

「うつ病」予備軍の労働者を減らすために¹

慶應義塾大学 山田篤裕研究会 労働・雇用分科会

玉井祐毅

小玉祐嗣

竹島僚汰

山内稜太

2015年11月

¹ 本稿は、2015年12月5日、12月6日に開催される、ISFJ日本政策学生会議「政策フォーラム2015」のために作成したものである。本稿の作成にあたっては、山田篤裕教授(慶應義塾大学)をはじめ、八代尚宏様(国際基督教大学)、高橋康二様(労働政策研究・研修機構研究員)、4年生のコメンテーターの方など多くの方々から有益且つ熱心なコメントを頂戴したここに記して感謝の意を表したい。しかしながら、本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

要約

近年の日本において精神障害患者数は増加しており、疾病別にみて最も多いのはうつ病患者である。また労働者に注目してみると、精神障害における労災請求件数や傷病手当金支給件数のうち「精神および行動の障害」を受給原因とする件数が増加していることから、メンタルヘルスを悪化させる労働者も増加しているといえる。政府はこれら諸問題に対して様々な解決策を導入しており、一例として平成 26 年には「労働安全衛生法」の一部が改正され平成 27 年 12 月よりストレスチェック制度の施行が決定した。このようにメンタルヘルスは社会問題として扱われ、多くの政策が導入されることが決まっている。しかしこれまでの制度ではメンタルヘルス悪化者の削減に繋がる顕著な成果が得られたとは言い難い状況である。これまでに様々な要因についての実証分析が行われてきたが、本研究で今一度どのような労働環境がどの程度メンタルヘルスに影響を与えているか再確認したい。

そこで本研究では、年齢層・性別・就業形態ごとにメンタルヘルス指標である MHI-5 スコアを被説明変数に、労働時間や職場環境といった労働環境がどのような影響を与えるのかについてパネルデータを用いて検証した。この結果、「残業時間を含む週あたり労働時間」と「今後 1 年で失業する可能性がある」という項目について有意な影響が示され、長時間労働の解消と雇用の安定性の 2 つがメンタルヘルス悪化を改善するのに有効な要因であることが分かった。

以上の実証分析を踏まえて、長時間労働の解消と雇用の安定の 2 つについての政策を提言したい。具体的には、労働基準法第 36 条(36 協定)の特別条項の存在が労働者をほぼ無限に働かせてしまうことから「36 協定の特別条項の撤廃」を提言し、撤廃することでメンタルヘルス悪化者の削減がある程度可能であることをシミュレーションして示した。雇用の安定については、まず正規労働者について「フレックスタイム制の超過労働時間を次の清算期間から差し引く制度」を提言し、非正規労働者について「労働者に労働基準法や保険といった労働者自身を保護する制度・法律を学習する機会を就業前にもたせる制度」と「労働契約を第三者機関の立ち合いのもと行う制度」を提言した。また有期雇用、無期雇用それぞれの働き方に焦点を当てたこれらの政策の導入に伴い、どれだけメンタルヘルス悪化者を削減できるかのシミュレーションを行った。

キーワード：うつ病、長時間労働、雇用の安定性

目次

はじめに

第1章 問題意識

- 第1節(1.1)精神疾患患者数推移
- 第2節(1.2)精神障害者保健福祉手帳について
- 第3節(1.3)精神障害における労災補償状況推移
- 第4節(1.4)自殺者数推移

第2章 現状分析

- 第1節(1.1)メンタルヘルス悪化による企業側への影響
- 第2節(1.2)長時間労働とメンタルヘルスの関係
- 第3節(1.3)メンタルヘルスと他要因
- 第4節(1.4)近年における解決対策

第3章 先行研究

第4章 実証分析

- 第1節(1.1)分析に用いるデータについて
- 第2節(1.2)分析の仮説について
- 第3節(1.3)変数の定義
- 第4節(1.4)分析結果
- 第5節(1.5)分析結果を用いた MHI-5 スコアのシミュレーション

第5章 政策提言

- 第1節(1.1)長時間労働についての政策提言
- 第2節(1.2)長時間労働短縮の効果
- 第3節(1.3)正社員の雇用の安定についての政策提言
- 第4節(1.4)非正社員の雇用の安定についての政策提言
- 第5節(1.5)特別条項撤廃と雇用の安定の効果
- 第6節(1.6)おわりに

先行論文・参考文献・データ出典

はじめに

2008年のリーマンショックを皮切りに日本経済もまた不景気になることで、リストラが増えることによって労働者の不安が高まり、メンタルヘルスに悪影響を与える恐れがある。実際に、日本での精神疾患患者数は増加傾向にあり、精神障害における労災補償請求・決定件数も年々増加していることから労働者のメンタルヘルスが悪化していると推察される。

労働者のメンタルヘルスの悪化は労働者だけでなく企業側にも労働者に対する医療費の支払いや社会的な信用の失墜といった多面的な負の影響を与えることが考えられる。このようなメンタルヘルスの悪化要因としてまず考えられるのは先行研究が蓄積されていることから長時間労働であると言える。この他にも職場の人間関係や失業への不安といった労働環境もまた要因として考えられる。

現行のメンタルヘルスの悪化を防ぐ制度はこれまでに多く導入されてきたが、いずれも顕著な成果が得られたとは言い難い。

そこで本稿は、問題意識として掲げたうつ病患者の増加を鑑み、クロスセクション・データで多く行われているメンタルヘルスに影響を与える要因に関する先行研究を参考にしつつ、パネルデータを用いてどの労働環境要因がどの程度労働者のメンタルヘルスに影響を与えるのかについて、統計解析ソフト「Stata」を使用して分析を行った。

分析の結果、長時間労働と雇用の不安定さがより労働者のメンタルヘルスに大きな負の影響を与えることが分かった。そのため本稿では、これら2つの要因について現行の制度・政策を見直しつつ、要因の解消とそれによるメンタルヘルス悪化者の削減を期待できる政策を提言した。

本稿における各章の構成は以下の通りである。

第1章の問題意識では、日本におけるうつ病を始めとした精神疾患患者数は増加していること、精神障害における労災補償請求・決定件数が増加していることから労働者のメンタルヘルスが悪化していることを指摘する。

第2章の現状分析では、労働者のメンタルヘルスの悪化は労働者だけでなく企業側にも多面的な影響を与えること、長時間労働及び他の労働環境が労働者のメンタルヘルスに影響を与えていること、そして近年に導入または改正されている制度について述べる。

第3章ではどのような労働環境が労働者のメンタルヘルスに影響を与えるかについての先行研究を整理した。

第4章では実証分析を行う。実証分析に当たり、年齢層・性別・就労形態ごとに8つの対象群に分け、それぞれについて被説明変数をメンタルヘルスに関連する質問項目から点数化したMHI-5スコア、説明変数に残業時間を含んだ週あたり労働時間や仕事への裁量権、ワークライフバランス、失業の可能性といった職場環境などのいわゆる労働環境がメンタルヘルスにどの程度影響を与えているのか検証していった。

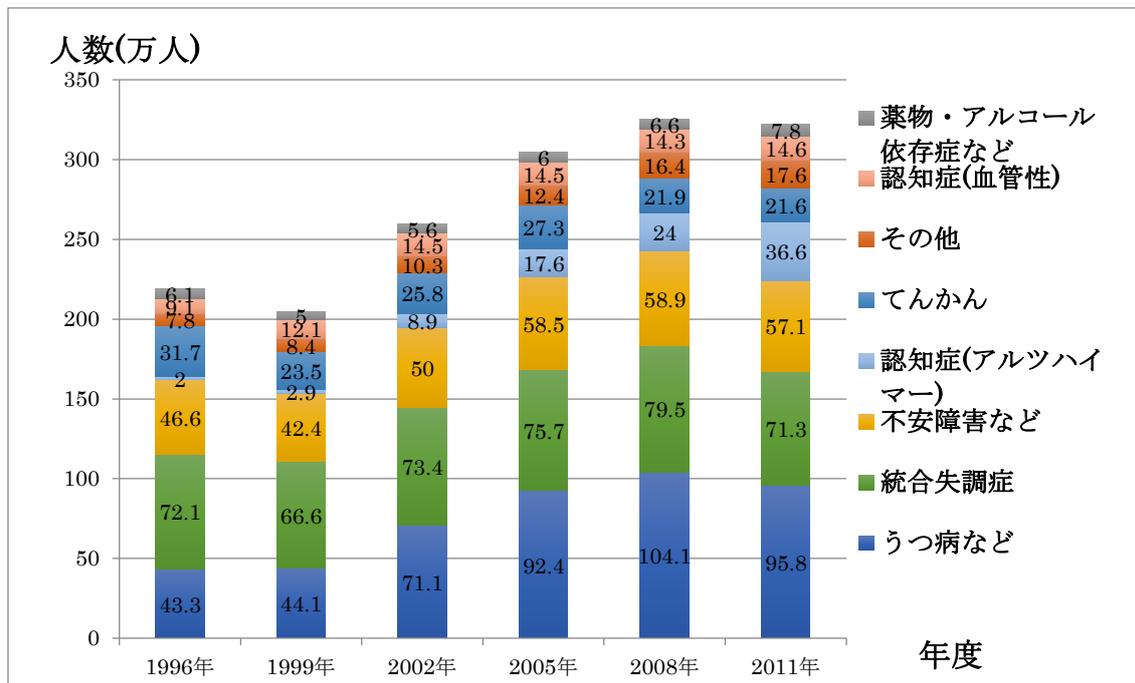
第5章では前章の分析結果を元にメンタルヘルスの悪化を改善するための政策提言を行う。分析の結果、長時間労働の解消と雇用の安定化がメンタルヘルス悪化を改善するのに大きな影響を与える要因であることが分かったため、政策として「36協定の特別条項の撤廃」と雇用の安定のために正規労働者については「フレックスタイム制の超過労働時間を次の清算期間から差し引く制度」を提言し、非正規労働者については「労働者に労働基準法や保険といった労働者自身を保護する制度・法律を学習する機会を就業前にもたせる制度」と「労働契約を第三者機関の立ち合いのもと行う制度」を提言する。まず36協定の特別条項を撤廃することで、従来のほぼ無限に労働者を働かせることのできる日本の労働環境に歯止めをかけ、これにより36協定の上限時間である月あたり残業時間45時間以下・年間残業時間360時間以下を確実に機能させることで、メンタルヘルス悪化者の割合をある程度削減できることを証明する。雇用の安定については、まず「フレックスタイム制の超過労働時間を次の清算期間から差し引く制度」を導入することで、正規労働者のワークライフバランスの向上と個性や能力を十分に発揮できる働き方の拡大がさらに進むことを証明する。次に「労働者に労働基準法や保険といった労働者自身を保護する制度・法律を学習する機会を就業前にもたせる」制度と「労働契約を第三者機関の立ち合いのもと行う」制度を導入することで、非正規労働者の雇用保険に対する認知度が高まり、労働者自身が適切な対処をすることで失業への不安を解消することができることを証明する。

第1章 問題意識

第1節 精神疾患患者数推移

2008年に起きたアメリカでのリーマンブラザーズの破綻が拍車をかけ、近年世界経済は不景気にある。日本経済もアベノミクスにより少しずつ回復傾向にあるが未だに厳しい状況から脱却出来ていないのは間違いない。それに伴って労働者はリストラの可能性が高まることによる不安感の増長が心理的な負担となり、メンタルヘルスを悪化させる恐れがある。そうなることで会社の医療費負担を減らす為に解雇される、また復帰が難しい程の重度の疾患を患い自主退職せざるを得ない、ましてや自殺を図る労働者は少なくない。このようにメンタルヘルスの不調を訴える者は年々増加し世界的な社会問題となっている。

図1: 精神疾患患者数の年次推移 (医療機関に受診する患者の疾病別内訳)



出典：厚生労働省統計情報部「平成24年患者調査」より筆者作成

図1は、厚生労働省が3年毎に調査している「患者調査」における、医療機関に受診する精神疾患患者の疾病別の年次推移を示したものである。このように1996年から2011年にかけて増加傾向にあることが伺え、2011年においては320万人にまで増加している。疾病の内訳において、てんかんといった先天的な障害ではなくうつ病や統合失調症、不安障害といった後天的な疾病を患う患者の全体を占める割合は高くなっている。厚生労働省「みんなのメンタルヘルス」で述べられているとおり、後天的に発症させる要因としては学校や職場における過度なストレスなどの心理面の負担が考えられる。

第2節 精神障害者保健福祉手帳について

表1は厚生労働省「平成24年度衛生行政報告例-結果の概要-」より同省が定める精神障害者保健福祉手帳交付者数の年次推移を示した図である。精神障害者保健福祉手帳とは、平成7年に改正された精神保健及び精神障害者福祉に関する法律(精神保健福祉法)に規定された精神障害者に対する手帳制度であり、この手帳を所持する事は一定程度の精神障害の状態にあることを公式に認めるものであり、政府は精神障害者の自立と社会参加の促進を図るため、交付者に対して様々な支援策を講じている。交付対象の精神疾患は統合失調症・うつ病、躁うつ病などの気分障害・てんかん・薬物やアルコールによる急性中毒又はその依存症・高次脳機能障害・発達障害(自閉症、学習障害、注意欠陥多動性障害等)・その他の精神疾患(ストレス関連障害等)の7疾病である。表1を見てみると交付者数は年々増加している事からも全体の精神疾患患者数は増加していることが言える。先述の通りてんかんなどの先天的な障害者も含まれているが、他の後天的な障害を持つ患者も増加していることから心理面への負担によるメンタルヘルスの悪化は社会問題と扱ってよいであろう。また精神障害には等級が存在し各級ではそれぞれ受ける事が出来る福祉サービスは異なる。等級は1級～3級まで存在し詳細は表2の通りである。

表 1：2008 年～2012 年における精神障害者保健福祉手帳交付者数の年次推移

単位:人	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年
精神障害者保健福祉手帳交付者数	482,905	544,332	594,504	635,048	695,699
1級	84,074	91,718	93,908	95,711	101,758
2級	298,042	335,047	368,041	394,283	430,516
3級	100,789	117,567	132,555	145,054	163,425

* 注1：2010 年は東日本大震災の影響により、宮城県のうち仙台市以外の市町村が含まれていない

* 注2：年度末交付者数から有効期限切れのものを除いた数

出典：厚生労働省「平成 24 年度衛生行政報告例-結果の概要-」より筆者作成

表 2：精神障害者保健福祉手帳の等級とその詳細について

1 級	精神障害であって日常生活の用を弁ずる事を不能ならしめる程度のもの(概ね障害年金 1 級に相当)
2 級	精神障害であって、日常生活が著しい制限を受けるか、又は日常生活に著しい制限を加えることを必要とする程度のもの(概ね障害年金 2 級に相当)
3 級	精神障害であって、日常生活若しくは社会生活が制限を受けるか、又は日常生活若しくは社会生活に制限を加えることを必要とする程度のもの(概ね障害年金 3 級に相当)

