

厚生労働省労災疾病臨床研究事業費補助金

職業性ストレス簡易調査票に関する
新しい基準値の提案

(230201-01)

令和6年度総括・分担研究報告書

研究代表者 堤 明純

令和7年(2025年)3月

目次

I. 総括研究報告書

職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案

堤 明純 1

II. 分担研究報告書

研究 I 集団分析手法、職場の心理社会的要因の動向の把握に関する調査

職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析とその活用の工夫：文献レビュー

井上 嶺子 他 19

労働安全衛生調査（実態調査）個票データの解析

川上 憲人 他 33

研究 II 職業性ストレス簡易調査票の新基準値の策定、仕事のストレス判定図の係数の見直し、および、80 項目版の集団分析を行うための判断基準の作成

最終統合データおよび全体の属性プロフィール

渡辺 和広 他 38

全体・性別解析結果

渡辺 和広 他 42

年代別・業種別標準値の検討

小田切優子 他 47

職種別・職階別解析結果

島津 明人 56

雇用形態別・労働時間別解析結果

川上 憲人 他 60

テレワークに従事する労働者の解析結果

堤 明純 他 63

仕事のストレス判定図の係数見直し

渡辺 和広 他 73

ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定
井上 彰臣 他 81

研究 III 判定基準策定のためのデータ提供、新基準の有用性評価を目的とした調査

職業性ストレス簡易調査票の妥当性・有用性の検証：インターネット調査
堤 明純 他 99

高ストレス者を抽出する新しいアルゴリズム開発の試み
渡辺 和広 他 129

既存データを用いたシミュレーション：
仕事の適性と働きがいと精神疾患による長期疾病休業に及ぼす影響
井上 彰臣 他 140

III. 研究成果の刊行に関する一覧表
. 151

IV. 研究成果の刊行物・別刷

1. 堤 明純. 成人保健の EBHP・2 ー ストレスチェック. 公衆衛生. 2024;88(10):995-1001 155
2. 関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 堤 明純. ストレスチェック制度の効果検証：「ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業」報告書も踏まえ. 産業医学ジャーナル 2024; 47(6):2-7 doi: 10.34354/ohpfjrn1.47.6_2 162
3. Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Tsutsumi A. Moderating effect of psychosocial safety climate on the association of job demands and job resources with psychological distress among Japanese employees: a cross-sectional study. Saf Health Work 2025 (online first) 168

別 冊

労働安全衛生調査年次推移（表 3）	1
解析対象の基本属性（表 4）	14
全体・性別解析標準値（表 5）	18
年代別・業種別標準値（表 6）	26
職種別・職階別標準値（表 7）	157
雇用形態・労働時間別標準値（表 8）	175
テレワーク従事者標準値（表 9）	193
新しい仕事のストレス判定図の係数（表 10）	209
ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準（表 11）	212

本報告書、別冊のデータは、下記URLよりダウンロードできます

<https://www.med.kitasato-u.ac.jp/lab/publichealth/osq.html>

令和6年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
総括研究報告書

研究代表者 堤 明純 北里大学医学部公衆衛生学教授

研究要旨:

職業性ストレス簡易調査票 (Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ) は、平成7～11年度労働省「作業関連疾患の予防に関する研究班」ストレス測定研究グループによって開発された。職場のストレス対策に有用な、仕事のストレス要因、ストレス反応、および、修飾要因を簡便に測定できること、さらに、そのうちの12項目を利用して、職場のストレス度を健康リスクとして表現できる「仕事のストレス判定図」を作図できることから、ストレスチェック制度における調査票として汎用されている。

職業性ストレス簡易調査票の基準値は、2010年の見直し検討から時間が経過していることから、本研究で改めて見直しを行った。さらに、仕事のストレス判定図の係数の見直しと80項目版調査票を用いて集団分析を行うための判断基準を作成し、ストレスチェック制度のさらなる活用に資することを目的とした。

文献レビューにより、ストレスチェック後の集団分析やその活用にあたっては、職業性ストレス簡易調査票の全項目を分析対象として詳細な職場環境の把握に努めている工夫、職業性ストレス簡易調査票に加えて他の尺度を併用する工夫、フィードバックに際して結果の返却に加えて面談等を組み合わせる工夫、および既存のアクションチェックリストに加えて事業場内の良好事例を集積する工夫等が認められた。

2015年度から2021年度における厚生労働省労働安全衛生調査個人調査の集計表の分析から、メンタルヘルス不調による連続1か月以上の休業者数・退職者、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合の年次推移に属性別の差は明確でなかった。

2024年2月～6月に、事業場からストレスチェックを受託している団体等全11機関から、2015～2023年度に実施されたストレスチェックにおける職業性ストレス簡易調査票(57項目版)および新職業性ストレス簡易調査票(80項目版)について、個票データのべ11,488,282人、集計データのべ1,323,911人の提供を受けた。それぞれの調査票のすべての項目に回答欠損の無い、職業性ストレス簡易調査票(57項目版)12,154,418人分、新職業性ストレス簡易調査票(80項目版)1,637,642人分を解析対象とした。各調査票、尺度毎に、全体、性別、年代別、業種別、職種別、職階別、雇用形態別、労働時間別に以下の基準値—平均値、標準偏差、最小値、最大値、第一四分位、第二四分位、第三四分位—を算出した。さ

らにインターネット調査を用いてテレワークを行っている労働者 1294 人を対象として職業性ストレス簡易調査票の標準値を算出した。

事業場レベルの変数を作成できた 42,760 事業場、のべ 9,774,846 名を解析の対象とし、新しい仕事のストレス判定図の平均値、および係数を示した。また、一部の業種においては業種別の係数を示した。

職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度とその上位概念について、代表的な偏差値や効果量に相当する得点を対象者全体および基本属性別に算出するとともに、項目ごとの回答分布（各回答選択肢の回答者の割合）についても対象者全体および基本属性別に算出し、集団分析を行うための判定基準として示した。

インターネット調査を用いて、職業性ストレス簡易調査票の妥当性と有用性の検証を行った。多様な労働者の集団において、職業性ストレス簡易調査票で抽出される高ストレス状態および職業性ストレス簡易調査の一部尺度と項目に、疾病休業をアウトカムとした予測妥当性があることを示した。K6、PHQ9 高値をアウトカムとした際、高ストレス状態を抽出することにより有益な情報が得られることを示した。

職業性ストレス簡易調査票を用いたストレスチェック制度における高ストレス者判定基準に機械学習のアプローチを適用し、既存基準と性能を比較した。職業性ストレス簡易調査票の下位尺度の一部を使うことで、より高精度に抑うつ状態を判定できる可能性が示された。また、既存の判定基準では使用されていない満足感も重要な情報となる可能性が示された。前向き研究の二次解析により、仕事の適性の低さや、働きがいのなさは、精神疾患による 1 か月以上の長期疾病休業のリスクを高めることが示唆された。

ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを収集したことで、代表性の比較的高い労働者集団における職業性ストレス簡易調査票の標準値の算出が、労働者の属性別に可能となった。これら標準値から策定した基準値と高ストレス状態の有用性を確認した。過去にない大規模なデータに基づく値であることを踏まえ、本研究で得られた記述統計量を、新たな標準値として提案したい。

研究分担者

小田切優子 東京医科大学 公衆衛生学分野
講師

島津 明人 慶應義塾大学 総合政策学部
教授

川上 憲人 東京大学大学院 医学系研究科

特任教授

渡辺 和広 北里大学医学部公衆衛生学
講師

井上 彰臣 産業医科大学 IR 推進センタ
ー 准教授

研究協力者

飯田 真子 東京大学大学院 医学系研究
科特任助教

菊池 宏幸 東京医科大学 公衆衛生学分野
准教授

松崎 慶一 北里大学医学部公衆衛生学
講師

井上 嶺子 北里大学医療系研究科 大学
院生

関根 康寛 北里大学医療系研究科 大学
院生

菊池 尚樹 北里大学医療系研究科 大学
院生

A. 研究目的

職業性ストレス簡易調査票 (Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ) は、平成7～11年度労働省「作業関連疾患の予防に関する研究班」ストレス測定研究グループによって開発された。職場のストレス対策に有用な、仕事のストレス要因、ストレス反応、および、修飾要因を簡便に測定できること、さらに、そのうちの12項目を利用して、職場のストレス度を健康リスクとして表現できる「仕事のストレス判定図」を作図できることから、ストレスチェック制度における調査票として汎用されている。

職業性ストレス簡易調査票 (57項目、23項目) の標準値については、2010年の厚生労働科学研究費において見直しが検討され

たが、その時点では数値の変化は少なく、標準値の更新の必要はないとされた。今般、働き方が大きく変化しており、職場におけるメンタルヘルス対策も進んでいる。職業性ストレス簡易調査票の標準値は、2010年の見直し検討から時間が経過していることから、本研究で改めて見直しを行った。さらに、仕事のストレス判定図の係数の見直しと80項目版調査票を用いて集団分析を行うための判断基準を作成し、ストレスチェック制度のさらなる活用に資することを目的とした。

報告者らが行ったシステマティックレビュー(1)では、80項目版を含む職業性ストレス簡易調査票を活用した150を超える観察研究で心身のアウトカムとの関連性が確認され、職場のストレスを測定する実用的なツールと評価されている。しかし、介入研究は不足しており、集団分析を行うための判定基準が、より利用しやすいように整備される必要がある。

80項目版を含む職業性ストレス簡易調査票の標準値や集団分析を行うための判断基準が策定されてより精緻な計測が可能になることで、それらを基にした集団分析・職場環境改善が進むことが期待される。さらに、以上のような指標が就業形態別に作成されれば、全産業の情報では見落とされがちな要因の検出等、業種業態に即したテイラーメイドな評価と対策立案に資する可能

性がある(2)。

B. 研究方法

2年間の研究期間で下記の3つの調査研究を実施した(図1-1)。

研究Ⅰ 集団分析手法、職場の心理社会的要因の動向の把握に関する調査

集団分析の現状と課題、および集団分析における工夫事例を整理するための文献レビューと、職業性ストレス要因の動向を調査するための労働安全衛生調査(実態調査)を用いた分析を行った。

研究Ⅱ 職業性ストレス簡易調査票の新標準値の策定、仕事のストレス判定図の係数の見直し、および、80項目版の集団分析を行うための判断基準の作成

企業の委託を受けてストレスチェックを実施している団体等(ストレスチェックサービスシステム会社、ストレスチェックサービスIT企業、EAP等)からデータを収集し、職業性ストレス簡易調査票(57項目版、23項目版)について、標準値および仕事のストレス判定図の係数の見直しを行った。さらに、新職業性ストレス簡易調査票(80項目版)についても、団体等から収集するデータを用いて標準値の見直しを行った。データの解析は、労働者の属性別に、変数グループ毎および尺度毎に統計値を算出し

た(表1-1)。

さらに、これら大規模なデータを用いて、仕事のストレス判定図の係数見直しと、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定を試みた。

テレワークを行っている労働者も対象とし、テレワーク労働者における職業性ストレス簡易調査票(57項目版、23項目版、80項目版)の標準値を算出した。

研究Ⅲ 判定基準策定のためのデータ提供、新基準の有用性評価を目的とした調査

前向き研究として取得されている既存データ、および、新しく設定した前向きのインターネット調査を用いて、研究Ⅱで新しく設定した職業性ストレス簡易調査票(23項目版、57項目版、80項目版)の標準値と係数の有用性を評価した。

判定基準は、産業医、産業保健看護職、人事労務担当者、ストレスチェックサービス提供事業者の協力を得て、実務の感覚と合致しているか意見を求めた。

令和6年度は、下記に記載する6つの研究を行った。

研究Ⅰ 集団分析手法、職場の心理社会的要因の動向の把握に関する調査

職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析とその活用の工夫：文献レビュー

職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）を用いた集団分析の手法に関する文献レビューを行い、集団分析に関する工夫事例を整理した。

医中誌および PubMed を用いた文献検索とハンドサーチにより、集団分析に職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）を用いていた事例を報告している 76 件の日本語文献と 2 件の英語文献を組み入れた。組み入れ文献内における 84 事例において職業性ストレス簡易調査票の尺度の使用、集団分析の評価項目、結果のフィードバックの有無などの内容を要約した（井上（嶺）、関根、渡辺、堤）。

労働安全衛生調査（実態調査）個票データの解析

平成 28, 29, 30 年, 令和 2, 3, 4 年の労働安全衛生調査（実態調査）事業所票および個人票データを解析することにより、メンタルヘルス不調による連続 1 か月以上の休業者数・退職者の年次推移、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者割合の年次推移に属性別に特徴があるかどうかを検討した（川上）。

研究 II 職業性ストレス簡易調査票の新標準値の策定、仕事のストレス判定図の係数の見

直し、および、80 項目版の集団分析を行うための判断基準の作成

最終統合データおよび属性別解析結果

2024 年 2 月～6 月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全 11 機関から、2015～2023 年度に実施されたストレスチェックにおける職業性ストレス簡易調査票に関するデータ提供を受けた。うち 8 機関からは個人情報を除く個票データを取得し、残りの 3 機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。

収集された職業性ストレス簡易調査票のデータを用いて、23 項目、57 項目、および 80 項目版の各下位尺度における記述統計量を、全体および属性別に算出した（渡辺、小田切、島津、川上）。

さらにインターネット調査を用いてテレワークを行っている労働者を対象として職業性ストレス簡易調査票の標準値を算出した。テレワークを行っている労働者、テレワークを行っていない労働者毎に、職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）の標準値を算出した。また、勤務形態別（仕事場が在宅のみ、在宅以外のサテライトオフィス、在宅もサテライトオフィスも可）、テレワークの頻度別（週 1 日、週 2-3 日、週 4 日以上）に分けて、標準値を算出した（堤）。

仕事のストレス判定図の係数見直し

収集された個人情報を除く個票データのうち、57項目版のデータがある企業のデータを使用し、企業を識別するIDごとに、職業性ストレス簡易調査票の4つの下位尺度（仕事の量的負担、仕事のコントロール、上司の支援、同僚の支援）の平均値を求めた。合わせて、心身のストレス反応が高いことによる高ストレス者の割合を算出した。1年後の高ストレス者割合を予測する係数を推定するため、一般化線型モデル（二項分布、ロジットリンク）によるモデリングを行った（渡辺）。

ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定

集団分析を行うための判定基準を策定するため、収集した大規模データ（職業性ストレス簡易調査票：10,830,057名分の個人データおよび1,324,361名分の集計データ、新職業性ストレス簡易調査票：1,637,642名分の個人データ）を二次分析し、各下位尺度とその上位概念について、代表的な偏差値や効果量に相当する得点を対象者全体および基本属性別に算出するとともに、項目ごとの回答分布（各回答選択肢の回答者の割合）についても、対象者全体および基本属性別に算出した（井上（彰））。

判定基準は、産業医、産業保健看護職、

人事労務担当者、ストレスチェックサービス提供事業者の協力を得て、実務と合致しているか意見を求めた（井上（彰）、小田切、渡辺）。

研究 III 判定基準策定のためのデータ提供、新基準の有用性評価を目的とした調査

職業性ストレス簡易調査票の妥当性・有用性の検証：インターネット調査

インターネット調査会社に登録されているパネルモニター約220万人の中から、現在、就業している、会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている18歳～64歳までの労働者（役員を含む）を対象とした前向き調査を行った。抽出条件として、労働力調査（基本統計2022年）の年齢構成比に準じて、男女比1:1を加えた。新しい働き方であるテレワークの特徴を捉えるため、調査対象の半数がテレワークを行っている労働者となるように設定した。2023年12月に実施した調査と2024年11月に実施した調査の両方に参加し同意が得られた1,741人のデータセットを用いて、厚生労働省が推奨する高ストレス判定で抽出される高ストレス者と1か月以上の疾病休業の経験とが関連するかを評価した（予測妥当性の検証）。さらに、令和5年度の検討で、疾病休業への寄与が伺われた職業性ストレス簡易調査票（57項目版）の尺度と項目、および、新職

業性ストレス簡易調査票(80項目版)の尺度得点と、同じく令和5年度の検討で疾病休業への寄与が伺われた項目を検討した(堤)。

2024年10月に実施した25,000人の労働者のデータからなる大規模横断研究において、職業性ストレス簡易調査票とK6およびPHQ9を同時に測定するインターネット調査を実施して、K613点以上、Patient Health Questionnaire 9項目版(PHQ-9)15点以上で評価されるケースをアウトカムとするROC分析を行った(スクリーニングとしての有用性の検証)(堤)。

高ストレス者を抽出する新しいアルゴリズム開発の試み

2024年10月に労働者25,000人を対象として実施したインターネット調査において、職業性ストレス簡易調査票とともにPHQ-9を測定し、PHQ-9の15点以上を高ストレス者の代理指標とした。ランダムフォレストの不純度減少量に基づいて下位尺度を選別した後、決定木による訓練を行い、判定基準を構築した(渡辺)。

既存データを用いたシミュレーション：仕事の適性と働きがいと精神疾患による長期疾病休業に及ぼす影響

2015(平成27)年度～2017(平成29)年度に実施した厚生労働科学研究費補助金事

業において、大規模事業場から提供を受けた既存データを二次分析し、「仕事の適性(の低さ)」と「働きがい(のなさ)」が、精神疾患による1か月以上の長期疾病休業に及ぼす影響を検討した。単一の金融業から提供を受けた14,687名(男性7,343名、女性7,344名：過去3年以内の長期疾病休業歴なし)の「職業性ストレス簡易調査票」の回答データと回答後約1年間の疾病休業データ(人事データ)を二次分析の対象とした(井上(彰))。

(倫理面への配慮)

いずれの調査も、北里大学医学部・病院倫理委員会、東京医科大学倫理審査委員会、慶應義塾大学総合政策学部環境情報学部政策・メディア研究科研究倫理委員会、東京大学大学院医学系研究科・医学部倫理委員会および産業医科大学倫理委員会といった関係諸機関の倫理委員会の承認を得て実施した。

C. 研究結果

研究Ⅰ 集団分析手法、職場の心理社会的要因の動向の把握に関する調査

職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析とその活用の工夫：文献レビュー

医中誌の検索では204件、PubMedの検索では94件が検索され、うち集団分析の仕方に工夫があったと判断した29事例の内容

を整理した。職業性ストレス簡易調査票(57項目版)や新職業性ストレス簡易調査票(80項目版)の項目を用いた集団分析の工夫では、仕事のストレス判定図の作成に必要な項目だけでなく、職業性ストレス簡易調査票の全項目を分析対象として詳細な職場環境の把握に努めていた例が認められた。職業性ストレス簡易調査票以外の尺度を併用した工夫では、労働生産性を測定して職業性ストレス簡易調査票の各項目との関連を検討し、改善を行う職場環境の優先順位の検討に役立てていた例があった。集団分析結果のフィードバックに際しての工夫では、支援者が管理職との面談を行い職場の実態とつなげて結果を解釈する支援が行われている例があった。アクションプランの立案の工夫では、事業場内の良好事例を集積することで議論を効率化する例が認められた。

労働安全衛生調査(実態調査) 個票データの解析

全体として、メンタルヘルス不調による連続1か月以上の休業者数・退職者、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合の年次推移に属性別の差は明確でなかった。

研究Ⅱ 職業性ストレス簡易調査票の新標準値の策定、仕事のストレス判定図の係数の見直し、および、80項目版の集団分析を行うた

めの判断基準の作成

最終統合データおよび属性別解析結果

個票データのべ11,488,282名、集計データのべ1,323,911名が収集された。年度別では、2022年度に取得されたデータが最も多く、全体の24.2%を占めた。年代では40代が21.8%と最も多く、性別では男性が61.6%を占めた。業種では、製造業に従事する労働者が最も多く(22.1%)、次いでサービス業(12.5%)、卸売・小売業(10.4%)の順に多かった(表4-1, 4-2)。

個票データのべ11,488,282名、集計データのべ1,323,911のうち23・57項目版に欠損のない12,154,418名、および80項目版に欠損のない1,637,642名を解析の対象とした。各調査票、尺度毎に、全体、および性別(男性、女性、その他)の信頼性係数(クロンバックの α)、平均値、標準偏差、最小値、最大値、第一四分位、第二四分位、第三四分位を算出した(表5)。

年代別の検討では、概して30歳代でストレス要因、ストレス反応および高ストレス者割合が高い傾向があり、60歳代ではそれらが低かった。各年代内の性差はストレス反応の「疲労」で比較的性差があり、いずれの年代でも女性で「疲労感」は高かった(表6)。

職業性ストレス簡易調査票 57 項目版 10,830,057 件、80 項目版 1,637,642 件の各下位尺度得点および対策領域別得点について、職種別および職階別の標準値を求めた。職種別では、専門・技術・研究職は、仕事の資源、ストレス反応、仕事や生活の満足度が良好だった。製造・運輸・通信・生産サービス職は、ストレス反応が最も不良だった。職階別には、経営者・役員において、仕事の負担、仕事の資源、心理的ストレス反応、ワーク・エンゲイジメントのいずれも最も良好であり、主任・一般職が最も不良であった（表 7）。

職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）の属性別データベースのうち、個票が使用できるものを解析し（11,488,282 人）、職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）の尺度の代表値を、雇用形態および労働時間別に集計した。雇用形態では、正社員にくらべ契約社員/嘱託社員、パート/アルバイト、派遣社員では仕事の負担は一般的に良好だが、仕事のコントロール、技能の活用などの仕事の資源（作業レベル）、上司のサポート、経済地位報酬、安定報酬などの仕事の資源（部署レベル）に課題があった。派遣社員ではハラスメントも課題があった。長時間労働者では、ほぼすべての種類の仕事の負担とアウトカム（心理的スト

レス反応）が課題であった（表 8）。

テレワークを行っている労働者は、同時に調査したテレワークを行っていない労働者と比較して、身体的負担が低く、仕事のコントロールが高いことが観察された。厚労省が勧める基準で抽出した高ストレス者の割合はテレワークを行っていない労働者より少なかった。勤務形態別に算出した標準値は、テレワークを行っている場所が、在宅とサテライトオフィスに限定されていない労働者で好ましい傾向が見られた（表 9）。

仕事のストレス判定図の係数見直し

事業場レベルの変数を作成できた 42,760 事業場、のべ 9,774,846 名を解析の対象とし、仕事のストレス判定図の平均値、および係数の見直しを行った。メタ分析によって統合された 4 つの下位尺度の係数は、全産業において仕事の量的負担で 0.073、仕事のコントロールで -0.064、上司の支援で -0.075、同僚の支援で -0.082 となった。また、一部の業種を除く業種ごとの係数も算出した（表 10）。この係数に基づき、全産業版の仕事のストレス判定図（2024 年版）を作成した（図 1-2）。

ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定

職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度

とその上位概念について、代表的な偏差値や効果量に相当する得点を対象者全体および基本属性別に算出するとともに、項目ごとの回答分布（各回答選択肢の回答者の割合）についても対象者全体および基本属性別に算出し、集団分析を行うための判定基準として示した（表 11）。

産業保健専門職のヒアリングから、「算出された判定基準は事業場の実態と概ね合致していた」との意見が多く挙げられた。

研究 III 判定基準策定のためのデータ提供、 新基準の有用性評価を目的とした調査

職業性ストレス簡易調査票の妥当性・有用性の検証：インターネット調査

インターネット調査を用いて、職業性ストレス簡易調査票の妥当性と有用性の検証を行った。1,741 人からなる多様な労働者の集団における前向きな調査で、交絡要因を調整した後、高ストレス状態は、その後発生する 1 か月以上の疾病休業と関連していた（オッズ比 2.71；1.77-4.14；集団寄与危険割合 23.1%）。令和 5 年度に検討された職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）、新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）のいくつかの尺度、項目も統計学的に有意な関連が見られた。

25,000 人の労働者のデータからなる大規模横断研究において、K6、PHQ9 高値をアウトカムとして、高ストレス状態は、陽性尤

度比 5 以上でスクリーニングすることが認められた。

高ストレス者を抽出する新しいアルゴリズム開発の試み

職業性ストレス簡易調査票の下位尺度別不純度減少量は、抑うつ感、身体愁訴、不安感、および仕事や生活の満足感の順に高かった。この 4 下位尺度を使用した決定木において 15 種類の判定基準が提示され、それらの性能は、精度 90.3%、感度 39.7%、特異度 97.5%であった。既存の判定基準の性能は精度 84.4%、感度 70.4%、特異度 86.4%であった。

既存データを用いたシミュレーション：仕事の適性と働きがいが精神疾患による長期疾病休業に及ぼす影響

平成 27-29 年度厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）「ストレスチェック制度による労働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」で収集された既存データを基に、職業性ストレス簡易調査票（23 項目版、57 項目版、80 項目版）について二次分析を行った。仕事の適性の低さや、働きがいのなさは、精神疾患による 1 か月以上の長期疾病休業のリスクを高めることが示唆された。性別、年齢、勤続年数、職種、職位を調整後、「仕事の適性」の質問項目に対する回答

が「3=やや違う」、「4=違う」と回答した群のハザード比が有意であった（それぞれ、 $HR=3.95$ ； $95\%CI=1.15-13.6$ 、 $HR=7.17$ ； $95\%CI=1.90-27.1$ ）。「働きがい」については、精神疾患による長期疾病休業の有意なハザード比が「4=違う」と回答した群で認められた（ $HR=2.74$ 、 $95\%CI=1.06-7.08$ ）。

D. 考察

研究Ⅰ 集団分析手法、職場の心理社会的要因の動向の把握に関する調査

文献レビューにより、職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析に関して工夫が認められた事例について整理した。ストレスチェック後の集団分析やその活用にあたっては、職業性ストレス簡易調査票の全項目を分析対象として詳細な職場環境の把握に努めている工夫、職業性ストレス簡易調査票（57項目版）や新職業性ストレス簡易調査票（80項目版）に加えて他の尺度を併用する工夫、フィードバックに際して結果の返却に加えて面談等を組み合わせる工夫、および既存のアクションチェックリストに加えて事業場内の良好事例を集積する工夫等が認められた。

メンタルヘルス不調による連続1か月以上の休業者あるいは退職者が存在した事業所の割合について、調査年と業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかつ

た。強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合について、調査年と性別、年齢、業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかった。職種および就業形態に関しては、年次推移との間に交互作用がいくつか見られた。全体として、メンタルヘルス不調による連続1か月以上の休業者数・退職者、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合の年次推移に属性別の差は明確ではなかった。

強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合や、役割地位の変化によるストレス雇用安定の問題等の年次推移や職種別、就業形態別所見で、同一労働同一賃金など非正規雇用労働者に対する処遇改善の施策の推進により、非正規雇用労働者の雇用環境が改善したこと等を反映したと思われる職種別、就業形態別の所見がいくつか見られた。

研究Ⅱ 職業性ストレス簡易調査票の新標準値の策定、仕事のストレス判定図の係数の見直し、および、80項目版の集団分析を行うための判断基準の作成

ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを収集したことで、代表性の比較的高い労働者集団における職業性ストレス簡易調査票の標準値の算出が、労働者の属性別に可能となった（表5～8）。これらを基に、算出された標準値の活用法として以下のようなものがある：

- 属性別の標準値、高ストレス者割合を参考にし、今後のストレスチェック制度において、ストレス反応やストレスの負荷の大きい要因に着目したり、仕事の資源の多寡を認識することで、メンタルヘルス対策や事業場の強みをよりのばすような取り組みが進むことが期待される
- 同様に、全国標準値としてストレスチェックの属性別の集団分析の評価などに活用できる
- 80項目版を含む職業性ストレス簡易調査票の新しい標準値が、属性別に提案されることで、集団分析や職場環境改善を労働者の属性の特徴に応じて、より具体的に進めることが可能になる

テレワークを行っている労働者は、テレワークを行っていない労働者と比べて、身体的負担と仕事のコントロールが良好で、高ストレス者の割合が低かった。テレワークの勤務形態別には、在宅、サテライトオフィスの両者が可能なテレワークを行っている労働者に、ストレスレベルが好ましい傾向が観察された（表9）。

コロナウイルス感染症のために、わが国でテレワークが一気に導入された時期には、テレワークへの適応の困難（高齢労働者、新卒・中途採用者が難）、労働時間の増加（労務管理の難や仕事と家庭生活の境界があいまいになることによる）、家庭環境とのコン

フリクト（家庭生活が仕事を妨げる可能性や、人間工学的に良好な治具の不備など）がメンタルヘルスに悪影響を与えうる要因として挙げられていた（3）。感染症流行の落ち着きとともに、テレワークの導入事業場も減少したが、テレワークが可能な職場で、新しい働き方として一定割合で定着をしてくており、テレワークの好ましい側面が表れている可能性がある。

ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを利用して、新しい仕事のストレス判定図の平均値、および係数が示された。また、一部の業種においては業種別の係数が示された（表10）。この係数に基づき、全産業版の仕事のストレス判定図（2024年版）を作成した（図1-2）。

既存データの二次分析によって策定した判定基準（各下位尺度とその上位概念の代表的な偏差値や効果量に相当する得点、項目ごとの回答分布）（表11）については、産業保健専門職から「算出された判定基準は事業場の実態と概ね合致していた」との意見が多く挙げられ、各事業場で集団分析結果を読み取る際に、自身の事業場の状況を直感的に把握するのに役立つものと考えられた。これらの判定基準は、「現状として、自身の事業場は全国平均に比べてどうなのか」を把握するためのベンチマークとして、各事業場で広く活用されることが期待でき

る。

研究 III 判定基準策定のためのデータ提供、 新基準の有用性評価を目的とした調査

職業性ストレス簡易調査票の妥当性と有用性の検証を行った。多様な労働者の集団で疾病休業をアウトカムとした予測妥当性があることを示した。K6、PHQ9 高値をアウトカムとして、有益な情報が得られるレベルのスクリーニング能力があることを示した。現行の高ストレス者の抽出とともに、追加の質問項目を加えて応用ができる可能性が示された。

職業性ストレス簡易調査票を用いたストレスチェック制度における高ストレス者判定基準に機械学習のアプローチを適用し、既存基準と性能を比較した。職業性ストレス簡易調査票の下位尺度の一部を使うことで、より高精度に抑うつ状態を判定できる可能性が示された。また、既存の判定基準では使用されていない満足感も重要な情報となる可能性が示された。

仕事の適性の低さや、働きがいのなさは、精神疾患による1か月以上の長期疾病休業のリスクを高めることが示唆された。これらの指標は、職業性ストレス簡易調査票を用いて各1項目で測定できるため、ストレスチェックの集団分析の際に、これらの回答分布を確認することで、当該職場の精神疾患による長期疾病休業リスクの把握に役

立てられる可能性が考えられた。

E. 結論

ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを収集したことで、代表性の比較的高い労働者集団における職業性ストレス簡易調査票の標準値の算出が、労働者の属性別に可能となった。これら標準値から策定した基準値と高ストレス状態の有用性を確認した。過去にない大規模なデータに基づく値であることを踏まえ、本研究で得られた記述統計量を、新たな標準値として提案したい。

F. 研究発表

1. 論文発表

堤 明純. 成人保健の EBHP・2- ストレス
チェック. 公衆衛生.

2024;88(10):995-1001

関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 堤 明純.

ストレスチェック制度の効果検証: 「ス
トレスチェック制度の効果検証に係る

調査等事業」報告書も踏まえ. 産業医学
ジャーナル 2024; 47(6):2-7 doi:

10.34354/ohpfjrnl.47.6_2

Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Tsutsumi A.

Moderating effect of psychosocial
safety climate on the association of
job demands and job resources with
psychological distress among Japa-

nese employees: a cross-sectional study. Saf Health Work 2025 (online first)

Kawakami N, Shimazu A, Eguchi HH, Watanabe K, Matsuzaki K, Inoue R, Kikuchi N, Sekine Y, Tsutsumi A. Demographic and work-related correlates of general and workplace loneliness among employees in Japan: A large-scale descriptive cross-sectional study. J Occup Health (in press)

2. 学会発表

井上彰臣, 江口尚, 可知悠子, 堤明純. 仕事の要求度・資源と心理的ストレス反応の関連に対する心理社会的な安全風土の調整効果. 第 97 回日本産業衛生学会, 2024 年 5 月, 広島.

関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析の現状と課題: 文献レビュー. 第 97 回日本産業衛生学会, 2024 年 5 月, 広島.

Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Dollard MF, Tsutsumi A. Reliability and validity of the Japanese version of the 4-item psychosocial safety climate scale (PSC-4J). UOEH International Sym-

posium 2024, November 2024, Kitakyushu, Japan.

井上嶺子, 関根康寛, 渡辺和広, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析とその活用の工夫: 文献レビュー. 第 32 回日本産業ストレス学会, 2024 年 12 月, 名古屋.

渡辺和広, 松崎慶一, 井上嶺子, 関根康寛, 菊池尚樹, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた高ストレス者判定基準の探索: ランダムフォレストおよび決定木によるアプローチ. 日本産業衛生学会産業保健AI研究会第6回研究集会. 2024 年 12 月 3 日. オンライン開催.

渡辺和広, 井上彰臣, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票 (57 項目) の標準値の見直し: のべ 1200 万人の労働者を対象とした記述疫学研究. 日本産業衛生学会第 1 回関東地方会学会, 2024 年 12 月, 高崎.

G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む。)

該当せず。

H. 文献

1. Watanabe K, Imamura K, Eguchi H, Hidaka Y, Komase Y, Sakuraya A, et al.

Usage of the Brief Job Stress Questionnaire: A Systematic Review of a Comprehensive Job Stress Questionnaire in Japan from 2003 to 2021. Int J Environ Res Public Health. 2023;20(3):1814.

2. 堤明純. ストレスチェック制度のこれまでと実情・課題. 安全と健康. 2023;24(9):17-20.

3. 研究代表者：堤 明純. 令和2年度厚生労働行政推進調査事業費（厚生労働科学特別研究事業）(20CA2044). テレワーク等新しい働き方に対応したストレスおよびメンタルヘルス対策への提言と好事例集の作成. 報告書. 2021.

I. 謝辞

本研究の遂行に当たり多大なご協力をいただきました各団体、個人の皆様に御礼を申し上げます（団体、個人、五十音順、敬称略）。

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジメント

株式会社ジャパンイーエーピーシステムズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチセンター

タック株式会社

中央災害防止協会

ピースマインド株式会社

富士通株式会社

上野 しおん

江口 尚（産業医科大学 産業生態科学研究
所 産業精神保健学研究室）

仲 文子

舟久保 恵美（内田洋行健康保険組合）

眞野 満知子（内田洋行健康保険組合）

槇本 英典（株式会社ジャパンイーエーピー
システムズ）

村松公美子（新潟青陵大学 大学院 臨床心
理学研究科）

表 1-1. 職業性簡易調査票（57 項目版、23 項目版、80 項目版）の変数グループと尺度数および項目数

版	仕事の負担		仕事の資源（作業レベル）		仕事の資源（部署レベル）		仕事の資源（事業場レベル）		アウトカム	
	尺度	項目	尺度	項目	尺度	項目	尺度	項目	尺度	項目
57	5	11	4	6	3	9	0	0	7	31
23	1	3	1	3	2	6	0	0	5	11
80	8	14	6	8	10	16	7	7	10	35

図 1-1 研究計画

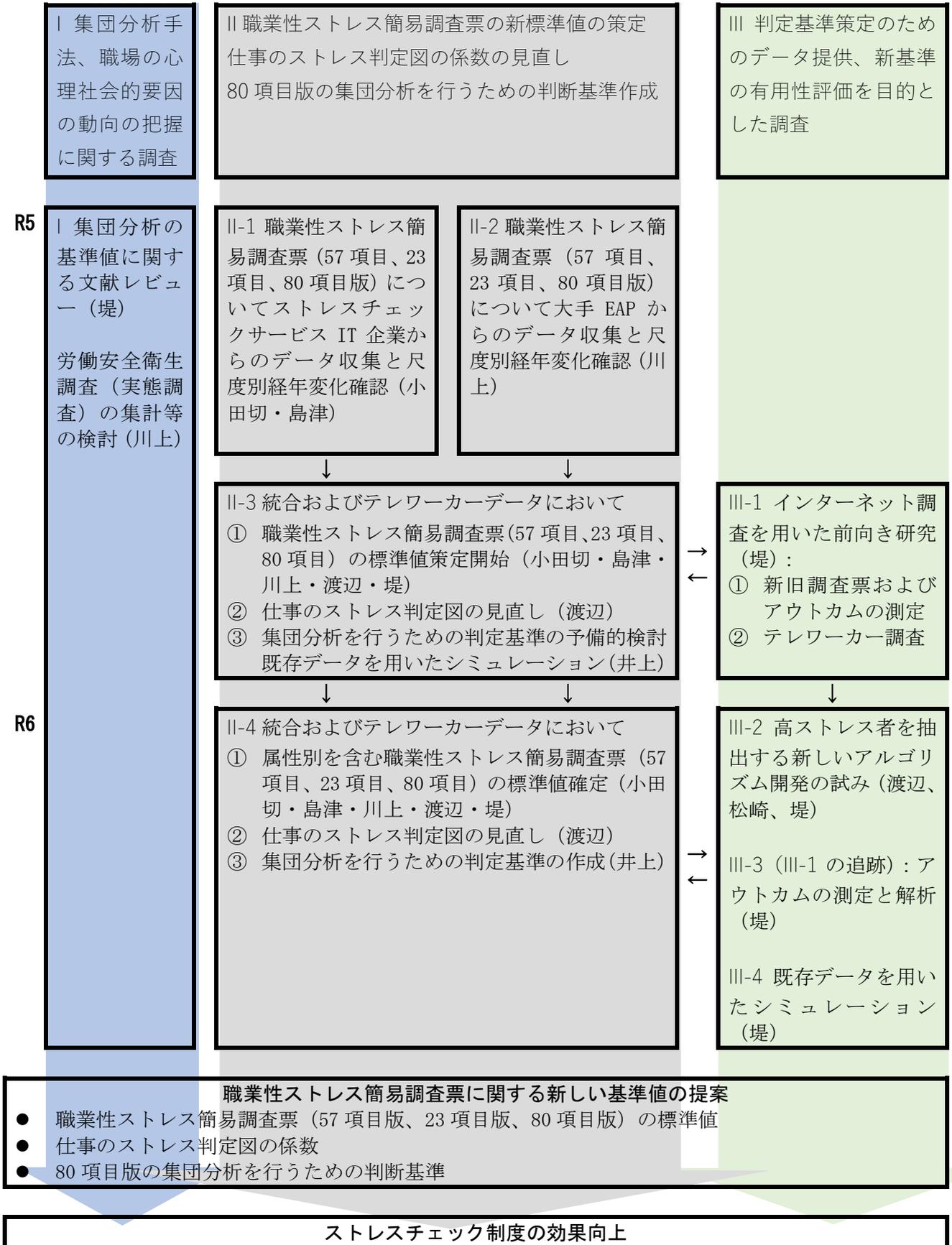
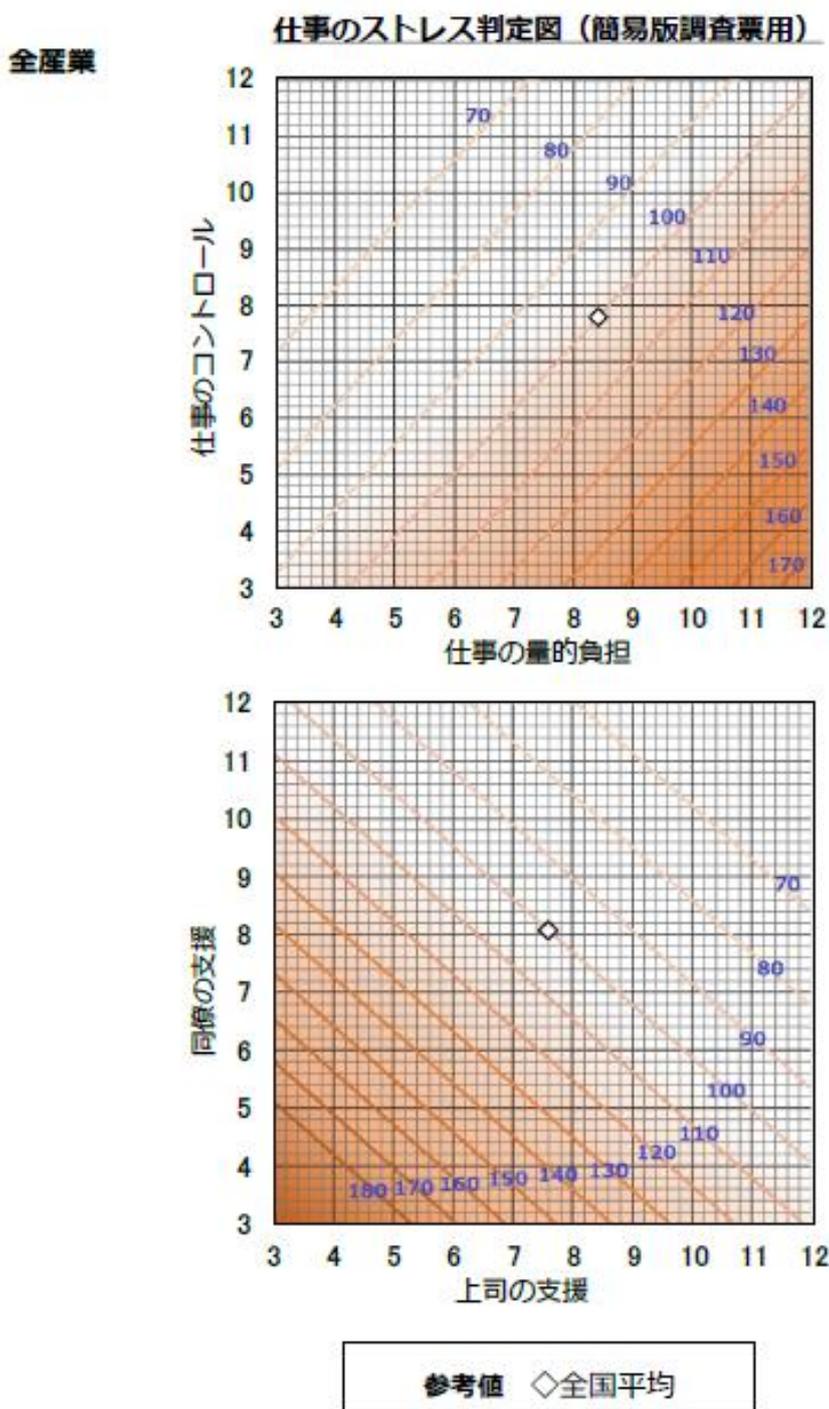


図 1-2 仕事のストレス判定図 2024 年版（全産業）



職場名	あなたの職場名を入力	人数	名
尺度	平均点数	健康リスク(全国平均=100とした場合)	
量的負担		仕事のコントロール判定図 (A)	総合健康リスク (A)x(B)/100
コントロール		職場の支援判定図 (B)	
上司の支援			
同僚の支援			

令和5年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
研究協力報告書

職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析とその活用の工夫:文献レビュー

研究分担者 井上 嶺子 北里大学医学部公衆衛生学 大学院生
関根 康寛 北里大学医学部公衆衛生学 大学院生
渡辺 和広 北里大学医学部公衆衛生学 講師
小田切 優子 東京医科大学公衆衛生学分野 講師
島津 明人 慶應義塾大学総合政策学部 教授
川上 憲人 東京大学大学院医学系研究科
デジタルメンタルヘルス講座 特任教授
井上 彰臣 産業医科大学 IR 推進センター 准教授
堤 明純 北里大学医学部公衆衛生学 教授

研究要旨

【目的】職業性ストレス簡易調査票 (Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ) を用いたストレスチェック後の、集団分析に関する工夫事例を整理することを目的とした。

【方法】医中誌および PubMed を用いて文献の検索を実施し、集団分析に新旧 BJSQ を用いていた事例を報告している文献を検索した。このうち、集団分析やその活用において工夫を行っていると考えられた事例を、研究分担者 2 名で議論の上で本研究に組み入れ、その内容を質的に要約した。

【結果】医中誌の検索では 204 件、PubMed の検索では 94 件が検索され、うち工夫があったと判断した 29 事例を組み入れた。BJSQ や新 BJSQ の項目を用いた集団分析の工夫では、仕事のストレス判定図の作成に必要な項目だけでなく、BJSQ の全項目を分析対象として詳細な職場環境の把握に努めていた例が認められた。BJSQ や新 BJSQ 以外の尺度を併用した工夫では、労働生産性を測定して BJSQ の各項目との関連を検討し、改善を行う職場環境の優先順位の検討に役立てていた例があった。集団分析結果のフィードバックに際しての工夫では、支援者が管理職との面談を行い職場の実態とつなげて結果を解釈する支

援が行われている例があった。アクションプランの立案の工夫では、事業場内の良好事例を集積することで議論を効率化する例が認められた。

【結論】 ストレスチェック後の集団分析やその活用にあたっては、集団分析に使用するBJSQ や新BJSQ の項目に対する工夫、BJSQ や新BJSQ に加えて他の尺度を併用する工夫、フィードバックに際して結果の返却に加えて面談等を組み合わせる工夫、および既存のアクションチェックリストに加えて事業場内の良好事例を集積する工夫等が認められた。

A. 研究目的

わが国のストレスチェック制度におけるストレスチェック、および集団分析には、職業性ストレス簡易調査票 (Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ)^{1, 2)} を使用することが推奨されている。BJSQ、および2012年に開発された新BJSQ³⁾ を用いることで、多様な仕事のストレス要因を部署やグループ別に集計できるほか、仕事のストレス判定図⁴⁾ を使用して将来の疾病休業に対するリスクを算出することができる。しかし、令和4年の労働安全衛生調査 (実態調査)⁵⁾ では、ストレスチェックを実施した事業場のうち、集団分析を実施し、かつ結果を活用した事業場は全体の57.9%にとどまっていた。今後、集団分析の活用

促進のために、集団分析に関する工夫事例を集め、その内容を整理する必要がある。

本研究では、BJSQ あるいは新BJSQ を用いた集団分析に関する工夫事例を整理することを目的とした。

B. 研究方法

2023年8月7日に医中誌、2023年9月28日にPubMedを用いて文献の検索を実施した。医中誌では検索式を、(職業性ストレス簡易調査票/AL or ストレスチェック/AL or BJSQ/AL) and (集団分析/AL or 職場環境改善/AL) とした。PubMedでは、”brief job stress questionnaire” や”group stress survey” などを含む医中誌の検索式と同義の英文 (参考資料1)

で検索した。さらに、重要と思われる文献をハンドサーチで追加した。集めた文献の中で、集団分析に BJSQ か新 BJSQ を用いたことを明記している、あるいは集団分析に関連して BJSQ や新 BJSQ の下位尺度を記載している文献を抽出した。このうち、集団分析やその活用において工夫が認められる事例を著者 2 名（関根・井上）が議論の上で本研究に組み入れ、要約を行った。

本研究は既存研究のレビューであり、ヒトを対象としなかったため、倫理的配慮は求められなかった。

C. 研究結果

医中誌の検索では 204 件、PubMed の検索では 94 件が検索された。重要と思われる 1 件の文献⁶⁾を追加し、合わせて 76 件の日本語文献と 2 件の英語文献が、BJSQ あるいは新 BJSQ を用いた文献として抽出された。そのうち、工夫があったと判断した 29 事例を組み入れ、「BJSQ／新 BJSQ の項目を用いた集団分析の工夫」、「BJSQ／新 BJSQ 以外の尺度を併用した集団分析の工

夫」、「集団分析結果のフィードバックの工夫」、「アクションプランの作成の工夫」に分類した。以下に分類した事例の要約を列挙する。

1. 集団分析に使用する BJSQ／新 BJSQ の項目に対する工夫

野上ら⁷⁾は仕事のストレス判定図が「4 つの尺度、質問 57 項目中 12 項目に限定されるため、全体傾向がつかみやすい反面、その部署の特色を判断するには限界」があるとして、57 の項目全てを使用したストレスプロフィールを作成し、所属別のほか、年齢、職種、残業時間などの層別にも分析し結果を検討した。

