

# 働く人々のセルフ・コンパッションが Covid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響

土屋 佑介<sup>†</sup>

## The Moderating Effect of Self-Compassion on Fear of Covid-19 and Subjective Well-Being

TSUCHIYA Yusuke

### Abstract

The purpose of this research is to examine the moderating effect of self-compassion on the fear of Covid-19 and subjective well-being. Using data from a web questionnaire through an Internet research firm (N=276) and analyzed by hierarchical multiple regression, we found that fear of Covid-19 negatively influenced subjective well-being, but the relationship between the two was at a lower degree in cases of high self-compassion. These results indicate that self-compassion is effective against the fear of infection that in turn lowers an individual's subjective well-being. Finally, our research contributed to self-compassion research, suggesting a conceptual framework for the conservation of resource theory by advancing the accumulative research on the use of self-compassion in organizations.

**Keywords** : Fear of Covid-19, Self-Compassion, Subjective Well-Being, Moderating Effects, Conservation of Resource Theory

### 序論

本研究の目的は、働く人々のセルフ・コンパッションがCovid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響を明らかにすることである。これまでに、産業衛生分野でCovid-19への恐れ（fear of Covid-19）を含む感染症への恐怖が主観的幸福感（subjective well-being）を低下させることが明らかにされてきた。また、セルフ・コンパッション（self-compassion; SC）が主観的幸福感を高めることもメタ分析等で明らかにされてき

---

<sup>†</sup> 大阪産業大学 経営学部経営学科 准教授

草稿提出日 11月15日

最終原稿提出日 11月24日

た。しかしながら、Covid-19への恐れが主観的幸福感に与える影響に対するSCの調整効果を検討した研究は存在しない。SCによって、Covid-19への恐れが主観的幸福感に与える影響にどのような差が生じるのか。そこで本研究は、資源保存理論 (conservation of resources theory; e.g., Hobfoll, 1989; COR) に基づき、Covid-19への恐れによって失われた個人資源を自ら資源を生成する活動であるSCを通じて、主観的幸福感を回復できるとするモデルを検証していく。

本研究がCORを理論的枠組みとする理由は2つある。1つ目は、CORがSCに関連する異なる学問分野を理解するための1つのレンズとなるからである。SCの研究は、社会心理学や組織心理学領域で進められ、近年、組織行動論に導入されたものの、共通の理論的枠組みがない中で、一貫した研究蓄積が進められていない。2つ目は、CORがすでに主観的幸福感を説明する理論的枠組みとして用いられているためである (ten Brummehuis, Rothbard, & Uhrich, 2017)。そのため本研究は、組織行動論におけるSC研究で、一貫した理論枠組みを据えた研究蓄積に貢献できる点で意義を持つ。

## 理論的背景と仮説構築

### 資源保存理論 (COR)

CORとは、動機づけに関連した理論であり、個人による資源の獲得、保持、形成、保護に向けた行動を説明とする (Hobfoll, 2011)。ここでいう資源とは「個人の目標達成に役立つものと認識されるもの」 (Halbesleben, Neveu, Paustian-Underdahl, & Westman, 2014) で、Hobfoll (2011) では、物的資源 (e.g., 仕事道具、車)、状況的資源 (e.g., 支持的な仕事関係、職場での年功)、個人資源 (e.g., 自己効力感や自尊心といった主要スキルや個人特性)、エネルギー資源 (e.g., 知識や信用) の4つが挙げられている。

CORは、現在保有している資源を保持しようとする動機と、将来より多くの資源を獲得するために現在保有している資源に投資しようとする動機という相反する2つの動機を同時に持つと前提を置く。この前提から4つの原則と3つの付随事項が導かれる (Hobfoll, Halbesleben, Neveu, & Westman, 2018, p.106)。第1に損失優先の原則 (primacy of loss principle) であり、個人にとって資源を失うことは、失った資源を得ることよりも心理的に有害であるという意味である。このため、個人の資源が枯渇した時には、行動を控え防衛的になる絶望の原則 (desperation principle) という第2の原則が導かれる。以上は、現在保有している資源を保持しようとする動機に基づいている。一方で、将来より多くの資源を獲得するために現在保有している資源に投資しようとする動機に基づくと、個人は資源の損失から自らを守り、損失からの回復やより多くの資源獲得のために資源に投資す

働く人々のセルフ・コンパッションがCovid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響（土屋佑介）

