。先述の通り、本研究の分析対象は、猶予業職種に従事する労働者のうち建設業および自動車運転業務従事者である。第 2 に、パネル特性を活かすために、規制の事前期(Wave1,2,3)に分析対象の猶予業職種に従事していた労働者のうち、規制の事後期(Wave4,5,6)にも 1 度以上同じ猶予業職種に従事していた労働者にサンプルを制限した。すなわち、本研究では規制が導入された業職種で働き続ける労働者がどのような影響を受けたのかに焦点を当てる。時間外労働の上限規制により収入が十分でなくなったために他業職種に転職をする、といった規制の影響も考えられるが、その点は本研究の対象外とした。本調査には復活回答者が含まれるという特徴を踏まえ、アンバランス・パネルデータを作成し、分析に利用した。

次に、分析においてアウトカムとして採用した変数について説明する。まず、(A)自己申告ベースの週の実労働時間に関する変数群をアウトカムとした。法規制が順守され、目的通りに労働時間が減少したのかを確認する。次に、(B)職業性ストレスの仕事の要求度に関する変数群をアウトカムとした。仮に労働時間への減少効果が存在した場合でも、こなすべき仕事の量は変わらずに単位時間当たりの労働密度が濃くなる可能性が指摘されていることから(Asai, 2024)、労働者の主観的評価としてこのような影響が存在するのかを検討する。次に、(C)健康状態と(D)主観的なウェルビーイングに関する変数群をアウトカムとした。政策目標として、規制による時間外労働の削減を通じて改善することが期待されているアウトカム群に対する影響を検討する。次に、(E)夜勤および不規則勤務に関する変数群をアウトカムとした。時間外労働の上限規制が労働時間以外の働き方の側面である夜勤の実施状況や不規則勤務の状況の改善に寄与したのかを検討する。最後に、(F)希望労働時間と実労働時間との乖離に関する変数群をアウトカムとした。時間外労働の上限規制は、希望する労働時間よりも長く働いていた労働者の比率を下げ、希望時間通りの働き方に移行させた可能性が考えられる。一方で、長時間の残業が生活を支えているような状況がある場合、希望する労働時間より過少に働いている労働者の比率を上昇させた可能性も考えられる。このように、規制が労働時間の希望と現実の乖離に与えた影響を検討する¹⁰。以上のように、本研究では労働時間や仕事の要求度から、健康状態に至るまで、上限規制が猶予業職種で働き続ける労働者に与えた影響を網羅的に検討した。

アウトカム変数の詳細を説明する。(A)労働時間に関する変数群として、5 時間刻み 14 区分の選択肢(0 時間、0 時間超-5 時間未満、…、55 時間以上-60 時間未満、60 時間以上)の中央値で

⁸ 自動車運転業務従事者として採用した職種の小分類の詳細と全調査合計のサンプル数は Appendix 表 A.1 の通りである。

⁹ 医師と製糖従事者も猶予業職種に該当するが、医師は web モニター調査への参加登録が少ない職種であり今回のデータでも Wave1 で 33 名の回答者と少ないため、また、製糖従事者は職種の 3 桁の小分類までのみでは該当者が判別できないため、解析対象から除いた。

¹⁰ 厚生労働省(2026)は働き方改革関連法施行後 5 年の総点検の一環として希望の労働時間との現状の乖離状況を調査し、結果を示していた。

連続値化した週労働時間¹¹、週 60 時間以上の労働者を示すダミー変数を用いた。(B)仕事の要求度に関する変数群として、日本のストレスチェック制度で標準的に利用される 3 項目の仕事の量的・質的な要求度に関する質問(例: 非常にたくさんの仕事をしなければならない)を 4 区分の選択肢(そうだ、まあそうだ、ややちがう、ちがう)で尋ねている 3 つの調査項目をもとに、ストレスチェックの利用方法と同じく各項目の得点(1-4 点)の合計値(3-12 点)を用いた(Karasek, 1979, Shimomitsu et al. 1999, Inoue et al. 2014)。なお、得点が高いほど仕事の要求度が低いことを示す。(C)健康に関する変数群のうち、メンタルヘルスを示す変数として Kessler et al. (2002)が開発した抑うつ・不安傾向を測定する「K6」の尺度の合計得点(0-24 点)を用いた(Furukawa et al. 2008)。身体健康を示す変数として、Gierk et al. (2014)が開発した身体的な自覚症状の有無・頻度を評価する「Somatic Symptom Scale-8 (SSS-8)」の尺度の合計得点(0-32 点)を用いた(松平 他, 2016)。これらの変数は、得点が高いほど、健康状況が悪いことを示す。(D)主観的なウェルビーイングに関する変数群として、0 から 10 の 11 段階で評価された主観的な幸福度、生活の満足度、仕事の満足度、および職場でいきいきと働くことができているかを示すユトレヒトワークエンゲイジメントの 3 項目版の心理尺度の平均スコア値(0-6 点)を用いた(Schaufeli et al. 2019, Shimazu et al. 2008)。これらは、スコア値が高いほどウェルビーイングが良好な状態を示す。(E)夜勤および不規則勤務に関する変数群のうち、深夜勤務状況としては、22-5 時の深夜時間帯の勤務の実施頻度を 4 区分の選択肢(よくあった、時々あった、ほとんどなかった、全くなかった)で尋ねた調査項目を用いた。不規則勤務の状況としては、そのような状況を尋ねた 5 つの質問(例: 仕事で突然出勤を求められることがある)について、「あてはまる」を 1、「あてはまらない」を 0 としたときの得点の合計値を用いた¹²。これらの変数は、値が高いほど深夜勤務の頻度が高い、あるいは勤務が不規則な状況を示す。

分析において、一部でサブサンプル分けを行った。時間外労働の上限規制の影響は、フルタイム相当か否か、また正社員労働者か否かで異なる可能性が考えられる。そこで、本研究では全サンプルに加えて、正社員サブサンプル、全調査期間で労働時間 30 時間以上サブサンプルの 3 種のサンプルを主たる分析に利用した。

4 分析方法

本研究では、Burdin et al. (2025)の識別戦略に倣い、時間外労働の上限規制の影響の受けやすさが個人間で異なることを利用して、規制の効果を識別することを試みた。すなわち、上限規制の事前期の労働時間を規制導入後も続けた場合に、規制に従って労働時間を減らす必要性の生じる労働者を上限規制の処置群であると考えた。具体的には、上限規制の導入前の Wave1,2,3 にお

¹¹ 週に 0 時間には 0、週に 60 時間以上の回答には 62.5 を割り当てた。

¹² 5 項目は、「仕事で突然出勤を求められることがある」、「仕事・シフトを突然キャンセルされることがある」、「シフトが直前まで決まらない」、「自分や家庭の都合で休暇を取得しやすい」、「日によってシフトの時間帯が大きく異なる」である。なお、「自分や家庭の都合で休暇を取得しやすい」については、「当てはまる」を 0、「当てはまらない」を 1 のように反転させて計算した。

いて、労働時間が建設業で週当たり 50 時間以上(月 40 時間以上相当の時間外労働)、また自動車運転業務従事者で週当たり 60 時間以上(月 80 時間以上相当の時間外労働)であったと 1 度以上回答した労働者を処置群と定義した¹³。統制群は、規制の導入前に労働時間が一度も規制上限を超えなかった労働者であると定義した。そして、以下の差の差(DID: difference-in-differences)分析により処置群における平均処置効果(ATT: average treatment effect on the treated)を推定した。

$$Y_{it} = \mu_i + \delta_t + \alpha Post_t \times HighOvertime_i + \epsilon_{it} \quad [1]$$

サブスクリプト i は回答者個人を示し、 t は調査 Wave を示す。変数 Y は第 3 節で示したアウトカム変数群(労働時間、仕事の要求度、健康等)を示す。 $HighOvertime_i$ は、事前期に個人 i が自身の属する猶予業職種における上限規制のラインを超えて働いていた場合に 1 を取る処置群を示すダミー変数である。 $Post_t$ は調査 Wave が上限規制導入後の Wave4,5,6 期のいずれかの場合に 1 を取るダミー変数である。 μ_i は個人の固定効果項を示し、 δ_t は調査 Wave の固定効果項を示す。 ϵ_{it} は誤差項を示す。調査 Wave が複数存在するため、二元固定効果(TWFE: two way fixed effect)形式の DID となっている。 α によって ATT を推定することができる。標準誤差については、個人内の時系列相関を考慮するため、回答者個人についてクラスター化した(Angrist & Pischke, 2009; Cameron & Miller, 2015; Rogers, 1994)。

上記[1]の識別戦略において、パラメータ α が ATT を示すためには、上限規制の導入が無かった場合の処置群の変動を統制群の変動で代替できるという反実仮定の仮定が妥当である必要がある。そのため、事前期において共通トレンドの仮定を違反していないかを確認する必要がある。また、上限規制の効果は導入直後には強いがその後は弱まるといったように、効果の大きさが動的に推移することもある。これら 2 点を確認するため、上限規制の導入直前時点を基準に規制の導入からの相対期間を定義して、調査 Wave を通じた処置効果の推移を推定する以下のイベントスタディー(Miller, 2023)を実施した。

$$Y_{i,t} = \mu_i + \delta_t + \sum_{p=2}^3 \beta_p Lead_t^p \times HighOvertime_i + \sum_{g=0}^2 \gamma_g Lag_t^g \times HighOvertime_i + \epsilon_{it} \quad [2]$$

ここでは、サブスクリプトの i, t 、変数の Y と $HighOvertime$ 、固定効果項の μ_i, δ_t 、誤差項の ϵ_{it} の定義は[1]式と同様である。スーパースクリプトの p, g は、上限規制の導入時期の Wave4 からの相

¹³ 建設業では時間外労働の上限として原則月 45 時間が設定される一方で、自動車運転業務従事者では特別則において年間 960 時間(単月平均 80 時間)の上限規制が適用されることから、本研究ではこれらの規制水準との対応を踏まえ、両業職種で異なる週 50 時間以上および週 60 時間以上をそれぞれ閾値に用いて処置群を定義した。週 50 時間以上を閾値とする建設業の処置群には、「50 時間以上 55 時間未満」「55 時間以上 60 時間未満」「60 時間以上」と回答した者を含む。「50 時間以上 55 時間未満」の中央値(52.5 時間)は、法定労働時間である週 40 時間を差し引くと月約 50 時間の時間外労働に相当する。週 60 時間以上を閾値とする自動車運転業務従事者の処置群には「60 時間以上」の回答者のみが含まれるが、この労働時間を 62.5 時間相当とみなすと、月約 90 時間の時間外労働に相当する。

対期間を示す。 $Lead^p$ は調査 Wave が Wave4 から p 期前であることを示すダミー変数で、 Lag^g は調査 Wave が処置タイミングから g 期後であることを示すダミー変数である。 β_p と γ_g は各 Wave への処置効果を示す。時間外労働の上限規制の導入前に共通トレンドの仮定が成り立つ場合、事前期の係数値 β_p は 0 に近い値を取るはずである。本研究では、事前期の係数値が統計的に有意に 0 と異なる場合に、共通トレンドの仮定を違反しておらず、[1]式の α を ATT と解釈可能だと考える。

上記の推定に加え、結果の頑健性を確認するために以下の 4 通りの分析を実施した。第 1 に、アンバランスパネルを利用すると各 Wave の分析サンプルに登場する個人が異なることによって推定結果が汚染されている可能性を考慮し、バランスドパネルにおいて同様の推定を実施した。第 2 に、*HighOvertime*の定義として建設業と自動車運転業務従事者とで異なる閾値を採用していたが、閾値のずれは、閾値から見て限界的な 1 時間の価値を変動させてしまっている可能性が考えられる。この懸念を考慮するため、両業職種間で共通の閾値として週 50 あるいは 60 時間以上を採用したケースでの結果の頑健性を検討した。第 3 に、TWFE では処置の発生タイミングにずれが存在するか効果量が経年で動的に変動する場合において、推定量にバイアスが生じる可能性が指摘されている。本研究では前者の懸念は生じないが、後者には該当する可能性がある。そのため、Wooldridge (2021, 2023)の提案したこのような状況を考慮した Staggered DID による推定を行った。第 4 に、追跡調査の過程で調査からの脱落が起きていることに伴うバイアス (attrition bias) に対処するため、調査の継続確率の逆確率を推定のウェイト (IPW: inverse probability weight) に用いて推定した。これにより、健康な労働者ほど追跡調査に残りやすいという、いわゆる healthy worker effect (Li and Sung 1999) というバイアスに本研究結果が頑健かを確認した。