宮道ら⁹⁾は健康リスクだけでなく、BJSQ 各項目に対する回答の分布や、事業場内の集団間での比較ができる散布図を作成し各職場責任者に配布した。

黒木ら¹⁰⁾は、ワーク・エンゲイジメントとストレス反応から算出する指数を組織健康度として、各部署の組織健康度を算出し、組織健康度の改善が総合健康リスクの改善や部署内の高ストレス者割合の低減

につながることを確認した。また、組織健康度から活性化、不活性化、疲弊予備軍、低モチベーションに部署を分類した内、活性化状態では「役割葛藤」「仕事のコントロール」「仕事の意義」「成長の機会」「個人の尊重」の5つの要素が有意に高く、不活性化状態では同じ5つの要素とも有意に低い結果であった。黒木らは5つの要素が職場環境改善に有効である可能性を示した。

2. BJSQ/新BJSQ以外の尺度を併用した 集団分析の工夫

WFunを用いた五十嵐ら¹¹⁾は、仕事のストレス要因が高い者は、健康問題による労働機能障害を呈する傾向を認めたことを報告した。

吉川ら¹²⁾はWFunを用いて、参加型職場環境改善による介入効果評価を行い、介入前後の変化は認めなかった。

WLQ-Jを用いた高橋ら¹³⁾は、健康リスク値が生産性と相関していることを示した。

田中¹⁴⁾は「BJSQのみでは個人資質を検討することは難しい」として首尾一貫感

をBJSQと併せて測定し、把握可能感が高値であれば不安感が低値に、処理可能感が高値だと抑うつ感が高値であったことを報告した。

根岸ら¹⁵⁾はタクシー乗務員を昼勤務、夜勤務、隔日勤務に分けて評価し、コロナ禍前の2019年において夜勤務が健康リスクや身体愁訴が最も高いことを把握した。

北川ら¹⁶⁾は、ストレスチェックの集団分析において、受検時間、受検曜日に着目した。日勤時間(8時~18時)以外の受検者は、日勤時間の受検者と比べて高ストレス者の割合が高く、特に0時~2時の受検者では高ストレス者割合が20%を超えていた。また、平日よりも週末(土日)の受検者の高ストレス者割合が高かった。

野上ら⁸⁾や黒木ら¹⁰⁾は、ストレスチェックにおいてBJSQあるいは新BJSQに残業時間数(自己申告)を追加して用いた。野上ら⁸⁾の報告では、残業が月81時間以上の集団において高ストレス者割合が有意に高かった。黒木ら¹⁰⁾の報告では、残業が月60時間以上では疲弊予備軍が有意に高かった。

鈴木ら¹⁷⁾は、BJSQに加え、ストレスチェックの法制化前にストレス自己統制尺度 (Stress Self-Regulation Inventory : SSI)、気分尺度 (Profile of Mood States : POMS) 心理特性 (Monitor-Blunter Style Scale : MBSS)、ストレス値 (入職時のストレスを 50 としたときの主観値) を組み合わせ、心理的バイタルサイン (Psychological vital sign : PVS[®]) とし、看護学生のメンタルヘルス評価に用いていた。著作権のある POMS の代わりに BJSQ を組み込んだ PVS セルフチェックシステムを用いて病院職員のストレスチェックを行った。ストレスチェックの結果から、鈴木らは特に看護部で、心理的な仕事の量的・質的負担がイライラ感、疲労感、不安感、抑うつ感、身体愁訴などにつながっていると考え、今後のコーピング方略につなげたいとした。

松井ら¹⁸⁾の中で報告された事例では、BJSQに加え、メンタルヘルス風土調査票 WIN (Scale of Mental Health Climate for Workplace Invigoration)¹⁹⁾を併用し、職場環境の改善のポイントについて検討し

た。

新村ら²⁰⁾は、BJSQ に併せてソフトウェア開発業務のストレスサー尺度 (7 要因、36 項目) を活用した参加型の職場環境改善を行った。参加型の職場環境改善の活動を 3 年間、継続的に行った後は、取組み前と比較して仕事の量的・質的負担、対人問題、コントロール度、仕事の適性度、働きがいについて有意な改善を認めた。

杉藤²¹⁾は、メンタル面 (ストレスチェック) のデータだけでなく、フィジカル面 (健康診断) のデータも集団分析に含めた。例えば、喫煙率、BMI、健診項目の有所見者率などについて集団分析していた。ストレスチェックの集団分析を受けた職場環境改善の取組みだけでなく、フィジカル面からも改善活動に取り組みやすいように、健康診断結果から見えてきた傾向を参考に、オリジナルのフィジカル版アクションチェックリストを作成した。職場でメタボ対策や喫煙対策に取り組んだ結果、コミュニケーションが向上したという事例があった。

佐倉ら²²⁾や本間ら²³⁾は、組織活力調査票 (東京大学大学院医学系研究科と株式会

社富士通ソフトウェアテクノロジーズとの産学共同研究において開発された成果物)を併用した。

水本²⁴⁾は、京都工場保健会独自の尺度を併用し、それらを活用したラインケア研修やセルフケア研修を開発した。

3. 集団分析結果のフィードバックの工夫

畑中ら²⁵⁾は集団分析のフィードバックにあたって、集団分析と「産業看護職が感じた矛盾点に目を向け、職場の特性を把握することにつとめ、集団分析結果を管理監督者に見てもらふ際には、職場に寄り添った言葉や追記文を添えて通知」した。

棕本ら²⁶⁾は管理職を対象にフィードバック面談を実施し、一方的な説明とならないよう、「管理職が抱えている悩み・課題を明確に」できるような工夫を行った。

監物ら²⁷⁾は集団分析結果を所属長にフィードバックしていたが、集団分析結果の改善が認められなかったため、保健師が所属長に集団分析結果を説明し、職場の状況のヒアリングを行う場を設定した。ヒアリングの結果、所属長の多くが業務量や異動

に伴う負荷には留意していても、人間関係によるストレスには注意が向いていなかった。監物らは、所属長が職場のストレス要因に気づくことができる支援が必要であると考えた。

石川ら²⁸⁾は課長へのフィードバックのみでは職場環境の改善につなげるには限界があるとして、課長の上位職位の部長に対してのフィードバックも併せて行った。課長へのフィードバックの後、職場の問題点、対策案、それまでに取り組んだ対策とその結果、部長への要望を規定のフォーマットにまとめてもらい、部長へのフィードバックの際には課長のまとめたフォーマットも提示した。

友常ら²⁹⁾³⁰⁾は、集団分析結果について、最小単位の組織の長等に対する30分程度の説明会、部・室長、グループマネージャー対象の個別面談、工場長に対するフィードバックを行った。

小池ら³¹⁾は、各部署の健康リスクの結果を経営者と各所属長へフィードバックしてMIRRORを用いた改善活動の推進を行い、改善活動を行った部署で次年度の健康

リスクの改善を認めた。

松井ら¹⁸⁾の文献の中で報告された事例においては、集団分析の結果をフィードバックする際、当該職場のある地区の結果とその中でのランキングを示した。

友常ら³²⁾は、分散事業場が多い企業において、各地域事業部の人事労務部門長と事業部長に対して、管轄の支店単位の結果を経年変化や社内(他事業部、他支店など)での比較などの結果を含めフィードバックした。

橋本ら³³⁾は、管理職にフィードバックする前に、人事労務担当者や産業保健スタッフで集団分析結果の読み込み会を行い、結果を社内展開する際の注意点、当該職場の情報、管理職の疲弊感、リテラシー、ラインケアの浸透具合を踏まえた検証を行った。その上で、管理職に対するフィードバックが有効か、あるいはその他の取り組みが優先されるか検討した。管理職への個人フィードバックの際には、管理職の日々の実感や工夫、困りごとを安心して話せる雰囲気づくりを心掛け、管理職とともに職場を振り返り、対策を検討した。

4. アクションプランの作成の工夫

黒木ら³⁴⁾は参加型職場環境改善について従業員や支援者の負担を軽減する工夫を行った。メンタルヘルスアクションチェックリスト³⁵⁾を用いた2年間にわたるワークショップを行い、1年目のワークショップではツールの記入方法や討議の進め方の説明に時間をさかれ従業員のグループ討議に十分な時間を確保できないことが観察された。2年目には事前にファシリテーターが職場ストレスリスクアセスメントツールの集計を行い、職場の良好点と改善点を順位付けしたものを示した上でワークショップを開始したことで、効率的な議論につなげた。

川角ら³⁶⁾は、アクションプランが着実に実行されるよう、具体的な計画を部門KPIに入れる工夫を行った。部門KPIにすることで、当該職場だけでなく事業場全体への周知につなげた。

佐原ら³⁷⁾は、以前から仕事のストレス判定図から各職場での課題と対策の検討を進めていた。総合健康リスクが前年度よ

り 10 ポイント以上減少した職場でメンタルヘルスアクションチェックリスト³⁵⁾を利用した選択肢を提示し、健康リスクが減少した要因と考えられる取組みについて回答を得た。調査結果は全部門長にフィードバックし、各職場で改善に取り組むための参考資料として提供した。

石川ら³⁸⁾は課長職がまとめた改善の実績などをデータベース化し、事業場独自の職場改善リストを作成したものを、参考資料として全職場に展開した。

佐倉ら²²⁾は、複数県にまたがる小規模店舗を展開する小売業を対象として、全事業所に共通して適用可能なアクションプランの検討を支援するため、ストレスチェックの集団分析結果に、従業員へのヒアリングを加えて分析した。ヒアリングの対象は、高ストレス者割合や総合健康リスク等から選出されたターゲットグループと、全社の定期異動者とした。分析の結果、ストレス反応に影響を与えていたのは、公正な仕事の配分、役割の曖昧さ、リーダーシップ等のマネジメントに関するものであった。アクションプラ

ンとして、管理職等がリーダーシップを発揮し、各々の役割を明確に示しながら業務の指示や指導ができるような教育をすることが検討された。

D. 考察

文献レビューにより、新旧 BJSQ を用いた集団分析に関して工夫が認められた事例について整理した。

集団分析に使用する新旧 BJSQ の項目に対して工夫をしていたのは 3 事例であった⁷⁾⁻¹⁰⁾。ストレス判定図や健康リスクだけでなく、BJSQ のすべての項目を集団分析に活用している事例を認めた。新旧 BJSQ 以外の尺度を併用した工夫をしていたのは 15 事例であった^{8), 10)-18), 20)-24)}。新旧 BJSQ 以外の尺度としては、残業時間や健診結果など労働者の健康管理に一般的に用いられている項目や、労働生産性や WIN などに加えて分析している事例を認めた。集団分析においては、健康リスクの高さと関連する項目を検討するなど、職場環境改善につなげるための情報を得る工夫がされていた。

集団分析結果のフィードバックの工夫をしていたのは9事例であった^{18), 25)-33)}。集団分析の結果を当該職場の状況とつなげて読み解くことができるように支援者と管理職との面談の設定などを行っている事例が多く認められた。また部長と課長の両方にフィードバックするなど、異なる職位へのフィードバックを行っていた事例が3件あり²⁸⁾⁻³¹⁾、職場環境の改善のためにそれぞれの職位で貢献できることが異なることに配慮しているものがあつた。

アクションプランの作成の工夫をしていたのは5事例であった^{22), 34), 36)-38)}。従業員がアクションプランを検討する時間を支援者による事前準備により短縮した事例、改善事例を社内で共有した事例、事業場外の支援者がヒアリングも踏まえたアクションプランの提案をした事例などを認めた。いずれもアクションプランの立案に要する従業員の負荷に配慮したものと考えられる

E. 結論

集団分析にあたっては、新旧 BJSQ 以外

の項目を用いたり、対象集団におけるストレスに関連する項目を検討するなど、職場環境改善につなげるための情報を得ていた。集団分析のフィードバックでは、結果の読み取りの支援など、集団分析の結果が職場環境改善に活かされやすい工夫がされていた。アクションプランの作成においては、従業員の負荷を軽減する工夫がされていた。

F. 研究発表

1. 論文発表

関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 堤明純.

【ストレスチェックの現在地点と今後の課題-施行から10年目を迎えて】ストレスチェック制度の効果検証「ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業」報告書も踏まえ. 産業医学ジャーナル. 2024; 47(6): 2-7.

2. 学会発表

関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用

いた集団分析の現状と課題:文献レビュー.
第 97 回日本産業衛生学会, 2024 年 5 月,
広島.

井上嶺子、関根康寛、渡辺和広、小田切優
子、島津明人、川上憲人、井上彰臣、堤明
純:職業性ストレス簡易調査票を用いた集
団分析とその活用の工夫:文献レビュー.
第 32 回日本産業ストレス学会, 2024 年
12 月, 愛知.

G. 知的所有権の取得状況

なし

H. 参考文献

- 1) 労働省. 労働省平成 11 年度「作業
関連疾患の予防に関する研究」.
2000: 126-164.
- 2) Watanabe K., Imamura K., Eguchi
H., Hidaka Y., Komase Y.,
Sakuraya A., et al. Usage of the
Brief Job Stress Questionnaire:
A Systematic Review of a
Comprehensive Job Stress

Questionnaire in Japan from 2003
to 2021. Int J Environ Res
Public Health. 2023 ; 20 (3).

- 3) Inoue A., Kawakami N.,
Shimomitsu T., Tsutsumi A.,
Haratani T., Yoshikawa T., et
al. Development of a short
questionnaire to measure an
extended set of job demands, job
resources, and positive health
outcomes: the new brief job
stress questionnaire. Ind
Health. 2014 ; 52 (3) : 175-89.
- 4) 川上憲人. 仕事のストレス判定図
(最新版); 2001.
[https://mental.m.u-
tokyo.ac.jp/old/hanteizu/index.h
tm.](https://mental.m.u-tokyo.ac.jp/old/hanteizu/index.htm)
- 5) 厚生労働省. 令和 4 年労働安全衛生
調査 (実態調査). 2023.
- 6) Kurisu K., Song Y. H., Yoshiuchi
K.. Developing Action Plans
Based on Machine Learning
Analysis to Prevent Sick Leave

- in a Manufacturing Plant. J
Occup Environ Med. 2023 ; 65
(2) : 140-5.
- 7) 野上 愛里子, 内藤 有美, 松本 百合子, 石神 直子, 菅 美代子, 高山 佳子他. 大学教職員における仕事満足度に関する因子の検討. CAMPUS HEALTH. 2022 ; 59 (1) : 187-9.
- 8) 野上 愛里子, 松本 百合子, 加治 由記, 石神 直子, 内藤 有美, 村松 弘実他. 大学教職員を対象としたストレスチェックにおける集団分析方法の検討. CAMPUS HEALTH. 2018 ; 55 (1) : 432-4.
- 9) 宮道 力, 大西 勝, 岡部 伸幸, 河原 宏子, 兒山 志保美, 成田 美香他. 岡山大学における職場環境改善に向けて ストレスチェック集団分析シートの作成. 全国大学保健管理研究集会プログラム・抄録集. 2021 ; 59 回 : 29.
- 10) 黒木 和志郎, 三隅 妥美, 堤田 敬, 朽原 篤, 田中 宣仁, 橋口 克頼他. 職場環境改善に有効な仕事要素の抽出検討. 松仁会医学誌. 2018 ; 57 (2) : 106-13.
- 11) 五十嵐 侑, 森田 哲也, 末廣 有希子, 黒澤 一, 藤野 善久. ストレスチェックと労働機能障害調査票を組み合わせた集団分析. 産業衛生学雑誌. 2018 ; 60 (臨増) : 435.
- 12) 吉川 悦子, 吉川 徹, 湯浅 晶子, 佐野 友美, 竹内 由利子. ストレスチェック制度を活用した参加型職場環境改善の効果. 産業精神保健. 2019 ; 27 (増刊) : 170.
- 13) 高橋 由美子, 嘉茂 すみ代, 小川 マツ子, 松崎 有造. 病棟別ストレスチェック集団分析結果からみた健康リスク値と労働生産性(パフォーマンス)の関係. 日本医療・病院管理学会誌. 2019 ; 56 (Suppl.) : 244.
- 14) 田中 直. 職業性ストレス簡易調査票と首尾一貫感覚を用いた集団分析. 日本精神保健看護学会学術集会・総会プログラム・抄録集. 2019 ; 29 回 : 95.

- 15) 根岸 茂登美, 松田 有子, 大谷 喜美江, 荒木田 美香子. タクシー乗務員のストレスチェックにおける集団分析結果の検討. 産業衛生学雑誌. 2020 ; 62 (臨増) : 583.
- 16) 北川 かおり, 平井 泰二. ストレスチェック集団分析結果から見た高ストレス者の傾向 受検時間に着目して. 産業ストレス研究. 2017 ; 25 (1) : 156.
- 17) 鈴木 里奈, 河合 優年, 山本 初実. 心理的バイタルサイン (Psychological vital sign:PVS)に職業性ストレス簡易調査票を併用したメンタルヘルスチェック. 日本医療マネジメント学会雑誌. 2018 ; 19 (2) : 98-102.
- 18) 松井 春彦, 内田 和彦, 江畑 智恵, 川名 一夫, 征矢 敦至, 立道 昌幸他. 【ストレスチェック集団分析結果について(2)】各社の実施事例. 健康管理. 2017 (759) : 30-4.
- 19) 産業医科大学産業生態科学研究所産業精神保健学研究室. 職場環境改善の支援ツール. <http://omhp-g.info/improvement.html>, (参照 2024-09-27)
- 20) 新村 敦子, 寒川 裕, 内藤 孝一, 真船 浩介. 継続的な参加型職場環境改善の取組におけるストレスサー(BJSQ)の変化に関する検討. 産業衛生学雑誌. 2014 ; 56 (臨増) : 486.
- 21) 杉藤 素子. ストレスチェック法制化後約1年半 実情と課題 当社の職場環境改善施策 職場の活力向上プロジェクト 実情と課題. 交通医学. 2017 ; 71 (3-4) : 80-6.
- 22) 佐倉 健史, 小原 美樹, 小田切 岳士, 大庭 さよ. ストレスチェックの集団分析に定期異動者の面談結果を生かし、アクションプランにつなげた例の実践報告. 産業精神保健. 2017 ; 25 (増刊) : 166.
- 23) 本間 悠子, 中津 寿子, 西本 真証, 三橋 和則, 梅景 正. 職場環境改善への取り組み ストレスチェックを活用して. 産業衛生学雑誌. 2016 ; 58 (臨増) : 395.

- 24) 水本 正志. ストレスチェック制度の効果的活用を考える 外部機関の立場より 集団分析結果を活用した職場環境改善の取り組みについて. 産業ストレス研究. 2016 ; 23 (4) : 325-31.
- 25) 畑中 三千代, 高橋 久美子, 平尾 亜美, 宮崎 万紀, 河合 隆雄, 古井 景. 【事業場における産業ストレス対策の実践と評価】 事業場における産業ストレス対策の実践と評価 ストレスチェック制度の集団分析の見せ方と職場へのアプローチ. 産業ストレス研究. 2022 ; 29 (3) : 291-7.
- 26) 棕本 義子, 内田 輝美. いきいき働ける職場への変革!急性期病院で取り組む健康経営(第3回) ストレスチェックの活用と組織的な職場環境改善. ナースマネジャー. 2021 ; 23 (6) : 63-8.
- 27) 監物 友理, 山野辺 朱里, 五十嵐 豊, 友常 祐介, 南 昌秀, 井田 雅祥他. ストレスチェック制度に基づく集団分析結果の活用【第1報】. 産業衛生学雑誌. 2019 ; 61 (臨増) : 505.
- 28) 石川 浩二. ストレス調査からストレスチェック 自殺者3万人時代を乗り越えて. 産業ストレス研究. 2022 ; 29 (4) : 331-7.
- 29) 友常 祐介, 小林 睦子, 南 昌秀. ストレスチェック後の職場環境改善活動について【第3報】. 産業衛生学雑誌. 2020 ; 62 (臨増) : 517.
- 30) 友常 祐介, 小林 睦子. ストレスチェック後の職場環境改善活動について 管理職へのフィードバック活動. 産業衛生学雑誌. 2018 ; 60 (臨増) : 413.
- 31) 小池 美千代, 鈴木 薫, 菊地 杏子, 赤羽 八重子, 馬場 志郎. ストレスチェック集団分析の職場へのフィードバックの取り組み. 産業衛生学雑誌. 2019 ; 61 (臨増) : 507.
- 32) 友常 祐介, 平岡 晃, 岡部 花枝, 山野辺 朱里, 監物 友理. 分散事業場におけるストレスチェック後の職

- 場環境改善活動について. 産業衛生学雑誌. 2016 ; 58 (臨増) : 395.
- 33) 橋本 真紀子, 岩本 千華子, 大庭 さよ. ストレスチェック集団分析結果の活用に関する一考察 管理職へのフィードバックに焦点を当てて. 産業精神保健. 2017 ; 25 (増刊) : 164.
- 34) 黒木 仁美, 森口 次郎, 内田 陽之, 大橋 史子, 五十嵐 千代, 小田 切 優子他. 従業員 8 名の小規模零細企業における参加型職場環境改善モデル事業の 2 年間の取り組み. 産業衛生学雑誌. 2020 ; 62 (6) : 249-60.
- 35) 吉川 徹, 川上憲人, 小木和孝, ほか. 職場環境改善のためのメンタルヘルスアクションチェックリストの開発. 産業衛生学雑誌. 2007 ; 49 (4) : 127-42.
- 36) 川角 美佳. 【ストレスチェック制度の成果を問う】 集団分析と組織への活用. 健康開発. 2019 ; 23 (4) : 39-45.
- 37) 佐原 祐加, 平田 真以子, 吉田 美恵子, 北村 栄作. ストレスチェック集団分析結果を踏まえたアンケート調査について. 産業衛生学雑誌. 2021 ; 63 (臨増) : 544.
- 38) 石川 浩二, 芦原 睦. ストレスチェック後の職場改善のありかた 事業場における集団分析の活用事例. 産業精神保健. 2019 ; 27 (増刊) : 117.

労災疾病臨床研究事業費補助金
分担研究報告書

労働安全衛生調査(実態調査)個票データの解析

研究分担者 川上憲人 東京大学大学院医学系研究科デジタルメンタルヘルス講座
特任教授
研究協力者 宮中大介 株式会社ベターオプションズ・代表取締役社長
慶應義塾大学政策・メディア研究科・特任助教

研究要旨

本年度の分担研究では、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者数・退職者の年次推移、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者割合の年次推移に属性別に特徴があるかどうかを検討した。平成28, 29, 30年, 令和2, 3, 4年の労働安全衛生調査(実態調査)事業所票および個人票データについて厚生労働省から提供を受けて解析した。メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者あるいは退職者が存在した事業所の割合について、調査年と業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかった。強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合について、調査年と性別、年齢、業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかった。職種および雇用形態に関しては、年次推移との間に交互作用がいくつか見られた。全体として、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者数・退職者、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合の年次推移に属性別の差は明確でなかった。

A. 研究目的

本分担研究では、従業員援助プログラム(EAP)等に研究への参加を呼びかけ、集積されている職業性ストレス簡易調査票等のデータを収集する。また職業性ストレス簡易調査票等の標準値を検討するに当たり、わが国の全国の労働者における職業性ストレスの推移を、厚生労働省が実施する労働安全衛生調査を用いて把握することで、標準値変更の際の参考にすることを目的とした。

本年度の分担研究では、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者数・退

職者の年次推移、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者割合の年次推移に、性別、年齢、事業所規模、職種などの属性別に特徴があるかどうかを検討した。

B. 研究方法

1) 対象

労働安全衛生調査では事業所データベースの事業所を母集団として、定められた種類の産業で常用労働者10人以上を雇用する民営事業所のうちから、産業、事業所規模別に層化して無作為に抽出した約14,000

事業所を対象にして調査を実施している。この事業所で雇用されている常用労働者及び受け入れた派遣労働者のうちから無作為に抽出した約 18,000 人の回答が個人調査の対象となっている。本分担研究では平成 28, 29, 30 年, 令和 2, 3, 4 年の労働安全衛生調査(実態調査)事業所票および個人票データについて統計法(平成 19 年法律第 53 号)第 33 条第 1 項の規定に基づき、厚生労働省 政策統括官付参事官付審査解析室統計審査第二係に調査票情報の提供の申出を行い、CD-R を使い郵送によりデータを受け取った。データはパスワードロックをかけたパソコンで厳重に保管した。

2) アウトカム指標

(1) メンタルヘルス不調により連続 1 か月以上の休業者数・退職者が存在した事業所割合

事業所票の調査事項のメンタルヘルス不調により連続 1 か月以上の休業者・退職者が存在した事業所の割合を解析に使用した。

(2) 強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者割合

労働安全衛生調査個人調査では、仕事や職業生活において強い不安、悩み、ストレスの有無をたずね、ある場合にはその内容について以下の選択しから 3 つ以内の複数回答を求めている：①仕事の質・量、②対人関係(セクハラ・パワハラを含む。)、③役割・地位の変化等(昇進、昇格、配置転換等)、④仕事の失敗、責任の発生等、⑥事故や災害

の体験、⑦雇用の安定性、⑧会社の将来性、⑨その他。これらの項目の選択割合を、有効回答者を分母として計算した。⑤顧客、取引先等からのクレームは平成 30 年調査以降のため使用しなかった。

3) 属性

事業所票から業種と事業所規模を利用した。業種は製造業、卸・小売業、サービス業、その他の 4 つに区分した。事業所規模は 50 名未満、50-99 名、100-299 名、300-499 名、500-999 名、1000 名以上に区分した。

個人票から性別(男女)、年齢、職種、雇用形態を使用した。年齢は 29 歳以下、30-39 歳、40-49 歳、50-59 歳、60 歳以上に区分した。職種は管理的職業、専門技術職、事務的職業、その他(製造組み立て、肉体作業を含む)に区分した。雇用形態は正社員かそれ以外に区分した。

4) 解析

メンタルヘルス不調により連続 1 か月以上の休業者あるいは退職者が 1 名以上存在した事業所割合について、利用できる事業所属性である業種と事業所規模により層別化して、年次推移を解析した。年次推移(H28 年を対照)と業種または事業所規模との交互作用を解析した。解析には一般化線形混合効果モデルを用いた。

強い不安、悩み、ストレスを感じる者の割合およびその内容別の割合について、性別、年齢、職種、雇用形態、業種、事業所規模の

別に、年次推移を解析した。年次推移（H28年を対照）とこれらの属性との交互作用を解析した。なお、強い不安、悩み、ストレスを感じる者の質問方法が令和4年から変更になったため、統計解析では令和4年のデータは使用しなかった。

5) 倫理的配慮

本研究は医学系指針の適用範囲外となる研究である。東京大学大学院医学系研究科・医学部研究倫理委員会に医学系指針の適用範囲外となる研究課題等の登録（研究登録）を行った（審査番号 2024277Nie）。

C. 研究結果

1) メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者あるいは退職者が1名以上存在した事業所割合

いずれの業種、事業所規模でも最近の調査ほど、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者が1名以上存在した事業所の割合が増加していた（表 3-1-1 と 3-1-2）。ただし、1000人以上規模では令和4年度でその割合が低下していた。メンタルヘルス不調により退職した労働者が1名以上存在した事業所の割合も同様の傾向であった。

調査年と業種との交互作用は、休業者、退職者のいずれのアウトカムにおいても明確ではなかった（表 3-2-1）。調査年と事業所規模との交互作用は、休業者のアウトカムにおいては明確ではなかった（表 3-2-2）。

退職した労働者のアウトカムについては100-299名規模で平成29-30年に頻度が高く、300-499名規模で平成29-30年に頻度が低く、500-999名規模で平成30年、令和3年に頻度が低く、1000名以上規模で平成29年に頻度が低かった（表 3-2-2）。

2) 強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合

どの属性でもおおむね、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合および、①仕事の質・量、②対人関係、③役割・地位の変化等、④仕事の失敗、責任の発生等、⑦雇用の安定性は、令和3年の調査ほど少ない傾向にあった（表 3-3-1 から 3-3-6）。令和4年の調査では、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合は高くなっていた。

令和4年の調査を除いた年次推移と性別との交互作用項には $p < 0.05$ で有意なものはわずかであった（表 3-4-1）。年次推移と年齢、業種、事業所規模との交互作用項も同様であった（表 3-4-2 から 3-4-4）。

年次推移と職種との交互作用項では、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合が事務的職業で平成30、令和2年に、その他の職業で平成29年に割合が有意に少なかった（表 3-4-5）。専門技術職では令和3年に役割地位の変化が有意に高かった。事務的職業で平成29、30に事故災害が有意に少なかった。その他の職業で平成29、30年に役割地位の変化が有意に少なかった。

年次推移と就業形態との交互作用項では、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合がその他（正社員以外）で令和3年に有意に少なかった（表3-4-6）。その他（正社員以外）では、平成29、令和3年に役割地位の変化が有意に少なかった。平成29年に事故災害が有意に少なかった。令和2、3年に雇用安定の問題が有意に少なかった。令和3年に将来性の問題が有意に少なかった。

D. 考察

メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者あるいは退職者が存在した事業所の割合について、調査年と業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかった。強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合について、調査年と性別、年齢、業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかった。職種および雇用形態に関しては、年次推移との間に交互作用がいくつか見られた。全体として、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者数・退職者、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合の年次推移に属性別の差は明確でなかった。

職種別では、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合の年次推移にいくらか差がみられた。事務的職業では、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合が平成30および令和2年に少ない傾向にあった。

一方、専門技術職では令和3年に役割地位の変化によるストレスが高かった。これらは新型コロナウイルス感染症の流行（令和2-4年）により働き方の変化の影響かもしれない。

正社員以外の就業形態では、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合が令和3年に少なかった。また平成29、令和3年に役割地位の変化によるストレスが少なかった。令和2、3年には雇用安定の問題が少なかった。この傾向は同一労働同一賃金など非正規雇用労働者に対する処遇改善の施策の推進により、非正規雇用労働者の雇用環境が改善したことを反映しているのかもしれない。

E. 結論

本年度の分担研究では、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者数・退職者の年次推移、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者割合の年次推移に属性別に特徴があるかどうかを検討した。平成28、29、30年、令和2、3、4年の労働安全衛生調査（実態調査）事業所票および個人票データについて厚生労働省から提供を受けて解析した。メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者あるいは退職者が存在した事業所の割合について、調査年と業種あるいは事業所規模との交互作用は明確ではなかった。強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合について、調査年と性別、年齢、業種あるいは

事業所規模との交互作用は明確ではなかった。職種および雇用形態に関しては、年次推移との間に交互作用がいくつか見られた。全体として、メンタルヘルス不調により連続1か月以上の休業者数・退職者、強い不安、悩み、ストレスを感じる労働者の割合およびその内容別の割合の年次推移における属性の差は明確でなかった。

G. 研究発表

1. 論文発表

該当なし。

2. 学会発表

該当なし。

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得

該当なし。

2. 実用新案登録

該当なし。

3. その他

該当なし。

令和 6 年度労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

最終統合データおよび全体の属性プロフィール

分担研究者 渡辺和広（北里大学医学部公衆衛生学・講師）
分担研究者 井上彰臣（産業医科大学 IR 推進センター・准教授）
分担研究者 小田切優子（東京医科大学公衆衛生学分野・講師）
研究協力者 関根康寛（北里大学医学部公衆衛生学・大学院生）
研究協力者 菊池尚樹（北里大学医学部公衆衛生学・大学院生）

目的:本研究では、本事業において収集された職業性ストレス簡易調査票のデータの概要、および対象者の基本属性等を記述することを目的とした。

方法:2024 年 2 月～6 月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全 11 機関から、2015～2023 年度に実施されたストレスチェックにおける職業性ストレス簡易調査票に関するデータ提供を受けた。うち 8 機関からは個人情報を除く個票データを取得し、残りの 3 機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。

結果:個票データのべ 11,488,282 名、集計データのべ 1,323,911 名が収集された。年度別では、2022 年度に取得されたデータが最も多く、全体の 24.2%を占めた。年代では 40 代が 21.8%と最も多く、性別では男性が 61.6%を占めた。業種では、製造業に従事する労働者が最も多く（22.1%）、次いでサービス業（12.5%）、卸売・小売業（10.4%）の順に多かった。

結論:ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを収集したことで、代表性の比較的高い労働者集団における職業性ストレス簡易調査票の標準値の算出が可能となった。

A. 研究目的

2000 年に開発された職業性ストレス簡易調査票（Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ）は、仕事のストレス要因、ストレス反応、および修飾要因を含む多様な要因を測定することができる（下光他，2000）。BJSQ は、2015 年から施行されたストレスチェック制度においても使用が推奨されており、日本の産業保健における実践・研究の両

面で広く利用されている（Watanabe et al., 2023）。BJSQ の開発から 24 年が経過し、わが国の働き方が変化するとともに、職場のメンタルヘルス対策も浸透してきた。しかし、BJSQ の標準値は、開発当初から更新されておらず、見直しが必要である。

本研究では、本事業において収集された職業性ストレス簡易調査票のデータの概要、および対象者の基本属性等を記述すること

を目的とした。

B. 研究方法

2024年2月～6月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全11機関から、2015～2023年度に実施されたストレスチェックにおけるBJSQ（23項目、57項目、80項目版）に関するデータ提供を受けた。うち8機関からは個人情報を除く個票データを取得し、残りの3機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。

個票データの提供を受けた8機関からは、BJSQの各項目以外の基本属性として、各団体が提供可能な範囲で以下の情報を得た：

- 1) 個人を識別する番号、2) 企業を識別する番号、3) 性別（男性、女性、その他）、4) 年齢、5) 年代（10代、20代、30代、40代、50代、60代以上）、6) 業種（農林水産業、鉱業・採石・砂利採取業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸・郵便業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産・物品賃貸業、教育・学習支援業、医療・福祉、サービス業、公務、その他）、7) 職種（事務職、営業/販売/接客職、専門/技術/研究職、製造/運輸/通信/生産/サービス職、情報なし [その他含む]）、8) 職階（経営者/役員、管理職（部長・課長）、主任/一般職、情報なし [その他含む]）、9) 雇用形態（正社員、契約社員/嘱託社員、パート/アルバイト、派遣社員、情報なし [その他含む]、契約/パート [1機関のみの分類]）、10) 労働時間（45時間以下、40超～60時

間以下、60超～80時間以下、80超～100時間以下、100時間超、情報なし）、11) 勤務形態（一般、裁量、フレックス、交代制 [深夜なし]、交代制 [深夜あり]、情報なし [その他含む]）。

本研究は、北里大学医学部・病院倫理委員会の承認を得ている（B23-052）。

C. 研究結果

個票データのべ11,488,282名（表4-1）、集計データのべ1,323,911名（表4-2）が収集された。2つのデータを単純に合計した個人は12,812,193名に上った（表4-3）。

年度別では、2022年度に取得されたデータが最も多く（ $n=3,094,719$ ）、全体の24.2%を占めた。最小は2015年度だった（ $n=57,772$ 、0.5%）。年代では40代が21.8%と最も多く（ $2,787,361/12,812,193$ ）、性別では男性が61.6%を占めた（ $7,882,203/12,812,193$ ）。業種では、製造業に従事する労働者が最も多く（ $2,832,923/12,812,193$ 、22.1%）、次いでサービス業（ $1,604,731/12,812,193$ 、12.5%）、卸売・小売業（ $1,330,872/12,812,193$ 、10.4%）の順に多かった。

職種、職階、雇用形態、労働時間、および勤務形態については、集計データの提供を受けた3機関からは提供されなかったほか、個票データの提供を受けた8機関においても一部の機関のみから提供を受けたた

め、欠損を含む情報がない労働者が 77.3%～96.9%を占めた（表 4-1）。

D. 考察

本事業において収集された職業性ストレス簡易調査票のデータは、単年度で 300 万人（2022 年度）、2015 年～2023 年度ののべ人数で 1,000 万人を超える規模となった。2024 年の労働力調査（総務省統計局，2025）によると、15～64 歳の全産業就業者は 5,851 万人、うち従業者規模 30 人以上の就業者は 3,661 万人と推計されていることから、ストレスチェックの実施が義務化されている、従業員 50 人以上の事業場で勤務する就業者の少なくとも 8%にあたるデータを収集できたことになる。同じく 2024 年の労働力調査において、従業者規模 30 人以上の就業者のうち、男性は 2,002 万人（54.7%）、女性は 1,659 万人（45.3%）である。また、業種別に見ると、製造業に従事する就業者は 799 万人（21.8%）、サービス業は 694 万人（19.0%）、卸売・小売業は 658 万人（18.0%）となっている。男性の割合が多い、特定の業種に従事する者の割合が少ない、等の違いはあるが、日本の基幹統計と比較しても大きな偏りのないデータとなっている。実施が義務化されたストレスチェック制度を利用し、多様な属性を持つ、代表性の比較的高い対象者における職場の心理社会的要因に関する情報を収集できたと考えられる。

一方、職種、職階、雇用形態、労働時間、および勤務形態に関する情報については、データの多くが欠損している、もしくはその他に分類されていた。データ取得の有無がストレスチェックを実施する団体等の様式、あるいはデータマネジメントに依存していることから、得られた標準値の一般化可能性には限界がある。

E. 結論

ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを収集したことで、代表性の比較的高い労働者集団における職業性ストレス簡易調査票の標準値の算出が可能となった。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

渡辺和広、松崎慶一、井上嶺子、関根康寛、菊池尚樹、堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた高ストレス者判定基準の探索：ランダムフォレストおよび決定木によるアプローチ. 日本産業衛生学会産業保健 AI 研究会第 6 回研究集会. 2024 年 12 月 3 日. オンライン開催.

渡辺和広，井上彰臣，小田切優子，島津明

人, 川上憲人, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票 (57 項目) の標準値の見直し: のべ 1200 万人の労働者を対象とした記述疫学研究. 日本産業衛生学会第 1 回関東地方会学会. 2024 年 12 月 7 日. 高崎市.

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む。)

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

I. 引用文献

下光輝一, 原谷隆史, 他. 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. 加藤正明 (編) 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およびその健康影響に関する研究報告書. 東京医科大学: 東京. 2000: pp. 126-138.

総務省統計局. 労働力調査 (詳細集計) 2024 年 (令和 6 年) 平均結果. 2025. <https://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/nen/dt/index.html> (2025 年 2 月 19 日閲覧)

Watanabe K, Imamura K, Eguchi H, et al. Usage of the Brief Job Stress Questionnaire: a systematic review of a comprehensive job stress

questionnaire in Japan from 2003 to 2021. Int J Environ Res Public Health. 2023;20(3):1814. doi: 10.3390/ijerph20031814.

J. 協力事業者一覧 (五十音順)

貴重なデータの提供にご協力くださった以下の各社各機関に謝意を表します。

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジメント

株式会社ジャパンイーエーピーシステムズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチセンター

中央労働災害防止協会

タック株式会社

ピースマインドイープ株式会社

富士通株式会社

令和 6 年度労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案 J230201-01)
分担研究報告書

全体・性別解析結果

分担研究者 渡辺和広（北里大学医学部公衆衛生学・講師）
分担研究者 井上彰臣（産業医科大学 IR 推進センター・准教授）
分担研究者 小田切優子（東京医科大学公衆衛生学分野・講師）

目的:本研究では、本事業において収集された職業性ストレス簡易調査票、および新職業性ストレス簡易調査票のデータを用いて、23 項目、57 項目、および 80 項目版の各下位尺度における記述統計量を要約することを目的とした。

方法:2024 年 2 月～6 月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全 11 機関から、2015～2023 年度に実施されたストレスチェックにおける職業性ストレス簡易調査票に関するデータ提供を受けた。うち 8 機関からは個人情報を除く個票データを取得し、残りの 3 機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。解析対象を項目に欠損のない者に限定した後、調査票における各下位尺度の得点を、23 項目、57 項目版については合計得点が高いほど当該指標の程度が大きいと解釈するように、80 項目版については高得点が望ましい状態になるように、それぞれ算出した。各下位尺度の平均値は、個票データ、および集計データのそれぞれで算出し、加重平均を用いて統合した。その他の統計量については、個票データから算出した。

結果:個票データのべ 11,488,282 名、集計データのべ 1,323,911 名が収集された。うち 23・57 項目版に欠損のない 12,154,418 名、および 80 項目版に欠損のない 1,637,642 名を解析の対象とした。各調査票、尺度毎に、全体、および性別（男性、女性、その他）の信頼性係数（Cronbach' α ）、平均値、標準偏差、最小値、最大値、第一四分位、第二四分位、第三四分位を算出した。

結論:過去にない大規模なデータに基づく値であることを踏まえ、本研究で得られた記述統計量を、新たな標準値として検討する必要がある。

A. 研究目的

2000 年に開発された職業性ストレス簡易調査票（Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ）は、23 項目、あるいは 57 項目を使用して、仕事のストレス要因、ストレス反応、

および修飾要因を含む多様な要因を測定することができる（下光他, 2000）。BJSQ は、2015 年から施行されたストレスチェック制度においても使用が推奨されており、日本の産業保健における実践・研究の両面で広

く利用されている (Watanabe et al., 2023)。また、2014年には新職業性ストレス簡易調査票 (NBJSQ) が開発され (Inoue et al., 2014)、最小で80項目を使用し、BJSQには含まれていなかった努力-報酬不均衡、職場のいじめ、組織レベルの要因、ワークセルフ・バランス等の要因も測定することが可能となった。BJSQの開発から24年が経過し、わが国の働き方が変化するとともに、職場のメンタルヘルス対策も浸透してきた。しかし、BJSQ、およびNBJSQの標準値は、開発当初から更新されておらず、見直しが必要である。

本研究では、本事業において収集された職業性ストレス簡易調査票、および新職業性ストレス簡易調査票のデータを用いて、23項目、57項目、および80項目版の各下位尺度における記述統計量を要約することを目的とした。

B. 研究方法

2024年2月～6月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全11機関から、2015～2023年度に実施されたストレスチェックにおけるBJSQ (23項目、57項目、80項目版) に関するデータ提供を受けた。うち8機関からは個人情報を除く個票データを取得し、残りの3機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。

解析対象を項目に欠損のない者に限定した後、調査票における各下位尺度の得点を算出した。BJSQ (23項目、57項目版) につ

いては、合計得点が高いほど当該指標の程度が大きいと解釈するように算出した。NBJSQ (80項目版) については、すべての尺度について高得点が望ましい状態になるよう算出した。各下位尺度の平均値は、2015～2023年度のデータをプールした上で、個票データ、および集計データのそれぞれで算出し、加重平均を用いて統合した。その他の統計量 (標準偏差、最小値、最大値、四分位数、Cronbach' α 係数) については、個票データから算出した。BJSQ (23項目版)、およびNBJSQ (80項目版) の各下位尺度については集計データの収集がなかったため、いずれも個票データのみを統計量を利用した。統計量の算出は、対象者全体に加えて、性別 (男性、女性、その他) でも行った。

本研究は、北里大学医学部・病院倫理委員会の承認を得ている (B23-052)。

C. 研究結果

個票データのべ11,488,282名、集計データのべ1,323,911名が収集された。うち、23項目・57項目版に欠損のない12,154,418名 (個票データ $n=10,830,057$ 、集計データ $n=1,324,361$)、および80項目版に欠損のない1,637,642名を解析の対象とした。

表5-1～表5-4は、BJSQ (23項目、57項目版) の全体、および性別 (男性、女性、その他) の記述統計量を示している。全体で12,154,418名、男性7,524,014名、女性4,619,170名、およびその他の性別10,367

名の記述統計量が要約された。全体の結果において、2015～2023年度のプールされた平均値は、心理的な仕事の負担（量）を例にとると8.42（SD=2.14）であった。性別の結果については、心理的な仕事の負担（量）を例にとると、平均値は男性で8.52（SD=2.12）、女性で8.28（SD=2.15）、その他の性別で9.08（SD=2.05）であった。

表5-5～表5-8は、NBJSQ（80項目版）の全体、および性別の記述統計量を示している。全体で1,637,642名、男性1,085,603名、女性541,265名、およびその他の性別10,362名の記述統計量が要約された。全体の結果において、2015～2023年度のプールされた平均値は、心理的な仕事の負担（量）を例にとると2.13（SD=0.70）であった。性別の結果については、心理的な仕事の負担（量）を例にとると、平均値は男性で2.09（SD=0.69）、女性で2.20（SD=0.70）、その他の性別で1.97（SD=0.68）であった。

D. 考察

本事業において収集されたデータは、BJSQでのべ1,200万人、NBJSQでのべ160万人を超える規模となった。NBJSQについては一部の企業でのみの測定に限られてしまいが、過去の実践・研究におけるデータの規模と比較しても、代表性の高いものとなっている。

得られた記述統計量を、現在標準値として使用されている2004年時の平均値（下

光他、2008）と比較すると、例えば心理的な仕事の負担（量）では、男性において今回の値は現在の標準値より0.18ポイント低く、女性において0.38ポイント高くなっている。その差は必ずしも大きくないものの、各下位尺度において平均値の男女差が小さくなる傾向にあった。その他の多様な基本属性で層別化した結果を報告した他の分担研究を踏まえても、本研究で得られた記述統計量を、現在使用されている20年前の標準値から置き換えることは意義があると考えられる。

本研究では、2015～2023年度のデータをプールした状態で解析を行った。解析対象者となった労働者の一部は、複数年度に渡って測定を行っている。サンプルサイズの大きさも考慮し、プールして解析することには大きな問題がないと判断したが、データは必ずしも個々が完全に独立したデータではないことに留意する必要がある。

E. 結論

過去にない大規模なデータに基づく値であることを踏まえ、本研究で得られた記述統計量を、新たな標準値として検討する必要がある。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

渡辺和広、松崎慶一、井上嶺子、関根康寛、菊池尚樹、堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた高ストレス者判定基準の探索：ランダムフォレストおよび決定木によるアプローチ. 日本産業衛生学会産業保健 AI 研究会第 6 回研究集会. 2024 年 12 月 3 日. オンライン開催.

渡辺和広、井上彰臣、小田切優子、島津明人、川上憲人、堤明純. 職業性ストレス簡易調査票（57 項目）の標準値の見直し：のべ 1200 万人の労働者を対象とした記述疫学研究. 日本産業衛生学会第 1 回関東地方学会. 2024 年 12 月 7 日. 高崎市.

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

I. 引用文献

Inoue A, Kawakami N, Shimomitsu T, et al. Development of a short questionnaire to measure an extended set of job demands, job resources, and positive health

outcomes: the new brief job stress questionnaire. *Ind Health*.

2014;52(3):175-89. doi:

10.2486/indhealth.2013-0185.

下光輝一, 他. 職業性ストレス簡易調査票 下位尺度の職種別平均値および標準集団との比較. 厚生労働科学研究費補助金労働安全衛生総合研究事業「職業性ストレス簡易調査票及び労働者の疲労蓄積度自己診断チェックリストの職種に応じた活用法に関する研究」平成 19 年度総括・分担報告書. 東京医科大学: 東京. 2008.

下光輝一, 原谷隆史, 他. 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. 加藤正明 (編) 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およびその健康影響に関する研究報告書. 東京医科大学: 東京. 2000: pp. 126-138.

Watanabe K, Imamura K, Eguchi H, et al. Usage of the Brief Job Stress Questionnaire: a systematic review of a comprehensive job stress questionnaire in Japan from 2003 to 2021. *Int J Environ Res Public Health*. 2023;20(3):1814. doi: 10.3390/ijerph20031814.

