

2023年10月4日 全21頁

# 残業時間規制の効果検証と課題（詳細版）

労働時間減少・長時間労働抑制では効果、真の働き方改革には課題も<sup>1</sup>

経済調査部 主任研究員 新田堯之

## [要約]

- 本レポートは、働き方改革関連法により導入された残業時間の上限規制の政策効果を検証した。この上限規制は一般的な労働者には適用される一方、管理職は適用対象外である点を踏まえて、同じ個人を複数年にわたって繰り返し観察したパネルデータと固定効果モデルと呼ばれる計量モデルを利用して政策効果を推定した。
- その結果、残業時間の上限規制は総じて労働時間の減少や長時間労働の抑制などに効果があった可能性が示唆された。例えば、月間労働時間に対して大企業は▲3.0時間、中小企業は▲2.6時間の政策効果が統計的に有意に推定された。また、月100時間以上残業する確率に対しても、大企業は▲1.1%pt、中小企業は▲1.7%ptの有意な政策効果が推定された。男女別に見ると、男性の方がより明確な効果が観察された。
- 大企業では一定の残業時間を超える確率が広範に低下したのに対し、中小企業では女性が規制に抵触しない低めの残業時間を超える確率が高まった。この背景としては、短期的には生産性を高めるのが難しい中、大企業は削減された労働時間をより積極的な従業員の採用で補う一方、中小企業はもともと残業時間が少なかった一部従業員の残業増で対応する傾向があった可能性などが指摘できる。
- 今後は、残業時間の上限規制が新たな問題を引き起こす可能性も議論すべきであろう。具体的には、規制の対象外である管理職への業務の集中や「名ばかり管理職」の増加、同じ仕事をより短い時間で終わらせるプレッシャーの増大、などが懸念される。単なる残業時間の短縮だけでなく、業務プロセスの改善や優先度の低い仕事の削減を含めた、生産性を高める真の働き方改革が求められる。

<sup>1</sup> 本レポートでは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから提供を受けた「[全国就業実態パネル調査]（リクルートワークス研究所・インテージ）」の個票データを利用した。

## 1. イントロダクション

### 1-1. はじめに

長時間労働は労働者の肉体及び精神に悪影響を及ぼすリスクがある。世界保健機関(WHO)と国際労働機関(ILO)がシステマティックレビューを行ったところ、1週間の労働時間が55時間を超えると、35~40時間の場合と比べて、虚血性心疾患と脳卒中のリスクが高まることを示す十分な証拠が得られた(Pega et al. (2021))。さらに、長時間労働、とりわけ違法な無給のサービス残業が労働者のメンタルヘルスを毀損する可能性がある(山本・黒田(2014))。

加えて、長時間労働は企業のダイバーシティ推進の足かせになりかねない。例えば、子育て中の女性や平均労働時間が短い国から来た外国人労働者は、長時間労働が蔓延する職場で働くのは困難だろう<sup>2</sup>。それゆえ、長時間労働が蔓延する企業は多様な視点を失い、イノベーションと生産性の向上が阻害される可能性がある。

既存の研究では、所定内労働時間の削減や所定時間外労働の割増賃金率の引き上げに関する効果を調査したものが多く、他方、残業時間の上限引き下げを対象とした研究はあまり多くない。そのような政策が過去にほとんど実施されてこなかったためであろう。

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(働き方改革関連法)が2019年4月に順次施行されたことにより、企業は従来よりも厳しい残業時間の上限が設定された。さらに、違反時には罰則が科されるようになった。この新たなルールは原則的に大企業に関しては2019年4月、中小企業は2020年4月から適用された。ただし、この上限規制は管理職に対しては適用されないなど例外もある。

経済理論からは、残業時間の上限規制は相対的に雇用者を増やす一方、残業時間を減らすと予測されている。この上限規制は一般的な労働者には適用される一方、管理職は適用対象外などの特徴を考慮しつつ、個人レベルのパネルデータと固定効果モデルを活用して政策効果の特定を試みた。政策開始のタイミングが企業規模で異なる点を踏まえ、大企業と中小企業ごとに検証を行った。さらに、男性のみ、女性のためのサンプルに対する分析なども実施した。

分析結果を見ると、残業時間の上限規制は総じて労働時間の減少や長時間労働の抑制などに効果があり、働き方改革関連法に基づく残業時間の上限規制は実際に効果があった可能性が示唆された。例えば、月間労働時間に対して大企業は▲3.0時間、中小企業は▲2.6時間の政策効果が統計的に有意に推定された。また、月100時間以上残業する確率に対しても、大企業は▲1.1%pt、中小企業は▲1.7%ptの有意な政策効果が推定された。男女別に見ると、男性の方がより明確な効果が観察された。

<sup>2</sup> 2023年2月に日本で働いている(または働いたことがある)外国人社員を対象にしたアンケート(有効回答数:124名)によれば、「日本で働いてみて、不満に思ったこと・がっかりしたことは?」という設問(複数選択)に対し、27.4%が「残業が多い」と回答した。

詳細は株式会社オリジネーター『第2回 日本で働く外国人社員の就労環境と転職に関するアンケート』を参照。

(URL:<https://prtimes.jp/main/html/rd/p/000000028.000045936.html>)

また、大企業では広い範囲で一定時間以上残業する確率の低下が確認できたものの、中小企業では月 40 時間の残業ラインを超える確率が高まった。この背景としては、短期的には生産性を高めるのが難しい中、大企業は削減された労働時間をより積極的な従業員の採用で補う一方、中小企業は新しい従業員の採用が困難と考え、もともと残業時間が少なかった一部従業員の残業増で対応する傾向があった可能性などが指摘できる。

さらにこの分析結果は、経済理論からの予測や先行研究である米国の看護師のデータを分析した Bae and Yoon (2014) の結果とも整合的であった。この意味で、本レポートは残業の上限規制の有効性を示した新たなエビデンスを提供したといえよう。さらに男性のように長時間労働をする属性を持つ人々ほど残業規制の効果がより明確に表れる可能性が示された。加えて、大企業は新規採用の強化、中小企業は一部従業員の残業増、といったように企業の規模によって上限規制への対応が異なる可能性が示唆された。

今後は、残業時間の上限規制により、規制の対象外である管理職への業務の過度な集中や「名ばかり管理職」が増加する可能性がある。さらに長時間労働の是正と同時に、労働の質的な改善も必要であり、そうしなければ生産性の低下やストレスの増加が起り得る。この結果、いわゆるアブセンティーズムと呼ばれる人的資本のパフォーマンスを下げる要因となり、健康経営の観点からも問題となる。従って、真の働き方改革は、業務プロセスの見直しや優先度の低い業務の削減が不可欠であろう。

## 1-2. 関連研究

「時間外労働の割増賃金率の引き上げ」や「所定内労働時間の削減」を扱った先行研究が多い

労働法制の政策効果を調査した先行研究では、時間外労働の割増賃金率の引き上げや所定内労働時間の削減を扱ったものが多い。

まず、割増賃金率の引き上げの効果を説明した理論モデルには 2 つあり、一つが労働需要モデル (Labor Demand Model) である。このモデルに基づけば、割増賃金率の引き上げは労働者に残業させるコストを高めるため、企業は残業時間を減らすインセンティブが働く。ただし、この理論が成立するのは、所定内賃金が一定などの前提が揃った場合である。他方、もう一つの雇用契約モデル (Fixed Job Model) では、労働時間全体と賃金の総額がパッケージとして契約されていると想定する。この場合、割増賃金率が引き上げられても企業は所定内給与や賞与を引き下げるため、労働時間への需要は変化しない。例えば、ある従業員が管理職に昇進したにもかかわらず、同じ業務を続ける中、基本給が増えた分だけ残業代が減少した場合、賃金総額内で調整されるため、雇用契約モデルに従っているとみなせる。

どちらの理論の説明力が高いかに関しては、一貫した結果が得られていない。例えば、Hamermesh and Trejo (2000) は、米国のカリフォルニア州の男性労働者が割増賃金を得られる労働時間のラインが 1 週間の合計勤務時間が 40 時間以上から 1 日 8 時間以上に変更された効果を分析した。その結果、彼らの残業時間と残業日数は他州の男性と比べて大幅に減少したとい

