

2018 年度

公共経営大学院 リサーチペーパー

法定割増賃金率の上昇は労働時間を抑制したのか？
——傾向スコアマッチングを用いた実証分析

主査： 川村 颯 准教授

副査： 藤井 浩二 教授

早稲田大学公共経営大学院

学籍番号：31172203-0

氏名： 石山 雄登

目次

第1章	はじめに
第2章	先行研究
第1節	長時間労働の社会的な影響
第2節	実証研究
第3章	実証分析
第1節	用いるデータ
第2節	分析方法、各種変数、マッチング
第3節	記述統計
第4節	推定結果と考察
第5節	その他の留意事項
第4章	結論
第1節	分析結果のまとめ
第2節	法改正の評価、検討
第3節	本研究のまとめ
第5章	謝辞
第6章	付録
第7章	参考文献

要旨

長時間労働の是正の為、2010年4月1日に「労働基準法の一部を改正する法律」が施行され、1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%に引き上げられた。

本研究では、この法改正による割増賃金率の上昇が、労働時間に影響を与えているのかを調査する実証分析を行った。分析にあたり、より頑健な結果を得るため、そして年齢層別の労働時間変化の違いを確認するため、「慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey。以下、KHPS)」と「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(Japanese Life Course Panel Survey。以下 JLPS) という2つのパネルデータを利用した。また、法改正の施行が、中小企業には保留されたことを活かし、処置群(大企業勤務者)対照群(中小企業勤務者)との性質を傾向スコアマッチングによって近づけた上で、DID(Difference in Difference)分析を行った。

分析の結果、全年齢層を対象としたKHPSを用いた分析において、法改正が適用される労働者の労働時間は改正後に短縮されることが確認された。一方、JLPSを用いた分析においては労働時間の短縮は確認できず、中高年の労働時間の減少が若年～壮年層の労働時間の増加に転嫁された可能性が示された。

第1章 はじめに

日本の労働市場において、長時間労働は長らく問題視されている現象である。これを是正するための施策の一つとして、割増賃金率の増加という施策がある。すなわち、被雇用者が時間外労働を行った際に追加で支払われる賃金である割増賃金は通常基本給に特定の賃金率を乗じて算出されるが、この賃金率を上昇させることによって雇用者にとっての労働コストが増加し、被雇用者に時間外労働をさせることを抑制することが出来る。

日本においてこの割増賃金率は従来 25%であり、諸外国と比較してその割合は低いとされていた。下表 2 は OECD 加盟国の内、割増賃金率の情報を入手することが出来た 12 か国における、法定労働時間、平均労働時間、割増賃金率を記したものである。

表 1 法定労働時間、平均労働時間、割増賃金率の各国比較

	日本	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス	イタリア	
法定労働時間	40時間/週	40時間/週	48時間/週	8時間/日	35時間/週	40時間/週	
時間外労働割増賃金率	25%以上 ただし、1か月60時間を超える時間外労働については50%以上	50%	規定なし 一般的には50%	規定なし 一般的には最初の2時間25%増し。それ以降50%増し、日曜祝日には100%増し	最初の8時間は25%増し。それ以降は50%増し	最初の8時間は15%増し。それ以降は20%増し。休日は30%増し。	
年間平均労働時間(2017年)	1710	1780	1681	1356	1514	1723	
	ベルギー	オーストリア	スイス	ポーランド	チェコ	ハンガリー	韓国
	38時間/週	40時間/週	45~50時間/週	40時間/週	40時間/週	48時間/週	40時間/週
	50% 休日には100%	50% 休日には100%	25%	50% 休日には100%	10%	50%	50%
	1546(注)	1613	1570	1895	1776	1740	2024

(注：ベルギーの年間平均労働時間は 2016 年度の数値)

出所：独立行政法人労働政策研究・研修機構（2018）「データブック国際労働比較 2018」、日本貿易振興機構（2018）「欧州各国の雇用制度一覧」、OECD Data (2018) 「Hours worked」より筆者作成。

しかし、2008年12月12日に公布、2010年4月1日に施行された「労働基準法の一部を改正する法律」にて、ようやく改正の動きが出た。この法改正によって、「使用者が、1箇月について60時間を超えて時間外労働をさせた場合にお

いては、その超えた時間の労働については、通常の労働時間の賃金の計算額の5割以上の率で計算した割増賃金を支払わなければならない¹ことが明記され、割増賃金率が1か月60時間を超えた分に関して従来の25%から50%に引き上げられた。また、割増賃金率の引き上げは中小企業²に対しては保留となった。

厚生労働省による法改正のあらましには、当法改正は「長時間労働を抑制し、労働者の健康を確保するとともに仕事と生活の調和がとれた社会を実現することを目的³」とするとあり、当法改正によって長時間労働が抑制され、ワークライフバランスの達成が促進されることが期待された。しかし、政府統計による労働時間の変遷を見ると、2010年以降に主だった労働時間の変化が見られないことが分かる。図1は厚生労働省「毎月勤労統計調査」から一般労働者の年間総実労働時間と所定外労働時間の推移を示している⁴。

¹ 厚生労働省（2018）「労働基準法の一部を改正する法律 条文」

<<https://www.mhlw.go.jp/topics/2008/12/dl/tp1216-1b.pdf>>より抜粋。

² 同上の条文にて、適用が留保される中小事業主を、1：「その資本金の額又は出資の総額が3億円（小売業又はサービス業を主たる事業とする事業主については5,000万円、卸売業を主たる事業とする事業主については1億円）以下である事業主」、2：「その常時使用する労働者の数が300人（小売業を主たる事業とする事業主については50人、卸売業又はサービス業を主たる事業とする事業主については100人）以下である事業主」としている。

³ 厚生労働省（2008）「改正労働基準法のあらまし」

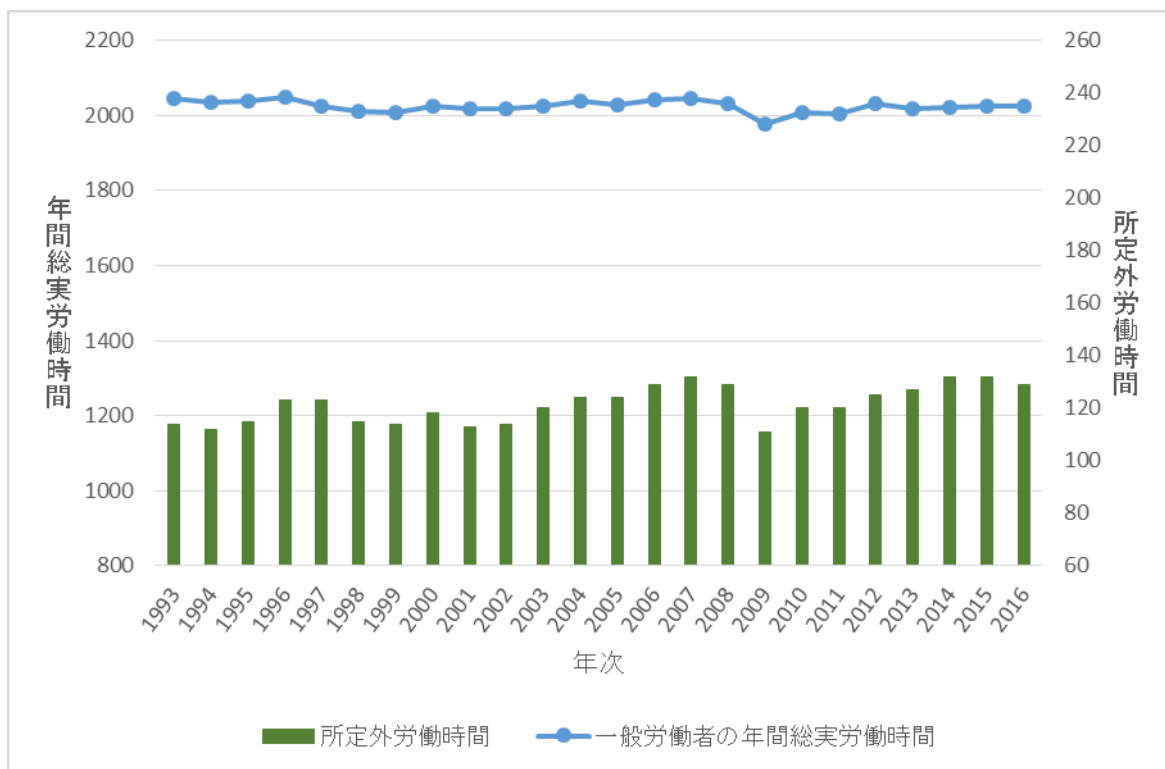
<<https://www.mhlw.go.jp/topics/2008/12/dl/tp1216-1l.pdf>>より抜粋

⁴ 厚生労働省（2018）「主な用語の定義」によると、一般労働者とは「常用労働者のうち、パートタイム労働者以外の労働者」を指す。なお、総実労働時間とは所定内労働時間と所定外労働時間の和である。

<<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/04-2/2.html>>

2018年12月28日アクセス

図1 一般労働者の年間総実労働時間と所定外労働時間の推移



出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査」より筆者作成

この図からは、法改正のあった2010年以降において、一般労働者の年間総実労働時間は2000時間前後で高止まりしており減少している傾向を見る事が出来ない。また所定外労働時間においても同様に、2010年以降一貫して減少しているような傾向を見る事が出来ない。

果たして、本当にこの法改正は労働時間の短縮に寄与したのであるか？この問いこそが本研究におけるリサーチ・クエスチョンである。

本研究では2010年施行の労働基準法改正が労働時間の短縮に寄与したかどうかを、慶應義塾パネルデータ設計・解析センターと東京大学社会科学研究所より提供して頂いたパネルデータを用いたDID分析によって評価する。当改正において中小企業には適用が保留されることから、法改正が適用された大企業に属している労働者を処置群に、適用されなかった中小企業労働者を対照群とみなしたインパクト調査を行うことが出来る。第2章で述べる深堀・荻原(2014)、Asai(2014)ではこれら2群の性質を統制することを試みなかったが、本研究では、傾向スコアマッチングを用いることで観察できる変数の中で2群の性質を揃え、より頑健性の高い分析を試みる。また、上記のパネルデータはサンプリング対象の年齢層が異なっているため、2つのパネルデータを用いることで年齢層によって当法改正の効果が異なるのか否かを検証することも出来る。以下に本研究の概要を記す。

まず第 2 章にて先行研究の紹介を行う。初めに長時間労働が労働者や社会にもたらす影響に着目した研究を取り上げ、次に労働時間の短縮に関する研究から理論モデルを紹介する。最後に割増賃金率の上昇が労働時間に如何なる影響を与えたのかを分析した先行研究を概観し、その問題点を指摘する。

続く第 3 章では実証分析を行う。まず本研究で用いるデータセットと本研究で扱うサンプルをどのようにその中から抽出したのかを解説する。次に本文にて行う 3 種類の検証と DID 分析の推定式を説明し、記述統計、推測統計の結果を載せた。実証分析の結果、全年齢層においては法改正が適用された労働者（大企業勤務者）の労働時間は統計的に有意に減少していたことが示された。一方で若年層においては労働時間の有意な変化が見られなかったことから、50 代の労働時間の減少が 20 代の労働時間の増加に転嫁された可能性を指摘した。