J. 協力事業者一覧（五十音順）

貴重なデータの提供にご協力くださった以下の各社各機関に謝意を表します。

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジ
メント

株式会社ジャパンイーエーピーシステム
ズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチ
センター

タック株式会社

中央労働災害防止協会

ピースマインドイープ株式会社

富士通株式会社

令和6年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

年代別・業種別標準値の検討

研究分担者 小田切優子 東京医科大学公衆衛生学分野 講師
井上 彰臣 産業医科大学 IR 推進センター 准教授
渡辺 和広 北里大学医学部公衆衛生学 講師
研究協力者 菊池 宏幸 東京医科大学公衆衛生学分野 准教授

研究要旨

労働省作業関連疾患の予防に関する研究の成果として 2000 年に開発された職業性ストレス簡易調査票 (BJSQ) は、2015 年より始まった改正労働安全衛生法によるストレスチェック制度においても使用が推奨されるなど、日本において広く活用されている。また、2011 年に開発された新職業性ストレス簡易調査票 (NBJSQ) は、オリジナルの職業性ストレス簡易調査票に加え仕事の資源や労働者の仕事へのポジティブなかわりを測定できる特徴を持ち、徐々にストレスチェック制度でも使用されるようになってきている。これら調査票の標準値については、特に職業性ストレス簡易調査票は開発から 25 年が経過する中で変更なく用いられてきた。この四半世紀に人々の働き方は大きく変化してきていることから、これら調査票の新しい基準値を検討することを目的として本研究を行った。本分担研究報告では、2つの調査票について年代別、業種別の標準値 (平均値、標準偏差、最小、最大、四分位)、ならびに高ストレス者割合の算出を行った。2024 年 2 月～6 月に、事業場からストレスチェックを受託している団体等全 11 機関から、2015～2023 年度に実施されたストレスチェックにおける BJSQ (57 項目版) および NBJSQ (80 項目) について、個票データのべ 11,488,282 人、集計データのべ 2,647,627 人の提供を受けた。それぞれの調査票のすべての項目に回答欠損の無い、BJSQ については 12,154,418 人を、NBJSQ については 1,637,642 人を解析対象とした。年代別の検討では、概して 30 歳代でストレス要因とストレス反応が高い傾向があり、60 歳代ではそれらが低かった。各年代内の性差はストレス反応の「疲労」で比較的性差があり、いずれの年代でも女性で「疲労感」は高かった。業種別の検討の結果、業種の業務内容から推察される了解可能な平均点の違いがあった。また業種内の性差については、建設業、運輸通信業など性別により業務が大きく異なる可能性がある業種で「自覚的な身体的負担度」の差が大きいなど了解可能な平均点の違いがあった。高ストレス者割合は、年代別では 30 歳代が最も高かった。業種では、高ストレス者割合の算出方法により異なったが、

例えば 57 項目版の合計点法では 6.2%の業種間差があった。本報告の年代別、業種別の標準値、高ストレス者割合を参考にし、今後のストレスチェック制度において、ストレス反応やストレスの負荷の大きい要因に着目したり、仕事の資源の多寡を認識することで、メンタルヘルス対策や事業場の強みをよりのばすような取り組みが進むことが期待される。

A.研究背景および目的

労働省作業関連疾患の予防に関する研究の成果として 2000 年に開発された職業性ストレス簡易調査票 (Brief Job Stress Questionnaire: BJSQ) は、57 項目と比較的項目数が少ないながらも仕事のストレス要因、ストレス反応、および修飾要因を測定することができ、2015 年より始まった改正労働安全衛生法によるストレスチェック制度においても使用が推奨されるなど、広く活用されている。また、2011 年に開発された新職業性ストレス簡易調査票 (New Brief Job Stress Questionnaire: NBJSQ) (80 項目) は、「健康いきいき職場」モデルに従い作業レベル、部署レベル、事業場レベル、部署レベルの仕事の資源を測定できたり、労働者の仕事へのポジティブな側面や職場の一体感や職場のハラスメントを測定できる特徴を持ち、徐々にストレスチェック制度でも使用されるようになってきている。これら調査票を用いて評価

を行う際に基準とされる標準値については、BJSQ については 25 年、NBJSQ についても 10 年以上が経過している。この間、人々の働き方は大きく変化してきており、したがって BJSQ、NBJSQ の現行の基準値が現在の労働者の平均的な状況から乖離している可能性も考えられる。そこでこれら調査票の新しい基準値を検討することを目的として本労災疾病研究が行われることとなった。本分担研究では、2 つの調査票について年代別、業種別に解析を行い、それぞれの新標準値を示すことを目的とした。

B.研究方法

2024 年 2 月～6 月に、事業場からストレスチェックを受託している団体等全 11 機関から、2015～2023 年度に実施されたストレスチェックにおける BJSQ(57 項目版)および NBJSQ (80 項目) のデータ提供を受けた。11 機関のうち 8 機関からは個人情報を除く個票デー

タを取得し、残りの3機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。なお、集計データとして提供を受けたのは BJSQ のみで、NBJSQ はすべて個票データであった。

下位尺度の得点は、BJSQ は合計得点が高いほど当該指標の程度が大きいと解釈するよ
うに、NBJSQ は、すべての尺度で得点が高いほど良好な状態を示すように算出した。

はじめに BJSQ の各下位尺度の平均値、標準偏差、最小値、最大値、四分位を、年代別・業種別に求めた。57 項目版のほか、23 項目版のみで使用される下位尺度（抑うつ感（3 項目）、食思不振、不眠）についても算出した。また Job Demand Resource モデルと「健康いきいき職場モデル」を参考に NBJSQ に新たに導入された「仕事の資源」を BJSQ の 57 項目版と 23 項目版に適用し算出した。具体的には、「57 項目版仕事の資源（作業レベル）」＝仕事のコントロール度＋技能の活用度＋仕事の適性度＋働きがよい、「57 項目版仕事の資源（部署レベル）」＝上司からのサポート＋同僚からのサポート＋家族・友人からのサポート、「23 項目版仕事の資源（部署レベル）」＝上司からのサポート＋同僚からの

サポート、で算出した。

また、厚生労働省「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」¹⁾における評価基準の例(その1)によるストレス判定で用いられる「心身のストレス反応」「仕事のストレス要因＋サポート」の得点について、57 項目版と 23 項目版のそれぞれで算出した。

さらに、各年代あるいは各業種について、それぞれ性別にも各値を算出した。この際、一つのデータ提供機関において、ストレスチェックの委託を受けた事業場の一部から、性別情報を男性、女性、その他の3択で得ていたため、製造業、金融・保険業、サービス業については性別がその他に該当する人の各数値も算出した。なお、BJSQ57 項目版の業種別平均値と各業種別の性別平均値については、各下位尺度の平均値を、個票データおよび集計データのそれぞれで算出し、加重平均を用いて統合した。

NBJSQ についても、平均値、標準偏差、最小値、最大値、四分位について、80 項目の各下位尺度（項目）と「健康いきいき職場モデル」に準じた統合的尺度である「仕事の負担」

「仕事の資源 (作業レベル)」「仕事の資源 (部署レベル)」「仕事の資源 (事業場レベル)」「アウトカム (心理的ストレス反応)」について算出した。なお「仕事の資源 (部署レベル)」は、調査票開発時に提案された算出方法では「家族・友人からのサポート」を含まないが、近年、家族や友人を含めた職場の交流やワークライフバランスの重要性が高まっており、今後、「家族・友人からのサポート」を考慮した得点が意味を持つ可能性を考慮し、当該項目を含めない・含める 2 つの方法で算出した。

また厚生労働省「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」¹⁾ に準じて、高ストレス者割合 (%) を 2 つの方法 (その 1 : 合計点を用いる方法、および、その 2 : 粗点換算表を用いる方法) を用いて、年代別、業種別に算出した。

本研究は、本研究班の研究代表者、堤明純教授の所属施設である北里大学医学部・病院倫理委員会 (B23-052) の承認を得、分担研究者が所属する東京医科大学医学倫理審査委員会から実施許可 (E2023-0118) も得て行った。

C. 研究結果

個票データのべ 11,488,282 人、集計データのべ 2,647,627 人の提供があった。BJSQ の尺度の計算には BJSQ の 57 項目のいずれにも欠損のない 12,154,418 人を、NBJSQ の尺度の計算には NBJSQ の 80 項目のいずれにも欠損のない 1,637,642 人を解析対象とした。さらに BJSQ の年代別標準値の算出においては年代情報のないデータを除いた 9,678,153 人が、業種別標準値の算出においては業種情報のないデータを除いた 11,225,438 人が対象となった。

【BJSQ の年代別の検討】

BJSQ の年代別の各下位尺度の値について、表 6-1-1-1 に 10 歳代 (n=76,595)、表 6-1-1-2 に 20 歳代 (n=1,637,658)、表 6-1-1-3 に 30 歳代 (n=2,072,573)、表 6-1-1-4 に 40 歳代 (n=2,639,522)、表 6-1-1-5 に 50 歳代 (n=2,246,130)、表 6-1-1-6 に 60 歳以上 (n=1,005,675) を示した。年代間で平均値の違いを見てみると、57 項目版仕事の負担 (11 項目) は、30 歳代 (28.38±5.22) と最も高く、60 歳以上で (25.26±5.35) 最も低かった。

心理的ストレス反応合計についても 30 歳代 (39.74±10.81) が最も高く 60 歳以上 (33.05±9.08) で最も低かった。これら 2 つの尺度点数は、30 歳代に次いで 40 歳代で高く、ストレス要因とストレス反応が 30 歳代、40 歳代で高いことが認められた。

各年代の各下位尺度の値について、さらに性別に算出し、表 6-1-2-1～表 6-1-2-12 に示した。各年代の中で尺度得点の平均値の性差はあまり大きくなかった。仕事のストレス要因の中で最も性差の大きかった下位尺度「仕事の量的負担(量)」でも 30 歳代の男女差が 0.59 であった。ストレス反応の下位尺度でも性差はあまり見られなかったが、「疲労感」は他の尺度よりは性差がみられ 0.30～0.82 点の差があり、いずれの年代でも女性の点数が高く、特に 60 歳以上で差が大きかった。ストレス反応に影響を与える他の因子では、「上司からのサポート」に 0.30～0.53 点の差があり、いずれの年代でも女性でサポートが低かった。

【BJSQ の業種別の検討】

BJSQ の業種別の各下位尺度の値について、表 6-2-1-1 に農林水産業 (n=17, 169)、表

6-2-1-2 に鉱業・採石・砂利採取業 (n=8, 401)、表 6-2-1-3 に建設業 (n=710, 269)、表 6-2-1-4 に製造業 (n=2, 706, 304)、表 6-2-1-5 に電気・ガス・熱供給・水道業 (n=154, 157)、表 6-2-1-6 に情報通信業 (n=788, 871)、表 6-2-1-7 に運輸・郵便業 (n=569, 467)、表 6-2-1-8 に卸売・小売業 (n=1, 276, 351)、表 6-2-1-9 に金融・保険業 (n=842, 516)、表 6-2-1-10 に不動産・物品賃貸業 (n=178, 420)、表 6-2-1-11 に教育・学習支援業 (n=295, 722)、表 6-2-1-12 に医療・福祉業 (n=1, 128, 85)、表 6-2-1-13 にサービス業 (n=1, 488, 788)、表 6-2-1-14 に公務 (n=944, 691)、表 6-2-1-15 にその他 (n=115, 457) を示した。下位尺度の業種間での違いについては、例えば「仕事のコントロール度」の平均が医療・福祉業で 7.38±1.94、運輸・通信で 7.44±2.12 と低く、情報通信業 8.12±1.95 や金融・保険業 8.14±1.94 で高いなど、業種内容から了解可能な平均点の違いが見られた。

各業種の BJSQ の各下位尺度の値について、さらに性別に値を算出し、表 6-2-2-1～表 6-2-2-33 に示した。各業種内での性差についても、業種の内容から了解可能な差が見られ

た。例えば、仕事のストレス要因で最も性差が顕著だったのは建設業における「仕事の量的負担」「質的負担」であり、それぞれ男性が女性より 0.91 点、0.95 点高かった。建設業の現場での監督業務や設計者には男性が多く、その業務の負担の違いが反映されていたものと考えた。一方、公務の「仕事の量的負担」「質的負担」の性差の点数はそれぞれ 0.15 点、0.29 点と小さく、女性が男性より高かった。ストレス反応では、年代別検討の際に認められたと同様、「疲労」得点の性差が大きい業種があった。医療・福祉業で 0.71 点、教育・学習支援業で 0.62 点、公務で 0.61 点など、いずれも女性は男性より疲労の平均点が高かった。

【NBJSQ の年代別の検討】

NBJSQ の年代別の各下位尺度の値について、表 6-3-1-1 に 10 歳代(n=5, 100)、表 6-3-1-2 に 20 歳代(n=156, 276)、表 6-3-1-3 に 30 歳代(n=199, 048)、表 6-3-1-4 に 40 歳代(n=260, 660)、表 6-3-1-5 に 50 歳代(n=226, 826)、表 6-3-1-6 に 60 歳以上(n=89, 663)を示した。NBJSQ の平均値は、「仕事の負担」は 30 歳代で最も低く(ストレス要

因が高く)、「仕事の資源(作業レベル)」は 20 歳代で最も低く(資源が少なく)、「仕事の資源(部署レベル)」は 50 歳代で最も低く(資源が少なく)、「アウトカム(心理的ストレス反応)」は 30 歳代で最も低い(ストレス反応が高い)結果で、年代間差は尺度によって異なった。

各年代の各下位尺度の値について、さらに性別に算出し、表 6-3-2-1~表 6-3-2-12 に示した。「仕事の負担」の平均点は 10 歳代~40 歳代で男性が女性より低かったが、その差が最も大きかった 30 歳代でも 0.15 点と僅かであった。「アウトカム(心理的ストレス反応)」の性差も最も大きい年代の 60 歳代でも 0.12 と僅かだった。

【NBJSQ の業種別の検討】

NBJSQ の業種別の各下位尺度の値について、表 6-4-1-1 に農林水産業(n=705)、表 6-4-1-2 に建設業(n=140, 728)、表 6-4-1-3 に製造業(n=376, 553)、表 6-2-1-4 に電気・ガス・熱供給・水道業(n=301, 66)、表 6-2-1-5 に情報通信業(n=181, 178)、表 6-2-1-6 に運輸・郵便業(n=50, 004)、表 6-2-1-7 に卸売・小売業(n=211, 214)、表 6-2-1-8 に金融・保険

業(n= 86, 253)、表 6-2-1-9 に不動産・物品賃貸業(n= 46, 901)、表 6-2-1-10 に教育・学習支援業 (n= 27, 069)、表 6-2-1-11 に医療・福祉業 (n=103, 302)、表 6-2-1-12 にサービス業 (n=188, 980)、表 6-2-1-13 に公務 (n= 126, 621)、表 6-2-1-14 にその他(n=29, 836)を示した。鉱業・採石・砂利採取業についてはNBJSQのデータは得られなかった。下位尺度の業種間での違いについては、例えば最も人数の多い製造業と比較した場合、仕事の負担に関する尺度では、運輸・郵便業で「自覚的な身体的負担度」「職場環境によるストレス」が不良、教育・学習支援業と医療・福祉業の「心理的な仕事の負担(質)」「自覚的な身体的負担度」「情緒的負担」が不良といった違いがあった。情報通信業と金融・福祉業は、「仕事の資源(事業場レベル)」が製造業と比較した場合に良好であった。

各業種のNBJSQの各下位尺度の値について、さらに性別に値を算出し、表 6-4-2-1～表 6-4-2-31 に示した。仕事の負担の下位尺度では「自覚的な身体的負担度」については性差が運輸・郵便業で最も大きく(0.94点、男性で負担が大きい)、卸売り・小売り業で最も

小さかった(0.05点、男性で負担が大きい)が、他の下位尺度の性差は0.2点未満が多かった。仕事の資源(作業レベル)の「仕事のコントロール」「働きがい(仕事の意義)」「成長の機会」、仕事の資源(部署レベル)の「安定報酬」「上司のリーダーシップ」の性差が金融・保険業で比較的大きかったが、他の業種での性差は小さかった。ストレス反応に関しては、業種に特徴的な所見は見られなかった。

【年代別および業種別の高ストレス者割合】

厚生労働省「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」¹⁾に準じて、57項目と23項目のそれぞれ2つの方法で高ストレス者割合を算出し、年代別を表 6-5-1 に、業種別を表 6-5-2 に示した。年代別の高ストレス者割合では、いずれの方法でも30歳代で高ストレス者割合が高く、60歳代で低かった。業種別の高ストレス者割合では、例えば57項目版その1(合計点法)による場合、10.7%から16.9%まで6.2%の差があった。

D.考察

多機関の協力によりストレスチェックで用いられたBJSQのべ約1200万人、NBJSQのべ約160万人の大規模なデータベースが作成でき、年代別、業種別の検討をすることができた。今後のストレスチェック制度において、今回まとめた年代、業種の標準値を参考にし、ストレス反応やストレスの負荷の大きい要因に着目したり、仕事の資源の多寡を認識することで、メンタルヘルス対策、事業場の強みをよりのばすような取り組みが進むことが期待される。

高ストレス者割合については、全国労働衛生団体連合会が、全衛連ストレスチェックサービス実施結果報告書の中で毎年公表している。全衛連のサービスでは57項目版のその2（粗点換算法）による高ストレス者割合が報告されているが、直近の報告書の結果²⁾と比較したところ、年代は30歳代、業種は製造業で最も高ストレス者割合が高い結果は同様であった。当研究報告では、57項目版と23項目版について2つの方法で高ストレス者割合を算出しており、今後、ストレスチェックを行う多くの事業場で参考となるものと思われた。ただし本報告では事業場規模

別の分析はできておらず、今後ストレスチェックが義務化の方向となった50人未満の小規模事業場についての、現状の高ストレス者割合は示すことができていない。

E. 結論

2015～2023年に検査された12,154,418人分のBJSQデータおよび1,637,642人分のNBJSQデータを用いて、年代別、業種別の標準値と高ストレス者割合を示した。今後のストレスチェック制度において、ストレス反応やストレスの負荷の大きい要因に着目したり、仕事の資源の多寡を認識することで、メンタルヘルス対策や事業場の強みをよりのばすような取り組みが進むことが期待される。

F.健康危険情報

なし

G.研究発表

なし

H.知的財産権の出願・登録

特に記載すべきものなし

I. 参考文献

- | | |
|--|--|
| 1. 労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル 令和3年2月改訂版 厚生労働省労働基準局安全衛生部、労働衛生課産業保健支援室 | 株式会社セーフティネット
株式会社フィスメック
公益財団法人パブリックヘルスリサーチセンター
タック株式会社
中央労働災害防止協会
ピースマインドイープ株式会社
富士通株式会社 |
| 2. 令和5年全衛連ストレスチェックサービス実施結果報告書 令和6年6月 公益社団法人全国労働衛生団体連合会メンタルヘルス専門委員会 | |
- <https://www.mhlw.go.jp/content/000533925.pdf> (令和7年2月19日アクセス)
- <https://www.zeneiren.or.jp/cgi-bin/pdfdata/20240919152824.pdf> (令和7年2月21日アクセス)

J.協力事業者一覧(五十音順)

貴重なデータの提供にご協力くださった

以下の各社各機関に謝意を表します。

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジメント

株式会社ジャパンイーエーピーシステムズ

令和6年度厚生労働省労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

職種別・職階別解析結果

分担研究者 島津明人（慶應義塾大学総合政策学部・教授）

研究要旨：

本分担研究では、企業の委託を受けてストレスチェックを実施している団体等からストレスチェック検査データの提供を受け、職業性ストレス簡易調査票の下位尺度および対策領域別得点について、職種別および職階別の標準値を提案することを目的とした。

2015年度から2023年度に実施されたストレスチェックのデータを用いて、職業性ストレス簡易調査票57項目版10,830,057件、80項目版1,637,642件の各下位尺度得点および対策領域別得点について、職種別および職階別の標準値を求めた。

どの属性についても十分な人数で解析できたことから、職種別および職階別ともに安定した標準値を提案することができたと考えられる。

80項目版を含む職業性ストレス簡易調査票の新しい標準値が、職種別および職階別に提案されることで、集団分析や職場環境改善を職種や職階の特徴に応じて、より具体的に進めることが可能になると考えられる。

A. 研究目的

本分担研究では、企業の委託を受けてストレスチェックを実施している団体等からストレスチェック検査データの提供を受け、職業性ストレス簡易調査票の下位尺度および対策領域別得点について、職種別および職階別の標準値を提案することを目的とした。

B. 研究方法

2024年2月～6月に、事業場からストレスチェックを受託している団体等全11機関から、2015～2023年度に実施されたストレスチェックにおける職業性ストレス簡易

調査票57項目版および80項目版について、個票データのべ11,488,282人、集計データのべ2,647,627人の提供を受けた。本研究では、属性別データベースのうち、個票データが使用でき回答欠損のないもの（57項目版10,830,057件および80項目版1,637,642件）を解析対象とした。

職種別の回答件数（57項目版／80項目版）は、事務職214,124件／83,185件、営業・販売・接客職74,649件／1,141件、専門・技術・研究職172,239件／4,386件、製造・運輸・通信・生産サービス83,270件／5,114件、情報なし（その他含む）10,285,775件／1,543,816件であった。職階別の回答件数

は、経営者・役員 16,914 件／1,705 件、管理職（部長・課長）487,568 件／76,336 件、主任・一般職 1,870,089 件／257,592 件、情報なし（その他含む）8,455,486 件／1,302,009 件であった。

職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度の得点は、「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」に掲載されている素点換算表に基づき、各項目の得点を単純加算あるいは得点を逆転させた上で加算し（各下位尺度の得点範囲は、当該尺度を構成する項目数によって異なる）、合計得点が高いほど当該指標の程度が大きいと解釈するように算出した。

ストレスチェックで「高ストレス者」を選定する際に使用される評価基準（心身のストレス反応、仕事のストレス要因＋周囲のサポート）についても、同マニュアルに掲載されている算出方法に基づき、「評価基準の例（その 1）」（各下位尺度の得点を合計する方法）については、得点が高いほどストレスが高い、「評価基準の例（その 2）」（素点換算表によって各下位尺度の得点を 5 段階評価に換算した値を合計する方法）については、得点が低いほどストレスが高いと解釈するよう、各下位尺度の得点の方向性を揃えた上で合計得点を算出した。

新職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度の得点は、2009（平成 21）年度～2011（平成 23）年度厚生労働省厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）「労働者のメンタルヘルス不調の第一次予防の浸透手法に関する調査研究」（研究代表者：川

上憲人）の報告書に掲載されている算出方法に基づき、各項目の得点を単純加算あるいは得点を逆転させた上で加算したものを項目数で除し、合計得点が高いほど当該指標が望ましい状態にあると解釈するように算出した。

（倫理面への配慮）

いずれの調査も、北里大学医学部・病院倫理委員会、東京医科大学倫理審査委員会、慶應義塾大学総合政策学部環境情報学部政策・メディア研究科研究倫理委員会、東京大学大学院医学系研究科・医学部倫理委員会および産業医科大学倫理委員会といった関係諸機関の倫理委員会の承認を得て実施した。

C. 結果

1. 職種別の結果

職種別の 57 項目版の結果を、表 7-1-1（事務職）、表 7-1-2（営業・販売・接客職）、表 7-1-3（専門・技術・研究職）、表 7-1-4（製造・運輸・通信・生産サービス）、表 7-1-5（情報なし（その他含む））に示した。また、職種別の 80 項目版の結果を、表 7-2-1（事務職）、表 7-2-2（営業・販売・接客職）、表 7-2-3（専門・技術・研究職）、表 7-2-4（製造・運輸・通信・生産サービス）、表 7-2-5（情報なし（その他含む））に示した。

職種間で平均値を比較した結果、専門・技術・研究職は、仕事の資源、ストレス反応、仕事や生活の満足度が良好だった。製造・運輸・通信・生産サービス職は、ストレス反応

が最も不良だった。

2. 職階別の結果

職階別の 57 項目版の結果を、表 7-3-1(経営者・役員)、表 7-3-2(管理職(部長・課長))、表 7-3-3(主任・一般職)、表 7-3-4(情報なし(その他含む))に示した。また、職階別の 80 項目版の結果を、表 7-4-1(経営者・役員)、表 7-4-2(管理職(部長・課長))、表 7-4-3(主任・一般職)、表 7-4-4(情報なし(その他含む))に示した。

職階間で平均値を比較した結果、経営者・役員において、仕事の負担、仕事の資源、心理的ストレス反応、ワーク・エンゲイジメントのいずれも最も良好であり、主任・一般職が最も不良であった。

D. 考察

本研究では、企業の委託を受けてストレスチェックを実施している団体等からストレスチェック検査データの提供を受け、職業性ストレス簡易調査票の下位尺度および対策領域別得点について、職種別および職階別の標準値を求めた。属性別データベースのうち、個票データが使用でき回答欠損のないもの(57 項目版 10,830,057 件および 80 項目版 1,637,642 件)を解析した。どの属性についても十分な人数で解析できたことから、職種別および職階別ともに安定した標準値を提案することができたと考えられる。

解析では、57 項目版と 80 項目版の 2 種類の調査票について検討を行ったが、いず

れの属性においても、2 種類の調査票間で相反する結果はなく、類似した傾向が認められた。

80 項目版を含む職業性ストレス簡易調査票の新しい標準値が、職種別および職階別に提案されることで、集団分析や職場環境改善を職種や職階の特徴に応じて、より具体的に進めることが可能になると考えられる。

E. 結論

2015 年度から 2023 年度に実施されたストレスチェックのデータを用いて、職業性ストレス簡易調査票 57 項目版 10,830,057 件、80 項目版 1,637,642 件の各下位尺度得点および対策領域別得点について、職種別および職階別の標準値を提案した。

80 項目版を含む職業性ストレス簡易調査票の新しい標準値が、職種別および職階別に提案されることで、集団分析や職場環境改善を職種や職階の特徴に応じて、より具体的に進めることが可能になると考えられる。

F. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む。)

該当せず。

H. 文献

- 1) 堤明純. ストレスチェック制度のこれまでと実情・課題. 安全と健康. 2023; 24(9): 17-20.

I 協力事業者一覧(五十音順)

貴重なデータの提供にご協力をいただいている各社に謝意を表します。

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジメント

株式会社ジャパンイーエーピーシステムズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチセンター

タック株式会社

中央災害防止協会

ピースマインド株式会社

富士通株式会社

令和6年度厚生労働省労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

雇用形態別・労働時間別解析結果

研究分担者 川上憲人 東京大学大学院医学系研究科デジタルメンタルヘルス講座
特任教授
研究協力者 飯田真子 東京大学大学院医学系研究科精神保健学分野・特任助教

研究要旨

本分担研究では、協力事業者・企業から収集された職業性ストレス簡易調査票(57項目)・新職業性ストレス簡易調査票(80項目)の属性別データベースのうち、個票が使用できるものを解析し(11,488,282人)、職業性ストレス簡易調査票(57項目)・新職業性ストレス簡易調査票(80項目)の尺度の平均値および標準偏差を、雇用形態および労働時間別に集計した。これらの数値は、雇用形態別、労働時間別の全国標準値としてストレスチェックの雇用形態別の集団分析の評価などに使えると思われる。

A. 研究目的

属性別データベース(個票)を解析し、雇用形態および月労働時間別の職業性ストレス簡易調査票、新職業性ストレス簡易調査票の各尺度の平均値、標準偏差を計算する。

B. 研究方法

協力事業者・企業から収集された職業性ストレス簡易調査票(57項目)・新職業性ストレス簡易調査票(80項目)の属性別データベースのうち、個票が使用できるものを解析した(11,488,282人)。各事業者から提供可能な回答者の属性について情報を収集した。本研究での属性変数は以下の通り。

1. 雇用形態

1=正社員、2=契約社員/嘱託社員、3=パート/アルバイト、4=派遣社員。その他(情報

なし、契約/パート(一協力事業者のみ))は解析しなかった。

2. 月労働時間

1=45時間以下、2=40超~60時間以下、3=60超~80時間以下、4=80超~100時間以下、5=100時間超。情報なしは解析しなかった。1=45時間以下と2=40超~60時間以下のカテゴリは一部重複しているが、協力事業者の属性情報が同一でなく、やむを得ずこの区分としている。

研究倫理審査は、北里大学医学部において多機関共同研究として一括承認を受けた(実施計画番号B23-052、研究課題名「職業性ストレス簡易調査票の新しい基準値についての研究」)。東京大学大学院医学系研究科では、北里大学医学部に書面で倫理審査依頼を行い、学内研究登録を行った。

C. 研究結果

結果は表 8-1-1 から表 8-4-5 ま
でにまとめた。

雇用形態では、正社員にくらべ契約社員/
嘱託社員、パート/アルバイト、派遣社員で
は仕事の負担は一般的に良好だが、仕事の
コントロール、技能の活用などの仕事の資
源（作業レベル）、上司のサポート、経済地
位報酬、安定報酬などの仕事の資源（部署レ
ベル）に課題があった。派遣社員ではハラス
メントも課題があった。

長時間労働者では、ほぼすべての種類の
仕事の負担とアウトカム（心理的ストレス
反応）が課題であった。月労働時間 100 時
間超えでは家族・友人からのサポート、経
済・地位報酬などの仕事の資源（部署レベ
ル）、経営層との信頼関係、公正な人事評価、
キャリア形成、ワーク・セルフ・バランス
（ポジティブ）などの仕事の資源（事業場レ
ベル）にも課題があった。

D. 考察

雇用形態別の職業性ストレス簡易調査票、
新職業性ストレス簡易調査票の各尺度の平
均値を求めた。この数値は、雇用形態別の全
国標準値として。ストレスチェックの雇用
形態別の集団分析の評価などに使えると思
われる。

週労働時間別の職業性ストレス簡易調査
票、新職業性ストレス簡易調査票の各尺度
の平均値も求めた。一般には労働時間別の

ストレスチェックの集団分析を行うことは
考えにくい、集団分析を解釈する際に、こ
れらの数値は参考値として活用できると思
われる。

協力事業者から提供された多数のストレ
スチェックデータが利用でき、どの群も十
分な人数で解析ができたことから、本報告
の平均値と標準偏差は比較的安定した推計
になっていると考えられる。しかし一方で、
雇用形態や労働時間の属性が入手できた協
力事業者は一部であり、事業所規模、業種、
地域などに偏りがある可能性がある点には
注意しておく必要がある。

データ提供を通じて研究に貢献いただい
た協力事業者（巻末リスト）に深くお礼申し
上げます。

E. 結論

本分担研究では、協力事業者・企業から収
集された職業性ストレス簡易調査票（57 項
目）・新職業性ストレス簡易調査票（80 項目）
の尺度の平均値および標準偏差を、雇用形
態および労働時間別に集計した。これらの
数値は、雇用形態別、労働時間別の全国標準
値としてストレスチェックの雇用形態別の
集団分析の評価などに使えると思われる。

G. 研究発表

1. 論文発表

該当なし。

2. 学会発表

該当なし。

H. 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む。)

1. 特許取得

該当なし。

2. 実用新案登録

該当なし。

3. その他

該当なし。

I. 協力事業者一覧（五十音順）

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジメント

株式会社ジャパンイーエーピーシステムズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチセンター

タック株式会社

中央災害防止協会

ピースマインド株式会社

富士通株式会社

令和6年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

テレワークに従事する労働者の解析結果

研究代表者	堤 明純	北里大学医学部公衆衛生学	教授
研究分担者	渡辺 和広	北里大学医学部公衆衛生学	講師
	松崎 慶一	北里大学医学部公衆衛生学	講師
研究協力者	関根 康寛	北里大学医学部公衆衛生学	大学院生
	菊池 尚樹	北里大学医学部公衆衛生学	大学院生

研究要旨

本研究では、厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金「職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案」において、新しい働き方であるテレワークの標準値を算出することを目的とした。

インターネット調査会社に登録されているパネルモニター約 220 万人の中から、現在、就業している、会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている 18 歳～64 歳までの労働者（役員を含む）を対象とした。抽出条件として、労働力調査（基本統計 2022 年）の年齢構成比に準じて、男女比 1:1 を加えた。新しい働き方であるテレワークの特徴を捉えるため、調査対象の半数がテレワークを行っている労働者となるように設定した。

調査は 2023 年 12 月に実施した調査で、計 2891 人から情報を得た。テレワークを行っている労働者 1294 人、テレワークを行っていない労働者 1597 人毎に、新旧職業性ストレス簡易調査票の標準値を算出した。また、勤務形態別（仕事場が在宅のみ、在宅以外のサテライトオフィス、在宅もサテライトオフィスも可）のグループに分けて、標準値を算出した。さらに、テレワークの頻度別（週 1 日、週 2-3 日、週 4 日以上）に分けて、標準値を算出した。

テレワークを行っている労働者は、同時に調査したテレワークを行っていない労働者（1597 人）と比較して、身体的負担が低く、仕事のコントロールが高いことが観察された。厚労省が勧める基準で抽出した高ストレス者の割合は 16.6%でテレワークを行っていない労働者より少なかった。勤務形態別に算出した標準値は、テレワークを行っている場所が、在宅とサテライトオフィスに限定をされていない労働者で好ましい傾向が見られた。テレ

ワークの頻度別の解析では、仕事の負担感が、週1日のテレワーク従事者で高い傾向が見られたが、他の標準値について一貫した傾向はみられなかった。

A. 研究目的

2015（平成27）年12月から、常時50人以上の労働者を使用する全ての事業場において「ストレスチェック制度」を実施することが義務付けられ（労働安全衛生法第66条の10）、1年以内ごとに1回、仕事の量的な負担や裁量権、上司や同僚の支援といった職場環境を把握することになっている。

ストレスチェック制度では、「職業性ストレス簡易調査票（Brief Job Stress Questionnaire; BJSQ）」が、労働者の心身の状況を把握されるために汎用され、この調査票を用いて作成される「仕事のストレス判定図」が職場のメンタルヘルス対策に役立てられている(1)。

職業性ストレス簡易調査票および仕事のストレス判定図は、平成7～11年度労働省「作業関連疾患の予防に関する研究班—ストレス測定グループ」により開発されたが、働き方が大きく変化しており、職場におけるメンタルヘルス対策も進んでいる中、調査票の標準値の見直し、仕事のストレス判定図を作図するための係数の見直し、新しく使われ始めている80項目版調査票（New Brief Job Stress Questionnaire; NBJSQ）を用いて集団分析を行うための判断基準が求められている。

本研究では、厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金「職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案」において、新しい働き方であるテレワークに従事している労働者について、新旧職業性ストレス簡易調査票の標準値を推定することを目的とした。

B. 研究方法

インターネット調査会社に登録されているパネルモニター約220万人の中から、メールやホームページ上の広告等を通じて研究参加の呼びかけを行い、参加に同意した者に質問票へ回答いただいた。

調査対象は、現在、就業している、会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている労働者（役員を含む）で、年齢は18歳～64歳までとした。

さらに、抽出条件として、労働力調査（基本統計2022年）の年齢構成比（年代18-24:25-34:35-44:45-54:55-64=1:2:2.5:3:2.5）に準じて、男女比1:1を加えた。新しい働き方であるテレワークの特徴を捉えるため、調査対象の半数がテレワークを行っている労働者となるように設定した。すなわち、テレワークをしている労働者の

比率は、オーバーサンプリングとなるものであった。

テレワークを行っている労働者、テレワークを行っていない労働者毎に、新旧職業性ストレス簡易調査票の標準値を算出した。また、テレワークを行っている者のうち、仕事場が在宅のみ、在宅以外のサテライトオフィス、在宅もサテライトオフィスも可能なグループに分けて、標準値を算出した。さらに、テレワークを行っている頻度で、週1日、週2-3日、週4日以上に分けて、標準値を算出した。

標準値の算出方法は、はじめにBJSQの各下位尺度の平均値、標準偏差、最小値、最大値、四分位を求めた。57項目版のほか、23項目版のみで使用される下位尺度（抑うつ感（3項目）、食思不振、不眠）についても算出した。またJob Demand Resourceモデルと「健康いきいき職場モデル」を参考にNBJSQに新たに導入された「仕事の資源」をBJSQの57項目版と23項目版に適用し算出した。具体的には、「57項目版仕事の資源（作業レベル）」＝仕事のコントロール度＋技能の活用度＋仕事の適性度＋働きがい、「57項目版仕事の資源（部署レベル）」＝上司からのサポート＋同僚からのサポート＋家族・友人からのサポート、「23項目版仕事の資源（部署レベル）」＝上司からのサポート＋同僚からのサポート、で算出した。

また、厚生労働省「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」(2)における評価基準の例(その1)によるストレス判定で用いられる「心身のストレス反応」「仕事のストレス要因＋サポート」の得点について、57項目版と23項目版のそれぞれで算出した。

NBJSQについても、平均値、標準偏差、最小値、最大値、四分位について、80項目の各下位尺度（項目）と「健康いきいき職場モデル」に準じた統合的尺度である「仕事の負担」「仕事の資源（作業レベル）」「仕事の資源（部署レベル）」「仕事の資源（事業場レベル）」「アウトカム（心理的ストレス反応）」について算出した。なお「仕事の資源（部署レベル）」は、調査票開発時に提案された算出方法では「家族・友人からのサポート」を含まないが、近年、家族や友人を含めた職場の交流やワークライフバランスの重要性が高まっており、今後、「家族・友人からのサポート」を考慮した得点が意味を持つ可能性を考慮し、当該項目を含まない・含める2つの方法で算出した。

さらに厚生労働省「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」(2)に準じて、高ストレス者割合（％）を、合計点を用いる方法を用いて算出した。

C. 研究結果

調査は2023年12月に実施した。計2891

人が参加した。

抽出条件に沿った集計を表 9-1 に示す。18 歳～24 歳の男性労働者、テレワークをしている 18 歳～24 歳の女性労働者が目標サンプル数に届かなかった。

表 9-2 に、職種、業種、雇用形態、労働時間を含む基本属性を、対象者全体とテレワークを行っている労働者、テレワークを行っていない労働者別に示す。

参加者の属性は、職種別では事務職が多く、業種別では第一次産業が少なかった。また、非正規社員は 3 割未満であった。

テレワークを行っている労働者は、そうでない労働者に比べて、若干年齢が高かった。職種別では、管理職の割合が高く技術者、事務職の割合が多かった。サービス職と生産技能職はテレワークを行っている労働者が少なかった。業種別では製造業、情報通信業で、テレワークを行っている労働者の割合がそうでない労働者に比して高く、卸売業、小売業、教育、学習支援業、医療、福祉では、逆の傾向であった。

テレワークをしていない労働者の BJSQ57 項目・23 項目版の集計を表 9-3 に、テレワークをしている労働者の BJSQ57 項目・23 項目版の集計を表 9-4 に示す。

テレワーク従事の有無による BJSQ 項目の比較では、テレワーク従事者は、そうでない労働者に比べて、身体的負担が少なく、仕事のコントロールが高いことがわ

れた。身体愁訴を含むストレス反応、仕事のストレスに影響を与える他の要因（支援）には大きな差は認められなかった。高ストレス者の割合は、テレワークを行っている労働者は、そうでない労働者に比べて 3%ほど低い傾向があった。

テレワークをしていない労働者の NBJSQ の集計を表 9-5 に、テレワークをしている労働者の NBJSQ の集計を表 9-6 に示す。

BJSQ57 項目・23 項目版と同様に、身体的な負担度と仕事のコントロールはテレワークを行っている者で好ましく、職場環境によるストレスも好ましい傾向が見られた。部署レベル、事業場レベルの資源も好ましい傾向が見られた。

勤務形態別の集計を、テレワークを行っている者のうち、仕事場が在宅のみ (BJSQ57 項目・23 項目版；表 9-7、NBJSQ；表 9-8)、在宅以外のサテライトオフィス (BJSQ57 項目・23 項目版；表 9-9、NBJSQ；表 9-10)、在宅もサテライトオフィス等も可能なグループ (BJSQ57 項目・23 項目版；表 9-11、NBJSQ；表 9-12) に分けて、標準値を算出した。

身体的負担、職場環境のストレスは、勤務場所が在宅以外のサテライトオフィスに限られているテレワーク労働者で好ましくなく仕事の負担が高い傾向がみられた。また、身体愁訴を含むストレス反応が全般に高い傾向も見られた。これらの得点が比較

の好ましかったのは、在宅もサテライトオフィスも可能なグループであった。ストレス反応に影響を与える他の因子（支援等）に大きな差はみられなかった。

高ストレス者の割合は、仕事場が在宅のみ、在宅もサテライトオフィスも可能なグループでは、テレワークを行っていない労働者より低かったが、在宅以外のサテライトオフィスでテレワークを行っている労働者の高ストレス者の割合は 20%を超える高値であった。

新職業性ストレス簡易調査票の集計では、在宅以外のサテライトオフィスのグループは、身体的負担度、職場環境によるストレスは好ましくなく、わずかではあるが仕事レベル、部署レベルの資源スコアも低値であった。ワーク・セルフ・バランスは高値で、在宅のみのテレワーク労働者で低値であった。

テレワークの頻度別の集計を以下のように示す。週 1 日 (BJSQ57 項目・23 項目版；表 9-13、NBJSQ；表 9-14)、週 2-3 日 (BJSQ57 項目・23 項目版；表 9-15、NBJSQ；表 9-16)、週 4 日以上 (BJSQ57 項目・23 項目版；表 9-17、NBJSQ；表 9-18)。

週 1 日のテレワーク労働者は、他の頻度に比べて仕事の負担が高い傾向があった。作業レベルの仕事の資源は、週 4 日以上のテレワーク労働者で高い傾向があった。ストレス反応、ストレス反応を与える他の因子

のレベルは、3つのグループで大きな差は見られなかった。高ストレス者の割合は、週 2-3 日テレワークを行っている労働者で多い傾向があった。

80 項目版の集計では、仕事の負担とワーク・セルフ・バランスだが、週 4 日のテレワーク労働者で好ましい傾向が見られた。仕事の資源レベルは 3つのグループで差はなかった。安定報酬のレベルが週 1 日のグループで高い傾向が見られた。

D. 考察

参加者の属性は、職種別では事務職が多く、業種別では第一次産業が少ないといったインターネット調査への参加者の特性として矛盾しない状況がうかがわれた。また、非正規社員はわが国の現状 (37.2%；総務省の労働力調査 (詳細集計) 2023 年 (令和 5 年) 1~3 月期平均の結果) より少なかった。

若年でテレワークを行っている労働者がアンダーサンプリングになったことを含め、非現業職でテレワーク従事者が多いなど、参加者の基本属性は、テレワークの業態をよく表していた。テレワーク労働者における経済的報酬の高値は職階を反映したのもとも思われた (テレワークを行っている者に管理職・専門職が多い)。

テレワーク従事の有無による BJSQ 項目の比較では、身体的負担と仕事のコントロールに、テレワーク従事者と非従事者間で

想定されている差(3)が観察された。就業上の支援を含むそのほかの項目には大きな差は観察されなかったが、テレワーク従事者は、テレワークを行っていない従事者に比べて高ストレス者の割合が低かった。

テレワークの勤務形態別にはいくつかの特徴がみられた。

身体的負担、職場環境のストレスは、勤務場所が在宅以外のサテライトオフィスに限られているテレワーク労働者で好ましくない傾向がみられた。ここに分類された労働者は、サンプル数が少なく(139人)、また、一部の尺度で信頼性係数も低く(職場の対人関係でのストレス; 0.499)、評価を慎重にする必要があるが、通勤の負担などテレワークを行っていない労働者と共通する負担がある可能性も考えられた。

在宅、サテライトオフィスの両者が可能なテレワークを行っている労働者は、快適な働く場所を選べる可能性もある。テレワークおよび働く場所を労働者が選択できることは、メンタルヘルス、仕事のパフォーマンスに好影響を与えている。さらに、テレワークに対する主観的な適応度が高いとパフォーマンス、心理的状況がよい。一方で、選択ができないことはストレス増や満足感の低下につながる事が指摘されている(4)。

コロナウイルス感染症のために、わが国でテレワークが一気に導入された時期には、

テレワークへの適応(高齢労働者、新卒・中途採用者が難)、労働時間の増加(労務管理の難や仕事と家庭生活の境界があいまいになることによる)、家庭環境とのコンフリクト(家庭生活が仕事を妨げる可能性や、人間工学的に良好な治具の不備など)がメンタルヘルスに悪影響を与えうる要因として挙げられていた(3)。感染症流行の落ち着きとともに、テレワークの実施事業場も減少したが、テレワークが可能な職場で、新しい働き方として一定割合で定着をしてきており、テレワークの好ましい側面が表れている可能性がある。

テレワークの頻度別の解析では、仕事の負担感が、週1日のテレワーク従事者で高い傾向が見られたが、仕事のストレスについて一貫した傾向はみられなかった。安定報酬のレベルが週1日のグループで高い傾向が見られたが、週1日のグループで正規労働者の割合が高いためと考えられた(85.3%; 週2-3日: 79.8%; 週4日以上: 75.8%, $\chi^2=12.463$, $p=0.002$)。

E. 結論

インターネット調査に協力をいただいたテレワークを行っている労働者1294人を対象として職業性ストレス簡易調査票の標準値を算出した。テレワークを行っている労働者は、同時に調査したテレワークを行っていない労働者(1597人)と比較して、

身体的負担が低く、仕事のコントロールが高いことが観察された。厚労省が勧める基準で抽出した高ストレス者の割合は 16.6%でテレワークを行っていない労働者より少なかった。勤務形態別には、テレワークを行っている場所が、在宅とサテライトオフィスに限定をされていない労働者で好ましい傾向が見られた。

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む。)

該当せず。

H. 文献

1. Watanabe K, Imamura K, Eguchi H, Hidaka Y, Komase Y, Sakuraya A, et al. Usage of the Brief Job Stress

Questionnaire: A Systematic Review of a Comprehensive Job Stress Questionnaire in Japan from 2003 to 2021. *Int J Environ Res Public Health*. 2023;20(3):1814.

2. 厚生労働省労働基準局安全衛生部、労働衛生課産業保健支援室. 労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル 令和3年2月改訂版 [Available from:

<https://www.mhlw.go.jp/content/000533925.pdf>.

3. 研究代表者：堤 明純. 令和2年度厚生労働行政推進調査事業費（厚生労働科学特別研究事業）(20CA2044) . テレワーク等新しい働き方に対応したストレスおよびメンタルヘルス対策への提言と好事例集の作成. 報告書. 2021.

4. Gajendran RS, Harrison DA. The good, the bad, and the unknown about telecommuting: meta-analysis of psychological mediators and individual consequences. *J Appl Psychol*. 2007;92(6):1524-41.

