

「働き方改革」の効果に関する実証分析

～40歳未満の正社員・非管理職では労働時間の抑制が進んだ可能性～

〈ディスカッション・ペーパー〉

2020年9月14日 調査部 遠藤 裕基

TEL 045-225-2375

E-mail: y-endo@yokohama-ri.co.jp

【要約】

- ・わが国では、2016年以降、働き方改革関連法（残業時間の上限規制、有給休暇の年5日取得義務化など）の施行が視野に入的过程中で、働き方改革という言葉が広く普及し、労働時間を抑制する取り組みが進められてきた。本稿では、慶應義塾大学が作成している「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」を用いて、働き方改革関連法施行に向けた取り組みの効果を検証した。分析の主要な結論は以下の通りである（図表）。
- ・正社員・非管理職のうち40歳未満にサンプルを限定すると、働き方改革関連法に対応した取り組みによって週当たり労働時間の減少が確認される。一般的な見方に反するものの、週当たり労働時間が減少したのは、サービス残業（サービス残業の定義については、4ページ脚注6を参照）が減ったためである。この理由の1つは、労働時間の客観的な把握（PCの使用時間の記録など）が求められるようになったためと推察される。正社員・管理職についてみると、働き方改革関連法施行に向けた取り組みで週当たり労働時間が明確に減少したとの結果は得られなかった。また、非管理職と異なり、週55時間超の残業をしている者の割合の低下も確認されず、働き方改革への取り組みが進む中でも、管理職の長時間労働に歯止めがかかっていない恐れがある。
- ・目下、新型コロナウイルスへの対応でテレワーク拡大に向けた動きが広がりつつある。ただテレワークはオフィス時より客観的な労働時間の管理が難しく、サービス残業が増える恐れがある。本稿の主要な結論から、こうした問題への対応を考えると、テレワーク時においても労働時間の客観的な把握が可能となるようなシステムの導入を進めることが重要である。また、こうしたシステムの導入を促すために政府としては補助金の拡充を図るとともに、企業に客観的な労働時間管理を徹底させるような監督・取り締まりの機能強化を進めることが必要である。

図表 推計結果のまとめ

	①週当たり労働時間	②週当たり残業時間	③週当たりサービス残業時間	④週当たり労働時間55時間超割合	⑤有給休暇取得日数
正社員・非管理職	×	△	△	○	○
正社員・非管理職 (40歳未満)	○	△	○	○	△
正社員・管理職	×	△	×	×	△

注：○→有意に想定した効果がある、△→複数のモデルで結果が異なり、明確に判断ができない、×→有意ではない

出所：慶應義塾大学「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」などより浜銀総研作成

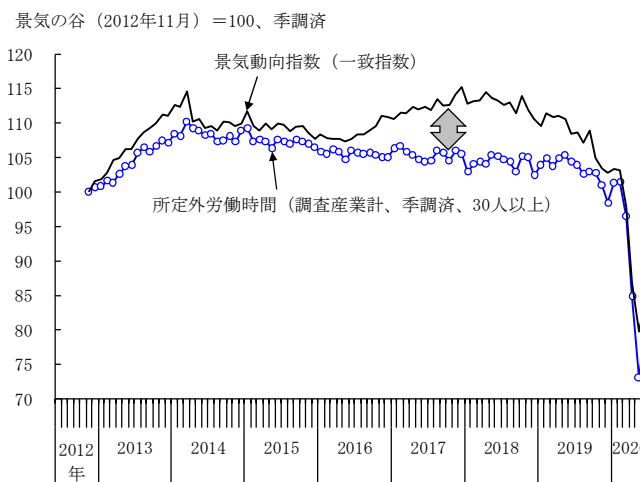
1. はじめに

わが国では、近年、働き方改革が進む中で労働時間が抑制されてきた。例えば、遠藤（2018）¹では、2016年以降、景気が拡張している割に残業時間がそれほど増えていないことがマクロ統計から確認されている。実際、景気の一致指標として作成されている景気動向指数（一致指数）と、残業時間を示す所定外労働時間をみると、2016年以降、両者の間には乖離がみられる（図表1）。ただ、足元では、新型コロナウイルスの影響で経済活動が停滞し、残業時間が大幅に減少しており、景気動向指数（一致指数）と所定外労働時間はともに急落している。残業時間の急減で長時間労働というワードを目にする機会も減っている。

しかしながら、わが国においては長年をわたって長時間労働が大きな社会問題となってきた。先行き再び景気が拡張局面となれば、長時間労働はわが国の課題として再度注目されることになる。働き方改革が長時間労働の抑制に寄与し得たのかを検証することは、今後の企業の労務管理や政府の労働時間政策を考える上で重要な視座を提供すると考えられる。本稿では、働き方改革の効果を慶應義塾大学が作成している「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」²を用いて検証していくことにする。

