

Title	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
Sub Title	The impact of the raise of overtime premium on overtime work and annual paid leave : an analysis for the impact of the act on the partial revision of the labour standards act 2008 in Japan
Author	深堀, 遼太郎(Fukahori, Ryotaro) 萩原, 里紗(Hagiwara, Risa)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2014
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.57, No.4 (2014. 10) ,p.49- 73
JaLC DOI	
Abstract	<p>長時間労働を是正するために、改正労働基準法が2008年12月12日に公布され、2010年4月1日から施行された。この改正では、①1か月に60時間を超える時間外労働を行う場合に法定割増賃金率が25%から50%に引き上げられること、②労使協定を締結すれば、1か月60時間を超える時間外労働を行った労働者に対して、割増賃金引き上げ分である25%の支払いに代えて、有給休暇を付与することが可能になったこと、③前項(②)の割増賃金引き上げ分を代替休暇とする有給休暇ではなく、既存の有給休暇の取得については、法改正後において、事業場で労使協定を締結すれば、1年に5日分を限度として時間単位で取得可能であることが定められた。本稿では、この改正の効果を再検証するために、改正の適用を猶予される労働者が存在することを活かし、「慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey : KHPS)」を用いて、Difference in Differences分析(DD分析)を行った。月60時間の時間外労働に相当するのは総労働時間が週55時間と想定し分析した結果、法改正により、改正前(2004-2009年)に平均週55時間を超えて働いていた労働者の時間外労働時間は短くなっているが、各期に週55時間を超えて働く労働者の年次有給休暇の付与・取得には統計的に有意な影響は確認できなかった。</p>
Notes	「『日本家計パネル調査』を使った雇用政策評価分析」特集号#論文挿表
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20141000-0049">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20141000-0049</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

# 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——

深堀 遼太郎  
萩原 里紗

## <要約>

長時間労働を是正するために、改正労働基準法が2008年12月12日に公布され、2010年4月1日から施行された。この改正では、①1か月に60時間を超える時間外労働を行う場合に法定割増賃金率が25%から50%に引き上げられること、②労使協定を締結すれば、1か月60時間を超える時間外労働を行った労働者に対して、割増賃金引き上げ分である25%の支払いに代えて、有給休暇を付与することが可能になったこと、③前項(②)の割増賃金引き上げ分を代替休暇とする有給休暇ではなく、既存の有給休暇の取得については、法改正後において、事業場で労使協定を締結すれば、1年に5日分を限度として時間単位で取得可能であることが定められた。

本稿では、この改正の効果を再検証するために、改正の適用を猶予される労働者が存在することを活かし、「慶應義塾家計パネル調査(Keio Household Panel Survey: KHPS)」を用いて、Difference in Differences分析(DD分析)を行った。月60時間の時間外労働に相当するのは総労働時間が週55時間と想定し分析した結果、法改正により、改正前(2004-2009年)に平均週55時間を超えて働いていた労働者の時間外労働時間は短くなっているが、各期に週55時間を超えて働く労働者の年次有給休暇の付与・取得には統計的に有意な影響は確認できなかった。

## <キーワード>

時間外労働時間, 年次有給休暇, 労働基準法

## 1. はじめに

我が国では、慢性的な長時間労働が深刻な問題となっている。長時間労働は、仕事と生活の調

\* 本稿の執筆に当たり、研究の初期段階から慶應義塾大学商学部の樋口美雄教授に適宜ご指導を頂いたほか、商学部の中島隆信教授、深尾光洋教授、山本勲教授、経済学部の直井道生准教授、本誌匿名レフェリーの先生から有益なコメントを頂戴した。また、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターからは「慶應義塾家計パネル調査」の個票データの提供を受けた。ここに記して、深く感謝の意を表したい。ただし、本稿に残る誤りはすべて筆者に責任がある。

1)<sup>1)</sup>和を図ることを難しくするだけでなく、労働者の身体面や精神面での健康を損ね、最悪の場合には過労死を引き起こすと指摘されている。<sup>2)</sup>

長時間労働を是正することに繋がる可能性のある施策の1つが、労働基準法で定められている法定割増賃金率の引き上げである。従来、我が国の法定割増賃金率は、法定労働時間を超えれば一律に25%であった。欧米では50%であることと比べると、我が国の法定割増賃金率はその半分<sup>3)</sup>にすぎず、低すぎる事が指摘されていた。しかし、2008年12月12日に「労働基準法の一部を改正する法律」(平成20年法律第89号)が公布され、2010年4月1日から施行された。

この改正では、①1か月60時間を超える時間外労働を行う場合に法定割増賃金率が25%から50%に引き上げられること(ただし、中小企業については、当分の間、法定割増賃金の引き上げは猶予<sup>5)6)</sup>される)、②労使協定を締結すれば、1か月60時間を超える時間外労働を行った労働者に対して、割増賃金引き上げ分である25%の支払いに代えて、有給休暇を付与することが可能になったこと、③前項(②)の割増賃金引き上げ分を代替休暇とする有給休暇ではなく、既存の有給休暇の取得については、法改正後において、事業場で労使協定を締結すれば、1年に5日分を限度として時間単位で取得可能である(これは、企業規模にかかわらず適用される<sup>7)</sup>)ことが定められた。

- 1) 仕事と生活の調和(ワーク・ライフ・バランス)憲章でも、多様な働き方の模索に関連して、「労働者の健康を確保し、安心して働くことのできる職場環境を実現するために、長時間労働の抑制、年次有給休暇の取得促進、メンタルヘルス対策等に取り組むことが重要である」と、長時間労働や年次有給休暇の取得について触れられている。
- 2) 長時間労働が脳・心臓疾患のリスクを高めることや、睡眠時間の減少、疲労、心身の不調に影響を及ぼす可能性があることを、岩崎(2008)、馬(2009)、山岡(2012)、山本・黒田(2014)では指摘している。これに関連して、厚生労働省の平成25年度「脳・心臓疾患と精神障害の労災補償状況」では、決定件数および脳・心臓疾患と精神障害の時間外労働時間数(1か月平均)別支給決定件数を公表している。決定件数とは、当該年度内に業務上または業務外の決定を行った件数であり、支給決定件数はそのうち、業務上と認定した件数である。なお、認定率とは、支給決定件数を決定件数で除した値を指す。支給決定されるということは、時間外労働時間と脳・心臓疾患と精神障害との間に関連性が見出された判断基準になっていると考えられる。脳・心臓疾患については支給決定件数が683件(うち死亡290件。以下、( )内は同様)あり、そのうち60時間以上だと285件(123件)で、認定率は45%(46%)である。精神障害については、決定件数が1,193件(うち自殺(未遂を含む)157件。以下、( )内は同様)あり、そのうち60時間以上だと171件(37件)で、認定率は23%(29%)に上ることが報告されている。認定率は上昇傾向を示しており、詳細は「脳・心臓疾患と精神障害の労災補償状況」を参照のこと。なお、ここで示されている件数はあくまで請求があったものに限られており、潜在的な件数はさらに多いことが推察される。
- 3) 各国の詳細は、労働政策研究・研修機構(2014)、日本貿易振興機構(2013)を参照。
- 4) 労働基準法準法施行規則(昭和22年厚生省令第23号)
 

第21条 法第37条第5項の規定によって、家族手当及び通勤手当のほか、次に掲げる賃金は、同条第1項及び第4項の割増賃金の基礎となる賃金には参入しない。

一 別居手当、二 子女教育手当、三 住宅手当、四 臨時に支払われた賃金、五 一箇月を超える期間ごとに支払われる賃金
- 5) 資本金の額または出資の総額が、小売業で5,000万円以下、サービス業で5,000万円以下、卸売業で1億円以下、上記以外は3億円以下の場合、または、常時使用する労働者数が小売業で50人以下、サービス業で100人以下、卸売業で100人以下、上記以外は300人以下の場合に適用が猶予される。適用の是非については、企業(法人または個人事業主)単位で判断する。
- 6) 休日労働(35%)と深夜労働(25%)の割増賃金率は変更がない。中小企業の割増賃金率は施行から3年経過後に再検討を行う。
- 7) 所定労働日数が少ないパートタイム労働者も、事業場で労使協定を締結すれば、時間単位で取得可能でメ

この有給休暇を日単位で取得するか、時間単位で取得するかは、労働者が自由に選択できる<sup>8)</sup>。

以上で述べた改正により、時間外労働が1か月60時間を超えた場合に、新規に労働者が得たオプションは大きく分けて、①追加の割増賃金を金銭で取得、②追加の割増賃金の一部を1日休暇または半日休暇で代替し、残りを金銭で取得、③追加の割増賃金をすべて1日休暇または半日休暇に代替して取得の3通りあり、この中から選択できる。ここで、代替休暇の単位を1日休暇または半日休暇として説明しているが、これは、「労働基準法の一部を改正する法律」の労働基準法施行規則第19条の2第1項第2号において、労働者の休息の機会をまとまった単位で与えることとされているためである<sup>9)</sup>。

果たして、2008年の労基法改正による法定割増賃金率の引き上げ（および有給休暇付与による代替）は、長時間労働の解消に効果があったのだろうか。第3節で解説するように、労働需要モデル（Hamermesh, 1993）<sup>10)</sup>が当てはまるならば、割増賃金率の引き上げは、長時間労働の抑制効果を持つと考えられる。他方、雇用契約モデル<sup>11)</sup>（Trejo, 1991）が想定するとおり、賃金総額と労働時間がパッケージで契約されている場合、割増賃金率が上昇しても、所定内賃金（賞与や手当もありうる）の減額により、パッケージの範囲内で調整が行われれば、労働時間（および法改正によってそれに連動することになった有給休暇）は変化しないかもしれない<sup>12)</sup>。改正効果の有無を、両モデルの観点から分析するためには、観察可能な属性や、観察不可能な固定効果（選好や企業特性など）<sup>13)</sup>をもコントロールし、賃金変化などにも着目して細かく確認することが望ましい。そのためには、同一企業に勤続した同一個人についての労働時間や賃金、その他の個人属性の情報が改正前後で把握できるデータを用いる必要がある。

本稿では、2008年の労基法改正が時間外労働時間および年次有給休暇の付与・取得にどのような影響をもたらしているかを検証する<sup>14)</sup>。データとしては、同一個人を追跡調査している「慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey: KHPS）」を用いる。KHPSは、労働時間や賃金

8) ある。1日分の年次有給休暇が何時間分に当たるかは、労働者の所定労働時間をもとに決める。

8) 例として、労働者が日単位で取得することを希望した場合に、使用者が時間単位に変更することはできない。

9) 労使協定で端数として出てきた時間数に、既存の休暇制度や年次有給休暇といった有給休暇を合わせて取得することを認めている場合、代替休暇と既存の有給休暇を合わせて1日休暇または半日休暇として付与することも可能である。詳細は、以下 URL を参照。<http://www.mhlw.go.jp/topics/2008/12/dl/tp1216-11.pdf> (2014年8月1日閲覧)

10) 賃金固定モデル（Fixed-Wage Model）とも呼ばれ、Trejo（1991）はこちらの呼称を用いている。

11) 補償賃金仮説あるいは仕事固定モデル（Fixed-Job Model）と呼ばれることもある。Trejo（1991）はこのうち後者の呼称を用いている。

12) パッケージで決められている労働時間が総実労働時間なのか、休憩時間や有給休暇も含む労働時間なのかによって、割増賃金率引き上げの効果は異なってくる。本稿では総実労働時間を想定する。

