RIETI Discussion Paper Series 19-J-006

残業の実態とその決定要因
―4つのパネルデータを用いた比較分析―

佐藤 一磨
拓殖大学

RIETI
Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA
独立行政法人経済産業研究所
https://www.rieti.go.jp/jp/

RIETI Discussion Paper Series 19-J-006

2019 年 3 月

残業の実態とその決定要因[1]

―4 つのパネルデータを用いた比較分析―

佐藤 一磨（拓殖大学）

要　　旨

本稿では 4 つのパネルデータ(『人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査(SCE)』、『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』、『慶應義塾家計パネル調査(KHPS)』、『日本家計パネル調査(JHPS)』)を用い、残業の実態とそれに影響を及ぼす要因を検証した。本稿の特徴は、残業を賃金が支払われる残業と賃金が未払いの残業(サービス残業)に分け、後者に注目している点にある。分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、景気変動と賃金支払い残業時間、サービス残業時間の関係を分析した結果、景気後退期にサービス残業時間が増加し、賃金支払い残業時間が減少していることがわかった。2 点目は、職場環境や上司の状況とサービス残業の関係について分析した結果、突発的な業務、高いノルマや目標、重い責任や権限、そして、周りの人が残っていると退社しにくい環境がサービス残業を増加させることがわかった。3 点目は、サービス残業による逸失賃金の算出の結果、男性では 1 か月間で 2 万 8 千円～6 万 7 千円程度の逸失であり、女性では 1 万 5 千円～4 万 2 千円程度の逸失であることがわかった。

キーワード：サービス残業時間、パネルデータ

JEL classification:J21,J22

[1]本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「働き方改革と健康経営に関する研究」の成果の一部である。本稿の分析では、RIETI で実施した『人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査』の個票データを用いている。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『消費生活に関するパネル調査』、『日本家計パネル調査』と『慶應義塾家計パネル調査』の個票データの提供を受けた。本稿の作成にあたって、矢野誠所長、森川正之副所長、鶴光太郎氏、山本勲氏、黒田祥子氏をはじめとする方々から数多くの有益なコメントを頂戴した。コメントを下さった各氏に深く感謝申し上げたい。

1　問題意識

現在、ワークライフバランスや労働者の健康を阻害する要因として長時間労働に注目が集まっている。中でもメンタルヘルスを悪化させる賃金不払残業(以下、サービス残業)(山本・黒田 2014)が問題視されている。サービス残業の削減は、労働者の健康や労務管理の面で重要ではあるものの、その実態の把握は難しい。実態把握が難しい最大の理由は、公的統計でサービス残業を直接捉えた調査がないためだ。複数の公的統計を用いてサービス残業時間を推定する試みも行われてきたが(玄田 1993; 神林 2010)、算出上のいくつかの課題が残っている。また、日本労働組合総連合会等が独自に調査を行っているものの、一時点のクロスセクションデータであることが多く、時点を通じたダイナミックな変化を検証したものはまだない。さらに、サービス残業の実態を調査した学術的な研究は 2010 年前後のものが多く、近年の変化を検証したものは少ない。

以上から明らかなとおり、サービス残業の実態把握にはいくつかの課題が残っている。しかし、実際のサービス残業時間はどの程度であり、どのような要因から影響を受けるのかといった点を明らかにすることは、我が国の今後の労働市場の在り方を考えるうえで重要な情報である。そこで、本研究ではサービス残業時間を直接的に調査した 4 つのパネルデータ(『消費生活に関するパネル調査(以下、JPSC)』、『慶應義塾家計パネル調査(以下、KHPS)』、『日本家計パネル調査(以下、JHPS)』、『人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査(以下、SCE)』)を用い、サービス残業の実態とそれに影響を及ぼす要因を検証する。

具体的には次の 3 つの疑問を解明する。1 つ目は、公的統計から算出したサービス残業時間と各パネルデータのサービス残業時間に乖離は存在するのかといった点だ。2 つ目は、誰のサービス残業時間が多いのかといった点だ。そして、3 つ目は、サービス残業によってどの程度の賃金を受け取っていないことになるのかといった点である。結論を先取りすると、1 つ目の分析の結果、4 つのパネルデータの値は、『労働力調査』(総務省統計局)と『毎月勤労統計調査』(厚生労働省)の差分と『労働力調査』(総務省統計局)と『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)の差分の間に収まることがわかった。2 つ目の分析の結果、景気後退期にサービス残業時間が増加し、賃金支払い残業時間が減少していることがわかった。また、突発的な業務、高いノルマや目標、重い責任や権限、そして、周りの人が残っていると退社しにくい職場環境がサービス残業を増加させることもわかった。3 つ目の分析の結果、男性では 1 か月間で 2 万 8 千円～6 万 7 千円程度の逸失であり、女性では 1 万 5 千円～4 万 2 千円程度の逸失であることがわかった。

先行研究と比較した際の本稿の特徴は、2 つある。1 つ目は、パネルデータを用いることでサービス残業の経年変化を分析できる点だ。これまでサービス残業を検証した学術的な研究はあるものの(玄田 1993; 三谷 1997; 高橋 2005; 神林 2010; 大木・田口 2010; 小倉 2013)、そのほとんどがクロスセクションデータを使用しているため、同一個人におけるサ

ービス残業の経年変化を分析できなかった。これまでの研究では、ある年にサービス残業が多かった労働者が次年もサービス残業が多いのかといった疑問や逆にサービス残業が少なかった労働者は次年もサービス残業が少ないのかといった疑問に答えることができなかった。また、計量分析する際に観察できない個人効果を考慮できないといった課題も残っている。本稿ではこれらの点に対応したうえで分析を行う。

2 つ目の特徴は、4 つのパネルデータを使用することで分析結果の頑健性を検証できる点である。サービス残業時間はタイムカード等に記載されているわけではなく、労働者の自己申告に基づくため、記憶違い等によって測定誤差が発生する恐れがある。このため、1 つのデータのみの分析では、その推計結果の信頼性に疑問が生じる可能性がある。これに対処するためにも、本稿では 4 つのパネルデータを用いていく。4 つのパネルデータで同様の傾向が確認できれば、その分析結果は頑健であり、信頼できるものだと考えられる。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第 3 節では使用データについて説明し、第 4 節では分析内容について述べる。第 5 節では推計結果について述べ、最後の第 6 節では本稿の結論と今後の研究課題を説明する。

2　先行研究

サービス残業に関して、これまで国内外でさまざまな分析が行われてきたが、その内容を整理すると次の 4 つのトピックに集約できる。1 つ目は、サービス残業がそもそも存在するのか、もし存在するのであればその長さはどの程度なのか、といった内容である。代表的な研究に玄田(1993)と神林(2010)がある。玄田(1993)は世帯調査である『労働力調査(以下、労調)』と事業所調査である『賃金構造基本統計調査(以下、賃構)』の労働時間の違いに着目している。世帯調査である『労調』では、労働者が働いたと考える時間が申告されるが、事業所調査である『賃構』では、給与支払いの対象となった時間が申告される。このため、両社の差が賃金の支払われないサービス残業を示すと考えらえる。玄田(1993)は 1987 年の『労調』と『賃構』の差のみならず、同じく世帯調査である『就業構造基本調査(以下、就調)』(総務省統計局)と『賃構』の差からサービス残業時間を算出しており、前者では 1 か月あたりのサービス残業時間が 13.7 時間となり、後者では 6.7 時間となることを明らかにしている。神林(2010)は『労調』と事業所調査である『毎月勤労統計調査(以下、毎勤)』の差からサービス残業時間を算出している [2]。神林(2010)の特徴は月次のデータを使用することで月による祝日や休日の影響を注意深く検討している点にある。神林(2010)の分析の結果、祝日の多い 1 月だと休日・祝日の少ない 6 月よりも 2 つの統計の差が大きくなるため、休日・祝日の調整が重要であると指摘している。また、『労調』と『毎勤』の差は 1970 年代以降安定していたが、2000 年代に若干増加したことを明らかにしている。さらに、『毎勤』

[2] 神林(2010)では『労調』と『毎勤』の差をサービス残業または事業所調査での過少申告と呼んでおり、必ずしも『労調』と『毎勤』の差のすべてがサービス残業であるとは判断してない。

の所定外労働時間と『労調』と『毎勤』の差を比較すると、後者の方が前者よりも大きい傾向にあることを指摘している。これはサービス残業時間が賃金の支払われる残業時間よりも大きい可能性があることを示唆する。

2つ目のトピックは、どの産業・職種においてサービス残業時間が多いのかといった点である。この点については連合総合生活開発研究所(2002)、日本労働組合総連合会(2003)、労働政策研究・研修機構(2005)で調査されており、サービス残業時間は金融・保険・不動産業や卸売・小売業、飲食で多いことがわかっている。また、職種では職場外での活動が多い営業職や販売職でサービス残業が多いことがわかっている。

3つ目のトピックは、どのような職場環境でサービス残業が発生しやすいのかといった点である。この点については大木・田口(2010)で検証されており、労働者による残業時間の報告体制が未整備である場合や管理職による部下の労働時間の把握が不十分である場合にサービス残業が発生しやすいことがわかっている。また、残業手当の支払い額に制限がある場合にもサービス残業が発生しやすいと指摘されている。

4つ目のトピックは、なぜサービス残業が発生するのかといった点である。サービス残業の発生原因については、業務量が多く、所定労働時間内に終わらないといった理由や仕事の性格上、所定労働時間内に対応できないといった理由が指摘されることが多い(連合総合生活開発研究所 2002; 日本労働組合総連合会 2003; 労働政策研究・研修機構 2005)。これらは主に労働需要側の要因であるが、いくつかの研究では労働供給側の要因に着目している。代表的な研究に Pannenberg(2005)や三谷(1997)、高橋(2005)がある。Pannenberg(2005)はサービス残業を人的資本投資と捉えており、サービス残業によって人的資本が蓄積された結果、昇給や昇進といった形で報酬が後で支払われるといった仮説を提示している。Pannenberg(2005)は German Socio-Economic Panel を用いて実証分析を行っており、確かに賃金が上昇すること確認している。三谷(1997)と高橋(2005)は労働者が自発的にサービス残業を行っている可能性を検証している。企業が労働者の労働時間ではなく、その業績によって報酬を決定する場合、労働者はサービス残業を行ってでも成果を上げようとする。このサービス残業の報酬は、将来の昇給や昇進といった形で支払われれば、労働者の働くインセンティブも確保できることになる。この仮説について、三谷(1997)は業績評価に基づく職場ほどサービス残業が生じやすいことを確認し、高橋(2005)はサービス残業を行う労働者ほど高い所得を得ていることを確認している。

以上、簡単にサービス残業に関する研究を概観したが、国内の研究はそのほとんどがクロスセクションデータを使用しており、時点を通じたダイナミックなサービス残業の変化を検証していない。そこで、本稿では4つのパネルデータを用い、サービス残業の実態とそれに影響を及ぼす要因を検証する。

3　データ

本稿では JPSC、KHPS、JHPS、SCE の 4 つのパネルデータを使用する。以下で各データの詳細について説明する。なお、各調査の概要については表 1 に整理してある。

表 1　各パネルデータの概要

	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
データ期間	・1993-2014年	・2004-2018年	・2009-2018年	・2011-2017年
調査対象	・初回調査で24歳～34歳の女性1500名とその配偶者	・初回調査で満20歳～69歳の男女4005名	・初回調査で20歳以上の男女4022名	・初回調査で企業719社、その従業員4,439人を調査
調査方法	・留置調査法	・留置調査法	・留置調査法または面接調査 ・WEBでも回答可能 ・2014年からは留置調査法のみ	・調査対象企業・個人に質問票を送付
サービス残業の質問	・直接サービス残業時間を質問 ・回答はカテゴリー変数	・総残業時間から賃金支払い残業時間を引くことで算出		・個人に直接サービス残業時間を質問 ・回答は連続変数
データのメリット	・調査期間が最も長く、長期的な変動を分析可能	・既婚・未婚の両方の男性を分析可能		・職場特性や上司の状況を分析可能 ・既婚・未婚の両方の男性を分析可能
データのデメリット	・男性は既婚者のみしか分析できない	・必ずしも直接サービス残業時間を質問しているわけではない		・企業を介した調査のため、サービス残業が過少に申告される恐れがある

注：筆者作成。

3.1　JPSC

JPSC は 2017 年まで公益財団法人家計経済研究所によって実施されてきた日本を代表するパネル調査の 1 つである。なお、2018 年以降は慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが調査を実施している。JPSC は第 1 回目の 1993 年時点において 24 歳～34 歳の若年女性 1500 名を調査対象としており、毎年調査を実施している。調査方法は留置回収法である。本稿で利用できるのは第 22 回目調査の 2014 年までとなっている。以下では 1993 年から 2014 年までのデータを JPSC1993-JPSC2014 と呼ぶ。なお、JPSC1997、JPSC2003、JPSC2008 及び JPSC2013 で新規調査サンプルが追加されている。JPSC では、調査対象者の就学・就業、世帯構成、資産、住居、健康など幅広いトピックをカバーしている。

JPSC ではサービス残業に関して 1994 年の第 2 回目から調査を行っている。「給与の支払われていない、いわゆるサービス残業は週にどのくらいですか。」といった質問に対して、1994 年から 2002 年までは「0 時間」、「1-3 時間」、「4-5 時間」、「6-10 時間」、「11-15 時間」、「16-20 時間」、「21 時間以上」といった選択肢の中から回答を選ぶ方法をとっている。2003 年以降になると回答の選択肢に「残業というものはない」といった選択肢が追加されている。

分析ではサービス残業時間の各カテゴリーの値を中央値に変換し、連続変数として使用する。なお、2003 年以降に「残業というものはない」と回答した場合、残業代が支払われない管理職や労働時間制度で働いていると考えられるため、分析対象から除外した。

JPSC を利用するうえでの最大のメリットは、調査期間が長く、長期的な変動を分析可能となる点だ。これに対して JPSC のデメリットは、男性については既婚者のみしか調査していないため、必ずしも全男性のサービス残業の状況を示すわけではないといった点だ。既婚者ほど相対的に年齢が高く、労働時間も長い可能性があるため、未婚者を含めたすべての男性よりも過大にサービス残業時間が計測されている可能性がある。この点については分析結果を解釈する際に注意が必要である。

3.2 KHPS

KHPS は慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによって実施されており、第 1 回目の 2004 年 1 月 31 日時点において満 20 歳〜69 歳の男女 4005 名を調査対象としている。調査方法は留置回収法である。現時点では 2018 年調査が最新年度となっており、本稿でも 2018 年までのデータを利用する。以下では 2004 年から 2018 年までのデータを KHPS2004-KHPS2018 と呼ぶ。なお、KHPS2007 及び KHPS2012 では新たにサンプルが追加され、調査の対象となっている。また、KHPS では対象者が有配偶である場合、その配偶者に対しても同一の質問項目が用意されている。

KHPS ではサービス残業に関して 2005 年の第 2 回目から調査を行っている。KHPS におけるサービス残業時間は、1 週間における総残業時間から残業割増手当分の残業時間を引くことで算出している。この際、総残業時間は自営業や裁量労働制の適用などで残業時間があてはまらない場合、空欄となっている。このため、管理職や裁量労働制で残業時間が当てはまらない場合、サービス残業時間が算出されないようになっている。

KHPS を利用するうえでのメリットは、JPSC と違い、既婚・未婚の両方の男性を分析できる点にある。これに対して KHPS のデメリットは、必ずしも直接サービス残業時間を調査しているわけではないという点にある。

3.3 JHPS

JHPS は慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによって実施されており、第 1 回目の 2009 年 1 月 31 日時点において満 20 歳以上の男女 4022 名を調査対象としている。現時点では 2018 年調査が最新年度となっており、本稿でも 2018 年までのデータを利用する。以下では 2009 年から 2018 年までのデータを JHPS2009- JHPS 2018 と呼ぶ。調査方法は 2009 年から 2013 年まで留置回収法または面接調査である。なお、インターネットにおいても回答可能となっている。また、JHPS は 2014 年から KHPS と調査方法を統一しており、