表 9-1. 対象者の概要 (性、年代、制年代、割付別)

		n
全体		2891
性別	男性	1391
	女性	1500
年代	18 歳～24 歳	163
	25 歳～34 歳	544
	35 歳～44 歳	684
	45 歳～54 歳	820
	55 歳～64 歳	680
性年代	男性 18 歳～24 歳	27
	男性 25 歳～34 歳	272
	男性 35 歳～44 歳	342
	男性 45 歳～54 歳	410
	男性 55 歳～64 歳	340
	女性 18 歳～24 歳	136
	女性 25 歳～34 歳	272
	女性 35 歳～44 歳	342
	女性 45 歳～54 歳	410
	女性 55 歳～64 歳	340
割付	男性 18 歳～24 歳 テレワークをしている	6
	男性 25 歳～34 歳 テレワークをしている	89
	男性 35 歳～44 歳 テレワークをしている	171
	男性 45 歳～54 歳 テレワークをしている	205
	男性 55 歳～64 歳 テレワークをしている	170
	男性 18 歳～24 歳 テレワークをしていない	21
	男性 25 歳～34 歳 テレワークをしていない	183
	男性 35 歳～44 歳 テレワークをしていない	171
	男性 45 歳～54 歳 テレワークをしていない	205
	男性 55 歳～64 歳 テレワークをしていない	170
	女性 18 歳～24 歳 テレワークをしている	23
	女性 25 歳～34 歳 テレワークをしている	136
	女性 35 歳～44 歳 テレワークをしている	171
	女性 45 歳～54 歳 テレワークをしている	205
	女性 55 歳～64 歳 テレワークをしている	118
	女性 18 歳～24 歳 テレワークをしていない	113
	女性 25 歳～34 歳 テレワークをしていない	136
	女性 35 歳～44 歳 テレワークをしていない	171
	女性 45 歳～54 歳 テレワークをしていない	205
	女性 55 歳～64 歳 テレワークをしていない	222

表 9-2. 基本属性

	全体 (N=2891)		テレワークなし (N=1597)		テレワークあり (N=1294)	
	N (%)	Mean (SD)	N (%)	Mean (SD)	N (%)	Mean (SD)
性別						
男性	1391 (48.1)		750 (47.0)		641 (49.5)	
女性	1500 (51.9)		847 (53.0)		653 (50.5)	
その他	0 (0.0)		0 (0.0)		0 (0.0)	
回答しない	0 (0.0)		0 (0.0)		0 (0.0)	
年齢		44.44 (11.6)		43.95 (12.2)		45.05 (10.7)
職種						
管理職	402 (13.9)		140 (8.8)		262 (20.2)	
専門職	532 (18.4)		311 (19.5)		221 (17.1)	
技術者	193 (6.7)		57 (3.6)		136 (10.5)	
事務職	889 (30.8)		412 (25.8)		477 (36.9)	
サービス	357 (12.3)		294 (18.4)		63 (4.9)	
技術を必要とする 生産技能職	68 (2.4)		50 (3.1)		18 (1.4)	
機械を操作する 生産技能職	47 (1.6)		45 (2.8)		2 (0.2)	
身体を使う作業 の多い生産技能 職	138 (4.8)		136 (8.5)		2 (0.2)	
その他の仕事	265 (9.2)		152 (9.5)		113 (8.7)	
業種						
農業、林業	7 (0.2)		4 (0.3)		3 (0.2)	
漁業	0 (0.0)		0 (0.0)		0 (0.0)	
鉱業、採石業、砂 利採取業	5 (0.2)		1 (0.1)		4 (0.3)	
建設業	124 (4.3)		73 (4.6)		51 (3.9)	
製造業	519 (18.0)		202 (12.6)		317 (24.5)	
電気・ガス・熱供 給・水道業	39 (1.3)		20 (1.3)		19 (1.5)	
情報通信業	282 (9.8)		39 (2.4)		243 (18.8)	
運輸業、郵便業	107 (3.7)		90 (5.6)		17 (1.3)	
卸売業、小売業	264 (9.1)		176 (11.0)		88 (6.8)	
金融業、保険業	152 (5.3)		67 (4.2)		85 (6.6)	

不動産業、物品賃貸業	67 (2.3)	36 (2.3)	31 (2.4)
学術研究、専門・技術サービス業	76 (2.6)	27 (1.7)	49 (3.8)
宿泊業、飲食サービス業	65 (2.2)	55 (3.4)	10 (0.8)
生活関連サービス業、娯楽業	59 (2.0)	42 (2.6)	17 (1.3)
教育、学習支援業	156 (5.4)	119 (7.5)	37 (2.9)
医療、福祉	369 (12.8)	321 (20.1)	48 (3.7)
複合サービス業	46 (1.6)	20 (1.3)	26 (2.0)
サービス業（他に分類されないもの）	281 (9.7)	125 (7.8)	156 (12.1)
公務（他に分類されないものを除く）	178 (6.2)	131 (8.2)	47 (3.6)
分類不能の産業（その他）	95 (3.3)	49 (3.1)	46 (3.6)
<hr/>			
雇用形態			
正社員	2073 (71.7)	1032 (64.6)	1041 (80.4)
非正規社員	818 (28.3)	565 (35.4)	253 (19.6)
<hr/>			
労働時間			
30 時間以下	579 (20.0)	392 (24.5)	187 (14.5)
31 時間～40 時間	881 (30.5)	507 (31.7)	374 (28.9)
41 時間～50 時間	972 (33.6)	473 (29.6)	499 (38.6)
51 時間～60 時間	295 (10.2)	131 (8.2)	164 (12.7)
61 時間以上	164 (5.7)	94 (5.9)	70 (5.4)
<hr/>			
テレワークの勤務形態			
仕事場は在宅のみ			596 (46.1)
仕事場は在宅以外のサテライトオフィス等			139 (10.7)
仕事場は在宅もサテライトオフィス等も可			559 (43.2)
<hr/>			
テレワークの頻度			
週 1 日			449 (34.7)
週 2-3 日			445 (34.4)
週 4 日以上			400 (30.9)

令和6年度労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

仕事のストレス判定図の係数見直し

分担研究者 渡辺和広（北里大学医学部公衆衛生学・講師）
分担研究者 井上彰臣（産業医科大学 IR 推進センター・准教授）
分担研究者 小田切優子（東京医科大学公衆衛生学分野・講師）

目的:本研究では、職業性ストレス簡易調査票の開発に合わせて開発された仕事のストレス判定図の平均値、および係数を見直すことを目的とした。

方法:2024年2月～6月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全11機関から、2015～2023年度に実施されたストレスチェックにおける職業性ストレス簡易調査票に関するデータ提供を受けた。うち8機関からは個人情報を除く個票データを取得した。個票データのうち、57項目版のデータがある企業のデータを使用し、企業を識別するIDごとに、職業性ストレス簡易調査票の4つの下位尺度（仕事の量的負担、仕事のコントロール、上司の支援、同僚の支援）の平均値を求めた。合わせて、心身のストレス反応が高いことによる高ストレス者の割合を算出した。1年後の高ストレス者割合を予測する係数を推定するため、一般化線型モデル（二項分布、ロジットリンク）によるモデリングを行った。

結果:事業場レベルの変数を作成できた42,760事業場、のべ9,774,846名を解析の対象とした。メタ分析によって統合された4つの下位尺度の係数は、全産業において仕事の量的負担で0.073、仕事のコントロールで-0.064、上司の支援で-0.075、同僚の支援で-0.082となった。また、一部の業種を除く業種ごとの係数も算出された。

結論:ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを利用して、新しい仕事のストレス判定図の平均値、および係数が示された。また、一部の業種においては業種別の係数が示された。

A. 研究目的

2000年に開発された職業性ストレス簡易調査票（Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ）は、仕事のストレス要因、ストレス反応、および修飾要因を含む多様な要因を測定することができる（下光他, 2000）。

BJSQは、2015年から施行されたストレスチェック制度においても使用が推奨されており、日本の産業保健における実践・研究の両面で広く利用されている（Watanabe et al., 2023）。また、BJSQの開発に合わせて、仕事のストレス要因の健康影響を視覚化す

る仕事のストレス判定図が開発された（川上他，2000）。この判定図は、仕事の要求度—コントロール—サポートモデルに基づき、対応する BJSQ の 4 つの下位尺度（仕事の量的負担、仕事のコントロール、上司の支援、同僚の支援）を用いて使用するものである。多重ロジスティック回帰モデルを利用して抑うつを予測する式を作成し、全国平均値と比較した際の総合健康リスク値を求めることができる。このリスク値は、30 日以上疾病休業を予測することも確認されており、ストレスチェック制度においても広く利用されている。判定図は仕事のストレス要因の影響の性差を考慮し、男性版と女性版の 2 種類が開発されている。

BJSQ の開発から 24 年が経過し、わが国の働き方が変化するとともに、職場のメンタルヘルス対策も浸透してきた。しかし、BJSQ の標準値は、開発当初から更新されておらず、見直しが必要である。また、合わせて開発された仕事のストレス判定図についても、平均値、およびリスク値算出のための係数を見直す必要がある。職場の産業保健スタッフ等を対象とした事前のヒアリングでは、パラメータが 20 年以上前から変更されていないため今でも有用なのか疑問があること、男女混合の職場がほとんどであり、男女別の判定図の意義があまりないこと、職種や業種によって働き方が大きく異なるため、職場の現状と合わないこと、将来の抑うつや疾病休業の発生を予測するだけでなく、現在の状況を判断するためのツールも

欲しいこと、等の意見が挙げられた。本事業では、ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを収集したことで、多様な基本属性を持つ労働者における多くの BJSQ の測定データを得ることができた。このデータを活用し、ストレスチェック制度における高ストレス者のうち、心身のストレス反応に関する項目の評価点の合計が高い者（心身のストレス反応の合計点が 77 点以上の者）の割合を予測する式を構築することで、仕事のストレス判定図のパラメータ更新を検討できる可能性がある。また、業種別にも十分なデータが得られている場合は、業種別の判定図を作成できる可能性もある。

以上から本研究では、仕事のストレス判定図の平均値、および係数を見直すことを目的とした。

B. 研究方法

1. 研究デザインとセッティング

2024 年 2 月～6 月に、企業の委託を受けてストレスチェックを実施する団体等全 11 機関から、2015～2023 年度に実施されたストレスチェックにおける BJSQ（23 項目版、57 項目版、あるいは 80 項目版）に関するデータ提供を受けた。うち 8 機関からは個人情報を除く個票データを取得し、残りの 3 機関からは性・年代で層別化された集計データを取得した。本研究では、個票データのうち、57 項目版のデータがある企業のデータを使用した。個票データの提供を受けた

機関からは、BJSQの各項目以外の基本属性として、1) 個人を識別する番号、2) 企業を識別する番号、3) 性別（男性、女性、その他）、4) 年齢、5) 年代（10代、20代、30代、40代、50代、60代以上）、および6) 業種（農林水産業、鉱業・採石・砂利採取業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸・郵便業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産・物品賃貸業、教育・学習支援業、医療・福祉、サービス業、公務、その他）、の提供を受けた。

本研究は、北里大学医学部・病院倫理委員会の承認を得ている（B23-052）。

2. 統計解析

企業を識別するIDごとに、仕事のストレス判定図の作成に必要な、BJSQの4つの下位尺度（仕事の量的負担、仕事のコントロール、上司の支援、同僚の支援）の平均値を求め、事業場レベルの情報とした。合わせて、企業を識別するIDごとに、心身のストレス反応が高いことによる高ストレス者（心身のストレス反応の合計点が77点以上の者）の割合を算出した（0～100%）。さらに、共変量として、年代（1=10代、2=20代、3=30代、4=40代、5=50代、6=60代以上）の平均値、および女性比率（0～100%）を算出した。

BJSQの4つの下位尺度と心身のストレス反応が高いことによる高ストレス者割合との関連を推定するため、一般化線型モデル（二項分布、ロジットリンク）によるモデリングを行った。解析は、対象者全体（全産

業）の他、業種別にも行った。

モデリングは、1年後の高ストレス者割合を予測する縦断解析と、同時点での関連を推定する横断解析の2種類を実施した。縦断解析においては、年代平均、および女性比率に加えて、前年度の高ストレス者割合（0～100%）を共変量として調整した。2015～2023年度までの9年度において、それぞれ1年後の高ストレス者割合を予測するモデリングを実施し、それらのパラメータをメタ分析（変量効果モデル）を用いて統合した。縦断解析によって得られた係数については、仕事のストレス判定図の作図に活用された。横断解析においては、年代平均、および女性比率に加えて、測定年度（0=2015年度～8=2023年度）を連続量として調整した。各モデルは以下のように記述される。

縦断解析

$$\frac{p}{1-p} = \exp(\beta_0 + \beta_1 * (\text{仕事の量的負担}) + \beta_2 * (\text{仕事のコントロール}) + \beta_3 * (\text{上司の支援}) + \beta_4 * (\text{同僚の支援}) + \beta_5 * (\text{前年度高ストレス者割合}) + \beta_6 * (\text{年代平均}) + \beta_7 * (\text{女性比率}))$$

横断解析

$$\frac{p}{1-p} = \exp(\beta_0 + \beta_1 * (\text{仕事の量的負担}) + \beta_2 * (\text{仕事のコントロール}) + \beta_3 * (\text{上司の支援}) + \beta_4 * (\text{同僚の支援}) + \beta_5 * (\text{測定年度}) + \beta_6 * (\text{年代平均}) + \beta_7 * (\text{女性比率}))$$

ここで、p は心身のストレス反応が高いことによる高ストレス者である確率を意味する。

事業場レベルの各変数の算出、および一般線型モデルの実装は、SPSS version 29 を用いて行った。縦断解析のパラメータ統合におけるメタ分析の実装は、R version 4.4.2 および metafor パッケージを使用した。

C. 研究結果

収集された 2015 年～2023 年度のデータのうち、事業場レベルの変数を作成できた 42,760 事業場、のべ 9,774,846 名を解析の対象とした。

表 10-1 は、リスク値計算の際に使用される平均値を示している。全産業における平均値は、仕事の量的負担を例にとると 8.42 で、2000 年時の男性版、女性版の判定図で使用されている平均値よりもそれぞれ 0.28 点低い、および 0.82 点高い値となった。

表 10-2、および表 10-3 は、全産業における一般線型モデルによるモデリングの結果を示している。メタ分析によって統合された 4 つの下位尺度の係数は、仕事の量的負担で 0.073、仕事のコントロールで -0.064、上司の支援で -0.075、同僚の支援で -0.082 となった。横断解析では、いずれも高ストレス者割合との関連が縦断解析よりも大きくなった。表 10-2 の係数に基づき作成された全産業版の仕事のストレス判定図（2024 年版）を図 10-1 に示す。

表 10-4、および表 10-5 は、業種別のモデリングの結果を示している。例として、表 10-4 の係数に基づき作成された製造業版の仕事のストレス判定図（2024 年版）を図 10-2 に示す。なお、1) 農林水産業、2) 鉱業・採石・砂利採取業、3) 電気・ガス・熱供給・水道業、および 4) 不動産・物品賃貸業、の 4 業種については、データに含まれる事業場数が少なく、係数が他の業種の係数と比較して著しく大きくなる、仕事のストレス要因の既存の知見と反する係数となる（例：仕事の量的負担が高ストレス者割合と負の関連を示す）、等が観察されたため、結果の報告を見送った。

D. 考察

本研究では、仕事のストレス判定図の平均値、および係数を見直すことを目的とした。アウトカムを 2000 年版の抑うつ、あるいは疾病休業ではなく、心身のストレス反応が高いことによる高ストレス者におい

たが、縦断解析の結果得られた全産業の係数は、2000年版の係数と大きく変わらなかった。縦断解析の結果に基づいて作成された全産業版の判定図（2024年版）と2000年版とは互換性がないものの、総合健康リスク値の変動は数ポイントに抑えられると考えられる。また、業種別の解析においては、一部の業種においてBJSQの4つの下位尺度の係数が全産業よりも大きく推定されているものがあつた。例えば製造業（図10-2）においては、全産業に比べて、仕事のコントロール、および同僚の支援と、高ストレス者割合との関連が強く、少しでも得点が増えると、リスク値に大きな差が出る傾向にあつた。また、同僚の支援の平均値が全産業に比べて0.23点低く、職場の支援リスクが低くなる傾向があつた。製造業の職場において、仕事のコントロールや同僚の支援による影響を重視したい職場、同僚の支援の評価が実際に感じるよりも悪く出てしまうような職場では、製造業版の判定図の使用が推奨されると考えられる。各職場の特徴に合わせて、全産業版、あるいは業種別版のいずれか適切な判定図を選んで使用することが可能になると考えられる。

横断解析の結果については判定図には反映されなかったが、本研究で示された係数をモデルに代入することで、現時点での職場環境の評価に活用することができると考えられる。

E. 結論

ストレスチェック制度施行後に取得された大規模データを利用して、新しい仕事のストレス判定図の平均値、および係数が示された。また、一部の業種においては業種別の係数が示された。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

渡辺和広, 井上彰臣, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票（57項目）の標準値の見直し：のべ1200万人の労働者を対象とした記述疫学研究. 日本産業衛生学会第1回関東地方学会. 2024年12月7日. 高崎市.

渡辺和広, 松崎慶一, 井上嶺子, 関根康寛, 菊池尚樹, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた高ストレス者判定基準の探索：ランダムフォレストおよび決定木によるアプローチ. 日本産業衛生学会産業保健AI研究会第6回研究集会. 2024年12月3日. オンライン開催.

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジ
メント

株式会社ジャパンイーエーピーシステム
ズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチ
センター

中央労働災害防止協会

タック株式会社

ピースマインドイープ株式会社

富士通株式会社

I. 引用文献

川上憲人, 他. 「仕事のストレス判定図」の
完成と現場での活用に関する研究. 加
藤正明 (編) 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およびその健康影
響に関する研究報告書. 東京医科大学:
東京. 2000: pp. 12-39.

下光輝一, 原谷隆史, 他. 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. 加藤正明 (編) 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およびその健康影響に関する研究報告書. 東京医科大学: 東京. 2000: pp. 126-138.

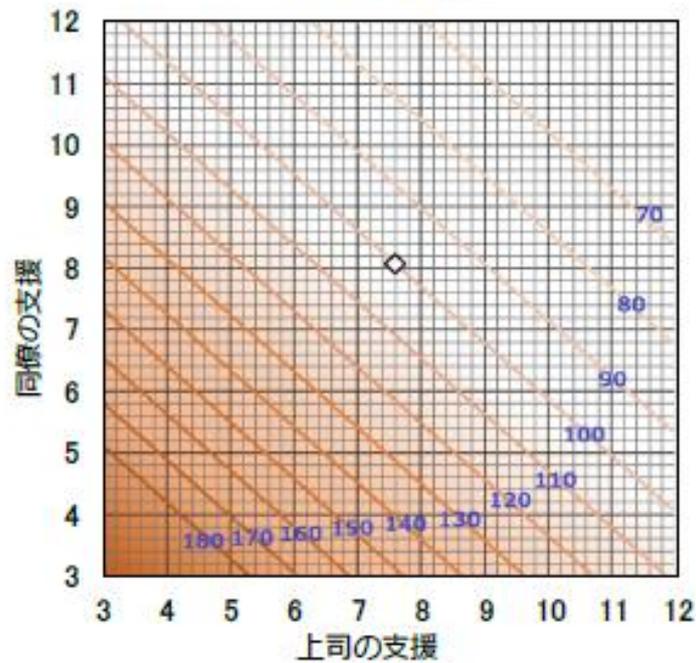
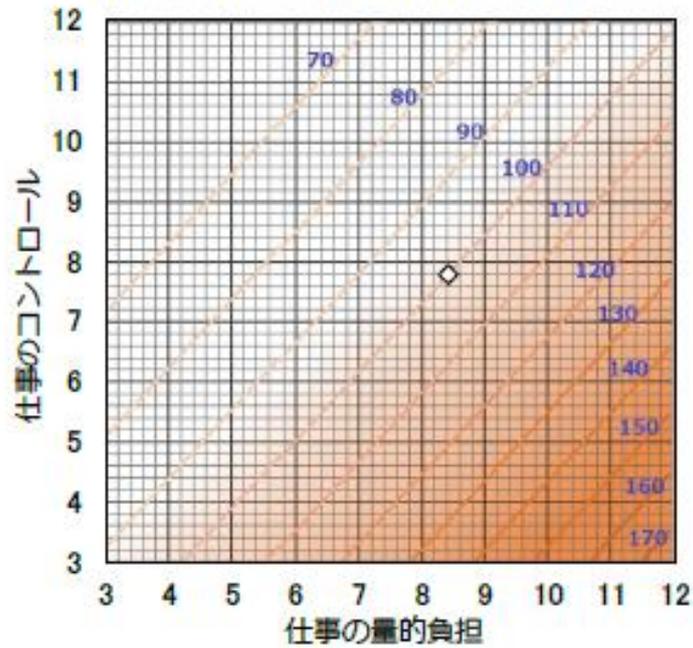
Watanabe K, Imamura K, Eguchi H, et al. Usage of the Brief Job Stress Questionnaire: a systematic review of a comprehensive job stress questionnaire in Japan from 2003 to 2021. Int J Environ Res Public Health. 2023;20(3):1814. doi: 10.3390/ijerph20031814.

J. 協力事業者一覧 (五十音順)

貴重なデータの提供にご協力くださった以下の各社各機関に謝意を表します。

全産業

仕事のストレス判定図（簡易版調査票用）



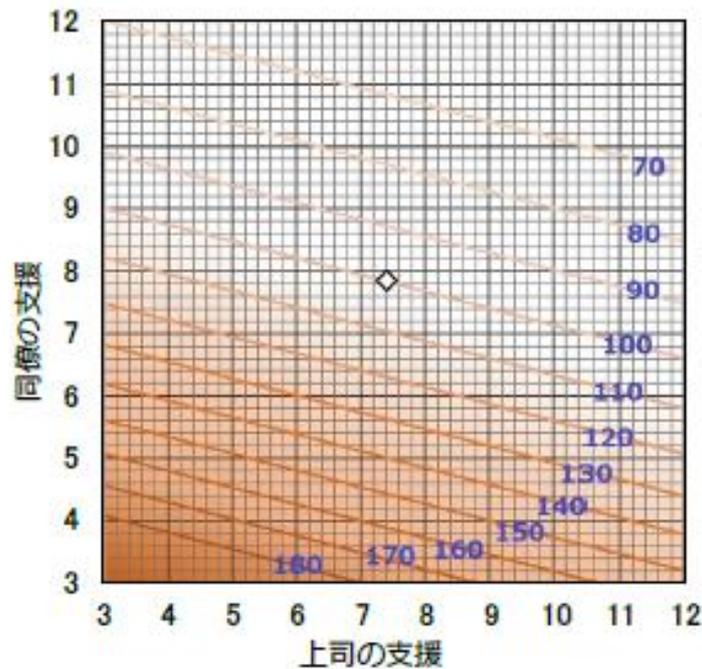
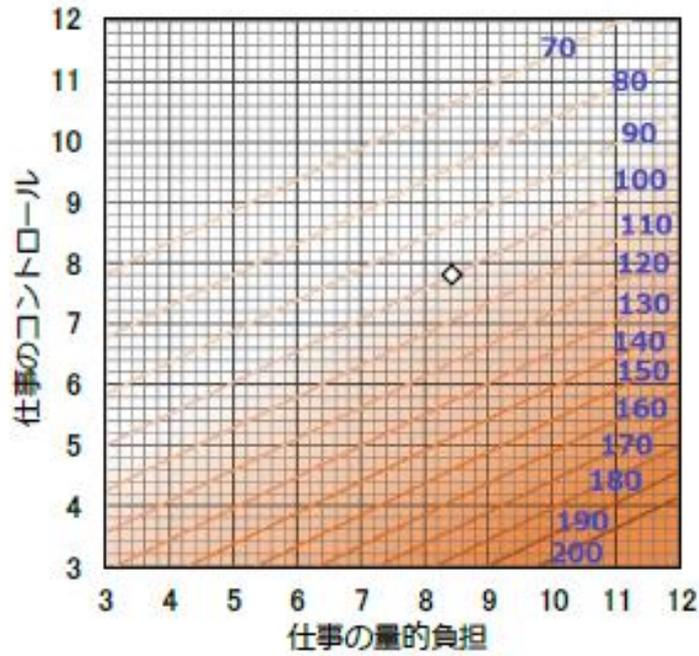
参考値 ◇全国平均

職場名	あなたの職場名を入力	人数		名	
尺度	平均点数	健康リスク(全国平均=100とした場合)			
量的負担		量の負担判定図	(A)	総合健康リスク	
コントロール		職場の支援判定図	(B)	(A)×(B)/100	
上司の支援					
同僚の支援					

図 10-1. 仕事のストレス判定図 2024 年版（全産業）

製造

仕事のストレス判定図（簡易版調査票用）



参考値 ◇全国平均

職場名	あなたの職場名を入力	人数		名
尺度	平均点数	健康リスク(全国平均=100とした場合)		
量的負担		職-コントロール判定図		総合健康リスク (A)x(B)/100
コントロール		(A)		
上司の支援		職場の支援判定図		
同僚の支援		(B)		

図 10-2. 仕事のストレス判定図 2024 年版（製造業版）

令和6年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定

研究分担者 井上 彰臣 産業医科大学 I R 推進センター・准教授
研究分担者 小田切優子 東京医科大学医学部・講師
研究分担者 渡辺 和広 北里大学医学部・講師
研究代表者 堤 明純 北里大学医学部・教授

研究要旨 本研究では、昨年度に引き続き、事業場でストレスチェックの実施に関与している産業保健専門職等に対してヒアリング調査を行い、集団分析を行うための判定基準の設定方法に関する現状と課題を整理するとともに、「職業性ストレス簡易調査票」(57項目版、23項目版)および「新職業性ストレス簡易調査票」(80項目版)を用いてストレスチェックの集団分析を行うための判定基準を策定することを目的とした。ヒアリング調査では、産業看護職およびストレスチェックサービス提供事業者から、集団分析の現状や活用方法に関する意見を聴取した。集団分析を行うための判定基準の策定には、外部 EAP 機関や健診機関等から提供を受けた大規模な既存データ(職業性ストレス簡易調査票:10,830,057名分の個人データおよび1,324,361名分の集計データ、新職業性ストレス簡易調査票:1,637,642名分の個人データ)を二次分析し、各下位尺度とその上位概念について、代表的な偏差値や効果量に相当する得点を対象者全体および基本属性別に算出するとともに、項目ごとの回答分布(各回答選択肢の回答者の割合)についても、対象者全体および基本属性別に算出した。ヒアリング調査では、集団分析結果に基づいて「高リスク職場」を独自の基準で判定している事例や、既存の基準に準拠して判定している事例が挙げられ、各事業場で職場環境改善に向けた多様なアプローチが行われていることが窺えた。既存データの二次分析によって策定した判定基準(各下位尺度とその上位概念の代表的な偏差値や効果量に相当する得点、項目ごとの回答分布)については、産業保健専門職から「事業場の形態によっては、同

じ業種であっても、判定基準と実態との間に若干の乖離が生じる可能性があるのではないかと」いった意見も挙げられたものの「判定基準は事業場の実態と概ね合致していた」との意見が多く挙げられ、「現状として、自身の事業場は全国平均に比べてどうなのか」を把握するためのベンチマークとして、各事業場で広く活用されることが期待できると考えられた。

A. 研究目的

わが国では、2014（平成 26）年 6 月 25 日に公布された労働安全衛生法の一部を改正する法律（平成 26 年法律第 82 号）に基づき、2015（平成 27）年 12 月 1 日より、常時 50 人以上の労働者を使用する全ての事業場において「ストレスチェック制度」を実施することが義務付けられた（労働安全衛生法第 66 条の 10）。

本制度では、事業者が労働者に対して「心理的な負担の程度を把握するための検査」（以下、ストレスチェック）を実施することを義務付けており、「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」では「職業性ストレス簡易調査票」（57 項目〔標準〕版、23 項目〔簡略〕版）（下光ら、2000）をストレスチェックに使用することが推奨されているが、分析結果を評価する

際には、本調査票が開発された 2000（平成 12）年当時の標準値が未だ使用されており、標準値の見直しが課題となっている。

また、本制度では、事業者がストレスチェックの個人結果を事業場内の一定規模の集団ごとに集計・分析（集団分析）し、その結果に基づき、職場環境の改善に取り組むことを努力義務としているが、本制度の義務化から 8 年以上が経過し、従来の職業性ストレス簡易調査票よりも広範に職場環境やアウトカムを測定することが可能な「新職業性ストレス簡易調査票」（80 項目版）（Inoue ら、2014）をストレスチェックに使用している事業場も増えてきていることから、従来の職業性ストレス簡易調査票だけでなく、新職業性ストレス簡易調査票を用いて集団分析を行う際の判定基準も設定する必要がある。

そこで本研究では、職業性ストレス簡易調査票（57 項目版、23 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）を用いてストレスチェックの集団分析を行うための判定基準を策定することを目的とする。2 年計画の 2 年目である今年度は、昨年度に引き続き、事業場でストレスチェックの実施に関与している産業保健専門職等に対してヒアリング調査を行い、集団分析を行うための判定基準の設定方法に関する現状と課題を整理するとともに、外部 EAP 機関や健診機関等から提供を受けた大規模な既存データ（職業性ストレス簡易調査票および新職業性ストレス簡易調査票の回答データ）を二次分析し、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準を策定した。

B. 研究方法

（1）産業保健専門職等に対するヒアリング調査

事業場でストレスチェックの実施に関与している産業看護職、ストレスチェックサービス提供事業者各 1 名（計 2 名）に対して、以下の 9 項目を中心に集団分析の現状

や活用方法に関する意見を聴取した。

- ① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）
- ② 集団分析に使用しているツール（例：「仕事のストレス判定図」など）
- ③ 集団分析の対象としている指標（心理的な仕事の負担[量]、仕事のコントロール度、上司からのサポート、同僚からのサポートなど）
- ④ 集団分析を行うための判定基準（例：「高リスク職場」を判定するための基準など）を設定しているか
- ⑤（判定基準を設定している場合）判定基準の具体的な設定方法とその根拠
- ⑥（判定基準を設定している場合）判定基準は職場環境改善等に活用されているか
- ⑦（設定した判定基準が活用されていない場合）課題となっていることは何か
- ⑧ 集団分析を行う際に、どのような判定基準があれば職場環境改善に活用しやすいと思うか
- ⑨ ストレスチェックとその活用方法に関

する自由意見

尚、ヒアリング調査に際しては「ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の設定方法に関する現状と課題を整理する」という目的に合致するよう、参加者の選択基準に「担当事業場でストレスチェックの集団分析を実施していること」を含めた。

並行して、第97回日本産業衛生学会において自由集会「職業性ストレス調査票ユーザーズクラブ」を開催し、参加者（主に産業保健専門職）から、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準に対する要望を聴取した。

（2）ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定

外部 EAP 機関や健診機関等から提供を受けた大規模な既存データ（2015 [平成 27] 年～2023 [令和 5] 年に当該機関が実施したストレスチェックの回答データ）を判定基準の策定に用いた。提供を受けた既存データの大部分は個人単位で記録された回答データ（以下、個人データ）であるが、個人デ

ータの提供が困難との回答があった一部の機関からは、下位尺度ごとの得点分布（得点別の回答者数）が記録されたデータ（以下、集計データ）の提供を受けた。職業性ストレス簡易調査票（57 項目版、23 項目版）の分析には、完全回答者 10,830,057 名分の個人データを用いた他、57 項目版については 1,324,361 名分の集計データも用い、統計量（主に平均値）の統合を行った。また、新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）の分析には、完全回答者 1,637,642 名分の個人データを用いた。

分析方法として、職業性ストレス簡易調査票および新職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度とその上位概念（仕事の負担、仕事の資源 [作業レベル、部署レベル、事業場レベル]、アウトカム [心理的ストレス反応]）、ストレスチェックで「高ストレス者」を選定する際に使用される評価基準（心身のストレス反応、仕事のストレス要因 + 周囲のサポート）について、平均値、標準偏差、代表的な偏差値（40、45、50、55、60）に相当する得点、代表的な効果量（Cohen's $d=0$ 、 ± 0.2 、 ± 0.5 、 ± 0.8 ）に相当する得点を対

対象者全体および基本属性(性別、年代、業種、職種、職階、雇用形態、勤務形態)別に算出した。また、両調査票の項目ごとの平均値と回答分布(各回答選択肢[例:1=そうだ、2=まあそうだ、3=ややちがう、4=ちがう]の回答者の割合)を対象者全体および基本属性別に算出した。

尚、職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度の得点は、「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」に掲載されている素点換算表に基づき、各項目の得点を単純加算あるいは得点を逆転させた上で加算し(各下位尺度の得点範囲は、当該尺度を構成する項目数によって異なる)、合計得点が高いほど当該指標の程度が大きいと解釈するように算出した。また、ストレスチェックで「高ストレス者」を選定する際に使用される評価基準(心身のストレス反応、仕事のストレス要因+周囲のサポート)については、同マニュアルに掲載されている「評価基準の例(その1)」(各下位尺度の得点を合計する方法)に基づき、得点が高いほどストレスが高いと解釈するよう、各下位尺度の得点の方向性を揃えた上で合計得

点を算出した。一方、新職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度の得点は、2009(平成21)年度~2011(平成23)年度厚生労働省厚生労働科学研究費補助金(労働安全衛生総合研究事業)「労働者のメンタルヘルス不調の第一次予防の浸透手法に関する調査研究」(研究代表者:川上憲人)の報告書に掲載されている算出方法に基づき、各項目の得点を単純加算あるいは得点を逆転させた上で加算したものを項目数で除し(いずれの下位尺度も得点範囲が1~4点となる)、合計得点が高いほど当該指標が良好な状態にあると解釈するように算出した。

また、上記の一連のプロセスを経て策定した判定基準が事業場の実態と合致しているかを確認するため、ストレスチェックの実施に関与している産業保健専門職(産業医2名、産業看護職2名の計4名)に対してヒアリング調査を行った。

(倫理面への配慮)

本研究の実施にあたり、北里大学医学部・病院倫理委員会(承認番号:B23-052)および産業医科大学倫理委員会(承認番号:

ER23-050、IK23-004) の承認を得た。

C. 研究結果

(1) 産業保健専門職等に対するヒアリング調査

ヒアリング調査で聴取した内容を表 11-1-1～表 11-1-2 にまとめた。

産業看護職を対象としたヒアリング調査では、担当事業場のストレスチェックには新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）を使用し、「仕事のストレス判定図」を集団分析結果として返却するとともに、ストレスチェックを委託している外部機関から提供された詳細な集計結果を説明資料として活用していることが報告された。集団分析結果から「高リスク職場」を判定するための基準としては、各下位尺度が法人全体の平均（全社平均）からどれくらい乖離しているかを独自に数値化したものが使用されていた。「仕事のストレス判定図」から算出された「総合健康リスク」は、職場の現状と合わない（職種が合っていない）との理由で、集団分析結果の返却には使用されているものの「高リスク職場」の判定には実質的に使用

されていなかった。集団分析を行う際に、どのような判定基準があれば職場環境改善に活用しやすいと思うかについては、職場環境改善を行う「根拠」や「きっかけ」となるような基準（リスクの高低を判断できるような基準、とくに「リスクが中～高である」と判定できる基準）が下位尺度ごとに提示されていると活用しやすいといった意見が挙げられた。

ストレスチェックサービス提供事業者を対象としたヒアリング調査では、ストレスチェックには、職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）と新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）の両調査票によるサービスを提供していることが報告された。職業性ストレス簡易調査票（57 項目版）でストレスチェックを実施した事業場には「仕事のストレス判定図」とストレス反応（活気、イライラ感、疲労感、不安感、抑うつ感、身体愁訴）の平均値を、新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）でストレスチェックを実施した事業場には、「いきいきプロフィール」の他、ストレス反応の平均値を偏差値に変換した値や心理的ストレス反応、身体愁訴

と個人のいきいき（ワーク・エンゲイジメント）、職場のいきいき（職場の一体感）との相関係数などを集団分析結果として返却していた。集団分析結果から「高リスク職場」を判定するための基準としては、「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」に記載されている内容に準拠し、「仕事のストレス判定図」で「総合健康リスク」が120以上の場合に「高リスク職場」と判定し、事業場へのフィードバック時に注意を促すようにしていた。集団分析を行う際に、どのような判定基準があれば職場環境改善に活用しやすいと思うかについての具体的な案は挙げられなかったが「集団分析では、性別による違いよりも、年代や雇用形態による違いの方が重要ではないか」といった意見や「複数の下位尺度から算出された結果を1つの値に集約したような指標を提案してもらえると、現場での実務にも活用しやすいのではないか（そのような意味においては「仕事のストレス判定図」は「総合健康リスク」が算出できるため、活用しやすい）」といった意見が挙げられた。

第97回日本産業衛生学会で開催した自

由集会において、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準に対する要望として参加者から多く挙げられたのは「属性別の判定基準」であり、とくに「業種別」や「職種別」の判定基準を望む声が多かった。

(2) ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の策定

職業性ストレス簡易調査票（57項目版、23項目版）の対象者全体の分析結果を表11-2-1、基本属性別の分析結果を表11-2-2～表11-2-41に示した。対象者全体の分析では「食欲不振」、「不眠」で偏差値40や効果量-0.8に相当する値が理論値（当該下位尺度が取り得る得点範囲）を下回っており、床効果が認められた。基本属性別の分析においても、対象者全体の分析と概ね同様の床効果が認められた他、一部の属性では「自覚的な身体的負担度」、「職場環境によるストレス」、「抑うつ感」で床効果、「技能の活用度」、「家族・友人からのサポート」で天井効果が認められた。

新職業性ストレス簡易調査票（80項目版）の対象者全体の分析結果を表11-3-1、基本

属性別の分析結果を表 11-3-2～表 11-3-40 に示した。対象者全体の分析では「職場のハラスメント」で天井効果が認められた。基本属性別の分析においても、対象者全体の分析と概ね同様の天井効果が認められた他、一部の属性では「自覚的な身体的負担度」、「職場環境によるストレス」、「技能の活用度」、「家族・友人からのサポート」、「安定報酬」、「上司の公正な態度」、「抑うつ感」で天井効果が認められた。

職業性ストレス簡易調査票および新職業性ストレス簡易調査票の項目ごとの平均値と回答分布を対象者全体および基本属性別に算出したものを表 11-4-1～表 11-4-80 に示した。いずれの項目も、基本属性別に見た場合、回答分布に違いがあることが窺えた。

ストレスチェックの実施に関与している産業保健専門職を対象に、上記の判定基準が事業場の実態と合致しているかについて聴取したヒアリング調査の内容を表 11-5-1～表 11-5-4 にまとめた。いずれの対象者からも「判定基準は事業場の実態と概ね合致していた」との意見が得られ、策定した判定基準と事業場の実態との間に大きな乖離は

ないことが窺えた。一方で、例えば、同じ「製造業」でも「オフィスビル内にある本社」と「工場」では状況が異なるため、製造業の判定基準が主に工場に勤務している労働者のデータから算出されている場合、それを本社の集団分析に用いると、実態と少し乖離する可能性があるのではないかと聞いた意見も挙げられた。

D. 考察

本研究では、事業場でストレスチェックの実施に関与している産業保健専門職等に対してヒアリング調査を行い、集団分析を行うための判定基準の設定方法に関する現状と課題を整理するとともに、外部 EAP 機関や健診機関等から提供を受けた大規模な既存データ（職業性ストレス簡易調査票および新職業性ストレス簡易調査票の回答データ）を二次分析し、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準を策定した。

ヒアリング調査では、産業看護職、ストレスチェックサービス提供事業者という異なる立場から、集団分析の現状や活用方法に関する意見を聴取した。集団分析結果に基

づいて「高リスク職場」を独自の基準で判定している事例や、既存の基準に準拠して判定している事例が挙げられ、各事業場で職場環境改善に向けた多様なアプローチが行われていることが窺えた。また、どのような判定基準があれば職場環境改善に活用しやすいと思うかについては、職場環境改善を行う「根拠」や「きっかけ」となるような基準を下位尺度ごとに提示したものや、複数の下位尺度の結果を1つの指標に集約したものが挙げられた他、「業種別」や「職種別」の判定基準を望む声も多く挙げられた。本研究では、下位尺度やその上位概念(仕事の負担、仕事の資源、アウトカム)ごとの判定基準を様々な属性別に策定したため、これらの基準は、事業場の多様なニーズに対応し、広く活用できるものと考えられる。とくに、代表的な偏差値や効果量に相当する得点に関する情報は、各事業場で集団分析結果を読み取る際に、自身の事業場が全国平均に比べてどれくらい良好(あるいは不良)かを直感的に把握するのに役立つものと考えられる。

本研究で策定した判定基準について、ス

トレスチェックの実施に関与している産業保健専門職からは「判定基準は事業場の実態と概ね合致していた」との意見が挙げられた一方で、「事業場の形態によっては、同じ業種であっても、判定基準と実態との間に若干の乖離が生じる可能性があるのではないか」といった意見も挙げられた。本研究では、性別、年代、業種、職種、職階、雇用形態、勤務形態といった様々な属性別に判定基準を策定したが、事業場の形態(本社、支社、工場など)や事業場規模など、外部EAP機関や健診機関等から提供を受けた既存データには含まれていない属性が判定基準と事業場の実態との乖離に影響を及ぼす可能性があるため、本研究で策定した判定基準を現場で使用する際には、このような限界があることを周知する必要があると考えられた。

E. 結論

外部EAP機関や健診機関等から提供を受けた大規模な既存データを二次分析し、職業性ストレス簡易調査票(57項目版、23項目版)および新職業性ストレス簡易調査票

(80項目版)を用いてストレスチェックの
集団分析を行うための判定基準を策定した。
既存データに含まれている基本属性の情報
には限りがあるため、策定した判定基準に
は一定の限界があるものの、「現状として、
自身の事業場は全国平均に比べてどうなの
か」を把握するためのベンチマークとして、
各事業場で広く活用されることが期待され
る。

F. 研究発表

1. 論文発表

Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Tsutsumi
A. Moderating effect of
psychosocial safety climate on the
association of job demands and job
resources with psychological
distress among Japanese employees:
a cross-sectional study. Saf Health
Work 2025 (online first)

2. 学会発表

井上彰臣, 江口尚, 可知悠子, 堤明純. 仕
事の要求度・資源と心理的ストレス反応

の関連に対する心理社会的な安全風土の
調整効果. 第97回日本産業衛生学会,
2024年5月, 広島.

関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 小田切優
子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣,
堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を
用いた集団分析の現状と課題: 文献レビ
ュー. 第97回日本産業衛生学会, 2024
年5月, 広島.

Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Dollard
MF, Tsutsumi A. Reliability and
validity of the Japanese version of
the 4-item psychosocial safety
climate scale (PSC-4J). UOEH
International Symposium 2024,
November 2024, Kitakyushu, Japan.

渡辺和広, 井上彰臣, 小田切優子, 島津明
人, 川上憲人, 堤明純. 職業性ストレ
ス簡易調査票(57項目)の標準値の見直
し: のべ1200万人の労働者を対象とし
た記述疫学研究. 日本産業衛生学会 第
1回関東地方会学会, 2024年12月, 高
崎.

井上嶺子, 関根康寛, 渡辺和広, 小田切優

子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣,
堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を
用いた集団分析とその活用の工夫: 文献
レビュー. 第 32 回日本産業ストレス学
会, 2024 年 12 月, 名古屋.

G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含 む。)

なし

H. 文献

Inoue A, Kawakami N, Shimomitsu T,
Tsutsumi A, Haratani T, Yoshikawa
T, Shimazu A, Odagiri Y.
Development of a short version of
the New Brief Job Stress
Questionnaire. Ind Health 2014;
52(6), 535-540.

下光輝一, 原谷隆史, 中村賢, 川上憲人,
林剛司, 廣尚典, 荒井稔, 宮崎彰吾, 古
木勝也, 大谷由美子, 小田切優子. 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. 班長 加藤正明.
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. 東京: 労働省, 2000: 126-164.