う、労働需要モデルと整合する結果が得られた。他方、Trejo (2003) は、米国における 1970 年から 1989 年までの 11 の主要産業グループのパネルデータを用いて、割増賃金の適用範囲の拡大が残業の発生率や残業時間に影響を与えなかったという、雇用契約モデルに合致する結果を示した。

日本の事例としては、2010 年 4 月に施行された労働基準法の改正の影響を検証した Asai (2014) が挙げられる。この改正により、大企業は月 60 時間以上の残業時間に対する賃金プレミアムを従来の 25%以上から 50%以上に引き上げることが定められた。Asai (2014) は 2007 年～2013 年における「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS)」を用いて、政策効果をより厳密に測ることのできる差の差法 (DID: difference-in-differences) と三重差分法 (TD: triple difference) により効果を検証したところ、労働時間への有意な関係は確認できなかった。それゆえ、雇用契約モデルが想定するような所定内給与が引き下げられた可能性や違法なサービス残業が増加した可能性が示唆された。

次に、所定内労働時間の引き下げを対象とした研究をいくつか紹介する。まず Crepon and Kramarz (2002) は、フランスで 1982 年に法定労働時間が週 40 時間から 39 時間に引き下げられた影響を検証した。その結果、改正前に週 40～48 時間働いていた労働者が改正後に失業する確率は、改正前に週 36～39 時間働いていた労働者よりも高いことを示した。Skuterud (2007) はカナダのケベック州で 1997 年から 2000 年にかけて法定労働時間が週 44 時間から 40 時間に引き下げられた影響を調べたところ、週の労働時間が 40 時間を超えるフルタイム労働者が 20%減少した可能性が示唆された一方、雇用創出効果は確認できなかった。

日本の事例である Kawaguchi et al. (2008) では、日本の所定内労働時間が 1987 年から 1997 年にかけて週 48 時間から 40 時間に短くなった影響に関して、労働時間や賃金、雇用といった多面的な視点から分析している。分析の結果、所定内労働時間が 1 時間短縮されても、残業時間 (所定外労働時間) を含む実際の労働時間はわずか 0.14 時間の短縮にとどまったことが示唆された。

### 「残業時間の上限規制」を対象とした実証研究は比較的少ない

こうした割増賃金の引き上げや所定内労働時間の引き下げを対象とした研究に比べて、「残業時間の上限規制」を対象とした研究は比較的少ない。そのような政策が過去にほとんど実施されてこなかったためであろう。数少ない研究の一つである Bae and Yoon (2014) は、米国の一部の州で 2004 年から 2008 年にかけて正看護師に義務的な残業や連続労働時間を制限した効果を差の差法を用いて検証した。その結果、これらの政策は義務的な残業確率を 3.9%pt 低下、週 40 時間以上働く確率を 11.5%pt 低下させる効果が推定された。

今回の日本の残業時間の上限規制を分析した研究はいくつか存在する。理論面では、山本 (2019) は企業の労働需要モデルを用いて、残業時間の上限規制が企業に労働時間よりも労働者

数を増やすインセンティブを与えることを示した。また、労働供給要因による長時間労働<sup>3</sup>もこの規制で是正できると述べた。そして、少なくとも理論的には、労働時間の上限規制の適用は、過剰な長時間労働を削減することが期待できると指摘した。

実証面では、厚生労働省のEBPMの推進に係る若手・中堅プロジェクトチーム（2021）は、賃金構造基本統計調査と経済センサスの調査票情報を活用し、回帰不連続デザイン（RDD）を用いた分析を行った。その結果、企業において月45時間以上の残業をする正社員の割合が低下したことが示唆された<sup>4</sup>。Sasaki and Jiang（2022）による分析では、賃金構造基本統計調査や毎月勤労統計を用いて大企業と中小企業を比較した差の差法を行ったところ、有意な政策介入効果は確認されなかった。加えて、経済センサスの情報を追加して回帰デザインで分析したところ、大企業かつ製造業で月80時間以上残業する確率が著しく低下したとする結果も得られた。モバイルビッグデータを用いたユニークな分析が井上他（2019）である。この研究では携帯電話の位置データを用いて東京23区と大阪市内の昼夜の人口を分析し、2017年から2019年にかけて若年層や男性を中心に残業時間が減少した可能性などを指摘した。

### 本レポートが先行研究と異なる点

本レポートでは、先行研究とは異なり、個人のパネルデータと固定効果モデルを用いた。これは、政策効果を多角的に検証するためである。その際には、政策の施行タイミングが企業規模ごとに異なる点や管理職は残業時間の上限ルールの対象外である点などを利用した。また、個人レベルのデータであることを活用し、男性と女性のどちらが労働時間の減少や長時間労働の抑制効果がより明確に観察されたのかについても検討した。

<sup>3</sup> 一部の労働者が選好や性格特性より自らの選択で過度な残業をする（いわゆるワーカホリックのような）ケースを指す。

<sup>4</sup> ただし、この分析は厚生労働省の公式見解ではない点には留意する必要がある。

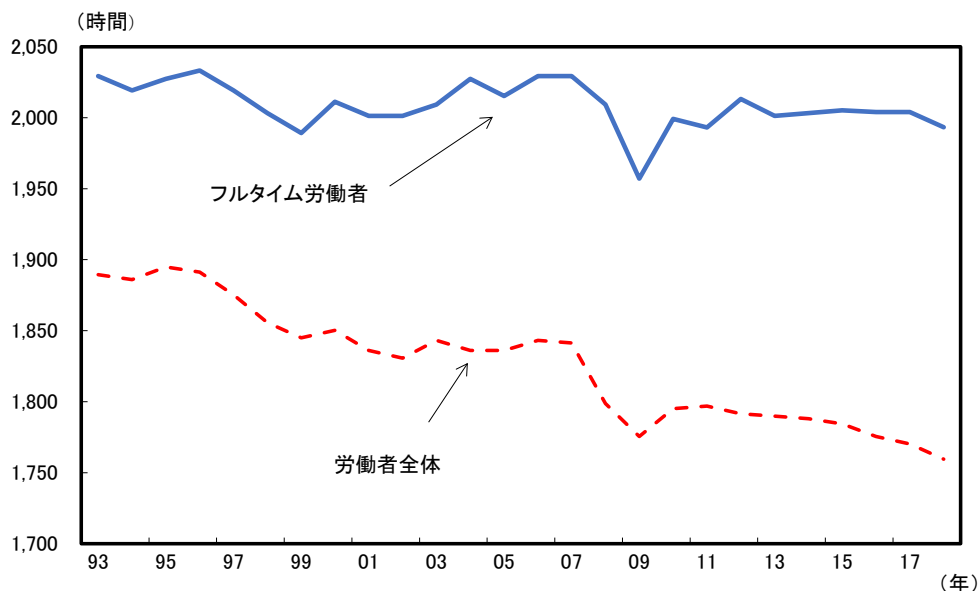
## 2. 背景および経済理論からの考察

### 2-1. 日本の長時間労働問題：フルタイム労働者の労働時間に大きな変化はなかった

OECDによれば、日本の労働者一人当たりの平均労働時間は1970年時点では2,243時間であった。その後は趨勢的に減少してゆき、1990年は2,031時間、2010年には1,733時間まで減少した<sup>5</sup>。2010年の米国の数値は1,810時間、韓国の数値は2,163時間があることなどを踏まえると、日本は国際的に特に多いとはいえない。しかし、この数値は短時間勤務の場合が多い非正規労働者の割合が高まった影響が大きく、フルタイム労働者の労働時間に大きな変化はなかった。実際、厚生労働省「毎月勤労統計調査」を見ても（図表1）、日本の労働者全体の総実労働時間は1990年代前半から2010年代後半にかけて減少傾向が続いたものの、フルタイム労働者の総実労働時間はこの期間ほぼ横ばいで推移したことが観察できる。

さらに、山本・黒田（2014）は、個人が1日24時間をどのように配分するかを15分刻みで調査する総務省「社会生活基本調査」の1976年から2011年までのデータを用いて分析した。その結果、日本の雇用者一人当たりの平均労働時間の減少はパートタイム比率の上昇によってもたらされたことや、フルタイム雇用者の平均労働時間は1986年から2011年にかけてほとんど変化しなかったことが確認された。