るという資源投資の原則（resource investment principle）という第3の原則が導かれる。この投資は、第4の獲得パラドックスの原則（gain paradox principle）へと展開される。というのも、資源失った状況下において、資源をより多く獲得しようという動機が最も高まるからである。この4つの原則を基にした3つの付随事項は、第1に、資源を多く保有している人は資源喪失に脆弱ではなく、資源獲得能力が高い一方で、資源が枯渇している人は資源喪失に脆弱なため、資源獲得能力が低くなるというものである。このため、資源を喪失するほど投資が困難になる資源喪失スパイラルに陥る（第2の付随事項）一方で、資源を獲得すると投資をしやすくなる結果、さらに資源が獲得できる資源獲得サイクルに入る（第3の付随事項）とされる。以上のCORに基づいて、以下では本研究で検証する仮説について説明していく。

### **Covid-19への恐れが主観的幸福感に与える影響**

本研究では、独立変数として、Covid-19への恐れを取り扱う。Covid-19への恐れはストレスラーの一種であり、感染症の流行に伴う恐怖として捉えられている（Ahorsu, Lin, Imani, Saffari Griffiths, & Pakpour., 2020）。産業衛生の分野では、心気症や不安などの心理的反応による悪影響が、感染症の危機の際に個人の健康や幸福に影響を与えることが示されている（e.g., Duncan, Schaller, & Park, 2009; Pappas, Kiriaze, Giannakis, & Falagas, 2009）一方で従属変数として、本研究は健康や幸福感を表す変数である主観的幸福感を扱う。主観的幸福感とは「感情状態を含み、家族・仕事など特定の領域に対する満足や人生全般に対する満足を含む広範な概念」であり（伊藤・相良・池田・川浦, 2003, p.276）、個人は個人が成功しているという感覚や自らの人生が有意義であるという感覚である。

CORに基づけば、高いCovid-19への恐れは、個人資源の喪失をもたらす変数として位置づけられる（c.f., Crawford, LePine, & Rich, 2010）。個人の資源が枯渇した時には、行動を控え防衛的になる（第2の原則）ため、個人は自らが成功しているという感覚や自らの人生が有意義であるという感覚を得にくくなるだろう。したがって、以下の仮説を導出する。

仮説1. Covid-19への恐れは、主観的幸福感に負の影響を与える。

### **セルフ・コンパッションの調整効果**

次に調整変数として「苦痛や心配を経験したときに、自分自身に対する思いやりの気持ちを持ち、否定的経験を人間として共通のものとして認識し、苦痛に満ちた考えや感情を

バランスがとれた状態にしておくこと」(有光, 2014, p.51)と定義されるSCを取り上げる。なぜなら、CORに基づけば、SCは自ら資源を生成する活動だと捉えられるからである(Schabram & Heng, 2022)。

SCには自分への優しさ(self-kindness)、共通の人間性(common humanity)、マインドフルネス(mindfulness)という3つのポジティブな側面と、自己批判(self-judgement)と孤独感(isolation)、過剰同一化(over-identification)という3つのネガティブな側面で構成される(Gilbert, McEwan, Matos & Rivis, 2011)。自分への優しさは、苦しみに対して自分に労わるように優しい言葉をかける程度を指し、対極に自分の失敗や欠点を厳しく批判する程度である自己批判を置く。共通の人間性は、人間とは周りの事象によって生かされている存在であることに気づき、周りと同化して苦しみを共有し緩和できる程度を指し、対極に失敗をして苦しんでいるのが自分だけであるかのように感じる程度である孤独感を置く。マインドフルネスは、現実で起きていることに意識を集中できる程度を指し、対極に自分自身やその経験の否定的な部分に囚われたり、おおげさに考えたりする程度を指す過剰同一化を置く(Neff, 2003, p.85)。

以上の6つの側面をNeffは1因子として捉えているが、近年では、概念化したポジティブな要素とネガティブな要素は、それぞれ異なる構成概念を測定しているため、測定値として別々に使用したほうがよいと指摘されてもいる(Lopez, Sanderman, Ranchor, & Schroevers, 2018, p.326)。しかしながら、本研究では提唱者であるNeffの考えに依拠して、1因子として扱うこととする。

先に述べた通り、CORに基づけば、SCは自ら資源を生成する活動である。つまり、個人はSCに取り組む投資を行うことで個人資源である主観的幸福感を獲得できるということである。この投資は、個人が成功しているという感覚や自らの人生が有意義であるという感覚を含む個人資源を獲得したい、あるいは、そうした資源を損失から守りたいという動機から生じると考えられる(Hobfoll, 2011)。この考え方を支持する既存研究として、SCは主観的幸福感を高めることが多くの研究で実証され(e.g., Neff, Rude, & Kirkpatrick, 2007)、メタ分析でも上記の関係が確認されていることが挙げられる(Zessin, Dickhäuser, & Garbade, 2015)。したがって、個人はSCに取り組むことで個人資源を獲得する結果、主観的幸福感を高めることができると考えられるため、以下の仮説を導出する。

