

職場のソーシャルキャピタルと健康との関連 —雇用形態に着目した検証—

王薈琳・小林秀行・高見具広



職場のソーシャルキャピタルと健康との関連 —雇用形態に着目した検証—

王薈琳(労働安全衛生総合研究所社会労働衛生研究グループ・研究員)

小林秀行(高知県立大学地域共生学研究機構・准教授)

高見具広(労働政策研究・研修機構労働市場・労働環境部門・主任研究員)

《 要 旨 》

近年、健康の社会決定要因の一つであるソーシャルキャピタルへの関心が高まっている。しかし、職場のソーシャルキャピタル(Workplace social capital: 以下 WSC)と労働者の健康との関連は十分に検証されていない。本研究は日本の中年層労働者を代表するパネルデータを用いて、個人レベル WSC と健康との関連を検証するものである。同僚との関係を表す水平型 WSC と、上司との関係を表す垂直型 WSC との主観的健康感・メンタルヘルスの関連について、さらに、それらが雇用形態や性別によって異なるかを検討する。

分析の結果、水平型・垂直型 WSC の向上と、メンタルヘルスの改善ならびに主観的健康感の向上との間に有意な関連が見られた。水平型 WSC と垂直型 WSC の相乗効果も見られた。雇用形態別・性別に見ると、WSC と健康との関連には異なる点が見られた。男女の正規労働者においては水平型・垂直型 WSC の向上と、メンタルヘルスの改善ならびに主観的健康感の向上との間に有意な関連が見られた。非正規男性においては水平型 WSC の向上とメンタルヘルスの改善との間に、非正規女性においては、水平型 WSC の向上とメンタルヘルスの改善ならびに主観的健康感の向上との間に有意な関連が見られた。WSC を向上させる取り組みは労働者の健康の向上に寄与する可能性がある。しかし、雇用形態による健康格差に留意する必要があるだろう。

(備考)本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。本論文におけるデータの利用は、独立行政法人 労働政策研究・研修機構の第5期プロジェクト研究サブテーマ「経済社会の変化と労働者の生活、健康、ウェルビーイングに関する研究」への参加によって認められている。

目 次

1 はじめに	1
2 先行研究レビュー	3
フィンランドー公共部門コホート研究	3
日本-J-HOPE 職域コホート研究	3
日本-J-HOPE 以外の研究	4
他の国の研究	4
先行研究の限界と本研究の位置づけ	5
3 分析方法	5
データ	5
変数設定	5
(1) 被説明変数	6
(2) 説明変数	6
(3) コントロール変数	7
分析手法	8
4 分析結果	8
基本統計量	8
全対象者の推定結果	14
サブグループ推定結果	17
(1) 雇用形態別と性別の推定結果	17
(2) 非正規労働者に着目して	19
5 おわりに	21
参考文献	23
付録	29

1 はじめに

ソーシャルキャピタル(social capital: 社会関係資本)は、人々の協調行動を促進することによって社会の効率性を高めることのできる、信頼・規範・ネットワークといった社会組織の特徴(Putnam et al., 1993)と定義され、社会の結束力を捉える概念である。ソーシャルキャピタルは学校、コミュニティ、職場などの様々な社会集団・組織において形成されるとされ、地域住民や職域等の特定の社会集団の特徴を反映したソーシャルキャピタルの形成について研究されてきた。個人が属する社会集団により、正しい健康知識の獲得や、周囲の人の健康行動(運動、喫煙、飲酒等)から受ける影響、個人の健康行動の選択等が異なる可能性が指摘されており、個人の健康や個人間の健康格差は社会環境といった社会要因とも関連する(Kawachi et al., 2008)という観点からソーシャルキャピタルの健康への影響に対する関心が高まっている。

労働者は睡眠以外の時間の大半を職場で過ごしている。職場では同僚や上司との関わりは不可欠であり、特に、日本の労働者は職場に拘束される時間が長いことから、生活における人間関係のほとんどが職場の人々との間で構成される。職域におけるソーシャルキャピタル(Workplace social capital: 以下WSC)が乏しければ、仕事の効率低下や働く意欲の減衰が起こり、結果として心身の健康が損なわれ、生活の様々な面に影響が生じる可能性がある。実際に、先行研究ではWSCは喫煙、飲酒、病院の受診等の健康行動と関連することが示されている(Kouvonen et al., 2008b; Sapp et al., 2010; Gao et al., 2014; Inoue et al., 2020)。加えて、WSCはBMI、良質な睡眠、抑うつの発生、主観的健康感、自殺念慮、健康関連QOL等の健康指標とも関連することが報告されている(Kouvonen et al., 2008a; Suzuki et al., 2010; Takahashi et al., 2014; Tsuboya et al., 2016; Hori et al., 2019; 松原・井上, 2019)。

さらに、WSCが豊かであれば、業務上の傷害および疾病のリスクが低下する(Omori et al., 2025)、長期病休のリスクが低下する(Rugulies et al., 2016)、個人のワークエンゲージメント(職場におけるポジティブな心理的要因)が向上する(Fujita et al., 2016)、疲労感が低下し仕事満足度が向上する(Framke et al., 2019)ことが報告されている。人手不足の介護職を対象とした研究では、WSCは就業継続意向と有意に関連し、離職を抑制するためには組織内のコミュニケーションに配慮した職場環境の形成が必要であると指摘されている(加藤, 2015)。

一方で、ソーシャルキャピタルが豊かであることが、健康を損なう要因にもなりうる(Villalonga-Olives & Kawachi, 2017)ことも指摘されている。周囲に喫煙者が多い状況では禁煙を開始することが困難であると考えられる。終業後に職場で連れ立って飲み会に行く風潮がある場合、帰宅して休養を取りたいにもかかわらず、付き合いとして、あるいは孤立を恐れて、周囲に同調して飲み会に参加せざるを得ないこともある。繁忙期に上司や同僚が残業している状況では、帰宅しづらい。長時間労働が当たり前という雰囲気部署にある場合、身体を壊してでも働かざるを得なくなり、部署の結束が強いと同僚に迷惑をかけることを恐れて、病気になっても病休を取らないで出勤する、ということもあるだろう。このように、WSCが豊かであるがゆえに職場

の規範に従順に従うよう同調圧力が働き、周囲の足を引っ張ってはいけないという強い観念から、労働強化やストレスを招く可能性も考えられる。

日本では、過重労働による労災補償の請求件数・支給決定件数が増え続けている。特に、精神障害の請求件数・支給決定件数は近年、毎年過去最多を更新している。精神障害が深刻化する要因として長時間労働や、ハラスメントに代表される人間関係等といった慢性的職業性ストレスが挙げられる。令和5年度の精神障害の出来事別労災決定件数を見ると、「上司とのトラブルがあった」、「上司等から身体的攻撃、精神的攻撃等のパワーハラスメントを受けた」、「同僚とのトラブルがあった」、「同僚等から暴行又はひどいいじめ・嫌がらせを受けた」という職場の人間関係と関わるものの合計件数は全決定件数の4割を超える（厚生労働省, 2025a）。また、大阪府内に本社を置く従業員数101人以上300人までの企業2,500社に対して平成23年に実施されたメンタルヘルス対策実態調査結果によると、直近1年間に心の健康問題が理由で労働者が欠勤または休職した事例がある企業は44.2%と多く、心の健康問題を抱える労働者の健康問題の原因を見ると、職場の人間関係が47.0%と最も多い（大阪労働局労働基準局健康課, 2011）。

厚生労働省「令和5年労働安全衛生調査（実態調査）」によると、仕事や職業生活に関する強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合は82.7%と高い。その内訳は「仕事の失敗、責任の発生等」（39.7%）が最も多く、次いで「仕事の量」（39.4%）、「対人関係（セクハラ・パワハラを含む）」（29.6%）の順となっている。雇用形態別に見ると、「対人関係（セクハラ・パワハラを含む）」に不安、悩み、ストレスを抱える契約社員やパートタイム等の非正規労働者の割合は正規労働者よりも大きい。また、有職者の自殺の原因・動機における「勤務問題」の詳細を見ると、「職場の人間関係」（27.0%）を訴える人が最も多い。このことから、職場の人間関係での出来事が休職・労災発生・自殺等に発展する可能性がある。同調査によると、仕事や職業生活でのストレスについて「相談できる人がいる」とする労働者が挙げた相談相手は、「家族・友人」（71.7%）が最も多く、次いで「同僚」（64.9%）、「上司」（61.3%）となっている。労働者にとって、職場での人間関係は悩みやストレスの源泉となる同時に、身近な相談相手を得てストレスを解消させるものともなる。つまり、同僚や上司は身近な「こころの耳」となる可能性がある。

現代社会では業務内容の複雑化と高度専門化の進展を受け、分業やグループで共同して作業を行う場面が増え、多職種連携が必要とされる。同僚や上司と情報を共有し、豊かに交流し合い、互いに理解・信頼して仕事を効率よく進めることが求められる。また、職場は人と社会のつながりの場でもあり、職場における豊かな交流や対人関係は、仕事の効率性を高めるだけでなく、労働者個人にとっても、日常生活習慣の見直し、健康行動の動機付け、健康に関する知識の獲得や意識の向上の機会が得られる可能性がある。さらに、働くことを通じて、職場での信頼関係を築き、お互いに支え合い、孤独感を軽減し、社会に融合する機会ともなる。

本研究は日本の中年層労働者を代表するパネルデータを用いて、個人レベルWSCと健康との関連を検証する。職域におけるソーシャルキャピタルの醸成・向上が労働者の健康に有益であれば、労働者の健康増進に向けた職場環境作りにおいてWSCの醸成が有効な取り組みの一つにな

ると考えられる。

本研究の構成は以下の通りである。第 2 節では、WSC に関する先行研究のレビューを行う。第 3 節では分析に用いるデータ、変数設定、分析方法について説明する。第 4 節では、WSC と健康との関連の分析結果を示す。第 5 節では、研究から得られた知見をまとめ、政策インプリケーションを探る。

2 先行研究レビュー

本節では、WSC と心身の健康との関連についての先行研究の結果をまとめる。

フィンランドー公共部門コホート研究

フィンランドにおける WSC 研究として、10 自治体の地方公務員と 21 病院のスタッフを対象とした公共部門コホート(Finnish Public Sector Study)データを用いたものがある。この調査の特徴は、Kouvonen et al. (2006)によって開発された 8 項目版 WSC 尺度を用いていることである。数万人を対象とした大規模調査で、対象者の 8 割以上が女性である。また、国の医療情報データ (National Prescription Register) とリンクしており、個人の健康指標を客観的に捉えることができる。さらに、職場の情報とリンクして職場レベル WSC を集計できる。

個人レベル WSC、職場レベル WSC と主観的健康感との関係を検証したところ、個人レベル WSC が恒常的に低いか、または低下すると、個人の健康障害リスクが有意に高まるが、職場レベル WSC と健康障害との間には有意な関連は見られない(Oksanen et al., 2008)ことが示されている。また、抑うつ発症との関連は、個人レベル WSC が低いと抑うつ発症リスクが有意に高いが、主観的健康感と同様に、職場レベル WSC と抑うつ発症の間には有意な関連が見られない(Kouvonen et al., 2008a)ことと、個人レベル水平型もしくは垂直型 WSC が低いと、抑うつ発症リスクが有意に高くなる(Oksanen et al., 2010)ことが明らかにされている。

また、死亡や高血圧発症リスクとの関連も実証されており、個人レベル WSC が 1 単位上昇すると死亡リスクが 19%低下するものの、職場レベル WSC と死亡リスクには有意な関連がない(Oksanen et al., 2011)ことや、個人レベル WSC が低いと、男性では不健康な生活スタイルを通じて高血圧の発症リスクが有意に高まるが、女性においては有意な関連が見られなかった(Oksanen et al., 2012)ことが報告されている。

日本ーJ-HOPE 職域コホート研究

日本における WSC 研究は主に J-HOPE (Japanese Study of Health, Occupation and Psychosocial factors related Equity) 職域コホートデータを用いたものがある。このコホートは 12 社の延べ 1 万 4 千人の労働者を 4 年間（一部は 8 年間）追跡したもので、対象者の 8 割は男性であった。WSC の測定には Kouvonen et al. (2006)が開発した WSC 尺度のうち結束

