

労働時間とメンタルヘルスとの関連*¹

小森田龍生
(専修大学)

【論文要旨】

近年、過労自殺問題や「働き方改革」に関する報道等により、長時間労働がメンタルヘルスの悪化に影響を与えることは自明視されつつあるが、そうした見方は大規模社会調査のデータに基づく研究からは必ずしも支持されず、追加検証が求められている。そこで本稿では、分析Ⅰとして具体的にどの程度の時間外労働から労働者のメンタルヘルスの状態が悪化するかを検討する。また、分析Ⅱでは長時間労働からメンタルヘルス悪化にいたるメカニズムを明らかにするため、仕事不満感とワークライフバランスに注目して媒介関係の検証を試みる。分析対象は、20～59歳までの男性被雇用者とし、従属変数はK6に準じる質問項目への回答結果を用いる。

分析Ⅰの結果、正規雇用者で週労働時間が60時間を超える場合にメンタルヘルスの状態が有意に悪くなることが明らかとなった。一方、分析Ⅱの結果からは、長時間労働の効果を、仕事不満感、およびワークライフバランスが部分的に媒介してメンタルヘルス悪化に影響を与えていることが明らかとなった。とくに仕事不満感の媒介効果は部分的であり、そのことは仕事不満感が長時間労働とは異なるロジックによりメンタルヘルスの悪化に影響を与えている可能性を示唆する。

以上の結果から、労働者のメンタルヘルス問題を考える上では、長時間労働対策が必須であるが、それだけでは不十分であり、仕事不満感に対するさらなる検討と対策が必要であると考えられる。

キーワード：長時間労働、メンタルヘルス、媒介関係、KHB法

1. 問題の所在

1.1 研究の社会的背景

近年、労働者のメンタルヘルス問題が注目を集めている。労働者のメンタルヘルス問題とかわりの深い過労自殺問題は、1980年代からおよそ四半世紀以上にわたり日本の労働をめぐる主要な問題のひとつとして議論されてきた。しかし、2016年の大手広告代理店における若手社員の自殺事件に見ることができるように、過労自殺問題はこんにちにおいても解決には至ってはいない。それどころか、精神障害にかかわる労災の申請件数は1990年代から年々増加しており、事態は悪化する傾向にある。

そうした状況のもと、政府は2016年9月に「働き方改革実現会議」を設置。その柱として時間外労働の罰則付き上限規制を設定する方針を打ち出し、2017年3月には、実質的な時間

¹ 本研究は、JSPS 科研費 JP25000001 の助成を受けたものです。

外労働の上限を1カ月あたり80時間までとする基本枠組み（実行計画）を提示している²。

しかし、月80時間という時間外労働は、過労自殺の労災認定基準³のなかでも重要な評価項目である「月80時間以上の時間外労働」（いわゆる過労死ライン）に相当する。そのため、この枠組みは、過労死ラインに相当する長時間労働を法的に認め、むしろ長時間労働を助長する恐れがあるとして、森岡孝二らによって再考を求める意見が寄せられている（森岡 2017）。

以上のように、現在、「働き方改革」に関する議論においては、「時間外労働の上限を何時間までとするのか」が争点となっている。この議論を前進させるためには、代表性があり、できるだけリアルタイムの状況を反映したデータの分析が有用であると思われる。そこで本稿では、2015年に行われたSSM調査のデータを用いて、まず労働時間とメンタルヘルスとの関連を検証し、具体的にどの程度の時間外労働から労働者のメンタルヘルスの状態が悪化するのかを明らかにする。また、長時間労働からメンタルヘルスの悪化に至る経路についても検証し、長時間労働がメンタルヘルスの悪化を促すメカニズムを検討していく。

1.2 長時間労働とメンタルヘルスとの関係に関する先行研究と仮説（分析Ⅰ）

労働時間とメンタルヘルスとの関係について、先行研究では2つの見方がある。それは、長時間労働が労働者のメンタルヘルスに関連するという見方と、関連しないという見方である。

これらのうち、一般的に認識されているのは、前者の見方であるだろう。たとえば、森岡にくわえ、長年にわたり過労死問題を研究してきた熊沢誠も、裁判資料や遺族の手記等をもとにした事例研究を通じて、過労死、過労自殺の最大の要因は長時間労働であると指摘している（熊沢 2010; 森岡 2013）。

計量的な研究からも、たとえば慶應義塾大学の馬欣欣は、代表性のある2つの全国パネル調査のデータを用いた分析から、雇用者全体のうち週労働時間が30～39時間グループに比べ、40～49時間グループではメンタルヘルスの状態が有意に悪化することを明らかにしている。また、黒田祥子・山本勲らは、経済産業研究所による国内の企業と従業員を対象としたパネル調査データの分析から、長時間労働がメンタルヘルスの悪化につながることを指摘している。この研究では、いわゆるサービス残業、対価の支払われない労働時間はメンタルヘルス悪化と有意な関連をもつが、手当の支払われた残業時間は統計的に有意とならないという踏み込んだ知見が提示されており興味深い（黒田・山本 2014）。くわえて、Bannai and Tamakoshiは労働時間とメンタルヘルスにかかわる国内外の文献を体系的に整理し、結果的に19の研究

² 正確には、月45時間、年360時間までを原則とし、臨時的・特別の事情がある場合には特別条項入りの36協定を締結することで、単月100時間未満、複数月（2～6カ月以内）平均80時間以下（月45時間を超えるのは年間6回まで）、年720時間までの時間労働を認めるという枠組み。ただし、年720時間の上限には「休日労働」が含まれておらず、実質的には月平均80時間、年960時間までの時間外労働が可能となるとして森岡らによって批判的な意見が寄せられている（森岡 2017）。

³ 「心理的負荷による精神障害の労災認定基準」（厚生労働省 2011）。

レビューを通じて、長時間労働がうつや不安（および睡眠、心疾患）と関連があると結論づけている（Bannai and Tamakoshi 2014）。

一方で、労働時間とメンタルヘルスとの関連は、計量的な研究において支持されない場合も多い。たとえば、杉澤あつ子らは日本の男性労働者 11,121 人を対象とした追跡調査において、精神科疾患受療経験、労働時間を含む労働環境、健康維持習慣の分析を行っている。その結果、週労働時間および月残業時間と精神疾患の新規受療の間に有意な関連は確認されなかったことを報告している（杉澤ほか 1994）。Marchand and Blanc は、カナダのナショナルサーベイ（NPHS）のデータより、1,300 の地域に住む 5,500 人の労働者を対象に、労働時間を含む職業上の条件と慢性的なメンタルヘルスとの関係を検証しているが、この研究においても労働時間とメンタルヘルスとの間に有意な影響は認められなかった（Marchand and Blanc 2011）。

藤野善久らは、労働時間と精神的負担との関連を検討した国内外の 17 編の文献を体系的にレビューし、労働時間とうつ・抑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ことを報告している（藤野ほか 2006）。同じく、Ganster らは文献のレビューを通じて、長時間労働は労働者のウェルビーイングに悪影響を及ぼすことを示唆するものの、その影響について明確かつ一貫した証拠を提示できていないと指摘する（Ganster et al. 2016）。