13) 本稿の扱う DD 分析では、法改正によって生じる個々人の性格の違いをコントロールすることはできない。本稿での分析は、あくまで法改正の効果が固定的に変わるという前提で行っている。DD 分析の限界については、Bertrand and Mullainathan（2004）や Imbens and Wooldridge（2009）を参照。

14) 本稿では、分析における個々人の異質性の考慮に力点を置く。その代償として、KHPS では、企業を特定することができないため、代替要員の新規採用といった労働需要行動との相互依存関係まで考慮することが難しい。現状では理想的なデータが見当たらないため、これは今後の課題とした。



だけでなく、有給休暇の付与・取得、仕事への集中力や裁量労働・みなし労働・時間管理なしといった働き方についても調査している。そのため、有給休暇や仕事への集中力への影響を分析することが可能である。加えて、労働時間・賃金・有給休暇・仕事への集中力の各項目に対する、割増賃金率の上昇による影響を、裁量労働・みなし労働・時間管理なしといった、残業手当の発生しない場合のある制度で働く雇用者を除いて分析することもできる。

本稿の分析結果によれば、改正前（2004-2009年）に月の時間外労働時間の平均が60時間超に相当する労働者は、改正後、60時間超相当の労働をする確率は減少しており、これに伴ってこうした労働者への賃金も減少していた。一方で、有給休暇の付与・取得には影響があるとは言い切れなかった。ただし、この結果には一定の留保が必要であることを補足しておく。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、政府統計から法改正の効果が労働時間および年次有給休暇においてみられるかどうかを確認する。第3節では、労働時間法制が労働時間および年次有給休暇に与える効果を検証している先行研究を紹介する。第4節では、2008年の労基法改正の効果を示した理論モデルを紹介する。第5節では本稿で使用するデータおよび分析方法を紹介する。第6節では推定結果の解釈を行い、第7節で追加的な留保事項について確認したあと、最終節では本稿の結論を述べる。

## 2. 政府統計による2008年の労基法改正の効果の確認

KHPSを用いてDD分析を行う前に、政府統計を用いて法改正の効果が労働時間と年次有給休暇の取得・付与に表れているかどうかについて確認する。

まず、労働時間について確認する。表1では厚生労働省「毎月勤労統計調査」を用いて、産業計・規模5人以上の一般労働者1人平均月間総実労働時間指数、所定内労働時間指数、所定外労働時間指数の推移を確認する。表1をみると、総実労働時間指数、所定内労働時間指数、所定外労働時間指数は2009年に落ち込んでいる（特に時間外労働時間指数の減少が大きい）が、これは2008年に起きたリーマンショックが強く影響していると考察する。翌年の2010年には総実労働時間指数、所定内労働時間指数、所定外労働時間指数すべてにおいて増加している。2010年以降、所定内労働時間指数は増減を繰り返しているが、所定外労働時間指数をみると、増加傾向を示していることが確認できる。ただし、<sup>15)</sup>労基法改正が行われていなければ、労働時間はこれ以上に増加していた可能性もあることは否めない。

表2には、総務省統計局「労働力調査」の従業者規模別月末1週間の就業時間別非農林業雇用者割合の推移を示している。所定内労働を1日8時間、週5日の勤務と想定すれば、週当たり40

15) 厚生労働省「就労条件総合調査」によれば、2013年において、月60時間超の時間外労働に対して50%以上の割増賃金率を適用している企業の割合は全体で52.8%となっている。また、企業規模別にみると、企業規模が30-99人では35.7%、100-299人では58.6%、300-999人では78.0%、1,000人以上では91.8%が、50%以上の割増賃金率を適用していると報告されており、企業規模によって適用されている割増賃金率に大きな差が生じている。現存している統計では、サービス残業のように制度はあるがルールが守られていない状況を確認することは難しい。しかし、サービス残業はあると推察する。

表1 産業計・規模5人以上の一般労働者1人平均月間総実労働時間指数、  
所定内労働時間指数、所定外労働時間指数の推移

	総実労働時間指数	所定内労働時間指数	所定外労働時間指数
2004年	101.6	101.6	100.6
2005年	101.0	101.0	101.2
2006年	101.6	101.4	104.3
2007年	101.7	101.2	106.6
2008年	100.8	100.4	105.2
2009年	98.2	98.9	89.9
2010年	100.0	100.0	100.0
2011年	100.0	99.9	101.2
2012年	100.8	100.7	103.2
2013年	100.2	99.8	106.1

注：対象労働者は「一般労働者」である。規模については、事業所単位での従業員数による。

出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査」。

表2 産業計・規模別月末1週間の就業時間別非農林業雇用者割合の推移

(%)

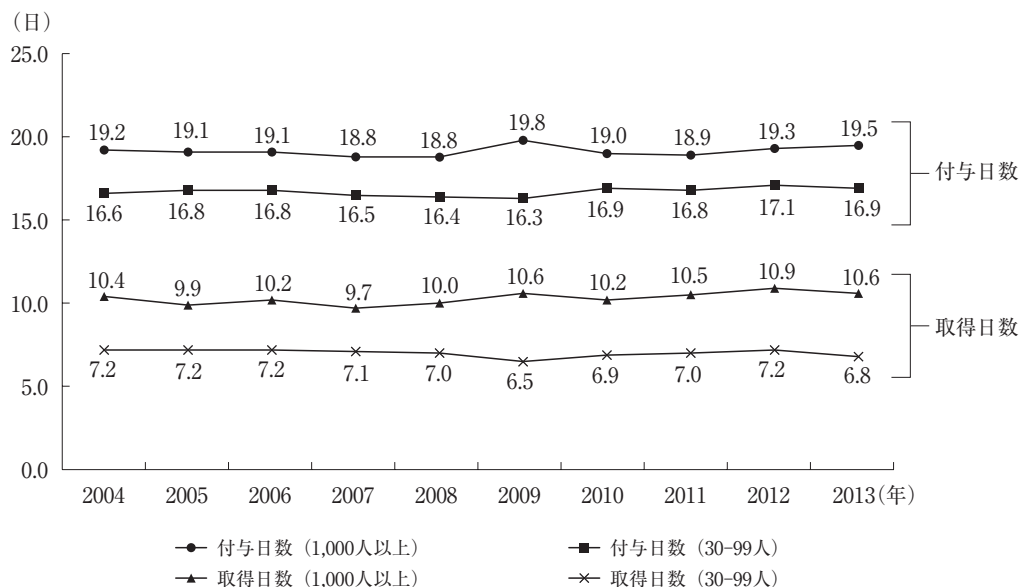
	週60時間以上の者					週35時間未満の者				
	1-29人	30-99人	100-499人	500-999人	1,000人以上	1-29人	30-99人	100-499人	500-999人	1,000人以上
2004年	12.5	12.6	13.0	13.3	12.8	27.4	22.9	21.2	20.8	22.0
2005年	11.9	11.9	12.0	12.8	12.2	28.1	23.3	21.8	21.5	22.1
2006年	11.0	11.1	11.2	11.6	11.2	27.3	22.2	19.7	19.3	20.6
2007年	10.5	10.6	10.5	10.2	10.4	29.4	24.2	22.2	21.7	23.2
2008年	10.6	10.3	9.9	10.5	9.5	30.2	25.1	23.4	23.9	25.0
2009年	10.0	9.5	9.1	9.2	8.5	31.1	26.7	24.6	24.6	25.7
2010年	10.2	9.8	9.4	9.4	8.5	31.6	26.3	23.4	23.8	25.1
2011年	10.0	9.7	9.0	9.8	8.4	31.9	26.7	24.3	23.7	25.7
2012年	9.6	9.4	8.8	9.9	8.6	31.9	26.6	23.6	23.7	25.2
2013年	9.3	9.3	8.7	8.9	8.0	33.6	28.0	25.8	25.9	28.1

注：対象労働者は「非農林業雇用者」に限定している。規模については、企業単位での従業員数による。

出所：総務省統計局「労働力調査」(2011年は岩手県、宮城県および福島県を除く)。

時間になる。法律改正により法定割増賃金率が引き上げとなる所定外労働時間は月60時間超であり、週に換算すると月4週として15時間超になるため、これを加えると、週55時間超の就業時間の者が割増賃金率の引き上げ対象者となる。ところが公表されている資料では、週55時間の前後で区切られていないため、やむをえず週60時間以上の者の割合の変化に注目することにする。また、「労働力調査」では副業・内職・臨時の仕事を含めた労働時間であることや、必ずしも1か所に勤務した労働時間ではないこと、月末1週間の就業時間であるため、一月のうちに繁忙期が月末に集中する企業である場合は通常の就業時間とかけ離れた値が調査されていることが危惧される。しかし、「労働力調査」ではより細かい規模別に統計がまとめられていることから、本稿では、「労働力調査」も用いて、週60時間以上の者の割合がどのように変化しているのかを確認する。表2で週60時間以上の者の割合をみると、減少傾向を示していることが確認できる。2008年改正労働基準法が施行された2010年以降について、法改正の適用範囲内である100人以上規模

図1 産業計・従業員規模別の年次有給休暇の付与日数および取得日数の推移



注1：対象労働者は「一般労働者」である。規模については、企業単位での従業員数による。

2：「付与日数」には、繰越日数を含まない。「取得日数」は、1年間に実際に取得した日数である。

出所：厚生労働省「就労条件総合調査」。

に注目すると、2010年以降から週60時間以上の者の割合が大きく減少しているとは言えないが、減少傾向にあることが確認できる。週60時間以上の者の割合が減った分どこが増えたかについては、同じく表2の週35時間未満の者の割合を参照してほしい。これをみると、週35時間未満の者の割合は増加傾向を示していることが確認できる。

年次有給休暇の取得・付与に影響があったかどうかを概観するために、図1には厚生労働省「就労条件総合調査」の産業計・従業員規模別の年次有給休暇の付与日数および取得日数の推移を示している。「就労条件総合調査」の年次有給休暇は、労働者1人当たりの平均日数になっているため、時系列比較が難しいことから、ここでは、その多くが割増賃金引き上げの影響を受けたと考えられる1,000人以上規模と、影響が小さいと考えられる30-99人規模とでトレンドを比較する。図1をみると、付与日数でも取得日数でも、2009年に1,000人以上規模が上昇をみせてはいるが、2004年から2008年までは両規模がほぼ同様のトレンドで推移している。2010年以降は、1,000人以上の規模のほうが微増しているが、大きな乖離が生じているわけではない。<sup>16)</sup>

以上、労働時間と年次有給休暇について、政府統計によって確認し、2010年以降に労働時間と年次有給休暇の取得・付与に劇的な変化がみられたという事実は確認できなかった。しかし、これまでみてきた労働時間や年次有給休暇の取得・付与の動きは、法改正の効果を識別できているわけではなく、その他の効果も含んでいる。このため、本稿ではその他の効果を制御したうえで

16) 有給休暇は労働者1人当たりの平均日数になっているので、統計数値に分散がどの程度あるのか推測が難しいことから、ここでの解釈には留意する必要がある。

法改正の効果を検証するために、KHPSを用いて、DD分析による検証を行う。

### 3. 労働時間法制の効果に関する先行研究

2008年の労基法改正の効果が表れるかどうかは、背後にどのようなメカニズムが働いているかによって異なる。本節では、労働需要モデル (Hamermesh, 1993) と雇用契約モデル (Trejo, 1991) を紹介し、法改正の効果が表れる場合と表れない場合にどのようなメカニズムが働いているのかについて考察した後、労働時間法制の効果を検証した研究結果を確認する。