最後に第 4 章では当法改正の評価を行い本研究にて得られた知見をまとめた。

第 2 章 先行研究

第 1 節 長時間労働の社会的な影響

本節では、長時間労働がどのような影響を社会に与えるのかを調査した研究を概観する。

まず、長時間労働が労働者の健康に与える影響に関する研究を紹介したい。Sokejima and Kagamimori (1998)と Liu et al. (2002)は長時間労働と急性心筋梗塞との関連をそれぞれ症例対象研究のアプローチを用いて検証した。Sokejima and Kagamimori (1998)は急性心筋梗塞の男性患者と年齢、職業が近い対照群をマッチさせ、長時間労働と急性心筋梗塞を発症するリスクとの関係を調査した。分析の結果、平均労働時間が 11 時間を超えている男性において、心筋梗塞を発症するリスクのオッズ比（処置群が発症する確率と対照群が発症する確率の比）は 2.44 であり、長時間労働が急性心筋梗塞のリスクを高める可能性を指摘した⁵。

また、Liu et al. (2002)も長時間労働と急性心筋梗塞のリスクの関連を調査する際に、睡眠時間と休日の取得を考慮に入れた分析を行った。その結果、5 時間未満の睡眠や週に 1~2 日睡眠を取らないこと、休日を取得しないことがオッズ比を上昇させることを示した⁶。

⁵ Sokejima S, Kagamimori S (1998) “Working Hours as a Risk Factor for Acute Myocardial Infarction in Japan: Case-control Study” *BMJ*,317,775-780

⁶ Liu Y, Tanaka H, The Fukuoka Heart Study Group (2002) “Overtime Work, Insufficient Sleep, and Risk of Non-fatal Acute Myocardial Infarction in Japanese Men” *Occup Environ Med*, 59,447-451

また、小野 (2016)は長時間労働がもたらす社会的な問題として、1: 人的資本の無駄遣い、2: ワークライフバランスの達成が疎外されること、3: 人材におけるダイバーシティが実現できないこと、4: 労働者の健康及びウェル・ビーイングが損なわれることを指摘した⁷。

第2節 実証研究

続いて本章では割増賃金率の上昇が労働時間に与える影響を調査した実証研究を紹介したい。

まず、Hamermesh and Trejo (2000)は労働需要モデル (Labor-Demand Model) を唱え、割増賃金率の上昇が労働者に時間外労働をさせるコストを引き上げるため、労働時間が短縮されると主張した。この研究では 1980 年のカリフォルニア州における、男性労働者の 1 日 8 時間以上の労働時間に対する割増賃金の支払いを定めた法改正に着目し、他州の男性労働者と比べてカリフォルニア州の男性労働者の労働時間にどのような影響があったのかを分析した。その結果、他州の男性労働者に比べ、カリフォルニア州の男性労働者の労働時間は法改正後減少していることが確認された⁸。一方、Trejo (2003)は雇用契約モデル(Fixed-Job Model)にて、割増賃金率の上昇は労働時間の短縮に寄与しないことを述べた。すなわち、割増賃金率の上昇による雇用コストの上昇を、労働者の基本給を減らすことによって相殺されると主張した。この研究では、1970 年から 1989 年の 11 の主要産業ごとのパネルデータを用い、割増賃金率を上昇させる法改正や最高裁判決が労働時間に与えた影響を分析し、その結果、これらが労働時間に有意な影響を与えなかったことを示した⁹。なお、これら 2 つのモデルのどちらがより説得力が高いのかは、未だに意見が分かれている。

また、日本における 2010 年施行の法定割増賃金率の増加に着目した研究とし

⁷ 小野浩 (2016) 「日本の労働時間はなぜ減らないのか?—長時間労働の社会学的考察」『日本労働経済雑誌』2016 年 12 月号 p15-27

なお、小野 (2016)では長時間労働の是正の為の社会学的な施策として、1: 生産性を高めることを優先させ無駄を徹底的に排除する事、2: 成果主義の本格的な導入と稼働、3: 仕事内容の明瞭化と分業体制の確立、4: 組織のトップダウンアプローチによる改革、5: 積極的に休憩を取ることの意義を理解する事、を述べた。

⁸ Hamermesh, D.S and Trejo. (2000) “The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California,” *Review of Economics and Statistics*, 82(1):38-36

⁹ Trejo, S.J. (2003) “Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workers?” *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (3):530-551

て、Asai (2014)と深堀・萩原 (2014) が挙げられる。

まず、Asai (2014)においては2007年～2013年の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 (JLPS)」を用いて、法改正の後に法改正が適用される大企業勤務者の残業時間が増加したかを DID 分析、加えて法改正の以前から長時間労働を行っていたかを反映させる Triple Difference Model を用いて検証した。分析の結果、残業時間において統計的に有意な結果は見られず、割増賃金率の増加の影響を受けないサービス残業の増加の可能性を指摘した¹⁰。

また、深堀・萩原 (2014) は2005年から2014年の「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」を用いて法改正の後に法改正が適用される大企業勤務者の労働時間が増加したかを DID 分析にて検証した。また、この研究ではアウトカムの変数を週労働時間の他、有給休暇の付与日数、取得日数、年収、時間当たり賃金率、仕事への集中力ダミーといった複数の項目を採用して分析を試みた。推定の結果、週労働時間が法改正の前から55時間を超えていた労働者においては、法改正後に労働時間が減少したことが示された¹¹。

Asai (2014)と深堀・萩原 (2014) の問題は、処置群 (大企業勤務者) と対照群 (中小企業勤務者) の性質の違いについて考慮されていない点にある。本来、因果効果を推定するためには処置群と対照群は処置を受けた点を除いて平均的な性質が同じであることが望ましい。にも関わらず上記の2つの研究では、中小企業勤務者と大企業勤務者における2群間の性質の違いに対して統制が為されず、あたかも両者の間には違いが無いかのように分析された。

そこで、本研究では処置群と対照群との性質を傾向スコアマッチングを用いることで可能な限り近づけ、より精度の高い対照群を作成した上で DID 分析を行う。また、法改正は2010年4月1日に行われていたが、改正の公布は2008年12月12日に行われている。その為、法改正の前に既に企業は労働時間を調整している可能性がある。こうした、法改正の公布による労働時間への影響 (以下、アナウンス効果) を追加的に確認し、法改正の施行による労働時間への影響 (以下、法改正効果) に影響を与えていないかを確認する。

¹⁰ 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, No76

¹¹ 深堀遼太郎、萩原里沙 (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号、p49-73

第3章 実証分析

第1節 用いるデータ

本節では、本研究にて用いたデータについて解説する。

本研究では、深堀・荻原（2014）、Asai（2014）らが用いたデータである、「慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey。以下、KHPS）」、「東大社研・若年パネル調査（Japanese Life Course Panel Survey-Y。以下、JLPS-Y）」、「東大社研・壮年パネル調査（以下、JLPS-M）」から、法改正の前後である2007年～2011年のデータを用いる¹²。

一方のデータだけではなく、両方のデータセットを用いる理由は、主に2点ある。1つは2通りの分析を行うことによって分析結果の比較が可能となり、頑健性を高めることが出来ると考えたためである。もう1点はこれらのデータセットが異なる年齢層を捉えているため、2つの分析結果を照合することで年齢層によって法改正の効果が異なるか否かを検証することが可能となる点が挙げられる。

KHPSは慶應義塾パネルデータ設計・解析センターが2004年から実施している社会全体を対象とした社会調査である。サンプルは層化2段無作為抽出法により20歳から69歳の男女が抽出されており¹³、調査開始時のサンプルサイズは4000人、2007年に脱落分を補うため1400人のサンプルを追加している。調査項目は主に就業、消費、所得、住宅に焦点を当てており、毎年1月31日に調査が行われる。

本研究ではこのKHPSから60歳未満の正規雇用労働者を分析の対象とする¹⁴。加えてこの中から2007年から2011年の5年分の調査に全て回答しているサンプルのみを取り出し、裁量労働制にて勤務する労働者および、従属変数である、週平均勤務時間に対して無回答であったサンプルを取り除くという操作を行った結果、ユニット数は339人となった。

¹² 後に述べるように、本研究では全ての年度における調査に回答しているサンプルのみを抽出して分析する。そのため、年度が長引けば長引くほどサンプルサイズが減少してしまう。故に深堀・荻原（2014）のように法改正後の期間を2011年から2014年に設定をせず、2011年のみを法改正後の年度として扱う。

¹³ KHPSでは、回収の方法上、通常の調査と異なる方法で回収率を算定する。算出された疑似回収率は、2004年時には41.9%、2007年時には33.9%である。

¹⁴ ここでは「年齢」から60歳以上を取り除く。質問項目の「就業形態」から、5（勤め人）のみを選択。「職位」から、1（正規社員役職無し）、2（正規社員役職あり）のみを選択、といった操作を行った。

一方、JLPS-Y と JLPS-M は東京大学社会科学研究所が 2007 年 1 月から行っている「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」である。JLPS-Y は 2006 年 12 月末時点で 20 歳から 34 歳の若年層を、JLPS-M は 35 歳から 40 歳の壮年層を対象としており、サンプルの抽出は KHPS と同じく層化 2 段無作為抽出法によって行われている。その結果、ユニット数は 2007 年時点で 3367 人（回収率 34.5%）、2011 年時点で 2232 人（継続調査分の回収率 76%）となっている。また、調査内容は「職業、家族、教育、意識（政治的態度を含む）、健康など、網羅的な質問項目¹⁵」を含んでおり、毎年 1 月から 4 月の間に調査が行われる。

本研究では JLPS-Y と JLPS-M を統合したデータ（以下、JLPS）を作成し、そこから正規雇用労働者を分析の対象とする。KHPS と異なり、JLPS では週労働時間の調査項目が存在しない。その為、後述の DID 分析では従属変数を月労働時間に設定している。そして、KHPS に施したものとほぼ同様のフィルタリング¹⁶の結果、ユニット数は 657 人となった。

第 2 節 分析方法、各種変数、マッチング

本節では、本研究で用いる分析手法と、その際に用いる各種変数、そして分析手法の一つであるマッチングの結果、処置群と対照群の性質がどれだけ近づいたのかを解説する。

まず、本研究における分析方法である DID(Difference in Difference)分析について概観する。DID 分析は、処置群への割り当てメカニズムが不透明な場合に用いられる因果効果の検証方法である。この分析では処置群と対照群のアウトカムをそれぞれ前後比較し、その後、処置群の前後差と対照群の前後差の差を求めることで、処置による真の効果を求めることが出来る。

例えば、推定式を以下のように設定する。

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 T_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 (T_{it} * A_{it}) + \varepsilon_{it}$$

¹⁵ 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（2018）「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y） wave1 基本データ，2007」、<<https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=PY010>> 2018 年 12 月 27 日アクセス
より抜粋

¹⁶ 「就業状況」から、1（働いてる）のみ選択。「働き方」から、2（正社員、正職員）のみ選択。また、裁量労働制の労働者を省くため、役職から、1（役職無し）、2（監督、職長、班長、組長）、3（係長、係長相当職）のみを選択した。しかし、裁量労働制かどうかを問う質問が、JLPS には存在しなかったため裁量労働制の労働者がサンプルに含まれている可能性は否定できない。

ここでは、 Y はアウトカム変数、 T は処置群ダミー（処置群の場合に 1 となる）、 A は時間ダミー（処置後に 1 となる）をそれぞれ意味し、交差項 $T \cdot A$ は処置群かつ処置後の時点で 1 となるダミー変数である。 β_1 は定数項を表しており、 $\beta_2 \sim \beta_4$ はそれぞれ変数の係数である。DID 分析では、処置による効果を表している交差項 $T \cdot A$ の係数 β_4 が有意な値を示すのかが特に重要となる。この時の、処置群、対照群における処置前後の効果を下の表と図にまとめた。

表 1 ; DID 分析における各種係数

	アフター(A=1)	ビフォー(A=0)	(アフター) - (ビフォー)
処置群(T=1)	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$	$\beta_1 + \beta_2$	$\beta_3 + \beta_4$
コントロール群(T=0)	$\beta_1 + \beta_3$	β_1	β_3
処置群-コントロール群	$\beta_2 + \beta_4$	β_2	β_4