以上のように、昨今、一般常識化しつつある労働時間とメンタルヘルスとの関連は、計量研究においては関連が確認されないこともあり、研究上の統一的なコンセンサスは形成されていない。また、先行研究ではデータの代表性が確保されていないものが多く、たとえば藤野らの体系的文献レビューでとりあげられている研究は、そのほとんどが医療関係者や工場労働者等の職業を対象としたものである（藤野ほか 2006）⁴。分析対象を特定の職業等に限定することは、職業特性を考慮するという観点においては必要であるが、その場合、分析結果の一般化可能性には課題が残ることとなる。現在、争点となっている労働時間の上限規制は、基本的に被雇用者全体にかかわる議論であるため、より広い範囲の労働者を対象とした検証が必要と考えられる。

さらに、上限規制にかかわる議論に対して必要性が高い情報は、単に労働時間とメンタルヘルスの間に関連があるか否かということではなく、具体的に「どの程度の時間外労働からメンタルヘルスの状態が悪化するのか」という、閾値に関する情報であると考えられるが、この点についても先行研究では十分検証されていない。

そこで本稿では、ランダムサンプリング（層化二段階無作為法）によりデータの代表性が確保された 2015 年 SSM 調査のデータを用いて、日本における労働時間とメンタルヘルスと

⁴ 17 編中、職業を限定しているものとしては、医療関係者を対象とした研究が 6 編、工場労働者を対象とした研究が 4 編、ソフトウェアエンジニア、公務員を対象とした研究が 1 編ずつとなる。代表性が確保されている研究は 1 編のみである。

の関連を検証する。この検証を分析 I としてリサーチクエスチョンを示すと次のようになる。

RQ1：日本全体の労働者（被雇用者）を対象とした場合、労働時間とメンタルヘルスとの間には統計的に有意な関連があるか。関連が認められる場合、具体的にどの程度の時間外労働からメンタルヘルスの状態が悪化するのか。

上述のとおり、労働時間の上限規制にかかわる議論として必要性が高いのは、メンタルヘルスの悪化に影響を与える労働時間の閾値に関する情報であると考えられる。そのため、本稿では、労働時間とメンタルヘルスとの関係性を評価する基準として、精神障害の「労災認定基準」（厚生労働省 2011）を参照し、以下の仮説を検証する。

仮説 1：長時間労働は労働者のメンタルヘルスを悪化させる。具体的には、週労働時間が 60 時間を超える場合に、メンタルヘルスの状態が明確に悪化するだろう。

仮説 1 で週労働時間 60 時間としているのは、これが月 80 時間（過労死ライン）を超える時間外労働時間に相当するからである。ただし、メンタルヘルスの悪化に影響を与える労働時間の閾値は、これ以外にも存在する可能性があるため、分析 I では、週 60 時間を軸として前後のパターンについても検証していく。

1.3 労働者のメンタルヘルスの悪化にかかわる要因と仮説（分析 II）

前項で述べたように、労働時間とメンタルヘルスとの関連は、計量研究においては確認されないことも少なくない。そのため、長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るまでのメカニズムについても、代表性のあるデータを用いた計量研究は蓄積されていない。本稿ではデータの性質上、生理学的メカニズムを追究することはできないが、媒介関係の有無という観点から分析 II として、以下の 2 つのメカニズムに注目して検証を試みる。

ひとつは、ワークライフバランスの悪化がメンタルヘルスの悪化につながるというメカニズムである。労働時間の増加は、仕事以外の私的な時間を減少させる。そうしたワークライフバランスの悪化は、労働力の再生産のための時間、つまり睡眠・疲労回復時間を減少させ、その結果としてメンタルヘルスが悪化することが想定される（岩崎 2008）。睡眠不足がメンタルヘルスを悪化させることは先行研究によってたびたび指摘されており（Krystal 2012; Chiara et al. 2016）、ここで想定しているメカニズムは、長時間労働からメンタルヘルス悪化までのメカニズムを検討するにあたって、もっとも典型的なパターンといえるだろう。

ふたつめは、労働に対する報酬の不足によってメンタルヘルスの悪化が生じるというメカニズムである。このメカニズムを想定するにあたっては、Siegrist が提唱した「努力－報酬不

均衡モデル」(Effort-Reward Imbalance Model) を念頭においている (Siegrist 1996)。「努力－報酬不均衡モデル」とは、仕事にかけた努力・労力 (Effort) に対して報酬が不足していた場合にストレスが増加することを指摘したものであり、こんにちでも労働者のメンタルヘルス問題を検討する際、高い頻度で参照されている。前項にとりあげた黒田・山本 (2014) は対価の支払われない残業時間がメンタルヘルス悪化と関連することを指摘しており、このモデルの適例といえるだろう。このモデルに従えば、長時間労働でありながら、満足のいく報酬が得られない場合にメンタルヘルスが悪化するということになる。

ただし、このモデルにおける「報酬」は、経済的報酬 (Money) のみではなく、心理的報酬 (Esteem)、仕事の安定性や昇進 (Status control) という3つの側面から評価されるものである。そのため、本稿では経済的報酬 (年収等) に限定せず、「努力－報酬」の総合的な均衡状態を表す代替指標として「仕事不満感」に注目し、分析を試みる。

以上の議論を踏まえ、分析Ⅱのリサーチクエスションと仮説を提示すると次のようになる。

RQ2: 長時間労働は、どのようなメカニズム (媒介関係) により、労働者のメンタルヘルス悪化に影響を及ぼすのか。

仮説 2-1: 長時間労働は、「ワークライフバランス」の悪化を介して労働者のメンタルヘルスを悪化させる。

仮説 2-2: 長時間労働は、「仕事不満感」を介して労働者のメンタルヘルスを悪化させる。

長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るメカニズム (媒介関係) を検討するのは、それによって、具体的な介入のポイントを示すことができると考えられるためである。たとえば、もし仮説 2-1 が支持されるならば、それは長時間労働規制の必要性を改めて示し、かつ勤務間インターバル制度等の導入により休息時間を確保することが労働者のメンタルヘルス対策として効果的である可能性を示す結果となるだろう。また、仮説 2-2 が支持されるならば、労働に対する適切な報酬を与えることが労働者のメンタルヘルス対策として有効であることを示す結果となるだろう。

なお、労働者のメンタルヘルスに関する先行研究としては、ほかにも Karasek が提唱した「仕事の要求度－コントロールモデル」(Job-Strain Model) が有名である (Karasek 1979)。このモデルは、仕事の量的負荷を中心とする「要求度」と、仕事を進めるうえでの意思決定等にかかわる「自律性」(Control) という観点から、要求度が高く自律性の低い緊張状態 (high-strain) における仕事に従事している労働者ほどストレスが高くなることを指摘したものである。このモデルの新規性は「自律性」という観点を導入した点にあり、「努力－報酬不均衡モデル」と並んで労働者のメンタルヘルスを検討する際に広く参照されている。

しかし、長時間労働との関連を考えた場合、長時間労働であるから「自律性」が低くなるとは考えにくく、「自律性」が低いために長時間労働となるものと思われる。同様に、メンタルヘルスの状態が悪いから仕事の「自律性」が低くなると考えるより、「自律性」が低いことがメンタルヘルスの状態に悪影響を与えると考えるほうが適切であるだろう（「仕事の要求度-コントロールモデル」はもともとそのようなメカニズムを指摘したものである）。すると、「自律性」は「労働時間」と「メンタルヘルス」にとって時系列的に先行する条件であり、媒介変数ではなく、統制変数として影響すると想定される。そのため、本稿ではこの点について独立した仮説を設けず分析を行う⁵。

