



# 労働者における他の人で行う運動とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連

原田, 和弘 ; 井澤, 修平 ; 中村, 菜々子 ; 吉川, 徹 ; 赤松, 利恵 ; 池田, 大樹 ; 久保, 智英

---

## (Citation)

体力科学, 71(5):417-429

## (Issue Date)

2022-09-13

## (Resource Type)

journal article

## (Version)

Version of Record

## (Rights)

© 2022 一般社団法人日本体力医学会

© 2022 The Japanese Society of Physical Fitness and Sports Medicine

クリエイティブ・コモンズ [表示 - 非営利 - 改変禁止 4.0 国際]ライセンス

## (URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100483245>



労働者における他の人で行う運動とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連

原田 和弘<sup>1\*</sup>, 井澤 修平<sup>2</sup>, 中村 菜々子<sup>3</sup>, 吉川 徹<sup>2</sup>, 赤松 利恵<sup>4</sup>, 池田 大樹<sup>2</sup>, 久保 智英<sup>2</sup>

## Associations of exercising with others with stress response and mental distress among workers

Kazuhiro Harada<sup>1\*</sup>, Shuhei Izawa<sup>2</sup>, Nanako Nakamura-Taira<sup>3</sup>, Toru Yoshikawa<sup>2</sup>, Rie Akamatsu<sup>4</sup>,  
Hiroki Ikeda<sup>2</sup> and Tomohide Kubo<sup>2</sup>

<sup>1</sup>神戸大学大学院人間発達環境学研究科, 〒657-8501 兵庫県神戸市灘区鶴甲3-11 (*Graduate School of Human Development and Environment, Kobe University, 3-11 Tsurukabuto, Nada-ku, Kobe City, Hyogo 657-8501, Japan*)

<sup>2</sup>労働安全衛生総合研究所, 〒214-8585 神奈川県川崎市多摩区長尾6-21-1 (*National Institute of Occupational Safety and Health, 6-21-1 Nagao, Tama-ku, Kawasaki City, Kanagawa 214-8585, Japan*)

<sup>3</sup>中央大学文学部心理学専攻, 〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1 (*Department of Psychology, Faculty of Letters, Chuo University, 742-1 Higashi-nakano, Hachioji City, Tokyo 192-0393, Japan*)

<sup>4</sup>お茶の水女子大学基幹研究院自然科学系, 〒112-8610 東京都文京区大塚2-1-1 (*Natural Science Division, Faculty of Core Research, Ochanomizu University, 2-1-1 Otsuka, Bunkyo-ku, Tokyo 112-8610, Japan*)

Received: February 10, 2022 / Accepted: June 1, 2022

**Abstract** Previous studies among middle-aged and older adults have shown that engagement in exercise with others is more strongly associated with better mental health than engagement in exercise alone. However, the applicability of such findings to workers remains unclear. This study aimed to examine whether 1) engagement in exercise with others and time spent exercising with others were associated with lower stress response and mental distress among workers, and 2) self-determined motivation toward exercise mediated these associations among workers. This was a cross-sectional study. A web-based questionnaire survey was conducted among 810 workers aged 20 to 59 years. The survey measured respondents' engagement and time spent exercising alone and with others, self-determined motivation toward exercise, psychological and physical stress responses, mental distress, and basic factors. Basic factors were treated as covariates. The analyses of covariance showed that engagement in exercise with others was significantly associated with lower psychological and physical stress responses and mental distress, while engagement in exercise alone was not. Multiple regression analyses revealed that longer time spent exercising with others was not associated with lower psychological and physical stress responses or mental distress. Path analyses showed that mediation effect of self-determined motivation on these associations was not significant. Although dose-response associations and the mediating role of self-determined motivation were not confirmed, this study found that engagement in exercise with others was associated with lower stress responses and mental distress among workers.

*Jpn J Phys Fitness Sports Med, 71(5): 417-429 (2022)*

**Keywords** : exercise, mental health, motivation, occupational health, social interaction

### 緒 言

労働者のメンタルヘルスの向上は、公衆衛生上の重要課題の1つである。労働者のメンタルヘルスの不調には、職業性ストレスが関係していることは明らかであり<sup>1)</sup>、米国労働安全衛生研究所(NIOSH)の職業性ストレスモデルによれば、仕事に関わるストレスに晒されることで、身体的・心理的なストレス反応が引き起こされ、そ

の結果として、メンタルヘルスの不調を含む健康問題が引き起こされる<sup>2)</sup>。近年、業務による精神障害の労働災害認定件数は増加傾向にある<sup>3)</sup>。2021年労働安全衛生調査(実態調査)<sup>4)</sup>では、54.2%の労働者が、仕事や職業生活に関して、強い不安やストレスを感じる事柄があると回答している。平成29年厚生労働省患者調査によれば<sup>5)</sup>、躁うつ病を含む気分障害を受療する者の割合は、働き盛り世代である50~54歳で最も多い。

労働者のストレス反応やメンタルヘルス不調を予防・低減する方法の1つとして、運動を積極的に行うことが

\*Correspondence: harada@harbor.kobe-u.ac.jp

挙げられる。運動を行うことは、ストレッサーがもたらす心理的影響を緩和する効果があると考えられている<sup>6)</sup>。また、身体活動は、余暇場面の他に、家事・仕事や通勤などの生活場面でも行われるが<sup>7,8)</sup>、メタ分析<sup>9)</sup>によれば、生活場面で行われる身体活動よりも、余暇場面で行われる身体活動（運動と同義）のほうが、メンタルヘルスに対して顕著に影響している。日本の労働者を対象とした研究でも、通勤場面での身体活動よりも、余暇場面の身体活動の方が、メンタルヘルスと関連していると報告<sup>10,11)</sup>されている。

ただし、労働者が、運動によるストレスやメンタルヘルスへの効果を確実に得るには、一人よりも、他の人と一緒に運動を行うこと（以下、「他の人との運動」とも表記）のほうが得策である可能性がある。これまでの研究<sup>12-14)</sup>により、一人で運動を行うよりも、他の人と運動を行うことのほうが、メンタルヘルスと肯定的に関係していることが報告されている。しかし、これらの報告<sup>12-14)</sup>は、50歳代以上の中年者または高齢者を対象とした知見に止まる。40歳代以下を含む労働者を対象とした検証を行うことで、他の人を行う運動が、労働者のストレス・メンタルヘルス対策に果たす役割を、より直接的に説得力の高い形で提示できる。また、これらの報告のうち、他の人と運動を行う時間の長さの影響を検証した研究は1編<sup>14)</sup>に止まり、ほかの2編の報告<sup>12,13)</sup>では、他の人との運動を行っているかどうかのみを検証され、他の人との運動時間の長さは検証されていない。より長時間にわたって他の人と運動を行うほどストレス・メンタルヘルスへより良い影響があるのか、あるいは、たとえ短時間だけ他の人と運動を行うことであってもこれらの指標へ良い影響があるのかを明らかにすることは、効率的なストレス・メンタルヘルス対策づくりの確立に寄与する知見となる。

加えて、効率的なストレス・メンタルヘルス対策づくりを確立するには、他の人を行う運動とストレス反応・メンタルヘルスとの間を媒介する要因を同定することが有効である。媒介要因を同定することで、他の人を行う運動がストレス反応・メンタルヘルスに及ぼす影響の機序の解明につながる。両者の媒介する可能性のある要因として、動機づけの自己決定度が挙げられる。動機づけに関する主要な心理学理論である、自己決定理論<sup>15)</sup>では、動機づけが、無調整（非動機づけ：動機づけ自体がない状態）、外的調整（報酬や他者の推奨などによる動機づけ）、取り入的調整（義務感などによる動機づけ）、同一視的調整（必要性や重要性などによる動機づけ）、統合的調整（価値観やアイデンティティなどによる動機づけ）、内発的調整（内発的動機づけ：楽しみや満足感などによる動機づけ）の6つの段階で捉えられ、この段階の順で自己決定の程度が高いとされている。また、この理論では、自己決定の程度が高い動機づけほど、人々の

心理面へ良い影響があると想定されている<sup>15)</sup>。この想定通り、これまでの研究で、運動に対する動機づけの自己決定度の高さがメンタルヘルスと関連していることが示されている<sup>16-18)</sup>。さらにこの理論<sup>15)</sup>では、周りの人との良好な関係性が、動機づけの自己決定度を高める要素の1つと位置付けられている。他の人を行う運動は、周りとの良好な関係性を育む手段の1つであろう。そのため、他の人と運動を行うことは、動機づけの自己決定度を高め、その帰結として、ストレス反応の低減やメンタルヘルスの維持・向上に資するという相互関連性が想定できる。