まず、労働需要モデルの示すメカニズムが働いていれば、割増賃金率が上昇した場合、企業は労働時間を減らすことで費用の増加に対処すると考えられる。これは、労働需要モデルでは、所定内賃金が一定であり、雇用者人数の調整費用が存在する場合においてのみ、割増賃金率が引き上げられれば、企業は労働時間を変化させることで対処することが示されている。以上の説明は主に Trejo (1991) によるが、詳しくは Trejo (2003)、Bell and Hart (2003) も参照されたい。

Hamermesh and Trejo (2000) では、アメリカのカリフォルニア州における割増賃金率引き上げの効果を、1973年、1985年、1991年の Current Population Survey を用いて分析している。カリフォルニア州では、Fair Labor Standard Act で定められている週40時間を超えると割増賃金の支払いを請求できたが、1日8時間以上働いても割増賃金の支払い請求が可能になった。この改正は女性のみであったが、1980年から男性の適用も認められたため、男性労働者の労働時間が減少したかどうかを、カリフォルニア州の女性労働者およびその他の州の労働者と比較している。分析の結果、カリフォルニア州の男性労働者で1日8時間以上働く割合は他と比べて低下していることが確認された。この結果から、労働需要モデルが適合するとしている。

他方、もし日本において雇用契約モデルが成立しているのであれば、割増賃金率が引き上げられたとしても、他の人件費が抑制され、労働時間には影響がなく、2008年の労基法改正の効果は表れないことになる。雇用契約モデルでは、使用者と労働者は賃金や労働時間を1つのパッケージとして契約すると考える。仮説の下では、割増賃金率が引き上げられたとしても、その分を所定内給与（あるいは賞与やその他手当）の引き下げで相殺し、パッケージの範囲内で調整が行われるため、労働時間や年次有給休暇の取得・付与は変化しないと予測される。Trejo (1991) では、雇用契約モデルを検証するために、1974年、1976年、1978年の5月の Current Population Survey を使って、割増賃金率の効果を分析している。分析からは、所定内賃金が削減され、割増賃金率の上昇分を相殺していることが確認されたが、その効果は完全に相殺しきるほど大きくはないことを示している。ただし、この分析では、割増賃金率の適用者と非適用者が区別できないこと、そして割増賃金率適用者と非適用者の属する産業、職種に大きな違いがあり、割増賃金率の引き上げによる効果なのか、産業や職種による効果なのかを識別できないという問題を抱えていた。そこで、Trejo (2003) では、1970年から1989年までの11産業別のパネルデータを用いて、再度

17) 調整費用は、Trejo (2003) では人事や訓練にかかる費用、FRINGE BENEFIT、社会保険料支払いなどの quasi-labor fixed cost として説明されている。



Fair Labor Standard Act の改正や最高裁判決による割増率引き上げの効果を検証している。分析の結果、時間外労働時間は、サンプル期間中に起こった割増賃金率の引き上げに対して変化していないことが確認された。

これら以外で雇用契約モデルと労働需要モデルを検証した先行研究においても、どちらのモデルが整合的であるかについて、結論は分かれている。Bhattacharya et al. (2000) は、カリフォルニア州での前述の1日8時間以上働いた場合に割増賃金の支払い請求を可能にした改正を、週40時間を超えると割増賃金の支払いを請求する労働時間規制に戻した効果について検証している。また、Mitchell (2005) は、同じくカリフォルニア州で1999年に行われたホワイトカラー・エグゼンプションの効果について検証している。両者とも、労働需要モデルの結論と整合的である。他方、イギリスのデータを用いて分析した Bell and Hart (2003) や Kalwij and Gregory (2005) は、雇用契約モデルのほうが当てはまるとしている。

この他にも、法定労働時間の短縮による影響についての検証が行われているが、こちらも明確な同一の検証結果が一般に認められているわけではない。Friesen (2002) は、労働時間への影響は限定的であるほか、法定労働時間内の賃金率が高まることを確認している。Skuterud (2007) は、カナダのケベック州で行われた、週労働時間を44時間から40時間に短くする政策の効果を検証し、週労働時間40時間を超えるフルタイム就業者が20%減少したことを示した。また、それにもかかわらず、雇用の増加に繋がっていないことが確認された。Kawaguchi et al. (2008) では、日本の法定労働時間が1987年から1997年にかけて48時間から40時間に短くなったことで実際の労働時間にもたらされた影響について、労働時間、賃金率、雇用といった多面的な視点から分析している。「賃金構造基本統計調査」を用いた分析の結果、法定労働時間が1時間短くなっても、実際の労働時間はわずか0.14時間の短縮にとどまっていることを明らかにした。他方、毎月の現金収入は、わずかかであるとはいえ労働時間が短縮されたにもかかわらず、減少されていないどころか、反対に増加している傾向のあることが確認された。

日本における割増賃金率の研究は、概ね割増賃金率の引き上げは労働時間の短縮をもたらすことを示してきた。早見 (1995) は、慶應義塾大学産業研究所のKEOモデルⅡと呼ばれるモデルを用いて、法定割増賃金率増加の影響をシミュレーションした結果を示している。これによれば、法定割増賃金率を25%から35%へ引き上げると、総実労働時間は2-2.3%短縮され、その代わりに就業者数を1.2-1.3%増加させる。また、Kuroda and Yamamoto (2012) は、ホワイトカラー・エグゼンプション、名ばかり管理職といった、労働時間が法定労働時間を超えても割増賃金の支払いが行われない（労働時間規制の適用を受けない）ことによる影響を検証している。この分析結果によると、労働時間規制の適用を受ける労働者と比べて、適用を受けない労働者の労働時間は、特に不況下において長くなる傾向にあることが確認されており、労働需要モデルのほうが当てはまるとしている。

果たして、実際に2008年の法定割増賃金率の改定が、労働時間の削減に効果を持ったのだろうか。労働需要モデルが示すように変化させるのか、それとも雇用契約モデルが示すように労働時間や有給休暇を変化させないのかを確認するためには、Trejo (2003) で行われたように、割増賃

金率の引き上げによる効果と産業や職種による需要効果を識別可能なデータを用いる必要がある。また、個々人の選好や勤め先企業の特徴をコントロールできれば、なおのこと望ましい。そのためにはパネルデータを用いた分析が必要である。本研究に先行して Asai (2014) は、パネルデータ（東京大学社会科学研究所の「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」）を利用して、2008年労基法改正による効果について DD 分析している。分析では、改正施行直前の2010年1月とその後の各年1月を比較しているほか、分析の中では、労働者側の選好も考慮して、労働時間を長くしたいか短くしたいかという希望別の分析もされている。その結果、割増賃金率の引き上げは労働時間や月60時間超の時間外労働の有無に対して影響を与えていないことを明らかにしており、貴重な知見となっている。ただし、この研究には追加的に検討すべき点が残っていると筆者は考える。具体的には、2008年改正による、割増賃金の有給休暇への代替効果や、改正に伴って通常の勤務時間制度から時間管理なしや裁量労働・みなし労働時間制へシフトが生じていないかといった点が明らかになっていないことである。また、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」のサンプルの年齢は、この時期にはまだせいぜい上限が40代半ばであり、これを上回る年齢の労働者を分析に含めると、Asai (2014) とは異なる結果が得られる可能性がある<sup>18)</sup>。本稿では、以上の点について対応し、企業がどのようにして2008年の労基法改正の効果に対処したかについて再検証を行う。

#### 4. 理論モデル

本稿では、Trejo (2003) で示されている理論モデルを参考に、2008年の労基法改正の効果を理論モデルで検証する<sup>19)</sup>。まず、利潤は  $\Pi$  と表す。利潤を構成する売上と費用の部分はそれぞれ以下のとおりである。売上は  $f(N, H)$  と表し、簡単化のために、雇用者数  $N$  と1人当たり労働時間  $H$  から構成される生産関数とする。また、費用に当たる部分は、大きく分けて、雇用調整にかかる費用の部分  $vN$  と労働時間の長さによって異なる費用の部分がある。労働時間の長さによって異なる費用は、さらに3つに分かれる。具体的には、労働時間が法定労働時間内で割増賃金率が0%の部分 ( $H \leq \bar{H}^{\theta^{25}}$  の部分。  $wNH$  の費用がかかる。  $w$  は所定内賃金率である)、法定労働時間を超えており割増賃金率が25%の部分 ( $H^{\theta^{25}} < H \leq \bar{H}^{\theta^{50}}$  の部分。  $(1+\theta^{\theta^{25}}+\theta^{\theta^{50}})wN(H-\bar{H}^{\theta^{50}})$ 、つまり  $1+\theta^{\theta^{25}}=1.25$  倍の割増賃金分の費用が追加的にかかる。なお、  $\theta^{\theta^{25}}=0.25$ )、法定労働時間を超えており割増賃金率が50%の部分 ( $\bar{H}^{\theta^{50}} < H$  の部分。1か月60時間を超えた時間外労働の部分を示す  $(1+\theta^{\theta^{25}}+\theta^{\theta^{50}})wN(H-\bar{H}^{\theta^{50}})$  の費用、つまり、  $1+\theta^{\theta^{25}}+\theta^{\theta^{50}}=1.5$  倍の割増賃金分の費用が追加的にかかる。

18) 総務省統計局「労働力調査」の就業者数（非農林業）のデータを基に、2009年と2012年（2011年は東日本大震災のため連続したデータがない）における全就業者に占める週60時間以上就業する就業者の割合を算出して比較した。45-49歳、50-54歳、55-59歳は-0.49~-0.15%ポイントの変化だったのに対し、20-24歳、25-29歳、30-34歳、35-39歳、40-44歳は-0.18~0.04%ポイントの変化であった。そのため、40代後半以降のほうが労働時間を減少させている可能性がある。どのような属性が改正の影響を受けやすいかを確認する際にも、年齢や勤続年数のバリエーションが増すことは望ましい。

19) Asai (2014) も労働時間への影響に関しては、本稿と類似した理論モデルを提示している。

なお、 $\theta^{\beta 50}=0.25$ )である。よって、利潤は以下のように、各労働時間によって3通りに表される。

$H \leq \overline{H}^{\beta 25}$  の場合：

$$\Pi^1(w, v) = \max f(N, H) - (wNH + vN)$$

$\overline{H}^{\beta 25} < H \leq \overline{H}^{\beta 50}$  の場合：

$$\Pi^2(w, v, \theta^{\beta 25}, \overline{H}^{\beta 25}) = \max f(N, H) - [wN\overline{H}^{\beta 25} + (1 + \theta^{\beta 25})wN(H - \overline{H}^{\beta 50}) + vN]$$

$\overline{H}^{\beta 50} < H$  の場合：

$$\begin{aligned} & \Pi^3(w, v, \theta^{\beta 25}, \theta^{\beta 50}, \overline{H}^{\beta 25}, \overline{H}^{\beta 50}) \\ & = \max f(N, H) - [wN\overline{H}^{\beta 25} + (1 + \theta^{\beta 25})wN(\overline{H}^{\beta 50} - \overline{H}^{\beta 25}) + (1 + \theta^{\beta 25} + \theta^{\beta 50})wN(H - \overline{H}^{\beta 50}) + vN] \end{aligned}$$