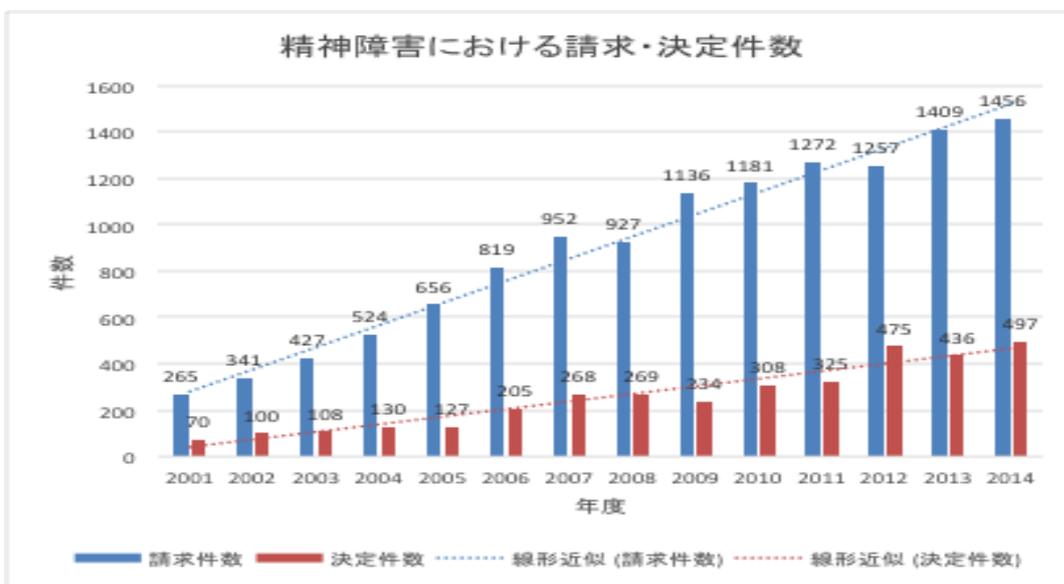
出典：厚生労働省「みんなのメンタルヘルス総合サイト」より筆者作成

第 3 節 精神障害における労災補償状況推移

本節では労働環境に着目しメンタルヘルスが悪化している労働者の現状と問題点を見ていく。図 2 は厚生労働省 (2014) が発表している 2001 年から 2014 年の精神障害の労災補償状況の年次推移を示したものである。精神障害に関する事案を見てみると、平成 13 年の労災認定基準再改定により過労死等の労災支給決定件数は大きく増加し、2001 年度で 70 件だったものが 2014 年では 497 件となっており、労災請求件数においても 2001 年で

265 件だったが 2014 年で過去最高の 1,456 件に増加しており両件数共に増加している。また全国健康保険協会の「平成 26 年・現金給付受給者状況調査」において傷病手当金の傷病別件数構成割合の推移をみると、1998 年の総件数は 107,540 件に対し 2013 年は 86,332 件と減少したが、うち精神および行動の障害を受給原因とする件数は 1998 年では 5505 件、2013 年は 22,161 件と約 4 倍に増加している。以上の事から昨今の労働環境の変化がメンタルヘルスを悪化させている可能性が示唆される。

図 2：精神障害における労災補償状況の推移

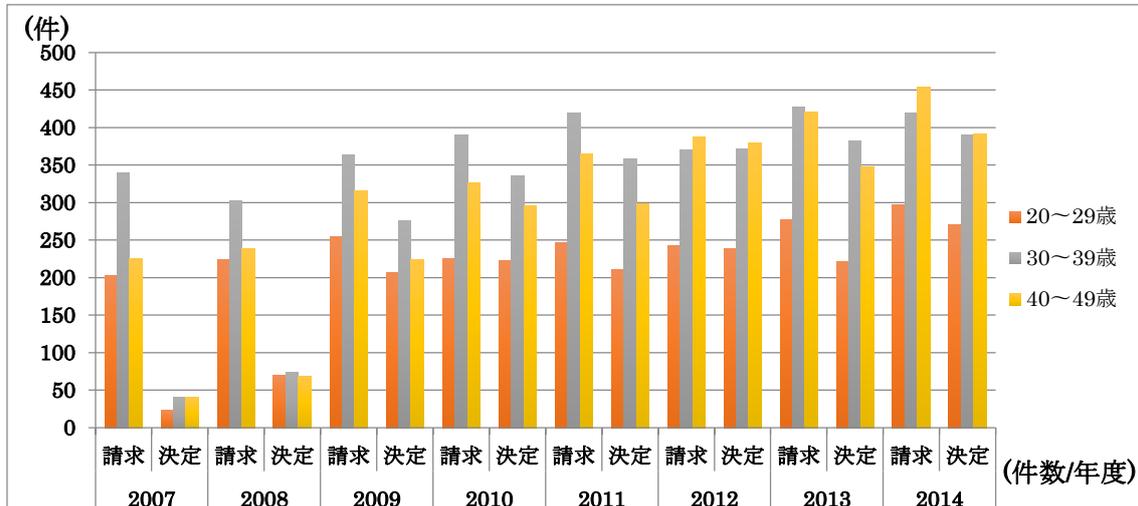


出典：厚生労働省 HP 上「平成 26 年度『過労死等の労災補償状況』」より筆者作成

図 3 は厚生労働省が調査した 2007～2014 年度における精神障害の年齢別労災補償状況を示した表であるが、全年度において 20 歳代の若年層と比較して 30 歳代や 40 歳代の壮年層に請求件数・決定件数が多い事が分かる。これは若年層に比べて壮年層は、役職に就く事による責任の増大や、今まで平社員の間は時間外手当が支払われていたが、管理監督者に就く事で労働基準法により時間外手当が支払われないといった労働環境の変化、結婚をして家庭を持つ事による家庭内でのストレスなどが要因として考えられる。そのため精神障害を患う要因は年齢階層毎によって異なる理由が予測されるだろう。このような精神障害の労災請求・認定件数の多さは、労働環境が要因となるメンタルヘルスの悪化が非常に大きな社会問題であることを示している。1991 年の電通事件においても企業側責任

をもとめる裁定等により、職場のメンタルヘルス対策に関してはここ数年著しく社会的な関心を集めるようになった。

図 3：2007 年～2014 年度における精神障害の年齢別請求・決定及び支給決定件数



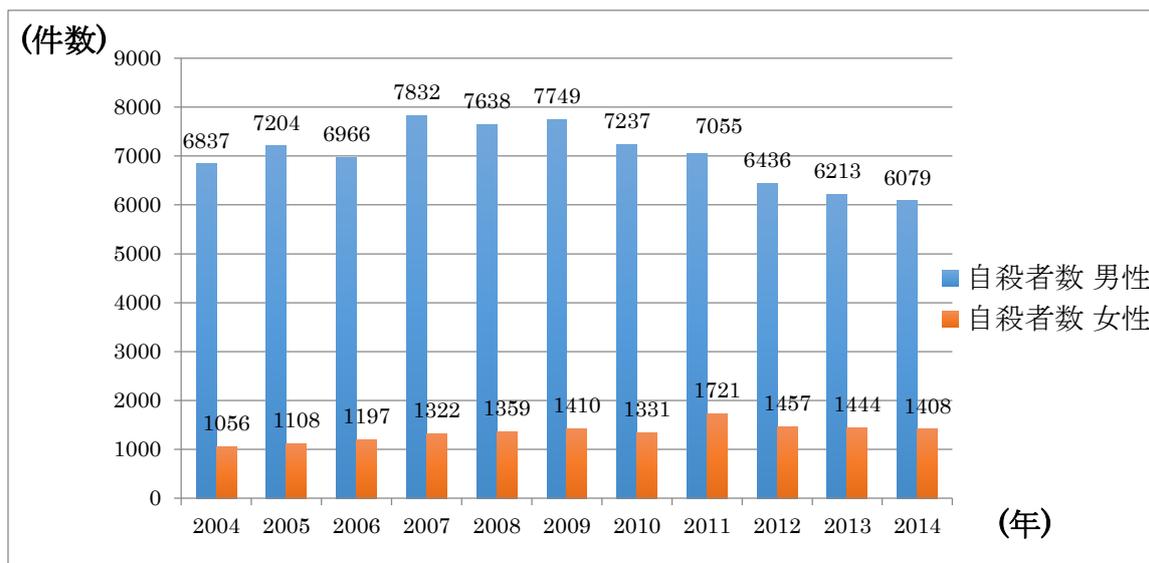
出典：厚生労働省 HP 上「過労死等の労災補償状況」より筆者作成

第 4 節 自殺者数推移

第 1 節においてメンタルヘルスの悪化は、最悪の場合自殺へと繋がる危険性について述べた。実際に日本における自殺者数について見ると、全国自殺者数は 1998 年に 3 万人を超えて以降、10 年以上の間 3 万人を超え続けている。2012 年には 10 万人のうち約 23 人が自殺しており、これは先進諸国の中でもハンガリーや韓国に続く高水準となっている。2012 年に 3 万人を割って以降自殺者数は減少傾向にあり、2014 年には全国自殺者数は 25,427 人となったものの、いずれも他諸国と比較して高水準であることは変わらない。また自殺が多いという状況が自殺に対する抵抗感を薄める、伴い更なる自殺を誘発する様な負の連鎖が発生する不安定な社会を生み出す可能性も示唆される。図 4 の労働者におけるの男女別自殺者推移を見てみると、最近 5 年は低下傾向にあるものの労働者の自殺者数は 2014 年時点で自殺者数全体の約 3 分の 1 占めていることが見て取れる。加えて警察庁の統計「交通事故統計」の調査によると、2014 年における全国交通事故死者数は 4,113 人である。2014 年の労働者の自殺者数は男女合計で 7,500 人と全国交通事故死者数と比べて約

1.8 倍多い死者数である。また他年度において比較しても労働者の自殺者数の方が多い。
このことから労働環境は依然として劣悪であり、今後更に自殺者数を低下させるためには各事業所の労働環境を見直す必要があると思われる。

図 4：2004 から 2014 年における男女別労働者の自殺者数推移



出典：警察庁 HP 上、自殺統計「生活安全の確保に関する統計等」より筆者作成

第2章 現状分析

第1節 メンタルヘルス悪化による企業側への影響

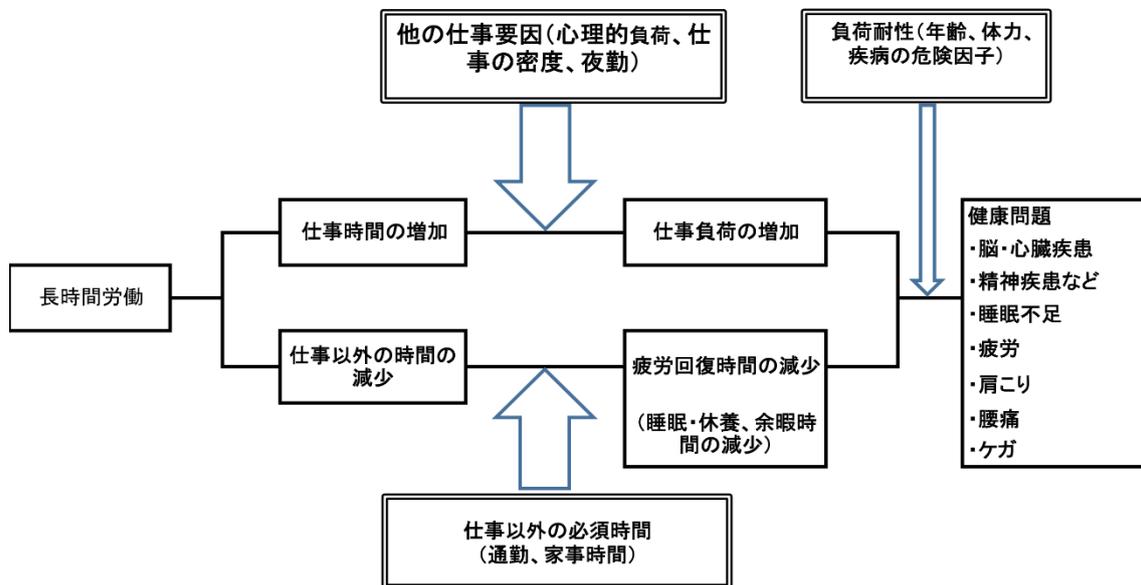
第1章において昨今メンタルヘルスを悪化した患者数は増加し、またその中でも労働環境の劣悪さが労働者のメンタルヘルスを悪化させている事を述べたが、メンタルヘルスの悪化は労働者だけでなく企業側にも影響を与える。メンタルヘルスの悪化による仕事の継続が不可能となった労働者に対しての医療費やその労働者の穴を埋めるため新たな雇用をする事による人件費の発生は収益の低下に繋がり、また有能な労働者を失う事は労働生産性の低下にも繋がる1つの要因であろう。加えて先述した電通事件の様に労災や訴訟によって企業の信用は失墜する恐れがある。労働者に対しては当然のこと、雇用する企業側にとっても労働者のメンタルヘルスの悪化は多面的に負の影響を与えるため労働環境の改善が求められる。

第2節 長時間労働とメンタルヘルスの関係

ここまで見てきたメンタルヘルスの増加傾向と労使双方に対するデメリットを踏まえて、実際に本節ではどのような労働環境がメンタルヘルスの悪化に繋がっているのか考えていく。職場の労働環境においてメンタルヘルスの悪化を誘発する大きな要因としてまず初めに長時間労働が挙げられる。長時間労働が労働者のメンタルヘルス悪化の直接的な要因となる事を証明する先行研究は蓄積されているが、その一例として阿部(2010)²では平均労働時間が増加すると睡眠時間は短縮されてメンタルヘルスの悪化要因となる事を実証分析で証明している。