型 WSC3 項目と日本の職業性ストレス簡易調査票の関連項目を用いている。

その中では、個人レベルの結束型 WSC はメンタルヘルスと直接に関連し、仕事のストレス要因とメンタルヘルスの媒介因子および調整因子ともなること (Oshio et al., 2014)、個人レベルの水平型 WSC が向上するとメンタルヘルスが改善する (Tsuboya et al., 2015) ことが明らかにされている。一方で、個人レベルの結束型 WSC が向上すると抑うつの発生リスクが有意に低くなるが、WSC と抑うつ発生リスクは U 字型となるもので、WSC が高ければ高いほどよいわけではない (Sakuraya et al., 2017) という分析もある。職場レベルの WSC を加えて検討した実証では、職場レベル・個人レベルの水平型 WSC はメンタルヘルスの改善と有意な関連が見られた (Eguchi et al., 2018)。雇用不安定性に着眼した分析も行われており、雇用が不安定で個人レベルの結束型 WSC が低いことは、メンタルヘルスの悪化と有意に関連することと、WSC が低い群では雇用不安定性によってメンタルヘルスが一層悪化すること、そして、これらの関係は男性正規労働者のみに見られること (Inoue et al., 2016) が示されている。一方で、個人レベルの水平型 WSC と BMI には有意な関連は見られなかった (Tsuboya et al., 2016)。個人レベルの水平型 WSC が低いと医療機関の受診を中断するリスクが有意に高い (Inoue et al., 2020) ことも示されている。

日本-J-HOPE 以外の研究

WSC と主観的健康感との関連を検討した岡山県の労働者を対象とした研究では、同僚への不信や低い互惠性は主観的健康感の低下と有意に関連する (Suzuki et al., 2010) が示されている。また、健康の身体的側面・精神的側面との関連では、中学校教員を対象とした横断研究で、結合型 WSC、橋渡し型 WSC、連結型 WSC すべてが精神的健康と有意に関連するものの、身体的健康とは有意な関連は見られなかった (松原・井上, 2019) が報告されている。

定期健康診断のデータを用いて WSC と収縮期血圧の関連を調べた研究では、女性労働者において個人レベルの水平型 WSC が高いと収縮期血圧が有意に低くなるものの、垂直型 WSC とは有意な関連は見られなかった (Fujino et al., 2013)。静岡県の中小企業に勤める労働者を対象とした別の研究では、職業性ストレス簡易調査票に含まれる 8 項目を用いて WSC を測定したところ、女性労働者においては WSC が良好であると収縮期血圧が有意に低かったが、個人レベル WSC と職場レベル WSC を同時に考慮すると職場レベル WSC が有意ではなくなり、個人レベル WSC のみが有意な関連を示した。それに対して、男性労働者においては、個人レベル WSC と職場レベル WSC のいずれも、収縮期血圧と有意な関連は見られなかった (Inoue et al., 2024)。

他の国の研究

ドイツ、ブラジル、イランにおける研究でも、WSC が高いほど労働者の心理的健康状態がよいことが示唆されている (Firouzbakht et al., 2018; Jung et al., 2012; Pattussi et al., 2016)。

先行研究の限界と本研究の位置づけ

以上のように、WSC と健康指標との関連についての知見が蓄積されてきたが、その研究対象者は、職種、業種、地域が限定されたコホート研究がほとんどである。フィンランドの公的部門の研究は女性に、日本の J-HOPE コホート研究は男性に偏りが見られる。また、日本の労働者を対象とした研究では信頼性と妥当性が確立されている WSC 尺度を用いる研究が少ない。さらに、WSC は一次元的ではなく多次元的な概念で、職域においては、少なくとも同僚との関係を表す水平型 WSC と、上司との関係を表す垂直型 WSC の双方を考える必要があることが指摘されている (Oksanen et al., 2010)。しかし、異なるタイプの WSC に関する検証は不十分である。特に、異なるタイプの WSC について、相乗・相殺効果が存在するかどうかについては明らかにされていない。加えて、各国において雇用形態の多様化が進み、雇用形態による健康格差への関心が高まっている。しかし、雇用形態別の検証はあまりなされていない。最後に、個人の性格等の観測できない要因は、WSC と健康に影響する可能性がある。先行研究はクロスセクションデータを用いたものが多く、縦断調査データを用いた前向き研究は 1 期の変化に着目する研究がほとんどであり、同じ個人を長期間にわたって追跡し、経時的な変化を捉える研究は少ない。以上の先行研究の問題点を踏まえて、本研究は日本の中年層労働者を代表するパネルデータを用いて、個人レベル WSC と健康との関連に着目し、水平型 WSC、垂直型 WSC、そして両タイプ WSC の交互作用について検証する。さらに、WSC と健康との関連は雇用形態・性別によって異なるかを検討する。

3 分析方法

データ

本研究は、独立行政法人労働政策研究・研修機構が実施した個人パネル調査「仕事と生活、健康に関する調査」(略称 JILLS-*j*) を用いる。日本の中年層を代表するサンプルを得るため、「2020 年国勢調査」における性別・年齢階層・就業形態・学歴・居住地域の人口構成比に基づいた 35～54 歳の日本人 2 万人にウェブ調査を実施している。2023 年 1 月に第 1 回調査が実施され、その後、半年に 1 回の追跡調査が実施されている。本研究は第 1 回から第 6 回までのパネルデータを利用し、調査に 2 回以上参加し、週労働時間 20 時間以上である正規・非正規労働者を対象とした。また、6 期の間に雇用形態変化のある者、子供の人数が 10 人以上の者を除外し、最終的に労働者 11,262 人のサンプル 47,592 件を分析対象とした。

変数設定

推定に用いた変数の作成方法や定義は以下のとおりである。

(1)被説明変数

メンタルヘルス (K6)

本調査では、メンタルヘルスを K6(Kessler Psychological Distress Scale)と呼ばれる標準的な尺度で把握する(Kessler et al., 2002; Kessler et al., 2010)。日本語版 K6 の信頼性と妥当性は先行研究で確認されている(Furukawa et al., 2008; Sakurai et al., 2011)。「過去 1 カ月の間、どのくらいの頻度で次のことがありましたか」という自己記入式の質問で、「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が沈み込んで、何か起こっても気が晴れないように感じましたか」、「何をするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値のない人間だと感じましたか」の 6 項目について、0：全くない、1：少しだけ、2：ときどき、3：たいてい、4：いつも、のリッカート尺度で問うた。本研究の対象についての Cronbach の α 信頼性係数は 0.91 と高い。分析では 6 項目の合計点数を求め（得点範囲 0～24 点）、点数が高いほどメンタルヘルス状態が悪いものとした。

主観的健康感(Self-rated health)

主観的健康感「現在の健康状態はいかがですか」について、1：よい、2：まあよい、3：ふつう、4：あまりよくない、5：よくない、のリッカート尺度で問うた。点数が高いほど主観的健康感が悪い。1 問のみであるが、主観的健康感は死亡リスク、虚血性心疾患、慢性病などと高い相関を持つことが実証され(Doiron et al., 2015; Jylhä, 2009)、全般的な健康状態を表す指標として広く使われている。

(2)説明変数

職場のソーシャルキャピタル

職場のソーシャルキャピタル(WSC)の測定尺度は Kouvonen et al. (2006) により開発されたものを用いた。WSC 質問紙日本語版の信頼性と妥当性は小田切ら(2010)によって検証されている。この尺度は、8 つの質問項目で構成され、同僚との人間関係を捉える結束型 WSC（部署内の情報共有、協働、相互理解の 3 項目）、橋渡し型 WSC（同僚間の仕事の協力、意見の出し合いの 2 項目）、連結型 WSC（上司から部下への思いやり、従業員の権利の理解、上司への信頼の 3 項目）から構成される。選択肢は 1：全く当てはまらない～5：非常に当てはまるのリッカート尺度で回答を求めた。

本研究は先行研究(Oksanen et al., 2010)に沿って、同僚との関係を表す結束型 WSC と橋渡し型 WSC を水平型 WSC、上司との関係を表す連結型 WSC を垂直型 WSC と定義する。8 項目の因子分析によると、2 因子構造であることが確認された（付録 1）。本研究の対象について Cronbach の α 信頼性係数を算出したところ、水平型 WSC が 0.91、垂直型 WSC が 0.94 と高かった。水平型 WSC 5 項目と垂直型 WSC 3 項目それぞれの平均得点を算出し、各 WSC 得点とした。得点が高いほど労働者の自覚する WSC 水準が高いことを示す。分析する際には標準化した

値を用いた。

職場環境

仕事の負荷、裁量権、職業生活における努力に対する評価等は職場環境を構成する要素となり、メンタルヘルスの社会心理的決定要因である。これらの要素は労働者の慢性的なストレス状況を反映し、WSC やメンタルヘルスと関連する(Tsuboya et al., 2015)。

仕事の量的負担

職業性ストレス簡易調査票の3項目を用いて評価した。「非常にたくさんの仕事をしなければならない」、「時間内に仕事処理しきれない」、「一生懸命働かなければならない」について、1：そう、2：まあそう、3：ややちがう、4：ちがう、のリッカート尺度で問い、選択肢の得点を反転させ、3項目の合計点数を計算した。点数が高いほど量的負担が大きいことを示す。分析する際には標準化した値を用いた。

仕事のコントロール

職業性ストレス簡易調査票の3項目を用いて評価した。「自分のペースで仕事ができる」、「自分で仕事の順番・やり方を決めることができる」、「職場の仕事の方針に自分の意見を反映できる」の3項目について、1：そう、2：まあそう、3：ややちがう、4：ちがう、のリッカート尺度で問い、3項目の合計点数を計算した。点数が高いほど仕事のコントロールが低い。分析する際には標準化した値を用いた。

努力報酬不均衡

ドイツの社会学者 Siegrist (1996)によって提唱された努力報酬不均衡モデルは、金銭的報酬、他者からの尊重、昇進などの報酬と、個人が報酬を得るために費やした努力の2要因を取り上げ、努力と報酬の不均衡によって種々の身体疾患や睡眠障害などのストレス反応が生じることを示している(Siegrist, 1996)。日本語短縮版の信頼性と妥当性は先行研究で確認されている(Kurioka et al., 2014)。努力の3項目と報酬の7項目について、1：全く違う、2：違う、3：その通りだ、4：全くその通りだ、のリッカート尺度で問うた。本研究の分析対象について Cronbach の α 信頼性係数を算出したところ、努力が0.77、報酬が0.75であった。努力、報酬それぞれの合計得点を求めた後、努力/報酬比を計算し、異なる項目数を補正するために補正因子を乗じた。努力/報酬比が高いほど「職業生活」において費やす努力と、それから得られる報酬が釣り合わずにストレスが高いことを示す。分析する際には標準化した値を用いた。

(3)コントロール変数

推定する際には先行研究に従って、個人属性（年齢、性別、学歴）、家庭属性（配偶者の有無、

子供の人数、6歳未満の子供の有無、同居人数)、生活習慣(運動習慣、喫煙、飲酒)、仕事関連要因(就業形態、週労働時間、シフト勤務の有無、テレワークの日数、副業の有無、月収、事業所規模、職種、業種)をコントロールした。(詳細な定義については付録2を参照)

分析手法

WSCと健康との関連を検証するため、まず、6期のデータをプーリングして最小二乗法(pooled OLS)による推定を実施した。Model1では水平型WSCと垂直型WSCのほか、個人属性、家庭属性、生活習慣、仕事関連要因と職場環境をコントロールして推定を行った。Model2では、Model1に水平型WSCと垂直型WSCの交差項を加えた。Model3では、週労働時間35時間以上の労働者を抽出して推定を行った。

Model4では、以下の回帰式(1)によって固定効果モデルによる推定を行った。

$$y_{it} = \alpha H_{it} + \beta V_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、 y_{it} は労働者*i*の*t*時点のメンタルヘルスまたは主観的健康感を表す。 H_{it} 、 V_{it} はそれぞれ水平型WSCと垂直型WSCである。 u_i は各個人の固定効果であり、観測できない個人の異質性を捉える。 X_{it} はコントロール変数である。 λ_t は全ての個人に共通の時間効果を、 ε_{it} は誤差項を表す。Model5では、水平型WSCと垂直型WSCの交差項を考慮して、以下の回帰式(2)によっての固定効果モデルによる推定を行った。

$$y_{it} = \alpha H_{it} + \beta V_{it} + \theta H_{it} * V_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