5 結果

5.1 記述統計

表 1 は、規制の事前期における処置群と統制群の個人属性と労働時間の記述統計量を示している。顕著な群間の違いとして、女性の比率が統制群では 32%であるのに対して、処置群では 9%であることが確認された。それ以外の観察可能な属性は両群の間で概ね似通っている。処置群の週当たり平均労働時間が統制群よりも 15.54 時間長いのは、先述のように規制導入前の長時間労働の有無により群分けを行ったためであり、処置群において週 50 時間(建設業)や 60 時間(自動車運転業務従事者)を超える長時間労働を行う労働者が多いことを反映している。規制導入前後の労働時間の分布を比較すると、規制の導入後、処置群において週 50 時間以上の労働時間を回答した労働者は減少したことが確認された(Appendix 図 A.1 参照)¹⁴。

図 1 は、処置群と統制群の平均労働時間の推移を示している。回帰モデルによる個人および時点固定効果の調整前の記述的に見た週当たり平均労働時間は、処置群については微減傾向であるが、統制群については微増傾向であることが確認された。したがって、共通トレンドの仮定が成立するかを慎重に確認することが重要である。

表 1: 上限規制の事前期(Wave1-3)における処置群と統制群の個人属性と労働時間

	統制群		処置群	
	平均	s.d.	平均	s.d.
女性	0.32	(0.47)	0.09	(0.29)
年齢	46.30	(5.40)	47.12	(4.97)
大企業(企業規模100人以上)	0.30	(0.46)	0.36	(0.48)
大卒	0.20	(0.40)	0.25	(0.44)
関東在住	0.27	(0.45)	0.34	(0.47)
建設業	0.80	(0.40)	0.74	(0.44)
労働時間	33.09	(15.60)	48.63	(16.48)
観測数	N = 1,443		N = 813	

注: 平均値、及び括弧内に標準偏差を示している。労働時間は、5 時間刻み14区分の選択肢(0 時間、0 時間超-5 時間未満、…、55 時間以上-60 時間未満、60 時間以上)の中央値により連続値化している。ただし、「0 時間」には 0 時間、「60 時間以上」には 62.5 時間を割り当てている。

¹⁴ 労働時間の分布を見ると、週 15 時間未満、とりわけ 5-10 時間の回答が多い(Appendix 図 A.1 参照)。その理由として、本来は週あたり労働時間を回答すべきところを、回答者が誤って 1 日あたりの労働時間を回答した可能性が疑われる。その場合、規制導入前後の労働時間の変化が観察されにくくなり、規制の効果を過小評価する可能性があることに留意が必要である。本稿では頑健性チェックとして、労働時間が全調査期間を通じて週 30 時間以上の労働者に限定した分析も行っているが、5.2 節で示すように規制の導入による労働時間の減少効果はフルサンプルと同様に確認される(ただし、係数値の大きさは変化する)。他のアウトカムも一部を除きフルサンプルと概ね同様の結果を得ている。したがって、仮に測定誤差が存在しても本研究の主要な分析結果への影響は限定的であると考えられる。

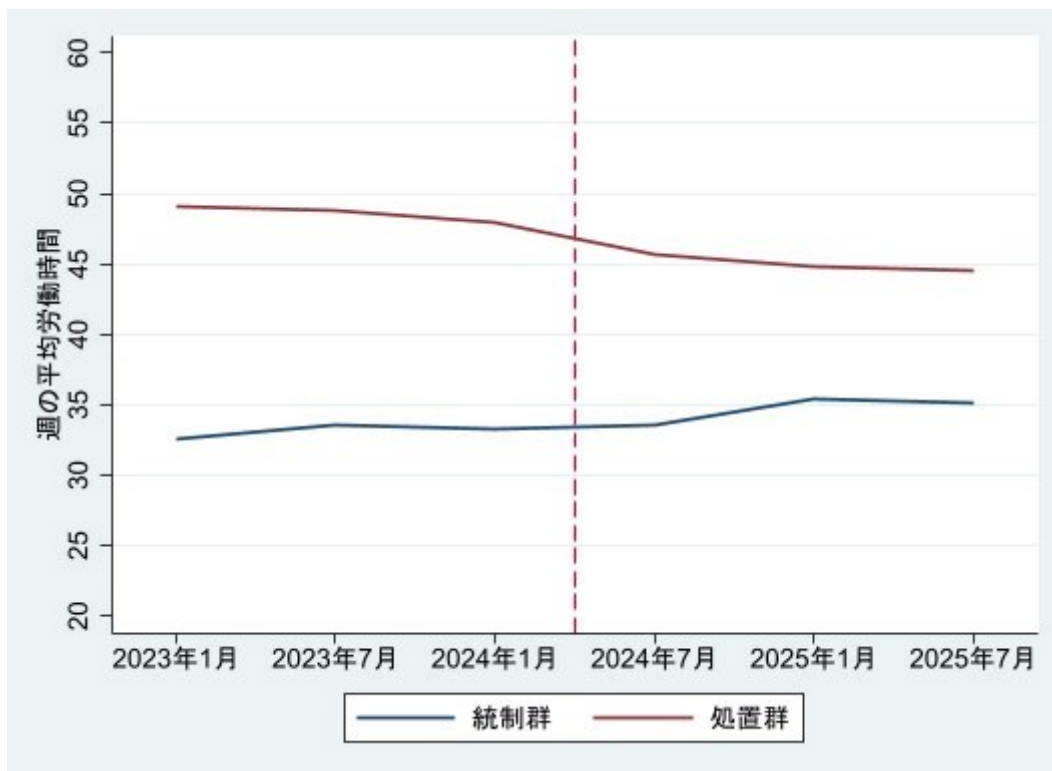


図 1: 処置群と統制群の平均労働時間の推移

注: 労働時間は、5 時間刻み14区分の選択肢(0 時間、0 時間超-5 時間未満、…、55 時間以上-60 時間未満、60 時間以上)の中央値により連続値化している。ただし、「0 時間」には 0 時間、「60 時間以上」には 62.5 時間を割り当てている。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。

5.2 DID による上限規制の効果検証

5.2.1 労働時間と仕事の要求度に対する効果の推定

まず、図 2 は、法規制が順守され、実際にサンプルに含まれる労働者の労働時間が減少したのかを確認するために、(A)自己申告の週労働時間をアウトカムとした[2]式のイベントスタディーの結果を示している。図 2-(a)は週の労働時間、図 2-(b)は週 60 時間以上労働をしたことを示すダミー変数をアウトカムに利用した。上限規制の導入前に着目すると、図 2-(b)では上限規制の導入 3 期前にあたる 2023 年 1 月における点推定値に 5%水準でゼロとの統計的有意差が確認されたものの、図 2-(a)では 3 時点すべてにおいて統計的有意差は確認されなかった。そのため、事前期の共通トレンドの仮定の違反は軽微であると考えられる。上限規制の導入後に着目すると、図 2-(a)では導入直後の 2024 年 7 月(相対期 0)には統計的有意差は確認されないが、その後は統計的に有意に負の効果を確認された。図 2-(b)では、全事後期に統計的に有意に負の効果を確認された。したがって、図 2(a),(b)の形状が似通っていることから、規制の導入による労働時間の減少効果は存在すると言え、特にその効果は週 60 時間以上働く人の割合を減らすことに起因することが示唆された。

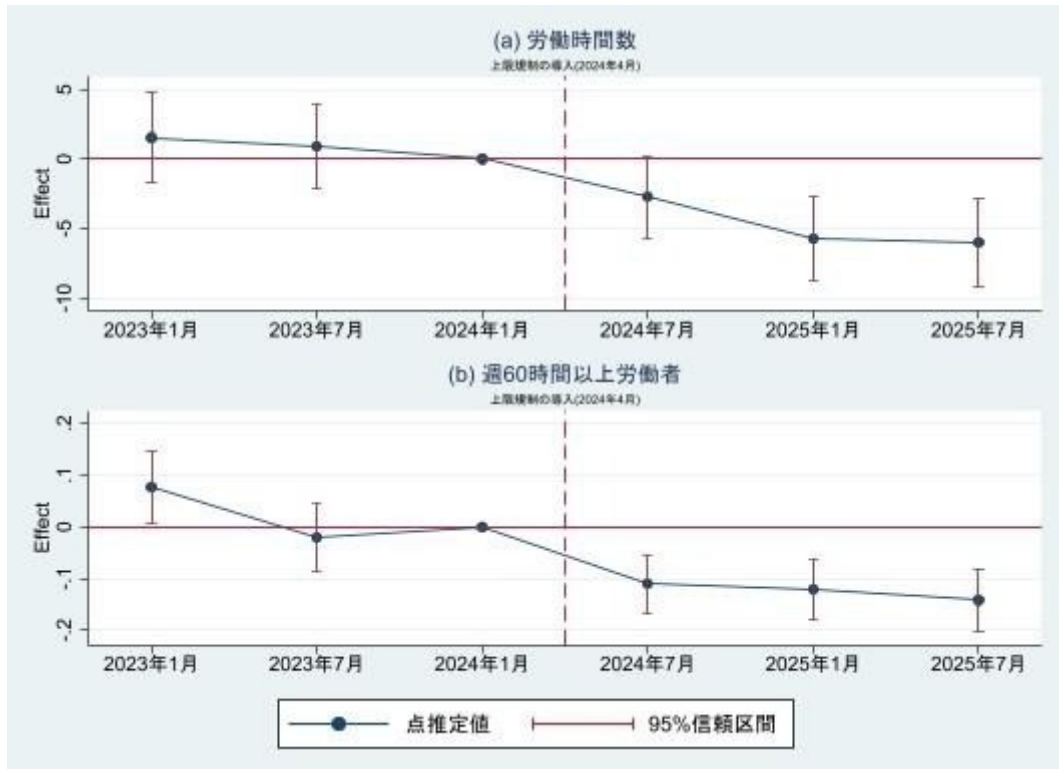


図 2: (A)労働時間に関するアウトカム変数のイベントスタディー推定

注: 労働時間の回答「0 時間」を 0 時間とし「60 時間以上」を 62.5 時間とし、その他の 5 時間区分の選択肢は中央値(例.5 時間以上 10 時間未満は 7.5 時間)とした。推定にあたって、共変量は個人と調査 Wave の固定効果を利用した。2024 年 7 月の調査第 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a)は週の労働時間数をアウトカム、(b)は週 60 時間以上の労働者のダミー変数をアウトカムとした結果であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。

次に、図 2 で示された労働時間への減少効果の存在から、実行すべき仕事の量は変わらずに労働時間のみが減り、労働者の単位時間当たりの労働密度が濃くなる可能性が考えられる。これを検証するために、図 3 は(B)仕事の要求度をアウトカムとしたイベントスタディーの結果を示している。図 3-(a)は量的、図 3-(b)は質的な仕事の要求度をアウトカムに利用した。上限規制の導入前後の全期間において点推定値は 0 から大きく乖離してはおらず、統計的有意差も確認されなかった。したがって、労働者の主観的認識においては上限規制の導入により労働者の単位時間当たりの労働密度を濃くする(仕事の要求度を高くする)効果は存在しない可能性が考えられた。

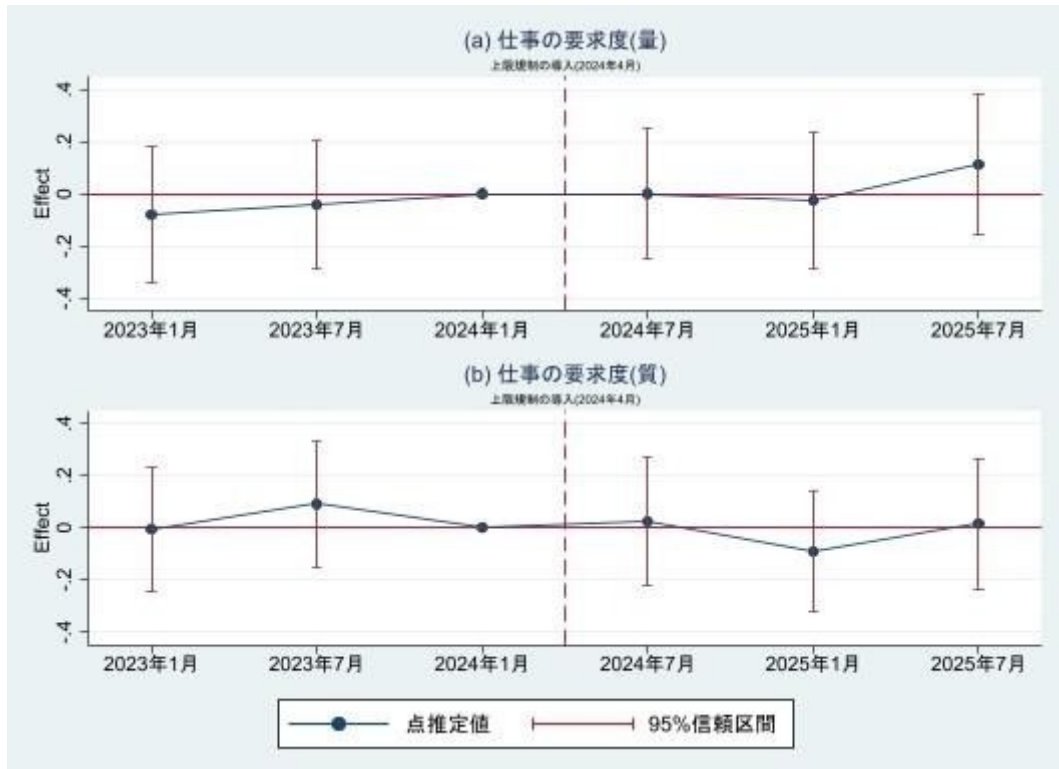


図 3: (B)仕事の要求度に関するアウトカム変数のイベントスタディー推定

注: 2024 年 7 月の調査第 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a)は量的な仕事の要求度、(b)は質的な仕事の要求度をアウトカムとした結果であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。いずれも、アウトカムが大きいほど仕事の要求度が低いことを示す。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。

