



Discussion Papers In Economics And Business

「サービス残業」が健康に与える影響

納田泰成

池田貴昭

Discussion Paper 17-13

Graduate School of Economics and
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

「サービス残業」が健康に与える影響

納田泰成

池田貴昭

Discussion Paper 17-13

May 2017

Graduate School of Economics and
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

「サービス残業」が健康に与える影響*

納田 泰成[†]

池田 貴昭[‡]

要旨

残業時間は労働者の健康に影響するのだろうか。そして、その影響は給与が支払われているかどうかで異なるのだろうか。本研究では、残業に給与が支払われているかどうかに注目しながら、残業が労働者の健康状態に与える影響を検証する。分析には、『くらしの好みと満足度についてのアンケート』（2009-2013年、大阪大学）を用いる。この調査の特徴を利用して、個人の勤務先だけでなく個人と世帯の属性といった観察可能な要素をコントロールし、パネル分析により観察不可能な異質性を取り除いて分析した結果、残業時間は労働者の健康状態を害することが示された。そして、この影響は残業に給与が支払われない時にのみ存在することが明らかにされた。

JEL 分類番号：I12, J22, J81

キーワード：労働時間・残業・報酬・パネル分析・日本

* 本研究は、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」及びグローバル COE プロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施された「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。本アンケート調査の作成に寄与された、筒井喜朗、大竹文雄、池田新介の各氏に感謝する。また、小原美紀氏（大阪大学）から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。

[†] 大阪大学大学院経済学研究科博士課程前期 〒560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-7

E-mail: tge016nt@student.econ.osaka-u.ac.jp

[‡] 東京大学大学院経済学研究科修士課程 〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1

1 はじめに

近年、過重労働による健康障害が問題になっている。厚生労働省が発表した 2014 年度の「過労死等の労災補償状況」によると、2014 年度の精神障害の労災請求件数は 1,456 件、支給決定件数 497 件あり、ともに過去最多となった。また、2010 年度以降労災請求件数は概ね毎年増加し続けており、事態は年々深刻化している。なかでも、過重労働に関連したわが国の独特な問題の 1 つとして、給与の支払われない残業、いわゆる「サービス残業」の存在が社会的な関心を集めている。残業時間は労働者の健康に影響するのだろうか。そして、その影響は給与が支払われているかどうかで異なるのだろうか。本論文では、残業に給与が支払われているかどうか注目しながら、残業が労働者の主観的健康に与える影響を検証する。

労働時間と心身の健康との関係を分析した理論・実証研究は、長らく医学・疫学分野を中心に蓄積されてきた。労働時間と精神的負担との関連についての疫学分野の実証研究をレビューしたものに、藤野ら（2006）がある。この研究は、医療の論文のデータベースである PubMed を用いて抽出された 17 編の論文について検討している。彼らのレビューによれば、労働時間とうつ・などの精神的負担との関連について、一致した結果は認められない。労働時間と精神的負担の関係についてはまだ決定的な結論は得られていないと言える。

経済学においても労働時間と心身状態の関係について研究が進められている。Cottini and Lucifora (2013) はヨーロッパ 15 ヶ国を対象とした調査(European Working Conditions Survey)のうち 1995,2000,2005 年度のデータを用いて労働条件とメンタルヘルスの関係を分析している。彼らの分析によれば、週当たり労働時間が 40 時間以上になると、メンタルヘルスを毀損する確率が上がる。Bell et al. (2012) はドイツとイギリスの家計調査の 17 年分を使用して労働者の希望労働時間と実際の労働時間の差が主観的健康に影響を与えるかを分析している。その結果、労働者の希望労働時間を超過して働くことは主観的健康に悪影響を及ぼすことが示されている。

これらの研究のように残業時間の長さが健康に与える影響を分析した研究は比較的蓄積されてきている一方で、残業時間の中身に注目した研究は少ない。特に、残業時間に対して報酬が支払われているかどうかは社会的な関心も高いテーマである。Robone et al. (2011) はイギリスの家計調査のパネルデータを用いて労働条件と主観的健康の関係を分析した。この研究では、給与の支払われていない残業時間と主観的健康の間の相関は確認されてい

ない。

給与支払いの有無による残業時間の影響に関しては、日本のデータを使った貴重な研究として、黒田・山本（2014）がある。この研究では、経済産業研究所（RIETI）が企業と従業員を対象に行った調査のデータを使用して、労働時間が労働者のメンタルヘルスに与える影響について分析を行い、給与の支払われていない残業時間は健康に負の影響を与えるという結果を報告している。

黒田・山本（2014）の最大の特徴は、通常入手することが難しい労働時間に関する情報を含んだパネルデータを用いて分析していることにある。これにより、分析者には観察できない個人の特性をコントロールし、メンタルヘルスの推定式において残業時間が内生変数となる問題に対処している。残業を行うかどうか、あるいは行えるかどうかは、分析者には観察できない個人の異質性が大きくかかわっている。そのような異質性は、往々にして健康状態とも強くかかわっている。たとえば、生まれながらにして病気がちな人は健康状態も悪く、同時にそのような人は長い時間の残業は行わないし行えない、または残業時間の長い職には就いていない可能性がある。このときに、「生まれながらの健康状態」をコントロールしていなければ、残業が健康に与える負の影響を過大評価してしまう。健康状態を分析する際に難しい点は、通常、「生まれながらの健康状態」のような情報は入手できないことである。パネル分析を用いることは、このような個人の異質性がもたらす推定バイアスを取り除くことを可能にする。

これらの先行研究に基づき、本研究でもパネルデータを利用しながら、残業時間が健康に与える真の影響を明らかにする。分析には、「くらしの好みと満足度についてのアンケート」（大阪大学）の2009年度調査から2013年度調査までの5年分の調査を用いる。この調査から、回答者が健康上不安を抱えているかなどの精神的な健康状態に関する主観的回答が得られる。同時に、週当たり給与あり・給与なし残業時間や職種などの企業属性に加え、世帯収入や世帯人数などの世帯の情報を得ることができる。

これらの企業属性や個人・世帯属性をコントロールした上で、パネル分析を行った結果、残業時間の増加は労働者の健康に負の影響を与えることが分かる。また、この負の影響は、残業代が支払われない場合にのみ存在し、残業代が支払われる場合には見られないことがわかる。さらに、より詳細な記述統計を見ると、残業代の有無が労働者の健康に影響する背後には、労働者の互酬性の性向があり、報酬が支払われない残業が増えたことで、「他人のために何かをする」といった価値観を持ちにくくなる可能性も指摘される。