2014 年から 2018 年までは留置回収法で調査を実施している。JHPS では対象者が有配偶である場合、その配偶者に対しても同一の質問項目が用意されている。

JHPS ではサービス残業に関して 2009 年の第 1 回目から調査を行っている。JHPS におけるサービス残業時間は、KHPS と同じく 1 週間における総残業時間から残業割増手当分の残業時間を引くことで算出している。この際、総残業時間は自営業や裁量労働制の適用などで残業時間があてはまらない場合、空欄となっている。このため、管理職や裁量労働制で残業時間が当てはまらない場合、サービス残業時間が算出されないようになっている。

JHPS を利用するうえでのメリットは、JPSC と違い、既婚・未婚の両方の男性を分析できる点にある。これに対して JHPS のデメリットは、必ずしも直接サービス残業時間を調査しているわけではないという点にある。

3.4 SCE

SCE は経済産業研究所において 2011 年から収集されているパネル調査である。このデータは、企業とその従業員の両方に調査を行う Employer-Employee Matched Panel Data であり、今回の分析では従業員データを使用する。なお、従業員調査では、いずれも民間企業で働く正社員を調査対象としている。調査は毎年度の 1〜3 月に実施しており、初年度の 2011 年度では 717 社、4,406 人を調査している。2 年目(2012 年度)は継続調査対象企業・従業員と新規追加企業・従業員を含めた 623 社、1,295 人を調査し、3 年目(2013 年度)は継続調査対象企業・従業員と新規追加企業を含めた 1,653 社、771 人を調査している。4 年目(2014 年度)では継続調査対象企業・従業員と新規追加企業を含めた 1,248 社、5,657 人を調査している。5 年目(2015 年度)では継続調査対象企業・従業員とフォローアップ企業・従業員を含めた 911 社、1,688 人を調査し、6 年目(2016 年度)では継続調査対象企業・従業員とフォローアップ企業・従業員を含めた 985 社、1,388 人を調査している。7 年目(2017 年度)では継続調査対象企業・従業員とフォローアップ企業・従業員を含めた 884 社、1,223 人を調査した。今回の分析では 2011 年度から 2017 年度までのすべてのデータを使用する。

SCE ではサービス残業に関して 2011 年度の第 1 回目から調査を行っている。SCE におけるサービス残業時間は、1 週間における平均サービス残業時間を直接調査している。回答結果は連続変数となる。

SCE を利用するうえでのメリットは、他のパネルデータと違い、職場環境や上司の状況に関する変数を使用できる点にある。SCE の従業員調査では仕事の自由度や量、突発的な業務の有無等の職場環境や上司の状況(部下とのコミュニケーションの程度等)といったユニークな調査項目があり、これらの要因とサービス残業の関係を検証できる。これに対して SCE のデメリットは、調査対象企業の中から従業員を選び調査対象としているため、サービス残業時間を実態よりも過少に申告する可能性がある点である。実際にこの傾向が見られるかどうかは、他のパネルデータの値と比較することで確認する。

3.5　各パネルデータの分析対象

今回使用する 4 つのパネルデータでは、分析対象を 59 歳以下の民間企業の非管理職で働く正規雇用の男女に統一する。非管理職に限定することによって、労働基準法 41 条 2 号の管理監督者以外を分析対象とする。ただし、黒田・山本(2014)で指摘されるように、個々の企業によって管理監督者の範囲が異なるため、今回の処置でも管理監督者以外にサンプルを限定できていない可能性もある点に注意が必要となる。また、民間企業の雇用者に限定したのは、官公庁で働く公務員が労働基準法の適用範囲外となり、民間企業の雇用者のサービス残業の概念が当てはまらないためである。なお、SCE に関しては、初回調査から適用される労働時間制度についても調査している。この質問の回答の選択肢は「フルタイムの通常勤務」、「フレックスタイム勤務」、「裁量労働制（企画・専門型）」、「在宅勤務（部分的なものを含む）」、「短時間勤務」、「事業場外みなし労働時間制」となっており、今回の分析ではこの中で「フルタイムの通常勤務」を選択した場合を分析対象とする。

4　分析内容

4.1　　サービス残業時間の乖離に関する分析

本稿では次の 3 点を検証する。1 つ目は、公的統計から算出したサービス残業時間と各パネルデータのサービス残業時間に乖離が存在するのかといった点を検証する。玄田(1993)や神林(2010)で分析されているように、公的統計からサービス残業時間を算出する場合、世帯調査と事業所調査の労働時間の差をサービス残業として捉える方法が使用されてきた。しかし、この方法には 3 つの課題がある。1 つ目は、そもそも異なる個人の労働時間を使用しているという点だ。『労調』や『毎勤』の調査対象者は同一人物であるという保証はないため、それらの労働時間の差分を使用することによって、測定誤差が生じる恐れがある。2 つ目の課題は、残業代の支払い基準が異なる管理監督者もデータに含まれているという点だ。労働基準法 41 条 2 号の管理監督者に該当する場合、労働時間、休憩、休日に関する労働基準法上の規定の適用を受けなくなる。このため、これら管理監督者を含めてしまうとサービス残業時間を適切に計測できない恐れがある。3 点目は、神林(2010)でも指摘されるように、『労調』では月末 1 週間の労働時間を調査しており、繁忙期に当たる可能性もあるため、労働時間がやや過大に計測される恐れがある。これらの課題のため、公的統計から算出したサービス残業時間に測定誤差が生じている可能性は高い。そこで実際にどの程度の測定誤差が生じているのかを確認するために、サービス残業時間を直接調査した 4 つのパネルデータの値と比較し、値の乖離の程度を検証する。

分析では『労調』と『毎勤』の労働時間の差分と『労調』と『賃構』の労働時間の差分を

公表統計のサービス残業時間として使用する。『労調』、『毎勤』、『賃構』の各労働時間の値は高橋(2005)に従い、以下のとおりに計算する。まず、『労調』については、正規雇用労働者のみを分析対象とするため、週間就業時間別データのうち、35 時間以上働く場合のみを使用する。35 時間以上働く労働者の各労働時間階級の中央値に雇用者数を掛け、その合計値を 35 時間以上働く雇用者の総数で割った。得られた結果を 4 倍し、月間労働時間とする[3]。なお、週労働時間が 60 時間以上の場合、中央値は 70 時間とする。『毎勤』については、5 人以上の事業所の一般労働者の総実労働時間(所定内労働時間数＋所定外労働時間数)を使用する。『賃構』については、一般労働者の所定内実労働時間と超過実労働時間の和を使用した。今回の分析では男女計、男性、女性の 3 種類を算出する。『毎勤』では一般労働者の男女別の労働時間の値が使用できないため、男女別の比較では『労調』と『賃構』の労働時間の差分を使用する。

4 つのパネルデータについては、各年の平均月間サービス残業時間を使用する。平均月間サービス残業時間は男女計、男性、女性の 3 種類を算出するが、JPSC の場合、男性は既婚男性の値を使用している点に注意が必要となる。

なお、公的統計とパネルデータを比較する際、次の 2 点に注意する必要がある。1 点目は、『毎勤』の調査不備への対処である。『毎勤』では調査方法に関する問題が明らかにとなっており、2019 年 2 月に修正値が公表されている。本分析ではこの修正値を使用した。2 点目の注意点は、データの代表性である。公的統計はサンプルサイズが大きく、より労働市場の実態を反映していると考えられる。これに対してパネルデータはサンプルサイズが相対的に小さく、代表性という点でやや劣る。この点を注意したうえで結果を解釈することが重要となる。

4.2　サービス残業時間の決定要因に関する分析

2 つ目の分析では、誰のサービス残業時間が多いのかといった点を検証する。これまでのサービス残業時間の決定要因に関する分析ではそのほとんどがクロスセクションデータを使用しているため、観察できない個人間の異質性を考慮できていなかった。そこで、本稿では 4 つのパネルデータを用い、観察できない個人間の異質性を考慮したうえでサービス残業時間の決定要因を分析する。

この中でも特に注目するのは、景気と職場環境がサービス残業に及ぼす影響である。樋口(1996)、山本(2013)が指摘するように、残業時間は好況時に企業活動の活発化を受けて増加し、不況時には逆に減少する傾向がある。これに対して、サービス残業と景気の関係を検証した分析はまだない。はたしてサービス残業時間も好景気時に増加し、不景気時に減少するのだろうか。可能性の 1 つとして、不況期にサービス残業が増加することが考えられる。背

[3]『毎勤』と『賃構』が月間労働時間となっているため、『労調』でも月間労働時間を算出する。

景には不況期に人件費を削減する必要性が高まり、残業代が制限されるため、サービス残業せざるを得なくなるといったことが考えられる。近年、正規雇用者数が減少し、1 人当たりの業務量が拡大している可能性もあり、不況時に残業代を制限されても働かなければならず、これがサービス残業になっている可能性がある。本稿では景気の代理指標として失業率を使用し、サービス残業時間との関係を検証する。具体的な推計式は以下のとおりである。

$$
\begin{aligned}
y_{it}^{*} &= \alpha u_{it} + \beta x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \\
y_{it} &= y_{it}^{*} \quad if \quad y_{it}^{*} > 0 \\
y_{it} &= 0 \quad if \quad y_{it}^{*} \leq 0
\end{aligned}
\tag{1}
$$

y_{it}は月間サービス残業時間を示す。いずれのデータにおいても、月間サービス残業時間が 0 時間となる割合が 4 割を超えるため、Random Effect (RE) Tobit モデルを使用する。

u_{it}は景気の代理指標である失業率を示す。推計の結果、景気の悪化に伴ってサービス残業時間が増加する場合、αが正の値を示すと予想される。これに対して、景気の悪化に伴ってサービス残業時間が減少する場合、αが負の値を示すと予想される。どちらの値を示すのかといった点に注目する。

x_{it}は個人属性を示しており、JPSC、KHPS、JHPS では学歴、年齢、勤続年数、勤労所得(万円)、業種、職種、企業規模を使用する。SCE では学歴、年齢、勤続年数、勤労所得(万円)、職種を使用した。μ_iは観察できない個人効果を示し、ε_{it}は誤差項である。なお、本分析では賃金が支払われる残業時間と景気が樋口(1996)、山本(2013)で指摘されるような関係になっているのかを確認する分析も併せて行う。

本稿では上記の分析の加えて、職場環境がサービス残業に及ぼす影響についても検証する。これまでの研究では業種、職種、企業規模といった要因とサービス残業の関係については分析されてきたが、さまざまな職場環境や上司の状況がサービス残業に及ぼす影響については十分に検討されてこなかった。背景には職場環境や上司の状況を調査したデータが存在しなかったことがあると考えられるが、SCE ではこれらの点に関する豊富な質問項目が存在する。そこで、本稿では SCE のデータを使用し、職場環境や上司の状況とサービス残業の関係を検証する。推計式は以下のとおりである。

$$
\begin{aligned}
y_{it}^{*} &= \alpha s_{it} + \beta x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \\
y_{it} &= y_{it}^{*} \quad if \quad y_{it}^{*} > 0 \\
y_{it} &= 0 \quad if \quad y_{it}^{*} \leq 0
\end{aligned}
\tag{2}
$$

y_{it}は月間サービス残業時間を示す。(2)式の分析では SCE のみを使用するが、月間サービス残業時間が 0 時間となる割合が多いことを考慮し、ここでも Random Effect (RE) Tobit モデルを使用する。

s_{it}は職場環境及び上司の状況を示すダミー変数である。これらの変数は 2015 年度、2016 年度、2017 年度でしか使用できないため、分析期間を 2015 年度から 2017 年度に限定する。s_{it}の職場環境については、「担当業務の内容は明確」、「仕事の手順を自分で決められる」、「仕事の量を自分で決められる」、「他と連携してチームとして行う」、「突発的な業務が生じることが頻繁」、「残業や休日出勤に応じる人が高く評価される」、「達成すべきノルマ・目標が高い」、「成果に応じて評価が大きく変化」、「仕事の責任・権限が重い」、「周りの人が残っていると退社しにくい」、「残業や休日出勤が続くと、遅出は許される」、「職場の同僚間のコミュニケーションは良好」、そして「同僚同士で仕事のノウハウを教えあう風土あり」に関するダミー変数を用いており、いずれの変数でも当てはまる場合に 1 となる。また、s_{it}の上司の状況については、「上司は、評価結果を納得がいくようにフィードバックする」、「上司と部下のコミュニケーションはよくとれている」、「上司は、部門のメンバー内での情報を共有するように工夫」、そして「上司自身がメリハリをつけた仕事の仕方をする」に関するダミー変数を用いており、いずれの変数でも当てはまる場合に 1 となる。分析では各ダミー変数がサービス残業時間に及ぼす影響を検証する。

x_{it}は個人属性を示しており、学歴、年齢、勤続年数、勤労所得(万円)、職種、年次ダミーを使用した。μ_iは観察できない個人効果を示し、ε_{it}は誤差項である。

以上の各分析使用する変数の基本統計量は、以下の表 2 から表 5 に掲載してある。

表 2　JPSC の基本統計量(平均値)

データ：JPSC		既婚男性 (1)	女性 (2)
月間サービス残業時間		23.08	9.06
月間賃金支払残業時間		19.12	11.20
学歴ダミー	非大卒	0.66	0.76
	大卒以上	0.34	0.24
年齢		37.66	33.20
勤続年数		12.21	9.40
勤労収入		512.55	315.74
業種ダミー	農業・漁業・水産業・鉱業	0.01	0.01
	建設業	0.15	0.06
	製造業	0.32	0.18
	卸売・小売業	0.15	0.15
	金融・保険業・不動産業	0.06	0.12
	運輸・通信業	0.11	0.04
	電気・ガス・水道・熱供給業	0.03	0.00
	サービス業	0.18	0.43
職種ダミー	専門職・技術職	0.20	0.20
	教 員	0.00	0.04
	事務職	0.27	0.51
	技能・作業職	0.40	0.08
	販売サービス職	0.12	0.17
企業規模ダミー	99人以下	0.42	0.42
	100-499人	0.24	0.26
	500人以上	0.34	0.33
失業率		4.29	4.27
	サンプルサイズ	14,591	8,495

注：JPSC1994-JPSC2014 を使用して筆者算出。

表 3　KHPS の基本統計量(平均値)

データ：KHPS		男女計 (1)	男性 (2)	女性 (3)
月間サービス残業時間		12.93	14.90	7.64
月間賃金支払残業時間		10.98	12.82	6.05
男性ダミー		0.73		
学歴ダミー	非大卒	0.66	0.62	0.76
	大卒以上	0.34	0.38	0.24
年齢		41.73	42.42	39.89
勤続年数		13.08	14.05	10.47
勤労収入		499.95	558.01	344.40
業種ダミー	農業・漁業・林業・水産業・鉱業	0.01	0.01	0.01
	建設業	0.11	0.13	0.04
	製造業	0.25	0.31	0.08
	卸売・小売業	0.11	0.11	0.12
	飲食業、宿泊業	0.01	0.02	0.01
	金融・保険業・不動産業	0.06	0.04	0.11
	運輸	0.08	0.10	0.02
	情報サービス・調査業	0.06	0.08	0.01
	電気・ガス・水道・熱供給業	0.01	0.01	0.00
	医療・福祉	0.13	0.06	0.30
	教育・学習支援業	0.04	0.03	0.07
	その他のサービス業	0.11	0.10	0.11
職種ダミー	販売従事者	0.12	0.13	0.09
	サービス職従事者	0.07	0.06	0.10
	事務職	0.21	0.13	0.40
	運輸・通信従事者	0.07	0.09	0.01
	製造・建築・保守・運搬	0.25	0.31	0.08
	専門的・技術的職業従事者	0.05	0.06	0.01
	保安職業従事者・他	0.23	0.21	0.30
企業規模ダミー	99人以下	0.40	0.36	0.50
	100-500人	0.26	0.27	0.22
	500人以上	0.34	0.37	0.27
失業率		4.05	4.06	4.05
	サンプルサイズ	7,446	5,422	2,024

注：KHPS2005-KHPS2017 を使用して筆者算出。

表 4　JHPS の基本統計量(平均値)