² (http://www.esri.go.jp/jp/prj/hou/hou054/hou54_03_02.pdf) 2015年10月10日最終アクセス

図 5：長時間労働が健康問題に影響するプロセス



出典：日本労働研究雑誌、岩崎(2008)「長時間労働と健康問題」より筆者作成

図 5 は岩崎(2008)より引用し作成した長時間労働が健康問題に影響するプロセスを示した図である。そのプロセスを見てみると、長時間労働は仕事時間の増加、また仕事以外の時間の減少に繋がる。まず仕事時間の増加についてだが、単純に仕事時間が増加するという事は仕事の量が増える。仕事の量が増加すると、身体的にはもちろん心理的にも負荷が増加し健康問題に影響を与える。仕事以外の時間が減少すると睡眠・休養時間の不足、家族時間・余暇時間の不足を招くため、蓄積された疲労を回復する時間が減少する。阿部(2010)によると、睡眠時間が短縮すると脳の疲労回復を妨げる、伴って体には疲労が蓄積し脳の機能低下から抑うつ状態に至る。抑うつ状態のメンタルヘルスの悪化から注意力が散漫になることにより事故や怪我を招いてしまう。また加えて長時間労働は心筋梗塞のリスク向上にも繋がる事が解明されている。労働安全衛生総合研究所(2012)の「長時間労働者の健康ガイド³」によると、過去 1 ヶ月間の過労働時間が 40 時間以下を 1 とすると 41～60 時間では心筋梗塞になるリスクは 1.2 倍、また 61 時間以上の場合は 1.9 倍と約 2 倍リスクが増加する。以上のように長時間労働はメンタルヘルスを悪化させる重要な要因の 1 つであると言える。労働政策研究・研修機構(2012)の農・漁業を除く従業員 10 人以上

³(https://www.jniosh.go.jp/publication/doc/houkoku/2012_01/Health_Problems_due_to_Long_Working_Hours.pdf)
2015 年 10 月 10 日最終アクセス

の民間事業所 14,000 カ所に対する調査によると、メンタルヘルスの問題と生産性の低下や重大事故など、企業のパフォーマンス低下との関係をどう考えるかについての質問において「関係がある」(42.1%)、「密接に関係がある」(22.8%)、「どちらかと言えば関係がある」(21.3%)を合わせて、9割弱(86.2%)の事業所が、関係ありと回答している事から長時間労働が招くメンタルヘルスの悪化は企業パフォーマンス(労働生産性)においても影響してくると考えられる。現在の日本の労働生産性について見てみると、日本生産性本部(2013)では「就業1時間当たりでみた日本の労働生産性は41.3ドル(当時において4,272円)でOECD加盟国34ヶ国の中で第20位。」と先進国の中でも日本は下位に位置し、労働時間に対して効率が悪く生産性が低い事を指摘している。長時間労働を是正することは、労働者のメンタルヘルス悪化を解決するだけでなく、労働生産性の向上のためにも喫緊の課題であろう。

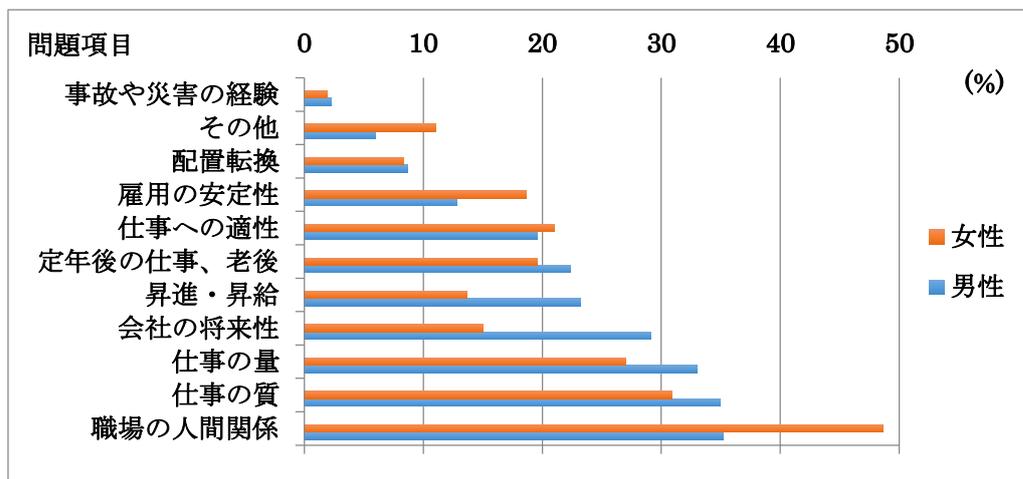
長時間労働がメンタルヘルスの悪化要因であると解明された事から、長時間労働の抑制等を目的とした労働基準法の改革では平成22年4月から、1ヶ月に60時間を超える時間外労働を行う場合の割増賃金率の引上げ等が行われた。この「法定割増賃金率の引き上げ」は月60時間を超える法定時間外労働に対して、改正前は25%であったものを使用者は50%以上の割増賃金率で払わなければならないという制度改正であった。また労使協定により改正法による法定割増賃金率の引上げ分の割増賃金の支払いに代え、有給休暇を付与することが可能になるとともに時間単位の年休取得も可能となった。しかし労働基準法第36条により労使間で協定を結ぶ事で、労働時間を規制する制度は存在するものの、企業側は労働者に対して1ヶ月で45時間、1年間で360時間を上限として延長して労働させる事ができてしまう。加えて特別条項付き協定を結ぶと、この延長時間を超えて労働させる事が可能となっている。つまり現在の日本の労働時間を定める制度において上限はなく、言うなれば無限に労働する事が出来てしまう状況にある。

第3節 メンタルヘルスと他要因

前節では長時間労働がメンタルヘルスに与える影響について述べた。次に本節では長時間労働以外の労働環境がメンタルヘルスに悪化する他要因について見ていく。図6は厚生

労働省が2012年に行った労働者に対して「現在の仕事や職業生活に関することで強い不安、悩み、ストレスとなっていると感じる事柄があるかどうか」に関する調査結果を示した図である。現在、不安や悩み・ストレスを感じると回答した労働者の割合は60.9%と前回調査の2007年の58.0%より約3%増加する結果となった。また詳細な回答内容を見ると「職場の人間関係の問題」が41.3%と男女共に最も割合が高かった。長時間労働の代替となる「仕事の量の問題」は30.3%と第3位であり2位として「仕事の質の問題」(33.1%)となった。男性において見てみると「会社の将来性の問題」(29.1%)や「昇進・昇給の問題」(23.2%)が順に高い結果となった。女性において見てみると「仕事への適性の問題」(21.0%)や「雇用の安定性」(18.7%)が順に高い結果である。

図6：仕事に関するストレス・悩み・ストレスの有無及び内容別労働者割合⁴



出典：厚生労働省 HP 上「平成24年労働者健康状況調査-結果の概要-5」より引用し筆者作成

第4節 近年における解決対策

第1章第4節で述べた通り、労働政策研究・研修機構(2012)の調査によると年間自殺者数が14年間連続で3万人を超えておりそのうち約7,500人が労働者である。家庭内での環境など職場環境が必ずしも自殺を生む直接的な要因ではないものの、このようにメン

⁴ 3つ以内まで複数回答可

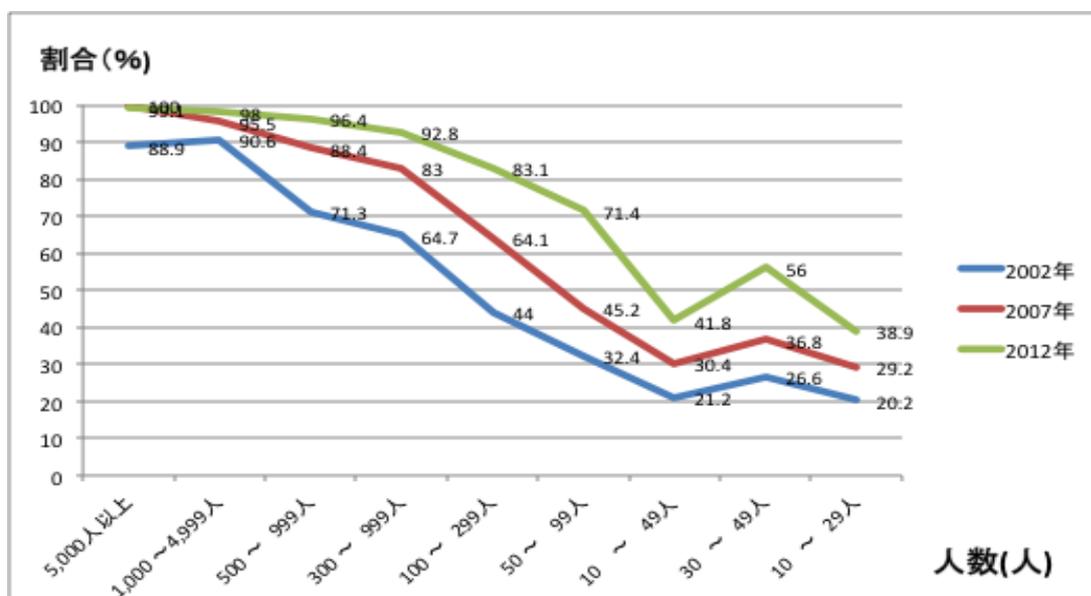
⁵ (http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/h24-46-50_01.pdf) 2015年10月10日最終アクセス

タルヘルスは問題視され、昨今ではメンタルヘルスの不調は個人の問題だけでなく経済的・社会的損失をもたらす問題として社会的に注目されるようになった。金子ら(2010)で厚生労働省が試算したところ、自殺やうつ病による経済的・社会的損失は2009年度だけで約2.7兆円に上ることが示されている。そのため政府はこれら諸問題に対して様々な対策を施行している。その一例として、平成21年に「心の健康問題により休業した労働者の職業復帰支援の手引き」の発行や、また平成26年6月には「労働安全衛生法」の一部改正案が交付され、平成27年12月よりストレスチェック制度⁶の施行が決定し、制度施行後には以前から行われている過重労働による健康障害防止対策である面接指導を行う事が義務付けられた。また対策で判明したメンタルヘルス不調を、医師による面接指導を行う事で労働者のメンタルヘルス不調を未然に防止するため面接指導制度が導入されたのである。加えて政府は事業所に対してメンタルヘルスカケア対策を行うよう推奨している。図7は厚生労働省(2014)の調査によるメンタルヘルスカケア対策に取り組む事業所割合を企業規模別に示したものだが、2002年に23.5%、2007年は33.6%、また2012年47.2%と増加しており2017年には80%、2020年には100%を目標としている。この数値目標を達成するため政府は幾つかの解決策を導入した。労働者と管理雇用者に対する教育研修制度・情報提供の推進やストレスのリスクアセスメントの導入、早期にストレスを発見する為の事業内での相談体制の配置、また図7から分かる通り小規模事業所は対策を導入している割合が低い。そのため特に導入の少ない小規模事業所に対して支援強化などを挙げている。同省の発表ではメンタルヘルスカケア対策を導入して効果はあったかという質問に対して「ない」と回答したのが0.8%、「あった」と回答したのが36.9%であり今後もメンタルヘルスカケア対策は継続すべきであろう。

政府は近年メンタルヘルスを社会問題と扱い様々な解決策を導入してきた。しかし結果として以上から見て分かる通り顕著な効果が出ているとは言い難い状況である。そこで本稿では、適切な労働環境を整備する事は、労働者のメンタルヘルスをよい方向に導き、最終的には労働生産性の維持・向上に繋がると仮定して研究を行う。

⁶ ストレスチェック制度の流れに関しては下記の厚生労働省のHPを参照されたい。
(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/anzeneisei12/kouhousanpo/summary/#p01>) 2015年10月13日 最終アクセス

図 7：メンタルヘルスケア対策を導入している事業所割合



出典：厚生労働省 HP 上「平成 24 年労働者健康状況調査」より筆者作成

第3章 先行研究

以上の現状分析では、その他の要因についてはアンケートのみでの紹介であったため、長時間労働およびその他の要因がメンタルヘルスに与える影響について実証分析を行った研究について渉猟した。

近年では経済学分野でも労働時間とメンタルヘルスについての検証が少しずつ蓄積され始めており、労働者属性や企業・職場属性を多くコントロールした検証がなされている(安田 [2008]、馬 [2009]、戸田・安井 [2010]、山岡 [2012] など)。海外においても、Costa et.al (2006)、Zolnierczyk-Zreda et.al (2012)が、労働時間の柔軟性がメンタルヘルスに良い影響を与えると示している。これらの研究では、いずれも労働時間とメンタルヘルスとの間に統計的に有意な関係があるとの結果を報告しているが、クロスセクション・データを利用した分析が主である。クロスセクション・データを用いた検証は、仮に労働環境と精神症状との間に統計的に有意な関係が検出されたとしても、メンタルヘルスの状態が労働環境に影響を与えているという意味で、逆方向に因果性が働いている可能性がある。

労働時間とメンタルヘルスとの関係に必ずしも明確な因果関係が見出されないことの背景には、精神状態が労働時間の長さではなく、仕事の性質や職場環境と深い関わりがあることが挙げられる。海外ではカナダの労働者を対象に成果主義とストレスの関係が見出せないことを示した Godard [2001, 2004]や、フィンランドの労働者を対象に成果主義を導入している職場で病欠率が高くなることを示した Böckerman et. al [2011]、フランスの労働者を対象に厳格な品質管理や配置転換、仕事時間の柔軟性がメンタルヘルスを毀損することを示した Askenazy and Caroli [2010]などが挙げられる。日本では3年前からの変化という回顧情報を使って、以前よりも成果を厳しく問われるようになった労働者ほどストレスが増す傾向にあることを報告している安田(2008)と山岡(2012)が挙げられる。

心理状態が地位を決定するのか、環境が心理状態に影響を与えるのかを確認するためには、パネルデータのあることが必須条件となると、Dohrenwend and Dohrenwend (1976) は報告している。パネルデータを用いた検証では、分析者からは観察されない労働者の個人差(固定効果)を除去することで、例えば、元来心身が丈夫であるといった要因から生じる逆の因果性を考慮することができる。(黒田・山本 [2014])

以上のことから、労働者のメンタルヘルスへの影響を観察するには、パネルデータを用いて逆の因果性に対処すること、労働時間のみならず職場環境にも焦点をあてて研究することが肝要であるといえる。

近年、パネルデータを用いた研究が増えている。Oshio, Tsutsumi, Inoue (2015)はパネルデータを用いた分析で、労働でのストレスと従業員のメンタルヘルスの関係は強固であること、Justina, Alfonso(2007)は仕事満足度が高いほど自身の健康感がよいことといった、通説は変わらずに正しいことを示している。一方で日本でのパネルデータを用いた研究は非常に少なく、中澤(2009)が、従業上の地位を正規に固定すると抑うつ度は女性のほうが高く、逆に男性は無職や非正規になると抑うつ度が強まること、未婚者は既婚者より抑うつ度が強く結婚によって抑うつ度の状態は改善されること、収入の変動は抑うつ度の改善や悪化とは無関係である、といったことを明らかにした。黒田・山本(2014)では、労働者のパネルデータを使用した分析を行い、労働時間の長さはメンタルヘルスを毀損する要因になり、さらにサービス残業という金銭対価のない労働時間が長くなると、メンタルヘルスを毀損する危険性が高くなることを明らかにした。しかし、時間制約に直面する度合いが属性間で異なることが見られ、メンタルヘルスの毀損は個人の問題に帰するものとはいえ、仕事の進め方や職場環境・風土によって大きく左右されることも分かっている。菅・有田(2012)は主体的健康感が失業に影響されることの有意性は見られず、高い確度で抑うつ度を測定できる可能性のある MHI-5(Five-item version of the Mental Health Inventory)を指標としたメンタルヘルスについては、固定効果モデルから失業が負の効果を持つことを明らかにした。しかし、データの不足から逆の因果性が否定できなかったことを報告している。