本研究のおもな貢献は以下の3点である。第一に、残業時間の質、特に残業代の有無が健康に与える影響の違いに注目した点である。残業時間が労働者の健康を害する可能性について報酬支払の有無に注目した分析は、研究の蓄積が少なく、様々な国や時代のデータセットを用いて分析を積み重ねていく必要がある。本研究は、残業時間が長く、「サービス残業」といった給与が支払われない残業が日常的に存在する日本における研究成果を新たに示したものとなっている。

第二の貢献は、労働者の個人属性、勤務先の属性だけでなく、労働者の世帯属性が健康状態に与える影響も考慮している点である。労働者の労働時間と健康状態の双方に影響する要因としては、企業の属性だけでなく、世帯収入や世帯人員などの労働者の家族の属性も重要であろう。仮に世帯収入が個人の健康状態と正の相関、労働供給と負の相関をもっているとするならば、世帯収入をモデルから落として推計することによって労働時間が健康状態に与える影響を過大評価してしまう。本研究で用いる調査には、個人属性や勤務する企業属性に加えて、世帯情報を同時に把握することができるという利点がある。より包括的な共変量を用いることで、残業が健康に与える影響を検証できる。

しかし、観察できる企業属性、個人属性、世帯属性をこのように考慮したとしても、まだ十分であるとはいえない。健康状態の決定要因には、分析者には観察できない個人の異質性が無数に存在しているからである。本研究の第三の貢献は、先行研究と同様に、パネルデータ分析を用いることで、個体属性の存在を考慮した分析を行う点にある。これにより、健康状態の推定における残業時間の内生性の問題に対処し、残業時間が健康に与える真の因果効果を捉える。

本研究の構成は以下の通りである。第2節では本研究の推計モデルについて説明し、第3節では分析に使用するデータ、その記述統計に触れる。第4節では分析の結果を報告し、それぞれの結果について解釈を加え、第5節で研究全体をまとめる。

2 推定モデル

本研究の目的は給与の支払われない残業が労働者の健康に悪影響を与えるかを検証することである。そのためにも、残業時間が労働者の健康に与える影響を(1)式で推計する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Overtime_{it} + \beta_2 X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 y_{it} は労働者の総合健康指標で値が高いほど健康であることを表す。 $Overtime_{it}$ は給与が支払われているものと給与が支払われていないものの両方を含めた週当たり総残業時間（対数値）を表す。注目する帰無仮説は $\beta_1 = 0$ であり、残業時間が長いほど健康を害するのであれば $\beta_1 < 0$ が観察されると予想される。

X_{it} は個人属性と世帯属性、企業属性をコントロールする共変量であり、年齢、世帯人数、世帯収入（等価価値、対数値）、職業ダミー、企業規模が含まれる。世帯人数や世帯収入といった回答者の世帯属性は、回答者自身の健康状態にも労働供給にも影響すると考えられ、脱落変数の問題を生じさせないために重要なコントロール変数である。

u_{it} は誤差項であり、観察不可能な個人・企業の効果 μ_i と個人間で共通の年効果 λ_t 、攪乱項 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ からなる。本研究の分析では観察できる回答者の世帯属性と企業属性を両方コントロールしているものの、依然として個人の健康状態と残業時間の双方に影響する観察できない要因が存在すると考えられるため、 μ_i の存在を考慮したパネルデータ分析が重要となる。推定は固定効果モデルと変量効果モデルで行い、 μ_i は固定効果モデルでは非確率変数、変量効果モデルでは確率変数であり、 $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ とかけると仮定する。

つぎに、(1)式による推計結果を踏まえ、総残業時間を給与が支払われている残業時間と給与が支払われていない残業時間に分けた(2)式を推定する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Paid_{it} + \beta_2 \ln Unpaid_{it} + \beta_3 X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $Paid_{it}$ は週当たり給与あり残業時間、 $Unpaid_{it}$ は週当たり給与なし残業時間をあらわす。4節で示すように、(1)式での推定についてハウスマン検定を行った結果、固定効果モデルが支持されるため、(2)式以降の推定では、観察不可能で時間を通じて一定の個人・企業の効果 μ_i を非確率変数と仮定した固定効果モデルによって行う。

また、(2)式は残業時間を単に連続変数として扱い、労働者の総合健康指標を回帰しているが、残業時間が健康に与える影響の大きさは一定であるとは限らない。両者の関係が非線形である可能性を考慮するために、給与あり残業時間と給与なし残業時間に推定データにおける75%点、90%点となる残業時間を境界にした区間を設定し、残業時間がその区間内であれば1となるダミー変数を作成し、推計に取り入れる。具体的には、給与あり残業時間に関しては、1時間以上5時間以下、6時間以上10時間以下、11時間以上であれば1となるダミー変数を、給与なし残業時間については、1時間以上8時間以下、9時間以上15時間以下、16時間以上であれば1となるダミー変数をそれぞれ作成する。

ここまでの分析では、給与なし残業時間の長さが健康に与える影響に注目してきた。しかし、労働者の健康を悪化させるのは給与なし残業時間が長くなることではなく、残業代が支払われないこと自体であるかもしれない。仮にそうであるならば、労働者の健康状態を残業時間に回帰し、その平均効果を推定するだけでは、残業代が支払われないことによる健康効果を正しく計測できない。そこで、残業代が全額支払われているか、全く支払われていないか、或いは部分的に支払われているかどうかについて注目した分析を行い、労働者の健康にとって重要なことは残業時間の長さではなく、残業代に給与が支払われているかどうかであることを検証する。具体的には(3)式を推定する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 1(\text{Unpaid}_{it} > 0 \text{ and } \text{Paid}_{it} = 0) + \beta_2 1(\text{Unpaid}_{it} = 0 \text{ and } \text{Paid}_{it} > 0) \quad (3) \\ + \beta_3 1(\text{Unpaid}_{it} > 0 \text{ and } \text{Paid}_{it} > 0) + \beta_4 X_{it} + u_{it}$$

ここで、 $1(\text{Unpaid}_{it} > 0 \text{ and } \text{Paid}_{it} = 0)$ は給与なし残業時間が正であり、かつ給与あり残業時間が0であるときに1となるダミー変数、 $1(\text{Unpaid}_{it} = 0 \text{ and } \text{Paid}_{it} > 0)$ は給与なし残業時間が0であり、かつ給与あり残業時間が正であるときに1となるダミー変数、 $1(\text{Unpaid}_{it} > 0 \text{ and } \text{Paid}_{it} > 0)$ は給与なし残業時間と給与あり残業時間の両方が正であるときに1となるダミー変数を表している。つまり、給与なし残業時間と給与あり残業時間の両方が0であるグループが基準である。(1)・(2)式と同様に、 y_{it} は総合健康指標、 X_{it} は個人属性をコントロールする共変量、 u_{it} は誤差項である。