データ：JHPS		男女計 (1)	男性 (2)	女性 (3)
月間サービス残業時間		15.31	17.48	9.11
月間賃金支払残業時間		10.96	12.15	7.58
男性ダミー		0.74		
学歴ダミー	非大卒	0.60	0.57	0.68
	大卒以上	0.40	0.43	0.32
年齢		40.33	41.09	38.17
勤続年数		12.42	13.30	9.90
勤労収入		476.96	520.01	354.34
業種ダミー	農業・漁業・林業・水産業・鉱業	0.00	0.00	0.00
	建設業	0.09	0.11	0.03
	製造業	0.24	0.31	0.05
	卸売・小売業	0.12	0.12	0.13
	飲食業、宿泊業	0.02	0.02	0.03
	金融・保険業・不動産業	0.06	0.04	0.13
	運輸	0.08	0.11	0.02
	情報サービス・調査業	0.08	0.08	0.06
	電気・ガス・水道・熱供給業	0.01	0.02	0.00
	医療・福祉	0.13	0.07	0.32
	教育・学習支援業	0.04	0.04	0.06
	その他のサービス業	0.09	0.09	0.09
職種ダミー	販売従事者	0.13	0.14	0.09
	サービス職従事者	0.08	0.06	0.11
	事務職	0.20	0.13	0.40
	運輸・通信従事者	0.07	0.09	0.00
	製造・建築・保守・運搬	0.24	0.31	0.05
	専門的・技術的職業従事者	0.28	0.26	0.33
	保安職業従事者・他	0.01	0.01	0.00
企業規模ダミー	99人以下	0.42	0.41	0.43
	100-500人	0.23	0.21	0.28
	500人以上	0.35	0.37	0.29
失業率		4.18	4.18	4.18
	サンプルサイズ	4,414	3,267	1,147

注：JHPS2009-JHPS2017 を使用して筆者算出。

表 5　SCE の基本統計量(平均値)

データ：SCE		景気変動に関する分析			職場環境に関する分析		
		男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
月間サービス残業時間		8.94	11.81	4.56	11.25	13.65	6.12
月間賃金支払残業時間		11.46	13.23	8.74			
男性ダミー		0.61			0.68		
学歴ダミー	非大卒	0.50	0.39	0.67	0.49	0.40	0.69
学歴ダミー	大卒	0.50	0.61	0.33	0.51	0.60	0.31
年齢		39.33	40.02	38.28	41.97	42.12	41.66
勤続年数		11.85	11.99	11.63	14.17	14.11	14.30
職種ダミー	専門・技術的な仕事	0.23	0.31	0.11	0.28	0.34	0.15
	事務職	0.58	0.41	0.83	0.51	0.37	0.80
	販売の仕事	0.03	0.05	0.02	0.04	0.05	0.02
	営業の仕事	0.14	0.22	0.02	0.15	0.21	0.02
	サービスの仕事	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02
勤労収入(万円)		431.47	489.97	341.86	476.15	521.78	378.51
失業率		3.88	3.87	3.90			
職場環境	担当業務の内容は明確				0.77	0.76	0.78
	仕事の手順を自分で決められる				0.88	0.90	0.85
	仕事の量を自分で決められる				0.39	0.42	0.33
	他と連携してチームとして行う				0.58	0.58	0.57
	突発的な業務が生じることが頻繁				0.74	0.79	0.64
	残業や休日出勤に応じる人が高く評価される				0.24	0.24	0.25
	達成すべきノルマ・目標が高い				0.37	0.41	0.27
	成果に応じて評価が大きく変化				0.36	0.38	0.32
	仕事の責任・権限が重い				0.51	0.56	0.42
	周りの人が残っていると退社しにくい				0.27	0.30	0.22
	残業や休日出勤が続くと、遅出は許される				0.12	0.12	0.12
	職場の同僚間のコミュニケーションは良好				0.55	0.56	0.54
	同僚同士で仕事のノウハウを教えあう風土あり				0.49	0.51	0.45
	上司は、評価結果を納得がいくようにフィードバックする				0.34	0.35	0.32
	上司と部下のコミュニケーションはよくとれている				0.46	0.48	0.43
	上司は、部門のメンバー内での情報を共有するように工夫				0.43	0.47	0.35
	上司自身がメリハリをつけた仕事の仕方をする				0.40	0.42	0.36
	サンプルサイズ	9,228	5,583	3,645	1,755	1,196	559

注：景気変動に関する分析では 2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。職場環境に関する分析では 2015 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

4.3　サービス残業による逸失賃金

3 つ目の分析は、サービス残業によってどの程度の賃金を受け取っていないことになるのかといった点を検証する。サービス残業時間がもし適切に処理されていた場合、その分の割増手当を加えた賃金が発生することになる。この金額がどの程度になるのかは、これまで検証されてこなかった。しかし、この点は労働者にとって重要な関心事となる。そこで、さまざまな個人属性をコントロールした推定時間当たり賃金率と推定サービス残業時間を算出し、サービス残業による逸失賃金を計算する。算出式は以下のとおりである。

サービス残業による逸失賃金=推定時間当たり賃金率×推定月間サービス残業時間×1.25　(3)

推定時間当たり賃金率であるが、算出には Pooled OLS を使用する。被説明変数は時間当たり賃金率(円)である。JPSC、KHPS、JHPS では説明変数として性別ダミー、学歴ダミー、勤続年数とその 2 乗項、年齢とその 2 乗項、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、年次ダミーを使用する。SCE では説明変数として性別ダミー、学歴ダミー、勤続年数とその 2 乗項、年齢とその 2 乗項、職種ダミー、年次ダミーを使用した。Pooled OLS の推計結果を使用し、男性、女性、大卒男性、大卒女性の各場合の時間当たり賃金率を算出する。なお、推計値の算出の際、各説明変数には平均値を代入している。

推定月間サービス残業時間の算出については、推定時間当たり賃金率と同じく Pooled OLS を使用した。Tobit モデルではなく OLS を使用したのは、推計値を算出するうえで線形モデルの OLS の計算が簡便なためである。JPSC、KHPS、JHPS では説明変数として性別ダミー、学歴ダミー、勤続年数、年齢、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、年次ダミーを使用する。SCE では説明変数として性別ダミー、学歴ダミー、勤続年数、年齢、職種ダミー、年次ダミーを使用した。時間当たり賃金率の場合と同じく、Pooled OLS の推計結果を使用し、男性、女性、大卒男性、大卒女性の各場合の値を算出する。

(3)式では各推計値に 1.25 をかけているが、これは時間外労働における賃金の割増率を意味する。サービス残業は所定労働時間外で実施されると想定されるため、もし適切に処理されれば、労働基準法で定められる割増賃金が発生すると考えられる。今回の分析では深夜労働や休日労働ではない形で時間外労働を行っていると想定し、25%の割増賃金が発生するとして計算する。

5　分析結果

5.1　サービス残業時間に関する記述統計

本節では計量分析に移る前に、4 つのパネルデータのサービス残業時間の特徴を記述統計から確認する。表 6 は男女別の各労働時間の平均値を示している [4]。まず、月平均総労働時間を見ると、男性では 180〜200 時間程度となっており、やや SCE の値が低くなっていた。これに対して女性の場合、月平均総労働時間は 170 時間前後であった。

次に月平均賃金支払い残業時間を見ると、男性では JPSC で 19.08 時間とやや高くなっているが、その他のデータでは 12 時間前後となっている。女性でも JPSC の値がやや高く、それ以外のデータでは 6〜8 時間程度となっていた。

次に月平均サービス残業時間を見ると、男性ではデータ間の違いがやや大きく、JPSC で

[4] 表 6 の結果は各データの年齢構成の違いから影響を受けている恐れがある。そこで、分析対象を 30-39 歳、40-49 歳に限定した場合の集計も行ったが、表 6 の結果と大きな違いは見られなかった。これら 30-39 歳と 40-49 歳の詳細な集計結果は Appendix の表 A に掲載してある。

は 23.04 時間、KHPS では 14.91 時間、JHPS では 17.30 時間、そして、SCE では 11.37 時間となっていた。これらサービス残業時間が総労働時間に占める割合を見ると、最大でも JPSC の 11.25%であり、必ずしも大きいとは言えない。ただし、男性では SCE 以外でサービス残業時間が賃金支払い残業時間よりも大きいため、その存在は無視できないと言える。女性のサービス残業時間を見ると、JPSC で 9.12 時間、KHPS で 7.58 時間、JHPS で 8.82 時間、そして、SCE で 4.38 時間となっていた [5]。これらサービス残業時間が総労働時間に占める割合を見ると、2〜5%となっていた。この結果から、男性の方が女性よりもサービス残業時間の長さや総労働時間に占める割合が高く、相対的に男性においてサービス残業の及ぼす影響が大きいと言える。なお、表 1 で危惧されていたとおり、SCE のサービス残業時間は他のデータよりも低く、背景には企業を介した調査であるといった点が影響を及ぼしている可能性がある。

表 7 は月間サービス残業時間の分布比率を示している。男性の値を見ると、いずれのデータでも最も大きい比率を占めていたのは、0 時間であった。サービス残業時間が 0 時間となっているのは、JPSC で 38.32%、KHPS で 61.37%、JHPS で 57.12%、SCE で 62.32%となっていた。0 時間の次に比率が多かったのは、いずれのデータでも 40 時間以上となっていた。この結果から、男性ではサービス残業を実施状況がやや 2 極化しており、まったくサービス残業を行わないか、月に 40 時間以上行うかといった状況になっていると考えられる。次に女性の値を見ると、男性と同じく、いずれのデータでもサービス残業時間が 0 時間となっている比率が高かった。JPSC で 52.28%、KHPS で 68.45%、JHPS で 63.09%、SCE で 75.01%となっていた。0 時間の次に比率が多かったのは、1-9 時間であり、女性では男性のような 2 極化が発生していないと考えられる [6]。

[5] サービス残業時間が 0 時間よりも多い場合について、サービス残業時間の月間平均値を算出した結果、男性では JPSC で 37.35 時間、KHPS で 38.60 時間、JHPS で 40.34 時間、SCE で 30.14 時間となっていた。女性では JPSC で 19.11 時間、KHPS で 24.01 時間、JHPS で 23.90 時間、SCE で 17.46 時間となっていた。

[6] 表 7 の結果は各データの年齢構成の違いから影響を受けている恐れがある。そこで、分析対象を 30-39 歳、40-49 歳に限定した場合の集計も行った。この分析の結果、男女ともサービス残業時間が 0 時間となる比率が最も高く、男性では次いで 40 時間以上の比率が高かった。これら 30-39 歳と 40-49 歳の詳細な集計結果は Appendix の表 B に掲載してある。

表 6　各労働時間の平均値

男性	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
月平均総労働時間(時間)	204.76	191.82	192.76	183.89
月平均賃金支払い残業時間(時間)	19.08	12.84	11.96	12.62
月平均サービス残業時間(時間)	23.04	14.91	17.30	11.37
サービス残業時間が総労働時間に占める割合(%)	11.25	7.77	8.98	6.18

女性	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
月平均総労働時間(時間)	173.56	167.91	171.43	171.82
月平均賃金支払い残業時間(時間)	11.32	6.02	7.69	8.43
月平均サービス残業時間(時間)	9.12	7.58	8.82	4.38
サービス残業時間が総労働時間に占める割合(%)	5.25	4.51	5.15	2.55

注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

表 7　月間サービス残業時間の分布比率

(%)

男性	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
0時間	38.32	61.37	57.12	62.32
1-9時間	12.77	5.28	5.82	10.05
10-19時間	12.49	3.72	2.92	4.98
20-29時間	0.00	7.87	9.40	7.58
30-39時間	13.49	3.11	3.56	1.95
40時間以上	22.92	18.64	21.18	13.11
合計	100	100	100	100

(%)

女性	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
0時間	52.28	68.45	63.09	75.01
1-9時間	25.38	9.91	10.73	11.47
10-19時間	11.26	4.82	5.56	4.51
20-29時間	0.00	8.19	9.58	4.56
30-39時間	5.89	1.68	2.39	0.79
40時間以上	5.20	6.95	8.65	3.67
合計	100	100	100	100

注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

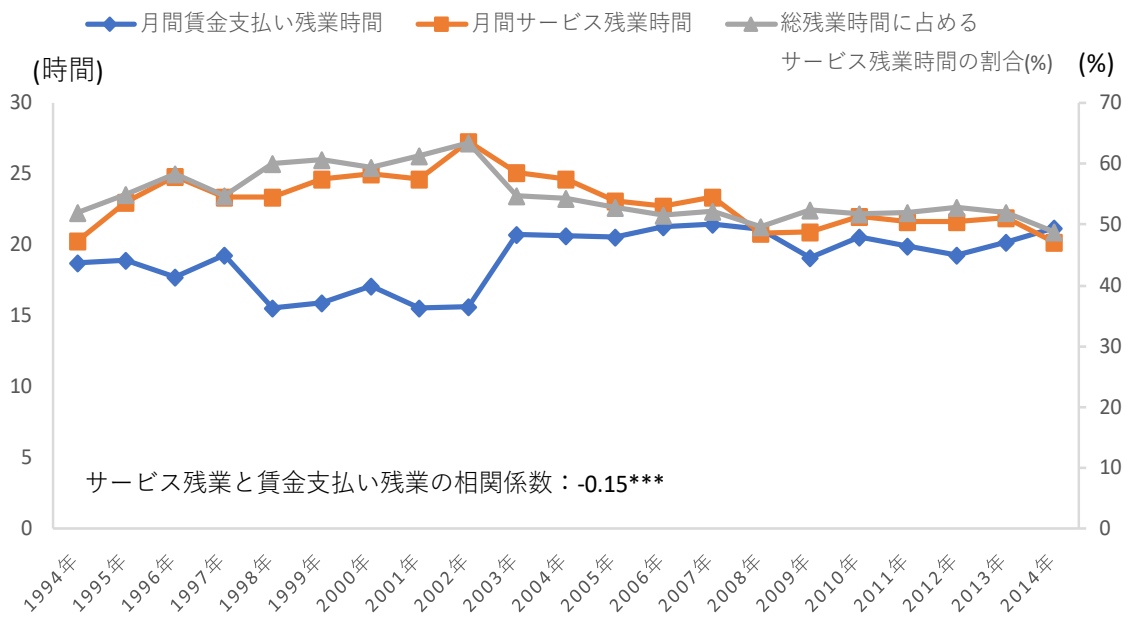
次の図 1 と図 2 は各パネルデータの月間サービス残業時間、月間賃金支払い残業時間、総残業時間に占めるサービス残業時間の比率、そして、月間サービス残業時間と月間賃金支払い残業時間の Pearson の積率相関係数を示している。図 1 の男性の値に注目すると、ほとんどのデータにおいて、サービス残業時間の方が賃金支払い残業時間よりもやや大きい傾向が見られた。このような傾向については、神林(2010)でも同様の指摘がなされている。また、総残業時間に占めるサービス残業時間の比率を見ると、全てのデータにおいて 50%前後となっており、サービス残業が労働者の所定外労働時間の中で無視できない存在となっていることを示している。さらに、月間サービス残業時間と月間賃金支払い残業時間の相関係数を見ると、すべてのデータにおいて負に有意であった。これは、男性ではサービス残業時間と賃金支払い残業時間が逆方向に動くことを示している。つまり、サービス残業時間が増加する場合、賃金支払い残業時間が減少することを意味している[7]。この結果は、仮に景気が悪化した際に賃金支払い残業時間が減少する場合、サービス残業時間が増加する可能性があることを示唆する。

次に図 2 の女性の値に注目すると、男性とは違い、サービス残業時間の方が賃金支払い残業時間よりも多いという傾向に必ずしもなっていない。JPSC と SCE では賃金支払い残業時間の方がやや大きく、KHPS と JHPS ではサービス残業時間の方が大きい時点が多い。また、総残業時間に占めるサービス残業時間の比率を見ると、30%～60%程度となっており、男性と比較してやや散らばりはあるものの、サービス残業が労働者の所定外労働時間の中で無視できない存在となっている。さらに、月間サービス残業時間と月間賃金支払い残業時間の相関係数を見ると、SCE 以外で負の値を示していたが、その絶対値は男性よりも小さかった。この結果から、女性でもサービス残業時間と賃金支払い残業時間が逆方向に動く可能性はあるものの、男性ほどその傾向は強くないと言える。