2008年の労基法改正により、これまで存在していなかった割増賃金率が50%という労働時間帯が作られた ( $\overline{H}^{\beta 50} < H$  の部分)。その結果、企業は労働者を月60時間を超えて時間外労働させた場合、 $(1 + \theta^{\beta 25} + \theta^{\beta 50})wN(H - \overline{H}^{\beta 50})$  の追加的な費用を支払う必要が生じるようになった。この部分の  $\theta^{\beta 50}$  は所定内賃金率  $w$ 、雇用者数  $N$ 、1人当たり労働時間  $H$  にかかっている。企業は利潤最大化のために、 $w$  と  $N$  が固定されていれば  $H$  を変化させ (労働需要モデル)、他方、 $N$  と  $H$  が固定されていれば  $w$  を変化させる (雇用契約モデル) と想定する。<sup>20)</sup>

ここで、2008年の労基法改正では、労使協定を締結すれば、1か月60時間を超える時間外労働時間を行った労働者に対して、有給休暇を付与することが可能になった。有給休暇への代替可能な部分は  $\theta^{\beta 50} wN(H - \overline{H}^{\beta 50})$  として表され、利潤関数は以下のように示される。

$\overline{H}^{\beta 50} < H$  で有給休暇への代替が行われている場合：

$$\begin{aligned} & \Pi^4(w, v, \theta^{\beta 25}, \theta^{\beta 50}, \overline{H}^{\beta 25}, \overline{H}^{\beta 50}) \\ & = \max f(N, H) - [wN\overline{H}^{\beta 25} + (1 + \theta^{\beta 25})wN(\overline{H}^{\beta 50} - \overline{H}^{\beta 25}) + (1 + \theta^{\beta 25})wN(H - \overline{H}^{\beta 50}) \\ & \quad + \theta^{\beta 50} wN(H - \overline{H}^{\beta 50}) + vN] \end{aligned}$$

上記のような利潤関数であれば、 $\overline{H}^{\beta 50} < H$  の場合の利潤関数と費用の合計は同じであり、有給休暇を日単位で取得しても、有給休暇を時間単位で取得しても、割増賃金を支払ってもトータルでみた費用負担分は変わらない。いずれにせよ、労働者が1か月60時間を超える時間外労働を行うと、企業は追加的な費用がかかる。

ここで、割増賃金支払いを有給休暇に代替するのにコストが  $\phi$  ( $\phi \geq 1$ ) だけかかるケースを考える。有給休暇を取得すると、休暇を取った労働者の空きを埋める必要が生じることがあるが、

20) 本稿では、特定のパラメータによって両仮説を厳密に識別することが難しい。これは先行研究でも同様の傾向にある。また、労働需要モデルにおいては労働供給サイドの行動は無視されている。これらは今後改善の余地がある。

そのときにかかるコストを想定している。有給休暇への代替可能な部分を $\phi\theta^{\beta_{50}}wN(H-\bar{H}^{\beta_{50}})$ に変更した場合、以下ようになる。

$$\begin{aligned} & \Pi^A(w, v, \theta^{\beta_{25}}, \theta^{\beta_{50}}, \bar{H}^{\beta_{25}}, \bar{H}^{\beta_{50}}) \\ & = \max f(N, H) - [wN\bar{H}^{\beta_{25}} + (1+\theta^{\beta_{25}})wN(\bar{H}^{\beta_{50}} - \bar{H}^{\beta_{25}}) + (1+\theta^{\beta_{25}})wN(H - \bar{H}^{\beta_{50}}) \\ & \quad + \phi\theta^{\beta_{50}}wN(H - \bar{H}^{\beta_{50}}) + vN] \end{aligned}$$

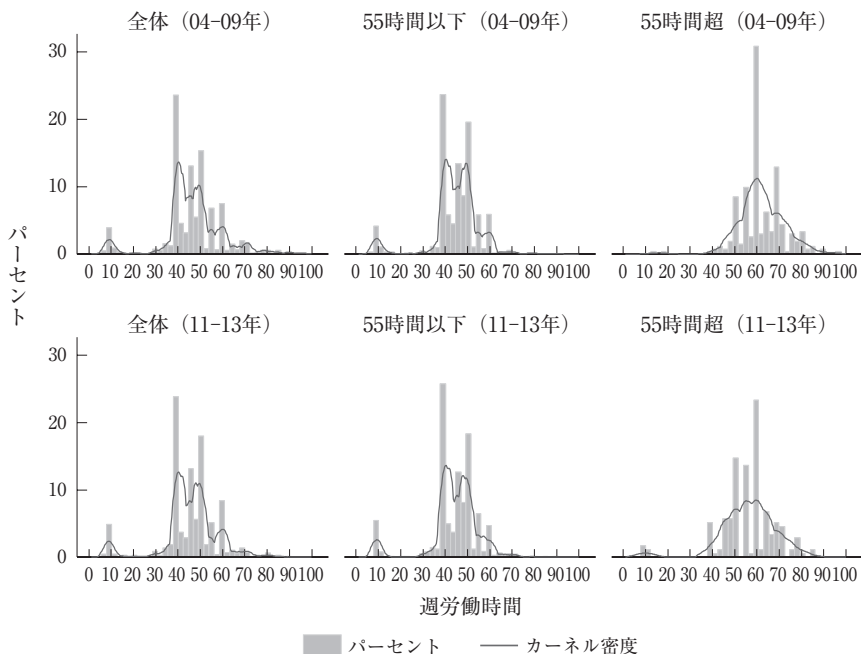
もし、 $\phi=1$ の場合、割増賃金の支払いを行っても、有給休暇に代替させても、企業の利潤に与える影響は変わらない。しかし、 $\phi > 1$ の場合は割増賃金の支払いを有給休暇に代替するとコストがかかることから、企業は有給休暇に代替させるインセンティブはない。 $\phi$ は、労働者が有給休暇を日単位で取得するか、有給休暇を時間単位で取得するかで異なってくると考えられる。日単位での取得のほうが休暇を取った労働者の空きを調整するのにコストがかかると想定する。本稿では、この $\phi$ を直接観察することはできないが、有給休暇の付与・取得が割増賃金率の上昇でどのように変化するのを実証分析することにより、割増賃金率の引き上げが有給休暇の付与・取得に与える影響を確認する。また、日本の特殊事情として、有給休暇の付与はされてもなかなか取得されていない現実がある。有給休暇が必ずしも消化されるとは限らないならば、企業にとってはむしろ有給休暇の付与のほうが割増賃金を支払うよりもコストが低い可能性すらある。付与と取得の2つを分析するのは、こうした背景もある。

## 5. データおよび分析方法

本節では、分析に使用するデータおよび分析方法について紹介する。本稿で使用するデータは、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey: KHPS)」の個票データである。この調査は、同一個人を追跡調査するパネル調査であり、2004年から毎年1月に調査が行われており、就業や所得、家族構成にまつわる質問項目が充実している。調査対象は、初年度時点（1月末日）で満20-69歳の日本全国の男女4,000人（ただし提供を受けたのは予備対象者も含めた4,005人）である。また、2007年に1,400人（同1,419人）、2012年に1,000人（同1,012人）を同様にサンプリングして追加している。筆者が利用可能なのは2004年調査から2013年調査までの10年分のデータである。このデータの利点は、現役世代全体において、2008年改正労働基準法が施行された2010年前後の個々人の労働時間の変化を捉えることができることである。本稿では、改正前から調査している初年度サンプルと2007年追加サンプルを分析の対象とする。

分析対象とするのは、60歳未満の正規雇用労働者である。改正施行時期（2010年調査・2011年調査）の前後で同一の事業所に勤務しているサンプルのみを分析する。KHPSのこうしたサンプルを用いて、改正前後の労働時間の分布をヒストグラムにしたのが図2である。ここでは、改正前後だけでなく、各個人の改正前の労働時間が平均して週55時間を超えていたかどうかも分けてみている。<sup>21)</sup>週55時間に着目するのは、割増賃金率が50%になる境は時間外労働時間が月60時間で

図2 法改正前後の労働時間の分布  
(改正前後、および改正前の週労働時間平均55時間超・以下の別)



注：サンプルは改正施行時期の前後で同一事業所に勤務する60歳未満の正規雇用労働者。ただし、変形労働時間制、裁量労働・みなし労働時間制、時間管理なしの労働者や従業員規模4人以下の企業に勤務する者、経営者を除く。

出所：KHPSより筆者作成。

あり、所定内労働8時間、週5日勤務を想定したときに月60時間を超える時間外労働を行っていることに相当しているのが週55時間の労働時間であるためである。この週55時間という数字は、このあと推定でも着目していく。ただし、KHPSの2010年1月調査は施行直前であり、割増賃金や有給休暇制度はともかく、このあと本稿で検討する勤務時間制度への法改正の影響が生じているのかどうか判断が難しいため、この時期のデータは除いている。

サンプル全体でみたとき、改正前はサンプル全体で週40時間近傍に最も集中しているほか、大部分(81.55%)は55時間以下に収まっている。そのため、改正の影響を受ける労働者は限定的であると考えられる。改正後の全体の図を見ても、大きな変化は見られない。そこで、改正前(2004-2009年)に平均労働時間が週55時間を超えていたサンプルに限定して、改正前後を比較した。改正前は週60時間近傍に集中しているが、改正後はそれが緩和され、労働時間がより短くなる傾向がみられる。他方、改正前の平均が55時間以下の場合には、全体と同様に、大きな変化がみられない。以下では、推定によって他の要因をコントロールし、労働時間や賃金、有給休暇の付

21) この後の節も、改正前の平均労働時間が週55時間超かどうかに着目するが、これは観察された改正前の労働時間の各期の合計を、観察数で除した平均値である。改正後と同一事業所に勤務する期間のみを算出に用いる。



与・取得などへの影響を分析する。

本稿では、法定割増賃金率の引き上げられるトリートメント・グループと、引き上げられないコントロール・グループで比較した、DD分析を行う。具体的には、労働時間、実質賃金率、年次有給休暇の付与日数および取得日数、勤務時間制度について、以下の9本の推定式を推定する。

$$H1_{it} = \beta_1^{H1} + \beta_2^{H1} Y_{it}^{H1} + \beta_3^{H1} A_{it}^{H1} + \beta_4^{H1} (Y_{it}^{H1} \times A_{it}^{H1}) + X_{it}^{H1} \beta_5^{H1} + \alpha_i^{H1} + \varepsilon_{it}^{H1} \quad (1)$$

$$H2_{it} = \beta_1^{H2} + \beta_2^{H2} Y_{it}^{H2} + \beta_3^{H2} A_{it}^{H2} + \beta_4^{H2} (Y_{it}^{H2} \times A_{it}^{H2}) + X_{it}^{H2} \beta_5^{H2} + \alpha_i^{H2} + \varepsilon_{it}^{H2} \quad (2)$$

$$V1_{it} = \beta_1^{V1} + \beta_2^{V1} Y_{it}^{V1} + \beta_3^{V1} A_{it}^{V1} + \beta_4^{V1} (Y_{it}^{V1} \times A_{it}^{V1}) + X_{it}^{V1} \beta_5^{V1} + \alpha_i^{V1} + \varepsilon_{it}^{V1} \quad (3)$$

$$V2_{it} = \beta_1^{V2} + \beta_2^{V2} Y_{it}^{V2} + \beta_3^{V2} A_{it}^{V2} + \beta_4^{V2} (Y_{it}^{V2} \times A_{it}^{V2}) + X_{it}^{V2} \beta_5^{V2} + \alpha_i^{V2} + \varepsilon_{it}^{V2} \quad (4)$$