2. 対象と方法

2.1 分析対象

分析対象は、2015年SSM調査で回答を得た7,817名（男性：3,568、女性：4,249、回収率50.1%）のうち、農業・自営・家族従業者を除く20～59歳までの男性被雇用者である。このような分析対象者の限定は、過労自殺問題において把握されているほとんどが男性被雇用者であることを考慮したものである。分析に投入する変数に欠損値を含むケースを除外し、週の労働時間が140時間となる1ケースをはずれ値として除外した最終的な分析対象は1,334名である（分析Ⅰ、Ⅱ共通）。

2.2 分析方法

分析方法は、分析Ⅰ、分析Ⅱともメンタルヘルスの状態をあらわす変数を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析である。

分析Ⅰでは、労働時間の上限規制にかかわる議論を念頭におき、具体的に何時間程度の労働時間からメンタルヘルスが悪化するのかをみるために、労働時間を連続変数ではなく2値変数に変換して分析する。仮説1を検証するためのパターンは、週労働時間60時間以下を[0]、週60時間を超える場合を[1]とする場合であるが、それ以外にも数パターンを作成して前後関係を確認する。

長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るメカニズム（媒介関係）を検討する分析Ⅱでは、通常の二項ロジスティック回帰分析にくわえて、KHB法により媒介変数の具体的な媒介割合

⁵ 原雄二郎は労働者のメンタルヘルスに関する全体的な傾向と対策を論じる中で、職業性ストレスの代表的なモデルとして、「努力-報酬不均衡モデル」、「仕事の要求度-コントロールモデル」、「NIOSH職業性ストレスモデル」の3つを挙げる（原 2013）。「NIOSH職業性ストレスモデル」は米国国立職業安全保健研究所が職業性ストレスに関する研究のレビューを通じて作成したモデルである。職場でのストレス要因から疾病に至るまでのプロセスを、調整要因（個人的要因、仕事以外の要因、緩衝要因）との関係に注目し捉えるモデルとしてこの分野で広く参照されている。ただ、このモデルは特定の要因のメンタルヘルスに対する影響に主眼を置くものではない（Hurrell & McLaney 1988）。本稿の目的は労働時間（長時間労働）のメンタルヘルスに与える直接的な効果とメカニズムを検討することであり、「NIOSH職業性ストレスモデル」とは力点が異なるため本文中では言及しなかった。

を測定する。

KHB 法は、Karlson らによって提唱された非線形モデルの分析における媒介効果を適切に測定するための手法である (Karlson et al. 2012)。非線形モデルの分析では、モデル間の係数比較を行う際、交絡 (confounding) による係数への影響、およびスケールパラメータの変動 (rescaling) による係数への影響が生じるため媒介の程度を検証することができない。この問題に関して、KHB 法では、まず媒介変数を独立変数と統制変数によって重回帰分析し、その後、重回帰分析により測定された残差変数をロジスティック回帰分析に投入することで、rescaling の問題を回避し、モデル間の係数比較による媒介効果の評価を行う (Karlson et al. 2012; 白川 2014; 林川 2016)。

2.3 従属変数

従属変数はメンタルヘルスの状態をスクリーニングするための尺度として近年普及している K6 に準じた質問項目への回答結果を用いる (分析 I, II 共通)。具体的な質問項目は、① いらいらする、② 絶望的な感じになる、③ そわそわして、落ち着かない、④ 気持ちがめいって、何をしても気が晴れない、⑤ 何をするのもおっくうな気持ちになる、⑥ 自分が何の価値もない人間のような気持ちになる、の 6 つである。各項目に、「全くない」(0 点) から「いつも」(4 点) の 5 件法により回答を求め、6 項目の合計 0~24 点 (以下、K6 スコアと表記) のうち、スコアが高いほどメンタルヘルスになんらかの問題が生じている可能性が高いと評価する⁶。

具体的な評価基準はこれまでにいくつか提唱されており、たとえば川上憲人は、日本語版 K6 スコアの評価方法 (区切り方) を大規模調査のデータに基づき検討し、合計得点 5 点以上を「心理的ストレス相当」、10 点以上を「気分・不安障害相当」、13 点以上を「重症精神障害相当」とする基準を提唱している (川上 2007)。本稿ではこの基準を参照し、メンタルヘルスに「疾患」(障害) レベルの問題を抱えていると想定されるグループと、そうではないグループを分けるために、0~9 点を [0]、10~24 点を [1] とする 2 値数を作成し、その変

⁶ 今回の SSM 調査で用いられたこれら 6 項目のワーディングは、通常用いられている K6 日本語版と同一ではない (川上ほか 2005; 川上 2007)。そのため、厳密な意味において他の調査により得られた K6 スコアとの単純な比較はできない。通常用いられている K6 日本語版における 6 項目のワーディングは以下のとおり。① 神経過敏に感じましたか、② 絶望的だと感じましたか、③ そわそわ、落ち着かなく感じましたか、④ 気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか、⑤ 何をしても骨折りだと感じましたか、⑥ 自分は価値のない人間だと感じましたか (冒頭の番号は筆者が付記)。

参考まで、2013 年の国民生活基礎調査で得られた K6 スコアの分布 (男性有職者) と 2015 年 SSM 調査の分布 (男性有職者) を比べてみたところ、国民生活基礎調査では 0~4 点が 73.5%、5~9 点が 17.6%、10~14 点が 6.8%、15 点以上が 2.1% であり、SSM 調査では 0~4 点が 58.7%、5~9 点が 28.1%、10~14 点が 10.1%、15 点以上が 3.1% であった (厚生労働省 2014)。SSM 調査のほうで K6 スコアが高くなる傾向があり、カイ二乗検定を行ったところ、 $X^2=263.9$ 、自由度=3、 $p<.001$ となり、2 つの調査における K6 スコアの構成には有意差があることが確認された。本稿の分析結果を他の調査・研究と比較する際には、この点 (本稿の K6 スコアが高めに出ていること) に注意する必要がある。本稿の分析対象である男性被雇用者における K6 スコアの Cronbach's $\alpha=0.881$ 。

数を従属変数として分析を行う。

また、K6 スコアを用いて従業上の地位とメンタルヘルスとの関連を検討した片瀬一男によると、正規雇用者と非正規雇用者では K6 スコアに違いがある（非正規雇用者の方が K6 スコアの平均値が高い）ことが指摘されており（片瀬 2017）、本稿では正規雇用者と非正規雇用者を分けて分析を行うこととする。

2.4 独立変数

独立変数は、1 週間あたりの労働時間である。これは 1 日の労働時間と 1 週間の勤務日数をかけあわせて算出したものである。

上述のとおり、分析 I では具体的に何時間程度の労働時間からメンタルヘルスが悪化するかをみるために、週労働時間を 40 時間以降 5 時間毎に区切った 6 パターンの変数を作成して、それぞれのパターンで分析を行う。パターンを例示すると、週の労働時間、①40 時間以下を [0]、40 時間を超える場合を [1] とするパターン、②45 時間以下を [0]、45 時間を超える場合を [1] とするパターン……⑥65 時間以下を [0]、65 時間を超える場合を [1] とするパターンというようになる。