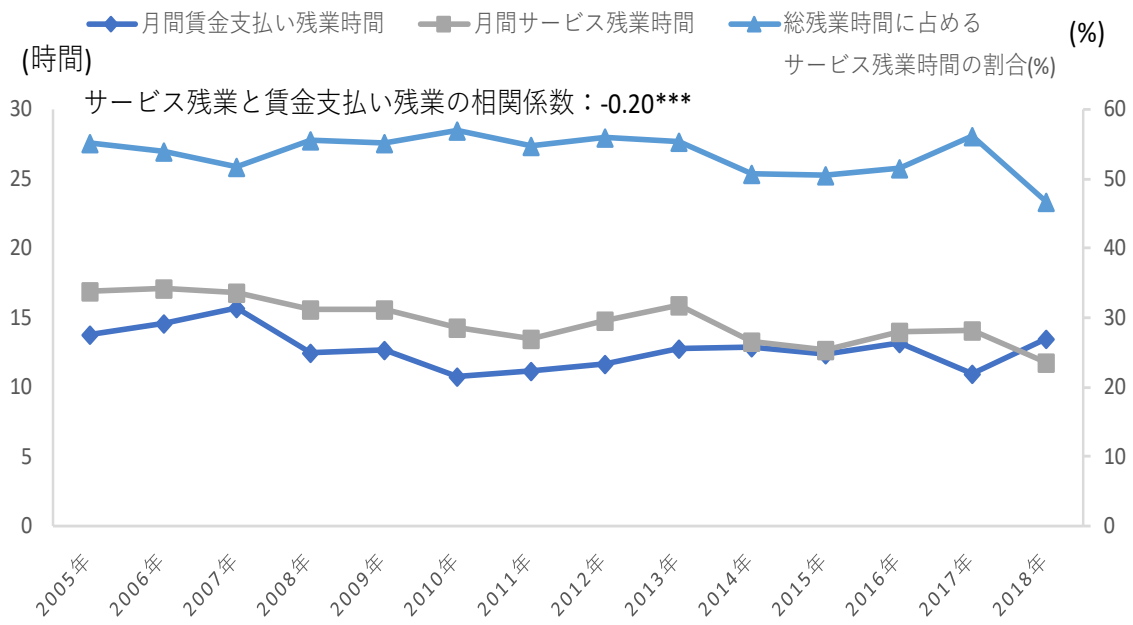
[7] サービス残業時間の有無によって、賃金支払い残業時間の長さがどのように異なるのかを検証した。サービス残業を行っている労働者と行っていない労働者を比較した結果、サービス残業を行っている労働者ほど、賃金支払い残業時間が短い傾向にあった。なお、この傾向は男女の両方で確認された。本検証結果の詳細は Appendix の表 C を参照されたい。

図１　月間サービス残業時間と月間賃金支払い残業時間の推移(男性)

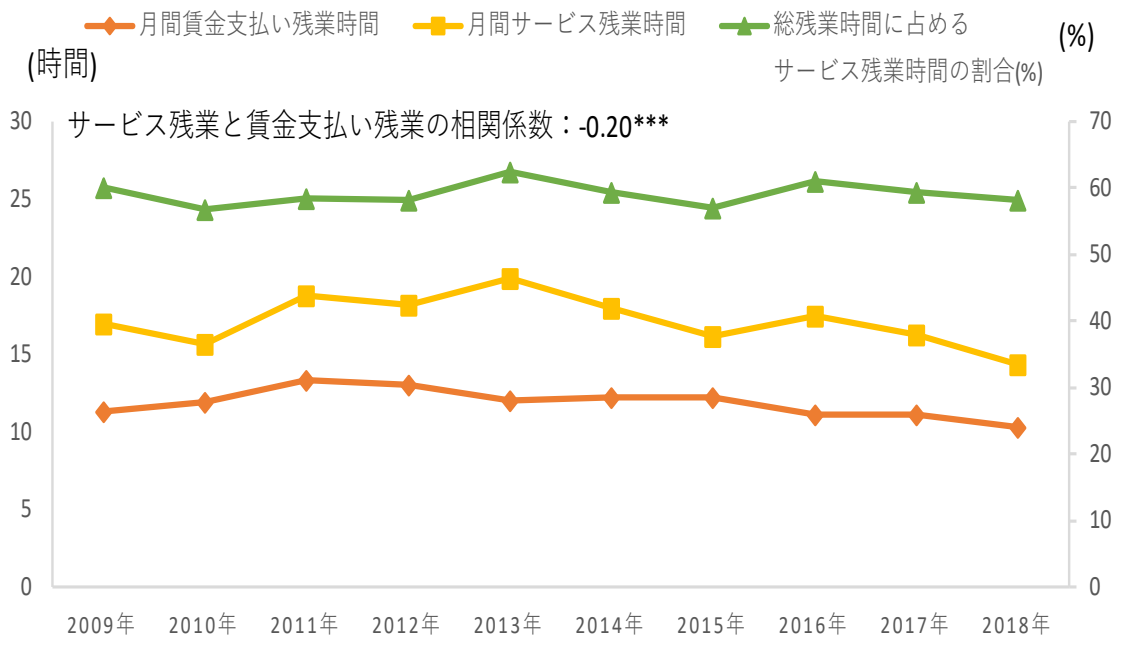
(JPSC)



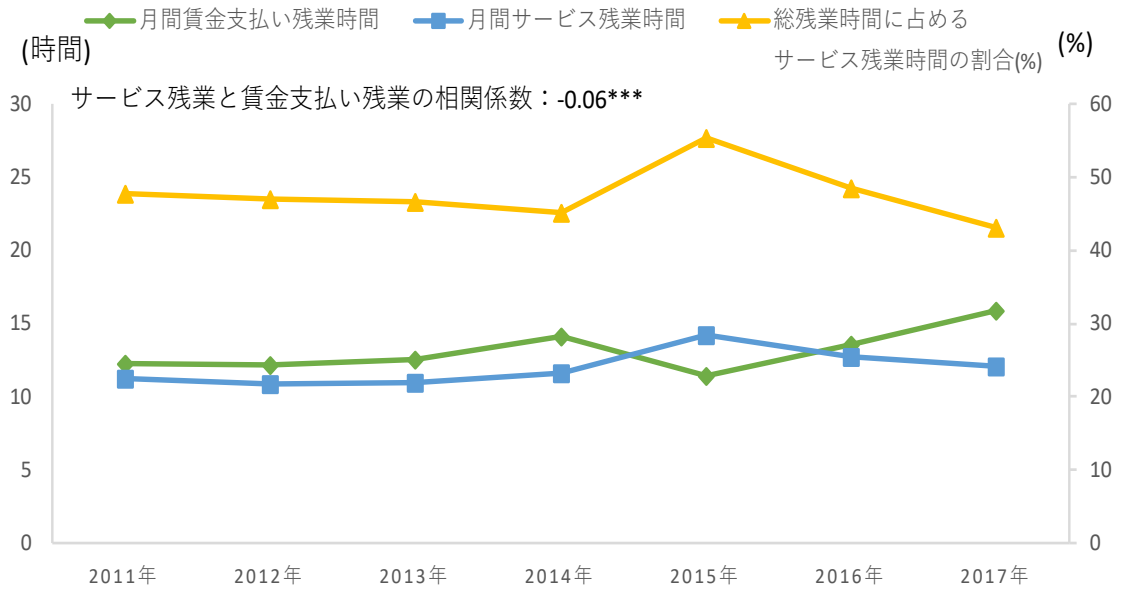
(KHPS)



(JHPS)



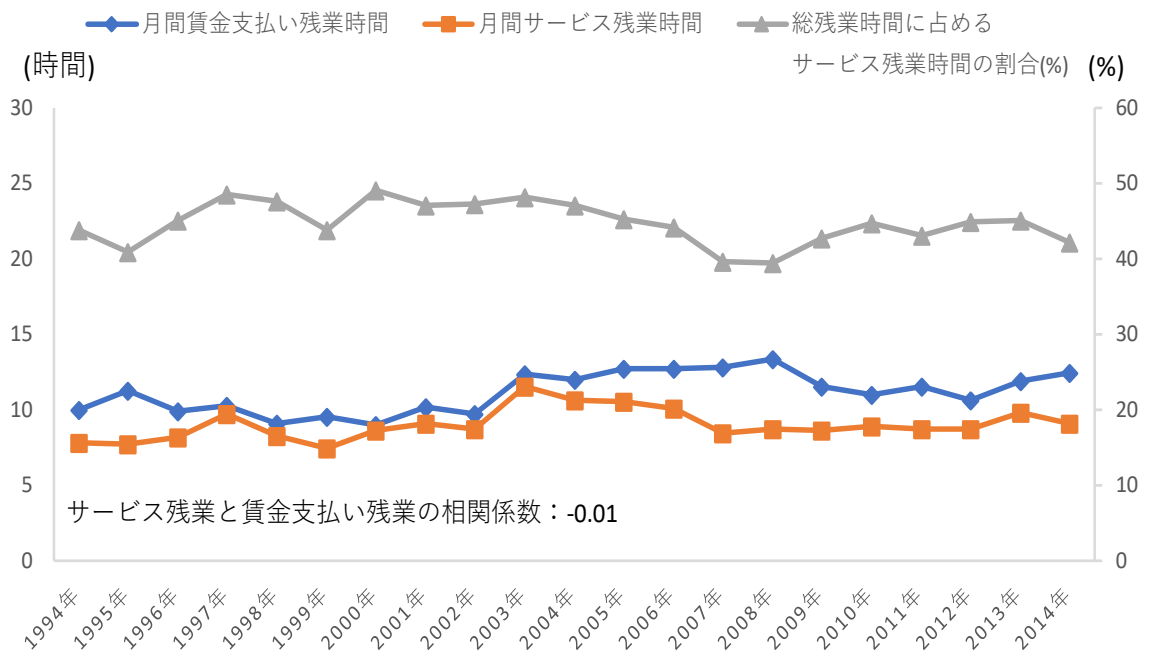
(SCE)



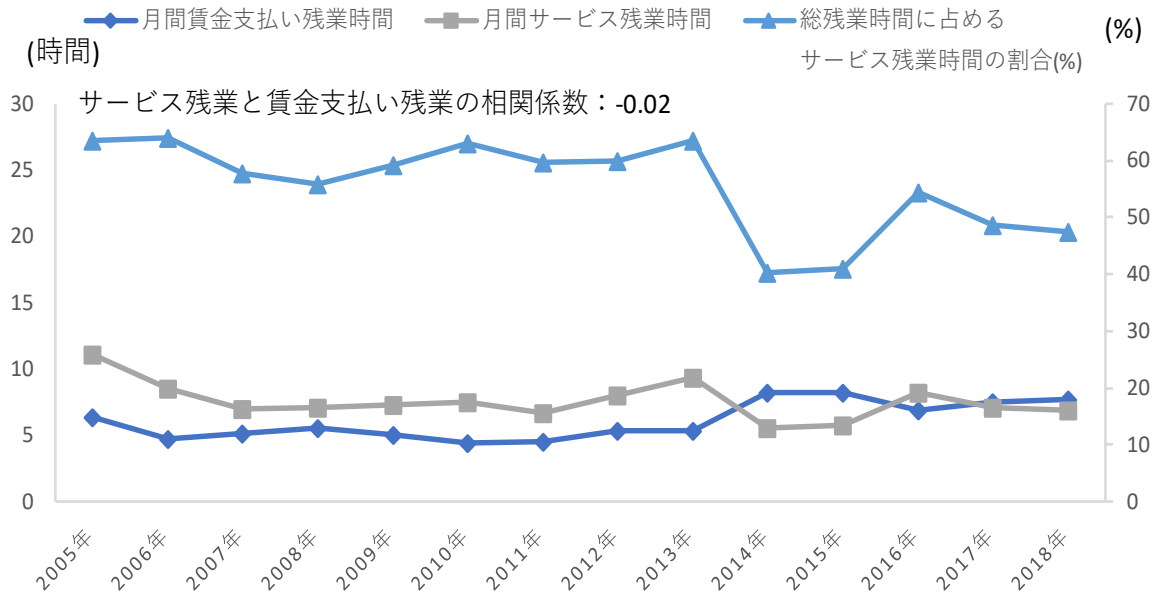
注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

図２　月間サービス残業時間と月間賃金支払い残業時間の推移(女性)

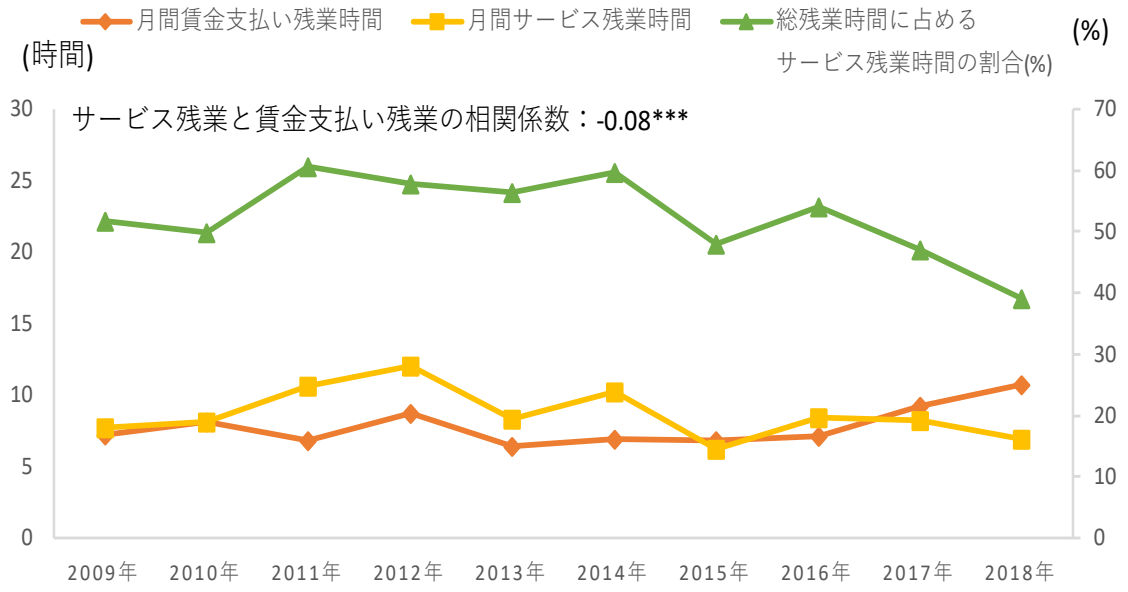
(JPSC)



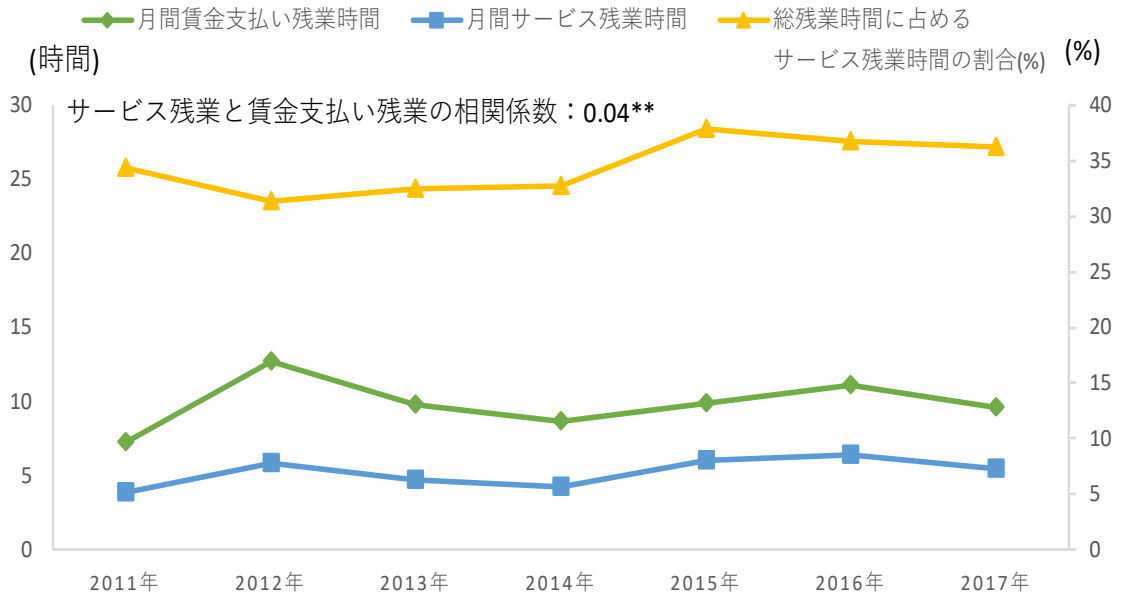
(KHPS)