図 2 : 処置効果 β_4 の図示

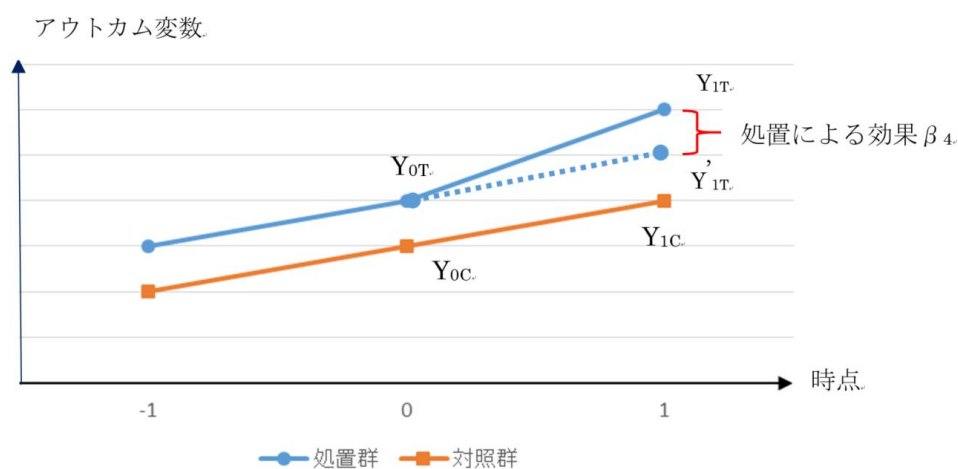
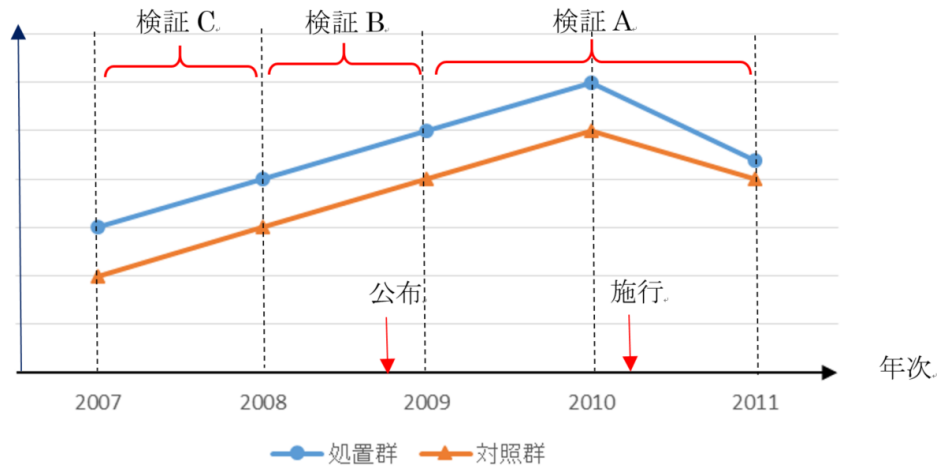


図 2 において、処置群と対照群のアウトカムが同じ動きをしている（＝処置群と対照群において平行トレンドがある）場合、処置群のアウトカムは Y_{1T} になると仮定することが出来る。この時、処置群における因果効果は $Y_{1T} - Y'_{1T}$ と表すことが出来る。そして、この $Y_{1T} - Y'_{1T}$ が上記の推定式における β_4 に相当する。

本研究では上記のデータセットを用いて DID 分析を行い、下図に示す 3 通りの検証を行う。すなわち、A:2010 年 4 月の法改正施行効果の検証、B:2008 年 12 月の公布によるアナウンス効果の検証、C:2008 年のアナウンス効果を反証するための検証である。

図 3：本研究における各種検証の概要図

週、または月労働時間。



まず、検証 A では分析の期間を 2009 年から 2011 年とし、法改正が適用される大企業勤務者の労働時間が法改正の後にどのように変化したのかを検証する。次に検証 B では、分析の期間を 2008 年から 2009 年とし、2008 年の公布の前後に労働時間が変化したか否かを検証する。この検証によって企業が 2010 年の施行に先駆けて労働時間を調整していたのかを把握できる。更に、交差項に有意な効果が見られなかった場合、2008 年から 2009 年までの間に処置群と対照群との間には有意な労働時間の変化の差が無かったことが示されるため、DID 分析の前提である平行トレンドの存在を確認することが出来る。最後に検証 C では、分析の期間を 2008 年から 2007 年に設定し、当該期間において処置群と対照群との間において労働時間に有意な差がないことを確認し、平行トレンドを確認する。

これら 3 通りの検証にあたり、具体的には以下の推定式を用いる¹⁷。

$$i. \quad H_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 (Y_{it} * A_{it}) + X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

ただし α_i は個人 i に固有の定数

¹⁷ 本研究では固定効果モデルでの推定を主な分析と位置づけ、変量効果モデルでの推定はあくまで副次的な分析として扱う。これは、Hausman 検定において変量効果モデル(帰無仮説)が棄却できなかったからといってそれが採択されるといえるとは限らない(モデル選択を確率的に誤る)ことがあること、さらに、変量効果が真である場合でも固定効果は一致性を持つ一方、逆の場合は一致性を持たないこと、による。

- ii. $H_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 (Y_{it} * A_{it}) + X_{it} + \varepsilon_{it}$
ただし α_i は $E(\alpha_i) = 0, E(\alpha_i^2) = \sigma_\alpha^2, E(\alpha_i \varepsilon_{it}) = 0$ を満たす確率変数
- iii. $H_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 (Y_{it} * A_{it}) + \varepsilon_{it}$

まず、添え字 i は個人であり、 j は年次である。H は労働時間であり、データの都合上、KHPS を用いた分析では週あたりの労働時間を意味し、JLPS を用いた分析では月あたりの労働時間を意味する¹⁸。 β_1 は定数項を表しており、 $\beta_2 \sim \beta_4$ はそれぞれ変数の係数である。特に β_4 は法改正が適用されている処置群、かつ法改正後（あるいはアナウンス後）の場合のみに 1 となる交差項であり、本研究ではこの係数を法改正やアナウンスが処置群に与えた効果であると解釈する。Y は検証ごとに意味が異なり、検証 A では改正後ダミー（2011 年=1、それ以外の年=0）、検証 B ではアナウンス後ダミー（2009 年=1、それ以外の年=0）、検証 C では 2007 年ダミーを意味する。 β_4 は、法改正効果の検証である検証 A では負の有意な値を、プラセボテストである検証 C では有意な値を取らないことが予測される。また、アナウンス効果の存在を確認するための検証 B については、アナウンス効果が確認できた場合、有意な負の値を、確認できなかった場合には有意な値を取らないことが予測される。

A は改正適用ダミーであり、法改正が適用される、所謂「大企業」に勤めている場合に 1 となるダミー変数である。具体的には卸売業、小売業、サービス業のうち従業員規模が 100 人以上の企業に勤務している場合、その他の産業において従業員規模が 500 人以上の企業にて勤務している場合、そして公務に就いている場合に 1 となる¹⁹。X はコントロール変数であり、本研究では年齢、男性ダミー、有配偶者ダミー、同居人数、有労働組合ダミー、職種、産業、学歴、年次

¹⁸ JLPS において、月あたりの労働時間は、1 日の労働時間 * 月勤務日数、と算出した。

¹⁹ 2009 年の人事院勧告に「民間においては、時間外労働の割増賃金率の引上げ等を内容とする労働基準法の一部を改正する法律（平成 20 年法律第 89 号）が平成 22 年 4 月 1 日に施行されることとなる。これを踏まえ、公務において、特に長い超過勤務を強力的に抑制し、また、こうした超過勤務を命ぜられた職員に休息の機会を与えるため、月 60 時間を超える超過勤務に係る超過勤務手当の支給割合を引き上げるとともに、当該支給割合の引上げ分の支給に代えて正規の勤務時間においても勤務することを要しない日又は時間（代替休）を指定することができる制度を新設する。」とあるため、公務員を改正適用グループとして扱った。

人事院（2009）「平成 21 年 8 月人事院勧告 別紙第一 職員の給与等に関する報告」 <<http://www.jinji.go.jp/kankoku/h21/pdf/21houkokukyuuuyo.pdf>> 2018 年 12 月 29 日アクセス

ダミーを加えている。なお、職種、産業、学歴ダミーのベースラインは、最もサンプル数が多かった変数を設定しており、それぞれ、事務職、製造業、高卒となっている。 α_i は個別効果であり、推定式 i において各サンプルが持っている個人の特性であると推定される。 ε_{it} は平均 0、分散 σ_ε^2 の誤差項である。誤差項である。

本研究では、処置群と対照群の性質を、あたかも処置群への割り当てをランダムに行ったかのように各変数の値を近づけるための処置として、傾向スコアマッチングを行い、二群の性質を観察できる変数を用いて出来るだけ近づける。その上で、推定式 iii の分析を行う²⁰。

傾向スコアマッチングとは、観察できる変数(具体的にはコントロール変数²¹)を用いて、あるサンプルが処置群に属しているであろう確率(=傾向スコア)を計算し、その確率が近い処置群と対照群のサンプル同士をマッチングさせることを指す。本研究では、2007年のサンプルを用いてマッチングを行い、どのサンプルともマッチしなかった対照群をデータから取り除いた。その結果、KHPSのサンプルサイズは226人、JLPSのサンプルサイズは506人となった。なお、以下の推定式 i、ii の分析においても、同じサンプルを用いる。

推定式 i は固定効果モデルを用いた DID 分析である。この推定では、個別効果 α を各個人に固有のものとして扱い、観察できる範囲で係数に反映することが出来る。推定式 ii は変量効果モデルであり、個別効果を定数ではなく確率変数と捉えた推定を行う。

第3節 記述統計

本節では前章にて解説した各種変数の記述統計を紹介する。

まず、図 2-1、図 2-2 は KHPS と JLPS の基本統計量である。

²⁰ なお、推定式 iii においては、傾向スコアマッチングにおける、マッチング変数に各種コントロール変数を用いているため、 X_{it} が含まれていない。

²¹ マッチング変数として、年齢、男性ダミー、有配偶者ダミー、同居人数、有労働組合ダミー、学歴ダミー、職種ダミー、産業ダミーを用いて、処置群に属している確率を計算した。

表 2-1 基本統計量 (KHPS、2007~2011)

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
週平均労働時間	46.646	12.923	5	140
改正適用ダミー	0.712	0.453	0	1
年齢	43.288	8.015	24	59
男性ダミー	0.779	0.415	0	1
有配偶者ダミー	0.824	0.381	0	1
同居人数	3.688	1.363	1	8
有労働組合ダミー	0.602	0.490	0	1
事務職ダミー	0.237	0.426	0	1
販売サービス職ダミー	0.158	0.365	0	1
管理的職種ダミー	0.082	0.275	0	1
運輸通信従事者ダミー	0.077	0.267	0	1
その他の職種ダミー	0.437	0.496	0	1
製造業ダミー	0.290	0.454	0	1
建設業ダミー	0.009	0.094	0	1
卸売小売飲食宿泊業ダミー	0.118	0.322	0	1
金融保険業ダミー	0.061	0.240	0	1
医療福祉業ダミー	0.112	0.316	0	1
教育学習支援ダミー	0.012	0.111	0	1
運輸業	0.080	0.271	0	1
その他の産業ダミー	0.316	0.465	0	1
大学大学院卒ダミー	0.412	0.492	0	1
短大高専卒ダミー	0.119	0.324	0	1
高卒ダミー	0.425	0.495	0	1
中卒ダミー	0.000	0.000	0	0
その他の学歴ダミー	0.044	0.206	0	1
観察数	1130			
ユニット数	226			