図表1：残業時間の上限規制の開始に至るまでの日本の総実労働時間の推移



(注) 事業所規模30人以上の値。

(出所) 厚生労働省「毎月勤労統計調査」より大和総研作成

もちろん、日本政府は様々な政策対応を行ってきた。1987年には「構造調整の指針」（新前川レポート）を建議し、「2000年に向けてできるだけ早期に、現在のアメリカ、イギリスの水準を

<sup>5</sup> 直近の2022年は1,532時間であった。

下回る 1,800 時間程度を目指すことが必要である」(p.13) と具体的な数値目標を示した。これを受け、翌 1988 年には改正労働基準法の施行を受け法定労働時間が 48 時間から 40 時間へと段階的に引き下げられた(黒田(2010))。また、2010 年 4 月に施行された労働基準法の改正により、大企業では月 60 時間以上の残業時間に対する賃金プレミアムが引き上げられた。

しかし、日本では過重労働が社会問題となり続けた。2013 年に国連の社会権規約委員会が初めて、日本が過労死を防ぐ措置を講じるよう勧告した。2015 年には、大手広告会社の社員が過労自殺をしたことが新聞やテレビで広く報道された。

こうした背景を受け、第二次安倍政権は「働き方改革」を推進するため、2016 年に「働き方改革実現会議」を設置した。最終的に、2018 年 6 月 29 日には「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「働き方改革関連法」という)が制定され、翌年 2019 年 4 月 1 日に施行された。

## 2-2. 働き方改革関連法の概要

労働基準法によると、最大労働日は 8 時間、最大労働週は 40 時間が規定されており、週に 1 回または 4 週間に 4 回の公休日が必要とされている(第 32 条および第 35 条)。それにもかかわらず、働き方改革関連法施行前には、特別な状況があり雇用者と労働者の間で相互合意があった場合(特別協定)により、年間 6 ヶ月の間での残業労働は無制限に許されていた。また、違反時の罰則は存在しなかった。

働き方改革関連法の施行により、現行の労働基準法は厳格化された(図表 2)。具体的には、標準的な残業時間の上限が月 45 時間、年 360 時間と設定されている。さらに、特別協定のもとでも、「一ヶ月に 100 時間以上、または二から六ヶ月にわたる参照期間で平均 80 時間以上、または年 720 時間以上の残業」は許されない。そして、違反に対しては新たに罰則<sup>6</sup>が科されるようになった。

この法律は、原則的に大企業には 2019 年 4 月から、中小企業には 2020 年 4 月から適用された(図表 3)。さらに、建設業や自動車運転業(例:トラック運送業)、医師など特定の分野に従事する者に対しては、2024 年 4 月から適用<sup>7</sup>される。

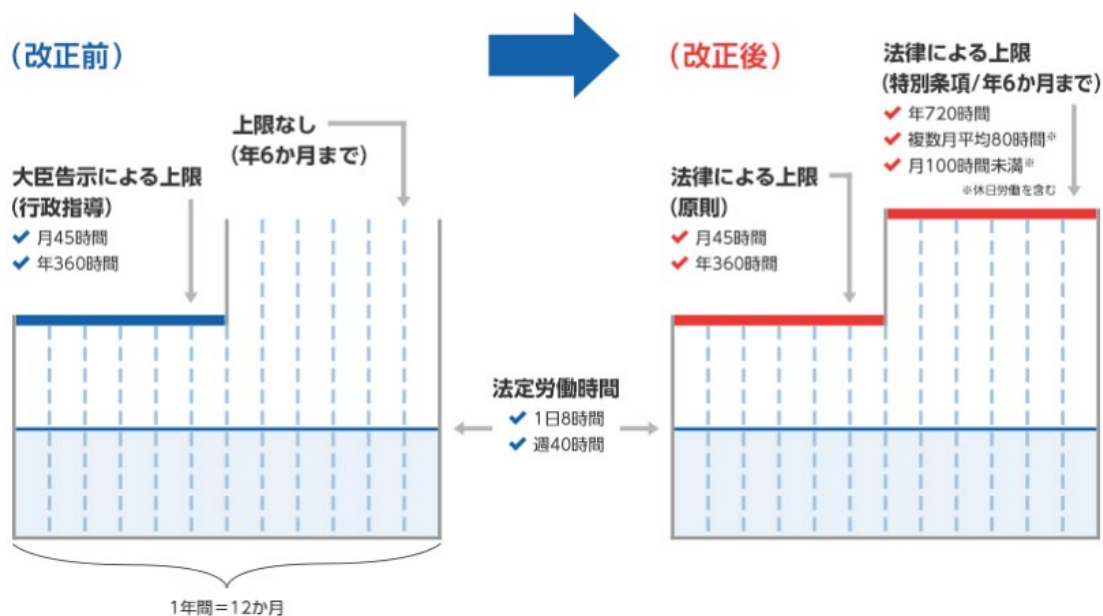
注目すべき点として、この残業の上限規制は管理職(管理監督者)には適用されない<sup>8</sup>。この後、本レポートでは、この法律が管理職以外の労働者に影響を与える一方で、管理職には影響を与えないという特徴を活用し、実証分析を展開していく。

<sup>6</sup> 違反した場合は最長 6 ヶ月の懲役または最高 30 万円の罰金が科される。

<sup>7</sup> なお、2024 年 4 月 1 日以降も一部の事業・業務に関しては特例付きで適用される。例えば、建設事業の場合、災害時における復旧及び復興の事業には、時間外労働と休日労働の合計について、月 100 時間未満、2~6 ヶ月平均 80 時間以内とする規制は適用されない。

<sup>8</sup> なお、管理監督者であっても企業は労働時間を把握する必要がある。

図表 2 : 働き方改革関連法施行前後の残業時間の上限規制の変化



（出所）厚生労働省・都道府県労働局・労働基準監督署「時間外労働の上限規制 わかりやすい解説」より抜粋  
（URL: <https://www.mhlw.go.jp/content/000463185.pdf>）

図表 3 : 働き方改革関連法の施行スケジュールの概要

	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年	2024年
大企業	→					
中小企業	→					
適用猶予事業 ※建設事業など	→					

（注） 施行開始のタイミングは当該年の4月1日。

（出所）厚生労働省より大和総研作成

### 2-3. 理論的には強制的な残業削減で労働時間は減少、雇用が増加（補論 2 参照）

残業時間の上限規制が労働需要にどのような影響を与えるのかについては、理論的には、働き方改革関連法による強制的な残業削減が行われた場合、労働時間を減らして雇用を増やす、と予測される。詳しくは最後の補論 2 を参照されたいが、企業は利潤を最も高めることができる最適な労働投入量があるため、もし強制的に残業時間の上限が規制されたとしても、雇用を増やすことで労働投入量の減少分を埋め合わせると考えられる。ただしその際、残業に伴う割増賃金率や雇用に伴う固定費を考慮して調整することになる。



### 3. データの説明および事前分析

#### 3-1. データの概要・定義および前処理

本レポートは、個人レベルのパネルデータであるリクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査（JPSED）」の2017年から2021年のデータを使用した<sup>9、10、11</sup>。この調査は、個人の就業状態、雇用状況、所得、生活実態などを追跡調査することを目的としたものである。さらに、より信頼性の高い結果を得るために、これ以降の集計分析や推定モデルによる分析では脱落ウェイトを使用してデータを補正している。パネルデータでは、サンプルサイズが時間とともに徐々に脱落する。このため、脱落ウェイトを考慮せずに分析すると、例えば高齢者、女性など脱落確率が少ないサンプルの影響が大きくなるリスクがある。この問題に対処するため、JPSEDが提供する脱落ウェイトを利用して、各年度のデータの分布を基準とする年に合わせようとした<sup>12</sup>。

留意点は、一つの調査票内であっても、質問内容によりデータの参照時点が変わることである。具体的には年齢、性別、居住地域等の情報は調査年の1月のデータであるのに対し、労働時間、雇用形態、勤務先の業種といった情報は調査年の前年12月のデータを参照している。従って、これ以降、労働時間や雇用形態などに言及する場合は、JPSEDの調査の前年のデータを基準とする。例えば、2016年の労働時間について触れる際には、2017年のJPSEDのデータを利用している。