表 2 は、先の図 2 と 3 の結果を、各期への効果をプールする式[1]の DID で検証したときの ATT の推定結果を示している。表中の N の下の記述は、推定に利用したサブサンプルを示す。図 2 と 3 で示された通り、(A)週労働時間については統計的に有意な減少効果が示されたが、(B)仕事の要求度については統計的有意差が確認されなかった。これらの結果は各サブサンプルによる推定に対しても頑健であった。フルサンプル及び 2 つのサブサンプルの計 3 つの点推定値の下限に着目して各アウトカムに対する上限規制の効果を解釈すると、上限規制の導入は、統制群の労働者と比較して、事前期に 1 度以上上限規制の閾値を超えるような働き方をしていた処置群の労働者の週の労働時間を約 3 時間減少させ、週 60 時間以上働く労働者を約 14%減少させる効果を持つことが示された。週の労働時間に対する減少効果は、フルタイム相当の週 30 時間以上の労働者のサブサンプルでは他より小さいため、効果の大きさの解釈には一定の留保が必要である。それでもなお、このサブサンプルにおいても統計的有意差は存在することから、規制による労働時間の減少効果は頑健であったと言える。

表 2: 労働時間と仕事の要求度の DID 推定

アウトカム (A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	週の労働時間			週60時間以上		
ATT	-5.533*** (0.947)	-5.575*** (1.131)	-2.913*** (0.544)	-0.144*** (0.019)	-0.150*** (0.022)	-0.153*** (0.027)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

アウトカム (B)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
ATT	0.069 (0.091)	0.135 (0.101)	0.153 (0.116)	-0.044 (0.078)	-0.032 (0.089)	-0.029 (0.110)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式によりアウトカム(A)労働時間と(B)仕事の要求度について推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

5.2.2 労働者の健康とウェルビーイングに対する効果の推定

次に、ここまでに示された労働時間への減少効果を媒介して規制が影響を与えることが期待される健康とウェルビーイングに対する影響を検討する。図 4 と 5 は、(C)主観的評価尺度に基づく健康状態と(D)主観的なウェルビーイングをアウトカムとしたイベントスタディーの結果をそれぞれ示している。図 4-(a)は精神的健康状態として K6 スコア、図 4-(b)は身体的健康状態として SSS8 をアウトカムに利用している。いずれも値が大きいほど健康状態が悪いことを示す。また、図 5(a)は主観的幸福感、図 5(b)は生活満足度、図 5(c)は仕事の満足度、図 5(d)はワーク・エンゲージメントをアウトカムに利用している。これらは値が大きいほどウェルビーイングが良好なことを示す。健康状態に関する図 4(a),(b)より、上限規制の導入後に両指標の一時的な減少傾向、すなわち健康状態の改善傾向がみられるものの、いずれのアウトカムも上限規制の導入前後を含む全期間において統計的有意差は確認されなかった。また、ウェルビーイングに関する図 5 より、(a),(b),(d)では上限規制の導入前後の全期間において統計的に有意な効果が確認されず、係数値も事前事後期ともに 0 近辺で安定的に推移していた。他方、図 5-(c)に示す仕事の満足度は、統計的に有意な増加効果が規制導入の半年過ぎ後の 2025 年 1 月に確認された。

表 3 は、図 4 と 5 の各期への効果をプールして導出される DID による ATT を示している。図 5 では仕事の満足度に対して統計的に有意な正の効果が 2025 年 1 月に確認されているが、DID では(14)正社員サブサンプルのみ統計的有意差が確認され、(13)の全サンプルと(15)の 30 時間

以上の労働者サンプルでは有意な結果が確認されていない。これらの結果から、規制の導入は正社員の仕事の満足度を改善させたことが示唆されるものの、規制導入後の 3 期間をプールするとフルサンプルでは効果が見られないほか、30 時間以上のサブサンプルでも効果が確認されないことから、ウェルビーイングを改善させる効果は総じて限定的であったと言える。

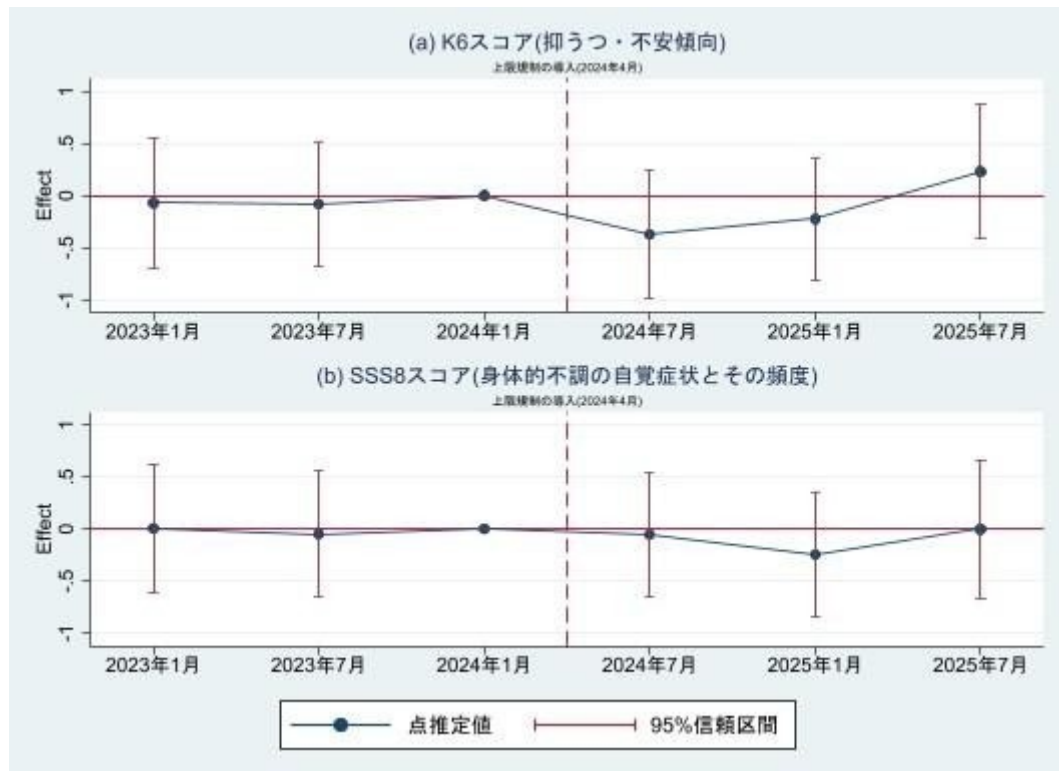


図 4: (C)健康状態に関するアウトカム変数のイベントスタディー推定

注: 2024 年 7 月の調査第 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a)は精神的な健康状態と関連する k6 スコア、(b)は身体的健康と関連する SSS8 尺度をアウトカムとした結果であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。いずれも、アウトカムが大きいほど健康状態が悪いことを示す。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスターリングされている。

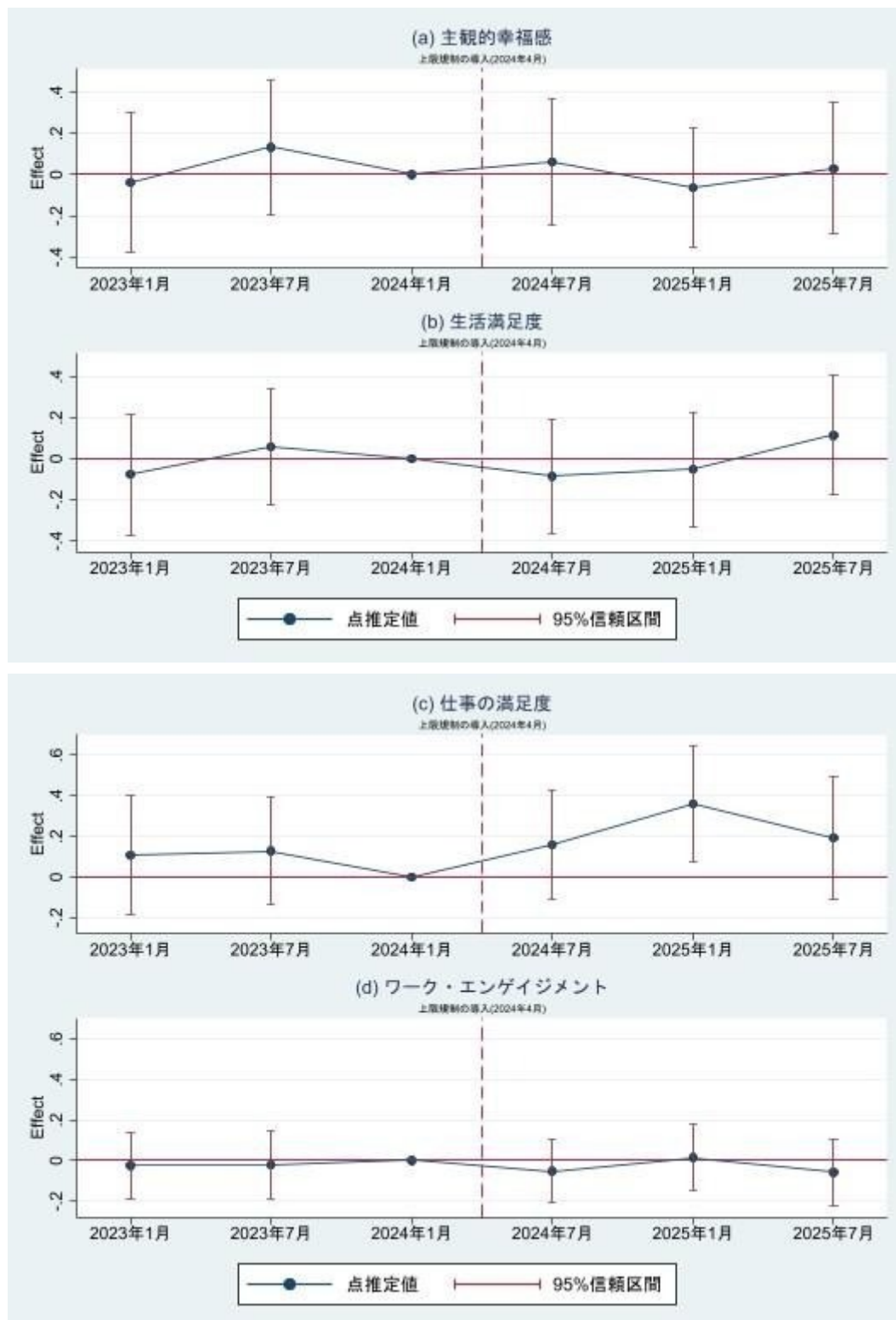


図 5: (D)主観的ウェルビーイングに関するアウトカム変数のイベントスタディー推定

注: 2024 年 7 月の調査 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a)は主観的な幸福感、(b)は生活満足度、(c)は仕事の満足度、(d)はワーク・エンゲイジメントとした結果であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。いずれも、アウトカムが大きいほどウェルビーイングが高いことを示す。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。

表 3: 健康とウェルビーイングの DID 推定

アウトカム(C)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)		
ATT	-0.086 (0.209)	-0.223 (0.236)	-0.099 (0.294)	-0.088 (0.204)	-0.350 (0.230)	0.315 (0.294)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	主観的幸福度			生活満足度		
ATT	-0.017 (0.096)	0.041 (0.109)	-0.044 (0.132)	-0.005 (0.097)	0.029 (0.109)	0.026 (0.132)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-2)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント		
ATT	0.157 (0.103)	0.235** (0.114)	0.107 (0.136)	-0.017 (0.054)	0.013 (0.064)	-0.064 (0.076)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式によりアウトカム(C)健康状態と(D)主観的ウェルビーイングについて推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスターリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