本稿では、上記の中澤(2009)、黒田・山本(2014)のようにパネルデータを用い、上記の研究では見られなかった労働環境における労働者のメンタルヘルスへの影響について検証していく。既存のクロスセクション・データを用いた分析では発見されていた労働環境とメンタルヘルスとの関連性を、パネルデータを用いた研究で新たに再実証すること、また複数考えられる要因の中で何が労働者のメンタルヘルスに最も強い影響を与えるのか、それを見つけて適した政策を提言すること、これらを本稿の独自性として挙げることにする。

第4章 実証分析

第1節 分析に用いるデータについて

本稿では、職場の労働環境は労働者のメンタルヘルスにどのような影響を与えるのかということについて若年層（20～34歳）と壮年層（35歳～40歳）の2つに分けてそれぞれ分析した。

分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y） wave1-6, 2007-2012」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）と「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M） wave1-6, 2007-2012」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データの提供を受けた。これら2つの調査は「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS）」という2007年から東京大学社会科学研究所が実施している追跡調査を若年層（20～34歳の男女）と壮年層（35～40歳の男女）に分けたものである。本研究では同調査の2007年版から2012年版のデータを使用し、パネルデータ分析を行った。

同調査は層化2段無作為抽出により抽出された日本全国に居住する20～34歳及び35～40歳の男女を調査対象としている。また、継続調査のサンプルサイズはそれぞれ2121と1058である。同調査の特長として、サンプルサイズが豊富でより精緻な結果が得られやすいこと、職場環境や残業を含んだ1日の労働時間といった労働環境に関連する質問項目が載せられていること、またメンタルヘルスについての質問項目としてMHI-5スコア⁷を算出するための5つの質問項目が含まれていることなどが挙げられ、本研究を行うのに必要不可欠なデータであると思われるため採択した。なお実証分析にあたって統計解析ソフトStata ver. 13.1を使用した。

⁷ 同章第3節を参照

第 2 節 分析の仮説について

今回の分析では、既にメンタルヘルスへ影響を与える項目として広く知られている労働時間と労働時間以外の労働環境諸要因について、パネルデータを用いて分析を行っている。現状分析でも示したが、労働時間以外の要因(職場の人間関係や失業のリスクなど)が労働者のメンタルヘルスに与える影響も無視できない水準であると考えられるため分析の変数として加えた。労働時間についてはクロスセクション・データを用いた多くの先行研究から若年・壮年層共に有意な負の影響を与えるものであると予想される。労働時間以外の労働環境要因としては、変数の定義で職場環境に挙げた失業可能性ダミーについては年齢層、性別及び就業形態全てに共通して有意な負の影響を与えることが予想される。正の影響については、職場環境要因の中でも自身と職場の仕事への裁量権ダミーやワークライフバランスダミーが有意な結果を出すことが予想される。分析結果から有意な変数を整理した後、どの要因を改善することで MHI-5 スコアの境界である 52 点を下回る人の割合を減らせるかシミュレーションすることで各対象群において最もメンタルヘルスに影響を与える変数を特定し、全体に共通する要因やある層に共通する要因を明確化し政策提言に繋げていく予定である。

具体的な分析手法として、上記の被説明及び説明変数についてパネルデータ分析手法であるプーリング回帰モデル・固定効果モデル・変量効果モデルの 3 つについて分析を行い、F 検定、Hausman 検定及び Breusch and Pagan 検定を通じて最も適切なモデルを採択する。分析対象についてだが、若年層と壮年層の年齢階級別に分ける他に、男性と女性でライフサイクル(女性は男性に比べて結婚・出産等を境に途中で仕事をやめることが多い etc.) が異なっているため男女で分析を分け、さらに男性・女性の中で正規労働者と非正規労働者に分類した上で合計 8 つのサンプルパターンについて以下の回帰式を元に分析を行っていく。これは、正規労働者と非正規労働者で就業形態の差異から、各説明変数がメンタルヘルスに与える影響が異なる(正規労働者は労働時間に特に強い負の影響が、非正規労働者は失業リスクに特に強い負の影響を与えることが考えられる)ことが予想されるため、就業形態についても分類を分けて特徴を明らかにする。

分析に用いる回帰式

$$Y = \alpha + \beta_1(\text{年齢}) + \beta_2(\text{週当たり労働時間(残業を含む)}) + \beta_3(\text{通勤時間}) + \beta_4(\text{賃金}) \\ + \beta_5(\text{職場環境ダミー}) + \beta_6(\text{婚姻状況ダミー}) + \beta_7(\text{職種ダミー}) \\ + \beta_8(\text{役職ダミー}) + \beta_9(\text{企業規模ダミー}) + u$$

Y =MHI-5 スコア

u =誤差項

以上の回帰式を用いて年齢階級、性別及び就労形態別に分けた 8 つの対象について同様の分析を行う。分析結果と分析結果を用いたシミュレーションを通じて最適な政策提言を行っていく。

第3節 変数の定義

表3：分析に用いる変数の定義

被説明変数		定義
MHI-5スコア		メンタルヘルスに関する5つの質問項目を数値化し、合計が0-100点になるように換算したスコア
説明変数		定義
性別	男性ダミー	男性=1, それ以外を0とおいたダミー変数
	女性ダミー	女性=1, それ以外を0とおいたダミー変数
年齢		対象者の年齢(歳)を表す変数
労働及び職場環境	週当たり労働時間(残業を含む)	残業を含む週あたり労働時間を表す変数
	通勤時間	対象者の通勤時間を表す変数
	賃金	対象者の年収を対数化した変数
	自分の仕事への裁量権ダミー	「自分の仕事のペースを、自分で決めたり変えたりすることができる」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	職場の仕事への裁量権ダミー	「職場の仕事のやり方を、自分で決めたり変えたりすることができる」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	部下の仕事への裁量権ダミー	「部下の仕事のやり方を、自分が決めている」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	教育訓練ダミー	「教育訓練を受ける機会がある」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	仕事を通じて成長機会ダミー	「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	ワークライフバランスダミー	「子育て・家事・勉強などの自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事を調整しやすい職場である」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	失業可能性ダミー	「今後1年間に失業(倒産を含む)をする可能性がある」にあてはまる場合を1, そうでない場合を0としたダミー変数
	企業規模	小企業ダミー
中企業ダミー		事業所に勤める人数が100~999人のものを1, それ以外を0としたダミー変数
大企業ダミー		事業所に勤める人数が1000人以上のものを1, それ以外を0としたダミー変数
婚姻状況	未婚ダミー	未婚=1, それ以外を0としたダミー変数
	既婚ダミー	既婚=1, それ以外を0としたダミー変数
	死別ダミー	死別=1, それ以外を0としたダミー変数
	離婚ダミー	離婚=1, それ以外を0としたダミー変数
職種	管理職ダミー	管理職=1, それ以外を0としたダミー変数
役職	社長、重役、役員、理事ダミー	左記に当たるものを1, それ以外を0としたダミー変数
就業形態	正規社員ダミー	経営者、役員、正社員、正職員を1, それ以外を0としたダミー変数
	非正規社員ダミー	パート・アルバイト、契約、臨時、嘱託、派遣社員、請負社員を1, それ以外を0としたダミー変数

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」

「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

1. 被説明変数について

被説明変数に用いる労働者のメンタルヘルスを測る指標として、本研究では Five-item version of the Mental Health Inventory (MHI-5) という指標を用いることにする。MHI-5 は質問票において、5つのメンタルヘルスに関連する質問項目から計算されたメンタルヘルス指標である。本研究で用いる若年パネル調査と壮年パネル調査の元になっている「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)にはその日本語版の項目が入

っているためこの方法を用いるものである。⁸質問項目は「過去1ヶ月にどのくらいの頻度で感じたか」について「1 いつも」「2 ほとんどいつも」「3 ときどき」「4 まれに」「5 全くない」の5つの中から最も当てはまるものを1つ選択してもらうものである。項目はそれぞれ「A かなり神経質であったこと」「B どうにもならないくらい気分が落ち込んでいたこと」「C 落ち着いていて穏やかな気分であったこと」「D おちこんで、ゆううつな気分であったこと」「E 楽しい気分であったこと」の5つ設定されており、選んだ選択肢の数字をそのまま得点として使用し、点数が高いほどメンタルヘルスは良いものになるように計算をするが、CとEの質問項目は肯定的な内容を聞いているため、数値を反転させて使用する（「1 いつも」を選べば5点、「2 ほとんどいつも」で4点、「3 ときどき」で3点、「4 まれに」で2点、「5 全くない」で1点）。5項目について点数を集計すると5点から25点の範囲になるがこれを0点から100点の範囲になるように換算したものがMHI-5スコアである。換算方法については、質問項目の合計から算出された素点から5を引き、それを5倍することで0点から100点の範囲に変換している。なおMHI-5について、メンタルヘルスの悪化のラインを定める明確な基準はないものの、一般的に52点近辺⁹が境界とされている。つまり52点より下回るとメンタルヘルスは悪化傾向にあると考えられる。

2. 説明変数について

メンタルヘルスへの影響を説明する変数として、大きく分けて年齢、労働環境要因、企業規模、婚姻状況（未婚・既婚・死別・離別のダミー変数）、職種のダミー変数、役職のダミー変数を用いた。

年齢については、対象者の年齢をそのまま数値として取る連続変数の形で使用した。労働環境要因とは具体的に職場環境に関連する7つの質問項目（自分の仕事のペースを自分で決めることができる、職場の仕事のやり方を自分で決められる、部下の仕事のやり方を自分で決めている、教育訓練を受ける機会がある、仕事を通じて職業能力を上げる機会がある、自分の生活の必要に合わせて仕事を調節できる、今後失業又は倒産する可能性がある、の7項目）についてそれぞれダミー変数を作成したものに加え、週あたりの労働時

⁸ 日本語版 MHI5 スコアの有用性については Yamazaki et al. (2005) を参照せよ

⁹ Thorsen et al. (2013), Bültmann et al. (2006) を参照

間、通勤時間、収入などを含んでいる。週あたりの労働時間は残業時間も含むものであり、1日あたりの労働時間に月あたりの労働従事日数を乗じて月あたりの労働時間を算出した後、月あたりの週の数を調査期間全体について平均を出し、平均値として算出された4.04週で月あたりの労働時間を除して週あたりの労働時間を算出した。通勤時間は各カテゴリーの所要時間をそのまま変数にとって用いた（15分程度なら15、2時間なら120のように数値化した）。収入については各カテゴリーの中間の値を対数化して用いた。

企業規模は、小企業（事業所に勤める人数が1～99人）、中企業（事業所に勤める人数が100～999人）、大企業（事業所に勤める人数が1000人以上）の3つに分けてそれぞれダミー変数を作成し分析に用いた。職種のダミー変数は管理職についてのみダミー変数を作成し、それ以外の職種を基準とした際に管理職はどの程度メンタルヘルスに影響を与えているのかについて検討する。役職のダミー変数は社長、重役、役員、理事についてダミー変数を作成し、それ以外の立場を基準とした際の社長、重役、役員、理事職がメンタルヘルスに与える影響の大きさを見ていく。

以上に定義したメンタルヘルスに影響を与えると考えられる説明変数について、どの項目がどの程度メンタルヘルスへ影響を与えるのかについてパネルデータを用いた分析で検証していく。

第4節 分析結果

1. 検定結果

採択方法として、プーリング回帰モデル、固定効果モデル、変量効果モデルの3つのモデルで分析を行い、Hausman 検定と Breusch and Pagan 検定を行った結果、若年男性正規労働者、若年女性正規労働者、若年女性非正規労働者及び壮年男性正規労働者を対象とした分析は固定効果モデルを採択した。さらに若年男性非正規労働者、壮年男性非正規労働者、壮年女性正規労働者及び壮年女性非正規労働者を対象とした分析については変量効果モデルを採択した。以下は検定結果である。

表 4：若年層の分析の検定結果

	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
F検定	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hausman検定	0.0022	0.1679	0.0062	0.0226
Breusch&Pagan検定	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 5：壮年層の分析の検定結果

	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
F検定	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hausman検定	0.0127	0.2320	0.5855	0.4404
Breusch&Pagan検定	0.0000	0.0006	0.0000	0.0000

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

2. 分析結果とその解釈について

年齢層、性別及び就業形態ごとに分けて行った 8 つの分析について、その分析結果から分かることをまとめていく。

表 6：若年男性正規労働者を対象とした固定効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	-0.106	[-1.377]	0.328*	[1.884]	-0.029	[-0.301]
週当たり労働時間(残業を含む)	-0.114***	[-4.898]	-0.123***	[-3.913]	-0.112***	[-4.559]
賃金	3.605***	[4.523]	0.049	[0.043]	2.599***	[3.085]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	-2.217***	[-3.350]	-0.393	[-0.271]	-2.220***	[-2.654]
死別ダミー	-0.222	[-0.013]	14.641	[1.032]	10.766	[0.803]
離婚ダミー	-3.253	[-1.461]	2.448	[0.695]	-0.692	[-0.285]
管理職ダミー	0.394	[0.220]	-0.876	[-0.454]	-0.45	[-0.266]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	-1.358*	[-1.851]	-1.025	[-0.863]	-0.939	[-1.130]
大企業ダミー	-0.93	[-1.142]	-0.782	[-0.524]	-0.651	[-0.676]
社長、重役、役員、理事ダミー	-7.782***	[-3.830]	-9.685**	[-2.147]	-5.706**	[-2.307]
自分の仕事への裁量権ダミー	2.977***	[4.192]	2.715***	[3.850]	2.853***	[4.529]
職場の仕事への裁量権ダミー	1.174*	[1.701]	-0.197	[-0.299]	0.321	[0.539]
部下の仕事への裁量権ダミー	-1.452**	[-2.105]	-0.601	[-0.789]	-0.852	[-1.302]
教育訓練ダミー	0.173	[0.259]	0.139	[0.202]	0.089	[0.147]
仕事を通じた成長機会ダミー	2.366***	[3.399]	1.995***	[2.750]	2.207***	[3.459]
ワークライフバランスダミー	2.662***	[4.211]	1.312**	[2.032]	1.891***	[3.307]
失業可能性ダミー	-6.919***	[-7.591]	-3.805***	[-3.968]	-5.376***	[-6.457]
通勤時間	-0.007	[-0.515]	0.019	[0.957]	0.005	[0.337]
定数項	15.304	[1.323]	54.746***	[3.105]	27.804**	[2.238]
決定係数	0.079		0.038			
自由度修正済み決定係数	0.074		-0.428			
サンプルサイズ	3234		3234		3234	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