$$W1_{it} = \beta_1^{W1} + \beta_2^{W1} Y_{it}^{W1} + \beta_3^{W1} A_{it}^{W1} + \beta_4^{W1} (Y_{it}^{W1} \times A_{it}^{W1}) + X_{it}^{W1} \beta_5^{W1} + \alpha_i^{W1} + \varepsilon_{it}^{W1} \quad (5)$$

$$W2_{it} = \beta_1^{W2} + \beta_2^{W2} Y_{it}^{W2} + \beta_3^{W2} A_{it}^{W2} + \beta_4^{W2} (Y_{it}^{W2} \times A_{it}^{W2}) + X_{it}^{W2} \beta_5^{W2} + \alpha_i^{W2} + \varepsilon_{it}^{W2} \quad (6)$$

$$C_{it} = \beta_1^C + \beta_2^C Y_{it}^C + \beta_3^C A_{it}^C + \beta_4^C (Y_{it}^C \times A_{it}^C) + X_{it}^C \beta_5^C + \alpha_i^C + \varepsilon_{it}^C \quad (7)$$

$$N1_{it} = \beta_1^{N1} + \beta_2^{N1} Y_{it}^{N1} + \beta_3^{N1} A_{it}^{N1} + \beta_4^{N1} (Y_{it}^{N1} \times A_{it}^{N1}) + X_{it}^{N1} \beta_5^{N1} + \alpha_i^{N1} + \varepsilon_{it}^{N1} \quad (8)$$

$$N2_{it} = \beta_1^{N2} + \beta_2^{N2} Y_{it}^{N2} + \beta_3^{N2} A_{it}^{N2} + \beta_4^{N2} (Y_{it}^{N2} \times A_{it}^{N2}) + X_{it}^{N2} \beta_5^{N2} + \alpha_i^{N2} + \varepsilon_{it}^{N2} \quad (9)$$

ここで、添え字  $i$  は個人、同じく  $t$  は年を表す。 $H1_{it}$  は週労働時間が55時間超か否かを表すダミー変数である。 $H2_{it}$  は、週労働時間のうち55時間から超過している分についての連続変数である。週労働時間が56時間の場合に1となり、それ未満の場合は変数に含まれない。 $V1_{it}$  は年次有給休暇の付与日数、 $V2_{it}$  は年次有給休暇の取得日数である。 $W1_{it}$  は主な仕事からの年収（対数、実質）、 $W2_{it}$  は時間当たり賃金率（対数、実質<sup>22)</sup>）である。 $C_{it}$  は、仕事への集中力ダミー<sup>23)</sup>である。 $N1_{it}$  は勤務時間制度が裁量労働、みなし労働の場合は1、通常の勤務時間制度やフレックスタイム制度の場合は0のダミー変数である。また、 $N2_{it}$  は勤務時間制度が時間管理なし（残業手当の出ない管理職等）の場合は1、通常の勤務時間制度やフレックスタイム制度の場合は0のダミー変数である。 $Y_{it}$  は2011年から2014年までは1、2005年から2009年までは0のダミー変数である。ただし、推定式(3)、(4)、(8)、(9)については2008年以降のみ分析する。これは2007年まで被説明変数である年次有給休暇付与・取得日数や勤務時間制度についての質問項目が存在し

22) 総務省統計局「消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）」を使って実質化した。

23) 仕事への集中力ダミーは、「仕事への集中力がなくなった」ことがあるかどうかについて、「よくあるときどきある ほとんどない 全くない」のうち、「全くない」と回答した場合に1とした。

ないためである。そのため、これらの場合の  $Y_{it}$  は、2008・2009年のみ0となる。なお、2004年を除いているのは後述するようにコントロール変数が揃わなかったためである。2010年を除いているのは、前述の通り改正施行直前であり、この年の勤務時間制度への影響をはっきり想定することが難しいためである。 $A_{it}$  は改正適用ダミーであり、本稿ではDDのトリートメント・グループとコントロール・グループを業種と従業員規模で区分し、改正適用を受けると考えられるトリートメント・グループの場合1となる変数を作成した。具体的には、卸売業・小売業・サービス業<sup>24)</sup>で100人以上、それ以外の業種では500人以上の従業員規模の企業の従業員<sup>25)</sup>、そして公務<sup>26)</sup>に就いている者を1、卸売業・小売業で5-29人、サービス業とそれ以外の業種で5-99人の従業員規模の企業の従業員<sup>27)</sup>を0とした。本稿では、交差項の係数  $\beta_4$  が改正施行後に有意かどうかを確認し、改正の影響があるかどうかを検証する。 $\beta_4$  は、具体的には以下のように、法改正前後のトリートメント・グループとコントロール・グループの差として定義される。

$$\beta_4^Z = (Z_{\text{treatment group}}^{\text{after}} - Z_{\text{treatment group}}^{\text{before}}) - (Z_{\text{control group}}^{\text{after}} - Z_{\text{control group}}^{\text{before}}) \quad (10)$$

$$Z \in (H1, H2, V1, V2, W1, W2, C, N1, N2)$$

コントロール変数  $X_{it}$  には、製品需要の変化を統御するため、当該産業の生産指数<sup>28)</sup>の変化率を導入した。このほかに、年齢、勤続年数、職種、職場での労働組合の有無、役職の有無、女性、配偶者の有無、学歴、業種についてのダミー変数を使用する。なお、 $\beta_4$  も含め、各推定式にある  $\beta$  はパラメータであり、 $\alpha_i$  は個別効果、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。生産指数変化率は、産業分類の変更により、2004年の分析に用いる数値を算出できなかったため、2004年は分析から除く。推定式 (1)、(2) で労働時間への影響を、推定式 (3) と (4) では年次有給休暇の付与・取得への影

24) サービス業はKHPSでの「情報サービス・調査業」、「情報・サービスを除く通信情報業」、「医療・福祉」、「教育・学習支援業」、「その他サービス業」とした。

25) 従業員規模について、KHPSでは、「あなたが普段お仕事をしている企業全体の従業員規模は、次のどれですか」という質問を行っている。この企業全体の定義について、KHPSでは調査対象者に回答方法が一任されていることから、正確性を欠くサンプルが混じっている可能性がある。

26) 2009年8月の人事院勧告で、改正に即した超過勤務手当の支給割合引き上げや有給休暇での代替制度設置が行われたため、公務もトリートメント・グループに含めた。ただし、地方自治体の場合は勧告内容と微妙な差異が生じている自治体も存在する可能性がある。

27) 卸売業と小売業に関して、KHPSは選択肢が「卸売・小売業」となっており、どちらの業種なのか判別できないため、共通して適用または適用猶予と考えられる規模のみ各グループに振り分けた。

28) 鉱業および製造業については鉱工業生産指数の値、第3次産業については第3次産業活動指数の当該産業の値、公務については全産業活動指数の公務等活動指数の値を用いた。ただし、KHPSにおける「教育・学習支援業」に対しては第3次産業活動指数の「学習支援業」の値を用いている。

29) KHPSでは、労働組合について、「1. 職場には労働組合はない」、「2. 職場には労働組合はあるが加入していない」、「3. 職場の労働組合に加入している」、「4. 職場以外の労働組合に加入している」、「5. あてはまらない(自営業主・自由業など)」の中から1つを選択するよう質問されている。本稿では、労働組合ダミーとして2か3を選んだ場合に1、それ以外を選んだ場合に0のダミー変数を作成した。我が国では半数以上の労働組合がユニオン・ショップ制を取っており(厚生労働省「平成23年労使関係総合調査(労働協約等実態調査)」では、2011年においてユニオン・ショップ制で何らかの規定ありが64.3%とある)、通常は労働組合がある企業の管理職以外のほとんどの正規雇用労働者は組合員であることから、組合員か非組合員かよりも職場に労働組合があるかないかのほうが我が国を対象にした分析では適しているためである。この点は、大竹(2001)や小倉(2003)でも指摘されている。

響について確認する。推定式 (5) では賃金総額, 推定式 (6) では賃金率への影響を合わせて確認する。推定式 (7) では仕事への集中力について確認する。また, 企業は残業手当のつかない勤務時間制度で働く従業員を拡充して, 割増賃金率引き上げによる労働コストの増加を抑制しようとするかもしれない。そのため, 推定式 (8) と (9) によって, 改正後に勤務時間制度の適用に変化があるかどうかを確認する。なお, 推定式 (1), (7), (8), (9) は線形確率モデル (LPM) で推定する。理論的にどちらのモデルが妥当かに関して, 最も単純な想定は, 推定式 (1), (2), (5), (6) で DD 推定値が有意にマイナスである場合に, 労働需要モデルのほうが当てはまるというものである。他方, 推定式 (1), (2) が有意にならないときは, 雇用契約モデルが当てはまる場合だけでなく, 労働需要モデルが当てはまる場合もある。たとえば, サンプルサイズが小さく有意になりにくい, 有給休暇での代替や勤務時間制度の変更が行われている, 改正前の最適労働時間が55時間未満であるためにマイナスにならないなどの場合が考えられる。そのため, サブサンプルを設ける, 有給休暇や勤務時間制度も分析するなどして, 細かく分析する。

推定式 (1) ~ (7) については, 通常の勤務時間制度またはフレックスタイム制度のサンプルを用いて, 残業手当が支払われる従業員に着目する。<sup>30)</sup>

表3は, 以上で紹介した変数の記述統計量を示している。改正適用ダミーをみると, 平均値が0.504-0.613であり, トリートメント・グループの割合が少なくないことがわかる。また, 週労働時間が55時間を超えているのは全体の18.1%である。

## 6. 推定結果

推定式 (1) から (9) の推定結果は表4のとおりである。<sup>31)</sup> ハウスマン検定の結果, 推定式 (2), (5)-A, (6)-A は Fixed-Effects Model, それ以外の推定式では Random-Effects Model (あるいは Random-Effects LPM) が支持されている。なお, 推定式 (3), (4) については, 同一個人で改正適用ダミーにバリエーションがなく, Fixed-Effects Model だとパラメータ  $\beta_3^{V1}$  および  $\beta_3^{V2}$  が推定できないため, Random-Effects Model でのみ推定している。紙幅の都合上, ハウスマン検定で支持されていないモデルの結果の掲載は割愛する。<sup>32)</sup> 説明変数の欄の最上段に掲載しているのが交差項の係数である。

ここでは, ①労働時間について, ②有給休暇の付与・取得について, ③賃金・賃金率について, ④仕事への集中力について, ⑤勤務時間制度についての5点を順に確認する。

第1に, 労働時間への影響を確認する。推定式 (1)-A をみると, 交差項の係数が有意ではな

30) 勤務時間制度は2008年から調査が開始された。それ以前については2008年の回答を適及させた。

31) 推定結果では, ロバストな標準誤差を用いていない。これは, ロバストな標準誤差ではハウスマン検定の実施が困難だからである。ロバストな標準誤差を用いて Fixed-Effects Model か Random-Effects Model のどちらが適当かを検定する方法はいくつか存在するものの, 説明変数が両者で一致しない場合に適用できる方法を筆者はみつけないことができなかった。

32) Fixed-Effects Model (あるいは Fixed-Effects LPM) では, 表3に示したもののうち, 女性ダミー, 学歴ダミー, 業種ダミーを説明変数に含めず推定した。