長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るまでのメカニズムを検証する分析 II では、週労働時間 60 時間以下を「0」、60 時間を超える場合を [1] で固定し、「仕事不満感」と「ワークライフバランス感」の 2 変数を媒介変数として分析に投入する。

「仕事不満感」は、仕事への満足度を 5 件法でたずねた結果であり、値が大きいほど仕事に不満を感じていることをあらわす。「ワークライフバランス感」は仕事と家庭が両立できているか、という調査時点での回答者の主観的な評価について 4 件法でたずねた結果を反転させたものであり、値が大きいほどワークライフバランスがとれていることをあらわす。

統制変数としては、年齢、婚姻状況、SSM 総合職業分類（農業・自営を除く）、および「仕事の要求度—コントロールモデル」の議論を考慮して「仕事自律性」を投入する。職業の統制に SSM 総合職業分類を用いるにあたっては、片瀬（2017）を参照した。

2.5 記述統計

以下、分析に用いる変数の記述統計（表 1, 2）と相関（表 3, 4）を正規雇用と非正規雇用に分けて提示する。

正規雇用の記述統計量のうち、K6スコアの平均値は5.17、中央値は4であった。川上(2007)の基準に照らすと、今回のデータにおける K6 スコアの中央値は 4 なので、約半数はとくに問題ないものの、残りの約半数は「心理的ストレス相当」以上の状態にあると評価される⁷。一方、非正規雇用では平均値 6.34、中央値 5 であった。正規雇用者に比べて非正規雇用者の K6 スコアが高い傾向にあり、非正規雇用者の多くが「心理的ストレス相当」以上の状態にあると評価される。この結果は片瀬（2017）の指摘と整合的である。

1週間あたりの労働時間は正規雇用が平均47.15時間、中央値45時間であったのに対して、非正規雇用では平均37.91時間、中央値40時間と、非正規雇用者のほうが労働時間が短い傾向にあった。

表 1 記述統計（正規雇用, N=1,197）

	平均値	中央値	SD	最小値	最大値
K6 スコア	5.17	4	4.436	0	24
K6 スコア（2 値）	16.2%	-	-	-	-
年齢	42.29	42	9.913	20	59
婚姻状況	71.7%	-	-	-	-
職業：専門（基準）	22.0%	-	-	-	-
職業：大企業ホワイト	25.7%	-	-	-	-
職業：中小企業ホワイト	13.5%	-	-	-	-
職業：大企業ブルー	15.1%	-	-	-	-
職業：中小企業ブルー	23.6%	-	-	-	-
仕事自律性	2.93	3	.883	1	4
1週間あたりの労働時間	47.15	45	10.375	5	119
1週間あたりの労働時間（2 値）	6.8%	-	-	-	-
仕事不満感	2.04	2	.951	1	5
ワークライフバランス感	2.91	3	.817	1	4

注) K6 スコア（2 値）は 9 点以下を [0]、10 点以上を [1] とした場合。1週間あたりの労働時間（2 値）は 60 時間以下を「0」、60 時間を超える場合を [1] とした場合の値を提示している。ダミー変数の平均値は構成割合を示している。

⁷ 注 6 で述べたように、本調査では、K6 スコアが高めに出ていることに注意が必要である。

表 2 記述統計（非正規雇用, N=137）

	平均値	中央値	SD	最小値	最大値
K6 スコア	6.34	5	5.204	0	24
K6 スコア（2 値）	25.5%	-	-	-	-
年齢	39.50	39	11.513	20	59
婚姻状況	26.3%	-	-	-	-
職業：専門（基準）	8.8%	-	-	-	-
職業：大企業ホワイト	12.4%	-	-	-	-
職業：中小企業ホワイト	21.2%	-	-	-	-
職業：大企業ブルー	19.0%	-	-	-	-
職業：中小企業ブルー	38.7%	-	-	-	-
仕事自律性	2.58	3	.952	1	4
1 週間あたりの労働時間	37.91	40	11.316	4	84
1 週間あたりの労働時間（2 値）	1.5%	-	-	-	-
仕事不満感	2.47	2	1.176	1	5
ワークライフバランス感	3.01	3	.836	1	4

注) K6 スコア（2 値）は 9 点以下を [0], 10 点以上を [1] とした場合. 1 週間あたりの労働時間（2 値）は 60 時間以下を「0」, 60 時間を超える場合を [1] とした場合の値を提示している. ダミー変数の平均値は構成割合を示している.

正規雇用の相関について、変数間に目立って高い相関はみられず、K6 スコアと 1 週間あたりの労働時間との間には有意な正の相関が認められた。また両変数とも意識変数であるため当然ではあるが、K6 スコアと仕事不満感との間には有意で相対的に高い正の相関がみられ、ワークライフバランス感との間には有意で相対的に高い負の相関がみられた。

労働時間と仕事不満感との間には有意な正の相関があり、労働時間とワークライフバランス感との間には有意な負の相関が認められた。これらの相関関係は、1.2, 1.3 で提示した仮説と整合的な関連を示唆するが、詳しくは統制変数をくわえた分析 I, 分析 II の結果を踏まえて考察していくこととする。

一方、非正規雇用でも目立って高い相関は見られないものの、K6 スコアと労働時間との間には有意な相関が認められなかった。また、K6 スコアと仕事不満感との間には有意な正の相関がみられたが、K6 スコアとワークライフバランス感との間には有意な相関が認められなかった。労働時間と仕事不満感、労働時間とワークライフバランス感との間に有意な相関関係は認められなかった。

表 3 各変数間の相関関係（正規雇用）

	K6 スコア (2 値)	K6 スコア (2 値)	年齢	婚姻状況 (基準)	職業：専門 (基準)	職業：大企業 業ホワイト ト	職業：中小 企業ホ イト	職業：大企 業ブル ー	職業：中小 企業ブル ー	仕事自律 性	1 週間あたりの労働 時間 (2 値)	1 週間あたりの労働 時間 (2 値)	仕事不満 感	ワークライ フバランス 感
K6 スコア	1													
K6 スコア (2 値)	.787**	1												
年齢	-.156**	-.111**	1											
婚姻状況	-.133**	-.086**	.340**	1										
職業：専門 (基準)	-.023	-.053	-.077**	.051	1									
職業：大企業ホワイト	-.005	.032	.091**	.094**	-.312**	1								
職業：中小企業ホワイト	.031	-.008	.040	-.017	-.210**	-.233**	1							
職業：大企業ブルー	-.020	-.021	-.024	-.019	-.224**	-.248**	-.167**	1						
職業：中小企業ブルー	.020	.043	-.031	-.117**	-.295**	-.328**	-.220**	-.235**	1					
仕事自律性	-.159**	-.108**	.137**	.097**	-.016	.031	.105**	-.052	-.057	1				
1 週間あたりの労働時間	.072*	.054	-.076**	.040	.057	-.034	-.008	-.080**	.054	-.057*	1			
1 週間あたりの労働時間 (2 値)	.097**	.080**	-.017	.007	.026	-.022	.020	-.058*	.030	-.080**	.693**	1		
仕事不満感	.267**	.196**	-.023	-.097**	-.069*	-.046	-.015	.004	.124**	-.243**	.078**	.067*	1	
ワークライフバランス感	-.236**	-.164**	.128**	.109**	-.014	.015	.012	-.007	-.005	.296**	-.270**	-.182**	-.280**	1

注) K6 スコア (2 値) は 9 点以下を [0], 10 点以上を [1] とした場合. 1 週間あたりの労働時間 (2 値) は 60 時間以下を [0], 60 時間を超える場合を [1] とした場合の値を提示している.