本研究では、他の人と運動を行っている労働者は、そうでない労働者よりも、ストレス反応やメンタルヘルス不調が低い状態にあるかどうかと（仮説1-1）、他の人と運動を行っている労働者においては、他の人との運動時間が長い者ほど、両指標が低い状態にあるかどうかを検証した（仮説1-2）。また、他の人との運動実施とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連性は、運動に対する動機づけの自己決定度によって媒介されるかどうかを検証した（仮説2-1）。同様に、他の人と運動を行っている労働者において、他の人との運動時間とこれらの指標との関連性は、運動に対する動機づけの自己決定度によって媒介されるかどうかを検証した（仮説2-2）。

## 方 法

**対象と手続き** 本研究は、インターネット上の質問紙調査「職場環境や職場のストレスに関する調査」で得たデータを解析した横断研究である。この調査は、著者らが進めている「Web-based Longitudinal study of Work Environment and daily Life style」の予備調査と位置づけて行ったものであり、本稿の観点以外にも、多様な調査目的を有して調査項目を設計した。そのため、調査回答者数は例数設計に基づいていない。また、本稿以外にも、この調査で得たデータをまとめた論文を執筆・投稿しており、予備調査のデータから1編の論文がすでに公表されている<sup>19)</sup>。

この調査は、社会調査会社である株式会社hamonへ、20歳から59歳の登録モニター1,000名から回答データを取得するよう依頼して2021年8月に行われた。依頼を受け同社は、性別、年代、業種の構成比率が平成27年国勢調査（就業状態等基本集計結果）<sup>20)</sup>における日本人労働者全体の分布に合うよう層化した上で、日本有数のパネルネットワークであるJAPAN Cloud Panelの登録モニターから31,682名を無作為抽出し、調査を依頼した。なお、JAPAN Cloud Panelの登録モニター数は約2673万名（株式会社hamonの予測では、うち約160万名がアクティブな登録モニター）であり、主に、インターネット上で登録モニターの募集がなされている。同社の方針に従い、



回答者数が目標人数に達した時点で回答の受付を終了した。なお、調査の冒頭で、スクリーニング項目として、職種、兼業の有無、1週間の労働時間、および転職経験に関する項目を質問し、農業、林業、漁業、鉱業、採石業、砂利採取業の従事者、自営業者、会社経営者・役員、副業・兼業を行っている者、1週間の労働時間が20時間未満である者、および過去1年以内の転職経験者は調査対象から除外した。

調査回答者1,000名のうち、不誠実項目に回答した173名、回答時間が顕著に短いと判断された16名、および性別が不明であった1名の計190名を除外し、810名を本研究の解析対象者とした。不誠実項目は、教示文や選択肢等を熟読せず不誠実に回答する者を除外することを意図して質問紙の末尾で尋ねた。具体的には、増田ら<sup>21)</sup>の方法を用いて、「以下の質問には回答せずに（つまりどの選択肢もクリックせずに）次のページに進んでください」という教示にもかかわらず、選択肢をクリックした者を不誠実項目の回答者とした。また、調査回答者全体の回答時間の平均値は14.3分であり、調査項目数（約150項目）と照らし合わせ、5分以内を、著しく短い回答時間とみなした。

調査は、神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究倫理審査委員会（番号：510）と、労働安全衛生総合研究所の研究倫理審査委員会（登戸）（番号：2021N-1-4）の承認を得た上で行われた。調査回答者へは、調査の冒頭で説明文を示し、調査への参加に同意が得られる場合は「同意します」をクリックするように求めた。

## 本研究で用いた調査項目

### 1. 一人および他の人との運動の実施状況

調査回答者全員に、「あなたは、普段、運動をしていますか」と質問し、「運動していない」または「運動している」のどちらかを選ぶように求めた。その際、厚生労働省の国民健康・栄養調査<sup>22)</sup>の定義に従い、運動は「スポーツやフィットネスなどの健康・体力の維持・増進を目的として、計画的・定期的に行うもの」と定義する旨を教示した。また、運動の具体例として、ウォーキング・散歩、体操、筋力トレーニング、ボールを使ったスポーツを例示した。

「運動している」を選んだ者へは、1週間のうち、一人で運動を行う日数と1日の運動時間、および、他の人と一緒に運動を行う日数と1日の運動時間を数字で回答するよう求めた。一人または他の人と一緒に運動を行っていない場合は、該当の項目を“0”日と回答するよう求めた。そのため、調査回答者の中には、両運動の重複回答、すなわち、他の人と一緒に運動を行い、かつ、一人でも運動を行っている者も含まれた。それぞれについて、運動を行う日数と1日の運動時間の回答を乗じ、週あた

りの1人での運動時間（分／週）と、週あたりの他の人との運動時間（分／週）をそれぞれ算出した。

一方、「運動していない」を選んだ者は、一人で行う運動も、他の人と一緒に運動も、いずれも行っていない者とみなした。

以上の形式は、運動の実施状況を、「行っていない群」「一人で行っている群」「他の人と一緒にいる群」「一人と他の人と両方で行っている群」の4つに分類して取り扱っている先行研究<sup>13)</sup>を参照しつつ、かつ、一人および他の人と一緒に運動を行っている時間を把握することをねらいとして設計した。

### 2. 運動への動機づけの自己決定度

運動への動機づけの自己決定度は、普段、運動を実施している者を対象とした。本研究の筆頭著者、第二著者、および第三著者で協議を行い、自己決定理論に基づく運動の動機づけ尺度改良版<sup>23)</sup>（22項目）の下位尺度である、「無調整（3項目）」「外的調整（3項目）」「取り入れ的調整（4項目）」「同一視的調整（4項目）」「統合的調整（4項目）」「内発的調整（4項目）」の各項目から、各概念を最も端的に表していると思われる1項目ずつ抽出した。具体的には、無調整からは「なぜ運動しているのか分からない」を、外的調整からは「私が運動することで周りの人（家族、友人、医師等）が満足するから」を、取り入れ的調整からは「運動しないと罪悪感を感じるから」を、同一視的調整からは「運動することが私にとって重要だと思うから」を、統合的調整からは「運動することは人生における私の価値観、目標及び目的と一致しているから」を、内発的調整からは「運動すること自体が楽しいから」を抽出した。抽出した項目を選択肢としたうえで、「あなたが現在、運動している理由についてお聞きます。以下の各項目の中から、最も当てはまるものを1つ選んで下さい」という教示文を示し、回答を求めた。

自己決定理論に基づく研究では、運動への動機づけの自己決定度の各下位得点を重み付けして合算し1つの変数を作ることも多く<sup>24)</sup>、例えば、MacDonough & Crockerによる研究<sup>16)</sup>では、「 $(-2 \times \text{外的調整得点}) + (-1 \times \text{取り入れ的調整得点}) + (1 \times \text{同一視的調整得点}) + (2 \times \text{内発的調整得点})$ 」という計算式で各尺度得点を重み付け合算し1つの変数を作成している。このような研究動向を参考に、本研究では、無調整の選択肢には1点を、外的調整の選択肢には2点を、取り入れ的調整の選択肢には3点を、同一視的調整の選択肢には4点を、統合的調整の選択肢には5点を、内発的調整の選択肢には6点を付与し、分析に用いた。

なお、この調査の目的は多岐にわたることから調査項目数が約150項目に上り、調査回答者の負担等から、できるだけ簡潔に動機づけの自己決定度を評価することが

望ましいと判断した。また、自己決定理論以外の枠組みに基づく研究<sup>25)</sup>では、単項目で動機づけのレベルを区別する尺度も開発されている。そのため、自己決定理論に基づく運動の動機づけ尺度改良版<sup>23)</sup>をそのまま使用せずに、前述の通りの形式とすることにした。