なお、本研究の分析では、全標本のうち20歳以上65歳未満の男性で正規の職員・従業員として働いている人々に限定する。非正規の職員を分析対象から除外した理由は、本研究の主な関心である、給与なし残業をほとんど行っていないためである。また、元々残業代というものが存在しない自営業に従事するサンプルも除外している。分析対象を男性に限定するのは、女性は労働供給が男性と比べて非常に弾力的であり、その決定要因も多種多様なため分析結果の解釈を困難にすると考えられるからである¹。

¹ 被説明変数となる健康状態はカテゴリー変数であるが、本研究では、非線形モデルではなく線形モデルを用いて分析を行った。ただし、以下に示す推定結果は、非線形モデルにより分析した場合にも（たとえば順序ロジットモデルを用いて分析した場合にも）同じであることを確認している。

3 データの概要

本研究の分析では大阪大学 21 世紀 COE プログラム「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の調査を利用する。同調査は 2003 年から 2013 年まで毎年行われている個人追跡調査である。標本は日本全国から無作為に抽出されたものである。本研究では、給与の支払われている・支払われていない残業時間についての設問が設定されている 2009 年度調査から 2013 年度調査までの 5 年間のパネルデータを用いる。

本分析の被説明変数として、同調査の設問の中で心身の健康状況を主観的に判断させる設問を 5 つ選択し、それらの回答を足し合わせて作成した総合健康指標を用いる。この指標は、1～5 点で聞かれた設問 5 つを加算したものであり、最低点は 5、最高点は 25 点の 21 段階のスコアとなっている。点数が高いほど、心身の健康が良好であると判断される。また、追加的に、各設問の回答を別々に被説明変数としてモデルに入れた推計も行う。対象とする設問は次の 5 つである。

問：次の各項目は、あなたに当てはまりますか。「ぴったり当てはまる」を「1」、「どちらかという当てはまる」を「2」、「どちらともいえない」を「3」、「どちらかという当てはまらない」を「4」、「全くあてはまらない」を「5」として、当てはまる番号に○をつけてください。

- ・健康上の不安を感じている
- ・最近、ストレスを感じる
- ・最近、憂鬱だ
- ・最近良く眠れない
- ・最近、孤独を感じる

本分析の主たる説明変数は、週あたり給与あり残業時間と週あたりの給与あり残業時間である。同調査では、回答者の給与の支払われている残業、給与の支払われていない残業が週何時間かを尋ねており、回答者が残業をしていない場合は「0」と記入するように指示されている。これらの設問の回答から週あたり給与あり残業時間と給与なし残業時間の変数を生成した。

また、個人の属性をコントロールする共変量として、年齢、世帯人数、世帯収入、企業

規模、各職種ダミーを取り入れる。世帯人数は回答者を含めた生計を同一にする人数である。世帯収入については、同調査のなかで回答者は世帯全体の前年度の税込み年間総収入を12段階のうち該当するもの1つを選んでおり、各階級の階級値をとったものを共変量として利用する。企業規模については回答者の勤め先の従業員数（本社・支社・視点・営業所・工場など全てを含めたおおよその人数）を9択から選ばれており、そのカテゴリー変数をそのまま利用する。職種については、事務職、販売職、管理職、専門的・技術的職業、サービス職、現業職の6種にそれぞれダミー変数を作成し、共変量に含めた。設問の詳しい説明は本研究の末尾につける²。

表1は、推計に使用する変数も記述統計を示している。表2には、給与あり残業はあるが給与なし残業がないグループ、給与なし残業はあるが給与なし残業がないグループ、給与あり・給与なし残業がともにあるグループ、給与あり・給与なし残業時間がともに0のグループの観測数に対する割合と、総残業時間、給与あり残業時間、給与なし残業時間の平均と標準偏差を表している。表2からは、給与なし残業のみに従事している労働者の総残業時間（週12.26時間）は、給与あり残業と給与なし残業の両方に従事している労働者の総残業時間（週15.74時間）よりも短いことがわかる。これにより、残業代が支払われているかどうか健康に与える影響を検証する2節の(3)式において、仮に給与なし残業はあるが給与なし残業はないときに1となるダミー変数、 $1(Unpaid_{it} > 0 \text{ and } Paid_{it} = 0)$ の係数 β_1 が負であるならば、給与なし残業のみがある場合には、合計残業時間は短いにもかかわらず健康状態が悪化することになるため、残業に給与が支払われているかどうか労働者の健康に大きな影響を与えるといえる。また、給与あり残業と給与なし残業の両方に従事している労働者の給与あり残業時間の平均（週8.12時間）と給与なし残業時間の平均（週7.99時間）には大きな差がないことがわかる。このことから、給与なし残業時間と給与あり残業時間の両方が正であるときに1となるダミー変数（(3)式の $1(Unpaid_{it} > 0 \text{ and } Paid_{it} > 0)$ ）の係数は給与あり残業、もしくは給与なし残業のどちらか一方の影響だけを捉えている

² 賃金を推定モデルに含めることも考えられるが、賃金と健康状態は同時決定の関係にある可能性が高いため取り入れなかった。ここでは個人の賃金水準は説明変数群で捉えられていると仮定する。また、個人の能力は誤差項の個体効果で捉えられているものと仮定している。なお、世帯の豊かさを捉えるための世帯所得は回答者の賃金のみならず、世帯全員のあらゆる所得が含まれている。世帯所得を用いることは、世帯全体の豊かさを捉えられるだけでなく、個人の勤労所得ではないため賃金の内生性の問題がないという利点もある。

のではないといえる。

表3では、給与あり・給与なし残業時間の前年からの変化に目を向けている。表3によれば、給与あり残業時間と給与なし残業時間がともに増加しているサンプルは全体の6.07%、ともに減少しているサンプルは7.45%であり、必ずしも両者は同じように変化するわけではないことがわかる。つまり、給与あり残業時間と給与なし残業時間の間には、どちらかが増えると他方が減る、あるいは、どちらかが増えると他方も増えるといった一定の関係はない。ここから、どちらの残業がどのように変化するかは労働者にとって年によって異なり、労働者はそれを予想できるわけではないと考えられる。本研究では、この変化が健康状態に与える影響を検証することになる。推定モデルについていえば、給与あり残業と給与なし残業を同時にモデルに投入しても問題はないと考えられる。むしろ、給与あり残業時間と給与なし残業時間の増減は、ある企業では長時間労働が多い傾向にあるなどといった企業の実態によるものではなく、両者の健康への影響は固定効果で取り除かれるものではないため、それぞれの変化を同時に取り入れる必要がある。