5.2.3 夜勤および不規則勤務状況に対する効果の推定

規制は労働時間を抑制する以外に、働き方改革関連法という名称の通り、深夜勤務や不規則な勤務を減らすなど労働時間以外の働き方の側も改善させた可能性が考えられる。これを検証するために、図 6 は(E)夜勤および不規則勤務をアウトカムとしたイベントスタディーの結果を示している。図 6-(a)では深夜勤務の実施状況、図 6-(b)では不規則勤務の状況をアウトカムに利用した。図 6-(a)について、2023 年 1 月期に統計的有意差が確認された上、その点推定値は事後期の微減傾向を示す点推定値よりも大きかったことから、事前期の共通トレンドの仮定の違反が疑われた。また、図 6-(a),(b)のいずれも事後期に統計的有意差のある効果は確認されなかったものの、

点推定値は負の効果を示していた。

表 4 は、図 6 の各期への効果をプールして導出される DID による ATT を示している。表 4 では、統計的に有意な負の効果は深夜勤務(1%水準)と不規則勤務(10%水準)のいずれについても確認され、これらの効果は異なるサブサンプルに対しても頑健であった。図 6 の結果と併せて考察すると、これらのアウトカムへの効果の有無については明言が難しい。Appendix 図 A.2 は、表 4 同様にサブサンプル毎に図 6 のイベントスタディーを実施している。(a)の深夜勤務については、共通トレンドの仮定を違反している可能性を否定できなかった。(b)の不規則勤務については、いずれのサブサンプルで見ても頑健に事前の共通トレンドの仮定を違反している可能性は低かったものの、各期効果で明確な負の効果は示されていない。

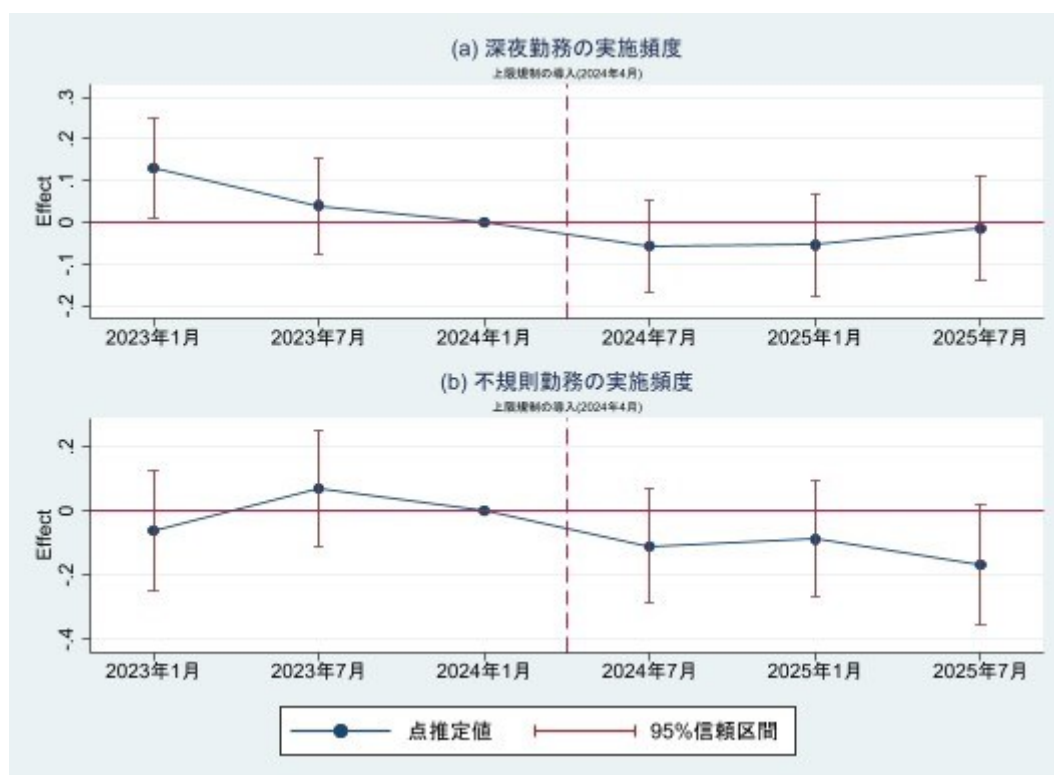


図 6: (E)夜勤および不規則勤務の頻度に関するアウトカム変数のイベントスタディー推定

注: 2024 年 7 月の調査第 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a)は深夜勤務の実施頻度、(b)は不規則勤務の該当状況であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。いずれも、アウトカムが大きいほどウェルビーイングが高いことを示す。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。

表 4: 深夜勤務と不規則勤務の頻度の DID 推定

アウトカム(E)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
ATT	-0.102*** (0.037)	-0.114*** (0.044)	-0.180*** (0.048)	-0.122** (0.059)	-0.123* (0.065)	-0.162* (0.085)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式によりアウトカム(E)夜勤および不規則勤務について推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

5.2.4 希望労働時間と実労働時間との乖離に対する効果の推定

最後に、時間外労働の上限規制は、希望する労働時間と比べて長く働いていた労働者の比率を下げ、希望と実際の労働時間の乖離を小さくした可能性が考えられる。一方で、長時間の残業が生活を支えているような状況の場合には、希望労働時間と比べて過少に働く労働者比率を上昇させた可能性も考えられる。このような状況が生じたかを検証するため、図 7 は(F)希望労働時間と実労働時間との乖離に関する変数群をアウトカムとしたイベントスタディーの結果を示している。図 7-(a)は実労働時間が希望労働時間を超えている過剰労働状態、図 7-(b)は希望と実労働時間が一致した適切労働状態、図 7-(c)は希望の労働時間に対して実労働時間が足りない過少労働状態を示すダミー変数をそれぞれアウトカムとしている。図 7-(d)は希望と実労働時間との乖離の連続値をアウトカムとしている。希望労働時間は Wave2 の 2023 年 7 月より尋ねられるようになった項目であるため、他の変数とは異なり 2023 年 1 月期の推定値を確認することができなかった。

図 7 の全アウトカムにおいて、上限規制の導入直前期に関して統計的有意差は確認されなかった。事後期について、図 7-(d)の連続値で見た希望と実労働時間乖離を約 4 時間増加させた。Appendix 表 A.2 の示すように、事前期において処置群では希望労働時間に対して実労働時間が平均約 6.6 時間長かった。したがって、その乖離を 0 に近づけるような効果が存在することを示している。他方で、他の過剰・適切・過少労働ダミー変数については各年では有意な効果は確認されなかった。しかし、各アウトカムの事後期の係数値の符号は安定的に推移しており、過剰労働状態を減らし、適切および過少労働状態を増やす方向の効果が確認されたと言える。

表 5 は、図 7 の各期への効果をプールして導出される DID による ATT を示している。希望と実労働時間の乖離について、全サンプルを用いた(1),(4),(7),(10)では統計的に有意に図 7 と同様の方向の効果が確認された。また、正社員サブサンプルを用いた(2),(5),(8),(11)では、(5)の適切労働状態を除いて統計的に有意な効果が確認された。しかし、週 30 時間以上で働き続けるフルタイム相当のサブサンプルを用いた(3),(6),(9),(12)では、係数値の符号は図 7 と同一であった

が統計的有意差が確認されず、係数値も 0 に近い値となった。これらの結果は、フルタイムで働き続ける人々にとっては希望と実労働時間の乖離を変えるほどの効果が十分になかった可能性を示唆している。先に示した表 2 の結果から規制の導入が労働時間を減少させたことが確認されたが、30 時間以上で働く労働者の労働時間の減少幅はフルサンプルと比べて小さかったことも踏まれば、整合的な結果であると言える。

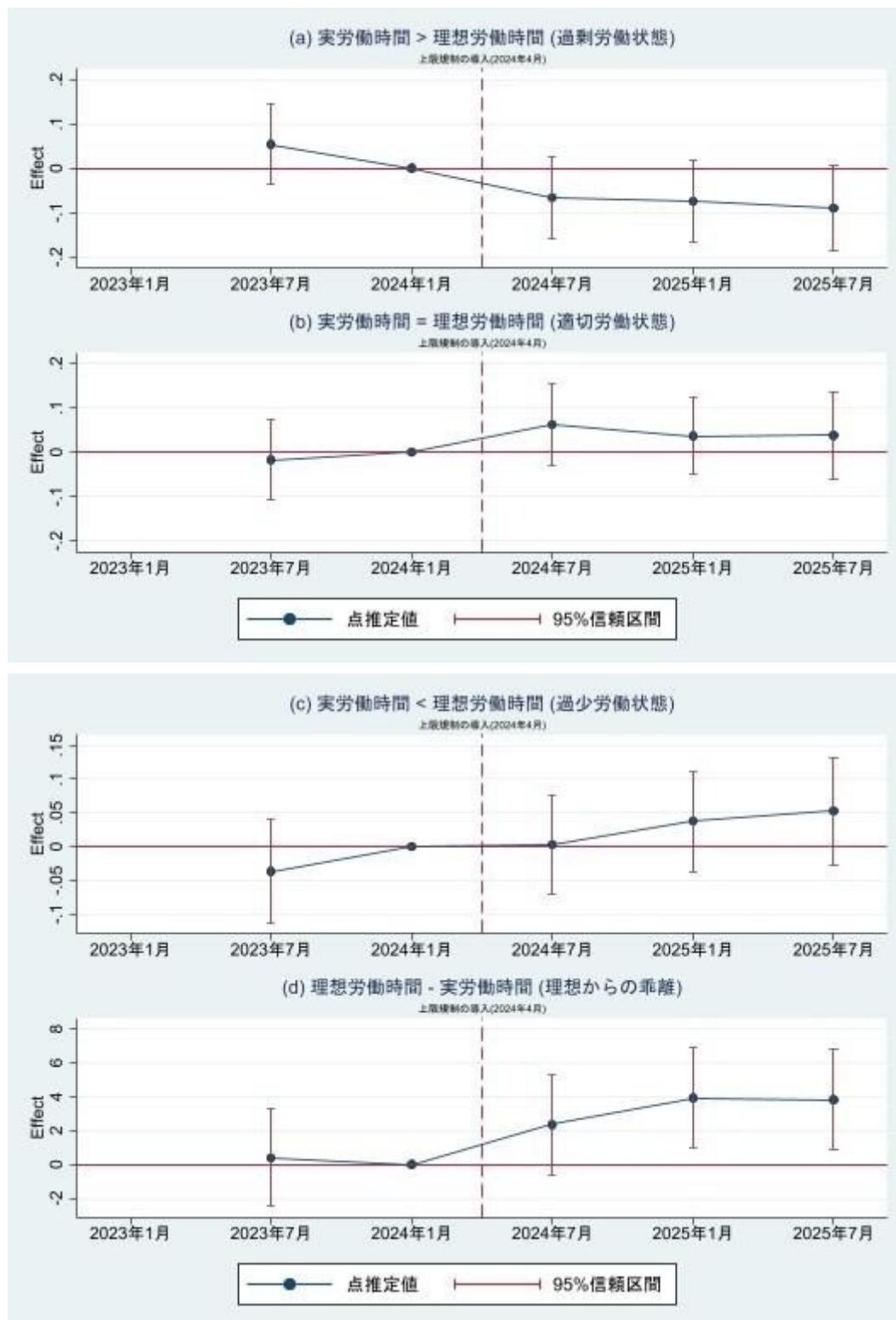


図 7: (F)希望と実労働時間の乖離状況のイベントスタディー推定

注: 2024 年 7 月の調査第 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a),(b),(c)は当該状態を示すダミー、(d)は希望と実労働時間との乖離の連続値をアウトカムとしており、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。連続値で見た処置群の乖離の平均値は負であり、(d)の正の効果はその乖離を 0 に近づける。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスターリングされている。

表 5: 希望と実労働時間の乖離状況の DID 推定

アウトカム(F-1)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	過剰労働状態 (希望 < 実労働)			適切労働状態 (希望 = 実労働)		
ATT	-0.102*** (0.032)	-0.090** (0.037)	-0.032 (0.044)	0.055* (0.031)	0.021 (0.036)	0.012 (0.046)
N	3316	2469	1420	3316	2469	1420
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

アウトカム(F-2)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	過少労働状態 (希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
ATT	0.047* (0.024)	0.069** (0.028)	0.020 (0.027)	3.126*** (0.996)	3.603*** (1.173)	1.153 (0.895)
N	3316	2469	1420	3316	2469	1420
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式によりアウトカム(F)希望と実労働時間の乖離状況への効果について推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスターリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