表 3 記述統計量

	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差
週労働時間55時間超ダミー	0.181	0.386	0.687	0.464								
週労働時間	46.393	12.961										
週労働時間の55時間からの超過分			9.221	7.084								
実質賃金(対数)	6.219	0.467	6.260	0.438								
実質賃金率(対数)	-1.509	0.593	-1.773	0.501								
有給休暇付与日数(繰越を除く)			14.485	7.296								
有給休暇取得日数			5.467	5.881								
仕事への集中力ダミー			0.211	0.408								
裁量・みなしダミー			0.040	0.195								
時間管理なしダミー			0.081	0.274								
改正適用ダミー	0.606	0.489	0.537	0.499	0.504	0.501	0.545	0.499	0.586	0.493	0.613	0.487
改正後(2011年以降)ダミー	0.407	0.491	0.434	0.496	0.349	0.477	0.503	0.502	0.466	0.499	0.559	0.497
改正適用ダミー ×改正後(2011年以降)ダミー	0.249	0.433	0.206	0.405	0.158	0.365	0.261	0.440	0.278	0.448	0.347	0.476
20代ダミー	0.083	0.275	0.068	0.252	0.079	0.270	0.061	0.239	0.076	0.265	0.064	0.246
30代ダミー	0.299	0.458	0.339	0.474	0.333	0.472	0.303	0.461	0.298	0.457	0.295	0.456
40代ダミー	0.367	0.482	0.425	0.495	0.405	0.491	0.461	0.500	0.357	0.479	0.365	0.482
50代ダミー	0.251	0.434	0.168	0.375	0.183	0.387	0.176	0.382	0.270	0.444	0.275	0.447
勤続年数5年以下ダミー	0.163	0.369	0.177	0.382	0.198	0.399	0.139	0.347	0.138	0.345	0.135	0.341
勤続年数6-10年ダミー	0.195	0.396	0.271	0.445	0.237	0.426	0.200	0.401	0.197	0.398	0.186	0.389
勤続年数11-15年ダミー	0.155	0.362	0.171	0.377	0.158	0.365	0.212	0.410	0.165	0.371	0.163	0.369
勤続年数16-20年ダミー	0.155	0.362	0.100	0.301	0.140	0.347	0.109	0.313	0.143	0.350	0.148	0.355
勤続年数21年以上ダミー	0.332	0.471	0.289	0.450	0.267	0.443	0.339	0.475	0.357	0.479	0.369	0.483
中卒ダミー	0.058	0.233	0.062	0.241	0.059	0.235	0.079	0.270	0.062	0.241	0.062	0.241
高卒ダミー	0.419	0.493	0.478	0.500	0.486	0.500	0.394	0.490	0.400	0.490	0.396	0.489
短大・高専卒ダミー	0.108	0.310	0.094	0.293	0.104	0.306	0.127	0.334	0.103	0.305	0.107	0.310
大卒・大学院修了ダミー	0.353	0.478	0.354	0.479	0.333	0.472	0.382	0.487	0.372	0.483	0.373	0.484
その他の学歴ダミー	0.063	0.243	0.012	0.108	0.018	0.132	0.018	0.134	0.062	0.241	0.062	0.241

表3 つづき

	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
事務職ダミー	0.241	0.428	0.097	0.297	0.153	0.360	0.176	0.382	0.240	0.427	0.472	0.499
販売・サービス職ダミー	0.131	0.337	0.206	0.405	0.178	0.383	0.152	0.360	0.132	0.339	0.217	0.412
管理的職種ダミー	0.065	0.247	0.029	0.169	0.046	0.209	0.042	0.202	0.064	0.244	0.092	0.289
その他の職種ダミー	0.563	0.496	0.667	0.472	0.623	0.485	0.630	0.484	0.564	0.496	0.242	0.428
職場に労働組合ありダミー	0.480	0.500	0.481	0.500	0.440	0.497	0.461	0.500	0.484	0.500	0.099	0.299
女性ダミー	0.221	0.415	0.041	0.199	0.066	0.249	0.067	0.250	0.232	0.423	0.287	0.454
建設業ダミー	0.093	0.291	0.162	0.369	0.178	0.383	0.096	0.294	0.090	0.286	0.057	0.232
製造業ダミー	0.253	0.435	0.145	0.352	0.196	0.397	0.248	0.432	0.243	0.429	0.057	0.231
卸売・小売・飲食・宿泊業ダミー	0.091	0.287	0.159	0.366	0.142	0.350	0.093	0.290	0.102	0.303	0.109	0.312
金融・保険業ダミー	0.053	0.225	0.065	0.247	0.043	0.204	0.053	0.224	0.057	0.231	0.055	0.228
運輸業ダミー	0.061	0.239	0.139	0.346	0.127	0.334	0.060	0.237	0.057	0.231	0.290	0.454
医療・福祉業ダミー	0.112	0.315	0.038	0.192	0.053	0.225	0.107	0.309	0.109	0.312	0.287	0.453
教育・学習支援業ダミー	0.051	0.219	0.103	0.305	0.064	0.244	0.051	0.221	0.054	0.227	0.508	4.693
その他の業種ダミー	0.287	0.452	0.189	0.392	0.196	0.397	0.292	0.455	0.287	0.453	0.496	4.750
役員ありダミー	0.364	0.481	0.389	0.488	0.412	0.493	0.503	0.502	0.508	4.693		
生産指数変化率 (%)	0.974	4.269	-0.035	4.021	0.355	4.485						
完全失業率	4.373	0.408	4.369	0.405	4.331	0.396						
有配偶ダミー	N = 2,116		N = 339		N = 383		N = 1,65		N = 2,069		N = 1,691	
	推定式		推定式		推定式 (2)		推定式 (3), (4)		推定式 (7)		推定式 (8)	
	(1)-A,		(1)-B,									
	(5)-A,		(5)-B,									
	(6)-A		(6)-B									

注：無回答、非該当と回答したサンプルは除いている。また、平均±標準偏差×3の値は異常値として排除している。  
出所：KHPSより筆者算出。



表4 推定式(1)～(9)の推定結果

推定式名	(1)-A	(1)-B	(2)	(3)	(4)	(5)-A	(5)-B	(6)-A	(6)-B	(7)	(8)	(9)
被説明変数	週労働時間55時間超ダミー	週労働時間55時間超ダミー	週労働時間55時間超ダミー	有給休暇付与日数(繰越を除く)	有給休暇取得日数	実質賃金(対数)	実質賃金率(対数)	仕事への集中力ダミー	裁量・みなしダミー	時間管理なしダミー		
サンプル条件(週労働時間)	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	当期55時間超	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	全サンプル	全サンプル	全サンプル
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
改正適用ダミー	-0.028 (0.029)	-0.200* (0.094)	0.021 (2.095)	0.277 (2.019)	-0.968 (1.627)	0.017 (0.015)	-0.076* (0.044)	0.046 (0.040)	-0.110 (0.068)	0.050* (0.030)	0.007 (0.013)	0.020 (0.020)
×改正後(2011年以降)ダミー ( $\beta_1$ )												
改正適用ダミー ( $\beta_2$ )	-0.020 (0.031)	-0.089 (0.085)	-1.498 (4.682)	4.457*** (1.534)	1.783 (1.387)	0.008 (0.030)	0.212*** (0.069)	-0.068 (0.078)	0.270*** (0.085)	-0.051* (0.031)	0.005 (0.017)	-0.017 (0.025)
改正後(2011年以降)ダミー ( $\beta_3$ )	-0.019 (0.024)	-0.217*** (0.074)	1.400 (1.782)	3.173*** (1.518)	-0.971 (1.226)	0.122*** (0.019)	0.129*** (0.047)	0.100** (0.050)	0.215*** (0.070)	-0.073*** (0.023)	-0.004 (0.011)	-0.028* (0.016)
年齢 (ref=20代)												
30代ダミー	0.043 (0.036)	0.251* (0.117)	-3.898 (2.698)	-3.505 (2.467)	1.280 (2.073)	0.110*** (0.022)	0.267*** (0.061)	0.054 (0.057)	0.294*** (0.092)	-0.024 (0.038)	0.003 (0.021)	-0.021 (0.031)
40代ダミー	0.059 (0.041)	0.282** (0.128)	-7.609** (3.583)	-4.607* (2.441)	0.691 (2.194)	0.152*** (0.029)	0.385*** (0.079)	0.109 (0.077)	0.496*** (0.112)	-0.078* (0.043)	-0.011 (0.024)	0.014 (0.035)
50代ダミー	0.009 (0.045)	0.366*** (0.140)	-13.235*** (4.812)	-3.683 (2.804)	1.013 (2.518)	0.096*** (0.037)	0.297*** (0.096)	0.066 (0.096)	0.437*** (0.130)	-0.117*** (0.047)	0.002 (0.026)	0.022 (0.038)
勤続年数 (ref=5年以下)												
6-10年ダミー	-0.028 (0.027)	0.047 (0.079)	-2.010 (2.304)	3.079* (1.851)	1.460 (1.604)	0.084** (0.017)	0.049 (0.045)	0.115** (0.045)	0.040 (0.065)	0.006 (0.015)	0.006 (0.015)	-0.013 (0.023)
11-15年ダミー	-0.059* (0.033)	0.043 (0.097)	-4.839 (3.245)	5.955*** (1.951)	3.432* (1.839)	0.049* (0.027)	0.055 (0.061)	0.164** (0.069)	0.046 (0.086)	0.016 (0.019)	0.016 (0.019)	0.048* (0.028)
16-20年ダミー	-0.086** (0.036)	0.062 (0.107)	-3.103 (4.674)	4.464** (2.185)	1.680 (2.019)	0.014 (0.036)	0.086 (0.079)	0.151 (0.093)	0.124 (0.101)	-0.004 (0.021)	-0.004 (0.021)	0.026 (0.030)
21年以上ダミー	-0.103*** (0.039)	-0.076 (0.100)	-1.543 (5.930)	6.618*** (1.871)	1.359 (1.822)	-0.009 (0.045)	0.122 (0.092)	0.187 (0.117)	0.173 (0.109)	-0.004 (0.022)	-0.004 (0.022)	0.027 (0.031)
職種 (ref=事務職)												
販売・サービス職ダミー	0.057 (0.038)	0.017 (0.105)	-3.364 (2.998)	-2.074 (1.767)	-4.939*** (1.644)	-0.018 (0.025)	-0.004 (0.065)	-0.156** (0.067)	-0.055 (0.094)	-0.045 (0.040)		
管理的職種ダミー	-0.002 (0.042)	0.245 (0.182)	2.658 (3.925)	0.097 (2.700)	-1.483 (2.344)	-0.005 (0.026)	0.110 (0.127)	-0.069 (0.069)	-0.059 (0.171)	0.002 (0.045)		
その他の職種ダミー	0.004 (0.028)	-0.017 (0.106)	0.128 (3.005)	-3.912*** (1.412)	-1.817 (1.330)	0.005 (0.020)	-0.003 (0.075)	-0.070 (0.053)	-0.067 (0.101)	-0.011 (0.030)		