労働時間の定義に関しては、「昨年12月時点での1週間あたりの平均労働時間」という設問への回答を用いた。この労働時間には、いわゆる「サービス残業」として知られる違法な無給の残業も含まれる。また、通勤時間、食事時間、休憩時間は労働時間には含まれない。JPSEDの調査には残業時間に関する単独の設問はない。そこで、本レポートでは労働者が1日8時間、週5日働くと仮定し、1週間の所定内労働時間を40時間と設定することで、1ヵ月当たりの残業時間を計算した。例えば、ある個人の1週間の労働時間が45時間であったと回答した場合、当該サンプルの残業時間は月20時間（＝1週間当たりの残業時間5時間×4週間）とした。

大企業か中小企業かの判断は、勤務先の労働者数に基づいて決定した。働き方改革関連法では、①資本金の額または出資金の総額、または②常時使用する労働者数、が一定水準以下の企業

<sup>9</sup> 調査は毎年1月に実施される。

<sup>10</sup> サンプルは15歳以上の個人で構成されており、選択方法論は性別、年齢、雇用形態、地域、学歴など、様々な属性に基づいて日本の人口を代表するように設計されている。

<sup>11</sup> 調査サンプルは毎年おおむね50,000人から60,000人の範囲である。例えば、2021年の調査では、56,064人が調査された。うち45,192人が前年からの連続データ、5,809人が新規回答者、5,063人が以前に調査したもののデータが連続していない者である。

<sup>12</sup> JPSEDは過去の全データを網羅する脱落ウェイトを提供していない。このため、働き方改革関連法の施行前後で十分なサンプルサイズを確保するために、2017年から2021年までの脱落ウェイトを使用した。さらに、本レポートは現役の労働者を分析対象としているため、20歳から64歳までの個人に限定したJPSED推奨のサンプルウェイトを使用した。

は中小企業、それ以外の企業は大企業と定義される<sup>13, 14</sup>。しかし、JPSEDの調査票からは勤務先のアルバイト・パートを含む労働者数しか取得できない。このため、この数値のみに基づいて大企業か中小企業か決定した。

管理職の定義は一般的な日本企業と整合的なものとした<sup>15</sup>。すなわち、役職に関する設問で①部長クラスの管理職、②部長クラスと同待遇の専門職、③課長クラスの管理職、④課長クラスと同待遇の専門職、と回答したサンプルを管理職と定義した。他方、⑤係長・主任クラスの管理職、⑥係長・主任クラスと同待遇の専門職、⑦役職にはついていない、と回答したサンプルは非管理職と定義した。

その他のデータの前処理は以下の通りである。

- ・ 建設業や自動車運転業（例：トラック運送業）、医師など、2024年4月から働き方改革関連法が適用されるサンプルを除外した。
- ・ サンプルを正規雇用者かつ週28時間以上働く者に限定した。既述の通り、日本では正社員の長時間労働が問題化するケースが多いためである。
- ・ サンプルを20歳から54歳に限定した。日本企業は一般的に55歳を役職定年と設定していると想定したためである。
- ・ 社長や取締役などの役員、学生、自営業者、日本国外に住んでいる人々、公共部門で働いている人々も除外した。

### 3-2. サンプルデータによる事前分析

#### 平均労働時間、月45時間以上残業した割合

本レポートの分析に用いるサンプルを集計して労働時間などの推移を確認する。

**図表4左**で見ると、大企業で勤務する非管理職の月次労働時間は2016年から2020年まで一貫して減少しており、残業上限の規制開始後に減少のペースが加速した。一方、管理職の月次労働時間は2018年にピークを迎えた後、2019年と2020年に連続して減少した。また、**図表4右**を見ると、非管理職のうち45時間以上残業した割合は、グラフの全期間を通じて低下している。一方で、管理職の人々が45時間以上残業した割合は2016年から2019年までは比較的安定していたものの、2020年には大幅な低下に転じた。

中小企業では、**図表5左**に示すように、非管理職の月次労働時間は2019年・2020年に連続して減少している。一方、管理職の労働時間は2018年まで減少していたが、2019年は一旦増加し

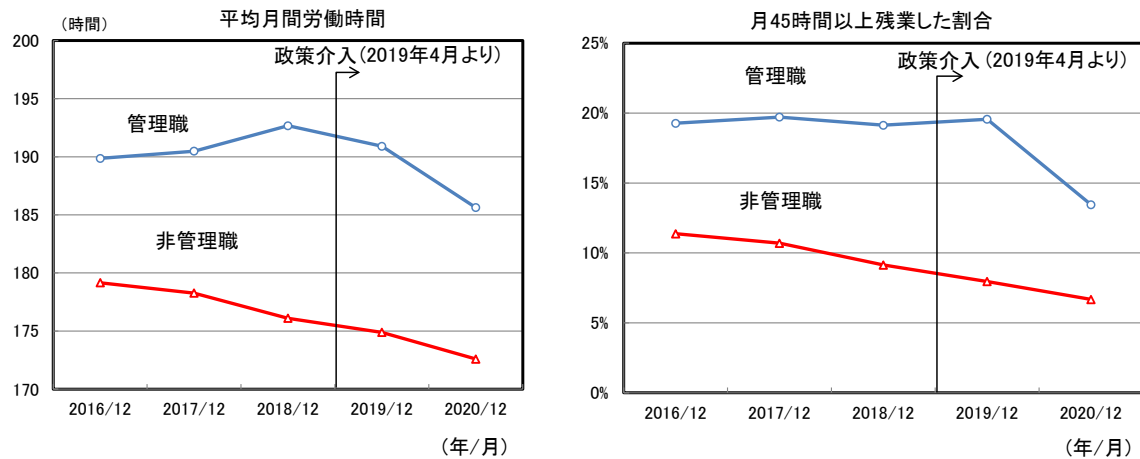
<sup>13</sup> 例えば、サービス業では①資本金の額または出資金の総額が5,000万円以下、または②常時使用する労働者数が50人以下の企業は中小企業、それ以外の企業は大企業と判断される。

<sup>14</sup> 個人事業主や医療法人など資本金や出資金の概念がない場合は、労働者数のみで判断される。

<sup>15</sup> 日本の労働基準法によれば、「管理監督者」とは労働条件やその他の労務管理事項を決定する管理責任を持つ人物である。従業員が「管理監督者」であるかどうかは、役職の名称によるのではなく、従業員の職務、責任、権限、および労働条件の実態によって決定される。従って、企業ごとに管理職であるかどうかを判断する基準は異なる。このため、本レポートの定義とは異なり、係長クラスの労働者が現実には管理職として勤務する可能性がある。

たものの、2020年に再び減少に転じた。図表5右で示される45時間以上残業した非管理職の割合は、大企業と同様に一貫して減少した。その一方で、管理職の残業割合は2018年に減少したものの、2019年に増加し、2020年に再び減少した。