最後に、Model6では、週労働時間35時間以上の労働者を抽出して式(2)の固定効果モデルによる推定を行った。

4 分析結果

基本統計量

表1は分析対象者の基本統計量を示している。対象者全体の平均年齢は46.5歳で、42.1%は女性であった。全体の78.5%は正規労働者、21.5%は非正規労働者であった。男女別で見ると、男性の6.1%が非正規労働者であるのに対して、女性の42.7%は非正規労働者である。

表 1 基本統計量

	全体		男性				女性			
			正規		非正規		正規		非正規	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
年齢	46.53	5.49	46.49	5.52	46.31	5.70	46.35	5.45	46.99	5.41
配偶者あり	0.54	0.50	0.64	0.48	0.15	0.35	0.37	0.48	0.53	0.50
子供人数	0.94	1.10	1.08	1.12	0.21	0.62	0.70	1.02	0.96	1.10
6歳未満子供あり	0.08	0.27	0.11	0.31	0.02	0.14	0.05	0.22	0.04	0.19
同居人数	2.76	1.43	2.88	1.46	2.26	1.26	2.54	1.39	2.76	1.34
週労働時間	5.01	1.83	5.62	1.65	4.15	1.72	4.93	1.43	3.33	1.75
副業	0.07	0.25	0.06	0.23	0.10	0.31	0.05	0.23	0.10	0.30
テレワーク	1.30	1.00	1.36	1.07	1.12	0.69	1.30	0.99	1.16	0.78
月収										
<15万円	0.11	0.32	0.03	0.17	0.28	0.45	0.06	0.24	0.43	0.50
15~24万円	0.22	0.41	0.13	0.34	0.39	0.49	0.33	0.47	0.29	0.45
25~34万円	0.21	0.41	0.27	0.44	0.12	0.32	0.22	0.42	0.04	0.19
35万円以上	0.24	0.43	0.37	0.48	0.03	0.16	0.12	0.33	0.01	0.11
わからない・回答しない	0.22	0.41	0.20	0.40	0.18	0.39	0.26	0.44	0.23	0.42
仕事のストレス要因										
量的負担	2.69	0.73	2.74	0.71	2.51	0.72	2.72	0.77	2.51	0.71
仕事のコントロール	2.44	0.68	2.39	0.67	2.61	0.71	2.43	0.68	2.59	0.67
努力報酬不均衡	1.15	0.48	1.16	0.47	1.17	0.51	1.18	0.48	1.10	0.47
生活習慣										
運動	0.28	0.45	0.34	0.47	0.33	0.47	0.21	0.41	0.19	0.39
喫煙	0.49	0.92	0.65	1.03	0.57	0.98	0.25	0.65	0.30	0.71
飲酒	0.99	1.21	1.25	1.29	0.73	1.12	0.67	1.01	0.62	0.99
サンプルサイズ	47,592		26,441		1,651		11,455		8,045	
個人数	11,262		6,124		401		2,713		2,024	

表 1 基本統計量(続き)

	全体		男性				女性			
			正規		非正規		正規		非正規	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
事業場規模										
1~49名	0.25	0.43	0.21	0.41	0.21	0.41	0.31	0.46	0.27	0.44
50~299名	0.23	0.42	0.25	0.43	0.20	0.40	0.24	0.43	0.16	0.37
300名以上	0.34	0.48	0.41	0.49	0.28	0.45	0.30	0.46	0.22	0.41
官公庁	0.05	0.22	0.07	0.25	0.02	0.12	0.04	0.19	0.03	0.18
わからない	0.13	0.34	0.07	0.26	0.30	0.46	0.11	0.31	0.32	0.47
職種										
管理的職業	0.07	0.26	0.12	0.32	0.01	0.10	0.03	0.17	0.00	0.04
研究・技術	0.07	0.25	0.10	0.31	0.03	0.16	0.03	0.16	0.01	0.10
法務・経営・文化芸術等	0.01	0.10	0.01	0.11	0.01	0.08	0.01	0.11	0.01	0.08
医療・看護・保健	0.07	0.25	0.03	0.18	0.01	0.09	0.17	0.38	0.05	0.22
保育・教育	0.03	0.18	0.02	0.15	0.02	0.15	0.05	0.23	0.05	0.21
事務	0.21	0.41	0.11	0.31	0.10	0.30	0.42	0.49	0.28	0.45
販売・営業	0.11	0.32	0.11	0.32	0.13	0.33	0.07	0.26	0.17	0.38
福祉・介護	0.05	0.22	0.04	0.20	0.04	0.20	0.08	0.27	0.05	0.21
サービス	0.10	0.30	0.08	0.27	0.13	0.33	0.06	0.24	0.20	0.40
警備・保安	0.02	0.15	0.04	0.20	0.03	0.16	0.00	0.05	0.00	0.03
農林漁業	0.01	0.07	0.01	0.08	0.01	0.11	0.00	0.05	0.01	0.08
製造・修理・塗装・製図等	0.11	0.32	0.14	0.35	0.21	0.40	0.05	0.22	0.10	0.30
配送・輸送・機械運転	0.06	0.23	0.09	0.29	0.06	0.24	0.01	0.08	0.01	0.09
建設・土木・電気工事	0.03	0.17	0.05	0.22	0.02	0.14	0.00	0.07	0.00	0.06
運搬・清掃・包装・選別等	0.04	0.19	0.03	0.17	0.20	0.40	0.01	0.09	0.07	0.25
業種										
建設業	0.06	0.23	0.07	0.26	0.02	0.14	0.05	0.22	0.03	0.16
製造業	0.20	0.40	0.24	0.43	0.25	0.43	0.14	0.35	0.13	0.34
電気・ガス・熱供給・水道業	0.02	0.12	0.02	0.14	0.00	0.07	0.01	0.08	0.01	0.10
情報通信業	0.06	0.24	0.08	0.26	0.04	0.21	0.04	0.20	0.03	0.18
運輸業、郵便業	0.09	0.28	0.12	0.33	0.14	0.35	0.03	0.17	0.04	0.21
卸売業、小売業	0.12	0.32	0.08	0.28	0.16	0.37	0.11	0.32	0.23	0.42
金融業、保険業	0.04	0.19	0.03	0.17	0.00	0.07	0.07	0.25	0.03	0.18
不動産業、物品賃貸業	0.02	0.12	0.02	0.13	0.01	0.09	0.02	0.12	0.01	0.11
学術研究、専門・技術サービス業	0.02	0.14	0.02	0.14	0.00	0.05	0.02	0.15	0.02	0.12
宿泊業、飲食サービス業	0.03	0.17	0.02	0.13	0.04	0.19	0.01	0.12	0.09	0.29
生活関連サービス業、娯楽業	0.03	0.16	0.02	0.15	0.05	0.22	0.03	0.16	0.05	0.21
教育、学習支援業	0.04	0.19	0.03	0.17	0.03	0.17	0.05	0.21	0.05	0.21
医療、福祉	0.15	0.36	0.08	0.28	0.07	0.25	0.32	0.47	0.15	0.36
複合サービス事業	0.02	0.13	0.02	0.12	0.05	0.21	0.02	0.13	0.02	0.12
サービス業（他に分類されないもの）	0.03	0.17	0.03	0.18	0.03	0.16	0.03	0.17	0.03	0.16
公務	0.06	0.24	0.08	0.27	0.03	0.16	0.03	0.18	0.04	0.20
その他	0.03	0.18	0.03	0.18	0.08	0.27	0.03	0.16	0.05	0.21

図1は男性と女性の雇用形態別のメンタルヘルス得点の分布（左上図、右上図）と回答時期による推移（左下図、右下図）を示している。男性では、正規労働者は非正規労働者よりもメンタルヘルスは良好であった。それに対して、女性では非正規労働者のメンタルヘルスは正規労働者よりも良好であった。また、男性において、正規と非正規労働者のギャップは女性より大きかった。

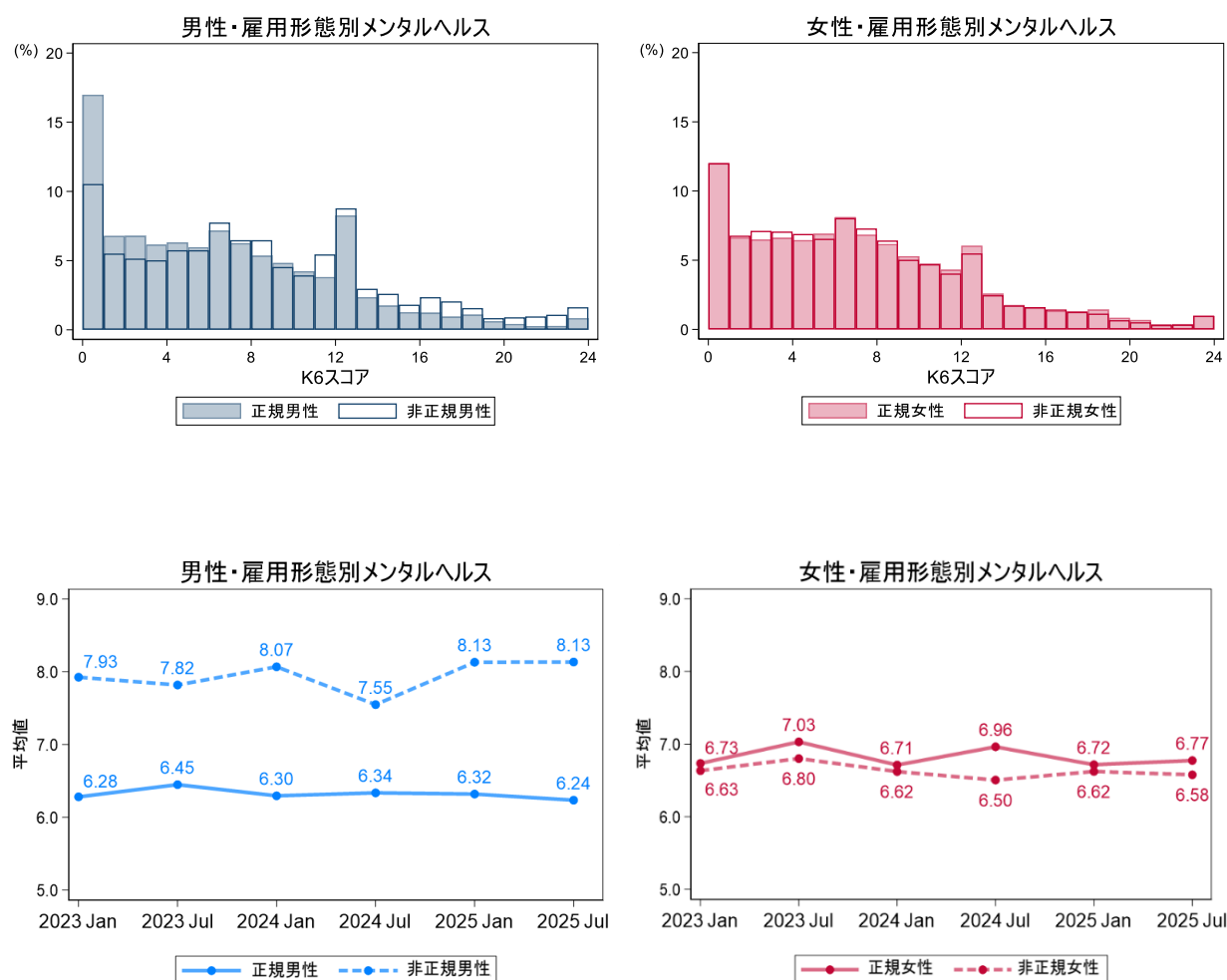


図1 雇用形態別の K6 得点の分布と推移

図 2 は男性と女性の雇用形態別主観的健康感の得点分布（左上図、右上図）と回答時期による推移（左下図、右下図）を示している。男性では、正規労働者が非正規労働者より主観的健康感が良かった。女性では正規・非正規労働者間に差はほとんど見られなかったが、直近の調査では徐々に広がり、正規労働者の方が良くなる傾向が見られた。