仮説2. SCは、主観的幸福感に正の影響を与える。

働く人々のセルフ・コンパッションがCovid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響（土屋佑介）

また、CORに基づけば、個人が「資源の損失を防ぎ、損失から回復し、資源を獲得するために、資源へと投資しなければならない」（Hobfoll, 2011, p.117）。この原則は、個人が資源を投資する動機として、現在保有している資源を保持しようとする動機と、将来より多くの資源を獲得するために現在保有している資源に投資しようとする動機という相反する2つの動機を同時に持つために生じる。このため、個人は資源の損失から自らを守り、損失からの回復やより多くの資源獲得のために資源に投資するという資源投資の原則が導かれる。ここからすでに資源を持っているときに、より多くの成功を収めるために資源を投入するシナリオと、資源を失ったときに、その損失を回復するために資源を投入するシナリオが想定されるが、本研究は後者のシナリオを想定する。

個人はCovid-19への恐れによって、個人資源を失うために、主観的幸福感は低減する。この損失を補うために、個人が自ら資源を生成する活動であるSCに取り組む結果、Covid-19への恐れが主観的幸福感に与える負の影響は、低減すると推測される。したがって以下の仮説を導出する。

仮説3. SCは、Covid-19への恐れと主観的幸福感の関係を調整する。特に、SCの程度が高い時に、Covid-19への恐れと主観的幸福感の負の関係が低減する。

以上の3つの仮説を分析モデルとしたのが図1である。

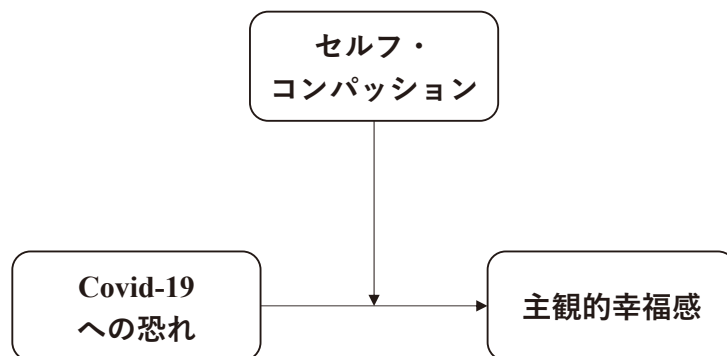


図1. 本研究の分析モデル

## 方法

### 調査対象

仮説を検証するため、本研究はインターネット調査会社であるマクロミルを通じて質問紙調査を実施した。2021年6月と7月という異なる時期に収集する調査デザインは、「予

測変数と基準変数の測定の間時間に時間差を導入することによって、時間的な分離を作り出す」ことを意図している (Podsakoff, MacKenize, Lee, & Podsakoff, 2003, p.887)。特に、分析結果に大きな影響を与えるコモン・メソッド・バイアス (common method bias) のリスクを減らすために、異なる変数を異なるタイミングで測定した。6月の調査では、独立変数である回答者の Covid-19への恐れを測定し、7月の調査で従属変数である主観的幸福感と調整変数である SC を測定した。

調査対象は、20歳～59歳までの正規社員に限定した。加えて、業界によっては、Covid-19の影響により、営業停止の可能性があったため、旅行業、飲食店、サービス業（旅館・その他の宿泊所・娯楽業）については調査対象から除外した。

2回の調査で合計304名の回答を得たものの、そのうち8名は1回目と2回目の調査の間に勤務状況に変更があったため（3名は退職、5名は休職）、20名は測定項目間の評価が同じだったため除外した。その結果、有効回答数は276名となった。性別は男性143名（52%）と女性133名（48%）、平均年齢は38.3歳（SD = 10.4）である。平均勤続年数は5年未満が89名（32.3%）と最も多く、5年以上10年未満も67名（24.3%）となっているため、勤続年数は10年以下が50%以上を占めている。業種は製造業が91名（33%）で最も多く、次いで卸売業・小売業（12%）となっている。業種に関するその他の内訳は表1の通りである。

表1. 回答者の業種内訳

| 業種                   | 度数  | %    |
|----------------------|-----|------|
| 1 農業、林業              | 1   | 0%   |
| 2 漁業                 | 1   | 0%   |
| 3 鉱業、採石業、砂利採取業       | 1   | 0%   |
| 4 建設業                | 24  | 9%   |
| 5 製造業                | 91  | 33%  |
| 6 電気、ガス、熱供給、水道業      | 2   | 1%   |
| 7 情報通信業              | 24  | 9%   |
| 8 運輸、郵便業             | 24  | 9%   |
| 9 卸売業、小売業            | 33  | 12%  |
| 10 金融業、保険業           | 23  | 8%   |
| 11 不動産業、物品賃貸業        | 11  | 4%   |
| 12 学術研究、専門・技術サービス業   | 2   | 1%   |
| 13 教育、学習支援業          | 7   | 3%   |
| 14 医療、福祉             | 6   | 2%   |
| 15 複合サービス業           | 3   | 1%   |
| 16 サービス業（他に分類されないもの） | 8   | 3%   |
| 17 公務                | 2   | 1%   |
| 18 その他／分類不能の産業       | 13  | 5%   |
| 合計                   | 276 | 100% |