I. 謝辞

本研究の遂行に当たり貴重なデータを
ご提供いただきました各位に御礼を申し
上げます(五十音順)。

医療法人北斗会 宇都宮東病院

ウェルリンク株式会社

株式会社アドバンテッジリスクマネジメ
ント

株式会社ジャパンイーエーピーシステム
ズ

株式会社セーフティネット

株式会社フィスメック

公益財団法人パブリックヘルスリサーチ
センター

タック株式会社

中央災害防止協会

ピースマインド株式会社

富士通株式会社

表 11-1-1. ヒアリング調査の概要（産業看護職）

<p>① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・常勤保健師として国立研究開発法人の研究機関（全国に複数ある研究所のうち1研究所）を担当している。 ・担当事業場の主な職種は研究職と事務職である。 ・ストレスチェックの実施者として関与している（ストレスチェックの集計等は外部機関に委託しているが、外部機関の職員は実施者としては関与していない）。
<p>② 集団分析に使用しているツール</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・ストレスチェックには「新職業性ストレス簡易調査票」（80項目版）を使用している。 ・集団分析の結果は「仕事のストレス判定図」、結果概要、健康リスクをA4用紙1枚にまとめたものを職場に返却しているほか、保健師側では、外部機関から提供された細かい集計結果を説明資料として活用している。 ・ストレスチェックの約1ヵ月前に主観的健康感、精神健康度、プレゼンティーズム、抑うつ（Patient Health Questionnaire-9）、不眠（Athens Insomnia Scale）に関する調査を別途実施しており、これらの結果も、集団分析の結果を読み取る際の参考資料として活用している。
<p>③ 集団分析の対象としている指標</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・職場に対しては「仕事のストレス判定図」で算出される心理的な仕事の負担（量）、仕事のコントロール度、上司からのサポート、同僚からのサポート、健康リスクの結果を返却している。 ・結果を返却する際、職場から細かい指摘や質問があった場合は、上記以外の下位尺度の結果について簡単に説明し、深掘りするようにしている。
<p>④ 集団分析を行うための判定基準（「高リスク職場」を判定するための基準など）を設定しているか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・他のエリアの研究所も含めた法人全体の平均からどれくらい乖離しているかを基準にしている。3段階の基準を設定しており、各下位尺度が取り得る得点範囲を1～4とした場合、法人全体の平均よりも0.3低い場合を「低リスク」、0.5低い場合を「中リスク」、1.0低い場合を「高リスク」としている。 ・「仕事のストレス判定図」の健康リスク（全国平均100の基準）も使用しているが、職場の現状と合わない（職種が合っていない）部分があるので、実質的にはあまり使われていない。
<p>⑤（判定基準を設定している場合）判定基準の具体的な設定方法とその根拠</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・法人全体の平均から乖離している基準を0.3、0.5、1.0の3段階に設定したのは、論文（総説）に記載されている他社の事例や産業医との議論によるものである。この基準は自身の肌感覚とも合致しており、職場からの理解も得られやすいと感じている。
<p>⑥（判定基準を設定している場合）判定基準は職場環境改善等に活用されているか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・集団分析結果の返却を現在の形式にして3年になるが、ようやく事務職を対象に職場環境改善に踏み込み出した段階である。
<p>⑦（設定した判定基準が活用されていない場合）課題となっていることは何か</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・判定基準が活用できるかどうかについては、今後明らかになっていくと思われる。
<p>⑧ 集団分析を行う際に、どのような判定基準があれば職場環境改善に活用しやすいと思うか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・職場環境改善を行う「根拠」や「きっかけ」となるような判定基準（リスクの高低を判断できるような基準、とくに「リスクが中～高である」と判定できる基準）があると活用しやすい（この基準は下位尺度ごとに異なっても差し支えない）。 ・将来のリスクが予測できる判定基準があると活用しやすい。将来の「疾病休業」をアウトカムに設定するのは、少し過激ではないかといった意見も聞いたことがあるが、個人的には表現や伝え方次第ではないかと思うし、将来の「疾病休業」を予測できるような判定基準があるとありがたい（リスクだけでなく「職場のアプローチの指針」となるよう、仕事の資源との関連なども評価できると良いかもしれない）。 ・同一部署内で経年変化を見た場合に「改善/悪化」の程度を判定できる基準も別途あると良いかもしれない。
<p>⑨ ストレスチェックとその活用方法に関する自由意見</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・とくになし。

表 11-1-2. ヒアリング調査の概要（ストレスチェックサービス提供事業者）

<p>① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・ストレスチェックサービス提供事業者（EAP 機関）として様々な業種の事業場を対象としている。契約先の業種としては情報通信業や製造業が多い。 ・契約先では、自身がストレスチェックの実施者として関わる場合（公認心理師の資格を保有）や、実施事務従事者として関わる場合がある。実施者として関わる場合は、医師による面接指導の対象となる「高ストレス者」の選定も行っている。
<p>② 集団分析に使用しているツール</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「職業性ストレス簡易調査票」（57 項目版）でストレスチェックを実施した事業場では「仕事のストレス判定図」を使用するとともに、ストレス反応（活気、イライラ感、疲労感、不安感、抑うつ感、身体愁訴）の平均値を算出している。 ・「新職業性ストレス簡易調査票」（80 項目版）でストレスチェックを実施した事業場では「いきいきプロフィール」も使用している。加えて、ストレス反応の平均値を偏差値に変換した値（偏差値の算出には「事業場におけるメンタルヘルスサポートページ」に掲載されている平均値と標準偏差の情報を使用）や、心理的ストレス反応、身体愁訴と個人のいきいき（ワーク・エンゲイジメント）、職場のいきいき（職場の一体感）との相関係数なども算出している。
<p>③ 集団分析の対象としている指標</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「職業性ストレス簡易調査票」または「新職業性ストレス簡易調査票」に含まれる全ての下位尺度を集団分析の対象としている（各下位尺度の集団分析結果は「仕事のストレス判定図」の結果を掘り下げるための資料としても活用している）。 ・「高ストレス者の割合」を事業場にフィードバックする場合もあるが、集団分析の対象人数が少ない場合は、個人が特定される可能性があるため、フィードバックを差し控えることもある。
<p>④ 集団分析を行うための判定基準（「高リスク職場」を判定するための基準など）を設定しているか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「仕事のストレス判定図」で「総合健康リスク」が 120 以上の場合に「高リスク職場」と判定し、事業場へのフィードバック時に注意を促すようにしている。
<p>⑤（判定基準を設定している場合）判定基準の具体的な設定方法とその根拠</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」に記載されている「健康リスクが 120 を越えている場合には何らかの、仕事のストレスに関する問題が職場で生じている場合が多いので、評価の際の参考となります」という記述が設定の根拠となっている。
<p>⑥（判定基準を設定している場合）判定基準は職場環境改善等に活用されているか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・外部 EAP 機関の担当者という立場でストレスチェックに関与しているため、集団分析結果のフィードバックが中心で、職場環境改善への直接的な関与は少ないが、契約先の事業場からは「仕事のストレス判定図」の結果をきっかけとして、職場環境改善に取り組むようになったという話を耳にすることはある。 ・「職場環境改善の実施」は EAP 機関のオプションのサービスとして提供はしているが、依頼のある事業場は非常に少なく、10 事業場にも満たない程度である。
<p>⑦（設定した判定基準が活用されていない場合）課題となっていることは何か</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・（判定基準に関する課題とは異なるが）契約先の事業場から「ストレスチェックへの回答時に性別の入力が必須になっているのはどうなのか」という指摘を受けることがある。集団分析では、性別による違いよりも、年代や雇用形態による違いの方が重要なのではないかと（年代や雇用形態による違いによって、性別による違いも説明できるのではないかと）感じている。 ・「仕事のストレス判定図」が便利なのは「総合健康リスク」という、複数の下位尺度から算出された結果を 1 つの値に集約した結果が出力される（見るべき数値が少なく済む）点だと思う。そういう意味では、各下位尺度の標準値の情報だけでなく、各下位尺度の結果を集約したような指標も提案してもらえると、より現場での実務にも使いやすいのではないかと感じる。 ・集団分析の対象集団の人数の多寡によって結果の読み取り方が変わってくるように思うので、人数に関係なく、同じように集団分析結果を説明しても良いものなのか、いつも悩んでいる。

表 11-1-2. ヒアリング調査の概要（ストレスチェックサービス提供事業者）（続き）

<p>⑧ 集団分析を行う際に、どのような判定基準があれば職場環境改善に活用しやすいと思うか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「こういう判定基準があれば職場環境改善に活用しやすい」といった具体的な案はとくにないが、研究班で何らかの判定基準を公表してもらえると、事業場に結果をフィードバックする際に「高リスク職場」であることを説明する際の根拠資料として使えるし、判定基準の公表自体が価値のあることではないかと思う。
<p>⑨ ストレスチェックとその活用方法に関する自由意見</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「いきいきプロフィール」の指標のうち「個人のいきいき（ワーク・エンゲイジメント）」は説明しやすいが「職場のいきいき（職場の一体感）」を説明するのは少し難しいと感じる（とくに独立性の高い職場では「職場のいきいき」は重視されないようにも感じる）。この2つの指標を同じ価値のあるものとして、縦軸と横軸で1つの図にプロットしても良いものなのか、疑問に感じる部分がある。 ・属性別の標準値については、できるだけ多く公表してもらえると助かる（契約先の事業場から「同業他社との比較」について尋ねられることが多いため）。 ・ストレスチェックの際に「新職業性ストレス簡易調査票」の80項目に加えて、いくつか質問項目を追加できるようにしているが、何か追加できそうな良い項目はないか。労災疾病臨床研究事業費補助金「ストレスチェックの集団分析結果に基づく職場環境改善の促進を目的とした調査項目及びその活用方法論の開発」で開発したCAT（computerized adaptive testing）調査項目セットのアイテムプールを活用することはできないか。 ・「仕事のストレス判定図」の改訂については、現行のような「仕事のストレス要因と緩衝要因から将来の疾病休業のリスクを予測するもの」に加えて「ストレス反応から現在の状況を把握するもの」があると、より使いやすいのではないかと思う。

表 11-5-1. 判定基準に対するヒアリング調査の概要（産業看護職）

<p>① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・常勤保健師として卸売業を親会社とするグループ会社（18 事業場）を担当している。子会社の業種は情報通信業や物流業など多岐にわたる。 ・ストレスチェックの実施は EAP 機関に委託しているが、自身も実施者として関与している。
<p>② 担当事業場の集団分析結果と照らし合わせた場合、事前に研究班が提示した判定基準（代表的な偏差値や効果量に相当する得点を下位尺度ごとに示した一覧や、項目の回答分布を示した一覧）は、担当事業場の実態と合致していたか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・担当事業場は、高ストレス者の割合も低く、比較的良好な職場であるという実感を持っていたが、研究班から提示された判定基準は、その実感とも合致していた。 ・「仕事の適性度」「働きがい」「仕事の満足度」の3項目について担当事業場の回答分布と照らし合わせた結果、業種間の分布の違い（教育・学習支援業で高く、製造業で低いなど）も含めて、実態と合致していた。 ・担当事業場では、各下位尺度の得点を5段階評価に換算した値の平均値が集団分析結果としてフィードバックされているが、5段階評価の「3」という結果が、必ずしも「平均的である」ということを意味しているわけではない（下位尺度によっては、平均値よりも高い場合もあり得る）ことが分かった。 ・今回は事業場全体の集団分析結果と照らし合わせた結果、部署別の結果と照らし合わせると、部署間の違いがより明確に表れるかもしれない。
<p>③ ストレスチェックとその活用方法に関する自由意見</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・項目の回答分布については「非常にたくさんの仕事をしなければならぬ」「時間内に仕事が処理しきれない」「かなり注意を集中する必要がある」などの「心理的な仕事の負担」に含まれている項目や「職場環境によるストレス」の項目が（とくに製造業において）ストレス度と関連しているのではないかと感じ、注視してきた。また「上司からのサポート」や「同僚からのサポート」に含まれている「次の人たちはどのくらい気軽に話ができますか？」の項目も、広い意味で職場環境を反映しているのではないかと感じ、回答分布を把握している。 ・上記のほか、高ストレス者の中に「身体愁訴」の訴えが強い人が多いことから「身体愁訴」の11項目についても項目別に回答分布を把握している。これらの項目についても回答分布を提示してもらえると、判定基準として活用しやすいのではないかと感じる。 ・「働きがい」の項目を「ワーク・エンゲイジメント」の代替指標としたり「身体愁訴」の項目を「プレゼンティーズム」の代替指標としたりすることは可能か（現在、ストレスチェックで使用する調査票を「新職業性ストレス簡易調査票」（80項目版）に切り替えることを検討しているが、上記のような代替が可能であれば、従来通り「職業性ストレス簡易調査票」（57項目版）で十分かもしれない）。 ・「離職」をアウトカムとした知見が提示できれば、ストレスチェックを離職防止にも活用できるのではないかと感じる。 ・現在「仕事のストレス判定図」は集団分析結果としてフィードバックされていないが、自身が知りたかったことは「仕事のストレス判定図」で見える部分が多いのではないかと感じている。ただ、事業場側からは「将来リスクの予測」よりも「現在どうなのか」についての説明を求められることが多い。

表 11-5-2. 判定基準に対するヒアリング調査の概要（産業医）

<p>① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・嘱託産業医として製造業の本社を担当している。 ・ストレスチェックの実施は EAP 機関に委託しているが、自身も共同実施者として関与している。
<p>② 担当事業場の集団分析結果と照らし合わせた場合、事前に研究班が提示した判定基準（代表的な偏差値や効果量に相当する得点を下位尺度ごとに示した一覧や、項目の回答分布を示した一覧）は、担当事業場の実態と合致していたか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「心理的な仕事の負担（量）」については、平均的（多くもなく、少なくもない）という実感を持っていたが、偏差値に換算すると 50 相当であり、実感と合致していた。 ・「仕事のコントロール度」と「上司からのサポート」については、偏差値に換算すると 50 を上回っていたが、担当事業場は製造業でも本社（オフィス）なので、工場等を含めた製造業の全国平均よりも高い偏差値が出やすかった可能性があり、妥当な結果と思われる（本社部門には「サポートをしななければいけない」と思っているリテラシーの高い人が集まっている印象がある）。 ・「同僚からのサポート」については、偏差値に換算すると 50 を下回っていたが、担当事業場では個人で行う業務が多い（その人が休むと、その仕事はストップしてしまうような業務が多い）ため、妥当な結果と思われる。 ・「活気」と「抑うつ感」については、偏差値に換算すると、それぞれ 55 弱、45 弱であり、いずれも自身の実感よりも良好な結果が出ているように感じられたが、担当事業場の集団は比較的良好な集団なので、今回の判定基準が玉石混交の様々な製造業の事業場から得られた回答をもとに算出されたものであることを踏まえると、実感とのズレは許容できる範囲ではないかと思う。
<p>③ ストレスチェックとその活用方法に関する自由意見</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・研究班が提示した判定基準を現場で活用する場合、当該事業場の背景事情も踏まえながら偏差値や効果量を解釈してもらうのが理想的とは思いますが、必ずしもそのような解釈ができる事業場ばかりとは限らないため、シンプルに「現状として、自身の担当事業場は全国平均と比べてどうなのか」を読み取ってもらうためのベンチマークとして、ニュートラルに判定基準を提示することで十分ではないかと思う。 ・事業場によっては「事業場規模別の平均値」や「健康経営銘柄を取得している事業場の平均値」など、様々なニーズがある可能性もあるが、属性のことを言い始めると際限がない部分もある。 ・並行して開発を進めている「仕事のストレス判定図」の改訂版については、横断面（現状）と縦断面（1年後の将来予測）の両方を把握できる点が良いと感じた。

表 11-5-3. 判定基準に対するヒアリング調査の概要（産業看護職）

<p>① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・常勤保健師として国立研究開発法人の研究機関（全国に複数ある研究所のうち1研究所）を担当している。 ・担当事業場の主な職種は研究職と事務職である。 ・ストレスチェックの実施者として関与している（ストレスチェックの集計等は外部機関に委託しているが、外部機関の職員は実施者としては関与していない）。
<p>② 担当事業場の集団分析結果と照らし合わせた場合、事前に研究班が提示した判定基準（代表的な偏差値や効果量に相当する得点を下位尺度ごとに示した一覧や、項目の回答分布を示した一覧）は、担当事業場の実態と合致していたか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「公務」を対象とした判定基準と照らし合わせた結果、概ね実感と合致していると思ったが「仕事のコントロール」については、偏差値が55～60相当に位置しており、実感より高い結果が出ているように感じた。一言で「公務」と言っても、多様な職種が含まれているので、単純に比較がすることができなかったのかもしれない。 ・上記に関連して「専門/技術/研究職」を対象とした判定基準と照らし合わせてみると、こちらの方が、より実感と合致する結果が出ているように感じた（但し「上司からのサポート」や「同僚からのサポート」については、研究室の研究内容によって、かなり様相が異なっているため、判定基準との直接的な比較は難しく、別々に集団分析を行って比較する必要があると感じた）。 ・上記のように、担当事業場の集団分析結果と判定基準を単純に比較することは難しい部分はあるが「公務」や「専門/技術/研究職」など、細かい属性別の判定基準が提示されることで、現場にも集団分析結果を納得させやすくなるように思う。
<p>③ ストレスチェックとその活用方法に関する自由意見</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・並行して開発を進めている「仕事のストレス判定図」の改訂版について「将来、当該職場に高ストレス者が何人出る可能性があるか」を具体的な数値として提示できるのは、現場に説明する際にもインパクトがあるように思う（一方で、あまり具体的に数値が提示されると、少し怖い印象を与えるかもしれないので「あくまでも概算である」ことを明記するなど、少し「ふんわり感」を出した方が良いかもしれない。ユーザー側のリテラシーも問われるように思うので、判定図の見方に関する説明書や動画のようなものがあっても良いかもしれない）。 ・「仕事のストレス判定図」の改訂版では、横断面（現状）と縦断面（1年後の将来予測）の両方のリスク値を提示できるようにしているが、ストレスチェックの実施から結果のフィードバックにタイムラグが発生するため、個人的には縦断面のリスク値の方が使いやすかった。

表 11-5-4. 判定基準に対するヒアリング調査の概要（産業医）

<p>① 基本属性（担当事業場の業種、担当事業場でのストレスチェック制度における立場）</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・専属産業医として製造業の本社・工場を担当している。 ・ストレスチェックの実施は EAP 機関に委託しているが、自身も共同実施者として関与している。
<p>② 担当事業場の集団分析結果と照らし合わせた場合、事前に研究班が提示した判定基準（代表的な偏差値や効果量に相当する得点を下位尺度ごとに示した一覧や、項目の回答分布を示した一覧）は、担当事業場の実態と合致していたか</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・「心理的な仕事の負担（量）」については、偏差値に換算すると 50 を少し上回っていた。今回は様々な職種を含めた事業場全体の集団分析結果と照らし合わせたため、職種別に分析すると、少し異なった結果が出る可能性はあるが、事業場全体として負担感は少しあるのではないかという実感を持っており、その実感とは合致していた。 ・「仕事のコントロール度」「上司からのサポート」「同僚からのサポート」についても、偏差値に換算すると 50 を少し上回っていた。担当事業場ではラインケア研修等のメンタルヘルス教育に力を入れているので「コミュニケーションを取らなければいけない」と思っている管理監督者は多いのではないかと思う。また、チームで協力し合うような業務が多く、これらの背景を踏まえると、いずれも妥当な結果ではないかと思う。 ・「仕事の適性」「働きがい」「仕事の満足度」の 3 項目の回答分布については、担当事業場では「仕事の適性」がやや低いことが課題となっている一方で、面倒見の良い事業場であり、これらの背景を踏まえると、いずれも妥当な結果ではないかと思う。
<p>③ ストレスチェックとその活用方法に関する自由意見</p>	<ul style="list-style-type: none"> ・並行して開発を進めている「仕事のストレス判定図」の改訂版について「全産業版」と「製造業版」の結果を比較した限りでは、高ストレス者の発生確率も含めて、前者の方がより実態に即した結果が出ているのではないかと感じた。判定図を業種別に作成する場合、その判定図は「全産業版」と比べて、どの指標を重視（重み付け）してリスク値を算出しているのかを明示しておく、より使いやすいのではないかと思う。 ・「仕事のストレス判定図」の改訂版では、横断面（現状）と縦断面（1年後の将来予測）の両方のリスク値を提示できるようにしているが、担当事業場では「総合健康リスク」が毎年 100 前後で、ほとんど変動していない状況なので、リスク値が変動しやすい横断面の方が（現場への対応は少し難しくなると感じつつも）経年変化も含めて、職場の評価がしやすいように思う

令和6年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

職業性ストレス簡易調査票の妥当性・有用性の検証:インターネット調査

研究代表者	堤 明純	北里大学医学部公衆衛生学	教授
研究分担者	渡辺 和広	北里大学医学部公衆衛生学	講師
	松崎 慶一	北里大学医学部公衆衛生学	講師
研究協力者	井上 嶺子	北里大学医学部公衆衛生学	大学院生
	関根 康寛	北里大学医学部公衆衛生学	大学院生
	菊池 尚樹	北里大学医学部公衆衛生学	大学院生

研究要旨

目的:本研究では、2つのインターネット調査を行い、厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金「職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案」で新しく設定する標準値と係数の妥当性と有用性を評価することを目的とした。

方法:前向き調査は、インターネット調査会社に登録されているパネルモニター約220万人の中から、現在、就業している、会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている18歳~64歳までの労働者(役員を含む)を対象とした。抽出条件として、労働力調査(基本統計2022年)の年齢構成比に準じて、男女比1:1を加えた。新しい働き方であるテレワークの特徴を捉えるため、調査対象の半数がテレワークを行っている労働者となるように設定した。2023年12月に実施した調査と2024年11月に実施した調査の両方に参加し同意の得られた1741人のデータセットを用いて、厚生労働省が推奨する高ストレス判定で抽出される高ストレス者と1か月以上の疾病休業の経験と関連するかを評価した(予測妥当性の検証)。さらに、令和5年度の検討で、疾病休業への寄与が伺われた職業性ストレス簡易調査票の尺度と項目、および、新職業性簡易調査票の尺度得点と、同じく令和5年度の検討で疾病休業への寄与が伺われた項目を検討した。

2024年10月に実施した25,000人の労働者のデータからなる大規模横断研究において、職業性ストレス簡易調査票とK6およびPHQ9を同時に測定するインターネット調査を実施して、K6 13点以上、PHQ9 15点以上で評価されるケースをアウトカムとするROC分析を行った（スクリーニングとしての有用性の検証）。

結果:前向き研究では、現行の基準で判定される高ストレス状態が、調査後に発生する1か月以上の疾病休業を予測することが示された。高ストレス状態以外にも、職業性ストレス簡易調査票（57項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80項目版）のいくつかの尺度・項目が疾病休業を予測する可能性が示された。

労働者25,000人の回答を得た横断調査では、職業性ストレス簡易調査票について、厚生労働省が推奨するカットオフポイントでは、高ストレス者として抽出される頻度は18.8%であった。K6高値、PHQ9高値をケースとした際の陽性尤度比は、厚生労働省が推奨するカットオフポイントで、いずれも5を超えており有益な情報が得られるレベルであった。

結論:職業性ストレス簡易調査票の妥当性と有用性の検証を行った。多様な労働者の集団において、高ストレス状態と高ストレス状態以外のいくつかの尺度・項目に、疾病休業をアウトカムとした予測妥当性があることを示した。K6、PHQ9高値をアウトカムとした際、高ストレス状態を抽出することにより有益な情報が得られることを示した。ストレスチェック制度を応用した労働者のリスク評価に当たり、現行の高ストレス者の抽出が妥当であることとともに、追加の質問項目を加えて応用ができる可能性を示した。

A. 研究目的

ストレスチェック制度では、「職業性ストレス簡易調査票」が、労働者の心身の状況を把握されるために汎用され、この調査

票を用いて作成される「仕事のストレス判定図」が職場のメンタルヘルス対策に役立てられている(1)。

職業性ストレス簡易調査票および仕事

のストレス判定図は、平成7～11年度労働省「作業関連疾患の予防に関する研究班—ストレス測定グループ」により開発されたが、働き方が大きく変化しており、職場におけるメンタルヘルス対策も進んでいる中、調査票の標準値の見直し、仕事のストレス判定図を作図するための係数の見直し、新しく使われ始めている80項目版調査票を用いて集団分析を行うための判断基準が求められている。

本研究では、厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費「職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案」で新しく設定する標準値と係数の有用性を評価するための2種類のインターネット調査を実施した。

1. 前向き調査

2015（平成27）年度～2017（平成29）年度に実施した厚生労働省 厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）「ストレスチェック制度による労働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」（研究代表者：川上

憲人）において、疾病休業をアウトカムとした前向き調査が行われた。金融業の1.4万人の労働者を対象として、ストレス調査後1年間の追跡が行われた。男性6.6倍、女性2.8倍のハザード比で高ストレス者の休業リスク上昇が観察された。集団寄与危険割合は、それぞれ、23.8%、21.0%であった(2)

一方で、宋らは、ある製造業における後ろ向きコホート研究で高ストレス状態とメンタルヘルス不調による7日以上 of 疾病休業の関連を認めなかった。業種や職種によって疾病休業を予測するスコアが異なることが考察された(3)。

そこで、今回、インターネット調査で収集した多様な労働者集団で、厚生労働省が勧めている基準で高ストレス状態が疾病休業と関連があるかを確認する（予測妥当性の確認）ことを目的とした。

さらに、新旧職業性ストレス簡易調査票の有用性を検討するため、高ストレス状態以外でも疾病休業を予測する尺度や項目がないかを探索した。職業性ストレス簡易調査票では、令和5年度の検討（「職業性

ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案」令和5年度分担研究報告書、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の検討:既存データによる予備的検討および産業保健専門職等へのヒアリング調査(分担研究者:井上彰臣))で1か月以上の精神疾患による疾病休業への寄与が伺われた尺度と項目を検討した。新職業性簡易調査票では、尺度得点と、同じく令和5年度の検討で、1週間以上の精神疾患による疾病休業への寄与が伺われた項目を検討した。それぞれの職業性ストレス簡易調査票の基準値は、本研究で収集したストレスチェックデータ(職業性ストレス簡易調査票 12,154,418件、新職業性ストレス簡易調査票 1,637,642件)を用いて、尺度値もしくは項目の値について、代表的な偏差値や効果量に相当する得点を算出し、下位の得点(偏差値40相当未満、効果量-0.8相当未満)グループをリスクグループとした。

2. 大規模横断調査

2015(平成27)年度~2017(平成29)

年度 厚生労働省 厚生労働科学研究費補助金(労働安全衛生総合研究事業)「ストレスチェック制度による労働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」(研究代表者:川上憲人)で実施した労働者1650人の回答を得たインターネット調査では、職業性ストレス簡易調査票について、厚生労働省が推奨するカットオフポイントでは、高ストレス者として抽出される頻度は16.7%であった。K6 13点以上の高値をケースとした際の陽性尤度比は、厚生労働省が推奨するカットオフポイントで、6.5で有益な情報が得られるレベルであった(4)。

今回、より大規模なデータを用いて、K6高値、PHQ9高値をアウトカムとしたスクリーニングパフォーマンスを検討して、現行のカットオフの有用性を確認することを目的とした。

B. 研究方法

1. 前向き調査

2023年12月に、インターネット調査会社に登録されているパネルモニター約

220万人の中から、メールやホームページ上の広告等を通じて研究参加の呼びかけを行い、参加に同意した者に質問票へ回答いただいた。

調査対象は、調査当時、就業していて、会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている労働者（役員を含む）で、年齢は18歳～64歳までとした。さらに、抽出条件として、労働力調査（基本統計2022年）の年齢構成比（年代 18-24:25-34:35-44:45-54:55-64=1:2:2.5:3:2.5）に準じて、男女比 1:1を加えた。高齢者は追跡調査時に退職している可能性を考慮し、多めにサンプリングした。新しい働き方であるテレワークの特徴を捉えるため、調査対象の半数がテレワークを行っている労働者となるように設定した。すなわち、テレワークをしている労働者の比率は、オーバーサンプリングとなった。

2024年11月に追跡調査を行い、両調査に同意を得て回答した労働者を解析対象とした。

高ストレス状態は、職業性ストレス簡易

調査票の57項目版の得点結果を用いて、厚生労働省「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」(1)に準じて、高ストレス者割合(%)を、合計点を用いる方法を用いて算出した。

さらに、職業性ストレス簡易調査票(57項目版)および新職業性ストレス簡易調査票(80項目版)の有用性を検討するため、高ストレス状態以外でも疾病休業を予測する尺度や項目がないかを探索した。

職業性ストレス簡易調査票では、令和5年度の検討（「職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案」令和5年度分担研究報告書、ストレスチェックの集団分析を行うための判定基準の検討:既存データによる予備的検討および産業保健専門職等へのヒアリング調査(分担研究者:井上彰臣))で1か月以上の疾病休業への寄与が伺われた尺度と項目を検討した。

57項目版で「1ヵ月以上の疾病休業」をアウトカムとした場合のROC分析で、overall model qualityが0.55以上だった尺度および項目は、以下のものであった。

<仕事の負担・資源>

- ・心理的な仕事の負担（質） 0.55
- ・仕事のコントロール度 0.58
- ・仕事の適性度 0.58
- ・上司からのサポート 0.55
- ・同僚からのサポート 0.59

<アウトカム>

- ・疲労感 0.60
- ・不安感 0.68
- ・抑うつ感（6項目） 0.64
- ・抑うつ感（3項目） 0.65

(数値は overall model quality)

新職業性簡易調査票では、尺度得点と、同じく令和5年度の検討で、1週間以上の精神疾患による疾病休業への寄与が伺われた項目を検討した。

80項目版で「1週間以上の精神疾患による疾病休業」をアウトカムとした場合のROC分析で、overall model qualityが0.55以上だった尺度は以下のものであった。

<仕事の負担・資源>

- ・情緒的負担 0.58
- ・経済・地位報酬 0.55

<アウトカム>

- ・活気 0.56

それぞれの職業性ストレス簡易調査票

の基準値は、本研究で収集したストレスチェックデータ（職業性ストレス簡易調査票12,154,418件、新職業性ストレス簡易調査票1,637,642件）を用いて、尺度値もしくは項目の値について、代表的な偏差値や効果量に相当する得点を算出し（本総括・分担報告書81～98ページ）、下位の得点（偏差値40相当未満、効果量-0.8相当未満）グループをリスクグループとした。

職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度の得点は、「労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル」に掲載されている素点換算表に基づき、各項目の得点を単純加算あるいは得点を逆転させた上で加算し（各下位尺度の得点範囲は、当該尺度を構成する項目数によって異なる）、合計得点が高いほど当該指標の程度

が大きいと解釈するように算出した。

新職業性ストレス簡易調査票の各下位尺度の得点は、2009（平成 21）年度～2011（平成 23）年度 厚生労働省 厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）「労働者のメンタルヘルス不調の第一次予防の浸透手法に関する調査研究」（研究代表者：川上憲人）の報告書に掲載されている算出方法に基づき、各項目の得点を単純加算あるいは得点を逆転させた上で加算したものを項目数で除し（いずれの下位尺度も得点範囲が 1～4 点となる）、合計得点が高いほど当該指標が良好な状態にあると解釈するように算出した。

疾病休業の有無については、初回調査時から第 2 回調査までの間に、体調不良等で、1 か月以上休職した経験の有無を尋ねた。

交絡要因として以下の属性を測定した。性、年齢（18-34、35-44、45-54、55-64）、婚姻状況（既婚、未婚）、教育歴（高校卒、専門学校卒・短大・高専卒、大学卒・大学院卒、その他）、世帯年収（～400 万円、401 万円～600 万円、601 万円～800 万円、

801 万円～1000 万円、1001 万円～1200 万円、1201 万円～1500 万円、1501 万円以上）、雇用形態（正社員、非正規社員）、平均週労働時間（30 時間以下、31 時間～40 時間、41 時間～50 時間、51 時間～60 時間、61 時間以上）、職業（管理職、専門職・技術者、事務職・サービス、生産技能職・その他の仕事）、日本標準産業分類大分類項目表に基づく業種。

調査対象集団の基本属性を確認した後、初回調査時の高ストレス状態と第 2 回調査までの疾病休業の関連性を、 χ^2 検定を用いて検証した。さらに両者の関連をロジスティック回帰分析で検討し、オッズ比とその 95%信頼区間を求めた。さらに、疾病休業に対する高ストレス状態のインパクトを推計するため、集団寄与危険割合を算出した。

既存データを用いた令和 5 年度研究で疾病休業の予測妥当性が高いことが期待された、職業性ストレス簡易調査票の尺度および新職業性ストレス簡易調査票のリスクグループ（偏差値 40 相当未満、効果量-0.8 相当未満）について、上共変量を

調整したオッズ比と 95%信頼区間を求めた。

2. 大規模横断調査

2024年10月に、全国の20歳から65歳の男女で、会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている25,000人を、インターネット調査会社を通してリクルートし、オンライン上で調査票への回答を求めた。

アウトカムとなるメンタルヘルス指標は、K6得点およびPHQ9得点に基づいて評価した。K6は、過去30日間の心理的ストレス反応を測定するために開発された質問票で、合計得点(得点範囲は0~24点)が高いほど、気分・不安障害の可能性が高い(5, 6)。本研究では、13点以上をメンタルヘルス不調のケースと想定してシミュレーションを行った。

PHQ9は、うつ病のスクリーニングや重症度を評価するための尺度で、過去1週間の問題について尋ねる9問の質問項目からなる(得点範囲は0~27点)(7, 8)。本研究では、15点以上をうつ病性障害の症

状レベルが中等度~重度のケースと想定してシミュレーションを行った。

まず、職業性ストレス簡易調査票のストレス反応を縦軸、ストレス要因および修飾要因を横軸に配置するフィールド上でK6ケース、PHQ9ケースの分布図を描いた。

次に、高ストレス者選定に利用する3つの要素得点を変更させる複数のシミュレーションにより、スクリーニングツールの特性として、感度、特異度、Youden Index、ROC分析に基づくAUCと陽性反応的中度、陰性反応的中度、および、陽性尤度比と陰性尤度比を算出した。

高ストレス者抽出のイメージ(図12-1)において、高ストレス者を定義する際の職業性ストレス簡易調査票の各要素得点には、「⑦を規定するストレス反応」の得点、「④を規定するストレス要因と周囲のサポート」、および、「④を規定するストレス反応」の得点がある。これらの得点を、一要素ずつ変動させるシミュレーションによって得られるスクリーニング特性を算出した。

統計解析には、IBM SPSS Statistics,

Version 27 を用いた。

倫理的配慮

本研究は、北里大学医学部・病院倫理委員会の認証（B23-52、B24-065）を得て実施した。

C. 研究結果

1. 前向き調査

第1回、第2回ともに回答があったのは、1967人（初回調査回答者 2891人のうち68.0%）であった。このうち、本研究への参加（質問票への再回答）に同意しない者166人、第2回調査時点で仕事をしていない者60人を除いた1741人（初回調査参加者のうち60.2%）を解析対象とした。

対象者の属性を表12-1に示す。男性862人、女性879人で、平均45.6歳であった。第一次産業は少ないが、多様な集団と考えられた。

初回調査において、この集団で、306人（17.6%）が高ストレス者と判定された。初回調査以降、第2回目の調査までに、体調を崩して仕事を1か月以上休んだ労働

者は122人（7.0%）であった。

初回調査時の高ストレス状態と第2回調査までの疾病休業の関連を表12-2に示す。高ストレス者に疾病休業が多いことが確認された（ $\chi^2 = 28.275$, $p < 0.001$ ）。

ロジスティック回帰分析の結果を表12-3に示す。交絡要因調整前の解析で、高ストレス状態はオッズ比2.81（95%信頼区間1.89-4.16）で疾病休業との関連を認めた。集団寄与危険割合は24.1%であった。

性、年齢、婚姻状況、教育歴、収入、雇用形態、労働時間、職業、産業、テレワークの有無を調整した後も同様の関連（オッズ比2.71；1.77-4.14；集団寄与危険割合23.1%）を認めた。

高ストレス状態以外での検討

職業性ストレス簡易調査票の尺度・項目では、心理的な仕事の負担（質）、仕事の適性度、疲労感、不安感、抑うつ感（6項目、3項目）が、追跡期間の疾病休業と有意に関連していた。同僚からのサポートは、偏差値40（5.95点）未満のグループで疾病休業の有意なリスク上昇がみられた。不

安感や抑うつ感などのストレス反応と疾病休業の関連性は総じて高かったが、ストレス要因でも心理的な仕事の負担（質）の関連性は高かった（表 12-4）。

新職業性ストレス簡易調査の尺度では、アウトカム（心的ストレス反応）と疾病休業の間に関連が認められた。偏差値レベルと効果量レベルで一致はしていないものの、得点レベルの低い方で、仕事の資源（作業レベル）と、弱いながらも仕事の資源（部署レベル）の関連性が伺われた。新職業性ストレス簡易調査の項目では、情緒的負担と活気が疾病休業と関連する傾向が見られた（表 12-4）。

2. 大規模横断調査

回答者は平均年齢 50 歳（標準偏差 9.8）で、その他の属性は表 12-5 に示すようであった。

高ストレス者は、4710 人（18.8%）、K6 得点 13 点以上のメンタルヘルス不調を疑わせるケースは 3448 人（13.8%）、PHQ9 得点 15 点以上は、3122 人（12.5%）であった。

職業性ストレス簡易調査票を使用した場合の、ストレス要因およびストレス反応で作成したマトリックス内における K6 得点、PHQ9 得点の分布

職業性ストレス簡易調査票を使用した場合、K6 得点 13 点以上、PHQ9 得点 15 点以上のケースの多くは、ストレス要因と周囲のサポート、ストレス反応ともに 60 点以上の領域に分布していた（図 12-2, 3）。

高ストレス状態で K6 高値のケースをスクリーニングすると見立てた場合の感度は 69.9%、特異度は 89.3%、Youden Index は 0.592、AUC は 0.796、陽性反応適中度は 51.2%、陰性反応適中度は 94.9%、陽性尤度比は 6.5、陰性尤度比は 0.3 であった。

高ストレス状態で PHQ9 高値のケースをスクリーニングすると見立てた場合の感度は 66.4%、特異度は 87.9%、Youden Index は 0.543、AUC は 0.772、陽性反応適中度は 44.0%、陰性反応適中度は 94.8%、陽性尤度比は 5.5、陰性尤度比は 0.4 であった。

K6 得点 13 点以上をケースと想定し、職

業性ストレス簡易調査票の各カットオフ
ポイントを移動させた場合のスクリーニ
ングパフォーマンス指標の変化

K6 高値をアウトカムとした場合、他得点を一定にした際、「㊸を規定するストレス反応」カットオフポイント 70 で、Youden index 0.658、AUC 0.829 と、最高のスクリーニングパフォーマンスが観察された。ただし、高ストレス者として抽出される頻度は、対象者の 3 割 (27.7%) で、陽性反応的中度 42% を甘受しなければならない。陽性尤度比も 5 を切る。一方で、高ストレス者の頻度を 10% 程度とするには、「㊸を規定するストレス反応」95 をカットオフポイントとすればよいが、6 割程度のケースの見落としを甘受する必要がある (感度 42.1%)。

「㊸を規定するストレス反応」および「㊹を規定するストレス反応」を一定にした場合、「㊹を規定するストレス要因と周囲のサポート」カットオフポイントを 63 点 (現行の基準) とすると、この中でパフォーマンス高値となる (Youden index 0.592) が、この水準のカットオフポイン

トの移動では、パフォーマンスにあまり差は見られなかった。

「㊹を規定するストレス反応」の移動では、カットオフポイントを 60 に下げると、Youden index が最高値となった (0.631)。ただし、3 割を超える労働者 (34.8%) が高ストレス者として抽出されるものの、陽性反応適中率は 35.4% であった (表 12-6)。

PHQ9 高値に対しては、他得点を一定にした際、「㊸を規定するストレス反応」カットオフポイント 70 で、Youden index 0.616、AUC 0.808 と、最高のスクリーニングパフォーマンスが観察された。ただし、高ストレス者として抽出される頻度は、対象者の 3 割 (27.7%) で、陽性反応的中度 36.8% を甘受しなければならない。陽性尤度比も 5 を切る。一方で、高ストレス者の頻度を 10% 程度とすると「㊸を規定するストレス反応」は 95 をカットオフポイントとすればよいが、6 割程度のケースの見落としを甘受する必要がある (感度 39.0%)。

「㊸を規定するストレス反応」および

「④を規定するストレス反応」を一定にした場合、「④を規定するストレス要因と周囲のサポート」カットオフポイントを 60 点とすると、この水準でパフォーマンスが最高 (0.543) になるが、K6 高値をアウトカムとしたときと同じく、現行のカットオフ (63) とほぼ同じレベルであった。

「④を規定するストレス反応」の移動では、カットオフポイントを 60 に下げると、Youden index が最高値をとる (0.595)。K6 高値の時と同じく、3 割 5 分に及ぶ労働者が高ストレス者として抽出され、陽性適中度 (31.2%)、尤度比 (3.2) となる (表 12-7)。

D. 考察

1. 前向き調査

多様な労働者からなる集団で、厚生労働省が推奨する判定基準で抽出される高ストレス状態は、調査後 11 か月以内に発生した 1 か月以上の疾病休業と関連を認めた。研究方法の違いから、休業発生のタイミングは不明で、ハザード比も求めることはできないが、高ストレス状態の頻度と算

出された相対危険 (オッズ比) の値から、先行研究とほぼ同じ集団寄与危険割合が算出された(2)。

調査対象がインターネット調査への回答者であること、第一次産業の従事者は少ない(一方でテレワークを行っている労働者は多い)ことなどの一般化の限界はあるが、職業性ストレス簡易調査票をもって厚生労働省が推奨する判定基準で抽出される高ストレス状態が多様な労働者の疾病休業を予測する可能性が示された。

疾病休業者の 2 割を高ストレス状態が説明するという所見 (集団寄与危険割合) は、職場でストレス対策を行うこと (高ストレス状態を減らしていくこと) の重要性を示すものである。別の解析では、高ストレス状態は 3 年後までの離職と関連し、その集団寄与危険割合は、約 1 割 (9%) であることが示されている(9)。雇用の流動化が進み、労働者の確保・定着は、経営者の重大な関心事になっている中、職場のストレス対策が、健康経営とも密接に関連することを支持する所見と言える。

高ストレス状態以外にも、職業性ストレ

ス簡易調査票（57 項目版）および新職業性ストレス簡易調査票（80 項目版）のいくつかの尺度・項目が疾病休業を予測する可能性が示された。職場でストレス対策を行うにあたり、高ストレス判定とこれらの尺度得点を組み合わせた指標を用いることは合理的と思われる。

ストレスチェックの結果を用いて、それぞれの職場で高ストレス状態、もしくは、疾病休業を予測する指標を策定する試みは行われている。

山下は、全測定値の正規変換と正規性の検証、外れ値の切り捨て、分布の中央の基準区間の推定と上限値の逆変換を行う方法を紹介し、自社で基準値の設定を試みることを勧めている(10)。

Kurisu らは、ストレスチェック結果に機械学習を適用して、7 日以上の疾病休業を職業性ストレス簡易調査票のストレス反応得点が予測すること、また、分析で得られる他指標も組み合わせることで、効率的なストレス対策の行動計画を策定できる可能性を示している(11)。

2. 大規模横断調査

インターネット調査で、ストレス尺度とアウトカム尺度を同時に測定することで、ストレス尺度のスクリーニング特性を推定した。25,000 名の労働者のサンプルが得られ、職業性ストレス簡易調査票において、厚生労働省が推奨するカットオフポイントと、それを変化させるシミュレーションを行うことで、最適なスクリーニングのヒントを得ることを目的とした。今回、調査対象となった労働者は多様な職種、年齢層を有するものの、我が国の一般労働者を代表するものではない点については留意を要するが、以下のような知見が得られた。

今回の調査対象では、職業性ストレス簡易調査票における厚生労働省が推奨するカットオフポイントで、K6 高値、PHQ9 高値をアウトカムとした陽性反応的中度は 5 割を超えていた。陽性尤度比も 5 を超えており、有益な情報が得られるレベルであった。これらは、2015（平成 27）年度～2017（平成 29）年度 厚生労働省 厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）「ストレスチェック制度による労

働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」で観察されたものと、ほぼ同等のスクリーニングパフォーマンスであった（K6 をアウトカムとしたものは、前回調査より好成績であった；PHQ9 高値に対しては、高ストレス者指標のスクリーニングパフォーマンスは、K6 高値ほどではなかったが、有益であると思われた）。しかし、臨床上ターゲットとする障害をまず（probable）ルール・インできるような尤度比（10 以上）を示すカットオフポイントはなかった（12）。

カットオフポイントを操作することで、実務に資する所見をまとめると以下のようになる。職業性ストレス簡易調査票では、ストレス反応のカットオフポイントを 10 ポイントほど下げるか、もしくは、ストレス要因と周囲のサポートのカットオフポイントを 20 ポイントほど下げることで、スクリーニングパフォーマンスが最良になる。しかし、高ストレス者として抽出される頻度は、対象者の 4 割近く（34.8～35.3%）となり、陽性反応的中度 35%を甘受しなければならない。ストレス反応のカ

ットオフポイントを動かすか、ストレス要因と周囲のサポートのカットオフポイントを動かすかは、面接指導で重点を置くポイント（職場環境改善を重視するなら後者、など）によって決定してよいと思われる。一方で、高ストレス者として抽出する頻度を 10%程度とすると「⑦を規定するストレス反応」90 点をカットオフポイントとすればよいが 5 割強のケースの見落としを甘受する必要がある（感度 46.1%）。

職場におけるメンタルヘルス不調のスクリーニングプログラムは、望ましい効果が望ましくない効果を上回る明確な科学的根拠が不足しているため、WHO が最近発表したガイドラインでは、推奨も反対もしないとされている（13）。職場でスクリーニングプログラムを実施する場合は、1）スクリーニングで陽性となった人々への科学的根拠に基づく治療やケアへのアクセスするためのフォローアップの確保、2）スクリーニング結果を提供および解釈しフォローアップケアへの紹介を管理する専門家の関与、3）プライバシーと機密性の確保、4）スクリーニング陽性者の差別

防止のため人権原則と倫理的配慮の順守を含める必要がある。

さらに、効率についての限界にも留意が必要である。必ずしも有病率が高くない集団への検査の陽性反応的中度は低い。職場は、一般に、少なくとも就業が可能な労働者の集団であり、ある程度の事前確率が見込まれる対象とは検査のパフォーマンスが異なることに留意が必要である。

尺度特性を知って戦略を立てる事は有用である。ストレスチェック実施者として、自身の所属している事業場の産業保健スタッフ等でのキャパシティに合わせて、カットオフポイントの調節により適切な事後措置の計画を立てることが可能になる。感度を上げる(カットオフポイントを下げる)ことによって、見落としを少なくできる(当然、拾いすぎることによる偽陽性が多くなる)。特異度を上昇させる(カットオフポイントを上げる)ことにより、見落としは多くなるが、偽陽性を少なくさせることができる。さらに、事前の事業場の状況から、(予測)有病率に基づく、計画立案も可能である。

E. 結論

厚生労働省が推奨している職業性ストレス簡易調査票から算出される高ストレス状態は、メンタルヘルス不調を抽出するための有益な情報を与え、将来の疾病休業を予測する。高ストレス状態以外でも、疾病休業と関連がある職業性ストレス簡易調査票(57項目版)および新職業性ストレス簡易調査票(80項目版)で測定される尺度および項目がある。職場のメンタルヘルス対策として、これら指標を使用することは合理的と思われる。

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

G. 知的所有権の取得状況

なし

H. 参考文献

1. 厚生労働省労働基準局安全衛生部、労働衛生課産業保健支援室. 労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル 令和3年2月改訂版
[Available from:
<https://www.mhlw.go.jp/content/000533925.pdf>.
2. Tsutsumi A, Shimazu A, Eguchi H, Inoue A, Kawakami N. A Japanese Stress Check Program screening tool predicts employee long-term sickness absence: a prospective study. *J Occup Health*. 2018;60(1):55-63.
3. Song YH, Yano E. Development and application of a problem-solving approach to prevent sick leave owing to mental disorders in a manufacturing company. *Environ Occup Health Practice*. 2021;3:eohp.2021-0002-FS.
4. Tsutsumi A, Inoue A, Eguchi H. How accurately does the Brief Job Stress Questionnaire identify workers with or without potential psychological distress? *J Occup Health*. 2017;59(4):356-60.
5. Kessler RC, Green JG, Gruber MJ, Sampson NA, Bromet E, Cuitan M, et al. Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: results from the WHO World Mental Health (WMH) survey initiative. *Int J Methods Psychiatr Res*. 2010;19 Suppl 1(Suppl 1):4-22.
6. Furukawa TA, Kawakami N, Saitoh M, Ono Y, Nakane Y, Nakamura Y, et al. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *Int J Methods Psychiatr Res*. 2008;17(3):152-8.
7. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *J Gen Intern Med*. 2001;16(9):606-13.
8. 村松公美子, 上島国利. プライ

マリ・ケア診療とうつ病スクリーニング
評価ツール：Patient Health
Questionnaire-9 日本語版「こころとか
らだの質問票」。診断と治療。
2009;97:1465-73.

9. Kachi Y, Inoue A, Eguchi H,
Kawakami N, Shimazu A, Tsutsumi A.
Occupational stress and the risk of
turnover: a large prospective cohort
study of employees in Japan. BMC
Public Health. 2020;20(1):174.

10. 山下貴裕. ストレスチェックの
高ストレス者判定点数基準を独自で決め
てみよう. 産衛誌. 2017;59(1):29-33.

11. Kurisu K, Song YH, Yoshiuchi
K. Developing action plans based on
machine learning analysis to prevent
sick leave in a manufacturing plant.
J Occup Environ Med. 2023;65(2):140-

5.

12. Jaeschke R, Guyatt GH,
Sackett DL. Users' guides to the
medical literature. III. How to use
an article about a diagnostic test.
B. What are the results and will they
help me in caring for my patients?
The Evidence-Based Medicine Working
Group. JAMA. 1994;271(9):703-7.

13. World Health Organization.
Guidelines on mental health at work
2022 [Available from:
<https://www.who.int/publications/i/item/9789240053052>.