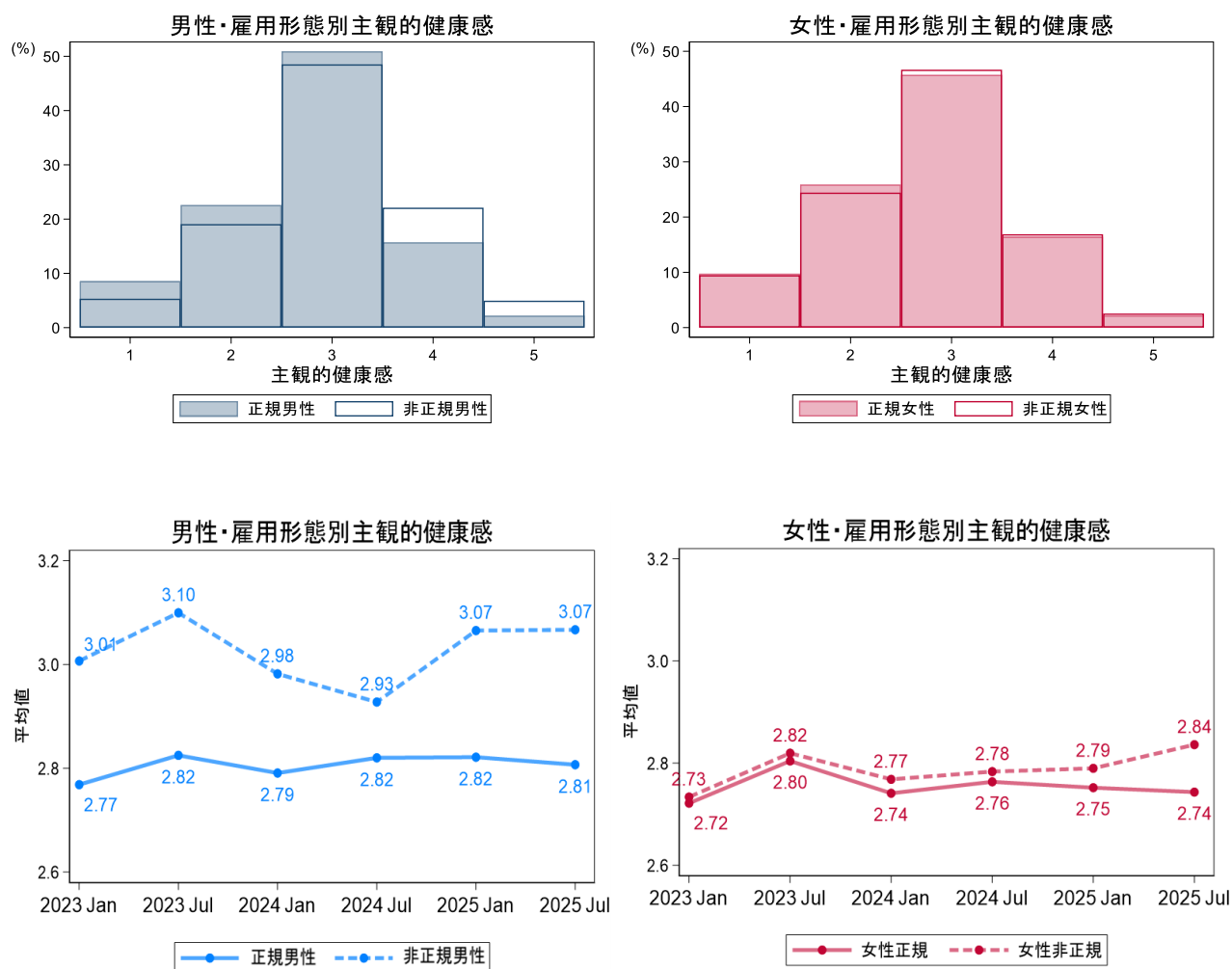


図 2 雇用形態別の主観的健康感得点の分布と推移

図 3 は水平型 WSC の得点分布（左上図、右上図）と回答時期による推移（左下図、右下図）を示している。男性においては、正規労働者は非正規労働者よりも水平型 WSC が高く推移したが、女性においては、非正規労働者が正規労働者よりも高かった。また、正規・非正規労働者ともに女性は男性よりも高かった。

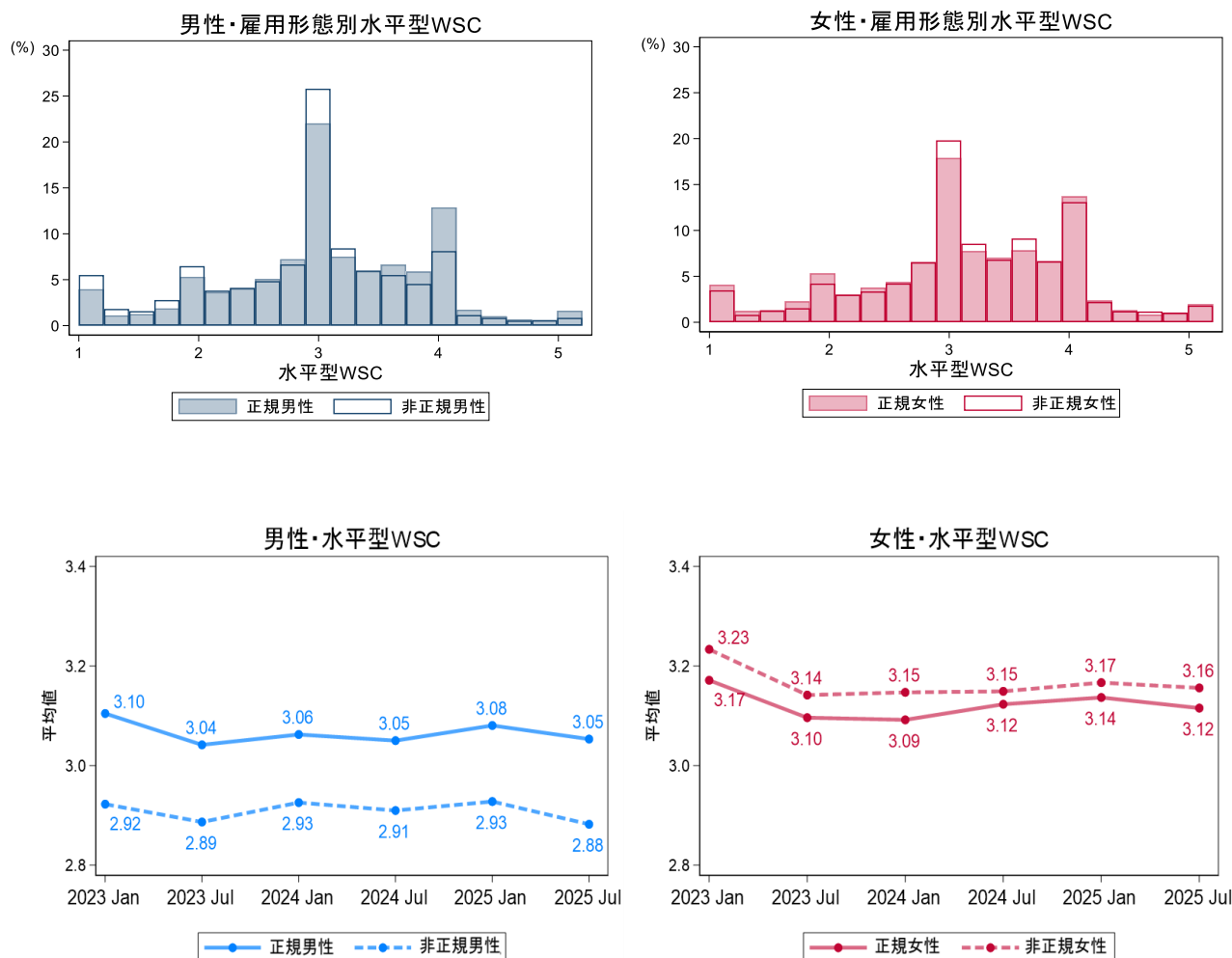


図 3 水平型 WSC の得点分布と推移

図4は垂直型WSCの得点分布（左上図、右上図）と回答時期による推移（左下図、右下図）を示している。男性においては、概ね正規労働者が非正規労働者よりも垂直型WSCが高いことに対して、女性においては、非正規労働者が正規労働者より高い。また、男女ともに、非正規労働者の垂直型WSCが徐々に減る傾向が見られた。男性において、正規と非正規労働者のギャップは徐々に大きくなることに対して、女性はそのギャップは徐々に小さくなる傾向が見られた。

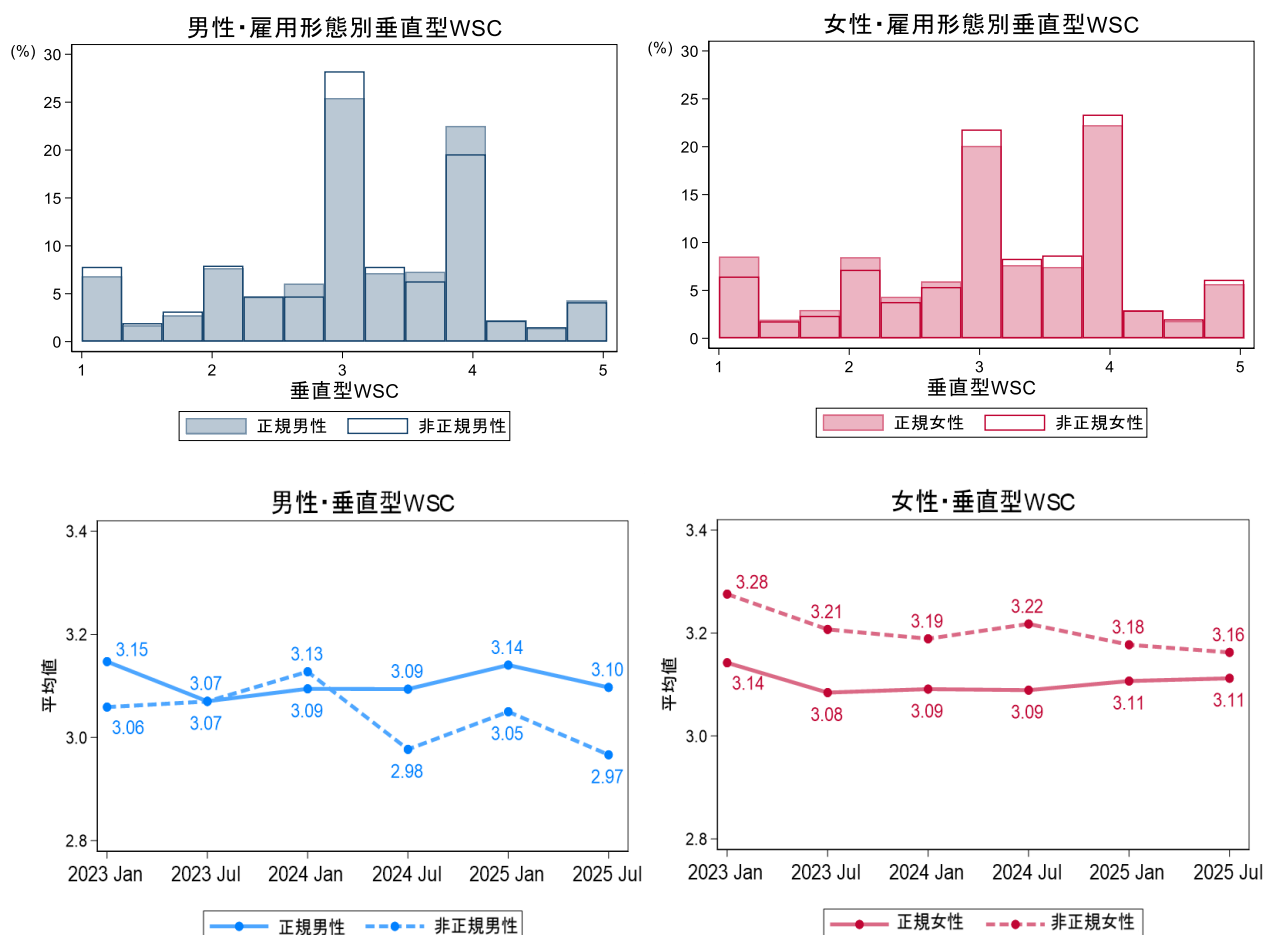


図4 垂直型WSCの得点分布と推移

全対象者の推定結果

メンタルヘルスと主観的健康感に対するWSCの関連の推定結果をそれぞれ表2、表3に示す。Model 1～3はpooled OLSの推定結果で、Model 4～6は個人の固定効果をコントロールしている。Model 2、5はModel 1、4に水平型・垂直型WSCの交差項を投入し、Model 3、6は週労働時間35時間以上を分析対象としたものである。