## 測定尺度

本研究の分析モデルで用いた全測定尺度は、付録に掲載している。

**Covid-19への恐れ (F\_Cov)** Masuyama, Shinkawa, and Kubo (2020) が作成した新型コロナウイルス恐怖尺度の7項目を用いた。質問項目は「新型コロナウイルスをととても怖いと感じる」などである ( $\alpha = .81$ )。回答形式は「全くあてはまらない (1点) ~よくあてはまる (5点)」の5件法とした。

**セルフ・コンパッション (SC)** 有光 (2014) が作成した6つの下位概念で構成される日本語版セルフ・コンパッション尺度である26項目を用いた。質問項目はそれぞれ、自己への思いやり (e.g., 苦しみを経験しているとき、自分自身にやさしくする)、自己批判 (e.g., 本当につらいとき、自分自身に批判的になる傾向がある)、共通の人間性 (e.g., 自分の失敗は、人間のありようの一つであると考えるようにしている)、孤独感 (e.g., 気分が落ち込んだとき、多くの人がおそらく自分より幸せであるという気持ちになりがちである)、マインドフルネス (e.g., 何かで苦しい思いをしたときには、感情を適度なバランスに保つようにする)、過剰同一化 (e.g., 何かで苦痛を感じているとき、感情で頭がいっぱいになってしまう) である ( $\alpha = .92$ )。回答形式は「ほとんど全く (そうしない) (1点) ~ほとんどいつも (そうする) (5点)」までの5件法とした。なお、1因子とする際には、自己批判、孤独感、過剰同一化の得点を逆転させて合成している。

**主観的幸福感 (SWB)** 心理的幸福感の測定は、伊藤・相良・池田・川浦 (2003) が作成した主観的幸福感尺度の12項目を用いた。質問項目は「これまでどの程度成功したり出世したと感じていますか」などである ( $\alpha = .89$ )。全て5件法で尋ねているが、項目によって「全くうまくいっていない (1点) ~非常にうまくいっている (5点)」と「全く幸せでない (1点) ~とても幸せ (5点)」に変えている。

**統制変数** 本研究では、主観的幸福感に影響する変数を統制した。まず、年齢 (Age) や性別、家族構成および個人の体調の影響として、性別のダミー変数 (Gender: 女性 = 1、男性 = 0)、婚姻の有無 (Married: 既婚 = 1、独身 = 0)、子供の有無 (Child: あり = 1、なし = 0)、そして持病の有無 (Disease: あり = 1、なし = 0) を作成し、投入した。

次に、所属企業における働き方の影響として、残業時間が45時間を超えているか否か (Over45: 45時間を超えている = 1、超えていない = 0)、役職 (Manager: 管理職 = 1、非管理職 = 0)、週2回以上のテレワークを実施しているか否か (Tele\_2: 実施 = 1、未実施 = 0)、フレックスタイム制を活用して働いているか (Flex: 活用あり = 1、なし = 0) ここ1年で賃金が減少したか否か (Payout: 減少した = 1、していない = 0) のダミー変数を作成し、分析に投入した。また表1で示した回答者の業種一覧の中で最も多い製造

業従事者を考慮するために製造業ダミー（Mfg\_dummy：製造業に勤務＝1、それ以外の業種＝0）を作成するとともに、比較的柔軟な勤務方法が可能になると想定される内勤職従事者の影響を考慮するため、内勤職ダミー（Office：内勤職＝1、それ以外＝0）を作成し、投入した。

最後に、1回目の回答時期である2021年6月においては、まん延防止措置が発令されている都道府県があった。そのため、この違いによる影響を考慮するため、まん延防止措置が発令されている都道府県ダミー（Manbou：発令対象＝1、対象外＝0）を作成し、投入した。

## 結果

以下の分析に際しては、すべてHAD ver.17（清水，2016）を使用した。まず、コモンメソッド・バイアスを検討するため、Harman's single factor testを実施した（Podsakoff et al, 2003）。なぜなら、本研究の質問票調査では、全質問項目が回答者の自己回答で行われているため、変数間の因果関係が過度に強く推定され得るからである。そこで、分析モデルで用いられた全項目を投入し、主成分分析を行なった結果、固有値が1を超える因子が9つ抽出された。また、全体の寄与率63.04%に対して第1因子の寄与率は25.70%であり、第1因子による説明力は大多数でなかった。したがって、本研究においてコモンメソッド・バイアスは問題とならないと判断した。