(JHPS)



(SCE)



注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

次に表 8 と表 9 の 2 時点におけるサービス残業時間の変化を見ていく。なお、表 8 と表 9 では 2 時点において同一企業に継続就業しているサンプルに限定している。まず、表 8 の男性の値を見ると、いずれのデータでも、t-1 期の月間サービス残業時間が 0 時間である場合、t 期でも同じく 0 時間となる割合が 70%台であった。これに対して、t-1 期の月間サービス残業時間が 1-9 時間、10-19 時間、20-29 時間、30-39 時間である場合、t 期でも同じサービス残業時間となる比率は高くなく、変動しやすい傾向にある。また、SCE 以外のデータにおいて、t-1 期の月間サービス残業時間が 40 時間以上である場合、t 期も 40 時間以上となる比率が 50%前後となっていた。以上の結果から、男性では、t-1 期の月間サービス残業時間が 0 時間や 40 時間以上である場合、t 期でも同じ時間サービス残業する比率が高い傾向にあると言える。

次に表 9 の女性の値を見ると、いずれのデータでも、t-1 期の月間サービス残業時間が 0 時間である場合、t 期においても同じく 0 時間となる割合が高く、80%台となっていた。これに対して、t-1 期の月間サービス残業時間が 1-9 時間、10-19 時間、20-29 時間、30-39 時間である場合、t 期でも同じサービス残業時間となる比率は高くなく、変動しやすい。また、t-1 期の月間サービス残業時間が 40 時間以上である場合、t 期も 40 時間以上となる比率がやや高く、30%～40%台となっていた。以上の結果から、女性でも、t-1 期の月間サービス残業時間が 0 時間である場合、t 期でも同じ時間サービス残業をする比率が高い傾向にあると言える。

表８　２時点におけるサービス残業時間の変化(男性)

(JPSC) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	74.16	9.39	6.69	0.00	4.01	5.76	100
1-9時間	24.94	39.90	19.89	0.00	9.34	5.93	100
10-19時間	15.03	18.58	28.34	0.00	22.45	15.60	100
20-29時間	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
30-39時間	8.64	8.40	18.05	0.00	35.74	29.18	100
40時間以上	7.36	2.61	6.68	0.00	17.21	66.14	100
合計	37.01	12.73	12.57	0.00	14.15	23.55	100

(KHPS) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	79.72	3.46	2.27	4.69	1.77	8.10	100
1-9時間	43.35	22.32	9.01	8.15	3.43	13.73	100
10-19時間	40.85	10.98	18.90	13.41	2.44	13.41	100
20-29時間	33.74	8.59	7.98	23.93	5.52	20.25	100
30-39時間	29.01	7.63	0.76	16.03	17.56	29.01	100
40時間以上	28.57	4.55	3.77	9.74	4.55	48.83	100
合計	61.78	5.51	3.95	7.97	3.17	17.62	100

(JHPS) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	78.32	4.77	1.54	6.17	1.54	7.65	100
1-9時間	45.32	12.95	6.47	14.39	2.88	17.99	100
10-19時間	30.26	13.16	14.47	15.79	2.63	23.68	100
20-29時間	32.57	7.28	5.36	25.29	8.05	21.46	100
30-39時間	29.27	6.10	1.22	12.20	12.20	39.02	100
40時間以上	18.82	4.24	3.14	10.15	5.17	58.49	100
合計	56.53	5.64	2.90	9.85	3.40	21.70	100

(SCE) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	73.89	7.89	4.15	4.76	0.91	8.40	100
1-9時間	48.13	19.25	10.16	8.02	2.14	12.30	100
10-19時間	37.96	18.52	14.81	12.04	0.93	15.74	100
20-29時間	38.46	9.79	11.89	21.68	4.20	13.99	100
30-39時間	30.30	12.12	3.03	24.24	3.03	27.27	100
40時間以上	34.96	10.57	3.66	14.23	2.44	34.15	100
合計	59.35	10.44	6.04	8.74	1.58	13.84	100

注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。なお、分析対象は 2 時点において同一企業に継続就業している男性。

表９　２時点におけるサービス残業時間の変化(女性)

(JPSC) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	81.73	12.44	3.69	0.00	1.33	0.81	100
1-9時間	23.55	57.67	13.50	0.00	3.68	1.61	100
10-19時間	11.46	31.40	38.41	0.00	13.07	5.66	100
20-29時間	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
30-39時間	7.07	17.66	24.73	0.00	30.16	20.38	100
40時間以上	6.80	9.71	15.53	0.00	24.27	43.69	100
合計	51.91	26.16	11.62	0.00	5.79	4.53	100

(KHPS) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	84.20	6.54	2.45	3.00	0.54	3.27	100
1-9時間	47.20	24.22	11.18	14.29	0.00	3.11	100
10-19時間	32.47	25.97	12.99	19.48	3.90	5.19	100
20-29時間	33.08	10.53	9.02	34.59	3.01	9.77	100
30-39時間	28.00	8.00	0.00	28.00	12.00	24.00	100
40時間以上	27.37	4.21	8.42	14.74	6.32	38.95	100
合計	69.41	9.48	4.71	8.67	1.38	6.34	100

(JHPS) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	80.27	7.93	3.88	3.71	0.51	3.71	100
1-9時間	29.35	22.83	20.65	17.39	4.35	5.43	100
10-19時間	44.44	18.52	9.26	16.67	5.56	5.56	100
20-29時間	27.91	18.60	4.65	32.56	3.49	12.79	100
30-39時間	17.39	0.00	0.00	47.83	4.35	30.43	100
40時間以上	28.40	7.41	2.47	11.11	8.64	41.98	100
合計	62.22	10.76	5.71	10.23	2.26	8.83	100

(SCE) (%)

t-1期の月平均サービス残業時間	t期の月平均サービス残業時間 0時間	1-9時間	10-19時間	20-29時間	30-39時間	40時間以上	合計
0時間	80.81	7.98	4.92	3.23	0.68	2.38	100
1-9時間	58.14	25.58	9.30	1.16	1.16	4.65	100
10-19時間	39.06	14.06	23.44	14.06	1.56	7.81	100
20-29時間	30.16	12.70	9.52	31.75	6.35	9.52	100
30-39時間	16.67	0.00	16.67	16.67	0.00	50.00	100
40時間以上	27.66	6.38	14.89	14.89	0.00	36.17	100
合計	68.30	10.41	7.72	6.67	1.17	5.73	100

注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。なお、分析対象は 2 時点において同一企業に継続就業している女性。

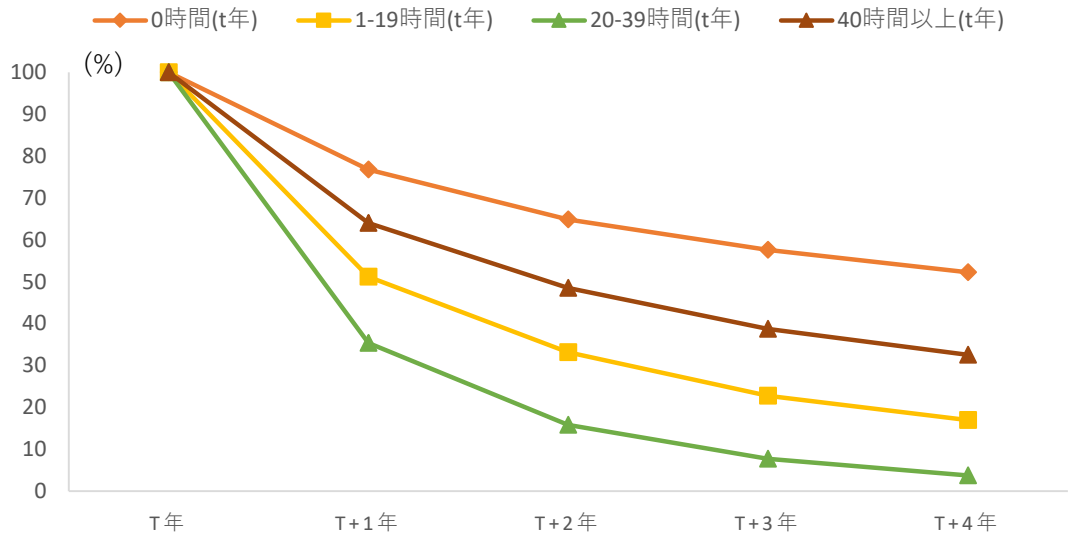
次にサービス残業時間の持続性をさらに検討するために、5 期間にわたって同じ時間サービス残業時間を働き続けているかどうかの残存率を計算した。分析対象は 5 時点にわたって同一企業に継続就業しているサンプルであり、分析結果は図 3 と図 4 に掲載してある。いずれの図でも t 時点でサービス残業時間が 0 時間、1-19 時間、20-39 時間、40 時間以上の 4 つのグループに分け、t+1 年後、t+2 年後、t+3 年後、t+4 年後の各時点で同じサービス残業時間となっている割合を算出した。

図 3 の男性の分析結果を見ると、いずれのデータでも、t 年でサービス残業時間が 0 時間だとその後も 0 時間となる割合が高くなっていた。また、ほとんどの場合、t+4 年時点でも残存率が 50%近くなっていた。これは、4 年経った後でも半分近くが依然としてサービス残業時間が 0 時間であることを意味しており、持続性がかなり高いことを意味する。次に残存率が高かったのは、t 時点でサービス残業が 40 時間以上の場合であった。これに対して、t 時点でサービス残業が 1-19 時間や 20-39 時間だと 40 時間以上の場合よりも残存率が低い傾向があった。この結果は、サービス残業時間が 40 時間以上という長い時間のグループも相対的に持続性が高いことを意味する。

次に図 4 の女性の分析結果を見ると、男性と同じく、いずれのデータでも、t 年でサービス残業時間が 0 時間だとその後も 0 時間となる割合が高くなっていた。男性と異なっているのは、t 年でサービス残業時間が 1-19 時間と 40 時間以上の場合の残存率であり、JPSC と JHPS で 1-19 時間の残存率が 40 時間以上の場合よりも高かった。この結果は、t 年でサービス残業時間が 40 時間以上の場合だと、残存率が低くなることを意味する。女性の場合、長時間にわたるサービス残業時間が一時的なものだと言える。

図 3　月間サービス残業時間の持続性（男性）

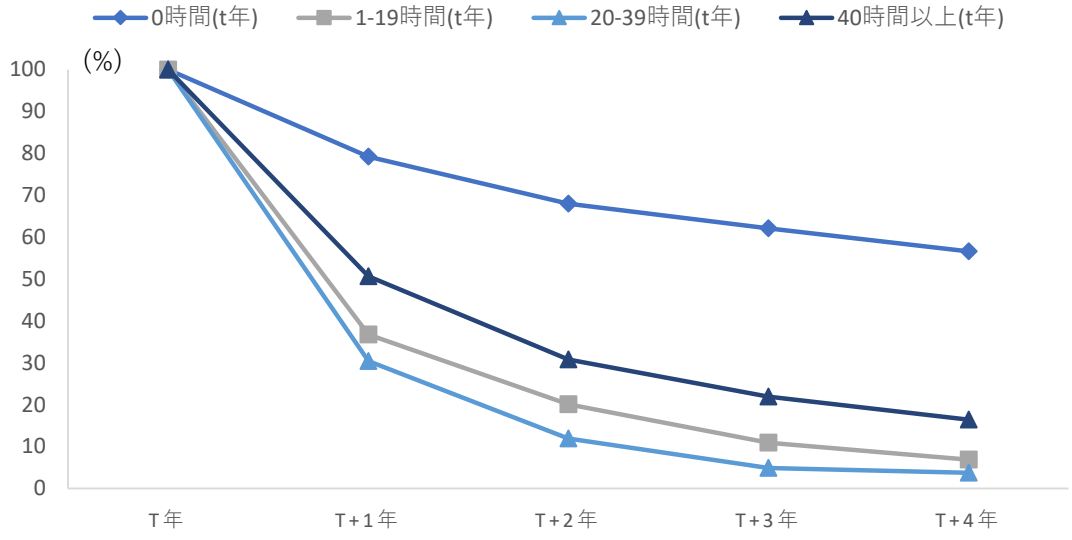
(JPSC)



注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

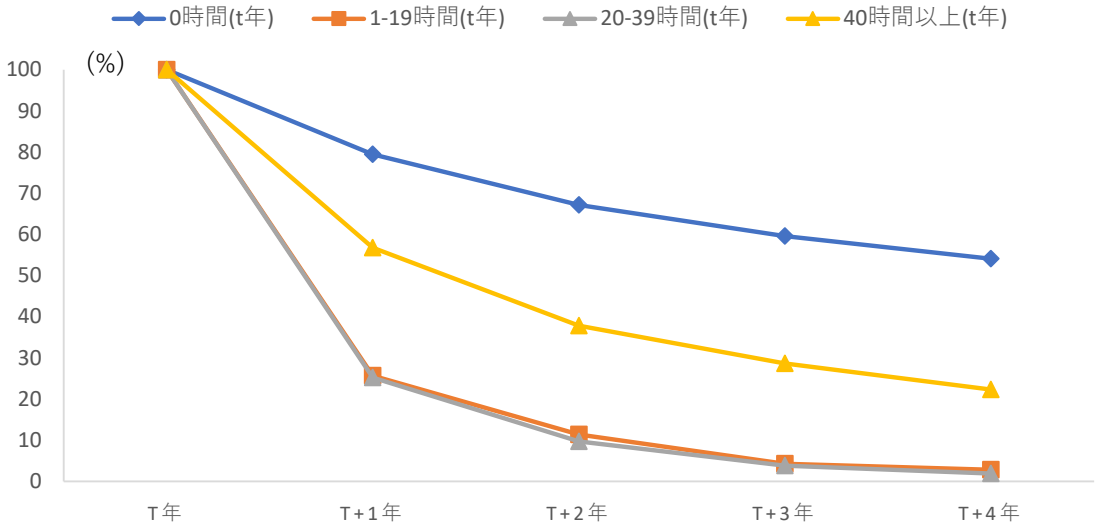
(KHPS)



注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

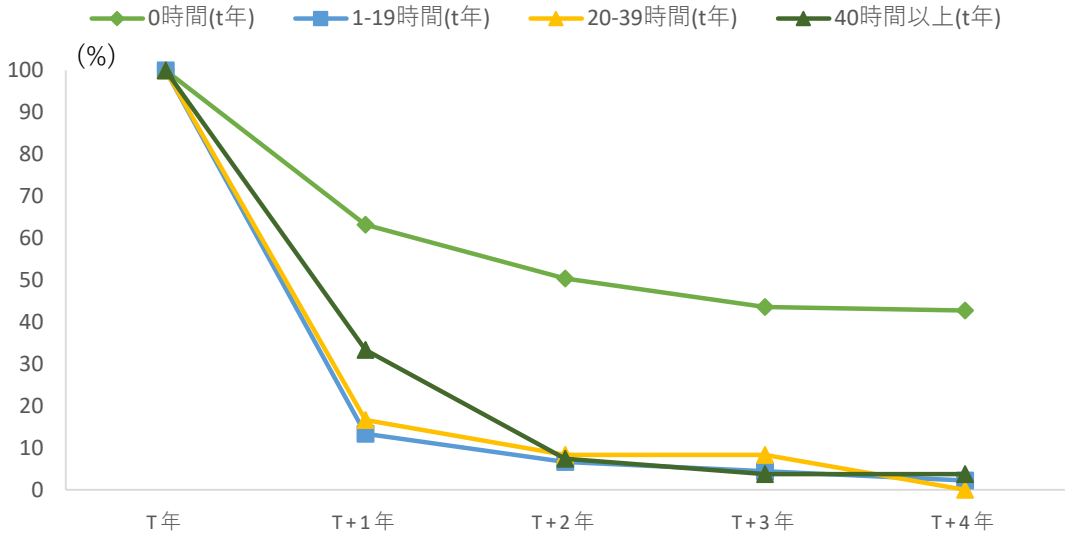
(JHPS)