I. 謝辞

PHQ9 の活用をご快諾いただいた村松公美
子新潟青陵大学 大学院 臨床心理学研究
科 教授に謝意を表します。

表 12-1 前向き調査対象者の属性

		度数	%
性別	男性	862	49.5
	女性	879	50.5
年齢	18-34	338	19.4
	35-44	427	24.5
	45-54	537	30.8
	55-64	439	25.2
婚姻状況	既婚	958	55.0
	未婚	783	45.0
最終学歴	高校卒	306	17.6
	専門学校卒・短大・高専卒	361	20.7
	大学卒・大学院卒	1050	60.3
	その他	24	1.4
世帯年収	～400万円	431	24.8
	401万円～600万円	406	23.3
	601万円～800万円	343	19.7
	801万円～1000万円	252	14.5
	1001万円～1200万円	136	7.8
	1201万円～1500万円	94	5.4
	1501万円以上	79	4.5
雇用形態	正社員	1273	73.1
	非正規社員	468	26.9
平均週労働時間	30時間以下	338	19.4
	31時間～40時間	522	30.0
	41時間～50時間	596	34.2
	51時間～60時間	185	10.6
	61時間以上	100	5.7
職業	管理職	268	15.4

	専門職・技術者	438	25.2
	事務職・サービス	755	43.4
	生産技能職・その他の仕事	280	16.1
産業	農業、林業、漁業、鉱業、採石業、砂利採取業	10	0.6
	建設業	67	3.8
	製造業	328	18.8
	電気・ガス・熱供給・水道業	24	1.4
	情報通信業	170	9.8
	運輸業、郵便業	69	4.0
	卸売業、小売業	165	9.5
	金融業、保険業	90	5.2
	不動産業、物品賃貸業	34	2.0
	学術研究、専門・技術サービス業	49	2.8
	宿泊業、飲食サービス業	40	2.3
	生活関連サービス業、娯楽業	29	1.7
	教育、学習支援業	98	5.6
	医療、福祉	207	11.9
	複合サービス業	25	1.4
	サービス業（他に分類されないもの）	170	9.8
	公務（他に分類されないものを除く）	109	6.3
	分類不能の産業（その他）	57	3.3
テレワークの有無	行っている	810	46.5
	行っていない	931	53.5
高ストレス者	高ストレスなし	1435	82.4
	高ストレスあり	306	17.6
前回調査からの1か月間の休職の経験	なし	1619	93.0
	あり	122	7.0

表 12-2 高ストレス状態（2023 年）と調査後の疾病休業の関連

		疾病休業		合計	
		なし	あり		
高ストレス状態	なし	度数	1356	79	1435
		%	94.5%	5.5%	100.0%
	あり	度数	263	43	306
		%	85.9%	14.1%	100.0%

表 12-3 高ストレス状態（2023 年）と調査後の疾病休業の関連；ロジスティック回帰分析結果

		オッズ比	95%信頼区間		オッズ比	95%信頼区間	
			下限	上限		下限	上限
ストレス	高ストレス者以外	1			1		
	高ストレス者	2.81	1.89	4.16	2.71	1.77	4.14
性別	男性				1		
	女性				1.04	0.66	1.66
年齢	18-34				1.00		
	35-44				0.46	0.27	0.79
	45-54				0.42	0.25	0.72
	55-64				0.31	0.17	0.59
婚姻状況	既婚				1		
	未婚				0.82	0.52	1.27
最終学歴	高校卒				1.00		
	専門学校卒・短大・高専卒				1.34	0.71	2.54
	大学卒・大学院卒				1.01	0.57	1.79
	その他				0.91	0.18	4.64
世帯年収	～400 万円				1		
	401 万円～600 万円				0.57	0.32	1.01
	601 万円～800 万円				0.73	0.40	1.32
	801 万円～1000 万円				0.64	0.32	1.29
	1001 万円～1200 万円				0.22	0.06	0.79
	1201 万円～1500 万円				0.93	0.37	2.36
雇用形態	1501 万円以上				0.78	0.30	2.04
	正社員				1		
	非正規社員				0.61	0.34	1.10
週労働時間	30 時間以下				1		
	31 時間～40 時間				0.51	0.29	0.90
	41 時間～50 時間				0.44	0.24	0.80
	51 時間～60 時間				0.42	0.19	0.91
	61 時間以上				0.36	0.14	0.94
職業	管理職				1		
	専門職・技術者				0.75	0.38	1.48
	事務職・サービス				0.56	0.28	1.09

	生産技能職・その他の仕事	0.58	0.27	1.22
産業	農業、林業、漁業、鉱業、採石業、砂利採取業	1		
	建設業	0.78	0.12	5.15
	製造業	0.54	0.10	3.06
	電気・ガス・熱供給・水道業	0.48	0.05	4.60
	情報通信業	0.34	0.05	2.10
	運輸業、郵便業	0.37	0.05	2.66
	卸売業、小売業	0.22	0.03	1.47
	金融業、保険業	0.67	0.11	4.24
	不動産業、物品賃貸業	0.75	0.09	5.99
	学術研究、専門・技術サービス業	0.78	0.11	5.41
	宿泊業、飲食サービス業	0.62	0.08	4.59
	生活関連サービス業、娯楽業	1.09	0.15	7.73
	教育、学習支援業	0.48	0.07	3.20
	医療、福祉	0.31	0.05	1.87
	複合サービス業	0.79	0.08	7.45
	サービス業（他に分類されないもの）	0.56	0.09	3.32
	公務（他に分類されないものを除く）	0.70	0.11	4.22
	分類不能の産業（その他）	0.64	0.10	4.25
	定数	0.058	1.006	

表 12-4 既存データを基にした解析で有用性が伺われた職業性ストレス簡易調査票の尺度および新職業性ストレス簡易調査票からピックアップした項目（2023 年調査）と疾病休業との関連；ロジスティック回帰分析結果

項目（偏差値レベル）	OR	95%信頼区間		項目（効果量レベル）	OR	95%信頼区間	
		下限	上限			下限	上限
57 項目版							
心理的な仕事の負担（質）	2.48	1.50	4.09	心理的な仕事の負担（質）	2.48	1.50	4.09
仕事のコントロール度	0.94	0.52	1.70	仕事のコントロール度	1.26	0.80	1.99
仕事の適性度	1.86	1.23	2.80	仕事の適性度	1.86	1.23	2.80
疲労感	2.54	1.61	4.02	疲労感	1.90	1.27	2.85
不安感	2.87	1.88	4.37	不安感	2.87	1.88	4.37
抑うつ感（6 項目）	2.63	1.76	3.92	抑うつ感（6 項目）	2.44	1.64	3.62
抑うつ感（3 項目）	1.90	1.23	2.93	抑うつ感（3 項目）	2.37	1.60	3.52
上司からのサポート	1.17	0.74	1.84	上司からのサポート	1.17	0.74	1.84
同僚からのサポート	1.62	1.01	2.59	同僚からのサポート	1.09	0.73	1.61
80 項目版							
仕事の負担	0.71	0.37	1.39	仕事の負担	0.63	0.36	1.11
仕事の資源（作業レベル）	1.32	0.82	2.10	仕事の資源（作業レベル）	1.59	1.04	2.42
仕事の資源（部署レベル）	1.52	0.99	2.31	仕事の資源（部署レベル）	1.19	0.78	1.80
仕事の資源（部署レベル）*	1.50	0.98	2.29	仕事の資源（部署レベル）*	1.16	0.77	1.75
仕事の資源（事業場レベル）	1.12	0.70	1.80	仕事の資源（事業場レベル）	1.11	0.73	1.69
アウトカム （心理的ストレス反応）	2.22	1.42	3.47	アウトカム （心理的ストレス反応）	1.96	1.30	2.96
情緒的負担	1.73	1.00	3.01	情緒的負担	1.73	1.00	3.01
経済・地位報酬	1.38	0.85	2.25	経済・地位報酬	1.38	0.85	2.25
活気	1.52	0.98	2.35	活気	1.52	0.98	2.35

OR: オッズ比

仕事の資源（部署レベル）* 家族友人の支援を含む

表 12-5 大規模横断調査（2024 年）対象者の属性

		度数	%
性別	男性	16654	66.6
	女性	8346	33.4
年代	20 代	937	3.7
	30 代	3046	12.2
	40 代	6730	26.9
	50 代	9765	39.1
	60 代	4522	18.1
婚姻	既婚	15729	62.9
	未婚	9271	37.1
子ども	あり	14062	56.2
	なし	10938	43.8
最終学歴	中学校卒	344	1.4
	高校卒	6273	25.1
	専門学校卒	3083	12.3
	短大・高専卒	2143	8.6
	大学卒	11460	45.8
	大学院卒	1553	6.2
	在学中	31	0.1
	その他	113	0.5
世帯年収	～400 万円	6293	25.2
	401 万円～600 万円	5985	23.9
	601 万円～800 万円	5180	20.7
	801 万円～1000 万円	3519	14.1
	1001 万円～1200 万円	1962	7.8
	1201 万円～1500 万円	1128	4.5
	1501 万円以上	933	3.7
業種	農業、林業	70	0.3
	漁業	12	0.0

	鉱業、採石業、砂利採取業	26	0.1
	建設業	1235	4.9
	製造業	5268	21.1
	電気・ガス・熱供給・水道業	389	1.6
	情報通信業	1415	5.7
	運輸業、郵便業	1425	5.7
	卸売業、小売業	2471	9.9
	金融業、保険業	1199	4.8
	不動産業、物品賃貸業	494	2.0
	学術研究、専門・技術サービス業	491	2.0
	宿泊業、飲食サービス業	621	2.5
	生活関連サービス業、娯楽業	444	1.8
	教育、学習支援業	1332	5.3
	医療、福祉	2937	11.7
	複合サービス業	306	1.2
	サービス業（他に分類されないもの）	2172	8.7
	公務（他に分類されないものを除く）	1829	7.3
	分類不能の産業	864	3.5
職種	営業・販売	3042	12.2
	研究・開発・技術者	3128	12.5
	総務・人事	670	2.7
	財務・経理	465	1.9
	企画・マーケティング	298	1.2
	広報・広告・デザイン	107	0.4
	事務職	3124	12.5
	管理職	1808	7.2
	会社経営・役員	520	2.1
	公務員・団体職員	2155	8.6
	教職員	661	2.6
	専門職（医師・看護師・弁護士など）	1634	6.5
	自由業	80	0.3
	自営業	80	0.3
	パート・アルバイト	3633	14.5
	契約社員・派遣社員	1672	6.7
	専業主婦（主夫）	173	0.7

	無職	96	0.4
	短大・専門学校生	5	0.0
	大学生	16	0.1
	大学院生	3	0.0
	その他	1630	6.5
雇用形態	正規の職員・従業員、会社などの役員	17734	70.9
	パート、アルバイト、契約社員、嘱託、派遣社員	7266	29.1
週労働時間	30 時間以下	4277	17.1
	31 時間～40 時間	8046	32.2
	41 時間～50 時間	8624	34.5
	51 時間～60 時間	2583	10.3
	61 時間以上	1470	5.9

図 12-1 職業性ストレス簡易調査票から作成される高ストレス者抽出のイメージ

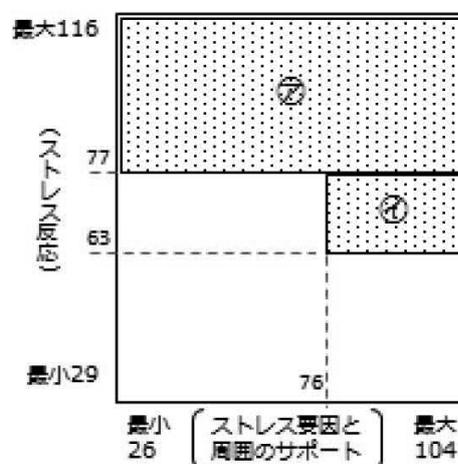
<評価基準の例（その1）>

この方法は、調査票の各質問項目への回答の点数を、単純に合計して得られる評価点を基準に用います。このため、特別な手順によらず算出することが可能です。

職業性ストレス簡易調査票（57項目）を使用する場合の評価基準の設定例

- ㊦「心身のストレス反応」（29項目）の合計点数（ストレスが高い方を4点、低い方を1点とする）を算出し、合計点数が77点以上である者を高ストレスとする。
- ㊧「仕事のストレス要因」（17項目）及び「周囲のサポート」（9項目）の合計点数（ストレスが高い方を4点、低い方を1点とする）を算出し、合計点数が76点以上であって、かつ、「心身のストレス反応」の合計点数が63点以上である者を高ストレスとする。

【概念図】
 ㊦又は㊧のいずれかに該当する者を高ストレス者と評価する。
 ※調査票の項目中、満足度に関する回答は評価に含みません。



出典：厚生労働省労働基準局安全衛生部、労働衛生課産業保健支援室。労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル 令和3年2月改訂版

図 12-2 ストレス調査結果と K6 得点の関連

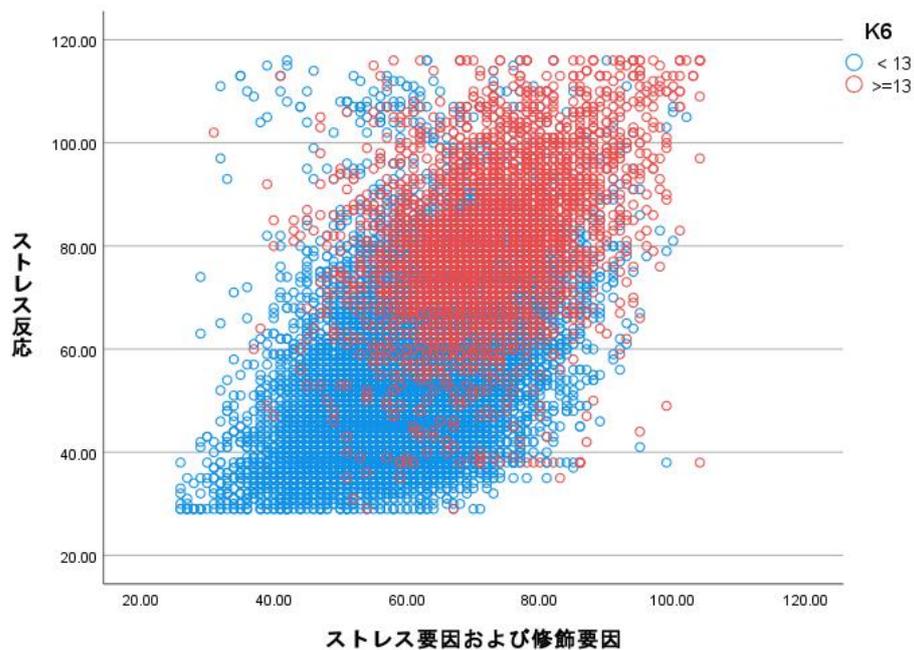


図 12-3 ストレス調査結果と PHQ9 得点の関連

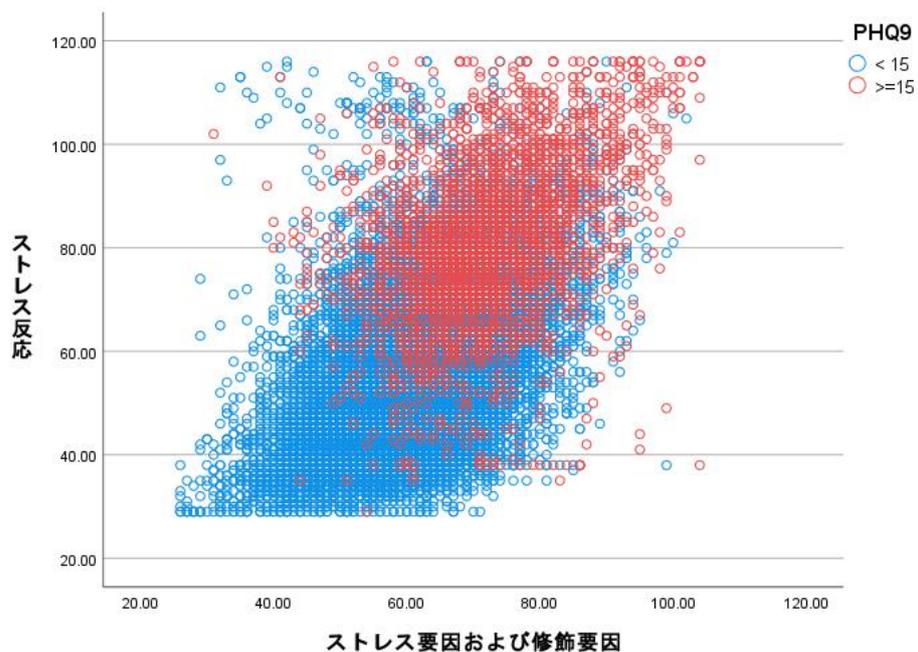


表 12-6 K6 得点 13 点以上をケースと想定し職業性ストレス簡易調査票の各カットオフポイントを移動させた場合のスクリーニング特性の変化 (N=25000)

cutoff	Prevalence	sensitivity (%)	specificity (%)	YI	AUC	PPV	NPV	PLR	NLR
⑦を規定するストレス反応									
55	57.1	96.8	49.3	0.461	0.730	23.4	99.0	1.9	0.1
60	46.0	94.5	61.8	0.563	0.782	28.4	98.6	2.5	0.1
65	35.3	90.4	73.6	0.640	0.820	35.4	98.0	3.4	0.1
70	27.7	84.4	81.3	0.658	0.829	42.0	97.0	4.5	0.2
77	18.8	69.9	89.3	0.592	0.796	51.2	94.9	6.5	0.3
80	16.0	62.7	91.4	0.541	0.771	53.9	93.9	7.3	0.4
85	12.8	53.0	93.6	0.466	0.733	57.1	92.6	8.3	0.5
90	11.0	46.1	94.6	0.407	0.704	57.7	91.7	8.5	0.6
95	10.1	42.1	95.0	0.371	0.685	57.3	91.1	8.4	0.6
⑧を規定するストレス要因と周囲のサポート									
45	20.6	70.77	87.4	0.582	0.791	47.4	94.9	5.6	0.3
50	20.4	70.62	87.7	0.583	0.792	47.8	94.9	5.7	0.3
55	20.0	70.53	88.1	0.586	0.793	48.7	94.9	5.9	0.3
60	19.4	70.27	88.7	0.590	0.795	50.0	94.9	6.2	0.3
63	18.8	69.90	89.3	0.592	0.796	51.2	94.9	6.5	0.3
70	17.4	67.75	90.6	0.584	0.792	53.6	94.6	7.2	0.4
75	16.3	65.31	91.6	0.569	0.785	55.4	94.3	7.8	0.4
⑨を規定するストレス反応									
55	37.2	91.0	71.4	0.624	0.812	33.8	98.0	3.2	0.1
60	34.8	89.2	73.9	0.631	0.815	35.4	97.7	3.4	0.1
65	30.3	84.3	78.4	0.627	0.814	38.4	96.9	3.9	0.2
70	24.2	77.4	84.3	0.617	0.808	44.1	95.9	4.9	0.3
76	18.8	69.9	89.3	0.592	0.796	51.2	94.9	6.5	0.3
80	17.1	66.9	90.8	0.578	0.789	53.8	94.5	7.3	0.4
85	16.1	64.8	91.6	0.564	0.782	55.3	94.2	7.7	0.4
90	15.8	64.0	91.9	0.559	0.780	55.8	94.1	7.9	0.4
95	15.7	63.8	91.9	0.557	0.779	55.9	94.1	7.9	0.4

表 12-7 PHQ9 得点 15 点以上をケースと想定し職業性ストレス簡易調査票の各カットオフポイントを移動させた場合のスクリーニング特性の変化 (N=25000)

cutoff	Prevalence	sensitivity (%)	specificity (%)	YI	AUC	PPV	NPV	PLR	NLR
㊦を規定するストレス反応									
55	57.1	95.9	48.4	0.443	0.722	21.0	98.8	1.9	0.1
60	46.0	93.2	60.8	0.540	0.770	25.3	98.4	2.4	0.1
65	35.3	88.4	72.3	0.607	0.803	31.3	97.8	3.2	0.2
70	27.7	81.7	80.0	0.616	0.808	36.8	96.8	4.1	0.2
77	18.8	66.4	87.9	0.543	0.772	44.0	94.8	5.5	0.4
80	16.0	59.3	90.2	0.495	0.747	46.2	94.0	6.0	0.5
85	12.8	49.3	92.4	0.417	0.708	48.0	92.7	6.5	0.5
90	11.0	43.0	93.5	0.365	0.682	48.7	92.0	6.6	0.6
95	10.1	39.0	94.0	0.330	0.665	48.1	91.5	6.5	0.6
㊧を規定するストレス要因と周囲のサポート									
45	20.6	67.5	86.1	0.536	0.768	41.0	94.9	4.9	0.4
50	20.4	67.4	86.3	0.537	0.769	41.3	94.9	4.9	0.4
55	20.0	67.2	86.8	0.540	0.770	42.0	94.9	5.1	0.4
60	19.4	67.0	87.4	0.544	0.772	43.1	94.9	5.3	0.4
63	18.8	66.4	87.9	0.543	0.772	44.0	94.8	5.5	0.4
70	17.4	64.6	89.3	0.539	0.770	46.3	94.6	6.0	0.4
75	16.3	62.5	90.3	0.528	0.764	48.0	94.4	6.5	0.4
㊨を規定するストレス反応									
55	37.2	88.9	70.2	0.591	0.796	29.9	97.8	3.0	0.2
60	34.8	86.8	72.7	0.595	0.797	31.2	97.5	3.2	0.2
65	30.3	81.8	77.1	0.589	0.794	33.7	96.7	3.6	0.2
70	24.2	73.8	82.9	0.567	0.783	38.1	95.7	4.3	0.3
76	18.8	66.4	87.9	0.543	0.772	44.0	94.8	5.5	0.4
80	17.1	63.8	89.5	0.533	0.767	46.5	94.5	6.1	0.4
85	16.1	62.0	90.4	0.524	0.762	48.0	94.3	6.5	0.4
90	15.8	61.4	90.7	0.521	0.760	48.5	94.3	6.6	0.4
95	15.7	61.2	90.7	0.520	0.760	48.6	94.3	6.6	0.4

令和 6 年度労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

高ストレス者を抽出する新しいアルゴリズム開発の試み

分担研究者 渡辺和広（北里大学医学部公衆衛生学・講師）

目的:本研究では、職業性ストレス簡易調査票を用いたストレスチェック制度における高ストレス者判定基準に機械学習のアプローチを適用し、既存基準と性能を比較することを目的とした。

方法:2024 年 10 月に労働者 25,000 人を対象としたインターネット調査を実施した。職業性ストレス簡易調査票とともに Patient Health Questionnaire 9 項目版 (PHQ-9) を測定し、PHQ-9 の 15 点以上を高ストレス者の代理指標とした。ランダムフォレストの不純度減少量に基づいて下位尺度を選別した後、決定木による訓練を行い、判定基準を構築した。

結果:職業性ストレス簡易調査票の下位尺度別不純度減少量は、抑うつ感、身体愁訴、不安感、および仕事や生活の満足感の順に高かった。この 4 下位尺度を使用した決定木において 15 種類の判定基準が提示され、それらの性能は、精度 90.3%、感度 39.7%、特異度 97.5%であった。既存の判定基準の性能は精度 84.4%、感度 70.4%、特異度 86.4%であった。

結論:職業性ストレス簡易調査票の下位尺度の一部を使うことで、より高精度に抑うつ状態を判定できる可能性が示された。また、既存の判定基準では使用されていない満足感も重要な情報となる可能性がある。

A. 研究目的

2015 年から施行されたストレスチェック制度においては、高ストレス者を対象とした医師による面接指導を行うことが定められている。この制度における高ストレス者とは、1) 心身のストレス反応に関する項目の評価点の合計が高い者、または 2) 心身のストレス反応に関する項目の評価点の合

計が一定以上であり、かつ仕事のストレス要因および周囲のサポートに関する項目の評価点の合計が著しく高い者、のいずれかに該当する者とされている（厚生労働省，2016）。

制度上で使用が推奨されている職業性ストレス簡易調査票（Brief Job Stress Questionnaire, BJSQ）を用いた場合は、1)

の基準では心身のストレス反応の合計点が77点以上、2) の基準では心身のストレス反応の合計点が77点以上、かつ仕事のストレス要因および周囲のサポートの合計点が76点以上、という基準が示されている (Tsutsumi et al., 2017)。この基準で判定された高ストレス者は、非高ストレス者に比べて将来の疾病休業リスクが有意に高いことが先行研究で確認されており (Tsutsumi et al., 2018)、一定の予測的妥当性が担保されている。

しかし、高ストレス者の判定にあたり、BJSQの情報を十分に活用できているかは未検証で、より優れた判定基準が存在する可能性がある。現在の判定基準はBJSQの各下位尺度を合計した2つの得点のみを用いており、簡便であるが情報量が少ない可能性がある。BJSQの各下位尺度を個別で用いるなど、より高ストレス者を高精度で判定できる基準が設定できる可能性がある。

以上から本研究では、ストレスチェック制度における高ストレス者判定基準の探索に機械学習のアプローチ (ランダムフォレスト、決定木) を適用し、得られた判定基準の性能を、既存基準の性能と比較することを目的とした。

B. 研究方法

1. 研究デザインとセッティング

本研究は横断研究デザインで実施した。2024年10月に、インターネット調査会社 (楽天インサイト) に調査を依頼し、労働者

25,000名を対象としたインターネット調査を実施した。調査は調査会社が保有するモニターに対して募集が行われ、適格基準に該当した回答者が25,000名に達した時点で調査が中止された。回答者は調査会社により設定したポイントを得られた (詳細非公開)。

調査実施前にすべての回答者からインフォームド・コンセントを取得した。本研究は、北里大学医学部・病院倫理委員会の承認を得ている (B24-065)。

2. 参加者

本研究の労働者の適格基準は、1) 労働を行っている者 (労働者)、および2) 会社、団体、官公庁または自営業主や個人家庭に雇われて給料・賃金を得ている者 (役員を含む) をいずれも満たす者とした。

3. 測定項目

BJSQ (57項目版) (下光他, 2000) とともに、抑うつ症状を評価する Patient Health Questionnaire 9項目版 (PHQ-9) を測定した (Muramatsu et al., 2018)。PHQ-9は、9項目4件法 (全くない [0点] ~ほとんど毎日 [3点]) で測定される質問紙で、総得点を0~27点の範囲で算出する。抑うつ症状の重症度は、0~4点がなし、5~9点が軽度、10~14点が中等度、15~19点が中等度~重度、および20~27点が重度と評価される。本研究では、中等度以上の抑うつ症状に該当する15点以上を高ストレス者の代理指標とみなし、アウトカムとして使用した。

4. 統計解析

BJSQ の各下位尺度の合計得点を算出し、アウトカムの分類に使用した。下位尺度の得点は、いずれも得点が高いほど当該指標の程度が大きいと解釈するように算出した。

機械学習による高ストレス者判定基準の探索と検証は、ホールドアウト法によって行った(図 13-1)。参加者 25,000 名を、PHQ-9 の得点 (15 点未満/15 点以上) で層別化したうえで訓練データ (n=20,000) と検証データ (n=5,000) に分割し、訓練データで訓練させたモデルの分類性能を検証データで検証した。

まず、訓練データ (n=20,000) において、ランダムフォレストを用いて BJSQ の各下位尺度における重要度 (平均不純度減少量) を算出し、高ストレス者の判定に有効な下位尺度を判定した。不純度はジニ不純度を用いた。ブートストラップ法における標本サイズは 1,000 に設定した。その後、判定された下位尺度を用いて、高ストレス者の判定基準を決めるための決定木分析を行った。ハイパーパラメータを 10 分割交差検証法を用いて設定し、ジニ不純度、木の深さを 6 とした決定木を構築した。機械学習の実装は、Scikit-learn (version 1.5.2) を用いて行った。ランダムフォレストは RandomForestClassifier を、決定木には DecisionTreeClassifier をそれぞれ用いた。交差検証法の実装には GridSearchCV を用いた。

次に、検証データ (n=5,000) を用いて、

訓練された決定木によって得られた高ストレス者の判定基準の分類性能を検証した。分類性能の指標として、分類精度、感度、特異度、尤度比、Youden Index、および受信者操作特性曲線下の面積である area under the curve (AUC) を算出した。加えて、現在の制度上で用いられている既存の判定基準 (Tsutsumi et al., 2017) でも同じ検証データを用いて分類性能を検証し、両者における指標を比較した。

C. 研究結果

1. 参加者の基本属性

表 13-1 は、本研究のインターネット調査に回答した参加者の基本属性を示している。年代では 50 代が 9,765 名 (39.1%) と多数を占め、性別では男性が 16,509 名 (66.0%) と女性よりも多く回答した。業種では、製造業 (21.1%)、医療・福祉 (11.7%)、次いで卸売・小売業 (9.9%) に従事する労働者が多かった。抑うつ症状を評価する PHQ-9 では、15 点以上の者が 3,122 名おり、全体の 12.5% が本研究における高ストレス者とみなされる者であった。

2. ランダムフォレストにおける不純度減少量

図 13-2 は、BJSQ の全 19 下位尺度における、ランダムフォレストの重要度 (平均不純度減少量) を示している。この値が高い下位尺度ほど、PHQ-9 が 15 点以上の者を分類するうえで多くの情報を提供してい

る（2分割したノードの純度を高くすることに貢献している）と解釈することができる。上位から順に、抑うつ感、身体愁訴、不安感、および仕事や生活の満足感が重要度が高かった。この後の決定木の訓練には、上記の4下位尺度を使用した。

3. 決定木による高ストレス者判定基準

表 13-2 は、上記4下位尺度を使用して決定木を訓練した場合に、PHQ-9 が 15 点以上の者を判定する基準を示している。訓練された決定木からは、6つの条件からなる判定基準が 15 種類提示された。訓練データ（ $n=20,000$ ）に含まれた 2,498 名の PHQ-9 が 15 名の者のうち、最も多くの者を分類できた（ $n=250$ 、10.01%）のは基準 12 の「抑うつ感 21 点以上、満足感 3 点以下、不安感 10 点以上」であった。次いで、基準 13 の「抑うつ感 21 点以上、満足感 4 点、身体愁訴 17 点以上」が 130 名（5.20%）を分類した。

4. 決定木の分類性能

表 13-3 は、現在の制度上で用いられている既存の判定基準、および決定木で提示された 15 種類の判定基準を検証データに適用した際の分類性能を示している。既存の基準では、5,000 名のうち 4,219 名（84.4%）を正しく分類した。感度は 70.4%、特異度は 86.4%、尤度比は 5.17、Youden Index は 0.57 であった。決定木による基準では、5,000 名のうち 4,516 名（90.3%）を正しく分類した。感度は

39.7%、特異度は 97.5%、尤度比は 16.10、Youden Index は 0.37 であった。

図 13-3 は、2つの基準における受信者操作特性曲線（ROC 曲線）を示している。曲線下の面積を示す AUC は、既存の基準で 0.880、決定木による基準で 0.903 であった。

D. 考察

本研究では、ストレスチェック制度における高ストレス者判定基準の探索に機械学習のアプローチを適用した。決定木に基づいて提示された判定基準の分類性能は、精度、特異度、および AUC の指標において既存の判定基準よりも優れた値を示した。心身のストレス反応、および仕事のストレス要因・周囲のサポートの合計点を使うだけではなく、下位尺度の得点を組み合わせて判定に使用することで、より高精度に抑うつ状態を判定できる可能性がある。

決定木の構築に使用された下位尺度は、抑うつ感、不安感、および身体愁訴と、いずれも心身のストレス反応であった。抑うつ状態と関連の強い尺度を優先して使用することで、精度を高められる可能性がある。加えて、本研究では仕事や生活の満足感が抑うつ状態の判定に重要な役割を果たすことも明らかとなった。BJSQ の満足感（2項目）は既存の基準では使用されていないため、合わせて使用することで判定の精度を高められる可能性がある。

一方で、提示された判定基準は、特異度が高い反面感度が低く、PHQ-9が15点以上の者の見逃しが多かった。これは、PHQ-9が15点以上の者が全体の12.5%と少なく、分類精度を高めるうえで特異度が高くなるよう訓練を行った結果と考えられる。また、条件が複雑で、解釈しづらい基準もあった。例えば、基準1では、抑うつ感が12～13点であること、および身体愁訴が21点「以下」であることが必要である。これらは実際の運用場面では必ずしも適さない特徴であることに留意する必要がある。

さらに、ストレスチェック制度における高ストレス者という概念自体が学術的には十分に定義されていないこと、本研究では高ストレス者をPHQ-9が15点以上であるという「抑うつ状態（中等度以上）」に仮定した場合の議論であること、ストレスチェック制度では精神疾患のスクリーニングを行うべきではないこと、にも注意が必要である。

本研究には限界がある。本研究の参加者はインターネット調査会社のモニターに登録された労働者であり、特に、男性の労働者、50代以上の労働者、医療・福祉業に従事する労働者の割合が高かった。一般の労働者集団への一般化可能性は高くないと考えられる。

E. 結論

BJSQの下位尺度の一部を使うことで、よ

り高精度に抑うつ状態を判定できる可能性が示された。また、既存の判定基準では使用されていない満足感も重要な情報となる可能性がある。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

渡辺和広、松崎慶一、井上嶺子、関根康寛、菊池尚樹、堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた高ストレス者判定基準の探索：ランダムフォレストおよび決定木によるアプローチ. 日本産業衛生学会産業保健AI研究会第6回研究集会. 2024年12月3日. オンライン開催.

渡辺和広、井上彰臣、小田切優子、島津明人、川上憲人、堤明純. 職業性ストレス簡易調査票（57項目）の標準値の見直し：のべ1200万人の労働者を対象とした記述疫学研究. 日本産業衛生学会第1回関東地方会学会. 2024年12月7日. 高崎市.

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む。）

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

I. 引用文献

厚生労働省. 労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル【改訂版】. 2016.

<https://www.mhlw.go.jp/bunya/roudo/ukijun/anzeneisei12/pdf/150507-1.pdf> (2025年2月19日閲覧)

Muramatsu K, Miyaoka H, Kamijima K et al. Performance of the Japanese version of the Patient Health Questionnaire-9 (J-PHQ-9) for depression in primary care. *General Hospital Psychiatry*. 2018;52:64-69.

下光輝一, 原谷隆史, 他. 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. 加藤正明(編) 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およびその健康影響に関する研究報告書. 東京医科大学: 東京. 2000: pp. 126-138.

Tsutsumi A, Inoue A, Eguchi H. How accurately does the Brief Job Stress Questionnaire identify workers with or without potential psychological distress? *J Occup Health*. 2017;59(4):356-360. doi: 10.1539/joh.17-0011-BR.

Tsutsumi A, Shimazu A, Eguchi H, et al. A Japanese Stress Check Program screening tool predicts employee long-term sickness absence: a prospective study. *J Occup Health*. 2018;60(1):55-63. doi: 10.1539/joh.17-0161-0A.

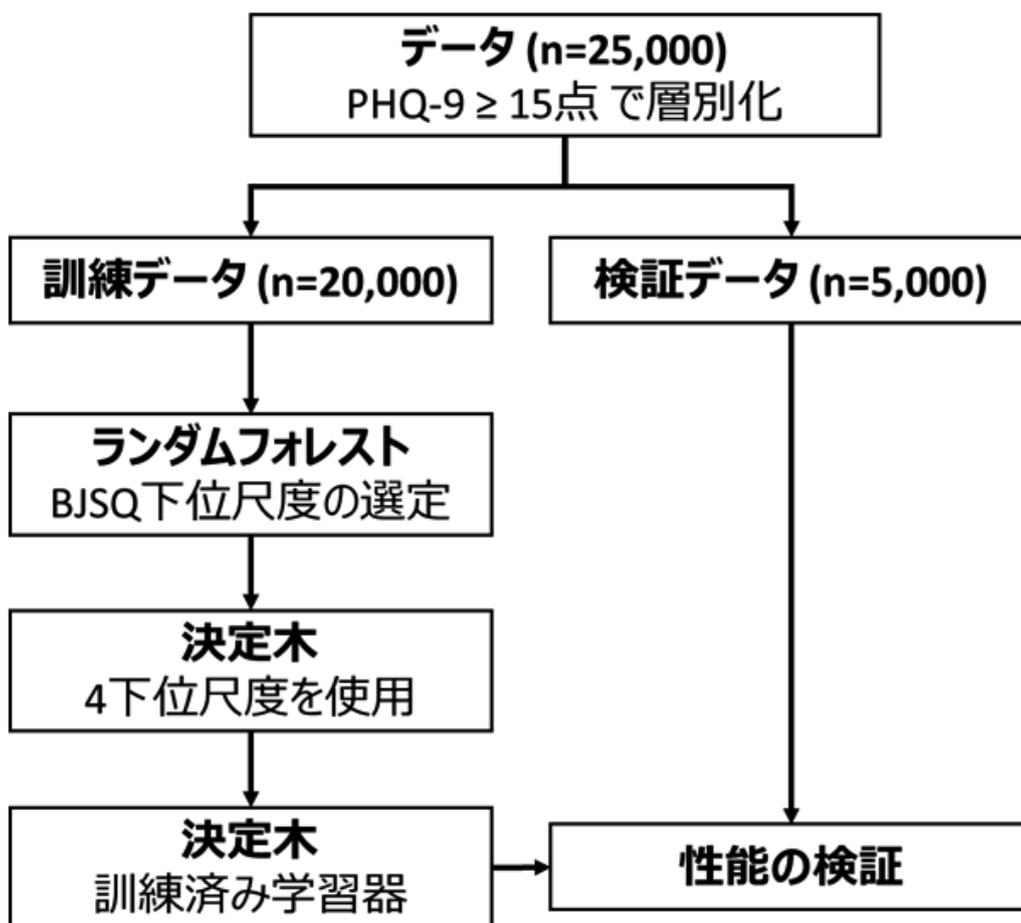


図 13-1. 機械学習による高ストレス者判定基準の探索と検証の方法

表 13-1. インターネット調査参加者の基本属性 (n = 25,000)

	n (%)
年代	
20-29 歳	937 (3.7)
30-39 歳	3,046 (12.2)
40-49 歳	6,730 (26.9)
50-59 歳	9,765 (39.1)
60-65 歳	4,522 (18.1)
性別	
男性	16,509 (66.0)
女性	8,252 (33.0)
その他/回答しない	239 (0.9)
雇用形態	
正社員・正職員	17,734 (70.9)
その他	7,266 (29.1)
業種	
農林水産業	82 (0.3)
鉱業・採石業・砂利採取業	26 (0.1)
建設業	1,235 (4.9)
製造業	5,268 (21.1)
電気・ガス・熱供給・水道業	389 (1.6)
情報通信業	1,415 (5.7)
運輸・郵便業	1,425 (5.7)
卸売・小売業	2,471 (9.9)
金融・保険業	1,199 (4.8)
不動産・物品賃貸業	494 (2.0)
学術研究・専門・技術サービス業	491 (2.0)
宿泊・飲食サービス業	621 (2.5)
生活関連サービス・娯楽業	444 (1.8)
教育・学習支援業	1,332 (5.3)
医療・福祉	2,937 (11.7)
複合サービス業	306 (1.2)
サービス業 (他に分類されないもの)	2172 (8.7)
公務 (他に分類されないものを除く)	1829 (7.3)
分類不能の産業	864 (3.5)
PHQ-9 (重症度)	
0-4 点 (なし)	12,231 (48.9)
5-9 点 (軽症)	6,285 (25.1)
10-14 点 (中等度)	3,362 (13.4)
15-19 点 (中等度～重度)	2,161 (8.6)
20-27 点 (重度)	961 (3.8)

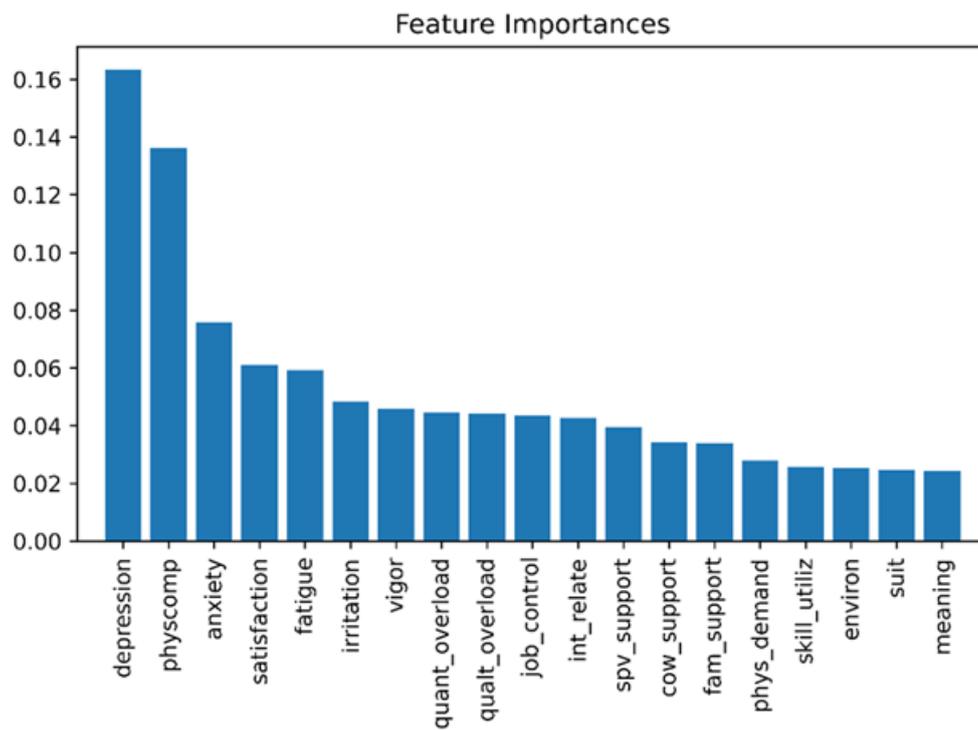


図 13-2. ランダムフォレストにおけるBJSQ 下位尺度の重要度 (平均不純度減少量)
 注. 訓練データ (n = 20,000) における結果。

表 13-2. 訓練済み決定木における高ストレス者判定のための基準

基準	条件 1	条件 2	条件 3	条件 4	条件 5	条件 6	疾病あり 人数	全疾病者 PHQ15 点以上 (n=2,498) に 占める割合 (%)
1	抑うつ感 \leq 13	身体愁訴 \leq 21	満足感 \leq 4	満足感 \geq 3	抑うつ感 \geq 12	不安感 \geq 12	1	0.04
2	抑うつ感 \leq 13	身体愁訴 \geq 22	満足感 \leq 4	抑うつ感 \leq 9	満足感 \leq 2	抑うつ感 \leq 6	2	0.08
3	抑うつ感 \leq 13	身体愁訴 \geq 22	満足感 \leq 4	抑うつ感 \geq 10	不安感 \geq 10	身体愁訴 \geq 32	4	0.16
4	抑うつ感 \leq 13	身体愁訴 \geq 22	満足感 \geq 5	抑うつ感 \geq 12	身体愁訴 \geq 26	身体愁訴 \geq 41	1	0.04
5	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \leq 18	身体愁訴 \leq 23	満足感 \leq 3	抑うつ感 \leq 16	不安感 \geq 12	8	0.32
6	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	身体愁訴 \geq 24	満足感 \leq 3	身体愁訴 \leq 28	抑うつ感 \geq 18	29	1.16
7	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	身体愁訴 \geq 24	満足感 \leq 3	身体愁訴 \geq 29	不安感 \leq 9	83	3.32
8	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	身体愁訴 \geq 24	満足感 \leq 3	身体愁訴 \geq 29	不安感 \geq 10	35	1.40
9	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \leq 4	抑うつ感 \leq 20	身体愁訴 \geq 18	満足感 \leq 3	103	4.12
10	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \leq 4	抑うつ感 \leq 20	身体愁訴 \geq 18	満足感 \geq 4	83	3.32
11	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \leq 4	抑うつ感 \geq 21	満足感 \leq 3	不安感 \leq 9	29	1.16
12	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \leq 4	抑うつ感 \geq 21	満足感 \leq 3	不安感 \geq 10	250	10.01
13	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \leq 4	抑うつ感 \geq 21	満足感 \geq 4	身体愁訴 \geq 17	130	5.20
14	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \geq 5	満足感 \leq 5	身体愁訴 \leq 21	抑うつ感 \geq 24	3	0.12
15	抑うつ感 \geq 14	抑うつ感 \geq 19	満足感 \geq 5	満足感 \leq 5	身体愁訴 \geq 22	抑うつ感 \geq 21	87	3.48

注. 訓練データ (n = 20,000) における結果. 決定木は、不純度の指標にジニ不純度を使用し、木の深さは6に設定した。

表 13-3. 既存の判定基準および決定木による判定基準の分類性能

	PHQ-9 \geq 15 (+)	PHQ-9 $<$ 15 (-)	合計
既存の判定基準			
陽性	439	596	1,035
陰性	185	3,780	3,965
合計	624	4,376	5,000
決定木による判定基準			
陽性	248	108	356
陰性	376	4,268	4,644
合計	624	4,376	5,000

注. 検証データ (n = 5,000) における結果。網掛け部が正しく分類できた者を表す。

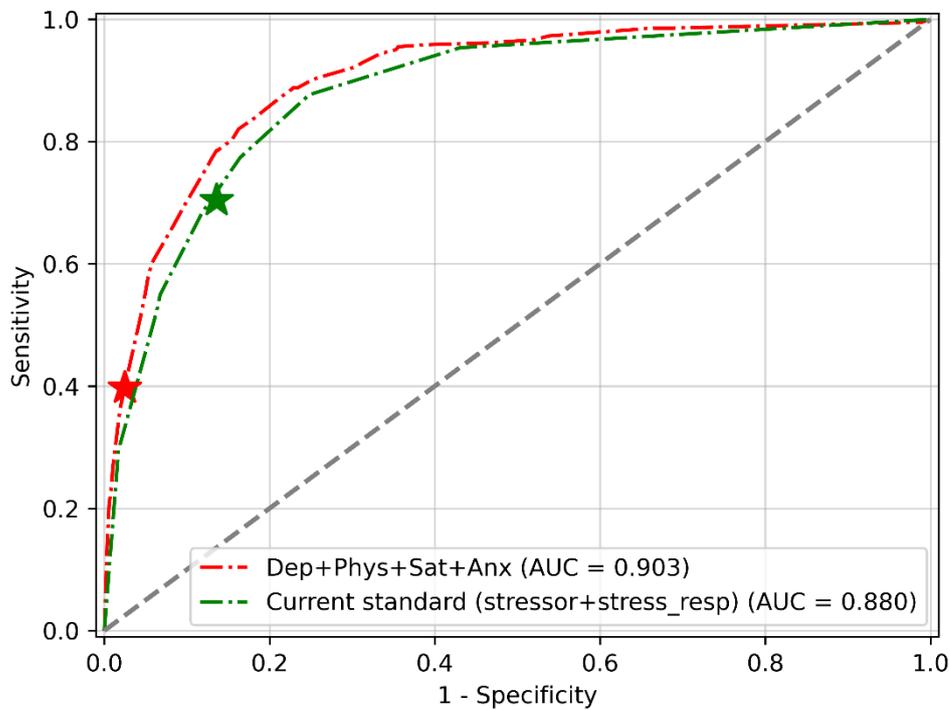


図 13-3. 2つの判定基準における受信者操作特性曲線

注. 検証データ (n = 5,000) における結果。緑の曲線が既存の判定基準、赤の曲線が決定木による判定基準を表す。

令和6年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金
職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)
分担研究報告書

既存データを用いたシミュレーション:

仕事の適性と働きがいと精神疾患による長期疾病休業に及ぼす影響

研究分担者 井上 彰臣 産業医科大学 I R 推進センター・准教授

研究分担者 渡辺 和広 北里大学医学部・講師

研究分担者 小田切優子 東京医科大学医学部・講師

研究分担者 島津 明人 慶應義塾大学総合政策学部・教授

研究分担者 川上 憲人 東京大学大学院医学系研究科・特任教授

研究代表者 堤 明純 北里大学医学部・教授

研究要旨 本研究では、2015（平成27）年度～2017（平成29）年度に実施した厚生労働科学研究費補助金事業において、大規模事業場から提供を受けた既存データを二次分析し、「仕事の適性（の低さ）」と「働きがい（のなさ）」が、精神疾患による1ヵ月以上の長期疾病休業に及ぼす影響を検討した。単一の金融業から提供を受けた14,687名（男性7,343名、女性7,344名：過去3年以内の長期疾病休業歴なし）の「職業性ストレス簡易調査票」の回答データと回答後約1年間の疾病休業データ（人事データ）を二次分析の対象とした。Cox 比例ハザードモデルにより、職業性ストレス簡易調査票に含まれる「仕事の適性」（1項目：仕事の内容は自分にあっている）と「働きがい」（1項目：働きがいのある仕事だ）の各質問項目について、「1=そうだ」と回答した群に対する「2=まあそうだ」、「3=やや違う」、「4=違う」と回答した群の精神疾患による長期疾病休業のハザード比（HR）とその95%信頼区間（CI）を算出した。追跡期間中（5,258,910人日）に51名（男性23名、女性28名）が精神疾患による1ヵ月以上の長期疾病休業に至った。性別、年齢、勤続年数、職種、職位を調整後、「仕事の適性」の質問項目に対する回答が「1=そうだ」から「4=違う」になるに従って、精神疾患による長期疾病休業のハザード比が高くなり、有意な用量反応関係が認められた（ p for trend < 0.001）。とくに「3=やや違う」、「4=違う」と回答した群のハザ

ード比が有意であった（「2=まあそうだ」：HR=1.20、95%CI=0.35-4.12、「3=やや違う」：HR=3.95、95%CI=1.15-13.6、「4=違う」：HR=7.17、95%CI=1.90-27.1）。「働きがい」については、精神疾患による長期疾病休業の有意なハザード比が認められたのは「4=違う」と回答した群のみであり（「2=まあそうだ」：HR=0.50、95%CI=0.25-1.02、「3=やや違う」：HR=1.01、95%CI=0.44-2.31、「4=違う」：HR=2.74、95%CI=1.06-7.08）、用量反応関係は有意傾向であった（ p for trend=0.072）。以上の結果から、仕事の適性の低さや、働きがいのなさは、精神疾患による1ヵ月以上の長期疾病休業のリスクを高めることが示唆された。これらの指標は、職業性ストレス簡易調査票を用いて各1項目で測定できるため、ストレスチェックの集団分析の際に、これらの回答分布（仕事の適性は「3=やや違う」～「4=違う」、働きがいは「4=違う」の回答割合）を確認することで、当該職場の精神疾患による長期疾病休業リスクの把握に役立てられる可能性が考えられた。

A. 研究目的

疾病休業は、労働者と事業者の双方にとって大きな経済的・人的損失をもたらすため、その予防は産業保健および企業経営において重要な課題である。とくに、精神疾患による長期疾病休業は、労働者の健康だけでなく、企業の生産性にも深刻な影響を及ぼすことが報告されている（Burton ら、2008）。こうした背景の中で、近年、わが国の企業ではジョブ型雇用の導入が検討されるなど、これまで以上に労働者の仕事の適性が重視されつつある。適性に基づいた職