表 4 各変数間の相関関係（非正規雇用）

	K6 スコア (2 値)	K6 スコア (2 値)	年齢	婚姻状況 (基準)	職業：専門 (基準)	職業：大企業 ホワイト トイト	職業：中小 企業 ブルー	職業：中小 企業 ブルー	仕事自律 性	1 週間あたりの労働 時間	1 週間あたりの労働 時間 (2 値)	仕事不満 感	ワークライ フバランス 感
K6 スコア	1												
K6 スコア (2 値)	.834**	1											
年齢	-.137	-.062	1										
婚姻状況	-.125	-.084	.315**	1									
職業：専門 (基準)	-.110	-.063	-.072	-.009	1								
職業：大企業ホワイト	-.165	-.170*	.105	.178*	-.117	1							
職業：中小企業ホワイト	.194*	.147	-.132	-.147	-.161	-.195*	1						
職業：大企業ブルー	-.056	.015	.053	-.035	-.150	-.182*	-.251**	1					
職業：中小企業ブルー	.058	.016	.038	.037	-.246**	-.299**	-.412**	-.384**	1				
仕事自律性	-.093	-.096	.051	.052	.136	.118	-.093	.036	-.110	1			
1 週間あたりの労働時間	-.067	.003	-.088	.134	-.042	-.048	-.150	.009	.176*	.073	1		
1 週間あたりの労働時間 (2 値)	.086	.068	-.096	-.073	-.038	.139	.086	-.059	-.097	.053	.395**	1	
仕事不満感	.170*	.181*	.137	.031	-.168	-.018	-.085	.141	.067	-.206*	.118	.159	1
ワークライフバランス感	-.050	-.065	-.074	.035	.090	.076	-.112	.108	-.097	.189*	-.041	-.147	-.325**

注) K6 スコア (2 値) は 9 点以下を [0], 10 点以上を [1] とした場合. 1 週間あたりの労働時間 (2 値) は 60 時間以下を [0], 60 時間を超える場合を [1] とした場合の値を提示している.

3. 分析結果

3.1 分析 I の結果（労働時間とメンタルヘルスとの関連）

労働時間とメンタルヘルスとの関連を検証する分析 I の結果のうち、正規雇用者を対象とした場合の結果を表 5 に整理した。従属変数は 2 値化した K6 スコア（9 点以下 [0]，10 点以上 [1]）である。独立変数である労働時間については、2 値化した変数を用いており、表中左から以下のパターンで分析した結果を提示している。

①40 時間以下 [0]，40 時間を超える場合 [1]

②45 時間以下 [0]，45 時間を超える場合 [1]

③50 時間以下 [0]，50 時間を超える場合 [1]

④55 時間以下 [0]，55 時間を超える場合 [1]

⑤60 時間以下 [0]，60 時間を超える場合 [1]

⑥65 時間以下 [0]，65 時間を超える場合 [1]

なお、以下では労働時間を 2 値化した変数を「長時間労働」と表記する。

表 5 メンタルヘルスの長時間労働への二項ロジスティック回帰（正規雇用）

	①長時間労働 (40h を超える)		②長時間労働 (45h を超える)		③長時間労働 (50h を超える)		④長時間労働 (55h を超える)		⑤長時間労働 (60h を超える)		⑥長時間労働 (65h を超える)	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
年齢	-.025	.975 **	-.025	.975 **	-.024	.977 **	-.025	.976 **	-.025	.976 **	-.024	.976 **
	(.009)		(.009)		(.009)		(.009)		(.009)		(.009)	
婚姻状況	-.240	.787	-.243	.784	-.264	.768	-.253	.777	-.255	.775	-.247	.781
	(.182)		(.182)		(.182)		(.182)		(.182)		(.182)	
職業：大企業ホワイト	.553	1.738 *	.555	1.742 *	.550	1.733 *	.553	1.739 *	.559	1.750 *	.558	1.747 *
	(.242)		(.242)		(.242)		(.242)		(.242)		(.242)	
職業：中小企業ホワイト	.361	1.435	.362	1.436	.350	1.419	.350	1.419	.350	1.420	.339	1.404
	(.292)		(.292)		(.292)		(.292)		(.292)		(.293)	
職業：大企業ブルー	.134	1.143	.141	1.151	.159	1.172	.151	1.163	.168	1.183	.160	1.174
	(.287)		(.286)		(.286)		(.286)		(.286)		(.286)	
職業：中小企業ブルー	.474	1.607	.469	1.598	.471	1.601	.476	1.610	.464	1.590	.448	1.565
	(.245)		(.245)		(.245)		(.245)		(.245)		(.245)	
仕事自律性	-.279	.756 **	-.279	.756 **	-.267	.766 **	-.268	.765 **	-.260	.771 **	-.264	.768 **
	(.088)		(.088)		(.088)		(.088)		(.088)		(.088)	
長時間労働	-.028	.972	.021	1.021	.369	1.447 *	.266	1.305	.639	1.895	.701	2.017
	(.163)		(.163)		(.184)		(.205)		(.272)		(.287)	
CoxSnell 決定係数	.028		.028		.031		.029		.032		.033	

注) N=1, 197, 従属変数は K6 スコア（10 点以上），職業の基準カテゴリーは専門，カッコ内の値は標準誤差。

これによると、週労働時間が、③50 時間を超える場合、⑤60 時間を超える場合、⑥65 時間を超える場合で、K6 スコアと有意な正の関連があることが明らかとなった。④55 時間で区切った場合が有意ではないため、解釈がやや難しくなるが、ひとまずここでは 60 時間を超える場合で一貫して有意な関連が認められることを確認しておきたい⁸。

長時間労働が K6 スコアに与える具体的な効果 (Exp(B)の値) について確認すると、たとえば、⑤週労働時間が 60 時間以上の人と 60 時間以下の人と比べて、K6 スコアが 10 点以上になる確率が 1.895 倍になるということが示されている。全体的に、労働時間が長くなるにつれて Exp(B) の値も大きくなっており (④55 時間を超える場合を除く)、長時間労働が K6 得点に影響を与えていることがわかる。

なお、同様の分析を男性非正規雇用 (と女性) に関しても実施したが、労働時間とメンタルヘルスとの間に有意な関連は認められなかった。そのため、分析Ⅱについては男性正規雇用のみを対象として行うこととする。

3.2 分析Ⅱの結果 (長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るメカニズム)

3.2.1 通常モデルの分析結果

長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るまでのメカニズム (媒介関係) についての分析結果を表 6 に整理した。表 6 には、通常二項ロジスティック回帰分析の結果と、媒介変数の具体的な媒介割合を測定するため、KHB 法による残差モデルを用いた分析結果をあわせて提示している。まずは通常モデルの結果から確認していく。

はじめに、通常モデルⅡにおいて投入した媒介変数「仕事不満感」と、K6 スコアとの間には有意な正の関連が認められた。このことは、仕事不満感が高ければ K6 スコアも高くなるということ、つまりメンタルヘルスの状態が悪くなることを意味している。ただ、「長時間労働」の K6 スコアに対する有意な効果は残存しており、「仕事不満感」は「長時間労働」の K6 スコアに対する効果を部分的にしか媒介していないことを示している。