まず、本稿で分析の対象とする働き方改革について簡単に定義する。ある政策の効果を検証する場合、政策が実施された後に、その効果が発現しているのかを検証するのが普通である。今回の場合で言えば、働き方改革関連法（罰則付き残業時間の上限規制や有給休暇の年5日取得の義務化を盛り込んだ改正労働基準法など）³の施行前後の比較で、効果検証を行うことが考えられる。しかし、わが国では、実態として、2016年8月2日に閣議決定された「未来への投資を実現する対策」で残業時間の上限規制の導入（導入は大企業で2019年4月～、中小企業⁴では2020年4月～）が視野に入って以降、企業規模の大小を問わず多くの企業が長時間労働の是正に向けた取り組みを始めている（図表2）。また、働き方改革という言葉自体も「未来への投資を実現する対策」が公表されて以降、世の中で広く使われるようになってきている。働き方改革の効果を検証するという観点から考えると、2016年より前とそれ以降で労働時間にどのような変化が現れたのかをみる方が適切と言えよう。本稿では、2016年以降の働き方改革、つまり企業による長時間労働の抑制に向けた取り組みが本当に効果を有していた

図表1 2016年以降弱まる景気と残業時間の連動性



注：グラフの始点（2012年11月）は前回の景気の谷。

出所：内閣府「景気動向指数」、厚生労働省「毎月勤労統計」より浜銀総研作成

¹ <https://www.yokohama-ri.co.jp/html/report/pdf/ev007.pdf>

² 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」の個票データの提供を受けた。記して感謝の意を表したい。

³ 残業時間の上限が原則月45時間、年間360時間となった。繁忙期など特別な事情があり、労使が合意している場合に限り、年間720時間まで残業時間を延長できるが、それでも単月で100時間（休日労働含む）を超える残業は認められず、これに違反した企業には罰則が課される。これまでは、労使協定を締結すれば、青天井での残業が事実上許容されていたが、この改正労働基準法の施行により、残業時間の明確な上限と罰則規定が設けられたことで規制の有効性が高まった。

⁴ 中小企業とは、資本金または出資金の総額が5,000万円以下（小売、サービス）、1億円以下（卸売業）、3億円以下（それ以外）の企業。または、常時使用する労働者数が50人以下（小売）、100人以下（卸売、サービス）、300人以下（それ以外）の企業。

のかを検証することとする。

前述の通り、マクロ統計をみる限り、2016年以降、景気が拡張している割に残業時間はそれほど増えていない。ただ、働き方改革と残業時間を含む労働時間の関係をマクロ統計のみで確認することは極めて困難である。労働時間は、景気の影響だけでなく、働き手の属性等の様々な要因（直接観察することが不可能な要因も含む）の影響を受けており、それらをコントロールした上で、働き方改革との因果関係をみる必要がある。例えば、黒田（2010）では、政府が公表する毎月勤労統計、労働力調査、社会生活基本調査のいずれをみても、1980年代末以降の平均労働時間は趨勢的に低下トレンドを持っている点を確認した上で、社会生活基本調査の個票を用いて人口構成・ライフスタイルの変化を調整した1人当たり労働時間を計測し、1986年と2006年の労働時間の比較を行っている。分析の結果、1986年と2006年の労働時間間に統計的に有意な差はないとの結論が示されている。つまり、マクロ統計で示される1980年代末以降の労働時間の減少は、労働時間政策（具体的には1988年の労働基準法の改正）の効果ではなく、人口構成・ライフスタイルの変化を反映したものである。

このようにマクロ統計の平均労働時間をみるだけでは、労働時間政策の効果を検証するにあたって限界があることが分かる。こうした問題に対処するには、パネルデータを用いることが有効である。このため、本稿では、慶應義塾大学が作成しているパネルデータである「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」（以下では、単に日本家計パネル調査と記載）を用いて分析を進めていく。

2. 仮説の設定

労働時間政策には、いくつかの種類があり、山本（2016）では、①割増賃金率の引き上げ、②割増賃金率の適用除外（いわゆるホワイトカラー・エグゼンプション）、③所定内労働時間の引き下げ、④労働時間の上限規制などを挙げている。また、その有効性についての研究も数例確認することができる。例えば、①については、深堀・萩原（2014）、②については山本・黒田（2014）、③については、Kawaguchi, Naito and Yokoyama（2008）といった先行研究がある。ただ、いずれの先行研究でも、①～③が労働時間の減少に明確に結びついたとの結果は得られていない。

今回の働き方改革関連法に含まれる残業時間の上限規制は、上記の④にあたるものである。詳細はレポート末のAppendix①に記載するが、経済理論から考えると、④は労働時間の減少に寄与するとみられる。また、理論面からの効果は判然としないものの、残業時間の上限規制との組み合わせで、有給休暇の年5日取得義務化や勤務間インターバルの努力義務化も効果を発揮する可能性がある。以上から、「働き方改革関連法の施行に向けた取り組みにより、労働時間の抑制が進む」との仮説を設定し、検証を進めることにする。以下では推計方法と推計結果を確認していくことにする。なお、結論のみに興味がある読者は、9ページの「5. おわりに」を確認されたい。

図表2 働き方改革関連法の主な内容
と施行時期

		2019年4月	2020年4月	2021年4月
残業時間の上限規制	大企業	○		
	中小企業		○	
年5日の年休の確実な取得	大企業	○		
	中小企業	○		
高度プロフェッショナル制度の創設	大企業	○		
	中小企業	○		
勤務間インターバルの努力義務	大企業	○		
	中小企業	○		
同一労働同一賃金（パートタイム・有期雇用労働者について、正規労働者との不合理な待遇差を禁止）	大企業		○	
	中小企業			○