表2. 記述統計量と相関分析の結果

|              | M     | SD    | 1       | 2       | 3      | 4       | 5       | 6       | 7       | 8      | 9      | 10     | 11    | 12     | 13    | 14   | 15    | 16   |
|--------------|-------|-------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|------|-------|------|
| 1 F_Cov(T1)  | 2.73  | 0.74  | 1.00    |         |        |         |         |         |         |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 2 SC (T2)    | 3.03  | 0.59  | -0.05   | 1.00    |        |         |         |         |         |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 3 SWB (T2)   | 3.06  | 0.65  | -0.22** | 0.49**  | 1.00   |         |         |         |         |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 4 Gender     | 0.48  | 0.50  | 0.11*   | -0.01   | -0.05  | 1.00    |         |         |         |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 5 Age        | 38.30 | 10.42 | 0.08    | -0.09   | -0.09  | 0.01    | 1.00    |         |         |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 6 Married    | 0.51  | 0.50  | 0.00    | 0.04    | 0.11*  | 0.01    | 0.02    | 1.00    |         |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 7 Child      | 0.39  | 0.49  | 0.06    | -0.01   | -0.13* | 0.23**  | -0.23** | 0.08    | 1.00    |        |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 8 Manager    | 0.12  | 0.33  | -0.01   | -0.06   | 0.06   | -0.20** | 0.28**  | -0.18** | -0.67** | 1.00   |        |        |       |        |       |      |       |      |
| 9 Paycut     | 0.34  | 0.48  | 0.10*   | 0.00    | -0.02  | 0.46**  | 0.02    | 0.07    | 0.21**  | -0.14* | 1.00   |        |       |        |       |      |       |      |
| 10 Manbou    | 0.67  | 0.47  | -0.03   | 0.01    | 0.06   | -0.12*  | 0.23**  | 0.05    | -0.14*  | 0.11*  | 0.01   | 1.00   |       |        |       |      |       |      |
| 11 Disease   | 0.20  | 0.40  | 0.13*   | -0.03   | -0.01  | -0.06   | 0.03    | -0.01   | -0.04   | 0.05   | -0.06  | 0.03   | 1.00  |        |       |      |       |      |
| 12 Office    | 0.46  | 0.50  | 0.04    | 0.06    | 0.15*  | 0.02    | 0.02    | 0.20**  | 0.02    | -0.01  | 0.14*  | 0.07   | 0.01  | 1.00   |       |      |       |      |
| 13 Mfg-dummy | 0.33  | 0.47  | 0.12*   | -0.17** | -0.13* | 0.05    | 0.23**  | 0.04    | 0.04    | 0.06   | 0.11*  | 0.07   | 0.03  | 0.05   | 1.00  |      |       |      |
| 14 Tele_2    | 0.27  | 0.44  | 0.00    | 0.09    | 0.18** | 0.01    | 0.04    | 0.09    | -0.10   | 0.04   | -0.02  | 0.07   | -0.04 | 0.43** | 0.06  | 1.00 |       |      |
| 15 Flex      | 0.30  | 0.46  | -0.05   | -0.05   | 0.03   | -0.09   | 0.07    | -0.06   | -0.06   | 0.19** | -0.11* | 0.04   | -0.01 | 0.05   | 0.04  | 0.08 | 1.00  |      |
| 16 Over45    | 0.06  | 0.24  | 0.08    | 0.02    | 0.03   | -0.10   | 0.17**  | -0.01   | -0.08   | 0.04   | -0.12* | 0.32** | -0.03 | -0.05  | -0.01 | 0.03 | -0.02 | 1.00 |

\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$ , + $p < .10$

注1) T1=Time 1, T2=Time 2

注2) F\_Cov= Fear of Covid-19, SC=Self-compassion, SWB=Subjective well-being



働く人々のセルフ・コンパッションがCovid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響（土屋佑介）

次に、各尺度の平均値と標準偏差、および尺度間の相関関係についても算出し、尺度得点には、各項目の算術平均をとった。表2は以上をまとめたものである。表2を見ると、COVID-19への恐れと主観的幸福感の間には、有意な負の相関が見られる（ $r = -.22$ ,  $p < .01$ ）。またSCと主観的幸福感の間には、有意な正の相関が見られる（ $r = .49$ ,  $p < .01$ ）が、COVID-19への恐れとSCには、相関関係は見られなかった（ $r = -.05$ , n.s.）。