4 分析結果と考察

4.1 分析結果

分析結果を表4から表6に示す。表4は、週当たりの給与あり残業時間と給与なし残業時間の合計の総残業時間が労働者の健康に影響するかを分析した結果、つまり3節の式(1)の推計結果を示す。1列は固定効果モデル、2列は変量効果モデルで推計した結果を示している。被説明変数は21段階の総合健康指標である。数値が大きいほど健康状態が良いことを示す。

表4の1列で固定効果モデルの推定結果をみると、注目する説明変数である総残業時間（対数値）の係数は-0.088であり有意水準5%で有意である。2列で変量効果モデルの推定結果をみると、係数は-0.099であり有意水準1%で有意である。これらより、週当たり残業時間が1%増加すると、健康指標は0.09~0.1段階低下する、すなわち、残業時間の増加は労働者の健康に悪影響を与え得ると言える。

他の説明変数の係数はそれぞれ、年齢が0.012、世帯収入（等価価値、対数値）は0.13、世帯人数は0.037、企業規模は0.074である。これらの係数は、固定効果モデルでは10%の有意水準で有意ではないが、変量効果モデルでは年齢と世帯収入について5%の有意水準で

有意となっている。労働者の世帯収入や世帯人数、企業規模は健康指標と正の相関をもっており、いずれも直観と整合的である。

表4において、モデルの定式化についてハウスマン検定を行うと、有意水準10%で変量効果モデルによる定式化が正しいという帰無仮説が棄却された。よって、以下では固定効果モデルの結果に注目する。なお、個別効果以外の残りの誤差項の分散は不均一であると考えられるため、不均一分散に頑健な標準誤差を用いる。

表5は、残業時間を給与が支払われているかどうかによって残業時間の健康への影響が異なるかを分析するために、総残業時間を給与あり残業時間と給与なし残業時間に分けた(2)式の推計結果を示している。表5の1,2列は給与あり残業時間と給与なし残業時間を同時に推定モデルに入れた推計結果、3,4列は給与あり残業時間のみを、5,6列は給与なし残業時間のみをモデルに入れた推計結果である。2,4,6列は健康と残業時間の関係が非線形である可能性を考慮するために、残業時間に境界を設けダミー変数化したものを推定モデルに入れた分析の結果である。

表5の1列によれば、給与あり残業時間(対数値)の係数は-0.036であり、負の符号が確認されるが10%の有意水準で有意ではない。これに対して、給与なし残業時間(対数値)の係数は-0.11であり、有意水準1%で有意となっている。統計的な有意性のみならず、推定値も給与なし残業時間で大きく、給与なし残業時間による健康阻害効果が大きいと言える。

2列に示しているように、非線形性に考慮した推計では、給与あり残業時間が1時間から5時間、6時間から10時間、11時間以上のダミー変数の係数はそれぞれ、-0.20、0.028、-0.29であり、概ね負であるがいずれも10%の有意水準で有意性はみられない。一方で、給与なし残業時間が1時間から8時間、8時間から15時間、15時間以上のダミー変数の係数は、給与あり残業時間の係数より大幅に大きくなり、それぞれ、-0.11、-0.69、-0.48となっている。とくに、給与なし残業時間が8時間から15時間、15時間以上のダミー変数については有意水準5%で有意となっている。3列から8列に示しているように、この結果は給与あり残業時間と給与なし残業時間を別々に推計モデルに入れた場合でも変わらない。

表5の結果から、労働者の健康を大きく阻害するのは給与の支払われていない残業時間であるといえる。次節で述べるが、残業時間が労働者の健康に与える影響には、単に労働時間が増加することで余暇が減ることだけでなく、労働によって対価が得られないことも関係していることが予想される。

これまでの分析では、被説明変数として、健康に関する質問項目についての5段階の回答の合計をとったものを用いてきた。表6では、健康に関する質問項目、具体的には健康上の不安、ストレス、憂鬱、孤独感、不眠の質問への回答を別々に推定した結果を示す³。各指標値が小さくなると健康状態が良くないことを示す（例えば「健康上の不安」では、値が小さくなるほど健康上の不安が大きいことを示している）。

表6が示すように、給与あり残業時間（対数値）の係数は、被説明変数が健康上の不安の場合、-0.0052 (A-1列)、ストレスの場合-0.008 (B-1列)、憂鬱の場合-0.015 (C-1列)、孤独感の場合は0.0079 (D-1列)、不眠については-0.014 (E-1列)であり、係数は概ね負であるものの有意性はみられない。この傾向はAからEの各2列に示している非線形性に考慮した推計でもほとんど同じである。「憂鬱」を被説明変数とした推計でのみ、「給与あり残業時間11時間以上」の係数が-0.14であり、有意水準10%で有意に負である (C-2列)。

一方で、給与なし残業時間（対数値）の係数は、ストレスの場合には-0.041 (B-1列)、孤独感の場合には-0.022 (D-1列)、不眠のときには-0.022 (E-1列)であり、少なくとも有意水準10%で有意である。この傾向は、給与なし残業時間を1-7時間、8-14時間、15時間以上に分けて入れた場合により顕著となる。「ストレス」については給与なし残業が8時間以上で、「憂鬱」「不眠」については8-14時間で、「孤独感」については1-8時間で悪化することが、少なくとも10%の有意水準で確認される。表6に示した推計結果より、給与の支払われない残業時間の増加は、労働者の健康に大きな負の影響を与えていることがわかる。ただし、表6で示した推計では説明変数がすべて0であるという帰無仮説をおいた時のF統計量が小さく、モデルの特定化が誤っているおそれがあるため、推計結果の頑健性については今後確認が必要である。

表7では、残業時間の長さではなく、残業に給与が支払われているかどうかの状態グループ別に分析した結果、つまり3節の(3)式による推計結果を示す。ここでの被説明変数は表4と5と同様に21段階の総合健康指標である。注目する説明変数は、給与なし残業が有り、かつ給与あり残業が無いとき1になるダミー変数（表7の1行目）、給与なし残業が無く、かつ給与あり残業が有るとき1になるダミー変数（2行目）、給与あり残業と給与なし残業のどちらも有るとき1になるダミー変数（3行目）である。