メンタルヘルスとWSCとの関連については（表2）、水平型WSCと垂直型WSCの得点が上昇するとK6得点が低下しメンタルヘルスが改善する傾向が見られた。個人の固定効果をコント

ロールすることにより回帰係数は小さくなるが、有意性は変わらなかった (Model 4~6)。Pooled OLS 推定では、垂直型 WSC より、水平型 WSC の方が回帰係数が大きくメンタルヘルスとの関連が強いと見られた (Model 1~3) が、固定効果モデルでは両者とも同程度の関連であった (Model 4~6)。水平型 WSC と垂直型 WSC の交差項の回帰係数も負となり、水平型 WSC と垂直型 WSC にはメンタルヘルス改善の相乗効果が存在することが示唆された。ただ、固定効果モデルでは週労働時間 35 時間以上の労働者のみ有意であった。

水平型 WSC と垂直型 WSC が向上すると労働者のメンタルヘルスが改善する可能性があることは、フィンランドの公共部門を対象とした先行研究と一致する (Oksanen et al., 2010)。また、Fujita et al. (2016) はクロスセクションデータを用いて、垂直型 WSC より水平型 WSC の方がワークエンゲージメントとの関連が強いことを示している。この結果は本研究の pooled OLS による、垂直型 WSC より水平型 WSC の方がメンタルヘルスとの関連が強いという結果と一致する。しかし、固定効果モデルによる結果では両タイプ WSC とメンタルヘルスとの関連は同程度であったことから、観測されない個人特性を考慮すると水平型 WSC の優位性は消失することが考えられる。

Model 6 の結果を見ると、水平型 (垂直型) WSC 得点の 1 標準偏差の増加によって K6 得点が 0.28 (0.28) 点低下 (改善) することと、週労働時間の増加、仕事の量的負担、仕事のコントロール不全、努力報酬不均衡の 1 標準偏差の増加によって K6 得点がそれぞれ 0.15 点、0.18 点、0.40 点、0.54 点上昇 (悪化) することが分かる。

主観的健康観と WSC との関連 (表 3) についてもメンタルヘルスと同様の傾向が見られ、水平型、垂直型 WSC 得点の上昇によって主観的健康感は向上し、週労働時間、仕事の量的負担、仕事のコントロール不全、努力報酬不均衡の増加によって主観的健康感が悪化する結果であった (表 3 の Model 6)。このことから、労働者の健康は週労働時間、仕事の量的負担、コントロール不全、努力報酬不均衡の増加によって損なわれるものの、情報共有、助け合い、同僚・上司間の信頼の向上を通じて得られる職場環境の改善によって緩和される可能性が示唆され、職場環境の向上、中でも人間関係の改善は労働者の健康維持・向上に有効であるといえる。

本研究の全対象者の水平型、垂直型 WSC 得点 (得点範囲はともに 1~5 点) の平均値は 3.09、3.12 点であった。一方、同一尺度を用いたフィンランド公共部門を対象とした研究では、同 3.50、3.86 点であり (Oksanen et al., 2010)、調査対象者の属性に大きな違いがあり直接の比較はできないが、日本の労働者の WSC 水準は低く、改善する余地があるものと考えられる。

表 2 メンタルヘルスの推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	OLS	OLS	OLS $\geq 35h$	FE	FE	FE $\geq 35h$
水平型	-0.72*** (0.03)	-0.74*** (0.03)	-0.74*** (0.03)	-0.25*** (0.03)	-0.26*** (0.03)	-0.28*** (0.03)
垂直型	-0.24*** (0.03)	-0.25*** (0.03)	-0.27*** (0.03)	-0.26*** (0.03)	-0.27*** (0.03)	-0.28*** (0.03)
水平型*垂直型		-0.11*** (0.02)	-0.14*** (0.02)		-0.03 (0.02)	-0.04* (0.02)
週労働時間	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	0.17*** (0.03)	0.06** (0.03)	0.06** (0.03)	0.15*** (0.03)
量的負担	0.39*** (0.03)	0.38*** (0.03)	0.36*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.18*** (0.03)
仕事のコントロール	0.57*** (0.03)	0.57*** (0.03)	0.59*** (0.03)	0.39*** (0.03)	0.39*** (0.03)	0.40*** (0.03)
努力報酬不均衡	1.33*** (0.03)	1.35*** (0.03)	1.35*** (0.04)	0.53*** (0.03)	0.54*** (0.03)	0.54*** (0.04)
R-squared	0.224	0.225	0.235	0.049	0.049	0.053
Observations	47,592	47,592	40,199	47,592	47,592	40,199
No. of individuals				11,262	11,262	10,263

Robust standard errors in parentheses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

表 3 主観的健康感の推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	OLS	OLS	OLS $\geq 35h$	FE	FE	FE $\geq 35h$
水平型	-0.08*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
垂直型	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
水平型*垂直型		-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)		-0.02*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
週労働時間	0.01 (0.00)	0.01* (0.00)	0.02*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.02*** (0.01)
量的負担	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)
仕事のコントロール	0.09*** (0.00)	0.09*** (0.00)	0.09*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
努力報酬不均衡	0.14*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
R-squared	0.135	0.139	0.143	0.017	0.017	0.019
Observations	47,592	47,592	40,199	47,592	47,592	40,199
No. of individuals				11,262	11,262	10,263

Robust standard errors in parentheses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

サブグループ推定結果

(1)雇用形態別と性別の推定結果

メンタルヘルスと主観的健康感に対する WSC の関連を、回帰式（２）に基づいて雇用形態と性別に推定した結果を表 4 に示す。男性正規労働者においては、水平型・垂直型 WSC の得点上昇はメンタルヘルスならびに主観的健康感の向上と統計上有意な関連があり、水平型・垂直型 WSC の相乗効果も見られた。男性非正規労働者においては、水平型 WSC の得点上昇のみがメンタルヘルス向上と関連が見られ、主観的健康感とは関連が見られなかった。女性正規女性労働者においては、水平型・垂直型 WSC の得点上昇はメンタルヘルスならびに主観的健康感の向上と有意な関連があり、主観的健康感には水平型・垂直型 WSC の相乗効果も見られた。女性非正規労働者においては、水平型・垂直型 WSC の得点上昇とメンタルヘルス向上とに有意な関連があり、また水平型・垂直型 WSC の相乗効果も見られた。主観的健康感の向上には水平型 WSC の得点上昇のみと関連が見られた。

表 4 雇用形態別・男女別の推定結果

	メンタルヘルス				主観的健康感			
	男性		女性		男性		女性	
	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規	正規	非正規
水平型	-0.25*** (0.04)	-0.28* (0.15)	-0.30*** (0.06)	-0.21*** (0.07)	-0.02*** (0.01)	0.02 (0.03)	-0.05*** (0.01)	-0.04** (0.01)
垂直型	-0.31*** (0.04)	-0.10 (0.15)	-0.27*** (0.06)	-0.20*** (0.07)	-0.03*** (0.01)	-0.03 (0.03)	-0.02* (0.01)	-0.01 (0.01)
水平型*垂直型	-0.09*** (0.03)	-0.04 (0.11)	0.01 (0.04)	0.11** (0.04)	-0.02*** (0.00)	-0.01 (0.02)	-0.02*** (0.01)	-0.01 (0.01)
週労働時間	0.05 (0.03)	-0.08 (0.16)	0.13** (0.06)	0.06 (0.06)	0.00 (0.01)	0.04 (0.03)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
量的負担	0.23*** (0.04)	0.14 (0.16)	0.07 (0.06)	0.16** (0.07)	0.02** (0.01)	-0.01 (0.03)	0.01 (0.01)	0.05*** (0.01)
仕事のコントロール	0.46*** (0.04)	0.19 (0.17)	0.33*** (0.07)	0.26*** (0.07)	0.05*** (0.01)	0.03 (0.03)	0.03** (0.01)	0.04*** (0.01)
努力報酬不均衡	0.55*** (0.04)	0.75*** (0.14)	0.60*** (0.07)	0.37*** (0.07)	0.05*** (0.01)	0.05* (0.03)	0.08*** (0.01)	0.01 (0.01)
R-squared	0.06	0.09	0.06	0.04	0.02	0.09	0.03	0.02
Observations	26,441	1,651	11,455	8,045	26,441	1,651	11,455	8,045
No. of individuals	6,124	401	2,713	2,024	6,124	401	2,713	2,024

Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

水平型 WSC と垂直型 WSC の交互作用効果を示すため、水平型・垂直型 WSC 得点の平均値より 1 標準偏差増減させた値を高・低水平型 WSC、高・低垂直型 WSC とし、水平型・垂直型 WSC の高低の組み合わせによって K6 得点の推定値を算出した。横軸に水平型 WSC を示し、高垂直型 WSC を実線で、低垂直型 WSC を点線で、95%信頼区間を帯で示す（図 5）。男性正規労働者は垂直型 WSC 高得点の低下の傾きが同低得点の傾きよりも急であることから水平型・垂直型 WSC

の相乗効果があることが分かる（図5左上図）。女性非正規労働者では、水平型WSCが低得点の時には垂直型WSCがメンタルヘルス改善に寄与するものの、水平型・垂直型WSCの相殺効果のために水平型WSC高得点では垂直型WSCによるメンタルヘルス改善は消失することが見てとれる（図5右下図）。

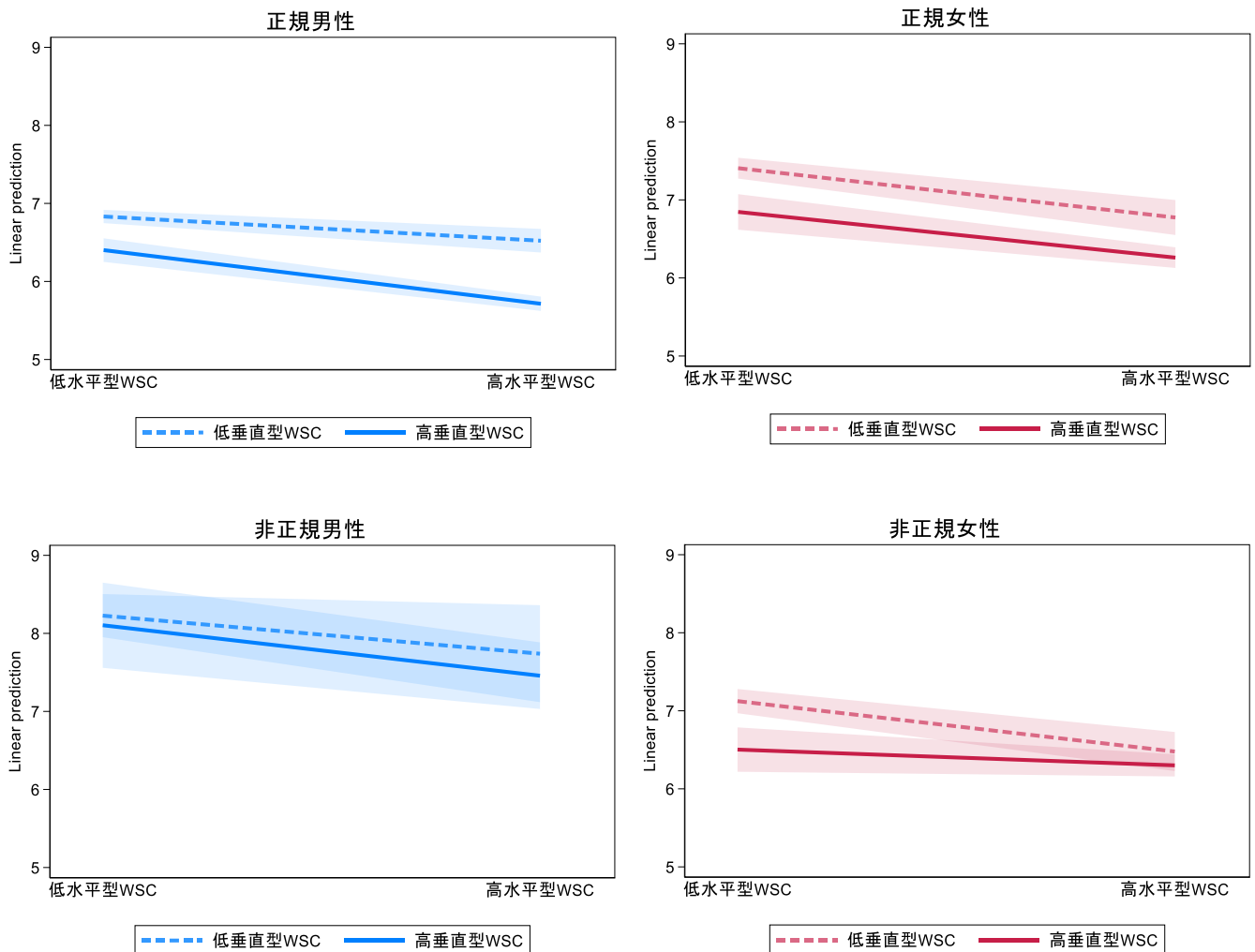


図5 メンタルヘルス—水平型WSCと垂直型WSCの交互作用

次に、主観的健康感と水平型・垂直型WSCの交互作用効果を同様に図6に示した。男性・女性ともに正規労働者には水平型・垂直型WSCの相乗効果が見られ、垂直型WSCは水平型WSCが低得点の場合に主観的健康感の向上に寄与しないが、水平型WSCが高得点になると寄与するようになる（図6左上図、右上図）。男性・女性ともに非正規労働者では、垂直型WSCは水平型WSCの水準によらず主観的健康感の向上に寄与しないことが分かる（図6左下図、右下図）。