注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

(SCE)

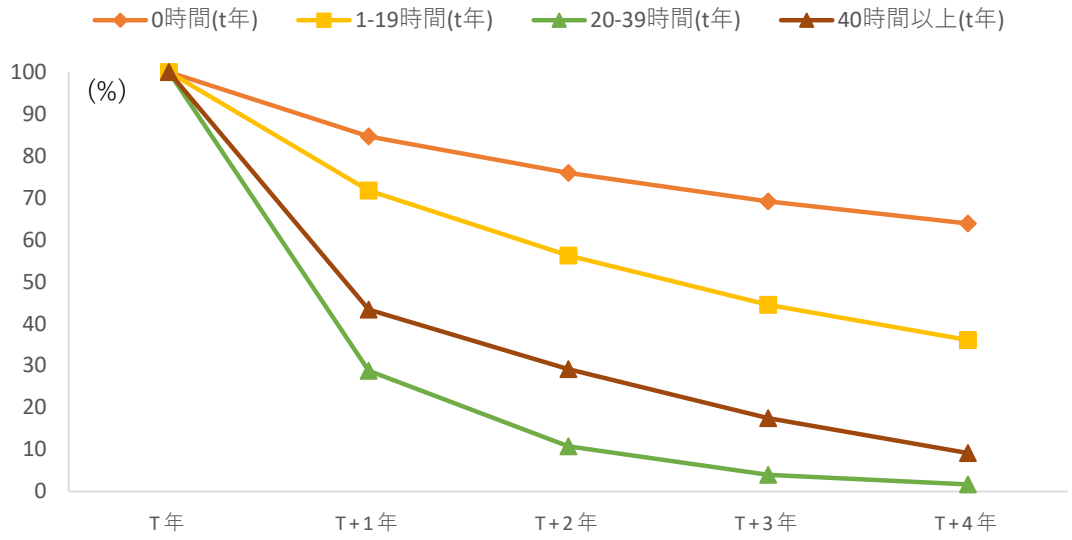


注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

図 4　月間サービス残業時間の持続性（女性）

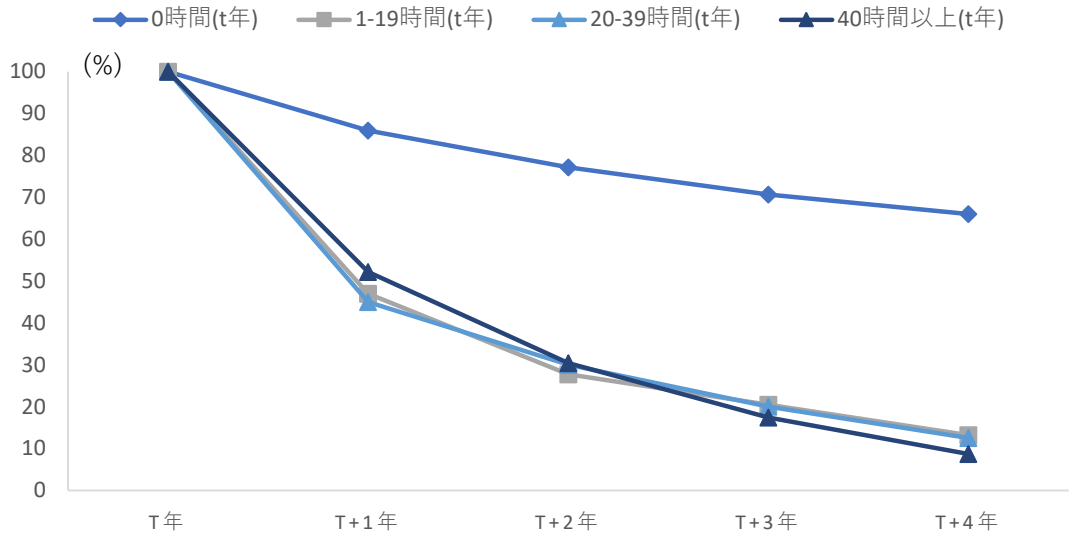
(JPSC)



注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

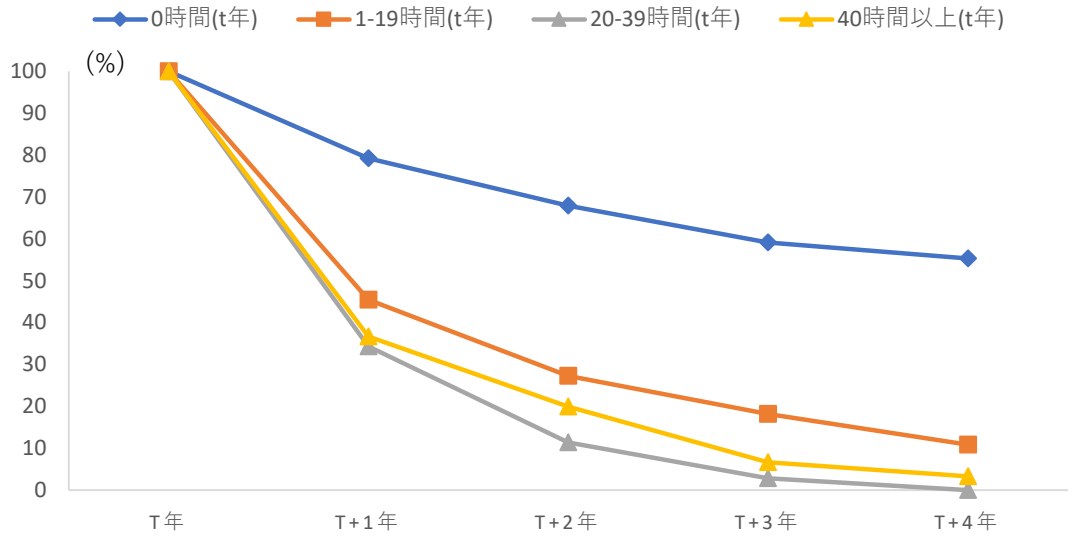
(KHPS)



注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

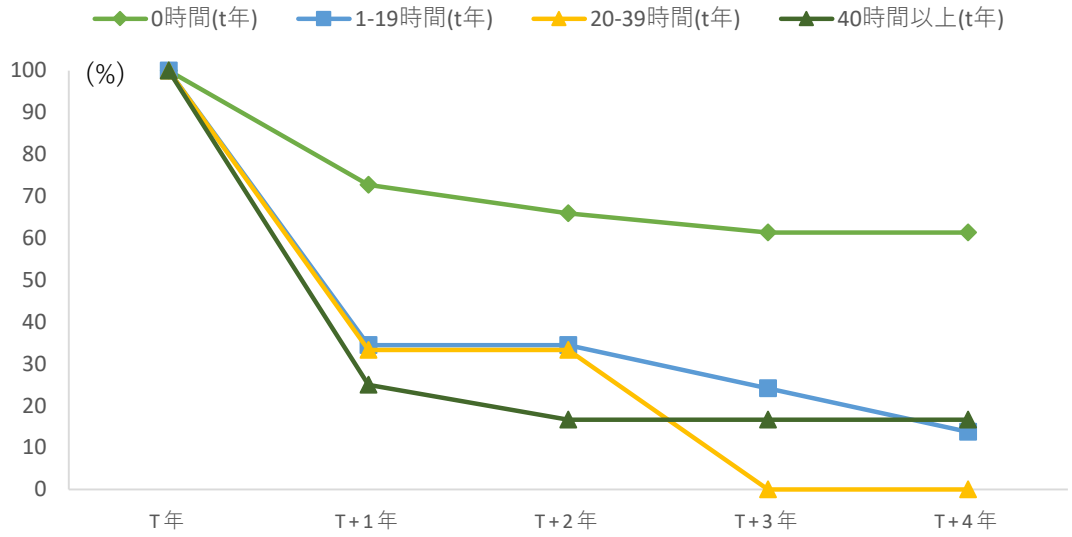
(JHPS)



注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

(SCE)



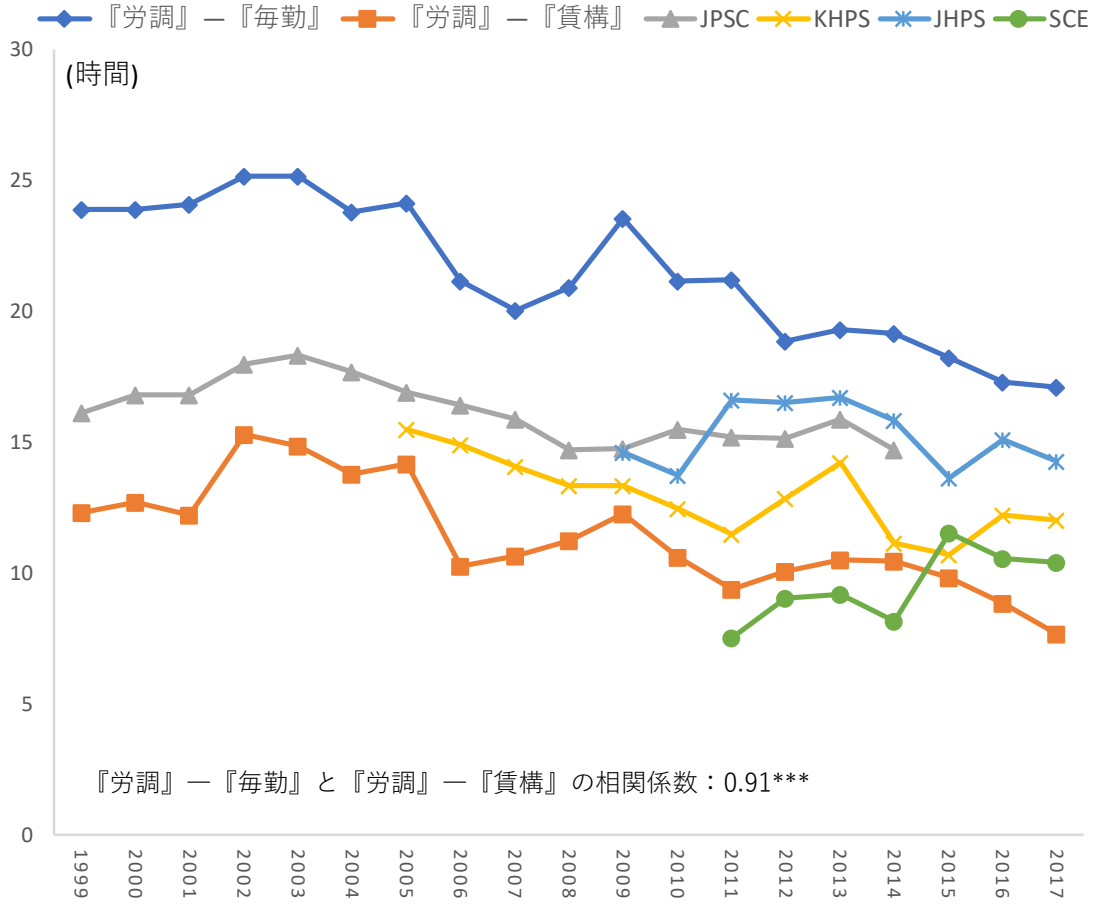
注 1：図中の縦軸の値は残存率を示す。

注 2：図中の凡例の「0 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 0 時間であることを意味し、「1-39 時間(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 1-39 時間、「40 時間以上(t 年)」は t 年でサービス残業時間が 40 時間以上であることを意味する。

5.2　サービス残業時間の乖離に関する分析

図 5、図 6、図 7 は公的統計から算出した月間サービス残業時間と 4 つのパネルデータの月間サービス残業時間の平均値を示したものである。図 5 は男女計の値、図 6 は男性の値、図 7 は女性の値を示している。なお、『毎勤』の一般労働者の労働時間は、性別に取得できないため、図 6 と図 7 では『労調』－『賃構』を公的統計の値として掲載している。

図 5　公的統計から算出したサービス残業時間とパネルデータのサービス残業時間(男女)



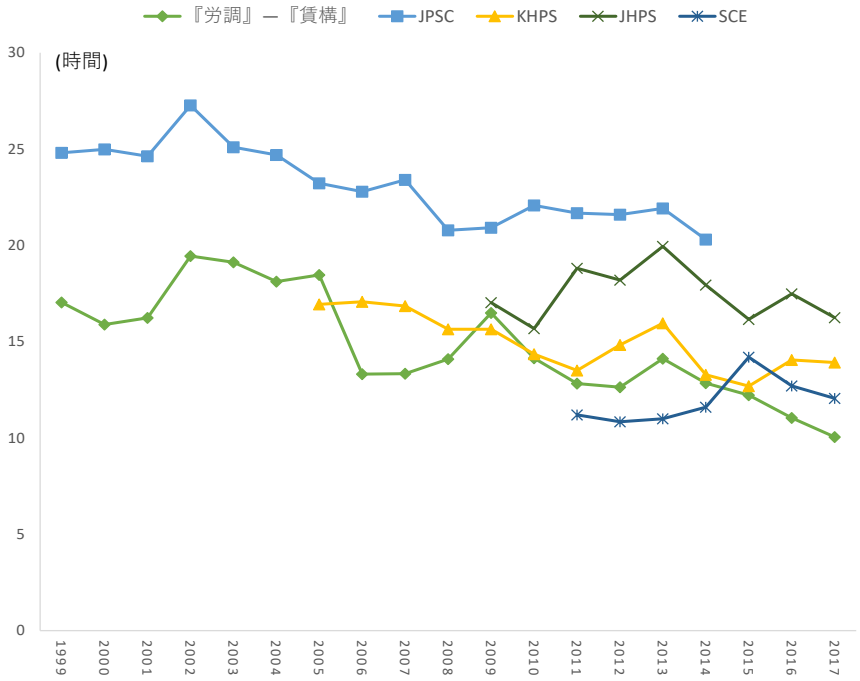
注 1：総務省統計局『労働力調査』、厚生労働省『毎月勤労統計調査』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

注 2：JPSC1999-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE。

注 3：図中の相関係数は Pearson の積率相関係数であり、**、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 4：『毎月勤労統計調査』の値は 2019 年 2 月に公表された修正値を使用している。

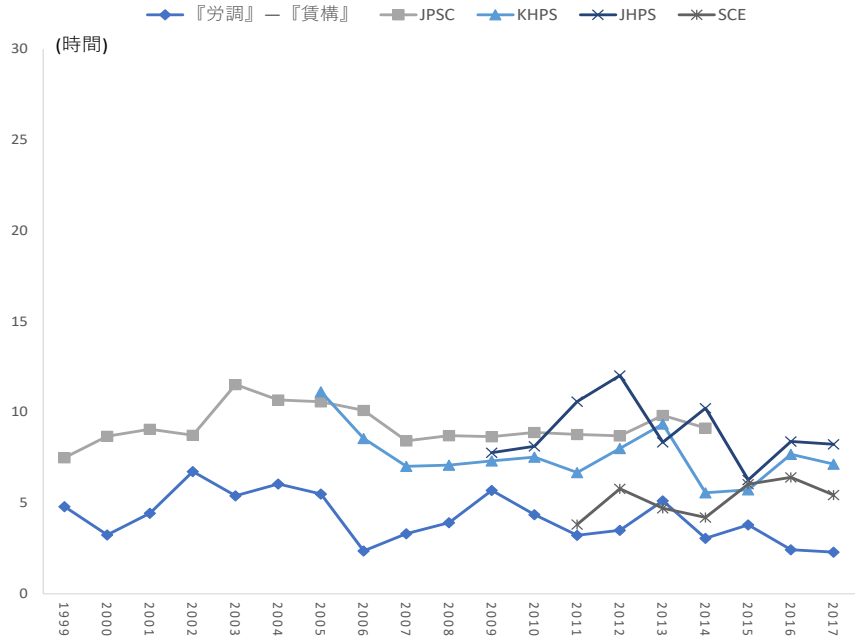
図 6　公的統計から算出したサービス残業時間とパネルデータのサービス残業時間(男性)