以上の結果を踏まえて、本研究はAiken and West（1991）に基づき、前述した3つの仮説について、階層的重回帰分析を行なった。表3より、統制変数の影響を除いた後のStep2で、COVID-19への恐れと主観的幸福感の間に有意な負の関係が見られた（ $\beta = -.18$ ,  $p < .01$ ）。このことから、仮説1は支持された。次に仮説2に関して、Covid-19への恐れの影響を除いた後のStep3で、SCと主観的幸福感の間に有意な正の関係が見られた（ $\beta = .62$ ,  $p < .01$ ）。そのため、仮説2も支持された。

最後に、Step4でCOVID-19への恐れとSCの交互作用項を投入して、交互作用効果を

表3. 階層的重回帰分析の結果

| 変数名             | 従属変数   |        |        |        |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|
|                 | 主観的幸福感 |        |        |        |
|                 | Step1  | Step2  | Step3  | Step4  |
| Gender          | -.01   | .01    | .10    | .12+   |
| Age             | -.01+  | -.01+  | -.01+  | -.01   |
| Married         | -.16   | -.14   | -.09   | -.07   |
| Child           | .03    | .04    | .05    | .07    |
| Manager         | .09    | .06    | .04    | .04    |
| Paycut          | .00    | .03    | .04    | .03    |
| 統制変数 Manbou     | .14+   | .14+   | .09    | .09    |
| Disease         | -.20*  | -.17+  | -.07   | -.06   |
| Office          | .02    | .03    | .05    | .04    |
| Mfg_dummy       | .04    | .03    | .03    | .02    |
| Tele_2          | .11    | .13    | .08    | .08    |
| Flex            | .19*   | .18*   | .17*   | .17*   |
| Over45          | .07    | .14    | .17    | .14    |
| 独立変数 F_Cov      |        | -.18** | -.13** | -.13** |
| SC              |        |        | .62**  | .65**  |
| 交互作用 F_Cov × SC |        |        |        | .11*   |
| $R^2$           | .10*   | .14**  | .43**  | .44**  |
| Adjust $R^2$    | .05    | .09    | .40    | .41    |
| $\Delta R^2$    |        | .04    | .31    | .01    |

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$

注) 表中の値は標準化された回帰係数

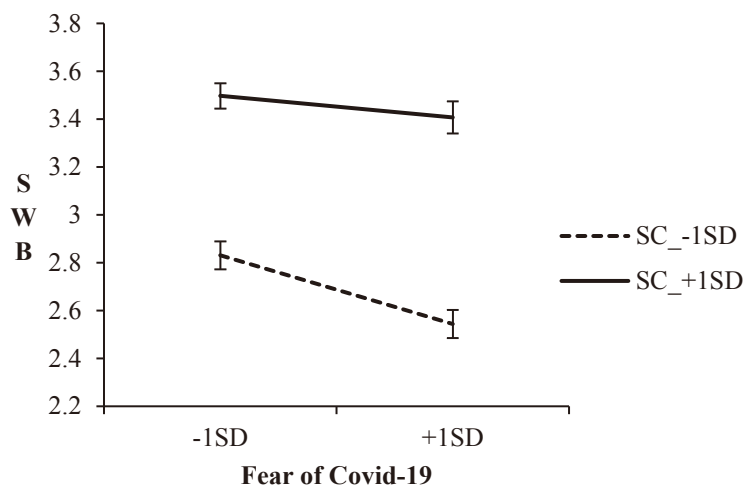


図2. Covid-19への恐れとセルフ・コンパッションの単純傾斜分析

検証した結果、交互作用項の影響が確認された ( $\beta = .11$ ,  $p < .05$ )。また単純傾斜の検定を行ったところ、図2. で示すように、SCが低い群ではCovid-19への恐れが主観的幸福感に与える影響は有意なままであったが ( $\beta = -.20$ ,  $t(259) = -3.67$ ,  $p < .01$ )、SCが高い群ではCovid-19への恐れが主観的幸福感に与える影響は有意でなかった ( $\beta = -.06$ ,  $t(259) = -1.11$ , n.s.)。したがって、仮説3も支持された。

## 考察

本研究の目的は、働く人々のSCがCovid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響を明らかにすることであった。分析の結果、Covid-19への恐れは、主観的幸福感に負の影響を与えたものの、SCの程度が高い時に、Covid-19への恐れと主観的幸福感の負の関係が低減していた。

既存研究では、Covid-19への恐れを含む感染症への恐怖が主観的幸福感を低下させることやSCが主観的幸福感を高めることについて明らかにされてきた。しかしながら、これらの研究は共通の理論的枠組みに基づいて研究されてきたわけではなかったため、Covid-19への恐れとSCの組み合わせが主観的幸福感に与える影響については検討されてこなかった。そこで本研究では、CORを理論的枠組みに据えることで、上記の組み合わせの影響を検討することを可能にした。