### 3. ストレス反応

職業性ストレス簡易調査票<sup>26)</sup>の計57項目のうち、ストレス反応に関する29項目を本研究では分析した。この29項目は、心理的ストレス反応に関する18項目（うち3項目は逆転項目）と、身体的ストレス反応に関する11項目からなり、各項目は「ほとんどなかった（1点）」「ときどきあった（2点）」「しばしばあった（3点）」「いつもあった（4点）」の4つから1つを選ぶ形式で回答される。該当する項目の回答点数の合計を計算し、それぞれ、心理的ストレス反応に関する尺度得点（得点範囲：18～72点）と、身体的ストレス反応に関する尺度得点（得点範囲：11～44点）とした。尺度得点が高いほどストレス反応が顕著であり、尺度得点が高いほどストレス反応が少ないことを意味する。

### 4. メンタルヘルスの不調

K6日本語版<sup>27)</sup>を用いてメンタルヘルスの不調を評価した。この尺度は、6項目からなり、各項目について「全くない（0点）」「少しだけ（1点）」「ときどき（2点）」「たいてい（3点）」「いつも（4点）」から1つを選ぶ形式で回答を求めるものである。6項目の回答点数の合計得点を計算し、尺度得点（得点範囲：0～24点）とした。尺度得点が高いほどメンタルヘルスが不調であり、尺度得点が高いほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。

### 5. 基本属性

調査回答者の基本属性として、年齢、性別、現在の婚姻状況（未婚、既婚）、教育歴（中学校、高等学校、専門学校、短期大学、4年制大学、大学院）、世帯年収（200万円未満、400万円未満、600万円未満、800万円未満、1000万円未満、1000万円以上）、雇用形態（会社勤務〔一般社員〕、会社勤務〔管理職〕、派遣・契約社員、パート・アルバイト）、1週間の労働時間（20～30時間未満、30～40時間未満、40～50時間未満、50～60時間未満、60～65時間未満、65～70時間未満、70時間以上）、1日の肉体労働（していない、1時間未満、1時間以上）、および勤務形態（日勤のみ、夜勤を含まない交代勤務、夜勤を含む交代勤務、夜勤のみ）を取り上げた。

解析の利便性のため、教育歴（4年制大学以上、4年制大学未満）、世帯年収（600万円以上、600万円未満）、雇用形態（常勤、非常勤〔派遣・契約社員、パート・アル

バイト〕）、1日の肉体労働の有無（していない、している）、および夜勤の有無（夜勤なし、夜勤あり）は、2群に分類した。また、1週間の労働時間について、20～30時間未満は25時間と、30～40時間未満は35時間と、40～50時間未満は45時間と、50～60時間未満は55時間と、60～65時間未満は62.5時間と、65～70時間未満は67.5時間と、70時間以上は72.5時間とそれぞれ値を割り当て、連続変量とみなした。

### 解析

#### 1. 他の人との運動実施の有無とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連

解析対象者全員のデータを用いて、他の人との運動実施（なし、あり）の主効果、一人での運動実施（なし、あり）の主効果、および他の人との運動実施と一人での運動実施との交互作用効果を独立変数、基本属性を共変量、心理的ストレス反応得点、身体的ストレス反応得点、およびメンタルヘルス不調得点を従属変数とした2元配置共分散分析を主要解析として行った。運動を普段行っていない者は、他の人との運動実施も、一人での運動実施も、“なし”と区分された。なお、交互作用効果は、両運動の重複による効果を意味するものであり、交互作用効果が有意であった場合、他の人との運動実施の有無と従属変数との関連性は、一人での運動実施の有無によって異なることを意味する。一方、交互作用効果が非有意であった場合、一人での運動実施の有無によって、この関連性は異なるとは言えないことを意味する。

共分散分析により、他の人と運動を実施している者のほうが、他の人と運動を実施していない者よりも、両ストレス反応得点およびメンタルヘルス不調得点が高い場合、仮説1-1が支持されたと判断した。

加えて、緒言で言及したように、他の人との運動実施とメンタルヘルスとの関連性に関する知見は主に50歳代以上で得られていることから<sup>12-14)</sup>、副次解析として、本研究の解析対象者のうち、50歳未満に対象に絞った2元配置共分散分析も行った。なお、50歳代以上の解析対象者の中で、他の人と運動を実施している者は12名であり、うち11名は一人での運動も実施していたことから、2元配置共分散分析に適した人数ではないと判断し、50歳以上に対象を絞った同分析は行わなかった。

#### 2. 他の人との運動時間とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連

解析対象者のうち、他の人と運動を実施している者のデータを用いて、他の人との運動時間と基本属性を独立変数、心理的ストレス反応得点、身体的ストレス反応得点、およびメンタルヘルス不調得点を従属変数とした重回帰分析を行った。モデル1では他の人との運動時間を、

モデル2では他の人との運動時間に加えて基本属性を独立変数として強制投入した。

モデル1およびモデル2において、他の人との運動時間が各従属変数へ有意に負の回帰を示した場合、仮説1-2が支持されたと判断した。

### 3. 他の人との運動実施の有無、動機づけの自己決定度、ストレス反応およびメンタルヘルス不調との相互関連性

解析対象者のうち、いずれかの方法で運動を実施している者のデータを用いてパス解析を行った。このパス解析では、他の人との運動実施（なし=0、あり=1）から動機づけの自己決定度へのパス、他の人との運動実施から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパス、動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパス、および両ストレス反応得点からメンタルヘルス不調得点へのパスを主要なパスとし、パスの有意性に関わらずモデルに含めた。主要なパスの他に、基本属性と他の人との運動実施、動機づけの自己決定度、両ストレス反応得点、メンタルヘルス不調得点とのPearsonの相関係数を算出し、相関係数が有意であった場合、該当する基本属性からこれらへのパスもモデルに含めた。ただし、基本属性からのパスが有意でなかった場合、モデルから除外した。また、両ストレス反応得点同士と、基本属性内の項目同士で、相関を設定した。他の人との運動実施と動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への間接効果と総合効果の有意性を、バイアス修正ブートストラップ法（5000回のリサンプリング）で検証した。

本研究では、①他の人との運動実施から動機づけの自己決定度へのパスが正の方向で有意であること、②動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパスが負の方向で有意であること、③他の人との運動実施から動機づけの自己決定度を媒介した両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への間接効果が負の方向で有意であること、かつ、④他の人との運動実施から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への総合効果が負の方向で有意であることの4つが全て満たされた場合、仮説2-1が支持されたと判断した。

なお、媒介効果の検証方法に関する総説<sup>28-30)</sup>では、独立変数と従属変数との直接的な関連性が支持されなくとも、媒介変数を通じた独立変数と従属変数との間接的な関連性は支持される場合があることなどから、独立変数と従属変数との関連性の検証結果によらず、媒介効果の検証を行うことが推奨されている。これらの総説<sup>28-30)</sup>に従い、本研究では、仮説1-1が支持されなかった場合でも、仮説2-1の検証は行うものとした。

### 4. 他の人との運動時間、動機づけの自己決定度、ストレス反応およびメンタルヘルス不調との相互関連性

解析対象者のうち、他の人と運動を実施している者のデータを用いたパス解析を行った。このパス解析では、他の人との運動時間から動機づけの自己決定度へのパス、他の人との運動時間から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパス、動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパスを主要なパスとした。また、両ストレス反応得点同士の相関を設定した。用いたデータのサンプルサイズを考慮し、このパス解析では、基本属性はモデルに含めなかった。モデル内の変数から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への間接効果と総合効果の有意性を、バイアス修正ブートストラップ法（5000回のリサンプリング）で検証した。

本研究では、①他の人との運動時間から動機づけの自己決定度へのパスが正の方向で有意であること、②動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパスが負の方向で有意であること、③他の人との運動時間から動機づけの自己決定度を媒介した両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への間接効果が負の方向で有意であること、かつ、④他の人との運動時間から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への総合効果が負の方向で有意であることの4つが全て満たされた場合、仮説2-2が支持されたと判断した。

なお、仮説2-1で述べた媒介効果の検証方法に関する総説<sup>28-30)</sup>の推奨に従い、仮説1-2が支持されなかった場合でも、仮説2-2の検証は行うものとした。

### 5. 統計的有意水準と解析に用いたソフトウェア

統計的有意水準は5%とした。パス解析にはIBM SPSS AMOS 25を、その他の解析にはIBM SPSS Statistics 25を使用した。

## 結 果

**解析対象者の特徴** 解析対象者の特徴を、Table 1に示した。810名のうち、いずれかの方法で運動を行っていた者は、315名（38.9%）であった。この315名のうち、他の人と運動を行い一人で運動を行っていなかった者は8名、一人で運動を行い他の人と運動を行っていなかった者は266名、一人でもまた他の人とも運動を行っていた者は41名であった。一人で運動を行っていた307名において、週あたりの一人での運動時間は平均221.0分（標準偏差117.4分）であり、他の人と運動を行っていた49名において、週あたりの他の人との運動時間は平均169.4分（標準偏差117.4分）であった。また、一人