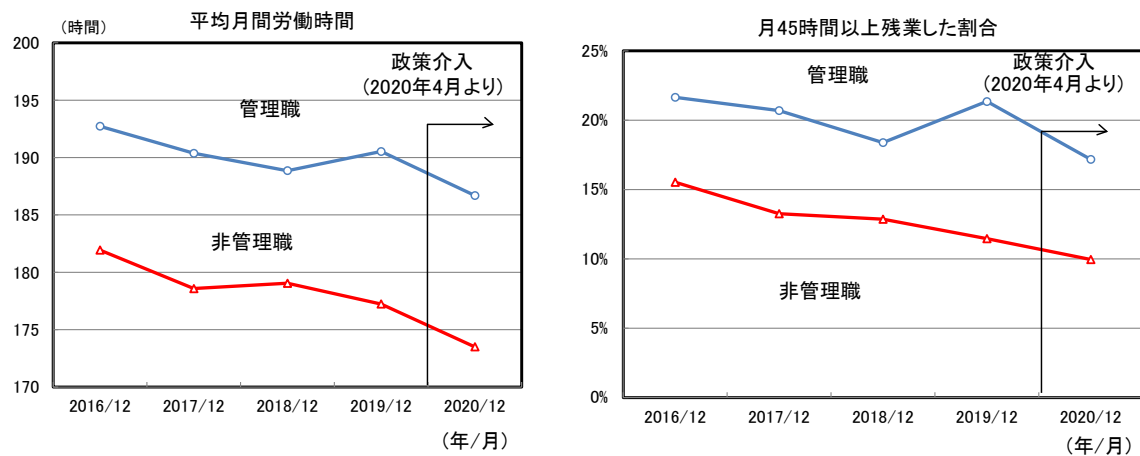
図表4：平均月間労働時間と月45時間以上残業した割合の推移（大企業）



(注) 前処理後のデータおよび脱落ウェイトを使用

(出所) リクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成

図表5：平均月間労働時間と月45時間以上残業した割合の推移（中小企業）



(注) 前処理後のデータおよび脱落ウェイトを使用

(出所) リクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成

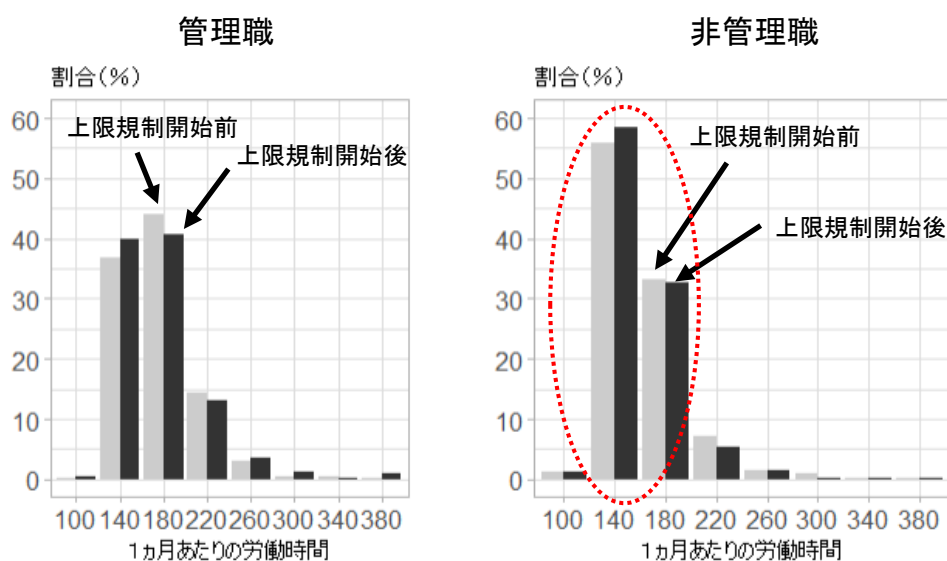
働き方改革により長時間労働者の割合は非管理職で低下、ただ一部の管理職では上昇？

次に、働き方改革関連法の施行前後の月間労働時間の変化を確認する。図表6と図表7は企業規模ごとに月間労働時間の分布を示したものである。グラフの横軸の目盛りは40時間刻みであり、例えば140の目盛りは、1ヵ月間の労働時間が140～180時間のサンプルの全体に占める割合を示す。グラフを見ると、大企業と中小企業は共通の傾向が観察できる。すなわち、両グラフの右側にある非管理職に関しては、新ルール適用後には、月140～180時間働いた人々の割合（横軸の目盛りが140のところ）が上昇した一方、月180時間以上働いた割合が低下したことが

観察できる。両グラフの左側の管理職については、非管理職と同様に月 140～180 時間働いた割合は高まったものの、月 260～300 時間働いた割合（横軸の目盛りが 260 のところ）や他の長時間労働でも割合が高まるなど、上限規制開始後に一部で長時間労働が深刻化した様子が確認できる。

これまでの分析は、年齢や配偶者の有無、勤務先の企業など様々な個人属性をコントロールしていない単純な集計に基づいたものである。次は、こうした属性をコントロールしたより厳密な計量モデルに基づく分析を行う。

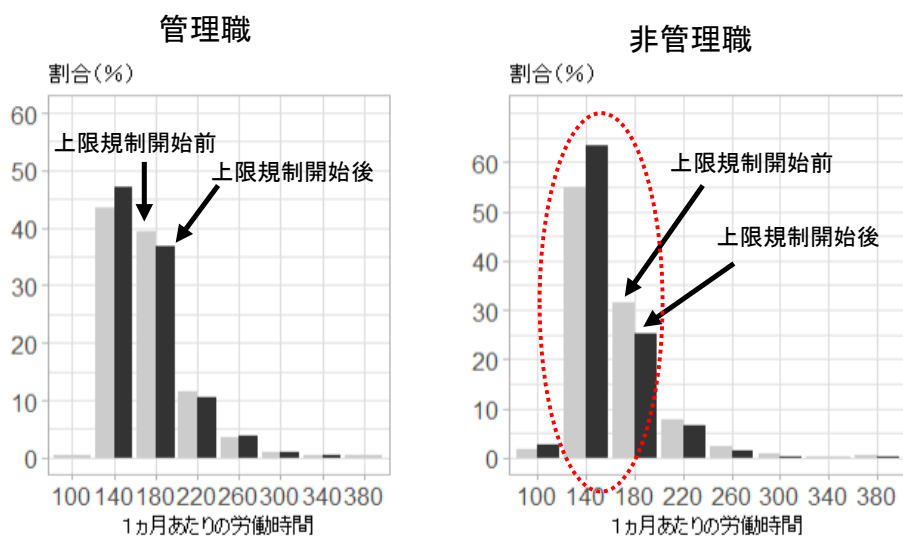
図表 6：残業時間の上限規制の開始前後における労働時間の分布の変化（大企業）



(注) 前処理後のデータおよび脱落ウェイトを使用。

(出所) リクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成

図表 7：残業時間の上限規制の開始前後における労働時間の分布の変化（中小企業）



(注) 前処理後のデータおよび脱落ウェイトを使用。

(出所) リクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成

#### 4. より厳密な分析をするための推定モデル

本レポートは推定モデルに固定効果モデルを利用した<sup>16</sup>。固定効果モデルを使うメリットは、観察できない（かつ時間不変の）変数による影響をコントロールできる点にある。例えば、観察できない個人の性格や趣向、勤務先<sup>17</sup>などの情報はデータがないため分析に使えないが、これらの情報は実際には説明したい変数に影響を及ぼす場合がある。その時、観察できない変数をまとめてコントロールすることでそれらの影響を取り除き、説明したい変数に対するよりバイアスの少ない政策効果を推定できるのが固定効果モデルの特徴である。山本・黒田（2014）の分析によれば、日本人のホワイトカラーの正社員のデータを調査したところ、男女ともに説明可能な労働時間変動の6~7割（イギリス人は3割程度）が同一企業で勤務しているという情報のみで説明できる。このため、個人固定効果を考慮した分析は、勤務先企業の違いから生じるバイアスを防ぐ効果も期待できる。

これより、本レポートのモデルは以下の通り記述できる。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_{it} + \beta_2 X_{it} + \text{Individual FE}_i + \text{Year FE}_t + \epsilon_{it}$$

i：各個人を示す記号（例：Aさん、Bさん）

t：各年を示す記号（例：2017年、2019年）

Y：1ヵ月当たりの労働時間などのアウトカム指標

Treated：残業時間の上限規制の適用を受けたことを示すダミー変数

X：サンプルの個人属性ベクトル（年齢カテゴリダミー（25-29歳など5年ごと）、性別ダミー、配偶者の有無ダミー、子供の有無ダミー、都道府県ダミー、学歴ダミー、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、主たる収入源が自分自身ダミー、リモートワークダミー）

Individual FE：個人固定効果（時間に関して不変、観察できない個人属性）

Year FE：年固定効果（個人に関して不変）

$\epsilon$ ：誤差項

Treated は残業時間の上限規制が適用されたかを示すダミー変数である。すなわち、あるサンプルが①法律の適用対象である非管理職、②規制の施行開始以降、という2つの条件が満たされた時に1、それ以外は0を取る変数である（**図表8**）。従って、政策効果は変数 Treated の係数 $\beta_1$ の推定値と解釈できる。