※中小企業とは…

業種	A.資本または出資額	B.常時雇用する労働者
小売業（飲食店を含む）	5,000万円以下	50人以下
サービス業	5,000万円以下	100人以下
卸売業	1億円以下	100人以下
その他の業種	3億円以下	300人以下

出所：厚生労働省資料より浜銀総研作成

3. 利用データと変数

前述の通り本稿で使用するデータは慶應義塾大学が作成している日本家計パネル調査⁵である。使用するデータは2004年から2019年のデータであり、記述統計については巻末のAppendix②を参照されたい。日本家計パネル調査は、2004年からスタートした慶應義塾家計パネル調査（KHPS）と、2009年から実施されている（旧）日本家計パネル調査（JHPS）を統合したパネルデータである。パネルデータとは、同一の個人（あるいは企業、地域）を追跡調査したデータのことであり、働き方改革の効果を検証するにあたって本稿では、下記の式を推計する。

$$H_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \gamma Y_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

ここで添え字 i は個人、 t は年を示す。被説明変数の H は週当たり労働時間（残業時間含む）である。なお、週当たり労働時間以外にも、週当たり残業時間や週当たりサービス残業時間⁶、週当たり労働時間55時間超（週5日勤務を想定した場合に月60時間超の残業を行うケース）ダミー、有給休暇取得日数を被説明変数に採用した式も推計する。

次に、説明変数の X には、景気要因をコントロールする変数（景気動向指数）と労働時間に影響を与えると考えられる個人属性を示す変数（性別、年齢など）を入れている。 Y は、働き方改革の取り組みが進み始めたとみられる2017年以降を1とするダミー変数である。ここで2016年以降ではなく、2017年以降としている理由は、日本家計パネル調査の調査時点がその年の1月のためである。同調査において2016年とは、2016年1月時点の結果を示したものである。前述の通り働き方改革という言葉が広く普及しはじめたのは、「未来への投資を実現する対策」が閣議決定された2016年8月2日以降である。こうした点を考慮し、2017年以降を1とするダミー変数を用いることとした。もちろん、このダミーでは働き方改革関連法以外の政策変更や構造変化の効果を拾ってしまう可能性がある点には留意が必要である⁷ものの、本稿では、この働き方改革ダミーの係数 γ が符号条件を満たし、かつ統計的に有意かどうかを確認する。その他については、 μ が観察できない個人効果、 ε が誤差項、 α が定数項を示している。

⁵ KHPSは初回時に20～69歳の男女約4,000人の調査を行い、その後2007年に約1,400人、2012年に約1,000人の新規調査対象を追加し、継続的に調査が実施されている。他方、JHPSについては、初回時に20歳以上の男女約4,000人の調査からスタートしている。調査対象が有配偶であれば、その配偶者にも一部の項目について調査が行われている。KHPSとJHPSは抽出の母集団は重なっているが、結果的に調査回答者の重複がないため、これらのサンプルを合わせて分析に用いることができる。

⁶ 日本家計パネル調査では、残業時間だけでなく、残業割増手当分の残業時間についても調査をしており、両項目の差をとることでサービス残業とみられる時間を計算することができる。

⁷ 残業時間の上限規制や有給休暇の年5日取得の義務化などを含む改正労働基準法の効果を検証する場合、大企業と中小企業で施行時期が異なることを利用して、DID（差の差）分析を行うことが考えられる。ただ、本稿でも指摘したように改正労働基準法の施行を前に、企業規模を問わず多くの企業で長時間労働の是正に向けた取り組みが行われたことを考えると、DID分析で改正労働基準法の効果を識別することは困難と考えられる。また、2019年4月以降、大企業、中小企業ともに改正労働基準法の施行で有給休暇の年5日の取得が義務化されたほか、労働時間等設定改善法の改正で勤務間インターバルの導入が努力義務化されており、こうした政策変更が分析結果に大きく影響する可能性がある。加えて、本稿執筆時点で、日本家計パネル調査は2019年分（2019年1月時点の調査）が最新の調査となっており、改正労働基準法が改正された2019年4月以降のデータは発表されていない。このため、本稿では、DID分析は実施せず、単に働き方改革の取り組みが進み始めたとみられる2017年以降を1とするダミー変数を用いて働き方改革の効果を推計することとした。

4. 分析結果とその解釈

本稿では分析対象を60歳未満の正社員に限定している点に留意されたい。推計結果は、被説明変数を(ア)週当たり労働時間⁸、(イ)週当たり残業時間、(ウ)週当たりサービス残業時間、(エ)週当たり労働時間55時間超(週5日勤務を想定した場合に月60時間超の残業を行うケース)ダミー、(オ)有給休暇取得日数にしたそれぞれのケースについて、a. 非管理職サンプル、b. 非管理職サンプル(40歳未満)、c. 管理職⁹サンプルごとに掲載する。また、(イ)、(ウ)、(オ)については、ゼロと回

図表3 推計結果 (a. 非管理職サンプル)