5.3 結果の頑健性の検討

本節では、表 2～5 に示したここまでの結果の頑健性を検討する。ここでは 4 通りの方法により頑健性の検証を行っており、それぞれの結果は Appendix に掲載している。また、表 6 と表 A.8 はそれらの結果を要約している。

第 1 に、Appendix 表 A.3.1-2 は、継続回答者にサンプルを制限したバランスドパネルデータによる分析結果を示している。第 2 に、Appendix 表 A.4.1-2 および表 A.5.1-2 は、処置群を定義する時間外労働時間の閾値が建設業(週 50 時間以上(月 40 時間相当))と自動車運転業務従事者(週 60 時間以上(月 80 時間相当))で異なっていた閾値を、両群で共通とした場合の結果である。一般に、閾値を高く設定するほど処置群における労働状況の改善余地が大きくなるため、推定される効果量も大きくなる傾向が推察される。そのため、ここでは両猶予業種ともに「週 60 時間以上(月 80 時間以上に相当)」、あるいは「週 50 時間以上(月 40 時間以上に相当)」の時間外労働を閾値に処置群を再定義した。第 3 に、Appendix 表 A.6.1-2 は、Wooldridge (2021, 2023) の TWFE の修正手法による推定結果を示している。第 4 節で述べたように、TWFE では処置の発生タイミングにずれが存在するか効果量が経年で動的に変動する場合において推定量にバイアスが生じる可能性が指摘されているが、ここでは本研究で懸念される後者の問題に対処する。第 4 に、Appendix 表 A.7.1-2 は、調査からの回答者の脱落を考慮するために、調査の継続確率の

IPWにより重み付けした推定結果を示している¹⁵。

これらの頑健性の確認を行った分析結果と表 2～5 のメインの結果との間でどのように係数値の符号とその統計的有意性が異なるかをまとめて示したのが表 6 であり、その係数値の大きさの詳細まで示しているのが Appendix 表 A.8 である。メインの分析結果と多くの頑健性の確認結果において符号と統計的有意性が同じである場合、推定結果は頑健であると判断できる。表 6 および表 A.8 を確認すると、大多数の項目において係数の大きさおよび統計的有意性はメインの分析と同様の傾向を示しており、本研究の主要な結果は概ね頑健であることが確認された。

ここで、先に提示したメインの分析結果とのずれのあった点について述べる。まず、仕事の満足度に対する効果はメインの表 3 では結果が頑健でない可能性を指摘した。しかし、表 6 の頑健性の検討結果から、週 30 時間以上のフルタイムで働き続けるサブサンプル以外については、仕事の満足度の上昇効果がある程度の頑健性をもって存在する可能性が示唆された。Burdin et al. (2025) において、時間外労働の上限規制が女性においてのみウェルビーイングの向上に繋がる可能性が示されている。一方、本研究の 30 時間以上のフルタイムで働き続けるサブサンプルには男性が多く含まれており、男性サブサンプルの状況に近かった可能性があることを踏まえれば、このサブサンプルでウェルビーイングの向上効果が確認されなかったことは、Burdin et al. (2025)の結果と整合的である可能性が考えられた。

次に、深夜勤務の実施については一部の分析で統計的に有意な結果が得られなくなり、頑健性が弱めである。さらに、深夜勤務の実施についてはメインのイベントスタディーの図 6 で示したように、事前の共通トレンドの仮定を違反している可能性も存在していた。また、不規則勤務状況についても一部の分析で有意な効果が確認されるものの、頑健性が弱い可能性が示唆された。したがって、夜勤および不規則勤務の側面に対して時間外労働の上限規制導入が及ぼした効果の存在を明言することは困難であった。

¹⁵ IPW を得るための調査の継続確率は、各期の調査回答有りのダミー変数を、地域、就業形態、性別、大卒か否か、業種、労働時間とその二乗項、年齢とその二乗項にロジスティック回帰をして推定した。

表 6: 頑健性の確認結果のまとめ

	週の労働時間			週60時間以上			仕事の要求度(量)		仕事の要求度(質)	
メインの分析(表2-5)	負***	負***	負***	負***	負***	負***				
バランスドパネル(表A.3)	負***	負***	負***	負***	負***	負***				
60時間を共通閾値(表A.4)	負***	負***	負***	負***	負***	負***				
50時間を共通閾値(表A.5)	負***	負***	負***	負***	負***	負***				
Staggered DID(表A.6)	負***	負***	負***	負***	負***	負***				
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	負***	負***	負***	負***	負***	負***				
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)			主観的幸福度		生活満足度	
メインの分析(表2-5)										
バランスドパネル(表A.3)										
60時間を共通閾値(表A.4)									正*	
50時間を共通閾値(表A.5)										
Staggered DID(表A.6)					負*	負**				
Attrition頑健IPW DID(表A.7)										
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント			深夜勤務の頻度		不規則勤務状況	
メインの分析(表2-5)		正**					負***	負***	負***	負**
バランスドパネル(表A.3)	正**	正***					負**	負**	負***	負*
60時間を共通閾値(表A.4)	正**	正*	正**				負**		負**	
50時間を共通閾値(表A.5)	正*	正**						負***		
Staggered DID(表A.6)	正*	正**								負**
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	正*	正**								
	過剰労働状態(希望<実労働)			適切労働状態(希望=実労働)			過少労働状態(希望>実労働)		希望労働-実労働時間	
メインの分析(表2-5)	負***	負**		負*			正*	正**		正***
バランスドパネル(表A.3)	負**									
60時間を共通閾値(表A.4)	負**	負**						正*		正**
50時間を共通閾値(表A.5)	負***	負**		負**						正***
Staggered DID(表A.6)	負**	負*						正**		正***
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	負***	負**					正*	正**		正***
全サンプル	○			○			○			○
正社員サブサンプル		○			○			○		○
30時間以上サブサンプル			○			○			○	○

注: 表 2~5 と Appendix 表 A.3-A.7 の推定結果の統計的有意性の有無とその符号を示している。統計的有意性は、* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ として示す。色が濃いほど有意水準が高いことを示しており、緑は正の効果、青は負の効果を示している。無記載の部分は、統計的有意性が確認されていない部分となる。表下部はサンプルのサブサンプル絞り込み等に関する記述であり、その列の解析が該当するサンプルの構成を示している。

5.4 追加的な分析結果

ここまでの議論において、上限規制の導入により労働時間の減少が頑健に確認され、仕事の満足度にも一定の増加効果が存在した可能性を指摘してきた。労働時間の短縮を試みる法改正の効果を労働者レベルで検証した先行研究において、法改正後も月収等の所得が同水準に支払われているのかという点は大きな関心事となっている。本節では、データの制約が非常に大きいという留保があるものの、所得の状況について追加的に検討を行った。

Appendix 表 A.9 および図 A.3 は、月収と時給をアウトカムとして[1],[2]式による効果の推定結果を示している。図 A.3 から、両アウトカムに対して事前期の共通トレンドの仮定を違反する可能性は低いこと、2025 年 7 月期に時給への効果が有意に正であることが確認された。また、表 A.9 より月収には有意な効果が確認されないが、時給については 30 時間以上働いている労働者のサブサンプルでは有意な上昇が確認された。

月収と時給の結果をそのまま解釈すると、規制によって労働時間が減少しても時給上昇効果が

あり、月収が維持された可能性が示唆される。この結果は、同様の発見をしている Kawaguchi and Ogawa (2026)の結果と整合的である可能性が考えられた。しかし、次の理由から本研究の結果はあくまでも参照程度であることに十分に注意されたい。まず、月収は区分値での回答であるため、ここでは各選択の中央値を用いて連続値化し、それを対数変換した値をアウトカムとして利用した。時給は、月収の中央値を、週当たりの労働時間の中央値で連続値化した値を4倍して得た月あたり労働時間で割って導出した。このように、月収と時給のいずれも区分値を連続値に換算したものであるため、それらの値は粗い。特に、時給の計算では、月収と労働時間の2つの区分値回答の連続値化を行っていることに加え、労働時間を週あたりから月あたりの値に変換する必要があることから、非常に精度の低い値にならざるを得ない。また、本研究の分析対象であるN=4,392の建設業および自動車運転業務従事者の全分析サンプルのうち、月収について「わからない」「答えたくない」と回答したのはN=944であり、サンプルの21.5%を占めていた。このことは、月収をそもそも答えるか否かに選択バイアスが存在する可能性が考えられる。このように、所得に関する回答は非常に留保が大きい。労働時間の規制の効果検証の文脈上では所得や賃金は主要なアウトカムであるため、本研究においてもこれらの分析を示したが、結果の解釈には注意が必要である。

6 結論

2018年に成立した働き方改革関連法に基づく時間外労働の上限規制は、2019年および2020年に導入された際、一部業職種においては適用が猶予されていた。2024年にこの猶予期間が終了し、これらの業職種に対しても同規制が導入された。本研究では、猶予業職種のうち建設業および自動車運転業務従事者で働き続ける労働者を対象に、この時間外労働の上限規制が、労働者の働き方、健康、およびウェルビーイングにどのような影響を与えたのかを、労働者レベルのパネルデータであるJILLS-*i*を用いて検証した。

分析の結果、時間外労働の上限規制は労働時間を統計的に有意に減少させたこと、および週60時間以上の極端な長時間労働を行う労働者の割合を減少させたことが示された。また、一部の労働者においては仕事の満足度向上に寄与した可能性が示唆された。さらに、わずかに過少労働状態を増やしつつ、過剰労働状態を適切労働状態に移行させた可能性を示したとともに、フルタイム労働者においてはこのような希望労働時間からの乖離と仕事の満足度の改善効果は限定的であった可能性を示唆する結果を得た。一方で、その他の健康やウェルビーイング、あるいは夜勤や不規則勤務といった勤務形態に対しては明確な効果は確認されなかった。なお、本研究の主たる結果は各種の頑健性確認においても支持されている。

本研究の限界点および今後の課題として、以下の事項が挙げられる。本研究は個人レベルのデータのみを解析しているため、事業所データを対象とした先行研究(Asai et al., 2024)が関心を寄せる、ワークシェアリング等による雇用増加の可能性を検証できていない。また、Burdin et al. (2025)は、2020年の上限規制導入時に、男性において賃金支払いのある時間外労働の減少を

相殺する形でいわゆるサービス残業が増加したことを報告している。しかし、本研究で用いた JILLS-*i* には該当する情報が含まれないため、猶予業職種において同様の現象が発生したかは確認できていない。また、減少した労働時間を個人がどのように振り分けたのかという点や、どのような属性の個人において法改正の影響が大きく表れたのかという異質性の検討はできていない。さらに、制度的な交絡要因として、(1)2023 年 4 月の中小企業における時間外労働の割増賃金率の引上げ(60 時間以上の月の時間外労働に対して 1.25→1.50 倍以上に上昇)、(2)2024 年 4 月適用の運転業務従事者に対する改善基準告示(総拘束時間規制)、(3)「働き方改革推進支援助成金」等の上限規制対応を促進する助成金制度、の 3 点が挙げられる。このため、2024 年 4 月を境とする本研究の推定効果の一部が、これらの制度的要因に起因する可能性は否定しきれない。例えば、図 2-(b)において 2023 年 1 月に 60 時間以上の労働実施割合に有意差が生じているのは、同年 4 月の割増賃金率引上げの影響とも考えられる。しかし、同図において 2023 年 7 月と 2024 年 1 月の傾向は安定的である。加えて、改善基準告示による拘束時間規制が原則月 284 時間(最大 310 時間)であるのに対し、時間外労働の上限規制に基づく月換算の規制ラインは約 240 時間相当である。これらの事実を踏まえ、本研究では、2024 年 7 月以降に労働時間を変動させた主要因は「時間外労働の上限規制」であったと解釈している。

本研究には上記のような留保は存在するものの、猶予業職種のうち建設業および自動車運転業務従事者に注目し、労働時間の上限規制が主たる政策目的である労働時間の削減を達成したのかを検証したことに加え、健康やウェルビーイング、さらには仕事の要求度や勤務時間帯、希望労働時間を含む広義の働き方への影響に至るまで包括的に検証したという点で、既存研究や日本の政策評価に対して貢献したと言える。

参考文献

- 今井晋, 小野田祐, & 小松恭子. (2026). 2024 年の労働時間規制に伴うトラックドライバーの労働実態の変化の分析. *日本労働研究雑誌*, 68(787 特別号), 62-74.
- 厚生労働省・都道府県労働局・労働基準監督署(2021)「時間外労働の上限規制 わかりやすい解説」
<https://www.mhlw.go.jp/content/000463185.pdf>(アクセス:2026/04/26)
- 厚生労働省(2026)「働き方改革関連法施行後 5 年の総点検」
<https://www.mhlw.go.jp/content/001666752.pdf> (アクセス:2026/04/07)
- 佐藤博樹・松浦民恵・高見具広(2020)『働き方改革の基本』中央経済社.
- 首藤若菜. (2024). トラック業界における労働時間短縮に関わる政策の変遷. *日本労働研究雑誌*, 2, 3.
- 戸田淳仁(2023)「時間外労働の上限規制による効果：EBPM におけるデータ利活用の一例として」『日本労働研究雑誌』No. 752, 62-70.
- 働き方改革実現会議(2017)「働き方改革実行計画」
<https://www.kantei.go.jp/jp/headline/pdf/20170328/01.pdf> (アクセス:2026/04/26)
- 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](https://doi.org/10.60328/keizaikenkyu.er.ar.033824), <https://doi.org/10.60328/keizaikenkyu.er.ar.033824>
- 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.
- 前浦穂高(2025)「時間外労働の上限規制への対応—自動車運転の業務に従事する労働者を対象に—」労働政策レポート No.15(労働政策研究・研修機構)
- 松平浩・川口美佳・村上正人・福土審・橋爪誠・岡敬之 (2016). 日本語版 Somatic Symptom Scale-8 (SSS-8 [身体症状スケール]) の開発—言語的妥当性を担保した翻訳版の作成—. *心身医学*, 56(9), 931-937.
- 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』No. 702, 29-39.
- Ahn, T. (2016). Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle? *Health Economics*, 25(8), 969-983. <https://doi.org/10.1002/hec.3198>
- Angrave, D., & Charlwood, A. (2015). What is the relationship between long working hours, over-employment, under-employment and the subjective well-being of workers? Longitudinal evidence from the UK. *Human relations*, 68(9), 1491-1515. <https://doi.org/10.1177/0018726714559752>
- Asai, K., Lopes, M. C., & Tondini, A. (2024). *Firm-level effects of reductions in working hours* (No.2405).CEPREMAP.