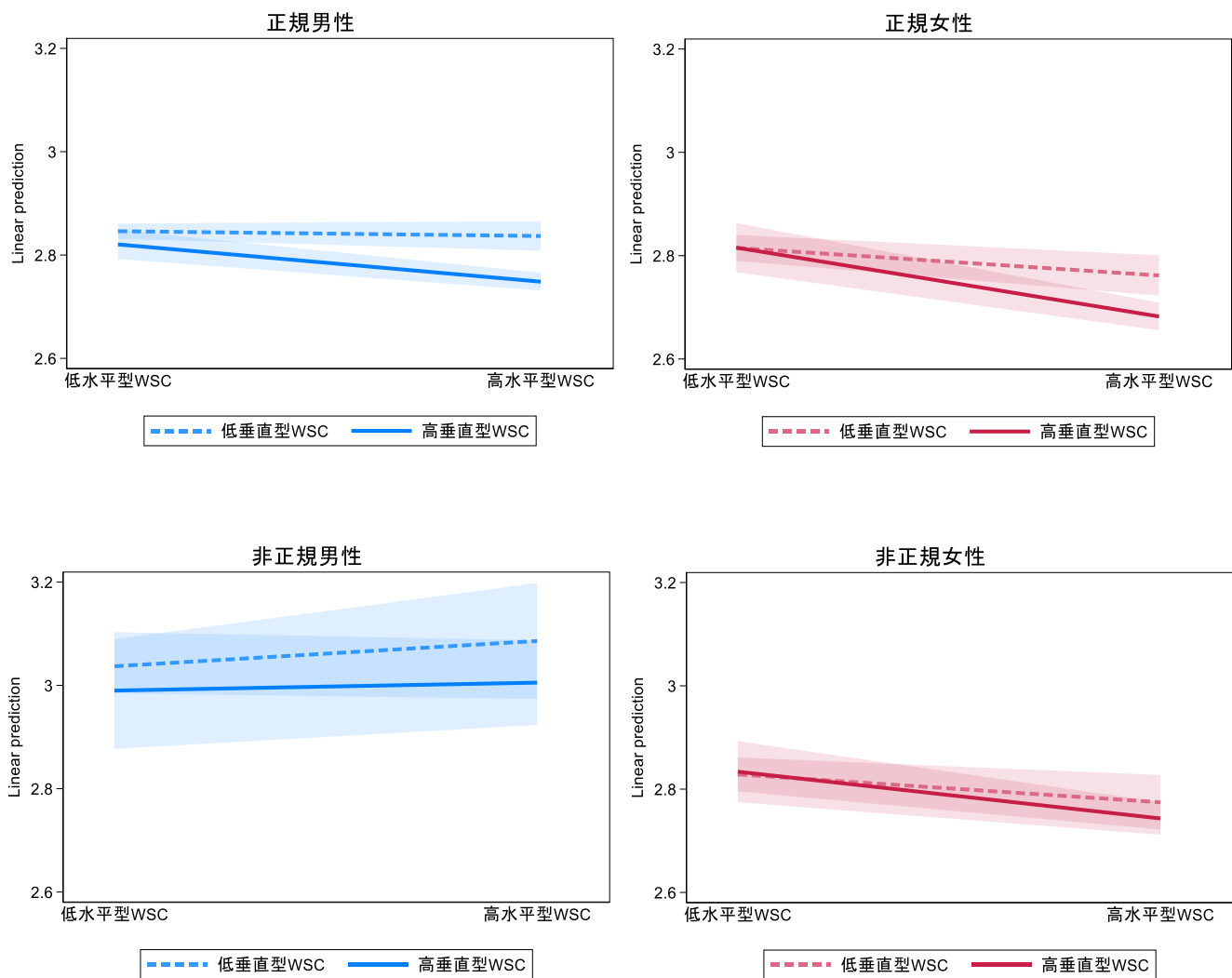


図 6 主観的健康感—水平型 WSC と垂直型 WSC の交互作用

(2)非正規労働者に着目して

非正規労働者については、WSC と健康の関連が労働時間数によって異なる可能性がある。就業形態が非正規雇用であっても労働時間数は常勤相当である労働者がいる。2022 年 11 月に連合総研が実施した調査では、パートタイマー・アルバイトの 24.3%、契約社員・準社員、派遣労働者、嘱託社員の 6～7 割は週労働時間が 35 時間以上であり、また、契約社員・準社員と嘱託社員の 4 割前後が「正社員と同じ内容で同程度の仕事」をしていると回答している（連合総合生活開発研究所, 2023）。そこで、非正規雇用でありながら労働時間数が常勤相当である人を分けて分析するため、週労働時間 35 時間を境として、35 時間以上を常勤相当、35 時間未満を非常勤相当と見なして推定を行った。

常勤相当ならびに非常勤相当非正規労働者の WSC とメンタルヘルスならびに主観的健康感の関連の性別推定結果を表 5 に示す。男性は常勤相当・非常勤相当を問わず、WSC はメンタルヘルスおよび主観的健康感との関連は見られなかった。女性は常勤相当・非常勤相当ともに、水平型

WSC 得点が上昇するとメンタルヘルスならびに主観的健康感が向上する関連が見られ、常勤相当のみ、垂直型 WSC 得点が上昇するとメンタルヘルスが向上する関連が見られた。非正規労働者の職種別分布を見ると、男性は「製造・修理・塗装・製図等」、「配送・輸送・機械運転」、「運搬・清掃・包装・選別等」のような体力労働や単純技術労働に従事する割合が高い(3 職種計 46.9%)。それに対して、女性は「事務」、「販売・営業」、「サービス」の対人労働に従事する割合が高い(3 職種計 65.4%)。そこで、対人関係の仕事に従事する非正規労働者のメンタルヘルスの向上には上司ならびに同僚との人間関係が有用であると考えられる。

表 5 非正規労働者・週労働時間別の推定結果

	メンタルヘルス				主観的健康感			
	男性		女性		男性		女性	
	常勤	非常勤	常勤	非常勤	常勤	非常勤	常勤	非常勤
水平型	-0.29 (0.18)	-0.14 (0.36)	-0.25** (0.10)	-0.22** (0.10)	-0.01 (0.04)	-0.02 (0.05)	-0.04** (0.02)	-0.05** (0.02)
垂直型	-0.08 (0.16)	-0.42 (0.39)	-0.20** (0.10)	-0.16 (0.10)	-0.02 (0.03)	-0.07 (0.05)	-0.02 (0.02)	0.00 (0.02)
水平型*垂直型	0.12 (0.13)	-0.14 (0.21)	0.06 (0.06)	0.15** (0.07)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)
週労働時間	-0.27 (0.24)	0.46 (0.84)	0.18 (0.12)	0.11 (0.20)	0.08** (0.03)	-0.04 (0.11)	0.04 (0.03)	-0.04 (0.04)
量的負担	0.09 (0.19)	0.30 (0.31)	0.16 (0.10)	0.12 (0.12)	0.02 (0.03)	-0.03 (0.06)	0.05** (0.02)	0.05** (0.02)
仕事のコントロール	0.32* (0.19)	-0.47 (0.41)	0.19* (0.10)	0.26*** (0.10)	0.06* (0.04)	-0.12** (0.05)	0.01 (0.02)	0.06*** (0.02)
努力報酬不均衡	0.44** (0.17)	1.20*** (0.26)	0.38*** (0.11)	0.46*** (0.12)	0.01 (0.03)	0.07 (0.07)	-0.00 (0.02)	0.02 (0.02)
R-squared	0.12	0.24	0.05	0.05	0.12	0.25	0.04	0.03
Observations	1,144	507	3,894	4,151	1,144	507	3,894	4,151
No. of individuals	318	197	1,238	1,401	318	197	1,238	1,401

Robust standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

以上より、非正規労働者は WSC による健康の向上を正規労働者のようには享受できないことが分かる。特に、垂直型 WSC から受ける便益が少ないと言える。しかし、垂直型 WSC 平均得点を見ると、男性においては、正規・非正規労働者に大きな差が見られない。女性においては非正規労働者が正規労働者より高かった(図 4)。このことから、非正規労働者は正規労働者よりも上司との関係性が希薄で、得られる親切、理解、信頼等が乏しい、というわけでもないと言えるだろう。

本研究の結果で、非正規労働者には垂直型 WSC とメンタルヘルスならびに主観的健康感との関連が見られなかったことについて、労働市場と仕事内容の変遷から考察したい。外部労働市場と内部労働市場の考え方によれば、近年非正規就業の内部化が進んできた。かつて内部労働市場の上位層、下位層とも正規労働者により構成されていたものが、バブル崩壊期以降の企業では下位層の正

規労働者は消失し、非正規労働者は内部労働市場下位層へ移行した（石川，1991）。かねてより、正規労働者が基幹的業務（管理業務、指導業務、判断を伴う業務）を、非正規労働者が定型的・補助的な業務を担い、両者の従事する仕事が発離している形態が広く見られた。しかし近年では、非正規労働者の基幹労働力化が進み（武石，2003）、非正規労働者も正規労働者と同様に管理業務や判断を伴う基幹的業務に従事するようになっている。

非正規労働者に求められるのは、職場固有の定型業務を遂行する技能である。それは、工業化時代に求められた技術的な技能ではなく、サービス化が進んだ現在に必要とされる、職場での訓練や伝達を円滑に進める前提となるコミュニケーション能力であり、人的交流に基づく信頼関係等によって醸成される。その際、職場の中核を担う正規労働者と隣接関係にある非正規労働者ほど、関係特殊的な能力や技能を形成しやすい（玄田，2008）。職業に必要なスキルに関する長期分析からも、日本では非定型相互業務、非定型手仕事業務など、柔軟性や対人対応を要する業務が継続的に拡大していることが明らかにされている（池永・神林ら，2010）。しかし、仕事が上位層・下位層と分断される中で下位層の業務に従事する非正規労働者が上司に直接報告や相談を行えずにいと、上司との交流から得られる自己肯定感や仕事の達成感が低くなる可能性もある。結果として、非正規労働者にとって、上司との関係の中で垂直型 WSC を活用する機会が乏しくなっている可能性が考えられる。

つぎに、非正規労働者の背景として、不本意非正規労働や所属意識の希薄化の観点が考えられる。不本意非正規労働者とは、他に積極的な理由を見いだせず不本意な理由から非正規労働者となっている状態で、フルタイム型の非正規労働者に多い（山本，2010）とされる。また、25～54 歳の男性において不本意非正規労働率が高い（高橋，2017）ことも知られている。不本意非正規労働者は希望する仕事内容が需要不足の状況にあって正規職を見つけられず、仕事に不満を抱いている（労働政策研究・研修機構，2024）ため、現状の仕事に対して意味づけを見いだせずに長期的な就業意欲を失いがちである。また、待遇や昇進に関する正規労働者との格差により、組織に貢献するモチベーションや所属意識は低下する。その結果、チームワークの意欲は失われ、職場における信頼や協力関係に影響する可能性がある。