被説明変数	(ア) 週当たり労働時間 (対数)	(イ) 週当たり残業時間 (対数)		(ウ) 週当たりサービス残業時間 (対数)		(エ) 週当たり労働時間55時間超ダミー	(オ) 有給休暇取得日数	
	固定効果モデル	固定効果モデル	変数効果トービットモデル	固定効果モデル	変数効果トービットモデル	固定効果ロジットモデル	固定効果モデル	変数効果トービットモデル
推計方法	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
働き方改革ダミー	-0.004 (0.004)	-0.024 (0.025)	-0.036+ (0.021)	-0.055 (0.039)	-0.060+ (0.031)	-0.252** (0.112)	0.627*** (0.167)	0.278+ (0.162)
年齢	-0.009*** (0.002)	-0.014 (0.012)	0.002 (0.008)	0.002 (0.020)	0.000 (0.012)	-0.149*** (0.049)	0.052 (0.090)	0.033 (0.080)
年齢2乗	0.000** (0.000)	0.0000 (0.000)	-0.000+ (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
男性ダミー			0.297*** (0.032)		0.324*** (0.041)			-2.983*** (0.303)
大卒以上ダミー			0.176*** (0.028)		0.162*** (0.035)			-0.317 (0.279)
実質年収 (対数)	0.038*** (0.005)	0.181*** (0.032)	0.216*** (0.024)	0.011 (0.056)	0.136*** (0.035)	0.597*** (0.129)	1.068*** (0.218)	3.103*** (0.217)
景気動向指数	0.000** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.003+ (0.002)	0.003** (0.001)	0.005 (0.004)	0.064*** (0.008)	0.058*** (0.008)
同居人数	0.000 (0.002)	-0.021+ (0.011)	-0.013+ (0.007)	-0.022 (0.018)	-0.011 (0.010)	-0.009 (0.047)	-0.040 (0.082)	-0.011 (0.068)
定数項	3.841*** (0.046)	1.192*** (0.281)	0.293 (0.212)	1.493*** (0.484)	0.571+ (0.311)		-4.944** (2.135)	-16.026*** (1.950)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	19,439	11,117	11,117	5,356	5,356	7,359	13,712	13,712

注：***、**、+はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。

出所：慶應義塾大学「日本家計パネル調査 (KHPS/JHPS)」などより浜銀総研作成

⁸ 週当たり労働時間については、140時間超と回答するサンプルについては除外している(1日4時間、1週間で28時間を睡眠などの生活時間、残りすべてを労働時間というケースを上限に設定)。また、週当たり労働時間のヒストグラムをみると、1日当たりの労働時間と誤認している回答者が存在するため、24時間以下と回答したサンプルについても除外した。

⁹ 会社での職位を「常勤の職員・従業員(正規社員)一役職あり」または「常勤の職員・従業員(正規社員)一経営者」と回答した者を対象とした。ここでの管理職は労働基準法第41条の「管理監督者」を指しているわけではない。

答しているサンプルが多いことから、変量効果トービットモデル¹⁰を用いた結果も併せて紹介することにする。なお、固定効果モデルと変量効果モデルの選択は、ハウスマン検定の結果に基づいて行っている。

まず、前ページの図表3でa. 非管理職サンプルでの推計結果をみると、(ア)～(ウ)については、働き方改革ダミーが有意（5%水準）とならない一方で、(エ)と(オ)は有意な結果（(オ)の変量効果トービットは10%水準で有意）となっている（図表3）。働き方改革関連法に対応した取り組みで週当たり労働時間などの減少を確認することはできなかったものの、週55時間超の労働をしている者の割合が低下したり、有給休暇の取得日数が増えた可能性が指摘できる。

次に、b. 非管理職サンプル（40歳未満）の推計結果をみていくことにする（図表4）。ここで、40

図表4 推計結果（b. 非管理職サンプル（40歳未満））

被説明変数	(ア) 週当たり労働時間 (対数)	(イ) 週当たり残業時間 (対数)		(ウ) 週当たりサービス残業時間 (対数)		(エ) 週当たり労働時間55時間超ダミー	(オ) 有給休暇取得日数	
	固定効果モデル	固定効果モデル	変量効果トービットモデル	変量効果モデル	変量効果トービットモデル	固定効果ロジットモデル	固定効果モデル	変量効果トービットモデル
推計方法	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
働き方改革ダミー	-0.016** (0.008)	-0.005 (0.043)	-0.068+ (0.039)	-0.132** (0.053)	-0.144** (0.056)	-0.577*** (0.210)	0.622** (0.297)	0.285 (0.309)
年齢	-0.011 (0.007)	0.047 (0.039)	0.032 (0.033)	-0.089+ (0.047)	-0.093+ (0.050)	-0.028 (0.163)	0.728** (0.299)	0.801** (0.316)
年齢2乗	0.000 (0.000)	-0.001+ (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001+ (0.001)	0.001+ (0.001)	-0.001 (0.003)	-0.012** (0.005)	-0.011** (0.005)
男性ダミー			0.404*** (0.043)	0.436*** (0.055)	0.463*** (0.056)			-3.066*** (0.434)
大卒以上ダミー			0.210*** (0.037)	0.219*** (0.047)	0.232*** (0.048)			0.142 (0.390)
実質年収 (対数)	0.051*** (0.007)	0.164*** (0.044)	0.253*** (0.034)	0.127*** (0.047)	0.136*** (0.049)	0.878*** (0.195)	1.500*** (0.311)	3.116*** (0.322)
景気動向指数	0.001+ (0.000)	0.004** (0.001)	0.003+ (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.006 (0.006)	0.089*** (0.012)	0.086*** (0.013)
同居人数	0.000 (0.003)	-0.030** (0.014)	-0.016+ (0.010)	-0.016 (0.013)	-0.014 (0.014)	0.052 (0.063)	0.050 (0.113)	0.135 (0.096)
定数項	3.787*** (0.110)	0.267 (0.638)	-0.463 (0.533)	2.148*** (0.781)	2.074** (0.820)		-20.953*** (4.970)	-31.472*** (5.219)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	8,037	5,152	5,152	2,439	2,439	2,989	5,390	5,390