³ ここでは、健康に関する各項目に対する5段階の回答を連続変数とみなして推計を行っている。順序ロジットモデルによる推計も行ったが、結果に大きな違いはみられなかった。

表 7 が示すように、「給与なし残業があり、給与あり残業がない」ダミーの係数は-0.39であり、有意水準 5%で有意である。一方、「給与あり残業があり、給与なし残業がない」ダミーの係数と、「給与あり・給与なし残業の両方がある」ダミーの係数はそれぞれ-0.20と-0.38であり、係数は負であるものの 10%の有意水準で有意になっていない。

表 7 の推計から、残業代が全く支払われていない場合にとくに労働者の健康状態を阻害してしまうことが有意水準 5%で支持された。注目すべきことは、3 節の表 3 で確認したように、給与なし残業のみ行っているグループは、給与あり残業と給与なし残業の両方を行っているグループに比べて、平均残業時間は短いという事実である。つまり、給与なし残業のみがある場合は、合計残業時間は短いにもかかわらず、このときに健康状態が最も悪化してしまうと言える。労働時間の長さよりも、残業代が支払われないという事実自体が、労働者の健康に大きな負の影響を与えていることがわかる。

4-2 推計結果は、何を意味しているか

ここまでの推計により、給与の支払われない残業は労働者の主観的健康状態を悪化させるという結果が得られた。本研究の目的はそのメカニズムを解明するものではないが、分析に用いた調査から労働者の価値観に関する回答を使えば、給与の支払われない残業が労働者の健康に悪影響を与える経路を予想することができる。

表 8 では、給与の支払われていない残業時間が増加したグループとそうでないグループにおいて、どのような価値観が変化したかを整理している。回答者の価値観の変数は数値が高いほどその考えに強く賛成していることを表す。表 8 で示す値は、各グループにおける変化度合いの平均値であり、例えば、「人は信用できる」という変数が前年から増加していれば、前年に比べて「人は信用できる」とより強く考えるようになった人が平均的に増加していることを意味している⁴。

両グループの平均の差が同じであることを帰無仮説に設定して仮説検定を行ったときの p 値を表 8 の一番右の列に示す。給与の支払われていない残業時間が増加したグループではそうでないグループに比べて、「他人のためになることをするとうれしい」と考える人が平

⁴ 給与なし残業時間の増加の影響の経路を明らかにするために、これらの価値観の変数を被説明変数として残業時間に回帰することも考えられるが、ここでは試みなかった。これは、価値観に関する調査回答が少ないためである。

均的に少なくなることが有意水準 1%で支持される。有意水準は 15%あるいは 18%ではあるが、「運やコネより努力が重要」や「仕事は生きがいである」という主張に対しても、給与の支払われていない残業時間が増加したグループで同意者が減ると言える。「人は信用できる」、「仕事はお金のため」という主張に対しては、有意水準 20%ではグループ間で差はみられなかった。

なぜ、給与の支払われていない残業時間が増加すると、「他人のためになることをするとうれしい」、「運やコネより努力が重要」、「仕事は生きがいである」と感じにくくなるのだろうか。これには、労働者の互酬性が関係している可能性がある。Akerlof (1984) や Fehr et al. (1998)で示されているように、労働者には互酬性があり、労働者に高い賃金が支払われると、その支払われた対価に見合った働きをしようと労働意欲が上がると考えられている。この場合、労働に対する報酬が支払われないと、労働者の労働意欲が下がる。残業時間が増加したグループで「他人のためになることをするとうれしい」「運やコネより努力が重要」「仕事は生きがいである」と考える人が少なくなると、自分の労働量に見合った対価が得られなくなると、労働者の上司部下や勤務する企業のために働くモチベーションが下がることをとらえているのかもしれない。

労働者が互酬性の性向を持つことが、労働者への給与の支払われない残業の影響の背後にあるならば、給与の支払われない残業が労働者の健康を悪化させる理由として、以下の 2 つが考えられる。第 1 に、給与が支払われない残業は労働者の職務での努力と経済的報酬の不均衡を生み出し、その不均衡が労働者のメンタルヘルスや主観的健康状態を悪化させている可能性がある。Siegrist (1996) は労働者の仕事への努力に対して十分に報酬が支払われていないとき、労働者はストレスレベルが高まり、健康リスクが増大することを示している。給与が支払われていない残業時間が増加すると、労働者は仕事に取り組んでいる時間は長くなるにもかかわらず得られる経済的報酬は増加しない。給与の支払われない残業の健康への悪影響は、そうした労働者の努力と報酬のギャップが大きくなることによる可能性がある。

第 2 に、残業代が支払われないことで労働者は自らが過小評価されていると感じ、心的負担が大きくなる可能性がある。Maslach and Leiter (2007)によると、他者からの不十分な承認や報酬は労働者に職場での消耗感や無力感を持たせやすく、その結果労働者の健康リスクを高める。労働者の残業に給与が支払われないことで労働者は仕事への意欲が小さくなり、そのことが労働者の健康を悪化させているのかもしれない。

最後に本研究で得られた結果をまとめると、2000年代の日本において、給与が支払われない残業の増加は労働者の健康を悪化させると言える。この結果は、観察される労働者の個人属性、世帯属性、企業属性による健康状態の差を考慮するだけでなく、観察されない個人の異質性による差を取り除いたとしても残る影響である。一方で、給与が支払われる残業については、それが増加しても健康状態が悪化する様子はほとんど確認されなかった。残業時間による労働者の健康阻害効果は存在する。ただし、現代の日本の場合、それは残業時間が支払われない場合に生じると言える。

5 おわりに

本研究では、2000年代の日本の労働者のパネルデータを用いて、残業時間が健康状態を悪化させるかについて検証してきた。本研究の貢献は、残業時間を給与が支払われているかどうかに分けて分析していること、個人や企業の属性だけでなく世帯属性も共変量として推計モデルに入れて分析していること、パネル分析を行うことで観察できない個人・企業属性の存在を考慮していることであった。これらにより、残業時間が健康状態に与える真の影響をより詳細に分析することが可能となった。

分析の結果、労働者の健康を悪化させるのは、給与が支払われていない残業の増加であるという結果を得た。また、統計を詳細に見ると、給与が支払われていない残業が増加したグループでは、「他人のためになることをするとうれしい」という価値観を持ちにくくなることがわかった。これらの結果から、労働者の健康を保ち労働生産性を高めるためには、単に労働時間の上限を設けるだけでなく、賃金不払い残業を取り締まることが有効であるといえる。