しかしながら、本研究にもいくつか課題がある。まず本研究で収集したデータは調査会社を介したオンライン調査であったため、集団レベルでの分析は行っておらず個人レベル

働く人々のセルフ・コンパッションがCovid-19への恐れと主観的幸福感の関係に与える影響（土屋佑介）

での分析に留まっている。今後、職場要因によって受ける影響も考慮した分析を実施するため、マルチレベルでの分析を行うことが望ましい。またサンプルサイズは、測定項目の数を考慮すれば大きいとは言えない。そのため、今後より規模の大きいサンプルを収集することで分析の頑健性を高める必要があるだろう。

最後に本研究は、感染症への恐怖が個人の幸福感を下げることに對して、SCが有効であることを示した。本研究の貢献は、今後、組織行動論において、CORを理論的枠組みに据えることで、SCを用いた研究蓄積を進展させることができる点にあるといえよう。

## 謝辞

本研究は、特定非営利活動法人組織学会の「若手会員を中心とする共同研究」の支援を受けたものである。

## 引用文献

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Ahorsu, D. K., Lin, C. Y., Imani, V., Saffari, M., Griffiths, M. D., & Pakpour, A. H. (2020). The fear of COVID-19 scale: development and initial validation. *International Journal of Mental Health and Addiction, 20*, 1537-1545.
- 有光興記 (2014). 「セルフ・コンパッション尺度日本語版の作成と信頼性、妥当性の検討」『心理学研究』85 (1), 50-59.
- Crawford, E. R., LePine, J. A., & Rich, B. L. (2010). Linking job demands and resources to employee engagement and burnout: a theoretical extension and meta-analytic test. *Journal of Applied Psychology, 95* (5), 834-848.
- Duncan, L. A., Schaller, M., & Park, J. H. (2009). Perceived vulnerability to disease: Development and validation of a 15-item self-report instrument. *Personality and Individual Differences, 47* (6), 541-546.
- Gilbert, P., McEwan, K., Matos, M., & Rivis, A. (2011). Fears of compassion: Development of three self-report measures. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 84* (3), 239-255.
- Halbesleben, J. R., Neveu, J. P., Paustian-Underdahl, S. C., & Westman, M. (2014). Getting to the “COR” understanding the role of resources in conservation of resources theory. *Journal of Management, 40* (5), 1334-1364.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: a new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist, 44* (3), 513-524.
- Hobfoll, S. E. (2011). Conservation of resource caravans and engaged settings. *Journal of*

*Occupational and Organizational Psychology*, 84 (1), 116-122.

- Hobfoll, S. E., Halbesleben, J., Neveu, J. P., & Westman, M. (2018). Conservation of resources in the organizational context: The reality of resources and their consequences. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 5, 103-128.
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 (2003). 「主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討」『心理学研究』74 (3), 276-281.
- López, A., Sanderman, R., Ranchor, A. V., & Schroevers, M. J. (2018). Compassion for others and self-compassion: Levels, correlates, and relationship with psychological well-being. *Mindfulness*, 9 (1), 325-331.
- Masuyama, A., Shinkawa, H., & Kubo, T. (2020). Validation and Psychometric Properties of the Japanese Version of the Fear of COVID-19 Scale Among Adolescents. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 20, 387-397.
- Neff, K. (2003) Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2 (2), 85-101.
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2013) A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self-compassion program. *Journal of Clinical Psychology*, 69 (1), 28-44.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K. L., & Rude, S. S. (2007). Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of Research in Personality*, 41 (1), 139-154.
- Pappas, G., Kiriaze, I. J., Giannakis, P., & Falagas, M. E. (2009). Psychosocial consequences of infectious diseases. *Clinical Microbiology and Infection*, 15 (8), 743-747.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88 (5), 879-903.
- Schabram, K., & Heng, Y. T. (2022). How other-and self-compassion reduce burnout through resource replenishment. *Academy of Management Journal*, 65 (2), 453-478.
- 清水裕士 (2016). 「フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育、研究実践における利用方法の提案」『メディア・情報・コミュニケーション研究』1, 59-73.
- ten Brummelhuis, L. L., Rothbard, N. P., & Urich, B. (2017). 'Beyond Nine to Five: Is working to excess bad for health?'. *Academy of Management Discoveries*, 3, 262-283.
- Zessin, U., Dickhäuser, O., & Garbade, S. (2015). The relationship between self-compassion and well-being: A meta-analysis. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 7 (3), 340-364.