出所：KHPS2007-2011 より筆者作成

表 2-2 基本統計量 (JLPS、2007~2011)

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
月労働時間	201.323	44.757	16	560
改正適用ダミー	0.678	0.467	0	1
年齢	33.842	5.268	21	45
男性ダミー	0.640	0.480	0	1
有配偶者ダミー	0.428	0.495	0	1
同居人数	3.984	7.958	1	99
事務職ダミー	0.304	0.460	0	1
販売サービス職ダミー	0.132	0.339	0	1
管理的職種ダミー	0.001	0.028	0	1
運輸通信従事者ダミー	0.057	0.232	0	1
その他の職種ダミー	0.506	0.500	0	1
製造業ダミー	0.196	0.397	0	1
建設業ダミー	0.010	0.099	0	1
卸売小売飲食宿泊業ダミー	0.037	0.189	0	1
金融保険業ダミー	0.021	0.143	0	1
医療福祉業ダミー	0.063	0.243	0	1
教育学習支援ダミー	0.026	0.159	0	1
運輸業	0.022	0.146	0	1
その他の産業ダミー	0.415	0.493	0	1
大学大学院卒ダミー	0.464	0.499	0	1
短大高専卒ダミー	0.034	0.180	0	1
高卒ダミー	0.261	0.439	0	1
中卒ダミー	0.004	0.063	0	1
その他の学歴ダミー	0.162	0.369	0	1
観察数	2530			
ユニット数	506			

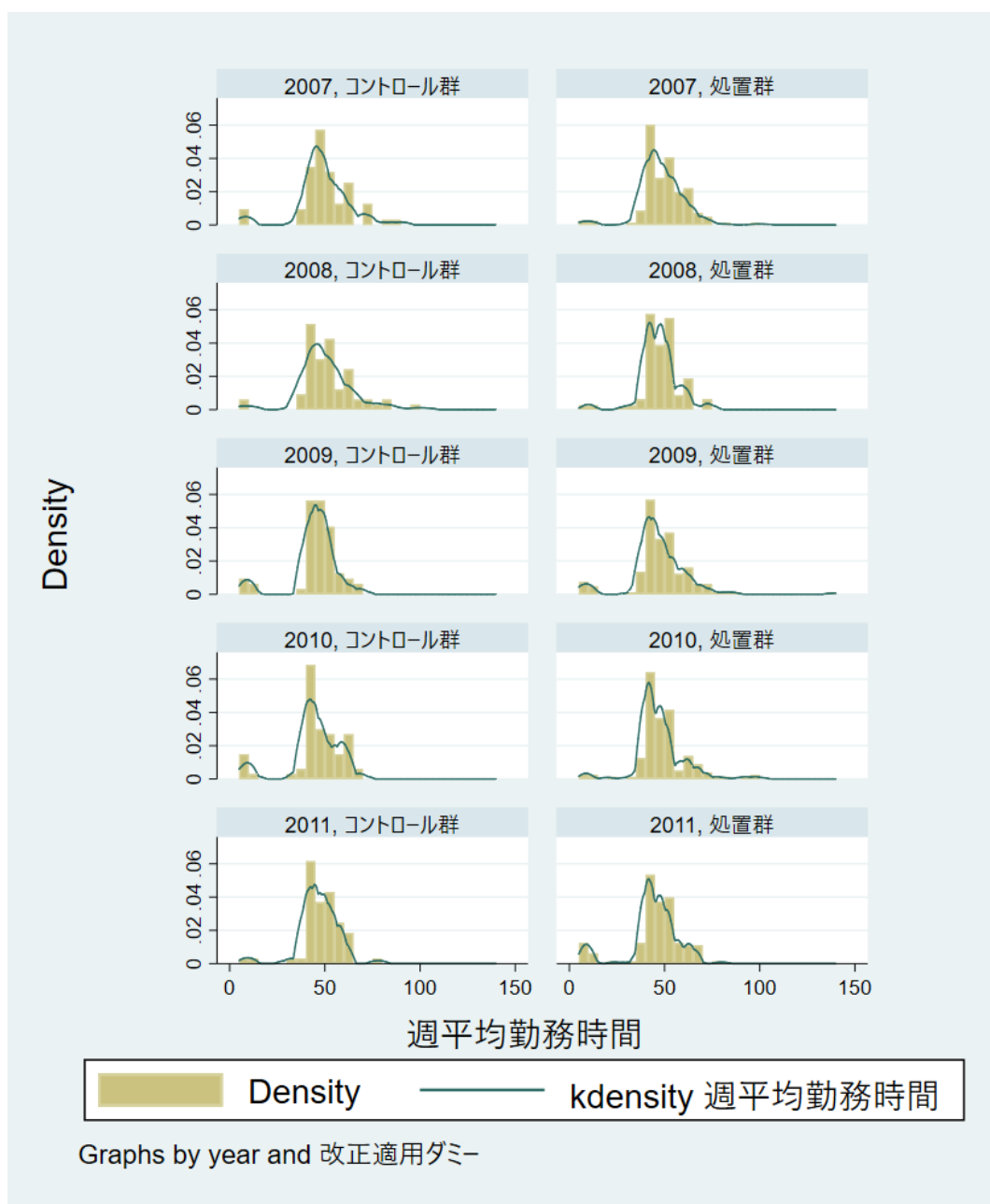
出所：JLPS2007-2011 より筆者作成

これらの図において、まず留意しなくてはならない変数は年齢である。平均値で見ると KHPS では約 43 歳である一方、JLPS では約 33 歳であり、約 10 歳もの差がある。この差は、KHPS の調査対象が調査開始時点で 20 歳から 69 歳の全年齢層である一方で、JLPS は調査対象を調査開始時点で 20 歳から 40 歳までに限定していることに起因する。よって、この基本統計量を始め、以下の記述統計や次節以降の推測統計においてサンプルの年齢層が若干異なることに留意しなければならない。

また、KHPS には有労働組合ダミーがあるが、JLPS には同様の変数が存在しなかったため、削除している。その為、JLPS における傾向スコアマッチングには同変数は用いられていない。

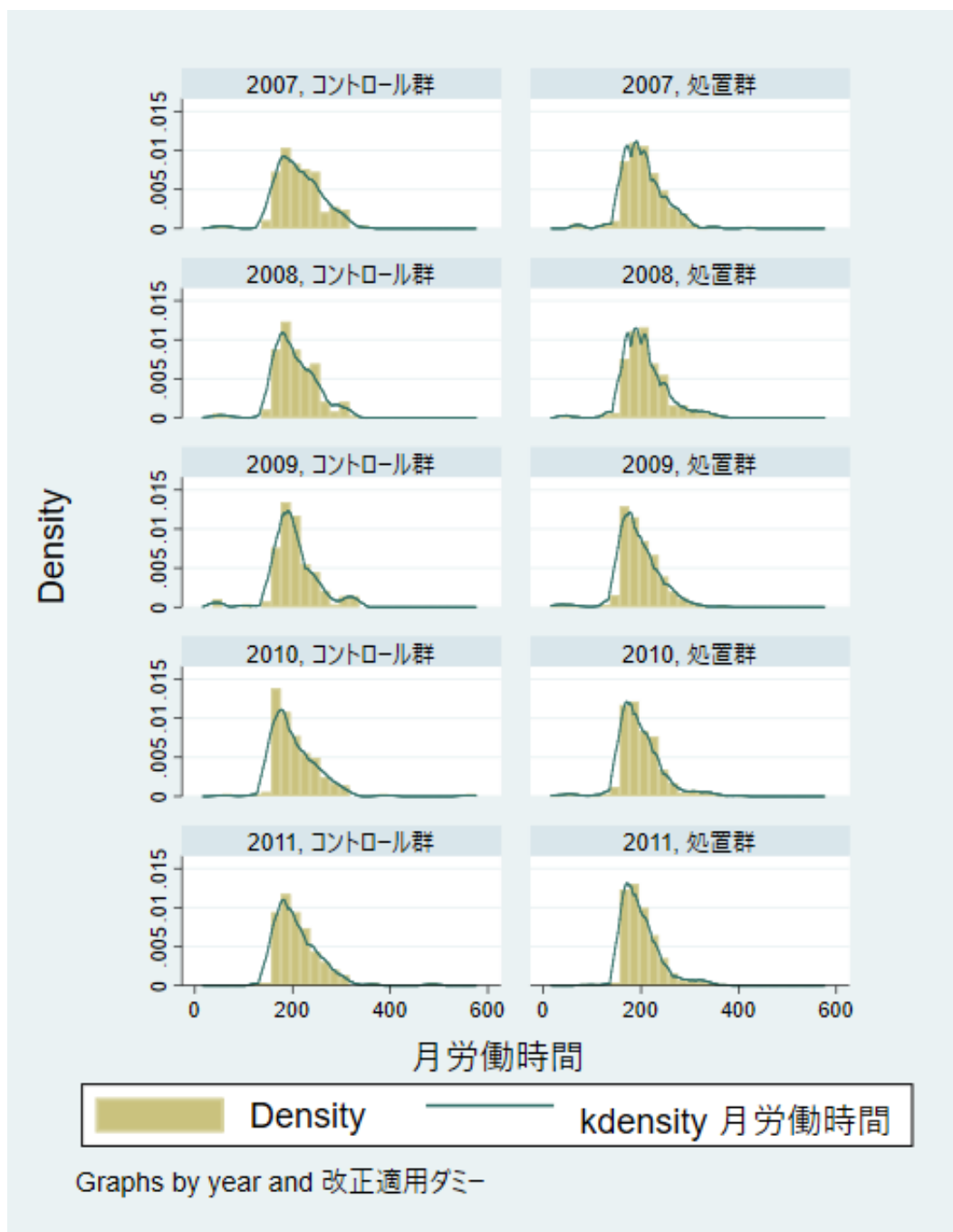
次に従属変数（週、月労働時間）の分布を年次、処置群ごとに以下の図 3-1、3-2 に示す。