次に、通常モデルⅢにおいて投入した媒介変数「ワークライフバランス感」も、K6 スコアと有意に関連しており、係数がマイナスであることから、ワークライフバランスが悪いと認識されている場合、K6 スコアが高くなるということがわかる。また、このモデルにおいては、「長時間労働」の有意な効果が消失している。この結果は、「長時間労働」の効果が「ワークライフバランス」の悪化に媒介されて K6 スコアに影響を与えていることを示している。

通常モデルⅣは「仕事不満感」と「ワークライフバランス感」を同時に投入した結果である。媒介変数は双方ともに有意となり、「長時間労働」の有意な効果は消失している。この結

⁸ 結果の頑健性について、今回の分析で設定した K6 スコア (9 点以下 [0], 10 点以上 [1]) から K6 スコア (10 点以下 [0], 11 点以上 [1]) に変更した場合、各労働時間のパターンと K6 スコアとの関連 (有意差の有無) に変化はなかった。しかし、K6 スコア (8 点以下 [0], 9 点以上 [1]) とした場合では、「50 時間を超える場合」での有意差が消失した。

果について、通常モデルⅡ，通常モデルⅢの結果を踏まえると、「仕事不満感」は「ワークライフバランス感」に比べて媒介効果が弱いということが示唆される。

3.2.2 残差モデルの分析結果

つづいて、KHB 法による媒介効果の測定結果をみていく。残差モデルにおいては、いずれの場合も「長時間労働」が有意となっており、このことは「仕事不満感」，「ワークライフバランス感」，およびその両者を組み合わせた場合のいずれにおいても、「長時間労働」が K6 スコアに与える効果を説明しつくしていないことを意味している。

具体的な数値を確認していくと、残差モデルⅡの結果は、「長時間労働」が K6 スコアに与える効果のうち 12.6%を「仕事不満感」が媒介していることを示している。

次に、残差モデルⅢの結果は、「長時間労働」が K6 スコアに与える効果のうち、31.9%を「ワークライフバランス感」が媒介していることを示している。

最後に、残差モデルⅣは、「仕事不満感」と「ワークライフバランス感」を同時に投入した場合であり、分析の結果、これらの変数が「長時間労働」の K6 スコアに与える効果のうち 34.4%を媒介していることを示している。

以上の結果から、「仕事不満感」に比べて「ワークライフバランス感」の媒介効果が大きく、「長時間労働」は主に「ワークライフバランス感」を介して K6 得点に影響を与えていることが明らかとなった。

表 6 KHB 法による媒介関係の分析（正規雇用）

	通常モデル I		通常モデル II		通常モデル III		通常モデル IV		通常モデル V	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
年齢	-.025 (.009)	.976 **	-.028 (.009)	.973 **	-.026 (.009)	.974 **	-.025 (.009)	.976 **	-.026 (.009)	.975 **
婚姻状況	-.255 (.182)	.775 *	-.182 (.185)	.833 *	-.252 (.185)	.777 *	-.251 (.183)	.778 *	-.150 (.186)	.861 *
職業：大企業ホワイト	.559 (.242)	1.750 *	.535 (.246)	1.707 *	.564 (.246)	1.759 *	.560 (.244)	1.751 *	.531 (.247)	1.701 *
職業：中小企業ホワイト	.350 (.292)	1.420	.302 (.296)	1.353	.363 (.296)	1.438	.348 (.296)	1.416	.298 (.298)	1.347
職業：大企業ブルー	.168 (.286)	1.183	.109 (.291)	1.116	.158 (.291)	1.171	.187 (.288)	1.206	.132 (.291)	1.141
職業：中小企業ブルー	.464 (.245)	1.590	.330 (.250)	1.391	.464 (.249)	1.591	.501 (.247)	1.650 *	.362 (.251)	1.436
仕事自律性	-.260 (.088)	.771 **	-.146 (.093)	.864 *	-.261 (.090)	.770 **	-.169 (.092)	.844 *	-.095 (.095)	.909 *
長時間労働	.639 (.272)	1.895 *	.565 (.279)	1.760 *	.647 (.279)	1.910 *	.651 (.274)	1.918 *	.426 (.284)	1.532
仕事不満感			.456 (.082)	1.577 ***	✓		✓		.403 (.084)	1.496 ***
ワークライフバランス感									-.292 (.103)	.747 **
CoxSnell 決定係数	.032		.057		.057		.045		.063	
媒介効果			12.6%		12.6%		31.9%		34.4%	

注) W=1, 197, 従属変数は K6 スコア (10 点以上), 週労働時間は 60 時間以下を「0」, 60 時間を超える場合を「1」で固定, 職業の基準カテゴリーは専門, カッコ内の値は標準誤差.

4. 考察

4.1 分析 I の結果に対する考察

労働時間とメンタルヘルスとの関連を検証した分析 I の結果から、基本的に労働時間が長くなるほど、メンタルヘルスの状態が悪くなることが明らかとなった。すなわち、週労働時間が、50 時間を超える場合、60 時間を超える場合、65 時間を超える場合で、K6 スコアと有意な正の関連が認められた。また、その影響力としても、たとえば週労働時間が 60 時間を超える人では 60 時間以下の人と比べて、K6 スコアが 10 点以上（気分・不安障害相当）となる確率が 1.895 倍となり、長時間労働はメンタルヘルス悪化に対して強い影響力を持つことが示されていた。

以上の結果は、「週労働時間が 60 時間を超える場合に、メンタルヘルスの状態が明確に悪化する」という、本稿の仮説 1 を支持する。この仮説において区切り値とした週 60 時間の労働時間は、精神疾患にかかわる労災認定基準（月 80 時間を超える時間外労働）を想定したものであるとともに、現在、「働き方改革」に関する議論において争点となっている実質的な労働時間の上限時間にも相当する。この点を踏まえ、分析 I の結果がもつ政策的含意として、次の 2 つを挙げておきたい。

ひとつめとして、分析 I の結果は、労働者のメンタルヘルス対策を講じる上で、労働時間の上限規制が効果的な施策になることを示唆する。これは自明のようであるが、強調したい点は、分析 I の結果が、日本の被雇用者を幅広く考慮に入れた上でのものという点である。先行研究では労働時間とメンタルヘルスとの間に有意な関連が見出されないこともあり、分析対象も限定的なものが多かったため、広範囲を対象とする社会政策としての労働時間規制の必要性を明示するエビデンスが不足していた。それに対して、本稿の分析 I は代表性の確保されたデータをもとに、長時間労働とメンタルヘルスとの間に関連があることを明らかにしており、労働時間規制にかかわる議論に新たな根拠を提供するものと考えられる。

ふたつめは、より重要な論点である「何時間を上限とするか」という点についてである。この点について分析 I の結果は、ひとまず「週 60 時間・月 80 時間」を超える労働時間は気分・不安障害に相当するようなメンタルヘルスの悪化をもたらす可能性が高いという知見を提供する。

しかし、分析 I では、週 50 時間を超える労働時間の場合にも、メンタルヘルスが有意に悪化するという結果が示されていた。したがって、今回の分析では一貫性を持った結果として提示することができなかったが、より適切な閾値が「週 60 時間・月 80 時間」という労働時間よりも下方に存在する可能性がある。この点（労働時間の上限として本当に適切な閾値はどこであるか）については、今後も引き続き慎重に検証していく必要がある。