でもまた他の人とも運動を行っていた者41名において、週あたりの一人での運動時間は平均245.6分（標準偏差200.4分）、他の人との運動時間は平均163.7分（標準偏差115.8分）であり、対応のあるt検定の結果、他の人との運動時間よりも1人での運動時間のほうが有意に長かった（ $t=2.78$ ,  $p=0.008$ ）。

**他の人との運動実施の有無とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連** 解析対象者全員のデータを用いた二元配置共分散分析の結果（Fig. 1）、心理的ストレス反応得点、身体的ストレス反応得点、およびメンタルヘルス不調得点に対する他の人との運動実施の主効果は有意であり、他の人と運動を行っている者のほうが、他の人と運動を行っていない者よりも、これらの得点が低かった。従って、主要解析において、仮説1-1は支持された。なお、一人での運動実施の主効果と、一人および他の人との運動実施との交互作用効果は有意ではなかった。

副次解析として、50歳未満に対象を限定した二元配置共分散分析の結果、心理的ストレス反応得点に対する他の人との運動実施の主効果は有意であり（ $F=14.66$ ,  $p<0.001$ ）、50歳未満において、他の人と運動を行っている者のほうが、他の人と運動を行っていない者よりも、この得点が低いことが示された。一方、身体的ストレス反応得点に対する他の人との運動実施の主効果と（ $F=2.91$ ,  $p=0.089$ ）、メンタルヘルス不調得点に対する他の人との運動実施の主効果は（ $F=3.15$ ,  $p=0.076$ ）、副次解析では有意な水準に達していなかった。なお、心理的ストレス反応得点、身体的ストレス反応得点、およびメンタルヘルス不調得点に対する一人での運動実施の主効果や（心理的ストレス反応得点 [ $F=0.36$ ,  $p=0.549$ ]、身体的ストレス反応得点 [ $F=0.30$ ,  $p=0.585$ ]、メンタルヘルス不調得点 [ $F=0.08$ ,  $p=0.782$ ]）、1人および他の人との運動実施との交互作用効果（心理的ストレス反応得点 [ $F=1.46$ ,  $p=0.227$ ]、身体的ストレス反応得点

Table 1. Characteristics of participants (n=810)

	% or M (SD)
Gender, %	
Men	54.0%
Women	46.0%
Age (years), M (SD)	41.8 (10.4)
Current marital status, %	
Unmarried	56.8%
Married	43.2%
Education from 4-year college, %	
No	43.5%
Yes	56.5%
Annual household income, %	
<¥6 millions	54.3%
≥¥6 millions	45.7%
Type of employment, %	
Non-regular/part-time	11.6%
Regular	88.4%
Weekly work time (hours), M (SD)	42.6 (8.6)
Engagement in physical work, %	
No	42.3%
Yes	57.7%
Engagement in night shift work (yes), %	
No	89.3%
Yes	10.7%
Psychological stress response (score, 18 to 72), M (SD)	39.7 (11.9)
Physical stress responses (score, 11 to 44), M (SD)	19.3 (7.1)
Mental distress (score, 0 to 24), M (SD)	5.3 (5.9)
Exercise alone, %	
No	62.1%
Yes	37.9%
Exercise with others, %	
No	94.0%
Yes	6.0%
Weekly time spent exercising alone (minutes) <sup>a</sup> , M (SD)	221.0 (202.7)
Weekly time spent exercising with others (minutes) <sup>b</sup> , M (SD)	169.4 (117.4)
Self-determined motivation (score, 1 to 6) <sup>c</sup> , M (SD)	4.5 (1.2)

<sup>a</sup>Data from those with exercising alone (n=307)

<sup>b</sup>Data from those with exercising with others (n=49)

<sup>c</sup>Data from those with exercising alone and/or with others (n=315)

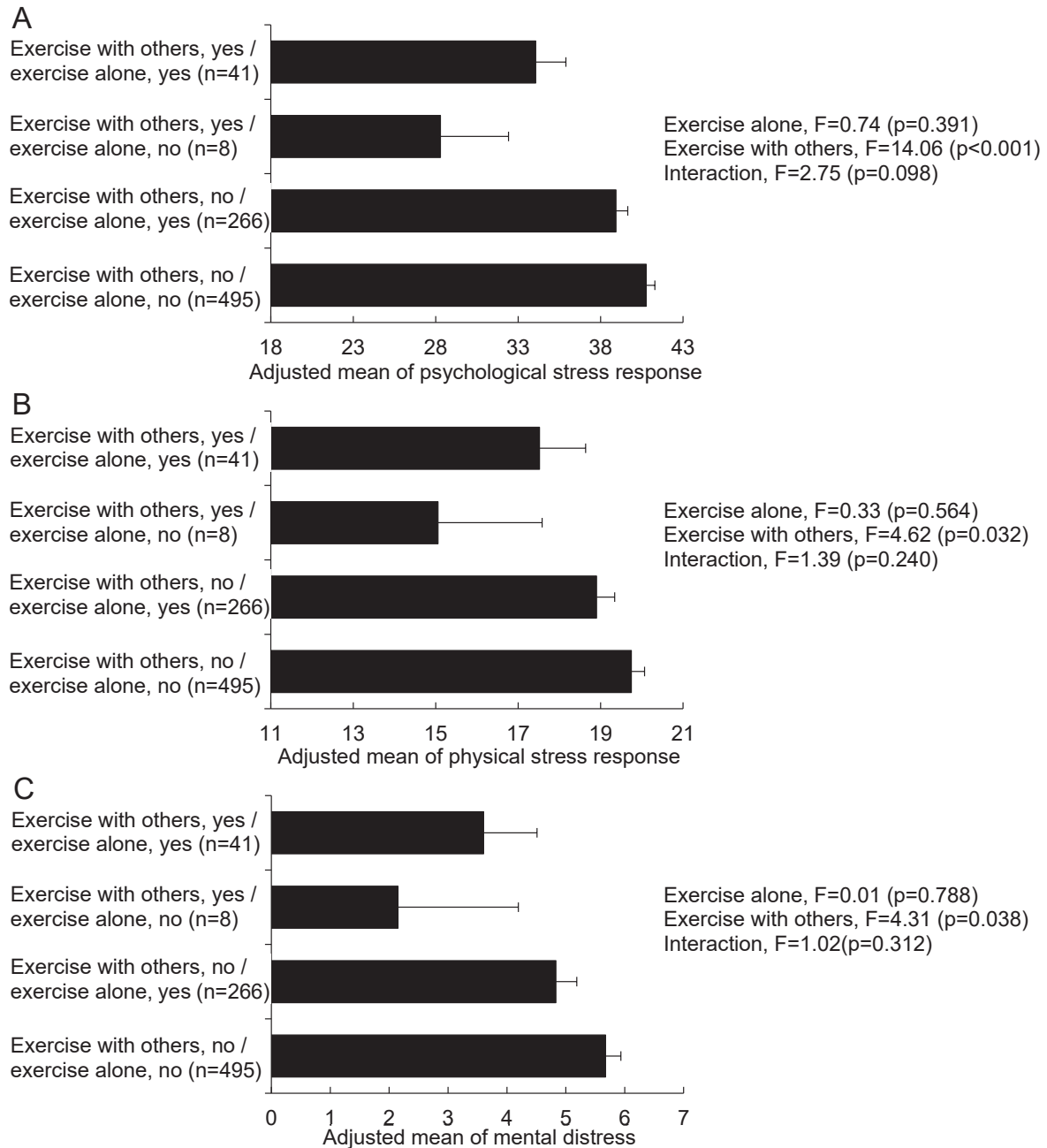


Fig. 1 Associations of exercise alone and with others psychological stress response (A), and physical stress response (B), and with mental distress (C) (n=810). Error bars represent standard errors. The means and standard errors were adjusted by age, gender, current marital status, education from 4-year college, annual household income, weekly work time, type of employment, engagement in physical work, and engagement in night shift work.