注：***、**、+はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。

出所：慶應義塾大学「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」などより浜銀総研作成

¹⁰ トービットモデルとは、被説明変数がある限られた範囲しかとらないモデルを指す。例えば、週当たり残業時間の下限はゼロ（残業をしない）となり、負の値をとることはない（正の範囲しかとらないモデル）。この時、OLS（最小二乗法）で推計を行うと、パラメータに偏りが生じるため、トービットモデルを最尤法で推定する。

歳未満にサンプルを限定する理由は以下の通りである。内閣府（2019）では、モバイル・ビッグデータを用いた分析から、相対的に20歳代、30歳代の若年層で働き方改革が進んだ可能性が指摘されている。こうした分析から、20歳代、30歳代にサンプルを限定すれば、働き方改革関連法施行に向けた取り組みの効果が有意に現れると考えたためである。40歳未満サンプルでの推計結果をみると、全サンプルでは、有意とならなかった（ア）と（ウ）の働き方改革ダミーが5%水準で有意にマイナスとなっている。40歳未満では、働き方改革関連法の施行に向けた取り組みで週当たり労働時間が減少したとみられる。ただ、（イ）ではなく、（ウ）が有意となっていることから、週当たり労働時間の減少は専らサービス残業の減少が主因とみられる（サービス残業の定義については、脚注6を参照）。一般に働き方改革によって、（管理の対象となる）労働時間は抑制されたが、その分サービス残業が増えたとの論調があるが、日本家計パネル調査を用いた今回の分析では、これとは逆の結果が得られた。この点の解釈はやや難しいものの、2017年1月に厚生労働省より公表された「労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関するガイドライン」や、労働安全衛生法の改正（2019年4月施行）

図表5 推計結果（c. 管理職サンプル）

被説明変数	（ア）週当たり労働時間（対数）	（イ）週当たり残業時間（対数）		（ウ）週当たりサービス残業時間（対数）		（エ）週当たり労働時間55時間超ダミー	（オ）有給休暇取得日数	
	固定効果モデル	固定効果モデル	変数効果トロービットモデル	固定効果モデル	変数効果トロービットモデル	固定効果ロジットモデル	固定効果モデル	変数効果トロービットモデル
推計方法	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
働き方改革ダミー	0.002 (0.005)	0.024 (0.029)	-0.074*** (0.023)	0.058 (0.041)	-0.049 (0.031)	-0.049 (0.122)	0.566*** (0.191)	0.278 (0.182)
年齢	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.020)	0.046*** (0.013)	0.022 (0.030)	0.081*** (0.018)	0.013 (0.076)	-0.420*** (0.148)	-0.097 (0.129)
年齢2乗	0.000 (0.000)	0.0000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002** (0.001)	0.004*** (0.002)	0.001 (0.001)
男性ダミー			0.229*** (0.047)		0.295*** (0.059)			-2.397*** (0.458)
大卒以上ダミー			0.136*** (0.030)		0.144*** (0.036)			-0.764** (0.312)
実質年収（対数）	0.044*** (0.008)	0.288*** (0.062)	0.277*** (0.037)	0.198** (0.084)	0.222*** (0.047)	1.011*** (0.221)	-0.336 (0.386)	0.850*** (0.324)
景気動向指数	0.000** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.004 (0.005)	0.060*** (0.009)	0.068*** (0.010)
同居人数	0.003 (0.002)	0.008 (0.014)	0.013 (0.009)	0.03 (0.020)	0.010 (0.011)	0.093 (0.058)	0.050 (0.098)	0.068 (0.083)
定数項	3.867*** (0.085)	0.738 (0.528)	-0.792** (0.340)	0.732 (0.791)	-1.317*** (0.455)		13.653*** (3.919)	-1.826 (3.283)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	13,701	7,579	7,579	4,507	4,507	5,982	9,762	9,762

注：***、**、+はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。

出所：慶應義塾大学「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」などより浜銀総研作成

¹¹で客観的な方法による労働時間の把握が求められるようになったことが影響している可能性が指摘できる。ガイドラインや改正労働安全衛生法では、労働時間の把握方法として、PCの使用時間（ログインからログアウトまでの時間）など客観的な記録を求めている。PCの使用時間の記録がなされていれば、PCでの作業がメインとなる仕事の場合、サービス残業がある程度減少することになる。PCの使用時間を把握していながら、適切な残業代を支払わなかった場合、明確に労働基準法違反となるためである。このように客観的な労働時間の把握方法の導入が進み、サービス残業が抑制されたとの解釈が可能である。もっとも、こうした要因が40歳未満だけで現れている理由は不明なままであり、今後の分析、検証が必要である。

他方で、(エ)の働き方改革ダミーは全サンプルと同じく有意にマイナスとなっている。(オ)については、固定効果モデルでは有意となる一方で、変量効果トービットモデルでは有意とならず、働き方改革関連法施行への取り組みで有給休暇の取得日数が増えたとは断定できない。なお、40歳以上の非管理職サンプルでみると、(オ)は固定効果モデル、変量効果トービットモデルともに働き方改革ダミーが5%で有意にプラスとなっている。働き方改革が進む中で、相対的に中高年層の有給休暇の取得が進んだ可能性が指摘できよう。