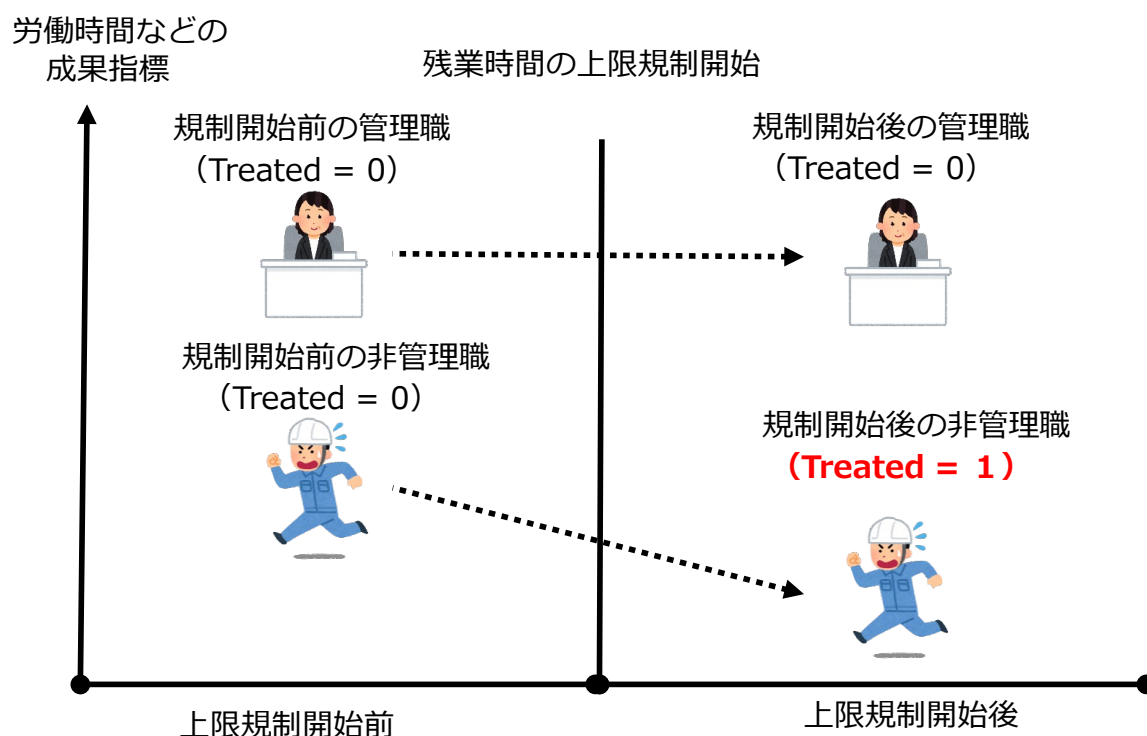
推計時には、2時点パネルデータとして分析した。その際には企業規模ごとに上限規制の開始

<sup>16</sup> 今回のような政策の効果検証でよく使用される手法の一つは差の差法である。しかし、図表4および図表5の労働時間の動きを観察したところ、管理職と非管理職の間で差の差法を用いるうえで重要な仮定を満たしていない（共通トレンドの仮定が満たされない）と判断できたため、この手法は採用しなかった。

<sup>17</sup> JPSED では○自動車や△銀行など勤務先の企業名は質問していない。

のタイミングが異なる点を考慮した。具体的には、大企業は 2017 年を新制度の開始前の期間、2019 年を開始後の期間とした。2018 年を分析対象としなかった理由は、労働時間のデータは 12 月時点のものであるため、2019 年 4 月の新制度開始を見据えて社内規定を変更した企業と、そうではない企業の情報が混在し、測定誤差を生むと懸念したためである。同様に、中小企業については、2018 年を新制度の開始前、2020 年を開始後の期間とした。

図表 8 : 変数 Treated のイメージ



(出所) いらすとやより大和総研作成

さらに、本レポートではデータセット全体に加え、男性と女性のみのサンプルも分析した。この狙いは、男性労働者と女性労働者の間で発生した異なる政策効果を捉えることである。

## 5. 分析結果：労働時間は総じて減少、ただし中小企業は女性の一部で増加

ここでは、残業時間の上限規制の適用を受けたことを示すダミー変数 Treated の係数 $\beta_1$ の推計結果を主に確認する。

大企業で働くサンプルの結果(図表 9)を見ると、全サンプルを対象とした分析(図表 9 上段)では、残業時間の上限規制の適用は、月間労働時間に▲3.0 時間のマイナス効果を与えたことが 1%の有意水準で確認された。残業確率に関しても、▲0.9%pt から▲2.5%pt までのマイナス効果が有意に推定された。また、このマイナス効果の幅は残業時間が長くなるにつれて縮小してゆく傾向が観察できた。男性のみの結果を見ると(図表 9 中段)、月間労働時間への影響は▲3.9 時間とサンプル全てを対象にした場合よりも減少幅が大きかった。また、月 60~100 時間以

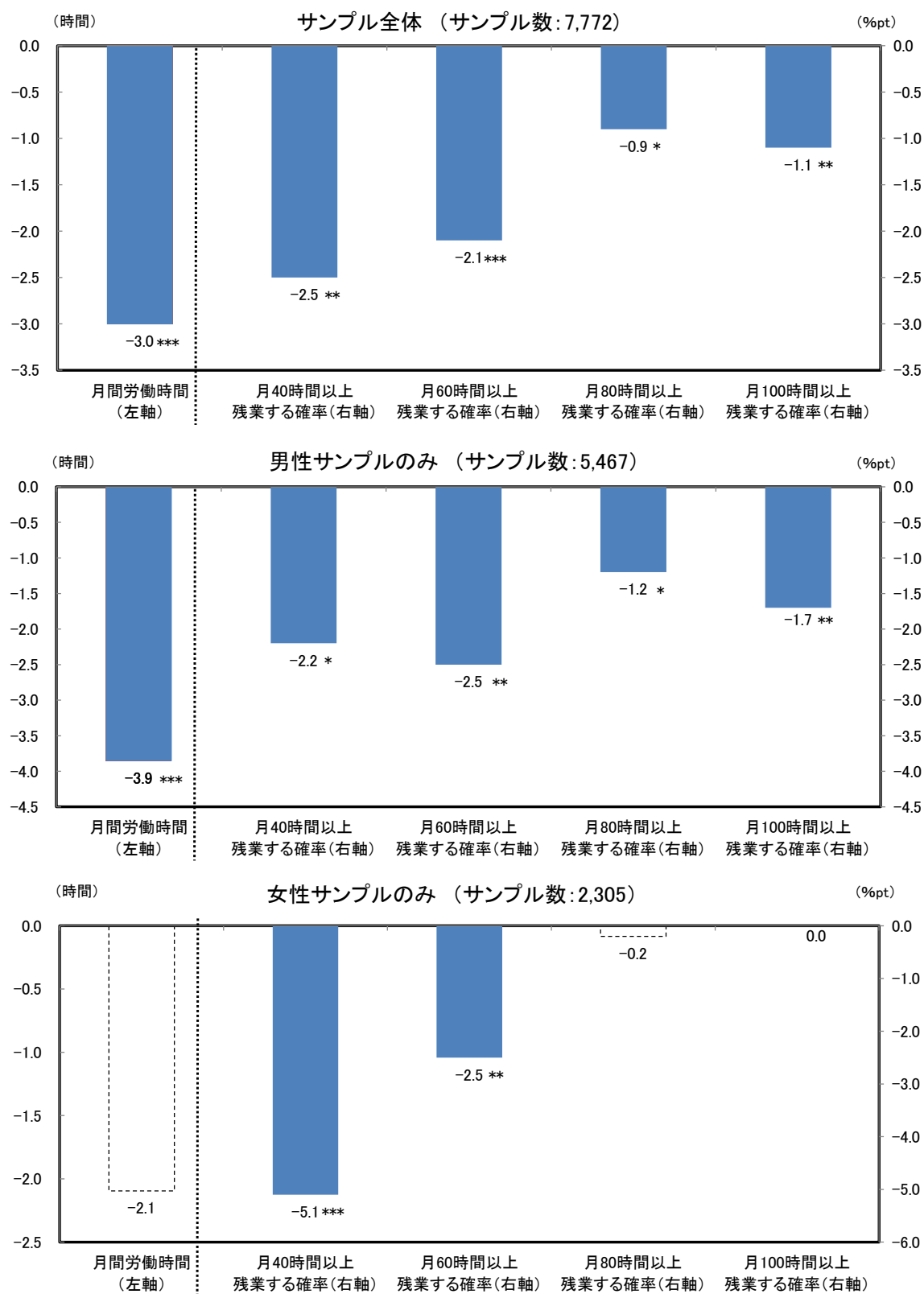
上の残業に対してのマイナス効果の幅もより大きかった。一方、大企業の女性サンプルの月間労働時間に対する影響（**図表 9 下段**）は統計的に有意な影響は確認されなかった。さらに、月 80～100 時間以上残業する確率との相関は観察できなかった。ただ、月 40 時間以上の残業した割合を▲5.1%pt 低下させるなど、低めの残業ラインを超える確率を低下させたことが見て取れる。これより、もともと残業時間の短い人々の残業時間を減らす効果があった可能性がある。