[ $F=0.88$ ,  $p=0.347$ ], メンタルヘルス不調得点 [ $F=0.64$ ,  $p=0.424$ ]) は有意ではなかった。

週あたりの他の人との運動時間とストレス反応およびメンタルヘルス不調との関連 他の人と運動を行っていた49名のデータを用いた重回帰分析の結果 (Table 2), どちらのモデルでも, 他の人との運動時間の長さは, 心理的ストレス反応得点, 身体的ストレス反応得点, およびメンタルヘルス不調得点と有意に関連していなかった。

従って, 仮説1-2は支持されなかった。

他の人との運動実施の有無, 動機づけの自己決定度, ストレス反応およびメンタルヘルス不調との相互関連性いずれかの方法で運動を行っていた315名のデータを用いたパス解析の結果をFig. 2 (モデル図) とTable 3 (間接効果, 総効果) に示した。なお, 相関係数とパス係数の有意性から, 基本属性のうち, 年齢と現在の配偶者の有無をモデルに含めた。パス解析の結果, 他の人との運



Table 2. Regressions of time spent exercising with others on stress response and mental distress among those with exercising with others (n=49)

	Model 1			Model 2		
	B (95%CI)	$\beta$	p-value	B (95%CI)	$\beta$	p-value
<i>Models for psychological stress response<sup>a</sup></i>						
Intercept	<b>33.85 (29.24, 38.47)</b>	—	<b>&lt;0.001</b>	21.59 (-8.30, 51.48)	—	0.152
Weekly time spent exercising with others	0.00 (-0.03, 0.02)	-0.05	0.757	0.00 (-0.03, 0.03)	0.01	0.959
Gender	—	—	—	1.58 (-5.00, 8.16)	0.08	0.630
Age	—	—	—	-0.03 (-0.37, 0.32)	-0.03	0.887
Current marital status	—	—	—	-1.46 (-9.03, 6.11)	-0.08	0.699
Educated from 4-year college	—	—	—	2.63 (-5.17, 10.43)	0.14	0.499
Annual household income	—	—	—	-0.44 (-7.97, 7.10)	-0.02	0.907
Type of employment	—	—	—	7.67 (-10.2, 25.54)	0.17	0.391
Weekly work time	—	—	—	0.05 (-0.33, 0.42)	0.04	0.805
Engagement in physical work	—	—	—	2.85 (-3.96, 9.67)	0.16	0.402
Engagement in night shift work	—	—	—	4.17 (-6.78, 15.13)	0.14	0.445
<i>Models for physical stress response<sup>b</sup></i>						
Intercept	<b>18.87 (16.02, 21.72)</b>	—	<b>&lt;0.001</b>	<b>18.47 (0.99, 35.95)</b>	—	<b>0.039</b>
Weekly time spent exercising with others	-0.01 (-0.02, 0.00)	-0.20	0.160	-0.01 (-0.02, 0.01)	0.01	0.959
Gender	—	—	—	0.34 (-3.51, 4.19)	0.08	0.630
Age	—	—	—	-0.13 (-0.34, 0.07)	-0.03	0.887
Current marital status	—	—	—	-2.81 (-7.24, 1.62)	-0.08	0.699
Educated from 4-year college	—	—	—	-0.67 (-5.23, 3.90)	0.14	0.499
Annual household income	—	—	—	1.47 (-2.94, 5.88)	-0.02	0.907
Type of employment	—	—	—	1.86 (-8.59, 12.31)	0.17	0.391
Weekly work time	—	—	—	0.09 (-0.13, 0.31)	0.04	0.805
Engagement in physical work	—	—	—	1.57 (-2.41, 5.56)	0.16	0.402
Engagement in night shift work	—	—	—	0.57 (-5.84, 6.97)	0.14	0.445
<i>Models for mental distress<sup>c</sup></i>						
Intercept	<b>3.96 (2.06, 5.86)</b>	—	<b>&lt;0.001</b>	3.63 (-7.40, 14.65)	—	0.509
Weekly time spent exercising with others	-0.01 (-0.02, 0.00)	-0.19	0.198	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.01	0.959
Gender	—	—	—	1.12 (-1.30, 3.55)	0.08	0.630
Age	—	—	—	-0.10 (-0.23, 0.03)	-0.03	0.887
Current marital status	—	—	—	-1.14 (-3.94, 1.65)	-0.08	0.699
Educated from 4-year college	—	—	—	-0.37 (-3.24, 2.51)	0.14	0.499
Annual household income	—	—	—	0.38 (-2.40, 3.16)	-0.02	0.907
Type of employment	—	—	—	2.34 (-4.25, 8.94)	0.17	0.391
Weekly work time	—	—	—	0.05 (-0.09, 0.18)	0.04	0.805
Engagement in physical work	—	—	—	0.04 (-2.47, 2.55)	0.16	0.402
Engagement in night shift work	—	—	—	3.30 (-0.74, 7.34)	0.14	0.445

B, unstandardized regression coefficient; 95%CI, 95% confidence interval;  $\beta$ , standardized regression coefficient

<sup>a</sup>Model 1, F=0.10, p=0.757, R<sup>2</sup>=0.00; Model 2, F=0.37, p=0.953, R<sup>2</sup>=0.09

<sup>b</sup>Model 1, F=2.04, p=0.160, R<sup>2</sup>=0.04; Model 2, F=1.02, p=0.447, R<sup>2</sup>=0.21

<sup>c</sup>Model 1, F=1.71, p=0.198, R<sup>2</sup>=0.04; Model 2, F=1.57, p=0.153, R<sup>2</sup>=0.29

Gender (men=0, women=1), current marital status (unmarried=0, married=1), education from 4-year college (no=0, yes=1), annual household income (<¥6 million=0, ≥6 million=1), type of employment (non-regular/part-time=0, regular=1), engagement in physical work (no=0, yes=1), and engagement in night shift work (no=0, yes=1) were treated as dummy variables.

All variables were included in the model by the forced entry method.

The values of variance inflation factor were less than 2 for all variables.

動実施から動機づけの自己決定度へのパスは正の方向で有意であった (Fig. 2). また, 他の人との運動実施から心理的ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への総合効果は負の方向で有意であった (Table 3). しかし, 動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点やメンタルヘルス不調得点へのパスは有意でなかった (Fig. 2). また, 他の人との運動実施から動機づけの自己決定度を媒介した両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への間接効果も有意ではなかった (Table 3). 以上から, 仮説 2-1 は支持されなかった.

他の人との運動時間, 動機づけの自己決定度, ストレス反応およびメンタルヘルス不調との相互関連性 他の人と運動を行っていた49名のデータを用いたパス解析の結果, 他の人との運動時間から動機づけの自己決定度へのパスや, 動機づけの自己決定度から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点へのパスは, いずれも有意ではなかった (Fig. 3). 他の人との運動時間から動機づけの自己決定度を媒介した両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への間接効果や, 他の人との運動時間から両ストレス反応得点とメンタルヘルス不調得点への総合効果も有意ではなかった (Table 4). 従って, 仮説