最後にc.管理職サンプルの結果をみていくことにする。ここで管理職に注目する理由は、働き方改革関連法施行への取り組みが進む中で非管理職の労働時間が抑制された一方、管理職の労働時間が増加したとの見方があり、この点を確認するためである。推計結果をみると、(ア)の働き方改革ダミーは有意となっていない。つまり、少なくとも管理職全体としてみたとき、働き方改革関連法施行に向けた取り組みで週当たり労働時間が減少したとは言えないことが確認できた。なお、この結果については、働き方改革関連法への取り組みで週当たり労働時間が増えなかったという訳ではない。例えば、プレイングマネージャー（ここでは、会社において実務担当と管理職を兼任する者と定義）の労働時間が増加する一方で、実務を担当しない管理職の労働時間が減少すれば、全体としての労働時間が変化しないケースも考えられる。この点を区別して分析することは、現状のデータセットでは不可能である。(イ)については、変量効果トービットモデルでは有意となったものの、固定効果モデルでは有意とならず、働き方改革で週当たり残業時間が減少したとは断定できない。また、(ウ)週当たりサービス残業については、固定効果モデル、変量効果トービットモデルともに働き方改革ダミーは有意とならなかった。

他方で、非管理職では有意な結果が得られていた(エ)週当たり労働時間55時間超ダミーが管理職では有意とならなかった。働き方改革への取り組みが進む中でも、管理職の長時間労働に歯止めがかかっていない恐れがある。前述の改正労働安全衛生法で管理職の労働時間の把握が義務付けられているものの、同法の施行が概ね2019年4月であったことを踏まえると、今回のデータセット（2019年1月時点の調査が最新の調査）では、その影響を追い切れていない可能性があるため、次年の調査が加わった際に同様の分析を行う必要がある。なお、(オ)については、固定効果モデルでは有意となる一方で、変量効果トービットモデルでは有意とならず、働き方改革関連法施行への取り組みで管理職の有給休暇の取得日数が増えたとは断定できない。

¹¹ 改正労働安全衛生法では、労働者の健康確保措置を適切に実施する観点から、労働時間の状況の把握、面接指導、産業医・産業保健機能の強化などが求められている。この内、労働時間の状況の把握については、原則として、タイムカード、PC等の使用時間など客観的な記録により、労働者の労働日ごとの出退勤時刻や入退室時刻の記録等を把握しなければならないとされている（罰則なし）。

5. おわりに

本稿の主要な結論は以下の通りである（図表6）。

- A) 正社員・非管理職でみると、働き方改革関連法施行に向けた取り組みによって週55時間超の残業（週5日勤務を想定した場合に月60時間超の残業）をしている者の割合が低下したほか、有給休暇の取得日数も増えたとみられる。ただ、週当たり労働時間（残業含む）が減少したとは言えない。
- B) 正社員・非管理職のうち40歳未満にサンプルを限定すると、働き方改革関連法施行に向けた取り組みによって週当たり労働時間の減少が確認される。一般的な見方に反するものの、週当たり労働時間が減少したのは、サービス残業（サービス残業の定義については、4ページ脚注6を参照）が減ったためである。この理由の1つは、労働時間の客観的な把握（PCの使用時間の記録など）が求められるようになったためと推察される。ただ、こうした要因が40歳未満だけで現れている理由は不明なままであり、今後の分析、検証が必要である。なお、有給休暇の取得日数に向けた影響については推計モデルにより結果が異なり、明確に増えたとはいえ切れない。A)で述べた有給休暇の取得日数は主に40歳以上で進んだとみられる。
- C) 正社員・管理職についてみると、働き方改革関連法施行に向けた取り組みで週当たり労働時間が明確に減少したとの結果は得られなかった。また、非管理職と異なり、週55時間超の残業をしている者の割合の低下も確認されず、働き方改革に向けた取り組みが進む中でも、管理職の長時間労働に歯止めがかかっていない恐れがある。

目下、新型コロナウイルスへの対応でわが国の働き方にも変化の兆しが現れている。その1つがテレワークの拡大である。テレワークの拡大は、ワーク・ライフ・バランスの実現に好影響を与えるとの見方がある一方で、サービス残業を増やし、長時間労働の問題を悪化させるとの見方もある。実際、連合「テレワークに関する調査2020」をみると、テレワークを行った者にテレワーク時の経験を尋ねた質問で、51.5%が「通常の勤務（出勤しての勤務）よりも長時間労働になることがあった」と回答している。また、同アンケートにおいて、時間外・休日労働をした者のうち、65.1%が時間外・休日労働をしたにもかかわらず、その申告をしていないと回答しており、サービス残業の増加が懸念される。本稿の主要な結論からこうした問題への対応を考えると、テレワーク時においても労働時間の客観的な把握が可能となるようなシステムの導入を進めることが重要である。また、各種調査をみる限り、こうしたシステムの導入は、中小企業において不十分なものとなっている。政府としては、客観的な労働時間管理を可能とするシステムの導入を中小企業に促すような補助金の拡充を図るとともに、企業に客観的な労働時間管理を徹底させる監督・取り締まりの機能強化を進める（あるいは罰則の導入を進める）ことが必要である。