図 4-1 週労働時間の分布（KHPS 2007-2011、処置群、対照群別）



出所：KHPS2007-2011 より筆者作成

図 4-2 月労働時間の分布（JLPS 2007-2011、処置群、対照群別）



出所：JLPS2007-2011 より筆者作成

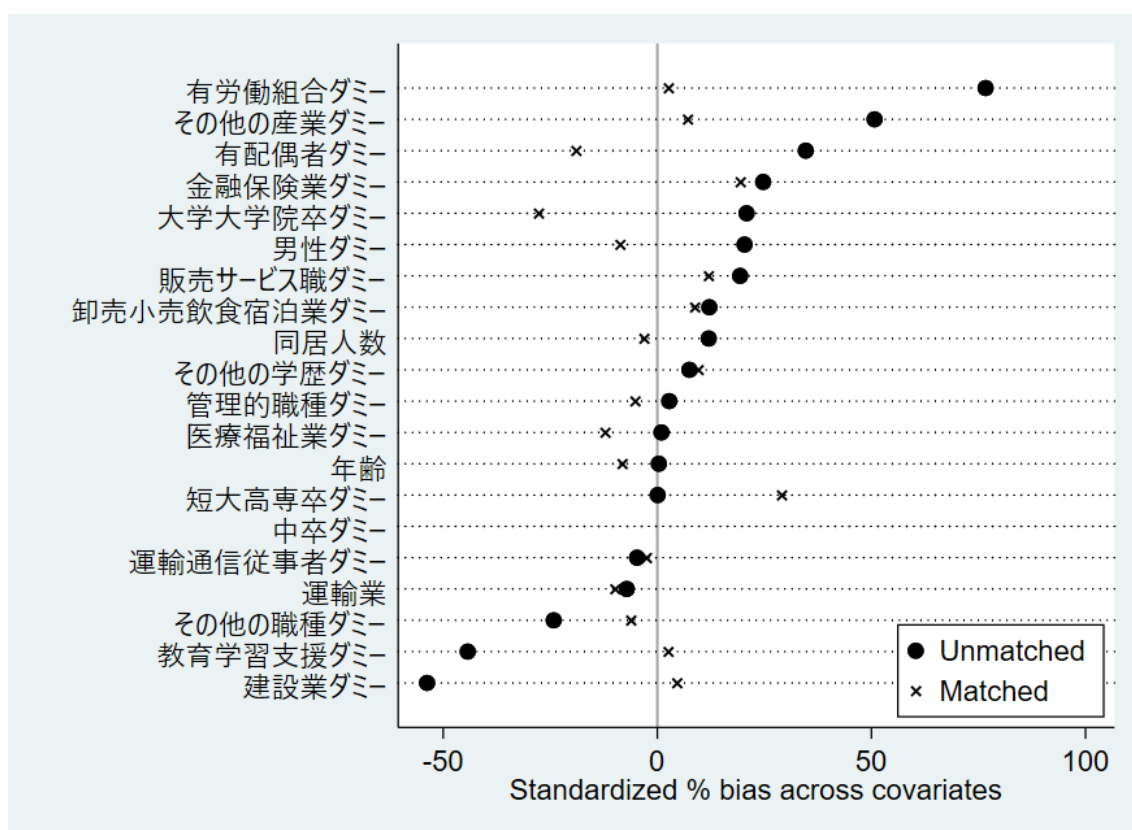
今回の法改正では割増賃金率は、月あたりの残業時間が 60 時間を超えた場合に増加する。そのため、月に 4 週、1 週に 5 日働き、所定内労働時間が 1 日 8 時間の労働者が月に 60 時間を超える残業をするとき、週労働時間は 55 時間以上となり、月労働時間は 220 時間となる。上記の記述統の解釈にあたって、KHPS での分析では前者に、JLPS での分析では後者に着目したい。

まず、どちらの図においても労働時間が所定内労働時間である週 40 時間、月 200 時間の近傍に集中していることが見て取れる。また、法改正の前後（2010 年～2011 年）においても、分布のピークとなる労働時間において大きな変化は見られない。そのため、記述統計の上では労働時間が法改正の前後において大きく変化したことを伺うことは出来なかった。

また、KHPS において、週労働時間が 5 時間～15 時間ほどのサンプルが複数（11 ユニット）確認されている。これらのサンプルの平均年齢は約 55 歳であり、特に製造業に勤めている傾向が確認された。データの制限上、彼らがどのような働き方をしていたのかは正確には分からないが、休職中であつたり、退職前の比較的軽い労働に従事していた可能性がある。

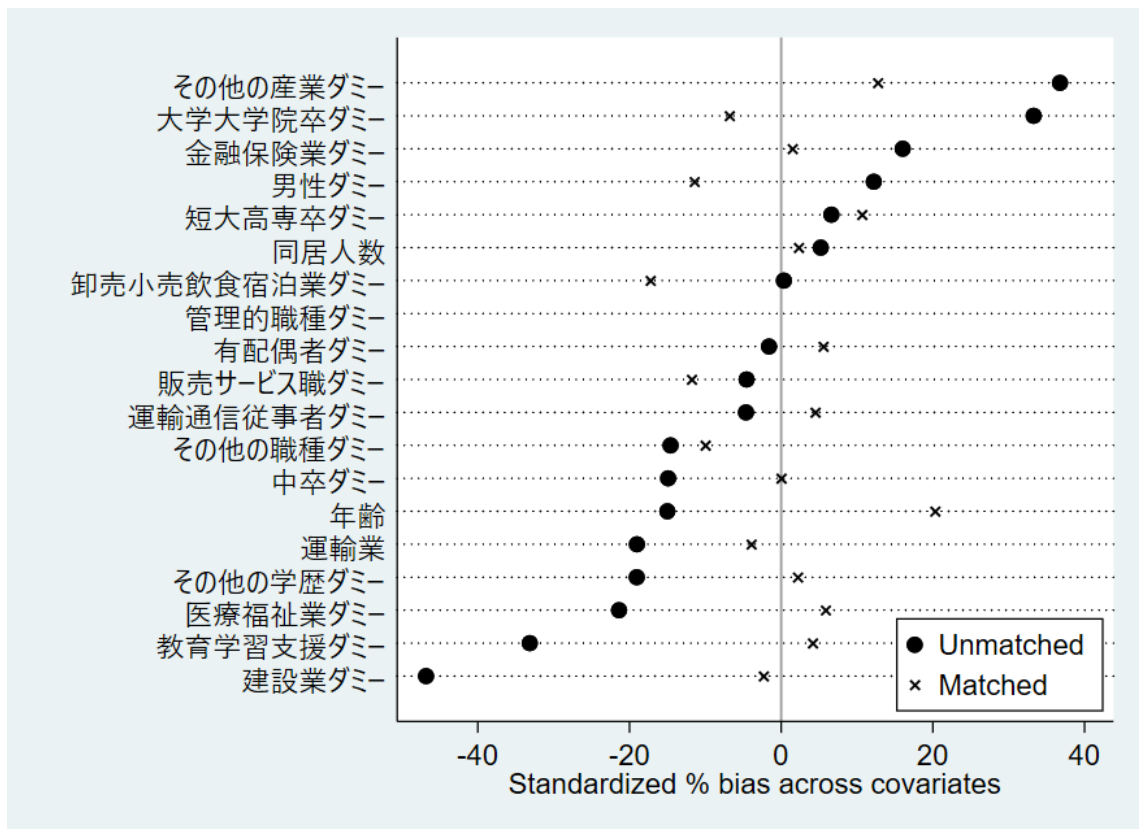
最後に傾向スコアマッチング後の各種変数の分布を、以下の図 4-1、図 4-2 に示す。

図 5-1 KHPS 傾向スコアマッチング後の変数の分布（2007 年基準）



出所：KHPS2007-2011 より筆者作成

図 5-2 JLPS 傾向スコアマッチング後の変数の分布 (2007 年基準)



出所：JLPS2007-2011 より筆者作成

上図からどちらのデータセットにおいても、マッチング前と比較してマッチング後の方が処置群と対照群における変数のずれが修正されていることが分かる。このマッチング手法においては、極端に処置群とコントロール群におけるずれが大きい変数のずれを改善することは出来るが、もともと処置群とコントロール群の間で近い値をとっていた変数のずれが拡大してしまうというトレードオフがあるものの、全体としてバイアスの低減に成功している。

第 4 節 推定結果と考察

本節では上記にて述べた 3 種類の検証をデータセット毎に行った結果を解説する。

まず、図 5-1 は KHPS を用いた推定結果の一部である。なお、全ての係数は第 6 章の付録にて記した。

図 6 - 1 検証 A,B,C における各推定式 i、ii、iii の推定結果の一部(KHPS)

	A:法改正効果の検証(2009~2011)			B:アナウンス効果の検証(2008~2009)			C:アナウンス効果の反証(2007~2008)		
	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル マッチング有	iii 固定効果モデル マッチング有	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル マッチング有	iii 固定効果モデル マッチング有	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル マッチング有	iii 固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	7.538** (2.90)	3.807** (2.40)	9.328*** (5.49)	-1.799 (-0.43)	-2.527 (-1.27)	10.42*** (3.70)	-0.575 (-0.17)	-0.906 (-0.53)	-1.801 (-1.04)
改正後ダミー	1.294 (0.56)	1.949 (1.14)	4.959*** (4.32)						
改正後 × 改正適用ダミー (β 4)	-4.505** (-2.26)	-5.062** (-2.59)	-7.088*** (-4.96)						
アナウンス後ダミー				-4.914** (-2.35)	-5.632*** (-2.93)	-5.919*** (-4.66)			
アナウンス後 × 改正適用ダミー (β 4)				5.477* (2.17)	5.597** (2.44)	5.989*** (3.56)			
2008年ダミー							0.794 (0.37)	0.858 (0.52)	-0.606 (-0.61)
2008年 × 改正適用ダミー (β 4)							-1.669 (-0.70)	-1.977 (-1.00)	-0.504 (-0.36)
定数項	34.630 (0.77)	42.45*** (8.52)	39.61*** (34.10)	52.99*** (9.04)	44.74*** (8.71)	41.27*** (23.83)	42.01*** (6.21)	43.02*** (9.36)	48.69*** (43.71)
観察数	678	678	978	452	452	652	452	452	652
R-squared									
	0.053	0.043	0.055	0.092	0.058	0.095	0.096	0.013	0.011
within									
between	0.007	0.107	0.000	0.000	0.086	0.001	0.000	0.154	0.009
overall	0.012	0.079	0.004	0.002	0.076	0.000	0.002	0.111	0.009

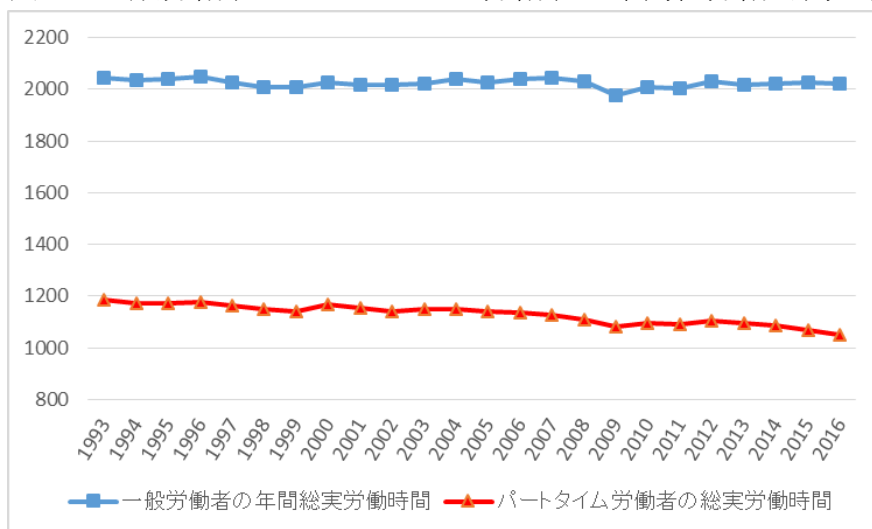
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

まず、検証 A における各推定結果を概観する。検証 A においていずれの推定式においても交差項の係数 β_4 は有意な負の値を取った。このため、KHPS においては法改正によって改正が適用された大企業勤務者の週労働時間は、推定式 i からは約 4.5 時間、推定式 ii からは約 5 時間、そして推定式 iii から約 7 時間減少したことが推定から支持された。また、KHPS はサンプリングにおいて全年齢層を対象としていることから、この結果は「全年齢層で見ると、法改正後に大企業勤務者の労働時間は減少する」と解釈することが出来る。なお、マッチング前の推定式 i、ii と比較して、マッチング後の推定式 iii の交差項の係数はより低い有意水準を達成している。これはマッチングによって処置群と対照群の性質が揃った結果、より精度の高い分析が達成されたためであると考えられる。

次に検証 C を見ると、全ての推定式において交差項の係数 β_4 は統計的に有意な値を取らなかった。この結果から、2007 年と 2008 年の間に処置群の週労働時間は対照群と比べて有意な変化を起こさなかったことが確認され、よって 2007 年と 2008 年の間の平行トレンドが確認された。