<https://www.parisschoolofeconomics.eu/app/uploads/2024/11/asai-kentaro-firm-level-effects-of-reductions-in-working-hours.pdf>

- Asai, Y. (2014). Overtime Premium and Working Hours: An Evaluation of the Labour Standards Act Reform in Japan. *Institute of Social Sciences, University of Tokyo, Panel Survey Project Discussion Paper Series No. 76*.
- Bell, D. N. F., & Blanchflower, D. G. (2013). Underemployment in the UK Revisited. *National Institute Economic Review*, 224, F8–F22.
<https://doi.org/10.1177/002795011322400110>
- Berniell, I., & Bietenbeck, J. (2020). The effect of working hours on health. *Economics & Human Biology*, 39, 100901.
<https://doi.org/10.1016/j.ehb.2020.100901>
- Burdin, G., Kambayashi, R., & Kato, T. (2024). The Impact of Overtime Limits on Firms and Workers: Evidence from Japan's Work Style Reform. *IZA Discussion Paper No. 17583*.
- Cygan-Rehm, K., & Wunder, C. (2018). Do working hours affect health? Evidence from statutory workweek regulations in Germany. *Labour Economics*, 53, 162–171. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.05.003>
- Gierk, B., Kohlmann, S., Kroenke, K., Spangenberg, L., Zenger, M., Brähler, E., & Löwe, B. (2014). The somatic symptom scale–8 (SSS–8) a brief measure of somatic symptom burden. *JAMA internal medicine*, 174(3), 399–407.
<https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2013.12179>
- Furukawa, T. A., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., Tachimori, H., Iwata, N., Uda, H., Nakane, H., Watanabe, M., Naganuma, Y., Hata, Y., Kobayashi, M., Miyake, Y., Takeshima, T., & Kikkawa, T. (2008). The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17 (3), 152–158. <https://doi.org/10.1002/mpr.257>
- Hamermesh, D. S., Kawaguchi, D., & Lee, J. (2017). Does labor legislation benefit workers? Well-being after an hours reduction. *Journal of the Japanese and International Economies*, 44, 1–12.
<https://doi.org/10.1016/j.jjie.2017.02.003>
- Huang, T., Mariani, S., & Redline, S. (2020). Sleep irregularity and risk of cardiovascular events: the multi-ethnic study of atherosclerosis. *Journal of the American College of Cardiology*, 75(9), 991–999.
<https://doi.org/10.1016/j.jacc.2019.12.054>

- Hu, Z.-A., Liu, C., & Wen, Y. (2024). Working hours and employee health: Evidence from China's workweek reduction policy. *Labour Economics*, 88, 102543. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2024.102543>
- Inoue, A., Kawakami, N., Shimomitsu, T., Tsutsumi, A., Haratani, T., Yoshikawa, T., ... & Odagiri, Y. (2014). Development of a short questionnaire to measure an extended set of job demands, job resources, and positive health outcomes: the new brief job stress questionnaire. *Industrial health*, 52(3), 175–189. <https://doi.org/10.2486/indhealth.2013-0185>
- Izumi, Y., Kawaguchi, D., Kuroda, S., & Tsubota, T. (2025). Exemption and work environment. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 64(4), 478–519. <https://doi.org/10.1111/irel.12382>
- Karasek, R. A. (1979). Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24(2), 285–308. <https://doi.org/10.2307/2392498>
- Kawaguchi, D., Naito, H., & Yokoyama, I. (2008). Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan. ESRI Discussion Paper Series No. 202. https://conference.iza.org/conference_files/TAM2009/kawaguchi_d4984.pdf
- Kawaguchi, D., & Ogawa, K. (2026). Can Capping Overtime Improve Worker Welfare? Evidence from Japan's 2019 Labor Reform. RIETI Discussion Paper Series 26-E-034. <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/26e034.pdf>
- Kecklund, G., & Axelsson, J. (2016). Health consequences of shift work and insufficient sleep. *Bmj*, 355. <https://doi.org/10.1136/bmj.i5210>
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S.-L., Walters, E. E., & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32 (6), 959–976. <https://doi.org/10.1017/S0033291702006074>
- Kohara, M., & Noda, T. (2023). The causal effects of working time on mental health: The effectiveness of the law reform raising the overtime wage penalty. *Pacific Economic Review*, 28(5), 638–664. <https://doi.org/10.1111/1468-0106.12441>
- Lee, J., & Lee, Y.-K. (2016). Can working hour reduction save workers? *Labour Economics*, 40, 25–36. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.02.004>

- Lepinteur, A. (2019). The shorter workweek and worker wellbeing: Evidence from Portugal and France. *Labour Economics*, 58, 204–220.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.05.010>
- Li, C. Y., & Sung, F. C. (1999). A review of the healthy worker effect in occupational epidemiology. *Occupational medicine*, 49(4), 225–229.
- Ma, X., Kawakami, A., & Inui, T. (2024). Impact of Long Working Hours on Mental Health Status in Japan: Evidence from a National Representative Survey. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 21(7), 842. <https://doi.org/10.3390/ijerph21070842>
- Otterbach, S., Charlwood, A., Fok, Y. K., & Wooden, M. (2021). Working-time regulation, long hours working, overemployment and mental health. *The International Journal of Human Resource Management*, 32(22), 4659–4686.
<https://doi.org/10.1080/09585192.2019.1686649>
- Prodromidis, N., Karlsson, M., & Kühnle, D. (2025). Working Hours and Workers' Health: Evidence from a National Experiment in Sweden. IZA Discussion Paper No. 17707. <https://www.jstor.org/stable/resrep70339>
- Sánchez, R. (2017). Does a Mandatory Reduction of Standard Working Hours Improve Employees' Health Status? *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 56(1), 3–39. <https://doi.org/10.1111/irel.12163>
- Sato, K., Kuroda, S., & Owan, H. (2020). Mental health effects of long work hours, night and weekend work, and short rest periods. *Social Science & Medicine*, 246, 112774. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.112774>
- Shimomitsu, T., Haratani, T., Nakamura, K., Kawakami, N., Hayashi, T., & Hiro, H. Final development of the Brief Job Stress Questionnaire mainly used for assessment of the individuals In: Kato M, editor. *The Ministry of Labor Sponsored Grant for the Prevention of Work-Related Illness, FY 1999 Report*, 126–164.
- Wagstaff, A. S., & Sigstad Lie, J. A. (2011). Shift and night work and long working hours--a systematic review of safety implications. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 37(3), 173–185.
<https://doi.org/10.5271/sjweh.3146>
- Windred, D. P., Burns, A. C., Lane, J. M., Saxena, R., Rutter, M. K., Cain, S. W., & Phillips, A. J. (2024). Sleep regularity is a stronger predictor of mortality risk than sleep duration: a prospective cohort study. *Sleep*, 47(1), zsad253. <https://doi.org/10.1093/sleep/zsad253>

Wooldridge, J. M. (2021). Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators. *SSRN 3906345*.

<https://doi.org/10.2139/ssrn.3906345>

Wooldridge, J. M. (2023). Simple approaches to nonlinear difference-in-differences with panel data. *The Econometrics Journal*, 26 (3), C31–C66.

<https://doi.org/10.1093/ectj/utad016>

Appendix

表 A.1: 自動車運転業務従事者の職種の詳細と解析データ(Wave1-6)内のサンプル数

自動車運転業務従事者内の職種区分	N	%
荷物配達員	195	19.4
ルート配送員	151	15.02
大型トラック運転手	178	17.71
中型・小型トラック運転手	129	12.84
トレーラートラック運転手	46	4.58
ダンプカー運転手	11	1.09
その他の貨物自動車運転の職業	20	1.99
路線バス・貸切バス運転手	144	14.33
送迎バス運転手	14	1.39
自家用乗用車運転手（役職員送迎）	16	1.59
自家用乗用車運転手（利用者送迎）	1	0.1
タクシー・ハイヤー運転手（介護タクシー	68	6.77
介護タクシー運転手	6	0.6
その他の乗用車運転の職業	8	0.8
その他の自動車運転の職業	18	1.79
合計	1,005	100

注: 1-6 期のうち 1 期の 1 名が建設業かつドライバーを選択していた。ただし、経年を通じて建設業者であったことから、当該回答者は建設業者に分類した。

表 A.2: 事前期(Wave2,3)における希望と実労働時間の乖離状況

	統制群		処置群	
	平均	s.d.	平均	s.d.
過剰労働状態(実労働 > 希望)	0.35	(0.48)	0.61	(0.49)
適切労働状態(実労働 = 希望)	0.42	(0.49)	0.27	(0.44)
過少労働状態(実労働 < 希望)	0.23	(0.42)	0.12	(0.33)
希望労働時間 - 実労働時間	0.80	(13.78)	-6.63	(15.61)
観測数	N = 878		N = 484	

注:「過剰労働状態」、「適切労働状態」、「過少労働状態」はダミー変数、「希望労働時間-実労働時間」は連続変数である。

表 A.3.1: 頑健性の確認(バランスドパネル)

アウトカム (A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	週の労働時間			週60時間以上		
ATT	-5.547*** (1.087)	-5.092*** (1.284)	-2.895*** (0.634)	-0.156*** (0.022)	-0.156*** (0.025)	-0.183*** (0.031)
N	3378	2496	1434	3378	2496	1434
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (B)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
ATT	-0.007 (0.105)	0.040 (0.115)	0.006 (0.127)	-0.125 (0.085)	-0.078 (0.096)	-0.137 (0.126)
N	3378	2496	1434	3378	2496	1434
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(C)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)		
ATT	-0.272 (0.242)	-0.392 (0.270)	-0.398 (0.351)	-0.194 (0.234)	-0.378 (0.262)	0.191 (0.350)
N	3378	2496	1434	3378	2496	1434
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-1)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	主観的幸福度			生活満足度		
ATT	-0.005 (0.109)	0.090 (0.124)	-0.040 (0.150)	-0.009 (0.110)	0.056 (0.124)	0.071 (0.149)
N	3378	2496	1434	3378	2496	1434
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-2)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント		
ATT	0.235** (0.116)	0.368*** (0.128)	0.235 (0.158)	0.045 (0.061)	0.068 (0.073)	0.024 (0.089)
N	3378	2496	1434	3378	2496	1434
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16),(19),(22),(25),(28)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.3.2: 頑健性の確認(バランスドパネル)

アウトカム (E)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
ATT	-0.099** (0.043)	-0.110** (0.050)	-0.209*** (0.056)	-0.076 (0.063)	-0.132* (0.070)	-0.146 (0.092)
N	3378	2496	1434	3378	2496	1434
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (F-1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	過剰労働状態 (希望 < 実労働)			適切労働状態 (希望 = 実労働)		
ATT	-0.078** (0.039)	-0.045 (0.045)	-0.006 (0.055)	0.050 (0.038)	0.026 (0.043)	-0.020 (0.055)
N	2250	1635	965	2250	1635	965
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (F-2)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	過少労働状態 (希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
ATT	0.028 (0.028)	0.019 (0.033)	0.026 (0.032)	1.459 (1.176)	0.806 (1.418)	1.013 (1.012)
N	2250	1635	965	2250	1635	965
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性統計的有意性は、* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 として示す。