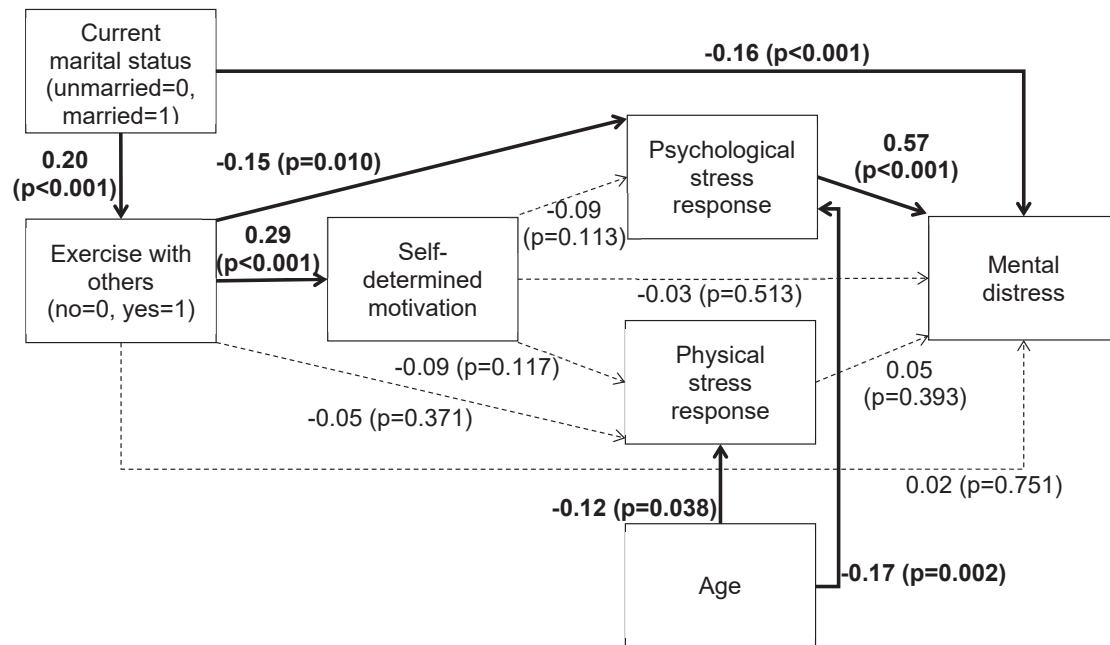


Fig. 2 Path model for associations among exercise with others, self-determined motivation, stress response, and mental distress ( $n=315$ ). Exercise with others (no=0, yes=1) and current marital status (unmarried=0, married=1) were treated as dummy variables. Bold lines represent significant paths and dashed lines represent non-significant paths, respectively. For understandability, the figure does not display the correlations between age and current marital status and between psychological and physical stress responses. The model fit indices were  $\chi^2(6)=7.1$  ( $p=0.314$ ), GFI=0.995, AGFI=0.970, TLI=0.992, CFI=0.998, RMSEA=0.024.

Table 3. Unstandardized indirect and total effects of exercise with others and self-determined motivation on stress response and mental distress in path analysis ( $n=315$ ).

	Estimated (95%CI)	p-value
Unstandardized indirect effect		
Exercise with others → self-determined motivation → psychological stress response	-0.84 (-2.00, 0.25)	0.137
Exercise with others → self-determined motivation → physical stress response	-0.53 (-1.35, 0.19)	0.147
Exercise with others → self-determined motivation → mental distress	-0.13 (-0.68, 0.34)	0.584
Exercise with others → self-determined motivation → psychological stress response → mental distress	-0.22 (-0.55, 0.06)	0.125
Exercise with others → self-determined motivation → physical stress response → mental distress	-0.02 (-0.19, 0.03)	0.375
Exercise with others → psychological stress response → mental distress	<b>-1.22 (-2.22, -0.40)</b>	<b>0.002</b>
Exercise with others → physical stress response → mental distress	-0.04 (-0.38, 0.07)	0.336
Self-determined motivation → psychological stress response → mental distress	-0.23 (-0.52, 0.07)	0.129
Self-determined motivation → physical stress response → mental distress	-0.02 (-0.18, 0.03)	0.371
Unstandardized total effect		
Exercise with others → psychological stress response	<b>-5.53 (-8.24, -2.56)</b>	<b>&lt;0.001</b>
Exercise with others → physical stress response	-1.56 (-3.30, 0.20)	0.078
Exercise with others → mental distress	<b>-1.41 (-2.56, -0.13)</b>	<b>0.031</b>
Self-determined motivation → mental distress	-0.38 (-0.92, 0.16)	0.164

95%CI, 95% confidence interval

The bias corrected bootstrap method (5,000 bootstrap samples) was used to estimate 95% confidence intervals and p-values of indirect and total effects. The path model is shown in Figure 2. Exercise with others (0=no, 1=yes) was dummy variable.

2-2は支持されなかった。

### 考 察

本研究の結果、主要解析で仮説1-1が支持され、他の人と運動を行っている者の方が、他の人と運動を行っていない者よりも、心理的および身体的なストレス反応が少なく、メンタルヘルスが不調ではない傾向にあることが明らかとなった。一方、一人で運動を行うことは、ストレス反応やメンタルヘルスの不調と有意に関連していなかった。また、他の人および一人での運動実施の交互作用効果は非有意であり、両運動の重複による影響は

確認されなかった。本研究は横断的研究であり因果関係に言及できないものの、これらの結果は、他の人と運動を行うことは、労働者のストレス反応やメンタルヘルス不調の減少に寄与する可能性があることを示している。他の人との運動実施とメンタルヘルスとの関連性を報告する先行研究<sup>12-14)</sup>は、50歳代以上の中年者または高齢者を対象集団としたものに止まる。本研究は、これらの年代以外の対象集団でも、他の人との運動実施とメンタルヘルスとの関連性が確認されることを示したものである。そのため、本研究は、両者の関連性に関する先行研究の知見<sup>12-14)</sup>の一般化可能性を高めた研究と位置付けら

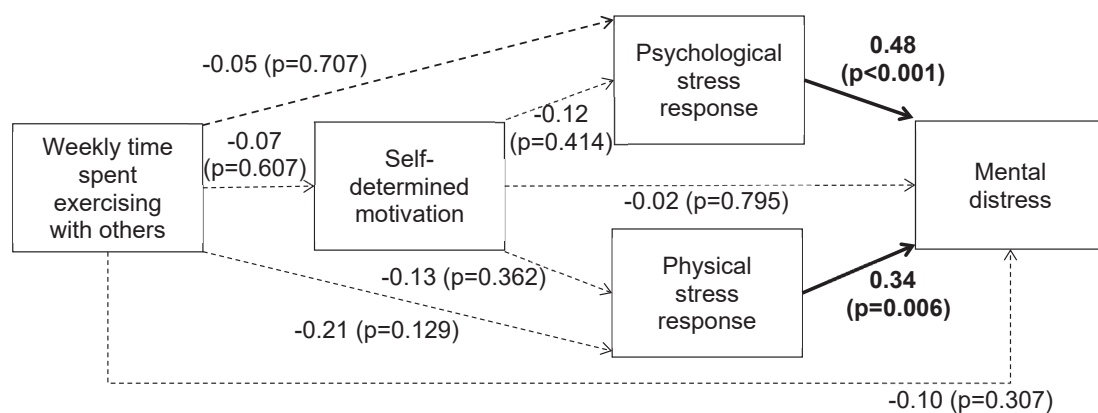


Fig. 3 Path model for associations among weekly time spent exercising with others, self-determined motivation, stress response, and mental distress (n=49). Bold lines represent significant paths and dashed lines represent non-significant paths, respectively. For understandability, the figure does not display the correlation between psychological and physical stress responses. Due to the saturated model, the model fit indices were not calculated.

Table 4. Unstandardized indirect and total effects of weekly time spent exercising with others and self-determined motivation on stress response and mental distress in path analysis (n=49).

	Estimated (95%CI)	p-value
Unstandardized indirect effect		
Weekly time spent exercising with others → self-determined motivation → psychological stress response	0.00 (-0.00, 0.01)	0.411
Weekly time spent exercising with others → self-determined motivation → physical stress response	0.00 (-0.00, 0.01)	0.420
Weekly time spent exercising with others → self-determined motivation → mental distress	0.00 (-0.00, 0.00)	0.543
Weekly time spent exercising with others → self-determined motivation → psychological stress response → mental distress	0.00 (-0.00, 0.00)	0.354
Weekly time spent exercising with others → self-determined motivation → physical stress response → mental distress	0.00 (-0.00, 0.00)	0.313
Weekly time spent exercising with others → psychological stress response → mental distress	0.00 (-0.01, 0.00)	0.615
Weekly time spent exercising with others → physical stress response → mental distress	0.00 (-0.01, 0.00)	0.076
Self-determined motivation → psychological stress response → mental distress	-0.23 (-1.15, 0.24)	0.284
Self-determined motivation → physical stress response → mental distress	-0.18 (-1.22, 0.16)	0.280
Unstandardized total effect		
Weekly time spent exercising with others → psychological stress response	0.00 (-0.03, 0.02)	0.745
Weekly time spent exercising with others → physical stress response	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.110
Weekly time spent exercising with others → mental distress	-0.01 (-0.01, 0.00)	0.090
Self-determined motivation → mental distress	-0.51 (-2.07, 0.67)	0.389

95%CI, 95% confidence interval

The bias corrected bootstrap method (5,000 bootstrap samples) was used to estimate 95% confidence intervals and p-values of indirect and total effects. The path model is shown in Figure 3.