4.2 分析Ⅱの結果に対する考察

長時間労働からメンタルヘルス悪化に至るメカニズム（媒介関係）を検討した分析Ⅱからは、「仕事不満感」、「ワークライフバランス感」それぞれが長時間労働のメンタルヘルスに対する効果を媒介していることが明らかとなった。分析Ⅱの結果は解釈が複雑となるため、ここでやや詳しく振り返っておきたい。

まず、「努力－報酬不均衡モデル」（Siegrist 1996）を踏まえ、労働に対する報酬の代替指標として分析に投入した「仕事不満感」は、通常の二項ロジスティック回帰分析において「長時間労働」と同時に K6 スコアと有意に関連していた。そのため、「仕事不満感」は労働者のメンタルヘルス悪化に関連しているが、「長時間労働」のメンタルヘルスに対する効果は部分的にしか媒介していないことが示唆された。その具体的な媒介割合を、KHB 法にもとづき算出すると、「長時間労働」が K6 スコアに与える効果のうち 12.6%を「仕事不満感」が媒介していることが明らかとなっていた。

一方、「努力－報酬不均衡モデル」（Siegrist 1996）を踏まえ、睡眠・疲労回復時間の不足を表す指標として分析に投入した「ワークライフバランス感」は、通常の二項ロジスティック回帰分析において、K6 スコアと有意に関連しており、ワークライフバランスの悪化がメンタルヘルス悪化に影響を与えていることが示されていた。またその際には、「長時間労働」と K6 スコアとの有意差は消失していた。したがって、「長時間労働」の効果は大部分を「ワークライフバランス感」の悪化に媒介されて労働者のメンタルヘルス悪化に影響を与えていることが示唆された。具体的な媒介割合を、KHB 法にもとづき算出すると、「長時間労働」が K6 スコアに与える効果のうち 34.4%を「ワークライフバランス感」が媒介していることが明らかとなった。

以上の結果をさらに要約すると、分析Ⅱにより、長時間労働がメンタルヘルスの悪化に与える影響は、仕事不満感およびワークライフバランスによって媒介されており、相対的にワークライフバランスの媒介効果が大きいということが明らかとなったといえる。これは仮説 2-1、仮説 2-2 それぞれを支持するものであり、長時間労働が労働者のメンタルヘルスに影響を与えるメカニズム（媒介関係）を、代表性のあるデータによって一定程度明らかにしている点において、学術的意義を有する。政策的含意という観点からも、労働者のメンタルヘルス問題への対策を講じるにあたっては、勤務間インターバル制度等の導入により、睡眠・疲労回復時間を確保することが効果的な対策となる可能性を示唆する。

ただし、それでもワークライフバランスの媒介効果は、長時間労働がメンタルヘルスの悪化に与える効果の 3 割強しか説明していない。長時間労働からメンタルヘルスの悪化に至るまでのメカニズムについては、分析Ⅱの枠組みのなかでは未解明の部分が多く、今後追加検証が必要である。

さらに、分析Ⅱの結果においては、もう一点重要な論点がある。それは「仕事不満感」が

長時間労働の効果を 12.6%しか媒介していないという点である。「仕事不満感」が相対的に弱い媒介効果しか有しておらず、かつ K6 得点に対して有意な影響力 ($\text{Exp}(B)=1.577$) を持っているということからは、「仕事不満感」が長時間労働とは異なるロジックによって労働者のメンタルヘルスに影響を与えていることが示唆される。このことは、労働者のメンタルヘルス問題を検討する上では、長時間労働対策のみでは不十分であるということを示す。

「仕事不満感」の規定要因について、今回のデータで検証することは難しいが、先行研究では職場における「人間関係上の問題」等の要因が仕事不満感（仕事満足度）に影響を与えることが指摘されている（筒井 2011）。今後、より幅広い観点から、労働時間以外のメンタルヘルスの規定要因についても検証していく必要がある。

4.3 課題

最後に、これまでに挙げてきた個別の課題とは別に、本稿の分析全体にかかわる課題として主要なものを 2 点に絞り挙げておく。

ひとつめは、非正規雇用者における労働時間とメンタルヘルスとの関連についてである。分析 I では長時間労働とメンタルヘルスとの関連が確認されなかったが、そのことは非正規雇用者のメンタルヘルス問題に対して労働時間が影響しないということを示すわけではない。非正規雇用者の平均労働時間は正規雇用者に比べて短い傾向にあったが（表 1, 表 2）、そもそも今回のデータでは非正規雇用者のサンプルサイズが小さく ($N=137$)、誤差が大きくなるため、正確な議論をすることが難しい状況であった。先行研究ではメンタルヘルスの状態自体は非正規雇用者の方が正規雇用者よりも悪い傾向にあることが指摘されており（片瀬 2017）、今後、別のデータを用いて慎重に議論していく必要があるだろう。今回の本稿の分析結果をもって労働時間と非正規雇用者のメンタルヘルスとの間に関連が全くないと思えるのは早計である。

ふたつめは、因果関係の方向性についてである。本稿で用いたデータはクロスセクションデータであるため、要因間の因果関係を正確に検証することはできていない。この問題においてとくに問題となるのは、労働時間とメンタルヘルスとの間での因果の逆転である。このような逆転が生じている場合、分析結果の解釈と実態の間に大きな乖離が生じることとなる。

もっとも、「労働時間の増加が精神的負担を和らげることは精神生理学的に考えにくいと考えられており（藤野ほか 2006: 91）、本稿の分析 I、分析 II の結果においてそのような因果の逆転が生じていることを明確に示す箇所はなかった。とはいえ、データのなかに、メンタルヘルスの状態が悪いために、仕事が捗らず長時間労働に至っているケースが含まれていたという可能性は排除できない。この問題の根本的な対処法は、パネル調査のデータを用いることであり、今後より正確な検討を行う際にはそうした前向き縦断調査のデータを積極的に活用していくことが求められるだろう。

以上、本稿では、労働時間とメンタルヘルスとの関連を主題として、①週 60 時間を超えるような長時間労働がメンタルヘルスの悪化と有意に関連すること、②長時間労働からメンタルヘルスの悪化に至るまでのメカニズムは、今回の分析では未解明の部分も大きいですが、ワークライフバランスに媒介される割合が相対的に大きいことを明らかにしてきた。以上の2点が本稿のリサーチクエストへの回答となる。それにくわえ、分析Ⅱからは、③仕事不満感は労働時間とは異なるロジックからメンタルヘルスの悪化に影響を与えている可能性が高いことも明らかとなった。

上述のように、残されている問題点や課題は多いが、日本において代表性が確保され、かつ比較的最近に行われたデータを用いて長時間労働とメンタルヘルス悪化の関連を検証できたことは、一定の意義がある成果を提示できたものとする。