まず若年層の男性正規労働者について、職場環境項目の「自分の仕事のペースを自分で決めたり変えたりできる」、「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」、「自分の生活に合わせて仕事を調整しやすい職場である」と年齢の4つに有意な正の相関が、職場環境項目の「今後1年間に失業する可能性がある」と社長、重役、役員、理事ダミー、週あたり労働時間（残業を含む）、賃金の4つに有意な負の相関が見られた。

表7：若年男性非正規労働者を対象とした変量効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	0.012	[0.060]	-0.969	[-1.531]	-0.243	[-1.098]
週あたり労働時間(残業を含む)	-0.141**	[-2.445]	-0.141*	[-1.656]	-0.141**	[-2.420]
賃金	4.211***	[2.739]	3.463	[1.331]	4.625***	[2.932]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	0.128	[0.055]	-20.750*	[-1.901]	0.3	[0.109]
死別ダミー	0	[.]	0	[.]	0	[.]
離婚ダミー	-2.062	[-0.332]	0	[.]	1.046	[0.129]
管理職ダミー	0	[.]	0	[.]	0	[.]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	0.97	[0.441]	6.004	[1.550]	3.813*	[1.659]
大企業ダミー	-1.794	[-0.872]	-2.369	[-0.657]	-1.429	[-0.636]
社長、重役、役員、理事ダミー	0	[.]	0	[.]	0	[.]
自分の仕事への裁量権ダミー	6.423***	[3.516]	2.855	[1.136]	4.692***	[2.600]
職場の仕事への裁量権ダミー	2.723	[1.423]	-0.608	[-0.250]	1.689	[0.918]
部下の仕事への裁量権ダミー	-3.787*	[-1.739]	-0.915	[-0.321]	-2.268	[-1.054]
教育訓練ダミー	-0.076	[-0.039]	-0.546	[-0.183]	-0.204	[-0.103]
仕事を通じた成長機会ダミー	1.832	[0.957]	-0.25	[-0.090]	1.205	[0.633]
ワークライフバランスダミー	3.022*	[1.725]	-1.487	[-0.638]	1.556	[0.916]
失業可能性ダミー	-7.967***	[-4.396]	-4.915**	[-1.980]	-6.269***	[-3.510]
通勤時間	-0.056	[-1.569]	-0.053	[-0.868]	-0.038	[-0.986]
定数項	5.787	[0.275]	68.475	[1.590]	7.612	[0.343]
決定係数	0.129		0.072			
自由度修正済み決定係数	0.104		-0.941			
サンプルサイズ	526		526		526	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

若年層の男性非正規労働者については、職場環境項目の「自分の仕事のペースを自分で決めたり変えたりできる」と賃金、中企業ダミーの3つに有意な正の相関が、職場環境項目の「今後1年間に失業する可能性がある」と週あたり労働時間（残業を含む）の2つに有意な負の相関が見られた。

表 8：若年女性正規労働者を対象とした固定効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	-0.051	[-0.551]	0.571**	[2.462]	0.086	[0.714]
週あたり労働時間(残業を含む)	-0.136***	[-3.735]	-0.143***	[-2.591]	-0.138***	[-3.456]
賃金	2.654***	[3.458]	0.597	[0.647]	1.939***	[2.585]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	-2.690***	[-3.013]	-1.394	[-0.899]	-1.905*	[-1.815]
死別ダミー	-0.298	[-0.026]	0	[]	-0.467	[-0.032]
離婚ダミー	-3.388*	[-1.827]	9.431*	[1.947]	0.01	[0.004]
管理職ダミー	-11.944***	[-2.768]	-6.657	[-1.584]	-7.763**	[-2.013]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	0.054	[0.064]	-2.001	[-1.434]	-0.303	[-0.311]
大企業ダミー	-0.343	[-0.331]	-2.615	[-1.396]	-0.415	[-0.340]
社長、重役、役員、理事ダミー	-0.669	[-0.214]	0.406	[0.065]	-0.282	[-0.070]
自分の仕事への裁量権ダミー	2.161***	[2.612]	1.534	[1.608]	1.695**	[2.121]
職場の仕事への裁量権ダミー	3.181***	[3.805]	1.640*	[1.949]	2.554***	[3.414]
部下の仕事への裁量権ダミー	-1.16	[-1.155]	-0.938	[-0.810]	-1.138	[-1.161]
教育訓練ダミー	0.62	[0.719]	-0.036	[-0.040]	0.374	[0.474]
仕事を通じた成長機会ダミー	2.357***	[2.699]	0.382	[0.400]	1.265	[1.549]
ワークライフバランスダミー	2.056***	[2.614]	2.098**	[2.365]	2.197***	[2.910]
失業可能性ダミー	-6.087***	[-5.094]	-2.697**	[-2.061]	-4.284***	[-3.839]
通勤時間	-0.025	[-1.462]	0.025	[0.835]	-0.003	[-0.144]
定数項	28.047**	[2.546]	40.053***	[2.611]	34.156***	[3.007]
決定係数	0.078		0.038			
自由度修正済み決定係数	0.07		-0.461			
サンプルサイズ	2040		2040		2040	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

若年層の女性正規労働者については、職場環境項目の「職場の仕事のやり方を自分で決めたり変えたりできる」、「自分の生活に合わせて仕事を調整しやすい職場である」と年齢、離婚ダミーの4つに有意な正の相関が、職場環境項目の「今後1年間に失業する可能性がある」と週あたり労働時間(残業を含む)の2つに有意な負の相関が見られた。

表 9：若年女性非正規労働者を対象とした固定効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	0.226*	[1.803]	-0.147	[-0.519]	0.179	[1.172]
週当たり労働時間(残業を含む)	0.032	[0.685]	-0.124*	[-1.919]	-0.022	[-0.469]
賃金	0.732	[0.847]	-1.973*	[-1.911]	-0.801	[-0.993]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	-5.019***	[-3.859]	0.036	[0.014]	-2.823*	[-1.883]
死別ダミー	-27.738***	[-3.121]	-19.904*	[-1.772]	-23.455***	[-2.651]
離婚ダミー	-7.117***	[-3.005]	-2.132	[-0.529]	-3.898	[-1.434]
管理職ダミー	0	[]	0	[]	0	[]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	-0.163	[-0.128]	-2.184	[-1.435]	-1.408	[-1.145]
大企業ダミー	0.192	[0.146]	0.728	[0.435]	0.521	[0.395]
社長、重役、役員、理事ダミー	0	[]	0	[]	0	[]
自分の仕事への裁量権ダミー	-0.446	[-0.425]	-1.052	[-0.993]	-0.443	[-0.487]
職場の仕事への裁量権ダミー	2.134*	[1.920]	-0.202	[-0.189]	0.689	[0.738]
部下の仕事への裁量権ダミー	-4.817***	[-2.705]	1.126	[0.617]	-1.97	[-1.266]
教育訓練ダミー	-0.731	[-0.659]	-0.893	[-0.789]	-0.973	[-1.005]
仕事を通じた成長機会ダミー	3.708***	[3.438]	1.586	[1.446]	2.650***	[2.822]
ワークライフバランスダミー	3.206***	[2.821]	1.924*	[1.727]	2.323**	[2.397]
失業可能性ダミー	-3.374***	[-2.645]	-2.859**	[-2.200]	-3.234***	[-2.907]
通勤時間	0	[0.015]	0.01	[0.261]	0.002	[0.075]
定数項	42.008***	[3.567]	96.957***	[6.172]	67.033***	
決定係数	0.068		0.037			
自由度修正済み決定係数	0.058		-0.669			
サンプルサイズ	1397		1397		1397	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

若年層の女性非正規労働者については、職場環境項目の「自分の生活に合わせて仕事を調整しやすい職場である」に有意な正の相関が見られ、職場環境項目の「今後1年間に失業する可能性がある」と週あたり労働時間(残業を含む)、賃金、死別ダミーの4つについて有意な負の相関が見られた。

表 10：壮年男性正規労働者を対象とした固定効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	0.227	[1.156]	-0.849***	[-3.773]	-0.459**	[-2.404]
週当たり労働時間(残業を含む)	-0.110***	[-3.084]	-0.059	[-1.372]	-0.074**	[-2.072]
賃金	2.694**	[2.388]	3.739**	[1.986]	3.525***	[2.764]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	-2.984**	[-2.550]	0.3	[0.092]	-2.239	[-1.419]
死別ダミー	0	[]	0	[]	0	[]
離婚ダミー	0.008	[0.003]	1.875	[0.560]	1.655	[0.652]
管理職ダミー	-2.171*	[-1.653]	1.161	[0.685]	-0.796	[-0.581]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	-3.578***	[-3.331]	-0.462	[-0.199]	-2.15	[-1.563]
大企業ダミー	-3.012**	[-2.548]	-3.069	[-1.164]	-2.727*	[-1.815]
社長、重役、役員、理事ダミー	-1.635	[-0.860]	-4.545	[-1.271]	-2.239	[-0.973]
自分の仕事への裁量権ダミー	2.794**	[2.524]	1.265	[1.213]	1.851*	[1.942]
職場の仕事への裁量権ダミー	3.030***	[2.745]	1.986*	[1.923]	2.125**	[2.252]
部下の仕事への裁量権ダミー	-1.158	[-1.183]	0.296	[0.298]	-0.219	[-0.247]
教育訓練ダミー	-0.507	[-0.512]	-2.174**	[-2.210]	-1.471*	[-1.667]
仕事を通じた成長機会ダミー	1.008	[1.010]	2.906***	[3.000]	2.474***	[2.822]
ワークライフバランスダミー	1.299	[1.426]	1.462	[1.598]	1.865**	[2.271]
失業可能性ダミー	-8.009***	[-5.972]	-4.297***	[-3.131]	-5.433***	[-4.443]
通勤時間	-0.011	[-0.642]	-0.013	[-0.430]	-0.016	[-0.768]
定数項	19.334	[1.073]	43.487	[1.451]	31.899	[1.554]
決定係数	0.077		0.05			
自由度修正済み決定係数	0.067		-0.358			
サンプルサイズ	1581		1581		1581	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

続いて壮年層の男性正規労働者について見ていくと、職場環境項目の「職場の仕事のやり方を自分で決めたり変えたりできる」、「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」と賃金の3つに有意な正の相関が、職場環境項目の「教育訓練を受ける機会がある」、「今後1年間に失業する可能性がある」と年齢の3つに有意な負の相関が見られた。

表 11：壮年男性非正規労働者を対象とした変量効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	-1.768**	[-2.281]	-2.904**	[-2.235]	-1.896**	[-2.380]
週当たり労働時間(残業を含む)	0.05	[0.333]	-0.062	[-0.220]	0.057	[0.353]
賃金	1.579	[0.428]	3.871	[0.623]	1.762	[0.466]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	-3.465	[-0.849]	-1.907	[-0.168]	-2.717	[-0.580]
死別ダミー	0	[.]	0	[.]	0	[.]
離婚ダミー	-15.056**	[-2.157]	32.199***	[2.862]	7.339	[1.029]
管理職ダミー	-21.736	[-1.075]	0	[.]	-15.941	[-0.744]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	-4.251	[-1.032]	-3.317	[-0.643]	-2.823	[-0.740]
大企業ダミー	1.667	[0.301]	-6.69	[-1.045]	0.643	[0.121]
社長、重役、役員、理事ダミー	0	[.]	0	[.]	0	[.]
自分の仕事への裁量権ダミー	-3.38	[-0.803]	3.15	[0.709]	-1.529	[-0.419]
職場の仕事への裁量権ダミー	4.429	[0.940]	0.861	[0.180]	1.754	[0.442]
部下の仕事への裁量権ダミー	7.507	[1.245]	10.853	[1.377]	5.611	[0.997]
教育訓練ダミー	2.832	[0.736]	-1.329	[-0.298]	-0.008	[-0.002]
仕事を通じた成長機会ダミー	2.57	[0.662]	-6.188	[-1.108]	-0.744	[-0.189]
ワークライフバランスダミー	7.371*	[1.768]	0.641	[0.103]	7.509*	[1.863]
失業可能性ダミー	3.234	[0.888]	0.153	[0.033]	0.934	[0.274]
通勤時間	-0.01	[-0.129]	-0.181	[-1.082]	-0.019	[-0.222]
定数項	99.812	[1.586]	128.153	[1.262]	105.443	[1.620]
決定係数	0.222		0.342			
自由度修正済み決定係数	0.11		-0.671			
サンプルサイズ	128		128		128	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

壮年層の男性非正規労働者については、職場環境項目の「自分の生活に合わせて仕事を調整しやすい職場である」に有意な正の相関が、年齢に有意な負の相関が見られた。

表 12： 壮年女性正規労働者を対象とした変量効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	-0.035	[-0.115]	0.092	[0.264]	0.018	[0.060]
週当たり労働時間(残業を含む)	-0.415***	[-5.254]	-0.11	[-1.091]	-0.189**	[-2.356]
賃金	4.008***	[2.758]	-0.626	[-0.296]	1.685	[1.121]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	-2.028	[-1.335]	4.452	[0.551]	-0.573	[-0.259]
死別ダミー	-23.821*	[-1.944]	0	[]	-26.317*	[-1.726]
離婚ダミー	-1.145	[-0.550]	2.034	[0.343]	0.329	[0.115]
管理職ダミー	-1.409	[-0.329]	-6.813	[-1.426]	-3.772	[-0.953]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	0.718	[0.437]	0.222	[0.079]	1.167	[0.610]
大企業ダミー	-2.476	[-1.304]	0.374	[0.090]	0.448	[0.187]
社長、重役、役員、理事ダミー	-2.427	[-0.510]	-4.367	[-0.273]	2.109	[0.368]
自分の仕事への裁量権ダミー	-1.075	[-0.706]	0.089	[0.060]	-0.312	[-0.235]
職場の仕事への裁量権ダミー	2.102	[1.385]	0.449	[0.308]	1.252	[0.958]
部下の仕事への裁量権ダミー	2.178	[1.234]	0.796	[0.408]	1.594	[0.967]
教育訓練ダミー	-0.619	[-0.367]	2.13	[1.264]	1.529	[1.029]
仕事を通じた成長機会ダミー	-0.847	[-0.506]	-2.631	[-1.566]	-2.055	[-1.386]
ワークライフバランスダミー	1.802	[1.317]	1.128	[0.802]	1.48	[1.197]
失業可能性ダミー	-8.981***	[-4.145]	-1.604	[-0.751]	-3.748**	[-1.971]
通勤時間	-0.04	[-1.227]	-0.002	[-0.032]	-0.013	[-0.312]
定数項	23.027	[0.951]	68.697**	[2.060]	42.448*	[1.747]
決定係数	0.097		0.02			
自由度修正済み決定係数	0.073		-0.475			
サンプルサイズ	684		684		684	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