注 1：総務省統計局『労働力調査』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

注 2：JPSC1999-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE。

図 7　公的統計から算出したサービス残業時間とパネルデータのサービス残業時間(女性)



注 1：総務省統計局『労働力調査』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

注 2：JPSC1999-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE。

まず、図 5 を見ると、次の 3 つの特徴がある。1 つ目は、各パネルデータのサービス残業時間は公的統計から算出したサービス残業時間の間に範囲に収まる場合が多いという点である。いずれのパネルデータの値も『労調』－『毎勤』よりも小さく、『労調』－『賃構』よりもやや大きい傾向があった。この結果は、公的統計から算出したサービス残業時間の値が必ずしも実態を適切にとらえていない恐れがあることを示唆する。

2 つ目は、公的統計から算出したサービス残業時間は、事業所統計に何のデータを使用するかによって、値が大きく異なる点である。『労調』－『毎勤』の方が『労調』－『賃構』よりも大きくなっており、両者の差は 9～12 時間となっていた。この差は決して小さくないため、公的統計から算出したサービス残業時間を使用する方法は、測定誤差が大きい可能性がある。ただし、『労調』－『毎勤』と『労調』－『賃構』の相関係数をとると、値が 0.91 となり 1%水準で有意となるため、その変化のトレンドは一致していると考えられる。

3 つ目は、公的統計から算出したサービス残業時間はやや減少傾向にあるという点である。『労調』—『毎勤』は 1999 年で 23.93 時間であったが、2017 年では 16.90 時間まで減少している。また、『労調』—『賃構』は 1999 年で 12.33 時間であったが、2017 年では 7.70 時間まで減少していた。これらの結果から、公的統計から算出したサービス残業時間はいずれもやや低下していると言える。

次に図 6 の男性の値を見ると、次の 3 つの特徴があった。1 つ目は、各サービス残業時間は男女計の値よりも大きかった。2 つ目は、男女計の場合と比較して、各パネルデータのサービス残業時間と『労調』－『賃構』のサービス残業時間の差がやや小さくなっていた。3 つ目は、『労調』－『賃構』のサービス残業時間もやや減少傾向にあった。

最後に図 7 の女性の値を見ると、次の 3 つの特徴があった。1 つ目は、女性の場合、サービス残業時間が男女計の値よりも小さかった。2 つ目は、各パネルデータのサービス残業時間はほとんどの場合、『労調』－『賃構』のサービス残業時間よりも高くなっていた。3 つ目は、女性の場合、『労調』－『賃構』のサービス残業時間が必ずしも減少傾向にはなっていなかった。このため、男女計の公的統計から算出したサービス残業時間が減少傾向にあるのは、主に男性の値の変化を反映していると考えられる。

以上の分析結果から、パネルデータのサービス残業時間は『労調』－『毎勤』と『労調』－『賃構』の間に存在する形になっているため、公的統計から算出したサービス残業時間とパネルデータのサービス残業時間の間には乖離が存在していると言える。

5.3　サービス残業時間の決定要因に関する分析

5.3.1　景気がサービス残業時間に及ぼす影響

本節では 4 つのパネルデータを用い、サービス残業時間の決定要因に関する分析を行う。

分析で特に注目するのは、景気がサービス残業時間に及ぼす影響である。今回の分析では景気の代理指標として失業率を使用する。パネルデータを用いた分析に移る前に、失業率と公的統計から算出したサービス残業時間、賃金が支払われる残業時間の関係をマクロデータから確認しておく。表 10 は各変数の相関係数を示している。

表 10　失業率と公的統計から算出したサービス残業時間、賃金が支払われる残業時間の関係

	超過実労働時間数（『賃構』）	所定外労働時間（『毎勤』）	サービス残業時間（『労調』-『賃構』）	サービス残業時間（『労調』-『毎勤』）
失業率	-0.33	-0.88***	0.77***	0.88***

注 1：分析期間は 1999 年～2017 年。

注 2：表中の値は Pearson の積率相関係数を示す。

注 3：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 4：超過実労働時間は厚生労働省『賃金構造基本統計調査』、所定外労働時間は厚生労働省『毎月勤労統計調査』、サービス残業時間は総務省統計局『労働力調査』、厚生労働省『毎月勤労統計調査』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』からデータを取得して算出。なお、『毎月勤労統計調査』の値は 2019 年 2 月に公表された修正値を使用している。

分析結果を見ると、失業率と超過実労働時間、所定外労働時間は負の相関関係にあった。この結果は、景気が悪化して失業率が上昇した際、賃金が支払われる残業時間が減少する傾向にあることを示唆する。これに対して、失業率と 2 つのサービス残業時間は正の相関関係にあった。この結果は、景気が悪化して失業率が上昇した際、サービス残業時間が増加する傾向にあることを示唆する。以上の結果は、樋口(1996)、山本(2013)が指摘した賃金が支払われる残業時間と景気の関係と、本稿で提示したサービス残業と景気の関係に関する仮説と一致する。この点をパネルデータを用いた分析でより厳密に検証する。

表 11 は失業率とサービス残業時間の関係を Random Effect Tobit モデルで分析した結果である。この結果を見ると、JPSC の既婚男性と女性、JHPS の女性、SCE の男女計、男性、女性で失業率が有意に正の値を示していた。この結果は、景気が悪化して失業率が上昇した際、サービス残業時間が増加することを意味する。4 つのパネルデータのうち、3 つにおいて同じ傾向が見られた点を考慮すると、景気悪化によるサービス残業時間の増加といった結果は、頑健だと言える。

次に表 12 の失業率と賃金が支払われる残業時間の分析結果を見ると、JPSC の既婚男性と女性、KHPS の男女計、男性、女性、JHPS の女性、SCE の男女計、男性で失業率が有意に負の値を示していた。この結果は、景気が悪化して失業率が上昇した際、賃金が支払われる残業時間が減少することを意味する。この結果は、樋口(1996)、山本(2013)と整合的であ

る。

表 11　サービス残業時間に失業率が及ぼす影響

被説明変数	JPSC		KHPS			JHPS			SCE		
月間サービス残業時間	既婚男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
失業率	2.77***	1.61***	-0.27	-0.63	0.38	-0.16	-1.42	2.67*	3.53***	2.65**	4.24***
	(0.37)	(0.39)	(0.99)	(1.21)	(1.54)	(1.04)	(1.29)	(1.47)	(0.93)	(1.24)	(1.19)
推計手法	RE Tobit										
対数尤度	-46372.55	-20244.41	-16404.81	-12628.66	-3705.96	-10665.10	-8205.30	-2394.10	-19070.52	-13294.43	-5667.58
サンプルサイズ	14,591	8,495	7,446	5,422	2,024	4,414	3,267	1,147	9,228	5,583	3,645

注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2017、JHPS2009-JHPS2017、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 3：JPSC、KHPS、JHPS では失業率以外に学歴、年齢、勤続年数、勤労収入、業種、職種、企業規模を説明変数に使用している。SCE では失業率以外に学歴、年齢、勤続年数、勤労収入、職種を説明変数に使用している。

表 12　賃金が支払われる残業時間に失業率が及ぼす影響

被説明変数	JPSC		KHPS			JHPS			SCE		
月間賃金支払残業時間	既婚男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
失業率	-2.27***	-0.79**	-2.96***	-2.78***	-3.71***	-0.80	-0.06	-2.74*	-2.10**	-2.48**	-1.27
	(0.37)	(0.37)	(0.71)	(0.85)	(1.14)	(0.81)	(0.94)	(1.60)	(0.83)	(1.08)	(1.27)
推計手法	RE Tobit										
対数尤度	-44974.92	-23316.01	-16400.54	-12802.46	-3523.03	-9811.31	-7534.41	-2244.13	-22739.63	-14506.49	-8160.37
サンプルサイズ	14,591	8,495	7,446	5,422	2,024	4,414	3,267	1,147	9,228	5,583	3,645

注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2017、JHPS2009-JHPS2017、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 3：JPSC、KHPS、JHPS では失業率以外に学歴、年齢、勤続年数、勤労収入、業種、職種、企業規模を説明変数に使用している。SCE では失業率以外に学歴、年齢、勤続年数、勤労収入、職種を説明変数に使用している。

以上の分析結果から、景気が悪化して失業率が上昇した際、サービス残業時間が増加する半面、賃金が支払われる残業時間が減少すると言える。樋口(1996)で指摘されたように、景気変動に対して、我が国では労働者数を調整するコストが相対的に大きいため、労働時間を変化させることで対応してきた。この際、念頭に置かれていたのは賃金が支払われる残業時間であったが、本稿の分析結果は賃金の支払われないサービス残業時間も伸縮することを示している。これはこれまで前提としてきた企業の行動モデルに修正が必要となる可能性を示唆する。この点については今後、さらなる検討が必要となるだろう。

5.3.2 職場環境と上司の状況がサービス残業に及ぼす影響

本節では SCE を用い、職場環境や上司の状況がサービス残業時間に及ぼす影響を検証する。分析結果は表 13 に掲載してある。

表 13　職場環境や上司の状況がサービス残業時間に及ぼす影響

データ：SCE	被説明変数	月間サービス残業時間		
		男女計	男性	女性
		(1)	(2)	(3)
職場環境	担当業務の内容は明確	0.20	-1.25	-0.80
		(3.11)	(3.86)	(4.64)
	仕事の手順を自分で決められる	-4.76	-11.87**	6.55
		(3.83)	(4.89)	(5.50)
	仕事の量を自分で決められる	-3.54	-3.85	-2.26
		(2.73)	(3.34)	(4.28)
	他と連携してチームとして行う	-5.07**	-5.30*	-5.34
		(2.59)	(3.20)	(3.93)
	突発的な業務が生じることが頻繁	16.32***	12.42***	18.48***
		(3.37)	(4.25)	(4.96)
	残業や休日出勤に応じる人が高く評価される	3.10	2.59	1.51
		(3.11)	(3.95)	(4.47)
	達成すべきノルマ・目標が高い	12.60***	12.31***	13.13***
		(2.82)	(3.49)	(4.21)
	成果に応じて評価が大きく変化	-2.00	-2.28	-1.76
		(2.75)	(3.38)	(4.20)
	仕事の責任・権限が重い	7.70***	8.95**	3.50
		(2.78)	(3.52)	(3.96)
	周りの人が残っていると退社しにくい	9.06***	9.53***	10.80**
		(2.92)	(3.52)	(4.92)
	残業や休日出勤が続くと、	-1.71	-3.35	3.52
	遅出は許される	(4.10)	(5.08)	(6.18)
	職場の同僚間のコミュニケーション	-2.33	-1.62	-1.22
	は良好	(3.03)	(3.76)	(4.61)
	同僚同士で仕事のノウハウを	3.87	3.12	6.95
	教えあう風土あり	(2.94)	(3.60)	(4.60)
上司の状況	上司は、評価結果を納得がいくように	-1.70	-2.46	-0.01
	フィードバックする	(3.39)	(4.18)	(5.24)
	上司と部下のコミュニケーションは	-6.62*	-5.50	-9.00
	よくとれている	(3.53)	(4.27)	(5.81)
	上司は、部門のメンバー内での情報を	-5.33*	-4.63	-8.67
	共有するように工夫	(3.23)	(3.82)	(5.84)
	上司自身がメリハリをつけた	-6.98**	-8.46**	-2.91
	仕事の仕方をする	(3.06)	(3.75)	(4.75)
	推計手法		RE Tobit	
	対数尤度	-3737.76	-2857.85	-855.14
	サンプルサイズ	1,755	1,196	559

注 1：2015 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注 3：分析では学歴、年齢、勤続年数、勤労収入、職種も説明変数に使用している。

注 4：表中の値は係数を示す。

まず、職場環境の推計結果を見ると、突発的な業務が生じることが頻繁である場合、達成すべきノルマ・目標が高い場合、仕事の責任・権限が重い場合、そして、周りの人が残っていると退社しにくい場合において、係数が有意に正の値を示していた。この結果は、これらの状況が職場で当てはまる場合、サービス残業時間が増加することを意味する。この分析結果の中でも、周りの人が残っていると退社しにくいといった状況は日本の一部の職場環境をよく示しており、いわゆる付き合い残業がサービス残業を発生させている可能性があると言える。

次に上司の状況についての分析結果を見ると、上司と部下のコミュニケーションがよくとれている場合、上司が部門のメンバー内での情報共有を工夫する場合、そして、上司自身がメリハリをつけた仕事をする場合において、係数が有意に負の値を示していた。この結果は、上司がこれらの行動をとる場合、サービス残業時間が減少することを意味する。

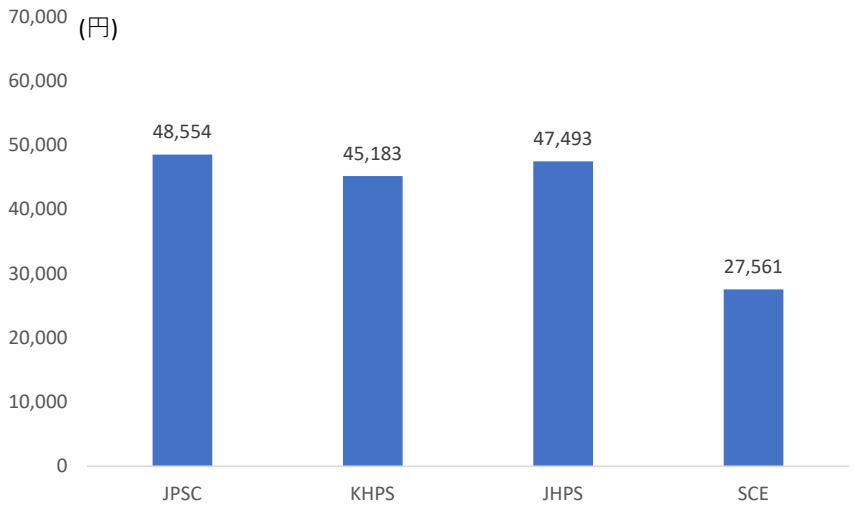
5.4　サービス残業による逸失賃金に関する分析

本節ではサービス残業による逸失賃金を OLS による推定時間当たり賃金率×OLS による推定月間サービス残業時間×1.25 で算出した結果を示す。図 8 は男性全体の算出結果、図 9 は大卒男性の算出結果、図 10 は女性全体の算出結果、図 11 は大卒女性の算出結果を示す。

まず、図 8 の男性全体の算出結果を見ると、JPSC、KHPS、JHPS の値は 4 万円台後半となっていた。これに対して SCE の値は小さく、約 2 万 8 千円であった。SCE の値が小さくなる背景には、表 6 でも示されていたように、サービス残業時間が他のデータよりもやや小さくといった点が影響を及ぼしていると考えられる。

次に図 9 の大卒男性の算出結果を見ると、いずれの場合も図 8 の男性全体の結果よりも高くなっていた。この背景には、大卒男性の方が賃金、サービス残業時間とも高くなっているためである。JPSC、KHPS、JHPS の値は約 5 万 5 千円～約 6 万 7 千円であり、SCE の値がやや小さく約 3 万 2 千円であった。

図 8　男性全体のサービス残業による逸失賃金

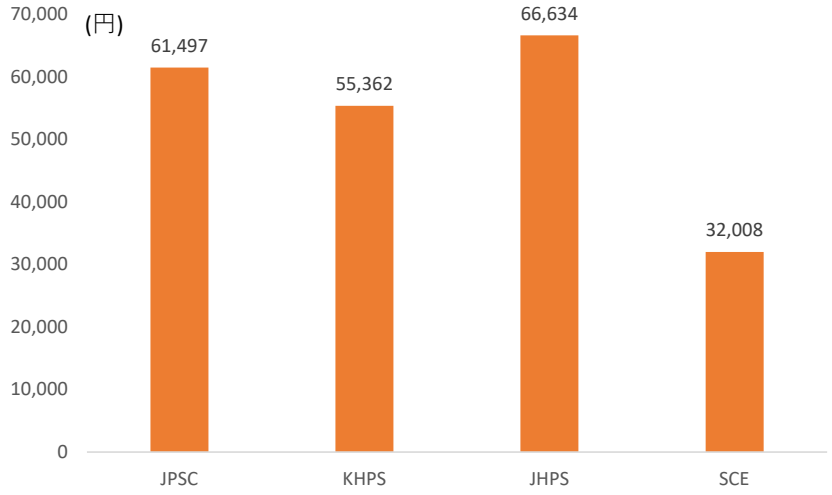


注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：JPSC、KHPS、JHPS では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。SCE では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、職種ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。