参考文献

- 馬欣欣, 2009, 「長時間労働は労働者のメンタルヘルス問題をもたらすか——KHPS および JHPS の個票データを用いた実証分析」樋口美雄・瀬古美喜・照山博司・慶應京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムV——労働市場の高質化と就業行動』慶應義塾大学出版会, 1-26.
- Bannai, Akira and Akiko Tamakoshi, 2014, “The association between long working hours and health: A systematic review of epidemiological evidence, “*Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 40(1): 5-18.
- Chiara, Baglioni, Svetoslava Nanovska, Wolfram Regen, Kai Spiegelhalder, Bernd Feige, Christoph Nissen, Charles F. Reynolds and Dieter Riemann, 2016, “Sleep and mental disorders: A meta-analysis of polysomnographic research, “*Psychol Bull*, 142(9): 969-90.
- Ganster, Daniel C., Christopher C. Rosen and Gwenith G. Fisher, 2016, “Long Working Hours and Well-being: What We Know, What We Do Not Know, and What We Need to Know, “*Journal of Business and Psychology*, 1-15.
- 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(4): 87-97.
- 古川壽亮・大野裕・宇田英典・中根允文, 2003, 「一般人口中の精神疾患の簡便なスクリーニングに関する研究」『平成 14 年度厚生労働科学研究費補助金（厚生労働科学特別研究事業）心の健康問題と対策基盤の実態に関する研究協力報告書』127-30.
- Furukawa, Toshi A., Norito Kawakami, Mari Saitoh, Yutaka Ono, Yoshibumi Nakane, Yosikazu Nakamura, Hisateru Tachimori, Noboru Iwata, Hidenori Uda, Hideyuki Nakane, Makoto Watanabe, Yoichi Naganuma, Yukihiro Hata, Masayo Kobayashi, Yuko Miyake, Tadashi

- Takehiko and Takehiko Kikkawa, 2008, “The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan, “*International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17(3): 152-8.
- 原雄二郎, 2013, 「労働者におけるメンタルヘルス不調の現状とその予防について」『日本労働研究雑誌』 635: 4-17.
- 橋本英樹, 2005, 「国民生活基礎調査における健康のとらえ方に関する基礎的検討」『厚生指標』 52(11): 14-22.
- 林川友貴, 2016, 「どのような母親が経済的支援を必要とするのか——保育サービス利用における理想／現実の乖離に着目して」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『2015年度参加者公募型二次分析研究会 子育て支援と家族の選択研究成果報告書』, 51-65.
- Hurrell, Joseph J. and Margaret A. McLaney, 1988, “Exposure to job stress: A new psychometric instrument, “*Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 14: 27-8.
- 池田心豪, 2010, 「ワーク・ライフ・バランスに関する社会学的研究とその課題——仕事と家庭生活の両立に関する研究に着目して」『日本労働研究雑誌』 52(6): 20-31.
- 岩崎健二, 2008, 「長時間労働と健康問題——研究の到達点と今後の課題」『日本労働研究雑誌』 50(6): 39-48.
- Karasek, Robert A., 1979, “Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign, “*Administrative Science Quarterly*, 24(2): 285-308.
- Karlson Kristian B., Anders Holm and Richard Breen, 2012, “Comparing Regression Coefficients Between Same-sample Nested Models Using Logit and Probit: A New Method, “*Sociological Methodology*, 42: 286-313.
- 片瀬一男, 2017, 「非正規であることの男女差——従業上の地位とメンタルヘルス」『東北学院大学教養学部論集』 176: 1-13.
- 川上憲人・近藤恭子・柳田公佑・柳田公佑, 2005, 「成人期における自殺予防対策のあり方に関する精神保健的研究」『平成16年度厚生労働科学研究費補助金（こころの健康科学研究事業）「自殺の実態に基づく予防対策の推進に関する研究」分担研究報告書』 167-73.
- 川上憲人, 2007, 「全国調査における K6 調査票による心の健康状態の分布と関連要因」『平成18年度政策科学総合研究事業（統計情報総合）研究事業「国民の健康状況に関する統計情報を世帯面から把握・分析するシステムの検討に関する研究」分担研究書』 13-21.
- Kessler, R. C., Andrews G, Colpe L. J, Hiripi E., Mroczek D. K, Normand S. L, Walters E. E and Zaslavsky A. M, 2002, “Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress, “*Psychological Medicine*, 32: 959-76.
- 熊沢誠, 2010, 『働きすぎに斃れて——過労死・過労自殺の語る労働史』岩波書店.

- 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, 経済産業研究所.
- 厚生労働省, 2011, 「心理的負荷による精神障害の認定基準について」, (2018年1月21日取得, <http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/rousaihoken04/dl/120118a.pdf>).
- 厚生労働省, 2014, 「平成25年 国民生活基礎調査の概況」, (2018年1月21日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/index.html>).
- Krystal, Andrew D., 2012, “Psychiatric disorders and sleep,” *Neurol Clin*, 30(4): 1389-413.
- Marchand, Alain and Marie-Eve Blanc, 2011, “Occupation, work organization conditions and the development of chronic psychological distress,” *Work*, 40(4): 425-35.
- 森岡孝二, 2013, 『過労死は何を告発しているか——現代日本の企業と労働』岩波書店.
- 森岡孝二, 2017, 「第338回 これはひどい！ 休日労働協定にみる青天井の36協定」, NP O 法人 働き方ASU-NET 森岡孝二の連続エッセイ, (2018年1月21日取得, <http://hatarakikata.net/modules/morioka/index.php?cid=1>).
- Siegrist, Johannes, 1996, “Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions,” *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1): 27-41.
- 白川俊之, 2014, 「高校生の大学進学期待と社会階層——合理的行為理論にもとづく親学歴効果の説明」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『2013年度課題公募型二次分析研究会 高校生の進路意識の形成とその母親の教育的態度との関連性 研究成果報告書』, 163-79.
- 杉澤あつ子・上畑鉄之丞・関谷栄子・石原伸哉・斉藤良夫・千田忠男・長谷川吉則・山崎喜比, 1994, 「中年期男性労働者の精神健康に関する要因についての追跡研究」『産業医学』36: 91-101.
- 筒井美紀, 2011, 「職場の人間関係と仕事満足」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 143-58.

The relationship between working hours and psychological ill health *

**Tatsuo Komorida
(Senshu University)**

Abstract

It seems obvious that long working hours affect the psychological ill health of workers. However, further studies are necessary because there is insufficient evidence based on large-scale survey data supporting the argument. This study investigates: (1) The number of working hours per week that could be a threshold beyond which workers' psychological health significantly deteriorates; and (2) Whether the relationship between long working hours and psychological ill health can be mediated by work-life balance and job satisfaction. Data from 1,334 male employees aged between 20 and 59 years was analyzed in relation to both research questions. Logistic regression of psychological ill health, measured by scores similar to the Kessler Psychological Distress Scale, on working hours per week was used. For research question (2), the KHB method was employed to estimate mediating effects of work-life balance and job satisfaction. The results demonstrate that working more than 60 hours a week has a significantly negative effect on psychological ill health among permanent employees. In addition, it is demonstrated that the effect of long working hours on psychological ill health is partially mediated by work-life balance and job satisfaction. However, the mediating effect of job satisfaction is smaller than that of work-life balance, which implies that the mechanism by which job satisfaction affects psychological ill health is different from the one by which long working hours do so. These findings imply that effective measures to improve job satisfaction as well as measures to reduce long working hours should be required for reducing psychological ill health among workers.

Keywords: long working hours, psychological ill health, mediating effect, KHB method

* The study was supported by JSPS KAKENHI Grant Number JP25000001 and JP15H03405.