最後に、今後の課題を挙げておく。健康の推定において残業時間が内生変数となる可能性についてはさらなる分析が必要だろう。本研究では、個人や世帯、企業に関する詳細な情報を用いながら、パネル分析を行ってきたが、観察できない異質性のうち時間を通じて変化するものについては考慮できていない。社内制度の変更や、政策変更の影響を捉えることで、残業時間の内生性の問題に対処することが可能かもしれない。長時間残業や給与の支払われない残業はわが国の社会問題の1つであり、制度や政策が労働者に与える影響を明らかにすることは社会的にも求められている。

参考文献・資料

- Akerlof, George A.(1984). “Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views.”
American Economic Review 74(2), 79–83
- Bell, D., Otterbach, S., & Sousa-Poza, A. (2012). “Work Hours Constraints and Health.”
Annals of Economics and Statistics, (105/106), 35-54
- Cottini, E., & Lucifora, C. (2013). “Mental health and working conditions in Europe.”
Industrial and Labor Relations Review, 66(4), 958–988.
- Fehr, E., Kirchsteiger, G., & Riedl, A. (1998). “Gift exchange and reciprocity in competitive experimental markets.” *European Economic Review*, 42(1), 1–34.
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2007). “Burnout.” In G. Fink (Ed.), *Encyclopedia of stress*, 2nd ed. (358-362). Oxford, UK: Elsevier.
- Robone, S., Jones, A. M., & Rice, N. (2011). “Contractual conditions, working conditions and their impact on health and well-being.” *European Journal of Health Economics*, 12(5), 429–444.
- Siegrist, J. (1996). “Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions.”
Journal of Occupational Health Psychology, 1(1), 27–41.
- 黒田祥子・山本勲 (2014). 「従業員のメンタルヘルスと労働時間 –従業員パネルデータを用いた検証–」 RIETI Discussion Paper Series 14-J-020.
- 藤野善久・堀江正知・寶珠山務・筒井隆夫・田中弥生 (2006). 「労働時間と精神的負担との関連についての体系的文献レビュー」『産業衛生学雑誌』48、87-97 頁
- 厚生労働省 (2014) 「過労死等の労災補償状況」

表1 データの記述統計量

	平均	標準偏差	最大値	最小値
総合健康指標	16.14	3.84	25.00	5.00
健康上の不安がある	2.89	1.03	5.00	1.00
ストレスを感じる	2.62	1.02	5.00	1.00
憂鬱だ	3.18	1.10	5.00	1.00
眠れない	3.77	1.06	5.00	1.00
孤独を感じる	3.69	1.06	5.00	1.00
残業時間/週	8.43	10.19	96.00	0.00
給与あり残業時間/週	3.58	6.52	70.00	0.00
給与なし残業時間/週	4.85	7.83	72.00	0.00
年齢	46.91	9.60	64.00	20.00
世帯収入	756.76	373.36	2100.00	50.00
世帯収入（等価価値）	404.85	204.00	1900.00	17.68
世帯人数	3.77	1.34	9.00	1.00
企業規模 （カテゴリー変数）	4.83	2.53	9.00	1.00
大企業ダミー	0.52	0.50	1.00	0.00
課長以上ダミー	0.24	0.43	1.00	0.00
事務職ダミー	0.19	0.39	1.00	0.00
販売職ダミー	0.06	0.24	1.00	0.00
専門・技術的職業ダミー	0.23	0.42	1.00	0.00
サービス職ダミー	0.11	0.31	1.00	0.00
現業職ダミー	0.16	0.36	1.00	0.00
観測数			4571	

注1) 総合健康指標は「健康上の不安がある」「ストレスを感じる」「憂鬱だ」「眠れない」「孤独を感じる」の回答を合計したものである。

注2) 「健康上の不安がある」「ストレスを感じる」「憂鬱だ」「眠れない」「孤独を感じる」の設問は各項目に「ぴったり当てはまる」ならば「1」を選ぶようになっている。そのため、数字が大きいほど各項目での状態が悪いことを表している。

表2 給与なしグループ・給与ありグループの割合と平均残業時間

	総残業時間			給与あり残業時間		給与なし残業時間	
	観測数	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
残業なし	1405(31%)	0	0				
給与あり残業のみ	985 (22%)	8.53	7.99	8.53	7.99	0.00	0.00
給与なし残業のみ	1,199 (26.23%)	12.26	8.80	0.00	0.00	12.26	8.80
給与あり/給与なし残業両方	982 (43.03%)	15.74	12.33	8.12	7.39	7.62	7.67

() 内は全観測数 (4571) に占める割合を示している。

表3 給与あり・給与なし残業時間の変動

	給与あり残業 (前年からの変化)				
	減少	変わらない	増加	総数	
(前年からの変化) 給与なし残業	減少	221 (7.45%)	361 (12.17%)	191 (6.44%)	773 (26.05%)
	変わらない	322 (10.85%)	849 (28.61%)	285 (9.61%)	1,456 (49.07%)
	増加	154 (5.19%)	404 (13.625%)	180 (6.07%)	738 (24.87%)
	総数	697 (23.49%)	1,614 (54.4%)	656 (22.11%)	2,967 100

表 4: 総残業時間が健康に与える影響

被説明変数 モデル	(1)	(2)
	総合健康指標	
	FE	RE
週当たり総残業時間（対数値）	-0.088** (0.036)	-0.099*** (0.023)
年齢	0.012 (0.51)	-0.019** (0.0086)
世帯収入（対数値, 等価価値）	0.13 (0.22)	0.33*** (0.12)
世帯人数	0.037 (0.11)	0.034 (0.052)
企業規模	0.074 (0.064)	0.035 (0.028)
定数項	14.1 (21.3)	14.5*** (0.83)
観測数	4,931	4,931
決定係数	0.016	
F 統計量（全パラメーターが 0）	2.54	
Wald カイ 2 乗（全パラメーターが 0）		61.3

FE は固定効果モデル、RE は変量効果モデルを示す。

() 内は固定効果モデルでは頑健な標準誤差を、変量効果モデルでは標準誤差を表す

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で係数が統計的に有意なことを表す。

各職種ダミー・年ダミーは掲載を省略している。

表 5: 残業時間を給与の有無で区別した分析 (固定効果モデル推計)