最後に検証 B における推定結果を見ると、推定式 ii、iii において交差項の係数 β_4 は有意な正の値を示している。この結果を解釈するにあたり、2008 年のリーマン・ショックの影響を考慮しなければならない。すなわちリーマン・ショックによって景気が悪化した結果、パートタイマーや派遣労働者といった非正規雇用労働者の解雇が生じる。であれば、企業は非正規労働者の解雇によって足りなくなったマンパワーの穴埋めを正規雇用労働者の労働時間を増やすことで達成しようとした可能性がある。そして、この動きが 2008 年の公布から生じたアナウンス効果を上回っていれば、交差項の係数 β_4 が正の係数を取りうると考えられる。図 6 は厚生労働省「毎月勤労統計調査」より筆者が作成した、一般労働者とパートタイム労働者の年間総実労働時間の推移である。

図7 一般労働者とパートタイム労働者の年間総労働時間の推移



出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査」より筆者作成

まず、パートタイム労働者の年間総労働時間は1993年から減少傾向にあり、特に2008年～2009年の間に大きく下がっている。これは、先ほども述べたように企業がリーマン・ショックによる不況の為、非正規雇用労働者を削減したためであると考えられ、上記の解釈と整合性が取れている。

ただし、この図にて定義される一般労働者は正規雇用の労働者全般を指しており、本研究のように大企業勤務者と中小企業勤務者は区別されていない。そのため、本研究の処置群である大企業において、非正規雇用者の労働時間が減少した分、正規雇用者の労働時間が2008年と2009年の間に変化していたとはこの図からは読み取ることが出来ない。しかしながら、本研究ではデータの制約上、これらの効果が存在している可能性を指摘するに留める。

以上より、全年齢層を対象としたKHPSの分析では、法改正後に法改正が適用された労働者の労働時間が統計的に有意に短縮されたことを確認することができた。

次に、若年～壮年層が対象であるJLPSを用いた推定結果を、下の図6-2に記した。

図 6 - 2 検証 A,B,C における各推定式 i、ii、iii の推定結果(JLPS)

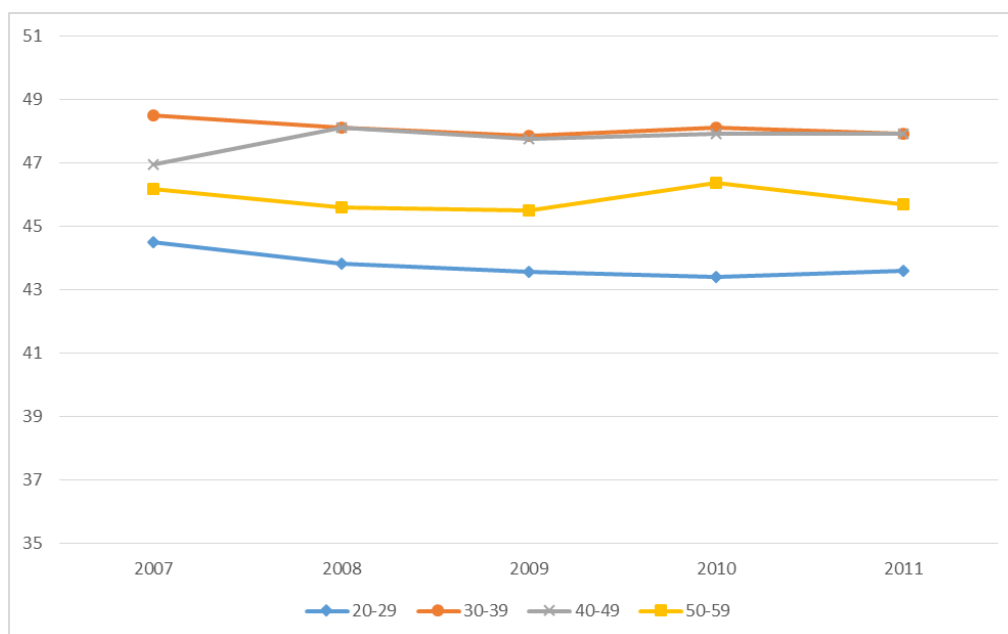
	A:法改正効果の検証(2009~2011)			B:アナウンス効果の検証(2008~2009)			C:アナウンス効果の反証(2007~2008)		
	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル マッチング有	iii 固定効果モデル マッチング有	固定効果モデル マッチングなし	変量効果モデル マッチング有	固定効果モデル マッチングなし	変量効果モデル マッチング有	固定効果モデル マッチングなし	変量効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	0.0809 (0.02)	-3.467 (-1.26)	0.401 (0.15)	3.461 (0.63)	0.104 (0.03)	10.14*** (3.13)	-5.077 (-1.30)	-5.225 (-0.76)	-9.020** (-2.46)
改正後ダミー	-2.134 (-0.43)	0.728 (0.25)	5.456*** (3.33)						
改正後 × 改正適用ダミー(β 4)	1.587 (0.59)	0.756 (0.25)	0.920 (0.40)						
アナウンス後ダミー				-14.24*** (-4.52)	-13.04*** (-3.75)	-8.362*** (-5.24)			
アナウンス後 × 改正適用ダミー(β 4)				-0.817 (-0.23)	-1.132 (-0.33)	-3.536 (-1.38)			
2008年ダミー							-0.219 (-0.06)	0.264 (0.06)	-4.048** (-2.09)
2008年 × 改正適用ダミー(β 4)							1.763 (0.39)	4.483 (0.99)	3.358 (1.16)
定数項	74.29 (0.75)	202.9*** (15.14)	195.6*** (113.88)	204.3*** (30.62)	210.6*** (15.01)	200.0*** (115.12)	207.3*** (22.38)	201.1*** (17.36)	211.5*** (102.59)
観察数	1518	1518	2166	1012	1012	1444	1012	1012	1444
R-squared									
	0.024	0.010	0.013	0.078	0.055	0.066	0.025	0.007	0.009
within	0.006	0.175	0.008	0.002	0.147	0.003	0.002	0.173	0.002
between	0.002	0.128	0.002	0.005	0.126	0.003	0.000	0.130	0.002
overall									

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

上図の示すように、**JLPS** では検証 A,B,C の内、どの推定式においても交差項は有意な値とならなかった。以下にこの結果の解釈を試みる。

前述の **KHPS** の分析は全年齢層を対象とした分析であり、検証 A にて法改正が労働時間を減らしていることが確認された。一方で、**JLPS** の調査対象は 2007 年時点で 20~40 歳であり、いずれの検証においても法改正の効果やアナウンス効果を確認することは出来なかった。このことから、年齢層によって労働時間の変化や法改正の効果が異なる可能性が考えられる。本来であれば各種推定に用いたデータセットを用いて年齢層別の労働時間の推移を記すべきではあるが、全年齢層をカバーしている **KHPS** において現状のユニット数は 226 人であり、これを年齢層別に分けると各層のサンプルサイズが極端に小さくなってしまふことが懸念される。そのため、政府統計である総務省統計局「労働力調査」を基に、年齢層別の週労働時間の推移を以下の図 8 に示した。

図 8 週労働時間の推移（年齢層別、男性のみ）



出所：総務省統計局「労働力調査」より筆者作成

法改正の前後（2010 年～2011 年）に着目すると、50 代の週平均労働時間は減少している一方で、30 代、40 代の労働時間は高止まりし、20 代ではわずかに上昇していることが見て取れる。そのため、50 代の労働時間が減少した分、20 代の労働時間が増加したと考えられる。また、30 代、40 代の労働者は、50 代の労働時間が減った分の穴埋めの為に本来得られた法改正の効果を十分に得られなかった可能性がある。

ただし、この図には問題点が幾つか存在する。まず、労働力調査の対象は「我

が国に居住している全人口」であるため、大企業勤務者と中小企業勤務者、及び正規雇用労働者と非正規雇用労働者の区別が付けられていない。その為、上記の KHPS、JLPS において用いなかった非正規労働者の労働時間が含まれていることに留意しなければならない。そこで、労働力調査データを正規労働者の実態²²に近づけるため、女性のパートタイム労働者比率が男性と比べて大幅に高い現状を考慮し、この表では男性のみの変化を取り上げた。

以上から、本研究では JPLS の各種検証から、年齢層によって法改正の効果が異なる可能性があることを指摘する。

第5節 その他の留保事項

本節では、上記の実証分析における追加的な留保事項について解説する。

まず、調査の対象となっている期間にリーマン・ショックによる景気変動が含まれている点である。リーマン・ショックによる不況とそれに伴う労働環境の変化は当然労働時間に少なくない影響を与えることが想定できる。この影響を取り除くために、本研究では検証 A において 2009 年の年次ダミーをコントロール変数に加え、マクロレベルでの労働時間の変化の統制を試みた。しかしながら、検証 B と C では分析の期間が 2 年間であるため、年次ダミーを設定することが出来なかった。従って、2008 年～2009 年を対象とした検証 B において、リーマン・ショックの影響を推定式に反映させることが出来なかった。この点は分析方法とデータの限界である。

次に、今回用いたデータの限界が挙げられる。後述するサンプルサイズの縮小を出来るだけ避けるために、2007 年から 2011 年の間に転職をしたサンプルを残している。そのため転職による労働時間の変化が推定結果に含まれている可能性がある。加えて、KHPS、JLPS ではサンプルが勤めている企業の資本規模の情報が含まれていなかった。本研究では改正適用をされるかどうかを企業の人数にて判断していたが、改正適用の条件には資本規模の要件も存在しているため、人数は少なくても資本規模の大きい会社に勤めていたサンプルを捉え切れなかった可能性が否定できない。

また、サンプルサイズの問題も挙げられる。本研究では第 3 章第 1 節にて述べたように、パネルデータに様々なフィルタリングを行い、加えて 5 年分のデータが揃っているユニットのみを抽出した。更に正確な対照群を作成するために、傾向スコアマッチングにてどの処置群ともマッチしなかった対照群をドロップした結果、サンプルサイズが縮小してしまい、サブサンプルでの分析が困難となってしまったことが挙げられる。研究の当初はパネルデータを勤務先の産

²²総務省統計局「労働力調査」によると 2007 年のパートタイム労働者のうち約 7 割が女性であった。

業ごとに分割し、産業ごとの労働時間の変遷や法改正の効果を分析することを試みようとしていた。しかし、特に KHPS ではサンプルサイズが 226 人しかないので、コントロール変数である 8 つの産業ごとにデータを分割した場合、一つの産業のサンプルサイズが 20 人を切ってしまう、十分な数の処置群、対照群を確保することが出来ず、この検証は見送ることとなった。同様の理由にて、深堀 (2014) の先行研究にて行っていた、改正前の労働時間が既に 55 時間を超えていたサンプルのみを用いた分析手法の導入を断念せざるを得なかった。また、前節にて挙げた年齢層別の労働時間の推移を示したグラフの作成も上に同じ理由で断念した。加えて、サンプルサイズが小さいため、傾向スコアマッチングにおける処置群と対照群のバイアスを十分に低減させることが出来なかった。これらの問題を克服するために、今後より大規模な統計調査が利用可能になることが期待される。

第 4 章 結論

第 1 節 分析結果のまとめ

本節では、上記の分析結果を要約する。

まず、全年齢層を対象とした KHPS を用いた分析では、法改正施行後に改正が適用された労働者の労働時間が減少したことが確認された。また、法改正の公布前後においては、企業が前もって労働時間を減少させようとするアナウンス効果を確認することは出来なかったが、リーマン・ショックによるパートタイム労働者の労働時間の減少が、正規雇用労働者の労働時間の増加に転嫁された可能性を指摘した。そして、法改正公布の前年には、処置群と対照群の間に労働時間変化量に関する有意な差は見られなかった為、2007 年と 2008 年の間に並行トレンドがあったことを確認した。