表 A.4.1: 頑健性の確認(両業職種にて事前期に週 60 時間以上を処置群の閾値とした場合)

アウトカム (A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	週の労働時間			週60時間以上		
ATT	-6.104*** (1.134)	-6.815*** (1.347)	-3.482*** (0.661)	-0.261*** (0.026)	-0.265*** (0.031)	-0.260*** (0.034)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (B)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
ATT	0.076 (0.101)	0.086 (0.113)	0.059 (0.131)	-0.059 (0.092)	-0.033 (0.106)	-0.121 (0.124)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(C)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)		
ATT	-0.273 (0.245)	-0.237 (0.282)	-0.230 (0.322)	-0.157 (0.248)	-0.295 (0.276)	0.235 (0.331)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-1)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	主観的幸福度			生活満足度		
ATT	0.163 (0.111)	0.163 (0.122)	0.080 (0.150)	0.203* (0.116)	0.185 (0.131)	0.217 (0.160)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-2)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント		
ATT	0.269** (0.114)	0.235* (0.130)	0.309** (0.149)	-0.033 (0.061)	-0.007 (0.073)	-0.033 (0.081)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16),(19),(22),(25),(28)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.4.2: 頑健性の確認(両業職種にて事前期に週 60 時間以上を処置群の閾値とした場合)

アウトカム (E)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
ATT	-0.086** (0.043)	-0.071 (0.051)	-0.144*** (0.055)	-0.102 (0.071)	-0.064 (0.079)	-0.042 (0.095)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (F-1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	過剰労働状態 (希望 < 実労働)			適切労働状態 (希望 = 実労働)		
ATT	-0.074** (0.036)	-0.089** (0.042)	0.004 (0.048)	0.032 (0.035)	0.031 (0.039)	-0.043 (0.048)
N	3316	2469	1420	3316	2469	1420
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (F-2)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	過少労働状態 (希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
ATT	0.042 (0.027)	0.058* (0.032)	0.039 (0.029)	2.605** (1.183)	3.811*** (1.382)	1.311 (1.103)
N	3316	2469	1420	3316	2469	1420
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.5.1: 頑健性の確認(両業職種にて事前期に週 50 時間以上を処置群の閾値とした場合)

アウトカム (A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	週の労働時間			週60時間以上		
ATT	-5.362*** (0.909)	-5.212*** (1.090)	-2.460*** (0.531)	-0.118*** (0.018)	-0.118*** (0.020)	-0.123*** (0.026)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (B)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
ATT	0.096 (0.088)	0.157 (0.098)	0.150 (0.114)	0.008 (0.077)	0.017 (0.088)	-0.002 (0.110)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (C)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)		
ATT	-0.032 (0.203)	-0.157 (0.229)	-0.040 (0.291)	-0.050 (0.199)	-0.311 (0.225)	0.339 (0.292)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (D-1)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	主観的幸福度			生活満足度		
ATT	-0.049 (0.093)	0.013 (0.107)	-0.066 (0.130)	-0.019 (0.095)	0.014 (0.106)	0.016 (0.128)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (D-2)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント		
ATT	0.173* (0.101)	0.247** (0.112)	0.100 (0.137)	-0.013 (0.052)	0.011 (0.063)	-0.066 (0.075)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16),(19),(22),(25),(28)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.5.2: 頑健性の確認(両業職種にて事前期に週 50 時間以上を処置群の閾値とした場合)

アウトカム (E)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
ATT	-0.054 (0.037)	-0.059 (0.044)	-0.133*** (0.048)	-0.084 (0.057)	-0.069 (0.062)	-0.104 (0.082)
N	4392	3266	1903	4392	3266	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (F-1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	過剰労働状態 (希望 < 実労働)			適切労働状態 (希望 = 実労働)		
ATT	-0.097*** (0.031)	-0.074** (0.036)	-0.030 (0.044)	0.062** (0.030)	0.028 (0.035)	0.015 (0.046)
N	3316	2469	1420	3316	2469	1420
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (F-2)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	過少労働状態 (希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
ATT	0.035 (0.024)	0.046 (0.028)	0.015 (0.028)	3.035*** (0.961)	3.222*** (1.141)	1.064 (0.856)
N	3316	2469	1420	3316	2469	1420
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.6.1: 頑健性の確認(Staggered DID (Wooldridge 2021, 2023))

アウトカム (A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	週の労働時間			週60時間以上		
ATT	-4.722*** (1.301)	-5.465*** (1.508)	-1.931*** (0.749)	-0.124*** (0.026)	-0.138*** (0.031)	-0.144*** (0.037)
N	4392	3261	1903	4392	3261	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (B)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
ATT	0.028 (0.111)	0.092 (0.126)	0.059 (0.153)	-0.017 (0.102)	0.054 (0.116)	-0.048 (0.143)
N	4392	3261	1903	4392	3261	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(C)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)		
ATT	-0.134 (0.253)	-0.254 (0.287)	0.174 (0.352)	-0.099 (0.260)	-0.515* (0.299)	0.787** (0.351)
N	4392	3261	1903	4392	3261	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-1)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	主観的幸福度			生活満足度		
ATT	0.012 (0.130)	0.111 (0.146)	0.001 (0.182)	-0.012 (0.118)	-0.023 (0.129)	0.038 (0.164)
N	4392	3261	1903	4392	3261	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: 推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16),(19),(22),(25),(28)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.6.2: 頑健性の確認(Staggered DID (Wooldridge 2021, 2023))

アウトカム(D-2)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント		
ATT	0.236*	0.330**	0.190	-0.032	0.013	-0.130
	(0.122)	(0.142)	(0.175)	(0.067)	(0.078)	(0.100)
N	4392	3261	1903	4392	3261	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

アウトカム (E)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
ATT	-0.043	-0.075	-0.094	-0.122	-0.164**	-0.162
	(0.049)	(0.057)	(0.069)	(0.076)	(0.082)	(0.106)
N	4392	3261	1903	4392	3261	1903
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

アウトカム(F-1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	過剰労働状態(希望 < 実労働)			適切労働状態(希望= 実労働)		
ATT	-0.076**	-0.080*	0.008	0.046	0.007	0.000
	(0.038)	(0.044)	(0.053)	(0.038)	(0.044)	(0.056)
N	3322	2471	1428	3322	2471	1428
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

アウトカム (F-2)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	過少労働状態(希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
ATT	0.030	0.073**	-0.009	3.323***	4.652***	0.807
	(0.031)	(0.035)	(0.034)	(1.256)	(1.451)	(1.079)
N	3322	2471	1428	3322	2471	1428
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: 推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.7.1: 頑健性の確認(Attrition robust IPW)

アウトカム (A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	週の労働時間			週60時間以上		
ATT	-4.817*** (1.030)	-5.247*** (1.189)	-1.954*** (0.618)	-0.109*** (0.020)	-0.120*** (0.024)	-0.106*** (0.029)
N	3552	2655	1532	3552	2655	1532
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム (B)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
ATT	0.056 (0.101)	0.119 (0.114)	0.141 (0.132)	-0.055 (0.084)	-0.025 (0.097)	-0.060 (0.122)
N	3552	2655	1532	3552	2655	1532
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(C)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)		
ATT	-0.084 (0.222)	-0.173 (0.250)	0.042 (0.316)	-0.080 (0.228)	-0.346 (0.253)	0.507 (0.319)
N	3552	2655	1532	3552	2655	1532
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-1)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	主観的幸福度			生活満足度		
ATT	-0.037 (0.102)	0.031 (0.116)	-0.110 (0.144)	-0.027 (0.102)	-0.003 (0.114)	0.059 (0.142)
N	3552	2655	1532	3552	2655	1532
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(D-2)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント		
ATT	0.184* (0.110)	0.266** (0.124)	0.095 (0.152)	-0.009 (0.058)	0.041 (0.068)	-0.064 (0.083)
N	3552	2655	1532	3552	2655	1532
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: 推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16),(19),(22),(25),(28)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.7.2: 頑健性の確認(Attrition robust IPW)

アウトカム (E)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
ATT	-0.084 (0.222)	-0.173 (0.250)	0.042 (0.316)	-0.080 (0.228)	-0.346 (0.253)	0.507 (0.319)
N	3552	2655	1532	3552	2655	1532
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(F-1)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	過剰労働状態(希望 < 実労働)			適切労働状態(希望 = 実労働)		
ATT	-0.097*** (0.032)	-0.086** (0.037)	-0.023 (0.045)	0.051 (0.031)	0.019 (0.036)	0.005 (0.046)
N	3284	2453	1403	3284	2453	1403
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○
アウトカム(F-2)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	過少労働状態(希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
ATT	0.046* (0.024)	0.067** (0.028)	0.018 (0.027)	3.001*** (1.004)	3.536*** (1.183)	1.086 (0.904)
N	3284	2453	1403	3284	2453	1403
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: 推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4),(7),(10),(13),(16)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

表 A.8: 頑健性の確認結果のまとめ(詳細)

	週の労働時間			週60時間以上			仕事の要求度(量)			仕事の要求度(質)		
メインの分析(表2-5)	-5.533***	-5.575***	-2.913***	-0.144***	-0.150***	-0.153***	0.069	0.135	0.153	-0.044	-0.032	-0.029
バランスドパネル(表A.3)	-5.547***	-5.092***	-2.895***	-0.156***	-0.156***	-0.183***	-0.007	0.040	0.006	-0.125	-0.078	-0.137
60時間を共通閾値(表A.4)	-6.104***	-6.815***	-3.482***	-0.261***	-0.265***	-0.260***	0.076	0.086	0.059	-0.059	-0.033	-0.121
50時間を共通閾値(表A.5)	-5.362***	-5.212***	-2.460***	-0.118***	-0.118***	-0.123***	0.096	0.157	0.150	0.008	0.017	-0.002
Staggered DID(表A.6)	-4.722***	-5.465***	-1.931***	-0.124***	-0.138***	-0.144***	0.028	0.092	0.059	-0.017	0.054	-0.048
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	-4.817***	-5.247***	-1.954***	-0.109***	-0.120***	-0.106***	0.056	0.119	0.141	-0.055	-0.025	-0.060
	K6(抑うつ不安傾向)			SSS8(身体的自覚症状)			主観的幸福度			生活満足度		
メインの分析(表2-5)	-0.086	-0.223	-0.099	-0.088	-0.350	0.315	-0.017	0.041	-0.044	-0.005	0.029	0.026
バランスドパネル(表A.3)	-0.272	-0.392	-0.398	-0.194	-0.378	0.191	-0.005	0.090	-0.040	-0.009	0.056	0.071
60時間を共通閾値(表A.4)	-0.273	-0.237	-0.230	-0.157	-0.295	0.235	0.163	0.163	0.080	0.203*	0.185	0.217
50時間を共通閾値(表A.5)	-0.032	-0.157	-0.040	-0.050	-0.311	0.339	-0.049	0.013	-0.066	-0.019	0.014	0.016
Staggered DID(表A.6)	-0.134	-0.254	0.174	-0.099	-0.515*	0.787**	0.012	0.111	0.001	-0.012	-0.023	0.038
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	-0.084	-0.173	0.042	-0.080	-0.346	0.507	-0.037	0.031	-0.110	-0.027	-0.003	0.059
	仕事の満足度			ワーク・エンゲイジメント			深夜勤務の頻度			不規則勤務状況		
メインの分析(表2-5)	0.157	0.235**	0.107	-0.017	0.013	-0.064	-0.102***	-0.114***	-0.180***	-0.122**	-0.123*	-0.162*
バランスドパネル(表A.3)	0.235**	0.368***	0.235	0.045	0.068	0.024	-0.099**	-0.110**	-0.209***	-0.076	-0.132*	-0.146
60時間を共通閾値(表A.4)	0.269**	0.235*	0.309**	-0.033	-0.007	-0.033	-0.086**	-0.071	-0.144***	-0.102	-0.064	-0.042
50時間を共通閾値(表A.5)	0.173*	0.247**	0.100	-0.013	0.011	-0.066	-0.054	-0.059	-0.133***	-0.084	-0.069	-0.104
Staggered DID(表A.6)	0.236*	0.330**	0.190	-0.032	0.013	-0.130	-0.043	-0.075	-0.094	-0.122	-0.164**	-0.162
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	0.184*	0.266**	0.095	-0.009	0.041	-0.064	-0.084	-0.173	0.042	-0.080	-0.346	0.507
	過剰労働状態(希望 < 実労働)			適切労働状態(希望 = 実労働)			過少労働状態(希望 > 実労働)			希望労働 - 実労働時間		
メインの分析(表2-5)	-0.102***	-0.090**	-0.032	0.055*	0.021	0.012	0.047*	0.069**	0.020	3.126***	3.603***	1.153
バランスドパネル(表A.3)	-0.078**	-0.045	-0.006	0.050	0.026	-0.020	0.028	0.019	0.026	1.459	0.806	1.013
60時間を共通閾値(表A.4)	-0.074**	-0.089**	0.004	0.032	0.031	-0.043	0.042	0.058*	0.039	2.605**	3.811***	1.311
50時間を共通閾値(表A.5)	-0.097***	-0.074**	-0.030	0.062**	0.028	0.015	0.035	0.046	0.015	3.035***	3.222***	1.064
Staggered DID(表A.6)	-0.076**	-0.080*	0.008	0.046	0.007	0.000	0.030	0.073**	-0.009	3.323***	4.652***	0.807
Attrition頑健IPW DID(表A.7)	-0.097***	-0.086**	-0.023	0.051	0.019	0.005	0.046*	0.067**	0.018	3.001***	3.536***	1.086
全サンプル	○			○			○			○		
正社員サブサンプル		○			○			○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)を示している。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。表下部はサンプルのサブサンプル絞り込み等に関する記述であり、その列の解析が該当するサンプルの構成を示している。