被説明変数	総合健康指標					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
給与あり残業時間 (対数値)	-0.036 (0.040)		-0.037 (0.041)			
給与あり残業時間 1~5 時間ダミー		-0.20 (0.18)		-0.14 (0.19)		
給与あり残業時間 6~10 時間ダミー		0.028 (0.24)		0.060 (0.25)		
給与あり残業時間 11 時間以上ダミー		-0.29 (0.25)		-0.32 (0.26)		
給与なし残業時間 (対数値)	-0.11*** (0.037)				-0.11*** (0.037)	
給与なし残業時間 1~8 時間ダミー		-0.11 (0.18)				-0.12 (0.19)
給与なし残業時間 9~15 時間ダミー		-0.69*** (0.21)				-0.69*** (0.21)
給与なし残業時間 16 時間以上ダミー		-0.48** (0.23)				-0.47** (0.23)
世帯収入 (対数値, 等価価値)	0.14 (0.23)	0.13 (0.23)	0.12 (0.23)	0.12 (0.23)	0.14 (0.23)	0.13 (0.22)
世帯人数	0.033 (0.12)	0.025 (0.12)	0.025 (0.12)	0.025 (0.12)	0.035 (0.12)	0.028 (0.12)
企業規模	0.11 (0.066)	0.10 (0.065)	0.11 (0.066)	0.10 (0.066)	0.10 (0.066)	0.099 (0.065)
定数項	12.6 (20.5)	11.1 (20.4)	12.4 (20.6)	11.7 (20.5)	12.0 (20.3)	10.9 (20.1)
職業のコントロール	あり	あり	あり	あり	あり	あり
観測数	4,571	4,571	4,571	4,571	4,571	4,571
決定係数	0.018	0.021	0.014	0.015	0.018	0.019
F 統計量 (全パラメーターが 0)	2.37	2.25	2.04	2.05	2.53	2.33

() 内は頑健な標準誤差を表す。

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で係数が統計的に有意なことを表す。

年齢・年ダミーは掲載を省略している。

表 6: 労働者の健康に関する指標を項目ごとに回帰（固定効果モデル）

被説明変数	健康上の不安		ストレス		憂鬱	
	(A)		(B)		(C)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
給与あり残業時間（対数値）	-0.0052 (0.012)		-0.0087 (0.012)		-0.015 (0.011)	
給与あり残業 1-5 時間		-0.079 (0.054)		-0.016 (0.055)		-0.048 (0.058)
給与あり残業 6-10 時間		0.057 (0.066)		-0.038 (0.071)		-0.053 (0.061)
給与あり残業 11 時間以上		-0.064 (0.077)		-0.062 (0.076)		-0.14* (0.078)
給与なし残業時間（対数値）	-0.0038 (0.011)		-0.041*** (0.010)		-0.018 (0.012)	
給与なし残業 1-8 時間		0.060 (0.052)		-0.049 (0.051)		-0.0034 (0.057)
給与なし残業 9-15 時間		-0.10 (0.066)		-0.23*** (0.058)		-0.14** (0.067)
給与なし残業 16 時間以上		-0.014 (0.077)		-0.24*** (0.077)		-0.11 (0.078)
定数項	1.21 (4.24)	0.72 (4.52)	7.12 (7.77)	6.88 (7.71)	0.53 (6.11)	0.23 (6.06)
企業属性のコントロール	あり	あり	あり	あり	あり	あり
世帯属性のコントロール	あり	あり	あり	あり	あり	あり
観測数	4,571	4,571	4,571	4,571	4,571	4,571
決定係数	0.011	0.016	0.018	0.019	0.012	0.014
F 統計量 (全パラメーターが 0)	1.47	2.07	3.00	2.61	1.76	1.53

() 内は頑健な標準誤差を表す

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で係数が統計的に有意なことを表す。

企業属性には、企業規模・各職種ダミー、世帯属性には、世帯収入（等価価値、対数値）と世帯人数が含まれている。また、年齢・年ダミーは掲載を省略している。

表6: 労働者の健康に関する指標を別々に回帰した推計結果(固定効果モデル・続き)

被説明変数	孤独感		不眠	
	(D)		(E)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
給与あり残業時間 (対数值)	0.0079 (0.012)		-0.014 (0.011)	
給与あり残業 1-5 時間		-0.018 (0.057)		-0.039 (0.050)
給与あり残業 6-10 時間		0.086 (0.072)		-0.024 (0.066)
給与あり残業 11 時間以上		0.042 (0.077)		-0.062 (0.074)
給与なし残業時間 (対数值)	-0.022* (0.012)		-0.022** (0.011)	
給与なし残業 1-8 時間		-0.11* (0.058)		-0.0079 (0.052)
給与なし残業 9-15 時間		-0.11 (0.065)		-0.11* (0.059)
給与なし残業 16 時間以上		-0.017 (0.082)		-0.096 (0.077)
定数項	0.016 (6.25)	-0.16 (6.34)	3.69 (5.35)	3.43 (5.24)
企業属性のコントロール	あり	あり	あり	あり
世帯属性のコントロール	あり	あり	あり	あり
観測数	4,571	4,571	4,571	4,571
決定係数	0.010	0.012	0.008	0.007
F 統計量 (全パラメーターが 0)	1.33	1.34	1.01	0.87

() 内は頑健な標準誤差を表す

***, **, * はそれぞれ 1%,5%,10%水準で係数が統計的に有意なことを表す。

企業属性には、企業規模・各職種ダミー、世帯属性には、世帯収入（等価価値、対数值）と世帯人数が含まれている。また、年齢・年ダミーは掲載を省略している。

表 7: 残業代の有無が労働者の健康に与える影響 (固定効果モデル)

被説明変数	(1) 総合健康指標
給与なし残業があり、給与あり残業がない	-0.39** (0.19)
給与あり残業があり、給与なし残業がない	-0.20 (0.21)
給与あり・給与なし残業の両方がある	-0.38 (0.25)
年齢	0.059 (0.48)
世帯収入 (対数值, 等価価値)	0.13 (0.23)
世帯人員	0.032 (0.12)
企業規模	0.11 (0.066)
定数項	12.2 (20.3)
職業のコントロール	あり
観測数	4,571
決定係数	0.016
F 統計量 (全パラメーターが 0)	2.03

() 内は頑健な標準誤差を表す

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で係数が統計的に有意なことを表す。

「給与なし残業があり、給与あり残業がない」は給与なし残業時間が正、給与あり残業時間が 0 のとき 1 となるダミー変数、「給与あり残業があり、給与なし残業がない」は給与あり残業時間が正、給与なし残業時間が 0 のとき 1 となるダミー変数、「給与あり・給与なし残業時間の両方がある」は給与あり残業時間と給与なし残業時間が正のとき 1 となるダミー変数である。