付録：本研究における測定尺度

Covid-19への恐れ（Fear of Covid-19）（ $\alpha = .81$ ）（adopted from Masuyama et al., 2020）

- 1 新型コロナウイルスをとっても怖いと感じる
- 2 新型コロナウイルスのことを考えると、いやな気持ちになる
- 3 新型コロナウイルスのことを考えると、手に冷たい汗をかく
- 4 新型コロナウイルスによって命を失ってしまうことが怖い
- 5 メディア（テレビやインターネットなど）で新型コロナウイルスに関するニュースや話を見聞きすると、そわそわしたり、不安になったりする
- 6 新型コロナウイルスにかかってしまうのでは、と心配になって眠れない
- 7 新型コロナウイルスにかかってしまうことを考えると、心臓がドキドキしたり、動悸（胸が苦しい感じ）がする

セルフ・コンパッション（ $\alpha = .92$ ）（adopted from 有光、2014）

自己への思いやり

- 1 私は感情的な苦痛を感じているとき、自分自身にやさしくする
- 2 私は苦労を経験しているとき、必要とする程度に自分自身をいたわり、やさしくする
- 3 私は苦しみを体験しているとき、自分自身にやさしくする
- 4 私は自分自身の欠点と不十分なところについては、やさしい目で見ようとしている
- 5 私は自分のパーソナリティの好きでないところについては理解し、やさしい目で見ようとしている

共通の人間性

- 6 私は自分にとって物事が悪い方向に向かっているとき、そうした困難は誰もが経験するような人生の一場面に過ぎないと思う
- 7 私は気分がどん底のときには、自分と同じような気持ちになっている人が世界には大勢いると思うことを思い出すようにする
- 8 私は自分自身にどこか不十分なところがあると感じると、多くの人も不十分であるという気持ちで共有していることを思い出すようにする
- 9 私は自分の失敗は、人間のありようの一つであると考えようとしている

マインドフルネス

- 10 私は何かで苦しい思いをしたときには、感情を適度なバランスに保つようにする
- 11 私は何か苦痛を感じる事が起こったとき、その状況についてバランスのとれた見方をするようにする
- 12 私は自分にとって大切なことを失敗したときは、偏りがないように物事をとらえるようにする
- 13 私は気分が落ち込んでいるとき、自分の感情に関心をもち、心を開いて対処しようとする

自己批判（1因子とする際には、得点を逆転させている）

- 14 私は自分自身の欠点や不十分なところについて、不満に思っているし、批判的である
- 15 私は本当につらいとき、自分自身に批判的になる傾向がある
- 16 私は自分のパーソナリティの好きでないところに対しては、やさしくなれないし、いらだちを感じる
- 17 私は自分自身について自分が好きでない点について考えたとき、自分自身を批判的に考えてしまう
- 18 私は自分が苦しんでいるとき、自分自身に少し冷たい気持ちになることがある

孤独感（1因子とする際には、得点を逆転させている）

- 19 私は自分の不十分なところについて考えると、自分以外の世界から切り離され、排除されたような気分になりがちである
- 20 私は気分が落ち込んだとき、多くの人がおそらく自分より幸せであるという気持ちになりがちである
- 21 私は自分が悪戦苦闘しているときに、他の人はもっと楽をしているに違いないという気持ちになりやすい
- 22 私は自分にとって大切な何かに失敗したとき、自分の失敗の中でひとりぼっちのように感じる傾向がある

過剰同一化（1因子とする際には、得点を逆転させている）

- 23 私は気分が落ち込んだときには、間違ったことすべてについて、くよくよと心配し、こだわる傾向にある
- 24 私は自分にとって重要なことを失敗したとき、無力感で頭がいっぱいになる
- 25 私は何かで苦痛を感じているとき、感情で頭がいっぱいになってしまう
- 26 私は何か苦痛を感じる事が起こったとき、その出来事を大げさに考える傾向がある

主観的幸福感（ $\alpha = .89$ ）（adopted from 伊藤ほか、2003）

- 1 私は人生は面白いと思う
- 2 過去と比較して、現在の生活は幸せだと思う
- 3 私はここ数年やってきたことを全体的に見て、幸せを感じている
- 4 私はものごとが思ったように進まない場合でも、その状況に適切に対処できると思う
- 5 私は危機的な状況（人生を狂わせるようなこと）に出会ったとき、自分が勇気を持ってそれに立ち向かって解決していけるという自信がある
- 6 私は今の調子でやっていけば、これから起きることにもしっかりと対応できる自信がある
- 7 私は期待通りの生活水準や社会的地位を手に入れたと思う
- 8 私はこれまでである程度成功したり出世したと感じている
- 9 私は自分がやろうとしたことをやり遂げている
- 10 私は自分の人生は退屈だとか面白くないと感じている\*
- 11 私は将来のことが心配である\*
- 12 私は自分の人生には意味がないと感じている\*

注) \*は逆転項目