務配置は、労働者のメンタルヘルスに寄与するとの研究報告もある（Kristof-Brown ら、2005）。また、若年層を中心に「働きがい」を重視する傾向が高まっており、働きがいのある職場での就業が、モチベーションやメンタルヘルスの改善に寄与することが期待されている（Steger ら、2012）。本研究では、大規模事業場から提供を受けた既存データを二次分析し、「仕事の適性（の低さ）」と「働きがい（のなさ）」が、精神疾患による1ヵ月以上の長期疾病休業に及ぼす影響を検討した。

B. 研究方法

2015（平成 27）年度～2017（平成 29）年度 厚生労働省 厚生労働科学研究費補助金（労働安全衛生総合研究事業）「ストレスチェック制度による労働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」（研究代表者：川上憲人）において、単一の金融業から 14,711 名の「職業性ストレス簡易調査票」（下光ら，2000）の回答データと回答後約 1 年間の疾病休業データ（人事データ）の提供を受けた。このうち、過去 3 年以内の長期疾病休業歴がない 14,687 名（男性 7,343 名、女性 7,344 名）のデータを二次分析の対象とした。

職業性ストレス簡易調査票に含まれる「仕事の適性」（1 項目：仕事の内容は自分にあっている）と「働きがい」（1 項目：働きがいのある仕事だ）の各質問項目について、Kaplan-Meier 法によって回答選択肢（「1=そうだ」、「2=まあそうだ」、「3=やや違う」、「4=違う」）別に精神疾患による 1 ヶ月以上の長期疾病休業の累積ハザードをプロットするとともに、Cox 比例ハザードモデ

ルによって「1=そうだ」と回答した群に対する「2=まあそうだ」、「3=やや違う」、「4=違う」と回答した群の精神疾患による長期疾病休業のハザード比（HR）とその 95% 信頼区間（CI）を算出した。これらの分析に際し、追跡期間中に退職した者は「打ち切り例」として取り扱った。

（倫理面への配慮）

本研究の実施にあたり、北里大学医学部・病院倫理委員会（承認番号：B15-113）および産業医科大学倫理委員会（承認番号：ER23-005）の承認を得た。

C. 研究結果

対象者の基本属性を表 14-1 に示した。対象者の平均年齢は 41.5 歳、平均勤続年数は 12.5 年であった。最も多い職種は販売（47.9%）であり、次いで、顧客対応（35.8%）、管理（16.2%）、その他（0.1%）であった。最も多い職位は担当者（61.6%）であり、次いで、嘱託社員（18.6%）、管理職（16.0%）、シニア社員（3.8%）、その他（0.1%）であった。追跡期間中（5,258,910 人日）に精神疾患に

よる 1 ヶ月以上の長期疾病休業に至ったのは 51 名 (男性 23 名、女性 28 名) であった。

Kaplan-Meier 法によって回答選択肢別に精神疾患による 1 ヶ月以上の長期疾病休業の累積ハザードをプロットしたものを図 14-1～図 14-2 に示した。Cox 比例ハザードモデルの結果、性別、年齢、勤続年数、職種、職位を調整後、「仕事の適性」の質問項目に対する回答が「1=そうだ」から「4=違う」になるに従って、精神疾患による長期疾病休業のハザード比が高くなり、有意な用量反応関係が認められた (p for trend < 0.001)。とくに「3=やや違う」、「4=違う」と回答した群のハザード比が有意であった (「2=まあそうだ」: HR=1.20、95%CI=0.35-4.12、「3=やや違う」: HR=3.95、95%CI=1.15-13.6、「4=違う」: HR=7.17、95%CI=1.90-27.1)。「働きがい」については、精神疾患による長期疾病休業の有意なハザード比が認められたのは「4=違う」と回答した群のみであり (「2=まあそうだ」: HR=0.50、95%CI=0.25-1.02、「3=やや違う」: HR=1.01、95%CI=0.44-2.31、「4=違う」: HR=2.74、95%CI=1.06-7.08)、用量反応関係は

有意傾向であった (p for trend=0.072)。

D. 考察

本研究では、「仕事の適性 (の低さ)」と「働きがい (のなさ)」が、精神疾患による 1 ヶ月以上の長期疾病休業に及ぼす影響を検討した。その結果、「仕事の適性」については、「1=そうだ」から「4=違う」になる (適性が低くなる) に従って段階的に疾病休業リスクが増加し、有意な用量反応関係が認められたのに対し、「働きがい」については、「4=違う」と回答した群のみで疾病休業リスクが有意に高くなり、用量反応関係については有意傾向が認められたものの、「仕事の適性」とは異なるリスク上昇パターンを示した。

この結果の背景として、「仕事の適性」と「働きがい」の概念的な違いが挙げられる。「仕事の適性」は「業務内容が自身に合っているか」を問うものであり、スキルや職務要求との適合性を反映する指標と考えられる。適性が低い場合、業務遂行に困難を感じやすく、継続的なストレスに曝されることで、疾病休業リスクが増加すると推察される。

一方、「働きがい」は「仕事の意味や価値の認識」に関するものであり、直接的な業務負担よりも、モチベーションや内発的動機づけとの関連が大きいと、「働きがい」がやや低い段階では、業務遂行への影響は限定的であるものの、極端に低下すると、仕事に対する関心や意欲が喪失し、それが精神的健康の悪化につながる可能性が考えられる。

また、ハザード比の変化パターンの違いは、これら2つの指標が精神的健康に及ぼす影響の違いを反映している可能性がある。

「仕事の適性」が低い場合、日々の業務遂行において持続的にストレスを感じやすいため、精神的負担が蓄積し、疾病休業リスクが徐々に高まると考えられる。一方、「働きがい」が低い場合には、仕事に対する関心や意欲の喪失が進行し、それが一定の閾値を超えた際に、疾病休業リスクが急激に増加する可能性がある。

精神疾患による長期疾病休業リスクを低減するためには、「仕事の適性」と「働きがい」の双方に着目し、それぞれの特性に応じたアプローチを行うことが重要である。例えば、労働者の適性に基づいた適切な職務

配置やスキル開発の支援、仕事の意義を伝える組織文化の醸成やモチベーション向上の施策などが具体的な対策として挙げられる。また、「仕事の適性」と「働きがい」は、ストレスチェックで使用が推奨されている「職業性ストレス簡易調査票」を用いて各1項目で測定することができるため、ストレスチェックの集団分析の際にこれらの回答分布（仕事の適性は「3=やや違う」～「4=違う」、働きがいは「4=違う」の回答割合）を確認することで、当該職場における精神疾患による長期疾病休業リスクを把握し、適切な対策の検討に活用できる可能性がある。

本研究の限界として、神経症傾向など、本研究では測定されなかった性格特性が結果を過大評価する要因となった可能性が挙げられる。また、一部の労働者が追跡期間中に事業場内の別の部署に異動した可能性があり、それが結果に影響を及ぼした可能性がある。さらに、本研究の結果は単一の金融業に勤務する労働者から得られたものであるため、一般化可能性に限界がある。

E. 結論

仕事の適性の低さや、働きがいのなさは、精神疾患による1ヵ月以上の長期疾病休業のリスクを高めることが示唆された。これらの指標は、職業性ストレス簡易調査票を用いて各1項目で測定できるため、ストレスチェックの集団分析の際に、これらの回答分布を確認することで、当該職場の精神疾患による長期疾病休業リスクの把握に役立てられる可能性が考えられた。

F. 研究発表

1. 論文発表

Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Tsutsumi A. Moderating effect of psychosocial safety climate on the association of job demands and job resources with psychological distress among Japanese employees: a cross-sectional study. *Saf Health Work* 2025 (online first)

2. 学会発表

井上彰臣, 江口尚, 可知悠子, 堤明純. 仕

事の要求度・資源と心理的ストレス反応の関連に対する心理社会的安全風土の調整効果. 第97回日本産業衛生学会, 2024年5月, 広島.

関根康寛, 井上嶺子, 渡辺和広, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析の現状と課題: 文献レビュー. 第97回日本産業衛生学会, 2024年5月, 広島.

Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Dollard MF, Tsutsumi A. Reliability and validity of the Japanese version of the 4-item psychosocial safety climate scale (PSC-4J). UOEH International Symposium 2024, November 2024, Kitakyushu, Japan.

渡辺和広, 井上彰臣, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票(57項目)の標準値の見直し: のべ1200万人の労働者を対象とした記述疫学研究. 日本産業衛生学会第1回関東地方会学会, 2024年12月, 高崎.

井上嶺子, 関根康寛, 渡辺和広, 小田切優子, 島津明人, 川上憲人, 井上彰臣, 堤明純. 職業性ストレス簡易調査票を用いた集団分析とその活用の工夫: 文献レビュー. 第32回日本産業ストレス学会, 2024年12月, 名古屋.

G. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む。)

なし

H. 文献

Burton WN, Schultz AB, Chen C, Edington DW. The association of worker productivity and mental health: a review of the literature. *Int J Workplace Health Manag* 2008; 1(2): 78-94.

Kristof-Brown AL, Zimmerman RD, Johnson EC. Consequences of individual's fit at work: a meta-analysis of person-job, person-organization, person-group, and person-supervisor fit. *Pers Psychol*

2005; 58(2): 281-342.

下光輝一, 原谷隆史, 中村賢, 川上憲人, 林剛司, 廣尚典, 荒井稔, 宮崎彰吾, 古木勝也, 大谷由美子, 小田切優子. 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. 班長 加藤正明. 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. 東京: 労働省, 2000: 126-164.

Steger MF, Dik BJ, Duffy RD. Measuring meaningful work: the Work and Meaning Inventory (WAMI). *J Career Asses* 2012; 20(3): 322-337.

表 14-1. 対象者の基本属性 (14,687 名)

	平均値 (標準偏差)	人数 (%)
年齢 (歳)	41.5 (12.4)	
性別		
男性		7,343 (50.0)
女性		7,344 (50.0)
勤続年数	12.5 (10.2)	
職種		
販売		7,036 (47.9)
顧客対応		5,255 (35.8)
管理		2,383 (16.2)
その他		13 (0.1)
職位		
管理職		2,343 (16.0)
担当者		9,047 (61.6)
シニア社員		557 (3.8)
嘱託社員		2,727 (18.6)
その他		13 (0.1)
尺度得点 (1~4)		
仕事の適性	2.24 (0.74)	
働きがい	2.04 (0.73)	
精神疾患による長期疾病休業		
あり		51 (0.3)
なし		14,636 (99.7)

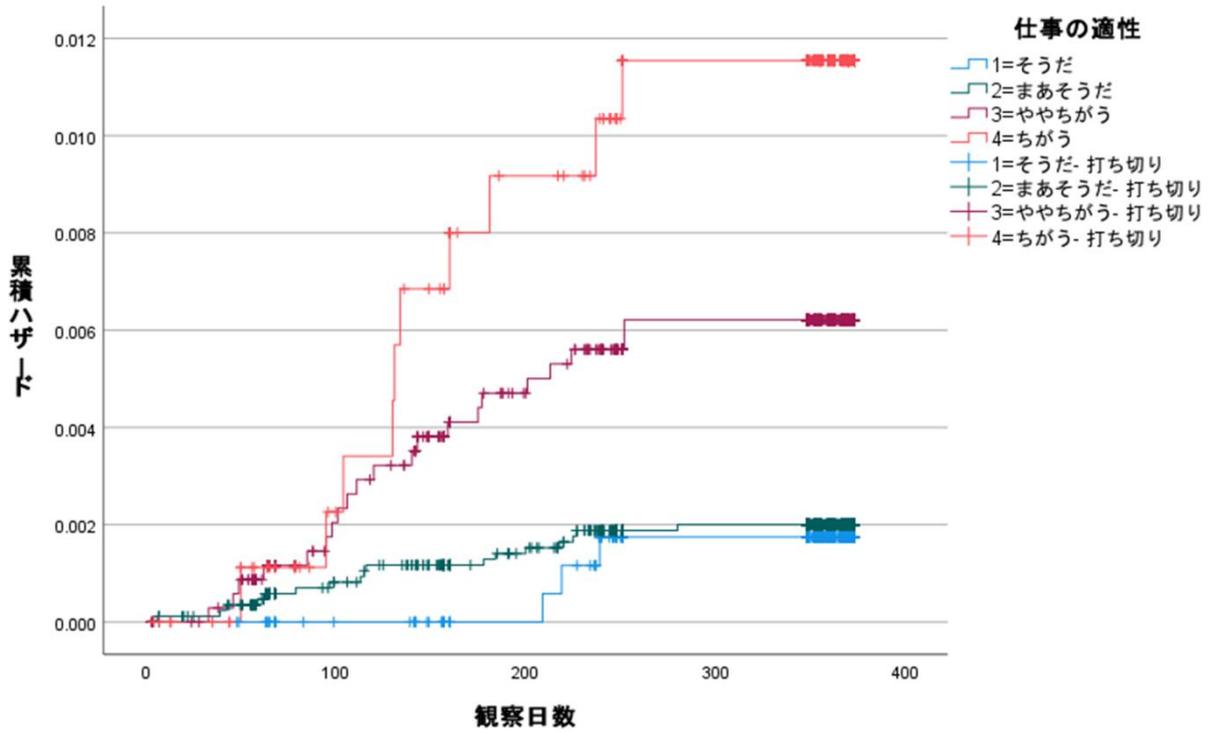


図 14-1. 精神疾患による長期疾病休業の累積ハザード（仕事の適性）

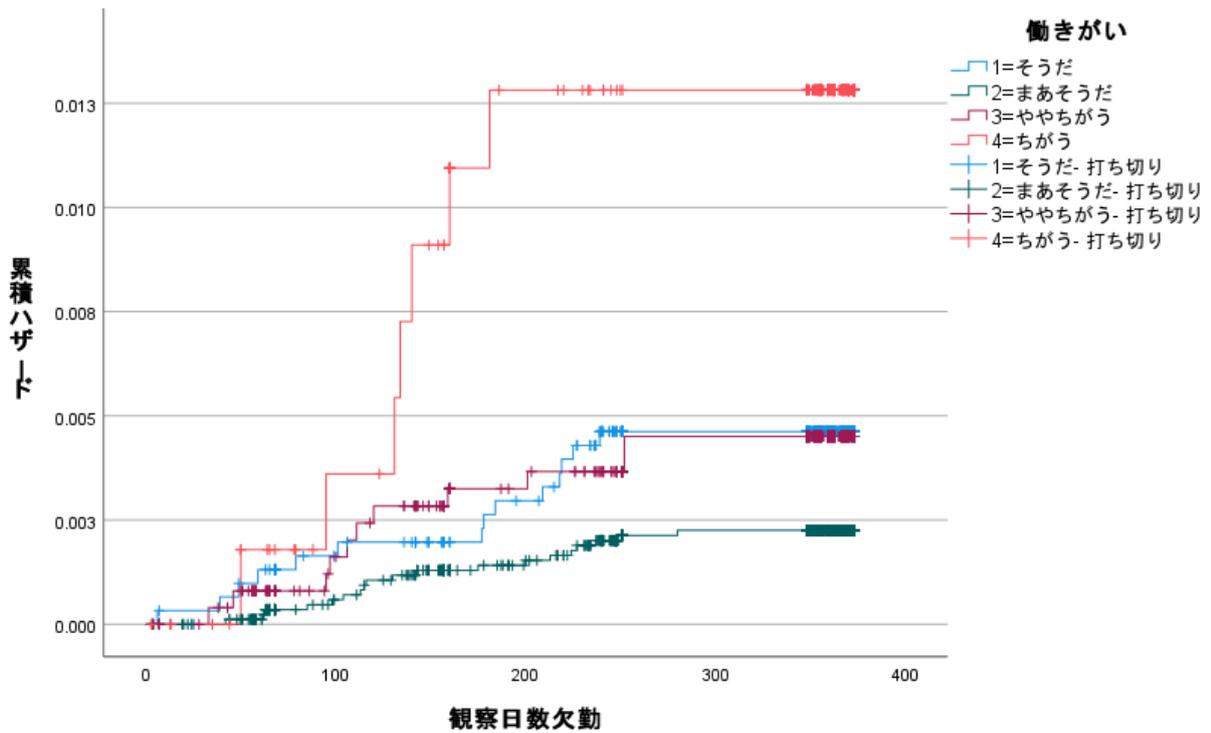


図 14-2. 精神疾患による長期疾病休業の累積ハザード（働きがい）

Ⅲ. 研究成果の刊行に関する一覧表

Ⅲ. 研究成果の刊行に関する一覧表

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
堤明純	成人保健のEBHP・2ストレスチェック	公衆衛生	88 (10)	995-1001	2024
関根康弘、井上嶺子、渡辺和広、堤明純	ストレスチェック制度の効果検証「ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業」報告書も踏まえ	産業医学ジャーナル	47 (6)	2-7	2024
Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Tsutsumi A	Moderating Effect of Psychosocial Safety Climate on the Association of Job Demands and Job Resources With Psychological Distress Among Japanese Employees: A Cross-sectional Study	Safety and Health at Work	In Press	In Press	2025
Kawakami N, Shimazu A, Eguchi HH, Watanabe K, Matsuzaki K, Inoue R, Kikuchi N, Sekine Y, Tsutsumi A.	Demographic and work-related correlates of general and workplace loneliness among employees in Japan: A large-scale descriptive cross-sectional study.	Journal of Occupational Health	In Press	In Press	2025

IV. 研究成果の刊行物・別刷

成人保健のEBHP・2

ストレスチェック

堤 明純

つつみ・あきずみ●北里大学医学部公衆衛生学単位 教授
〒252-0374 神奈川県相模原市南区北里1-15-1 / akizumi@kitasato-u.ac.jp

ポイント

- ◆ 検査のフィードバックや面接指導に関するエビデンスは少ないのに対し、職場環境改善の知見は豊富である。
- ◆ 職業性ストレス簡易調査票を用いて把握される高ストレス状態と仕事のストレス判定図の予測妥当性は示されている。
- ◆ ストレスチェックの各要素が十分に機能する条件下で、Best available evidenceを求めていくことが望まれる。

集団分析 # 職業性ストレス簡易調査票 # 職場環境改善 # 面接指導

1 ストレスチェック制度の概要

事業場における労働者のメンタルヘルスケアは、労働者のストレスへの気付きおよび対処の支援ならびに職場環境の改善を通じてメンタルヘルス不調の発生を未然に防止する一次予防、メンタルヘルス不調を早期に発見し適切な対応を行う二次予防、メンタルヘルス不調となった労働者の職場復帰を支援する三次予防で構成される¹⁾。

2015年に施行されたストレスチェック制度は、労働者のストレスの状況について定期的に検査をし、本人にその結果を通知して自らのストレスの状況について気付きを促してメンタルヘルス不調のリスクを低減させるとともに、検査結果を集団的に分析し職場環境の改善につなげることにより、上記一次予防に資することを主な目的としている。さらに、ストレスの高い者を早期に把握し、医師による面接指導につなげることでメンタルヘルス不調を未然に防止することを副次的な目的としている。ストレスチェック制度は、常時50人以上の労働者を使用する事業場において、1年

以内ごとに1回の実施が義務付けられている(50人未満の労働者を使用する事業場では努力義務)。集団ごとの分析およびその結果に基づく職場環境改善等は、事業者の努力義務である²⁾。

事業者は「労働者の心の健康の保持増進のための指針」¹⁾に基づき、各事業場の実態に即して実施される二次予防および三次予防も含めた労働者のメンタルヘルスクアの総合的な取り組みの中に本制度を位置付け、メンタルヘルスクアを進めることが求められている。

本稿では、ストレスチェック制度に関連するエビデンスを振り返り、エビデンスや評価への今後の課題を述べる。

Ⅰ 先行研究のレビュー

1. ストレスチェック制度開始時のエビデンス

制度開始時には、検査結果のフィードバックと医師による面接指導の効果は明確でなかった一方、職場環境改善のストレス低減効果は示されていた³⁾。

また、ストレス調査結果を郵送で返却しても効果がないことはランダム化比較試験(randomized controlled trial: RCT)で示されていた⁴⁾⁵⁾。スクリーニング後、インテンシブな事後措置を行ったうつ病対策の有効性は地域レベルで示されていたが⁶⁾、エビデンスは少なく、うつ病のスクリーニングは十分な事後措置がない限り勧められないとの評価が続いている⁷⁾⁸⁾。

努力義務となっている職場環境改善が労働者の心理社会的要因やメンタルヘル스에影響するかを調べた研究には複数のシステマティック・レビューが存在している。Lamontagneら⁹⁾は、系統的に抽出した90の研究を精査し、予防に関する組織的なアプローチをとる研究が増加していること、セルフケアなどの個人向けアプローチと比較して職場環境改善の効果は持続しやすいことを示した。Eganら¹⁰⁾は、18研究のレビューで、対照群を設定した12研究のうち8研究で健康指標が改善したことを示した。一方で、経営合理化などの状況下での効果は限定的であるなど、適用の限界についても言及した。

わが国では、大手製造業の技術・事務・研究開発部門のホワイトカラーの女性従業員を対象とした比較対照研究で、仕事のストレス判定図に基づいて実施した職場環境改善によって、技術の活用度、上司と同僚の支援、心身の訴え、職務満足感が良好に変化したことが報告されている¹¹⁾。また、製造業のラインで、仕事の

ストレス判定図とメンタルヘルスアクションチェックリストを用いた参加型職場環境改善の結果、対照群で精神的健康度と職場の生産性の指標が増悪した一方で、介入群では、これらの指標が改善もしくは悪化を免れている¹²⁾。看護師を対象とした病棟単位のクラスターRCTで実施された参加型職場環境改善では、主要アウトカムの抑うつ症状に効果はなかったが、同僚の支援や仕事の裁量度の改善効果が認められている¹³⁾。

2. その後のエビデンス

1) ストレスチェック制度の効果

2021(令和3)年度厚生労働省委託事業「ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業」で、事業者は「社員のセルフケアへの関心度の高まり(53.1%)」や「メンタルヘル스에理解のある職場風土の醸成(27.8%)」をストレスチェック制度の効果と感じており、労働者の半数以上が「自身のストレスを意識することになった(50.2%)」と報告された¹⁴⁾。

筆者らは、効果評価に関するシステマティック・レビューを2019年に行っている¹⁵⁾。

ストレス調査結果のフィードバックの効果については、労働者に、ストレス状態やその関連要因、ストレス対処に関する個別結果およびアドバイスを即時に表示するWebシステムを用いて結果返却した事例が報告されている。導入後、ストレス対処の特徴への気付きや対処実施意欲が増進し、対処実施意欲の持続は精神的健康度の持続と関連していた¹⁶⁾。

面接指導を含む事後措置の効果については、単一食品製造業で、ストレスチェック後に実施した全社員面談、個々の社員へのストレスセルフケア研修および管理監督者研修によって、身体的なストレス反応が改善していたことが報告されている¹⁷⁾。

職場環境改善に関しては、常勤労働者3,891人におけるインターネット調査で、ストレスチェック受検と職場環境改善を合わせて経験した労働者のストレス反応が、どちらも経験していない労働者に比べて1年後に低下していた¹⁸⁾。従業員8人の事業場に対し、労働衛生機関が参加型職場環境改善ワークショップおよびフォローアップ訪問を実施した小規模事業場における活動では、量的な指標について変化は認められなかった。インタビュー調査では、担当者の負担感は課題として把握さ

れたが、「全員参加による達成への満足感」など肯定的な意見を得た¹⁹⁾。

2) ツールの有用性

ストレスチェックで汎用されている職業性ストレス簡易調査票は、国内外145の観察研究で心身のアウトカムとの関連性が確認されている²⁰⁾。

本調査票は疾患をスクリーニングするツールではないが、受検者への気付きの促しと、必要に応じての産業医等による面接指導を行うために、調査票で把握されるストレス要因とストレス反応の組み合わせで「高ストレス状態」が定義されている。

高ストレス状態が、メンタルヘルス不調をどの程度抽出できるのか検討されている。K6尺度の13点以上は、“severe mental illness (重度の精神疾患)”といわれ、リソースが少ないときのメンタルヘルスクリーニングの基準とされている²¹⁾。労働者1,650人のシミュレーションで、高ストレス状態を同定することで、severe mental illnessを拾い上げる確率を13%(事前確率)から47%(事後確率)に引き上げる(尤度比6)ことが示された²²⁾。

ホワイトカラー男女14,686人を、職業性ストレス簡易調査票実施後1年間追跡した研究で、高ストレス者は、そうでない労働者に比べて、1カ月以上の疾病休業を発生するハザード比は、男性で6.6(3.0-14.3)、女性で2.8(1.3-5.8)、集団寄与危険割合は、それぞれ24%、21%で、集団を対象とした高ストレス状態対策の意義が示されている²³⁾。高ストレス者の離職率リスク上昇も示されている²⁴⁾。機械学習を用いて、職業性ストレス簡易調査票のストレス反応部分で疾病休業を予測するツールも作成されている²⁵⁾。

仕事のストレス判定図は仕事の要求度・コントロール・サポートモデルに基づいている。同モデルが心身の健康問題を予測することについての根拠は枚挙にいとまがない²⁶⁾²⁷⁾。

考察

1. 事業実施状況¹⁴⁾

2020年度にストレスチェックを実施した事業場の割合は、全事業場では84.3%であった。事業場規模別には、50~299人の事業場で96.3%、300~999人の事業場で98.5%、1,000人以上の事業場で98.1%であったが、49人以下の事業場では37.8%、49人以下の単独事業場では7.5%であった。ストレスチェック結果の

活用状況は、受検者に占める高ストレス者の割合は10%以上20%未満が33.4%で最多、高ストレス者のうち、実際に医師による面接指導を申し出る者の割合は5%未満が76.8%であった。ストレスチェックを実施したと回答した事業場を対象にした集計で、集団分析を実施している事業場の割合は85.0%、職場環境改善を実施していた事業場は49.2%であった。

2. エビデンスについての課題

本稿は、学術論文と国の報告書をもとに作成し、ナラティブレビュー、解説、会議録（学会発表のまとめ）、研究報告書等は除いている。効果評価を行っている学術論文は少なく、出版バイアスも免れない。一方で、会議録等には、制度の運用や実施方法について、現場で参考となる種々の工夫例がある²⁸⁾。ストレスチェックの実施方法を含め、どのような文脈（事業場の状況）で、何をしたら有効だったか、無効であればその原因は何かが整理されることにより、現場での活用が進む可能性がある。

Ⅰ 今後について

1. 国等のレベルでの評価への提言

国レベルでは、システマティック・レビューを含むエビデンスの整理が求められる。2014年に労働安全衛生法が改正され、改正法の施行後5年を経過した場合において検討を行い、必要が認められるときには、その結果に基づいて必要な措置を講ずるということが附則で規定されている。再評価はすでに始まっており、ストレスチェック制度の要素ごとにエビデンスが整理されようとしている²⁹⁾。

2. 実務レベルでの評価への提言

ストレスの検査を導入するだけで職場のメンタルヘルスが改善するわけではない。検査結果を生かすためには、結果を返却された労働者が、各人の状態に応じて相談を含むセルフケアを行うことが求められる。労働者には検査結果の見方から始まる教育が必要だし、相談体制の整備も必要である。ストレスチェック制度の効果を正當に評価するには、十分に実行性が分かった上での検証が求められる。制

度化された政策でRCTは困難なため、前後比較研究を含めてBest available evidenceを求めていく必要がある。

アブセンティーズム/プレゼンティーズムや欠勤率などをアウトカムとする費用対効果の検証は、現場で制度活用を進める上で重要な研究になる³⁰⁾。ワーク・エンゲイジメントや労働者の満足度等も重要な指標と思われる。

面接指導を含む事後措置の効果は未検討である。高ストレス者のうち、医師による面接指導を受けた労働者の割合は少なく、面接指導自体が十分に行われていない。面接指導を希望する者は問題を抱えていることも多く、面接指導のメンタルヘルス不調予防効果を示すことは難しい。ストレスチェックで抽出される高ストレス者は必ずしも病的な状態ではないが、セルフケアの指導がどの程度有効なのか、また、高ストレス者から得られる職場環境に関する情報が、いかに職場環境改善に生かされるのかは興味深い。

謝辞：本稿は、令和5年度 厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金。職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案 (230201-01) の成果物の一部である。

文献

- 1) 厚生労働省：職場における心の健康づくり～労働者の心の健康の保持増進のための指針～。2023年07月19日 https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000055195_00002.html (2024年7月8日閲覧)
- 2) 厚生労働省：労働安全衛生法に基づくストレスチェック制度実施マニュアル。平成27年5月(令和3年2月改訂) <https://www.mhlw.go.jp/content/000533925.pdf> (2024年7月8日閲覧)
- 3) Kawakami N, et al: The Stress Check Program: a new national policy for monitoring and screening psychosocial stress in the workplace in Japan. *J Occup Health* 58: 1-6, 2016 (Epub Nov. 26, 2015)
- 4) Kawakami N, et al: Effects of mailed advice on stress reduction among employees in Japan: a randomized controlled trial. *Ind Health* 37: 237-242, 1999
- 5) Ketelaar SM, et al: Effect of an E-mental health approach to workers' health surveillance versus control group on work functioning of hospital employees: a cluster-RCT. *PLoS One* 8: e72546, 2013
- 6) Wang PS, et al: Telephone screening, outreach, and care management for depressed workers and impact on clinical and work productivity outcomes: a randomized controlled trial. *JAMA* 298: 1401-1411, 2007
- 7) U. S. Preventive Services Task Force: Screening for depression: recommendations and rationale. *Ann Intern Med* 136: 760-764, 2002
- 8) World Health Organization: Guidelines on mental health at work 2022. <https://www.who.int/publications/i/item/9789240053052> (2024年7月8日閲覧)
- 9) Lamontagne AD, et al: A systematic review of the job-stress intervention evaluation literature, 1990-2005. *Int J Occup Environ Health* 13: 268-280, 2007
- 10) Egan M, et al: The psychosocial and health effects of workplace reorganisation. 1. A systematic review of organisational-level interventions that aim to increase employee control. *J Epidemiol Community Health* 61: 945-954, 2007

-
- 11) Kobayashi Y, et al: Effects of a worker participatory program for improving work environments on job stressors and mental health among workers: a controlled trial. *J Occup Health* 50: 455-470, 2008
 - 12) Tsutsumi A, et al: Participatory intervention for workplace improvements on mental health and job performance among blue-collar workers: a cluster randomized controlled trial. *J Occup Environ Med* 51: 554-563, 2009
 - 13) Uchiyama A, et al: Effect on mental health of a participatory intervention to improve psychosocial work environment: a cluster randomized controlled trial among nurses. *J Occup Health* 55: 173-183, 2013
 - 14) 厚生労働省: ストレスチェック制度の効果的な実施と活用に向けて. 令和4年3月 <https://www.mhlw.go.jp/content/000917251.pdf> (2024年7月8日閲覧)
 - 15) 堤明純, 他: ストレスチェック制度の実施状況とその効果: システマティックレビュー. *産業医レビュー* 32: 65-81, 2019
 - 16) 伊藤桜子, 他: WebによるストレスチェックシステムMental-Rosai IIのセルフケア支援効果の検討. *日職災医学会誌* 64: 54-65, 2016
 - 17) 新谷奈苗, 他: ストレスチェック後のFollow-upの効果: 全社員面談, ストレス研修などを実施して. *産業保健人間工研* 20: 25-28, 2018
 - 18) Imamura K, et al: Effect of the National Stress Check Program on mental health among workers in Japan: A 1-year retrospective cohort study. *J Occup Health* 60: 298-306, 2018
 - 19) 黒木仁美, 他: 従業員8名の小規模零細企業における参加型職場環境改善モデル事業の2年間の取り組み. *産業衛誌* 62: 249-260, 2020
 - 20) Watanabe K, et al: Usage of the Brief Job Stress Questionnaire: A systematic review of a comprehensive job stress questionnaire in Japan from 2003 to 2021. *Int J Environ Res Public Health* 20: 1814, 2023
 - 21) Sakurai K, et al: Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry Clin Neurosci* 65: 434-441, 2011
 - 22) Tsutsumi A, et al: How accurately does the Brief Job Stress Questionnaire identify workers with or without potential psychological distress?. *J Occup Health* 59: 356-360, 2017
 - 23) Tsutsumi A, et al: A Japanese Stress Check Program screening tool predicts worker long-term sickness absence: a prospective study. *J Occup Health* 60: 55-63, 2018
 - 24) Kachi Y, et al: Occupational stress and the risk of turnover: a large prospective cohort study of employees in Japan. *BMC Public Health* 20: 174, 2020
 - 25) Kurisu K, et al: Developing action plans based on machine learning analysis to prevent sick leave in a manufacturing plant. *J Occup Environ Med* 65: 140-145, 2023
 - 26) Duchaine CS, et al: Psychosocial stressors at work and the risk of sickness absence due to a diagnosed mental disorder: a systematic review and meta-analysis. *JAMA Psychiatry* 77: 842-851, 2020
 - 27) Pena-Gralle APB, et al: Job strain and effort-reward imbalance as risk factors for type 2 diabetes mellitus: A systematic review and meta-analysis of prospective studies. *Scand J Work Environ Health* 48: 5-20, 2022
 - 28) 畑中三千代, 他: 事業場における産業ストレス対策の実践と評価2〜ストレスチェック制度の集団分析の見せ方と職場へのアプローチ〜. *産業ストレス研* 29: 291-297, 2022
 - 29) 厚生労働省: ストレスチェック制度等のメンタルヘルス対策に関する検討会 第1回資料. 令和6年3月29日 https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_39276.html (2024年7月8日閲覧)
 - 30) 吉村健佑, 他: 日本における職場でのメンタルヘルスの第一次予防対策に関する費用便益分析. *産業衛誌* 55: 11-24, 2013

ストレスチェック制度の効果検証

「ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業」 報告書も踏まえ

関根 康寛¹ 井上 嶺子¹ 渡辺 和広¹ 堤 明純¹
Sekine Yasuhiro, Inoue Reiko, Watanabe Kazuhiro, Tsutsumi Akizumi

I. はじめに

労働者のメンタルヘルス不調を未然に防止することを目的として2015年12月より施行されたストレスチェック制度は今年で10年目を迎える。令和5年度の労働安全衛生調査（実態調査）¹⁾では、ストレスチェックの実施が義務となっている労働者数50人以上の事業所のうち、ストレスチェックを実施している事業所は81.8%であった。また、労働者数50人未満の事業所を含む全事業所のうち、ストレスチェックを実施している事業所は41.5%であった。ストレスチェックの実施率は施行後増加してきた²⁾が、ここ数年は横ばいになっており、十分な状況とは言い難い。ストレスチェックをより有用な制度に改善し、さらに現在は努力義務となっている小規模事業所を含め、より広く普及させるためには、ストレスチェック制度から得られる効果を的確に把握することが重要である。

本稿では、過去に実施されたストレスチェック制度に関するシステマティックレビュー、および厚生労働省委託事業における事業報告書等をもとに、ストレスチェック制度の効果検証に関する現時点での知見をまとめた。

II. ストレスチェック制度の効果検証に関する先行研究

2019年に出版された「ストレスチェック制度

の実施状況とその効果：システマティックレビュー」³⁾では、2014年1月からの5年間におけるストレスチェックに関する文献を検索しており、組み入れられた18編のうち、3編がストレスチェック制度の効果について検討していた。このうち、職場環境改善の効果について検討したものが1編、ストレスチェック結果の返却方法の効果について検討したものが1編、複合的なアプローチの効果について検討したものが1編であった。Imamura et al.⁴⁾は、常勤労働者3,891人を対象にした既存コホートをを用いた研究において、ベースラインから1年後のフォローアップ調査時点でストレスチェックの受検と職場環境改善の経験の有無を聴取した。その結果、ストレスチェックの受検、および職場環境改善のどちらも経験した労働者は、それらのいずれも経験していない労働者に比べてストレス反応が有意に低下していた。伊藤ら⁵⁾は、IT関連企業に勤務する労働者371人に、ストレス状態やその関連要因、ストレス対処に関する個別結果、およびアドバイスを即時に表示するWebシステムを用いて結果返却を行った。導入前に比して、ストレス対処の特徴への気づきや対処実施意欲が増進し、対処実施意欲は2か月後まで維持され、意欲の維持が精神的健康度の維持に関連していた。新谷ら⁶⁾は、単一食品製造業の全労働者168人を対象として、ストレスチェック実施後に行った、全社員面談、個々の社員へのストレスセルフケア研修、および管理監督者研

1 北里大学医学部公衆衛生学
産業医学ジャーナル 47(6): 2-7, 2024. doi: 10.34354/ohpjrnl.47.6_2

修の効果について検討した。その結果、心理的ストレス反応の改善はみられなかったものの、身体的ストレス反応の改善が確認された。

「令和3年度厚生労働省委託事業 ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業報告書」⁷⁾では、文献調査に基づく知見に加え、アンケート調査、およびヒアリング調査の結果を含めた多様な知見が報告されている。ストレスチェック制度に関する文献調査では、2018年1月以降のストレスチェックに関する文献を検索しており、組み入れられた42編のうち9編がストレスチェック制度の効果に関する文献であった。アンケート調査は、全国の事業場10,698か所とそれらの事業場に勤務する労働者10,700人を対象に行われ、事業場からは3,633件、労働者からは2,428件の回答を得た。ヒアリング調査では、計11社にヒアリングを実施した。

文献調査から得られたストレスチェック制度の有用性に関する知見について、事業場側は従業員のメンタルヘルスへの理解・意識向上等について有用であると捉え、労働者側は医師面接や職場環境改善がメンタルヘルス不調への対策として有用であると捉えていた⁷⁻⁹⁾。屋敷ら⁸⁾が富山県下で行った調査では、ストレスチェックを実施した事業場 (n=208) において、従業員が感じた効果として、「従業員のストレスやメンタルヘルスに対する理解が向上した」(40.9%)、「従業員の自己管理意識が向上した」(33.2%)などの評価があった。一方、「高ストレス者に対しての実情を考慮した対応をとることができた」(8.2%)、「集団分析に基づき職場環境の改善ができた」(8.2%)と回答した者の割合は比較的少なかった。「特に効果を感じない」(30.3%)とした事業場もあった。浅井ら⁹⁾は、全国の労働者を対象としたインターネット調査 (n=3,891) で、ストレスチェック制度の有用性に係る労働者からの評価を分析した。50人以上の事業場に勤務しストレスチェック制度施行後に事業場が実施したストレスチェックを受検した者 (n=961) における、有用性の得点 (とても有効=4点、いくらか有効=3点、あまり有効でない=2点、全く有効でない=1点、の4段階評価) の平均点は、「個人結果通知」が2.14、「ストレス対処ヒント」が2.05であり、両者とも高

ストレス者の方が有用性を低く評価していた。医師面接を申し出た者 (n=25) では、「医師面接」の有用性得点の平均が2.48と高かったが、「就労上配慮」の平均は2.16と低かった。ストレスチェック制度施行後に職場環境改善を経験した者のうち、有用性の質問に回答した者 (n=57) では、「職場環境改善」の有用性得点の平均は2.63と比較的高かった。

複数の独立した研究より、ストレスチェック制度については、それ単体ではなく、面接や職場環境改善と一緒にを行うことにより、労働者のストレス反応等において有意な改善がみられる等の効果が確認できた^{4,6,7,10-12)}。川上ら¹⁰⁾は、全国の労働者3,915人を対象に2年間にわたり調査を実施したところ、職場環境改善の経験者 (n=65) ではストレスチェック未受検者 (n=1,336) と比べて心理的ストレス反応が有意に減少していた。また、職場環境改善の経験者 (n=92) ではストレスチェック未受検者 (n=883) と比べて生産性が有意に増加していた。渡辺ら¹¹⁾による労働安全衛生調査の個票データの二次解析では、改正労働安全衛生法施行の前後のデータを用いて、ストレスチェック、その後の職場環境改善、およびその2つを組み合わせることで、労働者の仕事関連ストレスとの関連が検討された。その結果、ストレスチェックを実施することは、労働者の仕事関連ストレスと有意な関連を持たないか、むしろ有意な正の関連を示した。一方、職場環境改善の実施は、労働者の仕事関連ストレスの有無と有意な負の関連を示した。さらに、ストレスチェックと職場環境改善の交互作用項は、解析の一部において有意な関連を示しており、これらはいずれも、職場環境改善をストレスチェックと同時に実施することが労働者の仕事関連ストレスの低さと関連することを示していた。想田ら¹²⁾は、協力業者や作業員の入れ替えが頻繁にある小規模な建設現場 (16社、n=38) において、「無記名ストレスチェック」を基に職場環境改善を行った。およそ2か月後に行った「無記名ストレスチェック」 (16社、n=30) で集団分析結果を比較したところ、ストレス反応指数が1.9781から1.8892に低下していた。

ストレスチェック制度の導入によって労働者

の心理的負担が軽減されたとは言えないと報告したものや、ストレスチェック制度に関わる医師等からは、ストレスチェック制度が職場におけるメンタルヘルス対策の進展に影響はないとの見解の方が多かったという文献もあった^{7,13,14)}。井上¹³⁾は、ストレスチェックの実施率が高く、その後の高ストレス者面接および集団分析を行った3つの事業場を2015年から2017年にかけて追跡した。仕事の量的負担の有意な低下(33.7%→33.0%)がみられた事業場、いずれの指標にも変化がみられなかった事業場、心理的ストレス反応の有所見者の割合が有意に上昇(52.5%→62.3%)した事業場が混在し、ストレスチェック制度の導入により必ずしも労働者の心理的負担が軽減されたとは言えないと報告した。詳細な理由は検討できていないが、集団分析は実施したが職場環境改善は実施されなかったことや、制度の義務化により労働者の「職場環境」や「ストレス」に対する関心が高まり、より厳しく評価するようになったことなどが考えられると考察していた。廣¹⁴⁾が行った産業医等を対象とした調査によると、産業医等の見解として、ストレスチェック結果を通知することによる、労働者自身が行うストレス対策に対する効果は、35.9%(60/167)が、「非常に役立つ

ている」「役立っている」と回答した一方、49.1%(82/167)が「あまり役立っていない」「全く役立っていない」と回答されていた。ストレスチェック制度のメンタルヘルス対策への影響は、「なし(変わらない)」と回答した産業医が49.7%(83/167)を占め、「進展した」と回答した産業医が39.5%(66/167)であった。

令和3年度厚生労働省委託事業⁷⁾における、ストレスチェック制度の効果検証に関するアンケート調査の結果からは、事業場への調査では、事業場が実感したストレスチェック実施による効果は、「社員のメンタルヘルスセルフケアへの関心度の高まり」が最も多く、53.1%の事業場において実感が報告された。次いで「メンタルヘル스에理解のある風土の醸成」、「職場の雰囲気改善」が多かった(図1)。これらの点について職場環境改善の実施経験別にみると、職場環境改善を実施したことがある事業場のほうがより効果を感じていた(図2)。労働者への調査では、労働者の74.0%は「ストレスチェックの個人結果をもらったこと」、49.9%は「ストレスケアマネジメントのヒントの提供を受けたこと」をストレスチェックの有用性として捉えていた。労働者がストレスチェックの受検で感じた効果としては、「自身のストレスを意識するよ

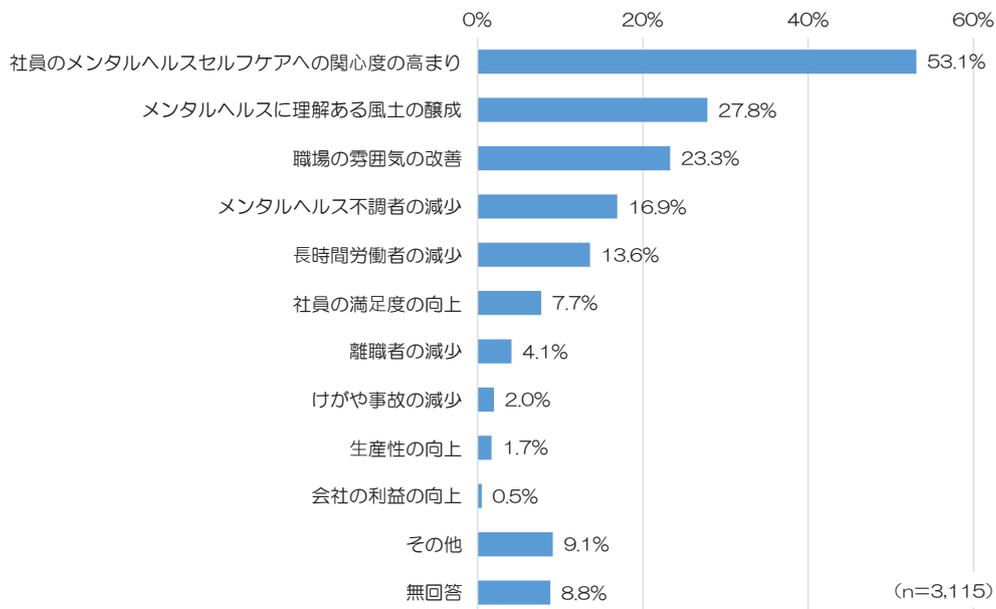


図1 事業場が感じるストレスチェック制度の効果(複数回答)

令和3年度厚生労働省委託事業 ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業報告書(文献7)から、許可を得て転載

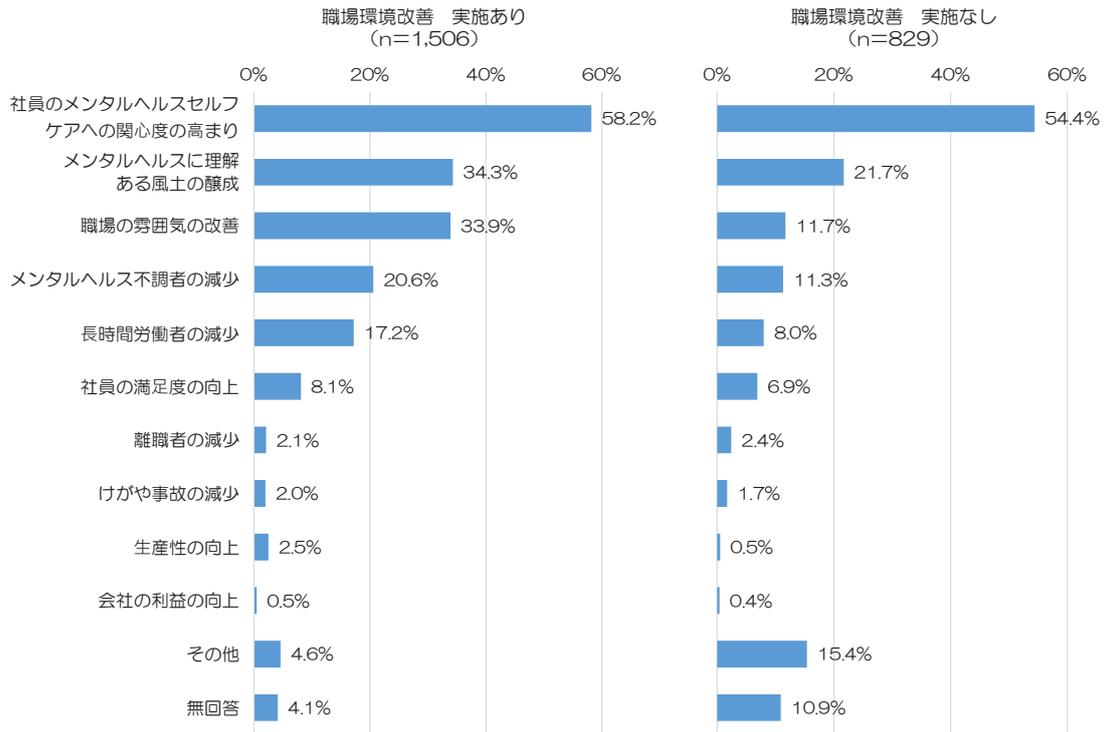


図2 職場環境改善の実施経験の有無別 実感した効果（複数回答）

令和3年度厚生労働省委託事業 ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業報告書（文献7）から、許可を得て転載

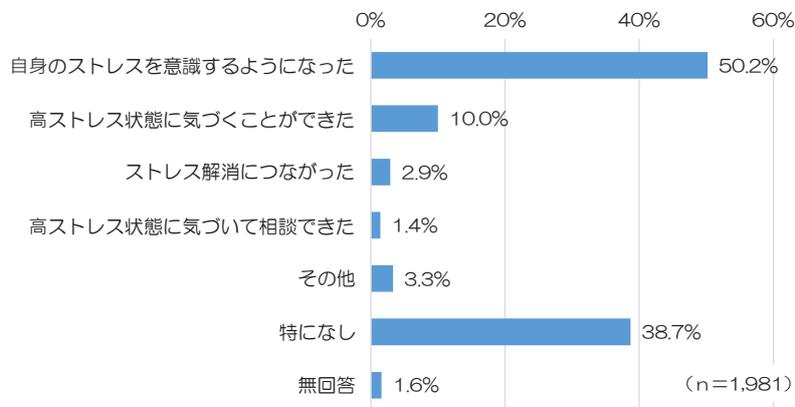


図3 労働者が感じるストレスチェック制度の効果（複数回答）

令和3年度厚生労働省委託事業 ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業報告書（文献7）から、許可を得て転載

うになった」と回答した人が50.2%で最も多かったが、「特になし」との回答も38.7%あった（図3）。

令和3年度厚生労働省委託事業⁷⁾における、ストレスチェック制度の効果的な実施に向けた事例集作成のためのヒアリング調査（計11社を対象）では、ストレスチェック制度の効果・有用性として、「ストレスチェックを行うことによ

り、社員自身がストレスに気が付くことができた」（2社）、「総合健康リスクの高い職場を中心に職場環境改善等を進めることにより、会社全体の総合健康リスクの低減や高ストレスの部署の減少があった」（4社）、「ストレスチェックを含めた総合的な対策により、メンタルヘルスに対する理解の深まりや休職者の減少を認めた」（1社）という内容が挙げられた。

Ⅲ. 結果の要約

一定の割合の事業場と労働者が、ストレスチェック制度は有用であると評価していた。一方、30.3%の事業場が「特に効果を感じない」と回答したとする報告もあった。複数の研究より、単にストレスチェックを受検するだけではなく、その後の職場環境改善もあわせて実施することによって、労働者の心理的ストレス反応の軽減効果がみられることがうかがわれた。個人結果やアドバイスを即時に表示する結果返却の工夫や、ストレスチェック実施後に全社員面談や各種研修を行うことが、労働者の心身の健康に効果的であるとする報告もあった。

令和3年度厚生労働省委託事業⁷⁾のアンケート調査では、ストレスチェック制度の効果として、事業場側は「社員のメンタルヘルスセルフケアへの関心度の高まり」との回答が多く、労働者側は「自身のストレスを意識するようになった」との回答が多かった。一方、労働者側では効果が「特になし」との回答も38.7%あった。

令和3年度厚生労働省委託事業⁷⁾のヒアリング調査では、「総合健康リスクの高い職場を中心

に職場環境改善等を進めることにより、会社全体の総合健康リスクの低減や高ストレスの部署の減少があった」という内容が多く挙げられた。

Ⅳ. おわりに

ストレスチェック制度の効果検証を行っている研究は少ない。その中で、職場環境改善の実施が効果的であることは複数の研究で示されているが、集団分析や医師による面接指導の効果評価についての検討はできておらず、今後はこのような点の効果検証に関する研究を増やしていくことが望まれる。制度化された施策での比較対照研究は困難である。制度の普及に向けては、論文化されていない好事例の収集も有用と思われる¹⁵⁾。

謝辞

本稿は、令和5年度厚生労働省労災疾病臨床研究事業費補助金 職業性ストレス簡易調査票に関する新しい基準値の提案(230201-01)の成果物の一部である。

参考文献

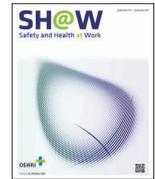
- 1) 厚生労働省. 令和5年労働安全衛生調査(実態調査). 2024.
- 2) 川上憲人. ストレスチェック制度6年目の評価と課題. 産業医学ジャーナル. 2021; 44(6): 4-9.
- 3) 堤明純, 佐々木那津, 駒瀬優, 他. ストレスチェック制度の実施状況とその効果: システムティックレビュー. 産業医学レビュー. 2019; 32(2): 65-81. doi: 10.34354/ohpfrev.32.2_65
- 4) Imamura K, Asai Y, Watanabe K, et al. Effect of the National Stress Check Program on mental health among workers in Japan: A 1-year retrospective cohort study. J Occup Health. 2018; 60(4): 298-306. doi: 10.1539/joh.2017-0314-OA
- 5) 伊藤桜子, 山本晴義, 津田彰. Webによるストレスチェックシステム Mental-Rosai II のセルフケア支援効果の検討. 日本職業・災害医学会会誌. 2016; 64(1): 54-65.
- 6) 新谷奈苗, 永岡裕康, 新谷昌也. ストレスチェック後のFollow-upの効果: 全社員面談、ストレス研修などを実施して. 産業保健人間工学研究. 2018; 20: 25-28.
- 7) みずほリサーチ&テクノロジーズ株式会社. 令和3年度厚生労働省委託事業 ストレスチェック制度の効果検証に係る調査等事業報告書. 2022.
- 8) 屋敷香奈, 浜崎景, 稲寺秀邦. 富山県下の事業場におけるストレスチェックの実施状況、従業員のメンタルヘルスと長時間労働. Toyama Medical Journal. 2019; 29(1): 23-29. doi: 10.57561/tmjutmed.29.1_23
- 9) 浅井裕美, 今村幸太郎, 堤明純, 他. ストレスチェック制度施行開始1年度の実施状況、有用性および課題: 労働者へのインターネット調査. 産業ストレス研究. 2018; 25(2): 257-271.
- 10) 川上憲人, 浅井裕美, 日高結衣, 他. 全国調査によるストレスチェック制度の効果評価: 労働者調査. 平成27-29年度厚生労働科学研究費補助金(労働安全衛生総合研究事業)「ストレスチェック制度による労働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」(H27-労働-一般-004) 分担研究報告書. 2018; pp12-29.
- 11) 渡辺和広, 川上憲人. ストレスチェック、および職場環境改善の実施と労働者の仕事関連ストレスとの関連: 労働安全衛生調査に基づく研究. 平成27-29年度厚生労働科学研究費補助金(労働安全衛生総合研究事業)「ストレスチェック制度による労働者のメンタルヘルス不調の予防と職場環境改善効果に関する研究」(H27-労働-一般-004)

- 分担研究報告書. 2018; pp42-66.
- 12) 想田尚孝, 山口淳. 「無記名ストレスチェック」に基づく作業所の職場環境改善. 全建ジャーナル. 2020; 59: 36-39.
 - 13) 井上彰臣, 川上憲人, 島津明人, 堤明純. ストレスチェック制度の効果評価:事業場調査から. ストレス科学. 2018; 32(3): 235-246.
 - 14) 廣尚典. ストレスチェック制度の実施状況および課題に関する調査報告. 日本産業衛生学会 産業精神衛生研究会 ストレスチェック制度に関する調査報告. 2021.
 - 15) 土肥誠太郎, 住徳松子. シンポジウム9:GPS(良好実践事例)の活用～ストレスチェックにおける集団分析結果の活用を中心に～. 産業衛生学雑誌. 2024; 66(臨増): 211-213.