表 4 つづき

推定式名	(1)-A	(1)-B	(2)	(3)	(4)	(5)-A	(5)-B	(6)-A	(6)-B	(7)	(8)	(9)
被説明変数	週労働時間55時間超ダミー		週労働時間の55時間からの超過分	有給休暇付与日数(繰越を除く)	有給休暇取得日数	実質賃金	実質賃金(対数)	実質賃金率	実質賃金率(対数)	仕事への集中心力ダミー	裁量・みなしダミー	時間管理なしダミー
サンプル条件(週労働時間)	全サンプル		全サンプル	当期55時間超	係数	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	全サンプル	全サンプル
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
職場に労働組合ありダミー	0.002 (0.026)	0.122* (0.070)	0.076 (2.081)	0.460 (1.175)	0.425 (1.056)	0.015 (0.021)	-0.018 (0.045)	0.038 (0.054)	-0.032 (0.064)	0.011 (0.014)	0.011 (0.014)	-0.034* (0.020)
役員ありダミー	0.020 (0.021)	-0.020 (0.063)	-3.310** (1.573)	-3.538*** (1.180)	-0.878 (1.059)	0.034** (0.013)	0.060 (0.037)	0.031 (0.035)	0.114** (0.054)			
生産指数変化率	0.001 (0.002)	-0.004 (0.007)	-0.171 (0.127)								0.000 (0.001)	0.002* (0.001)
完全失業率						-0.086*** (0.014)	-0.038 (0.039)	-0.060* (0.036)	0.012 (0.059)			
女性ダミー	-0.160*** (0.036)	-0.090 (0.199)		0.391 (2.023)	1.255 (1.960)		-0.339 (0.255)		-0.320 (0.255)	-0.109*** (0.037)	-0.033 (0.021)	-0.076*** (0.028)
有配偶ダミー				0.638 (1.782)						-0.032 (0.037)		
子供人数				-0.528 (0.583)						0.029** (0.014)		
学歴ダミー	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	No	No	No	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	0.318*** (0.071)	0.735*** (0.188)	20.162*** (4.604)	15.017*** (2.649)	1.542 (2.521)	6.389*** (0.079)	5.740*** (0.242)	-1.430*** (0.207)	-2.608*** (0.319)	0.282*** (0.063)	0.017 (0.040)	0.080 (0.054)
サンプルサイズ(個人数)	2,116 (513)	339 (84)	393 (193)	165 (111)	165 (111)	2,116 (513)	339 (84)	2,116 (513)	339 (84)	2,069 (540)	1,691 (515)	1,768 (527)
推定手法	Random-Effects LPM	Random-Effects LPM	Fixed-Effects Model	Random-Effects Model	Random-Effects Model	Fixed-Effects Model	Random-Effects Model	Fixed-Effects Model	Random-Effects Model	Random-Effects LPM	Random-Effects LPM	Random-Effects LPM
ハウスマン検定	19.67	15.82	26.72	—	—	142.04	14.19	40.07	6.73	10.00	10.56	12.42
Prob>chi 2	0.235	0.465	0.045	—	—	0.000	0.585	0.0008	0.9782	0.531	0.567	0.413

注：\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。( )の中は標準誤差。  
出所：KHPSより筆者推定。

く、改正効果があるとは言い切れない。前節で確認したとおり、約8割のサンプルの労働時間は改正以前に週55時間以下であり、割増賃金率の変更の影響を受けにくいと考えられる。ただ、改正以前に長時間労働が常態化していたサンプルに限定した場合はどうか。推定式(1)-Bは、改正以前(2004-2009年)に同じ事業所に勤めている期間の平均週労働時間が55時間超だったサンプルに限定した場合の推定結果である。これをみると、改正後に有意に抑制されていることが確認できる(限界効果 $-0.200$ )<sup>33)</sup>。他方、週労働時間が55時間を越えた部分については、短縮が起きているのだろうか。推定式(2)の結果をみると、交差項の係数が有意ではないため、超過部分の短縮が生じたとは言い切れない<sup>34)</sup>。

第2に、有給休暇の付与・取得について確認する。推定式(3)および(4)は、有給休暇の付与日数および取得日数について分析したものであるが、交差項は有意ではなかった。ただし、改正の影響が出ると考えられるのは週55時間超の労働を行う者であるが、こうしたサンプルに限定すると、サンプルサイズが165と小さくなっていることを留保しておく必要がある。

第3に、賃金・賃金率について確認する。推定式(1)-Bのサンプルを用いて、賃金額への影響をみたのが推定式(5)-B、賃金率への影響をみたのが(6)-Bである。(5)-Bをみると、交差項がマイナスで有意(10%水準)であるから、改正後に賃金が減少している<sup>35)</sup>。ただし、サンプル全体で推定した(5)-Aでは有意になっていないため、全体への与える影響はない程度だったといえる<sup>36)</sup>。他方、(6)-Bでは、交差項は有意ではなく、賃金率への影響があったとは言い切れない。なお、(6)-Aは(5)-Aと同様、交差項は有意ではなかった。以上の結果から、週55時間超の労働の機会が減り、賃金額が同時に減少しているが、賃金率ベースでは有意に減少せず、企業は改正前と同じ時間当たり賃金率を維持させている可能性が残った。賃金額の減少した背景には、長時間残業の機会が減った分、残業手当も減ったことがあろうと筆者は考えるが、KHPSでは残業手当の質問項目がないため、これ以上詳しくは検証できない。

第4に、仕事への集中度について確認する。改正前の平均労働時間が週55時間超の労働者であれば、割増賃金を得る年が多いはずである。しかし、週55時間超の労働機会の減少の一方で賃金率は減少しているとはいえなかった。その背景の1つには、労働者の生産性の向上が考えられる。

33) 改正前の平均労働時間が週55時間超か否かでサンプルセレクションバイアスが生じているという懸念がある。この点について、Heckmanの2段階推定を行ったが、 $\beta_1^{H1}$ はマイナスで有意であり、逆ミルズ比も有意ではなかった。このときの第1段階の推定には、2009年調査時点の次の変数(2009年時点で無回答などであった場合はその前後の情報を利用した)を用いた。具体的には、年齢ダミー、勤続年数ダミー、学歴ダミー、職種ダミー、業種ダミー、従業員規模ダミー、労働組合ダミー、女性ダミー、役職ありダミー、地域ダミー、市町村規模ダミーである。従業員規模ダミーは、これまでの推定で用いられたものではなく、規模を機械的に5段階で評価したものである。

34) 週55時間以下の労働時間は打ち切られていると想定したRandom-Effects Tobit Modelによる推定も行ったが、 $\beta_1^{H2}$ は有意ではなかった。

35) 推定式(1)-Bと同様に、Heckmanの2段階推定を行った。逆ミルズ比は有意ではなく、 $\beta_1^{H1}$ もマイナスで10%水準での有意となった。

36) 推定式(1)-B、(6)-Bと同様に、Heckmanの2段階推定を行った。逆ミルズ比は有意ではなかった。ただ、 $\beta_1^{H2}$ はマイナスで10%水準での有意となった。逆ミルズ比が有意ではなかったため、サンプルセレクションの問題は無視できるほど小さいと考えられ、パネル推定の結果をみて解釈を行っても構わないだろう。しかし、念のため第7節でこの点を検討する。

生産性そのものを測ることは困難だが、ここではその代わりに仕事への集中力に注目する。これについて分析した推定式 (7) では、10%水準ではあるが、交差項がプラスで有意（限界効果 0.05）となった。これは、全サンプルを用いた結果であるため、改正適用企業が全社的な取り組みとして社員の労働効率を高める努力を始めたというのが解釈の1つである。

第5に、勤務時間制度について確認する。推定式 (8) および (9) は、勤務時間制度について分析したものであるが、同じく交差項は有意ではなかった。したがって、改正適用企業が各労働者の勤務時間制度を調整することで割増賃金率の引き上げに対応しているとは言い切れ<sup>37)</sup>ない。

以上より、推定結果によれば、2008年の労基法改正のような制度変更は、適用企業の労働者全体へのインパクトは統計的に確認できないほど軽微であるが、それ以前に長時間労働をしていた労働者にとっては、統計的に有意な労働時間短縮<sup>38)</sup>、賃金額の減少<sup>39)</sup>があった。また、適用企業の労働者全体に、仕事への集中力の向上が生じたことが明らかになった。ただし、改正以前に週55時間超の労働を行っていた労働者は全体のごく一部であること、またそうした労働者に限定した場合、サンプルサイズが小さい分析であることを留保しておかなければならない。特に、 $\beta_4$ が有意になっていない場合には、改正の影響がないとは断言できない。

## 7. 留保事項の確認

ここで、前節での推定結果について追加的に留保すべき事項について整理する。

第1に、サンプルサイズが小さい場合に、さまざまな個人の属性をコントロールすると、大きなレバレッジを持つサンプルに有意性が左右されうるという可能性を検討する。表5は個人属性を除いた推定結果である。交差項の係数をみると、前節では有意だった賃金と、仕事への集中力が有意ではなくなっている。仕事への集中力のサンプルサイズは2,069を確保できているが、賃

37) 他方で、時間管理なしや裁量・みなし労働制で働く労働者に労働時間のしわ寄せがあったのではないかという予想も立てられる。この点については、こうした労働者に限定して、週40時間以下は打ち切られていると想定して Random-Effects Tobit Model で労働時間を分析してみたが、DD 推定値は有意にならなかった。

38) 労働時間短縮が顕著に生じた労働者としては、勤続年数が長い労働者が考えられる。なぜならば、勤続年数ダミー、改正後ダミー、改正適用ダミーを Triple Difference のようにして推定すると、3変数の交差項は、勤続年数が長いほど有意にマイナスになる傾向があった。勤続年数を連続変数にしても同様の傾向がみられた。なぜ勤続年数によってこのような差異がみられるのかは、今後の研究課題の1つといえる。

39) 推定式 (1)-B、(5)-B について、改正後 (2011年以降) ダミーを2011・2012・2013年の3つダミーに分割して置き換え、これらと改正適用企業ダミーとの交差項を確認して、減少の仕方について傾向をみた。すると、労働時間は改正以降時間が経つほど短縮しており、賃金額については2012年に減少していた。労働時間と賃金額との時間的な傾向の違いについては、サンプルサイズが小さいこともあり、解釈を加えるのは難しい。

40) 推定サンプルには、改正施行後に企業規模が変動したサンプルも含まれている。これが推定結果に大きな影響を与えていないか確認するため、2009年時点と比べて①それ以降にコントロール・グループに移った、あるいは②それ以降にトリートメント・グループに移ったという2つのダミー変数を加えた推定と、こうしたサンプルを除いた推定を推定式 (1) から (9) にかけて追加的に行った。その結果、交差項の有意性は変わらず、また交差項が新たに有意になることもなかった。そのため、本稿の結論を大きく変更するほどのバイアスは生じていないと考えられる。

表5 個人の属性を除いた推定結果

推定式名	(1)-A'	(1)-B'	(2)'	(3)'	(4)'	(5)-A'	(5)-B
被説明変数	週労働時間55時間超ダミー		週労働時間の55時間からの超過分	有給休暇付与日数(繰越を除く)	有給休暇取得日数	実質賃金(対数)	
サンプル条件(週労働時間)	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	当期55時間超		全サンプル	改正前平均55時間超
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
改正適用ダミー	0.007	-0.177*	-0.314	0.721	-2.081	0.017	-0.064
×改正後(2011年以降)ダミー( $\beta_1$ )	(0.030)	(0.094)	(1.482)	(2.071)	(1.526)	(0.016)	(0.044)
改正適用ダミー( $\beta_2$ )	0.032	-0.036	0.518	4.852***	3.615***	0.010	0.093
	(0.061)	(0.071)	(0.914)	(1.476)	(1.284)	(0.031)	(0.095)
改正後(2011年以降)ダミー( $\beta_3$ )	-0.060**	-0.197***	-0.544	3.621**	-0.082	0.076***	0.143***
	(0.024)	(0.068)	(1.024)	(1.531)	(1.112)	(0.012)	(0.032)
定数項	0.185***	0.830***	9.011***	9.829***	4.197***	6.178***	6.161***
	(0.038)	(0.054)	(0.665)	(1.118)	(0.957)	(0.019)	(0.054)
サンプルサイズ(個人数)	2,116 (513)	339 (84)	393 (193)	165 (111)	165 (111)	2,116 (513)	339 (84)
推定手法	Fixed-Effects LPM	Fixed-Effects LPM	Random-Effects Model	Random-Effects Model	Random-Effects Model	Fixed-Effects Model	Fixed-Effects Model
ハウスマン検定	10.98	2.92	2.88	—	—	44.96	25.18
Prob>chi 2	0.012	0.403	0.411	—	—	0.000	0.000