次に若年～壮年層を対象とした JLPS を用いた分析では、いずれの検証においても交差項は有意な値を取らず、法改正の施行効果、改正公布のアナウンス効果のいずれも確認することが出来なかった。この結果の解釈として、本研究では年齢層ごとに労働時間の推移や法改正の効果が異なる可能性を指摘した。

第 2 節 法改正の評価、検討

本節では、割増賃金率の各国比較を行った上で上記の分析結果を用い、現状の割増賃金率の評価を行いたい。

前章の実証分析は、全年齢層においては割増賃金率の上昇によって労働時間

が減少したことを主張した。そのため、割増賃金率を 25%から 50%に上昇させる法改正は全年齢レベルでは労働時間を減少させる効果があったことを本研究は支持する。

だが、図 1 に見て取れるように法改正後も依然として長時間労働は是正されておらず、また、上記の分析から、賃金の高い 50 代の労働時間を減らした分のしわ寄せが 20 代の労働時間の増加となって表れた可能性が示された。そのため、単に割増賃金率を増加させるだけではこれらの課題を解決できない可能性がある。その改善策として、1：労働者全体の労働時間を更に減らす施策と 2：特に若年層の労働時間を減らす施策が考えられる。最後に、割増賃金率の増加以外に考えられる施策について検討したい。

まず、1 を実現させるための制度として、2018 年 7 月 6 日に公布された「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²³」が挙げられる。同法にて、「時間外労働の上限について、月 45 時間、年 360 時間を原則とし、臨時的な特別な事情がある場合でも年 720 時間、単月 100 時間未満（休日労働含む）、複数月平均 80 時間（休日労働含む）を限度に設定」すること²⁴が定められた。こうした改革によって、全年齢層の労働者の労働時間が減少することが考えられる。また、2 の施策としては特に若年層の取得が多いことが見込まれる、育休や産休の取得を促進させる制度が考えられる。2018 年 12 月 28 日に閣議決定された、「労働施策基本方針²⁵」の中には、育児・介護または治療と仕事の両立支援という項目があり、この中にて、育児休業に必要な措置の確実な履行及び周知を図る旨と、男性における育児休業の取得を促進し、育児と仕事を両立しやすい職場環境の整備を進めることが明記された。これらの制度の実現が、若年層への労働時間の転嫁ではなく、全世代における労働時間を削減することを期待する。

第 3 節 本研究のまとめ

本節では、本研究の要旨と得られた知見をまとめる。

本研究では、2010 年の労働基準法改正による割増賃金率の上昇が、労働時間

²³ 厚生労働省（2018）「働き方改革の実現に向けて」、<<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000148322.html>>2018 年 12 月 28 日アクセス

²⁴ 施行は 2019 年 4 月 1 日。中小企業における施行は 2020 年 4 月 1 日。

²⁵ 厚生労働省（2018）「労働施策基本方針」、<<https://www.mhlw.go.jp/content/11602000/000465363.pdf>> 2018 年 12 月 28 日アクセス

にどのような影響を与えているのか調査する実証分析を行った。分析にあたり、より頑健な結果を得るため、そして年齢層別の労働時間変化の違いを確認するため、KHPS と JLPS という 2 つのパネルデータを用いて、DID 分析を行った。分析の結果、全年齢層を対象とした KHPS を用いた分析において、法改正が適用される労働者の労働時間は改正後に短縮されることが確認された。そのため、本法改正は全年齢レベルでの労働時間の短縮に貢献した、と筆者は肯定的に評価する。

一方、JLPS を用いた分析においては労働時間の短縮は確認できず、中高年の労働時間の減少が若年～壮年層の労働時間の増加に転嫁された可能性が示された。こうした中、2019 年以降に新たに施行される法改正によって、年齢層によらず労働時間が減少することが期待される。

第 5 章 謝辞

本文の作成にあたり、多くの方々から協力を頂いた。とりわけ恩師である川村 顕准教授、野口晴子教授、藤井浩二教授を始め、自分では思いも付かないような観点から助言を数多く与えてくれた川村・野口ゼミの学友には心からの感謝を申し上げたい。

二次分析に当たり、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「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) Wave 1-6, 2007-2012」及び「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) Wave 1-6, 2007-2012」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けた。

また、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(JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。

データを提供して頂いた、慶應義塾パネルデータ設計・解析センター、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にも、この場を借りて感謝を申し上げたい。

本文における全ての誤りは筆者に帰せられるものである。

第 6 章 付録

以下に第 3 章で行った分析結果を検証ごとに記載する。

図 9a 推定結果 (KHPS, 検証 A)

	A:法改正効果の検証(2009~2011)		
	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル	iii 固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	7.538** (2.90)	3.807** (2.40)	9.328*** (5.49)
改正後ダミー	1.254 (0.56)	1.949 (1.14)	4.959*** (4.32)
改正後×改正適用ダミー(β 4)	-4.505** (-2.26)	-5.062** (-2.59)	-7.088*** (-4.96)
アナウンス後ダミー			
アナウンス後×改正適用ダミー(β 4)			
2008年ダミー			
2008年×改正適用ダミー(β 4)			
年齢	0.288 (0.28)	-0.0131 (-0.14)	
男性ダミー		3.678* (1.81)	
有配偶者ダミー	-5.273 (-1.03)	-1.761 (-0.84)	
同居人数	-1.377 (-1.06)	-0.389 (-0.68)	
有労働組合ダミー	0.454 (0.17)	1.548 (1.12)	
職種(ベースライン:事務職)			
販売サービス職種ダミー	7.354** (2.00)	4.164* (1.90)	
管理的職種ダミー	3.284 (1.01)	3.254 (1.42)	
運輸通信従事者ダミー	1.991 (0.28)	1.086 (0.27)	
その他の職種ダミー	2.541 (0.81)	2.561 (1.50)	
産業(ベースライン:製造業)			
建設業ダミー	1.618 (0.14)	1.303 (0.21)	
卸売小売飲食宿泊業ダミー	5.774 (0.83)	2.238 (0.86)	
金融保険業ダミー		0.364 (0.11)	
医療福祉業ダミー		-1.534 (-0.58)	
教育学習支援ダミー	0.307 (0.03)	-2.995 (-0.52)	
運輸業		6.431 (1.53)	
その他の産業ダミー	-2.345 (-0.37)	-1.667 (-0.93)	
学歴(ベースライン:高卒)			
大学大学院卒ダミー		-2.345 (-1.43)	
短大高専卒ダミー		-1.524 (-0.63)	
中卒ダミー			
その他の学歴ダミー		-6.222* (-1.79)	
_2009		-0.285 (-0.28)	
_2010			0.300 (0.38)
定数項	34.630 (0.77)	42.45*** (8.52)	39.61*** (34.10)
観察数	678	678	978
R-squared			
within	0.053	0.043	0.055
between	0.007	0.107	0.000
overall	0.012	0.079	0.004

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図 9b 推定結果 (KHPS, 検証 B)

B: アナウンス効果の検証 (2008~2009)			
	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル	iii 固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	-1.799 (-0.43)	-2.527 (-1.27)	10.42*** (3.70)
改正後ダミー			
改正後 × 改正適用ダミー (β 4)			
アナウンス後ダミー	-4.914** (-2.35)	-5.632*** (-2.93)	-5.919*** (-4.66)
アナウンス後 × 改正適用ダミー (β 4)	5.477* (2.17)	5.597** (2.44)	5.989*** (3.56)
2008年ダミー			
2008年 × 改正適用ダミー (β 4)			
年齢		0.0715 (0.72)	
男性ダミー		3.400 (1.61)	
有配偶者ダミー	-9.177** (-2.55)	-2.780 (-1.21)	
同居人数	0.114 (0.13)	0.293 (0.47)	
有労働組合ダミー	4.407 (1.41)	0.260 (0.17)	
職種 (ベースライン: 事務職)			
販売サービス職ダミー	6.425 (1.58)	5.008* (2.14)	
管理的職種ダミー	-10.19 (-1.41)	0.0275 (0.01)	
運輸通信従事者ダミー	3.146 (0.41)	5.571 (1.22)	
その他の職種ダミー	-1.525 (-0.74)	0.529 (0.28)	
産業 (ベースライン: 製造業)			
建設業ダミー		5.263 (0.69)	
卸売小売飲食宿泊業ダミー	-10.06* (-1.76)	-5.427* (-1.91)	
金融保険業ダミー	-1.099 (-0.18)	-3.229 (-0.91)	
医療福祉業ダミー	15.01 (1.24)	-1.674 (-0.62)	
教育学習支援ダミー		-2.064 (-0.32)	
運輸業		1.378 (0.29)	
その他の産業ダミー	-0.535 (-0.09)	-2.996 (-1.57)	
学歴 (ベースライン: 高卒)			
大学大学院卒ダミー		1.266 (0.74)	
短大高専卒ダミー		0.693 (0.27)	
中卒ダミー			
その他の学歴ダミー		-2.077 (-0.58)	
_2009			
_2010			
定数項	52.99*** (9.04)	44.74*** (8.71)	41.27*** (23.83)
観察数	452	452	652
R-squared			
within	0.092	0.058	0.095
between	0.000	0.086	0.001
overall	0.002	0.076	0.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図 9c 推定結果 (KHPS, 検証 C)

C: アナウンス効果の反証 (2007~2008)			
	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル	iii 固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	-0.575 (-0.17)	-0.906 (-0.53)	-1.801 (-1.04)
改正後ダミー			
改正後 × 改正適用ダミー (β 4)			
アナウンス後ダミー			
アナウンス後 × 改正適用ダミー (β 4)			
2008年ダミー	0.794 (0.37)	0.858 (0.52)	-0.606 (-0.61)
2008年 × 改正適用ダミー (β 4)	-1.669 (-0.70)	-1.977 (-1.00)	-0.504 (-0.36)
年齢		0.0120 (0.13)	
男性ダミー		5.356*** (2.81)	
有配偶者ダミー	-0.579 (-0.16)	-1.793 (-0.92)	
同居人数	0.868 (1.09)	0.408 (0.76)	
有労働組合ダミー	1.786 (1.17)	-0.536 (-0.40)	
職種 (ベースライン: 事務職)			
販売サービス職ダミー	-3.421 (-0.63)	4.531** (2.18)	
管理的職種ダミー	-0.0610 (-0.01)	3.848 (1.34)	
運輸通信従事者ダミー	-7.003* (-1.72)	-0.118 (-0.03)	
その他の職種ダミー	-1.745 (-0.52)	0.677 (0.40)	
産業 (ベースライン: 製造業)			
建設業ダミー		2.367 (0.34)	
卸売小売飲食宿泊業ダミー	-8.222 (-1.26)	-0.872 (-0.33)	
金融保険業ダミー	-1.602 (-0.37)	1.782 (0.57)	
医療福祉業ダミー	31.90*** (3.20)	0.250 (0.10)	
教育学習支援ダミー		5.980 (1.03)	
運輸業	36.90*** (4.09)	7.558* (1.86)	
その他の産業ダミー	-0.152 (-0.05)	-0.617 (-0.38)	
学歴 (ベースライン: 高卒)			
大学大学院卒ダミー		1.668 (1.08)	
短大高専卒ダミー		-0.139 (-0.06)	
中卒ダミー			
その他の学歴ダミー		-0.565 (-0.17)	
_2009			
_2010			
定数項	42.01*** (6.21)	43.02*** (9.36)	48.69*** (43.71)
観察数	452	452	652
R-squared			
within	0.096	0.013	0.011
between	0.000	0.154	0.009
overall	0.002	0.111	0.009