各職種ダミー・年ダミーは掲載を省略している。

表 8: 給与なし残業が増加したグループとそうでないグループの価値観の変化

項目	給与なし残業が増加したグループ			給与なし残業が不変・減少したグループ			差の検定 (p 値)
	観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差	
他人のためになると うれしい	578	-0.12	0.76	1763	-0.02	0.75	0.005
人は信用できる	581	0.04	0.73	1769	0.08	0.75	0.318
運やコネより努力	209	-0.08	0.87	621	0.03	0.94	0.154
仕事は生きがい	184	-0.08	0.92	567	0.02	0.79	0.189
仕事はお金のため	183	0.07	0.85	566	0.01	0.80	0.441

注1) 数値は各項目への賛成する度合いを表している。数値が大きいほどその項目に強く賛成することを示す

注2) 各変数は前年からの変化をとったものである。つまり、数値が正であればその項目に賛成するようになったことを表している。

付録

アンケートの質問—質問票より抜粋—

- ・主観的心身健康指標作成時に使用した設問（1行目、3～6行目）
5段階のうち1つ選ぶようになっている。

	ぴったり 当はまる	どちら か当 ると	ど も い え な い	ど ち ら か も あ ら ず	全 く あ ら ず
健康上の不安を感じている	1	2	3	4	5
宗教を熱心に信仰している	1	2	3	4	5
最近、ストレスを感じる	1	2	3	4	5
最近、憂鬱だ	1	2	3	4	5
最近、よく眠れない	1	2	3	4	5
最近、孤独を感じる	1	2	3	4	5

- ・残業時間（給与あり、給与支払いなし）

付問 B6-1 **給与の支払われている残業**は週に何時間くらいですか。該当欄に時間を記入してください。ただし、残業していない方は「0」とご記入ください。

あなた 週 時間 働いていない (19-21) (22)

配偶者 週 時間 配偶者は働いていない (23-25) (26)

付問 B6-2 **給与の支払われていない、いわゆるサービス残業**は週に何時間くらいですか。該当欄に時間を記入してください。ただし、残業していない方は「0」とご記入ください。

あなた 週 時間 働いていない (27-29) (30)

配偶者 週 時間 配偶者は働いていない (31-33) (34)

・世帯人員

問 B19 現在のあなたの**世帯の人数はあなたを含め**何人ですか。ここで世帯とは、生計を同一にする人を意味します。

人

(12, 13)

・世帯収入

問 B28 あなたの自宅の**世帯全体の 2012 年の税込み年間総収入**は、ボーナスを含めてどのくらいになりますか（学生の方はご実家の収入をお答えください）。以下から最も近いものを**1つ**選び、番号に○をつけてください。

- | | | | |
|----|------------------|----|------------------|
| 1 | 100 万円未満 | 2 | 100～200 万円未満 |
| 3 | 200～400 万円未満 | 4 | 400～600 万円未満 |
| 5 | 600～800 万円未満 | 6 | 800～1,000 万円未満 |
| 7 | 1,000～1,200 万円未満 | 8 | 1,200～1,400 万円未満 |
| 9 | 1,400～1,600 万円未満 | 10 | 1,600～1,800 万円未満 |
| 11 | 1,800～2,000 万円未満 | 12 | 2,000 万円以上 |

(34)

・企業規模

付問 B10-5 あなたとあなたの配偶者の**勤め先の従業員数**はおよそ何人ですか。本社・支社・支店・営業所・工場など全てを含めたおよその人数をお答えください。また、官公庁にお勤めの方は「9 官公庁」を選んでください。当てはまるものを**1つ**選び、番号をご記入ください。（自営・自由業の方は現在のお仕事の総従業員数）

あなた 配偶者

1	1～5 人	2	6～29 人	3	30～99 人
4	100～299 人	5	300～499 人	6	500～999 人
7	1,000～4,999 人	8	5,000 人以上	9	官公庁

(66) (67)

・職業

問 B10 あなたとあなたの配偶者の職業(パートタイム就業を含む)は下のどれにあたりますか。下の枠囲みの中から当てはまるものを1つ選び、番号をご記入ください。

(54, 55) (56, 57)

あなた

配偶者

- 1 事務職
- 2 販売職 (小売店主、販売店員、外交員など)
- 3 管理職 (課長以上の公務員又は会社員、会社役員など)
- 4 専門的・技術的職業 (教員、医師、技術者、法務従事者、作家、芸術家など)
- 5 サービス職 (家政婦、ホームヘルパー、理美容師、接客員、運転者、保安関係従業員など)
- 6 現業職 (大工、修理工、生産工程作業員、清掃従業員など)
- 7 農林漁業
- 8 専業主婦・専業主夫
- 9 学生
- 10 引退 (専業主婦・専業主夫を除く)
- 11 失業 (専業主婦・専業主夫を除く)
- 12 その他 (_____)

The Effect of Unpaid Overtime Hours on Health*

Taisei Noda[†]

Takaaki Ikeda[‡]

Abstract

Do working overtime hours affect worker health? Does the effect depend on whether a worker receives overtime payment or not? In this paper, we examine the effect of overtime hours on health, paying attention to overtime payment. We use “Preference Parameters Study of Osaka University” from 2009 to 2013. The dataset enables us to control observable factors, for example: work environment, individual and household characteristics. Further, panel analysis is employed to remove unobservable heterogeneity. Our result shows a harmful effect of overtime hours to worker health. We also find that overtime hours deteriorate worker health only if the worker does not get paid for overtime.

JEL Classification : I12, J22, J81

Keywords : working hours, overtime, reward, panel data analysis

* This research utilizes the micro data from the Preference Parameters Study of Osaka University’s 21st Century COE Program ‘Behavioral Macrodynamics Based on Surveys and Experiments’ and its Global COE project ‘Human Behavior and Socioeconomic Dynamics’. I acknowledge the program/project’s contributors: Yoshiro Tsutsui, Fumio Ohtake, and Shinsuke Ikeda. We thank Miki Kohara for her helpful comments on this paper.

[†] Graduate school of Economics, Osaka University, 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka, 664-0851, JAPAN. E-mail: tge016nt@student.econ.osaka-u.ac.jp

[‡] Graduate school of Economics, The University of Tokyo, 7-3-1, Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo 113-0033, JAPAN