表 A.9: 月収と時給の DID 推定(補足的検討)

所得の状況	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		log(月収+1)		時給 (月収 ÷ (週労働時間 × 4))		
ATT	-0.128 (0.149)	-0.157 (0.165)	0.090 (0.164)	501.042 (354.193)	423.666 (444.657)	87.649** (40.776)
N	3353	2541	1470	3168	2417	1449
正社員サブサンプル		○			○	
30時間以上サブサンプル			○			○

注: [1]式により推定した ATT(点推定値)と標準誤差を示している。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。N の下のサブサンプルに関する記述は、推定に際してのサブサンプルの利用状況を示している。○のない(1),(4)は絞り込みの無いサンプルを利用した結果である。統計的有意性は、* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ として示す。

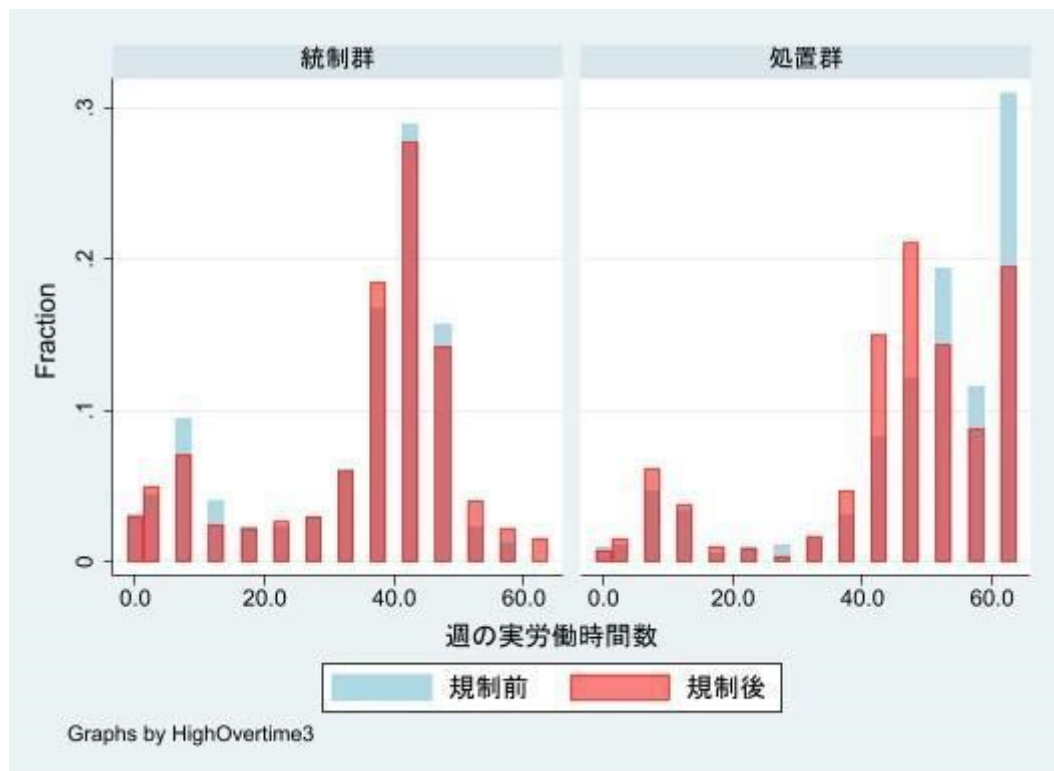


図 A.1 規制前と規制後の労働時間の分布

注: 労働時間の回答「0 時間」を 0 時間とし「60 時間以上」を 62.5 時間とし、その他の 5 時間区分の選択肢は中央値(例.5 時間以上 10 時間未満は 7.5 時間)とした。

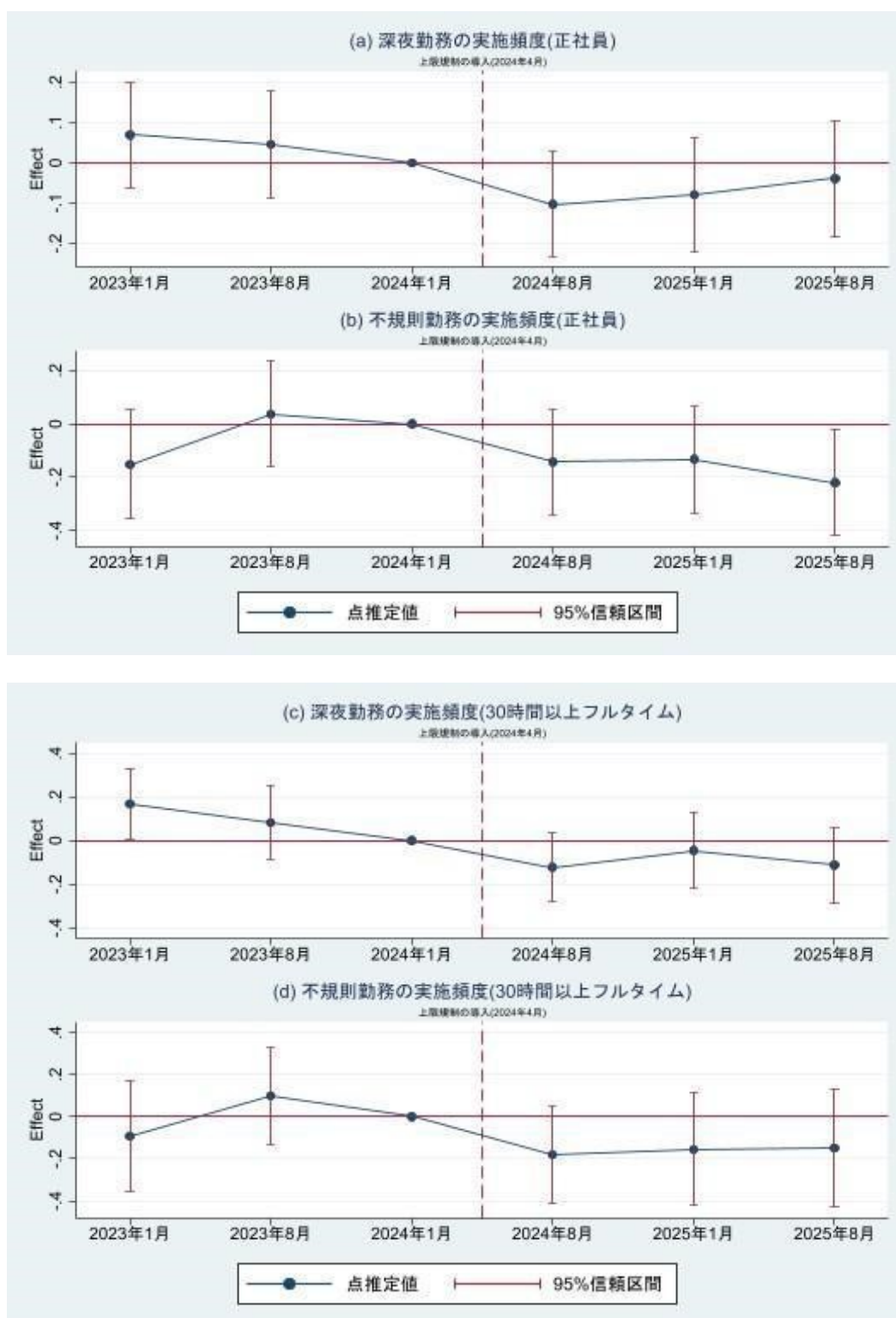


図 A.2 (E)深夜勤務と不規則勤務の頻度に関するアウトカム変数のイベントスタディー推定(サブサンプル)

注: 2024 年 7 月の調査 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a),(c)は深夜勤務の実施頻度、(b),(d)は不規則勤務の該当状況であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。(a)と(b)は正社員サブサンプルにおける推定結果、(c)と(d)は週 30 時間以上で働き続けていることを報告したサブサンプルにおける推定結果である。いずれも、アウトカムが大きいほど該当の勤務形態の頻度が高いことを示す。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスタリングされている。

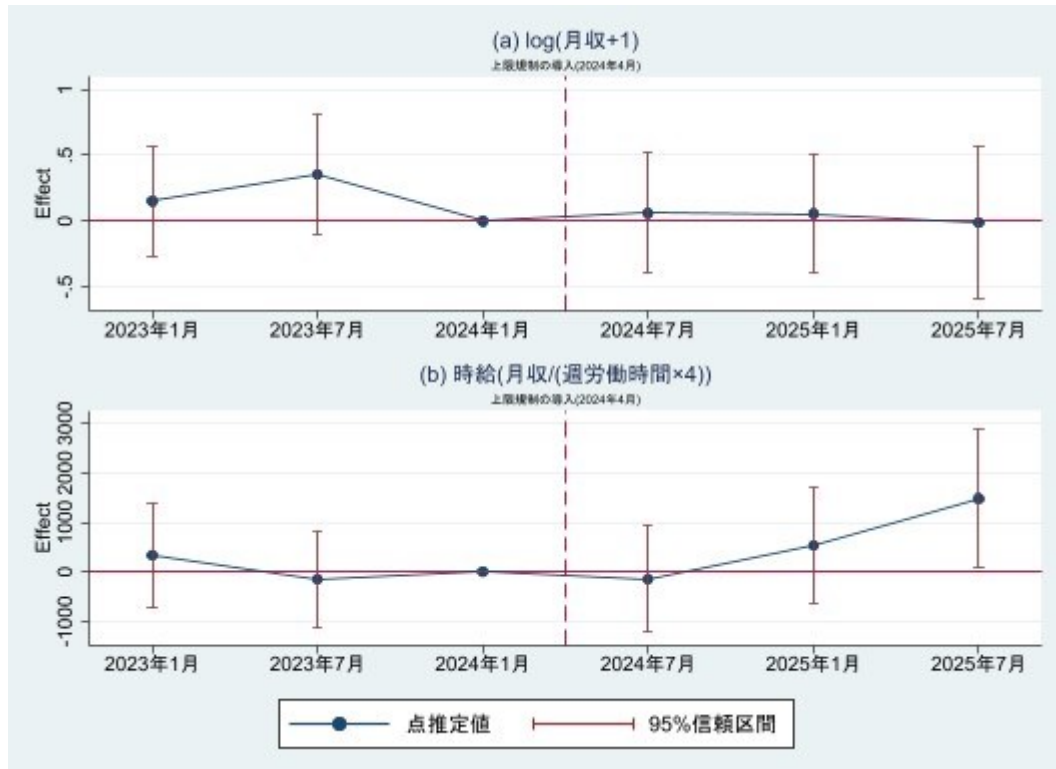


図 A.3 所得と時給のイベントスタディー推定(補足的検討)

注: 2024 年 7 月の調査 4 期目を相対期 0 とした[2]式による推定結果であり、(a)は月収+1 を対数深夜勤務の実施頻度、(b),(d)は不規則勤務の該当状況であり、点推定値と 95%信頼区間がプロットされている。(a)と(b)は正社員サブサンプルにおける推定結果、(c)と(d)は週 30 時間以上で働き続けていることを報告したサブサンプルにおける推定結果である。いずれも、アウトカムが大きいほど該当の勤務形態の頻度が高いことを示す。破線は時間外労働の上限規制のタイミングを示し、それより右側は導入後の効果、左側は事前期の効果を示す。標準誤差は個人に対してクラスターリングされている。