次に、**図表 10** の中小企業で働くサンプルの推計結果を見ると、**図表 10 上段**で示すサンプル全体では、月間労働時間に対しては▲2.6 時間のマイナス効果が有意に確認できた。また、月 80～100 時間以上残業した確率に対してはそれぞれ有意に▲1.5%pt および▲1.7%pt のマイナス効果が観察された。大企業のケースとは異なり、月 40～60 時間以上の残業に対しては有意ではないもののプラスの推定値が得られた。男性サンプルのみの結果を見ると（**図表 10 中段**）、月間労働時間への影響は▲4.0 時間とサンプル全体よりも大きかった。また月 80 時間以上および月 100 時間以上の残業確率へのマイナスの影響は大企業を上回った。統計的に有意な関係は見られなかったものの、月 40 時間以上残業する確率への影響はプラスと推定された。女性サンプル（**図表 10 下段**）は残業規制の適用を受け、月 40 時間以上残業した確率は+3.0%pt のプラス有意であった。一方、月 60～100 時間以上残業した確率や月間労働時間への有意な影響は確認できなかった。

#### 大企業はより積極的に従業員を採用し、中小企業は一部の従業員の残業増で対応した可能性

まとめると、残業時間の上限規制の導入により、総じて労働時間が減少し、特に男性がかなりの長時間労働を行う確率が低下した可能性が示唆された。また、大企業では広い範囲で一定時間以上残業する確率の低下が確認できたものの、中小企業では女性の一部で低めの残業ラインを超える確率が高まった。この背景としては、短期的には生産性を高めるのが難しい中、大企業はより積極的に従業員を採用した一方、中小企業は従業員の採用が困難と考え、一部の従業員の残業増で対応する傾向があった可能性が指摘できる。

図表9：残業時間の上限規制が労働時間に与えた影響（大企業）



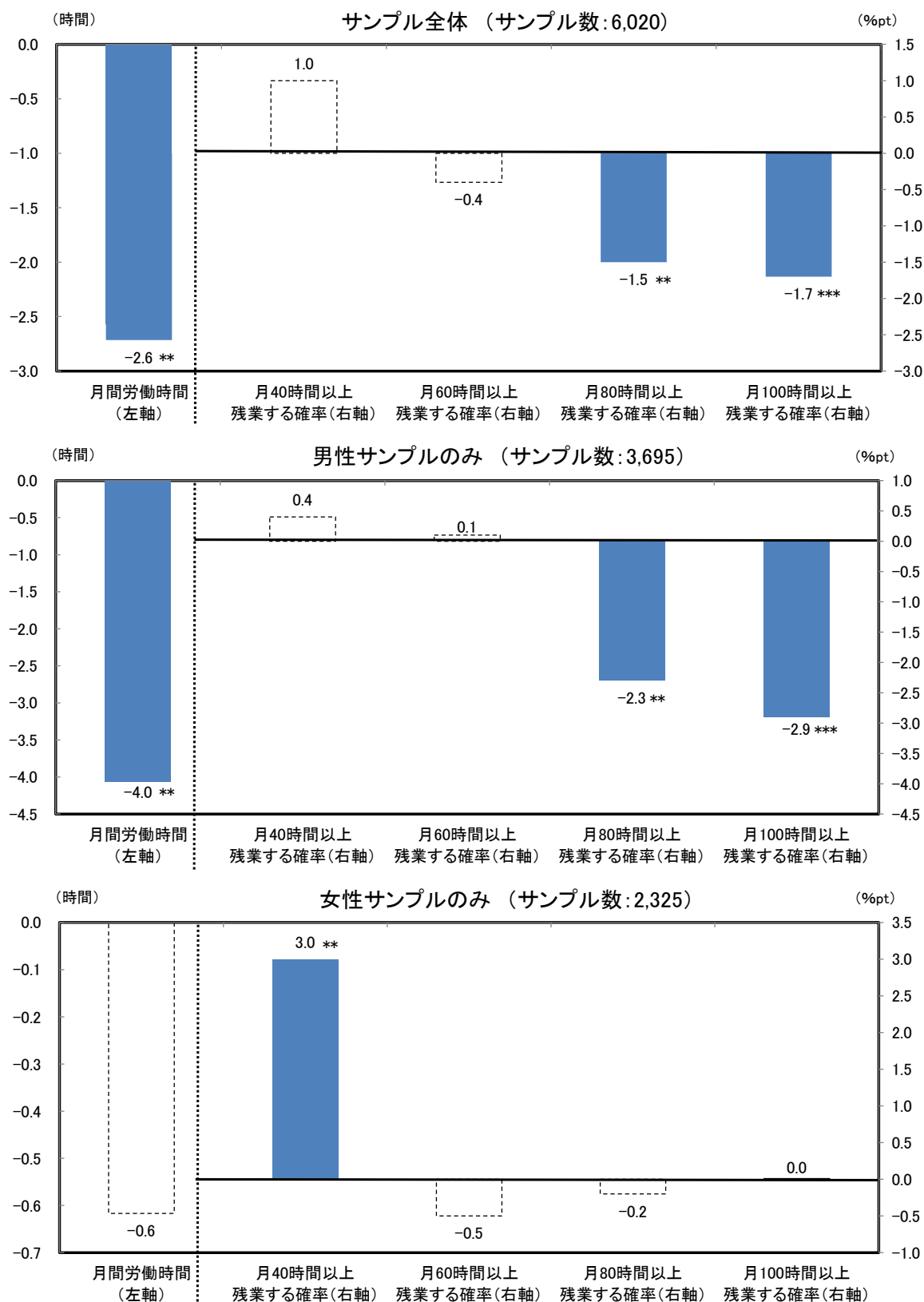
(注1) 固定効果モデルで推定された Treated の係数 $\beta_1$ の値。

(注2) \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準を満たす。

(出所) リクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成



図表 10 : 残業時間の上限規制が労働時間に与えた影響 (中小企業)



(注1) 固定効果モデルで推定された Treated の係数 $\beta_1$ の値。

(注2) \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準を満たす。

(出所) リクルートワークス研究所・インテージ「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成

## 6. 結論：効果はあったが、上限規制が新たな問題を引き起こす可能性も

本レポートは、残業時間の上限規制の効果を実証的に評価した。働き方改革関連法が2019年4月に順次施行されたことにより、企業は従来よりも厳しい残業時間の上限が設定され、違反時には罰則が科されるようになった。そこで、①施行タイミングが原則的に大企業は2019年4月、中小企業は2020年4月と企業規模ごとに異なる、②この上限規制は一般的な労働者には適用される一方、管理職は適用対象外、などの特徴を踏まえ、個人のパネルデータを用いて政策効果の検証を実施した。推定モデルには固定効果モデルを利用した。

分析結果を見ると、残業時間の上限規制は総じて労働時間の減少や長時間労働の抑制などに効果があり、これまで実証的な検証は少なかったものの、働き方改革関連法に基づく残業時間の上限規制は実際に効果があった可能性が示唆された。例えば、月間労働時間に対して大企業は▲3.0時間、中小企業は▲2.6時間の政策効果が統計的に有意に推定された。また、月100時間以上残業する確率に対しても、大企業は▲1.1%pt、中小企業は▲1.7%ptの有意な政策効果が推定された。男女別に見ると、男性の方がより明確な効果が観察された。

また、大企業では広い範囲で一定時間以上残業する確率の低下が確認できたものの、中小企業では女性が月40時間の残業ラインを超える確率が高まった。この背景としては、短期的には生産性を高めるのが難しい中、大企業は削減された労働時間をより積極的な従業員の採用で補う一方、中小企業はもともと残業時間が少なかった一部の従業員の残業増で対応する傾向があった可能性などが指摘できる。

さらにこの結果は、先行研究である山本(2019)の経済理論に基づく予測や、およびアメリカの残業時間の上限規制の効果を実証分析したBae and Yoon(2014)と整合的であった。従って、学術的な観点からは、本レポートは残業時間の上限規制に関する新たな実証的証拠を提示できたといえる。さらに男性のように長時間労働をする属性を持つ人々ほど残業規制の効果がより明確に表れる可能性が示された。加えて、大企業は新規採用の強化、中小企業は一部従業員の残業増、といったように企業の規模によって上限規制への対応が異なる可能性が示唆された。