推定式名	(6)-A'	(6)-B'	(7)'	(8)'	(9)'
被説明変数	実質賃金率(対数)		仕事への集中力ダミー	裁量・みなしダミー	時間管理なしダミー
サンプル条件(週労働時間)	全サンプル	改正前平均55時間超	全サンプル	全サンプル	
	係数	係数	係数	係数	係数
改正適用ダミー	0.041	-0.104	0.048	0.005	0.015
×改正後(2011年以降)ダミー( $\beta_1$ )	(0.039)	(0.068)	(0.030)	(0.013)	(0.019)
改正適用ダミー( $\beta_2$ )	-0.061	-0.122	-0.030	0.023	-0.005
	(0.078)	(0.149)	(0.029)	(0.015)	(0.022)
改正後(2011年以降)ダミー( $\beta_3$ )	0.101***	0.295***	-0.084***	-0.002	-0.013
	(0.031)	(0.049)	(0.023)	(0.010)	(0.015)
定数項	-1.524***	-1.814***	0.256***	0.028**	0.093***
	(0.049)	(0.084)	(0.023)	(0.013)	(0.017)
サンプルサイズ(個人数)	2,116 (513)	339 (84)	2,069 (540)	1,691 (515)	1,768 (527)
推定手法	Fixed-Effects Model	Fixed-Effects Model	Random-Effects LPM	Random-Effects LPM	Random-Effects LPM
ハウスマン検定	33.6	12.34	2.06	1.86	2.45
Prob>chi 2	0.000	0.0063	0.560	0.602	0.484

注：\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。( )の中は標準誤差。

出所：KHPSより筆者推定。

金分析のサンプルサイズは339であり、この係数の有意性については留保する必要があるかもしれない。他方、労働時間では、(1)-B'の結果をみると、10%水準ではあるが有意であり、前節での推定結果と整合的と考える。

第2に、推定式(1)-B, (5)-B, (6)-Bのように限定したサンプルは、全体に対してどのような属性の違いがあるのかを検討しておく。表6は、(1)-A, (5)-A, (6)-Aに属する個人(513サンプル)のうち、改正前の平均週労働時間が55時間超(84サンプル)である確率をLPM推定したものである。<sup>41)</sup>説明変数は2009年調査時点のものを用いたが、ごく一部は無回答などで欠損値と



表6 改正前に平均週55時間超の労働者についてのLPM推定

	係数	(標準誤差)
年齢 (ref = 50代以上)		
20代ダミー	0.007	(0.071)
30代ダミー	0.084*	(0.047)
40代ダミー	0.119***	(0.040)
勤続年数 (ref = 11-15年)		
5年以下ダミー	0.066	(0.057)
6-10年ダミー	0.144**	(0.059)
16-20年ダミー	0.000	(0.058)
21年以上ダミー	0.011	(0.055)
職種 (ref = 事務職)		
販売・サービス業ダミー	0.049	(0.071)
管理的職種ダミー	0.012	(0.064)
その他の職種ダミー	0.039	(0.038)
業種 (ref = 製造業)		
建設業ダミー	0.127*	(0.067)
卸売・小売・飲食・宿泊業ダミー	0.162**	(0.081)
金融・保険業ダミー	0.175*	(0.093)
運輸業ダミー	0.128	(0.085)
医療・福祉業ダミー	0.006	(0.049)
教育・学習支援業ダミー	0.263***	(0.093)
その他の職種ダミー	0.048	(0.039)
学歴 (ref = 中卒)		
高卒ダミー	-0.032	(0.078)
短大・高専卒ダミー	-0.018	(0.087)
大卒・大学院修了ダミー	-0.075	(0.080)
その他の学歴ダミー	-0.124	(0.093)
職場に労働組合ありダミー	-0.006	(0.035)
役職ありダミー	0.007	(0.040)
女性ダミー	-0.182***	(0.038)
定数項	0.105	(0.086)
サンプルサイズ	513	

注：\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。標準誤差はロバストな標準誤差。

出所：KHPSより筆者推定。

なった。その場合は過去の値を用い、それでも欠損値の場合は翌年・翌々年の値を用いている。この結果をみると、改正前の平均週労働時間が55時間超となるのは、年齢では、最も確率の低い50代以上に比べて30代や40代の場合に多い。また、勤続年数では、最も確率の低い11-15年に比べて、6-10年の時期が多い。業種としては製造業に比べて建設業、卸売・小売・飲食・宿泊業、金融業、教育・学習支援業のほうがその傾向が強いことがわかる。また、男性のほうがその傾向が強い。職種や学歴など、その他の要因は有意ではなかった。したがって、前節での労働時間や賃金に関する結果は、以上のような年齢、勤続年数、業種、性別の偏りがあると留意する必要がある。ただし、サンプルセレクションバイアスは無視してよいほど小さいのではないかと考えられる(脚注33, 35, 36参照)。

41) Breusch-Pagan/Cook-Weisbergの不均一分散の検定の結果、不均一分散が疑われたため、Whiteのロバスト標準誤差を用いた。

## 8. おわりに

本稿では、DD分析によって、2008年の労働基準法改正が長時間労働の解消に寄与するものだったのかを家計パネル調査であるKHPSを用いて検証した。分析の結果、労働者全体へ与えるインパクトは確認できなかったが、従来、割増賃金引き上げの対象となりうるほどの長時間労働を行っていた労働者に対しては、時間外労働削減効果が存在することを確認した。また、こうした労働者に対する賃金額は減少していた。また、仕事への集中力は改正適用企業の労働者全体で向上していた。さらに、年次有給休暇による代替施策の効果があるとは言い切れなかった。ただし、既に述べたように、以上の結果はいくつかの留保をしておく必要がある。

雇用契約モデルが成り立つことを示すには、労働時間も賃金も変化がないことを確認する必要がある。Trejo (1991) は年単位での調整の可能性に言及しているが、KHPSでは、週労働時間の「平均」を尋ねており、本稿のDD分析では、改正後3年分のデータを含む。いくつかの留保があるものの、労働時間の短縮や賃金の削減の可能性を否定できない以上、少なくとも労働需要モデルを棄却することはできないと筆者は考える。

本稿の根本的な限界として、KHPSには企業の資本金の情報がないためにトリートメント・グループとコントロール・グループとを厳密に区分することが難しい点や、生産活動、雇用者数に関する情報がないために分析ではこれらが捨象されている点が挙げられる。また、これらに関連してDD分析の根幹に関わる限界も孕んでいる。今回の分析期間内にはリーマンショックが起きている。労働者の勤め先の生産状況は不明であるため、分析では生産活動が十分にコントロールできていない。そのため、もしトリートメント・グループとコントロール・グループを厳密に区別できたとしても、景気の影響がどちらかに偏りがあると、DD分析のそもそもの根幹が揺るがされてしまう。こうしたことを考えると、将来的には、Employer-Employeeデータを用いて、企業の生産活動や雇用調整も考慮に入れた構造推定を行い、シミュレーションを行うことが、政策的な議論のためにはより望ましい。しかし、現時点において、利用可能で好適なデータを筆者は関知していない。これらの点を克服した分析は今後の課題としたい。

## 参 考 文 献

- Asai, Y. (2014) "Overtime Premium and Working Hours: An Evaluation of the Labour Standards Act Reform in Japan," *Panel Survey Discussion Paper Series, Institute of Social Science, University of Tokyo*, 76.
- Bell, D. N. F. and R. A. Hart. (2003) "Wages, Hours, and Overtime Premia: Evidence from the British Labor Market," *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (3): 470-480.
- Bertrand, M. E. D. and S. Mullainathan. (2004) "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?," *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1): 249-275.
- Bhattacharya, J, T. DeLeire and T. MaCurdy. (2000) "The California Overtime Experiment: Labor Demand and the Impact of Overtime Regulation on Hours of Work," mimeo. Stanford University.
- Friesen, J. (2002) "Overtime Pay Regulation and Weekly Hours of Work in Canada," *Labour Economics*, 8 (6): 691-

720.

- Imbens, G. W. and J. M. Wooldridge. (2009) "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation." *Journal of Economic Literature*, 47 (1): 5-86.
- Kalwij, A. and M. Gregory. (2005) "A Panel Data Analysis of the Effect of Wages, Standard Hours and Unionization on Paid Overtime Work in Britain," *Journal of the Royal Statistical Society*, 168 (1): 207-231.
- Kawaguchi, D., H. Naito and I. Yokoyama. (2008) "Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan," *ESRI Discussion Paper Series*, 202.
- Kuroda, S. and I. Yamamoto. (2012) "Impact of Overtime Regulations on Wages and Work Hours," *Journal of the Japanese and International Economies*, 26 (2): 249-262.
- Hamermesh, D. S. (1993) *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton NJ; Jennifer.
- Hamermesh, D. S. and S. J. Trejo. (2000) "The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California," *Review of Economics and Statistics*, 82 (1): 38-46.
- Mitchell, J. (2005) "Forecasting the Effects of the August 23rd Fair Labor Standards Act Overtime Changes: Evidence from a California Natural Experiment," mimeo. Stanford University.
- Skuterud, M. (2007) "Identifying the Potential of Work-Sharing as a Job-Creation Strategy," *Journal of Labor Economics*, 25 (2): 265-287.
- Trejo, S. J. (1991) "The Effect of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation," *American Economic Review*, 81 (4): 719-740.
- Trejo, S. J. (2003) "Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workers?," *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (3): 530-551.
- 岩崎健二 (2008) 「長時間労働と健康問題——研究の到達点と今後の課題」『日本労働研究雑誌』 575 : 39-48。
- 大竹文雄 (2001) 「失職コスト・休暇・労働組合」橋本俊詔, デービッド・ワイズ編『日米比較 企業行動と労働市場』日本経済新聞社, 203-229頁。
- 小倉一哉 (2003) 『日本人の年休取得行動——年次有給休暇に関する経済分析』日本労働研究機構。
- 日本貿易振興機構 (2013) 「欧州・ロシア雇用制度一覧」。http://www.jetro.go.jp/jfile/report/07001348/europe\_employment\_system.pdf
- 早見均 (1995) 「労働時間とその効率——国際比較でみた統計と多部門モデルによるシミュレーション」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, 125-150頁。
- 馬欣欣 (2009) 「長時間労働は労働者のメンタルヘルス問題をもたらすか」樋口美雄・瀬古美喜・照山博司・慶應-京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムV——労働市場の高質化と就業行動』慶應義塾大学出版会, 第5章, 105-145頁。
- 山岡順太郎 (2012) 『仕事のストレス, メンタルヘルスと雇用管理——労働経済学からのアプローチ』文理閣。
- 山本勲・黒田祥子 (2014) 「メンタルヘルスと働き方・企業業績の関係——従業員および企業のパネルデータを用いた検証」『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, 第10章, 275-320頁。
- 労働政策研究・研修機構 (2014) 『データブック国際労働比較2014』。