壮年層の女性正規労働者については有意な正の相関を示した変数は確認されず、有意な負の相関が職場環境項目の「今後 1 年間に失業する可能性がある」と週あたり労働時間(残業を含む)、死別ダミーの 3 つに見られた。

表 13：壮年女性非正規労働者を対象とした変量効果モデルでの分析結果

	プーリング回帰モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	回帰係数	t値	回帰係数	t値	回帰係数	t値
年齢	-0.325	[-1.304]	0.121	[0.416]	0.02	[0.084]
週あたり労働時間(残業を含む)	0.043	[0.710]	-0.057	[-0.739]	-0.02	[-0.341]
賃金	0.103	[0.091]	-0.486	[-0.372]	-0.345	[-0.334]
未婚ダミー			reference			
既婚ダミー	1.316	[0.795]	7.794	[0.930]	2.72	[1.112]
死別ダミー	-10.045	[-1.576]	-8.292	[-0.856]	-12.654*	[-1.925]
離婚ダミー	-3.339	[-1.370]	11.149**	[2.363]	2.266	[0.739]
管理職ダミー	0	[]	0	[]	0	[]
小企業ダミー			reference			
中企業ダミー	-0.164	[-0.114]	-3.879**	[-2.283]	-2.815**	[-1.983]
大企業ダミー	-1.101	[-0.693]	-1.361	[-0.718]	-1.133	[-0.712]
社長、重役、役員、理事ダミー	0	[]	0	[]	0	[]
自分の仕事への裁量権ダミー	0.989	[0.808]	1.466	[1.318]	1.338	[1.322]
職場の仕事への裁量権ダミー	2.352*	[1.828]	1.796	[1.556]	1.766*	[1.684]
部下の仕事への裁量権ダミー	-4.168*	[-1.669]	-3.54	[-1.597]	-3.824*	[-1.872]
教育訓練ダミー	-1.067	[-0.870]	-0.189	[-0.159]	-0.071	[-0.067]
仕事を通じた成長機会ダミー	1.329	[1.108]	0.633	[0.513]	0.596	[0.552]
ワークライフバランスダミー	2.228*	[1.754]	-1.138	[-0.913]	-0.271	[-0.243]
失業可能性ダミー	-4.577***	[-3.078]	-3.471**	[-2.532]	-4.150***	[-3.365]
通勤時間	-0.096***	[-3.069]	-0.103*	[-1.963]	-0.111***	[-3.054]
定数項	73.728***	[4.222]	67.243***	[3.595]	69.084***	[4.403]
決定係数	0.045		0.047			
自由度修正済み決定係数	0.029		-0.455			
サンプルサイズ	1022		1022		1022	

***は 1%, **は 5%, *は 10%の有意水準を表す。

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

最後に壮年層の女性非正規労働者についてだが、職場環境項目の「職場の仕事のやり方を自分で決めたり変えたりできる」が有意な正の相関を示し、同項目の「部下の仕事のやり方を自分で決めたり変えたりできる」、「今後 1 年間に失業する可能性がある」と死別ダミー、通勤時間の 4 つについて有意な負の相関が見られた。

今回の分析において、メンタルヘルスに影響を与えうる要因として労働時間を始めとした労働環境要因を取り上げ、パネルデータを用いて分析してきた。まず、週あたり労働時間についてだが、若年層の 4 つの対象群と壮年層の女性正規労働者には有意な負の相関を示し仮説通りの結果が得られたが、壮年層の女性正規労働者以外の 3 つの対象群については有意な結果が得られなかった。若年層の結果を見てみると、週あたり労働時間の回帰係数は-0.12~-0.14 と一見値が小さくメンタルヘルスにあまり影響を与えないように見えるが、週あたり労働時間は連続変数として 1 時間を 1 として数値を取っているため、例えば週に 50 時間以上働いている人については $50 \times (-0.14) = -7.0$ といったように回帰係数と

時間を乗じた値が MHI-5 スコアに負の影響を与える。そのため、週あたり労働時間は係数の大きさからもメンタルヘルスに大きく関わる項目であることが分かる。

続いて労働時間以外の労働環境要因について見ていく。8つの対象群にほぼ共通している項目としては失業可能性ダミー（壮年層の男性非正社員以外に有意な負の相関がある）が挙げられ、回帰係数の大きさを見ても-2.7~-6.3程度とメンタルヘルスに大きく影響するものであることが分かる。全体のうち4つの対象群について共通して有意な正の相関を示しているものとしてワークライフバランスダミーが挙げられ、回帰係数の大きさは1.8~7.5程度とメンタルヘルスに大きな影響を与えていることが分かる。また、自分の仕事への裁量権ダミーや職場の仕事への裁量権ダミーが有意な結果を示しているものについてはやや大きな影響を与えうる要因であることが窺える。よって仮説として立てた有意に働く変数については概ね正しい結果が分析から得られた。次節で分析結果から政策提言に繋げるためのシミュレーションを行う。

第5節 分析結果を用いた MHI-5 スコアのシミュレーション

1. シミュレーション方法について

前節の分析結果の解釈からメンタルヘルスに影響を与える変数を洗い出したが、それぞれの変数が改善されることでメンタルヘルスがハイリスクからローリスクに何パーセント移るかといった分析までは踏み込めていない。そこで本節では8つの対象群についてそれぞれ有意に出た変数が変化することでメンタルヘルスを表す指標 MHI-5 スコアが境界の52点を下回る割合をどの程度改善できるのかをシミュレーションし、その結果の整理からどの対象群にも影響を与えている要因を特定、具体的にどのような改善をすればいいのかを政策提言していく予定である。

シミュレーション方法についてだが、元々算出した MHI-5 スコアをベースとしてまず各対象群について境界である52点を下回っている人の割合を算出する。次に各対象群で有意となった説明変数について、その変数が無くなった場合（MHI-5 スコアから回帰係数とその変数を乗じたものを差し引く）の52点を下回っている人の割合を算出し、ベースの割合と比較してどの程度メンタルヘルスを改善させることができるのかを検討してい

く。尚、年齢と賃金については有意に出た対象全てに効果的かつ包括的な政策は講じられないと考えたため、シミュレーションから除外した。

2. シミュレーション結果について

表 14：若年男性正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		2312	71.49	922	28.51
MHI-5スコア(アレンジ)	週あたり労働時間(残業含む)	2716	83.98	518	16.02
	社長、重役、役員、理事ダミー	2326	71.92	908	28.08
	自分の仕事への裁量権ダミー	2312	71.49	922	28.51
	仕事を通じた成長機会ダミー	2312	71.49	922	28.51
	ワークライフバランスダミー	2312	71.49	922	28.51
	失業可能性ダミー	2365	73.13	869	26.87
サンプルサイズ					3234

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 15：若年男性非正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		376	71.48	150	28.52
MHI-5スコア(アレンジ)	週あたり労働時間(残業含む)	429	81.56	97	18.44
	中企業ダミー	360	68.44	166	31.56
	自分の仕事への裁量権ダミー	353	67.11	173	32.89
	失業可能性ダミー	402	76.43	124	23.57
サンプルサイズ					526

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 16：若年女性正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		1431	70.15	609	29.85
MHI-5スコア(アレンジ)	週あたり労働時間(残業含む)	1710	83.82	330	16.18
	離婚ダミー	1421	69.66	619	30.34
	職場の仕事への裁量権ダミー	1431	70.15	609	29.85
	ワークライフバランスダミー	1431	70.15	609	29.85
	失業可能性ダミー	1461	71.62	579	28.38
サンプルサイズ					2040

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 17：若年女性非正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		1002	71.73	395	28.27
MHI-5スコア(アレンジ)	週あたり労働時間(残業含む)	1111	79.53	286	20.47
	死別ダミー	1005	71.94	392	28.06
	ワークライフバランスダミー	1002	71.73	395	28.27
	失業可能性ダミー	1020	73.01	377	26.99
サンプルサイズ					1397

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 18：壮年男性正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		1215	76.85	366	23.15
MHI-5スコア(アレンジ)	職場の仕事への裁量権ダミー	1215	76.85	366	23.15
	教育訓練ダミー	1291	81.66	290	18.34
	仕事を通じた成長機会ダミー	1215	76.85	366	23.15
	失業可能性ダミー	1244	78.68	337	21.32
サンプルサイズ					1581

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 19：壮年男性非正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		78	60.94	50	39.06
MHI-5スコア(アレンジ)	ワークライフバランスダミー	68	53.13	60	46.88
サンプルサイズ					128

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 20：壮年女性正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		454	66.37	230	33.63
MHI-5スコア(アレンジ)	週あたり労働時間(残業含む)	567	82.89	117	17.11
	死別ダミー	456	66.67	228	33.33
	失業可能性ダミー	464	67.84	220	32.16
サンプルサイズ					684

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 21：壮年女性非正規労働者のシミュレーション結果

		52点以上		52点未満	
		人数(人)	割合(%)	人数(人)	割合(%)
MHI-5スコア(ベース)		740	72.41	282	27.59
MHI-5スコア(アレンジ)	死別ダミー	742	72.60	280	27.40
	中企業ダミー	760	74.36	262	25.64
	職場の仕事への裁量権ダミー	740	72.41	282	27.59
	部下の仕事への裁量権ダミー	746	72.99	276	27.01
	失業可能性ダミー	756	73.97	266	26.03
	通勤時間	780	76.32	242	23.68
サンプルサイズ					1022

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

3. シミュレーション結果の解釈

8つの対象群についてどの要因が MHI-5 スコアの境界である 52 点を下回る人の割合を減らす（52 点以上の人を割合を増やす）ことに大きく影響しているのかをシミュレーションした。

若年層については、週あたり労働時間（残業を含む）と失業可能性ダミーの 2 つが共通して 52 点未満の人の割合に大きく影響を与えている。中でも週あたり労働時間（残業を含む）の方が 30%弱から 15~20%程度まで割合を大きく下げていることが分かり、長時間労働がメンタルヘルスに与える負の影響が見て取れる。

一方壮年層については、壮年女性正規労働者の週あたり労働時間（残業を含む）が若年層同様にメンタルヘルス悪化者を大きく減らしている。失業可能性ダミーについて見てみると、改善することで 52 点未満の割合を 1~2%引き下げることが分かる。

以上のシミュレーションから若年・壮年層に共通して長時間労働の解消と雇用の安定性がメンタルヘルス悪化者を削減することに有効であることが分かったため、次章ではこれら 2 つに焦点を当てた政策提言を行っていく。

第 5 章 政策提言

第 1 節 長時間労働についての政策提言

第 4 章の分析結果及びシミュレーションより、メンタルヘルスの改善に大きく影響する要因は長時間労働と雇用の安定性であることが分かった。第 5 章ではメンタルヘルス改善を促す政策としてこれら 2 つの要因に焦点を当てた政策提言を行っていく。

第 1 節では、長時間労働の削減に向けた政策を検討していく。まず労働時間を抑制する既存の制度として、労働基準法第 36 条及び労使協定(以下 36 協定)¹⁰が挙げられる。通常労働者は法定労働時間である 1 日あたり 8 時間及び週あたり 40 時間の労働時間を守らなければならないが、使用者との間で書面による協定を締結することで法定労働時間を超えた労働が認められ、上限として 1 ヶ月あたりの時間外労働時間を 45 時間、1 年あたりの時間外労働時間を 360 時間までと定められている。しかしながら、36 協定で定めた時間外労働の上限を超えてもよい事例があり、協定を結ぶ際に特別条項¹¹を加えて締結させることで例外が認められる。36 協定の特別条項とは、特別な事情(納期直前や大規模なクレーム処理など)がある場合に、従来の限度時間を超える一定の時間を延長時間とすることが認められるというものであり、年に 6 回まで適用することができる。特別条項により延長する労働時間については規定がなく、特別条項により使用者はほぼ無制限に労働者を労働に従事させることが可能となる。つまり、36 協定で 1 ヶ月あたりの時間外労働時間を 45 時間、1 年あたりの時間外労働時間を 360 時間までと定められていても、同時に認められている特別条項によりこれらの上限時間は形骸化している可能性があると考えられる。

では、特別条項の存在による 36 協定の形骸化にはどのような問題があるのだろうか。第 2 章の現状分析でもあげた図 5 によると、長時間労働時間はメンタルヘルスの悪化の他に脳・心臓疾患にもつながるとされており、過労による疾病発症及び過労死につながるおそれがある。厚生労働省(2001)によると、過労死の判断基準は発症前 2 か月前ないしは 6 か月前にわたって 1 ヶ月あたり概ね 80 時間を超える時間外労働が認められる場合に業務

¹⁰ 時間外労働の限度に関する基準(<http://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/kantoku/dl/040324-4.pdf>)を参照せよ

¹¹ 脚注 1 を参照せよ

と発症との強い関連性があるとしている。しかしながら、特別条項の適用事例により厚生労働省が定める過労死の基準は容易に超越できる。

そこで本稿では、労働者のメンタルヘルス改善に向けてまず「36 協定における特別条項の撤廃」を提言し、それに伴って更なる長時間労働短縮を促すために「36 協定の上限時間改正」についてシミュレーションしていく。具体的に「36 協定における特別条項の撤廃」では、特別条項が撤廃されることで月あたり残業時間を 45 時間までとし、「36 協定の上限時間改正」では月あたり残業時間 20 時間と月あたり残業時間ゼロの 2 つについて、どの程度メンタルヘルス悪化者を減らせるかどうか検討していく。

第 2 節 長時間労働短縮の効果

表 22：労働時間短縮による若年男性正規労働者のメンタルヘルス改善予想

		52点未満		ベースからの削減率(%)
		人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)		922	28.5	
MHI5スコア(アレンジ)	特別条項撤廃	870	26.9	5.6
	週あたり労働時間45h以下	833	25.8	9.7
	週あたり労働時間40h以下	799	24.7	13.3
サンプルサイズ		3234		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 23：労働時間短縮による若年男性非正規労働者のメンタルヘルス改善予想