注 3：JPSC の男性は既婚男性のみとなっている。

図 9　大卒男性のサービス残業による逸失賃金



注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：JPSC、KHPS、JHPS では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、業

種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。SCE では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、職種ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。

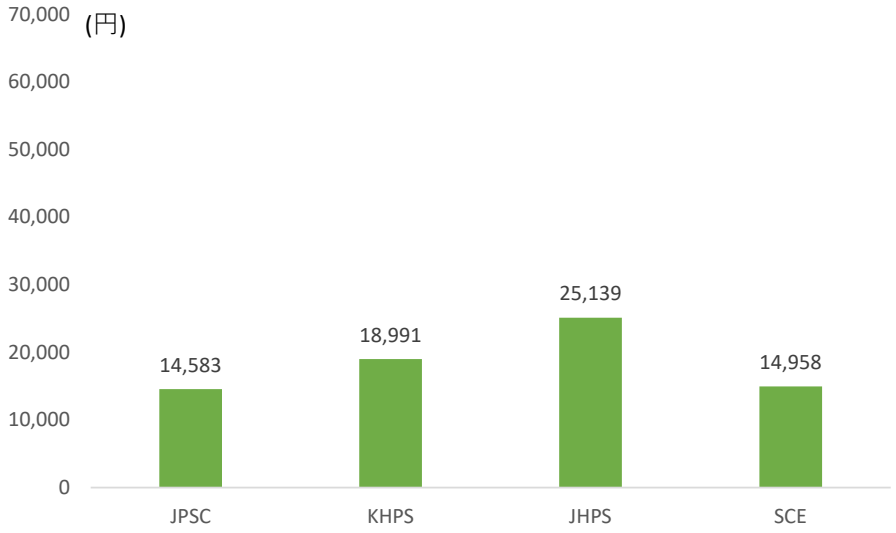
注 3：JPSC の男性は既婚男性のみとなっている。

次に図 10 の女性全体の算出結果を見ると、JPSC、KHPS、JHPS、SCE の値は約 1 万 5 千円台～約 2 万 5 千円となっていた。いずれの値も男性の逸失額より小さかった。この背景には女性の賃金、サービス残業時間がともに男性よりも低いといった点が影響していると考えられる。なお、男性では SCE の逸失額が小さかったが、女性ではその傾向は見られない。

次に図 11 の大卒女性の算出結果を見ると、いずれの場合も図 10 の女性全体の結果よりも高くなっていた。特に JHPS の値が大きく、約 4 万 2 千円となっていた。JHPS 以外だと逸失額は SCE で約 1 万 8 千円、JPSC で約 2 万円、KHPS で約 2 万 6 千円となっていた。

以上の分析結果から、男性の場合、サービス残業による逸失賃金は約 2 万 8 千円～約 6 万 7 千円になると言える。また、女性の場合、サービス残業による逸失賃金は約 1 万 5 千円～約 4 万 2 千円になった。男女とも大卒に限定した方が賃金、サービス残業時間とも高くなるため、サービス残業による逸失賃金額も大きくなる傾向が見られた。

図 10　女性全体のサービス残業による逸失賃金

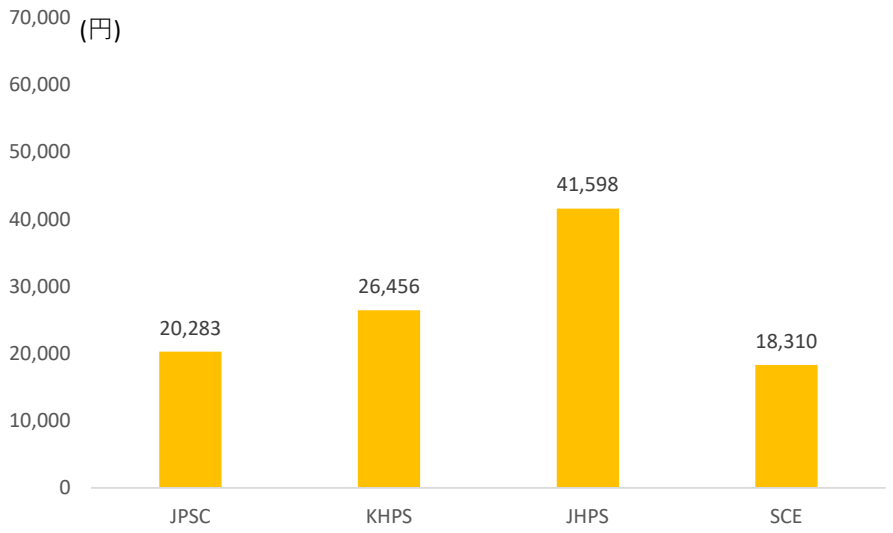


注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：JPSC、KHPS、JHPS では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。SCE では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、職種ダミー、年次ダミーを説明変数に使用して

いる。

図 11　女性全体のサービス残業による逸失賃金



注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者推計。

注 2：JPSC、KHPS、JHPS では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、業種ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。SCE では性別ダミー、学歴ダミー、年齢とその 2 乗項、勤続年数とその 2 乗項、職種ダミー、年次ダミーを説明変数に使用している。

6　結論

本稿ではサービス残業時間を直接的に調査した 4 つのパネルデータ(『人的資本形成とワークライフバランスに関する企業・従業員調査(SCE)』、『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』、『慶應義塾家計パネル調査(KHPS)』、『日本家計パネル調査(JHPS)』)を用い、サービス残業の実態とそれに影響を及ぼす要因を検証した。本稿の分析の結果、次の 5 点が明らかになった。

1 点目は、4 つのパネルデータを用い、サービス残業の実態を記述統計で確認した結果、男性ではサービス残業をまったくやっていないか、もしくは 40 時間以上の場合に 2 極化していることがわかった。また、男性では 2 期間連続でサービス残業時間が 0 となる割合や 40 時間以上となる割合が高いが、女性ではサービス残業時間が 0 となる割合が高かった。さらに、男性ではサービス残業時間の方が賃金の支払われる残業時間よりもやや大きいが、女性ではこの傾向が必ずしも見られないことがわかった。

2 点目は、公的統計とパネルデータのサービス残業時間の乖離に関する分析の結果、4 つ

のパネルデータの値は、『労調』－『毎勤』の差分と『労調』－『賃構』の差分の間に収まることがわかった。また、公的統計から算出したサービス残業時間は、事業所統計に何のデータを使用するかによって、値が大きく異なることがわかった。さらに、公的統計から算出したサービス残業時間はやや減少傾向にあることがわかった。

3 点目は、景気変動と賃金支払い残業時間、サービス残業時間の関係を分析した結果、景気後退期にサービス残業時間が増加し、賃金支払い残業時間が減少していることがわかった。

4 点目は、職場環境や上司の状況とサービス残業の関係について分析した結果、突発的な業務、高いノルマや目標、重い責任や権限、そして、周りの人が残っていると退社しにくい環境がサービス残業を増加させることがわかった。また、上司と部下のコミュニケーションがよくとれている場合、上司が部門のメンバー内での情報共有を工夫する場合、そして、上司自身がメリハリをつけた仕事をする場合にサービス残業が減少していた。

5 点目は、サービス残業による逸失賃金の算出の結果、男性では 1 か月間で 2 万 8 千円～6 万 7 千円程度の逸失であり、女性では 1 万 5 千円～4 万 2 千円程度の逸失であることがわかった。

以上が本稿の分析で得られた結果であるが、この中でも景気変動の及ぼす影響が重要だと考えられる。景気後退期にサービス残業時間が増加する傾向が見られたが、これは景気が後退し、企業経営が苦しくなった場合、サービス残業を増やすことでコスト削減を図っている可能性があることを意味する。この点はこれまで指摘されていないため、その詳細なメカニズムをさらに分析する必要がある。また、本稿の分析の結果、上司の在り方がサービス残業に影響を及ぼすことが明らかとなった。この結果は、労務管理にとって重要な示唆であり、サービス残業の減少には、管理職の仕事の仕方に注意することが必要不可欠だと言える。

最後に本稿に残された 3 つの課題について述べたい。1 つ目は、サービス残業時間を算出する手法の検討である。本稿の分析の結果、公的統計から算出されたサービス残業時間は、事業所統計に何のデータを使用するかによって、値が大きく異なっているだけでなく、パネルデータの値とも乖離が見られた。サービス残業の実態を把握するためにも、これらの結果のうち、どれが最も信頼できる値となっているのかを明らかにすることが重要だろう。このためにも、マクロデータを用いてより厳密に分析対象を限定する方法や公的統計のマイクロデータを用い、サービス残業時間を算出するといった試みが必要となるだろう。

2 つ目の課題は、サービス残業時間の存在を明示的に考慮した理論モデルの検討である。これまでの企業の費用関数では残業時間を考慮したモデルは存在したが、サービス残業時間も明示的に考慮したモデルは存在しなかった。しかし、本稿の分析から明らかになったとおり、サービス残業は総労働時間の中でもある一定の規模があるため、これを考慮する必要がある。

3 つ目の課題は、サービス残業時間に関するさらなる実証分析の実施である [8]。今回の分析では景気等との関係を検証したが、企業業績や労働者の賃金・昇進との関係は分析していない。企業業績が赤字となった際にサービス残業時間が特に増加する可能性があり、この点についてもその実態を明らかにする必要があるだろう。また、Pannenberg(2005)等ではサービス残業を行うことで後払いの報酬が発生することを指摘しているため、我が国のパネルデータも同じ傾向が見られるのか確認する必要がある。

[8] サービス残業が発生する背景には、次の 2 つの要因が考えられる。1 つ目は、労働需要側に起因するものである。企業で残業代を支払える予算に限界があるものの、必要となる業務量がその予算を超える場合にサービス残業が発生すると考えられる。2 つ目は、労働供給側に起因するものである。労働者が自分のために進んで残業を行う場合であり、残業代を申請しないために発生すると考えられる。本稿の分析では労働供給側の視点に立った分析が十分に行われていないため、今後さらなる分析が必要だと言える。

Appendix

表 A　年齢別、各労働時間の平均値

男性：30-39歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
月平均総労働時間(時間)	207.04	197.13	195.26	186.86
月平均賃金支払い残業時間(時間)	20.95	15.78	14.77	16.17
月平均サービス残業時間(時間)	23.10	16.85	17.75	10.87
サービス残業時間が総労働時間に占める割合(%)	11.16	8.55	9.09	5.82

男性：40-49歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
月平均総労働時間(時間)	202.79	192.85	193.30	183.28
月平均賃金支払い残業時間(時間)	15.64	12.67	11.69	11.44
月平均サービス残業時間(時間)	24.71	15.11	17.99	12.32
サービス残業時間が総労働時間に占める割合(%)	12.18	7.84	9.31	6.72

女性：30-39歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
月平均総労働時間(時間)	171.81	165.91	166.74	171.75
月平均賃金支払い残業時間(時間)	10.94	5.41	8.02	9.13
月平均サービス残業時間(時間)	8.30	8.70	9.16	3.75
サービス残業時間が総労働時間に占める割合(%)	4.83	5.24	5.49	2.18

女性：40-49歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
月平均総労働時間(時間)	169.18	166.42	165.58	172.18
月平均賃金支払い残業時間(時間)	9.62	6.86	7.32	8.18
月平均サービス残業時間(時間)	8.05	6.86	7.19	5.18
サービス残業時間が総労働時間に占める割合(%)	4.76	4.12	4.34	3.01

注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

表Ｂ　年齢別、月間サービス残業時間の分布比率

(%)

男性：30-39歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
0時間	38.57	58.59	57.31	63.40
1-9時間	12.78	5.82	5.53	9.81
10-19時間	12.38	3.66	3.12	5.11
20-29時間	0.00	8.09	8.82	7.59
30-39時間	13.17	3.27	4.1	1.63
40時間以上	23.10	20.57	21.12	12.47
合計	100	100	100	100

(%)

女性：30-39歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
0時間	55.34	64.48	63.52	75.45
1-9時間	24.31	10.21	9.43	12.98
10-19時間	10.75	3.96	5.71	3.86
20-29時間	0.00	11.59	9.68	3.93
30-39時間	5.00	2.29	2.73	0.59
40時間以上	4.59	7.47	8.93	3.19
合計	100	100	100	100

(%)

男性：40-49歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
0時間	35.32	60.84	53.73	59.70
1-9時間	12.11	6.00	6.35	9.92
10-19時間	12.86	3.78	2.65	5.54
20-29時間	0.00	6.75	11.33	8.47
30-39時間	14.92	2.97	2.97	2.46
40時間以上	24.79	19.66	22.97	13.91
合計	100	100	100	100

(%)

女性：40-49歳	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
0時間	50.47	72.01	65.25	73.00
1-9時間	30.32	10.18	10.82	10.56
10-19時間	10.44	4.04	4.59	6.14
20-29時間	0.00	4.64	11.48	4.91
30-39時間	5.39	1.35	2.62	0.98
40時間以上	3.39	7.78	5.25	4.42
合計	100	100	100	100

注：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

表Ｃ　サービス残業の有無別、月平均賃金支払い残業時間の平均値

男性 月平均サービス残業時間(時間)	月平均賃金支払い残業時間(時間)			
	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
あり	16.63	5.86	5.43	9.99
なし	23.02	17.23	16.87	14.21
平均値の差	6.39***	11.37***	11.45***	4.22***

女性 月平均サービス残業時間(時間)	月平均賃金支払い残業時間(時間)			
	JPSC	KHPS	JHPS	SCE
あり	10.54	4.64	4.67	8.89
なし	12.04	6.66	9.45	8.27
平均値の差	1.50***	2.02***	4.78***	-0.62

注 1：JPSC1994-JPSC2014、KHPS2005-KHPS2018、JHPS2009-JHPS2018、2011 年度～2017 年度の SCE を使用して筆者算出。

注 2：***、**、*はそれぞれ推定された係数が 1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

参考文献

大木栄一・田口和雄（2010）「「賃金不払残業」、「職場の管理・働き方」・「労働時間管理」－賃金不払残業発生のメカニズム」『日本労働研究雑誌』 No. 596, pp.50-68.

小倉 一哉（2013）『「正社員」の研究』日本経済新聞出版社.

神林龍（2010）「1980 年代以降の日本の労働時間」『労働市場と所得分配（「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」6 巻)』慶應義塾大学出版会，pp.159-197.

玄田有史(1993)「労働時間と賃金の産業間格差について」『日本経済研究』No.24, pp.23–41.

高橋陽子（2005)「ホワイトカラー「サービス残業」の経済学的背景 労働時間・報酬に関する暗黙の契約」『日本労働研究雑誌』 No. 536.

日本労働組合総連合会（2003）『れんごう政策資料 143』（2002 年連合生活アンケート調査報告).

樋口美雄(1996)『労働経済学』東洋経済新報社.

三谷直紀(1997)「サービス残業と労働努力」『企業内賃金構造と労働市場』第 2 章, pp51-74, 勁草書房.

連合総合生活開発研究所（2002）『働き方の多様化と労働時間 等の実態に関する調査研究報告書』.

労働政策研究・研修機構（2005）『日本の長時間労働・不払い労働時間の実態と実証分析』（労働政策研究報告書 No. 22).

山本勲（2013)「労働時間」『日本労働研究雑誌』 No.633, pp.10-13.

山本勲・黒田祥子（2014)『労働時間の経済分析』日本経済新聞社.

Pannenberg, Markus (2005) “Long-Term Effects of Unpaid Overtime. Evidence for West Germany.” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 52, No. 2, pp. 177–193.