Contents lists available at ScienceDirect

Safety and Health at Work

journal homepage: www.e-shaw.net

Original article

Moderating Effect of Psychosocial Safety Climate on the Association of Job Demands and Job Resources With Psychological Distress Among Japanese Employees: A Cross-sectional Study

Akiomi Inoue^{1,*}, Hisashi Eguchi², Yuko Kachi³, Akizumi Tsutsumi³

¹Institutional Research Center, University of Occupational and Environmental Health, Japan, Kitakyushu, Japan

²Department of Mental Health, Institute of Industrial Ecological Sciences, University of Occupational and Environmental Health, Japan, Kitakyushu, Japan

³Department of Public Health, Kitasato University School of Medicine, Sagami-hara, Japan

ARTICLE INFO

Article history:

Received 20 June 2024
Received in revised form
22 January 2025
Accepted 1 February 2025
Available online xxx

Keywords:

Amplifying effect
Buffering effect
Job demands-resources model
Primary prevention
Psychosocial risks

ABSTRACT

Background: We examined the moderating (buffering or amplifying) effect of psychosocial safety climate (PSC) on the association of job demands (psychological demands) and job resources (job control, supervisor support, coworker support, and extrinsic reward) with psychological distress among Japanese employees.

Methods: A self-report web-based questionnaire was administered to 2,200 employees (1,100 men and 1,100 women) registered with a Japanese private online survey company. The questionnaire included scales on job demands and job resources (the Job Content Questionnaire and the short-form Effort–Reward Imbalance Questionnaire), PSC (the 12-item PSC scale), and psychological distress (the K6 scale) and items on participants' demographic and occupational characteristics (age, gender, education, occupation, work form, and working hours per week). Hierarchical multiple regression analyses were performed using psychological distress as a dependent variable. Interaction terms of job demands and job resources with PSC were included.

Results: There was a significant interaction effect of psychological demands with PSC on psychological distress ($\beta = -0.053$, $p = 0.008$), adjusted for demographic and occupational characteristics. *Post hoc* simple slope analysis showed that the simple slope of psychological demands was lesser at higher levels of PSC (1 standard deviation above the mean) ($\beta = 0.101$, $p < 0.001$) than at lower levels (1 standard deviation below the mean) ($\beta = 0.199$, $p < 0.001$). No significant interactions were observed between job resources and PSC.

Conclusion: Our findings suggest that PSC buffers the positive association of psychological demands with psychological distress.

© 2025 Occupational Safety and Health Research Institute. Published by Elsevier B.V. on behalf of Institute, Occupational Safety and Health Research Institute, Korea Occupational Safety and Health Agency. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

1. Introduction

Psychosocial safety climate (PSC) theory has arisen as a recent framework for comprehending job stress, assisting in elucidating the genesis of stressful job attributes [1]. Abundant epidemiological studies have accumulated findings on the consequences of PSC for employee health over the past decade [2]. PSC, an organizational

factor, is predominantly shaped by management and described as employees' shared perceptions of the organization's "policies, practices, and procedures for the protection of employee psychological health and safety" [1]. In particular, it focuses on whether (i) management shows support, engagement, and dedication to stress prevention efforts (management commitment), (ii) management places greater emphasis on psychological health and safety of

Akiomi Inoue: <https://orcid.org/0000-0002-4079-0719>; Hisashi Eguchi: <https://orcid.org/0000-0002-4153-8574>; Yuko Kachi: <https://orcid.org/0000-0002-4238-1265>; Akizumi Tsutsumi: <https://orcid.org/0000-0003-0966-4869>

* Corresponding author. Institutional Research Center, University of Occupational and Environmental Health, Japan, 1-1 Iseigaoka, Yahatanishi-ku, Kitakyushu 807-8555, Japan.

E-mail address: akiomi@med.uoeh-u.ac.jp (A. Inoue).

2093-7911/\$ – see front matter © 2025 Occupational Safety and Health Research Institute. Published by Elsevier B.V. on behalf of Institute, Occupational Safety and Health Research Institute, Korea Occupational Safety and Health Agency. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).
<https://doi.org/10.1016/j.shaw.2025.02.001>

Please cite this article as: Inoue A et al., Moderating Effect of Psychosocial Safety Climate on the Association of Job Demands and Job Resources With Psychological Distress Among Japanese Employees: A Cross-sectional Study, Safety and Health at Work, <https://doi.org/10.1016/j.shaw.2025.02.001>

employees rather than focusing solely on productivity objectives (management priority), (iii) the organization values input from employees on factors impacting psychological health (organizational commitment), and (iv) there is engagement and active involvement on health and safety matters from all levels of the organization (organizational participation) [3].

Consequences of the lack of PSC for psychological health problems among employees are often interpreted within a theoretical context of the extended job demands-resources (JD-R) model [1]. This model assumes that insufficient PSC leads to increased job demands (psychological demands, emotional demands, job insecurity, role ambiguity, role conflict, harassment, etc.) and decreased job resources (job control, worksite support, extrinsic reward, performance feedback, procedural fairness, opportunities for development, etc.), which, in turn, leads to a deterioration in psychological health problems. The relationship between PSC and job demands, as well as PSC and job resources, is a key mechanism within this model. As proposed by Dollard and Bakker [1], a lack of PSC reflects an organizational climate where psychological health is not prioritized, leading to poorly managed job demands and insufficient support systems. For example, in organizations with low PSC, employees may face excessive workloads or unclear role expectations due to inadequate workload management policies or insufficient communication from the management [1]. Additionally, emotional demands, such as the pressure to suppress emotions or handle interpersonal conflicts without adequate support, may increase in environments where psychological health is not actively safeguarded [4]. Simultaneously, insufficient PSC reduces job resources by limiting opportunities for employees to exercise control over their work, develop skills, or receive constructive feedback [5]. Mechanisms contributing to this include a lack of participatory decision-making, unclear performance expectations, and insufficient investment in employee development programs [6]. Moreover, the absence of organizational practices to recognize and reward employees' efforts exacerbates the decline in job resources, leaving employees ill-equipped to manage job demands [7]. By increasing job demands and limiting job resources, low PSC creates a work environment that significantly impacts employees' psychological health. Abundant epidemiological studies have fully or partially substantiated the assumptions of the extended JD-R model, particularly in Australia [1,8–14] and Malaysia [5,10,15–19], and a small number of similar findings have been observed in other countries [20–22]. Also, in Japan, our previous cross-sectional study reported the association of PSC with psychological distress and the mediating roles of job demands and job resources on it [23].

Thus, PSC has a primary role in predicting job demands and job resources and their impact on psychological health problems among employees. On the other hand, another role of PSC is supposed to moderate (buffer or amplify) the consequences of job demands and job resources for psychological health problems. Dollard and Bakker [1] have argued that, according to the conservation of resources theory [24], employees are more likely to be provided with supportive practices that lead to the conservation and accumulation of personal resources, such as the opportunity to debrief after emotionally challenging experiences, in high-PSC contexts. This could enhance their coping skills and buffer the consequences of job demands for psychological health problems. Furthermore, in such contexts, the impact of low personal resources is offset through a compensation process (additional support or resources are provided to the individual in the form of recognition, etc.), which may amplify the consequences of job resources for reducing psychological health problems [1]. Prior studies have consistently found that PSC buffers the consequences of job demands for psychological health problems [1,8,25–27].

Table 1
Participants' detailed characteristics

Demographic characteristics	Mean (SD)	n (%)
Age	44.6 (13.3)	
Gender		
Men		1,100 (50.0)
Women		1,100 (50.0)
Education		
Graduate school		126 (5.7)
College		1,054 (47.9)
Junior college		246 (11.2)
Vocational school		245 (11.1)
High school or junior high school		529 (24.0)
Occupation		
Managerial employee		249 (11.3)
Non-manual employee		1,508 (68.5)
Manual employee		294 (13.4)
Other		149 (6.8)
Work form		
Day shift		1,947 (88.5)
Shift work with night duty		184 (8.4)
Shift work without night duty		44 (2.0)
Night shift		25 (1.1)
Working hours per week		
30 hours or less		517 (23.5)
31–40 hours		725 (33.0)
41–50 hours		666 (30.3)
51–60 hours		184 (8.4)
61 hours or more		108 (4.9)
Scale scores	Mean (SD)	Cronbach α
Psychological demands (JCQ) (range: 12–48)	31.4 (5.89)	0.65
Job control (JCQ) (range: 24–96)	62.7 (11.2)	0.75
Supervisor support (JCQ) (range: 4–16)	10.5 (2.76)	0.91
Coworker support (JCQ) (range: 4–16)	10.9 (2.40)	0.87
Extrinsic reward (Short ERIQ) (range: 7–28)	17.4 (3.14)	0.68
Psychosocial safety climate (PSC-12) (range: 12–60)	34.8 (11.4)	0.97
Psychological distress (K6 scale) (range: 0–24)	6.77 (6.05)	0.94

Abbreviations: ERIQ, Effort–Reward Imbalance Questionnaire; JCQ, Job Content Questionnaire; PSC-12, 12-item psychosocial safety climate scale; SD, standard deviation.

Conversely, consistent findings on the amplifying effect of PSC on the consequences of job resources for reducing psychological health problems are lacking owing to limited studies [1,19]. Therefore, further studies are required.

In addition, the concept of PSC remains relatively unfamiliar in Japan, and the only Japanese findings on PSC and employee health are from our aforementioned study [23]. With its prevalence in Japanese companies dedicated to Health and Productivity Management, the concept of PSC is highly relevant. Hence, expanding on the findings of PSC and employee health could amplify the diffusion of its concept and advancement of occupational health initiatives across Japanese companies. However, the applicability of prior research findings to Japanese companies, which have distinct cultural backgrounds compared to Western and other Asian countries, remains unclear. Therefore, replication of prior findings is crucial to enhancing comprehension of PSC in Japanese companies.

This study aimed to examine the moderating (buffering or amplifying) effect of PSC on the association of job demands and job resources with psychological distress among Japanese employees, using the same database used in the aforementioned cross-sectional study [23]. In this study, we utilized the demand–control–support (DCS) [28] and effort–reward imbalance (ERI) models [29], which form the foundation of the JD-R model [30]. Hence, psychological demands were measured as job demands, while job control, supervisor support, coworker support, and extrinsic reward were measured as job resources. We hypothesized that PSC would buffer the positive association of job demands with

psychological distress and amplify the negative association of job resources with psychological distress [1,19].

2. Materials and methods

2.1. Participants

As noted earlier, this study used the same database as our previously reported cross-sectional study [23]. In October 2020, a total of 42,784 men and 44,276 women were randomly selected from approximately 1.19 million people (570 thousand men and 620 thousand women) registered with a Japanese private online survey company. The randomly selected registrants were sent an advertisement offering online shopping points valued at a few hundred yen (equivalent to a few US dollars) as an incentive. Responses were handled on a first-come-first-served basis, and due to limitations in the project budget, recruitment ceased once the number of respondents reached 2,200. Respondents indicated whether they “currently worked” and “were employed by a company, organization, government office, or self-employed person or private household earning a salary or wage (including executives).” Because the online survey used a stratified sample, an equal number of participants were included in each age category (from 20s to 60s), maintaining a balanced male-to-female ratio of 1:1. All the variables were measured via a self-report web-based questionnaire, except age and gender, which were obtained from the online survey company’s registration information. As the web-based questionnaire mandated participants to respond to every question, there were no instances of missing data. Participants’ detailed characteristics and Pearson’s correlation coefficients among the scale scores can be found in Tables 1 and 2, respectively. Participants were informed of the study objectives and protocols, and their informed consent was acquired electronically before the survey commenced. This study was reviewed and approved by the Kitasato University Medical Ethics Organization (No. B20-180).

2.2. Measures

2.2.1. Exposures (job demands and job resources)

As mentioned previously, on the basis of the DCS and ERI models [28,29], psychological demands were measured as job demands, while job control, supervisor support, coworker support, and extrinsic reward were measured as job resources.

For job demands, psychological demands were measured via the Job Content Questionnaire (JCQ) Japanese version [31]. The JCQ includes a 5-item scale on psychological demands on a 4-point Likert scale (1 = *strongly disagree* to 4 = *strongly agree*). The total score (ranging from 12 to 48) was calculated in accordance with the JCQ User’s Guide [32].

For job resources, job control, supervisor support, and coworker support were also measured via the JCQ [31]. Extrinsic reward was measured via the short form Effort–Reward Imbalance Questionnaire (Short ERIQ) Japanese version [33]. The JCQ includes a 9-item scale on job control, a 4-item scale on supervisor support, and a 4-item scale on coworker support on a 4-point Likert scale (1 = *strongly disagree* to 4 = *strongly agree*). Similar to psychological demands, the total scores (ranging from 24 to 96 for job control and from 4 to 16 for supervisor and coworker support) were calculated in accordance with the JCQ User’s Guide [32]. The Short ERIQ includes a 7-item scale on extrinsic reward on a 4-point Likert scale (1 = *strongly disagree* to 4 = *strongly agree*). After reversing the scores corresponding to the items indicating unfavorable circumstances, the scores for each item were summed to calculate the total score (ranging from 7 to 28).

2.2.2. Moderator: psychosocial safety climate

PSC was measured via the 12-item PSC scale Japanese version [34]. It assesses managerial attitudes and employee involvement in matters concerning psychological health and safety. Responses were rated on a 5-point Likert scale (1 = *strongly disagree* to 5 = *strongly agree*). The scores for each item were summed to calculate the total score (ranging from 12 to 60). The 12-item PSC scale Japanese version has been demonstrated to be a reliable and valid instrument for measuring PSC in Japanese workplaces, as evidenced by its high internal consistency (Cronbach $\alpha = 0.97$), acceptable test–retest reliability [Cohen’s weighted kappa = 0.53 and intraclass correlation (ICC) = 0.69], and structural validity supported by confirmatory factor analysis (e.g., goodness of fit index = 0.97, comparative fit index = 0.99, and root mean square error of approximation = 0.06).

2.2.3. Outcome: psychological distress

Psychological distress was measured via the K6 scale Japanese version [35]. It assesses the levels of psychological distress, including feelings of nervousness (Q1), hopelessness (Q2), restlessness or fidgetiness (Q3), depression (Q4), effortfulness (Q5), and worthless (Q6) over the past 30 days. Responses were rated on a 5-point Likert scale (ranging 0 = *none of the time* to 4 = *all of the time*). The score for each item were summed to calculate the total score (ranging from 0 to 24).

2.2.4. Covariates

Participants’ demographic and occupational characteristics were measured as covariates. Demographic characteristics included age, gender, and education. Age was treated as a continuous variable. Education was categorized into 5 groups: graduate school, college, junior college, vocational school, and high school or junior high school. Occupational characteristics included occupation, work form, and working hours per week. Occupation was

Table 2

Pearson’s correlation coefficients for age and scale scores

	1	2	3	4	5	6	7
1. Age							
2. Psychological demands (JCQ)	−0.176**						
3. Job control (JCQ)	−0.007	0.083**					
4. Supervisor support (JCQ)	−0.090**	−0.201**	0.330**				
5. Coworker support (JCQ)	−0.115**	−0.052*	0.315**	0.634**			
6. Extrinsic reward (Short ERIQ)	−0.085**	−0.179**	0.276**	0.517**	0.443**		
7. Psychosocial safety climate (PSC-12)	0.006	−0.167**	0.324**	0.606**	0.494**	0.488**	
8. Psychological distress (K6 scale)	−0.242**	0.278**	−0.089**	−0.229**	−0.174**	−0.339**	−0.255**

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

Abbreviations: ERIQ, Effort–Reward Imbalance Questionnaire; JCQ, Job Content Questionnaire; PSC-12, 12-item psychosocial safety climate scale.

Please cite this article as: Inoue A et al., Moderating Effect of Psychosocial Safety Climate on the Association of Job Demands and Job Resources With Psychological Distress Among Japanese Employees: A Cross-sectional Study, Safety and Health at Work, <https://doi.org/10.1016/j.shaw.2025.02.001>

categorized into 4 groups: managerial, non-manual, manual employee, and others. Work form was also categorized into 4 groups: day shift, shift work with night duty, shift work without night duty, and night shift. Working hours per week were categorized into 5 groups: 30 hours or less, 31–40 hours, 41–50 hours, 51–60 hours, and 61 hours or more.

2.3. Statistical analysis

Hierarchical multiple regression analyses were performed using psychological distress (the total K6 score) as a dependent variable. Independent variables were entered in the following sequence: covariates (demographic and occupational characteristics) (Step 1), main effects of job demands (psychological demands), job resources (job control, supervisor support, coworker support, and extrinsic reward), and PSC (Step 2), and interaction terms of job demands and job resources with PSC (Step 3). If a significant interaction effect was observed in Step 3, a *post hoc* simple slope analysis was performed at 1 standard deviation (SD) above and below the mean PSC score. Throughout a sequence of analyses, *R*-squared (*R*²), adjusted *R*², and ΔR^2 (indicating an increase from the previous step) were calculated at each step to evaluate the model fit. Furthermore, a residual analysis was performed to evaluate the level of autocorrelation in the residuals via the Durbin–Watson

statistic (ranging from 0 to 4.0 and a value of 2.0 indicated no autocorrelation). Prior to the analyses, job demands, job resources, and PSC scores were mean-centered to avoid multicollinearity when interaction terms were entered in Step 3. In addition to the total K6 score, separate analyses were conducted using the individual K6 item scores as dependent variables. This allowed for a more detailed investigation into how specific aspects of psychological distress (as captured by the K6) are associated with job demands, job resources, and PSC. The regression analyses followed the same procedure as for the total K6 score. The significance threshold was set at 0.05 (2-tailed). Statistical analyses were performed utilizing IBM SPSS Statistics for Windows (version 27.0; Armonk, NY: IBM Corp.).

3. Results

Table 3 presents the results of the hierarchical multiple regression analyses. There was a significant positive main effect of psychological demands ($\beta = 0.159, p < 0.001$) and significant negative main effects of extrinsic reward and PSC on psychological distress ($\beta = -0.283, p < 0.001$ and $\beta = -0.077, p = 0.002$, respectively), adjusted for demographic and occupational characteristics (Step 2). However, no significant main effects of job control, supervisor support, or coworker support were observed. When

Table 3
Associations of demographic and occupational characteristics, job demands, job resources, and psychosocial safety climate (PSC) with psychological distress: hierarchical multiple regression analyses

Standardized coefficient (β)	Step 1		Step 2		Step 3	
	Estimate	<i>p</i>	Estimate	<i>p</i>	Estimate	<i>p</i>
Age	-0.223	<0.001	-0.242	<0.001	-0.241	<0.001
Gender (men vs. women)	0.025	0.305	0.024	0.276	0.027	0.225
Education (vs. high school or junior high school)						
Graduate school	-0.022	0.350	0.000	0.983	-0.001	0.956
College	-0.021	0.431	0.021	0.387	0.019	0.447
Junior college	0.010	0.677	0.007	0.765	0.004	0.846
Vocational school	-0.026	0.274	-0.032	0.140	-0.034	0.119
Occupation (vs. managerial employee)						
Non-manual employee	0.026	0.443	-0.047	0.131	-0.047	0.131
Manual employee	0.030	0.322	-0.030	0.279	-0.033	0.247
Other	-0.003	0.904	-0.043	0.074	-0.045	0.064
Work form (vs. day shift)						
Shift work with night duty	0.028	0.188	0.023	0.246	0.023	0.245
Shift work without night duty	0.018	0.378	-0.007	0.705	-0.006	0.754
Night shift	0.014	0.494	0.000	0.983	0.000	0.983
Working hours per week (vs. 30 hours or less)						
31–40 hours	0.007	0.793	-0.012	0.624	-0.011	0.655
41–50 hours	0.048	0.092	-0.002	0.948	-0.001	0.982
51–60 hours	0.084	<0.001	0.042	0.062	0.042	0.063
61 hours or more	0.057	0.013	0.003	0.900	0.002	0.925
Psychological demands			0.159	<0.001	0.150	<0.001
Job control			-0.004	0.845	-0.007	0.766
Supervisor support			-0.017	0.554	-0.018	0.536
Coworker support			-0.021	0.412	-0.013	0.648
Extrinsic reward			-0.283	<0.001	-0.280	<0.001
Psychosocial safety climate (PSC)			-0.077	0.002	-0.076	0.003
Psychological demands \times PSC					-0.053	0.008
Job control \times PSC					-0.012	0.572
Supervisor support \times PSC					-0.020	0.535
Coworker support \times PSC					0.034	0.253
Extrinsic reward \times PSC					0.003	0.888
Model fit indices	Estimate	<i>p</i>	Estimate	<i>p</i>	Estimate	<i>p</i>
<i>R</i> ²	0.071	—	0.232	—	0.236	—
Adjusted <i>R</i> ²	0.064	—	0.225	—	0.226	—
ΔR^2	0.071	<0.001	0.161	<0.001	0.003	0.104
Residual analysis (Durbin–Watson statistic)	2.044		2.019		2.021	

Please cite this article as: Inoue A et al., Moderating Effect of Psychosocial Safety Climate on the Association of Job Demands and Job Resources With Psychological Distress Among Japanese Employees: A Cross-sectional Study, Safety and Health at Work, <https://doi.org/10.1016/j.shaw.2025.02.001>

the interaction terms of job demands and job resources with PSC were added in the model (Step 3), main effects of psychological demands, extrinsic reward, and PSC remained significant ($\beta = 0.150, p < 0.001$; $\beta = -0.280, p < 0.001$; and $\beta = -0.076, p = 0.003$, respectively). Furthermore, a significant negative interaction effect of psychological demands with PSC was observed ($\beta = -0.053, p = 0.008$). However, job resources had no significant interactions with PSC. In addition, these interaction terms did not significantly contribute toward explaining psychological distress ($\Delta R^2 = 0.003, p = 0.104$). A *post hoc* simple slope analysis showed that the simple slope of psychological demands was lesser at higher levels of PSC (1 SD above the mean) ($\beta = 0.101, p < 0.001$) than at lower levels (1 SD below the mean) ($\beta = 0.199, p < 0.001$) (see Fig. 1). Residual analysis confirmed that the residuals were hardly autocorrelated as the Durbin–Watson statistics were extremely close to the optimal value of 2.0 (2.044, 2.019, and 2.021 for Steps 1–3, respectively).

Separate analyses using the individual K6 item scores as dependent variables revealed consistent significant positive main effects of psychological demands ($\beta = 0.069$ to $0.187, p < 0.001$ to 0.002) and significant negative main effects of extrinsic reward ($\beta = -0.268$ to $-0.202, p < 0.001$) across all six K6 items. Additionally, the negative interaction effect of psychological demands with PSC was significant for five items (Q2–Q6) ($\beta = -0.055$ to $-0.043, p = 0.008$ to 0.041) and marginally significant for nervousness (Q1) ($\beta = -0.039, p = 0.065$). These findings indicate that the results obtained using the total K6 score as the outcome variable were largely replicated when analyzing individual items. Detailed results of these item-specific analyses are provided in the Supplementary data.

4. Discussion

This study demonstrated a significant positive main effect of psychological demands and significant negative main effects of extrinsic reward and PSC on psychological distress. Furthermore, a significant negative interaction effect of psychological demands with PSC on psychological distress (i.e., buffering effect of PSC on the association of psychological demands with psychological distress) was observed. Job control, supervisor support, and coworker support had neither a significant main effect on psychological distress nor significant interaction with PSC.

For job demands, a significant positive main effect of psychological demands on psychological distress was observed. This is consistent with the “health impairment process,” in the JD-R model, which assumes that high job demands lead to strain and health impairment [36], as well as meta-analytic findings on the association of psychological demands with psychological health problems (common mental disorders and burnout) [37,38]. This study supported the theoretical model and replicated prior findings. Furthermore, there was a significant buffering effect of PSC on the association of psychological demands with psychological distress. This is also consistent with prior findings from Australia and Malaysia [1,8,25–27]. Our finding suggests that when workplaces have established systems and procedures to safeguard employees’ psychological health and safety, the consequences of psychological demands for psychological health problems are mitigated. As a mechanism for buffering effect of PSC on job demands, Dollard and Bakker [1] have argued that in high-PSC contexts, employees’ coping skills toward high job demands are enhanced through the provision of support to employees that leads to the conservation and accumulation of personal resources. Personal resources should also be included in future analytical models to substantiate their arguments and elucidate the mechanism in further detail.

For job resources, a significant negative main effect of extrinsic reward was observed. However, no significant main effects of job control, supervisor support, or coworker support were observed, which only partially supported the JD-R model that job resources improve psychological health problems [36]. As this study was conducted amid the coronavirus disease 2019 pandemic, a significant number of employees experienced economic hardship due to the pandemic. Furthermore, the widespread use of remote work made it difficult for companies to conduct fair and equitable personnel evaluations. Therefore, employees may have been more conscious of the fair reward allocation. It is also plausible that the extensive use of remote work reduced opportunities for in-person interactions with supervisors and coworkers or that the line between work and home life became blurred, even when job control increased, which may have resulted in an unclear association of job control, supervisor support, and coworker support with psychological distress. Furthermore, no significant interactions of job resources with PSC were observed. This is consistent with the findings of Dollard and Bakker [1]. However, the findings of Yulita

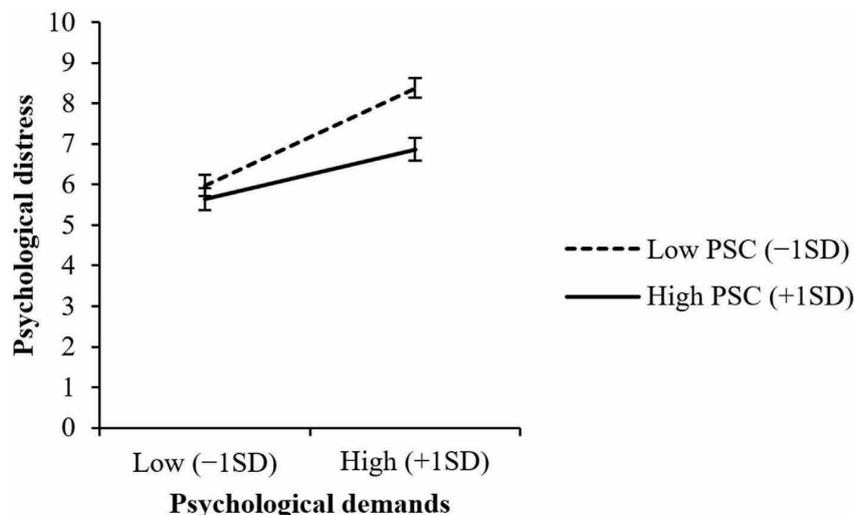


Fig. 1. Interaction between psychological demands and psychosocial safety climate (PSC) on psychological distress: *post hoc* simple slope analysis. SD, standard deviation.

et al are different [19]. Besides the fact that this study was conducted amid the coronavirus disease 2019 pandemic, discrepancy in these findings could be explained by differences in the indicators included in job resources. Dollard and Bakker [1] used mainly cognitive resources, such as job control, as indicators of job resources, while Yulita *et al* [19] included cognitive and emotional resources. Job control and extrinsic reward do not necessarily focus on the emotional domain of job resources [39,40]. Furthermore, items in the JCQ on supervisor and coworker support are not necessarily specific to measure the emotional domain [39]. Hence, a significant amplifying effect of PSC on the negative association of job resources with psychological distress may not have been observed in this study. Prior studies have suggested that PSC is possibly more aligned to an emotional resource rather than a cognitive one [1]. Therefore, future studies should focus on emotional resources and examine the moderating effect of PSC for each content domain of job resources.

This study has some limitations. First, this study was conducted exclusively among participants registered with a specific private online survey company. Therefore, our findings should be generalized with caution. Second, since PSC focuses on the “shared perceptions” of employees toward their organization, a multilevel analysis was theoretically required as it encompassed analysis at both individual and group levels [1]. However, owing to the non-nested structure of our sample within companies or workplaces, such an analysis could not be performed. Third, our findings may have been confounded by various factors that were not measured. For instance, individuals with higher levels of neurotic traits were more likely to assess their psychosocial work environment poorly [41] and may have been more psychologically distressed [42]. Hence, lack of measurements of personality traits may have caused an overestimation of the true association. Fourth, since the primary variables utilized in the analyses were measured via a self-report questionnaire, our findings may be susceptible to common method bias [43]. Fifth, this study captured only 5 factors as job demands and job resources according to the DCS and ERI models [28,29]. Therefore, future studies should measure various job demands (job insecurity, role ambiguity, role conflict, harassment, etc.) and job resources (performance feedback, procedural fairness, opportunities for development, etc.) to examine the moderating effect of PSC in further detail. Sixth, we did not obtain data on participants' employment status (e.g., full-time vs. part-time). In Japan, the standard working hours per week for full-time employees are typically 40 hours. While working hours per week were obtained, there was no clear and consistent classification of employment status, as some full-time employees may work fewer than 40 hours per week due to accommodations, such as health-related adjustments, and some part-time employees may work more than 40 hours per week due to overtime. This limitation prevents us from performing a subgroup analysis based on employment status, which may influence the generalizability of the findings. Lastly, owing to the cross-sectional design, causal inferences were limited. Our findings could indicate that individuals experiencing psychological distress tended to perceive their work as more demanding and their PSC as lower.

Considering these limitations, future research should focus on the following areas. First, longitudinal studies are needed to establish causal relationships between PSC, job demands, job resources, and psychological distress, particularly examining how PSC interacts with job demands and job resources over time to influence psychological distress. Second, intervention trials aimed at enhancing PSC could provide valuable insights into whether this enhancement buffers the consequences of psychological demands for psychological distress. Practical strategies for enhancing PSC may include management commitment, employee involvement in

decision-making, and policies to reduce excessive working hours. Third, future research should consider subgroup analyses based on employment status as employment status may influence how PSC interacts with job demands and job resources, offering a more nuanced understanding of the factors contributing to psychological distress in different work settings. Lastly, research should consider industry-specific and cultural differences in the perception of PSC, as these factors could offer deeper insights into how PSC functions across various workplace contexts.

In conclusion, this study suggests that PSC buffers the positive association of psychological demands with psychological distress. However, the explanation rate for the interaction of job demands (and job resources) with PSC for psychological distress was not statistically significant. In addition, the simple slope of psychological demands was significant, even when PSC was high. Hence, to reduce the negative consequences of excessive psychological demands for mental health, reduction of psychological demands as well as enhancement of PSC is essential. In particular, addressing the issue of long working hours through organization-wide initiatives, such as the establishment of clear guidelines and policies to reduce working hours, along with the active involvement of management in monitoring and reducing workload, can substantially reduce psychological demands. Furthermore, to enhance PSC, it is essential that management demonstrates commitment to stress prevention, prioritizes psychological health and safety, and encourages participation from all levels of the organization [3]. Practical steps include ensuring regular check-ins between managers and employees, promoting work–life balance, and integrating employee feedback through surveys or structured feedback sessions. Fostering a culture of open communication, where employees feel supported in expressing concerns about stress and workload, is also crucial. Future research should explore if our results can be replicated through a prospective approach and conduct intervention trials to assess whether enhancing PSC buffers the consequences of psychological demands for psychological distress.

CRediT authorship contribution statement

Akiomi Inoue: Writing – original draft, Visualization, Project administration, Methodology, Investigation, Funding acquisition, Formal analysis, Data curation, Conceptualization. **Hisashi Eguchi:** Writing – review & editing, Funding acquisition. **Yuko Kachi:** Writing – review & editing. **Akizumi Tsutsumi:** Writing – review & editing, Supervision, Funding acquisition.

Funding

This study was supported by Japan Society for the Promotion of Science (JSPS KAKENHI: Grant Numbers JP20K10477, JP23K09754, and JP24K13538) and Ministry of Health, Labour and Welfare, Japan (Industrial Disease Clinical Research Grants: Grant Numbers 200401-01 and 230201-01).

Conflicts of interest

The authors declare no conflict of interests.

Acknowledgments

We thank Editage (www.editage.com) for English language editing.

Data statement

The data underlying this article will be shared on reasonable request to the corresponding author.

Appendix A. Supplementary data

Supplementary data to this article can be found online at <https://doi.org/10.1016/j.shaw.2025.02.001>.

References

- [1] Dollard MF, Bakker AB. Psychosocial safety climate as a precursor to conducive work environments, psychological health problems, and employee engagement. *J Occup Organ Psychol* 2010;83:579–99.
- [2] Zadow A, Dollard MF, Parker L, Storey K. Psychosocial safety climate: a review of the evidence. In: Dollard MF, Dormann C, Idris MA, editors. *Psychosocial safety climate: a new work stress theory*. Cham (Switzerland): Springer; 2019. p. 31–75.
- [3] Hall GB, Dollard MF, Coward J. Psychosocial safety climate: development of the PSC-12. *Int J Stress Manag* 2010;17:353–83.
- [4] Brotheridge CM, Grandey AA. Emotional labor and burnout: comparing two perspectives of “people work”. *J Vocat Behav* 2002;60:17–39.
- [5] Idris MA, Dollard MF, Tuckey MR. Psychosocial safety climate as a management tool for employee engagement and performance: a multilevel analysis. *Int J Stress Manag* 2015;22:183–206.
- [6] Noblet A, LaMontagne AD. The role of workplace health promotion in addressing job stress. *Health Promot Int* 2006;21:346–53.
- [7] Bakker AB, Demerouti E, Verbeke W. Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Hum Resour Manag* 2004;43:83–104.
- [8] Law R, Dollard MF, Tuckey MR, Dormann C. Psychosocial safety climate as a lead indicator of workplace bullying and harassment, job resources, psychological health and employee engagement. *Accid Anal Prev* 2011;43:1782–93.
- [9] Dollard MF, Opie T, Lenthall S, Wakerman J, Knight S, Dunn S, Rickard G, MacLeod M. Psychosocial safety climate as an antecedent of work characteristics and psychological strain: a multilevel model. *Work Stress* 2012;26:385–404.
- [10] Idris MA, Dollard MF, Coward J, Dormann C. Psychosocial safety climate: conceptual distinctiveness and effect on job demands and worker psychological health. *Saf Sci* 2012;50:19–28.
- [11] Bailey TS, Dollard MF, McLinton SS, Richards PAM. Psychosocial safety climate, psychosocial and physical factors in the aetiology of musculoskeletal disorder symptoms and workplace injury compensation claims. *Work Stress* 2015;29(2): 190–211.
- [12] Bailey TS, Dollard MF, Richards PAM. A national standard for psychosocial safety climate (PSC): PSC 41 as the benchmark for low risk of job strain and depressive symptoms. *J Occup Health Psychol* 2015;20:15–26.
- [13] Afsharian A, Dollard M, Miller E, Puvimanasinghe T, Esterman A, De Anstiss H, Ziaian T. Refugees at work: the preventative role of psychosocial safety climate against workplace harassment, discrimination and psychological distress. *Int J Environ Res Public Health* 2021;18:10696.
- [14] Zadow AJ, Dollard MF, Dormann C, Landsbergis P. Predicting new major depression symptoms from long working hours, psychosocial safety climate and work engagement: a population-based cohort study. *BMJ Open* 2021;11: e044133.
- [15] Idris MA, Dollard MF, Winefield AH. Integrating psychosocial safety climate in the JD-R model: a study amongst Malaysian workers. *SA J Ind Psychol* 2011;37:a851.
- [16] Idris MA, Dollard MF, Yulita. Psychosocial safety climate, emotional demands, burnout, and depression: a longitudinal multilevel study in the Malaysian private sector. *J Occup Health Psychol* 2014;19:291–302.
- [17] Idris MA, Dollard MF. Psychosocial safety climate, work conditions, and emotions in the workplace: a Malaysian population-based work stress study. *Int J Stress Manag* 2011;18:324–47.
- [18] Yulita Dollard MF, Idris MA. Climate congruence: how espoused psychosocial safety climate and enacted managerial support affect emotional exhaustion and work engagement. *Saf Sci* 2017;96:132–42.
- [19] Yulita Y, Idris MA, Dollard MF. Effect of psychosocial safety climate on psychological distress via job resources, work engagement and workaholism: a multilevel longitudinal study. *Int J Occup Saf Ergon* 2022;28:691–708.
- [20] Havermans BM, Boot CRL, Houtman ILD, Brouwers EPM, Anema JR, van der Beek AJ. The role of autonomy and social support in the relation between psychosocial safety climate and stress in health care workers. *BMC Public Health* 2017;17:558.
- [21] Ansah EW, Mintah JK, Ogah JK. Psychosocial safety climate predicts health and safety status of Ghanaian fuel attendants. *Univ J Public Health* 2018;6:63–72.
- [22] Liu B, Lu Q, Zhao Y, Zhan J. Can the psychosocial safety climate reduce ill-health presenteeism? Evidence from Chinese healthcare staff under a dual information processing path lens. *Int J Environ Res Public Health* 2020;17: 2969.
- [23] Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, Tsutsumi A. Perceived psychosocial safety climate, psychological distress, and work engagement in Japanese employees: a cross-sectional mediation analysis of job demands and job resources. *J Occup Health* 2023;65:e12405.
- [24] Hobfoll SE. The influence of culture, community, and the nested-self in the stress process: advancing conservation of resources theory. *Appl Psychol* 2001;50:337–421.
- [25] Hall GB, Dollard MF, Winefield AH, Dormann C, Bakker AB. Psychosocial safety climate buffers effects of job demands on depression and positive organizational behaviors. *Anxiety Stress Coping* 2013;26:355–77.
- [26] Garrick A, Mak AS, Cathcart S, Winwood PC, Bakker AB, Lushington K. Psychosocial safety climate moderating the effects of daily job demands and recovery on fatigue and work engagement. *J Occup Organ Psychol* 2014;87: 694–714.
- [27] Loh MY, Idris MA, Dollard MF, Isahak M. Psychosocial safety climate as a moderator of the moderators: contextualizing JD-R models and emotional demands effects. *J Occup Organ Psychol* 2018;91:620–44.
- [28] Johnson JV, Hall EM. Job strain, work place social support, and cardiovascular disease: a cross-sectional study of a random sample of the Swedish working population. *Am J Public Health* 1988;78:1336–42.
- [29] Siegrist J. Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *J Occup Health Psychol* 1996;1:27–41.
- [30] Van den Broeck A, Van Ruysseveldt J, Vanbelle E, De Witte H. The job demands–resources model: overview and suggestions for future research. In: Bakker AB, editor. *Advances in positive organizational psychology*, vol. 1. Binley (UK): Emerald Group Publishing Limited; 2013. p. 83–105.
- [31] Kawakami N, Kobayashi F, Araki S, Haratani T, Furui H. Assessment of job stress dimensions based on the job demands-control model of employees of telecommunication and electric power companies in Japan: reliability and validity of the Japanese version of the Job Content Questionnaire. *Int J Behav Med* 1995;2:358–75.
- [32] Karasek RA. *Job content questionnaire and User's Guide*. Lowell (US): Lowell: University of Massachusetts; 1985.
- [33] Kurioka S, Inoue A, Tsutsumi A. Optimum cut-off point of the Japanese short version of the Effort-Reward Imbalance Questionnaire. *J Occup Health* 2013;55:340–8.
- [34] Inoue A, Eguchi H, Kachi Y, McLinton SS, Dollard MF, Tsutsumi A. Reliability and validity of the Japanese version of the 12-item psychosocial safety climate scale (PSC-12J). *Int J Environ Res Public Health* 2021;18:12954.
- [35] 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* 2008;17:152–8.
- [36] Schaufeli WB, Bakker AB. Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: a multi-sample study. *J Organ Behav* 2004;25: 293–315.
- [37] Stansfeld S, Candy B. Psychosocial work environment and mental health—a meta-analytic review. *Scand J Work Environ Health* 2006;32:443–62.
- [38] Aronsson G, Theorell T, Grape T, Hammarström A, Hogstedt C, Marteinsdottir I, Skoog I, Träskman-Bendz L, Hall C. A systematic review including meta-analysis of work environment and burnout symptoms. *BMC Public Health* 2017;17:264.
- [39] de Jonge J, Dormann C. Stressors, resources, and strain at work: a longitudinal test of the triple-match principle. *J Appl Psychol* 2006;91:1359–74.
- [40] de Jonge J, Gevers J, Dollard M. Managing employee creativity and health in nursing homes: the moderating role of matching job resources and matching occupational rewards. *Int J Stress Manag* 2014;21:361–83.
- [41] Villaume K, Hasson D. Employee health-relevant personality traits are associated with the psychosocial work environment and leadership. *Int J Occup Environ Health* 2017;23:25–39.
- [42] Ormel J, Jeronimus BF, Kotov R, Riese H, Bos EH, Hankin B, Rosmalen JGM, Oldehinkel AJ. Neuroticism and common mental disorders: meaning and utility of a complex relationship. *Clin Psychol Rev* 2013;33:686–97.
- [43] Podsakoff PM, MacKenzie SB, Lee JY, Podsakoff NP. Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *J Appl Psychol* 2003;88:879–903.