		52点未満		ベースからの削減率(%)
		人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)		150	28.5	
MHI5スコア(アレンジ)	特別条項撤廃	148	28.1	1.3
	週あたり労働時間45h以下	148	28.1	1.3
	週あたり労働時間40h以下	144	27.4	4.0
サンプルサイズ		526		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 24：労働時間短縮による若年女性正規労働者のメンタルヘルス改善予想

		52点未満		ベースからの削減率(%)
		人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)		609	29.9	
MHI5スコア(アレンジ)	特別条項撤廃	582	28.5	4.4
	週あたり労働時間45h以下	567	27.8	6.9
	週あたり労働時間40h以下	544	26.7	10.7
サンプルサイズ		2040		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 25：労働時間短縮による若年女性非正規労働者のメンタルヘルス改善予想

		52点未満		ベースからの削減率(%)
		人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)		395	28.3	
MHI5スコア(アレンジ)	特別条項撤廃	393	28.1	0.5
	週あたり労働時間45h以下	393	28.1	0.5
	週あたり労働時間40h以下	391	28.0	1.0
サンプルサイズ		1397		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 26：労働時間短縮による壮年女性正規労働者のメンタルヘルス改善予想

		52点未満		ベースからの削減率(%)
		人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)		230	33.6	
MHI5スコア(アレンジ)	特別条項撤廃	226	33.0	1.7
	週あたり労働時間45h以下	226	33.0	1.7
	週あたり労働時間40h以下	210	30.7	8.7
サンプルサイズ		684		

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

本節では長時間労働短縮によりメンタルヘルス悪化者がどの程度減るのかを見ていく。

以上の表 22-26 は第 4 章の分析結果において労働時間の項目に有意な結果が出た 5 つの対象について、超過労働時間の削減がメンタルヘルス悪化者(「うつ病」予備軍)¹²をどれだけ削減できるかをシミュレーションしたものである。MHI-5 スコア(ベース)は現状でのメンタルヘルス悪化者のサンプルサイズに占める割合を表している。MHI-5 スコア(アレンジ)は各政策を講じた際の割合を表している。尚ベースからの削減率は、MHI-5 スコア(ベー

¹² 表で基準としている MHI5 スコア 52 点未満については、第 4 章第 3 節を参照せよ

ス)の人数を分母に、各政策適用時にメンタルヘルス悪化者を何パーセント削減できたかを表している。

では実際に表 22-26 のシミュレーションを元に、各政策がどの程度効果をもたらすのか検証していく。まず表 22,24,26 を見ると、特に正規労働者について特別条項を撤廃することで 1.7%~5.6%のメンタルヘルス悪化者を削減することができる。しかし表 23,25 を見ると、労働時間削減の効果はあまり見られないことが分かる。これは、非正規労働者については元々パートやアルバイトといった自分の時間に合わせて労働時間を選択できる労働者の割合が多いことからこのような結果になったと考えられる。以上のことから、「36 協定における特別条項の撤廃」により、正規労働者のメンタルヘルス悪化者割合は 1.7%~5.6%削減される。これにより私達は厚生労働省の定める過労死ラインを超えないようにすることで心臓・脳疾患の危険に晒される労働者の削減効果も期待できると考える。

次に「36 協定の上限時間改正」のシミュレーション結果を検証していく。原則フルタイム就業の正規労働者については時間外労働削減の効果は顕著に表れており、残業時間ゼロ(週あたり労働時間 40 時間以下)を達成することで 8.7%~13.3%のメンタルヘルス悪化者を削減できることが分かる。また非正規労働者については、月あたり残業時間を 20 時間に削減しても特別条項撤廃時と結果は変わらず、月あたり残業時間をゼロにすることで 1~4%のメンタルヘルス悪化者を削減できることが分かる。以上の結果から、「36 協定の上限時間改正」によって正社員については更なるメンタルヘルス悪化者の削減が期待できる。

しかし特別条項の撤廃を導入するにあたって、「従来よりも労働時間を減らすことで労働生産性が低下する」ことや「勤退時刻を正確に測らなければならない」といった問題点が考えられる。しかしながら労働生産性については、残業時間の少ない労働環境を達成することで、各労働者の身体的な負担が軽減され仕事の効率が上がると予想され、それによって労働生産性の維持はできると考えられる。また勤退時刻の記録については、現在の IT 技術を活かして労働時間を正確に測ることで問題は解決されると考える。

第3節 正規労働者の雇用の安定についての政策提言

実証分析結果による MHI-5 スコアのシミュレーションから若年・壮年のどちらについても雇用の安定はメンタルヘルスに強い影響を与えることが分かった。特に非正規労働者のような有期雇用契約を結ぶ労働者については、無期雇用契約を結ぶ労働者より雇用の不安定さがメンタルヘルスに悪影響を与えることが分かる。そこで本節では、前節で提言した 36 協定特別条項の撤廃や残業時間の短縮、インターバル規制の更なる導入による「長時間労働の解消」に加えて、「雇用の安定」のために有期雇用、無期雇用などそれぞれの働き方に焦点を当て政策提言を行う。

まずは無期雇用契約を結ぶ労働者のより柔軟な働き方を達成し、労働者の健康に配慮し、かつ雇用の減少を抑制させる政策としてフレックスタイム制の改正を提言したい。具体的には、「フレックスタイム制の超過労働時間を次の清算期間から差し引く制度」を提言する。

初めにフレックスタイム制の概要を説明する。日本において、労働者各自の始業時刻及び終業時刻を原則として自由に決められるフレックスタイム制の導入は、労働者のワークライフバランスの向上に加えて個性や能力を十分に発揮できる働き方の拡大という観点¹³からも更なる拡大が求められる。ところが 2014 年度就労条件総合調査によると適用者比率は労働者の 8.3%と低水準に留まっており、これに伴って労働基準法の一部を改正する法律案では平成 28 年 4 月からフレックスタイム制の清算期間の上限を 1 カ月から 3 カ月に延長することが決まっている。これにより「3 カ月の中で繁忙期には残業をして閑散期には早く退社をする」ということができるため、この法改正により更なる柔軟な働き方が達成できると期待できる。

しかしこの制度を導入にあたって懸念される問題として、清算期間全体で法定労働時間の総枠を超えたときに初めて時間外労働が成立されるため、繁忙期が続くと柔軟性が得られにくい点が挙げられる。よって懸念される問題への対策として本稿では、フレックスタイム制による超過労働時間について、次の清算期間から差し引く制度に改正することを提言する。尚ここで総労働時間が引かれた期間については、度重なる残業が増えることを防ぐため引かれた時間以上の残業は禁止する。

¹³ <http://www2.mhlw.go.jp/topics/seido/kijunkyoku/flexitime/> を参照せよ 2015 年 10 月 20 日 最終アクセス

については制度導入にあたり期待できる点を3点挙げる。まず1点目は、法定労働時間の総枠を超えた超過労働時間には残業代が出されずに全て総労働時間短縮への申請に利用を制限されるため、企業側にとっては「残業代支払い免除」と「総労働時間短縮分の給料支払い免除」の2点について支出が削減される点である。2点目は支出が削減された分については、労働者の雇用の保持に加えて新たな雇用への人件費としても分配が可能となるため、労働者側が雇用の安定という恩恵を受けられる点である。労働政策研究・研修機構(2010)によると実際にドイツではフレックスタイムの導入もあり、2010年にそれまで悪化していた雇用減少を緩和しており、労働時間柔軟化の拡大は現在も進められている。さらに3点目は、制度の導入・利用によって労働生産性の向上が期待される点である。これについては、労働者側は労働時間の柔軟性が確実に確保されることでメンタルヘルスの悪化が改善され仕事のパフォーマンスの向上が期待される。また企業側も解雇を行うことによる生産性や技術革新能力低減を回避できるため労働者・企業側の双方から見て制度の導入・利用は労働生産性の維持・向上に繋がると考えられる。

第4節 非正規労働者の雇用の安定についての政策提言

次に有期雇用契約を結ぶ労働者の失業不安解消にむけた対策を提言していく。具体的には「労働者に労働基準法や保険といった労働者自身を保護する制度・法律を学習する機会を就業前にもたせる」といった制度と「労働契約を第三者機関の立ち合いのもと行う」といった制度を提言する。

まずは労働者の失業予防に関わる制度として雇用保険制度の概要を説明する。雇用保険制度は、厚生労働省によると「労働者が失業した場合などに必要な給付を行い、労働者の生活および雇用の安定を図るとともに再就職の援助を行うことなどを目的とした制度」である。しかし、有期雇用で働く労働者であると加入に2点の条件を満たす必要がある。以下がその条件である。

- (1) 1週間の所定時間労働が20時間以上である者
- (2) 31日以上引き続き雇用されることが見込まれる者

「平成22年就業形態の多様化に関する総合実態調査」によると、有期雇用労働者の中で雇用保険に加入している割合は全体の約70%であり、一方で正規労働者の適用割合は約

95%であることが明らかになっている。これは本来ならば労働者全員が適用されるべき雇用保険が、上記の条件により著しく適用割合が低くなっていることを示唆している。

しかしながら、有期雇用労働者に対する雇用保険の低い適用割合に対してはこれまでにいくらかの制度改革は既に行われている。まず、平成 22 年に制度の見直しが行われており、従来の「半年以上の雇用見込みがある」から「31 日以上の雇用見込みがある」に条件は変更され、非正規労働者に対する雇用のセーフティーネット機能の強化が図られた。また、雇用保険に未加入とされていた非正規労働者に対しては、遡及適用期間が「被保険者であったことが確認された日から 2 年前まで」であったが、「事業主が雇用保険料を控除されていたことが給与明細表などの書類により確認された者については 2 年を越える」と変更し、所定給付日数が短くなるケースに対応した。

このように有期雇用労働者に対して保険制度適用の仕組みは着々と改善されている中、私達が今回一番の問題だと捉えたのはこれらの制度の中身よりも、雇用保険に対する労働者の認知度の低さである。つまり労働者に知識がないことが、労働者に不利な労働条件で働かせている大きな要因となっていると私達は考え、制度を提言することとした。

まず「労働者に労働基準法や保険といった制度・法律を学習する機会を就業前にもたせる制度」では法律や制度について労働者が知識をもつことで、不当な労働条件に疑問を感じることができるため、これまでより適切な対処が可能となる。またこれにより、非正規労働者の雇用保険加入割合は少なからず増加すると考えられる。また、「労働契約をハローワークといった第三者機関の立ち合いのもと行う制度」では労働契約時にハローワークといった第三者機関の立ち合いのもと行うことで、労働契約のトラブルは減少すると考える。これは労働契約が労働者と雇用者の一対一で行われる場合、労働者の知識不足を背景としてそうした規則が守られない恐れを防ぐことができるからである。

第5節 特別条項撤廃と雇用の安定の効果

表 27：雇用の安定による若年男性正規労働者のメンタルヘルス改善予想

	52点未満		ベースからの削減率(%)
	人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)	922	28.5	
MHI5スコア(アレンジ) 特別条項撤廃&失業可能性撤廃	825	25.5	10.5
サンプルサイズ	3234		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 28：雇用の安定による若年男性非正規労働者のメンタルヘルス改善予想

	52点未満		ベースからの削減率(%)
	人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)	150	28.5	
MHI5スコア(アレンジ) 特別条項撤廃&失業可能性撤廃	123	23.4	18.0
サンプルサイズ	526		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 29：雇用の安定による若年女性正規労働者のメンタルヘルス改善予想

	52点未満		ベースからの削減率(%)
	人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)	609	29.9	
MHI5スコア(アレンジ) 特別条項撤廃&失業可能性撤廃	554	27.2	9.0
サンプルサイズ	2040		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 30：雇用の安定による若年女性非正規労働者のメンタルヘルス改善予想

	52点未満		ベースからの削減率(%)
	人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)	395	28.3	
MHI5スコア(アレンジ) 特別条項撤廃&失業可能性撤廃	375	26.8	5.1
サンプルサイズ	1397		

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

表 31：雇用の安定による壮年女性正規労働者のメンタルヘルス改善予想

	52点未満		ベースからの削減率(%)
	人数(人)	割合(%)	
MHI5スコア(ベース)	230	33.6	
MHI5スコア(アレンジ) 特別条項撤廃&失業可能性撤廃	217	31.7	5.7
サンプルサイズ	684		

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

以上に記した特別条項の撤廃と雇用の安定を達成することで、表 27,29,31 から正規労働者のメンタルヘルス悪化者は 5.7~10%、表 28,30 から非正規労働者のメンタルヘルス悪化者は 5.1%~18%まで削減できることが分かる。

第 6 節 おわりに

以上のように、「36 協定の特別条項の撤廃」と「フレックスタイム制の超過労働時間を次の清算期間から差し引く制度」、「労働者に労働基準法や保険といった労働者自身を保護する制度・法律を学習する機会を就業前にもたせる制度」、「労働契約を第三者機関の立ち合いのもと行う制度」の導入による雇用の安定を達成することで、労働環境内でメンタルヘルスに大きな負の影響を与える長時間労働と失業への不安を解消し、それによりメンタルヘルス悪化者を大幅に削減することが可能である。メンタルヘルス悪化を改善することは各労働者のパフォーマンスを向上させ、労働生産性の上昇にも効果が期待できる。しかしながら、納期の逼迫といった理由での残業時間の増加や景気の悪化による失業者の発生は未だ大きな問題であり、これを抱え続けたままでは日本社会は停滞したままである。今回の私達の政策提言によって、上限のない労働時間に歯止めをかけ、形骸化していた 36 協定の上限時間を機能させること、フレックスタイム制の更なる導入とその改正により新たな雇用を創出すること、そして雇用保険など労働者を保護する制度を学習する機会を設け、労働契約の締結に第三者機関を立ち合わせることで上記に挙げた日本社会の問題点を解決する有効な処方箋になると考えている。