れる。ただし、50歳未満に限定した仮説1-1の副次解析において、他の人との運動実施と身体的ストレス反応得点やメンタルヘルス不調得点との関連性が示されず、これらの関連性は頑健性が高いとは言えない。より明確な知見を得るには、今後の更なる検証の蓄積が求められる。

本研究では、仮説1-2は支持されず、他の人との運動を行っている労働者において、他の人との運動時間が長いほど、ストレス反応やメンタルヘルス不調が低い傾向にあることは確認されなかった。余暇場面以外を含む身体活動全般を対象としたシステムティックレビュー<sup>31)</sup>やメタ分析<sup>32)</sup>では、比較的少ない身体活動量であっても、メンタルヘルスに望ましい作用があり、身体活動量とメンタルヘルスの間に強い量反応関係があるわけではないことが示されている。これらの研究<sup>31,32)</sup>や本研究の結果を踏まえれば、必ずしも長時間にわたって他の人と運動を行わなくとも、ストレス反応やメンタルヘルスへの好影響を期待できる可能性がある。この可能性は、仮説1-2とは異なるものの、ストレス・メンタルヘルス対策の実践の観点からは、望ましいものであろう。ただし、本研究の結果は、50人未満の解析対象者数に基づく横断的分析に過ぎない。Table 2に示した数値から総合的に判断すれば投入は許容されるものと考えられるものの、重回帰分析（モデル2）では、この解析対象者数に対して計10項目の独立変数を投入している点に留意すべきである。また、中高齢者を対象とした縦断研究<sup>14)</sup>では、他の人との運動時間が長さとメンタルヘルスとの間に有意な関連性が示されており、知見が一致しない。他の人との運動時間とストレス反応およびメンタルヘルスとの量反応関係をより正確に検証するには、より大規模な対象集団に対する縦断研究の実施が必要である。

本研究において、仮説2-1は支持されず、動機づけの自己決定度が、他の人との運動実施とストレス反応・メンタルヘルス不調との間の媒介要因であることは確認されなかった。また、この結果は、動機づけの自己決定度の高さが、ストレス反応やメンタルヘルス不調と関連していなかったことに起因していた。従って、本研究の結果は、自己決定の程度が高い動機づけほどメンタルヘルスへ良い影響があるとする、自己決定理論の想定<sup>15)</sup>やそれを支持する先行研究<sup>16-18)</sup>とは異なるものである。また、本研究では運動の動機づけ尺度<sup>23)</sup>をそのまま使用しておらず、本研究における動機づけの自己決定度は、妥当性・信頼性が未確認である。これらの点から慎重に解釈すべきであるものの、本研究の結果から、他の人と運動を実施することは、動機づけの自己決定度以外の経路を通じて、ストレス反応・メンタルヘルスと関係している可能性がある。運動は、神経要因や免疫、酸化ストレスなどの生理学的なメカニズムとともに、自尊心や、社会関係、自己効力感の向上といった心理社会的なメカ

ニズムを介して、メンタルヘルスに影響を及ぼすと想定されている<sup>33)</sup>。特に、他の人との運動の特性や、ストレス・メンタルヘルスに対する社会関係の重要性は多くの研究で示されていること<sup>34)</sup>から考えると、他の人と運動を行うことは、充実した社会関係を育むことを通じて、ストレス反応やメンタルヘルスに好影響を及ぼしている可能性がある。今後は、動機づけの自己決定による媒介効果の厳密な検証とともに、これら様々なメカニズムの観点から、他の人との運動実施がより望ましい効果をもたらす機序に関する理解を深めていくことが求められる。

加えて、本研究では、仮説2-2も支持されなかった。仮説2-2に関するパス解析では、前述の仮説2-1と同様に、動機づけの自己決定度とストレス反応やメンタルヘルス不調との関連性が認められただけでなく、他の人との運動時間の長さや動機づけの自己決定度との関連性も認められなかった。この結果は、長時間に渡って他の人との運動を行うことが、必ずしも、動機づけの自己決定度の向上につながる訳ではない可能性を示している。自己決定理論<sup>15)</sup>では、周りの人との良好な関係性が動機づけの自己決定度を高めると想定されていることから、時間の長さという、他の人との運動実施の量的な側面よりも、一緒に運動を行う相手との交流の満足感<sup>35)</sup>など、他の人との運動実施の質的な側面のほうが、動機づけの自己決定度と密接に関連しているのかもしれない。

本研究は、労働者のストレス反応やメンタルヘルス不調の低減を効果的に導く運動条件の確立に寄与する研究である。しかし、本研究は、次の6点の限界点を含む。1点目は、前述の通り、横断研究であり、変数間の因果関係が不明である点である。2点目は、特に仮説1-2と仮説2-2に関しては、解析対象者数が限定的である上に、調査回答者数は、例数設計に基づいていない点である。3点目は、他の人と行っている運動の内容を調査していないため、誰とどのような運動を行っているのかを把握できていない点である。4点目は、運動を行う時間帯を調査していない点である。体内時計を基盤として、運動の生理学的応答は運動を行う時間帯により異なると考えられているため<sup>36)</sup>、ストレス反応やメンタルヘルスへの影響も運動を行う時間帯により異なる可能性がある。5点目は、前述の通り、動機づけの自己決定度の評価に関する信頼性・妥当性が不明である点である。また、6点目は、新型コロナウイルス感染症COVID-19の流行下に行った調査（2021年8月：一部の都道府県に緊急事態宣言が発出中）であるため、他の人との運動の実施状況が、同感染症の流行前とは異なる状況にあったと予想される点である。例えば、同感染症の流行により対人接触を制限する社会的風潮の中でも他の人と運動を行っていた者は、他の人と運動を行うことへの動機づけが特に強く、他の人との運動実施がメンタルヘルスへ及ぼす



影響が同感染症の流行前よりも顕著であった可能性がある。ただし、同感染症の流行下により、メンタルヘルスを損ねる者の割合が増大したと<sup>37,38)</sup>されている。そのため、別の視点から見ると、他の人との運動実施が同感染症の流行下のメンタルヘルス対策となり得る可能性を提示できた点は、本研究の特色の1つと位置付けることもできよう。今後は、十分な人数を確保し、他の人を行っている運動の内容や運動の時間帯を詳細に把握するとともに、信頼性・妥当性の確認された尺度で動機づけの自己決定度を評価する縦断研究を、同感染症の流行が緩和した段階で実施することが求められる。

## 結 論

本研究では、他の人と運動を行うことや、他の人との運動時間の長さが、労働者のストレス反応やメンタルヘルスの不調と関連しているかどうかと、これらの関連は、運動に対する動機づけの自己決定度によって媒介されているかどうかを検証した。労働者810名に調査を行った結果、他の人と運動を行っている者の方が、他の人と運動を行っていない者よりも、ストレス反応やメンタルヘルスの不調が低い状態にあることが明らかとなった。ただし、他の人との運動時間の長さや、ストレス反応やメンタルヘルス不調との関連性は明らかとならなかった。また、運動に対する動機づけの自己決定度が、これらの関連を媒介するかどうかとも明らかとならなかった。

## 謝 辞

本研究は、独立行政法人労働者健康安全機構労働安全衛生総合研究所・プロジェクト研究「労働者のストレスの評価とメンタルヘルス不調の予防に関する研究」の補助を受けて実施された。

利益相反自己申告：著者全員が利益相反はない。

## 論文に対する著者の貢献

著者KHは、運動に関する調査項目の立案、データの分析と解釈、原稿の起草を担当した。著者SIは、調査の全体構想、運動以外の調査項目の立案、統括および調査実施の最終責任、調査会社との折衝を担当した。著者NNT、著者TY、著者RA、著者HI、著者TKは、調査の全体構想と、運動以外の調査項目の立案を担当した。すべての著者は、原稿を批判的にレビューし、修正し、投稿を承認した。