図表6 推計結果のまとめ

	①週当たり労働時間	②週当たり残業時間	③週当たりサービス 残業時間	④週当たり労働時間 55時間超割合	⑤有給休暇取得日数
正社員・非管理職	×	△	△	○	○
正社員・非管理職 (40歳未満)	○	△	○	○	△
正社員・管理職	×	△	×	×	△

注：○→有意に想定した効果がある、△→複数のモデルで結果が結果が異なり、明確に判断ができない、×→有意ではない

出所：慶應義塾大学「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」などより浜銀総研作成

最後に、今回は慶應義塾大学が作成している「日本家計パネル調査 (KHPS/JHPS)」を用いて、働き方改革関連法施行に向けた取り組みの効果を検証したが、本稿の分析にはいくつかの問題点があることを指摘しておく。前述のように、働き方改革の効果を、2017年以降を1とするダミー変数で捉えようとしているため、働き方改革関連法以外の政策変更や構造変化の効果を拾っている可能性がある。また、本来こうした政策効果の検証の際には、DID (差の差) 分析を用いることが望ましいが、日本家計パネル調査が、最新でも2019年1月時点のもの (施行前後のデータを分析に用いるため、少なくとも2020年1月時点のデータが必要) であることや、働き方改革関連法として様々な改正法が施行されており、単純に大企業と中小企業をトリートメントグループとコントロールグループに分けることができないという問題がある (詳しくは4ページ脚注7を参照)。加えて、結果の解釈においても、サービス残業が40歳未満で減少した理由について明確な検証がなされていない。こうした諸々の問題に向けた対応については今後の課題としたい。

〈Appendix①〉 経済理論からみた労働時間政策の効果

本稿では、Hunt (1996)、山本 (2016) で示されている理論モデルを参考に働き方改革の効果を検証した。所定内労働時間 (h_s)、時間当たり賃金 (w)、資本価格 (k) を所与とし、雇用の固定費 (f)、割増賃金率 (p) を前提に、労働者 1 人当たりの労働時間 (h)、雇用者数 (N)、資本 (K) を決める企業について考える。なお、 $g(h, N, K)$ は生産関数である。この利潤最大化問題を解くと、下記のような 1 階の条件を得ることができる。

$$\max_{h, N, K} g(h, N, K) - whN - fN - pw(h - h_s)N - rK$$

$$\frac{\partial g}{\partial h} = MC_h = (1 + p)wN$$

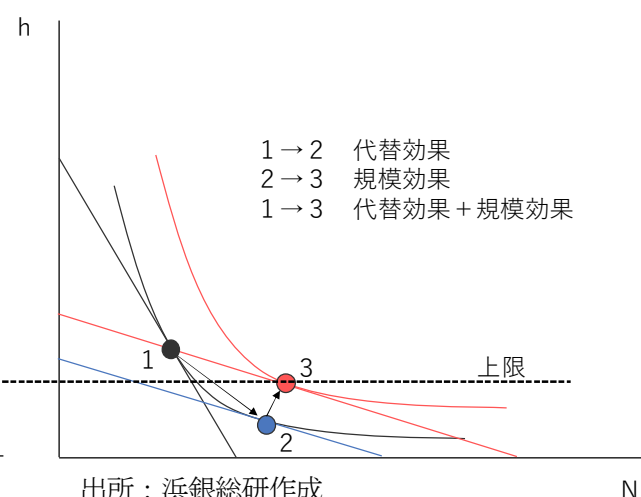
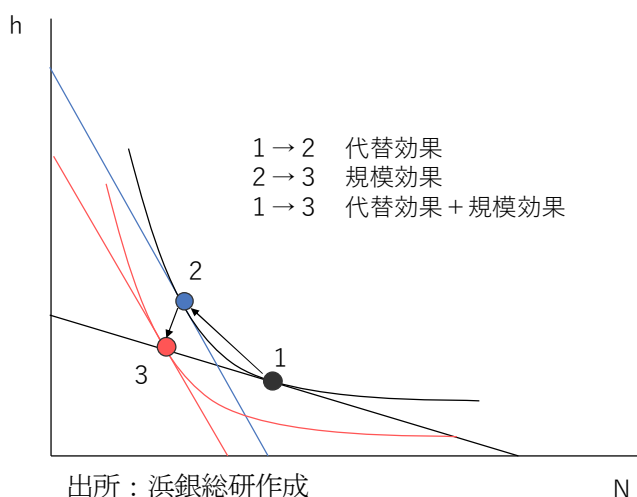
$$\frac{\partial g}{\partial N} = MC_N = wh + f + pw(h - h_s)$$

ここでは、常に残業が存在するケース ($h > h_s$) のみを扱うことにする。上記で重要なポイントは、 MC_h (労働時間の限界費用) が h_s に依存しない一方で、 MC_N (雇用者数の限界費用) は h_s に依存するという点である。こうした条件の下で、所定内労働時間 (h_s) が減少するような政策が取られると、 MC_N は増加することになるため、企業は雇用者から労働時間に向けた代替を進めることになる (図表 7)。所定内労働時間 (h_s) を減少させると、雇用者数が減少し、労働時間は増加するという一見直感に反する結論が導かれる (規模効果次第では労働時間が減少することもあり得る)。