5 おわりに

日本の中年層労働者を代表するパネルデータを用いて、WSC と健康指標との関連について検証した。分析の結果、水平型・垂直型 WSC 得点の上昇はメンタルヘルスや主観的健康感の向上と有意な関連が見られた。水平型・垂直型 WSC の相乗効果も見られた。雇用形態別・性別では WSC と健康指標との異なる関連が見られた。男性正規労働者においては水平型・垂直型 WSC 得点の上昇はメンタルヘルスならびに主観的健康感の向上と有意に関連し、水平型・垂直型 WSC の相乗効果も見られた。女性正規労働者も同様に、水平型・垂直型 WSC 得点の上昇はメンタルヘルスならびに主観的健康感の向上と有意な関連が見られた。しかし、水平型・垂直型 WSC の相乗効果は主

観的健康感のみに見られた。男性非正規労働者においては水平型 WSC 得点上昇とメンタルヘルス向上以外には有意な関連は見られなかった。女性非正規労働者においては、水平型 WSC 得点上昇はメンタルヘルスならびに主観的健康感の向上と、垂直型 WSC 得点上昇はメンタルヘルス向上との関連が見られたが、水平型・垂直型 WSC はメンタルヘルスへの相殺効果があった。さらに、非正規労働者について週労働時間に基づいて常勤・非常勤相当に分けて見ると、男性は、常勤・非常勤の別によらず、いずれの WSC もメンタルヘルスならびに主観的健康感との有意な関連が見られなかったのに対し、女性は、常勤・非常勤とも水平型 WSC 得点上昇によりメンタルヘルスならびに主観的健康感向上と関連があった。さらに、女性は、常勤相当労働者においては垂直型 WSC 得点上昇とメンタルヘルス向上に関連があり、非常勤相当労働者においては水平型・垂直型 WSC の相殺効果も見られた。

1980 年代以降、各国では不安定雇用(temporary work)が増え続けている(ILO, 2011)。日本では、労働力調査によると非正規労働者の比率は 1984 年の 15.3%から 2024 年の 36.8%までに上昇した(厚生労働省, 2025b)。雇用の不安定さや社会階層が低いことは健康を損なう重要な要因と認識されている(OECD, 2012; 堤・井上, 2023)。非正規労働者は正規労働者より心身の不健康に陥りやすく、死亡率も高い傾向が示されている(Kachi et al., 2014; Kivimäki et al., 2003; Virtanen et al., 2005)。さらに、不利な就業地位は在職時の健康状態と関連するだけではなく、退職後のメンタルヘルスと主観的満足度にも影響する(Barrech et al., 2016; Virtanen et al., 2015)。就業形態が健康状態に及ぼす影響のメカニズムに関しては、所得の不平等(Wilkinson, 1992)、不本意に非正規雇用に就いている(山本, 2010)、不安定な雇用や不満足な就労に伴う生活習慣の悪化(井上ら, 2011)等が挙げられる。

職場の人間関係に関しては、不安定な雇用契約により、しばしば変化する職場環境下で働かざるをえない。そこで、人間関係の構築が困難になることが精神状態の悪化に関連するという推測もあった(井上ら, 2011)。しかし、本研究から、非正規労働者が感じる人間関係は必ずしも希薄ではなく、特に、女性では非正規労働者が正規労働者よりも豊かと感じることも示されている。職場の人間関係は、ストレス要因となる場合もあるが、健康を向上させる資源となりうる場合もある。職場においては、ソーシャルキャピタルを醸成するよう働きかけることにより、労働者が心身の良好な健康状態を維持して働き続けることを促進する可能性がある。本研究の結果から、正規労働者は上司や同僚との関係を通じて健康度を向上させられるのに対し、非正規労働者は、同僚との関係によるメンタルヘルスの改善はみられるものの、上司との関係による健康度の向上は得られないことが示唆される。

日本の職場においては、仕事の遂行にあたり上司から部下への激励や支援が重視され、部下は上司から支援を受けて仕事上の困難を乗り越えていく。上司のサポート・支援によって仕事のコントロールの低さ、役割葛藤、役割曖昧性等に起因するストレスが軽減される(小松ら, 2010; 小牧, 1994)。また、職場における他者からの支援によるストレス軽減効果は、支援の提供者や受け手の属性などによってその効果が異なり(Beehr, 1995)、上司からの支援の方が同僚からの支援より

もストレス軽減効果が大きいことが報告されている(小松ら, 2010)。海外の研究では、上司との会話には仕事上の技能の低さによるストレスを軽減し、抑うつを低下させる可能性があることが報告されている(Fenlason & Beehr, 1994)。日本の職場環境要因とメンタルヘルスとの関係を調べた研究により、メンタルヘルスの維持には上司の果たす役割が一般的に大きいことが示唆されており、「上司が仕事に関してフィードバックを与えてくれたり、人間として敬意を表してくれたら、重要な決定に関わるように勧めてくれたりするか」が特に重要であると明らかにされている(神林ら, 2013)。本研究から、WSCを向上させる取り組みは労働者の健康の向上に寄与するが、雇用形態による健康格差は無視することはできないことが示唆された。WSCを向上させるだけではなく、非正規労働者もWSCを十分に活用できるように考慮する必要がある。

本研究の主たる限界は4点ある。第一に、本研究は時間と共に変化しない要因を考慮したものの、時間と共に変化する要因には対処できていない。職場環境は時間と共に変化する可能性がある。本研究は個人パネル調査であり、職場の情報を考慮していないため、職場環境の変化を捉えていない。第二に、同時性バイアスと逆因果が存在する可能性がある。中年層労働者は加齢による身体機能と認知機能の低下が考えられる。これらの機能の変化は職場のソーシャルキャピタルの感じ方や、心身の健康状態に同時に影響を及ぼす可能性がある。また、健康状態の悪化、特に抑うつを発症すると、他人への不信をもたらし、自分が孤立していると感じる可能性も考えられる。第三に、パネルデータにおけるサンプルセレクションの問題が考えられる。ソーシャルキャピタルが低い個人は、投票や社会活動に参加する意欲が低い。同様に、職場のソーシャルキャピタルが低いと、調査に継続して参加する意欲が低くなり、サンプルから脱落する可能性がある。第四に、本研究は標準尺度を用いて、職場のソーシャルキャピタルの二つの側面、すなわち、同僚との関係を表す水平型WSCと、上司との関係を表す垂直型WSCに着目した。現代社会においては多様な職種の人々と協力し、仕事を行うことが多く、職場外の他の組織や協力者など、様々な人との関わりも労働者の健康と関連がある。今後、こうした職場の複雑性を捉え、より多側面から職場のソーシャルキャピタルを検証することが望ましい。

以上のような限界点はあるものの、本研究は日本の中年層労働者を代表するパネルデータを用いて職場のソーシャルキャピタルと健康との関連を明らかにした。職場の人間関係のあり方に関する知見は、労働者の就業継続意思や、心身の健康の維持・向上を図る上で重要である。

参考文献

- Barrech A, Baumert J, Emeny RT, Gündel H, Ladwig KH (2016). Mid-life job insecurity associated with subjective well-being in old age: Results from the population-based MONICA/KORA study. *Scandinavian journal of work, environment & health*, 42(2): 170-174.
- Beehr T (1995). Social support as a form of treatment. In: Beehr TA. *Psychological Stress in the Workplace (People and Organization)*, London: Routledge, 182-207.

- Doiron D, Fiebig DG, Johar M, Suziedelyte A (2015). Does self-assessed health measure health? *Applied Economics*, 47(2): 180-194.
- Eguchi H, Tsutsumi A, Inoue A, Hikichi H, Kawachi I (2018). Association of workplace social capital with psychological distress: results from a longitudinal multilevel analysis of the J-HOPE Study. *BMJ Open*, 8(12):e022569. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-022569>
- Fenlason KJ, Beehr TA (1994). Social support and occupational stress: Effects of talking to others. *Journal of Organizational Behavior*, 15(2): 157-175.
- Firouzbakht M, Tirgar A, Oksanen T, Kawachi I, Hajian-Tilaki K, Nikpour M, Mouodi S, Sadeghian R (2018). Workplace social capital and mental health: a cross-sectional study among Iranian workers. *BMC Public Health*, 18(1):794. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5659-3>
- Framke E, Sørensen OH, Pedersen J, Clausen T, Borg V, Rugulies R (2019). The association of vertical and horizontal workplace social capital with employees' job satisfaction, exhaustion and sleep disturbances: a prospective study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 92(6): 883-890.
- Fujino Y, Kubo T, Kunimoto M, Tabata H, Tsuchiya T, Kadowaki K, Nakamura T, Oyama I (2013). A cross-sectional study of workplace social capital and blood pressure: a multilevel analysis at Japanese manufacturing companies. *BMJ Open*, 3(2):e002215. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2012-002215>
- Fujita S, Kawakami N, Ando E, Inoue A, Tsuno K, Kurioka S, Kawachi I (2016). The association of workplace social capital with work engagement of employees in health care settings: A multilevel cross-sectional analysis. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 58(3): 265-271.
- Furukawa TA, Kawakami N, Saitoh M, Ono Y, Nakane Y, Nakamura Y, Tachimori H, Iwata N, Uda H, Nakane H (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): 152-158.
- Gao J, Weaver SR, Fua H, Pan Z (2014). Does workplace social capital associate with hazardous drinking among Chinese rural-urban migrant workers? *PLoS One*, 9(12): e115286. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0115286>.
- Hori D, Takao S, Kawachi I, Ohtaki Y, Andrea CS, Takahashi T, Shiraki N, Ikeda T, Ikeda Y, Doki S, Oi Y, Sasahara S, Matsuzaki I (2019). Relationship between workplace social capital and suicidal ideation in the past year among employees in Japan: a cross-sectional study. *BMC Public Health*, 19(1): 919. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7244-9>.
- ILO (2011). *Policies and Regulations to Combat Precarious Employment*. Geneva: International Labour Organization.
- Inoue A, Kawakami N, Eguchi H, Tsutsumi A (2016). Buffering effect of workplace social capital on the association of job insecurity with psychological distress in Japanese employees: a cross-sectional study. *Journal of Occupational Health*, 58(5): 460-469.
- Inoue A, Tsutsumi A, Eguchi H, Kachi Y, Shimazu A, Miyaki K, Takahashi M, Kurioka S, Enta K, Kosugi Y,

- Totsuzaki T, Kawakami N (2020). Workplace social capital and refraining from seeking medical care in Japanese employees: a 1-year prospective cohort study. *BMJ Open*, 10(8): e036910. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-036910>
- Inoue Y, Yazawa A, Muto S, Odagiri Y, Miyake H, Tobayama M, Mizoue T (2024). Association between workplace social capital and systolic blood pressure among 23 173 workers at 367 small-sized and medium-sized enterprises in Japan: a cross-sectional study. *BMJ Open*, 14(1): e074125. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2023-074125>
- Jung J, Ernstmann N, Nitzsche A, Driller E, Kowalski C, Lehner B, Stieler-Lorenz B, Friepörtlner K, Schmidt A, Pfaff H (2012). Exploring the association between social capital and depressive symptoms: results of a survey in German information and communication technology companies. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 54(1): 23-30.
- Jylhä M (2009). What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Social Science & Medicine*, 69(3): 307-316.
- Kachi Y, Otsuka T, Kawada T (2014). Precarious employment and the risk of serious psychological distress: a population-based cohort study in Japan. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 40(5): 465-472.
- Kawachi I, Subramanian S, Kim D (2008). Social capital and health. In: Kawachi I, Subramanian S, Kim D (eds.) *Social Capital and Health*. New York: Springer.
- Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, Hiripi E, Mroczek DK, Normand S-L, Walters EE, Zaslavsky AM (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32(6): 959-976.
- Kessler RC, Green JG, Gruber MJ, Sampson NA, Bromet E, Cuitan M, Furukawa TA, Gureje O, Hinkov H, Hu CY (2010). Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: results from the WHO World Mental Health (WMH) survey initiative. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 19(S1): 4-22.
- Kivimäki M, Vahtera J, Virtanen M, Elovainio M, Pentti J, Ferrie JE (2003). Temporary employment and risk of overall and cause-specific mortality. *American Journal of Epidemiology*, 158(7): 663-668.
- Kouvonen A, Oksanen T, Vahtera J, Stafford M, Wilkinson R, Schneider J, Väänänen A, Virtanen M, Cox SJ, Pentti J (2008a). Low workplace social capital as a predictor of depression: the Finnish Public Sector Study. *American Journal of Epidemiology*, 167(10): 1143-1151.
- Kouvonen A, Kivimäki M, Vahtera J, Oksanen T, Elovainio M, Cox T, Virtanen M, Pentti J, Cox SJ, Wilkinson RG (2006). Psychometric evaluation of a short measure of social capital at work. *BMC Public Health*, 6:251: 1-10.
- Kouvonen A, Oksanen T, Vahtera J, Väänänen A, De Vogli R, Elovainio M, Pentti J, Leka S, Cox T, Kivimäki M (2008b). Workplace social capital and smoking cessation: the Finnish Public Sector Study. *Addiction*, 103(11):

1857-1865.