先行研究・参考文献・データ出典

- ・厚生労働省(2013)「平成 23 年患者調査の概要」 2015 年 10 月 10 日最終アクセス
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/11/dl/kanja.pdf>)
- ・厚生労働省(2012)「平成 24 年度衛生行政報告例-結果の概要-」 2015 年 10 月 10 日最終アクセス
(http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/eisei_houkoku/12/dl/kekka1.pdf)
- ・厚生労働省 (2012) 「ストレスチェック制度の概要」
(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/roudoukijun/anzeneisei12/kouhousanpo/summary/#p01>) 2015 年 9 月 18 日最終アクセス
- ・厚生労働省 (2012) 「平成 24 年労働者健康状況調査-結果の概要-」 2015 年 10 月 10 日最終アクセス (http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/h24-46-50_01.pdf)
- ・厚生労働省 (2014) 「平成 25 年度脳・心臓疾患と精神障害の労災補償状況」を公表
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/0000049293.html>) 2015 年 9 月 18 日最終アクセス
- ・厚生労働省 (2014) 「毎月勤労統計調査 (全国調査・地方調査)」
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/30-1.html>) 2015 年 10 月 10 日最終アクセス
- ・厚生労働省「みんなのメンタルヘルス総合サイト」 2015 年 10 月 10 日最終アクセス
(<http://www.mhlw.go.jp/kokoro/>)
- ・労働政策研究・研修機構 (2012) 「職場におけるメンタルヘルス対策に関する調査」
(<http://www.jil.go.jp/institute/research/2012/100.html>) 2015 年 9 月 18 日最終アクセス
- ・日本生産性本部メンタルヘルス研究所 (2012) 「『メンタルヘルスの取り組み』に関する企業アンケート調査結果」 (<http://www.js-mental.org/images/02/enquete2012.pdf>)
2015 年 9 月 18 日最終アクセス
- ・警察庁統計 「自殺統計」(<http://www.npa.go.jp/toukei/index.htm>)
2015 年 9 月 18 日最終アクセス
- ・厚生労働省「みんなのメンタルヘルス総合サイト」 2015 年 10 月 10 日最終アクセス

- (http://www.mhlw.go.jp/kokoro/know/disease_intro.html)
- ・労働安全衛生総合研究所(2012)「長時間労働者の健康ガイド」
(https://www.jniosh.go.jp/publication/doc/houkoku/2012_01/Health_Problems_du_e_to_Long_Working_Hours.pdf) 2015年10月10日最終アクセス
 - ・全国健康保険協会(2014)「現金給付受給者状況調査」2015年10月10日最終アクセス
(<https://www.kyoukaikenpo.or.jp/g7/cat740/sb7200/sbb7206>)
 - ・OECD (2013)「メンタルヘルスと仕事：誤解と真実-労働市場は心の病気にどう向き合
うべき-」 p.21
 - ・阿部正浩 (2010)「労働時間と睡眠時間」2015年10月10日最終アクセス
(http://www.esri.go.jp/jp/prj/hou/hou054/hou54_03_02.pdf)
 - ・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』 p.39～p.48
 - ・世界保健機関 (2007)「*What is mental health?*」2015年10月10日最終アクセス
(<http://mentalhealth.about.com/cs/stressmanagement/a/whatismental.html>)
 - ・厚生労働省(2015)「時間外労働の限度に関する基準」2015年10月10日最終アクセス
(<http://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/kantoku/dl/040324-4.pdf>)
 - ・厚生労働省(2001)「脳・心臓疾患の認定基準の改正について」
(<http://www.mhlw.go.jp/houdou/0112/h1212-1.html>) 2015年10月10日最終アク
セス
 - ・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—」
 - ・戸田淳仁・安井健悟(2010)「メンタルヘルスの決定要因」『平成20年度ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性に関する研究報告書』、第6章
 - ・中澤渉(2010)「メンタル・ヘルスのパネルデータ分析」『東洋大学社会学部紀要』
47(2): p.83～p.95
 - ・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」『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』、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、第5章

- ・ 安田宏樹(2008)「職場環境の変化とストレス：仕事における希望」『社会科学研究』 59 (2)、p.121~p.147
- ・ 山岡順太郎(2012)『仕事のストレス、メンタルヘルスと雇用管理：労働経済学からのアプローチ』、文理閣
- ・ Askenazy, Philippe, and Eve Caroli, “Innovative Work Practices, Information Technologies, and Working Conditions: Evidence for France,” *Industrial Relations*, 49 (4), 2010, pp. 544–565.
- ・ Böckerman, Petri, Edward Johansson, and Annti Kauhanen, “Innovative Work Practices and Sickness Absence: What Does a Nationally Representative Employee Survey Tell?,” *Industrial and Corporate Change*, 21 (3), 2011, pp.587–613
- ・ Costa G, Sartori S, Akerstedt T. “Influence of flexibility and variability of working hours on health and well-being.” *Chronobiology international* 2006;23(6):1125-37.
- ・ Dohrenwend, Bruce P., and Barbara Snell Dohrenwend, 1976, "Sex Differences and Psychiatric Disorders," *American Journal of Sociology*, 81(6): 1447-1454.
- ・ Godard, John, “High Performance and the Transformation of Work? The Implications of Alternative Work Practices for the Experience and Outcomes of Work.” *Industrial and Labor Relations Review*, 54 (4), 2001, pp.776-805.
- ・ Godard, John, “A Critical Assessment of the High-Performance Paradigm,” *British Journal of Industrial Relations*, 42(2), 2004, pp. 349–378.
- ・ Justina A.V. Fischer, Alfonso Sousa-Poza. “Does Job Satisfaction Improve the Health of Workers? -New Evidence Using Panel Data and Objective Measures of Health-“ Discussion Paper 2007 No. 3256
- ・ Oshio T, Tsutsumi A, Inoue A. “Do time-invariant confounders explain away the association between job stress and workers' mental health? Evidence from Japanese occupational panel data.” *Social science & medicine*. 2015 Feb;126:138-44.
- ・ Zolnierczyk-Zreda D, Bedyńska S, Warszewska-Makuch M. “Work time control and mental health of workers working long hours: the role of gender and age.”

International journal of occupational safety and ergonomics .2012;18(3):311-20.

- Yamazaki, Shin, Shunichi Fukuhara, & Joseph Green, 2005, "Usefulness of Five-item and Three-item Mental Health Inventories to Screen for Depressive Symptoms in the General Population of Japan," *Health and Quality of Life Outcomes* 3: 48.
- Bültmann Ute, Rugulies Reiner, Lund Thomas, Christensen Karl Bang, Labriola Merete, Burr Hermann "Depressive symptoms and the risk of long-term sickness absence A prospective study among 4747 employees in Denmark." *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 41, pp.875-880.
- Thorsen Sannie Vester, Rugulies Reiner, Hjarsbech, Pernille U, Bjorner Jakob Bue "The predictive value of mental health for long-term sickness absence: the Major Depression Inventory (MDI) and the Mental Health Inventory (MHI-5) compared." *BMC Medical Research Methodology*, 13(115).
- 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから寄託 2015年9月11日データ取得
- 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから寄託 2015年9月11日データ取得

附表 a : 分析の記述統計量(若年男性正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	3234	62.262	17.178	0	100
年齢	3234	32.510	4.353	22	40
週当たり労働時間(残業を含む)	3234	54.063	13.147	3.960	141.089
賃金	3234	15.162	0.445	12.429	16.929
既婚ダミー	3234	0.466	0.499	0	1
死別ダミー	3234	0.000	0.018	0	1
離婚ダミー	3234	0.018	0.133	0	1
管理職ダミー	3234	0.031	0.174	0	1
中企業ダミー	3234	0.321	0.467	0	1
大企業ダミー	3234	0.279	0.449	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	3234	0.025	0.155	0	1
自分の仕事への裁量権ダミー	3234	0.668	0.471	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	3234	0.569	0.495	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	3234	0.306	0.461	0	1
教育訓練ダミー	3234	0.559	0.497	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	3234	0.667	0.471	0	1
ワークライフバランスダミー	3234	0.405	0.491	0	1
失業可能性ダミー	3234	0.122	0.327	0	1
通勤時間	3234	38.720	23.524	15	120

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 b : 分析の記述統計量(若年男性非正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	526	63.118	19.168	0	100
年齢	526	30.770	4.582	22	40
週当たり労働時間(残業を含む)	526	42.032	15.440	1.980	155.941
賃金	526	14.428	0.648	12.429	15.761
既婚ダミー	526	0.810	0.393	0	1
死別ダミー	526	0.000	0.000	0	0
離婚ダミー	526	0.019	0.137	0	1
管理職ダミー	526	0.000	0.000	0	0
中企業ダミー	526	0.188	0.391	0	1
大企業ダミー	526	0.238	0.426	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	526	0.000	0.000	0	0
自分の仕事への裁量権ダミー	526	0.559	0.497	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	526	0.460	0.499	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	526	0.194	0.396	0	1
教育訓練ダミー	526	0.452	0.498	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	526	0.502	0.500	0	1
ワークライフバランスダミー	526	0.536	0.499	0	1
失業可能性ダミー	526	0.285	0.452	0	1
通勤時間	526	36.188	23.344	15	120

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 c : 分析の記述統計量(若年女性正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	2040	61.069	16.883	0	100
年齢	2040	30.605	4.484	22	40
週当たり労働時間(残業を含む)	2040	48.211	10.769	9.901	123.762
賃金	2040	14.823	0.501	12.429	16.929
既婚ダミー	2040	0.647	0.478	0	1
死別ダミー	2040	0.001	0.031	0	1
離婚ダミー	2040	0.044	0.205	0	1
管理職ダミー	2040	0.008	0.088	0	1
中企業ダミー	2040	0.347	0.476	0	1
大企業ダミー	2040	0.205	0.404	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	2040	0.016	0.126	0	1
自分の仕事への裁量権ダミー	2040	0.608	0.488	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	2040	0.473	0.499	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	2040	0.178	0.383	0	1
教育訓練ダミー	2040	0.559	0.497	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	2040	0.634	0.482	0	1
ワークライフバランスダミー	2040	0.454	0.498	0	1
失業可能性ダミー	2040	0.105	0.307	0	1
通勤時間	2040	35.904	22.212	15	120

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 d : 分析の記述統計量(若年女性非正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	1397	61.317	18.178	0	100
年齢	1397	32.296	4.521	22	40
週当たり労働時間(残業を含む)	1397	31.871	13.226	0.990	103.960
賃金	1397	13.922	0.696	12.429	16.118
既婚ダミー	1397	0.396	0.489	0	1
死別ダミー	1397	0.003	0.053	0	1
離婚ダミー	1397	0.045	0.208	0	1
管理職ダミー	1397	0.000	0.000	0	0
中企業ダミー	1397	0.190	0.393	0	1
大企業ダミー	1397	0.185	0.389	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	1397	0.000	0.000	0	0
自分の仕事への裁量権ダミー	1397	0.565	0.496	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	1397	0.336	0.472	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	1397	0.083	0.276	0	1
教育訓練ダミー	1397	0.394	0.489	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	1397	0.460	0.499	0	1
ワークライフバランスダミー	1397	0.702	0.458	0	1
失業可能性ダミー	1397	0.169	0.375	0	1
通勤時間	1397	28.540	18.207	15	120

出典：「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 e : 分析の記述統計量(壮年男性正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	1581	64.548	16.939	0	100
年齢	1581	41.244	2.154	37	46
週当たり労働時間(残業を含む)	1581	53.482	12.154	4.950	138.614
賃金	1581	15.455	0.456	12.429	16.811
既婚ダミー	1581	0.159	0.366	0	1
死別ダミー	1581	0.000	0.000	0	0
離婚ダミー	1581	0.037	0.190	0	1
管理職ダミー	1581	0.153	0.360	0	1
中企業ダミー	1581	0.290	0.454	0	1
大企業ダミー	1581	0.300	0.458	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	1581	0.061	0.239	0	1
自分の仕事への裁量権ダミー	1581	0.720	0.449	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	1581	0.646	0.478	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	1581	0.427	0.495	0	1
教育訓練ダミー	1581	0.566	0.496	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	1581	0.646	0.478	0	1
ワークライフバランスダミー	1581	0.408	0.492	0	1
失業可能性ダミー	1581	0.118	0.322	0	1
通勤時間	1581	41.935	25.736	15	120

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 f : 分析の記述統計量(壮年男性非正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	128	55.859	19.853	0	90
年齢	128	41.063	2.247	37	46
週当たり労働時間(残業を含む)	128	46.643	13.704	11.881	96.535
賃金	128	14.640	0.583	12.429	15.761
既婚ダミー	128	0.391	0.490	0	1
死別ダミー	128	0.000	0.000	0	0
離婚ダミー	128	0.070	0.257	0	1
管理職ダミー	128	0.008	0.088	0	1
中企業ダミー	128	0.273	0.447	0	1
大企業ダミー	128	0.133	0.341	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	128	0.000	0.000	0	0
自分の仕事への裁量権ダミー	128	0.461	0.500	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	128	0.320	0.468	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	128	0.125	0.332	0	1
教育訓練ダミー	128	0.398	0.492	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	128	0.422	0.496	0	1
ワークライフバランスダミー	128	0.398	0.492	0	1
失業可能性ダミー	128	0.352	0.479	0	1
通勤時間	128	37.617	24.615	15	120

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 g : 分析の記述統計量(壮年女性正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	684	59.971	17.574	0	100
年齢	684	41.446	2.159	37	46
週当たり労働時間(残業を含む)	684	45.830	8.795	5.198	86.139
賃金	684	15.018	0.505	12.429	16.118
既婚ダミー	684	0.348	0.477	0	1
死別ダミー	684	0.003	0.054	0	1
離婚ダミー	684	0.129	0.335	0	1
管理職ダミー	684	0.031	0.173	0	1
中企業ダミー	684	0.291	0.455	0	1
大企業ダミー	684	0.222	0.416	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	684	0.025	0.156	0	1
自分の仕事への裁量権ダミー	684	0.643	0.479	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	684	0.488	0.500	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	684	0.203	0.403	0	1
教育訓練ダミー	684	0.478	0.500	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	684	0.563	0.496	0	1
ワークライフバランスダミー	684	0.475	0.500	0	1
失業可能性ダミー	684	0.105	0.307	0	1
通勤時間	684	33.180	21.706	15	120

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成

附表 h : 分析の記述統計量(壮年女性非正規労働者)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
MHI-5スコア	1022	62.094	16.899	5	100
年齢	1022	41.710	2.157	37	46
週当たり労働時間(残業を含む)	1022	28.495	12.438	0.743	80.198
賃金	1022	13.840	0.666	12.429	15.425
既婚ダミー	1022	0.159	0.365	0	1
死別ダミー	1022	0.007	0.083	0	1
離婚ダミー	1022	0.053	0.224	0	1
管理職ダミー	1022	0.000	0.000	0	0
中企業ダミー	1022	0.177	0.382	0	1
大企業ダミー	1022	0.142	0.349	0	1
社長、重役、役員、理事ダミー	1022	0.000	0.000	0	0
自分の仕事への裁量権ダミー	1022	0.570	0.495	0	1
職場の仕事への裁量権ダミー	1022	0.317	0.466	0	1
部下の仕事への裁量権ダミー	1022	0.050	0.218	0	1
教育訓練ダミー	1022	0.415	0.493	0	1
仕事を通じた成長機会ダミー	1022	0.405	0.491	0	1
ワークライフバランスダミー	1022	0.727	0.446	0	1
失業可能性ダミー	1022	0.155	0.362	0	1
通勤時間	1022	27.050	18.502	15	120

出典：「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」より筆者作成