もちろん、本分析の限界はいくつか存在する。具体的には、データの制約のため、①当該サンプルが管理職か非管理職かを役職に基づいて判断した、②所定内労働時間に関しては全てのサンプルで週40時間と仮定した、③大企業か中小企業かの区別を労働者数のみで判断した、ことなどが指摘できる。このため、本レポートの分析から得られた結果は相当の幅を持って見る必要がある。

今後は、残業時間の上限規制が新たな問題を引き起こす可能性も議論すべきであろう。例えば、規制対象外である管理職への業務の集中や、「名ばかり管理職」の増加が懸念される。さらに、山本(2019)が指摘するように、企業の働き方改革が単なる長時間労働の是正に終始し、業務プロセスや必要な仕事の取捨選択などの改革が行なれないケースが懸念される。この場合、同じ仕事を短い時間でこなさなければならなくなり、労働強度(負荷)の無理な増大という意味で仕事の要求度が高まり、ストレスの増加や生産性の低下をもたらしかねない。これはいわゆ

るアブセンティーズムと呼ばれる人的資本のパフォーマンスを下げる要因となり、健康経営の観点からも問題がある。従って、単に残業時間を減らすだけでなく、業務プロセスの改善や優先度の低い仕事の削減を含めた真の意味での働き方改革が求められる。

以上

#### 【参考文献】

- E B P Mの推進に係る若手・中堅プロジェクトチーム (2021) 「E B P Mの分析レポート (時間外労働の上限規制)」, 厚生労働省ウェブサイト  
(URL: <https://www.mhlw.go.jp/content/000928417.pdf>)
- 井上祐介・川村健史・小寺信也 (2019) 「位置データを用いた滞在人口の分析—働き方改革の進展—」, 『経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ』 DP/19-3, 内閣府政策統括官 (経済財政分析担当) 付
- 黒田祥子 (2010) 「日本人の労働時間—時短政策導入前とその20年後の比較を中心に—」, 『RIETI Discussion Paper Series』 10-P-002
- 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』 2019年1月号 (No. 702), 独立行政法人労働政策研究・研修機構, pp. 29-39.
- 山本勲・黒田祥子 (2014) 『労働時間の経済分析—超高齢社会の働き方を展望する』 日本経済新聞出版社
- Asai, Yukiko (2014) “Overtime Premium and Working Hours: An Evaluation of the Labour Standards Act Reform in Japan,” *Panel Survey Project Discussion Paper Series*, Institute of Social Sciences University of Tokyo, No. 76.
- Bae SH, Yoon J. (2014) “Impact of States’ Nurse Work Hour Regulations on Overtime Practices and Work Hours Among Registered Nurses,” *Health Serv Res*, 49 (5):1638–58.
- Crepon, B. and F. Kramarz (2002) “Employed 40 Hours or Not-Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek,” *Journal of Political Economy*, 110 (6), pp.1355–1389.
- Hamermesh, Daniel S. and Stephen J. Trejo (2000) “The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California,” *Review of Economics and Statistics*, 82 (1), pp.38-46.
- Kawaguchi, Daiji, Hisahiro Naitou and Izumi Yokoyama (2008) “Labor Market Responses to Legal Work Hour Restriction: Evidence from Japan,” *ESRI Discussion paper series 202*, Economic and Social Research Institute (ESRI)..
- Hunt, Jenifer (1999) “Has Work-sharing Worked in Germany?” *Quarterly Journal of Economics*, 114 (1), pp.117–148.
- Frank Pega, Bálint Náfrádi, Natalie C. Momen, Yuka Ujita, Kai N. Streicher, Annette M. Prüss-Üstün, Alexis Descatha, Tim Driscoll, Frida M. Fischer, Lode Godderis, Hannah M. Kiiver, Jian Li, Linda L. Magnusson Hanson, Reiner Rugulies, Kathrine Sørensen, Tracey J. Woodruff (2021) “Global, regional, and national burdens of ischemic heart disease and stroke attributable to exposure to long working hours for 194 countries, 2000–2016: a systematic analysis from the WHO/ILO Joint Estimates of the Work-related Burden of Disease and Injury.” *Environment International* 2021;154:106595.

Sasaki, Shoichi and Jiang, Mingyu (2022) “Do Overtime Regulations Reduce Overtime Work in Japan?,” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4282073> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4282073>

Skuterud, M. (2007) “Identifying the Potential of Work-sharing as a Job-creation Strategy,” *Journal of Labor Economics*, 25(2), pp.265–287.

Trejo, Stephen, J. (2003) “Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workers?,” *Industrial and Labor Relations Review*: 56 (3): pp. 530-551.

## 補論 1 : サンプルの要約統計量

本レポートの分析に使用したサンプルの要約統計量は以下の通りである。

補論図表 1 : 要約統計量

	大企業		中小企業	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢	40.3	8.4	42.0	7.8
男性ダミー	70.3%	0.5	61.4%	0.5
配偶者ありダミー	56.6%	0.5	51.6%	0.5
子供ありダミー	47.3%	0.5	45.9%	0.5
主たる収入源が自分自身ダミー	79.3%	0.4	72.8%	0.4
リモートワークダミー	7.0%	0.3	6.1%	0.2
月間労働時間	178.4	31.9	178.4	34.5
残業時間の上限規制を受けたダミー	34.6%	0.5	86.7%	0.3
月間残業時間が40時間以上ダミー	10.6%	0.3	12.7%	0.3
月間残業時間が45時間以上ダミー	10.5%	0.3	12.5%	0.3
月間残業時間が60時間以上ダミー	7.4%	0.3	9.3%	0.3
月間残業時間が80時間以上ダミー	2.6%	0.2	3.5%	0.2
月間残業時間が100時間以上ダミー	2.3%	0.2	2.9%	0.2
サンプル数	7,772		6,020	

(出所) リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」より大和総研作成

## 補論 2 : 残業時間の上限規制が労働需要に与える影響

ここでは 2-3 で説明した、残業時間の上限規制が労働需要に与える影響を詳しく見る。分析には、山本 (2019) のフレームワークを用いる。これは、Hunt (1999) のモデルを基に、企業の利潤最大化問題を労働時間と雇用という 2 つの生産要素で形式化したものである。

$$\max_{N,H} F(N, H) - (w\bar{H} + (1+x)w \cdot \max(0, H - \bar{H}))N - fN$$

ここで、以下のように各要素を定義する：

N : 労働者数

$H$  : 労働者一人当たりの労働時間

$F$  : 生産関数 ( $F_N > 0, F_{NN} < 0, F_H > 0, F_{HH} < 0$ )<sup>18</sup>

$w$  : 賃金

$\bar{H}$  : 所定内労働時間

$x$  : 残業時の割増賃金率

$f$  : 固定労働費用

このフレームワークでは、固定労働費用  $f$  が労働時間に関係なく発生し、さらに残業代は所定内労働時間を超えた場合に支払われると仮定している。以下の分析では、残業が発生している（すなわち  $H > \bar{H}$ ）と仮定する。ここで、従業員数 ( $N$ ) と従業員一人当たりの労働時間 ( $H$ ) に関して利潤を最大化する条件として、以下の通り限界生産性と限界費用が一致する一階条件が得られる。

$$F_N = w\bar{H} + (1+x)w(H - \bar{H}) + f$$

$$F_H = (1+x)wN$$

$$\frac{F_N}{F_H} = \frac{w\bar{H} + (1+x)w(H - \bar{H}) + f}{(1+x)wN}$$

この方程式から、雇用と労働時間間の限界代替率（左辺）が限界費用（右辺）と等しいことが読み取れる。強制的な残業削減（ $H$  の削減）、例えば働き方改革関連法のような場合、右辺は減少する。生産関数の形状を考慮すると、右辺の減少は、労働時間に対して雇用が相対的に増加することを意味する（ $F_N$  が相対的に小さくなると  $F_N > 0$  および  $F_{NN} < 0$  より、 $N$  が相対的に増加するため）。従って、経済理論からは、働き方改革関連法による強制的な残業削減が行われた場合、労働時間から雇用へとシフトが発生すると予測される。

<sup>18</sup>  $F$  や  $F_{..}$  はそれぞれ、生産関数を当該変数による 1 回微分、2 回微分を表す。