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図 10a 推定結果 (JLPS, 検証 A)

A:法改正効果の検証(2009~2011)			
	i 固定効果モデル マッチングなし	ii 変量効果モデル	iii 固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	0.0809 (0.02)	-3.467 (-1.26)	0.401 (0.15)
改正後ダミー	-2.134 (-0.43)	0.728 (0.25)	5.456*** (3.33)
改正後×改正適用ダミー(β 4)	1.587 (0.59)	0.756 (0.25)	0.920 (0.40)
アナウンス後ダミー			
アナウンス後×改正適用ダミー(β 4)			
2008年ダミー			
2008年×改正適用ダミー(β 4)			
年齢	3.513 (1.22)	-0.718* (-2.08)	
男性ダミー		19.53*** (5.29)	
有配偶者ダミー	2.083 (0.40)	0.234 (0.07)	
同居人数	0.0518 (0.62)	0.101 (1.11)	
職種(ベースライン:事務職)			
販売サービス職ダミー	2.050 (0.24)	18.58*** (4.05)	
管理的職種ダミー	18.44 (1.35)	34.80 (1.49)	
運輸通信従事者ダミー	-9.640 (-0.83)	12.83 (1.93)	
その他の職種ダミー	1.856 (0.26)	5.115 (1.49)	
産業(ベースライン:製造業)			
建設業ダミー	0.761 (0.06)	14.83 (1.52)	
卸売小売飲食宿泊業ダミー	-5.699 (-0.94)	-0.0940 (-0.02)	
金融保険業ダミー	6.752 (1.40)	7.961 (1.11)	
医療福祉業ダミー	1.512 (0.34)	3.943 (0.85)	
教育学習支援ダミー	18.93*** (3.20)	20.97*** (3.33)	
運輸業	-10.91 (-0.78)	10.88 (1.54)	
その他の産業ダミー	0.317 (0.10)	0.221 (0.07)	
学歴(ベースライン:高卒)			
大学大学院卒ダミー		-4.017** (-2.39)	
短大高専卒ダミー		-1.417 (-0.61)	
中卒ダミー			
その他の学歴ダミー		-3.274 (-0.88)	
_2009		0.0695 (0.07)	
_2010			4.285*** (3.31)
定数項	74.29 (0.75)	202.9*** (15.14)	195.6*** (113.88)
観察数	1518	1518	2166
R-squared			
within	0.024	0.010	0.013
between	0.006	0.175	0.008
overall	0.002	0.128	0.002

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図 10b 推定結果 (JLPS, 検証 B)

B:アナウンス効果の検証 (2008~2009)			
	固定効果モデル マッチングなし	変量効果モデル	固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	3.461 (0.63)	0.104 (0.03)	10.14*** (3.13)
改正後ダミー			
改正後 × 改正適用ダミー(β 4)			
アナウンス後ダミー	-14.24*** (-4.52)	-13.04*** (-3.75)	-8.362*** (-5.24)
アナウンス後 × 改正適用ダミー(β)	-0.817 (-0.23)	-1.132 (-0.33)	-3.536 (-1.38)
2008年ダミー			
2008年 × 改正適用ダミー(β 4)			
年齢		-0.854** (-2.23)	
男性ダミー		23.37*** (5.95)	
有配偶者ダミー	-6.404 (-0.92)	0.0973 (0.03)	
同居人数	-0.0781 (-0.46)	0.131 (0.88)	
職種(ベースライン:事務職)			
販売サービス職ダミー	-0.788 (-0.10)	12.46** (2.40)	
管理的職種ダミー			
運輸通信従事者ダミー	-2.696 (-0.30)	7.341 (0.98)	
その他の職種ダミー	5.150 (0.72)	2.637 (0.66)	
産業(ベースライン:製造業)			
建設業ダミー	20.51** (2.28)	29.89** (2.35)	
卸売小売飲食宿泊業ダミー	10.65** (2.04)	12.14 (1.72)	
金融保険業ダミー	15.88 (1.51)	14.76 (1.63)	
医療福祉業ダミー	9.775* (1.81)	10.24 (1.83)	
教育学習支援ダミー	10.60* (1.85)	14.94** (1.97)	
運輸業	-5.473 (-0.54)	16.48* (1.86)	
その他の産業ダミー	4.185 (0.95)	2.462 (0.65)	
学歴(ベースライン:高卒)			
大学大学院卒ダミー		4.879 (1.27)	
短大高専卒ダミー		5.548 (0.56)	
中卒ダミー		9.372 (0.35)	
その他の学歴ダミー		8.108 (1.60)	
_2009			
_2010			
定数項	204.3*** (30.62)	210.6*** (15.01)	200.0*** (115.12)
観察数	1012	1012	1444
R-squared			
within	0.078	0.055	0.066
between	0.002	0.147	0.003
overall	0.005	0.126	0.003

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図 10c 推定結果 (JLPS, 検証 C)

C: アナウンス効果の反証 (2007~2008)			
	固定効果モデル マッチングなし	変量効果モデル	固定効果モデル マッチング有
改正適用ダミー	-5.225 (-0.76)	-5.077 (-1.30)	-9.020** (-2.46)
改正後ダミー			
改正後 × 改正適用ダミー(β 4)			
アナウンス後ダミー			
アナウンス後 × 改正適用ダミー(β 4)			
2008年ダミー	-0.219 (-0.05)	0.264 (0.06)	-4.048** (-2.09)
2008年 × 改正適用ダミー(β 4)	1.763 (0.39)	4.483 (0.99)	3.358 (1.16)
年齢		-0.639* (-1.96)	
男性ダミー		24.79*** (6.62)	
有配偶者ダミー	2.889 (1.48)	2.628 (1.30)	
同居人数	0.0540 (0.48)	0.195 (0.73)	
職種(ベースライン: 事務職)			
販売サービス職ダミー	4.133 (0.34)	11.49** (2.31)	
管理的職種ダミー			
運輸通信従事者ダミー	-23.16* (-1.65)	7.951 (1.06)	
その他の職種ダミー	-0.674 (-0.06)	4.414 (1.16)	
産業(ベースライン: 製造業)			
建設業ダミー	-5.300 (-0.28)	8.437 (0.62)	
卸売小売飲食宿泊業ダミー	9.649 (1.52)	14.81* (1.96)	
金融保険業ダミー	1.818 (0.14)	3.413 (0.35)	
医療福祉業ダミー	-8.003 (-1.33)	-5.345 (-0.87)	
教育学習支援ダミー	12.08 (1.32)	20.09** (2.30)	
運輸業	-16.47 (-1.07)	14.27 (1.49)	
その他の産業ダミー	5.421 (1.14)	3.248 (0.80)	
学歴(ベースライン: 高卒)			
大学大学院卒ダミー		5.592 (1.54)	
短大高専卒ダミー		-1.259 (-0.13)	
中卒ダミー		14.73 (0.58)	
その他の学歴ダミー		4.163 (0.86)	
_2009			
_2010			
定数項	207.3*** (22.38)	201.1*** (17.36)	211.5*** (102.59)
観察数	1012	1012	1444
R-squared			
within	0.025	0.007	0.009
between	0.002	0.173	0.002
overall	0.000	0.130	0.002

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注意事項として、推定式 i にて固定効果モデルを採用しているにも関わらず各種産業ダミーの係数が算出されている点に触れておきたい。これは、第 3 章

第5節にて述べたように、サンプルサイズの更なる縮小を避けるため、2007年から2011年の間に転職をしたサンプルを分析の対象に含まれているためである。また、いずれの図においても、コントロール変数の係数が極端に高い或いは低い値を取っていないことが確認できる。

第7章 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, No76
- Hamermesh, D.S and Trejo. (2000) “The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California,” *Review of Economics and Statistics*, 82(1):38-36
- Liu Y. Tanaka H, The Fukuoka Heart Study Group (2002) “Overtime Work, Insufficient Sleep, and Risk of Non-fatal Acute Myocardial Infarction in Japanese Men” *Occup Environ Med*, 59,447-451
- Sokejima S, Kagamimori S (1998) “Working Hours as a Risk Factor for Acute Myocardial Infarction in Japan: Case-control Study” *BMJ*, 317,775-780
- Trejo, S.J. (2003) “Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workers?” *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (3):530-551
- 小野浩 (2016) 「日本の労働時間はなぜ減らないのか？—長時間労働の社会的考察」『日本労働経済雑誌』2016年12月号 p15-27
- 深堀遼太郎、萩原里沙 (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号、p49-73
- 慶應義塾パネルデータ設計・解析センター (2018) 「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) 」 、 < <https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/> > 2018年12月27日アクセス
- 慶應義塾パネルデータ設計・解析センター (2018) 「日本家計パネル調査 (KHPS) ・日本家計パネル調査 (JHPS) の概要」 、 < https://www.pdrc.keio.ac.jp/uploads/gaiyou_KHPSJHPS_ver.01.pdf > 2018年12月27日アクセス
- 厚生労働省 (2018) 「主な用語の定義」 、 < <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/doukou/04-2/2.html> >

2018年12月28日アクセス

- 厚生労働省 (2008) 「改正労働基準法のあらまし」、<<https://www.mhlw.go.jp/topics/2008/12/dl/tp1216-1l.pdf>>2018年12月29日アクセス
- 厚生労働省 (2018) 「労働基準法の一部を改正する法律 条文」、<<https://www.mhlw.go.jp/topics/2008/12/dl/tp1216-1b.pdf>>2018年12月29日アクセス
- 厚生労働省 (2018) 「労働施策基本方針」、<<https://www.mhlw.go.jp/content/11602000/000465363.pdf>>2018年12月28日アクセス
- 厚生労働省 (2018) 「働き方改革の実現に向けて」、<<https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000148322.html>> 2018年12月28日アクセス
- 厚生労働省 (2018) 「パートタイム労働の現状」、<<https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r98520000011q6m-att/2r98520000011wjl.pdf>>2018年12月29日アクセス
- 厚生労働省 (2018) 「毎月勤労統計調査」、<<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/30-1.html>>2018年12月29日アクセス
- 人事院 (2009) 「平成21年8月人事院勧告 別紙第一 職員の給与等に関する報告」<<http://www.jinji.go.jp/kankoku/h21/pdf/21houkokukyuyuyo.pdf>> 2018年12月29日アクセス
- 総務省統計局 (2018) 「労働力調査」、<<https://www.stat.go.jp/data/roudou/index.html>>2018年12月28日アクセス
- 総務省統計局 (2018) 「労働力調査の概要」、<<https://www.stat.go.jp/data/roudou/outline.html>>2018年12月28日アクセス
- 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 (2018) 「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1 基本データ, 2007」、<<https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=PY010>>2018年12月27日アクセス
- 独立行政法人労働政策研究・研修機構 (2018) 「データブック国際労働比較 2018」、<<https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2018/documents/Databo>

ok2018.pdf>2018年12月29日アクセス

- 日本貿易振興機構（2018）「欧州各国の雇用制度一覧」、<https://www.jetro.go.jp/ext_images/jfile/report/07000115/0908R3.pdf>、2018年12月29日アクセス
- OECD Data (2018) 「Hours worked」、<<https://data.oecd.org/emp/hours-worked.htm>>

- 表紙

誤：副査： 藤井 浩二 教授

正：副査： 藤井 浩司 教授

- 14 頁

- 推定式 ii

誤： $H_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 (Y_{it} * A_{it}) + X_{it} + \varepsilon_{it}$

正： $H_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it} + \beta_3 A_{it} + \beta_4 (Y_{it} * A_{it}) + X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$

- 30 頁 第 5 章

誤：藤井浩二教授

誤：藤井浩司教授