- Kurioka S, Inoue A, Tsutsumi A (2014). Optimum cut-off point of the Japanese short version of the effort-reward imbalance questionnaire. *Journal of Occupational Health*, 55(5): 340-348.
- OECD. (2012). *Sick on the Job?: Myths and Realities about Mental Health and Work*. Paris: OECD Publishing.
- Oksanen T, Kawachi I, Jokela M, Kouvonen A, Suzuki E, Takao S, Virtanen M, Pentti J, Vahtera J, Kivimäki M (2012). Workplace social capital and risk of chronic and severe hypertension: a cohort study. *Journal of Hypertension*, 30(6): 1129-1136.
- Oksanen T, Kivimäki M, Kawachi I, Subramanian S, Takao S, Suzuki E, Kouvonen A, Pentti J, Salo P, Virtanen M (2011). Workplace social capital and all-cause mortality: A prospective cohort study of 28043 public-sector employees in Finland. *American Journal of Public Health*, 101(9): 1742-1748.
- Oksanen T, Kouvonen A, Kivimäki M, Pentti J, Virtanen M, Linna A, Vahtera J (2008). Social capital at work as a predictor of employee health: multilevel evidence from work units in Finland. *Social Science & Medicine*, 66(3): 637-649.
- Oksanen T, Kouvonen A, Vahtera J, Virtanen M, Kivimäki M (2010). Prospective study of workplace social capital and depression: are vertical and horizontal components equally important? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 64(8): 684-689.
- Omori M, Nagata T, Odagami K, Adi NP, Mori K (2025). Association between workplace social capital and occupational injuries and illnesses: A 1-year prospective cohort study. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*. 67(7): 493-497.
- Oshio T, Inoue A, Tsutsumi A (2014). The mediating and moderating effects of workplace social capital on the associations between adverse work characteristics and psychological distress among Japanese workers. *Industrial Health*, 52(4): 313-323.
- Pattussi MP, Olinto MT, Canuto R, da Silva Garcez A, Paniz VM, Kawachi I (2016). Workplace social capital, mental health and health behaviors among Brazilian female workers. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 51(9): 1321-1330.
- Putnam RD, Leonardi R, Nanetti R (1993). *Making Democracy Work : Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Rugulies R, Hasle P, Pejtersen JH, Aust B, Bjorner JB (2016). Workplace social capital and risk of long-term sickness absence. Are associations modified by occupational grade? *European Journal of Public Health*, 26(2): 328-333.
- Sakurai K, Nishi A, Kondo K, Yanagida K, Kawakami N (2011). Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 65(5): 434-441.
- Sakuraya A, Imamura K, Inoue A, Tsutsumi A, Shimazu A, Takahashi M, Totsuzaki T, Kawakami N (2017).

- Workplace social capital and the onset of major depressive episode among workers in Japan: a 3-year prospective cohort study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 71(6): 606-612.
- Sapp AL, Kawachi I, Sorensen G, LaMontagne AD, Subramanian SV (2010). Does workplace social capital buffer the effects of job stress? A cross-sectional, multilevel analysis of cigarette smoking among U.S. manufacturing workers. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 52(7): 740-750.
- Siegrist J (1996). Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1): 27-41.
- Suzuki E, Takao S, Subramanian SV, Komatsu H, Doi H, Kawachi I (2010). Does low workplace social capital have detrimental effect on workers' health? *Social Science & Medicine*, 70(9): 1367-1372.
- Takahashi M, Tsutsumi A, Kurioka S, Inoue A, Shimazu A, Kosugi Y, Kawakami N (2014). Occupational and socioeconomic differences in actigraphically measured sleep. *Journal of Sleep Research*, 23(4): 458-462.
- Tsuboya T, Tsutsumi A, Kawachi I (2015). Change in psychological distress following change in workplace social capital: results from the panel surveys of the J-HOPE study. *Occupational Environmental Medicine*, 72(3): 188-194.
- Tsuboya T, Tsutsumi A, Kawachi I (2016). Null association between workplace social capital and body mass index. Results from a four-wave panel survey among employees in Japan (J-HOPE study). *Social Science & Medicine*, 150: 1-7.
- Virtanen M, Ferrie JE, Batty GD, Elovainio M, Jokela M, Vahtera J, Singh-Manoux A, Kivimäki M (2015). Socioeconomic and psychosocial adversity in midlife and depressive symptoms post retirement: a 21-year follow-up of the Whitehall II study. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 23(1): 99-109.
- Virtanen M, Kivimäki M, Joensuu M, Virtanen P, Elovainio M, Vahtera J (2005). Temporary employment and health: a review. *International Journal of Epidemiology*, 34(3): 610-622.
- Wilkinson RG (1992). Income distribution and life expectancy. *BMJ*, 304(6820): 165-168.
- 池永肇恵, 神林龍 (2010). 労働市場の二極化の長期的推移: 非定型業務の増大と労働市場における評価. 一橋大学経済研究所 *PIE/CIS Discussion Paper*, No.464.
- 石川経夫 (1991). *所得と富*. 岩波書店.
- 井上まり子, 錦谷まりこ, 矢野栄二 (2011). 非正規雇用者の健康に関する文献調査. *産業衛生学雑誌*, 53(4): 117-139.
- 大阪労働局労働基準局健康課 (2011). 大阪における全国労働衛生週間の取組について. 大阪労働局. https://jsite.mhlw.go.jp/osaka-roudoukyoku/library/osaka-roudoukyoku/H23/pres/s/2011_08/0829.pdf (2025 年 8 月 28 日閲覧).
- 加藤善昌 (2015). 介護労働者の離職行動の抑制のために: 内発的動機と企業内ソーシャル・キャピタルの重要性. *人間福祉学研究*, 8(1): 87-102.
- 神林龍, シュルティ・シン, 脇坂明. (2013). Sickiness on the Job: OECD 報告書の日本に対する示唆. *日本労働研究雑誌*, 55(6): 31-46.

- 玄田有史(2008). 内部労働市場下位層としての非正規. *経済研究*, 59(4):340-356.
- 厚生労働省(2025a). 令和 5 年度過労死等防止対策白書. 厚生労働省.
- 厚生労働省(2025b). 非正規雇用の現状と課題. 厚生労働省ホームページ. <https://www.mhlw.go.jp/content/001234734.pdf>. (2025 年 8 月 28 日閲覧).
- 小牧一裕 (1994). 職務ストレスとメンタルヘルスへのソーシャルサポートの効果. *健康心理学研究*, 7(2): 2-10.
- 小松優紀, 甲斐裕子, 永松俊哉, 志和忠志, 須山靖男, 杉本正子 (2010). 職業性ストレスと抑うつとの関係における職場のソーシャルサポートの緩衝効果の検討. *産業衛生学雑誌*, 52(3): 140-140.
- 高橋康二 (2017). 総論—基礎的指標による日本的雇用システムの概観. 労働政策研究・研修機構編. *日本的雇用システムのゆくえ*, JILPT 第 3 期プロジェクト研究シリーズ No.4, 労働政策研究・研修機構, pp.20-94.
- 武石恵美子 (2003). 非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理. *日本労務学会誌*, 5(1): 2-10.
- 堤明純 (2023). 雇用と健康格差の要因 働く人の健康を守るために. *連合総研レポート DIO*, 33(1): 6-9.
- 松原智, 井上幸子 (2019). 職場のソーシャルキャピタルと健康関連 QOL—中学校教諭を対象とした横断研究—. *日本公衆衛生看護学会誌*, 8(1): 52-61.
- 山本勲 (2010). 正規・非正規雇用間格差の発生と健康状態への影響. In: 樋口美雄・宮内環・CR McKenzie 編. *貧困のダイナミズム——日本の税社会保障・雇用政策と家計行動*. 慶應義塾大学出版会, 133-151.
- 連合総合生活開発研究所 (2023). *2022 年非正規雇用労働者の働き方・意識と労働組合に関する調査報告書*. 公益財団法人連合総合生活開発研究所.
- 労働政策研究・研修機構(2024). 「二極化」以後の非正規雇用・労働; 公的統計等の公表データ集計・個票データ分析より, *労働政策研究報告書* No.230, 労働政策研究・研修機構.

付録

付録 1 因子分析結果

	回転因子負荷	
	因子1	因子2
部署内で情報を共有している	0.63	
共に働こうという姿勢がある	0.84	
お互いに理解し認め合っている	0.85	
部署のメンバーは新しいアイデアを考えたり実行に移すために協力しあっている	0.86	
出来るだけ最良の成果を出すために、お互いの意見を取り入れ活かしあっている	0.85	
上司は親切心と思いやりをもって従業員に接してくれる		0.88
従業員としての権利に対して理解を示してくれる		0.89
上司は信頼できる		0.90
因子相関	0.63	

注: 因子負荷0.1より小さい場合は示されていない。

付録 2 コントロール変数の定義

	変数名	定義
個人属性	年齢	調査時点の年齢
	性別	「女性」の場合に1、「男性」の場合に0
	学歴	3カテゴリ：1「高卒以下」= 中学校、高校、2「短大・高専」= 専門学校、高等専門学校、短大、3「大学以上」= 大学、大学院
家庭属性	配偶者	「既婚」の場合に1、「未婚、離別、死別」の場合に0
	子供人数	連続変数：子供の総数
	6歳未満子供	「いる」の場合に1、「いない」の場合に0
	同居人数	連続変数：同居家族の総人数
	月収	5カテゴリ：1「15万円未満」、2「15～24万円未満」、3「25万～34万円未満」、4「35万円以上」、5「わからない・答えたくない」
仕事属性	週労働時間	「過去1ヶ月の間、平均して週に何時間、仕事をしましたか。残業を含めてお答え下さい。兼業・副業は除き、主な仕事について答えてください。」という問いに対して、「5 時間未満」から「60 時間以上」まで5時間刻みで回答を得た。
	シフト勤務	「あなたには、どの勤務時間制度が適用されていますか？」という質問において、「交替制・シフト制」と回答した場合に1、それ以外の場合に0
	副業	「過去の6ヶ月の間に副業をしましたか」について、「した」の場合に1、「していない」の場合に0
	テレワーク	連続変数：「過去1ヶ月において、1週間に何日在宅勤務を実施しましたか」について、1「0日」、2「1日」、3「2日」、4「3日」、5「4日」、6「5日以上」
	事業所規模	5カテゴリ：1「1～49名」、2「50～299名」、3「300名以上」、4「官公庁」、5「わからない」
	職種	15カテゴリ：1管理的職業、2研究・技術、3法務・経営・文化芸術等、4医療・看護・保健、5保育・教育、6事務、7販売・営業、8福祉・介護、9サービス、10警備・保安、11農林漁業、12製造・修理・塗装・製図等、13配送・輸送・機械運転、14建設・土木・電気工事、15運搬・清掃・包装・選別等
	業種	17カテゴリ：1建設業、2製造業、3電気・ガス・熱供給・水道業、4情報通信業、5運輸業、郵便業、6卸売業、小売業、7金融業、保険業、8不動産業、物品賃貸業、9学術研究、専門・技術サービス業、10宿泊業、飲食サービス業、11生活関連サービス業、娯楽業、12教育、学習支援業、13医療、福祉、14複合サービス事業、15サービス業（他に分類されないもの）、16公務、17その他
生活習慣	運動習慣	「1回30分以上の軽く汗をかく運動を週2日以上実施している」について、「はい」の場合に1、「いいえ」の場合に0
	喫煙	「吸っている」の場合に1、それ以外0
	飲酒	「週1回以上」の場合に1、「ほとんど飲まない（飲めない）」の場合に0