## 文 献

- 1) Siegrist J. Chronic psychosocial stress at work and risk of depression: evidence from prospective studies. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci* 258: 115-119, 2008. doi: 10.1007/s00406-008-5024-0.
- 2) Hurrell JJ, McLaney MA. Exposure to job stress--a new psychometric instrument. *Scand J Work Environ Health* 14: 27-28, 1988.
- 3) 厚生労働省. 過労死等の労災補償状況. <https://www.mhlw.go.jp/content/11402000/000796022.pdf>
- 4) 厚生労働省. 労働安全衛生調査(実態調査)結果の概況. <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/r02-46-50b.html>
- 5) 厚生労働省. 平成29年患者調査, 受療率(人口10万対), 性・年齢階級×傷病分類別. <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000031790768&fileKind=1>
- 6) Gerber M, Pühse U. Do exercise and fitness protect against stress-induced health complaints? A review of the literature. *Scand J Public Health* 37: 801-819, 2009. doi: 10.1177/1403494809350522.
- 7) 厚生労働省. 健康づくりのための身体活動基準2013. <https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002xpke-att/2r9852000002xpqt.pdf>
- 8) World Health Organization. WHO guidelines on physical activity and sedentary behavior. <https://apps.who.int/iris/rest/bitstreams/1315866/retrieve>
- 9) White RL, Babic MJ, Parker PD, Lubans DR, Astell-Burt T, Lonsdale C. Domain-specific physical activity and mental health: A meta-analysis. *Am J Prev Med* 52: 653-666, 2017. doi: 10.1016/j.amepre.2016.12.008.
- 10) 甲斐裕子, 永松俊哉, 山口幸生, 徳島 了: 余暇身体活動および通勤時の歩行が勤務者の抑うつに及ぼす影響, 体力研究, 109: 1-8, 2011. doi: 10.20793/tairyokukenkyu.109.0\_1.
- 11) Fukai K, Kuwahara K, Chen S, Eguchi M, Kochi T, Kabe I, Mizoue T. The association of leisure-time physical activity and walking during commuting to work with depressive symptoms among Japanese workers: A cross-sectional study. *J Occup Health* 62: e12120, 2020. doi: 10.1002/1348-9585.12120.
- 12) Seino S, Kitamura A, Tomine Y, Tanaka I, Nishi M, Taniguchi Y, Yokoyama Y, Amano H, Fujiwara Y, Shinkai S. Exercise arrangement is associated with physical and mental health in older adults. *Med Sci Sports Exerc* 51: 1146-1153, 2019. doi: 10.1249/MSS.0000000000001884.
- 13) Takeda F, Noguchi H, Monma T, Tamiya N. How possibly do leisure and social activities impact mental health of middle-Aged adults in Japan?: An evidence from a national longitudinal survey. *PLoS One* 10: e0139777, 2015. doi: 10.1371/journal.pone.0139777.
- 14) Harada K, Masumoto K, Kondo N. Exercising alone or exercising with others and mental health among middle-aged and older adults: Longitudinal analysis of cross-lagged and simultaneous effects. *J Phys Act Health* 16: 556-564, 2019. doi: 10.1123/jpah.2018-0366.
- 15) Ryan RM, Deci EL. Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *Am Psychol* 55: 68-78, 2000. doi: 10.1037//0003-066x.55.1.68.
- 16) McDonough MH, Crocker PRE. Testing self-determined motivation as a mediator of the relationship between psychological needs and affective and behavioral outcomes. *J Sport Exerc Psychol* 29: 645-663,

2007. doi: 10.1123/jsep.29.5.645.
- 17) Solberg PA, Halvari H, Ommundsen Y. Linking exercise and causality orientations to change in well-being among older adults: does change in motivational variables play a role? *J Appl Soc Psychol* 43: 1259-1272, 2013. doi: 10.1111/jasp.12088.
  - 18) Briki W. Motivation toward physical exercise and subjective wellbeing: The mediating role of trait self-control. *Front Psychol* 7: e1546, 2016. doi: 10.3389/fpsyg.2016.01546.
  - 19) Izawa S, Nakamura-Taira N, Yoshikawa T, Akamatsu R, Ikeda H, Kubo T. Conversation time and mental health during the COVID-19 pandemic: A web-based cross-sectional survey of Japanese employees. *J Occup Health* 64: e12334, 2022. doi: 10.1002/1348-9585.12334.
  - 20) 総務省. 平成27年国勢調査: 就業状態等基本集計結果. <https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kekka/kihon2/pdf/gaiyou.pdf>
  - 21) 増田真也, 坂上貴之, 森井真広: 調査回答の質の向上のための方法の比較, 心理学研究, 90: 463-472, 2019. doi: 10.4992/jjpsy.90.18042.
  - 22) 厚生労働省. 令和元年国民健康・栄養調査報告. <https://www.mhlw.go.jp/content/000710991.pdf>
  - 23) Matsumoto H, Taniguchi A, Nishida J. A revised Self-determined Motivation Scale for Exercise with integrated regulation inclusion. *J Heal Psychol Res* 34: 13-22, 2021. doi: 10.11560/jhpr.200608129.
  - 24) Teixeira PJ, Carraça EV, Markland D, Silva MN, Ryan RM. Exercise, physical activity, and self-determination theory: A systematic review. *Int J Behav Nutr Phys Act* 9: 78, 2012. doi: 10.1186/1479-5868-9-78.
  - 25) Kotz D, Brown J, West R. Predictive validity of the Motivation To Stop Scale (MTSS): a single-item measure of motivation to stop smoking. *Drug Alcohol Depend* 128: 15-19, 2013. doi: 10.1016/j.drugalcdep.2012.07.012.
  - 26) 下光輝一. 「ストレス測定」研究グループ報告 主に個人評価を目的とした職業性ストレス簡易調査票の完成-職業性ストレス簡易調査票の信頼性の検討と基準値の設定-, 労働省平成11年度「作業関連疾患の予防に関する研究」労働の場におけるストレス及びその健康影響に関する研究報告書, 2000, p.117-229. <http://www.tmu-ph.ac/news/data/H11report.pdf>
  - 27) Furukawa TA, Kawakami N, Saitoh M, Ono Y, Nakane Y, Nakamura Y, Tachimori H, Iwata N, Uda H, Nakane H, Watanabe M, Naganuma Y, Hata Y, Kobayashi M, Miyake Y, Takeshima T, Kikkawa T. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *Int J Methods Psychiatr Res* 17: 152-158, 2008. doi: 10.1002/mpr.257.
  - 28) Hayes AF. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium. *Commun Monogr* 76: 408-420, 2009. doi: 10.1080/03637750903310360.
  - 29) Rucker DD, Preacher KJ, Tormala ZL, Petty RE. Mediation analysis in social psychology: current practices and new recommendations. *Soc Personal Psychol Compass* 5: 359-371, 2011. doi: 10.1111/j.1751-9004.2011.00355.x.
  - 30) Aguinis H, Edwards JR, Bradley KJ. Improving our understanding of moderation and mediation in strategic management research. *Organ Res Methods* 20: 665-685, 2017. doi: 10.1177/1094428115627498.
  - 31) Mammen G, Faulkner G. Physical activity and the prevention of depression: A systematic review of prospective studies. *Am J Prev Med* 45: 649-657, 2013. doi: 10.1016/j.amepre.2013.08.001.
  - 32) Dishman RK, McDowell CP, Herring MP. Customary physical activity and odds of depression: a systematic review and meta-analysis of 111 prospective cohort studies. *Br J Sports Med* 55: 926-934, 2021. doi: 10.1136/bjsports-2020-103140.
  - 33) Kandola A, Ashdown-Franks G, Hendrikse J, Sabiston CM, Stubbs B. Physical activity and depression: Towards understanding the antidepressant mechanisms of physical activity. *Neurosci Biobehav Rev* 107: 525-539, 2019. doi: 10.1016/j.neubiorev.2019.09.040.
  - 34) Holt-Lunstad J, Uchino BN. Social support and health. In: Karen G, Rimer BK, Viswanath K, eds. *Health Behavior: Theory, Research, and Practice*. 5th ed. San Francisco, CA: Jossey-Bass; 183-204, 2015.
  - 35) Harada K, Masumoto K, Fukuzawa A, Touyama M, Sato K, Kondo N, Okada S. Social interaction in walking groups and affective responses among Japanese older adults. *J Aging Phys Act* 28: 287-293, 2020. doi: 10.1123/japa.2018-0412.
  - 36) 高橋将記, 青山晋也: 体内時計と運動・身体活動, 体力科学, 69: 351-358, 2020. doi: 10.7600/jspfsm.69.351.
  - 37) Kikuchi H, Machida M, Nakamura I, Saito R, Odagiri Y, Kojima T, Watanabe H, Fukui K, Inoue S. Changes in Psychological Distress During the COVID-19 Pandemic in Japan: A Longitudinal Study. *J Epidemiol* 30: 522-528, 2020. doi: 10.2188/jea.JE20200271.
  - 38) COVID-19 Mental Disorders Collaborators. Global prevalence and burden of depressive and anxiety disorders in 204 countries and territories in 2020 due to the COVID-19 pandemic. *Lancet* 398: 1700-1712, 2021. doi: 10.1016/S0140-6736(21)02143-7.