一方で、時間外労働の上限規制は残業時間 ($h - h_s$) を減少させる政策であるため、 MC_N の減少を通じて、労働時間の減少をもたらす可能性があると考えられる (図表 8)。図表 8 では、相対的に MC_N が小さくなることから、代替効果で企業は雇用者を増やし、労働時間を減らすことになる (規模効果次第では、労働時間が増えることも想定されるが、図表中で示したように 2 → 3 に向けた効果は労働時間の上限にぶつかることになるため、1 よりも労働時間が増加することはない)。

図表 7 所定内労働時間を減らす政策の効果

図表 8 残業時間を減らす政策の効果



〈Appendix②〉 記述統計

	正社員・非管理職		正社員・非管理職 (40歳未満)		正社員・管理職	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
労働時間 (時間/週)	48.401	10.821	49.318	11.144	50.573	11.268
残業時間 (時間/週)	5.918	7.184	6.880	7.661	7.380	7.910
サービス残業	3.208	6.071	3.646	6.554	4.903	7.251
週当たり労働時間55時間超ダミー	0.183	0.386	0.210	0.407	0.242	0.428
有給休暇取得日数	7.946	7.354	7.333	7.009	7.155	6.945
年齢	41.701	9.747	32.238	4.660	46.635	7.976
男性ダミー	0.676	0.468	0.670	0.470	0.886	0.318
大卒以上ダミー	0.338	0.473	0.395	0.489	0.476	0.499
農業・漁業・林業・水産業・鉱業 ダミー	0.008	0.087	0.008	0.090	0.005	0.072
建設業ダミー	0.086	0.280	0.091	0.288	0.093	0.290
製造業ダミー	0.216	0.412	0.206	0.404	0.259	0.438
卸売・小売業ダミー	0.088	0.283	0.104	0.305	0.120	0.325
飲食業、宿泊業ダミー	0.015	0.120	0.016	0.125	0.022	0.145
金融・保険業、不動産業ダミー	0.050	0.218	0.061	0.239	0.069	0.253
運輸ダミー	0.090	0.287	0.068	0.252	0.046	0.210
情報サービスダミー	0.048	0.214	0.063	0.242	0.066	0.248
電気・ガス・水道・熱供給業 ダミー	0.019	0.137	0.021	0.144	0.016	0.127
医療・福祉ダミー	0.140	0.347	0.140	0.347	0.081	0.273
教育・学習支援業ダミー	0.073	0.259	0.054	0.227	0.039	0.193
その他のサービス業ダミー	0.089	0.285	0.098	0.298	0.101	0.302
公務ダミー	0.068	0.251	0.059	0.235	0.072	0.258
その他業種ダミー	0.006	0.078	0.006	0.075	0.006	0.080
販売従事者ダミー	0.096	0.294	0.111	0.315	0.116	0.320
サービス従事者ダミー	0.069	0.253	0.070	0.255	0.055	0.227
事務職ダミー	0.215	0.411	0.227	0.419	0.161	0.367
運輸・通信従事者ダミー	0.081	0.273	0.059	0.235	0.031	0.172
製造・建築・保守・運搬ダミー	0.224	0.417	0.214	0.410	0.160	0.367
情報処理技術者ダミー	0.051	0.220	0.067	0.250	0.051	0.219
専門的・技術的職業従事者ダミー	0.227	0.419	0.215	0.411	0.169	0.375
その他職種ダミー	0.028	0.166	0.029	0.167	0.026	0.160
同居人数	3.597	1.410	3.495	1.436	3.769	1.339
企業規模1~4人ダミー	0.039	0.193	0.033	0.179	0.023	0.150
企業規模5~29人ダミー	0.192	0.394	0.177	0.381	0.143	0.350
企業規模30~99人ダミー	0.165	0.371	0.159	0.366	0.142	0.349
企業規模100~499人ダミー	0.212	0.409	0.235	0.424	0.224	0.417
企業規模500人~ダミー	0.261	0.439	0.275	0.447	0.348	0.477
企業規模官公庁ダミー	0.096	0.294	0.077	0.267	0.080	0.271
実質年収	465.863	222.508	411.693	184.874	693.565	313.343

出所：慶應義塾大学「日本家計パネル調査（KHPS/JHPS）」より浜銀総研作成

〈参考文献〉

- 遠藤裕基 (2018) 「働き方改革で残業時間は抑制されているのか？」 浜銀総合研究所, Economic View No. 7
- 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
- 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—2008年労働基準法改正の効果分析」 『三田商学研究』 57(4), 49-73 頁
- 内閣府 (2019) 『令和元年度 年次経済財政報告』
- 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
- 山本勲 (2016) 「女性活躍推進と労働時間削減の可能性 経済学研究にもとづく考察」 『RIETI Discussion Paper Series』 16-J-019
- Hunt, Jenifer (1996) “Has work-sharing worked in Germany?” , NBER Working Paper 5724, August 1996
- Kawaguchi, Daiji, Hisahiro Naito, and Izumi Yokoyama (2008) “Labor market responses to legal work hour restriction: evidence from Japan,” ESRI Discussion Paper Series No. 202

本レポートの目的は情報の提供であり、売買の勧誘ではありません。本レポートに記載されている情報は、浜銀総合研究所・調査部が信頼できると考える情報源に基づいたものですが、その正確性、完全性を保証するものではありません。